



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

日本における市場分断・特定期間選好仮説の DSGEモデルによる検証 —ストック効果とフロー効果の定量比較を中心に—

須藤直*

nao.sudou@boj.or.jp

田中雅樹**

masaki.tanaka-2@boj.or.jp

No.18-J-9
2018年10月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便(株) 日本橋郵便局私書箱30号

* 企画局(現・金融研究所)

** 企画局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局(post.prd8@boj.or.jp)までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

日本における市場分断・特定期間選好仮説の DSGEモデルによる検証

—ストック効果とフロー効果の定量比較を中心に—*

須藤 直[†]、田中 雅樹[‡]

【要旨】

世界的金融危機以前の経済学では、「中央銀行の長期国債買入れは、長期金利に対して中立である」との見方が支配的であった。しかし、世界的金融危機を受けて主要中央銀行が大規模な長期国債買入れに踏み切る中で、国債市場における市場分断や特定期間選好の存在に着目し、「中央銀行の長期国債買入れが、ターム・プレミアムを通じて長期金利を押し下げる」との見方も増えている。本稿では、市場分断・特定期間選好を明示的に組み込んだDSGEモデルを、1980年代から2017年までの日本のデータを用いて推計し、日本銀行による長期国債買入れがターム・プレミアム、ひいては経済・物価に与える影響について、それが買入れた長期国債残高（ストック効果）を通じたものか、各期買入れるフローの規模（フロー効果）を通じたものかという点を中心に、定量的に分析した。分析の結果は、以下の3点にまとめられる。①市場分断・特定期間選好は有意に存在し、日本銀行による長期国債買入れは、ターム・プレミアムの押し下げを通じて、経済・物価へ緩和効果をもたらした。②こうしたターム・プレミアム押し下げ効果は、日本銀行による量的・質的金融緩和の導入以降、顕著に強まっており、2017年末時点で50~100bps程度となっている。③この押し下げ効果のうち9割以上がストック効果によるものであり、フロー効果の寄与は限定的である。本稿の分析は、長期国債買入れによるターム・プレミアム押し下げ効果について議論する際には、日本銀行が各期買入れるフローの大きさよりも、日本銀行が保有するストックの大きさの方が重要度が高いことを示唆する。

JEL 分類番号：C54、E43、E44、E52

キーワード：金融政策、ターム・プレミアム、動学的一般均衡モデル

* 本稿の作成に当たり、一上響氏、宇野淳氏、黒住卓司氏、小林悟氏、小林俊氏、白塚重典氏、戸辺玲子氏、長野哲平氏、西崎健司氏、丹羽文紀氏、吉羽要直氏および日本銀行でのセミナー参加者から有益なコメントを頂戴した。加藤直也氏、小枝淳子氏、福永一郎氏からは、金融機関の国債保有などに関するデータの提供を受けた。Vasco Cúrdia氏からは、分析コードの提供を受けた。また、高木梓里氏からは、本稿の作成過程において様々なご助力を頂いた。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿のあり得べき誤りは、全て筆者たち個人に属する。なお、本稿に示される内容や意見は、筆者たち個人に属するものであり、日本銀行および企画局の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画局（現・金融研究所、nao.sudou@boj.or.jp）

[‡] 日本銀行企画局（masaki.tanaka-2@boj.or.jp）

1 はじめに

経済理論では、中央銀行による長期国債の買入れは長期金利を押し下げ得るかという論点に関して、歴史的に「通説」が揺らいできた。まず、1960年代初頭までは、長期国債の買入れは、長期金利を押し下げるとの考え方が主流であった。例えば、ケインズは、大恐慌時にルーズベルト大統領に宛てた公開書簡において「FRB (連邦準備制度) が長期国債を購入して短期国債を売却するだけで、長期国債の金利は、2.5%かそれ以下に低下する」と述べている (Keynes, 1933)。この主張は、満期が異なる国債の代替性は不完全であるという、後に Tobin (1961, 1969) や Modigliani and Sutch (1966) によって提唱された考え方に馴染むものである。彼らによれば、長期国債の価格は、金利収益だけではなく、資産特性に応じた保有動機も反映することから、長期国債に対する需給が長期国債の価格に影響を与え得る。もっとも、こうした見方は、1960年代に米国において試みられた、短期国債を売り、長期国債を買入れることによって長期金利を押し下げようとするオペレーション・ツイストの有効性を巡る議論などを契機として一旦後退した¹。これに代わって、国債の代替性が完全であるとの前提のもとで、中央銀行による資産買入れは長期金利に対して中立であるとの考え方が台頭した²。この考え方は、金融政策を分析する際に広く用いられるニューケインジアン型の動学的確率的一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium、以下、DSGE) モデルにも引き継がれており、標準的な DSGE モデルでは、量的緩和は、将来の短期金利についての予想に影響を与えない限り、長期金利押し下げ効果を持たないとされる (Eggertsson and Woodford, 2003)。

しかし、世界的金融危機以降、こうした中立性の考え方も揺らいでいる。この背景には、主要中央銀行が、政策金利が下限に直面するもとの、長めの金利を低下させるため、非伝統的金融政策の一環として大規模な長期国債買入れを実施したことや、こうした大規模な買入れの開始以降、各国の長期金利がはっきりと低下していることがある³。具体的には、米国では Large Scale Asset Purchase (以下、LSAP)、ユーロ圏では Public Sector Purchase Programme、英国では Asset Purchase Facility が導入され、それぞれ、2.35兆ドル、1.99兆ユーロ、4,350億ポンド程度の長期国債が買入れられた⁴。Borio and Zabai (2016) によるサーベイで指摘されているように、こうした政策の効果を巡っては、多くの実証分析が蓄積されており、国債買入れが長期金利を低下させたという点についてはコン

¹ オペレーション・ツイストの有効性についても評価が揺らいでいる。同政策が行われた直後に行われた実証分析である Modigliani and Sutch (1966) は、FRBの長期国債買入れが、長短スプレッドの推移に対して、統計学的に有意な影響を与えなかったと報告している。これに対して、同政策に対する最近の研究である Swanson (2011) は、日次の高頻度データを用いて、長期国債買入れのアナウンスメントが、長期金利を小幅ではあるものの有意に押し下げたと報告している。

² Wallace (1981) は、市場の完備性が充たされるなどの一定の仮定のもとでは、中央銀行を含む統合政府部門のバランスシート構造が、生産量などマクロ経済変数に対して中立であることを理論的に示している。関連研究を含め、この点についてのより詳細な議論については、Borio and Zabai (2016) を参照のこと。

³ 例えば、Joyce et al. (2012) を参照。

⁴ 米国の値は、2014年10月末時点。ユーロ圏と英国は、2018年5月末時点。

センサスが形成されつつある。

日本においては、こうした非伝統的金融政策が他国に先駆けて導入されてきた。日本銀行は、2000年末の米国ITバブル崩壊を契機とする景気後退に対応するため、2001年には操作目標を当座預金残高とする、いわゆる「量的緩和政策」を導入した。世界的金融危機の後も、長引くデフレとの戦いの中で、2010年10月には包括的金融緩和を、2013年4月には量的・質的金融緩和(以下、QQE)を導入し、バランスシートを拡大させつつ、長めの金利の低下を促してきた⁵。特に、QQEにおいては、イールドカーブ全体を押し下げるといった観点から、長期国債の買入れ規模が従来と比べ大きなものになっている(図1(1))。そうしたもとの、長期国債発行残高に占める日本銀行保有分の割合(額面ベース)は、2012年末の11.5%から2017年末の43.2%へ顕著に上昇した(同図(2))。この間、長期金利は約70bps低下していることを踏まえると(同図(3))、QQEが長期金利を押し下げる効果を持ったことが示唆される。このような日本銀行による長期国債買入れが長期金利に与えた影響を巡っては、表1に示す通り、実証分析が蓄積されつつあり、このうちQQE期のデータを用いた幾つかの分析では、長期金利への押し下げ効果について肯定的な結果が報告されている⁶。

もっとも、「量的緩和の問題点は、現実には効果が認められる一方で、理論的には効果が説明できないことである」(Bernanke, 2014)という評価に象徴されるように、長期国債買入れが長期金利を押し下げているとしても、そのメカニズムが全て明らかになっている訳ではない。特に、長期国債買入れが、買入れた長期国債の残高(ストック効果)を通じて作用しているのか、あるいは各期買入れるフローの規模(フロー効果)を通じて作用しているのかという点は、それぞれの政策的含意が異なるだけに重要な論点の1つである。実際、金融資産の代替性が不完全であることを強調する理論に忠実に従うのであれば、長期金利を押し下げるのは、中央銀行によって市場から吸収されたストックの残高であり、市場から吸収されるスピードであるフローは固有の含意を持たない。しかし、実際にストック効果だけでなくフロー効果が存在することについては、D'Amico and King (2013)など、既存の実証研究で指摘されている。また、BIS (2017)も「経済学者の間での一般的な見解は、資産価格に対して影響するのはその残高(ストック)だということである。他方で、残高の変動(フロー)が影響する可能性もある」としており、この点についてのコンセンサスは、必ずしも形成されていないように見受けられる⁷。

⁵ 本稿では、QQEに「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」と「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」を含む。

⁶ 他方、鶴飼(2006)でまとめられている通り、Oda and Ueda (2007)など、2000年代前半までのデータを用いた実証分析では、長期国債の買入れの長期金利への波及は、短期金利の予想経路の変化を通じた効果に限定され、定量的に小さいと報告されている。こうした既存分析の推計結果の違いを踏まえると、長期国債買入れの効果を評価するうえでは、標本期間の選択が重要になると考えられる。本稿では、できるだけ恣意性を排するという観点から、QQE実施時期だけではなく、それ以前のデータも用いている。

⁷ このほか、例えば、長期国債買入れが市場参加者が持つ将来の短期金利の予想経路を変化させるといふ、いわゆるシグナリング経路の重要性の評価も論点となる。この点、Christensen and Rudebusch (2012)は、米国のLSAPの際の金利低下の多くは、期待成分の低下に基づくシグナリング経路に起因すると報告

こうした状況を踏まえ、本稿では、国債市場におけるターム・プレミアムを明示的に組み込んだ DSGE モデルを構築・推計することを通じて、日本銀行による日本の長期国債の買入れが長期金利、ひいては経済・物価に与える影響について、それがストック効果によるものかフロー効果によるものかという点を中心に、定量的に分析する。分析に DSGE モデルを用いることの最大の利点は、モデルが国債市場と財市場の双方を含んでいるため、両市場間の動態的な依存関係を描写できることである。また、フォワード・ルッキングな経済主体の意思決定を明示的にモデル化するため、長期国債買入れの実績値やアナウンスメントが、経済主体の意思決定にどのように影響を与え、ターム・プレミアムなどの変数に作用するかという点についても分析できるという利点も大きい。このように推計された DSGE モデルを用いて、長期国債買入れとターム・プレミアムや経済・物価の関係性について分析した研究は、現時点においては少なく、筆者たちの知る限り、米国のデータを用いた Andrés, López-Salido, and Nelson (2004) (以下、ALSN) および Chen, Cúrdia, and Ferrero (2012) (以下、CCF) があるのみである⁸。

本稿で用いている DSGE モデルは、ALSN (2004) および CCF (2012) を拡張したものであり、長期と短期の国債市場間の裁定が不完全であること(市場分断)⁹、家計が特定資産に対して効用を持つ結果、ターム・プレミアムが家計のバランスシートの規模や構成に依存すること(特定期間選好)¹⁰の2点を許容しているという点で、Smets and Wouters (2007) などの標準的な DSGE モデルとは異なっている。特定期間選好が存在することは、中央銀行による長期国債買入れがターム・プレミアムを通じて長期金利に影響を与え得ることを意味しており、また、市場分断が存在することは、こうしたターム・プレミアムの変動が、短期金利変動とは独立に、マクロ経済に影響を与え得ることを意味している。もっとも、市場分断や特定期間選好の存在を先験的に仮定している訳ではなく、1986年から2017年までのマクロ経済変数の時系列を用いて、これらに関するパラメータを推計することで、存在自体も検証している。

している一方、D'Amico and King (2013) や Gagnon et al. (2011) は同じく米国のデータを用いて分析し、主たる波及経路はターム・プレミアムの圧縮であったとしている。日本については、Fukunaga, Kato, and Koeda (2015) が期間構造モデルを用いて、ターム・プレミアムの圧縮を通じた効果が確認されたと報告している。

⁸ カリプレートされた DSGE モデルを用いて、長期国債買入れとターム・プレミアムや経済・物価の関係性について分析した研究には、Alpanda and Kabaca (2015)、Burlon et al. (2016)、Harrison (2012, 2017)、Kolasa and Wesolowski (2017) などがある。また、Katagiri and Takahashi (2017) は、CCF (2012) を基にした開放経済の DSGE モデルを構築し、日本と米国のデータを用いて推計しているが、ターム・プレミアムは外生変数として扱われている。

⁹ 市場分断仮説 (Market segmentation hypothesis) も、イールドカーブの形状を説明するために提唱された仮説である。同仮説のもとでは、短期と長期の国債市場の市場参加者の属性が異なる結果、市場間の裁定が不十分になり、両市場の金利が収束しにくくなる。言い換えると、各市場のショックが金利変動を通じて、それぞれの市場参加者の経済行動に対して別々に影響を与えることになる。

¹⁰ 特定期間選好仮説 (Preferred-habitat theory) は、Modigliani and Sutch (1966) において、イールドカーブの形状を説明するために提唱された仮説である。同仮説に従えば、長期金利は、将来の短期金利の期待値から構成される部分と、ターム・プレミアム部分からなり、更にターム・プレミアム部分は、金融資産間の不完全代替性によって、長期国債の需給の変動の影響を受ける。

本稿の結果を要約すると以下の3点である。第1に、市場分断・特定期間選好の双方が有意に存在することが確認された。このことは、日本の国債市場を分析した Fukunaga, Kato, and Koeda (2015) に報告されている通り、銀行、年金・保険など金融機関の種類による保有国債の満期構成の違いが、通時的にみられることと整合的である¹¹。上述の通り、特定期間選好が存在するという事は、日本銀行の長期国債買入れが、ターム・プレミアムを通じて長期金利を押し下げる効果を持ったことを意味し、また、市場分断が存在するという事は、こうしたターム・プレミアムの圧縮に伴う長期金利の低下が、短期金利とは独立に、景気を刺激したことを意味する。第2に、日本銀行の長期国債買入れによるターム・プレミアム圧縮効果は、日本銀行の長期国債保有残高が大幅に増加したQQE導入以降の局面で顕著に大きくなっており、2017年末時点ではターム・プレミアムを50~100bps程度押し下げていることが確認された。この結果を、GDP対比10%の長期国債買入れ当たりの効果に換算したうえで、前掲表1に示した先行研究の結果と比較すると、本稿の点推計値(14bps)は、先行研究による推計値(3~35bps)の中央値並みとなった。第3に、こうした押し下げ効果の9割以上がストック効果を通じたものであり、フロー効果は有意ではあるものの、その寄与は限定的であることが確認された。このような推計結果は、複数のフロー効果の定式化について頑健であった。

本稿の分析は、市場分断・特定期間選好仮説についての理論・実証分析と関連している。金融資産間の不完全代替性が資産価格やマクロ経済変数に与える理論的な含意については、古くはTobin (1961, 1969) や Modigliani and Sutch (1966)、近年ではALSN (2004)、Vayanos and Vila (2009) などで研究されているが、世界的金融危機以降、主要中央銀行が量的緩和を進めるもとの、定量的な分析も急速に蓄積されてきている。例えば、米国については、Gagnon et al. (2011)、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)、D'Amico and King (2013)、Li and Wei (2013)、CCF (2012)、欧州については、De Santis and Holm-Hadulla (2017)、英国については、Joyce and Tong (2012)、日本については、Fukunaga, Kato, and Koeda (2015) などが挙げられる。本稿は、分析の焦点という観点からは、ストック効果とフロー効果を高頻度データを用いて推計したD'Amico and King (2013) や Pelizzon et al. (2018) と近い。もっとも、同分析では、市場分断・特定期間選好に関わるパラメータのみを推計しているのに対し、本稿では、こうしたパラメータを、マクロ経済変数を用いて、実体経済に関する構造パラメータと同時推計している点に特徴がある。また、本稿の分析は、分析手法という観点からは、CCF (2012) のモデルを拡張したモデルを日本のデータを用いて推計しており、同論文との親和性が高い。CCF (2012) との主

¹¹ 図2(1)は、主体毎の満期別国債保有額を掲載している。ここで示されている通り、銀行等は、満期の短い国債を保有する傾向がある一方、年金・保険部門は、負債の満期が長いことから、長期国債を愛好する傾向がある。こうした傾向は時間を通じて安定的に観察される。同図(2)では、国債市場に占める銀行部門の割合と家計資産に占める預金の割合を示している。これによれば、金融機関側からみた短めの金利に紐づいて運用されている資金の比率である「国債の民間保有残高のうち銀行等の割合」は、均してみれば5割強となっている。他方、家計側からみた短めの金利に紐づいて運用されている資金の比率である「家計資産のうち預金の割合」は6割程度で推移している。両者の間に顕著な乖離は存在しない。

たる違いは、本稿では、ストック効果に加えてフロー効果もモデルに組み入れたうえで、両者の定量比較をしている点である。このほか、本稿は推計手法の面でも CCF (2012) と異なる。具体的には、ターム・プレミアムの変動と期待成分の変動を識別する観点から、モデルを推計する際に、Del Negro et al. (2017) に倣って、市場における短期金利の予測値を観察変数としていること、中央銀行による長期国債保有ルールについても推計を試みていること、が挙げられる。

本稿は、5 節から構成されている。2 節では、モデルの概要を記述する。3 節では、推計手法を記述したうえで、主要な推計結果を報告している。4 節では、複数のフロー効果に関連する定式化のもとでモデルを推計し、定式化の違いが、どの程度、推計結果に影響を及ぼすかを検証している。5 節は、まとめである。

2 モデルの概要

本稿のモデルは、ALSN (2004) と CCF (2012) の枠組みを用いつつ、これらのモデルで採用されている長期国債の取引費用についての定式化を変更したものである。経済は、家計部門、企業部門、政府部門から構成される。企業部門は標準的なニューケインジアン型のモデルの設定と同様である。一方で、家計部門と政府部門、とりわけ中央銀行についての定式化は標準的なモデルとは異なる。より具体的には、Smets and Wouters (2007) のような標準的なニューケインジアン型の DSGE モデルと比較した場合、本稿のモデルは以下の 5 つの点で特徴がある。

1. 国債市場は、短期国債市場と長期国債市場からなり、長期国債の利回りは、短期国債の利回りである短期金利の期待値とターム・プレミアムの和からなる。定常状態において、ターム・プレミアムは、正の値を取る¹²。
2. 家計部門には、標準家計と長期運用家計が存在し、標準家計は短期国債と長期国債の双方に投資できる一方、長期運用家計は長期国債にのみ投資できる。もっとも、標準家計が長期国債を保有する際には取引費用を支払う必要があるが、長期運用家計が長期国債を保有する際には取引費用は発生しない。標準家計と長期運用家計の割合は、それぞれ ω と $1 - \omega$ である。
3. ターム・プレミアムの大きさは、標準家計が長期国債を取引する際に支払う取引費用の関数となっている。この取引費用は、家計が保有する長期国債や預金の規模やその変化率の関数になっている。

¹² ターム・プレミアムの定常値が 0 であると仮定している CCF (2012) と異なり、本稿では、ターム・プレミアムの定常値は正としている。これは、標本期間における日本の短期金利と長期金利の差は、平均的に正であり、その一部はターム・プレミアムだと考えられているためである。

4. 金融政策について、中央銀行は短期金利だけではなく、長期国債の買入れも操作変数として用いる。
5. 金融政策について、Laseen and Svensson (2011) や Del Negro et al. (2017) と同様に、将来の短期金利に関する、予期された金融政策ショックが存在する。

ここで、1~3が市場分断・特定期間選好に関する設定となる。5は、本稿の分析対象期間の多くが、日本において将来の短期金利に対するコミットメントが実施されていた時期であったことを踏まえた設定である。すなわち、ターム・プレミアムの変動と期待成分の変動をより正確に識別するためには、将来の短期金利に対するコミットメントによる短期金利予想の変動を明示的に考慮したモデルを選択する必要がある。本稿のモデルは、3と5の点でCCF (2012) と異なる。3について、CCF (2012) では、取引費用は、家計が保有する長期国債の規模のみの関数となっている。また、CCF (2012) では、5のような予期された金融政策ショックを組み込んでいない。

本節では、モデルのうち、上記の5点に関連する部分について説明する。モデルの包括的な説明については、補論Aを参照されたい。

2.1 家計部門

経済には、標準家計と長期運用家計が存在し、それぞれが $h^u, h^r \in [0, 1]$ でインデックス化された家計群からなる。なお、以下では特に断りがない限り、標準家計(長期運用家計)に関する変数 X_t を $X_t^u (X_t^r)$ と表記する。それぞれの家計は、労働 ($N_t^j (h^j)$) を供給し、労働所得 ($W_t (h^j) N_t^j (h^j)$) を得る一方で、消費財 ($C_t^j (h^j)$) を消費する ($j \in \{u, r\}$)。家計部門は、経済における全ての企業を所有しており、企業の利潤は、全ての家計に等しく配当 (div_t) として分配される。このほか、政府に対しては、税 ($T_t^j (h^j)$) を支払う。ALSN (2004) に倣い、標準家計は預金保有 ($M_t^u (h^u)$) のほか、短期国債 ($B_t (h^u)$) と長期国債 ($B_t^{L,u} (h^u)$) に投資でき、長期運用家計は、預金 ($M_t^r (h^r)$) のほかには、長期国債 ($B_t^{L,r} (h^r)$) のみに投資できると仮定する。ただし、標準家計は長期国債に投資する際、取引費用 (ζ_t) を支払う必要がある。

