

論 文

# 日本国債市場のイールド・ カーブ変動の測定

——スポット・レート変化幅の主成分分析による  
長期国債流通市場での変動分析——

高 橋 豊 治

## 目 次

- I. はじめに
- II. 日本国債流通市場でのイールド・カーブ変動分析：変化率と  
変化幅との主成分分析の比較
- III. 世界金融危機前後の比較
- IV. 金融政策の影響
  1. 量的緩和政策期
  2. 量的緩和政策終了期
  3. 包括的金融緩和政策期
  4. 質的量的緩和期（QQE1）
  5. 質的量的緩和期（QQE2）
  6. マイナス金利政策期
  7. イールド・カーブ・コントロール政策期
- V. おわりに

## I. はじめに

本稿は、長期国債の流通市場でのイールド・カーブを月次で計測し、対前月比の変化幅であらわされるスポット・レート変動に対して主成分分析

の手法を活用することで、もともになる変動要因を集約する試みである。高橋（2019）で行った月次の変化率によるスポット・レート変化によるイールド・カーブでの変動要因との比較も検討する。

高橋（2019）では、金利スワップ市場のイールド・カーブとともに、長期国債、超長期国債のイールド・カーブの動きを分析した。世界金融危機以前の期間については、第3主成分までの累積寄与率からイールド・カーブの動きは概ね3つの要因に影響を受けていること、イールド・カーブに対する因子負荷量から、第1主成分がイールド・カーブの水準の変動要因、第2主成分が傾きの変動要因、第3主成分がイールド・カーブの形状の変動要因と考えることができる。金利スワップ市場でも、国債流通市場でも、多少の違いはあるものの、この傾向は概ね共通していた。また、これは多くの先行研究の結論と共通しているものであった。

しかし、世界金融危機後においては、円の市場、すなわち長期国債や、超長期国債、JPY金利スワップの市場や、スイスフランの金利スワップ市場においては、3つの主成分の説明力が低下しており、変動要因のイールド・カーブへの影響がはっきりしなくなっている。特にJPYとCHF金利スワップ市場で顕著であった。この影響もあって、全体の期間での変動もはっきりしない。一方、USDやGBP金利スワップ市場ではそのような傾向がみられず、世界金融危機前・後あるいは、全期間であっても、多少の違いはあるものの概ね似たような動きをしており、少なくともJPYやCHF金利スワップ市場のように期間によって大きな違いは観察されなかった。

この点に関して高橋（2021a）（2021b）およびTakahashi（2022）では、世界金融危機（いわゆる「リーマン・ショック」）以降のJPYおよびCHFの金利スワップ市場に関しては、スポット・レートの変化率による主成分分析では、説明力が非常に低いことが示されているが、イールド・カーブの動

きをスポット・レートの変化幅でとらえることで大きく改善することが示されている。

これらの点を踏まえて、本稿では、日本の長期国債の流通市場でのイールド・カーブの動きに関して、最新の情報に更新するとともに、スポット・レートの変化幅の主成分分析を行うことで直近のイールド・カーブの動きを含めた特徴も明らかにする。

以下では、まずⅡ節において計測期間を拡張し、長期国債の流通市場でのイールド・カーブ変動状況を確認したのち、月次のスポット・レート変動を変化率との対比で変化幅についても主成分分析を行い、その説明力の違いや因子負荷量を用いて主成分であらわされる各変動要因のイールド・カーブ変動への影響を確認する。次にⅢ節では世界金融危機（いわゆるリーマンショック）前後でのイールド・カーブの動きの特徴にどのような変化がみられるか、さらにはⅣ節において日本銀行の金融政策変更に合わせて期間をサブ・ピリオドに分けイールド・カーブの動きを分析したのち、Ⅴ節で、全体のまとめを行う。

## Ⅱ．日本国債流通市場でのイールド・カーブ変動分析： 変化率と変化幅との主成分分析の比較

日本国債流通市場でのイールド・カーブに対する主成分分析を用いた金利変動分析に関する代表的な研究は、米澤・鈴木（1997）、太田（2004）、山岸・本廣（2010）、高橋他（2010）、秋森（2012）（2013）（2018）、高橋（2019）などがある。

米澤・鈴木（1997）は1987年1月から1994年12月まで、山岸・本廣（2010）は1996年1月から2010年1月まで、草場（2010）は1999年9月から2010年5月まで、秋森（2018）は1998年12月から2012年8月まで、秋森（2018）は2004年4月から2018年7月までの月次データによる日本国債市場のイー

ールド・カーブ変動要因を分析している。これに対して高橋他（2010）は2000年5月24日から2009年12月30日までのBB国債価格の日次による分析である。

計測期間を直近のものまで拡大し、イールド・カーブの変動がどのような状況であったのかを確認することにしよう。分析は日本証券業協会が2002年8月より公表している「公社債店頭売買参考統計値」を用い、毎月20日を公表日とする長期国債の平均値単価を利用し、2002年8月から2021年12月までの期間を対象とした月次データにより行った。なお、20日が休日の場合、翌公表日のデータを利用している。

まずは、長期国債流通市場についてイールド・カーブを構築し<sup>1)</sup>、スポット・レートの変動状況を明らかにする。次いで、1年から10年までの1年刻みのスポット・レートの変動について相関係数を求めた後、相関係数の固有値、固有ベクトルを算出する。固有値をもとに各主成分の寄与率（それぞれの主成分が全体のイールド・カーブのどの程度の変動を説明できているか）、および寄与率の集計である累積寄与率を明らかにすることで、イールド・カーブの動きをどの程度集約することができるかを検証する。市場や時期によってイールド・カーブの動きをどの程度集約できるかは異なるが、集約した主成分のもとのスポット・レートに与える影響の違いを成分パターンプロファイルとしてグラフ化する。成分パターンプロファイルでは、主成分のスポット・レートに与える影響の違いを、横軸にスポット・

---

1) イールド・カーブ構築にあたっては、高橋他（2010）、高橋（2017a）、高橋（2019）などと同様、ディスカウント・ファンクションとして基準日のディスカウント・ファクターに1という制約を課した3次の自然スプライン関数を想定して推計している。具体的な手法については、高橋（2006）、高橋（2017a）を参照のこと。こうして構築された1年から10年までのスポット・レートを1年刻み（1年、2年、3年、…、8年、9年、10年）で分析対象にし、これらの変動に関して検討を加えた。

レート（の変化幅）、縦軸に相関係数をとることで、集約された成分ごとにスポット・レートの変化にどのようにかかわっているかをみることができる。先行研究では、第3主成分までをイールド・カーブの変動パターンを決定する共通要因と考えるものが多いことから、今回は（累積寄与度の程度にかかわらず）いずれの市場についてもイールド・カーブの変動に対する第1主成分から第3主成分までの影響に限定して因子負荷量を示している。 $j$ 年のスポット・レート変化幅  $\Delta r_{j,t}$  について、第1から第3主成分 ( $F_1, F_2, F_3$ ) の影響を求める。具体的には、

$$x_j = a_{j,1}F_1 + a_{j,2}F_2 + a_{j,3}F_3 + e_j$$

について  $a_{j,k} = \sqrt{\lambda_k} \cdot w_{j,k}$  を求める。それぞれの図について、主成分1-3は、それぞれ、第1主成分、第2主成分、第3主成分であることを意味している。

