

国債の期間構造と現物国債流通市場の効率性¹⁾

釜 江 廣 志

§ 1 はじめに

先に釜江 (1999) 第 3 章では、現物国債流通市場の効率性について検討を行い、weak フォームの効率性仮説が否定されることをみたが、さらに公開情報、つまりマクロ経済指標公表の影響を調べるイベント・スタディにより効率性の検証を試みる必要がある。本稿はこのような効率性、つまり現物国債流通市場の semi-strong フォームの効率性仮説を、期間構造を考慮した上でテストすることを目的とする。

はじめに、イベント・スタディについての先行研究を簡潔にサーベイする²⁾。Fama (1991, p.1601) は、公開情報たるニュースのリリースに対し迅速に反応するなら semi-strong フォームの効率性仮説が成立するとし、さらに Becker 他 (1996, p.133) は、リリース後も反応が持続するなら効率性仮説は成立しないとしている。

Pearce and Roley (1985) は、予想された部分はすでに織り込み済みであるから、効率的市場仮説の下では、証券価格の変化幅 SP_t は当日アナウンスされた経済データの値 x_t のうち予想された部分 x_t^e を差し引いた予想されない部分に反応すると主張し、

$$SP_t = a + b(x_t - x_t^e) + e_t$$

を推定する。予想された部分はサーベイ・データにより識別している。

また Cutler 他 (1989) は、株式の実質配当利回りを説明するのにインフレ率などマクロ経済活動変数を用い、これらを VAR (ベクトル値自己回帰) で推定

して得られる残差,つまり変数の過去の値で説明・予測されない部分をこれらのニュースとする。

さて釜江(2001)では,1991年1月から最近時までにおいて,わが国長期国債現物のうち最長期物と指標銘柄の利回りが日銀と資金運用部のオベを含むマクロ経済変数の影響をどのように受けているかを,日次データを用いて調べ,市場の効率性をテストした。得られた結果によれば,ニュースへの反応がなくなるまでに少なからぬ日数を要し,国債流通市場が semi-strong form の効率性仮説を満たすとは言えないことが示された。

ところで,これまでの筆者の分析では,ニュースが残存期間の異なる債券に対し同様の影響を与えるか,つまり期間構造全体に対して一様の影響を持つか,あるいは,効率性は残存期間が違っていても同様に不成立であるか,などは調べていない。これらを解明するためには,異なる残存期間を持つ銘柄のデータを用いて分析を進めることが必要である。

本稿では,1991年1月から98年3月までの期間において,わが国の長期国債の日次収益率が,マクロ経済指標発表の影響をどのように受けているかを,現物国債のうちの3年,6年,9年の残存期間を持つ銘柄の価格データを用いて調べることによって,市場の効率性をテストする。マクロ経済指標としては,月1回発表される失業率,景気動向指数(一致系列),鉱工業生産指数(速報)変化率,CPI変化率と,3か月に1回発表されるGDP速報,日銀短観の業況判断DIを取り上げる。

分析の枠組みと考え方はPearce and Roley(1985)のそれを取り入れるが,ニュース部分の推計にカルマン・フィルターと民間研究機関の予測も用いる点が異なる。

また本稿では釜江(2000)と同様に,ニュースに対する反応が,ニュース部分の正負により異なり非対称的である可能性があること,反応がニュース部分に比例的ではなく,ニュース部分が小さいとほとんど反応しないが,ニュースが大きくなれば反応はますます大きくなり,したがって線形ではない可能性があること,さらに,反応の大きさが景気の局面別に異なり得ることを考慮に入れる。

次節では、マクロ経済指標など使用するデータの概要とともに、ニュース部分の推計法を述べる。第3節ではテスト法を説明する。第4節ではテスト結果を示し、得られる結論と残された問題を第5節で述べる。

§2 用いるデータ

この節ではまず、長期国債の価格や利回りが影響を受ける可能性を持つマクロ経済変数を特定する。マクロ経済指標として用いるのは以下の6個である。第1は実質・季調済のGNPまたはGDPで、経済企画庁発表の対前期比の速報値を使う。93年7-9月期以降はGDPである。第2はCPI（総合、季調前、対前年同月比）で、日本銀行調査統計局（1994、注13）と同様に、消費税の導入や税率引き上げの影響を、前月から当該月にかけてのCPI（生鮮食品を除く総合）の季調済値の増加分に等しいと仮定し考慮する。89年4月の消費税導入の影響は1.3ポイント、97年4月の税率上げの影響は1.4ポイントである。他に、失業率（原計数）、鉱工業生産指数IIP（速報値、季調済、対前年同月比）、日銀短観の業況判断DI、景気動向指数（一致系列）を使用する。

