

## 第1章 金利の変動に関する総論

### 第1節 「長期金利」の概念

#### 1. 金利の種類

本調査研究の対象である「長期金利」とは、各種存在する金利のカテゴリーの一つであるが、そもそも金利の種類には、どのようなものがあるだろうか。

岡部(1999)の分類によれば、政策金利・市中金利、規制金利・自由金利、短期金利・長期金利<sup>1</sup>、実質金利・名目金利、変動金利・固定金利、表面金利・実効金利、と区分され、各々の意味は以下の表の通りである。「長期金利」と一言と言っても、政府系金融機関による長期貸付金利などは政策金利であるし、70年代までは民間部門の長期貸付金利は規制色が非常に強かった<sup>2</sup>。本調査研究が対象とするのは、基本的に「市中の自由な長期金利」<sup>3</sup>、具体的には「公社債(特に長期国債)の流通利回り<sup>4</sup>」である。

図表1 金利の分類

政策金利	政策当局によって決められる金利
市中金利	民間で決められる金利
規制金利	政府によって水準が規制された金利
自由金利	市場で自由に水準が決まる金利
短期金利	1年以下の満期の金融資産の金利
長期金利	1年超の満期の金融資産の金利
実質金利	物価上昇率で調整した金利
名目金利	実際に約定した、現実に観察される金利
固定金利	貸借期間を通じて当初の金利が適用されるもの
変動金利	貸借期間中も市中金利の変動に伴い適用金利が変更されるもの
表面金利	銀行貸出における実際の約定金利
実効金利	拘束性預金が存在する場合の実質的な負担金利

<sup>1</sup> 短期、長期といった期間面の区分においては、「中期」という分類を伴うこともある。この場合、中期と長期がそれぞれどの範囲を表すかについては厳密な定義は存在しない(短期は1年以下で共通)

<sup>2</sup> かつての貸出金利規制は、預金金利ほどには制度的・法的なものではなかったが、それでも長期貸出の基準金利として機能していた長期プライムレートの水準は、「利付金融債の表面金利+0.9%」というルールで定められていた。それが、78年の国債発行条件の弾力化以降、徐々に形骸化・自由化していったという経緯にある。

<sup>3</sup> 固定・変動、あるいは表面・実効という概念は、主として銀行貸出において用いられる概念である。

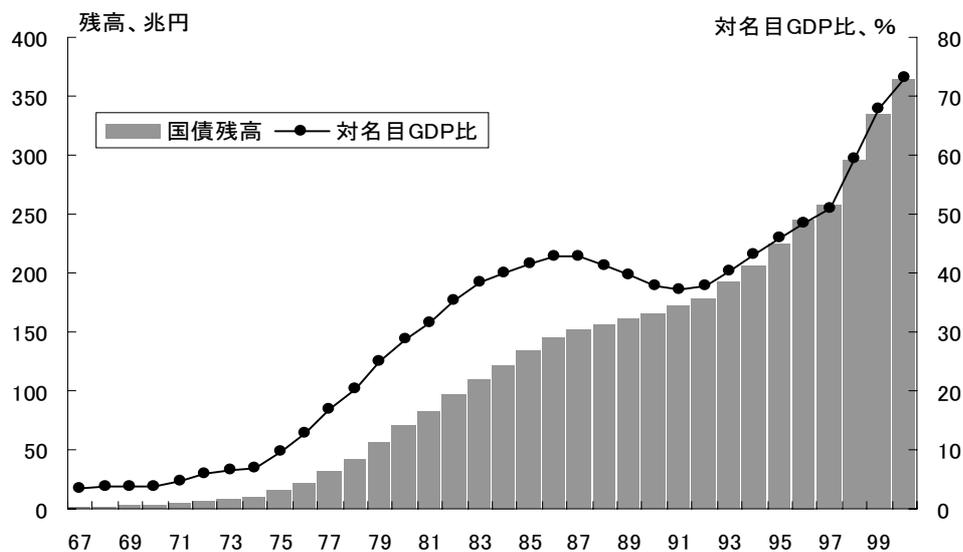
<sup>4</sup> 「利回り」と「金利」は、厳密に使い分けられることもあるが、本調査では特に区別しないこととする。厳密な使い分けとは、以下のようなものである。狭義で「金利」という用語を用いる場合、預金・貸出といった貸借取引における資金の賃貸料を指す。この場合、元本は変わらないことを前提としている。これに対し、有価証券(債券等)のように元本自身が変動する金融資産において、元本に対する収益率を「利回り」と定義する。このように、「狭義の金利」と「利回り」は対になる概念である。もっとも、「金利」を広義で用いることもあり、この場合は、元本の変動性の有無にかかわらず元本に対する収益率を意味する。国債流通利回りを長期金利と呼ぶような場合には、暗にこうした広義の金利概念を想定している。

## 2. 自由金利体系への移行

戦後長い間、わが国債券市場は、厳格な規制の下にあって未発達な状態を続けていた。こうした状況を一変させたのが、国債の大量発行である。1973年の石油危機を経て、1975年度以降、財政赤字が著しく拡大、政府は国債を大量に発行せざるを得なくなった（図表2）。

当初は、金融機関が満期まで持ち切ることとされていたが、徐々にそれも限界となり転売を認めざるを得なくなった。図表3のとおり、次第に流通市場が発達し、かなりの程度円滑な価格形成がなされるに至った。

図表2 国債残高の推移（年度末）



資料：財務省公表資料等

図表3 国債流通市場の整備

1977年4月	いわゆる「国債流動化」の開始（金融機関の取得した赤字国債の市中売却を段階的に緩和する措置）
83年4月	公共債の窓販開始 <sup>5</sup>
84年6月	バンク・ディーリングの開始 <sup>6</sup>
85年6月	フル・ディーリングの開始 <sup>7</sup>
10月	国債先物市場の創設
89年5月	ショート・セルの解禁
6月	東京金融先物取引所の取引開始
96年4月	債券レポ <sup>8</sup> 取引開始

<sup>5</sup> 銀行による公共債の窓口販売（引き受けた債券の投資家への転売）のこと。具体的には、新発債の募集取り扱いなどの業務を指す。

<sup>6</sup> 予め認可を受けた一部金融機関に、残存期間2年未満の国債等に関し限りディーリング業務を認めた措置。対象行は漸次拡大されていった。

<sup>7</sup> 前注における認可行に、残存期間の制約なしに全ての国債等についてディーリングを認めた措置。

## 第2節 金利決定理論の基本的な考え方

金利全体の中から長期金利のみを取り出して分析する前段階として、金利全般の基本的な決定理論について考えておくことは、議論の全体像を把握する上で有効である。ここでは、短期、中期、長期といった期間毎に金利を分けずに全体を「金利」一本でくくって単純化したモデルについて考える。

### 1. 金利決定に関する2つの見方

一言で言えば、「金利は金融資産の需要と供給によって決まる」ということになるのだが、それでも、前提の置き方などによって異なった見方が存在する。価格の伸縮性に対する評価に応じて、実物経済要因を重視する立場と、貨幣的要因を重視する立場の2つの流れが存在する。

#### (1) フロー・アプローチ

まず実物経済要因を重視する立場においては、フローの貯蓄と投資を均衡させる水準に金利が決まる、というのが基本的な考え方である。この考え方は、一定期間内の貸付資金に対する需給を考えるものなので、「貸付資金説」とも呼ばれ、非常に単純化したモデルで示すと、図表4のようになる。

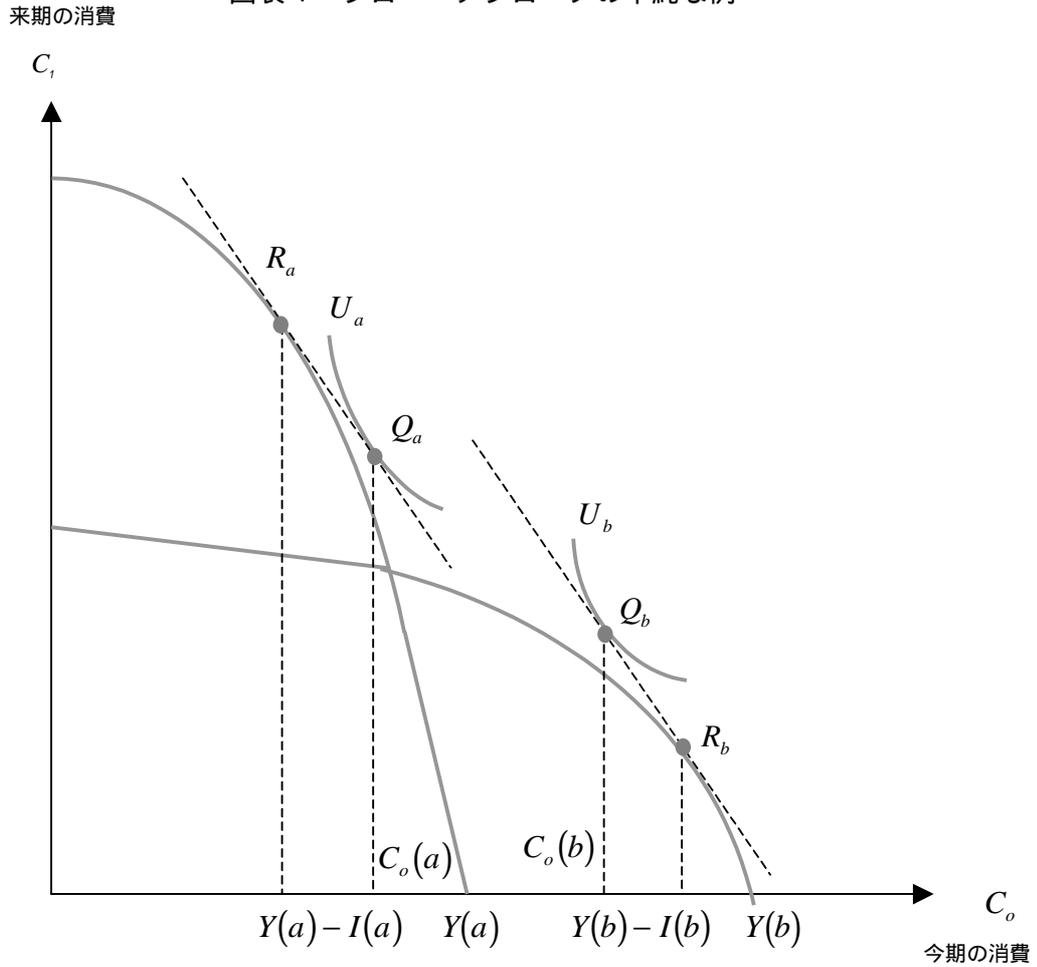
ここで、点線  $R_a Q_a$ 、点線  $R_b Q_b$  の傾きは等しくなっており、均衡利子率（に1をプラスしたもの）を表している。また、 $Y(a) - I(a)$  から  $C_0(a)$  の幅と、 $Y(b) - I(b)$  から  $C_0(b)$  の幅も同等になっている。このケースにおいては、主体 a が借入を行い、主体 b が貸出を行う姿となっている。

この考え方をマクロ・モデルに援用すると、金利の決定要因として重要なのは、経済全体の貯蓄を代表的に示す貯蓄率や、投資判断を左右する投資の限界効率などとなる<sup>8</sup>。

- a、b： それぞれ異なる経済主体（以下の各変数の添字は各経済主体を表す）
- U： 効用曲線（今期と来期の2期間モデル）
- Y： 今期の期初の所得（今期のみ所得あり）
- I： 今期の投資量
- R ~ Y： 投資機会曲線
- Q： 各経済主体が選択する点

<sup>8</sup> さらに基本的なところでは、貯蓄率は家計部門の異時点間の選好に依存し、投資の限界効率は投資機会曲線というファンダメンタルズに依存している。

図表4 フロー・アプローチの単純な例

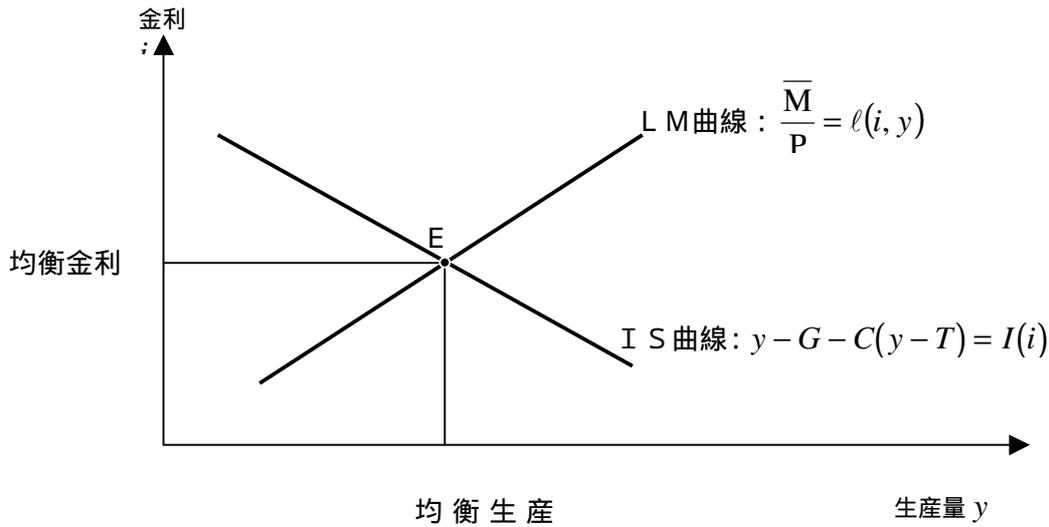


(2) ストック・アプローチ

ストック・アプローチにおいては、金利は、一定期間にわたって流動性を放棄する見返りと考える。すなわち、基本的に債券の金利は、現金に比べて流動性が低いことに対する流動性プレミアムであるとの考え方である。これはケインズによって提唱されたものであり、以下のIS-LMモデルによって表現することができる。

- |             |           |     |        |
|-------------|-----------|-----|--------|
| G :         | 政府支出      | C : | 家計消費   |
| T :         | 税収        | I : | 企業設備投資 |
| $\bar{M}$ : | 名目マネーサプライ | P : | 物価水準   |

図表5 IS-LMモデルにおける金利の決定



(3) 両アプローチの比較

両アプローチにおいては、最終的に経済のファンダメンタルズ要因、すなわち、実物資本の収益率、貯蓄・投資バランス、各種リスク・プレミアム、経済活動の水準、などが重要な決定ファクターとして挙げられる。

例えば、フロー・アプローチにおいては、フローとしての貯蓄・投資バランスや実物資本の収益率、異時点間の選好など、また、ストック・アプローチにおいては、金融資産の残高、流動性選好の度合い（流動性プレミアム）、景気の水準などが主要な決定要因となる。

図表6 フロー、ストック両アプローチの比較

	フロー・アプローチ (貸付資金説)	ストック・アプローチ (流動性選好説)
主たる決定要因	実体経済面	金融面
関連経済変数の性質	フロー変数	ストック変数
学説史的系統	古典派的	ケインズの

出所：岡部（1999）より作成

また、結局のところ、両アプローチとも一番本質的なところでは金利決定の仕組みに大きな相違はないとみることができる。すなわち、貸付資金に対するフローとしての需要が累増することによって、投資資金調達のために発行されるストックとしての債券供給が形成され、逆に貸付資金の供給は貯蓄運用のための債券需要につながるからである。

岡部（1999）の挙げる例でみると、「経済活動が活発化（景気が上昇）する場合、・・・貸付資金説によると、景気の上昇は、投資資金の需要曲線を右上方にシフトさせるか、あるいは家

計の消費スタンスの積極化によって資金供給曲線を左上にシフトさせるか、のいずれか、あるいはその両方をもたらす。したがって、両曲線の交点で与えられる金利水準は上昇する。一方、流動性選好説によれば、景気の上昇は、通貨の取引需要の増大を招くので、それをまかなうためには債券を売却して現金を入手する必要があるが生じる。このため、通貨の供給量が一定ならば、債券価格の下落が生じ、金利水準が上昇することになる。」

## 2. 金利の期間構造とリスク構造

上では単純化のため金利を一種類しか考えなかった。しかし実際には、様々な金融資産に対して異なる金利が存在する。こうした金利差が何から生じるのか、その主な分析の視点として、異なる期間の金利格差をみる「期間構造」及び異なる資金調達主体間の金利格差をみる「リスク構造」がある。

### (1) 金利の期間構造 (term structure of interest rate)

「金利の期間構造」とは、残存期間が異なる債券の利回り間の関係を指す。例えば、代表的な長期金利である国債利回りをとってみても、残存期間10年と1年の国債では異なった利回りが付く。このように、期間毎の金利差を抽出したものが期間構造である。「長期金利」という用語には、本来的に「短期 - 長期」という期間的な概念が内包されているため、金利の期間構造は、長期金利を考える際に、本質的に避けることのできない極めて重要な要因である。

### (2) 金利のリスク構造 (risk structure of interest rate)

一方、年限が同一の異なる金融資産を考えると、資金調達主体の信用リスクや、当該金融資産の流動性などの差から、金利に格差が生じるのが一般的である。こうした類のリスク・プレミアムに応じた金利格差を分析する視点がリスク構造である。

なお、リスク構造のベース・ラインをなすのが、国債の利回りである。一般的には、国債をリスク・フリーの金融資産と考えて<sup>9</sup>、国債以外の資産との金利格差を分析することになる。

一方で、「質への逃避」現象や国債格下げの影響懸念、あるいは金融技術の発達などを背景に、最近では国債も含めた信用リスクを明示的に取り扱った研究が盛んに行われており、例えば、磯貝(2000)、齋藤・武田(2000)、家田(1999)、小田(1999)などが挙げられる<sup>10</sup>。

<sup>9</sup> 国家は、返済が困難化すれば増税などを通じて支払いの達成が可能のため、このように考えられることが多いが、途上国などの例に見られる通り、実際には全ての国債がリスク・フリーではない。

<sup>10</sup> 従来無リスクと想定されていた国債の信用リスクに対する関心が高まってきているほか、金融技術の発達により、従来扱い難かった金融資産も分析できるようになってきている。

### 第3節 市場関係者の重視する材料

図表7に、市場関係者がどのような材料を重視しているか既存の文献から整理した。

図表7 債券市場関係者が挙げる相場の材料

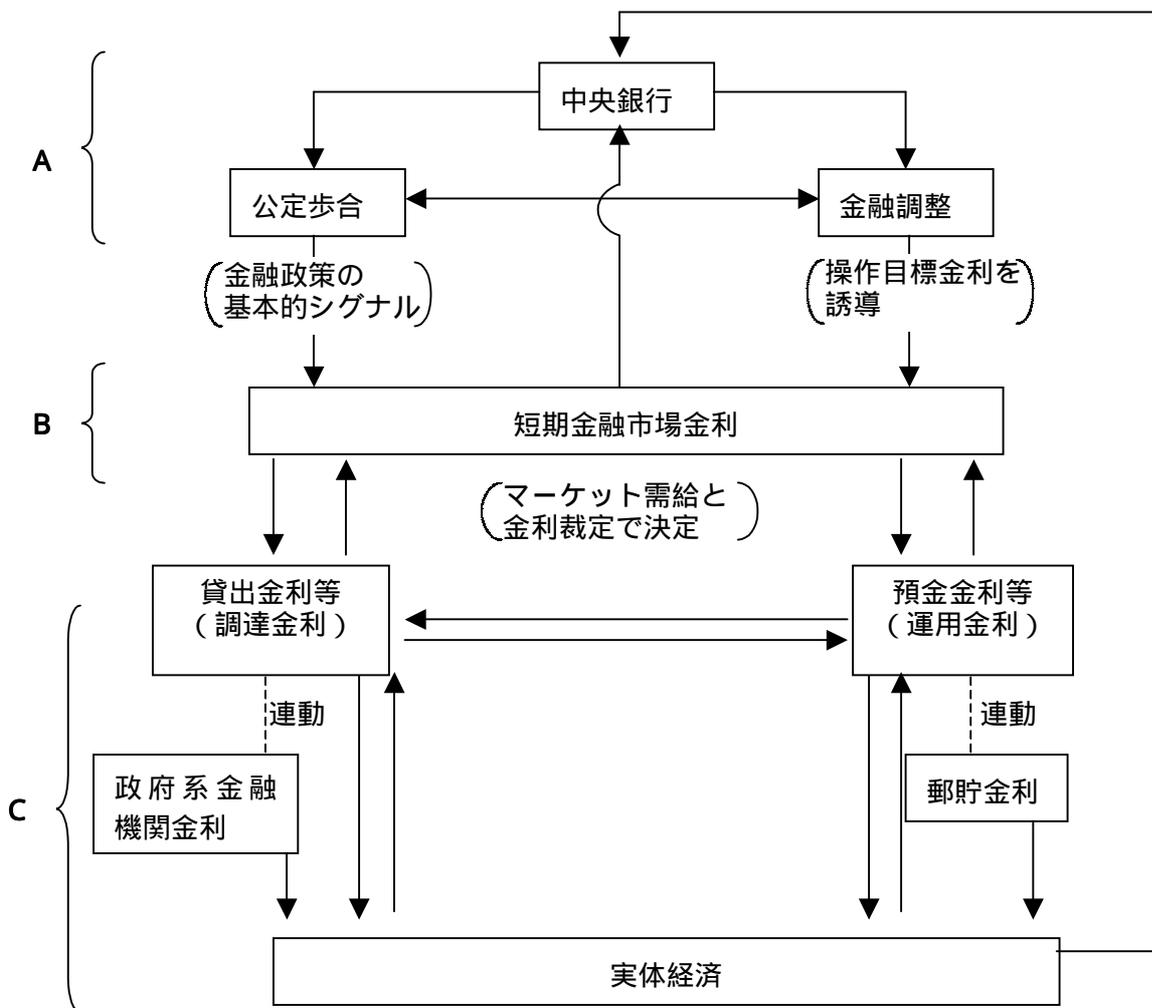
	景 気	金融政策	他の金融 市況	財政要因	物 価	海外要因	その他
大和総研(2000)							リスク・プレミアム要因(信用不安等)
大和証券SMBC (2001)							
メリルリンチ 日本証券(2001)							構造改革の進展
住友信託(1994)							
富士総研(1997)							
三菱総研(2000)							
興銀証券(2000)							金融システムの安定性、政治・社会制度の変動
みずほ証券 (2001)							金融システム

#### 第4節 制度面からみた金利決定の枠組み

制度的な側面から見た金利決定の流れについて、翁（1996）を基に、フロー・チャートを作成した。まずAの段階は完全に中央銀行の裁量的な部分である。Bの段階になると、ごく短い短期金利（無担保コールレート翌日物）は中銀にとってほぼ完全にコントロールラブルであるが、期間が長くなるにつれ中央銀行による影響力は低下していく。次に、Cの部分において長期金利が決定される。

それでは、長期金利を予測する場合、A～Bまでを完全に外生にしてCの中だけ考えればよいかといえ、長期金利の年限がカバーするような長期の期間を考えると、实体经济から中央銀行へのルートもシステムに含めて考えるべき、すなわち中央銀行の行動もある意味で内生的になるという難しさが生じてくる。こうした部分については、最後の予測のパートにおいて具体的にみることになる。

図表8 制度面からみた金利決定の枠組み



## 第2章 金利の期間構造：期待理論を巡る議論

### 第1節 金利の期間構造に関する議論

第1章では、各種の金利全般を大括りで考え、「世の中に金利は1種類しかない」という単純化を行った。本章では、期間が異なる金利の相互関係について考える。

#### 1. 期待仮説

金利の期間構造を分析する際の、もっとも基本的な理論が期待仮説である。期待仮説の理論的なルーツは、Fisher (1930) や Lutz (1940) にまで溯ることができる。この考え方の基本的発想は、「長期金利は、短期資産をロールオーバーして運用した収益率に等しくなる」、又は「長期金利は、将来の短期金利の予想値から想定される収益率と裁定関係にある」となる。例えば、今10年物の債券を買って満期まで保有する場合と、10年の間1年物の債券を満期がくるたびに買い換える場合の収益は裁定関係にあると考える。

特に「純粹期待仮説」では、市場で観察される債券利回りが将来の短期金利に関する「期待（予想）」によって完全に説明される、と主張する。これに対し各種プレミアムを考慮して精緻化しようとする考え方を「広義の期待仮説」と呼ぶことがある。

#### (1) 仮説の定式化

期待仮説の具体的な定式化として、釜江 (1993) あるいは Shiller et al (1983) に従い、以下の3つを挙げる<sup>11</sup>。なおここでは、簡単化のため、短期金利の期間を1(年)とおく。

