

金利の期間スプレッドのインフレ指標性について

(目 次)

1. はじめに
2. 金利の期間スプレッドと物価上昇率等の関係
3. 金利の期間スプレッドのインフレ指標性についての実証分析およびその結果
4. 結 論

[補論] 分析方法および計測結果

1. ミシュキン型のインフレ率変動予測方程式による分析
2. グレンジャーの因果関係検定による分析

1. はじめに

米国では、80年代以降のマネーの中間目標としての有用性低下等を背景に、金融政策運営に際し従来のマネーに代わる何らかの指標を見出そうとする動きが拡大した。こうした動きには、i) マネーの定義や集計方法に手を加えることにより、マネーの有用性回復を目指すもの、ii) マネーに代わる何らかのマクロ集計量（例えば信用集計量、名目GNP等）を中間目標としようとするもの、iii) 必ずしも中間目標にこだわらず、インフレ圧力や実体経済動向に関し先行性を有する経済指標を「情報変数」として用いるもの、等幾つかの流れがあるが、中でも注目されることの多いのが iii) の「情報変数」型のアプローチ

である。

「情報変数」型アプローチの詳細については加藤（1990）が詳しい解説を行っているが、要点のみを述べれば、インフレないし実体経済動向に対して「先行性」を有する経済変数を見出し、これを参考指標として金融政策運営を行う、というもので、こうした「情報変数」の場合、「中間目標」とは異なり（厳密な意味での）因果関係やコントロールビリティは必ずしも問われていないほか、複数の情報変数を併用することも考え得る（注1）。

こうした金融政策運営上の「情報変数」としては、これまでに金利の期間スプレッド（イールド・カーブの傾き）、 P^* （ピー・スター）（注2）、商品市況、実質金利等が取り上

（注1）マネー自体を中間目標ではなく、こうした意味での情報変数のひとつとして用いることも考えられる。

「情報変数」型アプローチは、上述のようにマネーの有用性低下に対する「対案」として登場したため、マネー以外の指標が取り上げられることが多いが、マネーの利用を排除するものではない。

（注2） P^* とは、通貨需給、生産物需給の両者を勘案して、潜在的物価水準を指標化したもので、これと現実の物価水準の乖離度合いをみることによって、物価上昇圧力の程度を測ることができる。詳しくは、日本銀行調査統計局（1990）を参照。

げられてきたが、中でも特に注目されることの多いのが金利の期間スプレッドである。多くの情報変数候補の中で金利の期間スプレッドが注目されることが多いのは、主として以下のような理由によるものと思われる。

- ① 基本的には市場で観測されるデータであり、速報性、客観性に優れていること(注3)。
- ② 金利の期間スプレッドのインフレ指標としての有用性は、「名目金利は実質金利とインフレ期待の和に等しい」といういわゆるフィッシャー方程式に若干の仮定(後述)を付加すれば導出されるという意味で、他の指標に比べ理論的根拠が明確であること。

わが国においても、マネーサプライ指標の有用性の再検討(注4)と並行して、こうした情報変数についてもその有用性を実証的に

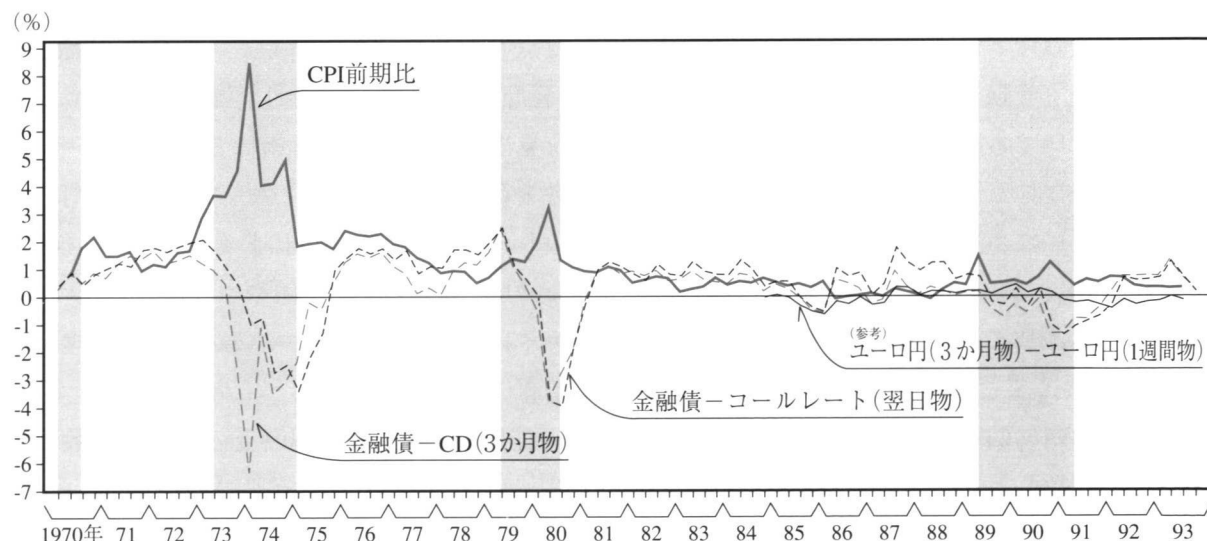
チェックしておくことが重要となっている。本稿はこうした問題意識の下に、金利の期間スプレッドのインフレ指標性についての実証的検討を試みたものである。

2. 金利の期間スプレッドと物価上昇率等の関係

(1) 金利の期間スプレッドと物価、資産価格上昇率との関係

金利の期間スプレッドのインフレ指標性を検証する手掛かりとして、まず、両者の長期時系列を図示したのが図表1～4である。データの制約からここではコール(翌日物)、現先・CD(3か月物)、金融債(5年物)の3種類の金利間のスプレッドのみを取り上げ、CPI(除く生鮮食品<以下同じ>、図表1)、

(図表1) CPI(除く生鮮食品)前期比と金利の期間スプレッドの推移



- (注) 1. CD(3か月物)レートについては、79/2Q以前は現先(3か月物)レートを使用。
2. シャドーは公定歩合引き上げ局面を示す(以下同じ)。

(注3) これに対し、例えば P^* や実質金利のような指標は、公式の指標として用いる場合、その計測上の多様性が問題となる可能性がある。

(注4) マネーに関する最近の分析については、例えば日本銀行調査統計局(1992)を参照。なお、同論文では、長・短期金融市場間の裁定が完全でない場合、長短金利スプレッドがマネーの保有費用や銀行の資産変成(maturity transformation)機能への影響を通じて、マネーの需給に影響を与える可能性に言及しているが、本稿の分析は取りあえず金利の期間スプレッドのインフレ指標性に的を絞ったため、こうした論点は扱っていない。

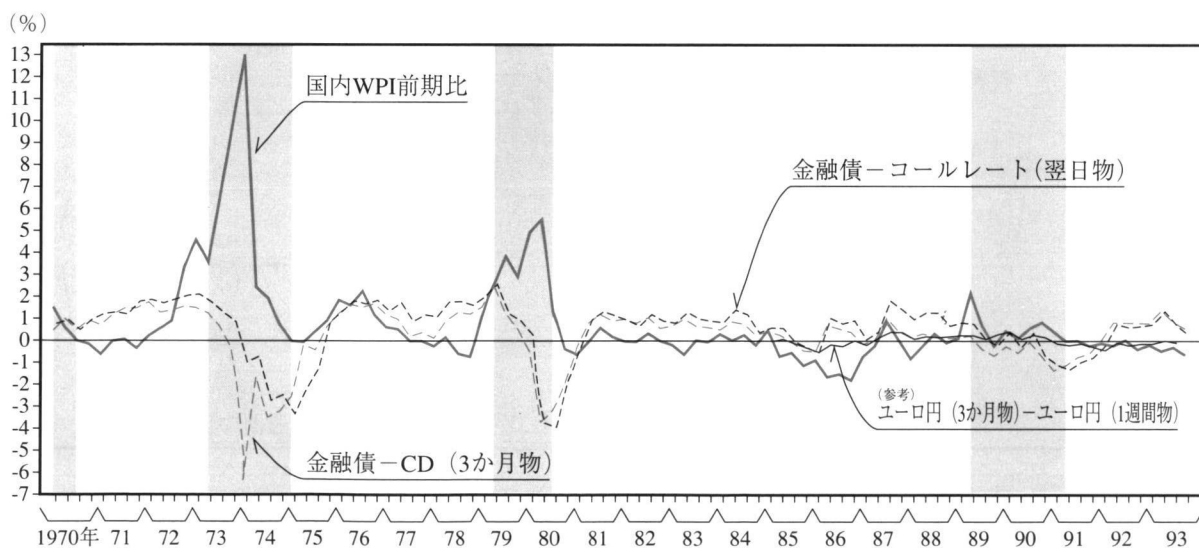
国内WPI（図表2）、地価（後掲図表3）、株価（後掲図表4）の上昇率（いずれも前期比）と対比させてある。図表1～4からは次のような特徴点を読み取ることができる。

