加重最小２乗法によるスポット・レートの推計

釜　江　廣　志

§1　はじめに

実際に存在する債券の価格からスポット・レート，つまり割引債の最終利回りを計算する場合，残存期間がちょうど１期の割引債があれば，そのデータを使って１期間のスポット・レートの値が得られる．さらに，残存２期，３期，…，i 期の債券がそろって存在していれば，それらのデータから２期間，３期間，…，i 期間のスポット・レートが順に計算できる．しかし，残存期間がちょうど k 期($k=1, 2, \cdots, i$) であるような割引債がない場合には，スポット・レートを直接に計算することはできない．

しかしこのような場合でも，利付債が存在していれば，そのデータから推計を行うことは可能である．その方法の１つはスプライン関数を用いることである．McCulloch (1975) などは割引要素を残存期間の３次のスプライン関数であると仮定した上で，推計を行った．他に，Coleman 他 (1992) は指数的スプライン，Steeley (1991)，Fisher 他 (1995) は B スプラインを用いている．また，nonparametric spline smoothing 法を使う Fisher 他 (1995) などもある．

ところで釜江 (1993) の付論では，わが国の利付債の実際のデータから３次のスプライン関数を用いて特定のクーポンと残存期間を持つ債券（利付債と割引債の両方）の価格 P の推計値を求め，これらの債券の最終利回りを求めている．同付論では，全銘柄を同じウエートで用い，売買高の差に特別な考慮を払っていない．しかし，指標銘柄をはじめ売買高の多い銘柄が存在

するなど，各銘柄の売買高は同一ではなく，その違いを考慮することが必要である．本稿では各銘柄の売買高をウエートとする加重最小2乗法（weighted least squares）を使うことによって，異なるウエートを持つ銘柄の差を考慮しながら，利回り，とりわけ割引債の最終利回りであるスポット・レートの推計を行うことにする．

また，指標銘柄はそれ以外の銘柄とかなり性格が異なっており，これらを一緒にしてスポット・レート推計に用いると問題が生じる可能性がある．そこで，指標銘柄を含むサンプルとそれのみを除くサンプルのそれぞれを用いてスポット・レートを推計し，それらを連ねて得られる2本のイールド・カーブを比較することによって，スポット・レート推計に指標銘柄を使用することの是非を調べる．

指標銘柄の取り扱い方としてはこのほかに，かつて指標銘柄であった銘柄を含めて指標銘柄のみを分析対象とするとの方法もあり得よう．なぜなら，過去の指標銘柄も流通量は多いはずであり，現在とかつての指標銘柄だけから市場において決定される利回りの趨勢を知ることは可能であろうからである．しかし指標銘柄だけではサンプルが少なすぎて，利回りの期間構造全体を観察するには不十分であり，この方法も満足できるものではない．

なお，加重最小2乗法を採用する他の例としては，短期債に大きなウエートを付けるために，デュレーションの平方根の逆数を使う（Baum and Thies（1992）p. 228），bid-ask spread とデュレーションの平方根との積の逆数を使う（Coleman 他（1992）p. 94）などの分析がみられる．

本稿の次節では加重最小2乗法による推計の方法を説明する．第3節では，サンプルの選択を取り上げ，併せて指標銘柄をスポット・レート推計に用いることの是非を検討する．第4節では，スプライン関数を使って推計されるイールド・カーブは滑らかさを欠くので，この点を改善しようとする Nelson and Siegel（1987）の parsimonious function 法による推計を取り扱う．第5節は本稿の要約である．

