

国債先物のアクチュアル・ボラティリティの イベントスタディ¹⁾

釜 江 廣 志

§ 1 はじめに

本稿では、96年7月から最近(2002年6月)までの期間を計測対象とし、日次データを用いて、ダミー変数と、マクロ経済指標のアナウンスメントのうち予想されていない部分、つまり、予想値と実績値の乖離(=サプライズ)のそれぞれを使う方法によって、わが国長期国債先物のボラティリティに対しマクロ経済指標のアナウンスメント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るかを分析する。以下で用いるボラティリティは平均からの乖離で測ったアクチュアル・ボラティリティ²⁾であり、オプションから計算されるボラティリティ(インプライド・ボラティリティ)を用いる分析は別稿で試みている。

収益率そのものやその変化ではなくボラティリティへの影響を調べるのは、予定されていたアナウンスメントや予定されていないニュースにより価格が変動的になるためである。これまでのわれわれの分析では利回りの対前日変化(幅)を取り上げていたので、変化幅かボラティリティ(分散)かの選択になるが、結果は尺度次第で異なりうる。例えば、アナウンスメントの前日、当日とも平均からの乖離が大で、かつ前日と当日の差がほとんどない場合、アナウンスメントは変化幅には有意に影響しないのに対し、前日、当日とも平均からの乖離が同じくらい大であるが、その符号が反対で前日と当日の差がある場合には有意に影響する。他方、平均からの乖離で測ったボラティリティには2つの場合とも有意に影響する。したがって、複数の尺度を用いてさまざまに分析することには意

味があると言えよう。

本稿では、アナウンスメントのサプライズも使ってボラティリティを説明する。このようにするのは、ダミー変数ではサプライズの大きさは無視されてしまうが、ボラティリティに大きな影響を及ぼすのはサプライズの大きさであると考えられるためである。

なお、0でないサプライズの他に、予定されているアナウンスメントのうち予想値がアベイラブルではないものや予定されないニュースも影響を持ちうる、また影響の持続性にも差はあると考えて、ダミー変数を使って説明変数に含めることにする。

また、ティック・データではなく日次データを用いるのは、予定されていないニュースの発生時刻を特定することが困難であるほか、マクロ経済指標の一部にもそのアナウンスメントの時刻が容易にはわからないものもあり、これらを含めるには日次データを用いる方が好都合であるからである。なお、本稿の分析期間については、後日ティック・データによる分析を試みる予定である。

ここで、先行研究を概観しよう。国債先物収益率のボラティリティの尺度としては、収益率の分散が考えられるが、これは多数のサンプルから1個が計算できるのみであり、例えば日次データを使う場合、毎日の分散は得られない。そこで便法として、収益率とその平均との差の絶対値 (Ederington and Lee (1996)) などが用いられる。本稿でもこの尺度を使うことにする。

ニュース以外のボラティリティへの影響について、まず、Fleming and Remolana (1999) は、アナウンスメントの、価格ボラティリティ、取引高、ビッド・アスク・スプレッドへの反応をアナウンスメントのある日とない日の標準偏差を比較して調べ、即時的と持続的の2段階の反応を検出した。Andersen and Bollerslev (1998) は MA-ARCH, または MA-GARCH を用いる。ボラティリティの予測値に対する日中のパターンを3角関数を用いる Fourier flexible form で、ニュース効果をダミーでそれぞれ定式化し、これらを ARCH 効果と同時に捉えている。さらに、Ederington and Lee (2001) は AR-[G]ARCH で定式化し、ARCH 効果、曜日効果も考慮する。

ニュースのボラティリティへの影響については、以下のような分析が行われている。Ederington and Lee (1996) は、マクロ経済指標アナウンスメントのダミーを収益率の分散の式へ入れて、先物のボラティリティへのアナウンスメントの影響を調べる。そこでは、予定アナウンスメントに対しては準備ができ、予定されざるニュースとは異なって発生前からその影響を受け始めると示唆されている。Andersen and Bollerslev (1998) は $MA-[G]ARCH$ で定式化するが、アナウンスメントのダミーを $MA-[G]ARCH$ ではなく、収益率の分散の式に入れているのは Ederington らと同様である。

また、Jones 他 (1998) は $AR-GARCH(1,1)$ モデルで定式化する。ボラティリティは $AR(1)$ の誤差項の条件付分散として得られるが、これは収益率の条件付分散に他ならない³⁾。アナウンスメントのダミーは収益率の平均の式と、ボラティリティ seasonal の式に入れるが、後者は結局ボラティリティに影響している。

