

わが国の長期低金利についての一考察

On the persistently low interest rate in Japan

村 田 治

The purpose of this paper is to clarify the causes of the persistently low interest rate in Japan. For that purpose we theoretically investigate the determinants of nominal long-term interest rate. Particularly, we focus on the potential growth rate and the risk premiums. In the concrete we estimate the nominal long-term interest rate etc. on the potential growth rate, inflation rate and the risk premiums which are composed of GDP gap, national burden rate, elderly population ratio, monetary base GDP ratio, and so on.

As a result, it become clear that the contribution ratio of the potential growth rate to the nominal long-term interest rate is about 60% and the contribution ratio of the risk premiums are about 40%. Furthermore we show that the risk premiums which have an influence on the long-term interest rate are GDP gap, monetary base GDP ratio and elderly population ratio.

Osamu Murata

JEL : E43, E44, E52, H62

キーワード : 長期低金利、自然利子率、リスク・プレミアム、潜在成長率、非伝統的金融政策

Keywords : the persistently low interest rate, the natural rate of interest, the risk premium, the potential growth rate, the untraditional monetary policy

はじめに

わが国の名目長期金利はバブル崩壊後下落の一途をたどっており、近年はほぼゼロ%で推移している。実際、10年国債の利回りは1990年9月をピークに低下し続けており、2021年1月~8月の平均値は約0.07%となっている。同様に、主要国の長期金利も1980年代初頭以降、趨勢的な低下傾向が続いてい

る。このような状況を踏まえ、わが国を含めた主要国の長期金利の低下要因について様々な視点から分析がなされてきた。主な論点として大きく二つを挙げることができる。

一つは、長期金利の低下を自然利子率との比較で捉える考え方である¹⁾。現実の実質金利が自然利子率に比べて低いならば金融政策は緩和的であり高いならば引締めのであると判断し、いわば自然利子率を金融政策の参照基準と見なす考え方である²⁾。さらに、長期停滞論と結びつけて、自然利子率そのものが趨勢的に低下傾向にあるとの主張がなされる。言い換えれば、長期金利の趨勢的な低下傾向の背後には自然利子率の低下があり、自然利子率の低下の要因として潜在成長率の低下や長期的な供給過剰を指摘する考え方である。加えて、潜在成長率を規定する要因として全要素生産性や人口動態の影響などを強調する見方もある。

もう一つの視点は、長期金利の低下の原因を自然利子率以外に求める考え方である。基本的なマクロ経済学にしたがうなら、政府債務残高や国債残高 GDP 比率等の上昇は長期金利の上昇圧力（国債価格の下落圧力）として作用する³⁾。しかしながら、わが国において典型的に見られるように、国債残高 GDP 比率が極めて高い値で推移しているにもかかわらず長期国債金利はゼロ%近辺で推移している。この事実を説明するために、自然利子率以外の要因を探ろうとする考え方である。要因の一つの候補としては、ターム・プレミアムやソプリリスク・プレミアムから構成されるリスク・プレミアムに焦点を合わせる考え方がある。

-
- 1) Laubach and Williams (2003) や Holston, Laubach and Williams (2017) においては、自然利子率とは潜在産出量や不変インフレ率と整合的な短期実質利子率と定義している。また、小田・村永 (2003, p.1) では自然利子率を景気中立的な実質利子率と定義し、岩崎・須藤他 (2016, p.1) においては自然利子率を完全雇用のもとで貯蓄と投資をバランスさせる実質利子率の水準と定義している。
 - 2) 例えば、岩崎・須藤他 (2016, p.1) においても、「金融緩和の基本メカニズムは、伝統的金融政策、非伝統的金融政策にかかわらず、実質金利を自然利子率よりも低位にすることである」と説明されている。
 - 3) 具体的な長期金利の上昇圧力としては、財政破綻の可能性によるリスク・プレミアムの上昇とクラウディング・アウト効果が考えられる。

本稿の目的は、わが国の名目長期金利低下の原因を探ることにある。その際、上で述べた自然利子率の低下やリスク・プレミアムの影響に焦点を合わせて考察する。自然利子率の低下に関しては、代理変数として潜在成長率の動向について考察する。また、リスク・プレミアムに関しては、財政要因、高齢化要因、景気要因、非伝統的金融政策要因などについて考察する。

本稿の構成は以下の通りである。第1節では、名目長期金利の決定要因について理論的に考察し、第2節では、わが国と主要国の長期金利の推移を概観し、自然利子率およびその代理変数である潜在成長率の推移を観察する。第3節では、わが国における長期金利の低下要因について、特に、リスク・プレミアムに焦点を合わせて考察し、第4節では、わが国の名目長期金利および実質長期金利の低下要因について実証分析を行う。

1. 名目長期金利の決定要因

本節では、次節以降の実証分析の準備として、名目長期金利の構成要素と決定要因に関して理論的な分析を行う。はじめに、その重要な構成要素である自然利子率について考察し、次いで、名目長期金利の他の構成要素や決定要因について分析する。

(1) 自然利子率の理論的導出

いま、 U を現時点から無限の将来までの効用、 u を各時点での効用、 c を代表的個人の各時点での実質消費、 ρ を時間選好率とすると代表的個人の異時点間の効用関数 U は次式のように定義される⁴⁾。

$$U = \int_0^{\infty} u(c)e^{-\rho t} dt, \quad u'(c) > 0, \quad u''(c) < 0 \quad (1)$$

さらに、 k を一人当たり資本ストック、 n を人口成長率、 w を実質賃金率、 r を実質利子率とすると家計の予算制約式は

$$\dot{k} = w + (r - n)k - c \quad (2)$$

4) 代表的家系 (dynasty) の効用関数を考える場合は、代表的家系の異時点間の効用関数 U は、家系の人口成長率 n を考慮して、 $U = \int_0^{\infty} u(c)e^{-(\rho-n)t} dt$ と表される。

と表される。(1)(2) 式より、 λ を所得のシャドウプライスとするとハミルトニアン H は

$$H = u(c)e^{-\rho t} + \lambda[w + (r - n)k - c] \quad (3)$$

と定式化でき、最大化の一階の条件

$$\lambda = u'(c)e^{-\rho t} \quad (4)$$

$$\dot{\lambda} = -(r - n)\lambda \quad (5)$$

が求まる⁵⁾。さらに、(4) 式を時間 t で微分し (5) 式に代入すると

$$r = -[u''(c)c/u'(c)](\dot{c}/c) + n + \rho \quad (6)$$

を得る。ここで、効用関数 $u(c)$ を異時点間の消費の代替の弾力性が一定であるとし、

$$u(c) = \frac{c^{(1-\theta)} - 1}{1-\theta} \quad (7)$$

と仮定すると⁶⁾、(6) 式は

$$r = \theta(\dot{c}/c) + n + \rho \quad (8)$$

となる。ここで、経済が均斉成長経路上にあるとすると、一人当たり消費の成長率は一人当たり資本ストック k の成長率に等しくなるので、

$$\dot{c}/c = \dot{K}/K - n \quad (9)$$

となる。ただし、 K は資本ストックを表している。

次に、GDP を Y 、全要素生産性（技術進歩率）を A 、労働量を L とすると、一次同次の生産関数 F は

$$Y = F(AL, K) = ALf(\tilde{k}) \quad (10)$$

と表される。ただし、 AL は効率労働を表し、効率労働一単位当たりの資本ストック \tilde{k} と効率労働一単位当たりの GDP \tilde{y} はそれぞれ、

5) (4)(5) 式以外に、横断条件として、 $\lim_{t \rightarrow \infty} [\lambda(t)k(t)] = 0$ が必要である。

6) θ は相対的リスク回避度を示しており、異時点間の消費の代替の弾力性の逆数となっている。

$$\tilde{k} = K/AL \quad (11)$$

$$\tilde{y} = Y/AL \quad (12)$$

と定義される。均斉成長経路では効率労働一単位当たりの資本ストック \tilde{k} は一定となるので、(9)(11) 式から

$$\dot{c}/c = \dot{A}/A \quad (13)$$

が求まる。均斉成長率経路での利子率を自然利子率 r^* と定義すると、(8)(13) 式より

$$r^* = \theta(\dot{A}/A) + n + \rho \quad (14)$$

を得る。ところで、均斉成長経路では効率労働一単位当たりの GDP \tilde{y} は一定であるので、潜在成長率（均斉成長経路での GDP 成長率） g は全要素生産性成長率と人口成長率に等しくなり

$$g = \dot{A}/A + n \quad (15)$$

と表される。さらに、先行研究の実証結果から相対的リスク回避度 θ を 1 と仮定すると (14)(15) 式から、

$$r^* = g + \rho \quad (16)$$

を得る⁷⁾。

(2) 名目長期金利の構成要素

次に、(16) 式で示される自然利子率を前提に、名目長期金利の決定要因について考察する。まず、名目長期金利を i_L 、名目短期金利を i_S 、リスク・プレミアムを R とすると、金利の期間構造モデルから

$$i_L = \sum i_S/T + R \quad (17)$$

7) 脚注 4 のように人口成長を考慮した代表的家系を考えた場合、(14) 式は、

$$r^* = \theta(\dot{A}/A) + \rho$$

となり、人口成長率 n をゼロに近似できるなら、自然利子率=潜在成長率+時間選好率、の関係を導くことができる。

が成立する⁸⁾。また、実質短期金利を r_S 、短期予想インフレ率を π_S とすると、フィッシャー方程式から

$$i_S = r_S + \pi_S \quad (18)$$

が得られるので、(17)(18) 式から

$$i_L = \sum r_S/T + \sum \pi_S/T + R \quad (19)$$

が成立する⁹⁾。さらに、実質長期金利を r_L 、長期予想インフレ率を π_L とし、

$$r_L = \sum r_S/T \quad (20)$$

$$\pi_L = \sum \pi_S/T \quad (21)$$

と定義すると、(19) 式は

$$i_L = r_L + \pi_L + R \quad (22)$$

と表される。言い換えれば、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・プレミアムの和で表される。ここで、経済が均斉成長経路上にあり、実質長期金利が自然利子率に等しいとすると、

$$r_L = r^* \quad (23)$$

が成立している。(22)(23) 式より、

$$i_L = r^* + \pi_L + R \quad (24)$$

を得る。さらに、時間選好率 ρ をゼロと仮定するなら (16)(24) 式より、

$$i_L = g + \pi_L + R \quad (25)$$

となる。

8) 正確には、 $i_S = i_S(h)$ とし、 $\sum i_S/T = \sum_{h=0}^{T-1} i_S(h)/T$ と表される。ただし、 h は時点を、 T は満期年数を表している。