定式化1：長期金利（利回り）が、現在と将来の短期金利期待値の平均に等しくなる

$$R_t^{(i)} = \sum_{k=0}^{i-1} W(k) \cdot E_t(R_{t+k}^{(1)})$$

定式化2：フォワード・レート<sup>12</sup>が、将来のスポットレート<sup>13</sup>の期待値に等しくなる

$$f_t^{(n,1)} = E_t(R_{t+n}^{(1)}), \quad n \geq 0$$

定式化3：長期債の1期の期待所有期間利回りが、現在のスポットレートに等しい

$$E_t(h_t^{(i,1)}) = R_t^{(1)}, \quad i \geq 1$$

<sup>11</sup> これらは、一定の条件の下で互いに同値となる（釜江 1993）。

<sup>12</sup> フォワード・レートとは、将来のある時点からある時点まで投資した場合の利回りを指す。

<sup>13</sup> スポット・レートとは、現実の債券は利付債券が多いが、これを割引債券（すなわちクーポンがゼロの債券）とした場合の、各残存期間に対応する利回りを計算によって算出したものをいう。

$$\left( \begin{array}{l}
 R_t^{(i)} : \text{残存期間 } i \text{ 年の債券の第 } t \text{ 期における最終利回り} \\
 g : \text{割引要素 (割引率 } R^* \text{ を } R_t^{(i)} \text{ の長期平均値と定義すると、} g = 1/(1+R^*) \text{ の関係を満} \\
 \text{たす)} \\
 W(k) = \frac{g^k(1-g)}{1-g^i}, \quad 0 < g < 1 \\
 f_t^{(n,m)} : \text{第 } t \text{ 期から } n \text{ 期先の } m \text{ 期間のフォワード・レート} \\
 h_t^{(i,e)} : \text{残存期間 } i \text{ 年の債券の } e \text{ 期間の所有期間利回り}
 \end{array} \right.$$

## (2) 実証研究の例

こうした定式化を踏まえつつ、以下では期待仮説に関する実証研究の主な例についてみていく。なお、最近の実証研究にはある程度共通の留意点があることから、予めそれらについて触れておく。

### 1) 計測に際しての考慮要因

#### 独立した予測値の不在

期待仮説を扱う実証研究における大きな問題点として、短期金利の期待値が独立データとして存在しないという点が挙げられる。いずれの実証研究でもこの点を如何にクリアーするかに腐心している。Friedman (1979)、Flavin (1984) などではサーベイ・データを用いているが、わが国においては信頼性の高いサーベイ・データが存在しないため、何らかの工夫が必要となる。以下の期待仮説の実証研究例においても、この点の扱いが一つの注目ポイントである。

#### スポットレートの必要性和推計

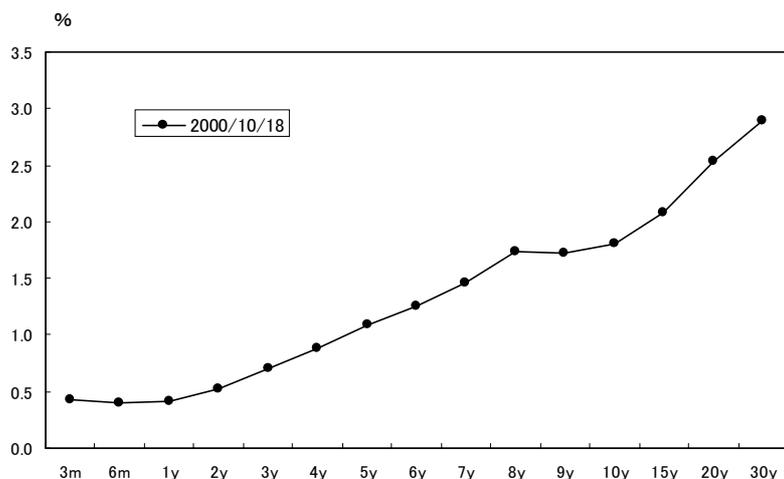
##### スポットレートの必要性

期間構造を扱う際の基本的な概念として、イールド・カーブ(利回り曲線)がある。これは、最終利回りあるいはスポットレート(後述)と債券の満期までの残存期間との関係をプロットしたものであり、金利の期間構造に関して最も多くの情報を含んでいるグラフとされる。

図表9は、日本国債における各残存期間に対応する指標銘柄の最終利回りをプロットしたイールド・カーブである。一般には最終利回りによってイールド・カーブを描くことがデータ利用の観点からは最も容易であり、概括的な理解には十分な場合もあるが、次の理由から、金利の期間構造を詳細に分析するには適さない。

まず、割引率が銘柄間で異なっているという問題がある。例えば、1年利付債の最終利回りが2%、2年利付債の最終利回りが3%であるとする。この場合1年債において1年後に発生するキャッシュ・フローは2%で、2年債において1年後に発生するキャッシュ・フローは3%で割り引かれることになるが、この際、同時点で発生するキャッシュ・フローに異なる割引率を適用することになってしまう。

図表9 最終利回りによるイールド・カーブ（2000年10月18日時点）



資料：Bloomberg

次に、各債券について完全にフラットな金利の期間構造を想定しているという問題がある。上述したように、最終利回りでは、将来時点では当該債券の残存期間が短くなっているにもかかわらず、将来発生するキャッシュ・フローについて全て同じ割引率を適用している。その意味ではフラットなイールド・カーブを想定していることになる。

したがって、この問題を避けるために、金利の期間構造の分析には、ゼロ・クーポン・イールド・カーブを用いるのが望ましい。ゼロ・クーポン・イールド・カーブとは、クーポンがゼロ、すなわち割引債の各残存期間に対応する金利（スポットレート）をプロットしたものである。なお、日本では全ての残存期間に対応する割引債が活発に取引されている状況ではないため、これを利付債の金利（価格）から推計する必要が生じる。

#### スポットレートの推計方法

さてイールド・カーブを描く上で必要となるスポットレートの推計方法としては、二つの方法が知られている。一般に便利であるのがブートストラップ法に基づく推計である。

具体的には、まず、残存期間1年の利付債等、残り一回のキャッシュ・フローを残して償還する債券のスポットレートを求め（これは最終利回りに一致）、そのスポットレートを残存期間2年利付債の1年後のキャッシュ・フローの割引率として利用した上で2年債のスポットレートを求め・・・と逐次代入を行う方法である。該当する残存期間がないものについては、線形補間によりスポットレートを求める。

以下には仮想的な1年利付債、2年利付債、3年利付債から、最終利回り（複利）とスポットレートを求めたものを示した（キャッシュ・フローは年1回発生と想定）。

図表 10 最終利回りとスポットレートの比較（ブートストラップ法による）

残存期間	1y	2y	3y
クーポン(%)	4.00	3.50	4.00
償還価格(額面)	100.00	100.00	100.00
債券価格	99.50	99.09	98.06
a 最終利回り(%)	4.52	3.98	4.71
b スポットレート(%)	4.52	3.97	4.73
a-b 差分(%pt.)	0.00	0.01	-0.02

ここから明らかであるように、最終利回りとスポットレートの差は無視できない大きさであり、スポットレート推計の重要性が高いことが認識されよう。

ただし、ブートストラップ法にもイールド・カーブが滑らかにならないといった問題があることから、より高度の数学的手法を用いる方法がある。具体的には、スプライン関数<sup>14</sup>に近似する推計が McCulloch(1975)以降一般的となっており、Vasicek=Fong(1982)、Thies(1985)、Steeley(1991)など数多くの手法が開発されている。釜江(1999)においてもスポットレートの推計にはスプライン関数近似による方法が行われている。これらの方法は、日々の債券ポートフォリオ運用リスクなどを測定しなくてはならない場合等においては必須であると考えられるが、データ利用可能性に鑑み、次節以降の実際の分析においては、基本的に Bloomberg 社から端末上で提供されているブートストラップ法によるゼロ・クーポン・イールド・カーブを用いることとした。

## 2) 期間構造式アプローチによる実証分析例

まず最初に、もっとも初歩的なアプローチである、「期間構造式」アプローチについてみる。これは、Modigliani、Sutch が米国の 1960 年代初頭の国債管理政策を評価するために 1966～67 年に書いた論文を嚆矢としている。

Modigliani、Sutch は、長期金利は将来の短期金利期待値の平均となる（すなわち先述の定式化 1） 将来の短期金利の期待値は短期金利自身の現在および過去の実現値に基づいて形成される、という仮説を置き、以下のような定式化を行った。

$$R_t^{(n)} = a + \left( \sum_{i=0}^q \omega_i \cdot R_{t-i}^{(1)} \right) + u_t \quad (i: \text{短期金利のラグ・ウェイト、} u_i: \text{攪乱項、} a: \text{定数項})$$

これをわが国に応用したのが、黒田(1979)である。黒田は、上の定式化に基づき、リスクプレミアム（詳細後述）の代理変数の追加、シラー・ラグ<sup>15</sup>の利用、短期金利、長期金利それぞれについて複数種類を使用、という特徴を持たせた実証を行った。定式化は以下の通

<sup>14</sup> スプライン関数とは、ある区間をいくつかの小区間に分割し、各区間を有限の多項式で表現し、かつ各区間の節点を連続につなぎあわせた関数をさす。区間ごとに係数の変わる滑らかな多項式である。

<sup>15</sup> シラー・ラグとは、変数のラグ分布を与える方法の一つ。ラグ・パターンを事前に恣意的に与えず、どの程度滑らかであるかという情報のみを与える点が特徴である。

り。

$$R_t = a + \sum_{i=0}^q \omega_i \cdot r_{t-i} + b \cdot p_t$$

( $R_t$ : 長期金利、 $r_t$ : 短期金利、 $p_t$ : 短期金利の標準偏差であり、リスクプレミアムの代理変数)

また、データとしては 1968 年 3Q ~ 1976 年 4Q について以下を用いている。

RG: 現先レート (6 ヶ月もの)

RB: 金融債利回り (残存期間 2.5 年)

RD: 電債利回り (最長物)

RL: 貸出約定平均金利

図表 11 黒田による実証結果

推計式	シラー・ラグの パターン (k の値)	ラグ 期間	変数 (%)		パラメータ			$\bar{R}^2$	D.W.
			長期 金利	短期 金利	定数項(a)	短期金利			
						当期	ラグ期計		
E1	12	4	RB	RG	3.9786 (13.91)	0.2979 (6.36)	0.2389	0.9257	0.8357
E2	16	11	RD	RB	1.1419 (1.59)	1.0021 (16.34)	-0.1003	0.9518	1.0470
E3	18	7	RL	RD	1.7129 (4.54)	0.1439 (2.98)	0.4801	0.9505	0.6965
E4	14	8	RL	RG	5.0658 (27.34)	0.0795 (4.97)	0.2105	0.9660	0.7655

注 1: ( ) 内は t 値。

注 2: シラー・ラグとは、分布ラグ・モデルの一種で、ラグ・パターンに関する“滑らかさ”のみ予め設定して推計を行うものである。この滑らかさを表す指標が k であり、k=0 の場合には通常の最小 2 乗法に、また k= の時には 1 次のアーモン・ラグに一致する。

この結果から黒田自身は、「各説明変数は 5%水準で有意であり、決定係数も総じて高い。したがって、わが国においても良好な期間構造式が計測されたとみてよからう」との評価をしている。

本アプローチは、取扱いも容易であり、また直感にも訴えるものであるが、黒田 (1982) が指摘するように、「将来の短期金利の期待形成に関する仮説にも依拠しているために、純粹期待仮説の妥当性を独立に検証することは不可能となっている。純粹期待仮説を厳密に検証するためには、将来の短期金利の予想値を明示的に取り扱うことがどうしても必要」である。こうした問題を回避しつつ、研究を発展させたのが、以下の時系列モデル・アプローチ<sup>16</sup>である。

<sup>16</sup> 時系列モデル・アプローチという用語は、黒田 (1982) で用いられているが、必ずしも一般に広く用いられている呼称ではない。

### 3) 時系列モデル・アプローチによる実証分析例

#### ARMA 法

Nelson (1972) の手法をベースに、黒田 (1982) は、ARMA モデル<sup>17</sup>を用いて短期金利の予測値を推計し、その推計値によって期間構造に関する実証分析を行った。手続きは以下の通り。

ステップ1：過去の短期金利から、将来の短期金利予想値の理論値を推計

ステップ2：この理論値を用いて、長期金利の理論値を計算

ステップ3：この長期金利理論値を説明変数として、実際の長期金利を回帰

ステップ3における推計式は、以下の通り。

$$R_t^{(n)} = a + b \cdot \bar{R}_t^{(n)} \quad (\bar{R}_t^{(n)} : \text{長期債利回りの理論値})$$

黒田は、この推計式を、プールしたデータ(すなわち全データ)、クロス・セクション・データ、時系列データのそれぞれについて回帰し<sup>18</sup>、以下の結果を得ている。

#### <プールしたデータ>

以下の通り、有意水準5%(以下同様)で、仮説「 $a = 0$ 」、同「 $b = 1$ 」を棄却せず(t検定より)。また、同「 $a = 0$ かつ $b = 1$ 」も棄却せず(F検定より)。

図表12 黒田による実証結果：プールしたデータの場合

パラメータ a	パラメータ b	$\bar{R}^2$	F 値
-0.4727 (-1.5849)	0.9339 (-1.9594)	0.7661	3.8391

注:( )内はt値。

#### <クロス・セクション・データ>

「 $a = 0$ 」は計測した15期間中8期間で棄却、「 $b = 1$ 」は10期間で棄却。「 $a = 0$ かつ $b = 1$ 」は10期間で棄却(パラメータ推計値等のデータは省略)。

#### <時系列データ>

「 $a = 0$ 」は計測した残存期間9期中3期で棄却、「 $b = 1$ 」は4期で棄却。「 $a = 0$ かつ $b = 1$ 」は4期で棄却(パラメータ推計値等のデータは省略)。

<sup>17</sup> ARMA (Autoregressive Moving Average、自己回帰移動平均)モデルとは、標準的な時系列モデルのひとつでありARモデルやMAモデルよりも比較的低い次数で推計が可能となることから、実際の分析においてよく利用される定式化である。

<sup>18</sup> 「プールしたデータ」とは、全データを一回回帰すること、「クロス・セクション・データ」とは時点毎に、「時系列データ」とは残存期間毎に回帰することを意味する。

図表 13 黒田による ARMA 方式を用いた計測結果（まとめ）

	t 検定		F 検定
	a = 0	b = 1	a = 0 かつ b = 1
プールデータ	棄却せず	棄却せず	棄却せず
クロス・セクションデータ (15 期間計測)	8 期間棄却	10 期間棄却	10 期間棄却
時系列データ (残存期間 9 期計測)	3 期棄却	4 期棄却	4 期棄却

注：クロス・セクション・データとは、残存期間毎の区分をせずに同一時点に成立しているデータをまとめて計測するものであり（この場合、1977 年第 2 四半期末、第 3 四半期末・・・といった各時点毎にデータをグルーピング）、時系列データとは、成立時点毎の区別は考えずに残存期間毎にデータをまとめて計測するものである（残存期間 2 年、3 年・・・のように残存期間毎にデータをグルーピング）。本計測では、前者のデータ・グループの数は 15、後者は 9 となっているが、筆者の黒田の用語法に沿って、前者（クロス・セクション・データ）の単位を「期間」、後者（時系列データ）を「期」と表現する。

この結果について、黒田は、「長期金利の理論値は、実際の値の不偏推定値とは必ずしも言い難い。したがって、『期待』以外の利回り決定要因が存在している可能性がある」と評価している。

#### VAR アプローチ

時系列モデルを活用したアプローチとして、近年、VAR アプローチが頻繁に応用されてきた。ここでは、わが国の長期金利に関する応用例である鹿野・後藤（1993）を取り上げつつ、同手法を具体的にみていく。

VAR アプローチは、Campbell and Shiller（1987）が提唱した方法である。まず、期待理論「定式化 3」に基づいて、以下の期間構造式を考える<sup>19</sup>。

$$S_t^{(n)} = (1/D_n) \sum_{k=0}^{n-1} g^k \cdot D_{n-k} \cdot E_t \Delta R_{t+k}^{(1)}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} S_t^{(n)} = R_t^{(n)} - R_t^{(1)} : \text{長短スプレッド} \\ D_n : \text{デューレーション} \\ \Delta R_t^{(1)} : \text{短期金利の変化分} \end{array} \right.$$

このように、長短スプレッドが先行きの短期金利変化の予想値の加重和として示されるという関係を想定した上で、以下の手順を踏む。

ステップ 1：VAR モデルにより、先行きの短期金利の変化を予測

ステップ 2：この予測値から上の関係式に基づき、長短スプレッド理論値を算出

ステップ 3：長短スプレッド理論値と実際の長短スプレッド実現値との関係を統計的に検証

<sup>19</sup> 具体的な導出法は、白川（1987）、釜江（1993）などに詳しい。

時系列モデルの部分が ARMA モデルから VAR モデルに進歩しているが、基本的なコンセプトは ARMA 法と同様である。もっとも、細部においては時系列分析上の精緻化が図られている<sup>20</sup>。なお、ステップ 1 の VAR モデルで用いた変数は以下の通りである。

図表 14 鹿野・後藤が用いた変数

VAR モデルの推計期間	変 数
1977 年 4 月 ~ 84 年 12 月まで	長短スプレッド、短期金利変化（前月比）
1985 年 1 月 ~ 92 年 2 月	長短スプレッド、短期金利変化（前月比）、 米国長短スプレッド、為替レート変化（前月比）

また、ステップ 3 の統計的検証は、当然ながら回帰式を用いる方法もあるが、長短金利スプレッドの理論値と実現値の相関係数および分散比率（＝実現値の分散 / 理論値の分散）によってなされている。ここにおいては、実現値が理論値と同じ方向に変化しているか否かを相関係数で把握する一方、両者の変動度合いがどの程度近いかについて分散比率で把握する。

短期金利として現先レート（1 ヶ月もの）を用いた場合の結果は、以下の通り。

<sup>20</sup> VAR モデルを用いる場合、データは定常でなければならないので、長短スプレッドおよび短期金利階差をとる（両者とも通常は定常）という、統計的配慮がなされている。

図表 15 V A R アプローチから見たから見た期待理論の説明力：現先レートを用いた場合

	計 測 期 間							
	1981年1月 ~92年2月 <全期間>		1981年1月 ~85年5月 <フルバンク・デ ィーリング前>		1985年6月 ~92年2月 <フルバンク・デ ィーリング後>		1989年5月 ~92年1月 <最近時>	
	相関係数	分散比 率	相関係数	分散比 率	相関係数	分散比 率	相関係数	分散比 率
残存期間								
1年	0.611 (0.1779)	1.380	-0.189 (0.1879)	4.450	-0.615 (0.2193)	1.370	0.878 (0.4455)	1.560
2	0.522 (0.1709)	1.033	-0.489 (0.1581)	1.253	0.612 (0.2129)	1.041	0.817 (0.4280)	2.132
3	0.771 (0.2391)	0.670	0.750 (0.2773)	0.260	0.728 (0.2206)	0.623	0.891 (0.4191)	0.839
4	0.831 (0.2580)	0.426	0.711 (0.2310)	0.188	0.698 (0.2184)	0.563	0.863 (0.4247)	0.559
5	0.812 (0.2766)	0.451	0.765 (0.2756)	0.311	0.595 (0.2085)	0.633	0.798 (0.3566)	0.674
6	0.813 (0.2786)	0.383	0.856 (0.3102)	0.253	0.499 (0.2100)	0.617	0.729 (0.3716)	0.652
7	0.781 (0.2727)	0.452	0.834 (0.3378)	0.272	0.147 (0.2099)	0.816	0.670 (0.3693)	0.881
8	0.769 (0.2546)	0.375	0.754 (0.2391)	0.192	0.579 (0.2213)	0.747	0.789 (0.3648)	0.739
9	0.780 (0.2609)	0.355	0.735 (0.2233)	0.204	0.697 (0.2236)	0.746	0.805 (0.3692)	0.712
指標銘柄	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0.645 (0.2511)	0.393	0.801 (0.3665)	0.740

注：( )内は標準偏差。

また、短期金利として CD レート 1 ヶ月もの、同 3 ヶ月ものを用いた検証も行われており、それぞれ結果は以下の通り。

図表 16 CD レートを用いた長短金利スプレッドの理論値と実績値の相関係数

	CD レート ( 1 ヶ月物 )		CD レート ( 3 ヶ月物 )	
	1988 年 1 月 ~ 92 年 2 月	1989 年 5 月 ~ 92 年 2 月 <ショートセール後>	1988 年 1 月 ~ 92 年 2 月	1989 年 5 月 ~ 92 年 2 月 <ショートセール後>
残存期間	0.507	0.667	0.388	0.535
3 年	(0.2488)	(0.2952)	(0.2430)	(0.2613)
5	0.264	0.506	0.116	0.348
	(0.2305)	(0.2484)	(0.2373)	(0.2251)
7	-0.015	0.336	-0.174	0.149
	(0.2437)	(0.2861)	(0.2535)	(0.2605)
9	0.522	0.613	0.428	0.473
	(0.1964)	(0.3082)	(0.1805)	(0.2860)
指標銘柄	0.395	0.597	0.293	0.484
	(0.2149)	(0.3001)	(0.2180)	(0.2831)
国債先物	0.524	0.646	n.a.	n.a.
	(0.1504)	(0.3096)		

注:( )内は標準偏差。

図表 17 CD レートを用いた長短金利スプレッドの理論値と実績値の分散比率

	CD レート ( 1 ヶ月物 )		CD レート ( 3 ヶ月物 )	
	1988 年 1 月 ~ 92 年 2 月	1989 年 5 月 ~ 92 年 2 月 <ショートセール後>	1988 年 1 月 ~ 92 年 2 月	1989 年 5 月 ~ 92 年 2 月 <ショートセール後>
残存期間	0.806	0.873	0.765	0.874
3 年				
5	0.723	0.778	0.651	0.712
7	0.766	0.983	0.652	0.855
9	1.512	0.833	1.684	0.810
指標銘柄	1.476	0.910	1.607	1.015
国債先物	1.558	0.874	n.a.	n.a.

これらの結果から、鹿野・後藤は、以下の点に着目して「わが国国債流通利回りは、概ね期待理論により説明しうるとともに近年その傾向を強めているといえよう」と結論づけている。

分散比率で国債利回りを評価すると、85 年 6 月のフルディーリング解禁を境に、変動性が大きく変化している。解禁以前は残存期間 1、2 年物を除き 0.2~0.3 前後に止まっていたが、解禁後は 0.6~0.8 に大きく向上した。

相関係数の説明力をみると、最近では約 7 割とますますの高い水準となっている。

## 2. プレミアム仮説

純粋期待理論をさらに精緻化するために期間毎に異なる要素を加える、という方向性がとられる。この期間毎の要素は、「プレミアム」とも言い換えられるが、そうしたプレミアムを考慮する仮説として、流動性選好仮説及び 特定期間選好仮説が挙げられる。これらは通常期待仮説と並列して扱われるため相反する仮説とみられることもあるが、むしろ期待仮説を「補う」位置づけにあるといえる。

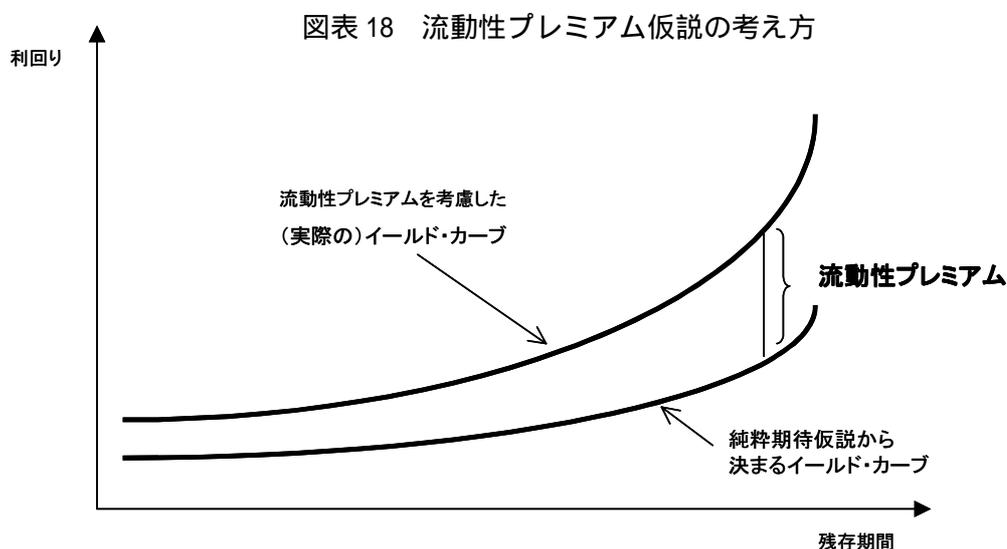
なお、これら以外の「プレミアム」として信用リスクプレミアムなどがあるが、期間構造の議論と直接的に関係がないこともあり、改めて別の章で扱う<sup>21</sup>。

### (1) 流動性プレミアム仮説

#### 1) 仮説の概要

この仮説は、そもそも Hicks (1939) が提唱したもので、残存期間が長いほどプレミアムは大きい、という考え方である。すなわち、長期債になるほど満期以前の売却価格に関する不確実性が高まるため、その分を反映したプレミアムが必要になると考える<sup>22</sup>。

こうした考え方は、わが国も含め一般的に幅広く受け入れられてきたが、その背景としては、通常は残存期間が長いほど利回りが高いという状態が実現しており、かつそうした状態が“正常”であるとの受け止め方が浸透していることが挙げられる。



<sup>21</sup> わが国の長期金利を巡る仮説の一つに「直利指向仮説」がある。これは、主要運用主体である金融機関は、期間収益を重視し高クーポン債を指向するとの見方、特に 96 年以前は、代表的機関投資家である生保会社の配当原資は債券に関してはクーポン収入に限られていたこと（96 年 4 月の保険業法改正によりこうした措置は廃止）などからクーポン毎にプレミアムが異なるという考え方である。しかし、これは必ずしも金利の期間構造を説明するものではないため、ここでは立ち入らない。

<sup>22</sup> 「流動性プレミアム (liquidity premium) 仮説」は「危険プレミアム (risk premium) 仮説」とも呼ばれる。

