

# アフィン・イールド・モデルによる国債市場 効率性のテスト<sup>1)</sup>

釜 江 廣 志  
二 木 祥 代

## § 1 はじめに

従来、金融・証券市場のセミ・ストロング・フォームの市場効率性のテストは日次データなどを用いて行われてきた<sup>2)</sup>。しかし、公表された情報の影響を調べるには、データの採集間隔が短いほど適切であるのは当然であろう。分刻みや秒刻みのデータは高頻度データ、あるいはティック (tick) データと呼ばれるが、本稿はわが国現物国債流通市場の効率性仮説を、アフィン (affine) イールド・モデルの枠組みと高頻度データを用いてテストすることを目的とする。

高頻度データを用いた先行研究には、金利・為替の各先物の分刻みデータを用いて、マクロ経済指標のアナウンスの影響を調べる Ederington and Lee (1993)、ユーロダラー金利と米財務省債券の各先物の分刻みデータを用い、マクロ指標発表の6時間後までテストして、発表に無相関になるまで何時間かかるかを調べる方法により効率性仮説を検定する Becker 他 (1996)、指標公表の為替に対する影響を、公表の時刻からの時間帯を順次拡大して回帰分析する Tanner (1997) などがある。

債券の高頻度データを用いた分析も行われている。Fleming and Remolona (1999) は分刻みの米国債を用いて、ニュースの価格ボラティリティ、取引高、ビッド・アスク・スプレッドに対する反応を調べるのに、Campbell 他 (1997) で取り上げられているアフィン・イールド・モデルによる定式化も利用している。

わが国現物国債の流通市場は価格公示の場である取引所市場と店頭市場に別れ、後者にはさらに、証券会社が対顧客で仕切り (自己勘定) 売買を行う市場と、

BB（ブローカーズ・ブローカー）が業者（証券会社とディーリング認可を受けた銀行など）の間の取引を仲介する市場とがあり、BB市場での国債の売買は1日あたり1.1兆円（96年，往復計算）で，対顧客売買の約半分である。

釜江・二木（2002a）ではこのようなBB市場から得られる利回りの tick データを使って市場効率性仮説をテストした。すなわち，利回りの変化幅がマクロ指標の発表というイベントからの経過時間の関数であり，イベントの影響は時間の経過につれ遞減的であると仮定して，イベント発生時からそれより後のある時間帯までを通しての影響を検定した。テスト結果は，イベントはかなり長い時間持続した影響を与えており，市場が効率的であると見なすことはできないことを示した。

本稿の目的は釜江・二木（2002a）の主張を補完するべく，アフィン・イールド・モデルを用いてわが国の現物国債流通市場の効率性仮説をテストすることである。ところで，利回りに影響を与えるのは公表されたマクロ指標の全体ではなく，そのうちの予想されない部分である。この部分をサプライズと呼ぶことにするが，サプライズを求めるためにはまず，マクロ指標の予想値が得られなければならない。前稿とは異なってサプライズを使うために，本稿ではブルームバーグ社のデータベースに収録のサーベイ・データとともに，カルマン・フィルター（KF）により推計される予想値を得る。

次節でモデルとテストの方法を記述する。第3節では本稿で用いる最終利回り tick データと，月次で発表される主要なマクロ経済指標を説明する。第4節ではテスト結果を提示して，その解釈を行う。第5節は，まとめと残された問題を述べる。

## § 2 モデルとテストの方法

Campbell 他（1997）と Fleming and Remolona（1999）に沿ってモデルの定式化を行う。なお，以下では小文字の変数は大文字のその対数値を示す。1期を5分ないし15分（ $= 1/N$  か月）とする。時点  $t$  で残存  $nN$  期（ $= n$  か月）の債券価格の対数値  $p_m$  は，確率的割引要素  $M^*$  の対数値  $m$  に関し結合対数正規

分布をすると仮定する.

$$(1) \quad p_{nN,t} = E_t(m_{t+1} + p_{nN-1,t+1}) + 0.5 \text{var}_t(m_{t+1} + p_{nN-1,t+1})$$

ここに  $M^*_{t+1} = \delta U'(C_{t+1})/U'(C_t)$  であり,  $\delta$  は (時間) 割引要素である.  $m$  を期待形成を表す要素 (状態変数)  $x$  と誤差項  $\varepsilon$  の和とする.

