

# 国債先物のインプライド・ボラティリティと ニュース<sup>1)</sup>

釜 江 廣 志  
二 木 祥 代

## § 1 はじめに

上場債券先物オプション取引には、長期国債先物オプション（1990年5月11日取引開始）と中期国債先物オプション（2000年11月～2002年5月）がある。本稿では、短期物限月取引が開始された97年11月から最近（02年4月）までの期間を計測対象とし、日次データを用い、マクロ経済指標のダミー変数とサプライズ、つまり指標の予測値と実績値の差を使う方法によって、わが国長期国債先物オプションから計算される長期国債先物のボラティリティ（インプライド・ボラティリティ）に対しマクロ指標のアナウンスや予定されていないニュースなどのイベントがどのように影響を与えているかを分析する。

ここで、先行研究を概観しよう。Ederington and Lee (1996) は、オプション行使価格と原資産価格が等しい ATM の状態から計算される先物収益率のインプライド・ボラティリティを求め、アナウンスのダミーを使って、ボラティリティへのアナウンスの影響を調べるとともに、予定されているアナウンスと非予定ニュースのインプライド・ボラティリティへの影響の差も検討している。

Fornari and Mele (2001) は Ederington and Lee (1996) を拡張している。アナウンス・ダミーの影響は、ATM のオプションから計算されるインプライド・ボラティリティへよりもアナウンス前の情報不足がより大きく影響することから、ITM, OTM からのボラティリティへの方が大きいとして、これらへの影響も調べる。

Heynen 他 (1994) は、もし市場が効率的であり（むしろ合理的期待仮説が成

立し), かつ収益率とそのボラティリティが GARCH で特定化されるなら, 残存期間が違うオプションにはある関係(期間構造)が成立するはずであるとして, 平均ボラティリティをインプライド・ボラティリティで置き換えた関係式が成立するか, つまりその残差がホワイト・ノイズであるかを調べている.

さらに, Ederington and Lee (2001) は影響の持続性を見るのに, 最初の10分間の影響を全てのアナウンスについて合計して predicted volatility 指数を作り, ボラティリティをそれらのラグ付き値に回帰してテストしている.

本稿の構成は以下のとおりである. 次節ではオプション価格とインプライド・ボラティリティの関係を取り上げる. § 3 で説明する方法に従い, § 4 のデータを用いて行うテスト結果が § 5 で述べられる. § 6 はまとめである.

## § 2 オプション価格とインプライド・ボラティリティ

オプションの価格モデルと実際のプレミアムから逆算して, 原資産のインプライド・ボラティリティを求めることができる. ブラック・ショールズ式は株式オプションについて導出されたので, 債券に適用する場合, (1)償還日に近づくに連れ価格変動性が小さくなり, 一定ではない, (2)短期金利は債券利回りと同関が高く一定ではない, などの問題がある. 先物は連続配当のある株式と同じように考えられ, その評価には2項格子を用いることができる. この場合の配当は自国の無リスク金利である<sup>2)</sup>.

格子法のリスク中立評価法では, 取引可能な商品はすべて期待収益率が無リスク金利  $r$  に等しく, かつ, 将来のキャッシュ・フローの期待値を無リスク金利で割り引くと現時点での価格になる.

$S$  をその時点での原資産価格,  $p$  を原資産価格の上昇確率,  $u$  と  $d$  をそれぞれ原資産価格の上昇率と下落率,  $q$  を配当率とすると, 微小時間  $\Delta t$  後の原資産価格の期待値は

$$Se^{(r-q)\Delta t} = pSu + (1-p)Sd$$

となり, 微小時間  $\Delta t$  後の原資産の収益率の分散は

$$pu^2 + (1-p)d^2 - [pu + (1-p)d]^2$$

となるが、これを  $\sigma^2 \Delta t$  と書く。ここで、 $\sigma$  は原資産価格のボラティリティと定義される<sup>3)</sup>。

両式を使って  $p$  を消去すると、

$$e^{(r-q)\Delta t}(u+d) - ud - e^{-2(r-q)\Delta t} = \sigma^2 \Delta t$$

Cox 他 (1979) は  $u$  と  $d$  の当てはめとして

$$u = 1/d$$

を提案している。以上からこの式の解の 1 つは

$$p = (a-d)/(u-d)$$

$$u = \exp\{\sigma(\Delta t)^{1/2}\}$$

$$d = \exp\{-\sigma(\Delta t)^{1/2}\},$$

ここに

$$a = \exp\{(r-q)\Delta t\}.$$

ただし、先物の場合、 $q=r$  であるから  $a=1$  となる。なお、これまでの議論では、 $\Delta t$  以上の高次の微小項は無視している。

オプション評価の手順は、末端（終点  $T$ ）から始点へと逆算する。 $T$  でのオプション価値は既知であり、 $T$  での原資産価格を  $S_T$ 、格子価格を  $X$  とすると、プットオプションなら  $\max(X - S_T, 0)$ 、コールオプションならば  $\max(S_T - X, 0)$  である。オプション期間を長さ  $\Delta t$  の  $N$  個の微小期間に分割し、時点  $i\Delta t$  での  $j$  番目の格子点を  $(i, j)$  とする。ここでは原資産価格は  $S_0 u^i d^{j-i}$  であり、オプション価値を  $f_{ij}$  とする。