ヘッジ・ツールの集約化のため、リスク・ファクターとしての金利変動の確率分布として正規分布を視野に入れて、 $t$ 時点の $j$ 年スポット・レート  $r_{j,t}$  の変化率  $\tilde{x}_{j,t} = \frac{dr_{j,t}}{r_{j,t}}$  をリスク・ファクターとして想定している場合、 $\tilde{x}_{j,t}$  に対する主成分分析を行うことでイールド・カーブの変動要因の比較を試みる事が多く行われている。しかしながら、世界金融危機（いわゆる「リーマン・ショック」）以降のJPYおよびCHFの金利スワップ市場に関しては、スポット・レートの変化率の相関係数による主成分分析では、説明力が非常に低いことが示されている<sup>2)</sup>。そこで、今回は $t$ 時点の $j$ 年スポット・レート  $r_{j,t}$  の $t-1$ 時点からの変化幅  $\Delta r_{j,t} = r_{j,t} - r_{j,t-1}$  をリスク・ファクターとした主成分分析を試みた（スポット・レートの変化幅は1年から順に1年刻みで10年までを、 $\Delta 010, \Delta 020, \dots, \Delta 090, \Delta 100$ という記号であらわしてい

2) 高橋 (2021a) (2021b), Takahashi (2022) を参照。

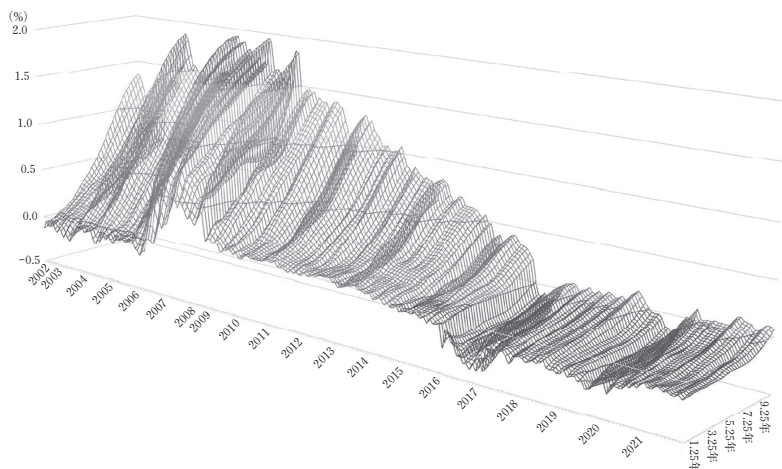
る。)

図1は、分析対象期間の長期国債流通市場でのスポット・イールド・カーブの推移を示している。

分析対象期間の大きな傾向としては、2002年から2004年の低下局面の後、2004年から2008年の上昇局面を経て、2008年から2016年までの低下局面、その後のわずかな上昇局面と、低下と上昇の両局面を含んでおり、長短金利差も縮小と拡大を繰り返してきた（イールド・カーブの水準と傾きが変化してきた局面である）とみることができる。全体としてイールド・カーブのフラット化の下での金利の低下局面にあったとみることもできるものの、（フラット化と低下の程度に比べれば小さいもの）ステイプ化を伴う金利の上昇局面の期間も含んでおり、イールド・カーブの動きを計測する対象期間としては適切なものと考えられる。

前述の通り、今回の分析においては、このスポット・レートの変動幅  $\Delta r_{j,t}$  を変動要因として主成分分析を行うが、同じ計測期間でのス

図1 スポット・イールド・カーブの推移



ット・レート変化率  $\frac{\Delta r_{jt}}{r_{jt}}$  に対する主成分分析の結果も比較しておこう。

表1のスポット・レートの変化幅に関する相関係数をみると、期間の近いスポット・レートの相関係数は高く、離れるほど小さくなる傾向にある。一方1年と2年の相関係数は0.855だが、2年と3年は0.968、さらには3年と4年のスポット・レートの相関係数は0.974とより高いことがわかる。金利スワップ市場でみられた1年のスポット・レートと他の年限の相関係数が2年以上のスポット・レート相互の相関係数より低いという傾向は、ここでもある程度観察された。さらには、中・長期のスポット・レート相互の相関係数が高いのが特徴的である。5年と10年では0.881と隣り合わせの1年と2年よりも相関係数が高い。

表2にあるスポット・レート変化率の相関係数をみると、表1と比べ明らかに小さな値である。4年、5年、6年の相互の相関係数はかなり高く（4年と5年が0.971、4年と6年が0.944、5年と6年が0.983）、1年と2年、2年と3年の相関係数こそ、それぞれ0.429と0.542であるが、そのほかの年限に関しては、かなり小さな数字である。また、いくつかの係数はマイナ

表1 スポット・レートの変化幅の相関係数 全期間

	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年
1年	1	0.855	0.804	0.717	0.680	0.608	0.544	0.514	0.501	0.497
2年	0.855	1	0.968	0.924	0.893	0.846	0.799	0.767	0.745	0.719
3年	0.804	0.968	1	0.974	0.949	0.907	0.862	0.832	0.808	0.777
4年	0.717	0.924	0.974	1	0.989	0.967	0.937	0.910	0.883	0.847
5年	0.680	0.893	0.949	0.989	1	0.988	0.962	0.941	0.918	0.881
6年	0.608	0.846	0.907	0.967	0.988	1	0.992	0.977	0.955	0.915
7年	0.544	0.799	0.862	0.937	0.962	0.992	1	0.994	0.974	0.933
8年	0.514	0.767	0.832	0.910	0.941	0.977	0.994	1	0.991	0.953
9年	0.501	0.745	0.808	0.883	0.918	0.955	0.974	0.991	1	0.978
10年	0.497	0.719	0.777	0.847	0.881	0.915	0.933	0.953	0.978	1

スの大きな値をとっている。

表3の変化幅での固有値をみると、第1主成分の説明力(寄与率)が87.3%と、第1主成分によって大半の動きを説明できている。さらに第3主成分までの説明力(累積寄与率)も98.7%と、3つの主成分でほとんどの

表2 スポット・レートの変化率の相関係数 全期間

	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年
1年	1	0.429	0.138	-0.026	0.029	0.008	-0.001	-0.001	-0.002	0.002
2年	0.429	1	0.542	-0.578	-0.466	-0.481	-0.031	-0.035	0.006	-0.028
3年	0.138	0.542	1	-0.768	-0.717	-0.710	-0.042	-0.038	-0.003	-0.027
4年	-0.026	-0.578	-0.768	1	0.971	0.944	0.065	0.043	0.021	0.014
5年	0.029	-0.466	-0.717	0.971	1	0.983	0.100	0.046	0.057	-0.023
6年	0.008	-0.481	-0.710	0.944	0.983	1	0.183	0.046	0.062	-0.026
7年	-0.001	-0.031	-0.042	0.065	0.100	0.183	1	-0.058	-0.006	-0.024
8年	-0.001	-0.035	-0.038	0.043	0.046	0.046	-0.058	1	0.026	-0.030
9年	-0.002	0.006	-0.003	0.021	0.057	0.062	-0.006	0.026	1	-0.068
10年	0.002	-0.028	-0.027	0.014	-0.023	-0.026	-0.024	-0.030	-0.068	1

