

# 期待インフレ率の指標としての物価連動債

## －英米の経験からの教訓\*－

上智大学経済学部助教授（ニッセイ基礎研究所客員研究員）竹田 陽介

y-takeda@sophia.ac.jp

経済調査部門 シニアエコノミスト 矢嶋 康次

yyajima@nli-research.co.jp

### <要旨>

1. 本研究は、英国・米国において中央銀行、民間予測機関、物価連動債の情報による期待インフレ率の指標それぞれについて、予測誤差の計測、合理性テストを行った。その結果、Romer and Romer(2000)が内部情報（Private Information）を確認した米国連邦準備制度（Fed）だけでなくイングランド銀行（BOE）についても、予測誤差が民間に比べて小さいこと、英国では、物価連動債の情報に基づくインフレ率の予測は唯一、合理性を有することが見出された。
2. 現在、公的債務管理に関する議論が盛んに行われている日本において、2003年度末以降、物価連動債の発行が続々と予定されている。市場流動性の観点から見れば、日本における物価連動債の与える影響は微小であろうが、デフレの解消を最優先の課題とする日本銀行の金融政策にとっては、期待インフレ率の指標としての物価連動債の役割は大きい。

\* 福田祐一教授（大阪大学）、宮尾龍蔵教授（神戸大学）、阿部修人講師（一橋大学）からの有益なコメント、および本橋由季子（早稲田大学大学院）、野村由美子（ニッセイ基礎研究所）の両氏からの研究協力に対して、深く感謝する。

## <目次>

1. はじめに .....	21
2. 期待インフレ率の指標としての物価連動債 .....	22
2.1 物価連動債の仕組み .....	24
2.2 実質利子率とフィッシャー方程式 .....	24
3. 予測精度の数量的比較 .....	26
3.1 予測データと予測のタイミング .....	26
3.2 予測誤差 .....	30
3.3 合理性テスト .....	31
4. 結果のまとめと金融政策への含意 .....	33
5. 結論 .....	35

## 1. はじめに

世界的に見て、インフレ・ターゲティング(Inflation Targeting)が、金融政策の標準的な枠組みになりつつある昨今、中央銀行にとって、現実のインフレ率の値にも増して、将来におけるインフレ率に対する予想値、つまり期待インフレ率の情報の重用性が高まっている。現実の金融政策では、認知や政策効果に伴うラグが無視し得ないことを考慮すると、インフレ・ターゲティングは、インフレ予想・ターゲティング(Inflation-Forecast Targeting)にならざるを得ない(Svensson、1997)。その場合、安定したインフレを実現するためには、時々刻々変化していく期待インフレ率に関する情報を、できるだけ簡便かつ迅速に手に入れることが望まれる。その意味において、物価連動債(Inflation Indexed Bonds)は、ひとつの指標として有用であると見られている(King、1995)。

1992年にインフレ・ターゲティングを導入したイングランド銀行(BOE)が公表してきた『インフレーション・レポート』(*Inflation Report*)には、綿密な分析に基づく詳細な物価見通しが掲載されている。一方、いまだインフレ・ターゲティングを導入していない米国の連邦準備制度(FED)の場合にも、その連邦公開市場委員会(FOMC)における政策決定のための材料、いわゆる『グリーンブック』(*Greenbook*)に物価見通しが明記されている。

本研究は、英国・米国を例にとりながら、物価連動債のデータから得られる情報に基づく期待インフレ率に対して、予測誤差、合理性について実証的に分析する。得られる結果から、2003年度末以降物価連動債が発行されている日本における金融政策にとっての含意を導く。

1992年の議会証言において、グリーンズパン議長が物価連動債のもつ金融政策運営上の問題点を指摘し、1997年の物価連動債の発行後も、指標としての利用に消極的である米国(導入前の議論として、Hetzel(1992)、Shen(1995))と比べて、1981年以来発行してきた英国では、期待インフレ率の指標としての物価連動債に対して、多くの評価が行われてきた(北村、1995、Campbell and Shiller、1996、Barr and Campbell、1997、Scholtes、2002、Larsen、May and Talbot、2003)。これらの先行研究によれば、実質利子率としての物価連動債には様々な問題<sup>(1)</sup>があるが、物価連動債の期待インフレ率の予測指標としての役割を概ね肯定的に評価している。

ところが、中央銀行が金融政策の運営に際してどの程度、物価連動債の情報を用いているかについては、実証分析されてこなかった。本来、合理的期待仮説の下では、中央銀行が Public Information (公開情報)である物価連動債の利子率を利用して、将来のインフレ率に対する予測の精度を上げることは不可能である。また、中央銀行は民間予測機関がアクセスできない Private

---

<sup>(1)</sup> 第一に、インフレに連動した元本の変動によるキャピタル・ゲインに対する課税がなされていないことによって、債券の価格付けに歪みが発生している(Campbell and Shiller、1996、Scholes、2002)。第二に、配当利回りが連動するインフレ率が、8ヶ月前の物価指数であるため、連動にラグが存在している(Larsen、May and Talbot、2003)。第三に、1997年に施行された Minimum Funding Requirement (MFR)によって、年金基金に対して、保有する債務をカバーするのに十分な資産の準備を保証することが要請されたため、資産としての物価連動債に対する需要を高め、実質イールドを引き下げた経緯がある(以下の図表-4を参照)。

Information（内部情報）を用いてまでも、インフレ率の予測を行っているとするれば(Romer and Romer, 2000)、民間機関も共有する物価連動債のもつ情報が、中央銀行によるインフレ率の予測に相対的な優位をもたらすことはない。本研究は、中央銀行と民間予測機関との予測精度に関する優劣についても分析する。

現在、公的債務管理に関する議論が盛んに行われている日本において<sup>(2)</sup>、2003年度末以来、物価連動債が続々と発行される予定である。市場流動性の観点から見れば、日本における物価連動債の与える影響は微小であろうが、デフレの解消を最優先の課題とする日本銀行の金融政策にとっては、期待インフレ率の指標としての物価連動債の役割は、大きいと考えられる(北村, 2004)。その意味においても、本研究の結果は有用である。

以下、第2節で、実質利子率と期待インフレ率の関係であるフィッシャー方程式について概説し、米国・英国の代表的な指標の物価連動債について金利の推移を見る。第3節では、将来のインフレ率に対する中央銀行と民間予測機関それぞれの予測について述べ、それらの予測誤差を記述統計量により計測する。さらに、中央銀行・民間予測機関による予測、物価連動債の利子率から導かれる期待インフレ率、それらの合理性に関して検定する。最後に、得られた結果に対する解釈と金融政策への含意を述べ、結論とする。

