

# みずほレポート

2010年9月21日発行

**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～

本誌に関するお問合せ先  
みずほ総合研究所(株) 調査本部  
経済調査部 兼 市場調査部 シニアエコノミスト  
草場 洋方  
[hirokata.kusaba@mizuho-ri.co.jp](mailto:hirokata.kusaba@mizuho-ri.co.jp)  
TEL (03) 3591-1249

みずほフィナンシャルグループは  
「お客さまのより良い未来の創造に貢献するフィナンシャル・パートナー」  
をめざします。

**Channel to Discovery**

※ 当レポートは情報提供のみを目的として作成されたものであり、商品の勧誘を目的としたものではありません。本資料は、当社が信頼できると判断した各種データに基づき作成されておりますが、その正確性、確実性を保証するものではありません。また、本資料に記載された内容は予告なしに変更されることもあります。

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～

要 旨

主成分分析によって国債スポットレートカーブの構造を捉えると、第一主成分（カーブ全体の高低を規定する「水準ファクター」）、第二主成分（カーブの角度を規定する「傾きファクター」）、第三主成分（カーブの湾曲度合いを規定する「曲率ファクター」）の3つのファクターによって、そのダイナミズムはほぼ完全に描写される。

水準ファクターは、ある時期には正の方向に裾の厚い変動分布に従い、ある時期には正規分布に近い形状の変動分布に従っている。よって、デュレーションリスク管理に際しては、ある特定の変動分布を前提とするのではなく、むしろ変動分布のダイナミズムを如何に捉えるかがポイントになる。傾きファクターの変動は景気循環との関係が窺われ、スポットレートの年限別に金融政策に対する反応が異なることが示唆される。傾きファクターと曲率ファクターは、尖度が大きく歪度が小さい変動分布に従っている。

水準ファクターと傾きファクターの変動は、自己回帰モデルによってそれぞれ約4.2%、約3.4%説明されるが、モデルは頑健性を欠く。曲率ファクターについては、自己回帰モデルでの予測は困難である。

250のマクロ経済・金融関連変数を予測変数の候補として自己回帰項に加えるモデルを検討すると、自己回帰項と個別変数による2変数モデルやステップワイズ法によってピックアップした多変数モデルでの予測は、自己回帰項のみで予測した場合に比べて予測精度は向上するものの、時間を通じた頑健性を欠く。一方、多変数から抽出した共通ファクター群に基づく重回帰モデルを用いると、水準ファクターの約22%、傾きファクターの約24%、曲率ファクターの約30%が時間を通じて安定的に予測可能である。このファクターモデルは、アウトオブサンプルでの推計を行った場合においても、国債スポットレートの変動の方向性（金利が上がるか下がるか）を約70%の精度で予測可能である。

（経済調査部 兼 市場調査部 シニアエコノミスト 草場洋方）

## 目次

1.	はじめに	1
2.	国債スポットレートカーブの構造分析	2
(1)	構造分析へのアプローチ	2
(a)	Nelson-Siegel モデル	2
(b)	主成分分析	3
(c)	各手法のメリット、デメリット	4
(2)	国債スポットレートカーブ	4
(a)	日本国債のスポットレートデータ	4
(b)	スポットレート変動の基本統計量	5
(3)	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	6
(a)	主成分の寄与率	6
(b)	ファクターローディング	7
(c)	ファクターの変動	8
3.	国債スポットレートカーブの予測可能性	11
(1)	先行研究	11
(2)	アプローチ	12
(3)	自己回帰モデル	13
(4)	説明変数としてのマクロ経済・金融変数	14
(5)	推計の結果とその評価	14
(a)	AR (1) と個別変数の 2 変数による回帰	15
(b)	ステップワイズ重回帰	16
(c)	共通ファクターによる重回帰	17
(d)	共通ファクター重回帰モデルのアウトオブサンプル推計	19
(6)	スポットレートカーブの予測	20
(a)	10 年物スポットレートの予測値と実現値	20
(b)	RMSFE の比較	21
(c)	トレーディング・ルールによる投資収益性の比較	21
(d)	方向性予測の精度比較	22
4.	おわりに	24

## 図表目次

図表 1	Nelson-Siegel モデルのファクターローディング	29
図表 2	スポットレート（前月差）の基本統計量	30
図表 3	国債スポットレートカーブの変動に対する主成分の寄与率	31
図表 4	各ファクターに対する年限別のファクターローディング	32
図表 5	標本期間毎のファクターローディング	33
図表 6	各ファクターの時系列変動	34
図表 7	各ファクターに関する基本統計量	35
図表 8	各ファクターの自己相関	36
図表 9	各ファクターに関する AR (1) モデルの決定係数	37
図表 10	説明変数の候補一覧	38
図表 11	AR (1) と個別変数による重回帰モデルの決定係数	39
図表 12	ステップワイズ重回帰モデルの推計結果	40
図表 13	共通ファクターによる重回帰モデルの推計結果	41
図表 14	共通ファクターによる重回帰モデルの説明変数間の相関係数	42
図表 15	各ファクターに関する予測モデルの RMSFE 比較	43
図表 16	10 年物国債スポットレートの予測値と実現値	44
図表 17	国債スポットレートに関する予測モデルの RMSFE 比較	45
図表 18	トレーディング・ルールによる累積ポジションの比較	46
図表 19	各モデルのスポットレート変動の方向性の予測精度	47

## 1. はじめに

金利リスク投資を考える上で、国債スポットレートカーブ<sup>1</sup> (Spot Rate Curve。以下、SRC) について理解を深めることの重要性は論を待たない。国債ポートフォリオからのリターンは SRC のダイナミズムのみをその源泉としており、国債投資の巧拙は、SRC の変動分布への理解の濃淡にその殆どを依拠している。ラダー型、バーベル型、ブレット型などのようなポートフォリオの形状を志向するのか、どの年限をロングしどの年限をショートするのかといった投資判断は、ひとえに国債 SRC のダイナミズムをどう捉えるかに尽きる問題である。また、金利リスク管理の場面においても、例えば、太田 (2004) が修正デュレーションに対する主成分デュレーションの優位性を指摘しているように、SRC 全体の構造を捉えることによって金利リスクの把握精度が向上することは明らかである<sup>2</sup>。

本稿では、国債 SRC 全体の構造を規定するファクターを明らかにした上で、如何にその予測を行うかについて検討している。具体的には、次の第二節において、SRC の構造を分析する主たるアプローチとして Nelson-Siegel モデルと主成分分析を紹介した後、主成分分析によるファクターの抽出を行い、ファクターローディングやファクターの特徴、SRC 構造の頑健性、米国債 SRC 構造との比較、等の論点について述べている。そして第三節では、SRC 構造を規定するファクターについて、時系列モデル、多数のマクロ経済・金融変数を説明変数の候補としたモデルなど、いくつかの予測モデルを比較検討し、とりわけマクロ経済・金融変数の変動から抽出した共通成分を用いた予測モデルによって、国債 SRC の変動が頑健に予測されることを主張している。

---

<sup>1</sup> スポットレート (Spot Rate) とは、ゼロクーポン債の利回りのことであり、ゼロクーポンレート、ゼロレート等とも呼ばれる。また、ある時点における残存年限毎のスポットレートを結んだ曲線を、一般にスポットレートカーブという。なお、複利計算を行う期間 (連続複利、半年複利、一年複利、等々) によって、表面的なスポットレートの意味する経済的価値は異なる。

<sup>2</sup> なお、国債 SRC は債券投資以外の分野においても幅広く応用されており、当該国通貨の資産価格体系の中で、最も基本的な位置を占める概念とあってよいだろう。徴税権を有する政府の信用に基づいて発行される債券は、一般に信用リスクが最も低く、多くの場合、リスクフリー資産と位置付けられる。従って、将来価値と現在価値を結び付ける全ての割引率は、当該年限の国債スポットレートに固有の投資リスクを上乗せしたものとして定義することが可能であり、実務的にも、金融機関による投融資判断、事業法人における投資プロジェクト選択、M&A における企業価値評価といった様々な場面において、国債 SRC は意思決定の起点となっている。

## 2. 国債スポットレートカーブの構造分析

### (1) 構造分析へのアプローチ

SRC の構造が何によって規定されているか、つまりどのようなファクターがある時点の SRC の形状を決め、またそのダイナミズムを生み出しているかを捉えようとするアプローチには、主に、Nelson-Siegel モデルに基づく方法と主成分分析を用いる方法とがある。

#### (a) Nelson-Siegel モデル

Nelson and Siegel (1987) は、ある時点のスポットレート (Spot Rate。以下、SR) を特定の関数形で表現するモデルを提案した。Nelson-Siegel モデルでは、年限  $m$  のフォワードレート  $r(m)$  を、3つのファクター  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  を用いて

$$r(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp(-m/\tau) + \beta_2 \cdot [(m/\tau) \cdot \exp(-m/\tau)] \quad (1)$$

と表す。 $R(m)$  を年限  $m$  の SR とすると、

$$R(m) = 1/m \int_0^m r(x) dx \quad (2)$$

が成立することから、SR は (1) 式を変形して

$$R(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left[ \frac{1 - \exp(-m/\tau)}{(m/\tau)} \right] + \beta_2 \cdot \left[ \frac{1 - \exp(-m/\tau)}{(m/\tau)} - \exp(-m/\tau) \right] \quad (3)$$

と表現できる。ここで各ファクターが時間  $t$  を通じて変化することを許容すると (3) 式は

$$R_t(m) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \cdot \left[ \frac{1 - \exp(-m/\tau_t)}{(m/\tau_t)} \right] + \beta_{2t} \cdot \left[ \frac{1 - \exp(-m/\tau_t)}{(m/\tau_t)} - \exp(-m/\tau_t) \right] \quad (4)$$

となり、(4) 式は、各ファクターの変動によって年限  $m$  の SR の変動を描写するダイナミックなモデルとなる。

ここで、各ファクターに対する  $R_i(m)$  のファクターローディング（弾性値）を概念的に示したものが図表 1 である。 $\beta_{0t}$  に関するファクターローディングは  $m$  に関わらず 1 で一定である。つまり、 $\beta_{0t}$  の 1 単位の変動は年限に関わらず SR を 1 単位変動させるので、 $\beta_{0t}$  は SRC を平行シフトさせる「水準（Level）ファクター」と表現できる。

$\beta_{1t}$  に関するファクターローディングは  $m$  が大きくなるにつれて右肩下がりなので、 $\beta_{1t}$  の変動が SR に与える影響は年限の長期化と共に低下する。従って、 $\beta_{1t}$  が正の変動を示した場合は短い年限の SR ほど上昇幅が大きくなり SRC はフラット化する一方、負の変動を示した場合は短い年限の SR ほど低下幅が大きくなるため SRC はスチープ化する。つまり、 $\beta_{1t}$  は SRC の角度を決める「傾き（Slope）ファクター」と表現できる。

$\beta_{2t}$  に関するファクターローディングは  $m$  が大きくなるにつれて上昇するものの、ある  $m$  において最大値に達した後は低下する。従って、 $\beta_{2t}$  が変動したときには、最大値周りの SR の変動は大きくなり、それより短い、或いは長い SR の変動は相対的には小さくなる。つまり、 $\beta_{2t}$  は SRC の湾曲度合いを規定する「曲率（Curvature）ファクター」と表現できる。

## (b) 主成分分析

Nelson-Siegel モデルが関数形を特定した形で SRC の構造を分解するのに対し、主成分分析による方法では、予め関数形を特定するのではなく、SRC を構成する各 SR の変動に内在する共通の成分を全体の分散を説明する度合いの大きい順に統計的手法で抽出し、少数の共通成分によって SRC 全体の変動を捉えようとする。

主成分分析の数理的な考え方についての詳細は割愛するが、エッセンスを述べると、SRC を構成する各 SR の変動の相関係数行列（分散共分散行列）を  $\mathbf{A}$  とすると  $\mathbf{Ax} = \lambda \mathbf{x}$  を満たす固有値  $\lambda$  が各主成分の分散であり、各  $\lambda$  に対応する固有ベクトル  $\mathbf{x}$  で SR 変動ベクトル  $\mathbf{a}$  をウエイト付けすることで主成分が決定される。つまり、主成分ベクトル  $\mathbf{z}$  は SR 変動ベクトル  $\mathbf{a}$  を一次結合したものであり

$$\begin{aligned} z_1 &= x_{11}a_1 + x_{12}a_2 + \dots \\ z_2 &= x_{21}a_1 + x_{22}a_2 + \dots \\ z_3 &= x_{31}a_1 + x_{32}a_2 + \dots \\ &\dots \end{aligned}$$



である。 $\mathbf{a}$ の一次結合である $\mathbf{z}$ は $\mathbf{a}$ の変動に対して一意に決定される性質を有しており、且つ $\mathbf{z}$ は全体として $\mathbf{a}$ の変動の全てを説明する（固有値の和＝SR 変動の分散の和）。例えば、SRCを構成するSRが10本あれば主成分も10本存在し、固有値の大きい主成分から順に、第一主成分、第二主成分、・・・、第十主成分、と呼ばれる。

主成分分析を用いた内外の多くの先行研究において、SRC やイールドカーブの変動のほぼ全てが第一主成分から第三主成分までのわずか3つの共通成分によって説明できることが明らかになっている。また、固有ベクトル（ファクターローディング）の形状から、第一主成分を水準ファクター、第二主成分を傾きファクター、第三主成分を曲率ファクターと解釈することが一般的になっている。

### (c) 各手法のメリット、デメリット

SRC 全体の変動を描写するモデルとして Nelson-Siegel モデルと主成分分析を紹介したが、これらはどちらが優れているということではなく、それぞれメリット、デメリットがある。

今井（2008）の整理によれば、Nelson-Siegel モデルは、①関数形が特定されているので非常に分かりやすい、②水準ファクターの変化がカーブの完全な平行移動として定義されるため実務者にとって理解しやすい、というメリットがある一方、③各ファクターが独立ではない、というデメリットがある。一方の主成分分析は、①各ファクターが互いに独立している、というメリットがある一方、②第一主成分に関するファクターローディングが各SRで完全には一致しないので狭義にはそれを水準ファクターと呼べない、③主成分や固有ベクトルの値が標本期間に依存する、というデメリットがある。

## (2) 国債スポットレートカーブ

### (a) 日本国債のスポットレートデータ

では、国債 SRC の構造について、データを基に具体的に考えていこう。

まず、現在、わが国においては割引国債が幅広い年限で高頻度に発行され、且つ流通しているわけではないので、国債 SR の水準や変動を実際の市場データから観測することはできない。従って、観測可能な割引債や利付債のデータを基に国債 SRC を理論的にブートス

トラップする必要があり、本稿でもその手法によって得られた SR データ（1 年複利表記）を用いている。

分析対象とする SR の年限は、1 年物から 1 年毎に 30 年物までであり、1999 年 9 月から 2010 年 5 月までの各月末値データを標本とする。つまり、それぞれの年限について 129 カ月分の SR データを用意する。なお、標本期間の起点を 1999 年 9 月としたのは、30 年利付国債の第一回目の発行が 1999 年 9 月であり、それ以前についてはそもそも発行・流通データが存在しないからである。なお、SR データについて ADF 検定を行うと、特に 10 年未満の年限について単位根の帰無仮説が棄却されない場合が多かったので、SR の水準ではなく一次階差（前月差）を分析、モデル化の対象とした。従って、標本はそれぞれの年限について 1999 年 10 月から 2010 年 5 月の 128 カ月分となる。

#### (b) スポットレート変動の基本統計量

はじめに SR 標本の基本統計量について簡単に確認しておこう（図表 2）。平均値は 1 年物を除く全ての年限で負である。1 年物から 5 年物までの短い年限を除いてほぼ▲0.004% Pt 程度となっており、年限別の平均的 SR 変動に大きな差はみられない。