標準家計の最適化問題

標準家計は、消費 ($C_{t+s}^u (h^u)$)、実質預金残高 ($M_{t+s}^u (h^u) / P_{t+s}$) から効用を得る一方、労働 ($N_{t+s}^u (h^u)$) から不効用を得る。同家計が直面する最適化問題は、以下の目的関数を予算制約式を充たすように最大化することである。

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left\{ a_{t+s}^u \left[\begin{array}{c} U_{t+s} (h^u) + \phi_m V_{t+s} (h^u) \\ - \frac{(N_{t+s}^u (h^u))^{1+\nu_n}}{1+\nu_n} \end{array} \right] - H_{t+s} (h^u) \right\} \quad (1)$$

ここで、 E_t は期待値オペレータ、 a_t^u は標準家計に発生する選好ショック、 ϕ_m は預金保有に関する効用のウエイト、 ν_n は労働供給の弾力性の逆数である。なお、消費からの効用 ($U_t(h^u)$)、預金保有からの効用 ($V_t(h^u)$)、預金保有量 ($M_t^u(h^u)$) の変動に対する効用コスト ($H_t(h^u)$) は、それぞれ以下の式で定義される。

$$U_t(h^u) \equiv \frac{1}{1-\sigma_u} \left(\frac{C_t^u(h^u)}{Z_t} - h \frac{C_{t-1}^u(h^u)}{Z_t} \right)^{1-\sigma_u}$$

$$V_t(h^u) \equiv \frac{1}{1-\nu_m} \left(\frac{M_t^u(h^u)}{P_t Z_t} \right)^{1-\nu_m}$$

$$H_t(h^u) \equiv \frac{d}{2} \left\{ \begin{array}{l} \exp \left[c \left\{ \frac{M_t^u(h^u)/(P_t Z_t)}{M_{t-1}^u(h^u)/(P_{t-1} Z_{t-1})} - 1 \right\} \right] \\ + \exp \left[-c \left\{ \frac{M_t^u(h^u)/(P_t Z_t)}{M_{t-1}^u(h^u)/(P_{t-1} Z_{t-1})} - 1 \right\} \right] - 2 \end{array} \right\}$$

ここで、 P_t は消費財価格、 Z_t は技術水準、 σ_u 、 h 、 ν_m 、 c 、 d は、パラメータである。各期の予算制約式は、次式で与えられる。

$$P_t C_t^u(h^u) + M_t^u(h^u) + \frac{B_t(h^u)}{1+i_t} + (1+\bar{\zeta})(1+\zeta_t) P_t^L B_t^{L,u}(h^u)$$

$$\leq (1+i_t^d) M_{t-1}^u(h^u) + B_{t-1}(h^u) + (1+i_t^L) P_t^L B_{t-1}^{L,u}(h^u) + W_t(h^u) N_t^u(h^u) - T_t^u(h^u) + div_t$$

i_t は名目短期金利、 P_t^L は長期国債の t 期における価格、 i_t^d は名目預金金利、 i_t^L は名目長期金利である。

長期運用家計の最適化問題

長期運用家計の最適化問題も、以下の目的関数を予算制約式を充たすように最大化することである。

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left\{ a_{t+s}^r \left[\begin{array}{l} U_{t+s}(h^r) + \phi_m V_{t+s}(h^r) \\ - \frac{(N_{t+s}^r(h^r))^{1+\nu_n}}{1+\nu_n} \end{array} \right] - H_{t+s}(h^r) \right\} \quad (2)$$

ここで、 a_t^r は長期運用家計に発生する選好ショックである。また、長期運用家計についての $U(\cdot)$ 、 $V(\cdot)$ 、 $H(\cdot)$ の関数形は、標準家計のものと同様であると仮定する。各期の予算制約式は、以下の通りである。

$$P_t C_t^r(h^r) + M_t^r(h^r) + (1+\bar{\zeta}) P_t^L B_t^{L,r}(h^r)$$

$$\leq (1+i_t^d) M_{t-1}^r(h^r) + (1+i_t^L) P_t^L B_{t-1}^{L,r}(h^r) + W_t(h^r) N_t^r(h^r) - T_t^r(h^r) + div_t$$

労働供給

家計 h^u 、 h^r は、労働力 ($N_t^u(h^u)$ 、 $N_t^r(h^r)$) に対する需要関数を所与としたうえで、自身の名目賃金を決定する。ただし、名目賃金には、Calvo 型の粘着性があるものとし、各

期、 $1 - \zeta_w \in (0, 1)$ の割合の家計が、次の効用関数を最大化するように、最適な名目賃金 ($W_t^*(h^u)$ 、 $W_t^*(h^r)$) を設定する。

$$\max_{W_t^*(h^j)} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \zeta_w)^s \left[MUC_{t+s}^j(h^j) W_t^*(h^j) N_{t+s}^j(h^j) - a_{t+s}^j \frac{(N_{t+s}^j(h^j))^{1+\nu_n}}{1+\nu_n} \right] \quad (3)$$

$$\text{s.t. } N_{t+s}^j(h^j) = \left(\frac{W_t^*(h^j)}{W_{t+s}} \right)^{-\frac{1+\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}}} N_{t+s} \quad (4)$$

ただし、 $MUC_t^j(h^j)$ ($j = u, r$) は、消費の限界効用であり、下式で定義される。

$$\begin{aligned} MUC_t^j(h^j) &\equiv \frac{\partial U_t(h^j)}{\partial C_t^j(h^j)} \quad (5) \\ &= \frac{a_t^j}{Z_t} \left(\frac{C_t^j(h^j)}{Z_t} - h \frac{C_{t-1}^j(h^j)}{Z_t} \right)^{-\sigma_j} - \beta h E_t \left[\frac{a_{t+1}^j}{Z_{t+1}} \left(\frac{C_{t+1}^j(h^j)}{Z_{t+1}} - h \frac{C_t^j(h^j)}{Z_{t+1}} \right)^{-\sigma_j} \right] \end{aligned}$$

なお、 $\zeta_w \in (0, 1)$ の割合の残りの家計については、最適な名目賃金を設定することはできず、定常状態におけるインフレ率 (Π_{ss}) と技術進歩率 (e^γ) の和と同率だけ名目賃金を機械的に上昇させると仮定する (名目賃金のインデクセーション)。

2.2 政府部門

政府部門は、中央銀行と政府から構成される。

中央銀行

中央銀行は、インフレ率 (Π_t) を参照しつつ、短期金利 (i_t) を設定する。具体的には、次のような金利のスムージング付きのテイラー・ルールに従う。

$$\frac{1 + i_t}{1 + i_{ss}} = \left(\frac{1 + i_{t-1}}{1 + i_{ss}} \right)^{\rho_r} \left[\left(\frac{\Pi_t}{\Pi_{ss}} \right)^{\rho_\Pi} \right]^{1-\rho_r} \exp(\epsilon_{r,t}) \quad (6)$$

ただし、 Π_t はグロスのインフレ率 (すなわち $\Pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$)、 i_{ss} と Π_{ss} は、それぞれ定常状態における名目短期金利、グロスのインフレ率である¹³。また、 $\rho_r \in (0, 1)$ は金融政策ルール of 金利スムージング・パラメータであり、 ρ_Π は同ルールのインフレ率に対するウエイトである。 $\epsilon_{r,t}$ はテイラー・ルールに対するショックであり、予期されないショックと予期されたショックから構成される。

$$\epsilon_{r,t} = \epsilon_{r,t} + \epsilon_{r,1,t-1} + \epsilon_{r,2,t-2} + \dots + \epsilon_{r,\bar{S},t-\bar{S}}$$

$\epsilon_{r,t}$ は t 時点における予期されないショックである。これらのショックは i.i.d. 過程に従い、ショックの発生と規模については t 時点の期初までは予期されていない。 $\epsilon_{r,s,t-s}$ ($s = 1, 2, \dots, \bar{S}$)

¹³ 以下、ネットのインフレ率を π_t と表記する。すなわち、 $\pi_t \equiv \Pi_t - 1$ である。

は、 t 時点に発生する予期されたショックである。これらのショックについては、経済主体は、このショックが t 時点で発生することとその規模について、既に $t - s$ 時点で知らされていると仮定する。こうした予期されたショックについては、Laseen and Svensson (2011) や Del Negro et al. (2017)、あるいは日本の自然利子率を推計した Okazaki and Sudo (2018) に倣ったものである。

また、中央銀行は、公開市場操作によって長期国債の買入れを行う。中央銀行の長期国債保有ルールは、次のような自己回帰過程を取ると仮定する。

$$\log \left(\frac{P_t^L B_t^{L,CB}}{P_t Z_t} \right) = (1 - \rho_{QE}) \log \left(\frac{P_{ss}^L B_{ss}^{L,CB}}{P_{ss} Z_{ss}} \right) + \rho_{QE} \log \left(\frac{P_{t-1}^L B_{t-1}^{L,CB}}{P_{t-1} Z_{t-1}} \right) + \varepsilon_{QE,t} + v_{QE,t} \quad (7)$$

$$v_{QE,t} = \rho_{u,QE} v_{QE,t-1} + u_{QE,t}$$

ここで、 $B_t^{L,CB}$ は中央銀行の長期国債保有量、 $\rho_{QE} \in (0, 1)$ は長期国債保有に関する自己回帰係数、 $P_{ss}^L B_{ss}^{L,CB} / (P_{ss} Z_{ss})$ は定常状態における中央銀行の長期国債保有額である。長期国債買入れショックとしては、慣性がない i.i.d. のショック ($\varepsilon_{QE,t}$ 、以下、一時的なショック) と、慣性を持ったショック ($u_{QE,t}$ 、以下、持続的なショック) の 2 種類のショックが発生すると想定している。 $\rho_{u,QE} \in (0, 1)$ は、持続的なショックに関する自己回帰係数である。中央銀行による長期国債買入れでは、実際の買入れに先行して、買入れの額や時期・条件に関する情報発信が行われている。かつ、買入れは一度に実施される訳ではなく、一定の期間に均される形で行われている。持続的なショックでは、こうした長期国債買入れに関わる実務的な特徴を捉えることを企図している¹⁴。

中央銀行が公開市場操作を行う際には、対価として預金を供給するものと仮定する¹⁵。

$$P_t^L B_t^{L,CB} = M_t \equiv \omega M_t^u + (1 - \omega) M_t^r \quad (8)$$

政府

政府は、税収、長期国債と短期国債の発行、中央銀行からの所得移転によって、支出を賄う。政府の予算制約式は、

$$\frac{B_t}{1 + i_t} + P_t^L B_t^L + T_t + \xi_t \geq G_t + B_{t-1} + (1 + i_t^L) P_t^L B_{t-1}^L \quad (9)$$

¹⁴ 持続的なショック ($u_{QE,t}$) は、 t 期に生じると、 $t + 1$ 期以降においても長期国債買入れが発生することを意味することから、その後の長期国債買入れの推移に関して、一時的なショックと比べてより強いアナウンスメント効果を持つ。

¹⁵ 本稿では、それぞれの家計について対称均衡を仮定する。この結果、標準家計および長期運用家計に属する h^u 、 h^r の消費や預金保有量などは、それぞれ等しくなる。以下では、2 種類の家計についての変数 X を下記のように表記する。

$$X_t^u \equiv X_t^u(h^u), X_t^r \equiv X_t^u(h^r)$$

である。ここで、税収 (T_t) は、以下のように定義される。

$$T_t \equiv \omega T_t^u + (1 - \omega) T_t^r$$

また、中央銀行からの所得移転 (ξ_t) は、以下のように定義される。

$$\xi_t \equiv M_t - (1 + i_{t-1}^d) M_{t-1} - P_t^{L,CB} B_t^{L,CB} + (1 + i_t^L) P_t^{L,CB} B_{t-1}^{L,CB}$$

政府支出および長期国債の発行は、それぞれ次のような自己回帰過程のルールに従うと仮定する。

$$\log \left(\frac{G_t}{P_t Z_t} \right) = (1 - \rho_g) \log \left(\frac{G_{ss}}{P_{ss} Z_{ss}} \right) + \rho_g \log \left(\frac{G_{t-1}}{P_{t-1} Z_{t-1}} \right) + \varepsilon_{g,t} \quad (10)$$

$$\log \left(\frac{P_t^L B_t^L}{P_t Z_t} \right) = (1 - \rho_{bL}) \log \left(\frac{P_{ss}^L B_{ss}^L}{P_{ss} Z_{ss}} \right) + \rho_{bL} \log \left(\frac{P_{t-1}^L B_{t-1}^L}{P_{t-1} Z_{t-1}} \right) + \varepsilon_{bL,t} \quad (11)$$

ここで、 G_t は政府支出、 B_t^L は長期国債発行残高、 $\rho_g \in (0, 1)$ 、 $\rho_{bL} \in (0, 1)$ はそれぞれ政府支出、長期国債発行に関するスムージング・パラメータ、 $\varepsilon_{g,t}$ および $\varepsilon_{bL,t}$ はそれぞれ政府支出、長期国債発行ショックである。また、 $G_{ss}/(P_{ss} Z_{ss})$ と $P_{ss}^L B_{ss}^L/(P_{ss} Z_{ss})$ は、定常状態における政府支出、長期国債発行残高である。

2.3 長期国債

ターム・プレミアム

標準的な DSGE モデルにおいては、長期金利の水準は、将来の短期金利の期待値によってのみ決定される。すなわち、満期 T 四半期の長期金利を i_t^T とすると以下の式が成立する。

$$\hat{i}_t^T = \frac{1}{T} \sum_{s=0}^{T-1} E_t \hat{i}_{t+s}$$

なお、 \hat{i}_t^T および \hat{i}_t は、それぞれの変数の定常値からの乖離である。

これに対し、本稿のモデルや、ALSN (2004) や CCF (2012) のモデルでは、標準家計が長期国債を保有・取引する際に取引費用 (ζ_t) を支払う必要があることから、長期金利 (i_t^L) の水準は将来の短期金利 (i_t) の期待値から乖離し、ターム・プレミアムが生じる。 $i_t^{L,EH}$ を長期国債の取引費用が存在しない仮想的な経済における長期金利であるとすると、ターム・プレミアム (TP_t) は、1 次近似では、実際の長期金利 (i_t^L) とこの仮想的な長期金利 ($i_t^{L,EH}$) の差として計算される¹⁶。

$$TP_t \equiv \hat{i}_t^L - \hat{i}_t^{L,EH} = \frac{1}{D} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{D-1}{D} \right)^s E_t \hat{\zeta}_{t+s} \quad (12)$$

¹⁶ この式の導出については、CCF (2012) を参照。

ここで、 \hat{i}_t^L 、 $\hat{i}_t^{L,EH}$ および $\hat{\zeta}_t$ は、それぞれの変数の定常値からの乖離、 D は両債券の定常状態におけるデュレーションである。この式は、 t 期のターム・プレミアムは、今期から将来にかけての長期国債の取引費用の加重和を取ったものであることを示している。

取引費用

各期に発生する取引費用 (ζ_t) は、先行研究に倣い、家計が保有する資産の規模や構成の関数であると考えられる。この関数について、ALSN (2004) では、家計の流動性選好に由来する心理的な制約を表象しているとし、両家計が保有する長期国債 (リスク資産) の和が、両家計が保有する貨幣残高 (安全資産) に比して小さくなると、長期国債への需要が増加し取引費用が減少する形になっている。また、CCF (2012) では、両家計が保有する長期国債の和が、両家計が保有する短期国債の和に比して小さくなると、取引費用が減少する形になっている。ここでは、両分析の定式化をより一般化し、流動性選好の度合いが標準家計と長期運作家計で異なるとの考え方に立ったうえで、それぞれの家計が保有する預金残高と、家計が保有する長期国債残高が取引費用 (ζ_t) に影響を与えると仮定する¹⁷。また、ストック効果に加えて、フロー効果を捕捉する観点から、それぞれの伸び率も取引費用 (ζ_t) に影響を与えると仮定する。具体的な関数形は、以下の通りである。

$$1 + \zeta_t \equiv \left[\left(\frac{P_t^L B_t^{L,P} / (P_t Z_t)}{P_{ss}^L B_{ss}^{L,P} / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{\tau_1} \left(\frac{M_t^u / (P_t Z_t)}{M_{ss}^u / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_2} \left(\frac{M_t^r / (P_t Z_t)}{M_{ss}^r / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_3} \right] \left[\left(\frac{P_t^L B_t^{L,P} / (P_t Z_t)}{P_{t-1}^L B_{t-1}^{L,P} / (P_{t-1} Z_{t-1})} \right)^{\tau_4} \left(\frac{M_t^u / (P_t Z_t)}{M_{t-1}^u / (P_{t-1} Z_{t-1})} \right)^{-\tau_5} \left(\frac{M_t^r / (P_t Z_t)}{M_{t-1}^r / (P_{t-1} Z_{t-1})} \right)^{-\tau_6} \right] \exp(\zeta_t^{ex}) \quad (13)$$

なお、 $\tau_i > 0$ 、 $i \in \{1, 2, \dots, 6\}$ は、それぞれの変数に係る弾性値、また、 $P_{ss}^L B_{ss}^{L,P} / (P_{ss} Z_{ss})$ 、 $M_{ss}^u / (P_{ss} Z_{ss})$ 、 $M_{ss}^r / (P_{ss} Z_{ss})$ は、定常状態における家計の長期国債保有残高、標準家計の預金残高、長期運作家計の預金残高である。なお、 ζ_t^{ex} は、外生的な要因による取引費用の変動を表し、次の自己回帰過程に従うと仮定する。

$$\zeta_t^{ex} = \rho_\zeta \zeta_{t-1}^{ex} + \varepsilon_{\zeta,t} \quad (14)$$

以下では、(13) 式のうち、 τ_i ($i \in \{1, 2, 3\}$) が係る項の寄与をストック効果と呼び、 τ_i ($i \in \{4, 5, 6\}$) が係る項の寄与をフロー効果と呼ぶ。こうした2つの効果についての定式化は、先行研究である D'Amico and King (2013) における分類に概ね沿ったものである。すなわち、同論文では、ストック効果を「(国債に対する) 需要曲線に沿った国債価格の持続的な反応」、フロー効果を「実際の国債買入れに対する国債価格の反応であり、国債の流動性の低下や価格発見機能などの市場機能の低下などを反映している可能性があるもの」と概念整理したうえで、実際にそれぞれの効果を推計する際には、それぞれ「特定期

¹⁷ 取引費用の形状について、ALSN (2004) では最適化条件から導出されたものであるのに対して、CCF (2012) は関数形自体を仮定している。本稿の取り扱いも、CCF (2012) に倣ったものになっている。

間中における中央銀行の国債買入れの累計が、同期間中の国債価格の累積変化幅に与えた影響」、「特定の取引日における中央銀行の国債買入れが、同日の国債価格に与えた影響」という定式化で推計している。(12)式と(13)式のもとでのストック効果は、中央銀行によって買入れられた国債が保有され続ける限りにおいて、 τ_i ($i \in \{1, 2, 3\}$)の項を通じてターム・プレミアム(TP_t)に影響を与え続けるため、持続的な効果と言え、こうした整理と整合的である。また、 τ_i ($i \in \{4, 5, 6\}$)の大きさを定まるフロー効果については、家計が保有する長期国債の残高($P_t^L B_t^{L,P}$)が変化する限りにおいてはターム・プレミアム(TP_t)に影響を与え続けるが、これが一定になるとその影響は消失するため、一時的な効果と言え、同じく整合的であると考えられる。

長期国債市場の市場均衡

長期国債の供給者は政府であり、需要者は2種類の家計と中央銀行である。このため、全ての期 t において、以下の式が成立する。

$$B_t^L = B_t^{L,CB} + B_t^{L,P} = B_t^{L,CB} + (\omega B_t^{L,u} + (1 - \omega) B_t^{L,r})$$

2.4 金融政策ショックの波及

本稿のモデルにおける3種類の金融政策ショック 予期せざる短期金利の変動($\varepsilon_{r,t}$)、予期された短期金利の変動($\varepsilon_{r,s,t}$)、長期国債買入れの変動($\varepsilon_{QE,t}$ および $u_{QE,t}$) は、2種類の家計に対して異なる影響を与え、マクロ経済に対して異なる含意を持つ。この点を確認するために、標準家計と長期運用家計の消費行動について異時点間代替の最適化条件を導くと、以下の式がそれぞれ得られる。なお、ここでは、簡単化のため、技術進歩率ショックを捨象するほか、 $t-1$ 期以前には、予期されたショックは発生していないと仮定する。また、 $\rho_r = 0$ と置く。

$$\begin{aligned} \widehat{MUC}_t^u &= \sum_{s=0}^{\infty} E_t [\widehat{i}_{t+s}] - \sum_{s=1}^{\infty} E_t [\widehat{\pi}_{t+s}] \\ &= \sum_{s=0}^{\infty} E_t [\varepsilon_{t+s}] + \sum_{s=0}^{\infty} \sum_{k=1}^{\bar{S}} E_t [\varepsilon_{r,k,t+s-k}] + \rho_{\Pi} \widehat{\pi}_t + (\rho_{\Pi} - 1) \sum_{s=1}^{\infty} E_t [\widehat{\pi}_{t+s}] \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned}
\widehat{MUC}_t^r &= \sum_{s=0}^{\infty} E_t [\widehat{i}_{t+s}^L] - \sum_{s=1}^{\infty} E_t [\widehat{\pi}_{t+s}] \\
&= \sum_{s=0}^{\infty} \left[\frac{1}{D} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{D-1}{D} \right)^j E_t \widehat{i}_{t+s+j} + E_t \widehat{TP}_{t+s} \right] - \sum_{s=1}^{\infty} E_t [\widehat{\pi}_{t+s}] \\
&= \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{D} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{D-1}{D} \right)^j E_t [\varepsilon_{t+s}] + \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{D} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{D-1}{D} \right)^j \sum_{k=1}^{\bar{s}} E_t [\varepsilon_{r,k,t+s+j-k}] \\
&\quad + \sum_{s=0}^{\infty} E_t [\widehat{TP}_{t+s}] + \sum_{s=0}^{\infty} \left[\frac{1}{D} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{D-1}{D} \right)^j E_t (\rho_{\Pi} \widehat{\pi}_{t+s+j}) \right] - \sum_{s=1}^{\infty} E_t [\widehat{\pi}_{t+s}] \quad (16)
\end{aligned}$$

