

経済学博士論文 令和2年度(2020年度)

国債イールドカーブと金融政策反応関数



埼玉大学大学院
人文社会科学研究科

天達 泰章

は し が き

国債イールドカーブは何によって変化するのか。

筆者は中央銀行・政府において債券市場を分析してきた。加えて、銀行において米国債と欧州国債を中心に外債運用の経験もある。債券市場参加者は、政策金利の見通しを構築して、国債イールドカーブの先行きを予測しながら債券に投資する。中央銀行・政府の政策担当者は、国債イールドカーブが示唆する政策金利の見通しを分析し、債券市場参加者による金融政策に対する見方を踏まえて、政策決定による影響が金融市場を混乱させないように、債券市場参加者と対話する。すなわち、債券市場参加者や中央銀行・政府の政策担当者にとって、国債イールドカーブの分析は不可欠である。特に、国債イールドカーブの決定要因は債券市場参加者や中央銀行・政府の政策担当者にとって重要なテーマである。

しかしながら、先行研究において、債券市場参加者の視点が十分に考慮されておらず、国債イールドカーブの決定要因の分析は十分ではない、との認識に筆者は至った。

本研究における債券市場参加者の視点は、主に金融経済理論（特にマクロ経済理論）に基づき取引する、銀行、生保、損保等の機関投資家の視点である。

ここで、金融経済理論に基づかない取引をする市場参加者も一定割合存在する、との指摘もあろう。クオন্ツのような金融工学や数理モデルなど高度な数学的手法に基づき取引する市場参加者や、トレンド・フォロワー等のテクニカル分析に基づき取引する市場参加者などである。

しかし、債券市場では、そのような金融経済理論に基づかない取引をする市場参加者の割合は、株式市場に比べて低いとの見方が一般的である。例えば、日本銀行資金循環統計によって 2019 年度末の日本国債の保有割合をみると、個人投資家が 1.3%、非金融企業が 0.7%と僅少であって、銀行、生保、損保等の機関投資家の保有割合がほとんどである。一方、株式市場における個人投資家の保有割合が 15.4%、非金融企業が 33.4%を占め、機関投資家の保有割合は半分である。

金融経済理論に基づき取引する市場参加者の割合を正確に示すことは難しいが、債券市場においては、主に金融経済理論に基づかない取引をする個人投資家や非金融企業の割合が僅少であることから、債券市場参加者の視点は金融経済理論に基づく取引に収斂すると考えられる。筆者の外債運用の経験においても、日ばかりでトレーディングタッチに投資する際には、テクニカル分析に基づいて投資することもあったが、殆どの場合、金融経済理論に基づき金融政策

見通しを構築して投資していた。

こうしたことから、筆者は、先行研究と異なり、国債イールドカーブは金融経済理論に基づきよりシンプルに実証できる、と考へて本研究に取り組んだ。

債券市場参加者の視点をやや仔細に述べる。国債イールドカーブが先行きの政策金利見通しに基づいて形成されることから、債券市場参加者は中央銀行による政策金利引き上げ等の金融政策の先行きを予想しながら、国債を売買している。加えて、金融政策は先行きの景気物価動向によって左右されるため、債券市場参加者は公表される経済指標の結果を見ながら、日々、米国債を売買している。ここで、中央銀行による景気物価動向に応じた金融政策決定プロセスが金融政策反応関数と称されることを踏まえれば、債券市場参加者は中央銀行の金融政策反応関数を予想しながら、国債を売買していると考えられる。すなわち、国債利回りは随時公表される経済指標の結果を受けた金融政策見通しによって変動していると言えよう。

公表される経済指標の結果に対する反応が各年限の国債利回りによって異なるため、各年限の国債利回りを残存期間の小さい年限から順に並べた国債イールドカーブは、スティープ化する（傾きが急になる）場合も、フラット化する（傾きが緩やかになる）場合もある。また、国債イールドカーブが全体的に上方や下方へシフトすることがある上に、傾きの変化とシフトが同時に生じることもある。すなわち、国債イールドカーブの形状は経済指標の結果によって変化する。このように、債券市場参加者は経済指標を基に国債を取引しており、経済指標を基に金融政策見通しを構築しながら国債を取引している。国債イールドカーブは経済指標を基に取引されている。

一方、先行研究においては、国債を売買している債券市場参加者の視点に立った分析はほとんどない。先行研究は、国債イールドカーブの予測力に主眼が置かれ、AR（自己回帰）モデルやVAR（ベクトル自己回帰）モデルを使うことでモデルの当てはまり（決定係数）を引き上げている。自己ラグを説明変数に使うことで当てはまりが高くなる。

加えて、先行研究は、マクロ金融経済指標を説明変数としてモデルに組み込む場合にも、係数が有意であるなどの理由で選別している。国債イールドカーブが先行きの政策金利、金融政策の見通しに基づいて形成されるならば、金融政策反応関数で使用されるような経済指標によって、国債イールドカーブは説明されるはずである。ここで、テイラールール型の金融政策反応関数は、インフレ率ギャップと失業率ギャップ（GDPギャップ）からなる。すなわち、国債イールドカーブはインフレ率、失業率によって形成されると考えられる。

繰り返しになるが、先行研究は債券市場参加者の視点がほとんどない点で、残念である。ただ、国債イールドカーブをインフレ率、失業率で単純に回帰し

でも良好な推計結果が得られない、という推計技術上の問題を解決できなかったために、先行研究は債券市場参加者の視点を考慮できなかった、とも考える。

こうした問題意識から、本研究では、国債イールドカーブが債券市場参加者の先行きの政策金利見通しに基づいて主に形成されることを整理し、国債イールドカーブと経済指標の関係を明らかにする。特に、国債イールドカーブと金融政策反応関数の関係を明らかにする。加えて、各々の経済指標にする国債イールドカーブの形状変化（ベアフラットニング、ブルスティーピング等）も明らかにしたい。

そのため、本研究では、敢えて、国債イールドカーブと経済指標や金融政策反応関数との関係を、先行研究とは異なって自己ラグを外した静学モデルで分析する。

本研究は、①債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標を説明変数とし、②政策金利を説明変数に用いず、③レジーム・シフトを組み入れ、④自己ラグを外した静学モデルで、国債イールドカーブをモデル化することに特徴がある。加えて、本研究は、金融政策反応関数にも明確に言及する。

本研究が債券市場参加者や中央銀行・政府の政策担当者にとって、国債イールドカーブを理解する一助となることを願う。

目次

はしがき	1
序章 先行研究と問題意識	6
1. 先行研究	
2. 問題意識	
第一章 イールドカーブと金融政策見通し、経済指標	18
1. イールドカーブの考え方	
2. 金融政策の考え方	
3. イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係	
第二章 イールドカーブモデル	27
1. イールドカーブ形状の変化	
2. 主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブの分解	
3. 主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブモデルの特徴	
第三章 米金融政策見通し・経済指標に基づく米国債イールドカーブ変化	37
1. はじめに	
2. 経済指標と金融政策、イールドカーブの関係	
3. 各主成分得点と米経済指標の関係	
4. 結論	
補論	
第四章 日米独国債イールドカーブと金融政策反応関数による影響	51
1. はじめに	
2. 主成分分析によるイールドカーブと金融政策反応関数の関係	
3. 主成分分析による日米独国債イールドカーブの分解	
4. モデルの推計	
5. レジームシフトの考察	

6. インサンプル予測

7. 結論

補論

終章 69

あとがき 72

参考文献 74

序章 先行研究と問題意識

本研究は、国債イールドカーブが債券市場参加者の先行きの政策金利見通しに基づいて形成されることを整理し、国債イールドカーブと経済指標の関係を明らかにすることである。そして、国債イールドカーブと金融政策反応関数¹の関係を明らかにすることである。

序章では、国債イールドカーブの決定要因に関する先行研究を整理し、本研究の問題意識を明確にする。特に、主成分分析と Nelson-Siegel モデルでイールドカーブをモデル化した先行研究を扱う²。

1. 先行研究

1-1. 超過リターンの分析

2000 年代以前の国債イールドカーブの決定要因を分析する先行研究は、各年限の国債利回りの差（スプレッド）を使って傾きを議論するものなどが中心であり、国債イールドカーブ全体の動きを説明したものではなかった。例えば、3 ヶ月国債利回りと 10 年国債利回りのスプレッドを被説明変数として、自己回帰モデルや景気物価指標等で説明した。

また、特定の年限の国債利回り変化（1 年後の国債利回りと現在の国債利回りとの差）による収益と 1 年スポットレートとの差を超過リターン³と定義し、超過リターンの予測可能性を分析する研究も多い。

米国債については、Fama and Bliss (1987) が、各年限の国債の超過リターンは各年限のフォワードレートと 1 年スポットレートの差によって予測できることを示した。加えて、Campbell and Shiller (1991) が、各年限の国債の超過リターンは各年限のスポットレートと 1 年スポットレートの差によって予測できるとし、景気悪化によって短期金利の低下などを受けて長短金利差が拡大している時に、その後の長期金利が低下する傾向にあると報告した。

このように Fama and Bliss (1987) と Campbell and Shiller (1991) が各年限の超過リターンを、各年限のスポットレートと 1 年スポットレートの差や

¹ 公表される経済指標に応じた中央銀行による景気・物価見通しと金融政策の決定プロセスを「金融政策反応関数」と称する。

² 他のイールドカーブ・モデルとして、Affine モデルがある。Affine モデルは瞬間スポットレートの確率過程を表現し、無裁定条件・平均回帰性等の仮定を置く。詳細は紅林(2008)や齋藤(2016)を参照。主成分分析と Nelson-Siegel モデルのイールドカーブ・モデルは実証的に導出されたものであるという点で、Affine モデルと異なる。

³ 長期国債保有による収益から資金調達コストを引いたリターン。

各年限のフォワードレートと1年スポットレートの差を説明変数として回帰した。他方、Cochrane and Piazzesi (2005) は複数の年限のフォワードレートの線形結合を説明変数として、様々な年限の超過リターンを回帰分析した。結果、①決定係数が先行研究以上に高まったことや②4～5年国債の超過リターンは景気循環と関係していることを報告した。

超過リターンをマクロ金融経済指標で説明する分析もある。Ludvigson and Ng (2009) は、小売売上高や設備稼働率、CPI、株価等の132のマクロ金融経済指標を主成分分析で主成分として抽出したデータをマクロファクターとし、各年限のフォワードレートの線形結合に加えてマクロファクターを説明変数にして分析した。結果、各年限のフォワードレートの線形結合とマクロファクターを組み合わせたモデルの予測力が高いとした。

日本国債については、作道 (2009) が Cochrane and Piazzesi (2005) と同様の手法で分析し、日本国債利回りについても、フォワードレートによる説明力が高いとした。

1-2. 主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブのモデル化

このように各年限の国債利回りの差（スプレッド）を使って傾きを議論するものや、各年限における1年後の国債利回りと現在の国債利回りの差を使った超過リターンを議論するものが主流であったが、2000年代に入って Diebold and Li (2006) を嚆矢として、イールドカーブをモデル化した、国債イールドカーブ全体を対象とした決定要因の分析が多くなる。

Litterman and Scheinkman (1991) は米国債イールドカーブを主成分分析によって (1) 式のようにモデル化した一方、Nelson and Siegel (1987) は米国債イールドカーブを (2) 式のようにモデル化した⁴。

$$Y_{T,t} = \alpha_T \times PC_{1,t} + \beta_T \times PC_{2,t} + \gamma_T \times PC_{3,t} \quad (1)$$

$$Y_{T,t} = L_t + \left(\frac{1-e^{-T \times \lambda}}{T \times \lambda}\right) \times S_t + \left(\frac{1-e^{-T \times \lambda}}{T \times \lambda} - e^{-T \times \lambda}\right) \times C_t \quad (2)$$

(1) 式について、 $Y_{T,t}$ は時点 t における残存期間 T 年の国債利回りである。 α_T は第1主成分の固有ベクトル、 $PC_{1,t}$ は第1主成分の主成分得点、 β_T は第2主成分の固有ベクトル、 $PC_{2,t}$ は第2主成分の主成分得点、 γ_T は第3主成分の固有ベクトル、 $PC_{3,t}$ は第3主成分の主成分得点である。主成分得点である $PC_{1,t}$ と $PC_{2,t}$ 、 $PC_{3,t}$ は互いに独立として計算される。右辺の第一項(第1主成分)は水準、第二項(第2主成

⁴ 両モデルの特徴などの詳細は第二章で説明する。

分)は傾き、第三項(第3主成分)は曲率とみなすことができる。各主成分の固有ベクトルはファクター・ローディング、各主成分の主成分得点はファクターと称される。

(2) 式について、右辺第一項は水準、 L_t は水準ファクターを表す。水準ファクター・ローディングは1である。第二項は傾き、 $(\frac{1-e^{-T \times \lambda}}{T \times \lambda})$ は傾きファクター・

ローディング、 S_t は傾きファクターを表す。第三項は曲率、 $(\frac{1-e^{-T \times \lambda}}{T \times \lambda} - e^{-T \times \lambda})$ は曲率ファクター・ローディング、 C_t は曲率ファクターを表す。 λ はパラメータ。

(1) 式、(2) 式ともに、①右辺第一項の水準ファクター・ローディングと水準ファクターの積を水準、②右辺第二項の傾きファクター・ローディングと傾きファクターの積を傾き、③右辺第三項の曲率ファクター・ローディングと曲率ファクターの積を曲率として、イールドカーブを表す。

すなわち、主成分分析によるイールドカーブ・モデルと Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルは、水準、傾き、曲率の3ファクターで表す点で共通するイールドカーブ・モデルと言える。ただし、前者はファクター・ローディングを統計的手法である主成分分析によって非関数系で表す一方、後者はファクター・ローディングを関数系で表すという違いがある。

1-3. イールドカーブの決定要因分析

このようにイールドカーブを水準、傾き、曲率に分解したモデルを使って、イールドカーブ全体の動きを分析する試みがなされている。各ファクターの決定要因を分析することで、イールドカーブ全体の動きを把握できる。

主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルを使った決定要因分析について、先行研究を大別すると、(イ) 水準、傾き、曲率のファクターを自己ラグで説明したものや、(ロ) 水準、傾き、曲率のファクターを自己ラグとマクロ金融経済指標で説明したもの、(ハ) 水準、傾き、曲率のファクターを、複数のマクロ金融経済指標を主成分分析で主成分として抽出したデータをマクロファクターとし、自己ラグとマクロファクターで説明したものになる。

図表序-1: 先行研究の分類

モデルの 説明変数	イールドカーブ・モデル	
	主成分分析	Nelson-Siegel モデル
(イ) 自己ラ グ	Reisman and Zohar (2004)	Diebold and Li (2006) 【レジーム・シフト】 Levant and Ma (2017)
(ロ) 自己ラ グ+マクロ金 融経済指標	米澤・鈴木 (1997)	Diebold, Rudebusch and Aruoba (2006) Paccagnini (2016) Fabozzi, Martellini and Priault (2007) Maldonado, Prado and Lobo (2018) 藤井・高岡 (2008) Coroneo, Giannone and Modugno (2016) 【レジーム・シフト】 Byrne, Cao and Korobilis (2015) Zhu and Rahman (2015)
(ハ) 自己ラ グ+マクロフ ァクター	山岸・本廣 (2010)	Vierira, Chague and Fernandes (2017) Altavilla, Giacomini and Ragusa (2017) Swanson, Xiong and Yang (2020)
(ニ) マクロ 金融経済指標	津金・橋本 (1995)	高津・山崎 (2000)

(イ) 自己ラグによるイールドカーブの決定要因分析

まず、主成分分析や Nelson-Siegel モデルで分解した国債イールドカーブを、自己ラグで説明した先行研究である。

Diebold and Li (2006) は、Nelson-Siegel モデルによって米国債イールドカーブを水準、傾き、曲率に分解して、これらのファクターを被説明変数として自己ラグで説明している。結果、AR(1)モデルは、将来のスポットレートの期待値が現在のスポットレートと同じであるとする Random Walk モデルより

も、6ヵ月先、12ヵ月先の予測において予測力が上回ると報告している。

Reisman and Zohar (2004) は、主成分分析によって米国債イールドカーブを水準、傾き、曲率に分解して、これらのファクターを被説明変数として自己ラグで説明している。結果、ARMA モデルにおいて、週次データを用いた場合には予測力が確認される一方、月次データの予測力は低いと報告している。

分析手法を更に発展させレジーム・シフトを明示的に取り入れた先行研究もある。Levant and Ma (2017) は、Nelson-Siegel モデルによって米国債イールドカーブを水準、傾き、曲率に分解する際に、金利とボラティリティによってファクター・ローディングのパラメータ λ がレジーム・シフトするモデルを分析し、各ファクターを被説明変数として自己ラグで説明している。結果、高金利局面と低金利局面で、ファクター・ローディングのパラメータがシフトするとしている。

(ロ) 自己ラグとマクロ金融経済指標によるイールドカーブの決定要因分析

続いて、主成分分析や Nelson-Siegel モデルで分解した国債イールドカーブを、自己ラグに加えてマクロ金融経済指標で説明した先行研究である。

Diebold, Rudebusch and Aruoba (2006) は、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己ラグだけでなく、設備稼働率、個人消費支出デフレーター (PCE)、更に政策金利を説明変数にして分析している。結果、水準ファクターはインフレとの関係が強く、傾きファクターは実物経済の活動と強く関連しているが、曲率ファクターとマクロ金融経済変数との明確な関係はみられなかったと報告している。

Paccagnini (2016) は、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己ラグだけでなく、鉱工業生産、消費者物価 (CPI)、個人消費支出 (PCE)、更に政策金利を説明変数にして分析している。各ファクターの動きよりも、米国債イールドカーブの各年限の動きを分析した点に特徴がある。結果、米国債イールドカーブとマクロ金融経済指標の関係は年限によって異なることを報告している。

Maldonado, Prado and Lobo (2018) は、スペインとポルトガルの国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己ラグだけでなく、消費者物価指数 (CPI)、鉱工業生産を説明変数にして分析している。結果、スペイン国債とポルトガル国債の水準ファクターは強い相関を有することや、スペイン国債とポルトガル国債の曲率ファクターにおける相関はリーマンショック等の国際的なショックと関係があることを示している。

日本国債については、藤井・高岡 (2008) が、日本国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己ラグだけでなく、CPI、

鉱工業生産、公定歩合、東証株価指数、米国財務省証券（10年）、FF金利、米国長短金利差を説明変数にして分析している。単純なファクターの自己ラグのみのVARモデルよりマクロ金融経済変数を考慮したモデルの方が、説明力が高いとしている。

また、上記先行研究とはやや異なり、Coroneo, Giannone and Modugno (2016) は、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己ラグと二つの潜在変数（カルマンフィルターにより算出）を説明変数にして分析している。その上で、二つの潜在変数とマクロ金融経済指標との関係を分析し、二つの潜在変数は鉱工業生産のような経済成長と物価を考慮した実質金利と関係があるとしている。

これらの他、国債イールドカーブではないものの、Fabozzi, Martellini and Priault (2007) は、米金利スワップのイールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己ラグだけでなく、デフォルトスプレッド、株価ボラティリティ等の金融変数、更に金融政策見通しであるフォワードレートを説明変数にして分析している。結果、デフォルトスプレッド、株価ボラティリティ、短期金利及び先物金利等が、傾きファクターと曲率ファクターの変動の予測にとって有意性を持つことを示している。

以上の先行研究は国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルでモデル化した分析である。

主成分分析で国債イールドカーブを分解し、各ファクターとマクロ金融経済指標との関係を分析した先行研究には、米澤・鈴木（1997）がある。当該論文は、日本国債イールドカーブに加えて日本国債のフォワードレートカーブを主成分分析で分解して被説明変数とし、自己ラグに加えて、消費者物価、為替、M2+CD、経常収支、鉱工業生産を説明変数にして分析している。結果、金利変動は予想以上に自律的な動きに支配されており、マクロ経済変動からの影響はそれ程強くないことなどを報告している。

分析手法を更に発展させレジーム・シフトを明示的に取り入れた先行研究では、Byrne, Cao and Korobilis (2015) が米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解し、各ファクターと自己ラグ、FF金利、CPI、鉱工業生産との関係を、説明変数の係数が時間で変化する可変VARモデルで分析している。

加えて、Zhu and Rahman (2015) は、米国債イールドカーブの分解に Nelson-Siegel モデルだけでなく、レジーム・スイッチング・モデルを加えて分解して被説明変数とし、自己ラグだけでなく、設備稼働率、消費者物価指数（CPI）、更に政策金利を説明変数にして分析している。結果、①平時の低ボラティリティ局面と、②リーマンショックのような景気後退時の高ボラティリテ

イ局面で、経済指標等に対するイールドカーブの変化が異なることを報告している。

(ハ) 自己ラグとマクロファクターによるイールドカーブの決定要因分析

こうした各ファクターと自己ラグ、マクロ金融経済指標との関係を分析する先行研究とは異なって、複数のマクロ金融経済指標を主成分分析で主成分として抽出したデータをマクロファクターとし、マクロ金融経済指標の代わりにマクロファクターを使用する先行研究もある。

Vierira, Chague and Fernandes (2017) は、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解し、各ファクターを自己ラグだけでなく、GDP 成長率、消費者信頼感、エネルギー価格等の 169 の金融経済指標を主成分分析で主成分に集約したマクロファクターを説明変数にして分析している。

Altavilla, Giacomini and Ragusa (2017) は、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解し、各ファクターを自己ラグだけでなく、個人消費、消費者物価 (CPI)、鉱工業生産等の 23 の金融経済指標を主成分分析で主成分に集約したマクロファクターを説明変数にして分析している。加えて、マクロファクターの代わりに、ブルーチップ調査による物価予想や 3M 金利 (T-Bill) 予想を説明変数にしたモデルも分析している。結果、マクロファクターよりも、ブルーチップ調査による 3M 金利予想を説明変数にしたモデルの方が、国債イールドカーブの予測力は高いと報告している。

Swanson, Xiong and Yang (2020) は、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルに加えて、Nelson-Siegel モデルを拡張した 4 ファクターモデルである Nelson-Siegel-Svensson モデルでも分解した。米国債イールドカーブの予測力を分析するため、各ファクターの数期先を被説明変数とし、自己ラグだけでなく、生産、所得、労働市場、物価、金利等の 130 の金融経済指標を主成分分析で主成分に集約したマクロファクターを説明変数にして分析している。結果、①予測力がリーマンショック後にゼロ金利政策等から落ちていることや、②マクロファクターが予測力を高めることなどを報告している。

主成分分析で国債イールドカーブを分解し、各ファクターとマクロ金融経済指標との関係を分析した先行研究には、山岸・本廣 (2010) がある。当論文は、日本国債イールドカーブを主成分分析で分解して被説明変数とし、自己ラグだけでなく、生産関連や住宅投資関連、雇用関連、物価関連等の 85 の経済指標を主成分分析で主成分として抽出したマクロファクターを説明変数にして分析している。結果、マクロファクターは「水準」、「傾き」に対して説明力を有しているものの、長期金利に対する予測力は限定的である。単純な自己回帰モデルの方が、日本国債のイールドカーブにおける予測力が高いとしている。

(二) 自己ラグ無し、マクロ金融経済指標による決定要因分析

なお、国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解し、各ファクターを、自己ラグを使わずに、マクロ金融経済指標のみで説明した先行研究は、高津・山崎（2000）である。米国債イールドカーブを対象に、水準ファクターを NAPM 指数（現在は ISM 製造業景況指数）で単回帰するなど、各ファクターとマクロ金融経済指標の関係を簡単に見ている。結果、水準ファクターは NAPM 指数や財政収支と、傾きファクターは FF 金利と、曲率ファクターは NAPM 指数や実質長期金利と関係があるとしているものの、決定係数は 0.1～0.2 程度とどれも低い。

他方、主成分分析で日本国債イールドカーブを分解し、各ファクターとマクロ金融経済指標との関係を分析した先行研究は、津金・橋本（1995）である。当該論文は水準ファクターとインフレ率、傾きファクターと経済成長率、曲率ファクターとボラティリティの関係を検証した。結果、前者の二つは相関を有しているが、後者の「曲率」と金利のボラティリティの関係については、はっきりとした関係は認められなかったと報告している。