9) (17) 式と同様に、正確には、 $r_S = r_S(h)$ 、 $\pi_S = \pi_S(h)$ とすると、 $\sum r_S/T = \sum_{h=0}^{T-1} r_S(h)/T$ 、 $\sum \pi_S/T = \sum_{h=0}^{T-1} \pi_S(h)/T$ と表される。

(3) 名目長期金利の決定要因

ここまで、自然利子率を中心に名目長期金利の構成要素を考察してきた。しかしながら、長期国債金利で代表される名目長期金利の動きについては、(24)式で表される自然利子率や長期予想インフレ率等の動向だけでは必ずしも説明がつかないことがわかっている。上でも述べたように、わが国においては国債残高 GDP 比率が極めて高いにもかかわらず長期金利が低位で推移し、2016年以降はゼロ%近辺まで低下している。先行研究においても長期金利の低位安定に関しては次の二つの原因が注目されている。

一つは上で述べた自然利子率や潜在成長率の低下に原因を求めるものである。これに関しては、Holston, Laubach and Williams (2017) 等で採用されているように、自然利子率 r^* と潜在成長率 g 、時間選好率などの他の決定要因 z の関係を、

$$r^* = g + z \quad (26)$$

と仮定し分析する方法である¹⁰⁾。わが国については、鎌田 (2009)、岩崎・須藤・西崎・藤原・武藤 (2016)、新谷・宮尾 (2018) などが自然利子率の推計を行っている。例えば、鎌田 (2009) では、均衡実質金利は 1997 年～1998 年にかけて負値 (マイナス 1%程度) であったが 2000 年代初頭には正值に転じていると論じており、岩崎・須藤・西崎・藤原・武藤 (2016) においても、わが国の自然利子率は 1990 年代以降、潜在成長率の動向を反映して下落傾向にあり最近では概ね 0%程度で推移していると結論づけている。さらに、新谷・宮尾 (2018) においても、わが国の自然利子率は 1990 年代の低下と世界金融危機の落ち込みの後、潜在成長率の上昇を伴い 2010 年以降上昇傾向にあるとの結果を得ている¹¹⁾。

もう一つは、財政要因、景気要因や非伝統的金融政策要因などを含めリス

10) Laubach and Williams (2003, p.1063) の (2) 式では、 $r_t^* = cg_t + z_t$ と仮定されているが、Holston, Laubach and Williams (2017) では異時点間の消費の代替の弾力性を 1 と仮定し (26) 式を前提としている。

11) この他、小田・村永 (2003)、今久保・小島・中島 (2015)、岡崎・須藤 (2018) などの先行研究がある。

ク・プレミアムに原因を求める考え方である。代表的なリスク・プレミアムとしては金利の期間構造によるターム・プレミアムや、国債の信用力に伴うソプリリスク・プレミアム（財政リスク）、あるいは財政のデフォルトリスクを挙げることができる¹²⁾。また、実質成長率の低下や GDP ギャップといった景気要因に基づくリスク・プレミアムを考えることもできる¹³⁾。

しかしながら、わが国のリスク・プレミアム、特に、ソプリリスク・プレミアム（財政リスク）に関する一つの謎（パズル）が存在する。上でも述べたように、わが国の国債残高 GDP 比率は先進国の中で突出した値になっているにもかかわらず、現実にはリスク・プレミアムは上昇しておらず名目長期金利も低位で安定している。この点は、Krugman (2011) が「重大な謎 (important puzzle)」と指摘した点である。このパズルを解くために、長期金利の低位安定の原因についての多くの実証研究が行われ、名目長期金利の決定要因としていくつかの候補が絞られてきた。

具体的には、経常収支黒字、高齢化、財政再建期待、非伝統的金融政策等が挙げられる¹⁴⁾。例えば、国債の国内消化が容易であると海外からの資金調達の影響を受け難くなり（ホームバイアス）低金利での国債消化が容易となる。この国債の国内消化余力の代理変数として経常収支黒字（経常収支 GDP 比率）が考えられる。また、高齢化が進むにつれて貯蓄率が増加し金利の低下をもたらすことが理論的にも示されており¹⁵⁾、財政再建期待については国民負担率

12) 中村・八木 (2015, p.2) や田中 (2021, p.8) においては、金利の期間構造によるターム・プレミアムと国債の信用力に伴うソプリリスク・プレミアム（財政リスク）が強調されており、中里・副島・柴田 (中川)・粕谷 (2003, p.4)、一上・清水 (2012, p.5) においても財政のデフォルトリスクに伴うリスク・プレミアムが取り上げられている。

13) 小枝 (2020) の分析では、実質成長率の低下という景気要因がリスク・プレミアムを上昇させた結果づけられている

14) 中里・副島・柴田 (中川)・粕谷 (2003) においては将来の財政再建期待が金利の低位安定化をもたらしている可能性が指摘されており、一上・清水 (2012) においては急速な高齢化、対外債権の積み上がり等が金利の低位安定化をもたらしていると結論づけている。また、中村・八木 (2015) では低い国民負担率による財政再建期待、経常収支黒字による国内貯蓄超過、非伝統的金融政策、潜在成長率の低下を長期金利の低下要因として挙げている。

15) 須藤・滝塚 (2018) は世代重複モデルを用いたシミュレーションによって、少子高齢化が実質金利を下げていることを明らかにしている。

が低い場合は将来の財政再建への期待が高くなり長期金利が低位に抑制される可能性が指摘されている¹⁶⁾。さらに、世界金融危機以降、日本や米国を中心に長期国債の大量購入という非伝統的金融政策が行われ、この非伝統的金融政策がターム・プレミアムを縮小させ長期金利の低位安定化に寄与したと考えることもできる¹⁷⁾。わが国に関しては、2021年4月7日の参院決算委員会で日銀の黒田東彦総裁が「中長期的な財政健全化について市場の信認が維持されているも、長期金利のリスク・プレミアムがある程度安定していることを背景に、日銀が大量に国債を買い入れて長期金利をゼロ%程度に低位にとどめている」と述べているように、国債の大量購入がリスク・プレミアムを安定させていることがわかる。この非伝統的金融政策の指標としては、国債の大量購入を考慮してマネタリーベース GDP 比率が取り上げられている。

以上の議論や (25) 式を踏まえ、長期金利の決定要因を定式化すると以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned}
 \text{名目長期金利} &= \text{潜在成長率} + \text{長期予想インフレ率} \\
 &+ \text{財政赤字要因} + \text{政府債務要因} + \text{景気要因} \\
 &+ \text{高齢化要因} + \text{経常収支要因} \\
 &+ \text{非伝統的金融政策要因} + \text{財政再建期待要因} \quad (27)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{実質長期金利} &= \text{潜在成長率} + \text{財政赤字要因} + \text{政府債務要因} \\
 &+ \text{景気要因} + \text{高齢化要因} + \text{経常収支要因} \\
 &+ \text{非伝統的金融政策要因} + \text{財政再建期待要因} \quad (28)
 \end{aligned}$$

さらに、実質長期金利と潜在成長率の差を金利ギャップと定義すると¹⁸⁾

16) 中里・副島・柴田 (中川)・粕谷 (2003)、Hoshi and Ito (2012)、中村・八木 (2015) 等を参照のこと。

17) 中村・八木 (2015, p.7)、田中 (2021, p.15) を参照のこと。田中 (2021) においては 2000 年代前半～2010 年代後半にかけてはマネタリーベース GDP 比率の増加で表される非伝統的金融政策が長期金利の低下要因であると分析している。

18) 本来、金利ギャップ＝長期実質金利－自然利子率、と定義されるが、次節で確認するように、米国、カナダ、英国、ユーロエリアにおいては、潜在成長率は近似的に自然利子率に等しく自然利子率の代理変数と見なすことができる。また、(26) 式が示すように、自然利子率は潜在成長率

$$\begin{aligned} \text{金利ギャップ} &= \text{財政赤字要因} + \text{政府債務要因} \\ &+ \text{景気要因} + \text{高齢化要因} + \text{経常収支要因} \\ &+ \text{非伝統的金融政策要因} + \text{財政再建期待要因} \quad (29) \end{aligned}$$

を得る。上で論じたように、(27)～(29)式における財政赤字要因～財政再建期待要因はリスク・プレミアムに影響を与える要因である。

2. 主要国の長期金利と自然利子率、潜在成長率の推移

本節では、わが国と主要国の長期金利の推移と自然利子率、その代理変数である潜在成長率の推移について見ていく。最初に、G7 主要国の名目長期金利と実質長期金利の推移を概観した後、ニューヨーク連邦準備銀行のデータに基づき米国、英国、カナダ、ユーロエリアにおける自然利子率と潜在成長率の関係について確認する。最後に、これを受けて、わが国の実質長期金利と潜在成長率の関係を観察する。

(1) 主要国の名目長期金利と実質長期金利の推移

ここでは、G7 主要国とユーロエリアの名目長期金利と実質長期金利の推移を概観する。図 1 には、G7 主要国のうち英国、ドイツ、フランス、イタリアの欧州 4 カ国の名目長期金利の推移を描いている¹⁹⁾。図 1 からわかるように、欧州各国は 1981 年をピークに名目長期金利が低下しており、リーマン・ショック以後急速に低下し 4%を下回り²⁰⁾、2014 年以降は 2%以下にまで低下している。

