

フィッシャー効果と流動性プレミアム：実証分析*

長原 徹**

概要

本稿の目的は、1991年6月から2003年8月までの期間における日本の利子率の期間構造がどのような要因によって決まっていたかを実証的に分析することである。理論的見地からは、利子率の期間構造を表す尺度としての長短金利スプレッドは、期待インフレ率と流動性プレミアムによって説明されるはずである。一方、得られた実証結果によれば、当該期間における長短金利スプレッドは流動性プレミアムの影響を有意に受けているのに対し、期待インフレ率からは有意な影響を受けていない。このことは、利子率の期間構造に関する流動性プレミアム仮説を支持する結果と言えよう。

キーワード：利子率の期間構造，流動性プレミアム仮説，フィッシャー仮説，期待インフレ率

1. はじめに

2001年3月以来実施されてきた量的金融緩和政策は2006年3月に解除され、同年7月には無担保コール翌日物金利の誘導水準が0.25%へ引き上げられるまでに至った。日銀による一連の政策決定は、日銀の政策委員会がデフレからの脱却に自信を深めたことによるものと考えられるが、そうした自信の背景には量的緩和政策の効果が広く日本経済に波及したことが要因の一つであることは確かであろう。ここで量的緩和政策の効果とは、Okina and Shiratsuka (2003, p. 3)にあるように、短期金利の将来経路に関する市場の期待を安定化させ、それによって長期金利の低位安定ももたらすという時間軸効果のことであるが、こうした利子率の関係は利子率の期間構造に関する期待仮説によって説明されると言ってもよい。もっとも、この期待仮説は利子率の期間構造理論に関する文脈の中ではいくつかある仮説の一つにすぎず、フィ

* 本稿を執筆するにあたり、立教大学の黒木龍三教授、明治大学の北岡孝義教授、旧日本開発銀行（現日本政策投資銀行）の小山庄三氏、そして匿名の2名のレフェリーから貴重なご意見とご指導をいただいた。ここに感謝の意を表したい。また本稿で行われた実証分析は、そのほとんどを実証分析用ソフト EViews 4.1 に依存しているが、その購入を含め筆者の日々の研究活動を支援していただいた2006年度立教大学学術推進特別重点資金（立教 SFR）特定課題研究助成に謝辞を申し上げる。なお、本稿に残されているかもしれない曖昧さや誤りは、すべて筆者の責任に帰されるべきものである。

** tnlennon@poem.ocn.ne.jp

ッシャー仮説や流動性プレミアム仮説などその他の仮説も広く認知されている。

本稿の目的は、利子率の期間構造に関するフィッシャー仮説と流動性プレミアム仮説の妥当性を検証することである。具体的には、1991年6月から2003年8月までの日本における各種金融データを用いて、二つの仮説の妥当性を検証する。モデルの枠組みは Mishkin (1990) や伊藤 (2005, 第4章) で紹介されたものをベースにしつつ、ある仮定を設けることで、被説明変数の長短金利スプレッドを期待インフレ率と流動性プレミアムで回帰するものとなっている。また、期待インフレ率には当該研究分野の先行研究ではあまり見られないサーベイ・データから作成された期待インフレ率系列を活用し、一方流動性プレミアムは長期利付債の売買高のデータで代替することにした。

ここで結論を先取りして言えば、当該期間における利子率の期間構造は微小ながらも流動性プレミアムの影響を有意に受けている。それに対して、期待インフレ率が利子率の期間構造に与える影響は有意に観察されない。つまり、当該期間の金利期間構造はフィッシャー仮説ではなく流動性プレミアム仮説によって説明されるところが大きいのである。こうした結果は、米国における Fongemie (2005) の実証研究を支持するものである。

以下、2節では当該研究分野の先行研究をいくつか紹介するとともに、それらの改善すべき点を述べる。3節では本稿のモデルを詳述し、続く4節で実証に使われるデータの出所およびデータの作成法を述べた後、実証結果を提示する。5節では、本稿の要約と今後改善されるべき点などを述べる。