§2　加重最小2乗法による方法

初めに加重最小2乗法を概観する．加重最小2乗法では一般的に，誤差項に分散不均一性の存在を仮定する．具体的には，定数項付きの式

（1）　$$y_t = a + bx_t + u_t$$

で，k を一定として

（2）　$$\mathrm{var}(u_t) = kW_t$$

とする，つまり誤差の分散の相対的な大きさを仮定する[1]．このとき次のように各係数を加重した回帰方程式

（3）　$$[(1/\sqrt{W_t})y_t] = a[(1/\sqrt{W_t})] + b[(1/\sqrt{W_t})x_t] + v_t,$$

を用いると，誤差の分散は

（4）　$$\mathrm{var}(v_t) = (1/W_t)\ \mathrm{var}(u_t)$$

となる．(3) 式は定数項なしの形態である．$\mathrm{var}(v_t)$ は均一になるから，この方法は分散不均一である誤差項を均一化するのに有効である．

次に釜江（1993）付論の方法を修正して，つまり McCulloch 法を簡略化した Thies（1985）の方法を修正して用いる．わが国の長期利付国債のデータを利用し，特定のクーポンと残存期間を持つ割引債の最終利回りを推計する．McCulloch（1975）と Thies（1985）においては，クーポンが連続的に支払われると想定されているが，実際の支払いは離散的である．本稿では，クーポンが離散的に支払われていると想定する．

わが国の利付国債のクーポンの支払いは半年毎に行われる．利付債の第 i 銘柄の年当りのクーポンを C_i，計測がなされる時点での残存期間を M_i 年とする．N_i を $2M_i$ の小数点以下を切り捨てた整数部分とすると，この債券の利払いは，計測時点から $(M-N/2)_i$ 年後，$(M-N/2+1/2)_i$ 年後，…，$(M-1/2)_i$ 年後，M_i 年後になされる．経過利子を考慮すると，最初の利子は $C_i/2$ ではなく $(2M-N)_i(C_i/2)$ である．この債券の理論価格 P^* は

（5）　$$P_i^* = (2M-N)_i(C_i/2)\cdot\delta(2M-N)_i + (C_i/2)\cdot\delta(2M-N+1)_i + \cdots$$

$$+(C_t/2)\cdot\delta(2M-1)_t+(C_t/2+100)\cdot\delta(2M)_t$$
$$=(2M-N)_t(C_t/2)\cdot\delta(2M-N)_t$$
$$+(C_t/2)\textstyle\sum_{r=1}^{N}\delta(2M-N+r)_t+100\cdot\delta(2M)_t$$

である．ここに１（利払い）期間は６か月であり，$\delta(s)$ は s 期間の割引要素で，これは第 t 期における s 期間のスポット・レートを R_{st}^* として一般的に $1/(1+R_{st}^*)^s$ と表わされる．

Svensson（1994）の（A. 10）式と同様に，実際の価格 P は理論価格と異なりそれに誤差項を付けたもの，つまり

（６）　$$P_t=P_t^*+e_t$$

であると仮定すると，(5) 式は

（5′）　$$P_t=(2M-N)_t(C_t/2)\cdot\delta(2M-N)_t$$
$$+(C_i/2)\textstyle\sum_{r=1}^{N}\delta(2M-N+r)_i+100\cdot\delta(2M)_t+e_t$$

となる．以下ではクロス・セクション回帰がなされるので t を略記する．割引要素は次のように s の３次のスプライン関数で近似できると仮定する[2)]．

（７）　$$\delta(s)=d_0+d_1\cdot s+d_2\cdot s^2+d_3\cdot s^3$$
$$+d_4\cdot z_1^3+d_5\cdot z_2^3+d_6\cdot z_3^3+u,$$

ここに小文字の z_j は

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

である．k_j はスプライン関数の節点（knot point）で，以下では Litzenberger and Rolfo（1984），Langetieg and Smoot（1989）と同様に，１年と５年の残存期間を区切りとして，債券を短期債，中期債，長期債に区分するために，ア・プリオリに $k_1=2$，$k_2=10$(単位：期）であるとする[3)]．(7) 式の割引要素を（1′）式に代入して整理すると

