

物価インデックス債と金融政策

——実質金利と期待インフレ率を国債流通市場情報から導く手法とその応用——

北村行伸

1. はじめに
2. フィッシャー方程式の利用とその限界
3. 実質金利と期待のインフレ率の理論的導出
4. イギリスの物価インデックス債を用いた実証
5. 金融政策への含意
6. おわりに

補論

1. はじめに

本論文の目的は、国債流通市場での情報、とりわけ金利と元本を物価に連動させて、その実質価値を保証する物価インデックス債からの情報を利用して実質金利と期待インフレ率を求める方法を紹介し、またその情報の意味について考えることにある。

実質金利は理論的には資本の生産性あるいは異時点間交換の割引率を表していると考えられ、実体経済の現状を表すシグナルとみることができる。期待インフレ率は市場参加者が抱いている将来のインフレ率の見通しであって、市場参加者はこの見通しに基づいて、現在の行動を決定していると考えられている。前者は経済の健全な運営を見極めるうえ

で重要であるし、後者は物価の安定を達成するためのよき先行指標となりうる。

わが国では物価インデックス債ははまだ発行されていないが、この債券が市場で取引されるようになると、日次ベースで実質金利や期待インフレ率の情報がとれることになり、その速報性や客観性という点からも金融政策にとってきわめて有益な情報が入手できるといわれている。事実、イギリス、フランス、イスラエル、スウェーデンなど多くの国で発行されており、その発行が技術的に難しいとか、政府に財政上損失を生じさせたといった事実は指摘されていない。最近ではアメリカにおいても、グリーンズパンFRB議長が、実際の物価動向で利回りが決まる物価インデックス債は金融政策決定に貢献すると繰り返

本論文の作成に当たっては、吉川洋教授（東京大学）、釜江廣志教授（一橋大学）、首籐恵教授（中央大学）、池野秀弘助教授（駿河台大学）の各氏および、1995年度金融学会春季大会の出席者より有益なコメントを頂いた。なお本論文に示されている意見およびありうべき誤りは筆者に属するものである。

返し主張しており、財務省がその発行を検討し始めたといわれている[1994年11月18日：日経金融新聞]。

本論文の構成は以下のとおりである。2.では名目金利を実質金利と期待インフレ率に分解する際に用いるフィッシャー方程式について論じる。特にフィッシャー方程式を実証研究で用いる際の問題点を指摘し、物価インデックス債から求められる実質金利を利用することで、その問題が緩和されることを示す。3.では実質金利と期待インフレ率を理論的に導出する方法を解説するとともに、税制、リスク尺度、金利の期間構造などについてはさらに考慮が必要である点を指摘する。4.ではイギリスの物価インデックス債を用いて、実質金利と期待インフレ率を求め、5.ではそれらのデータが金融政策にどういう意味があるのかということを検証する。とりわけ実質金利は安定しているが、ランダム・ウォークに従っているわけではなく、構造的にインフレ率から正の影響を受けていること、そして期待インフレ率は現実のインフレ率に先行していることなどを明らかにする。さらに興味深いことにフィッシャー方程式を統計的にテストしてみると、フィッシャー方程式と合理的期待仮説は両立しないという結論が得られた。6.では本論文の結果を要約し、将来の研究課題や政策課題を指摘する。

2. フィッシャー方程式の利用とその限界

フィッシャーは名目金利が実質金利と期待インフレ率に分解でき、期待インフレ率の上昇が名目金利を上昇させているという点を指摘した。フィッシャー方程式は通常次のように表現される。

$$R_t = r_t + \pi_t^e \quad (1)$$

ここで、 R_t = 名目金利、 r_t = 実質金利、 π_t^e = 期待インフレ率である。

フィッシャー方程式は名目金利が2つの要素に分解できるということを示しているだけで、通常の名目経済変数を実質化する時に物価指数でデフレートする考え方と同じであり、何らかの行動方程式を表しているわけではない。

物価と金利に関する実証研究は莫大な数に上るにもかかわらず、フィッシャー方程式が成立するかどうかという点に関して確定的な結果は出ていない。それは主として(1)式の右辺の変数が市場データとしては今まで観察されてこなかったために、実質金利一定の仮定とインフレ率に関して合理的期待形成が成立するという仮定（つまり、期待インフレ率が現実のインフレ率の期待値になっている）を置かなければ、フィッシャー方程式のテストができなかったという事情による。そのような仮定のもとでフィッシャー方程式をテストする場合、①実質金利一定、②インフレ率に関する合理的期待形成、③フィッシャー方程式の3つの仮説を同時に検定していることになり、3つの仮説が同時に成り立つという帰無仮説が棄却された場合、どの仮説が棄却されたのかわからないという問題が生じてくる。

この点をさらに明解にするために、とりあえずフィッシャー方程式が成り立つことを前提としよう。このとき名目金利が比較的安定しており期待インフレ率がかなり変動していれば、実質金利は期待インフレ率に逆相関しながら大幅に変動していることを意味する。

他方、新古典派成長理論に従い、実質金利が実体経済の資本の生産性を反映したものであり、短期間にはそれほど大幅に変動しないとすれば、期待インフレ率は安定していることになる。

つまり、市場データを利用して、直接観察できないデータ（ここでは、期待インフレ率と実質金利）を識別する場合、基本的にフィッシャー方程式という1本の方程式のみで2つの変数を求めることはできず、さらに1つの変数に仮定を与え、他方の変数を求めるという手順を踏まざるをえない。その際、上の例からもわかるように、変数に関する仮定の与え方によって、観察できない変数は全く違う動きをすることになるのである。

要するに、これまでの実証研究は、恣意的な仮定をおいて、1つの市場データから2つの変数を導いたうえで、フィッシャー方程式をテストしてきたことになる。これは実証上のいわばトートロジーであって、本来はすべての変数を市場データから求め、それを用いてテストすべきなのである。そのためには、(1)式を別の観点から考えることが有用である。それは、名目金利で取引される債券（名目債）と実質金利で取引される債券（インデ

クス債）との間の裁定条件であるとの見方である。¹⁾ これまで物価インデックス債が発行されていなかったために、こうした解釈は意味を持たなかったが、いくつかの国で物価インデックス債が発行され、国債流通市場で取引されるようになり、市場の評価による実質金利が利用できるようになってきた。その結果、少なくとも、フィッシャー方程式の3変数のうち、2変数が市場データから求められることになり、実証上の恣意性をかなり小さく抑えることが可能になってきたのである。

3. 実質金利と期待インフレ率の理論的導出

本論文では名目債とインデックス債の2種類の国債の間に裁定が働くという仮定のもとに議論を進めてゆく。名目金利と実質金利を名目債とインデックス債から求め、その裁定条件を用いて、期待インフレ率を導くというのが基本的な考え方である。

(1) 実質・名目金利の推計

インデックス債の発行形態はさまざまであり、一般型があるわけではないが、ここではイギリスにおけるこれまでの発行形態をもと

1) この場合、2種類の国債の資産選択問題として捉えているので、行動方程式という解釈が成り立つ。最も単純化した場合、債券の裁定条件(1)式は1単位の名目債とインデックス債を無限に保有した場合に割引現在価値が等しいという条件からただちに導かれる。その際、投資家が危険回避的であるとすれば、インフレ・リスクに対するプレミアムが存在することになる。それは期待インフレ率の変化のみならず、満期までの残存期間によっても変動するかもしれない。しかしリスク・プレミアムの計算には危険回避度の選択やインフレ・リスクの測定などさまざまな問題が含まれており、またプレミアム自体も実質金利や期待インフレ率より相対的に小さいと考えられるので、通常の実証研究では無視されており、フィッシャー方程式((1)式)にも入っていない。本論文でもあえてリスク・プレミアムについて論ずることはしない。ただし、これがインデックス債の発行市場での価格付けに際しては重要な意味を持つことに留意されたい。つまりリスク・プレミアムが存在することで、インデックス債が名目債に比べて利払いが割安につき、財政節約が可能になるのである。

に議論を進めよう。インデックス債の特徴はいうまでもなく、元本・利払いにおいて、ある年の基準指数で測った実質価値が保証されているということである。その実質化において用いられる物価指数は、利払い期日から8ヶ月前のものが用いられている。利払いは通常、半年毎に行われるので、流通市場の国債取引がいつ行われようが、次回の利払いに用いる物価指数は確定していることになる。この制度によって、流通市場での取引が利払いの中間期に行われても、インデックス債の売り手は、前回の利払いから取引日までの金利分を割り引いた価格で買い手に売り渡すことができるのである。また、この制度から直近の物価指数が2ヶ月前のものと想定されていることがわかる。つまり取引が利払いの直後に行われても、次回の利払いの金利が確定しているためには、次回の利払いから8ヶ月前、前回の利払いから遅くとも2ヶ月前の物価指数までは知られていることになる。さらに用いる物価指数の基準が遅れるほど、利払い時点での真の実質価値との乖離が生じるので、物価指数は基本的にできる限り最近のものをを用いていることを勘案すれば、直近の物価指数は2ヶ月前のものということになる。²⁾

満期が等しく、残存期間も近いインデックス債と名目債を選び、その市場価格が割引現在価値に等しいという仮定のもとで、名目債価格決定式とインデックス債価格決定式を連立して解くことにより名目金利（名目イールド）