## 2) 黒田による実証分析例

黒田(1982)では、以下の定式化を行い、流動性プレミアム仮説の検証を試みている。

$$R_t^{(n)} - \overline{R_t^{(n)}} = a + b \cdot n \quad (\overline{R_t^{(n)}} : \text{残存期間 } n \text{ の長期債利回りの理論値 (ARMA 法による)})$$

ここで検証したい仮説は「 $b > 0$ 」であり、検証結果は以下の通り。

図表 19 黒田による流動性プレミアム仮説の検証結果

	パラメータ a	パラメータ b	標準誤差
プール・データ	-1.1259 (-9.4517)	0.0119 (0.6538)	0.5902
クロス・セクション・データ (予測時点別に計測)	-	4 時点で符号条件を満たしかつ有意、5 時点で満たさずに有意	-

注:( )内は t 値。

これにより黒田自身は、プール・データでみると、パラメータ b は一応符号条件は満たしつつも有意でない、クロス・セクション・データでみると、b が符号条件を満たしかつ有意なのは計測した 15 時点のうち 4 時点しかない、という状況に鑑み、「流動性プレミアム仮説はほとんどあてはまらない」と結論付けている。

## (2) 特定期間選好仮説

### 1) 仮説の概要

Culbertson (1957)、Modigliani and Sutch (1966、1967) は、特定期間選好仮説を提唱した。これは、債券市場は残存期間毎に分断されておりそれぞれの残存期間の利回りは各市場の需要と供給から決まる、という考え方である。Hicks においては、全ての投資家は短い期間を選好すると暗黙裡に想定していたわけであり、その意味で、特定期間選好仮説は Hicks の仮説をより一般化したものと位置づけることができる。

この仮説も、かなりの実感をもって幅広く受け入れられてきたといえる。例えば、生命保険会社が長期の保険契約から得た長期資金を原資に長期の運用を行いたい、と考えるような場合である。このケースではむしろ長期債にはマイナスのプレミアムがつくことになる。

## 2) 黒田による実証分析例

この仮説についても、黒田(1982)は検証を行っている。まず、以下のような定式化を行う。

$$R_t^{(n)} - \overline{R_t^{(n)}} = a + b \cdot W \quad (W : \text{残存期間別、クーポン別の各々についての構成比})$$

ここで、W が上昇するほど超過供給を意味すると考えれば、プレミアム増加を通じて長期金利が上昇する、すなわちパラメータ b はプラスの値をとると期待される。分析結果は以下の通り。

図表 20 黒田による特定期間選好仮説の検証結果

	パラメータ a	パラメータ b	$\bar{R}^2$
プール・データ	-0.9857 (-12.6853)	0.0127 (1.4240)	0.0072
クロス・セクション・データ (予測時点別に計測)	-	3 時点で符号条件を満たし、かつ有意	-

注:( )内は t 値。

この結果につき黒田自身は、プール・データでみるとパラメータ b は一応符号条件は満たしつつも有意でない、クロス・セクション・データでみると b が符号条件を満たしかつ有意なのは計測した 8 時点のうち 3 時点のみ、という状況に鑑み、「特定期間選好仮説もほとんど説明力を持たない」と評価している。

### (3) 可変的プレミアム

#### 1) 議論の概要

以上において、各種プレミアムは時間を通じて一定と想定していたが、実際の市場動向の観察結果や実証分析により、プレミアムは時間を通じて変化するとの見方が有力になっている。こうした「可変的」プレミアムの存在を検証するために、以下でみるような時系列分析の手法を用いた研究がなされている。

なお、これまでみてきた流動性プレミアム、期間プレミアムといった各種プレミアムを各々独立に検証することはそれ自体が相当な作業であることから、各種プレミアムをまとめて(「リスク・プレミアム」などと呼び)扱うことが多い。

多くの研究で可変的リスク・プレミアムの存在が示唆されている。もっとも、プレミアムが時間に応じて変動する背景となる要因についての研究は、今後の課題となっている。

#### 2) 釜江による実証分析例

釜江(1993)では、期待仮説の「定式化 3」に基づき、誤差項が GARCH プロセス<sup>23</sup>に基づくとして想定し、以下の推計式の定式化を行った。ここで、プレミアムの「可変性」は、誤差項の GARCH プロセスで表現しようと試みられている<sup>24</sup>。

<sup>23</sup> GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルとは誤差項の分散不均一性を考慮した AR モデルの一種であり、金融証券系の時系列分析では頻繁に用いられている。

<sup>24</sup> 白川(1987)でも、可変的プレミアムを明示的に検証している。具体的には、以下の手順を踏んだものである。

ステップ 1: 分散制約テストを行い、債券所有期間利回りの excess volatility を求める

ステップ 2: この excess volatility は全て可変的リスク・プレミアムの変動で説明されると考え、分散制約テストの結果から、所有期間利回りの変動を説明できる、合理的期待仮説と整合的な可変的リスクプレミアムの「分散最小値」を逆算

ステップ 3: 異時点間資産評価モデルで、理論的に妥当と考えられる可変的プレミアムの分散を算出

ステップ 4: ステップ 3 で求めた理論値が、ステップ 2 の分散最小値を上回る(下回る)ならば、可変的リ

$$R_{t-1}^{(i)} - (1-1/i)R_t^{(i-1)} - (1/i)R_{t-1}^{(1)} = a + b \cdot V_t + \varepsilon_t$$

$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, V_t)$  : 誤差項の分散は、過去の分散にも依存。  
 $\varepsilon_t | I_{t-1}$  : t-1 期の情報  $I_{t-1}$  を前提とした誤差項  
 $V_t$  : 過去の平方誤差と過去の  $V_t$  の線形関数で表される条件付き分散

ここでは、可変的プレミアム仮説が成立すれば、「 $a < 0$ 、 $b < 0$ 」となる。なお、投資家が危険回避的であれば、リスク  $V_t$  が増大すると第  $t$  期の超過所有利回りは増大することが期待される。この結果、パラメータの符号条件は「 $a < 0$ 、 $b > 0$ 」となる。

図表 21 プレミアム仮説の計測結果（1期=1ヶ月の場合）

i (月数)	a	b	$\chi^2$	$R^2$
36	0.009616 (0.93)	-22.81 (-1.20)	1.55	-
36 (その2)	0.01612** (4.13)	-33.78** (-2.21)	18.23**	0.1124
48	0.05003** (2.21)	-76.78** (-2.14)	5.01*	0.1494
60	0.06519** (1.76)	-115.0** (-1.91)	3.64	0.2197
72	-0.03452** (-3.70)	38.45** (2.52)	15.91**	0.1079
84	-0.008962 (-0.91)	12.65 (0.94)	0.89	-
84 (その2)	0.005125 (0.72)	-2.361 (-0.26)	0.89	-
84 (その3)	-0.01217 (-1.13)	16.50 (1.13)	1.32	-
96	-0.01678** (-1.76)	17.45* (1.51)	3.15	-
108	-0.002869 (-0.34)	6.157 (0.53)	0.38	-
108 (その2)	-0.003963 (-0.45)	7.850 (0.70)	0.59	-
108 (その3)	-0.004426 (-0.64)	8.086 (0.87)	0.80	-

注1:( )内はt値。定数項aとbに付けられた\*\*と\*は、それら係数等の推定値がそれぞれ5%または10%有意水準で0と異なることを示す。また、カイ二乗値はプレミアム不存在仮説のテスト結果を示し、それらに付けられた\*\*と\*は、この仮説がそれぞれ5%または10%有意水準で棄却されることを意味する。決定係数欄の-は、0.01未満であることを示す。

注2:月数iの「その2」などは、分散  $V_t$  の説明変数のラグ数を変えて設定したことを示す。

この計測結果から、釜江は、「 $i = 84$ 、 $108$  以外の残存期間については、何らかのプレミアムが存在するケースがある」として、可変的プレミアムの存在に前向きな評価を行っている。

## 第2節 最近の金利の期間構造に関する分析

### 1. 90年以降のイールド・カーブの変動

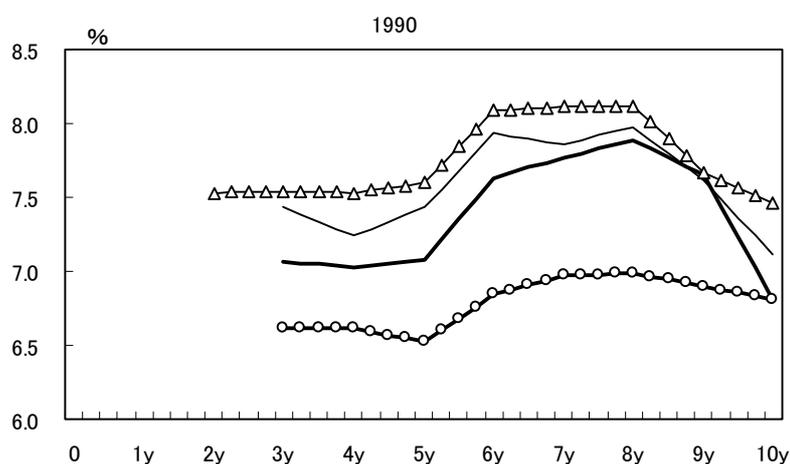
図表23～27には、1990年1月から2001年3月までの毎月末日における日本国債のゼロ・クーポン・イールド・カーブ(スポット・レート・カーブ)を示してある。1992年6月以前については残存期間が1～2年のデータが利用できないため、途中からイールド・カーブが始まっている。なお、図表22に1990年以降の金融政策の推移を参考のために掲げた。

図表22 1990年以降の金融政策

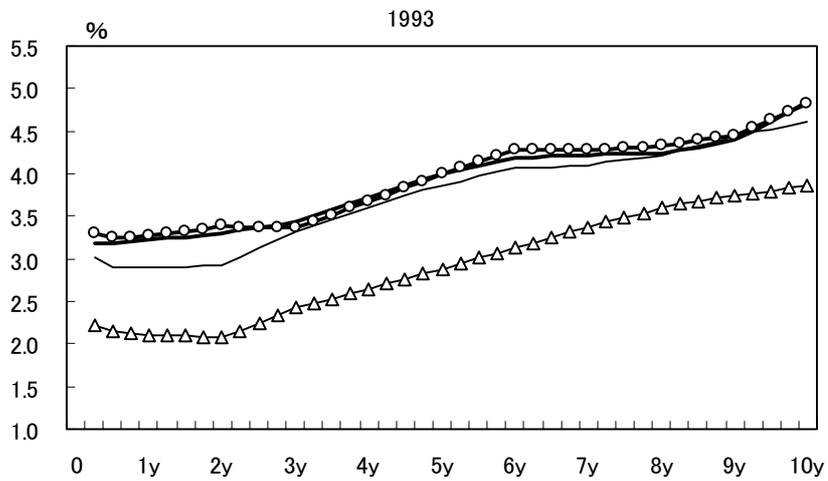
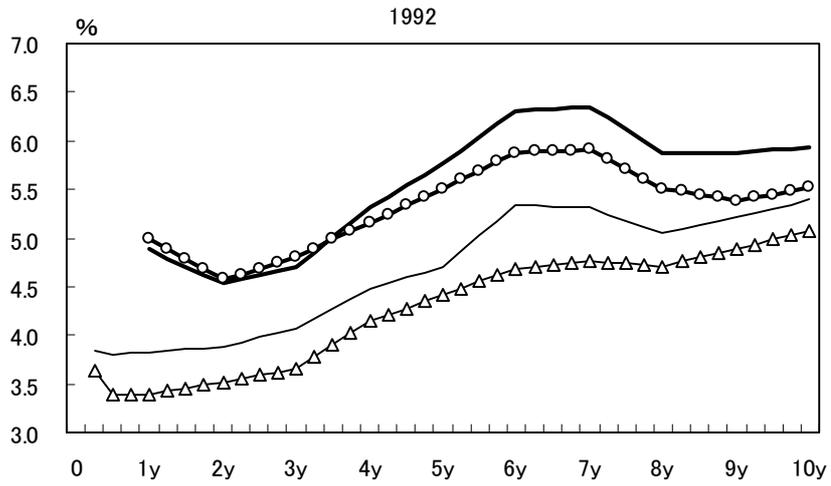
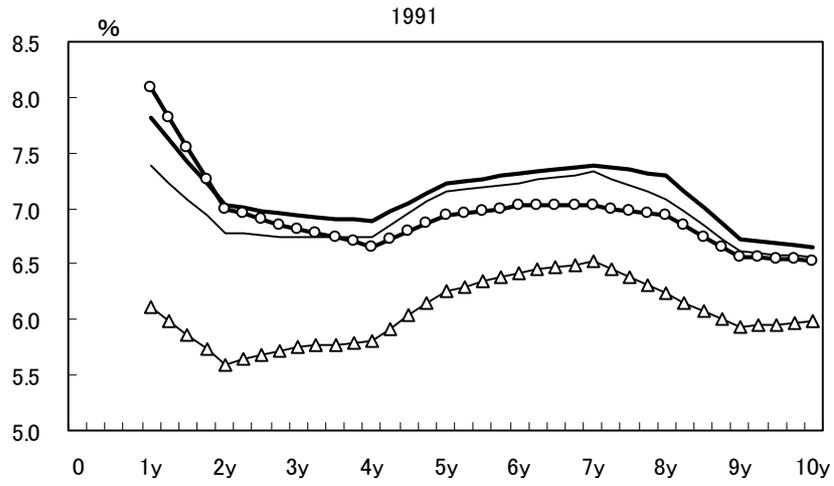
年	月日	公定歩合	備考
1990年	3月20日	4.25% ↑ 5.25%	
	8月30日	5.25% ↑ 6.00%	
1991年	7月1日	6.00% ↓ 5.50%	金融緩和政策に転換
	11月14日	5.50% ↓ 5.00%	
	12月30日	5.00% ↓ 4.50%	
1992年	4月1日	4.50% ↓ 3.75%	
	7月27日	3.75% ↓ 3.25%	
1993年	2月4日	3.25% ↓ 2.50%	
	9月21日	2.50% ↓ 1.75%	
1994年		(変更なし)	
1995年	4月14日	1.75% ↓ 1.00%	無担保コールレート翌日物を公定歩合以下に誘導
	9月8日	1.00% ↓ 0.50%	
1996年		(変更なし)	
1997年		(変更なし)	
1998年	9月9日	(変更なし)	無担保コールレート翌日物を0.25%に誘導
1999年	2月12日	ゼロ金利政策開始	無担保コールレート翌日物を0.00%に誘導
2000年	8月11日	ゼロ金利政策解除	無担保コールレート翌日物を0.25%に誘導
2001年	2月9日	0.50% ↓ 0.35%	ロンバート型貸出制度の導入
	2月28日	0.35% ↓ 0.25%	無担保コールレート翌日物を0.15%に誘導
	3月19日	(変更なし)	日銀当座預金残高を5兆円程度に積増

資料：日本銀行公表資料

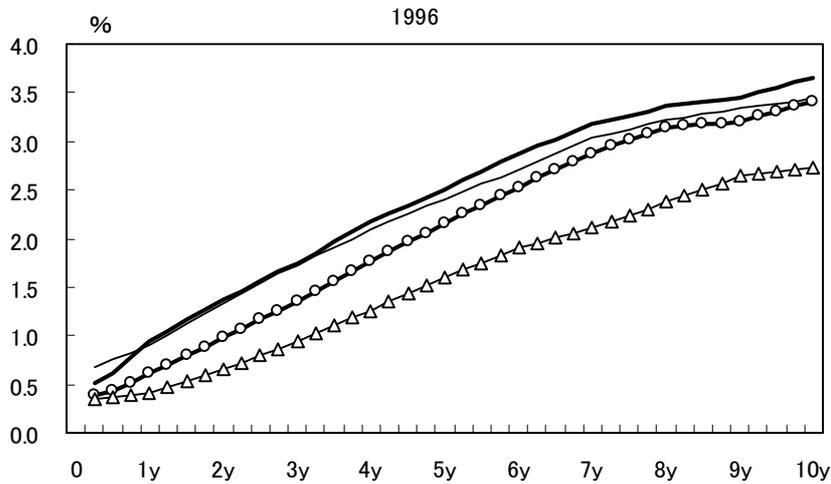
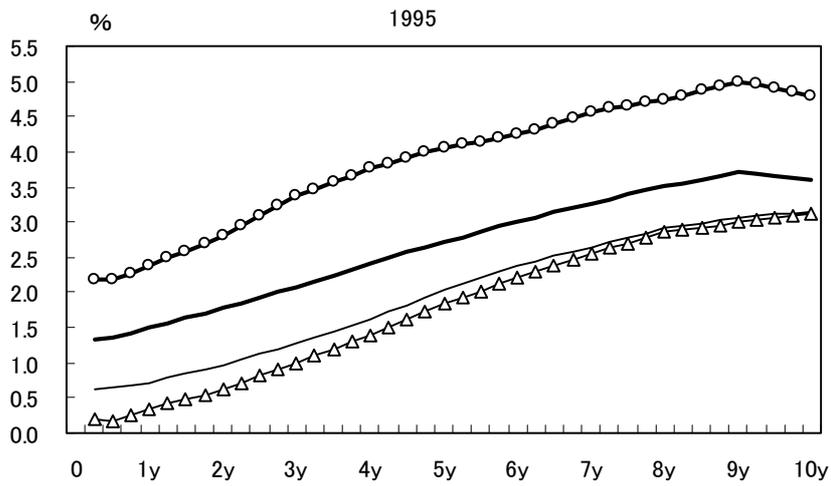
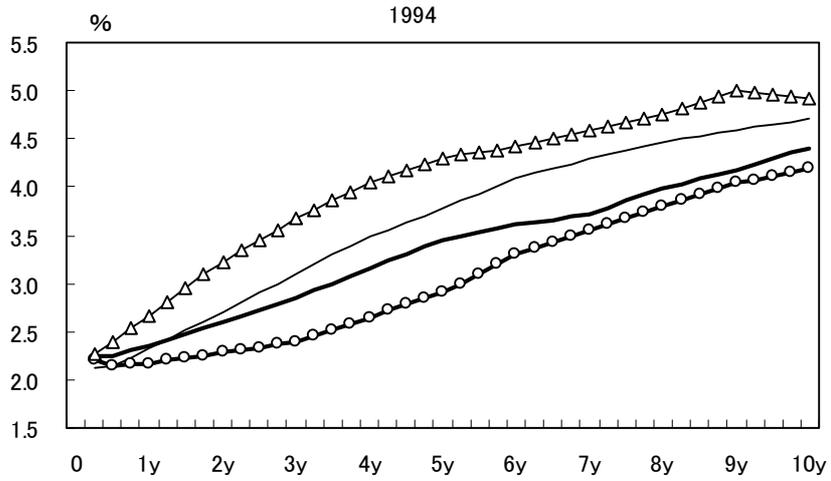
図表23 ゼロ・クーポン・イールド・カーブ(1990年)



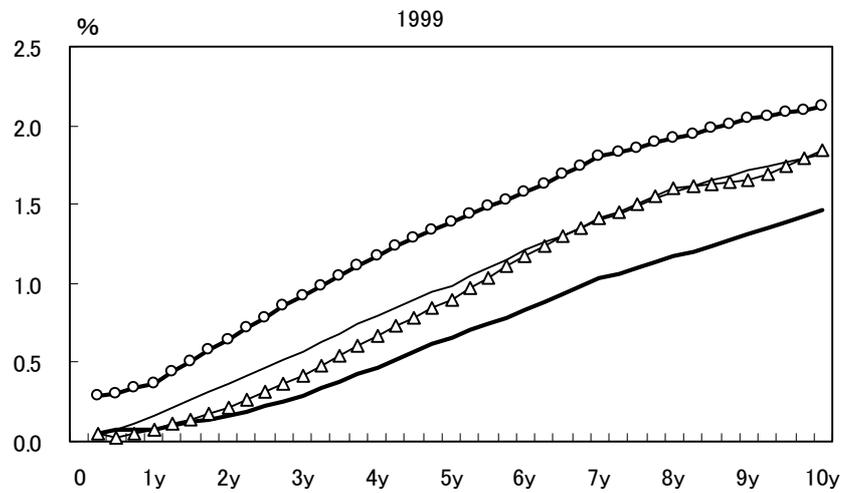
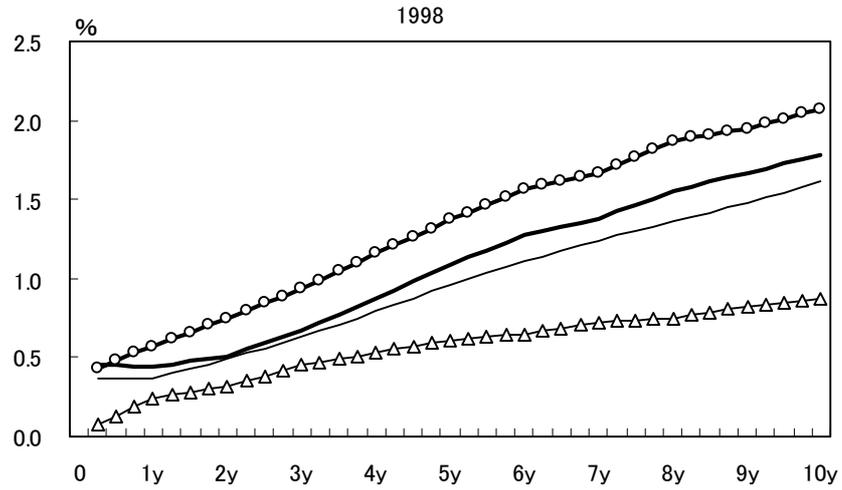
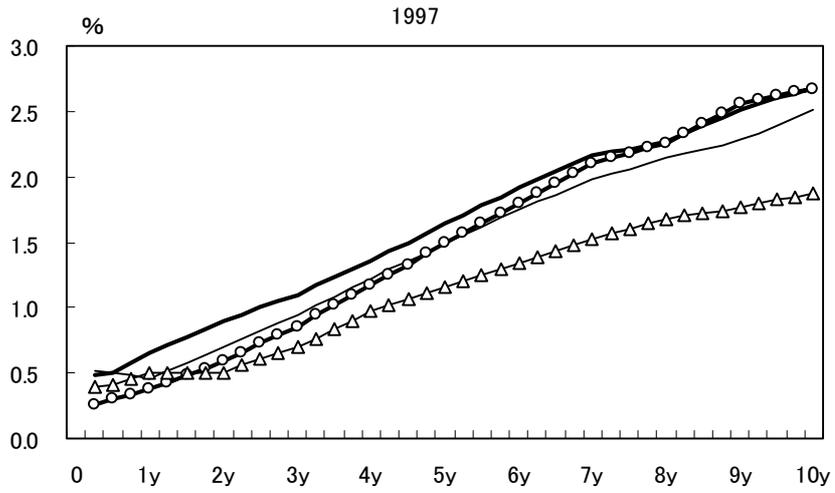
図表 24 ゼロ・クーポン・イールド・カーブ (1991年~1993年)



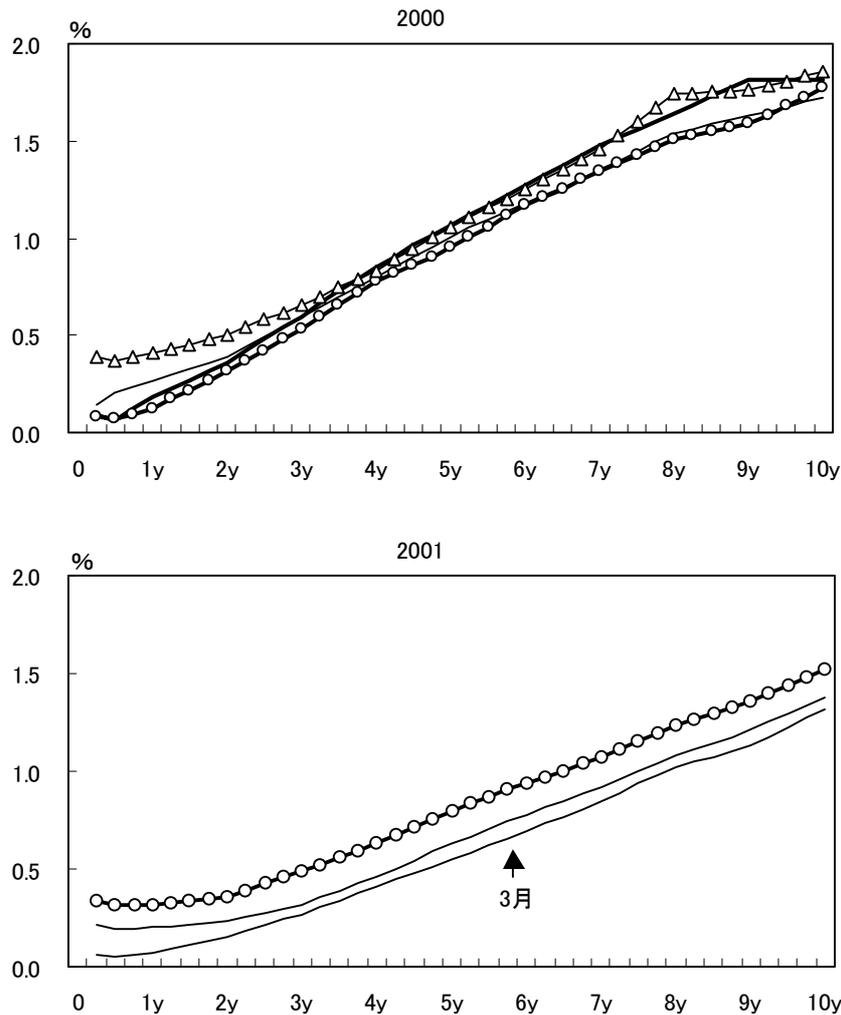
図表 25 ゼロ・クーポン・イールド・カーブ (1994年~1996年)