$$(2) \quad -m_{t+1} = x_t + \varepsilon_{t+1}$$

$\varepsilon$  は分散一定で, 正規分布に従うとする. また,  $x$  は AR(1) に従い, 平均  $\mu$  で persistence が  $(1 - \phi)$  であり, 誤差項は  $\xi$  とする<sup>3)</sup>.  $x$  は平均回帰的 (mean-reverting) であると仮定するが, (2)式から  $m$  も平均回帰的である.  $x$  の平均への回帰率 (または部分的調整率)  $\phi$  は正であると仮定する.  $\xi_t$  は時点  $t$  での発表された情報の  $x$  へのショックを表す.

$$(3) \quad x_{t+1} = \phi\mu + (1 - \phi)x_t + \xi_{t+1}$$

つまり

$$x_{t+1} - x_t = \phi(\mu - x_t) + \xi_{t+1}$$

ここで

$$(4) \quad \varepsilon_{t+1} = \beta\xi_{t+1}$$

を仮定すると, (2)式は

$$(5) \quad -m_{t+1} = x_t + \beta\xi_{t+1}$$

である.

$n = 1$  のとき,  $p_{n-1,t+1} = 0$  であるから, (1)式は

$$(1') \quad p_{1t} = E_t(m_{t+1}) + 0.5 \text{var}_t(m_{t+1})$$

$\xi$  の分散を  $\sigma^2$  とすると, (3), (5)式から

$$p_{1t} = x_t - \beta^2\sigma^2/2$$

そこで, 一般に

$$(6) \quad -p_{nN,t} = A_{nN} + B_{nN}x_t$$

であると仮定する. このとき, (3), (5), (6)式から, (1)式の右辺は

$$E_t(m_{t+1} + p_{n-1,t+1}) = -x_t - A_{n-1} - B_{n-1}\phi\mu - (1 - \phi)B_{n-1}x_t$$

$$\text{var}_t(m_{t+1} + p_{n-1,t+1}) = (\beta + B_{n-1})^2\sigma^2$$

である. これらと(6)式を(1)式に代入して,

$$A_n + B_n x_t - x_t - A_{n-1} - B_{n-1} \phi \mu - (1-\phi) B_{n-1} x_t + (\beta + B_{n-1})^2 \sigma^2 / 2 = 0$$

これが全ての  $x_t$  について成立するので、 $x_t$  の付く項とそれ以外の項がそれぞれ全体として 0 でなければならない。  $x_t$  の付く項の全体 = 0 から

$$(7) \quad B_{nN} = 1 + (1-\phi) B_{nN-1} = [1 - (1-\phi)^{nN}] / \phi$$

である。

ところで、(3)式から  $h$  期先との差は

$$\begin{aligned} x_{t+h} - x_t &= (1-\phi)(x_{t+h-1} - x_{t-1}) + \xi_{t+h} - \xi_t \\ &= (1-\phi)^2(x_{t+h-2} - x_{t-2}) + (1-\phi)(\xi_{t+h-1} - \xi_{t-1}) + \xi_{t+h} - \xi_t \\ &= (1-\phi)^3(x_{t+h-3} - x_{t-3}) + (1-\phi)^2(\xi_{t+h-2} - \xi_{t-2}) + (1-\phi)(\xi_{t+h-1} - \xi_{t-1}) \\ &\quad + \xi_{t+h} - \xi_t \end{aligned}$$

= ...

$$(8) \quad = (1-\phi)^{h+1}(x_{t-1} - x_{t-h-1}) + (1-\phi)^h(\xi_t - \xi_{t-h}) + (1-\phi)^{h-1}(\xi_{t+1} - \xi_{t-h+1}) \\ + \dots + (1-\phi)^2(\xi_{t+h-2} - \xi_{t-2}) + (1-\phi)(\xi_{t+h-1} - \xi_{t-1}) + \xi_{t+h} - \xi_t$$

である。なお、最終利回りの対数値  $y \equiv \ln(1+Y)$  は  $y_{nNt} = -p_{nNt}/nN$  である<sup>4)</sup>。

初めに、 $\xi_t \neq 0$  のケース、すなわち、時点  $t$  でのサプライズ（マクロ指標の予想されない部分）が  $h$  期先まで影響を持つケースを考える。(6), (8)式から

$$(9) \quad y_{nN,t+h} - y_{nN,t} = B_{nN}(x_{t+h} - x_t) / nN \\ = -B_{nN}[1 - (1-\phi)^h] \xi_t / nN \quad (\because \xi_{t+1} = 0, \xi_{t-1} = 0, \dots) \\ = -\{[1 - (1-\phi)^{nN}][1 - (1-\phi)^h] / nN \phi\} \xi_t$$