と実質金利（実質イールド）を求めることができる。より具体的には、まず名目債の割引現在価値と価格の関係から名目金利を求め、それをインデックス債価格決定式に代入して、実質金利を求める。なお、その解法としては金利の高次方程式を解析的に解くのではなく、市場価格が割引現在価値と等しいという条件を満たすように金利を徐々に動かしながら最適解を求める数値解析の方法を用いるのが一般的である。この結果をフィッシャー方程式に代入することで期待インフレ率も求められる。定式化等の詳細については補論を参照されたい。

ところで、以上の定式化及び解法に対してはいくつかの問題点が指摘されている。

(2) 税制

まず税制についてであるが、イギリスの税制では元本のキャピタル・ゲインについてはインデックス債、名目債ともに免税であるのに対して、金利所得はインデックス債、名目債ともに最高40%までの所得税（総合課税）の対象となっている。一見平等にみえる税制上の取扱いであるが、インデックス債は満期時に払われる元本のインフレによるキャピタル・ゲインが大きいので、それが免税になるということは、インデックス債の方が税制上優遇されていることを意味する。特に所得税率が高い家計にとっては、インデックス債保有の節税効果は大きくなる。Boote [1991] が論じているように、満期までの残存期間が近

2) 物価指数の速報値は1ヶ月以内に利用可能であろうが、確定値が明らかになるのは1ヶ月を過ぎてからということも起こりうるので、2ヶ月前の指数をもって直近値としておくのがイギリスでは実務的であるとされている。

いインデックス債と名目債から求められる損益分岐インフレ率³⁾は税率と反比例の関係にあり、税率が高いほど、損益分岐インフレ率は低くなることが知られている。ただし実際上の問題として平均実効税率を計算するためには、それぞれの国債からの税収と国債残高から平均実効税率を求めるか、あるいは Woodward [1990] のように実効金利（イールド）を投資元本の平均回収期間（デュレーション）で回帰し、その推計誤差を最小化するように税率が決まっていると仮定して求める方法がある。ちなみに Woodward [1990] の名目債に関する結果は実効税率は年々変化するが、その平均は25%ぐらいであったことを示唆している。また Deacon and Derry [1994a] でも、0%、25%、40%の税率が考慮されている。

本論文での理論モデルは補論での定式化より明らかなように、インデックス債金利、名目債金利ともに課税されることを想定した一般的なものを考えている。しかし以下の実証では税制の議論を回避する目的で、税率0%のケースの計算結果のみを用いることにする。この仮定を用いると損益分岐インフレ率は期待インフレ率になるが節税メリット分だけ、期待インフレ率が過大推計になっている点に注意されたい。⁴⁾

(3) デュレーション (duration)

名目債とインデックス債を比較する時に、

満期が等しく、残存期間の近いものを比べるという方法の他にデュレーションが一致するものを比べるという考え方もできる。デュレーションとはキャッシュ・フローの受取りまでの期間を、当該キャッシュ・フローの現在価値で加重平均したものであり、投資元本の平均回収期間を示している。

デュレーションを一致させる必要があるという考え方は以下のような理由に基づく。つまり個別債券の年限の尺度として償還残存期間だけをみた場合には、途中の利払いのキャッシュ・フローの違いが見落とされてしまい、2つの債券の公平な比較にならない場合がある。このため、債券のクーポン・レート、実効金利をも考慮した年限の尺度が必要であり、そういう意味ではデュレーションは残存期間よりも優れているのである。

しかし、現実にデュレーションの近い名目債とインデックス債を各期毎に比較した場合、満期が全くばらばらになり、その両者から導かれる期待インフレ率が大きくジャンプすることが Deacon and Derry [1994a] で示されている。また Bootle [1991] も名目債とインデックス債とではリスクの性格が異なるので、デュレーションを揃えるだけで直接両者を比べることに問題があるとしている。したがって本論文でも満期の等しい、残存期間の近いものをペアとして比較しており、デュレーションを揃える方法は用いていない。

3) この損益分岐インフレ率は break-even inflation rate と呼ばれている。フィッシャー方程式を用いてインデックス債保有と名目債保有が無差別になるように決まってくるインフレ率を意味しており、節税メリット分だけ、期待インフレ率より低くなっている。

4) Deacon and Derry [1994a] の推計では0%税率と25%税率の場合で期待インフレ率が約1.5%違うことが示されている。

(4) 金利の期間構造

補論の(9)、(10)式から求められる期待インフレ率は、各時点での将来の期待インフレ率の年平均を表す点推定 (point estimation) であり、将来にわたっての期待インフレ率の変化は追っていない。金融政策にとってはある時点での期待インフレ率と同時に期待インフレ率の推移も重要な情報となる。長期期待インフレ率の推移は、名目金利と実質金利の期間構造 (イールド・カーブ) を推計することによって求めることができる。

ところで、金利の期間構造は各時点での将来金利やインフレ率の予想に応じて変化する性質のものであり、その推計は難しく、確立された方法があるわけではない。推計上の問題としては、第1に各国債の満期までの残存期間が均等に連続的につながっているわけではなく、またその発行量にも偏りがある点が挙げられる。⁵⁾ 第2に期間構造を知るのに、イールド・カーブを推計するのか、あるいはクーポン割引関数を推計するのかという問題もある。第3に、税制上の取扱いの差が、プレミアムを生じさせている可能性もある。さらにインデックス債固有の問題として、実質

化に用いる物価指数に8ヶ月のラグがあるために、実質金利の推計、ひいては期待インフレ率の推計にバイアスがかかる可能性がある。また、市場で流通しているインデックス債が13銘柄 (1994年11月現在) 程度に限られており、その市場での取引量も名目債と比べれば少ないなど、統計上の自由度や市場価格の信頼性にも問題がある。

最近の研究で用いられる具体的な推計方法は大まかに3種類ある。第1は McCulloch [1975] に従ってクーポン割引関数 (a discount function と呼ばれている) を推計することでイールド・カーブの形状を求める方法、第2は、満期 (at par) まで国債を保有した時に得られるクーポンに基づいたイールド・カーブ (a par yield curve と呼ばれている) を推計する方法、そして第3は Nelson and Siegel [1987] や Svensson [1994] のように満期の異なった国債の金利 (スポット・レート) を複利計算して、そこから将来のある1年間における金利⁶⁾ (an implied forward rate curve と呼ばれている) を推計する方法である。それぞれの推計にはフィットを良くするうえでのさまざまなテクニックが用いられて

-
- 5) 最近のファイナンス理論では、例えば Cox, Ingersoll and Ross [1985] のように金利が確率過程に従うと仮定したうえで期間構造をモデル化する傾向がみられるが、実証研究の立場からすれば、銘柄別の金利の固有変動は数学的に既知の確率過程に従っているわけではなく、より個別具体的な要因によって引き起こされている可能性が高く、そこに含まれている市場情報を読み取ることが重要であると考えられる。つまり理論モデルに引きずられてイールド・カーブを滑らかにしすぎて、国債金利の個別の変動を捉え損なうことがあってはならないのである。ちなみに the Cox, Ingersoll and Ross model をインデックス債に応用したものに Brown and Schaefer [1994] がある。
- 6) より具体的には、例えば、4年後の1年間の将来金利は今後5年で満期になる国債スポット・レートを5倍したのから今後の4年で満期になる国債スポット・レートを4倍したものを引いた残差として求めることができる。Svensson [1994] や黒田 [1982] は実質金利一定のもとで期待インフレ率の期間構造を求めていたが、Deacon and Derry [1994a] はそれを一歩進め実質金利についても implied forward rate を求め、名目金利の forward rate との差をとって期待インフレ率を求める方法を用いている。

いるが、複雑になればなるほど実用性が落ちるといふことで、Deacon and Derry [1994a, b] によれば、扱いが簡単な割にフィットがよい Nelson and Siegel [1987] や Svensson [1994] の方法が好ましいとされている。

金利の期間構造の推計自体が大きな研究テーマになっており、この方面でさらに研究を進めることが金融政策にとっては必須のことと思われるが、本論文では以上のような問題点を指摘するにとどめておきたい。

4. イギリスの物価インデックス債を用いた実証

物価インデックス債はこれまで多くの国で発行されてきたが、本論文でとりわけイギリスの物価インデックス債 (Index-Linked Gilts) を用いることにしたのは、その発行量がかなりの額に上り (その残高は1994年現在で総国債残高の15%に達する)、日々の取引もある程度活発に行われているので、市場価格も比較的バイアスが少なく考えたからである。また本論文と同様に、実質金利をイ

ンデックス債から推計しようとする実証研究ではイギリスの物価インデックス債を用いることが一般的になっている (例えば、Brown and Schaefer [1994] や Woodward [1990] を参照のこと)。

データとしては1983年1月から1994年9月までの毎月末のイギリス国債の市場価格を用いた。⁷⁾ 本論文では残存期間5年の国債 (ここでは便宜上、5年物と呼ぶ) の6銘柄、残存期間10年の国債 (ここでは便宜上、10年物と呼ぶ) の4銘柄を選んだ。⁸⁾ 国債の採用銘柄は満期が等しく、残存期間の近い名目債とインデックス債を組にして選び、前節で論じた方法によって名目金利、実質金利、期待インフレ率を求めた。ただし、満期前の8ヶ月の間に小売物価が大幅に変化する場合には、その間の変動分は補填されないというリスクがあり、小売物価の見直しによっては、インデックス債価格が急落し、実質金利が急騰することがある。こうした跳ね上がりを回避するため、満期近くの実質金利は採用しなかった。また最初の利払いの期日についても、必