- ① 引き締め期の右下がりのイールド・カーブを反映して、長短金利スプレッド（金融債－コール、金融債－現先）とインフレ率（CPI、国内WPI上昇率）は逆方向に動く（インフレ率上昇時にスプレッド縮小ないし逆イールド幅拡大）傾向がみられる。この傾向は、2度のオイルショック直後のインフレ高騰期において特に顕著である。
- ② 一方、ピーク、ボトムのタイミングを

中心に長短金利スプレッドとインフレ率の先行、遅行関係をみると、それ程明確ではないが、長期金利が短期金利に先行して上昇することを反映し、1年前後のリードで長短金利スプレッドのピーク（右上がり）がインフレ率のピークに先行しているように見える。

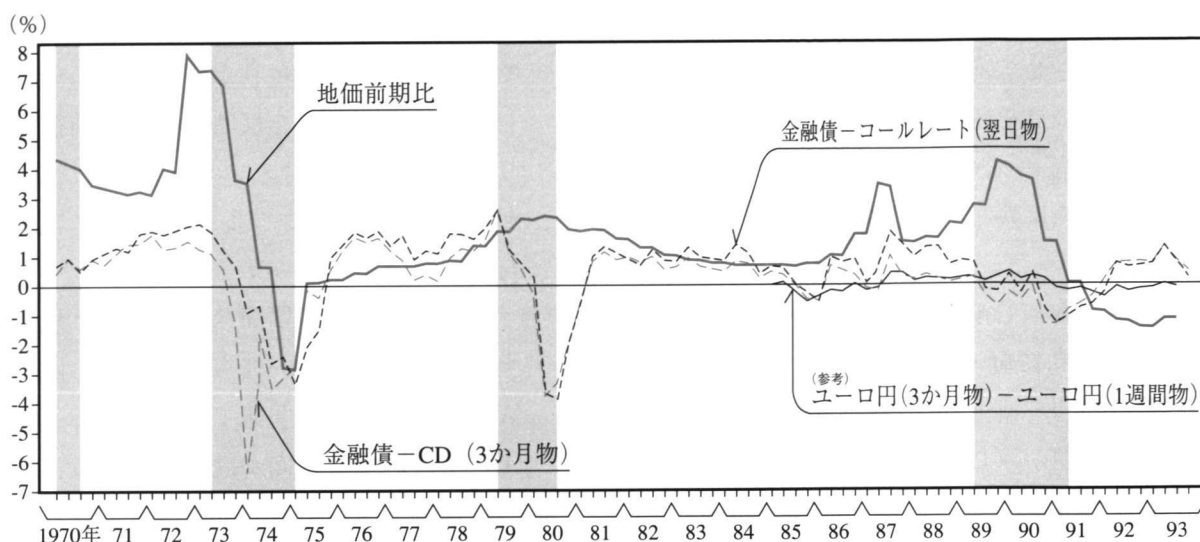
- ③ この間、金利の期間スプレッドと地価上昇率の関係についても、CPI、国内WPIの場合ほど明確ではないが、上記①、②と同様な傾向が読み取り得る。一方、株価については変動が大き過ぎるため、金利の期間スプレッドとの間に何らかの関係を見出すことは困難である。

（図表2） 国内WPI前期比と金利の期間スプレッドの推移



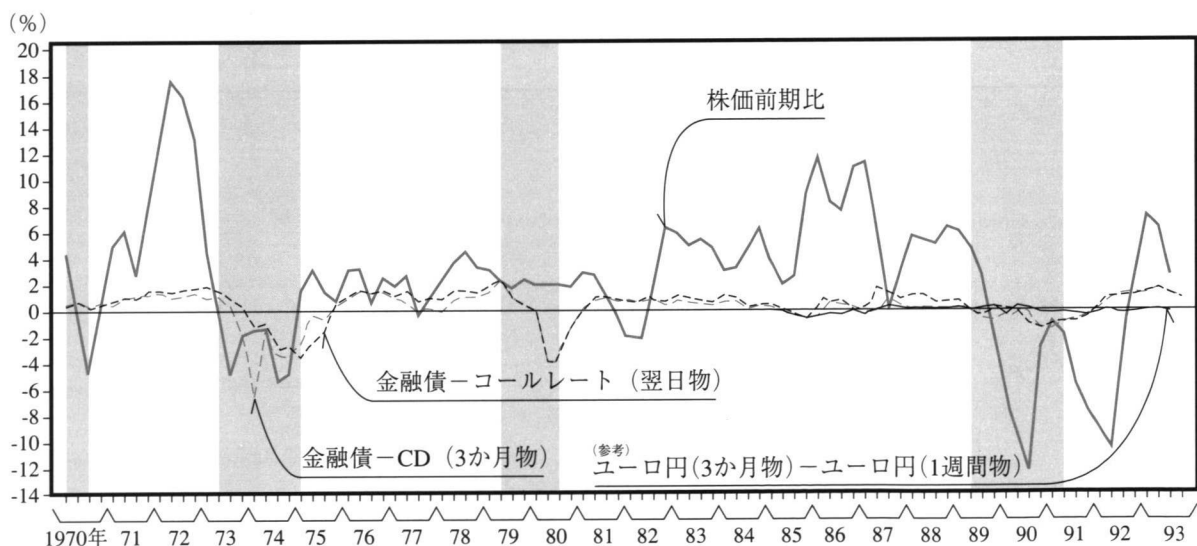
（注）CD（3か月物）レートについては、79/2Q以前は現先（3か月物）レートを使用。

(図表3) 地価（全国市街地価格指数＜全用途＞）前期比と金利の期間スプレッドの推移



- (注) 1. 地価前期比は、地価の半期データを四半期データに線形補間したものの前期比を使用。
2. CD(3か月物)レートについては、79/2Q以前は現先(3か月物)レートを使用。

(図表4) 株価（日経平均）前期比と金利の期間スプレッドの推移



- (注) 1. 株価前期比は、株価の四半期データの3期移動平均値の前期比を使用。
2. CD(3か月物)レートについては、79/2Q以前は現先(3か月物)レートを使用。

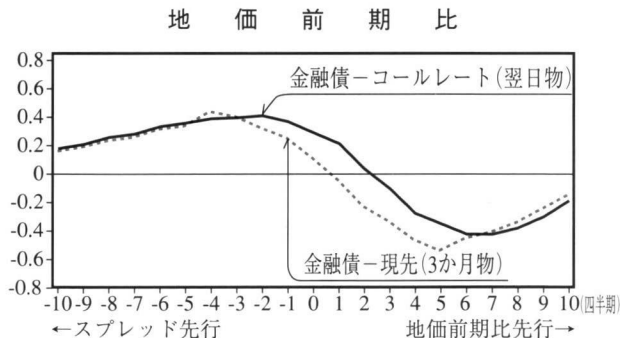
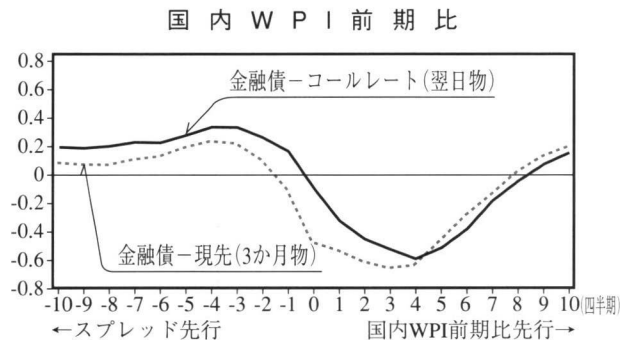
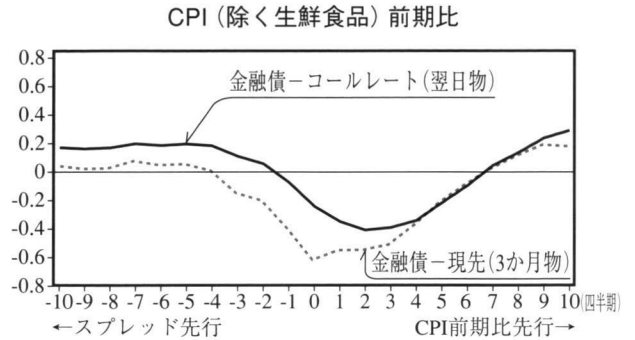
(2) 金利の期間スプレッドと物価、資産価格上昇率との時差相関

