

マクロ経済データ，国債現存額の増減が 国債利回り曲線に与える影響について（2）

秋 森 弘

マクロ経済データ，国債現存額の増減が 国債利回り曲線に与える影響について（2）

秋 森 弘

目次

1. はじめに
2. スポットレートの推計
3. 主成分分析
 - 3-1. 単位根検定
 - 3-2. 固有ベクトル
 - 3-3. 主成分得点
4. 各種国債現存額データとの関連
 - 4-1. データと分析手順
 - 4-2. 推計結果
5. 構造変化テスト
6. おわりに

1. はじめに

日本国債現存額が累増するなか、従来より国債利回りの上昇を招きやすくなっているか否かについて、秋森（2012）では国債現存額の増勢は金利上昇に影響するものの、従来より金利上昇が大きくなるといったような構造変化は今のところ確認できないとの分析結果を示した。本稿では、この分析結果を補強すべく、標本期間を延長したうえでチョウ検定を利用した構造分析を新たに行う。その結果、構造変化が起きているとの帰無仮説は概ね棄却できるとの結果を得た。

なお、現存額累増のなか日本国債市場の構造変化について考察する本稿での問題意識とは別に、イールドカーブの動きやVARモデルによって、日銀の政策コミットメントや量的緩和政策が金利形成や実体経済へどう波及

したかを分析する研究が多数存在する。例えば、翁・白塚（2003）や白塚・寺西・中島（2010）では、拡張されたNelson and Siegel（1987）モデル（Söderlind and Svensson（1997））を利用したフォワードレートカーブの推計結果から、金融部門から実体経済への波及経路が機能しなかったためデフレ期待の反転には至らなかったものの、政策コミットメントによる時間軸効果が市場期待を効果的に変化させ、イールドカーブをフラット化させたとの結果を示している。他方、本稿は、金融政策の効果の検証ではなく、国債管理政策の観点からイールドカーブの動きを考察するため、対象とする金利、対象期間、分析手法がそれら先行研究とは異なり、国債現存額の増勢といった視点からのイールドカーブ分析を行っている¹。

以下、秋森（2012）と一部重複するものの、新たに構造分析を加えたうえで分析手順を一通り述べていくこととする。第2節で、イールドカーブの基となるスポットレートの推計について述べ、第3節で、前節で得られたイールドカーブに対して主成分分析を行う。第4節では、前節で抽出した主成分を各種マクロ経済データと国債現存額データで回帰分析を行い、どのような要因でイールドカーブの形状が変化しているか考察する。第5節で、選択したモデルについて構造変化テストを行う。第6節で、本稿の考察結果を要約する。

2. スポットレートの推計

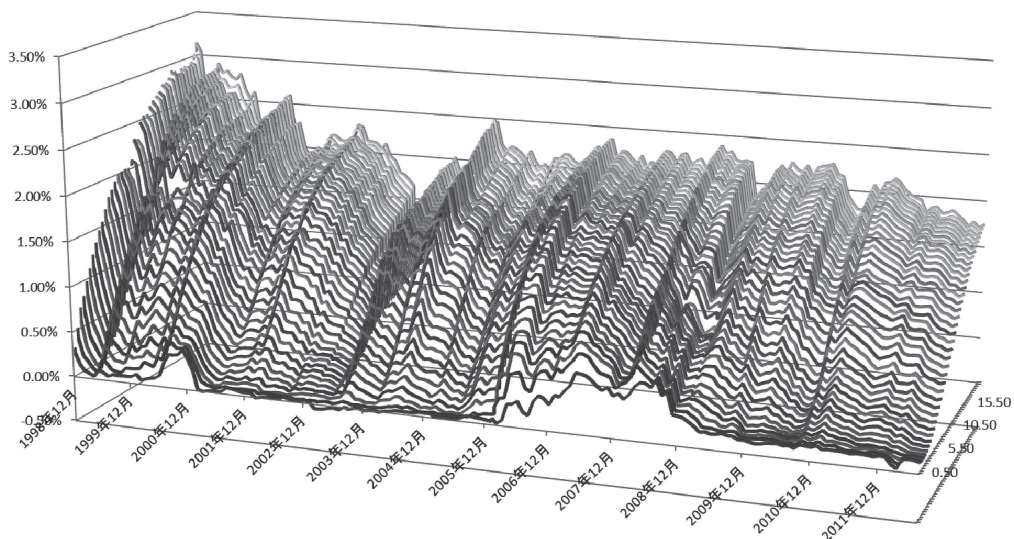
以下、秋森（2012）と同様の手順でスポットレートの推計を行うこととし、20年利付債と10年利付債の価格データ（日本証券業協会が公表する公社債店頭売買参考統計値（平均単価））を使用する²。まず、残存 $(0.5-t)$ 年（ただし $t < 0.5$ ）で、償還日にクーポンと額面を受け取る、キャッシュフローが1回限りの利付債の価格から、その最終利回りを求める。キャッシュフローの受取が1回限りなので、この債券を割引債と見做すこともでき、その最終利回りはスポットレートでもある。次に、償還日が $(1-t)$ 年後で、 $(0.5-t)$ 年後にクーポン、 $(1-t)$ 年後にクーポンと額面を受け取る、キャッシュフローが2回の利付債を考えると、 $(0.5-t)$ 年後に受け取るクーポン相当額で償還される割引債と、 $(1-t)$ 年後にクーポンと額面相当額で償還される割引債の価格合計がこの利付債の価格に等しいと考えられるので、この価格決定式に年限 $(0.5$

$-t)$ 年のスポットレートを代入すれば、年限 $(1-t)$ 年のスポットレートを推計することができる。償還日が期近の利付債から逐次このようにして得られたスポットレートから次の期のスポットレートを推計する。本稿では最長で20年債のデータを利用しているので、推計されるスポットレートの年限は $(0.5-t)$ 年から0.5年間隔で $(20.0-t)$ 年である。そして、これらの年限のスポットレートにスプライン関数を当てはめ、年限0.5年、1.0年、1.5年、…、20.0年のスポットレートを算出する。

秋森（2012）ではこうした作業を1998年12月から2012年2月まで毎月末ごとに行い合計6360個のスポットレートを推計したが、本稿ではその後得られたデータを追加、2012年8月まで合計6600個のスポットレートを推計した。

こうして求めた各年限のスポットレートを月次時系列で表示したものが図1である。

図表1. 各年限別スポットレートの推移



3. 主成分分析

3-1. 単位根検定

分析するデータが単位根を持つ非定常変数である場合，見せかけの相関が生じ分析結果に影響を及ぼすので，まず各年限のスポットレートについて単位根検定を行う。ここでは，Augmented Dikey-Fuller (ADF) 検定によって単位根検定を行う³。ここで帰無仮説 H_0 は当該時系列が単位根を持つ，である。図