マクロ経済指標の発表時刻は、GNPまたはGDP速報値（93年7-9月期以降はGDP）が15:30³⁾、失業率が9:00ごろ（閣議後）、鉱工業生産指数速報が15:00（94年12月発表まで）、15:30（96年12月まで）、13:30（97年9月まで）、または8:50（97年10月から）、CPIが9:30ごろ（閣議後）、短観が14:00（96年6月発表まで）、11:00（96年8月のみ）、または8:50（97年11月から）、景気動向指数が14:00である。取引時間を考慮すると、GDP速報値と一部期間の鉱工業生産指数は15:00までの国債の当日の取引に間に合わず、これらの影響が最初に及ぶのは、翌日の取引である。

発表された指標のうちのニュース部分、つまり予想されざる部分を推計するのに3つの方法を使う。まずKF（カルマン・フィルター）法では、観察不可能な予測値を推計するのにカルマン・フィルターを用い、得られる予測値と公表値との差を予想されざる変化と見なす。次にVAR法では、説明変数を構成要素とするVARを推定して予想部分を推計し、得られる残差をニュースとする。第3の

民間予測法は、代表的な民間研究機関（野村総研，大和総研，日経センター，ニッセイ基礎研）による 4 半期の GDP などの予測値を利用する方法である。なお、景気動向指数は予測値が見あたらないのでこの第 3 の方法では使用しない⁴⁾。

計測対象期間は 91 年 1 月初めから 98 年 3 月末までである。長期国債データは全銘柄を収録しているプライマーク・ジャパン社の「データ・ストリーム」データベースから採集する。ある日において残存期間が 3 年，6 年，9 年に近い銘柄の価格各 1 個を採集し，それらから日次収益率，つまり 1 日の所有期間利回りを計算する。 c ， p をそれぞれ国債のクーポン・レートと価格として，日次収益率は $100(c + p - p_{-1}) / p_{-1}$ である。取り引きが行われていない日は欠損値扱いとする。

なお，銘柄の切り替え日の収益率を計算するには，前日分にも同一の銘柄のデータを使い，連続性を保つ。その際，同じ償還日の銘柄が複数個あれば，クーポンの変化が緩やかになるように銘柄を選択している。これは，クーポンにより価格や利回りが影響を受けるクーポン効果をなるべく避けたいためである。

§ 3 テスト法

テストは以下のように行う。まず，マクロ経済指標の発表当日の影響を見るために，指標発表日の前営業日から当日までの各残存期間の国債の収益率が，指標のニュース部分に有意に反応するかどうかを

$$(1) R_t = a + b_1(x1_t - x1_t^e) + b_2(x2_t - x2_t^e) + \dots + e_t$$

によって調べる。ここに R_t は国債の収益率， xk_t は第 k 指標の公表値， xk_t^e は第 k 指標の予想値である。

ところで，ニュースに対する反応は，ニュース部分の正負により異なり非対称的である可能性がある。これを考慮して，ニュース部分の正負をダミー変数を使って識別する。併せて，反応がニュース部分に比例的ではなく，ニュース部分が小さいとほとんど反応しないが⁵⁾，ニュースが大きくなれば反応はますます大きくなる，したがって線形ではない可能性があることを考慮して，反応が 2 次関

数であると想定する。

さらに、反応の大きさが景気の局面別に異なり得ることも考慮に入れる。たとえばインフレ率が上昇すれば、一般には金融引締を予想して金利（とりわけ短期金利）は上昇する。しかし、金融引締が直ちに行われるかどうかは景気の状態により一概には言えない。景気拡張の末期の過熱期であれば引締は行われるであろうが、そうでない時期なら直ちに引締策が採られるかは不明であり、景気の局面次第で反応は非対称的である⁶⁾。したがって、影響の正負を前もって特定することはできない。失業率など他の指標についても同様である。

これらを併せ考慮して、

$$(2) \quad R_t = a + b_1(x_{1t} - x_{1t}^e)^2 + c_1[D11(x_{1t} - x_{1t}^e)^2] + d_1[D21(x_{1t} - x_{1t}^e)^2] \\ + b_2(x_{2t} - x_{2t}^e)^2 + c_2[D12(x_{2t} - x_{2t}^e)^2] + d_2[D22(x_{2t} - x_{2t}^e)^2] + \dots + e_t,$$