ここで、 \widehat{MUC}_t^u 、 \widehat{MUC}_t^r 、 $\widehat{\pi}_t$ 、 \widehat{TP}_t は、家計の消費から得られる限界効用、インフレ率、ターム・プレミアムのそれぞれの定常値からの乖離である。(15)式、(16)式の第1項と第2項は、それぞれ予期せざる短期金利ショックと予期された短期金利ショックの限界効用への影響、長期運用家計に関する(16)式の第3項は長期国債買入れショックの限界効用への影響を表す。足もとの限界効用が足もとの消費量(C_t^u 、 C_t^r)の減少関数であるとの想定のもとでは、右辺への正のショックは消費量(C_t^u 、 C_t^r)を押し下げる方向で作用する。式から明らかな通り、短期金利ショックについては、第1項と第2項を通じて双方の家計に同じような形で伝播する¹⁸。これに対して、長期国債買入れの効果は一義的には(16)式の第3項を通じて長期運用家計のみに伝播する。もっとも、長期国債買入れの効果は、長期運用家計の支出行動を変化させ、それがマクロ経済変数へ波及することを通じて、標準家計にも影響を与える。この点は、両式においてインフレ率($\widehat{\pi}_t$)が含まれていることから確認できる。

経済全体での標準家計と長期運用家計の割合は、それぞれ ω と $1-\omega$ であり、マクロ経済全体の消費量(C_t)は、以下の式で表現される。

$$C_t = \omega C_t^u + (1 - \omega) C_t^r \quad (17)$$

このため、他の条件を一定とすれば、標準家計の割合(ω)が小さいほど、ターム・プレミアム(TP_t)が変動することのマクロ経済への波及は大きくなると考えられる。

3 推計方法と主要な結果

3.1 推計方法

推計方法は、Smets and Wouters (2007) などの標準的な中規模 DSGE モデルを用いた先行研究と同様に、ベイズ法である。推計に用いる観察変数は、(1) 実質 GDP、(2) 消費

¹⁸ ただし、(5)式に示されている通り、両家計の異時点間代替の弾力性 σ_u^{-1} 、 σ_r^{-1} は異なっており、同じ大きさの短期金利ショックが生じたとしても、必ずしも消費の変動が同じになる訳ではない。

者物価指数(生鮮食品を除く総合)、(3) 実質民間消費支出、(4) 実質民間設備投資、(5) 実質賃金(労働投入1単位当たり)、(6) 労働投入量、(7) 名目短期金利、(8) 名目長期金利、(9) 日本銀行が保有する長期国債(実質)、(10)~(13)3、6、9、12か月先の名目短期金利の予想の13系列である。推計期間は、名目長期金利のデータが利用可能な1986年第3四半期から2017年第4四半期までである¹⁹。もっとも、日本銀行が保有する長期国債および名目短期金利の予想は、標本期間の一部が欠損している。観察変数は全て、図3に示している²⁰。

系列(1)、(3)、(4)は、内閣府『国民経済計算』のデータに基づいて作成している。系列(5)は、『国民経済計算』の雇用者報酬を系列(6)で除すことで、労働投入1単位当りに換算している。また、系列(6)は、『労働力調査』の就業者数と『毎月勤労統計調査』の総実労働時間指数を乗じることで作成している。系列(7)は無担保翌日物コールレート、系列(8)は10年物国債利回りである。系列(9)は、日本銀行が公表している『日本銀行が保有する国債の銘柄別残高』のデータから、残存期間が1年超の銘柄の残高を合計して作成している^{21, 22}。系列(10)~(13)は、翌日物金利スワップ(Overnight Index Swap、OIS)のデータを基に作成している。具体的には、Okazaki and Sudo (2018)に倣い、OISの3か月物、6か月物、1年物、2年物のそれぞれのスポットレートから、3か月物、6か月物、9か月物、12か月物(1年物)、15か月物の疑似的なスポットレートを線形補間により算出し、そのうえで、将来の名目短期金利の予想をフォワードレートとして算出している。

系列(7)~(13)は、短期金利操作、将来の短期金利に対するコミットメント、長期国債買入れという、分析期間中に用いられた金融政策の3つの政策手段の効果を網羅的に捕捉し、それぞれを識別するために用いている。日本銀行は、1990年後半までは短期金利のみを政策手段として用いていたが、1999年以降、短期金利をゼロ近傍まで引き下げる一方で、将来の短期金利に対するコミットメントを度々行っている。加えて、2001年以降は、量的緩和、包括的金融緩和、QQEにおいて、資産買入れも積極的に行っている。日本銀行による長期国債買入れがターム・プレミアムに与えた影響を識別するためには、観察不可能なターム・プレミアムを、将来の名目短期金利の予想の情報が含まれている名目長期金利のデータから推計する必要がある。系列(7)、(8)に加えて、系列(10)~(13)を明示的に観察変数として用いることで、ターム・プレミアム(TP_t)をより正確に推計できる。

推計にあたっては、まず、モデルの各変数について、それらのトレンドで除すことで定常化している。具体的には、実質GDP(Y_t)などの実質変数については、技術水準(Z_t)で

¹⁹ 系列(1)、(3)、(4)、(6)、(9)は、『労働力調査』の生産年齢人口(15歳以上65歳未満)1人当たりの系列。系列(1)、(3)~(5)、(9)は、消費者物価指数(生鮮食品を除く総合)を用いて実質化している。系列(2)については、消費税の導入および税率引き上げの影響を調整している。

²⁰ 図3では、観察変数の推移を前年比ないしは年率値で示しているが、推計では、系列(1)~(6)と(9)については季節調整済前期比を、系列(7)、(8)、(10)~(13)については四半期換算値の水準を用いている。

²¹ ただし、変動利付国債と物価連動国債を除く。

²² ALSN (2004) および CCF (2012) では、系列(9)に対応する「量」を表象する観察変数として、それぞれマネタリー・ベース、市場に流通する長期国債と短期国債の残高の比率を用いている。

除すことにより、長期国債発行残高 (B_t^L) などの名目変数については、技術水準 (Z_t) と物価水準 (P_t) で除すことによりトレンドを除いている。次に、Smets and Wouters (2007) などに倣い、ベイズ推計を実施している。具体的には、上述のモデルの均衡条件を状態空間モデルで表現し、カルマン・フィルタを用いて尤度関数を導出する。そして、尤度関数とパラメータの事前分布を組み合わせ、事後分布の密度関数を数値的に算出している。この過程では、Metropolis-Hastings (MH) アルゴリズムを使用している。MH アルゴリズムによる乱数発生回数は 20 万回とし、そのうち最初の 10 万回は使用していない。

3.2 カリブレーションと事前分布

カリブレーション

モデルの幾つかのパラメータの値については、カリブレートしている。具体的には、表 2 にある通り、資本分配率 (α)、主観的割引率 (β)、資本減耗率 (δ)、長期国債のデレージョン (D)、政府支出の定常値 (g_{ss})、中央銀行が保有する長期国債の定常値 ($P_{ss}^L B_{ss}^{L,CB}$)、中央銀行と家計部門の長期国債保有量の比率の定常値 ($B_{ss}^{L,CB} / B_{ss}^{L,P}$) である。資本分配率、主観的割引率、資本減耗率の値については、CCF (2012) のほか、日本に関する中規模 DSGE モデルを用いた分析である Okazaki and Sudo (2018) や Fueki et al. (2016) なども参考に設定している。長期国債のデレージョンについては、10 年 (40 四半期) としている。政府支出の定常値 (g_{ss}) は、政府支出の対 GDP 比の標本期間における平均値を用いている。また、中央銀行が保有する長期国債の定常値 ($P_{ss}^L B_{ss}^{L,CB}$) は、日本銀行が保有する長期国債の対 GDP 比率の過去の平均値、中央銀行と家計部門の長期国債保有量の比率の定常値 ($B_{ss}^{L,CB} / B_{ss}^{L,P}$) は、日本銀行が保有する長期国債と日本銀行以外が保有する長期国債の比率の過去の平均値としている。なお、これら 2 つのパラメータの値については、標本期間全体ではなく、QQE 開始直前に当たる 2013 年第 1 四半期までのデータの平均値を用いている。

事前分布

残りのパラメータは、上記の推計方法に沿ってベイズ推計しており、事前分布の種類、事前平均値、事前標準偏差については表 3 に掲載している。これらは、原則として、CCF (2012) のほか、Smets and Wouters (2007)、Fueki et al. (2016)、Sugo and Ueda (2008)、Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010) を参考に設定している。標準家計の割合を表すパラメータ ω は、0.5 を平均とし、分布が平坦になるよう標準偏差を十分大きくとっている。特定期間選好に関するパラメータである τ_i ($i \in \{1, 2, \dots, 6\}$) については、前掲表 1 に示した先行研究の結果を踏まえて、事前分布を設定している。預金需要関数に関する 2 つのパラメータ ν_m 、 δ_m については、ALSN (2004) における対応するパラメータの推計値を事前平均としている。また、技術進歩率の定常値 (γ)、インフレ率の定常値 (π_{ss})、ターム・プレミアムの定常値 (\bar{c}) については、それぞれ、一人当たり実質 GDP の前期比

年率、消費者物価指数(生鮮食品を除く総合)の前期比年率、10年物国債利回りとコールレートの差の標本期間における平均値を事前平均としている。

3.3 事後分布と主要な結果

事後分布

パラメータの事後分布は表3に示しており、表の最後の3列は、それぞれ事後平均と信用区間の下限と上限である。標準家計の割合を表すパラメータ ω は、事後分布の平均で0.49、90%区間で(0.25、0.72)となっており、日本の国債市場において市場分断が存在すること、言い換えると、 $1-\omega$ の割合で存在する長期運用家計の働きを無視し得ないことを示している。上述した(16)式、(17)式を前提とすると、このことは、ターム・プレミアム(TP_t)の変動が、短期金利(i_t)の変動とは独立に、マクロ経済に波及することを意味している。なお、この ω の平均値は、前掲図2(2)で示しているFukunaga, Kato, and Koeda(2015)が報告している銀行等の国債保有割合と整合的な数値になっている。米国データについて、類似のモデルで ω をベイズ推計しているCCF(2012)では、 ω の90%区間として(0.82、0.99)を報告しており、これと比較すると本稿で得られた数字はそれよりも数値的に小さく、また幅で見ると大きいものとなっている。もっとも、同じ米国経済について、 ω を最尤法で推計しているALSN(2004)では、その値は0.29となっており、本稿で得られた数値は、両分析の中間に位置する。

特定期間選好に関するパラメータである τ_i ($i \in \{1, 2, \dots, 6\}$)について、事後分布の90%区間は、いずれも正の範囲に位置している。ターム・プレミアムの決定式(12)および取引費用の決定式(13)から明らかなように、このことは、家計が保有する長期国債残高および預金残高のいずれの変化も、ターム・プレミアム(TP_t)の変化に帰結することを示唆する。標準家計と長期運用家計は、特定期間選好の度合いという意味では違いは大きくなく、ストックについてもフローについても同程度となっている。もっとも、消費の異時点間代替の弾力性の逆数である σ_u と σ_r については、90%区間はそれぞれ(1.82、3.43)、(0.76、1.64)となっており、はっきり異なっている。

中央銀行の長期国債保有に関する慣性(ρ_{QE})および持続的な長期国債買入れショックに関する慣性($\rho_{u, QE}$)の90%区間は、それぞれ(0.85、1.00)²³、(0.89、0.98)となっている。このように持続的な長期国債買入れショックが高い慣性を有していることは、足もとにおいて買入れが発生した場合、将来においても長期国債買入れが予期されることから、より大きなターム・プレミアムの押し下げ効果が働くことを意味している。

長期国債買入れショックに対するインパルス応答関数

図4は、GDP対比10%の一時的な長期国債買入れショック($\varepsilon_{QE, t=0} > 0$)が生じた場合のターム・プレミアム(TP_t)および主要マクロ経済変数のインパルス応答関数を描いたも

²³ ρ_{QE} は、四捨五入の結果として1と表記しているが、厳密には1を下回る。

のである。パラメータの値は、事後分布から抽出している。中央銀行が保有する長期国債残高 ($P_t^L B_t^{L,CB}$) は、ショックが発生する 0 期において最も高く、その期以降は推計された中央銀行の長期国債保有に関する慣性 (ρ_{QE}) に従って定常状態に戻っていく。なお、ここでは、CCF (2012) に従い、マクロ経済変数のインパルス応答関数については、(i) 短期金利 (i_t) が、ショック発生時点から 8 四半期の間、ショック発生時点における水準で固定された後、 $t = 8$ 以降、(6) 式のテイラー・ルールに従って、インフレ率 (π_t) などの推移に沿って調整されていく場合 (コミットメント有りと表記) と、(ii) ショック発生時以降、常にテイラー・ルールに従って調整される場合 (コミットメント無しと表記) の 2 種類の場合の動きを掲載しており、(i) の場合のインパルス応答関数は青の太線で、(ii) の場合のインパルス応答関数は赤の細線で表記している。(i) のシミュレーションを行う理由は、過去、LSAP や QQE のような大規模な長期国債買入れが行われていた時期においては、短期金利は低位で固定されており、こうした状況を近似するためである。

推計値の中央値でみると、長期国債買入れの結果、ターム・プレミアム (TP_t) は最大で 19bps 低下する。ターム・プレミアム (TP_t) が、ショック後、単調に定常値に向かって上昇していく中で、長期金利 (i_t^L) も、一旦低下した後、定常値に向かって上昇していく²⁴。マクロ経済変数への波及をみると、実質 GDP (Y_t)、インフレ率 (π_t) について、(i) の場合でそれぞれ 44bps、11bps、(ii) の場合でそれぞれ 25bps、5bps 押し上げる (いずれも、インパルス応答関数の中央値)。(i) と (ii) の乖離は、短期金利 (i_t) のコミットメントによってもたらされた緩和効果を反映していると考えられるが、これは言い換えると、長期金利 (i_t^L) の低下による緩和効果のうち短期金利 (i_t) の上昇が相殺した部分とも解釈できる。すなわち、短期金利 (i_t) によるマクロ経済への波及効果とは独立に、長期金利 (i_t^L) にもマクロ経済への波及効果があることを示している^{25,26}。

名目長期金利のヒストリカル分解

最後に、日本銀行の長期国債買入れが、実際、どの程度長期金利を押し下げたのかを検証する。図 5(1) は、2001 年以降のターム・プレミアム (TP_t) の変動に対する長期国債買入れショック ($\varepsilon_{QE,t}$ および $u_{QE,t}$) の寄与を示したものである。実線は推計値の中央値、

²⁴ 本稿のモデルでは、足もとのターム・プレミアム (TP_t) は、その時点の取引費用 (ζ_t) だけではなく、将来の任意の時点の取引費用 (ζ_{t+s}) の影響を受ける点は重要である。従って、足もとのターム・プレミアム (TP_t) に対する押し下げ効果は、先行きの長期国債買入れに対する予想に依存する。補論 B では、中央銀行による長期国債の保有期間や保有残高縮小の速度について複数の想定を置いたもとでシミュレーションを行い、長期国債買入れに対する予想が足もとのターム・プレミアム (TP_t) に与えるアナウンスメント効果を詳細に分析している。

²⁵ 米国のデータを用いて推計されたパラメータを基に LSAPII の定量評価を行った CCF (2012) では、将来の短期金利の予測を通じたコミットメントがマクロ経済に与える効果は、ターム・プレミアム押し下げを通じた長期国債買入れの効果を大きく上回っていたと報告している。その理由の 1 つとして、上述したように、CCF (2012) の推計では、長期運用家計の割合が、本稿の推計値よりも低いことが寄与している可能性がある。

²⁶ 掲載は省略するが、正の持続的な長期国債買入れショック ($u_{QE,t}$) も、一時的なショックと同様に、長期金利 (i_t^L) を押し下げ、実質 GDP (Y_t) およびインフレ率 (π_t) を押し上げる。

シャドーは95%区間を示している²⁷。これをみると、2001年からの量的緩和期、2010年からの包括的金融緩和期の双方で長期国債買入れは有意にターム・プレミアムを押し下げていたものの、押し下げ幅の中央値は均してみれば10bps台に止まっていた。しかし、2013年のQQE導入以降、日本銀行の長期国債保有残高が大幅に増加するもとの、ターム・プレミアムの押し下げ幅は顕著に拡大し、2017年末には、中央値でみて75bps、95%区間でみて49~108bpsとなっている²⁸。こうした結果を、GDP対比10%の長期国債買入れ当たりの効果に換算したうえで、前掲表1に示した先行研究の結果と比較すると、本稿の点推計値(14bps)は、先行研究による推計値(3~35bps)の中央値並みである。

次に、長期国債買入れショック($\varepsilon_{QE,t}$ および $u_{QE,t}$)の寄与のうち、ストック効果とフロー効果の定量的な重要性を検証する。図5(2)は、長期金利(i_t^L)の変動を、ストック効果とフロー効果を通じた長期国債買入れショックの寄与およびその他のショックの寄与に要因分解したものである²⁹。図から明らかな通り、長期国債買入れの長期金利(i_t^L)押し下げ効果の大半がストック効果に起因する。例えば、2017年末における押し下げ効果全体のうち、72bpsがストック効果を通じたものであり、3bpsがフロー効果となっている。これは、長期国債買入れ効果のうち9割以上がストック効果であるということを含意しており、フローの変動による寄与が限定的であることを意味する。また、この傾向は、標本期間を通じて安定的に観察される。こうした事実は、国債買入れによる長期金利押し下げ効果について議論する際には、日本銀行が各期買入れるフローの大きさよりも、日本銀行が保有する長期国債のストックの大きさの方が重要度が高いことを示唆する。

4 フロー効果の定式化に関する頑健性

上述の通り、フロー効果の有無や発生原因については、分析の蓄積が少なく、定式化の方法を一意に定めることが容易ではない。このため、ここでは、フロー効果について、ベースライン・モデルとは異なる考え方を反映した代替的なモデルを複数作成・推計し、それぞれのモデルから得られる定量的な含意をベースライン・モデルのものと比較するこ

²⁷ 本稿のモデルにおいて、ターム・プレミアム(TP_t)は内生変数であり、長期国債の買入れのほか、様々な構造ショックに反応して変動する。言い換えると、ターム・プレミアム(TP_t)の変動は、こうした構造ショックの線形結合として表現できる。図5(1)では、このうち長期国債買入れショック($\varepsilon_{QE,t}$ および $u_{QE,t}$)の寄与を示している。

²⁸ ここにおける名目長期金利の押し下げ効果は、長期国債買入れのみによる押し下げ効果であることに注意されたい。すなわち、QQEにおいて同時に行われているマイナス金利政策やフォワード・ガイダンス、国債以外のリスク性資産の買入れなどの効果は、予期せざる短期金利ショック($\varepsilon_{r,t}$)、予期された短期金利ショック($\varepsilon_{r,s,t}$)、ターム・プレミアムに対する外生的なショック($\varepsilon_{\zeta,t}$)などの寄与として捉えられている。なお、後掲図5(2)では、これらの寄与は「その他」に含まれる。

²⁹ 図5(2)の要因分解では、ターム・プレミアム(TP_t)を変動させる効果を長期国債買入れショック($\varepsilon_{QE,t}$ および $u_{QE,t}$)の寄与として示している。もちろん、図4で示した通り、長期国債買入れショックは、ターム・プレミアムだけではなく、インフレ率(π_t)への緩和効果を通じて将来の短期金利(i_{t+s})を押し上げることによって長期金利に影響を及ぼすが、ここではターム・プレミアムを通じた効果に焦点を充てるため、短期金利の予想を通じた効果については「その他」に分類している。

とで、フロー効果の定式化に関する頑健性をチェックする。

4.1 代替的なモデルの構築

まず、ベースライン・モデルとは異なる3つの代替的なモデルを構築し推計する。代替的なモデルは、ベースライン・モデルと比べると、取引費用 (ζ_t) に関する定式化 (13) のうちストック効果に係る部分以外が異なっている。

1. モデルI: ベースライン・モデルの取引費用関数から、フロー効果の部分を落としたもの。具体的な取引費用の式は以下の通り。

$$1 + \zeta_{I,t} \equiv \left[\left(\frac{P_t^L B_t^{L,P} / (P_t Z_t)}{P_{ss}^L B_{ss}^{L,P} / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{\tau_{I,1}} \left(\frac{M_t^u / (P_t Z_t)}{M_{ss}^u / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{I,2}} \left(\frac{M_t^r / (P_t Z_t)}{M_{ss}^r / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{I,3}} \right] \times \exp(\zeta_t^{ex})$$

$$\zeta_t^{ex} = \rho_{\zeta I} \zeta_{t-1}^{ex} + \varepsilon_{\zeta,t} \quad (18)$$

ここで、 $\tau_{I,i} > 0$, $i \in \{1, 2, 3\}$ および $\rho_{\zeta I}$ はパラメータであり、データから推計される。

2. モデルII: 長期国債買入れショック ($\varepsilon_{QE,t}$ および $u_{QE,t}$) に応じてフロー効果が生じたもの。具体的な取引費用の式は以下の通り。

$$1 + \zeta_{II,t} \equiv \left[\left(\frac{P_t^L B_t^{L,P} / (P_t Z_t)}{P_{ss}^L B_{ss}^{L,P} / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{\tau_{II,1}} \left(\frac{M_t^u / (P_t Z_t)}{M_{ss}^u / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{II,2}} \left(\frac{M_t^r / (P_t Z_t)}{M_{ss}^r / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{II,3}} \right] \times \exp(-\tau_{II,4} \varepsilon_{QE,t}) \times \exp(-\tau_{II,5} u_{QE,t}) \times \exp(\zeta_t^{ex})$$

$$\zeta_t^{ex} = \rho_{\zeta II} \zeta_{t-1}^{ex} + \varepsilon_{\zeta,t} \quad (19)$$

