

わが国国債先物市場の効率性 —ティック・データによる検証—¹

釜江 廣志・皆木 健男²

Abstract

We analyze the efficiency and structure of the JGB futures market by examining how macroeconomic announcements influence the rate of return and the volatility by using tick data. By using the third function and FFF approach, the influence lasts three hours after the announcements. The JGB futures market is not efficient, if we take OLS's result into consideration.

The influence of macroeconomic announcements to volatility is also analyzed with GARCH model in this study, and an analysis of the non-symmetry of volatility is done through GJR model. Our results show it takes more than one hour to return for volatility to the half level. So, we cannot consider JGB future market to be efficient. GJR shows that volatility is not symmetrical.

キーワード (key words) : ティック・データ (tick data)、マクロ経済アナウンスメント (macroeconomic announcements)、ボラティリティ (volatility)、市場の効率性 (market efficiency)、FFF (Fourie flexible form)、GARCHモデル、GJRモデル

1 はじめに

本稿は、東証で2000年9月に国債先物の夜間取引が開始された後の期間におけるティック・データを用い、GARCHモデルなどによって国債先物市場の収益率とそのボラティリティに対してマクロ経済指標のアナウンスメントがどのように影響を及ぼしているかを調べて、市場のセミストロング・フォームの効率性や構造を分析することを目的とする。ここに、セミストロング・フォームの意味で効率的であるとは、公開情報が価格に瞬時に織り込まれその影響が持続しないことである、

¹ 生活経済学会関東部会と研究大会での報告に対して北岡孝義教授 (明治大学) と須齋正幸教授 (長崎大学) から、さらに本誌レフェリーからも有益なコメントを頂いた。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。清水順子助手の研究・アシスタンスを受けた。記して感謝申し上げる。

² Hiroshi Kamae, 一橋大学商学研究科教授、Professor of Hitotsubashi University, Graduate School of Commerce, 186-8601 Kunitachi, Japan, Tel 81-42-580-8860, Fax 81-42-580-8747, E-mail: cc00563@srv.cc.hit-u.ac.jp Takeo Minaki 一橋大学商学研究科博士課程、Graduate student of Hitotsubashi University, Tel 81-42-580-7773, E-mail: cd032005@srv.cc.hit-u.ac.jp.

とのFamaの定義を用いる³。また、GARCHモデルでは調べられないボラティリティの非対称性はGlosten他(1993)のGJRモデルを用いて検討する。

計測の対象期間は、2000年10月から2002年3月末までである。指標公表の影響を見るには実績値と予想値の差が重要であることを考慮して、その差(本稿ではサプライズと呼ぶ)をブルームバーグ社の報道している予想値(サーベイ・データ)を用いて求めている。

近年のイベント・スタディでは、しばしばティック・データが用いられる。日次データでは収益率やボラティリティの1日内の変動を観察できないから、公開情報によって引き起こされる影響を正確に分析するには、高頻度データが必要である。

さて、ニュースが発生すれば価格変化が起きてそれが持続するが、その場合、影響を受けるのは価格の変化幅、もしくは変化率と価格変化のバラツキ(分散)の双方である。収益率のみならずボラティリティの影響を調べるのは、イベント発生により価格が変動してボラタイルになるからである⁴。例えば、イベントの結果、発生当日の価格が全期間の平均から乖離し、前日も同じくらい乖離していたが、その符号が逆になったという場合には、変化幅や収益率には⁵イベントの有意な影響が認められるのに対し、平均からの乖離の絶対値で測るボラティリティには有意に影響しない。つまり、尺度次第で結果が異なるので、複数の尺度を用いる分析には意味がある。

そこで、被説明変数を収益率とボラティリティとする。なお、各ティックについて分散を計算することはできないため、本稿ではボラティリティを収益率とその全期間内の平均との差の絶対値として求めている。

ニュースに対する調整速度で市場の効率性が成立するかを判定する試みにはJain(1988)などがある。ボラティリティを取り上げている先行研究には次のようなものがあげられる。Huang他(2002)はボラティリティとして収益率の絶対値を用いる。Jones他(1998)は超過収益率の平方か絶対値を、Andersen and Bollerslev(1998)は収益率の絶対値を、Ederington and Lee(1996)は各時点の収益率とその全期間内の平均との差の絶対値を用いている。

さらに、Andersen and Bollerslev(1997)は、ボラティリティに対する日中(イントラデイ)のパターンをニュース発生からの経過時間の3次関数と、1日のうちの周期的な変動を考慮に入れるためにFFF(Fourie flexible form)の三角関数による表現を用いて分析している⁶。