7) データは Financial Times の国債価格欄に毎日掲載されている。

8) 5年物インデックス債の使用銘柄とその使用期間は以下のとおりである。1988年3月満期債 (クーポンレート2%、期間:1983年1月~1984年6月)、1990年1月満期債 (クーポンレート2%、期間:1984年7月~1986年12月)、1992年3月満期債 (クーポンレート2%、期間:1987年1月~1988年9月)、1994年5月満期債 (クーポンレート2%、期間:1988年9月~1990年6月)、1996年9月満期債 (クーポンレート2%、期間:1990年7月~1993年3月)、1998年4月満期債 (クーポンレート4.625%、期間:1993年4月~1994年9月)。同一期間における5年物名目債の使用銘柄は1988年10月満期債 (クーポンレート9.5%)、1990年1月満期債 (クーポンレート13%)、1992年2月満期債 (クーポンレート10%)、1994年3月満期債 (クーポンレート14.5%)、1996年5月満期債 (クーポンレート15.25%)、1998年9月満期債 (クーポンレート15.5%)。10年物インデックス債の使用銘柄とその使用期間は以下のとおりである。1996年9月満期債 (クーポンレート2%、期間:1983年1月~1989年9月)、2001年9月満期債 (クーポンレート2.5%、期間:1989年10月~1992年6月)、2003年5月満期債 (クーポンレート2.5%、期間:1992年7月~1993年9月)、2004年10月満期債 (クーポンレート4.375%、期間:1993年10月~1994年9月)。同一期間における10年物名目債の使用銘柄は、1996年5月満期債 (クーポンレート15.25%)、2002年8月満期債 (クーポンレート9.75%)、2003年9月満期債 (クーポンレート10.0%)、2003年9月満期債 (クーポンレート10.0%) である。

ずしも発行日より6ヶ月目から利払いが開始されるとは限らず、計算が煩雑になるので、最初の利払い以降についての金利を求めた。要するに、国債発行直後と満期直前のデータを捨象して、中間のより安定した期間の金利のみを用いてつなぎ合わせた。実質化に用いる物価指数は小売物価指数（RPI）が用いられている。⁹⁾

求められた市場実質金利は5年物と10年物に分けて第1図と第2図に描かれている。両図からただちに気付く点は、インデックス債実質金利がきわめて安定的に推移しているということである。この点は、従来の金融政策判断や実証研究で用いられることが多かった名目金利から実現した小売物価インフレ率を引いた事後的実質金利の動きと対照的である。すなわち事後的実質金利でみると、インフレ期には実質金利がゼロあるいはマイナス・レベルにまで下がり、デフレ期には名目金利を越えたレベルにまで上昇するとされてきたが、インデックス債が内包している市場実質金利は過去10年以上にわたって実現した物価変動に比較的左右されず安定的である。この安定性が市場情報としていかなる意味を持つのかについては、5.以下で詳しく分析したい。

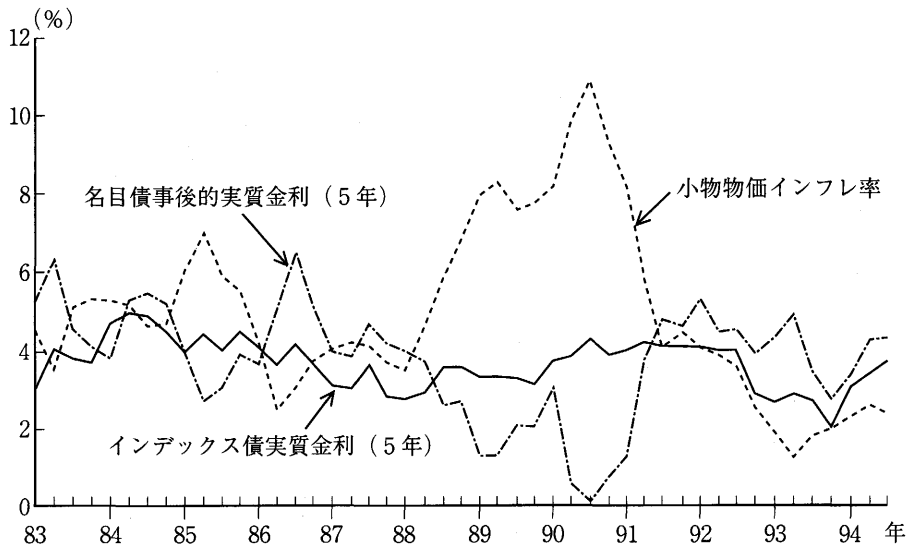
上記の実質金利と名目金利から課税効果を無視して求めた期待インフレ率が第3図に描かれている。実質金利の場合と同様に期待インフレ率は事後的な小売物価インフレ率に比べてはるかに安定的に推移している。ここで期待インフレ率が安定しているのは、国債市

場参加者の時間的視野（time horizon）が国債残存期間全体に及んでおり、期待インフレ率もその残存期間全体のインフレ率の年平均という性格を持っているためであると考えられる。この点をさらに敷衍して論じるために、実現インフレ率の後方3年間の移動平均も併記してある。もちろん、ここで求めた期待インフレ率は将来のインフレ率の推移に対する移動平均という意味を持っているのであって、過去に実現したインフレ率の推移の移動平均とは大いに異なっていて当然であるが、次の点はとりわけ明らかにしておくべきであろう。つまり、後方3年移動平均の水準は実現インフレ率よりもはるかに安定しており、期待インフレ率の水準にほぼ近いが、方向の転換点（ピーク、ボトム）は大幅に遅行しており、実現インフレ率の移動平均によって期待インフレ率の代理とすることはできないということである。さらに、先に脚注6)で論じたように、Deacon and Derry [1994a]は金利の期間構造を用いて、将来の期待インフレ率の推移を推計している。それによれば、期待インフレ率は、今後1～20年の間にはほとんど変化せず、その水準はほぼ水平に移動していることが示されている。とすれば、われわれが求めた来期の期待インフレ率は将来の期待インフレ率の推移に対する移動平均であるから、その水準の変動が小さいとみるよりも、そもそも将来に関する現時点での利用可能な情報をすべて用いて来期の期待インフレ率を予測しているのであるから、消費税（VAT）の引上げが将来のある時点で予定

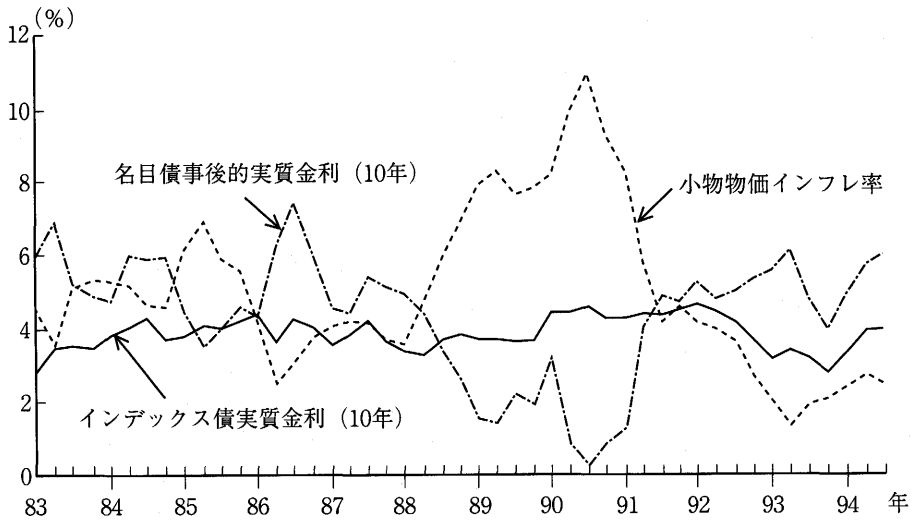
9) 消費者支出の変化に応じて、基準バスケットの変更が行われる必要があるとイングランド銀行が判断した場合には、新旧物価指数間での調整が行われることになっている。