これらの点は、金利の期間スプレッドと物価上昇率等との時差相関係数からも、以下のよう

① 長短金利スプレッドとCPI、国内WPI上昇率の時差相関では、i) スプレッド先行(4～7四半期)のところで正の相関がピーク(注5)を示す一方、ii) スプレッド遅行(0～4四半期)の部分で負の相関がピークとなる。

② グラフではあまり明確ではなかった長短金利スプレッドと地価上昇率の間の関係についても、時差相関をみると明らかに上記i)、ii)とほぼ同様の点が観察でき、スプレッド先行(2～4四半期)のところで正の相関がピークを示す一方、スプレッド遅行(5～7四半期)のところで負の相関がピークとなっている。また、長短金利スプレッド先行の部分での(正の)相関係数は0.4程度と、物価上昇率の場合に比べむしろ高い値を示している。

(図表5) 金利の期間スプレッドと物価上昇率等との時差相関係数



(注) 地価前期比は、地価の半期データを四半期データに線形補間したもの前期比を使用。

(注5) もっとも、スプレッド先行部分での(正の)相関係数の値はピークでも0.2程度であり、スプレッドの先行性が定量的にみてどの程度確かなものであるかは、疑問の余地が残る。

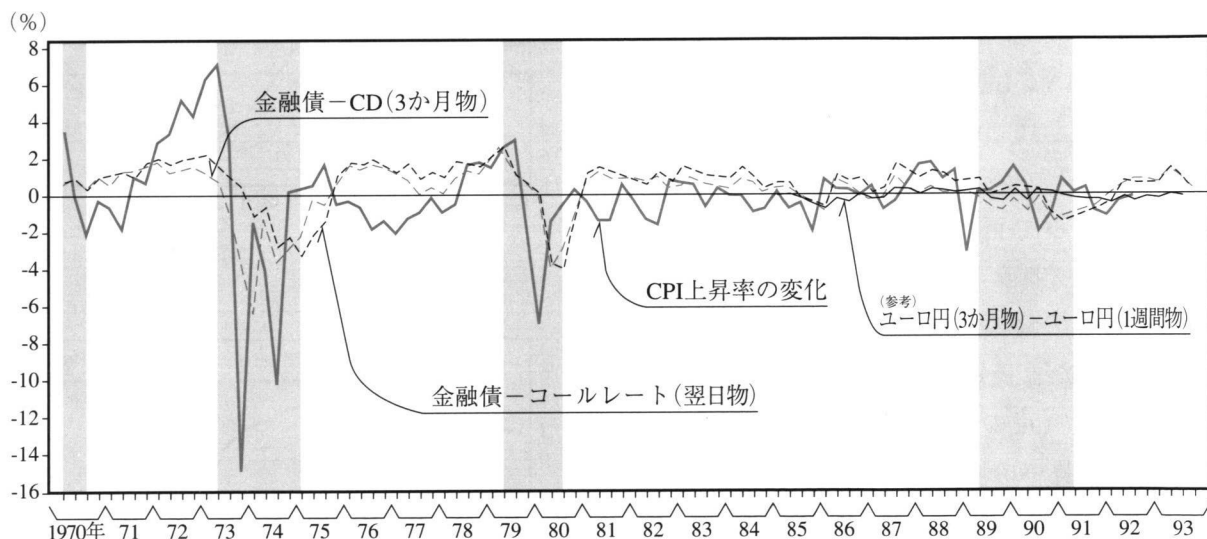
(3) 金利の期間スプレッドと将来の物価上昇率の変化との関係

さらに、後述の3.でみるように、理論的には金利の期間スプレッドは一定の条件の下では、先行きのインフレ率の変化(注6)と対応関係を有するものと考えられる。そこで、両者の関係を図示してみると(図表6、7)、細かな動きはやや異なるが、72~74年、78~80年にかけてのインフレ率の加速と減速、および80年代後半のインフレ率の加速の時期等

においては、長短金利スプレッドが概して先行きのインフレ率の変化と同方向の動きを示している様子がみられる。

もっとも、これらは必ずしも同幅で変化しているとは言えず、特に国内WPIについては長短金利スプレッドの幅よりもかなり大きな振れが生じている。また、長短金利スプレッドはインフレ率の変化と同時に動いているとは言えず、むしろラグがあるようにみえる。

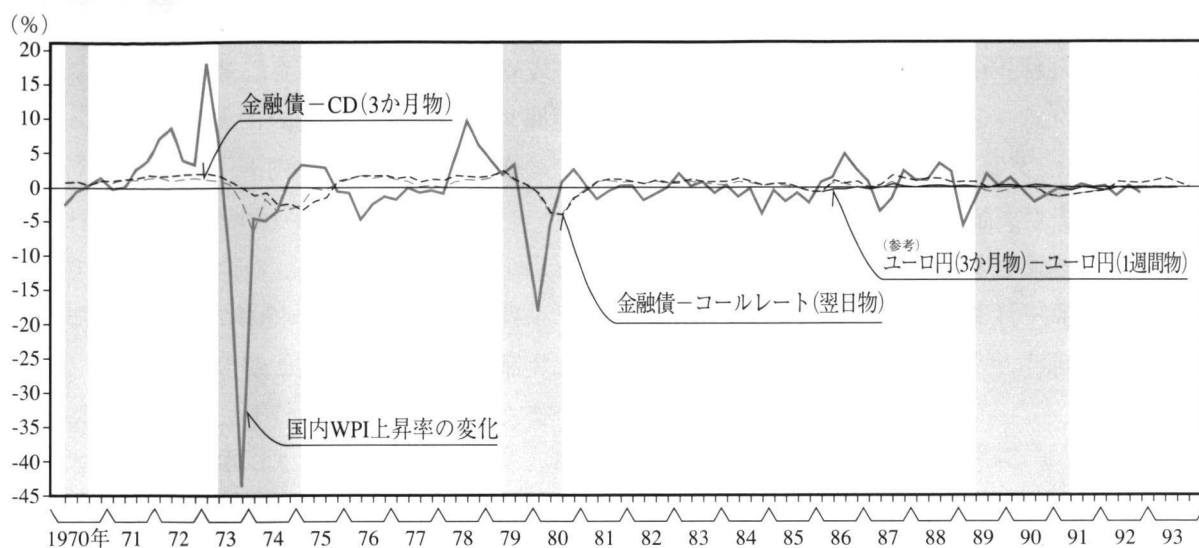
(図表6) CPI(除く生鮮食品)上昇率の変化と金利の期間スプレッドの推移



(注) 1. CPI 上昇率の変化 $= \frac{p_{t+4}/p_t - (p_{t+1}/p_t)^4}{1} \times 100$ (ただし、 p_t は t 期の CPI (除く生鮮食品))
 2. CD (3か月物) レートについては、79/2Q 以前は現先 (3か月物) レートを使用。