次節ではわが国国債先物市場の制度の概要を説明する。第3節に記載のテスト法と第4節のデータを用いてテストした結果が第5節であり、第6節に結論が述べられる。

³ Fama(1991)p.1601参照。

⁴ Ederington and Lee(1993)参照。

⁵ なお、利回りの対前日変化(幅)と収益率は逆符号で、ほぼ同様の動きをするので、どちらを使っても大きな差異はない。P: 価格、C: クーポン、FV: 額面、I: 残存期間(年)として、収益率は次のようになる。

$$\begin{aligned} P &= (C + FV/I) / (r/100 + 1/I) \\ \text{ror} &= (P - P_{-1}) / P_{-1} = P / P_{-1} - 1 \\ 100 \cdot r &= C/P + FV/I \cdot P - 1 = (C + FV/I) / P - 1 \\ 100(r - r_{-1}) &= (C + FV/I) (1/P - 1/P_{-1}) \\ &= (C + FV/I) (1/P) (1 - P/P_{-1}) \\ &= (C + FV/I) (1/P) (-\text{ror}) \end{aligned}$$

⁶ わが国では、国債先物のティック・データを用いる研究はほとんど見られない。国債現物市場のティック・データによる分析には釜江・二木(2002)がある。

2 わが国国債先物市場の概要

東証の国債先物市場の概要は以下のとおりである。国債先物の限月（受渡日）は3、6、9、12月の各20日で、取引最終日は限月の7営業日前である。中心限月は通常、取引最終日頃に交代している。

前場（9-11時）、後場（12時30分-15時）と夜間取引（15時30分-18時）の寄付き、引けの取引（計6回）は板寄せ方式で行われる。そこでは、約定値段決定前の呼値（注文）をすべて注文控え（板）に記載して同時注文とみなして、価格的に優先順位の高いものから対当させながら（価格優先原則）、数量的に合致する値段を求め、その値段を単一の約定値段として売買契約を締結させる。

始値が決定された後はザラバ方式が用いられ、売買立会時間中継続して先着順に個別に売買契約が結ばれ、複数の約定値段がつく。売買取引は継続して行われるとともに、同一時刻に出された注文には価格優先の原則、同一値段の注文には時間優先の原則が適用される。

値幅の制限は前日の最終値段から上下2円であり、1約定での価格変動幅は気配の更新値幅（10銭）内に制限される。先物取引の清算値段には最終約定値段を用いる。

寄付きで特別気配が出ない限り、ザラバは9時直後に始まる⁷。特別気配とは、寄付き等において注文が売りか買いの一方に偏った場合に、注文を誘い出すために取引所が出す、適当と思われる値段である。

3 テスト法

テスト法としては次を用いる。

- (a) アナウンスされるマクロ経済指標を使い、全時間帯で、あるいは特定の時間帯別に区切って回帰を行い、変数の有意性を調べる。
- (b) マクロ経済指標を変数として使わないで、影響が指標発表からの経過時間の3次関数として表されると定式化しテストする。さらに、3次関数に加えてFFFの三角関数による表現を用い、1日のうちの変動も考慮する。
- (c) GARCHモデルを使って計測を行い、以上の方法による結果と相違があるか否かを調べる。さらにGJRモデルを用いてボラティリティの非対称性についても分析する。

詳細は以下のとおりである。

(a)アナウンスされるマクロ経済指標のダミー変数かサプライズ変数（=実績値と予想値の差）を使い、全時間帯をまとめて、あるいは特定の時間帯別に区切ってそれぞれ回帰を行い、変数の有意性を調べる。以下、この方法をプリミティブ法と呼ぶ。

マクロ経済指標のダミー、あるいはサプライズを説明変数として使う。これら両変数を併用するのは、ダミー変数がニュースの有無という質的情報しか表さないのに対し、サプライズ変数はサプライズの大きさという量的な情報を表していて、それらの影響が異なるかもしれないこと、また、ダミー変数は採集できてもサプライズ変数が利用可能でない場合もあり、後者だけでは影響を計測できる変数の数が少なくなることからである。

時間帯別に区切ることによって、時間の経過に伴ってアナウンスメントの影響の仕方に生じる構造変化も考慮できる。この場合、影響が存在してかつ遞減しながら持続すれば、0-2時間後までのようなアナウンスメント直後を含む時間帯では、定数項が有意である（即時的影響が存在する）

⁷ 副島(2001)p.21参照。

とともに、説明変数の係数のうち少なくとも1個が有意であることが必要である。

ただし、同日同時間帯に複数の指標のアナウンスメントが行われていれば、被説明変数にどの指標のアナウンスメントが影響しているかは識別できないので、それらの指標は同一グループとして扱うことも試みる。

なお、マクロ経済指標のうち、9時までに発表されるものについては18時までの9時間（ネットでは、昼休み1.5時間と後場と夜間取引の間0.5時間を除く7時間）後までの影響を、14時に発表されるものは発表当日でデータを最大限利用できる4時間（ネットで3.5時間）後までの影響がそれぞれ計測可能であるが、9時発表分の影響を14時発表分の影響と峻別するため、ともにネットで3.5時間後まで計測する。

