

わが国における自然利子率の動向

企画局 岩崎雄斗、須藤直、西崎健司、藤原茂章、武藤一郎

Bank of Japan Review

2016年10月

自然利子率とは、経済・物価に対して引き締めのにも緩和的にも作用しない中立的な実質金利の水準のことである。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ため、理念的には、金融緩和の効果を評価するには、観察されない自然利子率を推計し、実質金利の動向を自然利子率との相対的な関係で捉えることが必要となる。本稿では、わが国の自然利子率について、いくつかの方法を用いて推計を試みた。その結果、推計の方法により相当の幅を持つてみる必要はあるものの、最近では、概ね0%程度の低い水準で推移している可能性が高いことが示された。

はじめに¹

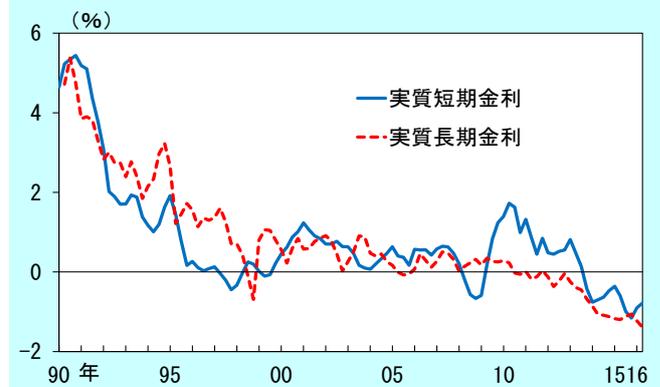
自然利子率とは、経済・物価に対して引き締めのにも緩和的にも作用しない中立的な実質金利の水準のことである。経済理論において自然利子率は均衡実質金利とも呼ばれ、「完全雇用のもとで貯蓄と投資をバランスさせる実質金利」の水準として定義される。すなわち、実質金利が自然利子率を上回れば（実質金利ギャップがプラスであれば）、産出量を完全雇用水準から低下させることとなり、ひいては物価を下押しする。逆に、実質金利が自然利子率を下回れば（実質金利ギャップがマイナスであれば）、産出量や物価を押し上げることとなる。

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。わが国の場合、「量的・質的金融緩和」導入後、予想物価上昇率が上昇するとともに、名目金利はイールドカーブ全体にわたって低下したことから、実質金利は短期、長期ともにマイナスで推移している（図表1）²。理念的には、こうした実質金利低下の効果を評価するためには、観察されない自然利子率を推計し、実質金利の動向を自然利子率との相対的な関係で捉えることが必要となる。

本稿では、わが国の自然利子率についていくつ

かの方法を用いて推計する³。その上で、「量的・質的金融緩和」導入以降における自然利子率の動向について評価を試みる。

【図表1】実質金利（短期・長期）



(注) 実質短期金利は、無担保コールレート（翌日物）から消費者物価指数（総合除く生鮮食品・エネルギー、消費税調整済）を差し引いて算出。実質長期金利は、10年国債利回りから「コンセンサス・フォーキャスト」における6～10年先の物価上昇率見通し（2014年第2四半期以前は半期調査を線形補間）を差し引いて算出。

(出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、総務省、Bloomberg、日本銀行

自然利子率の長期的近似値

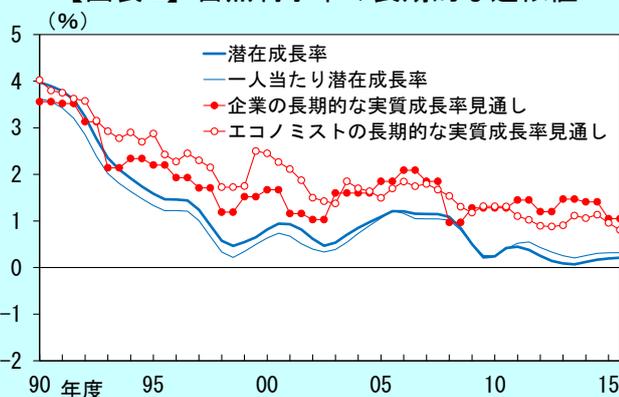
自然利子率は、一定の前提のもとで、長期的には潜在成長率に一致する。すなわち、長期的な経済の動態を記述する経済成長理論の枠組みを用いて考えると、産出量、消費、資本ストックがいずれも定率で成長していくような安定的な経済

