

# 日本における金融調節と利子率の期間構造

——利子率の平準化と国債管理政策——\*

竹 田 陽 介

## はじめに

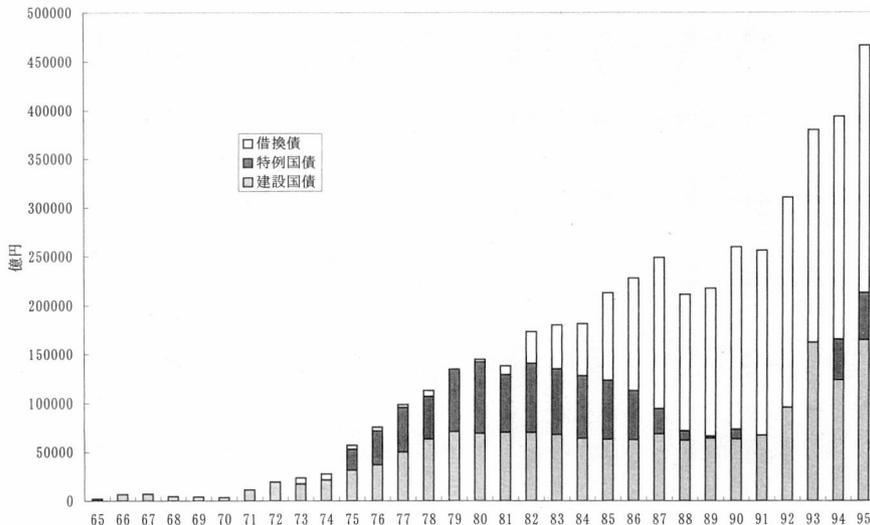
学界と中央銀行との間には、中央銀行による通貨量の制御可能性(Controllability)の有無に関する、激しい論争の歴史がある。日本では、1950年代に始まり、73、4年、90年代初頭の計3度にわたって論争が繰り広げられてきた。この「マネー・サプライ論争」を通してはっきりしたことは、日本銀行をはじめとする中央銀行には、利子率を平準化したいという甚だ強い意向が存在することである。

中央銀行が利子率の水準を掌握する目的のひとつには、財政当局との連携に基づく「国債管理政策」が挙げられる。1951年の時点において連邦準備制度と財務省との間で、金融政策に関して「アコード」が成立している米国とは異な

り、日本では金融・財政当局双方の間に、政策協調の余地は多分にある。図1からわかるように、80年代後半以後は、内国債の発行額のうち借換債の比重が急速に高まり、86年には長期国債の大量償還を円滑にするため短期国債(TB)の発行が開始された。こうした環境の下で、財政当局並びに金融当局には、国債の満期構成を操作しながら利払費を最小にする国債管理政策の必要性が、益々高まっている。

しかしながら、日々の金融調節における操作手段は、コール・レートに代表される短期金融市場における超短期の利子率である。より長期の国債利回りを金融当局がコントロールするためには、利子率の期間構造を把握していることが前提条件となる。期間構造に関する伝統的な理論である純粋期待理論によれば、長期債の利

図1. 内国債の発行根拠別発行額



回りは一定のプレミアムに短期債の期待平均利回りを加えたものに等しい。ところが、従来の実証研究では、この純粹期待理論を支持する結果はほとんどない。長期利回りに対して期待以外の要因が説明力をもったり、プレミアムが一定であるという仮説が棄却されるケースが一般的である。近年の米国における諸研究は、純粹期待仮説が棄却されてきた原因として、連邦準備銀行によるフェデラル・ファンズ(FF)レートをターゲットにした金融政策が、人々の短期金利に対する予測可能性を低めている点を、指摘している。

以上の問題意識に基づき、本論文は2つの目的をもっている。ひとつは、日本銀行による利子率の平準化が、投資家の長期国債に要求するプレミアムの変動を安定化することに寄与しているのか否かを、実証することである。そのためにわれわれは、保有期間ターム・プレミアムを従属変数とするARCH(AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity)モデルを用いる。その誤差項に関する条件付き分散に対して、利子率の平準化を表わす指標が有意に説明力をもつか否かを調べる。第2の目的は、今後ますます重要性が増すと考えられる国債管理政策が、1977年の国債流動化以後、志向されてきたのかどうかを明らかにすることである。この点に関するこれまでの実証分析は、皆無に等しい。われわれは、上記のARCHモデルの独立変数として国債管理政策の代理指標を採用し、その説明力を見る。

結論として、ターム・プレミアムは、その変動が過去の変動によって影響を受けており、可変的であることが分かる。日本銀行による利子率の平準化を目的とした金融調節は、可変的ターム・プレミアムの変動を小さくすることに寄与していたと判断される。一方、先行研究と同様、純粹期待仮説のもとでは説明力をもたないはずの長短金利差が超過保有期間収益率の予測力を有する。また金融当局による国債管理政策の効果が確認される。

以下の構成は、まず第1節で、日本銀行が利子率の平準化を目的としてきた経緯を史料で確

認した上で、利子率の平準化の期間を特定化する。第2節では、利子率の期間構造との関連で国債管理政策の効果について説明する。次に第3節で、利子率の平準化と可変的ターム・プレミアムの関係について述べた後、第4節で、利子率の期間構造に関して実証分析を行う。最後に、結論を述べることにする。