ところで、14時に発表される指標はアナウンスのしばらく後で1日の取引が終了してしまう。仮に、その日の取引が終了してもアナウンスメントへの反応は完了していないとしよう。情報の処理は取引がなされていない夜間時間帯において引き続き行われる。その結果、(i)アナウンスメントへの反応が夜間において完了し翌朝まで持続しない場合と、(ii)翌朝まで持続する場合、とが考えられる。

(ii)後者の翌朝まで持続する場合、取引の時間帯を夜間を除いて翌日の取引開始時刻に直接つなげると、夜間時間帯においてなされている情報の処理を無視することになり不都合が生じる。また取引の時間帯に夜間を含めるとしても、取引がなされていないのであるからデータはなく、検証の手だてがない。他方、(i)反応が夜間において完了する場合も、夜間のデータがないのは同様である。したがって、アナウンスメントの影響が18時以降に持続すると想定しても、そのテストはできない。

そこで本稿ではアナウンスメントの影響は当日の取引終了時刻である18時までに完了すると仮定して、それまでの時間帯をテスト対象とする。

なお、11時01分から12時29分までの昼休みの時間にも情報の処理が行われ、反応が進行している可能性はあるが、あたかも昼休み中にも取引が行われているとみなして連続した時間のデータにより計測を行うことには無理があると考えて、本稿では昼休みの時間帯のデータは使用しない。

(b)アナウンスメント変数を使わないで、影響の大きさがアナウンスメントからの経過時間の3次関数として表されると仮定してテストする。

Huang他(2002)やAndersen他(2000)などと同様に、3次関数による方法を採用。アナウンスメントの影響を収益率とボラティリティで見ることとし、これが時間の経過とともに変化する、つまり経過時間の関数であり、時間の経過につれ逓減的であると仮定して、多項式で表す⁸。

さらに、日が違って影響の逓減の仕方は同じである、すなわち、アナウンス後の影響の仕方に時間の経過に伴う構造変化はないと仮定する。本稿のように1年半という比較的短い期間内でこのように仮定することは、それほど無理ではないであろう。

アナウンスメントの*i*時間帯後における1・時間帯の間の影響 $\gamma(i)$ は次のように表される。

$$(1) \quad \gamma(i) = c_0 + c_1 i^3 + c_2 i^2 + c_3 i + w$$

$\gamma(i)$ を5分間の収益率またはボラティリティとして、(1)式を回帰し c_1 などの推定値を得る。自

⁸ Andersen and Bollerslev(1998) p.248, App.C, Bollerslev他(2000), p.47, n13参照。

由度を増すために、アナウンス時からその時間帯までの影響を調べるべく、サンプルを増やして回帰を繰り返す。

イベントの影響は、最初は正と負の両方の場合があるが、時間の経過につれて変動する、つまりタイム・トレンドを持つ。経過日数の関数であるから、絶対値タームでの影響（つまり被説明変数たる価格変化や、平均からの乖離）が持続し、かつ逓減していれば、説明変数たる経過日数の係数のうち少なくとも1個は0と有意に異なる可能性がある。

(1)式は3次までの関数を想定する⁹。最初（イベント発生日）の影響が正である場合、まず1次式で表されるなら c_3 は負（最初の影響が負なら、正）、2次式で表されるなら c_2 は正負いずれでも、さらに3次式で表されるなら c_1 は負（最初の影響が負なら、正）であれば、最初の影響は徐々に終息していく。

他方、発生から時間が経過して影響（被説明変数）が0に近づくと、説明変数の係数は0と有意に異ならなくなり、 t 値が小さくなる。 t 検定によって、ある時刻までのサンプルでは有意性が認められ、かつ、そこから先を含むサンプルで否定されれば、その時刻から先では影響が存続していないことを意味する。これにより影響の長さをテストしうる。

$\gamma(i)$ が収益率、あるいはボラティリティの場合、収益率 $ror = \Delta P/P_{-1}$ 、ボラティリティ $= |ror - averor|$ であるから同様である。ここに $averor$ は収益率の平均である。

(b) 3次関数に加えて、FFFの三角関数による表現も用い、1日のうちの周期的な変動を考慮する。

(1)式にFFFの三角関数による表現を加え、1日のうちの変動を考慮する。1日の取引が N 時間帯分行われるとする。ある日の第 n 時間帯で発生するアナウンスメントの、 i 時間帯後における1・時間帯の間の影響を $\gamma(n+i)$ と書くと、これは、

$$(2) \quad \gamma(n+i) = c_0 + c_1 i^3 + c_2 i^2 + c_3 i + \sum_{p=1}^P \{ \sigma_p \cos[2\pi p(n+i)/N] + \rho_p \sin[2\pi p(n+i)/N] \} + u$$