物価インデックス債と金融政策

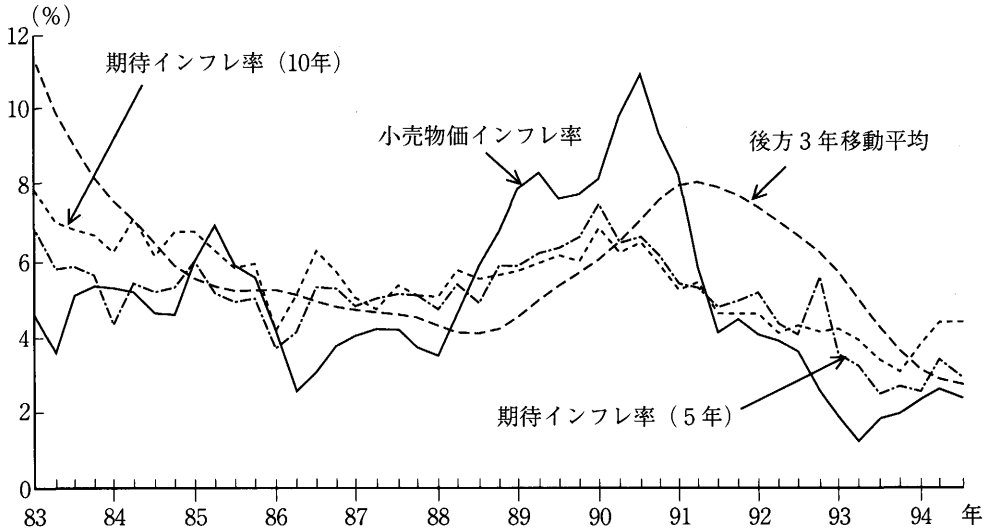
第1図 市場実質金利（5年物）



第2図 市場実質金利（10年物）



第3図 期待インフレ率



されているような場合を除いて、来期以降の期待インフレ率についてもほぼ水平に推移する、つまり新しい情報が入ってくるまでは変化しないとみることもできる。

ところで、フィッシャー方程式より求めた期待インフレ率は、市場参加者のインフレ予測値であると同時に、節税効果を捨象すれば、名目債保有とインデックス債保有が無差別になるような水準で決まってくる損益分岐インフレ率 (break-even inflation rate) であると解釈できることはすでに述べたとおりである。小売物価インフレ率が期待インフレ率より高い時には (第3図からは、88年半ばから91年初めにかけての時期に当たる)、8ヶ月のラグは伴うとしても、インデックス債を保有する方が金利所得上有利になる。またここでの期待インフレ率は税率0%の仮定のもとで求められているので、かなり過大推計となっている可能性が高い。とすれば、歴史的

にみてインデックス債を保有した方が得になった期間はさらに拡大するであろう。逆に期待インフレ率が小売物価インフレ率より高い時には、名目債を保有する方が金利上有利である。このように実現された小売物価インフレ率と期待インフレ率との差が両国債の金利所得の差、つまり収益の差にはほぼ相当していると考えれば、期待インフレ率が実現インフレ率にあまり接近連動しない方が収益の高い国債に乗り換える裁定の余地が大きいことを意味している。しかし逆に、裁定が完全に働いていれば、期待インフレ率と実現インフレ率との乖離は小さくなっているはずである。

5. 金融政策への含意

4.では、イギリスの物価インデックス債を用いて実質金利と期待インフレ率を導いた。そこで本節では、そのデータの統計的解析を通して、金融政策への含意を考えてみたい。

(1) 実質金利の安定性

以下の実証でまず明らかにしておくべき点は、インデックス債流通市場価格から導かれた実質金利の安定性についてである。通常用いられている事後の実質金利とインデックス債実質金利の変動については第1表の基本統計量から明らかである。満期期間にかかわらず、実質金利の平均はほぼ3.7~4.3%周辺で安定している反面、インデックス債実質金利の標準偏差は名目債事後の実質金利よりはるかに低い。またこのことは、最大最小値の開きがインデックス債実質金利では2~3%であるのに、名目債事後の実質金利では7%近くあることにも反映されている。

さらに変数の分布の正規性をカイ二乗テストで検定すると、インデックス債実質金利の方がはるかに正規分布に近い分布をしていることがわかる。ついでに期待インフレ率についてみると、フィッシャー方程式より求めた期待インフレ率は、実際の小売物価インフレ率よりはるかに安定していることが標準偏差よりみてとれる。また期待インフレ率の方が最大最小値の開きも小さく、変動も正規分布に近い。

(2) 実質金利の変動要因

インデックス債から求めた実質金利はFama [1975] が仮定したように一定ではなく変動している。しかし、これが確率的にランダムに平均回りを変動しているのであれば、測定誤差かもしれない、実質金利一定の仮定は統計的に棄却できないかもしれない。そこで以下では簡単な統計量をもとに、実質金利の変動要因を探ってみよう。

第2表はインデックス債実質金利が名目金利やインフレ率と正の相関があることを示している。これは名目債事後の実質金利が名目金利やインフレ率と一貫して負の相関があるのと対照的である。またインデックス債実質金利と名目債事後の実質金利の相関はきわめて低く、符号も5年物と10年物で変わるなど安定していない。このことは、市場データに内包されているインデックス債実質金利を実質金利の指標として採用すると、従来実質金利の代理変数として用いてきた名目債事後の実質金利の動きが、きわめてミスリーディングにみえてくることを意味している。

もし名目金利の上昇が期待インフレ率の上昇に1対1対応しているのであれば、実質金

第1表 基本統計量
期間：1983.1Q~1994.3Q

	インデックス 債実質金利 (5年)	インデックス 債実質金利 (10年)	名目債事後の 実質金利 (5年)	名目債事後の 実質金利 (10年)	名目金利 (5年)	名目金利 (10年)	期待 インフレ率 (5年)	期待 インフレ率 (10年)	小売物価指数 インフレ率 (RPI)
平均	3.673	3.816	3.724	4.324	8.694	9.294	5.035	5.449	4.970
標準偏差	0.641	0.457	1.468	1.684	1.492	1.233	1.144	1.082	2.242
最小	1.980	2.650	0.060	0.170	4.670	5.750	2.460	3.080	1.220
最大	4.960	4.530	6.510	7.490	11.190	11.290	7.440	7.840	10.890
正規性カイ 二乗テスト	0.449	2.928	4.234	8.279	10.691	5.450	2.252	0.703	5.074

第2表 相関係数

	${}_{5}ir$	${}_{10}ir$	${}_{5}nr$	${}_{10}nr$	${}_{5}R$	${}_{10}R$	${}_{5}\pi^e$	${}_{10}\pi^e$	π
${}_{5}ir$	1.0000								
${}_{10}ir$	0.7553	1.0000							
${}_{5}nr$	0.1517	-0.0866	1.0000						
${}_{10}nr$	0.0464	-0.2112	0.9694	1.0000					
${}_{5}R$	0.6765	0.5748	-0.1464	-0.3077	1.0000				
${}_{10}R$	0.7016	0.5106	-0.0441	-0.1611	0.9646	1.0000			
${}_{5}\pi^e$	0.2646	0.3022	-0.2768	-0.4130	0.8655	0.8132	1.0000		
${}_{10}\pi^e$	0.4760	0.1486	-0.0111	-0.0913	0.8132	0.9261	0.8026	1.0000	
π	0.3510	0.4394	-0.7525	-0.8399	0.7616	0.6710	0.7575	0.5779	1.0000

${}_{5}ir$ = インデックス債実質金利5年、 ${}_{10}ir$ = インデックス債実質金利10年
 ${}_{5}nr$ = 名目債事後の実質金利5年、 ${}_{10}nr$ = 名目債事後の実質金利10年
 ${}_{5}R$ = 名目金利5年、 ${}_{10}R$ = 名目金利10年
 ${}_{5}\pi^e$ = 期待インフレ率5年、 ${}_{10}\pi^e$ = 期待インフレ率10年
 π = 小売物価インフレ率

第3表 実質金利の平均からの残差の分布

期間：1983.1Q～1994.3Q

残差	インデックス債実質金利(5年) マイナス平均(3.673)	インデックス債実質金利(10年) マイナス平均(3.816)
平均	0.000	0.000
標準偏差	0.641	0.457
最小	-1.693	-1.166
最大	1.287	0.714
正規性カイ二乗テスト	0.449	2.928
自己相関係数		
ラグ 1	0.717	0.690
ラグ 2	0.550	0.444
ラグ 3	0.453	0.341
ラグ 4	0.315	0.129

物価インデックス債と金融政策

利はほぼ一定ということになる。そのような場合、金融政策による金利の変化は实体经济に対して中立的になる。しかし、実質金利とインフレ率の間にも正の相関が認められるとすれば、金融政策は实体经济に影響を与えていると解釈することが可能になる。¹⁰⁾

第3表はインデックス債実質金利からそのサンプル平均を引いた残差の分布に関する統計量を求めたものである。残差の基本統計量をみる限り正規性を満たしているようにとれるが(特に5年物インデックス債)、自己相関係数がかかなり高く、残差には系列相関が残り、完全にランダムに分布しているという仮

説は支持されないことがわかる。つまり、実質金利が一定であるという仮説は一応棄却される。

次に、インデックス債実質金利に関して単位根検定を行った結果が第4表に示されている。いくつかのラグについては単位根があるという仮説は統計的に棄却され、それ以外のラグについても絶対値がかかなり大きく、小標本のもとでのADFテストの検定力の低さも考慮すると、単位根があるとは確定できない。また第1、2図から判断する限り、インデックス債実質金利が定常な確率過程に従っていると考えて差し支えないだろう。このことは、

第4表 実質金利の単位根検定

期間：1985. 2 Q～1994. 3 Q

検定法：Augmented Dickey-Fuller(ADF)Test

	インデックス債実質金利 (5年)	インデックス債実質金利 (10年)
ラグ 0	-2.6117*	-2.4847
ラグ 1	-2.2429	-2.4335
ラグ 2	-2.0161	-1.9186
ラグ 3	-2.0200	-2.4928
ラグ 4	-2.4489	-2.3828
ラグ 5	-2.5538	-2.4758
ラグ 6	-2.1871	-3.2606**
ラグ 7	-2.2877	-2.8381*
ラグ 8	-2.7016*	-3.5745**

