期待形成と期間構造の純粋期待仮説

釜　江　廣　志

§1　はじめに

債券市場における利子率の期間構造についての諸仮説，とりわけ純粋期待仮説（pure expectation hypothesis）の分析がなされる場合には，利子率の期待値が用いられなければならない．しかし，期待値のデータは一般に観察不可能である．期待値を用いる他の多くのケースと同様に，純粋期待仮説をテストする場合には，さらに利子率の期待形成についてもさまざまな仮説を設けた上で，これら両仮説を組み合わせて得られる結合仮説を検定することが多い．例えば Jones=Roley [4], Mankiw=Miron [8] などは期待形成仮説として合理的期待形成仮説，とりわけその不偏性（unbiasedness）の条件を取り出して，純粋期待仮説と結合し，この結合仮説をテストして却下している．ところで，結合仮説が否定される場合，それを構成する両仮説のどちらか一方のみが適切ではないのか，あるいは両方ともが不適切であるのかの判断はにわかにはくだし難く，やはり個別の仮説を単独でテストする必要がある．そこで本稿では，債券の所有期間利回りデータを用いて，その期待形成が合理的期待形成仮説の不偏性の条件を満足してなされているか否かの直接的な検定が行なわれ，その後，純粋期待仮説に関する検定が別個に試みられる．

さて，期待形成に関する直接的なテストを行うには，一般に観察可能ではない期待値のデータを何らかの工夫により得なければならない．それには2つの方法が考えられる．第1は Friedman [2] のように，サーベイ・データを利用する方法であるが，わが国の債券市場に関する適切なデータは存在しない．第2は Juttner=Tuckwell=Luedecke [5] のように，将来価格の予測機能を持つ先物市場のデータを利用する方法である．ただし，[5] では先物の利子率が現物のそれの期待値に等しいか否かの検証は行われず，ア・プリオリに等しいとされている．ところで別稿 [7] では，わが国の国債，金，大豆の各先物市場における価格形成に関するテストがなされ，「正常の逆鞘」と「順鞘」は存在しない，つまり現在の先物価格が将来の現物価格の期待値に等しいことが示された．この結果を用いれば，先物市場のデータから現物の期待価格の計数が得られる．なお，国債先物の場合，実際に存在する現物の多数の銘柄が受渡し決済に用いられ得るので，現物の期待価格を求めるためには，銘柄を特定した上で，それと先物取引の対象である標準物とを関係づける変換係数を考慮することが必要である．本稿の第2節では，変換係数を用いることによって，上記の結果から特定の現物国債の将来価格と所有期間利回りの期待値がどのように算出できるかが示され，得られた期待値を用いて，所有期間利回りの期待形成が合理的期待形成仮説の不偏性の条件を満たしてなされているか否かのテストが行われる．

第3節では，前節の結果を踏まえて純粋期待仮説が単独でテストされる．用いられるのは割引債に関する定式化とデータである．割引債が採用され利付債が用いられないのは，期間構造理論が残存期間の利回りへの影響を分析するものであり，残存期間以外のクーポンなどの要因を一定にすることが望ましいが，利付債の利回りには銘柄毎に異なるクーポンの影響が含まれているためである．なお，残存期間の長い割引債の利回りデータの利

用可能性は限られているので，利付債のデータを用いてクーポンがゼロの債券，すなわち割引債の利回りが推計される．3—1 で割引債のタームで純粋期待仮説が定式化され，併せて計測の方法が説明される．3—2 では用いられるデータについて述べられ，これらの方法とデータに基づく計測の結果が 3—3 で示される．第 4 節では，結論と残された問題が述べられる．

§ 2　期待形成の不偏性

2—1　債券の価格と所有期間利回りの期待値の計算法

別稿［7］では，昭和 60 年 12 月から 62 年 8 月までの期間のわが国の長期国債，金と輸入大豆の各先物市場における価格形成の分析がなされ，「正常の逆鞘」と「順鞘」が存在しない，即ち，現在の先物価格は将来（受渡し日）[1] の現物価格の期待値に等しい，との結果が得られた．取引最終日以後において取引は行なわれず，受渡し決済は取引最終日に決まる価格でなされるから，この結果は，取引最終日（S）以前の任意の日 t について