一方、標準偏差については年限の長さと共に緩やかながら大きくなっている。この点について、5 年物と 30 年物の標準偏差の差は 0.03%Pt 程度に過ぎないことから、見方によっては（水準の差まで考慮に入れると）ボラティリティにそれほど大きな差はないという評価も可能である。但し、割引債の価格変動という観点からいえば、年限の長期化と共にデュレーションも大きくなるから、価格変動幅は年限の長期化と共に大きくなっていると判断するのが自然であろう。

高次モーメントに関する統計量をみると、はじめに、全ての年限で尖度が 3 を上回っており、また、1 年物、2 年物を除く全ての年限で歪度が正である。正規分布に比べて裾が厚く、発生頻度は高くないものの（正規分布を前提としたリスク管理では）予期しないような大きなショック——とりわけ正の金利変動ショック——が起りがちである。「VaR ショック」と呼ばれた 2003 年の急激な金利上昇は、SR 変動のこのような特徴を最も端的に示す事例といえる。

分布の形状に関しては、年限別に傾向の違いも存在している。Jarque-Bera 検定によれば、有意水準 5% で 3 年物について、同じく 1% で 2 年物と 4 年物について、分布の正規性を棄却できない。2~4 年ゾーンの金利変動が正規分布に従っているとまでは言えないが、1 年物、或いは 5 年物より長い年限とは検定統計量の水準自体もかなり印象が異なっており、このゾーンに特有の金利変動分布が存在する可能性を示唆している。

一方、10～20年辺りの年限については、それより長い年限と比べても分布の歪みが激しい。例えば、15年物と30年物を比較すると歪度も尖度も15年物の方が大きい。このゾーンは、イレギュラーなショックが発生しやすい金利変動分布に従っている可能性がある。

### (3) 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

#### (a) 主成分の寄与率

では国債 SRC の構造を捉えていこう。第三節で SRC 構造の予測可能性を検討することから各ファクターが独立していることを仮定できる方が好ましいこと等も踏まえ、本稿では、Nelson-Siegel モデルではなく主成分分析を利用した構造分解を行う。主成分分析のデメリットについては、逐次、慎重に確認していく。なお、上述したように各 SR 変動の標準偏差に違いがあることを踏まえ、相関係数行列に基づいた主成分分析を行う。

図表 3 は SRC 変動に対する主成分の寄与率を示したものである。パネル A は 1999 年 10 月～2010 年 5 月の全標本期間に基づく推計結果であり、パネル B とパネル C はその部分標本期間に関する推計結果である<sup>3</sup>。それぞれのパネルについて、SRC を構成する SR の数を 10 本（1 年物～10 年物）、20 本（1 年物～20 年物）、30 本（1 年物～30 年物）と変えた場合の結果を示している。また、比較のために米国の SRC<sup>4</sup>に関する推計結果についても同時に示している。

はじめに、第一主成分から第三主成分までの累積寄与率は、日米ともに 98.5% 超で安定している。累積寄与率は SRC を構成する SR の数に依存せず、また、時間を通じた変化も窺えない。つまり、国債 SRC は、その全体的変動がわずか 3 つのファクターによってほぼ完全に描写でき、その構造は極めて安定している。このような結果は、多くの先行研究と共通するものでもある。

3 つのファクターの中でも、とりわけ大きな寄与率を持つのが第一主成分であり、SRC の変動の 80～90% 程度を描写する。続く第二主成分は 8～13% 程度、第三主成分は 1～4% 程度の寄与率である。

<sup>3</sup> 部分標本期間は、パネル B が 1999 年 10 月～2005 年 4 月、パネル C が 2005 年 5 月～2010 年 5 月である。前半部分は日本銀行が量的緩和・ゼロ金利政策を推し進めた時期にちょうど重なっている。2000 年から 2001 年にかけて一時的なゼロ金利解除が行われた時期を除いて、緩和姿勢がほぼ一方方向に強まっていた時期といえる。後半部分は、いわゆる「なお書き修正」（2005 年 5 月）に始まり、量的緩和解除（2006 年 3 月）、ゼロ金利解除（2006 年 7 月）、0.5% への利上げ（2007 年 2 月）、0.3% への利下げ（2008 年 10 月）、0.1% への利下げ（2008 年 12 月）と、金融政策にダイナミズムが存在した時期である。

<sup>4</sup> 経済・金融データベンダー Haver Analytics Inc. の提供する連続複利表記の国債 SR を利用している。

3つのファクター全体でみると SRC の変動のほぼ全てを描写するとはいえ、ファクター相互の関係は、時間を通じて、或いは日本と米国の場合で、少しばかり違いがある。まず、日本は米国に比べて第一主成分の寄与率が小さく、逆に、第二主成分、第三主成分の寄与率大きい。また、日本でも米国でも、SRC を構成する SR の数が多いほど、各ファクターの寄与率の大きさの時間を通じた安定性が高いようである。例えば、1年物から10年物までの10本のSRで構成した日本国債のSRCをみると、標本期間の前半と後半で第一主成分の寄与率が7%Ptも異なるが、1年物から30年物までの30のSRで構成したSRCでは、第一主成分の寄与率の差は0.6%Ptに過ぎない。

#### (b) ファクターローディング

図表4は、各SRの主成分に対するファクターローディング（固有ベクトル）を示している。左側が日本、右側が米国のSRCに関するもので、上から第一主成分、第二主成分、第三主成分に対する各SRのローディングが、SRCを構成するSRの数の違い毎に図示してある。

はじめに、日米の違いやSRCを構成するSRの数の違いに関わらず共通する特徴を述べると、①第一主成分に対するローディングはSRの年限に依存せず概ね等しい、②第二主成分に対するローディングはSRの年限の長期化と共に右肩下がりである、③第三主成分に対するローディングはSRの年限の長期化に従って低下するがある年限を底に上昇する。このようなファクターローディングの形状は図表1に示したNelson-Siegelモデルのファクターローディングと非常によく似ており、また、主成分分析を用いてSRCの構造を捉えた先行研究とも整合的である。このことから、本稿においても、第一主成分を水準（Level）ファクター、第二主成分を傾き（Slope）ファクター、第三主成分を曲率（Curvature）ファクターと解釈して議論をしていこう<sup>5</sup>。

続いて、日本と米国のファクターローディングの形状を比較すると、曲率ファクターローディングに関して、①ローディングが最小値に達する年限を比較すると米国の方が日本より長い年限となっている、②20年を越えるゾーンのローディングを比較すると日本では傾きがフラット化しているが米国ではしていない、といった相違点が認められる。米国のSRの方が曲率ファクターの変動に対してよりダイナミックに、年限別に異なる動きを示すといえる。

但し、水準ファクターローディング及び傾きファクターローディングの形状に関しては

<sup>5</sup>なお、第一主成分を水準ファクターと捉えた上で、日本において第一主成分の寄与率がやや低いという事実を改めて振り返ると、特に標本期間の前半でその傾向が顕著であることから、量的緩和に伴う時間軸効果によって、SRCの変動は、パラレルシフトというより、傾きの変化に依存する部分が大きかったためと解釈できる。日本の金融政策にダイナミズムが生まれた標本期間の後半では、日米の差は縮小している。

日米で特徴的な差は窺えない。曲率ファクターの変動が SRC 変動に与える寄与率がそれほど大きくないことを考えると、日本と米国の国債 SRC 変動の差は、ローディングの差というよりも、水準、傾き、曲率の 3 ファクターそのものの変動の差にその殆どを依拠していると考えられる。

最後に、時間を通じてファクターローディングに変化があるのかどうかを確認しよう。図表 5 は、1 年物から 30 年物まで 30 本の SR で構成した国債 SRC のファクターローディングについて、標本期間の前半と後半を比較したものであるが、両方でファクターローディングの形状や水準に大きな違いは確認されない。3 ファクターの寄与率が時間を通じて安定しているのと同様に、ファクターローディングについても時間を通じて安定していると判断される。

### (c) ファクターの変動

最後に、ファクター自体の変動を、図表 6 の時系列グラフ、及び図表 7 の基本統計量から確認しよう。図表 6 のパネル A は、主成分分析によって得られた各ファクターの時系列推移である。SRC の一次階差（前月差）を主成分分析しているため、これらの系列は SRC の水準、傾き、曲率を規定するファクターの前月差の動きを表していると捉えられる。また、パネル B は、各ファクターの水準変化をイメージしやすいように、1999 年 9 月を基準値（100）としてパネル A に示した変動をそれに逐次加減した系列である。それぞれのパネルには、景気後退期にシャドーをかけている。図表 7 は、各ファクターに関する基本統計量を示している。パネル A は 1999 年 10 月～2010 年 5 月の全標本期間に関するものであり、パネル B とパネル C はそれぞれ標本期間の前半と後半に関するものである。

はじめに水準ファクターについてみると、その変動にある程度のトレンドが存在することが窺える。図表 6 のパネル B をみると、低下傾向で推移する時期、上昇傾向で推移する時期、振れを伴いつつも横這い圏で推移する時期、といった傾向が確認される。グラフからは景気循環との関係は観察しにくい。図表 7 のパネル A をみると、大きな正の歪度が確認され、且つ、正規分布に比べて尖度もかなり大きいことから、水準ファクターの変動分布が正の方向に裾が厚いことがわかる。上述した SR の変動分布の形状は、水準ファクターの変動分布の形状の影響を強く受けていることが窺われる。

なお、パネル B の標本期間の前半については歪度や尖度の水準がパネル A とそう変わらず分布の歪みが窺えるが、パネル C をみると、Jarque-Bera 検定において水準ファクターの分布の正規性は棄却されておらず、標本期間の後半において、水準ファクターは概ね正規分布に従う形で変動していると考えられる。このことから、水準ファクターの変動分布は、時間を通じて変化している可能性が高い。従って、例えばデュレーションリスクの管

理を行う場面においては、ある特定の分布を前提としたリスク管理はよい結果を生まない可能性が高く、むしろ分布のダイナミズムを如何に捉えるかがポイントになる。

続いて、傾きファクターに関して図表 6 のパネルBをみると、水準ファクター同様に変動に相応のトレンドが存在しているようである。一般に、SRC と景気循環の関係に関しては、①景気の山に近づくにつれて金融が引き締められて短期金利が上昇する一方で長期金利は景気抑制期待の高まりから低下圧力を受けカーブがフラット化する、②景気の谷に近づくにつれて金融が緩和されて短期金利が低下する一方で長期金利は景気刺激期待から上昇圧力を受けカーブがスティープ化する、という考え方があり、図表 6 のパネルBにおいて、景気循環は 2 回観察されているが、いずれも景気拡大局面の終盤で傾きファクターが上向きトレンドから下向きトレンドに転じている。景気後退局面の終盤に関しても、IT バブル崩壊に伴う後退局面については傾きファクターが下向きトレンドから上向きトレンドに転じている。このことから、景気循環とカーブの傾きに関する上述したような一般的な考え方は、実証的にみてもある程度成立していると思ふことができそうだ。図表 7 で傾きファクターの変動分布についてみると、いずれの標本期間においても正規分布への適合性が棄却されていない。尖度はどの標本期間をとっても 3.7~3.8 となっており、実際は正規分布よりはやや裾の厚い分布といえそうだが、例えばパネルAにおける歪度は 0.01 に過ぎず、最大値と最小値の絶対値もほぼ同じであるから、水準ファクターのような一方へのイレギュラーな変動は起こりにくいようである。

曲率ファクターに関しては、図表 7 のパネルAより、平均値は 0.003 とゼロに近く、最大値と最小値の絶対水準もほぼ等しいことから、変動分布の歪みは小さいと考えられるが、標準偏差が 0.093 と、水準ファクターの 0.543、傾きファクターの 0.202 に対してかなり小さいため、裾の厚い分布になっている。図表 6 のパネルBより、景気拡大期に上昇傾向、景気後退期に低下傾向があるとみえなくもないが、水準ファクターや傾きファクターに比べると、曲率ファクターの変動にトレンドは見出し難いように思われる。

最後に、主成分分析を行う標本期間の違いによって各ファクターの変動に違いが生ずるのかどうかについて検討する。図表 7 のパネルB、パネルCでは、1999年10月~2010年5月の全標本期間について推定した各ファクターと、標本期間の前半及び後半のSR データを用いて推定した各ファクターの分布の形状を比較している。一見して、各次モーメントについて差は殆どない。Wilcoxon / Mann-Whitney の中央値検定、Siegel-Turkey の分散検定の結果をみると、p 値は殆どの場合で 0.9 を越え、全ての場合で 0.5 を上回っている<sup>6</sup>。全標本によって得られたファクターと部分標本によって得られたファクターにはほとんど差が認められないといってよい。

<sup>6</sup> 各標本期間における各ファクターの変動分布は正規性が棄却できる場合もあればできない場合もあるが、ここではノンパラメトリック検定に統一した。各ファクター系列は同じSR 群から抽出した主成分であるが、独立2標本と解釈して検定法を選択した。

上述したように、寄与率やファクターローディングについても標本期間による差異はほとんどないことから、主成分分析によって捉えるときの主要なデメリットである「主成分や固有ベクトルが標本期間に依存する」という点は、本稿における国債 SPC の構造分析に際しては、大きな問題にはならないと考えられる。

### 3. 国債スポットレートカーブの予測可能性

#### (1) 先行研究

本節では、国債 SRC 構造の予測可能性について論じる。はじめに、SRC の変動及び債券ポートフォリオリターンの予測可能性に関する学説的な議論の発展過程について簡単に振り返っておこう。

Campbell (1995) は、歴史的にみて超過債券リターン<sup>7</sup>の存在が確認されるとし、純粋期待仮説、期待仮説は成立していないと述べた。年限別の債券投資リターンの差をどう解釈するかという論点について、例えば、Taylor (1991) は、英国の週次データに基づく実証分析によって、Modigliani and Sutch (1966) の言う市場分断仮説が成立していると主張し、Ilmannen (1995) は、相対的リスク回避度と実質債券利回りの 2 ファクターモデルによって米・加・日・独・仏・英の 6 カ国の超過債券リターンの 4~12% が予測できることを示した。

超過債券リターンの予測可能性という観点では、フォワード・スプレッドやイールド・スプレッドを用いた分析の有効性が Fama and Bliss (1987) や Campbell and Shiller (1991) によって呈示され、Cochrane and Piazzesi (2005) によって大きな前進をみせた。彼らは、同じフォワードレートの線形集合が様々な年限の超過債券リターンを予測可能であることを示し、モデルの補正後決定係数が 32~35% に達すると指摘した。近年では、Cochrane and Piazzesi (2005) をベンチマークに、その予測能力を上回るモデルを如何に構築するかという視点に立った研究が盛んであり、例えば、Ludvigson and Ng (2006) は、経済指標のパネルデータから抽出したマクロ経済変動の共通成分が超過債券リターンの 26% を予測し、マクロ経済変動の共通成分とフォワードレートの線形集合を組み合わせた 2 ファクターモデルが超過債券リターンの 44% を予測するとした。また、草場 (2010) は、日本のデータについて同様の分析を実施し、2 ファクターモデルが超過リターンの 55%~69% を予測することや、2 つのファクターの相互補完的な性質が超過債券リターンの安定的な予測に寄与することを示した。

このように、ある  $n$  期長期債と 1 期短期債の間に存在するリターン格差の解釈や予測可能性に関する研究は多数存在する一方で、様々な年限の債券リターン全体の動きに関する予測可能性を取り扱った研究はそれほど多くない<sup>8</sup>。その中であって、Dolan (1999) は

<sup>7</sup> ある  $t$  時点から  $t+h$  時点まで  $n$  期長期債をロング、1 期短期債をショートしたときに得られるリターン。

<sup>8</sup> Fabozzi, Martellini and Priaulet (2007) は、"Most of the existing literature on predictability in bond returns has actually focused on timing bonds versus stocks or bonds versus cash, with no emphasis on the timing of bonds with different maturities." と指摘した上で、カーブ全体の予測可能性に関する研究については、"Only recently have some researchers recognized the benefits of exploiting predictability in the shape of the yield curve. Indeed, to the best of our knowledge, only two papers have attempted to