## 1. 利子率の平準化

### 1.1 中央銀行の役割

われわれは、日本銀行の創設と利子率の平準化との関連を見るために、『日本銀行創立旨趣ノ説明』という史料を取り上げる。1882年の日本銀行の創立に先立ち、当時の大蔵卿松方正義は、三条太政大臣に『日本銀行創立ノ議』と題する建議を提出した。『日本銀行創立旨趣ノ説明』は、その付属書類である<sup>1)</sup>。その中では、「今将さに中央銀行の今日に設立せざる可からざるの理由」が五つ挙げられている。第一に「金融を便易にする事」、第二に「国立銀行諸会社等の資力を拡張する事」、第三に「金利を低減する事」、第四に「中央銀行を設立し行務整頓の日に至ては大蔵省事務の中銀行に託して弊害なきものは分つて之に付する事」、そして最後に「外国手形割引の事」である。

これらのうち第二と第四の設立理由は、季節的な資金需要に関係していると考えられる。「当時の国立銀行は、資金寡少のため不時の資金需要があると資金繰りに窮し、信用薄弱のため預金の減少を生ずると営業を縮小しなければならなかった」(『日本銀行百年史』(第一巻) p.126)。そうした事態に対して中央銀行が一時的に資金供給を行う、いわゆる「最後のより所」としての機能を期待されていた。また「財政と金融の調整」の問題では、「中央銀行を設立してこれに国庫金の出納を託し、財政資金の揚げ超期には余裕金をもって民間の資金融通を援助させるならば、通貨は租税として一度は国庫に入るものの、割引貸付等を通じて再び民間に放出され、市場資金の不足は補填されることになり、「周年貨幣の繁閑」が「平準調均」される(同上, p.133)。財政部門に起因する季節的な資金

需給をならず役割が、中央銀行としての日本銀行にもとめられていた。

このような季節的な貨幣需要の変動に対して、受動的な貨幣供給によって利率を平準化する金融調節は、日本にのみ見られる特徴ではない(Miron(1986), Goodhart(1995)). また日本銀行の創立当時にもみ妥当する考え方でもない(寺西(1982)<sup>2)</sup>, 翁(1993), Fukuda(1995)). こうした内生的貨幣供給という考え方は、多くの国において中央銀行が創立されて以来、続いているのである。

## 1.2 内生的貨幣供給

Yoshikawa(1993)は Goodfriend(1987)や Mankiw(1989)と同様、合理的期待マクロモデルの中で名目利率の平準化を定式化した。その上で、日本におけるコール・レートとマネー・サプライ(M2+CD), 鉱工業生産指数(IIP), 消費者物価指数(CPI)の月次データの動きから、岩戸景気以降の1958年6月から90年10月までの389ヶ月のうち195ヶ月の期間で、名目利率の平準化が観察されることを発見した<sup>3)</sup>。期間は表1の通りである。われわれは利率の平準化の指標として、内生的貨幣供給の

表1. 吉川インデックス

| 開始       | 終了     | 期間   |
|----------|--------|------|
| 1958年12月 | 59年11月 | 12ヶ月 |
| 1959年12月 | 60年7月  | 8ヶ月  |
| 1960年8月  | 61年6月  | 11ヶ月 |
| 1963年5月  | 63年11月 | 7ヶ月  |
| 1964年7月  | 64年12月 | 6ヶ月  |
| 1965年11月 | 67年5月  | 19ヶ月 |
| 1969年1月  | 69年6月  | 6ヶ月  |
| 1969年10月 | 70年9月  | 12ヶ月 |
| 1972年8月  | 72年12月 | 5ヶ月  |
| 1974年11月 | 75年3月  | 5ヶ月  |
| 1976年2月  | 77年2月  | 13ヶ月 |
| 1978年4月  | 79年3月  | 12ヶ月 |
| 1981年5月  | 85年12月 | 56ヶ月 |
| 1987年5月  | 89年3月  | 23ヶ月 |
| 1990年9月  | 91年6月  | 10ヶ月 |
| 1992年8月  | 93年1月  | 6ヶ月  |
| 1993年2月  | 93年8月  | 7ヶ月  |
| 1993年10月 | 95年3月  | 18ヶ月 |

注) 下線より下の期間は、吉川インデックス以後の、コール・レートの水準による期間分けを載せている。

期間を0, それ以外を1とするダミー変数である「吉川インデックス(YI)」を用いる。吉川インデックスを用いた実証研究である Takeda(1996)は、内生的貨幣供給が行われている期間では貨幣の流通速度が安定している(Goodhart(1989))点に着目し、コール・レートの水準のみから判断した利率平準化の期間分けや、コール・レートと公定歩合との差の安定性から識別された期間分けとは異なり、吉川インデックスの指す期間では、有意に貨幣流通速度の分散が小さいことを確認している<sup>4)</sup>。なお以下の分析では、90年までしか対象としていない吉川インデックスを、コール・レートの水準から識別される期間分けによって、95年まで延長する。

