

わが国における国債流通市場の利回り 決定メカニズムについて：期待理論に よるアプローチ

黒田 晁生
大久保 隆

1. 要 旨
 2. 最近における経験と問題点の整理
 3. 期待理論による債券利回りの説明
 4. クロス・セクション・データによる実証分析
— 長期・低クーポン債の市場分断問題を中心として —
 5. タイム・シリーズ・データによる実証分析
— 短期金融市場緩和下における長期債利回りの上昇問題
を中心として —
- 〔付〕 わが国における投資家の直利指向仮説の検証

1. 要 旨

本稿は、わが国の国債流通市場における利回り決定メカニズムについて、主として期待理論 (expectation theory) の立場から、実証分析を行ったものである。

わが国の国債流通市場は、昭和52年度のいわゆる国債流動化以降において急速な拡大をとげてきたが、国債の市場価格もそうした流通市場の拡大につれて、自由な変動を示すようになってきた。ところで、国債市況は昭和53年の夏頃から、短期金融市場が依然として緩和状態にある中で、いち早く軟化気配 (利回りの上昇) となったあと、昭和54年に入ると6.1%国債を中心に大幅な値崩れ現象を生じた。このため、国債市況の下落要因、国債の銘柄間利回り格差の発生要因等について、

金融界、証券界を中心として活発な議論が行われたが、それらの大半はジャーナリスティックな直感論であり、厳密な実証分析による裏付けを欠いていたとの批判は、免れ得ない。

本稿は、昭和52年度以降における、わが国の国債流通市場の利回り体系 (クロス・セクション・データ) と、その時間的変動 (タイム・シリーズ・データ) とを主として期待理論によって説明しようとしたものであるが、実証分析において具体的に取上げた問題は、次の2つである。

① 国債流通市場において、6.1%国債によって代表される長期・低クーポン債の市場が、他の市場から分断されていたのかどうかという問題。

— 純粹期待理論では、残存期間を異にする債券相互間で、金利裁定が十分に働くこ

とにより、利回り曲線 (yield curve) は、滑らかな形状になると予想される。これに対して、昭和54年以降の国債市況崩落過程においては、6.1%国債を代表とする長期・低クーポン債の利回りが飛び抜けて高くなることにより、現実の市場で観察される利回り曲線には、大きなコブ (hump) を生じることとなった。このように最近における経験は純粋期待理論の妥当性を否定し、長期・低クーポン債の市場分断の存在を支持しているかに見える。本稿では、そうした市場分断の存在が、わが国独特の単利・最終利回りの採用に起因するものではないかと考え、より一般的な利回り概念を用いた場合の利回り曲線の形状を見ることにより、わが国の国債流通市場における期待理論の妥当性をさぐることにした。また、Modigliani と Sutch の特定期間選好仮説に則った形で、国債の残存期間別・クーポン別構成比が利回りの決定要因として統計的に有意であるか否かを見ることにより、市場分断の直接的な検証を試みた。

② 昭和53年の夏以降において、長期債の利回りが短期金利に先行して上昇したのは何故かという問題。

— 伝統的な期待理論では、長期金利と短期金利との間にいわゆる期間構造式として安定した関係があり、しかも短期金利から長期金利への波及関係があるとされている。ところで、昭和53年の夏以降の経験では短期金融市場の緩和状態が続く中で、長期債利回りの上昇が始まったが、そうした現象は伝統的な期間構造式では説明できない。このため、長期債の利回り上昇は、長期債の供給過多によってもたらされたとする市場分断仮説が、ここでも支持されるかに見える。本稿では、先行きのインフレ期待が名目金利を上昇させる効果、すなわちフィッシャー効果が、金融緩和

下における長期債利回りの上昇をもたらしたのではないかと考え、フィッシャー効果を明示的に導入した期間構造式を計測した。また、期間構造式に長期債の需給要因を示す変数を加えた場合に、それが統計的に有意であるか否かを見ることにより、市場分断仮説の直接的な検証を試みた。

本稿での実証分析の結果によれば、わが国の国債流通市場においても期待理論がかなり良く妥当している一方、市場分断仮説は統計的にみて支持されないことが示された。

① クロス・セクション・データによる実証分析 (利回り曲線の計測結果)

— 東証上場相場 (52/3月末から55/3月末までの各四半期末) を用いての利回り曲線の計測結果をみると、単利の最終利回りの場合は、昭和54年度に入ってから説明力が著しく悪化したが、複利の最終利回り、及び実効利回りを採用した場合には、同時期における利回り曲線の計測結果は、かなり改善された。したがって、わが国独特の単利の最終利回り概念を離れて、複利の最終利回りないしは実効利回りを基準にすれば、現実の国債利回りの分布を期待理論の想定するような滑らかな利回り曲線によって、かなり良く近似できると言える。

一方、国債利回りの決定要因として、残存期間別・クーポン別構成比を利回り曲線の計測式に加えた場合の結果をみると、①単利の最終利回りの場合には、同変数は有意であるが、そのパラメーターは極めて小さい、②また、複利の最終利回り、実効利回りの場合には、同変数は有意性を欠く。したがって、ここでの計測結果による限りにおいては、市場分断仮説は支持されない。

② タイム・シリーズ・データによる実証分析（期間構造式の計測結果）

— (a)東証上場国債・最長期物利回り、及び(b)同・八分利国債利回り（残存期間約7年）について、それぞれ単利及び複利の最終利回りを用いて、フィッシャー効果を明示的に導入した形での期間構造式を計測した。その結果をみると、(a)について単利の最終利回りを用いた場合を除く3つの計測式はそれぞれかなり良好であり、わが国の国債流通利回りの時間的変動は、フィッシャー効果を含めた形での期待理論によって、かなり良く説明するものであることが示された。また、計測結果によれば、長期国債の利回り決定において、フィッシャー効果が支配的な影響を与えているとみられ、金融緩和下において長期国債利回りの上昇をもたらしたものは、先行きのインフレ期待であることを、ここでの実証結果は示唆している。

一方、期間構造式に長期国債の残存期間別需給要因を示す変数を説明変数として加えた場合の計測結果をみると、(a)及び(b)のいずれについても、単利及び複利の最終利回りの場合とも同変数の係数は統計的に有意でなく、ここでも市場分断仮説は支持されなかった。

2. 最近における経験と問題点の整理

昭和52年度のいわゆる国債流動化^(注1)以降、わが国の国債流通市場は急速な拡大をとげた一方、国債の市場価格^(注2)（証券会社の店頭取引価格および証券取引所価格）も、自由な変動を示すようになってきた（第1図）。国債流動化以前においては、証券取引所価格が統制管理下に置かれており、証券取引所および証券会社の店頭市場での取引量も少なかったのと比べると、急速な変化と言えよう。

ところで、国債流動化以降の国債の市場価格は、昭和53年の夏頃から軟化気配となり、

(注1) 国債引受シ団加盟の金融機関にとって保有国債の対市中売却は、昭和52年4月以前においては、事実上禁止されていた。昭和52年度に入ってから、まず赤字国債（8月）、次いで建設国債（10月）について対市中売却制限措置が発行後1年末満の国債を除き、解除された。

なお、最近における金融機関保有国債の対市中売却制限措置の緩和状況をみると、昭和55年5月には上場開始以降、昭和56年4月には発行後4か月目の第1営業日以降について売却制限が解除されることとなった。

(注2) 東京・店頭市場での債券種類別売買高をみると、国債の売買高は、昭和52年度以降急増しており、昭和53年度には、金融債を抜いてトップになっている。

（億円、かっこ内は構成比％）

	国 債	金 融 債	非公募地方債	その他とも計
50 年度	12,445(2.2)	230,735(41.4)	123,125(22.1)	556,986
51 "	32,291(4.5)	297,419(41.7)	171,121(24.0)	713,996
52 "	220,507(16.5)	465,040(34.8)	257,793(19.3)	1,336,765
53 "	696,593(35.4)	552,326(28.1)	240,187(12.2)	1,966,462
54 "	1,116,317(50.1)	463,342(20.8)	225,694(10.1)	2,227,316
55 "	1,643,605(58.5)	501,873(17.9)	229,906(8.2)	2,810,112

昭和54年に入ると大幅な値崩れ現象を生じた。このため国債流通市場の動向に人々の関心が集まり、国債の市場価格が下落した原因は何か、国債の銘柄間利回り格差は何故に生じてくるのか（特に6.1%国債の利回り上昇幅が大きいのは何故か）、また国債の市況対策として有効な手段は何か、などと言った問題について、金融界、証券界を中心として、活発な議論がなされたことは記憶に新しい。^(注3)

しかしながら、国債の値崩れ現象を巡って行われた様々な議論は、その大半が多分にジャーナリスティックな直感論であり、厳密な実証分析を欠いていたとの批判ができよう。もとよりわが国の公社債市場については、従来極めて未発達な状態であり、昭和30年代にまで遡及するときには流通市場がある程度発達しており、かつ市場価格が自由に変動していた債券種類は電々債のみであったとの制約から、公社債利回りの決定メカニズムについての実証分析は、これまでのところごくわずかである。^(注4)

ことに国債については、本格的な流通市場の形成が昭和52年度以降であり、いまだに日が浅いとの事情から、意味のある実証分析は、これまで全く行われていないのが実情である。

本稿は、昭和52年度以降における、わが国の国債利回りの変動を主として期待理論(expectation theory)によって、説明しようとするものであるが、分析に先立って昭和53年夏以降の国債市況下落過程において指摘された問題点をあらかじめ整理しておけ

ば、以下の2つである。

まず、第1は、国債の流通市場において、6.1%国債によって代表される長期・低クーポン債の市場が、他の市場から分断されていたのではないかとの問題である。

純粹期待理論(pure expectation theory)によれば、残存期間を異にする債券の間において、金利裁定が十分に働くことにより、利回り曲線(yield curve)^(注5)は、滑らかな曲線になると予想される。ところが、昭和54年以降の国債市況の全般的な値崩れの下では6.1%国債など、長期・低クーポン債の値崩れがとりわけ著しく、その結果、これら長期・低クーポン債の利回りが飛び抜けて高くなることにより、現実の利回り曲線には、大きなコブ(hump)を生じることとなった。このように最近におけるわが国の国債流通市場での経験は長期・低クーポン債の市場が、かなりの程度分断されていた可能性を示唆しているかにみえる。

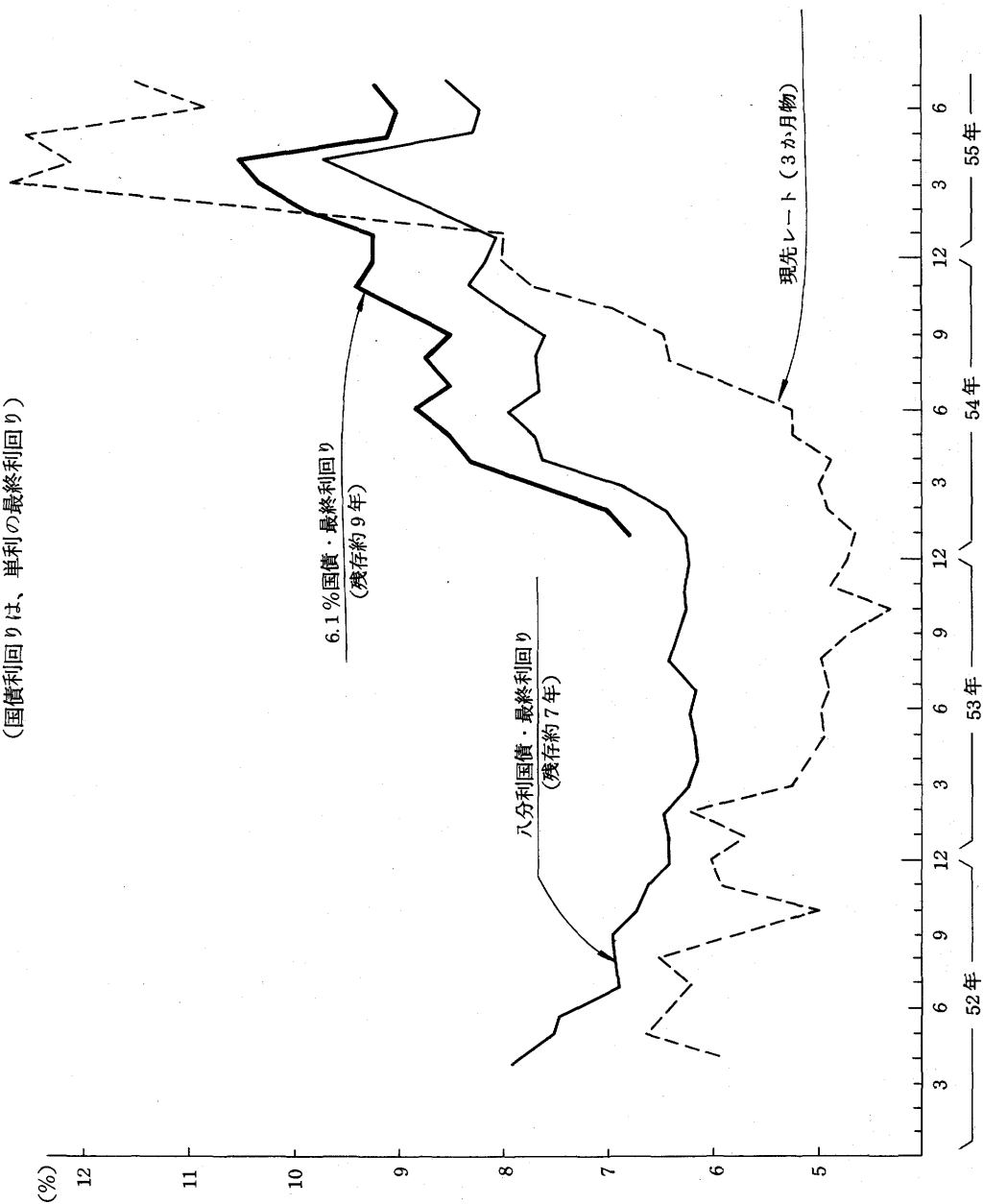
ところで、こうした市場分断の存在の有無は、国債管理政策の有効性に大きく関わってくる。国債市況の下落過程においても、市況対策として、①新発国債についての期間多様化(10年物・長期国債の発行を減額して2～4年物の中期国債に振替)、②オペレーション・ツイスト(6.1%国債の買オペと八分利国債の売りオペとの組合せ)、が提唱されたけれども、これらはいずれも長期・低クーポン債の市場が他の債券市場から分断されている程度が大きく、長期・低クーポン債の供給

(注3) 日経新聞社「論集・現代の金融問題1—公社債市場」第3章から第5章に収録されたページを参照。

(注4) わが国の公社債市場についての数少ない実証分析の例として、黒田巖〔4〕、稲垣寛〔1〕がある。

(注5) 利回り曲線とは債券利回りを縦軸、残存期間を横軸にとり、市場に存在する様々な残存期間をもつ債券の利回りを座標平面上にプロットした時に描かれる曲線を意味する。

第1図 国債利回りと現先レート推移
(国債利回りは、単利の最終利回り)



超過状態がそれら債券について利回りの異常高をもたらしている、との認識を基本とするものであった。したがって、わが国の国債流通市場において、長期・低クーポン債の市場が果してどの程度分断されているのか、また、純粹期待理論はどの程度まで妥当するのかを実証することは、現実の国債管理政策の進め方に対して重要な意味合いを持つと言えよう。本稿ではわが国の国債流通市場における利回り曲線の計測により、純粹期待理論がどこまで妥当するかをさぐるとともに、国債残高の残存期間別・クーポン別構成比が、利回り決定に与える影響をみることにより、市場分断の存在を直接的に検証する。

第2の問題は、昭和53年の夏以降、長期国債の利回り上昇が短期金利の上昇に先行した原因は何かということである。

期待理論による伝統的な議論では、長期金利と短期金利との間にはいわゆる期間構造式^(注6) (term structure equation) として安定した関係が存在しており、しかも短期金利から長期金利への波及関係があるとされている。また、わが国においても現先レートから金融債利回りへの、そうした波及関係の存在が、過去において実証されている(黒田〔4〕)。ところが、昭和53年の夏以降においては、現先レートが低下傾向を持続する一方で、長期国債の利回りが上昇を開始し、長短金利格差が急速に拡大する現象が生じた。

このように短期の金融市場が緩和している状態の下で生じた長期国債の利回り上昇の原因として、当時の市場関係者の間では長期国

債の大量発行継続による供給面の圧力と金利の先高観による投資家の長期債敬遠姿勢の2つの理由が指摘された。ところで、前者は長期国債の供給増加が、その利回り上昇に結びつくとするものであり、第1の問題でみたように長期国債の市場分断を主張していると考えられる。この主張の妥当性を検証する方法は、通常の期間構造式において、説明変数に長期国債の残存期間別需給要因を加えた場合にそれが統計的に有意かどうかを調べることであろう。

次に、金利の先高観による投資家の長期債敬遠姿勢の理由は、長期債の利回りが将来の短期金利の平均値として決定されるという純粹期待理論の考え方に沿うものであるが、この場合金利の先高観、つまり将来における短期金利の上昇予想が、どのようにして形成されたのかという問題が残る。伝統的な期間構造式では将来の短期金利について自己回帰的な予想形成を考えているが、これでは昭和53年夏以降の事態を説明できないことは明らかであろう。本稿では金利の先高観が、いわゆるフィッシャー効果^(注7) (インフレ期待による名目金利上昇効果) によって形成されたのではないかと考え、フィッシャー効果を明示的に取り入れた期間構造式を計測する。