(ホ) その他

債券市場参加者が予想する国債イールドカーブを対象とした分析もある。吉田・加藤（2017）は、QUICK 月次調査（債券）の債券市場参加者による 1 カ月先予想日本国債イールドカーブ（新発 2、5、10、20 年債）を主成分分析によって水準、傾き、曲率に分解した。そして、各ファクターと Nomura-BPI 国債指数との関係を分析している。

また、国債イールドカーブを複数国の国債イールドカーブで主成分分析し、共通ファクターを抽出して分析する先行研究もある。Juneja（2012）は米国、英国、独国の国債イールドカーブを主成分分析している。Wellman and Truck（2018）は米国債イールドカーブを基準とする対米国債スプレッドのイールドカーブを、オーストラリア、カナダ、スイス、日本、英国で主成分分析している。Novosylov and Satchkov（2008）は、米国と英国、日本、カナダ等における国債イールドカーブとスワップカーブを主成分分析している。

2. 問題意識

債券市場参加者の視点では、国債イールドカーブが先行きの政策金利見通しに基づいて形成されると考えられ、例えば、米国の債券市場参加者は FRB による政策金利引き上げ等の金融政策の先行きを予想しながら、米国債を売買し

ている。加えて、金融政策は先行きの景気物価動向によって左右されるため、米国債券市場参加者は公表される米経済指標の結果を見ながら、日々、米国債を売買している⁵。別の言い方をすれば、米国債券市場参加者は、FRBによる金融政策反応関数を予想しながら米国債を売買している。すなわち、米国債利回りは米経済指標の結果による金融政策見通しによって変動していると考えられる。

この時、米経済指標の結果に対する反応が各年限の米国債利回りによって異なるため、各年限の米国債利回りを残存期間の小さい年限から順に並べた米国債イールドカーブは、スティープ化する（傾きが急になる）場合も、フラット化する（傾きが緩やかになる）場合もある。また、米国債イールドカーブが全体的に上方や下方へシフトすることがある上に、傾きの変化とシフトが同時に生じることもある。すなわち、米国債イールドカーブの形状は米経済指標によって変化する。

このように債券市場参加者が経済指標に基づき先行きの金融政策を見通しながら債券を売買しているが、国債イールドカーブの決定要因分析の先行研究においては、Diebold and Li (2006) や Reisman and Zohar (2004)、Levant and Ma (2017) が国債イールドカーブを自己ラグのみによって説明している。加えて、Diebold, Rudebusch and Aruoba (2006) に端を発する多くの先行研究 (Paccagnini (2016)、Fabozzi, Martellini and Priaulet (2007)、Maldonado, Prado and Lobo (2018)、藤井・高岡 (2008)、Coroneo, Giannone and Modugno (2016)、Byrne, Cao and Korobilis (2015)、Zhu and Rahman (2015)、米澤・鈴木 (1997)、Vierira, Chague and Fernandes (2017)、Altavilla, Giacomini and Ragusa (2017)、Swanson, Xiong and Yang (2020)、山岸・本廣 (2010)) は、自己ラグに加えて金融経済指標で説明している。しかし、債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標で国債イールドカーブ全体の動きを説明していない。先行研究は、マクロ金融経済指標を説明変数としてモデルに組み込む場合にも、係数が有意であるなどの理由で選別している。例えば、Vierira et al. (2017) や Altavilla et al. (2017)、Swanson et al. (2020)、山岸・本廣 (2010) での複数の経済指標等を主成分分析で主成分として抽出されるデータは、景気循環を示す景気動向指数等の代理変数と考えられる。しかし、債券市場参加者にとっては、主成分分析によって二次加工されるデータで

⁵ ここで示した米国債券市場参加者の視点は、次に挙げる文献に示されている。金融政策と経済指標の関係については、三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部 (2012) や雨宮 (2018)、小田・永幡 (2005)、伊藤・林 (2006) を参照。金融政策とイールドカーブの関係については、三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部 (2012) やモーラッド・ショウドリー (2010)、白塚 (2006) を参照。特に、三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部 (2012) は、債券市場参加者が経済指標に基づいて金融政策見通しを立て、国債イールドカーブを予測することを記している。

あって、算出根拠となる経済指標や算出方法等に共通認識（コンセンサス）がない。

また、Diebold et al. (2006) や Paccagnini (2016)、藤井・高岡 (2008)、Byrne et al. (2015)、Zhu and Rahman (2015) の先行研究のように国債イールドカーブを自己ラグと経済指標に加えて、政策金利で説明しているものもある。しかし、経済指標は金融政策を決定し、金融政策は国債イールドカーブを決定すると考えられることから、政策金利は経済指標によって決定されるものである。そのため、政策金利と経済指標を同時に説明変数とすることは過剰識別になる。この点もあって、ほとんどの先行研究は金融政策反応関数に明示的に言及していない。

こうしたことから、本研究では、国債イールドカーブと経済指標の関係を分析する際に、債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標を使う。加えて、国債イールドカーブとテイラールール型の金融政策反応関数との関係を明らかにする。更に、各々の経済指標に対する国債イールドカーブの形状変化（ベアフラットニング、ブルスティーピング等）も分析する。

次に、Levant and Ma (2017) や Byrne et al. (2015)、Zhu and Rahman (2015) は、レジーム・スイッチング・モデル等を明示的に組み入れて、時系列におけるレジーム・シフトを考慮している。債券市場参加者の視点でも、リーマンショック時のような金融危機時には、資金流動性と市場流動性が同時に損なわれ、国債イールドカーブの形状は平常時と異なることが予想される。加えて、歴代の FRB 議長によって、自然利子率（中立金利）等に対する見方が異なることなどから、金融政策スタンスが異なる。そのため、債券市場参加者による金融政策見通しも各々の FRB 議長の金融政策スタンスによって変化すると考えられる。

そのため、本研究においても、後者に着目して、時間による構造変化をモデル化するため、国債イールドカーブの分析にレジーム・シフトを取り入れて分析する。

最後に、Diebold et al. (2006) 等の多くの先行研究では、国債イールドカーブの予測力に主眼が置かれ、国債イールドカーブの各ファクターを回帰する際に、自己ラグを説明変数にした部分調整モデル等で分析している。自己ラグを用いる AR モデルや VAR モデルは、①モデルの当てはまり（決定係数）を高めて予測を行う点や、②変数間の動学的な関係を明らかにする点で有益である。

しかし、経済指標は金融政策を決定し、金融政策はイールドカーブを決定すると考えられることから、イールドカーブの各ファクターの自己ラグは経済指標によって決定される。すなわち、自己ラグに過去の経済指標の情報が大きく反映されていることから、各ファクターと経済指標の関係を直接表すことが難

しい⁶。

債券市場参加者の視点でも、自己ラグを用いる AR モデルや VAR モデルは、決定係数が高く、予測精度を高めるという点では利点があるものの、国債イールドカーブの大部分が自己ラグによって説明されてしまうことから、国債イールドカーブの予測を行う上で、当期や前期の国債イールドカーブを前提に、常に議論しなければならなくなり、直感的ではない。また、VAR モデルでは、ヒストリカル分解の手法によって自己ラグを用いずに変数間の決定要因を示すことも出来る、との指摘もあろうが、ショック（モデルで説明できない誤差）の累積が何かをイメージすることは困難である。

債券市場参加者としては、国債イールドカーブの形状を予測する際に、自己ラグを用いず、経済指標のみで予測できることを望む。例えば、モデルの説明変数に具体的な数値を入れるだけで各年限の国債利回りの理論値が導出できる、「米コア CPI が 2%かつ米失業率が 3%の時に、米 5 年国債利回りは 2%、米 10 年国債利回りが 3%である」というような解釈のし易いモデルが望ましい。

そのため、本研究では、敢えて、国債イールドカーブと経済指標や金融政策反応関数との関係を、先行研究とは異なって自己ラグを外した静学モデルで分析する。

先行研究を踏まえて纏めれば、本研究は、①債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標を説明変数とし、②政策金利を説明変数に用いず、③レジーム・シフトを組み入れ、④自己ラグを外した静学モデルで、国債イールドカーブをモデル化することに特徴がある。加えて、本研究は、国債イールドカーブと金融政策反応関数の関係にも明確に言及する。

本研究の構成は以下である。第一章では、国債イールドカーブの考え方と金融政策の考え方を整理した上で、国債イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係を示す。国債イールドカーブは景気見通しを起点とした物価見通し、金融政策見通しによって決定されると考えられる。中央銀行は景気・物価見通しを随時発表される経済指標から構築し、金融政策を決定する。すなわち、図表序-2 のように、債券市場参加者は公表される経済指標によって景気・物価見通し、政策金利等の金融政策見通しを構築していることから、国債イールドカーブは経済指標を起点として決定される。なお、公表される経済指標等を受けた中央銀行による景気・物価見通しと金融政策の決定を「金融政策反応関数」と称する。

第二章では、主成分分析と Nelson-Siegel モデルによる国債イールドカーブ・

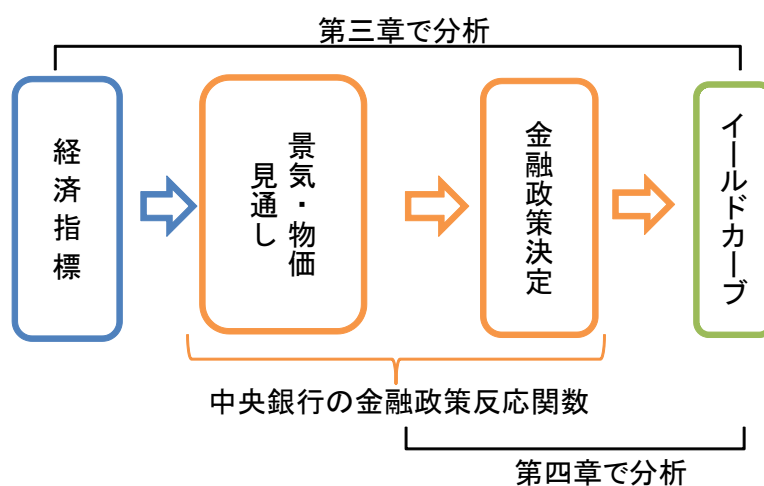
⁶ 宮崎(2006)は、「時系列モデルの弱点は、モデルの性質から予想結果に対する経済的な理由付けができないことである」としている。

モデルの特徴を比較・整理する。主成分分析によるイールドカーブ・モデルは、フィッティングが良いことに加えて、ファクターが相互に独立していることから、国債イールドカーブの決定要因を分析することに適していることを示す。

第一章と第二章での整理を踏まえて、第三章では、米経済指標と米国債イールドカーブの関係を分析する。米国債イールドカーブは米経済指標、特に、インフレ率と失業率によって構成されることを示す。

第三章での結果を踏まえて、第四章では、テイラールール型の金融政策反応関数と米日独国債イールドカーブの関係を分析する。インフレ率と失業率に加えて、自然利子率の影響があることを示す。ここで、米国債だけでなく、ドル、円、ユーロの主要三通貨において国債市場の流動性が最も高い債券である、日本国債、国債にも分析対象を広げる。

図表序-2: 経済指標、金融政策、イールドカーブの関係



第一章 イールドカーブと金融政策見通し、経済指標

イールドカーブと金融政策見通し、経済指標には、どのような関係があるのか。本章は、イールドカーブの考え方と金融政策の考え方を整理した上で、イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係を定性的に示す。具体的には、スポットレートとフォワードレートの関係を基に、イールドカーブが金融政策見通しに基づいて決定されることを整理する¹。次に、中央銀行は金融政策を経済指標に基づいて決定することを整理する²。こうした関係から、経済指標が起点となって、金融政策見通しが形成され、イールドカーブが形成されることを定性的に示す。

ただし、本章での整理は様々な単純化の仮定の下で成立する一般的な理論に基づいており、厳密な議論は捨象している。特に、金融政策の考え方については、ケインジアンとマネタリストで考え方が異なるなど議論があるが、2000年代以降の金融政策において主流となった金融政策の考え方に基づいて整理している³。

1. イールドカーブの考え方

1-1. スポットレートとフォワードレートの関係

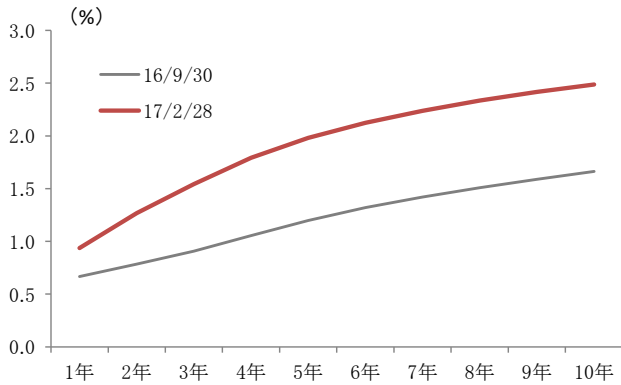
イールドカーブはある時点のスポットレートと期間の関係を表した曲線である。スポットレートは現在と将来の一時点の間に適用される金利である。イールドカーブは図表 1-1 のように横軸に期間、縦軸にスポットレートとし、短い期間から順に並べることで示される。例えば、2017年2月末の米国債イールドカーブは2年物スポットレートが1.3%、5年物スポットレートが2.0%、10年物スポットレートが2.5%である。

¹ 米国債利回りは、海外中銀による外貨準備運用のための米国債投資等の需給要因などによっても変動することがある。

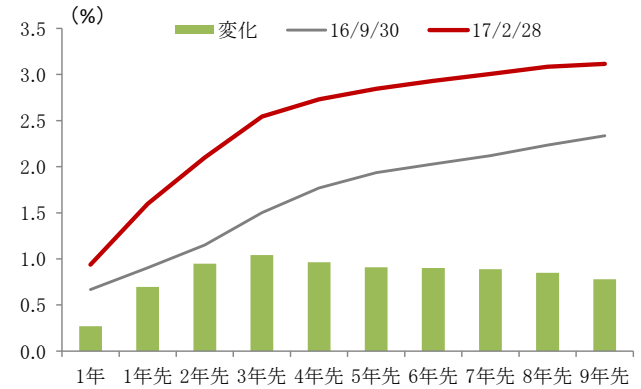
² 中央銀行は、金融ショック時に金融システム安定を企図して金融政策を決定することなどもある。

³ 詳細は、鶴飼・鎌田(2004)や小田・永幡(2005)を参照。

図表 1-1: 米国債のイールドカーブ



図表 1-2: 米国債の m 年先スタート 1 年物フォワードレートカーブ



(出所) Bloomberg

このスポットレートは別の期間のスポットレートとフォワードレートから構成される。フォワードレートは、異なる将来の二期間に適用される金利である。スポットレートとフォワードレートの関係は下式で示される。

$$(1 + r_n)^n = (1 + r_m)^m (1 + f_{m,n-m})^{n-m}$$

ここで、 r_n は n 年物スポットレート、 r_m は m 年物スポットレート ($n > m$)、 $f_{m,n-m}$ は m 年先 $n-m$ 年物フォワードレートである。 n 年物スポットレートが m 年物スポットレートと m 年先 $n-m$ 年物フォワードレートの積である。フォワードレートは二つの期間のスポットレートから算出されることがわかる。

1-2. イールドカーブと金融政策見通し

図表 1-2 は、図表 1-1 のスポットレートから m 年先 1 年物フォワードレートを算出し、将来時点の近い物から順に並べたフォワードレートカーブである。例えば、2017 年 2 月末の米国債のフォワードレートカーブは 1 年先 1 年物フォワードレートが 1.6%、4 年先 1 年物フォワードレートが 2.7%、9 年先 1 年物フォワードレートが 3.1% である。

ここで、1 年物スポットレートは翌日物金利のフォワードレートを 1 年間に渡って複利計算したものであることから、債券市場参加者による 1 年間の政策金利の見通しを反映する⁴。すなわち、イールドカーブから m 年先スタート 1

⁴ 短期金融市場参加者の視点では、1 年物スポットレートは、今後 1 年間の資金調達コストの見通しに基づいて決定されると考えられる。資金調達はコール市場等で行われることが多いので、1 年物スポットレートは今後 1 年間の翌日物金利の見通しを反映していると考えられる。

年フォワードレートを算出することで、債券市場参加者による政策金利の見通しを得る。つまり、イールドカーブは債券市場参加者による金融政策の見通しを示していると考えられる⁵。

図表 1-1 と図表 1-2 でイールドカーブと金融政策見通しの関係を具体的に示す。図表 1-1 で 2016 年 9 月末と 2017 年 2 月末の米国債イールドカーブを比較すれば、各年限の米国債利回りが上昇したことに加えて、イールドカーブの形状は傾斜の右上がり度合いが増している（スティーピング）。図表 1-2 で m 年先スタート 1 年物フォワードレートをみれば、2 年先から 3 年先スタートの 1 年物フォワードレートが大きく上昇していることがわかる。この変化は、2016 年秋にトランプ大統領が誕生したことを受けて、減税政策等の景気浮揚策によって米国景気が改善し、物価が上昇、FRB による政策金利引き上げペースが加速する上に、政策金利の最終的な引き上げ水準も高くなることを、債券市場参加者が予想したことによる。

このように、金融政策見通しの変化がフォワードレートを通じてイールドカーブに影響する。

1-3. イールドカーブ形状と金融政策見通し

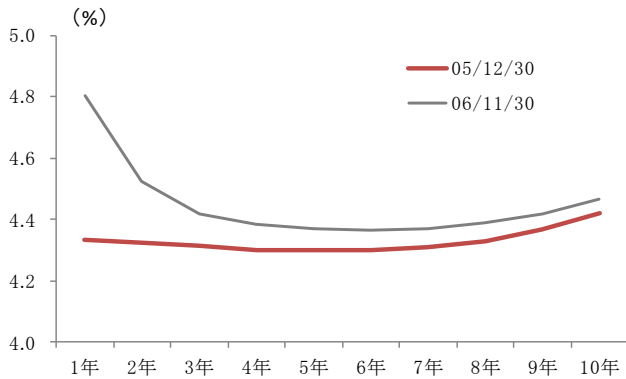
イールドカーブと金融政策見通しの関係をイールドカーブ形状から整理する。図表 1-1 のように傾斜が右上がりのイールドカーブは「順イールドカーブ」と称される。図表 1-2 のようにフォワードレートカーブも右上がりとなっており、将来の景気回復・改善、インフレ率上昇の予想によって、政策金利が引き上げられるとの金融政策見通しを示している。

次に、図表 1-3 の 2005 年 12 月末のイールドカーブのように、傾斜がフラットな（平坦な）イールドカーブ形状は「フラット・イールドカーブ」と称される。図表 1-4 の 2005 年 12 月末のフォワードレートカーブはフラットになっており、将来の景気持ち直し・鈍化、インフレ率横ばいの予想によって、政策金利が据え置かれるとの見通しを示している。

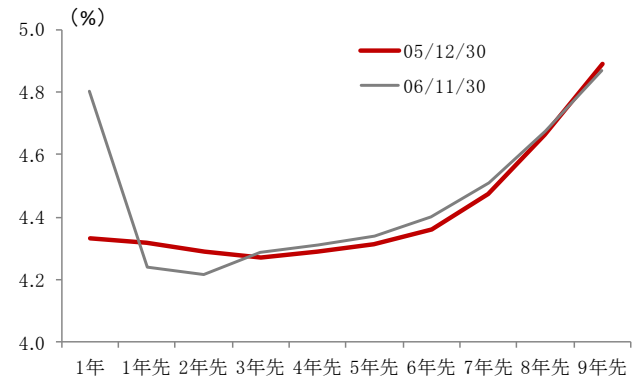
図表 1-3 の 2006 年 11 月末のイールドカーブのように、傾斜が右下がりのイールドカーブ形状は、「逆イールドカーブ」と称される。図表 1-4 の 2006 年 11 月末のフォワードレートカーブは右下がりになっており、将来の景気悪化、インフレ率低下の予想によって、政策金利が引き下げられるとの見通しを示している。

⁵ 財政の悪化した国の国債利回りには信用リスクプレミアムが課されることや、債券市場での取引量が少ない国債には流動性リスクプレミアムが課されることもある。

図表 1-3: 米国債のイールドカーブ



図表 1-4: 米国債の m 年先スタート 1 年物フォワードレートカーブ



(出所) Bloomberg

2005～06年にかけては、ITバブル崩壊後の景気回復・拡大局面にあって、米国景気は良好に推移し、FRBは2004年半ばから政策金利を緩やかに引き上げ、米国債イールドカーブは2005年12月末にはフラットな形状となった。その後も、サブプライムローンによる住宅投資の過熱感などから、FRBは2006年半ば迄に5.25%まで更に引き上げた。住宅ローン金利上昇を受けて住宅市場が調整局面入りしたことで、2006年11月末には先行きの景気鈍化、FRBによる政策金利の引き下げが意識されて、1年先1年物フォワードレートや2年先1年物フォワードレートが低下し、米国債イールドカーブは逆イールドの形状となった。

2. 金融政策の考え方

前節では、スポットレートとフォワードレートの関係から、イールドカーブが金融政策見通しに基づいて形成されることを整理した。本節では、金融政策の考え方を整理し、金融政策と経済指標の関係を示す。

金融政策の考え方を整理する上では、景気と物価、賃金の関係を理解する必要があることから、これらの関係をまず整理する。

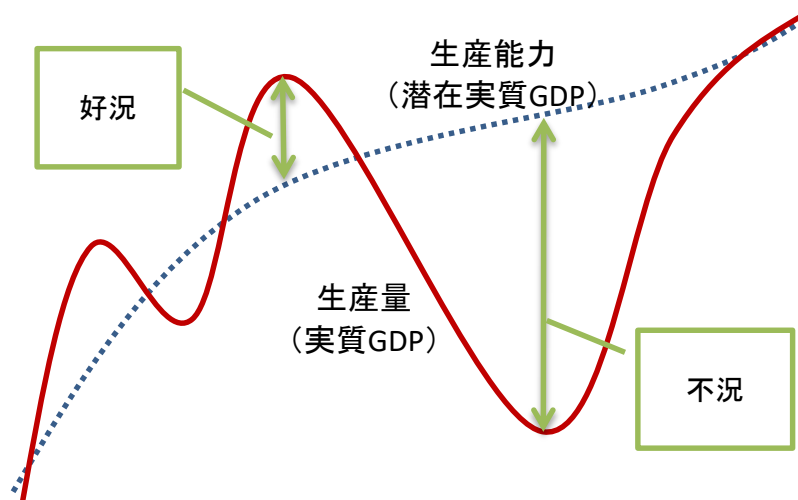
2-1. 景気と GDP ギャップ

まず、景気の良し悪しは、需要側の生産量(実質 GDP)と供給側の生産能力(潜在実質 GDP)との位置関係によって決定される⁶。現時点の生産量が生産

⁶ 生産能力は経済の過去のトレンドからみて「平均的な」生産要素(労働時間や労働人口、

能力を下回っていけば、経済には生産要素の未活用があり「景気は悪い(不況)」、一方、現時点の生産量が生産能力を上回っていけば、経済には生産要素の未活用はなく、「景気は良い(好況)」と言える(図表 1-5)⁷。すなわち、景気は実質 GDP と潜在実質 GDP の差である GDP ギャップによって測られる⁸。

図表 1-5: 景気、生産量、生産能力の関係



2-2. 景気と賃金

次に、景気が良い時に賃金は上昇し、景気が悪い時に賃金は下落する。仮に一国経済において、需要側の生産量は労働投入量と労働生産性の積によって表され、供給側の生産能力が潜在的な労働投入量と潜在的な労働生産性の積で表されるとする(生産量[実質 GDP] = 労働投入量 × 労働生産性、生産能力[潜在実質 GDP] = 潜在労働投入量 × 潜在労働生産性)。すなわち、生産要素は労働投入量のみであると仮定する⁹。労働生産性は大きく変化しないことから、生産量は労働投入量によって一意に決定される。労働投入量が潜在的な労働投入量を上回る状態では、労働需給が逼迫するため、賃金が上昇する一方、労働投

設備稼働率等)を投入した時に実現可能な生産量である。伊藤智他(2006)を参照。

⁷ 本稿での「生産要素の未活用はない」とは、生産要素を平均的な水準まで投入することを指す。

⁸ GDP ギャップによる景気判断の考え方は、2000年代以降に、ECB や BOJ 等の中央銀行において主流になっている。詳細は雨宮(2018)を参照。ただし、内閣府景気動向指数などのように、複数の経済指標を統合した指数によって、指数の水準、方向(転換)等から総合的に景気判断する考え方もある。