さらに、Ederington and Lee (2001) は $AR-[G]ARCH$ で定式化し、アナウンスメントのダミーは収益率の分散の式に入れる。ティック・データにより分析するが、最初の10分間の影響を全てのアナウンスメントについて合計して予測ボラティリティ指標を作り、ボラティリティをそれらのラグ付き値に回帰してアナウンスメントの影響の持続性 (persistence) を調べる。市場参加者は予定アナウンスメントには準備ができていて、予定されざるニュースに比べてその影響の消化は速い、と考えて、「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メント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。市場が効率的であり情報の処理を迅速に行っていれば、予定アナウンスメントは予定されざるニュースに比べてその影響の消化が速いとするはもっともらしいと考えられるので、本稿でもこの仮説を検討する。

サプライズを明示的に取り入れているのは、Balduzzi 他 (2001) で、そこでは同日に発生する複数のサプライズの影響を同時に OLS でテストしている。

なお、Ederington and Lee (2001) は、市場参加者は事前にはアナウンスメ

ント予定は知っているが、アナウンスメントの内容は知らないで、ニュースの大きさではなく、ダミーを使うべき、としている。しかし、日次データの場合は、ある日のアナウンスメントの内容はその日の終値の分散に影響するから、ニュースの大きさを説明変数にしてよい。

本稿の構成は以下のとおりである。次節ではテスト法の概略を述べる。§ 3で説明されるデータを使用して行う計測の結果が§ 4に記される。§ 5はまとめである。

§ 2 テストの方法

アナウンスメント値のサプライズ、つまり予想されなかった部分 (unexpected part) の大きさをサーベイ・データを利用して把握し、その影響を分析する。予想されなかった部分の推定にはカルマン・フィルターの利用も可能であるが、本稿では行わない。

テストの手順は次のとおりである。まず、データの性質を基本統計量で確認し、ADF テストで定常性も確認する。

次に、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債券がそれに見合う収益率を上げているか⁴⁾、つまり、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、また、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が、サプライズによるときは指標のグルーピングは不可能である。さらに、被説明変数のリードをとり、影響が持続的かどうかを調べる。

次いで、このテストを GARCH の定式化を使って行い、OLS による結果と相違があるか否かをチェックする。ここで、アナウンスメント・ダミーは条件付分散のパート、つまり下記の(2)式に入れる⁵⁾。

GARCH の定式化は次のとおりである。

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

$$(2) \quad h_{t+1} = w + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta h_t$$

ここに、 h_t は誤差 ε_t の条件付分散である。関係式⁶⁾

$$(3) \quad h_{t+j} - \sigma^2 = (\alpha + \beta)^j (h_t - \sigma^2)$$

から、

$$(4) \quad (\alpha + \beta)^j = 1/2$$

を満たす j は分散が無条件分散 σ^2 に半分だけ戻するのに要する時間を表す。この式から、

$$j \ln(\alpha + \beta) = \ln(1/2) = -\ln 2$$

であり、したがって

$$j = -\ln 2 / \ln(\alpha + \beta)$$

となる⁷⁾。

次に、多くの指標を一括して取り込んで予定されているアナウンスメントと予定されていないニュースの影響の差を見るが、その際、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。GARCH でも OLS と同様に、定数項の変化のみ調べるべく加法的ダミーを付ける。

なお、ニュースの全くない日にも、例えば、取引執行や情報の収集・処理過程に時間を要し⁸⁾、短い持続性がニュース以外によって生じると考えれば、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。したがって、前節の末尾で説明した Ederington and Lee (2001) の仮説は、「予定されているアナウンスメント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メントの有無に関わらず）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、アナウンスメント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、ニュースのグッド・バッドを表す (Blasco 他 (2002))。なぜなら、(1)式において $\delta = 1$ であれば、 $\varepsilon_t = \Delta y_t$

であるからである。Blasco 他は分散の式(2)に ε_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を使う。

§ 3 国債先物取引の概況と使用するデータ

分析対象期間は96年7月から02年6月末までである。国債先物取引の概況は次のとおりである。取引時間は9時～11時、12時30分～15時で、夜間取引(15時30分～18時)が00年9月18日から開始されている。なお、国債先物の夜間取引に係る転売・買戻しや値洗い差金等の計算は翌日の立会分と合わせて行われる。1取引日を夜間取引の開始時から翌日の午後立会終了の15時までとし、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等の午前立会から開始される。

限月は3、6、9、12月で、受渡決済日は各限月の20日(休業日の場合は繰り下げ)、取引最終日は決済日の9営業日前(98年3月限月まで)、または7営業日前(98年6月限月から)である。

なお、99年9月から11月までは、超長期国債が99年12月限月先物の受渡適格銘柄(最割安銘柄)となったが、超長期国債は長期国債にくらべて発行量が少なく保有者が限られていたことから、12月限月ではなく次の00年3月限月を中心限月にするいわゆる限月とばしが行われたので、本稿でも先物データはそのように取り扱う。

