

国債流通市場の効率性と市場の改善¹

釜 江 廣 志

(英文タイトル: Market Efficiency in the JGB Markets and Its Reformation

Hiroshi Kamae)

§ 1 はじめに

大蔵省資金運用部はここ数年、1 か月平均約 2000 億円の国債を買い入れていたが、99 年 1 月からは長期国債買い切りオペレーションを停止する方針を、98 年 12 月下旬に決めた。加えて、政府が 99 年度予算案に当初予算としては過去最大の 31 兆円以上の国債発行を盛り込んだ。これらのことから、債券市場では需給が悪化すると懸念が強まり、0.6%まで低下していた長期国債利回りは 2%を超える水準に急上昇した。そのため、決定から 2 カ月も経たない 99 年 2 月中旬には買い入れを再開せざるを得なくなった。再開のニュースが予想しないタイミングで飛び出したため、国債は今度は買われ長期金利は急低下した、と伝えられる。このように、国債利回りはマクロ経済ニュースの影響を受けて変動している。

ところで、釜江(1999,第 3 章)では長期国債流通市場の効率性について裁定機会不存在仮説を用いて検討を行い、weak フォームの効率性仮説が否定されることが示されているが、さらに公開情報、つまり運用部オペやそれ以外のマクロ経済ニュースの影響を調べるイベント・スタディによる効率性の検証も試みる必要がある。本稿はこのような効率性、つまり semi-strong フォームの効率性仮説をテストするとともに、得られる結果を援用して市場の効率性を高め、さらには個人投資家がより近づきやすい市場とするための方策を探ることを目的とする。

はじめに、株式も含む証券市場に関するイベント・スタディについてサーベイを行おう。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ば 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、リリース後にも反応が持続するならば効率性仮説は成立しないとしている。Fama はまた、semi-strong フォームのテストは weak フォームのテストのように均衡資産価格モデルと結合させる必要はなく、他のフォームのテストよりもロバストであると指摘している。

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、効率的市場仮説では、証券価格の変化幅 ΔSP_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、

$$(1) \quad \Delta SP_t = a + b(x_t - x_t^e) + e_t$$

を推定する。予想された部分はサーベイ・データにより識別する。

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のマクロ経済活動の7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。

Cutler 他 (1989)は月次データを使っているが、ニュースに対する反応を調べるには、データが高頻度で取られている方が望ましい。Pearce and Roley(1985)などは日次データを使う。さらに1時間刻み、分刻みデータを用いる Becker 他 (1996)の試みもある。

本稿では、1991年1月から最近時(98年3月)までの期間において、わが国の長期国債の流通利回りが日銀と資金運用部のオペ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、最長期物と指標銘柄の利回りの日次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。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・フィルタも用いる点が異なる。また、国債の価格ではなく利回りを用いる点も違うが、これは価格が同じでも残存期間が違えば利回りが異なるからである。

ここで、日銀と資金運用部、国債整理基金による国債オペの状況を概観しよう。まず、日銀の買いオペは67年1月から国債を対象に含め、78年6月から入札方式に変更し、79年6月には小刻みにオペの日を変え、入札当日に落札額を決定して通知するクイック・オペを開始した。84年からは小口オペをしばしば実施している。このオペは成長通貨の供給を目的とする(日銀金融研究所(1995)p.278)。本稿の対象期間内のほとんどの月においてオペが実施され、95年後半からは毎月2000億円から6000億円の大きさである。

次に、野村総合研究所の『公社債要覧』によれば、資金運用部の買い切りオペは、78、92-93、96-98年度に、売り切りオペは78、81-83、93-94年度に行われ、また国債整理基金特別会計による買い切りオペは79-81、83-84、87年度に、売り切りオペは82年度にそれぞれ行われている。資金運用部のオペと国債整理基金のオペはともに大蔵省が行うものであり、以下では資金運用部等のオペとして一括し、買いオペから売りオペを差し引いたネットの買いオペとして取り扱う。本稿の対象期間内では91-92年と94年後半から96年前半までは0、94年前半はマイナス(売りオペ超過)であったが、それ以外、特に96年6月からはほぼコンスタントに1000億円から2000億円の買いオペが行われている。