表2に ADF 検定結果を示しているが，「定数項・線形トレンドあり」，「定数項・トレンドなし」，「トレンドなし・定数項あり」のほぼ全てのケースで帰無仮説を棄却できないので，原データの前月比（1次階差）をとることとした。1次階差についても ADF 検定を行ったところ，「定数項・線形トレンドあり」，「定数項・トレンドなし」，「トレンドなし・定数項あり」の全てのケースで帰無仮説が棄却された。

図表2. ADF 検定結果

スポットレート（年）	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0
定数項・トレンドなし	8.3%	6.9%	3.6%	3.6%	3.1%	3.4%	3.7%	4.3%	4.7%	5.6%
トレンドなし・定数項あり	30.0%	33.2%	19.7%	17.2%	11.5%	10.7%	10.1%	10.2%	9.6%	10.4%
定数項・トレンドあり	50.0%	57.6%	41.3%	40.8%	32.8%	32.2%	31.5%	31.5%	30.0%	30.7%
スポットレート（年）	5.5	6.0	6.5	7.0	7.5	8.0	8.5	9.0	9.5	10.0
定数項・トレンドなし	5.7%	5.8%	6.9%	7.8%	8.7%	10.7%	12.5%	14.6%	16.7%	13.1%
トレンドなし・定数項あり	9.0%	7.4%	7.2%	6.5%	5.5%	5.9%	6.7%	8.8%	8.5%	7.1%
定数項・トレンドあり	26.9%	22.2%	19.7%	16.4%	12.5%	12.4%	13.6%	16.9%	14.8%	12.8%
スポットレート（年）	10.5	11.0	11.5	12.0	12.5	13.0	13.5	14.0	14.5	15.0
定数項・トレンドなし	15.0%	12.9%	12.3%	13.7%	13.2%	13.4%	14.0%	14.7%	14.2%	14.8%
トレンドなし・定数項あり	8.0%	5.1%	4.2%	5.0%	4.0%	3.6%	3.6%	3.5%	3.0%	2.8%
定数項・トレンドあり	14.1%	10.2%	9.1%	10.6%	9.6%	9.5%	10.2%	10.5%	10.1%	10.2%
スポットレート（年）	15.5	16.0	16.5	17.0	17.5	18.0	18.5	19.0	19.5	20.0
定数項・トレンドなし	15.4%	14.3%	15.8%	17.9%	17.8%	18.3%	20.0%	20.8%	20.2%	19.5%
トレンドなし・定数項あり	2.7%	1.7%	2.1%	2.6%	2.2%	2.2%	2.5%	2.4%	1.9%	1.4%
定数項・トレンドあり	10.1%	7.6%	8.7%	10.2%	9.3%	9.3%	10.4%	9.8%	8.2%	6.2%

（注）表の中の数値は p 値。これが 5% 未満であれば，単位根を持つとの帰無仮説を 5% 有意水準で棄却する。

3-2. 固有ベクトル

先行研究によると，スポットレートの動きは 3 つの主成分に要約することができ，第一主成分は各年限のスポットレートのパラレルな変動を表す「水準ファクター」，第二主成分はイールドカーブの傾き度合いの変動を表す「傾きファクター」，第三主成分はイールドカーブの歪曲度合いの変動を表す「曲率ファクター」であるとされている。

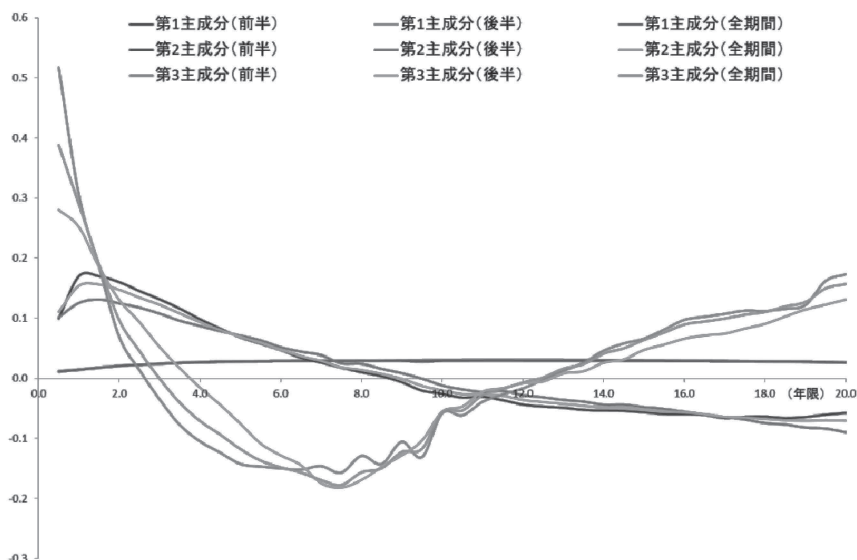
各変数 x_{ij} の動きを固有ベクトル a_{ij} でウェイト付けして 1 次結合した変量 z_i の分散が最大となるように a_{ij} を決めた時の合成変量数 z_i のことを第 i 主成分とよび，分析対象とする変数の数だけ主成分が存在する。

$$\begin{aligned}
 z_1 &= a_{11}x_{11} + a_{12}x_{12} + \dots \\
 z_2 &= a_{21}x_{21} + a_{22}x_{22} + \dots \\
 z_3 &= a_{31}x_{31} + a_{32}x_{32} + \dots \\
 &\dots
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

ここで，0.5 年刻みで年限 0.5 年から 20.0 年まで合計 40 個のスポットレートの時系列データに対して主成分分析を行うと，第 40 主成分まで存在することになる。1999 年 1 月から 2012 年 8 月までのスポットレート 1 次階差を対象に主成分分析を行うと，スポットレート 1 次階差の全変動のうち第 1 主成分の寄与率が 81.1%，第 2 主成分の寄与率が 11.7%，第 3 主成分の寄与率が全体の 3.8%，第 3 主成分までの累積寄与率が 96.6% と，第 3 主成分

まででスポットレート動きをほぼ完全に説明できるとの結果が得られた。

図表3. 固有ベクトル(スポットレート前月比についての主成分分析結果)



前半：1999.1-2005.10，後半2005.11-2012.8，全期間：1999.1-2012.8

主成分分析の結果得られた第3主成分までの固有ベクトルを図示したものが図表3であり、先行研究と同様、その形状から第1主成分は「水準ファクター」、第2主成分は「傾きファクター」、第3主成分は「曲率ファクター」であることがわかる。この図で、1999年1月から2012年8月を標本期間として主成分分析を行った場合と、これを前半、後半に分けてそれぞれ分析を行った場合を比較しているが、固有ベクトル(ファクターローディング)は極めて安定的な結果となっている。

秋森(2012)でも確認されたこの結果は、もし政府債務の累増によって債務の返済・利払いの将来見通しが不透明になってきたと市場関係者に懸念されてきた場合、長期債価格の下落(長期金利の上昇)を招きやすくなり、イールドカーブの傾きを表す第2主成分のファクターローディングの形状が左回りに回転しフラット化するであろう。そして分析の結果、前半、後半とも形状がほぼ同じということは、今までのところ、このような基調変化が起き