成長経路においては、いくつかの仮定のもとで、実質金利は潜在成長率（ないし一人当たり潜在成長率）で近似することが可能である^{4,5}。このため、経済分析の実務においては潜在成長率を自然利子率の近似値とみなすことが多い。

そこで、まず日本銀行の推計による潜在成長率の動きをみると、1990年代以降趨勢的に低下しており、直近では0%台前半で推移している（図表2）。また、人口成長率を調整した一人当たり潜在成長率でみても、大きな差異はみられない。

この間、潜在成長率に関連した指標である、企業やエコノミストによる長期的な実質成長率見通しは、いずれも潜在成長率よりも若干高めとなっており、近年は1%近傍で推移している。

【図表2】 自然利子率の長期的な近似値



(注) 企業の長期的な実質成長率見通しは、「企業行動に関するアンケート調査」における今後5年間の実質経済成長率見通し。エコノミストの長期的な実質成長率見通しは、「コンセンサス・フォーキャスト」における6~10年先の実質GDP成長率見通し。

(出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、総務省、内閣府等

自然利子率の推計

もともと、短期的にみれば、自然利子率は景気循環などの影響を受けるため、潜在成長率からかい離して変動すると考えられる。例えば、自然利子率が実質利子率及び潜在成長率と一致し、かつ需給ギャップが0、物価上昇率が中央銀行の物価安定目標に等しい状況において、負の需要ショックが発生した場合を考えよう。もし今期の実質利子率を前期の自然利子率のまま不変に保てば負の需給ギャップが発生し、物価上昇率は低下することとなる。この場合、完全雇用を維持するためには、実質金利を引き下げる必要がある。これは、定義により、自然利子率が負の需要ショックの発生に伴って低下したことを意味する。ここで、潜

在成長率は一定であると考えられることができるため、自然利子率は、短期的には潜在成長率からかい離して動くこととなる。

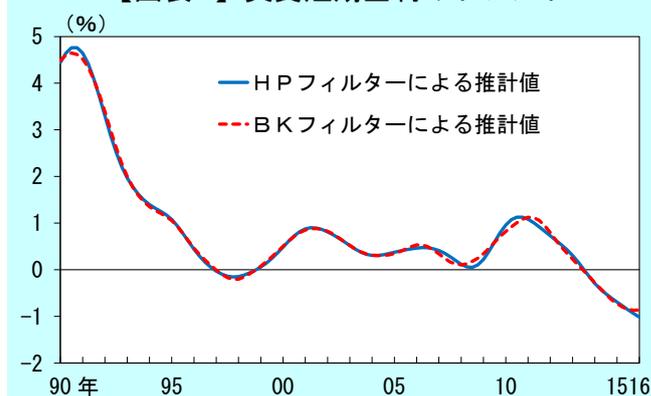
このため、自然利子率を捕捉するに当たっては、長期的な近似値として潜在成長率の動向を追うだけではなく、短期的な景気循環などの影響を織り込んで推計することが望ましい。こうした自然利子率の推計方法については、さまざまな方法が提案されているが、以下では3つの推計手法について、それぞれ推計例を示す。

（実質短期金利のトレンドを抽出する方法）

自然利子率を推計するもっとも素朴な方法は、観察される実質短期金利のトレンドを抽出することである。今、中央銀行がテイラールールが想定するように物価上昇・需要超過に対して政策金利である短期金利を引き上げ、物価下落・供給超過に対して短期金利を引き下げるような金融政策を行い、かつ経済・物価の調整も速やかとすると、観察される実質短期金利は自然利子率の周りを変動しているはずである⁶。こうした場合、実質短期金利のトレンドを自然利子率の推計値とみなすことが一応可能である。

そこで、時系列データからトレンドを抽出する手法として経済学の実証分析において比較的広範に用いられているHPフィルターとBKフィルターという方法を用いてわが国の実質金利のトレンドを求めたものが図表3である^{7,8}。HPフィルターによるトレンドとBKフィルターによるトレンドは、ともに2010年頃は1%を上回っていたが、その後急激に低下し、直近では▲1%程度まで低下している。これらのフィルターはいずれも本質的には観察される実質金利の移動平均を計算す

