

期待インフレ率と金利の期間構造

——理論モデルの提示およびわが国の国債 流通利回りを対象とした実証分析——

黒 田 晃 生

1. 要 旨
2. 期待インフレ率と金利の期間構造に関するモデル
3. わが国の国債流通利回りを対象とした実証分析

〔付〕 「均衡実質短期金利コンスタント仮説」を巡る議論

1. 要 旨

本稿では期待インフレ率と金利の期間構造との関係について一つの理論モデルを提示するとともに、わが国の国債流通利回りを対象とした実証分析を行う。

わが国の国債流通利回り決定メカニズムを分析した黒田・大久保〔2〕〔3〕では、わが国の国債流通市場における利回り決定が、純粹期待理論 (pure expectations theory) によってかなり良好に説明されること、またその場合に期待インフレ率が名目金利に反映されるいわゆる「Fisher 効果」が有意に存在することが示された。一方市場分断の存在を主張する3つの仮説、すなわち① Hicks〔12〕の「流動性プレミアム仮説」、② Modigliani と Sutch〔18〕の「特定期間選好仮説」、③わが国で一般に指摘される「直利指向仮説」(黒田・大久保〔2〕)についてわが国の国債流通利回りを対象とした検証結果では、①、②は明確に棄却され、一応の説明力を有するのは③のみであることが示され

た。

本稿では、黒田・大久保〔2〕〔3〕の実証結果を踏まえて、まず金利の期間構造との絡みで「Fisher 効果」を明示的に定式化したモデルを提示するとともに、期待インフレ率としては「時系列モデル」による予測値を用いて残存期間別に「Fisher 効果」の大きさを計測する。次に期待インフレ率を控除した実質金利ベースでの国債流通利回りについて、市場分断の存在を主張する上記3仮説の有意性を検証する。

実証分析の結果をまとめれば、以下の通りである。

① 国債流通利回り(上場相場)についての「Fisher 効果」の大きさは、計測期間(昭和52/6月末から55/12月末の各四半期末)の平均で約0.3～0.4である。すなわち、期待インフレ率は国債利回りに完全に反映されている訳ではなく、その約30～40%が反映されているに過ぎない。

② 国債流通利回りについての「Fisher 効果」の大きさを残存期間別にみると、残存

期間が長期化するほど大きい。すなわち、「Fisher 効果」は長期金利についての方が短期金利についてよりも大きい。

③ 期待インフレ率を控除した実質金利ベースでの国債流通利回りの決定要因としては、「流動性プレミアム仮説」、「特定期間選好仮説」、「直利指向仮説」（ただし、昭和54年後半以降の時期を除く）の3仮説とも棄却される。

期待インフレ率と名目金利の関係についての従来の理論・実証分析（例えば、Fisher [10] や Yohe と Karnosky [22] の分布ラグ・モデル）においては、金利の期間構造は曖昧なままに残されてきた。これに対して本稿では、期待インフレ率と金利の期間構造との関係を明示的にモデル化することにより、①長短金利のそれぞれについての「Fisher 効果」の大きさと、②期待インフレ率を控除した実質金利ベースでの金利の期間構造決定メカニズム、を従来の理論・実証分析と比較して多少とも明確にしたと言えるであろう。

もっとも、本稿の実証分析については、①「時系列モデル」によって導出した期待インフレ率が、果して将来のインフレ率についての人々の「期待（予想）」をどの程度正確に反映しているのか、②実証分析を可能とするために便宜的に用いた「均衡実質短期金利コンスタント仮説」が果してどの程度妥当性をもちうるのか、との2つの疑問が残されてい

る。従って、本稿での実証分析結果も、そうした前提条件付きであり、実証分析結果の解釈については、十分に慎重であるべきことをあらかじめ指摘しておく。

2. 期待インフレ率と金利の期間構造に関するモデル

(1) 確実性下のモデル

期待インフレ率と金利の期間構造についての分析の出発点として、次の3つの条件が充足される確実性下の世界を考える。^(注1)

① 将来における実質短期金利およびインフレ率について投資家が完全な知識を持っていること。

② 市場に存在するすべての債券について支払不能（default）のリスクが存在しないこと。

③ 異なった債券相互間での裁定取引に対する障害が存在しないこと。

こうした確実性下の世界においては、現在および将来の各期において、名目短期金利（ r_{t+j} ； $j = 0, 1, \dots, n-1$ ）は、実質短期金利（ ρ_{t+j} ）とインフレ率（ π_{t+j+1} ）^(注2)の合計に等しくなることにより、均衡が成立する（すなわち「Fisher 効果」は完全である）。

$$r_{t+j} = \rho_{t+j} + \pi_{t+j+1} \quad (2-1)$$

(注1) R. Shiller [20] p.19を参照。

なお、以下のモデルでは分析を単純化するために取引コストおよび税金は存在しないと仮定して議論を進める。

(注2) 現在（ t 時点）における名目短期金利（ r_t ）は、債券価格（ v_t ）との関係で、

$$r_t = \frac{v_{t+1} - v_t}{v_t} \quad (A)$$

また、現在（ t 時点）における n 期物長期債（計算の便宜上、ここでは割引債と仮定）^(注3)の複利・最終利回り（ $R_t^{(n)}$ ）と、現在および将来の名目短期金利との間には、純粋期待理論（pure expectations theory）による次式が成立する。

$$(1 + R_t^{(n)})^n = (1 + r_t)(1 + r_{t+1}) \cdots (1 + r_{t+n-1}) \quad (2-2)$$

(2-2)式の両辺の対数を取り、線型近似する。

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} r_{t+j} \quad (2-3)$$

(2-1)式を(2-3)式に代入すると、

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} (\rho_{t+j} + \pi_{t+j+1})$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \rho_{t+j} + \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \pi_{t+j+1} \quad (2-4)$$

つまり、 n 期物長期債利回りは、①現在から（ $n-1$ ）期先までの実質短期金利の平均値と、②翌期から n 期先までに実現するインフレ率の平均値の合計に等しくなるように決定されるというのが確実性下のモデルから導出される結論である。

(2) 不確実性下のモデル

さて、現実の経済では、確実性下のモデルで掲げた3つの条件は充足されておらず、長期債利回りと実質短期金利およびインフレ率との関係を示す(2-4)式は少なくとも次の3点について修正される必要がある。

① 期待インフレ率定式化の必要性……確

として定義される。これに対して t 時点におけるインフレ率（ π_t ）は、価格水準（ p_t ）との関係で、

$$\pi_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \quad (B)$$

として定義される。したがって、 r_t に対応するのは、前期から今期にかけてのインフレ率の実績値（ π_t ）ではなく、今期から翌期にかけて実現する予想値（ π_{t+1} ）である。

(注3) 利付債の場合には、複利・最終利回り（ $R_t^{(n)}$ ）と現在および将来の名目短期金利との間に成立する式は、(2-3)式の替りに次式となる。

$$R_t^{(n)} = \frac{nC + M_v}{A} \cdot r_t + \frac{(n-1)C + M_v}{A} \cdot r_{t+1} + \cdots + \frac{C + M_v}{A} \cdot r_{t+n-1}$$

$$\left[\begin{array}{ll} C : \text{クーポン} & M_v : \text{満期償還額} \\ A : \frac{n(n+1)C}{2} + nM_v \end{array} \right]$$

つまり、利付債の場合には、 $R_t^{(n)}$ は名目短期金利の現在および（ $n-1$ ）期先までの将来値を現在から将来にかけて遞減していくウェイトで加重平均したものと等しくなる（黒田・大久保〔3〕p.10を参照）。

純粋期待理論の公式に関する割引債と利付債の違いは、こうしたウェイト・パターンの差のみであり、以下での割引債についての議論は、そうしたウェイト・パターンの差を除けば、そのまま利付債にも当てはまる。

実性下のモデルで既知とされていた将来のインフレ率(π_{t+j+1} ; $j = 1, \dots, n-1$)は、期待インフレ率(${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t$; t 時点における j 期先の予想値)によって置換されなければならない。すなわち、将来のインフレ率についての「期待(予想)」形成過程の定式化が必要となる。

なお、確実性下のモデルで既知とされていた将来の実質短期金利を、不確実性下のモデルでどう扱うかについては難しい問題があるが、本稿では期待インフレ率と名目金利の関係を分析するに当って伝統的に用いられてきた「均衡実質短期金利コンスタント」との仮定を便宜的に採用して議論を進めることとする。具体的には(2-1)式で表現される均衡条件において

$$\rho_{t+j} = \rho \quad (j=0, \dots, n-1) \quad (2-5)$$

を仮定する(「均衡実質短期金利コンスタント仮説」を巡る議論については[付]を参照)。

② 不完全な「Fisher 効果」の可能性……確実性下のモデルでは、長期債利回りが、現在及び将来のインフレ率の平均値($\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \pi_{t+j+1}$)を完全に反映するとして

きたが、不確実性下のモデルでは実物資産と金融資産との間の裁定取引の不完全さ等の理由から、仮に期待インフレ率(${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t$)が正しく予想されたとしても、それが長期債利回りに必ずしも完全に反映されない可能性が

ある。したがって、「Fisher 効果」が不完全であることを考慮に入れた形でのモデルの定式化が必要となる。

③ 純粹期待理論が妥当しない可能性……確実性下のモデルでは、長期債利回りと現在及び将来の名目短期金利との間に純粹期待理論の公式(2-3)式が妥当するとしてきたが、不確実性下のモデルでは、長期債利回りがそうした将来の短期金利についての「期待」以外の要因^(注4)によっても影響を受ける可能性を考慮する必要がある。

(期待インフレ率の定式化)

将来のインフレ率の「期待(予想)」形成については、一般的な自己回帰モデル(auto-regressive model)を考える。すなわち、「当期から翌期にかけての期待インフレ率(${}_{t+1}\hat{\pi}_t$)は、これまでの過去におけるインフレ率の実績値に基づく線型モデルの最良予測^(注5)である」と仮定する。

$${}_{t+1}\hat{\pi}_t = \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(0)} \cdot \pi_{t-i} + C \quad (2-6)$$

$\lambda_i^{(j)}$ は、 j 期から $j+1$ 期にかけてのインフレ率予想において過去のインフレ率実績値に付されるラグ・ウエイト(以下、同じ)
C は定数

次に翌期以降のインフレ率の予想については、いわゆる chain rule^(注6)を用いることができる。つまり ${}_{t+2}\hat{\pi}_t$ は、これまでの過去におけるインフレ率の実績値と(2-6)式から得られる ${}_{t+1}\hat{\pi}_t$ とを用いて、

(注4) 長期債利回りの決定における「期待」以外の要因としては、Hicks[12]の「流動性プレミアム仮説」、ModiglianiとSutch[18]の「特定期間選好仮説」、わが国で一般的に指摘される「直利指向仮説」などがある(黒田・大久保[2]を参照)。

(注5) 一般的な自己回帰モデルにおける線型最良予測の考え方については、R. Shiller[20]を参照。

(注6) Chain rule については黒田・大久保[2]を参照。

$$\begin{aligned}
{}_{t+2}\hat{\pi}_t &= \lambda_0^{(0)} \cdot {}_{t+1}\hat{\pi}_t + \sum_{i=1}^m \lambda_i^{(0)} \cdot \pi_{t-i+1} \\
&\quad + C \quad (2-7) \\
&= \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(1)} \cdot \pi_{t-i} + C \\
&\quad (2-7)'
\end{aligned}$$

となる。同様の手順を繰り返すと、一般に j 期から $j+1$ 期にかけての期待インフレ率は、次式により得られる。

$${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t = \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(j)} \cdot \pi_{t-i} + C \quad (2-8)$$