## 2. 利率の期間構造

### 2.1 純粋期待仮説の先行研究

第2節では、まず利率の期間構造に関する伝統的な理論である純粋期待仮説について、その推定式を中心に説明していく。その後で、日本に関する実証研究を紹介する。

合理的期待を前提にした純粋期待理論に関する推定には、大きく分けて2種類の系統がある。第1は、長期の利付債の流通利回り  $R$  と政府短期証券や譲渡性預金などの短期金融資産の利回り  $r$  との関係を定式化する。ターム・プレミアムを  $\theta$ , 長期債券の平均利回りを  $R^*$  とすると、

$$R_t = \theta + (1-\gamma) \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k E_t r_{t+k}.$$

期待仮説のもとでは  $\gamma = \frac{1}{1+R^*}$  である。したがって、

$$R_{t+1} - R_t = -\frac{(1-\gamma)\theta}{\gamma} + \frac{1-\gamma}{\gamma}(R_t - r_t) + \frac{\varepsilon_{t+1}}{\gamma}$$

$$\varepsilon_{t+1} = (1-\gamma) \sum_{k=1}^{\infty} \gamma^k (E_{t+1} r_{t+k} - E_t r_{t+k}).$$

誤差項  $\frac{\varepsilon_{t+1}}{\gamma}$  は、合理的期待の下で White Noise となるので、上の式を最小二乗法により推定し、長短金利差  $R_t - r_t$  の係数が  $R^*$  に等しいか否かを検定すればよい(Mankiw=Summers(1984), 鹿野(1984)).

第2の定式化は、満期が1期と2期である同一の短期割引債の利回り(それぞれ $r_t, r_t^{(2)}$ )の関係を記述する。

$$r_t^{(2)} = \theta + \lambda r_t + (1-\lambda) E_t r_{t+1}$$

$$r_{t+1} = E_t r_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

期待仮説のもとでは、 $\lambda = \frac{1}{2}$ である。推定式には、従属変数の取り方によって3種類が考えられる。第1は、

$$r_{t+1} - r_t^{(2)} = -\frac{\theta}{1-\lambda} + \frac{\lambda}{1-\lambda} (r_t^{(2)} - r_t) + \varepsilon_{t+1}$$

を推定し、長短金利差  $r_t^{(2)} - r_t$  の係数が1であることを検定する研究(Mankiw=Summers(1984), 鹿野(1984))である。第2は、

$$r_{t+1} - r_t = -\frac{\theta}{1-\lambda} + \frac{1}{1-\lambda} (r_t^{(2)} - r_t) + \varepsilon_{t+1}$$

を推定式にし、係数が2であることを検定する研究(Mankiw=Miron(1986))であり、第3に

$$r_t - (2r_t^{(2)} - r_{t+1}) = -\frac{\theta}{1-\lambda}$$

$$+ \frac{2\lambda-1}{1-\lambda} (r_t^{(2)} - r_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

の定式化を採用し、係数の有意性を検定する研究(Engle *et al.*(1987), 白川(1987), 釜江(1993))である。(1)式の左辺にマイナスを掛けた値は、満期の長い債券を保有した場合における、短い債券を続けてロール・オーバーした場合と比べてときの超過収益率を表わす。したがって、この定式化に従えば、純粹期待仮説は現在の長短金利差が超過保有収益率を予測できないことを意味する。

日本の国債市場に関する代表的で包括的な実証研究は、黒田(1982)である。そこでは、日本の国債利回りの決定に関して、純粹期待理論の妥当性が高く、期待以外の要因を強調するHicks(1939)の「流動性プレミアム仮説」、Modigliani=Sutch(1966, 1967)の「特定期間選好仮説」、あるいは「直利志向仮説」はどれも当てはまらないとしている。しかし、この研究は、合理的期待を理論的前提とはしていない上に、1977年から80年までという短いサンプル期間を対象にしている点で説得力に欠ける。合理的期待を前提にする鹿野(1984)では、国債の流通利回りと現先レートとの間で純粹期待理論が成

立しているが、必ずしもターム・プレミアムが一定であるとはいえない実証結果を示している。また(1)式を推定式とする白川(1987)は、債券保有期間収益率に関する分散制約テストを行い、可變的プレミアムの存在が示唆された。同じく釜江(1993)はEngle *et al.*(1987)と同様に、GARCH-M (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity-Mean)モデルによる可變的プレミアムの存在をテストしたが、はっきりとした結論は得られていない。

われわれは、先の(1)式を推定式として採用し、時間に関して可變的なターム・プレミアムをARCHモデルとして定式化する。その上で、利子率の平準化が、可變的ターム・プレミアムの安定化に対して寄与していたかどうかを検定することにする。

## 2.2 国債管理政策

ここでは、利子率の期間構造との関連において、国債管理政策の効果について述べる。

寺西(1982)が明らかにしたように、「人為的低金利政策」下での国債管理政策は、流通利回りを下回る水準に応募者利回りを決定し、引き受けた金融機関の被ったキャピタル・ロスを低率の公定歩合による日銀貸出によって補償していた点に特徴がある。発行市場においては、シンジケート団による引受によって消化を円滑にするとともに、流通市場では、シンジケート団に加盟する金融機関に対して保有国債の市中売却の禁止を指導し、国債価格管理を行なった。流通利回りを下回る応募者利回りでの引受は、シンジケート団にキャピタル・ロスの発生を余儀なくさせたが、応募者利回りを下回る公定歩合による(公社債を担保とする)日銀借入により、それが補償される仕組みになっていた。