(注6) ここでは、将来のインフレ率の変化として (t 期から1年先までの伸び率) - (t 期から1四半期先までの伸び率 \times 年率換算) を用いている。後述の理論モデルに依拠すれば、本来、金利の期間スプレッドに用いた金利のタームに対応する期間のインフレ率の差を用いるべきであろうが、ここで用いた長期金利(金融債)は期間が5年と長く、市場参加者が5年先までも予測して価格が形成されているとするのはかなり強い仮定であるので、ここでは取りあえず1年程度先を予測しているものとして、1年先までのインフレ率と足元のインフレ率の差を用いて長短金利スプレッドと比較してみた。

(図表7) 国内WPI上昇率の変化と金利の期間スプレッドの推移



(注) 1. 国内WPI上昇率の変化 = $\frac{p_{t+4}/p_t - (p_{t+1}/p_t)^4}{1} \times 100$ (ただし、 p_t は t 期の国内WPI)
 2. CD (3か月物) レートについては、79/2Q以前は現先 (3か月物) レートを使用。

(4) 金利の期間スプレッドとインフレ率の関係についての解釈

金利の期間スプレッドとインフレ率の間に上述のような関係が観察されるのは、次のような理由によるものと考えられる。

- ① インフレ率の上昇に対し約1年程度のリードを持って長短金利スプレッドが拡大する傾向がみられるのは、先行きのインフレ期待に対し長期金利が反応するためと考えられる。この限りにおいて、金利の期間スプレッドは先行きのインフレ率に対して、一定の指標性を有しているものと解釈することができる。
- ② 一方、インフレ率上昇期に長短金利スプレッドに逆イールドが観察されるのは、インフレ率上昇→金融引き締め→短期金利急上昇・長期金利の相対的安定→逆イールド化、というメカニズムによる

ものである。もっとも、ここで「長期金利の相対的安定」が観察されるのは、金融引き締めに伴う将来のインフレ率低下予想が長期金利に反映されているため、と考えれば、やはり長短金利スプレッドの動きが先行きのインフレ動向に反応しているものと解釈し得る。

以上のように、長期時系列のグラフや時差相関係数の観察からは、長短金利スプレッド(注7)には、「その動きが先行きのインフレ動向をある程度反映している」という意味でのインフレ指標性があるものと考えられる。しかしながら、金利の期間スプレッドを金融政策の情報変数として用いるためには、こうした漠然とした形での先行性のみでは必ずしも十分ではない。そこで、次に金利の期間スプレッドのインフレ指標性を定量的にチェックすることを試みた。

(注7) なお、短期金利スプレッドについては、最近の短期金融市場(特にユーロ市場)の発達により、1年未満の短期金利についても各種期間のスプレッドが観察可能となっており、こうした各種期間のスプレッドのいずれかがインフレ指標性を有する可能性もあるため、これらを実証分析の対象に含めることとした。

3. 金利の期間スプレッドのインフレ指標性 についての実証分析およびその結果

ここでは、金利の期間スプレッドのインフレ指標性について（1）ミシュキンの方法による検定、（2）グレンジャーの因果関係検定の2つの方法で実証分析を試みた。その計測方法および結果を要約すると以下のとおりになる（分析手法および結果の詳細については〔補論〕を参照）。

（1）ミシュキンの方法によるインフレ指標性の検定

ミシュキン（1990）等の定式化によれば、「名目金利は実質金利とインフレ期待の和に等しい」といういわゆるフィッシャー方程式の関係に、i）実質金利のイールド・カーブの傾きが一定（形状は不変であるが、カーブ全体は上下に変動し得る（注8））、ii）合理的期待、という2つの仮定を付け加えると、金利の期間スプレッドの動きには、将来の対応する期間のインフレ率に関する情報が完全に

反映されていることが導かれる。この命題の成否（言い換えれば、上記 i）、ii）の仮定が成立しているか否か）は、観察される金利の期間スプレッドと事後的に実現したインフレ率の変動との間の回帰式、

$$(\text{インフレ率の変動}) = \alpha + \beta * (\text{金利の期間スプレッド}) + \varepsilon_t \cdots \cdots (1)$$

を用いて、（I） $\beta = 1$ 、かつ（II）誤差項 ε_t に系列相関がないこと、を検定することによって実証的に検証することができる。

また、取りあえずこうした理論的定式化を離れ、（1）式をインフレ率の変化と金利の期間スプレッドの間の統計的関係を示すものととらえると、 $\beta = 0$ であれば、金利の期間スプレッドは将来のインフレ率に対する情報を全く有さないこととなる。逆に、 $\beta = 0$ が棄却されれば、金利の期間スプレッドは少なくとも部分的に将来のインフレに関する情報を含むものと考えることができる（注9）。特にこの時、 β の値が安定的であることが確認できれば、理論モデルから導かれるように $\beta = 1$ ではなくとも、金利の期間スプレッド

（注8）この仮定は、長期の実質金利に含まれる実質リスク・プレミアムが常に一定であることを意味している。

（注9）以上の議論をやや大胆に単純化して簡単な表にまとめると、以下のようになる。なお、本表においては誤差項 ε_t には系列相関がないものと仮定しているが、この点に関しては〔補論〕1.（1）、（3）を参照。

	$\beta = 1$ が棄却されない	$\beta = 1$ が棄却される
$\beta = 0$ が棄却されない	与えられたデータからは結論は下せない。	金利の期間スプレッドは先行きのインフレ率の変化に対する情報を有意に含まない。
$\beta = 0$ が棄却される	金利の期間スプレッドは先行きのインフレ率の変化にはほぼ1対1で対応している（インフレ指標として非常に有用）。	金利の期間スプレッドは先行きのインフレ率の変化を完全に反映しているとは言えないが、何らかの情報を有している可能性がある。

を有用なインフレ指標として用い得る。

以上のような定式化に基づき、各種期間のスプレッドおよびCPI上昇率を用いて、金利の期間スプレッドのインフレ指標性を、(1)式における $\beta = 0$ および $\beta = 1$ を検定する形で検証した。ここでスプレッドとしては、データの利用可能性等から、①短期金利スプレッド（1か月物～1年物のユーロ円金利）、②長短金利スプレッドおよび長期金利間のスプレッド、③データの利用可能期間が長いコール、現先、金融債金利間のスプレッド（2.の時差相関の分析で用いたデータ）の3つの場合（注10）に大きく分類し、さらにその中で各種期間のスプレッドについて検定を行ったところ、次のような結果が得られた（結果の詳細については〔補論〕の図表9～11、13を参照）。

- ① $\beta = 1$ 、すなわち金利の期間スプレッドの完全な形でのインフレ指標性は上記①～③のいずれの場合においても、ほと

んど期間のスプレッドについて棄却された。

- ② しかしながら、3か月以下の極く短期のスプレッド、および長期間の計測（③）における長短金利スプレッド等についてのテストでは、 $\beta = 0$ が棄却される場合が幾つかみられており、金利の期間スプレッドが先行きのインフレに対し部分的な情報を有している可能性は否定できない。
- ③ もっとも、 $\beta = 0$ が棄却されたもののうち、幾つかのケースについて計測期間を分割してサブ・サンプルでの計測を行ってみると、計測された β の値はサンプル期間によりかなり異なる場合が多いほか、 $\beta = 0$ がいずれのサブ・サンプルにおいても常に棄却されるとは限らず、金利の期間スプレッドとインフレ率の変化が定量的にみて安定的な関係を有しているとは必ずしも言えない。

（注10）それぞれの場合において、具体的に使用した金利は以下のとおり。

	使用した金利
①短期金利のみ	ユーロ円金利〈ロンドン市場〉（1、2、3、6か月物、1年物）
②短期および長期金利	現先レート（3か月物） 日経公社債インデックス（短期） 金融債・公社債店頭気配レート（最長期物） 国債・公社債店頭気配レート（最長期物）
③短期および長期金利（長期間の計測）	有担保コールレート（翌日物） 現先レート（3か月物） 金融債・公社債店頭気配レート（最長期物）

（注）②の日経公社債インデックス（短期）は残存期間3年未満の公社債店頭指標気配採用銘柄を平均した指標であり、タームを確定できないものではあるが、本分析においては、2年物の金利として取り扱っている。