確実性下のモデル (2-4) 式の π_{t+j+1} に、(2-8) 式で一般的に表現される期待インフレ率を代入すれば、 n 期物長期債利回りは、均衡実質短期金利及びこれまでの過去のインフレ率の実績値によって表現されることになる (ここで均衡実質短期金利はコンスタントと仮定)。

$$\begin{aligned}
R_t^{(n)} &= \rho + \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} {}_{t+j+1}\hat{\pi}_t \quad (2-9) \\
&= \rho + \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \left[\sum_{i=0}^m \lambda_i^{(j)} \cdot \pi_{t-i} + C \right]
\end{aligned}$$

$$= \rho + \left[C + \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(j)} \cdot \pi_{t-i} \right]$$

$$= \rho + \left[C + \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(n)} \cdot \pi_{t-i} \right] \quad (2-9)'$$

$$\left[\text{ここで } \lambda_i^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \lambda_i^{(j)} \right]$$

(「Fisher効果」が不完全な場合の定式化)

長期債利回りに将来の期待インフレ率がどの程度反映されるかは、当該長期債と実物資産 (ないしは完全に物価上昇が index された金融資産) との間の裁定取引の程度に依存する。

ここでは将来の期待インフレ率が、 n 期物長期債利回りに反映される度合を $\theta_t^{(n)}$ ($0 \leq \theta_t^{(n)} \leq 1$) として一般的に表現する。ここで $\theta_t^{(n)} = 1$ であれば、「Fisher効果」は完全であり、一方 $\theta_t^{(n)} = 0$ であれば、「Fisher効果」はゼロの、完全な貨幣錯覚の世界である。

「Fisher効果」が不完全な場合において、(2-9) 式は次のように変形される。^(注7)

$$R_t^{(n)} = \rho + \theta_t^{(n)} \left[\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} {}_{t+j+1}\hat{\pi}_t \right] \quad (2-10)$$

(注7) 「Fisher効果」の定式化については、各期 (term) ごとに期待インフレ率が名目金利にどの程度反映されるかという形で考えることも可能である。すなわち

$${}_{t+j}\hat{r}_t = \rho + \theta_t^{(j)} \cdot {}_{t+j+1}\hat{\pi}_t \quad (A)$$

$$\left[\begin{array}{l} \theta_t^{(j)} \text{ は } j \text{ 期先の期間 (term) における「Fisher効果」の大きさ、} \\ 0 \leq \theta_t^{(j)} \leq 1 \end{array} \right]$$

と定式化し、 j 期先の短期金利予想値の替りに長期債利回りにから計算される先物短期金利

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

を用いることにより、各期間ごとの「Fisher効果」をテストすることも可能である。

しかしながら、(B) 式による先物短期金利の計算は、分析対象を「残存期間を除いて、利回り決定に与える属性がすべて共通な債券グループ」に限定しないと意味がなくなるとの問題点があるため、本稿では、そうした定式化を採用しない (この点については、黒田・大久保 [3] を参照)。

$$= \rho + \left[\theta_t^{(n)} \cdot C + \theta_t^{(n)} \cdot \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(n)} \cdot \pi_{t-i} \right] \quad (2-10)'$$

(純粹期待理論が成立しない場合の定式化)

長期債利回りと現在および将来の名目短期金利との間に純粹期待理論の公式(2-3)式の成立を保証するのは、異なった残存期間をもつ金融資産(債券)相互間での完全な裁定取引であるが、現実の経済ではそうした裁定取引は必ずしも十分でなく、純粹期待理論が妥当しない可能性のあることを考慮しておかなくてはならない。すなわち、長期債利回りは、純粹期待理論の想定する将来の名目短期金利についての「期待」以外の要因によっても影響されることになる。従って(2-3)式は、

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} t+j \hat{r}_t + X R_t^{(n)} \quad (2-11)$$

$$\left[X R_t^{(n)} \text{は「期待」以外の要因によって影響される利回り部分} \right]$$

となり、(2-10)式は次のように修正される。

$$\begin{aligned} R_t^{(n)} &= \rho + \theta_t^{(n)} \cdot \left[\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} t+j+1 \hat{\pi}_t \right] \\ &\quad + X R_t^{(n)} \quad (2-12) \\ &= \rho + \left[\theta_t^{(n)} \cdot C + \theta_t^{(n)} \cdot \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(n)} \cdot \pi_{t-i} \right] \\ &\quad + X R_t^{(n)} \quad (2-12)' \end{aligned}$$

(2-12)'式が不確実性下のモデルの最終的な形である。次節では、期待インフレ率と名目金利との関係について従来行われてきた理論・実証分析の問題点を、ここで提示した不確実性下のモデルと対比するかたちで、検討する。

(3) 分布ラグ・モデルの批判的検討

期待インフレ率と名目金利との関係について伝統的な分析手法は、I. Fisher [10]によって開発され、その後D. Meiselman [16]、T. Sargent [19]、W. P. YoheとD. S. Karnosky [22]などによって発展させられた分布ラグ・モデルである。

分布ラグ・モデルの基本的な考え方を説明すれば、

① 名目金利は、実質金利(コンスタントと仮定)および期待インフレ率(その全部または一部が名目金利に反映されると考える)によって構成される、

② 期待インフレ率は、過去のインフレ率実績値の自己回帰モデルによって形成される、との2つの考え方に基づき、名目金利を定数項および過去のインフレ率実績値の分布ラグで説明するものである。すなわち、名目金利を R_t 、インフレ率を π_t とすれば、分布ラグ・モデルは、一般的に

$$R_t = \alpha + \sum_{i=0}^m w_i \cdot \pi_{t-i} \quad (2-13)$$

として表現されることになる。

さて、こうした分布ラグ・モデルの考え方は、前節で提示した不確実性下のモデルと対比させれば、幾つかの問題点を含んでいる。ここでは(2-12)'式で示された不確実性下のモデルを(2-13)式に対応する形で

$$\begin{aligned} R_t^{(n)} &= (\rho + \theta_t^{(n)} \cdot C + X R_t^{(n)}) \\ &\quad + \theta_t^{(n)} \cdot \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(n)} \cdot \pi_{t-i} \quad (2-14) \end{aligned}$$

と変形し、(2-13)式を(2-14)式と対比しながら、伝統的な分布ラグ・モデルの考え方およびその解釈の問題点を指摘する。

① 「Fisher 効果」の大きさに対する誤解

伝統的な分布ラグ・モデルの解釈では(2-13)式におけるインフレ率の分布ラグ項の係数合計値($\sum_{i=0}^m w_i$)が、そのまま「Fisher 効果」の大きさであると考えられてきた。しかし(2-14)式から明らかなようにインフレ率の分布ラグ項の係数合計値は「Fisher 効果」の度合($\theta_t^{(n)}$)そのものではなく、 $\sum_{i=0}^m \lambda_i^{(n)} = 1$ のときのみ、 $\theta_t^{(n)} \cdot \sum_{i=0}^m \lambda_i^{(n)} = \theta_t^{(n)}$ となるのである。

また分布ラグ・モデルの解釈では、計測式の決定係数(R^2)は、名目金利の変動を期待インフレ率の変動によってどれだけ説明できるかを示す指標として用いられてきた。しかしながら、計測式の R^2 は in-sample での値であり、たとえ R^2 が大きいたとしても、それは post-sample で期待インフレ率の変動により名目金利の変動を良好に説明できるかという問題とは別物である。^(注8)

② 定数項=実質金利とみなすことの問題

分布ラグ・モデルでは、(2-13)式の定数項(α)が実質金利であるとの解釈がしばしばなされてきた。しかし、(2-14)式から明らかなように、計測式の定数項は、④均衡実質短期金利(ρ)、⑤期待インフレ率予測式の定数項(C)に「Fisher 効果」の度合($\theta_t^{(n)}$)をかけたもの、⑥「期待」以外の要因によって影響される利回り部分($X R_t^{(n)}$)、という3つの要素から成っている訳であり、一般的に定数項を実質金利とみなすことは誤りである。

③ 分布ラグの係数推定に関する問題点

分布ラグ・モデルの推定方法として Fisher [10] の用いた直線ラグ、Yohe と Karnosky [22] の用いた Almon ラグなどは、いずれもラグ・パターンに予め ad hoc な制約を課した上での計測であり、最近において経済分析に広く用いられつつある一般的な「時系列モデル」と比較すれば、利用可能な情報を十分に使っていないという意味で計測された分布ラグの係数推定値の精度は高くない。^(注9)

なお、分布ラグ・モデルは、④実質金利コンスタント、⑤「期待」以外の要因によって影響される利回り部分($X R_t^{(n)}$)コンスタント、との仮定の下での計測であり、④、⑤の仮定のいずれかが妥当しなければ、インフレ率分布ラグ項の係数推定値はバイアスをもったものになりうることは言うまでもない。

④ 金利の期間構造理論の欠如

分布ラグ・モデルによる実証分析では被説明変数の名目金利として、短期金利のみならず、長期金利もしばしばとり上げられているが、モデルの定式化に際して金利の期間構造に対する注意が十分に払われている訳ではなく、被説明変数としての名目金利に対応する期待インフレ率が一体将来のどれだけの期間に亘るものであるか説明されていない。したがって、被説明変数として長期金利をとった場合と短期金利をとった場合とで生じてくる④インフレ率のラグ・パターンの差や、⑤定数項の差、については ad hoc な解釈に止まってきたと言える。

(注8) 同様の議論は、長期債利回りを現在および過去の短期金利の分布ラグで説明する金利の「期間構造式」(term structure equation)についても言える(黒田・大久保[3]を参照)。

(注9) 分布ラグ推定方法に対する一般的な「時系列モデル」の立場からの批判としては折谷[1]を参照。

これに対して(2-14)式では、期待インフレ率と金利の期間構造との関係を明示的に定式化することにより、分布ラグ・モデルにおけるインフレ率分布ラグ項の係数および定数項の大きさが、被説明変数として選んだ金利の残存期間 (term to maturity) に依存することを明らかにしている。

3. わが国の国債流通利回りを対象とした実証分析

(1) 実証分析の手法

ここではわが国の国債流通利回りを分析対象として、第2章で提示したモデルに基づく実証分析を行う。実証分析の目的は、①わが国の国債流通利回りについて、各残存期間ごとの「Fisher 効果」の大きさを計測すること、②期待インフレ率を控除した実質金利ベースで国債流通利回りの期間構造決定要因を検証すること、の2つである。

まず、本稿で採用する実証分析の手法を説明する。

(「Fisher 効果」の計測手法)

国債流通利回り (上場国債相場をもとにした複利・最終利回り、昭和52/6月末～55/12月末の各四半期末データ^(注10)) に対する「Fisher 効果」の計測は次のようにして行う。

① まず、インフレ率としてはWPI (季調済、6か月前比、年率) をとり、^(注11) それを一般的なARMAモデルで表現される定常的

確率過程からの実現値であるとみなす。期待インフレ率としては、推定されたARMAモデルの線型最良予測を採用する。期待インフレ率の予測は、昭和52/6月末から55/12月末までの各四半期末において行い、各予測時点ごとに20期先 (すなわち10年先) までの期待インフレ率 (${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t$; $j=0, \dots, 19$) を計算する。^(注12)

② 各四半期末において市場に存在する国債利回り ($R_t^{(n)}$) のそれぞれに対応する期待インフレ率 (${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t$) をARMAモデルによる予測値 (${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t$; $j=0, \dots, n-1$) を用いて計算する。