Nelson-Siegel モデルの曲率ファクターが予測可能であり、それがバーベル型に対するブレッド型ポートフォリオの選択といった投資判断に際して経済的有意性を持つことを示した。同様の研究として、Diebold and Li (2002) では、Nelson-Siegel モデルの水準、傾き、曲率の各ファクターについて自己回帰モデルを用いて予測可能性を検討しており、6 カ月先、12 カ月予測について AR (1) モデルがランダムウォークモデル等に比べて優位性を持つものの、1 カ月先予測については予測能力が低いと述べた。また、Reisman and Zohar (2004) では、Nelson-Siegel モデルではなく主成分分析に基づく 3 ファクターについて同様の分析を行っており、Diebold and Li (2002) と同様の結論を導いている。そして、Fabozzi, Martellini and Priaulet (2007) は、時系列モデルではなく、マクロ経済・金融変数を説明変数とする予測モデルの構築に取り組み、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た。また、わが国のデータに基づく実証研究としては、藤井・高岡 (2008) が Nelson-Siegel モデルに基づく各ファクターとマクロ経済・金融変数との関係を検討している。彼らは、水準ファクターはインフレ率及び公定歩合と、傾きファクターは株価や米国の長短金利差と、曲率ファクターは鉱工業生産や米国 F F 金利と、それぞれ関係しているとし、単純な自己回帰モデルよりマクロ経済・金融変数を考慮したモデルの方がよりファクターの説明力が高いと主張している。

## (2) アプローチ

本稿においては、第二節で用いた主成分分析による SRC 構造分解の枠組みを利用し、図表 6 及び図表 7 に記述された水準、傾き、曲率の各ファクターのそれぞれについて、その予測可能性を検討することとする。

予測モデルの構築にあたっては、上述したようなこの分野の学說的発展の流れに沿う形で、自己回帰モデル、様々なマクロ経済・金融変数を用いた予測モデルを検討する。具体的には、 $t$  時点における水準ファクターを  $L_t$ 、傾きファクターを  $S_t$ 、曲率ファクターを  $C_t$  とし、それぞれの 1 カ月先の値を予測する以下のようなモデルを検討する。

$$\begin{aligned} L_{t+1} &= \alpha + \beta \cdot L_t + \gamma \cdot X_t + \varepsilon_{t+1} \\ S_{t+1} &= \alpha + \beta \cdot S_t + \gamma \cdot X_t + \varepsilon_{t+1} \\ C_{t+1} &= \alpha + \beta \cdot C_t + \gamma \cdot X_t + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (5)$$

---

spell out these benefits” と先行研究の蓄積の乏しさについて述べている。

なお、 $X_t$  はマクロ経済・金融変数の説明変数の候補であり、 $\alpha$  は定数項、 $\beta$  は自己回帰項に関するファクターローディング、 $\gamma$  はマクロ経済・金融変数に関するファクターローディングである。

予測可能性を評価する場合、実現値と予測値の誤差の程度が小さいほどよいモデルとなる。ここでは、Stock and Watson (2001) や北村・小池 (2002) に従い、 $\gamma = 0$  という制約条件をつけたモデル、つまり Diebold and Li (2002) や Reisman and Zohar (2004) で用いられた自己回帰モデルをベンチマークに設定する。その上で、制約条件を付さないマクロ経済・金融変数の説明変数の候補を加えたモデルと自己回帰モデルとを対比しながら、最も予測精度の高いモデルを探索する。

### (3) 自己回帰モデル

はじめにベンチマークである自己回帰モデルについて考える。第二節で述べたように、SRC を構成する SR の数が多いほど各ファクターの寄与率の大きさの時間を通じた安定性が高いことに加えて、30 年物といった超長期ゾーンを含んだ SRC の予測可能性を研究した事例が少ないことをも踏まえ、以下では 1 年物から 30 年物までの 30 本の SR から抽出した主成分データを用いる。

図表 8 は各ファクターの自己時差相関係数を 1 期前から 12 期前まで示している。水準ファクターは、1 期前及び 2 期前について正の自己相関、それより長いラグについて負の自己相関が確認される。傾きファクターについては、1 期前及び 2 期前について有意水準 10% で正の自己相関を有しているが、それ以降のラグとの自己相関については有意でない。曲率ファクターについては、どのラグを取っても有意な自己相関は認められない。いずれもファクターも自己相関の有意性が最も高いのは 1 期前である。

続いて、AIC を基準に最適な自己回帰モデルを選択したところ、いずれも AR (1) が選択された。そこで、全てのラグについて自己相関が有意でなかった曲率ファクターを含めて、ベンチマークとなる自己回帰モデルを AR (1) モデルとする。

標本期間の全て、前半、後半における AR (1) モデルの決定係数を図表 9 に示している。全標本期間における決定係数は水準ファクターが 4.2%、傾きファクターが 3.4%、曲率ファクターが 0.3% である。水準、傾きの各ファクターについては、水準は低いながらも予測可能性が認められるが、いずれも部分標本期間を通じて回帰係数が安定的に有意とはいえ、モデルの頑健性については疑問が残る結果である。また、曲率ファクターについては

自己回帰モデルでの予測は実証的にみて困難と考えられる。

#### (4) 説明変数としてのマクロ経済・金融変数

続いて、 $X_t$ の候補となるマクロ経済・金融変数について述べる。

候補となる変数については、北村・小池（2002）や飯星（2009）を参考に、マクロ経済関連の変数、金融関連の変数の中から幅広く選択した（図表 10）。マクロ経済関連については、生産、販売、雇用、投資、貿易、循環・先行性、マネー、物価、賃金の 9 つの異なる分野から合わせて 109 の変数を選択した。金融関連については、株式、商品、為替、金利・スプレッドの 4 つの異なる分野から合わせて 25 の変数を選択した。

変数はそのまま利用せず、加工を行った。まず、季節調整が必要と考えられる変数についてはそれを優先して採用し、その中で季節調整が公表されていないものに関しては筆者が X12-ARIMA の手法にて季節調整を施した。また、各変数については、過程の定常性を確保する観点から、①水準、②階差、③対数階差、のいずれかの系列に加工した。更に、同じ変数もたらす異なる情報にファクターが感応している可能性を考慮し、多くの変数について、「(原計数－原計数の後方 36 カ月移動平均) / 原計数の後方 36 カ月移動平均」を当該変数のトレンド値からの乖離（ギャップ）と捉え、その階差系列も変数の候補に加えた。最後に、各変数のボラティリティの違いを中立化するため、標準化を行った。

以上の国内マクロ経済・金融変数に加えて、Ilmanen（1995）等の先行研究で用いられた債券ベータや相対的リスク回避度も候補として採用したほか、FF レートや米国債利回り、及び米国債 SRC の変動を規定する水準、傾き、曲率の各ファクターといった海外金利関連の変数もピックアップした。

以上の結果、候補となる変数群は合わせて 250 となった。

#### (5) 推計の結果とその評価

以上の説明変数の候補が (5) 式における  $X_t$  である。以下では、(5) 式における  $\gamma = 0$  という制約条件を外し、 $X_t$  に様々な変数を当てはめたときに  $L_t$ 、 $S_t$ 、 $C_t$  の予測能力が向上するかどうかを考える。

予測能力の高低を考える上では、予測モデルの構造が時間を通じて頑健である必要があ

る。従って、インサンプル推計において $\gamma$ が有意でない時期があったり、或いは $\gamma$ の符号が安定しないようなモデルは好ましくない。また、予測時点において将来の情報をモデルにインプットすることは不可能であるから、アウトオブサンプル推計を行った場合においてもモデルの予測能力が相応に維持されなければならない。

このような観点に基づいて、①AR (1) と各個別変数の 2 変数による重回帰、②ステップワイズ法による重回帰、③情報集合による重回帰、を行った。その結果と各手法への評価を以下で述べよう。

#### (a) AR (1) と個別変数の 2 変数による回帰

はじめに、250 の変数群から個別に一つずつ変数を取り出して説明変数とし、それを AR (1) 項と合わせた 2 変数予測モデルを構築して、推計と評価を行う。

図表 11 は、全標本期間での推計を行ったときに回帰係数が 10% 有意となった変数についてモデルの補正後決定係数を示したものであり、同様に前半と後半に標本期間を分けた場合についても、回帰係数が 10% 有意となった場合にモデルの補正後決定係数を示している。また、太字は AR (1) モデルに比べて決定係数が 5% 以上高まった場合を示し、全ての説明変数の候補の中で最も決定係数が高まったものを灰色で塗っている。なお、数字が斜字となっているものは説明変数のラグ次数が 1 の場合であり、そうでない場合、変数のラグ次数は 2 である<sup>9</sup>。

では、各ファクターについて、推計結果をみていこう。

$t+1$  期の水準ファクターを最もよく予測するのは、 $t$  期の米国 SRC の水準ファクターであり、決定係数は 12% と AR (1) のみの場合に比べて予測能力は 8%Pt ほど高い。その他の変数については、主に株式や金利・スプレッドなど金融関連の変数に予測能力が認められる。一方、マクロ経済変数については、生産や投資関連などの実質経済活動の動きを表す変数は水準ファクターの予測にとって殆ど有意でなく、むしろ物価や賃金といった名目変数の方が意味を持っているように見える。

続いて、傾きファクターに関しては、新規貸出約定金利やそれと無担保コール翌日物金利とのスプレッドの予測能力が最も高く、AR (1) モデルに比べて 6%Pt ほど予測能力が向上している。また、マクロ経済関連では投資活動に関する変数の一部に予測能力が認め

<sup>9</sup> 250 の変数のうち、生産や物価といった経済指標の多くは、 $t$  期の情報を認識するのが 1 カ月遅れとなる認識ラグが存在する。一方、金利や株価といった資産価格については  $t$  時点の情報を  $t$  時点で認識することが可能である。従って、 $t$  時点において  $t+1$  時点のファクターを予測するモデルにインプットされるマクロ経済変数は  $t-1$  時点かそれより過去の値を取る必要があり、金融変数については  $t$  時点かそれより過去の値を取る必要がある。

られる。これらの事実から、一つの解釈として、民間の投資活動やそれに伴う貸出市場の価格形成の変化が、国債 SRC の傾きに影響を及ぼしている可能性を指摘できるかもしれない。なお、同じ金利・スプレッド関連に分類される変数でも、水準ファクターを予測する変数と傾きファクターを予測する変数は異なっている。また、株式関連の変数は、傾きファクターの予測にとってさほど有意ではない。そして、傾きファクターについても米国債 SRC の傾きファクターに予測能力が認められる。

曲率ファクターは AR (1) では予測できないが、マクロ経済・金融変数の中には予測能力を持つ変数が存在している。曲率ファクターは生産や雇用、投資など実体経済の動向を現す変数によって予測される程度が 3 つのファクターの中では最も大きい。金融変数の中では、商品市況関連の変数や金利・スプレッド関連の変数に予測能力がある。また、海外金利にも予測能力があり、最も決定係数が高いのは米国債 SRC の曲率ファクターである。

さて、ここまで各ファクターに関する予測能力を個別にみてきたが、全体を俯瞰すると、個別変数と AR (1) による 2 変数予測モデルについて、いくつかの点が指摘できる。第一に、ほとんどの場合において、モデルは頑健とは言えない。そもそも、250 の変数の中で回帰係数の有意性が認められるのは、水準ファクターについて 28 変数、傾きファクターについて 21 変数、曲率ファクターについて 53 変数に留まる。その中で、前半と後半に標本期間を切り分けたときに回帰係数の有意性が常に確保されるのは、水準ファクターについて一つもなく、傾きファクターと曲率ファクターについてもそれぞれ 2 変数、8 変数だけである。

また、モデルの予測精度も十分ではない。インサンプル推計の決定係数はいずれのファクターに関しても 10%前後に留まっている。いくつかの変数では部分標本期間において 20%を上回る決定係数となっているが、時間を通じてその予測精度を維持できていない。

## (b) ステップワイズ重回帰

続いて、250 の説明変数の中からモデルの予測精度をできるだけ高めるように個別変数を組み合わせる重回帰モデルを検討しよう。

一般に、インサンプル推計においては説明変数の数を増やせば増やすほどモデルの決定係数は高まっていくが、その分説明変数間の相関が高まるといった推計上のリスクも増すことになる。とはいえ、250 の変数の全ての組み合わせを逐一調べてどのモデルが最適かを探ることは実務的困難を伴うので、いわゆるステップワイズ法を採用する。具体的には、説明変数の相互相関が高い場合には片方の変数を除外しつつ、一定の基準で最適な組み合わせを探す方法として、変数を追加、除去する際の p 値の基準値をいずれも 0.05 に設定し

たステップワイズ・フォワード・プロセス<sup>10</sup>により最適な説明変数の抽出を行う。

図表 12 が各ファクターについてのステップワイズ重回帰の結果である。AR (1) を所与の説明変数として、その他のマクロ経済・金融変数について適当な組み合わせが選択されているが、全標本期間についての結果をみると、水準、傾き、曲率のいずれのファクターに関しても、個別変数を用いた 2 変数モデルに比べてモデルの予測能力は格段に向上しており、補正後決定係数は、水準ファクターが 51%、傾きファクターが 38%、曲率ファクターが 67%に達する。また、当然ながら全ての説明変数について回帰係数は有意である。

しかし、ステップワイズ法により選択された重回帰モデルも、個別変数による 2 変数モデル同様に予測モデルとしての時間を通じた頑健性が確保されていない。図表 12 では標本期間を前半と後半に切り分けて回帰係数の安定性をみているが、いずれのファクターについても、ある時期には予測にとって有意だがある時期にはそうでないという変数が多数存在し、モデル全体としては脆弱な構造となっている。

その中であって、ステップワイズ法で選択された変数を細かくみると、米国債 SRC の各ファクターがそれぞれに対応するファクターの予測変数としてかなり早い段階で選択され、且つ部分標本期間においても予測能力を保持していることが特徴的である。この結果は、個別変数によって予測したときに米国債 SRC のファクターの予測能力が総じて高かったことと整合的である。また、傾きファクターであれば貸出平均約定金利、曲率ファクターであれば生産や雇用関連変数、というように、ファクター毎に異なる変数が選択されていることも特徴的である。

### (c) 共通ファクターによる重回帰

最後に、個別のマクロ経済・金融変数が持つ情報を集約した共通ファクターの利用を検討する。

複数の個別変数の背後に共通の変動因子が存在し、それらと各個別変数との間に動学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いい、Stock and Watson (1998) 等を嚆矢として発展してきた<sup>11</sup>。主に成長率やインフレ率といった主要な

<sup>10</sup> この手法における具体的な変数選択の手順は、はじめに回帰係数の p 値が最も小さい変数を選択する。続いて、既にその変数が回帰式に組み込まれていることを前提に、二番目に p 値の低い変数を加える。そこで、改めて重回帰係数の p 値を確認し、予め決められた p 値基準 (Backwards p-value Criterion) を上回っている変数があればそれを除外する。除外プロセスを経た後、次の変数を加え、再び p 値基準を上回っている変数があればそれを除外する。このプロセスを、回帰式に追加する変数の p 値が予め決められた p 値基準 (Forwards p-value Criterion) を上回るまで続ける。

<sup>11</sup> ダイナミックファクターモデルの具体的な推定は主成分分析によるものである。Stock and Watson (1998) や Bai (2003) は、変数の数が十分に多く、且つ定常過程である場合、主成分分析によって抽出された主成分がダイナミックファクターモデルにおけるファクターについて的一致推定量となることを示している。なお、Boivin and Ng (2006) は各系列の誤差の相互相関が高い場合は単純な主成分分析によ

