非伝統的金融緩和の下での国債イールドカーブの推移

秋　森　　弘

目次

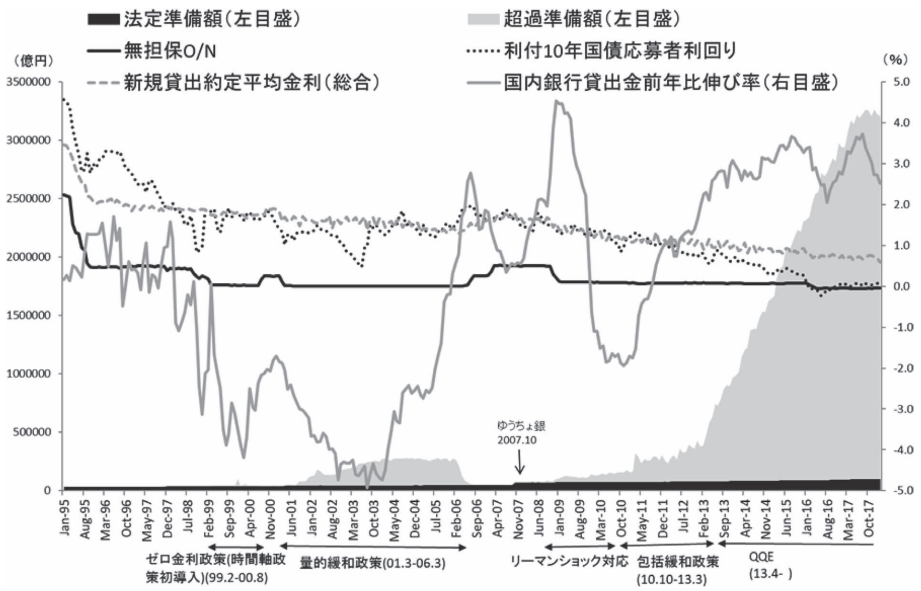
1. はじめに
2. イールドカーブについての主成分分析
　2－1. データ
　2－2. 主成分ベクトルおよび主成分得点の推移
3. 主成分得点とマクロ経済データの相関
　3－1. データ
　3－2. マクロ経済変数の絞り込み
　3－3. 階差データを用いた回帰分析と構造変化
4. VAR モデルに主成分得点を用いたインパルス反応
　4－1. 単位根検定，共和分検定
　4－2. インパルス反応
5. おわりに

〈キーワード〉
QQE，量的・質的金融緩和，イールドカーブの主成分分析，インパルス反応

1. はじめに

デフレ脱却を目指し，わが国では 1999 年 2 月のゼロ金利政策実施以降，非伝統的と総称される金融政策が 2018 年 8 月現在まで実施されている。ゼロ金利政策では，政策金利とされてきた無担保コール翌日物金利をゼロ・パーセント近傍にまで引き下げることで短期市中金利を低下させるだけでなく，時間軸政策（後にフォワード・ガイダンスと総称される）によって長期金利を低下させることも意図された。さらに，2001 年 3 月からの量的緩和政策，2010 年 10 月からの包括緩和政策の時期を経て，2013 年 4 月以降の量的・質的金融緩和では量的緩和の拡大やフォワード・ガイダンスの強化，2016 年 2 月のマイナス金利政策，同年 9 月のイールドカーブ・コントロール政策の導入など，政策内容が強化・拡充され，長期金利がいっそう低下，イールドカーブ全体が下押しされるとともにフラット化している。そのため，銀行にとっての利ザヤが縮小し，低金利水準の下でも十分な金融緩和効果が得られなくなっているのではないかとの指摘もある。

図表１　これまでの非伝統的金融政策の推移



こうした非伝統的金融政策の強化・拡充に伴ってイールドカーブがどのように推移してきたかを把握するため，主成分分析によって得られた主成分得点と各種マクロ経済変数の相関をみるとともに，パラメーターについて構造変化テストを行った結果をまず報告する。

VAR モデルから得られるインパルス反応によって，金融緩和ショックの波及効果をみる先行研究が多数存在するが，多くは単一の金利や長短金利差を VAR モデル変数として用いている。しかし，マイナス金利政策実施以降は長期・短期金利ともゼロ近傍で推移しており，金利水準の変化が微小であることに加え，単一の金利や長短金利差を用いるとイールドカーブの形状変化が経済に及ぼす影響を直接計測することができないかもしれない。そこで本稿では，金利に代えてイールドカーブの傾きを表す第 2 主成分得点を VAR モデル変数として用いてインパルス反応をみてみる。また，構造変化テストの結果を踏まえ，推計期間を分割してインパルス反応をみてみる。分析の結果，量的・質的金融緩和以降，かつ 2014 年 4 月の消費税増税後も加えた期間では，金融緩和ショックの波及効果が小さくなっている可能性を分析結果として報告する。

2．イールドカーブについての主成分分析

2−1．データ

国債イールドカーブをみる際の金利データとして，財務省からコンスタント・マチュリテ

ィ・ベースの国債利回りが公表されているが，発行時期によってクーポンレートが異なり，クーポンの大きさの違いが最終利回りに影響する。そのため国債利回りのイールドカーブの推移をみる際は，スポットレートが分析に用いられる。秋森（2012），秋森（2013）では各期で最も流通量が多い銘柄の最終利回りを用いてブートストラップ法によってスポットレートを推計したが，本稿では QUICK 社が提供する国債スポットレートのうち，0.25 年物および 0.5 年物から 30.0 年物まで 0.5 年間隔で提供されているものを利用する。主成分分析で使用するデータの期間は，入手可能なもののうち最も過去の 2004 年 4 月から 2018 年 7 月までとする。

次節ではマクロ経済変数群の一部として米国金利から得られた主成分得点も使用するが，QUICK 社から得られるデータは 2011 年 2 月以降であるため，クーポン効果の影響は排除できないものの FRB が公表する米財務省証券の最終利回り[1] から 0.5 年物，1 年物，2 年物，3 年物，5 年物，7 年物，10 年物，20 年物の利回りを，1999 年 1 月から 2018 年 7 月までスプライン関数[2] に内挿して 0.5 年物から 20.0 年物まで 0.5 年間隔で推計したものを用いる。

主成分分析を行った先行研究として，金利データの水準（レベルデータ）を用いる場合や，階差データ，変化率データを用いる例がある（Novosyolov （2008）他）。次節で用いるマクロ経済変数の多くが単位根を持ち，また各期の全ての利回り（金利）データも単位根を持つため，単位根を持つデータ同士で回帰分析を行うと，みせかけの相関などの問題が生じる。そこで本稿では，マクロ経済変数との関係をみる際には金利の階差データ（定常）から抽出した主成分を用い，VAR モデルで使用する際にはレベルデータ（非定常）から得られた主成分を用いることとする。

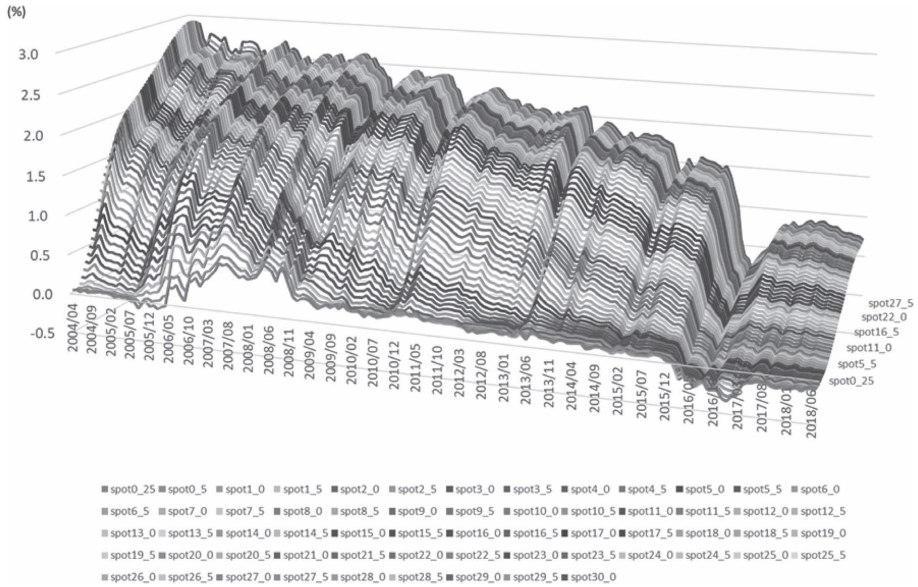
2－2. 主成分ベクトルおよび主成分得点の推移

わが国のこれまでの金利の月次推移を図表 2 に示す。このグラフだけではイールドカーブの細かな形状変化を読み取りにくい。そこで，主成分ベクトル（ファクター・ローディング）を第 1 主成分から第 3 主成分まで取り出したものを，図表 3 から図表 8 に示す（あわせて量的・質的緩和以前と以後とで変化があったかも確認するため，2013 年 4 月以前と以後とで期間を分割してみている）。なお主成分の抽出にあたり，各期間のスポットレートをそのまま用いた場合をレベルデータ，スポットレートの前月差を用いた場合を階差データと呼ぶこととする。

