

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”

竹田陽介

矢嶋康次

要旨

1999年2月以来、一時的な解除を経て、日本銀行のゼロ金利政策が現在、進行中である。長期金利の指標である日本国債(JGB)マーケットは、ゼロ金利政策に対してどのように反応してきたのか。本研究は、ゼロ金利政策の意図である、流動性の供与とデフレ懸念の払拭、この二つの観点からJGBマーケットに見られる変化について考察する。

まず、長期金利の決定に関する期待仮説(Expectations Hypothesis)に関して検定した上で、ゼロ金利政策がJGBマーケットに与えた影響について、フォワード・レートに着目しながら、実証分析を試みた。分析結果は、以下の通りである。

- 1) 全体として、期待仮説はJGBマーケットにおいて成立している。
- 2) それと同時に、長期にわたって流動性プレミアムの存在が確認される。つまり、ターム・プレミアムは、満期の増加関数である。このことは、黒田(1982)で否定された流動性プレミアム仮説が、近年では妥当していることを意味する。
- 3) ゼロ金利政策の期間において、更なる金融緩和に向けた政策変更の効果は、限界プレミアムを引き下げる方向に働いていた。とりわけ、2001年3月19日におけるゼロ金利政策の再導入は、多くの満期国債に対する限界的なプレミアムを、統計的に有意に低下させることに成功した。同様の点は、短期金融市場を分析した白塚・藤木(2001)によって、ゼロ金利政策の時間軸効果について確認されている。
- 4) しかし、植田(2001)も指摘するように、長期国債の買切増額を決めた2001年8月14日以降、一時的にせよ、限界プレミアムの上昇が見られる。この点は、財政規律の喪失から市場参加者が、近い将来におけるインフレーションの発生を予期しつつあったことを示唆している。
- 5) 最後に、ゼロ金利政策と並んで、JGBの格下げの影響も、無視することはできない。Moody'sによる日本の長期債務格付けの下げを行った直後、限界的なプレミアムは、上昇してきた。とりわけ、2000年9月8日のAa2への格下げ、2001年12月4日のAa3への格下げは、統計的に見て有意な上昇を与えていたことがわかる。

以上の実証結果から、流動性の供与、デフレ懸念の払拭という二つの目的に即して、ゼロ金利政策を評価すると、

- 1) 流動性プレミアムに関して、ゼロ金利政策は、流動性の供与を通じて減殺させること

に成功している。とりわけ、ゼロ金利政策の再導入は、大きな効果を有していた。

- 2) インフレ・プレミアムについては、日本において物価連動債が存在しないことから厳密に分離することは不可能である(Kitamura(1997))が、植田(2001)の懸念にもある通り、長期国債買切増額を決定した直後に発生したプレミアムの限界的な上昇を、インフレ・プレミアムの変動であると見ることができる。しかしながら、この非伝統的なオペレーションによる効果は、一時的であり、むしろ JGB の格下げによるプレミアムへの効果の方が、有力である。インフレ・ターゲティングの導入の前提となる中央銀行への信認は、JGB マーケットからは見えて来ない。

竹田・矢嶋両氏による本論文は、日本の国債マーケットが日本銀行のゼロ金利政策に対してどのように反応してきたのかという問題に関する実証分析であり、ファクト・ファイディングとして興味深いのは、以下の諸点である。

流動性プレミアム仮説が主張するような、満期の増加関数としてのターム・プレミアムが観察されること

2001年3月の量的緩和政策により、多くの満期期間で限界的なターム・プレミアムが優位に低下したこと（本論文では、日本銀行による流動性供与の効果と主張されている）

2001年8月の長期国債買い切りオペ増額によって、一時的に限界的なターム・プレミアムが上昇したこと（本論文では、近い将来におけるインフレーションの発生を市場関係者が予期したことによるものと主張されている）

