債券利回りの期間構造理論に関する実証分析
――「時系列モデル」による実証――

黒　田　晁　生
大久保　　　隆

1. 要　　旨

本稿は、債券利回りの期間構造理論に関する実証分析の従来の方法を批判的に検討するとともに、「時系列モデル」による将来の短期金利の予想値導出を基軸とした新しい手法を使って、わが国の国債流通利回りの期間構造について、期待理論を中心とした実証分析を試みたものである。(注1)

第2章では、まず期間構造理論の中軸を形成する「純粋期待理論」を紹介するとともに、その実証のための準備として長期債の利回り概念について整理した。ここでは従来の実証分析において明確に取り扱われてこなかった感のある、割引債と利付債の利回り計算上の区別の必要を強調した。

また長期債の利回り決定における「期待」以外の要因を示唆する仮説として、Hicksの「流動性プレミアム仮説」、ModiglianiとSutchの「特定期間選好仮説」、更にわが国の債券市場で一般に指摘される「直利指向仮説」の3つを簡単に紹介した。

次に期待理論を中心とした期間構造理論に関する従来の実証分析の方法のうち、主たるものを取りあげ、批判的に検討した。ここではMeiselmanによる「誤差修正仮説」の実証方法、Modigliani, Shiller, Sutchによる「期間構造式」の計測方法、Nelsonによる「期間プレミアム」の計測方法の3つを取り上げ、それらの実証方法の問題点を指摘した。

第3章では、わが国の長期国債流通利回りを分析対象として選び、第2章で検討した従来の実証分析の問題点を踏まえて「時系列モデル」を用いた新しい手法により純粋期待理論の検証を試みた。

本稿作成にあたっては、東京大学浜田宏一教授、大阪大学林敏彦助教授、日本銀行電算情報局浪花貞夫副調査役から有益なコメントをいただいた。

（注1）　本稿は、金融研究資料第9号（昭和56年9月）に掲載した黒田・大久保「わが国の国債流通市場における利回り決定メカニズム：期待理論によるアプローチ」を拡充発展させたものである。

具体的には、「時系列モデル」によって将来の短期金利の予想値の系列をexplicitに導出し、これを用いて純粋期待理論に基づく長期国債利回りの理論値（$ER_t^{(n)}$）を計算した後、この理論値を市場での長期国債利回りの観察値（$R_t^{(n)}$）と対比させることとした。ここで純粋期待理論の成立に関する仮説の検証方法としては①$R_t^{(n)}$と$ER_t^{(n)}$とを直接対比させ両者のRMSE（root mean square error）を計算する手法（平均的にみて、どの程度純粋期待理論が妥当するかをテスト）と、②$R_t^{(n)}$を$ER_t^{(n)}$で回帰する次の式

$$R_t^{(n)} = a_0 + a_1 ER_t^{(n)}$$

を計測し、係数a_0, a_1について仮説H_0：$a_0 = 0$ および $a_1 = 1$を検証する手法（$ER_t^{(n)}$が$R_t^{(n)}$の不偏推定値であるか否かをテスト）の2つを実施した。

なお、分析対象期間は昭和52年6月末から55年12月末までとし、期間中の各四半期末データについて①プールされたデータ、②予測時点別のクロス・セクション・データ、③残存期間別のタイム・シリーズ・データの3つにより検証を行った。

第3章での実証分析によれば、まず①の手法において計算されたRMSEは、プールされたデータを用いた場合0.94％とかなりの大きさであり（同データによる長期国債利回り観察値の平均＝7.72％）、わが国の国債流通利回りの決定を純粋期待理論のみによって説明することには限界のあることが示された。しかしながら、ここで計算されたRMSEの大きさから判断すると、わが国の長期国債流通利回り水準の決定において「期待」要因の占めるウエイトは大雑把にいって9割弱と通常考えられているよりは、かなり大きいものであることが解った。

次に②の回帰分析による手法では、$ER_t^{(n)}$が$R_t^{(n)}$の不偏推定値であるとの仮説は、概ね棄却され、ここでも純粋期待理論がそのままの形では、わが国の国債流通利回りの決定を説明しきれないこと、すなわち「期待」以外の利回り決定要因が存在することが示唆された。

第4章では、第3章の実証分析結果も踏まえて、第2章で提示した「期待」以外の利回り決定要因に関する3つの仮説を検証した。

仮説の検証方法としては$R_t^{(n)}$と$ER_t^{(n)}$との差を①残存期間（Hicksの流動性プレミアム仮説）、②長期国債残高の残存期間別・クーポン別構成比（ModiglianiとSutchの特定期間選好仮説）、③クーポン（わが国の直利指向仮説）でそれぞれ回帰し、説明変数の係数の統計的有意性をみた。

ここでの実証分析によれば、Hicksの流動性プレミアム仮説とModiglianiとSutchの特定期間選好仮説については否定的な結果であった。一方、直利指向仮説の妥当性については、はっきりした結果は得られなかったものの、それなりに説明力を持つ仮説であることが示された。

本稿での実証分析の結果を要約すれば、わが国の長期国債利回りは、純粋期待理論の想定するような将来の短期金利の予想値の系列により主として決定されているといえる（このほかに、直利指向が影響を与えている可能性も残される）。

なお、Hicksの流動性プレミアム仮説が棄却されたことは、わが国で従来主張されてきた「正常な金利体系論」（長期金利は、短期金利よりも流動性プレミアム分だけ高いのが正常な姿との主張）が支持されないことを示す。また、ModiglianiとSutchの特定期間選好仮説が棄却されたことは、そうした市場

分断の存在を前提としたオペレーション・ツイストや新発国債の期間多様化などの国債管理政策の効果には限界があることを示唆しているといえる。

2. 債券利回りの期間構造理論と実証分析の方法

(1) 期待理論と債券利回り概念の整理

(純粋期待理論の実証方法)

債券利回りの期間構造理論 (term structure theory) とは、市場において取引されている様々な債券の利回り (yield to maturity) が、当該債券の残存期間(term to maturity) との関係でどのような構造を示すのかを説明する理論である。これをより具体的に表現すれば、期間構造理論とは、市場において観察される、いわゆる利回り曲線 (yield curve)の形状が、いかにして決定されるのかを探る理論であると言えよう。

債券利回りの期間構造理論として最も基本的なのは期待理論 (expectation theory)(注2) である。

期待理論とは、市場で観察される長期債の利回りが将来の短期金利に関する「期待(予想)」(expectation)によって決定されるという考え方であり、とくに「純粋期待理論」(pure expectation theory) は、市場で観察される長期債の利回りが、将来の短期金利に関する予想値に基づいて計算される利回りの理論値によって完全に説明されると主張する。

期待理論についての実証分析の出発点として、市場で現実に観察される利回りと純粋期待理論に基づいて計算される利回りの理論値のそれぞれについて概念を整理する。

<市場で観察される利回り>

現実の債券市場において観察される残存期間n期の長期債の複利・最終利回り ($R_t^{(n)}$)(注3) は、当該債券の市場価格 ($P_t^{(n)}$) が与えられるときに割引債、利付債のそれぞれについて、次のような公式によって計算される。

① 割引債 (額面M)

$$P_t^{(n)} = \frac{M}{(1+R_t^{(n)})^n} \tag{1}$$

②利付債 (額面M、クーポンC<一期当り>)

$$P_t^{(n)} = \frac{C}{1+R_t^{(n)}} + \frac{C}{(1+R_t^{(n)})^2} + \cdots + \frac{C+M}{(1+R_t^{(n)})^n} \tag{2}$$

<純粋期待理論に基づいて計算される利回り理論値>

純粋期待理論の下で残存期間n期の長期債の市場価格の理論値 ($EP_t^{(n)}$) および、利回りの理論値 ($ER_t^{(n)}$) は、短期金利の現在値 (r_t) および将来におけるその予想値の系列

(注2) 期待理論の解説についてはShiller [25] を参照。

(注3) わが国の債券市場において、これまで一般的に用いられてきた利付債の利回りは、ある債券の市場価格 (P_t) をもとに、次式により計算される単利・最終利回り (R_t^s)である。

$$P_t = \frac{nC+M}{1+n\cdot R_t^s}$$

しかし、こうした単利・最終利回りは、将来の異なった時点における収入を現在価値に割引いて比較するとの観念を欠いており、理論的に考えると問題が多い。この点については、黒田・大久保 [8] pp. 13～18を参照。

${}_{t+j}\hat{r}_t$ （j＝1，…，n－1：^印は予想値を示す）との関係で、割引債、利付債のそれぞれについて、次のような公式により計算される。

①割　引　債

$$EP'^{(n)}_t = \frac{M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t)} \quad (3)$$

割引債に関する複利・最終利回りの定義式(1)式を用いて

$$EP^{(n)}_t = \frac{M}{(1+ER^{(n)}_t)^n}$$

$$= \frac{M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t)} \quad (4)$$

両辺の対数をとり線型近似をすることにより次式をうる。

$$ER^{(n)}_t = \frac{1}{n}\left[r_t + \sum_{j=1}^{n-1} {}_{t+j}\hat{r}_t\right] \quad (5)$$

すなわち、割引債の場合には、残存期間n期の長期債利回り（複利・最終利回り）の理論値は、短期金利の現在値及び翌期からn－1期先までのその予想値を単純平均したものとして計算される。(5)式は、Fisher〔11〕、Hicks〔13〕等多くの研究者により長期債利回りの近似式として、割引債、利付債の区別なく一般的に用いられてきたが、厳密に言えば、(5)式はあくまでも割引債方式の長期債利回りの近似式であることに注意する必要がある。

②利　付　債

$$EP^{(n)}_t = \frac{C}{1+r_t} + \frac{C}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)} + \cdots + \frac{C+M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t)} \quad (6)$$

利付債に関する複利・最終利回りの定義式(2)式を用いて

$$EP^{(n)}_t = \frac{C}{1+ER^{(n)}_t} + \frac{C}{(1+ER^{(n)}_t)^2} + \cdots + \frac{C+M}{(1+ER^{(n)}_t)^n}$$

$$= \frac{C}{1+r_t} + \frac{C}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)} + \cdots + \frac{C+M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t)} \quad (7)$$

利付債の場合には、割引債の場合と比較して、長期債利回りと将来における短期金利の予想値との関係はかなり複雑なものとなってくるが、ここでは、一般的に

$$\frac{1}{(1+x_1)(1+x_2)\cdots(1+x_m)} = 1 - x_1 - x_2 - \cdots - x_m \quad (8)$$

（x_i，i＝1，…，mは任意の小数）

との近似式(注4)を用いて(7)式を簡略化する。

$$c\left[1-ER^{(n)}_t\right] + C\left[1-2ER^{(n)}_t\right] + \cdots + (C+M)\left[1-nER^{(n)}_t\right]$$
$$= C(1-r_t) + C(1-r_t-{}_{t+1}\hat{r}_t) + \cdots + (C+M)(1-r_t-{}_{t+1}\hat{r}_t-\cdots-{}_{t+n-1}\hat{r}_t) \quad (9)$$

(9)式を整理すると、

（注4）　(8)式による近似は、本来x_i（i＝1、…、m）の値が十分に小さいときにのみ許されるものであり、(7)式における$ER^{(n)}_t$、r_t、${}_{t+j}r_t$（j＝1、…、n－1）が、例えば10%を超えるような場合に(8)式を用いることには問題があろう。

$$ER_t^{(n)}=\frac{nC+M}{A}\cdot r_t+\frac{(n-1)\,C+M}{A}\cdot {}_{t+1}\hat{r}_t+\cdots+\frac{C+M}{A}\cdot {}_{t+n-1}\hat{r}_t \qquad (10)$$

$$A=\frac{n\,(n+1)\,C}{2}+nM$$

すなわち、利付債の場合には、長期債利回りの理論値は短期金利の現在値および(n−1)期先までのその予想値を現在から将来にかけて次第に減少していくウエイトで加重平均した値として計算されることになる。(注5) また、そのウエイトは(10)式から明らかなようにクーポンの大きさに依存する。

純粋期待理論では、現実の市場において観察される長期債の利回り（$R_t^{(n)}$）が短期金利の現在値および将来におけるその予想値をもとに計算した利回りの理論値（$ER_t^{(n)}$）と一致すると主張する。換言すれば、現実の市場において観察される長期債の市場価格は短期金利の現在値および将来におけるその予想値によって完全に説明されるとの主張である。

すなわち、純粋期待理論とは、割引債、利付債のそれぞれについて、次のような関係式が成立するとの理論仮説である。

①割　引　債

$$\underbrace{\left[P_t^{(n)}=\frac{M}{(1+R_t^{(n)})^n}\right]}_{\text{市場での観察値}}=\underbrace{\left[EP_t^{(n)}=\frac{M}{(1+ER_t^{(n)})^n}=\frac{M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t)}\right]}_{\text{理　論　値}} \qquad (11)$$