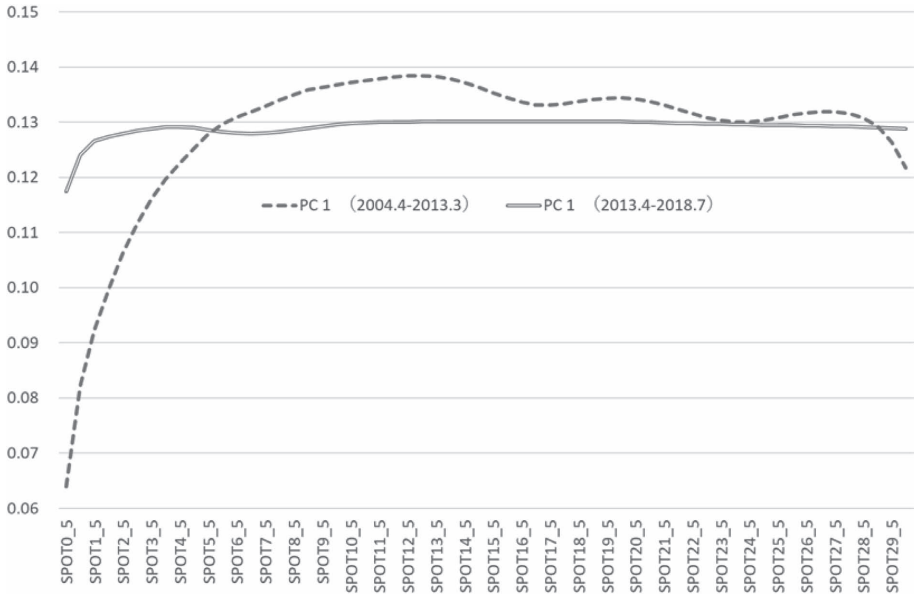
2004 年 4 月から 2018 年 7 月までのデータを使用した場合，各主成分の累積寄与度はレベルデータから主成分を抽出すると，第 1 主成分 92.8%，第 2 主成分 98.2%，第 3 主成分 99.5%，階差データから抽出すると，第 1 主成分 77.3%，第 2 主成分 92.4%，第 3 主成分 96.9% と，レベルデータ，階差データとも金利全体の動きを第 3 主成分まででほぼ説明できる。

階差データから抽出した主成分では量的・質的金融緩和以前と以後とで形状に大きな変化

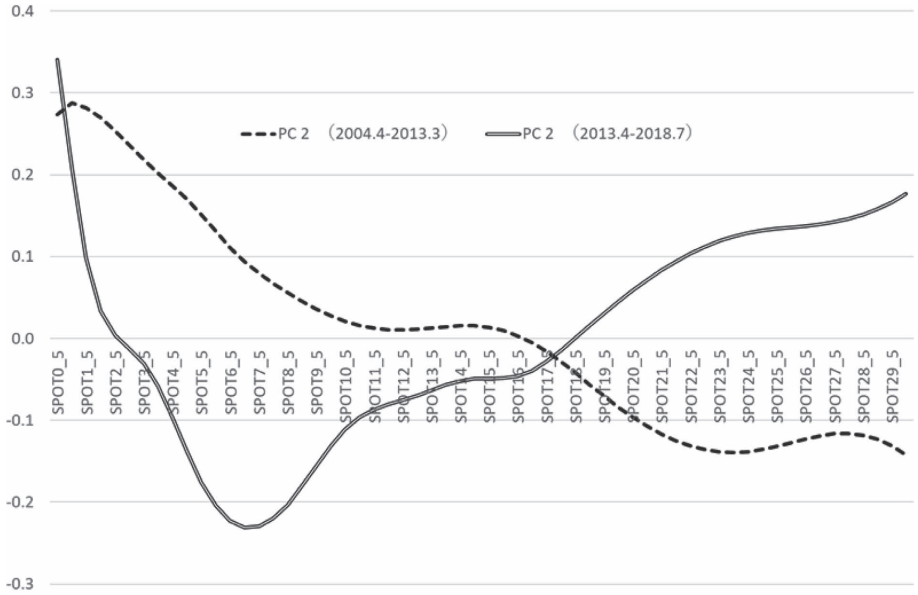
図表２　わが国の国債スポットレートの推移（2004: 1-2018: 7）



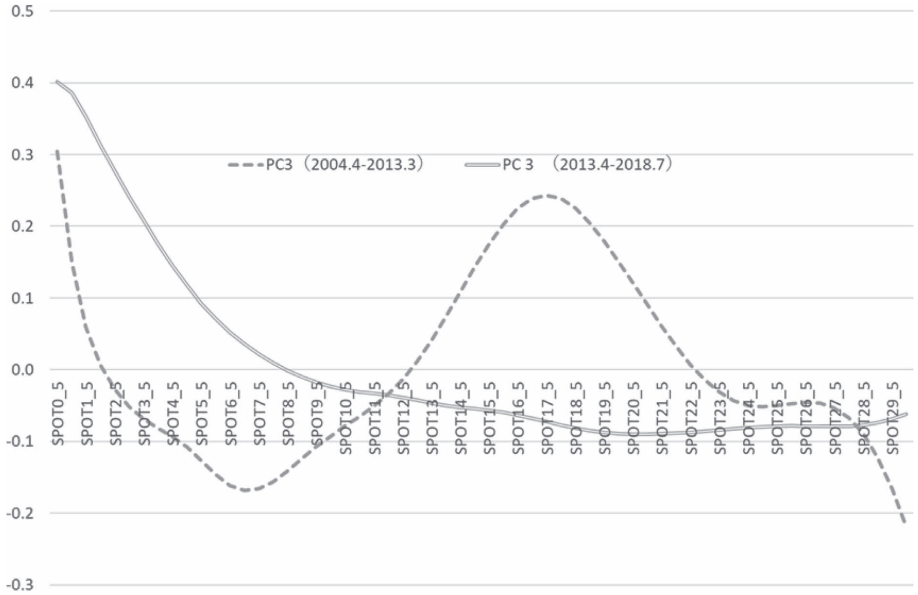
図表３　レベルデータの第１主成分ベクトル



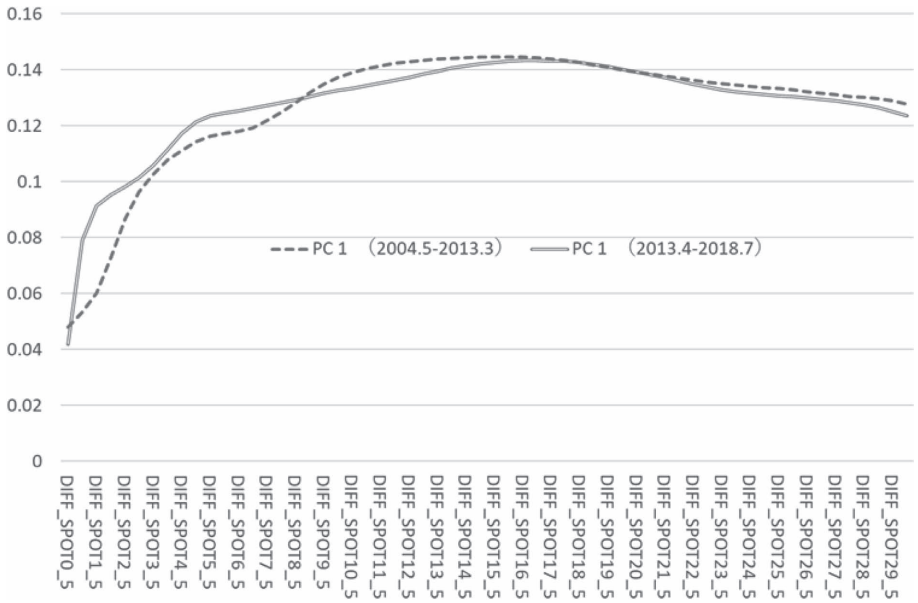
図表４　レベルデータの第２主成分ベクトル



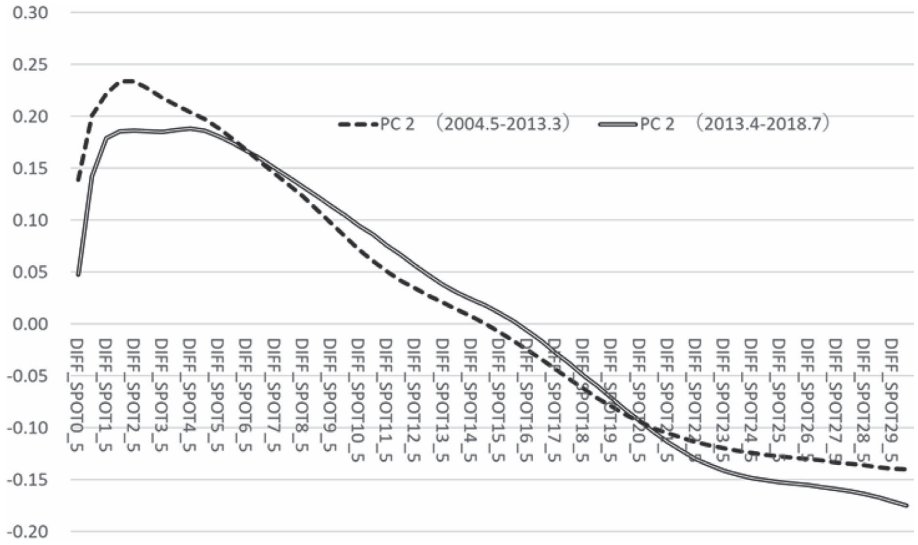
図表５　レベルデータの第３主成分ベクトル



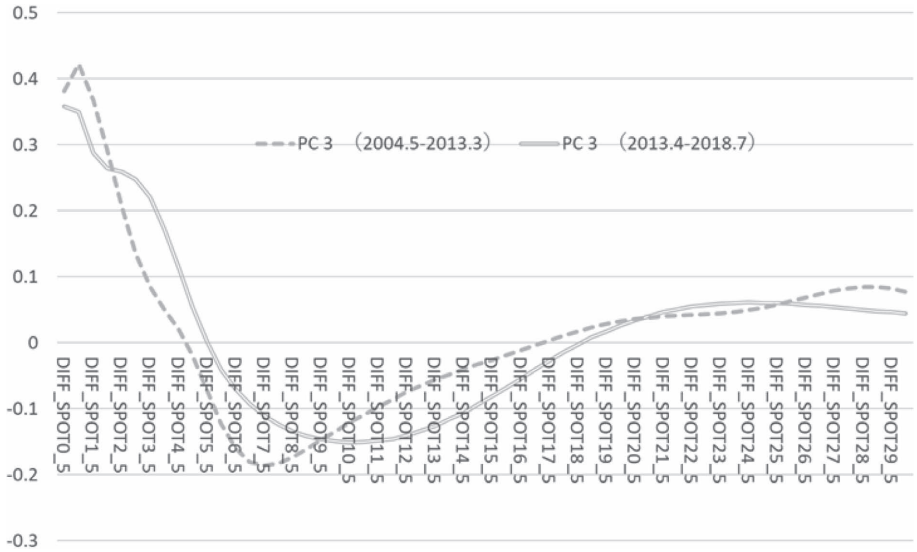
図表６　階差データの第１主成分ベクトル



図表７　階差データの第２主成分ベクトル



図表８　階差データの第 3 主成分ベクトル



はないが，レベルデータから抽出したものでは第 2 主成分と第 3 主成分の主成分ベクトルの形状が大きく変化している（図表 4，図表 5）。第 2 主成分はイールドカーブの傾き，第 3 主成分はイールドカーブの曲率を表す主成分であり，これらの形状が変化したのは，以前からゼロ近傍で推移してきた短期金利に比べ，量的・質的金融緩和以降，長期金利のほうが大幅に低下したためと考えられる。他方，階差データからの主成分ベクトルに大きな違いがみられないのは，前月差の金利変化については 2013 年 4 月以前の傾向と大差ないためと考えられる。