このような規制を重視した政策は、「構造的国債管理政策」と呼ばれ、70年代後半以降の国債の大量発行を契機として移行した、市場機能を重視した「数量的国債管理政策」と区別される(黒田(1982, 1996))。現に1977年度には対市中売却の解禁、いわゆる「国債流動化」が実施されるに至った。数量的管理政策は、所与の

流動性効果の下で国債発行コストを最小化するように、国債の満期構成を操作する政策である(Tobin(1963), 館(1968)). 米国ではケネディ政権の下で、「オペレーション・ツイスト」として意識的に実行に移されたが、その効果は微小であったことが明らかになっている(Modigliani=Sutch(1966, 1967)). 日本においては、国債流動化以後の国債管理政策の効果に関する実証分析は、驚くほど少ない。先の黒田(1982, 1996)は純粋期待理論の妥当性をもって、日本における国債管理政策の有効性を否定している。しかし、国債管理政策が可変的ターム・プレミアム自体に作用している可能性を、考慮していない。われわれの分析は、(1)式におけるターム・プレミアム  $\theta$  に対して数量的管理政策が影響を及ぼしていたかについて、明らかにしたい。

図2は、市中消化国債残存額のうち、6年物から10年物、15年物、20年物までを合わせた長期利付国債の占める比率の1981年4月以降の推移を表わしている。この比率を、数量的管理政策の指標とする。84年まで急減した比率はそれ以降、90年代はじめまで山・谷を繰り返したが、93年からは一転して顕著な低下傾向を示している。この長期国債比率の減少が、長期国債利回りの低下を意図した数量的国債管理政策として有効であったかどうかは、以後の実証分

析で明らかになる。

### 3. 利率の平準化と可変的ターム・プレミアム

先の推定式(1)において、ターム・プレミアムが時間に関して可変的である( $\theta = \theta_t$ )構造式が真のモデルであるとすると、

$$r_t - (2r_t^{(2)} - r_{t+1}) = -\frac{\theta_t}{1-\lambda} + \frac{2\lambda-1}{1-\lambda}(r_t^{(2)} - r_t) + \varepsilon_{t+1}.$$

長短金利差  $r_t^{(2)} - r_t$  にかかる係数の最小二乗推定量  $\hat{\beta}$  は、

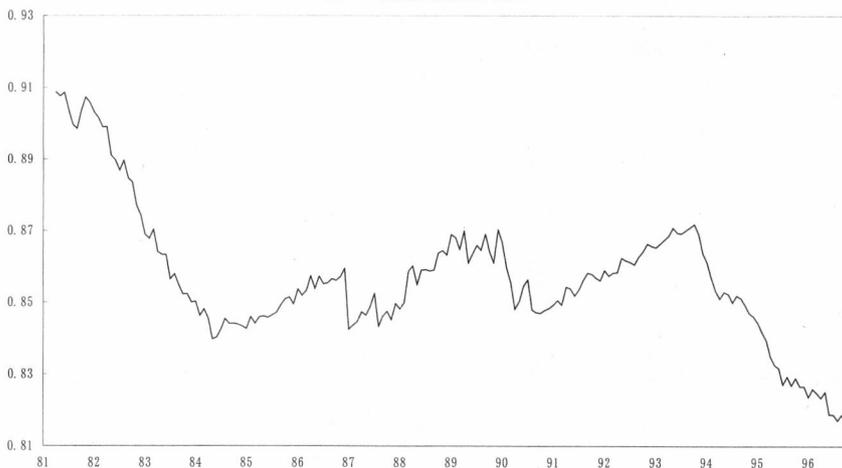
$$\begin{aligned} \hat{\beta} &\equiv \frac{2\lambda-1}{1-\lambda} \\ &= \frac{\text{Cov}(r_t - (2r_t^{(2)} - r_{t+1}), r_t^{(2)} - r_t)}{\text{Var}(r_t^{(2)} - r_t)} \\ &= \frac{-8\sigma^2(\theta_t) - 4\rho\sigma(\theta_t)\sigma(E_t\Delta r_{t+1})}{4\sigma^2(\theta_t) + \sigma^2(E_t\Delta r_{t+1}) + 4\rho\sigma(\theta_t)\sigma(E_t\Delta r_{t+1})}. \end{aligned}$$

ただし  $\sigma^2(\cdot)$ ,  $\sigma(\cdot)$  はそれぞれ分散、標準偏差、 $\rho$  は  $\theta_t$  と  $E_t\Delta r_{t+1}$  の相関係数を表わす。 $\sigma^2(E_t\Delta r_{t+1}) \rightarrow \infty$  のとき、

$$\text{plim} \hat{\beta} = 0$$

である。すなわち、可変的なターム・プレミアム  $\theta_t$  の存在を考慮すると、純粋期待理論に従えばターム・プレミアムに対して説明力をもたない長短金利差が、利率の平準化によって短期金利の変化に対する予測可能性が低められることから、有意な影響を及ぼす可能性がある。

図2. 長期国債残存比率



Mankiw=Miron(1986)は、短期金利の変化に対する予測可能性が低い原因を、資金需要における季節性を調整するための中央銀行による受動的な貨幣供給にもとめた。米国において連邦準備制度が創立された1914年より前においては、短期金利の変動は大きく、また長短金利差にかかる係数が期待理論の求める値である2に近いという実証結果を報告している。また近年の米国における研究成果は、連邦準備銀行のFFレートをターゲットにした金融政策を明示的に定式化すると、現実の長期金利の動きに関する統計的な性質と純粋期待仮説に基づく理論値のそれとが整合的になり、純粋期待仮説の妥当性が増すことを示している(Rudebusch(1995), Fuhrer(1996), Balduzzi *et al.*(1997)).