また、図 2 には、G7 主要国のなかの米国、カナダ、日本とユーロエリアの名目長期金利の推移が描かれている。図 2 からわかるように、米国、カナダ、ユーロエリアの名目長期金利はともに 1981 年第 3 四半期にピークに達し、その後

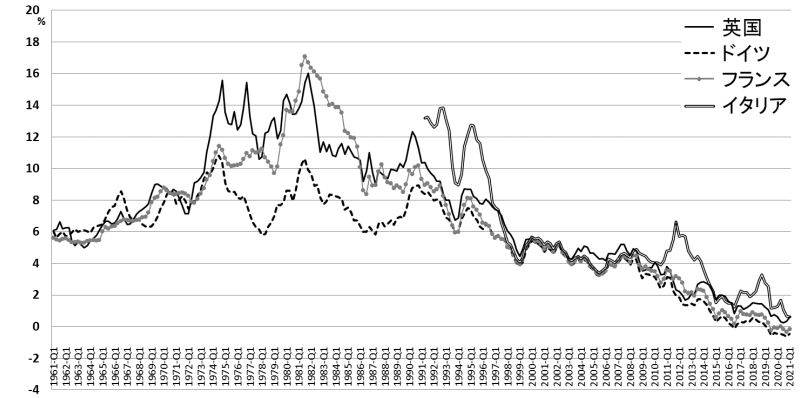
g と時間選好等その他の要因 z の和として表されるが、その他の要因 z が (28) 式の財政赤字要因～財政再建要因で構成されていると考えるなら、潜在成長率を自然利子率の代理変数と考えることができる。

19) 長期金利としては 10 年物国債利回りが用いられている。

20) 2009 年以降、イタリアを除いた英国、ドイツ、フランスにおいて 4%を下回っている。

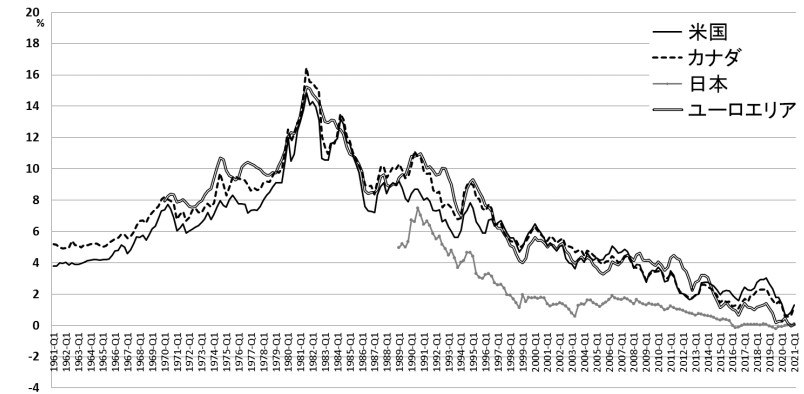
漸的に低下し 2009 年以降は 4%を下回り近年は 2%以下で推移している²¹⁾。
わが国にいたっては、バブルの崩壊によって 1990 年第 3 四半期をピークに低

図 1 欧州主要国の名目長期金利の推移



出典：OECD Stat.

図 2 北米・日本・ユーロエリアの名目長期金利の推移



出典：OECD Stat.

21) 2014 年第 1 四半期から 2021 年第 1 四半期までの平均で見ると、米国は 2.09%、カナダは 1.61%、ユーロエリアは 1.07%となっている。

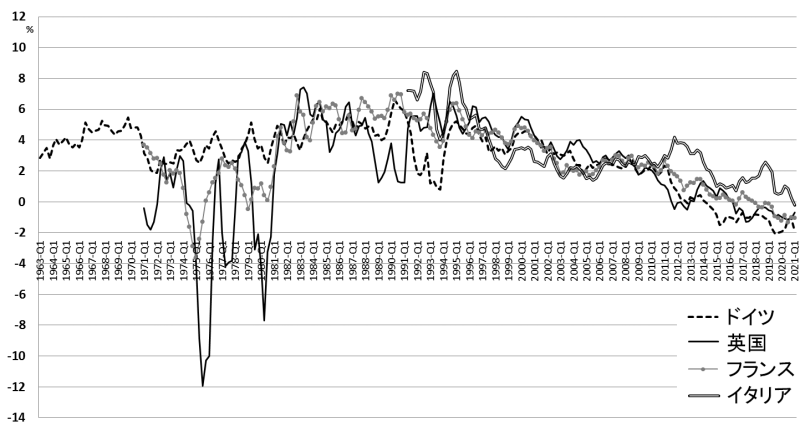
下し続け、アジア通貨期以後の 1997 年第 4 四半期以降 2%を下回り 2016 年以後は 0%の状態が続いている²²⁾。

次に、実質長期金利の推移を見ていく。図 3 には図 1 と同様に、英国、ドイツ、フランス、イタリアの欧州 4 カ国の実質長期金利の推移が描かれている²³⁾。図 3 からわかるように、一時期を除いて欧州 4 カ国の実質長期金利は名目長期金利に比べて変動が小さいことがわかる。

同様に、米国、カナダ、日本、ユーロエリアにおける実質長期金利の推移を描いたのが図 4 である。図 4 から、米国、カナダは 1983～84 年にかけて実質長期金利がピークに達し、その後低下していることが読み取れる。

さらに、各国ごとの 1990 年代、2000 年代、2010 年代の実質長期金利の平均値を求めて表にしたのが表 3 である。表 3 からわかるように、G7 主要国のすべてにおいて 1990 年代、2000 年代、2010 年代になるにつれて実質長期金

図 3 欧州主要国の実質長期金利の推移



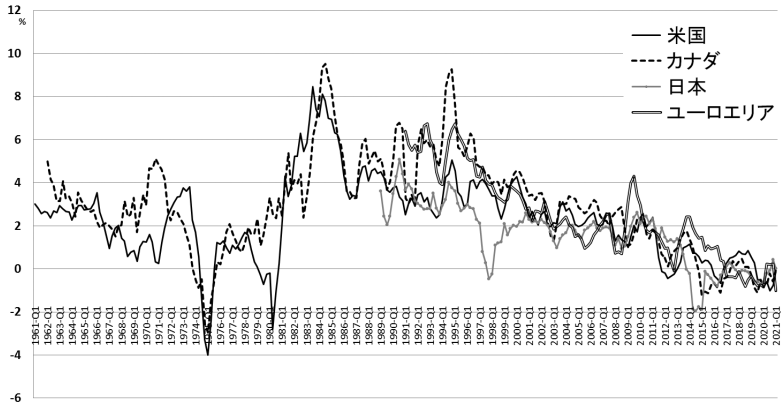
出典：OECD Stat.

22) 2016 年第 1 四半期から 2021 年第 1 四半期までの平均で見ると正確には、 -0.007% と求まる。

23) 実質長期金利は名目長期金利からインフレ率を引いた値として求めており、インフレ率としてはエネルギーと食料品を除いた消費者物価指数の変化率を用いている。

利が低下していることがわかる。特に、2010年以降、イタリアを除き実質長期金利は1%を割り込んでいる。なかでも、英国、ドイツの低さが目立つ。

図4 北米・日本・ユーロエリアの実質長期金利の推移



出典：OECD Stat.

表3 G7主要国の実質長期金利の年代別平均値

	英国	ドイツ	フランス	イタリア ²⁴⁾	米国	カナダ	日本
1990年代	4.72	3.85	5.05	5.42	3.44	5.32	2.63
2000年代	3.29	2.88	2.76	2.43	2.29	2.78	1.83
2010年代	0.00251	-0.333	0.527	1.97	0.423	0.275	0.260
1990年 ～2020年	2.56	2.03	2.69	3.13	1.99	2.69	1.52

(2) 主要国の自然利子率と潜在成長率

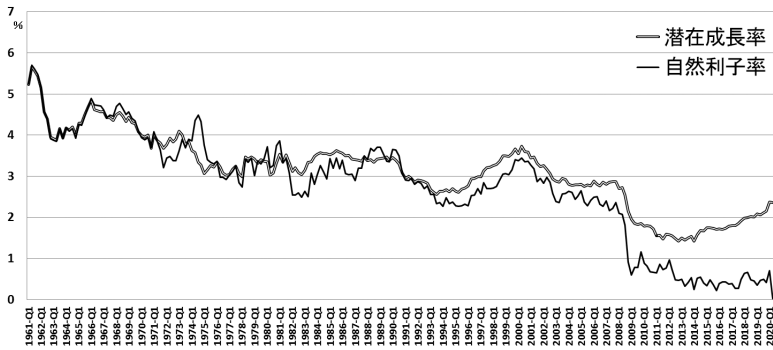
第1節の(16)(26)式から、自然利子率は潜在成長率で近似できると考えられるが、以下では、ニューヨーク連邦準備銀行が推計している、米国、カナダ、

24) 1991年第2四半期以降のデータで求めている。

英国、ユーロエリアの自然利率と潜在成長率の推移からこれを確認する²⁵⁾。これらを図示したのが図 5～図 8 である。

図 5～図 8 からわかるように、米国とユーロエリアに関しては、リーマン・

図 5 米国の自然利率と潜在成長率



出典：Federal Reserve Bank of New York : Economic Research

図 6 カナダの自然利率と潜在成長率



出典：Federal Reserve Bank of New York : Economic Research

25) ニューヨーク連邦準備銀行のデータは、Holston, Laubach and Williams (2017) の手法に基づいて、自然利率、潜在成長率、GDP ギャップ、時間選好率要因を推計したものである。