(2) グレンジャーの因果関係検定による分析

(1) の分析の結果は、「スプレッドが先行きのインフレに対し部分的な情報を有する可能性は否定できない」という、金利の期間スプレッドのインフレ指標性に関する消極的肯定にとどまるものであった。そこで、実際にスプレッドが先行きのインフレ率に対し有意な情報を含んでいるか否かを、スプレッドのインフレ率に対する追加的な予測力の検定の形で検証(注11)することを試みた。

計測結果は([補論]の図表14を参照)、全体としては金利の期間スプレッドのインフレ指標性に否定的な結果が多かったが、計測方法により金利の期間スプレッドが先行きのインフレ率に対し追加的な予測力を有する(グレンジャーの意味での因果関係が認められる)ケースも一部(主として短期金利間のスプレッド)にみられた。

4. 結 論

以上みてきたように、長期時系列のグラフや時差相関係数等でみると、それほど明確なものではないにしても、金利の期間スプレッドのインフレに対する先行性が一応観察され

る。また、グレンジャーの因果関係検定等の結果においても、一部にはあるがこうした先行性を支持するものがみられる。したがって、金利の期間スプレッドがインフレの先行指標として一定の有用性を有する可能性は否定できない。

しかしながら、i) 金利の期間スプレッドが対応する期間のインフレ率の動きを反映し、かつ ii) スプレッドの動きとインフレ率の動きが定量的に一定の関係で対応する、といった厳密な形でのインフレ指標性は認められなかった。むしろ金利の期間スプレッドは先行きのインフレ率の変化に対し、漠然と反応するに過ぎず(例えば、前掲図表1、2および時差相関係数の分析でみたように、1年程度先のインフレ率の変化に長短金利スプレッド<5年-3か月等>が反応する)、その程度も定量的には極めて不確実である。したがって、金利の期間スプレッドを金融政策の情報変数として用いる場合でも、スプレッドの動きのみから先行きのインフレ率を定量的に判断することは困難であり、先行きのインフレの方向性を示す指標として、他の多くの情報変数と併せて用いる必要があろう(注12)。

(注11) 具体的には、先行きのインフレ率の予測に際し過去のインフレ率のみを情報として用いた場合と、スプレッドを情報として追加した場合で、予測力が異なるか否か(スプレッドを加えた方が予測力が向上するか否か)をテストする。このような分析方法はグレンジャーの因果関係検定と呼ばれるのが通例であるので、本稿でも以下この呼称に従うが、通常の意味でスプレッド→インフレという因果関係を想定しているわけではない。

(注12) なお、金利の期間スプレッドについては、本稿で取り上げたインフレ指標としての有用性のほかにも、例えば前掲(注4)で触れたスプレッドと通貨需給の相互作用等を通じ、名目ないし実質成長率に対する因果関係や先行性を有する可能性等も指摘されている。また、そもそも金利の期間スプレッドが、先行きの金融政策ないし短期金利動向に対し合理的に形成された期待に基づいて決定されているのか、といった点も興味ある問題点である。これら諸点についての実証分析は今後の課題である。

[補 論] 分析方法および計測結果

1. ミシュキン型のインフレ率変動予測方程式による分析

(1) データ・計測方法

金利については、データの利用可能性に伴う計測期間の制約から、④短期金利のみの場合（1 か月物～1 年物）、⑤短期および長期金利の場合（3 か月物～5 年物）、また、③計測期間を長くするために使用する金利を3 種類（コール翌日物、現先3 か月物、金融債5 年物）に限定した場合、の3 つに分けて計測を行った。インフレ率に関しては、CPI^(注13)（除く生鮮食品<以下同じ>）を使用している。

また、本文（1）式を実際に計測し、 β に関する検定を行うに当たっては、以下の2つの方法を試みた。

① 年率換算型

t 期から $t-m$ 期までの上昇率と、 $t-n$ 期までの上昇率（いずれも年率換算）を求め、その差を金利の期間スプレッドに回帰。

② 単純伸び率型

t 期から $t-m$ 期までの上昇率と、 $t-n$ 期ま

での上昇率（いずれも年率換算しない単純な伸び率）を求め、その差をこれに対応する期間の利回りになるように調整した金利間の金利の期間スプレッドに回帰。

ちなみに、①の方法は前述の理論的定式化に最も忠実なもので、ミシュキン自身はこの方法を用いて計測を行っているが、本稿での計測期間におけるわが国のCPIデータにこれを適用した場合、④の短期金利のみ（1 か月物～1 年物）のケースでは年率換算によりCPIの振れが極めて大きくなってしまいうという問題点が生ずる（後掲図表8-①）。これに対し、②の方法は、実質金利スプレッド等に関する仮定にも並行的な読み替えを行えば、理論的には①と同等である一方、実際の計測上は（特に、④の短期金利の分析において）より滑らかなデータが得られる（後掲図表8-②）ため、②の方法による計測も併せて行った^(注14)。

なお、実証上のもうひとつの問題として、データの重なり（overlap）に起因する系列相

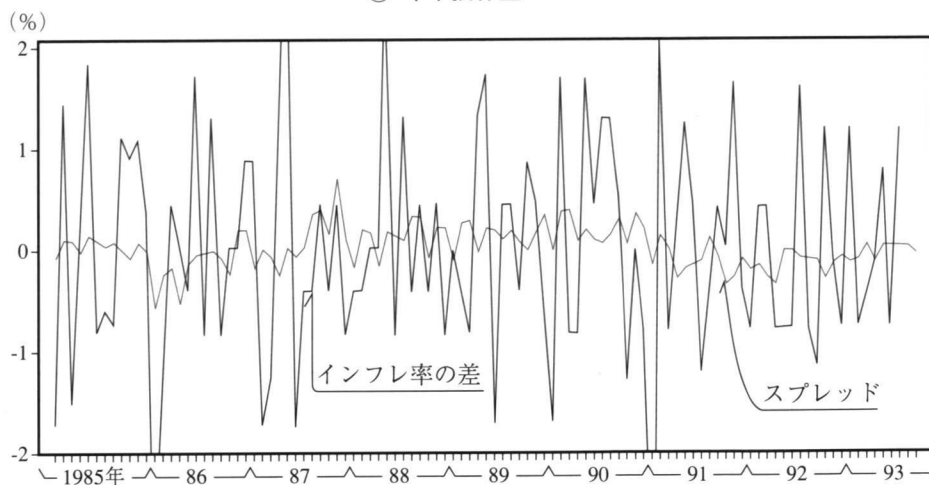
(注13) CPIについては、89年度税制改革の影響を除去するため、89年3月から4月にかけての季節調整済値の増加分（1.3ポイント）が税制改革の影響によるものと仮定して、89年4月以降のCPIのレベルについて、すべて1.3ポイント引いたベースのものを使用した。

(注14) ここでの本質的な問題はCPIデータの刻みが0.1しかないことである。米国においても同様の問題は存在するはずであるが、米国の場合、インフレ率の水準自体が高いため、指数の刻みの粗さは余り重要な問題とはならなかったものと思われる。

もっとも、②の方法に関して言えば、CPIのある時点からの単純な伸び率、および金利についての対応する期間に引き直した利回りは、通常、求める期間の長いものの方が短い期間のものよりも大きくなるため、それぞれについて長期のタームのものと短期のタームのものの差を取った場合、長期のタームの動きがより反映されやすいといった特徴がある。例えば、6 か月～3 か月の期間についての分析では3 か月間の物価上昇率よりも6 か月間の物価上昇率（いずれも単純な伸び率）の方が大きくなりやすく、また、金利についても3 か月間の利回りよりも6 か月間の利回り（いずれも年率にしない場合）の方が大きくなる。この結果、タームの差が極めて大きくなった場合、この方法による回帰は、長期タームの金利とその期間の物価上昇率を回帰した結果にかなり近いものとなってくることに留意が必要である。

(図表8) インフレ変動予測方程式に用いた
インフレ率の差と金利の期間スプレッドの推移
(3か月－1か月のスプレッドについて)