われわれの分析は、可変的プレミアムをARCHモデルとして扱い、先の吉川インデックスで表される利子率の平準化がプレミアムの安定化に影響を与えていたかを調べる。さらに、その点を考慮した上で、純粋期待理論の妥当性および国債管理政策の有効性について、実証分析を行う。

#### 4. 実証分析

##### 4.1 データ

##### 4.1.1 保有期間ターム・プレミアム

Shiller(1990)に従い、保有期間利回りで計ったターム・プレミアム(超過保有期間利回り)を計測する。現在を $t$ 期、満期を $T$ 期、 $t'-t$ を保有期間とし、パー債である場合には、 $i=p$ 、割引債の場合には、 $i=d$ と表わす。保有期間ターム・プレミアム $\Phi_{h,i}(t, t', T)$ は、期待保有期間利回り $E_i h_i(t, t', T)$ とスポット・レート $r_i(t, t')$ の差として表わされる。また期待保有期間利回りはデュアレーション $D_i(\cdot)$ を使って次のように表わすことができる(Shiller(1990)).

$$\Phi_{h,i}(t, t', T) = E_i h_i(t, t', T) - r_i(t, t'),$$

$$t < t' < T, i = p, d$$

$$h_i(t, t', T) = \frac{D_i(T-t)r_i(t, T) - [D_i(T-t) - D_i(t'-t)]r_i(t', T)}{D_i(t'-t)}$$

このとき、投資家の保有期間が1期間 $t'=t+1$ 、長期国債は、満期がほぼ無限大に等しい( $T=\infty$ )パー債であり( $i=p$ )、また $r_p(t, t+1)=r_d(t, t+1)$ であると仮定する。以上と、 $D_p(\infty) = \frac{1}{r_p(t, \infty)}$ 、より保有期間ターム・プレミアムは、

$$\Phi_{h,p}(t, t+1, \infty) = E_i h_p(t, t+1, \infty) - r_d(t, t+1)$$

$$h_p(t, t+1, \infty) = \frac{D_p(\infty)r_p(t, \infty) - [D_p(\infty) - D_p(1)]r_p(t+1, \infty)}{D_p(1)}$$

$$= 1 + r_p(t+1, \infty) - \frac{r_p(t+1, \infty)}{r_p(t, \infty)}$$

$r_p(t, \infty)$ には、東京証券取引所で取引される国債(最長期物)の流通利回り(月末)を用いた。また投資家の投資期間の1単位を3ヶ月として考え、 $r_d(t, t+1)$ には3ヶ月物の公社債現利回り(月末)を用いた。なお、上場国債(最長期物)の利回りの代わりに店頭指標気配(日本証券業協会)を用いても、結果に変わりはない。得られるターム・プレミアムは、図3の通りである。85年以降の変動が、それ以前より大きいことが見て取れる。釜江(1993)でも指摘されているように、85年10月の国債先物の取引開始とともに、現物国債の流通市場の構造が変化した可能性がある。以後の分析ではその点を考慮して、85年4月からサンプル期間を始める。用いるデータの詳細は、データ補論で述べられている。

##### 4.1.2 単位根検定

吉川インデックス(YI)を除く変数のうち、超過保有期間利回り(EHY)と長短金利差(YS)のサンプル期間は、1977年3月から1996年2月までの228ヶ月、長期国債残存比率(DM)は81年5月から1996年2月までの178ヶ月である。データの定常性を検定するため、当該変数を $y$ 、その階差を $\Delta y$ 、タイム・トレンドを $t$ で表わし、

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

における $\rho$ の有意性に関する検定であるAugmented Dickey Fullerテストを行う。この単

図3. ターム・プレミアム  
(3ヶ月の保有期間)

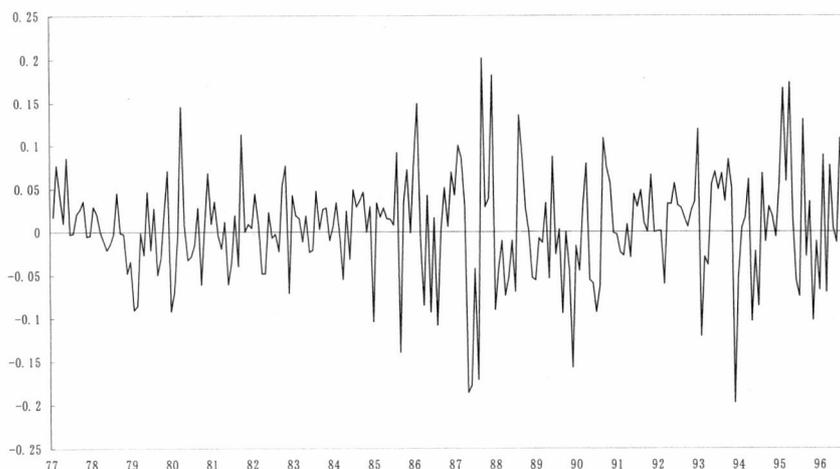


表2. 単位根検定(Dickey-Fuller 検定量)

| 変数        | $p=0$   | $p=1$  | $p=2$  | $p=3$  | $p=4$  |
|-----------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 超過保有期間利回り | -13.7** | -9.6** | -9.0** | -9.6** | -8.4** |
| 長短金利差     | -2.8    | -2.6   | -3.3*  | -3.4** | -3.2*  |
| 長期国債残存比率  | -2.2    | -2.1   | -2.3   | -2.2   | -1.9   |