経済指標の変動を予測する、或いは推定されたファクターそのものを景気D Iとして活用する、といった方向で応用が進んでおり、例えば、Stock and Watson (1999) では推定された共通ファクターによる米国のインフレ率の予測を行っており、北村・小池 (2002) では同様に日本の GDP 成長率及びインフレ率の予測を行っている。また、この考え方を拡張して、Bernanke and Boivin (2003) では共通ファクターを用いてインフレ率と GDP ギャップの予測値を作成し、その予測値をテイラー型の金融政策ルールに当てはめて金融政策の将来パスを描くという作業を実施している。同様に、飯星 (2009) はフォワードルッキング型テイラールール推定の推定を日本の経済データに適用した分析を行っている。更に近年では、上述した Ludvigson and Ng (2006) や草場 (2010) において、これを超過債券リターンの予測に利用するなど、資産価格の予測ツールとしても応用が進んでいる。

Stock and Watson (1999) や北村・小池 (2002) によれば、(5) 式の左辺に GDP 成長率やインフレ率を当てはめて被予測変数とした場合、自己回帰項と個別変数による 2 変数モデルの予測誤差と自己回帰モデルの予測誤差を比較すると、どのような 2 変数予測も自己回帰による予測パフォーマンスを安定的に改善するとはいえず、ある標本期間ではパフォーマンスを改善したとしても、別の標本期間ではその変数が予測を改善するかどうかは分からない。一方、主成分分析で近似したダイナミックファクターモデルによる予測は、個別変数による予測に比べて、安定した予測パフォーマンスを示す。

本稿においても、AR (1) と個別変数による 2 変数予測モデルやステップワイズ重回帰モデルは、ほとんどの場合において時間を通じたモデルの頑健性が確保されず、その意味では先行研究と同様の結果となった。そこで、主成分分析によって共通ファクターを抽出し、それを説明変数として SRC ファクターを予測することを考える。

なお、主成分分析を行う場合に、どのような変数の集合を分析の母集団にするかという論点がある。北村・小池 (2002) では、個別変数全てを母集団とする方法、AR (1) と個別変数によって SRC ファクターを予測したときにモデルの有意性がある程度確認された変数のみを母集団とする方法、変数を幾つかの種類別に分割し、それぞれについて主成分を抽出する方法、等が試みられ、結果として、母集団に含まれる変数の数を徒に増やしても予測パフォーマンスが向上するとは限らないことが示されている。

本稿においては、①図表 10 に示した 250 の個別変数全てを母集団とする方法、②2 変数予測モデルにおいて回帰係数の有意性が認められた変数 (図表 11 に示した変数) を母集団とする方法、③2 変数予測モデルにおいて回帰係数の有意性が認められた変数を、種類別に、マクロ経済関連 (生産、販売、雇用、投資、貿易、循環・先行性、マネー、物価、賃金)、資産価格関連 (株式、商品、為替)、金利・スプレッド関連、に分けてそれぞれを母集団と

---

る推定量が効率的推定量にはならないとし、加重主成分分析やカテゴリーによる系列の分類など相互相関を小さくする方法を提案している。この辺りのサーベイについては飯星 (2009) に詳しい。

する方法、の3つの方法を試行した<sup>12</sup>。その結果、③の種類別に分けた上で主成分を抽出する方法が最も高いパフォーマンスを示した。

図表13に、③の方法に基づいた重回帰予測モデルのインサンプル推計の結果を示している。パネルAの水準ファクターに関する結果を取れば、 $t-1$ 期のマクロ経済関連の第一共通ファクター、 $t$ 期の資産価格関連の第三共通ファクター、 $t$ 期の米国債 SRC の水準ファクター、そして $t$ 期の水準ファクター自身の4ファクターによって、 $t+1$ 期の国債 SRC 水準ファクターの22%が予測される。同様に、傾きファクター（パネルB）は4ファクターによって24%が、曲率ファクター（パネルC）は5ファクターによって30%が予測可能という結果である。

共通ファクターによる予測モデルは、個別変数による2変数モデルやステップワイズ重回帰モデルとは異なり、時間を通じて頑健である。標本期間を前半と後半に分けた推計結果をみると、ほぼ全ての予測ファクターに関して回帰係数の有意性が安定的に確保されている。また、回帰係数の水準や符号も安定している。モデル全体についても、決定係数の水準は時間を通じて安定しており、Breusch-Pagan 検定や Durbin-Watson 検定の結果より残差の分散不均一や系列相関の問題も殆どない。図表14に説明変数間の相関係数を示しているが、もっとも高い場合でも相関係数は0.26に留まっており、多重共線性の問題も大きくない。

このことから、少なくともインサンプル推計に関しては、マクロ経済関連、資産価格関連、金利・スプレッド関連の母集団から抽出した共通ファクターによって、国債 SRC の変動を規定する3ファクターの20~30%が、頑健に予測されると評価してよいだろう。

#### (d) 共通ファクター重回帰モデルのアウトオブサンプル推計

さて、モデルを国債 SRC 構造の予測に応用しようとするときには、将来の情報をモデルに当てはめてパラメータを推計することは不可能であるから、予測時点で得ることのできる過去の情報を利用して、標本期間を超えた将来の各ファクターを予測するアウトオブサンプル推計を行う必要が生じる。続いては、アウトオブサンプル推計による予測モデルの評価を行う。

具体的には、初期のモデルとして1999年10月~2005年4月を標本期間とする推計によってモデルのパラメータを決め、2005年4月を $t$ 時点としてその時点で得られる説明変数をモデルに当てはめることで2005年5月、つまり $t+1$ 時点の各 SRC ファクターの予測値を得る。続いて、標本期間を1999年10月~2005年5月と1カ月伸ばして推計を行うこと

<sup>12</sup> なお、図表10に示した「先行研究」、「海外金利」に分類される変数については、主成分を抽出することとはせず、それぞれを個別に予測変数の候補とした。



により改めてモデルパラメータを定め、今度は 2005 年 5 月を  $t$  時点としてその時点で得られる説明変数をモデルに当てはめることで 2005 年 6 月 ( $t+1$  時点) の各 SRC ファクターの予測値を得る。このような再帰的推計を 2010 年 4 月まで繰り返し行い、 $t$  時点で得られる最新の情報を常に活用する形でのアウトオブサンプル推計を実行する。このようにして得られた 2005 年 5 月から 2010 年 5 月までの各ファクターの予測値を、各ファクターの実現値と比較することで、アウトオブサンプル推計の予測誤差の程度を知ることができる。

さて、予測精度の評価は、単純な AR (1) モデルと図表 13 に示した共通ファクターによる重回帰モデルの RMSFE (Root Mean Squared Forecast Error、平均二乗予測誤差平方根) を比較することで行う。図表 15 は、2005 年 4 月から 2010 年 4 月までを  $t$  時点としたときの両者の RMSFE を比較したものである。参考として、共通ファクターによる重回帰モデルのインサンプル推計における当該期間の RMSFE も合わせて示している。これを見ると、共通ファクターによる重回帰予測モデルのアウトオブサンプル推計における RMSFE は、3 つのファクター全てについて AR (1) モデルのそれを下回っており、AR (1) モデルに比べて高い予測能力を有していることがわかる。なお、インサンプル推計に比べると RMSFE はやや上昇しているが、上昇幅はいずれも 10% 未満であり、アウトオブサンプル推計による予測能力の低下は小幅であると言える。

## (6) スポットレートカーブの予測

### (a) 10 年物スポットレートの予測値と実現値

それでは最後に、共通ファクターを用いた重回帰モデルによってそれぞれ予測される水準、傾き、曲率の各ファクターを用いて、国債 SR の変動を描写することを考える。第二節で述べたように、SRC を構成する各 SR は、各ファクターに固有のファクターローディングを掛け合わせ、それを線形結合させることで得られる。従って、各ファクターの予測値を得ることによって、1 年物から 30 年物まで 30 本の国債 SR の変動の予測値が全て得られることになる。

図表 16 は、10 年物の国債 SR を例に採って、共通ファクター重回帰モデル (インサンプル推計)、共通ファクター重回帰モデル (アウトオブサンプル推計)、AR (1) モデル、をそれぞれ用いて作成した予測値と、実現値を比較したものである。

パネル A は 10 年物国債 SR の前月差系列を示している。本稿では、過程の定常性を確保するため前月差系列を分析、モデル化の対象としているので、パネル A は、予測値及び実

現値そのものを示した系列である。共通ファクター重回帰モデル（アウトオブサンプル推計）の予測値をみると、実際の10年物SRの変動を相応の精度で捉えていることがわかる。インサンプル推計と比較しても、推計精度にそれほど差はないように見える。AR（1）モデルはボラティリティが低く、10年物国債SR変動のダイナミズムを十分予測できていないようである。パネルBは、2005年4月のSR水準を起点に、パネルAの前月差変動を2010年5月まで逐次加減した系列であるが、これをみても、共通ファクター重回帰モデル（アウトオブサンプル推計）が10年物SRの変動をインサンプル推計と同程度に捉えていることや、AR（1）モデルに比べて当てはまりがよいことが窺われる。

#### (b) RMSFE の比較

図表17は、その他の年限を含めて、SRに関する予測モデルの当てはまりの程度をRMSFEで評価したものである。共通ファクター重回帰モデル（アウトオブサンプル推計）はAR（1）モデルに比べて殆ど全ての年限でRMSFEが低く、予測能力が高いと評価してよいだろう。年限別にみると、特に10年物近傍でRMSFEの低下幅が大きい。

また、共通ファクター重回帰モデル（インサンプル推計）との比較では、アウトオブサンプル推計の予測値のRMSFEは全般に幾分高く、15年物を越える超長期ゾーンについてはRMSFEの差が目立つ。一方、10年物近傍の予測能力に殆ど差はない。

#### (c) トレーディング・ルールによる投資収益性の比較

RMSFEは予測誤差の絶対値を比較して予測能力の当てはまりを判断する。例えば、モデルAが+3.0%Ptの金利上昇、モデルBが▲0.5%Ptの金利低下を予測しており、実現値が+0.5%Ptとなった場合、予測誤差の絶対値はモデルAが2.5%Pt、モデルBが1.0%であるから、RMSFEを基準に判断するとモデルBの方が優れたモデルとなる。

しかしながら、この例では実際の金利は上昇したわけだから、モデルAに従って債券をショートしていた投資家は利益が上がり、モデルBに従ってロングしていた投資家は損失を被ったことになる。つまり、モデルが金利変動の方向性を正確に予測できたかどうかという観点では、モデルAはモデルBより優れたモデルといえる。

この例のように、場合によってはRMSFEでは予測モデルの評価を誤る可能性があるから、次に、以下のトレーディング・ルールに基づいて、共通ファクター重回帰モデルが有用な投資尺度となりうるのかどうかを確認する。

$$\overline{SR}_{t+1} \times E_t(\overline{SR}_{t+1}) \quad (6)$$

このルールは、 $t+1$ 時点のSRの実現値 $\overline{SR}_{t+1}$ を基準にして、 $t$ 時点での予測モデルに基づくSRの期待値 $E_t(\overline{SR}_{t+1})$ が推奨するポジションのサイズを決めるというものである。例えば、実現リターンが+10であったとする。期待リターンが+5だった場合は、リターンの方向を正しく予測しているので、ポジションの収益は+50とプラスになる。一方、期待リターンが▲5であった場合、ポジションの収益は▲50の損失となる。つまり、このルールに従ったトレーディングでは、期待値と実現値の方向性が合致しているほどよい成績が得られることになる。

図表18は、2005年4月のポジションを100とし、SRの水準から各期の債券価格を求めて割引債の価格変動率を計算した上で、(6)式のルールに基づくトレーディングを2005年5月から2010年5月まで毎月実施したときの2010年5月時点の累積ポジションを示している。一見して明らかなように、AR(1)モデルは、どの年限についても殆ど累積リターンが得られておらず、投資尺度としての有用性に疑問符が付く結果となっている。一方、共通ファクター重回帰モデルの累積ポジションはどの年限についても100を明確に上回っており、金利水準の方向性をAR(1)モデルよりも高い精度で予測できていることがわかる。

#### (d) 方向性予測の精度比較

最後に、SR変動の方向性の予測精度について更に詳しくみてみよう。

図表19は、モデルによる予測値と実現値の方向性（プラスかマイナスか）が合致している割合が、全体の予測機会の中のどの程度を占めるかを示したものである。それぞれの年限のSRについて予測機会が60回あり、30本のSRからなるSRC構造全体を予測しているから、全体での予測機会が1,800回となる。

AR(1)モデルについてみると、短い年限については合致割合が50%を小幅に上回っているものの、長い年限になるにつれて50%を下回り、全体の合致割合は48.8%である。AR(1)モデルは、金利変動の方向性について、ランダムウォークと大差ない結果しか得られないということであり、この結果からも投資尺度としての有用性が疑われる。

一方、共通ファクター重回帰モデル(アウトオブサンプル推計)は、全体の予測機会1,800回のうち1,244回、69.1%の割合で金利の方向性を予測できている。年限別にみても概ね70%前後の合致割合である。AR(1)モデルとの比較では明らかに予測精度が高いと評価

できるし、インサンプル推計との比較でも殆ど成績は変わらないことから、モデルの頑健性という観点でも優れているといえるだろう。何より、「ロングするかショートするか」という投資判断を迫られた場合、10回中7回は勝てるモデルということであるから、実務的な応用にも十分耐えうると判断できる。

## 4. おわりに

これまで述べてきたように、本稿では、1年物から30年物まで30本のSRからなる日本国債のSRCを分析対象に、主成分分析の枠組みを利用してその構造を捉えると共に、マクロ経済・金融関連の変数が持つ情報を用いたSRC構造の予測可能性について検討した。主な結果を改めて纏めると、以下の通りである。

- 国債SRCの変動は、第一主成分から第三主成分までの3つのファクターによってほぼ完全に描写され、その構造は極めて安定している。第一主成分の寄与率は83%程度、第二主成分の寄与率は13%程度、第三主成分の寄与率は3%程度である。SRCを構成するSRの数が多いほど、それぞれの寄与率の大きさは時間を通じた安定性が保たれる。
- 第一主成分に対するローディングはSRの年限に依存せず概ね等しく、第二主成分に対するローディングはSRの年限の長期化と共に右肩下がりであり、第三主成分に対するローディングはSRの年限の長期化に従って低下するがある年限に達して以降は右肩上がりとなる。これより、第一主成分を水準ファクター、第二主成分を傾きファクター、第三主成分を曲率ファクターと解釈できる。
- 日本と米国のSRCを比較すると、3つのファクターの累積寄与率や、各ファクターに対するSRのローディングに大きな違いはない。従って、両者の変動の相違は、それぞれのファクター自体の変動の相違に起因する部分が多い。
- 水準ファクターの変動にはトレンドがあるが、景気循環との関係は明確ではない。水準ファクターの変動は、ある時期には正の方向に裾の厚い分布に従っており、ある時期には正規分布に近い形状の分布に従っている。従って、デュレーションリスク管理に際しては、ある特定の変動分布を前提とするのではなく、むしろ変動分布のダイナミズムを如何に捉えるかがポイントになる。
- 傾きファクターの変動は、景気拡大局面の終盤で上向きトレンドから下向きトレンドに転じ、景気後退局面の終盤で下向きトレンドから上向きトレンドに転じる、といった景気循環との関係が窺われる。SRの年限の違いによって金融政策に対する反応が異なることを示唆している。傾きファクターは正規分布よりやや裾の厚い変動分布に従っているとみられるが、歪度は小さく、水準ファクターのように一方向へのイレギュラーな変動は起こりにくい。
- 曲率ファクターの変動に時間を通じたトレンドは確認されない。傾きファクター同様に変動分布の歪度は小さいが、尖度が非常に大きく、裾が厚い。
- 自己回帰モデルでの各ファクターの予測可能性を考えた場合、水準ファクター、傾きフ

ファクターの変動は AR (1) モデルによってそれぞれ約 4.2%、約 3.4%説明される。予測能力は高くなく、また、いずれも部分標本期間によっては回帰係数が有意にならないことから、モデルは頑健でない。曲率ファクターについては自己回帰モデルでの予測は困難である。

