

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

きたむらゆきのぶ
北村行伸

要 旨

米国財務省は1997年1月より物価連動債の発行を開始し、2002年9月時点で、10年物および30年物の物価連動債10銘柄が市中で流通し、5年物1銘柄がすでに満期を迎えた。本稿は、これまで5年半の市場取引の実績をもとに、米国物価連動債の枠組みに評価を加え、わが国で同種の国債を発行する場合の参考とすることを目的としている。本稿の結果は次のようにまとめられる。(1)実質イールドは4%前後の水準で比較的安定しており、10年債と30年債を比べると、後者の方がさらに安定している。(2)期待インフレ率は実質イールドよりは実現した消費者物価(CPI)の動きと連動しているが、その変動は小さく安定し、特に30年債は2%前後で安定している。(3)10年債から導かれる経済情報は短期的な経済変動の影響を強く受けているのに対して、30年債から導かれる経済情報は短期的な経済変動にはあまり反応していない。(4)期待インフレ率に有益な情報を持っていると思われる物価連動債は、名目債との裁定が働き、流通市場の流動性も相対的に高い10年物第3回債と10年物第4回債であり、物価連動債発行の条件が、その後の市場取引や期待インフレ率の導出にとって重要であることを示している。

キーワード：物価連動債、期待インフレ率、実質イールド

.....
本稿の作成に当たっては多くの方の協力を得た。日本銀行金融研究所の代田豊一郎氏にはデータの収集をお願いした。また一橋大学経済研究所北村研究室の藤木裕子氏には実質イールドと期待インフレ率を導出するMatlabプログラムを作成していただき、馬場路子氏には図表の作成整理をお願いした。また本稿は2003年度日本経済学会(明治大学)で発表したものに加筆修正を加えたものである。討論者の吉野直行教授(慶應義塾大学)には有益なコメントを頂いた。また、本研究の一部は全国銀行学術研究新興財団より資金援助を得ている。この場を借りて感謝の意を表したい。

北村行伸 一橋大学経済研究所 (E-mail: kitamura@ier.hit-u.ac.jp)

1 . はじめに

米国財務省は1997年1月より物価連動債（TIPS：treasury inflation-protection securities）の発行を開始し、2002年9月時点で、10年および30年の満期の物価連動債が合計で10銘柄、市中で流通し、5年満期のもの1銘柄がすでに満期を迎えた。本稿は、これまで5年半の市場取引の実績をもとに、暫定的な評価を与え、わが国で同種の国債を発行する場合の参考とすることを目的としている。

最も簡単な比較として、2002年7月に満期を迎えた5年物物価連動債について表1をみると、連動債の最終的支払総額は131.5344ドルであったのに対し、ペアとなる発行日（満期日）の近い名目債は130ドルであり、政府にとっての財政節約効果はなかった。また反面、投資家にとっては物価連動債を保有していることによってインフレ・リスクを大幅に回避できたということではなく、収益はそれほど高いものではなかったともいえる。これを市場メカニズムとして客観的にみた場合、名目債と物価連動債の間で事後的にはほぼ裁定が働いていたとみることができる。もう少し詳しく物価連動債のキャッシュ・フローをみると、利子支払いは19.2681ドルであり、インフレ調整済み元本が112.2664ドルとなっている。利子については、名目債は30ドル受け取っており、利子のキャッシュ・フローに関する限り、名目債の方が多いのだが、物価連動債では元本がインデックス化されるのでこの部分が大きい¹。

表1 物価連動債5年物第1回とペアとなる名目債のキャッシュ・フロー

物価連動債		名目債	
利払日	金利	利払日	金利
1998年1月15日	1.8283	1998年1月31日	3.0000
1998年7月15日	1.8406	1998年7月31日	3.0000
1999年1月15日	1.8560	1999年1月31日	3.0000
1999年7月15日	1.8809	1999年7月31日	3.0000
2000年1月15日	1.9041	2000年1月31日	3.0000
2000年7月15日	1.9380	2000年7月31日	3.0000
2001年1月15日	1.9697	2001年1月31日	3.0000
2001年7月15日	2.0061	2001年7月31日	3.0000
2002年1月15日	2.0095	2002年1月31日	3.0000
2002年7月15日	2.0348	2002年7月31日	3.0000
合計	19.2681	合計	30.0000
元本	112.2664	元本	100.0000
受取額	131.5344	受取額	130.0000

1 イギリスなどでは利払い部分を分離（ストリップ）して、その部分だけでも取引されている。また物価連動債の方がインフレ調整の効果が出てくる後半から満期にかけてキャッシュ・フローが大きくなるという意味で、後払い型（back-loaded）であるといわれている。

物価連動債はこれまで30カ国以上の国で発行され、主要な発行事例は表2として整理している。同表からも明らかのように、多くの場合は1990年代になってから発行されている。この背景の1つとして、ブラジル、トルコ、メキシコなどの高インフレ国の対応が指摘できる。しかし、より注目すべき要因は、1981年のイギリスでの発行を端緒に、高齢化を控えて年金基金、生命保険会社を中心とする機関投資家から長期でインフレ・リスクをヘッジできる金融商品需要が出てきたということ、そして物価コントロールの手段として政府が自らに財政規律を課すことで、市場の信認を獲得しようとしたこと、また市場取引価格情報を上手く利用すれば、これまで曖昧にしか分からなかった期待インフレ率が導出できることなど多くの利点をもった政府発行の金融資産であるということが徐々に認識されてきたという点である。とりわけ1990年代に入り、多くの国が金融政策の目標としてインフレ・ターゲティングを採用するようになり、市場情報による期待インフレ情報が獲得できるということもあり、採用国では概ね物価連動債を発行している²。

本稿の構成は以下のとおりである。2節で米国財務省物価連動債の仕組みを説明する。3節では物価連動債とそれとほぼ同時期に発行された満期も同じ名目債をペアにして、それぞれのクーポン・レートや市場価格を比較する。また導出された実質イールドと期待インフレ率の統計的特性について論じる。

4節では物価連動債の市場価格に関する計量分析を行う。ここでの目的は物価連動債価格モデルを特定化することにあるのではなく、むしろ、その価格形成の特徴をつかむということにある。具体的には、国債市場の効率性を検証する意味で、国債価格がランダム・ウォークに従っているかどうかをテストし、追加的な集計した市場情報が国債価格に影響を及ぼしているかどうかを検証する。すなわち、取引価格の変動は、期待インフレ率の変化の他に、他の金融商品、株価、為替レート、短期金利（フェデラル・ファンド・レート）、ビッド/アスク・スプレッドなどの変動が有意に影響を与えているかどうかをみる。

5節では名目債と物価連動債をペアにして導出した期待インフレ率に関する計量分析を行う。ここではインフレ期待形成モデルとフェデラル・ファンド・レート予測モデルを推計することで、導出した期待インフレ率の情報量を比較検討する。6節では、まとめとして米国財務省物価連動債に対する評価を与える。

2 表2の中でインフレ・ターゲティングを導入している国はオーストラリア、ブラジル、カナダ、チリ、チェコ、イスラエル、ニュージーランド、ポーランド、スウェーデンなど10カ国である。中央銀行が日々のオペレーションでインフレ率を目標として金融調節を行うためには、政府が約1ヵ月遅れで公表する月次の消費者物価指数（CPI）だけを頼りにするわけにはいかない。できれば金融市場の期待インフレ率に対する情報が日々更新されることが望ましい。このためにも物価連動債を発行して期待インフレ率を日々導出することが有益である。ただし、物価連動債を発行してもインフレ・ターゲティングを導入していない国が多くあることからわかるように、物価連動債から得られる情報はインフレ・ターゲティング以外の金融政策に対しても有益であると考えるのが適切であろう。

表2 物価連動債を発行している諸国の実態

国名	発行年	インデックス
Argentina	1972-89	Non-agricultural wholesale price
Australia	1983-	Consumer prices
	1991	Average weekly earnings
Austria	1953	Electricity prices
Brazil	1964-90	Wholesale prices
	1991-	General prices
Canada	1991-	Consumer prices
Chile	1966-	Consumer prices
Colombia	1967	Wholesale prices
	1995-	Consumer prices
Czech Republic	1997-	Consumer prices
Denmark	1982-	Consumer prices
Finland	1945-67	Wholesale prices
France	1952, 1973	Gold price
	1956	Level of industrial production
	1956	Average value of French securities
	1957	Price of equities
Greece	1997-	Consumer prices
Hungary	1995-	Consumer prices
Iceland	1955-	Consumer prices
	1964-80	Cost of building index
	1980-94	Credit Terms Index
	1995-	Consumer prices
Ireland	1983-	Consumer prices
Israel	1955-	Consumer prices
Italy	1983	Deflator of GDP at factor cost
Mexico	1989-	Consumer prices
New Zealand	1977-84	Consumer prices
	1995-	Consumer prices
Norway	1982	Consumer prices
Poland	1992-	Consumer prices
Sweden	1952	Consumer prices
	1994-	Consumer prices
Turkey	1994-97	Wholesale prices
	1997-	Consumer prices
United Kingdom	1975-	Consumer prices
	1981-	Consumer prices
United States	1742, 1780	Commodity prices
	1997-	Consumer prices

備考：国債の他に地方債、公共事業債、政府保証付債券を含んでいる。

資料：Deacon and Derry [1998] Table 1.1, p.6.

2. 米国財務省物価連動債の仕組み

米国財務省が発行した物価連動債は2001年6月時点で1,293億ドルとなり国債発行残高の2.3%を占めている。この比率は英国の物価連動債が2001年9月時点で24.0%を占めているのと比べれば、まだまだ市場規模の小さいマーケットであることを意味している。

米国の物価連動債の仕組みは以下のとおりである。まず、利払いおよび元本の払戻に際しては、実質価値を保証するために、インデックス化が必要になる。財務省では取引日（settlement date、 SD と表記）の3カ月前の全国都市消費者物価（CPI-U: Consumer Price Index for All Urban Consumers）と発行基準日（first issue date、 FID と表記）のCPI-Uの比（index ratio、 IR と表記）を元本に掛けて、実質価値を確保する。具体的には以下のような定式化を用いる。

$$IR_{SD} = \frac{RefCPI_{SD}}{RefCPI_{FID}} \quad (1)$$

なお、日々の消費者物価指数（ $RefCPI$ ）は、次式のとおり、月初めのCPIと翌月初めのCPIを線形補間したものである。

$$RefCPI_{SD} = \frac{RefCPI_{M+(t-1)}}{D \cdot (RefCPI_{M+1} - RefCPI_M)} \quad (2)$$

ここで、 D は当該月の日数、 t は取引日、 $RefCPI_M$ は M 月初のCPI、 $RefCPI_{M+1}$ は $M+1$ 月初のCPIを意味する。

