

日英両国における日本国債先物市場の効率性の比較¹⁾

釜 江 廣 志

§1 はじめに

先に釜江 (2000a, b) では、マクロ経済指標など公開情報公表の影響を調べるイベント・スタディにより、semi-strong フォームの効率性仮説を国債現物、先物とユーロ円先物を対象に日次データを用いてテストしたが、さらにより高頻度なデータを用いるテストがなされる必要がある。本稿は、日中と夜間の東京、ロンドン両市場における日本国債先物の取引を対象にしてテストし、両市場の効率性を比較することを目的とする。

さて、1985年に東証でその取引が始まった日本国債先物はロンドン国際金融先物取引所 (LIFFE) にも87年7月に上場された。当初は東証と相互決済ができず、また決済は差金決済しかなかったので、取引は低迷したが、91年4月から建玉残を東証の寄付きの値段 (始値) で値洗い決済できるようになり、取引量が増加している。95-98年では、東証の年当たり売買高が約1100-1400兆円であるのに対し、LIFFEの年当たり売買高は70-85兆円である。

'LIFFEstyle2000CD'に収録されているLIFFEのtickデータは91年4月から利用可能であり、他方、東証については始値と終り値が採集できる²⁾。これらのデータを用いれば、始値から終り値までの取引時間内 (日中時間帯と呼ぶ) の収益率と、終り値から翌営業日の始値までの取引時間外 (夜間時間帯と呼ぶ) の収益率を計算しうる。Tse (1999) は両市場における国際連動関係を考慮して、92年から97年までの市場の効率性を様々にテストしている。

本稿では、1991年4月から最近時 (98年3月) までの期間で、東京とロンドン

両市場において、日本国債先物の取引時間内と取引時間外の収益率が、マクロ経済指標の月1回(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)、または3か月に1回(GDP速報、日銀短観の業況判断DI)の発表の影響をどのように受けているかを調べ、市場の効率性を個別にテストする。なお本稿では、国際的運動関係は考慮に入れず、両市場を別個に扱う。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、つまりマクロ経済指標の予想されない部分の推計にカルマン・フィルターを用いることと、民間研究機関の予測値を用いる点が異なる。

また本稿では釜江(2000a, b)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。

ところで、マクロ経済指標が公表されると、両市場の取引が同時に影響を受けている可能性があるから、各市場の反応を示す関係式の誤差項は互いに独立でなく、また発表日の分散はそれ以外の日のものより大であり、分散均一の仮定も成立しないかもしれない。このような関係はSUR(Seemingly Unrelated Regressions)法によって計測し、仮説検定することが可能であるので、本稿ではこの方法も用いる。

次節では各市場とマクロ経済指標の概要を述べ、第3節ではテスト法とニュース部分の推計法を説明する。第4節ではテストの結果を示し、それらから得られる結論と残された問題を第5節で述べる。

§2 各市場とマクロ経済指標の概要

日本時間で表示すると各市場の取引時間は以下のとおりである。東京Tの日中時間帯Dが9:00-15:00、ロンドンLのDが16:00-1:00で、ロンドンの取引開始前の時間帯(1:00-16:00、これを夜間時間帯Nと呼ぶ)に東京の取引は終了する。ロンドンがサマータイムになる期間(3月下旬~10月下旬、D=15:00-

0:00) では、ロンドンの取引開始時刻と東京の取引終了時刻は一致する。

先物収益率は日々の始値と終り値を用い $100 [(p/p_{-1}) - 1]$ として計算する。日中時間帯の収益率はその日の始値から終り値までの収益を、夜間時間帯の収益率はその日の終り値から翌日の始値までの収益を、それぞれ用いて計算する。取引が行われない祝日の日中と夜間、および祝日から次の営業日までの夜間の収益率は欠損値扱いとする。

先物のサンプルとして期近ものを用い、東京市場については、取引最終日の収益率は限月到来による期近ものの交代を考慮する。つまり、交代日の前日から当日朝までの夜間収益率は新しい期近ものにより計算する。ただし、ロンドン市場でデータを採集できるのは期近ものとは限らず³⁾、東京市場のそれと必ずしも同一ではない。また、常に1限月のデータしか存在しないので、限月到来による期近ものの交代を考慮することはできないが、限月交代は3か月に1回であるので影響は軽微であろう。