ていないことを示唆する。ただし、各主成分のファクターローディングは各年限のスポットレート動き方を要約するものであるため、国債現存額の増勢との関係を直接みたものではない。国債累増による国債市場の構造変化を考えるためには、国債現存額の増勢と主成分得点との関係を見る必要がある。

3-3. 主成分得点

スポットレートの前月比1次階差に対して主成分分析を行った場合の主成分得点の動向を図表4に示す。

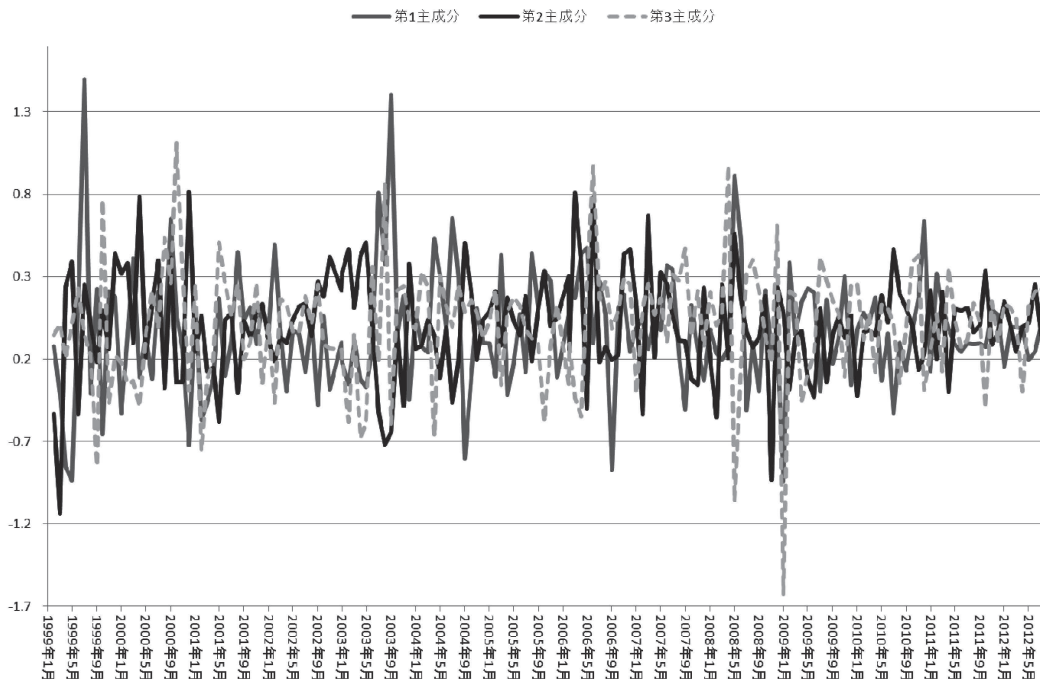
図表4では主成分得点の趨勢を把握しにくいので、累積値にしてグラフ化したものを図表5に示す。

図表5と図表1を併せてみると、金利水準が全体的に上昇すると第1主成分得点が増加し、イールドカーブがフラット化すると第2主成分得点が増加し、イールドカーブの曲率が大きくなると第3主成分得点が増加していることがわかる。