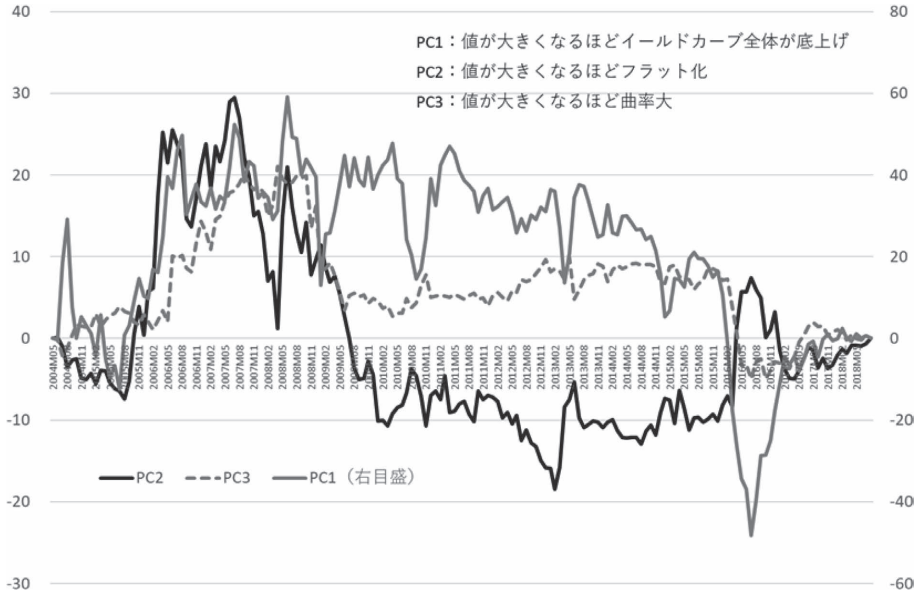
次に，各主成分の主成分得点の推移を図表 9，図表 10 に示す。階差データから抽出した主成分得点は激しく変動し趨勢を読み取れないため，図表 10 では 2004 年 5 月を起点とした累積値で表示している。

主成分得点の推移をみると，レベルデータ，階差データともに共通の傾向を読み取れる。第 1 主成分得点は 2016 年 2 月のマイナス金利政策導入時に最も値が低下，その後若干回復しており，長期金利の動きと同様の趨勢となっている。第 2 主成分得点は 2012 年頃を底に上昇傾向にあり，イールドカーブのフラット化が進んでいることがわかる。第 3 主成分得点からは，2015 年頃からイールドカーブのカーベチャーが小さくなっていることがわかる。2007 年にもイールドカーブがフラット化したが，当時は短期金利が長期金利に追いつく形で金利水準全体が高位で推移した一方，直近では長・短期金利とも低下し，金利が低位の水準でフラット化していることが特徴的である。

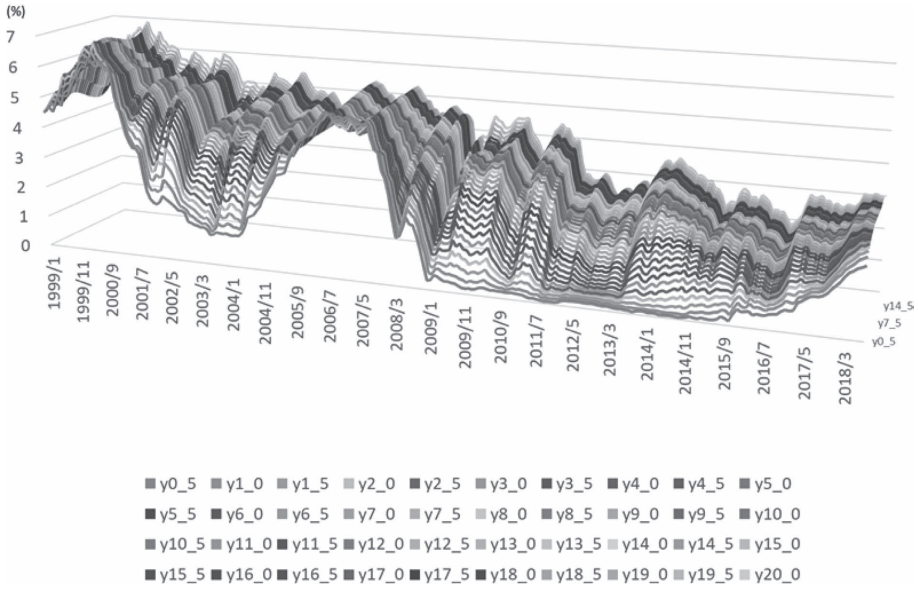
参考までに，次節で使用する米国金利（図表 11），その主成分得点（図表 12）の推移も確

図表９　主成分得点（レベルデータ）

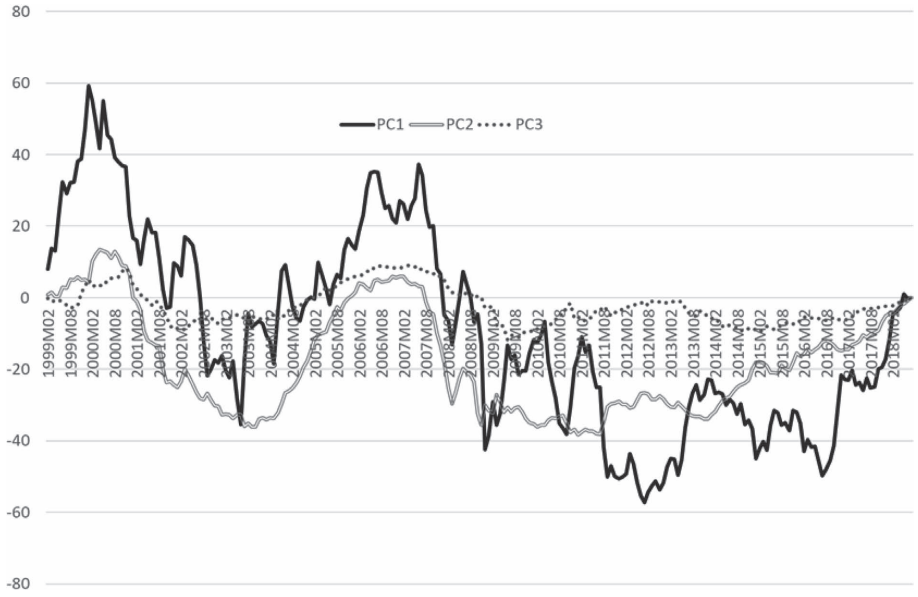
図表 10　主成分得点（階差データの累積値）



図表 11　米金利の推移



図表 12　米金利の成分得点（階差データの累積値）



認しておくと，金利水準は2016年以降上昇傾向にあり，さらに第2主成分得点からイールドカーブのフラット化が進んでいることがわかる。

3. 主成分得点とマクロ経済データの相関

3−1. データ

前節で得られた主成分得点とマクロ経済変数との関係をみてみる。まず，候補となるマクロ経済変数群を飯星（2009），草場（2010）を参考にリストアップする（図表13）。実質GDPについては四半期データであるため，スプライン関数にデータを内挿して推計した月次データを使用する。

3−2. マクロ経済変数の絞り込み

以下の手順で変数の絞り込みを行う。

(1) 図表13に挙げた変数について，それぞれレベルデータ，階差または対数値1次階差（国債現存額については対数値2次階差（変化率の変化率）），36ヵ月移動平均からの乖離についてADF検定を行い，時系列データに定数項・トレンドなし，定数項のみ有り，定数項・トレンド有りのいずれかの前提下で単位根を持つと判定されたものはリストから除外する（検定結果の掲載は省略）。

(2) Stock and Watson（1998）や飯星（2009）などの研究によれば，個々のマクロ経済変数が持つ情報よりも，これらの変数から抽出した共通ファクター（主成分）のほうが有用な情報を有しているとされる。本稿もこれに依拠し，前節で得られたスポットレート階差データから抽出した第2主成分得点を，ADF検定を経て残ったマクロ経済変数群に回帰して，ステップワイズ法を用いて変数をさらに絞り込む（結果の掲載は省略）[3]。ただし，国債現存額に関するデータはここでは使用せず，次の（3）で説明変数に加える。

(3) こうして残ったマクロ経済変数群についてそれぞれのデータ分類ごとに主成分分析を行う。得られた各データ分類の第3主成分までの主成分得点をそれぞれの分類の共通ファクター1，共通ファクター2，共通ファクター3とし，これにADF検定を経て残った国債現存額に関するデータを加え，再度，スポットレート階差データから抽出した各主成分得点についてステップワイズ回帰分析を行う。

