

# 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

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

秋 森 弘

## 目次

1. はじめに
2. データ
  - 2-1. スポットレートの推計
  - 2-2. 複利最終利回り
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. マクロ経済，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. 推定結果
5. おわりに

表1. 財政収支の国際比較 (対 GDP 比)

(% )

暦年	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
日 本	▲5.8	▲7.2	▲8.5	▲8.2	▲6.5	▲7.9	▲8.0	▲6.6
米 国	▲1.9	▲0.9	▲0.7	▲0.1	▲2.2	▲5.5	▲6.3	▲5.8
英 国	▲2.2	▲0.1	0.9	3.7	0.6	▲2.0	▲3.7	▲3.6
ド イ ツ	▲2.7	▲2.3	▲1.6	1.1	▲3.1	▲3.8	▲4.1	▲3.8
フランス	▲3.3	▲2.6	▲1.8	▲1.5	▲1.7	▲3.3	▲4.1	▲3.6
イタリア	▲2.7	▲2.9	▲2.0	▲0.9	▲3.2	▲3.2	▲3.6	▲3.6
カナダ	0.2	0.1	1.6	2.9	0.7	▲0.1	▲0.1	0.9

暦年	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
日 本	▲5.2	▲3.5	▲2.8	▲3.3	▲9.3	▲8.1	▲8.8	▲8.4
米 国	▲4.6	▲3.6	▲4.3	▲7.8	▲12.5	▲11.2	▲10.4	▲9.9
英 国	▲3.3	▲2.7	▲2.8	▲5.0	▲11.0	▲10.4	▲9.4	▲8.7
ド イ ツ	▲3.3	▲1.7	0.2	▲0.1	▲3.2	▲4.3	▲1.2	▲1.1
フランス	▲3.0	▲2.4	▲2.7	▲3.3	▲7.6	▲7.1	▲5.7	▲4.5
イタリア	▲4.5	▲3.4	▲1.6	▲2.7	▲5.4	▲4.5	▲3.6	▲1.6
カナダ	1.5	1.6	1.4	▲0.4	▲4.9	▲5.6	▲5.0	▲4.1

(出典) OECD "Economic Outlook 90" (2011年12月)

表2. 政府債務残高の国際比較 (対 GDP 比)

(% )

暦年	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
日 本	100.5	113.2	127.0	135.4	143.7	152.3	158.0	165.5
米 国	67.4	64.2	60.5	54.5	54.4	56.8	60.2	61.3
英 国	52.0	52.5	47.4	45.2	40.4	40.8	41.5	43.8
ド イ ツ	60.4	62.3	61.8	60.8	60.1	62.5	65.9	69.3
フランス	68.9	70.4	66.9	65.7	64.3	67.5	71.7	74.1
イタリア	129.6	131.7	125.5	121.0	120.1	118.7	116.3	116.7
カナダ	96.3	95.2	91.4	82.1	82.7	80.6	76.6	72.6

暦年	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
日 本	175.3	172.1	167.0	174.1	194.1	200.0	211.7	219.1
米 国	61.5	60.9	62.1	71.4	85.0	94.2	97.6	103.6
英 国	46.4	46.0	47.2	57.4	72.4	82.2	90.0	97.2
ド イ ツ	71.8	69.8	65.6	69.7	77.4	87.1	86.9	87.3
フランス	76.0	71.2	73.0	79.3	90.8	95.2	98.6	102.4
イタリア	119.4	116.9	112.1	114.7	127.1	126.1	127.7	128.1
カナダ	71.6	70.3	66.5	71.1	83.4	85.1	87.8	92.8

(出典) OECD "Economic outlook 90" (2011年12月)

\*数値は一般政府ベース。

(出所) 表1, 表2とも財務省ホームページ

## 1. はじめに

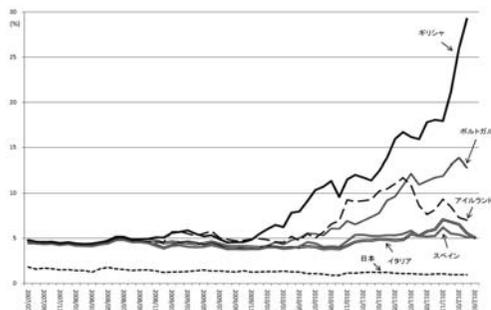
財政収支の赤字が長期にわたって続いた結果，2010年にわが国の政府債務残高は対 GDP 比で200%を超え，先進国中最悪の数値となっている（表1，表2）。さらに，債務残高累増傾向が今後も続けば，財政がいずれ持続不可能な状態<sup>1</sup>に陥り財政破綻することも懸念されるようになってきている。

ところが，10年物国債利回りが1%前後で推移するなど，国債市場はこれまでのところ落ち着いた状態が続いてきた。国債利回りが低位安定状態にある要因については，事業法

人の資金需要が乏しいなか邦銀が資金運用先として国債投資に多額の資金をシフトさせていることや、量的金融緩和政策として日本銀行が国債買入れ額を増大させていることなどにより、日本国債の国内消化率が高かったことに加え、国債整理基金による既発国債の買入消却など国債管理政策が功を奏してきたことなどが指摘されてきた<sup>2</sup>。

しかし、金利上昇やインフレといった政府債務残高累増が引き起こす諸問題が表面化することを防いでいた要因が、今後とも持続する保証はない。事実、EU諸国のうちギリシャなど財政状態が懸念される幾つかの国々では国債利回りがひとたび上昇し始めると短期間のうちにそれが急上昇している(図1)。