## 2. 期待インフレ率の指標としての物価連動債

物価連動債は、クーポンおよび元本が物価水準に連動する債券一般を指す。投資家にとって債権の購買力がインフレによって低下するリスクをヘッジする手段である。歴史的には、米国独立戦争中、インフレによる兵役報酬の購買力の低下を懸念して発行されたマサチューセッツ州債(Shiller, 2003)、物価連動国債の主唱者であった Irving Fisher 教授自らが創立に参画した Rand-Kardex 社による、卸売物価指数に連動した社債(Dimand, 1999)などの記録が残っている。国債としては、1945年のフィンランドを始めとして主に高インフレを経験した政府が、主に消費者物価指数に連動する国債の発行体となってきた(Campbell and Shiller, 1996, Shiller, 2003)。

現在における世界全体の物価連動債市場を概観すると、英国、米国以外でもカナダ、フランス、スウェーデンなどでも発行実績がある。ただし市場規模を見ると英国、米国が圧倒的に大きい(図表-1)。実際1981年より物価連動債の発行を開始したイギリスでは、国債全体(名目債券+実質債券)に占める物価連動債の割合が足元では20%を超え、規模、流動性を兼ね備えた市場として重要な役割を担っている(図表-2)。一方、1997年とイギリスに比べ15年以上遅れて発行を開始した米国では、市場残高自体は英国にひけをとらない水準となっている(図表-1)が、米国情債全体に占める割合は、5%程度にとどまっている(図表-3)。また日本の財務省も、2003年度末に初めて、10年物の物価連動国債を1,000億円発行したが、2003年度内の市中発行国債全

---

<sup>(2)</sup> 日本における公的債務管理に関しては、竹田・矢嶋(2003)を参照されたい。

体の0.1%にも満たない。

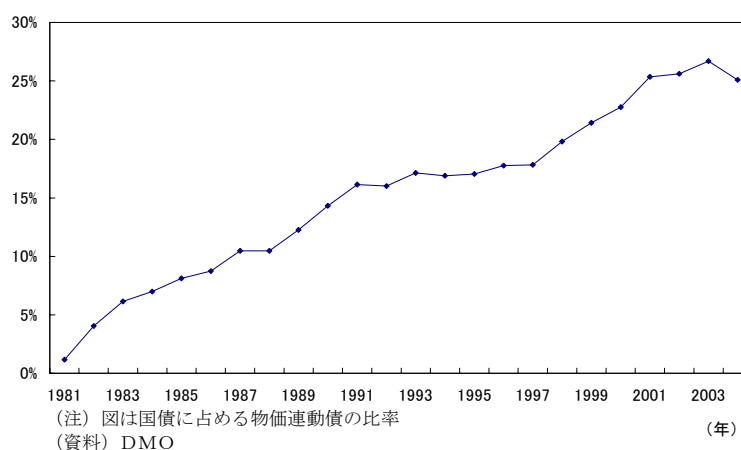
図表－1 世界の物価連動債市場規模 (DMOのHPより)

	Canada	France	Italy	Sweden	UK	US
Market value (\$ US billion)	21	84	27	26	161	246
Number of Indexed Bonds	4	7	2	5	9	14
Longest Maturity	2036	2032	2014	2028	2035	2032
Weighted Average (Semi-Annual) Real Yield (%)	2.28	2.05	1.78	2.41	2	2.05

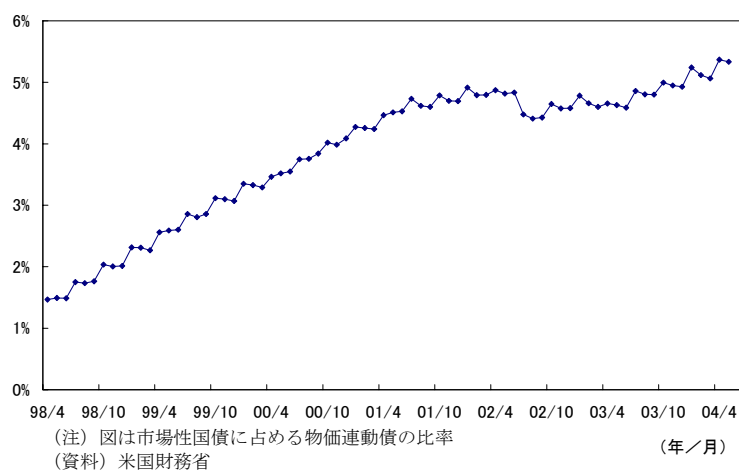
Source: Barclays Capital. Last updated 31 July 2004.

Note: Bonds of less than 1 year to maturity or with a market value of less than \$100 million are excluded from these statistics.

図表－2 物価連動債の市場規模 (英国)



図表－3 物価連動債の市場規模 (米国)



## 2.1 物価連動債の仕組み

物価連動債の仕組みについて、日本の場合に即して説明する。クーポンおよび元本は「全国消費者物価指数（C P I）」（生鮮食品を除く総合指数）に連動する。支払われる利子額は、発行時の固定された表面利率と想定元金額（一定の額面金額と、利払日のC P Iの発行時のC P Iに対する比である連動係数との積）との積により計算される。ところが、想定元金額の算出に適用されるC P Iは、実際にはデータ公表のラグを考慮し、利払日あるいは償還日の三ヶ月前のC P Iである。さらに、日本の場合、英国と同様、物価が下落した場合における元本保証は設けられていないが、米国の物価連動国債は物価下落時の元本保証が認められ、投資家にプット・オプションの権利を付与していることになる。また、元本のキャピタル・ゲインは利息とみなされる一方、キャピタル・ロスを負の利息としてみなされないために、税の扱いが非対称である（Campbell and Shiller、1996、Scholes、2002）。