3−3. 階差データを用いた回帰分析と構造変化

手順（3）で残った説明変数を用いて，ブレークポイント最小二乗法を行った結果を図表14に示す。構造変化テストとしてBai-Perronテスト[4]を用い，最大ブレーク数を最大5回として検定を行ったところ，分析期間中，2009年1月に1回構造変化があったとの結果が

図表 13　マクロ経済，候補変数リスト

分類	変数名
GDP	実質GDP
株価	日経JAPAN1000:終値 JASDAQ INDEX:終値 日経平均:終値 日経500平均:終値 TOPIX:終値 東証1部売買代金 日経平均.加重平均PER/予想
為替	ユーロ・円 実効レート　名目実効為替レート 円ドルレート　月中平均
金利スプレッド	コールレート無担保翌日物平均 月中平均 新規貸出約定平均金利　国内銀行　総合 貸出金利－コールレート
雇用	労働時間指数　総実労　調査産業計(5人以上) 常用雇用　常用雇用指数　調査産業計(5人以上) 一般職業　有効求人倍率(季調値) 労働力調査　完全失業率　(季調値) 労働力調査　完全失業率　(男)(季調値) 労働力調査　完全失業率　(女)(季調値) 労働力調査　完全失業者　(季調値) 労働力調査　完全失業者　(男)(季調値) 労働力調査　完全失業者　(女)(季調値) 労働力調査　就業者　合計(男)(季調値) 労働力調査　就業者　合計(女)(季調値) 労働力調査　就業者　合計　(季調値)
循環先行	景気動向　CI　先行指数 鉱工業指数　在庫率　非耐久消費財　季調値 鉱工業指数　在庫率　建設財　季調値 一般職業　新規求人数(含パート、除新卒) 一般職業　新規求人数(除パート・新卒) 鉱工業指数　在庫率　資本財　季調値 所定外労働時間指数　産業計(季)(5人以上) 鉱工業指数　在庫率　耐久消費財　季調値 鉱工業指数　在庫率　生産財　季調値
商品	国内企業物価指数　スクラップ類 日経商品　日経商品指数　42種総合
生産	景気動向指数CI　一致指数 稼働率指数　製造工業　季調値 稼働率指数　非鉄金属工業　季調値 稼働率指数　金属製品工業　季調値 稼働率指数　機械工業　季調値 稼働率指数　輸送機械工業　季調値 稼働率指数　窯業・土石製品工業　季調値 稼働率指数　化学工業　季調値 稼働率指数　石油・石炭製品工業　季調値 稼働率指数　パルプ・紙・紙加工品工業　季調値 稼働率指数　繊維工業　季調値 稼働率指数　その他工業　季調値 稼働率指数　電気機械工業　旧分類　季調値 鉱工業指数　生産　資本財　季調値 鉱工業指数　生産　建設財　季調値 鉱工業指数　生産　耐久消費財　季調値 鉱工業指数　生産　非耐久消費財　季調値 鉱工業指数　生産　生産財　季調値 鉱工業指数　出荷　資本財　季調値 鉱工業指数　出荷　建設財　季調値 鉱工業指数　出荷　耐久消費財　季調値 鉱工業指数　出荷　非耐久消費財　季調値 鉱工業指数　出荷　生産財　季調値 全産業活動　建設業活動指数(季) 全産業活動　全産業活動指数(除く農水)季 第3次産業活動指数　季調値－3次産業総合
賃金	賃金指数　現金給与総額　調査産業計(5人以上) 実質賃金指数　現金給与総額　調査産業計(5人以上)
投資	住宅着工戸数　新設　分譲住宅(季調値) 住宅着工戸数　新設　貸家(季調値) 機械受注　代理店(季調値) 機械受注　外需(季調値) 機械受注　民需(除船・電)　非製造業(季) 機械受注　官公需(季調値) 建設工事受注　官公庁計(季調値) 機械受注　民需　製造業(季調値) 機械受注　民需(除船・電)(季調値) 住宅着工戸数　新設　給与住宅(季調値) 建設工事受注　民間計(季調値) 住宅着工戸数　新設　持家(季調値)
販売	商品販売額　家庭用電気機械器具 大型販売額　百貨店販売額 商品販売額　家具 商品販売額　飲食料品 商品販売額　衣料品 商品販売額　家庭用品 商品販売額　その他の商品 大型販売額　スーパー販売額 商品販売額　食 堂 ・ 喫 茶
物価	全国　CPI　被服及び履物 全国　CPI　保健医療 全国　CPI　住居 全国　CPI　家具・家事用品 全国　CPI　光熱・水道 全国　CPI　交通・通信 全国　CPI　教育 全国　CPI　教養娯楽 全国　CPI　食料 全国　CPI　諸雑費 国内企業物価指数　電力・都市ガス・水道 国内企業物価指数　工業製品 国内企業物価指数　鉱産物 国内企業物価指数　農林水産物
米金利	米国財務省証券10年債利回り FF effective rate 10年債利回り-FFレート
米金利主成分	米イールドカーブの前月差主成分得点(第1~第3)
貿易	通関額　輸出総額(円)(季調値) 通関額　輸入総額(円)(季調値) 実質貿易収支 実質輸出指数 実質輸入指数
マネー	銀行勘定　国内銀行　貸出金(末残) マネタリーベース平均残高(準備率調整後) マネタリーベース平均残高／うち 日本銀行券発行高
国債現存額	普通国債現存額 中期国債現存額 長期国債現存額 超長期国債現存額

得られる。2004 年 5 月から 2008 年 12 月までと，2009 年 1 月から 2018 年 5 月までの係数推計値をみると，前者では有意であった係数推計値が，2009 年 1 月から 2018 年 5 月では全て有意でなくなっている。この時期は，2006 年 3 月の量的緩和政策終了後，2008 年 9 月に金融市場を襲ったリーマンショックに対応するため日銀が大量に流動性供給を開始した時期にあたり，その後 2010 年 10 月から包括緩和政策が始まり本格的な量的緩和が再開された（図表 1 参照）。

2004 年 5 月から 2008 年 12 月までは普通国債現存額の対数値 2 次階差の係数推計値の p

図表 14　回帰分析結果と構造変化

Dependent Variable：イールドスプレッド階差_第2主成分得点
Sam ple：2004M 05 2018M 05
Included observations：169 after adjustm ents
Break type：Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determ ined breaks
Break：2009M 01
Selection：Trim m ing 0.15, , Sig. level 0.05

Variable	Coefficient	Prob.	Coefficie	Prob.
	2004M 05 – 2008M 12		2009M 01 – 2018M 05	
定数項	-1.37	19.3%	-0.64	37.9%
株価_共通ファクター１	0.94	2.1%	0.00	100.0%
雇用_共通ファクター３	0.80	1.6%	0.13	44.6%
販売_共通ファクター２	-0.93	1.6%	-0.33	27.1%
雇用_共通ファクター１	-0.60	0.4%	-0.10	46.0%
物価_共通ファクター３	-1.23	0.1%	-0.11	66.5%
米金利_共通ファクター２	-0.92	8.5%	-0.48	12.3%
貿易_共通ファクター1	-0.77	36.9%	0.24	18.9%
生産_共通ファクター３	-0.09	70.2%	0.21	45.4%
物価_共通ファクター１	0.74	8.7%	0.00	99.5%
為替_共通ファクター２	-0.58	47.5%	-0.79	10.1%
雇用_共通ファクター２	-0.06	78.1%	-0.17	42.7%
普通国債現存額_二階対数階差	-49.35	9.0%	-8.10	77.4%
循環先行_共通ファクター１	0.83	6.3%	-0.07	76.1%
為替_共通ファクター３	-0.93	78.6%	-1.45	36.6%
金利スプレッド_共通ファクター２	0.91	8.9%	0.46	66.5%
金利スプレッド_共通ファクター１	-0.84	13.9%	-0.53	62.2%

Sequential F-statistic determ ined breaks：　1

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	2.31	39.27	27.03
1 vs. 2	1.57	26.69	29.24

* Significant at the 0.05 level.

値が 9% と，10% 有意水準で符号が負である。これは，国債現存額の増加ペース（対数値 2 次階差，変化率の変化率）が高まると，第 2 主成分得点の値が低下，すなわちイールドカーブがスティープ化することを意味している。しかし，2009 年 1 月以降，同係数推計値の p 値が 77% と有意でなくなっている。日銀による国債買い入れが増えていったことがこの要因にあるかもしれない。

4. VAR モデルに主成分得点を用いたインパルス反応

以上の分析結果を踏まえつつ，本節では構造 VAR モデルによるインパルス反応分析を行なう。構造 VAR モデルを使った先行研究では，金融に関係する変数として金利やマネタリーベースを用いている。また，政策手段として政策金利またはマネタリーベースのどちらを

採用するかは，その時期によって異なる（千明（2012）のように政策金利の代理変数として短期貸出約定平均金利を用いて 1976 年 3 月から 2006 年 7 月までを分析期間としている研究もある）。

例えば，宮尾（2006）は政策変数としてコールレート，それを受けた結果としてマネタリーベースを用いて 1975 年 1 月から 1998 年 4 月まで分析している。2001 年以降の分析は政策変数としてマネタリーベースを用いる例が多く，宮尾（2016）は政策変数としてはマネタリーベース，政策を受けた結果の金利として 10 年国債利回りを用いて 2001 年 3 月から 2015 年 3 月，同様に，原田・増島（2009）は政策変数としてマネタリーベース，金利として長期金利（スワップ金利）を用いて 2001 年 3 月から 2006 年 2 月までを分析期間としている。他方，金利は使用せず，政策変数としてマネタリーベースのみを用いて 2009 年 1 月から 2014 年 12 月までを分析している前川・小林・永田（2015）もある。