$s_{jt}$  を時点  $t$  における第  $j$  サプライズとし、Fleming and Remolona (1999) のように  $\xi_{jt} = \alpha_j s_{jt}$  とすると、 $h$  期までの間における利回りの変化は次のようになる。

$$(10) \quad y_{nN,t+h} - y_{nN,t} = -\{[1 - (1-\phi)^{nN}][1 - (1-\phi)^h] / nN \phi\} \alpha_j s_{jt} + e_t$$

次に、 $\xi_{t-1} \neq 0$  (時点  $t-1$  でのサプライズが  $h$  期先まで影響を持つ) のケースを考える。(6), (8)式から

$$(11) \quad y_{nN,t+h} - y_{nN,t} = B_{nN}(x_{t+h} - x_t) / nN = B_{nN}(1-\phi)[(1-\phi)^h - 1] \xi_{t-1} / nN$$

また  $\xi_{t-2} \neq 0$  なら

$$(12) \quad y_{nN,t+h} - y_{nN,t} = B_{nN}(x_{t+h} - x_t) / nN = B_{nN}(1-\phi)^2[(1-\phi)^h - 1] \xi_{t-2} / nN$$

さらに、 $\xi_{t-g} \neq 0$  (時点  $t-g$  でのサプライズが  $h$  期先まで影響を持つ) なら

$$(13) \quad y_{n,N,t+h} - y_{n,N,t} = B_{nN}(x_{t+h} - x_t) / nN = B_{nN}(1 - \phi)^g [(1 - \phi)^h - 1] \xi_{t-g} / nN$$

このとき

$$(14) \quad y_{n,N,t+h} - y_{n,N,t} = -\{(1 - \phi)^g [1 - (1 - \phi)^{nN}] [1 - (1 - \phi)^h] / nN \phi\} \alpha_s s_{t-g} + e_t$$

本稿では、ある日の17時までにマクロ指標の公表があっても、公表の影響はその日の取引が終了する17時までに完了すると仮定し、翌日への影響を考えないことにする<sup>5)</sup>。ただし、17時以後の公表指標(96年7月のマネーサプライのみ)については例外的に、翌日に影響があるとする。

上で導いた(10)などの関係式は  $h = 1$  の場合を除き、 $\phi$ 、 $\alpha_s$  など2つ以上のパラメータの非線形の式であり、OLSでは解けない。ただし、 $\alpha_s$  を入れずに、指標のグループ別一括してOLSで推定すれば、(10)式の { } 内は全体として有意性を判定できる。 $h$  を短く取り順次見ていくと、次期では  $s_{t+1} = 0$  であるが  $s_{t+1-1} \neq 0$ 、次々期は  $s_{t+2} \neq 0$  であり、(11)、(12)式のようにともに計算可能である。以下ではまずこの方法による計測を行う。

なお、例えば30分間の反応は同一と仮定しても、5分刻みのサンプルを6個(または、15分刻みのサンプルを2個)まとめて回帰に使うことは不可能である<sup>6)</sup>。また、 $h$  を長く取り第0時点と比べると不適切である<sup>7)</sup>。さらに  $\Delta y_{n,t-h} - \Delta y_{n,t}$  のタームでの定式化にも難点がある<sup>8)</sup>。

### § 3 データ

計測対象期間は1996年7月1日から98年3月31日までで、長期国債の最長期物に近い銘柄である182回債(05年9月償還)の tick データを用いる<sup>9)</sup>。

マクロ経済指標としては、わが国で月次か4半期で発表される主要なものの影響を調べることにする。以下では、96年7月から98年3月までの期間中に、主として8時50分に発表される鉱工業生産指数速報(IIP)、卸売物価指数(WPI)、マネーサプライ(MS)、経常収支黒字(国際収支)、通関貿易統計(貿易統計)、日銀主要企業短観(全産業、業況判断DI)<sup>10)</sup>と、14時に発表される新設住宅着工戸数、家計調査(全世帯名目)、景気動向指数(先行指数)を使う。これらの指標は単独で使うとサンプルが少なすぎ、なるべくサンプルを増加させるために、