であり、この式を推定する。

(c) 時間とともに変動するボラティリティを分析するために、GARCHモデルを使って計測を行い、OLSによるプリミティブ法の結果と相違があるか否かをチェックする。この場合、被説明変数は収益率であり、収益率とその全期間内の平均との差の絶対値として求めたボラティリティは使用しない。

GARCHの定式化は次のとおりである。

$$(3) \quad y_t = \gamma + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(4) \quad h_{t+1} = w + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta h_t$$

⁹ 反応が過小であって直ちには完了せず持続していく場合を考えている。反応が過剰である場合、最初の反応とは逆方向の反応が生じてくる時点以降はこの定式化では把握できない。しかし、5分間を1期間にしているから、過剰である場合は多くないと考えられることと、反応は時間の経過に連れ逓減していくであろうことから、微少な反応を無視することはそれほど大きな誤りとは言えないであろう。

ここに、 h_t は誤差 ε_t の条件付分散である。関係式¹⁰

$$(5) \quad h_{t+i} - \sigma^2 = (\alpha + \beta)^j (h_t - \sigma^2)$$

から、

$$(6) \quad (\alpha + \beta)^j = 1/2$$

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¹¹。

なお、アナウンスメント・ダミーやサプライズは条件付分散のパートに入れ¹²、

$$(4') \quad h_{t+1} = W_0 + W_1 \cdot \text{dum}_1 + \dots \\ + (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{dum}_1 + \dots) \varepsilon_t^2 + (\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{dum}_1 + \dots) h_t$$

なる定式化を使う。ここに dum_k は第 k 変数のダミーまたはサプライズを示す。

(c') 次いで、GARCHモデルでは分析できないボラティリティの非対称性を分析するために、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ショック(ニュースなど)の良し悪しを表す¹³。なぜなら、前掲の(3)式で $\delta = 1$ であれば、 $\varepsilon_t = \Delta y_t$ 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(4)式に付加すると

$$(7) \quad h_{t+1} = W + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta h_t + \Gamma(S_t \varepsilon_t^2)$$

である¹⁴。

¹⁰ (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。

¹¹ 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節で見ると、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。

¹² Ederington and Lee(2001), (2)式、Jones他, (3')式参照。

¹³ Cuthbertson(1996)p.362参照。

¹⁴ この方法では全サンプルを使い、この式には、個別のニュース(ダミー)は入れない。Li and Engle(1998)p.22のようにこれらを入れると、良し悪しを見るショックと重複してしまうからである。

4 データ

対象期間は2000年10月2日から2002年3月29日までの366日である。データは日経NEEDSの「ティック債券先物オプション」ファイルから採集し、取引が成立しているもののうち、5分刻みの国債先物約定値データを用いる。1日あたり87個で計31,668サンプルである。中心限月の交代に従い限月を切り替える。なお切り替えに当たっては、切り替え日の最初の5分間に旧限月のデータを併用して、収益率の計算に断層が出来ないように配慮する。

この期間は景気循環の後退期（2000年11月－02年1月。内閣府の判定による）にはほぼ含まれていると見られるので、景気変動局面別の考慮はしない。また、2001年2月5日と同年9月10日は東証のシステム障害が発生してデータが完備していないので、本稿ではこれらの日は使用しない。

5分刻みの約定値データは、次のように作成している。NEEDSデータからの国債先物の期近の限月のデータを、9:00－9:04, 9:05－9:09, …, 10:55－10:59のようにインターバルに区切り、ザラバで取引が成立しているもののうち、5分間のインターバルの最後の約定値データを採る。あるインターバルに約定がなければ、直前のインターバルのデータを使う。前場の最後は11:00（1分間）、後場の最後は15:00（1分間）、夜間取引の最後は18:00（1分間）とする。このようにするのはこれらのインターバルの取引高が大きいからである。板寄せはザラバと混用するが、板寄せは取引高がきわめて大きいから、9:00、12:30、15:30かそれを含む5分間に約定値があれば必ず採用する。収益率はその時間帯と直前の時間帯の価格を比較して計算する¹⁵。

アナウンスメントのうち8:50までのものはこれらの時間帯に国債先物の取引データがないので、9:00－9:04、つまりアナウンスメントが発生して最初に影響を与える国債先物の取引時間帯に含める。予定されているマクロ指標のアナウンスメントのうち、ブルームバーグ社の発表する予想値が利用可能である12個の指標とその実績値のアナウンス時刻は、次のとおりである。

国際収支、貿易統計、マネーサプライ、WPI、日銀短観（大企業、業況良－悪の判断DI）、GDP、鉱工業生産指数（IIP）速報；いずれも8:50、住宅着工、機械受注；14:00、家計調査（勤労者世帯）；8:00（2000年4月28日－2002年3月1日）、または8:30（2002年3月29日以降）、失業率、CPI；ともに8:00（2000年4月28日－2002年3月1日）、または8:30（2002年3月29日以降）。