ここに、

$$D11 = 0, \text{ if } (x_{1t} - x_{1t}^e) > 0; D11 = 1, \text{ if } (x_{1t} - x_{1t}^e) < 0; \dots;$$

$$D21 = 0, \text{ if 景気拡張期}; D21 = 1, \text{ if 景気後退期}; \dots;$$

なる関数形も使用する。

また、発生したニュースの影響が当日だけでなくその後も持続するかどうかを見るために、指標発表日の後、6営業日後までの期間において、収益率が各変数のニュース部分に有意に反応するかを調べる。計測はOLSによる⁷⁾。

最後に、異なる残存期間についての結果を結合して仮説を検定することも試みる。具体的には、「3年、6年、9年の残存期間を持つ銘柄への影響がマクロ経済指標毎に全て0である」との仮説を検定する。 β を3銘柄についての(1)式あるいは(2)式の係数推定値から成るベクトルとし、 $R\beta = 0$ という制約が成立するかをカイ2乗テストにより調べ、得られる検定統計量が臨界値より小さければ、仮説は棄却されず説明変数の影響は有意でない⁸⁾。

まず(1)式に基づく場合、マクロ経済指標が6個、または5個あるから、6とおり、または5とおりのテストを行う。制約 R は 3×21 、または 3×18 である⁹⁾。

$R1 \cdot \beta = (b_1, b_2, \dots)$ である。

次に(2)式に依拠する場合、説明変数が18個、または15個あるから、18とおり、または15とおりのテストを行う。制約 R は 3×57 、または 3×48 である¹⁰⁾。

§ 4 テストの結果

はじめに ADF テストを行って変数の定常性を確認すると、国債の収益率に加えて、得られるニュース部分も民間予測法による短観 DI を除き、いずれも定常である。また、得られる期待値データについてそれらの性質、すなわち不偏性と効率性を調べると、効率性は必ずしも満たされておらず、期待値の推計には今後改善の余地がある¹¹⁾。

ここで、ニュース発生日の前営業日から当日までの現物国債の収益率が各変数のニュース部分に有意に反応するかどうかを調べる。以下、5%有意水準で判定することにする。

OLS による計測結果は以下の 1～3 A であり、表の番号に A を付けたものは上記(2)式に基づく結果を示す。表に記載している数値は各変数の t 値である。それらによれば、全ての表の推計法毎に有意である変数が存在する。また、変数別に見ると CPI と GDP 以外全ての変数のニュース部分に対し有意に反応する場合がある。なお、表 1～3 と表 1 A～3 A を比較すると、ダミー変数付きの(2)式にもとづく表 1 A～3 A において有意な変数が増えており、このような定式化は有意義であることを示していると考えよう。

次に、ニュース発生日の翌営業日から 6 営業日後までの期間において、国債収益率が各変数のニュース部分に有意に反応するかを調べるのが表 4～12 A である。これらの表の 6 営業日後の欄に注目してみる。

まず、残存 3 年の銘柄の収益率の反応を見てみよう。CPI が表 6、表 6 A で、失業率が表 4 A で、GDP が表 4 A で、短観 DI が表 5 A で、それぞれ 6 営業日後において有意に反応している。残存 6 年の収益率の 6 営業日後における反応は、CPI が表 9、9 A で、GDP と短観 DI が表 8 A でそれぞれ有意である。さらに残存 9 年の収益率の 6 営業日後においては、CPI が表 12 で、GDP が表 11 A でそ

それぞれ有意な反応を示している。

以上のように、残存期間が異なっても同様に、6営業日後まで反応が持続しており、迅速な反応だけが見られるという状況にはない¹²⁾。

最後に表13～15Aでは、説明変数が共通である3種の残存期間に対する収益率について、「マクロ経済指標毎に各残存期間収益率への影響が全て0である」との仮説を検定する。5%有意水準でみると、どの表においても6営業日後についてこの仮説を棄却する指標が少なくとも1個存在する。また表13Aでは4、5営業日後について、表14Aでは5営業日後についても、それぞれこの仮説を棄却する指標が存在している。このように、各変数の反応がなくなるまでに6営業日以上を要するのは、上記の個別のテスト結果と同様である。

以上の結果を総括すると、国債現物の市場では semi-strong form の効率性仮説を満たさないとみなしてよいであろう。

表1 残3年国債収益率のニュースに対する反応

説明変数	KF 法	VAR 法	民間予測法
GDP			-1.79*
CPI			
失業率	3.48**	2.73**	3.10**
景気動向指数			——
短観DI	-1.75*		
IIP			2.26**