(1)　$FP_t = E_t(P_s)$

と表わされる．ここに，FP_t は取引最終日が日 S である先物の，日 t における価格，P_s は日 S における現物の価格である．E は期待のオペレーターで，E_t は日 t において期待形成がなされることを表わす．この結果を国債に適用すると，次のように現物国債の期待価格が計算できる．

国債については，上式は先物取引の対象となる架空の銘柄である標準物に関する関係を表わし，FP_t は取引最終日が日 S である標準物の日 t での先物価格，P_s は日 S でのその標準物の現物価格を意味する．実際に存在する現物国債の多数の銘柄が先物の受渡し決済に用いられ得るので，現

物の銘柄を特定して，それと標準物とを関係づける変換係数を考慮することが必要である．先物取引の決済に実際に用いられる現物は先物の売り手にとって最も有利な銘柄である最割安銘柄であり，これは必ずしも標準物と同じ属性を持たないので，上式は修正される必要がある．式（1）の右辺の P_s は標準物の現物価格であり，最割安銘柄の価格を使って表わすと，（最割安銘柄の価格）／（最割安銘柄の変換係数）に等しい．P_s^c, CF_s^c をそれぞれ，日 S（つまり国債先物の取引最終日）において最割安である銘柄 (CDI) の，日 S での価格と変換係数すると，式（1）は

$$FP_t = E_t(P_s^c / CF_s^c)$$

となる．書き換えて

(2)　$E_t(P_s^c) = CF_s^c \cdot FP_t$

である．CF_s^c はあらかじめ所与の値であるから，この関係によって，取引最終日における最割安銘柄の観察不可能である期待価格を算出することが可能となる．

さらにこれを用いると最割安銘柄の所有期間利回りの期待値も計算できる．一般に，残存期間が i 期である債券の，日 t から1期間（6か月）の所有期間利回り（1期当り，年利表示）$H_t^{(i,1)}$ は

(3)　$$H_t^{(i,1)} = \frac{P_{t+6M} - P_t + C/2}{P_t}$$

である．ここに，P_t は日 t における価格，C は年当りのクーポン収入，$6M$ は6か月を表わす．日 $S(=t+6M)$ において最割安な銘柄の，日 t から1期間の所有期間利回り $H_t^{c(i,1)}$ の日 t における期待値は

(4)　$$E_t(H_t^{c(i,1)}) = \frac{E_t(P_{t+6M}^c) - P_t^c + C/2}{P_t^c}$$

である．ただし，この式の右辺の P_t^c は日（$t+6M$）において最割安な銘柄の，日 t での価格を表わす．式（4）に式（2）を代入すると

(5) $E_t(H_t^{c(t,1)})=\dfrac{CF_{t+6M}^c\cdot FP_t-P_t^c+C/2}{P_t^c}$

となる．これによって観察不可能である最割安銘柄の1期間の所有期間利回りの期待値が算出できる．

2—2　期待形成の不偏性のテスト

前節で得られた現物国債の所有期間利回りの期待値のデータと，Friedman [2] の利子率の期待形成に関する検定と同様の方法とを用いて，本節では現物国債の所有期間利回りに関する期待が不偏性の条件をみたして形成されているか否かがテストされる．日 ($t+6M$) において最割安な銘柄の1期間の所有期間利回りをその期待値で説明する回帰式

(6) $H_t^{c(t,1)}=\alpha+\beta\cdot E_t(H_t^{c(t,1)})+u_{st}$

において，帰無仮説，即ち

(7) $\alpha=0, \beta=1$

が成立すれば不偏性の条件が満足される．ここに，u_{st} は撹乱項でその平均は0であり，$E_t(H_t^{c(t,1)})$ とは無相関である．

計測に用いられるデータは次のとおりである．国債先物は東京証券取引所上場10年物先物，現物国債は東証上場の利付長期国債の計数がそれぞれ採られる．先物取引の受渡決済に用いられる現物国債は，残存期間が7年以上の銘柄のうちの最割安物である．データの採集期間は60年12月から63年9月まで[2]である．国債先物の取引最終日 (S) の計数が用いられるので，ほぼ四半期毎にデータが採られる．これは，国債先物の取引が昭和60年10月に開始され，受渡決済日は3, 6, 9, 12月の各20日であり，取引最終日はその9営業日前で，各月の10日前後であるためである．S と t (期待形成日) は6カ月のラグがあるので，サンプル数は10である．データの詳細は表1の通りである．[3]