日次収益率は $100(P_t/P_{t-1} - 1)$ として計算される。 P_t と P_{t-1} はそれぞれ当日と前営業日の15時(00年9月14日まで)または18時(同月18日から)の終値である。

予定されているマクロ指標のうち、ブルームバーグ社の発表する予想値が利用可能である指標とその実績値のアナウンス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; 17:45 (96/7における発表まで), 11:00 (96/11まで), 8:50 (96/12発表以降),

WPI；16：00（96/7），11：00（96/8－96/11），8：50（96/12以降），
失業率；閣議後（9：30ごろ，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，

日銀短観大企業（業況の良－悪の判断DI）；11：00（96/8のみ），8：50（96/
11以降），

GDP；15：30（99/6まで），8：50（99/9以降）

家計調査，全世帯と勤労者世帯（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）；

全世帯；14：00（99/1まで）。ただし月，木曜の発表は14：30，

勤労者；閣議後（99/1から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（HIP）；速報；15：30（96/12まで），13：30（97/9まで），8：
50（97/10以降）。

また，予定されているマクロ指標のうち予想値が利用可能でないものとその実
績値のアナウンス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。予想値なし指標と表示しているのは，これらを一括して
ダミー変数として扱うものである。

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，

鉱工業生産指数；確報；15：30（96/12まで），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（入札日のデータは98/12までであるが，それ以降無し⁹⁾）；
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）。

表1 国債先物の日次収益率の大きい日とイベント

日付	日収益率	当日	前日	前々日
1999. 2. 8	1.381	*	WPI, 景気, 日銀	○ *
1999. 1. 7	1.38	*	*	*
1998. 9.10	1.17	* ○	*	WPI
1999. 2. 9	1.168	*	*	WPI, 景気, 日銀
1996. 8.28	1.052	短観	*	* ○
1999. 3. 3	0.933	* ○	失業	*
1999. 2.19	0.917	*	MS	*
1999. 7. 1	0.905	MS, 失業	*	国際, GDP
1999. 2.16	0.816	* ○	国際	* ○
1998.12.25	0.78	IIP, CPI, 住宅, 失業	*	*
1998.12.30	0.771	*	*	*
1996.11. 5	0.757	日銀	*	住宅
1999. 6.14	0.749	*	GDP	*
1999. 3.17	0.743	MS	*	国際, GDP
1996. 9.17	0.743	GDP ○	運用部	*
1999. 8.11	0.741	*	*	WPI
1997.11.13	0.732	国際	*	WPI
1999. 6. 8	0.714	WPI ○	*	景気, 日銀
1997. 6.27	0.714	IIP, CPI, 失業	*	短観
1999. 7. 2	0.713	*	*	*

注：○はニュースがあること，*はアナウンスメントがないことをそれぞれ示す。MSはマネー・サプライ，国際は国際収支である。なお，99年1月7日と7月2日は翌日にアナウンスメントがある。

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メントとみなしてよいであろう。

最後に，以上の予定されているマクロ指標のアナウンスメントとは異なり，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¹⁰⁾。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。

ここで本稿の計測期間内で先物の日次収益率の大きい日を選び、マクロ指標のアナウンスメントとニュースが当日、前日、前々日にあったかどうかをみると、表1のとおりであり、かなりの割合でこれらのイベントがあったこと、また、イベントが当日になくても、前日、前々日にあればそれらの影響を受けている場合があることが示されている。

§ 4 計測とその結果

基本統計量は表2 a～2 cのとおりである。日次収益率とその平均との差の絶対値をボラティリティとして用いる。表2 bによれば、ボラティリティの曜日別の変化はそれほど見られない。したがって、本稿では曜日効果は取り上げないことにする¹¹⁾。

まず、予定されているマクロ指標アナウンスメント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国債先物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、換言すれば、ボラティリティへの影響があるか、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メントを一括する。つまり、ダミー変数の値を足して新ダミーを作る。

(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、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メント・ダミー1と表示する。以下同様)、企業関連(WPI、機械受注、日銀短観、法人企業統計、鉱工業生産2種類)を第2グループ、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グループに分ける。

以上の予定されているアナウンスメントに加えて、予定されていないニュースの発生によってもボラティリティは影響をうける。さらに、アナウンスメント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。

96年7月から02年6月末までの期間で休日を除く1477日のうち、予定されざる

表2a 基本統計量

	平均	標準偏差
日次収益率	0.021	0.298
ボラティリティ	0.218	0.203

表2b 曜日別の平均

	月曜	火曜	水曜	木曜	金曜
日次収益率	0.046	-0.007	0.013	0.040	0.014
ボラティリティ	0.217	0.225	0.220	0.227	0.213