⁹ 一般的には、機械設備等の資本ストックを考慮して、生産量=労働投入量×資本ストック×全要素生産性で表される。本稿の説明では単純化のため、資本ストックを捨象する。

入量が潜在的な労働投入量を下回る状態は労働需給が緩慢になるため、賃金は下落すると考えられる（図表 1-6）。

図表 1-6: 景気、生産量、労働投入量の関係

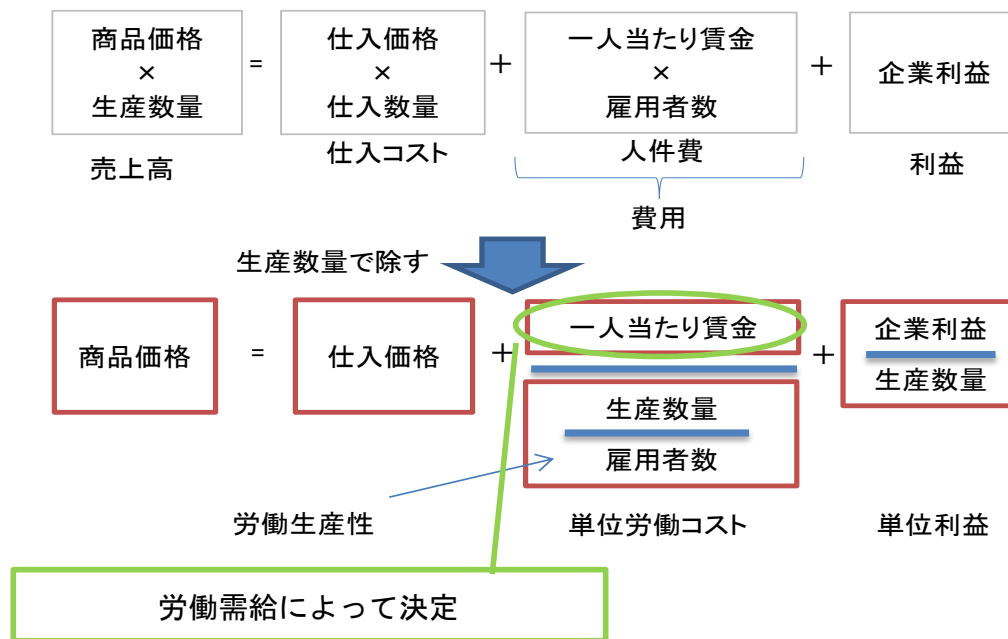
好況	生産量(実質GDP) ∨ 生産能力(潜在実質GDP) GDPギャッププラス	労働投入量 ∨ 潜在労働投入量 労働需給逼迫
不況	生産量(実質GDP) ∧ 生産能力(潜在実質GDP) GDPギャップマイナス	労働投入量 ∧ 潜在労働投入量 労働需給緩慢

2-3. 賃金と物価

最後に、商品価格は生産要素の価格に影響される。図表 1-7 のように企業行動でみれば、企業の商品価格は費用と利益によって決定されるため、一人当たり賃金を労働生産性で除した単位労働コストが商品価格の決定要因である。短中期的に労働生産性が安定的に推移すれば、商品価格は一人当たり賃金によって決定される。

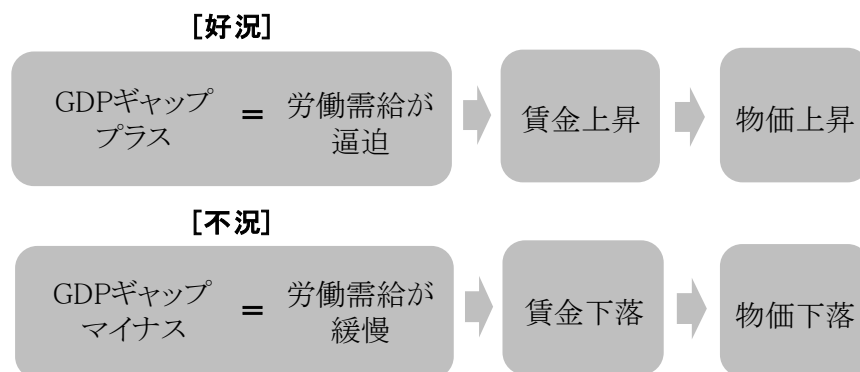
賃金の上昇時に、企業は、労働生産性が変らなければ、生産コストの上昇から商品価格を引き上げる。マクロでは、賃金の上昇が物価の上昇を齎す。一方、賃金の下落時に、企業は、労働生産性が変らなければ、生産コストの下落から商品価格を引き下げる。マクロでは、賃金の下落が物価の下落を齎す。すなわち、物価は賃金によって決定される部分が多い。

図表 1-7: 企業行動における商品価格と賃金の関係



こうした関係をまとめれば、景気が良い（生産量 [労働投入量] が生産能力 [潜在的な労働投入量] を上回る、GDP ギャッププラス）時に、賃金の上昇を介して物価は上昇する一方、景気が悪い（生産量 [労働投入量] が生産能力 [潜在的な労働投入量] を下回る、GDP ギャップマイナス）時に、賃金の下落を介して物価は下落すると考えられる¹⁰（図表 1-8）。

図表 1-8: 景気、賃金、物価の関係



¹⁰ 本稿では、簡潔に表現したが、実際には、物価が下落するような状況は少なく、物価上昇率の加速と物価上昇率の減速という表現にすることも考えられる。

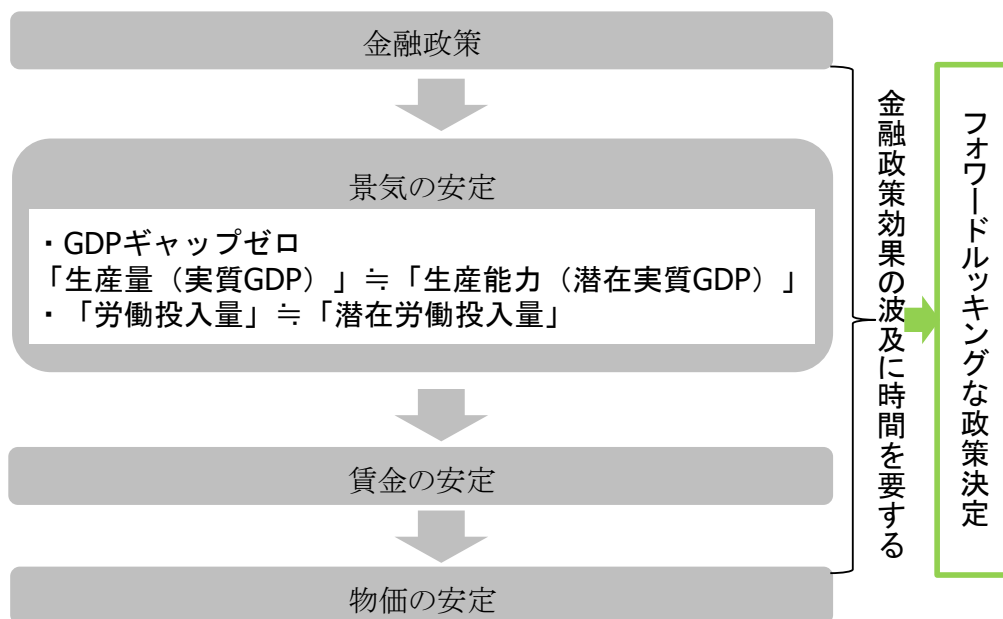
2-4. 景気・物価の安定と金融政策

景気と物価の関係を踏まえれば、中央銀行は物価の安定を達成するために賃金を安定させ、賃金を安定させるために需要側の生産量（労働投入量）を供給側の生産能力（潜在的な労働投入量）に一致させる¹¹。すなわち、中央銀行は物価安定のために GDP ギャップ（労働需給）を金融政策によって均衡させる。

金融政策が供給側の生産能力（潜在的な労働投入量）に影響を与えることは難しいことから、中央銀行は金融政策によって需要側の生産量（労働投入量）をコントロールする。加えて、中央銀行は GDP ギャップ（労働需給）の変化が賃金・物価に影響するまでに時間を要することも考慮して、フォワードルッキングに政策決定する。すなわち、中央銀行は景気物価見通し（直接的には GDP ギャップの見通し）を踏まえて政策金利を上げ・下げするなどの金融政策を行う。

こうした景気・物価の安定と金融政策の関係は、図表 1-9 のように整理できる。

図表 1-9: 金融政策の考え方



¹¹ 物価の安定について、FRB は 2%、ECB は 2%弱、BOJ は 2%としている。

3. イールドカーブ金融政策見通し、経済指標の関係

景気・物価と金融政策、イールドカーブの考え方から、債券市場参加者は景気物価動向を踏まえて金融政策の先行きを予想する。将来の景気持ち直し・回復から物価上昇が予想され、先行きの政策金利引き上げが期待される局面では、イールドカーブの形状は順イールドとなる。反対に、将来の景気減速・悪化から物価下落が予想され、先行きの政策金利引き下げが期待される局面では、イールドカーブの形状は逆イールドとなる。なお、将来の景気拡大・鈍化が予想され、物価上昇率の横ばい推移、先行きの政策金利据え置きが期待される局面では、イールドカーブの形状はフラットになる。こうした景気・物価・金融政策見通しとイールドカーブ形状の関係は図表 1-10 のように整理できる。

図表 1-10: 景気・物価・金融政策見通しとイールドカーブ形状

景気見通し	物価見通し (インフレ率)	金融政策 見通し (政策金利)	イールド カーブ形状
持ち直し、 回復	上昇	引き上げ	順イールド
拡大、鈍化	横ばい	据え置き	フラット
減速、悪化	低下	引き下げ	逆イールド

このようにイールドカーブは景気見通しを起点とした物価見通し、金融政策見通しによって決定されることが考えられる。中央銀行は景気・物価見通しを随時発表される経済指標から構築し、金融政策を決定する。債券市場参加者は公表される経済指標によって景気・物価見通し、政策金利等の金融政策見通しを構築していることから、イールドカーブは経済指標を起点として決定される。なお、中央銀行による経済指標を受けた景気・物価見通しと金融政策の決定を「金融政策反応関数」と称する。

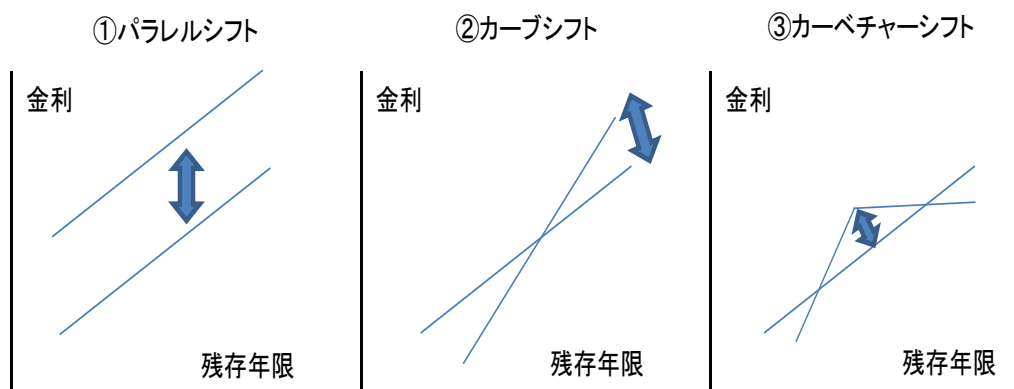
第二章 イールドカーブ・モデル

第一章では、イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係を整理した。本章では、イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係を実証する前に、主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルの特徴を整理する。

1. イールドカーブの形状変化

Diebold, Rudebusch and Aruoba (2006) 等の先行研究を踏まえてイールドカーブの形状を分解すると、イールドカーブは①水準、②傾き、③曲率により構成される。債券市場参加者の視点では、イールドカーブの形状変化は平行シフト、カーブシフト、カーベチャーシフトによって説明される（図表 2-1）。平行シフトは中長期的な政策金利の水準の変化など、カーブシフトは政策金利引上げペースの変化など、カーベチャーシフトは債券市場参加者の売買フロー等による需給要因やボラティリティ、中期的な景気の上振れ/下振れの期待、インフレ期待などに影響されると考えられる¹。

図表 2-1: イールドカーブの変動要因



1-1. 水準と傾きの変化

イールドカーブは金利先高観がある場合にはスティーピング（傾きが急勾配になること）、金利先安観がある場合にはフラットニング（傾きが平坦化する

¹ 詳細は三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部(2012)、四塚(2005)を参照。

こと)する。加えて、金利上昇を示す「ベア」、金利低下を示す「ブル」と組み合わせて、イールドカーブの形状変化は図表 2-2 のように整理できる。一般的に景気循環と景気循環に対応する金融政策から、イールドカーブの形状変化は矢印のように、ベア・スティーピング、ベア・フラットニング、ブル・スティーピング、ブル・フラットニング、そしてベア・スティーピングに回帰するような形で進む。

図表 2-2: イールドカーブの形状変化

	景気	金融政策	水準	傾き
ベア・スティーピング	景気持ち直し、回復	将来金融引締	上昇	スティーピング
ベア・フラットニング	景気拡大	金融引締	上昇	フラットニング
ブル・フラットニング	景気鈍化、減速	将来金融緩和	低下	フラットニング
ブル・スティーピング	景気悪化	金融緩和	低下	スティーピング

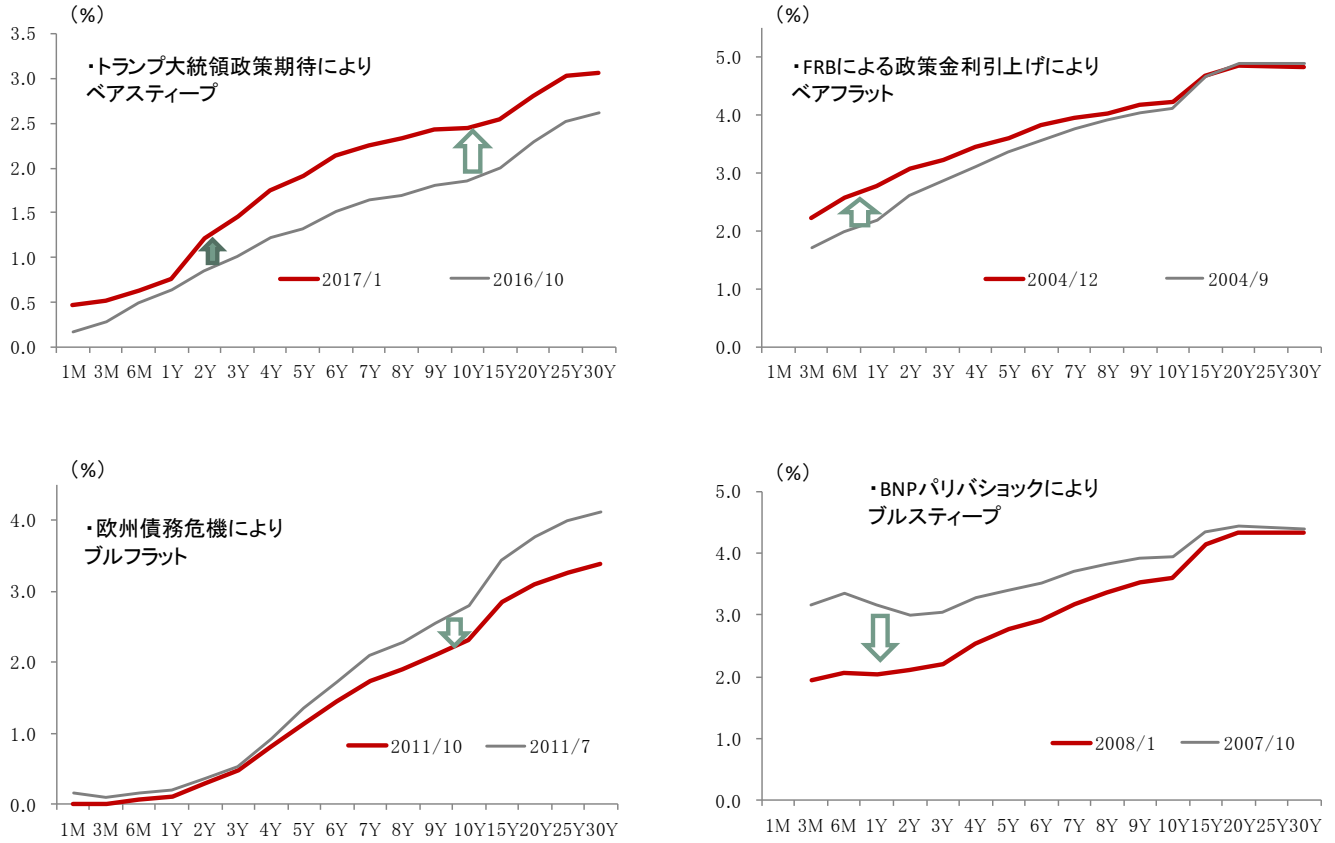
図表 2-3 で水準と傾きの変化による各イールドカーブの形状変化を例示する。ベア・スティーピングは景気持ち直し、回復により将来の金融引き締めを織り込んで長期金利が上昇する場面で生じる。2016 年 10 月末から 2017 年 1 月末にかけては、第一章で述べたようにトランプ大統領の減税政策による景気持ち直し、景気持ち直しを受けた FRB による先行きの FF 金利引き上げが意識された。

ベア・フラットニングは景気拡大、過熱により中央銀行が金融引き締めを実施する一方、長期金利は政策金利引き上げを既に織り込んでいる場面で生じる。2004 年 9 月末から 12 月末にかけては、IT バブル崩壊後のグレートモデレーションと言われる景気過熱時に、FRB は FF 金利引き上げを進めた。

ブル・フラットニングは景気鈍化・減速により将来の金融緩和を織り込む場面で生じる。2011 年 7 月末から 10 月末にかけては、欧州債務危機による米国の景気減速が意識された。

ブル・スティーピングは景気悪化により中央銀行が金融緩和を実施する一方、長期金利は既に政策金利引き下げを織り込んでいる場面で生じる。2007 年 10 月末から 08 年 1 月末にかけては、BNP パリバシヨックによる景気悪化から FRB は政策金利を引き下げた。

図表 2-3: 米国債イールドカーブの形状変化



(出所) Bloomberg

このように、イールドカーブの形状変化は、景気による金融政策見通しの変化を受けた、水準と傾きの変化によって生じる。

1-2. 曲率の変化

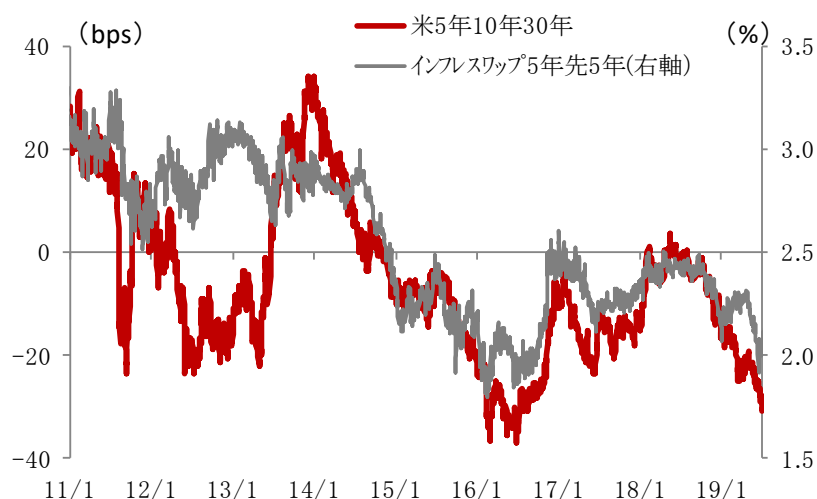
通常のイールドカーブは中長期ゾーンの期間が上に凸に膨らむ、逆U字型になっている。曲率の変化（カーベチャーシフト）はイールドカーブが逆U字型となる部分の変化である。この曲率の変化は、債券需給要因やボラティリティ、中長期的な景気に対する期待、インフレ期待などにより影響を受けるとされる²。

債券市場参加者の視点では、曲率の変化を測る方法はバタフライ・スプレッドである。例えば、米国債5年10年30年バタフライ・スプレッドは、10年国債利回りを2倍したものから、5年国債利回りと30年債利回りを引いた値である。この5年10年30年のバタフライ・スプレッドはインフレ期待（米インフ

² 詳細は四塚(2005)を参照。

レスワップ5年先5年)に連動することが経験的に知られている(図表2-4)。これは、インフレ期待が高まる場合に、10年国債利回りを中心にイールドカーブの中長期ゾーンの利回りが相対的に上昇することを示す一方、インフレ期待が弱まる場合に、10年国債利回りを中心にイールドカーブの中長期ゾーンの利回りが相対的に低下することを示す。

図表 2-4: 米国債5年10年30年バタフライ・スプレッド、米インフレスワップ5年先5年



(出所) Bloomberg

また、四塚(2005)は米国債イールドカーブの曲率の変化の一例として、MBS(Mortgage Backed Securities)投資家のコンベクシティ・ヘッジを債券需給要因として挙げている。前田・小池(2002)は曲率の変化について、①日本国債の場合、先物価格との連動性が高い最割安銘柄に近い7年債利回りなど、流動性が高い年限の利回りが大きく動くことが多いこと、②会計上の制約からパー債券を選好する一部投資家の影響が特定の年限の利回り形成に影響を与えることなどに言及している。このように曲率の変化については水準・傾きの変化とは異なり、多様な議論が存在する。

2. 主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブのモデル化

こうしたイールドカーブの形状変化の特徴を踏まえて、イールドカーブを水準、傾き、曲率によってモデル化する手法として、主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルが一般的に使われる。

2-1. 主成分分析によるイールドカーブ・モデル

主成分分析によるイールドカーブ・モデルは、統計的手法である主成分分析

によって水準、傾き、曲率を表現する。主成分分析は、全体の変動（散らばり）を互いに相関を有する多種類のデータから、互いに独立である少数の変数（主成分）で要約するための分析手法である。すなわち、データの持つ変動に関する情報を極力失うことなく、全体の変動をいくつかの主成分に統合するものである。

主成分分析によるイールドカーブは(1)式のように第 1 主成分と第 2 主成分、第 3 主成分の 3 ファクターモデルで表される。

$$\begin{bmatrix} Y_{short,t} \\ \vdots \\ Y_{mid,t} \\ \vdots \\ Y_{long,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{short} \\ \vdots \\ \alpha_{mid} \\ \vdots \\ \alpha_{long} \end{bmatrix} \times PC_{1,t} + \begin{bmatrix} \beta_{short} \\ \vdots \\ \beta_{mid} \\ \vdots \\ \beta_{long} \end{bmatrix} \times PC_{2,t} + \begin{bmatrix} \gamma_{short} \\ \vdots \\ \gamma_{mid} \\ \vdots \\ \gamma_{long} \end{bmatrix} \times PC_{3,t} \quad (1)$$

$\begin{bmatrix} Y_{short,t} \\ \vdots \\ Y_{mid,t} \\ \vdots \\ Y_{long,t} \end{bmatrix}$ は各年限の利回りである。 $Y_{short,t}$ は短期ゾーンの利回り、 $Y_{mid,t}$ は中長期

ゾーンの利回り、 $Y_{long,t}$ は超長期ゾーンの利回りを表す。 $\begin{bmatrix} \alpha_{short} \\ \vdots \\ \alpha_{mid} \\ \vdots \\ \alpha_{long} \end{bmatrix}$ は第 1 主成分の固

有ベクトル、 $PC_{1,t}$ は第 1 主成分の主成分得点、 $\begin{bmatrix} \beta_{short} \\ \vdots \\ \beta_{mid} \\ \vdots \\ \beta_{long} \end{bmatrix}$ は第 2 主成分の固有ベクトル、

$PC_{2,t}$ は第 2 主成分の主成分得点、 $\begin{bmatrix} \gamma_{short} \\ \vdots \\ \gamma_{mid} \\ \vdots \\ \gamma_{long} \end{bmatrix}$ は第 3 主成分の固有ベクトル、 $PC_{3,t}$ は第

3 主成分の主成分得点である。主成分得点である $PC_{1,t}$ と $PC_{2,t}$ 、 $PC_{3,t}$ は互いに独立として計算される。

右辺の第一項(第 1 主成分)は水準、第二項(第 2 主成分)は傾き、第三項(第 3 主成分)は曲率を示す。各主成分の固有ベクトルはファクター・ローディング、各主成分の主成分得点はファクターと称される。