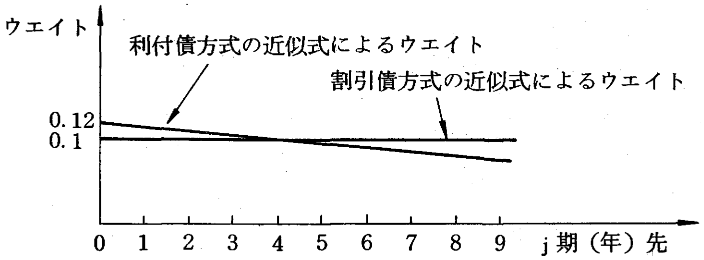
②利　付　債

$$\left[P_t^{(n)}=\overbrace{\frac{C}{1+R_t^{(n)}}+\frac{C}{(1+R_t^{(n)})^2}+\cdots+\frac{C+M}{(1+R_t^{(n)})^n}}^{\text{市場での観察値}}\right]$$

$$=\left[\begin{aligned}EP_t^{(n)}&=\frac{C}{(1+ER_t^{(n)})}+\frac{C}{(1+ER_t^{(n)})^2}+\cdots+\frac{C+M}{(1+ER_t^{(n)})^n}\\&=\underbrace{\frac{C}{1+r_t}+\frac{C}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)}}_{\text{理　論　値}}+\cdots+\frac{C+M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t)}\end{aligned}\right] \qquad (12)$$

（注5）　クーポン6.1％、残存期間10年、額面100円、年１回のクーポン支払として計算したウエイトを図示すれば、第１図のようになる。

（第１図）割引債方式と利付債方式のそれぞれの近似式による長期債利回りのウエイト対比



（「期待」以外の長期債利回り決定要因）

一般に債券利回りの期間構造に関する理論においては、上記のような純粋期待理論を軸としながらも同時に長期債利回りの決定における「期待」以外の要因にも関心が払われてきた。(注6)

「期待」以外の要因として最も古典的なのは、 Hicks〔13〕による流動性プレミアム（ liquidity premium)の考え方である。

Hicksによれば、市場で観察される長期債の利回り（$R_t^{(n)}$）は、純粋期待理論に基づいて計算される理論値（$ER_t^{(n)}$）に加えて、残存期間(n)が長期化するにつれて次第に大きくなる流動性プレミアムによって構成される。ここで、Hicksは 投資家が総じて短期の投資期間を選好しており、しかも危険回避者（risk averter）であるために、不確実性の度合の大きい残存期間の長い債券ほど利回りの流動性プレミアムが大きくなると考えたのである。

こうした流動性プレミアムの考え方は、今日のわが国においても一般に広く受容されている。すなわち、いわゆる「正常な金利体系」として、短期金利よりも長期金利の方が高い姿が「正常」であると考えられており、公社債の応募者利回りの体系についてもその時の金融情勢等の如何にかかわらず残存期間の長いものほど応募者利回りを高くするという慣行が確立している。

次にModiglianiとSutch〔19〕は、Hicksによる流動性プレミアムの考え方を一般化し、投資家は必ずしも常に短期の投資期間を選好するのではなく、利用可能な資金の性格に応じた特定の投資期間を選好する傾向がある(例えば、商業銀行が短期の投資家である一方、生命保険、信託銀行などは長期の投資家）との特定期間選好仮説（preferred habitat hypothesis）を提示した。

Modigliani と Sutch は、投資家が各々特定の投資期間を選好する結果、ある程度のプレミアムが支払われない限り、他の投資期間にシフトしないという形で各々の残存期間の債券市場が相互にある程度分断されていると考え、各々の残存期間の債券に対する需給の度合が、当該残存期間の債券利回りに影響を及ぼす可能性のあることを示唆したのである。

こうした特定期間選好仮説に基づく市場分断現象がもし立証されるならば、国債管理政策としてのオペレーション・ツイストあるいは新発国債の期間多様化などの政策効果に対して、理論的な裏付けが与えられることとなろう。

また、わが国の債券市場においては、主要な投資主体である金融機関が、期間収益を重視した「直利指向」型(注7)の債券投資行動をとっており、その結果として、クーポンを異にする債券の間で、たとえ残存期間等その他の条件が同じであっても、クーポンの差に応じた利回り格差（高クーポン債ほど高価格、低利回り）が存在すると一般に主張されてきた。

すなわち、こうした「直利指向」仮説は、利付債についてクーポンの水準自体が、「期待」要因に加えて、長期債利回りの一つの決定要因となることを意味している。

以上のような「期待」以外の長期債利回り決定要因が妥当性をもつならば、実際に観察される長期債の市場価格（$P_t^{(n)}$）と、純粋期

（注6） 債券利回りの期間構造の決定における「期待」以外の要因については、黒田・大久保〔8〕pp．8～9を参照。

（注7） 直利指向については、黒田・大久保〔8〕pp.42～45を参照。

待理論において計算される価格の理論値（$EP_t^{(n)}$）とは「期待」以外の要因によって影響される分（$XP_t^{(n)}$）だけ乖離する。その結果、長期債利回りの観察値（$R_t^{(n)}$）と理論値（$ER_t^{(n)}$）も$XP_t^{(n)}$ に対応する利回り分（$XR_t^{(n)}$）だけ乖離することとなる。(注8)

$$P_t^{(n)} = EP_t^{(n)} + XP_t^{(n)} \tag{13}$$

$$R_t^{(n)} = ER_t^{(n)} + XR_t^{(n)} \tag{14}$$

(2) 従来の実証分析の方法：批判的検討

期間構造理論については、これまで期待理論を中心として様々な実証分析が行われてきたが、それらの実証分析の手法の多くは、市場で実際に観察される利回りと、純粋期待理論に基づいて計算される利回りの理論値とをしばしば混同してきた。また、割引債と利付債の間での利回り計算の相違を無視した実証分析も少なくなかった。更に、期待理論の実証にとって最も重要である将来の短期金利についての期待（予想）形成を明確に定式化し、かつその期待（予想）値をexplicit に取り扱った実証分析は極めて例外的であったといえよう。

ここでは従来の期間構造理論に関する実証分析の手法を批判的に検討することにより、次章でのわが国の国債流通市場を対象とした実証分析の展開への準備とする。具体的には①D. Meiselman による「誤差修正仮説 (error learning hypothesis)」の実証、②F. Modigliani, R. Sutch, R. Shiller よる「期間構造式(term structure equation)」の計測、③C. Nelsonによる「期間プレミアム（term premium)」の計測を取りあげる。

(D. Meiselmanによる「誤差修正仮説」の実証)

Meiselman〔16〕は、将来の短期金利の期待（予想）形成について「誤差修正仮説」を提示し、この仮説が米国の一流社債利回りデータによって支持されることを実証した。Meiselman の仕事は期待理論の実証分野における先駆的業績とされている。また、わが国の債券市場においてMeiselman の仮説を実証したものとして稲垣寛〔3〕がある。

Meiselman の「誤差修正仮説」とは、将来の短期金利の予想値（${}_{t+n}\hat{r}_t$；t 時点におけるn期先の短期金利予想値）が、当期における短期金利の予想誤差（E_t）に基づいて体系的に修正されるとの仮説であり、Meiselman はこれを次のような線型関数として表現した。

$$\begin{aligned} {}_{t+n}\hat{r}_t - {}_{t+n}\hat{r}_{t-1} &= a + bE_t \\ &= a + b\,(r_t - {}_t\hat{r}_{t-1}) \end{aligned} \tag{15}$$

（a、bは係数、n＝1、2、3、……）

ところで(15)式の計測に当り、Meiselman は市場で観察不可能な短期金利の予想値（${}_{t+n}\hat{r}_t$, ${}_{t+n}\hat{r}_{t-1}$, ${}_t\hat{r}_{t-1}$）に替えて、市場で観察される長期債の複利・最終利回り（$R_t^{(n)}$, n=1、2、…）が implicitに示している先物短期金利（${}_{t+n}i_t$；t時点におけるn期先の先物短期金利）を使用した。例えば、${}_{t+1}\hat{r}_t$ の替りに

(注8) 本稿での債券利回りは、税制の影響を考慮していないので、税制が利回りに与える影響はすべて$XR_t^{(n)}$ の中に含まれることになる。また、利回りの近似計算による誤差も$XR_t^{(n)}$ の中に含まれることになる。

$$ {}_{t+n}i_t = \frac{(1+R_t^{(n+1)})^{n+1}}{(1+R_t^{(n)})^n} - 1 \quad (16) $$

を用いており、Meiselman が実際に計測したのは次式である。

$$ {}_{t+n}i_t - {}_{t+n}i_{t-1} = a + b\,(r_t - {}_ti_{t-1}) \quad (17) $$

(17) 式の計測結果（第１表）についてMeiselman は、次の４点を指摘している（Meiselman〔16〕pp. 21 － 22）。

①係数ｂの符号は正で、その絶対値は大きく統計的に有意である。

②計測式の決定係数（R^2）は、nが大きくなるにつれて次第に小さくなるとの体系的変化を示す。

③係数ｂも、ｎが大きくなるにつれて次第に小さくなるとの体系的変化を示す。

④定数項ａが、零であるとの仮説は統計的に棄却されない。

こうした計測結果についてMeiselmanは、①市場で観察される長期債利回りが implicit に示している先物短期金利が、将来の短期金利の「期待（予想）」に等しいこと（純粋期待理論の成立）、②また、そうした「期待」要因によって決定されている先物短期金利は、当期の予想誤差に基づいて体系的に修正されること（将来の短期金利の期待形成に関する「誤差修正仮説」の成立）、の２つを実証していると考えた。

以上のようなMeiselman の実証分析に対しては①「誤差修正仮説」自体の検証手法として問題があること、②また、純粋期待理論

（第１表）　Meiselmanの計測結果

RELATIONS BETWEEN CHANGES IN ONE-YEAR FUTURES INTEREST RATES CLASSIFIED BY MATURITY AND UNANTICIPATED CHANGES IN SPOT MARKET ONE-YEAR INTEREST RATES, ANNUAL FIGURES, 1901–1954

$$ \Delta_{t+n}r_{1_t} = a + bE_t $$

(units of percentage points)

n*	Constant Term (and its standard error)	Regression Coefficient	Correlation Coefficient
1	.00 (.02)	.703	.952
2	.00 (.03)	.526	.867
3	−.01 (.04)	.403	.768
4	−.03 (.04)	.326	.682
5	−.02 (.04)	.277	.642
6	−.01 (.03)	.233	.625
7	−.02 (.03)	.239	.631
8	.01 (.03)	.208	.590

*Number of years later than t to which the futures rate is applicable.

（出所）　Meiselman〔16〕p.22

の実証とは別物であること、の２点を指摘できる。

すなわち、「誤差修正仮説」の検証においてMeiselmanは、市場で観察される長期債利回りから計算した先物短期金利が、a priori に将来の短期金利の期待（予想）値に等しいとおいて、⒄式の計測を行っているが、こうした手続は、純粋期待理論の成立（$R_t^{(n)} = ER_t^{(n)}$）が立証されたあとで初めて正当化されるものである。(注9) 純粋期待理論が妥当しないならば、Meiselman の計算した先物短期金利は、将来の短期金利の期待（予想）値に加えて、すでに述べたような「期待」以外の長期債利回り決定要因の影響を受けていることになる。

次にMeiselman の実証分析は、あくまでも将来の短期金利についての期待（予想）形成がどのように行われるかに関するものであり、市場で実際に観察される長期債利回りが、将来の短期金利の予想によって説明されるとする純粋期待理論の実証とは、相互に独立の問題である。従ってMeiselman のように、将来の短期金利の期待形成に関する「誤差修正仮説」の実証が、純粋期待理論の妥当性をも示唆していると主張することは論理の飛躍である。

稲垣〔3〕は、わが国の加入者引受利付電々債の利回りデータ（昭和37年７月から昭和46年６月）を用いてMeiselman の「誤差修正仮説」の検証を行い第２表のような結果を得ている。

稲垣の実証分析の手法についてはMeiselman に対してと同様の批判が当てはまる。また稲垣の場合は、利回りデータとしてわが国で従来用いられてきた単利・最終利回りを採用しているが、そうしたデータをもとに、⒃式によって先物短期金利を計算していることについては本稿のはじめに指摘しておいたような問題がある。

（F. Modigliani, R. Sutch, R. Shiller による「期間構造式」の計測）

期待理論の実証分野における業績の中核を

（第２表）稲垣によるMeiselman 仮説のわが国の利付電々債利回りへの適用

電話債によるテスト

推計式 ${}_{t+n}r_{1,t} - {}_{t+n}r_{1,t-1} = a_n + b_n({}_tr_{1,t} - {}_tr_{1,t-1})$ %

n	a_n	b_n	R
1	−0.43	0.70	0.71
3	−0.45	0.73	0.75
5	−0.11	0.77	0.70
7	−0.39	0.97	0.68

${}_{t+j}r_{1,t-i}$ は t − i 期においてなされた t ＋ j 期の短期金利予想値を示す。

（出所）稲垣〔3〕p.11

（注９） $R_t^{(n)}$ が割引債の利回りであり、しかも $R_t^{(n)} = ER_t^{(n)}$ であるときにのみ、${}_{t+n}i_t = {}_{t+n}\hat{r}_t$ となる。

