

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

天 達 泰 章

キーワード：米国債イールドカーブ，金利期間構造，主成分分析，マクロファイナンス，米国経済指標

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。本稿は、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⁽¹⁾。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⁽²⁾。

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あ

る⁽³⁾。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ヵ月国債利回り（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⁽⁴⁾やNelson-Siegelモデル⁽⁵⁾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⁶⁾。

本稿では、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⁷⁾。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、本稿では、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。

本稿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稿による貢献と考える。

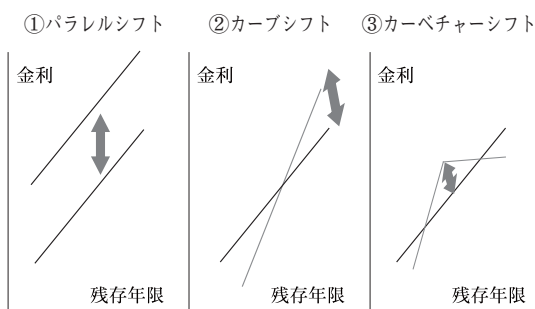
2. 経済指標と金融政策、イールドカーブの関係

まず、経済指標と金融政策の関係を整理する。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⁽⁸⁾。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⁽⁹⁾。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⁽¹⁰⁾。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⁽¹¹⁾。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⁽¹²⁾。

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

図表1 イールドカーブの変動要因



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引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⁽¹³⁾。

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、ベアスティープニング、ブルフラットニング、ブルスティープニング）、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2 米国債利回りの統計量

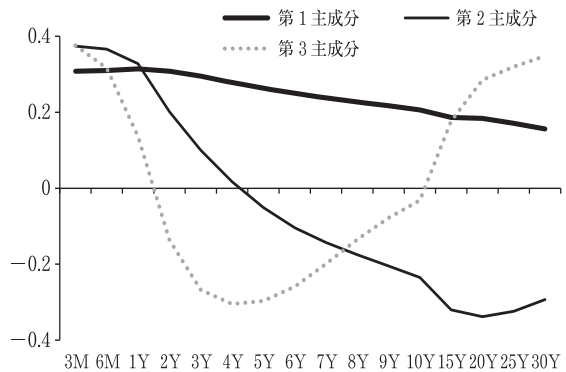
	3ヵ月	6ヵ月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年	10年	15年	20年	25年	30年
平均	2.503	2.557	2.703	2.911	3.141	3.367	3.566	3.738	3.887	4.024	4.154	4.280	4.726	4.905	4.902	4.819
標準偏差	2.252	2.260	2.270	2.189	2.084	1.970	1.857	1.763	1.688	1.622	1.558	1.496	1.409	1.404	1.315	1.207
最小値	0.019	0.037	0.103	0.204	0.284	0.429	0.605	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

標本期間(月次): 1995年1月末~2016年9月末(標本数4,176)

図表3 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4 固有ベクトル

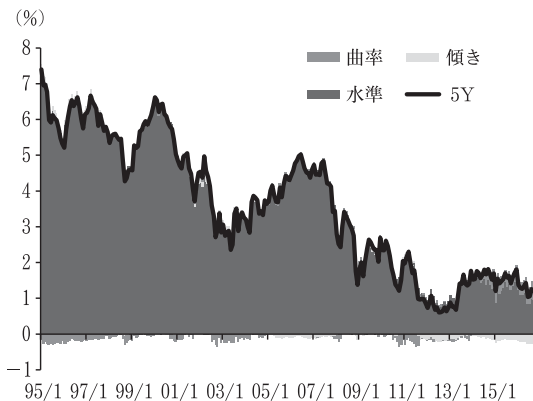


3. 主成分分析による米国債イールドカーブの分解

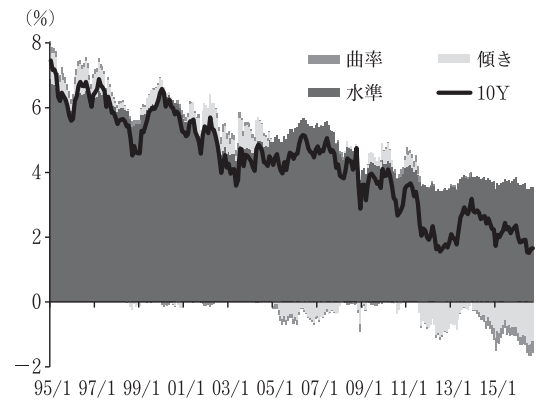
米国債のイールドカーブを水準、傾き、曲率に分解するために主成分分析を用いる。主成分分析とは、全体の変動(散らばり)を、互いに相関を有する多種類のデータから、互いに相関を有しない少数の変数(主成分)で要約するための分析手法である。すなわち、データの持つ変動に関する情報を極力失うことなく、全体の変動を幾つかの主成分に統合するものである。

本稿では、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⁽¹⁴⁾。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2は本稿で用いたデータの記述統計量である。

図表5 主成分分析による米5年国債利回り



図表6 主成分分析による米10年国債利回り



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）。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⁽¹⁵⁾（図表4）。

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5, 6）。

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⁽¹⁶⁾。

4. 各主成分得点と米経済指標の関係

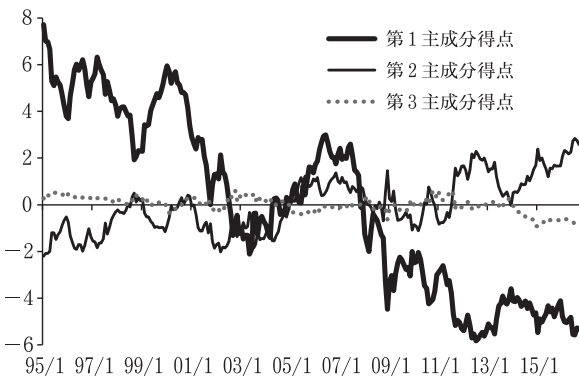
第1, 第2, 第3主成分得点と主要な米経済指標との関係を分析することで、米経済指標に対する