## 2.2 実質利率とフィッシャー方程式

名目債券(Nominal Bond)と実質債券(Real Bond)との間の理論的な無裁定条件(Non-Arbitrage Condition)が、フィッシャー方程式(Fisher Equation)である。 $t$ 期における、 $k$ 期ターム物の名目債券の利率(イールド)を $i_{kt}$ 、同じく $k$ 期ターム物の実質債券の利率(イールド)を $r_{kt}$ 、残存保有期間である $k$ 期間における期待インフレ率を $E_t\pi_{t,t+k}$ 、同期間におけるインフレ・リスク・プレミアム(Inflation Risk Premium)を $\rho_{t,t+k}$ とすると、両債券に対する投資家の裁定の結果、近似として

$$i_{kt} = r_{kt} + E_t\pi_{t,t+k} + \rho_{t,t+k}$$

すなわち、フィッシャー方程式が成立する<sup>(3)</sup>。

インフレ・リスク・プレミアムとは、将来インフレが生じることによって、名目債券が生む利子の実質価値が目減りすることに対して、投資家が名目債券に要求するプレミアムである。ここでは、インフレ・リスク・プレミアムが時間に関して一定であり、保有期間にのみ依存する、

$$\rho_{t,t+k} = \rho_k$$

と仮定して議論していく。

このように理論上の実質利率は、理論的に考えられる架空の証券であれ、現実に存在する債券であれ、実質債券に対する事前的な(Ex Ante)利率を意味する。しかし、元本がインフレに応じて変動し、利子配当、キャピタル・ゲインがそれに連動する実質債券が現実には存在しない環境においては、理論的な関係であるフィッシャー方程式は、事後的(Ex Post)に計測される実質利率からの推定値に対して適用されるしかない。

その場合、事後的な実質利率である名目利率から実際のインフレ率を差し引いた値を従属

---

<sup>(3)</sup> フィッシャー方程式のより厳密な分解については、Soderlind and Svensson (1997) を参照のこと。また、日本国債のフォワード・レートの決定要因に関する分析として、竹田・矢嶋 (2002) がある。

変数とし、実質利子率の決定要因となる諸変数を独立変数とする推定を行い、従属変数のあてはまりを事前的な実質利子率とみなすのが、一般である(代表的な例は、Mishkin(1981)、Campbell and Shiller(1996))。この推定の根拠は、合理的期待仮説を前提にする場合、事後的な実質利子率が、事前的な実質利子率の不偏推定量(Unbiased Estimator)であることによる。こうして求めた実質利子率を名目利子率から差し引いた値が、期待インフレ率と(時間に関して)一定のインフレ・リスク・プレミアムの和を指す。

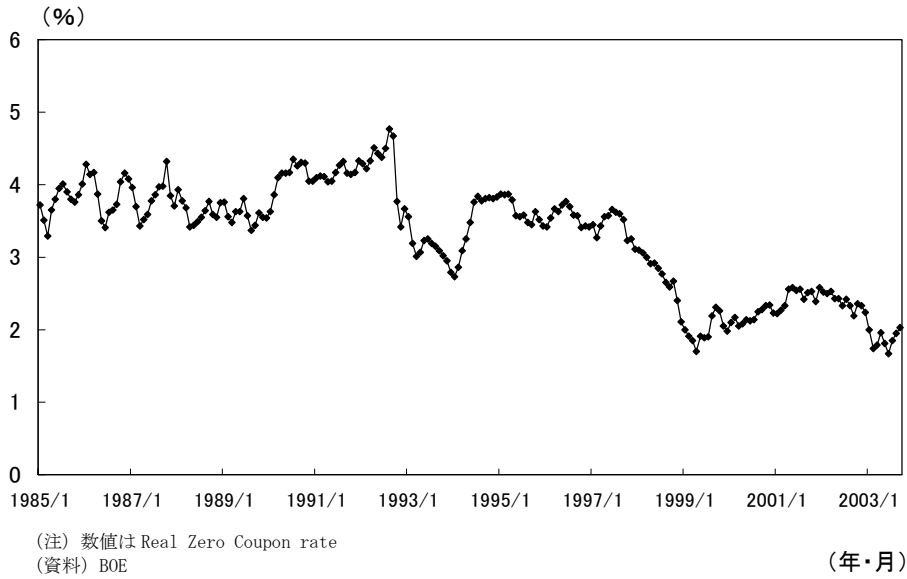
しかし、英国に関する Campbell and Shiller(1996)によれば、事後的な実質利子率を従属変数とし、独立変数を当期の名目利子率の他、事後的実質利子率、インフレ率の一期あるいは四期までのラグを用いて推定された「事前的」実質利子率と、実際の物価連動債利子率との平均、標準偏差、相関係数に関して、満期ごとに比較している。推定するVARモデルの次数にもよるが、平均値で見ると、満期が短い債券に関しては、実質利子率が物価連動債利子率より高いが、満期が長くなると、関係が逆転している。事後的な実質利子率が、事前的な実質利子率の不偏推定量であるとは必ずしも言えない。

そこで、本研究ではデータ数の制約はあるが、物価連動債が継続的に発行されてきたふたつの国、英国と米国の物価連動債の利子率を、実質利子率として扱う。そして、タームが同じ名目利子率と実質利子率をフィッシャー方程式に代入することから得られる値を、マーケット・ベースの期待インフレ率の予測値とする。

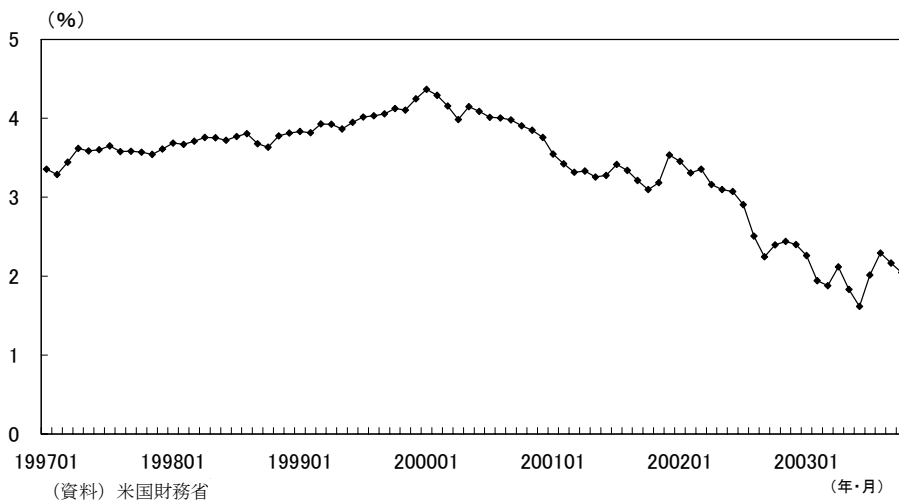
$$i_{kt} - r_{kt} = E_t \pi_{t,t+k} + \rho_k$$