(1)式のインデックス比を使うと、インフレ調整分（inflation compensation、 IC と表記）は、次式のとおり、元本（principal、 $Prin$ と表記）にインデックス比を掛けたものから名目上の元本を引いたものと定義される。

$$IC_{SD} = (Prin \cdot IR_{SD}) - Prin \quad (3)$$

また、年2回の利払い（interest payment、 IP ）は次のように計算される。

$$IP_{DD} = \frac{c}{2} (Prin + IC_{DD}) \quad (4)$$

ここで c は年率クーポン・レート（実質ベース）、 DD は利払日（dividend date）を表す。

このようにして定義された物価連動債の流通市場での米国財務省物価連動債の価格とイールドの関係は次のように表せる³。

$$\begin{aligned} & \text{Nominal Price per \$100 face value} \\ & = \text{Inflation-Adjusted Price} + \text{Inflation-Adjusted Accrued Interest} \end{aligned} \quad (5)$$

この関係は具体的には次式のようになる。

$$P_{ib} = \frac{RefCPI_{SD}}{RefCPI_{FD}} \left[\left(\frac{1}{1 + \frac{f \cdot r}{d \cdot 2}} \right) \times \left\{ \frac{C_{ib}}{2} + \frac{C_{ib}}{2} \sum_{h=1}^n \left(\frac{1}{1 + \frac{r}{2}} \right)^h + 100 \left(\frac{1}{1 + \frac{r}{2}} \right)^n \right\} - \frac{C_{ib}}{2} \left(\frac{d-f}{d} \right) \right]. \quad (6)$$

ここで、 P_{ib} は物価連動債の市場価格、 d は利払い日と利払い日の間の日数、 f は取引日から次の利払い日までの日数、 n は次の利払い日から満期日までの利払い回数、 C_{ib} は実質クーポン・レート（約定実質金利）、 r は実質イールドを示す。なお、満期前6ヵ月間のキャッシュ・フローに対する割引は複利ではなく単利で計算される。

同様に、名目債の価格は次のように表せる。

$$P_{nb} = \left(\frac{1}{1 + \frac{g \cdot R}{e \cdot 2}} \right) \left[\frac{C_{nb}}{2} + \frac{C_{nb}}{2} \sum_{j=1}^m \left(\frac{1}{1 + \frac{R}{2}} \right)^j + 100 \left(\frac{1}{1 + \frac{R}{2}} \right)^m \right] - \frac{C_{nb}}{2} \left(\frac{e-g}{e} \right). \quad (7)$$

ここで、 P_{nb} は名目債の市場価格、 e は利払い日と利払い日の間の日数、 g は取引日から次の利払い日までの日数、 m は次の利払い日から満期日までの利払いの回数、 C_{nb} は名目クーポン・レート（約定名目金利）、 R は名目イールドを表す。

今、名目イールドと実質イールドに裁定が働くとする。期待インフレ率を π とすると、

3 米国財務省は物価が下落しても元本の払戻価格は100以下には下げないことを保証している。このことは、米国財務省物価連動債はインフレに対しては実質額を保証するように調整するが、デフレに対しては名目額を保証するという意味で、インデックス化を行わないという非対称な仕組みになっている。イギリスの物価連動債はデフレに対しても実質額保証をする調整を行う。米国の物価連動債は元本が名目値で保証されているということはデフレ時にコール・オプションを付与されていることになり、本来はオプション価値を計算する必要がある。また本稿では税金についても考慮していない。

$$(1+r) \times (1+\pi) = (1+R), \quad (8)$$

が成立する。このため、名目イールドと実質イールドの間には次の関係が成立する。

$$r = \frac{1+R}{1+\pi} - 1 = \frac{R-\pi}{1+\pi} \quad \text{あるいは} \quad \pi = \frac{R-1}{1+r}. \quad (9)$$

すなわち、名目イールド R と実質イールド r がわかれば、期待インフレ率 π を求めることができる。

3. 物価連動債の概要

(1) 発行条件と価格スプレッド

まず、本稿で用いるデータについて概観しておきたい。物価連動債と名目債のペア情報と両者の価格スプレッドの平均と標準偏差を表3にまとめてある。

物価連動債と名目債の価格スプレッドは10年第1回債、30年第3回債では名目債価格がほぼ一貫して高く、価格の標準偏差もそれに応じて大きい。逆に30年第1回債、30年第2回債などは物価連動債価格が一貫して高い。30年債で価格差が出るのは、10年債とほぼ同じ約定クーポン・レート差であれば、長期のインフレ・リスク・プレミアム分だけ物価連動債への需要が高い可能性が考えられる。

表3 インデックス債と名目債のペア情報

物価連動債				名目債				価格スプレッド		
名称	発行年月日	発行額 (億ドル)	実質 クーポン	名称	発行年月日	発行額 (億ドル)	名目 クーポン	サンプル数	平均	標準偏差
10年第1回	1997.1.15	171	3.3/8%	TB1	1997.2.15	131	6.25%	1,521	-5.56	3.20
5年第1回	1997.7.15	181	3.5/8%	TB2	1997.7.31	122	6.00%	1,205	-1.32	1.58
10年第2回	1998.1.15	180	3.5/8%	TB3	1998.2.15	136	5.50%	1,266	-1.18	2.53
30年第1回	1998.4.15	179	3.5/8%	TB4	1998.8.15	118	5.50%	1,132	3.16	4.29
10年第3回	1999.1.15	167	3.5/8%	TB5	1999.5.15	148	5.50%	942	1.23	1.96
30年第2回	1999.4.15	207	3.7/8%	TB6	1999.2.15	114	5.25%	960	11.92	3.32
10年第4回	2000.1.15	116	4.1/4%	TB7	1999.8.15	274	6.00%	767	0.67	1.99
10年第5回	2001.1.15	110	3.50%	TB8	2001.2.15	234	5.00%	487	1.44	1.80
30年第3回	2001.10.15	50	3.3/8%	TB9	1999.11.15	170	6.25%	313	-6.89	3.35
10年第6回	2002.1.15	60	3.3/8%	TB10	2002.2.15	248	4.7/8%	229	2.19	1.37
10年第7回	2002.7.15	90	3.00%	TB11	2002.8.15	18	4.3/8%	99	2.23	0.77

これに対し、5年第1回債、10年第2～7回債では、価格スプレッドはそれほど大きくなく、時系列でも、物価連動債と名目債の価格がほぼ均衡して推移している。

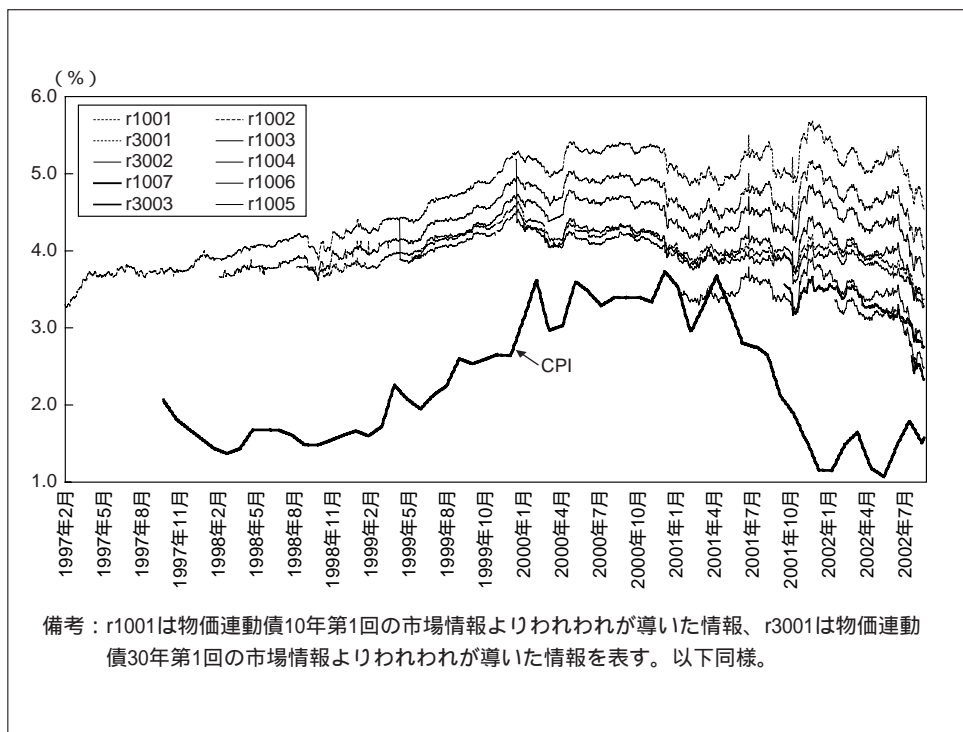
これらの物価連動債のうち、2行目の5年物第1回債はすでに償還されており、期間も短かったため、以下の計量分析では対象外とする。また、同様に最終行の10年物第7回債は発行間もないので、これも計量分析の対象とはしない。

(2) 実質イールド

次に、(6)式に基づいて求めた実質イールドの性質について要約しておこう(図1参照)。実質イールドは1997年2月より2002年2月頃まで上昇を続け、その後下落している。しかし、ほとんどの物価連動債の実質イールド水準は3%台にとどまっている。この場合、実質イールドは発行日が早いほど高く、近くなるほど低くなっている。その差は、例えば、1997年2月6日発行の10年第1回債と2002年1月15日発行の10年第6回債では平均で約2%の違いがある。

表4および図1をよくみると、われわれの手法で導出した実質イールドはほぼきれいな期間構造を形成していることがわかる。しかし、物価連動債は発行してから5年半しか経過しておらず、ほとんどが10年債と30年債であることから、残存期間が5年から10年、26年から30年の2つの市場に分断されており、その間の10年から25年

図1 実質イールド



の間は空白となっている。今後、物価連動債が毎年順調に発行されたとしても残存期間の構造が0年から30年まですべてそろうためには15年を要する。図2は現在時点で計測されたイールドに基づいて実質イールドの期間構造のイメージを示したものである。

表4 実質イールドの基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
10年第1回	1,444	4.634	0.6133	3.2601	5.6737
10年第2回	1,189	4.462	0.4104	3.6206	5.1607
10年第3回	865	4.411	0.2208	3.6574	4.8540
10年第4回	690	4.080	0.2173	3.2791	5.1787
10年第5回	410	3.454	0.2019	2.7346	3.9003
10年第6回	152	3.094	0.2333	2.4711	3.3791
30年第1回	1,055	4.039	0.2199	3.3569	4.6288
30年第2回	883	3.990	0.2093	3.2575	4.5296
30年第3回	236	3.311	0.2176	2.7400	3.6573

図2 実質イールドの期間構造のイメージ (1997～2002年平均)