表 1　最割安銘柄の所有期間利回りとその期待値

期待形成日 (t)	取引最終日 (S)	S での最割安銘柄(回)	P_s^c	$H^c{}_t{}^{(t,1)}$	$E_t(H^c{}_t{}^{(t,1)})$
60. 12. 9	61. 6. 9	55	111.10	8.390	2.122
61. 3. 7	61. 9. 8	73	109.84	5.310	4.467
61. 6. 10	61. 12. 9	71	110.64	5.252	−8.404
61. 9. 10	62. 3. 9	90	101.67	6.619	2.001
61. 12. 9	62. 6. 9	64	123.46	11.510	1.477
62. 3. 7	62. 9. 7	91	94.68	−3.714	−5.778
62. 6. 10	62. 12. 8	99	96.13	−9.435	−7.073
62. 9. 8	63. 3. 8	101	92.32	9.833	1.844
62. 12. 8	63. 6. 7	101	92.06	3.547	1.098
63. 3. 7	62. 9. 6	100	87.93	−3.612	1.927

表1の注: 期待値の計算は式 (5) に基づく. S と t の差は6カ月である. P_s^c は日 S における最割安な銘柄の日 S における価格. $H^c{}_t{}^{(t,1)}$ はその銘柄の日 t から1期間の所有期間利回り, $E_t(H^c{}_t{}^{(t,1)})$は $H^c{}_t{}^{(t,1)}$ の日 t における期待値で, 利回りの単位は%である.

計測の単位期間が6カ月であってデータが四半期毎に採集される場合, 誤差項は1次の移動平均に従うが, このことを考慮して, 計測には Hansen=Hodrick [3], Jones=Roley [4] の *corrected OLS* が用いられる. 即ち, 定数項と各説明変数の係数のそれぞれの推定値は *OLS* によって得られ, それらの推定値の標準誤差は次のような修正 *OLS*[4)] から得られる. また, 式 (6) の係数推定値についての仮説は下記のようなカイ2乗検定により一括してテストできる.

X を定数項と $(m-1)$ 個の説明変数とからなる $(T\times m)$ の行列, Ω をその (h,i) 要素が

$$\omega_{(h,i)}=\begin{cases}\sum_{r=k+1}^{T} u_r\cdot u_{r-k}/T & (\text{if } k\leqq n)\\ 0 & (\text{if } k>n)\end{cases}$$

であるような $(T\times T)$ の行列とする. ここに, $k=|h-i|$, n は移動平均過程の次数, T はサンプル数, u_r は式 $Y=X\cdot\gamma+u$ の *OLS* 回帰から得られる r 番目の残差である. $\hat{\gamma}$ を定数項と各説明変数の係数のそれぞれの

OLS 推定値から成るベクトルとすると，$\sqrt{T}(\hat{\gamma}-\gamma)$ の分散共分散行列は

$$T(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1}$$

である．

帰無仮説 $\gamma=\gamma^*$ は，

$$(\hat{\gamma}-\gamma^*)[(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1}]^{-1}(\hat{\gamma}-\gamma^*)$$

が漸近的に自由度 m のカイ2乗分布をすることを用いてテストされ，この値がカイ2乗分布表から得られる臨界値よりも大きければ，帰無仮説は棄却される．

計測結果は次のとおりである．式 (6) を推定すると，

$$\underset{}{H_t^{c(i,1)}}=\underset{(1.552)}{3.879}+\underset{(0.3985)}{0.8052}\ E_t(H_t^{c(i,1)}),\qquad SE=6.036,\ \bar{R}^2=0.2080$$