GMM の計測で個別に使用する表 5 ～ 6 A 以外はそれぞれグループとして取り扱う<sup>11)</sup>。各指標の発表時刻は次のとおりである。

8時50分発表：IIP（97年10月における発表分から）、WPIとMS（ともに96年12月以降）、国際収支、貿易統計（ともに全期間）、短観（96年11月以降）、11時：短観（96年8月のみ）、WPIとマネーサプライ（ともに96年8月から96年11月まで）、13時30分：IIP（97年1月から97年9月まで）、14時：住宅着工、家計調査、景気動向指数（いずれも全期間）、15時30分：IIP（96年7月から12月まで）、16時：WPI（96年7月のみ）、17時45分：MS（96年7月のみ）。

2つの指標が同日同時刻に発表されれば、これらは共に影響している可能性があり、その識別は容易でない。そこで、これらのサンプルは削除することにする。

ところで、サプライズ、つまり、指標の予想されない部分を求めるためには、予想値を得なければならない。本稿では予想値を求めるのに、カルマン・フィルター（KF）を用いて推計する方法と、サーベイ・データを利用する方法を使う。

まず、KF推計を行うに際しIIP、WPI、MS、住宅着工、家計調査については、季節変動を排除するために1年前の同月比の変化率をとり、これにフィルターをかけて予想値を推計し、実現値と予想値の差として予想されざる部分（期待誤差、単位%）を求める。国際収支、貿易統計、短観はフレが大きく他の変化率と違いがありすぎるので、黒字額や指数（%）など変数自体をKF推計し、予想されざる部分を求める<sup>12)</sup>。

このようにしても誤差（率）の変動は変数によってかなり違う。国債利回りに影響する変数として、他の誤差（率）と同様に扱うために、全ての変数をそれぞれの標準偏差で正規化する。こうして得られる全ての説明変数を合計して1つの新変数とし、回帰分析を行う。

次に、サーベイ・データはブルームバーグのデータベースで過去の指標の予想値が採集可能であり、これを使用する。期待誤差率は（実績値－予想値）／実績値として計算する<sup>13)</sup>。

ここで、予想値データの性質を確認しておこう。ただし、サーベイ・データのうち国際収支と貿易統計は月により絶対額か変化率のどちらかしか採集できない

ことがあり、以下のテストは行わない<sup>14)</sup>。

(1) イノベーション  $x - E(x_{-1})$  に自己相関がないこと<sup>15)</sup>。KF 推計の国際収支、IIP、住宅着工と、サーベイ・データの IIP、WPI、景気動向、住宅着工、家計調査は自己相関がないとの仮説が棄却されない。

(2) 不偏性<sup>16)</sup>。サーベイ・データのマネーサプライ、景気動向、住宅着工、家計調査がこの性質を満たす。

(3) 効率性<sup>17)</sup>。KF 推計の IIP、住宅着工と、サーベイ・データの MS、景気動向、住宅着工がそれぞれほぼこの性質を満たす。

さて、国際収支と貿易統計は黒字が増えれば輸入増(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、政策の方向は一概には言えず、予想される利回りへの影響の符号も決められない。

また、影響の大きさは景気の局面別に異なりうる。例えば00年6月内閣府作成の景気基準日付では、第12循環は谷が93年10月、山が97年3月、谷が99年4月である。しかるに、コールレートの動きを見ると、景気拡張末期の過熱期で引締めが行われたはずの山の時期の直前である97年3月の直前でも引締めがなされているとは認められない。したがって、本稿では、景気局面別の考慮はしないことにする。

さらに、サプライズの値が正であるか負であるかで影響が対称的であるとは限らない。そこで、OLS で推定を行うのに際し、このようなレバレッジ効果(Glosten 他(1993))を考慮するために、(10)式などを修正した次の定式化などを使う。

$$(15) \quad y_{n,N,t+h} - y_{n,N,t} = a + b \cdot s_t + c \cdot D_t \cdot s_t + e_t$$

ここに、

$$\begin{aligned} D_t &= 0, \text{ if } s_t \geq 0 \\ &= 1, \text{ if } s_t < 0. \end{aligned}$$

したがって、 $s_t \geq 0$  ならその影響は  $b$  で表され、 $s_t < 0$  なら  $b+c$  で表される。つまり、 $c$  はサプライズが正か負かで生じる影響の差を示す。ところで、得られ

る回帰分析の結果は  $b$  と  $c$  の個別の有意性を示すが、必要であるのは  $c$  ではなく  $(b+c)$  全体の有意性である。  $b$  が有意であれば、有意なものを探すという目的は達成されていることになるから、調べるべきは  $b$  が有意でないケースで  $(b+c)$  が有意となるかである。