リスク中立な世界を仮定しているので、 $T - \Delta t$  時点における各格子点のオプション価値は、それぞれ時点  $T$  におけるオプション価値の期待値を金利  $r$  で  $\Delta t$  期間だけ割り引いたものとして計算される。同様に  $T - 2\Delta t$  時点における各格子点での値は、 $T - \Delta t$  時点の各格子点での値を用いて計算される。このように順次計算することが可能である。

アメリカンオプションの場合は、各格子点で権利行使すべきか、保有したままであるべきかを考慮して、最終的に時点 0 での価格が計算される。

## § 3 テストの方法

まず、マクロ指標のアナウンス時に即時的な影響はあるか、つまり、その時リスクが発生しているなら、リスクにさらされている国債デリバティブがそれに見合う収益率を上げているか<sup>4)</sup>、即ち、ボラティリティが即時的に高まっているかをOLSで調べる。その際、考慮する指標の数が多いので、各種の指標を一括すること、さらには、Andersen and Bollerslev (1998) のように、指標の性格によりいくつかのグループに分類することも試みる。

次に、予定されているアナウンスと予定されていないニュースの影響の差を見るのに、次のような方法を採用。OLSでは、ダミーのみを説明変数とする、つまり、定数項の変化のみ調べる。

なお、ニュースの全くない日にも、例えば、取引執行や情報収集・処理過程に時間を要し<sup>5)</sup>、影響の短い持続がニュース以外によって生じると考えるなら、ニュースの全くない日の持続期間は、ニュースのある日のそれ、つまり、上記の持続期間とニュースにより生ずる持続期間の合計より短い。Ederington and Lee (2001) は、市場参加者は予定アナウンスに対して準備できていて、予定されざるニュースに比べてその影響の消化は速い、と考へて、「予定されていないニュースの方が、予定されているアナウンスよりも影響の消化は遅く、反応の持続が長い、したがって正常水準に戻るのに時間がかかる」との仮説を検定している。ニュースのない日を考慮に入れると、この仮説は、「予定されているアナウンスのみがある日の後のボラティリティへの影響の持続期間は、予定されていないニュースがある日(予定されているアナウンスの有無に関わらず)の後の持続期間より短く、かつ、ニュースの全くない日の後の持続期間よりも長い」と修正される。

最後に、アナウンスを一括する場合の非対称的反応仮説を取り上げる。ところで、収益率のAR(1)モデルの誤差項の符号はニュースがグッドであるかバッドであるかを表す<sup>6)</sup>。なぜなら、

$$(1) y_t = \gamma + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

なる式において  $\delta \approx 1$  ,  $\gamma \approx 0$  であれば,  $\varepsilon_t = \Delta y_t$  であるからである. Blasco 他は分散の式である彼らの(2)式に  $\varepsilon_t$  の符号を示すダミーと複数のニュースを示すダミーを入れるが, 本稿ではサプライズ (=予想値-実績値)を使う.

#### § 4 国債先物オプションの取引制度と使用するデータ

長期国債先物オプションは1990年5月に東証で取引開始された. この制度の概要は以下のとおりである.

(1)取引時間は午前(9:00~11:00), 午後(12:30~15:00)と2000年9月開始のイブニング・セッション(15:30~18:00)である. イブニング・セッションの取引に係る計算は翌日の午前と午後の立会い分と合わせて行われる. 1取引日はイブニング・セッションの開始から翌日の午後取引終了までで, 取引最終日はこの取引日ベースで定められる. 新たな限月取引は, 取引最終日の翌取引日の午前取引から開始される.

(2)限月取引は当初, 4半期限月取引(3, 6, 9, 12月限月のうち2限月)のみであったが, 97年11月に短期期限月取引が開始され, 3, 6, 9, 12月を除く限月(最大2限月)が加わった.

なお, 99年9月には, 長期国債より発行量が少なく保有者が限定的である超長期国債が国債先物12月限月の受渡適格銘柄(最割安銘柄)になったため, 同年9月~11月はこの限月ではなく次の2000年3月限月を中心限月にした(いわゆる限月とぼし). これに対応して, 国債先物オプションも99年8月9日に当該限月を対象とする00年1月~3月限月の取引を開始した. そのため, 99年9月~11月の期間では00年1月限月の取引しかない.