2-2. Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデル

Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブは、3 ファクターの関数によって表される。(2) 式のように、主成分分析によるイールドカーブ・モデルと視覚的に対比できるように、ベクトル表現で表す。

$$\begin{bmatrix} Y_{short,t} \\ \vdots \\ Y_{mid,t} \\ \vdots \\ Y_{long,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} \times L_t + \begin{bmatrix} \frac{1-e^{-short \times \lambda}}{short \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-mid \times \lambda}}{mid \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-long \times \lambda}}{long \times \lambda} \end{bmatrix} \times S_t + \begin{bmatrix} \frac{1-e^{-short \times \lambda}}{short \times \lambda} - e^{-short \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-mid \times \lambda}}{mid \times \lambda} - e^{-mid \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-long \times \lambda}}{long \times \lambda} - e^{-long \times \lambda} \end{bmatrix} \times C_t \quad (2)$$

右辺第一項は水準、 $\begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$ は水準ファクター・ローディング、 L_t は水準ファク

ターを表す。第二項は傾き、 $\begin{bmatrix} \frac{1-e^{-short \times \lambda}}{short \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-mid \times \lambda}}{mid \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-long \times \lambda}}{long \times \lambda} \end{bmatrix}$ は傾きファクター・ローディング、 S_t は

傾きファクターを表す。第三項は曲率、 $\begin{bmatrix} \frac{1-e^{-short \times \lambda}}{short \times \lambda} - e^{-short \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-mid \times \lambda}}{mid \times \lambda} - e^{-mid \times \lambda} \\ \vdots \\ \frac{1-e^{-long \times \lambda}}{long \times \lambda} - e^{-long \times \lambda} \end{bmatrix}$ は曲率ファク

ター・ローディング、 C_t は曲率ファクターを表す。

(1) 式と (2) 式を比較すれば、主成分分析におけるイールドカーブ・モデルの式も Nelson-Siegel モデルにおけるイールドカーブ・モデルの式も、水準、傾き、曲率がファクター・ローディングとファクターの積で示されることがわかる。加えて、ファクター・ローディングは時変でない一方、ファクターは時変であることもわかる。

すなわち、主成分分析によるイールドカーブ・モデルと Nelson-Siegel モデル

によるイールドカーブ・モデルは、水準、傾き、曲率の3ファクターで表す点で、同じ種類のイールドカーブ・モデルと言える。ただし、前者はファクター・ローディングを統計的手法である主成分分析によって非関数系で表す一方、後者はファクター・ローディングを関数系で表すという違いがある。

3. 主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルの特徴

米国債イールドカーブを用いて、主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルの特徴を整理する。米国債イールドカーブは年限が 3M、6M、1Y、2Y、3Y、4Y、5Y、6Y、7Y、8Y、9Y、10Y、15Y、20Y、25Y、30Y のゼロクーポン・イールドカーブである。データの期間は 2000 年 1 月～2019 年 6 月、月次データ（月末値）、データの出所は Bloomberg である。

3-1. ファクター・ローディングの特徴

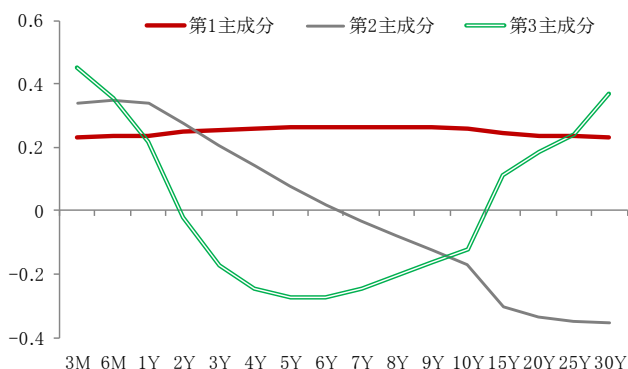
理論的に水準ファクター・ローディングは年限に対して水平、傾きファクター・ローディングは年限に対して右下がり、曲率ファクター・ローディングは年限に対して U 字型になる。

米国債イールドカーブにおける主成分分析と Nelson-Siegel モデルのファクター・ローディングは、Nelson-Siegel モデルが関数系であることから形状が滑らかである一方、主成分分析が統計的手法であって非関数系であることから形状は滑らかでないとの違いがあるものの、理論通り、同じ形状をしている（図表 2-5、2-6）。水準ファクター・ローディングは、年限に対して同じ水準になっていることで、ファクターの変化に対する各年限の動きが一律になることを示している。傾きファクター・ローディングは、①主成分分析は、短期ゾーンと超長期ゾーンの正負が逆になること、②Nelson-Siegel モデルは、短期ゾーンが 1 に近い一方で超長期ゾーンが 0 に近いことで、ファクターの変化に対する短期ゾーンと超長期ゾーンの動きが大きく異なることを示している。主成分分析は短期ゾーンと超長期ゾーンの動きが反対になり、Nelson-Siegel モデルは超長期ゾーンが動かない一方で短期ゾーンが大きく動くことを示している。

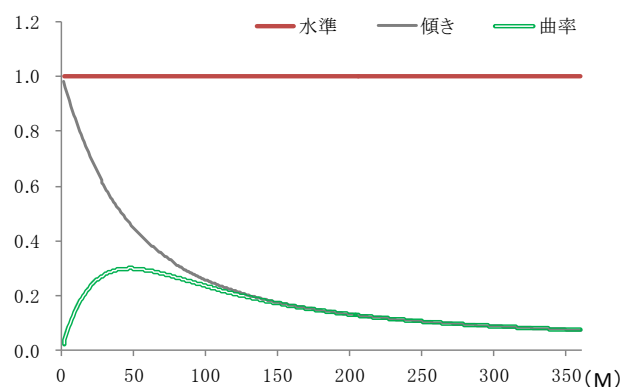
なお、曲率ファクター・ローディングは、短期ゾーンと超長期ゾーンに対して同程度の水準にある一方で、中長期ゾーンが異なる水準にあることで、ファクターに対する中長期ゾーンの動きが異なることを示す。ここで、主成分分析は U 字型、Nelson-Siegel モデルで逆 U 字型と凸方向が異なる。これは、主成分分析においては、第 3 主成分の固有ベクトルにおける U 字型の凸方向は、主成分得点の符号によって調整されることによる。曲率のファクター・ローディングとファクターの積は、主成分分析と Nelson-Siegel モデルで、同方向の動きに

なる。主成分分析と Nelson-Siegel モデルにおける曲率のファクター・ローディングでは、U字型の凸方向は問題にならない。

図表 2-5: 主成分分析におけるファクター・ローディング



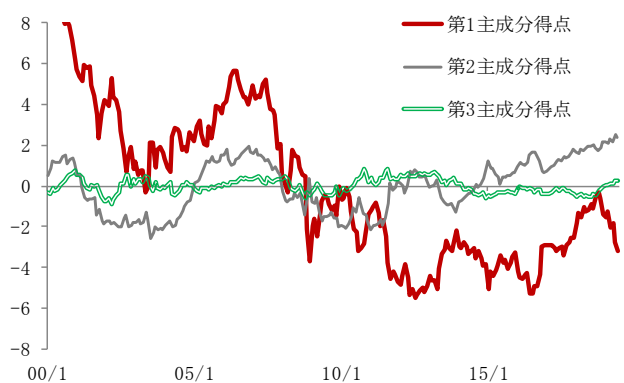
図表 2-6: Nelson-Siegel モデルにおけるファクター・ローディング



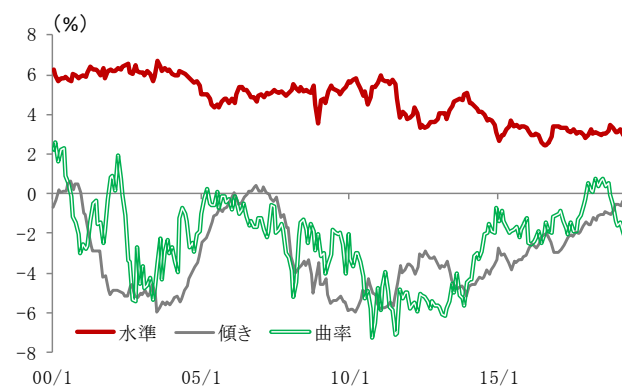
3-2. ファクターの特徴

図表 2-7、2-8 は米国債イールドカーブにおける主成分分析と Nelson-Siegel モデルのファクターの推移であり、図表 2-9 はファクター間の相関マトリックスを示す。

図表 2-7: 主成分分析におけるファクター



図表 2-8: Nelson-Siegel モデルにおけるファクター



図表 2-9: 主成分分析と Nelson-Siegel モデルにおけるファクターの相関マトリックス

	PC1	PC2	PC3	L	S	C
第1主成分得点:PC1	1.000					
第2主成分得点:PC2	-0.000	1.000				
第3主成分得点:PC3	0.000	-0.000	1.000			
水準:L	0.707	-0.683	0.181	1.000		
傾き:S	0.397	0.913	0.098	-0.325	1.000	
曲率:C	0.545	0.438	-0.708	-0.045	0.546	1.000

主成分分析と Nelson-Siegel モデルにおけるファクター間の相関をみれば、第1主成分得点 ($PC_{1,t}$) と水準ファクター (L_t) の相関、第2主成分得点 ($PC_{2,t}$) と傾きファクター (S_t) の相関は高い。第3主成分得点 ($PC_{3,t}$) と曲率ファクター (C_t) は逆相関しており、前述した通り、主成分分析における曲率ファクター・ローディングが負であるため、第3主成分得点の符号が逆転していることを示す。

主成分分析における第1主成分得点 ($PC_{1,t}$) と第2主成分得点 ($PC_{2,t}$)、第3主成分得点 ($PC_{3,t}$) は互いに独立である。一方、Nelson-Siegel モデルにおける水準ファクター (L_t) と傾きファクター (S_t)、曲率ファクター (C_t) は互いに相関しており、特に S_t と C_t の相関係数は 0.546 もある。そのため、 $PC_{1,t}$ が S_t 及び C_t と相関し、 $PC_{2,t}$ が L_t と逆相関及び C_t と相関している。

主成分分析におけるファクターは互いに独立である一方、Nelson-Siegel モデルにおけるファクターは互いに独立していないことが、大きな違いである。

3-3. フィッティングの特徴

最後に、主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルのフィッティングの良さを確認する。フィッティングの良さを確認するため、米国債イールドカーブの各年限における平均平方誤差 (Root Mean Squared Error) を比較する。各年限の RMSE は下式で表される。

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\widehat{Y_{short,t}} - Y_{short,t})^2}$$

$Y_{short,t}$ は各年限の国債利回りの実績値、 $\widehat{Y_{short,t}}$ は各年限の国債利回りの理論値である。

図表 2-10 は主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデル RMSE を年限別に示している。主成分分析によるイールドカーブ・モデルの RMSE は、Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルの RMSE よりも低い (6 ヶ月、3 年、4 年、5 年以外)。15~30 年の RMSE は、Nelson-Siegel モ

デルが主成分分析の約2倍になっている。

図表 2-10: 主成分分析と Nelson-Siegel モデルにおける RMSE

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年	15年	20年	25年	30年	全体
主成分分析	0.102	0.069	0.080	0.092	0.079	0.067	0.053	0.052	0.043	0.039	0.061	0.099	0.109	0.059	0.048	0.123	0.077
Nelson-Siegel モデル	0.116	0.054	0.108	0.100	0.075	0.058	0.048	0.057	0.056	0.056	0.073	0.119	0.196	0.112	0.081	0.237	0.110

主成分分析によるイールドカーブ・モデルは、Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルよりもフィッティングが良いことがわかる。特に超長期ゾーンのフィッティングが相対的に良い。

こうした主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルの特徴を踏まえて、第三章と第四章においては、主成分分析によるイールドカーブ・モデルを使って、イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係を分析していく。主成分分析によるイールドカーブ・モデルは、ファクター・ローディングが関数形で特定されていないものの、フィッティングが良いことに加えて、ファクターが相互に独立していることから、ファクターの変動要因を分析することに適している。

第三章¹ 米金融政策見通し・経済指標に基づく米国債イールドカーブ変化

1. はじめに

国債イールドカーブは何によって変化するのか。本章は、国債イールドカーブが金融政策見通しの影響を受け、その金融政策見通しが公表される経済指標によって形成されると考えられることから、国債イールドカーブと経済指標の関係を分析する。

米国債券市場参加者の視点では、国債イールドカーブが先行きの政策金利見通し（短期のフォワードレート）に基づいて形成されると考えられ、米国の債券市場参加者はFRBによる政策金利引き上げ等の金融政策の先行きを予想しながら、米国債を売買している。加えて、金融政策は先行きの景気物価動向によって左右されるため、債券市場参加者は公表される米経済指標の結果を見ながら、日々、米国債を売買している²。言い換えれば、米国債利回りは米経済指標の結果による金融政策見通しによって変動していると考えられる³。

この時、米経済指標の結果に対する反応が各年限の米国債利回りによって異なるため、各年限の米国債利回りを残存期間の小さい年限から順に並べたイールドカーブは、スティープ化する（傾きが急になる）場合も、フラット化する（傾きが緩やかになる）場合もある。また、イールドカーブが全体的に上方や下方へシフトすることがある上に、傾きの変化とシフトが同時に生じることもある⁴。すなわち、米国債イールドカーブの形状は米経済指標によって変化する。

先行研究は、こうした経済指標と金融政策、国債イールドカーブの関係を踏まえて、国債イールドカーブの決定要因を分析している。

2000年代以前の国債イールドカーブの決定要因を分析する先行研究は、各年限の国債利回りの差（スプレッド）を使って傾きを議論するものなどが中心で

¹ 本章は、天達(2020)に基づく。

² ここで示した米国債券市場参加者の視点は、次に挙げる文献に示されている。金融政策と経済指標の関係については、三菱東京UFJ銀行円貨資金証券部(2012)や雨宮(2018)、小田・永幡(2005)、伊藤・林(2006)を参照。金融政策とイールドカーブの関係については、三菱東京UFJ銀行円貨資金証券部(2012)やモーラッド・ショウドリー(2010)、白塚(2006)を参照。特に、三菱東京UFJ銀行円貨資金証券部(2012)は、債券市場参加者が経済指標に基づいて金融政策見通しを立て、国債イールドカーブを予測することを記している。

³ 米国債利回りは、海外中銀による外貨準備運用のための米国債投資などの需給要因によっても変動することがある。

⁴ イールドカーブが上方にシフトしつつ、傾きが急になる場合をベアスティープ、傾きが緩やかになる場合をベアフラットと言う。一方、イールドカーブが下方にシフトしつつ、傾きが急になる場合をブルスティープ、傾きが緩やかになる場合をブルフラットと言う。

あり、イールドカーブ全体の動きを説明したものではなかった。例えば、3 カ月国債利回り (T-bill) と 10 年国債利回りのスプレッドを被説明変数として、自己回帰モデルや景気物価指標等で説明した。

主成分分析⁵や Nelson-Siegel モデル⁶等の金融工学の発展によって、2000 年代に入って、イールドカーブを水準、傾き、曲率に分解してイールドカーブ全体の動きを分析する試みがなされている。例えば、Diebold and Li (2006) は Nelson-Siegel モデルによって、イールドカーブを水準、傾き、曲率に分解して、それらを被説明変数として自己回帰モデル等で説明している。

主成分分析や Nelson-Siegel モデルで分解したイールドカーブを経済指標で説明した分析は少なく、例えば、Fabozzi, Martellini and Priaulet (2007) が、米金利スワップのイールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己回帰モデルだけでなく、デフォルトスプレッド、株価ボラティリティ等の金融変数、更に金融政策見通しであるフォワードレートを説明変数にして分析している。また、Diebold, Rudebusch and Aruoba (2006) が、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己回帰モデルだけでなく、設備稼働率、個人消費支出デフレーター (PCE)、更に政策金利を説明変数にして分析している。Zhu and Rahman (2015) は、Diebold et al. (2006) を更に発展させ、米国債イールドカーブの分解に Nelson-Siegel モデルだけでなく、レジーム・スイッチング・モデルを加えて分解して被説明変数とし、自己回帰モデルだけでなく、設備稼働率、消費者物価指数 (CPI)、更に政策金利を説明変数にして分析している。①平時の低ボラティリティ局面と、②リーマンショックのような景気後退時の高ボラティリティ局面で、経済指標等に対するイールドカーブの変化が異なることを分析している。これらの先行研究は、自己回帰モデルと経済指標に加えて、政策金利やフォワードレートを説明変数としている点に特徴がある。

また、イールドカーブを経済指標で説明した分析では、Maldonado, Prado and Lobo (2018) は、Diebold et al. (2006) の手法を使って、スペインとポルトガルの国債イールドカーブを自己回帰モデルだけでなく、消費者物価指数 (CPI)、鉱工業生産を説明変数にして分析している。Vierira, Chague and Fernandes (2017) は、Diebold et al. (2006) の手法を使って、米国債イールドカーブを自己回帰モデルだけでなく、複数の経済指標と金融指標を主成分分析で主成分に集約したデータを説明変数にして分析している。日本では、山岸・本廣 (2010) が、①日本国債イールドカーブを主成分分析で分解して被説明変数とし、②自己回帰

⁵ 主成分分析は、データの持つ変動(散らばり)に関する情報を極力失うことなく、幾つかの主成分に統合しようとするもの。日本銀行調査統計局編(1985)を参照。

⁶ Nelson and Siegel(1987)を参照。

モデルだけでなく、複数の経済指標を主成分分析で主成分として抽出したデータをマクロ金融経済変数として説明変数にして分析している。これらの先行研究は、自己回帰モデルと経済指標を説明変数としている点に特徴がある。

しかし、先行研究は、債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標でイールドカーブ全体の動きを説明していない。例えば、Vierira et al. (2017) や山岸他 (2010) での複数の経済指標等を主成分分析で主成分として抽出されるデータは、景気循環を示す景気動向指数等の代理変数と考えられる。しかし、債券市場参加者にとっては、主成分分析によって二次加工されるデータであって、算出根拠となる経済指標や算出方法等に共通認識(コンセンサス)がない⁷。

本章では、米国債イールドカーブと米経済指標の関係を分析する。米国は移民流入による人口増加を起点とした内需中心の経済構造であることから、米国の金融政策は他国の景気の影響を受け難いと言われている⁸。そのため、米国債イールドカーブは他の国債の影響を受け難いことから、国債イールドカーブと経済指標の関係の分析に適していると考えられる。他方、独国債や日本国債のイールドカーブについては、米国への輸出国であるドイツや日本の景気が米国景気に大きく影響されることから、独国債や日本国債のイールドカーブは米経済指標の影響を日次の変化等で短期的に強く受ける。そのため、独国債と日本国債は自国の金融政策見通し・経済指標だけでなく、米国債利回りの動向を考慮しなければならないと考えられる。

また、先行研究のように国債イールドカーブを政策金利と自己回帰モデルで説明することも考えられる。しかし、経済指標は金融政策を決定し、金融政策は国債イールドカーブを決定すると考えられることから、政策金利と国債イールドカーブの自己ラグは経済指標によって決定される。そのため、敢えて、本章では、政策金利や自己ラグを外して、国債イールドカーブを経済指標のみで説明する点に特徴がある。

本章の構成は以下である。まず、2 節で経済指標と金融政策の関係、金融政策と国債イールドカーブの関係、これらの関係を踏まえた、経済指標と国債イールドカーブの関係を簡単に整理する。次に、3 節で米国債イールドカーブから主成分分析によって水準、傾き、曲率を抽出する。最後に、4 節で水準、傾き、曲率と金融政策決定と深く関係があると考えられる米経済指標との関係を

⁷ 債券市場参加者による日々の取引にとっては、個々の景気物価指標がイールドカーブに与える影響を主成分から抽出することは困難なため、債券市場参加者の実際の売買取引が主成分として抽出されるデータに基づくとは考え難い。

⁸ 輸出依存度(IMF、2016年)は米国が7.8%と低い一方、日本が13.1%、ドイツが38.5%と高い。

分析し、①米経済指標の良化（改善）による米国債イールドカーブの変化（ベアフラット、ベアスティープ）と、②米 10 年国債を使って米経済指標によって説明される国債利回り（理論値）からみた実際の利回りの評価を示す。特に、前者は、債券市場参加者が経済指標に対するイールドカーブの変化等を投資機会としている一方で、先行研究では言及されていない点であり、研究者や債券市場参加者への本章による貢献と考える。

2. 経済指標と金融政策、イールドカーブの関係

まず、経済指標と金融政策の関係を整理する⁹。先進国の中央銀行は金融政策の目的を物価の安定としている¹⁰。物価は景気によって主に決定され、景気が良ければ物価は上昇する一方、景気が悪ければ物価は下落する¹¹。そのため、中央銀行は物価を安定させるために、金融政策によって景気を安定させる¹²。中央銀行は経済指標に基づいて景気を判断し、物価を予測して金融政策を決定する。

次に、金融政策とイールドカーブの関係を整理する。イールドカーブはある時点のスポットレートと期間の関係を表した曲線である。例えば、1 年物スポットレートは翌日物金利のフォワードレートを 1 年間に渡って複利計算したものであることから、債券市場参加者による 1 年間の政策金利の見通しを反映する¹³。イールドカーブから M 年先スタート 1 年物フォワードレートを算出することで、債券市場参加者による政策金利の見通しを得る。つまり、イールドカーブは債券市場参加者による金融政策の見通しを示していると考えられる¹⁴。

⁹ 金融政策の考え方について、ケインジアンとマネタリストで考え方が異なるなど議論があるが、ここでは、現代の金融政策において主流である「新しいケインズ経済学(New Keynesian Economics)」に基づいて整理する。詳細は鶴飼・鎌田(2004)や小田・永幡(2005)を参照。

¹⁰ 先進国を OECD 加盟国とすると、デンマーク以外の国で物価の安定を金融政策の目的としている。デンマーク中央銀行の目的は通貨クローネの安定であり、クローネが安定すれば国内物価も安定するとの考え方が背後にある。詳細は伊藤・林(2006)を参照。

¹¹ 失業率ギャップまたは GDP ギャップ等で表される景気と物価の関係は、フィリップス曲線によって示される。詳細は雨宮(2018)や中谷(2006)を参照。

¹² 金融政策は政策金利を通じて失業率ギャップや GDP ギャップ等で表される景気をコントロールし、景気と物価の関係から物価をコントロールする。詳細は雨宮(2018)や中谷(2006)を参照。

¹³ 短期金融市場参加者の視点では、1 年物スポットレートは、今後 1 年間の資金調達コストの見通しに基づいて決定されると考えられる。資金調達はコール市場等で行われることが多いため、1 年物スポットレートは今後 1 年間の翌日物金利の見通しを反映していると考えられる。

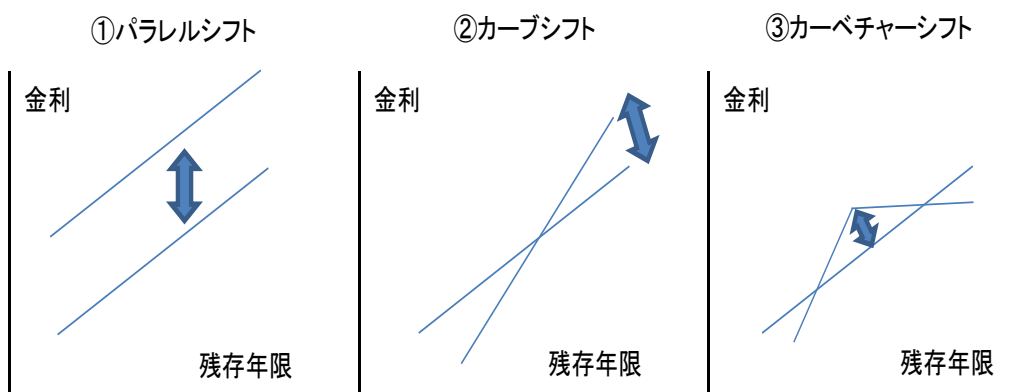
¹⁴ 財政の悪化した国の国債利回りには信用リスクプレミアムが課されることや、債券市場での取引量が少ない国債には流動性リスクプレミアムが課されることもある。