（８）　$$P_t=d_0[(C/2)(2M-N)+C\cdot N/2+100]_t+d_1\{(C/2)(2M-N)^2$$
$$+(C\cdot N/2)[(2M-N)+(N+1)/2)]+200M\}_t$$
$$+d_2\{(C/2)(2M-N)^3+(C\cdot N/2)[(2M-N)^2$$

$$+(N+1)(2MN)+(N+1)(2N+1)/6]+400M^2\}_t$$
$$+d_3\{(C/2)(2M-N)^4+(C\cdot N/2)[(2M-N)^3$$
$$+3(N+1)(2M-N)^2/2+(N+1)(2N+1)(2M-N)/2$$
$$+N(N+1)^2/4]+800M^3\}_t+d_4\{(C/2)(2M-N)(2Z_1-N)^3$$
$$+(C\cdot N/2)[(2Z_1-N)^3+3(N+1)(2Z_1-N)^2/2$$
$$+(N+1)(2N+1)(2Z_1-N)/2+N(N+1)^2/4]+800Z_1^3\}_t$$
$$+d_5\{(C/2)(2M-N)(2Z_2-N)^3+(C\cdot N/2)[2Z_2-N)^3$$
$$+3(N+1)(2Z_2-N)^2/2+(N+1)(2N+1)(2Z_2-N)/2$$
$$+N(N+1)^2/4]+800Z_2^3\}_t+e_t$$

が得られる．ここに大文字の Z_j は

$$Z_j=\begin{cases} M-k_j/2 & (\text{if } M-k_j/2>0) \\ 0 & (\text{if } M-k_j/2\leqq 0) \end{cases}$$

である．

ここで，長期国債の各銘柄 i の売買高 W_t をウエートとして取り入れることを試みる．k を定数として，(5′) 式の誤差項の分散が

$$\text{(9)}\qquad \mathrm{var}(e_t)=k(1/W_t)$$

であると仮定できるとする．(6) 式で表されるように，e_t はある銘柄の実際の価格と理論価格の差であるが，(9) 式はその銘柄の取引量が増えるほどその分散が小さくなることを意味する[4)]．

(9) 式から，(8) 式の左辺の被説明変数と右辺の説明変数の各項は全て $\sqrt{W_t}$ 倍の次のような形になる．

$$\text{(8′)}\quad \sqrt{W_t}P_i=d_0\sqrt{W_t}[(C/2)(2M-N)+C\cdot N/2+100]_t$$
$$+d_1\sqrt{W_t}\{(C/2)(2M-N)^2+(C\cdot N/2)[(2M-N)$$
$$+(N+1)/2)]+200M\}_t+d_2\sqrt{W_t}\{(C/2)(2M-N)^3$$
$$+(C\cdot N/2)[(2M-N)^2+(N+1)(2MN)$$
$$+(N+1)(2N+1)/6]+400M^2+d_3\sqrt{W_t}\{(C/2)(2M-N)^4$$
$$+(C\cdot N/2)[(2M-N)^3+3(N+1)(2M-N)^2/2$$

$$+(N+1)(2N+1)(2M-N)/2+N(N+1)^2/4]+800M^3\}_t$$
$$+d_4\sqrt{W_t}\{(C/2)(2M-N)(2Z1-N)^3+(C\cdot N/2)[(2Z_1-N)^3$$
$$+3(N+1)(2Z_1-N)^2/2+(N+1)(2N+1)(2Z_1-N)/2$$
$$+N(N+1)^2/4]+800Z_1^3\}_t+d_5\sqrt{W_t}\{(C/2)(2M-N)(2Z_2-N)^3$$
$$+(C\cdot N/2)[(2Z_2-N)^3+3(N+1)(2Z_2-N)^2/2$$
$$+(N+1)(2N+1)(2Z_2-N)/2+N(N+1)^2/4]+800Z_2^3\}_t+e_t'.$$

上式を月毎にクロス・セクション回帰すると各月の d_0 などの係数推定値が得られる．特定の値の C_i, M_t を持つ債券の各月の価格 P_t の推計値は，式(8′) に係数推定値と C_t, M_t の値を代入すると得られ，さらにこれらを次の式，