表3 相関係数の固有値, 寄与率, 累積寄与率(変化幅) 全期間

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	8.73	7.78	87.3%	87.3%
2	0.95	0.77	9.5%	96.8%
3	0.18	0.11	1.8%	98.7%
4	0.07	0.03	0.7%	99.3%
5	0.04	0.02	0.4%	99.7%
6	0.02	0.01	0.2%	99.9%
7	0.01	0.00	0.1%	99.9%
8	0.01	0.01	0.1%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%



動きを説明できていると考えてよいだろう。

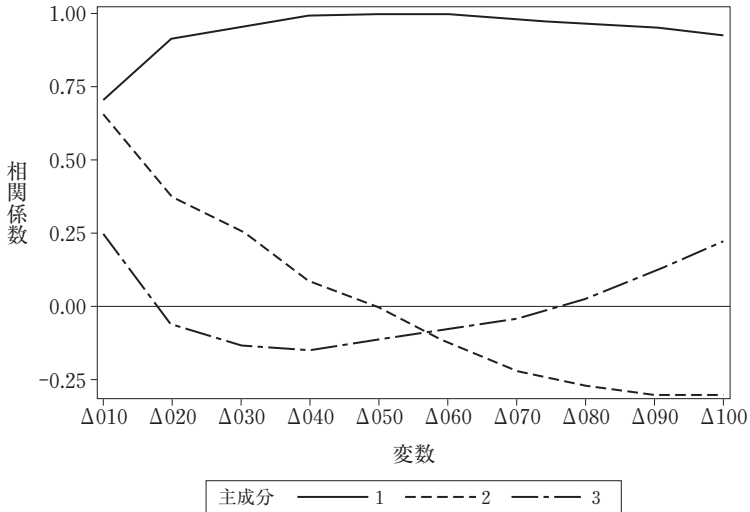
これに対して、表4の変化率での固有値をみると、第1主成分の説明力（寄与率）が39.5%と、変化率を変動要因として考えた場合、第1主成分の説明力が大幅に低下している。さらに第3主成分までの説明力（累積寄与率）をみても63.2%と、相関係数の状況からも予想できることであるが、3つの主成分の説明力は大幅に低下している。

スポット・レート変化幅に対する主成分ごとの因子負荷量を図2に描いている。横軸は年限で縦軸は相関係数である。図2をみると、第1主成分は1年の因子負荷量は0.71であり、2年は0.91と少し小さいが、他の年限に対しては0.95以上と同程度の影響を与えている。先行研究でみるイールド・カーブの水準への影響要因として示されている典型的な状況である。第2主成分は4年から5年の間を中心に短い期間はプラスの影響を短いほど大きく、長い期間にマイナスの影響を長いほど大きな影響（値としては小さく）を及ぼす要因と考えることができ、傾きに影響を与える要因と考えられているものである。そして寄与率1.8%の第3主成分は4年を底に

表4 相関係数の固有値, 寄与率, 累積寄与率（変化率）全期間

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	3.95	2.67	39.5%	39.5%
2	1.28	0.19	12.8%	52.3%
3	1.09	0.04	10.9%	63.2%
4	1.05	0.10	10.5%	73.7%
5	0.95	0.04	9.5%	83.2%
6	0.91	0.51	9.1%	92.2%
7	0.39	0.05	3.9%	96.1%
8	0.34	0.30	3.4%	99.6%
9	0.04	0.03	0.4%	99.9%
10	0.01		0.1%	100.0%

図2 スポット・レート変化幅に対する因子負荷量 全期間  
成分パターンプロファイル

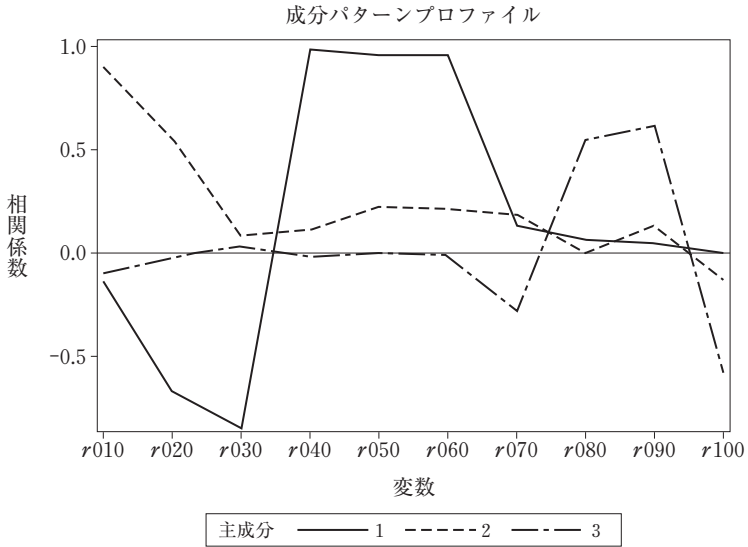


する U 字型となっていてイールド・カーブのシェイプ（曲率）を変える要因と考えることができる。このイールド・カーブの変動は、まさに典型的な教科書にみられるような動きを示していると考えてよいだろう。

これに対して、図3のスポット・レートの変化率に対する因子負荷量をみると第1主成分は、1～3年に対してマイナス（因子負荷量はそれぞれ、-0.133, -0.671, -0.844）の、4～5年に対してプラスの変動要因（因子負荷量はそれぞれ、0.972, 0.951, 0.949）であり、イールド・カーブの水準への影響要因と考えることは難しい。

以上の通り長期国債の流通市場においても、イールド・カーブの動きを分析する際に、スポット・レートの変化幅で主成分分析を行う場合と、変化率で行う場合では、結論が大きく異なることが確認できた。イールド・カーブの動きに対する主成分の説明力が低下するだけでなく、各種成分の

図3 スポット・レート変化率に対する因子負荷量 全期間



影響の与え方が大きく異なる。

そこで以下では、高橋（2019）との対比もかねて、計測期間をいくつかのサブ・ピリオドに分けて、スポット・レートの変化幅で主成分分析を行うことでイールド・カーブの変動要因を分析する。はじめに今回の分析対象期間で非常に大きなインパクトをもたらした世界金融危機の影響をみるために、リーマンブラザーズの経営破綻を境として、その前後でイールド・カーブの変動要因に変化がみられるかどうか確認する。その後、日本における金融政策のレジュームの違いによって、イールド・カーブの変動要因が変化しているのかどうかを確認しよう。