【図表3】 実質短期金利のトレンド



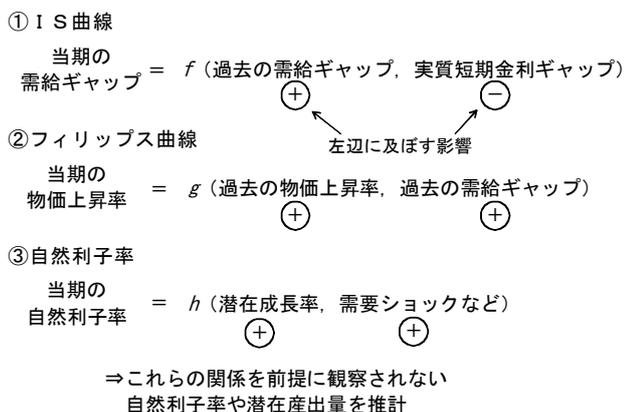
るものであるため、直近の動きは、「量的・質的金融緩和」の導入以降、実質金利が大きく低下していることを反映していると考えられる。

(Laubach と Williams の方法)

実質短期金利のトレンドを抽出する方法は簡便であるが、経済理論的な基礎付けが弱い。すなわち、実質短期金利のトレンドは、観察される実質短期金利の情報のみを反映するものであり、実質短期金利がトレンドの値となったとしても、自然利子率の定義通り、完全雇用が実現する保証はない。このため、実質短期金利、物価上昇率、需給ギャップといったマクロ変数に関する関係性（構造方程式）を前提に、これらの実績値を用いて自然利子率を推計する方法も提案されている。中でも、FRB エコノミストの Laubach と Williams が提案した方法が代表的である⁹。

Laubach と Williams の方法において、核となる構造方程式は次の 3 本である（図表 4、モデルの詳細については BOX を参照）。第 1 の式は IS 曲線である。実質短期金利ギャップ（実質短期金利－自然利子率）がマイナス方向に拡大するほど、需給ギャップのプラス幅が拡大することを示す。実質短期金利ギャップが 0 であるという状況は、過去の需給ギャップの影響を別とすれば当期の需給ギャップが 0 である状況と整合的であり、その意味で景気中立的である。第 2 の式はフィリップス曲線である。需給ギャップのプラス幅が拡大するほど物価上昇率も高まるという関係を示す。第 3 の式は自然利子率と潜在成長率の関係式である。潜在成長率が高まるほど、また正の需要ショックが大きいほど、自然利子率が高くなることを

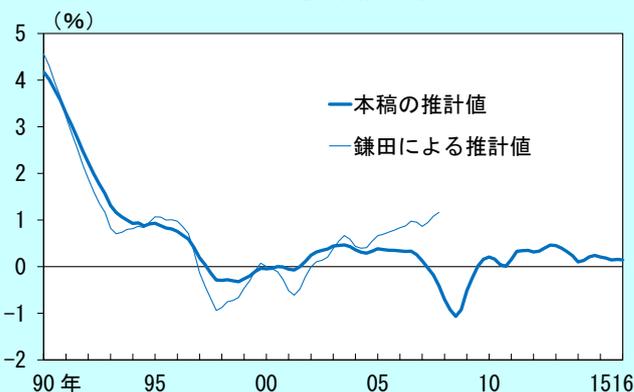
【図表 4】 Laubach と Williams の方法（概念図）



示す¹⁰。これらの構造方程式を前提として、実質短期金利、産出量、物価上昇率のデータを用いて、カルマン・フィルターという手法によって直接観察できない変数である自然利子率や潜在産出量を推計する。

BOX 図表では「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」導入後である 2016 年第 1 四半期までのサンプルを用いた場合のパラメータの推計結果を示している。3 本の構造方程式を含め、理論的に予想される符号条件を全て満たしている。図表 5 が自然利子率の推計値である。1990 年代に下落傾向を辿りはじめ、1990 年代末の金融危機や 2008 年の世界的な金融危機の局面ではマイナスの値となったものの、2010 年前後からは概ね 0% 程度で推移している¹¹。

【図表 5】 Laubach と Williams の方法による自然利子率



(出所) 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』12 章、慶應義塾大学出版会

(均衡イールドカーブを用いた方法)

これまで紹介した実質短期金利のトレンドを抽出する方法や Laubach と Williams の方法では、ともに伝統的金融政策において操作変数となる短期金利に着目して自然利子率を推計している。しかしながら、日本銀行が推し進めてきた金融緩和、すなわち「量的・質的金融緩和」、「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」では、いずれもイールドカーブ全体に押し下げ圧力を加えている。こうしたイールドカーブ全体に働きかける金融緩和の効果を評価する場合、短期金利に着目した自然利子率のみでは不十分であり、これをイールドカーブ全体へ拡張した均衡イールドカーブの概念が重要となる。本稿では、日本銀行のエコノミストである今久保・小島・中島が提案した方法に基づ