次節で示されるように、わが国の主成分得点の動向はアメリカ国債利回りから抽出され

た主成分得点との連動も大きい。そこで参考資料として、各年限（コンスタント・マチュ

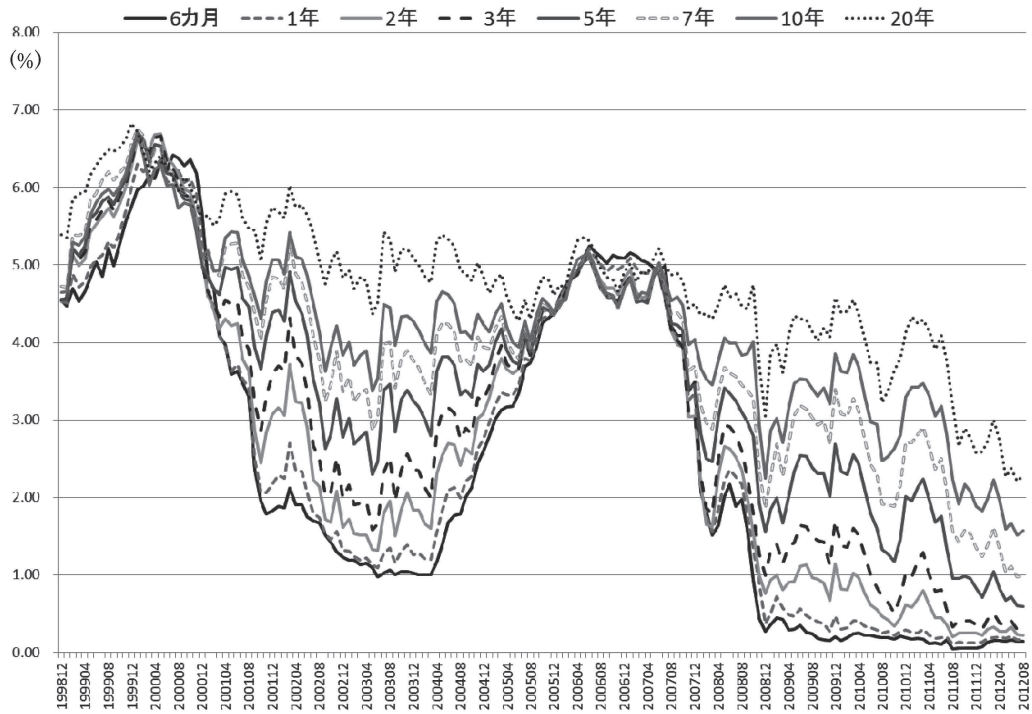
図表 4. 主成分得点の推移（1999年1月～2012年8月）



図表 5. 主成分得点の累積値（1999年1月～2012年8月）

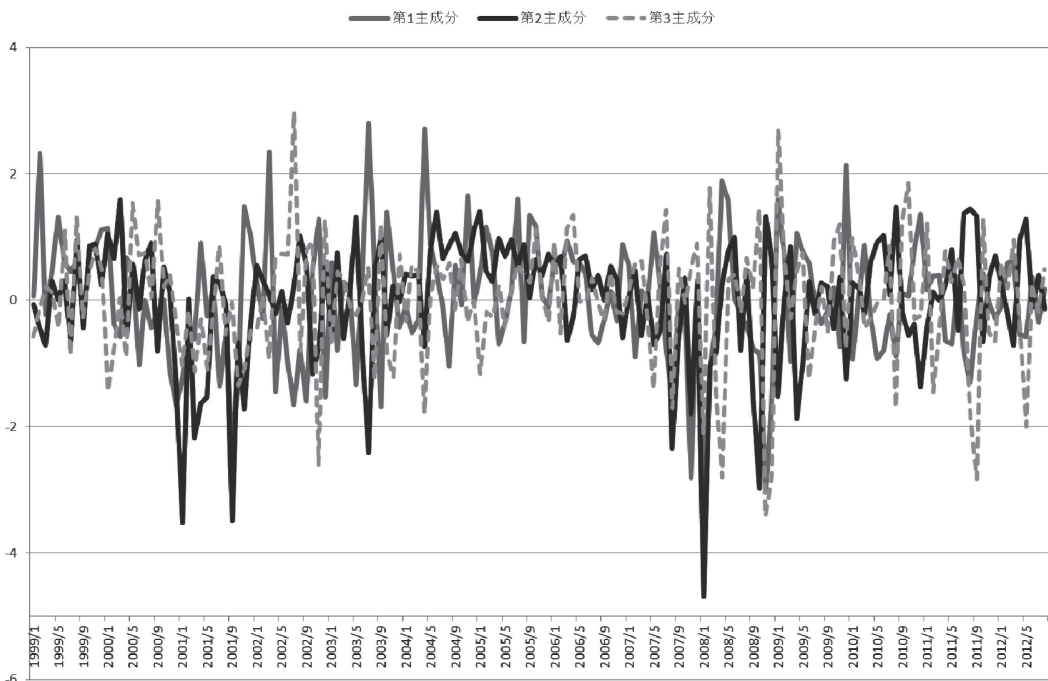


図表 6. 米国債最終利回り (1998年12月～2012年 8月)



(出所) 米財務省

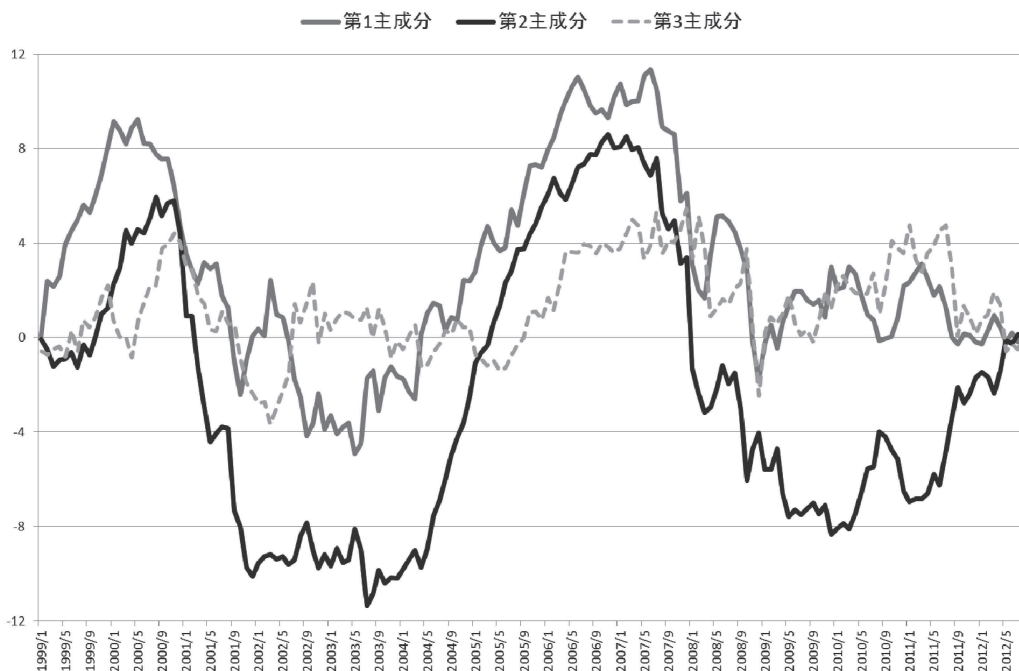
図表 7. 米国債利回り主成分得点の推移 (米国債利回り前月比についての主成分分析結果)



分析対象期間：1999年1月～2012年 8月

リティ・ベース）の米国債利回りの前月比階差から抽出した各主成分得点、各主成分得点

図表 8. 米国債利回り主成分得点の累積値（1999年1月～2012年8月）



わが国金利動向（図表 1，図表 5）と米国金利動向（図表 6，図表 8）を比較すると、2010年以降イールドカーブが全体として下方シフトしている点は共通であるが、わが国では短期ゾーンの金利低下に比べ10年超の超長期ゾーンの金利低下が相対的に小さい。他方、米国では長期ゾーンの金利低下が顕著でイールドカーブがフラット化している点に違いがみられる（図表 8 で第 2 主成分得点が大きく上昇していることから確認できる）。

次節ではマクロ経済変数の動きでコントロールしながら、わが国金利から抽出された主成分得点の動向と国債現存額の動向との関係について分析を行う。

4. 各種国債現存額データとの関連

4-1. データと分析手順

この節では、前節で得られた各主成分得点

の動向が国債現存額増減とどのような関連があるかについて、以下の手順で分析を行う。

- (i) イールドカーブに影響を与える変数として候補となるマクロ経済変数群を飯星（2009），草場（2010）を参考にリストアップする（図表 9）⁴。ここで、季節調整されていない変数のうち、季節調整が必要と筆者が考えた変数については X12-ARIMA 法によって季節調整を行った。さらに、図表 9 に挙げた変数の中には単位根を持つと考えられるものもあるので、ADF 検定によって単位根を持つものをリストから除外する（図表 10）。
- (ii) 各種国債現存額を除くマクロ経済変数群を説明変数，スポットレートから得られた各主成分得点を被説明変数としてステップワイズ重回帰を行

い、マクロ経済変数群をさらに絞り込む⁵。

(iii) 残ったマクロ経済変数群についてそれぞれの分類ごとに主成分分析を行い、抽出された各主成分得点を各種マクロ経済変数群の共通ファクターとする。以下、こうして得られたマクロ経済変数群の共通ファクターを、マクロ経済変数の変動による影響と国債現存額の増勢による影響とを区別するためのコントロール変数として使用する⁶。

(iv) 各種国債現存額増勢データ⁷と、手順(iii)で作成された各種マクロ経済変数群の共通ファクターを説明変数、スポットレート各主成分得点を被説明変数としてステップワイズ重回帰を再度行う。得られた結果を図表11, 図表12, 図表13に示す。

(v) 手順(iii)で作成された各種マクロ経済変数群共通ファクターと各種国債現存額増勢データについて0期から3期までのラグをとり、それらを説明変数、スポットレート各主成分得点を被説明変数としてステップワイズ重回帰を行う。得られた結果を図表14, 図表15, 図表16に示す。

図表9. マクロ経済, 国債現存額, 候補変数リスト

Table with 6 columns: 分類 (Classification), 変数名 (Variable Name), 季節調整 (Seasonal Adjustment), レベル (Level), 前長短差 (Period Difference), 過去5か月移動平均の割合 (Ratio of 5-month Moving Average). Rows include categories like 株価 (Stock Prices), 為替 (Exchange Rates), 金利・スプレッド (Interest Rates and Spreads), 雇用 (Employment), and 循環・景気動向CI先行指数 (Cyclical and Leading Index).