図1. 10年物国債利回りの推移



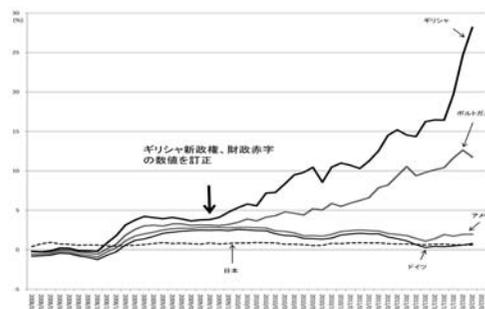
(出所) 日経 NEEDS より筆者作成

市場の地合いや相場は、ある時点を境に急変することも珍しくなく、物理学の用語になぞらえ「市場の相転移」ともいわれる。理論的には、こうした現象をゲーム理論の枠組みを用いて複数均衡<sup>3</sup>における均衡解の遷移として解釈されるが、国債市場でこのような相転移が起こる場合、事前に何らかの兆候が観察されないかを考察することが本稿の問題意識である<sup>4</sup>。

ところで、財政状態の悪化が懸念されるようになると、景気回復局面(通常、長短金利差が拡大する)でない場合でも、返済・利払いの確実性についての懸念から長期債価格が

下落する結果、長期債利回りが上昇し長短金利差が拡大すると考えられる(ただし、ギリシャなどでは国債のデフォルトが懸念されるようになるとカーベチャーが大きくなり、1年債利回りが10年債利回りを上回る状態も併存している)。

図2. 長短金利差(10年物国債利回り－3カ月物銀行間金利)の推移



(出所) 日経 NEEDS より筆者作成

近年の各国の長短金利差の推移をみると、2008年9月のリーマン・ショック後、欧米諸国の中央銀行が流動性危機に対処するため短期市場に大量の流動性供給を行った結果、政策金利の低下を通じて長短期金利差が拡大したが、その後事態が落ち着いていくにつれアメリカ、ドイツなどの長短金利差は縮小していったものの、ギリシャ、ポルトガルといった財政状態が懸念される国々では長短金利差がその後も拡大していった<sup>5</sup>(図2)。流動性危機への対処で短期金利が低下している時でもあるいは景気回復局面でもない時に、ギリシャ、ポルトガルに観察されるような長短金利差の拡大は、財政懸念を端緒とする国債市場の変調を示しているのかもしれない。そこで本稿では、長短金利差の動向をより詳細に分析するため、イールドカーブの形状(金利の期間構造)に着目することとした。

たとえば、イールドカーブのスティープ化は、通常、景気回復局面でみられる現象であるが、財政状態への懸念によっても長期国債

の価格下落を通じてこれが起こるかもしれない。その場合、マクロ経済動向と併せて分析を行えば、イールドカーブのステープ化がどういった要因によって起きているか確認できるであろう。さらに、国債の発行・償還と当局による既発国債買入消却とが複合された結果が国債現存額であると考え、国債現存額の動向がイールドカーブに及ぼす影響についても考察することとした。たとえば、国債現存額が増加している時にイールドカーブのステープ化が観察されれば、国債の需給要因が国債市場に影響していることを示唆する。

このような観点に立ち、本稿では以下の順序で考察していく。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、本稿の考察結果を要約する。

## 2. データ

### 2-1. スポットレートの推計

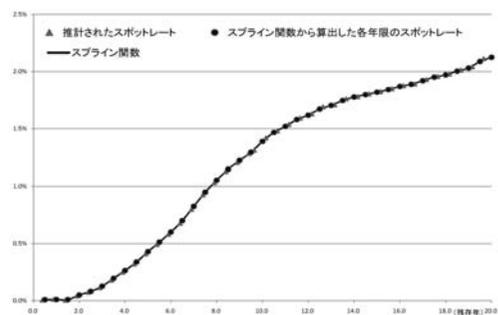
国債は現時点では最長で40年債まで発行されているが、その1回債が発行されたのは2007年12月、30年物1回債は1999年9月発行であり、それ以前のデータは存在しない。過去に遡ってデータをとる都合から、本稿では20年利付債と10年利付債の価格データ（日本証券業協会が公表する公社債店頭売買参考統計値（平均単価））を使用することとし、以下の手順でスポットレートを推計した<sup>6</sup>。

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方法がブートストラップ法である<sup>7</sup>。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した。

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。具体例として、2002年7月時点でのスポットレート推計値と、それらにスプライン関数をあてはめ、そこから算出された各年限スポットレートを図3に示す。