${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t$ の計算式は次の通りである。^(注13)

$$\begin{aligned} {}_{t+j+1}\hat{\pi}_t = & \frac{nC + Mv}{A} \cdot {}_{t+1}\hat{\pi}_t \\ & + \frac{(n-1)C + Mv}{A} \cdot {}_{t+2}\hat{\pi}_t \\ & + \dots + \frac{C + Mv}{A} \cdot {}_{t+n}\hat{\pi}_t \end{aligned} \quad (3-1)$$

$$\left[\begin{array}{l} C : \text{クーポン} \quad Mv : \text{満期償還額} \\ A = \frac{n(n+1)C}{2} + n \cdot Mv \end{array} \right]$$

③ 国債利回り ($R_t^{(n)}$) をそれぞれの対応する期待インフレ率 (${}_{t+j+1}\hat{\pi}_t$) で回帰することにより、「Fisher 効果」の大きさを計測する。^(注14) すなわち

(注10) 実証分析の対象となる国債流通利回り、および実証分析の対象期間は、黒田・大久保[3]と全く同じである。

(注11) インフレ率としては、ほかにCPIも考えられるが、Kama[13]の実証結果を参考にして「Fisher 効果」が比較的優位に出ると思われるWPIを選択した。

(注12) ARMAモデルの推定方法および推定されたARMAモデルを用いての予測方法については、黒田・大久保[3]を参照。

(注13) 第2章の(注3)を参照。

(注14) ここでは、まず「均衡実質短期金利コンスタント仮説」に加えて、「期待」以外の決定要因によって影響される利回り部分もコンスタントであると仮定して、「Fisher 効果」の計測を行う。

$$R_t^{(n)} = a_0 + a_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + u_t \quad (3-2)$$

[u_t : 攪乱項]

において a_1 が「Fisher 効果」の大きさそのものとなる。ここで (3-2) 式の計測は国債利回りおよび期待インフレ率について、①残存期間別・予測時点別のデータをプールしたもの、②残存期間別のタイム・シリーズ・データ、③予測時点別のクロス・セクション・データの 3 種類について行う。^(注15)

「時系列モデル」を利用したこうした分析手法は、従来の分布ラグによる分析手法と比べて直截簡明な「Fisher 効果」の計測手法となっている。これは何よりもまず、分析対象となっている長期国債利回りのそれぞれに対応する期待インフレ率を明示的に計算したことによるものであり、(3-2) 式における期待インフレ率の係数 a_1 は「Fisher 効果」の指標として、分布ラグ・モデルにおけるインフレ率分布ラグ項の係数合計にまつわる問題を回避していると言えよう。

(実質金利ベースでの期間構造決定要因の検証方法)

次に国債利回り ($R_t^{(n)}$) から、それぞれに対応する期待インフレ率 ($\hat{\pi}_t^{(n)}$) を差し引くことによって実質金利ベースでの国債利回り ($RR_t^{(n)}$) を計算するとともに、その期間構造の決定要因を探ることとする。

まず第 2 章での不確実性下のモデルによれば、国債利回り ($R_t^{(n)}$) は一般的に次のよう

に表現された。

$$R_t^{(n)} = \rho + \theta_t^{(n)} \cdot \hat{\pi}_t^{(n)} + XR_t^{(n)} \quad (3-3)$$

したがって実質金利ベースでの国債利回り ($RR_t^{(n)}$) は、

$$RR_t^{(n)} = R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)} \quad (3-4)$$

$$= \rho - (1 - \theta_t^{(n)}) \hat{\pi}_t^{(n)} + XR_t^{(n)} \quad (3-4)'$$

となる。

ここで「期待」以外の利回り決定要因 ($XR_t^{(n)}$) としては、①Hicks [12] の「流動性プレミアム仮説」、②Modigliani と Sutch [18] の「特定期間選好仮説」、③わが国で一般に指摘される「直利指向仮説」の 3 つの仮説を、次のような形で検証する。^(注16)

① 「流動性プレミアム仮説」の検証

$$RR_t^{(n)} = b_0 + b_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + b_2 Y + u_{2t} \quad (3-5)$$

または

$$RR_t^{(n)} = b'_0 + b'_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + b'_2 \ln Y + u'_{2t} \quad (3-5)'$$

$$\left\{ \begin{array}{l} Y: \text{残存期間 (年)} \\ u_{2t}, u'_{2t}: \text{攪乱項} \end{array} \right\}$$

を回帰し、係数 b_2 、 b'_2 の統計的有意性をみ

(注15) 期待インフレ率として ARMA モデルによる予測値を用いて「Fisher 効果」を実証したものとして Feldstein と Summers [9]、折谷 [1] がある。しかし、それらのペーパーでは、①金利の期間構造が考慮されていない、②「期待」以外の利回り決定要因が考慮されていない、との限界があった。

(注16) 各仮説を検証するための specification および変数 Y、W、CP の内容については黒田・大久保 [2] を参照。

る。ここで「流動性プレミアム仮説」によれば、残存期間(Y)が長くなるほど国債利回りは高くなるはずなので、 b_2 、 b'_2 の符号条件はプラスである。

② 「特定期間選好仮説」の検証

$$RR_t^{(n)} = c_0 + c_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + c_2 \cdot W + u_{3t} \quad (3-6)$$

$$\left[\begin{array}{l} W: \text{残存期間別・クーポン別の国債} \\ \text{残高構成比}(\%) \\ u_{3t}: \text{攪乱項} \end{array} \right]$$

を回帰し、係数 c_2 の統計的有意性をみる。ここで「特定期間選好仮説」によれば、残存期間別・クーポン別構成比(W)が増加するほど国債利回りは高くなるはずなので、 c_2 の符号条件はプラスである。

③ 「直利指向仮説」の検証

$$RR_t^{(n)} = d_0 + d_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + d_2 CP + u_{4t} \quad (3-7)$$

$$\left[\begin{array}{l} CP: \text{クーポン水準} \\ u_{4t}: \text{攪乱項} \end{array} \right]$$

を回帰し、係数 d_2 の統計的有意性をみる。ここで「直利指向仮説」によれば、クーポンが高いほど国債利回りは低くなるはずなので、符号条件はマイナスである。

また、(3-5)、(3-5)'、(3-6)、(3-7)の各式の計測において期待インフレ率の係数 b_1 、 b'_1 、 c_1 、 d_1 は「期待」以外の利回

り決定要因($XR_t^{(n)}$)がコンスタントとの仮定を外した場合の「Fisher 効果」の大きさを表現していることになる。ただし、「Fisher 効果」の大きさを θ とすれば、 $\theta - 1$ がそれぞれ b_1 、 b'_1 、 c_1 、 d_1 に相当する。

(2) 実証分析の結果

(期待インフレ率の計算)

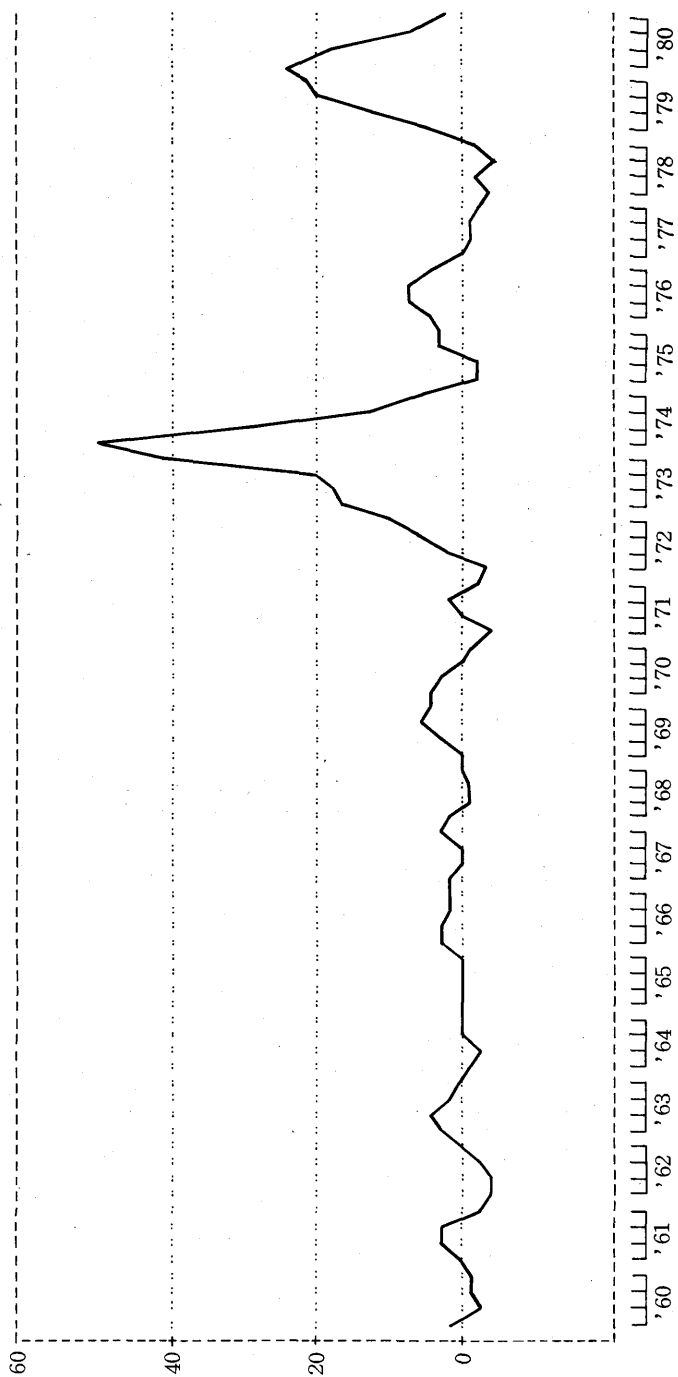
卸売物価(季調済、6か月前比、年率)の時系列データは、第1図に示す通りである。^(注17)

この卸売物価の時系列データを、定常的確率過程からの実現値とみなし、^(注18)「ARMAモデルの推定」と「推定されたモデルを用いての予測」を行った。データ始期を昭和28/Ⅲ期に固定し、まず昭和52/Ⅱ期までのデータ(サンプル数96)を用いたモデル推定と、昭和52/Ⅱ期を予測開始時点とした20期先までの(すなわち10年先までの)卸売物価の予測値を計算した。次にデータ終期を1期延長して、モデルの推定と、昭和52/Ⅲ期における20期先までの卸売物価の予測値を計算した。以下昭和55/Ⅳ期までの15回に亘り、同様なARMAモデルの推定・予測の作業を繰り返して、本稿の分析対象期間において市場に存在する各々の国債利回りに対応した期待インフレ率を計算するために必要な卸売物価の予測値を準備した。ここでARMAモデルの推定におけるARパート、MAパートの最適次数の選択にはAIC(Akaike's information criterion)を用いた。ARMAモデルの推定結果は、第1表に示す通りである。

(注17) 実際に用いた卸売物価の時系列データの始期は昭和28/Ⅲ期であるが、第1図には昭和35/Ⅰ期以降のデータのみを図示してある。

(注18) 第1図での時系列データを定常的確率過程とみなす場合には、昭和48～9年の高インフレ期が問題となる。したがって、ここでの期待インフレ率の予測結果は、そうした条件付きであり、本稿での実証結果も十分慎重に解釈されなければならない。