形成しているのが、F.Modigliani　と R. Sutch〔19〕〔20〕、R. Shiller〔25〕、F. Modigliani と R. Shiller〔18〕などによる「期間構造式」(注10)を用いた実証分析である。これら一連の「期間構造式」アプローチによる実証分析は、1960年代初頭の米国におけるオペレーション・ツイストの政策効果を検証することから出発したものであるが、米国の債券市場の利回り決定メカニズムが期待理論によって良好に説明されることを実証したと一般的に受け止められてきており、以後米国における金利の期間構造理論の主流を占めてきたと言える。また、わが国においても、債券利回りについての「期間構造式」を計測したものとして黒田巌〔7〕があり、われわれが先に国債流通市場の利回り決定メカニズムを分析したペーパー〔8〕も基本的には、同様のアプローチを採用したものであった。

「期間構造式」は、①将来の短期金利についての期待形成が短期金利自身の現在及び過去の実績値に基づいて形成される（すなわち自己回帰モデル）との仮説と、②長期債利回りが、短期金利の現在値および将来におけるその予想値の加重平均値として表現される（すなわち純粋期待理論の成立）との仮説を組み合わせることによって導出されるものである。具体的には次のように、長期債利回り（$R_t^{(n)}$）を短期金利（r_t）の現在及び過去の実績値を用いて説明する式である。

$$R_t^{(n)} = \sum_{\tau=0}^{\infty} w_\tau \cdot r_{t-\tau} + C \qquad (18)$$

（Cは定数、w_τはラグ・ウエイト）

さて、「期間構造式」アプローチによる期待理論の実証分析を具体的にみると、まず、Modigliani と Sutch〔19〕〔20〕は、米国の長期国債・平均利回り（複利・最終利回り）（R_t）とTBレート（3か月物）（r_t）について、Almonラグの手法を用いて「期間構造式」を計測し、第3表のような良好な結果を得た。

（第3表）Modigliani と Sutch による「期間構造式」の計測結果

計測期間：1952／IQ〜1966／IQ
かっこ内は standard error

$$R_t = \underset{(0.063)}{1.491} + \underset{(0.036)}{0.259}\ r_t + \sum_{i=1}^{16} \beta_i\, r_{t-i},$$

$$R^2 = .959,\quad \bar{S}. = .128$$

ここで分布ラグ項（$\sum_{i=1}^{16}\beta_i r_{t-i}$）の係数$\beta_i$は左から右へ順次

.014(.027), .022(.012), .030(.007), .038(.007)
.004(.007), .049(.006), .053(.005), .055(.005)
.054(.006), .052(.006), .049(.006), .043(.005)
.036(.006), .028(.007), .019(.007), .010(.006)

である。

（出所）Modigliani と Sutch〔20〕p.573

（注10）「期間構造式」の導出過程については、黒田・大久保〔8〕pp. 9〜13 を参照。

またModiglianiとSutchは前述した特定期間選好仮説を検証するために、「期間構造式」に国債の満期構成についての様々な変数（MS_i）を加えた(19)式を計測し、それら説明変数の係数が統計的に殆んど有意でないことを実証した（第4表参照）。

$$R_t^{(n)} = \sum_{\tau=0}^{\infty} w_\tau \cdot r_{t-\tau} + \alpha_i \cdot MS_i + C' \qquad (19)$$

（C′は定数）

つまり、特定期間選好仮説に基づく市場分断は米国の長期国債市場では立証されなかったわけである。

次に Modigliani と Shiller〔18〕は、ModiglianiとSutchが開発した「期間構造式」による期待理論の実証を次のような幾つかの点で発展させた（計測結果は、第5表参照）。

①分布ラグの計測手法として、ラグ・パターンを多項式で表現するAlmon ラグに替えて、ラグ・パターンの滑らかさ（degree of smoothness）についての制約のみを課するShiller ラグを採用したこと。

②短期金利（名目）の期待形成に関して実質金利と期待インフレ率の期待形成を区別して考え、それぞれのラグ・パターンが相互に異なるとの仮説に基づき、「期間構造式」の説明変数として短期金利の分布ラグに加えてインフレ率の分布ラグを採用したこと。

③長期債利回りのリスク・プレミアムを示す変数として短期金利の標準偏差（8四半期移動平均）をとりあげ、「期間構造式」の説明変数として加えたこと。

以上のようなModigliani, Sutch, Shiller による米国の公社債市場での「期間構造式」の計測結果は、極めて良好（説明変数の有意性を示すｔ値、計測式全体の説明力を示すR^2値などの基準で判断する限りにおいては）で

（第4表）国債の満期構成を表わす様々な変数を「期間構造式」に加えた場合の計測結果

DEBT EFFECTS ON THE RELATION BETWEEN THE YIELD ON LONG-TERM GOVERNMENT SECURITIES AND THE TREASURY BILL RATE

VARIABLE	COEFFICIENT AND ITS STANDARD ERROR ON	
	Level	Change
(1) Average length to maturity (years)......	−0.048 (0.042)	−0.098 (0.076)
(2) Proportion of short....................	0.178 (0.385)	1.715 (0.777)*
(3) Proportion of intermediate I...........	1.164 (0.334)*	−0.714 (1.048)
(4) Proportion of intermediate II..........	−1.415 (0.323)*	−2.694 (1.186)*
(5) Proportion of long....................	0.215 (1.440)	−1.535 (2.722)
(6) Proportion of short I..................	−1.283 (0.866)	−1.241 (0.739)
(7) Proportion of short II.................	0.432 (0.386)	2.204 (0.605)*
(8) Ratio of long to short I...............	0.160 (0.136)	0.173 (0.134)

* Coefficient is more than twice its standard error.

（出所） ModiglianiとSutch〔20〕p.577

（第5表）ModiglianiとShillerによる「期間構造式」の計測結果

Estimated Long Rate Equations

						Estimated Coefficients of							
						RCP		*p*		*S*			
Eq. No. (1)	Period of fit (2)	Method of Estimation (3)	Lag Length (Qtr.) (4)	Dependent Variable (5)	Const. (6)	Current (7)	Sum Lag Coeff. (8)	Current (9)	Sum Lag Coeff. (10)	(11)	R^2 (12)	*S.E.* (13)	*D.W.* (14)
E-1	1952.1–	Almon	17	*RS*	0·972	0·396	0·582	—	—		0·982	0·086	1·28
	61.4	4° Const.			0·063	0·030	0·036						
E-2	1955.3–	Almon	18	*RS*	0·726	0·265	0·691	0·022	0·137	0·24	0·993	0·127	1·01
	71.2	3° Free			0·075	0·032	0·046	0·019	0·062	0·12			
E-3 (MPS Model)	1954.4–	Almon	19	*RS*	0·90	0·211	0·73	0·00	0·07	0·27	0·985	0·078	1·20
	66.4	3° Const.			0·11	0·024	0·05	0·00	0·07	0·072			
E-4	1955.3–	Bayesian	24	*RS*	0·706	0·229	0·721	0·028	0·189	0·204	0·993	0·126	1·00
	71.2	$K=30$			0·084	0·029		0·022		0·126			

Definition of Variables

RCP = 4–6 month prime commercial paper rate (per cent. per year).

p = Annual rate of inflation = $400\times(PCON-PCON_{-1})/PCON_{-1}$. *PCON* is the price deflator for consumption in the MIT-Penn-SSRC Econometric Model of the United States.

S = 8-quarter moving standard deviation of *RCP*.

RS = Moody Aaa corporate bond yield average.

（出所）ModiglianiとShiller〔18〕p.18

あり、長期債利回りについて期待理論の妥当性を圧倒的に支持するものと一般的に受け止められてきた。また、MIT－PENN－FRBモデルにおいても、金融ブロックの中に「期間構造式」が採用され、FRBによる短期金利の調整は、「期間構造式」で表現される安定した関係を介して長期金利に波及していくと考えられてきた。

しかしながら「期間構造式」によるアプローチは、純粋期待理論の実証方法として、次のような問題点を含んでいる。

① 期待理論の検証方法としての間接性

「期間構造式」は、将来の短期金利の期待形成が、自己回帰モデルで表現されるとの仮説と、長期債利回りについての純粋期待理論仮説とを組み合わせて、長期債利回りの観察値を短期金利（及びインフレ率）の分布ラグ(注11)で回帰している。そして純粋期待理論の妥当性は、このようにして計測された「期間構造式」のフィットの良さ（計測式のR^2）や説明変数である短期金利（及びインフレ率）の分布ラグの有意性（t値）を基準として判断されてきた。

しかしながら、こうした「期間構造式」によるアプローチは、将来の短期金利に関する期待形成についての仮説と純粋期待理論の成立についての仮説の両者を混然一体として扱っているために、純粋期待理論の検証方法としては間接的であるとの批判を免れない。

② in-sample testとしての限界

「期間構造式」による純粋期待理論の検証はin-sample testであり、post-sample testではない。すなわち、「期間構造式」のR^2が大きいことは、短期金利（及びイン

（注11）ModiglianiとShiller〔18〕では、将来の短期金利（名目）の期待形成において実質金利と期待インフレ率の期待形成を区別して取り扱っているため、長期債利回りの観察値を短期金利の分布ラグおよびインフレ率の分布ラグで回帰している。

フレ率）の分布ラグで示される長期債利回り理論値（純粋期待理論に基づく）の代理変数と市場での利回り観察値との間に事後的にみると安定した関係が存在することを意味する（つまり後知恵<hindsight>として、そうした関係の存在を知りうる）に過ぎずpost-sampleで前者（理論値）によって後者（観察値）を正確に予想しうることとは別物である。

③ 分布ラグ推定方法の恣意性

短期金利の分布ラグを純粋期待理論に基づく長期債利回りの理論値の代理変数として一応認めた場合にも、その精度については疑問が残される。

すなわち、ModiglianiとSutch〔19〕〔20〕が採用したAlmonラグ、Shiller〔25〕、ModiglianiとShiller〔18〕が採用したShillerラグの双方とも、程度の差はあるもののラグ・パターンにa prioriに制約条件を課した上で計測が行われている（Almonラグでは分布ラグが多項式の上にのると仮定、またShillerラグでは分布ラグの滑らかさの程度を事前に指定）。

これをより一般的な「時系列モデル」(注12)と比較すると、「時系列モデル」の計測においては、利用可能な情報がすべて用いられる形となっているのに対して、AlmonラグやShillerラグの計測ではa prioriに制約条件を与えることにより特定の情報をカットしてしまうことになる。このため、ラグ・パターンに制約を課した上で計測された「期間構造式」の精度については、「時系列モデル」の立場から疑念が投げかけられている。

わが国における債券利回りと短期金利との間の「期間構造式」を計測した先駆的業績としては、黒田巌〔7〕がある。

黒田は、①利付金融債利回り(残存2.5年)と現先レート（6か月物）との関係、②利付電々債利回り（最長期物）と利付金融債利回り（残存2.5年）との関係について、それぞれ「期間構造式」を計測（期間：1968／ⅢQ～1976／ⅣQ）し、第6表のような結果を得ている。

（第6表）黒田による「期間構造式」の計測結果

計測期間：68/Ⅲ－76/Ⅳ

推計式	推計方法	ラグ期間	変数(単位%) 長期金利	短期金利	パラメータ 定数項	短期金利 当期	短期金利 ラグ期計	短期金利標準偏差	$\bar{R}^2$	$\bar{S}$	D.W.
E1	Shiller lag k = 12	4	RB	RG	3.9786 (13.91)	0.2979 (6.36)	0.2389	–	0.9257	0.4263	0.8357
E2	" k = 16	11	RD	RB	1.1419 (1.59)	1.0021 (16.34)	-0.1003	–	0.9518	0.2706	1.0470

RG：現先レート（6か月物）
RB：利付金融債利回り（残存2.5年）
RD：利付電々債利回り（最長期物）

（出所） 黒田〔7〕p. 43

（注12）「時系列モデル」については、折谷〔6〕、Nelson〔22〕を参照。

黒田の実証分析については、「期間構造式」アプローチに対する一般的な批判が当てはまる。また、債券利回りのデータとして単利・最終利回りを用いているという問題点も含んでいる。

なお、ここでわれわれが以前に黒田・大久保〔8〕において、わが国の長期国債流通利回り（上場国債、複利・最終利回り）と短期金利（現先レート＜3か月物＞）およびインフレ率（卸売物価、季調済・前期比＜年率＞）との関係について計測した「期間構造式」の結果を示しておけば第7表の通りである。

（C.Nelsonによる「期間プレミアム」の計測）

Modiglianiを中心とした「期間構造式」によるアプローチが長期債利回りの決定における「期待」要因の重要性を実証することに重点を置いたのに対し、B. Malkiel〔15〕、C. Nelson〔21〕等は、金利の期間構造を説明するに当って、純粋期待理論では限界のあることを強調し、長期債利回りの決定における「期待」以外の要因（Hicks の「流動性プレミアム」、Nelsonの「期間プレミアム」など）についての実証分析を進めてきた。

こうした人々の研究は、Modigliani 等の研究が米国における金利の期間構造理論の主流を形成し、政策面への影響力も大きかったのと比較すると、これまでのところ二次的な存在にとどまってきたと言える。また、わが国でもこうした立場からの実証分析は端緒についたばかりである。

しかしながら、これらの人々の実証研究は「期間構造式」によるアプローチよりも理論的にみて厳密な面があり、純粋期待理論の実証分析にとって示唆するところが大きいと考えられる。ここでは、「期間構造式」によるアプローチに批判的な研究の代表としてNelson〔21〕による「期間プレミアム」の計測手法を検討する。