以下の図表-4、5はそれぞれ、英国・米国における10年物の物価連動債金利の推移を表わしている。

図表－4 英国 物価連動債 10年物金利の推移



図表－5 米国 物価連動債 10年物金利の推移



### 3. 予測精度の数量的比較

#### 3.1 予測データと予測のタイミング

##### 英国

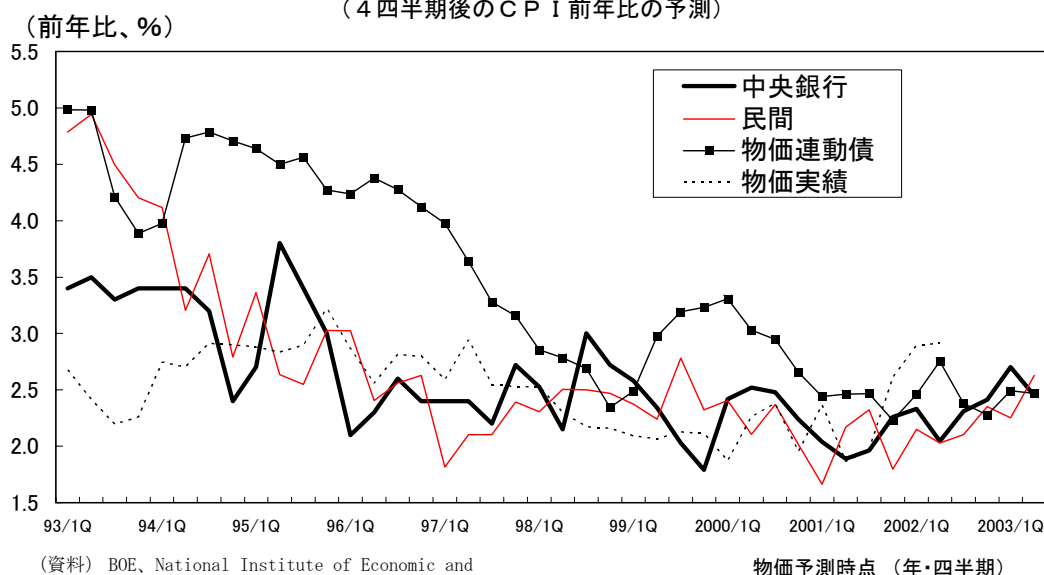
英国については、中央銀行、民間、物価連動債ともに四半期系列での検証が可能である。まず中央銀行については、『インフレーション・レポート』中で政策のターゲットとなっている RPIX (RPI (retail price index) excluding mortgage interest payments) の前年比系列が予測時点



から8四半期（2年）分の予測数値が1993年2月以降公表されている<sup>(4)</sup>。民間については、National Institute of Economic and Social Researchの「National Institute Economic Review」を利用した。BOEと同様に年4回予測数値の公表<sup>(5)</sup>を行っており、予測時点から最大で7四半期のRPIXの予測数値を入手することが可能となっている。最後に、物価連動債から導き出される期待インフレ率は、BOEが公表しているゼロクーポン10年名目金利と10年物価連動債金利の差を使っている。公表数値は月末値となっており、四半期平均の値を利用している。

英国については、予測期間別に実証分析を行っている。予測時点をとし、その時点から予測期間が1四半期から8四半期後までを分けており、この予測期間を次節以降ではT=1~8と表記している。

図表-6 英国：物価予測の推移  
(4四半期後のCPI前年比の予測)



図表-6は、英国における中央銀行、民間予測機関、物価連動債から導き出される1年後のCPIの予測値（前年比）の推移を表したものである。BOEについては、ターゲットであるRPIX（モーゲージ金利除き）の4四半期先の前年比の予測数値、民間については、National Institute of Economic and Social Researchの4四半期先における前年比RPIXの予測数値、物価連動債から導き出される期待インフレ率は、BOEが公表しているゼロクーポン10年名目金利と10年物

<sup>(4)</sup> ちなみに、日本銀行は「経済・物価の将来展望とリスク評価」を2000年10月から年2回（4月、10月）に公表している。この中で実質GDP、国内卸売物価指数、消費者物価指数（除く生鮮食品）について、4月では、当該年度の予測値、10月については、当該年度、次年度についての予測値の公表を行っている。さらに、この予測が上振れまたは下振れが生じていないか、3カ月毎の（1月・7月の）決定会合で検討し、「金融経済月報」の「基本的見解」の中で公表することを2003年10月に決定している。日銀の特徴としては、見通しがレンジで示される点、年度で予想なので、四半期でどういう経路を描いて物価等が動くのかといった予測を読みにくい点が挙げられる。

<sup>(5)</sup> BOEの発表月は2、5、8、11月。National Institute of Economic and Social Researchの発表月は96年5月まではBOEと同様に2、5、8、11月。それ以後は1、4、7、10月となっている。

価連動債金利の差を使っている。公表数値は月末値となっており、四半期平均の値を利用している。

中央銀行と民間予測機関の予測値の推移を見ると、インフレターゲット導入の1993年から約1年程度民間より低めにインフレ率を予想し乖離が見てとれるが、それ以降は、両者の乖離は小さく2%台の予測が多い。物価連動債からの期待インフレ率は、中央銀行、民間と比べて一貫して高めのインフレ率を予想する傾向が見てとれる。特に1996～97年には中央銀行、民間と2%程度の乖離が見られる。

## 米国

米国については、中央銀行、民間、物価連動債を同時に検証することがデータの制約で困難なため、中央銀行と民間、中央銀行と物価連動債に分けて検証を行った。

まず中央銀行と民間であるが、中央銀行は、『グリーンブック』を利用した。C P Iの予測は1980年から開始されており、月次で1994年末までのデータを利用した（ただし月次といっても予測数値がない月が何ヶ月かは存在している）。この中央銀行と比較する民間のデータはD R I社が毎月発表しているマクロモデル予測数値中のC P Iの数値を使った。ただし予測数値が長期にわたって入手不可能だったため、Robert Darin and Robert L. Hetzel “An Empirical Measure of the Real Rate of Interest” (Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, volume 81 Winter 1995) 論文中に掲載されているD R I (Data Resources Incorporated)の実質金利予測値(T B 1年物金利から向こう4四半期のC P I前年比上昇率の平均を控除して算出)を利用し、T B 1年物から、掲載実質金利予測値を控除することで民間が予想する期待インフレ率(向こう4四半期のC P I前年比上昇率の平均)を逆算した。このため中央銀行の予測値は予測時点から約8四半期、2年程度あるが、D R Iのデータとそろえるため、予測時点から4四半期分の前年比C P I上昇率の平均の値を利用している。