図表 26 ゼロ・クーポン・イールド・カーブ (1997年~1999年)



図表 27 ゼロ・クーポン・イールド・カーブ (2000年~2001年)



注：いずれのイールド・カーブについても Bloomberg より入手した 3 ヶ月物、6 ヶ月物、1 年物、(以下 1 年刻み)・・・、10 年物の日本国債ゼロ・クーポン・レート(スポットレート)をプロットした。が各年の 1 月のイールド・カーブであり、太い実線が 4 月、細い実線が 7 月、そして が 10 月のイールド・カーブである。

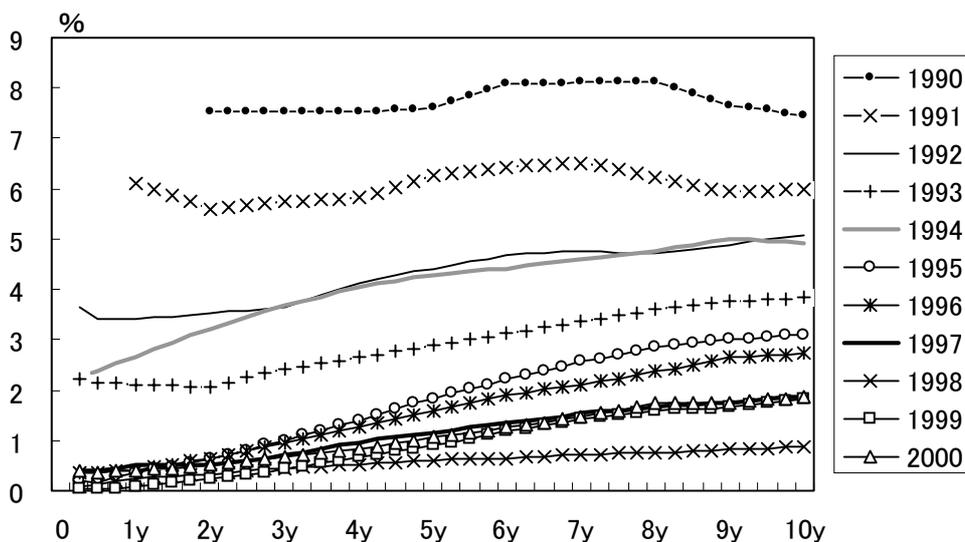
資料：Bloomberg

いずれのイールド・カーブをみてもほぼ右上がりとなっているが、最後の利上げの年となった 1990 年や、バブル崩壊時の 1991~1992 年についてはハンプ(hump、こぶ)がみられる。純粹期待仮説的な考えに従えば、これは先行き一旦金利が上昇してからその後下落するという若干複雑な期待形成を表していると解釈されるが、6 年物~10 年物のいわゆる中期債ゾーンにおける下落は 1991 年からの度重なる利下げを織り込んだ動きとみられる。1993 年以降については、1995 年などに利下げに対応した平行移動がみられる。一般的なマクロ経済理論によれば、利下げが続いた後には資金調達コストの割安化から設備投資が活発化すると期待が高まることからイールド・カーブはスティープ化(勾配が急)するはずであるが、そうした動きはここでは認められない。1998 年は金融システム崩壊の不安感が拡大した年であるが、イールド・カーブはフラット化(勾配が平坦)しており、1999 年 2 月のゼロ金利政策を促すような

動きが観察される。1999 および 2000 年（10 月まで）については殆ど傾きの変化が認められず、10 年物については 2.00%水準がいわば天井となっていることが観察される。

以下には、毎年 10 月末の部分のみ抽出してこの 10 年間のイールド・カーブをプロットしたものを掲げたが、上述の動きが明確に顕れている。

図表 28 ゼロ・クーポン・イールド・カーブ（1990～2000 年、毎年 10 月末）



資料：Bloomberg

## 2. 金利の期間構造に関する統計分析

### (1) 各種統計量の測定

#### 金利関連データに関する平均と標準偏差

ゼロ・クーポン・イールド・カーブのデータを用いて、一般的な分析を行う。分析の対象期間は、3ヶ月物以降のデータが揃う1992年7月末～2000年10月末までとする。また参考のために、無担保コールレート翌日物のデータも分析対象に一部含めた。図表29には、金利水準、金利変化、イールド・スプレッドについての平均と標準偏差を示した。なお、金利変化とは、同一の残存期間についての当該月水準と前月水準の差分をとったものであり、イールド・スプレッドは3ヶ月物と他の残存期間の当該月における差分をとったものである。

まず金利水準についてみると、変動が激しい翌日物を除くと、残存期間が長くなるに従って金利水準が上昇するという傾向がみられる。ただし3ヶ月物と6ヶ月物、20年物と30年物についてはごく僅かながら金利水準の逆転がみられる。次に金利変化をみると、平均については、1991年以降の利下げ局面の長期化を反映して全てマイナスの値をとっている。値自体はいずれも-0.042%前後の狭いレンジに収まっているが、8年物より長い残存期間を持つものについては、その絶対値が若干小さくなっていることが注目される。これはイールド・カーブが変動する際に、より長期の部分では短期の部分よりも平均的には変動幅が狭いことを示している。

その一方で、標準偏差をみると逆に長期の部分では高い値をとっており、変動の度合いという意味では短期より長期の方が高い（ここでは標準偏差で表される）ことが示されている。最後にイールド・スプレッドをみると、平均については6ヶ月物を除いて残存期間に従って単調増加している。30年物では20年物より低い値となっているものの、基本的にはイールド・カーブが右上がりであったことを示している。

図表 29 金利水準・金利変化・イールド・スプレッドに関する統計量

	金利水準		金利変化(前月差)		イールドスプレッド	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
O/N	1.264	(1.363)	-0.045	(0.449)	***	***
3m	1.102	(1.170)	-0.042	(0.178)	***	***
6m	1.098	(1.138)	-0.042	(0.176)	-0.004	(0.062)
1y	1.182	(1.136)	-0.042	(0.191)	0.080	(0.133)
2y	1.386	(1.145)	-0.039	(0.229)	0.285	(0.253)
3y	1.638	(1.170)	-0.039	(0.251)	0.536	(0.337)
4y	1.930	(1.217)	-0.042	(0.274)	0.829	(0.385)
5y	2.193	(1.244)	-0.042	(0.277)	1.092	(0.429)
6y	2.442	(1.267)	-0.046	(0.273)	1.340	(0.466)
7y	2.639	(1.244)	-0.044	(0.267)	1.537	(0.525)
8y	2.802	(1.218)	-0.036	(0.268)	1.700	(0.571)
9y	2.949	(1.245)	-0.037	(0.285)	1.847	(0.588)
10y	3.077	(1.265)	-0.038	(0.266)	1.975	(0.569)
15y	3.367	(1.414)	-0.043	(0.272)	2.265	(0.521)
20y	3.794	(1.307)	-0.035	(0.325)	2.693	(0.575)
30y	3.747	(1.263)	-0.027	(0.319)	2.646	(0.553)
最大値	3.794	(1.414)	-0.046	(0.449)	2.693	(0.588)
最小値	1.098	(1.136)	-0.027	(0.176)	-0.004	(0.062)

注：平均に関する最大値・最小値は絶対値ベース。

#### 相関係数行列

次に、異なる残存期間をもった金利の変化の連動性を調べるために、金利変化（前月差）を用いて残存期間同士の相関係数を測定し行列表示したものが、図表 30 である。まず翌日物を除く残存期間が隣り合うものほぼ全てについて0.900以上の高い値となっている点が注目される。これは残存期間が近い程、金利変化について連動性が極めて高いことを示している。実際、残存期間の差が長くなるほど、徐々に相関係数が低下してゆく姿となっている。

また、1年物未満の金利変化とそれ以上の残存期間を持つ金利変化との連動性が低いことが注目される。これは、例えば1年未満について流動性プレミアムの増分がより長期のものよりも大きいことを示すといった流動性選好仮説に関わる解釈が可能である。一方で、短期資金の運用・調達主体と長期資金の運用・調達主体との違いに帰するといった市場分断仮説的な解釈も可能であろう。一般的には、短期金利の変動が比較的日々の状況に左右されやすい一方で長期金利の変動は将来の期待に依存する部分が大きいことからあまり短期の変化とは連動しな

い、といった解釈が妥当であろう。

図表 30 金利変化に関する相関係数行列

	O/N	3m	6m	1y	2y	3y	4y	5y
O/N	1.000	0.301	0.247	0.231	0.193	0.115	0.117	0.110
3m		1.000	0.950	0.838	0.655	0.588	0.622	0.602
6m			1.000	0.920	0.749	0.672	0.686	0.671
1y				1.000	0.911	0.843	0.834	0.815
2y					1.000	0.958	0.926	0.914
3y						1.000	0.972	0.961
4y							1.000	0.989
5y								1.000
6y								
7y								
8y								
9y								
10y								
15y								
20y								
30y								

	6y	7y	8y	9y	10y	15y	20y	30y
O/N	0.085	0.146	0.166	0.112	0.179	0.070	0.144	0.140
3m	0.537	0.526	0.497	0.409	0.483	0.486	0.360	0.385
6m	0.614	0.584	0.553	0.470	0.534	0.542	0.387	0.409
1y	0.764	0.728	0.692	0.620	0.665	0.630	0.514	0.535
2y	0.885	0.847	0.814	0.737	0.780	0.705	0.622	0.632
3y	0.928	0.889	0.855	0.794	0.803	0.736	0.664	0.668
4y	0.950	0.919	0.896	0.834	0.851	0.782	0.709	0.710
5y	0.975	0.949	0.932	0.883	0.891	0.834	0.746	0.745
6y	1.000	0.981	0.964	0.910	0.933	0.864	0.779	0.777
7y		1.000	0.981	0.918	0.950	0.873	0.792	0.791
8y			1.000	0.939	0.969	0.891	0.829	0.824
9y				1.000	0.921	0.856	0.802	0.788
10y					1.000	0.894	0.836	0.832
15y						1.000	0.800	0.800
20y							1.000	0.983
30y								1.000

注：相関係数が 0.800 以上の部分にシャドーを付した。

## (2) 因子分析

以上、相関係数を用いて金利変化の連動性について分析を加えたが、相関係数による分析では、ペア同士の関係の強さは抽出できるものの、全体としての関係の強さあるいは背後にあると考えられる共通点といったものは抽出できない。そこで、ここでは因子分析として知られる多変量解析の手法を用いた分析を行う。因子分析は対象となる変数から背後にあると想定され

る共通の因子を抽出する手法である。ここでは、それぞれの残存期間についての金利変化の背後にあると推測される因子を抽出することを目的とした。定式化は以下の通り。

$$\Delta r_i = \beta_{i1} f_1 + \beta_{i2} f_2 + \dots + \beta_{ip} f_p$$

$\Delta r_i$  : 残存期間 i の債券の金利変化 (前月差)  
 $f_p$  : 第 p 因子得点  
 $\beta_{ip}$  : 第 p 因子得点に対する残存期間 i の債券の因子負荷量

相関係数同様に、1992年7月から2000年10月までの各月末における金利データ(3ヶ月物から10年物まで)を基に算出した前月からの金利変化を対象データとし、多変量解析用の統計ソフトSPSSを用いて因子分析を行った。

分析結果によると第12因子まで抽出されたが、ある因子がどれだけの情報を元のデータから取り出したかを表す寄与率をみると1%を超えるものは3つあり、なかでも第1因子は82.1%と極めて大きな値となっている。これは第1因子が元データの変動の殆どを説明し得る支配的な要因であろうことを示唆している。一般にイールド・カーブの形状変化は、金利水準(平行移動、shift)、イールド・スプレッド(ツイスト、twist)、ふくらみ具合(カーバチャー、curvature)の3つの要素において生じるとされることから、ここでも第3因子までが、おそらくこれら3つの要因に該当し、元のデータの情報を殆ど含んでいると考えてよいだろう。

図表 31 金利変化に関する因子分析結果

	固有値	寄与率	累積寄与率
第1因子	9.853	82.1%	82.1%
第2因子	1.418	11.8%	93.9%
第3因子	0.376	3.1%	97.1%
第4因子	0.110	0.9%	98.0%

注1: 固有値は、一般に1より大きいものを意味のある因子として取り出すことが多いようである。

注2: 第5因子以下は略した。

資料: SPSSにより作成

次に、各因子と元の変数の関係を見るために、因子負荷量行列を調べる。先の定式化から明らかであるように、因子負荷量はそれぞれの因子がどれだけ金利変化に影響を与えているかを見ることができる値である。ここでは統計ソフトウェアの限界から、第1因子と第2因子のみ以下の表に示した行列を抽出することが可能となっている。これによるとまず第1因子は先に予想されたように「平行移動」因子とみられる。というのは、いずれの残存期間の金利変化に対してもプラスかつ比較的安定的な値となっているからである。次に、第2因子をみると2年物まではプラス、それ以降はマイナスの因子負荷量となっている。すなわち第2因子自身がプラスの値をとった場合、短期債に対しては金利を押し上げる方向へ働く一方で、中長期債に対しては金利を押し下げる方向へ働くということになる。これはツイストとして知られ、5年物

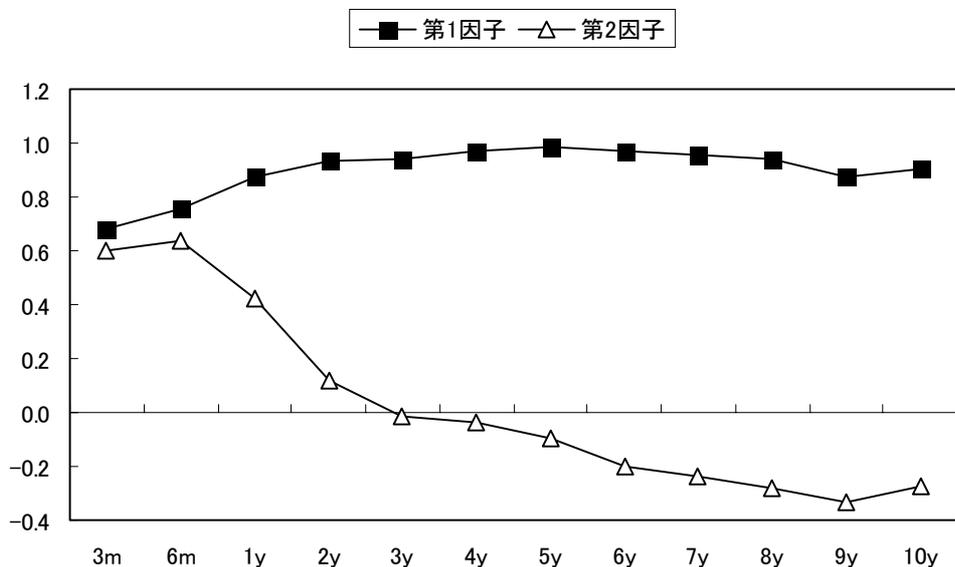
前後の中期債に対しては比較的中立的だが、そこから残存期間が離れるほど高くなっていることからイールド・スプレッドの変動幅を決める要因といえる。

先に見たように第1因子が金利変化の82.1%を説明しているのでイールド・カーブの変化は殆どが平行移動で説明されるわけだが、第2因子のツイストも11.8%と小さくはない寄与率であることから金利変化を期間構造の視点からみる際にはこの要因も重要視する必要がある。

図表 32 因子負荷量行列

	第1因子	第2因子
3m	0.681	0.599
6m	0.758	0.638
1y	0.877	0.423
2y	0.932	0.115
3y	0.944	-0.013
4y	0.968	-0.036
5y	0.982	-0.097
6y	0.973	-0.201
7y	0.955	-0.238
8y	0.938	-0.282
9y	0.871	-0.334
10y	0.903	-0.275

図表 33 因子負荷量行列プロット



## 第3章 期待インフレ率と長期金利の関係

### 第1節 フィッシャー仮説

#### 1. 金利と期待インフレ率の基本的関係：フィッシャー効果

我々が市場で実際に観察できる金利は、「名目」単位で表されたものである。これに対し、物価変動の影響を除去し、ファンダメンタルズから決定される金利が「実質」金利である。満期までの期間が長い長期金利の場合は、物価変動の影響を受けやすいため、特に名目金利と実質金利を区別して考えることが重要である。

##### (1) ギブソンの逆説

市場金利と物価の間に、高い正の相関関係が存在することは古くから経験則として知られていた。この点につきイギリスのデータを用いて強調したのが、A.H.Gibsonである。彼の名前を冠した「ギブソンの逆説 (The Gibson Paradox)」とは、「物価が高いときには金利も高い」という経験則を指すもので、金利水準の決定における期待インフレ率の重要性を端的に示したものである。

これが“逆説”といわれる理由は、次の通りである。例えば、ケインズ的なIS-LM分析ないし総需要・総供給分析を考えてみよう。中央銀行がマネーサプライを増やすと、LM曲線のシフトを通じ所得の増加と利子率の低下が生じ、ひいては総需要曲線のシフトを通じて物価が上昇する。すなわち、「金利は低下し物価は上昇する」、言い換えれば「金利が低い時には物価が高い」という現象が生じるはずである。しかし、Gibsonの指摘した経験則では、現実はその逆になっているのである<sup>25</sup>。

こうした状況は、金利と物価の長期時系列データから作成される次項のグラフにより視覚的に理解されるところである。

##### (2) フィッシャー仮説の概要

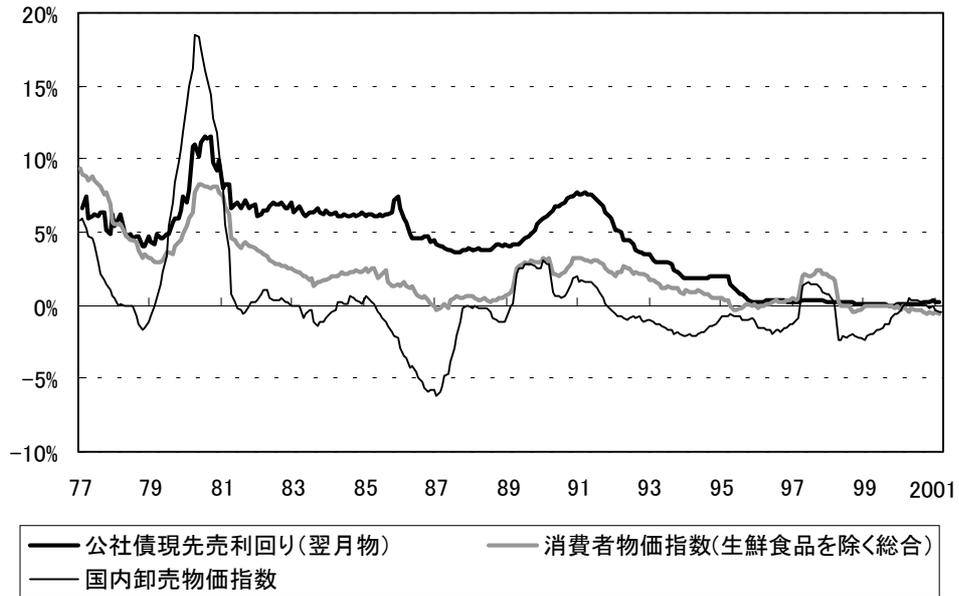
こうしたパラドクスに関して、もっとも有名かつ広く受け入れられている仮説が、フィッシャー仮説である。これは端的にいえば、「名目金利は実質金利と期待インフレ率の和になる」というものである。

例えば、1万円を1年間3%の(名目)預金金利で預けると、満期には1万300円受領することになるが、もしその1年間のインフレ率が3%だったとすると、実質ベースで見れば、利子収入はゼロである。したがって、実質ベースで3%の金利が欲しいとなれば、預金者は銀行に対し $3+3=6\%$ の預金金利を要求することになる。

---

<sup>25</sup> “The Gibson Paradox”という命名は、ケインズによるものである。ギブソンは、コンソル債(永久債)の利回りと卸売物価指数との間に高い相関関係があることを強調したが、この“意外性”をケインズは大きくとりあげ、ギブソンの名を冠した“逆説”として打ち出した。

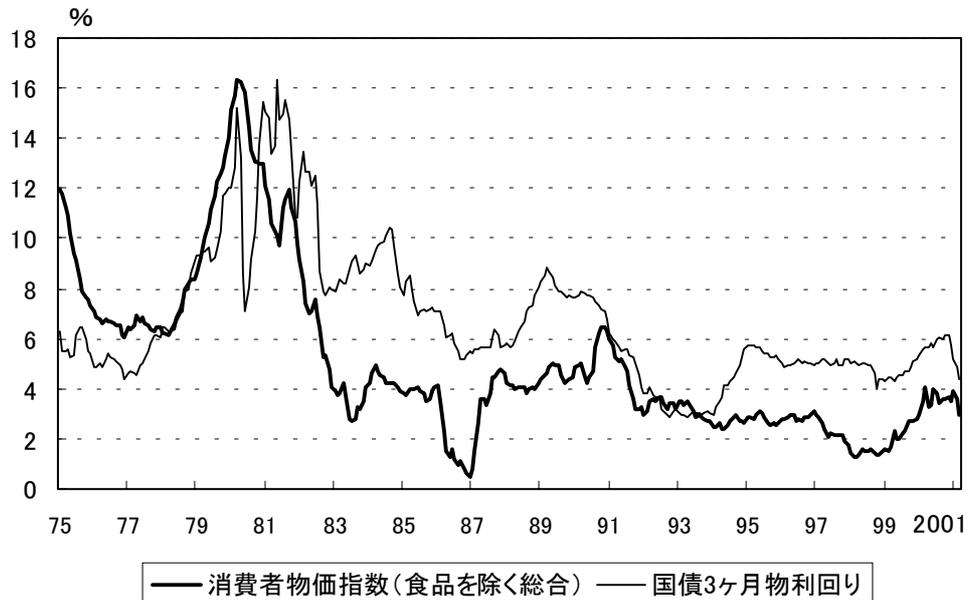
図表 34 わが国の物価と金利の長期的推移



注：消費者物価指数と国内卸売物価指数は前年同月比

資料：日本銀行「金融経済統計月報」、「物価指数月報」、総務省「消費者物価指数」

図表 35 米国の物価と金利の長期的推移



資料：Datastream

こうした状況を数式で表すと、

$$1+r = \frac{1+R}{1+p} \quad (r : \text{実質金利、} R : \text{名目金利、} p : \text{インフレ率})$$

これを变形して整理すると ( $r \times p$  は微少なので無視する) 次式が得られる。

$$R = r + p$$

なお、資金貸借の契約スタート時点ではインフレ率  $p$  は未知なので、正確には期待インフレ率  $p^e$  を用いるべきであり、これをフィッシャー方程式と呼ぶ。また、このように期待インフレ率が名目金利に織込まれる現象をフィッシャー効果と呼ぶ<sup>26</sup>。

$$R(\text{名目金利}) = r(\text{実質金利}) + p^e(\text{期待インフレ率})$$

フィッシャー方程式自体は、名目利子率、実質利子率、期待インフレ率の間の関係を示したものに過ぎず、この式のみでは、各々の因果関係、あるいは名目利子率と実質利子率がどのような水準に決まるかは分からない。

一般的な解釈では、(ミクロ経済学的フレームを想定して) まず実質利子率が、異時点間の財に関する消費者の効用関数および企業の生産関数から決定され、そこに(市場参加者の期待により形成された) 期待インフレ率が加わることによって、名目利子率が決まることになる。

## 2. フィッシャー仮説と期待仮説、プレミアム仮説

### (1) 各仮説の関係

これまでの議論をまとめると、名目金利は、以下のように分解して考えることができる。

$$\begin{aligned} \text{名目長期金利} = & \\ & \text{実質短期金利予想値から期待理論によって決まる実質長期金利 (A)} \\ & + \text{流動性プレミアムなど各種プレミアム (B)} \\ & + \text{期待インフレ率 (C)} \quad \dots (\text{数式 1}) \end{aligned}$$

すなわち、期待仮説、プレミアム仮説と、フィッシャー仮説とは相反するものではなく、補い合うものである。なお、Aが期待仮説、Bがプレミアム仮説、Cがフィッシャー仮説に相当する。

もっとも、理論上はこのように整理できるのだが、これを同時に実証研究で扱うことは非常に困難である。なぜならば、A、B、Cのいずれの項も直接観察することはできないからである。後に参照する過去の実証分析例においては、フィッシャー仮説の検証だけでも容易でないため、そのいずれもがBのプレミアム仮説を無視しているほか、Aの期待仮説についても大胆な仮定を置くなどしている。

### (2) 長期金利に含まれる情報

以上のフィッシャー仮説を巡る議論においては、期待インフレ率が何らかのメカニズムで決

---

<sup>26</sup> 20世紀初頭の Irving Fisher の研究がその出発点となったため、こう呼ばれる。

まり、それが名目利子率を決定する、という背景認識の下、暗黙のうちに「名目利子率を如何に説明するか」という点を主な関心としてきた。しかし、そもそも期待インフレ率は実際に観察できない一方、“最終アウトプット”である名目利子率は、唯一市場で実際に観察される変数である。