ほか，金利として長短金利差を用いるものとしては，柴本（2012）は 10 年物長期国債利回りと LIBOR3 カ月物金利の差を長短金利差として 2001 年 3 月から 2006 年 3 月まで分析している（なお同（2012）は，構造 VAR ではなく誘導形 VAR の変数間の共分散（相関）の変化に注目することで，政策変数をあえて特定しない方法で分析している）。

以上に挙げた優れた先行研究は 2006 年 3 月に解除された量的緩和の時期までを分析期間としてカバーするものが多いなかで，前川・小林・永田（2015），宮尾（2016）などは量的・質的金融緩和が開始した 2013 年 4 月以降も分析期間に含んでいる。ただし，前者は 2014 年 12 月まで，後者は 2015 年 3 月までを分析対象としており，それ以降に導入された 2016 年 2 月のマイナス金利政策や同年 9 月のイールドカーブ・コントロールが開始された時期は分析期間に含んでいない。

そこで本稿では，試みの一つとして，2004 年 4 月から 2018 年 5 月までを分析期間とし，コールレートや長期金利あるいは長短金利差などではなく 0.5 年物から 30.0 年物までのイールドカーブの傾きの変化を考慮した第 2 主成分得点を VAR モデル変数として用いることとする。

4－1．単位根検定，共和分検定

使用する変数が単位根を持ち，変数間に共和分関係が存在する場合には VAR モデル推定は誤差修正項を含む VECM（Vector Error Correction Model）で行う。他方，単位根を持つ変数間に共和分関係が存在しない場合，レベルデータの階差をとり定常性を確保したうえで階差 VAR モデルとして推計すべきとされてきたが，近年は，単位根を持つ変数をレベル VAR で用いても，パラメーター推定量の一致性が得られるとの研究に依拠して，レベル VAR で推計を行う例も多くなっている（Hamilton（1994））。

そこで，使用する変数についてまず単位根検定を行い，次いで単位根を持つ変数間に共和

図表 15　ADF 検定結果（p 値）

	定数項、トレンドなし	定数項あり	定数項、トレンドあり
第2主成分得点	5.01%	31.79%	63.94%
CPI（生鮮食品・エネルギーを除く）前年比	10.40%	47.80%	71.40%
実質GDP対数値	96.29%	91.41%	81.90%
名目実効為替対数値	65.53%	36.75%	69.44%
マネタリーベース（季節調整値、準備率調整後）対数値	99.34%	99.83%	70.39%
日経平均株価指数対数値	89.45%	74.32%	84.97%

分関係が存在するか検定する。そして共和分ベクトルがゼロだった場合はレベル VAR で，共和分ベクトルが 1 つ以上存在する場合は VECM で推計を行うこととする。

ここで使用する変数は，宮尾（2016）を参考に，実質 GDP（月次推計値），消費者物価指数（生鮮食品・エネルギーを除く）前年比変化率，マネタリーベース（季節調整値，準備率調整後），日経平均株価（月中平均），名目実効為替指数，そして宮尾（2016）の 10 年国債利回りに代えて 0.5 年物から 30.0 年物までのスポットレート（レベルデータ）から得られた第 2 主成分得点を使用する。これらの変数について ADF 検定を行った結果を図表 15 に示す。全ての変数が単位根を持つとの帰無仮説を 5% 基準で棄却できない。しかし 1 次階差をとると全ての変数で帰無仮説が棄却される（結果の掲載は省略）。

次に，モデル 1（実質 GDP，CPI（生鮮食品・エネルギーを除く）前年比，マネタリーベース，スポットレートから得られた第 2 主成分得点，日経平均株価），モデル 2（実質 GDP，CPI（生鮮食品・エネルギーを除く）前年比，マネタリーベース，スポットレートから得られた第 2 主成分得点，名目実効為替指数）を VAR モデルとして推計しラグ数について検定を行ったところ，どちらのモデルも Schwarz 情報基準，Hannan-Quinn 情報基準でラグ数 4 となったのでこれを採用する。なお，両モデルには，消費税率引き上げを考慮して 2014 年 4 月以降，ダミー変数を追加している。

続いて，共和分ベクトルの数について Johansen テストを行った結果を図表 16 に示す。モデル 1，モデル 2 とも，トレーステストおよび最大固有値テストにおいて，データが線形トレンドを持ち，共和分関係の中には定数項を持つがトレンド項なしの前提で共和分ベクトルが 1 つ存在する。

なお，ここでの VECM は次式の通り。y は 5 変数あり，dummy は 2014 年 4 月以降を 1 とする消費税率引き上げダミー，α, β, γ, δ, C が各 y について推計されるパラメーターである。

図表 16　Johansen テスト（共和分ベクトル数）結果

モデル１：実質GDP対数値 CPI前年比 マネタリーベース対数値 第2主成分得点 日経平均株価指数対数値
Exogenous series：ダミー（2014年4月以降1）
Lags interval：1 to 4
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	1	0	0
Max-Eig	0	1	1	0	0

Sample：2004M 04 2018M 05
モデル２：実質GDP対数値 CPI前年比 マネタリーベース対数値 第2主成分得点 名目実効為替指数対数値
Exogenous series：ダミー（2014年4月以降1）
Lags interval：1 to 4
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	1	0	0
Max-Eig	0	1	1	0	0

$$y_{j,t} = \alpha_j + \mathrm{dummy} + \sum_4^{i=1} \beta_{j,t-i} \Delta y_{j,t-i} + \gamma_j \left(C_j + \sum_5^{j=1} \delta_j y_{j,t-1} \right), j = 1, \cdots, 5$$

4−2. インパルス反応

以上，VAR モデルで使用する全ての変数は単位根を持ち，モデルのラグ数は 4，変数間に共和分関係が１つ存在するとの結果が得られたので，VECM を使ってインパルス反応をみていく。

インパルス反応の導出で使用する構造 VAR は，VAR モデルの誘導形を推計した後，構造形と誘導形のパラメーター数の違いに対処すべく，誘導系の分散共分散行列に制約を課すことで構造形のパラメーターおよび構造ショック系列を導出することで得られる。ここでは最も基本的な手法に従って，短期制約として（変数間の外生性を想定し同時点での相互依存関係が逐次的に決まる）リカーシブ制約を利用する。具体的には，誘導形で使用する各変数を他より外生性が高いと想定されるものから順に並べたモデルを推計し，得られた誘導形の分散共分散行列をコレスキー分解したものを制約として課す。

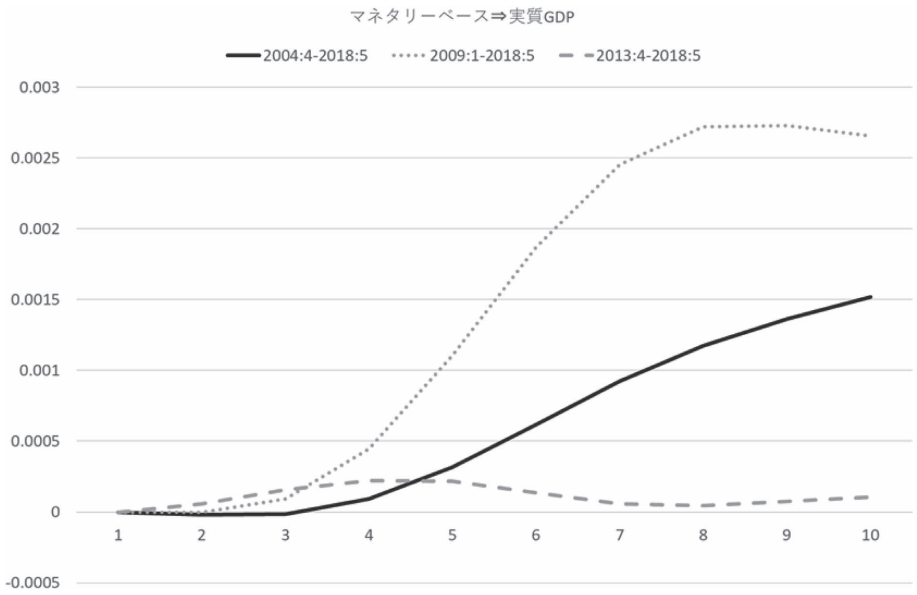
変数の外生性の順序については，宮尾（2016）を参考に，モデル 1 については，実質 GDP，CPI 前年比，マネタリーベース，第 2 主成分得点，日経平均，モデルに 2 については，実質 GDP，CPI 前年比，マネタリーベース，第 2 主成分得点，名目実効為替指数とする。使用するデータの期間は 2004 年 4 月から 2018 年 5 月までとした。この期間は 2001 年 3 月からの量的緩和政策以降に当たり，政策変数は従来のコールレートではなくマネタリーベースであると想定されるので，マネタリーベースを第 2 主成分得点（イールドカーブ）の前に順序付けることが妥当と考える。

推計によって得られる各変数の構造ショック（攪乱項の 1 標準偏差分の増加）が各変数に及ぼす動学的影響がインパルス反応であり，その分析結果のうちマネタリーベースの構造ショック[5] またはイールドカーブ第 2 主成分得点の構造ショックが，実質 GDP，物価上昇率，第 2 主成分得点，株価，為替に及ぼす影響を，推計期間を三期に分けて示す。推計期間は（1）2004 年 4 月から 2018 年 5 月まで，（2）2009 年 1 月から 2018 年 5 月まで（前節の検定で得られたブレークポイント以降），（3）2013 年 4 月から 2018 年 5 月まで（量的・質的金融緩和以降）とする。