表2c 日次収益率の曜日別の標準偏差

	月曜	火曜	水曜	木曜	金曜
	0.284	0.303	0.299	0.308	0.292

ニュースの発生日は158日、予定アナウンスメントの発生日は883日、アナウンスメントもニュースもない日は526日である。また、予定アナウンスメント日1, 同2, 同3はそれら相互の重複を許して、それぞれ208日, 302日, 544日である。これらの平均値を示したのが表3である。

ボラティリティをみると、予定アナウンスメント日のそれは非予定ニュースの日よりも小さいが、ノー・ニュースの日とはほとんど変わらない。指標グループ別では経済全体に関する第3グループのボラティリティが他グループよりいくぶん小さく、個々の指標別では日銀短観とGDPの発表日に大きいのが目立ち、鉱工業生産確報、マネーサプライ、運用部買入れと日銀オペの日には小さい。

単位根の存在を検定するADFテストによれば、ボラティリティは定数項とトレンド項ともになしの場合で、ラグ数をAIC(赤池情報量基準)、LM(ラグランジュ乗数法)により決める場合10%臨界値より小であり、BIC(シュバルツ・ベイジアン情報量基準)による場合は日次収益率とともに全て1%臨界値より小である。したがって、単位根を持たず、定常であると判断できよう。

次に、マクロ指標アナウンスメント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のボラティリティが即時的に高まっているかを調べる。その際、次の2つの方法を採用。

表3 アナウンスメント・ニュース発生日別の平均

	日数	日次収益率	ボラティリティ
予定アナウンス全体	883	0.024	0.218
アナウンス日1	208	0.051	0.230
アナウンス日2	302	0.020	0.239
アナウンス日3	544	0.019	0.205
失業率	72	0.037	0.236
CPI	72	0.046	0.224
住宅着工	72	0.051	0.224
家計調査	72	0.103	0.231
WPI	72	-0.010	0.241
機械受注	72	-0.027	0.222
日銀短観	23	0.018	0.404
法人企業統計	24	0.005	0.232
鉱工業生産速報	73	0.056	0.230
鉱工業生産確報	72	0.061	0.183
マネー・サプライ	72	-0.007	0.190
貿易	72	0.025	0.200
国際収支	72	0.027	0.219
GDP	24	0.072	0.280
景気動向指数速報	72	-0.024	0.221
景気動向指数改定	42	0.001	0.206
国債入札	72	-0.007	0.216
運用部買入れ	58	0.059	0.190
日銀オペ	163	0.028	0.188
予想値なし指標	453	0.025	0.200
非予定ニュース	158	0.043	0.242
ノー・ニュース	526	0.012	0.216

表4a 日次収益率の ADF テスト

	BIC	AIC	LM
定数項・トレンド有	-39.3(0)	-29.3(1)	-39.3(0)
定数項のみ有	-39.3(0)	-29.3(1)	-39.3(0)
定数項・トレンド無	-39.1(0)	-29.1(1)	-39.1(0)

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
 **, * とブランクはそれぞれ 5%, 10%, または 1% 臨界値より
 小であることを示す。

表4b ボラティリティの ADF テスト

	BIC	AIC	LM
定数項・トレンド有	-7.25(7)	-6.20(9)	-6.05(10)
定数項のみ有	-7.05(7)	-5.99(9)	-5.82(11)
定数項・トレンド無	-2.61(9)	-1.70*(20)	-1.95*(16)

(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の大きさは1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にする方法の他に、ダミー変数の値の合計をそのまま使う方法も用いる。

(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5～6の計測結果によれば、ボラティリティに対して、一括アナウンスメントダミーは有意性が低い、グループ別では第1、2指標グループのダミーが有意である。全指標アナウンス・ダミーを個別に説明変数に用いると表7のとおりで、変数を上記のようにグループ別に分ければ第2、第3のグループに有意性が高いものがある¹²⁾。特に、日銀オペと運用部買入れの係数がともに負で有意性が高く、これと表11cでこれらがそれぞれ6日前と2日前にも有意であることを併せ考えると、これらのアナウンスメントを予測してアナウンスメント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。

さらに、表8、9の結果によれば、アナウンスメント・サプライズを個別に用い、サプライズの正負を区別すると、表9において日銀短観が有意、失業率もやや有意であって、それらの係数推定値はともに正である。

以上のような予定されているアナウンスメントに加えて、予定されていないニュースがあることと、アナウンスメント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

表 5 a 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	-0.0172	-1.58

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 5 b 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	0.0054	0.50

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 6 a 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	0.0115	0.75
アナウンス・ダミー 2	0.0240	1.83*
アナウンス・ダミー 3	-0.0178	-1.61

表 6 b 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	0.0283	1.83*
アナウンス・ダミー 2	0.0313	2.35**
アナウンス・ダミー 3	-0.0060	-0.54