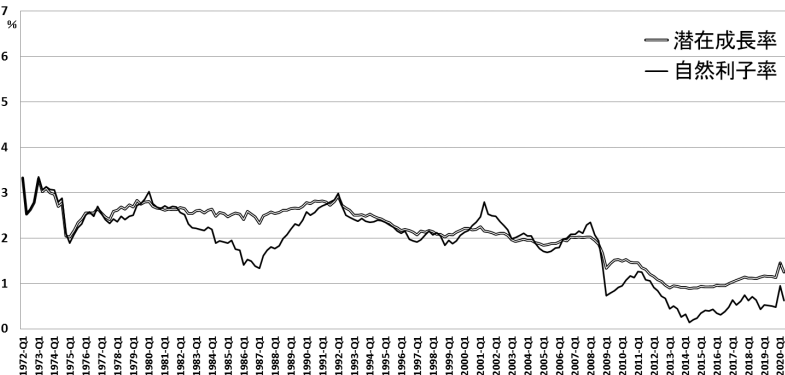
ショック以後自然利子率と潜在成長率が乖離しているが、2008年までは両者はほぼ同じ値で推移していることが読み取れる²⁶⁾。また、英国については、1990年までは両者はほぼ同じ値で推移し1991年以降自然利子率が潜在成長率を下

図7 英国の自然利子率と潜在成長率



出典：Federal Reserve Bank of New York : Economic Research

図8 ユーロエリアの自然利子率と潜在成長率



出典：Federal Reserve Bank of New York : Economic Research

26) (26)(28) 式を考慮するならば、リーマン・ショック以後の自然利子率の潜在成長率からの乖離は時間選好率やリスク・プレミアムの低下によって生じたと考えられる。

回って推移している²⁷⁾。さらに、カナダにいたっては 1961 年～2020 年の間、自然利子率と潜在成長率はほとんど同じ値で推移している²⁸⁾。以上のことから、ニューヨーク連邦準備銀行の推計から潜在成長率が自然利子率とほぼ同じ値で推移し、潜在成長率が自然利子率の代理変数と見なせると考えられる。

(3) わが国の実質長期金利と潜在成長率の推移

わが国に関しても、Holston, Laubach and Williams (2017) と同様の手法で自然利子率を推計した岩崎・須藤・西崎・藤原・武藤 (2016) や新谷・宮尾 (2018) の実証研究から²⁹⁾、自然利子率と潜在成長率がほぼ同じ値で推移しているとの結果が得られている³⁰⁾。これらの結果を基に、わが国の実質長期金利と自然利子率の代理変数としての潜在成長率の推移を描いたのが図 9 である³¹⁾。図 9 からわかるように、実質長期金利は傾向的には潜在成長率と同様に、1990 年をピークに低下化傾向にある。実際、実質長期金利と潜在成長率の 10 年毎の平均値を求めると表 4 のようになる。表 4 からわかるように、わが国の実質長期金利は 1991 年をピークに長期低下傾向にあり、潜在成長率も同様に 1987 年～89 年をピークに長期的に低下し続けている。

したがって、第 1 節の (28) 式が示すように、図 9 で表されている実質長期金利と潜在成長率の差は、財政赤字要因、政府債務要因、景気要因、高齢化要因、経常収支要因、非伝統的金融政策要因、財政再建期待要因から構成されていると考えられる。

27) 1961 年第 1 四半期～1990 年第 4 四半期までの潜在成長率の平均値は 2.79%、自然利子率は 2.83%であり、1991 年第 1 四半期～2020 年第 2 四半期までの潜在成長率の平均値は 2.35%、自然利子率は 1.98%となっている。

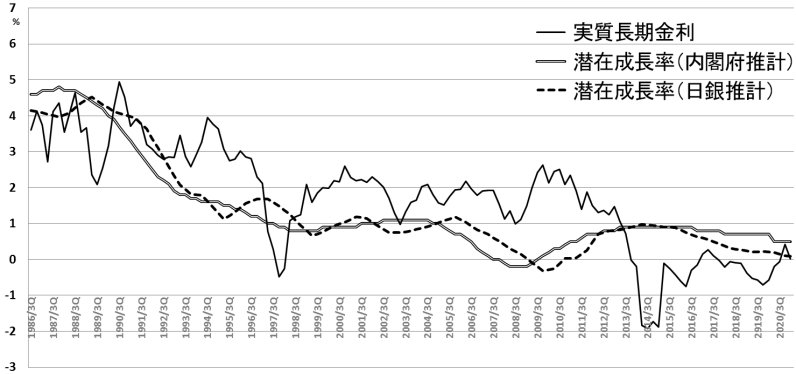
28) 1961 年第 1 四半期～2020 年第 2 四半期までの潜在成長率の平均値は 3.26%、自然利子率は 3.22%となっている。

29) 岩崎・須藤・西崎・藤原・武藤 (2016)、新谷・宮尾 (2018) の推計は Holston, Laubach and Williams (2017) の基のモデルである Laubach and Williams (2003) のモデルが用いられている。

30) 岩崎・須藤・西崎・藤原・武藤 (2016、図表 2、図表 5)、新谷・宮尾 (2018、図 4) を参照のこと。

31) 実質長期金利については、OECD Stat. の名目長期金利とインフレ率（食料品・エネルギーを除いた消費者物価）のデータを用いて作成し、潜在成長率については内閣府推計のデータと日銀推計のデータを用いている。ただし、日銀推計のデータは半年次のデータであるので、内挿法によって四半期データに修正している。

図9 わが国の実質長期金利と潜在成長率の推移



出典：内閣府、日本銀行、OECD Stat.

表4 わが国の実質長期金利と潜在成長率の動向

	1980年代	1990年代	2000年代	2010年代	2020年以降
実質長期金利	3.51%	2.63%	1.84%	0.324%	0.112%
潜在成長率（内閣府）	4.59%	1.79%	0.630%	0.738%	0.533%
潜在成長率（日銀）	4.20%	2.09%	0.750%	0.512%	0.134%

3. 長期金利の低下要因としてのリスク・プレミアム

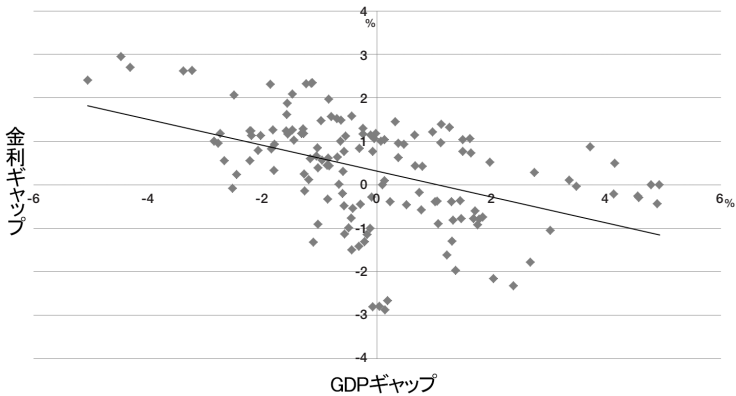
本節では、わが国における長期金利の低下要因について、特に、リスク・プレミアムに焦点を合わせて考察する。前節で見たように、わが国の実質長期金利の低下要因の一つとして潜在成長率の低下が挙げられる。他方、Krugman (2011) が「重大な謎 (important puzzle)」と指摘したように、わが国の政府債務残高 GDP 比率は先進国の中で突出した値になっているにもかかわらず名目長期金利が低位で安定している。(27)～(29) 式でも示されているように、この要因としては、潜在成長率の低下を除けばリスク・プレミアムが関係していると考えられる³²⁾。

32) ソプリリスク・プレミアムとして財政赤字要因と政府債務要因は金利上昇圧力として働くので、以下の考察からは省いている。

(1) 景気要因

はじめに、景気要因としての GDP ギャップについて見ていこう³³⁾。小枝 (2020) も指摘するように、景気の悪化はリスク・プレミアムを大きくし名目長期金利の上昇によって金利ギャップを拡大させ、逆に、好況期にはリスク・プレミアムが小さくなり名目長期金利の低下が金利ギャップを縮小させると考えられる。この関係が成立しているかどうかを見るために、GDP ギャップと金利ギャップの関係を描いたのが図 10 である³⁴⁾。ただし、GDP ギャップは金利ギャップの 1 年前の四半期データの平均値を用いており、金利ギャップが過去の景気の好不況の影響を受けるかどうかを見ている。図 10 からわかるように、好況期 (不況期) に GDP ギャップがプラス (マイナス) になるとリスク・プレミアムの低下 (上昇) によって金利ギャップがマイナス (プラス) となり実質長期金利が自然利子率を下回 (上回) っていることがわかる³⁵⁾。

図 10 GDP ギャップと金利ギャップの関係



出典：内閣府、日本銀行、OECD Stat.

33) 現実の実質 GDP を y 、潜在実質 GDP を y^* とするなら、GDP ギャップは、

$$\text{GDP ギャップ} = (y - y^*) / y^*$$

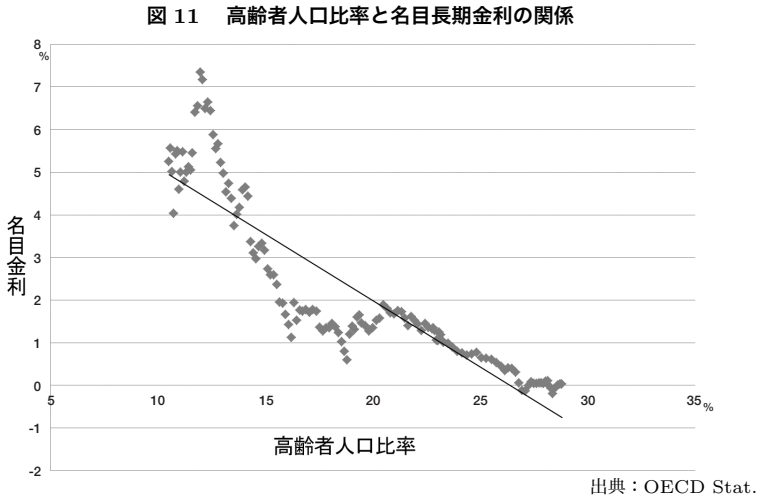
と表される。

34) 本来、金利ギャップは実質長期金利と自然利子率の差として定義されるが、本稿では自然利子率の代理変数として潜在成長率を用いている。

35) GDP ギャップと金利ギャップの相関係数は -0.47 と求まる。

(2) 高齢化要因

次に、高齢化要因について見てみよう³⁶⁾。須藤・瀧塚（2018）や一上・清水（2012）においても、高齢化は家計貯蓄を増加させ貯蓄超過による長期金利の下落要因として作用することが明らかにされている。図 11 には、高齢者人口比率と名目長期金利の関係を図示している³⁷⁾。図 11 からわかるように、高齢者人口比率が高まると名目長期金利が低下していることが見られる³⁸⁾。