Nelsonによる「期間プレミアム」は、現実に市場で観察された長期債利回りから計算

（第7表）黒田・大久保による「期間構造式」の計測結果

（計測期間　昭和53年2月～55年7月）

	Const.	現先レート 当期	現先レート ラグ期計	卸売物価 当期	卸売物価 ラグ期計	$\bar{R}^2$ / S.E.	D.W. / D.F.
最長期物	6.4032	0.2001	-0.1390	0.0307	0.0115	0.9762	1.5635
（複　利）	(12.7608)	(4.2328)		(6.8331)		0.1584	27
八分利国債	5.6978	0.1986	-0.0172	0.0296	-0.0070	0.9731	1.4132
（複　利）	(12.0875)	(4.4702)		(6.9979)		0.1488	27
最長期物	6.9297	0.2472	-0.2768	0.0375	0.0163	0.9706	1.6314
（単　利）	(10.1412)	(3.8387)		(6.1248)		0.2157	27
八分利国債	5.3129	0.2363	-0.0188	0.0346	-0.0096	0.9715	1.4046
（単　利）	(9.4693)	(4.4700)		(6.8771)		0.1771	27

（注）　かっこ内はt値
推定方法 Bayesian　K＝4.0　lag＝9

（出所）　黒田・大久保〔8〕p.36

される先物短期金利と、「時系列モデル」によって計算される将来の短期金利の予想値との差として定義される。

$$ {}_{t+n}T_t = {}_{t+n}i_t - {}_{t+n}\hat{r}_t \tag{20} $$

${}_{t+n}T_t$：　t期におけるn期先の「期間プレミアム」

${}_{t+n}i_t$：　t期におけるn期先の先物短期金利

${}_{t+n}\hat{r}_t$：　t期におけるn期先の短期金利の予想値

ここで先物短期金利は、現実に市場で観察される長期債利回り（割引債を仮定）から、次式により計算される。

$$ {}_{t+n}i_t = \frac{(1+R_t^{(n+1)})^{n+1}}{(1+R_t^{(n)})^n} - 1 \tag{21} $$

先物短期金利と将来の短期金利の予想値が得られると、純粋期待理論の成立に関する仮説は各先物期間（1期間）における「期間プレミアム」が十分にゼロに近いかどうかで検証されることになる。すなわち、

$$ {}_{t+n}i_t = b_0 + b_1 \cdot {}_{t+n}\hat{r}_t \tag{22} $$

を回帰し、H_0：$b_0=0$および$b_1=1$　をテストすることにより、純粋期待理論が検証されることになる。

Nelsonの「期間プレミアム」アプローチは、将来の短期金利の予想値をexplicitに算出しているため、期待理論の直截簡明な検証が可能となっており、「期間構造式」による期待理論の検証と比べると、遙かに厳密な仮説検定を可能にしていると言える。(注13)

なお、Nelsonは、将来の短期金利の予想値を算出するのに、1変量時系列モデルの線型最良予測を採用しているが、こうした「時系列モデル」による予測が、「合理的期待」の考え方と整合的であることは、FeigeとPearce〔12〕、Shiller〔26〕によって示されている。

Nelsonによる期間構造理論の実証方法の問題は、「期待」以外の長期債利回り決定要因の取り扱い方にある。

Nelsonは、まず期間構造理論の実証分析の対象を「利回り決定に影響を与える属性が残存期間を除いてすべて共通な同質的な債券グループ」に絞ることにより、分析対象の長期債利回りの観察値（$R_t^{(n)}$）が、将来の短期金利の予想値（${}_{t+j}\hat{r}_t$）と各々の先物期間（1期間）に帰属する期間プレミアム（${}_{t+j}T_t$）によって完全に説明されると考える。すなわち割引債の場合には(注14)、(23)式が成立すると想定する。

（注13）Nelson自身は、統計的に有意な「期間プレミアム」の存在をa prioriに想定して、「期間プレミアム」の決定要因の分析に進んでおり、(22)式のような仮説検定を実行しているわけではない。

（注14）利付債の場合には、次式が成立すると考える。

$$ P_t^{(n)} = \frac{C}{1+R_t^{(n)}} + \frac{C}{(1+R_t^{(n)})^2} + \cdots\cdots + \frac{C+M}{(1+R_t^{(n)})^n} $$

$$ = \frac{C}{1+r_t} + \frac{C}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t + {}_{t+1}T_t)} + \cdots\cdots $$

$$ + \frac{C+M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t + {}_{t+1}T_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t + {}_{t+n-1}T_t)} $$

$$P_t^{(n)} = \frac{M}{(1+R_t^{(n)})^n} = \frac{M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t + {}_{t+1}T_t)\cdots(1+{}_{t+n-1}\hat{r}_t + {}_{t+n-1}T_t)} \tag{23}$$

$$P_t^{(n)} = \frac{M}{(1+R_t^{(n)})^n} = \frac{M}{(1+r_t)(1+{}_{t+1}\hat{r}_t + {}_{t+1}T_t)\cdots(1+{}_{t+n+1}\hat{r}_t + {}_{t+n-1}T_t)} + XP'_t \tag{24}$$

（XP'_tは、異なった債券種類が市場価格に与える影響）

ところで分析対象の債券グループが、残存期間に加えて、利回り決定に影響を与えるその他の属性を異にする債券を含むならば、(23)式は成立しなくなる。例えば、同じ割引債であっても、国債、金融債、電々債など種類を異にする債券を含むグループを分析対象とする場合には、債券の市場価格は、当該債券がどの種類に属するかによっても影響を受けることになる。つまり、(24)式が成立する訳であり、市場での長期債利回りの観察値（$R_t^{(n)}$，$R_t^{(n+1)}$）をもとに(21)式によって計算される先物短期金利は、各先物期間における短期金利の予想値および期間プレミアムのみの表現とは言えなくなる。

以上の議論から明らかなように、Nelsonが用いた「期間プレミアム」アプローチにとっては、分析対象を「利回り決定に影響を与える属性が残存期間を除いて、すべて共通な債券グループ」に絞ることが不可欠の要件なのである。

3. わが国の国債流通利回りに関する期待理論の検証

(1) 実証分析の対象

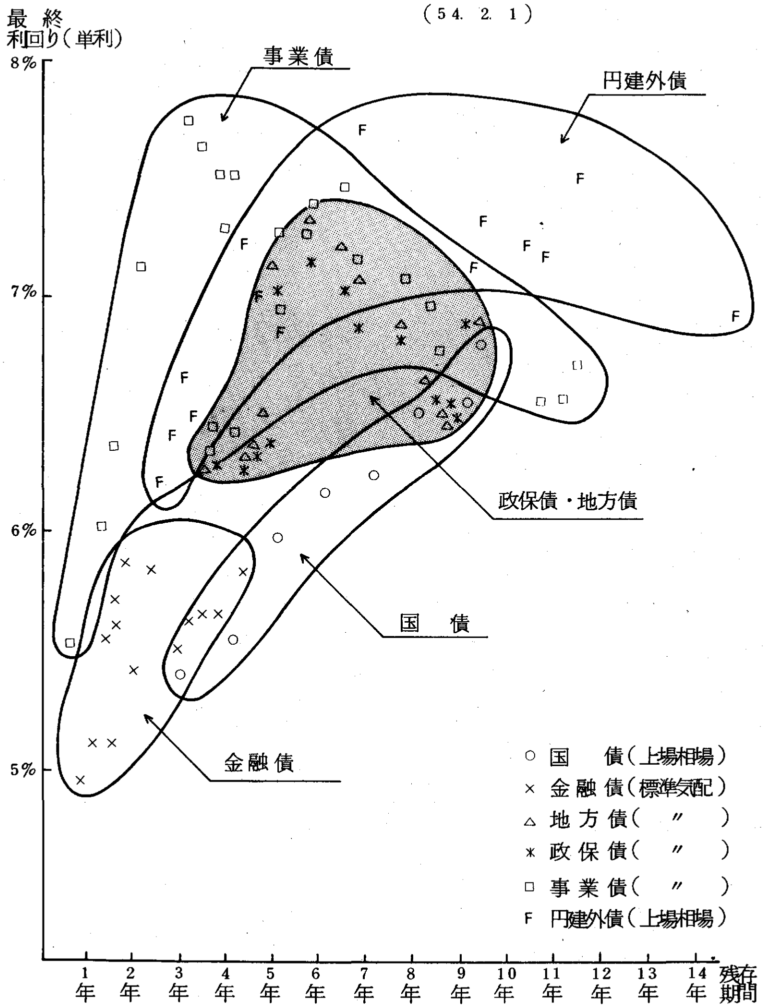
債券利回りの期間構造理論とは、前章で述べたように市場に存在する債券利回りが、当該債券の残存期間との関係で、どのように決定されるのかを探る理論である。ところで、現実のわが国の債券流通市場において取引されている債券は多種多様であり、各々の債券の利回り水準は、残存期間によってのみならず、当該債券の発行主体の信用度（支払不能のリスク度合）、市場性（市場での流通量の大きさと販売の容易さの度合）などの属性によっても影響を受けている。

わが国の債券市場において実際に存在する債券は、発行主体を基準にして、①国債、②公社公団債（政府保証債およびその他の公社公団債）、③地方債（公募地方債および縁故地方債）、④事業債（電力債および一般事業債）、⑤金融債、⑥円建外債と分類されるが、第2図に示すように、たとえ残存期間が同じであっても、異なった債券種類ごとに利回り格差が存在する。

すなわち、昭和54年2月初という一時点のみの観察ではあるが、ある残存期間をとるとき、利回りは、国債→政保債、地方債→円建外債、事業債の順序で後者ほど高くなっており、発行主体の信用度のランクと概ね逆相関関係にあることが窺えよう。また、円建外債、事業債、政保債については、国債、金融債と比較すると、流通市場での取引量が少なく、市場での販売が必ずしも容易でないために前者の利回りが、後者の利回りと比べて高目になっているとの事情も指摘できよう。

（第2図） 債券種類と最終利回りの関係

（54. 2. 1）



こうした債券種類ごとの利回り格差の存在は、債券利回りに関する期間構造の理論を取扱う場合に実証分析の対象を同一種類の債券に絞る必要性のあることを示唆している。

本稿では次の３つの理由から期間構造理論の実証分析の対象として長期国債の流通利回り（上場相場）のみを選択した。

① 国債の流通量は、昭和52年度のいわゆる国債流動化以降において急速に拡大しており、最近においては従来の金融債に替って、わが国債券流通市場の中核的存在となっている。

② 国債の発行主体は単一（国）であり、他の債券種類の場合とは違って国債という債券種類の中では発行主体の信用度の差によって生じる利回り格差を顧慮する必要がない。(注15)

③ 国債のうち長期国債（10年物）については、発行後第１回の利払期が到来した翌々

（注15） 例えば事業債の場合、ＡＡ格、Ａ格、ＢＢ格、Ｂ格といった発行主体の信用度に応じた格付けによって、事業債という同じ債券種類の内部でも利回り格差が生じる。

月から全銘柄が証券取引所に上場されており、期間構造理論の実証のために十分な利回りデータが揃っている。(注16)

なお、こうした理由を離れても、国債利回りの決定メカニズムを分析することは、今後の国債管理政策のあり方についての指針を示すことになるなど、政策的インプリケーションが大きいというメリットもある。

さて、国債流通利回りを対象として，わが国における期間構造理論の実証分析を進めるにあたり、以下においてわれわれはわが国の国債流通市場の大宗を占める長期国債（10年物）を対象にとりあげるが、この場合問題となるのは、それらがすべて利付債（coupon bonds）として発行されていることである。

期間構造理論の実証分析にとって利付債が問題となるのは、毎期支払われるクーポンの大きさが、各々の債券によって異なっており、(注17) しかもわが国の債券市場においては投資家が「直利指向」を持っていると一般に主張されるように、クーポンの大きさ自体が債券利回りの水準決定に影響を及ぼす可能性があるためである。従って、期間構造理論の実証分析を利付債を対象として行う場合には、期間構造理論が本来分析の対象としている「利回り決定に影響を与える属性が残存期間を除いて、すべて共通な同質的な債券グループ」という要件を完全に充足しているとは必ずしも言い得ないという問題があることに注意する必要がある。(注18)

(2) 「時系列モデル」による実証分析の方法

われわれは既に黒田・大久保[8]においてわが国の国債流通市場を分析対象として、長期国債利回りと現先レート及びインフレ率との間の「期間構造式」を計測し、米国におけるModigliani, Sutch, Shiller 等の一連の「期間構造式」アプローチによる実証分析と同様に、良好な計測結果が得られることを示した。

しかしながら、前章で指摘したように「期間構造式」に基づく実証分析は、幾つかの理論的、統計的問題点を含んでおり、純粋期待理論の実証方法としては、必ずしも厳密でない面がある。

本稿では、「期間構造式」アプローチの問題点を考慮し、将来の短期金利の予想値を「時系列モデル」を用いて明示的に導出することにより、純粋期待理論の直接的な検証を試みる。(注19)