① 年率換算型



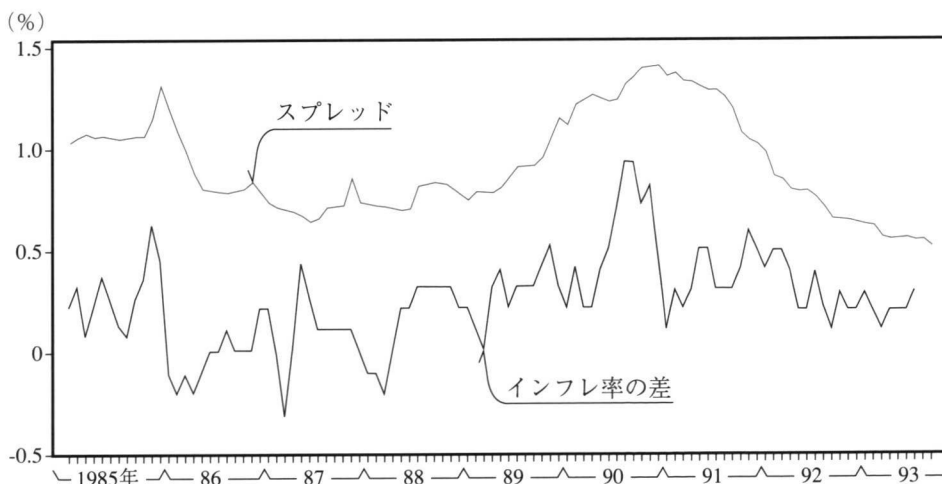
(注) 1. インフレ率の差 $= \{ (p_{t+2}/p_{t-1})^4 - (p_t/p_{t-1})^{12} \} * 100$

2. スプレッド $= r_{t-1}^{3か月} - r_{t-1}^{1か月}$

p_t : t期のCPI (除く生鮮食品)

r_t^m : t期におけるm期間物の金利

② 単純伸び率型



(注) 1. インフレ率の差 $= \{ (p_{t+2}/p_{t-1}) - (p_t/p_{t-1}) \} * 100$

2. スプレッド $= \{ (1 + r_{t-1}^{3か月}/100)^{(1/4)} - (1 + r_{t-1}^{1か月}/100)^{(1/12)} \} * 100$

p_t : t期のCPI (除く生鮮食品)

r_t^m : t期におけるm期間物の金利

関がある。すなわち、本稿の計測では数か月もしくは数年先までのインフレ率について月次データを用いて計測を行っているため、仮に期待形成は合理的に行われているとしても、観察される誤差項には月ごとのデータの

重複によって系列相関が発生する。本来はこうしたデータの重なりに基づく系列相関を取り除いたうえで、合理的期待形成に係る誤差項の系列相関の有無を検定することが必要であるが、差し当たり厳密な形でそうした検定を

行うことは困難であるため（注15）、ジョイント仮説としての（Ⅰ） $\beta = 1$ 、および（Ⅱ）誤差項に系列相関がない、を厳密に検定することは取りあえずあきらめ、（Ⅱ）が成立していると仮定したうえで（Ⅰ） $\beta = 1$ の検定を行った。

一方、本文の（1）式を単なる統計的な関係とみて、金利の期間スプレッドのインフレに対する情報変数としての有用性をテストするという立場からみると、こうした系列相関

の存在により $\beta = 0$ が棄却されやすくなる（ t 値が過大評価される）という問題が生ずるため、コ克蘭・オーカット法による計測も併せて試みた。

（2）計測結果

計測結果をみると、まず、短期金利スプレッド（a）の場合（図表9）、計測の方法により区々であるが、全体としてみると金利の

（図表9） インフレ率変動予測方程式計測結果 a（短期金利スプレッド）

① 年率換算型

（計測期間 85/1月～92/10月）

スプレッド	最 小 2 乗 法				コ克蘭・オーカット法			
	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)
2か月－1か月	1.785 (0.810)	3.05	2.20*	$\Delta 0.97$	0.727 (0.551)	2.19	1.32	0.50
3か月－1か月	0.977 (0.585)	2.31	1.67	0.04	0.680 (0.529)	2.02	1.29	0.61
6か月－3か月	0.394 (0.535)	0.93	0.74	1.13	$\Delta 0.085$ (0.748)	1.86	$\Delta 0.11$	1.45
1 年－6か月	0.162 (0.508)	0.32	0.32	1.65	$\Delta 0.052$ (0.524)	1.42	$\Delta 0.10$	2.01*

② 単純伸び率型

（計測期間 85/1月～92/10月）

スプレッド	最 小 2 乗 法				コ克蘭・オーカット法			
	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)
2か月－1か月	0.570 (0.125)	1.75	4.58**	3.45**	0.586 (0.140)	2.04	4.18**	2.95**
3か月－1か月	0.530 (0.095)	0.65	5.57**	4.94**	0.438 (0.189)	1.64	2.32**	2.97**
6か月－3か月	0.455 (0.090)	0.44	5.05**	6.04**	0.165 (0.204)	1.88	0.81	4.09**
1 年－6か月	0.387 (0.078)	0.14	4.99**	7.89**	0.115 (0.123)	1.53	0.93	7.17**

- （注）1. () 内は β の標準誤差。
 2. t 値に付してある*は5%水準、**は1%水準で有意なことを示す。
 3. $\beta = 1$ の検定に用いる t 値は $(1 - \beta) / (\beta \text{の標準誤差})$ 。

（注15）データの重複を避ける簡便な方法としては、金利の長い方のタームの長さに応じて、月次のデータをスキップさせた系列を用いて回帰（間のデータを取り除いた系列で回帰）することが考えられる。しかしながら、この方法では、そのタームが長くなるに伴って、利用可能なデータ数が減少するため、回帰式の自由度の確保の必要性から長いタームのものについては計測が困難となる。ちなみに、3か月－翌日のスプレッドについて、3か月ごとにスキップしたデータ系列を用いて計測した結果については、（3）で後述。

期間スプレッドのインフレ指標性を強く支持する結果は得られなかった。ただし、年率換算しない単純な伸び率を用いたケース (②) では、3か月以下のスプレッドについて $\beta = 0$ が棄却される場合が幾つかみられており、これらについては金利の期間スプレッドが先行

きのインフレについて何らかの情報を有している可能性がある。

次に、長短および長期金利間スプレッドを用いた計測 (⑥) では (図表10)、すべてのケースで $\beta = 1$ は棄却されており、ミシュキンの定式化による厳密な意味での金利の期間

(図表10) インフレ率変動予測方程式計測結果 ⑥ (長短・長期金利スプレッド)

① 年率換算型

(計測期間 始期 78/1月～)

スプレッド	最 小 2 乗 法				コ克蘭・オーカット法				計測期間 終 期
	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	
2年－3か月	0.342 (0.218)	0.38	1.57	3.01**	$\Delta 0.435$ (0.273)	1.99	$\Delta 1.59$	5.25**	91/10月
5年－3か月	0.311 (0.179)	0.31	1.74	3.85**	$\Delta 0.366$ (0.231)	2.10	$\Delta 1.58$	5.90**	88/10月
10年－3か月	0.377 (0.200)	0.29	1.89	3.12**	$\Delta 0.332$ (0.293)	1.72	$\Delta 1.14$	4.55**	83/10月
5年－ 2年	$\Delta 0.061$ (0.169)	0.02	$\Delta 0.36$	6.27**	$\Delta 0.071$ (0.040)	1.38	$\Delta 1.76$	26.73**	88/10月
10年－ 5年	$\Delta 0.662$ (0.306)	0.05	$\Delta 2.16^*$	5.43**	0.052 (0.028)	2.04	1.88	34.34**	83/10月

② 単純伸び率型

(計測期間 始期 78/1月～)

スプレッド	最 小 2 乗 法				コ克蘭・オーカット法				計測期間 終 期
	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	
2年－3か月	0.195 (0.080)	0.02	2.42*	10.01**	$\Delta 0.086$ (0.034)	1.39	$\Delta 2.53^*$	32.04**	91/10月
5年－3か月	$\Delta 0.018$ (0.058)	0.00	$\Delta 0.32$	17.57**	$\Delta 0.018$ (0.011)	1.52	$\Delta 1.63$	90.67**	88/10月
10年－3か月	$\Delta 0.171$ (0.026)	0.11	$\Delta 6.68^{**}$	45.76**	$\Delta 0.003$ (0.005)	1.23	$\Delta 0.62$	200.46**	83/10月
5年－ 2年	$\Delta 0.204$ (0.042)	0.04	$\Delta 4.87^{**}$	28.71**	$\Delta 0.006$ (0.014)	1.68	$\Delta 0.40$	73.64**	88/10月
10年－ 5年	$\Delta 0.016$ (0.020)	0.02	$\Delta 0.82$	51.69**	0.003 (0.006)	2.20	0.58	173.00**	83/10月