2. 先行研究

利子率の期間構造の決定要因に関する先行研究は多数存在するが¹⁾、そのうち最近のものとして次の二つが挙げられる。すなわち、日本のデータを利用した伊藤 (2005, 第3章) と米国のデータを用いた Fongemie (2005) である。

伊藤 (2005, 第3章) では、1990年2月から1999年8月までの日本の金利データ (1ヶ月物から12ヶ月物, 2年, 3年, 4年, 5年, 7年, 10年物の合計18系列の月次データ (月末データ)) を用いたフィッシャー効果の検証が行われている。具体的な分析内容は次のようである。第一に、各金利と期待インフレ率の関係に関して Engle/Granger の共和分検定を行い、両者の間の安定的な関係が示されている。次に、両者の間の共和分ベクトル検定を実施し、3年物から10年物までの5つの名目利子率と期待インフレ率との間でフィッシャー仮説が成立すると結果が得られている。第三に、各利子率と期待インフレ率に関して Granger の因果性テストが行われ、その結果期待インフレ率から各利子率への因果は有意に見出されるものの、逆は

1) 伊藤 (2005, 第3章) で過去の先行研究が網羅されている。

有意でないことが示されている。全体として、膨大なデータを駆使した検証には目を見張るものがあり、フィッシャー仮説について比較的ロバストな結果も得られており、大変有益な先行研究と言える。もっとも、金利データに月末値が使われている点に関しては、その月末特有の不安定な変動が分析結果に何らかの影響を与えているのではないかと、という不信感がぬぐえない。また、期待インフレ率に実際のインフレ率データを採用している点についても、著者が述べているように、何らかの改善が可能である（伊藤，59ページ，脚注4）。

一方 Fongemie (2005) では、米国における1953年第2四半期から2004年第3四半期までの、20年物²⁾と3ヶ月物の四半期平均のイールド・スプレッドの決定要因について、フィッシャー仮説と流動性プレミアム仮説³⁾の二つの観点からの分析が行われている。そこでの結論は、投資家の金融リスクに対する期待や態度を考慮した「修正された流動性プレミアム仮説」が、1990年以降の米国におけるイールド・スプレッドの変動の大きな要因になっているのに対し、フィッシャー仮説はそうではないというものである。とりわけ、1990年初期から1991年にかけての不況および2001年の不況の直後には、インフレ期待が上昇したという論理は成立しない。したがって、その後の急勾配のイールド・スプレッドは期待インフレ率の上昇によるものではなく、不況直後のリスク回避的な投資家による流動性選好によるものだ結論づけている。⁴⁾このように、投資家のリスクに対する心理的要因を流動性プレミアムの構成要素とし、それによって利率の期間構造の説明を試みた点は Fongemie (2005) の優れたところである。しかしながら、その実証分析は定性的なもので、回帰による検証がなされていない点は不完全と言わざるをえない。

以上のように、過去の優れた研究にもいくつかの改善点は残されており、本稿はそれらの改善点を補完するものとして位置づけられる。具体的な検証方法などについては次節以降に述べる。

3. モデルの枠組み

はじめに書いたように、本稿のモデルの枠組みは Mishkin (1990, pp. 78-81) と伊藤 (2005, 第4章) に負うところが大きい。ただし、両論文では利率の期間構造が期待インフレ率に関する情報をもつかどうかを問題としているのに対し、本稿では期待インフレ率および流動性プレミアムが利率の期間構造の変動要因をどれだけ説明するかに焦点を合わせている

2) ただし、1987年1月から1993年9月までの20年債の売買が停止された期間のデータは30年債の利回りが用いられている (Fongemie, 2005, p. 625)。

3) Fongemie (2005) では流動性仮説 (liquidity hypothesis) という名称が使われているが、本稿との関連でここでは流動性プレミアム仮説という用語を使用する。