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。

本稿では、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7, 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）。

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

図表7 主成分得点（被説明変数）



図表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）

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。本稿では、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9, 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ィープニ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、

図表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。誤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)。

図表 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）	+ スティープニング	= ベアスティープニング
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）	+ スティープニング	= ベアスティープニング
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

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はインフレターゲットを標榜しているため、直近の物価動向が政策金利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。

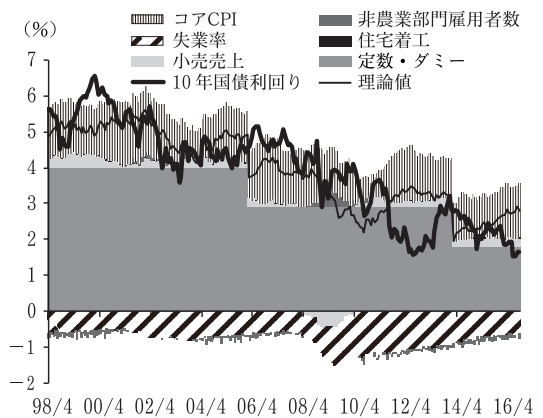
また、バーナンキ元 FRB 議長とイエレン前 FRB 議長はグリーンズパン元 FRB 議長等の歴代の FRB 議長よりもハト派的であることが知られており、①政策金利の最終的な引き上げ水準を引き下げ（水準）、②政策金利引き上げのペースを遅らせる（傾き）という点で整合的な結果となっている。

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。

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 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る。第二に、金融政策ダミー項の変化（図表 11 では定数・ダミーと表記）から、バーナンキ元 FRB

図表 11 推定結果による米 10 年国債利回り



議長とイエレン前 FRB 議長のハト派スタンスは 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 議長よりもハト派的なことによる。最後に、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 議長によるハト派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（¹⁷）。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）。

5. 結 論

本稿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。

本稿は、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。また、独国債や日本国債のイールドカーブと経済指標の関係を分析することが考えられる。ドイツや日本の景気は輸出先である米国景気の影響を強く受けることから、独国債や日本国債のイールドカーブは、経済指標との関係が米国債のそれとは異なると考えられる。今後の課題としたい。

《注》

- (1) 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。
- (2) 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。
- (3) 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ピング、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ピング、傾きが緩やかになる場合をブルフラットと言う。
- (4) 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。
- (5) Nelson and Siegel(1987)を参照。
- (6) 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。
- (7) 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。
- (8) 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。
- (9) 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。
- (10) 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。詳細は兩宮（2018）や中谷（2006）を参照。
- (11) 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。
- (12) 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。
- (13) 詳細は三菱東京UFJ銀行円貨資金証券部(2012)、四塚（2005）を参照。
- (14) 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。
- (15) 詳細は三菱東京UFJ銀行円貨資金証券部（2012）を参照。
- (16) 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。
- (17) 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。

参考文献

- 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.
- 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.
- 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.
- Ludvigson, Sydney C. and Serena Ng (2009) “Macro factors in bond risk premia”, *The Review of Financial Studies* v 22 n 12, 5027-5067.
- Maldonado, I., Pinho, C., Rodríguez de Prado, F., and Lobo, C. A. (2018) “Interest rate dynamic models: evidence from Iberian markets”, *Revista Espacios*.
- Monenich, 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.
- 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.
- Zhu, Xiaoneng and Shahidur Rahman (2015) “A regime-switching Nelson-Siegel term structure model of the macroeconomy”, *Journal of Macroeconomics* 44, 1-17.
- 兩宮正佳（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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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）.
- 中谷巖（2006）『入門マクロ経済学』（第 4 版）日本評論社.
- 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-Siegel 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.
- 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。
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。
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。
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。

【補論】 4-1 節（図表 9）の誤差項について

補論では、図表 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誤差項を検証する。なお、第 3 主成分得点を被説明変数とした回帰モデルは、意味を持たないことから議論しない。

回帰モデルの誤差項を 1 次で自己回帰すると、誤差項の 1 次の自己ラグの係数は 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、当該単回帰による残差項は 0 周りで推移し、自己相関していないことを確認できる*（補論図表 1, 2）。

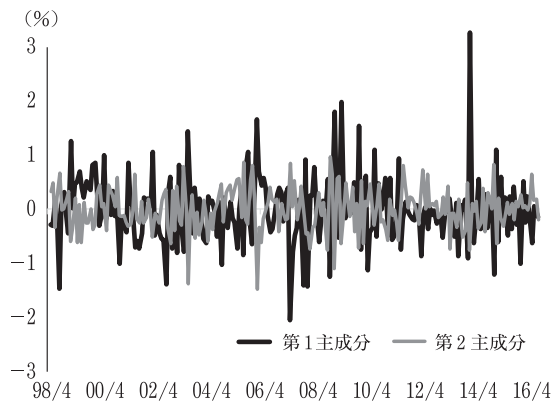
誤差項の自己回帰によって、残差系列がホワイトノイズであることを確認できた。すなわち、図表 9 の回帰モデルの結果は、頑健である。

補論図表 1 推定結果による米 10 年国債利回り

	第 1 主成分推定結果の誤差項	第 2 主成分推定結果の誤差項
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。

補論図表 2 残差系列の推移



* 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。