(10)　$$P_t=\sum_{s=2M-N}^{2M}(C/2_t)/(1+R_i)^s+100/(1+R_t)^{2M}$$

に代入して解くと，その債券の各月の1期当り最終利回り R_t(年利表示) が計算できる．M_t 年，つまり $2M_t$ 期の残存期間を持つ割引債の年利表示の1期当り最終利回りを $R_t^{(2M)}$ と表わすと，割引債のクーポンはゼロであるから，上式は

(11)　$$P_t=100/(1+R_t^{(2M)})^{2M}$$

となる．

なお，以上のような方法による推定値の適切さを調べるのに，この方法を用いて得られる利付債の最終利回りの推計値を，たまたま存在しているある残存期間を持つ銘柄のデータから得られる最終利回りの「現実値」(例えば，小峰他 (1989) の方法参照) と比べることはできる．しかし銘柄間には裁定が働くので，ある銘柄にはそれに近い残存期間を持つ銘柄からの影響があり得るはずであるが，それらはこの方法では考慮できない．また，何らかの原因で裁定が十分に働かず，近い残存期間を持つ銘柄とはかけ離れた利回りを持つ銘柄が存在する場合，このような銘柄の現実値と比較しても推計値の適切さを判断することは困難である．したがって，推計値の適切さはそれを「現実値」と比較するだけでは必ずしも判定し得ないと言えよう．

§3　サンプルの選択と指標銘柄

サンプルとして東証に上場の10年もの長期国債の小口売買取引の月末値と月間の売買高を用いる．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，売買高はそれらの合計額を採用する．指標銘柄もしくはそれらに類似の銘柄が存在する1983年9月から，最近時である95年7月までの期間について，『公社債月報』の「公社債相場表」からデータを採集する．なおサンプル数を多くするために，各月の最終取引日に値がついていない銘柄は，値付けされた最終日の価格を用いる．

ところで，上記の期間，すなわち金融機関のディーリングが始まった84年以降のわが国国債流通市場には，指標銘柄が存在する．金融機関のディーリングは，ディーリング勘定である商品勘定において指標銘柄を対象にして短期の売買を繰り返すのに対し，ポートフォリオ勘定である投資勘定においては，指標銘柄以外を取引対象として長期運用がなされる．またしばしば，指標銘柄の価格は他銘柄からかけ離れて割高になり，利回りは低くなっている．このように指標銘柄はそれ以外の銘柄とかなり性格が異なるとの指摘がなされており[5)]，これにしたがえば，指標銘柄をそれら以外の銘柄と一緒にしてスポット・レート推計に用いると，正しい推計結果が得られないという問題が生じる可能性がある．そこで，指標銘柄を含む全サンプルと，それらのみを除くサンプルのそれぞれを用いてスポット・レートを推計し，得られる2本のイールド・カーブを比較することによって，上記のような問題がないかどうかを確認することにする．

まず，指標銘柄を特定する．表1は野村総研（各年）と（　）内は新井（1991, p. 43）が指摘する指標銘柄を第1列に掲げており，その第6列は指標銘柄の期間の始期を示す．第5列の売買高最大の期間は，上記「公社債相場表」掲載の月中売買高が他の銘柄のそれを大幅に，具体的には桁が違う位，上回る期間の開始月である．この基準によれば，指標銘柄と特定されてはいないが実質的に指標銘柄と変わらないものが1983年9月から存在している．