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 15:30⁴⁾、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)、失業率と CPI が閣議後 (9:30ごろ)、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 (96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、下線つきの時刻のうち斜字でないものは東京の当日とロンドンの前日のともに夜間時間帯 (ただし夏時間ではロンドンの当日の日中時間帯)、下線つきの斜字の時刻は両市場とも前日の夜間時間帯に入る。

§3 ニュース部分の推計法とテスト法

マクロ経済指標として用いるのは以下の6個、つまり実質・季調済の GNP または GDP、CPI (総合、季調前、対前年同月比)、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。また、発表された指標のうちの予想されざる部分を推計する方法は3つで、KF (カルマン・フィルター) 法、VAR 法、民

間予測法である。この予想されざる部分を以下では「ニュース」と呼ぶことにする。これらの詳細は釜江(2000a)に記載している。得られる予測値と実現値の差が予測誤差であるが、これを予想されざる部分と見なす。

テストは以下のように行う。まず、指標発表当日の影響を見るために、指標発表がなされる直前の時間帯(夜間もしくは日中)から発表がなされた時間帯(日中もしくは夜間)までの国債先物の収益率が、ニュース部分に有意に反応するかどうかを

$$(1) \quad R_t = a + b_1(x_{1t} - x_{1t}^e) + b_2(x_{2t} - x_{2t}^e) + \dots + e_t$$

によって調べる。ここに、 R_t は収益率、 x_{kt} は第 k 指標の公表値、 x_{kt}^e は第 k 指標の予想値である。

さらに、発生したニュースの影響が当該時間帯だけでなくその後も持続するかどうかを見るために、指標発表の後、3営業日(つまり6・時間帯)後までの期間において、国債先物の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⁵⁾。

なお本稿では、ニュース部分の正負によって、ニュースに対する反応が異なり非対称的である可能性があることを考慮して、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、反応は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⁶⁾、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を考慮して、反応は2次関数であると想定する。つまり、

$$(2) \quad R_t = a + b_1(x_{1t} - x_{1t}^e)^2 + c_1[D1(x_{1t} - x_{1t}^e)^2] + \dots + e_t,$$

$$D1 = 0, \text{ if } (x_{1t} - x_{1t}^e) > 0; D1 = 1, \text{ if } (x_{1t} - x_{1t}^e) < 0, \dots$$

なる関数形も使用する。

さらに、反応の大きさが景気の局面別に異な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⁷⁾。したがって、影響の符号を前もって定めることはできない。失業率など他の指標についても同様である。これらを考慮して、(2)式の他に

$$(3)R_t = a + b_1(x_{1t} - x_{1t}^e)^2 + c_1[D11(x_{1t} - x_{1t}^e)]^2 + d_1[D21(x_{1t} - x_{1t}^e)]^2 \\ + b_2(x_{2t} - x_{2t}^e)^2 + c_2[D12(x_{2t} - x_{2t}^e)]^2 + d_2[D22(x_{2t} - x_{2t}^e)]^2 + \dots + e_t,$$

ここに、 $D11=0$, if $(x_{1t} - x_{1t}^e) > 0$; $D11=1$, if $(x_{1t} - x_{1t}^e) < 0$; ... ;

$D21=0$, if 景気拡張期; $D21=1$, if 景気後退期; ...

なる関数形も検討する。なお、景気局面の判定は経済企画庁のそれに従う。本稿の期間内で景気後退期は91年2月から93年9月までと97年4月以降である。

ところで、ニュースが発生すると、その影響は両市場に及ぶから、各市場の反応を示す関係式の誤差項が互いに独立ではない可能性がある。各市場への影響の大きさは同じでなく、また発表日の分散はそれ以外の日のものより大であろうから、分散均一であるとの通常の回帰分析の仮定も当てはまらない (Binder (1998, p.114))。このような関係は OLS ではなく SUR (Seemingly Unrelated Regressions) 法によって計測することが可能である。この方法は誤差項のみで関連している方程式体系を計測するもので、分散不均一と誤差の同時的依存関係を明示的に考慮して仮説検定ができる (Cornett and Tehranian (1990, p.105))。