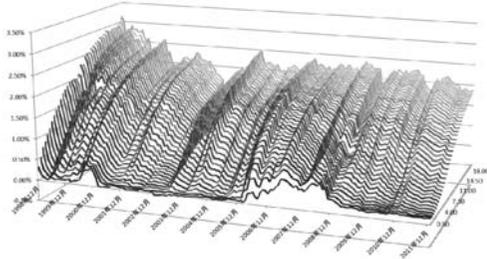
図3. スポットレートの推計例（2002年7月）



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4である。

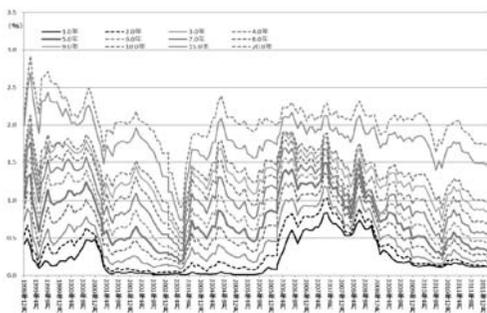
図4. 各年限別スポットレートの推移



## 2-2. 複利最終利回り

財務省が、1974年9月分から公社債店頭売買参考統計値(平均値単価)を用いて、主要年限毎の複利最終利回りをコンスタントマチュリティーベースで算出・公表している<sup>8)</sup>(図5)。次節ではこれを用いた分析も併せて行う。複利最終利回りを用いた場合でも、スポットレートを用いた場合と同様の分析結果になることをもし確認できれば、本稿の分析目的の場合、スポットレートを財務省のホームページから入手できる複利最終利回りで代用できることになる。

図5. 各年限別複利最終利回りの推移



(出所) 財務省

ただし、複利最終利回りを用いる場合、「クーポン効果」の存在に留意する必要がある。クーポン効果とは、償還日が同じであっても、クーポンの大きさの差によって最終利回りに差が生じる効果のことである<sup>9)</sup>。複利最終利回りの算出に利用する利付債のクーポ

ンが同じとは限らないため、財務省が公表する各年限別複利最終利回りはクーポン効果の影響を受けていると考えられる。この効果の影響によって、スポットレートを用いた場合と分析結果が異なってくる可能性があるため、次節では、スポットレートと複利最終利回りの両方について分析を行い、結果に差が出るかどうかについてもみていくことにする。

## 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ととする。ここでは、Augmented Dikey-Fuller (ADF) 検定によって単位根検定を行うこととした。ADF 検定では  $t$  期の被説明変数を  $y_t$ 、定数項または定数項とトレンドを構成する外生リグレッサを  $x_t$ 、ラグ次数を  $p$ 、攪乱項を  $v_t$  とすると、

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t$$

において、

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 0$$

を検定する。ここで帰無仮説  $H_0$  は単位根を持つ、である。表3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。

表 3. 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	9.3%	7.6%	4.0%	4.0%	3.5%	3.8%	4.2%	4.8%	5.3%	6.2%
トレンドなし・定数項あり	33.1%	34.6%	20.3%	17.4%	11.3%	10.1%	9.2%	8.8%	8.0%	8.6%
定数項・トレンドあり	50.8%	56.1%	38.8%	38.3%	30.3%	29.8%	28.8%	28.5%	26.9%	28.0%

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	6.4%	6.5%	7.7%	8.8%	9.8%	12.2%	14.3%	16.8%	18.9%	15.1%
トレンドなし・定数項あり	7.3%	5.9%	5.4%	4.7%	3.7%	3.6%	3.8%	4.9%	4.8%	4.0%
定数項・トレンドあり	24.5%	20.4%	18.0%	14.9%	11.1%	10.4%	10.8%	13.1%	11.8%	10.3%

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	17.3%	14.8%	14.3%	16.0%	15.5%	15.6%	16.3%	17.1%	16.5%	17.2%
トレンドなし・定数項あり	4.5%	3.0%	2.5%	3.0%	2.5%	2.3%	2.4%	2.4%	2.1%	2.1%
定数項・トレンドあり	11.4%	8.5%	7.6%	9.1%	8.4%	8.5%	9.2%	9.7%	9.4%	9.5%

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	17.9%	16.5%	18.0%	20.3%	20.1%	20.5%	22.3%	23.0%	22.2%	21.8%
トレンドなし・定数項あり	2.0%	1.3%	1.6%	2.1%	1.8%	1.8%	2.1%	2.0%	1.6%	1.2%
定数項・トレンドあり	9.4%	7.1%	8.2%	9.7%	8.9%	8.9%	10.0%	9.4%	8.0%	6.1%

最終利回り(年)	1	2	3	4	5	6
定数項・トレンドなし	5.7%	5.6%	6.2%	7.5%	9.2%	21.9%
トレンドなし・定数項あり	22.0%	19.3%	13.9%	10.6%	10.5%	33.1%
定数項・トレンドあり	42.8%	43.2%	36.7%	31.2%	30.9%	59.2%

最終利回り(年)	7	8	9	10	11	12
定数項・トレンドなし	28.0%	29.0%	34.1%	36.3%	39.9%	28.5%
トレンドなし・定数項あり	25.4%	19.7%	18.2%	3.3%	1.4%	0.9%
定数項・トレンドあり	43.8%	32.1%	30.0%	9.6%	6.3%	4.2%

(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

主成分分析によって，各年限のスポットレートの変動の中に共通する成分を抽出する先行研究が多数存在し，実務でも利用されている<sup>10,11</sup>。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次結合した変数  $z_i$  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。

$$z_1 = a_{11}x_{11} + a_{12}x_{12} + \dots$$

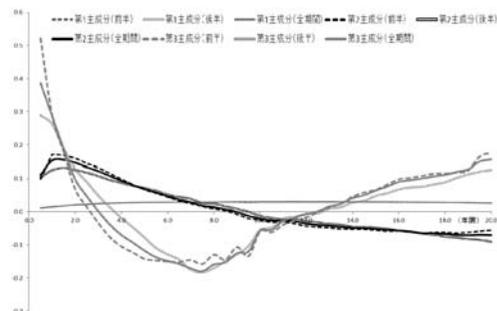
$$z_2 = a_{21}x_{21} + a_{22}x_{22} + \dots$$

$$z_3 = a_{31}x_{31} + a_{32}x_{32} + \dots$$

...