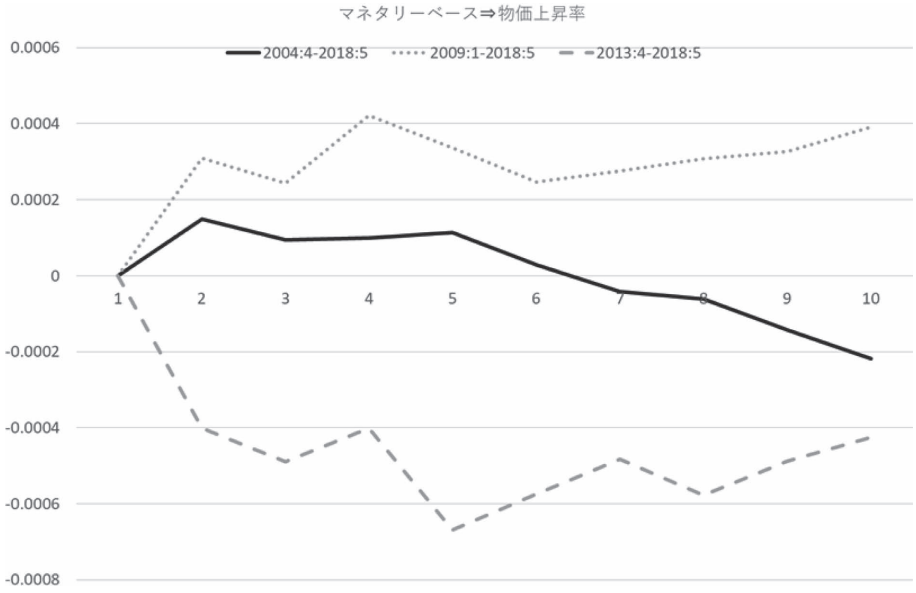
なお，図表 17 から図表 29 では変数が単位根を持つ VECM のインパルス反応であるため，信頼区間は表示されない。

以上の分析結果（マネタリーベースの緩和ショックが及ぼすインパルス反応）を要約すると，以下のようになろう。

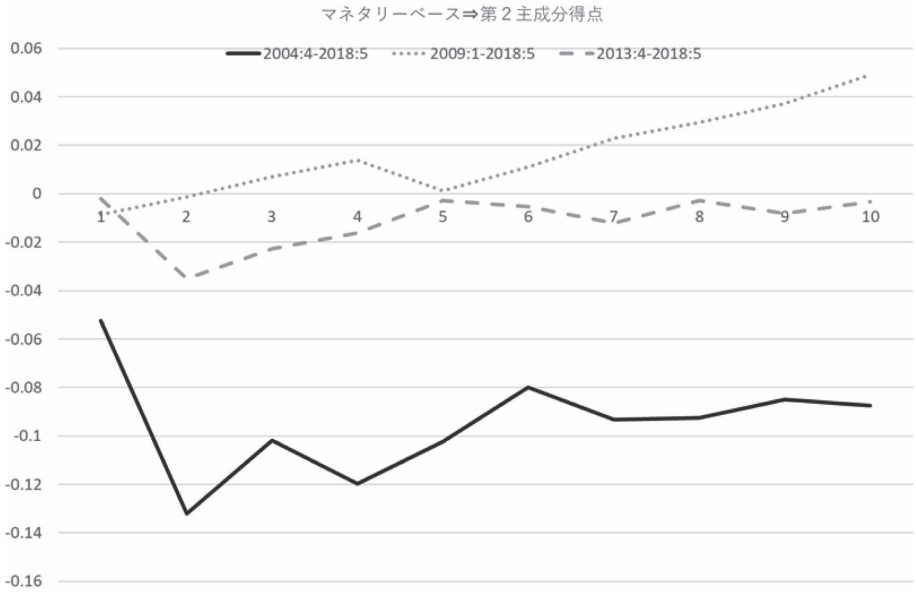
図表 17　モデル 1 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが実質 GDP に及ぼす影響



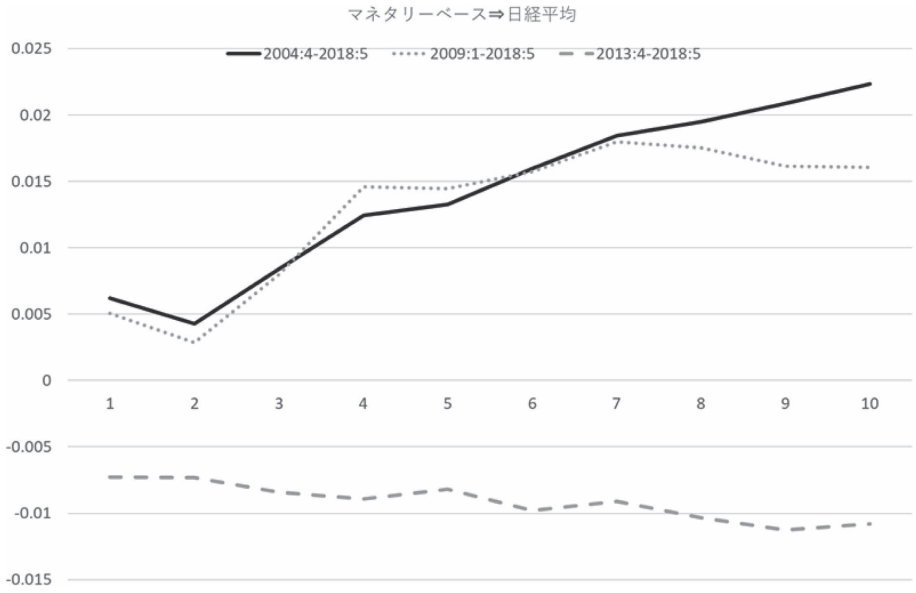
図表 18　モデル 1 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが物価上昇率に及ぼす影響



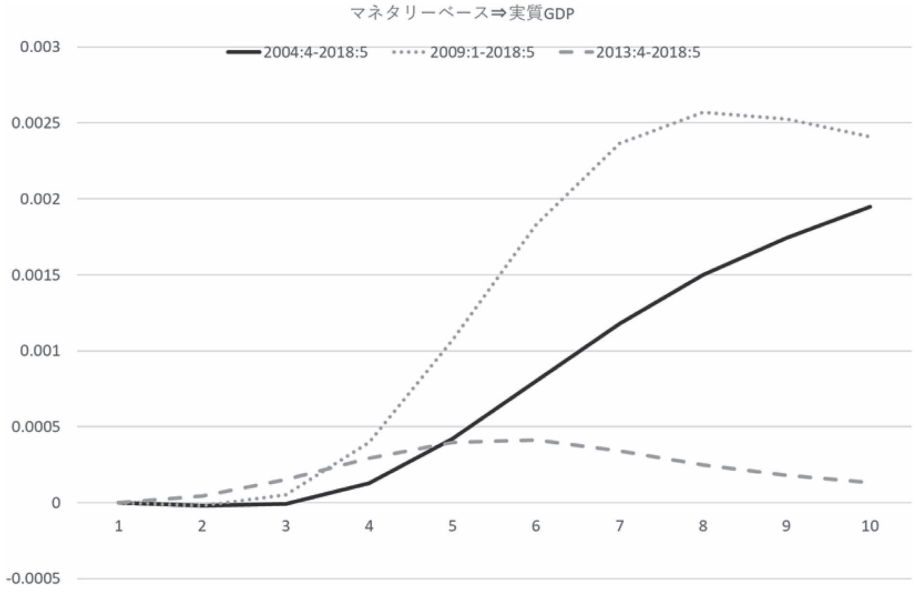
図表 19　モデル 1 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが第 2 主成分得点に及ぼす影響



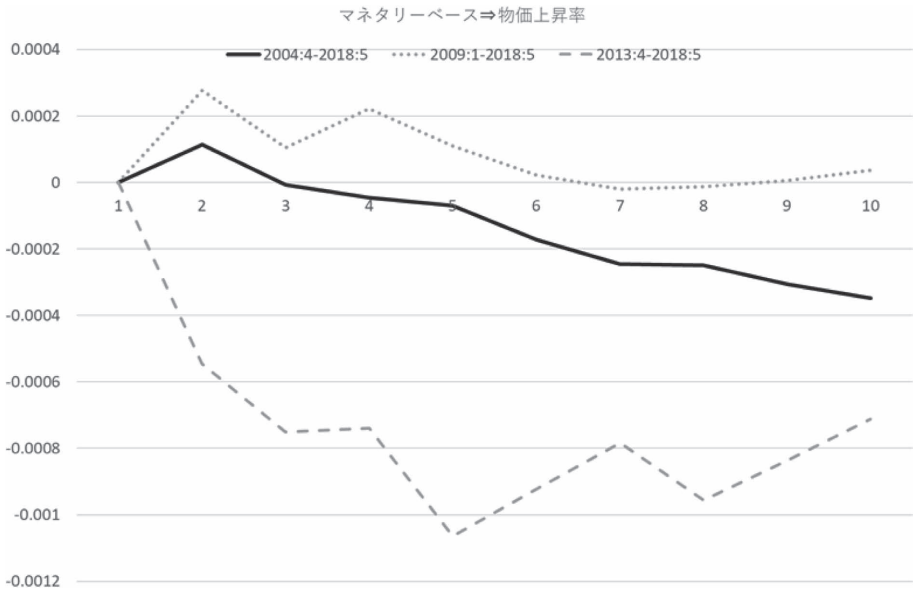
図表 20　モデル 1 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが株価に及ぼす影響