ここで、 $\tau_{II,i} > 0$, $i \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$ および $\rho_{\zeta II}$ はパラメータであり、データから推計される。

3. モデルIII: フロー効果は、現在のフローの長期国債買入れ額 ($\varepsilon_{QEGross,t}$ と表記) に応じて生じ、将来の長期国債買入れの予想の影響は受けなかったもの。このモデルにおいて、ターム・プレミアムは、

$$TP_t = \frac{1}{D} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{D-1}{D} \right)^s E_t \hat{\zeta}_{III,t+s}$$

であり、 t 期の取引費用 ($\zeta_{III,t}$) は、

$$\left[\left(\frac{P_t^L B_t^{L,P} / (P_t Z_t)}{P_{ss}^L B_{ss}^{L,P} / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{\tau_{III,1}} \left(\frac{M_t^u / (P_t Z_t)}{M_{ss}^u / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{III,2}} \left(\frac{M_t^r / (P_t Z_t)}{M_{ss}^r / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{III,3}} \right] \times \exp(-\tau_{III,4} \varepsilon_{QEGross,t}) \times \exp(\zeta_t^{ex})$$

$$\zeta_t^{ex} = \rho_{\zeta III} \zeta_{t-1}^{ex} + \varepsilon_{\zeta,t} \quad (20)$$

として与えられる。また、将来の取引費用の予想 ($E_t [\zeta_{\text{III},t+s}]$, $s > 0$) は、

$$\begin{aligned} & \left(\frac{P_{t+s}^L B_{t+s}^{L,P} / (P_{t+s} Z_{t+s})}{P_{ss}^L B_{ss}^{L,P} / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{\tau_{\text{III},1}} \left(\frac{M_{t+s}^u / (P_{t+s} Z_{t+s})}{M_{ss}^u / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{\text{III},2}} \left(\frac{M_{t+s}^r / (P_{t+s} Z_{t+s})}{M_{ss}^r / (P_{ss} Z_{ss})} \right)^{-\tau_{\text{III},3}} \\ & \times \exp(\zeta_{t+s}^{ex}) \\ \zeta_{t+s}^{ex} & = \rho_{\zeta_{\text{III}}} \zeta_{t+s-1}^{ex} + \varepsilon_{\zeta,t+s} \end{aligned}$$

である。ここで、 $\tau_{\text{III},i} > 0$, $i \in \{1, 2, 3, 4\}$ および $\rho_{\zeta_{\text{III}}}$ はパラメータであり、データから推計される。この場合におけるフローの長期国債買入れ額 ($\varepsilon_{QEGross,t}$) の系列は、日本銀行のグロスの長期国債買入れの実績値と、モデルにおける当該変数の定常値との乖離である³⁰。ただし、 t 期以前の時点において、 $\varepsilon_{QEGross,t}$ の期待値はゼロであると仮定する。

モデル I は、ALSN (2004) や CCF (2012) と同様、フロー効果を捨象した定式化である一方、モデル II と III は、「実際」の長期国債買入れのみがフロー効果の発生原因となるとの考え方に立ち、ベースライン・モデルとは異なる形でフロー効果を組み込んだ定式化である。モデル II では、「実際」の長期国債買入れのうち、予期せざる部分のみが、流動性や価格発見機能の低下を通じてフロー効果を喚起すると考えている。この定式化のもとでは、 t 期に発生するフローの変動のうち、(7) 式の中央銀行の長期国債保有ルールに発生した予期されないショック ($\varepsilon_{QE,t}$ および $u_{QE,t}$) のみが t 期のターム・プレミアム (TP_t) に影響を与える。言い換えれば、(7) 式の中央銀行の長期国債保有ルールに基づいて $t+1$ 期以降に生じると予想されている中央銀行の長期国債保有残高の変動は、 t 期のターム・プレミアム (TP_t) に影響を与えない。一方、モデル III では、モデル II と比べて、フロー効果の発生原因となる長期国債買入れを広く捉えている。 t 期に生じるフローの長期国債買入れは、予想されていたかどうかに関わらず、全て t 期のターム・プレミアム (TP_t) に作用する。ただし、モデル II と同様、 $t+1$ 期以降のフローの変動については、 t 期のターム・プレミアム (TP_t) には影響を与えないとする。

4.2 推計結果

モデル I と II を推計する際には、ベースライン・モデルを推計する際に用いた 13 系列のデータを用いている。一方、モデル III を推計する際には、この 13 系列に加え、前述の $\varepsilon_{QEGross,t}$ のデータも用いている。推計期間は、ベースライン・モデルと同様に、1986 年第 3 四半期から 2017 年第 4 四半期までである。

主要パラメータの推計値

³⁰ 定常状態において、日本銀行が保有する長期国債の対 GDP 比率は一定となる。言い換えると、各期、日本銀行が名目 GDP と同じ成長率で長期国債を買入れることを仮定している。

表4は、モデルI、II、IIIにおける市場分断・特定期間選好に関わるパラメータ ω 、 $\tau_{I,i}$ ($i \in \{1, 2, 3\}$)、 $\tau_{II,i}$ ($i \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$)、 $\tau_{III,i}$ ($i \in \{1, 2, 3, 4\}$) の事後分布を示したものである。表から見て取れる通り、定式化によってそれぞれの値は変わるものの、日本の国債市場において市場分断が存在している点や、家計の長期国債保有残高や家計の預金残高がターム・プレミアム (TP_t) に影響を与えるという点については、ベースライン・モデルと同様の結果が得られている。

名目長期金利のインパルス応答関数

それぞれのモデルの性質を明らかにするために、図6では、ベースライン・モデルおよび代替的なモデルを用いて、前掲図4と同様のシミュレーションを行っている。具体的には、0期において、GDP対比10%の一時的な長期国債買入れショック ($\varepsilon_{QE,t} > 0$) が発生し、その後、中央銀行が保有する長期国債残高 ($P_t^L B_t^{L,CB}$) が、(7)式の長期国債買入れルールで規定されている自己回帰過程に従って定常状態に戻っていくような状況を想定している³¹。ここでは、買入れショックによる全体の押し下げ効果だけでなく、ストック効果とフロー効果への要因分解も掲載している。なお、ストック効果は、各モデルにおいて、 $\tau_{I,i}$ 、 $\tau_{II,i}$ 、 $\tau_{III,i}$ ($i \in \{1, 2, 3\}$) の項を通じた効果の総和であり、フロー効果は、モデルIIとIIIにおいて、 $\tau_{II,i}$ ($i \in \{4, 5\}$)、 $\tau_{III,4}$ の項を通じた効果である。

フロー効果の現れ方は、ベースライン・モデルと代替的なモデルとは異なったものとなっている。ベースライン・モデルの場合、フロー効果は、ショックの発生時点では、ストック効果と同様にターム・プレミアム (TP_t) を押し下げるが、その期以降は買入れ残高の伸び率がマイナスに転じるため、ターム・プレミアムをむしろ押し上げる。この結果、ストック効果によるターム・プレミアム (TP_t) の押し下げ圧力は、1期以降はフロー効果によって一部相殺される姿となる。また、買入れ残高の伸び率が1期以降マイナスとなること、ターム・プレミアムの決定式を通じてフォワードルッキングに織り込まれる結果、ショック時点におけるフロー効果は減殺されている。これに対し、例えば、モデルIIの場合、フロー効果はショックの発生時点のみ顕在化し、また、将来のフローが足もとのフロー効果に影響を与えることもない。

このようにフロー効果の現れ方はモデルにより異なるものの、その大きさについては、いずれのモデルでも限定的であり、長期国債の買入れ効果全体の中で、ストック効果の寄与が支配的であるという点は共通している。具体的に、ショック発生時点から20期先までの平均でストック効果とフロー効果の規模を比較すると、ベースライン・モデルのもとでは - 7bps と + 1bps、モデルIIのもとでは - 6bps と - 0bps、モデルIIIのもとでは - 7bps と - 0bps となる。

ターム・プレミアム押し下げ効果の代替モデル間比較

³¹ 掲載は省略するが、代替的なモデルのもとでの中央銀行が保有する長期国債のインパルス応答関数は、全て、前掲図4(6)に掲載しているものと概ね同じになる。

図7では、代替的なモデルI、II、IIIの定式化のポイントを改めて整理したうえで、それぞれのモデルのもとでの長期国債買入れによるターム・プレミアム押し下げ効果について、ベースライン・モデルのもとでの押し下げ効果との乖離の形で示している。なお、押し下げ効果を計算する際、モデルIとIIでは、 $\varepsilon_{QE,t}$ と $u_{QE,t}$ の寄与の和を用いており、モデルIIIでは、 $\varepsilon_{QE,t}$ 、 $u_{QE,t}$ 、 $\varepsilon_{QEGross,t}$ の寄与の和を用いている。

図7(2)で示されている通り、長期国債買入れショックによるターム・プレミアム (TP_t) の押し下げ効果に対する評価は、2013年頃から代替的なモデル間で幾分ばらつきが目立つようになってきている。例えば、フロー効果を捨象したモデルIは、ストック効果のみでベースライン・モデルよりも大きなターム・プレミアム押し下げ効果を示している一方、モデルIIIは、ストック効果、フロー効果ともにベースライン・モデルよりも小さなターム・プレミアム押し下げ効果を示唆している。しかし、いずれにせよ、ターム・プレミアムの押し下げ効果のベースライン・モデルからの乖離は高々8bpsであり、3節におけるベースライン・モデルによるターム・プレミアム押し下げ効果の評価は、フロー効果の定式化に対して頑健であると考えられる。

5 まとめ

本稿では、国債市場における市場分断および特定期間選好を明示的に組み込んだDSGEモデルを、1980年代から2017年までの日本のデータを用いて推計し、日本銀行による長期国債買入れが長期金利、ひいては経済・物価に与える影響について、特にストック効果とフロー効果の識別とそれぞれの効果の定量的な比較を中心に分析した。

その結果、(1)市場分断と特定期間選好は有意に存在すること、すなわち、日本銀行による長期国債買入れは、長期金利のターム・プレミアムを押し下げることを通じて、経済・物価へ緩和効果をもたらしたことが確認された。同時に、(2)こうしたターム・プレミアム圧縮効果は、日本銀行による長期国債保有残高が大幅に増加したQQE導入以降の局面で顕著に大きくなっており、2017年末時点で50~100bps程度となっていること、(3)その内訳をみると、9割以上がストック効果によるものであり、フロー効果は存在するものの、その定量的な寄与は1割未満と限定的であることが示された。また、(3)については、複数のフロー効果の定式化について頑健であった。こうした分析結果は、長期国債買入れによる長期金利押し下げ効果について議論する際には、日本銀行が各期買入れるフローの大きさよりも、日本銀行が保有する長期国債のストックの大きさの方が重要度が高いことを示唆する。

本稿の分析内容については、留意点が3点存在する。第1に、本稿では、市場分断や(取引費用の形状に集約されている)特定期間選好に係るパラメータ、具体的には ω や τ_i ($i \in \{1, 2, \dots, 6\}$)の値が、経済環境の変化から独立であると仮定している。もっとも、金融規制などの制度面での変化や、金融技術の革新などの市場・経済環境の変化に応じて、

今後、その大きさや性質が内生的に変化していく可能性も否定できない。第2は、短期と長期の区分である。本稿では、CCF (2012) に倣って、残存期間1年を基準としている。この区分は1次近似としては妥当であると考えられるものの、残存期間1~10年、10~20年、20年超といったそれぞれの国債市場における取引主体が同質であるという仮定に基づく。しかし、実際には、残存期間1年超の国債を保有する銀行も観察されることを踏まえると、より長めのゾーンに他の分岐点が存在する可能性もある。このため、例えば、経済主体を短期、長期、超長期などに細分化することで、モデル分析の精度を更に高められる可能性がある。第3は、本稿のモデルでは、長期国債保有残高ないしはその変化がターム・プレミアムに及ぼす影響に注目する一方で、それ以外のターム・プレミアムの決定要因を捨象している点である。例えば、先行研究で指摘されている海外要因やリスク要因は、本稿でのモデルには組み込まれていない³²。本稿の分析の枠組みを更に精緻化したうえで、市場分断や特定期間選好の有無がどのように経済・金融環境と関係しているのか、本稿で捨象されている要因がどのようにこうした点に影響を及ぼすのかについて、より包括的に分析・考察することは今後の研究課題である。

³² 例えば、日本銀行(2016)の総括的検証における分析では、10年物国債利回りについての計量モデルの説明変数として、米国債利回りが用いられている。また、Van Binsbergen et al. (2012)は、DSGEモデルの枠組みのもとで、ターム・プレミアムとリスクの関係性を分析している。

参考文献

- [1] 鷓飼博史 (2006)、「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」、『金融研究』、第 25 巻第 3 号、1 ~ 46 頁
- [2] 日本銀行 (2016)、「『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」
- [3] 日本銀行企画局 (2015)、「『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
- [4] Alpanda, S. and S. Kabaca (2015), “International Spillovers of Large-Scale Asset Purchases,” Bank of Canada Working Paper, No. 2015-2.
- [5] Andrés, J., J. D. López-Salido and E. Nelson (2004), “Tobin’s Imperfect Asset Substitution in Optimizing General Equilibrium,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(4): 665-690.
- [6] Bank for International Settlements (2017), *87th Annual Report*: 73-74.
- [7] Bernanke, B. (2014), “A Conversation: The Fed Yesterday, Today and Tomorrow,” Interview at the Brookings Institution.
- [8] Borio, C. and A. Zabai (2016), “Unconventional Monetary Policies: A Re-appraisal,” BIS Working Papers, No. 570.
- [9] Burlon, L., A. Gerali, A. Notarpietro and M. Pisani (2016), “Non-Standard Monetary Policy, Asset Prices and Macroprudential Policy in a Monetary Union,” *Temi di Discussione*, No. 1089.
- [10] Chen, H., V. Cúrdia, and A. Ferrero (2012), “The Macroeconomic Effects of Large-Scale Asset Purchase Programmes,” *Economic Journal*, 122(564): 289-315.
- [11] Christensen, J. and G. Rudebusch (2012), “The Response of Interest Rates to US and UK Quantitative Easing,” *Economic Journal*, 122(564): 385-414.
- [12] D’Amico, S. and T. King (2013), “Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply,” *Journal of Financial Economics*, 108(2): 425-448.
- [13] De Santis, R. and F. Holm-Hadulla (2017), “Flow Effects of Central Bank Asset Purchases on Euro Area Sovereign Bond Yields: Evidence from a Natural Experiment,” European Central Bank Working Paper Series, 2052.

- [14] Del Negro, M., D. Giannone, M. Giannoni, and A. Tambalotti (2017), “Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest,” Federal Reserve Bank of New York, Staff Report, No. 812.
- [15] Eggertsson, G. and M. Woodford (2003), “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(1): 139-211.
- [16] Fueki, T., I. Fukunaga, H. Ichiue, and T. Shirota (2016), “Measuring Potential Growth with an Estimated DSGE Model of Japan’s Economy,” *International Journal of Central Banking*, 12(1): 1-32.
- [17] Fukunaga, I., N. Kato, and J. Koeda (2015), “Maturity Structure and Supply Factors in Japanese Government Bond Markets,” *Monetary and Economic Studies*, 33: 45-96.
- [18] Gagnon, J., M. Raskin, J. Remache, and B. Sack (2011), “The Financial Market Effects of the Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchases,” *International Journal of Central Banking*, 7(1): 3-43.
- [19] Harrison, R. (2012), “Asset Purchase Policy at the Effective Lower Bound for Interest Rates,” Bank of England Working Paper, 444.
- [20] Harrison, R. (2017), “Optimal Quantitative Easing,” Bank of England Working Paper, 678.
- [21] Hausman, J. and J. Wieland (2014), “Abenomics: Preliminary Analysis and Outlook,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 48(1): 1-76.
- [22] Joyce, M., D. Miles, A. Scott, and D. Vayanos (2012), “Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy – an Introduction,” *Economic Journal*, 122(564): 271-288.
- [23] Joyce, M., and M. Tong (2012), “QE and the Gilt Market: a Disaggregated Analysis,” *Economic Journal*, 122(564): 348-384.
- [24] Justiniano, A., G. Primiceri, and A. Tambalotti (2010) “Investment Shocks and Business Cycles,” *Journal of Monetary Economics*, 57: 132-145.
- [25] Katagiri, M. and K. Takahashi (2017), “Do Term Premiums Matter? Transmission via Exchange Rate Dynamics,” Bank of Japan Working Paper Series, No. 17-E-7.
- [26] Keynes, J. M. (1933), *An Open Letter to President Roosevelt*.
- [27] Kolasa, M. and G. Wesolowski (2017), “International Spillovers of Quantitative Easing,” mimeo.

- [28] Krishnamurthy, A. and A. Vissing-Jorgensen (2011), “The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy,” NBER Working Paper, No. 17555.
- [29] Lam, W. R. (2011), “Bank of Japan’s Monetary Easing Measures: Are They Powerful and Comprehensive?,” IMF Working Paper, WP/11/264.
- [30] Laseen, S. and L. Svensson (2011), “Anticipated Alternative Policy Rate Paths in Policy Simulations,” *International Journal of Central Banking*, 7(3): 1–35.
- [31] Li, C. and M. Wei (2013), “Term Structure Modeling with Supply Factors and the Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchase Programs,” *International Journal of Central Banking*, 9(1): 3–39.
- [32] Modigliani, F. and R. Sutch (1966), “Innovations in Interest Rate Policy,” *American Economic Review*, 56(1/2): 178-197.
- [33] Oda, N. and K. Ueda (2007), “The Effects of the Bank of Japan’s Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach,” *Japanese Economic Review*, 58(3): 303-328.
- [34] Okazaki, Y. and N. Sudo (2018), “Natural Rate of Interest in Japan — Measuring its size and identifying drivers based on a DSGE model —,” Bank of Japan Working Paper Series, No. 18-E-6.
- [35] Pelizzon, L., M. G. Subrahmanyam, R. Tobe, and J. Uno (2018), “Scarcity and Spotlight Effects on Liquidity and Yield: Quantitative Easing in Japan,” IMES Discussion Paper Series, No. 2018-E-14.
- [36] Smets, F. and R. Wouters (2007), “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, 97: 586–606.
- [37] Sugo, T. and K. Ueda (2008), “Estimating a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 22: 476–502.
- [38] Swanson, E. (2011), “Let’s Twist Again: A High-Frequency Event-Study Analysis of Operation Twist and Its Implications for QE2,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2011: 151-188.
- [39] Tobin, J. (1961), “Money, Capital and Other Stores of Value,” *American Economic Review*, 51(2): 26-37.

- [40] Tobin, J. (1969), “A General Equilibrium Approach to Monetary Theory,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1): 15-29.
- [41] Ueda, K. (2012), “The Effectiveness of Non-Traditional Monetary Policy Measures: The Case of the Bank of Japan,” *Japanese Economic Review*, 63(1): 1-22.
- [42] Van Binsbergen, J., J. Fernández-Villaverde, R. Koijen, J. Rubio-Ramírez (2012), “The Term Structure of Interest Rates in a DSGE Model with Recursive Preferences,” *Journal of Monetary Economics*, 59(7): 634-648.
- [43] Vayanos, D. and J.-L. Vila (2009), “A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates,” NBER Working Paper, No. 15487.
- [44] Wallace, N. (1981), “A Modigliani-Miller Theorem for Open-Market Operations,” *American Economic Review*, 71(3): 267-274.
- [45] Woodford, M. (2001), “Fiscal Requirements for Price Stability,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(3): 669-728.