こうした経済指標と金融政策、イールドカーブの考え方から、債券市場参加者は景気物価動向を踏まえて金融政策の先行きを予想する。将来の景気回復・改善から物価上昇が予想され、先行きの政策金利引き上げが期待される局面では、イールドカーブの形状は順イールドとなると考えられる。反対に、将来の景気減速・悪化から物価下落が予想され、先行きの政策金利引き下げが期待される局面では、イールドカーブの形状は逆イールドとなる。このようにイールドカーブの形状は景気見通しを起点とした物価見通し、金融政策見通しによって決定されると考えられる。債券市場参加者は公表される経済指標によって景気物価見通し、政策金利等の金融政策見通しを構築していることから、イールドカーブの形状は経済指標によって決定されると考えられる。

Diebold et al. (2006) 等の先行研究を踏まえてイールドカーブの形状を分解すると、イールドカーブは①水準、②傾き、③曲率により構成される。債券市場参加者の視点では、イールドカーブの変動はパラレルシフト、カーブシフト、カーベチャーシフトによって説明される（図表 3-1）。パラレルシフトは中長期的な政策金利の水準の変化等、カーブシフトは政策金利上げペースの変化等、カーベチャーシフトは債券市場参加者の売買フロー等による需給などに影響されると考えられる¹⁵。

イールドカーブから抽出される水準、傾き、曲率と経済指標の関係を分析することで、①公表される経済指標によってイールドカーブが如何に変化するか（ベアフラットニング、ベアスティーピング、ブルフラットニング、ブルスティーピング）、②経済指標によって推定されるイールドカーブのレベル（各年限の国債利回り）から実際のイールドカーブのレベルを如何に評価すべきか等を議論できる。

図表 3-1: イールドカーブの変動要因



¹⁵ 詳細は三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部(2012)、四塚(2005)を参照。

3. 主成分分析による米国債イールドカーブの分解

米国債のイールドカーブを水準、傾き、曲率に分解するために主成分分析を用いる。主成分分析とは、全体の変動（散らばり）を、互いに相関を有する多種類のデータから、互いに相関を有しない少数の変数（主成分）で要約するための分析手法である。すなわち、データの持つ変動に関する情報を極力失うことなく、全体の変動を幾つかの主成分に統合するものである。

本章では、米国債イールドカーブ（3M、6M、1Y、2Y、3Y、4Y、5Y、6Y、7Y、8Y、9Y、10Y、15Y、20Y、25Y、30Y、ゼロクーポンイールドカーブ）の月次データ（月末値）を水準で主成分分析する¹⁶。データの期間は1995年1月末～2016年9月末である（データの出所はBloomberg）。図表3-2は本章で用いたデータの記述統計量である。

図表 3-2: 米国債利回りの統計量

標本期間（月次）：1995年1月末～2016年9月末（標本数 4,176）

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年	15年	20年	25年	30年
平均	2.503	2.557	2.703	2.911	3.141	3.367	3.566	3.738	3.887	4.024	4.154	4.280	4.726	4.905	4.902	4.819
標準偏差	2.252	2.260	2.270	2.189	2.084	1.970	1.857	1.763	1.688	1.622	1.558	1.496	1.409	1.404	1.315	1.207
最小値	0.019	0.037	0.103	0.204	0.284	0.429	0.605	0.790	0.978	1.168	1.362	1.512	1.617	1.902	2.226	2.213
最大値	6.277	6.321	6.745	7.121	7.282	7.370	7.400	7.416	7.438	7.457	7.464	7.458	7.498	7.791	7.798	7.486

主成分分析結果は、第3主成分まででほぼ100%の累積寄与度となり、特に第1主成分の説明力が高い（第1主成分の寄与度は95%）（図表3-3）。また、①第1主成分の固有ベクトルは各年限に対してほぼ水平であることから、第1主成分はイールドカーブの水準（変化はパラレルシフト）、②第2主成分の固有ベクトルは各年限に対して低下していることから、第2主成分は傾き（変化はカーブシフト）、③第3主成分の固有ベクトルは釣り鐘型であることから、第3主成分は曲率（変化はカーベチャーシフト）を示すと考えられる¹⁷（図表3-4）。

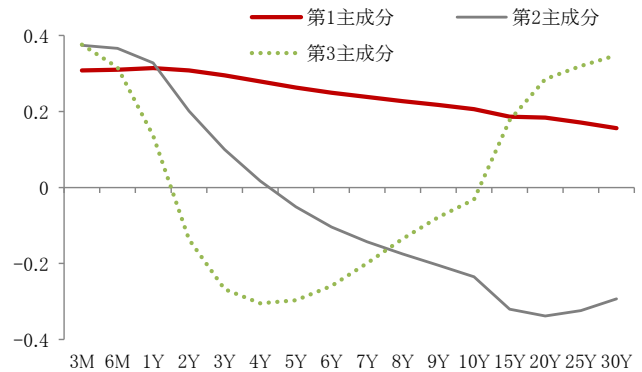
¹⁶ 主成分分析では、米国債イールドカーブ 3M、6M 等 16 個の月次データ（標本数 4,176）を、261 個のクロスセクションデータとして扱う。

¹⁷ 詳細は三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部（2012）を参照。

図表 3-3: 各主成分の寄与度、累積寄与度

潜在変数	固有値	寄与度	累積寄与度
第1主成分	49.39	0.95	0.95
第2主成分	2.49	0.05	0.99
第3主成分	0.20	0.00	1.00

図表 3-4: 各主成分の固有ベクトル

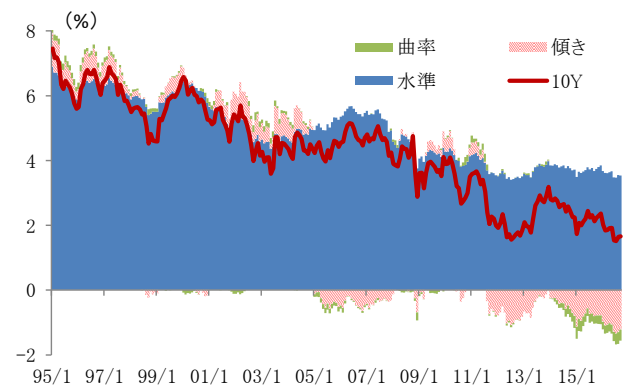


参考に、各固有ベクトルと各主成分得点によって各年限の米国債利回りを示すと、近年では、水準（第1主成分）は低下、傾き（第2主成分）はフラット化、曲率（第3主成分）は10年ゾーンの押し下げに効いている（図表 3-5、3-6）。

図表 3-5: 主成分分析による米5年国債利回り



図表 3-6: 主成分分析による米10年国債利回り



なお、イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解することも考えられるが、Nelson-Siegel モデルは、パラメトリックな特定の関数型で表現することから、理解がし易いというメリットがある一方、抽出された水準、傾き、曲率が互いに独立でないというデメリットを有する¹⁸。

¹⁸ 独立でない場合、水準、傾き、曲率の動きが、相関してしまうため、パラレルシフト、カーブシフト、カーベチャーシフトを正確に表すことができない。

4. 各主成分得点と米経済指標の関係

第1、第2、第3主成分得点と主要な米経済指標との関係を分析することで、米経済指標に対するイールドカーブの変化を示すことができる上に、各年限の国債利回りを米経済指標によって表すことができる。

本章では、被説明変数を各主成分得点、説明変数を代表的な米経済指標として、OLS（最小二乗法）により分析した（図表3-7、3-8）。具体的には、景気の需要側の米経済指標として、個人消費の代表的な指標である小売売上高（第1、第2主成分における予想される符号は正）と、住宅投資の代表的な指標である住宅着工件数（第1、第2主成分における予想される符号は正）を用いる。景気の供給側の米経済指標として、労働市場の代表的な指標である失業率（第1、第2主成分における予想される符号は負）と非農業部門雇用者数（第1、第2主成分における予想される符号は正）を用いる。景気によって影響される物価指標として、コアCPI（第1、第2主成分における予想される符号は正）を用いる。第3主成分は前述のように曲率を示すと考えられ、需給要因によって変動することから、経済指標との関係は不明である（第3主成分における符号は予想できない）。

図表 3-7: 主成分得点 (被説明変数)



図表 3-8: 米経済指標 (説明変数)

項目	説明変数
需要	小売売上高 (季調済前年比)
	住宅着工件数 (季調済年率換算)
労働市場	失業率 (季調済)
	非農業部門雇用者数 (季調済)
物価	コアCPI (前年比)
金融政策ダミー	バーナンキダミー (2006年2月～2014年1月)
	イエレンダミー (2014年2月～2016年9月)

加えて、FRB 議長による金融政策スタンスは、FRB 議長によって自然利子率（中立金利）等に対する見方が異なることから、債券市場参加者による金融政策見通しに影響する。すなわち、金融政策スタンスが金融政策見通しを介してイールドカーブに影響すると考えられる。そのため、グリーンズパン元 FRB 議長をベンチマークとして、バーナンキ元 FRB 議長、イエレン前 FRB 議長の各

期間にダミー変数を加える。

最後に、OLS は、米経済指標に 3 期のラグを考慮し、ステップワイズ法により有意な説明変数を選択する。

Diebold et al. (2006) や Zhu et al. (2015) は、説明変数に政策金利を加えており、経済指標のみで説明していない。2 節で前述したように政策金利は経済指標によって決定されることから、Diebold et al. (2006) 等は経済指標よりも政策金利でイールドカーブを説明することになる。加えて、自己回帰モデルを用いる先行研究では、2 節で前述したようにイールドカーブは経済指標によって決定されることから、経済指標よりも自己ラグでイールドカーブを説明することになる。本章では、政策金利も自己回帰モデルも用いずに、イールドカーブを経済指標のみで説明している点が、研究者や債券市場参加者への貢献と考える。

4-1. 推定結果:主成分得点と米経済指標の関係

第 1 主成分得点の推定結果は、各米経済指標の良化に対して米国債イールドカーブが上方に平行シフトすることを示す (図表 3-9、3-10)。バーナンキ元 FRB 議長とイエレン前 FRB 議長の金融政策スタンスは米国債イールドカーブを下方に平行シフトしたことを示す。

第 2 主成分得点の推定結果を加えれば、失業率と非農業部門雇用者数の良化に対してベアフラットニング、小売売上高とコア CPI の良化に対してベアステッピングすることを示す。バーナンキ前 FRB 議長、イエレン FRB 議長の金融政策スタンスはイールドカーブをブルフラットニングさせることを示す。

こうした米経済指標の結果に対する米国債イールドカーブの水準と傾きでの反応の違いを考察する。第一に、遅行指数である労働市場の失業率、非農業部門雇用者数よりも、一致指数である需要項目の小売売上高は、GDP ギャップの見直し変更を通じて、傾きが意味する政策金利引上げペースの見通しに直接的に影響する、と債券市場参加者が見ていることを示唆する。第二に、FRB はインフレーターゲティングを標榜しているため、直近の物価動向が政策金利引上げペースに直接的に影響する、と債券市場参加者は見ていることを示唆する。

また、バーナンキ元 FRB 議長とイエレン前 FRB 議長はグリーンспан元 FRB 議長等の歴代の FRB 議長よりも金融緩和に積極的であることが知られており、①政策金利の最終的な引き上げ水準を引き下げ (水準)、②政策金利引き上げのペースを遅らせる (傾き) という点で整合的な結果となっている。

なお、第 3 主成分得点の推定結果については、曲率は主に需給等の影響を受けたイールドカーブの歪みであることから、係数の予測はできない。実際に経済指標の良化に対して係数は正も負もある。

図表 3-9: 推定結果

説明変数	第1主成分		第2主成分		第3主成分	
	係数	ラグ	係数	ラグ	係数	ラグ
定数	1.804*** [0.010]	—	-4.178*** [0.000]	—	—	—
小売売上高(季調済前年比)	0.092** [0.046]	1期	-0.068*** [0.002]	1期	0.016*** [0.001]	1期
住宅着工件数(季調済年率換算)	—	—	—	—	-0.001*** [0.000]	3期
失業率(季調済)	-0.756*** [0.000]	3期	-0.306*** [0.000]	3期	0.034*** [0.000]	3期
非農業部門雇用者数(季調済)	0.013** [0.049]	1期	0.016*** [0.000]	3期	—	—
コアCPI(前年比)	1.461*** [0.000]	1期	-0.567*** [0.000]	1期	—	—
バーナンキ2006年2月～2014年1月	-1.739*** [0.000]	—	1.634*** [0.000]	—	-0.149*** [0.001]	—
イエレン2014年2月～2016年9月	-5.141*** [0.000]	—	1.889*** [0.000]	—	-0.786*** [0.000]	—
自由度修正済み決定係数	0.840	—	0.672	—	0.590	—

(注) 鉤括弧[]内は P 値を示す。***は 1%水準、**は 5%水準で有意であることを示す。
残差項の自己回帰によって、残差系列がホワイトノイズであることを確認した(補論参照)。

図表 3-10: 米経済指標の良化によるイールドカーブ変化

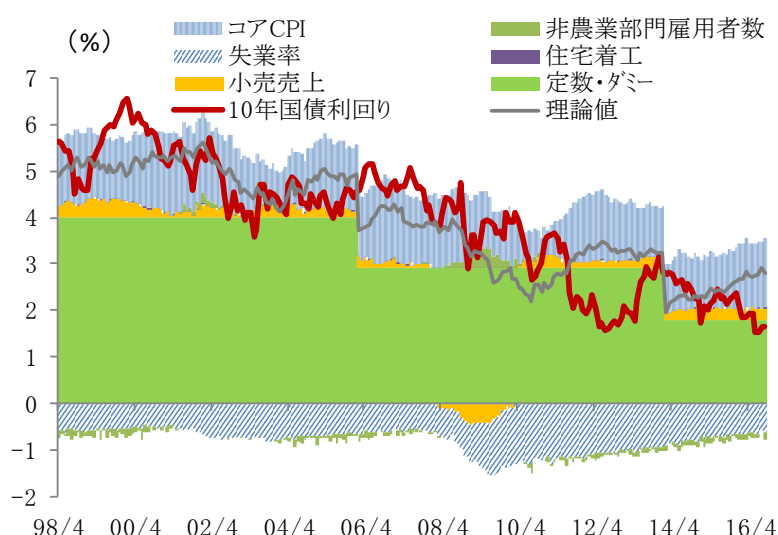
経済指標の良化等	パラレルシフト		カーブシフト		イールドカーブ変化
小売売上高(季調済前年比)	上方(ベア)	+	スティーピング	■	ベアスティーピング
失業率(季調済)	上方(ベア)	+	フラットニング	■	ベアフラットニング
非農業部門雇用者数(季調済)	上方(ベア)	+	フラットニング	■	ベアフラットニング
コアCPI(前年比)	上方(ベア)	+	スティーピング	■	ベアスティーピング
バーナンキ前FRB議長	下方(ブル)	+	フラットニング	■	ブルフラットニング
イエレンFRB議長	下方(ブル)	+	フラットニング	■	ブルフラットニング

4-2. 米経済指標で説明される 10 年国債利回り

推定結果を用いて、米経済指標で説明される 10 年国債利回り(理論値)と実際の利回りから以下の点が示唆される(図表 3-11)。第一に、コア CPI と失業率の寄与が大きい。これは、債券市場参加者が金融政策見通しを考える際にフィリップス曲線を意識しながら投資していることによろう。第二に、金融政策ダミー項の変化(図表 3-11 では定数・ダミーと表記)から、バーナンキ元 FRB 議長とイエレン前 FRB 議長の金融緩和スタンスは 10 年国債利回りを大きく下押ししている。このことは、前述したように両 FRB 議長は歴代の FRB 議長よ

りも金融緩和に積極的なことによる。第三に、2012～13年の緩和局面（QE2）や2016年以降で、理論値と実際の利回りは大きく乖離し、実際の10年国債利回りが低下している。これは、両FRB議長による金融緩和スタンスが債券市場参加者に認識される中で、海外中銀等によるキャッシュ潰しの米国債投資フローなどの影響を受けていることによる¹⁹。2013年5月のバーナンキショックのようなことが起これば、10年国債利回りは1%程度上昇することを示唆している（実際に、2016年秋にトランプ大統領による減税政策等への期待を受けて、10年国債利回りは1%前半から2.6%まで急激に上昇した）。最後に、1999～2000年のITバブル期や2006～07年のリーマンショック前の住宅バブル期には、実際の利回りは理論値よりも上方に大きく乖離している。これは、株や住宅等の資産価格がバブル化したことで、実態の景気物価以上に金融引き締めを行ったことによる。

図表 3-11: 米 10 年国債利回り、推定結果による理論値



5. 結論

本章は米国債イールドカーブから主成分分析によって抽出した水準、傾き、曲率と米経済指標の関係を分析した。第一に、小売売上高とコアCPIの良化はベアスティーピングを、失業率と非農業部門雇用者数の良化はベアフラット

¹⁹ 海外中銀は、為替介入で得た外貨準備のドルを、デフォルト懸念がない米国債で運用しなければならない。その際、金融政策見通しをあまり考慮せずに、機械的に米国債に投資することがある。こうした投資行動を「キャッシュ潰し」と称する。

ニングをもたらす。第二に、バーナンキ元 FRB 議長とイエレン前 FRB 議長の金融政策スタンスはイールドカーブのブルフラットニングをもたらした。第三に、10 年国債利回りは、コア CPI と失業率の寄与が大きく、債券市場参加者はフィリップス曲線を意識して主に投資していると考えられる。最後に、2012～13 年の緩和局面や 2016 年以降では、米経済指標で説明される理論値と実際の利回りは大きく乖離して、10 年国債利回りは低下した。米国債投資フロー等の影響を受けていると考えられる。2013 年 5 月のバーナンキショックのようなことが起これば、10 年国債利回りは 1% 程度上昇することを示唆し、実際に 2016 年秋にトランプ大統領への期待から急上昇した。

本章は、Diebold et al. (2006) や Zhu et al. (2015) などの先行研究と違って、①政策金利を用いずに、米国債イールドカーブを経済指標のみで説明する点や、②各々の経済指標に対してイールドカーブの形状変化（ベアフラットニング、ベアスティーピング、ブルフラットニング、ブルスティーピング）を示す点などで、研究者や債券市場参加者に貢献している。

更なる研究では、平時とリーマンショックのような景気後退時では、こうした関係が異なることも考えられるため、Zhu et al. (2015) のようなレジーム・スイッチング・モデルを使ってイールドカーブを分析することも有用であろう。

補論 4-1 節（図表 3-9）の残差項について

補論では、図表 3-9 の第 1 主成分得点と第 2 主成分得点を被説明変数とした回帰モデルの残差項を検証する。なお、第 3 主成分得点を被説明変数とした回帰モデルは、本論で指摘したように解釈が困難であることから議論しない。

（補 1）式のように、図表 3-9 の回帰モデルにおける残差項（ u_t ）を 1 次で自己回帰する＜AR（1）＞と、残差項の 1 次の自己ラグの係数（ ρ ）は 1 未満である上に、決定係数も高い。ダービン・ワトソン統計量は 2 に近い上に、当該自己回帰による残差項（ e_t ）は 0 周りで推移し、自己相関していないことを確認できる²⁰。すなわち、自己回帰による残差項（ e_t ）はホワイトノイズである（補論図表 3-1、3-2）。

$$PC_{1,t} = \alpha + \beta U_t + \gamma P_t + \dots + u_t \quad (\text{図表 3-9 の回帰モデル})$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \quad (\text{補 1})$$

図表 3-9 の回帰モデルにおける残差項には自己相関がみられる。しかし、①図表 3-9 の回帰モデルの決定係数が高いことと、②残差系列が AR(1) で記述できる定常なものであると考えられることから、図表 3-9 の回帰モデルは説明変数の持つ情報を効果的に利用していると評価できる。

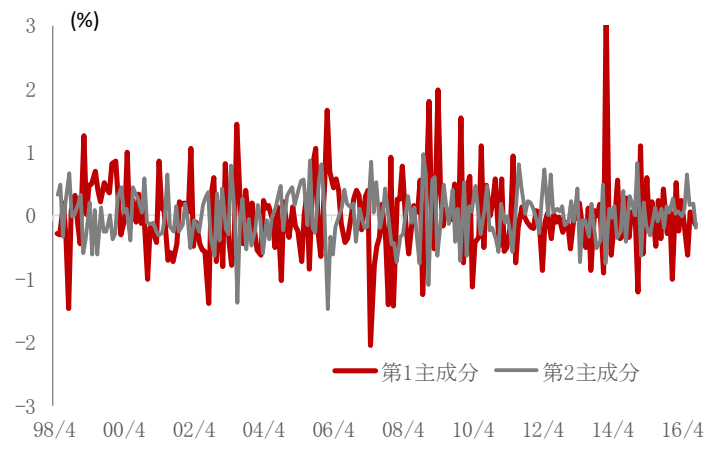
補論図表 3-1: 図表 3-9 の回帰モデルの残差項における 1 次自己回帰

	第1主成分推計結果の誤差項	第2主成分推計結果の誤差項
誤差項の自己ラグの係数	0.872 ^{***} [0.000]	0.788 ^{***} [0.000]
自由度修正済み決定係数	0.768	0.619
ダービン・ワトソン統計量	2.184	2.041

（注）鉤括弧 []内は P 値を示す。***は 1%水準で有意であることを示す。

²⁰ 残差項を単位根検定し、1%有意水準で定常であることを確認した。

補論図表 3-2: (補 1)式における残差系列の推移



第四章 日米独国債イールドカーブにおける金融政策反応関数による影響

1. はじめに

イールドカーブとマクロ経済との関係を研究する分野は、マクロファイナンスと呼ばれる¹。イールドカーブを **Affine** 型モデルによって表し、経済成長率とインフレ率などのマクロ経済指標と金利の期間構造の関係の解明を試みた **Ang and Piazzesi(2003)** 以降、当該研究は発展してきた。マクロファイナンスにおいては、マクロ経済指標と金利の期間構造の関係の解明を試みる研究が多いが、テイラールール等の金融政策反応関数との関係を明示して分析しているものはほぼない²。本章はイールドカーブと金融政策反応関数との関係を解明する。

債券市場参加者の視点では、スポットレートとフォワードレートとの関係からイールドカーブが金融政策に基づいて形成されると考えられ、債券市場参加者は中央銀行による政策金利引き上げ等の金融政策の先行きを予想しながら、国債を売買する。加えて、金融政策は先行きの景気物価動向によって左右されると考えられるため、債券市場参加者は公表される経済指標の結果を見ながら、日々、国債を売買している。すなわち、債券市場参加者は、中央銀行による金融政策と経済指標の関係である金融政策反応関数を想定しながら国債を主に売買していると考えられる³。

¹ マクロファイナンスを紅林(2008)や市川(2012)等に倣ってこのように定義した。ただし、Cochrane(2017)がマクロファイナンスを「資産価格と景気変動 (asset price and economic fluctuations) との関係」と定義するなど、広義には「金融市場とマクロ経済の関係」と定義できる。

² 例えば、Diebold, Rudebusch and Aruoba (2006)は、米国債イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解して被説明変数とし、自己回帰モデルだけでなく、設備稼働率、個人消費支出デフレーター (PCE)、更に政策金利を説明変数にして分析している。Zhu and Rahman(2015)は、Diebold et al. (2006)を更に発展させ、米国債イールドカーブの分解に Nelson-Siegel モデルだけでなく、レジーム・スイッチング・モデルを加えて分解して被説明変数とし、自己回帰モデルだけでなく、設備稼働率、消費者物価指数 (CPI)、更に政策金利を説明変数にして分析している。Maldonado, Prado and Lobo(2018)は、Diebold et al. (2006)の手法を使って、スペインとポルトガルの国債イールドカーブを自己回帰モデルだけでなく、消費者物価指数 (CPI)、鉱工業生産を説明変数にして分析している。Vierira, Chague and Fernandes (2017)は、Diebold et al. (2006)の手法を使って、米国債イールドカーブを自己回帰モデルだけでなく、複数の経済指標と金融指標を主成分分析で主成分に集約したデータを説明変数にして分析している。

³ ここで示した債券市場参加者の視点は、次に挙げる文献に示されている。金融政策と経済指標の関係については、三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部 (2012)や雨宮 (2018)、小田・永幡 (2005)、を参照。金融政策とイールドカーブの関係については、三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部 (2012)やモーラッド・ショウドリー (2010)、白塚 (2006)を参照。特に、三菱東京 UFJ 銀行円貨資金証券部 (2012)は、債券市場参加者が経済指標に基づいて金融政策見通