(3) 経常収支要因

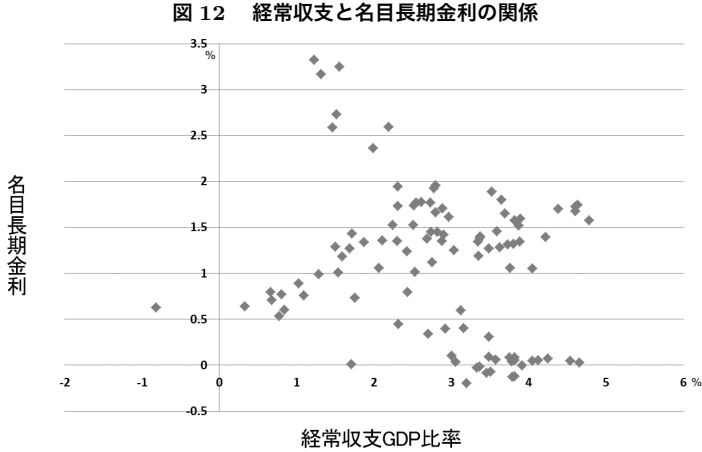
次に、経常収支要因について考察しよう。わが国の場合、経常収支黒字のため国内貯蓄が超過状態にあり国債の国内消化が容易となり、長期金利の低位安定に寄与していると考えられている。この関係を見るために、経常収支 GDP

36) 少子化の影響は人口成長率を通じて潜在成長率にも反映されるので、ここでは高齢化要因のみを取り上げる。

37) 本稿では、OECD Stat. の定義にしたがい 65 歳以上を高齢者とし、高齢者人口比率は人口に占める高齢者の比率と定義している。また、OECD Stat. の高齢者人口のデータは年次データであるので内挿補完によって四半期データに加工している。

38) 両者の相関係数は -0.889 と計算される。

比率と名目長期金利の関係を描いたのが図 12 である³⁹⁾。図 12 からわかるように、経常収支 GDP 比率と名目長期金利の間には必ずしも負の関係が存在するわけではない⁴⁰⁾。



出典：OECD Stat.

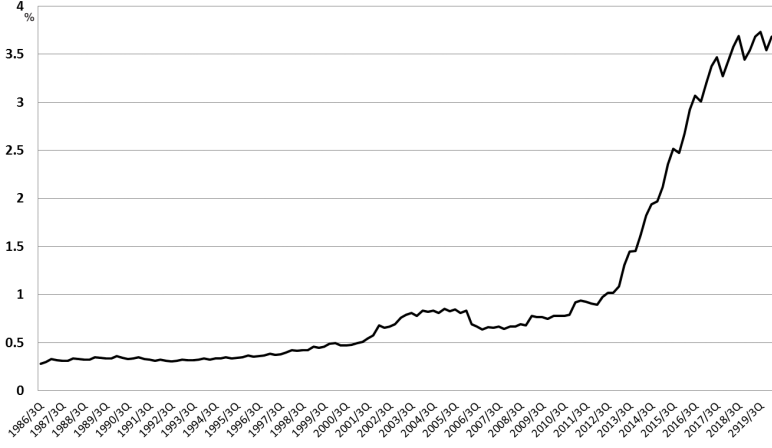
(4) 非伝統的金融政策要因

次に、非伝統的金融政策要因について見てみよう。非伝統的金融政策によるターム・プレミアムの代理変数として、田中（2021）と同様にマネタリーベース GDP 比率を用いる。わが国のマネタリーベース GDP 比率の推移を図示したのが図 13 である。図 13 からわかるように、1999 年 2 月のゼロ金利政策の開始からマネタリーベース GDP 比率が徐々に上がり始め、2001 年 3 月の量的緩和政策によってマネタリーベース GDP 比率は 0.5 を超え 0.85 まで上がったが 2006 年 3 月の量的緩和政策の解除によって 0.66 まで低下する。その後、2010 年 10 月の包括的な金融政策の開始、2013 年 4 月からの量的・質的金融緩和政策によってマネタリーベース GDP 比率は 1 を超え、その後急速に上昇していることが読み取れる。

39) OECD stat. の経常収支のデータは 1996 年第 I 四半期以降しかないので、図 12 も 1996 年第 I 四半期のデータを用いている。

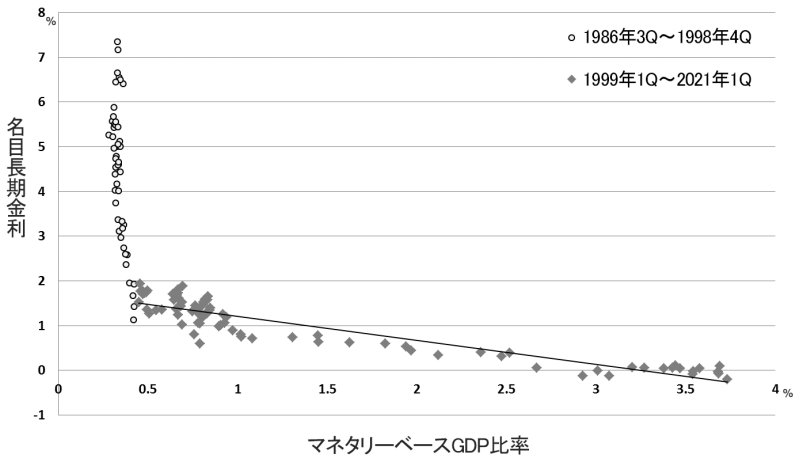
40) 実際、両者の相関係数は -0.215 で負の相関があるとは言えない。

図 13 マネタリーベース GDP 比率の推移



出典：内閣府、日本銀行

図 14 マネタリーベース GDP 比率と名目長期金利の関係



出典：内閣府、日本銀行

次に、このように急速に上昇したマネタリーベース GDP 比率と名目長期金利の関係を見たのが図 14 である。図 14 から、非伝統的金融政策が発動された 1999 年以降においてマネタリーベース GDP 比率の上昇に伴い名目長期金利が低下していることが読み取れる⁴¹⁾。

(5) 財政再建期待要因

中里・副島・柴田（中川）・粕谷（2003）、中村・八木（2015）が指摘しているように、わが国の場合、政府債務残高 GDP 比率等が OECD 加盟国の中で突出して高いにもかかわらず長期金利が低位安定している理由として、将来の財政再建への期待が挙げられる。将来の財政再建が可能と考える根拠の一つが国民負担率の低さにある。例えば、G7 主要国の 2018 年の国民負担率は表 5 のようになっており、わが国の国民負担率は米国に次いで低い値となっている⁴²⁾。つまり、政府債務残高 GDP 比率が高いにもかかわらず、わが国の名目長期金利が低位で推移しているのは国民負担率が他の先進国に比べて低く財政再建が可能との認識があるためとも考えられる。

表 5 G7 先進国の国民負担率（2018 年）

国名	フランス	イタリア	ドイツ	英国	カナダ	日本	米国
国民負担率	68.3%	59.3%	54.9%	47.8%	46.9%	44.3%	31.8%

出典：財務省

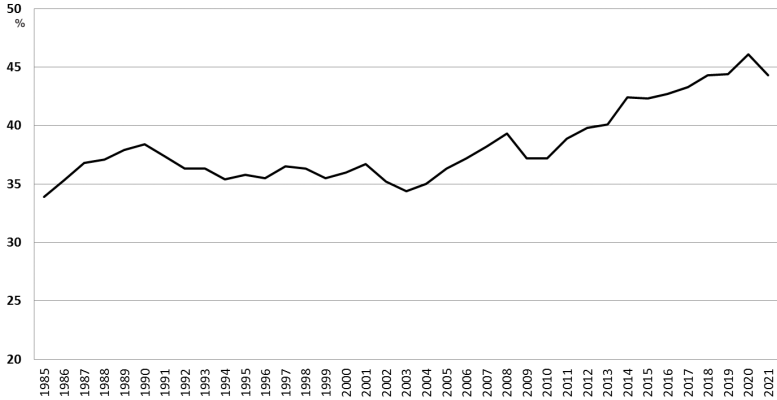
次に、わが国の国民負担率の推移を見たのが図 15 である。図 15 からわかるように、2013 年まではわが国の国民負担率は 40% 以下の低い値で推移してきたことが読み取れる。さらに、国民負担率と名目長期金利の関係を図示したのが図 16 である⁴³⁾。図 14 で見たように、非伝統的金融政策の発動によって名目長期金利の低下がもたらされたことが予想されるので、この点を考慮し

41) 1999 年第 1 四半期から 2020 年第 1 四半期までの両者の相関係数は -0.921 となっている。

42) OECD 加盟の 35 ヶ国中では 26 番目と国民負担率が低い国となっている。

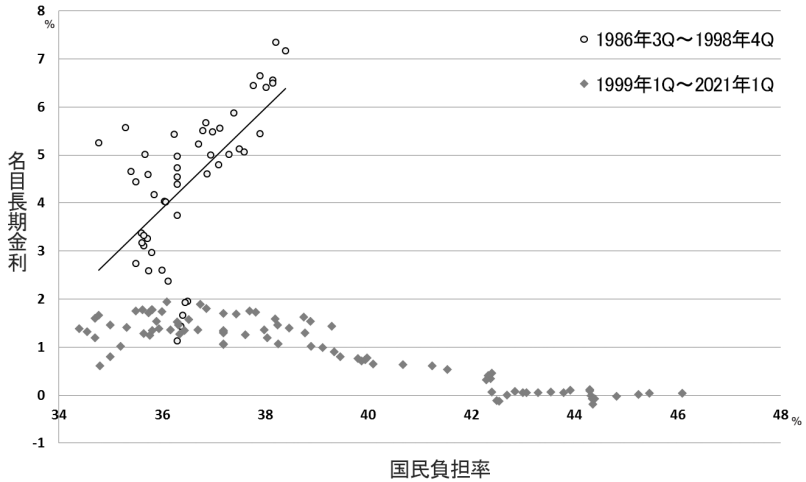
43) 財務省の国民負担率のデータは年次データであるので、内挿補完により四半期データに加工している。