である．ここに定数項と係数の下の（　）内は標準誤差で，修正 OLS に依るものである．カイ2乗テストによれば，式 (7) の仮説のもとで計算される χ^2 値は 7.140 で，2.5% 臨界値 $\chi^2_{0.025}(2)=7.378$ よりも小さく，帰無仮説は否定されない．ただし，5％有意水準で見れば，$E_t(H_t^{c(i,1)})$ の係数は1と有意に異ならないが，定数項は0と有意に異なる．このように式 (7) で表わされる仮説は，個別にテストすると結果の一部に問題が残るが，一括してテストすると全体としては否定されず，最割安銘柄の所有期間利回りの期待形成は不偏性の条件を満たしていると言えよう．

§3　純粋期待仮説の検証

3—1　定式化と計測法

本節では割引債の利回りデータを用いて純粋期待仮説のテストが行われる．期 t の期末における残存 i 期の割引債の，最終利回りと1期間の所有

期間利回りの線形近似（ともに1期当り，年利表示）とがそれぞれ，$R_t^{(i)}$，$h_t^{(i,1)}$ と書かれる．なお，i などの下付きの添え字はこれまでは日を意味していたが，以下では期を表わす．所有期間利回りを用いると，純粋期待仮説の関係（別稿［6］の式（3））は

(8)　$E_t(h_t^{(i,1)})=R_t^{(1)}$

と書かれる．

各銘柄間に裁定が働くことを考慮して，前節で得られた結果が敷衍され，現物国債の全ての銘柄の，1期間の所有期間利回りに関する期待形成が，最割安銘柄のそれに関する期待と同様に，不偏性の条件を満たすと仮定されると，

(9)　$E_t(h_t^{(i,1)})=h_t^{(i,1)}+v_t$

である．この式を使えば式（8）は

(10)　$h_t^{(i,1)}+v_t=R_t^{(1)}$

となる.[5] ところで，割引債の所有期間利回りは最終利回りとの間に

$$h_t^{(i,1)}=i\cdot R_t^{(i)}-(i-1)R_{t+1}^{(i-1)}$$

なる関係（別稿［6］の式（17））を持つ．これを用いて式（10）を変形すると，結局

(11)　$R_t^{(i)}=\left(1-\dfrac{1}{i}\right)R_{t+1}^{(i-1)}+\dfrac{1}{i}R_t^{(1)}+w_t$

が得られる.[6] この式は計測のために

(12)　$R_t^{(i)}=a+b\cdot R_{t+1}^{(i-1)}+c\cdot R_t^{(1)}+w_t$

と表わされる．この式を計測し，得られる係数推定値が

(13)　$\begin{cases} a=0 \\ b=1-\dfrac{1}{i} \\ c=\dfrac{1}{i} \end{cases}$

を満足すれば，純粋期待仮説が成立する．

計測の単位期間は6カ月であり，データは月次で採集される．この場合，誤差項は5次の移動平均に従うので，定数項と各説明変数のそれぞれの推定値の標準誤差の計測には修正 *OLS* が用いられる．また，式（13）の係数推定値についての仮説はカイ2乗検定により一括してテストされる．

3—2　データ

割引国債は現存するが，そのデータのサンプルは多くなく，残存期間も限られているので，本稿では，利付国債データを利用してクーポンがゼロの場合の利回りが推計され，純粋期待仮説の計測に用いられる．割引債の推計法には McCulloch [9] などがあるが，以下では連続的なクーポン支払いを想定する Thies [10] の方法を，クーポンが離散的に支払われるとの仮定に基づいて修正した次のような方法が用いられる．

年当りのクーポンが C，残存期間が M 年の利付債は，利払いが半年毎に行われるから，その価格 p は

$$
\begin{aligned}
(14)\quad p &= (C/2)\cdot\delta(2M-N)+(C/2)\cdot\delta(2M-N+1) \\
&\quad +\cdots+(C/2+100)\cdot\delta(2M) \\
&= (C/2)\textstyle\sum_{r=0}{}^{N}\delta(2M-N+r)+100\cdot\delta(2M)
\end{aligned}
$$