2000年9月、2001年12月のムーディーズによる日本国債格下げにより限界的なターム・プレミアムが上昇していること（本論文では、日本国債のデフォルト・リスクを反映したものと主張されている）

本論文は、日次データに基づいて膨大な数のフォワード・レートを計測した丹念な実証分析として高く評価できる。ただし、実際に計測された限界的なターム・プレミアムの内容は、流動性プレミアム、インフレ・プレミアム、信用リスクなどの渾然一体としたものであることを考慮に入れると、実証分析結果の解釈には恣意性があるように思われる。従来の実証分析に共通する難点でもあるが、ターム・プレミアムを構成する具体的な内容を一つ一つ識別する作業が求められよう。

本論文では考慮外とされているが、日本銀行、政府（ことに郵貯関連）、民間金融機関による保有比率が合計で約90%になるという日本国債の特殊な保有者構造が、国債市場での利回り形成（ひいては、本論文で分析されているターム・プレミアム）にどのような影響を及ぼしているのかを明らかにすることは重要な課題といえよう。そうした国債の保有者構造の問題を解き明かすことが、本論文の実証分析結果についての、より正確な評価につながるであろう。

討論者からのコメントに対する回答

黒田先生からの「実際に計測された限界的なターム・プレミアムの内容は、流動性プレミアム、インフレ・プレミアム、信用リスクなどの渾然一体としたものであることを考慮に入れると、実証分析結果の解釈には恣意性があるように思われる。」というご指摘は、われわれの論文に説得力がない証拠である。しかし、現実問題として、米国や英国のように物価連動債(Index Bonds)が存在する国はいざ知らず、存在しない日本においては、ファイナンスのいかなる高度な手法を用いても、これらを正確に分離することは不可能である。

したがって、何らかの外部データを用いた傍証の積み重ねによってしか、解釈の恣意性を排除することはできない。傍証としてわれわれが頼ったのは、白塚・藤木(2001)と植田(2001)という、実際に金融政策の現場にいる方による先行研究である。白塚・藤木は、東京銀行間取引金利のデータについて、「時間軸効果」の流動性プレミアムに与えた影響を調べている。植田(2001)は、2001年8月14日の長期国債買切オペの増額が、インフレ・プレミアムの発生を引き起こした可能性を指摘している。もちろん、これら日銀関係者の指摘が、全く恣意性を有していないとは言い切れないが、止むを得ない。

黒田先生の二番目のご指摘「日本銀行、政府(ことに郵貯関連)、民間金融機関による保有比率が合計で約90%になるという日本国債の特殊な保有者構造が、国債市場での利回り形成(ひいては、本論文で分析されているターム・プレミアム)にどのような影響を及ぼしているのかを明らかにすることは重要な課題といえよう。」は、われわれも全くその通りであると考えている。

もし、格下げによってJGBの信用リスクが高まっているのだとすると、そのリスクを感じているのは、非居住者ということになる。しかし、2000年の資金循環表からわかるように、非居住者によるJGBの保有比率は、5%強しかない。また、保有主体の多くが、政府系金融機関であることは、われわれの計測したターム・プレミアムが、いったい誰の選好を顕しているのか、解釈に困ることになる。

この問題について明らかにするには、JGBの個別保有主体ごとのポートフォリオに関するデータが必要となるが、現在のところ、回号別の正確なJGBの保有額に関するデータは手に入らない。今後の研究課題として残っている。

フロアからの質問とそれに対する回答

質問：Yale 大学 浜田宏一教授

国債の出し手にとって大事なものは、プレミアムではなく、表面金利であろう。国債の格下げが起こると、表面的な長期金利はかえって下がっているのをどう説明するか。

資産市場で二週間を考えるのは、妥当か。

回答：

10年物のスポット・レートと一年物のフォワード・レートの理論的關係について

浜田先生のご指摘になったデータは、10年物のスポット・レートである。われわれが分析しているのは、一年物の0年先から10年先までのフォワード・レートである。現在における一年物の9年先のフォワード・レート f_{9t} は、フォワード取引の定義より、10年物の直物一単位を購入すると同時に、9年物の直物 $\frac{P_{10t}}{P_{9t}}$ 単位（但し、 P_{9t} は、9年物のスポット価格、 P_{10t} は10年物のスポット価格）を売却する場合に得られる収益率である。よって、