A モデルの詳細

本稿のモデルは、3部門から構成されている。すなわち、家計部門、企業部門、政府部門である。

- 家計部門：家計部門は、標準家計と長期運用家計という2種類の家計からなる。それぞれの家計は企業部門に労働投入を提供して賃金を得るほか、国債への投資、預金から金利収入を得る。標準家計は、短期国債と長期国債の双方に投資できるが、長期国債へ投資を行う際には取引費用を支払う必要がある。長期運用家計は取引費用を支払うことなく長期国債へ投資できるが、短期国債へは投資できない。
- 企業部門：企業部門は、中間財生産企業、最終財生産企業、資本財生産企業から構成される。中間財生産部門は、資本財部門から借り入れた資本財と、家計からの労働投入を用いて中間財を生産し、それを最終財生産企業へと売却する。最終財生産企業は、中間財から最終財を生産する。資本財生産企業は、最終財生産企業から投資財を購入し、それを資本財へと変換する。
- 政府部門：政府部門は、中央銀行と政府から構成される。前者はインフレ率を安定させることを企図して名目金利の調整を行うほか、長期国債の買入れを行うことにより、ターム・プレミアムを変化させる。後者は、家計から徴税するとともに、長期・短期国債を発行し、政府支出、国債の利払いを行う。

モデルの定式化は、CCF (2012) に拠るところが多い。もっとも、取引費用 (ζ_t) の定式化については、ALSN (2004) に沿ってポートフォリオ・リバランスの考え方を反映させている点や、ストック効果だけでなくフロー効果も組み入れているという点で CCF (2012) とは異なる。また、こうした取引費用 (ζ_t) の定式化の違いを映じて、家計部門や政府部門の設定についても一部、CCF (2012) とは異なる箇所が存在する。企業部門の設定は CCF (2012) と同一である。

以下では、モデルの内容を記述するが、家計部門、政府部門については既に2節で説明しているため割愛し、長期国債の価格構造、企業部門、資源制約について記述する。

A.1 長期国債

長期国債は、Woodford (2001) に倣い、発行後 k 期後に支払われる利払いが κ^{k-1} 円である永久債として定式化する。 k 期前に発行された長期国債の t 期の価格を $P_t^L(k)$ とする

と、 $P_t^L(0)$ は、次のように定義される。

$$P_t^L(0) \equiv E_t \left[\frac{1}{1+i_t} + \frac{\kappa}{(1+i_t)(1+i_{t+1})} + \frac{\kappa^2}{(1+i_t)(1+i_{t+1})(1+i_{t+2})} + \dots \right] \quad (\text{A.1})$$

この関係式を用いると、長期金利 (i_t^L) は、以下のように表現される。

$$P_t^L(0) = E_t \left[\frac{1}{1+i_t^L} + \frac{\kappa}{(1+i_t^L)^2} + \dots \right] \quad \text{あるいは} \quad i_t^L = \frac{1}{P_t^L(0)} + \kappa \quad (\text{A.2})$$

なお、 k 期前に発行された長期国債の t 期の発行数を $B_t^L(k)$ とすると、 t 期に支払われる利払い費総額は、

$$\sum_{k=1}^{\infty} \kappa^{k-1} B_t^L(k)$$

となる。ここで、 $B_t^L(k)$ (ただし、 $k = 1, \dots, \infty$) と同じだけの利払い費を t 期に生むポートフォリオを、「1年前に発行された長期国債 $B_{t-1}^L(1)$ 」のみで構成するとした場合の当該国債の総量を、以下のように B_{t-1}^L と定義すると

$$B_{t-1}^L \equiv \sum_{k=1}^{\infty} \kappa^{k-1} B_t^L(k)$$

t 期における長期国債の時価総額および長期金利は、

$$\sum_{k=1}^{\infty} P_t^L(k) B_t^L(k) = \kappa P_t^L \sum_{k=1}^{\infty} \kappa^{k-1} B_t^L(k) = \kappa P_t^L B_{t-1}^L \quad (\text{A.3})$$

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{\infty} \kappa^{k-1} B_t^L(k) + \sum_{k=1}^{\infty} P_t^L(k) B_t^L(k) &= B_{t-1}^L + \kappa P_t^L B_{t-1}^L \\ &= (1+i_t^L) P_t^L B_{t-1}^L \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

と表現できる。ここで、 $P_t^L \equiv P_t^L(0)$ である。なお、上式の導出においては、以下の関係式を用いている。

$$\begin{aligned} B_t^L(k) &= \kappa^{k-1} B_t^L(1) \\ P_t^L(k) &= E_t \left[\frac{\kappa^k}{1+i_t} + \frac{\kappa^{k+1}}{(1+i_t)(1+i_{t+1})} + \dots \right] = \kappa^k P_t^L(0) \end{aligned}$$

A.2 企業部門

A.2.1 最終財生産企業

最終財生産企業は、差別化された中間財 ($Y_t(i)$) から、下記の CES 型の生産技術を用いて最終財 (Y_t) を生産する。

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{1}{1+\lambda_p}} di \right]^{1+\lambda_p} \quad (\text{A.5})$$

ここで、 λ_p は個々の中間財 ($Y_t(i)$) の差別化の程度を表すパラメータである。最終財生産企業は、要素市場と生産財市場の双方において価格を所与として行動するが、その利潤最大化条件を用いると、それぞれの差別化された中間財 ($Y_t(i)$) への需要関数、および最終財価格 (P_t) を次のように導出することができる。

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_p}{\lambda_p}} Y_t \quad (\text{A.6})$$

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{-\frac{1}{\lambda_p}} di \right]^{-\lambda_p} \quad (\text{A.7})$$

A.2.2 中間財生産企業

中間財生産企業 i は、 $i \in [0, 1]$ でインデックス化されており、以下の Cobb-Douglas 型の生産技術を用いて、資本財生産企業から借り入れた資本ストック ($K_t(i)$) と家計が供給する労働力 ($N_t(i)$) から、差別化された中間財 ($Y_t(i)$) を生産する。

$$Y_t(i) = K_t(i)^\alpha (Z_t N_t(i))^{1-\alpha} \quad (\text{A.8})$$

ここで、 α は資本分配率、 Z_t は労働増大的な技術の技術水準であり、その成長率 (技術進歩率) は、Fueki et al. (2016) と同様に、定常状態における技術進歩率 γ に加えて、持続的ショック ($z_{l,t}$) と一時的ショック ($\varepsilon_{z,t}$) の影響を受けるものとする。すなわち

$$\log \left(\frac{Z_t}{Z_{t-1}} \right) = \log(1 + \gamma) + z_{l,t} + \varepsilon_{z,t}$$

である。なお、持続的ショックは、次のような過程で推移すると仮定する。

$$z_{l,t} = \rho_z z_{l,t-1} + \varepsilon_{z,l,t} \quad (\text{A.9})$$

中間財生産企業 i は、要素市場においては価格を所与として行動し、生産財市場においては独占的に振る舞う。すなわち、後者の市場では、中間財に対する需要 (A.6) を所与として、利潤を最大にするように、中間財の価格 ($P_t(i)$) を設定する。ただし、価格には、Calvo 型の硬直性があるものとし、各期、 $1 - \zeta_p \in (0, 1)$ の割合の中間財生産企業が、価格を最適な水準に設定できる一方、残りの企業は、定常状態におけるインフレ率 (Π_{ss}) と同率だけ価格を機械的に上昇させると仮定する (価格のインデクセーション)。

A.2.3 資本財生産企業

資本財生産企業は、最終財企業から購入した投資財 (I_t) を資本ストック (\bar{K}_t) へと転換し、最適な稼働率 (u_t) を設定したうえで資本ストック投入量 ($K_t \equiv u_t \bar{K}_{t-1}$) として企業に

貸出し、対価として R_t^k を得る。当該企業の最適化問題を定式化すると、以下のように書くことができる。

$$\begin{aligned} \max_{\{\bar{K}_{t+s}, u_{t+s}, I_{t+s}\}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+s} [R_{t+s}^k u_{t+s} \bar{K}_{t+s-1} - P_{t+s} a(u_{t+s}) \bar{K}_{t+s-1} - P_{t+s} I_{t+s}] \\ \text{s.t. } \bar{K}_t = (1 - \delta) \bar{K}_{t-1} + \mu_t \left(1 - \frac{\eta}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \exp(\gamma) \right)^2 \right) I_t \end{aligned} \quad (\text{A.10})$$

ただし、 $\Lambda_{t,t+s}$ は、 t 期から $t+s$ 期にかけての確率的割引因子、 $a(u_t)$ は資本ストックの稼働に係る費用であり、それぞれ以下のように定義される。

$$a(u_t) \equiv \bar{a} \frac{u_t^{1+\psi^{-1}} - 1}{1 + \psi^{-1}} \quad (\text{A.11})$$

$$\Lambda_{t,t+s} \equiv \frac{\omega MUC_{t+s}^u + (1 - \omega) MUC_{t+s}^r}{\omega MUC_t^u + (1 - \omega) MUC_t^r} \quad (\text{A.12})$$

ここで、 \bar{a} と ψ は、稼働率に係るパラメータである。(A.10) 式は、資本ストックの動学方程式であり、 μ_t は設備投資の効率性に関するショック、 δ と η はそれぞれ資本減耗と資本ストックの調整費用に係るパラメータである。

A.3 資源制約

最終財市場の需給均衡条件は、次の通り。

$$Y_t = \omega C_t^u + (1 - \omega) C_t^r + I_t + G_t + a(u_t) \bar{K}_{t-1} \quad (\text{A.13})$$

A.4 経済に存在する構造ショック

本稿のモデルには、経済構造を外生的に変化させるショック(構造ショック)が13系列、予期された名目短期金利変動に関するショックが \bar{S} 系列存在する。便宜上、これらのショックを、以下の4類型に分類する。

1. 技術進歩率に対するショック：中間財生産企業に共通な生産技術の成長率に対するショックであり、持続的なショック($\varepsilon_{z,t}$)と一時的なショック($\varepsilon_{z,t}$)の2つのショックが含まれる。
2. 長期国債に対するショック：長期国債の市中流通量を変化させるショックであり、中央政府による長期国債発行ショック($\varepsilon_{bL,t}$)と2つの中央銀行による長期国債買入れショック($\varepsilon_{QE,t}$ と $u_{QE,t}$)の合計3つのショックからなる。
3. 需要要因に対するショック：需要構造を変化させるショックであり、2種類の家計の主観的割引率に対するショックと、政府支出に関するショックが含まれる。それぞれのショックは、 $\varepsilon_{a_u,t}$ 、 $\varepsilon_{a_r,t}$ および $\varepsilon_{g,t}$ と表記する。

4. その他のショック：上記の1~3に分類されないショックであり、投資の効率性 (μ_t) に対するショック、価格マークアップ ($\lambda_{p,t}$) に対するショック、賃金マークアップ ($\lambda_{w,t}$) に対するショック、ターム・プレミアムの外生的な変動 (ζ_t^{ex}) を生じさせるショック、名目短期金利に生じる予期されないショック ($\varepsilon_{r,t}$) と予期されたショック ($\{\varepsilon_{r,s,t-s}\}_{s=1}^{\bar{s}}$) が含まれる。

各構造ショックの動学方程式は、以下の通りである。

$$\begin{aligned}
z_t &= \varepsilon_{z,t} + z_{l,t}, \quad z_{l,t} = \rho_z z_{l,t-1} + \varepsilon_{z_{l,t}} \\
\log P_t^L b_t^L &= \rho_{b^L} \log P_{t-1}^L b_{t-1}^L + \varepsilon_{b^L,t} \\
\log P_t^L b_t^{L,CB} &= \rho_{QE} \log P_{t-1}^L b_{t-1}^{L,CB} + \varepsilon_{QE,t} + v_{QE,t} \\
v_{QE,t} &= \rho_{u,QE} v_{QE,t-1} + u_{QE,t} \\
\log a_t^j &= \rho_{a_j} \log a_{t-1}^j + \varepsilon_{a_j,t}, \quad j = u, r \\
\log g_t &= \rho_g \log g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \\
\log \mu_t &= \rho_\mu \log \mu_{t-1} + \varepsilon_{\mu,t} \\
\lambda_{p,t} &= \rho_{\lambda_p} \lambda_{p,t-1} + \varepsilon_{\lambda_p,t} \\
\lambda_{w,t} &= \rho_{\lambda_w} \lambda_{w,t-1} + \varepsilon_{\lambda_w,t} \\
\zeta_t^{ex} &= \rho_\zeta \zeta_{t-1}^{ex} + \varepsilon_{\zeta,t}
\end{aligned}$$

ただし、 $\rho_z, \rho_{a_u}, \rho_{a_r}, \rho_\mu, \rho_g, \rho_{b^L}, \rho_{QE}, \rho_{u,QE}, \rho_\zeta, \rho_{\lambda_p}, \rho_{\lambda_w} \in (0, 1)$ は、各ショックの自己回帰係数、 $\varepsilon_{z,t}, \varepsilon_{z_{l,t}}, \varepsilon_{a_u,t}, \varepsilon_{a_r,t}, \varepsilon_{\mu,t}, \varepsilon_{g,t}, \varepsilon_{b^L,t}, \varepsilon_{QE,t}, u_{QE,t}, \varepsilon_{\zeta,t}, \varepsilon_{\lambda_p,t}, \varepsilon_{\lambda_w,t}, \varepsilon_{r,t}$ および $\{\varepsilon_{r,s,t-s}\}_{s=1}^{\bar{s}}$ は、外生的な i.i.d. ショックで、平均が0の正規分布に従う。

A.5 均衡条件

均衡においては、任意の t 時点で、政府部門の政策 $\{G_t, T_t, i_t, \{i_{t+s}\}_{s=1}^{\bar{s}}\}_{t=0}^\infty$ 、経済に発生した構造ショック $\{\varepsilon_{z,t}, \varepsilon_{z_{l,t}}, \varepsilon_{a_u,t}, \varepsilon_{a_r,t}, \varepsilon_{\mu,t}, \varepsilon_{g,t}, \varepsilon_{b^L,t}, \varepsilon_{QE,t}, u_{QE,t}, \varepsilon_{\zeta,t}, \varepsilon_{\lambda_p,t}, \varepsilon_{\lambda_w,t}, \varepsilon_{r,t}, \{\varepsilon_{r,s,t-s}\}_{s=1}^{\bar{s}}\}_{t=0}^\infty$ および初期値を所与として、価格の集合 $\{P_t, W_t, i_t^L, \zeta_t, i_t^d, R_t^k\}_{t=0}^\infty$ および任意の $i \in [0, 1]$ についての資源配分 $\{Y_t, C_t^u, C_t^r, I_t, Y_t(i), N_t(i), K_t(i)\}_{t=0}^\infty$ について、以下の条件が充たされている。

- (i) 各標準家計 h^u は、価格を所与として効用を最大化する
- (ii) 各長期運用家計 h^r は、価格を所与として効用を最大化する
- (iii) 最終財生産企業は、価格を所与として収益を最大化する
- (iv) 各中間財生産企業 i は、要素価格を所与として収益を最大化する
- (v) 各資本財生産企業は、価格を所与として収益を最大化する
- (vi) 政府は、予算制約式を常に充たす
- (vii) 中央銀行は、テイラー・ルールに基づき政策金利を設定する
- (viii) 財市場の需要と供給が均衡する

B アナウンスメント効果

本補論では、将来の長期国債買入れに関する予想が、ターム・プレミアムに与える影響について、中央銀行による長期国債の保有期間やバランスシートの縮小速度について異なる想定を置いてシミュレーションすることで、より詳細に検証する。具体的には、ベースライン・モデルのパラメータを用いて、将来の長期国債買入れに関するアナウンスメントが0期に行われ、0期以降、アナウンスメント通りに買入れが行われる場合の長期金利(i_t^L)の反応を分析する³³。

別添図(1)では、GDP対比10%の長期国債を1年かけて買入れた後、2年間同額を保有し、その後、バランスシートを縮小するとのアナウンスメントが行われた場合をシミュレートしている。中央銀行による長期国債保有($P_t^L B_t^{L,CB}$)は、4期後にピークに達するのに対し、長期金利(i_t^L)の押し下げ効果は、0期がピークとなる。これは、上述の通り、将来時点における長期国債供給量の減少を見越した家計が、アナウンスメント時点において、長期国債への需要を高めるためである³⁴。

次に、別添図(2)では、長期国債を買入れた後、中央銀行が2年間保有したうえで、バランスシートを縮小し始めるケースと、保有期間を3、4、5年間に延長するケースを分析する。買入れ額は全てのケースで同じである。図に示されるように、どの場合においても長期金利(i_t^L)の低下幅は0期がピークであり、長期金利への押し下げ効果は、保有期間が長くなるほど、インパルス応答関数が下方に移動する形で増大する。例えば、保有期間が2年の場合、長期金利はアナウンスメント時点で23bps低下するのに対して、保有期間が5年の場合、低下幅は30bpsに拡大する。

別添図(3)では、長期国債買入れ後のバランスシートの縮小速度が異なる3つのケースを掲載している。比較のため、各期の中央銀行の長期国債保有残高($P_t^L B_t^{L,CB}$)を保有する期間で積分した「面積(延べ買入れ額)」が、3つのケースで等しくなるように調整している。このように調整を行った場合、アナウンスメント直後の長期金利(i_t^L)の反応は、大きくは変わらず、どれも23bps程度となる。もっとも、定常状態への収束の速度をみると、国債保有量を緩やかに減少させるケースでは、バランスシートを縮小し始める時期は早いにも関わらず、長期金利(i_t^L)の定常値への収束速度が遅い。他方で、迅速に減少させるケースでは長期金利(i_t^L)の収束速度が速く、アナウンスメント後4年時点では、フ

³³ 将来の買入れに関するアナウンスメントが長期金利に与える影響は、基本的には、将来の短期金利に関するアナウンスメントと同様である。しかし、2点違いが存在する。1点目は、短期金利のアナウンスメントが期待成分に作用するのに対して、長期国債買入れのアナウンスメントは、基本的にはターム・プレミアム(TP_t)に作用するという点である。この結果、マクロ経済への波及も基本的には長期運用家計を通じたものになる。2点目は、長期国債買入れのアナウンスメントは、ターム・プレミアム(TP_t)に作用するものの、ターム・プレミアム(TP_t)自体を操作する訳ではないという点である。この結果、信用区間の幅から見て取れるように、買入れ額からターム・プレミアム(TP_t)への波及については、不確実性が伴う。

³⁴ こうしたメカニズムは、数式で考えると分かりやすい。すなわち、(12)式と(13)式が示す通り、ターム・プレミアム(TP_t)は、 t 期から将来にかけての中央銀行が保有する長期国債の累計によって決まる。アナウンスメント以降、長期金利が定常値に向かって上昇するのは、時間の経過とともに、各期から将来にかけての中央銀行が保有する長期国債の累計が低下するためである。

ロー効果が逆方向に作用することから、僅かにオーバーシュートを示した後で、ゼロに収束する。

表 1 : 日本の長期国債買入れに関する実証研究

	分析 期間	長期金利の 低下幅 (bps)	データの 頻度
Lam (2011)*	2010	14	日次
Ueda (2012)*	2010	14	日次
Hausman and Wieland (2014)*	2013	6	日次
Fukunaga, Kato, and Koeda (2015)**	1992-2014	24	月次
	2013-14	18	月次
日本銀行企画局 (2015)	2013-15	15	四半期
日本銀行 (2016)	2013-14	35	月次
〈 総括的検証 〉	2014-16	3	月次
Katagiri and Takahashi (2017)**	1987-2016	11	四半期
本 稿**	1986-2017	14	四半期

- (注) 1. 各先行研究の結果を、GDP対比10%の長期国債買入れの影響度に換算して作成。
 2. 基準化には、各分析期間の最終暦年の名目GDPを使用。
 3. * を付したものは、政策導入時のアナウンスメント効果を分析。
 4. ** を付したものは、長期金利のうちターム・プレミアムに対する影響を分析。
 5. Lam(2011)とUeda(2012)の計数は、アナウンスされた「資産買入等の基金」の金額(35兆円)によって政策規模を評価。なお、アナウンスされた「買入資産」の金額(5兆円)によって、政策規模を評価した場合の計数は、それぞれ100bps、99bpsとなる。

表 2 : カリブレーションしたパラメータ

パラメータ		値
α	資本分配率	0.33
β	主観的割引率（四半期）	0.998
δ	資本減耗率（四半期）	0.02
D	長期国債のデュレーション（四半期）	40
g_{SS}	政府支出の定常値	0.24
$P_{SS}^L B_{SS}^{L,CB}$	中央銀行が保有する長期国債の定常値	0.08
$B_{SS}^{L,CB} / B_{SS}^{L,P}$	中央銀行と家計部門の長期国債保有量の比率の定常値	0.17

(注) κ （長期国債の減耗率）は、長期国債のデュレーションと整合的になるよう設定。

表3：推計したパラメータ

パラメータ	分布	事前分布		事後分布			
		平均	標準偏差	平均	5%	95%	
構造パラメータ							
σ_u	異時点間代替の弾力性の逆数：標準家計	G	2.00	(0.50)	2.66	1.82	3.43
σ_r	異時点間代替の弾力性の逆数：長期運用家計	G	2.00	(0.50)	1.20	0.76	1.64
ν_n	労働供給の弾力性の逆数	G	2.00	(0.50)	1.19	0.63	1.76
h	消費の習慣形成	B	0.70	(0.05)	0.58	0.48	0.69
ω	標準家計の割合	B	0.50	(0.20)	0.49	0.25	0.72
ν_m	預金需要の弾力性の逆数	G	1.82	(1.00)	0.16	0.04	0.30
δ_m	預金需要関数のパラメータ	G	4.36	(1.00)	4.34	2.71	5.79
C_u/C_r	2種類の家計の消費水準比	G	1.00	(0.05)	0.99	0.91	1.07
η	設備投資の調整費用	G	4.00	(1.00)	4.78	3.15	6.34
ψ	資本稼働率の弾性値	G	1.00	(0.50)	1.87	0.87	2.89
ζ_p	価格を変更しない確率	B	0.50	(0.10)	0.90	0.87	0.92
ζ_w	賃金を変更しない確率	B	0.50	(0.10)	0.63	0.52	0.76
λ_p	価格マークアップ	G	0.15	(0.02)	0.19	0.15	0.23
λ_w	賃金マークアップ	G	0.15	(0.02)	0.15	0.12	0.18
$1000\tau_1$	ターム・プレミアムの弾性値	N	1.50	(0.50)	1.48	0.62	2.28
$1000\tau_2$	"	N	1.50	(0.50)	1.54	0.78	2.30
$1000\tau_3$	"	N	1.50	(0.50)	1.14	0.28	2.00
$1000\tau_4$	"	N	1.50	(0.50)	1.48	0.71	2.27
$1000\tau_5$	"	N	1.50	(0.50)	1.46	0.66	2.26
$1000\tau_6$	"	N	1.50	(0.50)	1.47	0.59	2.33
$400\pi_{ss}$	インフレ率の定常値（年率、%）	G	0.30	(0.20)	0.86	0.52	1.20
400γ	技術進歩率の定常値（年率、%）	G	1.30	(0.20)	1.06	0.79	1.29
$400\bar{\zeta}$	ターム・プレミアムの定常値（年率、%）	G	1.00	(0.20)	0.91	0.63	1.19
政策パラメータ							
ρ_r	前期の短期金利	B	0.75	(0.05)	0.83	0.80	0.87
ρ_π	インフレ率	G	1.50	(0.20)	2.21	1.96	2.45
ρ_{QE}	中央銀行の長期国債保有に関する慣性	B	0.80	(0.15)	0.95	0.85	1.00*
ショックの慣性							
ρ_{b_u}	選好ショック：標準家計	B	0.80	(0.15)	0.99	0.98	1.00*
ρ_{b_r}	選好ショック：長期運用家計	B	0.80	(0.15)	0.19	0.07	0.31
ρ_{z_l}	持続的な技術進歩率ショック	B	0.98	(0.01)	0.99	0.98	0.99
ρ_g	政府支出ショック	B	0.50	(0.15)	0.90	0.85	0.95
ρ_μ	設備投資の調整費用ショック	B	0.70	(0.15)	0.51	0.38	0.63
ρ_{λ_p}	価格マークアップショック	B	0.50	(0.15)	0.81	0.75	0.86
ρ_{λ_w}	賃金マークアップショック	B	0.50	(0.15)	0.50	0.24	0.77
ρ_{b^L}	長期国債発行ショック	B	0.70	(0.15)	0.71	0.48	0.95
$\rho_{u,QE}$	持続的な長期国債買入れショック	B	0.70	(0.15)	0.92	0.89	0.98
ρ_ζ	外生的なターム・プレミアムショック	B	0.70	(0.15)	0.93	0.88	0.97
ショックの標準偏差							
σ_{b_u}	選好ショック：標準家計	invG	5.00	(Inf)	5.93	2.01	10.54
σ_{b_r}	選好ショック：長期運用家計	invG	5.00	(Inf)	6.55	2.32	11.11
σ_z	一時的な技術進歩率ショック	invG	5.00	(Inf)	1.65	1.49	1.83
σ_{z_l}	持続的な技術進歩率ショック	invG	0.10	(Inf)	0.11	0.08	0.14
σ_g	政府支出ショック	invG	1.00	(Inf)	3.01	2.67	3.33
σ_μ	設備投資の調整費用ショック	invG	3.00	(Inf)	7.37	4.22	10.70
σ_{λ_p}	価格マークアップショック	invG	1.00	(Inf)	2.07	1.23	2.89
σ_{λ_w}	賃金マークアップショック	invG	1.00	(Inf)	0.72	0.24	1.29
σ_{b^L}	長期国債発行ショック	invG	0.50	(Inf)	0.49	0.12	1.11
σ_{QE}	一時的な長期国債買入れショック	invG	5.00	(Inf)	0.63	0.59	0.68
$\sigma_{u,QE}$	持続的な長期国債買入れショック	invG	5.00	(Inf)	3.27	2.91	3.64
σ_ζ	外生的なターム・プレミアムショック	invG	0.50	(Inf)	0.31	0.15	0.48
σ_r	短期金利ショック	invG	0.10	(Inf)	0.02	0.02	0.03
$\sigma_{r,1}$	1 四半期前に予期された短期金利ショック	invG	0.10	(Inf)	0.02	0.02	0.02
$\sigma_{r,2}$	2 四半期前に予期された短期金利ショック	invG	0.10	(Inf)	0.01	0.01	0.02
$\sigma_{r,3}$	3 四半期前に予期された短期金利ショック	invG	0.10	(Inf)	0.02	0.01	0.02
$\sigma_{r,4}$	4 四半期前に予期された短期金利ショック	invG	0.10	(Inf)	0.01	0.01	0.02
$\sigma_{\pi,obs}$	インフレ率の観測誤差	invG	0.30	(Inf)	0.24	0.21	0.27
$\sigma_{w,obs}$	実質賃金の観測誤差	invG	0.30	(Inf)	1.19	1.07	1.32