表1　指標銘柄

銘柄(回)	クーポン(%)	発行年月	償還年月	売買高最大の期間(月中)	指標銘柄の期間
53	7.5	83/1—3	93/1	83/9—	(84年年初)
59	7.3	83/11—84/1	93/12	84/9—	84/10—
68	6.8	84/11—12	94/12	85/7—	85/6—
78	6.2	85/8—9	95/7	86/2—	86/1—
89	5.1	86/4—6	96/6	86/11—	86/12—
105	5.0	87/11—12	97/12	88/1—	87/12—
111	4 6	88/4—5	98/6	88/12—	88/12—
119	4.8	89/3—5	99/6	89/12—	89/12—
129	6.4	90/3—7	00/3	91/2—	91/2—
145	5.5	92/1—4	02/3	92/9—	92/8—
157	4.5	93/4—8	03/6	93/12—	93/11—
164	4.1	93/10—94/3	03/12	94/6—	94/5—
174	4.6	94/9—95/1	04/9	95/3—	95/2—
182	3.0	95/7—8	05/9	96/3—	96/2—

注：売買高最大の期間は，月中の売買高が他の銘柄のそれを大幅に上回る期間である．指標銘柄の期間は野村総研（各年）と新井（1991, p. 43）による．

次に，このような指標銘柄を含むサンプルとそれのみを除くサンプルのそれぞれからスポット・レートを推計し，イールド・カーブを描く．推計を試みたのは指標銘柄またはそれに類似の銘柄が存在する83年から94年までの各年の12月についてである．多くの場合は2本のイールド・カーブにほとんど差異は見られない．しかし図1～3の示すように，86，92，93年の12月については差が認められる．

これらの図で，太線（Rxy 12）は指標銘柄を含むサンプルからの推計値，細線（RBM）は指標銘柄をを除くサンプルからの推計値である．指標銘柄を含めると短い残存期間においてイールド・カーブがスムーズではない．とりわけ，92，93年では残存6か月でその近傍に比べかなり高くなっていて，アウトライヤーが存在するように見える．これに対し，指標銘柄を除くとイールド・カーブはスムーズであり，アウトライヤーも見あたらない．真のイールド・カーブはスムーズなものであるはずである[6)]との Nelson and Siegel（1987, p. 474）の指摘にしたがって，以下では指標銘柄を除いてイ

ールド・カーブを推計することにする.

§4　Nelson and Siegel の parsimonious function 法

ところで，3次のスプライン関数を使ってスポット・レートを推計すると，非常に長い残存期間に対応する推計イールド・カーブは滑らかさを欠いており，前記の Nelson and Siegel の指摘によれば，適切ではない．この点を改善するために，Baum and Thies (1992) は3次のスプライン関数を Nelson and Siegel による parsimonious function 法と組み合わせている．つまり，3次のスプライン関数を使ってスポット・レートを推計で求め，それをさらにスポット・レート R と残存期間 m との関数形

(12)
$$R(m) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)[1 - \exp(-m/\tau)]/(m/\tau) - \beta_2 \exp(-m/\tau) + \varepsilon$$

を使ってフィルターをかけ，スポット・レートを再推計する．ここに β_0, β_1, τ はパラメータである．その際，τ の値を変えて grid search を行い，上式の残差平方和を最小にする τ を見つける方法をとっている.

この方法によれば，Nelson and Siegel の第12図のように，再推計によるイールド・カーブはスプライン関数のみのよる推計から得られるイールド・カーブよりもスムーズになっており，推計値の信頼度は増しているとみられる．ではこのような方法を使うと，指標銘柄を含むサンプルからでもスムーズなイールド・カーブが得られるのであろうか.

この問に答えるために，次に上記の方法を使って再推計を試みる．なお，τ の値の範囲の根拠が不明であるので[7]，τ の値の決定は grid search ではなくシンプレックス法によることにする．指標銘柄を含むサンプルとそれのみを除くサンプルのそれぞれから推計したイールド・カーブに差異が認められるのは，86, 92, 93年の12月であることが前節で示されたので，これら3か月を以下の再推計の対象とする.