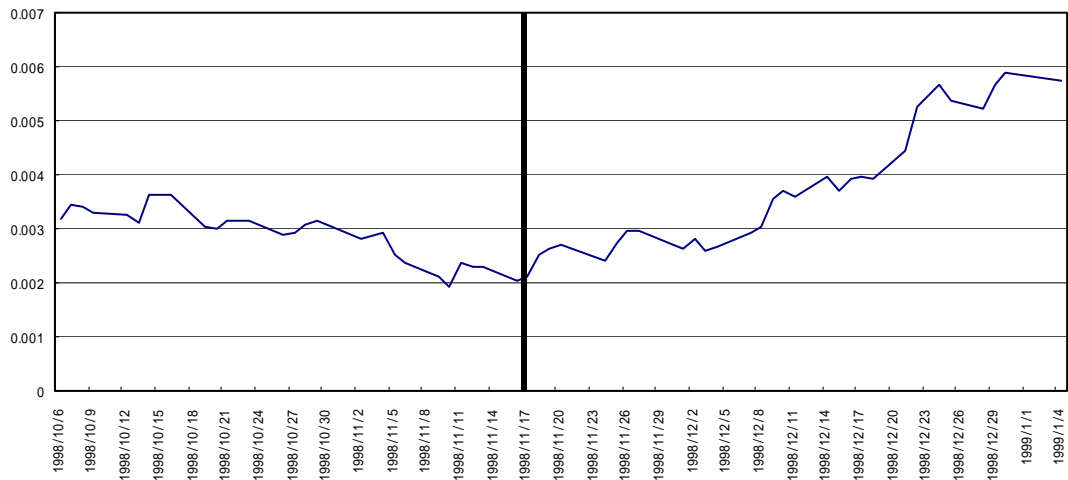
$$f_{9t} = \frac{P_{9t}}{P_{10t}}$$

の關係にある。もし、浜田先生のご指摘のように、JGBの格下げによって、10年物のスポット・レートが低下していると同時に、われわれの計測した一年物の9年先のフォワード・レートが上昇している（実際の計測では、9年先のフォワード・レートは統計的に有意な上昇を見せていないが、説明のために、ここでは仮定する）としたら、理論的には、9年物のスポット・レートが格下げによって、10年物以上に下がっていなければならない。