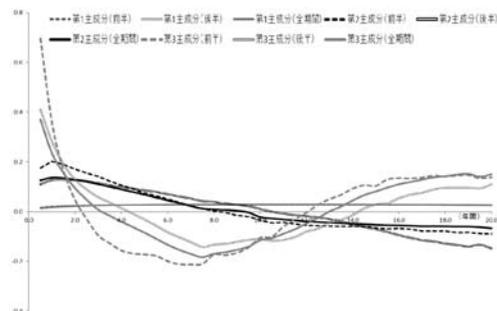
したがって0.5年刻みで年限0.5年から20.0年まで合計40個のスポットレートの時系列データに対して主成分分析を行うと，第40主成分まで存在することになる。1999年1月から2012年2月までのスポットレート1次階差を対象に主成分分析を行うと，スポットレート1次階差の全変動のうち第1主成分の寄与率が81.2%，第2主成分の寄与率が11.7%，第3主成分の寄与率が全体の3.8%，第3主成分までの累積寄与率が96.7%と，先行研究と同様，第3主成分まででスポットレートの動きをほぼ完全に説明できるとの結果が得られた<sup>12</sup>。

図 6. 固有ベクトル (スポットレート前月比)



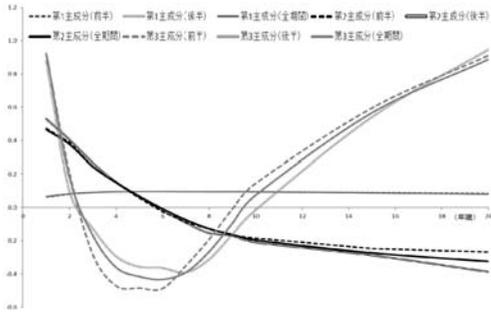
前半：1999.1-2005.6，後半2005.7-2012.2，全期間：1999.1-2012.2

図 7. 固有ベクトル (スポットレート原数値)



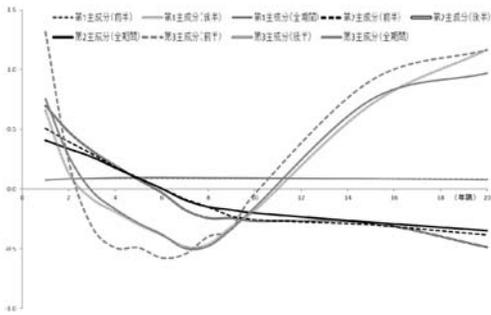
前半：1998.12-2005.6，後半2005.7-2012.2，全期間：1998.12-2012.2

図8. 固有ベクトル (最終利回り前月比)



前半：1999.1-2005.6, 後半2005.7-2012.2, 全期間：1999.1-2012.2

図9. 固有ベクトル (最終利回り原数値)



前半：1998.12-2005.6, 後半2005.7-2012.2, 全期間：1998.12-2012.2

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6から図9で、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。ここでは前月比1次階差のほか、比較のため原数値についても主成分分析を行った。これらの図で、1999年1月(原数値の場合1998年12月)から2012年2月を分析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)は分析対象がスポットレートか最終利回りか、また原数値か1次階差かに関わりなく極めて安定的な結果となっている。

この結果から、本稿の問題意識について一つの答えが得られる。もし、政府債務の累増によって債務の返済・利払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。しかし分析の結果、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。

### 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<sup>13</sup>の動向を図10に示す。

図10. 主成分得点の推移(スポットレート前月比)

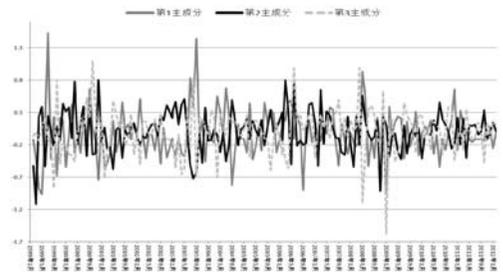
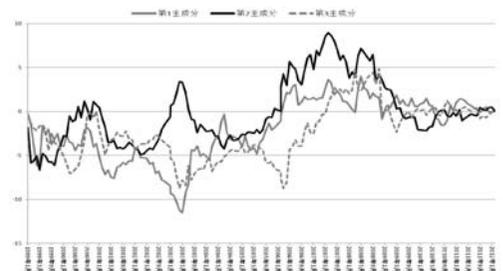


図10では主成分得点の趨勢を把握しにくいので、累積値にしてグラフ化したものを図11に示す。

図11. 主成分得点の累積値(スポットレート前月比)



また、参考資料として、スポットレート  
の原数値に対して主成分分析を行った場合の主  
成分得点の推移を図12に示す。

図12. (参考) 主成分得点の推移 (スポット  
レート原数値)



図11と図4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、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、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。

複利最終利回りで分析した主成分得点も併  
せて図13, 図14に示す。これらの図から、複  
利最終利回りの主成分得点もスポットレート  
のそれとほぼ同様の動向を示していることが  
わかる。

次節ではこれら主成分得点の動向とマクロ  
経済変数および国債現存額の動向との関係に  
ついて分析を行う。

図13. 主成分得点の推移(複利最終利回り前  
月比)