4) Fongemie (2005, pp. 625-9)。

点で、性質がまったく異なることを予め指摘しておきたい。

具体的なモデルの枠組みは以下のものである。

一般にフィッシャー方程式によれば、名目利子率は実質利子率と期待インフレ率の和で表される。もっとも、Hicks (1946, p. 166) で指摘されているように、貨幣以外の資産にはその不完全な「貨幣性」に基づく一般的受領性不足が存在することに起因するプレミアム——流動性プレミアム——が内包されるはずである。⁵⁾ したがって長期の利子率は次のように表すことができる。

$$i_t^L = rr_t^L + E_t \pi_t + \pi_t + u_t^L \quad (1)$$

ここで i_t^L は t 期における長期の名目利子率、 rr_t^L は t 期における長期の実質利子率、 E_t は t 期の期待、 π_t は t 期における当該長期にわたるインフレ率、 u_t^L は t 期の流動性プレミアム、 u_t^L は誤差項である。

一方、短期利子率は次の形で与えられる。

$$i_t^S = rr_t^S + E_t \pi_t + u_t^S \quad (2)$$

ここで上付き添え字の S は短期を意味している。(2) 式で重要なのは、(1) 式の長期名目利子率の定式化と異なり、流動性プレミアムが入っていないことである。また、(2) 式で示された短期利子率の期待インフレ率は足元のインフレ率で形成されるものと仮定する。これは、無担保コール翌日物金利のように十分短期的な金利の場合、翌日までに予想されるインフレ率はハイパー・インフレ期のような例外を除けば現在のインフレ率の影響を強く受けると考えられるからである。したがって、以下の分析では(2)式における $E_t \pi_t$ を π_t と仮定して議論を展開することにする。⁶⁾

以上のことを考慮して(1)式と(2)式をまとめれば次の関係が得られる。

$$i_t^L - i_t^S = rr_t^L - rr_t^S + E_t \pi_t - \pi_t + \pi_t + u_t^L - u_t^S \quad (3)$$

(3) 式が意味するのは、名目金利の長短スプレッドが実質金利の長短スプレッド、期待インフレ率と足元のインフレ率との乖離、流動性プレミアム、そしてそれらで説明されない別の要因からなる、ということである。しかし実際の推計では、期待インフレ率は後で述べるコール

5) Hicks (1946, ch. 13) によれば、ケインズの流動性選好説において利子に含まれるとされるプレミアムは、債務不履行の危険によって発生する信用リスク、および利子率の将来に関する不確実性から生じる債権ないし資産の価格変動リスクの二つに帰着される。一方、ヒックスはこの二つ以外の要因によっても利子率は決定されると考えており、そうして出された答えが、本文で述べた貨幣以外の資産の一般受領性不足に由来するプレミアムである。ただし Hicks (1946, pp. 166-7) が述べているように、満期が長い証券に関するプレミアムで支配的になるのは、投資した証券を再割引する際に、利子率が上昇していることで不利な条件での再割引を余儀なくされるかもしれないというリスクに対するプレミアムである。その意味で、(1)式における流動性プレミアム の尺度として利付国債の売買高を用いる本稿の手法は、ヒックスの指摘に完全に応えられたものではないことを断っておきたい。

6) 実際、本稿では短期利子率として無担保翌日物コール・レートを採用している。

ソン・パーキン法によってデータ系列を使用できるものの、流動性プレミアムに関しては定量的なデータを利用することができない。したがって、流動性プレミアムを表す尺度として長期利付債の売買高を用いることにした。⁷⁾ よって (3) 式の代わりに、次節で行われる実証分析では次の回帰式が推計されることになる。

$$Yieldspread_t = \alpha + \beta \cdot Expinf_t + \gamma \cdot Liqprem_t + \epsilon_t \quad (4)$$

ここで $Yieldspread_t$ は t 期の名目利子率の спреッド, $Expinf_t$ は t 期の期待インフレ率と実際のインフレ率との差, $Liqprem_t$ は t 期の長期利付債の売買高, $(rr_t^L - rr_t^S)$ は定数項, $\epsilon_t (u_t^L - u_t^S)$ は誤差項である。また, β は期待インフレ率が利子率の期間構造に与えるフィッシャー効果を表す係数, γ は流動性プレミアムがその期間構造にもたらす影響を示すものである。なお, $Yieldspread_t$ と $Expinf_t$ については年率化された値を, $Liqprem_t$ には対数値を用いる。