注) \*\*, \*それぞれは, 有意水準 5%, 10% で帰無仮説「 $H_0: \rho=0$ 」を棄却することを示す。

位根検定の結果は, 表2の通りである。ラグの次数  $p$  に関わらず, 国債管理政策を表わす変数である長期国債残存比率 ( $DM$ ) のみが, 非正常性を有すると判断される。したがって, 以降の実証研究においては一階の階差 ( $\Delta DM$ ) を用いることにする。

#### 4.2 ARCH モデル

計量モデルとして ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity) モデルを用いる。

$$y_t = \sum_{i=1}^r \gamma_i x_{it} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t),$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \phi g_t.$$

ARCH モデルでは, 従属変数  $y_t$  の条件付き分散  $Var(y_t | \Omega_t) = h_t$  が可変的になる。  $P$  次の自己帰帰過程をもつ ARCH ( $p$ ) モデルを想定し,  $p=1, 2$  の2通りを考える。

$$EHY_t = \gamma_0 + \gamma_1 YS_t + \gamma_2 \Delta DM_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \phi YI_{t-1}. \quad (3)$$

超過保有期間利回り  $EHY_t$  が, 純粹期待理論の下では説明力をもたない長短金利差  $YS_t$  や, 市場分断仮説の下でのみ有効性を発揮する国債管理政策の代理変数である長期国債残存比率  $\Delta DM_t$  に依存しているか否かを検定する。長期国債の利回りを下げる意図をもった国債管理政策は, 長期国債残存比率を低めることによって達成されるので, 国債管理政策の指標は超過保有期間利回りに対して, 理論的にはプラスに働くはずである。

また, Mankiw=Summers(1984), Mankiw=Miron(1986)が指摘したように, 短期金利の期待変化率の分散が純粹期待理論の説明力を低下させている点を考慮し, 内生的貨幣供給によってもたらされる利子率の平準化を表わす吉川インデックスを, 誤差項の分散に関する独立変数  $g_t$  として用いることにする。吉川インデックスの一ヶ月前の値  $YI_{t-1}$  が0であれば, 金融調節の態度として利子率の平準化が採用されていることを表わすので, 投資家のターム・プレミアムの変動を安定化する効果をもつと考えられる。したがって, 係数  $\phi$  の理論的な符号は, 正である。

表 3. ARCH(1)モデル

| 変数                | ケース1       | ケース2       | ケース3       | ケース4       |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|
| 定数項 $\gamma_0$    | .005(1.0)  | -.003(-.3) | .005(1.2)  | -.002(-.3) |
| 長短金利差 $\gamma_1$  |            | 3.0(1.4)   |            | 2.7(1.4)   |
| 長期国債比率 $\gamma_2$ |            |            | 3.0*(2.7)  | 3.3*(2.9)  |
| $\alpha_0$        | .003*(6.5) | .003*(7.3) | .002*(4.0) | .002*(4.1) |
| $\alpha_1$        | .3*(1.8)   | .2(1.59)   | .6*(3.1)   | .6*(2.8)   |
| $\phi$            | .002(1.5)  | .001(1.3)  | .003*(2.4) | .003*(2.2) |
| 対数尤度              | 232.3      | 233.3      | 234.0      | 235.1      |

注) 括弧内は、 $t$  値を表わす。\*は、有意水準片側 5% で有意であることを示す。

表 4. ARCH(2)モデル

| 変数                | ケース5       | ケース6       | ケース7       | ケース8       |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|
| 定数項 $\gamma_0$    | .005(1.1)  | -.003(-.4) | .006(1.4)  | -.002(-.3) |
| 長短金利差 $\gamma_1$  |            | 3.4*(1.68) |            | 3.4*(1.7)  |
| 長期国債比率 $\gamma_2$ |            |            | 2.5*(1.9)  | 2.5*(1.9)  |
| $\alpha_0$        | .002*(5.5) | .002*(6.4) | .002*(4.2) | .002*(5.2) |
| $\alpha_1$        | .3*(2.0)   | .2*(1.7)   | .5*(2.6)   | .3*(2.0)   |
| $\alpha_2$        | .13(1.641) | .1*(1.7)   | .1(1.3)    | .1(1.5)    |
| $\phi$            | .002(1.59) | .001(1.4)  | .002*(2.1) | .002*(1.9) |
| 対数尤度              | 233.1      | 234.5      | 234.3      | 235.8      |