き、サンプル期間を「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」導入後まで延長して、均衡イールドカーブを推計した¹²。

均衡イールドカーブも、Laubach と Williams の方法と同様、IS 曲線を前提として推計される¹³。イールドカーブは年限ごとに複雑な変化を示すため、イールドカーブ・ギャップ（イールドカーブ全体で見た実質金利ギャップ）をネルソン＝シーゲル・モデルと呼ばれる方法に基づき、「水準」ギャップと「傾き」ギャップ、「曲率」ギャップの3つの要素に分解して、需給ギャップとの関係を記述することとなる（図表6）。ここで、「水準」はイールドカーブ全体が平行にシフトする効果、「傾き」は短期金利が低下（上昇）することで傾きが急（緩やか）になる効果、「曲率」は下方、ないしは上方にたわむ効果をそれぞれ表す。

【図表6】均衡イールドカーブの概念図

$$\begin{aligned} \text{需給ギャップ} &= b \text{ (定数)} \times \text{イールドカーブ・ギャップ} \\ &\quad \downarrow \text{ネルソン＝シーゲル・モデルによる分解} \\ &= b_L \text{ (定数)} \times \text{「水準」ギャップ} \\ &\quad + b_S \text{ (定数)} \times \text{「傾き」ギャップ} \\ &\quad + b_C \text{ (定数)} \times \text{「曲率」ギャップ} \end{aligned}$$

2016年第1四半期までのサンプルを用いてモデルを推計し、特にIS曲線についての推計結果を抜粋したものが図表7である¹⁴。「水準」、「傾き」、「曲率」いずれのギャップにかかる係数もマイナスであり、統計的に有意であることが確認できる。

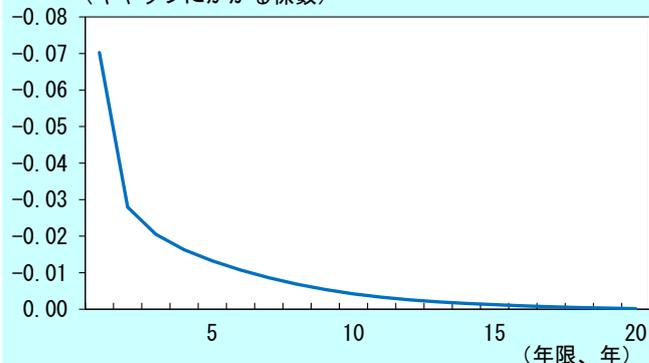
【図表7】IS曲線の推計結果（抜粋）

パラメータ	推計値（標準誤差）
「水準」ギャップにかかる係数 (b_L)	-0.197 (0.047)
「傾き」ギャップにかかる係数 (b_S)	-0.120 (0.015)
「曲率」ギャップにかかる係数 (b_C)	-0.037 (0.015)

この推計結果について、さらに一定の確率分布を仮定すれば、各年限の実質金利ギャップ及びこれらと需給ギャップとの関係を特定することが可能である。図表8では、混合ベータ分布を仮定した場合の、需給ギャップの各年限の実質金利ギャップに対する反応係数の分布を示している。これによれば、短期ゾーンの反応が大きく、年限が長くなるにつれて小さくなる傾向が確認される¹⁵。このことは、金融緩和効果は、長期ゾーンの金利が低下した場合よりも、短中期ゾーンの金利が低下した場合の方が相対的に大きいことを示唆する¹⁶。

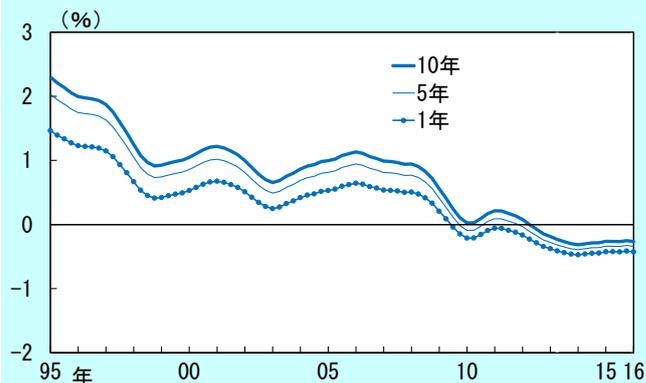
【図表8】需給ギャップの各年限の実質金利ギャップに対する反応係数

(ギャップにかかる係数)