- マクロ経済関連、金融関連、先行研究関連、海外金利関連の各分野から 250 の変数を選択して加工し、AR (1) と各変数の 2 変数重回帰モデルによって各ファクターの 1 カ月先予測を行うと、水準ファクターについては、米国債 SRC の水準ファクターや金融関連変数に予測能力が認められる。傾きファクターについては、貸出金利や投資活動に関するマクロ経済変数の一部に予測能力が認められ、民間投資活動やそれに伴う貸出市場の価格形成の変化がカーブの傾きに影響している可能性が示唆される。曲率ファクターは、生産や雇用など実体経済の動向を現すマクロ経済変数によって予測される程度が、3 つのファクターの中では最も大きい。モデルの決定係数はいずれのファクターにおいても 10%程度に高まるものの、AR (1) モデル同様、時間を通じた頑健性をほとんど確保できない。
- 250 の予測変数の候補からステップワイズ法によって最適な変数の組み合わせを選択したステップワイズ重回帰モデルは、水準ファクターの 51%、傾きファクターの 38%、曲率ファクターの 67%を予測する。しかし、選択された変数の組み合わせを他の標本期間に当てはめると、ある時期には予測にとって有意だがある時期にはそうでないという変数が多数存在し、モデル全体としては脆弱である。
- 2 変数予測モデルにおいて有意性が認められた変数を、種類別に、マクロ経済関連、資産価格関連、金利スプレッド関連、に分け、それぞれの変数集合が持つ共通の成分によって各ファクターを予測する共通ファクター重回帰モデルは、水準ファクターの 22%、傾きファクターの 24%、曲率ファクターの 30%を予測する。共通ファクター重回帰モデルに残差の分散不均一性や系列相関、説明変数の多重共線性といった問題は少なく、時間を通じて頑健である。また、アウトオブサンプル推計における予測誤差は AR (1) モデルに比べて小さく、インサンプル推計と比べても予測能力の低下は小幅である。
- 共通ファクター重回帰モデルをアウトオブサンプル推計することで予測された各ファクターを用いて描写した国債 SRC は、AR (1) モデルに基づくものより予測誤差が小さい。また、共通ファクター重回帰モデルは、国債 SRC の変動の方向性（金利が上がるか下がるか）を約 70%の精度で予測可能である。

以上のように、本稿においては幾つかの成果が得られたが、作業を通じて浮かび上がった課題もある。例えば、本稿では、多数のマクロ経済・金融変数から抽出した共通ファクターによって国債 SRC の変動を規定する 3 つのファクターを予測したが、そのプロセスで

主成分分析を複数回行っている。モデルの頑健性については留意したつもりだが、それでも、標本期間に分析結果が依存するという主成分分析そのものの問題点が解消されたわけではなく、より良いアプローチが存在するかも知れない。また、本稿では、多変数から抽出した共通ファクターを用いて予測を行ったが、共通ファクターそのものが何を表すのか、その解釈は行っていない。或いは、本稿では1999年9月～2010年5月の月次データを標本とした。30年物国債が発行され始めたのが1999年9月であり、月次経済指標を説明変数の候補とする分析であったから、現時点では標本期間をより長くするという選択は難しかったわけだが、より正しくモデルの妥当性や頑健性を評価するには、今しばらくデータの蓄積を待つ必要があるだろう。

以 上

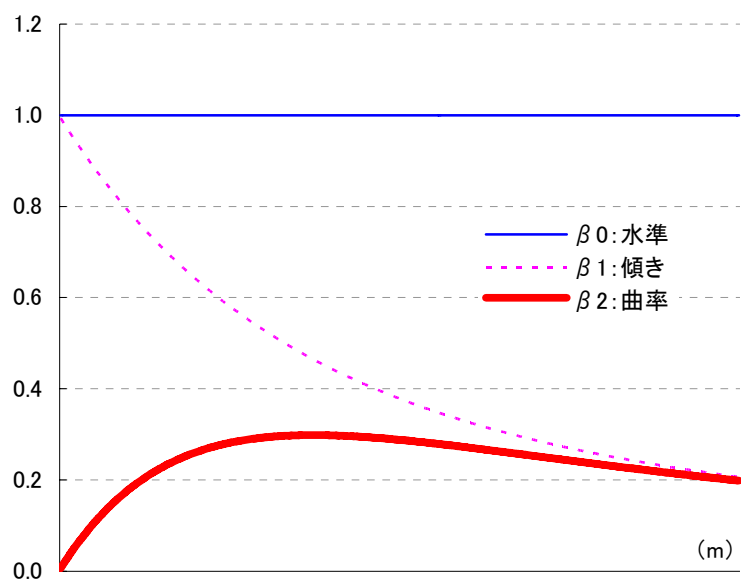
## 参考文献

- 飯星博邦、「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
- 太田尚之、「債券の価格変化を分析するには?」、ニッセイ基礎研 REPORT, 2004年2月
- 今井眞樹、「イールドカーブのモデル化と予測方法」、住友信託銀行年金研究センター研究ノート、2008年12月3日
- 北村富行・小池良司、「多くの情報変数を用いた予測方法の有用性について」、日本銀行金融研究所 Discussion Paper No.02-J-28、2002年7月
- 草場洋方、「マクロ経済、金融政策のダイナミズムと超過債券リターンの予測可能性」、一橋大学大学院国際企業戦略研究科金融政策・経営財務コース修士論文、2010年
- 藤井眞理子・高岡慎、「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
- Bai, Jushan, “Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions”, *Econometrica*, Vol.71, Issue 1, 2003, pp.135-171
- Bernanke, Ben S. and Jean Boivin, “Monetary Policy in a Data-Rich Environment”, *Journal of Monetary Economics*, 50, 2003, pp.525-546
- Boivin, Jean and Serena Ng, “Are More Data Always Better for Factor Analysis?”, *Journal of Econometrics*, Vol.132, Issue 1, 2006, pp.169-194
- Campbell, John Y., “Some Lessons from Yield Curve”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.3, 1995, pp.129-152
- Campbell, John Y., Robert J. Shiller, “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird’s Eye View”, *Review of Economic Studies*, Vol.58, No.3, 1991, pp.495-514
- Cochrane, John H. and Monika Piazzesi, “Bond Risk Premia”, *The American Economic Review*, Vol.95, No.1, 2005, pp.138-160
- Diebold, Francis X. and Canlin Li, “Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields”, Wharton Financial Institutions Center Working Paper Series 02-34, December 2000, Revised August 2002
- Dolan, Charles P., “Forecasting Yield Curve Shape: Evidence from Global Markets”, *The Journal of Fixed Income*, Vol.10, No.1, 1999, pp.92-99
- Fama, Eugene F. and Robert R. Bliss, “The Information in Long-Maturity Forward



- Rates”, *The American Economic Review*, Vol.77, No.4, 1987, pp.680-692
- Fabozzi, Frank J., Lionel Martellini and Philippe Priaulet, “Exploiting Predictability in the Time-Varying Shape of the Term Structure of Interest Rates”, EDHEC Risk and Asset Management Research Centre, 2007
- Ilmanen, Antti, “Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets”, *The Journal of Finance*, Vol.50, No.2, 1995, pp.481-506
- Litterman, Robert and Jose Scheinkman, “Common Factors Affecting Bond Returns”, *The Journal of Fixed Income*, Vol.1, No.1, 1991, pp.54-61
- Ludvigson, Sydney C. and Serena Ng, “Macro Factors in Bond Risk Premia”, NBER Working Paper No.11703, October 2005, Revised September 2006
- Modigliani, F. and R. Sutch, “Innovations in Interest Rate Policy”, *The American Economic Review*, Vol.56, No.1, 1966, pp.178-197
- Nelson, Charles R. and Andrew F. Siegel, “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, *The Journal of Business*, Vol.60, No.4, 1987, pp.473-489
- Reisman, Haim and Gady Zohar, “Short-Term Predictability of the Term Structure”, *The Journal of Fixed Income*, Vol.14, No.3, 2004, pp.7-14
- Stock, James H. and Mark W. Watson, “Diffusion Indexes”, NBER Working Paper No.6702, 1998
- \_\_\_\_\_, “Forecasting Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 44, 1999, pp.293-335
- \_\_\_\_\_, “Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices”, NBER Working Paper No.8180, 2001
- \_\_\_\_\_, “Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.20, No.2, 2002, pp.147-162
- Taylor, Mark P., “Modeling the Yield Curve”, IMF Working Paper/91/134, 1991

図表 1 Nelson-Siegel モデルのファクターローディング



図表 2 スポットレート（前月差）の基本統計量

年限	(前月差、%Pt)								
	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	歪度	尖度	Jarque-Bera	p値
1	0.001	0.001	0.128	▲ 0.172	0.048	▲ 0.36	4.98	23.78	0.00
2	▲ 0.001	▲ 0.000	0.171	▲ 0.186	0.060	▲ 0.13	4.32	9.61	0.01
3	▲ 0.002	▲ 0.001	0.238	▲ 0.197	0.074	0.20	3.95	5.59	0.06
4	▲ 0.003	▲ 0.002	0.290	▲ 0.218	0.087	0.41	3.90	7.85	0.02
5	▲ 0.003	▲ 0.008	0.326	▲ 0.244	0.097	0.56	3.96	11.52	0.00
6	▲ 0.004	▲ 0.011	0.347	▲ 0.258	0.105	0.67	4.06	15.63	0.00
7	▲ 0.004	▲ 0.013	0.353	▲ 0.263	0.111	0.77	4.18	20.00	0.00
8	▲ 0.004	▲ 0.011	0.379	▲ 0.262	0.114	0.85	4.31	24.67	0.00
9	▲ 0.004	▲ 0.012	0.415	▲ 0.254	0.115	0.92	4.48	29.72	0.00
10	▲ 0.005	▲ 0.016	0.443	▲ 0.244	0.115	0.98	4.67	35.30	0.00
11	▲ 0.004	▲ 0.014	0.464	▲ 0.231	0.114	1.02	4.90	41.47	0.00
12	▲ 0.004	▲ 0.010	0.479	▲ 0.234	0.113	1.05	5.16	48.28	0.00
13	▲ 0.004	▲ 0.008	0.490	▲ 0.238	0.111	1.06	5.44	55.57	0.00
14	▲ 0.004	▲ 0.007	0.498	▲ 0.241	0.110	1.05	5.72	63.05	0.00
15	▲ 0.004	▲ 0.002	0.504	▲ 0.246	0.109	1.02	5.99	70.17	0.00
16	▲ 0.004	▲ 0.003	0.508	▲ 0.250	0.108	0.99	6.23	76.34	0.00
17	▲ 0.004	▲ 0.001	0.511	▲ 0.259	0.108	0.94	6.41	81.07	0.00
18	▲ 0.004	▲ 0.002	0.514	▲ 0.272	0.108	0.90	6.54	84.03	0.00
19	▲ 0.004	▲ 0.002	0.517	▲ 0.283	0.109	0.85	6.61	85.09	0.00
20	▲ 0.004	▲ 0.001	0.519	▲ 0.293	0.110	0.81	6.64	84.37	0.00
21	▲ 0.004	▲ 0.000	0.521	▲ 0.300	0.110	0.77	6.61	82.08	0.00
22	▲ 0.004	▲ 0.001	0.524	▲ 0.306	0.112	0.74	6.54	78.51	0.00
23	▲ 0.004	▲ 0.002	0.526	▲ 0.310	0.113	0.71	6.44	73.94	0.00
24	▲ 0.004	▲ 0.004	0.529	▲ 0.313	0.114	0.69	6.31	68.59	0.00
25	▲ 0.004	▲ 0.004	0.532	▲ 0.315	0.116	0.67	6.16	62.86	0.00
26	▲ 0.004	▲ 0.005	0.534	▲ 0.315	0.118	0.65	6.00	56.92	0.00
27	▲ 0.004	▲ 0.003	0.536	▲ 0.314	0.119	0.63	5.82	50.99	0.00
28	▲ 0.004	▲ 0.005	0.539	▲ 0.312	0.121	0.62	5.64	45.26	0.00
29	▲ 0.004	▲ 0.007	0.541	▲ 0.312	0.123	0.61	5.45	39.86	0.00
30	▲ 0.004	▲ 0.008	0.542	▲ 0.315	0.125	0.59	5.27	34.89	0.00

(注) 標本期間は1999年10月～2010年5月。N=128

図表 3 国債スポットレートカーブの変動に対する主成分の寄与率

パネルA: 1999年10月～2010年5月(N=128)

(単位: %)	日本			米国		
	1年-10年	1年-20年	1年-30年	1年-10年	1年-20年	1年-30年
第一主成分 L: 水準ファクター	86.9	83.0	82.0	89.4	87.7	87.4
第二主成分 S: 傾きファクター	10.7	12.6	13.5	9.2	10.5	8.6
第三主成分 C: 曲率ファクター	2.3	3.7	3.1	1.3	1.2	2.9
累積寄与率	99.9	99.2	98.5	99.9	99.4	98.9

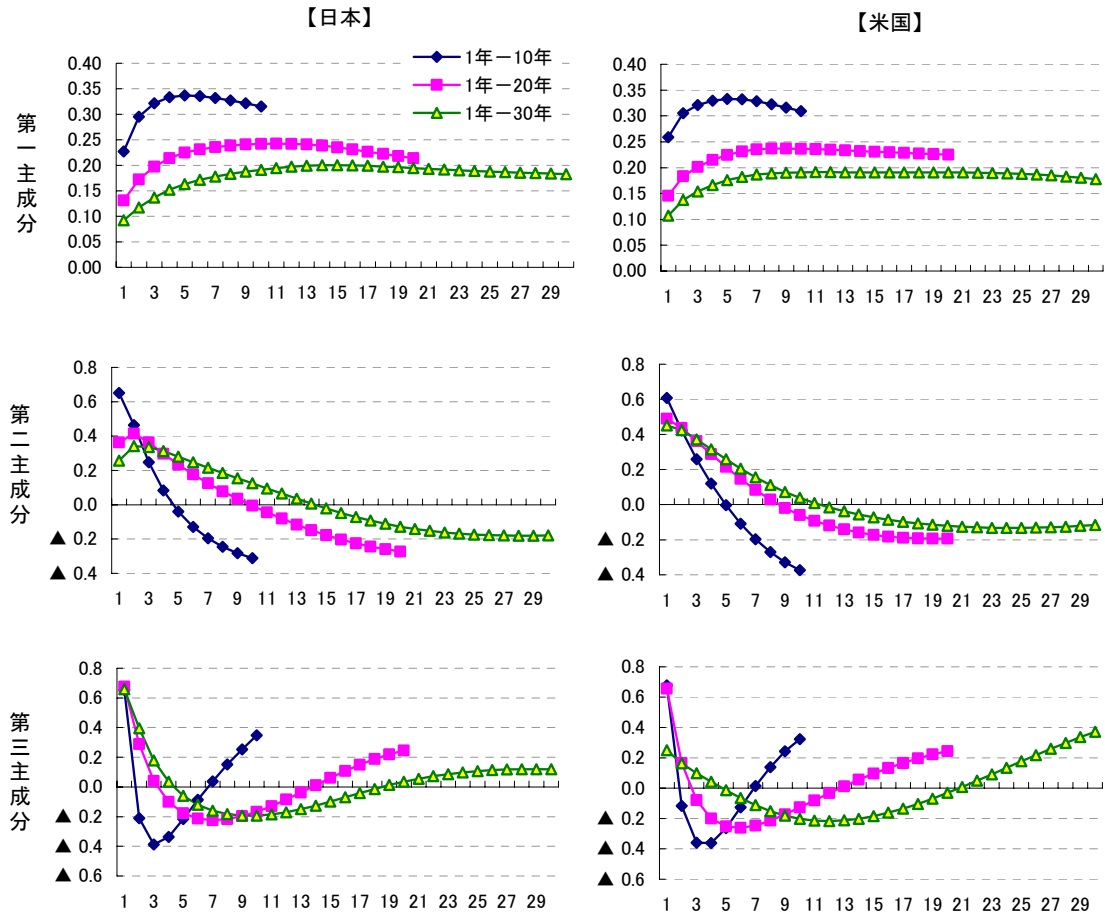
パネルB: 1999年10月～2005年4月(N=67)