注) 括弧内は、 $t$  値を表わす。\*は、有意水準片側 5% で有意であることを示す。

#### 4.2.1 利子率の平準化と可変的ターム・

##### プレミアム

推定は最尤法によった。説明変数の組み合わせによって、ケース1からケース4までを試した。すべてのケースにおいて、初期値は最小二乗推定量の推定値を採用し、400回以内の反復で収束した。結果は表3(p=1のケース)、表4(p=2のケース)の通りである。

自己回帰ラグ次数  $p$  の値にかかわらず、条件付き分散の推定式(3)において、定数項  $\alpha_0$  の他、係数  $\alpha_1$  と  $\alpha_2$  が有意に正であることは、ターム・プレミアムの変動がその過去の変動によって影響を受けており、可変的であることを示している。また利子率の平準化の指標にかかる係数  $\phi$  については、8通りのケースのうち4通りで有意に0であることが棄却される。日本銀行による利子率の平準化を目的とした金融調節は、可変的ターム・プレミアムの変動を小さくすることに寄与していたと判断される。ターム・プレミアム水準の構造式(2)においては先行研究と同様に、純粋期待仮説のもとでは説明力をもたないはずの長短金利差が有意に正である。

#### 4.2.2 国債管理政策の効果

国債管理政策の指標である長期国債比率が有意に正であり、金融当局による国債管理政策の効果が確認された。先行研究でこの効果を確認した例は、見当たらない。この結果は、80年代後半以降に活発化した借換債の発行にともなって、政府が長期債の短期債への借り換えによって長期利回りを引き下げる効果を意図した国債管理政策が、実施されていたことを物語っている。

### 5. 結論

数々の「マネー・サプライ論争」が示すように、日本銀行をはじめとする中央銀行には、利子率の平準化に対する強い性向が見られる。その目的のひとつには、国債管理政策が考えられる。しかし、金融調節の手段である短期金利を操作することによって、長期国債の利回りを変化させるためには、金融当局が利子率の期間構造を把握している必要がある。したがって、われわれが金融調節の効果について分析するには、利子率の平準化と期間構造との関係をモデル化しなければならない。そのため、本論文ではARCHモデルを採用し、純粋期待仮説の妥当性と国債管理政策の効果について検定した。

3ヶ月を単位とする超過保有期間利回りをARCHモデルによって推計した結果、ターム・プレミアムの変動がその過去の変動によって影響を受けており、可変的であることが分かった。日本銀行による利子率の平準化を目的とした金融調節は、可変的ターム・プレミアムの変動を小さくすることに寄与していたと判断される。先行研究と同様、純粋期待仮説のもとでは説明力をもたないはずの長短金利差が超過保有期間収益率の予測力を有する。このことは、近年の米国における研究結果と異なり、利子率の平準化を考慮してもなお、期間構造に関する純粋期待仮説を支持することができないことを意味する。また金融当局による国債管理政策の効果が確認された。86年の短期国債(TB)の発行開始以後、益々重要度を増す数量的国債管理政策の実効性が、はじめて実証されたことになる。

(上智大学経済学部)

## データ補論

| 変数名 | 系列名       | 内容と出所   |
|-----|-----------|---|
| YI  | 吉川インデックス  | 利子率が平準化されている期間を0, それ以外を1とするダミー変数, 吉川(1996)                                      |
| DM  | 長期国債残存比率  | 国債管理政策の指標, 以下の2系列の比率  |
|     | 市中消化国債現存額 | 億円, 長期利付, 中期利付, 割引債の合計(資金運用部引受, 日銀応募を除く)<br>『証券統計年報』(東京証券取引所), 『公社債月報』(公社債引受協会) |
|     | 長期利付国債現存額 | 億円, 6年物, 10年物, 15年物, 20年物の合計<br>『証券統計年報』(東京証券取引所), 『公社債月報』(公社債引受協会)             |
| EHY | 超過保有期間利回り | ターム・プレミアム, 以下の2系列より計測   |
| YS  | 長短金利差     | 同じく, 以下の2系列の差として定義される   |
|     | 長期金利      | 国債(最長期物)の流通利回り(東京証券取引所, 月末)<br>『公社債月報』(公社債引受協会)                                 |
|     | 短期金利      | 3ヶ月物の公社債現先利回り(月末)<br>『経済統計月報』(日本銀行)   |

## 注

\* 執筆に際し有益なコメントを下された, 浅子和美教授(一橋大学経済研究所), 細野薫助教授(一橋大学経済研究所), 寺西重郎教授(一橋大学経済研究所), 山崎福寿教授(上智大学), 及び一橋大学経済研究所における定例研究会への全参加者に感謝する。

1) 以下の記述は、『日本銀行百年史』(第一巻)に基づいている。

2) 寺西(1982)は, 利子率の平準化を目的とした貨幣供給を「受動的日銀信用供給」と呼び, その下では「窓口指導」が銀行貸出の抑制に効果を発揮することを理論的に示した。

3) 吉川(1996)では, 金利が平準化されるケース, マネー・サプライが外生的に供給されるケース, 積極的なスタンスの変更があるケースの3通りを単純なIS-LMモデルによって分析し, Yoshikawa(1993)と同じ金利平準化のインデックスを提示している。

4) Takeda(1996)ではその他に, コール市場の規制や資金需要の季節性も考慮した上で, 利子率の平準化の目的に関して Probit モデルを用いた実証分析をしている。