(1) 両推計とも定数項を含む。

(2) *は10%有意水準 (-2.60)、**は5%有意水準 (-2.94)、ちなみに1%有意水準は-3.612である。

10) ただし、ここで用いている実質金利は資本の限界生産性から導いたものではなく、債券市場で流通しているインデックス債から導いたもので、厳密には实体经济の生産性を反映したものではないことには注意を要する。この点は、きわめて重要な政策上の含意を持つので、別途研究する必要があるが、例えば Summers [1983] は小型マクロモデルを使って实体经济と金利の関係を分析している。吉川 [1984] は金融政策が実質金利に影響を与えることができないという古典派経済学の命題と影響を与えることができるというケインズ経済学の命題を比較検討している。また Shiller [1980] はアメリカの連邦準備銀行が実質金利を、ある程度コントロールできるという実証結果を出している。

インデックス債実質金利はランダム・ウォークしているわけではなく、何らかの構造的要因によって定常性を満たしつつ、変動していることを示唆していると考えられる。¹¹⁾

(3) 実質金利形成モデル

この問題をさらに追求する目的でインデックス債実質金利とインフレ率の間のグレンジャー (C.W. Granger) の意味での因果性をテストしてみた。結果は第5表に示してあるが、グレンジャー因果性は認められなかった。

ここでグレンジャー因果性がないということは、計量経済学的にはインフレ率を外生変数と扱って実質金利に関する単一方程式推計

が可能であるということを示唆している。¹²⁾ 実際問題としてインフレ率は財市場の需給関係やマネー・サプライ等のマクロ変数によって内生的に決まっていると考えられるが、インデックス債実質金利がインフレ率を内生的に変化させるほどの市場影響力を持っているとは考えがたいだろう。したがってここでは連立方程式体系を考えるのではなく、インデックス債実質金利形成に関して、インフレ率を外生 (所与) とした単一方程式計量モデルを報告する。サンプルは1984.1Q～1994.3Qの四半期データを用い、1993.4Q-1994.3Qまでを外挿予測期間とした。推計方法は最小二乗法 (OLS) で、標準的なモデル選択の手続きを経て以下のような推計結果を

第5表 実質金利とインフレ率の因果性テスト
期間：1983.4Q～1994.3Q、検定法：F-テスト

被説明変数	自己ラグ	追加的説明変数	分布ラグ	F (4,36)
インデックス債実質金利5年	1 to 3	インフレ率	0 to 3	1.0795
インフレ率	1 to 3	インデックス債実質金利5年	0 to 3	1.1766
インデックス債実質金利10年	1 to 3	インフレ率	0 to 3	2.4886
インフレ率	1 to 3	インデックス債実質金利10年	0 to 3	1.0895

F (4,36) の5%有意水準は約2.61である。

11) Andrade and Clare [1994] は実質金利がトレンド付きのランダム・ウォークに従っていると仮定している。また Chipman and Ogaki [1993] や Rose [1988] はアメリカの事後の実質金利は非定常過程に従っていると報告しているのに対して、Neusser [1991] はアメリカも含めた先進6カ国の事後の実質金利は定常過程に従っていると論じている。このように、実質金利の定常性については実証上確定されているわけではないが、ここで重要なのは、本論文で論じている事前の実質金利とこれまで一般に用いられてきた事後の実質金利の違いをはっきりさせることである。この両者が一致するためには期待インフレ率と実現インフレ率が確率的誤差を除いて一致していることが必要であるが、第3図から明らかなように両者はかなり乖離しており (詳しくは5.(4) 以下でみるが)、事前の実質金利と事後の実質金利は明らかに一致していないことを確認しておきたい。

12) Engle, R.F., Hendry, D.F. and Richard, J.F. [1983] で明らかにされているようにグレンジャー因果性がないことが外生性の必要条件となっている。いうまでもなく、グレンジャー因果性がないからといって統計的な説明力 (inference) がないということは意味しない。

得た。¹³⁾ カッコ内は t 値であり、 π_t はインフレ率を表す。

$$\begin{aligned} \text{インデックス債実質金利 (5年)} &= {}_5i_t r_t \\ {}_5i_t r_t &= 0.8956 {}_5i_{t-1} r_{t-1} + 0.0669 \pi_t \\ &\quad (20.611) \quad (2.321) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.988, \sigma = 0.419, \text{Durbin's } h = -0.422, \\ \text{Normality } \chi^2(2) &= 1.043, \\ \text{RESET F}(1, 36) &= 1.8345, \\ \text{Forecast } \chi^2(4) &= 12.361, \\ \text{Forecast Chow F}(4, 37) &= 3.043 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{インデックス債実質金利 (10年)} &= {}_{10}i_t r_t \\ {}_{10}i_t r_t &= 1.5672 + 0.4996 {}_{10}i_{t-1} r_{t-1} + 0.070 \pi_{t-3} \\ &\quad (3.196) \quad (3.671) \quad (2.721) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.506, \sigma = 0.294, \text{Durbin's } h = 0.9477, \\ \text{Normality } \chi^2(2) &= 1.5463, \\ \text{RESET F}(1, 36) &= 0.7918, \\ \text{Forecast } \chi^2(4) &= 8.156, \\ \text{Forecast Chow F}(4, 36) &= 2.010 \end{aligned}$$

ここで、ただちに気付く点は、前年比で測った今期あるいは過去のインフレ率(つまり、 π_t と π_{t-3}) が今期のインデックス債実質金利に対して有意に正の効果を持っているということである。もとより、国債の金利体系は、金融市場全体の一般均衡によって決まるという側面と時系列およびクロスセクションの金利の期間構造によって決まる側面があり、その両面を整合的に説明できる理論モデルは今のところ存在しない。ただし前者の側面からみれば、インデックス債は元本・金利のインフレ調整後の実質価値を保証した債権であ

り、期待インフレ率によっても需給が左右されている。他の条件を一定とすれば、期待インフレ率が上昇してゆくと、インデックス債需要が相対的に上昇し、その結果としてインデックス債の市場実質金利は下落することになる。少なくとも部分均衡的には、インフレ率と実質金利の間には負の相関があつてしかるべきではないかという理論的推論が成り立ちうる。実際 Mundell[1963] や Mishkin[1981] はインフレ率と実質金利に負の相関があることを指摘しており、ここでの正の相関はきわめて興味深い結果である。¹⁴⁾

実質金利とインフレ率の関係をさらに分析するためには、インフレ率の定義をまず明確にすることが必要になってくる。ここで用いたインフレ率は小売物価指数の過去1年の変化率を用いているのに対して、インデックス債市場で問題になるインフレ率は今後の国債残存期間中の期待インフレ率の年平均である。同じインフレ率といっても、一方は実現値であるのに対して他方は期待値であるなど、その情報量には大きな違いがある。以下では、期待インフレ率と実現インフレ率の関係についてみていこう。

(4) 期待インフレ率の先行性

先に期待インフレ率は実現インフレ率に先行している指標であることを示唆しておいたが、実践的に考えると、将来の実現インフレ率に関する情報を最も多く含んでいるのは過

13) モデル選択の手続きや検定統計量については Doornik and Hendry[1994] に依った。

14) これは物価水準と名目金利の間に正の相関性を発見した A.H. Gibson にちなんで Keynes[1930] がギブソン・パラドックス (The Gibson Paradox) と呼んだものとも関係があるかもしれない。ただし、ここでの関係はギブソン・パラドックスを越えてインフレ率と実質金利との間の正の相関性ということであり、金融政策にとっては、なおさら重要な意味を持つと考えられる。

去のインフレ率の変動であり、インデックス債から導いた期待インフレ率だけを用いて将来の実現インフレ率を予測しても、特に予期せぬインフレが起こった時など、その予想力が大きく落ちることは第3図でみたとおりである。したがって将来のインフレ率を予想するに際しては、グレンジャー因果性テストのように、実現インフレ率の自己回帰モデルにインデックス債期待インフレ率の情報を加えることで予測の精度が有意に上がるかどうかでその情報の有用性をテストすべきである。ここではその先行・遅行関係をグレンジャー因果性テストによって確認してみた。第6表から明らかなように期待インフレ率はグレンジャーの意味で実現インフレ率に対して因果性がある、つまり先行性があることがわかった。

以下では実現インフレ率の自己回帰 (AR) プロセスと期待インフレ率を含んだインフレ予測モデルを各種検定により選択した。¹⁵⁾ サンプル期間は1983.4Q～1994.2Qであり、1993.3Q～1994.2Qの4四半期は外挿予測した。推計方法は最小二乗法 (OLS) である。期待インフレ率 (5年) を含んだモデルとし

ては以下のものが選ばれた。 ${}_5\pi_t^e$ は5年物国債から導いた期待インフレ率を表す。

$$\pi_{t+1} = 1.3146\pi_t - 0.56138\pi_{t-1} + 0.2520{}_5\pi_t^e \quad (4)$$

(9.361) (-4.158) (2.885)

$$R^2 = 0.983, \sigma = 0.7769,$$

$$\text{Normality } \chi^2(2) = 2.6002,$$

$$\text{RESET } F(1, 37) = 1.8362,$$

$$\text{Forecast } \chi^2(4) = 0.9421,$$

$$\text{Forecast Chow } F(4, 38) = 0.2271$$

${}_5\pi_t^e$ を(4)式から落とすとという制約をかけた式のF検定は $F(1, 36) = 8.3213$ となり1%有意水準で制約はモデルを悪化させる。