また、予定マクロ指標のうち予想値が利用可能でない3個とその実績値のアナウンス時刻は次のとおりであり、これらは上記の指標と併せて計15個のダミー変数として扱う。法人企業統計；8:50、景気動向指数（速報値）；14:00、国債発行（入札結果通知）；14:00（2000年4月以降）、13:30（2001年5月－2002年3月末）。

これらのうち、国債発行はオファー（告示）の2日後ないし1－2週後に入札し、その結果は即日通知されるので、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。

なお、これら以外にもマクロ指標はあるが、問題があって、たとえば日銀オペは予告の発表の正確な時刻が特定し難い。

対象期間366日のうち重複を許して、9時（まで）にアナウンスメントがあるのが114日、14時にあるのが54日¹⁶、ニュースがないのが220日である。

ところで、一部の指標にはアナウンス日時の一致がみられる。以下では、これを考慮して重なるケースの多いアナウンスメントを、9時発表指標のグループ1（CPI、IIP、失業率、家計調査）、

¹⁵ 経過利子はアナウンスメントの影響を受けないので、考慮していない。

¹⁶ 13:30に国債入札のアナウンスメントがある日は、14時にある日にもニュースがない日にも含めない。

同グループ2（マネーサプライ、WPI、国際収支、GDP、法人企業統計）、14時発表指標のグループ（住宅着工と国債発行）とグルーピングすることも試みる。なぜなら、同一日の同一時刻にアナウンスメントが発生している場合、別々に推定すれば他のアナウンスメントの影響が入り込んでくるので、一括して調べないと正確さに欠けるかもしれないからである。

5 計測結果

まず、収益率の正と負の大きな変化とマクロ経済指標の関係について、上位10位の大きな変化を調べ、それらが指標の公表と関連しているかを見る。5分インターバルと当日で見ると、多くの変化がアナウンスメントの公表時刻やその近くで発生している。

表1a 収益率の正の大きな変化とマクロ経済指標

年月日	時刻	収益率	同時刻	当日
2000.12.21	9:00- 9:04	0.3702	*	日銀
2001. 9.12	9:00- 9:04	0.2878	*	*
2001. 8.14	13:10-13:14	0.2853	*	*
2001. 2.28	9:00- 9:04	0.2826	IIP	住宅
2001. 7. 3	9:05- 9:09	0.2648	*	*
2001.11.28	12:30-12:34	0.2581	*	*
2001. 2.28	16:10-16:14	0.2311	*	IIP, 住宅
2001. 3. 5	9:00- 9:04	0.2302	*	*
2001. 2.13	9:05- 9:09	0.2257	*	*
2001. 2.19	9:00- 9:04	0.2180	*	*

注 *はアナウンスメントがないことを表す。MSはマネーサプライである。

表1b 収益率の負の大きな変化とマクロ経済指標

年月日	時刻	収益率	同時刻	当日
2001. 4.12	9:10- 9:14	-0.3110	*	*
2001. 4.11	9:00- 9:04	-0.2961	MS, 国収	*
2001. 4. 6	9:00- 9:04	-0.2879	*	*
2001. 9.25	12:35-12:39	-0.2579	*	日銀
2001. 9. 6	13:35-13:39	-0.2290	*	*
2001. 9.19	9:00- 9:04	-0.2283	*	*
2001. 3.28	9:00- 9:04	-0.2151	*	*
2001. 9.11	13:50-13:54	-0.2083	*	日銀
2001.11.29	12:35-12:39	-0.1932	*	IIP
2001. 5.25	9:05- 9:09	-0.1926	*	CPI

収益率とその分散の5分刻みの時間帯毎の平均値を図1から4までに掲げている。図1、2によれば、国債先物取引は取引所取引の開始時と終了時である9時と15時、昼休みに入る11時と、それ

らの周辺において利回り変化が大きく活発である。図2では、分散が1日に2つの時間帯、すなわち9時から11時までと12時30分から15時までにおいてほぼU字形を示している。

また、図3、4はアナウンスメントがない日と対比して9時と14時にアナウンスメントがある日の変動をみている。これによると、9時のアナウンスメント日は収益率でも分散でもアナウンスメントがない日と大きな差はない。わずかに9時の直後に差がみられるインターバルがあるが、持続しない。これに対し、14時のアナウンスメント日は収益率、分散とも14時以降差があることが多く、かつ持続している。これらのことは、9時からの時間帯には取引が行われない前夜からの夜間の影響が大きいため¹⁷、アナウンスメントの効果が明確に現れにくいのに対し、14時のアナウンスメントに対する昼休みの影響はそれほど無いため、アナウンスメントの効果が即時的にはっきりと現れ、かつ持続しているものと考えられる。