こうして計測した均衡イールドカーブのうち、短期（1年）・中期（5年）・長期（10年）の自然利子率の推移を示したものが図表9である。いずれの年限も、趨勢的に低下傾向にあり、2010年頃からは概ね0%近傍ないし小幅のマイナスで推移している。また、こうした均衡イールドカーブの水準低下に加え、1-10年スプレッドが縮小傾向を示すなど均衡イールドカーブのフラット化が同時進行していることも確認できる。

【図表9】均衡イールドカーブの推計による自然利子率



おわりに

本稿では、わが国の自然利子率について、いくつかの方法を用いて推計を試みた。その結果、自然利子率が 1990 年代以降、潜在成長率の動向を反映して、趨勢的に下落傾向にあること、また推計の方法により相当の幅を持ってみる必要はあるものの、最近では、概ね 0%程度で推移している可能性が高いことが示された。

先にみたように、「量的・質的金融緩和」導入後、実質金利は短期、長期ともにマイナスで推移しており、自然利子率を十分に下回っていると考えられる。このことは足もとの金融環境が、自然利子率が趨勢的に低下する中にあっても緩和的であることを示唆する。

自然利子率の推計値を巡る不確実性は、わが国の場合に限らず無視しえないほど大きい。推計方法の相違だけでなく、同一の推計方法においても経済構造をどのように想定するかによって推計結果は大きく異なり得る¹⁷。また、サンプル期間の延長やデータの改定により過去に遡って推計値が変わり得るという「リアルタイム問題」も存在する。これらの点を明示的に意識して、今後も多様なアプローチやデータに基づいて分析を進めていく必要がある。

【BOX】 Laubach と Williams の方法による自然利子率の推計

Laubach と Williams の方法では、以下のような IS 曲線とフィリップス曲線を想定する¹⁸。

$$y_t = y_t^* + \alpha_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_2(y_{t-2} - y_{t-2}^*) - \frac{\alpha_3(r_{t-1} - r_{t-1}^* + r_{t-2} - r_{t-2}^*)}{2} + \varepsilon_t^y \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2 \sum_{i=2}^4 \frac{\pi_{t-i}}{3} + (1 - \beta_1 - \beta_2) \sum_{i=5}^8 \frac{\pi_{t-i}}{4} + \beta_3(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \beta_4(\pi_t^l - \pi_t) + \beta_5(\pi_t^o - \pi_t) + \varepsilon_t^\pi \quad (2)$$

ここで、 y は産出量、 y^* は潜在産出量、 r は実質短期金利、 r^* は自然利子率、 π は一般物価上昇率、 π^l は輸入物価上昇率、 π^o は原油価格上昇率、 ε_t^y と ε_t^π は誤差項である。

さらに、観測不能な変数である y^* と r^* について、以下の関係を仮定する。

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_t^{y^*} \quad (3)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (4)$$

$$r_t^* = c g_t + z_t \quad (5)$$

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (6)$$

ここで、 g は潜在成長率のトレンド、 ε^{y^*} と ε^g はそれぞれ潜在成長率に対する一時的、永続的なショック、 z は時間選好率など自然利子率の水準に影響するその他全ての要素、 ε^z は時間選好率を変動させる需要要因の変化など z に対するショックである。

推計に当たっては、まず(5)式を(1)式に代入し、(1)、(2)式を観測方程式、(3)、(4)、(6)式を状態方程式として、カルマン・フィルターによって、 y^* 、 g 、 z およびパラメータの値を求める。また、それらを(5)式に代入して r^* を算出する。わが国のデータを適用した推計結果は以下の通りである¹⁹。

【BOX 図表】 推計結果

パラメータ	推計値 (標準誤差)	パラメータ	推計値 (標準誤差)
α_1	0.71 (0.24)	c	0.70 (0.27)
α_2	0.04 (0.14)	ε^y の標準偏差	0.43 (0.19)
α_3	0.06 (0.04)	ε^π の標準偏差	1.43 (0.19)
β_1	0.19 (0.08)	ε^{y^*} の標準偏差	0.85 (0.11)
β_2	0.68 (0.16)	ε^g の標準偏差	0.15 (0.04)
β_3	2.41 (1.52)	ε^z の標準偏差	0.64
β_4	0.01 (0.01)		
β_5	0.01 (0.00)	MUE	$\lambda_z = 0.064$