4. 実証分析

4.1 データの出所⁸⁾

本稿ではサンプル期間を1991年6月から2003年8月までとした。⁹⁾ 開始時点が1991年6月であるのは、期待インフレ率を作成する際に必要となる『消費動向調査』における「物価の上がり方」調査の設問が、1991年第1四半期までは今後1年間を、第2四半期以降は今後半年間を対象にしているため、非連続部分を含まないようにする必要があるからである。一方『金融経済統計月報』においては、10年物利付国債の月中平均値のデータが2003年8月までしかないため、その時点を終止時点にした。

(4) 式のイールド・スプレッドについてだが、長期利子率は日本証券業協会発表の「公社債店頭基準気配」の10年物利付国債(年率, 月中平均値)を、短期利子率は無担保オーバーナイト物コール・レート(年率, 月中平均値)を用いた。長期利子率と言えば、日本相互証券が

7) このように債券の売買高を流動性プレミアムの指標として用いた先行研究としては、若松(2001)がある。ここで重要なのは、本稿や若松(2001)が問題としている流動性プレミアムが市場流動性に関するものであり、ケインズやヒックスが言う利子率の将来経路に関する不確実性の存在から生じるプレミアムとは性質が異なる、ということである。市場流動性に関しては、白川(1999)を参照のこと。

8) 補論1ではデータの出所一覧がまとめられている。

9) この期間、とりわけ日本銀行の金融政策によって無担保オーバーナイト物金利がほぼゼロに張りついていた、1999年2月から2000年8月にかけての期間と2001年3月以降の期間に関しては、短期利子率の水準は確かに日銀の政策の影響を強く受けたと考えられる。しかしながら、日銀の金融政策は少なからず長期利子率にも影響を及ぼしているはずであり、したがって長短スプレッドをとることで日銀の政策効果はほぼ相殺されることになる。

発表する新発10年物長期国債の利回りが有名だが、日銀の『金融経済統計月報』からは1998年11月以前のその月次データを取得できないため、10年物利付国債のデータを用いることにした。また、流動性プレミアムの尺度として、日本証券業協会が公表する「公社債種類別売買高(東京店頭)」の長期利付国債を代用していることも、長期利子率に利付国債の利回りを使った理由の一つである。

次に期待インフレ率のデータ系列について述べれば、先に述べた内閣府『消費動向調査』の「物価の上がり方」に関するアンケート結果をもとに、カールソン・パーキン法を用いて消費者物価指数をベースとしたそれを導出した。堀・寺井(2004)によれば、カールソン・パーキン法による期待インフレ率の計算には卸売物価指数を用いる手法もある。その場合、卸売物価をベースにした期待インフレ率の作成に利用されるべきサーベイ・データは、日本銀行が『企業短期経済観測調査(短観)』で調査している「貴社の販売価格(先行き)」である。この「貴社の販売価格(先行き)」では、今後3ヶ月の間に販売価格がどのように変化するかが、「上昇」「もちあい」「下落」の3択で調査されている。¹⁰⁾ したがって、算出された期待インフレ率は今後3ヶ月ベースのものとなり、それを年率化する作業が必要になる。一方、すでに述べたように、『消費動向調査』における「物価の上がり方」調査は今後半年間の見通しに関するものであり、年率化する際の情報量は3ヶ月ベースのものよりは多いと考えられる。以上の理由から、本稿では消費者物価指数ベースの期待インフレ率を採用することにした。¹¹⁾ 足元のインフレ率のデータについては、総務省統計局が発表する消費者物価指数の前年同期比が用いられている。

流動性プレミアムについては、先ほど少し触れたが、長期利付国債の「公社債種類別売買高(東京店頭)」のデータをその尺度とした。しかしながら、『金融経済統計月報』で報告される当該データは超長期利付国債の売買高も含むものとなっており、長期利付債のみのデータは取得不可能である。そこで本稿では、同データベースの「公社債発行・償還および現存額」にある超長期利付国債と長期利付国債の現存額の合計に占める長期利付債の割合を計算し、その割合が売買高でも成立すると仮定して、超長期債を含まない長期利付債の売買高を推計した¹²⁾。