得られる結果は順に図4〜6に示されている．各図において，Rxy 12 は指標銘柄を含む xy 年12月の全サンプルからの，また RBM は指標銘柄を除く

サンプルからの，それぞれ加重最小2乗法による推計値であり，RNSはRxy 12をNelson and Siegelタイプの関数形で再推計した値である．

これらによれば，Nelson and Siegelタイプの関数形をフィルターとして使用すると，そうでない場合に比べて，全般的にイールド・カーブが平らになる傾向がみられるが，全体として大きな違いはない．むしろ，これら指標銘柄を含むサンプルからの推計値と指標銘柄を除くサンプルからの推計値との差異の方が大きい．これは，少なくともここで推計を行った月については指標銘柄のプライシングが指標銘柄以外のそれとはかなり異なっていることを示唆すると解釈することができよう．

§5　おわりに

本稿では，各銘柄の売買高が異なることを考慮し，それぞれの売買高をウエートとする加重最小2乗法を使って，スポット・レートの推計をスプライン関数法で行った．また，スプライン関数による推計を改善しようとするNelson and Siegelの方法による推計も試みた．Nelson and Siegelタイプの関数形をフィルターとして使用しても，そうでない場合に比べて，全体として大きな違いは認められない．これに対し，指標銘柄を含む全サンプルからスポット・レートを推計し，イールド・カーブを描くと，短い残存期間においてイールド・カーブがスムーズではなく，アウトライヤーが存在する期間がある．他方，指標銘柄を除くとイールド・カーブはスムーズであり，スポット・レート推計にはこれらのサンプルを用いる方が適切である．

残された課題としては，第1節で言及したようなスプライン関数以外を使う方法を検討することなどが必要であろう．

* 資料を提供していただいた日本銀行金融研究所と公社債引受協会に感謝申し上げる．

1) 計測にはRATSのLINREG（回帰分析）コマンドを使用した．(2) 式の場合spread＝Wと指定する．したがって

$$\sqrt{W_t}\,y_t = a[\sqrt{W_t}\,] + b[\sqrt{W_t}\,x_t] + v_t,$$

の形，つまりウエートを $\sqrt{W_t}$ にするには，上記の（2）を

$\mathrm{var}(u_t)=k(1/W_t)$,　（k：一定）

とし，またRATSではspread＝1/*W*と指定する.

2）割引要素を，それが特定の関数に従うとの仮定を置かないで，直接計算する方法もある．小峰他（1989）参照.

3）McCullochのように節点と節点の間にあるサンプルの数を等しくするように節点の位置を決めるよりも，Litzenberger and Rolfo（1984, p. 11）のようにアプリオリに決める方がよい結果ももたらす，とLangetieg and Smoot（1989, p. 201）は指摘している．Langetieg and Smootは全残存期間が15年である場合について1，5，10年を節点とし，残存期間を短期，中期，長期に区分している．他に，多くの節点を付けておき，*F*テストを使ってgeneral-to-specific法で最適な節点の数を決める（Steeley（1991, p. 522)），または，尤度が最大になるように，すなわち残差平方和が最小になるように，節点の数を決めるなどの方法もある（Landesmann and Snell（1989, p. 13-14）参照).

4）「取引頻度が小さい銘柄の価格づけはより不正確」(Chambers他（1984, p. 241)）との指摘がある．取引量が少ない銘柄もその価格付けは正確さを欠くと考えてもよいであろうから，本文のように，取引量が少ないほど，実際の価格と理論価格の差の分散が大きくなると想定することは不適切ではないであろう．なお，売買高のデータは月間のそれを使うが，価格データは月末値を使っているので，両者にはくいちがいがあることに注意する必要がある.

5）新井（1991, §2. 9)，黒田（1996, p. 247)，日本経済新聞社（1987, p. 82）参照.

6）特定期間選好仮説が厳密に成立していなければ，隣接する残存期間の債券の利回りは裁定の結果，大きな差にはならないと考えてよいであろう.

7）τの値の範囲として，Nelson and Siegel（p. 479）は$10\leqq\tau\leqq350$（単位は日）を使っている．ただし，Nelson and SiegelやSvensson（1994）はτ値の範囲の確固たる根拠を示していない.

〈参考文献〉

新井陽（1991）『日米公社債市場比較』日本経済新聞社.