である．ここに，M の整数部分を $INT(M)$ と書いて，N は

$$
N=\begin{cases} 2\cdot INT(M) & (\text{if } M-INT(M)<0.5) \\ 2\cdot INT(M)+1 & (\text{if } M-INT(M)\geqq 0.5) \end{cases}
$$

と定義される．δ は割引関数で，次のように残存年数 s の3次のスプライン関数で近似されるとする．

$$
\begin{aligned}
(15)\quad \delta(s) &= d_0+d_1\cdot s+d_2\cdot s^2+d_3\cdot s^3 \\
&\quad +d_4\cdot z_1{}^3+d_5\cdot z_2{}^3+d_6\cdot z_3{}^3,
\end{aligned}
$$

なお

$$z_i=\begin{cases} s-k_i & (\text{if } s-k_i>0) \\ 0 & (\text{if } s-k_i\leqq 0) \end{cases}$$

である．k_i はスプライン関数の knot 点で，以下ではア・プリオリに $i=1$ から順に 1, 2, 4 であるとする．割引関数を式（14）に代入して整理すると次式が得られる．

$$\begin{aligned} p=&d_0[(C/2)(N+1)+100] \\ &+d_1\{(C/2)[N(N+1)/2 \\ &\quad +2N(N+1)(M-N/2)]+200M\} \\ &+d_2\{(C/2)[N(N+1)(2N+1)/6+2N(N+1) \\ &\quad \times(M-N/2)+4(N+1)(M-N/2)^2]+400M^2\} \\ &+d_3\{(C/2)[N^2(N+1)^2/4+N(N+1)(2N+1) \\ &\quad \times(M-N/2)+6N(N+1)(M-N/2)^2 \\ &\quad +8(N+1)(M-N/2)^3]+800M^3\} \\ &+d_4\{(C/2)[N^2(N+1)^2/4+N(N+1)(2N+1) \\ &\quad \times(Z_1-N/2)+6N(N+1)(Z_1-N/2)^2 \\ &\quad +8(N+1)(Z_1-N/2)^3]+800Z_1^3\} \\ &+d_5\{(C/2)[N^2(N+1)^2/4+N(N+1)(2N+1) \\ &\quad \times(Z_2-N/2)+6N(N+1)(Z_2-N/2)^2 \\ &\quad +8(N+1)(Z_2-N/2)^3]+800Z_2^3\} \\ &+d_6\{(C/2)[N^2(N+1)^2/4+N(N+1)(2N+1) \\ &\quad \times(Z_3-N/2)+6N(N+1)(Z_3-N/2)^2 \\ &\quad +8(N+1)(Z_3-N/2)^3]+800Z_3^3\}, \end{aligned}$$

ここに

$$Z_i=\begin{cases} M-k_i & (\text{if } M-k_i>0) \\ 0 & (\text{if } M-k_i\leqq 0) \end{cases}$$

である．上式を月毎にクロス・セクション回帰すると d_0 などの係数推定

値が得られる.

割引債はクーポンがゼロであるから，式 (14) に $C=0$ を代入して

$$p=100\cdot\delta(2M)$$

である．残存 M 年，即ち $2M$ 期の割引債の1期当り最終利回り（年利表示）$R^{(2M)}$ は

$$p[1+R^{(2M)}]^{2M}=100$$

の関係を満たす．両式から

$$100\cdot\delta(2M)[1+R^{(2M)}]^{2M}=100$$

であり，従って

$$\delta(2M)=1/[1+R^{(2M)}]^{2M}$$

となる．両辺の対数を取って

$$ln\,\delta(2M)=-2M\cdot ln[1+R^{(2M)}]$$

であり，テーラー展開によって

(16)　$R^{(2M)}=-(1/2M)\cdot ln\,\delta(2M)$

が得られる．式 (15) において右辺の係数 d_0 などの値は上記のように推定されるから，それらを用いれば式 (16) の右辺が計算できる．つまり，割引債の利回りの推計値が得られることになる．

利付債のサンプルは東証に上場の長期国債で，価格は小口売買取引の月末値である．クーポン・レートと残存期間がともに等しい銘柄が複数個あれば，残存額の多い方が採用される．データ採集の期間は，国債先物の取引開始後の昭和60年10月から63年9月までである．割引債のサンプルは残存期間が3期（1.5年）から20期（10年）までの18種類のそれで，推計された利回りのデータは36か月分得られる．ただし，式 (12) では右辺の変数として1期先の利回りが必要であるから，30か月のデータが分析対象のサンプルとなる．