相関係数  $\text{Cor}(b,c)=0$  と仮定する。このとき、 $t$  値は

$$t(b+c) = (b+c)/\text{se}(b+c) = (b+c)/\sqrt{\text{var } b + \text{var } c}$$

$\text{se}$  は標準誤差である。ここで  $t(b) \approx 0$  なら  $b < \sqrt{\text{var } b}$  であり、 $t(b+c) \approx c/\sqrt{\text{var } b + \text{var } c} < t(c)$  となる。特に  $\text{var } b < \text{var } c$  なら  $t(b+c) \approx c/\sqrt{\text{var } c} = t(c)$  である。つまり、 $c$  が有意であれば  $(b+c)$  も有意となる可能性があるが、 $c$  が非有意なら  $(b+c)$  が有意となることはない。したがって、 $b$  が有意でなくかつ  $c$  が有意である場合のみを検討すればよい。

#### § 4 テスト結果

得られた結果は表のとおりである。表 1～4 と 1A～4A は、指標公表の一定時間後の利回りと、それらの 5 分前、あるいは 15 分前のそれぞれの利回りとの差を被説明変数とし OLS で推定している。1 日につき 1 サンプルがあるが、これをなるべく増すために、指標公表日以外の日も含めてダミー変数を用いて計測する。ただし、8 時 50 分以外または 14 時以外に公表されている日と、2 つの指標が同日同時刻に発表される場合と、異常値がある場合を含めないで、使用できるサンプル数は約 450 である。

初めに、KF 法による推計値を用いる場合の計測結果 (表 1～4) によれば、表 4 を除き 8 時 50 分発表の指標と 14 時発表の指標の両グループともほぼ 2 時間後まで有意な影響が残存し、8 時 50 分発表のグループの影響は、5 分間変化で見ると 6 時間後まで有意である。

次いでサーベイ・データ法による場合の結果 (表 1A～4A) によれば、8 時 50 分発表指標のグループの影響は 4 時間後まで、また 5 分間変化で見ると 7 時間後まで有意であり、14 時発表指標のグループはほぼ 1.5 時間後まで有意な影響が残存している。これらから、サプライズに対して迅速な反応だけが見られるわけ

ではないから、市場が効率的であるとは考えられないと解釈してよいであろう。

なお、表1, 2, 1Aのように、5分後までの即時的な影響のないケースがあるが、これらも何時間か後には有意な影響が出ているので、これらを用いることには問題はないと考えられる<sup>18)</sup>。

また、定数項は表1, 2と表2Aで7時間後、つまり16時頃に、表3, 4と表3Aでは1時間後、つまり取引所取引が終了する15時頃に、それぞれ有意であり、これらの時刻において、指標の発表以外の要因で一般的に取引が活発になって、利回りの変化が生じる可能性があることを示す。このことは、指標が8時50分に発表される日と、14時に発表される日と、サプライズがない日のそれぞれについて、5分ごとの利回りの変化の標準偏差を計算し比較した図(釜江・二木(2002a)参照)から、BB市場での債券取引が証券取引所での取引の開始時と終了時である9時と15時とそれらの周辺において活発であるようにみえることも整合的である。しかし、これら以外の時刻(表1の6時間後や表3の1.5時間後)にも利回りへの有意な影響が検出されているから、各表では一般的に取引が活発になることのみが示されているのではなく、指標発表の影響も示されているとみてよいであろう。

次にGMMによる推定結果をみよう。まず、表5～6はKF法による場合で、指標公表の $x$ 分後の利回りとそれらの15分前の利回りととの差を被説明変数にして(10)式をGMMで推定する。使用するサンプルはOLSの場合と同様である。各表の「全指標」は、8時50分発表の指標の全てと14時発表の指標の全てをそれぞれグループとして一括して取り扱う場合の結果を示す。さらに表5A～6Aはサーベイ・データを用いる場合である。

表5～6の結果によれば、平均への回帰率(部分的調整率) $\phi$ は1期当たり0.00002から0.00005の間の値であるが、2880(=60/15×24×30)倍して1月当たりになると、0.05から0.14である。平均への回帰が半分達成されるのに、5.0か月(= $|\log 0.5|/0.14$ )から14か月(= $|\log 0.5|/0.05$ )要することになる。

表5A～6Aもほぼ同様の結果が得られている。貿易を除き、 $\phi$ は1期当たり0.000002から0.00005の間の値で、1月当たりになると、0.006から0.14である。平