次節ではテストの方法と用いるデータを説明し、第3節でテスト結果を述べる。第4節では得られた結果の含意と市場の改善策を取り上げる。

§2 テスト法と用いるデータ

この節では、長期国債の流通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。利回りは国債価格によって決まり、価格は将来の収益の割引率により変化する。したがって、将来の割引率に影響するマクロ変数を探せばよい。なお、イベント発生時、つまりある変数が大きく変化するときの影響を及ぼす変数はもちろん、たとえ変化がない時期があっても恒常的に有意に影響を及ぼしていると推定される変数も用いて、それらの効果を調べる²。

長期国債利回りに影響を与えるマクロ経済変数を見つけるために、日銀調査統計局(1998)の分析を取り上げよう。この論文は、83年第1四半期から94年第4四半期までの長期国債のうちの最長期物の利回りを、CPIの対3年前比、鉱工業生産指数(IIP)対3か月前比、円ドル相場対3か月前比、コールレート、米国実質金利(=米国財務省証券10年物利回り - 米国CPI対3年前比)で説明する。

また、福島(1998)では、日銀買いオペによる吸収分を考慮した国債純増額(=国債の発行額 - 償還額)も近年の最長期物利回りをよく説明している。しかし、償還額は既知であるからニュースではなく、国債の発行額から買いオペ額を差し引いたものが使われるべきであろう。

これらは長期国債利回りに影響を与え得る変数であるが、本稿では上記の分析とは異なり日次データを使用するので、これらの変数のうち日次データが採集できるものについて、その有意性を再確認する。それに先立ち、用いるデータを説明する。

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。長期国債利回りは指標銘柄と最長期物のそのデータを用いる。なお、国債利回りは変化幅を用いるから、同じ銘柄で比較しなければならない。指標銘柄の場合、銘柄の変更はそれほどないが、最長期物はほとんど毎月銘柄が交代しているので、修正には留意が必要がある。また、祝日などの欠損値があるときはその日の変化幅のみを欠損値扱いし、翌日の利回りの変化幅は前営業日の利回りとの差に等しいとして計算する。

説明変数の候補は以下のとおりであり、<>内は利回りへの影響の符号を示す。

①日銀の国債買いオペ<->。

②資金運用部等買いオペ(ネット)<->。①、②を併せてオペ合計として取り扱う。買いオペが行われると、債券需要量が増大し、価格上昇と利回り下落をもたらす。なお、これらは入札日にニュースが発生したと見なしている。実際にはそれ以前に情報が流れている可能性はあるがその日の特定はできなかった。また、買い現先は売り戻し条件付であり、1か月(日銀の場合)ないし3か月(運用部の場合)経過すると元に戻るから、含める必要はないと判断している³。

③金融政策の指標(有担保翌日物コールレート)<+>。金利の期間構造に関する純粹期待仮説が成立すれば、長期金利は現在の短期金利と将来のそれらの期待値に依存するから、影響は正である。

④円ドル相場<->。

⑤米国金利(米国財務省証券 10 年物利回り) <+>。上記の日銀調査統計局(1998)と同様に米国実質金利(=米国財務省証券 10 年物利回り - 米国 CPI 変化率)を用いたいが、米国 CPI 発表日(翌月月央)の設定ルールが不明である。そこで、時差を考慮して前日の名目金利を用いる。なお、④と⑤の影響は(プレミアムを含まない)カバーなし利子裁定仮説が成立する場合のもので⁴、プレミアムを含む一般的なカバーなし利子裁定仮説が成立すればこれらの影響はプレミアムに依存し、その正負は不明である。また、米国の祝日が欠損値となってサンプル数を減少させることを避けるために、この変数は祝日も前日と同じ値をとると仮定する。