(3)権利行使対象は, 取引最終日後最初に受渡決済日が来る長期国債先物取引である.

(4)00年5月から, 短期期限月は取引開始日を前倒して取引期間を従来の40日から2か月間にし, 限月の2か月前の1日から取引開始されている. 4半期限月

は限月の6か月前の1日から開始される。

(5)権利行使価格は、取引開始日前日の権利行使対象先物の取引価格に基づき定められる中心価格と、それから1円刻みで上下3円ずつの計7種類である。先物の価格変動に応じて、中心価格の上下に3本の行使価格が存在するように追加される。

00年5月から、4半期限月取引は取引開始日に1円刻みの権利行使価格を7種類設定し、取引最終日の属する月の前月の1日には権利行使価格が連続して11種類以上となるよう50銭刻みで設定している。短期期限月取引は取引開始日に50銭刻みの権利行使価格を11種類設定している。

(6)権利の行使は取引開始日から取引最終日までの期間内のいつでも可能である(アメリカン・タイプ)。

計測対象は97年11月から02年4月までである。なお、前記のように、99年9月から11月までは限月とばしがあった。

オプション価格は限月が近づくとアブノーマルな動きをするので、インプライド・ボラティリティを計算するにあたり、オプションは満期までの期間が長いものを利用する<sup>7)</sup>。なお、00年3月までの毎1, 4, 7, 10月以外の各月の中旬までにおいては満期までの期間が長いオプションが取引されていないので、その期間が短い(翌月が限月である)ものを選んでいますが、10日以上が残存期間は確保されている。これは短期限月物取引が40日(00年4月まで)ないし60日間行われているためである。

ただし、99年9月から11月までは限月とばしのため、99年10月限月から12月限月までのオプションは取引されなかった。そのため、99年8月23日から31日までは10日以上が残存期間のデータが無く、サンプルは採れない。

また、先物としては、オプションの取引最終日において最初に受渡決済期日を迎える限月を持つ先物の価格を使う<sup>8)</sup>。

インプライド・ボラティリティの計算に際しては、その先物価格に最も近いATMのオプション行使価格を選び、その行使価格に対応するオプション価格を使う。最も近いオプション行使価格に対応するオプション価格が不明な場合は、

次に近いものを使用している。

使用する先物とオプションの限月取引についてまとめると次のとおりである。

取 引 日	先物 の限月	オプション の限月
1月 全日	3月	3月
2月 00年までの毎2月中旬まで	3月	3月
00年までの毎2月下旬と01年以降全日	6月	4月
3月 00年までの毎3月中旬まで	6月	4月
00年までの毎3月下旬と01年以降全日	6月	5月
4月 全日	6月	6月
5月 99年までの毎5月中旬まで	6月	6月
99年までの毎5月下旬と00年以降全日	9月	7月
6月 99年までの毎6月中旬まで	9月	7月
99年までの毎6月下旬と00年以降全日	9月	8月
7月 全日	9月	9月
8月 99年までの毎8月中旬まで	9月	9月
99年までの毎8月下旬と00年以降全日	12月	10月
9月 99年までの毎9月中旬まで	12月	10月
99年までの毎9月下旬と00年以降全日	12月	11月
10月 全日	12月	12月
11月 99年までの毎11月中旬まで	12月	12月
99年までの毎115月下旬と00年以降全日	3月	1月
12月 99年までの毎12月中旬まで	3月	1月
99年までの毎12月下旬と00年以降全日	3月	2月

なお、限月とばしのため、99年12月限月の先物と1999年10月限月から12月限月までのオプションは取引がなされなかったもので、この期間については、先物は00

年3月限月, オプションは00年1月限月以降を使う。

予定されているマクロ指標とその公表時刻は次のとおりであり, 下線付きは当日の取引終了時刻よりも後であることを示す。

国際収支, 貿易統計; 8:50,

マネーサプライ; 8:50 (96/12発表以降),

WPI; 8:50 (96/12以降),

失業率; 閣議後 (00/3まで), 8:00 (02/2まで), 8:30 (02/3/29以降),

CPI; 閣議後 (00/3まで), 8:00 (02/2まで), 8:30 (02/3/29以降),

住宅着工, 機械受注; 14:00,

短観大企業; 8:50 (96/11以降)

GDP; 15:30 (99/6まで), 8:50 (99/9以降),

法人企業統計; 15:00 (99/12まで), 8:50 (00/3以降),

景気動向指数, 速報値と改定値; 14:00,

家計調査, 全世帯と勤労者世帯 (98/12から分離して発表);

全世帯; 14:00 (99/1までと01/6以降, ただし月木曜の発表は14:30), 13:30 (01/2まで), 14:30 (01/5まで),

勤労者; 14:00 (98/12), 閣議後 (00/3まで), 8:00 (02/3/1まで), 8:30 (02/3/29以降),

鉱工業生産指数 (IIP);