計量分析の結果は次のとおりである。

(a) 最初にプリミティブ法の結果をみよう。説明変数にアナウンスメントのダミーと、取引開始時および終了時の時刻ダミー（9時、11時、12時30分、15時、15時30分、18時）を用いて収益率への影響を調べると、付表1-1に示されるように、10%水準で有意であるのはマネーサプライ、貿易、国際収支、WPI、短観、GDP、法人企業、景気動向、家計調査、IIPと、9時と12時30分の時刻ダミーであり、これらは2時間後まで有意である。

ボラティリティへは、マネーサプライ、WPI、GDP、家計調査、IIP、国債発行と、15時30分以外の時刻ダミーが有意で、これらを使うと3.5時間後まで有意である。

また、サプライズを説明変数に用いる場合、まず収益率への影響ではマネーサプライ、失業率、WPI、CPI、機械受注、短観、家計調査、IIPと9時と12時30分の時刻ダミーが3.5時間後まで有意である（付表2-1）。ボラティリティへの影響は、貿易、WPI、CPI、GDP、家計調査、IIP、国債発行と15時30分以外の時刻ダミーが2時間後まで有意である（付表2-2）。

アナウンスメント・ダミーとサプライズのそれぞれを用いる場合の結果を比較すると、収益率に対しては15個のダミーのうち10個が有意であり、サプライズは12個中8個が有意である。ボラティリティに対しては、15個のダミーのうち6個が、12個のサプライズのうち7個が、それぞれ有意である。

次に、アナウンスメントの日時が一致する指標をグループにし、グループ内のアナウンスメント・ダミーを合計して新たにダミー変数を作って分析する。まず9時に発表される指標のグループ1（CPI、IIP、失業率、家計調査）を収益率とボラティリティに対して回帰すると、それぞれアナウンスメントの発生時のみと5分後までに影響が認められ（付表3-1）、グループ2（マネーサプライ、WPI、国際収支、GDP、法人企業統計）は、収益率に対して5分後まで、ボラティリティには30分後までそれぞれ影響が生じる（付表3-2）。14時に発表されるアナウンスメントのグループ（住宅着工と国債発行）は、収益率にアナウンスメントの1時間後まで、ボラティリティには3時間後まで、それぞれ影響がある（付表3-3）。

なお、時刻ダミーは、アナウンスメント・ダミーを用いる場合でもサプライズを用いる場合でも同様に長く有意である。時刻ダミーのうち、しばしば有意である9時と12時30分は夜間と昼休みが

¹⁷ しかし、9時のアナウンスメントのある日以外について夜間（前日終値から当日始値まで）のボラティリティと日中（当日始値から終値まで）のボラティリティを比べると、図5のようであり、また分散は日中が0.047、夜間が0.007であって、やはり日中の動きの方が大きい。なお、9時（前）のアナウンスメントは夜間の時間帯に発生するからこれらの発生日を除いたが、これらの日を含めても分散の大小関係は変わらない。

終了して取引が開始される時刻であり、取引の休止時間にマクロ・アナウンスメントなどの情報が咀嚼・蓄積されて、収益率やボラティリティに対し取引開始時に影響が発生すると考えられる¹⁸。

(b)次に、3次関数法によりアナウンスメントの影響の長さをテストする。ここでは説明変数としてマクロ指標ではなく、アナウンスメントからの経過時間を用いる。

(1)式によって9時発表の指標全部の影響をみる(付表4-1, 4-2)。インターバルに分けると、収益率は発表-0.5時間後のインターバルだけが有意であるのに対し、ボラティリティには発表-0.5時間後、1-2時間後、2-3.5時間後と0.5-1時間後を除く全インターバルで有意性が認められるが、1-2時間後から後は3次の係数が正で、予想の逆である¹⁹。

さらに、9時の指標をグループ分けしても上記とほとんど同じ結果が得られ、違いはグループ1のボラティリティが1-2時間後、2-3.5時間後において有意でない点だけである。

14時公表の指標は、収益率に対し全インターバルにおいて有意で3次の係数も負であるが、ボラティリティに対しては0.5-1時間後のみで有意で3次の係数が負であり、他のインターバルでは3次の係数は有意でないか、有意であっても正である(付表5-1, 5-2)。

14時の指標のうち住宅と国債発行をグループとすると、収益率に対し1-2時間後から後のインターバルにおいて、ボラティリティに対し0.5-1時間後において、ともに3次の係数が有意で負であるが、他は3次の係数以外が有意であるのみである。

(b')次に、1日の中での周期的な変動を考えるために、3次関数法に三角関数によるFFF表現を加えて分析を行う。サンプルの取り方は(b)と同じである。

付表6-1が示すように、被説明変数に収益率を用いると、9時に発表される指標の影響は発表-0.5時間後において認められるだけであるのに対し、付表6-2から、ボラティリティには0.5-1時間後と2-3.5時間後において3次の係数は正で予想の逆ではあるものの、経過時間は有意であり、三角関数の係数も有意であって、1日のうちの周期的な変動がうかがわれる²⁰。