均への回帰が半分達成されるのに、5.0か月(=  $|\log 0.5|/0.14$ )から115か月(=  $|\log 0.5|/0.006$ )要することになる。貿易の  $\phi$  は0.87で、15分間でほとんど調整が完了している。

なお、仮説検定の結果は、表5では全指標を一括する場合とマネーサプライだけ、また表5Aでは全指標と国際収支以外について、「モデルが正しく定式化されている」との帰無仮説が棄却されないが、他は棄却されており、モデルの定式化の誤りを示唆している。とりわけ、14時発表のグループについては全ての場合で帰無仮説が棄却され、上記の平均への回帰率が小さすぎることと併せ、指標の選択など今後検討すべき問題が残る。

表1 8時50分発表指標の影響 (KF法, 5分間の利回りの変化)

	$b$	$c$	$b+c$	定数項	DW
5分後	0.05	0.23			1.99
30分後	-0.94	0.87			1.99
1時間後	0.21	0.40			1.99
2時間後	-0.03	0.97			2.12
4時間後	0.83	0.88			2.03
5時間後	0.04	-0.12			2.03
6時間後	0.01	-1.70**	-1.68**		1.98
7時間後	0.02	-0.65		-1.45*	1.89
8時間10分後	0.12	1.06			2.18

注：KF法による推計値を用いた(15)式の推定結果である。被説明変数は5分間の変化であり、表の数値はそれぞれの係数推定値の  $t$  値を示す。 $b+c$  の  $t$  値は  $b$  と  $c$  の相関がないと仮定するときの概算値で、 $b$  が有意でなく  $c$  が有意である場合のみを記載する。\*\*\*, \*\*, \* は両側5%, 10%, 20%で有意である。DW比は & 印を付けたものを除き、系列相関が存在しないことを示す。定数項は有意なもの以外の記載を省略している(以下、表4Aまで同様)。

表2 8時50分発表指標の影響(KF法, 15分間の利回りの変化)

	$b$	$c$	$b+c$	定数項	DW
5分後	-0.26	0.18			1.96
30分後	-0.65	0.24			2.00
1時間後	0.10	-0.06			2.05
2時間後	0.67	-1.92**	-1.86**		2.20
4時間後	0.83	0.88			2.03
5時間後	0.88	0.44			2.07
6時間後	-0.99	1.03			2.13
7時間後	0.08	-0.79		-2.13***	1.95
8時間10分後	0.38	-0.36			1.01 <sup>△</sup>

表3 14時発表指標の影響(KF法, 5分間の変化)

	$b$	$c$	定数項	DW
5分後	2.19***	-1.06	1.60*	2.00
30分後	-0.56	-0.14		1.90
1時間後	2.27***	-1.18	1.84**	2.23
1.5時間後	-2.21***	2.52***		2.17
2時間後	1.33*	-1.19		1.91
2.5時間後	-1.55*	0.29		2.00
3時間後	0.74	0.28	-1.52*	2.21

表4 14時発表指標の影響(KF法, 15分間の変化)

	$b$	$c$	$b+c$	定数項	DW
5分後	2.95***	-0.82		1.72**	2.14
30分後	0.08	-0.02			2.05
1時間後	1.08	-0.86		1.65**	2.13
1.5時間後	-1.14	1.43*	0.59		1.98
2時間後	-0.08	0.40		1.48*	2.13
2.5時間後	-1.22	-0.48			2.07
3時間後	-2.01***	1.17			1.03 <sup>△</sup>

表 1 A 8時50分発表指標の影響 (サーベイ・データ法, 5分間の利回りの変化)

	$b$	$c$	$b+c$	定数項	DW
5分後	0.36	-0.27			1.99
30分後	0.32	-0.21			1.96
1時間後	0.77	-0.16			1.96
2時間後	-0.10	0.33			2.10
4時間後	-1.52*	1.74**	0.46	-1.32*	2.05
5時間後	-0.01	-0.94			2.04
6時間後	0.71	-0.06			1.94
7時間後	-0.08	-2.15***	-1.76**		1.77
8時間10分後	0.69	-0.46		-1.35*	2.18

表 2 A 8時50分発表指標の影響 (サーベイ・データ法, 15分間の変化)