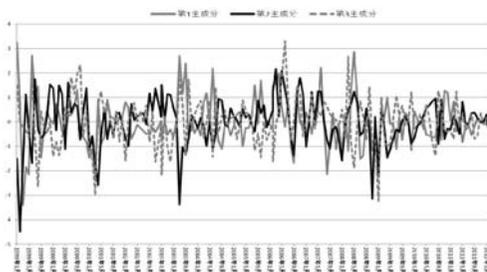


図14. 主成分得点の累積値 (複利最終利回り  
前月比)



図15. (参考) 主成分得点の推移 (最終利回  
り原数値)



## 4. マクロ経済, 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、前節で得られた主成分、特に  
イールドカーブの傾き度合いを表す第2主成  
分の動向がマクロ経済変数や国債現存額増減  
とどのような関連があるかを分析する。

表4. マクロ経済, 国債現存額, 候補変数リスト

分類	変数名	季節 調整	レベル	前月 比	対数 差分	過去12ヶ月 移動平均	過去12ヶ月 移動平均の 乖離
株価	ジャスダック平均株価 月平均			○	○	○	○
	東証一部 日経平均株価225種 月平均			○	○	○	○
	東証一部 日経500種平均株価 月平均			○	○	○	○
	日経総合株価指数 月平均			○	○	○	○
	東証一部 東証株価指数 月平均			○	○	○	○
	総売高上場1部 月平均			○	○	○	○
	加算平均予想株価収益率: 月平均			○	○	○	○
為替	ユーロ・円			○	○	○	○
	実効レート 名目実効為替レート (東京市場) 銀行間中心 為替レート 月平均			○	○	○	○
金利・スプレッド	東京・中心 コールレート 無担保翌日物平均 月平均			○	○	○	○
	応募者利回 利回 地方債 (10年)			○	○	○	○
	地方債-コール			○	○	○	○
	新規貸出約定平均金利 国内銀行 総合			○	○	○	○
	貸出金利-コール			○	○	○	○
	長期プライムレート 月平均			○	○	○	○
	長期プライム-コール			○	○	○	○
雇用	応募者利回 利回 金融債 利付 (5年)			○	○	○	○
	利金債-コール			○	○	○	○
	時間指数 労務指数 総実労働者産業計 (5人以上)			○	○	○	○



		din	0.0%	0.0%	0.0%
	住商 利用 住宅竣工床面積 新設 分譲住宅	ggap	0.1%	0.7%	1.3%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	住商 住宅竣工戸数 新設 貸家	ggap	0.2%	1.0%	4.3%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	住商 利用 住宅竣工床面積 新設 貸家	ggap	0.0%	0.0%	0.0%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	季節値 機械受注 代理店	din	0.0%	0.0%	0.0%
	季節値 機械受注 外需	din	0.0%	0.0%	0.0%
	季節値 機械受注 民間 (除船・電) 非製造業	din	0.0%	0.0%	0.0%
	季節値 機械受注 官公需	ggap	0.0%	0.0%	0.0%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	関注 季節 建設工事受注 官公庁計	ggap	0.0%	0.0%	0.0%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	季節値 機械受注 民間 製造業	din	0.0%	0.0%	0.0%
	季節値 機械受注 民間 (除船・電)	din	0.0%	0.0%	0.0%
	住商 住宅竣工戸数 新設 給付住宅	din	0.0%	0.0%	0.0%
	住商 利用 住宅竣工床面積 新設 給付住宅	ggap	0.0%	0.0%	0.0%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	関注 季節 建設工事受注 民間計	ggap	0.0%	0.0%	0.1%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	住商 住宅竣工戸数 新設 持家 (季) dgap	ggap	0.8%	0.2%	0.5%
		din	0.0%	0.0%	0.0%
	住商 利用 住宅竣工床面積 新設 持家	ggap	0.0%	0.0%	0.0%
		din	0.0%	0.0%	0.1%
	家用品電気機械器具	din	0.0%	0.0%	0.0%
	商品販売額 家具	din	0.0%	0.0%	0.0%
	商品販売額 飲食物品	din	0.0%	0.0%	0.0%
	商品販売額 衣料品	din	0.0%	0.0%	0.0%
	商品販売額 家庭用品	din	0.0%	0.0%	0.0%
	その他の商品	din	0.0%	0.0%	0.0%
	食 業 ・ 喫 茶	din	0.0%	0.0%	0.0%
	米主成分				
	米国前月比第1主成分	f	0.0%	0.0%	0.0%
	米国前月比第2主成分	f	0.0%	0.0%	0.0%
	米国前月比第3主成分	f	0.0%	0.0%	0.0%
	米金利				
	米10年国債利回り	d	0.0%	0.0%	0.0%
	Fレート	d	0.0%	0.0%	0.0%
	米10年国債利回り-Fレート	d	0.0%	0.0%	0.0%
	国債現存額				
	推定国債現存額	dzin	0.0%	0.0%	0.0%
	うち長期利付国債現存額	din	3.3%	5.5%	0.4%
	うち長期利付国債現存額	ggap	8.8%	41.8%	1.6%

表の中の数値はp値。これら5%未満なら単位根を持つとの帰無仮説を棄却。

(注) f:1ヶ月、d:前月比変化、din:対数階差、ggap:6か月移動平均との係数率、dzin:二重対数階差

Stock and Watson (1998) や飯星 (2009) などの研究によれば、個々のマクロ経済変数が持つ情報よりも、これらの変数から抽出した共通ファクター（主成分）のほうが有用な情報を有しているとされ、共通ファクターと個々の変数との間に動的な構造があると想定するモデルをダイナミックファクターモデルとよぶ。