短期利子率のデータは2とおりの方法で得られる．1つは本節の上記の

推計法により得られる残存1期の割引債の利回りで，$RA^{(1)}$ と書かれる．他は，3か月物現先レート（期末，平均，年当り）を $R^{(0.5)}$ と書くとき

$$1+R^{(1)}/100=(1+R^{(0.5)}/400)^2$$

なる関係から推計される6か月レート（1期当りで表示）で，$RB^{(1)}$ と書かれる．

3—3　計測結果

式（12）の推定結果は表 2—1，2—2 の通りである．残存期間が3期（1.5年）から20期（10年）までの18種類の割引債に関する36ケースのテストのうち，説明変数の係数推定値は，個別に見れば，残存18期から20期までの一部のケースを除いて，式（13）で示される値と有意に異なる．また，定数項と各係数のそれぞれの推定値を一括してテストすると，全てのケースにおいて得られる χ^2 値は χ^2 分布表からの臨界値 $\chi^2_{0.05}(3)=7.81$ よりも大きく，これらの推定値が式（13）で示される値に等しいとの仮説は否定される．このように，個別にテストしても一括してテストしても，式（13）の仮説は否定され，純粋期待仮説は成立しない．

§4　結論と残された問題

本稿では，第1に，わが国の国債市場における期待形成についての直接的なテストが行われ，現在の先物価格が特定の将来（取引最終日）の現物（最割安銘柄）の期待価格と一定の関係にあること，さらにこの関係によりアベイラブルとなる最割安銘柄の所有期間利回りの期待値を用いて，その銘柄の所有期間利回りに関する期待形成が不偏性の条件を満足すると見なし得ることが示された．第2に，以上の結果を用いて，利子率の期間構造に関する純粋期待仮説の単独のテストがなされ，残存期間が1.5年か

表 2—1 純粋期待仮説の計測結果（$R^{(1)}$ に $RA^{(1)}$ を用いる場合）

dependent variable	const.	$R_{+1}^{(i-1)}$	$R^{(1)}$	SSR	SE	$\bar{R}^2$	χ^2
$R^{(3)}$	0.3378	−0.08695*	0.6867*	0.9574	0.1883	0.8602	111.87×
	(0.3392)	(0.1383)	(0.08323)				
$R^{(4)}$	0.7569**	−0.1597*	0.5899*	1.117	0.2034	0.7920	63.52×
	(0.4619)	(0.1815)	(0.08302)				
$R^{(5)}$	0.9029**	−0.1391*	0.5164*	1.416	0.2290	0.7048	39.02×
	(0.6244)	(0.2423)	(0.08321)				
$R^{(6)}$	0.8428	−0.06545*	0.4737*	1.704	0.2512	0.6315	28.82×
	(0.7127)	(0.2715)	(0.08399)				
$R^{(7)}$	0.7693	−0.008104*	0.4521*	1.987	0.2713	0.5734	23.20×
	(0.7659)	(0.2873)	(0.08720)				
$R^{(9)}$	0.7274	0.02370*	0.4419*	2.327	0.2936	0.5210	20.21×
	(0.8204)	(0.3004)	(0.09254)				
$R^{(9)}$	0.7184	0.03421*	0.4384*	2.783	0.3211	0.4680	19.06×
	(0.8863)	(0.3112)	(0.1002)				
$R^{(10)}$	0.7475	0.02742*	0.4370*	3.395	0.3546	0.4120	19.09×
	(0.9597)	(0.3167)	(0.1108)				
$R^{(11)}$	0.8115	0.008313*	0.4353*	4.174	0.3932	0.3563	19.89×
	(1.039)	(0.3170)	(0.1247)				
$R^{(12)}$	1.005	−0.03569*	0.4167*	5.349	0.4451	0.2802	19.63×
	(1.153)	(0.3232)	(0.1452)				
$R^{(13)}$	1.087	−0.06161*	0.4173*	6.267	0.4818	0.2541	23.31×
	(1.251)	(0.3139)	(0.1647)				
$R^{(14)}$	1.158	−0.07089*	0.4092*	7.597	0.5305	0.2095	23.63×
	(1.290)	(0.3007)	(0.1814)				
$R^{(15)}$	1.299	−0.09210*	0.3919**	9.104	0.5807	0.1703	24.82×
	(1.380)	(0.2941)	(0.2033)				
$R^{(16)}$	1.441	−0.1076*	0.3709**	10.79	0.6323	0.1353	25.84×
	(1.472)	(0.2879)	(0.2259)				
$R^{(17)}$	1.578	−0.1167*	0.3470**	12.67	0.6853	0.1039	26.70×
	(1.566)	(0.2818)	(0.2489)				
$R^{(18)}$	1.699	−0.1181*	0.3218	14.77	0.7397	0.0749	27.39×
	(1.659)	(0.2756)	(0.2722)				
$R^{(19)}$	1.797	−0.1118*	0.2969	17.11	0.7960	0.0479	28.00×
	(1.750)	(0.2686)	(0.2953)				
$R^{(20)}$	1.862	−0.09765*	0.2739	19.72	0.8545	0.0223	28.68×
	(1.838)	(0.2605)	(0.3183)				