3. 期待理論による債券利回りの説明

期待理論については、すでに幾つかの紹介論文(特研〔5〕など)が書かれているが、ここでは前章で示したような、わが国の国債

(注6) 期間構造式とは第3章で詳述するように長期金利と短期金利の関係を示す式のことである。

具体的には現時点における長期金利は、短期金利の現在及び過去の実績値による分布ラグによって説明される。

(注7) フィッシャー効果については、折谷〔3〕を参照。

流通市場における諸問題についての実証分析を試みる前提として、債券利回りの体系と変動が、期待理論によってどのように説明されるかについて整理しておく。

(1) 純粋期待理論

債券利回りの体系を期待理論によって説明する場合の出発点として次の4つの条件が充足される確実性下の世界を考える。

- ① 将来の短期金利について投資家が完全な知識をもっていること、
- ② すべての債券について支払不能 (default) の危険が存在しないこと、
- ③ 取引コストおよび税金が存在しないこと、
- ④ 裁定取引に対する障害が存在しないこと。

こうした確実性下の世界においては、ある保有期間を考えた場合、市場に存在するあらゆる債券の保有期間利回り (holding period yields) は、投資家の裁定行為を通じて均等化するはずである。また、ある時点(t)において、残存期間nの債券利回り R_t (割引債と仮定) と現在および将来における短期金利 r_{t+j} ($j=0, 1, \dots, n-1$) との間には、次のような関係が成立する。

$$(1 + R_t)^n = (1 + r_t)(1 + r_{t+1}) \cdots (1 + r_{t+n-1}) \quad (1)$$

両辺の対数をとって、線型近似すれば、次式が得られる。

$$R_t = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} r_{t+j} \quad (2)$$

つまり、残存期間nの債券利回りは、現在(t時点)から将来(t+n-1時点)までの短期金利の平均値に等しくなる。

さて、現実の世界においては、上述したような4つの条件は充足されないわけだが、純粋期待理論の主張する点は、不確実性下の世界においても、金利裁定行為が十分に働くことにより、(1)式および(2)式によって現実の債券利回りの決定メカニズムを良く説明するということである。ただし、(1)式および(2)式における将来の短期金利 r_{t+j} ($j=1, \dots, n-1$) は、現在時点(t)におけるその予想値 ${}_{t+j}\hat{r}_t$ 、以下 $\hat{}$ 印は予想値であることを示す)によって、置き換えられなければならない。

ここで公社債市場における利回り曲線 (yield curve) の形状について、純粋期待理論のもつインプリケーションを整理すれば、次のようなものである。

① 純粋期待理論では、現実の公社債市場においても、金利裁定が十分に働くことにより、各債券の利回り水準が、将来の短期金利の予想経路に従って、(1)式および(2)式のような形で決定されと考えられている。したがって、将来の短期金利の予想経路が滑らかであれば、ある時点での利回り曲線の形状は、コブ (hump) のない、滑らかなものとなると予想される。

② また、利回り曲線は、先行きの短期金利の予想された変化方向に従って、概ね次のように形状変化すると予想される。

— ④先行きの短期金利が上昇していくと予想される時には、利回り曲線は右上り (残存期間の長いほど債券の利回りが高い) の形状となる。金融緩和期の最終局面においては典型的な右上りの利回り曲線の存在が予想される。

— ⑤逆に、先行きの短期金利が低下していくと予想される時には、利回り曲線は右下り (残存期間の長いほど債券の利回りが低

い)の形状となる。金融引締め期の最終局面においては、典型的な右下りの利回り曲線の存在が予想される。

(2) 流動性プレミアムと市場分断

純粹期待理論においては投資家は残存期間の異なった債券の間で自由に金利裁定をすると想定されているが、現実の投資家はある特定の投資期間を選好しており、それ以外の投資期間には、プレミアムが支払われない限り資金を移動しないかもしれない。もし、投資家の行動がそうしたものであるならば、異なった残存期間の債券市場は、相互にある程度分断される可能性が生じてくる。ここでは、そうした市場分断の存在を説明する理論として Hicks [9] の流動性プレミアム・モデルおよび Modigliani と Sutch [17] の特定期間選好仮説 (preferred habitat hypothesis) を取り上げる。

(Hicks の流動性プレミアム・モデル)

Hicks のモデルでは、投資家はすべて短期^(注8)の投資を考えている。さて、こうした想定の下で、残存期間の異なる様々な債券について、短期の収益率を考えると短期債と中・長期債との間では、その収益率の不確実性の程度が異なる。すなわち、短期債の場合、すでに期末における償還額は保証されているわけだから、収益率が確定しているのに対して、中・長期債の場合は、期末における市場価格が不確定のため、収益率もまた不確定である。したがって、投資家が、通常想定されるように

危険回避者 (risk averter) であるならば、中・長期債と短期債とが投資家の選好にとって無差別であるためには、中・長期債の期待収益率は、短期債の収益率を上回らなければならない。これが Hicks の主張する中・長期債の流動性プレミアム (liquidity premium) である。

(Modigliani と Sutch の特定期間選好仮説)

Hicks の流動性プレミアム・モデルをより一般的な形で定式化したのが、F. Modigliani と R. Sutch による特定期間選好仮説 (preferred habitat hypothesis) である。Hicks のモデルでは、投資家はすべて短期の投資を考えている (つまり、投資家の選好する投資期間は短期) との仮定が設けられていたが、現実にはそれぞれの投資家が投資期間についてそれぞれ異なった選好をもっていると考えるのが、より一般的であろう。

さて、ある投資家が n 期間だけ投資可能な資金をもっていたとする。もし、この投資家が残存期間 n の債券に投資すれば、一定の元本^(注9)に対して、満期時点での償還額は確定する。一方、この投資家が短期の債券に投資して n 期間ころがしていく場合には、将来の短期金利の変化という不確実性にさらされることになるし、取引回数がふえるだけ、より大きな取引コストを支払わなければならない。したがって、この投資家が危険回避者であるならば、将来の予想された短期金利の平均値が、現時点における残存期間 n の債券の利回りよ

(注8) ここで短期とは、投資期間の1単位 (例えば3か月) を意味する。短期債の満期は、1投資期間であり、中・長期債の満期は、複数の投資期間である。

(注9) 残存期間 n の債券に投資したとしても、クーポン収入分を果して何%の利回りで再投資できるかについては不確実性が残されるけれども、こうしたクーポンの再投資分についての不確実性は、残存期間 n 以外の債券の場合も同様に生じる。

りも、短期ころがしで行くことに伴う取引コストの増加分およびリスクをカバーするに十分なだけ上回らない限り、残存期間 n の債券を選好すると考えられる。また、逆にこの投資家が、残存期間が n より長い債券に投資する場合を考えると、 n 期経過時点におけるその債券の市場価格が不確定なことに伴うリスクをこうむることになるので、この債券の利回りがそうしたリスクを十分にカバーするだけ高くない限り、この投資家は残存期間 n の債券をより選好することになる。

このように投資家が、ある特定期間だけ利用可能な資金を保有しており、かつ危険回避者であるとするとその資金の利用可能期間に対応した特定の残存期間の債券への投資を選好するはずだというのが、Modigliani と Sutch の考え方である。

Modigliani と Sutch の想定するような投資家の行動があるとする、残存期間 n の債券の利回りは、純粹期待理論で決まってくる水準と比べて、 n という特定の投資期間を選好する投資家からの需要と、同様に n という特定の残存期間を選好する資金調達者からの供給との対応関係を反映した「リスク・プレミアム」分だけ、上方ないしは下方に乖離する。すなわち、残存期間 n を選好する債券需要が、その供給を上回るときは、利回りは下方に乖離するし、逆に需要が供給を下回るときには、利回りが上方に乖離することとなる。

(3) 将来の短期金利についての期待形成

不確実性下においては、残存期間 n の債券利回り R_t と将来の短期金利 r_{t+j} ($j=0, 1, \dots, n-1$) との関係式である(1)式において r_{t+j} は t 時点におけるその予想値 ${}_{t+j}\hat{r}_t$ によって置き換えられなければならない

ない。ところで、将来の短期金利について、どのような形で予想が形成されるかについては Keynes [10]、Hicks [9] を始めとして、様々な議論が行われてきており、債券利回りの期間構造に関する期待理論の中心的部分を形成しているといっても過言ではない。ここでは、将来の短期金利に関する期待形成について、実証分析のための operational な形での定式化を考える。

(適合的期待)

将来の短期金利に関する期待形成の定式化として古典的なのは適合的期待 (adaptive expectation) の考え方である。

まず、来期の短期金利に関して、次のような適合的期待形成を考える。

$$\begin{aligned} {}_{t+1}\hat{r}_t &= {}_{t+1}\hat{r}_{t-1} \\ &= \theta (r_t - {}_{t+1}\hat{r}_{t-1}) \quad (3) \end{aligned}$$

(θ は調整係数であり、 $0 < \theta < 1$ となるような一定値)

すなわち、来期の短期金利に関する今期の予想は $t-1$ 期における予想値と今期における短期金利の実績値との誤差に適合する形で修正される。さて(3)式を解くと、次のようになる。

$$\begin{aligned} {}_{t+1}\hat{r}_t &= \theta \cdot r_t \\ &+ (1-\theta) \cdot {}_{t+1}\hat{r}_{t-1} \\ &= \sum_{g=0}^{\infty} \theta \cdot (1-\theta)^g \cdot r_{t-g} \quad (4) \end{aligned}$$

このように、適合的期待形成を仮定すると、来期の短期金利の予想値は、今期および過去の短期金利(実績値)の加重平均として表現される。また、そのウエイトは、過去に遡及するにつれて逓減していく。

次に、来々期以降の短期金利の予想値について(注10) chain rule を使用することによって、任意の将来にまで予想を延長す

ることが可能である。すなわち、来々期の短期金利の予想値は、(4)式による来期の短期金利の予想値と、現在および過去の実績値によって次のように表現される。

$$\begin{aligned} {}_{t+2}\hat{r}_t &= \theta \cdot {}_{t+1}\hat{r}_t \\ &+ (1-\theta) \cdot \theta \cdot r_t \\ &+ (1-\theta)^2 \cdot \theta \cdot r_{t-1} \\ &+ \dots \\ &= \theta \cdot {}_{t+1}\hat{r}_t \\ &+ \sum_{g=1}^{\infty} \theta \cdot (1-\theta)^g \cdot r_{t-g+1} \quad (5) \end{aligned}$$

同様に、一般に j 期先の短期金利の予想値は次のように表現される。

$$\begin{aligned} {}_{t+j}\hat{r}_t &= \sum_{g=1}^{j-1} \theta \cdot (1-\theta)^{g-1} \cdot {}_{t+j-g}\hat{r}_t \\ &+ \sum_{g=j}^{\infty} \theta \cdot (1-\theta)^{g-1} \cdot r_{t+j-g} \quad (6) \end{aligned}$$

(自己回帰的期待形成の一般化)

適合的期待形成の場合、短期金利の将来の予想値が、それ自身の現在および過去の実績値の関数として表現されるという意味において期待は自己回帰的 (auto-regressive) である。ただし適合的期待形成においては、一定とされる調整係数 θ が ad hoc に与えられており、人々が何故にこうした形での予想形

成をするのかが明確でない。したがって、より納得的な議論を展開するためには、人々の予想形成について何らかの形で、最適化行動を導入する必要がある。

ここでは R. Shiller [20] に従い、線型の自己回帰モデルを用いて将来の短期金利に関する期待形成を考える。

まず、投資家は短期金利に関する現在および過去の情報を用いて、来期の短期金利をできる限り正確に予想しようとし、その予想ルールは線型であるとする。すなわち、 ${}_{t+j}\hat{r}_t$ に関する、次のような線型の予想ルール

$${}_{t+1}\hat{r}_t - \bar{r} = \sum_{g=1}^q \alpha_g (r_{t+1-g} - \bar{r}) \quad (7)$$

($\bar{r}$ は確率過程 r_t の平均値)

において、 α_g ($g=1, \dots, q$) は、次式で表現される ${}_{t+j}\hat{r}_t$ の予想平方誤差 (expected square error) σ_q^2 を最小にするように決定されると考える。

$$\sigma_q^2 = E \left[r_{t+1}^* - \sum_{g=1}^q \alpha_g \cdot r_{t+1-g}^* \right]^2 \quad (8)$$

(*印は、平均値 $\bar{r}$ からの乖離であることを示す)

(8)式において σ_q^2 を最小にするような α_g の値を $\hat{\alpha}_g$ とすると来期の短期金利についての

(注10) 予想に関する chain rule とは、投資家が、現在時点において、例えば1期先の短期金利についての予想モデルを持っているならば、そのモデルに1期先の予想値を代入して2期先の短期金利を予想し、更に2期先の予想値を代入して、3期先の短期金利を予想する、という形で、いわば鎖の輪のように1期づつ予想を先に進めていくことを意味する。なお、chain rule の具体的な説明については特研 [5] p.13を参照。

(注11) $\hat{\alpha}_g$ は次のようにして求められる。まず、(8)式を展開して、共分散

$$B(k) = E [r_{t+1}^* \cdot r_{t+1-k}^*]$$

の形で表現すると、次式が得られる。

$$\sigma_q^2 = B(0) - 2 \cdot \sum_{g=1}^q \alpha_g \cdot B(g) + \sum_{g=1}^q \sum_{h=1}^q \alpha_g \cdot \alpha_h \cdot B(g-h) \quad (A)$$

次に (A) 式を α_g ($g=1, \dots, q$) について偏微分し、各々を零とおけば、次の q 本の連立方程式体系を得る。

予想値は、次のように表現される。

$${}_{t+1}\hat{r}_t = \sum_{g=1}^q \hat{\alpha}_g \cdot r_{t+1-g} + C \quad (9)$$

$$C = (1 - \sum_{g=1}^q \hat{\alpha}_g) \cdot \bar{r}$$

来々期以降の短期金利の予想値については、適合的期待形成の場合と同様に chain rule を使用することができる。その結果として得られる j 期先の将来の短期金利の予想値は、次のように表現される。

$$\begin{aligned} {}_{t+j}\hat{r}_t &= \sum_{g=1}^{j-1} \hat{\alpha}_g \cdot {}_{t+j-g}\hat{r}_t \\ &+ \sum_{g=j}^q \hat{\alpha}_g \cdot r_{t+j-g} + C \end{aligned} \quad (10)$$

(フィッシャー効果)

これまで将来の短期金利(名目値)についての予想は、短期金利自身の過去の実績値(名目値)の関数として形成されたと考えてきた。ところで、物価の変動する世界においては、期待物価上昇率の変化が将来の短期金

利の予想に影響を及ぼすことは、いわゆるフィッシャー効果(I. Fisher [8])としてよく知られているところである。ここでは、Modigliani と Shiller [16] に従いこれまでのモデルを拡張して、フィッシャー効果を明示的に取り入れたモデルを考える。

まず、名目短期金利(r_t)、実質短期金利(ρ_t)および物価上昇率(π_t)の間には、次のような定義式が成立する。

$$r_t = \rho_t + \pi_t \quad (11)$$

ρ_t および π_t は、ともに確率変数であり、相互に独立であると仮定する。このとき、来期の名目短期金利に関する予想は、実質短期金利の予想値と期待物価上昇率の和として表現される。

$${}_{t+1}\hat{r}_t = {}_{t+1}\hat{\rho}_t + {}_{t+1}\hat{\pi}_t \quad (12)$$

ここで ${}_{t+1}\hat{\rho}_t$ および ${}_{t+1}\hat{\pi}_t$ のそれぞれについて、R. Shiller の線型予想ルールを適

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial \sigma_q^2}{\partial \alpha_1} &= -2B(1) + 2 \cdot \sum_{g=1}^q \alpha_g \cdot B(g-1) = 0 \\ &\vdots \\ \frac{\partial \sigma_q^2}{\partial \alpha_q} &= -2B(q) + 2 \cdot \sum_{g=1}^q \alpha_g \cdot B(g-q) = 0 \end{aligned} \right\} \quad (B)$$

(B) を行列の形で表現すれば、次のようになる。

$$E(X'X) \cdot \alpha = E(X'Y) \quad (C)$$

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_q \end{bmatrix}, \quad X = [r_t^*, r_{t-1}^*, \dots, r_{t-q+1}^*], \quad Y = r_{t+1}^*$$

(q × 1) (1 × q)

この q 本の連立方程式体系の解が、 σ_q^2 を最小にする α_g の値、 $\hat{\alpha}_g$ である。

用すれば、 ρ_t と π_t とは相互に独立との仮定から、 ${}_{t+1}\hat{\rho}_t$ は、 ρ_t 自身の現在および過去の実績値のみの加重平均、 ${}_{t+1}\hat{\pi}_t$ は、 π_t 自身の現在および過去の実績値のみの加重平均として表現されることになる。

$${}_{t+1}\hat{r}_t = \sum_{g=1}^q \mu_g \cdot \rho_{t-g+1} + \sum_{h=1}^q \nu_h \cdot \pi_{t-h+1} + C' \quad (13)$$

$$C' = (1 - \sum_{g=1}^q \mu_g) \cdot \bar{\rho} + (1 - \sum_{h=1}^q \nu_h) \cdot \bar{\pi}$$

($\bar{\rho}$, $\bar{\pi}$ は、それぞれ確率過程 ρ_t , π_t の平均値)