### Ⅲ. 世界金融危機前後の比較

世界金融危機前後でイールド・カーブ変化の比較を検証するために、全

表5 スポット・レートの変化幅の相関係数 世界金融危機前

	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年
1年	1	0.774	0.718	0.625	0.591	0.530	0.478	0.461	0.459	0.445
2年	0.774	1	0.964	0.923	0.894	0.858	0.823	0.797	0.777	0.740
3年	0.718	0.964	1	0.975	0.955	0.920	0.882	0.859	0.839	0.797
4年	0.625	0.923	0.975	1	0.992	0.976	0.952	0.930	0.904	0.860
5年	0.591	0.894	0.955	0.992	1	0.990	0.972	0.955	0.933	0.887
6年	0.530	0.858	0.920	0.976	0.990	1	0.994	0.982	0.959	0.913
7年	0.478	0.823	0.882	0.952	0.972	0.994	1	0.994	0.972	0.928
8年	0.461	0.797	0.859	0.930	0.955	0.982	0.994	1	0.990	0.951
9年	0.459	0.777	0.839	0.904	0.933	0.959	0.972	0.990	1	0.978
10年	0.445	0.740	0.797	0.860	0.887	0.913	0.928	0.951	0.978	1

体の計測期間をリーマンブラザーズが経営破綻した2008年9月15日の前後で分けて主成分分析を行った。表5は世界金融危機前（リーマンブラザーズの経営破綻前の期間）のイールド・カーブの動きをスポット・レートの変化幅でみた場合の相関係数を示している。

表6に示されているスポット・レートの変化幅でみた金融危機前の固有値、寄与率によると、第1主成分で全体の87.2%とかなり大きな説明力を持っており、第3主成分までの累積寄与率は98.6%と3つの要因で大半の動きを説明できていることがわかる。表3にある全期間に関する3つの主成分の説明力と大きな違いはない。

図4の因子負荷量を見ると、第1主成分は1年スポット・レートへの影響は0.63と低いが、ほかの年限への影響はいずれも0.91以上の影響を与えていることから、イールド・カーブの水準へ影響を与える要因と考えてよいだろう。第2主成分は5年付近を中心として、それより短い年限にはプラス、長い年限にはマイナスの影響を与えるという形で傾きに影響を与える要因と考えることができる。

表6 相関係数の固有値, 寄与率, 累積寄与率（変化幅）世界金融危機前

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	8.72	7.79	87.2%	87.2%
2	0.92	0.70	9.2%	96.4%
3	0.22	0.15	2.2%	98.6%
4	0.08	0.04	0.8%	99.4%
5	0.04	0.03	0.4%	99.8%
6	0.01	0.01	0.1%	99.9%
7	0.01	0.00	0.1%	100.0%
8	0.00	0.00	0.0%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%

図4 スポット・レート変化幅に対する因子負荷量 世界金融危機前

成分パターンプロファイル

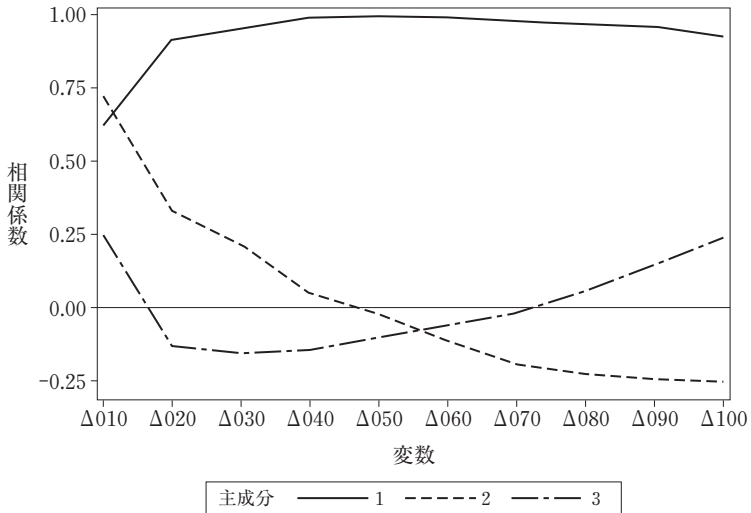


表7 スポット・レートの変化幅の相関係数 世界金融危機後

	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年
1年	1	0.903	0.860	0.787	0.760	0.683	0.605	0.561	0.541	0.543
2年	0.903	1	0.970	0.928	0.903	0.847	0.788	0.749	0.724	0.706
3年	0.860	0.970	1	0.974	0.950	0.902	0.848	0.810	0.784	0.762
4年	0.787	0.928	0.974	1	0.986	0.960	0.923	0.890	0.862	0.833
5年	0.760	0.903	0.950	0.986	1	0.985	0.952	0.923	0.900	0.871
6年	0.683	0.847	0.902	0.960	0.985	1	0.989	0.971	0.950	0.916
7年	0.605	0.788	0.848	0.923	0.952	0.989	1	0.993	0.976	0.938
8年	0.561	0.749	0.810	0.890	0.923	0.971	0.993	1	0.993	0.954
9年	0.541	0.724	0.784	0.862	0.900	0.950	0.976	0.993	1	0.977
10年	0.543	0.706	0.762	0.833	0.871	0.916	0.938	0.954	0.977	1

表8 相関係数の固有値, 寄与率, 累積寄与率 (変化幅) 世界金融危機後

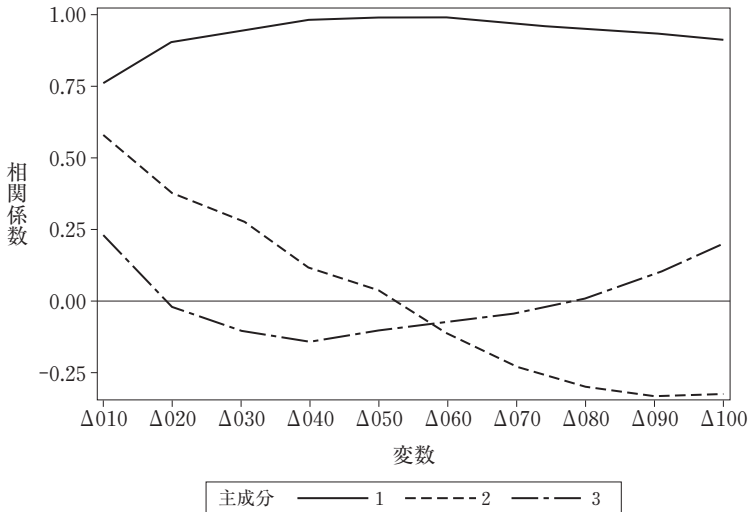
主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	8.76	7.81	87.6%	87.6%
2	0.96	0.81	9.6%	97.2%
3	0.15	0.09	1.5%	98.7%
4	0.06	0.02	0.6%	99.3%
5	0.04	0.02	0.4%	99.7%
6	0.02	0.01	0.2%	99.9%
7	0.01	0.00	0.1%	99.9%
8	0.01	0.01	0.1%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%