14時発表の指標については、結果が異なる。まず収益率には1-2時間後、2-3.5時間後において2次の係数が有意である。ボラティリティに対しては、全インターバルで有意に3次の係数が負であり、三角関数の係数も有意であって、1日のうちの周期的な変動が明確にみられる(付表7-1, 7-2)。

なお、指標をグループ分けしても全体をまとめて計測する場合とほとんど違いはない。

これらから、収益率とボラティリティへの影響の持続時間に差異が見られるのは、9時に発表される指標である。収益率には0-1時間後にだけ有意で影響が早く消えてしまうのに対し、ボラティリティには2-3.5時間後においても有意であって影響は長く持続している。ただし、3次の係数の符号条件を満たしてはいない。他方、14時のアナウンスメントの影響は収益率、ボラティリティとも2-3.5時間後にも消えないことがある。

以上の特徴は、前掲の図やプリミティブ法の結果からも確認できる。これらのことから、国債先

¹⁸ なお、9時、11時、12時30分、15時、15時30分、18時にはザラバとは異なる取引方法(板寄せ)が行われているが、これらの時刻ダミー変数が異なる分析法においても一貫して有意であることから、取引システムの違いが影響を及ぼしている可能性も排除できない。ただし、9-11時、12時30分-15時、15時30分-18時のそれぞれの両端の時点間の収益率をザラバと板寄せで比べても有意な差は検出できなかったため、この可能性も大きくないであろう。
¹⁹ これは、本稿での定式化に問題がある、サンプルにアウトライヤーが残っている、などの原因が考えられよう。この点の検討は今後の課題である。

²⁰ Andersen and Bollerslev(1987,1998)で選択されているPの値は2から6までで、自由度修正済み決定係数を最大にする値が用いられているが、本稿ではPの値を1~4としても回帰結果はほとんど変わらなかったため、付表ではP=1の結果を記載している。

物市場は非効率的であると言いうるであろう。9時と14時の結果の違いについては、それぞれの前の時間帯の影響の違いと説明できよう。つまり、前夜からの長い夜間時間帯では外国市場を初めとするさまざまなニュースが発生しており、それらの影響が9時のマクロ・アナウンスメントの影響を上回るほどである、他方、14時以降の市場も昼休みの間のアナウンスメント以外のニュースに影響されるが、それらはそれほど大きいものではなく、むしろマクロ・アナウンスメントの影響が明確に出てくる、との解釈である。

(c) GARCHモデルの推定結果

プリミティブ法を用いた計測において有意であった変数を利用して、GARCHモデルの推定を行う²¹。GARCHモデルを用いると、ボラティリティへのマクロ経済アナウンスメントの影響とともに、過去のボラティリティの影響も推定することが可能である。GARCHモデルにおける条件付分散の定式化の(6)式から、 $(\alpha + \beta)^j = 1/2$ を満たす j は分散が無条件分散に半分戻るために必要とする時間の長さを表す。

計測結果は次のとおりである。まず、プリミティブ法で有意であったアナウンスメント・ダミーを個別に用いる推定と、サプライズ変数を個別に用いる推定とからは各指標 k について $\alpha_0 + \alpha_k + \beta_0 + \beta_k$ が負になることが多いが²²、有意な結果のみを使うと分散が半分戻るために必要とするのは65～70分である（付表8-1、8-2）。また、9時に発表される指標のうちCPI、IIP、失業率、家計調査のグループ1を使う場合と、マネーサプライ、WPI、国際収支、GDP、法人企業のグループ2を使う場合、分散が半分戻るために必要とする時間は80～90分である（付表8-3、8-4）。14時に発表される住宅着工と国債発行のグループを使うと、分散が半分戻るのに要するのは約20分である（付表8-5）。

(c) GJRモデルの推定結果

次いで、ボラティリティの非対称性、つまり、前日に価格が上がったか下がったかによってボラティリティの変動が非対称にあらわれるか否かをテストする。前節で用いたGARCHモデルでは、ボラティリティ変動の非対称性を捉えられないので、それが可能なGJRモデルを用いる。計測結果から Γ は有意で、非対称性が示される（付表9）。

6 おわりに

本稿は、夜間取引開始後の期間におけるティック・データを用い、国債先物市場の収益率とボラティリティに対してマクロ経済指標のアナウンスメントがどのように影響を及ぼしているかを調べて、市場の効率性や構造を分析した。アナウンスメントの影響を見るのに、ダミー変数だけでなく実績値と予想値の差であるサプライズ変数も用いた。