なお、来々期以降の短期金利の予想について、chain rule が適用されることは、これまでと同様である。

さて、(13)式を(9)式と比較するために、(13)式において実質短期金利 ρ_t を $r_t - \pi_t$ で置き換えると、次のようになる。

$${}_{t+1}\hat{r}_t = \sum_{g=1}^q \mu_g \cdot r_{t-g+1} + \sum_{h=1}^q \nu'_h \cdot \pi_{t-h+1} + C' \quad (14)$$

$$\nu'_h = \nu_h - \mu_h$$

$$h = 1, 2, \dots, q$$

したがって、すべての h について $\nu_h = \mu_h$ のとき(14)式の右辺第2項が消える。つまり、実質短期金利の予想形成と物価上昇率の予想形成とにおいて、ラグ・パターンが全く同様な時にのみ、(13)式は(9)式に還元されるのであり、そうした前提が充足されない限り、名目短期金利の予想形成において、物価上昇率の現在および過去の実績値が、名目短期金利自身の現在および過去の実績値とともに意味をもつてくると言えよう。

(4) 期間構造式の導出

債券利回りの決定についての、これまでの議論をまとめ、実証分析に用いる形での期間構造式を導出すれば、以下のようになる。

まず、中・長期債の利回りは現在および将来の短期金利(予想値)の平均値として近似される。

$$R_t = \frac{1}{n} \left(r_t + \sum_{j=1}^{n-1} {}_{t+j}\hat{r}_t \right) \quad (15)$$

次に将来の短期金利の予想値は、R. Shiller の自己回帰的・線型予想ルールに従うとき、現在および過去の短期金利の実績値の加重平均として示される。

$${}_{t+j}\hat{r}_t = \sum_{g=1}^q \omega_g^{(j)} \cdot r_{t-g+1} + C \quad (16)$$

ここで、 $\omega^{(j)}$ は、 j 期先の短期金利の予想形成において現在および過去の短期金利の実績値に付与されるウエイトのパターンであり、来期の短期金利の予想形成に適用されるウエイトのパターン $\omega^{(1)}$ より、chain rule を介して、導出されるものである。

ここで(16)式を(15)式に代入することにより、中・長期債の利回り R_t を、短期金利の現在および過去の実績値の加重平均として表現する期間構造式が得られる。

$$R_t = \frac{1}{n} \left[r_t + \sum_{j=1}^{n-1} \left(\sum_{g=1}^q \omega_g^{(j)} \cdot r_{t-g+1} + C \right) \right] = \sum_{g=1}^q \omega_g \cdot r_{t-g+1} + C'' \quad (17)$$

(C'' は定数)

(17)式が、債券利回りの期間構造についての基本的な関係式である。また、フィッシャー効果を加えた式は次のようになる。

$$R_t = \sum_{g=1}^q \omega_g \cdot r_{t-g+1} + \sum_{h=1}^q \lambda_h \cdot \pi_{t-h+1} + C''' \quad (18)$$

(C''' は定数)

最後に、Modigliani と Sutch の特定期間選好仮説に則って、市場分断の存在を検証するためには、残存期間 n の債券についての需給要因を示す変数 ϕ_t をあらたに説明変数として加え、その係数 β の統計的有意性をみればよい。

$$R_t = \sum_{g=1}^q \omega_g \cdot r_{t-g+1} + \sum_{h=1}^q \lambda_h \cdot \pi_{t-h+1} + \beta \cdot \phi_t + C'''' \quad (19)$$

(C'''' は定数)

4. クロス・セクション・データによる実証分析

— 長期・低クーポン債の市場分断問題を
中心として —

(1) 予備的考察

(利回り概念の整理)

本章では、クロス・セクション・データを用いて、わが国の国債流通市場における市場分断の問題を分析する。まず、分析の準備として、債券利回りについての概念整理を試みる。

わが国の国債流通市場において取引されているのは、利付債が中心であり、昭和55年9月現在において東京証券取引所に上場されている国債は、すべて利付債である。さて、利付債の利回りとして、現在のわが国において

最も一般的に使用されているのは、単利の最終利回りであり、国債流通市場における利回り水準の変動や銘柄間の利回り格差などについてのこれまでの議論は、すべて単利の最終利回りを基準として行われてきたと言える。

ところで、こうした日本式の単利の最終利回りを欧米諸国で一般に用いられている複利の最終利回りと比較すると、市場価格がパーの状態（市場価格＝額面金額）から離れるにつれて、これら2つの利回りの乖離幅が拡大することが知られている（アンダー・パーの場合は、単利の最終利回り > 複利の最終利回り。オーバー・パーの場合は逆）。したがって、わが国の国債流通市場において市場関係者の間で主張された「6.1%国債など長期・低クーポン債の市場分断」も、実は単利の最終利回りを基準にした場合にのみ言えることであって、欧米流の複利の最終利回りを基準とすれば、そうした市場分断は消失してしまうのではないかとの疑問が生じてくる。

また、期待理論によって、国債の流通利回り体系を説明しようとする場合、利付債について基準とすべき利回りは、一体何であるかとの、より基本的な問題も存在する。したがって、ここではまず利付債について各種の利回り概念を整理し、異なった利回り概念に応じてわが国の国債流通市場における利回り体系がどのように変化するかをしておくこととする。

期待理論によれば、残存期間 n 年の利付債（現在の市場価格 P_t 、満期償還額 M 、クーポン C 〈年2回支払〉）の利回り R_t は、現在および将来の短期金利 r_{t+j} ($j=0, 1, \dots, 2n-1$)^(注12) との関係で次のように決定される。

(注12) ここでは、利付債のクーポン支払が年2回であることに対応して、短期金利を6か月間の金利と考える。

$$\begin{aligned}
P_t \left(1 + \frac{R_t}{2}\right)^{2n} &= \frac{C}{2} (1 + r_t) \\
&\times (1 + {}_{t+1}\hat{r}_t) \\
&\cdots \times (1 + {}_{t+2n-1}\hat{r}_t) \\
&+ \frac{C}{2} (1 + {}_{t+1}\hat{r}_t) \\
&\times (1 + {}_{t+2}\hat{r}_t) \\
&\cdots \times (1 + {}_{t+2n-1}\hat{r}_t) \\
&\cdots \\
&+ \frac{C}{2} (1 + {}_{t+2n-1}\hat{r}_t) \\
&+ \frac{C}{2} + M \quad (20)
\end{aligned}$$

つまり、期待理論によれば、ある一定の元本 (P_t) に投資した時の n 年後の将来価値は、毎期のクーポン支払およびその再投資分と満期時点での償還額の合計に等しくなるはずであり、この債券の利回り R_t は両者を均等化させる割引率として定義されるのである。

一方、現実の公社債市場において用いられている利付債の利回り概念は、次のようなものである。

① 単利の最終利回り (日本式) R_t^s

$$P_t (1 + n \cdot R_t^s) = nC + M \quad (21)$$

$$R_t^s = \frac{C + \frac{M - P_t}{n}}{P_t} \quad (21)'$$

日本式の単利の最終利回りとは、投資した債券の残存期間中に得られるクーポン収入と償還差益 (損) との合計がその投資元本に対して一年当り平均して何%の収益率となるかを示す指標である。(20) 式と対比すれば明らかなように、単利の最終利回りでは、クー

ポン収入の再投資分 (いわゆる孫利息) は、全く考慮されていない。換言すれば、単利の最終利回りでは、将来における異なった時点での収入を比較する場合に、それらを将来の短期金利の予想された経路を使用して、現在価値に割引くとの観念が欠けているのであり、利回り計算において例えば今期に得られるクーポン収入と n 年後に得られる償還差益 (損) とが、全く同様のウェイトを与えられるのである。したがって、単利の最終利回りを採用する場合には、現在の市場価格が大幅なアンダー・パー (オーバー・パー) である場合には、その結果として生じる償還差益 (損) が (20) 式のような利回り計算と比べた場合に、いわば過大に評価されるとの問題が生じてくる。

なお、わが国の公社債市場において用いられている直接利回り (いわゆる直利、 R_t^D) とは年間のクーポン収入を債券の市場価格と対比させた指標であり、次のように定義される。

$$R_t^D = \frac{C}{P_t} \quad (22)$$

(21) 式と (22) 式との対比から明らかなように、直接利回りは、単利の最終利回り計算において満期時点での償還差益 (損) を無視したものであり、現在の市場価格がパーである場合にのみ、単利の最終利回りと一致する。

② 複利の最終利回り (欧米式) R_t^c

$$\begin{aligned}
P_t \left(1 + \frac{R_t^c}{2}\right)^{2n} &= \frac{C}{2} \left(1 + \frac{R_t^c}{2}\right)^{2n-1} \\
&+ \frac{C}{2} \left(1 + \frac{R_t^c}{2}\right)^{2n-2} \\
&+ \cdots \cdots
\end{aligned}$$

$$+ \frac{C}{2} \left(1 + \frac{R_t^c}{2}\right) + \frac{C}{2} + M \quad (23)$$

欧米式の複利の最終利回りは、日本式の単利の最終利回りと比較して、いわゆる孫利息を考慮に入れている点において、(20)式での利回り概念に一步近付いている。しかしながら、複利の最終利回りでは、クーポン収入の再投資レートは、(20)式におけるような将来の短期金利に関する予想値ではなく、その債券の複利・最終利回り (R_t^c) 自身が残存期間を通じての再投資レートとなると仮定されている ($\frac{R_t^c}{2} = {}_{t+j}\hat{r}_t, j=0, 1, \dots, 2_{n-1}$)。

換言すれば、複利の最終利回りとは、クーポン収入がその債券の複利・最終利回りと、全く同じ再投資レートで運用された時のみ実現するものであり、実際に実現する利回りではない(つまり計算上の理論値である)ことに注意する必要がある。したがって(23)式における利回り計算上、高水準の複利・最終利回りが得られたとしても、その水準が将来の短期金利の予想された水準を上回っているとすれば、その複利・最終利回りは、(20)式で計算される利回りと比べてやはり過大になるとの問題が生じる。

③ 実効利回り

実効利回りとは、(23)式の右辺における再投資レートを適当な水準に定めるとき、結果として計算される複利の最終利回り (realized compound yield) のことである。投資される債券の残存期間中における各期の再投資レ

ートを、対応する期の短期金利の予想値と一致させれば、その結果として得られる実効利回りは、まさに期待理論の考えている利回り概念に一致する。ただし、実際問題としては、将来の短期金利についての予想経路がどのようなものかは不確定であり、実効利回りの算出においては、再投資レートをどのような水準に定めるのかという点について恣意性が残される。しかしながら、複利の最終利回りが非常に高水準ないしは低水準になる時には、再投資レートについて適当な水準を与え、実効利回りを計算することが期待理論の想定する利回り概念への、より一步の接近になると考えられる。

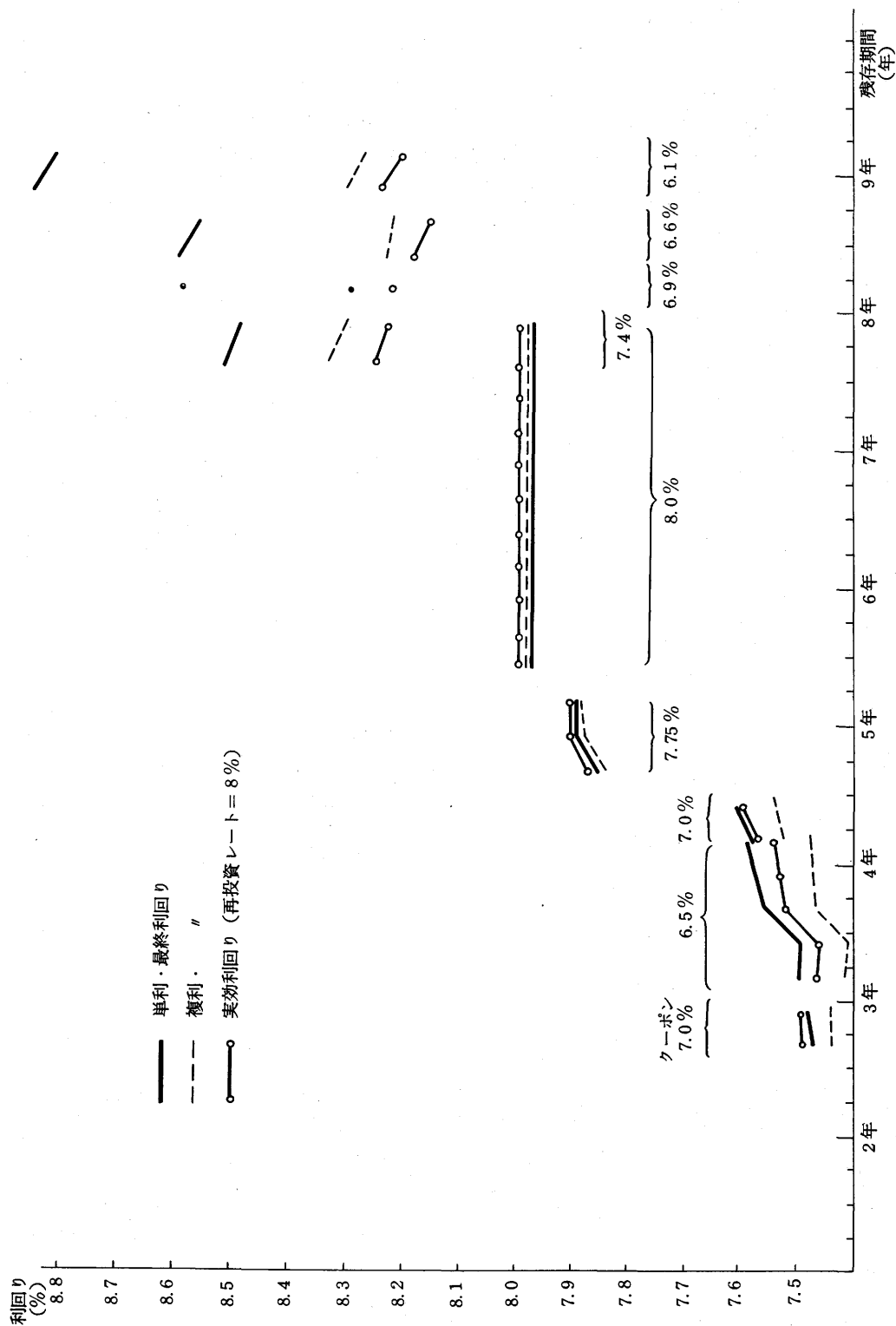
第2図は54/6月末の東京証券取引所・上場国債について残存期間別・クーポン別の利回り分布を示したものである。^(注13)

単利の最終利回り(実線)によれば、八分利国債のグループと6.1%国債、6.6%国債など長期・低クーポン債のグループとの間には大きな利回り格差が生じており、当時の市場関係者によって、「長期・低クーポン債の市場分断」と称された状況が示されている。

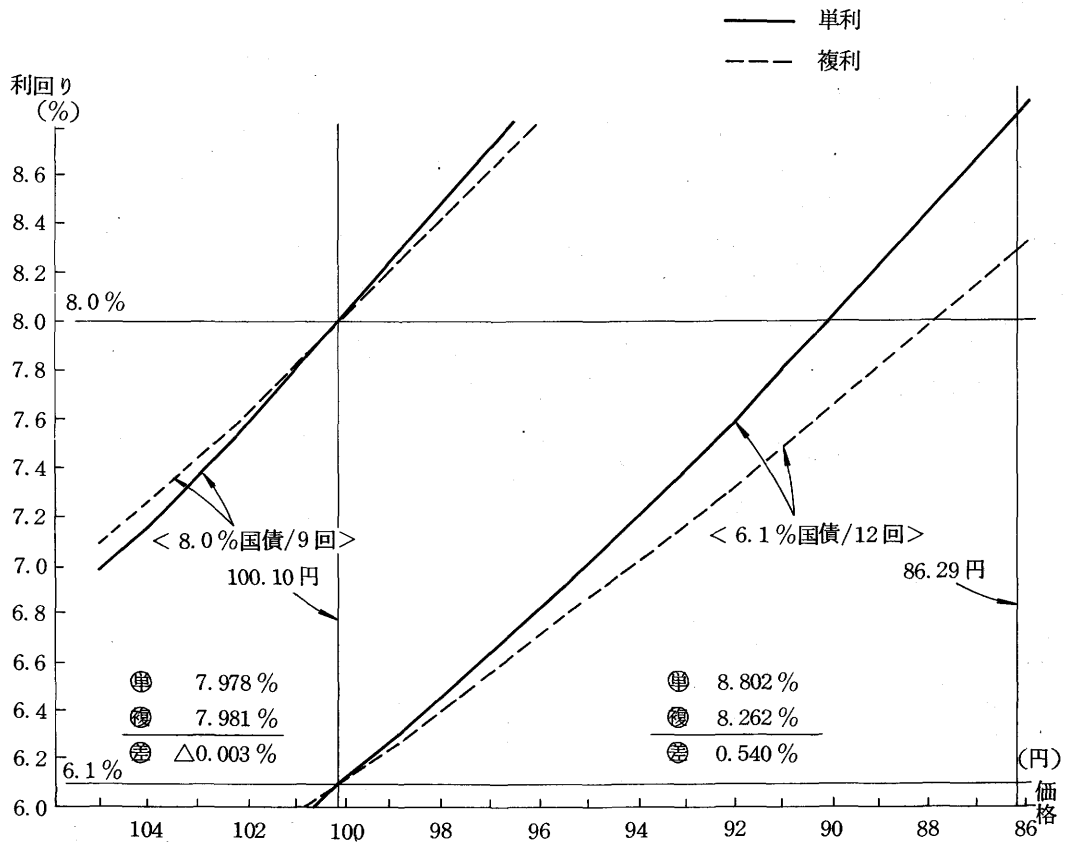
ところで、複利の最終利回り(破線)をとると、八分利国債のグループと長期・低クーポン債のグループとの間での利回り格差は、半分以上に縮小してしまう。これは第3図に示したように単利の最終利回りは、アンダー・パーの度合が大きくなるにつれて複利の最終利回りを上回る度合が大きくなるとの利回り計算上の特性によるものであり、54/6月末においては6.1%国債など長期・低クーポン債のアンダー・パーの度合が大きかったことが単利の最終利回りで測った場合に、これら