(注) 1. N：正規分布、G：ガンマ分布、B：ベータ分布、invG：逆ガンマ分布を表す。

2. *を付した計数は、四捨五入の結果として1と表記しているが、厳密には1を下回る。

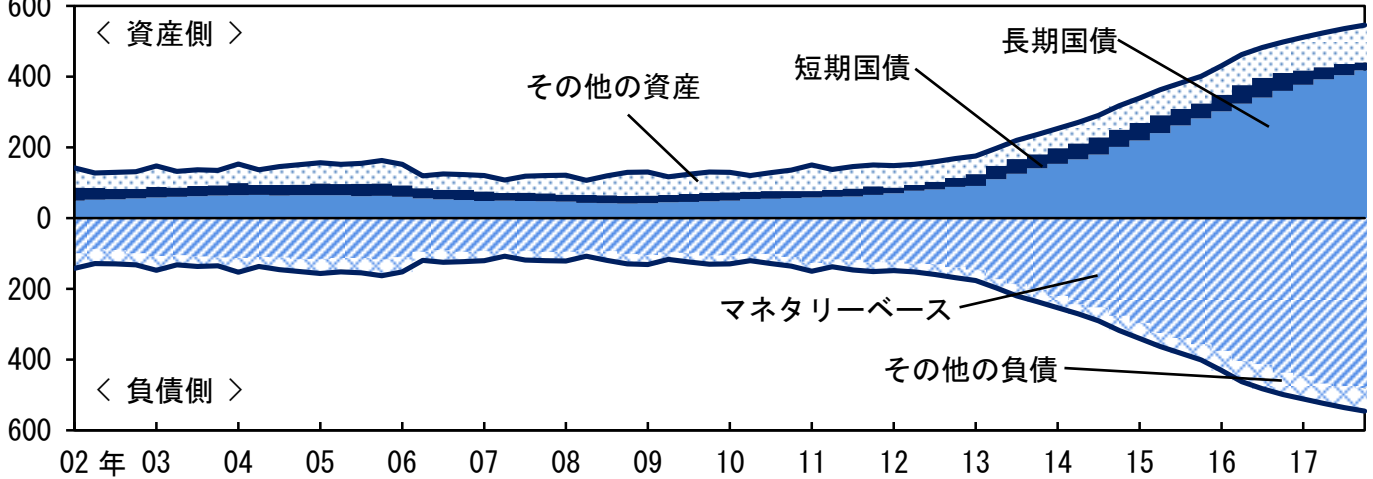
表 4 : 代替モデルにおける主なパラメータの推計値

	ベースライン ・モデル	代替モデル (I)	代替モデル (II)	代替モデル (III)
ω	0.49 (0.25 , 0.72)	0.43 (0.22 , 0.63)	0.44 (0.23 , 0.65)	0.43 (0.23 , 0.62)
τ_1	1.48 (0.62 , 2.28)	1.44 (0.59 , 2.29)	1.46 (0.62 , 2.27)	1.47 (0.66 , 2.31)
τ_2	1.54 (0.78 , 2.30)	1.53 (0.69 , 2.34)	1.51 (0.65 , 2.33)	1.55 (0.73 , 2.37)
τ_3	1.14 (0.28 , 2.00)	1.13 (0.23 , 2.00)	1.08 (0.14 , 2.04)	1.18 (0.31 , 2.03)
τ_4	1.48 (0.71 , 2.27)			
τ_5	1.46 (0.66 , 2.26)			
τ_6	1.47 (0.59 , 2.33)			
$\tau_{II,4}$			2.46 (1.64 , 3.26)	
$\tau_{II,5}$			2.48 (1.65 , 3.29)	
$\tau_{III,4}$				2.48 (1.66 , 3.32)

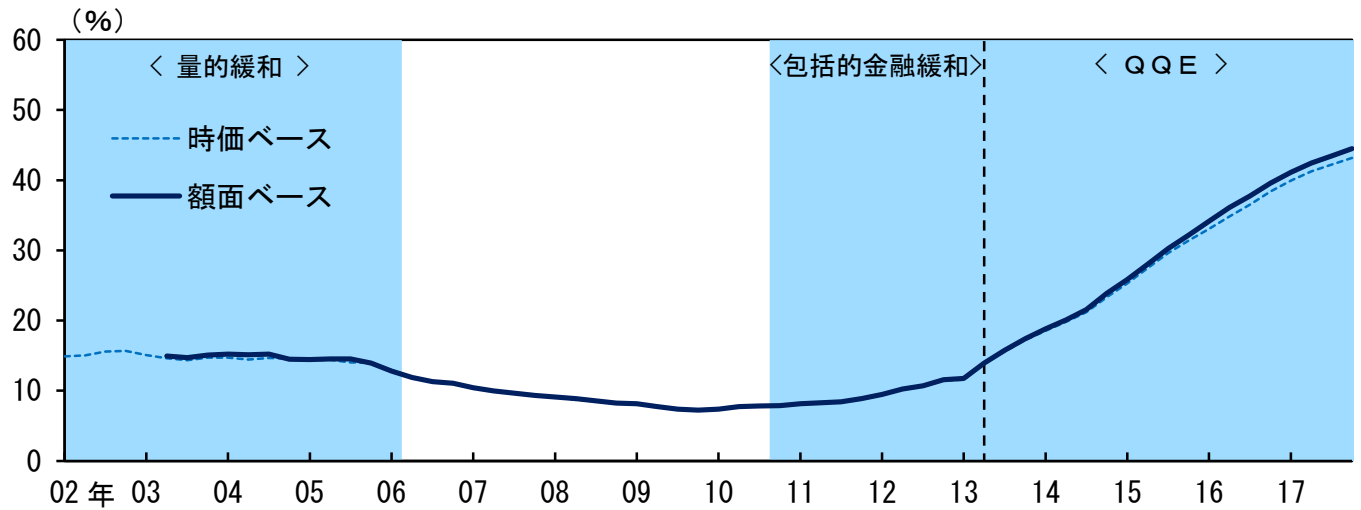
(注) それぞれ、パラメータの事後平均値。また、()内の値は、事後分布の90%区間。

図1：日本銀行が保有する国債と長期金利

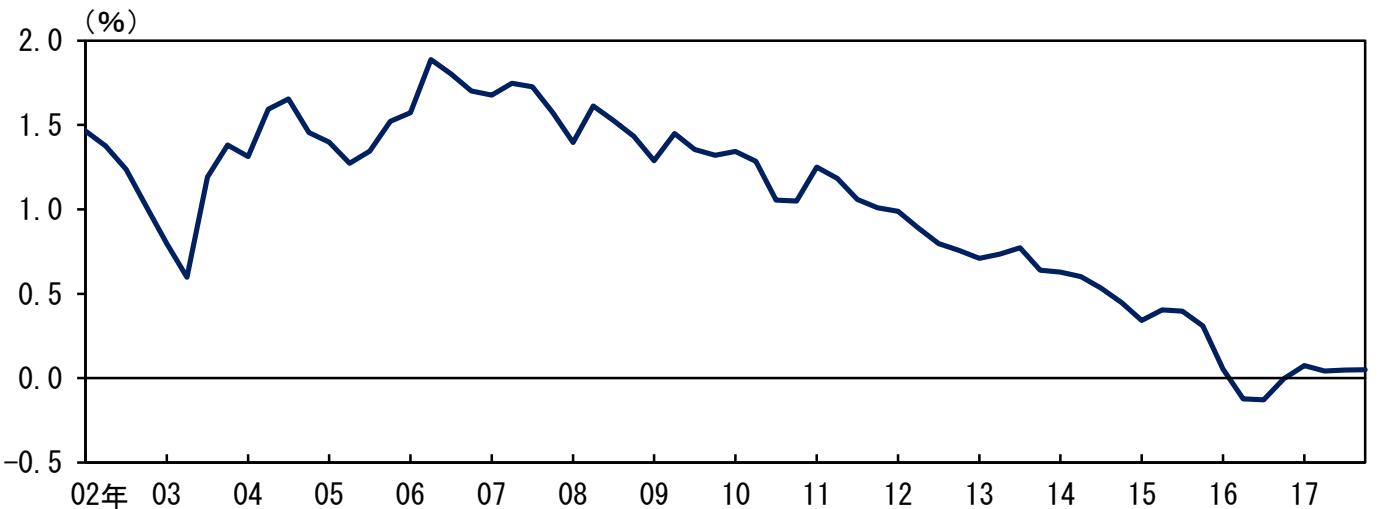
(1) 日本銀行のバランスシート
(兆円)



(2) 国債発行残高に占める日本銀行保有分の割合



(3) 名目長期金利 (10年物国債利回り)

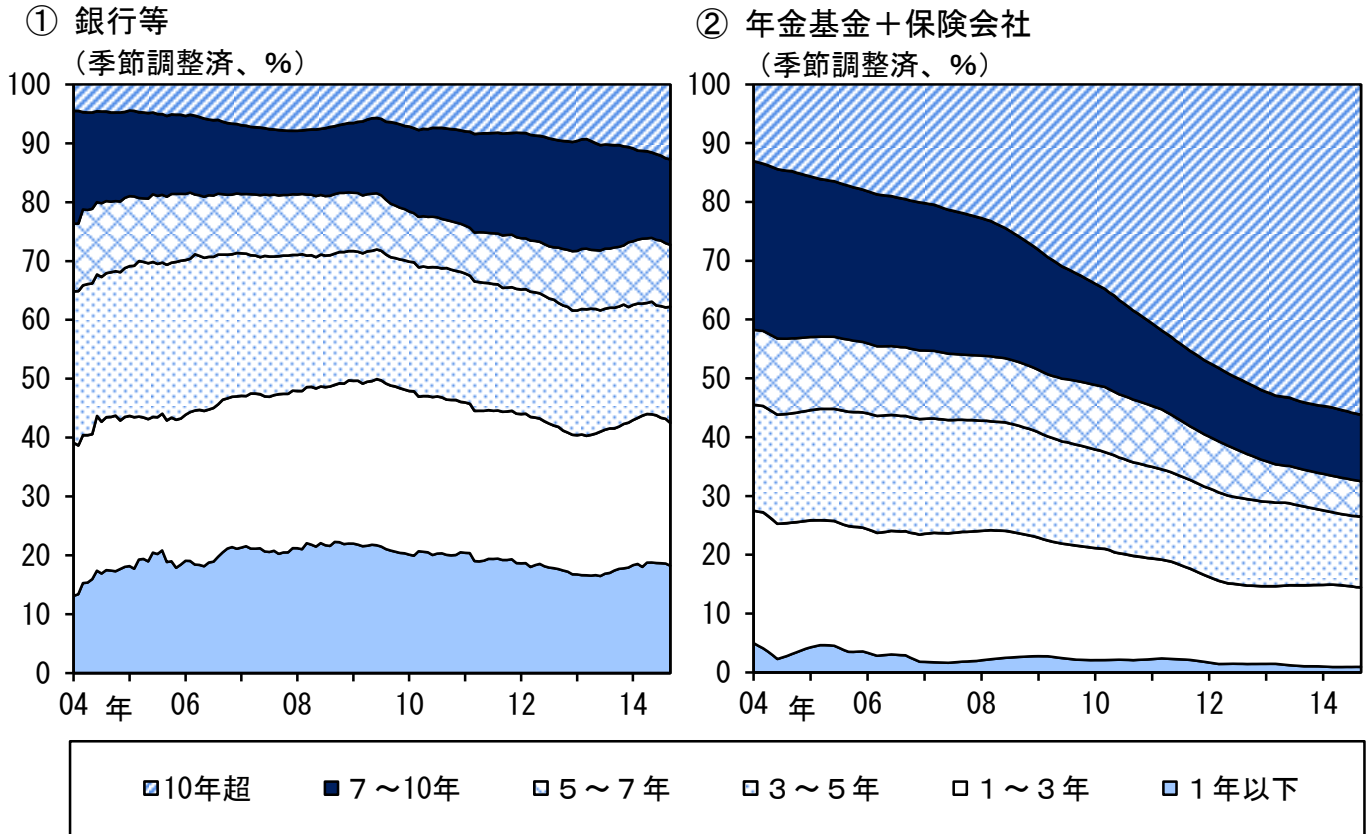


(注) 1. (1)の「長期国債」は、残存期間1年以下の銘柄を含む。
2. (2)の両系列は、国庫短期証券および政府短期証券を含まない。

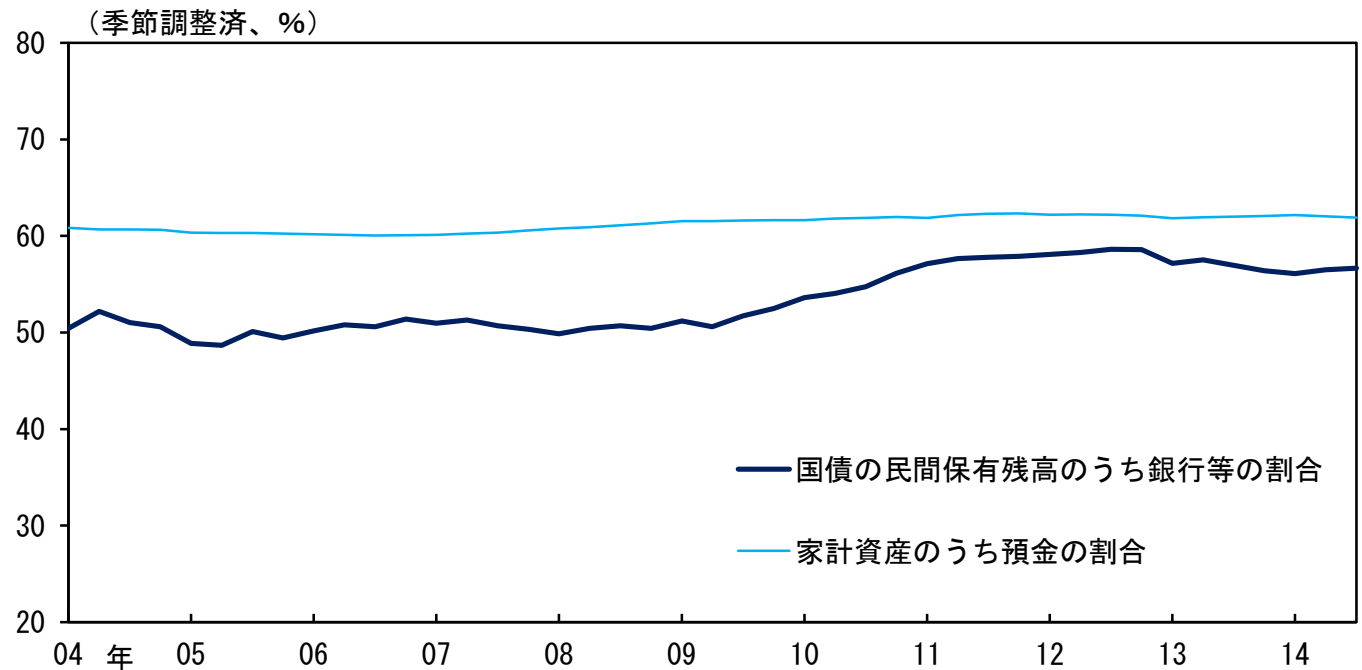
(出所) 財務省「国債金利情報」、日本銀行「マネタリーベースと日本銀行の取引」「資金循環統計」「日本銀行が保有する国債の銘柄別残高」「日本銀行による国庫短期証券の銘柄別買入額」「日本銀行の対政府取引」「公社債発行・償還および現存額」

図2：主体毎の国債保有動向

(1) 主体毎の満期別国債保有額



(2) 国債市場に占める銀行部門の割合と家計資産に占める預金の割合

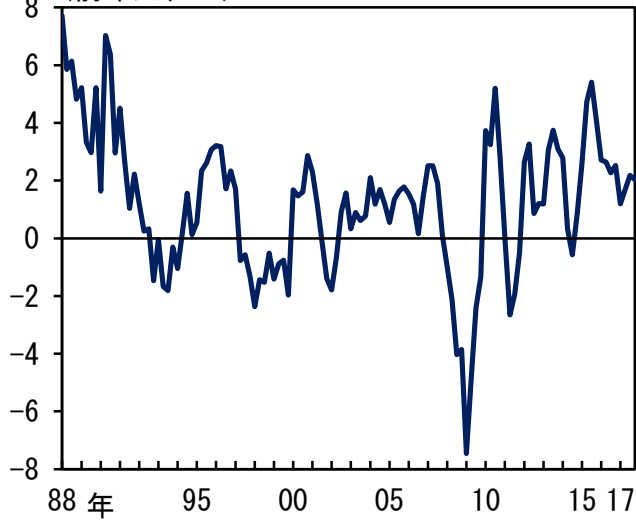


(注) 1. (1)および(2)の「国債の民間保有残高のうち銀行等の割合」は、Fukunaga, Kato, and Koeda (2015)で報告されたデータに基づく。
 2. 「銀行等」は、民間の国債市場参加者のうち、特定期間を愛好すると考えられる主体（年金基金、保険会社）以外。
 3. (2)の「家計資産のうち預金の割合」は、家計資産における「預金/(預金+年金・保険)」として計算。なお、基準変更に伴う段差を推計・接続している。
 (出所) Fukunaga, Kato, and Koeda (2015), "Maturity Structure and Supply Factors in Japanese Government Bond Markets"、日本銀行「資金循環統計」

図3：推計に使用したデータ（1）

(1) 実質GDP

(前年比、%)



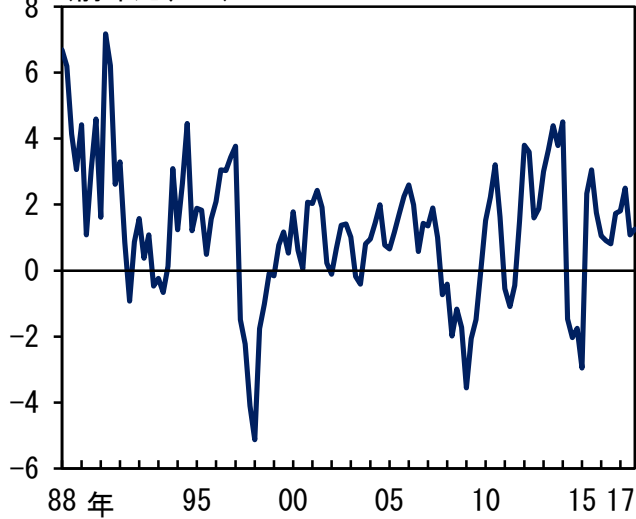
(2) 消費者物価指数（生鮮食品を除く総合）

(前年比、%)



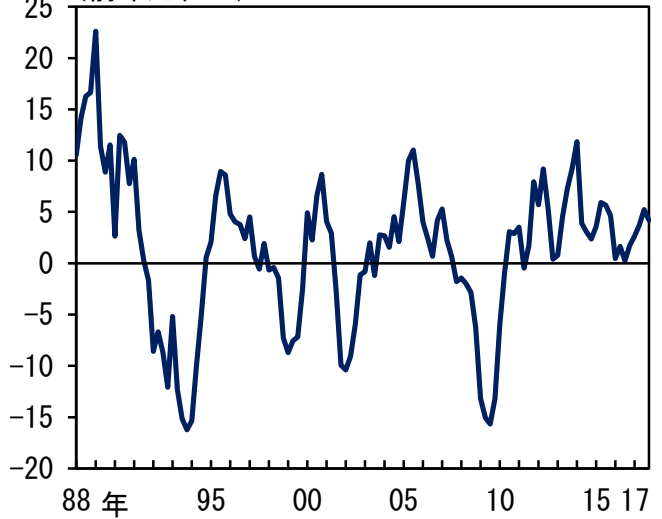
(3) 実質民間消費

(前年比、%)