表7 OLS推定値

変数	係数	t値
失業率	0.0244	0.74
CPI	-0.0067	-0.22
住宅着工	-0.0044	-0.15
家計調査	-0.0013	-0.06
WPI	0.0318	1.22
機械受注	-0.0009	-0.04
日銀短観	0.1908	4.46**
法人企業統計	0.0028	0.07
IIP速報	0.0070	0.27
IIP確報	-0.0067	-0.27
マネーサプライ	-0.0276	-1.08
貿易統計	-0.0127	-0.51
国際収支	-0.0025	-0.10
GDP	0.0657	1.55
景気動向指数速報	0.0046	0.18
景気動向指数改定	-0.0049	-0.15
国債入札	-0.0024	-0.10
運用部買入れ	-0.0314	-1.13
日銀オペ	-0.0345	-2.00**

表8 OLS推定値(サプライズ付き)

変数	係数	t値
失業率	-2.36	-0.13
CPI	2.29	0.47
住宅着工	0.304	0.70
家計調査	-0.101	-0.13
WPI	-1.66	-0.30
機械受注	0.323	0.99
日銀短観	0.0060	0.60
IIP速報	0.0676	0.33
マネー・サプライ	-3.51	-0.78
貿易	0.000080	0.34
国際収支	0.000413	0.46
GDP	-4.35	-1.04
予想値なし指標	-0.0251	-2.17**

注：予想値なし指標はダミー変数を説明変数とするものである。

表9 OLS 推定値 (サプライズ付き)

変数	係数	t 値
失業率	28.7	1.19
CPI	2.48	0.46
住宅着工	0.313	0.59
家計調査	-0.280	-0.31
WPI	0.0802	0.01
機械受注	0.298	0.70
日銀短観	0.0289	2.39**
IIP 速報	0.0961	0.48
マネー・サプライ	-3.87	-0.82
貿易	0.00010	0.38
国際収支	0.00077	0.79
GDP	-2.36	-0.54
d 失業率	0.996	1.70*
dCPI	0.0046	0.10
d 住宅着工	-0.0149	-0.33
d 家計調査	-0.0196	-0.51
dWPI	0.0427	0.80
d 機械受注	-0.0015	-0.03
d 日銀短観	0.283	3.21**
dIIP 速報	0.0597	1.41
d マネー・サプライ	-0.0140	-0.36
d 貿易	0.0092	0.25
d 国際収支	0.0372	0.94
dGDP	0.116	1.43
予想値なし指標	-0.0230	-1.98**

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。

と、§1で取り上げた Ederington and Lee (2001) の仮説は、「予定されているアナウンスメント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」と修正される。

また、予定されざるニュースとは異なって、予定されているアナウンスメント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第2の仮説も検討

する。

予定されている指標アナウンスメント・ダミー, 予定されていないニュース・ダミー, ノー・ニュース・ダミー, 個別アナウンスメント・ダミー, 個別アナウンスメント・サプライズを使い6営業日先までの影響をOLSで推定した結果が表10以下である。それらによれば, 予定されないニュースのダミーは4日先まで, 一括アナウンスメント・ダミーも4日先まで, アナウンス・ダミー1~3も2日先ないし6日先までそれぞれ有意, またはほぼ有意である。さらに, 個別アナウンス・ダミー, 同サプライズにも4日, 5日ないしは6日先までそれぞれ有意, またはほぼ有意のものがある。他方, ノー・ニュース・ダミーは2日先までしかほぼ有意でなく, 上記の第1の仮説は棄却されない。

発生前6日間のテスト結果も表10, 11に記載しているが, 非予定ニュース・ダミーで有意なものはないのに対し, 一括アナウンス・ダミーが4日前に, アナウンス・ダミー1~3と個別アナウンス・ダミーは6日~1日前までのいくつか, それぞれ有意である。なお, 予測値, したがってサプライズの値を事前に知ることができないので, アナウンスメント前にこれらの影響を測ることはできないと考えて, 表12ではアナウンスメント前の反応は調べていない。

これらの結果から, 指標のアナウンスメントを予測してアナウンスメント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, つまり第2の仮説も棄却されないと説明してよいであろう。

さらに, GARCHを示す(2)式に, 予定されているアナウンスメントのダミー, 予定されていないニュースのダミーとノー・ニュース・ダミーを個別に加法的に付加して計測した結果が表15以下である。これらによれば, アナウンスメントやニュース発生の当日, またはニュースのない日のボラティリティへの即時的効果は, 予定されているアナウンス・ダミーが一括でもグループでも非有意であるが, 予定されていないニュースとノー・ニュースのダミーは有意である。

また, 計測の結果を用いて(4)式に示される分散が半分戻するのに要する時間 $-\ln 2 / \ln(\alpha + \beta)$ を計算すると, 予定されているアナウンスメントの一括ダミーだけを(2)式に含める場合36~42日, 予定アナウンスメントのグループ別ダミーだけを