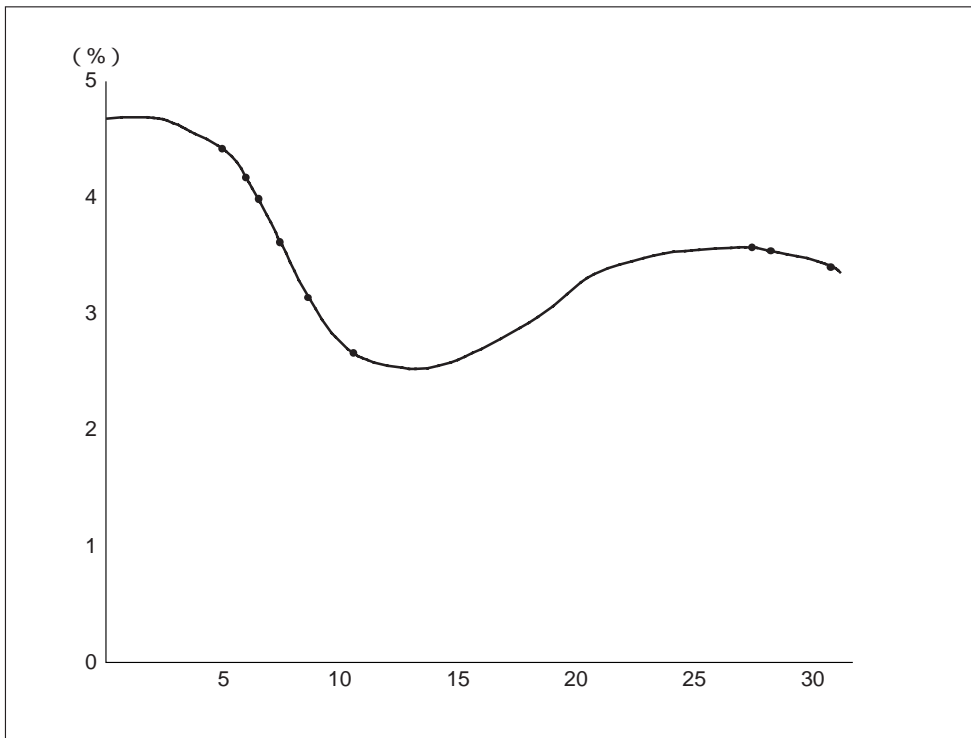


表5は、われわれが導出した実質イールド間の相関係数を示している。これによれば、実質イールドは、10年債同士、30年債同士の相関は高いが、10年債と30年債の間の相関はかなり低くなる。図1や表4の水準でみると、実質イールドは近年高水準で安定している。Sack and Elsasser [2002] は近年の物価連動債に対する需要増加は、彼らのデータに基づく実質イールドからすればパズルであると述べているが⁴、われわれの結果に基づけばなんらパズルはない。

北村 [1995] ではイギリス大蔵省物価連動債の実質イールドを求めたが、そこでも実質イールドは極めて安定していた⁵。通常時においては(いわゆるウィクセルの累積過程に陥っていない状態では) 金融市場で決まる実質イールド(市場利子率)と実体経済で生み出される資本収益率(自然利子率)が大幅に乖離することはないとも考えられる⁶。もちろん、景気変動に応じて実質イールドは変化しうが、金融市場における名目イールドよりはるかに安定していると考えられる。

以上をまとめると、図1に示したとおり、われわれの実質イールドの推計値は4%台で安定しているが、これは、米国経済の実質資本収益率をある程度反映していると考えられる。

表5 実質イールドの相関係数

	導出した実質イールド									CPI
	10年 第1回	10年 第2回	10年 第3回	10年 第4回	10年 第5回	10年 第6回	30年 第1回	30年 第2回	30年 第3回	
10年第1回	1.000									
10年第2回	0.992	1.000								
10年第3回	0.971	0.992	1.000							
10年第4回	0.974	0.991	0.998	1.000						
10年第5回	0.969	0.988	0.997	0.999	1.000					
10年第6回	0.960	0.982	0.992	0.994	0.996	1.000				
30年第1回	0.834	0.886	0.928	0.928	0.933	0.935	1.000			
30年第2回	0.833	0.886	0.929	0.927	0.933	0.935	1.000	1.000		
30年第3回	0.803	0.859	0.908	0.901	0.903	0.903	0.983	0.984	1.000	
CPI	-0.374	-0.396	-0.404	-0.412	-0.436	-0.443	-0.354	-0.353	-0.256	1.000

4 Sack and Elsasser [2002] pp. 5-7によれば、補論で説明するブルームバーグの簡便法に近い方法で計算しており、実際、彼らの推計した実質イールドと期待インフレ率はブルームバーグ情報によって得られたものに近く、われわれの結果とは異なっている。

5 イギリスの物価連動債はアメリカの物価連動債より16年も前に発行されており、その仕組みはアメリカのものとは遥かに煩雑である。イギリスの物価連動債の仕組みと実質イールド、期待インフレ率の導出方法については北村 [1995] を参照されたい。ちなみに、北村 [1995] ではデータの制約上、月次のデータを用いて複数の物価連動債情報を継ぎ合わせて実質イールドと期待インフレ率を求めている。

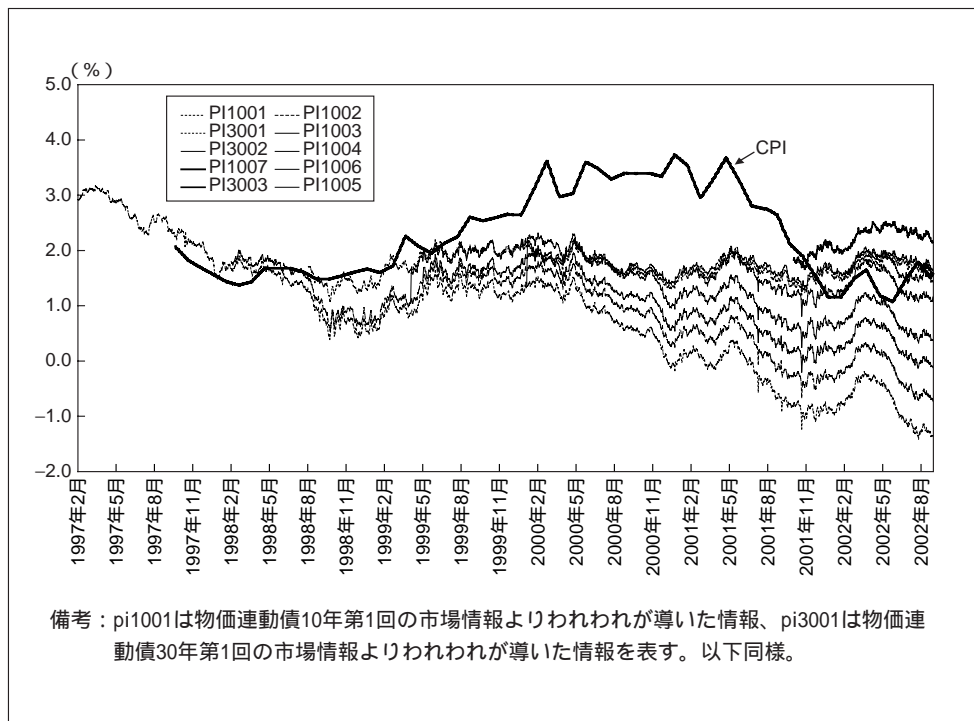
6 物価連動債の実質イールドは事前の期待インフレ率に基づいて金融市場で決まってくるものであるが、名目債の名目イールドから実現したインフレ率を差し引いて求める事後の実質イールドとはその変動が大きく違っている。一般に期待インフレ率は実現インフレ率に比べて安定していると考えられる。

(3) 期待インフレ率

本稿では、各時点でペアとなった名目債と物価連動債は常に裁定条件を満たしていると仮定したうえで、2節で説明した手続きに従って名目債で求めた名目イールドと物価連動債でもとめた実質イールドを用いて、その差を期待インフレ率とする⁷。より厳密には、名目債と物価連動債が裁定しているとは、市場価格が均衡している状況を指すはずであるし、名目債と物価連動債のペアで求めた期待インフレ率のうち、市場価格がほぼ均衡している状態のみについて適切な期待インフレ率であるとする考え方もできる。これは当然ながら、ペア情報全体から得られた情報の部分集合になる。しかし、現実的にはこのように厳密な方法に従うと連続したデータが得られないので、とりあえず裁定条件を緩和してペアから得られるすべての数値を用いている。

図3および表6、7は、導出した期待インフレ率と実現したCPIを載せてある。期待インフレ率に関しては、先ほどの実質イールドとは逆に導出したインフレ率は

図3 期待インフレ率



7 この定式化では期待インフレ率の中にリスク・プレミアムや流動性プレミアムなど時間とともに変化する主観的の評価も含まれている。実証的にはリスク・プレミアムや流動性プレミアムを統計的に分離し識別することが1つの課題として残されている。ただし、現実には、これまでの経験から、少なくともこの期間における10年債に関しては、リスク・プレミアムも流動性プレミアムも無視できるほど小さかったか、あるいは、あったとしてもそれほど大きく変動しなかったのではないかと考えられている。

大きく変動しており、CPIとの相関も高い。とりわけ2001年に入ってから10年債の期待インフレ率はCPIの変動とほぼ平行して低下している。30年債は短期的なCPIの変動には連動していない。

表6 期待インフレ率の基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
10年第1回	1,444	0.847	1.1086	-1.4211	3.1636
10年第2回	1,189	0.840	0.7273	-0.7296	1.9940
10年第3回	865	0.986	0.6106	-0.2055	1.9954
10年第4回	690	1.216	0.5254	0.2396	2.3062
10年第5回	410	1.428	0.2463	0.8065	2.0293
10年第6回	152	1.710	0.2006	1.4068	2.0522
30年第1回	1,055	1.697	0.2238	1.0701	2.1880
30年第2回	883	1.790	0.1917	1.0075	2.2088
30年第3回	236	2.179	0.2218	1.6548	2.5116

表7 期待インフレ率の相関係数

	導出した実質イールド									CPI
	10年 第1回	10年 第2回	10年 第3回	10年 第4回	10年 第5回	10年 第6回	30年 第1回	30年 第2回	30年 第3回	
10年第1回	1.000									
10年第2回	0.999	1.000								
10年第3回	0.992	0.995	1.000							
10年第4回	0.991	0.994	0.998	1.000						
10年第5回	0.977	0.982	0.993	0.996	1.000					
10年第6回	0.926	0.937	0.961	0.966	0.981	1.000				
30年第1回	0.502	0.529	0.590	0.584	0.624	0.696	1.000			
30年第2回	0.510	0.536	0.596	0.589	0.628	0.697	0.998	1.000		
30年第3回	0.258	0.288	0.361	0.350	0.400	0.506	0.929	0.930	1.000	
CPI	-0.396	-0.400	-0.395	-0.372	-0.350	-0.341	-0.274	-0.281	-0.318	1.000

4. 物価連動債の市場価格に関する計量分析

(1) 単位根検定

物価連動債の市場価格の統計的特徴を把握する目的で、各物価連動債価格がランダム・ウォークに従っているかどうかを検定する。この検定はディッキー＝フラー・テストとフィリップス＝ペローン・テスト⁸で行なう。

結果は表8に載せてある。全てのケースについて単位根があるという帰無仮説は

表8 インデックス債価格の単位根検定
ディッキー＝フラー・テスト

物価連動債	サンプル数	統計量 $Z(t)$	マッキノンの $Z(t)$ に関する近似 p 値
10年第1回	1,159	1.607	0.9949
10年第2回	970	0.591	0.9857
30年第1回	912	0.943	0.9915
10年第3回	763	1.078	0.9927
30年第2回	704	1.012	0.9921
10年第4回	551	0.117	0.9667
10年第5回	344	0.557	0.9848
10年第6回	137	0.739	0.9886
30年第3回	188	0.246	0.9738

備考：有意水準 $Z(t)$ ：1% -3.430, 5% -2.860, 10% -2.570.