速報; 8:50 (97/10以降),

確報; 13:30 (97/1以降),

国債発行 (入札結果通知); 14:30 (00/3まで), 14:00 (00/4以降), 13:30 (01/5以降),

運用部の国債買入れ (データは98/12までであるが, それ以降無し<sup>9)</sup>); 16:00-17:00,

日銀オペ; 昼ころ (99/5まで, 12:55; 99/6以降, 12:00前後)。

国債発行, 買入れとオペは, それぞれオファー (告示) の2日後ないし1-2週後に入札し即日通知するので, 予定されているアナウンスとみなしてよいであ



ろう。

以上のマクロ指標のかかなりの部分はブルームバーグ社の発表する予想値が利用可能である<sup>10)</sup>。利用可能であるのは、国際収支、貿易統計、マネーサプライ、WPI、失業率、CPI、住宅着工、機械受注、短観大企業、GDP、家計調査（全世帯と勤労者世帯は98/12から分離して発表。なお、サーベイ値は従来全世帯について発表されていたが、99/3/30以後、勤労者世帯に変更されており、本稿でもこれ以降変更）、鉱工業生産指数（速報）である。

最後に、以上の予定されているマクロ指標のアナウンスとは異なり、予定されていないニュースの発生日（と時刻）を全て正確に捉えることは容易ではない。本稿では、予定されていないニュースとして、「朝日新聞」の朝夕刊1面から記事が3000字以上である一般ニュース、2000字以上の経済ニュースと1000字以上の国債関連ニュースを採集する<sup>11)</sup>。その結果、重複をのぞき158個（月平均2.2個）が選ばれ、これを使う。

## § 5 計測結果

日次データの場合、曜日効果の考慮が必要であるが、表1のボラティリティの平均値で示されるように、曜日別の差はほとんどないので、曜日効果はみられないと判断してよいであろう。

予定されているマクロ指標アナウンスの公表時にはリスクが発生しているが、その時、リスクにさらされている債券がそれに見合う収益率を即時的に、つまりその日のうちにもたらしているかを調べる。その際、次の2つの方法を採用。

(a)各種の指標アナウンスを一括する。すなわち、ダミー変数の値を合計して新ダミーを作る。和が2以上なら1にする。

(b)指標の性格によりいくつかのグループに分類する。家計関連（失業率、

表1 ボラティリティの曜日別の平均

月曜	火曜	水曜	木曜	金曜
0.0461	0.0460	0.0459	0.0458	0.0455

CPI, 住宅, 家計調査2種類)を第1グループ(表ではアナウンス日1, またそのダミーをアナウンス・ダミー1と表示する), 企業関連(WPI, 機械受注, 短観, 法人企業統計, 鉱工業生産2種類)を第2グループ(表ではアナウンス日2, アナウンス・ダミー2と表示), 経済全体に関するもの(マネーサプライ, 貿易, 国際収支, GDP, 景気動向2種類, 国債関連3種類)を第3グループ(表ではアナウンス日3, アナウンス・ダミー3と表示)に分ける。

以上の予定されているアナウンスに加えて, 予定されていないニュースの発生により, 収益率やボラティリティは影響をうける。さらに, アナウンスもニュースもない日(ノー・ニュースの日と表記)のそれらも比較の対象とする。

97年11月から02年4月末までの期間で休日を除く1097日のうち, 予定されざるニュースの発生日は121日, 予定アナウンスの発生日は640日, アナウンスもニュースもない日は401日である。また, 予定アナウンス日1, 同2, 同3はそれら相互の重複を許して, それぞれ115日, 223日, 400日である。これらの平均値を示したのが表2である。

ボラティリティをみると, 予定アナウンス日のそれは非予定ニュースの日とはほとんど変わらないが, ノー・ニュースの日よりも小さい。指標グループ別では企業に関する第2グループのボラティリティが他グループよりいくぶん大きく, 個々の指標別では法人企業統計とGDPが大きいのが目立ち, 運用部買入れは小さい。

単位根の存在を検定するADFテストによれば, ボラティリティはラグ数をBIC(シュバルツ・ベイジアン情報量基準), AIC(赤池情報量基準)により決める場合10%臨界値より小であるものが多くあり, 単位根を持たず定常であると判断してよいであろう。

次に, マクロ指標アナウンスの公表時にリスクが発生しているなら, その時, リスクにさらされている国債先物が即時的にリスクに見合う収益率を上げ, ボラティリティを高めているかを調べる。その際, 次の2つの方法を採用。