(注13) 以下において、複利の最終利回り、実効利回りの計算は、日本銀行統計局(現調査統計局)の「TSYIELD」プログラムによった。

第2図 東証上場国債利回りの残存期間別・クーポン別分布 (54/6月末)



第3図 単利・最終利回りと複利・最終利回りの関係（54/6月末）



54/6月末時点において8.0%国債/9回と6.1%国債/12回のそれぞれについて、市場価格如何で、単利・最終利回りと複利・最終利回りが、いくらになるかを示したものを。同時点において8.0%国債/9回と6.1%国債/12回の実際の市場価格は、それぞれ100.10円と86.29円であった。

の利回り水準を過大評価させることになったのである。

次に、再投資レートを8%（将来の各期を通じて一定）として計算した実効利回り（丸印を結んだ線）でみると八分利国債のグループと長期・低クーポン債のグループとの間の利回り格差は一段と縮小する。これは、実効利回りと複利・最終利回りとの間に、

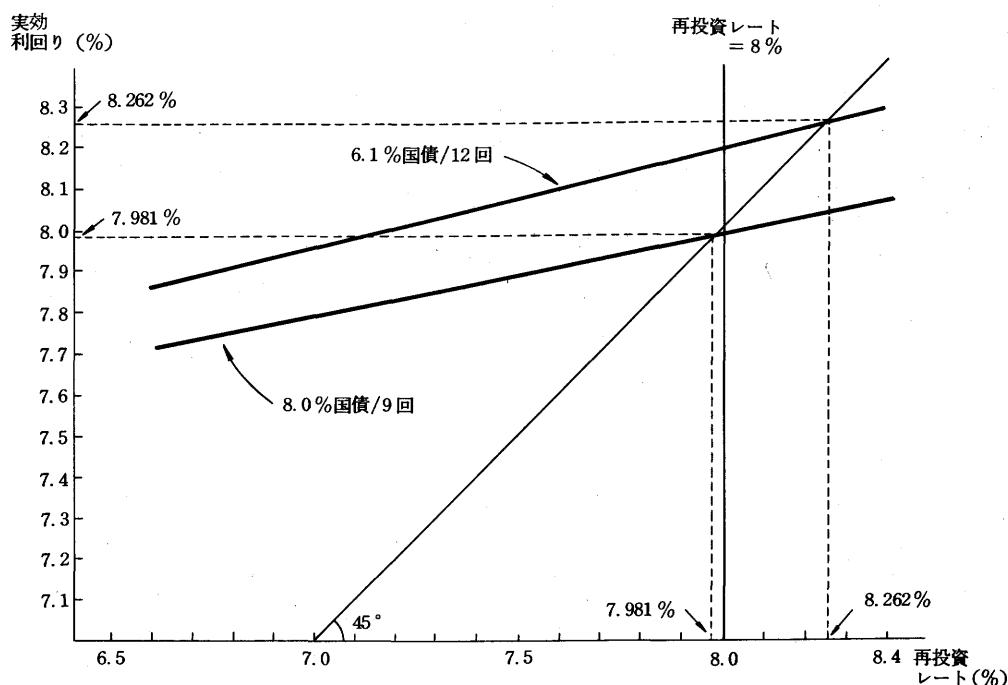
（再投資レート $\geq$ 複利・最終利回り）
ならば

（実効利回り $\geq$ 複利・最終利回り）

との関係が成立しており、第4図で示したように、想定した再投資レート（8%）よりも、複利・最終利回りの高い6.1%国債等長期・低クーポン債については、実効利回りが複利・最終利回りを下回り、逆に再投資レート（8%）よりも複利・最終利回りの低い八分利国債については、実効利回りが複利・最終利回りを上回るためである。

このように、国債の銘柄間における利回り

第4図 再投資レートと実効利回りの関係（54/6月末）



54/6月末時点において、8.0%国債/9回と6.1%国債/12回のそれぞれにつき、クーポン収入の再投資レート如何で実効利回りがいかなる水準に決まるかを示したものである。同時点において8.0%国債/9回（6.1%国債/12回）の複利・最終利回りは、実際の市場価格をもととして、7.981%（8.262%）と計算されるが、再投資レートが、この複利・最終利回りの水準と等しく置かれた場合にのみ、実効レートは、7.981%（8.262%）となり複利・最終利回りに一致する。

格差は、利回り概念として何を採用するかによって大きく変化することは明確であろう。もとより、ここではある一時点（54/6月末）において、異なった利回り概念の採用が、国債利回りの残存期間別・クーポン別分布をどのように変えるかを見たにすぎず、わが国の国債市場において主張される「6.1%国債など長期・低クーポン債の市場分断」がすべて単利の最終利回りの採用に帰着すると結論づけるものではない。しかしながら、通常主張されている「市場分断」現象が、採用する利回り概念の変更により、かなりの程度まで解消されてしまうことは事実であり、わが国の

国債流通市場の問題を分析する場合には、まず利回り概念の整理からスタートする必要があることを確認させるものである。

（国債の残存期間別・クーポン別構成）

わが国の国債流通市場における「長期・低クーポン債の市場分断」を直接的に検証するための準備として、ここでは分析に必要なデータを揃える。

Modigliani と Sutch の特定期間選好仮説では、異なった残存期間の債券の間で、金利裁定が十分に働かず、市場分断が存在する場合には、債券利回りの決定要因として、残存期間別の債券の需要量ないしは供給量が、

第1表 上場国債の残存期間別構成

(単位：%)

	54 / 3月末	54 / 6月末	54 / 9月末	54 / 12月末	55 / 3月末	55 / 6月末
短 期 債	4.3	5.2	4.9	5.0	6.9	8.3
1 年 未 満	—	—	—	—	—	—
1 年 以 上 2 年 未 満	—	—	—	—	3.5	4.3
2 年 以 上 3 年 未 満	4.3	5.2	4.9	5.0	3.4	4.0
中 期 債	28.7	34.2	32.4	40.4	33.2	35.4
3 年 以 上 4 年 未 満	4.2	5.0	5.4	6.2	5.0	4.7
4 年 以 上 5 年 未 満	6.0	5.8	5.0	5.6	5.0	5.0
5 年 以 上 6 年 未 満	6.1	8.3	6.4	10.2	10.2	12.3
6 年 以 上 7 年 未 満	12.4	15.1	15.6	18.4	13.0	13.4
長 期 債	67.0	60.5	62.7	54.5	60.0	56.2
7 年 以 上 8 年 未 満	15.9	16.5	18.6	19.4	17.4	18.3
8 年 以 上 9 年 未 満	21.1	22.5	21.9	25.2	17.3	17.1
9 年 以 上	30.0	21.5	22.2	9.9	25.3	20.8
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(注) 資料出所：国債便覧。上場国債の銘柄別発行額をもとに、1残存期間（3か月）当り、平均値ベースでの構成比を算出。

統計的に有意であることが示唆された。

ところで、Modigliani と Sutchの特定期間選好仮説に沿う形で、わが国の国債流通市場における「市場分断」の存在を検証しようとする場合には、次のような事情から分析は極めて不十分なものとならざるを得ない。

① 投資家の債券需要が残存期間を異にする債券の間で、どのように分布しているかについてのデータが全く無いため、分析はもっぱら供給面に絞られることになる。こうした供給面に限った分析は、投資家全体としての需要が、残存期間を異にする債券の間で一

様に分布している場合にはそれなりに妥当性を保ちうるが、現実の投資家の債券需要がそうしたものであるとの保証はない。

② 供給面の指標として残存期間別の構成比をとるとき、対象となる債券種類をデータ面の制約から、国債に絞らざるを得ない。残存期間別の供給圧力をとらえるためには、地方債、政保債、事業債、金融債など、国債以外の債券種類をも含めることが適当と考えられるが、残存期間別の構成比については国債を含めて年々発行額をもとに推計する以外にない。したがって、本稿では、国債のみにつ

第2表 市中保有国債のクーポン別構成比
—合計額ベース—

(単位：％)

クーポン (%)	償還年月 (年/月)	54/3月末	54/6月末	54/9月末	54/12月末	55/3月末	55/6月末
6.5	57/ 8～58/ 8	2.0	1.8	1.9	1.6	1.8	1.6
7.0	57/ 2～57/ 5 58/ 8～58/11	1.7	1.6	1.6	1.5	2.1	1.6
7.75	59/ 2～59/ 8	2.0	1.8	1.8	1.7	1.6	1.6
8.0	59/11～62/ 5	39.1	36.2	34.4	32.4	29.5	28.0
7.4	62/ 2～62/ 5	4.3	4.0	3.8	3.6	3.3	3.2
7.2	62/ 8	1.5	1.4	1.3	1.3	1.3	1.1
6.9	62/ 8	3.9	3.6	3.4	3.2	3.3	2.8
6.6	62/11～63/ 2	12.7	10.7	10.2	9.6	8.9	8.4
6.1	63/ 5～64/ 2	31.3	28.4	24.6	22.4	21.2	19.9
6.5	64/ 2	1.4	1.3	1.2	1.2	1.1	1.1
7.2	64/ 5～64/ 8	—	9.1	10.5	9.9	9.2	8.6
7.7	64/ 8～65/ 2	—	—	5.3	11.7	15.1	14.7
8.0	65/ 2	—	—	—	—	1.6	1.4
8.7	65/ 5	—	—	—	—	—	6.0
合 計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(注) 資料出所：国債局

日本銀行および資金運用部保有分を除く。

いて日本銀行国債局の資料をもとに、残存期間別の構成比を推計することとした。

③ 国債の流通市場における供給圧力を見る場合には、本行及び資金運用部など政府関係機関の保有分を除くことが適当と考えられるが、データ面の制約から純粋な民間ベースでの残存期間別構成比を計算することはできなかった。

さて、第1表は、わが国の国債残高について6.1%国債の上場開始(54/1月)以降における残存期間別構成比を示したものである。

Modigliani と Sutch の特定期間選好理論にしたがって、わが国の国債流通市場における市場分断をテストしようとする場合に最も直接的なのは、このデータであろう。第1表によれば対象期間において、長期債(残存期間7年以上)の構成比は、中期債(同3年以上7年未満)、短期債(3年未満)の構成比を大きく上回っており、長期債についての供給圧力の存在を示唆しているように窺われる。

次に第2表は、同じ期間においてクーポン別(注14)の残高構成比を示したものである。わが国の

(注14) 日本銀行および資金運用部保有分を除いたベース。ただし、国債整理基金および公社公団などの政府関係機関保有分を含んでおり、純粋な民間ベースではない。

第3表 市中保有国債のクーポン別構成比
－1 残存期間当り平均値ベース－

(単位：％)

クーポン (%)	償還年月(年/月)	54/3月末	54/6月末	54/9月末	54/12月末	55/3月末	55/6月末
6.5	57/ 8～58/ 8	1.4	1.1	1.1	1.0	1.1	0.9
7.0	57/ 2～57/ 5 57/ 8～58/11	1.5	1.1	1.2	1.1	1.6	1.1
7.75	59/ 2～59/ 8	2.4	1.8	1.7	1.7	1.7	1.5
8.0	59/11～62/ 5	11.7	8.8	8.5	8.3	7.6	6.5
7.4	62/ 2～62/ 5	7.8	5.9	5.6	5.5	5.2	4.5
7.2	62/ 8	5.5	4.1	4.0	3.9	4.0	3.1
6.9	62/ 8	13.9	10.5	10.1	9.9	10.3	7.8
6.6	62/11～63/ 2	22.8	15.6	15.0	14.7	13.8	11.7
6.1	63/ 5～64/ 2	28.0	20.7	18.2	17.2	16.5	13.8
6.5	64/ 2	5.0	3.8	3.7	3.6	3.4	2.9
7.2	64/ 5～64/ 8	—	26.6	15.5	15.2	14.2	11.9
7.7	64/ 8～65/ 2	—	—	15.5	17.9	15.6	13.6
8.0	65/ 2	—	—	—	—	5.0	4.0
8.7	65/ 5	—	—	—	—	—	16.7
合 計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

国債流通市場における市場分断は「長期・低クーポン債」において生じていると一般に主張されていることを考慮すると、国債の残高について残存期間別の構成とともにクーポン別の構成を併せて考えることが必要であろう。第2表によれば、八分利国債(59/11～62/5月償還)の構成比が最も大きく6.1%国債(63/5～64/2月償還)、及び6.6%国債(62/11～63/2月償還)の構成比合計に匹敵している。これは、低クーポン債の供給過多との一般の印象とは若干違った姿だが、八分利国債の残存期間の拡がり、他の債券と比べて大きいとの事情を考慮して1残存期間当りの平均値ベースに直すと、第3表に示したように、6.1%国債、6.6%国債の構成比はそれ

ぞれ八分利国債の構成比を大きく上回ることであり、長期・低クーポン債に供給圧力が存在するように窺われる。

(2) 利回り曲線の計測と市場分断の検証

(利回り曲線の計測結果)

わが国の国債流通市場において「長期・低クーポン債の市場分断」が、果してどの程度存在しているのかという問題に取り組む出発点としてクロス・セクション・データを用いて、国債流通市場でのいわゆる利回り曲線を描写することにより、市場分断の度合についての手懸りをつかむこととした。

まず、利回り曲線の計測に使用したデータの内容、計測式の specification 等につい

て説明すれば、以下の通り。

① 計測対象は、東京証券取引所の上場国債相場。

— 国債の市場価格としては、上場相場のほかに、証券会社の対顧客・店頭取引価格として公社債店頭指標気配(日本証券業協会発表)があり、後者の方がいわゆる市場実勢をより敏感に反映していると言われている。ただし、後者は価格の公表される銘柄数が限られており、サンプル数不足で利回り曲線の計測には適さない。これに対して上場相場は、市場動向の的確な反映という点では幾分問題があるものの、^(注15) 各時点において、上場銘柄のすべてについての価格情報が得られるため、利回り曲線の計測対象としては最も適当と考えられる(55/6月末の上場国債銘柄数は47)。

② 計測時期は52/6月末から55/6月末までの各四半期末。

— 国債の上場相場が市場動向を反映して、ある程度自由に動くようになったのは、昭和52年度に入ってから国債流動化以降であるため、ここでの計測時期も52年度以降に絞ることとした。

③ 国債の利回りとして、単利の最終利回り、複利の最終利回り、および実効利回りの3種類を採用。

— 国債の利回り体系を見る場合、採用する利回り概念が重要な意味をもつことは、すでに述べた通りである。ここでは、当初単利および複利の最終利回りによって利回り曲線を計測したあと、利回り曲線のフィットが悪かった54年度以後については、実効利回りに

よる利回り曲線の計測も試みた。

④ 利回り曲線の計測式としては、次の2種類のspecificationを採用。

$$R_i = a_0 + a_1 Y_i + a_2 \frac{1}{Y_i} \quad (24)$$

$$R_i = b_0 + b_1 \ln Y_i \quad (25)$$

$$\left[\begin{array}{l} R_i : \text{国債の利回り} (\%) \\ Y_i : \text{残存期間} (\text{年}) \\ (i \text{ は各銘柄を示す}) \end{array} \right]$$

— 純粋期待理論の主張するように、異なった残存期間の債券の間で十分に金利裁定が働いているかどうかを検証するために、ここでは現実の国債の利回り分布を ad hoc ではあるが、①直線と双曲線の組合せ、②対数曲線の2つによって近似することとした。係数 a_1, a_2, b_1 の符号条件については、期待理論によれば将来の短期金利の予想された変化方向に従って利回り曲線の形状は右上りから右下りまで自由に変化しうるはずであるから、特に制約はないと考えられる。

第4表、第5表、第6表は、単利の最終利回り、複利の最終利回り、実効利回り^(注16)について、利回り曲線の計測結果をまとめたものである。

① 単利の最終利回り

計測期間全体を通じて残存期間の係数についての t 値は高い(1%水準で有意)。しかしながら計測式の $\bar{R}^2$ は、計測した13期間の平均で0.775に過ぎず、国債の単利・最終利回りの分布について(24)式および(25)式によ

(注15) 54/4月以降は、東京証券取引所への大口取引導入により、上場相場が市場動向を敏感に反映するようになったと考えられる。

(注16) 計測対象の各期において、(24)式および(25)式の計測結果のうち、 $\bar{R}^2$ を基準として、フィットのよい式を採用している。

第4表 利回り曲線の計測結果 (被説明変数 = 上場国債単利の最終利回り)