図 15 わが国の国民負担率の推移



出典：財務省

図 16 国民負担率と名目長期金利の関係



出典：財務省、内閣府、日本銀行

て図 16 では非伝統的金融政策の発動前の 1998 年第 4 四半期までと発動後の 1999 年第 1 四半期以後に分けて図示している。図 16 からは、非伝統的金融政策発動前においては国民負担率と名目長期金利の間には正の相関があることが読み取れる⁴⁴⁾。

4. わが国における長期金利の低下要因

本節では、これまでの議論を踏まえ、名目長期金利および実質長期金利の低下要因について実証分析を行う。

(1) リスク・プレミアム要因の代理変数

(25) 式で示されているように、名目長期金利は予想インフレ率、自然利子率の代理変数である潜在成長率とリスク・プレミアムの和として表される。さらに、(27)～(29) 式からわかるように、リスク・プレミアムは財政赤字要因、政府債務要因、景気要因、高齢化要因、経常収支要因、非伝統的金融政策要因、財政再建期待要因から構成されている。

一上・清水 (2012) によると財政要因としては財政赤字などのフロー変数よりも政府債務などのストック要因が長期金利に影響を与えているとの結果が得られており、本稿でも財政要因として政府債務残高 GDP 比率を用いる。当然のことながら、政府債務残高 GDP 比率が上昇すると長期金利を押し上げる方向に作用する。次に、GDP ギャップで景気要因を表すと、不況による GDP ギャップの縮小はリスク・プレミアムを上昇させ長期金利を上昇させるため、GDP ギャップの変化は長期金利にマイナスに作用すると考えられる⁴⁵⁾。高齢者人口比率で高齢化要因を表すと、高齢者人口比率の上昇は国内貯蓄を増加させ長期金利に対してマイナスに作用すると考えられる。経常収支要因として経常収支 GDP 比率の上昇は国債の国内消化余力を高めるため長期金利の低下要因として働くと考えられる。また、中村・八木 (2015)、田中 (2021) にした

44) 伝統的金融政策発動前における両者の相関係数は 0.61 と求まる。

45) GDP ギャップは名目長期金利の 1 年前の四半期データの平均値を用いており、名目長期金利が過去の景気の好不況の影響を受けるかどうかを見ている。実質長期金利や金利ギャップの推計においても同様である。

がい、マネタリーベース GDP 比率を非伝統的金融政策要因の指標とすると、マネタリーベース GDP 比率の上昇は長期金利を抑制するように作用すると考えられる。最後に、財政再建期待要因の指標として国民負担率の低下は将来の財政再建期待を大きくし長期金利の低下に繋がると考えられる。以上の説明をまとめると次のような推計式を考えることができる。

$$\begin{aligned}
 \text{名目長期金利} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{インフレ率} + \alpha_2 \text{潜在成長率} + \alpha_3 \text{GDP ギャップ} \\
 & \quad (+) \quad \quad \quad (+) \quad \quad \quad (-) \\
 & + \alpha_4 \text{高齢者人口比率} + \alpha_5 \text{国民負担率} \\
 & \quad (-) \quad \quad \quad (+) \\
 & + \alpha_6 \text{マネタリーベース GDP 比率} + \alpha_7 \text{経常収支 GDP 比率} \\
 & \quad (-) \quad \quad \quad (-) \\
 & + \alpha_8 \text{政府債務残高 GDP 比率} \quad \quad \quad (30) \\
 & \quad (+)
 \end{aligned}$$

(2) 名目長期金利の推計

名目長期金利を被説明変数とした (30) 式を推計した結果を一覧表にしたのが表 6 である⁴⁶⁾。推計期間は 1986 年第 3 四半期～2020 年第 1 四半期である。ただし、推計式⑤の推計期間は国民負担率が 40%以下となっている 1986 年第 3 四半期～2013 年第 4 四半期であり、また、推計式⑧の推計期間は経常収支 GDP 比率のデータが入手可能な 1996 年第 1 四半期から 2020 年第 1 四半期である⁴⁷⁾。

表 6 からわかるように、推計式①～⑤⑨はインフレ率の係数が (30) 式の条件を満たし、かつ 1%水準で有意である。潜在成長率に関しては①～⑨のすべての推計式において (30) 式の条件を満たし、かつ 1%水準で有意との結果となっている。GDP ギャップについては推計式⑦において理論的要請とは逆の符号で有意となっている。また、高齢者人口比率の係数に関しては、①③⑥の

46) 説明変数の推計値の下の括弧の中の数字は t 値を表している。さらに、 t 値の ** は (30) 式の符号条件を満たし、かつ 1%水準で統計的に有意であることを、* は符号条件を満たし、かつ 5%水準で統計的に有意であることを示している。

47) 名目長期金利と説明変数のデータは前節まで説明したデータを用いている。また、推計方法は最小二乗法を用いた。

推計式において (30) 式の条件を満たし、かつ 1%水準で有意であることがわかる。また、国民負担率の係数については推計式⑥が符号条件を満たし 1%水準で有意であり、⑤が符号条件を満たし 5%水準で有意となっている。マネタリーベース GDP 比率の係数については、推計式②④～⑧式で符号条件を満たし 1%水準で有意な推計結果となっている⁴⁸⁾。推計式⑧⑨での経常収支 GDP 比率と政府債務残高 GDP 比率については、それぞれ符号条件を満たさない、あるいは、満たしたとしても統計的に有意でない結果となっている。

表 6 名目長期金利の推計結果

説明変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨
インフレ率	0.292 (3.75) **	0.311 (3.72) **	0.312 (3.98) **	0.297 (3.29) **	0.362 (3.61) **	0.140 (1.69)	0.155 (1.56)	0.0773 (1.34)	0.315 (3.17) **
潜在成長率	0.501 (5.21) **	0.896 (11.4) **	0.571 (5.43) **	0.899 (11.4) **	0.691 (5.58) **	0.349 (3.17) **	0.877 (11.4) **	0.357 (3.35) **	0.564 (3.07) **
GDP ギャップ (前年平均値)							0.133 (2.76) **		
高齢者 人口比率	-0.193 (10.9) **		-0.147 (4.32) **			-0.265 (6.42) **			-0.154 (1.01)
国民負担率				0.0238 (0.409)	0.129 (2.25) *	0.297 (4.48) **			
マネタリーベ ース GDP 比率		-0.679 (9.55) **	-0.204 (1.59)	-0.738 (4.57) **	-2.19 (5.53) **	-0.560 (3.89) **	-0.724 (10.2) **	-0.599 (13.4) **	-0.194 (0.784)
経常収支 GDP 比率								0.0729 (1.94)	
政府債務残高 GDP 比率									0.000437 (0.0493)
定数項	5.08 (11.57) **	1.52 (10.13) **	4.30 (6.54) **	0.682 (0.33)	-2.02 (1.03)	-3.95 (2.03) *	1.68 (10.7) **	1.46 (9.27) **	4.38 (2.40) *
決定係数 ⁴⁹⁾ 標準誤差 サンプル数	0.889 0.660 135	0.875 0.699 135	0.890 0.656 135	0.875 0.702 135	0.883 0.645 110	0.904 0.613 135	0.881 0.682 135	0.761 0.382 97	0.889 0.659 135

これらの結果から、リスク・プレミアム要因に関しては高齢者人口比率と国民負担率は理論的要請を満たしかつ概ね有意な結果となっている。マネタリー

48) 推計式③⑨については符号条件を満たしているが統計的に有意ではない。

49) 自由度修正済決定係数の値である。

ベース GDP 比率にいたっては全ての推計式において符号条件を持たし、かつほとんどの推計式で有意な結果となっている。他方、GDP ギャップや経常収支 GDP 比率に関しては理論的要請を満たしておらず⁵⁰⁾、政府債務残高 GDP 比率については符号条件を満たしてはいるが統計的に有意でない結果となっている⁵¹⁾。このうち、GDP ギャップについては後に見るように、インフレ率と正の相関があるため名目長期金利との関係が明確でなくなっていると考えられる⁵²⁾。以上の結果から、リスク・プレミアムとしては、高齢化要因、非伝統的金融政策要因、財政再建期待要因が有効に機能して名目長期金利の低下をもたらしていると考えられる。

(3) 実質長期金利の推計

次に、名目長期金利からインフレ率を差し引いた実質長期金利を被説明変数として推計した結果が表 7 である⁵³⁾。推計期間は表 6 と同様に 1986 年第 3 四半期～2020 年第 1 四半期である。ただし、推計式④の推計期間は国民負担率が 40%以下となっている 1986 年第 3 四半期～2013 年第 4 四半期であり、また、推計式⑦の推計期間は経常収支 GDP 比率のデータが入手可能な 1996 年第 1 四半期から 2020 年第 1 四半期である⁵⁴⁾。

表 7 からわかるように、潜在成長率に関しては①②④⑥の推計式において(30)式の条件を満たし、かつ 1%水準で有意との結果となっている⁵⁵⁾。GDP ギャップについては推計式④⑦において符号条件を満たし、かつ 1%水準で有意な結果であり、また、推計式②③⑤⑥では 5%水準で有意となっている。ま

50) 推計式⑦以外にも GDP ギャップを説明変数に加えた推計を行ったが、符号条件を満たし、かつ統計的に有意な結果は得られていない。同様に、推計式⑧以外にも経常収支 GDP 比率を説明変数に加えた推計を行ったが、符号条件を満たし統計的に有意な結果は得られなかった。