	$b$	$c$	$b+c$	定数項	DW
5分後	-0.36	-0.39			1.96
30分後	-2.53***	1.47*			1.97
1時間後	0.81	-0.03			2.02
2時間後	-1.09	1.01			2.19
4時間後	-1.51*	1.74**	0.46	-1.32*	2.03
5時間後	-0.61	-0.02			2.07
6時間後	1.28	-1.21		1.30*	2.16
7時間後	0.43	-0.80		-2.12***	1.94
8時間10分後	-0.06	0.12			1.02 <sup>△</sup>

表3A 14時発表指標の影響(サーベイ・データ法, 5分間の変化)

	$b$	$c$	定数項	DW
5分後	2.26***	-0.97	1.57*	1.98
30分後	-0.94	0.09		1.91
1時間後	1.46*	-0.60	1.93**	2.22
1.5時間後	-2.65***	3.84***		2.16
2時間後	0.64	-0.50		1.91
2.5時間後	-1.14*	-0.02		2.00
3時間後	0.22	-0.34	-1.66**	2.20

表4A 14時発表指標の影響(サーベイ・データ法, 15分間の変化)

	$b$	$c$	$b+c$	定数項	DW
5分後	3.30***	-1.34*		1.52*	2.12
30分後	-1.56*	0.57			2.07
1時間後	1.14	-0.85		1.62*	2.13
1.5時間後	-0.66	1.71**	1.05		1.98
2時間後	-0.04	0.44		-1.47*	2.13
2.5時間後	-1.29	-0.27			2.06
3時間後	-1.62*	0.99			1.03 <sup>e</sup>

表5 8時50分発表指標の影響のGMM推定値(KF法, 15分間の変化)

	$\phi$	$se$	J統計量	自由度
全指標	.000050	6.43	4.64*	5
WPI	.000049	1224.	27.71	5
国際収支	.000048	771.1	28.38	5
貿易	.000041	234.5	28.26	5
マネー	.000030	232.9	7.02*	6
IIP	.000016	19.68	7.02*	6

注：J統計量に付けた\*印は、モデルが正しく定式化されているとの帰無仮説を5%水準で棄却しないことを示す（以下同じ）。

表6 14時発表指標の影響のGMM推定値（KF法，15分間の変化）

	$\phi$	se	J統計量	自由度
全指標	.000039	23.73	29.70	3
家計	.000040	109.9	30.46	4
住宅	.000041	1.761	29.05	4

## §5 おわりに

本稿では、期待形成を表す要素が平均回帰的であると仮定するアフィン・イールド・モデルを用いて、マクロ指標の発表が利回りの変化に与える影響を計測した。得られた結果によれば、指標のグループにより影響の持続時間は異なっているが、いずれも市場に非効率性が存在することを示唆している。

残された問題としては、本稿で用いなかった予定されていない指標、つまり、発表時刻が予め決められていないような指標の影響は、予定されている指標の影響とは持続時間が異なると考えられる。したがって、予定されていない指標についての計測も試みる、さらには、予定と非予定の両指標グループの結果を比較する、なども必要であろう。

- 1) 本研究に対し簡易保険文化財団と科学研究費（釜江）の助成を受けた。日本相互証券、経済企画庁、通産省、日本銀行からデータを提供して頂いた。記して深く感謝申し上げる。紙幅の制約により一部の記載を省略した。詳細は釜江・二木（2002b）を参照されたい。
- 2) 例えば釜江（2001）参照。
- 3) なお、Fleming and Remolona（1999）はその（5）式で平均 $\mu$ がさらに確率的であると仮定し、 $\mu$ についても上記（3）式と同様に定式化して、残存期間の異なる8種類のデータを用いて計測している。本稿では、1残存期間のデータだけしか利用できないので、このような定式化は採用しなかった。
- 4) Campbell 他（1997）（10.1.3）参照。