Table with 6 columns: 先行性 (Lead), 商品 (Commodity), 生産 (Production), 賃金 (Wages), 投資 (Investment), 販売 (Sales), 物価 (Price), 米金利 (Rice Interest Rate), 貿易 (Trade), マネー (Money), and 国債現存額 (Government Debt Stock). Each row lists specific economic indicators with corresponding symbols for inclusion/exclusion.

図表12.

Dependent Variable: スポットレート_第2主成分得点

Method: Stepwise Regression

Sample: 1999M08 2012M06

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
米イールドカーブ_第2主成分得点	0.31	3.91	0.01%
中期国債現存額_2階対数階差	-6.81	-2.62	0.98%
雇用_第1共通ファクター	0.15	2.18	3.13%
販売_第2共通ファクター	0.10	1.18	24.09%
雇用_第2共通ファクター	0.10	1.34	18.35%
雇用_第3共通ファクター	0.27	2.83	0.54%
物価_第4共通ファクター	0.12	1.71	9.05%
投資_第4共通ファクター	-0.09	-0.98	33.06%
生産_第6共通ファクター	0.08	0.93	35.52%
米イールドカーブ_第3主成分得点	-0.19	-2.62	0.98%
物価_第6共通ファクター	-0.07	-0.92	35.96%
商品_第1共通ファクター	0.18	2.24	2.66%
物価_第1共通ファクター	-0.14	-1.63	10.64%
国庫短期証券現存額_トレンドからの乖離率	0.00	-3.24	0.15%
物価_第3共通ファクター	-0.26	-2.13	3.52%
循環・先行性_第3共通ファクター	-0.15	-1.63	10.66%
定数項	0.28	2.10	3.79%
物価_第2共通ファクター	-0.18	-1.73	8.65%
貸金_第1共通ファクター	7.95	1.22	22.31%
物価_第1共通ファクター	0.25	1.63	10.63%
投資_第7共通ファクター	-0.10	-1.39	16.64%
投資_第1共通ファクター	0.12	1.37	17.36%
金利・スプレッド_第2共通ファクター	0.11	1.29	20.07%
生産_第1共通ファクター	0.16	1.47	14.51%
米金利_第1共通ファクター	0.43	0.95	34.28%
循環・先行性_第1共通ファクター	0.13	1.20	23.19%
循環・先行性_第2共通ファクター	-0.11	-1.24	21.86%
生産_第4共通ファクター	-0.10	-1.02	31.17%
Adjusted R-squared	0.26		
Akaike info criterion	2.58		
Schwarz criterion	3.13		
Hannan-Quinn criter.	2.80		
Durbin-Watson stat	2.20		

図表13.

Dependent Variable: スポットレート_第3主成分得点

Method: Stepwise Regression

Sample: 1999M08 2012M06

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
投資_第6共通ファクター	-0.27	-3.37	0.10%
投資_第7共通ファクター	-0.27	-3.76	0.03%
投資_第4共通ファクター	-0.35	-4.59	0.00%
生産_第3共通ファクター	-0.27	-3.28	0.13%
国庫短期証券現存額_対数階差	-1.38	-0.81	42.22%
商品_第1共通ファクター	0.20	2.36	1.97%
投資_第5共通ファクター	0.22	2.80	0.59%
米イールドカーブ_第1主成分得点	-0.18	-1.78	7.79%
米金利_第1共通ファクター	0.13	1.26	20.93%
国庫短期証券現存額_2階対数階差	-3.19	-1.86	6.45%
中期国債現存額_2階対数階差	-9.55	-2.87	0.47%
長期国債現存額_2階対数階差	12.99	2.29	2.38%
株価_第1共通ファクター	-0.16	-1.88	6.24%
株価_第3共通ファクター	0.15	1.76	8.05%
循環・先行性_第1共通ファクター	-0.18	-2.19	3.05%
循環・先行性_第2共通ファクター	-0.11	-1.37	17.42%
投資_第2共通ファクター	-0.13	-1.66	9.89%
雇用_第3共通ファクター	-0.16	-1.98	4.95%
循環・先行性_第3共通ファクター	0.10	1.27	20.73%
販売_第1共通ファクター	0.14	1.40	16.42%
物価_第5共通ファクター	0.09	1.23	22.13%
物価_第3共通ファクター	-0.07	-0.95	34.39%
生産_第5共通ファクター	0.12	1.45	14.96%
米イールドカーブ_第3主成分得点	0.09	1.18	24.03%
超長期国債現存額_2階対数階差	4.67	0.81	42.02%
米イールドカーブ_第2主成分得点	0.07	0.90	36.78%
Adjusted R-squared	0.31		
Akaike info criterion	2.66		
Schwarz criterion	3.17		
Hannan-Quinn criter.	2.86		
Durbin-Watson stat	2.17		

図表14.

Dependent Variable: スポットレート_第1主成分得点

Method: Stepwise Regression

Sample: 1999M10 2012M06

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
米イールドカーブ_第1主成分得点	0.34	5.19	0.0%
投資_第5共通ファクター	-0.15	-2.46	1.5%
循環・先行性_第3共通ファクター	-0.18	-2.91	0.4%
物価_第4共通ファクター	-0.17	-2.53	1.3%
販売_第1共通ファクター	0.29	3.12	0.2%
貸金_第1共通ファクター	0.12	1.87	6.4%
金利・スプレッド_第1共通ファクター (-2)	-0.12	-1.59	11.4%
米イールドカーブ_第3主成分得点	0.06	0.97	33.3%
物価_第2共通ファクター (-2)	0.17	2.39	1.8%
生産_第2共通ファクター (-1)	-0.20	-2.83	0.5%
生産_第5共通ファクター (-3)	0.15	2.12	3.6%
長期国債現存額_2階対数階差	7.41	1.85	6.7%
投資_第3共通ファクター (-1)	0.14	2.08	4.0%
生産_第1共通ファクター (-1)	-0.14	-2.11	3.7%
投資_第1共通ファクター (-3)	0.11	1.50	13.7%
金利・スプレッド_第3共通ファクター (-1)	0.17	2.19	3.0%
投資_第1共通ファクター	0.11	1.42	15.8%
米金利_第1共通ファクター (-1)	0.10	1.51	13.4%
株価_第2共通ファクター (-2)	-0.09	-1.35	17.8%
超長期国債現存額_2階対数階差	-5.76	-1.15	25.4%

Adjusted R-squared 0.30

Akaike info criterion 2.42

Schwarz criterion 2.82

Hannan-Quinn criter. 2.58

Durbin-Watson stat 2.14

(注) 変数名括弧内の数字はラグ数を示す。

図表15.