フィリップス＝ペローン・テスト

物価連動債	サンプル数	統計量 $Z(\rho)$	統計量 $Z(t)$	マッキノンの $Z(t)$ に関する近似 p 値
10年第1回	1,159	2.206	1.021	0.9922
10年第2回	970	1.167	0.539	0.9844
30年第1回	912	1.756	0.752	0.9889
10年第3回	763	1.296	0.691	0.9878
30年第2回	704	1.469	0.760	0.9890
10年第4回	551	-0.428	-0.220	0.9368
10年第5回	344	-0.045	-0.017	0.9571
10年第6回	137	1.135	0.961	0.9916
30年第3回	188	0.099	0.046	0.9619

備考：有意水準 $Z(\rho)$ ：1% -20.700, 5% -14.10, 10% -11.300.

$Z(t)$ ：1% -3.430, 5% -2.860, 10% -2.570.

8 検定方法の詳細については、Hamilton [1994] p. 514を参照。Campbell, Lo and MacKinlay [1997] 第2章では、金融時系列データのランダム・ウォーク検定の方法としては単位根検定の他に、誤差相関や誤差系列相関に関する諸検定（Q統計や分散比テスト variance ratio test）が提示されている。

1%有意水準で棄却できないことがわかった。すなわち、標準的な単位根検定手法では、物価連動債価格がランダム・ウォークに従っていることを有意に棄却できない。

(2) 金融市場からの追加的情報を用いた物価連動債価格の推定

単位根検定では物価連動債価格がランダム・ウォークに従っていることを棄却できないことがわかったが、このことは、他の経済情報が一切価格に影響を与えないということの意味しているわけではない。そこで、他の金融資産の価格や、利回り、為替レート、そして自己価格の1日前、7日前、15日前、30日目のラグも含めて物価連動債価格を回帰分析した結果を表9として示した。

推計式全体のフィットを修正済み決定係数で判断すると極めて良好な結果となっている。しかし、診断テストの結果、いくつかのモデルの検定統計量には問題があることがわかる。すなわち、説明変数の欠落の可能性を検定するリセット・テスト (RESET test) では、10年第4回債、30年第2回債、10年第5回債、10年第6回債ではモデル特定化に問題はないが、その他の物価連動債では、ここで用いたモデル特定化には問題があることがわかった⁹。不均一分散テストによると、全ての物価連動債で不均一分散の問題があることが示された¹⁰。このことは、推計期間中に、説明変数ではコントロールできないショックや新たな情報が加えられ、物価連動債価格に変動をもたらしていることを示唆している。系列相関については、説明変数に被説明変数のラグ項が入っているため、通常のダービン＝ワトソン統計量は使えないので、ここではダービンの代替統計量を用いたが、10年物第2回債と10年物第6回債を除いた全ての推計式で系列相関がみられることがわかった。このことは、説明変数の中に内生的に決まっている変数があるのか、あるいは市場価格形成に関する情報がラグを伴って入ってくることを意味している。

推計式自体を検討すると、全ての物価連動債価格に対してペアになる名目債価格は有意に正の効果を持っている。フェデラル・ファンド・レートの係数は一貫して正であるが、それほど有意ではない。ダウ工業株価指数は10年第6回債を除けば有意に正の効果をもっている。逆にS&P500株価指数は有意に負になっている¹¹。これは、株価指数としてどちらかを選んだほうがよいことを意味しているのかもしれない。サンプル期間前半にはニューヨーク株式市場取引が活発で、NASDAQ株価指数も有意に正の影響を与えていたが、後半には10年物第5回債以後、係数の有意性が落ちたり、符号が負に変わったりしている。

9 リセット・テストは、Ramsey [1969] によって提唱されたもので、モデルの特定化において説明変数を落としていないかどうかを、被説明変数の推計値の2乗、3乗、4乗の項を説明変数に加え、その係数が有意かどうかで検定する。

10 この検定は、追加的に与えた説明変数に対して誤差項の分布が変化しないかどうかを検定するもので、詳細はCook and Weisberg [1983] を参照。

11 10年物第6回債では係数は正であるが、統計的に有意ではない。

表9 インデックス債価格の回帰分析

被説明変数：	10年第1回		10年第2回		30年第1回	
	推計係数	ロバスト t 値	推計係数	ロバスト t 値	推計係数	ロバスト t 値
物価連動債市場価格						
ベア名目債市場価格	0.0172	7.38	0.0300	6.94	0.0419	7.36
フェデラル・ファンド・レート	0.0223	1.65	0.0212	1.07	0.0653	1.64
3ヵ月短期国債利回り	-0.0059	-0.35	0.0122	0.49	-0.0795	-1.58
ダウ工業株価指数	0.0001	5.12	0.0001	5.16	0.0003	5.41
S&P500株価指数	-0.0012	-6.62	-0.0016	-6.15	-0.0027	-5.86
NASDAQ株価指数	0.0001	5.42	0.0001	4.87	0.0002	4.30
円ドル・レート	-0.0007	-1.18	0.0010	1.02	-0.0054	-2.35
マルク・ドル・レート	0.1498	3.58	0.1718	3.19	0.1865	1.69
1日前 インデックス債価格	0.9930	101.30	0.9496	71.97	0.9716	75.88
7日前 インデックス債価格	-0.0226	-1.89	0.0051	0.32	-0.0238	-1.56
15日前 インデックス債価格	0.0012	0.12	0.0072	0.57	0.0030	0.26
30日前 インデックス債価格	-0.0016	-0.26	-0.0089	-1.07	0.0062	0.82
ビッド/アスク・スプレッド	-0.2854	-0.47	-0.0947	-0.30	-0.3689	-0.72
定数項	1.1845	2.68	1.3025	1.96	0.5172	0.65
統計的診断テスト						
サンプル数	1,412		1,206		1,070	
Fテスト	F(13, 1398) = 59196.59		F(13, 1192) = 28944.61		F(13, 1056) = 22279.68	
自由度修正済み決定係数	0.9982		0.9968		0.9963	
リセット・テスト	3.94 ***		10.11 ***		4.19 ***	
不均一分散カイ自乗テスト	169.11 ***		80.42 ***		253.95 ***	
ダービンのカイ自乗テスト	54.301 ***		1.721		19.135 ***	

被説明変数：	10年第3回		30年第2回		10年第4回	
	推計係数	ロバスト t 値	推計係数	ロバスト t 値	推計係数	ロバスト t 値
物価連動債市場価格						
ベア名目債市場価格	0.0432	7.52	0.0600	7.72	0.0542	7.58
フェデラル・ファンド・レート	0.0335	1.35	0.0998	1.91	0.0707	2.10
3ヵ月短期国債利回り	0.0038	0.12	-0.1157	-1.81	-0.0331	-0.79
ダウ工業株価指数	0.0001	4.24	0.0003	4.39	0.0003	5.71
S&P500株価指数	-0.0016	-5.40	-0.0032	-5.33	-0.0025	-5.80
NASDAQ株価指数	0.0001	4.34	0.0002	4.18	0.0001	3.26
円ドル・レート	0.0012	0.65	-0.0073	-1.91	-0.0036	-1.24
マルク・ドル・レート	0.1298	2.11	0.2918	2.19	0.0998	0.69
1日前 インデックス債価格	0.9756	71.06	0.9730	69.65	0.9494	61.89
7日前 インデックス債価格	-0.0430	-2.74	-0.0347	-2.13	-0.0347	-2.10
15日前 インデックス債価格	0.0170	1.39	0.0000	0.00	0.0127	0.99
30日前 インデックス債価格	-0.0155	-1.94	0.0043	0.55	-0.0133	-1.60
ビッド/アスク・スプレッド	0.8892	2.00	0.3019	0.74	5.2437	2.36
定数項	2.0649	2.98	1.0670	1.20	3.2319	2.91
統計的診断テスト						
サンプル数	900		872		705	
Fテスト	F(13, 886) = 29104.19		F(13, 858) = 21682.11		F(13, 691) = 15942.99	
自由度修正済み決定係数	0.9976		0.9969		0.9966	
リセット・テスト	2.23 ***		1.63		1.33	
不均一分散カイ自乗テスト	217.21 ***		179.71 ***		101.35 ***	
ダービンのカイ自乗テスト	15.164 ***		30.293 ***		37.806 ***	

備考：*** 1%有意水準、** 5%有意水準、* 10%有意水準。

表9 (続き)

被説明変数 :	10年第5回		10年第6回		30年第3回	
	推計係数	ロバスト t 値	推計係数	ロバスト t 値	推計係数	ロバスト t 値
物価連動債市場価格						
ベア名目債市場価格	0.0453	4.54	0.1249	4.06	0.2460	9.35
フェデラル・ファンド・レート	0.0608	1.14	0.0756	0.32	0.1058	0.37
3ヵ月短期国債利回り	-0.0064	-0.09	-0.8760	-1.87	0.4567	0.89
ダウ工業株価指数	0.0003	4.22	0.0000	-0.10	0.0017	4.23
S&P500株価指数	-0.0036	-3.16	0.0015	0.38	-0.0096	-2.05
NASDAQ株価指数	0.0001	0.25	-0.0012	-1.36	-0.0017	-1.61
円ドル・レート	-0.0042	-0.85	-0.0388	-1.94	0.0128	0.77
マルク・ドル・レート	0.7009	1.97	2.8739	1.84	-3.7939	-2.58
1日前 インデックス債価格	0.9734	52.15	0.8569	23.62	0.7809	26.53
7日前 インデックス債価格	-0.0517	-2.49	-0.0654	-2.09	0.0026	0.10
15日前 インデックス債価格	0.0123	0.73	0.0450	1.75	-0.0561	-3.09
30日前 インデックス債価格	-0.0075	-0.63	-0.0310	-1.47	-0.0127	-1.01
ビッド/アスク・スプレッド	-0.7529	-0.16	0.3951	0.09	(dropped)	
定数項	2.3187	1.31	8.4952	2.47	4.9147	1.50
統計的診断テスト						
サンプル数	443		211		266	
Fテスト	F(13, 429) = 4392.75		F(13, 197) = 1889.87		F(12, 253) = 3443.04	
自由度修正済み決定係数	0.9923		0.9915		0.9936	
リセット・テスト	0.91		0.72		5.58 ***	
不均一分散カイ自乗テスト	33.33 ***		6.51 **		2.93 *	
ダービンのカイ自乗テスト	9.317 ***		1.797		21.992 ***	

備考 : *** 1%有意水準、 ** 5%有意水準、 * 10%有意水準。

これに対して円ドル・レート、マルク・ドル・レートなどはあまり有意ではないし、係数の符号も変化する。物価連動債価格のAR(1)、AR(7)、AR(30)のうち、有意なのはAR(1)である。その係数は1ではないがかなり1に近い。これは表8でみた単位根検定とも関連しているが、自己ラグが価格のほとんどを決めていることを意味している。さらに詳しくみると、この傾向が強いのは10年第1回債、10年第3回債、10年物第5回債、30年第1回債、30年第2回債などである。