(a)アナウンスされる各種の指標を一括する。ダミー変数の値を合計して, 新ダミーを作る。その際, 複数の指標が同日にアナウンスされてもその影響度は1

表2 アナウンス・ニュース発生日別の平均

	日数	ボラティリティ
予定アナウンス全体	640	0.0454
アナウンス日1	115	0.0448
アナウンス日2	223	0.0459
アナウンス日3	400	0.0453
失業率	53	0.0453
CPI	53	0.0446
住宅着工	53	0.0449
家計調査	53	0.0444
WPI	54	0.0451
機械受注	54	0.0461
日銀短観	18	0.0447
法人企業統計	18	0.0481
鉱工業生産速報	54	0.0448
鉱工業生産確報	54	0.0454
マネー・サプライ	54	0.0456
貿易	53	0.0450
国際収支	54	0.0467
GDP	18	0.0483
景気動向指数速報	54	0.0460
景気動向指数改定	40	0.0478
国債入札	53	0.0470
運用部買入れ	26	0.0407
日銀オペ	123	0.0451
<hr/>		
非予定ニュース	121	0.0458
ノー・ニュース	401	0.0467

指標の場合と変わらないと考えて、ダミー変数の値の合計が2以上でも新ダミーの値は1にする方法と、ダミー変数の値の合計をそのまま使う方法とを用いる。

(b)ダミー変数をアナウンスされる指標の性格により3グループに分類する。

表4～5の計測結果によれば、ボラティリティに対して、一括アナウンスダミーもグループ別ダミーも有意性は低い。全指標アナウンスを個別に説明変数に用いると表6のとおりで、変数は上記のようにグループ別に記載されており、第

表3 ボラティリティの ADF テスト

	BIC	AIC	LM
定数項・トレンド有	-3.89** (3)	-3.07 (14)	-2.82 (6)
定数項のみ有	-3.75** (3)	-2.68* (14)	-2.52 (13)
定数項・トレンド無	-1.77* (3)	-1.06 (14)	-1.03 (11)

注：( ) 内は各基準で選ばれるラグ数である。検定統計量に付けた\*\*、\* はそれぞれ5%、10%より小、ブランクは10%臨界値より大であることを示す。

表4a OLS 推定値 (ダミーの値に制約ありの場合)

変数	係数	t 値
一括アナウンス・ダミー	-0.0010	-1.10

注：各ダミー変数の値の合計が2以上でも一括アナウンス・ダミーの値は1とする制約を付けている。定数項は記載を省略している。t 値に付した\*\*と\*は、それぞれ両側検定で5%、10%水準で有意であることを示す (以下同様)。

表4b OLS 推定値 (ダミーの値に制約なしの場合)

変数	係数	t 値
一括アナウンス・ダミー	-0.0002	-0.47

注：ダミー変数の値の合計をそのまま一括アナウンス・ダミーとして使い、前表のような制約は付けていない。

表5a OLS 推定値 (ダミーの値に制約あり)

変数	係数	t 値
アナウンス・ダミー1	-0.0014	-0.93
アナウンス・ダミー2	-0.00002	-0.02
アナウンス・ダミー3	-0.0010	-1.00

表5b OLS 推定値 (ダミーの値に制約なし)

変数	係数	t 値
アナウンス・ダミー1	-0.0003	-0.41
アナウンス・ダミー2	-0.0001	-0.09
アナウンス・ダミー3	-0.0002	-0.33

3のグループの運用部買入れの有意性が高い<sup>12)</sup>。この結果と後掲の表8cで運用部買入れの有意性がアナウンスの6日前にやや高いことをあわせ考えると、買入

表6 OLS 推定値

変数	係数	t 値
失業率	0.0008	0.27
CPI	-0.0011	-0.41
住宅着工	-0.0006	-0.22
家計調査	-0.0008	-0.27
WPI	-0.0013	-0.54
機械受注	0.0001	0.03
短観	-0.0010	-0.26
法人企業統計	0.0019	0.51
IIP 速報	-0.0009	-0.40
IIP 確報	-0.0008	-0.36
マナーサプライ	0.0006	0.26
貿易統計	-0.0011	-0.48
国際収支	0.0005	0.25
GDP	0.0023	0.61
景気動向指数速報	0.0002	0.09
景気動向指数改定	0.0018	0.73
国債入札	0.0011	0.50
運用部買入れ	-0.0054	-1.68*
日銀オペ	-0.0009	-0.59

れのアナウンスを予測してアナウンス前にリスクが高まっており、これに対応してボラティリティも大きくなるが、アナウンス時には沈静化していると説明してよいであろう。

次いで、以上の予定されているアナウンスに加えて、予定されていないニュースがあること、アナウンスもニュースもないこと、のそれぞれを表すダミー変数（最後のダミーをノー・ニュース・ダミーと表記）の影響も取り上げ、それらの差を調べる。

ニュースの全くない日にも短い持続性がニュース以外によって生じると考えると、仮説は、「予定されているアナウンスのみがある日の後のボラティリティの持続期間は、予定されていないニュースがある日の後の持続期間より短く、かつ、