計測時期	説明変数 (Y: 残存期間)				$\bar{R}^2$	D. F.
	Y	1/Y	$\ell_n Y$	Const.	S. E.	
52/ 6月末	-0.0461 (6.6039)	-1.3422 (17.0304)	/	8.0050 (133.4552)	0.9612 0.0347	20
9	-0.0251 (17.5512)	-0.7593 (41.7483)	/	7.2262 (581.3164)	0.9903 0.0080	21
12	/	/	0.5870 (9.4400)	5.1654 (43.1166)	0.7791 0.0767	24
53/ 3	-0.0944 (4.5694)	-7.4198 (9.1512)	/	7.9466 (29.8161)	0.9451 0.0404	25
6	/	/	0.7124 (14.1051)	4.7428 (49.1097)	0.8684 0.0779	29
9	/	/	0.9140 (16.2401)	4.5311 (42.4444)	0.8914 0.0949	31
12	/	/	0.9529 (19.0757)	4.3403 (46.2036)	0.9143 0.0918	33
54/ 3	/	/	0.8684 (14.2423)	5.3712 (47.5424)	0.8522 0.1199	34
6	/	/	1.0539 (11.0331)	6.1704 (35.1799)	0.7654 0.2053	36
9	0.3345 (7.2025)	6.4120 (5.4409)	/	4.5985 (9.2070)	0.6360 0.1901	36
12	0.3762 (7.5760)	7.2482 (6.0888)	/	4.9257 (9.3616)	0.5980 0.2482	40
55/ 3	0.3863 (4.9800)	11.8566 (7.0574)	/	5.3199 (6.7226)	0.5877 0.4381	42
6	0.1834 (4.2965)	3.6970 (4.4782)	/	6.7453 (16.1316)	0.2855 0.2730	44

(注) かっこ内は t 値

る近似には、限界があるとの結果であった。

もっとも、計測式の $\bar{R}^2$ が、急速に低下しているのは54/6月以降であり、52/6月から54/3月までの8期間における $\bar{R}^2$ の平均は0.900と比較的良好な結果を示していることからすれば、54/3月までは、現実の国債利回りの分布がかなり滑らかなものであったと言える。

これに対して54/6月以降の5期間における $\bar{R}^2$ は0.574にすぎず、単利の最終利回り

についてみる限り滑らかな利回り曲線は消失する。

② 複利の最終利回り

計測式の $\bar{R}^2$ は、計測期間全体の平均で0.804と単利の最終利回りの場合と比べて、小幅ながらも改善される。ところで、複利の最終利回りによる計測結果が、単利の最終利回りの場合と比べて明瞭に改善されるのは54/6月以降である(54/6月以降の5期間に

第5表 利回り曲線の計測結果 (被説明変数 = 上場国債の最終利回り)

計測時期	説明変数 (Y: 残存期間)				$\bar{R}^2$	D. F.
	Y	1/Y	$\ell n Y$	Const.	S. E.	
52/ 6月末	0.0245 (5.0387)	- 0.7298 (13.2780)	/	7.4217 (177.4151)	0.9826 0.0242	20
9	0.0384 (5.2931)	- 0.3560 (3.8657)	/	6.8051 (108.1116)	0.8942 0.0404	21
12	/	/	0.8566 (10.2672)	4.8075 (29.9075)	0.8069 0.1029	24
53/ 3	- 0.0794 (2.3387)	- 8.3286 (6.2479)	/	8.1563 (18.6140)	0.9225 0.0665	25
6	/	/	0.8747 (13.2294)	4.6033 (36.4112)	0.8530 0.1020	29
9	/	/	0.9949 (13.0803)	4.5200 (31.3292)	0.8417 0.1282	31
12	/	/	1.0070 (14.1799)	4.3841 (32.8262)	0.8548 0.1306	33
54/ 3	/	/	0.8186 (13.2762)	5.5035 (48.1724)	0.8336 0.1212	34
6	/	/	0.8023 (16.2620)	6.4928 (71.6711)	0.8769 0.1060	36
9	0.1595 (8.5726)	2.8195 (5.9711)	/	6.2509 (31.2355)	0.7465 0.0762	36
12	0.1743 (7.0571)	3.8183 (6.4494)	/	6.5954 (25.2038)	0.5331 0.1235	40
55/ 3	0.1887 (3.8854)	8.8253 (8.3895)	/	6.6683 (13.4578)	0.7885 0.2743	42
6	0.0739 (3.4812)	2.3883 (5.8151)	/	7.4606 (35.8651)	0.5190 0.1358	44

(注) かっこ内は t 値

おける計測式の $\bar{R}^2$ は、単利の場合 0.574、複利の場合 0.693)。したがって、単利の最終利回りしてみた場合に 54 年度以降、滑らかな利回り曲線が消滅するのは、単利の最終利回り固有の性格による面がかなりあることを、この計測結果は示唆している。

③ 実効利回り (再投資レートを 8% とした場合)

計測式の $\bar{R}^2$ は計測時期の 54/ 6 月から

55/ 6 月の 5 期平均で 0.738 と複利の最終利回りの場合よりも更に改善される。このようにクーポンの再投資レートについて極めて単純な仮定を置いた場合においても、計測結果がかなり改善されることを考えると、再投資レートについて、より現実的な想定を置いて実効利回りを計算すれば、計測結果を更に改善する可能性も残されていると言えよう。

国債の利回り曲線に関する以上の計測結果から次のようなことが言える。

第6表 利回り曲線の計測結果 (被説明変数 = 上場国債実効利回り)

<再投資レート = 8%>

計測時期	説明変数 (Y: 残存期間)				$\bar{R}^2$	D. F.
	Y	1/Y	$\ell n Y$	Const.	S. E.	
54/3月末			0.8651 (15.4336)	5.5904 (53.8268)	0.8714	34
					0.1102	
6			0.6963 (17.1967)	6.6798 (89.8505)	0.8885	36
					0.0871	
9	0.1062 (9.9842)	1.5748 (5.7462)		6.8438 (59.5289)	0.8002	36
					0.0573	
12	0.1347 (6.7647)	3.2578 (6.8259)		6.8747 (32.5776)	0.5220	40
					0.0993	
55/3	0.1425 (3.3388)	8.3468 (9.0337)		6.7992 (15.6174)	0.8454	42
					0.2410	
6	0.0597 (3.3556)	2.2596 (6.5768)		7.5119 (43.1515)	0.6321	44
					0.1136	

(注) かつこ内は t 値

① 52/6月以降54/3月までは単利、複利のいずれの最終利回りを採用した場合でも、国債の利回り分布を(24)式および(25)式のような曲線で比較よく近似できる。

② 54/6月以降においては、単利の最終利回りを採用した場合に滑らかな利回り曲線は消失する。しかし、同一期間において複利の最終利回り、実効利回りを採用する場合、計測結果は順に改善される。したがって、単利の最終利回りについて54年度以後に観察される「市場分断」の存在は、単利の最終利回り固有の技術的性格によるところが大きいと言える。

(利回り曲線の形状変化)

複利の最終利回りについて計測した利回り曲線を示したものが、第5、6図である。これを見ると利回り曲線は、純粹期待理論の想定するように、金融緩和期における右上りの形状から、金融逼迫期における右下りの形状へと滑らかな変化を示している。

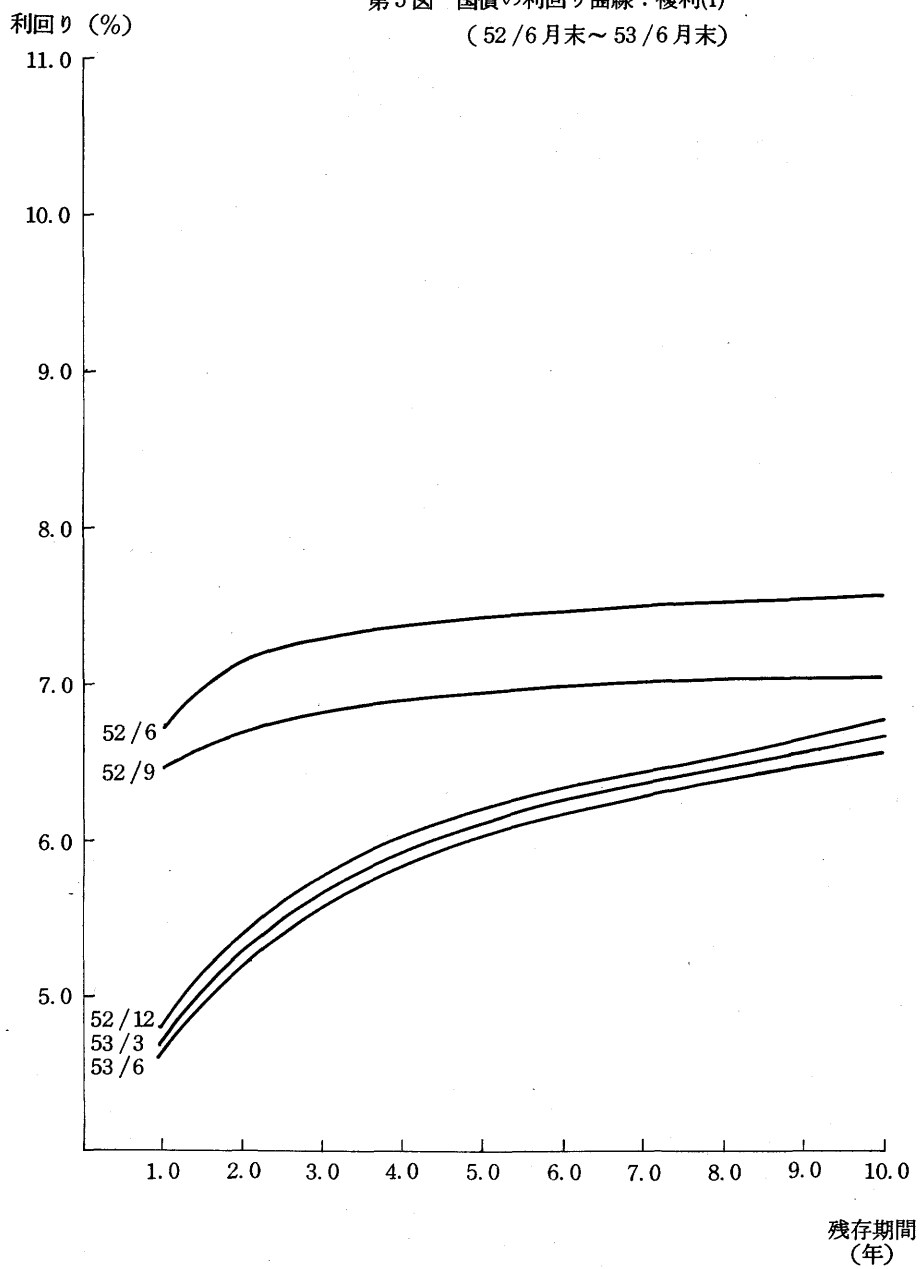
すなわち52/6月から53/6月までは、金融緩和の浸透につれて利回り曲線の形状は、全体として下方にシフトしつつ、次第に右上りの度合を加えている。また、53/9~12月に徐々に上方シフトを開始した利回り曲線は、54/3月以降55/3月まで金融引締め浸透につれて、上方シフトを続けるとともに、右上りから右下りへと形状を変化させ、55/3月末には、金融引締め末期の典型的な姿となっている。

このように、わが国の国債流通市場においても純粹期待理論の想定するような形で利回り曲線の形状変化が実際に観察される訳であり、国債流通市場の利回り体系が、期待理論によってかなり良く説明できることを確認できよう。

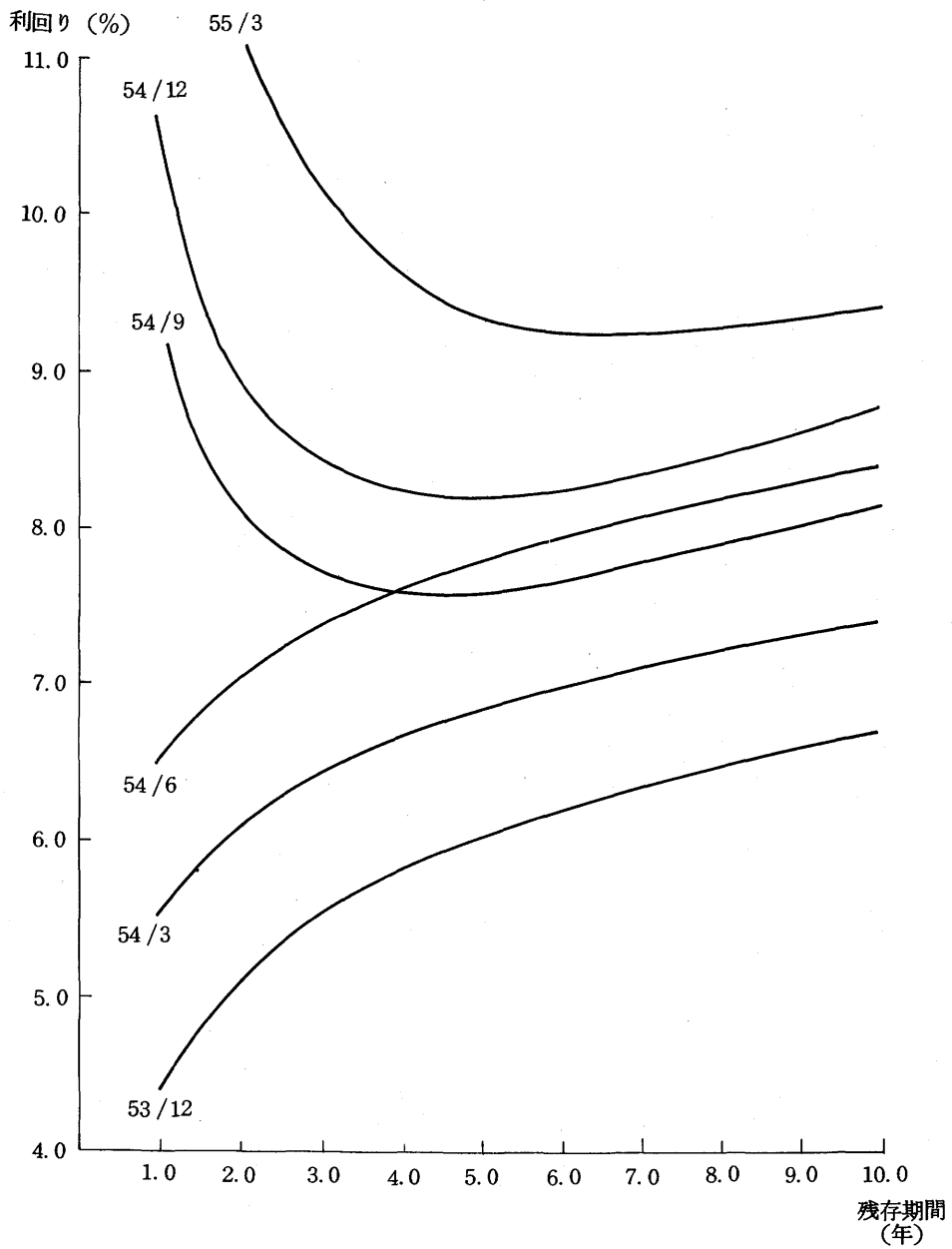
(市場分断の検証)

わが国の国債流通市場における市場分断の存在をより直接的に検証するために、国債残高の残存期間別・クーポン別構成が国債の利

第5図 国債の利回り曲線：複利(1)
(52/6月末～53/6月末)



第6図 国債の利回り曲線：複利(2)
(53/12月末～55/3月末)



回り決定に影響を与えているかどうかをテストする。ここでのアプローチとしては、(24)式および(25)式の説明変数として、前章で取り上げた国債残高の残存期間別・クーポン別構成比(W)^(注17)を加え、その係数が統計的に有意であるかどうかを検証する。計測期間は、6.1%国債の上場開始(54/1月)以降における各四半期末である。

第7表、第8表、第9表は、単利の最終利回り、複利の最終利回り、実効利回り(再投資レートを8%とした場合)について、残存期間別・クーポン別構成比(W)をあらたに説明変数として加えた場合の計測結果をまとめたものであるが、その内容は以下の通り。

① 単利の最終利回りについては、Wの係数は、計測した6期間全部において理論通りのプラスの符号となっており、うち4期については2.5%水準で有意である。しかし、計数の絶対値は極めて小さくWを1%変化させるような供給増加があったとしても利回りは、0.01~0.02%程度しか上昇しない。

② 次に複利の最終利回りについては、Wの係数は期によってはマイナスとなり、統計的にほとんど有意でない(1期のみ5%水準で有意)。また、係数の絶対値も単利の最終利回りと比べて著しく小さくなる。

③ 最後に実効利回りを採用すると、Wの係数は符号条件を満足しないし、統計的にも

第7表 利回り曲線の計測式に残存期間別・クーポン別構成比(W)を加えた場合の計測結果

(被説明変数=上場国債・単利の最終利回り)

計測時期	説 明 変 数					$\bar{R}^2$	D. F.
	残存期間 (Y)			W	Const.	S. E.	
	Y	1 / Y	$\ell_n Y$				
54 / 3 月末			0.5316 (7.1516)	0.0188 (5.6339)	5.8011 (51.8335)	0.9224 0.0869	33
6			0.7025 (4.6767)	0.0256 (2.8656)	6.6018 (30.1055)	0.8044 0.1875	35
9	0.1773 (3.3775)	4.0659 (4.2874)		0.0249 (2.1453)	5.7993 (13.4266)	0.6485 0.1868	35
12	0.3514 (6.2086)	7.1523 (5.9505)		0.0103 (0.9260)	5.0193 (9.3175)	0.5939 0.2495	39
55 / 3	0.3834 (4.1116)	11.8445 (6.9121)		0.0014 (0.0663)	5.3295 (6.4732)	0.5780 0.4432	41
6	0.1619 (0.7101)	3.6228 (4.3306)		0.0109 (3.0735)	6.8173 (15.7498)	0.2772 0.2746	43