Dependent Variable: スポットレート_第2主成分得点

Method: Stepwise Regression

Sample: 1999M11 2012M06

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
米イールドカーブ_第2主成分得点	0.38	5.33	0.0%
物価_第1共通ファクター (-2)	0.38	3.61	0.0%
雇用_第2共通ファクター (-1)	-0.19	-2.60	1.0%
中期国債現存額_2階対数階差 (-2)	-3.85	-1.43	15.6%
国庫短期証券現存額_トレンドからの乖離率 (-3)	0.00	-4.10	0.0%
定数項	0.35	2.65	0.9%
商品_第1共通ファクター	0.12	1.58	11.6%
米イールドカーブ_第2主成分得点 (-3)	0.15	1.71	8.9%
株価_第1共通ファクター (-3)	-0.18	-2.10	3.8%
物価_第3共通ファクター (-3)	-0.18	-2.01	4.7%
生産_第1共通ファクター (-3)	0.13	1.54	12.7%
販売_第2共通ファクター	0.13	1.78	7.8%
生産_第4共通ファクター	-0.13	-1.37	17.4%
生産_第6共通ファクター (-3)	-0.10	-1.32	18.9%
雇用_第3共通ファクター	0.16	1.96	5.2%
投資_第1共通ファクター (-2)	0.15	1.78	7.8%
雇用_第1共通ファクター (-2)	-0.10	-1.34	18.3%
循環・先行性_第3共通ファクター	-0.13	-1.48	14.2%
投資_第4共通ファクター (-3)	0.08	0.97	33.6%
金利・スプレッド_第2共通ファクター	0.10	1.23	22.2%
貸金_第1共通ファクター	7.32	1.12	26.5%
循環・先行性_第1共通ファクター (-2)	0.10	1.05	29.5%
物価_第4共通ファクター (-2)	-0.07	-0.98	33.1%
米金利_第1共通ファクター (-2)	-0.38	-0.76	44.7%

Adjusted R-squared 0.24

Akaike info criterion 2.59

Schwarz criterion 3.07

Hannan-Quinn criter. 2.78

Durbin-Watson stat 2.23

(注) 変数名括弧内の数字はラグ数を示す。

図表16.

Dependent Variable: スポットレート_第3主成分得点

Method: Stepwise Regression

Sample: 1999M09 2012M06

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
投資_第7共通ファクター	-0.32	-4.23	0.0%
生産_第5共通ファクター (-1)	0.30	3.61	0.0%
投資_第4共通ファクター	-0.32	-3.89	0.0%
商品_第1共通ファクター (-1)	0.14	1.68	9.6%
国庫短期証券現存額_2階対数階差	-3.46	-2.27	2.5%
米イールドカーブ_第3主成分得点	0.19	2.51	1.3%
物価_第3共通ファクター (-2)	-0.14	-1.80	7.3%
中期国債現存額_2階対数階差 (-2)	-4.74	-1.68	9.6%
投資_第2共通ファクター (-3)	-0.18	-2.34	2.1%
循環・先行性_第1共通ファクター	-0.08	-0.94	34.7%
循環・先行性_第2共通ファクター (-3)	-0.09	-1.03	30.6%
雇用_第3共通ファクター (-2)	0.14	1.75	8.2%
物価_第5共通ファクター (-1)	0.12	1.51	13.4%
投資_第5共通ファクター (-2)	-0.10	-1.32	18.8%
超長期国債現存額_2階対数階差 (-1)	-5.73	-1.05	29.6%
米イールドカーブ_第1主成分得点 (-3)	0.11	1.43	15.4%
株価_第1共通ファクター (-1)	-0.12	-1.71	8.9%
販売_第1共通ファクター (-3)	0.11	1.18	24.0%
米イールドカーブ_第2主成分得点 (-2)	-0.12	-1.33	18.7%
米金利_第1共通ファクター	0.11	1.23	22.1%
生産_第3共通ファクター (-3)	0.08	0.98	32.9%

Adjusted R-squared 0.26

Akaike info criterion 2.68

Schwarz criterion 3.09

Hannan-Quinn criter. 2.85

Durbin-Watson stat 2.07

(注) 変数名括弧内の数字はラグ数を示す。

4-2. 推計結果

各種マクロ経済変数の共通ファクターについてラグを考慮しない回帰分析結果（図表11から図表13）と，3期ラグまでを考慮した結果（図表14から図表16）を比較すると，Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn の情報量基準からみて，ラグを考慮したモデル（図表14から図表16）のほうが概ね当てはまりが良い。そこで以下，ラグを考慮したモデルで，各種国債現存額の増勢データとイールドカーブの関係をみていくこととする。まず，第1主成分得点については5%有意水準では有意な結果が得られなかったものの，長期国債現存額の2階対数階差の係数の符号がプラスとなった（p値6.7%）。このことは，係数の有意性は若干劣るものの，長期国債現存額の増勢ペース（2階対数階差，増加率の増加率）が高まるとイールドカーブが上方に平行シフトする可能性を示唆する。第2主成分得点については，国庫短期証券現存額のトレンドからの乖離率（3期ラグ）の係数がマイナ

スの符号で有意となっている。このことは、短期国債現存額がトレンドを超えて増加すると、3期のラグをもってイールドカーブがスティープ化することを示唆している。第3主成分得点については、国庫短期証券現存額の2階対数階差についての符号がマイナスで有意となっていることから、国庫短期証券現存額の増勢ペースが高まるとイールドカーブのカーベチャーが弱まることを示唆する。

もちろん以上の分析結果は、説明変数と被説明変数の動きの相関を示すものであって因果関係を理論的に示すものではない。しかし因果関係がないなかで、標本期間中、説明変数と被説明変数との間でたまたまそのような相関が偶然みられたただけとすれば、その相関が標本期間を通じて安定的である保証はない。あるいは、因果関係があったとしても、市場で構造変化が起きている場合にも、その相関が標本期間を通じて安定的である保証はない。逆に、もし標本期間を通じて関係が安定的であればその相関には因果関係が存在することを示唆する。次節では、ここでの分析で得られたような結果が、標本期間を通じて安定的であるかどうかを検証する。

5. 構造変化テスト

回帰分析の係数推計値の安定性について検証を行う方法として、構造変化前と構造変化後で係数推計値が変化しているかどうかをみる Chow 検定を利用する。回帰モデルを、

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n + \gamma_0 d + \gamma_1 (d \cdot x_1) + \dots + \gamma_n (d \cdot x_n) \quad (2)$$

とする。ここで y は被説明変数、 x_i ($i=1, 2, \dots, n$) は説明変数、 β_i ($i=0, 1, \dots, n$) は推計パラメータ、 d は値が1か0をとるダミー変数とする。構造変化がある場合、構造変化前までは d の値が0、構造変化が起きた時点以降は d の値が1をとると考えることができ