表8に示されている金融危機前の固有値, 寄与率によると, 第1主成分で全体の87.6%とかなり大きな説明力を持っており, 第3主成分までの累積寄与率は98.7%と3つの要因で大半の動きを説明できていることがわかる。この数値は, 表3にある全期間に関する分析結果や表6に示されてい

る金融危機前のものとほぼ同じ値であり、3つの主成分の説明力に関しては金融危機の影響はみられないと結論付けることができよう。

図5の因子負荷量を見ると第1主成分は1年スポット・レートへの影響は金融期前より少し高い0.77という水準で、ほかの年限への影響はいずれも0.91以上の影響を与えていることから、イールド・カーブの水準へ影響を与える要因と考えてよいだろう。第2主成分は5年付近を中心として、それより短い年限にはプラス、長い年限にはマイナスの影響を与えるという形で傾きに影響を与える要因と考えることができる。第3主成分は4年を底としたU字形となっており、イールド・カーブの形状に影響を与える要因と考えてよいだろう。数値に違いがあり、細かな形状の違いはあるものの、基本的な傾向としては、図2に示されている全期間や図4に示されている金融危機前のスポット・レートの変化幅でみた因子負荷量と大き

図5 スポット・レート変化幅に対する因子負荷量 世界金融危機後  
成分パターンプロファイル



な変化を読み取ることは難しい。

#### IV. 金融政策の影響

ここでは、日本の金融政策の違いが、長期国債流通市場のイールド・カーブの動きにどのように影響を与えているかを検討する。紙幅の関係もあり、相関係数は省略し、主成分の説明力を比較するため固有値、寄与率、累積寄与率と第3主成分までの因子負荷量について成分パターンプロファイルで示すことにしよう。

##### 1. 量的緩和政策期

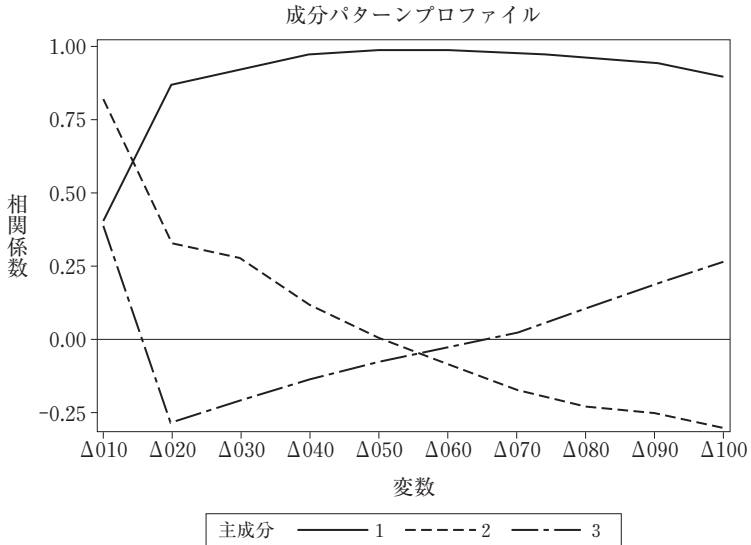
2001年3月19日量的緩和政策が導入された。2006年3月9日に量的緩和政策が解除される前までの期間を「量的緩和政策期」と呼ぶことにしよう。今回の分析は量的緩和政策期全体のうち利用するデータの制約から2002年8月以降の期間を対象としている。表9によると、相関係数の固有値と寄与率は相関係数が示す変動パターンは異なるものの、第3主成分ま

表9 相関係数の固有値、寄与率、累積寄与率 量的緩和政策

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	8.24	7.10	82.4%	82.4%
2	1.14	0.71	11.4%	93.8%
3	0.43	0.31	4.3%	98.0%
4	0.12	0.06	1.2%	99.2%
5	0.05	0.04	0.5%	99.7%
6	0.02	0.01	0.2%	99.9%
7	0.00	0.00	0.1%	99.9%
8	0.00	0.00	0.0%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%



図6 スポット・レートに対する因子負荷量 量的緩和政策



だが主要な変動要因であることがわかる。

図6に示されている因子負荷量をみると第1主成分は1年スポット・レートへの影響は0.40とかなり低い水準で、2年への影響が0.87であるが、ほかの年限への影響はいずれも0.90以上の影響を与えていることから、イールド・カーブの水準へ影響を与える要因と考えてよいだろう。第2主成分は5年付近を中心として、それより短い年限にはプラス、長い年限にはマイナスの影響を与えるという形で傾きに影響を与える要因と考えることができる。第3主成分は2年を底としたV字形となっており、イールド・カーブの形状に影響を与える要因と考えてよいだろう。

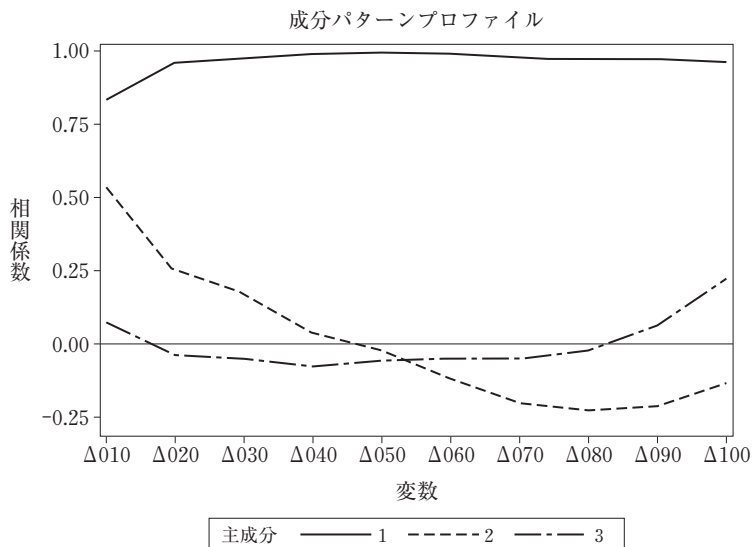
## 2. 量的緩和政策終了期

2006年3月9日の量的緩和政策の解除から2010年10月5日の包括的金融

表10 相関係数の固有値, 寄与率, 累積寄与率 量的緩和政策終了期

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	9.27	8.71	92.7%	92.7%
2	0.56	0.48	5.6%	98.4%
3	0.08	0.03	0.8%	99.1%
4	0.05	0.03	0.5%	99.6%
5	0.02	0.01	0.2%	99.8%
6	0.01	0.00	0.1%	99.9%
7	0.01	0.00	0.1%	100.0%
8	0.00	0.00	0.0%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%

図7 スポット・レートに対する因子負荷量 量的緩和政策終了期



緩和政策導入までの期間を（便宜上）「量的緩和政策終了期」と呼ぶことにする。

表10によると、債1主成分の寄与率が92.7%とかなりの割合の変動を説明しており、第3主成分までで99.1%と、ほとんどの変動を説明できていることがわかる。

図7に示されている因子負荷量をみると、第1主成分のスポット・レートに与える影響は1年のスポット・レートに対して0.83と若干低いものの、その他の年限は少なくとも0.96以上の均等に近い影響を与えている。また先の寄与率と併せて考えると、この期間のイールド・カーブの変動はほとんど平行シフトが中心であったと考えることができよう。