こうした状況下、逆に「名目利子率から期待インフレ率に関する情報が得られないか」という疑問が生じるが、これまでの研究結果によれば、何らかのそうした情報を含むとの見方が有力である。これは、「情報変数としての（長期）金利」という命題に言い換えることができ<sup>27</sup>、特に金融政策において重要な視点となる。

情報として特に金融政策の観点から期待されるものは、数式 1 からみてとれる通り、短期金利予想値及び 期待インフレ率が代表的なものである<sup>28</sup>。なお、イールド・カーブが示唆する情報の強さという点で、「予想短期金利と期待インフレ率のどちらが優位に立つのかについての実証結果は区々」（岡部（1999a））と指摘されている。

---

<sup>27</sup> 「情報変数」とは、金融政策遂行上の有益な情報を、観察可能な経済変数から得られないかという問題意識に立ち、そうした有益な情報を含む経済変数のことである。情報変数として、特に金利が注目される理由として、Breedon（1995）は、以下を挙げている。

サーベイ調査と異なり、継続的にデータを得ることができる。

高度の判断力を持つ多数の市場参加者が、情報を統合の上、注意深く判断した結果が集約されている。

長期に亘る将来までカバーできる。

<sup>28</sup> このほか、「将来の景気動向」などもよく挙げられる。

## 第2節 過去の実証分析例

インフレ率と金利の関係に関する多くの実証研究によれば、フィッシャー効果の発現は完全ではなくむしろ部分的であることが明らかになっている。その理由としては、貸し手の時間的視野は限られているため遠い将来におけるインフレ率を十分予想できないことや、期待インフレ率は実質金利を決定する要因と同時決定されるはずであること、などが指摘されている（岡部（1999a））。

### （1）フィッシャー仮説の検証

まず、フィッシャー仮説が成立するかが大きな関心事項であるが、仮説検証における最大の問題は、期待インフレ率をどう捉えるかという点にあるが、何らかの仮定を置いた上で統計的な工夫を施す、データを工夫する、という方向性がある。

#### 1) 分布ラグモデル・アプローチ

扱いが簡便なこともあって、フィッシャー以来、伝統的に採用され多くの実証例がある。

ステップ1：過去の物価上昇率の加重平均をインフレ期待の proxy として作成

ステップ2：この加重平均値で名目金利を回帰

この手法の最大のポイントは、「インフレ期待を過去のインフレ率の加重平均で代理させる」という点である<sup>29</sup>。インフレ期待がこのように表現できるならば、名目金利は以下のようになる。

$$R_t = \sum_{i=0}^n w_i p_{t-i} + r_t$$

（ $R$ ：名目金利、 $w$ ：ラグウエイト、 $p$ ：過去のインフレ率、 $r$ ：実質金利）

以下、本アプローチの適用例として、折谷（1979）による実証研究をみる。最初のポイントは、ラグウエイトの付け方である。分布ラグ・アプローチにおいては、このラグウエイトの付け方をアприオリに設定する。その設定の代表的なものとして、アーモン・ラグ及びコイック・ラグが挙げられる。

#### アーモン・ラグを用いた分析

アーモン・ラグの基本的発想は、ある特定のラグ・パターンを想定することにより説明変数（ないしパラメータ）の数を減らそうというものである。折谷はさらに、「実質金利は一定」

---

<sup>29</sup> 今日の言い方でいえば、制約を伴う一変数時系列モデルである。

という仮定を置いている。また、ラグ期間は24(ヶ月)と設定している<sup>30</sup>。

折谷による実証結果は、以下の通り。

$$r_t = \sum_{i=1}^{24} w_i p_{t-i} + 6.142 \quad R^2 = 0.800, D.W.=0.587, S.E.=1.188$$

(48.381)

計測期間 1967年2月～78年12月

$\left[ \begin{array}{l} r_t; \text{現先レート(3ヶ月もの)} \\ p_t; \text{卸売物価前月比騰落率} \end{array} \right]$

図表 36 アーモン・ラグを用いた計測結果(ラグウエイト部分)

ラグ(I期)	$w_i$	t 値
i=0	0.1257	7.16478
1	0.1107	9.1532
2	0.0979	12.3153
3	0.0870	16.2443
4	0.0779	16.8283
5	0.0704	13.6329
6	0.0643	10.8727
7	0.0594	9.2736
8	0.0557	8.5062
9	0.0528	8.3342
10	0.0507	8.6563
11	0.0491	9.4360
12	0.0479	10.5766
13	0.30469	11.6571
14	0.0460	11.8268
15	0.0449	10.7554
16	0.0435	9.1752
17	0.0416	7.7451
18	0.0390	6.6340
19	0.0356	5.8028
20	0.0312	5.1795
21	0.0256	4.7046
22	0.0187	4.3301
23	0.0102	4.0449
24	0.0	0.0
$w_i$	1.3327	

折谷自身は、この結果に対して、「一応物価変動のみによって名目金利の変動をフォローしている」と評価している。これは、各ラグウエイトが有意であることや、ラグウエイトの総和

<sup>30</sup> アーモンラグを仮定することにより、ラグウエイトのパラメータ部分に関して実際に推計が必要なパラメータ数は24より少なくなる(折谷は3次の多項式を用いたため3つ)。

( $w_i$ )の値が大きいことなどから判断しているものとみられる<sup>31</sup>。

アーモン・ラグを用いた実証は非常にポピュラーであり、最近でも、古川(1985)、林(1993)など多数の例がある。林は、アーモン・ラグを用いる理由として、「アприオリな制約が強すぎると正しい分布構造を把握できないおそれがあり、また制約が弱くなるほど経済的に意味のある分布構造の特定がむずかしく、計測も複雑となる」(すなわちアーモン・ラグはその両者のバランスがよい)としている。

#### コイック・ラグを用いた分析

コイック・ラグとは、幾何級数的に逡減するようにラグウエイトを与えるものである。コイック・ラグを用いると、最終的に推計する式は、以下のように変形される。

$$R_t = a + bR_{t-1} + c p_t$$

折谷による計測結果は、以下の通り。

$$R_t = \frac{0.8497}{(26.7587)} R_{t-1} + \frac{0.1661}{(5.5300)} p_t + \frac{0.9703}{(3.9677)}$$

$R^2=0.8936$ 、 $D.W.=2.957$ 、 $S.E.=0.8660$

計測期間 1967年2月~78年12月

$$\left( \begin{array}{l} R_t; \text{現先レート(3ヶ月もの)} \\ p_t; \text{卸売物価前月比騰落率} \end{array} \right)$$

折谷自身は、「アーモン・ラグ・モデルの場合と同様約2年間で過去の物価上昇の影響がほぼ出尽くす形となっている」と肯定的なニュアンスの評価をしている。これは、各パラメータの有意性、決定係数の高さなどをみてのことと思われる。

#### 2) 時系列モデル・アプローチ

時系列分析の進歩を反映し、期待インフレ率を時系列モデルで推計し、その推計値を用いて名目金利との関係を統計的に検証するという手法も今日多くとられている。これは、時系列モデル・アプローチとでも呼ぶべきものである。例えば、折谷(1979)では、ARIMAモデルによってインフレ期待の proxy を作り、これと名目金利の関係を検証している。結果は、以下の通りである。

$$r_t = \frac{0.2437}{(8.5658)} p_t^e + \frac{7.0686}{(35.1864)}$$

<sup>31</sup> 折谷は、今期から24期前までのラグ分布を設定した計測を行っているため、計測式におけるラグ期間の表記は「 $i=0$ (から24まで)」が正しいと考えられるが、ここでは折谷の原論文の記述( $i=1$ )をあえてそのまま用いた。

$R^2=0.336$ 、 $D.W. = 0.3416$ 、 $S.E. = 2.1578$ 、( )内は t 値

計測期間 1967年2月~78年12月

$$\left( \begin{array}{l} r_t ; \text{現先レート(3ヶ月もの)} \\ p_i^e ; \text{t時点から見た先行き3ヶ月の予想卸売物価上昇率(年率)} \end{array} \right)$$

得られた結果について折谷は、「インフレ期待のパラメータは0.2437と1より小さいが、パラメータのt値は8.5658と有意であり、インフレ期待が金利に上乘せされる形になっている」と肯定的な評価をしている<sup>32</sup>。

## (2) インフレ連動債利回りを活用した分析

期待インフレ率が実際には観察できないという問題を統計的な工夫によって解決しようとする方向性に対し、データ自身を工夫するアプローチもある。

例えば、インフレ連動債<sup>33</sup>が発行されている国の場合、通常の債券利回りとの比較により、期待インフレ率や実質金利に関して相当信頼度の高い情報が得られ、恰好の実証分析の対象となっている<sup>34</sup>。インフレ連動債を用いる手法における基本的な発想は、「通常の名目債とインフレ連動債から名目金利と実質金利を求め、そこから期待インフレ率を求める」というものである。具体的なステップは以下の通り。

ステップ1：名目債の価格から名目金利を求める

ステップ2：それをインフレ連動債価格の決定式に代入して実質金利を求める

ステップ3：フィッシャー方程式により期待インフレ率を求める

北村(1995)はイギリスの連動債について分析を行っている。イギリスの連動債の仕組みを簡単に述べておくと、元本・利払いにおける実質化のために用いられる物価指数は、利払い期日から8ヶ月前のものが用いられている<sup>35</sup>。この制度においては、関心が持たれる直近の物価指数は、2ヶ月前のものとなる。こうしたイギリスの制度を参考にすると、連動債の割引現在価値は、以下のように表される。

<sup>32</sup> この他、釜江(1999)でも、時系列モデルによって期待インフレ率を計算し、検証がなされている。釜江の実証結果によれば、多くのケースにおいてフィッシャー仮説は棄却されない、すなわち仮説が成立するための必要条件は満たされており、フィッシャー仮説の成立可能性を指摘している。

<sup>33</sup> インフレ連動債とは、物価上昇率にスライドさせて利払いや元本の金額を変化させるものである。米国、イギリス、フランス、イスラエル、スウェーデンなどで発行実績がある。

<sup>34</sup> データの工夫によるアプローチとしては、こうしたインフレ連動債を用いる方法のほか、米国などではサーベイ・データを用いるやり方もあるが、わが国においてはそうしたデータに乏しいため、ここではとりあげない。

<sup>35</sup> 利払いは半年毎に行われるため、流通市場においていつ連動債を売買しても、次回の利払いにおいて用いられる物価指数は確定していることになる。

$$PV_t = \frac{K \cdot P_2 / P_1}{(1 + R_t)^m} + \frac{K \cdot P_3 / P_1 \cdot (1 + p_t^e)^g}{(1 + R_t)^{m+1}} + \dots + \frac{B \cdot P_3 / P_1 \cdot (1 + p_t^e)^{g+n-1}}{(1 + R_t)^{m+n}}$$

- K : クーポン・レート、B : 元本、
- P<sub>1</sub> : 基準年の物価指数、P<sub>2</sub> : 次回利払いの割引に用いる物価指数、
- P<sub>3</sub> : 直近の物価指数 (2ヶ月前のもの)
- m : 次回までの利払いまでの期間 (6ヶ月単位で表示)
- g : 直近の物価指数の月とそれ以降で次々回の割引に使われる物価指数の月までの期間 (6ヶ月単位で表示)
- n : 次回の利払いから満期までの利払い回数

これにフィッシャー方程式  $1 + R = (1 + r) \cdot (1 + p^e)$  を代入して整理すると、

$$PV_t = \frac{K \cdot P_2 / P_1}{(1 + R_t)^m} + \frac{P_3 / P_1}{(1 + r_t)^m} \times \left\{ K \cdot \left[ \frac{1 - \frac{1}{(1 + r_t)^n}}{r_t} \right] + \frac{B}{(1 + r_t)^n} \right\}$$

一方、名目債の割引現在価値は、次の通り。

$$PV_t = \frac{K}{(1 + R_t)^m} + \left\{ K \cdot \left[ \frac{1 - \frac{1}{(1 + R_t)^n}}{R_t} \right] + \frac{B}{(1 + R_t)^n} \right\}$$

この2式を連立して解くことで、名目金利と実質金利が得られる<sup>36</sup>。

北村は、イギリスのインフレ連動債のデータを用いて名目金利、実質金利、期待インフレ率を導出した。その結果の概要は以下の通り。

図表 37 北村によるイギリスの実質金利、期待インフレ率等の概要

	インデックス債 実質金利 (5年)	インデックス債 実質金利 (10年)	名目債事後的 実質金利(注) (5年)	名目債事後的 実質金利 (10年)	名目金利 (5年)	名目金利 (10年)	期待 インフレ率 (5年)	期待 インフレ率 (10年)	小売物価指数 インフレ率 (RPI)
平均	3.673	3.816	3.724	4.324	8.694	9.294	5.035	5.449	4.970
標準偏差	0.641	0.457	1.468	1.684	1.492	1.233	1.144	1.082	2.242
最小	1.980	2.650	0.060	0.170	4.670	5.750	2.460	3.080	1.220
最大	4.960	4.530	6.510	7.490	11.190	11.290	7.440	7.840	10.890

注：名目債事後的実質金利とは、名目債の利回りから、当該期間の実際の物価上昇率を事後的に差し引きして求めた金利。

<sup>36</sup> もっとも、解析的に解くことは実際は困難なので、通常は、市場価格が割引現在価値と等しいという条件を満たすよう、金利を少しずつ変化させることにより解を求める数値解析法を用いる。

上においては、以下のフィッシャー仮説の成立を仮定して、期待インフレ率を算出している。

$$1 + R_t = (1 + r_t)(1 + p_t^e)$$

これは、近似的に、 $R_t = r_t + p_t^e$  となるが、実際、上の表における期待インフレ率の値も、「名目金利 - インデックス債実質金利」と非常に近い値となっている。

もっとも、フィッシャー仮説の成立自体、統計的に検証されるべき対象である。このため北村は、インフレ期待について、フィッシャー方程式を用いずに算出した値で検証を行っている。これは、以下のように、合理的期待仮説を仮定するところから始まる。これは、「期待インフレ率は確率的誤差を除けば来期に実現するインフレ率に等しくなる」という仮説である。

$$p_t^e = p_{t+1} + \varepsilon_t \quad (\varepsilon_t: \text{誤差項})$$

これをフィッシャー方程式に代入すると、

$$R_t = r_t + p_{t+1} + \varepsilon_t$$

ここにおける検定仮説は、 $\beta = 1$  であり、その検定結果は、以下の通り。

図表 38 フィッシャー方程式の検定

インフレ連動債・5年物

t 値 ( $\beta = 0$ )	t 値 ( $\beta = 0$ )	t 値 ( $\beta = 1$ )	t 値 ( $\beta = 1$ )	D . W .	R <sup>2</sup>
1.8033 (26.753)**	0.4006 (8.955)**	(11.990)**	(-13.397)**	1.100	0.995

インフレ連動債・10年物

t 値 ( $\beta = 0$ )	t 値 ( $\beta = 0$ )	t 値 ( $\beta = 1$ )	t 値 ( $\beta = 1$ )	D . W .	R <sup>2</sup>
2.0437 (25.098)**	0.2691 (4.814)**	(12.817)**	(-13.076)**	0.094	0.715

注1：、とも計測期間は1983年4Q～94年2Q。

注2：\*\*は1%有意水準。

注3：( )内はt値。

この実証結果に対し北村は、 $\beta = 1$  が棄却されていることなどから、「合理的期待仮説を仮定した下ではフィッシャー方程式は成立していない」という判断を行っている。ただここで注意が必要なのは、そもそも合理的期待仮説が成立していない可能性があるという点である。これは最終的には、フィッシャー方程式から求められる期待インフレ率と、合理的期待形成仮説に基づく期待インフレ率のどちらが、真の期待インフレ率に近いか、という問題に帰着する。

### 第3節 最近の金利データに関するフィッシャー効果の検証

フィッシャー効果について、分布ラグモデルの統計手法を用いた実証分析を試みる。名目金利と「過去の物価上昇率の加重平均」との間に回帰式を計測し、これによって「フィッシャー効果」の存否を論じる。「過去の物価上昇率の加重平均値」は、インフレ期待の代理変数として用いている。以下に一般的な分布ラグモデルの定式化を示す。

$$y_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i X_{t-i} + u_t$$

$$\text{短期効果} : \beta_0 \qquad \text{長期効果} : \sum_{i=0}^n \beta_i$$

ここで短期効果とは説明変数が被説明変数に即時的に影響する大きさであり、長期効果とは説明変数による長期に亘る被説明変数への累積的な影響の大きさを示すものである。

以下では、アーモン・ラグおよびコイック・ラグ（過去の物価上昇率の幾何級数和を用いる）の両分布モデルを用いて、フィッシャー効果の存否を検証する。

#### 1. アーモン・ラグを使った推計

我が国の金利（3ヶ月物CD、国債1年物）と物価上昇率（国内卸売物価指数、消費者物価指数）に関して、アーモン・ラグを用いて数パターンの計測を行った。

アーモン・ラグとは、多項式ラグとも呼ばれ、分布ラグ係数を多項式で近似する方法である。ここでは上の分布ラグモデルの定式化において、

$$\beta_i = \omega_0 + \omega_1 i + \omega_2 i^2 + \omega_3 i^3 \quad (i = 0, 1, 2, \dots, n)$$

とした場合、すなわち3次多項式を仮定した。今回推計したケースは以下の通り。

図表 39 推計式の概要

	名目金利	物価上昇率	ラグ期間		
推計式 -	CD3M	国内 WPI	24ヶ月( )	36ヶ月( )	48ヶ月( )
推計式 -	CD3M	CPI (全国・総合)	24ヶ月( )	36ヶ月( )	48ヶ月( )
推計式 -	1年物国債	国内 WPI	24ヶ月( )	36ヶ月( )	48ヶ月( )
推計式 -	1年物国債	CPI (全国・総合)	24ヶ月( )	36ヶ月( )	48ヶ月( )

注：1年物国債は、Bloomberg より提供されている1年物ゼロクーポンレートを使用。

$$\text{推計式} : r_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \dot{P}_{t-i}$$

$r_t$  : t期における名目金利（年率）       $\dot{P}_t$  : t期における物価上昇率（前月比）

推計期間：CD3M は 1985年4月～2000年10月、1年物国債については 1990年1月～2000年10月

図表 40 アーモン・ラグによる推計結果 (r=CD3M、P=国内 WPI)

	ラグ(n)	$\sum_{i=0}^n \beta_i$	$\alpha$	$\bar{R}^2$	D.W.
推計式	24 ヶ月	11.54 (7.487)	3.66668 (18.6402)	0.260704	0.022241
推計式	36 ヶ月	20.1 (12.55)	3.72694 (22.8088)	0.562993	0.08186
推計式	48 ヶ月	27.83 (16.28)	3.76602 (28.0881)	0.762457	0.03985

図表 41 アーモン・ラグによる推計結果 (r=CD3M、P=CPI)

	ラグ(n)	$\sum_{i=0}^n \beta_i$	$\alpha$	$\bar{R}^2$	D.W.
推計式	24 ヶ月	21.17 (14.98)	1.12584 (6.1705)	0.604424	0.064122
推計式	36 ヶ月	22.39 (14.37)	0.790276 (4.01654)	0.685134	0.085086
推計式	48 ヶ月	24.53 (14.64)	0.316271 (1.52404)	0.767492	0.167389

図表 42 アーモン・ラグによる推計結果 (r=1 年物国債、P=国内 WPI)

	ラグ(n)	$\sum_{i=0}^n \beta_i$	$\alpha$	$\bar{R}^2$	D.W.
推計式	24 ヶ月	21.99 (15.04)	3.3545 (22.504)	0.662915	0.061173
推計式	36 ヶ月	27.25 (19.85)	3.48179 (28.2441)	0.772961	0.054386
推計式	48 ヶ月	28.63 (17.39)	3.52265 (27.4934)	0.774839	0.052017

図表 43 アーモン・ラグによる推計結果 (r=1 年物国債、P=CPI)

	ラグ(n)	$\sum_{i=0}^n \beta_i$	$\alpha$	$\bar{R}^2$	D.W.
推計式	24 ヶ月	23.63 (20.65)	0.138299 (0.845687)	0.772478	0.09291
推計式	36 ヶ月	24.82 (18.25)	-0.00441 (-0.02397)	0.774862	0.11639
推計式	48 ヶ月	24.96 (15.47)	-0.03174 (-0.15419)	0.771533	0.14613

注：いずれも ( ) 内は t 値。

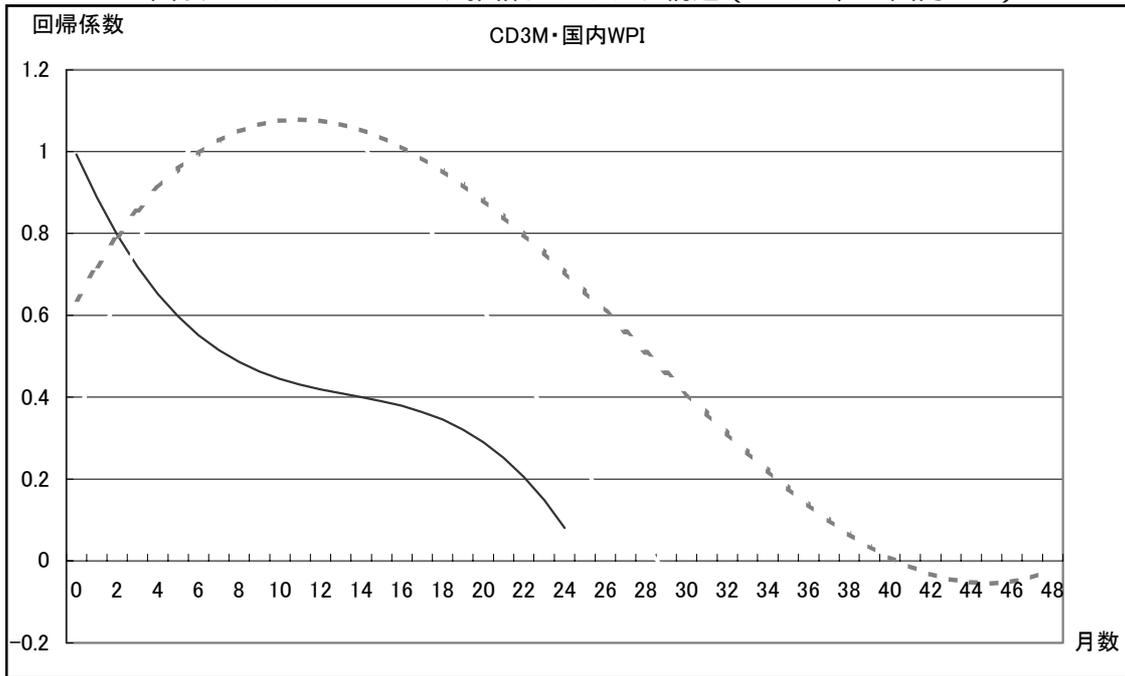
計測結果をみると、いずれもダービン・ワトソン比 (D.W.) が小さく、残差の系列相関が強いという問題点があるが、ラグを 48 ヶ月とした場合にはいずれも 0.75 以上の自由度修正済決定係数が得られていることから、概ねフィッシャー効果の存在が確認されたといつてよいであ

ろう。ここで推計に用いたうち、より短期の金利、すなわち CD3 ヶ月物金利の 24 ヶ月ラグを用いた部分について決定係数が低い値となっているのは、ここ数年のゼロ金利政策時点での超低金利が響いたものと考えられる。

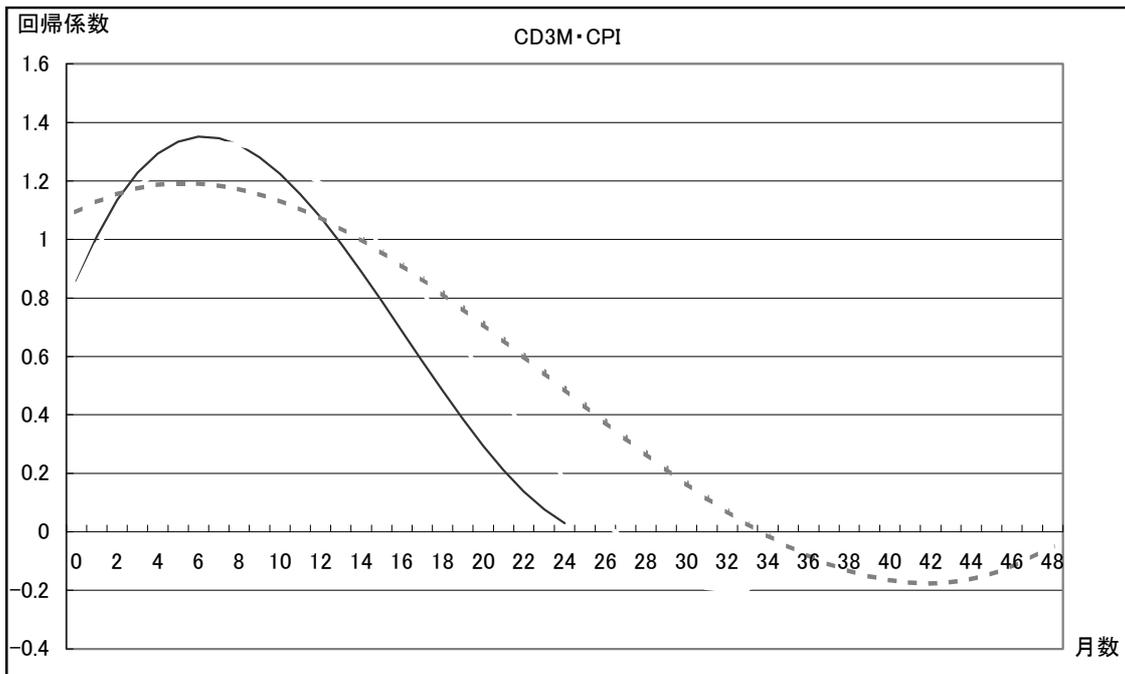
次ページ以降には、 $\beta_i$  をプロットしたグラフを掲げている。これによると、CD3 ヶ月物金利については、約 24 ヶ月前すなわち 2 年前までの物価変動が当該期の名目金利に影響を与える形が観察されている。つまり CD3 ヶ月物への過去の物価上昇の影響は 2 年経てば出尽くすということを示唆している。