期待インフレ率 (10年) を含むモデル定式化は少々異なっている。 ${}_{10}\pi_t^e$ は10年物期待インフレ率を表す。

$$\pi_{t+1} = 1.1818\pi_t - 0.3641\pi_{t-1} + 0.2520{}_{10}\pi_t^e - 0.3576{}_{10}\pi_{t-3}^e \quad (5)$$

(7.204) (-2.209) (2.571) (-1.785)

$$R^2 = 0.983, \sigma = 0.7693,$$

$$\text{Normality } \chi^2(2) = 0.7693,$$

$$\text{RESET } F(1, 34) = 0.2267$$

$$\text{Forecast } \chi^2(4) = 2.3844$$

$$\text{Forecast Chow } F(4, 35) = 0.5296$$

第6表 実現インフレ率と期待インフレ率の因果性テスト

期間：1983.3Q～1994.4Q、検定法：F-テスト

被説明変数	自己ラグ	追加的説明変数	分布ラグ	F (3, 39)
実現インフレ率	1 to 2	期待インフレ率5年	0 to 2	6.5183**
期待インフレ率5年	1 to 2	実現インフレ率	0 to 2	3.0737*
実現インフレ率	1 to 2	期待インフレ率10年	0 to 2	4.6865**
期待インフレ率10年	1 to 2	実現インフレ率	0 to 2	1.9538

F (3, 39) の1%有意水準 (**) は約4.31、5%有意水準 (*) は約2.84である。

15) モデル選択の手続き及び統計量については、先ほどと同様に Doornik and Hendry [1994] に依る。

物価インデックス債と金融政策

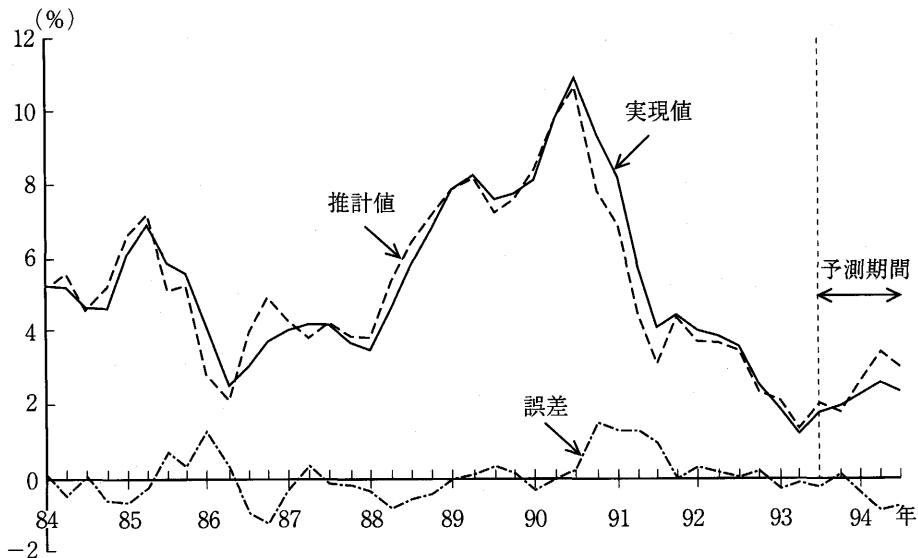
${}_{10}\pi_t^e$ 、 ${}_{10}\pi_{t-3}^e$ を(5)式から落とすという制約をかけた式のF検定は $F(2,35)=5.1013$ となり5%有意水準で制約はモデルを悪化させる。

以上より、満期期間にかかわらず期待インフレ率情報は実現インフレ率予測を有意に改善することがわかった。ところで(4)式と(5)式は同じ被説明変数 (π_{t+1}) を若干異なった変数で説明する非入れ子型 (non-nested) モデルである。この2つのモデルの比較は encompassing (包含) テスト¹⁶⁾ として知られている統計検定法を用いてできる。結果は第7表に報告されているが、いずれのモデルも有意に他方のモデルを encompass (包含) できないという意味で優劣つけがたいが、マージナルには(5)式の方が好ましいといえる。そ

こで(5)式をもとに実現値と推計値、そしてその誤差をプロットしたものが第4図である。

推計値はきわめて良好なフィットを示し、誤差の系列相関も比較的小さい。10年物インデックス債より導いた期待インフレ率と5年物インデックス債より導いた期待インフレ率はほぼ等しく、どちらが選ばれるべきであるかはサンプル期間の取り方などによって異なりうる。ただ第1表からも明らかなように、10年物インデックス債による期待インフレ率の方が標準偏差も小さく、正規分布に近いなど、より安定しており、将来のインフレ率情報としては好ましいといえるのかもしれない。特にコメントする価値があると思われる点は、普通、時系列自己回帰 (AR) モデルを予想に使うと転換点が1期遅れることが知

第4図 インフレ率予測モデル



16) Encompass とは本来「包含する」という意味を持つが、計量経済学では「あるモデルが別のモデルと同等以上の説明力を持つ」という意味で用いられる。計量経済学上の概念としての encompass には定説はないが、ここでは便宜上、encompass を「包含する」と訳して、併記しておく。

第7表 インフレ率予測モデルの encompassing (包含) テスト
期間：1983.4Q～1993.2Q

H ₀ (5)が(4)式を包含する	統計検定法	H ₀ (4)が(5)式を包含する
-1.2203	Cox～N(0,1)	-1.5489
1.1220	Ericsson IV～N(0,1)	1.4266
1.0711	Sargan～χ ²	2.7327
1.0734	Joint Model～F(1,34)	1.3964

各々の統計量については Doornik and Henduy (1994) を参照のこと。統計量は0に近い方が基準モデルが encompass (包含) している可能性が高く、統計量が有意に大きければ基準モデルは対照となるモデルを encompass (包含) できないと解釈される。

られているが、期待インフレ率情報を加えることで、実現値の時系列上の転換点（ピークあるいはボトム）を推計値がかなりよく追っているところである。インフレ率変動の転換点をかなり正確に予測できるということは政策立案上きわめて大切なことであり、その意味でもインデックス債金利を用いた期待インフレ率情報は有用であるといえよう。

(5) 合理的期待仮説とフィッシャー方程式

本論文では国債流通市場情報から名目金利と実質金利を求め、次いでフィッシャー方程式から期待インフレ率を導いた。そこで実質金利は一定ではなく自己ラグやインフレ率によって変動するものであることや、さらに期待インフレ率を含むインフレ率予測モデルによって来期の実現インフレ率がかなり正確に予想できることもわかった。このようにフィッシャー方程式が成り立つことを前提とすることで、将来のインフレ率や実質金利水準とその変化の方向性という政策上きわめて重要な情報を手に入れることができるようになった。

しかし(1)式で示したフィッシャー方程式が成り立つかどうかは、本来統計的に検定され

るべき問題である。そこで、実質金利と名目金利は従来どおり国債流通市場から求めたものを用い、期待インフレ率だけフィッシャー方程式を用いないで求めたものを使って、標準的な手法で検定してみよう。

フィッシャー方程式の検定で最もよく用いられるインフレ期待に関する仮定は合理的期待仮説である。これは期待インフレ率が確率的誤差を除けば来期の実現インフレ率に等しくなるという仮説である。つまり、

$$\pi_t^e = \pi_{t+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

但し、 ε_t は誤差項であり、 π_{t+1} とは無相関である。この式を(1)式に代入すると、

$$R_t = r_t + \pi_{t+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

を得る。それぞれの変数に名目債金利、インデックス債実質金利、来期の実現インフレ率を用いて説明変数の係数が1になり、誤差項に系列相関がなく、正規分布しているかどうかを検定することでフィッシャー方程式と合理的期待仮説の複合仮説が検定できる。(7)式をより一般化して表現すると、

$$R_t = \alpha r_t + \beta \pi_{t+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

ここでの具体的な検定仮説は $\alpha = \beta = 1$ と $\epsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$ かつ $\text{cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t-j}) = 0, \forall j$ である。¹⁷⁾ 結果は第8表に報告されている。明らかに $\alpha = \beta = 1$ なる仮説は1%の有意水準で棄却され、またDW統計量から判断すると誤差系列相関も強くみられる。かろうじて誤差分布の正規性検定は満たしているが、RESET F-test¹⁸⁾の結果からも misspecification の可能性が強いといえる。以上の検定結果はフィッシャー方程式と合理的期待仮説が両立しないことを示唆している。

つまり本論文では、イギリスで発行されているインデックス債と名目債からそれぞれに対応した市場の実質金利と名目金利を求め、さらに期待インフレ率に関してはインフレ率の期待形成が合理的に行われているという仮定のもとに、フィッシャー方程式が成立する

かどうかを検定し否定的な結果を得たことになる。それは、(1)フィッシャー方程式がそもそも成立していないか、(2)合理的期待形成仮説が成立していないか、(3)その両方が成立していないか、ということの意味している。ここで、もしフィッシャー方程式が成立しているとすれば、合理的期待形成が成立していないことになり、逆に合理的期待形成が成立していれば、フィッシャー方程式が成立しないことになるので、結局、この実証結果からいえることは「フィッシャー方程式と合理的期待形成仮説が両立しえない」ということである。

この結果は Summers [1983]、Mishkin [1990]、山田[1991]、日本銀行[1994]等の結果と基本的には整合的であるが、以下の点については注意を要する。つまり Mishkin らの