4.2 単位根検定

分析に用いる時系列データの定常性が満たされない場合、OLSの前提となるサンプルの*i.i.d.*が成立しないため、OLSによって得られる推計値は信頼できないものとなる。¹³⁾ そこで、デ

10) 堀・寺井(2004, 6ページ)。

11) 実際の計算方法については巻末の補論2を参照。

12) なお、日本証券業協会のホームページから、長期利付債と超長期利付債それぞれに関する個別のデータ系列(月次)が取得可能である。しかしながら、それらのデータは1998年12月までしか遡ることができないため、他のデータ系列との整合性も考慮して、本稿ではそれらの利用を差し控えた。

13) 例えばStock and Watson(2003, pp.446-8)を参照せよ。

ータの定常性を調べるために（４）式の各変数について ADF 検定を行った。結果は表 1 のとおりである。表 1 からわかるように、すべての系列の定常性が確認された。

表 1

	<i>t</i> 値	検定結果
<i>Yieldspread</i>	- 2.956269*	I (0)
<i>Expinf</i>	- 5.643756**	I (0)
<i>Liqprem</i>	- 5.762592**	I (0)

** は 1%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却することを、
* 5%水準でそうであることを示す（臨界値は MacKinnon (1991) による）

4.3 実証結果

（４）式のような構造をもつ回帰式においては、フィッシャー仮説が成立するとすれば、*Expinf* の係数はゼロとは有意に異なる正の値になることが期待される。一方、流動性プレミアム仮説が成立するならば *Liqprem* の係数が有意にゼロとは異なる負の値になるはずである。以下ではこれらのことを念頭において議論を進めていきたい。

推計結果は以下のとおりである。

$$Yieldspread_t = 17.971 - 12.288 \cdot Expinf_t - 1.205 \cdot Liqprem_t \quad (5)$$

(4.550) (- 1.571) (- 4.164)

*Adj R*² = 0.101 (*R*² = 0.114) *SER* = 0.763 *DW* = 0.137

カッコ内は *t* 値

期間：1991年 6 月～2003年 8 月

係数の符号条件は、流動性プレミアム仮説を支持するものである一方、フィッシャー仮説とは矛盾するものとなっている。また、期待インフレ率の係数の *t* 値は比較的小さく、したがってそれが有意にゼロと異なるとは言えない。さらに、自由度修正済み決定係数 (*Adj R*²) が小さいこと、ダービー＝ワトソン統計量が誤差項の正の系列相関を示唆していることなどから、（５）式の結果は満足いくものとは言えない。

そこで山本 (1995, 216 8 ページ) にしたがって、説明変数にラグ付きの被説明変数を加えたモデルの推計を試みた。結果は下のとおりである。

14) *F* 値は 9.224 であり、すべての係数がゼロになるという帰無仮説は 1%水準で有意に棄却できる。さらに多重共線性の問題に関して言えば、サンプル数が比較的多い点、そしてここでは省略させていただいたが、*Expinf* を落とした推計結果が（５）式の結果とほぼ同じである点などから、この問題は回避されていると言えよう。同様のことが以下の推計でも成り立つ。

$$Yieldspread_t = 3.176 - 1.053 \cdot Expinf_t - 0.222 \cdot Liqprem_t + 0.911 \cdot Yieldspread_{t-1} \quad (6)$$

(2.990) (-0.522) (-2.875) (43.746)

$Adj R^2 = 0.936$ ($R^2 = 0.938$) $SER = 0.195$ $DW = 0.929$

$Durbin's h = 0.440$ カッコ内は t 値

期間：1991年6月～2003年8月

係数の符号は(5)式と同様の結果となり、期待インフレ率の係数に関してもその有意性は上と同様に満たされなかった。一方、(5)式との違いは次の2点にまとめられる。第一に、流動性プレミアムの係数の t 値が下がっていることから、その有意性も低下した。もっとも、依然として1%有意水準でゼロとは異なるという結果は(5)式と変わらない。第二に、極めて重要な点だが、 $Yieldspread$ の1期ラグが加わることで推計式のあてはまりの良さが飛躍的に改善した。このことは、自由度修正済み決定係数が1に大きく近づいたことなどから説明できる。¹⁵⁾