(注) かつこ内は t 値

(注17) ここで残存期間別・クーポン別構成比(W)として実際に用いるデータは、第3表に示した1残存期間当り平均値ベースでのクーポン別構成比である。なお、第1表で示した残存期間別構成比、第2表で示した合計額ベースでのクーポン別構成比を替りに用いた場合、それらの係数は、統計的に全く有意性を欠くとの計測結果が得られた。

第8表 利回り曲線の計測式に残存期間別・クーポン別構成比(W)
を加えた場合の計測結果

(被説明変数=上場国債・複利の最終利回り)

計測時期	説 明 変 数					$\bar{R}^2$	D. F.
	残 存 期 間 (Y)			W	Const.	S. E.	
	Y	1/ Y	$\ell_n Y$				
54/ 3月末			0.7129 (6.9372)	0.0059 (1.2791)	5.6385 (36.4426)	0.8367 0.1201	33
6			0.8013 (9.2772)	0.0000 (0.0033)	6.4947 (51.5090)	0.8727 0.1078	35
9	0.0994 (4.6984)	1.8861 (4.9330)		0.0087 (1.8472)	6.7221 (38.6014)	0.7522 0.0753	35
12	0.1719 (6.0380)	3.8031 (6.2920)		0.0009 (0.1694)	6.6061 (24.3855)	0.5178 0.1255	39
55/ 3	0.2108 (3.6343)	8.9255 (8.3736)		0.0090 (0.6903)	6.5821 (12.8527)	0.7864 0.2757	41
6	0.0728 (2.7708)	2.3782 (5.7008)		0.0002 (0.0292)	7.4673 (34.5956)	0.5101 0.1369	43

(注) かつこ内は t 値

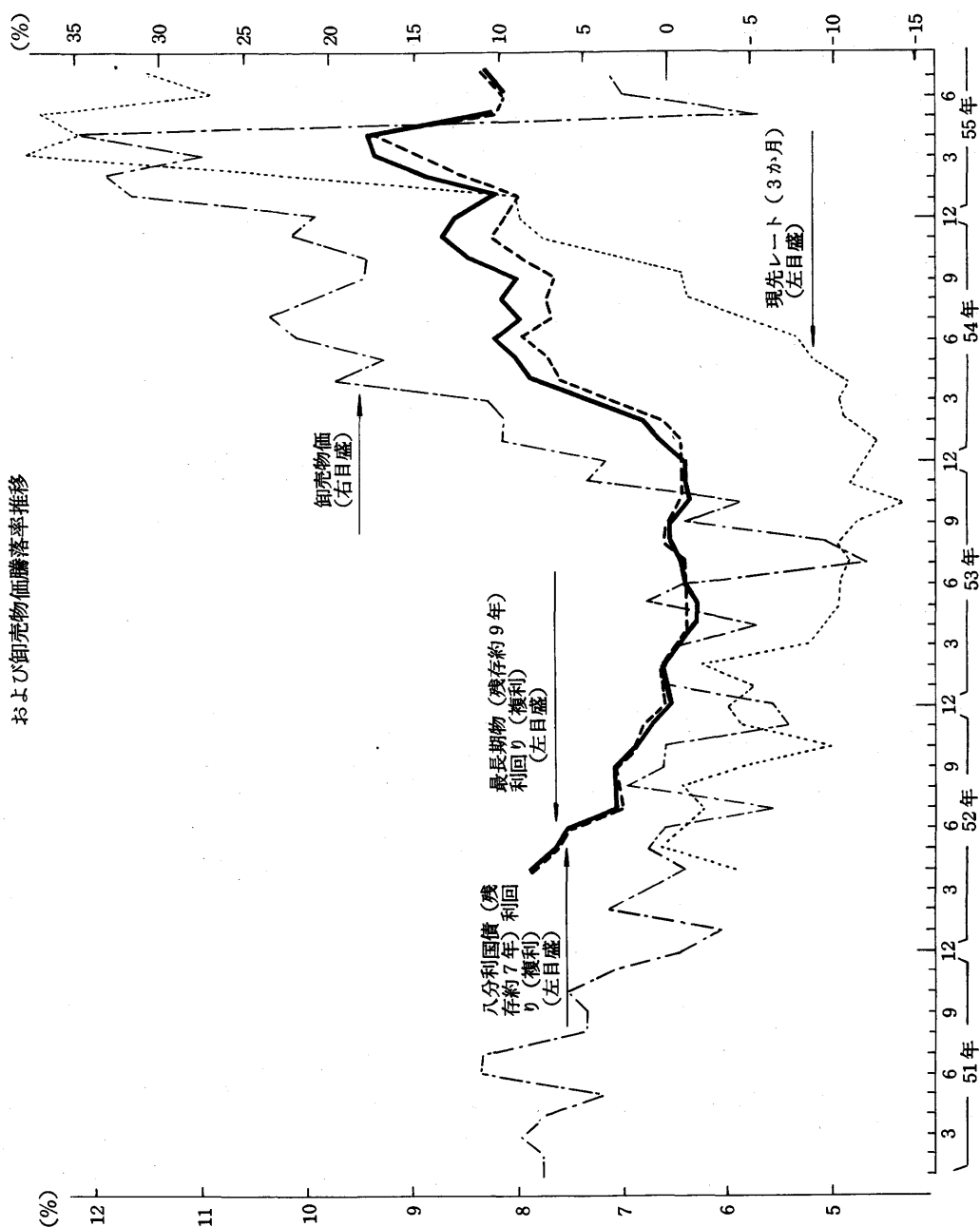
第9表 利回り曲線の計測式に残存期間別・クーポン別構成比(W)
を加えた場合の計測結果

(被説明変数=上場国債・実効利回り)
<再投資レート=8%>

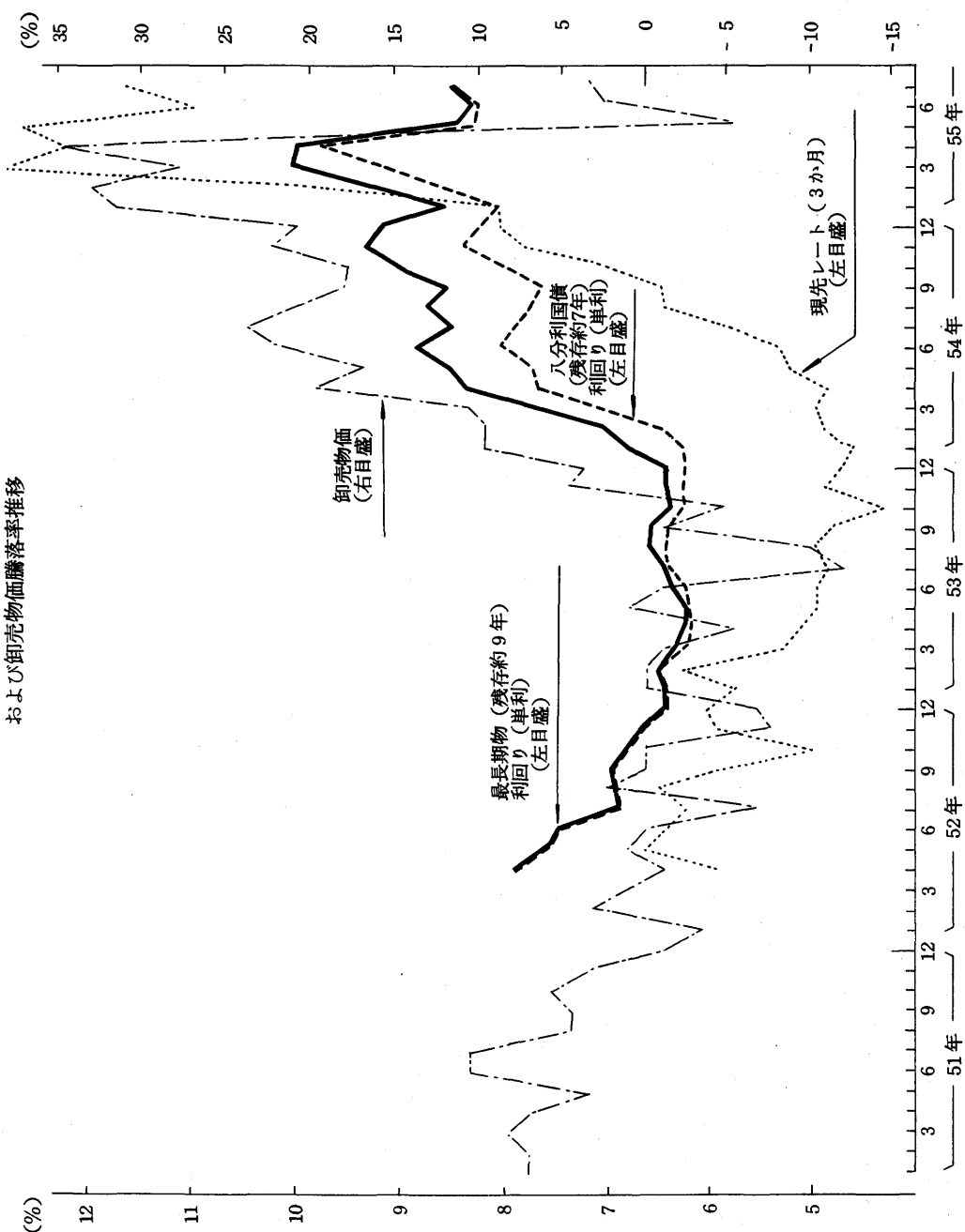
計測時期	説 明 変 数					$\bar{R}^2$	D.F.
	残 存 期 間 (Y)			W	Const.	S.E.	
	Y	1/Y	$\ell_n Y$				
54/ 3月末			0.7966 (8.4249)	0.0038 (0.9001)	5.6778 (39.8807)	0.8707 0.1105	33
6			0.7122 (10.0803)	- 0.0012 (0.2751)	6.6604 (64.5792)	0.8857 0.0882	35
9	0.0851 (5.4529)	1.4046 (4.9801)		0.0062 (1.7930)	6.9585 (54.1679)	0.8123 0.0556	35
12	0.1325 (5.8105)	3.2503 (6.7103)		0.0009 (0.2069)	6.8827 (31.7041)	0.5104 0.1005	39
55/ 3	0.1601 (3.1346)	8.4237 (8.9773)		- 0.0073 (0.6365)	6.7325 (14.9337)	0.8432 0.2427	41
6	0.0588 (2.6672)	2.2567 (6.4454)		0.0004 (0.0669)	7.5147 (41.4810)	0.6236 0.1149	43

(注) かつこ内は t 値

第7図-1 長期国債利回り(複利)、短期金利
および卸売物価騰落率推移



第7図-2 長期国債利回り(単利)、短期金利
および卸売物価騰落率推移



有意でない。

以上の計測結果は、国債の残存期間別・クーポン別構成比が、利回り決定においてほとんど影響力をもたないことを示しており、わが国の国債流通市場における「市場分断」の存在を支持しない。

5. タイム・シリーズ・データによる実証分析

— 短期金融市場緩和下における長期債利回りの上昇問題を中心として —

(1) 予備的考察

前章においてクロス・セクション・データによる利回り曲線の分析を行ったが、本章においては、タイム・シリーズ・データにより長期国債利回りと短期金利との関係についての分析を行う。

第7図は長期国債利回りと短期金利の推移を示したものである。この図の期間内においては周知の如く、昭和54年4月を境にして、それ以前は金融緩和期、以後は引締期となっている。各々の時期について長短金利の動き

をみると、引締期においては短期金利が長期国債利回りに先行した形となっているのに対し、緩和期の53年頃は両金利が反対方向に動いていることが観察される。このような53年における金融緩和下での長期国債利回りの上昇は、いわゆる長期国債の市場分断が存在している可能性を示唆しているかにみることできる。しかしながら、長期国債利回りと物価変動の動きを比べてみると、物価変動の動きは一貫して長期国債利回りの動きに先行しており、必ずしも市場分断を仮定しなくても、第3章で定式化したフィッシャー効果を含めた期待理論によれば、金融緩和局面における長期国債利回りの上昇を説明することが可能ではなかろうかと推察される。

ちなみに長期国債利回りと短期金利（現行レート）およびインフレ率（卸売物価騰落率）との間の時差相関係数をみると（第10表）、いずれの長期国債利回りについても、①短期金利は当月の相関係数が最も高く、先行月数が増加するに従って相関係数は下っていく、②インフレ率は長期国債利回りに3か月先行した場合の相関係数が最も高く、先行月数の

第10表 長期国債利回りと短期金利およびインフレ率の時差相関係数

（計測期間：昭和52年4月～55年7月）

長期国債利回り	短期金利、インフレ率	短期金利、インフレ率の先行月数									
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
最長期物（複利）	現先レート	0.756	0.673	0.551	0.470	0.405	0.324	0.180	0.035	-0.141	-0.355
	卸売物価	0.789	0.826	0.848	0.887	0.871	0.844	0.815	0.794	0.741	0.686
八分利国債（複利）	現先レート	0.816	0.755	0.644	0.570	0.513	0.442	0.300	0.156	-0.012	-0.232
	卸売物価	0.724	0.772	0.825	0.901	0.878	0.867	0.840	0.824	0.778	0.739
最長期物（単利）	現先レート	0.695	0.600	0.471	0.388	0.322	0.233	0.084	0.057	-0.229	-0.435
	卸売物価	0.834	0.851	0.855	0.869	0.848	0.812	0.775	0.751	0.690	0.623
八分利国債（単利）	現先レート	0.820	0.759	0.646	0.571	0.515	0.446	0.305	0.161	-0.006	-0.225
	卸売物価	0.725	0.772	0.824	0.900	0.876	0.864	0.839	0.824	0.781	0.743

増加に伴って相関係数は下っていくが、相関係数低下の度合いは短期金利に比べるとはるかに小さく、長期国債利回りとインフレ率の相関は押し並べて高いと言える。

この緩和期における長期国債利回りの上昇については、①長期国債の大量発行継続による長期債についての供給圧力、②金利の先高観による投資家の長期債敬遠姿勢、という2つの理由が一般に指摘されている。前者は、長期債の需給が利回りの決定に影響を与えるという意味で、特定期間選好仮説に沿った形で市場分断の存在を示唆している。一方、後者は、長期債の利回り上昇が基本的には期待理論によって説明し得ることを主張するものである。以下では、初めに期待理論の検証を行い、次に特定期間選好仮説の検証を試みる。

(2) 期間構造式の計測

(計測式のformulation)

わが国の金利の期間構造式の計測に当っては、(1)での考察を踏まえ、期待理論にいわゆるフィッシャー効果を明示的に取り入れた Modigliani と Shiller [16] の定式化に準じた理論式を採用した。すなわち長期国債利回り (R_t) を短期金利 (r_t) の過去の実績値の加重平均値、およびインフレ率 (π_t) の同じく過去の実績値の加重平均値とによって説明する次式を計測した。

$$R_t = \sum_{g=1}^q \omega_g \cdot r_{t-g+1} + \sum_{h=1}^q \lambda_h \cdot \pi_{t-h+1} + C \quad (26)$$

短期金利、インフレ率各々の分布ラグ・パターンとしては、Koyck ラグおよび Bayesian 推定法の一つである Shiller ラグの2種類について分析した。

① Koyck ラグ

Koyck 型の分布ラグを想定した場合、計測すべき式は

$$R_t = \omega \cdot r_t + \lambda \cdot \pi_t + C + r \cdot R_{t-1} \quad (27)$$

この式において、 R_{t-1} に、

$$R_{t-1} = \omega \cdot r_{t-1} + \lambda \cdot \pi_{t-1} + C + r \cdot R_{t-2}$$

R_{t-2} に、

$$R_{t-2} = \omega \cdot r_{t-2} + \lambda \cdot \pi_{t-2} + C + r \cdot R_{t-3}$$

⋮

と次々に代入して整理すると(28)式を得る。

$$R_t = \omega \sum_{i=0}^{\infty} r^i \cdot r_{t-i} + \lambda \sum_{i=0}^{\infty} r^i \cdot \pi_{t-i} + C' \quad (28)$$

$$(\text{ただし } C' = C \sum_{i=0}^{\infty} r^i = C \cdot (1-r)^{-1})$$

(28)式は、短期金利とインフレ率の分布ラグが同一の公比をもった幾何級数的減衰型となっており、(26)式の特例であることがわかる。

この場合のラグは公比 r の無限等比級数となっており、ラグの期数は無限大ということになるが、現実の意味のあるところまでを一応ラグの期数と考えることとすると、 r の値が極端に 1.0 に近い場合、経済的意味づけが必ずしも現実的でなくなる嫌味がある。

② Shiller ラグ

Koyck ラグは①で述べたように、短期金利、インフレ率に、同じ公比の減衰ラグ・パターンを想定する点で恣意性が強い。したがってできるだけ恣意性を排除すべく、次に、Modigliani と Shiller [16] の用いた

Shiller ラグを用いて計測を試みた。^(注18)

(計測に用いたデータの内容)

① データの期間

昭和52年4月以降昭和55年7月までの各月末データを使用した。データをこの期間に限定したのは、4.(2)の利回り曲線の計測と市場分断の検証の項で述べたように、国債利回りが市場動向を反映して変動するようになったのが、昭和52年度のいわゆる国債流動化以降であるとの理由によるものである。

② 長期国債利回りの内容

東京証券取引所上場国債利回り(各月末時点)のうち④残存期間最長期物の利回りのシリーズ(単利および複利、残存期間9年2か月～9年4か月)、および②八分利国債のうち残存期間が7年に最も近い物の利回りのシリーズ(単利および複利、残存期間6年10か月～7年7か月)の2種類を用いた。