表２の注：この表は式（12）の計測結果を示す．サンプル数は30，被説明変数は残存３期（1.5年）から20期（10年）までの割引債の利回りであり，（　）内は修正OLSにより得られる定数項と各係数との推定値の標準誤差である．定数項と各係数推定値につけた * と ** は，それらの推定値が式（13）に示される値とそれぞれ５％，10％水準で有意に異なることを意味する．また，カイ２乗値につけた×は，定数項と各係数のそれぞれの推定値が式(13)て示される値に等しいとの仮説が５％水準で棄却されることを意味する．

表 2—2　純粋期待仮説の計測結果（$R^{(1)}$ に $RB^{(1)}$ を用いる場合）

dependent variable	const.	$R_{+1}^{(i-1)}$	$R^{(1)}$	SSR	SE	$\bar{R}^2$	χ^2
$R^{(3)}$	0.4953	0.2470*	0.7308*	1.553	0.2398	0.7733	35.47×
	(0.3900)	(0.1566)	(0.1084)				
$R^{(4)}$	1.008*	0.01782*	0.7391*	1.050	0.1972	0.8043	55.61×
	(0.3927)	(0.1619)	(0.08127)				
$R^{(5)}$	1.466*	−0.1827*	0.7341*	0.8281	0.1751	0.8273	72.22×
	(0.4327)	(0.1761)	(0.07616)				
$R^{(6)}$	1.720*	−0.2987*	0.7294*	0.7682	0.1687	0.8338	76.00×
	(0.4718)	(0.1901)	(0.08092)				
$R^{(7)}$	1.811*	−0.3449*	0.7282*	0.8123	0.1734	0.8256	75.85×
	(0.4964)	(0.1993)	(0.08627)				
$R^{(8)}$	1.806*	−0.3482*	0.7297*	0.9465	0.1872	0.8052	74.28×
	(0.5157)	(0.2047)	(0.09182)				
$R^{(9)}$	1.733*	−0.3198*	0.7314*	1.204	0.2111	0.7699	70.60×
	(0.5418)	(0.2094)	(0.09911)				
$R^{(10)}$	1.611*	−0.2695*	0.7337*	1.607	0.2439	0.7217	65.38×
	(0.5764)	(0.2130)	(0.1094)				
$R^{(11)}$	1.471*	−0.2131*	0.7383*	2.173	0.2837	0.6649	60.00×
	(0.6208)	(0.2156)	(0.1234)				
$R^{(12)}$	1.355*	−0.1706*	0.7456*	2.982	0.3323	0.5987	52.37×
	(0.6919)	(0.2229)	(0.1457)				
$R^{(13)}$	1.225**	−0.1200*	0.7548*	3.824	0.3763	0.5449	53.32×
	(0.7495)	(0.2192)	(0.1647)				
$R^{(14)}$	1.105**	−0.08362*	0.7725*	4.930	0.4273	0.4870	48.18×
	(0.8041)	(0.2186)	(0.1894)				
$R^{(15)}$	1.014	−0.05561*	0.7861*	6.240	0.4847	0.4313	45.44×
	(0.8839)	(0.2198)	(0.2190)				
$R^{(16)}$	0.9354	−0.03203*	0.7986*	7.763	0.5362	0.3784	43.10×
	(0.9734)	(0.2212)	(0.2521)				
$R^{(17)}$	0.8672	−0.01160*	0.8090*	9.514	0.5936	0.3276	41.16×
	(1.072)	(0.2229)	(0.2885)				
$R^{(18)}$	0.8046	0.007607*	0.8171*	11.52	0.6531	0.2790	39.41×
	(1.178)	(0.2244)	(0.3280)				
$R^{(19)}$	0.7461	0.02619*	0.8227*	13.79	0.7147	0.2324	38.01×
	(1.290)	(0.2253)	(0.3702)				
$R^{(20)}$	0.6881	0.04519*	0.8258*	16.38	0.7788	0.1879	36.99×
	(1.406)	(0.2250)	(0.4148)				