ほぼ同時期に発行され満期も同じ国債の価格が物価連動債と名目債で一貫して乖離している現象がいくつかのケースで見られるが、これには次のような可能性が考えられる。1つめは、入札において、一方の国債が偏って選好された結果、価格に歪みが生じ、流通市場での取引に歪みが残っている可能性である。もう1つは、名目債の流通市場はさまざまなヘッジング対象として利用され、プロの国債ディーラーが盛んに取引を行っているのに対して、物価連動債の流通市場への参加者は限られており、ヘッジング手段として広く利用されていない可能性である。これは、民間部門で同様の物価連動社債が発行され、物価連動化を経済契約に取り込むようになれば、その需要は出てくるものと思われるが、現状では流通市場の厚みはない。

このように、ペア情報から自己ラグの説明力が大きい物価連動債はむしろ流通市場での裁定が働かず、取引量が限られたものになっている可能性があることがわかる。この点に関しては、流通市場での取引に関しては物価連動債の買手価格 (bid price) と売手価格 (ask price) の差 (ビッド/アスク・スプレッド) をみることができるので、それを説明変数に加えている¹²。係数が有意なのは、10年物第3回債と10年物第4回債である。これらの銘柄ではビッド/アスク・スプレッドの拡大が物価連動債価格を引き上げる (正の係数) ことが示されているが、これは、スプレッドの増加は流動性の低下を意味し、それが流動性リスク・プレミアムを増加させ、物価連動債価格の上昇に結びついていると考えられる。そもそも取引需要がない場合には、流通市場は極めて低調で、ビッド/アスク・スプレッドも価格にほとんど影響を与えないと解釈すると、ある程度流通市場が機能しているのが、先に挙げた10年物第3回債と10年物第4回債ということになる。

5. 期待インフレ率に関する計量分析

次に、市場価格情報を用いて導いた実質イールドや期待インフレ率が有益な情報を提供してくれるかどうかを、計量経済学の手法を用いて検討する。とりわけ、9つのペアから導かれた期待インフレ率のうち、どのような情報が有益であるかを比較検討し、そのインプリケーションを考察する。

期待インフレ率を用いた実証研究としては基本的に3つのモデルが考えられる。1つは公表されている消費者物価を自己ラグと期待インフレ率などで説明するインフレ予測モデルである。1つは、物価連動債から導いた期待インフレ率を用いて、インフレ期待形成のプロセスをモデル化することである。もう1つは政策金利であるフェデラル・ファンド・レート予測モデルに期待インフレ率が有益な情報を提供しているかどうかを検定するものである。

公表されている消費者物価は本来月次のデータであり、本稿で用いている日次の消費者物価変動率 (インフレ率) は、月次データを線形補完して求めた日次データから前年同日比を求めたもととなっている。このため、図3からも明らかとなっており、日々の変動は物価連動債の期待インフレ率と比べるとはるかに緩慢にしか動かない。したがって、あまり変動しない時系列を日々変動している物価連動債の期待インフレ率で説明することに、それほど意味があるとは考えられない¹³。そこで以下ではインフレ予測モデルについては報告せずに、他の2つのモデルについての計量結果を報告する。

12 Fleming [2003] はビッド/アスク・スプレッドが米国財務省証券の流動性を測る有効な指標であると論じている。

13 実際、消費者物価を自己ラグと期待インフレ率などで予測するモデルを推計したが、1期の自己ラグが有意であり、他の説明変数、とりわけ、期待インフレ率の説明力は個々の物価連動債によって異なり、全体としては極めて限定的であることがわかった。

(1) 単位根検定

表10では期待インフレ率の時系列が単位根を持つかどうかを検定した結果を報告している。30年第1回と30年第2回の物価連動債から導いた期待インフレ率を除いて、単位根があるという帰無仮説は棄却できない。このことは前日の期待インフレ率が当日の期待インフレ率をほとんど説明していること、あるいは、期待インフレ率は非定常であることを意味している。

表10 期待インフレ率の単位根検定

ディッキー＝フラー・テスト

物価連動債	サンプル数	統計量 $Z(t)$	マッキノンの $Z(t)$ に関する近似 p 値
10年第1回	1,148	-1.374	0.5933
10年第2回	948	-1.232	0.6592
30年第1回	839	-2.978	0.0370
10年第3回	689	-1.184	0.6804
30年第2回	701	-4.769	0.0001
10年第4回	549	-1.909	0.3280
10年第5回	326	-2.076	0.2544
10年第6回	121	-1.097	0.7165
30年第3回	188	-2.516	0.1117

備考：有意水準 $Z(t)$ ：1% -3.430, 5% -2.860, 10% -2.570.

フィリップス＝ペローン・テスト

物価連動債	サンプル数	統計量 $Z(\rho)$	統計量 $Z(t)$	マッキノンの $Z(t)$ に関する近似 p 値
10年第1回	1,148	-1.953	-1.340	0.6096
10年第2回	948	-2.259	-1.113	0.7102
30年第1回	839	-15.655	-2.888	0.0467
10年第3回	689	-1.976	-1.022	0.7457
30年第2回	701	-32.113	-4.835	0.0000
10年第4回	549	-3.614	-1.879	0.3420
10年第5回	326	-6.075	-1.796	0.3826
10年第6回	121	-2.483	-1.023	0.7454
30年第3回	188	-5.591	-2.538	0.1065

備考：有意水準 $Z(\rho)$ ：1% -20.700, 5% -14.10, 10% -11.300.

$Z(t)$ ：1% -3.430, 5% -2.860, 10% -2.570.

(2) インフレ期待形成モデル

4節と同様に、追加的情報を加えることで、期待インフレ率のARモデルを改善できるかどうかを検討したのが表11である。これによると前日の期待インフレ率が最も高い説明力を持っているが、金融・資本市場の情報や2日前以前の期待インフレ率も棄却できない説明力を持っていることがわかる。より厳密な検定でも10年物第3回債、10年物第5回債、30年物第1回債、30年物第2回では2日前以前の期待インフレ率の係数が0であるという仮説は棄却された。

自己ラグが高い説明力を持つということは、インフレ期待が過去のインフレ期待によって説明されるということであり、これは期待が期待を生む現象であるとみることができる。しかし、金融市場の価格情報や消費者物価公表が物価期待形成にとって大きな情報となる場合には、それに適応して期待を変更していることもわかる。また、1日前以前の期待インフレ率が説明力を持っているのは、期待形成が即日修正されるのではなく、ある程度の調整ラグを伴っていることを意味している。

またモデルの統計的診断テストの結果によれば、系列相関、不均一分散があることが示されており、インフレ期待形成が完全に効率的に行われているわけではないことを物語っている。とはいえ、決定係数をインフレ期待形成モデルとしての当てはまりの良さの基準として用いると、10年物第1回債、10年物第2回債、10年物第3回債、10年物第4回債が0.99を超えており、モデルとしては、これらが極めて高い当てはまりを示している。

CPIの公表日は月半ばであるが¹⁴、公表されると前月末までのCPIがわかる（ラグはおおよそ15日）。それから次の公表日まで徐々に情報ラグが増えていき、最大45日程度になる。したがって、情報ラグは15日から45日の間を増減しており、公表日に一気に1ヵ月分情報量が増えることになる。ここではCPI公表日ダミー（公表日を1、それ以外の日を0とおく）をつくり、その効果も調べてみた（図4参照。ここでは10年物第3回と第4回から導いた期待インフレ率の変化を追っている）。この期間では、CPIの公表は期待インフレ率を0.001～0.011%引き上げる効果（10年債第1、2、6回、30年債第1、2、3回）と0.01%程度引き下げる効果（10年債第3、4、5回）に分かれることがわかった。しかしそれぞれの効果は統計的に有意ではなく、公表日以外にも市場情報が入り期待形成に影響を与えていることがわかった。

このインフレ期待形成モデルでは被説明変数がそれぞれの期待インフレ率であり、どの物価連動債のペアから得られた情報が有益であるかを客観的に比較することは難しい。そこで次に同じ被説明変数を、異なった期待インフレ率で説明することによって、情報量を比較したい。

14 CPIの公表日は不特定であるが、おおよそ15日から20日の間に行われている。公表時間は東部時間午前8時半であり、金融・資本市場の開始前に行われており、当日の市場取引に反映されている。

表11 インフレ率の期待形成モデル

被説明変数：	10年第1回		10年第2回		30年第1回	
	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値
期待インフレ率						
消費者物価公表日ダミー	0.0050	-0.69	0.0024	0.33	0.0012	0.18
フェデラル・ファンド・レート	-0.0038	-0.70	0.0010	0.17	0.0062	1.25
3ヵ月短期国債利回り	0.0032	0.47	0.0006	0.09	-0.0115	-1.85
ダウ工業株価指数	0.0000	0.76	0.0000	1.82	0.0000	2.59
S&P500株価指数	0.0000	-0.04	0.0000	0.24	0.0000	-0.63
NASDAQ株価指数	0.0000	-0.29	0.0000	0.66	0.0000	0.76
円ドル・レート	-0.0002	-0.75	0.0005	1.55	-0.0005	-1.67
マルク・ドル・レート	-0.0313	-2.10	-0.0662	-3.95	-0.0359	-3.22
期待インフレ率 1日前	0.8903	31.13	0.8681	27.99	0.9167	27.17
期待インフレ率 2日前	0.0794	2.09	0.0927	2.28	0.0105	0.23
期待インフレ率 3日前	-0.0530	-1.39	-0.0430	-1.04	0.0021	0.05
期待インフレ率 4日前	0.0265	0.70	0.0084	0.20	0.0203	0.45
期待インフレ率 5日前	0.0078	0.21	0.0109	0.27	-0.0068	-0.15
期待インフレ率 6日前	0.0377	1.00	0.0653	1.60	-0.0419	-0.93
期待インフレ率 7日前	0.0301	0.79	0.0219	0.53	0.0945	2.09
期待インフレ率 8日前	0.0010	0.03	-0.0167	-0.40	-0.0284	-0.62
期待インフレ率 9日前	0.0308	0.81	-0.0016	-0.04	0.0182	0.40
期待インフレ率 10日前	-0.0215	-0.57	0.0192	0.46	0.0137	0.30
期待インフレ率 11日前	-0.0361	-0.95	-0.0573	-1.39	-0.0520	-1.14
期待インフレ率 12日前	0.0095	0.25	0.0238	0.57	0.0030	0.07
期待インフレ率 13日前	-0.0379	-1.01	-0.0044	-0.11	-0.0254	-0.57
期待インフレ率 14日前	0.0157	0.42	-0.0394	-0.96	0.0211	0.47
期待インフレ率 15日前	0.0174	0.62	0.0328	1.06	0.0077	0.24
定数項	0.0447	1.17	-0.0549	-1.17	0.1002	2.27
統計的診断テスト						
サンプル数	1,295		1,096		937	
決定係数	0.9975		0.9948		0.9633	
ダービンのカイ自乗テスト	0.014		0.612		9.904 ***	
系列相関LMテスト	0.015		0.626		10.066 ***	
不均一分散カイ自乗テスト	18.92 ***		9.84 ***		0.51	
ARCH(1,1) テスト	94.337 ***		61.499 ***		8.308 ***	
Fテスト(期待インフレ率項) ¹⁾	F(14,1271)=2.32 ***		F(14,1072)=1.93 **		F(14,913)=0.77	
	Prob > F = 0.0037		Prob > F = 0.020		Prob > F = 0.7070	