最後に、流動性プレミアムが長短金利スプレッド、すなわち利子率の期間構造に与える影響を再確認するために以下のモデルの推計を行った。

$$Yieldspread_t = 3.080 - 0.216 \cdot Liqprem_t + 0.913 \cdot Yieldspread_{t-1} \quad (7)$$

(2.952) (-2.835) (44.166)

$Adj R^2 = 0.937$ ($R^2 = 0.938$) $SER = 0.195$ $DW = 0.928$

$Durbin's h = 0.451$ カッコ内は t 値

期間：1991年6月～2003年8月

流動性プレミアムの係数の符号条件および有意性は期待された結果となった。また、自由度修正済み決定係数、ダービー＝ワトソン統計量、 $Durbin's h$ などは(6)式の結果と大きく変わらない値になったことから、期待インフレ率が長短スプレッドに与える影響はほぼ無視でき

15) F 値は713.1であり、すべての係数がゼロになるという帰無仮説は1%水準で有意に棄却できる。

16) 説明変数として被説明変数の1期ラグを加えたことにより、OLS推定量は不偏性をもたなくなってしまう。しかし本稿では、サンプル数が146と時系列モデルとしては比較的多く、さらにダービンの h 統計量が誤差項の系列相関の可能性を棄却していることなどから、得られたOLS推定量は一致性をもつと言える。よって、大標本理論を用いることに注意している限り、OLSの利用に何ら支障はない。詳しくは山本(1995, 228-9ページ)を参照せよ。

17) F 値は1075.0であり、すべての係数がゼロになるという帰無仮説は1%水準で有意に棄却できる。

ると結論づけることができよう。

5. 結論的覚書き

本稿では、利率の期間構造の決定要因として考えられるフィッシャー仮説と流動性プレミアム仮説の妥当性に関して、1991年6月から2003年8月までの日本のデータを用いた検証を行った。前節で得られた結果をまとめれば次のようになる。第一点として、サンプル期間内において期待インフレ率は長短金利スプレッドに有意な影響を及ぼしていない。二点目として、流動性プレミアムは長短スプレッドに有意な影響を及ぼしている。以上をまとめれば、当該期間内においては、利率の期間構造を説明するものとしてフィッシャー仮説ではなく流動性プレミアム仮説が妥当であるということになる。¹⁸⁾ ただし、(6)式で得られた結果は3節で述べた(3)式と矛盾するものであり、その意味で名目利率の定義に関する今後の理論的考察が欠かせないだろう。

また本稿では、カールソン・パーキン法で作成した消費者物価指数の期待系列を期待インフレ率として用いたが、2004年3月から発行された10年物の物価連動債を使って導出した期待インフレ率系列による研究が今後の課題の一つである。というのも、金融市場を対象にした本稿のような研究では、そこに参加する主体の期待は後者の期待インフレ率により強く反映されていると考えるほうが道理に合うからである。さらに流動性プレミアムの尺度として、本稿のような利付債の売買高にとどまらずビッド・アスク・スプレッドを用いた研究¹⁹⁾や、Fongemie (2005)におけるような、投資家のリスク回避度などの心理的要因を定量化し、それをモデルに組み込んだ実証研究も今後の課題の一つである。

参考文献

- 伊藤隆康 (2005) 『長期金利と中央銀行』日本評論社。
- 白川方明 (1999) 『日本の国債市場の機能向上に向けて』『日本銀行金融市場局ワーキングペーパーシリーズ 99 J 3』日本銀行金融市場局。
- 種村知樹・稲村保成・西岡慎一・平田英明・清水季子 (2003) 『国債市場の流動性に関する考察』『マーケット・レビュー 2003 J 10』日本銀行金融市場局。
- 内閣府 (2003) 『平成15年度年次経済財政報告』。
- 堀雅博・寺井晃 (2004) 『カールソン・パーキン法によるインフレ期待の計測と諸問題』ESRI Discussion Paper Series No. 91。