注：KF法、VAR法、民間予測法のそれぞれからのニュースに対する反応を示す係数推定値のt値である。**と*はそれぞれ5%と10%水準で有意であることを示す。空欄はその変数が非有意であることを示し、実線はその変数を推定に用いていないことを示す。定数項はほとんどの場合で有意であるが、記載を省略する(以下同様)。

表2 残6年国債収益率のニュースに対する反応

説明変数	KF 法	VAR 法	民間予測法
------	------	-------	-------

GDP	-1.83*		
CPI			
失業率	3.71**	2.75**	3.29**
景気動向指数			—————
短観DI	-2.07**		
IIP			

表3 残9年国債収益率のニュースに対する反応

説明変数	KF法	VAR法	民間予測法
GDP			
CPI			
失業率	3.63**	2.81**	3.30**
景気動向指数			—————
短観DI	-1.87*		
IIP			1.68*

表1A 残3年国債収益率のニュースに対する反応

説明変数	KF法	VAR法	民間予測法
GDP		-1.85*	
D1*GDP			
D2*GDP			
CPI			
D1*CPI			
D2*CPI			
失業率	3.86**		
D1*失業率	-3.62**	-2.26**	-2.67**
D2*失業率		1.79*	
景気動向指数	-1.71*	-1.75*	—————
D1*景気動向指数		2.16**	—————
D2*景気動向指数			—————
短観DI		4.25**	-4.42**
D1*短観DI		3.07**	4.45**
D2*短観DI		-5.57**	

IIP

D1*IIP -2.88**

D2*IIP 1.98*

注：D1はニュース部分の正負を示すダミーであり，D2は景気局面を示すダミーである。式(2)参照。

表4 ニュース (KF 法) への残3年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						-1.69*
失業率						
景気動向						
短観		-1.96**		1.96*		
IIP						

注：各説明変数の t 値である。rk はニュース発生の k-1 日後から k 日後までの国債の収益率である (以下同様)。定数項は略記している (以下同様)。

表5 ニュース (VAR 法) への残3年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						
失業率						
景気動向		-2.44**				
短観						
IIP						

表6 ニュース (民間予測法) への残3年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						-2.78**
失業率						
短観						

IIP

表7 ニュース (KF法) への残6年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						
失業率						
景気動向						
短観				2.09**		
IIP			-2.15**			

表8 ニュース (VAR法) への残6年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						
失業率		2.51**				
景気動向		-2.05**				
短観						
IIP			-1.97**			

表9 ニュース (民間予測法) への残6年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						-2.54**
失業率		1.86*				
短観						
IIP						

表10 ニュース (KF法) への残9年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						

失業率	1.72*	
景気動向	-2.15**	-1.66*
短観		
IIP	-1.95*	-2.04**

表11 ニュース (VAR 法) への残 9 年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						
失業率		2.92**				
景気動向	-1.77*	-2.47**				
短観						
IIP			-2.40**			

表12 ニュース (民間予測法) への残 9 年国債収益率の反応

被説明変数	r1	r2	r3	r4	r5	r6
GDP						
CPI						-3.23**
失業率						
短観						
IIP						

表13 ニュース (KF 法) についての仮説のテスト

説明\営業日後 変数\日数	0	1	2	3	4	5	6
GDP							
CPI							8.03**
失業率	14.23**						
景気動向	7.32*						
短観		10.32**			7.13*		
IIP							

注：ニュース発生日の後6営業日間の仮説検定の結果である。自由度 3 の 5%と

10%水準の臨界値は7.81と6.25であり、**印(5%)と*印(10%)は検定統計量がそれぞれの臨界値を上回り、仮説を棄却することを示す。空欄はその変数が仮説を棄却しないことを示す。

表14 ニュース (VAR法) についての仮説のテスト

説明\営業日後							
変数\日数	0	1	2	3	4	5	6
GDP							
CPI							12.04**
失業率	8.66**		11.07**				
景気動向			10.05**				
短観							10.00**
IIP				6.90*			

表15 ニュース (民間予測法) についての仮説のテスト

説明\営業日後							
変数\日数	0	1	2	3	4	5	6
GDP							
CPI							16.14**
失業率	11.54**		8.43**				
短観							
IIP	6.52*						