次に中央銀行と物価連動債との比較であるが、物価連動債発行が1997年からのため、それと期間が重なる“Monetary Policy Report to the Congress”を使った。議会証言は毎年2月、7月に行われており、2月には、当該第四四半期における物価の前年比上昇率が公表される。7月には当該第四四半期、さらに翌年第四四半期における物価の前年比上昇率が公表される。本研究では、2月に発表される当該第四四半期の予測を利用した。一方物価連動債は、毎年2月中平均の10年名目金利と10年物価連動債金利の差を期待インフレ率として利用した。

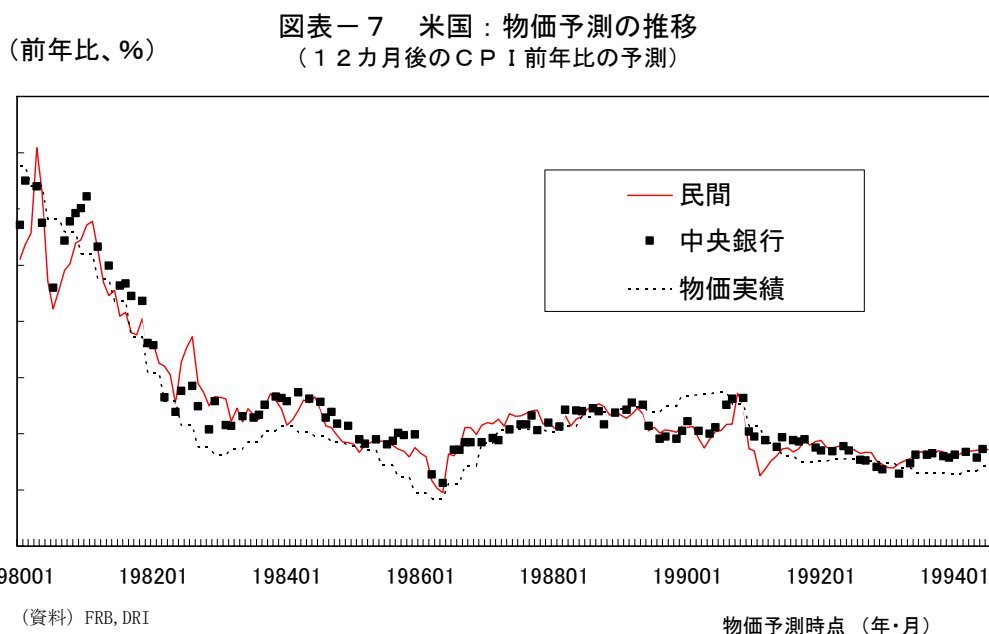
米国はサンプル制約から英国のような予測期間別の実証は行っていない。予測時点から4四半期後のみの予測値を使っており、英国のT=4に該当する予測期間のみとなっている。

図表-7は米国の中央銀行と民間予測機関の1年後の平均C P I上昇率(前年比)予想の推移を表したものである。Fedのデータは、『グリーンブック』における12ヵ月後のC P Iの予測値、民間のデータはD R I社が毎月発表しているマクロモデル予測数値中のC P Iの数値を使う。

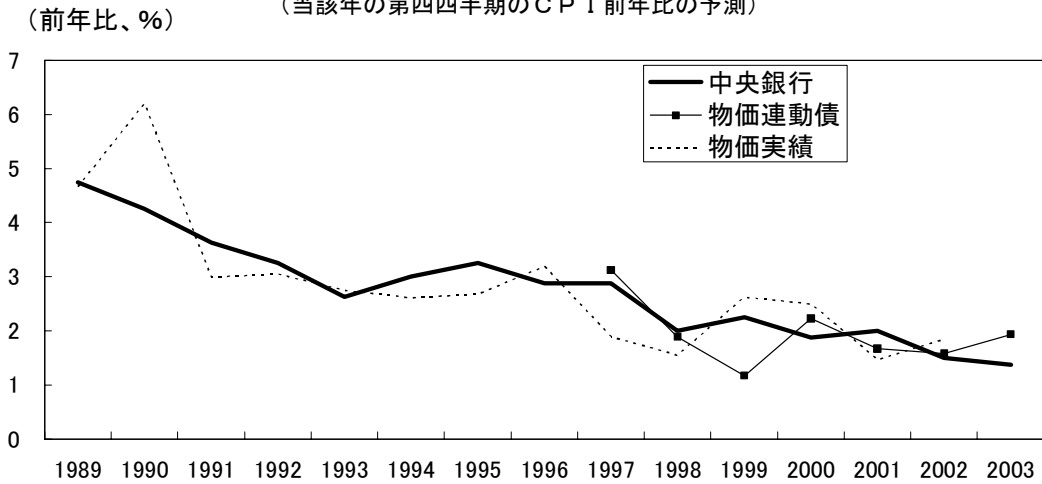
1980年代前半のCPI上昇率のレベルそのものが大きかったときには、両者に1%程度の乖離が生じたこともあったが、その後は大きな乖離が生じることはなく、予測値が非常に似通っている。

また図表-8は中央銀行と物価連動債から導き出される期待インフレ率の推移を表したものである。中央銀行と物価連動債との比較するため、物価連動債発行が始まった1997年からの“Monetary Policy Report to the Congress”の中の数値をFedの予測値として使う。一方物価連動債は、毎年2月中平均の10年名目金利と10年物価連動債金利の差を期待インフレ率として利用する。

物価連動債導入の1997年から観測値が少ないが、1999年を除いて、中央銀行の予測と期待インフレ率の差はさほど大きくはない。米国においては、中央銀行、民間、物価連動債からの期待インフレ率の乖離があまりないように見える。



図表－8 米国：物価予測の推移  
(当該年の第四四半期のCPI前年比の予測)



(注1) 中央銀行は「Monetary Policy Report to the Congress」の毎年2月における当該年第四四半期のCPI前年比予想、2000年よりCPIからPCEに変更となっている。  
(注2) 物価連動債からの期待インフレ率は毎年2月時点で10年物の名目債券から実質債券をひいて算出した値  
(資料) FRB