釜江廣志（1993）『日本の国債流通市場』有斐閣.

黒田晁生（1996）「日本の国債管理政策：再訪」(公社債引受協会（編）『公社債市場の新展開』東洋経済新報社).

小峰みどり他（1989）「わが国債券市場固有の現象と期間構造分析」『フィナンシャ

ル・レビュー』(大蔵省) 10月.
日本経済新聞社 (編) (1987)『公社債流通市場』日本経済新聞社.
野村総合研究所 (各年)『公社債要覧』野村証券.
Baum, C. and C. Thies (1992), "On the Construction of Monthly Term Structure of U. S. Interest Rates, 1919-30," *Computer Science in Economics and Management*, 221-46.
Chambers, D., W. Carleton and D. Waldman (1984), "A New Approach to Estimation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 233-252.
Coleman, T., L. Fisher and R. Ibbotson (1992), "Estimating the Term Structure of Interest Rates from Data That Include the Prices of Coupon Bonds," *Journal of Fixed Income*, 85-116.
Fisher, M., D. Nychka and D. Zervos (1995), "Fitting the Term Structure of Interest Rates with Smoothing Splines," *Finance and Economics Discussion Paper*, # 95-1, Federal Reserve Board.
Landesmann, M. and A. Snell (1989), "The Consequence of Mrs Thatcher for U. K. Manufacturing Exports," *Economic Journal*, 1-27.
Langetieg, T. and J. Smoot (1989), "Estimation of the Term Structure of Interest Rates," *Research in Financial Service*, 188-222.
Litzenberger, R. and Rolfo, J. (1984), "An International Study of Tax Effects on Government Bonds," *Journal of Finance*, 1-22.
McCulloch, J. (1975), "The Tax-adjusted Yield Curve," *Journal of Finance*, 811-30
Nelson, C. and A. Siegel (1987), "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 473-490.
Steeley, J. (1991), "Estimating the Gilt-edged Term Structure," *Journal of Business Finance and Accounting*, 513-29.
Svensson, L. (1994), "Monetary Policy with Flexible Exchange Rates and Forward Interest Rates as Indicators," *NBER working paper*, # 4633.
Thies, C. (1985), "New Estimates of the Term Structure of Interest Rates : 1920-1939," *Journal of Financial Research*, 297-306.

(一橋大学教授)

図1

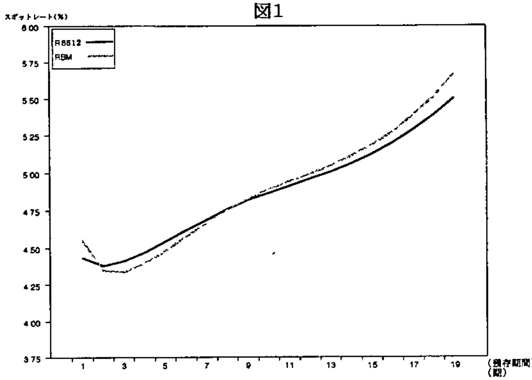

スポットレート(%)
R8512
RBM
6.00
5.75
5.50
5.25
5.00
4.75
4.50
4.25
4.00
3.75
1
3
5
7
9
11
13
15
17
19
(残存期間)
(期)

図2

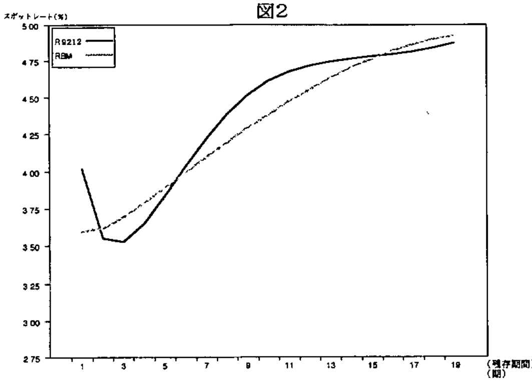

スポットレート(%)
R9212
RBM
5.00
4.75
4.50
4.25
4.00
3.75
3.50
3.25
3.00
2.75
1
3
5
7
9
11
13
15
17
19
(残存期間)
(期)