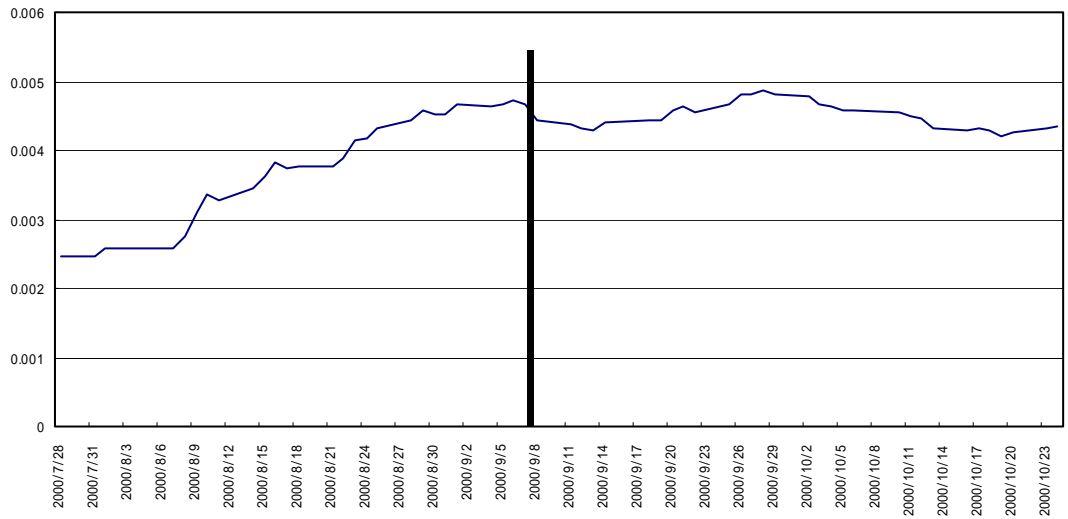
JGB格下げ時のスポット・レートの反応

浜田先生と同様、スポット・レート、ここでは一年物の0年先のフォワード・レートを、格下げの日付の前後について見た（以下の四つのグラフを参照）。格下げ日付の後には、スポット・レートが上がっている場合もあれば、下がっている場合もあり、ケースによってまちまちである。

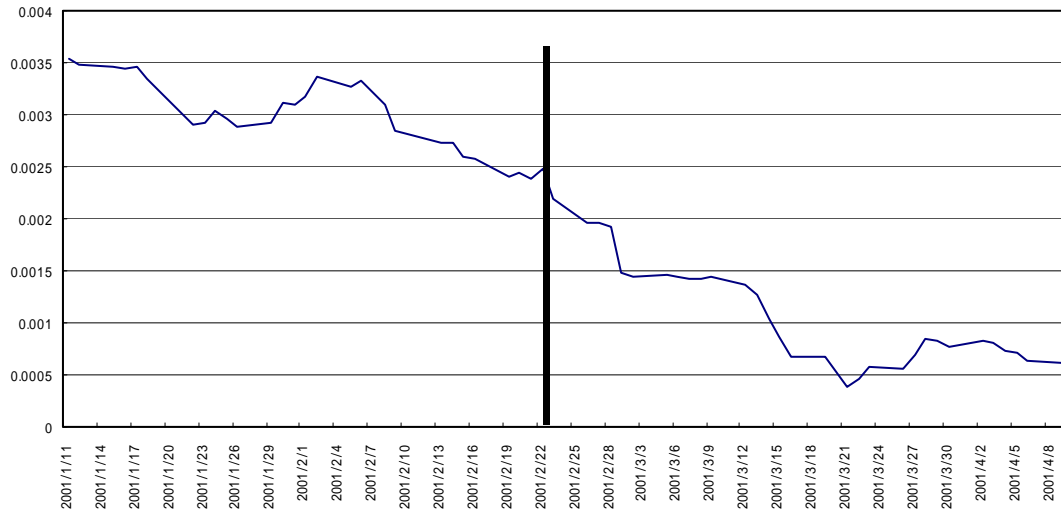
スポット(1年)の推移(98/11/17前後30営業日)



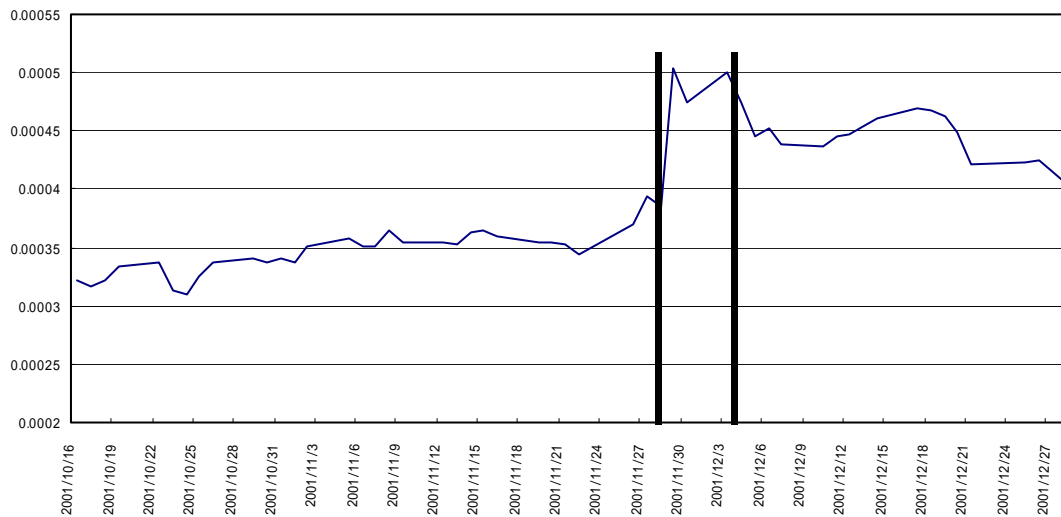
スポット(1年)の推移(2000/9/8前後30営業日)