表7 一括アナウンス・ダミーによる OLS 推定値の t 値

	ダミーに制約あり	制約なし
6日前	-1.62	-0.66
5日前	-1.41	-0.72
4日前	-1.62	-1.25
3日前	-1.99**	-1.31
2日前	-0.87	-0.64
1日前	-1.65*	-0.85
1日先	-1.49	-0.70
2日先	-1.20	-0.35
3日先	-0.98	-0.06
4日先	-1.06	-0.58
5日先	-1.42	-0.51
6日先	-0.54	-0.28

表8a アナウンス・グループのダミーによる OLS 推定値の t 値  
(ダミーの値に制約あり)

変数	ダミー 1	ダミー 2	ダミー 3
6日前	0.57	0.46	-0.56
5日前	0.15	0.41	-1.38
4日前	0.10	0.48	-1.00
3日前	0.06	0.90	-1.36
2日前	-0.28	0.01	-1.69*
1日前	-0.61	0.61	-1.63
1日先	-0.61	0.61	-1.63
2日先	-0.27	0.01	-1.69*
3日先	0.06	0.90	-1.37
4日先	0.10	0.48	-1.00
5日先	0.15	0.41	-1.38
6日先	0.57	0.46	-0.56

ニュースの全くない日の後の持続期間よりも長い」となる。また、第2の仮説として、予定されざるニュースとは異なって、「予定アナウンスに対しては準備ができ、発生前からその影響を受け始める」も検討する。

予定されている指標アナウンス・ダミー、予定されていないニュース・ダミー、

表 8b アナウンス・グループのダミーによる OLS 推定値の t 値  
(ダミーの値に制約なし)

変数	ダミー 1	ダミー 2	ダミー 3
6 日前	-0.28	0.40	-0.57
5 日前	0.19	-0.18	-1.05
4 日前	-0.07	-0.53	-0.56
3 日前	0.29	-0.14	-0.33
2 日前	-0.22	0.04	-0.43
1 日前	-0.28	-0.27	-0.77
1 日先	-0.27	-0.27	-0.77
2 日先	-0.22	-0.03	-0.44
3 日先	0.29	-0.14	-0.33
4 日先	-0.07	-0.53	-0.56
5 日先	0.19	-0.18	-1.05
6 日先	-0.28	0.40	-0.57

表 8c 個別アナウンス・ダミーによる OLS 推定値で有意なもの

6 日前	(運用部買入れ)
5 日前-1 日前	なし
1 日先-6 日先	なし

注：両側検定で 5% ( () 内は 10%) 水準で有意であることを示す

ノー・ニュース・ダミーのそれぞれを個別に使い 6 営業日先までの影響を OLS で推定した結果が表 7 から 10 までである。有意であるのは、アナウンス・ダミー 1 が 2 日先までである。さらに、個別アナウンス・ダミーと非予定ニュース・ダミーには有意なものがない。他方、ノー・ニュース・ダミーは 5 日先までは有意である。したがって、上記の第 1 の仮説は棄却される。

これらの結果のうち、ノー・ニュース・ダミーについては説明できないが、他のダミーについての結果は市場が効率的であるとの解釈を許す可能性があることを示しているのかもしれない。

さらに、発生前 6 日間のテスト結果は表 7、8 に記載しているが<sup>13)</sup>、一括アナウンス・ダミーが 3 日前までに、アナウンス・ダミー 3 が 2 日前に、個別アナウ

表9 非予定ニュース・ダミーによる OLS 推定値の t 値

当日	-0.01
1日先	0.09
2日先	-0.07
3日先	-0.02
4日先	0.15
5日先	0.25
6日先	0.26

表10 ノー・ニュース・ダミーによる OLS 推定値の t 値

当日	1.48
1日先	1.78*
2日先	1.49
3日先	1.34
4日先	1.50
5日先	1.71*
6日先	1.20

表11 サプライズを入れた OLS 推定値

変数	係数	t 値
失業率	0.4443	0.30
CPI	0.6973	1.77*
住宅着工	0.0168	0.36
家計調査	-0.0493	-0.77
WPI	0.0004	0.00
機械受注	-0.0188	-0.63
日銀短観	0.0003	0.36
IIP 速報	-0.0039	-0.25
マネーサプライ	0.7433	2.14**
貿易統計	-0.0001	-0.37
国際収支	-0.0001	-1.25
GDP	-1.280	-2.39**