表10 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	-0.14	0.44
5 日前	1.58	1.31
4 日前	0.46	-2.26**
3 日前	0.60	0.31
2 日前	-1.44	-0.02
1 日前	-1.08	-1.18
1 日先	-1.03	-1.80*
2 日先	-1.69*	-1.58
3 日先	1.73*	1.26
4 日先	-2.06**	0.47
5 日先	0.57	0.36
6 日先	0.50	1.47

表11a 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	0.29	1.62	-1.70*
5 日前	2.77**	-1.57	1.40
4 日前	-0.56	1.04	-0.28
3 日前	-1.67*	0.84	0.78
2 日前	0.00	-0.58	-1.10
1 日前	0.47	-0.51	-1.44
1 日先	0.09	0.74	-1.72*
2 日先	-0.11	-0.25	-1.31
3 日先	2.63**	-0.79	1.53
4 日先	-1.59	-0.51	-1.45
5 日先	-0.89	1.25	1.50
6 日先	1.83*	2.35**	-0.54

表11b アナウンスメント・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	1.21	1.93*	-0.27
5 日前	1.64	-1.05	1.71*
4 日前	-2.33**	-1.22	-0.49
3 日前	-0.12	0.18	0.23
2 日前	-0.31	-0.17	-0.21
1 日前	1.31	-0.29	-1.95*
1 日先	0.49	-0.73	-1.71*
2 日先	-0.07	0.22	-1.94*
3 日先	2.29**	-1.08	1.64
4 日先	0.63	0.76	-0.51
5 日先	0.33	0.53	-0.45
6 日先	2.45**	2.84**	-0.30

表11c 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	日銀短観, 日銀オペ
5 日前	IIP 速報, (貿易統計)
4 日前	なし
3 日前	(国際収支, 機械受注)
2 日前	運用部買入れ
1 日前	(法人企業統計)
当日	日銀短観, 日銀オペ
1 日先	CPI, 景気動向指数速報, 運用部買入れ, (国債入札)
2 日先	国際収支
3 日先	IIP 速報, (貿易統計)
4 日先	WPI, (IIP 速報)
5 日先	なし
6 日先	(WPI, IIP 速報)

注: 両側検定で 5% (() 内は 10%) 水準で有意であることを示す。

表12a 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

- 1 日先 マネー・サプライ, GDP, 予想値なし指標,
- 2 日先 なし,
- 3 日先 (CPI),
- 4 日先 (CPI, 予想値なし指標),
- 5 日先 (家計調査),
- 6 日先 WPI, (家計調査).

表12b 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
(負のプレミアムにダミーを付ける場合)

- 1 日先 マネー・サプライ, GDP, (失業率, d 失業率, 予想値なし指標)
- 2 日先 d 鉱工業生産速報,
- 3 日先 失業率, d 貿易, d 失業率, (d 国際収支),
- 4 日先 d 国際収支, d 鉱工業生産速報, (予想値なし指標),
- 5 日先 d 鉱工業生産速報, (家計調査, d 家計調査, d 機械受注)
- 6 日先 なし.

表13 非予定ニュース・ダミーによる OLS 推定値の t 値

当日	1.55
1 日先	-0.12
2 日先	-0.57
3 日先	-0.22
4 日先	1.86*
5 日先	-0.23
6 日先	0.97

表14 ノー・ニュース・ダミーによる OLS 推定値の t 値

当日	-0.16
1 日先	0.92
2 日先	1.69*
3 日先	-0.83
4 日先	1.11
5 日先	-0.52
6 日先	-0.48

表15a GARCH 推定値 (ダミーの値に制約あり)

変数	係数	t 値
一括アナウンス・ダミー	0.0027	0.62
1 期前の誤差分散 (β)	0.9062	32.6
1 期前誤差の平方 (α)	0.0747	3.53
$-\ln 2 / \ln (\alpha + \beta)$	36.1	

注：定数項は記載を省略（以下同じ）。

表15b GARCH 推定値 (ダミーの値に制約なし)

変数	係数	t 値
一括アナウンス・ダミー	-0.0007	-0.29
1 期前の誤差分散 (β)	0.9114	29.8
1 期前誤差の平方 (α)	0.0721	3.07
$-\ln 2 / \ln (\alpha + \beta)$	41.8	

表16a GARCH 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	0.0033	0.62
アナウンス・ダミー 2	0.0065	1.22
アナウンス・ダミー 3	-0.0019	-0.46
1 期前の誤差分散 (β)	0.9012	27.6
1 期前誤差の平方 (α)	0.0753	3.16
$-\ln 2 / \ln (\alpha + \beta)$	29.2	