第1図 卸売物価（季調済、6か月前比、年率）の推移



第1表 卸売物価のARMAモデル推定結果

$$\pi_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \cdot u_{t-i} + u_t$$

π_t : 卸売物価 (季調済)、6か月前比、年率
 u_t : ノイズ

計測期間	次数		α_i (t 値)		β_i (t 値)	
	m	n	i = 1	i = 2	i = 1	i = 2
昭和 28/Ⅲ-52/Ⅱ	1	2	-0.5846 (-5.2675)		1.1344 (8.8142)	0.3164 (2.4999)
Ⅲ	1	2	-0.5987 (-5.4586)		1.1037 (8.4965)	0.2890 (2.2628)
Ⅳ	1	2	-0.6052 (-5.4473)		1.0284 (7.7039)	0.2517 (1.9274)
53/I	1	2	-0.5963 (-5.3963)		1.0642 (8.1174)	0.2731 (2.1269)
Ⅱ	1	2	-0.5924 (-5.4498)		1.0985 (8.6089)	0.2984 (2.3814)
Ⅲ	1	1	-0.7260 (-10.1467)		0.7536 (11.0207)	
Ⅳ	1	2	-0.6159 (-5.8213)		1.0896 (8.4596)	0.2517 (1.9818)
54/I	1	2	-0.6183 (-5.7785)		1.0416 (7.9329)	0.2249 (1.7421)
Ⅱ	1	2	-0.5891 (-5.0784)		0.8848 (6.4583)	0.2239 (1.7026)
Ⅲ	1	1	-0.6892 (-8.8951)		0.6018 (7.0468)	
Ⅳ	1	1	-0.7022 (-9.4636)		0.6630 (8.5000)	
55/I	2	1	-0.9718 (-5.6108)	0.2589 (1.6242)	0.3589 (2.1211)	
Ⅱ	2	1	-0.8718 (-7.7700)	0.1670 (1.5018)	0.7986 (11.4906)	
Ⅲ	2	1	-0.9202 (-8.5759)	0.2064 (1.9343)	0.8189 (12.6985)	
Ⅳ	1	2	-0.6189 (-6.3153)		1.1067 (9.4187)	0.3097 (2.6767)

ARMA モデルによる卸売物価の予測値を用いて各予測時点ごとに市場に存在する国債利回り ($R_t^{(n)}$)、複利・最終利回り、第2図を参照)のそれぞれに対応した期待インフレ率 ($\hat{\pi}_t^{(n)}$) を計算した。^(注19)

第3図は、そうした期待インフレ率 ($\hat{\pi}_t^{(n)}$) の予測時点別・残存期間別データを図示したものである。同図から明らかなように、期待インフレ率はかなり大きく変動しており、名目金利をベースとした場合と、期待インフレ率を控除した実質金利をベースとした場合とでは、国債利回りの期間構造が、相当違ったものになるであろうことが容易に察知される。また、残存期間の長短に対応した期待インフレ率の変動を比較すると、残存期間が短いものについての変動が極めて大きいものに対して、残存期間が長いものについての期待インフレ率は比較的安定している。これは、人々の「期待(予想)」形成が、遠い将来については、通常これまでの平均的水準を基準にして行われているためとみることができよう。

(「Fisher 効果」の大きさ)

いわゆる国債流動化以降の時期として昭和52/Ⅱ期より55/Ⅳ期の各四半期末において市場に存在する国債利回り ($R_t^{(n)}$) と、ARMA モデルによる予測値に基づいて計算した期待インフレ率 ($\hat{\pi}_t^{(n)}$) とを対比させることにより、「Fisher 効果」の大きさを計測した。

計測結果の概要は、次の通りである(第2

表、第3表を参照)。

① プールされたデータによる計測では、「Fisher 効果」の大きさを示す係数 a_1 は通常の有意水準(5%、以下同じ)で、明らかに有意となっているが、その大きさは $a_1 = 0.3946$ と1よりも相当小さい。

したがって、ここでの計測結果は、わが国の長短金利についての「Fisher 効果」は不完全であるとするこれまでの実証結果(清水啓典[4]、K. Kama[13]など)を再確認している。

② 残存期間別のタイム・シリーズ・データによる計測では、係数 a_1 は残存期間2、3年の部分では、符号条件をみたさなかったり、通常的水準では有意でなかったりして「Fisher 効果」の存在は棄却される。^(注20) しかし残存期間3年以上では、係数 a_1 は符号条件をみたし、かつ通常的水準で有意となっており、残存期間別のデータについても、「Fisher 効果」の存在は概ね実証されたとみることができよう。

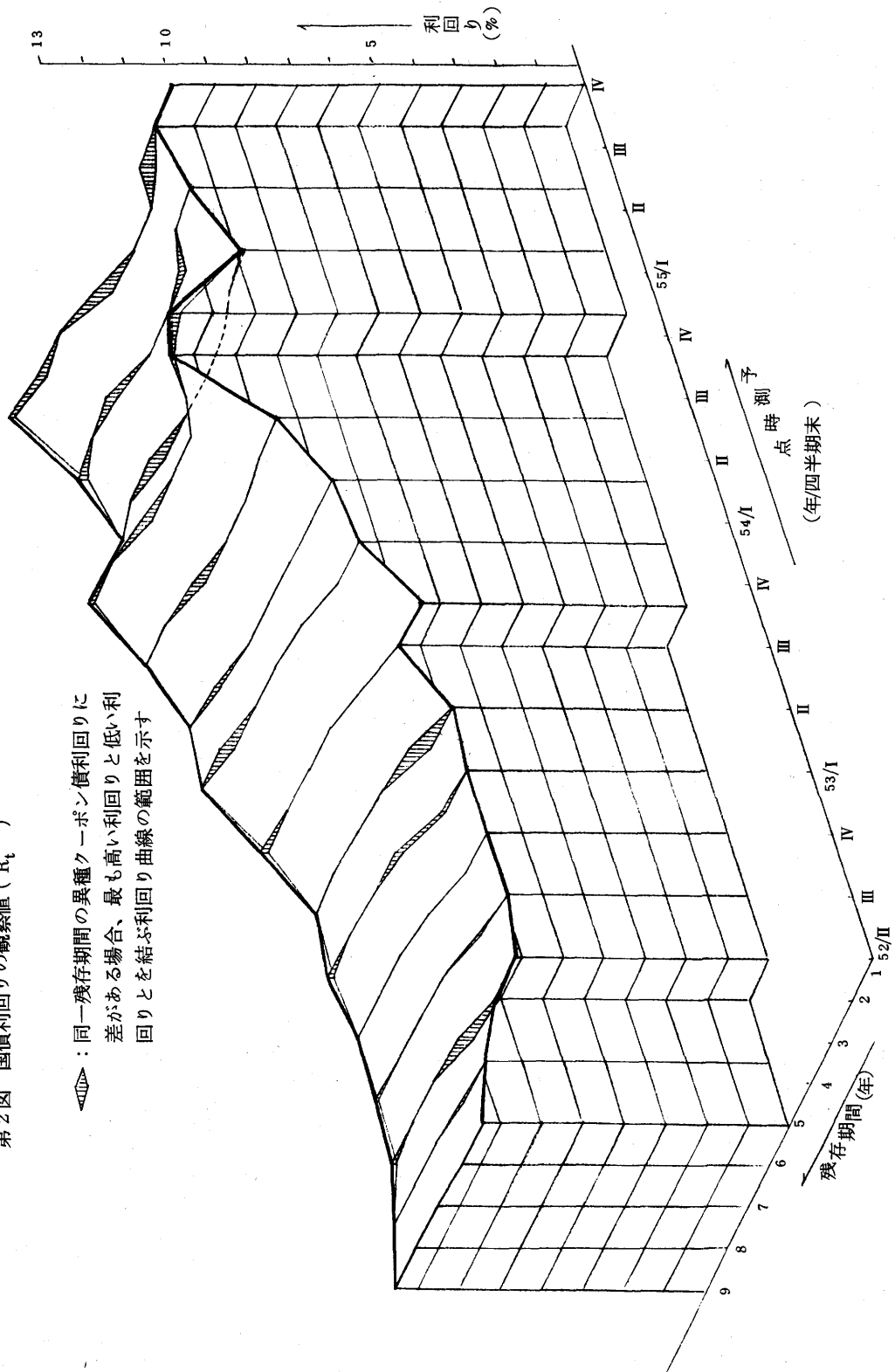
ここで注目すべきことは、残存期間4年の $a_1 = 0.3832$ から同9年の $a_1 = 0.7741$ まで残存期間が長くなるにつれて係数 a_1 が大きくなるとの傾向が読みとれることである。すなわち、均衡実質短期金利コンスタントとの仮定のもとでは「Fisher 効果」は、長期金利についての方が、短期金利についてよりも大きくなる傾向のあることを、ここでの実証結果は示唆している。^(注21) 従来の分布ラグ・モデルによる実証分析では、米国の Yohe と

(注19) 期待インフレ率の計算に当っては、計算を簡略化するために、残存期間を単純に n 年 ($n=1, 2, \dots, 9$) とした。また(3-1)式におけるウェイトの計算においてクーポン支払を年1回とした。

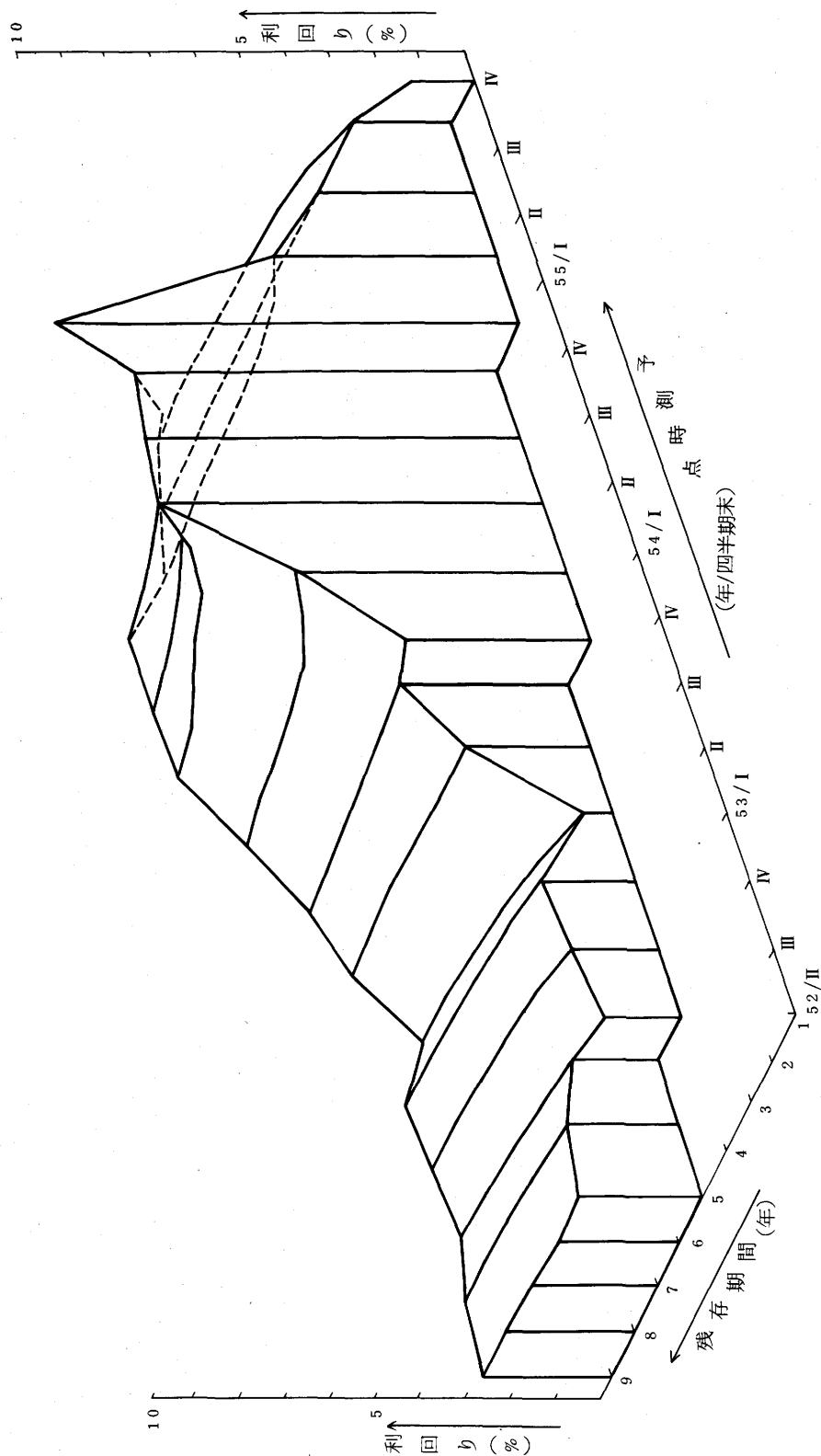
(注20) 残存期間2、3年の部分で、「Fisher 効果」が有意に検証されなかったのは、サンプル数不足による面もあると推察される。