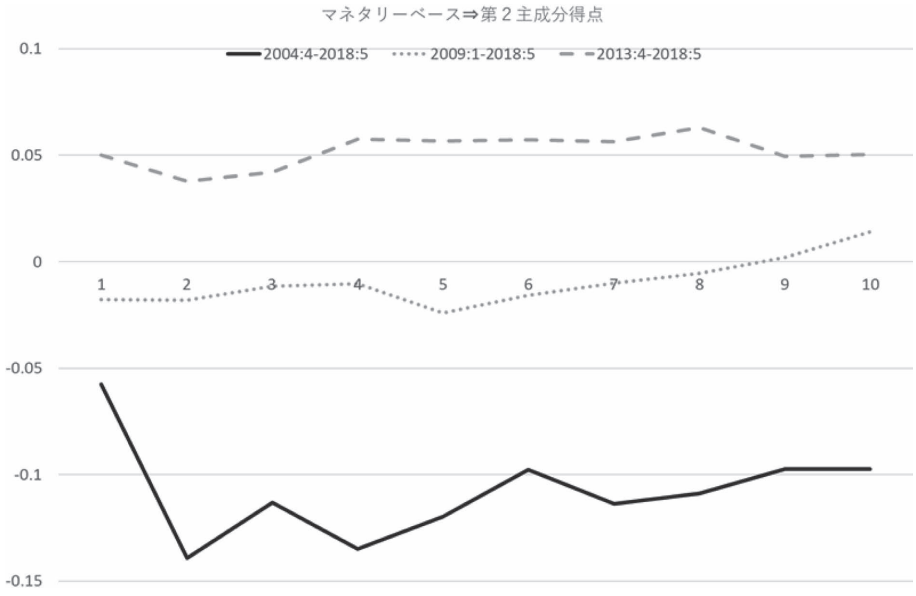
図表 21　モデル 2 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが実質 GDP に及ぼす影響



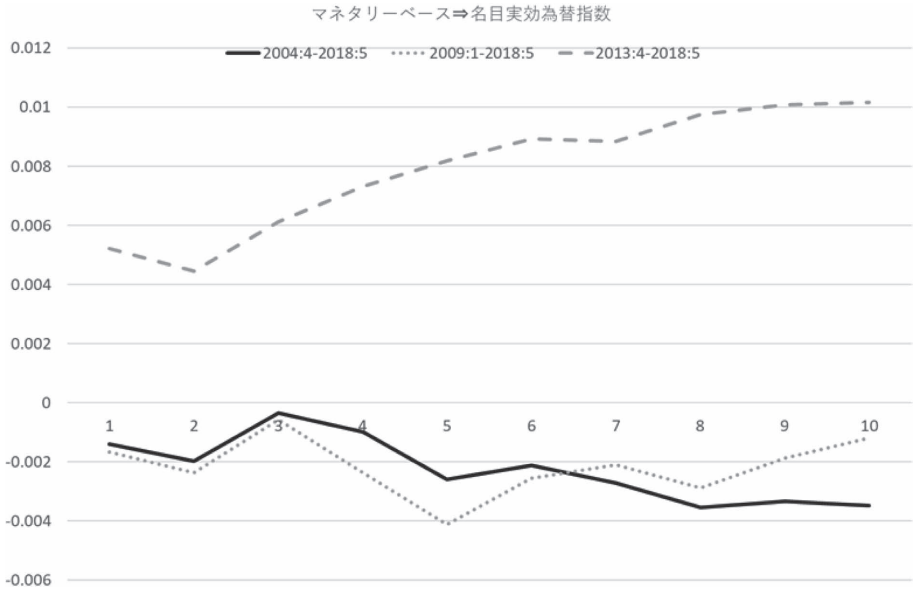
図表 22　モデル 2 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが物価上昇率に及ぼす影響



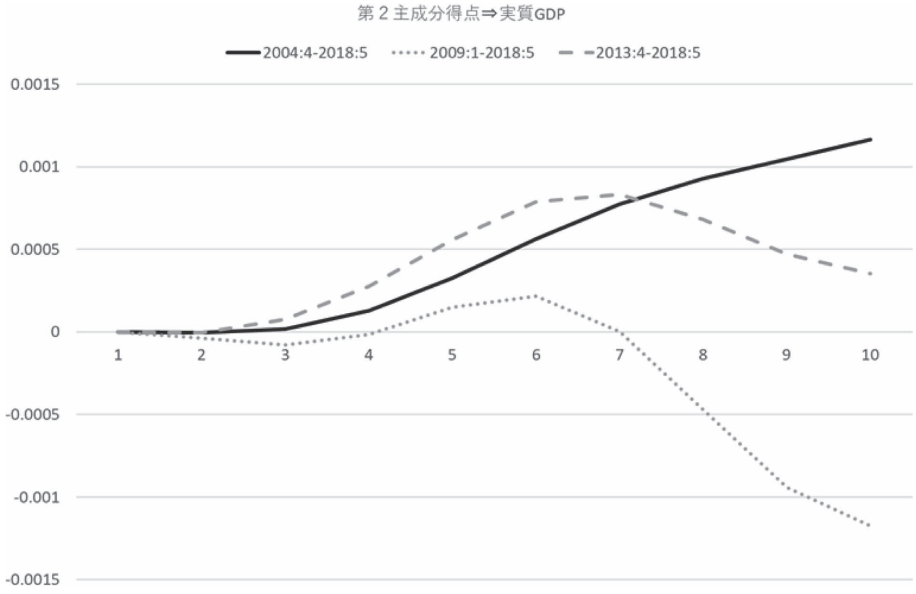
図表 23　モデル 2 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが第 2 主成分得点に及ぼす影響



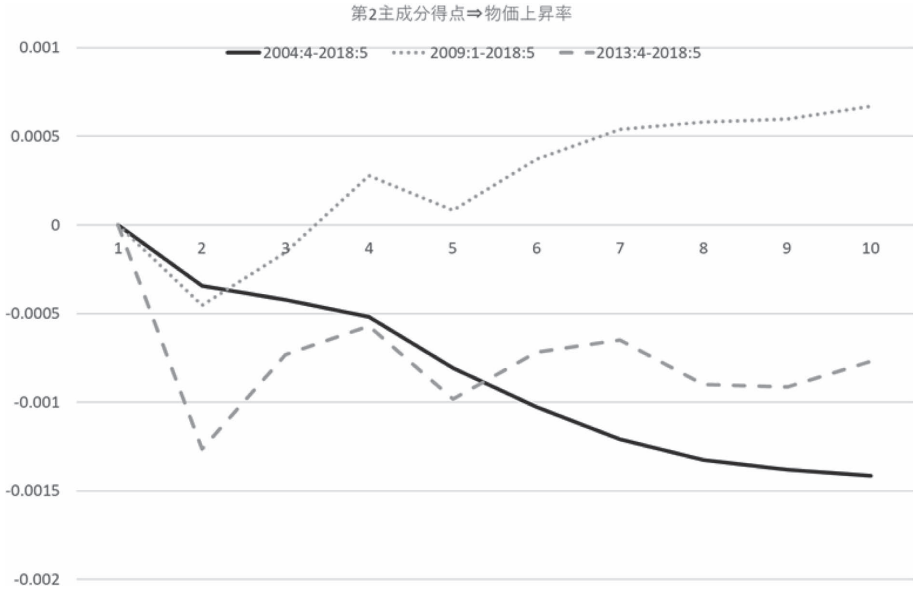
図表 24　モデル 2 のインパルス反応
うちマネタリーベースの構造ショックが為替に及ぼす影響



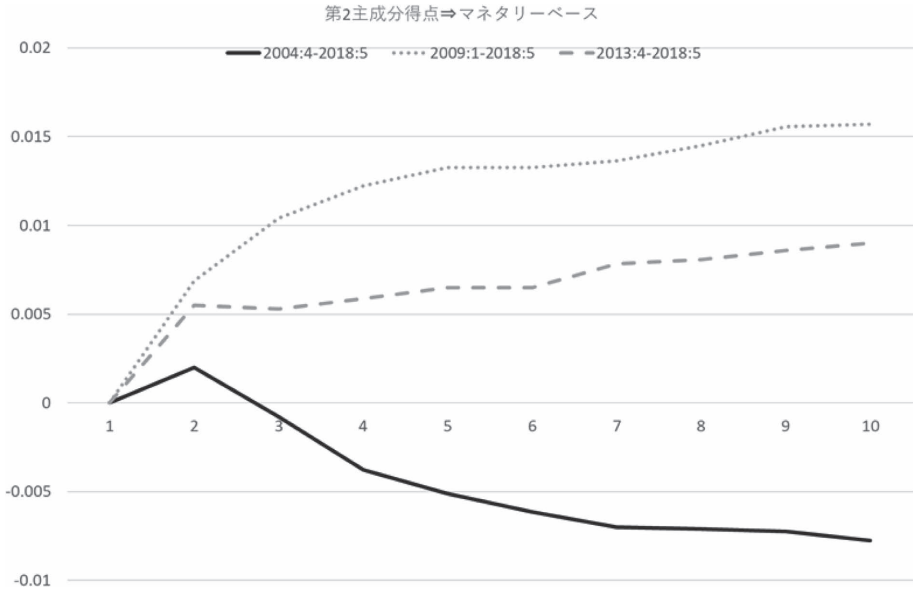
図表 25　モデル 1 のインパルス反応
うち第 2 主成分得点の構造ショックが実質 GDP に及ぼす影響



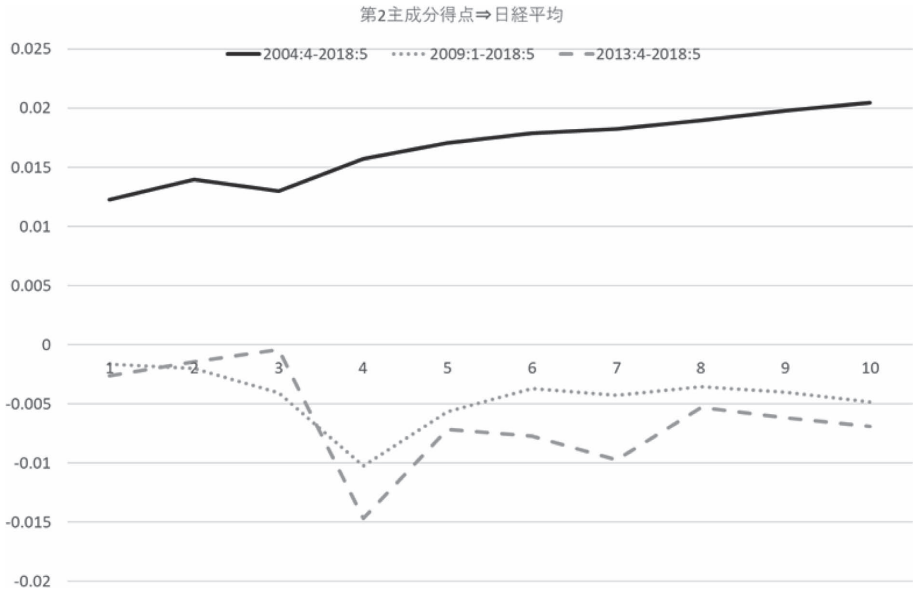
図表 26　モデル 1 のインパルス反応
うち第 2 主成分得点の構造ショックが物価上昇率に及ぼす影響