⑥インフレ率<+>。月次 CPI(未季調)の対 3 年前比。発表のラグ(翌月末の金曜日の閣議終了後)を考慮して前月の値を用いる。インフレ率が上昇すれば、金融引締を予想して利回りは上昇する⁵。

⑦鉱工業生産指数(IIP)。月次 IIP の対前年比。季節変動があることを考慮して、1 年前の指数との変化率を用いる。また、発表のラグ(翌々月の 16 日前後)を考慮して2か月前の値を用いる。

なお、長期国債は毎月発行されるが、発行のニュースの公表日を特定する術が見つからないので、本稿ではその発行額は説明変数としない。

テストの手順は、まず、ADF(拡張 Dickey-Fuller)テストにより変数の定常性をチェックして定常なもののみを使う。次に、説明変数が国債利回りを有意に説明するかをみるために、全ての日次変数を用いて回帰分析を行う。推定結果から有意であると認められる日次変数の他に月次変数についても、それら変数のニュース、つまり予想されざる部分をカルマン・フィルター法を用いて推計する。

このようにして得られるニュース部分の定常性を確認した後、長期利子率をニュースの部分に回帰して、説明力を見る。公開情報たるニュースに対しすばやく反応するなら semi-strong フォームの効率性仮説が成立することになる。

§ 3 テスト結果

はじめに ADF テストを行って変数の定常性を確認すると、国債の利回り(指標銘柄、最長期物とも)、それらの変化(幅)、コール・レート、円ドル相場、米国金利はいずれも定常である。

つづいて説明変数が国債利回りを有意に説明するかをみるために、全ての日次変数を用いて回帰を行うと、結果は以下のとおりである。最長物利回りを用いてもほとんど同じであり、全ての変数は有意である。さらに、オペ合計も説明変数に追加して回帰するとこの変数は有意ではないが、オペの影響を確認したいことと、オペが毎日行われるのではないためその影

響が現れにくいかもしれないとの理由から、これら全てを用いて次の段階のテストを行うことにする。

表1 国債指標銘柄利回りを全日次変数に回帰する場合の推定結果

変数	係数推定値	t値
定数項	2.478	19.65
コールレート	0.5532	100.88
円ドル相場	-0.02319	-30.75
米国金利	0.3968	27.97

表2 国債指標銘柄利回りを全日次変数とオペ合計に回帰する場合の推定結果

変数	係数推定値	t値
定数項	2.478	19.63
コールレート	0.5533	100.17
円ドル相場	-0.02319	-30.54
米国金利	0.3968	27.96
オペ合計	0.0000019	0.18

ここでは、推定結果から有意であると認められた全ての日次変数と、毎日ではないが不定期に発表される変数(オペ額)と、月1回発表される月次変数について、それら変数のニュース、つまり予想されざる部分を推計する。方法は2つで、第1はカルマン・フィルターを用いる(釜江(1999、第13章)参照)。このうち月次変数については、月次データに月単位でフィルターをかけて月次のニュースを推計して、ニュース公表日の予想されざる部分を求め、他の日については予想されざる部分を0とする。また、毎日ではないが不定期に発表されるオペ額は、日次変数と同様に、日次データに日単位でフィルターをかけて日次のニュースを推計することにより、ニュース公表日の予想されざる部分を求める。

第2の推計法は、VARを用いるものである。説明変数を構成要素とするVARを月次と日次のデータに適用して推定し、得られる残差をニュースとする。2つの方法を区別するために、第1の方法をKF法、第2の方法をVAR法と呼ぶ。