第8表 フィッシャー方程式検定
期間：1983.4Q～1994.2Q

	α	β	統計量			
	t値 ($\alpha=0$)	t値 ($\beta=0$)	t値 ($\alpha=1$)	t値 ($\beta=1$)	Normality $\chi^2(2)$	DW
インデックス債 5年物	1.8033 (26.753)**	0.4006 (8.955)**	11.990**	-13.397**	0.385	1.100
$R^2=0.995, \sigma=0.650, \text{RESET F}(1,36)=51.769**$						
インデックス債 10年物	2.0437 (25.098)**	0.2691 (4.814)**	12.817**	-13.076**	0.094	0.715
$R^2=0.994, \sigma=0.783, \text{RESET F}(1,36)=18.174**$						

**は1%有意水準 (t値 約2.704, F(1.36) 値 約7.31)

17) この検定に関しては、例えば、期待インフレ率に測定誤差が含まれているとすれば、これは説明変数と推定式の誤差項の間に相関が生じ、通常のOLS推定による推定量にはバイアスがかかるという点に注意する必要がある。名目債金利とインデックス債実質金利には測定誤差が含まれないとすれば、バイアスの大きさは測定誤差の分散と期待インフレ率の真の分散との相対比に依存して決まり、バイアスの方向は下方であることが知られている。つまり β は1より低めに推定され、仮説検定にもバイアスがかかる可能性が否定できないのである。ただし、以下では測定誤差の分散は真の分散に比べてかなり小さいと想定して、測定誤差の問題にはこれ以上立ち入らないことにしたい。

18) RESET F-test については Doornik and Hendry [1994] を参照されたい。

研究では実質金利に関する情報がないために、本論文で用いた仮定に加えて、実質金利一定という仮定をおいてフィッシャー方程式を検定し、本論文同様に否定的な結果を得ている。本論文ではすでに実質金利一定との仮説を棄却する結果を第3、4表で得ており、Mishkinらの否定的実証結果の少なくとも一部は実質金利一定なる仮定に起因しているといっているかもしれない。¹⁹⁾しかし本論文では実質金利が可変であってもフィッシャー方程式が成立しないことを示した。また、これまでの実証研究は合理的期待形成を所与として、フィッシャー方程式を検定してきたが、合理的期待形成そのものが仮説であること、つまり検定結果が条件付きのものであることを曖昧にしたまま議論が行われることが多かった。これに対して、本論文では実質金利を市場情報から求めることでMishkinらの検定結果をさらに狭め、フィッシャー方程式が成立しない根本原因を合理的期待仮説との非両立性にまで絞り込んできたのである。

ここでさらに、フィッシャー方程式と合理的期待形成仮説のどちらが成立していないかを統計的に検定できるだろうか。これは要するに、フィッシャー方程式より求められる期待インフレ率と合理的期待形成仮説に基づく期待インフレ率のどちらが、経済主体の持つ真の期待インフレ率に近いかということに帰着することになる。しかし、真の期待インフレ率を観察することは不可能なので、さまざまな仮説に基づく期待インフレ率を客観的に直接比較検討することはできない。実践的にはさまざまな仮説に基づく期待インフレ率が社会全体の経済活動とどれぐらい整合的であるかということで判断するしかない。本論文では国債流通市場の裁定条件として求めたフィッシャー方程式と合理的期待形成仮説に基づく期待インフレ率は整合的ではないことを示したのだが、他の経済活動との整合性もチェックして、総合的にもっともらしい期待インフレ率指標を選択していくほかにないというのが現在のところの結論である。²⁰⁾

19) Fama and Gibbons [1982]では実質金利が変動する可能性を含んだ推計方法を用いている。また Andrade and Clare [1994]も実質金利が緩やかに変化するという仮定のもとにカルマン・フィルター法を用いてフィッシャー方程式を推計し、実質金利が一定という仮定はあながち否定できないという結果を報告している。

20) これとは全く別に Tirole [1982]が投機行動と合理的期待仮説が整合的ではないということを理論的に証明している。Tirole [1982]の結果は合理的期待形成下での投機取引不成立定理 (the no-trade theorem) として知られている。Tiroleは投機取引とは広い意味で資産価格変動リスクを転嫁するプロセスであると定義したうえで、もし投資家がある資産の価格分布について共通の認識 (the same prior) を持っているとなれば、たとえ個人々人がその時点で所持している情報が異なっても、合理的な投資家は市場均衡価格には市場参加者の個人情報すべてが反映されていると判断するので、そこで投機取引を行っても何ら利益を上げられないことを理解し、取引は実際に行われることがないであろうということを証明したのである。この結果と実際の国債流通市場取引が活発に行われているという事実とが整合的であるためには、投資家は、合理的期待よりもはるかに緩やかな期待形成メカニズム、例えば、限定合理性 (bounded rationality) に基づいて行動していると考えるのが自然であるという指摘がなされている。ちなみに、この限定合理性をファイナンスやマクロ経済学の分野に応用した研究の包括的なサーベイには Sargent [1993]がある。

6. おわりに

本論文はイギリスの物価インデックス債を材料に、実質金利や期待インフレ率など従来金融市場では直接に観察されることのなかった金融変数である実質金利や期待インフレ率を国債流通市場情報から導き、金融政策の情報として有用であることを指摘した。またフィッシャー方程式が合理的期待形成仮説とは両立しないことも示した。加えて、フィッシャー方程式より求めた期待インフレ率は実現インフレ率あるいは合理的期待インフレ率よりもはるかに安定的に推移していることがわかった。

本論文で物価インデックス債を用いたように、従来金融市場では直接に観察できなかった情報が金融新商品の導入で入手可能になってきている。ちなみに、物価インデックス債の商品性はイギリス、スウェーデン、イスラエルなど多くの国で実証済みであるし、たとえ政府が発行しなくても民間でインデックス社債を発行する動きもある。いずれにせよ、金融当局も研究者も金融新商品をその商品の持つ情報性という観点から分析し、有意義な情報の導出の仕方についてさらに研究を進めるべきであろう。金融当局や研究者が本来収集すべき情報は、実現されたインフレ率やその予測値のみならず、民間の持っている期待インフレ率やその背後にある民間の判断や行動意図だと考えられるからである。

物価インデックス債は日本の金融市場にないので、それに代わる市場データを求めるとすれば、資本の限界生産性や消費者の時間選好率から実質金利を求めるといった試みが考えられる。先にインデックス債から求められた

実質金利は所詮金融市場のデータであり、直接的な実体経済のシグナルとはなっていない点を指摘しておいたが、生産関数や効用関数から実質金利を導けば、より実体経済を反映したシグナルとなることは疑いない。このデータと金融市場での名目金利のデータを結び付けて民間の判断や行動意図のもとになっているもの（例えば、期待インフレ率、時間選好率、危険回避率など）を探り出すというのは1つの研究の方向だと思われる。

最後に、財政政策という観点からは、インデックス債をどれだけ政府にとって有利な金利で発行できるかが重要である。これについては別途、インデックス債の発行問題として考えるべきテーマであることを指摘しておきたい。

補論 物価インデックス債の基本構造とその割引現在価値

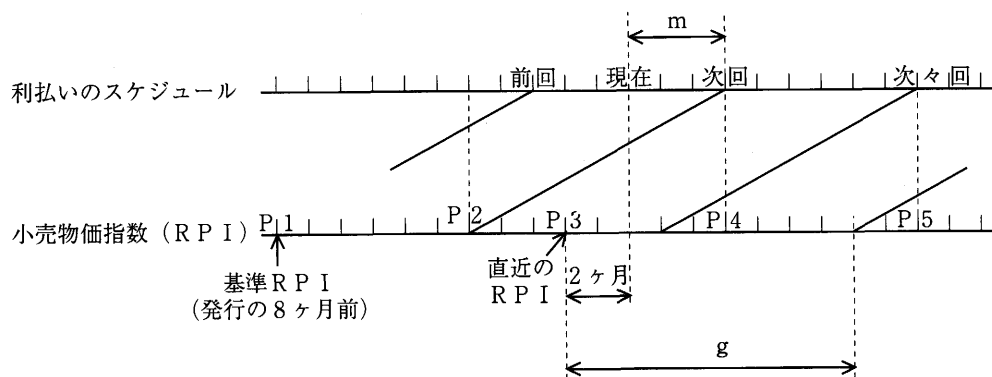
インデックス債の利払いと物価指数の対応関係を図示したものが第6図である。

第6図の構造を参考にしながら、インデックス債の割引現在価値を表すと、次のようになる。

$$\begin{aligned}
 PV_t = & \frac{cou \cdot (1 - \tau) \cdot p2/p1}{(1 + R_t)^m} \\
 & + \frac{cou \cdot (1 - \tau) \cdot p3/p1 \cdot (1 + \pi_t^e)^g}{(1 + R_t)^{m+1}} \\
 & + \frac{cou \cdot (1 - \tau) \cdot p3/p1 \cdot (1 + \pi_t^e)^{g+1}}{(1 + R_t)^{m+2}} \\
 & + \dots \\
 & + \frac{cou \cdot (1 - \tau) \cdot p3/p1 \cdot (1 + \pi_t^e)^{g+n-1}}{(1 + R_t)^{m+n}} \\
 & + \frac{prin \cdot p3/p1 \cdot (1 + \pi_t^e)^{g+n-1}}{(1 + R_t)^{m+n}}
 \end{aligned}$$