一方、1 年物国債金利（ゼロクーポンレート 1 年物）については、CD3 ヶ月物よりも長い約 36 ヶ月前までの物価変動が当該期の名目金利に影響を与える形となっており、1 年物国債への過去の物価上昇の影響は 3 年を要して出尽くすことを意味している。

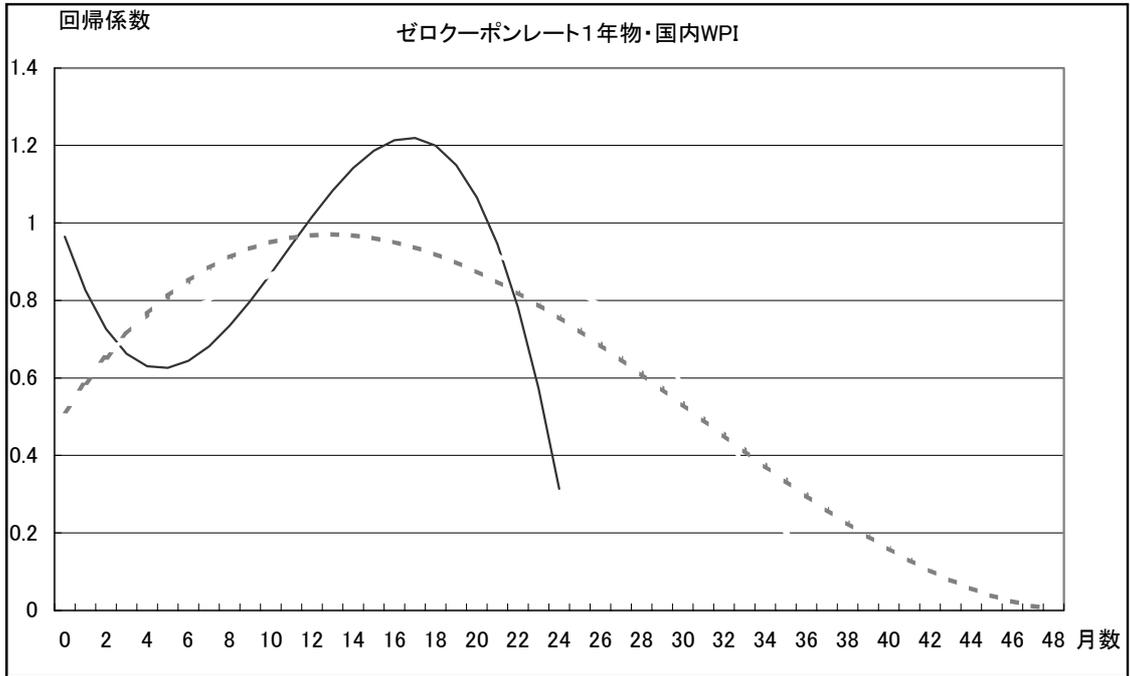
図表 44 アーモン・ラグ推計によるラグ構造 (r=CD3M、P=国内WPI)



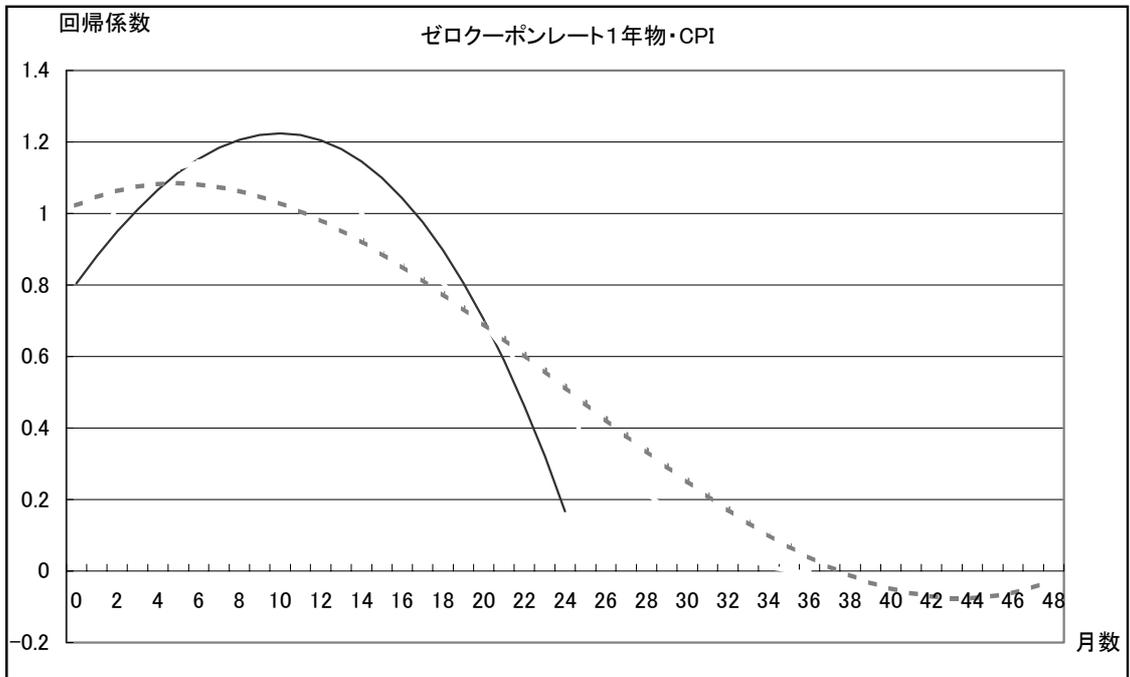
図表 45 アーモン・ラグ推計によるラグ構造 (r=CD3M、P=CPI)



図表 46 アーモン・ラグ推計によるラグ構造 (r=1年物国債、P=国内WPI)



図表 47 アーモン・ラグ推計によるラグ構造 (r=1年物国債、P=CPI)



## 2. コイック・ラグを使った推計

次に、我が国の金利（3ヶ月物 CD、1年物国債）と物価上昇率（国内卸売物価指数、消費者物価指数）に関して、コイック・ラグを用いて計測した。

コイック・ラグとは、分布ラグ係数が指数的（幾何級数的）に減少する関数で表現する方法である。先に示した一般的な分布ラグモデルの定式化において、 $\beta_i = \beta_0 \lambda^i$ （ $i = 0, 1, 2, \dots, \infty$ ）とした場合に当たる。元の式に代入すると、

$$y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_0 \lambda^i X_{t-i} + u_t$$

となるが、この式は無限期間のラグを想定していることからそのままでは有限データを対象とした推計ができない。しかし、これについて1期のラグをとり、両辺に  $\lambda$  をかけて元の式との差をとると、

$$y_t = \alpha(1-\lambda) + \beta_0 X_t + \lambda y_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1}$$

と書ける。説明変数にラグ付き被説明変数が加わるようになってきていることに注意して、これを最小二乗法で推計すればよい<sup>37</sup>。なおこのとき、以下のように書くことができる。

$$\text{短期効果} : \beta_0 \qquad \text{長期効果} : \frac{\beta_0}{1-\lambda}$$

結果は以下の通り（推計期間はアーマン・ラグと同じ）。

$$\text{推計式} : r_t = \alpha(1-\lambda) + \beta_0 \dot{P}_t + \lambda r_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} \quad (r_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_0 \lambda^i \dot{P}_{t-i} + u_t)$$

$r_t$  : t期における名目金利（年率）  $\dot{P}_t$  : t期における物価上昇率（前月比）

図表 48 推計式の概要

	名目金利	物価上昇率
推計式	CD3M	国内 WPI
推計式	CD3M	CPI（全国・総合）
推計式	1年物国債	国内 WPI
推計式	1年物国債	CPI（全国・総合）

<sup>37</sup> 厳密には、誤差項  $u_t - \lambda u_{t-1}$  に正規性を仮定して、最尤法によって非線形推計を適用する方法が望ましい。

図表 49 コイック・ラグによる推計結果

	$\alpha$	$\beta_0$	$\beta_0 / (1 - \lambda)$	$\lambda$	$\bar{R}^2$	D.W.
推計式	-1.85839	0.138498 (2.53635)	33.19	0.995827 (151.897)	0.992051	1.38867
推計式	-7.96958	-0.060388 (-1.49564)	-25.16	0.9976 (148.628)	0.991871	1.26217
推計式	0.103743	0.194451 (2.01357)	12.63	0.984606 (110.014)	0.989844	1.78784
推計式	-1.09581	0.06729 (1.19116)	4.66	0.985023 (107.610)	0.989634	1.747359

注：()内はt値を示す（得られたものについてのみ）。

まず と の計測結果をみると、いずれも物価上昇率にかかる係数  $\beta_0$  の有意性があまり高くない。とくに推計式 においてはマイナスの値となっており、符号条件も満たしていない。なお決定係数はいずれも高くなっているが、これは名目金利の前期水準が説明変数に入っていることに起因しているとみられる。

総合的にみてこの中でフィッシャー効果の存在を示唆するのは、推計式 と である。すなわち国内 WPI を物価上昇率として使用した場合に、物価変動の名目金利への影響が観察されたということが言える。

## 第4章 金利のリスク構造

### 第1節 理論面のサーベイ

近年、金利形成における信用リスクの影響に対する注目が高まっている。その背景として、国内的には金融システム不安等において優良企業を含む破綻・倒産が相次いだこと、また国際的にはエマージング諸国の経済危機が多発したことなどが挙げられる。本章においては、満期の期間が同じでその他の特性が異なる金融資産間の金利相互の関係を探り上げる。

#### 1. 金利のリスク構造

##### (1) リスク構造の規定要因

資金の移動が自由に行える合理的な投資家が、満期期間が同一の複数の金融資産に直面したとすると、以下のような満期期間以外の特性を考慮してポートフォリオを組むと考えられる。

##### 1) 信用リスク

信用リスクとは、一言でいえば「返済が不履行になるリスク」である。信用リスクの大きさは、以下のデフォルト・リスク、回収リスク、エクスポージャーの3要素からなる。

##### デフォルト・リスク (default risk)

デフォルト・リスクとは、文字通り、債券発行体の財政難、最悪の場合倒産などにより公社債の元本償還の不能や元利支払いの遅延、もしくは借入金の返済不能等が発生する危険性をさし、信用リスクの構成要素、さらに言えばリスク構造の規定要因としては最大のものである。通常、(国が発行体である)国債のデフォルト・リスクはゼロとみなされており<sup>38</sup>、これをベースラインとしてその他の発行体のデフォルト・リスクが決められる。

デフォルト・リスクについては日本では欧米に比べるとその重要性は80年代まであまり認識されていなかったが、90年代の長期不況に突入して以後、金融システム不安等が発生したことから、その重要性に対する認識が急速に高まった。それと同時に、欧米では既にステータスを獲得していた民間の格付け機関(Standard & Poor's、Moody's等)が評価する格付けに対する注目度も高まった。なお、格付けとはデフォルト・リスクの高さの度合いによって債券を評価する手法であり、市場の金利形成も相当程度これを反映している。

##### 回収リスク

企業が倒産するなどしてデフォルト・リスクが顕現化しても、担保等が確保されていれば、ある程度の時間をかけることにより、資金は回収できる。逆にそうでない場合には、まるまる資金提供者側の損失となる。こうした担保の確保、あるいは回収の実現可能性などを考慮する要素が、回収リスクである。

---

<sup>38</sup> 原則として、国は増税を行う、もしくは貨幣供給を増加させれば返済が可能であると考えられるため。

## エクスポージャー

エクスポージャーとは、提供している資金の残高である。デフォルト・リスク、回収リスクが大きくても、そもそもの資金提供額が小さければ、信用リスクは小さいし、逆の場合には大きなものとなる。

合理的な投資家は、同一の満期期間を持つ国債以外の債券に対して、以上の要素からなる信用リスクを考慮して、国債利回り以上の金利を要求することとなり、この上乘せされた金利幅を信用リスク・プレミアム（ないし多くの場合その最大の構成要素であるデフォルト・プレミアム）<sup>39</sup>と呼ぶ。

## 2) 流動性リスク

次に重要となるリスク要因は、換金の容易度の高さ、つまり流動性である。流動性は、一般に市場取引参加者数の多さや取引高の大きさ、或いはそもそも流通市場（secondary market）が存在するかどうか等に依存する。一般に国債は他の社債・地方債・政府保証債などに比べて流動性が最も高いことから、通常は流動性の点でも国債利回りがベンチマークとなる。合理的な投資家は、流動性プレミアムを他の債券に要求すると考えられる<sup>40</sup>。

なお、金利の期間構造の議論においても満期期間の違いによる流動性プレミアムが扱われたが、それに比べてリスク構造における流動性プレミアムは、実際のマーケットでは、より実感されやすいものとみられる。わが国で具体的にいえば、それは国債指標銘柄の存在に代表される。

こうしたわが国の指標銘柄の存在に伴う流動性プレミアムを対象とした実証研究の例として、例えば高橋（1989）が挙げられる。高橋は、指標銘柄はその流動性の高さから総じて流動性プレミアム面で有利な位置付けにある（流動性プレミアムが低い）が、時期や銘柄によってその優位性は大きく変化する、と結論付けている。

## 3) 利子課税の有無

制度的な面が強い要因ではあるが、利子課税の有無も金利のリスク構造の規定要因として挙げられよう<sup>41</sup>。合理的な投資家の資金移動によって、税引き後金利が等しくなるように債券相

<sup>39</sup> 流動性プレミアム等と合わせて、単に「リスク・プレミアム」と呼ばれる場合も多いため、用語の解釈には注意が必要である。

<sup>40</sup> 近年、「マーケット・マイクロストラクチャー」の観点から、債券（特に国債）の流動性に関する研究が、BIS（あるいは各国中央銀行）などで積極的に進められている。マーケット・マイクロストラクチャーとは、市場参加者の構成、仲介業者の業務内容に関する制度・慣習、値決めの仕方など市場の仕組みの細部が、価格形成に及ぼす影響を探るという学問分野である。もともとは株式市場の分析が主たるものであったが、最近では債券市場の分析にも応用がされつつある。

<sup>41</sup> 利子課税はあくまで制度であり、「リスク」という概念が本来持つ不確実性という性格は持たない。したがって、正確にはリスク構造を形成する要因に含めるべきではないとも考えられるが、ここでは「同一年限の債券の利回り格差を生じさせる要因」という広義の解釈に基づき、含めることとした。

互の税引前金利が調整される。以下に、公社債関連税制について整理した。

図表 50 インカムゲイン（公社債利子）に対する課税

	利子		課税方法	備考
個人	公社債利子		一律 20%の源泉分離課税（所得税 15%、住民税 5%）	<ul style="list-style-type: none"> <li>勤労者の財形住宅貯蓄・財形年金貯蓄では、元利合計 550 万円まで非課税扱い。</li> <li>65 歳以上の老人・身体障害者・寡婦年金受給者等については、以下の制度が存在： <ul style="list-style-type: none"> <li>[老人等の少額預金の利子非課税制度（新マル優）]：</li> <li>殆ど全ての利付債について適用。元本 350 万円まで非課税扱い。</li> <li>[老人等の少額公債の利子非課税制度（新特別マル優）]：</li> <li>利付国債・公募地方債について、新マル優とは別枠で、元本 350 万円まで非課税扱い。</li> </ul> </li> </ul>
	割引債の償還差益	国内発行	所得税は源泉分離課税（源泉徴収 18%、政令で定める割引債は源泉徴収 16%）、住民税は非課税	<ul style="list-style-type: none"> <li>債券発行時に徴収</li> <li>新マル優、新特別マル優は適用不可。</li> </ul>
		国外発行	所得税・住民税ともに総合課税	<ul style="list-style-type: none"> <li>債券償還時に申告</li> </ul>
法人	公社債利子		全額益金算入	

注 1：短期国債及び政府短期証券（その発行されるものの全てが発行と同時に一括登録されるものに限る）については、その発行時における券面金額から発行価額を控除した金額に対する所得税の源泉徴収が免除される（1999 年 4 月 1 日以後に発行されるものについて適用）。

注 2：外貨建債券の投資によって生じた償還差益および為替差益は雑所得として総合課税の対象となる。

注 3：割引債の償還差益とは発行価格と額面価格の差額を指す。

注 4：アンダーパー発行（発行価格が額面価格より低いもの）された利付債に生じる償還差益については、源泉分離課税の適用はなく、償還時の翌年に雑所得として総合課税。

注 5：「新マル優」「新特別マル優」との用語は、昭和 62 年 3 月まで実施されていた従前のマル優、特別マル優と区別するために用いられる。従前のマル優制度では、現在の新マル優と新特別マル優が対象としている 65 歳以上の高齢者や母子家庭などに限らず、すべての個人の少額貯蓄が非課税枠の対象であった。

資料：東京証券取引所ホームページ公表資料等

図表 51 キャピタルゲイン（公社債売却益）に対する課税

個人	<ul style="list-style-type: none"> <li>一般の債券のキャピタルゲインは通常非課税。ただし、転換社債・新株引受権付社債（ワラント債）は申告分離課税または源泉分離課税の対象となる。</li> <li>利率が 0.5%（期間 5 年未満の債券は 0.2%）未満の債券や国外発行の割引債など特殊な債券の売却益は原則的には譲渡所得として総合課税。</li> </ul>
法人	課税（ただし、キャピタルロスには損金算入）

資料：東京証券取引所ホームページ公表資料等

## （2）リスクフリー資産の例

リスク構造のコアをなすのは、信用リスク（さらにはデフォルト・リスク）である。信用リスクの大小を考える際には、まず信用リスクがゼロの金融資産を考え、それとの比較で考えるのが有効である。信用リスクがゼロ（ないしゼロ近傍）の、リスク構造上の基準となる金利

( = リスクフリー資産の金利 ) として、通常、以下の金利が用いられる。

図表 52 リスクフリー資産の金利

用いられる金利	対応する期間
インターバンク金利 (コール・レート)	超短期 ( 1 日 ~ 3 ヶ月程度 )
短期国債 ( F B を含む ) 流通利回り	短期 ( 3 ヶ月 ~ 1 年程度 )
国債流通利回り	短期 ~ 超長期 ( 1 年 ~ )
公定歩合	短期に近い <sup>42</sup>

### ( 3 ) デフォルト・プレミアムの算出

ここでは具体的なデフォルト・プレミアムの推計方法を大村・俊野 ( 2000 ) に倣って紹介する。

簡単化のために、1 年後に 100 円が償還される ( リスクフリー資産としての ) 国債と社債 ( とともに割引債 = ゼロ・クーポン債 ) の二つの債券を想定し、後者のデフォルト・プレミアムを算出する。まず、デフォルト・プレミアムを以下のように定義する ( 流動性プレミアム等他のリスク・プレミアムはここでは捨象 )。

$$(\text{デフォルト・プレミアム}) = r_C - r_G$$

$$\left[ \begin{array}{l} r_G : \text{国債 ( G ) のスポットレート} \\ r_C : \text{社債 ( C ) のスポットレート} \end{array} \right]$$

デフォルト・プレミアムを推定するためには、予想デフォルト発生率のデータが必要となる。この場合、元本 100 円が 1 年後に契約どおり支払われない確率がそれに当たる。

ちなみにデフォルトが発生した場合でも、その債券の価値がゼロになってしまうわけではなく、一時的に財務状態が悪化してデフォルトしても、発行体が存続している場合、予定より遅れて元本の全額もしくは一部が支払われる可能性がある。また、発行体が経営破綻し、組織が清算されることになった場合でも、当該組織の残余財産の売却により償還資金が確保される可能性もある。デフォルト状態に陥ったときに額面のうちどの程度を回収できるかを回収率と呼ぶ。

いま、 $P_G$  : 国債 G の価格

$P_C$  : 社債 C の価格

$c$  : 社債 C の回収率 (  $0 \leq c \leq 1$  )

$d$  : 社債 C の予想デフォルト発生率 (  $0 \leq d \leq 1$  )

<sup>42</sup> 公定歩合とは日銀貸出における金利であるが、日銀貸出の期間は通常日銀側のオプションで裁量的に決められるもので、特に決まっているわけではない。しかし、大方のケースにおいて日銀貸出は、短期金融市場の金融調節の一環として機動的に用いられるものであり、実際公定歩合の水準も短期金利 ( 無担保コールレート翌日物 ) と近い、ないし平行な動きを示すことから、ここでは「短期に近い」という表現とした。

とすると、これら変数間には以下の関係が成立する。

$$P_C = P_G - \{(1-c) \times d \times P_G\}$$

この式の右辺第2項は国債の価格に予想デフォルト発生率を乗じた金額のうち最終的に回収できない部分であり、デフォルトによる期待損失額を示している。つまり、リスクフリー資産である国債価格と社債価格の差は、その他の条件が一定である場合、デフォルトによる期待損失を表しているということである。

ここで、例えば、 $r_G = 2\%$ 、 $d = 10\%$ 、 $c = 50\%$  とすると、

$$P_G = 100 / (1 + r_G) = 98.039 \text{ (円)} \text{ であるので、}$$

$$P_C = 98.039 - (1 - 0.5) \cdot 0.1 \cdot 98.039 = 93.137 \text{ (円)}$$

となる。従って、

$$r_C = 100 / 93.137 - 1 = 0.0737$$

であることから、デフォルト・プレミアムは、

$$r_C - r_G = 0.0737 - 0.02 = 0.0537$$

すなわち 5.37% となる。

以上の関係式から社債の理論価格を求める際には、デフォルト発生率がデータとして利用可能となっている必要がある。個別組織のデフォルト発生率は、内部で財務内容を把握している立場にないと把握不可能であることから、実際には個別組織の格付け（信用度）をみて、その格付けを有していた債券のデフォルト発生率の実績を代理変数として用いる、という方法が一般的である。また、上の関係式では1年物であったが、それ以上の満期期間を持つ債券であっても同様な考え方で、各期のキャッシュフローについてデフォルト発生率<sup>43</sup>を利用して期待損失を求めた上で、リスクフリーでない債券の理論価格を求めることができる。

ただし、このようにデフォルト発生率の実績とリスクフリー資産としての国債利回りを用いて算出された債券利回りは、市場価格から計算される利回りよりも低く出る傾向が多いとされる。この原因としては、デフォルト・リスクの他にも先に挙げたようなリスク要因、すなわちデフォルト・プレミアム以外のリスク・プレミアムが存在することがまず考えられる。

また、上述した方法では、デフォルト発生率が格付けに応じて確定しているものとしているが、現実にはデフォルト発生率の変動が大きいことも原因として挙げられる。例えば、景気が悪化すると企業倒産件数が増加するが、それは社債については当初デフォルト発生率として見込んでいた以上にキャッシュフローが減少するということを意味する。逆に好況によりキャッシュフローが増加する場合もあるわけだが、いずれにせよ変動率は高まる。長い目でみ

---

<sup>43</sup> この場合各期のキャッシュフローに適用するデフォルト発生率は、実際には累積デフォルト率と呼ばれるものを用いる。累積デフォルト率とは、例えば、ある年にある格付けを有していた発行体のうち5年後までにデフォルトに陥ったものの累積割合をいう。なお、この場合、将来の格付け変化は考慮されない。

れば、こうした期間毎のデフォルト発生率はならされて、平均的には当初見込んだ水準近くに落ち着くかもしれないが、そもそも短期～中期的にはかなりの幅でデフォルト発生率自体が変動するわけであり、それに伴ってリスク・プレミアムも変動する。

## 2. 国債利回りを考える際の留意点

### (1) 国債固有のリスク

以上の議論では、国債は国という発行体の特性（増税もしくは通貨発行が可能）からリスクフリー資産である、つまりデフォルト・リスク等のリスクは存在しないものとして扱われてきた。このような扱いは一国のみの閉鎖経済下ではもっともらしい想定にみえるが、実際には様々な国々の発行する国債が存在し、その利回りには国毎のリスク構造が反映される。これは、エマージング諸国や途上国が発行する国債を考えれば、直感的にも理解されよう。もっとも、国債のリスク構造を考える場合には、こうした信用リスク以外にも、国債特融のリスク・プレミアム要素を考慮する必要がある。その主要なものを挙げると、以下の通り（岡部（1999a））。

#### 1) インフレの不確実性

通常、実質金利を考える場合、名目金利から期待インフレ要因を除去するわけだが、そもそも実質金利自体の構成要素として、将来のインフレの不確実性に伴うリスク・プレミアムが別途含まれる。というのも、投資家は投資資金の実質価値がどの程度の確実性を以って保証されるか（金融当局のインフレ防止についての信頼性）の程度に見合って、プレミアムを要求すると考えられるためである。

その場合の信頼性についての指標は、過去の物価安定化の実績であり、その点からみた金融当局への信頼度が高ければ（すなわち過去のインフレ率が低ければ）、インフレの不確実性に伴うプレミアムは小さくてすむので、実質金利水準を引き下げる要因となろう。