ら 10 年までの割引債の利回りを用いると，この仮説は棄却されることが示された．

残された問題は次の通りである．国債先物市場は発足してそれほど時間が経過しておらず，かつ予想形成のテストには取引最終日のデータしか使えないため，計測に用い得るサンプル数は十分ではなく，計測結果の解釈には注意を要する．データの蓄積を待って，さらに検討が加えられるべきである．また，利子率の期間構造を純粋期待仮説で説明できないことは，リスク・プレミアムが存在することを含意しているのであり，プレミアムについての理論的・実証的分析がなされなければならない．

注

1) Copeland=Weston [1] p. 319 などでも，「将来」は受渡し日と特定されている．

2) なるべく多くのデータを採るためにこの期間が設定される．

3) データのアベイラビリティのため選ばれた日 t が日 S のちょうど 6 カ月前の日ではないケースがある．

4) Hansen=Hodrick [3] p. 836, Jones=Roley [4] p. 461 参照．

5) この式は Jones=Roley [4] の定式化の拡張であり，[4] の式 (2) は式 (10) で $i=2$ としたケースに相当する．また式 (10) は別稿 [6] の式 (16) と同じである．

6) デュアレーションを用いると，利付債の場合も同様の変形ができるが，係数はデュアレーションの関数となり，銘柄ごとに異なる．つまり，回帰係数が一定ではなく，回帰分析は困難である．

参考文献

[1] Copeland, T. E. and J. F. Weston, *Financial Theory and Corporate Policy*, 1988.

[2] Friedman, B, "Survey Evidence on the 'Rationality' of Interest Rate Expectations," *Journal of Monetary Economics*, Oct., 1980.

[3] Hansen, L. and R. Hodrick, "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates," *Journal of Political Economy*, Oct.,

1980.

[4] Jones, D. and V. V. Roley, "Rational Expectations and the Expectations Model of the Term Structure," *Journal of Monetary Economics*, Sept., 1983.

[5] Juttner, D. J., R. Tuckwell and B. Luedecke, "Are Expectations of Short-Term Interest Rates Rational?" *Australian Economic Papers*, Dec., 1985.

[6] 釜江廣志「国債利回りの期間構造――予備的分析――」『一橋論叢』1988年3月.

[7] 釜江廣志「わが国先物市場における価格形成」『ファイナンス研究』1989年（近刊）.

[8] Mankiw, N. G. and J. Miron, "The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates" *Quarterly Journal of Economics*, May, 1986.

[9] McCulloch, J. H., "Measuring the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business*, Jan., 1971.

[10] Thies, C. F. "New Estimates of the Term Structure of Interest Rates : 1920–1939," *Journal of Financial Research*, Winter, 1985.

* 本稿は生命保険文化センターの研究助成に基づく研究の一部である. 計測は一橋大学情報処理センターを利用して行った. データの加工などに際し，商学研究室スタッフの方々から助力を受けた. 記して感謝申し上げる.