表16b GARCH 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	-0.0021	-0.83
アナウンス・ダミー 2	0.0059	1.41
アナウンス・ダミー 3	-0.0040	-1.62
1 期前の誤差分散 (β)	0.9044	31.2
1 期前誤差の平方 (α)	0.0762	3.34
$-\ln 2 / \ln (\alpha + \beta)$	35.3	

表17 GARCH 推定値

変数	係数	t 値
ニュース・ダミー	0.0070	1.86
1 期前の誤差分散 (β)	0.9096	34.1
1 期前誤差の平方 (α)	0.0713	3.21
$-\ln 2 / \ln (\alpha + \beta)$	35.9	

表18 GARCH 推定値

変数	係数	t 値
ノー・ニュース・ダミー	-0.0059	-1.96
1 期前の誤差分散 (β)	0.9048	33.4
1 期前誤差の平方 (α)	0.0746	3.43
$-\ln 2 / \ln (\alpha + \beta)$	33.3	

表19 GARCH 推定値

変数	係数	t 値
バッド・ニュース・ダミー	0.0100	1.85
グッド・ニュース・ダミー	0.0064	1.72
1 期前の誤差分散 (β)	0.8893	41.0
1 期前誤差の平方 (α)	0.0797	4.97

表20 GARCH 推定値

変数	係数	t 値
第1グループのバッド・ニュース・ダミー	0.0056	1.35
第1グループのグッド・ニュース・ダミー	0.0104	1.54
第2グループのバッド・ニュース・ダミー	0.0120	1.52
第2グループのグッド・ニュース・ダミー	0.0055	1.12
第3グループのバッド・ニュース・ダミー	0.0022	0.29
第3グループのグッド・ニュース・ダミー	0.0050	0.54
1 期前の誤差分散 (β)	0.9078	27.9
1 期前誤差の平方 (α)	0.0686	2.69

表21 GJR 推定値

変数	係数	t 値
1 期前の誤差分散×ダミー	0.0586	1.98
1 期前の誤差分散 (β)	0.8996	30.9
1 期前誤差の平方 (α)	0.0471	3.43

含める場合29～35日, 予定されていないニュースのダミーだけを含める場合35.9日, ニュースがない日のダミーだけを含める場合33.5日である. この結果, 前記の仮説のうち「予定されているアナウンスメント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い」は成立しない. これは, 市場が効率的であるとの仮説が支持されない可能性があることを示すといえよう.

最後に, アナウンスメントを一括する場合の非対称的(取引)反応仮説を取り上げる. サプライズのデータがある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GARCHで調べる. 計測に際しては, 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, 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かをみる.

分散の式(2)にニュースの良し悪しを示すダミーを入れると(2)式は

$$(5) \quad h_{t+1} = w + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta h_t + \lambda_1 \cdot N1_t + \lambda_2 \cdot N2_t + \dots$$

となる. アナウンスメントを一括し, $N1$ をグッド・ニュース, $N2$ をバッド・ニュースを表すダミーとする. 金利を上昇(または下落)させると期待されるものをグッド(またはバッド)・ニュースとし¹³⁾, グッドまたはバッド・ニュースがあれば $N1$ または $N2$ は1, そうでない場合0である. 複数の指標が同日にアナウンスされかつそれらに逆方向の誤差があれば, 予想の誤差率の大小で判定する.

さらに, Glosten 他(1993)のGJR法による計測を行う. 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の良し悪しを表す¹⁴⁾. なぜなら,

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

で $\delta \equiv 1$ であれば, $\varepsilon_t \equiv \Delta y_t$ であるからである. ε_t の符号が負であれば1を取り,

他の場合は 0 をとるダミー変数 S を(2)式に付加して

$$(6) \quad h_{t+1} = w + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta h_t + \gamma (S_t \varepsilon_t^2)$$

である。

計測結果によれば、バッド・ニュースの影響は表19でおおむね有意であるが、グッド・ニュースのそれは表19を除きそれほど明確には見られず、反応は非対称的である。また、収益率の AR(1)モデルの誤差項とダミー変数 S の積も有意であって、同様に反応が非対称的であることを示している。

§ 5 おわりに

本稿では、96年7月から2002年6月までの期間を対象として、日本長期国債先物の日次データとダミー変数とサプライズ変数を用いて、国債先物のボラティリティ（収益率とその平均との差の絶対値を尺度とする）に対するマクロ経済指標のアナウンスメントと予定されていないニュースなどのイベントの影響を分析した。

得られた結果は次のとおりである。まず、マクロ指標アナウンスメントの公表時に国債先物のボラティリティが即時的に反応しているかを、アナウンスされる各種の指標を一括して、またアナウンスされる指標の性格によりダミー変数を3グループに分類して、さらに個別指標について調べたところ、一括アナウンス・ダミーは有意でないが、グループ別あるいは個別のアナウンスメントではいくつかのダミーやサプライズが有意であった。