### 3.2 予測誤差

英国については、平均誤差 (T=0、1 を除く)、平均絶対誤差、平均平方誤差のいずれにおいても、中央銀行、民間、物価連動債の順に予測誤差が小さい。平均誤差 (実績－予測) は、民間予測の T=0 時点を除いてすべてでマイナスの値となっており予測が実績に比べて大きくなる傾向がある。予測期間別の予測誤差を見ると、民間では、平均誤差、平均絶対誤差、平均平方誤差のいずれで見ても、予測期間がもっとも長い T=7 で誤差が最大となっている。一方中央銀行は平均誤差では予測期間がもっとも長い T=8 で誤差が最大となっているが、平均絶対誤差、平均平方誤差では T=4 と約 1 年後の予測誤差が最大となっている。

図表－9 英国の予測誤差

	平均誤差(実績－予測)(%)			平均絶対誤差(%)			平均平方誤差(%)		
	中央銀行	民間	物価連動債	中央銀行	民間	物価連動債	中央銀行	民間	物価連動債
T=0	-0.03	0.00		0.15	0.24		0.20	0.31	
T=1	-0.03	-0.01		0.30	0.44		0.37	0.56	
T=2	-0.03	-0.07		0.36	0.53		0.45	0.67	
T=3	-0.07	-0.13		0.42	0.58		0.52	0.82	
T=4	-0.12	-0.22	-1.04	0.45	0.60	1.10	0.55	0.87	1.27
T=5	-0.17	-0.38		0.37	0.68		0.49	0.96	
T=6	-0.20	-0.48		0.42	0.65		0.52	0.95	
T=7	-0.21	-0.58		0.44	0.70		0.50	0.99	
T=8	-0.32			0.44			0.50		

(注) 平均誤差＝平均 (実績－予測)  
平均絶対誤差＝平均 (絶対値 (実績－予測))  
平均平方誤差＝(平均 ((実績－予測)<sup>2</sup>))<sup>(0.5)</sup>

米国に関しては、中央銀行と民間の予測誤差の比較では、平均誤差では民間が中央銀行よりも予測誤差が小さくなっているが、平均絶対誤差、平均平方誤差では逆に、中央銀行のほうが民間よりも予測誤差が小さくなっている。

平均誤差（実績－予測）は、中央銀行、民間ともにマイナスの値となっており予測が実績よりも大きな値となる傾向がある。

次に中央銀行と物価連動債の比較では、平均誤差で見ると、物価連動債が、平均絶対誤差、平均平方誤差で見ると、中央銀行の方が予測誤差が小さい。物価連動債の平均誤差を見ると、中央銀行、民間とは逆に実績が予測よりも大きな値となる傾向がある。

図表－10 米国の予測誤差（中央銀行と民間）

平均誤差(実績－予測)(%)		平均絶対誤差(%)		平均平方誤差(%)	
中央銀行	民間	中央銀行	民間	中央銀行	民間
-0.33	-0.27	0.74	0.79	0.94	1.03

(注) 平均誤差＝平均（実績－予測）  
 平均絶対誤差＝平均（絶対値（実績－予測））  
 平均平方誤差＝（平均（（実績－予測）<sup>2</sup>））<sup>0.5</sup>

図表－11 米国の予測誤差（中央銀行と物価連動債）

平均誤差(実績－予測)(%)		平均絶対誤差(%)		平均平方誤差(%)	
中央銀行	物価連動債	中央銀行	物価連動債	中央銀行	物価連動債
-0.11	0.03	0.55	0.63	0.59	0.81

(注) 平均誤差＝平均（実績－予測）  
 平均絶対誤差＝平均（絶対値（実績－予測））  
 平均平方誤差＝（平均（（実績－予測）<sup>2</sup>））<sup>0.5</sup>

### 3.3 合理性テスト

予測の対象となる経済変数が非定常性を有している場合、予測が合理性（Rationality）を満たすためには、予測値データも非定常性を有することが十分条件となる。一方、実績値が定常時系列である場合には、合理性を満たす予測値は、定常性を有していなければならない。ここでは、インフレ率の実現値、予測値について、単位根検定を行う。定数項のみ、トレンド項と定数項付き、どちらも付かない場合、計三通りについて、ADF(Augmented Dickey and Fuller)Testを施した。

米国のデータに関する結果は、図表－12の通りである。物価実績は、中央銀行の予測に合わせて年次データの場合と、民間予測に合わせて月次データの場合の両方がある。前者の場合、サンプル数が少ないために、検出力(Power)に問題がある。月次データで見ると、実績値は三通りすべてについて、単位根を有するという帰無仮説を棄却する。予測値については、年次データの中央銀行予測の結果は問題があるが、月次データの場合、民間予測および物価連動債の予測とも、単

位根を棄却できない。したがって、米国の場合、民間の予測値、物価連動債から得られるインフレ予測値が、合理性を満たしていないことが分かる。

図表-12 米国データの単位根検定の結果

	なし	定数	トレンド+定数	サンプル期間	頻度	サンプル数	ラグ
物価実績	-1.01	-2.17		1984 2002	年	19	0
中央銀行予測	-2.28 **	1.88	-4.33 **	1989 2003	年	15	5
物価実績	-1.97 **	-2.88 **	-3.82 **	1980:08 1996:12	月	197	6
民間予測	-1.86 *	-2.46	-2.60	1980:02 1994:07	月	174	0
物価連動債予測	-0.87	-2.27	-1.94	1997:02 2004:06	月	89	

(注1) ADFによる検定、ラグはSIC基準により決定している。  
(注2) \*\*\*, \*\*, \*は1%, 5%, 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

同じく、英国のデータについての単位根検定の結果は、予測期間によって異なるが、大まかには、物価実績および物価連動債からの予測値は非定常性、中央銀行予測および民間予測は定常性を有することを示している。英国の場合、物価連動債から得られるインフレ予測値のみが、合理性を満たしていることが分かる。