(単位: %)	日本			米国		
	1年-10年	1年-20年	1年-30年	1年-10年	1年-20年	1年-30年
第一主成分 L: 水準ファクター	83.3	82.5	82.8	90.8	89.1	89.2
第二主成分 S: 傾きファクター	13.1	12.2	11.7	8.4	9.4	8.9
第三主成分 C: 曲率ファクター	3.4	4.2	4.0	0.8	1.4	1.2
累積寄与率	99.8	99.0	98.5	99.9	99.8	99.4

パネルC: 2005年5月～2010年5月(N=61)

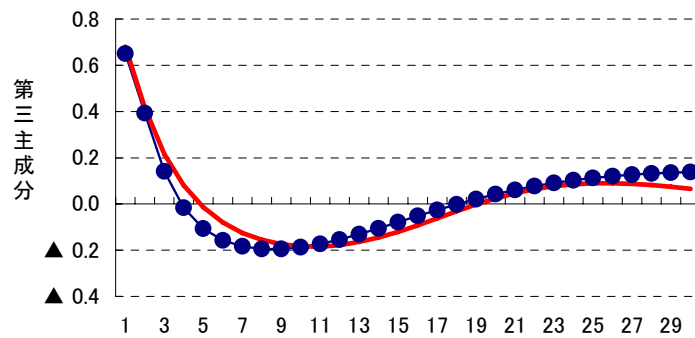
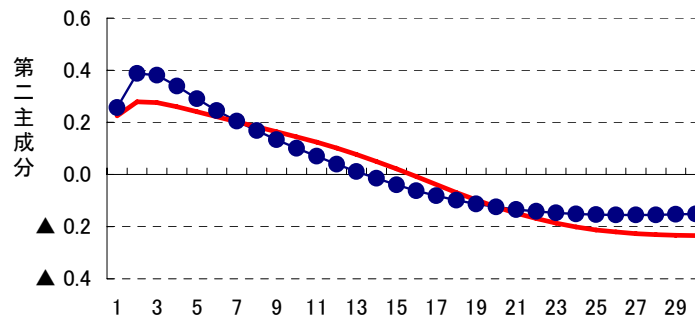
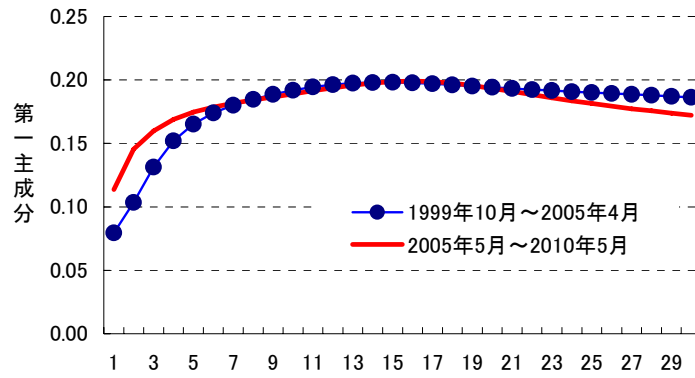
(単位: %)	日本			米国		
	1年-10年	1年-20年	1年-30年	1年-10年	1年-20年	1年-30年
第一主成分 L: 水準ファクター	90.3	87.5	82.2	88.1	86.7	86.1
第二主成分 S: 傾きファクター	8.3	8.4	13.4	10.6	11.6	8.4
第三主成分 C: 曲率ファクター	1.4	3.3	3.0	1.2	1.0	4.4
累積寄与率	99.9	99.3	98.6	99.9	99.2	98.9

図表 4 各ファクターに対する年限別のファクターローディング



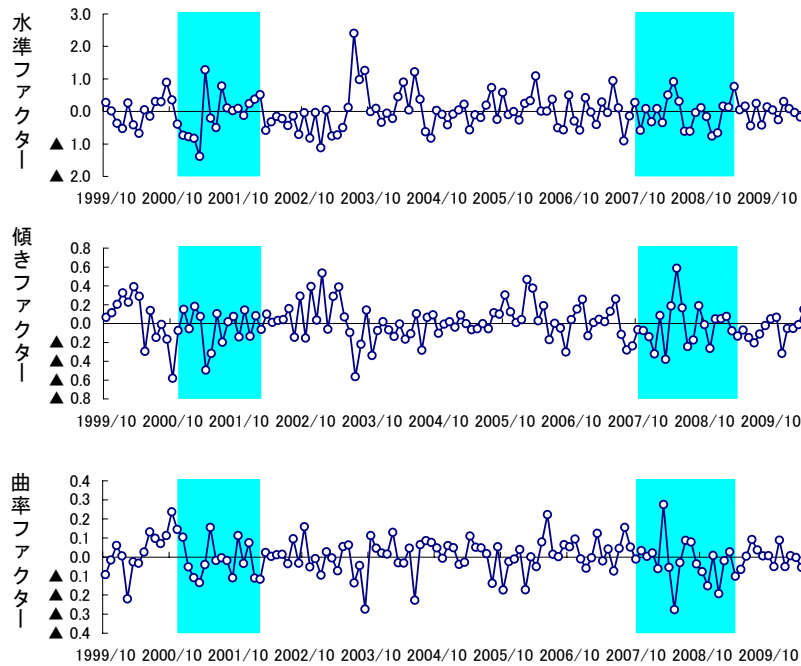
(注) 標本期間は1999年9月～2010年5月。N=128

図表 5 標本期間毎のファクターローディング

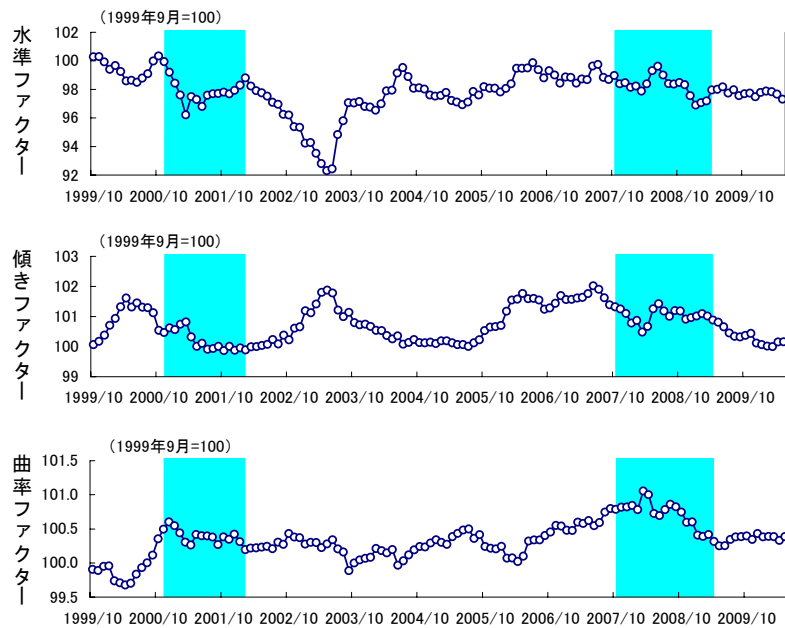


図表 6 各ファクターの時系列変動

パネルA：ファクターの一次階差（前月差）



パネルB：ファクターの水準



(注)シャドー部分は景気後退期

図表 7 各ファクターに関する基本統計量

パネルA: 1999年10月～2010年5月 (N=128)

	L:水準ファクター		S:傾きファクター		C:曲率ファクター	
平均値	▲ 0.021		0.001		0.003	
中央値	▲ 0.026		0.009		0.005	
最大値	2.403		0.587		0.275	
最小値	▲ 1.382		▲ 0.583		▲ 0.276	
標準偏差	0.543		0.202		0.093	
歪度	0.86		0.01		▲ 0.31	
尖度	5.45		3.79		4.06	
Jarque-Bera	47.60		3.34		8.02	
p値	0.00		0.19		0.02	

パネルB: 1999年10月～2005年4月 (N=67)

	L:水準ファクター		S:傾きファクター		C:曲率ファクター	
	全期間の一部	部分期間	全期間の一部	部分期間	全期間の一部	部分期間
平均値	▲ 0.042	▲ 0.042	0.002	0.002	0.006	0.005
中央値	▲ 0.051	▲ 0.051	0.019	0.014	0.006	0.011
最大値	2.403	2.410	0.535	0.509	0.236	0.279
最小値	▲ 1.382	▲ 1.382	▲ 0.583	▲ 0.552	▲ 0.274	▲ 0.266
標準偏差	0.632	0.633	0.215	0.206	0.095	0.100
歪度	1.02	1.02	▲ 0.30	▲ 0.31	▲ 0.47	▲ 0.24
尖度	5.31	5.31	3.72	3.79	3.63	3.47
Jarque-Bera	26.62	26.62	2.49	2.83	3.57	1.25
p値	0.00	0.00	0.29	0.24	0.17	0.54
Wilcoxon/Mann-Whitney		0.00		0.00		0.09
p値		1.00		1.00		0.93
Siegel-Tukey		0.18		0.67		0.40
p値		0.86		0.50		0.69

(注1)「全期間の一部」は1999年10月～2010年5月の標本期間について推定した各ファクターの1999年10月～2005年4月分データに関する統計量

(注2)「部分期間」は1999年10月～2005年4月の標本期間について推定した各ファクターに関する統計量

パネルC: 2005年5月～2010年5月 (N=61)

	L:水準ファクター		S:傾きファクター		C:曲率ファクター	
	全期間の一部	部分期間	全期間の一部	部分期間	全期間の一部	部分期間
平均値	0.002	0.002	0.001	0.002	0.000	0.000
中央値	0.006	0.003	0.003	0.004	0.004	0.004
最大値	1.087	1.085	0.587	0.573	0.275	0.234
最小値	▲ 0.906	▲ 0.913	▲ 0.381	▲ 0.396	▲ 0.276	▲ 0.223
標準偏差	0.430	0.432	0.189	0.185	0.092	0.086
歪度	0.30	0.30	0.50	0.53	▲ 0.12	▲ 0.09
尖度	2.93	2.93	3.76	3.78	4.65	3.72
Jarque-Bera	0.91	0.92	4.06	4.40	7.09	1.42
p値	0.63	0.63	0.13	0.11	0.03	0.49
Wilcoxon/Mann-Whitney		0.02		0.03		0.06
p値		0.98		0.98		0.95
Siegel-Tukey		0.01		0.07		0.05
p値		0.99		0.95		0.96

(注1)「全期間の一部」は1999年10月～2010年5月の標本期間について推定した各ファクターの2005年5月～2010年5月分データに関する統計量

(注2)「部分期間」は2005年5月～2010年5月の標本期間について推定した各ファクターに関する統計量



図表 8 各ファクターの自己相関

ラグ次数	水準ファクター		傾きファクター		曲率ファクター	
	AR	p値	AR	p値	AR	p値
1	0.21	0.02	0.18	0.04	0.07	0.44
2	0.09	0.03	0.09	0.07	▲ 0.00	0.74
3	▲ 0.03	0.08	0.07	0.11	▲ 0.07	0.72
4	▲ 0.13	0.06	0.03	0.18	▲ 0.03	0.84
5	▲ 0.17	0.02	0.02	0.27	0.08	0.81
6	▲ 0.12	0.02	▲ 0.00	0.38	0.01	0.89
7	▲ 0.03	0.04	▲ 0.07	0.42	▲ 0.06	0.90
8	▲ 0.03	0.06	▲ 0.02	0.52	▲ 0.11	0.79
9	0.10	0.06	▲ 0.08	0.53	▲ 0.08	0.78
10	▲ 0.03	0.08	▲ 0.07	0.57	▲ 0.08	0.78
11	0.09	0.09	▲ 0.04	0.64	0.04	0.83
12	▲ 0.05	0.11	0.09	0.61	0.12	0.75

(資料)p値は自己相関がないという帰無仮説に関するもの

図表 9 各ファクターに関する AR (1) モデルの決定係数

標本期間	水準ファクター	傾きファクター	曲率ファクター
1999年10月～2010年4月	0.042 **	0.034 **	0.003
1999年10月～2005年4月	0.073 **	0.016	0.005
2005年5月～2010年4月	0.002	0.071 **	0.000