### 3. 包括的金融緩和政策期

2010年10月5日の包括的金融緩和政策の導入から2013年4月4日の（いわゆるQQE1と呼ばれる）質的量的緩和政策の導入までの期間を「包括的金融緩和政策期」と呼ぶことにする。

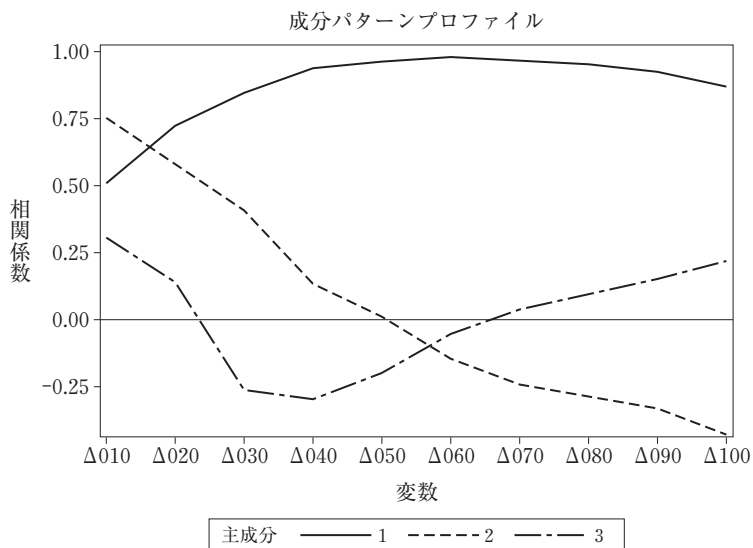
表11によると、相関係数の固有値と寄与率は、第3主成分までの累積寄与率が96.6%と第3主成分までが主要な変動要因であることには違いないが、その程度は前の期に比べ小さくなっていることがわかる。

図8に示されている因子負荷量をみると、第1主成分の1年スポット・レート変動への影響が0.51と量的緩和政策期の0.4ほどではないが、前の量的緩和政策が解除された期間と比べると大きく低下している。2年、3年のスポット・レート変動への影響についても0.72、0.844と前の期間と比べ影響が小さくなっている。この影響の程度は量的緩和政策期よりも小さい。第2主成分は5年を中心とした傾きへの影響要因であり、第3主成分は4年を底とするU字形のイールド・カーブの形状への影響要因と考えることができる。

表11 相関係数の固有値, 寄与率, 累積寄与率 包括的金融緩和期

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	7.71	6.16	77.1%	77.1%
2	1.55	1.15	15.5%	92.6%
3	0.40	0.20	4.0%	96.6%
4	0.20	0.11	2.0%	98.6%
5	0.09	0.07	0.9%	99.5%
6	0.02	0.00	0.2%	99.7%
7	0.02	0.01	0.2%	99.9%
8	0.01	0.01	0.1%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%

図8 スポット・レートに対する因子負荷量 包括的金融緩和期



#### 4. 質的量的緩和期（QQE1）

2013年4月4日のいわゆる QQE1と呼ばれる質的量的緩和の導入から2014年10月31日のハロウィーン・バズーカなどと呼ばれたサプライズな政策変更までの質的量的緩和政策の第1期を「質的量的緩和期（QQE1）」と呼ぶことにする。

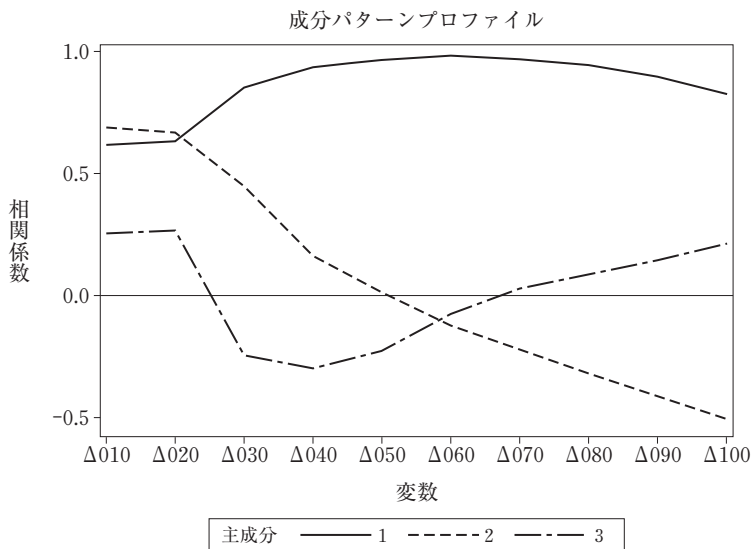
表12によると、この期間も累積寄与率97.8%と第3主成分までが主要な変動要因であることがわかる。

図9に示されている因子負荷量をみると、各主成分の1年、2年の年限への影響が小さくなっていることがわかる。1、2年のスポット・レート動きが小さくなったことを反映している可能性がある。第1主成分は影響が低下しているものの、イールド・カーブ全体に同様の影響を与えていることから水準への影響要因であり、第2主成分は5年を中心とした傾きへの影響要因であり、第3主成分は4年を底にしたU字型の影響であるから曲がりへの影響要因と考えることができる。

表12 相関係数の固有値、寄与率、累積寄与率 質的量的緩和期（QQE1）

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	7.63	5.90	76.3%	76.3%
2	1.73	1.31	17.3%	93.6%
3	0.42	0.26	4.2%	97.8%
4	0.15	0.12	1.5%	99.3%
5	0.04	0.02	0.4%	99.6%
6	0.02	0.01	0.2%	99.8%
7	0.01	0.01	0.1%	100.0%
8	0.00	0.00	0.0%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%

図9 スポット・レートに対する因子負荷量 質的量的緩和期 (QQE1)



## 5. 質的量的緩和期 (QQE2)

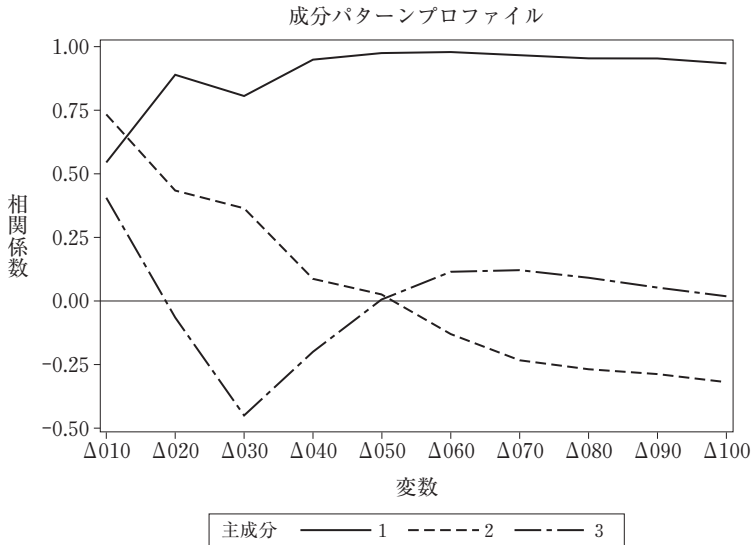
2014年10月31日から2016年1月29日のマイナス金利政策の導入までの質的量的緩和政策の第2期を「質的量的緩和期 (QQE2)」と呼ぶことにする。表13の固有値および寄与率をみると、第1主成分は固有値こそそれほど大きくないものの、寄与率81.9%と多くの変動を説明している。また、第3主成分までの説明力も98.4%と大きな数字であり、第3主成分までで全体の動きの大半を説明している。