テイラールール型の金融政策反応関数は、下記式のように失業率ギャップ、インフレ率ギャップによって政策金利が決定される⁴。ここで、 r_t は政策金利、 r^* は自然利子率、 U^* は自然失業率、 U_t は失業率、 p^* はインフレ目標値、 P_t はインフレ率である。自然利子率や自然失業率、インフレ目標を定数とすることが Taylor (1993) の考え方であった⁵。

$$r_t = r^* + p^* + a(U_t - U^*) + b(P_t - p^*)$$

しかし、パウエル FRB 議長が「自然利子率と自然失業率は算出方法によって異なり、不透明である。しかし、自然利子率と自然失業率は大きく変化しないものだが、近年では低下している可能性がある」旨を指摘した⁶。実際に、パウエル FRB 議長の指摘を Holston, Laubach and Williams (2017) は自然利子率について実証している。Holston et al. (2017) は米国とユーロ圏、英国、カナダの自然利子率 (r^*) を計測し、自然利子率が低下していることを示した (図表 4-1)。特に、2008 年のリーマンショック後に 4 か国で共通して水準が切り下がっている上に、米国とカナダでは 2000 年の IT バブル崩壊後や、ユーロ圏では 2011 年の欧州債務危機後に水準が切り下がっているように見える。

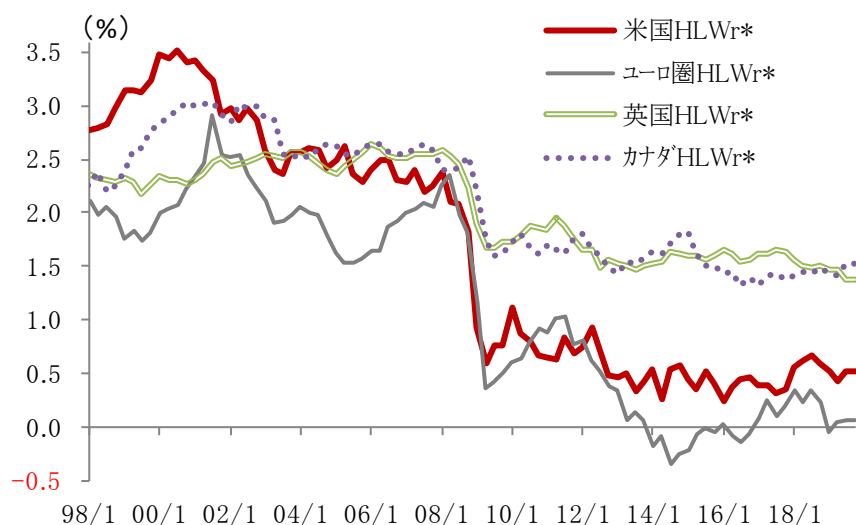
しを立て、国債イールドカーブを予測することを記している。

⁴ 詳細は小田・永幡 (2005) を参照。

⁵ Taylor (1993) では、米国について自然利子率を 2%、インフレ目標を 2%、潜在 GDP を潜在成長率 2.2%としている。

⁶ 詳細は Jerome Powell (2018/8/24) “Monetary Policy in a Changing Economy” (カンザスシティ連銀主催ジャクソンホールでのシンポジウムで講演) を参照。パウエル FRB 議長は自然利子率 (r^*)、自然失業率 (U^*)、インフレ目標 (p^*) を三つのスター (stars) と表して論じた。

図表 4-1: 米国、ユーロ圏等の自然利子率



(注) HLWr*は Holston, Laubach and Williams モデルによる自然利子率。

(出所) NY 連銀

この観点では、イールドカーブに影響を与えると考えられる金融政策反応関数において、自然利子率等で水準の変化が生じており、イールドカーブにも水準の変化が生じていると考えられよう。

日本におけるマクロファイナンスの論文として、山岸・本廣(2010)が挙げられる。当該論文では、まず、日本国債のイールドカーブを主成分分析で「水準」、「傾き」、「曲率」に分解している⁷。次に、金利の期間構造とマクロ経済の関係を分析するため、複数の経済指標を主成分分析で主成分として抽出したデータを、マクロ金融経済変数(マクロファクター)としている。最後に、日本国債のイールドカーブの「水準」、「傾き」、「曲率」を、単純な自己回帰モデルと、自己回帰モデルにマクロファクターを加えたモデル(部分調整モデル)で回帰している。結果、マクロファクターは「水準」、「傾き」に対して説明力を有しているものの、長期金利に対する予測力は限定的である。単純な自己回帰モデルの方が、日本国債のイールドカーブにおける予測力が高いとしている。

また、津金・橋本(1995)は、日本国債のイールドカーブを主成分分析で「水準」、「傾き」、「曲率」に分解し、「水準」とインフレ率、「傾き」と経済成長率、「曲率」と金利のボラティリティの関係を分析している。結果、前者の二つは相関を有しているが、後

⁷ イールドカーブの変動はパラレルシフト、カーブシフト、カーベチャーシフトで議論され、イールドカーブは①水準、②傾き、③曲率により構成されることが考えられる。パラレルシフトは長期的な政策金利の水準、カーブシフトは政策金利の引き上げ/引き下げペース、カーベチャーシフトは中期的な景気の上振れ/下振れ度合い等に影響されると言われている。

者の「曲率」と金利のボラティリティの関係については、はっきりとした関係は認められなかったと報告している。

本章は、イールドカーブがテイラールール型の金融政策反応関数によって形成されることを示す。分析に当たっては以下の三つの観点を考慮する。第一に、Holston et al. (2017)を踏まえて、自然利子率等に水準の変化が生じている可能性を考慮する。第二に、Holston et al. (2017)で自然利子率の低下が指摘されている米国とユーロ圏に、日本でも同様の可能性があることから日本も加えて、日米独国債イールドカーブを分析対象とする。日米独国債イールドカーブを分析対象とする更なる理由は、ドル、円、ユーロの主要三通貨において国債市場の流動性が最も高い債券であることによる⁸。最後に、イールドカーブの分解手法については、山岸・本廣(2010)や津金・橋本(1995)、米澤・鈴木(1997)に倣って、伝統的かつ債券運用の実務において使用されている主成分分析を使用する⁹。主成分分析を使用する更なる背景には、本章の目的がイールドカーブと金融政策反応関数との関係を分析することから、主成分分析が Nelson-Siegel モデル等と比較してイールドカーブに対するフィッティングが良いことが挙げられる。加えて、主成分分析では、「傾き」、「水準」等のファクター間に相関がなく互いに独立であることで、各ファクターの要因分析が明確となることも挙げられる¹⁰。

本章の構成は以下である。まず、2節で主成分分析によるイールドカーブとテイラールール型の金融政策反応関数の関係を示す。次に、3節で日米独国債イールドカーブから主成分分析によって水準、傾き、曲率を抽出する。4節でイールドカーブのほとんどを構成する水準、傾きと、テイラールール型の金融政策反応関数との関係を分析する。5節で、イールドカーブの水準の変化の背景を確認する。最後に6節で本章のモデルと AR(1)モデル等の予測力を比較する。日米独国債イールドカーブがテイラールール型の金融政策反応関数で形成されることを定性的・定量的に示す点が、研究者や債券市場参加者への本章による貢献と考える。

2. 主成分分析によるイールドカーブとテイラールール型の金融政策反応関数の関係

まず、主成分分析によるイールドカーブと、テイラールール型の金融政策反応関

⁸ ユーロ圏では、流動性と信用力が高い独国債をベンチマークとして、仏国債やベルギー国債、伊国債等は独国債との相対的な信用力と流動性等の差を示す独国債スプレッドで評価される。

⁹ 三菱東京 UFJ 銀行(2012)は、主成分分析によるイールドカーブの分解を紹介している。

¹⁰ イールドカーブを Nelson-Siegel モデルで分解することも考えられるが、Nelson-Siegel モデルは、パラメトリックな特定の関数型で表現することから、理解がし易いというメリットがある一方、抽出された水準、傾き、曲率が互いに独立でないというデメリットを有する。

数の関係を示す。イールドカーブは主成分分析によって水準と傾きに分解される2ファクターモデルのイールドカーブを想定し、金融政策反応関数はテイラールール型を想定する。

イ) (1)式のようにイールドカーブを主成分分析による第1主成分と第2主成分の2

ファクターモデルで表す。 $\begin{bmatrix} Y_{short,t} \\ \vdots \\ Y_{mid,t} \\ \vdots \\ Y_{long,t} \end{bmatrix}$ は各年限の利回り、 $\begin{bmatrix} \alpha_{short} \\ \vdots \\ \alpha_{mid} \\ \vdots \\ \alpha_{long} \end{bmatrix}$ は第1主成分の

固有ベクトル、 $PC_{1,t}$ は第1主成分の主成分得点、 $\begin{bmatrix} \beta_{short} \\ \vdots \\ \beta_{mid} \\ \vdots \\ \beta_{long} \end{bmatrix}$ は第2主成分の固有

ベクトル、 $PC_{2,t}$ は第2主成分の主成分得点である。主成分得点である $PC_{1,t}$ と $PC_{2,t}$ は互いに独立として計算される。右辺の第一項(第1主成分)は水準、第二項(第2主成分)は傾きを示す¹¹。

$$\begin{bmatrix} Y_{short,t} \\ \vdots \\ Y_{mid,t} \\ \vdots \\ Y_{long,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{short} \\ \vdots \\ \alpha_{mid} \\ \vdots \\ \alpha_{long} \end{bmatrix} \times PC_{1,t} + \begin{bmatrix} \beta_{short} \\ \vdots \\ \beta_{mid} \\ \vdots \\ \beta_{long} \end{bmatrix} \times PC_{2,t} \quad (1)$$

ロ) (2)式のように短期金利 $Y_{short,t}$ をテイラールール型の金融政策反応関数で表す。 r^* は自然利子率、 U^* は自然失業率、 U_t は失業率、 p^* はインフレ目標値、 P_t はインフレ率である。テイラールール型の金融政策反応関数は、失業率ギャップとインフレ率ギャップによって政策金利が決定されることを示す。

$$Y_{short,t} = r^* + p^* + a(U_t - U^*) + b(P_t - p^*) \quad (2)$$

ハ) (1)式の $Y_{short,t}$ と(2)式から、 $PC_{1,t}$ と $PC_{2,t}$ について解く。

$$Y_{short,t} = \alpha_{short} \times PC_{1,t} + \beta_{short} \times PC_{2,t} = r^* + p^* + a(U_t - U^*) + b(P_t - p^*)$$

¹¹ 主成分分析による第3主成分を曲率と表し、(1)式の右辺に第三項を加えることが一般的であるが、第3主成分については議論を簡潔にするため割愛した。

$$\begin{aligned}
PC_{1,t} &= \frac{1}{\alpha_{short}} [r^* + p^* + a(U_t - U^*) + b(P_t - p^*)] - \frac{\beta_{short}}{\alpha_{short}} PC_{2,t} \\
&= \frac{1}{\alpha_{short}} [r^* + (1-b)p^* - aU^*] + \frac{a}{\alpha_{short}} U_t + \frac{b}{\alpha_{short}} P_t - \frac{\beta_{short}}{\alpha_{short}} PC_{2,t} \quad (3)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
PC_{2,t} &= \frac{1}{\beta_{short}} [r^* + p^* + a(U_t - U^*) + b(P_t - p^*)] - \frac{\alpha_{short}}{\beta_{short}} PC_{1,t} \\
&= \frac{1}{\beta_{short}} [r^* + (1-b)p^* - aU^*] + \frac{a}{\beta_{short}} U_t + \frac{b}{\beta_{short}} P_t - \frac{\alpha_{short}}{\beta_{short}} PC_{1,t} \quad (4)
\end{aligned}$$

二) ここで、 $PC_{1,t}$ と $PC_{2,t}$ は互いに独立であり、(3)式と(4)式の左辺第一項は定数であり、(3)式の $PC_{1,t}$ 、(4)式の $PC_{2,t}$ は U_t 、 P_t の関数となる。

ホ) (1)式から、 $Y_{mid,t}$ 、 $Y_{long,t}$ 等の他の年限の利回りも U_t 、 P_t の関数となる。

こうした関係から、イールドカーブとテイラールール型の金融政策反応関数の関係を数式で示すことができる。金融政策反応関数がテイラールール型であるならば、イールドカーブは失業率とインフレ率の関数である。

3. 主成分分析による日米独国債イールドカーブの分解

日米独国債のイールドカーブを水準、傾き、曲率に分解するために主成分分析を用いる。主成分分析とは、全体の変動(散らばり)を、互いに相関を有する多種類のデータから、互いに独立である少数の変数(主成分)で要約するための分析手法である。すなわち、データの持つ変動に関する情報を極力失うことなく、全体の変動を幾つかの主成分に統合するものである。

本章では、日米独国債イールドカーブ(3M、6M、1Y、2Y、3Y、4Y、5Y、6Y、7Y、8Y、9Y、10Y、15Y、20Y、25Y、30Y、ゼロクーポンイールドカーブ)の月次データ(月末値)を水準で主成分分析する。データの期間は2000年1月～2019年6月である(データの出所はBloomberg)。図表4-2は本章で用いたデータの記述統計量である。

図表 4-2: 日米独国債利回りの統計量

各国標本期間（月次）：2000年1月～2019年9月（各国標本数 3,744）

(1) 米国国債利回り

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年	15年	20年	25年	30年
平均	1.640	1.744	1.876	2.082	2.326	2.574	2.798	2.990	3.151	3.298	3.444	3.590	4.023	4.179	4.219	4.183
標準偏差	1.826	1.822	1.799	1.700	1.609	1.521	1.443	1.379	1.325	1.282	1.255	1.243	1.270	1.205	1.089	1.006
最小値	-0.015	0.037	0.103	0.204	0.284	0.429	0.605	0.790	0.977	1.168	1.362	1.513	1.619	1.903	2.227	2.214
最大値	6.327	6.320	6.645	6.625	6.559	6.573	6.619	6.646	6.634	6.608	6.587	6.582	6.643	6.571	6.411	6.276

(2) 日本国債利回り

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年	15年	20年	25年	30年
平均	0.061	0.079	0.105	0.173	0.259	0.361	0.453	0.555	0.671	0.791	0.904	1.006	1.397	1.692	1.854	1.951
標準偏差	0.188	0.209	0.235	0.287	0.339	0.394	0.443	0.486	0.526	0.561	0.590	0.611	0.650	0.629	0.648	0.678
最小値	-0.323	-0.339	-0.333	-0.304	-0.305	-0.308	-0.322	-0.331	-0.325	-0.307	-0.277	-0.238	-0.084	0.085	0.145	0.155
最大値	0.512	0.677	0.788	0.987	1.155	1.317	1.457	1.574	1.690	1.803	1.894	1.976	2.359	2.556	2.819	3.079

(3) 独国債利回り

	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年	15年	20年	25年	30年
平均	1.331	1.388	1.453	1.583	1.733	1.898	2.061	2.214	2.354	2.484	2.606	2.721	3.110	3.274	3.336	3.357
標準偏差	1.775	1.745	1.769	1.798	1.818	1.812	1.798	1.781	1.762	1.741	1.717	1.690	1.618	1.599	1.597	1.614
最小値	-0.979	-0.967	-0.922	-0.919	-0.847	-0.728	-0.667	-0.607	-0.545	-0.472	-0.389	-0.306	-0.038	0.126	0.268	0.309
最大値	5.078	4.883	4.919	4.999	5.055	5.089	5.109	5.170	5.259	5.322	5.371	5.411	5.598	5.782	5.940	6.064

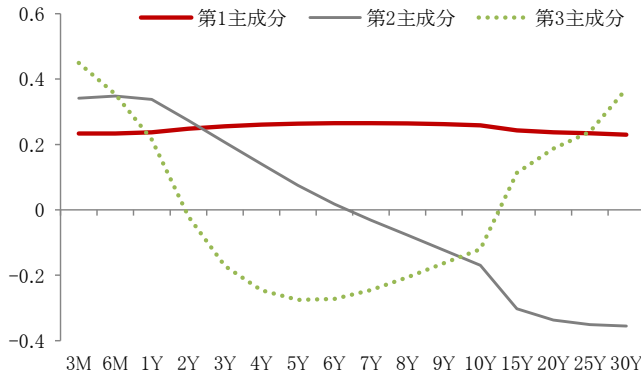
主成分分析の結果は、日米独国債ともに第3主成分までではほぼ100%の累積寄与度となり、特に第1主成分の説明力が高い(第1主成分の寄与度は95%)。加えて、米独国債イールドカーブを中心に第3主成分の寄与度はほぼ無い(図表 4-3)。

図表 4-3: 主成分分析における寄与度累積寄与度

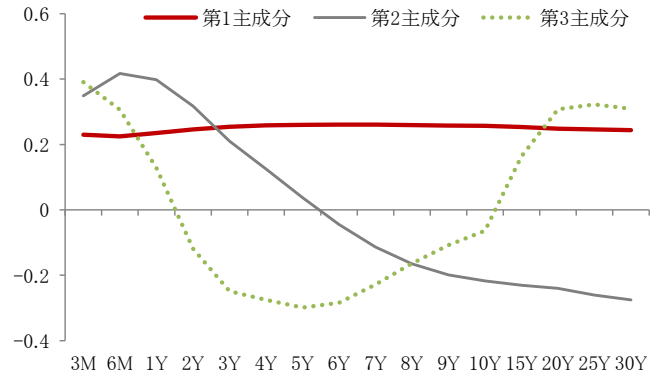
潜在変数	米国債			日本国債			独国債		
	固有値	寄与度	累積寄与度	固有値	寄与度	累積寄与度	固有値	寄与度	累積寄与度
第1主成分	14.05	0.88	0.88	14.06	0.88	0.88	15.43	0.96	0.96
第2主成分	1.77	0.11	0.99	1.33	0.08	0.96	0.51	0.03	1.00
第3主成分	0.12	0.01	1.00	0.51	0.03	0.99	0.05	0.00	1.00

また、日米独国債イールドカーブにおいて、①第1主成分の固有ベクトルは各年限に対してほぼ水平であることから、第1主成分はイールドカーブの水準(変化はパラレルシフト)、②第2主成分の固有ベクトルは各年限に対して低下していることから、第2主成分は傾き(変化はカーブシフト)、③第3主成分の固有ベクトルはU字型であることから、第3主成分は曲率(変化はカーベチャーシフト)を示すと考えられる(図表 4-4、4-5、4-6)。

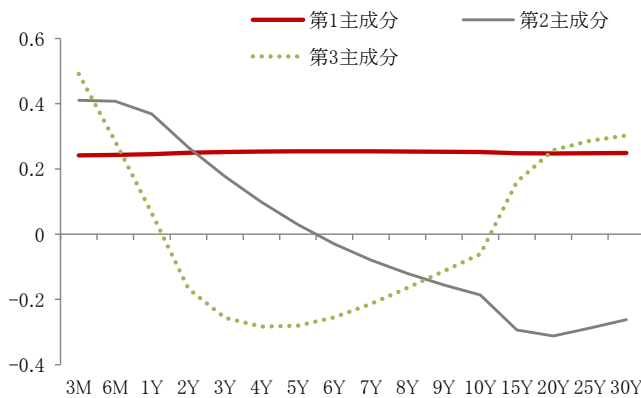
図表 4-4: 米国債固有ベクトル



図表 4-5: 日国債固有ベクトル



図表 4-6: 独国債固有ベクトル



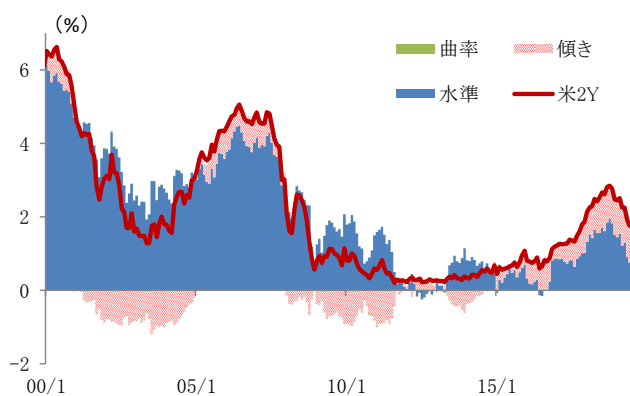
日米独国債の2年と10年国債利回りを主成分分析による水準、傾き、曲率で示すと、前述の寄与度の分析で示されたように、水準の寄与が大きく、曲率の寄与がほぼ無いことがわかる(図表 4-7、4-8、4-9、4-10、4-11、4-12)。

近年の日独国債では、2年国債利回りについては、水準を示す第1主成分は低下し、傾きを示す第2主成分はプラスに寄与している。10年国債利回りについては、水準を示す第1主成分は低下し、傾きを示す第2主成分はマイナスに寄与している。すなわち、2年と10年でみたイールドカーブは、ブルフラットしたことを示す。これは、マイナス金利政策と資産買入によって、BOJ(日本銀行)とECBが金融緩和を強めたことによると考えられる。

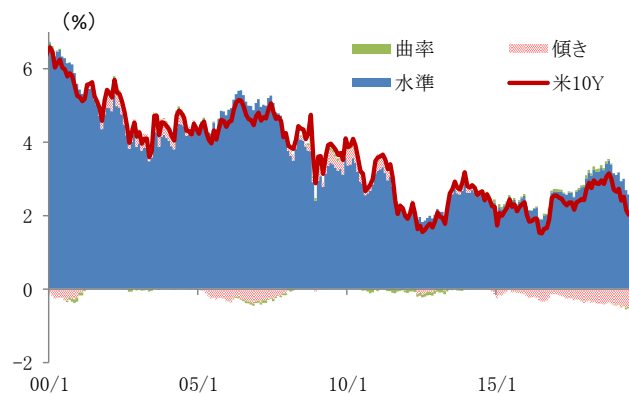
他方、近年の米国債では、2年国債利回りについては、水準を示す第1主成分は上昇し、傾きを示す第2主成分はプラスに大きく寄与している。10年国債利回りについては、水準を示す第1主成分は上昇し、傾きを示す第2主成分はマイナスにやや

寄与している。すなわち、2年と10年でみたイールドカーブは、ベアフラットしたことを示す。FRBが2015年12月以降、金融政策正常化を進めたことによると考えられる。

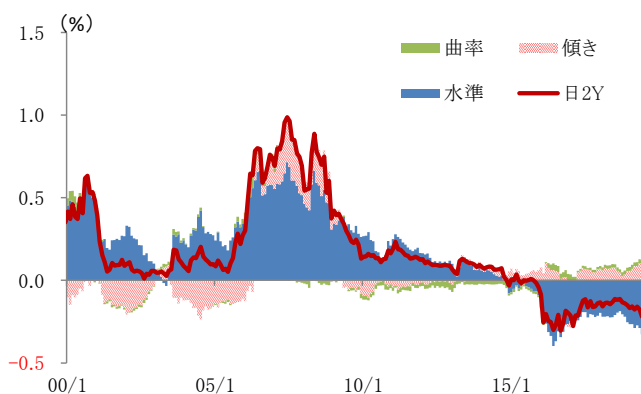
図表 4-7: 米国 2 年国債利回り



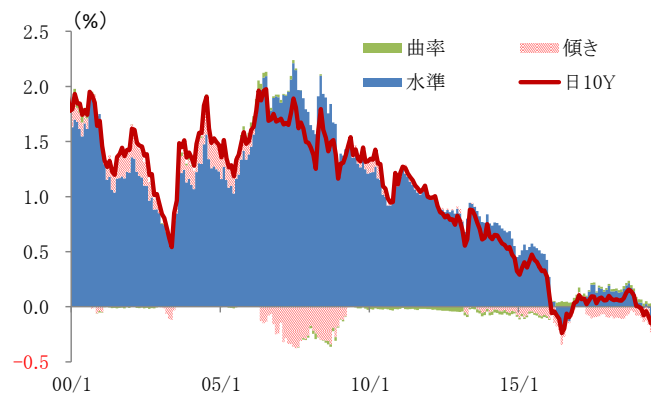
図表 4-8: 米国 10 年国債利回り



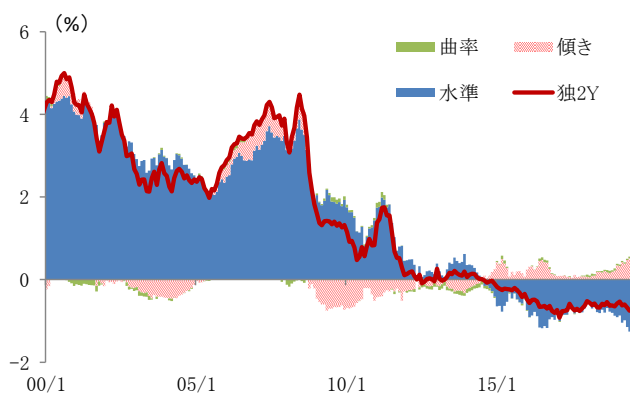
図表 4-9: 日本 2 年国債利回り



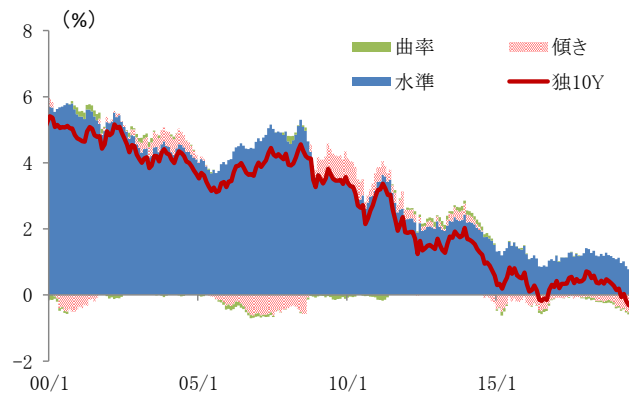
図表 4-10: 日本 10 年国債利回り



図表 4-11: 独国 2 年国債利回り



図表 4-12: 独国 10 年国債利回り



4. モデルの推計

4-1. 分析手法

2 節で示したイールドカーブとテイラールール型の金融政策反応関数の関係と、3 節で示したイールドカーブの構成のほとんどが水準を示す第 1 主成分、傾きを示す第 2 主成分であることを踏まえて、日米独国債イールドカーブの第 1、第 2 主成分得点とテイラールール型の金融政策反応関数の関係を分析する¹²。被説明変数を第 1 主成分得点ないし第 2 主成分得点とし、説明変数をインフレ率と失業率とする¹³。