本稿もこれに依拠して、以下の手順で分析を進める。まず、候補となるマクロ経済変数群を飯星 (2009)、草場 (2010) を参考にリストアップする (表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、表4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可能性があるものをリストから除外した (表5)。次に、残った変数群と、スポットレートおよび最終利回りについての各主成分とステップワイズ法<sup>14</sup>を用い、マクロ経済変数群をさらに絞り込む。こうして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、得られた各主成分

の主成分得点を新たな変数と見做し、再度、スポットレートおよび最終利回りについて重回帰分析を行った (表6、表7、表8)。

#### 4-2. 推定結果

表6、表7、表8をみると、第1主成分、第2主成分、第3主成分に共通する結果として、米国イールドカーブの成分がわが国のイールドカーブにも影響を及ぼしていることがわかる<sup>15</sup>。わが国の国債現存額との関係に注目すると、スポットレートおよび最終利回りの第2主成分（傾きファクター）において、長期国債現存額の対数階差の係数が有意にマイナスとなっている。このことは、長期国債現存額の前月比増加率が上昇すると、イールドカーブの傾きをステイプ化させることを意味する。

他方、スポットレートの第3主成分（曲率ファクター）において、長期国債現存額の対数階差と、同国債現存額の36か月移動平均からの乖離の係数が有意にプラスとなっている。このことは、長期国債現存額の前月比増加率が上昇すると、あるいは同国債現存額が過去のペースを上回って増加すると、（スポットレートの）イールドカーブの曲率が大きくなることを意味する。一般に、景気のピーク時では先行の不透明が増すことからイールドカーブの曲率が大きくなるといわれるが、ここでの分析結果によれば、長期国債の現存額が急速に増えていく局面でも、市場での先行き不透明感が強くなることを示唆するといえよう。最終利回りから得られる第3主成分では、このような結果はみられなかったが、半年刻みでデータを揃えたスポットレートに比べデータ数が少ないため、検出の精度が低い可能性がある。

表6.

Sample: 1999 M 01 2012 M 01  
Dependent Variable: スポットレート\_第1主成分

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
米イールドカーブ_第1主成分	0.30	3.51	0.1%
米イールドカーブ_第3主成分	0.08	1.01	31.6%
生産_第3共通ファクター	0.21	2.58	1.1%
循環・先行性_第2共通ファクター	-0.22	-2.66	0.9%
貿易_第2共通ファクター	0.12	1.52	13.1%
投資_第4共通ファクター	0.07	0.89	37.4%
長期国債現存額_対数階差	-35.10	-3.08	0.3%
長期国債現存額_2階対数階差	22.31	2.74	0.7%
金利・スプレッド_第2共通ファクター	-0.18	-1.51	13.3%
生産_第1共通ファクター	0.27	2.10	3.7%
投資_第8共通ファクター	-0.06	-0.75	45.6%
投資_第5共通ファクター	-0.06	-0.84	40.4%
販売_第1共通ファクター	0.17	1.45	15.0%
株価_第2共通ファクター	-0.25	-2.02	4.6%
循環・先行性_第3共通ファクター	0.09	1.14	25.8%
投資_第3共通ファクター	-0.09	-1.19	23.7%
生産_第5共通ファクター	0.10	1.26	21.1%
株価_第1共通ファクター	-0.15	-1.36	17.6%
Adjusted R-squared	0.15		
Durbin-Watson stat	1.98		

Sample: 1999 M 01 2012 M 01  
Dependent Variable: 最終利回り\_第1主成分

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
金利・スプレッド_第1共通ファクター	0.65	10.00	0.0%
商品_第1共通ファクター	0.07	1.03	30.4%
米イールドスプレッド_第3主成分	0.16	2.67	0.9%
貿易_第1共通ファクター	0.17	2.73	0.7%
米イールドスプレッド_第1主成分	0.12	1.45	14.9%
米イールドスプレッド_第2主成分	0.17	2.49	1.4%
投資_第2共通ファクター	-0.08	-1.49	13.9%
米金利_第1共通ファクター	0.22	1.16	24.8%
投資_第4共通ファクター	0.05	0.92	35.8%
生産_第4共通ファクター	0.06	0.97	33.3%
生産_第2共通ファクター	-0.05	-0.87	38.5%
貸金_第1共通ファクター	-0.05	-0.96	33.8%
循環・先行性_第2共通ファクター	-0.10	-1.62	10.8%
金利・スプレッド_第2共通ファクター	-0.14	-1.59	11.5%
貿易_第2共通ファクター	0.08	1.38	17.0%
長期国債現存額_移動平均からのかい離	0.00	-0.73	46.4%
生産_第3共通ファクター	0.05	0.88	38.1%
雇用_第3共通ファクター	0.07	1.20	23.3%
株価_第1共通ファクター	-0.07	-1.03	30.6%
貸金_第2共通ファクター	-0.05	-0.82	41.6%
米金利_第1共通ファクター	0.76	0.73	46.6%
Adjusted R-squared	0.54		
Durbin-Watson stat	1.89		

表7.