次に、以上の予定されているアナウンスメントに加えて、予定されていないニュースがある、アナウンスメントもニュースもない、のそれぞれを表すダミー変数の影響も取り上げてテストしたところ、指標のアナウンスメントを予測してアナウンスメント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るとの結果が得られた。また、「予定されているアナウンスメント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」との仮説もほぼ満たされた。

さらに、GARCHを使って、予定されているアナウンスメントのダミー、予定されていないニュースのダミーとノー・ニュース・ダミーを個別に加法的に付加して計測した。アナウンスメントやニュース発生の当日、またはニュースのない日のボラティリティへの即時的効果は、予定されているアナウンス・ダミーが一括でも個別でも非有意であるが、予定されていないニュースとノー・ニュースのダミーは有意であり、また、計測の結果を用いて分散が半分戻るのに要する時間を計算すると、「予定されているアナウンスメントのみ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の後のそれより短い」との仮説は肯定されなかった。これは市場の非効率性を示唆すると見なすことができるのかもしれない。

最後に、非対称的反応仮説を見るために、グッド・ニュースとバッド・ニュースの影響を調べたところ、後者は有意であるが、グッド・ニュースのそれはそれほど明確には見られず、反応は非対称的であった。

なお、ボラティリティの曜日別の変化はそれほど見られないとの結果が示されたので、本稿では曜日効果は取り上げなかった。

残されている課題としては、ティック・データによる分析も試みられるべきであるが、これは別稿で取り上げたい。

- 1) 本稿は簡易保険文化財団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。二木祥代さん、清水順子さん、皆木健男君のリサーチ・アシストを受けた。記して感謝申し上げる。
- 2) Ederington and Lee (1996), p.520参照。
- 3) Cuthbertson (1996) p.424参照。
- 4) Jones 他, p.319. 334参照。
- 5) Ederington and Lee (2001), (2)式, Jones 他, (3')式参照。
- 6) (2)式への代入を繰り返し, law of iterated expectations を適用する。Campbell 他 (1997) p.483-4, Andersen and Bollerslev (1997) p.135参照。
- 7) 曜日効果要因を考慮しダミーを使ってこれらの推定を行い, 結果に相違が生じるか否かを見ること, あるいは曜日(時間帯)の特異性を排除すること (Gallant 他

(1992)) も可能であるが、4節で見るように、ボラティリティの曜日別の変化はそれほど認められないので、本稿では曜日効果は取り上げない。

- 8) Jones 他 (1998, p.317) 参照。
- 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には「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) 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。
- 11) 曜日ダミーを使ってOLS, GARCHで推定しても、ダミーに有意性はほとんど検出されず、他の変数の有意性もそれほど変わらなかった。
- 12) なお、表5a, 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) マネーサプライ, WPI, CPI, 住宅着工, 機械受注, 短観の業況判断DI, GDP, 家計消費, IIPの予想以上の増加または上昇, 失業率の予想以上の下落がグッド・ニュースである。国際収支と貿易統計の黒字については、輸入増 (=黒字減) を引き起こすべく金融緩和を予想させるが、他方、金利低下は為替レートを減価 (円安に) させ黒字増につながるから、金利を上昇させると期待されるかまたは下落させると期待されるかは一概には言えない。
- 14) Cuthbertson (1996) p.362参照。

参考文献

- Andersen, T. and T. Bollerslev (1997), "Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial Markets," *Journal of Empirical Finance*, 115-58.
- (1998), "Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependence," *Journal of Finance*, 219-65.
- Balduzzi, P., E. Elton, and T. Green (2001), "Economic News and Bond Prices," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 523-43.
- Blasco, N., P. Corredor and R. Santamaria (2002), "Is Bad News Cause of Asymmetric Volatility Resoponse? A Note," *Applied Economics*, 1227-31.
- Campbell, J., A. Lo and A. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.

- Cuthbertson, K. (1996), *Quantitative Financial Economics*, Wiley.
- Ederington, L. and J.H. Lee (1996), "The Creation and Resolution of Market Uncertainty: The Impact of Information Releases on Implied Volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 513-39.
- (2001), "Intraday Volatility in Interest Rate and Foreign Exchange Markets: ARCH, Announcement, and Seasonality Effects," *Journal of Futures Market*, 517-52.
- Fleming, M. and E. Remolona (1999), "Price Formation and Liquidity in the US Treasury Market," *Journal of Finance*, 1901-15.
- Gallant, A., P. Rossi and G. Tauchen (1992), "Stock Price and Volume," *Review of Financial Studies*, 199-242.
- Glosten, L., R. Jagannathan & D. Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks," *Journal of Finance*, 1779-1801.
- Heynen, R., A. Kemna and T. Vorst (1994), "Analysis of the Term Structure of Implied Volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31-56.
- 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)