る。このとき検定すべき帰無仮説は、

$$H_0 : \gamma_0 = 0, \gamma_1 = 0, \dots, \gamma_n = 0$$

である。Chow 検定は、次の Chow F 検定量、

$$F = \frac{[RRSS - (URSS_1 + URSS_2)]/K}{(URSS_1 + URSS_2)/(N_1 + N_2 - 2K)} \quad (3)$$

が、自由度 ($k, N_1 + N_2 - 2K$) の F 統計量に従うことを利用して行われる。ここで、RRSS は構造変化がないとする制約付残差平方和、 $URSS_1$ は構造変化がある場合の構造変化前の残差平方和、 $URSS_2$ は構造変化がある場合の構造変化後の残差平方和、 K は推計するパラメータの数、 N_1 は分析の始期から構造変化が起きた時点までの被説明変数の観測値の数、 N_2 は構造変化後から分析の終期までの被説明変数の観測値の数である。

本稿での分析対象の場合、構造変化が起きた時期を予め特定できないので、構造変化が起きたと仮定する時点を1期ずつずらしていくステップワイズ・Chow 検定を行う。

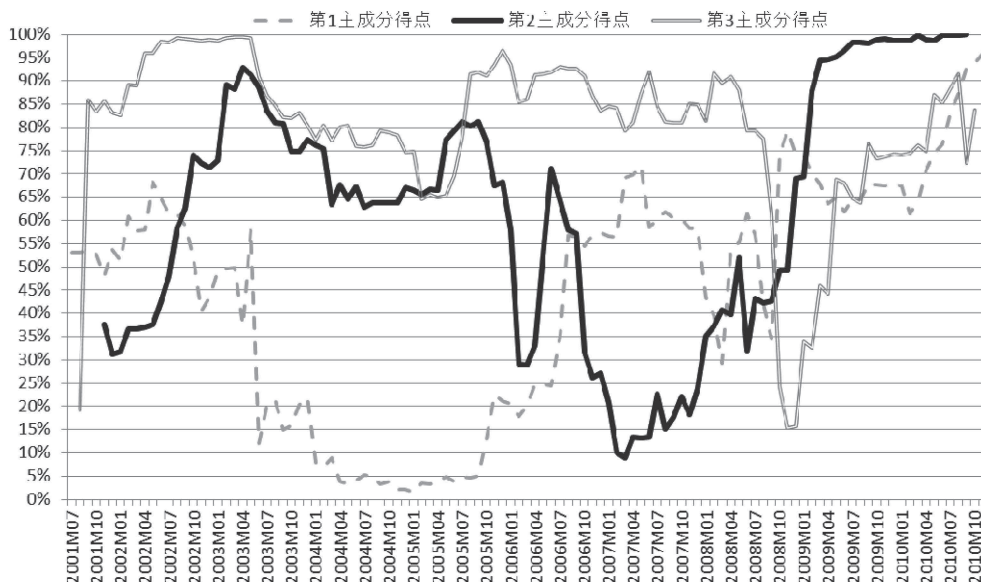
なお、重回帰分析を行う際、少なくとも(定数項を含む)推計パラメータ数と同数以上の観測値が必要である。そのため、図表14での第1主成分得点についての回帰モデルを例にとると、標本期間が1999年10月⁸から2012年6月、定数項を含むパラメータの数が21なので、ステップワイズ・Chow 検定において、

(3) 式の最初の N_1 に相当する期間の終期は標本期間の始期1999年10月から20ヵ月後の2001年6月、 N_2 に相当する期間の始期は2001年7月となる。同様に N_2 もパラメータ数と同数以上の観測値が必要なので、ステップワイズ・Chow 検定において最後の N_2 に相当する期間の始期は標本期間の終期2012年6月から20ヵ月前の2010年10月が始期、したがって最後の N_1 に相当する期間の終期は2010年9月である。この点に留意しながら、図表14、図表15、図表16で使用したモデルについて、それ

それぞれステップワイズ・チョウ検定を行い、帰無仮説についてのp値を計算した結果を図表17に示す。ここで、計算されたp値が有意水準5%以下となれば帰無仮説を棄却、すなわち構造変化があったと考える。この結果によれば、第3主成分得点を説明する回帰モ

デルにおいては2004年に5%有意水準で帰無仮説が棄却されるが、第1主成分得点および第2主成分得点を説明するモデルでは標本期間を通じて構造変化は起きていないとの帰無仮説を棄却できない。

図表17 構造変化テスト（ステップワイズ・チョウ検定）のp値の推移



以上では全てのパラメータに対してチョウ検定を行ったが、推計式が(2)式のような線形の場合、一部のパラメータのみに制約を課してチョウ検定を行うこともできる。計量パッケージソフトEViewsでは、構造変化時点を予め特定できない場合のモデルの安定性診断として、チョウ検定を応用したQuandt-Andrewsのブレイクポイント検定が標準装備されているので、以下ではこれを利用して国債現存額増勢データに関するパラメータのみに対して構造変化テストを行う。この方法は、LR（尤度比）統計量とワルド統計量を使い、Hansen（1997）が提案したp値を用いて検定を行う。推定式の標本期間の始期、および終期に近づくほど、これらの統計量が劣化してしまうので、EViewsではデフォル

ト設定として始期と終期からそれぞれ7.5%、合わせて15%のデータを除外して出力する。その検定結果を図表18に示す。

図表18 パラメータを絞り込んだ構造変化テスト結果

Quandt-Andrews unknown breakpoint test
Null Hypothesis: No breakpoints within trimmed data

●図表14で使用したモデルの構造変化テスト
Varying regressors: 長期国債現存額2階対数階差, 超長期国債現存額2階対数階差
Equation Sample: 2000M02 2012M06
Test Sample: 2002M01 2010M07

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2004M07)	3.44	82.0%
Maximum Wald F-statistic (2004M07)	3.44	82.0%

●図表15で使用したモデルの構造変化テスト
Varying regressors: 中期国債現存額2階対数階差 (-2), 国庫短期証券現存額トレンドからの乖離率 (-3)
Equation Sample: 1999M11 2012M06
Test Sample: 2001M10 2010M07

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2008M07)	3.56	80.0%
Maximum Wald F-statistic (2008M07)	3.56	80.0%

●図表16で使用したモデルの構造変化テスト
Varying regressors: 国庫短期証券現存額2階対数階差, 中期国債現存額2階対数階差, 超長期国債現存額2階対数階差 (-1)
Equation Sample: 1999M09 2012M06
Test Sample: 2001M11 2010M08

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2007M05)	3.74	93.9%
Maximum Wald F-statistic (2007M05)	3.74	93.9%

Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method

図表18に表示されている Maximum LR F-statistics, Maximum Wald F-statistics は、それぞれ最大の値をとるチョウ F 検定量から計算された尤度比とワールド統計量⁹であり、構造変化時点としての最有力候補を示している。しかし、その p 値から判断すると、図表14から図表16で使用した全てのモデルにおいて、構造変化なしとする帰無仮説を棄却できない。