ここで、2 節での(3)式と(4)式の右辺第一項で、自然利子率や自然失業率、インフレ目標を定数とすることが Taylor (1993) の考え方であるから、右辺第一項は定数とすることが考えられよう¹⁴。しかし、図表 4-1 で示したように、自然利子率等の水準は段階的に切り下がっていると考えられる。そのため、定数部分の水準の変化を考慮したブレイクポイント最小二乗法によって分析する¹⁵。

具体的には、下記式が第 1 主成分得点の推計式である。定数 α_j はレジーム j に対応して変化する。第 2 主成分得点についても同様の推計式となる。

$$PC_{1,t} = \alpha_j + \beta U_t + \gamma P_t + \varepsilon_t$$

なお、山岸・本廣 (2010) や他のマクロファイナンスの研究では、自己回帰モデルを採用している。しかし、失業率とインフレ率等の経済指標は金融政策を決定し、金融政策はイールドカーブを決定すると考えられることから、イールドカーブの自己ラグは失業率とインフレ率等の経済指標によって決定される。そのため、敢えて、本章では、自己ラグを外して、イールドカーブを金融政策反応関数のみで説明する点に特徴がある。

4-2. 推計結果

図表 4-13 は推計結果である。日米独国債イールドカーブの第 1、第 2 主成分得点の推計結果は、決定係数が高く、当てはまりが良いことを示す。日米独国債イールドカーブの第 1 主成分得点の推計結果は、失業率の改善(低下)とインフレ率の上昇に対してイールドカーブが上方に平行シフトすることを示す。加えて、第 2 主成分得

¹² 図表 4-13 では、第 3 主成分得点と金融政策反応関数の関係を参考として示した。

¹³ インフレ率(前年比)は、米国がコア PCE、日本が CPI、独国が HICP である。

¹⁴ Taylor (1993) では、米国について自然利子率を 2%、インフレ目標を 2%、潜在 GDP を潜在成長率 2.2%としている。

¹⁵ ブレイクポイント最小二乗法は、残差平方和が大きく変化するところにブレイクポイントを追加し、ブレイクポイント以降のサンプルに対して検定を繰り返すもの。加えて、求めたブレイクポイントの推定値を再調整し、推定を再実行するもの。

点の推計結果を加えれば、失業率の改善とインフレ率の上昇に対してイールドカーブがベアフラットすることを示す。独国債イールドカーブは、第2主成分得点におけるインフレ率の係数がほぼゼロで15%有意水準であることも踏まえると、失業率の改善(低下)に対してベアフラット、インフレ率の上昇に対して上方にパラレルシフトすることを示す。

また、定数のレジームは日米独国債イールドカーブで4~6個となる。レジームは概ね3~5年でシフトする。

なお、第3主成分得点については、決定係数が低い上に、失業率の係数が米国債と日独国債で異なるなど、解釈が困難である。山岸・本廣(2010)でも、曲率を示す第3主成分とマクロファクターの間に関係がないことを報告している¹⁶。

図表 4-13: 推計結果

	米国債			日本国債			独国債		
	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第1主成分	第2主成分	第3主成分
失業率	-0.568 [0.000]	-1.070 [0.000]	-0.053 [0.001]	-1.206 [0.000]	-0.410 [0.000]	0.390 [0.000]	-0.474 [0.000]	-0.344 [0.000]	0.018 [0.540]
インフレ率	1.170 [0.000]	0.528 [0.000]	0.133 [0.025]	0.624 [0.000]	0.095 [0.033]	0.046 [0.296]	0.599 [0.000]	-0.056 [0.127]	0.095 [0.000]
定数 レジーム1	2000年1月~02年11月(35) 6.108 [0.000]	2000年1月~04年12月(60) 3.700 [0.000]	2000年1月~10年5月(125) 0.048 [0.779]	2000年1月~02年11月(35) 8.633 [0.000]	2000年1月~03年5月(41) 1.248 [0.000]	2000年1月~07年7月(81) -2.197 [0.000]	2000年1月~02年11月(35) 8.110 [0.000]	2000年1月~05年6月(66) 3.035 [0.000]	2000年1月~04年6月(52) -0.203 [0.202]
レジーム2	2002年12月~07年10月(59) 3.581 [0.000]	2005年1月~08年11月(47) 4.917 [0.000]	2010年6月~14年2月(45) 0.632 [0.002]	2002年12月~06年1月(38) 6.786 [0.000]	2003年6月~06年4月(35) 0.529 [0.063]	2007年8月~12年1月(54) -1.291 [0.001]	2002年12月~10年4月(80) 5.419 [0.000]	2005年7月~08年6月(38) 3.755 [0.000]	2004年5月~12年3月(95) -0.374 [0.008]
レジーム3	2007年11月~11年7月(45) 1.948 [0.015]	2008年12月~2013年5月(54) 7.835 [0.000]	2014年3月~19年6月(64) -0.227 [0.132]	2006年2月~10年6月(52) 9.481 [0.000]	2006年05月~09年3月(35) 3.404 [0.000]	2012年2月~16年2月(49) -0.851 [0.015]	2010年5月~15年12月(68) 1.709 [0.145]	2008年9月~11年12月(40) 2.515 [0.000]	2012年4月~16年5月(50) -0.009 [0.941]
レジーム4	2011年8月~19年6月(95) -2.048 [0.003]	2013年6月~16年7月(38) 5.735 [0.000]		2010年6月~13年7月(38) 5.439 [0.000]	2009年4月~19年6月(123) 1.699 [0.000]	2016年3月~19年6月(40) -1.749 [0.000]	2016年1月~19年6月(42) -1.914 [0.045]	2012年1月~16年7月(55) 3.979 [0.000]	2016年6月~19年6月(37) -0.263 [0.004]
レジーム5		2016年8月~19年6月(35) 5.185 [0.000]		2013年8月~16年6月(35) 0.377 [0.717]			2016年8月~19年6月(35) 3.472 [0.000]		
レジーム6				2016年7月~19年6月(36) -2.971 [0.000]					
自由度修正済み決定係数	0.886	0.857	0.479	0.871	0.790	0.584	0.944	0.651	0.374

(注) 鉤括弧 [] 内はP値を示す。

残差項の自己回帰によって、残差系列がホワイトイズであることを確認した(補論参照)。

推計結果から日米独国債利回りの2年と10年について、理論値を算出し、実際の国債利回りと比較すると、当てはまりが良いことを確認できる(図表 4-14、4-15、4-16、4-17、4-18、4-19)。失業率とインフレ率の寄与が大きく、イールドカーブはテイラール型の金融政策反応関数によって形成されていることがわかる。

米国債イールドカーブにおいては、失業率は水準を示す第1主成分よりも傾きを示す第2主成分による寄与が大きい。失業率が改善した場合に、短期ゾーンの利回

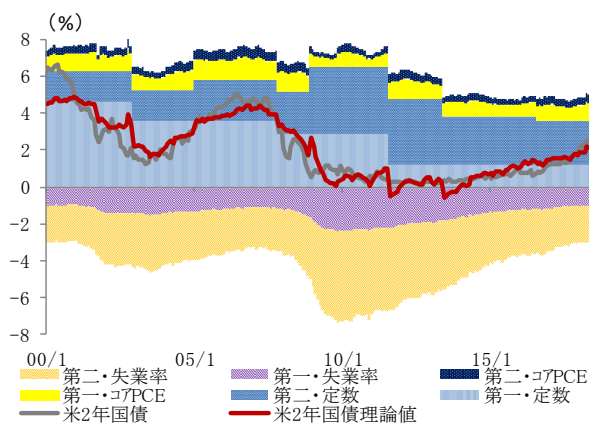
¹⁶ 四塚(2005)は、曲率を金利ボラティリティやマクロ経済の調整速度などに依存して決まる変数としている。

りを引き上げ、イールドカーブがベアフラットすることを示す。他方、インフレ率は傾きを示す第2主成分よりも水準を示す第1主成分による寄与が大きい。インフレ率が上昇した場合には、短期、長期ゾーンの両方の利回りを引き上げ、イールドカーブが上方に平行シフトすることを示す。

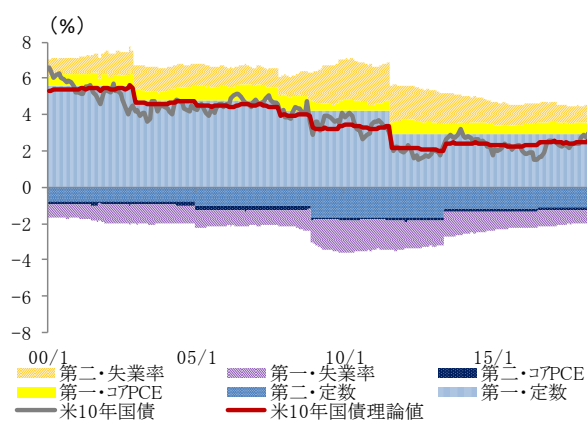
定数部分は、2008年のリーマンショック以降でレジームシフトが生じ、緩やかに低下していることを示す。10年債利回りでは、水準を示す第1主成分の定数による寄与が、2年国債利回りと比較して相対的に大きい。これは、イールドカーブにおいて短期ゾーンが金融政策の影響を大きく受ける一方、長期・超長期ゾーンが自然利子率による影響を大きく受けることと整合する。他方、傾きを示す第2主成分の定数の変化は小さい。

日独国債イールドカーブにおいては、2016年以降にBOJがイールドカーブ・コントロール、ECBがマイナス金利政策と資産買入プログラムを導入するなど大きな金融政策変更をしたものの、モデルの当てはまりは良い。これは金融政策変更によって国債イールドカーブの水準の変化を促し、定数部分が低下した一方、インフレ率と失業率における金融政策反応関数は変化していないことを示している。

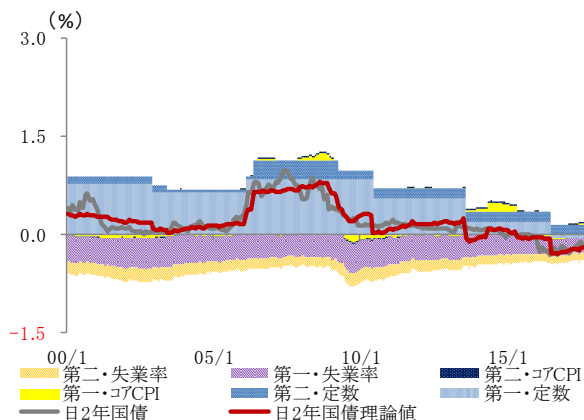
図表 4-14: 米国 2 年国債利回り



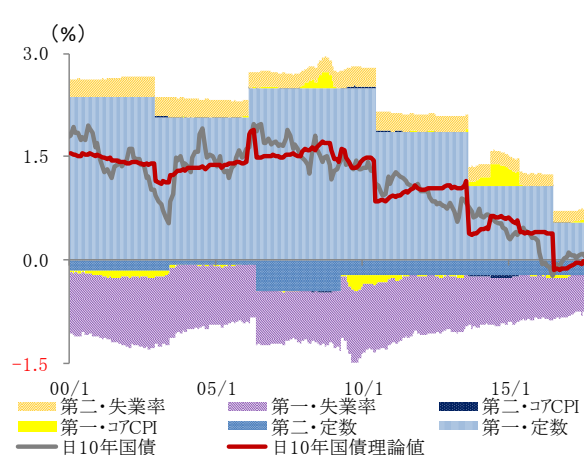
図表 4-15: 米国 10 年国債利回り



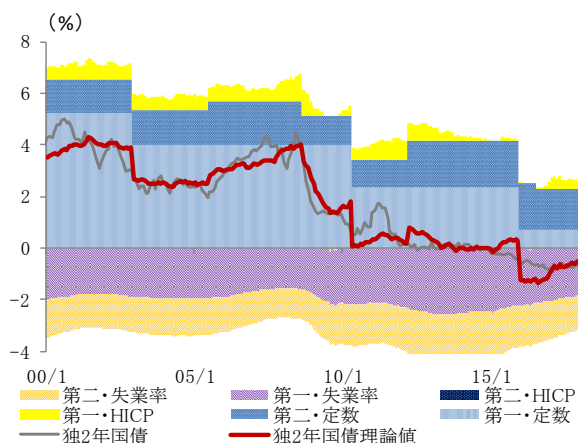
図表 4-16: 日本 2 年国債利回り



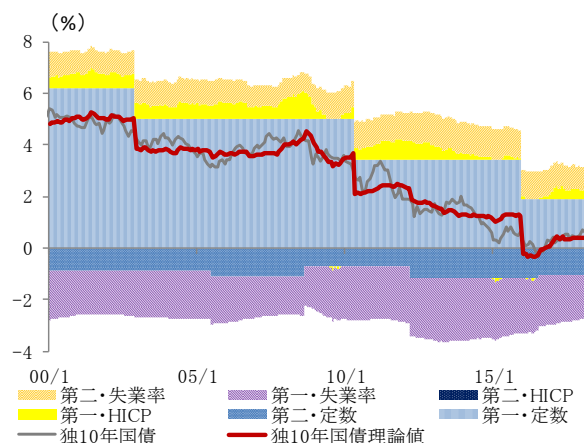
図表 4-17: 日本 10 年国債利回り



図表 4-18: 独国 2 年国債利回り



図表 4-19: 独国 10 年国債利回り



5. レジームシフトの考察

(3)、(4)式で示されるように定数部分は、自然利子率とインフレ目標、自然失業率である。FRB と BOJ、ECB のインフレ目標は 2% で昔から変わらないことや、自然失業率の変化も小さいと考えられていることから、自然利子率に着目する。図表 4-20、4-21 は、NY 連銀が公表している Holston et al. (2017) で示された Holston-Laubach-Williams モデルの米国とユーロ圏の自然利子率 (r^*) である。これら自然利子率と、図表 4-15、4-19 で示した米独の 10 年国債利回りにおける第 1、第 2 主成分の定数部分を並べると、両方とも概ね段階的に切り下がっていることがわかる。すなわち、米独国債イールドカーブは、自然利子率の水準変化が一因となって、定数部分が変化したことを示唆しよう。日本についても、公表データが得られないものの

自然利子率の低下が考えられ、日本国債イールドカーブにおける定数部分の低下の一因となっている可能性がある。

図表 4-20: 米国自然利子率、米 10 年国債第 1、2 主成分の定数部分



図表 4-21: ユーロ圏自然利子率、独 10 年国債第 1、2 主成分の定数部分



6. インサンプル予測

最後に、本章のインフレ率と失業率を使ったモデル式(金融政策反応関数モデルと称する)の予測力を、インサンプル予測によって検証する。

インサンプル予測は、2000年1月末～2019年6月末のデータで推計した「図表 4-13: 推計結果」を基に、水準ファクターと傾きファクターを使って、予測期間 2018年1月末～2019年6月末の 18 か月を予測する¹⁷。予測する年限は 2 年国債利回り、5 年国債利回り、10 年国債利回り、30 年国債利回りである。

予測の評価は、各年限の国債利回りと予測値の平均平方誤差 (Root Mean Squared Error) を用いる。各年限の RMSE は下式で表される。

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\widehat{Y}_{T,t} - Y_{T,t})^2}$$

$Y_{T,t}$ は各年限の実績値、 $\widehat{Y}_{T,t}$ は予測値である。 n は予測期間である。RMSE が小さい程、予測力が高いことを示す。

予測力を比較するため、①イールドカーブを主成分分析で分解した水準ファクターと傾きファクターの自己回帰モデル(傾き・水準ファクターAR(1)モデルと称する)、

¹⁷ 曲率ファクターは主成分分析における第 3 主成分の寄与度が 0 に近いことから除外した。

②各年限の国債利回りの自己回帰モデル(国債利回り AR(1)モデルと称する)の二つのモデルを推計し、RMSE を比較する¹⁸。

図表 4-22: インサンプル予測による RMSE 比較

	米国債			日本国債			独国債		
	金融政策 反応関数 モデル	傾き・水 準ファク ターAR(1) モデル	国債利回 りAR(1)モ デル	金融政策 反応関数 モデル	傾き・水 準ファク ターAR(1) モデル	国債利回 りAR(1)モ デル	金融政策 反応関数 モデル	傾き・水 準ファク ターAR(1) モデル	国債利回 りAR(1)モ デル
2年国債利回り	0.36	0.55	0.82	0.03	0.03	0.04	0.40	0.10	0.08
5年国債利回り	0.43	0.51	0.63	0.07	0.07	0.07	0.34	0.25	0.22
10年国債利回り	0.35	0.39	0.54	0.09	0.16	0.08	0.38	0.44	0.30
30年国債利回り	0.19	0.29	0.42	0.23	0.34	0.16	0.38	0.49	0.35

(注) 単位は%。

一般的に自己回帰モデルの決定係数は高く、予測力が高い。しかし、米国債と日本国債のインサンプル予測では、金融政策反応関数モデルの予測力が高いことを示す。独国債については、長期ゾーンで傾きファクターと水準ファクターAR(1)モデルよりも予測力が高いことを示す。

なお、アウトオブサンプル予測を検証したところ、金融政策反応関数モデルにおける定数部分が自然利子率の変化によって大きく影響を受けることから、自然利子率が変わらない予測期間においては、金融政策反応関数モデルの予測力は高いことを確認した。一方、自然利子率が変わる予測期間においては、金融政策反応関数モデルの予測力は低いことも確認した。

7. 結論

本章は、日米独国債イールドカーブがテイラールール型の金融政策反応関数の影響を受けることを示した。すなわち、イールドカーブは失業率とインフレ率によって形成され、失業率の改善(低下)とインフレ率の上昇がイールドカーブをベアフラットさせることを示している。加えて、イールドカーブにおける水準の変化が見られ、自然利子率の水準の変化が影響している可能性があることを考察した。

本章は、マクロファイナンスの先行研究がイールドカーブとテイラールール等の金融政策反応関数の関係に直接取り組んでいない中で、イールドカーブとテイラールール型の金融政策反応関数の関係を理論的に示し、イールドカーブが失業率とインフレ率によって形成されることを実証した点などが、学術面での貢献である。実務面では、エコノミスト等による失業率とインフレ率の予想値を外生的に用いることで、イー

¹⁸ SIC 基準によってラグ次数を決定した。

ルドカーブの予測が可能となる。例えば、債券運用や ALM におけるシナリオ作成などにも有用である。

なお、本章における分析期間は 2019 年 6 月末迄で、コロナウイルス感染の拡大による景気後退と中央銀行による金融緩和の時期は分析期間にない。しかし、景気後退によってインフレ率の大幅な低下と失業率の大幅な上昇が生じており、本章のモデルを踏まえれば、米日独国債イールドカーブにおいては、失業率上昇(悪化)によってイールドカーブがスティープし、インフレ率低下によってイールドカーブが下方に平行シフトする。すなわち、米日独国債イールドカーブはブルスティープすることが予想される。

実際に、米日独国債イールドカーブは 2020 年 2 月以降、ブルスティープしており、本章のモデルの有用性を示していると考えられる。例えば、米 10 年国債利回りが 2020 年 1 月末 1.51%から 12 月末 0.91%まで 0.60%低下した一方、米 2 年国債利回りが 1 月末 1.32%から 12 月末 0.12%まで 1.20%低下し、米国債イールドカーブは大きくブルスティープした。

補論 4-2 節（図表 4-13）の残差項について

補論では、図表 4-13 の第 1 主成分得点と第 2 主成分得点を被説明変数とした回帰モデルの残差項を、米日独国債各々について検証する。なお、第 3 主成分得点を被説明変数とした回帰モデルは、本論で指摘したように解釈が困難であることから議論しない。

米日独国債ともに、(補 1) 式のように、図表 4-13 の回帰モデルの残差項 (u_t) を 1 次で自己回帰する <AR(1)> と、残差項の 1 次の自己ラグの係数 (ρ) は 1 未満である上に、決定係数も高い。ダービン・ワトソン統計量は 2 に近い上に、当該自己回帰による残差項 (e_t) は 0 周りで推移し、自己相関していないことを確認できる¹⁹。すなわち、自己回帰による残差項 (e_t) はホワイトノイズである (補論図表 4-1、4-2、4-3、4-4、4-5、4-6)。

$$PC_{1,t} = \alpha_j + \beta U_t + \gamma P_t + u_t \quad (\text{図表 4-13 の回帰モデル})$$

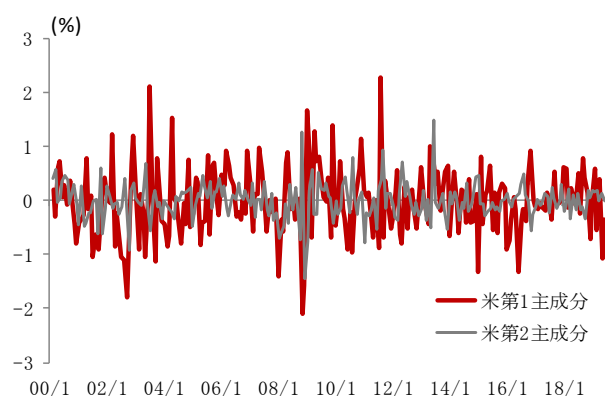
$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \quad (\text{補 1})$$

図表 4-13 の回帰モデルにおける残差項には自己相関がみられる。しかし、①図表 4-13 の回帰モデルの決定係数が高いことと、②残差系列が AR(1) で記述できる定常なものであると考えられることから、図表 4-13 の回帰モデルは説明変数の持つ情報を効果的に利用していると評価できる。

補論図表 4-1: 図表 4-13 の回帰モデルの残差項における 1 次自己回帰(米国債)

	第1主成分推計結果の誤差項	第2主成分推計結果の誤差項
誤差項の自己ラグの係数	0.839 [0.000]	0.750 [0.000]
自由度修正済み決定係数	0.737	0.563
ダービン・ワトソン統計量	1.858	2.034

補論図表 4-2: (補 1)式における残差系列の推移(米国債)



(注) 鉤括弧 []内は P 値を示す。

¹⁹ 残差項を単位根検定し、1%有意水準で定常であることを確認した。

補論図表 4-3: 図表 4-13 の回帰モデルの残差項における 1 次自己回帰(日本国債)

	第1主成分推計結果の誤差項	第2主成分推計結果の誤差項
誤差項の自己ラゲの係数	0.838 [0.000]	0.815 [0.000]
自由度修正済み決定係数	0.700	0.665
ダービン・ワトソン統計量	1.847	2.015