スポット(1年)の推移(2001/2/23前後30営業日)



スポット(1年)の推移(2001/11/28、2001/12/4前後30営業日)



一年物のフォワード・レートを用いる理由

われわれはフォワード・レートを、以下の式におけるように、

$$f(t, \tau, T) = E_t \pi(\tau, T) + g(t, \tau, T) + [\varphi^f(t, \tau, T) - \varphi^s(t, \tau, T)] + \varphi^\pi(t, \tau, T)$$

実質フォワード・レートと期待インフレ率により決定される部分に、ターム・プレミアムとインフレ・プレミアムという2つのプレミアムに分解して考えている。その際、実質フォワード・レート $g(t, \tau, T)$ と実質ターム・プレミアム $\varphi^s(t, \tau, T)$ は、時間に関して一定であると仮定して、

$$\begin{aligned}
& f(t + \Delta t, \tau, T) - f(t, \tau, T) \\
&= E_{t+\Delta t} \pi(\tau, T) - E_t E_{t+\Delta t} \pi(\tau, T) + [\varphi^f(t + \Delta t, \tau, T) - \varphi^f(t, \tau, T)] + [\varphi^\pi(t + \Delta t, \tau, T) - \varphi^\pi(t, \tau, T)] \\
&= -[\{\varphi^f(m) - \varphi^f(m - \Delta t)\} + \{\varphi^\pi(m) - \varphi^\pi(m - \Delta t)\}] + \varepsilon_t(\tau, T)
\end{aligned}$$

フォワード・レートの階差が、限界ターム・プレミアムと限界インフレ・プレミアムの和（にマイナスをつけたもの）を意味すると解釈している。その解釈が適切であるためには、先の実質フォワード・レートと実質ターム・プレミアムが時間に関して一定であるという仮定が妥当していなくてはならない。一年物のフォワード・レートを取り上げることは、例えば、10年物のフォワード・レートの場合よりも、これらの仮定が妥当し易いと考えられる。

前後二週間の平均の意味

われわれは、ゼロ金利政策、JGB格下げの日付の前後10ないし20営業日の平均をとり、前後における平均の差を検定している。フォワード・レートの階差は、限界ターム・プレミアムにマイナスをつけたものと、予測誤差の和になる。White Noise であると考えられる予測誤差は平均ゼロとなり、フォワード・レートの階差は平均的には、限界ターム・プレミアムのマイナスの値になる。つまり、予測誤差の影響を取り除くために、前後少なくとも10営業日（二週間）の平均を計測している。

もう少し長い期間の平均では、ゼロ金利政策の変更ないしJGB格下げ以外のさまざまなニュースの影響まで含めてしまう可能性が高くなる。一方、もう少し短い期間の平均値では、予測誤差の解消に不十分であることになる。前後どれだけの期間の平均をとるかは、これら二つの問題がトレード・オフの関係にある。ここでは、二週間という期間が適切であると考えたが、その他の期間における平均についても試すことにしたい。