6. おわりに

本稿は秋森(2012)で行った分析を補強するものとして、標本期間を直近まで延長した

うででスポットレート・イールドカーブの主成分固有ベクトル(ファクターローディング)を抽出し、標本期間を通じてそれらが安定的であるとの結果を得た。次に、得られた主成分得点を、各種マクロ経済変数の共通ファクターでコントロールしながら、変数のラグを新たに考慮しつつ、各種国債現存額増勢データで説明する回帰分析を行った。その結果、短期国債現存額のトレンドからの乖離率が上昇すると3期のラグをもってイールドカーブがスティープ化するととの関係が得られた。また、短期国債現存額の2階対数階差(増加率の増加率)が増加すると、イールドカーブのカーベチャーを弱めるとの結果も得られた。さらに、p 値が6.7%と5%有意水準では有意でないものの、長期国債現存額の2階対数階差(増加率の増加率)が増加すると、イールドカーブが上方シフトするとの結果も得られた。これらを総合すると、短期国債現存額の増勢ペースが高まるとカーベチャーを弱めつつ3期のラグをもってイールドカーブをスティープ化させ、さらに長期国債現存額の増勢ペースが高まるとイールドカーブが上方に平行シフトしてスポットレート全体を押し上げる可能性を示唆する。

本稿ではさらに、イールドカーブと各種国債現存額増勢データについて確認された関係が安定的であるか否かについてチョウ検定を利用したステップワイズ・チョウ検定と Quandt-Andrews のブレイクポイント検定を行ったところ、(ステップワイズ・チョウ検定での第3主成分得点のモデルは例外として)標本期間を通じてこれらの関係が安定的であるとの分析結果を得た。

日本国債の現存額累増によって金利上昇がもし起きる場合、他にどのような兆候がみられるかを探るべく、なお残された課題としては、本稿で行った国債価格から抽出したイールドカーブとスワップ・レートから抽出したイールドカーブとの間に乖離があるか否か、

あるとすればその乖離にどのような含意があるか、などについての分析があろう。

謝辞

本稿は科学研究費補助金（釜江・秋森・皆木、基盤研究（C））による助成を受けた研究成果の一部であり、ここに記して感謝申し上げます。

<参考文献>

秋森弘（2012）「マクロ経済データ、国債現存額の増減が国債利回り曲線に与える影響について」『経済学部北星論集』第52巻第1号，北星学園大学，2012年9月。

翁 邦雄・白塚 重典（2003）「コミットメントが期待形成に与える効果：時間軸効果の実証的検討」『金融研究』第22巻第4号，日本銀行金融研究所，2003年12月。

白塚重典・寺西勇生・中島上智（2010）「金融政策コミットメントの効果：わが国の経験」、『金融研究』第29巻第3号，日本銀行金融研究所，2010年7月。

飯星博邦（2009）「主成分分析によるマクロ経済パネルデータの共通ファクターの抽出とその利用」内閣府経済社会総合研究所 Discussion Paper series No.219，2009年7月。

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，2010年9月。

Hansen, Bruce E. (1997), "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.15, No.1, pp.60-67.

Nelson, Charles R. and Andrew F. Siegel (1987), "Parsimonious Modeling of Yield Curves", *The Journal of Business*, Vol.60, No. 4, 1987, pp.178-197.

Söderlind, Paul, and Lars E. O. Svensson (1997), "New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments", *Journal of Monetary Economics*, Vol.40, Issue 2, 1997, pp.383-429.

<参照ウェブサイト>

日本銀行

<http://www.boj.or.jp/statistics/index.htm/>

日本証券業協会ホームページ

<http://market.jsda.or.jp/shiraberu/saiken/index.html>

財務省ホームページ

<http://www.mof.go.jp/>

総務省統計局ホームページ

<http://www.stat.go.jp/data/index.htm>

米国財務省ホームページ

<http://www.treasury.gov/Pages/default.aspx>

¹ 翁・白塚（2003）では、わが国国債の金利形成は、発引量、クーポンレート等銘柄ごとの特性や市場流動性といった要因を反映するため、日本国債の市場金利からベンチマークとなるイールドカーブを抽出することは難しいとし、レファレンスレート（ユーロ円 TIBOR）と円スワップ・レートから抽出したスポットレートを分析対象としている。他方、本稿は国債管理政策の観点からわが国国債市場の構造分析を行うことを目的としており、日本国債の市場金利から抽出したスポットレートを分析に用いることがむしろ妥当と考える。

² スポットレートに相当する分離適格振替国債の最終利回りを2003年1月から利用できるようになったので、以降、スポットレートを入力できる場合はこれを直接利用した。

³ ADF 検定のほか PP 検定も行ったが、単位根の有無についての仮説検定は同様の結果となった。

⁴ 秋森（2012）では国債現存額のデータとして普通国債を候補に入れたが、他の国債（超長期国債，長期国債など）を包含しているので、本稿ではこれに替えて国庫短期証券を候補に加えた。

⁵ ここでは p 値を基準にステップワイズ重回帰を行った。

⁶ 各種マクロ経済データの動きを共通ファクターとして要約することでマクロ経済データ相互の多重共線性の問題は回避されるが、各マクロ経済データと国債利回りとの直接的な関係を見ることはできなくなる。しかし、ここでは国債現存額累増がイールドカーブにどのような影響を与えるかを分析目的としているの

で、この点はやむを得ないと考える。

- ⁷ 単位根検定の結果、国庫短期証券の一部のデータについてモデルによっては5%有意水準を若干超えるものがあるものの、各種国債現存額の増勢とスポットレート各主成分得点との関係の分析が目的なので、超長期国債現存額（2階対数階差）、長期国債現存額（2階対数階差、対数階差）、中期国債現存額（2階対数階差）のほか、国庫短期証券現存額（2階対数階差、対数階差、36カ月移動平均からの乖離率）もデータとして使用することとした。
- ⁸ 図表14、図表15、図表16の回帰モデルにおいて、それぞれ使用するマクロデータ毎で入手可能な始期が異なるため、標本期間の始期はそれぞれ異なる。
- ⁹ 推計式が線形の場合、LR F値とWald F値は同じ値となる。

[Abstract]

How do Fluctuations of Macro-economic Variables and the JGB's Outstanding Amount Affect the Yield Curve? (2)

Hiroshi AKIMORI

This paper is intended to reinforce the results of the previous paper, Akimori (2012), that uses principal component analysis and regression analysis to examine how the fluctuations of macro-economic variables and the Japan Government Bonds' (JGB) outstanding amount affect the yield curve. The results of this research show that a rise in the increase pace of the JGB's outstanding amount can cause yield curves to steepen and so on. In addition, this research employs the Chow test to measure any structural change in the JGB market, and shows that change has not yet occurred.