表12 サプライズを入れた OLS 推定値

変数	係数	t 値
失業率	2.429	1.21
CPI	0.4729	1.10
住宅着工	0.0065	0.10
家計調査	-0.0603	-0.85
WPI	-0.0489	-0.08
機械受注	-0.0023	-0.06
日銀短観	-0.0003	-0.025
GDP	-1.214	-1.92*
IIP 速報	-0.0028	-0.19
マネー・サプライ	0.6848	1.87*
貿易	-0.00001	-0.50
国際収支	-0.00002	-0.16
d 失業率	0.0063	1.31
dCPI	-0.0057	-1.34
d 住宅着工	-0.0015	-0.34
d 家計調査	-0.0014	-0.41
dWPI	-0.0006	-0.13
d 機械受注	0.0024	0.64
d 日銀短観	-0.0077	-1.07
dIIP 速報	0.0020	0.54
d マネー・サプライ	-0.0020	-0.62
d 貿易	-0.0011	-0.34
d 国際収支	0.0073	1.84*
dGDP	0.0043	0.52

注：d\*\*\*はサプライズ\*\*\*が負の時に1をとるダミー変数と各サプライズの積を示す。

ンス・ダミーが6日前に、それぞれ有意であるものがある。したがって、上記の第2の仮説は棄却されない。

これらの結果は、指標のアナウンスを予測してアナウンス前にリスクが高まっており、これに対応してボラティリティも大きくなっている、と説明してよいであろう。

最後に、アナウンスへの非対称的反応仮説を取り上げる。サプライズ、つまり各アナウンスのうち予想されていなかった部分(=予想値と実績値の乖離)がある12指標のみについて、それらの正負を明示的に考慮しその影響を調べる。計測

**表13a** 個別アナウンス・サプライズによる OLS 推定値で有意なもの  
(負のサプライズにダミーを付けない場合)

- 1 営業日先：CPI, GDP,
- 2 営業日先：CPI,
- 3 営業日先：CPI,
- 4 営業日先：WPI, CPI
- 5 営業日先：WPI, CPI
- 6 営業日先：CPI.

注：両側検定で5%水準（○内は10%）水準で有意であることを示す

**表13b** 個別アナウンス・サプライズによる OLS 推定値で有意なもの  
(負のサプライズにダミーを付ける場合)

- 1 営業日先：(CPI, GDP)
- 2 営業日先：CPI, (d 日銀短観)
- 3 営業日先：CPI, d 失業率
- 4 営業日先：WPI, CPI,
- 5 営業日先：WPI, CPI, (d 失業率)
- 6 営業日先：(CPI, d 国際収支).

に際しては、説明変数がグッド・ニュースであるかバッド・ニュースであるかを判定して、ニュースの良し悪しのボラティリティに与える影響が非対称的であることを表11～13でみる。

まずサプライズを用いるとき有意な変数は、マネーサプライ、GDPとCPIであり、サプライズの正負を考慮に入れると、マネーサプライ、GDPとダミー付きの国際収支である。

さらに6日先までの結果では、CPI、GDP、WPIが有意であり、CPIは6日先まで有意である。またサプライズの正負を考慮するために、変数\*\*\*のサプライズが負の時に1をとるダミー変数と各サプライズの値の積をd\*\*\*で表示すると、CPI、d失業率、WPIが有意である他、GDP、d日銀短観、d国際収支もほぼ有意である。

これらの結果からは反応は迅速に終了しておらず、市場が効率的であるとは言えないことを示唆していると見なしてよいであろう。

このように、ダミーのみを使う表10までと、サプライズを使う表11以下とは相反する結果が示された。ダミーのみよりはサプライズの方がより多くの情報を含んでいると考え、市場への影響もより大きいと考えられよう。したがって本稿の結論は、市場には非効率性が残存しているとみなすことができる、である。

## § 6 おわりに

本稿では、1997年11月から最近までの期間を計測対象とし、マクロ経済指標のダミー変数とサプライズを使って、わが国長期国債先物オプション・データから計算される長期国債先物のインプライド・ボラティリティの日次データに対し、マクロ指標のアナウンスや予定されていないニュースなどがどのような影響を与えているかを分析した。

まず、マクロ指標アナウンスの公表時にリスクが発生し、国債先物がそれに呼応してボラティリティを高めているかをダミー変数を用いて調べると、ボラティリティに対して、一括アナウンス・ダミーもグループ別ダミーも有意性は低いが、個別アナウンスには有意性が高いものがあつた。

次に、予定されているアナウンスに加えて、予定されていないニュースがあることと、アナウンスもニュースもないこと、のそれぞれを表すダミー変数を用いて、これらの影響の差を調べた。ニュースの全くない日にも短い持続性がニュース以外によって生じると考えると、仮説は、「予定されているアナウンスのみがある日の後のボラティリティの持続期間は、予定されていないニュースがある日の後の持続期間より短く、かつ、ニュースの全くない日の後の持続期間よりも長い」となるが、これは棄却された。また、予定されざるニュースとは異なって、「予定アナウンスに対しては準備ができ、発生前からその影響を受け始める」との仮説は棄却されなかつた。これらの結果は、指標のアナウンスを予測してアナウンス前にリスクが高まっており、これに対応してボラティリティも大きくなっていると説明できよう。