本稿での実証分析の手法は、「時系列モデ

（注16） 国債以外の債券種類については、電々債、円建外債を除いて証券取引所への上場銘柄は極めて少数である。また、利回りデータとしては、日本証券業協会から「店頭指標気配」（証券会社の対顧客相場）が発表されているが、全体として掲載銘柄数は限定されており、期間構造理論の実証分析にとっては十分なデータ数ではない。

（注17） 例えば昭和56年3月末時点において市場に存在している長期国債のクーポンは発行時期に応じて最高8.7％から最低6.1％までばらつきがある。

（注18） 期間構造理論の実証分析の対象としてはクーポンの問題がない割引国債の方が望ましいが、わが国の場合割引国債は．①中期物（5年物）として昭和52年1月に発行が開始されたばかりであり、長期国債と比較してその発行量も少ないため国債流通市場の中でのウエイトは現状では極めて小さいこと、②証券取引所に上場されていないために十分な利回りデータを得られないことから、これを実証分析の対象として選択することはできない。

（注19） 将来の予想短期金利について本稿で「時系列モデル」による予測値を採用したのは、「時系

ル」を用いて、将来の短期金利の予想値を導出する点ではNelsonと同様であるが、Nelsonが、そうした将来の短期金利の予想値を、市場で観察される長期債利回りから計算される先物短期金利と対比させた（すなわち、1期物短期金利同士の比較）のに対して、本稿では将来における短期金利の予想値の系列を用いて、純粋期待理論に基づく長期債利回りの理論値を計算し、これを市場で観察される長期債利回りの観察値自身と対比させる（すなわち、n期物長期金利同士の比較）こととした。本稿において、こうしたアプローチを採用したのは、実証分析の対象として選択した長期利付国債利回りが、各債券のクーポン水準自体によって影響を受けている可能性がある（この場合は、すでに指摘した通り、2つの長期債利回りから「先物短期金利」を計算するNelsonの手法をそのまま適用することには問題がある）ことを考慮したためである。

本稿でのアプローチは、そうした問題点を回避し、①市場での長期債利回りの観察値と純粋期待理論に基づいて計算された理論値とを対比することによって純粋期待理論の検証を行うとともに、②両者の乖離をもたらす「期待」以外の利回り決定要因（この中に各債券の属性としてのクーポンも含まれる）の分析を行うことを可能ならしめるものである。

また、本稿では、将来の短期金利予想値の導出について、Nelsonの用いたような「1変量時系列モデル」ではなく、短期金利とインフレ率の間の相互フィードバック関係を考慮に入れた「2変量時系列モデル」を採用した。これは、黒田・大久保〔8〕における「期間構造式」の計測結果（第7表を参照）が示すように、わが国の国債流通利回りの決定においては、短期金利の分布ラグに加えて、インフレ率の分布ラグが有意な影響を与えている（すなわち、将来の短期金利の期待形成においてインフレ率の分布ラグが有意）と考えられることから、将来の短期金利を「時系列モデル」で予測する場合にも、短期金利とインフレ率の間の相互フィードバック関係を考慮に入れた「2変量時系列モデル」が適当と判断したためである。

以下本稿における純粋期待理論の検証方法を具体的に説明する。

（「時系列モデル」による将来の短期金利予想値の導出）

純粋期待理論を検証するための出発点として、「時系列モデル」を用いて将来の短期金利の予想値を導出した。

すなわち、短期金利を次のような「2変量時系列モデル」からの実現値であるとみなし、推定されたモデルの(注20)線型最良予測(linear

---

列モデル」による予測値が他の手法（例えば通常の短期金利決定関数）による予測値と比べて予測対象となっている変数の過去の動きの説明並びに将来の予測の両面で、経験的に良好なパフォーマンスを示すという点を考慮したためであり、「時系列モデル」(Nelson〔22〕，Oritani〔23〕）による予測値が人々の予想を完全に表現していると主張するものではもとよりない。

（注20） ARMAモデルの推定においてはARパート、MAパートのそれぞれの次数選択（identification）の問題が生じるが、これについてはAIC（Akaike's information criterion）を基準として採用した。

AICは、

$$\mathrm{AIC} = (-2) \times \ell og_e\,(\text{最大尤度}) + 2 \times (\text{パラメーター数})$$

として定義される統計量であり、AICを最小化することによって得られるモデル、すなわち最小AIC推定（minimum AIC estimate：MAICE）が、予測誤差を最小にするという意

optimal forecast）をもって、将来の短期金利の予想値とした。

$$\left.\begin{aligned} r_t &= \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1i} r_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{1i} \pi_{t-i} \\ &\quad + u_t \\ \pi_t &= \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2i} r_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_{2i} \pi_{t-i} \\ &\quad + v_t \end{aligned}\right\} \quad (25)$$

r_t　：短期金利（現先レート、６か月物）

π_t　：インフレ率（WPI、季調済み・前月比、年率）

u_t　：r_t の disturbance

v_t　：π_t の disturbance

α, β：パラメーター

m, n：ラグの最大次数

実際の計測に当っては、まずデータ期間を昭和46年３月末から52年６月末(注21)として(25)式のモデルを推定し、推定されたモデルを用いて、52年６月末を予測時点としての将来の短期金利（${}_{t+j}\hat{r}_t$： j = 1,…, 19）についての「無条件予測」(注22)を行った。

次にデータ期間を３か月ずらしてモデルを推定し、昭和52年９月末における将来の短期金利についての無条件予測を行った。以下、昭和55年12月末まで、３か月ごとにモデルの推定と、それを用いた予測を繰り返して行った。昭和52年６年末から昭和55年12月末までの各四半期末におけるモデル推定の結果は第８表に示してある。

（純粋期待理論に基づく長期債利回り理論値の導出）

次に「時系列モデル」による将来の短期金利の予想値を用いて、純粋期待理論に基づく長期債利回りの理論値を explicit に計算した（第２章の（10）式を使用）。

第３図は純粋期待理論に基づいて計算した長期国債利回り理論値（$ER_t^{(n)}$）の予測時点別・残存期間別データを図示したものである。(注23)

一方第４図は、昭和52年６月末から55年12月までの各四半期末におけるわが国の長期利付国債利回り（上場国債、複利・最終利回り）の観察値を図示したものであるが、第３図の理論値と対比してみると、両者は、よく似通っているものの、やはりある程度の差が存在することが窺われる。

（純粋期待理論の検証）

次に上記の長期国債利回りの理論値（$ER_t^{(n)}$）

味で最も良いモデルであることが赤池〔１〕によって示されている。AIC基準については赤池〔1〕、〔2〕、折谷〔6〕を参照。なお、AIC基準により選択された各モデル推定時点におけるARパート、MAパートの最適次数は第8表に示してある。

（注21）予測の開始時点としては、わが国の国債流通市場において、いわゆる国債流動化とともに市場価格（流通利回り）が比較的自由に変動するようになった時期ということで、昭和52年６月末と設定した。

（注22）「２変量時系列モデル」を用いての将来の短期金利の予測方法としては、①短期金利とインフレ率とをフィードバックさせる、② disturbance項には入力しない、という形での「無条件予測」を行った。

なお、短期金利については、６か月物現先レートを用いているので、長期国債の残存期間（最長10年）をカバーするためには、19期先までの短期金利の予測が必要となる。

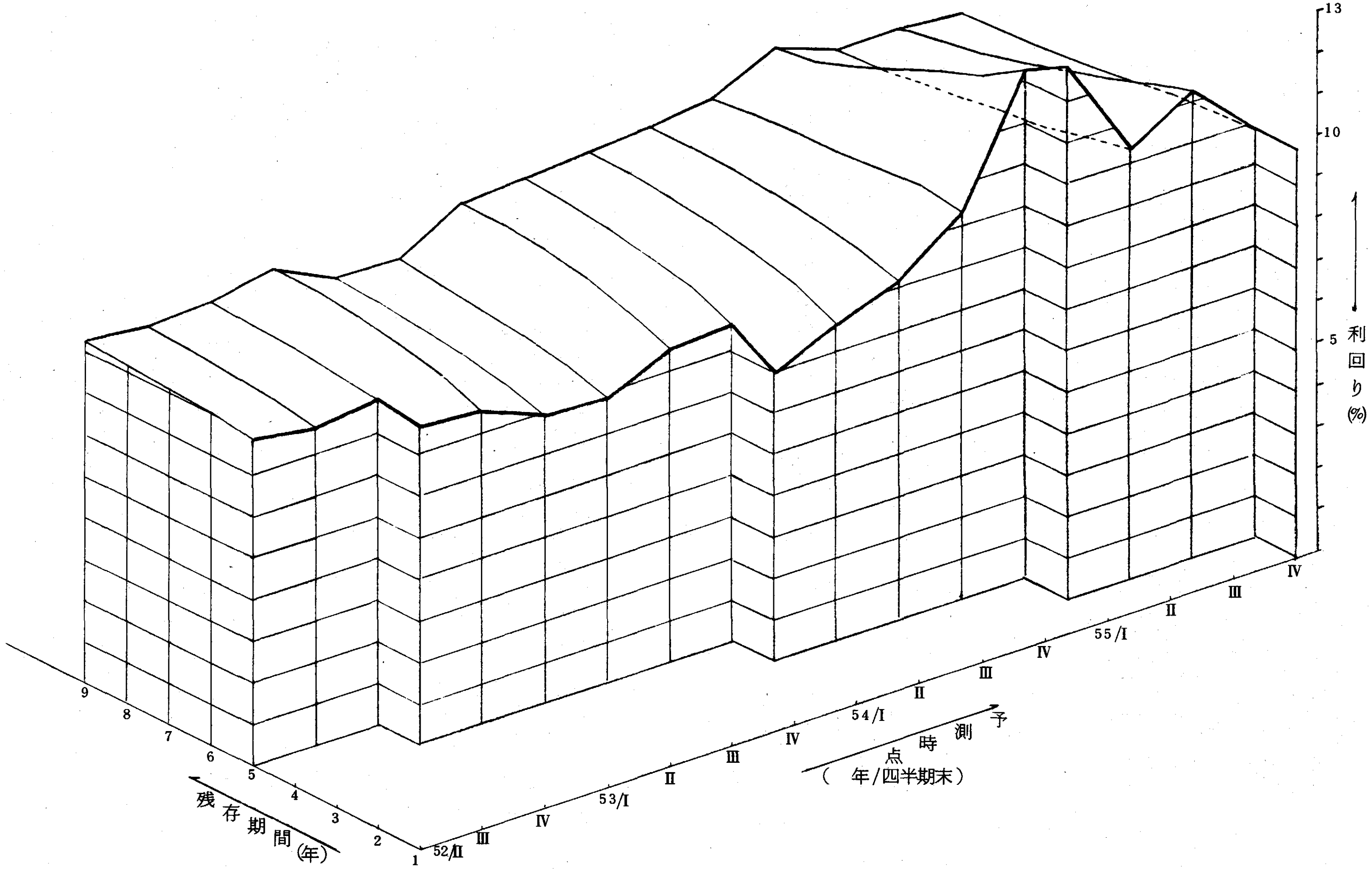
（注23）長期債利回りの理論値算出にあたっては計算を簡略化するために残存期間を単純に n年（n＝１、２、…、９）とした。また、(10)式におけるウエイトの計算において、クーポン支払いを年１回と仮定した。