備考：1. 2日以前の期待インフレ率の係数をすべて0とする検定。

2. *** 1%有意水準、** 5%有意水準、* 10%有意水準。

表11 (続き)

被説明変数 :	10年第3回		30年第2回		10年第4回	
	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値
期待インフレ率						
消費者物価公表日ダミー	-0.0113	-1.34	0.0027	0.37	-0.0091	-0.98
フェデラル・ファンド・レート	-0.0003	-0.05	0.0078	1.20	0.0010	0.10
3ヵ月短期国債利回り	0.0014	0.16	-0.0111	-1.47	-0.0015	-0.14
ダウ工業株価指数	0.0000	1.52	0.0000	1.67	0.0000	1.03
S&P500株価指数	0.0000	0.03	0.0000	-0.68	0.0000	0.13
NASDAQ株価指数	0.0000	1.45	0.0000	1.22	0.0000	1.27
円ドル・レート	0.0006	1.12	0.0001	0.15	0.0006	0.94
マルク・ドル・レート	-0.0637	-3.12	-0.0411	-3.01	-0.0367	-1.13
期待インフレ率 1日前	0.8567	23.66	0.8831	23.39	0.8315	20.31
期待インフレ率 2日前	0.0504	1.06	0.0352	0.70	0.0351	0.66
期待インフレ率 3日前	0.0198	0.41	0.0140	0.28	0.0822	1.52
期待インフレ率 4日前	0.0151	0.32	0.0361	0.72	0.0426	0.80
期待インフレ率 5日前	0.0236	0.50	-0.0384	-0.76	-0.0260	-0.49
期待インフレ率 6日前	0.0225	0.47	-0.0151	-0.30	0.0000	0.00
期待インフレ率 7日前	0.0515	1.08	0.0626	1.25	0.0620	1.16
期待インフレ率 8日前	-0.0562	-1.14	0.0156	0.31	-0.0757	-1.37
期待インフレ率 9日前	0.0277	0.57	-0.0558	-1.10	0.0442	0.82
期待インフレ率 10日前	-0.0469	-0.99	0.0432	0.87	-0.0520	-0.98
期待インフレ率 11日前	-0.0333	-0.70	-0.0286	-0.59	-0.0354	-0.66
期待インフレ率 12日前	0.0484	1.02	-0.0097	-0.21	0.0823	1.53
期待インフレ率 13日前	-0.0080	-0.17	-0.0081	-0.18	-0.0519	-1.03
期待インフレ率 14日前	0.0082	0.17	0.0319	0.70	0.0453	0.98
期待インフレ率 15日前	-0.0100	-0.28	-0.0184	-0.55	-0.0205	-0.60
定数項	-0.0709	-1.25	0.0835	1.50	-0.1215	-1.71
統計的診断テスト						
サンプル数	800		747		633	
決定係数	0.9933		0.9495		0.9911	
ダービンのカイ自乗テスト	2.514		5.119 **		3.756 *	
系列相関LMテスト	2.586		5.259 **		3.8 **	
不均一分散カイ自乗テスト	7.27 ***		2.06		15.78 ***	
ARCH (1,1) テスト	37.433 ***		3.968 **		31.431 ***	
Fテスト (期待インフレ率項) ¹	F(14,776)=1.39		F(14,723)=0.62		F(14,609)=1.61 *	
	Prob >F= 0.1525		Prob >F= 0.8490		Prob > F= 0.0713	

備考：1. 2日以前の期待インフレ率の係数をすべて0とする検定。

2. *** 1%有意水準、** 5%有意水準、* 10%有意水準。

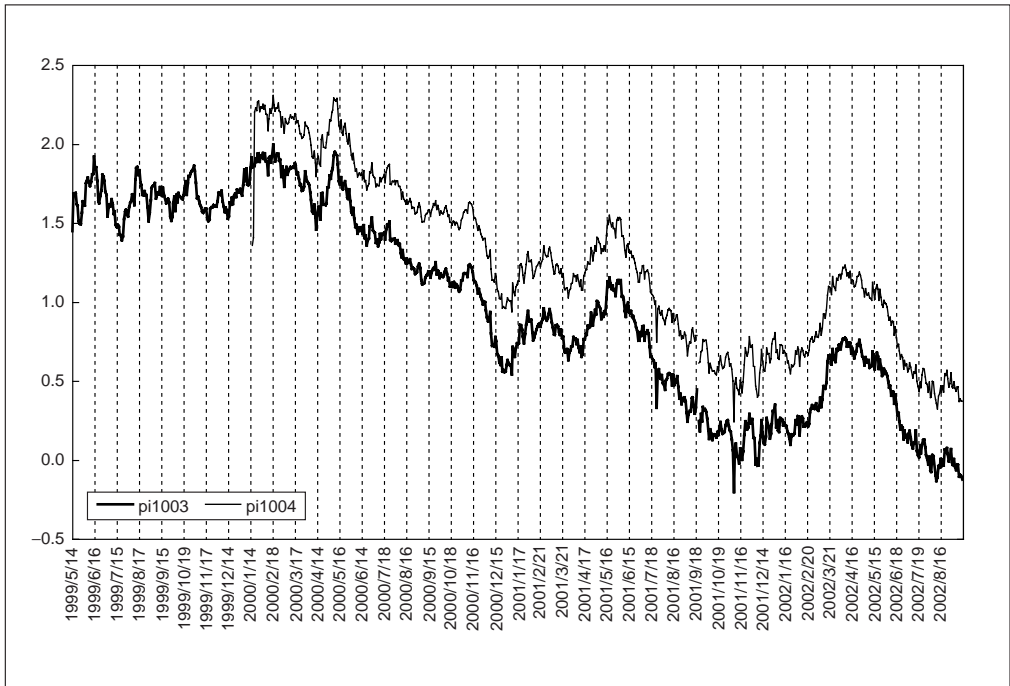
表11 (続き)

被説明変数 :	10年第5回		10年第6回		30年第3回	
	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値
期待インフレ率						
消費者物価公表日ダミー	-0.0047	-0.33	0.0133	0.69	0.0082	0.59
フェデラル・ファンド・レート	0.0163	0.88	0.0294	0.58	0.0072	0.28
3ヵ月短期国債利回り	-0.0143	-0.64	-0.1545	-1.19	0.0767	1.34
ダウ工業株価指数	0.0001	2.37	0.0001	1.47	0.0002	4.64
S&P500株価指数	-0.0003	-1.22	-0.0014	-2.18	-0.0016	-4.07
NASDAQ株価指数	0.0000	0.18	0.0006	3.37	0.0003	3.01
円ドル・レート	0.0002	0.20	-0.0039	-0.88	-0.0024	-1.28
マルク・ドル・レート	0.0458	0.52	0.1896	0.62	-0.0398	-0.29
期待インフレ率 1日前	0.7750	13.43	0.5713	6.02	0.7244	9.52
期待インフレ率 2日前	0.0588	0.81	0.0299	0.28	-0.0132	-0.14
期待インフレ率 3日前	0.0090	0.12	0.0324	0.30	-0.0068	-0.07
期待インフレ率 4日前	0.0852	1.17	0.1810	1.62	0.1143	1.23
期待インフレ率 5日前	0.0025	0.03	-0.2321	-2.02	-0.0591	-0.64
期待インフレ率 6日前	-0.0361	-0.49	0.1622	1.47	-0.1158	-1.24
期待インフレ率 7日前	0.0812	1.09	0.0422	0.37	0.2077	2.19
期待インフレ率 8日前	-0.0997	-1.27	0.0120	0.10	-0.1349	-1.45
期待インフレ率 9日前	0.0504	0.68	0.1154	1.02	0.0201	0.22
期待インフレ率 10日前	-0.0385	-0.53	-0.1881	-1.58	0.0064	0.07
期待インフレ率 11日前	-0.0457	-0.62	0.0409	0.34	-0.0262	-0.27
期待インフレ率 12日前	0.1007	1.36	0.0169	0.15	-0.0404	-0.42
期待インフレ率 13日前	0.0354	0.48	0.0553	0.48	0.2147	2.25
期待インフレ率 14日前	-0.0745	-1.00	0.0386	0.33	-0.1316	-1.33
期待インフレ率 15日前	0.0106	0.18	-0.0599	-0.66	0.1164	1.60
定数項	-0.2769	-2.06	0.2790	0.88	0.0550	0.39
統計的診断テスト						
サンプル数	336		133		197	
決定係数	0.9535		0.9637		0.9692	
ダービンのカイ自乗テスト	3.418 *		5.345 **		7.91 ***	
系列相関LMテスト	3.563 *		6.282 **		8.661 ***	
不均一分散カイ自乗テスト	11.08 ***		0.61		2.32	
ARCH (1,1) テスト	12.16 ***		0.000		0.104	
Fテスト (期待インフレ率項) ¹⁾	F (14,312)=1.00		F (14,109)=1.57 *		F (14,173)=1.83 **	
	Prob >F=0.4493		Prob>F=0.0978		Prob > F=0.0381	

備考 : 1. 2日以前の期待インフレ率の係数をすべて0とする検定。

2. *** 1%有意水準、** 5%有意水準、* 10%有意水準。

図4 期待インフレ率とCPI公表日



(3) フェデラル・ファンド・レート予測モデル

米国連邦準備制度が政策金利として用いているフェデラル・ファンド・レートの予測に15期の自己ラグと物価連動債のペアから導いた期待インフレ率のラグ項を入れたモデルを推計した結果が表12に報告されている。

ここでは、同じフェデラル・ファンド・レートを被説明変数として、説明変数に自己ラグと異なった物価連動債より導いた期待インフレ率のラグや消費者物価公表日ダミーを入れたモデルを推計しているので、異なる銘柄から導出された期待インフレ率について、情報量の比較が可能になる。ただし、物価連動債の発行日やその期間が異なるので、完全に同じ期間のデータに違う説明変数を加えてその差を比較するというにはならないことには注意する必要がある。

モデルの当てはまりの良さについて決定係数を用いて比較すると、10年物第3回債、10年物第4回債、10年物第5回債、30年物第2回債で0.99を超えている。さらに、期待インフレ率の情報がフェデラル・ファンド・レートの予測に重要な影響を与えているかどうかは、期待インフレ率の係数が有意に0と異なるかどうかを検定することによって確かめることができる¹⁵。その結果、有意であったのが、10年物第2回債、10年物第3回債、10年物第4回債であった。