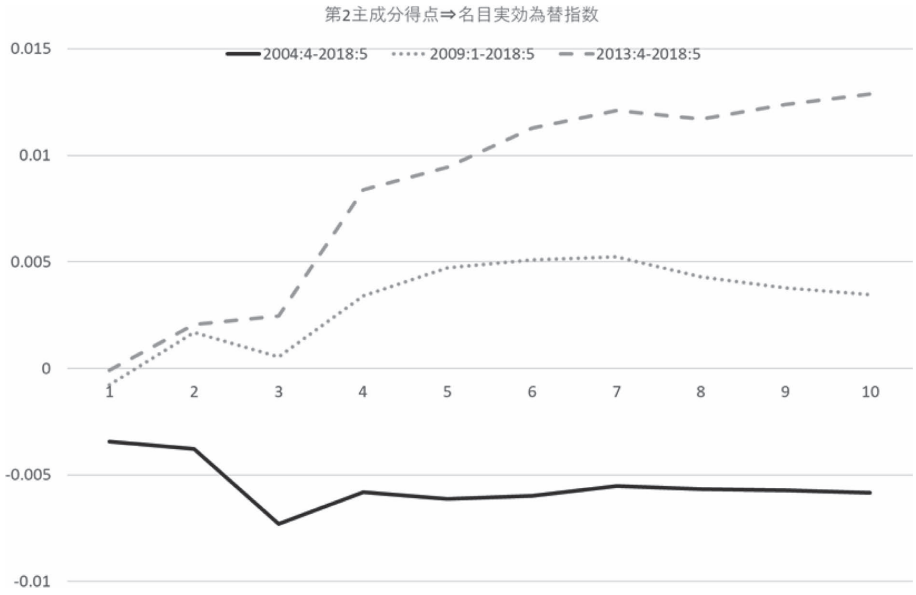
図表 27　モデル 1 のインパルス反応
うち第 2 主成分得点の構造ショックがマネタリーベースに及ぼす影響



図表 28　モデル 1 のインパルス反応
うち第 2 主成分得点の構造ショックが株価に及ぼす影響



図表 29　モデル 2 のインパルス反応
うち第 2 主成分得点の構造ショックが為替に及ぼす影響



①実質 GDP を増加させる効果が認められ，（2）の推計期間から得られたインパルス反応で最も大きな効果があるが，量的・質的緩和以降の（3）では相対的に小さくなっている。これは，量的緩和の効果が従来よりも小さくなっていることを示唆する。
②物価上昇率押し上げに関して，①と同様に，（2）の推計期間で最も大きな効果がみられる。（3）の推計期間では，金融緩和ショックによって想定とは逆に物価上昇率が低下する“物価パズル”が生じている。
③(2）の推計期間から得られたインパルス反応では，モデル 1 では緩和ショックがスポットレートの第 2 主成分得点を増加させている（イールドカーブをフラット化させている）が，（3）の推計期間では，金融緩和ショック直後はむしろスティープ化させその後フラット化にむかっている（モデル 2 では（2）と（3）の関係が逆転している）。通期の（1）の推計期間では，モデル 1，モデル 2 ともにイールドカーブはスティープ化している。これは，従来，量的緩和によって長期金利よりも短期金利が大きく低下したためであろう。
④株価については，（1）および（2）の推計期間ともに，株価を押し上げる効果が認められるが，（3）の推計期間では株価を低下させている。2013 年，2014 年は株価が上昇したが，2015 年は下落局面に入り，2016 年の回復後，2017 年からボックス圏で推移しているためであろう。
⑤為替については，（3）の推計期間からは円を増価させる効果が認められるが，（1）および（2）の推計期間では減価させている。

以上から，（2）の推計期間は，量的・質的金融緩和だけでなく日銀のリーマンショック対応や 2010 年 3 月以降の包括緩和政策の時期を含んでおり，包括緩和政策の効果が大きかった可能性もある。

他方，（3）の推計期間では，緩和ショックは実質 GDP の押上効果が小さく，物価を下落させ，イールドカーブを若干スティープ化させた後にフラット化させ，円を増価させることから，緩和ショックの効果が小さくなっている可能性がある。ただし，2013 年 4 月から 2018 年 5 月までの推計期間では，利用できるデータ数が少ないため，モデルの推計精度が低いかもしれない。実際，例えば宮尾（2016）では量的・質的金融緩和以降のデータのみでは推計しておらず，その期間を含む 2001 年 3 月から 2015 年 3 月までの通期と，その期間を含まない 2001 年 3 月から 2012 年 10 月までの前期とに，推計期間を分けてインパルス反応を比較している。

次に，第 2 主成分得点の構造ショック（イールドカーブのフラット化）が及ぼすインパルス反応は以下のように要約できよう。
①モデル 1，モデル 2 とも，第 2 主成分得点の構造ショックが実質 GDP，物価上昇率，マネタリーベースに及ぼす効果はほぼ同じである（モデル 2 の推計結果は為替への影響を除い

て掲載省略)。

②実質 GDP を押し上げる効果があるが，推計期間（2）および（3）ではその効果が短期で消失する。

③推計期間（2）のみ物価上昇率を押し上げるが，他の推計期間では逆に押し下げる効果がある。

④通期の推計期間（1）ではマネタリーベースを減少させるが，他の推計期間では増加させる。これは 2006 年までの量的緩和の期間では長期金利が十分に低下すると金融緩和の度合いが抑制されたが，その後は長期金利が十分に低下しても金融緩和が継続されているためと考えられる。

⑤株価は（1）の推計期間では押し上げられたが，他の推計期間では低下している。

⑥為替は（2）（3）の推計期間で円レートが増価，（1）の推計期間で減価している。

5. おわりに

本稿では，イールドカーブの推移と，近年そのフラット化が進んでいることを確認したうえ，第 2 主成分得点（イールドカーブの傾きを表す主成分）とマクロ経済変数との相関をみると，2009 年 1 月に構造変化があったことが検出された。次いで，構造 VAR モデルに金利の代わりに第 2 主成分得点を変数として加え，様々なインパルス反応を推計した。

構造変化があった 2009 年 1 月以降をモデル推計期間とした場合，金融緩和がイールドカーブのフラット化をもたらし，実質 GDP，物価上昇率で緩和効果が認められるが，2013 年 4 月以降の量的・質的緩和以降で推計した場合，その効果が低下していることが示唆された。ただし，2013 年 4 月以降の推計期間では利用できるデータ数が少ないため，モデルの推計精度の点で課題が残る。今後，データの蓄積を待って，さらなる分析が必要である。

謝辞

釜江廣志先生には，一橋大学御在職のおり，筆者が大学院博士課程在籍中に御指導頂いた。学恩に報いるべく，この機会に寄稿させて頂いた。

注

1）https://www.federalreserve.gov/datadownload/Choose.aspx?rel=H15

2）データの内挿推計には R の splinefun 関数を用いる。

3）p 値 0.5 を判定基準とし，Stepwise-Forwards 法によって変数を絞り込む。

4）帰無仮説を「ブレーク数が L 個」，対立仮説を「ブレーク数が L+1 個」とし，この検定量は常に正の値をとり，臨界値を上回ったとき帰無仮説が棄却される。

5）ここでいう構造ショックとは，モデルで推計された反応関数から逸脱したデータの動きのことであり，政策反応関数通りのマネタリーベースの変化は金融緩和（引締め）ショックとはみなされない。

参 考 文 献

Hamilton, J. D.（1994），“Time Series Analysis”, Princeton University Press.

Novosyolov, Arcady（2008）'Global term structure modelling using principal component analysis', Journal of Asset Management, 9（1）, 49-60.

Stock, James H. and Mark W. Watson（1998），“Diffsion Index”, NBER working paper. No. 6702.

秋森弘（2012），「マクロ経済データ，国債現存額の増減が国債利回りに与える影響について」，北星学園大学経済学部北星論集第 52（1）。

秋森弘（2013），「マクロ経済データ，国債現存額の増減が国債利回りに与える影響について（2）」，北星学園大学経済学部北星論集第 52（2）。

飯星博邦（2009），「主成分分析によるマクロ経済パネルデータの共通ファクターの抽出とその利用」，内閣府経済社会総合研究所 Discussion Paper series No. 219。

草場洋方（2010），「主成分分析による国債スポットレートカーブの構造把握とその予測可能性の検討～マクロ経済・金融変数に基づく共通ファクターモデルの利用～」，『みずほリポート』みずほ総合研究所，2010 年 9 月。

柴本昌彦（2012），「日本の非伝統的金融政策ショックの識別と長短金利差への影響」，『国民経済雑誌』205（2），神戸大学経済経営学会。

千明誠（2012），「資産価格，金融政策と景気変動に関する VAR 分析」，『経済論集』38（1），東洋大学経済研究会。

原田泰・増島稔（2009），「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」，吉川洋編，『デフレと金融政策』，慶應義塾大学出版会。

前川功一・小林衆統・永田修一（2015），「VAR モデルによる日本の金融緩和政策効果の検証」，『経済研究論集』38（2），広島経済大学。

宮尾瀧蔵（2006），『マクロ金融政策の時系列分析』，日本経済新聞社。

宮尾瀧蔵（2016），『非伝統的金融政策――政策当事者としての視点』，有斐閣。