（第8表）現先レート（r）とインフレ率（π）の2変量時系列モデル

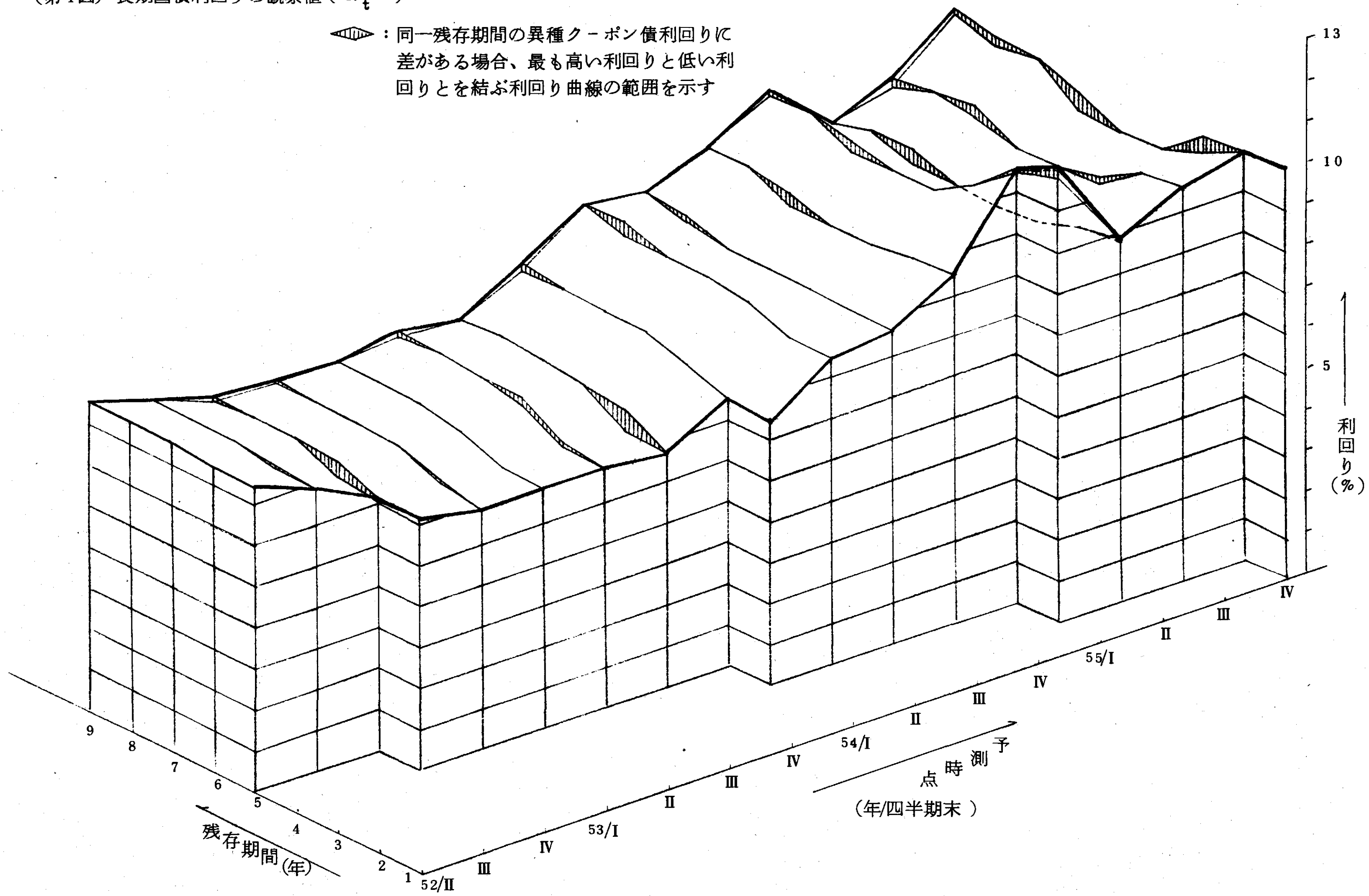
$$r_t = \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1i} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{1i} \cdot \pi_{t-i} \qquad \pi_t = \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2i} \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_{2i} \cdot \pi_{t-i}$$

	α_{11} / β_{11}	α_{12} / β_{12}	α_{13} / β_{13}	α_{14} / β_{14}	α_{15} / β_{15}	α_{21} / β_{21}	α_{22} / β_{22}	α_{23} / β_{23}	α_{24} / β_{24}	α_{25} / β_{25}
52／Ⅱ	0. 82196	－0. 08782	0. 29913	－0. 12412		4. 2655	－4. 2700	－0. 09998	－0. 02126	
	0. 04683	－0. 02253	0. 02318	－0. 02126		0. 7947	－0. 14045	－0. 25737	0. 35934	
Ⅲ	0. 78313	－0. 04786	0. 31667	－0. 14516		4. 1015	－4. 0855	0. 34933	－0. 70301	
	0. 04731	－0. 02034	0. 01995	－0. 02029		0. 80149	－0. 1446	－0. 26799	0. 36591	
Ⅳ	0. 98792	－0. 19104	0. 28371	－0. 37039	0. 17720	5. 4328	－5. 0357	－0. 03911	－2. 3645	1. 4645
	0. 03299	－0. 02357	0. 03840	－0. 04148	0. 02424	0. 67604	－0. 11080	－0. 12905	0. 14388	0. 24888
53／Ⅰ	0. 78219	－0. 03450	0. 31519	－0. 15533		3. 8268	－3. 81590	0. 21754	－0. 54214	
	0. 04671	－0. 02272	0. 02333	－0. 02217		0. 81588	－0. 13909	－0. 26054	0. 35980	
Ⅱ	0. 80666	－0. 08685	0. 33197	－0. 15049		3. 88810	－4. 2498	－0. 15049	－0. 64878	
	0. 04614	－0. 01972	0. 01988	－0. 01917		0. 82494	－0. 13536	－0. 01917	0. 36881	
Ⅲ	0. 82592	－0. 09110	0. 35702	－0. 18515		3. 9755	－4. 1269	0. 55101	－0. 65827	
	0. 04873	－0. 02759	0. 02284	－0. 01963		0. 82838	－0. 17248	－0. 22447	0. 34901	
Ⅳ	0. 80187	－0. 08397	0. 32842	－0. 14651		3. 9550	－4. 3274	0. 59160	－0. 47250	
	0. 04782	－0. 02250	0. 02436	－0. 02117		0. 83616	－0. 16289	－0. 22388	0. 34056	
54／Ⅰ	0. 92834	－0. 20985	0. 33204	－0. 38306	0. 20678	5. 0463	－5. 3354	0. 53937	－2. 1576	1. 4423
	0. 03831	－0. 02169	0. 03847	－0. 03801	－0. 02200	0. 74681	－0. 13926	－0. 12137	0. 16058	0. 2153
Ⅱ	0. 96299	－0. 26766	0. 38693	－0. 44255	0. 24236	5. 6901	－5. 9129	0. 51441	－2. 4813	1. 7275
	0. 03826	－0. 02361	0. 04282	－0. 04215	－0. 02389	0. 72205	－0. 14038	－0. 10732	0. 12303	0. 25123
Ⅲ	0. 96201	－0. 24905	0. 39390	－0. 44630	0. 23329	5. 9284	－6. 1212	0. 49379	－2. 6349	1. 8734
	0. 03736	－0. 02382	0. 04013	－0. 04050	0. 02256	0. 72336	－0. 14814	－0. 08633	0. 10925	0. 24384
Ⅳ	0. 94960	－0. 24383	0. 39717	－0. 41619	0. 21192	6. 0773	－6. 2387	0. 56765	－2. 7737	1. 8539
	0. 03783	－0. 02259	0. 03654	－0. 03791	0. 02036	0. 69872	－0. 14193	－0. 07961	0. 11551	0. 24894
55／Ⅰ	0. 68546	－0. 07587	0. 34940	－0. 06471		2. 6364	－2. 8117	0. 56775	－0. 8335	
	0. 05406	－0. 01862	0. 02265	－0. 02104		0. 84399	－0. 14373	－0. 21988	0. 33489	
Ⅱ	0. 96530	－0. 28732	0. 39353	－0. 45410	0. 26304	5. 1027	－6. 2918	0. 78786	－1. 3361	1. 1024
	0. 04009	－0. 01461	0. 02688	－0. 02850	0. 01705	0. 71966	－0. 09621	－0. 12840	0. 18593	0. 20814
Ⅲ	0. 94102	－0. 25806	0. 38378	－0. 31347	0. 12457	4. 7423	－5. 9399	0. 77135	－1. 3678	1. 19170
	0. 04393	－0. 02749	0. 03778	－0. 03914	0. 02488	0. 72916	－0. 10881	－0. 06785	0. 14580	0. 18453
Ⅳ	0. 95171	－0. 28055	0. 42457	－0. 36780	0. 16019	5. 2373	－6. 2952	0. 52602	－1. 4199	1. 3133
	0. 04369	－0. 02833	0. 03948	－0. 03825	0. 02208	0. 69745	－0. 09585	－0. 06060	0. 11381	0. 22459

（第3図） 純粋期待理論に基づく長期国債利回りの理論値（ $ER_t^{(n)}$ ）



（第4図） 長期国債利回りの観察値（ $R_t^{(n)}$ ）



を、市場における観察値（$R_t^{(n)}$）と対比[注24]することにより、純粋期待理論を検証した。

純粋期待理論の検証は、次の２通りの手法により行った。

① 直接に対比させる手法

$R_t^{(n)}$を$ER_t^{(n)}$と直接対比させ、両者がどの程度一致しているかを示す尺度として両者のRMSEを計算した。この場合予測時点別・残存期間別利回りデータについて、㋑すべてをプールしたデータ、㋺各予測時点別のクロス・セクション・データ、㋩各残存期間別のタイム・シリーズ・データの３つについて、それぞれ計算を行った。

このように計算したRMSEは長期国債利回りの決定メカニズムを説明するに当って、純粋期待理論が平均的にみてどの程度妥当するのかを判断する有力な指標になると考えられる。

② 回帰分析による手法

$$R_t^{(n)} = a_0 + a_1 ER_t^{(n)} + u_t^{(n)} \qquad (26)$$

を回帰し、$ER_t^{(n)}$が$R_t^{(n)}$の不偏推定値であるとの仮説、すなわちH_0: $a_0 = 0$および$a_1 = 1$をテストした。(26)式の計測は、①における直接対比による手法の場合と同様、データを㋑～㋩の３つに区分して行った。

また、上記仮説を検定する技術的な都合上、(26)式の両辺より$ER_t^{(n)}$を引いた次の形での式も計測した。

$$R_t^{(n)} - ER_t^{(n)} = a_0 + a_1' ER_t^{(n)} + u_t^{(n)}$$
$$a_1' = a_1 - 1 \qquad (27)$$

仮説検定としては、次の２つを行った。

㋑ $a_0 = 0$, $a_1 = 1$（$a_1' = 0$）のそれぞれについてのt検定

㋺ $a_0 = 0$および$a_1 = 1$（$a_1' = 0$）を同時に検定するための(27)式全体についてのF検定

ここでの仮説検定の意味合いは、$ER_t^{(n)}$が$R_t^{(n)}$から体系的に乖離しているか否かをテストするもので、もし仮説H_0：$a_0 = 0$および$a_1 = 1$が棄却されれば、市場での長期国債利回りの決定において「期待」以外にも体系的な影響を及ぼす利回り決定要因の存在することを示唆すると考えられる。

(3) 計測結果

（直接対比による手法）

昭和52年６月末から55年12月末までの各四半期末におけるわが国の長期国債利回りの観察値（$R_t^{(n)}$）を純粋期待理論に基づく利回りの理論値（$ER_t^{(n)}$）と対比させ、RMSEを計算した。

計算結果の概要は以下の通り（第９表）。

① プールされたデータによるRMSEは0.94％と、$R_t^{(n)}$の平均＝7.72％に対して無視できない大きさであり、わが国の長期国債利回りの決定を純粋期待理論のみによって説明することには無理があることを示唆している。しかしながら、このRMSEの値は、純粋期待理論の想定するような「期待」要因によって長期国債利回り水準の９割弱を説明できるとも読める訳であり、わが国の長期国債利回りの決定において「期待」要因が通常考

（注24） 市場に存在する長期国債の残存期間は、必ずしもn年（n＝1、2、…、9）に丁度一致する訳ではないので、最も近い年数の理論値と対応させることとした。例えば、市場に残存する残存８年11か月と９年２か月の債券の利回り観察値を残存期間９年の利回り理論値と対応させた。

（第9表）　$R_t^{(n)}$ と $ER_t^{(n)}$ との乖離：RMSE

(%)

pooled data	0.94		
予測時点別		残存期間別	
52／Ⅱ末	0.35	2年	1.26
Ⅲ	0.26	3	0.99
Ⅳ	0.42	4	0.91
53／Ⅰ	0.18	5	0.95
Ⅱ	0.15	6	0.94
Ⅲ	0.15	7	1.09
Ⅳ	0.21	8	0.90
54／Ⅰ	0.31	9	0.75
Ⅱ	0.39		
Ⅲ	0.92		
Ⅳ	1.22		
55／Ⅰ	2.16		
Ⅱ	1.09		
Ⅲ	0.60		
Ⅳ	1.44		

えられているよりもかなり大きなウエイトを占めていることを示唆しているとも言えよう。

② 予測時点別のクロス・セクション・データによるRMSEは、最小値＝昭和53年6, 9月末の0.15%から最大値＝55年3月末の2.16%まで、かなり大きく振れている。従って、$R_t^{(n)}$に対する$ER_t^{(n)}$の当てはまり具合は、各予測時点ごとに大幅に異なることに注意する必要がある。

③ 残存期間別のタイム・シリーズ・データによるRMSEは最小値＝残存9年の0.75%から最大値＝残存2年の1.26%まで、②の場合と比べて振れが比較的小さくなっており、純粋期待理論の当てはまり具合は残存期間の差によってはそれほど影響を受けないように窺われる。

（回帰分析による手法）

直接対比による手法と同様のデータを用いて（26）式及び（27）式を計測し、純粋期待理論の妥当性を検証するための仮説検定を行った。

計測結果の概要は以下の通り。(注25)

① プールされたデータによる計測結果（第10表－1）

― t検定によれば、通常の有意水準（5%、

（注25）　計測結果のとりまとめにおいて用いた変数等一覧は、以下の通り。

R　：長期国債・複利最終利回り（観察値）（%）
ER　：　同　（利付債の近似式による理論値）（%）
Y　：残存期間（年）
ℓnY　：　同 対数
W　：国債の残存期間別・クーポン別構成比（%）
CP　：クーポンレート（%）

$\overline{R}^2$　：自由度調整済決定係数
SE　：標準誤差
DW　：ダービン・ワトソン比
DF　：自由度
F　：F一値
RMSE：　root mean square error
（　）内は t値

＊　5%の有意水準で仮説（< tテスト > H_0: $a_0=0$、H_0: $a_1=1$、< Fテスト > H_0: $a_0=0$ および $a_1=1$）を棄却。なお12表以下では、5%の有意水準で仮説（< tテスト > H_0: $b_1=0$）を棄却。