具体的には、指標毎に両市場への影響が全て0であるとの仮説を検定する。 β を両市場についての(1)あるいは(3)式の係数推定値からなるベクトルとし、 $R\beta=0$ なる制約が成立するかを調べる。 χ^2 テストを行って、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は有意でない⁸⁾。

まず(1)式に基づく場合、経済指標が6個、または5個あるから6とおとり、または5とおりのテストを行う。制約Rは 2×14 、または 2×12 で、第1のRであるR1の第1行は010(0)000, 000(0)000, 第2行は000(0)000, 010(0)000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とおとり、または15とおりのテストを行う。制約Rは 2×38 、または 2×32 で、第1のRであるR1の第1行は0100000000(000)000000, 0000000000(000)000000, 第2行は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。

§ 4 テストの結果

初めに変数の定常性を ADF テストで確認すると、全ての説明変数、民間予測法による短観 DI を除くニュース部分は、いずれも定常である。

次に、指標発表がなされた当該時間帯までの前時間帯からの国債先物の収益率がニュース部分に有意に反応するかどうかを調べる。OLS による計測結果が表 3～4B であり、表の番号に A を付けたものは上記(2)式に基づいて、また B を付けたものは上記(3)式に基づいて、それぞれ計測した結果を示す。これらによれば、ロンドン市場では各表の VAR 法での短観 DI と表 4A と 4B の KF 法での失業率が有意に効いているのに対し、東京市場では各表の KF 法と表 3 の VAR 法と民間予測法での失業率を除き、他に有意な変数は存在しない。

とりわけ 5%水準で有意な変数だけを探すと、東京市場では表 3A の KF 法での失業率のみであるのに対し、ロンドン市場では VAR 法での短観 DI が各表において有意である。これは、日本のマクロ経済ニュースの伝えられ方、受け止め方が異なり、短観などの比較的大きなニュースの方が関心を持ってみられていることを意味するのかもしれない⁹⁾。

続いて、(2)、(3)式に基づく定式化を用いて、指標発表がなされた時間帯の後、3 営業日 (= 6・時間帯) 後までにおいてニュース部分の影響が残存しているかどうかを両市場について調べてみよう。結果は表 5Aa～6Bc に示されている。

まず東京市場についての結果を見よう。特に表 3A の第 1 列で指標発表の当該時間帯において有意な変数 (失業率) があつた KF 法によるニュース変数を用いると (表 5Aa, 5Ba), 発表の 2 営業日 (= 4・時間帯) 後までは 5%水準で有意なものが存在するが、2 日半 (= 5・時間帯) 後以降はない。これに対し、他の 2 法により得られたニュース変数を用いれば、発表の 3 営業日 (= 6・時間帯) 後までのほとんどの時間帯において有意な変数が存在する。

さらに、ロンドン市場についての結果である表 6Aa～6Bc をながめると、どのニュース変数を用いる場合でもおおむねニュース発表の 2 日半 (= 5・時間帯)

後までの時間帯において有意な変数が存在する。

また、SUR 法による結合仮説の検定結果は表 7, 8 のとおりであり、5%有意水準では、表 7b, 7c, 8b, 8c で 6・時間帯後まで有意な変数が存在する。

これらを併せて考えると、両市場ともニュース変数の反応がなくなるまでにはある程度の時間を要して、迅速な反応だけが生じているというわけではない。したがって、市場が semi-strong form の効率性仮説を満たさないと解釈するのが妥当であろう。

ここで、5%有意水準で表 5Aa 以下の日英両市場の結果を比較しよう。有意な変数が存在するのは東京が 4・時間帯後 (表 5Aa, 5Ba) または 6・時間帯後まで (表 5Ab, 5Ac, 5Bb, 5Bc) であるのに対し、ロンドンでは 3・時間帯後 (表 6Aa, 6Ba) または 5・時間帯後まで (表 6Ab, 6Ac, 6Bb, 6Bc) である。つまり、東京の方が反応が終了するまでにわずかながらも長い時間を要しており、市場の非効率性の程度が相対的に大であると考えることができよう。