ここで cou = クーボン・レート (半年分)、

第6図 物価インデックス債実質化の基本構造



(注) 図6の1目盛は1ヶ月に相当する。

$prin$ = 元本、 $p1$ = 物価指数の基準年、 $p2$ = 次回の利払いの割引に使われる物価指数、 $p3$ = 直近の物価指数 (2ヶ月前のもの)、 m = 現在から次回の利払い月までの期間を6ヶ月単位で測ったもの、²¹⁾ g = 直近の物価指数の月とそれ以後で次々回の利払いの割引に使われる物価指数の月までの期間を6ヶ月単位で測ったもの、²²⁾ n = 次回の利払いから満期までの利払いの回数、 τ = 金利に対する税率である。

次に、(1)式のフィッシャー方程式を書き換えよう。

$$1 + R_t = (1 + r_t) \cdot (1 + \pi_t^e) \quad (1')$$

この (1') 式を上記の割引現在価値の式に代

入し、整理するとインデックス債の割引現在価値は次のように簡略化できる。

$$PV_t = \frac{cou \cdot (1 - \tau) \cdot p2/p1}{(1 + R_t)^m} + \frac{p3/p1}{(1 + r_t)^{g-1}} \cdot$$

$$\left\{ cou \cdot (1 - \tau) \cdot \left[\frac{1 - \frac{1}{(1 + r_t)^n}}{r_t} \right] + \frac{prin}{(1 + r_t)^n} \right\} \quad (9)$$

ただし、 $g = m + 1$ である。²³⁾ 全く同様にし、名目債の割引現在価値は以下のように簡略化できる。

21) 例えば、次回の利払い月まで3ヶ月あるとすれば、 $m = 3/6 = 0.5$ となる。

22) 例えば、直近の物価指数から次々回の利払い月まで9ヶ月あるとすれば、 $g = 9/6 = 1.5$ となる。

23) ここで用いた割引現在価値の定式化は Woodward[1990]を参照しているが、細部にわたっては、考え方の違いがあり、同一の定式化とはなっていない。また名目債の割引については全く異なった考え方をしているので注意されたい。

$$PV_t = \frac{cou \cdot (1 - \tau)}{(1 + R_t)^m} + \left\{ cou \cdot (1 - \tau) \cdot \left[\frac{1 - \frac{1}{(1 + R_t)^n}}{R_t} \right] + \frac{prin}{(1 + R_t)^n} \right\} \quad (10)$$

(9)、(10)式を連立させて解くことにより、名目金利と実質金利を求めることができる。

以上

〔日本銀行金融研究所研究第1課〕

【参考文献】

- 釜江廣志、『日本の国債流通市場』、有斐閣、1993年
 黒田晁生、『日本の金利構造』、東洋経済新報社、1982年
 日本銀行、「金利の期間スプレッドのインフレ指標性について」、『日本銀行月報』、1994年7月
 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」、『ファイナンシャル・レビュー』第20号、大蔵省財政金融研究所、1991年3月
 吉川 洋、『マクロ経済学研究』、東京大学出版会、1984年
 Andrade, I., and A. Clare, "Is the UK Treasury Bill rate a good proxy for expected inflation in the United Kingdom?", *Economic Letters* vol.45, pp.335-341, 1994.
 Barsky, R.B., "The Fisher Hypothesis and The Forecastability and Persistence of Inflation", *Journal of Monetary Economics* vol.19, pp.3-24, 1987.
 Bootle, R., *Index-Linked Gilts*, 2nd ed., Cambridge: Woodhead-Faulkner, 1991.
 Brown, R.H. and S.M. Schaefer, "The Term Structure of Real Interest Rates and The Cox, Ingersoll, and Ross Model", *Journal of Financial Economics* vol.35, pp.3-42, 1994.
 Chapman, D.A. and M. Ogaki, "Cotrending and The Stationarity of The Real Interest Rate", *Economic Letters* vol.42, pp.133-138, 1993.
 Cox, J.C, J.E. Ingersoll, and S.A. Ross, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica* vol.53, pp.385-407, 1985.
 Dahlquist, M. and L.E.O. Svensson, "Estimating the Term Structure of Interest Rates with Simple and Complex Functional Forms: Nelson & Siegel vs. Longstaff & Schwartz", Seminar Paper No.565, University of Stockholm, Institute for International Economic Studies, 1994.
 Deacon, M., and A. Derry, "Deriving Estimates of Inflation Expectations from the Prices of UK Government Bonds", Bank of England Working Paper Series No.23, Bank of England, 1994a.
 Deacon, M., and A. Derry, "Estimating the Term Structure of Interest Rates", Bank of England Working Paper Series No.24, Bank of England, 1994b. Also in *Bank of England Quarterly Bulletin*, pp.232-240, Aug. 1994.
 Doornik, J.A., and D.F. Hendry, *PcGive 8.0 Manual*, London: International Thomson Publishing, 1994.
 Dwyer, G.P., "Are Expectations of Inflation Rational ? or Is Variation of The Expected Real Interest Rate Unpredictable ?", *Journal of Monetary Economics* vol.8, pp.59-84, 1981.
 Engle, R.F, D.F. Hendry, and J.F. Richard, "Exogeneity", *Econometrica* vol.51 No.2, pp.277-304, 1983.
 Fama, E.F., "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review* vol.65 No.3, pp.269-282, 1975.
 Fama, E.F., "Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills", *Journal of Political Economy* vol.84 No.3, pp.427-448, 1976.

- Fama, E.F., "Interest Rates and Inflation: The Message in The Entrails", *American Economic Review* vol.67 No.3, pp.487-496, 1977.
- Fama, E.F., "Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns", *Journal of Monetary Economics* vol.25, pp.59-76, 1990.
- Fama, E.F., and M.R. Gibbons, "Inflation, Real Returns and Capital Investment", *Journal of Monetary Economics* vol.9, pp.297-323, 1982.
- Fisher, I., *The Theory of Interest*, New York : Macmillan, 1930.
- Gibson, W.E., "Price-Expectations Effects on Interest Rates", *Journal of Finance* vol.25 No.1, pp.19-34, 1970.
- Keynes, J.M., *A Treatise on Money* vol.2, London: Macmillan, 1930.
- McCulloch, J.H., "The Tax-Adjusted Yield Curve", *Journal of Finance* vol.30 No.3, pp.811-830, 1975.
- Mishkin, F.S., "The Real Interest Rate: An Empirical Investigation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* vol.15, pp.151-200, 1981.
- Mishkin, F.S., "What Does The Term Structure Tell US About Future Inflation?", *Journal of Monetary Economics* vol.25, pp.77-95, 1990.
- Mishkin, F.S., "Is The Fisher Effect for Real?", *Journal of Monetary Economics* vol.30, pp.195-215, 1992.
- Mundell, R.A., "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy* vol.71, pp.280-283, 1963.
- Nelson, C.R., and A.F. Siegel, "Parsimonious Modeling of Yield Curves", *Journal of Business* vol.60 No.4, pp.473-489, 1987.
- Neusser, K., "Testing The Long-Run Implications of The Neoclassical Growth Model", *Journal of Monetary Economics*, vol.27, pp.3-37, 1991.
- Phillips, P., *Inside The Gilt-Edged Market* 2nd ed., Cambridge: Woodhead-Faulkner, 1987.
- Rose, A.K., "Is The Real Interest Rate Stable?", *Journal of Finance* vol.43 No.5, pp.1095-1112, 1988.
- Sargent, T.J., *Bounded Rationality in Macroeconomics*, Oxford: Oxford University Press, 1993.
- Schaefer, S.M. "Measuring a Tax-Specific Term Structure of Interest Rates in The Market for British Government Securities", *Economic Journal* vol.91, pp.415-438, 1987.
- Shiller, R.J., "Can the Fed Control Real Interest Rates?", in S. Fischer, ed., *Rational Expectations and Economic Policy*, Chicago: The University of Chicago Press and NBER, 1980.
- Shiller, R.J. "The Term Structure of Interest Rates", in B.M. Friedman and F.H. Hahn, eds, *Handbook of Monetary Economics* vol.1, chapt. 13, pp.627-722, 1990.
- Summers, L.H., "The Nonadjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effect", in J. Tobin, ed., *Macroeconomics, Prices, and Quantities*, Washington D.C.: The Brookings Institution, 1983.
- Svensson, L.E.O., "Term, Inflation and Foreign Exchange Risk Premia: A Unified Treatment", Seminar Paper No.548, University of Stockholm, Institute for International Economic Studies, 1993a.
- Svensson, L.E.O., "The Simple Test of Inflation Target Credibility", Seminar Paper No.560, University of Stockholm, Institute for International Economic Studies, 1993b.
- Svensson, L.E.O., "Monetary Policy with Flexible Exchange Rates and Forward Interest Rates as Indicators", Seminar Paper No.559, University of Stockholm, Institute for International Economic Studies, 1993c.
- Svensson, L.E.O., "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994", NBER Working Paper No.4871, NBER, 1994.
- Tirole, J. "On The Possibility of Speculation under Rational Expectations", *Econometrica* vol.50 No.5, pp.1163-1181, 1982.
- Woodward, G.T., "The Real Thing: A Dynamic Profile of the Term Structure of Real Interest Rates and Inflation Expectations in the United Kingdom, 1982-89", *Journal of Business* vol.63 No.3, pp.373-398, 1990.