51) 推計式⑨以外にも政府債務残高 GDP 比率を説明変数に加えた推計を行ったが、符号条件を満たし、かつ統計的に有意な結果を得ることはできていない。

52) インフレ率と GDP ギャップの間に多重共線性があると考えられる。

53) 一上・清水 (2012) においても、インフレ率の係数 h を 1 に固定した推計が行われている。一上・清水 (2012, 表 1) 参照。

54) 実質長期金利と説明変数のデータは前節まで説明したデータを用いている。また、推計方法は最小二乗法を用いた。

55) 推計式⑦では 5%水準で有意となっている。

表 7 実質長期金利の推計結果

説明変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
潜在成長率	0.40 (6.43)**	0.501 (6.39)**	0.175 (1.44)	0.464 (6.37)**	0.111 (0.774)	0.366 (3.86)**	0.552 (2.23)*
GDP ギャップ (前年平均値)		-0.102 (-2.07)*	-0.0954 (-2.01)*	-0.197 (-3.87)**	-0.120 (-2.16)*	-0.119 (-2.43)*	-0.439 (-5.94)**
高齢者人口比率			-0.144 (-3.42)**		-0.174 (-3.16)**		
国民負担率				0.139 (2.01)*	0.0772 (0.845)		
マネタリーベース GDP 比率	-0.867 (-10.5)**	-0.80 (-9.10)**	-0.337 (-2.11)*	-1.89 (-4.30)**	-0.428 (-2.22)*	-0.617 (-5.37)**	
経常収支 GDP 比率							0.105 (1.07)
政府債務残高 GDP 比率						-0.00607 (-2.43)*	
定数項	2.09 (12.68)**	1.87 (9.70)**	4.62 (5.61)**	-2.52 (-1.05)	2.44 (0.904)	2.62 (7.23)**	0.196 (0.488)
決定係数 ⁵⁶⁾	0.663	0.671	0.696	0.548	0.696	0.683	0.254
標準誤差	0.859	0.849	0.816	0.710	0.817	0.833	1.02
サンプル数	135	135	135	110	135	135	97

た、高齢者人口比率の係数に関しては③⑤の推計式において(30)式の条件を満たし、かつ1%水準で有意であることがわかる。さらに、国民負担率の係数については推計式④が符号条件を満たし、かつ5%水準で有意となっている。マネタリーベース GDP 比率の係数については、推計式①②④⑥式で符号条件を満たし1%水準で有意な推計結果となっており、推計式③⑤については符号条件を満たし、かつ5%水準で有意となっている。推計式⑥⑦での政府債務残高 GDP 比率と経常収支 GDP 比率とについては、それぞれ符号条件を満たさない結果となっている。

これらの結果から、名目長期金利の推計と同様にリスク・プレミアム要因に関しては高齢者人口比率と国民負担率は理論的要請を満たしかつ概ね有意な結

56) 自由度修正済決定係数の値である。

果となっている。GDP ギャップとマネタリーベース GDP 比率においては全ての推計式において符号条件を持たし、かつ有意な結果となっている。他方、経常収支 GDP 比率や政府債務残高 GDP 比率に関しては理論的要請を満たさない結果となっている⁵⁷⁾。以上の結果から、リスク・プレミアムとしては、景気要因、高齢化要因、非伝統的金融政策要因、財政再建期待要因が有効に機能して実質長期金利の低下をもたらしていると考えられる。

(4) 金利ギャップの推計

次に、実質長期金利から潜在成長率を差し引いた金利ギャップを被説明変数として推計した結果が表 8 である⁵⁸⁾。推計期間は表 6、表 7 と同様に 1986 年第 3 四半期～2020 年第 1 四半期である。ただし、推計式④の推計期間は国民負担率が 40%以下となっている 1986 年第 3 四半期～2013 年第 4 四半期であり、また、推計式⑤の推計期間は経常収支 GDP 比率のデータが入手可能な 1996 年第 1 四半期から 2020 年第 1 四半期である⁵⁹⁾。

表 8 からわかるように、GDP ギャップについては全ての推計式において符号条件を満たし、かつ 1%水準で有意な結果が得られている。推計式③における高齢者人口比率の係数に関しては有意に符号条件を満たしていないことがわかる。また、推計式④の国民負担率の係数についても符号条件を満たしていない結果となっている⁶⁰⁾。マネタリーベース GDP 比率の係数については、全ての推計式において符号条件を満たし 1%水準で有意な推計結果となっている。

57) 推計式⑦以外にも経常収支 GDP 比率を説明変数に加えた推計を行ったが、符号条件を満たし統計的に有意な結果は得られなかった。同様に、推計式⑥以外にも政府債務残高 GDP 比率を説明変数に加えた推計を行ったが、符号条件を満たし、かつ統計的に有意な結果を得ることはできなかった。

58) 鎌田 (2009, pp.419-420) においても金利ギャップに関する考察がなされている。また、脚注 18 で説明したように、本来、金利ギャップ＝長期実質金利－自然利子率、と定義されるが、潜在成長率を自然利子率の代理変数と見なし実質長期金利から潜在成長率を差し引いた値を金利ギャップと定義している。

59) 金利ギャップと説明変数のデータは前節まで説明したデータを用いている。また、推計方法は最小二乗法を用いた。

60) 国民負担率に関しては、推計式④以外の推計においても符号条件を満たさないか、満たしても有意な推計結果を得られていない。

表 8 金利ギャップの推計

説明変数	①	②	③	④	⑤
GDP ギャップ (前年平均値)	-0.297 (-6.73)**	-0.254 (-4.94)**	-0.230 (-4.59)**	-0.216 (-3.90)**	-0.288 (-4.23)**
高齢者人口比率			0.0804 (2.64)**		
国民負担率				-0.0657 (-0.822)	
マネタリーベース GDP 比率	-0.488 (-5.86)**	-0.651 (-4.92)**	-0.859 (-5.29)**	-3.99 (-5.28)**	-0.733 (-5.60)**
経常収支 GDP 比率					0.313 (3.81)**
政府債務残高 GDP 比率		0.00371 (1.58)		0.0228 (5.65)**	0.00429 (1.58)
定数項	0.837 (7.06)**	0.549 (2.54)*	-0.315 (-0.698)	2.93 (1.05)	-0.334 (-0.852)
決定係数 ⁶¹⁾	0.376	0.383	0.403	0.466	0.522
標準誤差	0.967	0.962	0.946	0.765	0.864
サンプル数	135	135	135	110	97

政府債務残高 GDP 比率については、推計式④は符号条件を満たし 1%水準で有意な結果を得ている⁶²⁾。また、推計式⑤の経常収支 GDP 比率については符号条件を満たさない結果となっている。

これらの結果から、リスク・プレミアム要因に関しては、高齢者人口比率と国民負担率に関しては理論的要請を満たしていないが、GDP ギャップとマネタリーベース GDP 比率においては全ての推計式において符号条件を持たしかつ有意な結果となっている。また、政府債務残高 GDP 比率に関しても概ね理論的な要請を満たしていると言える。他方、経常収支 GDP 比率は理論的要請を満たさない結果となっている。以上の結果から、リスク・プレミアムとして

61) 自由度修正済決定係数の値である。

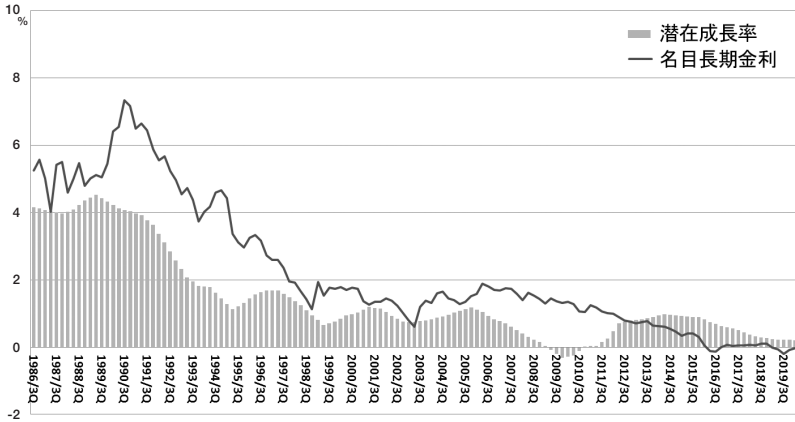
62) 推計式②⑤においては符号条件を満たすものの統計的に有意とは言えない。

は、景気要因、非伝統的金融政策要因が有効に機能して金利ギャップに作用していると考えられる。

(5) わが国における長期金利の決定要因

名目長期金利、実質長期金利の推計結果から潜在成長率の係数は統計的に有意であり、かつその値も十分な大きさを持っている。したがって、潜在成長率は長期金利の主要な決定要因と考えることができる。実際、わが国の名目長期金利と潜在成長率の推移を描くと図 17 のようになる。

図 17 名目長期金利と潜在成長率



出典：日本銀行、OECD Stat.