個別の変数を調べると、表 ** * a と ** * b において IIP が、また表 ** * b において短観 DI が、それぞれ東京ではロンドンほど多くなく、逆に失業率は東京の方が有意なものが多い (表 5Ac と 6Ac)。表 3, 4 などの解釈と同様に、このことは、日本のマクロ経済ニュースの受け止め方が異なることを意味すると解釈できるのかもしれない。

表 3 ニュースに対する国債先物収益率の反応 (東京市場)

説明変数	KF 法	VAR 法	民間予測法
GDP			
CPI			
失業率	1.77*	1.92*	1.77*
景気動向指数			—————
短観 DI			
IIP			

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が、この表では該当するものがない。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4 ニュースに対する国債先物収益率の反応 (ロンドン市場)

説明変数	KF法	VAR法	民間予測法
GDP			
CPI			
失業率			
景気動向指数			_____
短観DI		2.54**	
IIP			

表3A ニュースに対する国債先物収益率の反応 (東京市場)

説明変数	KF法	VAR法	民間予測法
GDP			
D*GDP			
CPI			
D*CPI			
失業率	2.13**		
D*失業率	-1.86*		
景気動向指数			_____
D*景気動向指数			_____
短観DI			
D*短観DI			
IIP			
D*IIP			

注：Dはニュース部分の正負を示すダミーである。

表4A ニュースに対する国債先物収益率の反応 (ロンドン市場)

説明変数	KF法	VAR法	民間予測法
GDP			
D*GDP			
CPI			
D*CPI			
失業率	1.70*		
D*失業率			
景気動向指数			_____
D*景気動向指数			_____
短観DI		3.45**	
D*短観DI		-2.34**	
IIP			
D*IIP			

表 3B ニュースに対する国債先物収益率の反応 (東京市場)

説明変数	KF 法	VAR 法	民間予測法
GDP			
D1*GDP			
D2*GDP			
CPI			
D1*CPI			
D2*CPI			
失業率	1.70*		
D1*失業率	-1.79*		
D2*失業率			
景気動向指数			——
D1*景気動向指数			——
D2*景気動向指数			——
短観 DI			
D1*短観 DI			
D2*短観 DI			
IIP			
D1*IIP			
D2*IIP			

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(3)参照。

表 5Aa ニュース(KF 法)への国債先物収益率のリード値の反応 (東京市場)

被説明変数	Δr_1	Δr_2	Δr_3	Δr_4	Δr_5	Δr_6
GDP						
D*GDP			-1.84*	2.03**		
CPI						
D*CPI						
失業率	2.88**					
D*失業率	-2.63**					
景気動向			-2.33**			
D*景気動向			2.34**			
短観 DI						-1.92*
D*短観 DI	2.18**					
IIP						
D*IIP						

表 6Aa ニュース(KF法)への国債先物収益率のリード値の反応(ロンドン市場)

被説明変数	$\Delta r1$	$\Delta r2$	$\Delta r3$	$\Delta r4$	$\Delta r5$	$\Delta r6$
GDP						
D*GDP						
CPI						
D*CPI						
失業率	2.93**					
D*失業率	-2.80**				-1.78*	
景気動向			-2.03**			
D*景気動向			2.34**			
短観 DI						
D*短観 DI						
IIP		-2.28**				
D*IIP		1.96**				

表 7a 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							
失業率		16.23**					
景気動向							
短観		9.31**		7.18**			4.88**
IIP							5.83*

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2の5%と10%水準の臨界値は5.99と4.61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。

表 7b 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							
失業率		4.81*				5.82*	
景気動向					4.85*		
短観	6.76**					5.90*	7.79**
IIP			6.13**				

表 7c 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							
失業率						5.87*	
短観						6.84**	8.26**
IIP					6.38**		