図3

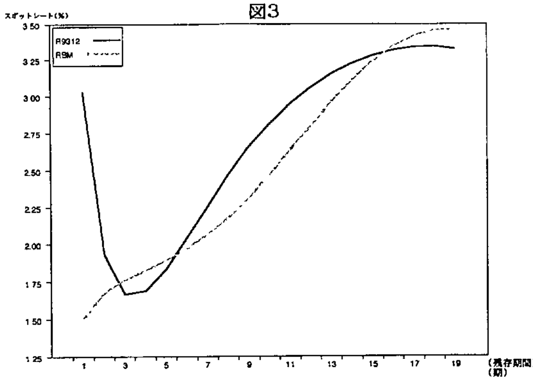

スポットレート(%)
R9312
RBM
3.50
3.25
3.00
2.75
2.50
2.25
2.00
1.75
1.50
1.25
1
3
5
7
9
11
13
15
17
19
(残存期間)
(期)

図4

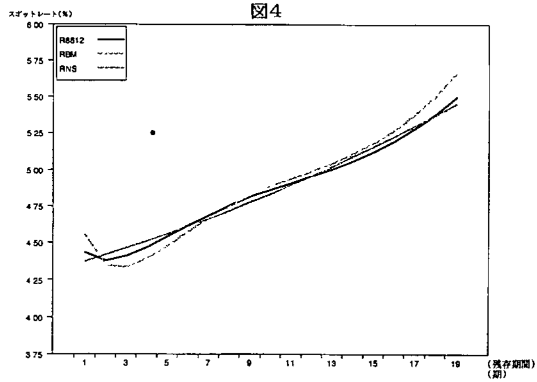

スポットレート(%)
6.00
5.75
5.50
5.25
5.00
4.75
4.50
4.25
4.00
3.75
R8812
RBM
RNS
1
3
5
7
9
11
13
15
17
19
(残存期間)
(期)

図5

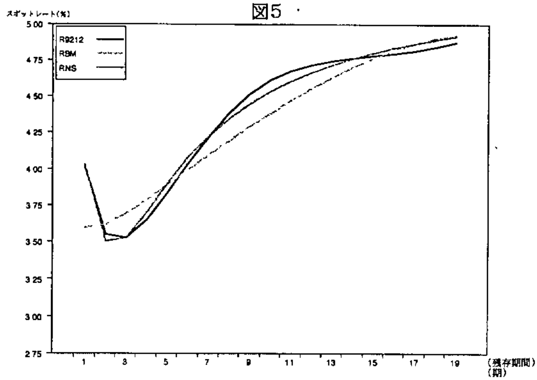
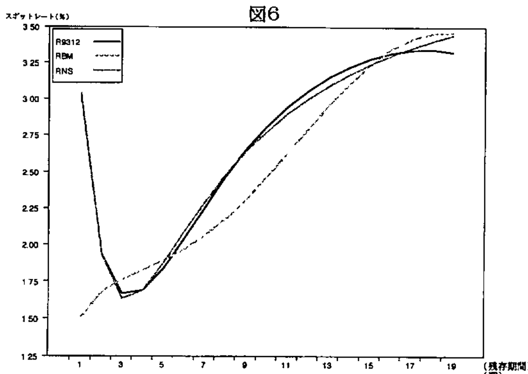

スポットレート(%)
5.00
4.75
4.50
4.25
4.00
3.75
3.50
3.25
3.00
2.75
R9212
RBM
RNS
1
3
5
7
9
11
13
15
17
19
(残存期間)
(期)

図6


スポットレート(%)
3.50
3.25
3.00
2.75
2.50
2.25
2.00
1.75
1.50
1.25
R9312
RBM
RNS
1
3
5
7
9
11
13
15
17
19
(残存期間)
(期)