(注21) わが国の現先レート(3か月物)について本稿と同様な ARMA モデルによる期待インフレ率を用いて「Fisher 効果」の計測を行った折谷[1]によれば、現先レート(3か月物)についての「Fisher 効果」の大きさは、0.2437 (t 値 = 8.5658) であり、本稿での実証結果と整合的である。なお折谷の計測期間は昭和42年2月から53年12月、期待インフレ率として用いたのは卸売物価(前月比増減率、年率)である。

第2図 国債利回りの観察値 ($R_t^{(n)}$)



第3図 期待インフレ率 ($\hat{\pi}_t^{(n)}$)



第2表 フィッシャー効果の計測<タイム・シリーズ・データ>

$$R_t^{(n)} = a_0 + a_1 \hat{\pi}_t^{(n)}$$

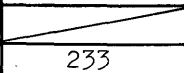
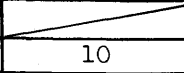
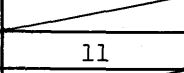
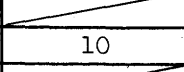
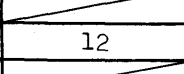
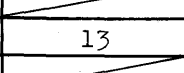
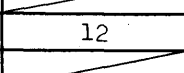
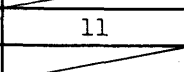
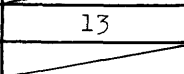
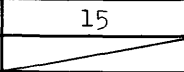
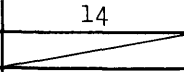
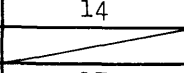
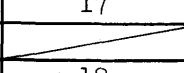
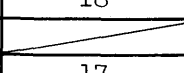
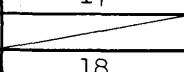
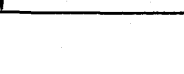
$R_t^{(n)}$: t時点におけるn期物国債利回り
 $\hat{\pi}_t^{(n)}$: $R_t^{(n)}$ に対応する期待インフレ率

		a_0 (t 値)	a_1 (t 値)	$\bar{R}^2$ S.E.	D.W. D.F.
プールされたデータ		6.2356 (40.7395)	* 0.3946 (10.7055)	0.3268 0.9939	0.4272 233
残 存 期 間 別 (年)	n =				
	2 年	8.9363 (17.8248)	0.1697 (2.0521)	0.3145 0.7134	0.9529 6
	3	8.9193 (10.9052)	-0.0408 (-0.3009)	- 1.2435	0.4551 16
	4	5.7775 (13.2072)	* 0.3832 (4.1212)	0.3807 1.0492	0.2140 25
	5	5.6164 (16.9144)	* 0.4585 (5.3948)	0.4755 0.8344	0.2567 30
	6	6.0411 (16.8387)	* 0.4207 (4.4162)	0.3664 0.7842	0.2580 31
	7	5.9780 (14.6319)	* 0.4939 (4.7647)	0.3827 0.8371	0.2142 34
	8	5.6823 (13.1377)	* 0.5978 (5.0717)	0.4140 0.8331	0.2212 34
	9	5.0156 (16.6695)	* 0.7741 (9.0166)	0.6620 0.5977	0.3649 40

(注) * 印は5%水準で有意。

第3表 フィッシャー効果の計測<クロス・セクション・データ>

$$R_t^{(n)} = a_0 + a_1 \hat{\pi}_t^{(n)}$$

		a_0 (t 値)	a_1 (t 値)	$\bar{R}^2$ S.E.	D.W. D.F.
プールされたデータ		6.2356 (40.7395)	* 0.3946 (10.7055)	0.3268 0.9939	 233
予 測 時 点 別 (四 半 期 末)	t = 昭和52/Ⅱ	5.9220 (54.8319)	* 0.5589 (14.0317)	0.9469 0.0464	 10
	Ⅲ	6.2237 (59.1609)	* 0.2987 (7.2691)	0.8122 0.0666	 11
	Ⅳ	4.3412 (11.1652)	* 0.9868 (5.4405)	0.7223 0.1246	 10
	53/I	3.3997 (11.8462)	* 1.2933 (10.1910)	0.8878 0.0831	 12
	Ⅱ	1.5598 (3.3800)	* 1.9643 (10.1408)	0.8791 0.0958	 13
	Ⅲ	5.2147 (36.9807)	* 0.8454 (8.1657)	0.8348 0.1416	 12
	Ⅳ	65.4125 (8.0485)	*-20.8801 (-7.2773)	0.8125 0.1421	 11
	54/I	10.8190 (24.2805)	* -1.0757 (-8.6382)	0.8402 0.1267	 13
	Ⅱ	10.1599 (43.1685)	* -0.4650 (-9.6402)	0.8518 0.1280	 15
	Ⅲ	8.3218 (46.7706)	* -0.0881 (-3.2286)	0.3864 0.1207	 14
	Ⅳ	8.6543 (29.5766)	-0.0428 (-0.9215)	- 0.1877	 14
	55/I	7.1134 (22.0866)	* 0.3765 (7.8848)	0.7726 0.3200	 17
	Ⅱ	6.2002 (14.5650)	* 0.5188 (5.1516)	0.5735 0.1371	 18
	Ⅲ	53.5257 (7.1075)	*-12.5332 (-5.9207)	0.6545 0.2167	 17
	Ⅳ	10.8440 (20.4983)	* -0.5021 (-2.7774)	0.2611 0.3695	 18

(注) *印は5%水準で有意。

Karnosky[22]、わが国の清水[4]、Kama[13]のいずれも、「Fisher 効果」は短期金利についての方が長期金利についてよりも大きいと主張されてきたが、前章(3)で指摘したような分布ラグ・モデルの様々な問題点と相俟って、そうした分布ラグ・モデルの実証結果には大きな疑念がもたれるのである。

もっとも、ここでの実証結果は均衡実質短期金利コンスタントとの仮定に基づいており、「Fisher 効果」が短期金利よりも長期金利で大きかったことは、均衡実質短期金利が現実には大きく変動しているためである可能性もあることに注意する必要がある。

なお、期待インフレ率と名目金利との関係についての Fisher[10] 自身の考え方は、期待インフレ率が名目金利に反映されるのには長い時間がかかるということであり、Fisher[10] はそうした効果が主として長期金利に現われると考えて実証分析を行った。本稿での実証結果は、そうした Fisher の考え方が一応の妥当性をもっていることを示唆していると言えよう。

③ 予測時点別のクロス・セクション・データによる計測では、①係数 a_1 は、予測時点15のうち7時点で符号条件をみたさない、②その絶対値の最大値は 20.8801(昭和53/IV期)と、第2章で示した理論モデルで考えられている θ の範囲、 $0 \leq \theta \leq 1$ を大きく逸脱している、③各期ごとの係数 a_1 の値の変化は極めて大きい、などの結果が得られた。つまり、ある時点ごとをとってみると、期待インフレ率と名目金利との間には、前者が後者に反映されているとの安定した関係は見出されないのである。「Fisher 効果」はある程度の長い期間をとったときに初めて有意に観察されるものであり、各時点ごとに瞬間的に出現するものではないことを、クロス・セ

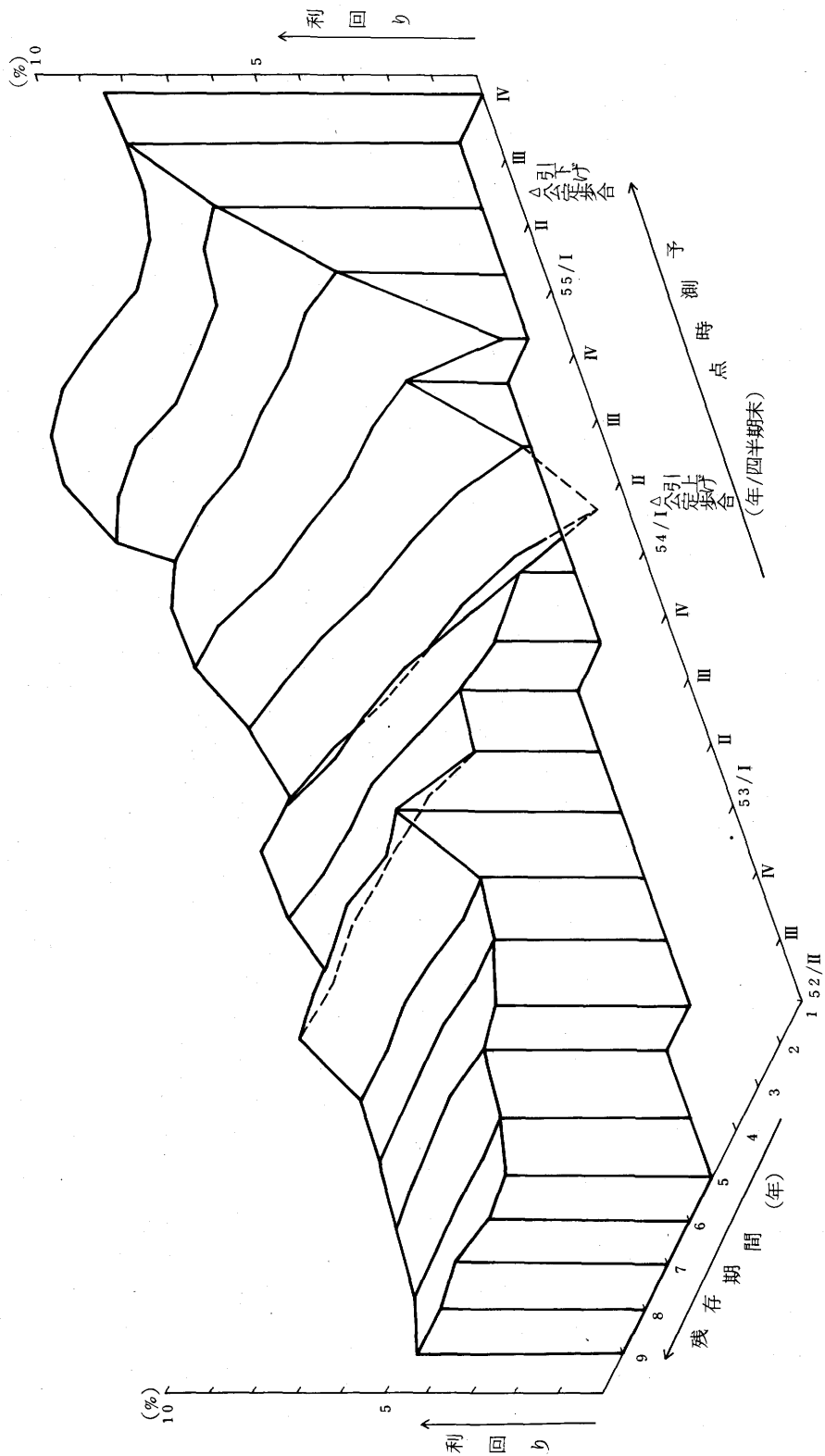
クション データによる実証結果は示唆していると言えよう。

(実質金利ベースでの金利の期間構造)