表 8a 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							
D1*GDP					6.35**		
D2*GDP							
CPI							
D1*CPI							
D2*CPI							
失業率	5.26*	11.61**					
D1*失業率		19.68**					
D2*失業率							
景気動向							
D1*景気動向					16.29**		
D2*景気動向					6.34**		
短観							
D1*短観							
D2*短観							
IIP							7.44**
D1*IIP							
D2*IIP							

§ 5 結果の要約と今後の課題

本稿では、1991年4月から最近時までの期間の、東京とロンドン両市場における日本国債先物の取引時間内と取引時間外の収益率データを用いて、これらがマクロ経済変数についてのニュースの影響をどのように受けているかを、ニュース発生当日から3営業日後までについて調べ、semi-strong フォームの市場効率性

をテストした。本稿では、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て検定を行った。

得られた結果によれば、ニュース発生後においていくつかの変数のニュースに有意に反応し、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訳ではない。すなわち、日英両国における日本国債先物の市場が semi-strong form の効率性仮説を満たすとは言えない。

日英両市場の結果を比較すると、有意な変数が存在する時間帯は東京の方が長く、市場の非効率性の程度が相対的に大である。また、個別に有意な変数を調べると、短観 DI は東京ではロンドンほど多くなく、逆に失業率は東京の方が有意なものが多い。これらは、日本のマクロ経済ニュースの日英両国における伝えられ方や受け止め方が異なるためであると説明できるのかもしれない。

本稿の結果と、釜江(1999, 第3章)のテスト結果などを合わせて考慮すると、国債先物市場では 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言える。

残された分析課題の1つは、国際連動関係を考慮に入れて両市場間の関係を明示的に取り扱うことである。また、時变的(time-varying)パラメータ・モデルを利用することも検討されてよい。さらには、データ収集の頻度を一層高めて得られる高頻度データによる分析も試みられるべきであろう。

- 1) 本研究に対し日本商品先物取引協会・東京工業品取引所・東京穀物商品取引所による一橋大学商学部への寄付講座、および信託協会から助成を受けた。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。なお本稿は紙幅の制約のため釜江(2001)を短縮したものである。
- 2) 東証の tick データは見あたらない。
- 3) 最近でこそ限月交代日に近い日までの期近ものデータがあるが、例えば1991

年では5月8日から9月限月のデータに切り替えられ、5月8日から6月7日までの期近もの(6月限月)のデータはない。

- 4) 99年8月以降は8:50である。
- 5) (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。
- 6) 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。
- 7) 長期金利が短期金利と同方向に変化するとは限らない(期間構造の問題)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。
- 8) RATSのMRESTRICTコマンドを使う。残差の(同時点間の)分散・共分散行列 $E^* = \Sigma^* \otimes I$ 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) 例えばFinancial Timesの報道の仕方を見ると、日銀短観のニュースの方が日本の失業率のニュースよりかなり多いようである。このことから本文のような推量はあながち間違っているとは言えないであろう。

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。
- (2000a)「国債現物・先物市場とユーロ円先物市場の効率性：景気循環局面を考慮したセミ・ストロング・フォームのテスト」一橋大学商学研究科ワーキングペーパー, No. 53, 4月)。
- (2000b)「国債現物・先物市場とユーロ円先物市場の効率性：景気循環局面を考慮したセミ・ストロング・フォームのテスト」『一橋論叢』11月。
- (2001)「日英両国における日本国債先物市場の効率性の比較」一橋大学商学研究科ワーキングペーパー, No 58, 1月)。
- Becker, K., J. Finnerty and K. Kopecky (1996), "Macroeconomic News and the Efficiency of International Bond Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 131-45.
- Binder, J. (1998), "The Event Study Methodology Since 1969," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 111-37.

Cornett, M. and H. Tehranian (1990), "An Examination of the Impact of the Garn-St. Germain Depository Institution Act of 1982 on Commercial Banks and Savings and Loans," *Journal of Finance*, 95-111.

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.

Pearce, D. and V. Roley (1985), "Stock Prices and Economic News," *Journal of Business*, 49-68.

Tse, Y. (1999), "Round-the-clock Market Efficiency and Home Bias: Evidence from the International Japanese Government Bonds Futures Market," *Journal of Banking and Finance*, 1831-60.

(一橋大学大学院商学研究科教授)