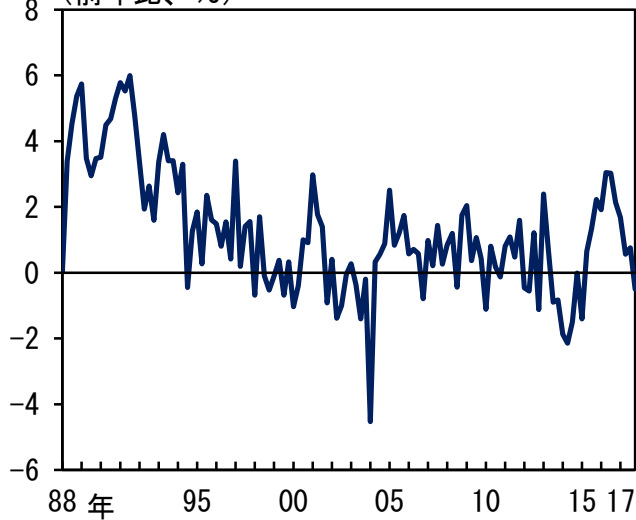
(4) 実質民間設備投資

(前年比、%)



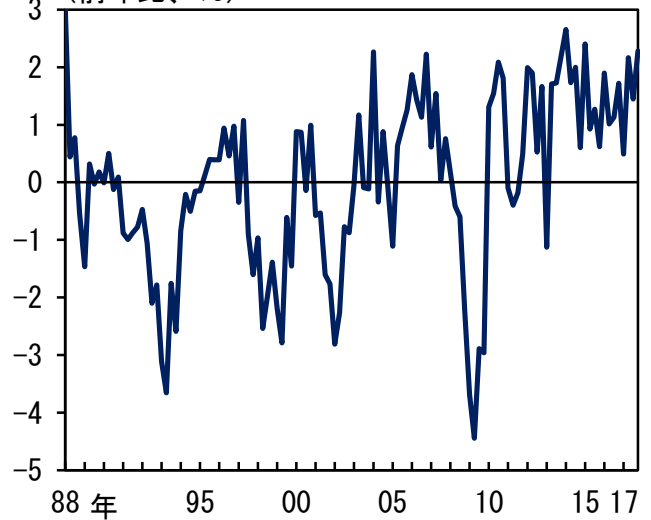
(5) 実質賃金（労働投入1単位当たり）

(前年比、%)



(6) 労働投入量

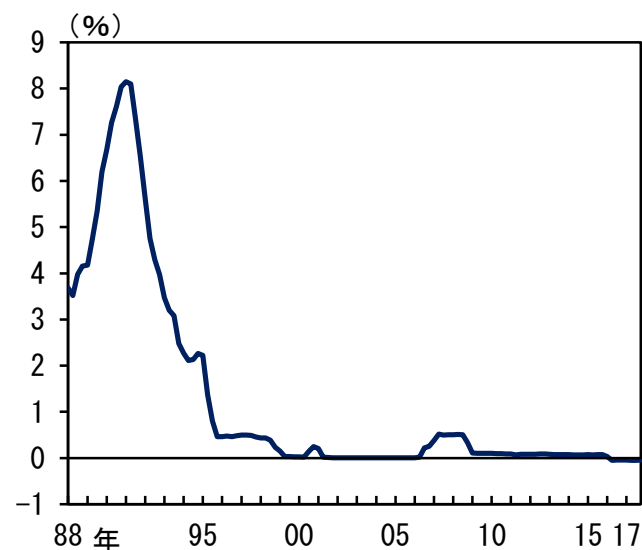
(前年比、%)



(注・出所) 次頁を参照。

図3：推計に使用したデータ（2）

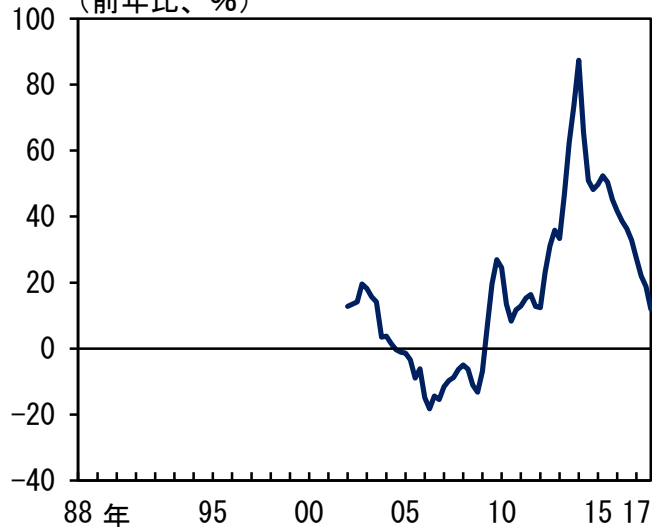
(7) 名目短期金利（コールレート）



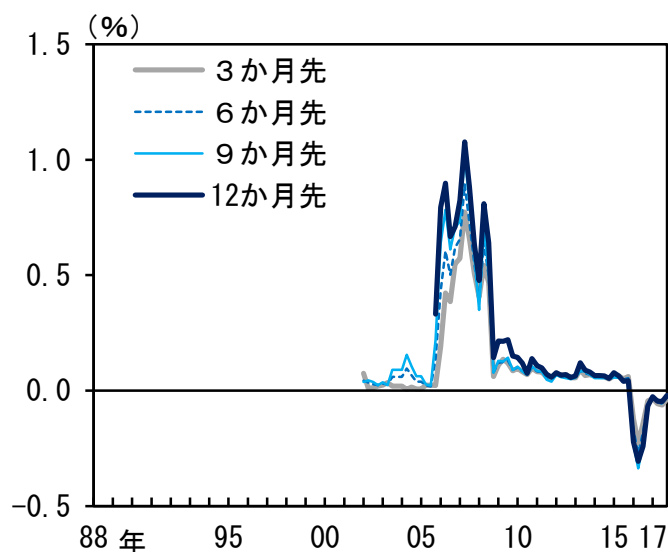
(8) 名目長期金利（10年物国債利回り）



(9) 日本銀行が保有する長期国債（実質）
（前年比、%）



(10)～(13) 名目短期金利の予想

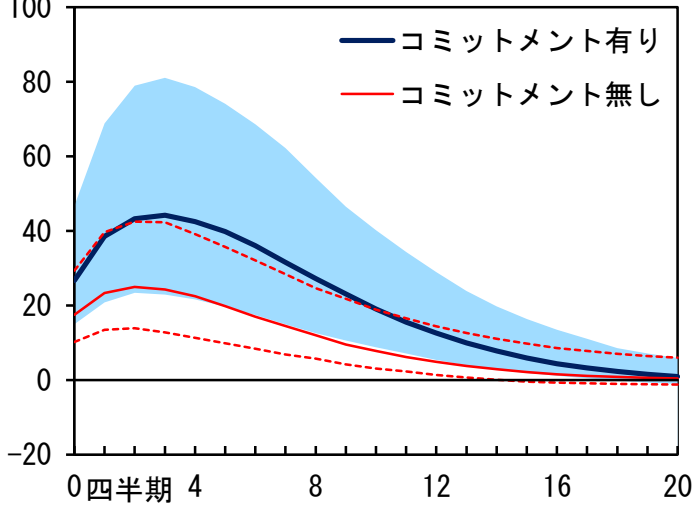


- (注) 1. 推計では、(7)、(8)、(10)～(13)を除き、季節調整済前期比として使用。(7)、(8)、(10)～(13)は、四半期換算値を使用。
2. (1)、(3)、(4)、(6)、(9)は、生産年齢人口（15歳以上65歳未満）1人当たり。
3. (1)、(3)、(4)、(5)、(9)は、消費者物価指数（生鮮食品を除く総合）を用いて実質化。
4. (2)は、消費税の導入および税率引き上げの影響を調整済。
5. (3)は、民間最終消費支出と民間住宅投資の合計値。
6. (9)は、「日本銀行が保有する国債の銘柄別残高」をもとに、残存年限が1年超である銘柄の保有残高を合計して作成。ただし、変動利付国債と物価連動国債を除く。
7. (10)～(13)は、翌日物金利スワップ(OIS)をもとに、フォワードレートを計算。

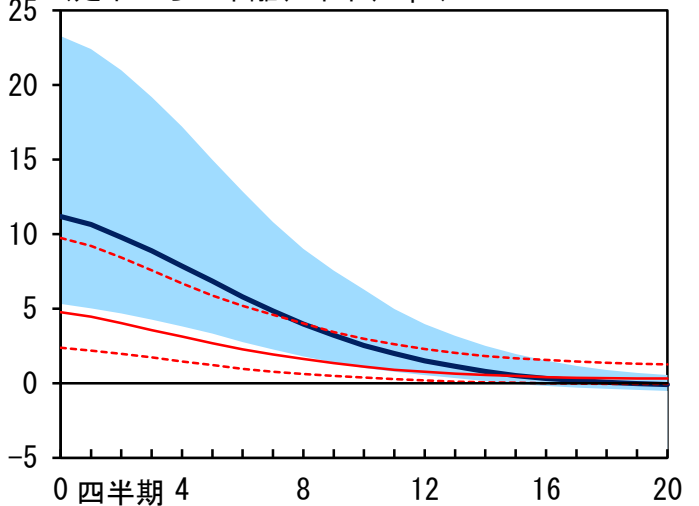
(出所) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」、財務省「国債金利情報」、日本銀行「コール市場関連統計」「日本銀行が保有する国債の銘柄別残高」、Bloomberg

図4：長期国債買入れショックに対するインパルス応答関数

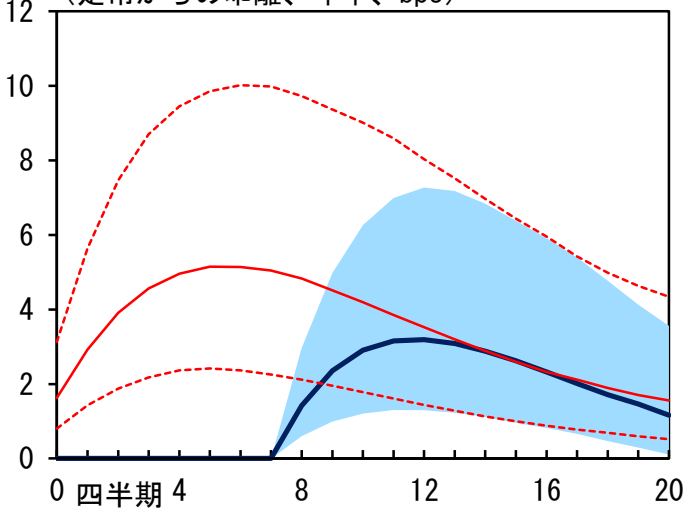
(1) 実質GDP水準
(定常からの乖離、bps)



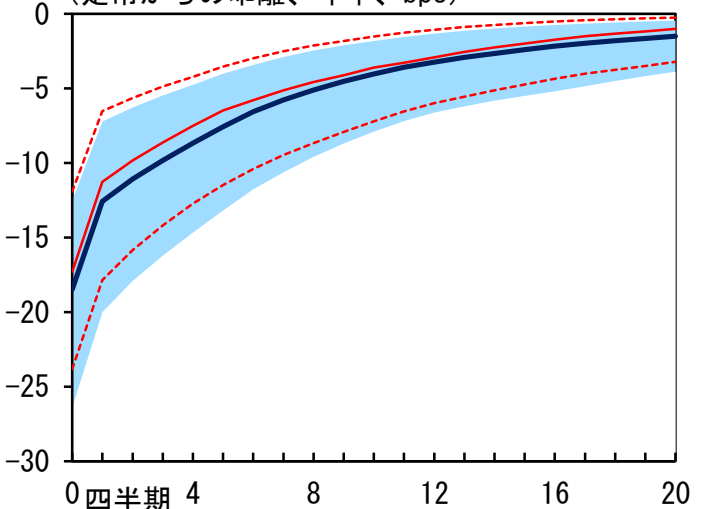
(2) インフレ率
(定常からの乖離、年率、bps)



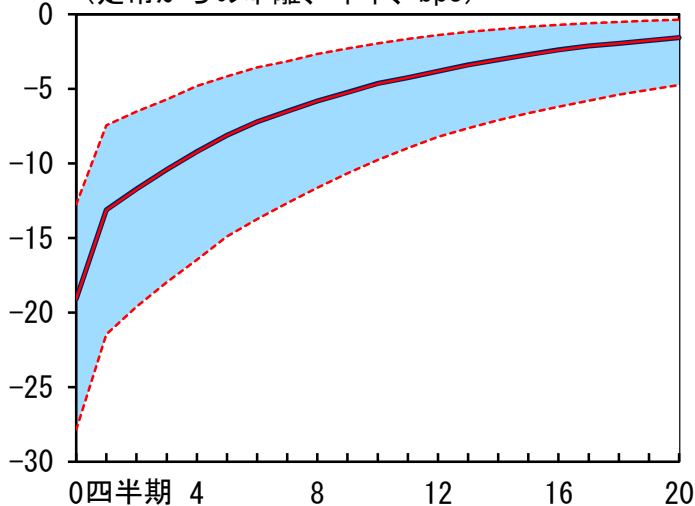
(3) 名目短期金利
(定常からの乖離、年率、bps)



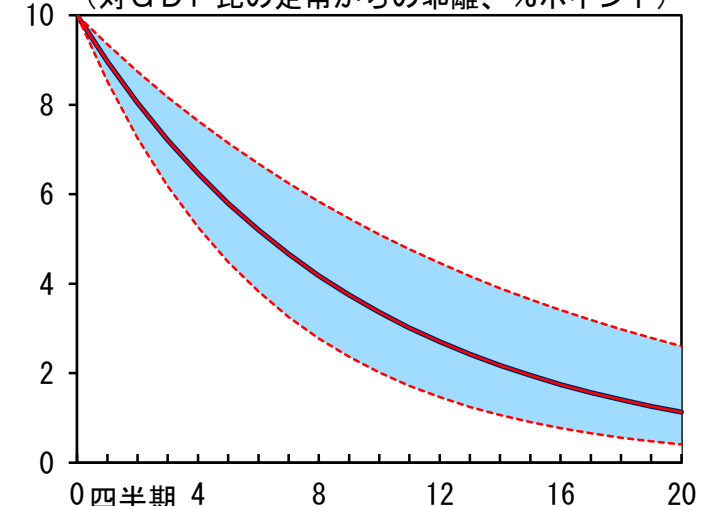
(4) 名目長期金利
(定常からの乖離、年率、bps)



(5) ターム・プレミアム
(定常からの乖離、年率、bps)



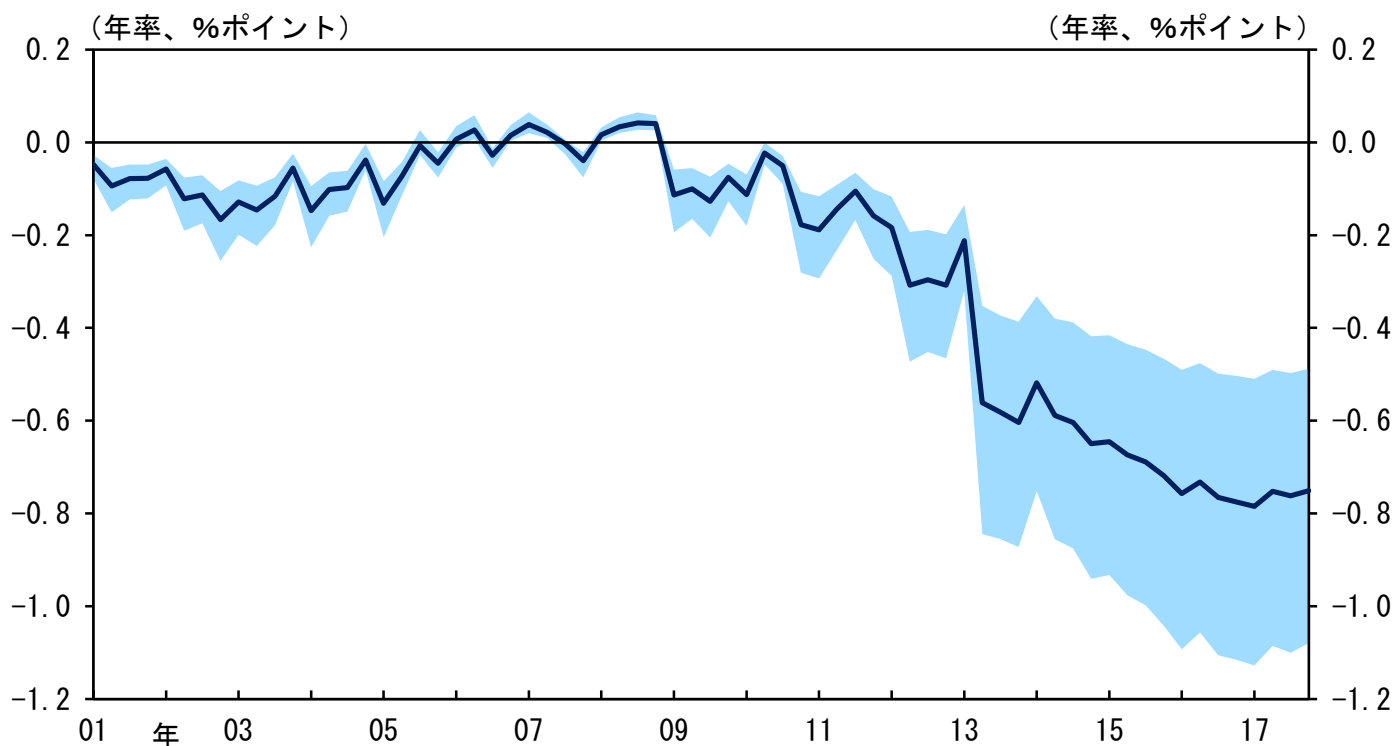
(6) 中央銀行が保有する長期国債(実質)
(対GDP比の定常からの乖離、%ポイント)



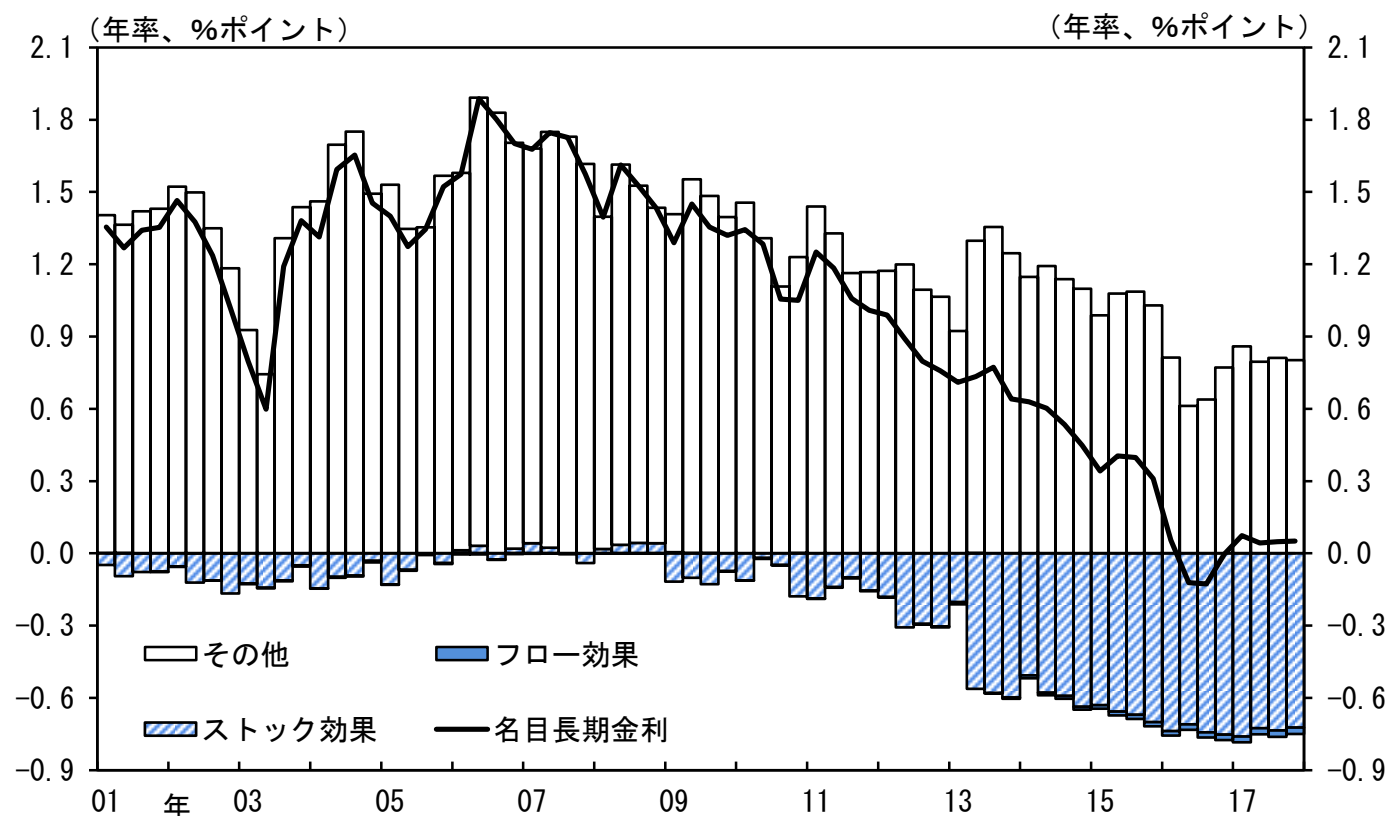
(注) 1. 一時的な長期国債買入れショックの大きさは、GDP対比10%。
2. 各実線は、インパルス応答関数の推計値の中央値。シャドーおよび点線は、90%区間。