(注) 回帰係数について、\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意

図表 10 説明変数の候補一覧

小分類	変数名	コード	季節調整	加工計算						
				レベル	階差	対数階差	GAP階差			
				lv	dlv	dln	dgap			
生産	鉱工業生産指数 資本財	prd01	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産指数 建設財	prd02	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産指数 耐久消費財	prd03	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産指数 非耐久消費財	prd04	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産指数 生産財	prd05	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産者出荷指数 資本財	prd06	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産者出荷指数 建設財	prd07	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産者出荷指数 非耐久消費財	prd08	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産者出荷指数 非耐久消費財	prd09	SA	-	-	○	○			
	鉱工業生産者出荷指数 生産財	prd10	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 鉄鋼業	prd11	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 鉄鋼業	prd12	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 金属製品工業	prd13	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 一般機械工業	prd14	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 輸送機械工業	prd15	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 精密機械工業	prd16	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 窯業・土石製品工業	prd17	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 化学工業	prd18	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 石油・石炭製品工業	prd19	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 ハルブ・紙・紙加工工業	prd20	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 繊維工業	prd21	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 その他工業	prd22	SA	-	-	○	○			
	製造工業稼働率指数 電気機械工業(旧分類)	prd23	SA	-	-	○	○			
	全産業活動指数(農林水産業生産指数を除く)	prd24	SA	-	-	○	○			
	第3次産業活動指数	prd25	SA	-	-	○	○			
	建設業活動指数	prd26	SA	-	-	○	○			
	全産業供給指数 個人消費	prd27	SA	-	-	○	○			
	全産業供給指数 政府消費	prd28	SA	-	-	○	○			
	全産業供給指数 公共投資	prd29	SA	-	-	○	○			
	全産業供給指数 民間住宅投資	prd30	SA	-	-	○	○			
	全産業供給指数 民間企業設備投資	prd31	SA	-	-	○	○			
	全産業供給指数 輸出合計	prd32	SA	-	-	○	○			
	景気動向指数CI 一致指数	prd33	NSA	-	-	○	○			
	九電力合計大口販売電力重量主要業種合計	prd34	SA	-	-	○	○			
販売	百貨店商品販売額	sal01	SA	-	-	○	○			
	スーパー商品販売額	sal02	SA	-	-	○	○			
	チェーンストア協会 総販売額	sal03	SA	-	-	○	○			
	JFA正会員のコンビニエンスストア売上高	sal04	SA	-	-	○	○			
	商業販売額 各種商品小売業	sal05	SA	-	-	○	○			
	商業販売額 織物・衣服・身の回り品小売業	sal06	SA	-	-	○	○			
	商業販売額 飲食料品小売業	sal07	SA	-	-	○	○			
	商業販売額 自動車小売業	sal08	SA	-	-	○	○			
	商業販売額 機械器具小売業	sal09	SA	-	-	○	○			
	商業販売額 燃料小売業	sal10	SA	-	-	○	○			
	商業販売額 その他の小売業	sal11	SA	-	-	○	○			
	雇用	常用雇員指数	emp01	SA	-	-	○	○		
		労働時間指数 総労働時間	emp02	SA	-	-	○	○		
		就業者 男女計	emp03	SA	-	-	○	○		
		就業者 男	emp04	SA	-	-	○	○		
		就業者 女	emp05	SA	-	-	○	○		
		完全失業率 男女計	emp06	SA	-	-	○	○		
完全失業率 男		emp07	SA	-	-	○	○			
完全失業率 女		emp08	SA	-	-	○	○			
有効求人倍率		emp09	SA	-	-	○	○			
投資		機械受注額 民需(船舶・電力を除く)	inv01	SA	-	-	○	○		
	機械受注額 製造業(新聞・出版業を除く)	inv02	SA	-	-	○	○			
	機械受注額 非製造業(新聞・出版業を含む)	inv03	SA	-	-	○	○			
	機械受注額 官公需	inv04	SA	-	-	○	○			
	機械受注額 外需	inv05	SA	-	-	○	○			
	機械受注額 代理店	inv06	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅戸数 分譲住宅	inv07	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅戸数 給与住宅	inv08	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅戸数 貸家	inv09	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅戸数 持家	inv10	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅床面積 分譲住宅	inv11	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅床面積 給与住宅	inv12	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅床面積 貸家	inv13	SA	-	-	○	○			
	着工新設住宅床面積 持家	inv14	SA	-	-	○	○			
	建築物着工床面積 建築主公共	inv15	SA	-	-	○	○			
	建築物着工床面積 建築主民間	inv16	SA	-	-	○	○			
	建築物着工床面積 居住用	inv17	SA	-	-	○	○			
	建築物着工床面積 非居住用	inv18	SA	-	-	○	○			
	建設工事受注 建築受注高 民間	inv19	SA	-	-	○	○			
	建設工事受注 土木受注高 民間	inv20	SA	-	-	○	○			
	建設工事受注 建築受注高 公共	inv21	SA	-	-	○	○			
	建設工事受注 土木受注高 公共	inv22	SA	-	-	○	○			
	公共工事保証実績積負金額 国	inv23	SA	-	-	○	○			
	公共工事保証実績積負金額 都道府県	inv24	SA	-	-	○	○			
貿易	貿易統計 輸出総額	trd01	SA	-	-	○	○			
	貿易統計 輸入総額	trd02	SA	-	-	○	○			
	実質輸出指数	trd03	SA	-	-	○	○			
	実質輸入指数	trd04	SA	-	-	○	○			
	先行性	鉱工業生産者製品在庫率指数 建設財	cyi01	SA	-	-	○	○		
		鉱工業生産者製品在庫率指数 耐久消費財	cyi02	SA	-	-	○	○		
		鉱工業生産者製品在庫率指数 非耐久消費財	cyi03	SA	-	-	○	○		
		鉱工業生産者製品在庫率指数 生産財	cyi04	SA	-	-	○	○		
		景気動向指数CI 先行指数	cyi05	NSA	-	-	○	○		
		所定外労働時間指数	cyi06	SA	-	-	○	○		
		新規求人数	cyi07	SA	-	-	○	○		
		マネー	日本銀行券発行高	mny01	SA	-	-	○	○	
			マネタリーベース平均残高 準備率調整後	mny02	SA	-	-	○	○	
			国内銀行銀行勘定(平残) 貸出金(含オフショア)	mny03	SA	-	-	○	○	
			物価	国内企業物価指数 工業製品	prc01	SA	-	-	○	○
				国内企業物価指数 農林水産物	prc02	SA	-	-	○	○
				国内企業物価指数 鉱産物	prc03	SA	-	-	○	○
				国内企業物価指数 電力・都市ガス・水道	prc04	SA	-	-	○	○
	消費者物価指数 食料			prc05	SA	-	-	○	○	
	消費者物価指数 住居			prc06	SA	-	-	○	○	
	消費者物価指数 光熱・水道			prc07	SA	-	-	○	○	
	消費者物価指数 家具・家事用品	prc08		SA	-	-	○	○		
	消費者物価指数 被服及び履物	prc09		SA	-	-	○	○		
	消費者物価指数 保健医療	prc10		SA	-	-	○	○		
	消費者物価指数 交通・通信	prc11		SA	-	-	○	○		
	消費者物価指数 教育	prc12		SA	-	-	○	○		
	消費者物価指数 教養娯楽	prc13		SA	-	-	○	○		
	消費者物価指数 雑費	prc14		SA	-	-	○	○		
	資金	名目資金指数 現金給与総額	sly01	SA	-	-	○	○		
		実質資金指数 現金給与総額	sly02	SA	-	-	○	○		
	株式	日経平均株価 東証225種	eqt01	NSA	-	-	○	-		
		日経平均株価 東証500種	eqt02	NSA	-	-	○	-		
		東証株価指数 第一部総合	eqt03	NSA	-	-	○	-		
		日経ジャスダック平均株価	eqt04	NSA	-	-	○	-		
日経225予想株価収益率		eqt05	NSA	-	-	○	○			
東証第一部予想株価収益率		eqt06	NSA	-	-	○	○			
日経平均IV(インプライド・ボラティリティ)		eqt07	NSA	-	-	○	○			
日経平均HV(ヒストリカル・ボラティリティ)		eqt08	NSA	-	-	○	○			
株式第一部総売上高		eqt09	NSA	-	-	○	-			
商品		日経商品指数 17種	cmd01	NSA	-	-	○	-		
		日経商品指数 42種	cmd02	NSA	-	-	○	-		
		日本銀行国際商品指数	cmd03	NSA	-	-	○	-		
		国内企業物価指数 スクラップ類	cmd04	NSA	-	-	○	-		
		為替	名目実効為替レート	fxr01	NSA	-	-	○	○	
	円/ドル		fxr02	NSA	-	-	○	○		
	円/ユーロ		fxr03	NSA	-	-	○	○		
	金利・スプレッド	無担保コール オーバーナイト	int01	NSA	-	-	○	-		
		応募者利回り 地方債 10年	int02	NSA	-	-	○	-		
		応募者利回り 利付金融債 5年	int03	NSA	-	-	○	-		
長期プライムレート		int04	NSA	-	-	○	-			
新規貸出約定平均金利		int05	NSA	-	-	○	-			
地方債-コールスプレッド		int06	NSA	○	-	-	○			
金融債-コールスプレッド		int07	NSA	○	-	-	○			
長プラ-コールスプレッド		int08	NSA	○	-	-	○			
新規貸出約定平均金利-コールスプレッド		int09	NSA	○	-	-	○			
先行研究	債券ベータ	bbeta	NSA	-	-	○	-			
	相対的リスク回帰度	invrwl	NSA	-	-	○	-			
	実効FFレート	ff	NSA	-	-	○	-			
	海外金利	tn	NSA	-	-	○	-			
米10年国債利回り	米10年国債利回り	tn	NSA	-	-	○	-			
	米10年国債-FFレートスプレッド	tnff	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC水準ファクター(1年-10年)	us10pc1	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC水準ファクター(1年-20年)	us20pc1	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC水準ファクター(1年-30年)	us30pc1	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC傾きファクター(1年-10年)	us10pc2	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC傾きファクター(1年-20年)	us20pc2	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC傾きファクター(1年-30年)	us30pc2	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC曲率ファクター(1年-10年)	us10pc3	NSA	○	-	-	○			
	米国債SRC曲率ファクター(1年-20年)	us20pc3	NSA	○	-	-	○			

(注)1「SA」は季節調整あり、「NSA」は季節調整なし。SAIにはみずほ総研による季節調整を含む。  
(注)2「レベル」、「階差」、「対数階差」、「GAP階差」は夫々、原計数、階差、対数値の階差、(原計数-原計数の後方36期移動平均)/原計数の後方36期移動平均の階差を示す。  
(資料)みずほ総合研究所

図表 11 AR (1) と個別変数による重回帰モデルの決定係数

変数	水準ファクター				変数	傾きファクター				変数	曲率ファクター			
	自 至	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月		自 至	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月		自 至	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月
AR(1)		0.04	0.07	0.00	AR(1)	0.03	0.02	0.07	AR(1)	0.00	0.00	0.00		
生産	prd13	dln	0.07	<b>0.05</b>	prd28	dln	0.06	<b>0.07</b>	prd04	dln	0.03	<b>0.05</b>		
	prd13	dgap	0.07	<b>0.05</b>	prd28	dgap	0.07	<b>0.07</b>	prd04	dgap	0.03	<b>0.05</b>		
									prd08	dln	0.03			
									prd08	dgap	0.03			
									prd09	dln	0.04	0.03	0.03	
									prd09	dgap	0.04	0.03	0.03	
									prd13	dln	<b>0.07</b>	<b>0.06</b>	<b>0.06</b>	
									prd13	dgap	<b>0.07</b>	<b>0.06</b>	<b>0.06</b>	
									prd18	dln	0.02	<b>0.07</b>		
									prd27	dln	0.02			
									prd27	dgap	0.02			
									prd31	dln	0.02			
									prd31	dgap	0.02			
販売	sal07	dln	0.05	<b>0.11</b>	sal03	dln	0.05	0.10						
	sal07	dgap	0.06	<b>0.10</b>	sal03	dgap	0.05							
雇用									emp09	dlv	0.02	0.04		
投資	inv12	dln	0.07	0.12	inv05	dln	0.05	<b>0.07</b>	inv05	dln	0.02			
	inv12	dgap	0.06	0.10	inv05	dgap	0.06	<b>0.07</b>	inv05	dgap	0.03			
	inv19	dln	0.06		inv06	dln	0.08	<b>0.22</b>	inv07	dln	0.02			
					inv06	dgap	0.08	<b>0.22</b>	inv07	dgap	0.02			
					inv20	dln	0.05		inv09	dln	0.03		0.04	
					inv20	dgap	0.06		inv09	dgap	0.03		0.05	
									inv10	dgap	0.02			
									inv12	dln	0.02			
									inv12	dgap	0.02			
									inv13	dln	0.02		0.03	
									inv13	dgap	0.02		0.03	
									inv17	dln	0.02			
									inv17	dgap	0.02			
									inv19	dgap	0.02			
									inv20	dln	0.02			
									inv20	dgap	0.03			
									inv21	dln	0.03		0.04	
									inv21	dgap	0.03		0.04	
貿易														
循環・									cy103	dln	0.03	0.04		
先行性									cy103	dgap	0.02	0.04		
マネー									rmny02	dln	0.02		0.05	
物価	prc14	dln	0.06	0.11	prc13	dln	0.06	0.06						
賃金	sly01	dln	0.06											
	sly02	dln	0.06											
株式	eqt01	dln	0.06		eqt08	dlv	0.06	0.06	eqt07	dgap	0.02			
	eqt02	dln	0.06		eqt08	dgap	0.05	0.06						
	eqt03	dln	0.09	<b>0.15</b>										
	eqt08	dlv	0.06	<b>0.14</b>										
	eqt08	dgap	0.06	<b>0.14</b>										
商品														
									cmd02	dln	0.03		<b>0.05</b>	
									cmd03	dln	0.02		0.05	
									cmd04	dln	0.02			
為替														
金利・	int02	dlv	0.07		int05	dlv	<b>0.09</b>	<b>0.09</b>	0.10	int01	dlv	0.03	0.04	
スプレッド	int03	dlv	0.07	<b>0.07</b>	int09	lv	0.05			int02	dlv	0.02		
	int04	dlv	0.07	<b>0.06</b>	int09	dgap	<b>0.09</b>	<b>0.10</b>	0.10	int05	dlv	0.05	<b>0.13</b>	
	int06	lv	0.08	0.12					int06	lv	<b>0.07</b>	<b>0.07</b>	<b>0.07</b>	
	int06	dgap	0.07						int07	lv	0.04		0.04	
	int07	lv	0.07						int08	lv	0.04		0.04	
	int07	dgap	0.06	<b>0.06</b>										
	int08	lv	0.08	0.11										
	int08	dgap	0.06	<b>0.05</b>										
先行研究	invrelw	dlv	0.07	<b>0.14</b>										
海外金利	us10pc1	lv	<b>0.12</b>	<b>0.26</b>	ff	dlv	0.05		0.10	ff	dlv	0.05	<b>0.07</b>	
	us20pc1	lv	<b>0.12</b>	<b>0.25</b>	us10pc2	lv	0.07		<b>0.13</b>	tnff	dlv	0.04	<b>0.13</b>	
	us30pc1	lv	<b>0.12</b>	<b>0.25</b>	us20pc2	lv	<b>0.09</b>		<b>0.17</b>	us10pc1	lv	0.04	<b>0.07</b>	
					us30pc2	lv	<b>0.08</b>		<b>0.18</b>	us20pc1	lv	0.02		0.05
					us10pc3	lv	0.06		<b>0.17</b>	us20pc2	lv	0.03	0.03	
										us30pc2	lv	0.05	0.04	0.04
										us10pc3	lv	<b>0.09</b>	<b>0.12</b>	0.04
										us20pc3	lv	<b>0.10</b>	<b>0.11</b>	<b>0.08</b>

(注1) 250の説明変数の候補のうち、回帰係数が10%有意となった場合のみ、その推計式の補正後決定係数を記載している

(注2) 斜字になっている変数はラグ次数が1、その他の変数はラグ次数が2である

(注3) AR(1)モデルに比べて決定係数が0.05以上高い場合に太字で記しており、全ての説明変数の候補の中で最も決定係数が高いものを灰色で塗っている

図表 12 ステップワイズ重回帰モデルの推計結果

パネルA:水準ファクター			
	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月
AR(1)	0.41 ***	0.47 ***	0.38 **
us20pc1(0)	0.34 ***	0.42 ***	0.28 ***
prd13dln(-1)	▲ 0.13 ***	▲ 0.19 **	▲ 0.13 ***
int08lv(0)	▲ 0.36 ***	▲ 0.46 ***	▲ 0.37 ***
prc14dln(-1)	0.09 **	0.03	0.05
tndlv(0)	▲ 0.28 ***	▲ 0.39 ***	▲ 0.17 ***
int09dgap(-1)	▲ 0.18 ***	▲ 0.20 **	▲ 0.15 ***
inv02dgap(-1)	0.16 ***	0.29 ***	0.06
tndlv(-1)	0.14 ***	0.17 **	0.14 **
mny01dgap(-1)	0.09 **	0.09 *	▲ 0.34
int07lv(-1)	0.28 ***	0.34 **	0.34 **
prd18dgap(-1)	▲ 0.10 ***	▲ 0.16 **	▲ 0.09 **
inv07dgap(-1)	0.12 ***	0.13 **	0.08
inv09dgap(-1)	▲ 0.16 ***	▲ 0.21 **	▲ 0.12 **
emp05dln(-1)	0.13 ***	0.19 ***	0.10 **
sly01dln(-1)	▲ 0.09 **	▲ 0.23 ***	▲ 0.02
R2-adjusted	0.51	0.52	0.51
D.W.	2.01	1.89	2.44

パネルB:傾きファクター			
	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月
AR(1)	0.29 ***	0.36 ***	0.26 **
int05dlv(-1)	0.08 ***	0.07 ***	0.06 **
us20pc2(0)	0.14 ***	0.10 *	0.17 ***
inv06dln(-1)	0.07 ***	0.12 ***	0.02
prd01dgap(-1)	▲ 0.06 ***	▲ 0.09 ***	▲ 0.02
inv20dgap(-1)	▲ 0.04 **	▲ 0.04 **	▲ 0.04 *
cmd03dln(-1)	▲ 0.04 **	▲ 0.07 ***	▲ 0.03
prd12dln(-1)	0.04 **	0.09 ***	0.02
inv08dln(-1)	▲ 0.03 **	▲ 0.05	▲ 0.02
R2-adjusted	0.38	0.55	0.35
D.W.	2.00	1.80	2.04