以上における「Fisher 効果」の計測は、①「均衡実質短期金利コンスタント仮説」に加えて、②「期待」以外の利回り決定要因もコンスタントとの仮定に基づいていた。したがって、次に②の仮定をはずして「期待」以外の利回り決定要因に関する3つの仮説を検証するとともに、それぞれの場合における「Fisher 効果」の大きさを計測した。

第4図は、市場に存在する国債利回り ($R_t^{(n)}$) から、対応する期待インフレ率 ($\hat{\pi}_t^{(n)}$) を差し引くことによって計算された実質金利ベースでの国債利回り ($RR_t^{(n)} = R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)}$) を図示したものである。第2図と対比すれば明らかなように、名目金利ベースと実質金利ベースとでは金利の期間構造が大きく異なっている。すなわち、①まず全体として名目金利水準の高低と実質金利水準の高低(利回り曲線の水準)とは全く別物である。例えば名目金利ベースでは昭和54年4月の公定歩合引上げ以来、金利水準は顕著な上昇をとげ、55年8月の公定歩合引下げ時にはピークを打った形となっているが、実質金利ベースでは、54/III期までは低金利期であり、金利水準が顕著な上昇を示したのは55/III期以降ということになる。②次に各時点における長短の金利の期間構造(利回り曲線の形状)も名目金利ベースと実質金利ベースとでは大きく異なっている時期がある。これは第3図に示した期待インフレ率の期間構造が必ずしも水平でない以上当然のことであるが、そうした事実は金利の期間構造理論の実証分析において、名目金利ベースのみならず、実質金利ベースでの検証を別途行う必要性のあることを示唆していると言えよう。

第4図 事前の实质金利 ($R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)}$)



「期待」以外の利回り決定要因に関する3つの仮説の検証結果は、次の通りである。

＜「流動性プレミアム仮説」の検証＞（第4表および第5表）

① プールされたデータによる計測では、残存期間を示す変数 Y （又は $\ln Y$ ）の係数 b_2 （又は b'_2 ）は符号条件をみたさず、「流動性プレミアム仮説」は棄却される。

② 予測時点別のクロス・セクション・データによる計測でも、計測15時点中 b_2 (b'_2) が、符号条件をみたし、かつ通常の水準で有意となるのは6時点（5時点）に過ぎない。
＜「特定期間選好仮説」の検証＞（第6表）

① プールされたデータによる計測では、残存期間別・クーポン別構成比 W の係数 c_2 は符号条件をみたしておらず、「特定期間選好仮説」は棄却される。

② 予測時点別のクロス・セクション・データによる計測では、 c_2 は概ね符号条件をみたしているものの、通常の水準で有意となるのは3時点のみである。また c_2 の絶対値は高さ0.02であり、残存期間別・クーポン別構成比 W が RR に与える影響は、仮に存在するとしても極めて小さいと言えよう。

＜「直利指向仮説」の検証＞（第7表、第8表）

① プールされたデータによる計測では、クーポン CP の係数 d_2 は符号条件をみたすものの、通常の水準では有意でない。したがって「直利指向仮説」も棄却されることになる（ただし20%水準では有意）。

② 残存期間別のタイム・シリーズ・データによる計測では、 d_2 が符号条件をみたし、かつ通常の水準で有意となるのは7年、8年の2期間のみである。

③ 予測時点別のタイム・シリーズ・データによる計測では d_2 が符号条件をみたし、かつ通常の水準で有意となるのは、昭和54/Ⅲ、Ⅳ、55/Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ、Ⅳの6期であり、54年後半以降においては「直利指向仮説」がかなりの説明力を持つことが示された。これは、黒田・大久保〔3〕による名目金利ベースでの「直利指向仮説」の実証結果とほぼ一致するものである。^(注22)

実質金利ベースでの長期国債利回りの期間構造について、「期待」以外の利回り決定要因に関する3つの仮説は、いずれも棄却された。もっともその中で「直利指向仮説」のみは、昭和54年後半以降の時期についてみると、かなり説明力を有していることが示された。

さて、以上のような「期待」以外の利回り決定要因の変動を考慮に入れた場合に、「Fisher効果」の大きさはどのように変化したであろうか。第4表から第8表までのプールされたデータによる計測結果に基づいて「Fisher効果」の大きさ(θ)を計算すると、次のようになる。

① 「流動性プレミアム仮説」の検証

$$b_1 = -0.6097 \rightarrow \theta = 0.3903$$

$$b'_1 = -0.6181 \rightarrow \theta = 0.3819$$

② 「特定期間選好仮説」の検証

$$c_1 = -0.6857 \rightarrow \theta = 0.3143$$

③ 「直利指向仮説」の検証

$$d_1 = -0.6108 \rightarrow \theta = 0.3892$$

すなわち、変数 W を加えたときに「Fisher効果」の計測結果は多少変化するが、その他の場合には $\theta = 0.38 \sim 0.39$ で安定しており、これは「期待」以外の利回り決定要因をコンスタントとして計測した場合の $\theta = 0.3946$

（注22）黒田・大久保〔3〕 p.68 参照。

第4表 「流動性プレミアム仮説」の検証<クロス・セクション・データ>

$$R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)} = b_0 + b_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + b_2 Y_t^{(n)}$$

[$Y_t^{(n)}$: $R_t^{(n)}$ に対応する残存期間 (年)]

		b_0	b_1	b_2	$\bar{R}^2$ S.E.	D.W. D.F.
プールされた データ		6.3349 (23.0520)	*- 0.6097 (-16.0230)	-0.0139 (-0.4369)	0.5311 0.9976	 232
予 測 時 点 別 (四 半 期 末)	t = 昭和 52/II	6.1445 (57.9813)	*- 0.5907 (-10.5738)	* 0.0280 (3.1333)	0.9561 0.0338	 9
	III	6.3876 (98.6080)	*- 0.8886 (-21.1885)	* 0.0466 (5.2655)	0.9884 0.0360	 10
	IV	4.6712 (4.2214)	- 0.2703 (- 0.3282)	0.0316 (0.3208)	- 0.1306	 9
	53/I	1.8694 (2.2369)	* 1.2659 (2.4448)	-0.0966 (-1.9264)	0.3882 0.0751	 11
	II	1.7671 (0.9791)	0.8547 (0.9077)	0.0079 (0.1192)	0.5988 0.0998	 12
	III	5.2360 (34.6177)	0.1119 (0.2111)	-0.0565 (-0.5134)	0.0284 0.1460	 11
	IV	126.7528 (3.9754)	*-43.1204 (- 3.9015)	-0.1778 (-1.9789)	0.8635 0.1260	 10
	54/I	8.5991 (4.5700)	*- 1.5724 (- 3.6349)	0.0691 (1.2130)	0.9535 0.1246	 12
	II	7.8294 (7.5500)	*- 1.1267 (- 7.3412)	* 0.1135 (2.2938)	0.9867 0.1129	 14
	III	5.3269 (9.1491)	*- 0.7846 (-13.0281)	* 0.1741 (5.2295)	0.9968 0.0711	 13
	IV	4.1283 (4.1220)	*- 0.0653 (- 5.2359)	* 0.2490 (4.6002)	0.9881 0.1201	 13
	55/I	4.2536 (4.0234)	*- 0.3600 (- 3.5168)	* 0.1935 (2.7993)	0.9315 0.2702	 16
	II	4.5427 (3.6336)	- 0.1519 (- 0.5980)	0.0472 (1.4053)	0.5592 0.1335	 17
	III	60.9712 (3.7477)	*-15.6642 (- 3.3774)	0.0241 (0.5188)	0.6760 0.2212	 16
	IV	11.1173 (14.7010)	*- 1.6638 (- 4.5788)	0.0346 (0.5163)	0.7725 0.3772	 17

(注) * 印は5%水準で有意。

第5表 「流動性プレミアム仮説」の検証<クロス・セクション・データ>

$$R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)} = b'_0 + b'_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + b'_2 \ln Y_t^{(n)}$$

		b'_0	b'_1	b'_2	$\bar{R}^2$	D.W.
					S.E.	D.F.
プールされたデータ		6.7170 (20.1695)	*- 0.6181 (-16.4211)	-0.2497 (-1.6309)	0.5361 0.9924	 232
予 測 時 点 別 (四 半 期 末)	t = 昭和 52/II	6.6524 (34.7742)	*- 0.8930 (- 7.8651)	* 0.2768 (4.0783)	0.9680 0.0289	 9
	III	6.7785 (63.2455)	*- 1.2389 (-13.3051)	* 0.4476 (5.9160)	0.9904 0.0328	 10
	IV	5.0510 (4.6656)	- 1.0994 (- 0.7087)	0.8455 (0.7053)	- 0.1278	 9
	53/I	1.6895 (1.3924)	1.8629 (1.7068)	-0.9693 (-1.4472)	0.3127 0.0796	 11
	II	3.1492 (1.0943)	- 0.0717 (- 0.0385)	0.4684 (0.5600)	0.6086 0.0985	 12
	III	5.1795 (3.9818)	- 0.1864 (- 0.1592)	0.0417 (0.0272)	0.0054 0.1477	 11
	IV	152.7987 (2.4177)	*-51.7390 (- 2.3946)	-1.5157 (-1.3954)	0.8386 0.1370	 10
	54/I	3.8364 (0.9379)	- 0.6377 (- 0.7537)	1.0559 (1.7160)	0.9581 0.1183	 12
	II	4.1527 (1.8453)	*- 0.7144 (- 2.5240)	* 1.3576 (2.6798)	0.9879 0.1077	 14
	III	1.3549 (0.7459)	*- 0.4960 (- 3.1962)	* 1.8276 (3.8449)	0.9953 0.0857	 13
	IV	-2.7024 (-0.8975)	- 0.0310 (- 0.1151)	* 2.8568 (3.7810)	0.9852 0.1344	 13
	55/I	1.7564 (0.6724)	- 0.1811 (- 0.8281)	1.4703 (2.0641)	0.9194 0.2931	 16
	II	2.9791 (1.1349)	0.1282 (0.2562)	0.3974 (1.2431)	0.5489 0.1350	 17
	III	53.0585 (2.5641)	*-13.3986 (- 2.2560)	-0.0071 (-0.0247)	0.6720 0.2226	 16
	IV	11.3093 (8.6849)	*- 1.7894 (- 2.3739)	0.2305 (0.3931)	0.7710 0.3784	 17

(注) * 印は5%水準で有意。

第6表 「特定期間選好仮説」の検証<クロス・セクション・データ>

$$R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)} = c_0 + c_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + c_2 W_t^{(n)}$$