15 これはグレンジャー因果性テストの考え方と同じである。

表12 フェデラル・ファンド・レート予測モデル

被説明変数： フェデラル・ファンド・レート	10年第1回		10年第2回		30年第1回	
	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値	推計係数	ロバストt値
消費者物価公表日ダミー	-0.0920	-2.35	-0.0748	-1.85	-0.0727	-1.74
FFレート 1日前	0.4005	10.43	0.3964	9.54	0.4022	8.59
FFレート 2日前	0.1121	2.54	0.0586	1.20	0.1170	2.19
FFレート 3日前	-0.0265	-0.61	-0.0446	-0.93	-0.1224	-2.31
FFレート 4日前	0.1625	3.77	0.1837	3.84	0.2161	4.15
FFレート 5日前	-0.0789	-1.87	-0.1157	-2.47	-0.0713	-1.40
FFレート 6日前	0.0004	0.01	0.0368	0.76	0.0202	0.38
FFレート 7日前	0.0440	1.01	0.0481	0.99	0.0373	0.70
FFレート 8日前	-0.0050	-0.12	-0.0057	-0.12	-0.0021	-0.04
FFレート 9日前	0.2433	5.50	0.2305	4.75	0.2137	3.97
FFレート 10日前	0.0813	1.83	0.0266	0.55	0.0199	0.37
FFレート 11日前	-0.0033	-0.08	0.0151	0.33	-0.0244	-0.50
FFレート 12日前	0.0602	1.41	0.0558	1.21	0.0720	1.49
FFレート 13日前	-0.0732	-1.72	-0.0449	-0.99	-0.0654	-1.37
FFレート 14日前	0.0113	0.30	0.0045	0.11	0.0046	0.11
FFレート 15日前	0.0834	0.55	0.1349	0.84	0.2812	1.45
期待インフレ率 同日	-0.4613	-2.24	-0.4998	-2.32	-0.4963	-1.86
期待インフレ率 1日前	0.2518	1.21	0.2229	1.03	0.0895	0.34
期待インフレ率 2日前	0.2477	1.20	-0.0019	-0.01	0.1431	0.55
期待インフレ率 3日前	-0.1059	-0.51	0.2241	1.03	0.0464	0.18
期待インフレ率 4日前	-0.0906	-0.45	-0.0545	-0.25	-0.1203	-0.46
期待インフレ率 5日前	0.0265	0.14	-0.1274	-0.62	-0.0063	-0.02
期待インフレ率 6日前	0.0703	0.37	0.2049	1.00	0.1345	0.51
期待インフレ率 7日前	-0.1211	-0.62	-0.2944	-1.37	-0.2572	-0.97
期待インフレ率 8日前	0.1818	0.93	0.2649	1.22	0.3094	1.16
期待インフレ率 9日前	-0.1252	-0.64	0.0162	0.07	-0.0248	-0.09
期待インフレ率 10日前	0.0013	0.01	-0.0212	-0.10	-0.0173	-0.06
期待インフレ率 11日前	-0.0872	-0.43	-0.1286	-0.59	0.0463	0.17
期待インフレ率 12日前	0.1993	0.99	-0.0848	-0.39	-0.1576	-0.57
期待インフレ率 13日前	0.1761	0.88	0.3547	1.64	0.4953	1.78
期待インフレ率 14日前	-0.2185	-1.45	-0.1434	-0.86	-0.2986	-1.43
期待インフレ率 15日前	0.0121	0.37	0.0162	0.55	-0.3084	-3.54
定数項						
統計的診断テスト		706		611		493
サンプル数		0.9795		0.9847		0.9887
決定係数		2.614		2.277		2.338
ダービンのカイ自乗テスト		2.736 *		2.402		2.499
系列相関LMテスト		23.02 ***		21.5 ***		17.85 ***
不均一分散カイ自乗テスト		39.794 ***		39.159 ***		22.706 ***
ARCH (1,1) テスト		F (16,673) =1.37		F (16,578) =1.58 *		F (16,460) =1.47
Fテスト (期待インフレ率項) ¹		Prob >F=0.1499		Prob >F=0.0682		Prob >F=0.1044

備考：1. 2日以前の期待インフレ率の係数をすべて0とする検定。

2. *** 1%有意水準、** 5%有意水準、* 10%有意水準。

表12 (続き)

被説明変数 :	10年第3回		30年第2回		10年第4回	
	推計係数	ロバスト _t 値	推計係数	ロバスト _t 値	推計係数	ロバスト _t 値
消費者物価公表日ダミー	-0.0860	-1.95	-0.0856	-2.02	-0.0827	-2.27
FFレート 1日前	0.3526	6.88	0.3712	7.15	0.4976	8.94
FFレート 2日前	0.2746	4.68	0.1550	2.57	0.1409	2.23
FFレート 3日前	0.0490	0.75	0.1815	2.91	0.1016	1.63
FFレート 4日前	-0.0961	-1.49	-0.0539	-0.87	0.0105	0.17
FFレート 5日前	0.2052	3.02	0.1863	2.94	0.0744	1.15
FFレート 6日前	-0.0975	-1.41	-0.0873	-1.37	-0.0768	-1.20
FFレート 7日前	0.0020	0.03	-0.0025	-0.04	0.0130	0.20
FFレート 8日前	0.0983	1.41	0.0600	0.93	0.1024	1.60
FFレート 9日前	0.0113	0.17	-0.0128	-0.20	-0.0384	-0.61
FFレート 10日前	0.1522	2.23	0.1906	2.94	0.1688	2.63
FFレート 11日前	0.0277	0.42	0.0218	0.35	-0.0446	-0.72
FFレート 12日前	-0.0242	-0.38	-0.0267	-0.43	0.0670	1.10
FFレート 13日前	0.0452	0.67	0.0891	1.37	-0.0349	-0.54
FFレート 14日前	-0.0289	-0.44	-0.0511	-0.81	-0.0103	-0.16
FFレート 15日前	0.0104	0.18	-0.0189	-0.36	0.0106	0.20
期待インフレ率 同日	0.0314	0.17	0.3767	1.84	-0.1044	-0.64
期待インフレ率 1日前	-0.3807	-1.58	-0.6156	-2.23	-0.0494	-0.23
期待インフレ率 2日前	0.3031	1.27	0.1967	0.71	-0.0370	-0.18
期待インフレ率 3日前	-0.1763	-0.73	-0.1130	-0.41	0.0341	0.16
期待インフレ率 4日前	-0.0576	-0.24	0.0655	0.24	-0.0699	-0.32
期待インフレ率 5日前	0.1634	0.69	-0.0240	-0.09	0.3453	1.65
期待インフレ率 6日前	0.0741	0.33	0.0901	0.33	-0.2372	-1.18
期待インフレ率 7日前	0.1188	0.53	0.2196	0.81	0.2530	1.25
期待インフレ率 8日前	-0.3116	-1.31	-0.4143	-1.49	-0.2682	-1.26
期待インフレ率 9日前	0.2904	1.21	0.2529	0.91	0.1825	0.86
期待インフレ率 10日前	-0.0588	-0.25	0.1872	0.68	0.1497	0.71
期待インフレ率 11日前	0.0489	0.21	0.0231	0.09	-0.3155	-1.50
期待インフレ率 12日前	0.0825	0.35	0.1325	0.53	0.0742	0.35
期待インフレ率 13日前	-0.2418	-1.01	-0.4654	-1.86	0.0494	0.23
期待インフレ率 14日前	0.4973	2.09	0.4259	1.69	0.2783	1.29
期待インフレ率 15日前	-0.2985	-1.61	-0.1862	-1.02	-0.1879	-1.12
定数項	-0.0232	-0.97	-0.2977	-2.67	-0.0640	-2.80
統計的診断テスト						
サンプル数	415		414		351	
決定係数	0.9910		0.9918		0.9951	
ダービンのカイ自乗テスト	6.11 **		6.413 **		1.609	
系列相関LMテスト	6.55 **		6.871 ***		1.772	
不均一分散カイ自乗テスト	13.38 ***		14.06 ***		13.07 ***	
ARCH (1,1) テスト	38.77 ***		16.616 ***		4.052 **	
Fテスト (期待インフレ率項) ¹	F (16,382) = 1.55 *		F (16,381) = 1.42		F (16,318) = 1.53 *	
	Prob>F= 0.0786		Prob>F= 0.1268		Prob >F= 0.0872	

備考 : 1. 2日以前の期待インフレ率の係数をすべて0とする検定。

2. *** 1%有意水準、 ** 5%有意水準、 * 10%有意水準。

表12 (続き)

被説明変数 :	10年第5回		10年第6回		30年第3回	
	推計係数	ロバスト _t 値	推計係数	ロバスト _t 値	推計係数	ロバスト _t 値
消費者物価公表日ダミー	-0.1403	-3.07	-0.0303	-0.59	-0.0146	-0.25
FFレート 1日前	0.4462	5.77	0.1176	0.91	0.4034	3.50
FFレート 2日前	0.1202	1.36	-0.0737	-0.55	0.2007	1.64
FFレート 3日前	0.1077	1.23	-0.0494	-0.38	0.0152	0.12
FFレート 4日前	0.0646	0.76	-0.0607	-0.44	0.0319	0.22
FFレート 5日前	0.0333	0.37	-0.0830	-0.58	0.0717	0.49
FFレート 6日前	-0.1846	-2.06	-0.2374	-1.64	-0.1812	-1.23
FFレート 7日前	-0.0021	-0.02	-0.2219	-1.50	0.0354	0.23
FFレート 8日前	0.1164	1.28	0.0275	0.18	0.1572	0.89
FFレート 9日前	-0.0021	-0.02	-0.0950	-0.63	-0.0365	-0.21
FFレート 10日前	0.1705	1.91	0.1570	1.07	0.3619	2.21
FFレート 11日前	-0.0184	-0.23	0.0541	0.34	-0.0429	-0.24
FFレート 12日前	0.1444	1.73	-0.1142	-0.75	-0.0393	-0.23
FFレート 13日前	-0.0730	-0.82	-0.1347	-0.92	-0.0425	-0.26
FFレート 14日前	-0.1422	-1.54	-0.1754	-1.17	-0.1965	-1.17
FFレート 15日前	0.1907	2.48	-0.1046	-0.69	0.0504	0.33
期待インフレ率 同日	-0.0575	-0.30	0.0166	0.07	-0.0145	-0.04
期待インフレ率 1日前	0.0271	0.11	-0.4267	-1.37	-0.1247	-0.31
期待インフレ率 2日前	0.0188	0.08	0.5653	1.80	0.0587	0.15
期待インフレ率 3日前	-0.2196	-0.92	-0.3683	-1.09	-0.1508	-0.37
期待インフレ率 4日前	0.1195	0.50	-0.2651	-0.77	0.0298	0.07
期待インフレ率 5日前	0.4704	1.99	0.8904	2.48	0.5739	1.42
期待インフレ率 6日前	-0.3180	-1.39	-0.6868	-1.86	-0.2651	-0.60
期待インフレ率 7日前	0.3703	1.61	0.4166	1.17	0.1595	0.36
期待インフレ率 8日前	-0.5756	-2.25	-0.1929	-0.56	-0.4721	-1.08
期待インフレ率 9日前	0.1858	0.70	-0.1188	-0.34	0.5257	1.25
期待インフレ率 10日前	0.1932	0.76	0.8080	2.40	0.2920	0.72
期待インフレ率 11日前	-0.2765	-1.08	-0.9169	-2.60	-0.7101	-1.71
期待インフレ率 12日前	-0.0647	-0.25	0.8870	2.46	0.4599	1.09
期待インフレ率 13日前	-0.0670	-0.26	-0.3952	-1.07	-0.3468	-0.83
期待インフレ率 14日前	0.2029	0.78	-0.2312	-0.64	0.1988	0.46
期待インフレ率 15日前	0.0305	0.15	0.1057	0.41	-0.1742	-0.56
定数項	-0.0122	-0.20	3.3232	2.73	0.2720	0.50
統計的診断テスト						
サンプル数	190		92		106	
決定係数	0.9915		0.3968		0.7311	
ダービンのカイ自乗テスト	0.520		0.771		1.120	
系列相関LMテスト	0.632		1.207		1.623	
不均一分散カイ自乗テスト	9.17 ***		3.56 *		18.1 ***	
ARCH (1,1) テスト	0.752		0.826		0.201	
Fテスト (期待インフレ率項) ¹	F (16,157) =1.00		F (16,59) = 1.33		F (16,73) =0.72	
	Prob>F=0.4610		Prob>F=0.2109		Prob>F=0.7620	