- 5) 指標公表のしばらく後で1日の取引が終了してしまい、それへの反応が完了しないでしょう。情報の処理は取引がなされていない17時から翌朝8時40分までの夜間時間帯において引き続き行われる。その結果、公表の影響が夜間において完了し翌朝まで持続しない場合と、持続する可能性とが考えられる。後者の場合、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が、夜間を取引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。また前者の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、公表の影響が17時以降に持続すると想定しても、そのテストはできない。
- 6) なぜなら、(16)式に $(1-\phi)^h$ があるので、同じ時間帯のサンプルのみを使って時間帯別に計測する必要があり、かつ、 $\phi$ の値が得られてもそれらが同一である保証はないからである。
- 7) なぜなら、 $y_{n,t+h}$ が一定ならサプライズは有意ではないのに、 $y_{n,t+h}-y_n \neq 0$ であれば $h$ にかかわらず有意であり続けるからである。
- 8) なぜなら、 $\Delta y_{n,t+h} = 0$ になっても、 $\Delta y_n \neq 0$ であるだけで $\Delta y_{n,t+h} - \Delta y_n$ 全体に対して有意であるとの誤った結果が出てしまう。逆に、サプライズ発生直後の $y$ が不変で、しばらく後で変化すれば、影響が持続していて効率的ではないのに、インパル毎の価格変化の相関を調べる方法(Crain and Lee (1995))では相関が検出されず、効率的であるとの誤った結論になってしまうからである。
- 9) 詳細は釜江・二木(2002a)参照。
- 10) 短観は3か月に1個しかサンプルがなく、単独では使用しない。
- 11) ただし、後のGMMの計測では収束しなかった機械受注統計(KF法、サーベイ・データ法とも)と景気動向指数(KF法のみ)も利用可能ではあるが、それぞれの場合には使用しない。
- 12) 国際収支と貿易統計は、「予想されざる部分/変数の全体」として比率(期待誤差率)を計算する。短観(単位%)は変数自体が0である月があり、その場合、期待誤差率を計算できないので、期待誤差(単位%)をそのまま使う。なお、97年1月、98年1月の貿易と97年3月、98年3月の国際収支のサプライズは他の月と桁違いの大きさの値であるので、異常値としてサンプルから排除する。
- 13) 97年1月の貿易と97年3月の国際収支は異常値としてサンプルから排除する。
- 14) なお、国際収支と貿易黒字はそれぞれ季調前の値か季調後の値に統一してないので、変化率の計算はできない。また、この期間のデータだけではサンプル数は十分ではなく、結果の信頼性に問題が残る。
- 15)  $t$ 検定でテストする。1次の自己相関係数 $\rho$ が0であるとの帰無仮説は、標準誤

差  $\sigma$  を  $1/\sqrt{T}$  として ( $T$ : サンプル数),  $|t| = |\rho/\sigma|$  が正規分布の 5% 臨界値より大なら棄却される. Engle and Watson (1981) 参照.

16)  $x = a + b \cdot E(x)$  を推定し,  $a = 0$ ,  $b = 1$  なら不偏性が成立する. Theil (1966) 参照.

17) 実現値と期待値が同じ AR プロセスで生成されていることである.

$$x - E(x) = a_0 + a_1 x_{-1} + a_2 x_{-2} + a_3 x_{-3}$$

を推定し, 全ての  $k$  について  $a_k = 0$  なら効率性が成立する. Modigliani and Shiller (1973) 参照.

18) 米国の計測では一般的に, 日本のそれより影響は早く現れ早く終わるので, Ederington and Lee (1996, p.520) は即時的な影響のある変数のみを扱っているが, 本稿では本文のような扱いにしている.

#### 参考文献

- Becker, K., J. Finnerty and K. Kopecky (1996), "Macroeconomic News and the Efficiency of International Bond Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 131-45.
- Campbell, J., A. Lo and A. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Crain, S. and J. H. Lee (1995), "Intraday Volatility in Interest Rate and Foreign Exchange Spot and Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 395-421.
- Ederington, L. and J.H. Lee (1993), "How Markets Process Information : News Releases and Volatility," *Journal of Finance*, 1161-91.
- and —— (1996), "The Creation and Resolution of Market Uncertainty," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 513-39.
- Engle, R. and M. Watson (1981), "A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates," *JASA*, 774-81
- Fleming, M. and E. Remolona (1999), "The Term Structure of Announcement Effects," FRB New York, *Staff Report*.
- 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.
- Modigliani, F. and R. Shiller (1973), "Inflation, Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rate," *Economica*, 12-43.
- Tanner, G (1997), "A Note on Economic News and Intraday Exchange Rates," *Jour-*

*nal of Banking and Finance*, 573-85.

Theil, H.(1966) *Applied Economic Forecasting*, North-Holland Pub. Co.

釜江廣志 (2001)「国債流通市場の効率性と市場の改善」『生活経済学研究』3月.

————・二木祥代 (2002a)「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』3月.

———— (2002b)「アフィン・イールド・モデルによる国債市場効率性のテ  
スト：再論」(一橋大学商学研究科ワーキングペーパー, No.76, 2002年7月)

(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)