- (注) 1. () 内は β の標準誤差。
 2. t値に付してある*は5%水準、**は1%水準で有意なことを示す。
 3. $\beta = 1$ の検定に用いるt値は $(1 - \beta) / (\beta \text{ の標準誤差})$ 。

スプレッドのインフレ指標性については、短期金利スプレッドの場合(㉔)と同様否定的な結果となっている。また、スプレッドが先行きのインフレに関する何らかの情報を含んでいるか否かという点についても、ほぼすべてのケースについて $\beta = 0$ が棄却されないか、もしくは β の符号条件が満たされておらず、支持する結果は得られなかった。

また、70年代以降の長期時系列が利用可能なコールレート(翌日物)、現先レート(3か月物)、金融債流通利回り(5年物)を用い

た計測(㉔)でも(図表11)、ミシュキンの意味での厳密なインフレ指標性を支持する結果はこれまでの計測と同様に得られなかったが、スプレッドがインフレに関する何らかの情報を含んでいる可能性があるとの結果は比較的多くみられている。これは、計測期間中に2度のオイルショックを含んでおり、この時期CPIの急上昇と短期金利の急上昇が同時に起こったことが大きく寄与しているためと考えられる。

(図表11) インフレ率変動予測方程式計測結果 ㉔(長期間の計測)

① 年率換算型

(計測期間 始期 71/2月～)

スプレッド	最 小 2 乗 法				コ克蘭・オーカット法				計測期間 終 期
	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	
3か月ー翌日	3.137 (0.362)	0.31	8.67**	$\Delta 5.91^{**}$	0.387 (0.186)	1.46	2.08*	3.29**	93/6月
5 年ー翌日	0.351 (0.182)	0.00	1.93	3.57**	0.050 (0.015)	0.91	3.24**	61.32**	88/9月
5 年ー3か月	1.579 (0.205)	0.32	7.69**	$\Delta 2.82^{**}$	0.331 (0.200)	1.42	1.65	3.35**	88/9月

② 単純伸び率型

(計測期間 始期 71/2月～)

スプレッド	最 小 2 乗 法				コ克蘭・オーカット法				計測期間 終 期
	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	
3か月ー翌日	1.404 (0.106)	0.25	13.31**	$\Delta 3.83^{**}$	0.242 (0.164)	1.54	1.48	4.62**	93/6月
5 年ー翌日	0.668 (0.146)	0.01	4.57**	2.27**	$\Delta 0.048$ (0.022)	0.84	$\Delta 2.23^*$	48.43**	88/9月
5 年ー3か月	0.622 (0.150)	0.01	4.15**	2.51**	$\Delta 0.031$ (0.021)	0.74	$\Delta 1.49$	49.97**	88/9月

- (注) 1. () 内は β の標準誤差。
 2. t値に付してある*は5%水準、**は1%水準で有意なことを示す。
 3. $\beta = 1$ の検定に用いるt値は $(1-\beta)/(\beta \text{の標準誤差})$ 。

(3) データの重なり (overlap) を避けるためにスキップしたデータを用いた計測

なお、前述したように、こうしたインフレ率変動予測方程式の推計に際しては、データの重なり (overlap) に起因する誤差の系列相関が生じるといった問題があるが、こうした問題を避けるために3か月一翌日のスプレッド(注16)について、3か月ごとにスキップしたデータを用いた計測を行ってみた。結果をみると(図表12)、確かにD.W.比が多少改善をみており、こうしたデータの重なりにより

$\beta = 0$ の検定の際の t 値が過大評価されていたことは否めない。しかしながら、こうした計測によっても、この理論モデルの前提である i) 実質金利スプレッド一定、ii) インフレ期待形成に関する合理的期待のジョイント仮説を支持する結果(誤差項に系列相関がなく、かつ $\beta = 1$ が棄却されず、 $\beta = 0$ が棄却される場合) はみられず、こうしたミシユキン型の理論モデルに基づいて金利の期間スプレッドのインフレ率に対する1対1の指標性を支持するのは困難なように思われる。

(図表12) スキップしたデータによる計測結果*1

		(計測期間 (全)*2 71/ 2月~93/ 6月) (1)~(3)*3 71/ 2Q~93/ 2Q)							
		最 小 2 乗 法				コ克蘭・オーカット法			
		β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)	β	D.W.	t 値 ($\beta = 0$)	t 値 ($\beta = 1$)
(全)		3.137 (0.362)	0.31	8.67**	$\Delta 5.91^{**}$	0.387 (0.186)	1.46	2.08*	3.29**
(1)		3.189 (0.536)	0.80	5.95**	$\Delta 4.09^{**}$	0.817 (0.357)	2.26	2.29*	0.51
(2)		2.297 (0.725)	0.65	3.17**	$\Delta 1.79$	$\Delta 0.366$ (0.494)	2.36	$\Delta 0.74$	2.77**
(3)		4.044 (0.659)	1.19	6.14**	$\Delta 4.62^{**}$	1.648 (0.712)	2.48	2.32*	$\Delta 0.91$

*1 スプレッドは現先レート(3か月物)ーコールレート(翌日物)、インフレ率はCPI上昇率を年率換算したものを用いた計測。

*2 (全)は月次の全データを用いた場合の計測結果。

*3 (1)は71/4月から、(2)は71/5月から、(3)は71/6月から、それぞれ3か月ごとにスキップしたデータを用いた場合の計測結果。

(注) 1. () 内は β の標準誤差。

2. t 値に付してある*は5%水準、**は1%水準で有意なことを示す。

3. $\beta = 1$ の検定に用いる t 値は $(1 - \beta) / (\beta \text{ の標準誤差})$ 。

(注16) このほかにも、最小2乗法において誤差項に強い系列相関がみられ、かつ、このスキップしたデータを用いてもデータの自由度が十分確保されるケースについて、同様の方法による計測を試みても、上の結果と同様、i)、ii)の両仮説を支持する結果は得られなかった。

(4) サブ・サンプルでの計測によるパラメータの安定性のチェック

これまでみてきたように、金利の期間スプレッドと将来のインフレ率の変化の間には、理論モデルが示唆するような1対1での対応はみられないものの、金利の期間スプレッドがインフレ率の変化に対し何らかの有用な情報を含んでいる可能性がある場合が幾つかみられた。これらのスプレッドを「情報変数」として用いる場合、例えば金利の期間スプレッド1%の変化に対してどの程度インフレ率が変化するかについては、先の回帰式のパラメータである β の値をみればよいが、「情報変数」についてこうした定量的な利用をする場合、 β がある程度安定していること

が前提となる。そこで、 $\beta = 0$ が棄却され、金利の期間スプレッドがインフレ率の変化に対して有用な情報を含んでいると思われる幾つかのケースについて、サブ・サンプルでの計測を行って β の値の安定性をチェックしてみた。

計測結果をみると(図表13)、全サンプルでは $\beta = 0$ が棄却されていたものの、サブ・サンプルにおいては $\beta = 0$ が棄却されないか、もしくは符号条件を満たさないといった場合がいずれのケースにおいてもみられており、パラメータの水準以前にそもそも β の有意性そのものが決して安定的ではないことには注意しておく必要があろう。

(図表13) サブ・サンプルで計測した場合の β の値

(インフレ率はCPIの単純な伸び率のものを使用)

スプレッド	全サンプル	サンプル (1)	サンプル (2)
	85/ 1月～92/10月	85/ 1月～88/12月	89/ 1月～92/10月
2 か月 - 1 か月	0.570** (0.586**)	0.384 (0.405)	0.410* (0.413*)
3 か月 - 1 か月	0.530** (0.438*)	0.308 (0.315)	0.371** (0.289)

(インフレ率は年率換算したCPI上昇率を使用)