以下同じ）でH_0：$a_0=0$、H_0：$a_1=1$はそれぞれ棄却された（実際の計測値は$a_0=2.7157$、$a_1=0.6238$）。またF検定でもF値＝214.5094とH_0：$a_0=0$および$a_1=1$は通常の有意水準（5％、以下同じ）で棄却された。

なお、計測式のRMSEは0.6432％と直接対比による手法の場合と比べて3分の2程度に減少しているがこれは事後的（ex post）にみると

$$R_t^{(n)} = 2.7157 + 0.6238\ ER_t^{(n)}$$

という関係式が最も当てはまりがよいという後知恵（hindsight）に基づいて計算されたRMSEであり、事前的（ex ante）にみて、純粋期待理論がどの程度当てはまるかを示す指標ではない。

② クロス・セクション・データによる計測結果（第10表―1）

― t検定によれば、通常の有意水準でH_0：$a_0=0$は計測した15期間中11期間で棄却され、H_0：$a_1=1$も、11期間で棄却された。またF検定によれば、H_0：$a_0=0$および$a_1=1$は、通常の有意水準で11期間において棄却された。

③ タイム・シリーズ・データによる計測結果（10表－2）

― t検定によれば、通常の有意水準でH_0：$a_0=0$は残存期間9期のうち、1,9年を除き残りの7期において棄却され、H_0：$a_1=1$についてもほぼ同様の結果が得られた。またF検定によれば、H_0：$a_0=0$および$a_1=1$は、通常の有意水準で、1年，2年を除く7期において棄却された。

以上の計測結果は、わが国の長期国債利回りについて$ER_t^{(n)}$が$R_t^{(n)}$の不偏推定値とは言い難いことを示している。換言すれば、わが国における長期国債利回りの決定においては、「期待」以外の利回り決定要因が体系的な影響を及ぼしているように窺われる。

4. 「期待」以外の利回り決定要因の検証

（1） 仮説の提示と実証方法

前章において、純粋期待理論に基づいて計算された長期国債利回りの理論値は、市場での観察値の不偏推定値とは言い難いことが示された。

以下ではこのような両者の体系的乖離をもたらしている「期待」以外の利回り決定要因についての実証分析を試みる。

ここでは、第2章で示した「期待」以外の長期債利回り決定要因に関する3つの仮説、すなわち①Hicksの流動性プレミアム仮説、②ModiglianiとSutchの特定期間選好仮説、③わが国の債券市場で一般に指摘される直利指向仮説、をとりあげそれぞれについて検証を試みた。具体的検証方法は次のとおり。

① Hicksの流動性プレミアム仮説

Hicksの流動性プレミアム仮説では、残存期間が長期化するほど流動性プレミアムが大きくなると考えられている。ここでは長期債利回りの現実値（$R_t^{(n)}$）と理論値（$ER_t^{(n)}$）の差を残存期間（Y）もしくはその対数（ℓnY）によって説明する次式を計測し、その係数の統計的有意性を調べた。

$$\left.\begin{aligned} R_t^{(n)} - ER_t^{(n)} &= b_0 + b_1 Y \\ R_t^{(n)} - ER_t^{(n)} &= b_0 + b_1 \cdot \ell nY \end{aligned}\right\} \quad (28)$$

ここで期待されるb_1の符号条件はプラスである。

② ModiglianiとSutchの特定期間選好仮説

（第10表－1） $R = a_0 + a_1 ER$

		a_0	a_1	$\bar{R}^2$	D.W.	F
				S. E.	D. F.	RMSE
	Pooled data	*2.7157	* 0.6238	0.7156		214.5094
		(12.9129)	(−14.6461)	0.6460	233	0.6432
予測時点別	昭和 52／Ⅱ	* 3.0293	0.6190	0.7777		*14.9633
		(4.3268)	(−3.8682)	0.0949	10	0.0867
	Ⅲ	* 4.2175	* 0.4040	0.9315		*357.6026
		(19.5640)	(−18.9104)	0.0402	11	0.0370
	Ⅳ	0.2910	0.8989	0.7298		0.3884
		(0.2618)	(−0.6232)	0.1229	10	0.1122
	53／Ⅰ	* 1.7069	*0.7172	0.7926		* 7.8836
		(2.6338)	(−2.8078)	0.1130	12	0.1047
	Ⅱ	* 2.0047	*0.6758	0.8645		*20.7806
		(4.4992)	(−4.5586)	0.1015	13	0.0945
	Ⅲ	0.5078	0.9088	0.8045		0.5494
		(0.7314)	(−0.7412)	0.1540	12	0.1426
	Ⅳ	1.4363	0.7575	0.7120		3.1415
		(1.6432)	(−1.7724)	0.1761	11	0.1620
	54／Ⅰ	* 3.2762	*0.5437	0.8643		*63.4910
		(8.3739)	(−7.9681)	0.1168	13	0.1088
	Ⅱ	* 3.3255	*0.5596	0.9048		*94.8619
		(8.9547)	(−9.7397)	0.1026	15	0.0964
	Ⅲ	* 5.7714	*0.2308	0.4453		*144.8592
		(10.4884)	(−12.0357)	0.1147	14	0.1073
	Ⅳ	* 7.2997	*0.1135	—		* 7.2167
		(2.3066)	(−2.6864)	0.1925	14	0.1800
	55／Ⅰ	−0.4007	0.8551	0.4007		0.3739
		(−0.1485)	(−0.6115)	0.5195	17	0.4914
	Ⅱ	* 6.2265	*0.2307	0.3885		*145.3633
		(10.3970)	(−12.0567)	0.1642	18	0.1558
	Ⅲ	* 6.0172	*0.3356	0.5272		* 90.3322
		(9.4156)	(−9.5070)	0.4656	17	0.2398
	Ⅳ	* 6.6405	*0.3416	0.1847		*19.7129
		(5.5426)	(−4.4399)	0.3881	18	0.3682

（注）a_1 の t値および計測式全体のF値は、$R - ER = a_0 + a_1' ER$ の場合。

（第10表－2） $R = a_0 + a_1 ER$

		a_0	a_1	$\bar{R}^2$ / S. E.	D. W. / D. F.	F / RMSE
	Pooled	* 2.7157	* 0.6238	0.7156		214.5094
	data	(12.9129)	(−14.6461)	0.6460	233	0.6432
残存期間別	残存　年	0.3718	1.0285	0.9887	2.2310	10.1356
	1	(0.6492)	(0.3682)	0.2070	1	0.1195
	2	* 5.8520	* 0.3758	0.2169	0.9243	8.1092
		(2.5080)	(−2.8477)	0.7625	6	0.6604
	3	* 3.2610	* 0.5918	0.7820	0.5443	*29.4856
		(4.7251)	(−5.4301)	0.5648	16	0.5325
	4	* 2.2758	* 0.6526	0.8769	0.4930	*52.8031
		(5.9197)	(−7.2666)	0.4677	25	0.4501
	5	* 2.7563	* 0.5896	0.7618	0.3691	*48.5223
		(6.0293)	(−6.9658)	0.5623	30	0.5445
	6	* 3.5028	* 0.5197	0.6275	0.2756	*46.9102
		(6.3648)	(−6.8491)	0.6012	31	0.5827
	7	* 3.6768	* 0.5063	0.5679	0.1817	*44.6946
		(5.9911)	(−6.6854)	0.7004	34	0.6806
	8	* 2.9227	* 0.6123	0.4973	0.1710	*14.2849
		(3.5620)	(−3.7795)	0.7716	34	0.7498
	9	2.2844	* 0.6742	0.6803	0.1881	*20.5973
		(3.9886)	(−4.5384)	0.9115	40	0.5673

（注）a_1 のｔ値および計測式全体のＦ値は、$R - ER = a_0 + a_1' ER$ の場合。

特定期間選好仮説では、各々の残存期間の債券について市場が相互にある程度分断されており、各々の残存期間の債券に対する需給の度合が当該残存期間の債券利回りに影響を及ぼすと考えられている。ここでは $R_t^{(n)}$ と $ER_t^{(n)}$ との差を長期国債残高の残存期間別・クーポン別構成比で回帰する次式を計測し、その係数の統計的有意性をみることとした。

$$R_t^{(n)} - ER_t^{(n)} = b_0 + b_1 \cdot W \qquad (29)$$

ここで一般にWが大きいほど当該債券需給は供給超過傾向にあると考えられるため、期待される b_1 の符号はプラスである。(注26)

③　直利指向仮説

直利指向仮説では利回り決定要因としてクーポン・レート（CP）が有意となることが主張されている。従ってクーポン・レートを説明変数とする次式を計測してその係数の統計的有意性を調べることとした。

$$R_t^{(n)} - ER_t^{(n)} = b_0 + b_1 \cdot CP \qquad (30)$$

一般に直利指向仮説では他の条件が等しければクーポン・レートの高い債券の方がより選好されるとされており、同仮説に従えばこ

（注26）　国債残高の残存期間別・クーポン別構成比（W）の内容及びWを残存期間別の「需給」要因を示す変数として用いることの問題点については黒田・大久保〔8〕pp.18～21を参照。

こで期待される b_1 の符号はマイナスである。

（2） 計測結果

（Hicksの流動性プレミアム仮説）

プールされたデータおよびクロス・セクション・データによる計測結果の概要は以下の通り（第11表）。

① プールされたデータでみると、残存期間を示す変数YないしはℓnYの係数 b_1 は符号条件は一応みたしているものの、通常の水準で有意ではない。

② クロス・セクション・データでみると、Y, ℓnYのいずれの場合についても b_1 が符号条件をみたし、かつ通常の水準で有意となる

（第11表－1） $R-ER=b_o+b_1Y$

		b_o	b_1	$\bar{R}^2$	D. W.	F
				S. E.	D. F.	RMSE
	Pooled data	－0.4703	0.0271	－		0.9725
		（－2.6082）	（ 0.9861）	0.8934	233	0.8896
予測時点別	昭和 52／Ⅱ	0.6314	*－0.0481	0.4984		11.9284
		（ 6.7143）	（－3.4538）	0.1013	10	0.0925
	Ⅲ	0.8052	*－0.0994	0.9767		503.8134
		（ 26.1565）	（－22.4458）	0.0340	11	0.0313
	Ⅳ	－0.2977	－0.0150	－		0.4949
		（－1.9645）	（－0.7035）	0.1222	10	0.1116
	53／Ⅰ	0.2214	*－0.0484	0.3737		8.7573
		（ 1.9079）	（－2.9593）	0.1106	12	0.1024
	Ⅱ	0.4324	*－0.0677	0.6164		23.4985
		（ 4.4436）	（－4.8475）	0.0976	13	0.0909
	Ⅲ	0.1244	－0.0200	－		0.7414
		（ 0.7882）	（－0.8610）	0.1528	12	0.1415
	Ⅳ	0.2568	－0.0555	0.1934		3.8772
		（ 1.3340）	（－1.9691）	0.1717	11	0.1579
	54／Ⅰ	0.9136	*－0.1216	0.8341		71.3810
		（ 9.8427）	（－8.4487）	0.1112	13	0.1035
	Ⅱ	0.4493	*－0.1198	0.8306		79.4315
		（ 5.1937）	（－8.9124）	0.1107	15	0.1039
	Ⅲ	0.1261	*－0.1613	0.7822		54.8804
		（ 0.9155）	（－7.4081）	0.1742	14	0.1630
	Ⅳ	－1.0373	－0.0262	－		0.8417
		（－5.5335）	（－0.9175）	0.2301	14	0.2153
	55／Ⅰ	－2.2030	0.0167	－		0.1006
		（－6.6599）	（ 0.3171）	0.5236	17	0.4953
	Ⅱ	－2.0787	* 0.1927	0.8891		153.3339
		（－21.7300）	（ 12.3828）	0.1603	18	0.1521
	Ⅲ	－1.3774	* 0.2387	0.8541		106.3763
		（－9.7567）	（ 10.3139）	0.2365	17	0.2237
	Ⅳ	0.4429	* 0.1593	0.5236		21.8836
		（ 2.1239）	（ 4.6780）	0.3774	18	0.3580