(注) ε^z の標準偏差が0と推計される「pile-up」問題を回避するため、Median Unbiased Estimator(MUE)を用いて $\lambda_z \equiv (\varepsilon^z \text{の標準偏差} / \varepsilon^y \text{の標準偏差}) \alpha_3 / \sqrt{2}$ の値を事前に推計した上で、 ε^y の標準偏差と α_3 の推計値も用いて ε^z の標準偏差を計算した²⁰。

¹ 本レビューは、2016年9月に日本銀行より公表された『量的・質的金融緩和』導入以降の経済・物価動向と政策効果についての総括的な検証』の内容を補足するものである。

² 実質金利の計算は、予想物価上昇率として用いる系列に結果が依存する。図表1では、短期の予想物価上昇率として物価上昇率の実績値を、長期の予想物価上昇率としてエコノミストによる予想を、それぞれ近似的に用いている。

³ わが国の自然利子率を推計した先行研究としては、小田・村永[2003]、鎌田[2009]が先駆的である。とくに、鎌田[2009]は、本稿で取り上げる手法のいくつかを含め、様々な手法を用いて自然利子率の推計を行っている。

小田信行、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

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』12章、慶應義塾大学出版会

⁴ 具体的には、代表的個人を仮定したモデルにおいて、①異時点間代替率が1（実質金利が1%P変化した時に実質消費の成長率も1%P変化する状態）、②時間選好率が0（消費からの効用が今期と来期で無差別である状態）、にそれぞれ十分近いことなどが仮定される。議論の詳細については、小田・村永[2003]を参照。

⁵ 代表的個人を仮定したモデルでは、家計の最適化問題の結果、一人当たり消費の伸びと実質金利の裁定条件（オイラー方程式）が導かれる。このことを前提にすると、一人当たり潜在成長率を自然利子率の長期的な近似値とすることには一定の妥当性がある。もっとも、代表的個人を仮定しないモデル（例えば世代重複モデル）では、自然利子率は、人口構成の変化（若者と老人の比率の変化など）の影響を受ける可能性があり、人口動態との関係はより複雑になる。自然利子率と人口動態の関係については、例えば、下記の論文を参照。

平田渉[2012]「人口成長と経済成長：経済成長理論からのレッスン」、金融研究第31巻第2号、pp.121-162

⁶ テイラールールは名目金利の設定ルールであるが、一定の仮定のもとでは、物価上昇・需要超過に対して実質金利を自然利子率よりも高く設定し、物価下落・供給超過に対して実質金利を自然利子率よりも低く設定するような実質金利の設定ルールと読み替えることが可能である。

⁷ HP フィルターと BK フィルターは、それぞれ Hodrick and Prescott[1997]、Baxter and King[1999]により提案された手法である。両者の考え方の共通点や相違点については、鎌田[2009]を参照。

Hodrick, R. J. and E. C. Prescott[1997] “Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), pp.1-16.

Baxter, M. and R. G. King[1999] “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, 81(4), pp.575-593.

⁸ 推計に当たっては、名目短期金利として無担保コールレート（翌日物、1985年第2四半期以前は有担保コールレートから推計）、予想物価上昇率として消費者物価指数（総合除く生鮮食品・エネルギー、季節調整済・消費税調整済）前年比を用いた。また、HP フィルターにおけるスムーズ度、BK フィルターにおけるフィルターの長さや周期については鎌田[2009]と同じに設定した。推計期間は、1981年第1四半期～2016年第1四半期である。

⁹ Laubach and Williams[2003]を参照。構造方程式を前提に自然利子率を推計する他の方法としては、例えば、鎌田・廣瀬[2003]で導入された NAIO (Non-Accelerating Inflation Level of Output) ベ

ースの自然利子率や鎌田[2009]で提案された NAIRI (Non-Accelerating Inflation Rate of Interest) モデルなどが挙げられる。

Laubach, T. and J. C. Williams[2003] “Measuring the Natural Rate of Interest,” *Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp.1063-1070.