図5：長期国債買入れによるターム・プレミアム押し下げ効果

(1) 長期国債買入れによるターム・プレミアム押し下げ効果



(2) 名目長期金利の要因分解

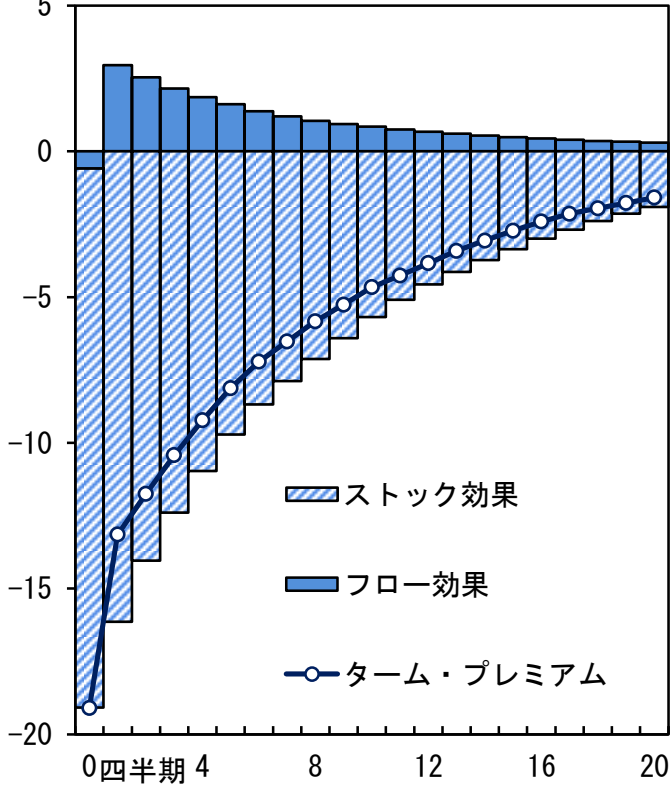


- (注) 1. (1)の実線は、(2)にある「ストック効果」と「フロー効果」の合計。シャドーは、ターム・プレミアム押し下げ効果の95%区間。
 2. (2)の「ストック効果」と「フロー効果」は、名目長期金利のうちターム・プレミアムに対する押し下げ効果。
 3. (2)は、パラメータの事後分布を使用した場合のヒストリカル分解の中央値。

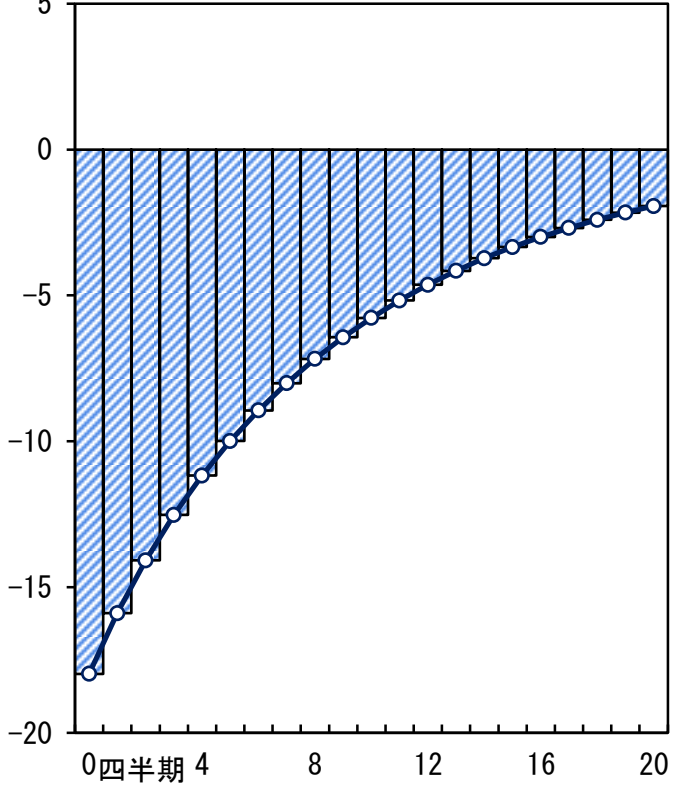
(出所) 財務省「国債金利情報」

図6：代替モデルのもとでのインパルス応答関数

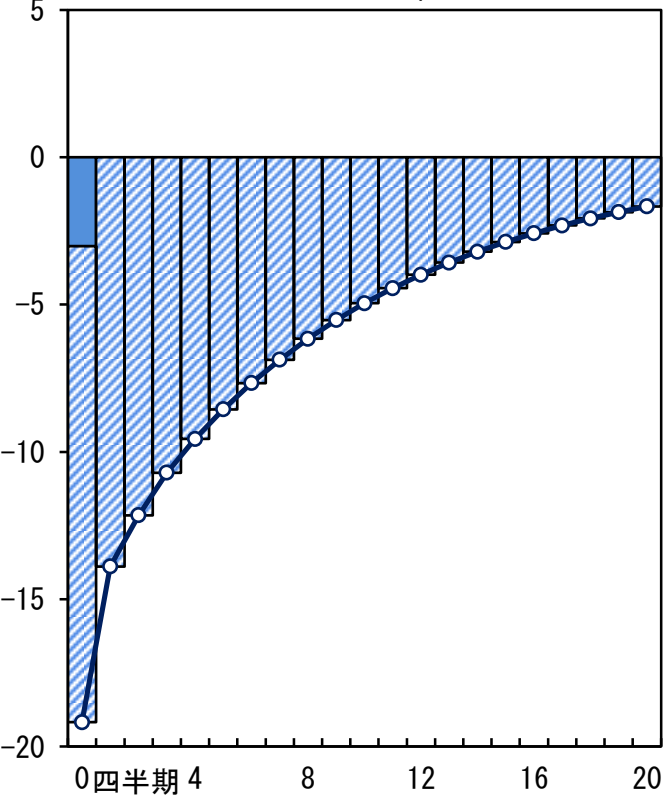
(1) ベースライン・モデル
(定常からの乖離、年率、bps)



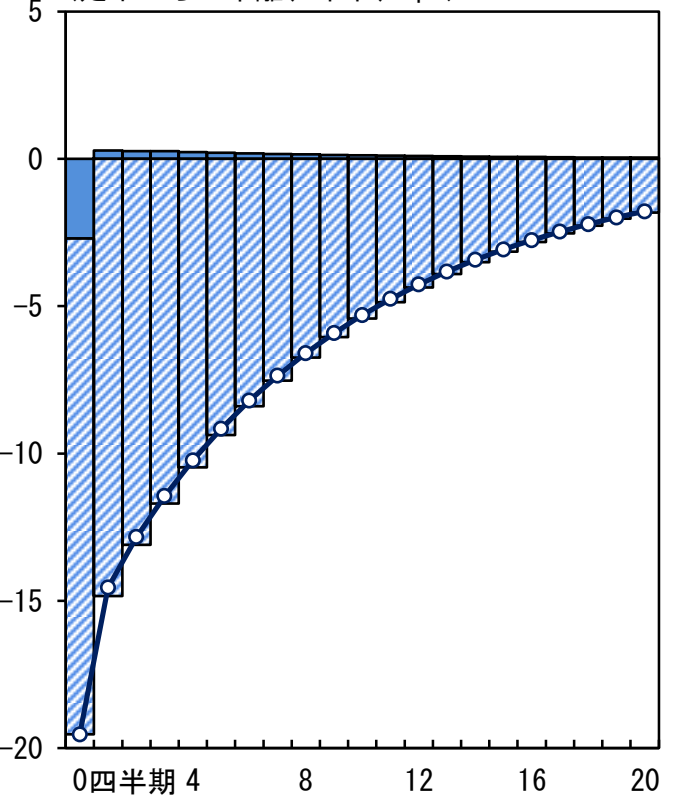
(2) 代替モデル(I)
(定常からの乖離、年率、bps)



(3) 代替モデル(II)
(定常からの乖離、年率、bps)



(4) 代替モデル(III)
(定常からの乖離、年率、bps)



(注) 1. いずれも、GDP対比10%の一時的な長期国債買入れショックに対するインパルス応答関数。
2. 各実線は、インパルス応答関数の推計値の中央値。
3. 比較のため、(2)~(4)の ρ_{QE} の値をベースライン・モデルにおける事後平均値に設定。

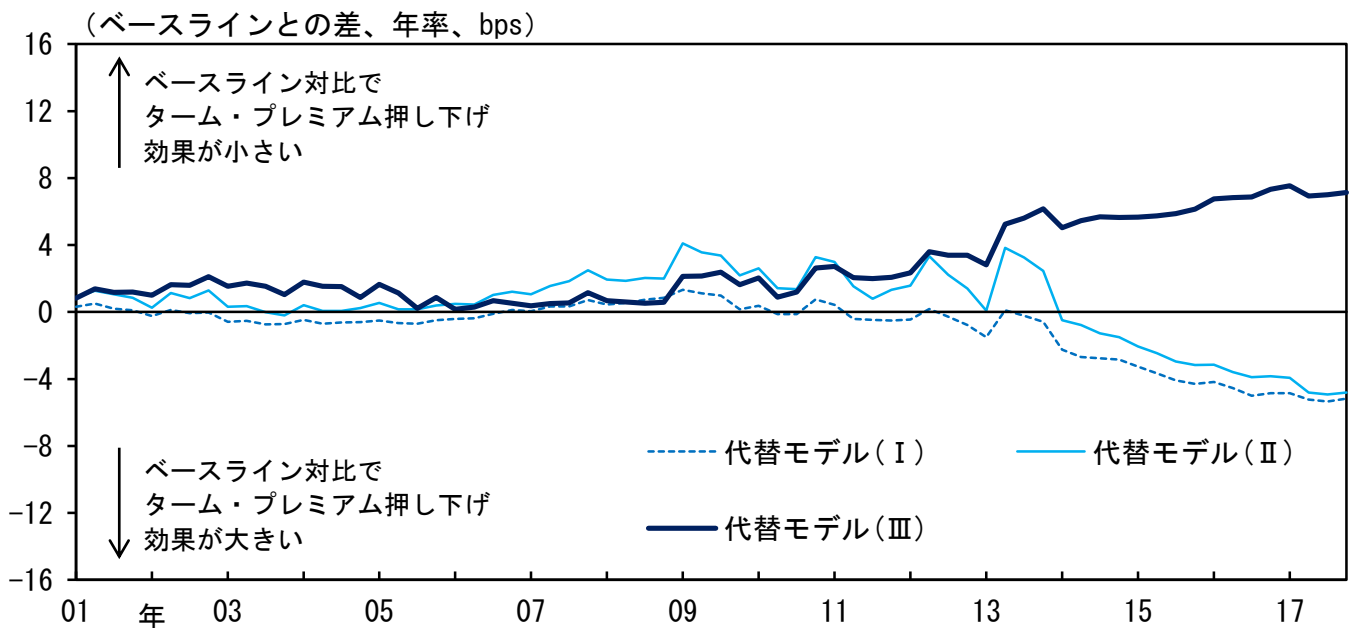
図7：代替モデルのもとでのターム・プレミアム押し下げ効果

(1) 各モデルにおける定式化の比較

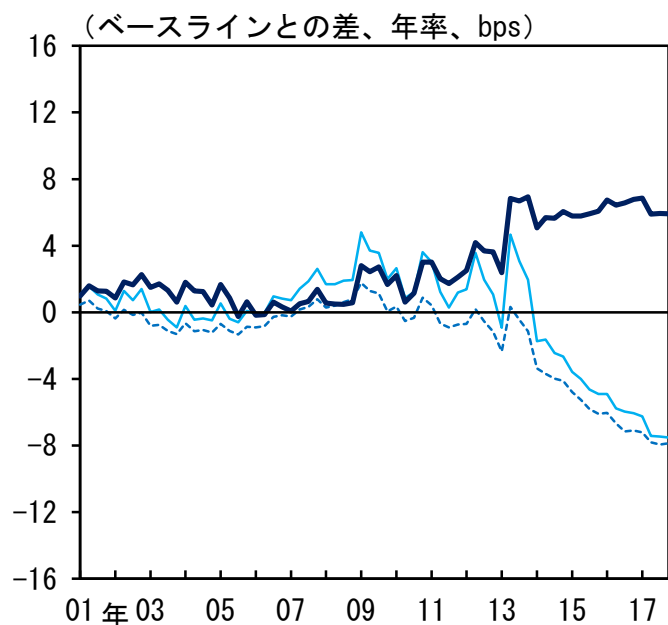
	ストック効果		フロー効果	
	ベースラインの定式化	ベースラインの定式化	$\varepsilon_{QE,t}, u_{QE,t}$	$\varepsilon_{QEGross,t}$
ベースライン・モデル	○	○	—	—
代替モデル(I)	○	—	—	—
代替モデル(II)	○	—	○	—
代替モデル(III)	○	—	—	○

(2) 長期国債買入れによるターム・プレミアム押し下げ効果

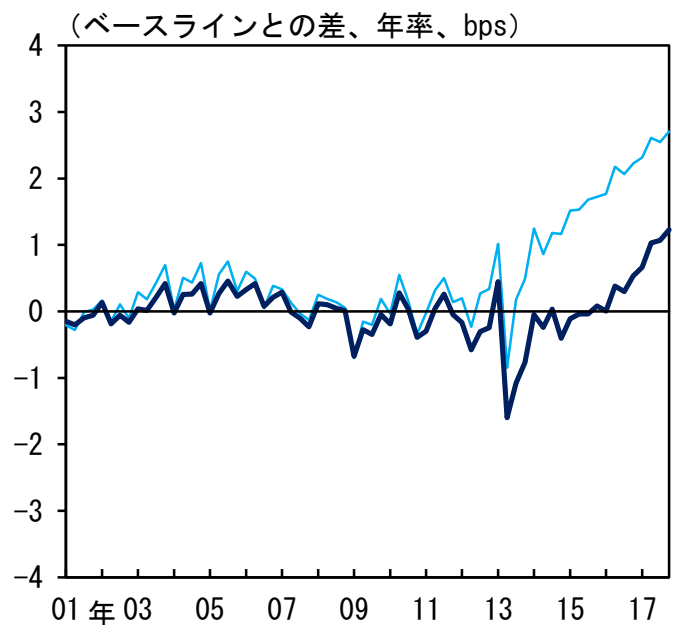
① 押し下げ効果全体



② うちストック効果



③ うちフロー効果



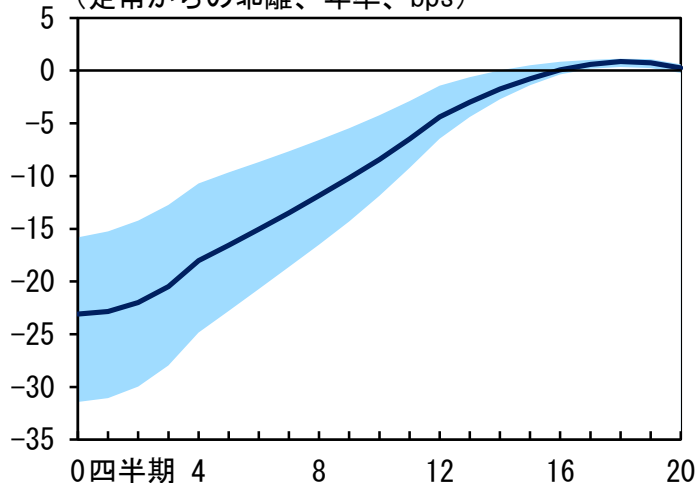
(注) (2)は、図5(2)にある寄与度と、各代替モデルにおける対応する寄与度との差を計算。

別添図：将来の長期国債買入れのパスに対する予想の効果

(1) 先行きの長期国債買入れに関するコミットメントがあるもとのインパルス応答関数

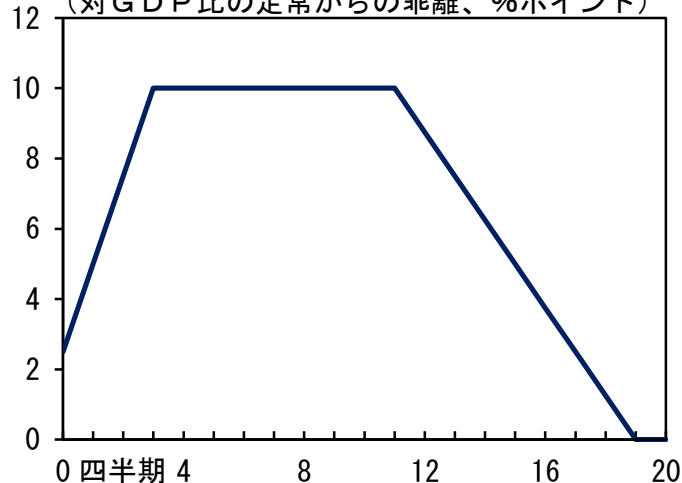
① 名目長期金利

(定常からの乖離、年率、bps)



② 中央銀行が保有する長期国債（実質）

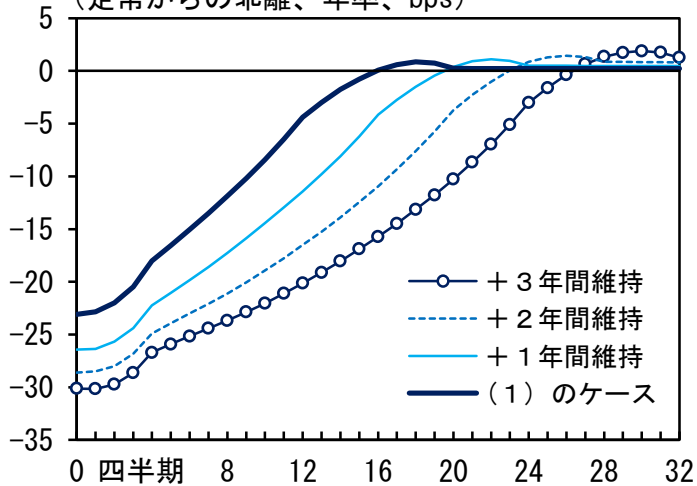
(対GDP比の定常からの乖離、%ポイント)



(2) バランスシートを維持する期間を変更した場合

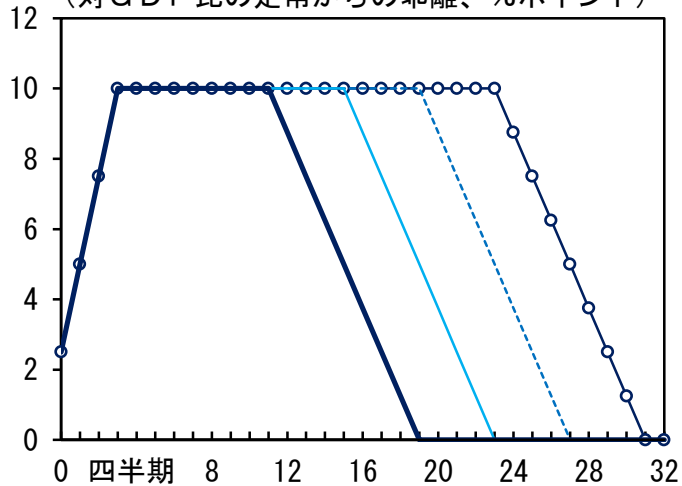
① 名目長期金利

(定常からの乖離、年率、bps)



② 中央銀行が保有する長期国債（実質）

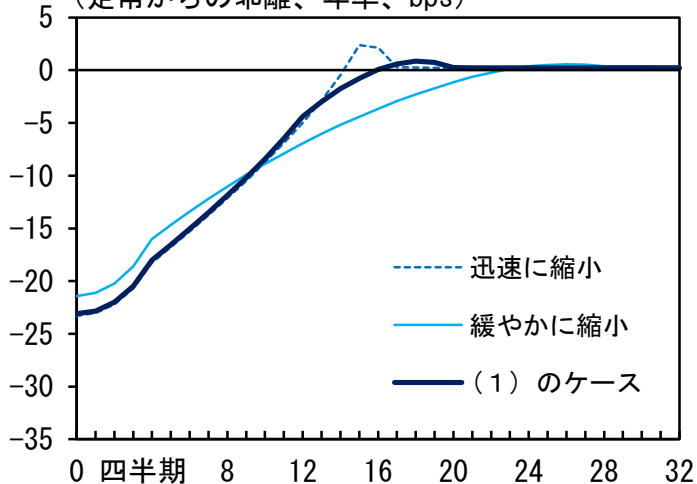
(対GDP比の定常からの乖離、%ポイント)



(3) バランスシートを縮小するペースを変更した場合

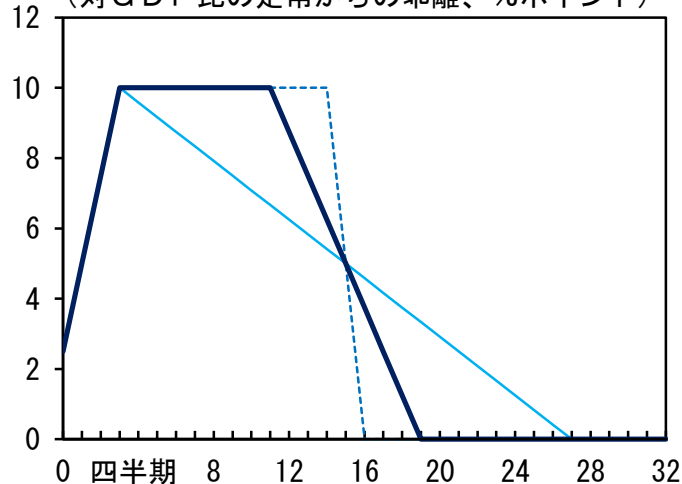
① 名目長期金利

(定常からの乖離、年率、bps)



② 中央銀行が保有する長期国債（実質）

(対GDP比の定常からの乖離、%ポイント)



(注) 各グラフは、インパルス応答関数の推計値の中央値。(1)のシャドーは、90%区間。