図10の因子負荷量は、全体の変動の82%を占めている第1主成分は、1年への影響が0.54と第2主成分の影響よりも小さく、2年が0.89、3年が0.81と少し小さいものの、それ以降の年限に関しては0.95以上のほぼ同じ影響を与えている水準への影響要因と考えてよいだろう。全体の12%の変動を説明している第2主成分は、5年を中心とした傾きの変動要因である

表13 相関係数の固有値，寄与率，累積寄与率 質的量的緩和期（QQE2）

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	8.19	7.00	81.9%	81.9%
2	1.19	0.74	11.9%	93.8%
3	0.45	0.36	4.5%	98.4%
4	0.10	0.06	1.0%	99.3%
5	0.03	0.01	0.3%	99.7%
6	0.02	0.02	0.2%	99.9%
7	0.01	0.00	0.1%	100.0%
8	0.00	0.00	0.0%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%

図10 スポット・レートに対する因子負荷量 質的量的緩和期（QQE2）



と考えられる。第3主成分は、3年を底とするV字型であるが6年以降のイールド・カーブへの影響は大きくても0.12程度であり、形状への影響は限定的である。

## 6. マイナス金利政策期

2016年1月29日のマイナス金利政策導入から2016年9月21日のイールド・カーブ・コントロール政策の導入までの期間を「マイナス金利政策期」と呼ぶことにする。

この期間について、表14の固有値をみると第1主成分で全体の93%、第2主成分までで99%とイールド・カーブの動きをほとんど説明でき、第3主成分までみればイールド・カーブの変動のほぼ100%を説明できていることがわかる。

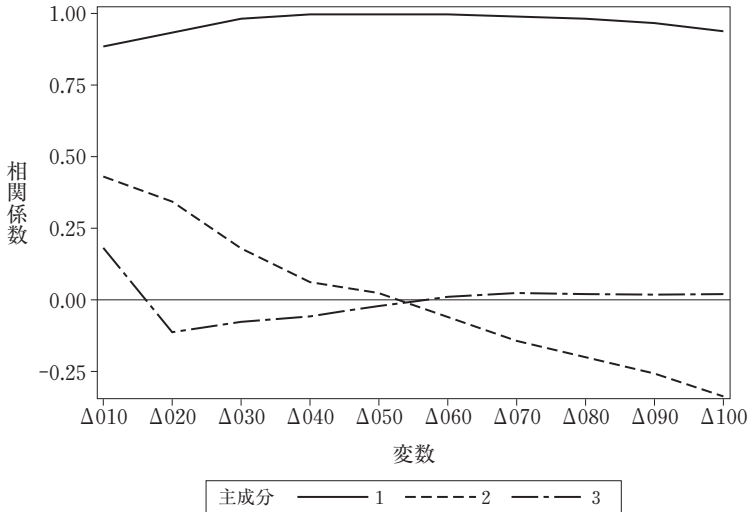
図11の因子負荷量をみると第1主成分の影響は最も小さい1年でも0.89であり、どの年限にも同程度の大きな影響を与える水準への影響要因であると考えられる。第2主成分は5年を中心として、それより短い年限には

表14 相関係数の固有値、寄与率、累積寄与率 マイナス金利政策期

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	9.34	8.75	93.4%	93.4%
2	0.58	0.53	5.9%	99.2%
3	0.06	0.05	0.6%	99.8%
4	0.01	0.01	0.1%	99.9%
5	0.01	0.00	0.1%	100.0%
6	0.00	0.00	0.0%	100.0%
7	0.00	0.00	0.0%	100.0%
8	0.00	0.00	0.0%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%



図11 スポット・レートに対する因子負荷量 マイナス金利政策期  
成分パターンプロファイル



プラス，長い年限にはマイナスの影響を，年限が離れるほど大きな影響を与えていることから，傾きの変動要因として考えることができよう。第3主成分は2年を底にしたV字形であるが，1年へ0.18，2年に-0.11と小さな影響ながら形状を変化させる影響要因と考えられる。

### 7. イールド・カーブ・コントロール政策期

2016年9月21日のイールド・カーブ・コントロール政策の導入以降の期間を「イールド・カーブ・コントロール政策期」と呼ぶことにする。

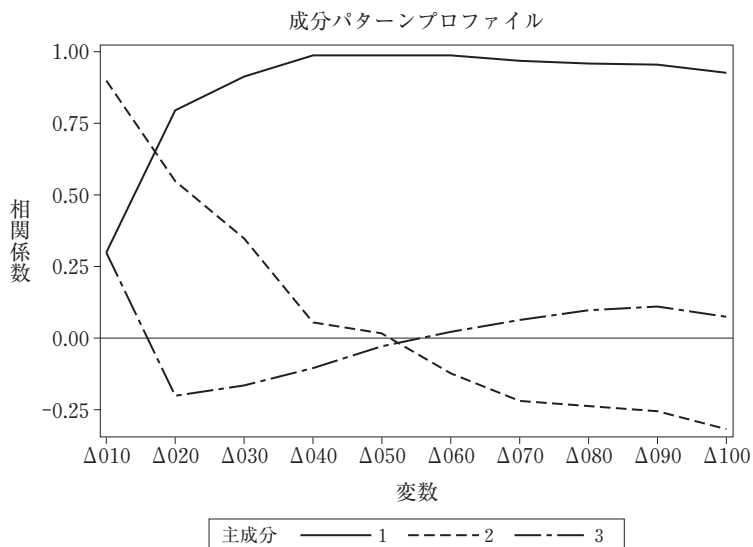
表15の寄与率・累積寄与率をみると，第3主成分までの累積寄与率が98.7%と，やはりこの期間も3つの主成分でイールド・カーブの変動のほとんどを説明できていることがわかる。

図12の因子負荷量をみると，第1主成分の1年から3年への影響が低下

表15 相関係数の固有値, 寄与率, 累積寄与率 イールド・カーブ・  
コントロール政策期

主成分	固有値	差	寄与率	累積寄与率
1	8.14	6.61	81.4%	81.4%
2	1.53	1.32	15.3%	96.7%
3	0.21	0.15	2.1%	98.7%
4	0.06	0.03	0.6%	99.3%
5	0.03	0.01	0.3%	99.6%
6	0.02	0.01	0.2%	99.8%
7	0.01	0.00	0.1%	99.9%
8	0.01	0.01	0.1%	100.0%
9	0.00	0.00	0.0%	100.0%
10	0.00		0.0%	100.0%