（第11表－2）　$R-ER=b_0+b_1\ \ell nY$

		b_0	b_1	$\bar{R}^2$	D. W.	F
				S. E.	D. F.	RMSE
	Pooled data	－0.4678	0.0949	－		0.4921
		(－1.9219)	(0.7015)	0.8943	233	0.8905
	昭和 52／Ⅱ	0.5309	－0.1187	0.1617		3.1214
		(4.2909)	(－1.7667)	0.1310	10	0.1196
	Ⅲ	0.7759	*－0.3516	0.8092		51.8808
		(8.4959)	(－7.2028)	0.0974	11	0.0896
	Ⅳ	－0.2569	－0.0759	－		0.2989
		(－0.9638)	(－0.5467)	0.1234	10	0.1126
予	53／Ⅰ	0.4002	*－0.2707	0.2729		5.8804
		(1.8784)	(－2.4250)	0.1192	12	0.1103
	Ⅱ	0.7443	*－0.4108	0.5559		18.5259
		(4.1266)	(－4.3042)	0.1051	13	0.0978
測	Ⅲ	0.1652	－0.0933	－		0.3968
		(0.5980)	(－0.6299)	0.1549	12	0.1434
	Ⅳ	0.4287	－0.2908	0.1132		2.5314
		(1.2515)	(－1.5910)	0.1800	11	0.1656
時	54／Ⅰ	1.3241	*－0.6595	0.8019		57.6573
		(8.5167)	(－7.5932)	0.1215	13	0.1132
	Ⅱ	0.9023	*－0.6774	0.8643		102.8836
		(7.5593)	(－10.1432)	0.0990	15	0.0930
点	Ⅲ	0.7951	*－0.9461	0.8848		116.2426
		(5.1263)	(－10.7816)	0.1267	14	0.1185
	Ⅳ	－0.7997	－0.2264	0.0739		2.1970
		(－2.8944)	(－1.4822)	0.2203	14	0.2061
別	55／Ⅰ	－1.9061	－0.1194	－		0.2217
		(－4.3354)	(－0.4709)	0.5218	17	0.4936
	Ⅱ	－2.4346	* 0.8869	0.8004		77.1759
		(－14.1243)	(8.7850)	0.2151	18	0.2041
	Ⅲ	－1.8596	* 1.1251	0.8039		74.8024
		(－8.4395)	(8.6488)	0.2742	17	0.2593
	Ⅳ	0.3485	* 0.6230	0.4423		16.0691
		(1.3276)	(4.0086)	0.4083	18	0.3874

のは、15計測時点中3時点（55/Ⅱ,Ⅲ,Ⅳ）のみである。

以上の結果からわが国の国債流通市場についてはHicksの流動性プレミアム仮説はほとんどあてはまらないとの結論が得られる。従って、わが国でしばしば主張される「正常な金利体系論」（長期金利は短期金利よりも流動性プレミアム分だけ高いのが正常との主張）の妥当性には疑問が投げかけられることとなる。

（Modiglianiと Sutchの特定期間選好仮説）

国債残高についてのデータ上の制約から、昭和54年3月末以降55年12月末までのデータを用いて、プールされたデータ、およびク

ロス・セクション・データによる計測を行った。計測結果の概要は以下の通り（第12表）。

① プールされたデータでみると長期国債の残存期間別・クーポン別構成比Wの係数である b_1 は符号条件をみたしておらず、特定期間選好仮説は支持されない。

② クロス・セクション・データでみると計測8時点中 b_1 が符号条件をみたし、かつ通常の水準で有意なのは3時点(55/Ⅱ,Ⅲ,Ⅳ)のみである。また b_1 の値は高々0.1程度である。従って、国債残高の残存期間別・クーポン別構成比が、利回り決定に及ぼす影響は、仮にあるとしても、その度合は極めて小さい。

以上の結果から、特定期間選好仮説もまたわが国の長期国債利回りの決定には、説明力をもたないことが示された。

（直利指向仮説）

プールされたデータ、クロス・セクション・データ、およびタイム・シリーズ・データによる計測結果をまとめれば以下の通り（第13表）。

① プールされたデータでみるとクーポンCPの係数 b_1 は符号条件をみたしているが、通常の水準では有意でない。

② クロス・セクション・データでは、b_1 の符号条件は15計測時点中4時点（52/Ⅳ、53/Ⅲ,Ⅳ、54/Ⅰ）を除く11時点で満たされる。また、これら11時点のうち52/Ⅱ,Ⅲ、54/Ⅳ、55/Ⅰ,Ⅳの5時点については、通常の水準で有意である。

③ タイム・シリーズ・データでみると b_1 の符号条件は残存1年、3年、9年を除いた6期について満たされており、そのうち残存4、5、7年の3期については、通常の水準で有意である。

以上の計測結果によれば、いわゆる直利指

（第12表）　$R-ER=b_0+b_1W$

		b_0	b_1	$\bar{R}^2$	D. W.	F
				S. E.	D. F.	RMSE
	Pooled data	−0.4553	−0.0040	—		0.0570
		(−3.1000)	(−0.2387)	1.0985	140	1.0907
予測時点別	昭和 54／Ⅰ	0.3803	*−0.0235	0.4400		11.9981
		(4.7008)	(−3.4638)	0.2043	13	0.1902
	Ⅱ	−0.0713	*−0.0314	0.5156		18.0315
		(−1.0559)	(−4.2464)	0.1871	15	0.1758
	Ⅲ	−0.5317	*−0.0430	0.4440		12.9763
		(−4.8027)	(−3.6023)	0.2784	14	0.2604
	Ⅳ	−1.1238	−0.0097	—		0.8324
		(−10.9854)	(−0.9124)	0.2302	14	0.2153
	55／Ⅰ	−2.1615	0.0083	—		0.1207
		(−10.7265)	(0.3474)	0.5233	17	0.4950
	Ⅱ	−1.5037	* 0.0866	0.7188		49.5697
		(−16.0464)	(7.0406)	0.2553	18	0.2422
	Ⅲ	−0.7010	* 0.1133	0.6381		32.7340
		(−4.8456)	(5.7214)	0.3725	17	0.3523
	Ⅳ	0.8872	* 0.0844	0.2511		7.3695
		(4.5270)	(2.7147)	0.4732	18	0.4489

（第13表－1）　R－ER＝b_0＋b_1・CP

		b_0	b_1	$\bar{R}^2$ / S.E.	D.W. / D.F.	F / RMSE
	Pooled data	0.5110	－0.1115	0.0026		1.6177
		(0.7961)	(－1.2719)	0.8922	233	0.8884
予測時点別	昭和52／Ⅱ	1.5265	*－0.1651	0.5796		16.1676
		(5.0787)	(－4.0209)	0.0928	10	0.0847
	Ⅲ	2.0231	*－0.2546	0.5999		18.9948
		(4.6818)	(－4.3583)	0.1410	11	0.1297
	Ⅳ	－1.0167	0.0819	0.0916		2.1096
		(－2.3925)	(1.4524)	0.1138	10	0.1039
	53／Ⅰ	－0.1089	－0.0002	－		0
		(－0.2019)	(－0.0032)	0.1455	12	0.1347
	Ⅱ	－0.0010	－0.0030	－		0.0017
		(－0.0018)	(－0.0415)	0.1636	13	0.1523
	Ⅲ	－1.2017	*0.1641	0.4467		11.4961
		(－3.3977)	(3.3906)	0.1125	12	0.1042
	Ⅳ	－1.4848	*0.1854	0.3660		7.9271
		(－3.0305)	(2.8155)	0.1522	11	0.1400
	54／Ⅰ	－0.2173	0.0525	－		0.2183
		(－0.2626)	(0.4672)	0.2810	13	0.2616
	Ⅱ	0.1672	－0.0625	－		0.4108
		(0.2366)	(－0.6409)	0.2739	15	0.2573
	Ⅲ	0.4712	－0.1841	0.0649		2.0413
		(0.5103)	(－1.4287)	0.3610	14	0.3377
	Ⅳ	0.5255	*－0.2401	0.6225		25.7349
		(1.5360)	(－5.0730)	0.1406	14	0.1316
	55／Ⅰ	2.3975	*－0.6209	0.7073		44.5018
		(3.5365)	(－6.6710)	0.2761	17	0.2621
	Ⅱ	0.0365	－0.1405	－		0.6797
		(0.0295)	(－0.8244)	0.4856	18	0.4607
	Ⅲ	1.4332	－0.2037	－		0.9072
		(0.9270)	(－0.9525)	0.6208	17	0.5872
	Ⅳ	4.8114	*－0.4780	0.3651		11.9257
		(4.7574)	(－3.4534)	0.4357	18	0.4133

向仮説は、わが国における長期国債利回りの決定要因として、常に有意であるとはいえないものの、それなりに有力な説明力を持つ仮説であるように窺われる。

5. 結　　論

本稿では、わが国の国債流通市場を分析対象にとりあげ、債券利回りの期間構造理論の実証分析を試みた。本稿での実証分析から得られた結論をまとめれば以下の通りである。

①　わが国の国債流通利回りの期間構造を純粋期待理論のみによって説明し尽すことはできない。しかし、純粋期待理論が想定する「期待」要因が、わが国の国債流通利回りの

（第13表－2）　$R-ER=b_0+b_1\cdot CP$

		b_0	b_1	$\bar{R}^2$	D. W.	F
				S. E.	D. F.	RMSE
	Pooled data	0.5110	－0.1115	0.0026		1.6177
		(0.7961)	(－1.2719)	0.8922	233	0.8884
残存期間別	残存 1 年	－1.1420	0.2580	—	2.5000	0.2955
		(－0.3607)	(0.5436)	0.1937	1	0.1119
	2	15.0709	－2.3655	0.2063	1.0157	2.8198
		(1.5988)	(－1.6792)	0.9644	6	0.8352
	3	－10.7919	＊ 1.5340	0.2923	1.1976	8.0200
		(－2.9419)	(2.8320)	0.7773	16	0.7328
	4	3.9494	＊－0.6189	0.1623	0.5977	6.0366
		(2.2036)	(－2.4569)	0.7406	25	0.7126
	5	3.6163	＊－0.5415	0.1306	0.5023	5.6553
		(2.1588)	(－2.3781)	0.8345	30	0.8080
	6	4.3558	－0.5930	0.0719	0.3828	3.4784
		(1.7804)	(－1.8651)	0.9038	31	0.8760
	7	6.7443	＊－0.9227	0.1466	0.2853	7.0132
		(2.5126)	(－2.6482)	0.9702	34	0.9428
	8	0.9784	－0.1541	—	0.2493	0.5954
		(0.6712)	(－0.7716)	0.9115	34	0.8858
	9	－4.2700	＊ 0.5558	0.2951	0.4751	18.1653
		(－4.5427)	(4.2621)	0.5933	40	0.5790

決定に占めているウエイトは、通常考えられているよりは、かなり大きい。

②　「期待」以外の利回り決定要因を示唆するHicksの流動性プレミアム仮説、ModiglianiとSutchの特定期間選好仮説は、わが国の国債流通利回り決定においては、いずれも支持されない。これに対して、わが国の公社債市場関係者の間でこれまで一般的に指摘されてきた直利指向仮説は常に有意とは言えないものの、一応それなりの説明力をもつ。

もっとも本稿での実証分析は、短期金利（現先レート）について「２変量時系列モデル」を用いて導出した予想値に基づくものであり、そうした将来の短期金利の予想値が、どこまで人々の予想を正確に表現しているかとの問題が残されていることには留意しておく必要がある。将来の短期金利についての予想値の精度を高めていくことが、債券利回りの期間構造理論についての実証分析をより信頼のおけるものに高めていくための課題であると言える。

以　上

（56年７月）

（56年10月加筆訂正）

[1] 赤池弘次　「情報量基準ＡＩＣとは何か」数理科学　1976年３月　サイエンス社

[2] 〃　「モデルによってデータを測る」数理科学　1981年３月　サイエンス社

[3] 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

[4] 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　1979年１月

[5] 〃　「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　1979年９月

[6] 〃　「時系列分析について」金融研究資料　第４号　1979年９月

[7] 黒田巌　「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　1979年４月

[8] 黒田晁生　大久保隆　「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」金融研究資料　第９号（昭和56年９月）

[9] 白川方明　「『合理的期待』仮説について ― 金融政策へのインプリケーションを中心に ―」金融研究資料　第４号　1979年９月

[10] Almon, Shierly. "The Distributed Lag between Capital Appropriation and Expenditures." Econometrica, Jan. 1965.

[11] Fisher, I. The Theory of Interest. MacMillan, 1930.

[12] Feige, E. L. and D. K. Pearce. "Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation Independent of Innovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy?" J. P. E., June 1976.

[13] Hicks, J. Value and Capital. Oxford University Press, 1939.

[14] Homer, S. and M. L. Leibowitz. Inside the Yield Book. Prentice-Hall, 1972. 「債券投資分析の基礎」野村総研訳

[15] Malkiel, B. G The Term Structure of Interest Rates: Expectations and Behavior Patterns. Princeton University Press, 1966.

[16] Meiselman, D. The Term Structure of Interest Rates. Prentice-Hall, 1962.

[17] Mishkin, F. S. "Efficient-Market Theory: Implications for Monetary Policy." B. P. E. A., Vol. 3, 1978.

[18] Modigliani, F. and R. Shiller. "Inflation, Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates." Economica, Feb. 1973.

[19] Modigliani, F. and R. Sutch. "Innovations in Interest Rate Policy." A. E. R., May 1966.

[20] ――――― "Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience." J. P. E., Aug. 1967.

[21] Nelson, C. R. The Term Structure of Interest Rates. New York, Basic Books Inc., 1972.

[22] ――――― Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting. Holden-Day Inc., 1973.

[23] Oritani, Y. "Application of Akaike's Method to Economic Time Series." 金融研究資料　第４号　1979年９月

[24] Shiller, R. J. "A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Prior." Econometrica, July 1973.

[25] ________ "Rational Expectations and the Structure of Interest Rates." unpublished Ph. D. dissertation, MIT, 1972.

[26] ________ "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models." J. M. E., Vol. 4, 1978.

[27] Sutch, R. "Expectations, Risk, and the Term Structure of Interest Rates." unpublished Ph. D. dissertation, MIT, 1968.