図 17 から、名目長期金利の変動の大部分は潜在成長率の変動によって説明が可能である。例えば、名目長期金利と潜在成長率の双方がプラスであった 1986 年第 3 四半期～2009 年第 1 四半期における名目長期金利に対する潜在成長率の寄与率の平均値を求めると 60.5%と求まる。言い換えれば、名目長期金利の変動の約 60%を潜在成長率の変動で説明できることを意味する。さらに、田中 (2021) に倣って⁶³⁾、1980 年代後半から 2010 年代後半にかけての名目長

63) 田中 (2021, pp.20-23) を参照のこと。

期金利の低下幅のうち潜在成長率の低下によって何%が説明できるかを求めると⁶⁴⁾、名目長期金利の低下幅の約 63.4%を潜在成長率の低下で説明できることが明らかとなった⁶⁵⁾。したがって、名目長期金利の変動や低下幅の約 6 割を潜在成長率の趨勢的な低下で説明ができることになり、潜在成長率の低下が名目長期金利の低下の大きな要因であると見なすことができる⁶⁶⁾。

本節では、名目長期金利、実質長期金利、金利ギャップの推計によってわが国の長期金利の低下をもたらすリスク・プレミアム要因を分析した。推計の結果、景気要因、高齢化要因、非伝統的金融政策要因、財政再建期待要因がリスク・プレミアムに影響を与えていることが明らかとなった⁶⁷⁾。ただし、名目長期金利に関しては景気要因を表す GDP ギャップが作用しておらず、また、金利ギャップに関しては高齢化要因と財政再建期待要因が作用していない結果となっている。

名目長期金利に関して景気要因を表す GDP ギャップの影響が認められなかったのは、説明変数の GDP ギャップとインフレ率の間の正の相関があるためと考えられる。このことを確かめたのが図 18 である。図 18 には 1 年前の GDP ギャップの平均値を横軸に、今期のインフレ率が縦軸に描かれている。この図からもわかるように、両者の間には正の相関が認められる⁶⁸⁾。

また、金利ギャップの推計において、高齢化要因が有効に作用していないのは、金利ギャップの定義に含まれる潜在成長率と高齢者人口比率が負の相関を持っているためと考えられる⁶⁹⁾。つまり、65 歳以上の高齢者人口比率が上昇

64) 1980 年代後半の名目長期金利、潜在成長率の値は 1986 年第 3 四半期～1990 年第 2 四半期の平均値を、また、2010 年代後半の値は 2017 年第 3 四半期～2021 年第 2 四半期の平均値を用いている。

65) 潜在成長率の係数の値は表 6 での 9 つの推計式の推計値の平均値を用いている。最小の推計値である推計式⑥の値を用いるなら潜在成長率の低下によって名目長期金利の低下幅の約 34.8%を説明でき、最大の推計値である推計式④の値を用いると 69.8%が説明できることになる。

66) 実質長期金利についてもほぼ同様の結果が得られる。例えば、表 7 で良好な結果が得られている推計式②の推計値を用いると、1980 年代後半から 2010 年代後半にかけての実質長期金利の低下幅のうち約 50.1%が潜在成長率の低下によって説明できる。

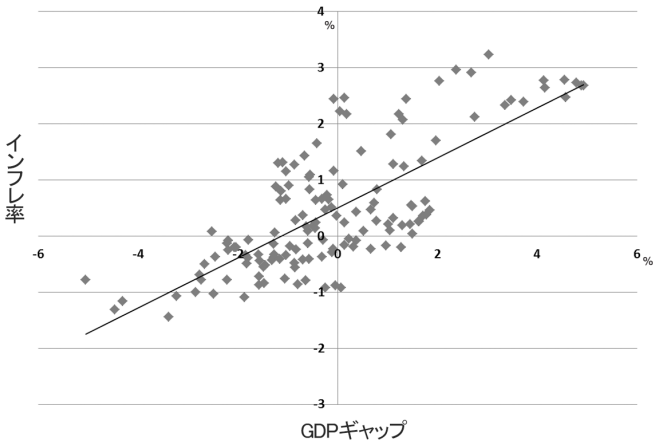
67) この他、金利の上昇圧力として作用する政府債務要因については、金利ギャップの推計においてのみ符号条件を満たし有意な結果が得られている。

68) 両者の相関係数は 0.75 と求まり、demand-pull インフレ仮説が成立していると考えられる。

69) 潜在成長率と高齢者人口比率の間の相関係数は -0.80 と求まる。

することは生産年齢人口比率が下がること意味し、このことが潜在成長率の低下をもたらすと考えられる⁷⁰⁾。財政再建期待要因である国民負担率を説明変数に含む推計においては、名目長期金利と実質長期金利の推計においては国民負担率が40%以下であった1986年第3四半期～2013年第4四半期の推計結果は比較的良好である。

図 18 GDP ギャップとインフレ率の関係



出典：日本銀行、OECD Stat.

以上の分析をまとめると、まず、推計結果や図 17 が示すように潜在成長率は名目長期金利の変動の約 60%を説明する主要な決定要因と考えられる。また、わが国の長期金利の低下をもたらしているリスク・プレミアム要因としては非伝統的金融政策要因と景気要因が最も有効に働いており、次いで、高齢化要因であり、2013 年第 4 四半期までは財政再建期待要因が作用していたと考えられる。

70) このことは、実質長期金利の推計において高齢者人口比率が説明変数である場合に潜在成長率の説明力が有意となっていないことから推測できる。

おわりに

本稿では、わが国の長期金利低下の原因を探るために長期金利の決定要因について理論的に考察し、自然利子率やリスク・プレミアムの影響に焦点を合わせて考察してきた。自然利子率に関しては、その代理変数であるわが国の潜在成長率の動向について観察し、また、リスク・プレミアムに関しては、ソブリンリスク・プレミアムなどの財政赤字要因や政府債務要因以外に、景気要因、高齢化要因、経常収支要因、非伝統的金融政策要因、財政再建期待要因などに焦点をあわせて考察を行なった。これらの分析を行うために、名目長期金利、実質長期金利、金利ギャップの動きを潜在成長率の変動やリスク・プレミアムの変化で説明できるかどうかの実証分析をおこなった。

その結果、名目長期金利の変動の約 60%を潜在成長率の変動で説明できることが明らかとなり、名目長期金利の低下要因の一つは潜在成長率の趨勢的な低下と考えられる。したがって、名目長期金利の低下の残りの 40%や実質長期金利の低下の 50%についてはリスク・プレミアム要因で説明ができることになる。このリスク・プレミアム要因に関しては、非伝統的金融政策要因と景気要因が最も大きな要因であり、次いで、高齢化要因、財政再建期待要因がリスク・プレミアムに影響を与えていることが明らかとなった。これらの分析結果は、クロスカントリーデータを用いた先行研究の結果とも整合的である。

参考文献

- 今久保 圭・小島治樹・中島上智 (2015)、「均衡イールドカーブの概念と計測」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.15-J-4。
- 一上 響、清水雄平 (2012)、「長期金利の変動要因：主要国のパネル分析と日米の要因分析」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.12-J-7。
- 一上 響、上野陽一 (2013)、「ゼロ金利下におけるタームプレミアムの計測：日米英の長期金利の分析」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.13-J-6。
- 岩崎雄斗、須藤 直、西崎健司、藤原茂章、武藤一郎 (2016)、「わが国における自然利子率の動向」、『日銀レビュー』、2016-J-18。
- 鎌田康一郎 (2009)、「わが国の均衡実質金利」、深尾京司編『マクロ経済と産業構造』、第 12 章、慶應義大学出版会。

- 小枝淳子 (2020)、「マクロ環境と国債管理リスク — コロナショックとリーマン・ショック時の比較 —」、PRI Discussion Paper Series, No.20A-11。
- 宮尾龍三・新谷元嗣 (2018)、「金融政策はジレンマを乗り越えられるか—均衡利子率の推計から示唆されること—」、NIRA オピニオンペーパー, No.38。
- 中村康治、八木智之 (2015)、「財政状況と長期金利」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.15-J-7。
- 中里 透、副島 豊、柴田 (中川) 裕希子、粕谷宗久 (2003)、「財政のサステナビリティと長期金利の動向」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.03-J-7。
- 小田信之、村永 淳 (2003)、「自然利子率について：理論整理と計測」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.03-J-5。
- 岡崎陽介・須藤 直 (2018)、「わが国の自然利子率 — DSGE モデルに基づく水準の計測と決定要因の識別 —」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.18-J-3。
- 新谷元嗣、宮尾龍三 (2018)、「均衡利子率の推計方法および推定結果について」、(NIRA オピニオンペーパー, No.38 「金融政策はジレンマを乗り越えられるか—均衡利子率の推計から示唆されること—」のバックグラウンド・ペーパー)
- 須藤 直・瀧塚寧孝 (2018)「人口動態の変化と実質金利の趨勢的な関係 — 世代重複モデルに基づく分析 —」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.18-J-4。
- 田中賢治 (2021)、「政府債務の累増にもかかわらずなぜ金利が上がらないのか」、『フィナンシャル・レビュー』、令和3年第1号、pp.4-33、財務省総合政策研究所。
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Bean, C., Broda, C., Ito, T., and Kroszner, R. (2015), “Low for Long? Cause and Consequences of Persistently Low Interest Rates”, *Geneva Reports on the World Economy*, 17.
- Eichengreen, B. (2015), “Secular Stagnation: The Long View.” *American Economic Review: Papers & Proceedings 2015*, 105(5), pp.66-70.
- Gordon, R. J. (2015), “Secular Stagnation: A Supply- Side View.” *American Economic Review: Papers & Proceedings 2015*, 105(5), pp.54-59.
- Holston, K., Laubach, T., and Williams, J.C. (2016), “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants,” *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, 2016-11.
- Holston, K., Laubach, T., and Williams, J.C. (2017), “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants,” *Journal of International Economics* 108, supplement 1 (May): S39-S75.
- Iiboshi, H., Shintani, M., and Ueda, K. (2020), “Estimating a Nonlinear New Keynesian Model with the Zero Lower Bound for Japan.” *CAMA Working Papers*, No.37. The Australia National University.

- Krugman, P. (2011), “Italy Versus Japan,” *New York Times*, July 16.
- Laubach, T. (2003), “Measuring the Natural Rate of Interest,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.84, No.4, pp.1063-1070.
- Laubach, T. (2009), “New Evidence on the Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt,” *Journal of the European Economic Association*,
- Laubach, T., and Williams, J.C. (2015), “Measuring the Natural Rate of Interest Redux,” *Hutchins Center at BROOKINGS*, Working Paper #15.
- Lunsford, K.G., and West, K.D. (2019), “Some Evidence on Secular Drives of US Safe Real Rates,” *American Economic Journal : Macroeconomics* Vol.11, No.4, pp.113-139.
- Negro, M.D., Giannone, D., and Tambalotti, A. (2019), “Global Trends in Interest Rate,” *Journal of International Economics*, No.118, pp248-262.
- Summers, L.H. (2014), “U.S. Economic Prospects : Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound.” *National Association for Business Economics*, Vol.49, No.2, pp.65-73.
- Summers, L.H. (2016), “Secular Stagnation and Monetary Policy,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Second Quarter 2016.