18) これと同様のことは Keynes (1936, pp. 142-3) でも述べられている。

19) ビッド・アスク・スプレッドと利率の関係を分析した最近の研究として種村他 (2003) が挙げられる。

山本拓 (1995) 『計量経済学』新世社。

若松幸嗣 (2001) 「長期金利の変動要因と推計について」『郵政研究所月報 2001. 10』総務省郵政研究所。

Fongemie, C. A. (2005) “A note on Fisher’s equation and Keynes’s liquidity hypothesis,” *Journal of Post Keynesian Economics*, 27, pp. 621-632.

Hicks, J. R. (1946) *Value and capital*, 2nd eds., Oxford University Press, London.

Keynes, J. M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan. (邦訳, 塩野谷祐一訳 (1995) 『(普及版) 雇用・利子および貨幣の一般理論』東洋経済新報社.)

MacKinnon, J. G. (1991) “Critical Values for Cointegration Tests,” chapter 13 in Engle, R. F. and C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford.

Mishkin, F. S. (1990) “What does the term structure tell us about future inflation,” *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 77-95.

Okina, K. and S. Shiratsuka (2003) “Policy Commitment and Expectation Formations: Japan’s Experience under Zero Interest Rates,” *IMES Discussion Paper Series*, No. 2003 E 5, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.

Stock, J. H. and M. W. Watson (2003) *Introduction to Econometrics*, Addison Wesley.

補論 1

データ	出所
「公社債店頭基準気配」10年物利付国債 (年率, 月中平均値)	日本銀行『金融経済統計月報』
無担保オーバーナイト物コール・レート (年率, 月中平均値)	日本銀行『金融経済統計月報』
物価の上がり方 (アンケート調査)	内閣府『消費動向調査』
消費者物価指数 (全国, 2000年基準)	総務省統計局
「公社債種類別売買高 (東京店頭)」長期利付国債	日本銀行『金融経済統計月報』
「公社債発行・償還および現存額」超長期利付国債	日本銀行『金融経済統計月報』
「公社債発行・償還および現存額」長期利付国債	日本銀行『金融経済統計月報』

補論 2

ここでは内閣府『消費動向調査』における「物価の上がり方」のデータをもとに、カールソン・パーキン法を用いた消費者物価指数ベースの期待インフレ率の導出方法を紹介する。なお、以下の説明は堀・寺井（2004）および内閣府（2003）を参考にした。各変数の表記は基本的に内閣府（2003）にしたがっているが、必要に応じて本稿で用いられる変数の表記へと調整を行った。

A カールソン・パーキン法の概略

次の三つの仮定をおく

仮定（i）各アンケート回答者は物価上昇率の変化を感知する臨界点 δ_t を有し、この臨界点はすべての回答者について共通である。

仮定（ii）各回答者は、時点 t に形成した期待インフレ率 $E_t \pi_t$ が $\pi_t + \delta_t$ を上回れば（ π_t は基準となる足元のインフレ率）そのアンケート調査でインフレ率が「上がる」と答える。一方、期待インフレ率が $\pi_t - \delta_t$ を下回る場合には、インフレ率が「下がる」と答える。 $E_t \pi_t$ が $[\pi_t - \delta_t, \pi_t + \delta_t]$ の範囲に収まった場合、回答者は「不変」と答える。

仮定（iii）各回答者は期待インフレ率 $E_t \pi_t$ について主観的確率分布をもち、その分布は正規分布 $N(\mu_t, \sigma_t^2)$ にしたがう。ただし、 μ_t は期待インフレ率の母集団の平均値、 σ_t^2 はその分散である。

われわれはこの μ_t の値を以下の作業を通じて求める。

ここでインフレ率が「上昇する」と回答した標本比率を A_t 、「下落する」と回答した標本比率を B_t とすれば

$$\begin{aligned} A_t &= \Pr(E_t \pi_t > \pi_t + \delta_t) = \Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} > \frac{\pi_t + \delta_t - \mu_t}{\sigma_t}\right) \\ &= \Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} > a_t\right) \\ &= 1 - \Phi(a_t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} B_t &= \Pr(E_t \pi_t < \pi_t - \delta_t) = \Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} < \frac{\pi_t - \delta_t - \mu_t}{\sigma_t}\right) \\ &= \Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} < b_t\right) \\ &= \Phi(b_t) \end{aligned}$$