[$W_t^{(n)}$: $R_t^{(n)}$ に対応する残存期間別・クーポン別構成比]

		c_0	c_1	c_2	$\bar{R}^2$	D.W.
					S.E.	D.F.
プー		6.8839	*- 0.6857	*-0.0275	0.5648	
ル		(32.3433)	(-16.9960)	(-4.2586)	0.9612	232
予 測 時 点 別 (四 半 期 末)	t =	5.9282	*- 0.4609	0.0018	0.9243	
	昭和 52/Ⅱ	(57.3545)	(-11.2973)	(1.3534)	0.0444	9
	Ⅲ	6.2201	*- 0.7521	* 0.0043	0.9865	
		(101.3047)	(-28.5930)	(4.7101)	0.0389	10
	Ⅳ	4.5110	- 0.1580	0.0049	0.0659	
		(12.0970)	(- 0.8377)	(1.6637)	0.1149	9
	53/Ⅰ	3.4771	0.2429	0.0015	0.1946	
		(9.9143)	(1.3598)	(0.4166)	0.0862	11
	Ⅱ	2.0555	* 0.7008	0.0084	0.6918	
		(4.1552)	(3.1254)	(1.9081)	0.0874	12
	Ⅲ	5.1571	*- 0.3165	* 0.0195	0.3956	
		(44.1750)	(- 3.0485)	(2.6667)	0.1152	11
	Ⅳ	51.2615	*-16.9830	0.0180	0.8416	
		(4.2512)	(- 4.0363)	(1.5212)	0.1358	10
	54/Ⅰ	9.9779	*- 1.8644	0.0096	0.9573	
		(15.0221)	(-10.6788)	(1.6329)	0.1194	12
	Ⅱ	10.0660	*- 1.4488	0.0023	0.9819	
		(25.2121)	(-19.5961)	(0.2963)	0.1320	14
	Ⅲ	7.6588	*- 1.0066	* 0.0193	0.9935	
		(26.7304)	(-26.6783)	(2.7013)	0.1003	13
	Ⅳ	8.3451	*- 1.0049	0.0093	0.9699	
		(15.3314)	(-13.7415)	(0.6794)	0.1913	13
	55/Ⅰ	6.7823	*- 0.5891	0.0155	0.9017	
		(12.6845)	(- 9.0199)	(0.7811)	0.3237	16
	Ⅱ	5.6607	*- 0.3674	0.0098	0.5335	
		(8.0356)	(- 2.3622)	(0.9621)	0.1373	17
	Ⅲ	55.2025	*-14.0100	0.0033	0.6729	
		(4.5138)	(- 4.0469)	(0.1761)	0.2223	16
	Ⅳ	10.8276	*- 1.4931	-0.0018	0.7690	
		(17.3986)	(- 5.9914)	(-0.0544)	0.3801	17

(注) *印は5%水準で有意。

第7表 「直利指向仮説」の検証<タイム・シリーズ・データ>

$$R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)} = d_0 + d_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + d_2 CP_t^{(n)}$$

[$CP_t^{(n)}$: $R_t^{(n)}$ に対応するクーポン水準]

		d_0	d_1	d_2	$\bar{R}^2$	D.W.
					S.E.	D.F.
プールされた データ		7.3057 (9.8319)	*-0.6108 (-16.4718)	-0.1443 (-1.4728)	0.5351	
					0.9934	232
残 存 期 間 別 (年)	n = 2 年	15.4148 (1.2359)	*-0.7636 (-4.9003)	-1.0211 (-0.5199)	0.9254	0.9861
					0.7612	5
	3	11.5504 (1.3085)	*-1.0796 (-5.7618)	-0.3719 (-0.3107)	0.7593	0.4759
					1.2801	15
	4	-5.2379 (-4.2504)	*-0.6986 (-15.1937)	* 1.6012 (9.0740)	0.9114	1.4192
					0.5087	24
	5	-1.3123 (-0.7354)	*-0.8413 (-8.1335)	* 1.0887 (3.9288)	0.7035	0.4009
					0.6856	29
	6	5.8425 (2.6081)	*-0.5832 (-5.4892)	0.0276 (0.0898)	0.5137	0.2561
					0.7970	30
	7	17.9591 (15.4461)	*-0.5430 (-10.6961)	*-1.5402 (-10.4599)	0.8555	1.4370
					0.4090	33
	8	15.0192 (11.8336)	*-0.8349 (-9.0135)	*-1.0788 (-7.5241)	0.7090	0.8972
					0.5131	33
	9	1.4281 (1.1162)	-0.0653 (-0.6746)	* 0.4254 (2.8719)	0.2603	0.6470
					0.5499	39

(注) *印は5%水準で有意。

第8表 「直利指向仮説」の検証<クロス・セクション・データ>

$$R_t^{(n)} - \hat{\pi}_t^{(n)} = d_0 + d_1 \hat{\pi}_t^{(n)} + d_2 CP_t^{(n)}$$

		d ₀	d ₁	d ₂	$\bar{R}^2$	D.W.
					S.E.	D.F.
プールされたデータ		7.3057 (9.8319)	*- 0.6108 (-16.4718)	-0.1443 (-1.4728)	0.5351 0.9934	 232
予 測 時 点 別 (四 半 期 末)	t = 昭和 52/Ⅱ	5.6022 (75.2281)	*- 0.4991 (-23.4036)	* 0.0653 (5.9318)	0.9813 0.0221	 9
	Ⅲ	5.6447 (425.9839)	*- 0.7793 (-253.3726)	* 0.1053 (50.9673)	0.9998 0.0043	 10
	Ⅳ	3.5613 (20.5904)	*- 0.6091 (- 6.1057)	* 0.2731 (8.0433)	0.8511 0.0459	 9
	53/Ⅰ	2.9678 (15.5144)	- 0.0574 (- 0.5519)	* 0.1626 (4.8506)	0.7394 0.0490	 11
	Ⅱ	1.4436 (4.5434)	* 0.5628 (3.3684)	* 0.1454 (3.9606)	0.8259 0.0657	 12
	Ⅲ	4.0983 (13.1144)	*- 0.2990 (- 3.6855)	* 0.1793 (3.7594)	0.5649 0.0977	 11
	Ⅳ	56.0235 (9.0572)	*-19.0031 (- 8.8909)	* 0.1673 (3.6535)	0.9164 0.0986	 10
	54/Ⅰ	10.1750 (15.9243)	*- 2.0369 (-16.4383)	0.0689 (1.3663)	0.9548 0.1228	 12
	Ⅱ	10.3933 (22.4713)	*- 1.4713 (-29.1780)	-0.0281 (-0.5906)	0.9822 0.1309	 14
	Ⅲ	9.5005 (73.0133)	*- 1.1011 (-116.2269)	*-0.1535 (-10.2656)	0.9989 0.0415	 13
	Ⅳ	10.1698 (49.4107)	*- 1.0330 (-56.7763)	*-0.2192 (-8.8585)	0.9956 0.0734	 13
	55/Ⅰ	10.1203 (26.1053)	*- 0.6371 (-29.8673)	*-0.4022 (-8.3486)	0.9810 0.1425	 16
	Ⅱ	7.9915 (26.7167)	*- 0.5834 (-11.9305)	*-0.1879 (-8.0412)	0.8977 0.0643	 17
	Ⅲ	47.5564 (10.7135)	*-11.3152 (- 8.9003)	*-0.2669 (-5.9521)	0.8975 0.1244	 16
	Ⅳ	14.0392 (52.2605)	*- 1.3894 (-26.7390)	*-0.4842 (-14.3504)	0.9824 0.1050	 17

(注) *印は5%水準で有意。

よりもわずかに小さい程度である。従って、計測対象期間の国債利回りについて「Fisher 効果」の大きさは平均して 30～40%と一応判断することができよう。^(注23)

最後に残された問題は第4図に示された実質金利ベースでの国債利回りの期間構造について、その大幅な変動を如何に理解すべきかとの点である。

第2章でのモデルが示す通り、①「均衡実質短期金利コンスタント仮説」が成立し、②「Fisher 効果」が完全であり、③かつ「期待」以外の利回り決定要因がコンスタントであるならば、実質金利ベースでの金利の期間構造は残存期間別・予測時点別の座標面に対して完全に水平な面になるはずである。これに対して現実に観察される実質金利ベースでの国債利回りの期間構造は残存期間別にも、また予測時点別にも大きな波形を描いているが、その理由としては次の3つが考えられる。

① 第1は、「Fisher 効果」が不完全と考えられることである。また期待インフレ率と名目金利との関係は、各時点ごとでは非常に

不安定であるために、名目金利から期待インフレ率を差し引いて計算される実質金利ベースでの期間構造は極めて大きな変動を示すことになる。わが国の国債利回りの期間構造についても、その変動の主因はそうした短期における「Fisher 効果」の不安定性にあると考えられる。

② 第2は、「期待」以外の利回り決定要因として、わが国の場合には「直利指向仮説」として表現されるクーポンによる利回り格差が無視できない大きさと考えられることである（これに対して「流動性プレミアム仮説」や「特定期間選好仮説」の考えるような利回り決定要因の影響は小さいとみられる）。

③ 第3は、「均衡実質短期金利」自体が変動している可能性があることである。第1および第2の変動要因を考慮に入れた計測式（第4表から第8表）についてプールされたデータでの計測結果によれば、① $\bar{R}^2$ は、0.5311～0.5698、②S.E.は0.9612～0.9976、であり、実質金利についての説明力は必ずしも高くない。すなわち、実質金利ベースでの国

(注23) 参考のため、「期待」以外の利回り決定要因についての3つの仮説をまとめた形 (nested hypotheses) で検証し、「Fisher 効果」の大きさを計測すると、次式のような結果が得られた。

$$\begin{aligned} RR_t^{(n)} = & 6.9383 - 0.6882 \hat{\pi}_t^{(n)} - 0.0558 CP_t^{(n)} - 0.0345 W_t^{(n)} \\ & (9.5517) \quad (-17.1219) \quad (-0.5717) \quad (-4.5170) \\ & + 0.0727 Y_t^{(n)} \\ & (2.0609) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 = & 0.5693 \quad D.F. = 230 \\ S.E. = & 0.9061 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} RR_t^{(n)} = & 7.1327 - 0.6856 \hat{\pi}_t^{(n)} - 0.0503 CP_t^{(n)} - 0.0281 W_t^{(n)} \\ & (9.6827) \quad (-16.9082) \quad (-0.5056) \quad (-3.7768) \\ & + 0.0715 \ln Y_t^{(n)} \\ & (0.4200) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 = & 0.5617 \quad D.F. = 230 \\ S.E. = & 0.9645 \end{aligned}$$

債利回りの決定メカニズムについて、(5-3)式から(5-5)式の定式化は必ずしも充分でないということになる。

ここで考えられる理由としては、①「期待」以外の利回り決定要因として見落されているものが存在する、②「均衡実質短期金利」が変動している、の2つがあるが、そのいずれが正しいかは今後の実証研究に待つ以外にない。しかし、〔付〕で示すように、「実質短期金利コンスタント仮説」に依拠せずに実証分析を進めることは容易な作業ではなく、したがってこの点についての解明は今後に残された大きな課題であると言えよう。

以 上
(57年3月)

〔付〕 「均衡実質短期金利コンスタント仮説」を巡る議論

第2章のモデルでは、不確実性下の経済において期待インフレ率と金利の期間構造の関係を定式化するための便宜として、均衡実質短期金利はコンスタントとの仮定を採用した。

ここでは、均衡実質短期金利の決定メカニズムを探ることにより、そうした仮定が現実の実証分析においてどの程度妥当性を持ちうるかを検討する。また、名目金利とそれに対応するインフレ率の実現値とから計算される事後的(ex post)な実質短期金利(ρ_t^{exp})と事前的(ex ante)な概念である均衡実質短期金利とを区別すべきことを説明する。

(古典派の均衡実質金利決定理論)^(注1)