#### 2) 対外バランスの不確実性

ある国の対外バランスが悪化、すなわち経常収支の赤字が継続している場合、将来における当該国通貨の減価が予想される。これは、実質的に債券価値の減少を意味することから、投資家は当該国債券に対してプレミアムを要求することとなる。経常収支赤字の規模が大きい場合には、将来の通貨の減価について大きなリスク・プレミアムを要求することになるので、その国の実質金利は他国に比して高くなる傾向にある。

#### 3) 為替相場の不確実性

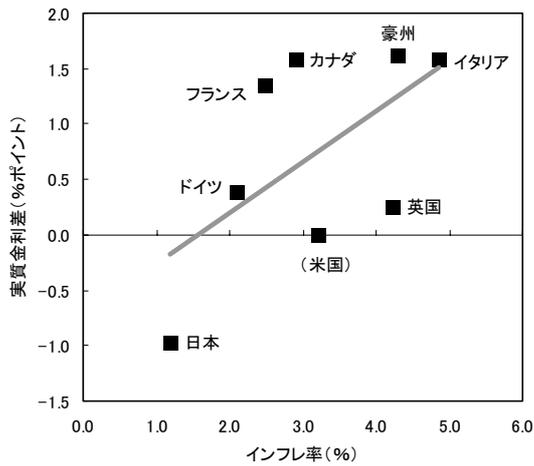
上述の対外バランスのチャンネルに限らずより広い意味で通貨が減価するリスクについてのプレミアムが別途リスク・プレミアムとして挙げられる。ある国の通貨の減価が将来あり得る場合には、当該国通貨建て債券の価値減少リスクが高まることから、より大きなリスク・プレミアムが要求されることとなる。

以下には、各国の対米金利差と上述のリスク要因とを軸にとった散布図を示した。グレーの線はそれぞれの散布図について線形近似を行った直線である。多少のバラツキはみられるも

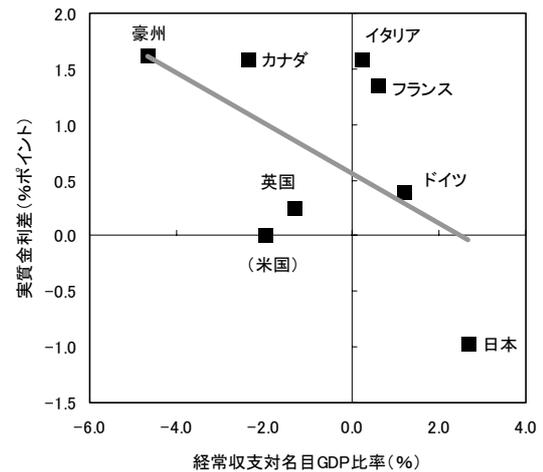
の、ほぼ上述した要因をサポートする関係が観察されよう。すなわち、インフレ率が高い国ほど金利差が大きく、経常収支対名目 GDP 比率が高い（経常黒字幅が大きい）国ほど金利差が小さく、さらに実効為替レート変化率が低い国ほど金利差が小さくなっている。

図表 53 対米国実質金利差とその要因

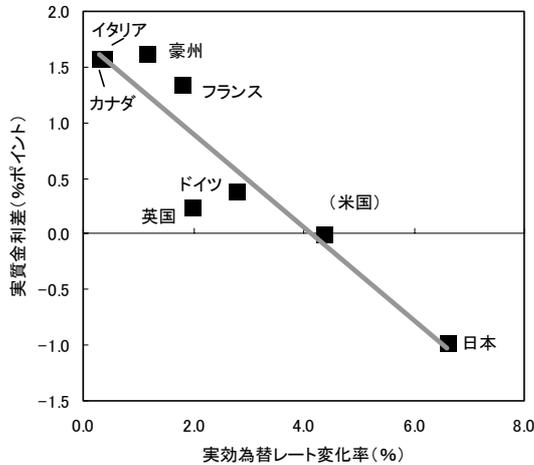
(i) インフレ率



(ii) 経常収支



(iii) 実効為替レート



注 1：各国の実質金利は 10 年物国債利回りからインフレ率（＝消費者物価指数伸び率）を差引いて算出。  
 注 2：実質金利差は各国の実質金利から米国の実質金利を差引いて算出。  
 注 3：実質金利差、インフレ率、経常収支対名目 GDP 比率は 85-99 年平均、実効為替レート変化率は 88-99 年平均。  
 注 4：(iii) の実効為替レートの横軸が意味しているのは、あくまでも変化率（すなわち減価・増価）であってボラティリティーではない。  
 資料：OECD, “Economic Outlook”, Dec 2000.等より作成

(2) 国債の格付け

格付けは債券のデフォルト発生率を想定するための重要な指標となっている。最も代表的な格付け機関は、米国を本拠地とする Moody's 社および Standard & Poor's (S&P) 社であり、世

界的に市場への大きな影響力を持っている。日本には他に、米系の ICBA フィッチ、日系の格

図表54 主要格付会社の概要

	本 社	株 主	設 立
日本格付研究所	東京	本邦の銀行、保険会社等109社	1985年
格付投資情報センター	東京	日本経済新聞社、銀行等	1979年
Fitch	ニューヨーク、ロンドン	Filmac(フランスの持ち株会社)	1913年
Moody's Investors Service	ニューヨーク	Moody's Corporation	1900年
Standard & Poor's	ニューヨーク	McGraw-Hillの一部門	1860年

(資料)国際金融情報センター(2001)より作成。

付投資情報センター (R&I)、日本格付研究所(JCR)などが存在している。

Moody's と S&P はいずれも創業から 100 年以上と長い歴史を有しており<sup>44</sup>、現在では 5,000 社を超える企業の長期債格付けを中心として、劣後債、長期預金、保険財務、短期財務、投資信託及びソブリン債 (sovereign bond、政府が発行する債券) の格付けを行っている。以下は両社の格付けの定義である。

図表 55 Moody's と Standard & Poor's による格付けの定義

グレード	Moody's	S&P	元利払いの確実性
ベスト・クオリティ (最上級)	Aaa	AAA	最も確実性が高い
	Aa1	AA+	
ハイ・クオリティ (上級)	Aa2	AA	確実性はかなり高い
	Aa3	AA-	
	A1	A+	
中の上	A2	A	確実性は高い
	A3	A-	
	Baa1	BBB+	
中間	Baa2	BBB	確実性は平均水準
	Baa3	BBB-	
それ以下 (投機的)	Ba	BB	当面問題はないが将来に不安 確実性に問題がある デフォルトの可能性がある デフォルトの可能性が大きい デフォルトの可能性が非常に大きい デフォルトに陥っている
	B	B	
	Caa	CCC	
	Ca	CC	
	C	C	
		D	
添え字	1,2,3	+,-	

注：Baa もしくは BBB 以上が投資適格とされ、それ未満は投機的債券と位置付けられる。

資料：大村・俊野(2000)、各社ホームページ。

### (3) ソブリン債の格付けと日本国債格付けの動向

各国の国債利回りに影響を与えると考えられる、ソブリン債格付けは、どのように行われているのだろうか。スタンダード・プアーズ(1998)がその詳細を公表しているが、そこに挙げ

<sup>44</sup> 両社とも、19世紀後半の米国の鉄道会社に対する格付けが最初であった。

られている考慮要因は、以下の通りである。

図表 56 ソブリン債の格付け手法 (S&P)

---

---

政治リスク

- ◇ 政府の形態と政治制度の適応性
- ◇ 国民の政治参加度
- ◇ 政権交代の秩序
- ◇ 経済政策目標におけるコンセンサスの度合い
- ◇ 世界の貿易・金融システムへの統合度
- ◇ 国内外の安全保障リスク

所得および経済構造

- ◇ 生活水準・所得・富の分配
- ◇ 市場経済 / 非市場経済
- ◇ 資源の規模と多様性

経済成長見通し

- ◇ 貯蓄と投資の規模と内訳
- ◇ 経済成長のペースとパターン

財政の柔軟性

- ◇ 一般政府の経常的および全体的財政収支
- ◇ 税制の競争力と増税の柔軟性
- ◇ 歳出への圧力

公的債務負担

- ◇ 一般政府の金融資産
- ◇ 公的債務と金利負担
- ◇ 公的債務の通貨別内訳と構成
- ◇ 年金債務
- ◇ 金融機関・事業会社その他の偶発債務

物価の安定性

- ◇ インフレ動向
- ◇ 金利と信用拡大
- ◇ 為替政策
- ◇ 中央銀行の独立性

国際収支の柔軟性

- ◇ 財政・金融政策が対外バランスに与える影響
- ◇ 経常収支の構成
- ◇ 資本収支の内訳

対外債務と外貨準備

- ◇ 公的対外債務の規模と通貨内訳
  - ◇ 国の偶発債務としての銀行その他公的・民間機関の重要性
  - ◇ 満期構成と債務返済負担
  - ◇ 外貨準備その他公的対外資産の水準と内訳
  - ◇ 債務返済の実績
- 
- 

出所：スタンダード＆プアーズ(1998)

特に、

- 政治制度の安定性と政治過程への国民参加の度合い
- 歳入と経済構造
- 財政政策と財政の柔軟性

- 金融政策とインフレ圧力
- 公的及び民間債務と返済実績

を主要なリスク要因とし、自国通貨建て債務の格付けを行っているとしている。ここでは、ファンダメンタルズに基づく実質的な返済能力のほかに、政府による返済の意思といった、政治的な要因が考慮されている点が注目される。

なお、最近注目されている日本国債に関する格付けの経緯は、以下のとおりである。

Moody's は 1998 年 4 月に「経済を成長軌道に戻し、財政均衡を取り戻すかどうか不透明であり、カントリー・シーリングを見直す可能性がある」とアナウンスし、続く同年 7 月 23 日には「カントリー・シーリングの引き下げ検討」をアナウンスした<sup>45</sup>。さらに、金融システム不安が高まった同年 11 月 16 日に、日本国のカントリー・シーリングを最上級の格付けである Aaa から Aa1 に引き下げた。

さらに、2000 年 9 月 8 日に Moody's は、日本政府が発行・保証する円建て国内債券の格付けを Aa1 から Aa2 へと引き下げた。一方で、日本電信電話・東京ガス・トヨタ自動車などは引き続き Aa1 の格付けを維持（2001 年 3 月末時点）しており、中央政府の格付けの上限を民間企業が上回るという特殊な事態となっている。S&P 社については、日本国債に引き続き AAA の格付けを付与していたが、2001 年 2 月 22 日に「財政の柔軟性の低下、債務の増加、および構造改革の進展の遅さ」などを理由として日本の外貨建て・円建て長期ソブリン格付けについて AAA から AA+へと引き下げている。

#### （４）ソブリン債格付けにおけるスプリット存在の問題

各格付会社が格付けについて共通の手法、考え方を有しているとすれば、同一のソブリン債に対する格付けは等しくなり、格付けの変更も同時点で発生することになる。しかし、実際には各格付会社間の格付けに格差（スプリット<sup>46</sup>）が存在し、また時系列的に見るとこれが拡大したり縮小したりするパターンが観察される。

国際金融情報センター(2001)の調査分析によると、スプリット拡大ないし縮小の動きを観察することで、流動性リスク、政治リスク等に対する各格付会社の反応の違いがみられ、そうした中で、Standard & Poor's 社が各種リスク顕現時に柔軟に格付けを変更している傾向が窺われる。一方、恒常的に存在するスプリットを観察すると、日系格付会社と非日系格付会社の格付け水準の相違（前者が高く、後者が低い）がこれに大きく寄与していることが分かる。こうした傾向は特にアジア諸国に対する格付けにおいて顕著であるが、近年こうしたスプリットは縮小の方向にある。

<sup>45</sup> カントリー・シーリングとは政府が発行・保証する外貨建て債務の格付けを指し、当該国の企業が発行する長期債は通常このシーリングを超えた格付けを得ることが出来ない。

<sup>46</sup> 各格付会社の格付けスケールを共通化した上で、個々の格付け先について格付会社間に生じている格付けの相違をスプリットと称し、その大小は最高位格付けを付与している会社と最低位格付けを付与している会社との間の格付けランク数（ノッチ）の差によって表される。

ソブリン債格付けのスプリットが大きい理由として、Cantor and Packer(1995)は、ソブリン債格付けの歴史が比較的浅く<sup>47</sup>格付会社の経験が不足していること、ソブリン債に格付けを付与する際には支払能力だけでなく、支払い意欲に影響する要素（政治機関の安定性、社会的・経済的拘束力、世界経済システムへの統合度合い等）も考慮しなくてはならず、リスク評価が複雑なことを挙げている。

#### （５）信用不安と国債利回りに関する分析

信用不安が高まると、その国の債券市場のリスク構造に、大きな変化が生じることになる。以下では、日本銀行（1998）及び経済企画庁（1999）に示された、信用不安の局面における信用リスク要因を考慮した国債利回りの分析を参照する。

##### １）日本銀行（1998）の分析

「関数推計による長期国債金利低下の分析」と題された当該論文では、90年代入り後の長期金利の低下傾向がいかなる要因によって定量的にどの程度説明できるかについて分析を試みている。具体的には、国債10年物利回りを被説明変数とし、以下の説明変数による回帰分析を行っている。

- a．CPIの3年前比（年率）：長期のインフレ率を示し、期待インフレ率の長期的・トレンド的な動向に影響を与える。
- b．鉱工業生産指数前期比（年率）：生産活動（実体経済動向）の方向性を示す。
- c．円ドル相場前期比（年率）：その変化が近い将来のインフレ率や実質成長率に影響を及ぼす。
- d．無担保コールレート翌日物：金融政策の代理変数。
- e．米国実質金利：海外の実質金利との裁定がある程度働く事を考慮。

推計結果は以下のとおりである。まず「CD、TBのレート格差を加えない推計」による推計値の推移をみて筆者は、「96年半ばまでは概ね推計値と実績値が似通った水準にあるが、97年以降は実績値が推計値を大きく下回り、95%信頼区間の下限近傍で推移している」と述べ、さらにこの国債利回りの低下現象について、「企業のデフォルト・リスクや金融システム不安の高まりを背景に民間部門の負債のリスク・プレミアムが上昇し、国債など安全資産に対して『質への逃避（flight to quality）』の動きが生じた結果とみる事が出来よう」としている。

図表 57 CD, TBのレート格差を加えない長期国債利回りの推計

説明変数	CPI 3年前比年率	鉱工業生産 前期比年率	円ドル為替相場 前期比年率	無担保 コールレート翌日物	米国実質 長期金利
パラメータ	0.60	0.05	0.005	0.36	0.19

<sup>47</sup> ソブリン債格付けに対するニーズが増大し、このビジネスが活発になったのは、1985年以降のことである。

( t 値 )	( 9.27 )	( 5.62 )	( 1.80 )	( 10.53 )	( 4.34 )
---------	----------	----------	----------	-----------	----------

$R^2 = 0.92$ , S.E.=0.34, D.W.=1.89, 推計期間：83/1Q～94/4Q

注1：CPI3年前比年率（消費税要因を調整したベース）は1期ラグ

注2：米国実質長期金利は、財務省証券10年物利回り - 米国CPIコア3年前比年率

注3：CD, TB（3ヵ月物）レート格差の90/1Q以前の計数は、90/2Q～94/4Qの平均値(0.13%)で代替。

以上の「質への逃避」という仮説に基づき、筆者はCD、TBのレート格差、つまりリスク・プレミアムの代理変数を説明変数に加えた推計を行っている。ここでは、a～eの変数に対応する係数は前と大きく変化せずによりよいフィットを示す推計となっており、実際に推計値と実績値の97～98年時点での乖離も殆どみられなくなっていることから、筆者は97～98年時点の長期国債利回り低下は「質への逃避」要因の影響が大きいとの解釈が可能、と結論付けている。

図表 58 CD, TBのレート格差(CD - TB)を加えた長期国債利回りの推計

説明変数	CPI 3年前比年率	鉱工業生産 前期比年率	円ドル為替相場 前期比年率	無担保 コールレート翌日物	米国実質 長期金利	CD, TB (3ヵ月 レート) レート格差
パラメータ ( t 値 )	0.58 ( 9.03 )	0.05 ( 6.46 )	0.006 ( 2.43 )	0.41 ( 14.93 )	0.17 ( 4.13 )	-2.27 ( -3.77 )

$R^2 = 0.96$ , S.E.=0.33, D.W.=1.55, 推計期間：83/1Q～98/1Q

## 2) 経済企画庁(1999)の分析

経済企画庁(1999)は、98年9月末に1%を切る水準まで低下してきた長期金利(国債利回り)が98年末から99年初にかけて一時大きく上昇した現象について、やはり質への逃避を考慮しつつ推計及び分析を行っている。ここでは国債10年物利回り(店頭基準気配、月中平均)を被説明変数とし、以下のa～dを説明変数としている。推計結果は下の表のとおり。

- a. 無担保コールレート翌日物(月中平均): 短期金利水準
- b. (CD3ヶ月物(最終週約定平均) - TB応募者利回り): 「質への逃避」の代理変数となるリスク・プレミアム
- c. 利付国債のシ団引受け額(12ヶ月移動平均): 国債需給要因の代理変数
- d. 鉱工業生産指数(前年比、ラグ2期): 実体経済を表す変数

図表 59 経済企画庁(1999)による長期国債利回りの推計

説明変数	定数項	無担保 コールレート翌日物	CD, TB レート格差	利付国債 シ団引受け額	鉱工業 生産指数
パラメータ ( t 値 )	2.108 ( 16.668 )	0.884 ( 20.708 )	-0.759 ( -2.260 )	0.010 ( 1.947 )	0.082 ( 5.745 )

$R^2 = 0.892$ , D.W.=0.437, 推計期間：92/4月～99/3月

経済企画庁は、この推計式から、98年11月～99年3月までの国債利回り上昇の寄与率を計

算し、国債発行増による上昇と、金融市場の落ち着きを反映した安全資産選好 (flight to quality) の弱まりの二つを主な金利押し上げ要因として挙げている<sup>48</sup>。

#### (6) 政府債務増大と国債利回りの関係

磯貝 (2000) は、期間構造に関する期待仮説に則って、G7 諸国の長短スプレッドを期待要素とプレミアム要因とに分解し、プレミアム要因の中でも重要度が高いと考える政府債務残高の影響を定量的に把握することを試みている。具体的には長短スプレッドを以下のような形に分解し、各要因を推計し有意性を検討している。

#### 長短スプレッド

= 実質金利のスプレッド予想 + インフレ率の変化予想 + プレミアム要因

ここでプレミアム要因として、筆者は、「政府債務残高、インフレのボラティリティ、対外資産・負債ポジション、為替レートの変動などが考えられる」としているが、統計的な分析については、政府債務残高に焦点を絞っている。推計式と使用データは以下のとおり。

$$\begin{aligned} \text{長短スプレッド}_{it} = & \alpha_i + \beta_{1i} \cdot \text{実質GDP前年比変化予想}_{it} \\ & + \beta_{2i} \cdot \text{CPI前年比変化予想}_{it} \\ & + \beta_{3i} \cdot \text{政府債務残高 (GDP比率)}_{it} \\ & + \beta_{4i} \cdot \text{通貨危機要因調整}_{it} \end{aligned}$$

(添え字 i は国を示し、t は時点を示す)

- ・長短スプレッド：インターバンク 3 ヶ月物金利と 10 年物国債金利。
- ・実質 GDP 前年比変化予想：「実質金利のスプレッド予想」要因にあたる。「先行き 1 年程度 (+1 ~ +4 期) までは市場参加者が実現値を事前に正しく予想し、これを全期間の予想に代用している」という期待形成を仮定し、変化予想に関しては +1 ~ +4 期までの実質 GDP 前年比の平均から +1 期の実現値を差し引いた数値を使用。
- ・CPI 前年比変化予想：「インフレ率の変化予想」要因にあたる。これも実質 GDP 前年比変化予想同様の期待形成を想定して、データを作成。
- ・政府債務残高 (GDP 比率)：プレミアム要因にあたる。グロスの中央政府債務残高の対名目 GDP 比を使用。

<sup>48</sup> またこの推計からは明確にはならないが、他に考えられる要因として、大型の景気対策が当時決定されたことで国債増発の予測が高まったことを挙げている。

- ・通貨危機要因調整：1993年のERM<sup>49</sup>危機において欧州諸国が一時的に政策金利を大幅に引き上げた際の影響を調整するためのダミー変数。

推計方法および推計結果は、以下の通り。

図表 60 磯貝（2000）における推計方法

手法の名称	内容	推計期間
プーリング推計	G7諸国のデータを単純にプールして推計。	86/1Q～98/4Q
パネル推計	データをクロスセクションの時系列データとして扱い、国毎に固有な固定効果を想定して推計。すなわち、定数項 $\alpha_i$ が国ごとに異なる（時間を通じては一定）。他の回帰係数は国を通じて同一。	1：86/1Q～98/4Q 2：86/1Q～90/4Q 3：90/1Q～98/4Q
GLS（Generalized least squares：一般化最小二乗法）	誤差項の分散不均一性を解消する目的で（誤差項に自己相関はないと想定）GLSで推計。	1：86/1Q～98/4Q 2：86/1Q～90/4Q 3：90/1Q～98/4Q
SUR（Seemingly unrelated regression）	誤差項が分散不均一で、かつ自己相関がある場合でも有効なSURによる推計。	86/1Q～98/4Q

図表 61 磯貝（2000）による推計結果

	説明変数	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\bar{R}^2$	S.E.
推計式	ハ°ラメータ (t値)	0.359* (4.361)	0.499* (3.757)	-0.008 (-3.204)	-2.602* (-5.852)	0.148	1.368
推計式 -1	ハ°ラメータ (t値)	0.370* (4.291)	0.486* (4.112)	0.088* (10.329)	-2.337* (-6.068)	0.445	1.134
推計式 -2	ハ°ラメータ (t値)	0.468* (3.902)	0.474* (3.153)	0.106* (3.291)	- -	0.588	0.914
推計式 -3	ハ°ラメータ (t値)	0.359* (4.039)	0.678* (2.138)	0.096* (10.293)	-2.201* (-7.863)	0.446	1.141
推計式 -1	ハ°ラメータ (t値)	0.176* (3.422)	0.312* (4.083)	0.081* (15.463)	-2.246* (-13.210)	0.534	1.140
推計式 -2	ハ°ラメータ (t値)	0.151* (6.161)	0.321* (6.851)	0.111* (13.629)	- -	0.730	0.906
推計式 -3	ハ°ラメータ (t値)	0.166* (2.615)	0.381* (3.676)	0.099* (8.599)	-2.149* (-11.913)	0.521	1.150
推計式	ハ°ラメータ (t値)	0.125* (3.180)	0.142* (2.513)	0.071* (13.532)	-1.762* (7.850)	0.416	1.164 (5.745)

注：\*は回帰係数が1%水準で有意であることを示す。

<sup>49</sup> ERM危機とは、92年後半からイギリスとイタリアがヘッジファンドなど投機筋から自国通貨を防衛するためにEU通貨統合の前段階としてのシステム、ERM(Exchange Rate Mechanism)から離脱を余儀なくされた事態を指す。ERMにおいては、ECU（欧州通貨単位）と自国通貨との間で設定された基準レートを中心とするレンジを超えて為替レートが変動した場合に、当該国政府は無制限の介入義務を負っていた。

これによると、推計式 では、政府債務残高にかかる係数がマイナスであり符号条件を満たしていないことから、筆者は、国毎の個別効果を考慮せずに、単純にプールした長短スプレッドと政府債務残高の関係をみると両者の関係がうまくよみとれなくなってしまう状況にある、としている。個別効果を考慮した推計式 では、いずれの推計期間についても全ての係数について符号条件を満たし、1%有意水準を満たしている。さらに統計的に精緻な方法で推計した と についても、全ての係数について符号条件を満たし、かつ 1%有意水準を満たすという結果になっている。

以上の結果を受けて、磯貝は、政府債務残高の上昇はプレミアムの増加、長期金利の上昇を通じて長短スプレッドの拡大に寄与する、と結論付けており、景気拡大が予想される局面でも政府債務残高の減少が続けばイールド・カーブはフラット化する可能性がある、としている。

## 第2節 金利のリスク構造を巡るデータ分析

### 1. ジャパン・プレミアム

ここでは、リスク・プレミアムについての最近の顕著な例として、ジャパン・プレミアムの問題について考察する。

1995年、コスモ信用組合、木津信用組合、兵庫銀行などの破綻や大和銀行のニューヨーク支店での不祥事が発生し、日本の金融機関に対する懸念が海外で広がり、米系の格付け会社が日本の金融機関の格付けを下げていった。これを受け、海外市場で日本の金融機関が外国の金融機関から資金調達する際に、割高な金利水準を要求されるという事態が生じることとなった。こうして上乘せされた金利を、ジャパン・プレミアムと呼ぶ。

その後も1997年11月には、三洋証券破綻によりコール市場で戦後初のデフォルトが発生したほか、北海道拓殖銀行、山一証券といった大型の破綻が相次いだこともあって、一段と日本の金融システム不安が強まり、ジャパン・プレミアムは一時1%ポイント近くにまで上昇した。さらに1998年10月には、日本長期信用銀行が破綻したことから、小康状態にあったジャパン・プレミアムは再び急速に上昇したが、その後は日銀のゼロ金利政策や金融セーフティネットの整備もあって沈静化している。以下は、この間の動きを示すグラフである<sup>50</sup>。