$\Phi(\cdot)$ は累積標準正規分布関数であり、 A_t と B_t はアンケート調査から得られるので、 $a_t (\equiv (\pi_t + \delta_t - \mu_t)/\sigma_t)$ と $b_t (\equiv (\pi_t - \delta_t - \mu_t)/\sigma_t)$ の値が正規分布の統計数値表から求められる。

一方、 a_t と b_t の定義から

$$\mu_t = \pi_t - \delta_t \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t}, \quad \sigma_t = \frac{2\delta_t}{a_t - b_t} \quad (\text{A} - 1)$$

である。 π_t は足元のインフレ率、 a_t と b_t は既知なので、 μ_t すなわち $E_t \pi_t$ を導出するためには臨界点 δ_t がわかればよい。

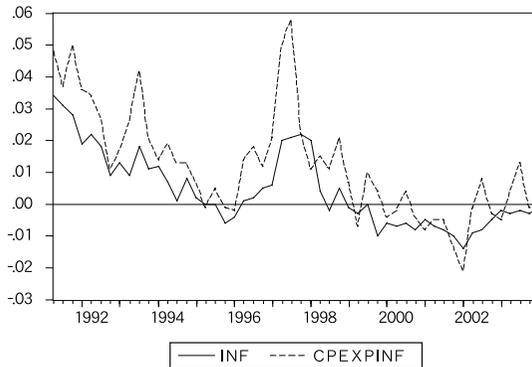
δ_t の計算方法にはいくつか方法があるが、ここでは堀・寺井 (2004) において比較的最ももらしい結果が出ている合理的期待形成に基づく方法を用いることにする。²⁰⁾ それによれば、期待物価上昇率は過去 n 期間の実現値を情報として形成されることになる。このとき

$$\delta_t = \frac{C_t + \sqrt{C_t^2 + 16D_t}}{8}$$

$$\text{ただし、} C_t = \frac{\sum_{k=n}^t (q_k - \pi_k)(a_k^2 - b_k^2)}{t - n + 1}, \quad D_t = \frac{\sum_{k=n}^t (q_k - \pi_k)^2 (a_k - b_k)^2}{t - n + 1}, \quad q_k = \frac{\pi_{t+2} + \pi_{t+1}}{2}$$

である。²¹⁾ こうして得られた δ_t と既知の a_t 、 b_t を (A - 1) 式に代入すれば、期待インフレ率 $E_t \pi_t (\equiv \mu_t)$ が導出される。²²⁾ しかしながら、得られた期待インフレ率の頻度は四半期であるため、本文 (4) 式を推計する際は線形補間によって月次系列へのデータ調整を行った。

B 消費者物価上昇率 (INF) とカールソン・パーキン法による期待系列 (CPEXPINF)



20) 内閣府 (2003) でもこの方法がとられている。なお δ_t の計算に関するこれ以外の方法は堀・寺井 (2004) が詳しい。

21) δ_t および C_t 、 D_t の導出法については堀・寺井 (2004, 脚注 6) を参照せよ。 q_k の定義は、堀・寺井 (2004, 12ページ) を参考にして、ここで問題にしている期待インフレ率が半期ベースであることからこのように定義した。また n の値は内閣府 (2003) にない 12 とした。

22) ただし以上の議論で注意すべきことは、『消費動向調査』の「物価の上がり方」の設問が今後半年間を対象にしていることである。このため、実際の算定にあたっては、ここで用いられたインフレ率を 2 四半期前比とすることで半期後の期待インフレ率を算出し、それを年率化するという調整が行われている。なお、こうした年率化の方法について、多忙な中にもかかわらず丁寧な解説をくださった内閣府の井上崇氏にはこの場を借りて感謝申し上げたい。