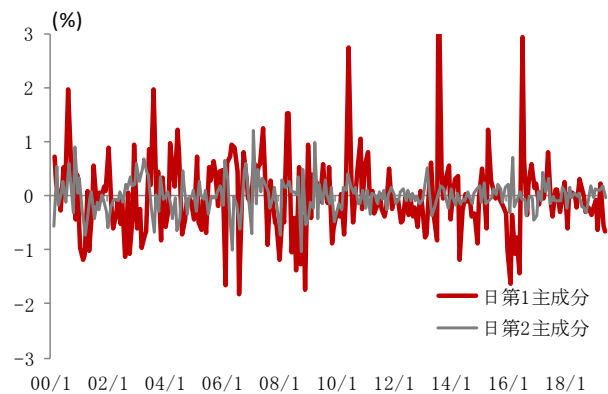
(注) 鉤括弧 [] 内は P 値を示す。

補論図表 4-5: 図表 4-13 の回帰モデルの残差項における 1 次自己回帰(独国債)

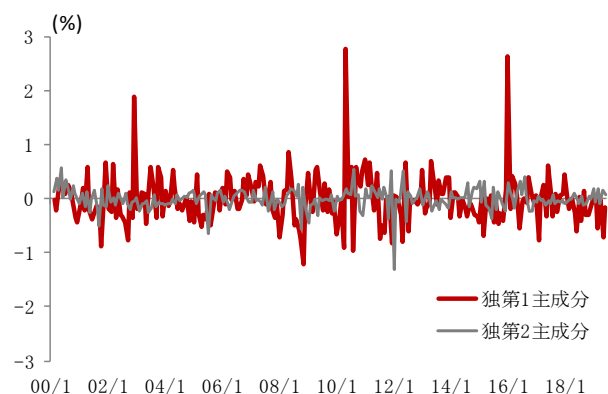
	第1主成分推計結果の誤差項	第2主成分推計結果の誤差項
誤差項の自己ラゲの係数	0.864 [0.000]	0.888 [0.000]
自由度修正済み決定係数	0.746	0.788
ダービン・ワトソン統計量	1.993	2.190

(注) 鉤括弧 [] 内は P 値を示す。

補論図表 4-4: (補 1) 式における残差系列の推移(日本国債)



補論図表 4-6: (補 1) 式における残差系列の推移(独国債)



終章

国債イールドカーブは何によって変化するのか。債券市場参加者の視点では、スポットレートとフォワードレートとの関係からイールドカーブが金融政策に基づいて形成されると考えられ、債券市場参加者は中央銀行による政策金利引き上げ等の金融政策の先行きを予想しながら、国債を売買する。加えて、金融政策は先行きの景気物価動向によって左右されると考えられるため、債券市場参加者は公表される経済指標の結果を見ながら、日々、国債を売買している。すなわち、債券市場参加者は、中央銀行による金融政策と経済指標の関係である金融政策反応関数を想定しながら国債を主に売買していると考えられる。

こうした債券市場参加者の視点と先行研究等を基に、本研究は、国債イールドカーブが債券市場参加者の先行きの政策金利見通しに基づいて形成されることを整理し、金融政策が経済指標に基づいて決定されることを踏まえて、国債イールドカーブと経済指標の関係を明らかにした。特に、国債イールドカーブと金融政策反応関数の関係を明らかにした。加えて、各々の経済指標にする国債イールドカーブの形状変化(ベアフラットニング、ブルスティーピング等)も明らかにした。

本研究の結論を以下に纏める。

第一章では、イールドカーブと金融政策の考え方を整理し、経済指標が起点となって、金融政策見通しが形成され、イールドカーブが形成されることを定性的に整理した。

イールドカーブと金融政策見通し、経済指標には、どのような関係があるのか、という視点から、まず、イールドカーブの考え方として、スポットレートとフォワードレートとの関係を基に、イールドカーブが金融政策見通しに基づいて決定されることを示した。次に、金融政策の考え方として、中央銀行は金融政策を経済指標に基づいて決定することを示した。債券市場参加者は公表される経済指標によって景気・物価見通し、政策金利等の金融政策見通しを構築していることから、イールドカーブは経済指標を起点として決定される。

第二章では、国債イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係を実証する前に、本研究で扱う主成分分析による国債イールドカーブ・モデルの特徴を、Nelson-Siegel モデルと比較しながら整理した。

まず、主成分分析によるイールドカーブ・モデルでは、「水準ファクター」、「傾きファクター」、「曲率ファクター」が互いに独立であることを示した。次に、主成分分析によるイールドカーブ・モデルは、Nelson-Siegel モデルによる

イールドカーブ・モデルよりもフィッティングが良く、特に超長期ゾーンのフィッティングが相対的に良いことを示した。

主成分分析によるイールドカーブ・モデルは、ファクター・ローディングが関数形で特定されていないものの、フィッティングが良いことに加えて、各ファクターが相互に独立していることから、ファクターの変動要因を分析することに適していると考えられる。

こうした主成分分析と Nelson-Siegel モデルによるイールドカーブ・モデルの特徴を踏まえて、第三章と第四章においては、主成分分析による国債イールドカーブ・モデルを使って、国債イールドカーブと金融政策見通し、経済指標の関係を実証した。

第三章では、第一章と第二章での整理を踏まえて、米国債イールドカーブを主成分分析で分解して、「水準ファクター」、「傾きファクター」、「曲率ファクター」と債券市場で注目される経済指標との関係を実証した。

多くの先行研究と異なって、第三章の分析では、①債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標を説明変数とし、②政策金利を説明変数に使わず、③FRB 議長によって金融政策スタンスが異なること（レジーム・シフト）を考慮し、④自己ラグを外した静学モデルで、国債イールドカーブをモデル化することに特徴があった。また、各々の経済指標にするイールドカーブの形状変化（ベアフラットニング、ベアスティーピング、ブルフラットニング、ブルスティーピング）も分析した。

得られた結論は、第一に、小売売上高とコア CPI の良化はベアスティーピングを、失業率と非農業部門雇用者数の良化はベアフラットニングをもたらす。第二に、バーナンキ元 FRB 議長とイエレン前 FRB 議長の金融政策スタンスはイールドカーブのブルフラットニングをもたらした。第三に、10 年国債利回りは、コア CPI と失業率の寄与が大きく、債券市場参加者はフィリップス曲線を意識して主に投資していると考えられる。最後に、2012～13 年の緩和局面や 2016 年以降では、米経済指標で説明される理論値と実際の利回りは大きく乖離して、10 年国債利回りは低下した。米国債投資フロー等の影響を受けていると考えられる。2013 年 5 月のバーナンキショックのようなことが起これば、10 年国債利回りは 1%程度上昇することを示唆し、実際に 2016 年秋にトランプ大統領への期待から急上昇した。

第四章では、米国債イールドカーブにおいてコア CPI と失業率の寄与が大きいことを踏まえて、テイラールール型の金融政策反応関数で用いられるインフレ率と失業率に絞って、米日独国債イールドカーブにおける各ファクターとの関係を実証した。その際、先行研究がイールドカーブとテイラールール等の金融政策反応関数の関係に直接取り組んでいない中で、イールドカーブとテイラ

ールール型の金融政策反応関数の関係を理論的に整理した。加えて、米日独国債イールドカーブはインフレ率と失業率の寄与が大きいことに加えて、自然利子率の変動の影響があることを分析した。

政策金利が失業率とインフレ率によって形成されることを実証したテイラールール型の金融政策反応関数は、自然利子率や自然失業率、インフレ目標を定数とすることが Taylor (1993) の考え方であった。しかし、パウエル FRB 議長が「自然利子率と自然失業率は算出方法によって異なり、不透明である。しかし、自然利子率と自然失業率は大きく変化しないものだが、近年では低下している可能性がある」旨を指摘した¹ように、自然利子率は低下したとする先行研究がある。

そのため、国債イールドカーブに影響を与えると考えられる金融政策反応関数において、自然利子率等で水準の変化が生じており、国債イールドカーブにも水準の変化が生じていると考えられる。自然利子率等に水準の変化が生じている可能性（レジーム・シフト）を考慮して、定数部分の水準の変化を考慮したブレイクポイント最小二乗法によって分析した。

結果、日米独国債イールドカーブがテイラールール型の金融政策反応関数の影響を受けることを示した。すなわち、国債イールドカーブは失業率とインフレ率によって形成され、失業率の改善（低下）とインフレ率の上昇がイールドカーブをベアフラットさせることを示している。加えて、国債イールドカーブにおける水準の変化が見られ、自然利子率の水準の変化が影響している可能性があることを考察した。

国債イールドカーブは、債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標によって、特にテイラールール型の金融政策反応関数で用いられるインフレ率と失業率によって形成されることを、自己ラグを使わずに、高い決定係数で示した。加えて、これら経済指標に対する国債イールドカーブの形状変化についても導き出した。

最後に本研究の今後の課題について述べる。第四章において、日米独国債イールドカーブにおける水準の低下が、テイラールール型の金融政策反応関数における自然利子率の水準の低下が影響している可能性を考察した。国債イールドカーブの先行きを見通すためには、自然利子率の先行きを見通す必要がある。自然利子率の低下は、潜在成長率の低下や高齢化による異時点間の消費・貯蓄性向の変化、リーマンショック後に高まった将来に備えた予備的貯蓄等に起因すると考えられる。今後、自然利子率の研究を深めて行きたい。

¹ 詳細は Jerome Powell (2018/8/24) “Monetary Policy in a Changing Economy” (カンザスシティ連銀主催ジャクソンホールでのシンポジウムで講演)を参照。

あ と が き

筆者は、日本銀行、総務省、内閣府、三菱 UFJ 銀行において、金融調節や為替操作、債券運用、債券発行の市場実務から、金融市場分析や金融機関における市場・流動性・信用リスク管理分析、景気判断、経済分析の調査実務まで従事し、一貫して金融市場に携わってきた。

これらの経験の中で、①金融市場は金融経済理論に基づいて動いている、②フェアバリューは金融経済理論に基づいている、③フェアバリューは少数の変数によって説明できる、との信念を持つに至った。加えて、フェアバリューの分析に当たっては、自己回帰分析（AR モデル、VAR モデル）の決定係数が高いのは当然のことであって、自己ラグを用いたモデルでフェアバリューを説明すべきではない、との理念を持って分析している。

本研究においても、経験の中で得た知識の下で、国債イールドカーブのフェアバリュー分析に努めるとともに、フェアバリューを金融経済理論に基づいて分かりやすく説明することを念頭に取り組んだ。

結果、国債イールドカーブは債券市場参加者が日々モニタリングするような代表的な経済指標によって、特にテイラールール型の金融政策反応関数で用いられるインフレ率と失業率によって形成されることを、自己ラグを使わずに、高い決定係数で示すことができた。加えて、これら経済指標に対する国債イールドカーブの形状変化についても導き出すことができた。

謝辞

埼玉大学大学院での本研究にあたって、主指導教官の長田健准教授、副指導教官の伊藤修教授、丸茂幸平准教授に篤く御礼申し上げます。加えて、国債イールドカーブのモデルの一つである Affine モデルについて御教授頂いた滋賀大学の菊池健太郎准教授と、自然利子率の概念について御教授頂いた日本銀行の須藤直氏に記して感謝申し上げます。

また、法政大学教授の水野和夫氏、元日本銀行審議委員の水野温氏氏、総務省事務次官の黒田武一郎氏、三井住友信託銀行の宇波明良氏、CAPULA の中山成武氏に、日頃から、金融市場の実務と理論、金融経済動向を教えて頂いています。ここに全ての方々の御名前を記すことは出来ませんが、感謝申し上げます。

最後に、休日の貴重な時間を研究に割いたことに、快く協力してくれた私の

家族に、心からありがとうと言いたいです。博士課程での研究における様々な経験を教えてくれた、工学博士である父、天達洋文に謝意を表します。

令和三年一月吉日自宅にて

参 考 文 献

- Altavilla, Carlo, Raffaella Giacomini and Giuseppe Ragusa (2017) “Anchoring the yield curve using survey expectations”, *Journal of Applied Econometrics* 32.6, 1055-1068.
- Ang, Andrew and Monika Piazzesi (2003) “A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables”, *Journal of Monetary Economics* 50, 745-787.
- Ang, Andrew, Monika Piazzesi and Min Wei (2006) “What does the yield curve tell us about GDP growth?”, *Journal of econometrics* 131.1-2, 359-403.
- Barber, Joel R. and Mark L. Copper (2012) “Principal component analysis of yield curve movements”, *Journal of Economics and Finance* 36.3, 750-765.
- Byrne, Joseph, Shuo Cao and Dimitris Korobilis (2015) “Term Structure Dynamics, Macro-Finance Factors and Model Uncertainty”, Munich Personal RePEc Archive.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller (1991) “Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view”, *The Review of Economic Studies* 58.3, 495-514.
- Carvalho, Carlos, Andrea Ferrero and Fernanda Nechio (2016) “Demographics and real interest rates: Inspecting the mechanism”, *European Economic Review* 88, 208-226.
- Christensen, Jens HE, Francis X. Diebold and Glenn D. Rudebusch (2011) “The affine arbitrage-free class of Nelson–Siegel term structure models”, *Journal of Econometrics* 164.1, 4-20.
- Cochrane, John H. (2017) “Macro-finance” *Review of Finance* 21.3, 945-985.
- Cochrane, John H. and Monika Piazzesi (2005) “Bond risk premia”, *American Economic Review* 95.1, 138-160.
- Coroneo, Laura, Domenico Giannone and Michele Modugno (2016) “Unspanned macroeconomic factors in the yield curve”, *Journal of Business & Economic Statistics* 34.3, 472-485.
- Coroneo, Laura, Ken Nyholm and Rositsa Vidova-Koleva (2011) “How arbitrage-free is the Nelson–Siegel model?”, *Journal of Empirical Finance* 18.3, 393-407.
- Date, Paresh and Chieh Wang (2009) “Linear Gaussian affine term structure models with unobservable factors: Calibration and yield forecasting”, *European Journal of Operational Research* 195.1, 156-166.
- Diebold, Francis X. and Canlin Li (2006) “Forecasting the term structure of government bond yields”, *Journal of Econometrics* 130, 337-364.

- Diebold, Francis X., Glenn D. Rudebusch and S. Boragan Aruoba (2006) “The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach”, *Journal of Econometrics* 131, 309-338.
- Duffee, Gregory R. (2018) “Expected inflation and other determinants of Treasury yields”, *The Journal of Finance* 73.5, 2139-2180.
- Fabozzi, Frank J., Lionel Martellini and Philippe Priaulet (2007) “Exploiting predictability in the time-varying shape of the term structure of interest rates”, EDHEC Risk and Asset Management Research Center.
- Fama, Eugene F. and Robert R. Bliss (1987) “The information in long-maturity forward rates”, *The American Economic Review*, 680-692.
- Juneja, Januj (2012) “Common factors, principal components analysis, and the term structure of interest rates”, *International Review of Financial Analysis* 24, 48-56.
- Laubach, Thomas and John C. Williams (2003) “Measuring the natural rate of interest”, *Review of Economics and Statistics* 85.4, 1063-1070.
- Laurini, Márcio Poletti and Alberto Ohashi (2015) “A noisy principal component analysis for forward rate curves”, *European Journal of Operational Research* 246.1, 140-153.
- Levant, Jared and Jun Ma (2017) “A dynamic Nelson-Siegel yield curve model with Markov switching”, *Economic Modelling* 67, 73-87.
- Litterman, Robert and Jose Scheinkman (1991) “Common factors affecting bond returns”, *Journal of fixed income* 1.1, 54-61.
- Ludvigson, Sydney C. and Serena Ng (2009) “Macro factors in bond risk premia”, *The Review of Financial Studies* v22 n12, 5027-5067.
- Gasha, Jose Giancarlo, Ying He, Carlos Medeiros, Marco Rodriguez, Jean Salvati and Jiangbo Yi (2010) “On the estimation of term structure models and an application to the United States”, IMF Working Papers WP/10/258.
- Hillebrand, Eric, Huiyu Huang, Tae-Hwy Lee and Canlin Li (2018) “Using the entire yield curve in forecasting output and inflation”, *Econometrics* 6.3.40.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach, and John C. Williams (2017) “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants”, *Journal of International Economics* 108, supplement 1 (May), 39–75.
- Maldonado, I., Pinho, C., Rodríguez de Prado, F., and Lobo, C. A. (2018) “Interest rate dynamic models: evidence from Iberian markets”, *Revista Espacios*.
- Monench, Emanuel (2008) “Forecasting the yield curve in a data-rich environment: A no-arbitrage factor-augmented VAR approach”, *Journal of Econometrics* 146, 26-34.
- Nelson, Charles R. and Andrew F. Siegel (1987) “Parsimonious modeling of yield

- curves”, *Journal of Business* 60(4), 473-489.
- Novosyolov, Arcady and Daniel Satchkov (2008) “Global term structure modelling using principal component analysis”, *Journal of Asset Management* 9.1, 49-60.
- Paccagnini, Alessi (2016) “The macroeconomic determinants of the US term structure during the Great Moderation”, *Economic Modelling* 52, 216-225.
- Powell, Jerome H. (2018) “Monetary policy in a changing economy” speech delivered at “Changing Market Structure and Implications for Monetary Policy”, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, held in Jackson Hole, Wyo., August. Vol. 24.
- Reisman, Haim and Gady Zohar (2004) “Short-term predictability of the term structure”, *The Journal of Fixed Income* 14.3, 7-14.
- Smith, Josephine M. and John B. Taylor (2009) “The term structure of policy rules”, *Journal of Monetary Economics* 56.7, 907-917.
- Svensson, Lars EO. (1994) “Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994”, National bureau of economic research Working Papers No. w4871.
- Svensson, Lars EO. (1995) “Estimating forward interest rates with the extended Nelson & Siegel method”, *Sveriges Riksbank Quarterly Review* 3.1, 13-26.
- Swanson, Norman R., Weiqi Xiong and Xiye Yang (2020) “Predicting Interest Rates Using Shrinkage Methods, Real-Time Diffusion Indexes, and Model Combinations”, *Journal of Applied Econometrics* 35.5, 587-613.
- Taylor, J. B. (1993) “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester conference series on public policy* Vol. 39 North-Holland, 195-214.
- Trück, Stefan and Dennis Wellmann (2016) “Forecasting the Term Structure of Interest Rates Near the Zero Bound-A New Era?”, Working Paper.
- Vieira, F. J. A., Chague, F. D., and Fernandes, M. (2017) “A dynamic Nelson-Siegel model with forward-looking indicators for the yield curve in the US”, Working Paper Series Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas.
- Wellmann, Dennis, and Stefan Trück (2018) “Factors of the term structure of sovereign yield spreads”, *Journal of International Money and Finance* 81, 56-75.
- Zhu, Xiaoneng and Shahidur Rahman (2015) “A regime-switching Nelson–Siegel term structure model of the macroeconomy”, *Journal of Macroeconomics* 44, 1-17.

天達泰章 (2020) 「米金融政策見通し・経済指標に基づく米国債イールドカーブ変化」、『経済科学論究』第 17 号、1-11.

雨宮正佳 (2018) 「最近の金融政策運営について」、『証券アナリストジャーナル』

2018年5月号、56-70.

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ワーキングペーパーシリーズ、No.219.

一上響、上野陽一 (2013) 「ゼロ金利下におけるタームプレミアムの推計：日米英の長期金利の分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.13-J-6.

市川達夫 (2012) 「レジーム・スイッチングを組み入れたアフィン型期間構造モデルの展開」、『経営と制度』第10号、13-38.

市川達夫、飯星博邦 (2011) 「金利の期間構造モデルによる景気一致指数の予測 -アフィン型マクロファイナンスモデルによる接近-」、『日本統計学会誌』第40巻第2号、111-145.

伊藤隆敏、林伴子 (2006) 『インフレ目標と金融政策』東洋経済新報社.

伊藤隆康 (2000) 「金利の期間構造分析-日銀の金融政策の効果と限界-」、『現代ファイナンス』No.7、75-90.

伊藤智、猪又祐輔、川本卓司、黒住卓司、高川泉、原尚子、平形尚久、峯岸誠 (2006) 「GDPギャップと潜在成長率の新推定」、日銀レビュー2006-J-8.

今久保圭、小島治樹、中島上智 (2015) 「均衡イールドカーブの概念と計測」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.15-J-4.

鵜飼博史、鎌田康一郎 (2004) 「マネタリー・エコノミクスの新しい展開：金融政策分析の入門的解説」、日銀レビュー2004-J-8.

岡崎陽介、須藤直 (2018) 「わが国の自然利子率-DSGEモデルに基づく水準の計測-」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.18-J-3.

小田信之、小林洋史 (2003) 「長期金利の変動をどう理解するか?: マクロ経済モデルを利用した期待短期金利成分とリスクプレミアム成分への分解」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.03-J-4.

小田信之、永幡崇 (2005) 「金融政策ルールと中央銀行の政策運営」、日銀レビュー2005-J-13.

菊池健太郎 (2010) 「長期金利変動のファクター分解」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.10-J-15.

菊池健太郎 (2017) 「時変な下限を持つ金利期間構造モデル (ファイナンスの数理解析とその応用)」、『数理解析研究所講究録』(2017年) 第2029巻、6-20.

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.

紅林孝彰 (2008) 「近年のアフィン型イールド・カーブ・モデルの展開：マクロ・ファイナンスへの応用、ジャンプや信用リスクの取り込み」、『金融研究』27(1)、

55-91.

作道俊夫 (2010) 「金利のリスクプレミアム」、『証券アナリストジャーナル』2010年8月号、5-13.

齋藤要 (2016) 「金利の期間構造モデルの展開：債券の価格付けと実証分析」、『経営と制度』第14号、1-28.

白塚重典 (2006) 「金利の期間構造と金融政策」、日銀レビュー2006 - J-5.

須藤直、瀧塚寧孝 (2018) 「人口動態の変化と実質金利の趨勢的な関係—世代重複モデルに基づく分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.18-J-4.

高岡慎、藤井真理子 (2013) 「イールドカーブと景気予測」、財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』平成25年第3号(通巻114号).

高津学、山崎誠 (2000) 「イールドカーブ分析による債券ポートフォリオ運用の考察」、『証券アナリストジャーナル』2000年12月号.

津金真理子、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』1995年8月号.

中谷巖 (2006) 『入門マクロ経済学』(第4版) 日本評論社.

中谷吉宏 (2010) 「イールドカーブの曲率と金利ボラティリティとの関係について—バタフライトレードのリターン測定による検証—」、『証券アナリストジャーナル』2010年8月号、26-35.

日本銀行調査統計局編 (1985) 『計量経済分析の基礎と応用』東洋経済新報社.

藤井真理子、高岡慎 (2008) 「金利の期間構造とマクロ経済：Nelson-Sigerl モデルを用いた実証分析」、金融研究研修センターディスカッションペーパー.

前田克二、小池拓自 (2002) 「市場の過剰反応を利用したイールドカーブ戦略について」、『証券アナリストジャーナル』2002年11月号、125-140.

丸茂幸平、中山貴司、西岡慎一、吉田敏弘 (2003) 「ゼロ金利政策下における金利の期間構造モデル」、日本銀行金融市場局ワーキングペーパーシリーズ 2003-J-1.

三菱東京UFJ銀行円貨資金証券部 (2012) 『国債のすべて—その実像と最新ALMによるリスクマネジメント』きんざい.

宮崎浩一 (2006) 「金融・経済における予測技術の信頼性 (予測技術の信頼性)」、日本信頼性学会誌『信頼性』28.7、461-470.

モーラッド・ショウドリー (2010) 『イールドカーブ分析』東洋経済新報社.

森田洋 (2006) 「期間構造理論から見た日本の金利の期間構造」、『証券アナリストジャーナル』2006年9月号、6-17.

山岸吉輝、本廣守 (2010) 「マクロファクターを利用した金利機関構造のモデル化」、『証券アナリストジャーナル』2010年8月号、14-25.

吉田知紘、岸本卓丸 (2018) 「債券投資家の上方予想バイアスとフォワード・レ

- ート」、『行動経済学』第11巻（特別号）、50-53.
- 吉田知紘、加藤康之（2017）「債券投資家の予想利回りカーブの期間構造と債券市場の関係性」、『行動経済学』第10巻（特別号）、16-19.
- 吉羽要直、家田明（2001）「イールド・カーブ・モデルのパラメータ推定手法」、日本銀行金融研究所ディスカッションペーパー、No.2001-J-10.
- 四塚利樹（2005）「イールドカーブ戦略の理論と実践-米国債券市場における経験と展望-」、『証券アナリストジャーナル』2005年12月号、44-54.
- 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、71-86.