スプレッド	全サンプル	サンプル (1)	サンプル (2)	サンプル (3)
	71/ 2月～93/ 6月	71/ 2月～76/12月	77/ 1月～82/12月	83/ 1月～93/ 6月
3 か月 - 翌 日	3.137** (0.387*)	2.646** (0.347)	0.801 (0.598*)	$\Delta 0.746^*$ ($\Delta 0.017$)
5 年 - 3 か月	1.579** (0.331)	2.016** (0.352)	0.527* (0.076)	$\Delta 0.242$ (0.368)

(注) 1. () 内はコ克蘭・オーカット法による β の値。
2. β の値に付してある*は5%水準、**は1%水準で有意なことを示す。

2. グレンジャーの因果関係検定による分析

(1) データ・計測方法

データに関してはミシュキンの方法による分析と同じものを用いている。計測の方法については、以下の2つの方法を試みた。

① 通常のグレンジャーの因果関係検定

グレンジャーの因果関係検定では、金利の期間スプレッド（ R ）からインフレ率（ P ）への因果関係の有無をテストする場合、 $t-1$ 期までの利用可能な情報が与えられた時、

$$P_t = c + a_1 P_{t-1} + \cdots + a_m P_{t-m} \\ + b_1 R_{t-1} + \cdots + b_m R_{t-m} + u_t$$

(a 、 b はパラメータ、 c は定数項、 u は攪乱項)

のすべての k について、同時に $b_k = 0$ ($k = 1, 2, \cdots, m$)が成立するか否かで判断する。このテストは具体的には、帰無仮説 $b_1 = b_2 = \cdots = b_m = 0$ が棄却できるかを F 統計量で検定することによって行う。

② 過去の系列の一部に制約を加えた場合のテスト

ここでは、スプレッドを将来のインフレ

率の予測変数と考えているので、例えば仮に $t-n$ 時点のスプレッド（ R_{t-n} ）が t 期のインフレ率（ P_t ）に対応しているとする。この時、 P_t の予測を通常のVARモデルにより行うとすると、 $R_{t-1} \sim R_{t-n+1}$ のデータは P_t より先のインフレを予測しているにもかかわらず、これらを使用しなければならない（注17）うえ、 $t-n$ 時点では本来利用可能でない $P_{t-1} \sim P_{t-n+1}$ のデータが予測式に用いられることとなる。このため、①の方法では $R \rightarrow P$ の因果関係が検出されにくくなるのではないかといった懸念がある。

そこで、①の通常のグレンジャーの因果関係検定のほか、 R の P に対する追加的予測力を検出するという見地から、以下のように $R_{t-1} \sim R_{t-n+1}$ 、 $P_{t-1} \sim P_{t-n+1}$ を除いた場合についても、本来のグレンジャーの因果関係検定の定式化から言えばややtentativeではあるがテストしてみた。

$$P_t = c + a_n P_{t-n} + \cdots + a_m P_{t-m} \\ + b_n R_{t-n} + \cdots + b_m R_{t-m} + u_t$$

（注17） P_t の予測に本来有用ではない $R_{t-1} \sim R_{t-n+1}$ のデータも含めてラグ数が決定される結果、 R の系列について実質的に P_t の予測に有用なラグの数が少なくなるため。

(2) 計測結果

計測結果をみると(図表14)、①のグレンジャーの因果関係検定において、金利の期間スプレッドがCPI上昇率に対して(グレンジャーの意味での)因果関係を有すると判断できるのは、短期金利スプレッド(①a)の場合の2か月-1か月と、長期間の計測(①c)の場合の3か月-翌日のスプレッドのみで、これ以外はCPI上昇率の予測に際して、

金利の期間スプレッドを用いることの有効性は確認できなかった。

一方、②のt-1期から数期分のデータを除いたモデルによると、長短および長期金利間のスプレッド(①b)、長期間の計測(①c)のケースでは金利の期間スプレッドの有用性は確認できなかったが、短期金利スプレッド(①a)のケースにおいては上の①の方法と異なって金利の期間スプレッドのインフレ率に

(図表14) グレンジャーの因果関係検定の計測結果(F値)

	スプレッド	因果関係の方向			計測期間
		スプレッド ↓ CPI上昇率		CPI上昇率 ↓ スプレッド	
		①	②		
① 短期金利 スプレッド	2か月-1か月	2.11*	1.83	1.04	
	3か月-1か月	1.52	2.06*	1.79	
	6か月-1か月	1.68	2.21*	2.28*	
	1年-1か月	1.66	3.02**	2.02	
	3か月-2か月	1.58	1.10	1.55	86/9月
	6か月-2か月	1.60	1.38	1.87	93/7月
	1年-2か月	1.21	2.64**	1.71	
	6か月-3か月	0.88	1.21	1.14	
	1年-3か月	1.49	2.17*	1.26	
	1年-6か月	1.10	1.88	1.49	
② 長短・長期 金利スプレッド	2年-3か月	0.96	1.35	1.11	
	5年-3か月	0.88	0.66	0.87	
	10年-3か月	0.72	0.53	0.92	82/1月
	5年-2年	1.26	0.74	1.02	93/9月
	10年-2年	1.10	0.58	1.23	
	10年-5年	0.81	0.96	1.09	
③ 長期間の 計測	3か月-翌日	1.77*	1.36	2.44**	75/1月
	5年-翌日	0.76	0.88	1.86**	
	5年-3か月	1.12	0.92	3.37**	93/9月

- (注) 1. CPI上昇率はCPI(除く生鮮食品)前期比を使用。
 2. ①は通常のグレンジャーの因果関係検定、②は過去の系列の一部に制約を加えた場合のテストによる結果。
 3. F値に付してある*は5%水準、**は1%水準で有意なことを示す。

対する予測力が認められる場合が多くみられた(注18)。

この間、逆にCPI上昇率からスプレッドへの(グレンジャーの意味での)因果関係(注19)は、短期金利スプレッド(④)の6か月ー1か月のスプレッドと長期間の計測(⑤)のすべてのケースでみられている。

このように、金利の期間スプレッドが先行きのインフレ率に対する予測力を有しているとの結果が一部にみられた一方で、インフレ

率から金利の期間スプレッドへの因果関係も認められた。このことは、先行きの期待インフレ率の変化によって金利が影響を受けているとともに、インフレ圧力を政策判断の基準とする金融政策当局の調節スタンスを市場が読み取り、金利の期間スプレッドが形成されている面もあることを示すものと思われる。

(調査統計局)

(注18) こうした結果は、計測方法を②のようにしたことで、予測力検出という本来の考え方により近いものとなったことの影響が出ているものと思われる。したがって1.のミシュキンの方法による短期金利についての計測結果(1.の④<短期金利スプレッド>ー②<単純伸び率型>)と考え併せると、短期金利のスプレッドがインフレ率に対して一定の予測力を有する可能性はある程度認められるものと考えられる。

(注19) ここで、5年ー3か月のスプレッドについては、⑥、⑦のケースで同じデータを使用していることから計測期間の違いによる比較が可能である。そこで、このスプレッドについて⑥、⑦のケースを比較してみると、スプレッド→CPI上昇率への因果関係はいずれにおいても検出できなかったが、CPI上昇率→スプレッドへの因果関係については、計測期間が75年以降の⑦の場合においては確認できたが、82年以降の計測である⑥では確認できない。これは、⑦の計測期間において、物価、金利の急上昇が顕著にみられたオイルショックの時期が含まれていることで、この因果関係が検出されやすかったものと思われる。

【参考文献】

Mishkin, Frederic S., "What Does the Term Structure Tell us about Future Inflation?," *Journal of Monetary Economics*, vol.25 No.1 (1990).

加藤健吾「金融政策遂行上の中間目標と情報変数について」『金融研究』第9巻第4号、日本銀行金融研究所、1990年12月

日本銀行調査統計局「物価上昇圧力指標の検討— P^* （ピー・スター）の紹介と分析」『調査月報』1990年1月号

日本銀行調査統計局「最近のマネーサプライの動向—その分析と評価」『日本銀行月報』1992年9月号

山田泰弘「金利の期間スプレッドによるインフレ予測の可能性について」『フィナンシャル・レビュー』第20号、大蔵省財政金融研究所、1991年3月