図表-13 英国データの単位根検定の結果

	なし	定数	トレンド+定数	サンプル期間	頻度	サンプル数
物価実績(0)	-0.65	-2.93 *	-2.67	1993:2 2003:2	四半期	41
(1)	-0.28	-2.38 **	-2.32	1993:2 2003:1	四半期	40
(2)	-0.43	-2.55 **	-2.32	1993:2 2002:4	四半期	39
(3)	-0.15	-2.23 *	-2.18	1993:2 2002:3	四半期	38
(4)	-0.15	-2.20 *	-2.14	1993:2 2002:2	四半期	37
(5)	0.03	-2.11 *	-2.21	1993:2 2002:1	四半期	36
(6)	0.16	-2.14 *	-2.49	1993:2 2001:4	四半期	35
(7)	0.12	-2.11 *	-2.58	1993:2 2001:3	四半期	34
(8)	-0.16	-1.96 *	-1.94	1993:2 2001:2	四半期	33
中央銀行予測(0)	-0.77	-3.11 **	-3.03	1993:2 2003:3	四半期	42
(1)	-0.85	-3.20 **	-3.51 *	1993:2 2003:3	四半期	42
(2)	-0.76	-3.04 **	-3.83 **	1993:2 2003:3	四半期	42
(3)	-0.79	-2.62 **	-3.40 *	1993:2 2003:3	四半期	42
(4)	-0.95	-2.81 **	-3.69 **	1993:2 2003:3	四半期	42
(5)	-0.96	-2.74 **	-3.95 **	1993:2 2003:3	四半期	42
(6)	-1.19	-3.00 **	-4.29 **	1993:4 2003:3	四半期	42
(7)	-1.01	-3.61 **	-4.35 **	1994:4 2003:3	四半期	38
(8)	-0.42	-2.94 **	-3.45 *	1995:4 2003:3	四半期	32
物価連動債予測	-1.78 *	-1.56	-1.94	1993:2 2003:3	四半期	42
民間予測(0)	-0.70	-2.77 **	-3.00	1993:2 2003:2	四半期	41
(1)	-1.62	-3.54 **	-4.03 **	1993:2 2003:2	四半期	41
(2)	-1.84	-3.30 **	-2.41	1993:4 2003:2	四半期	39
(3)	-2.80	-5.14 **	-2.87	1994:1 2003:2	四半期	38
(4)	-2.45 **	-2.91 **	-2.71	1993:2 2003:2	四半期	41

(注1) ADFによる検定、ラグはSIC基準により決定している。  
(注2) \*\*\*, \*\*, \*は1%, 5%, 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

#### 4. 結果のまとめと金融政策への含意

第3節の結果をまとめると、以下の通りである。

- (1) 予測誤差の記述統計量（平均誤差、平均絶対誤差、平均平方誤差）については、英国の場合、中央銀行、民間、物価連動債の順に予測誤差が小さい。但し、物価連動債のケースは、インフレ・リスク・プレミアムを含んだ値となっており、一概に物価連動債による予測誤差が大きいとは言えない。また、平均予測誤差の符号から、予測値は実績に比べて高めに設定されていることが分かる。予測期間別には、おおよそ予測期間が長くなると、予測誤差が大きくなる傾向が見られる。
- (2) 米国の場合、中央銀行と民間との比較では、平均誤差では民間の方が中央銀行よりも小さいが、平均絶対誤差、平均平方誤差では逆に、中央銀行のほうが民間よりも小さくなっている。また、平均誤差（実績－予測）は、中央銀行、民間ともにマイナスの値となっており予測が実績よりも大きく見積もられる傾向がある。さらに、中央銀行と物価連動債の比較では、平均誤差では物価連動債が、平均絶対誤差、平均平方誤差では中央銀行の方が、それぞれ予測誤差が小さい。
- (3) 単位根検定による合理性テストの結果、米国の場合、民間、物価連動債それぞれによる予測が合理性を満たさないのに対して、英国の場合、物価連動債によるインフレ予測のみが合理性を有していることが分かる。

以上の結果に基づき、日本の金融政策の運営に活かすべき含意は何かについて、関連した研究を参考にしながら、以下において議論する。

- (1) Romer and Romer (2000) は、米国の Fed の『グリーンブック』と民間予測機関三社 (Blue Chip Economic Indicators、Data Resources、Inc. (DRI)、Survey of Professional Forecasters (SPF)) による GDP デフレータに関する予測の精度を比較し、Fed には少なからず Private Information が存在していることを示唆した。その発見の傍証として、本研究でも、平均絶対誤差、平均平方誤差の基準で見ると、中央銀行の方が民間よりも小さいことが示された。
- (2) 物価連動債の役割について、英国に関しては、Barr and Campbell (1997) が期待インフレ率の予測指標としての物価連動債は、名目利子率よりも優れていることを実証した。米国に関しては、北村 (2004) が財務省物価連動債を回号別に調べたところ、全 11 本のうち 2 本しか、期待インフレ率の予測指標として役に立たないことを明らかにしている。本研究でも、合理性テストの結果、英国でのみ、物価連動債による予測が合理性を有していることが示された。

このような物価連動債の役割に関する英国と米国との非対称性の原因としては、英国・米国における物価連動債の市場における流動性の多寡に加えて、米国の物価連動債が元本を保証している点も関係していると考えられる。英国にはない元本保証の制度は、デフレの状態に対するプット・オプションの付与を意味し、米国における債券価格付けに歪みをもたらしている可能性がある。物価連動債の情報を金融政策に生かすためには、元本保証の条件をはずすことが不可欠である。

- (3) Woodford(1994)と Bernanke and Woodford(1997)の分析によれば、民間の予測に合わせて中央銀行が金融政策を行うと、合理的期待均衡は「サンスポット均衡(Sunspot Equilibrium)」に陥る可能性があり、マクロ経済が不安定になる。Svensson(1997)が指摘するように、英国のBOEが採用しているインフレ・ターゲティングの現実的な中間目標は、“Inflation Forecast Targeting”である。その意味では、民間が予測に織り込んでいる情報を中央銀行も織り込んで金融政策を行う場合、サンスポット均衡の危険性が顕在化することになる。期待インフレ率の予測指標としての物価連動債が金融政策にとってどれだけ役に立つかを考えるとき、予測の精度という面だけでなく、民間と中央銀行のサンスポットにならない点にも注意しなければならない。
- (4) 最後に、インフレ率の予測に関する議論と本研究との関連について触れる。Stock and Watson(1999)を発端にして、日本においてインフレ率の予測に関する議論が百出した(伴・斉藤、2001、北川・川崎、2001、粕谷・真木、2001、福田・慶田、2001、古賀・藤原、2002)。Stock and Watson(1999)は、米国のインフレ率について、利率、貨幣供給量、商品価格などの多くのマクロ集計量を用いた予測と比べ、実質変数によって作成された実体経済活動を表わす指標を説明変数とするフィリップス曲線が予測精度の点で優れていることを示した。福田・慶田(2001)は、同じくフィリップス曲線に注目し、日本のインフレ率を予測するのに、サーベイ・データに基づく期待インフレ率を説明変数に加えると、フィリップス曲線の予測精度が高まることを示した。これらフィリップス曲線という単一の構造方程式のみにたよるインフレ率の予測に対しては、ふたつの方向からの批判がある。ひとつは、マクロ計量モデルによる予測の立場(伴・斉藤、2001)からであり、他方は、経済構造の選択に伴う恣意性を排除し、時系列モデルによる予測を主張する立場(北川・川崎、2001、粕谷・真木、2001、古賀・藤原、2002)である。しかし、本研究のように、物価連動債というマーケット情報に基づく期待インフレ率の予測に関する分析は、北村(1995、2004)を除いて皆無である。