上述の2種類を選んだ理由は、長期国債利回りとしてはまず残存期間の最も長いものの利回りシリーズをみれば良い訳であるが、この最長期物の利回りのシリーズは期間毎にクーポンレートの違う債券が連続しており、^(注19)このクーポンレートの違いによる影響が仮にあるとすれば、それは同一クーポンのシリーズである八分利国債利回りのシリーズを用いることによって排除されると考えたことによる

ものである。

③ 短期金利

現先レート(3か月物)を使用した。短期金利としては現先レートのほかにもコール・レート、手形レート等が考えられるが、コール・レート(無条件物)では期間が短期にすぎること、また手形レートは自由化されたのが昭和53年11月以降とごく最近のことであり、ただでさえ短いデータ期間を一段と短縮化させることになる等の理由から現先レートを使用することとしたものである。

④ インフレ率

卸売物価指数(季節調整済計数)の前月比増減率(年率)を使用した。フィッシャー効果を明示的に取入れる場合、如何なる物価指数を変数として用いるかについては議論のあるところであろうが、本稿では折谷[3]に用いられている卸売物価の前月比増減率を採用した。なお、Modigliani と Shiller [16] は同変数としてGNPベースの消費デフレーターを用いているが、本稿においては、金利データは月次データを用いており、したがって四半期データであるデフレーターは使えない。

(期間構造式の計測結果)

① Koyck ラグ・モデル

4種類の長期国債利回りにつき、各々@短

(注18) Shiller ラグについては Shiller [19]、折谷 [2] を参照。

(注19) 上場国債・最長期物のクーポンレート

期 間	クーポンレート (%)
52 / 4 ~ 52 / 8	8.0
52 / 9 ~ 53 / 3	7.4
53 / 4 ~ 53 / 6	6.9
53 / 7 ~ 53 / 12	6.6
54 / 1 ~ 54 / 9	6.1
54 / 10 ~ 54 / 12	6.5
55 / 1 ~ 55 / 3	7.2
55 / 4 ~ 55 / 7	7.7

第11表 Koyck ラグによる計測結果

(計測期間：昭和52年5月～55年7月)

説明 変数 被説明 変数		Const.	現先レート (3か月)	卸売物価 (季調済) (前月比)	1期前の 被説明変数	$\bar{R}^2$	D. W.
						S. E.	D. F.
最長期物(複利)	(a)	0.4068	0.0025		0.9445	0.8796	1.5682
		(0.7589)	(0.0652)		(9.8046)	0.3270	36
	(b)	1.8062		0.0235	0.7342	0.9412	1.7460
		(4.7976)		(6.1421)	(13.8646)	0.2285	36
	(c)	2.4957	0.0606	0.0262	0.5845	0.9474	1.5819
		(5.3500)	(2.2883)	(6.8842)	(7.0935)	0.2161	35
八分利国債(複利)	(a)	0.9450	0.0460		0.8308	0.8610	1.6269
		(1.4669)	(1.1538)		(7.1314)	0.3077	36
	(b)	1.6037		0.0202	0.7613	0.9273	1.6730
		(4.1857)		(5.9487)	(14.0628)	0.2225	36
	(c)	2.7106	0.0855	0.0223	0.5302	0.9427	1.5362
		(5.6434)	(3.2647)	(7.2326)	(6.1947)	0.1976	35
最長期物(単利)	(a)	0.3509	-0.0154		0.9692	0.8753	1.6375
		(0.7153)	(-0.3538)		(10.9599)	0.4157	36
	(b)	2.0897		0.0315	0.6937	0.9361	1.7692
		(4.9279)		(5.8703)	(11.6506)	0.2976	36
	(c)	2.5080	0.0521	0.0346	0.5897	0.9388	1.6408
		(5.1157)	(1.6035)	(6.1872)	(6.7626)	0.2913	35
八分利国債(単利)	(a)	0.9704	0.0597		0.8128	0.8549	1.6417
		(1.5534)	(1.2487)		(6.7389)	0.3639	36
	(b)	1.6035		0.0239	0.7545	0.9241	1.6808
		(4.1814)		(5.9875)	(13.6844)	0.2631	36
	(c)	2.6836	0.1072	0.0265	0.5036	0.9419	1.5441
		(5.8620)	(3.4679)	(7.4135)	(5.7910)	0.2302	35

期金利のみ、①インフレ率のみ、③短期金利
およびインフレ率、の3通りのケースにつき
Koyck 型のラグ・パターンを想定して計測
した結果は、第11表に示してあるが、その概
要は以下のとおり。

②いずれの長期国債利回りの場合も短期金
利が有意でなく(最長期物<単利>の場合は
符号条件も満足せず)、しかも r (1期前の被
説明変数のパラメータ)が非常に大きい
(0.8128～0.9692)。また、計測式全体の

第12表 Shiller ラグによる計測結果

(計測期間 昭和53年2月～55年7月)

	Const.	現 先 レ ー ト		卸 売 物 価		$\bar{R}^2$	D.W.
		当 期	ラグ期計	当 期	ラグ期計	S.E.	D.F.
最 長 期 物 (複 利)	6.4032 (12.7608)	0.2001 (4.2328)	-0.1390	0.0307 (6.8331)	0.0115	0.9762	1.5635
						0.1584	27
八 分 利 国 債 (複 利)	5.6978 (12.0875)	0.1986 (4.4702)	-0.0172	0.0296 (6.9979)	-0.0070	0.9731	1.4132
						0.1488	27
最 長 期 物 (単 利)	6.9297 (10.1412)	0.2472 (3.8387)	-0.2768	0.0375 (6.1248)	0.0163	0.9706	1.6314
						0.2157	27
八 分 利 国 債 (単 利)	5.3129 (9.4693)	0.2363 (4.4700)	-0.0188	0.0346 (6.8771)	-0.0096	0.9715	1.4046
						0.1771	27

(注) カッコ内は t 値

推定方法 Bayesian K=4.0 lag=9

説明力も弱い ($\bar{R}^2$: 0.8549～0.8796)。

⑤ いずれの場合もインフレ率を表わす変数(卸売物価)は有意であり、計測式全体の説明力も高まる ($\bar{R}^2$: 0.9241～0.9427)。ただ、 r の値は④の場合に比べ低くはなっているが依然高水準(0.6937～0.7613)である。

◎ 最長期物(単利)の短期金利を除き説明変数はすべて5%水準で有意。計測式全体の説明力も3つのケースの中では最も高い ($\bar{R}^2$: 0.9388～0.9474)。

また、 r の値もかなり低下している(0.5036～0.5897)。

以上の結果から、Koyck ラグというかなり恣意的な分布ラグ・パターンを想定した場合ではあるが、一応フィッシャー効果を含めた期待理論が成立していると言えよう。この場合、⑥の結果が④の結果と異なり統計的に満足すべきものであることから判断して、長期国債利回りの決定に際し、インフレ率がかなり dominant な影響を与えていることが推察される。しかし、◎の場合、⑥に短期金利

を加えた形であるが、全体として⑤の結果より優れた結果となっていることから、長期国債利回りの決定において、インフレ率とともに短期金利も無視し難い影響を与えていると言えよう。

長期国債利回りの種類(<最長期物、八分利国債>、<複利、単利>)ごとに結果を比較してみると、最長期物(複利)、八分利国債(複利、単利)の3種類については、決定係数等に多少の差はあるものの、全体としては有意な差はみられない。これに対し、最長期物(単利)の場合、 $\bar{R}^2$ が他の3種類の利回りの場合に比べて低く、また既述の如く短期金利が有意にきいてこない等計測結果が最も劣っている。これは、おそらく単利の場合、クーポンの差が利回りに明示的な影響を与えるため、同クーポンの八分利国債利回りのシリーズでは有意な結果が、低クーポンと高クーポンが混在する最長期物利回りのシリーズでは有意ではなくなるといった結果になったものと推察される。なお複利の場合は再投資分ま

第13表 Shiller ラグによる計測結果
— 現先レートのみを説明変数としたケース —

(計測期間 昭和53年2月～55年7月)

	Const.	現 先 レ ー ト			$\bar{R}^2$	D. W.
		当 期	ラグ期数	ラグ期計	S. E.	D. F.
最 長 期 物 (複 利)	9.5289	0.2996	9	-0.7553	0.8617	0.8821
	(16.4912)	(5.2140)			0.3817	28
	6.5206	0.4063	5	-0.2986	0.6825	0.4438
	(14.7040)	(4.9958)			0.5783	28
八分利国債 (複 利)	8.3482	0.2539	9	-0.5118	0.8669	1.0669
	(16.6583)	(5.0936)			0.3310	28
	6.1325	0.3323	5	-0.1753	0.7427	0.6088
	(17.3764)	(5.1336)			0.4643	28
最 長 期 物 (単 利)	10.9348	0.3667	9	-1.0584	0.8431	0.8476
	(14.4953)	(4.8876)			0.4983	28
	6.8460	0.5117	5	-0.4377	0.6227	0.4071
	(11.5549)	(4.7085)			0.7727	28
八分利国債 (単 利)	8.3366	0.2991	9	-0.5829	0.8682	1.1208
	(14.4496)	(5.2121)			0.3811	28
	5.8369	0.3875	5	-0.2029	0.7501	0.6484
	(14.5092)	(5.2515)			0.5247	28

(注) カッコ内はt値

推定方法 Bayesian K=4.0

で含めて計算されているため、長期債利回り決定におけるクーポンの影響が相当程度薄められているとみられる。もっともこの点の究明は今後に残された課題の一つと言えよう。

第12表はShillerラグを用いた計測結果である。Shillerラグの推定に関してはラグの期数、ラグ・パターンの滑らかさ(smoothness)の度合等制約条件の如何によって

膨大な組合わせが考えられるが、同表の結果はもとよりそうした組合わせを網羅的に検討した上での最良の結果ではない。実際の計測に当っては、先ずラグ期数について、前述のKoyckラグによる推定結果を踏まえ、6～9期のラグを想定、またラグ・パターンの滑らかさの度合いについては恣意性なるべく排除するという観点^(注20)からK=4.0、6.0、

(注20) Shiller ラグは「ラグ・パターンに極端なぎざぎざが少なく、ラグ・ウェイトは比較的滑らかに変化する」という仮説に基いており、分布ラグ・ウェイトの傾きの変化度合を a priori に与えた上で最小自乗法によってパラメータを推定するもの。ここでのラグ・パターンの滑らかさの度合とは、

第14表 Shiller ラグによる計測結果
— 卸売物価のみを説明変数としたケース —

(計測期間 昭和53年2月～55年7月)

	Const.	卸 売 物 価			$\bar{R}^2$	D. W.
		当 期	ラグ期数	ラ グ 期 計	S. E.	D. F.
最 長 期 物 (複 利)	6.7141 (122.5030)	0.0266 (5.1267)	9	0.0599	0.9538	1.3567
					0.2206	28
八分利国債 (複 利)	6.6981 (110.7515)	0.0201 (3.5219)	9	0.0574	0.9280	1.0096
					0.2434	28
最 長 期 物 (単 利)	6.7104 (98.5184)	0.0367 (5.6995)	9	0.0639	0.9525	1.5510
					0.2741	28
八分利国債 (単 利)	6.5136 (90.4384)	0.0234 (3.4345)	9	0.0668	0.9237	1.0195
					0.2899	28

(注) カッコ内は t 値

推定方法 Bayesian K = 4.0

8.0の3通りを選んだ。第12表は以上の12通りの結果の中から最も説明力の高かったケース (K = 4.0、lag = 9) を整理したものである。具体的内容は次のとおり。

① 短期金利、インフレ率、両変数とも概ね統計的に有意であり、式全体の説明力も高い結果を示している。決定係数をみると、これまでの Koyck ラグを用いた場合に比して極めて高い値を示している ($\bar{R}^2$: Koyck ... 0.9388 ~ 0.9474、Shiller ... 0.9706 ~ 0.9762)。

② 長期国債利回りの種類別にみると、やはり最長期物については単利の場合のみ短期金利のパラメータの符号条件が満足されない結果を示している。これに対して八分利国

債については複利と単利を比較してみてもほとんど差はないと言える。したがって Shiller ラグを用いた場合でも、複利・最終利回りでみる限りクーポンの影響は観察されないが、単利・最終利回りの場合にはそれがかなりの影響を与えていることが窺われる。

次にフィッシャー効果を考慮しない単純な期待理論に基く計測結果は第13表のとおりである。上記の結果と比較するために K = 4.0 lag = 9 として計測したものが、各々の長期国債利回りの上段に示してある。ここで予想短期金利の変化と長期国債利回りの変化は同一方向であると考えることが一般的であるとするならば、短期金利のパラメータの期待される符号条件はプラスであるが、第13表の

$$K = \frac{\text{分布ラグ・ウェイトの第2次差分の標準偏差}}{\text{回帰式の攪乱項の標準偏差}}$$

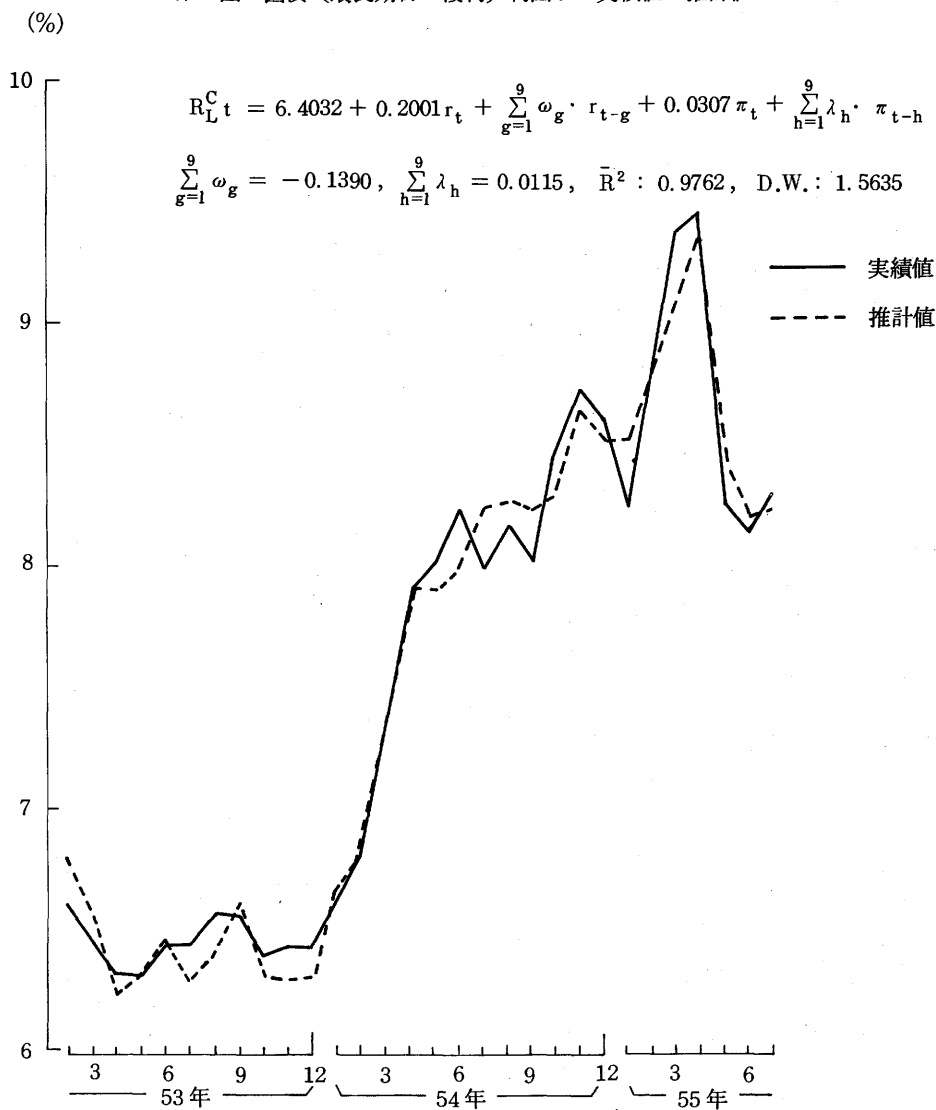
によって定義されるものであり、K = 0 の場合は通常の OLS に、また K = ∞ の場合のラグ・パターンは1次の Almon ラグに一致する。詳しくは Shiller [19]、Almon [6]、折谷 [2] を参照。

lag=9の結果はいずれも短期金利のパラメータ（当期およびラグ期計の合計）がマイナスとなっており、予想された符号条件に合わない。このパラメータの符号に関してはラグ期数を5期にすることによって一応は解決する（同表下段）が、この場合には式全体

の説明力が極端に低下する（ $\bar{R}^2$: lag=9 ... 0.8431 ~ 0.8682、lag=5 ... 0.6227 ~ 0.7501）ことになる。したがって長期国債利回りを単純に短期金利の分布ラグのみで説明することは難しいと言える。