鎌田康一郎、廣瀬康生[2003]「潜在 GDP とフィリップス曲線を同時推計する新手法」、金融研究第22巻第2号、pp.13-34

¹⁰ この定式化においては、脚注4で挙げた自然利子率が潜在成長率で近似できるための2つの仮定を前提としていない。

¹¹ なお、Laubach と Williams の方法は、推計における初期値設定等に結果が依存することが知られており、本稿では鎌田[2009]における設定を基本的に踏襲した。その結果、同論文と概ね整合性な自然利子率の推計値が得られている。

¹² 今久保・小島・中島[2015a, b]を参照。

今久保圭、小島治樹、中島上智[2015a]「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
同[2015b]「均衡イールドカーブの概念と推移」、日銀リサーチラボ・シリーズ、No.15-J-3

¹³ ただし、Clark and Kozicki[2005]による提案を踏まえ、需給ギャップと潜在成長率を観測可能な変数として扱っており、フィリップス曲線に関する情報は用いていない。

Clark, T. E. and S. Kozicki[2005] “Estimating Equilibrium Real Interest Rates in Real Time,” *North American Journal of Economics and Finance*, 16(3), pp.395-413.

¹⁴ 推計に用いたモデルおよびデータは、今久保・小島・中島[2015a, b]と同じである（名目金利は JGB の 1、2、3、7、10、20 年物金利、予想物価上昇率は「コンセンサス・フォーキャスト」の期間別インフレ予想、需給ギャップと潜在成長率は日本銀行による推計値をそれぞれ使用）。推計期間は 1992 年第 3 四半期～2016 年第 1 四半期と、今久保・小島・中島[2015a, b]よりも 5 四半期延長されているが、モデルのパラメータの大きさや有意性に顕著な変化はみられなかった。このため、推計結果全体の掲載を省略し、IS 曲線の推計結果のみ示している。

¹⁵ 同様の傾向は、階段分布など異なる確率分布を仮定した場合にも観察された。こうした結果は、需給ギャップの変動において、「水準」ギャップの変動のみならず「傾き」ギャップの変動の寄与も相応に大きいことに対応していると考えられる。

¹⁶ この事実は、主な資金調達手段において、短中期ゾーンのウェイトが大きいことを反映していると考えられる。ただし最近では超長期債の発行が増加するなど、前例のない低金利環境のもとで企業の資金調達行動にも変化の兆しがみられている。これが金融構造の変化につながる場合は、金融緩和と効果の評価についても異なったものとなる可能性がある。

¹⁷ 本稿で紹介しなかった自然利子率の推計方法として、経済主体の最適化行動を前提とした動学的確率的一般均衡 (DSGE) モデルを用いた方法が挙げられる（わが国の推計例としては、鎌田[2009]、岩田・左三川ほか[2016]など）。この方法は、いわゆる「ルーカス批判」に対し頑健で、実務的にも自然利子率の変動をさまざまな種類の構造ショックに分解して説明可能というメリットがある。もっとも、経済行動をどのように定式化するかによって全く異なる推計結果が得られる場合も少なくない。

岩田一政、左三川郁子、日本経済研究センター[2016]『マイナス金利政策 3 次元金融緩和の効果と限界』、日本経済新聞出版社

¹⁸ 厳密には、本稿では、Laubach and Williams[2003]のモデルを小幅に修正した鎌田[2009]のモデルを採用している。

¹⁹ 推計に利用したデータは鎌田[2009]と同じである。具体的に産出量は実質 GDP (対数値)、一般物価上昇率は消費者物価指数(総合除く生鮮食品、1969年以前は総合除く季節商品、季節調整済・消費税調整済)前年比、輸入物価上昇率は輸入物価指数前年比、原油価格上昇率は貿易統計ベースの石油価格前年比、実質短期金利は無担保コールレート(翌日物、1985年第2四半期以前は有担保コールレートから推計)から1年後の一般物価上昇率のAR(3)モデルによる予測値を除いた系列、をそれぞれ使用した。推計期間は、1968年第4四半期～2016年第1四半期である。

²⁰ Median Unbiased Estimator については、Stock and Watson[1998]を参照。

Stock, J. H. and M. W. Watson[1998] “Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model,” *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), pp.349-358.

日銀レビュー・シリーズは、最近の金融経済の話題を、金融経済に関心を有する幅広い読者層を対象として、平易かつ簡潔に解説するために、日本銀行が編集・発行しているものです。

内容に関するご質問等に関しましては、日本銀行企画局政策調査課(代表 03-3279-1111)までお知らせ下さい。なお、日銀レビュー・シリーズおよび日本銀行ワーキングペーパー・シリーズは、<http://www.boj.or.jp>で入手できます。