## 5. 結論

本研究は、英国・米国において中央銀行、民間予測機関、物価連動債の情報による期待インフレ率の指標それぞれについて、予測誤差の計測、合理性テストを行った。その結果に基づき、日本における金融政策に対する含意を得た。

現在、公的債務管理に関する議論が盛んに行われている日本において、2003年度末以降、物価連動債の発行が続々と予定されている。市場流動性の観点から見れば、日本における物価連動債の与える影響は微小であろうが、デフレの解消を最優先の課題とする日本銀行の金融政策にとっては、期待インフレ率の指標としての物価連動債の役割は大きい。

## 参考文献

- [1] Ashiya Masahiro(2003) “Forecast Accuracy of the Japanese Government: Its Year ahead GDP Forecast is too Optimistic” 日本経済学会 2003年秋季大会報告論文.
- [2] 伴金美、齊藤誠(2001)「マクロ計量モデルによるインフレ率予測誤差の分析」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-12.
- [3] Barr、 David G.、 and John Y、 Campbell(1997) “Inflation、 Real Interest Rates、 and the Bond Market: A Study of UK Nominal and Index-Linked Government Bond Prices、” *Journal of Monetary Economics* 39、 pp.361-83.
- [4] Bernanke、 Ben S.、 and Michael Woodford(1997) “Inflation Forecasts and Monetary Policy、” *Journal of Money、 Credit、 and Banking、* Vo.29、 no.4、 November 1997、 Part2、 pp. 653-84.
- [5] Campbell、 John Y.、 and Robert J. Shiller(1996) “A Scorecard for Indexed Government Debt、” in B. S. Bernanke and J. Rotemberg eds.、 *NBER Macroeconomics Annual*、 MIT Press、 Cambridge、 MA.
- [6] Darwin、 Robert and Robert L. Hetzel(1995) “An Empirical Measure of the Real Rate of Interest” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*、 Volume 81 Winter.
- [7] Dimand、 Robert W. (1999) “Irving Fisher and Indexed Bonds、” *Journal of Economic Perspectives* 13 (1)、 pp.224-25.
- [8] FRB 「Monetary Policy Report to the Congress」 各号.
- [9] 福田慎一、慶田昌之(2001)「インフレ予測に関する実証分析の展望ーフィリップス曲線の日本における予測力を中心に」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-21.
- [10] 粕谷宗久、真木和彦(2001)「物価変動の転換点予測について」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-20.

- [11] 北川源四郎、川崎能典(2001)「時系列モデルによるインフレ率予測誤差の分析」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-13.
- [12] 北村行伸(1995)「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—」日本銀行金融研究所『金融研究』第 14 巻第 3 号、pp. 121-44.
- [13] 北村行伸 (2004)「物価連動債の市場価格より得られる情報:米国財務省物価連動債の評価」『金融研究』第 23 巻第 1 号、pp. 63-94.
- [14] King, Mervyn(1995) “Credibility and Monetary Policy: Theory and Evidence,” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.42, No.1, February 1995, pp.1-19.
- [15] 古賀麻衣子・藤原一平(2002)「Statistical Forecasting Method を用いたインフレ率予測」日本銀行調査統計局 Working Paper 02-05.
- [16] Larsen, Jens.、 Ben May、 and James Talbot(2003) “Estimating Real Interest rates for the United Kingdom,” Bank of England Working Paper no.200.
- [17] Mishkin, Frederic S. (1981) “The Real Interest Rate: An Empirical Investigation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 15、 pp.151-200.
- [18] National Institute of Economic and Social Research の National Institute Economic Review 各年号.
- [19] Romer, Christina D.、 and David H. Romer(2000) “Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates,” *American Economic Review* Vol. 90、 No. 3、 June 2000、 pp. 429-57.
- [20] Scholtes, Cedric (2002)“On Market-Based Measures of Inflation Expectations,” *Bank of England Quarterly Bulletin*, Spring 2002、 pp.67-77.
- [21] Shen, Pu(1995)“Benefits and Limitations of Inflation Indexed Treasury Bonds,” *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter.
- [22] Shiller, Robert J. (2003)“The Invention of Inflation-Indexed Bonds in Early America” Working Paper、 Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University.
- [23] Soderlind、 Paul、 and Lars Svensson(1997)“New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments,” *Journal of Monetary Economics*, 40、 pp. 383-429.
- [24] Stock James H.、 and Mark W. Watson(1999) “Forecasting Inflation,” NBER Working Paper no. 7023.
- [25] Svensson、 Lars E. O. (1997) “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets,” *European Economic Review* 41、 pp.1111-46.
- [26] 竹田陽介、矢嶋康次(2002)「日本国債 (JGB) マーケットとゼロ金利政策 “How the JGB

Market Has Responded to the Zero-Interest-Rate-Policy ”」『ニッセイ基礎研究所所報』  
2002 Vol. 23.

- [27] 竹田陽介、矢嶋康次 (2003a) 「日本の最適な公的債務構成—マクロ・ショックに対するリスク・ヘッジの観点—」『ニッセイ基礎研究所所報』、 Vol. 31、 pp. 1-30.
- [28] Woodford、 Michael (1994) “Nonstandard Indicators for Monetary Policy: Can Their Usefulness be Judged from Forecasting Regressions?” in Monetary Policy、 edited by N. G. Mankiw、 Chicago: University of Chicago Press.