備考 : 1. 2日以前の期待インフレ率の係数をすべて0とする検定。

2. *** 1%有意水準、** 5%有意水準、* 10%有意水準。

この2つの統計量を総合すると、10年物第3回債と10年物第4回債の持っている情報が他の物価連動債から得られる情報より有益であるといえそうである。また、この結果が正しいとすれば、実際に有益な情報を提供しているのは、表3や表9から明らかのように、名目債と物価連動債の市場価格がほぼ均衡しており、また流通市場での取引も活発に行われている物価連動債であると結論づけることができる。

6．結びに代えて：米国物価連動債の評価

これまでの議論からわれわれの導出した実質イールドと期待インフレ率には次のような特色があることがわかった。

- (1) 実質イールドは、4%前後の水準で、比較的安定しており、10年債と30年債を比べると、後者の方がさらに安定している。
- (2) 期待インフレ率は、実質イールドよりは実現したCPIの動きと連動しているが、その変動は小さく安定し、特に30年債は2%前後で安定している。
- (3) 10年債から導かれる経済情報は短期的な経済変動の影響を強く受けているのに対して、30年債から導かれる経済情報は短期的な経済変動にはあまり反応していない。
- (4) 計量経済学的手法を用いて、経済情報を精査すると、有益な情報を持っていると思われる物価連動債は、流通市場では10年物第3回債と10年物第4回債であり、期待インフレ率に含まれる情報が有益だと推定されるのも10年物第3回債と10年物第4回債である。このように11銘柄ある物価連動債のうち、本当に有益に利用できると思われるものは、わずかに2銘柄にすぎず、それらはともに発行条件が適切であり、ペアとなる名目債と価格裁定が働いており、また流通市場でも取引が活発に行われていることが明らかになった。
- (5) 逆に、物価連動債の入札手続きが適切に行われなかったり、ペアになる名目債の発行との間に大きな間隔があいたり、発行額に大きな開きがあったり、名目債も適切な入札手続きを経なかったり、あるいは流通市場で活発な取引が行われなければ、物価連動債から導かれる期待インフレ率の情報はあまり有益ではなくなる。例えば、10年物第1回債¹⁶、10年物第5回債¹⁷、30年物第3回債¹⁸などが典型である。

16 この場合は明らかに物価連動債需要が大きく、価格を上げすぎ（クーポン・レートを低くしすぎ）たために、以後の取引で名目債と裁定が働かない状況が続いている。

17 この場合は、発行価格のミスプライシングというより、発行量が名目債と物価連動債で2倍以上違うために問題が生じている。

18 この場合は、発行されて間もないので現時点で判断するのは早急ではあるが、明らかにクーポン・レートの差が大きいのと発行量の差も膨大であることが指摘できる。

これまでの議論で残された課題として、次の点を挙げておきたい。

- (1) 米国財務省は2002年春に今後も物価連動債を定期的に積極的に発行していく旨の発表を行っているが、それでもなお、物価連動債の期間構造を分析するために十分なデータが蓄積されるまでには、まだ相当の時間がかかると考えられる。このため、名目債と物価連動債の期間構造の比較分析や、それを通じた期待インフレ率の期間構造の分析は、将来的な課題となる。
- (2) 物価連動債については、取引量も限定的であり、ベンチマークとなる取引銘柄は、名目債のように必ずしも明確ではない。われわれの計量経済学的な推計結果によると、10年物第3回債が10年物4回債は、名目債との価格裁定が機能しており、取引価格情報の信頼度も高く、ベンチマークとして有力である。
- (3) 発行コストに関する議論とその評価が不十分である。満期に達した物価連動債がまだ少ないこともあり、評価は難しいが、少なくとも現時点までの収支決算を実現した消費者物価を用いて行うことはできる。
- (4) 物価連動債にはオプション価値や名目債との対比でリスク・プレミアムあるいは流動性プレミアムが付随していることが知られているが、それらを明示的に算出する必要がある。その結果として、本稿で得られた実証結果の傾向が変わるとは思えないが、試算する価値はあると思われる。

補論．ブルームバーグ情報に関して

米国財務省発行物価連動債の市場取引に関する価格およびイールド情報はブルームバーグ社の提供するモニター情報として広く供給されており、本稿でも基本的にはブルームバーグ情報を用いて、そこから物価連動債、名目債の実質イールド、期待インフレ率を独自に計算している。簡便に計算された実質イールド情報はブルームバーグ社からも提供されているし、*Wall Street Journal*紙にも毎日掲載されている。イギリス大蔵省発行の物価連動債の市場取引に関する価格・イールド情報は*Financial Times*紙に掲載されており、これらは金融市場関係者の間で広く利用されている。

実際、資本市場参加者はこれらの情報を用いて、日々の投資判断をしているし、顧客へのアドバイスも行っている。例えば、ドイツ証券会社（Deutsche Bank Group）による「当面の投資ストラテジー」（2002年9月6日、第250号）では、「10年物インフレ連動国債が示唆する実質利回りと期待インフレ率」として、ブルームバーグ情報から、通常国債イールドとインフレ連動国債イールドの差を期待インフレ率と想定して、期待インフレ率を求めている。

具体的にブルームバーグ情報に含まれている物価連動債の実質イールドは次のように計算されていると考えられる。物価連動債発行直前の1年間の平均消費者物価（CPI）インフレ率を求めて、それを物価連動債の想定インフレ率（ $\bar{\pi}$ ）とする。

物価連動債の約定実質イールド（ r ）に想定インフレ率を加えたものを、想定名目クーポン（ \bar{C} ）とする。このクーポン \bar{C} を前述の(7)式の名目クーポン・レート C_{nb} に代入して、名目イールド \bar{R} を求める。 \bar{R} から先の想定インフレ率 $\bar{\pi}$ を引き、実質イールドを $\bar{r} = \bar{R} - \bar{\pi}$ とする（図A-1参照。ここでは10年物第1回物価連動債について計算している）。

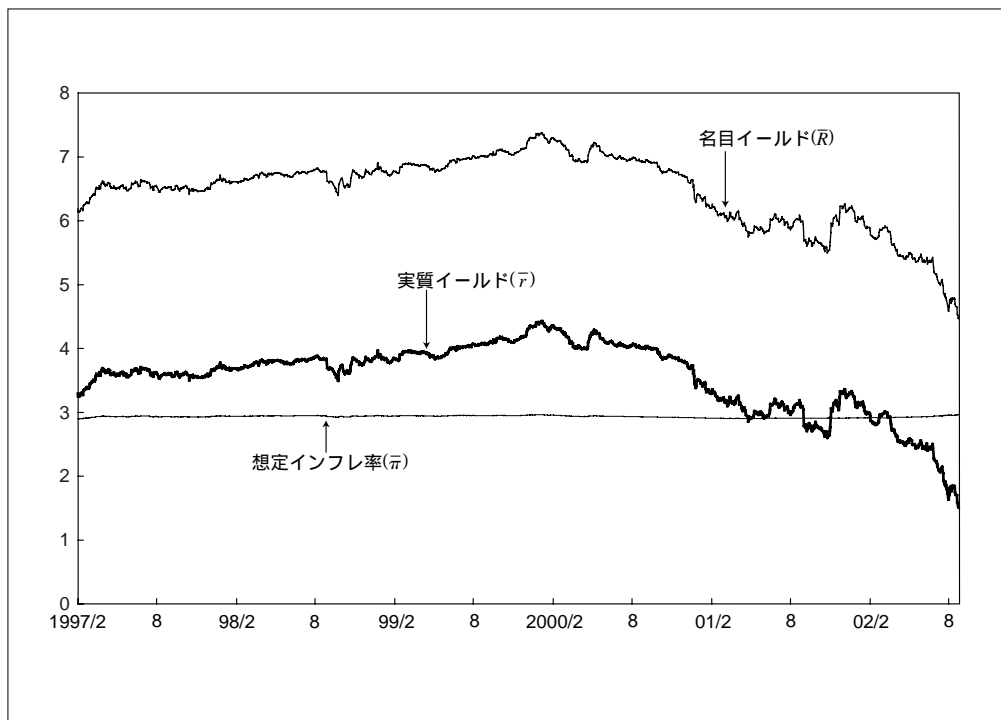
この想定実質イールド（ \bar{r} ）はわれわれが(6)式より求めた実質イールド（ r ）とは大きく異なっている。この理由は実質イールドを求める時に用いている式が米国財務省が採用している(6)式と異なるからである。

財務省方式の(6)式では物価変動が3ヵ月の遅れはあるが、順次物価連動債の評価に取り込まれていくのに対して、ブルームバーグの簡便法では当該物価連動債発行前のインフレ率、例えば、10年物第1回について2.903%（半期で1.4515%）と想定し、それを満期まで10年間変更しないということになる。発行直後であれば想定インフレ率と実際のインフレ率との差は小さいので実質イールドの差は小さいが、時間を経るに従ってその差が拡大していくことになる。

資本市場参加者がこのようなバイアスに気づかずに実質イールドや期待インフレ率の水準や方向性について議論すれば、市場参加者の投資ストラテジーに誤りを生じさせるだけでなく、それらの情報で市場が動くという意味では金融政策の形成にとっても問題となりうる。これは単にブルームバーグ情報だけでなく、*Financial Times*紙が提供しているイギリス政府物価連動債の実質イールドに関しても全く同じ問題がある。

日本で物価連動債が発行される際には、中央銀行はいうに及ばず、市場情報提供各社、経済新聞各社は財務省が正式に発表する形式に基づいた公式によって、多少手間がかかっても、日々、実質化のための物価指数を更新して、直近情報に基づく実質イールド、期待インフレ率を導出し、公表し、利用することが強く望まれる。

図A-1 ブルームバーグ情報の実質イールド



参考文献

- 北村行伸、「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方法とその応用」、『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所、1995年、121～144頁
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig, Mackinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press, 1997.
- Cook, R.D., and S. Weisberg, “Diagnostics for heteroscedasticity in regression,” *Biometrika*, 70, 1983, pp. 1-10.
- Deacon, Mark, and Andrew, Derry, *Inflation-Indexed Securities*, New York: Prentice Hall, 1998.
- Fleming, Michael, J., “Measuring Treasury Market Liquidity”, Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, 9 (3), 2003, pp. 83-108.
- Hamilton, James, D., *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press, 1994.
- Ramsey, J.B., “Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 1969, pp. 350-371.
- Sack, Brian, and Robert, Elsasser, “Treasury Inflation-Indexed Debt: A Review of the U.S. Experience,” Board of Governors of the Federal Reserve System, mimeo, 2002.