図12 スポット・レート変化幅に対する因子負荷量 イールド・カーブ・  
コントロール政策期



していることがわかる。特に1年に対しては0.3と非常に小さい値である。これは、短い期間のイールド・カーブの変動が（政策的に）抑えられていたことにも影響されていると推察される。

## V. おわりに

本稿では、イールド・カーブ（スポット・レート）の主成分分析による変動要因の説明力と変動要因のイールド・カーブへの影響に注目して、日本の長期国債流通市場でのイールド・カーブの動きを検討した。

変動要因の説明力に関しては、計測期間全体で第1主成分から第3主成分までの累積寄与率を比較すると、98.1% vs 63.2%のように（前の数字が変化幅の累積寄与率）、変化水準（スポット・レートの変化幅）に対する主成分分析の方が、変化率に対する主成分分析に比べイールド・カーブの動きの説明力が高い。これは高橋（2021a）やTakahashi（2022）で確認したJPYやCHFの金利スワップ市場での説明力の違いほどではないが、決して無視できるような水準ではない。

全体の期間について変動要因のイールド・カーブへの影響は、因子負荷量に基づいた成分パターンプロファイルによると、第1主成分による変化は全体の87.3%の変動を説明するもので、イールド・カーブの水準に影響を与えるものと考えられる。短い年限のスポット・レートに対する影響は、中長期のスポット・レートに比べると小さく、完全に平行シフトとまでは言えないが、第1主成分に対するヘッジはデュレーションヘッジに近いものであると言えよう。第2主成分は寄与率9.5%、5年を中心として、それより短い年限に対してはプラス、長い年限に関してはマイナスの影響を与え、5年から離れるほどその影響が大きいということから、イールド・カーブの「傾き」に影響を与える要因として考えた。第3主成分は、先行研究では、しばしば「曲率」と呼ばれておりイールド・カーブの曲が

り具合を変化させる要因である。1.8%の寄与率である第3主成分の成分パターンプロファイルは4年を底としたU字型をしており、イールド・カーブの形状（曲がり具合）を変化させるものであると考えることができる。

次に世界金融危機のイールド・カーブの動きに対する影響を検討した。ここでは、世界金融危機は、長期国債流通市場のイールド・カーブの動きに明確な影響がなく、3つの主成分は依然として高い説明力を持っていることが明らかにされた。

最後に表16に、第3主成分までがどの程度の説明力があるかについて計測結果の要約を示しておく。参考までにイールド・カーブの動きをスポット・レートの変化率でみる場合も併せて示しておいた。金融政策のレジームによる第3主成分までの説明力には極端な違いはなく、もちろん各主成分のイールド・カーブへの影響には、それぞれの期間で細かな違いはある

表16 計測結果の要約（期間ごとの第3主成分までの説明力の比較）

期間の名称	開始時期	変化幅	変化率
全期間	2002/08	98.7%	63.2%
世界金融危機前	2002/08	98.6%	95.2%
世界金融危機後	2008/09	98.7%	63.7%
量的緩和政策期（*）	2002/08	98.0%	94.6%
量的緩和政策解除期	2006/03	99.1%	98.0%
包括的緩和政策期	2010/10	96.6%	98.4%
質的量的緩和期 QQE1	2013/04	97.8%	99.2%
質的量的緩和期 QQE2	2014/10	98.4%	92.5%
マイナス金利政策期	2016/01	99.8%	99.6%
イールドカーブコントロール政策期	2016/09	98.7%	73.2%

注：（\*）量的緩和政策は2001年3月19日から始まっているが、利用データの制約から、本稿の分析は2002年8月からである。

が、全体の期間を通じての影響を基本として考えればよいものであると言えよう。

#### 参考文献

- 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曲線に与える影響について」『北星学園大学経済学部北星論集』52(1)，39-51頁
- （2013）「マクロ経済データ，国債現存額の増減が国債利回り曲線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』52(2)，95-111頁
- （2018）「非伝統的金融緩和の下での国債イールド・カーブの推移」『東京経  
大学会誌』第299号 33-57頁
- 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～」『みずほりポート』みずほ総合研究所
- 太田尚之（2004）「債券の価格変化を分析するには？」ニッセイ基礎研 report, (83),  
12-17頁
- 高橋豊治（2006）「公社債流通市場におけるイールド・カーブの計測」『企業研究』  
第9号
- （2017a）「イールド・カーブ変動パターンの測定」『社会イノベーション研  
究』第12巻第1号，65-100頁
- （2017b）「本邦のイールド・カーブ変動パターンの測定(1)」『商学論纂』第  
59巻第1・2号，169-200頁
- （2018a）「本邦のイールド・カーブ変動パターンの測定(2) — Were the  
Curves “Kinky”? —」『商学論纂』第59巻第3・4号，435-499頁
- （2018b）「本邦のイールド・カーブ変動パターンの測定(3)」『商学論纂』第  
59巻第5・6号，407-477頁
- （2019）「イールド・カーブ変動パターンの測定」『同志社商学』70巻6号，  
241-309頁
- （2021a）「イールド・カーブ変動の測定—スポット・レート変化幅の主成分  
分析による，円 (JPY)，米ドル (USD)，英ポンド (GBP)，スイスフラン  
(CHF) 金利スワップ市場での変動比較(1)—」『商学論纂』第63巻3・4号，  
47-71頁
- （2021b）「イールド・カーブ変動の測定—スポット・レート変化幅の主成  
分分析による，円 (JPY)，米ドル (USD)，英ポンド (GBP)，スイスフラン  
(CHF) 金利スワップ市場での変動比較(2)—」『商学論纂』第63巻5・6号，

25-59頁

- Takahashi, T. (2022), "Measuring Yield Curve Movements: A Principal Component Analysis of Spot Rate Changes in the JPY, USD, GBP, and CHF Interest Rate Swap Markets", Lee, C.-F. and Yu, M.-T. (Ed.) *Advances in Pacific Basin Business, Economics and Finance*, Vol. 10, Emerald Publishing Limited, Bingley, pp. 193-208. <https://doi.org/10.1108/S2514-465020220000010011>
- 高橋豊治他 (2010) 「本邦国債流通市場におけるイールド・カーブの形状変化— BB 国債価格 (引値) を用いた実証分析」『企業研究』第17号, 119-156頁
- 津金眞理子・橋本恭志 (1995) 「金利の期間構造のコモンファクターと経済変動」『証券アナリストジャーナル』, 8頁
- 山岸吉輝・本廣守 (2010) 「マクロファクターを利用した金利期間構造のモデル化 (特集 債券分析の新展開)」『証券アナリストジャーナル』48 (8), 14-25頁
- 米澤康博・鈴木輝好 (1997) 「国債市場におけるタームストラクチャーの変動要因」『現代ファイナンス』No. 2