Sample: 1999 M 01 2012 M 01  
Dependent Variable: スポットレート\_第2主成分

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
米イールドカーブ_第2主成分	0.36	4.88	0.0%
雇用_第1共通ファクター	0.25	3.57	0.1%
長期国債現存額_対数階差	-15.89	-2.09	3.9%
物価_第1共通ファクター	0.12	1.66	9.9%
商品_第1共通ファクター	0.29	3.51	0.1%
米イールドカーブ_第1主成分	-0.24	-2.31	2.2%
物価_第3共通ファクター	-0.16	-2.20	3.0%
貸金_第1共通ファクター	-0.11	-1.66	9.9%
米イールドカーブ_第3主成分	-0.14	-1.92	5.7%
生産_第4共通ファクター	-0.13	-1.68	9.5%
物価_第2共通ファクター	-0.12	-1.54	12.5%
株価_第1共通ファクター	-0.11	-1.27	20.6%
米金利_第1共通ファクター	0.52	1.17	24.3%
生産_第5共通ファクター	-0.07	-0.94	34.8%

投資_第2共通ファクター	0.06	0.85	39.7%
金利・スプレッド_第2共通ファクター	-0.06	-0.87	38.8%
長期国債現存額_移動平均からのかい離	0.00	0.72	47.3%
Adjusted R-squared	0.26		
Durbin-Watson stat	2.15		

Sample: 1999 M 01 2012 M 01  
Dependent Variable: 最終利回り\_第2主成分

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
米イールドカーブ_第2主成分	0.32	4.44	0.0%
貿易_第2共通ファクター	0.19	2.12	3.6%
米金利_第1共通ファクター	-0.99	-2.25	2.6%
雇用_第1共通ファクター	0.20	2.60	1.1%
長期国債現存額_対数階差	-41.98	-3.73	0.0%
金利・スプレッド_第2共通ファクター	-0.13	-1.83	7.0%
貸金_第1共通ファクター	-0.11	-1.73	8.6%
投資_第1共通ファクター	-0.15	-2.28	2.4%
株価_第1共通ファクター	-0.22	-2.63	1.0%
米イールドカーブ_第1主成分	0.17	1.72	8.8%
商品_第1共通ファクター	0.14	1.77	7.8%
投資_第2共通ファクター	0.13	1.80	7.5%
生産_第4共通ファクター	-0.18	-2.24	2.7%
長期国債現存額_2階対数階差	18.13	2.36	2.0%
生産_第5共通ファクター	-0.12	-1.62	10.7%
長期国債現存額_移動平均からのかい離	0.00	1.83	6.9%
投資_第3共通ファクター	-0.08	-1.02	31.1%
販売_第1共通ファクター	0.13	1.42	15.7%
循環・先行性_第2共通ファクター	-0.08	-1.02	31.1%
投資_第4共通ファクター	0.08	1.14	25.6%
生産_第1共通ファクター	-0.08	-0.92	36.0%
金利・スプレッド_第1共通ファクター	-0.06	-0.86	39.0%
為替_第1共通ファクター	0.07	0.83	40.8%
Adjusted R-squared	0.31		
Durbin-Watson stat	1.81		

表8.

Sample: 1999 M 01 2012 M 01  
Dependent Variable: スポットレート\_第3主成分

Variable	Coefficient	Std. Error	Prob.*
貸金_第1共通ファクター	0.20	0.07	0.4%
米イールドカーブ_第3主成分	0.07	0.08	35.7%
投資_第7共通ファクター	0.12	0.08	11.2%
投資_第6共通ファクター	0.29	0.08	0.0%
生産_第2共通ファクター	-0.22	0.07	0.4%
投資_第8共通ファクター	-0.17	0.07	2.0%
生産_第3共通ファクター	-0.22	0.08	0.5%
長期国債現存額_対数階差	16.95	7.92	3.4%
投資_第1共通ファクター	-0.14	0.08	7.8%
雇用_第1共通ファクター	0.09	0.07	21.0%
投資_第5共通ファクター	-0.13	0.08	7.8%
株価_第1共通ファクター	-0.13	0.08	9.0%
貿易_第1共通ファクター	0.09	0.10	36.9%
投資_第4共通ファクター	-0.21	0.08	1.4%
金利・スプレッド_第1共通ファクター	0.07	0.08	35.7%
貸金_第2共通ファクター	0.10	0.07	15.8%
物価_第3共通ファクター	0.07	0.08	36.9%
生産_第6共通ファクター	0.11	0.07	13.9%
長期国債現存額_移動平均からのかい離	0.00	0.00	0.8%
物価_第2共通ファクター	0.17	0.08	3.4%
米金利_第1共通ファクター	0.11	0.06	6.0%
雇用_第2共通ファクター	-0.12	0.08	11.6%
循環・先行性_第1共通ファクター	-0.13	0.10	17.9%
雇用_第3共通ファクター	-0.08	0.07	27.6%
Adjusted R-squared	0.24		
Durbin-Watson stat	2.04		

Sample: 1999 M 01 2012 M 01  
Dependent Variable: 最終利回り\_第3主成分

Variable	Coefficient	Std. Error	Prob.*
株価_第3共通ファクター	-0.30	0.08	0.0%
生産_第2共通ファクター	-0.27	0.08	0.1%
貸金_第1共通ファクター	0.17	0.07	1.8%
物価_第2共通ファクター	0.18	0.08	1.9%
投資_第6共通ファクター	0.23	0.08	0.6%