最後に、非対称的の反応仮説を取り上げ、予想値と実績値の乖離であるサプライズが得られる12指標について、それらの正負を考慮して影響を調べた。サプライ

ズを用いるとき有意であるのはマネーサプライなど3変数であり、サプライズの正負を考慮に入れると、マネーサプライほか2変数が有意であった。6日先までの結果では、3変数が有意であり、うちCPIは6日先まで有意であった。サプライズの正負を考慮すると、6変数が有意またはほぼ有意であった。これらから、反応は迅速に終了しておらず、市場が効率的であるとは言えないことを示唆していると見なせよう。

以上のように、ダミーのみを使う場合と、サプライズを使う場合とでは結果は整合的ではないが、ダミーのみよりはサプライズの方がより多くの情報を含んでいるであろうから、市場への影響もより大きいであろう。したがって市場に非効率性が残存しているとみなしてよいであろう。

今後の課題としては、ARCH要因の考慮も必要であるが、インプライド・ボラティリティをARCHの枠組みに入れるのは容易ではない。ティック・データを使う試みも興味あるものであろう。

- 1) 本稿は簡易保険文化財団と科学研究費補助金の助成を受けた研究の成果の一部である。東京証券取引所、内閣府、財務省、経産省、総務省にはデータの提供などで便宜を図って頂いた。清水順子さん、皆木健男君の研究・アシストを受けた。記して感謝申し上げます。
- 2) Hull (2000) §16.2参照。
- 3) Hull (2000) §7.1参照。
- 4) Jones 他 (1998) p.319, 334参照。
- 5) Jones 他 (1998) p.317参照。
- 6) Blasco 他 (2002) 参照。
- 7) Isakov and Perignon (2001) では20日, Donders and Vorst (1998) では10日以上の期間のサンプルを使用する。オプション価格データはブルームバーグ社による。後場の寄付き(00年9月14日まで)、または夜間取引の寄付き(それ以降)のサンプルが多く取られている。
- 8) 15時のデータである。
- 9) データを公表していた公社債引受協会が98年に廃止されたためである。なお、98年末に運用部買入れの停止が発表されたとき、「運用部ショック」と言われたほど大きかった買入れの影響度は、それ以後運用部の資金繰りがきつくなって00年4月からは売り現先を始めるほどになったため、影響度は弱まり、00年12月に01年4月からの財投改革に伴う定額買入れの停止が発表されても市場はほとんど反応しな

かった。

- 10) 数社から数10社（多くの場合約30社）の金融機関と研究機関が対象とされ、それらの予想値の中位数が用いられている。
- 11) Jones 他（1998）はニュース（3段以上、経済に関するものだけでなく全て）を新聞1面から採っている。
- 12) なお、表5 a, b では同日になされるアナウンスの公表を含んだまま計測を行っており、その影響が増幅する、あるいは打ち消しあう可能性はある。
- 13) 予測値、したがってサプライズの値を事前に知ることはできないので、アナウンス前にこれらの影響を測れないと考えて、アナウンス前の反応は調べていない。

#### 参考文献

- Andersen, T. and T. Bollerslev (1998), "Deutsche Mark-Dollar Volatility," *Journal of Finance*, 219-65.
- Blasco, N., P. Corredor and R. Santamaria (2002), "Is Bad News Cause of Asymmetric Volatility Resoponse? A Note," *Applied Economics*, 1227-31.
- Cox, J., S. Ross and M. Rubinstein (1979), "Option Pricing," *Journal of Financial Economics*, 229-64.
- Donders, M. and T. Vorst (1998), "The Impact of Firm Specific News on Implied Volatility," *Journal of Banking and Finance*, 1447-61.
- Ederington, L. and J. Lee (1996), "The Creation and Resolution of Market Uncertainty," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 513-39.
- Ederington, L. and J. Lee (2001), "Intraday Volatility in Interest Rate and Foreign Exchange Markets," *Journal of Futures Markets*, 517-52.
- Fornari, F. and A. Mele (2001), "Volatility Smiles and the Information Content of News," *Applied Financial Economics*, 179-86.
- Heynen, R., A. Kemna and T. Vorst (1994), "Analysis of the Term Structure of Implied Volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31-56.
- Hull, J. (2000), *Options, Futures and Other Derivatives*, Prentice Hall（東京三菱銀行（訳）『フィナンシャルエンジニアリング』金融財政事情研究会）。
- Isakov, D. and C. Perignon (2001), "Evolution of Market Uncertainty around Earnings Announcements," *Journal of Banking and Finance*, 1769-88.
- Jones, C., O. Lamont and R. Lumsdaine (1998), "Macroeconomic News and Bond Market Volatility," *Journal of Financial Economics*, 315-37.

（一橋大学大学院商学研究科教授）

（元一橋大学大学院商学研究科助手）