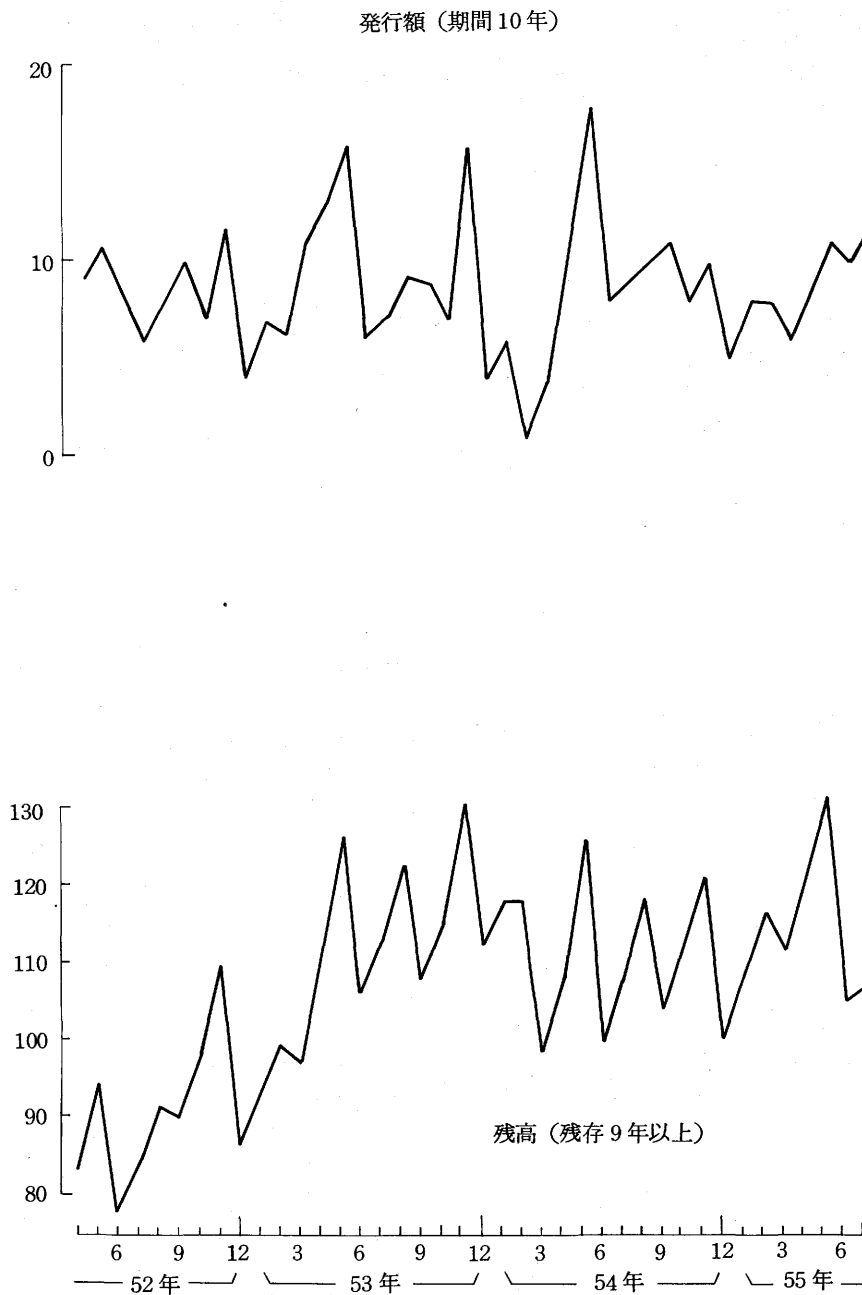
一方、いわゆるフィッシャー効果がどの程

第8図 国債（最長期物・複利）利回りの実績値と推計値



第9図 残存期間9年以上の国債残高ならびに国債発行額

(単位 千億円)



度の説明力をもっているのかをみたのが第14表である。ここで式全体の説明力は第12表の結果に比べて幾分劣っているが、^(注21)インフレ率のパラメータは符号条件、有意性(t値)ともに満足されており、フィッシャー効果がかなり影響力をもっていることが推察される。

以上の結果から、わが国の長短金利の期間構造は、フィッシャー効果を含めた期待理論によって、かなり良好に説明されると言えよう。またこの場合フィッシャー効果の影響はかなり大きいと推察される。

(特定期間選好仮説の検証)

金融緩和期における長・短金利格差の拡大が、一般に言われているように長期国債の需給要因によってもたらされたものであるならば、いわゆる市場の分断が存在し、特定期間選好仮説が成立することとなる。以下ではこれまでに計測された期間構造式(第12表)に長期国債の需給要因を新たに加え、その有意性をみることによって特定期間選好仮説の検証を試みる。

計測する前にもう一度期間構造式(第12表

の最長期物<複利>を例にとってみる)の計測結果を検討すると、式全体の説明力は非常に高く($\bar{R}^2$: 0.9762)、推計値が実績値を良くフォローしているのがみられる(第8図)。またダービン・ワトソン比は1.5635であり、残差項に系列相関がないとは言い切れないまでも、同時に系列相関の存在を積極的に支持するものではない。したがって新たに需給要因を追加した結果、すべての説明変数の統計的有意性が満足され、決定係数は少なくとも悪化せず、かつダービン・ワトソン比が系列相関の存在を否定した場合にはじめて特定期間選好仮説が支持されると言えよう。

実際の計測に当っては、前にも述べたように長期国債の需要側の要因が把握できないことから、専ら供給側の要因を考えることとし、①長期国債の発行額の多少が直接影響を与える場合、②長期国債の発行残高が影響を与える場合、の2つのケースを想定して(第9図)、計測を行った。

第15表は特定期間選好仮説の検証結果である。いずれの長期国債利回りの場合についても

第15表-1 特定期間選好仮説の検証

(計測期間 昭和53年2月～55年7月)

	Const.	国債 発行額	現 先 レ ー ト		卸 売 物 価		$\bar{R}^2$ S.E.	D.W. D.F.
			当 期	ラグ期計	当 期	ラグ期計		
最 長 期 物 (複 利)	6.3972 (12.5250)	-0.0003 (-0.3117)	0.1986 (4.1076)	-0.1317	0.0307 (6.7186)	0.0113	0.9754 0.1611	1.5400 26
最 長 期 物 (単 利)	6.9196 (9.9587)	-0.0005 (-0.3869)	0.2446 (3.7182)	-0.2647	0.0375 (6.0284)	0.0159	0.9697 0.2191	1.6086 26

(注) カッコ内はt値

現先レート、卸売物価の推定 Bayesian K=4.0 lag=9

(注21) 第12表の結果が第14表の結果よりも優れているということは、短期金利の影響が無視し難いものであることを示しているとみることができる。

第15表-2 特定期間選好仮説の検証

(計測期間 昭和53年2月～55年7月)

	Const.	国 債 発行残高	現 先 レ ー ト		卸 売 物 価		$\bar{R}^2$	D.W.
			当 期	ラグ期計	当 期	ラグ期計	S.E.	D.F.
最 長 期 物 (複 利)	6.1524 (8.6606)	0.0015 (0.5058)	0.1965 (4.0511)	-0.1272	0.0313 (6.6566)	0.0115	0.9755 0.1606	1.6101 26
最 長 期 物 (単 利)	6.5599 (6.7868)	0.0022 (0.5482)	0.2417 (3.6636)	-0.2593	0.0384 (5.9948)	0.0163	0.9698 0.2185	1.6890 26

(注) かつこ内はt値

現先レート、卸売物価の推定 Bayesian K=4.0 lag=9

国債発行残高は残存9年以上

国債発行額、同残高どちらの供給要因も統計的有意性を欠いており、また式全体の説明力も第12表の計測結果に比べ改善しているとは判断し難い。したがって特定期間選好仮説はこの限りにおいて、長期国債利回りを複利で考えようと単利で考えようといずれの場合にも支持されない。

以 上

(56年1月)

(56年5月 加筆訂正)

(付) わが国における投資家の直利指向仮説の検証

(直利指向仮説の内容)

昭和54年に入ってから国債市況の下落過程において低クーポン債の値崩れが特に著しかったことから、公社債市場関係者の間では、

投資家が「直利指向」をもっている^(注)ためにクーポン差によって利回り格差が生じてくると主張された。つまり、投資家は、残存期間などクーポン以外の条件が全く等しい2つの債券を比較するとき、高クーポン債を低クーポン債よりも選好するので、高クーポン債の利回りは相対的に低くなる一方、低クーポン債の利回りは、相対的に高くなるというのである。

こうした直利指向仮説の意味するところは、公社債の利回り決定要因として、クーポン自体が統計的に有意となること、またその係数符号はマイナスとなること、の2つである。

わが国の公社債市場において、直利指向仮説が主張されるのは、基準になる利回り概念として、単利の最終利回りが採用されていることと、深い関連があると考えられる。つまり、すでにみたように単利の最終利回りを採用する場合には、債券の市場価格がパーを大

(注22) 仮に特定期間選好仮説が成立するとすれば国債発行増は価格下落、利回り上昇をもたらすと考えられ、期待される同変数の符号条件はプラスとなる筋合い。

(付)の注 わが国の公社債市場における主要な構成主体である金融機関は、期間収益を重視するために直利指向型の行動をとると一般に主張されている。つまり、金融機関は、当面の期間収益を改善するために、仮に最終利回りを判断基準にした場合には不利であったとしても、直利の高い高クーポン債の保有比率をふやすといった行動をとると主張されるのである。

きく下回るとき、その結果として生じる償還差益が過大に評価される。また、そうした償還差益の発生は、低クーポン債ほど、大きいわけだから、低クーポン債ほど相対的に高利回りとの現象が、単利の最終利回りを基準にした場合には当然生じてくるはずである。

したがって、いわゆる直利指向現象も、わが国独特の単利の最終利回りの採用に起因するのではないかとの疑問が生じてくる。ここでは、複利の最終利回りおよび実効利回り（再投資レートを8%と仮定）を用いて、直利指向仮説を検証する。

（計測結果）

54/3月以降の各四半期末における東証上場国債相場について、本文4.(2)における(24)式および(25)式の説明変数にクーポン(CP)を追加した形で計測した。第1表、第2表、第3表は、計測結果のまとめであるが、その主たる内容は以下の通り。

① 単利の最終利回りでは、CPの係数符号は、直利指向仮説の主張する通り、計測6期

間全部においてマイナスであり、うち5期間について1%水準で有意。また係数の絶対値も0.2~0.7とかなり大きい（CPが1%違うと利回りで0.2~0.7%の差）。

② 複利の最終利回りを採用するとCPの係数符号は54/3月にプラスとなるが54/6月以降の5期についてはマイナス。また54/9月以降の4期については1%水準で有意である。もっともCPの係数の絶対値は単利の最終利回りの場合と比べて半分程度に縮小する。

③ 実効利回りを採用した場合にはCPの係数の絶対値は更に小さくなるが、引続き4期間においてCPの符号はマイナスで有意（1%水準）となっている。

このように単利の最終利回りを基準とした場合にはクーポンによる利回り格差は、最も明瞭に観察されており、クーポンを説明変数として加えた場合に、(24)式および(25)式の計測結果は著しく改善される（54/3月以降の6期間における $\bar{R}^2$ の平均=0.914<クーポン

第1表 利回り曲線の計測式にクーポン(CP)を加えた場合の計測結果

(被説明変数=上場国債・単利の最終利回り)

計測時期	説 明 変 数					$\bar{R}^2$	D.F.
	残 存 期 間 (Y)			CP	Const.	S.E.	
	Y	1 / Y	$\ell_n Y$				
54 / 3 月末			0.8814 (14.0474)	-0.0295 (0.9172)	5.5636 (23.3416)	0.8516 0.1201	33
6			1.0914 (16.3546)	-0.2143 (6.2723)	7.6606 (28.6813)	0.8864 0.1428	35
9	0.1162 (4.8210)	0.8174 (1.3304)		-0.3194 (13.9732)	9.2927 (23.8398)	0.9431 0.0752	35
12	0.1020 (3.4874)	1.0594 (1.5532)		-0.4185 (13.5149)	10.7974 (22.1038)	0.9275 0.1054	39
55 / 3	0.0088 (0.2146)	4.1727 (4.8128)		-0.7114 (14.5057)	14.2281 (20.5009)	0.9312 0.1790	41
6	0.0032 (0.2264)	0.3851 (1.4485)		-0.4401 (23.4076)	11.6624 (48.7957)	0.9469 0.0744	43

(注) かつこ内はt値

第2表 利回り曲線の計測式にクーポン（CP）を加えた場合の計測結果
 （被説明変数＝上場国債・複利の最終利回り）

計測時期	説 明 変 数					$\bar{R}^2$	D.F.
	残 存 期 間 (Y)			CP	Const.	S.E.	
	Y	1/ Y	$\ell_n Y$				
54/ 3月末			0.7648 (15.5183)	0.1213 (4.8064)	4.7118 (25.1696)	0.8769 0.1060	33
6			0.8027 (15.9808)	-0.0025 (0.0979)	6.5103 (32.3828)	0.8734 0.1075	35
9	0.0822 (5.7110)	0.8389 (2.2858)		-0.1131 (8.2809)	7.9145 (33.9711)	0.9119 0.0449	35
12	0.0561 (2.6177)	1.1513 (2.3031)		-0.1804 (7.9470)	9.1245 (25.4943)	0.8172 0.0773	39
55/ 3	-0.0208 (0.5602)	4.5602 (5.8018)		-0.3949 (8.8817)	11.6130 (18.4578)	0.9260 0.1622	41
6	-0.0096 (0.8384)	0.8537 (3.9191)		-0.2039 (13.2356)	9.7388 (49.7277)	0.9030 0.0610	43

（注） かつこ内は t 値

第3表 利回り曲線の計測式にクーポン（CP）を加えた場合の計測結果
 （被説明変数＝上場国債・実効利回り）
 <再投資レート＝8%>

計測時期	説 明 変 数					$\bar{R}^2$	D.F.
	残 存 期 間 (Y)			CP	Const.	S.E.	
	Y	1 / Y	$\ell_n Y$				
54/ 3月末			0.8113 (19.6052)	0.1213 (5.7216)	4.7990 (30.5296)	0.9335 0.0792	33
6			0.6939 (16.9480)	0.0143 (0.6800)	6.5806 (40.1305)	0.8869 0.0877	35
9	0.0676 (8.3479)	0.5451 (2.5758)		-0.0805 (7.8889)	7.8599 (53.6420)	0.9262 0.0348	35
12	0.0394 (2.2964)	1.1074 (2.7693)		-0.1454 (8.0249)	8.9143 (31.1642)	0.8152 0.0618	39
55/ 3	-0.0439 (1.3748)	4.5552 (6.7554)		-0.3511 (9.2046)	11.1963 (20.7385)	0.9484 0.1392	41
6	-0.0104 (5.3840)	0.9741 (5.3840)		-0.1709 (13.3514)	9.4213 (57.8996)	0.9269 0.0507	43

（注） かつこ内は t 値

ンを加えない場合の対応値は 0.493 >)。一方、複利の最終利回りないし実効利回りを基準とした場合には、クーポンの係数の絶対値は単利の最終利回りを基準とした場合と比べて、半分程度に縮小してしまう。

したがって、わが国の公社債市場における、いわゆる直利指向現象が、単利の最終利回りの採用と深く関連しており、単利の最終利回りを離れるとき、直利指向の半分程度は消失し

てしまうことが実証された。

もともと、複利の最終利回りないしは実効利回りを基準とした場合にも、直利指向の存在が、その程度こそ小さいものの、依然として認められることは事実である。これら2つの利回りを基準とした場合にも、何故に直利指向の存在が認められるのかは、今後検討を要する課題であると思われる。

【参考文献】

- [1] 稲垣 寛 「我が国資本市場における利回り構造について—期待モデルによる検討」証券研究 1974年3月
- [2] 折谷 吉治 「マネーサプライおよび財政支出と名目GNPの関係について—日本経済におけるマネタリスト仮説の検証」金融研究資料第1号 日本銀行特別研究室 1979年1月
- [3] " 「インフレ期待と金利—Fisher 効果の検証とそのインプリケーション」金融研究資料第4号 日本銀行特別研究室 1979年9月
- [4] 黒田 巖 「わが国における貸出金利の決定について—従来の議論の再検討と新たな視点—」金融研究資料第2号 日本銀行特別研究室 1979年4月
- [5] 日本銀行特別研究室 「金利の期間構造に関する諸理論—国債管理政策の理論的背景」1980年1月
- [6] Almon, Shirley "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures" Economica Jan. 1965
- [7] Dodds, J.C. and J.L. Ford The Term Structure of Interest Rates; Martin Robertson, 1974
- [8] Fisher, I. The Theory of Interest; MacMillan, 1930
- [9] Hicks, J. Value and Capital; Oxford University Press, 1939
- [10] Keynes, J.M. The General Theory of Employment, Interest and Money; MacMillan, 1936
- [11] Lockett, D.G. "Professor Lutz and the Structure of Interest Rates" Q.J.E. Feb. 1959
- [12] Lutz, F.A. "The Structure of Interest Rates" Q.J.E. Nov. 1940
- [13] Malkiel, B.G. The Term Structure of Interest Rates; Expectations and Behavior Patterns; Princeton University Press, 1966
- [14] Masera, R.S. The Term Structure of Interest Rates; Oxford, 1972
- [15] Meiselman, D. The Term Structure of Interest Rates; Prentice Hall, 1962
- [16] Modigliani, F. and R. Shiller "Inflation, Rational Expectation and the Term Structure of Interest Rates" Economica Feb. 1973
- [17] Modigliani, F. and R. Sutch "Innovations in Interest Rate Policy" A.E.R. May 1966
- [18] _____ "Debt Management and the Term Structure of Interest Rates; An Empirical Analysis of Recent Experience" J.P.E. Aug. 1967

- [19] Shiller, R.J. "A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Prior"
Econometrica July 1973
- [20] _____ "Rational Expectations and the Structure of Interest Rates",
Unpublished Ph. D. Dissertation MIT 1972