販売_第1共通ファクター	-0.14	0.08	8.0%
雇用_第2共通ファクター	-0.19	0.08	1.9%
循環_先行性_第1共通ファクター	-0.23	0.09	1.7%
投資_第1共通ファクター	-0.20	0.08	1.5%
生産_第3共通ファクター	-0.15	0.08	5.1%
投資_第4共通ファクター	-0.10	0.08	20.5%
金利_スプレッド_第1共通ファクター	-0.12	0.08	13.6%
物価_第1共通ファクター	-0.17	0.08	4.8%
生産_第6共通ファクター	0.11	0.07	15.1%
米金利_第1共通ファクター	0.07	0.06	27.0%
投資_第3共通ファクター	-0.08	0.08	30.3%
商品_第1共通ファクター	0.12	0.10	23.2%
貸金_第2共通ファクター	0.06	0.08	46.5%
為替_第1共通ファクター	-1.99	2.36	40.1%
投資_第7共通ファクター	-0.06	0.08	48.0%
投資_第8共通ファクター	-0.05	0.08	49.8%
Adjusted R-squared	0.16		
Durbin-Watson stat	1.91		

## 5. おわりに

本稿の分析で得られた結果として、スポットレートおよび最終利回りについて行った主成分分析の固有ベクトル（ファクターローディング）が1999年1月から2012年2月までの分析期間を通じて安定的であることから、従来に比べ長期金利が上昇しやすくなる、あるいは低下しやすくなるといった構造的な変化は確認されなかった。しかし、長期国債現存額の増勢に対してはスポットレートカーブにおいてイールドカーブのステイプ化やカーベチャーの増加がみられる。日本銀行の金融緩和政策における時間軸効果の有効性が議論されることがあるが、本稿での分析結果を踏まえれば、何らかの長期金利上昇要因があったとしてもそれが時間軸効果によって抑えられていることは確認できず、近年長期金利の低位安定が続いていたのは、単にそのようなマクロ経済環境にあったために過ぎなかつただけの可能性も否定できず、その限りでは時間軸効果の有効性は確認できない。

最後に、本稿ではマクロ経済変数から抽出した共通ファクターを回帰分析に用いる際、リード・ラグをとらずに使用したが、それらを含めるほうが適切であるかもしれない。今後、使用するデータや検定手法について、さらに他の方法も検討していきたい。

## 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。

## <注>

- 1 持続不可能な財政状態とは、政府財政が公債依存を続けるなか、償還や利払いの確実性についての懸念等から公債価格が下落（金利上昇）する結果、満期を迎える公債を借換える都度利払費が高んでいき、そのことがさらに懸念を助長して借換えが困難となっていく状況である。
- 2 北村（2011）などを参照。
- 3 Obstfeld and Rogoff（1996）（6章、9章）などを参照。
- 4 わが国が直面する国債問題全般については高田・石原他（2010）などを参照。
- 5 ギリシャでは、政権交代で生まれた新政権がそれまで対GDP比3.7%とされた財政赤字が実際には12.5%（2010年4月に13.6%に修正）であると発表した2009年10月から財政危機が懸念されるようになった。
- 6 2002年6月に成立した「証券決済システム改革法」によって、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手できる場合はこれを直接利用した。
- 7 スポットレートの推計方法については、川崎・安道（2002）などを参照。
- 8 1年物から10年物までは1年刻みの年限で、10年物超は5年刻みの年限で公表している。
- 9 小峰・山岸他（1989）を参照。
- 10 イールドカーブについての分析として、主成分分析と並んで、例えば藤井・高岡（2008）など、ある時点のスポットレートを特定の関数形で表現するNelson-Siegel（1987）モデルを使った研究も多数存在する。
- 11 例えば草場（2010）などの先行研究がある。
- 12 スポットレートの原数値に対して主成分分析を行った結果では第3主成分までの累積寄与率が99.2%、複利最終利回り1次階差に対して行った同結果では98.5%、複利最終利回り原数値に対して行った同結果では99.5%であった。
- 13 固有ベクトルと各変数との1次結合で得られる合成変量の値。

14 ここでは p 値を基準にステップワイズ重回帰を実行した。

15 米国イールドカーブについて、スポットレート of データを入手できなかったため、本稿では米財務省が公表する利付債最終利回りのデータを利用した。

(URL) <http://www.treasury.gov/resource-center/data-chart-center/interest-rates/Pages/TextView.aspx?data=yield>

### <参考文献>

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。

川崎能典・安道知寛 (2002) 「正規化非線形回帰モデルによるイールドカーブの推定」『統計数理』第50巻20号, 統計数理研究所, pp.149-164。

北村行伸 (2011) 「我が国の国債管理政策の現状と課題」『個人金融』第6巻1号, ゆうちょ財団, 2011年5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〜」『みずほレポート』みずほ総合研究所, 2010年9月。

小峰みどり・山岸正明他 (1989) 「わが国債券市場固有の現象と期間構造分析」『ファイナンシャル・レビュー』大蔵省, 1989年10月。

高田創・石原哲夫・柴崎健 (2010) 『世界国債暴落—世界を蝕む日本化現象』, 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, 2008年3月18日。

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.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth S. Rogoff (1996), Foundations of International Macroeconomics., Cambridge, Mass : MIT Press.

Stock, James H. and Mark W. Watson (1998), "Diffusion Index", NBER working paper. No.6702.

### <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>

[Abstract]

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

Hiroshi AKIMORI

This paper 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 the increase of the JGB's outstanding amount can cause yield curves to steepen and to make their curvature larger. This means that the recent large issue of JGBs may unsettle the JGB market and cause a financial collapse. At the same time, however, this research finds that a structural change in the JGB market has not yet occurred.