実質金利は、経済の実体面における貯蓄(S)と投資(I)の均衡により決定されるとい

うのが、古典派の考え方である。I. Fisher [10] に従って古典派の議論を整理すれば、実質金利は①時間選好率(rate of time preference)、すなわち今期の消費を節約して、来期の消費にまわすべく貯蓄しようとする人間の主観的な忍耐度(human impatience)、②投資の収益率(rate of return over cost)、すなわち今期の投資が、来期において投資元本をどれだけ上回る所得を生むかという客観的な投資機会(investment opportunity)、という2つの要因によって決定されることになる。

古典派モデルは、簡略化すれば次の2式によって表現される。

<貨幣市場の均衡式>

$$M = k P y \quad (1)$$

<投資＝貯蓄の均衡式>

$$\frac{I}{P}(\rho) = \frac{S}{P}(\rho, y) \quad (2)$$

M : マネーサプライ (外生)	
k : マーシャルのk (定数)	
P : 物価水準	y : 実質所得
I : 投資	S : 貯蓄
ρ : 実質金利	

さて、古典派モデルにおいては、労働市場は常に実質賃金の変動により均衡している(すなわち完全雇用の仮定)ので、実質所得(y)は、完全雇用に対応した産出高水準(y_f)で一定とされている。したがって、実質金利は実体面の貯蓄＝投資の均衡式によって決定され、貨幣市場の均衡式によって物価水準が定まることになる。すなわち古典派モデルでは実体面と貨幣面の二分法(dichotomy)が成立する。

(注1) 古典派モデルでは、時間の観念が明確に入っていないため、ここでは均衡実質短期金利とはせず、単に均衡実質金利と表現した。

以上のような古典派モデルで考えるとき、実質金利コンスタントの仮定の妥当性を保証するのは、上述した実質金利の2つの決定要因、すなわち①人々の主観的な時間選好率と、②経済の客観的な投資機会により定まる投資の収益率、がどれだけ時間を通じて安定しているかということである。

この点について古典派の描く経済像は静態的 (static) であり、長期においては経済は安定的な均衡に収れんしていくというのが一般的な考え方である。期待インフレ率と名目金利についての伝統的な分析手法では、I. Fisher を始めとして、いずれも実質金利コンスタントの仮定を採用してきたのは、そうした考え方を背景にしていると言えよう。(ケインジアン・モデルでの実質金利決定理論)^(注2)

最も素朴な形でのケインジアン・モデルでは、物価水準は一定とされており、この場合には名目金利の決定理論がそのまま実質金利の決定理論となる。

<貨幣市場の均衡式>

$$M = L(r, Y) \quad (3)$$

<投資=貯蓄の均衡式>

$$I(r) = S(r, Y) \quad (4)$$

$$\left[\begin{array}{l} L: \text{流動性選好関数、} r: \text{名目金利} \\ Y: \text{名目所得} \end{array} \right]$$

このモデルでは (3) 式と (4) 式の同時均衡により、名目所得 (Y) と名目金利 (r) とが同時決定されることになるが、Keynes [15] 自身の考えたように投資、貯蓄の金利弾力性がゼロに近い状況下では、貯蓄=投資

の均衡式によって名目所得が決定され、一方与えられた名目所得水準の下での貨幣市場の均衡により、名目金利が決定されることになる。すなわち、Keynes [15] の考えた金利決定理論は基本的には貨幣的 (monetary) 決定理論であり、古典派の実物的 (real) な金利決定理論とは、明確な対照をなしているのである。

さて、価格水準を一定としての金利決定理論は、今日のようにインフレ問題が深刻化し、期待インフレ率が大きく変動していると考えられる経済では妥当性をもたないことは明らかであろう。

したがって、次に価格水準の決定メカニズムを含んだ形での、より一般的なケインジアン・モデルにより、実質金利の決定メカニズムを探ることとする。

<貨幣市場の均衡式>

$$\frac{M}{P} = L(\rho, y) \quad (5)$$

<投資=貯蓄の均衡式>

$$\frac{I}{P}(\rho) = \frac{S}{P}(\rho, y) \quad (6)$$

<生産関数>

$$y = f(N) \quad (7)$$

(N: 雇用量)

<労働需要関数>

$$N^d = g\left(\frac{W}{P}\right) \quad (8)$$

(N^d: 労働需要、W: 名目賃金)

<名目賃金の決定>

$$W = \bar{W} \quad (\text{一定}) \quad (9)$$

(注2) ここで均衡実質短期金利ではなく、実質金利決定理論としたのは、①ケインジアン・モデルの場合にも、古典派モデルと同様に分析対象となっている時間の長さが明確でないこと、②ケインジアン・モデルの場合には経済の一部 (例えば労働市場) についての不均衡が仮定されており、そうした不均衡の仮定が、実質金利の決定に重要な影響を及ぼしているためである。

このモデルにおける実質金利の決定メカニズムは次のように整理される。

① 一般的に実質金利は、貨幣市場および実物市場の同時均衡の中で決定されるものであり、古典派が考えるように実物的側面のみで決定されるものではない。

② 投資、貯蓄の実質金利に対する弾力性がゼロとの特殊な状況を考えると、実質金利は貨幣市場の均衡のみから決定される（実物面の均衡により、 y と P とが決定されてしまうので、 ρ は与えられた y と P に対して (5) 式を均衡させるように決定される）。

ケインジアン・モデルの一般的な結論としては、実質金利は実物面の要因のみならず、貨幣市場の需給によっても影響されることになる。また、貨幣市場の需給はかなり大きく変化すると考えられているために、実質金利コンスタントの仮定の妥当性には疑問が提起されることになる。

「実質金利コンスタント仮説」に対するケインジアン・モデルからの批判を回避するためには、名目金利と期待インフレ率の関係を分析するに当って、貨幣市場の需給要因を明示的に導入することであろう。例えば T. Sargent [19] は、米国の債券利回り（10年物および1年物）への「Fisher 効果」を分析するに当って、次のような式を計測している。

$$R_t^{(n)} = f(y_t, \Delta y_t) + g\left(\frac{M_t^* - M_{t-1}^*}{M_{t-1}^*}\right) + \sum_{i=0}^m \lambda_i \cdot \pi_{t-i} \quad (10)$$

($M_t^* = M_t / P_t$)

ここで右辺の第1項は、貯蓄＝投資の需給要因、第2項は貨幣市場の需給要因を表現しているというのが Sargent の主張である。

しかしながら、例えば10年物の長期債利回

りを被説明変数とすると、右辺にくる実質金利は今後10年間に亘る実質金利のほずである（本文（2-4）式参照）にも拘らず、Sargent の定式化ではその実質金利の変動を説明するものとして今期の需給要因のみが考慮されているに過ぎない。

（均衡実質短期金利と事後的な実質短期金利）

均衡実質短期金利をコンスタントとする仮定の妥当性を評価するに当っては、均衡実質短期金利 (ρ_t) と事後的な実質短期金利 (ρ_t^{exp}) とを区別することが重要である。

事後的な実質短期金利は名目短期金利からそれに対応するインフレ率の実績値を差引くことによって計算される。まず、不確実性下のモデルにおける名目短期金利は

$$r_t = \rho_t + \theta_t^{(1)} \cdot {}_{t+1}\hat{\pi}_t + X R_t^{(1)} \quad (11)$$

であるから、事後的な実質短期金利は、次のようになる。

$$\begin{aligned} \rho_t^{\text{exp}} &= r_t - {}_{t+1}\pi_t \\ &= \rho_t + [\theta_t^{(1)} \cdot {}_{t+1}\hat{\pi}_t - {}_{t+1}\pi_t] + X R_t^{(1)} \end{aligned} \quad (12)$$

(12)'

従って均衡実質短期金利と事後的な実質短期金利の乖離は

$$\begin{aligned} \rho_t - \rho_t^{\text{exp}} &= (\pi_{t+1} - {}_{t+1}\hat{\pi}_t) \\ &\quad + (1 - \theta_t^{(1)}) {}_{t+1}\hat{\pi}_t \\ &\quad + X R_t^{(1)} \end{aligned} \quad (13)$$

となり、①期待インフレ率と事後的な実現値との間の誤差、②期待インフレ率のうち「Fisher 効果」が不完全なため名目短期金利に反映されなかった分、③「期待」以外の要因による利回り決定分、という3つの要素から構成さ

れていることが分る。

(13)式から明らかなように、事後的な実質短期金利が大きく変動しているとしても、それによって「均衡実質短期金利コンスタント仮説」が棄却される訳ではない。

(均衡実質短期金利コンスタント仮説のまとめ)

ここでの議論を要約すれば、次の通りである。

① 均衡実質短期金利コンスタント仮説は、古典派的な実物的実質金利決定理論を背景と

している。これに対してはケインジアン的な金利決定理論からの批判が存在するが、長期債利回りについての実証分析を試みる場合には、ケインジアン的な批判を分析手法の中に織り込むことは難しく、便宜的な手段として、「均衡実質短期金利コンスタント仮説」を採用せざるを得ない。

② 事後的な実質短期金利が大きく変動しているからといって、それにより均衡実質短期金利コンスタント仮説が棄却される訳ではない。

【参考文献】

- [1] 折 谷 吉 治 「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、昭和54年9月)。
- [2] 黒 田 晃 生 「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)。
- [3] 大久保 隆 「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」(『金融研究資料』第11号、昭和57年2月)。
- [4] 清 水 啓 典 「利子率体系とインフレーション」(一橋大学、『商学研究』20、昭和53年3月)。
- [5] 辰 巳 憲 一 「インフレと債券市場の効率性 — わが国の実証分析」(日本証券経済研究所、計測室テクニカル・ペーパー、昭和54年12月)。
- [6] Cagan, P. Determination and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875-1960, New York: Columbia University Press, 1965.
- [7] Fama, E. "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation", A. E. R. Nov. 1957.
- [8] Fama, E. Foundations of Finance, New York: Basic Books, 1976.
- [9] Feldstein, M. and L. Summers. "Inflation, Tax Rules and the Longterm Interest Rate", BPEA vol. 1, 1978.
- [10] Fisher, I. The Theory of Interest, New York: Macmillan, 1930.
- [11] Friedman, M. "The Role of Monetary Policy." A. E. R., March 1968.
- [12] Hicks, J. R. Value and Capital, Oxford University Press, 1939.
- [13] Kama, K. "The Determination of Interest Rates in Japan, 1967-1978", (一橋大学、『経済研究』、昭和56年1月)
- [14] Keynes, J. M. A Treatise on Money II, London: Macmillan, 1930.
- [15] ———. The General Theory of Employment, Interest and Money, Macmillan, 1936.
- [16] Meiselman, D. "Bond Yields and the Price Level: The Gibson Paradox Regained", in Deane Carson ed., Banking and Monetary Studies, Irwin, 1963.

- [17] Mishkin, F. "The Real Interest Rate: An Empirical Investigation", NBER Working Paper, No. 622, January 1981.
- [18] Modigliani, F. and R. Sutch. "Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience", J. P. E., Aug. 1967.
- [19] Sargent, T. "Commodity Price Expectations and the Interest Rate", Q. J. E., February 1969.
- [20] Shiller, R. J. "Rational Expectations and the Structure of Interest Rates", unpublished Ph. D. dissertation, MIT, August 1972.
- [21] Wicksell, K. Interest and Prices, New York: Kelly, 1965.
- [22] Yohe, W. P. and D. S. Karnosky. "Interest Rates and Price Level Changes, 1952-69", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, December 1969 (日本銀行調査局訳「物価変動が金利に及ぼす影響」昭和45年2月)