---

<sup>50</sup> ジャパン・プレミアムを示す際に用いられるデータにはいくつかあるが、ここでは花尻(1999)に倣い、以下を用いた。

#### <ドル資金市場における短期金利>

US\$JOM：Japan Offshore Market における3ヶ月物ドル金利の気配値(ask rate)。邦銀のシェアが高い。

US\$LIBOR：London Inter-bank Offered Rate(LIBOR)の3ヶ月物ドル金利。外銀のシェアが高い。

ジャパン・プレミアム：US\$JOMからUS\$LIBORを差し引いた値。

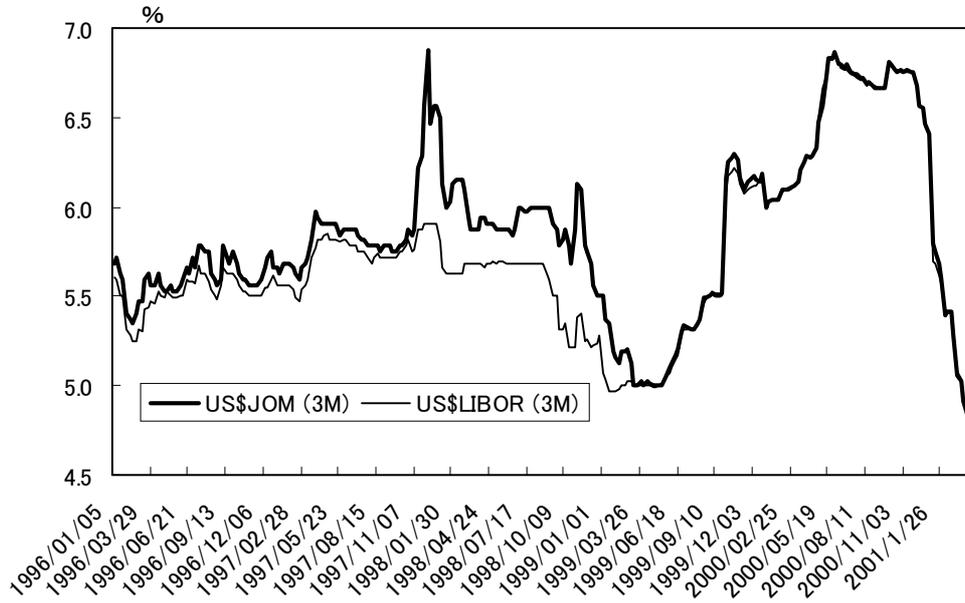
#### <円資金市場における短期金利>

JP¥TIBOR：全国銀行協会の公表による3ヶ月物Tokyo Inter-bank Offered Rate(TIBOR)。殆どが邦銀。

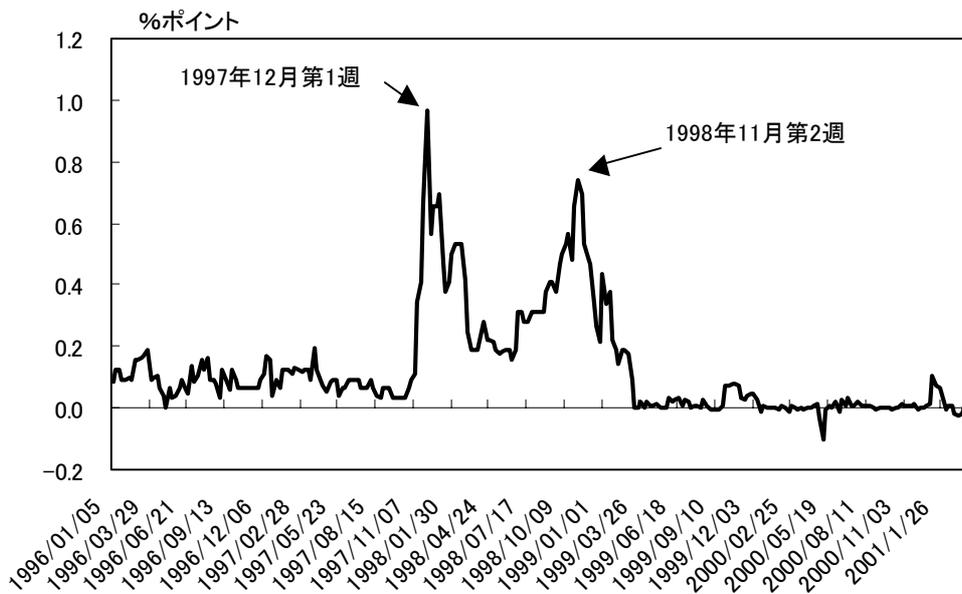
JP¥LIBOR：BBA(英国銀行協会)が算出する3ヶ月物円金利。外銀のシェアが半数強。

ジャパン・プレミアム：JP¥TIBORからJP¥LIBORを差し引いた値。

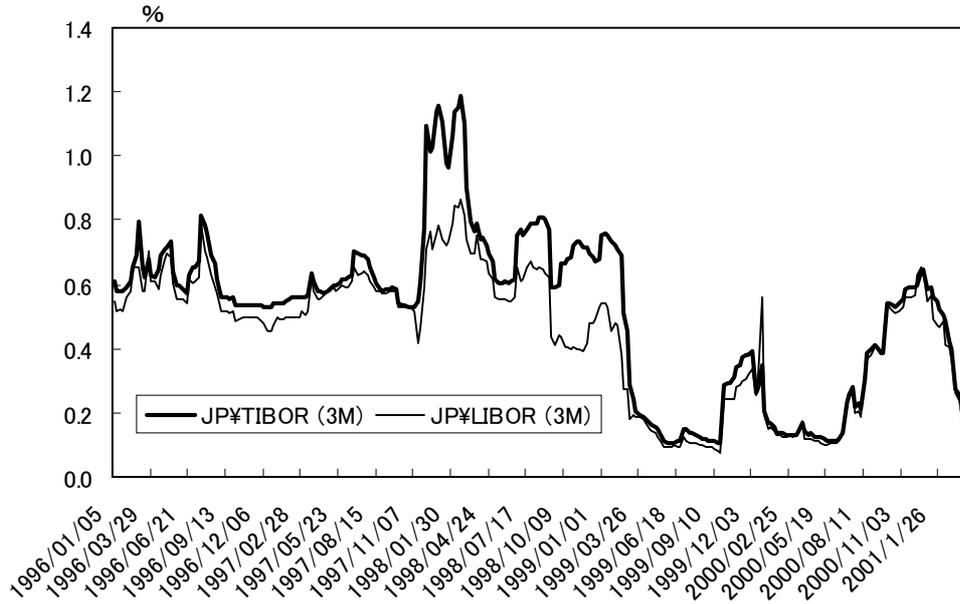
図表 62 ドル資金市場における3ヶ月物金利  
 (1996年1月第1週~2001年3月最終週)



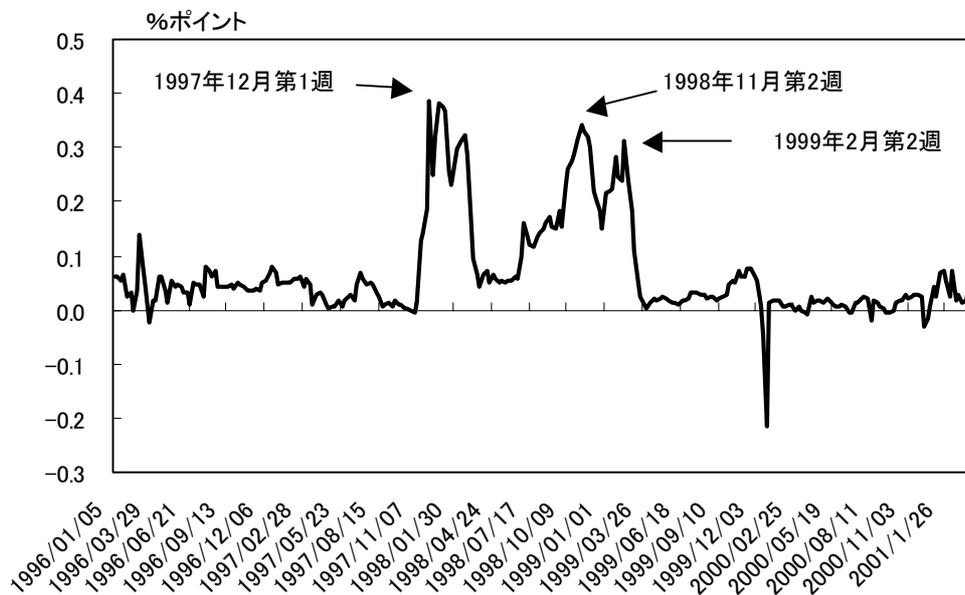
図表 63 ドル資金市場におけるジャパン・プレミアム  
 (1996年1月第1週~2001年3月最終週)



図表 64 円資金市場における3ヶ月物金利  
(1996年1月第1週～2001年3月最終週)



図表 65 円資金市場におけるジャパン・プレミアム  
(1996年1月第1週～2001年3月最終週)



注：1999年末にジャパン・プレミアムが大きくマイナス値に落ち込んでいるが、これは99年末の12月24日、国内金利は日銀の潤沢な資金供給により金利が安定していた一方、ロンドン市場で2000年問題を材料に円金利が急騰したことによる。

## 2. 格付けと利回りの関係

リスク構造の最重要要素であるデフォルト・リスクを示す数値データの代表が、格付けである。まず格付けの信頼性について過去の格付けとデフォルト率からみた後、格付けと利回りの関係を分析する。

### (1) 格付けとデフォルト率の関係

Moody's 社では、過去自社が格付けを行った債券のデフォルト発生件数のデータを 1920 年から蓄積している。ここでは 2000 年 1 月に発行された同社レポートの内容を考察する。

下表は、年初時点である格付けを付与された債券の発行体が、その年にデフォルトに陥った率<sup>51</sup>を示している。例えば、1999 年初めに A 格以上の債券は 99 年中には全くデフォルトに陥らなかった一方で、B 格では 5.69% が何らかの形でデフォルトに陥ったことを示している。平均的にみれば、年金基金や機関投資家が投資するのに比較的安全とされる投資適格グレードである Baa 格以上のデフォルト発生率は期間中 0.05% となっており、格付けの定義通り実際にデフォルト発生率がかなり低かったことが示されている。従って過去の実績を見る限りでは、債券の理論価格を推定する場合に用いる予想デフォルト発生率の代理変数として、格付けと過去のデフォルト発生率実績を用いることには妥当性があるといえよう。

ただし、格付けと過去のデフォルト発生率との関係には年によってバラツキがみられ、特に Baa 格以下の部分でのデフォルト発生率の変動が大きい。これは先に指摘したように、好況時には格付けの比較的低い債券発行体でもデフォルトに陥らずに利子払いや元本返済が行える可能性が高い、ということを示唆している。

次に示した「格付けと累積デフォルト発生率」の表は、実際に債券の理論価格を計算する場合に用いることができるデフォルト発生率である。例えば満期期間が 1 年以上の Aa 格の債券理論価格を算出したい場合、1 年後のキャッシュフローについては、0.03% を用い、2 年後のキャッシュフローについては 0.04%・・・と各期に対応する累積デフォルト発生率<sup>52</sup>を用いる。

ここで注目されるのは 1 年間だけのデフォルト発生率（最初の表）では、Aaa、Aa、および A 格の債券について殆ど差がなくいずれもほぼ 0.00% となっていたものが、累積デフォルト発生率をみるとこれらの間でも明確な水準の差が出ていることである。その意味で、いわゆる投資適格であるとされる債券でも、1 ノッチの格付けの差があれば債券の理論価格すなわち利回りはかなり異なってくるということを意味している。

<sup>51</sup> Moody's によるデフォルト発生率は以下のような形で定義されている。

(デフォルト発生率) = (ある期間中に利払い或いは元本償還ができない状態に陥った (= デフォルトに陥った) 発行体の数) / (ある期間に利払い或いは元本償還を行うことになっていた発行体の数)

<sup>52</sup> 累積デフォルト発生率は、各年に発行された債券を年を追ってみた場合のデフォルト発生率（定義は上に同じ）に関し、発行体数をウェイトとして加重平均をとって求めたものである。例えば、1970 年に発行された Aaa 格付け債券の X 年後のデフォルト発生率と 1971 年に発行された Aaa 格付け債券の X 年後のデフォルト発生率、1972 年・・・などを加重平均したものが「X 年後の累積デフォルト発生率」である。

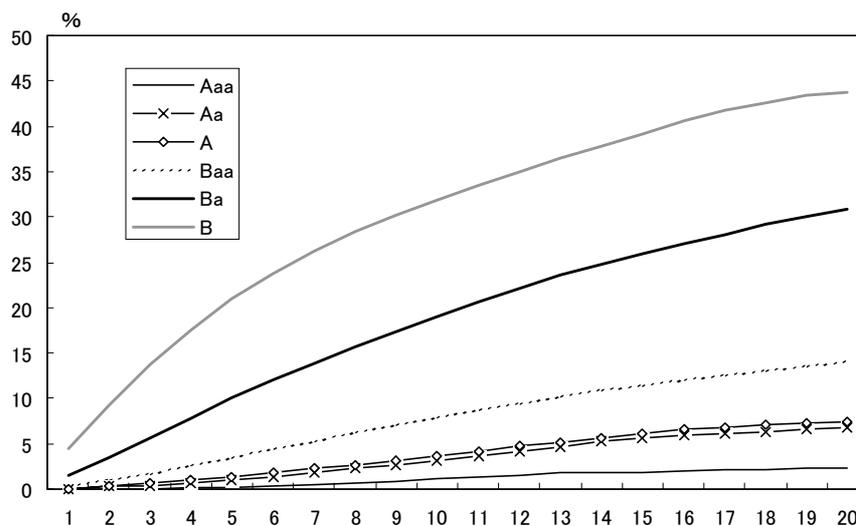
図表 66 格付けと年間デフォルト発生率 (%)

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B	投資 適格	投機 的	全体
1970	0.00	0.00	0.00	0.27	4.12	22.78	0.14	9.09	2.72
71	0.00	0.00	0.00	0.00	0.42	3.85	0.00	1.10	0.28
72	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	7.14	0.00	1.88	0.45
73	0.00	0.00	0.00	0.45	0.00	3.77	0.23	1.24	0.45
74	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	10.00	0.00	1.31	0.27
75	0.00	0.00	0.00	0.00	1.02	5.97	0.00	1.73	0.36
76	0.00	0.00	0.00	0.00	1.01	0.00	0.00	0.87	0.17
77	0.00	0.00	0.00	0.28	0.52	3.28	0.11	1.34	0.35
78	0.00	0.00	0.00	0.00	1.08	5.41	0.00	1.78	0.35
79	0.00	0.00	0.00	0.00	0.49	0.00	0.00	0.42	0.09
80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.94	0.00	1.61	0.34
81	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.49	0.00	0.70	0.16
82	0.00	0.00	0.26	0.31	2.72	2.41	0.21	3.54	1.03
83	0.00	0.00	0.00	0.00	0.91	6.31	0.00	3.82	0.95
84	0.00	0.00	0.00	0.36	0.83	6.72	0.09	3.32	0.91
85	0.00	0.00	0.00	0.00	1.75	8.22	0.00	3.90	1.06
86	0.00	0.00	0.00	1.33	2.04	11.80	0.32	5.67	1.90
87	0.00	0.00	0.00	0.00	2.71	6.25	0.00	4.23	1.49
88	0.00	0.00	0.00	0.00	1.24	6.04	0.00	3.47	1.31
89	0.00	0.61	0.00	0.60	2.98	9.21	0.29	6.02	2.42
90	0.00	0.00	0.00	0.00	3.34	16.16	0.00	9.84	3.52
91	0.00	0.00	0.00	0.28	5.29	14.71	0.07	10.50	3.29
92	0.00	0.00	0.00	0.00	0.30	9.03	0.00	4.85	1.33
93	0.00	0.00	0.00	0.00	0.55	5.79	0.00	3.51	0.96
94	0.00	0.00	0.00	0.00	0.24	3.82	0.00	1.93	0.57
95	0.00	0.00	0.00	0.00	0.68	4.83	0.00	3.32	1.07
96	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.45	0.00	1.66	0.54
97	0.00	0.00	0.00	0.00	0.19	2.12	0.00	2.04	0.68
98	0.00	0.00	0.00	0.12	0.61	4.24	0.04	3.40	1.27
99	0.00	0.00	0.00	0.11	1.12	5.69	0.04	5.51	2.19
平均	0.00	0.02	0.01	0.14	1.21	6.55	0.05	3.45	1.08

注：「投資適格」とは Moody's の場合、格付け Baa 以上、「投機的」とはそれ未満。

資料：Moody's Investors Service, "Historical Default Rates of Corporate Bond Issuers, 1920-1999", Jan 2000.

図表 67 格付けと累積デフォルト発生率



資料：Moody's Investors Service, "Historical Default Rates of Corporate Bond Issuers, 1920-1999", Jan 2000.

図表 68 格付けと累積デフォルト発生率 (%)

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B	投資 適格	投機 的	全体
1年後	0.00	0.08	0.08	0.30	1.43	4.48	0.16	3.35	1.33
2	0.00	0.25	0.27	0.94	3.45	9.16	0.49	6.76	2.76
3	0.02	0.41	0.60	1.73	5.57	13.73	0.93	9.98	4.14
4	0.09	0.61	0.97	2.62	7.80	17.56	1.43	12.89	5.44
5	0.20	0.97	1.37	3.51	10.04	20.89	1.97	15.57	6.65
6	0.31	1.37	1.78	4.45	12.09	23.68	2.54	17.91	7.76
7	0.43	1.81	2.23	5.34	13.90	26.19	3.12	19.96	8.77
8	0.62	2.26	2.63	6.21	15.73	28.32	3.68	21.89	9.71
9	0.83	2.67	3.10	7.12	17.31	30.22	4.27	23.59	10.61
10	1.09	3.10	3.61	7.92	19.05	31.90	4.85	25.31	11.49
11	1.33	3.60	4.15	8.70	20.59	33.53	5.44	26.93	12.34
12	1.51	4.14	4.71	9.47	22.09	35.00	6.04	28.48	13.18
13	1.74	4.65	5.18	10.21	23.57	36.41	6.60	29.98	13.97
14	1.84	5.20	5.65	10.88	24.80	37.86	7.13	31.34	14.70
15	1.89	5.61	6.13	11.46	25.95	39.17	7.59	32.61	15.35
16	2.00	5.87	6.57	12.03	26.99	40.55	8.02	33.81	15.95
17	2.12	6.08	6.79	12.61	28.09	41.67	8.36	34.96	16.48
18	2.18	6.28	7.04	13.10	29.14	42.56	8.67	36.04	16.97
19	2.31	6.55	7.27	13.51	29.98	43.33	8.97	36.94	17.40
20	2.38	6.75	7.47	13.95	30.82	43.70	9.24	37.74	17.79

注：「投資適格」とは Moody's の場合、格付け Baa 以上、「投機的」とはそれ未満。

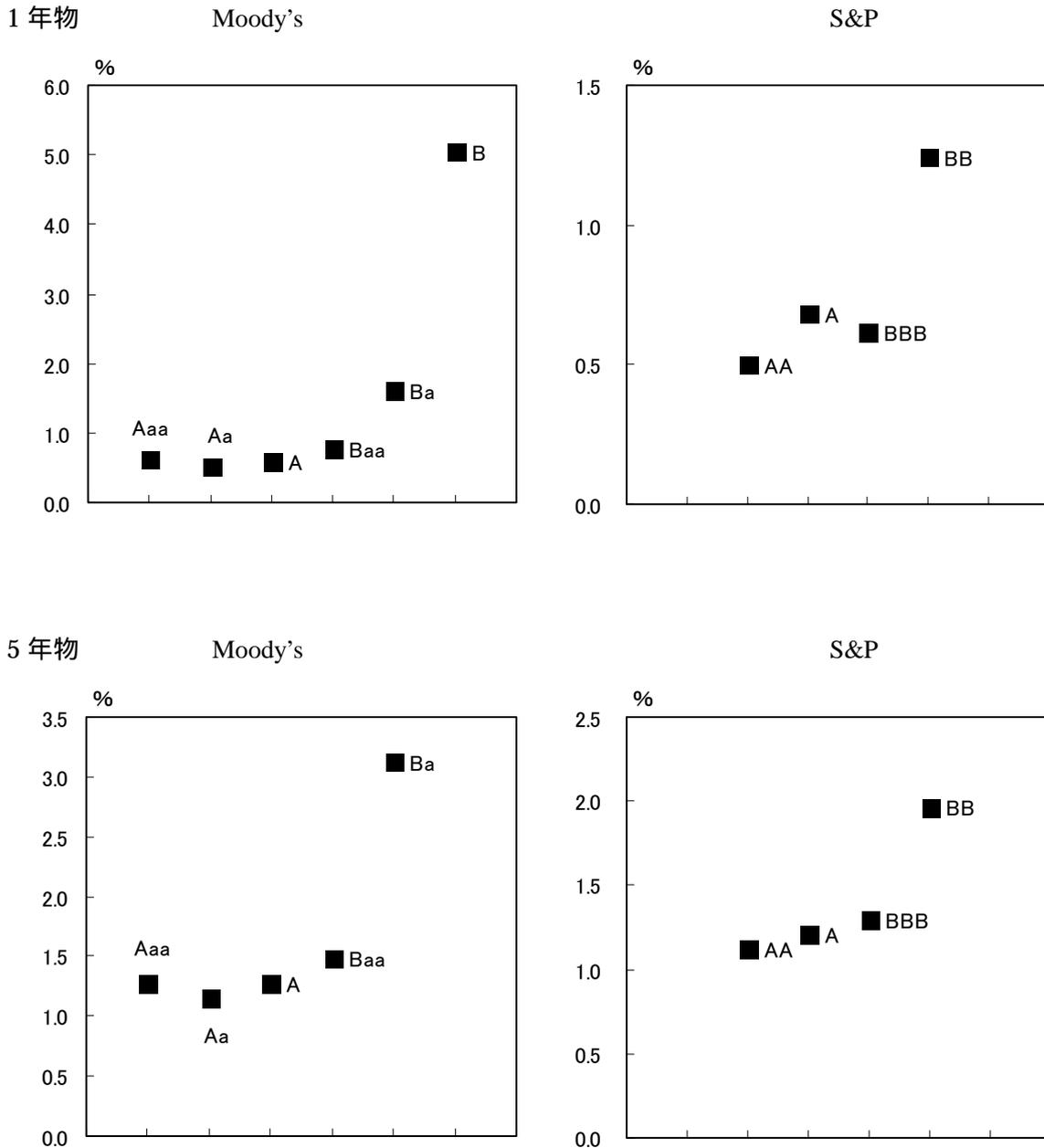
資料：Moody's Investors Service, "Historical Default Rates of Corporate Bond Issuers, 1920-1999", Jan 2000.

(2) 格付けと利回りの関係

格付けとデフォルト率の間に概ね妥当な統計的關係が成立している状況をみたが、それでは肝心の格付けと利回りの關係は、如何なるものであろうか。以下は、最近の格付けと利回りの關係をグラフ化したものである。

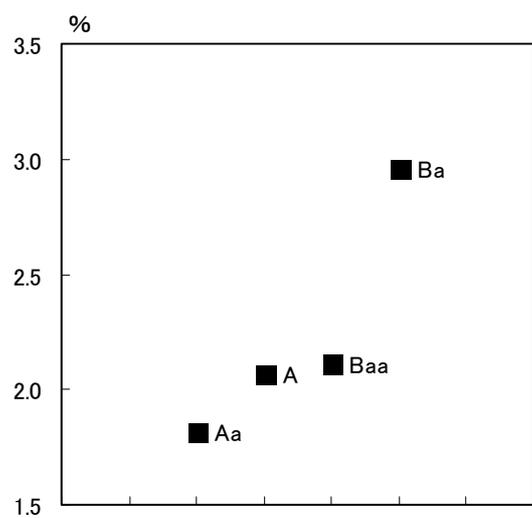
流動性格差の存在などによって、格付けの違いのみでは利回り格差は説明し切れないが、格付けが低いほどプレミアムが要求される傾向にあることは、ビジュアル的にも看取される。

図表 69 格付けと利回り (2001年1月5日時点)

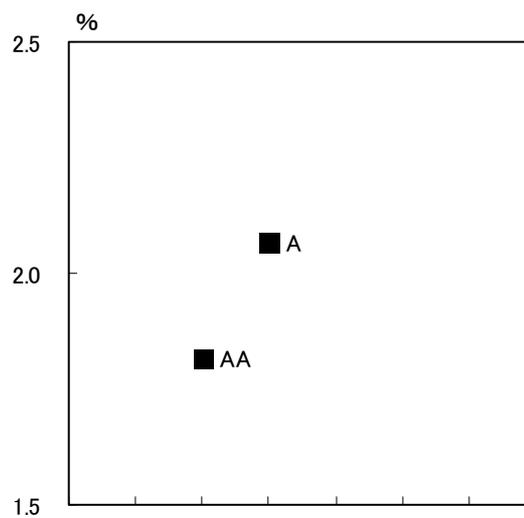


10年物

Moody's



S&P



注：日本証券業協会調べ。利回りは複利利回りであり、各格付けの銘柄の算術平均である。  
資料：日経公社債情報（2001年1月8日版）