## 参考文献

- [1] Balduzzi, P., G. Bertola, S. Foresi and L. Klapper(1997)“Interest Rate Targeting and the Dynamics of Short-Term Rates,” National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5944.
- [2] Barro, R.(1989)“Interest-Rate Targeting,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, No. 1, pp. 3-30.
- [3] Engle, R., D. Lilien and R. Robins(1987)“Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 391-407.
- [4] Fuhrer, Jeffrey C.(1996)“Monetary Policy Shifts and Long-Term Interest Rates,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 4, pp. 1183-1209.
- [5] Fukuda, S.(1995)“The Founding of the Bank of Japan and the Changed Behavior of Interest Rates and Inflation Rates,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 9, No. 1, pp. 56-74.
- [6] Goodhart, Charles A. E.(1989)“The Conduct of Monetary Policy,” *The Economic Journal*, Vol. 99, No. 396, pp. 293-346.
- [7] Goodhart, Charles A. E.(1995)“Money Supply Control: Base or Interest Rates?,” in *Monetarism and the Methodology of Economics*, K. Hoover and S. Sheffrin eds., Edward Elgar.
- [8] Goodfriend, M.(1987)“Interest Rate Smoothing and Price Level Trend-Stationarity,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 19, No. 3, pp. 335-348.
- [9] Hicks, John(1939) *Value and Capital*, Oxford University Press.
- [10] 釜江広志(1993)『日本の国債流通市場』有斐閣。
- [11] 黒田晃生(1982)『日本の金利構造』東洋経済新報社。
- [12] 黒田晃生(1996)「日本の国債管理政策：再訪」『公社債市場の新展開』, 東洋経済新報社。
- [13] Mankiw, N. Gregory and Lawrence H. Summers(1984)“Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 223-242.
- [14] Mankiw, N. Gregory and Jeffrey A. Miron(1986)“The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, No. 2, pp. 211-228.
- [15] Miron, J.(1986)“Financial Panics, the Seasonality of the Nominal Interest Rate, and the Founding of the Fed,” *American Economic Review*, Vol. 76, No. 1, pp. 125-140.
- [16] Modigliani, F. and R. Sutch(1966)“Innovations in Interest Rate Policy,” *American Economic Review*, Vol. 56, No. 2, pp. 178-197.
- [17] Modigliani, F. and R. Sutch(1967)“Debt-

- Management and the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 4 Part II, pp. 569-589.
- [18] 日本銀行(1985)『日本銀行百年史』。
- [19] 翁邦雄(1993)『金融政策』東洋経済新報社。
- [20] Rudebusch, Glenn D.(1995)“Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, No. 2, pp. 245-274.
- [21] 鹿野嘉昭(1984)「期待理論と『金利の期間構造』」『金融研究』第3巻第4号, pp. 38-56.
- [22] Shiller, R.(1990)“The Term Structure of the Interest Rates,” in *Handbook of Monetary Economics*, B. Friedman and F. Hahn eds., North-Holland.
- [23] 白川浩道(1987)「債券利回りの変動要因について—日米比較の実証分析に基づく期待理論の再検討—」『金融研究』第6巻第2号, pp. 93-128.
- [24] 館龍一郎(1968)「国債管理政策と金融政策」, 『国債管理と金融政策』館, 小宮, 鈴木編, 日本経済新聞社。
- [25] Takeda, Y.(1996)“Endogenous Money Supply Reconsidered: A Case of the Bank of Japan,” Discussion Paper Series No. 96-2, Sophia University.
- [26] 寺西重郎(1982)『日本の経済発展と金融』岩波書店。
- [27] Tobin, James(1987)“An Essay on Principles of Debt Management,” in *Essays in Economics*, Volume 1: Macroeconomics.
- [28] Yoshikawa, H.(1993)“Monetary Policy and the Real Economy in Japan,” in *Japanese Monetary Policy*, ed. K. Singleton, The University of Chicago Press.
- [29] 吉川洋編(1996)『金融政策と日本経済』東洋経済新報社。

農 業 経 済 研 究 第 69 巻 第 2 号

(発売中)

新食糧法をめぐる諸問題——生産, 地域, 流通——

——1997 年度大会討論会報告——

会長挨拶……………祖 田 修  
座長挨拶……………酒 井 惇 一

報 告

世界の米需給および米貿易の動向……………小 沢 健 二  
——新食糧法・MA 輸入をめぐる対外関係——

新食糧法下における米流通の動向と展望……………小 池 恒 男

新食糧法下における農業構造の動向と展望……………田 畑 保

新食糧法下における中山間地域農業・資源管理の担い手再建問題……………柏 雅 之  
コメント……………辻 井 博, 北出俊昭, 坂下明彦, 大西 緝

合同討論

座長総括……………堀 口 健 治, 酒 井 惇 一

閉会挨拶……………土 井 時 久

《談話室》

アジア農業経済学会の活動近況報告……………嘉 田 良 平

「進歩」から「進化」へ：迫られる発想の転換……………玉 真 之 介

《書 評》

石原健二著『農業予算の変容——転換期農政と政府間財政関係——』……………黒 柳 俊 雄

《会 報》

1998 年度大会のお知らせ・学会賞の推薦について

会員名簿発行のお知らせ

編集委員会だより

B5判・76頁・定価1280円(本体1219円) 日本農業経済学会編集・発行/岩波書店発売