テストの方法としては、次を採用した。

- (a) アナウンスメント変数を使い、全時間帯で、あるいは時間帯別に区切って回帰を行うプリミティブ法による。
- (b) 影響をアナウンスメントからの経過時間の3次関数とする、イントラデイの変動も考慮するために、3次関数とFFFの三角関数による定式化を用いる。
- (c) GARCHモデルを使って計測を行い、OLSによるプリミティブ法の結果と相違があるか否か

²¹ FFFで日次の変動が検出されたので、GARCHでもこれを考慮して時刻ダミーで対処しようとしたが、計測では有意な結果が得られないので、以下では記載しない。

²² アナウンスがあった時の影響を見たいので、この値を取り上げている。

をチェックする。さらにGJRモデルを用いて、ボラティリティの非対称性についても分析する。

計測結果をまとめれば、次のとおりである。プリミティブ法でマクロ経済指標アナウンスメントの影響を分析すると、国債先物の収益率とボラティリティに対して、ダミー変数を用いてもサプライズ変数を用いてもほぼ半数以上の変数が有意であり、有意性は持続する。ただし、アナウンス時刻別にグルーピングすると、14時の指標のボラティリティへの影響以外のいずれの場合も影響は1時間以内に消えている。

さらに、時刻ダミーについての結果からは、取引コストや在庫コスト、逆選択などの要因により、投資家が寄付きや引けに多くの取引を集中させていて、収益率とボラティリティに影響が出ていると考えることができるのかもしれない。

次に、3次関数法とFFF表現を用いて分析すると、指標公表の影響はより長く持続するとの結果が得られる。9時に発表される指標の収益率への影響は0.5時間だけ持続するのに対し、ボラティリティには2-3.5時間後まで残っている。14時に発表される指標は収益率とボラティリティへ3.5時間の影響が示される。

このように、3次関数法、FFF表現を取り入れた分析ではニュースの発表から3時間以上後まで影響が持続している場合が多い。図やプリミティブ法の結果と併せ考えると、国債先物市場は非効率的说であると言いうるのであろう。9時と14時の結果の違いについては、前夜からの長い夜間時間帯のさまざまなニュースの影響が9時のマクロ・アナウンスメントの影響を上回るほどであり、他方、14時以降の市場も昼休みのニュースに影響されるがそれらはそれほど大きいものではなく、むしろマクロ・アナウンスメントの影響が明確に出てくる、と考えられる。

また本稿では、ボラティリティへのマクロ経済アナウンスメントの影響をGARCHモデルで分析し、ボラティリティの非対称性についてはGJRモデルを用いて分析を行ったが、ボラティリティの分散が半分戻するのに要する時間は1時間以上であることが多く、市場が効率的であるとは見られない。また、GJRモデルはボラティリティが非対称的であることを示す。

残された課題としては、テスト法次第で国債先物市場の効率性について整合的な結果が得られなかったが、これをどう説明するか、また、先物と現物の価格変動が近年になく大きかった2003年夏の期間を取り入れる分析を行うこと、などがあげられよう。

(2004年12月13日最終稿)

<参考文献>

Andersen, T. and T. Bollerslev (1997), "Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial Markets," Journal of Empirical Finance, 115-58.

Andersen, T. and T. Bollerslev (1998), "Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependence," Journal of Finance, 219-65.

Andersen, T., T. Bollerslev and J. Cai (2000), "Intraday and Interday Volatility in Japanese Stock Market", Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 107-30.

Bollerslev, T., J. Cai and F. Song (2000), "Intraday Periodicity, Long Memory Volatility, and Macroeconomic Announcement Effects in the US Treasury Bond Market," Journal of

Empirical Finance, 37-55.

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.

Fama, E. (1991) , " Efficient Capital Market II," Journal of Finance, 1575-1617.

Gallant, A. (1982)," Unbiased Determination of Production Technologies," Journal of Econometrics, 285-323.

Glosten, L., R. Jagannathan and 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.

Huang, R., J. Cai and X. Wang (2002), "Information-Based Trading in the Treasury Note Interdealer Broker Market", Journal of Financial Intermediation, 269-96.

Jain, P. (1988) , "Response of Hourly Stock Prices and Trading Volume to Economic News," Journal of Business, 219-31.

Jones, C., O. Lamont and R. Lumsdaine (1998), "Macroeconomic News and Bond Market Volatility," Journal of Financial Economics, 315-37.

Li, L. and R. Engle (1998), "Macroeconomic Announcements and Volatility of Treasury Futures," University of California San Diego Discussion Paper, #98-27.

釜江廣志・二木祥代 (2002) 「高頻度データによるわが国現物国債流通市場における効率性の検証」『生活経済学研究』17巻。

桑名陽一・須斎正幸・川崎能典 (2000) 「マクロ経済指標値の公表が外国為替市場に与える影響」『統計数理』48巻1号。

副島豊(2001)「JGB先物市場の注文付け合わせ方法と価格変動」日銀金融市場局ワーキングペーパーシリーズ、2001-J-1。