パネルC:曲率ファクター			
	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月
AR(1)	0.08	0.21 **	▲ 0.02
us10pc3(0)	0.32 ***	0.28 ***	0.34 ***
prd13dln(-1)	0.02 ***	0.02 **	0.02 ***
prd09dln(-1)	0.02 ***	0.02 *	0.01
emp04dgap(-1)	0.02 ***	0.01	0.01
emp07dlv(-1)	0.03 ***	0.02 *	0.03 ***
us20pc2(-1)	▲ 0.07 ***	▲ 0.03	▲ 0.08 ***
cmd02dln(-1)	0.03 ***	0.01	0.03 ***
int06lv(0)	0.02 ***	0.01 *	0.04 ***
prd34dgap(-1)	▲ 0.05 ***	▲ 0.04 ***	▲ 0.05 ***
fxr02dln(0)	▲ 0.03 ***	▲ 0.03 ***	▲ 0.02 **
inv09dgap(-1)	0.02 ***	0.02	0.03 ***
eqt06dlv(-1)	0.02 ***	0.02 **	0.01
dfwdpcshort(-1)	▲ 0.01 **	▲ 0.01 *	▲ 0.01 **
prd30dgap(-1)	▲ 0.02 ***	▲ 0.00	▲ 0.03 ***
int05dlv(0)	0.02 ***	0.02 **	0.02 **
us30pc3(-1)	▲ 0.06 **	▲ 0.03	▲ 0.07 **
prd03dgap(-1)	0.03 ***	0.02	0.03 ***
sal06dln(-1)	▲ 0.02 ***	▲ 0.03 ***	▲ 0.01
prd18dln(-1)	0.02 **	0.02 *	0.01
R2-adjusted	0.67	0.69	0.76
D.W.	1.79	1.65	1.92

(注)\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意を示す。灰色に塗ってあるのは有意でない回帰係数

図表 13 共通ファクターによる重回帰モデルの推計結果

パネルA: 水準ファクター

	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月
AR(1)	0.25 ***	0.35 ***	▲ 0.04
マクロ経済の第1共通ファクター(-1)	▲ 0.13 ***	▲ 0.17 **	▲ 0.10 **
資産価格の第3共通ファクター(0)	0.13 ***	0.17 **	0.09 *
米国債SRCの水準ファクター(0)	0.16 **	0.28 *	0.20 ***
R2-adjusted	0.22	0.20	0.36
Breusch-Pagan (p-value)	0.84	0.79	0.27
D.W.	2.03	2.05	2.31

パネルB: 傾きファクター

	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月
AR(1)	0.25 ***	0.25 **	0.29 **
マクロ経済の第1共通ファクター(-1)	0.06 ***	0.06 ***	0.06 *
資産価格の第1共通ファクター(0)	▲ 0.04 ***	▲ 0.06 *	▲ 0.03 *
金利・スプレッドの第1共通ファクター(-1)	0.07 ***	0.08 ***	0.05 **
R2-adjusted	0.24	0.28	0.20
Breusch-Pagan (p-value)	0.75	0.69	0.87
D.W.	1.99	2.01	1.92

パネルC: 曲率ファクター

	1999年10月 2010年4月	1999年10月 2005年4月	2005年5月 2010年4月
AR(1)	0.08	0.12	0.06
マクロ経済の第1共通ファクター(-1)	0.03 ***	0.03 **	0.03 ***
資産価格の第2共通ファクター(-1)	0.02 **	0.04 **	0.01 *
金利・スプレッドの第3共通ファクター(0)	0.02 ***	0.02	0.03 ***
米国債SRCの曲率ファクター(0)	0.19 ***	0.20 ***	0.18 **
R2-adjusted	0.30	0.29	0.35
Breusch-Pagan (p-value)	0.19	0.28	0.04
D.W.	2.04	2.19	1.98

(注)\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意を示す。灰色に塗ってあるのは有意でない回帰係数

図表 14 共通ファクターによる重回帰モデルの説明変数間の相関係数

パネルA: 水準ファクター(推計期間: 1999年10月～2010年4月)

	AR(1)	マクロ経済の 第1共通ファクター (-1)	資産価格の 第3共通ファクター (0)	米国債SRCの 水準ファクター (0)
AR(1)	1.00			
マクロ経済の第1共通ファクター(-1)	0.10	1.00		
資産価格の第3共通ファクター(0)	▲ 0.20	▲ 0.06	1.00	
米国債SRCの水準ファクター(0)	0.26	▲ 0.09	▲ 0.02	1.00

パネルB: 傾きファクター(推計期間: 1999年10月～2010年4月)

	AR(1)	マクロ経済の 第1共通ファクター (-1)	資産価格の 第1共通ファクター (0)	金利・スプレッドの 第1共通ファクター (0)
AR(1)	1.00			
マクロ経済の第1共通ファクター(-1)	▲ 0.06	1.00		
資産価格の第1共通ファクター(0)	0.03	▲ 0.02	1.00	
金利・スプレッドの第1共通ファクター(0)	▲ 0.14	▲ 0.05	0.13	1.00

パネルC: 曲率ファクター(推計期間: 1999年10月～2010年4月)

	AR(1)	マクロ経済の 第1共通ファクター (-1)	資産価格の 第2共通ファクター (-1)	金利・スプレッドの 第3共通ファクター (0)	米国債SRCの 曲率ファクター (0)
AR(1)	1.00				
マクロ経済の第1共通ファクター(-1)	▲ 0.05	1.00			
資産価格の第2共通ファクター(-1)	▲ 0.01	0.11	1.00		
金利・スプレッドの第3共通ファクター(0)	▲ 0.03	▲ 0.04	▲ 0.04	1.00	
米国債SRCの曲率ファクター(0)	0.04	▲ 0.05	▲ 0.00	0.16	1.00

図表 15 各ファクターに関する予測モデルの RMSFE 比較

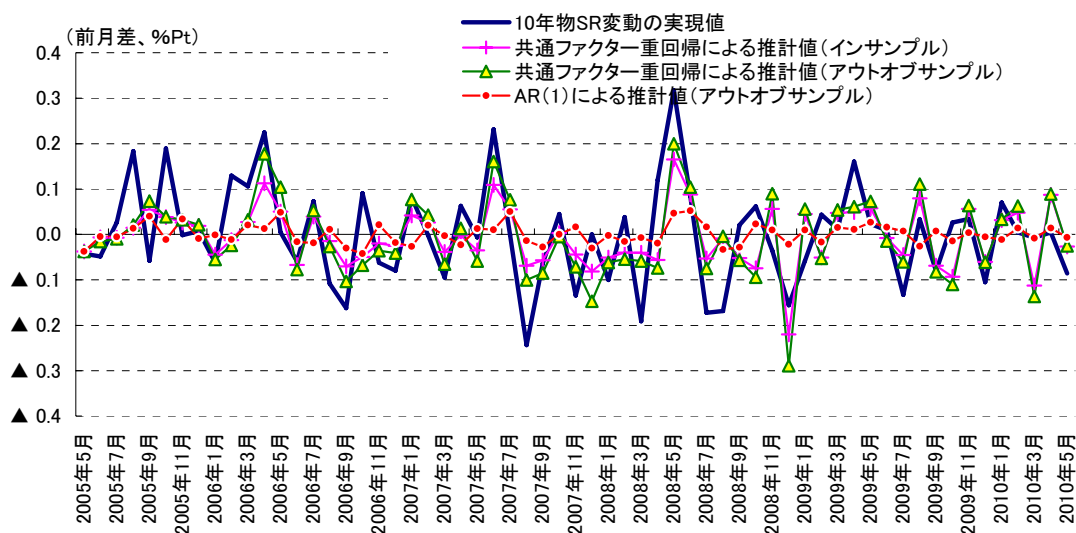
	AR(1) アウトオブサンプル	共通ファクター重回帰 アウトオブサンプル		共通ファクター重回帰 インサンプル	
	RMSFE(A)	RMSFE(B)	(B)/(A)	RMSFE(C)	(C)/(A)
水準ファクター	0.44	0.39	0.89	0.36	0.83
傾きファクター	0.18	0.17	0.95	0.17	0.92
曲率ファクター	0.09	0.08	0.88	0.07	0.81

(注) 推計期間は2005年4月～2010年4月

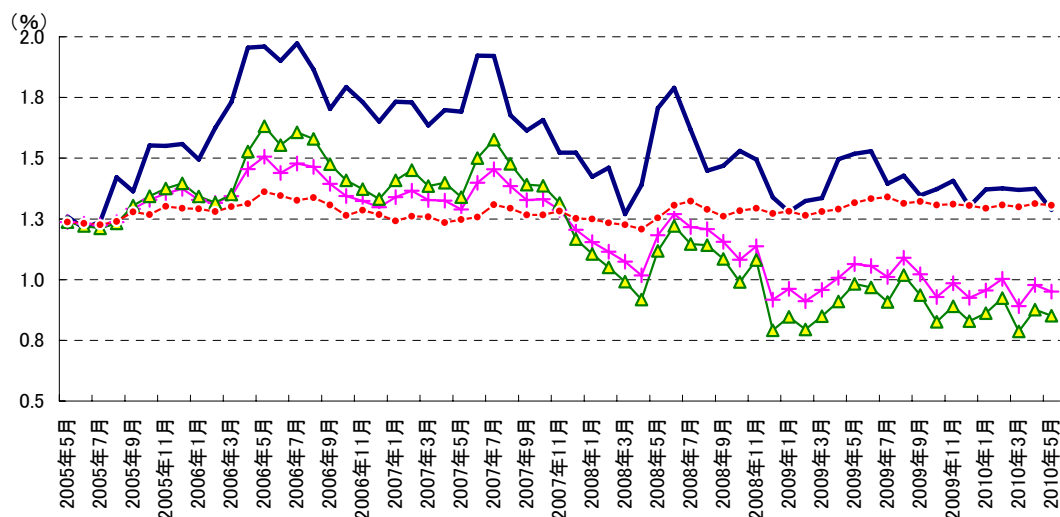


図表 16 10年物国債スポットレートの予測値と実現値

パネルA：前月差



パネルB：2005年4月を基準とした場合の水準



図表 17 国債スポットレートに関する予測モデルの RMSFE 比較

年限	AR(1) アウトオブサンプル	共通ファクター重回帰 アウトオブサンプル		共通ファクター重回帰 インサンプル	
	RMSFE(A)	RMSFE(B)	(B)/(A)	RMSFE(C)	(C)/(A)
1	0.06	0.07	1.13	0.06	1.00
2	0.15	0.15	1.05	0.14	0.96
3	0.27	0.26	0.97	0.24	0.91
4	0.40	0.37	0.92	0.35	0.88
5	0.54	0.48	0.89	0.46	0.86
6	0.67	0.59	0.87	0.57	0.85
7	0.80	0.68	0.86	0.67	0.84
8	0.90	0.77	0.85	0.75	0.83
9	0.99	0.84	0.85	0.82	0.83
10	1.06	0.90	0.85	0.88	0.83
11	1.11	0.95	0.86	0.92	0.83
12	1.15	1.00	0.87	0.95	0.83
13	1.19	1.04	0.88	0.98	0.83
14	1.21	1.08	0.89	1.01	0.83
15	1.24	1.13	0.91	1.04	0.84
16	1.27	1.17	0.92	1.07	0.84
17	1.30	1.22	0.94	1.11	0.85
18	1.34	1.27	0.94	1.14	0.85
19	1.39	1.32	0.95	1.19	0.85
20	1.44	1.38	0.95	1.24	0.86
21	1.51	1.44	0.95	1.29	0.86
22	1.58	1.50	0.95	1.35	0.85
23	1.66	1.57	0.95	1.41	0.85
24	1.75	1.65	0.94	1.49	0.85
25	1.84	1.73	0.94	1.56	0.85
26	1.95	1.81	0.93	1.65	0.85
27	2.06	1.90	0.92	1.74	0.85
28	2.18	2.00	0.92	1.84	0.85
29	2.31	2.11	0.91	1.95	0.85
30	2.44	2.22	0.91	2.06	0.85

(注) 推計期間は2005年4月～2010年4月

図表 18 トレーディング・ルールによる累積ポジションの比較

年限	AR(1) アウトオブサンプル	共通ファクター重回帰 アウトオブサンプル		共通ファクター重回帰 インサンプル	
	累積ポジション(A)	累積ポジション (B)	(B)/(A)	累積ポジション (C)	(C)/(A)
1	100.03	100.07	1.00	100.07	1.00
2	100.11	100.53	1.00	100.44	1.00
3	100.19	101.71	1.02	101.38	1.01
4	100.35	103.97	1.04	103.12	1.03
5	100.64	107.44	1.07	105.76	1.05
6	101.03	112.06	1.11	109.20	1.08
7	101.50	117.66	1.16	113.26	1.12
8	101.97	123.95	1.22	117.68	1.15
9	102.36	130.63	1.28	122.22	1.19
10	102.61	137.35	1.34	126.61	1.23
11	102.67	143.82	1.40	130.63	1.27
12	102.54	149.79	1.46	134.16	1.31
13	102.22	155.15	1.52	137.17	1.34
14	101.78	159.94	1.57	139.72	1.37
15	101.26	164.33	1.62	142.00	1.40
16	100.73	168.61	1.67	144.22	1.43
17	100.26	173.11	1.73	146.65	1.46
18	99.88	178.20	1.78	149.52	1.50
19	99.59	184.20	1.85	153.03	1.54
20	99.40	191.41	1.93	157.35	1.58
21	99.27	200.08	2.02	162.61	1.64
22	99.17	210.45	2.12	168.91	1.70
23	99.06	222.72	2.25	176.32	1.78
24	98.90	237.11	2.40	184.92	1.87
25	98.65	253.84	2.57	194.77	1.97
26	98.28	273.14	2.78	205.95	2.10
27	97.79	295.26	3.02	218.54	2.23
28	97.14	320.49	3.30	232.62	2.39
29	96.35	349.13	3.62	248.29	2.58
30	95.42	381.51	4.00	265.65	2.78

図表 19 各モデルのスポットレート変動の方向性の予測精度

年限	AR(1) アウトオブサンプル		共通ファクター重回帰 アウトオブサンプル		共通ファクター重回帰 インサンプル	
	# of fit	% of fit	# of fit	% of fit	# of fit	% of fit
1	31 /60	51.7	40 /60	66.7	42 /60	70.0
2	34 /60	56.7	33 /60	55.0	38 /60	63.3
3	30 /60	50.0	39 /60	65.0	39 /60	65.0
4	26 /60	43.3	42 /60	70.0	43 /60	71.7
5	29 /60	48.3	44 /60	73.3	44 /60	73.3
6	32 /60	53.3	45 /60	75.0	43 /60	71.7
7	32 /60	53.3	44 /60	73.3	44 /60	73.3
8	32 /60	53.3	44 /60	73.3	44 /60	73.3
9	32 /60	53.3	44 /60	73.3	44 /60	73.3
10	30 /60	50.0	42 /60	70.0	42 /60	70.0
11	32 /60	53.3	43 /60	71.7	43 /60	71.7
12	32 /60	53.3	40 /60	66.7	41 /60	68.3
13	33 /60	55.0	42 /60	70.0	43 /60	71.7
14	32 /60	53.3	41 /60	68.3	41 /60	68.3
15	33 /60	55.0	42 /60	70.0	43 /60	71.7
16	31 /60	51.7	43 /60	71.7	43 /60	71.7
17	29 /60	48.3	44 /60	73.3	44 /60	73.3
18	28 /60	46.7	43 /60	71.7	42 /60	70.0
19	28 /60	46.7	43 /60	71.7	42 /60	70.0
20	25 /60	41.7	39 /60	65.0	37 /60	61.7
21	27 /60	45.0	40 /60	66.7	39 /60	65.0
22	27 /60	45.0	39 /60	65.0	40 /60	66.7
23	28 /60	46.7	41 /60	68.3	42 /60	70.0
24	27 /60	45.0	40 /60	66.7	42 /60	70.0
25	27 /60	45.0	42 /60	70.0	44 /60	73.3
26	26 /60	43.3	41 /60	68.3	43 /60	71.7
27	25 /60	41.7	41 /60	68.3	43 /60	71.7
28	27 /60	45.0	41 /60	68.3	43 /60	71.7
29	27 /60	45.0	41 /60	68.3	43 /60	71.7
30	27 /60	45.0	41 /60	68.3	43 /60	71.7
total	879 /1800	48.8	1244 /1800	69.1	1264 /1800	70.2

(余 白)

**MIZUHO**

The logo for Mizuho, featuring the word "MIZUHO" in a bold, dark blue, sans-serif font. Below the text is a red, curved underline that starts under the 'M' and ends under the 'O', arching slightly upwards in the middle.