§4 結論と残された問題

本稿では、1991年1月から98年3月までの期間の日次データを用いて、わが国の長期国債がマクロ経済指標についてのニュース(予想されない部分)の影響をどのように受けているかを見ることによって、semi-strong フォームの市場効率性をテストした。国債の収益率が各変数のニュース部分に有意に反応するかどうかを、ニュース発生日から6営業日後までについて調べた。得られた結果によれば、ニュース発生の6営業日後においてもいくつかの変数のニュースに有意に反応しており、反応がなくなるまでに少なからぬ日数を要して、迅速な反応

だけが見られるわけではない。また、このことは残存期間が違っても同様である。これらの結果は、国債流通市場が semi-strong form の効率性仮説を満たさないことを示唆する。

本稿の結果と釜江（1999）のテスト結果を合わせて考慮すると、現物国債の流通市場では weak form でも semi-strong form でも効率性仮説は満たされず、市場は情報を効率的に取り込んではいないことがいえよう。

最後に、本稿に残された問題として、日次よりも高頻度である分刻みなどのデータを使うことがあげられる。このような試みにより分析の精緻化が可能である¹³⁾。

- 1) 本研究に対し簡易保険郵便年金文化財団から助成を受けた。経済企画庁、通産省、日本銀行、大和総研、日本経済研究センター、ニッセイ基礎研究所にはデータを提供していただいた。記して感謝申し上げる。
- 2) 詳しくは釜江（2000）参照。
- 3) 99年8月以降は8：50である。
- 4) これらの推計法の詳細は釜江（2000）参照。
- 5) ニュース部分の値が全て1以下であれば、2乗すると値がより小さくなってしまうから、そのようなニュースは10倍してから2乗する。
- 6) 長期金利が短期金利と同方向に変化するとは限らないから、マクロ変数の変化の及ぼす影響の符号を前もって定めることは容易ではない。
- 7) (2)式の係数はオーバー・タイムに一定であると仮定している。しかし、これら変動することも考えられ、サンプルを景気変動の局面別に区分して計測する、あるいは係数がオーバー・タイムに変化すると仮定して、カルマン・フィルターにより計測を行うことなどが試みられなければならない。
- 8) RATS の MRESTRICT を使う。残差の（同時点間の）分散・共分散行列 E^* を $E^* = \Sigma^* \otimes I$ とし、 Σ^* の推定値として OLS から得られる残差の分散・共分散行列の ML 推定値を使う。RATS ではこれがデフォルトの方法である。
- 9) 第1のRであるR1の第1行目は0100000, 00000000, 0000000, または010000, 000000, 000000, 第2行目は000(0)000, 010(0)000, 000(0)000, 第3行目は000(0)000, 000(0)000, 010(0)000であり、()内は指標が6個ある場合を示す。

- 10) 第1のRであるR1の第1行目は0100000000(000)000000, 0000000000(000)000000, 0000000000(000)000000, 第2行目は0000000000(000)000000, 0100000000(000)000000, 0000000000(000)000000, 第3行目は0000000000(000)000000, 0000000000(000)000000, 0100000000(000)000000であり, 第2のRであるR2の各行はR1の各行の1が1つずつ後ろへずれたものである。
- 11) 以上の詳細は釜江(2000)参照。
- 12) 変数についてのニュース発生の日よりも後まで反応が残るような変数が存在しないとしても, 分析対象としていない変数があるとそのニュースには反応が残存する可能性があり, 効率性が成立するとはにわかには言い難いが, 本稿のように反応が残るような変数が存在すれば, 効率性が成立しないと言い得る。
- 13) 一例として, 釜江・二木(2002)参照。

参考文献

- 釜江廣志(1999)『日本の証券・金融市場の効率性』有斐閣。
- (2000)「国債現物・先物市場とユーロ円先物市場の効率性」『一橋論叢』11月。
- (2001)「国債流通市場の効率性と市場の改善」『生活経済学研究』第16巻, 3月。
- ・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』第17巻, 近刊。
- Becker, K., J. Finnerty and K. Kopecky (1996), “Macroeconomic News and the Efficiency of International Bond Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, 131–45.
- Cutler, D., J. Poterba and L. Summers (1989), “What Moves Stock Prices?” *Journal of Portfolio Management*, 4–12.
- Fama, E (1991), “Efficient Capital Market II,” *Journal of Finance*, 1575–617.
- Modigliani, F. and R. Shiller (1973), “Inflation, Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rate,” *Economica*, 12–43.
- Pearce, D. and V. Roley (1985), “Stock Prices and Economic News,” *Journal of Business*, 49–68.
- Theil, H (1966), *Applied Economic Forecasting*, North-Holland.

(一橋大学大学院商学研究科教授)