このようにして得られる期待値データについてその性質を調べておこう。まず、 x を実現値、

$E(x)$ を期待値として、

$$x = a + b \cdot E(x)$$

を推定し、 $a=0$, $b=1$ なら不偏性(unbiasedness)が成立する(Theil(1966))。次に効率性(efficiency)とは、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を意味し(Modigliani and Shiller(1973))、実現値と期待値の差をラグ付きの実現値に回帰する

$$x - E(x) = a_0 + a_1 x_{-1} + a_2 x_{-2} + \dots + a_n x_{-n}$$

を推定して、全ての k について $a_k=0$ なら効率性が成立する。

これらについてのテスト結果によれば、上記の性質は必ずしも満たされない。オペ額については全てのテストが、また効率性はKF法により推計された全ての日次変数で棄却されている。これらを考慮すると、期待値の推計法は今後改善の余地がある。また、このようにして得られるニュース部分の定常性をテストすると、いずれも定常である。

ここで、ニュース発生当日(とその翌営業日)の国債利回りの変化幅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よう。計測結果は以下の表3、4のとおりである。指標銘柄と最長期物の国債利回りの反応はほぼ同じで、円ドル相場のニュース部分に有意に反応する。なお、有意な変数が少ないので多重共線性が存在するかもしれないが、計算される各変数のニュース部分の相関は低く、その可能性はほとんどないとみてよいであろう。

さらに、ニュース発生日の6営業日後までの期間において、国債利回りの変化幅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5-8である。まず、KF法によるニュースに対する反応(表5、6)を見てみよう。指標銘柄と最長期物の結果は大幅には異ならない。円ドル相場のニュースには、指標銘柄がニュース発生日の翌営業日から4営業日後までにおいて、最長期物が2営業日後までにおいて有意に反応する。米国金利のニュースには、指標銘柄が1、2、3、5営業日後において、最長期物が1-5営業日後までにおいて有意に反応する。さらに、1、5営業日後に指標銘柄がオペ合計のニュースに、5営業日後に両利回りが鉱工業生産指数のニュースにそれぞれ有意に反応する。しかし、6営業日後になると両利回りとも全てのニュースに対して反応しない。

次に、VAR法によるニュースに対する反応(表7、8)を見ると、両利回りとも1営業日後にオペ合計のニュース、4営業日後には鉱工業生産指数のニュースにそれぞれ有意に反応し、さらに指標銘柄は5営業日後にもこれらに反応している。

このうち、円ドル相場のニュースの係数はニュース発生日を除いて予想されたとおり負の値であるのに対し、米国金利の係数は予想の逆になっているケースが多い。これらは、プレミアムを含む一般的な利子裁定仮説が成立すると解釈すればよいであろう。なお、オペ合計と鉱工業生産指数のニュースへの反応がある特定の営業日後のみに有意であることについては説明し難いが、あるいは日次でないデータを日次で用いることに何らかの問題が生じてい

るのかもしれない。

いずれにせよ、以上のように反応がなくなるまでにある程度の日数を要しており、迅速な反応だけが見られるという状況にはない⁶。したがって、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。

なお、オペ合計のニュースはその発生当日は全く有意ではなく、その後も有意でかつ符号条件も満たすケースは多くない。これは一般に言われていることと整合的ではない⁷。つまり、需給要因を刺激しても、国債利回りに与える影響は限定的なものにとどまる。このことは、オペが日常的に行われているのでもはやニュースではなくなり、オペの中止しかニュースにならないことを意味しているのかもしれない。

表 3 ニュース(KF 法)に対する国債指標銘柄利回り変化の反応

説明変数	係数推定値	t値
コールレート	-.0227	-1.14
円ドル相場	.004202	2.20**
オペ合計	-.000002400	-0.89
米国金利	-.008372	-0.34
インフレ率	.0401	0.23
IIP	-.000304	-0.08

注:**は 5%水準で、*は 10%水準で、それぞれ有意であることを示す。定数項は有意であるが略記している。以下表 6 まで同様。

表 4 ニュース(VAR 法)に対する国債指標銘柄利回り変化の反応

説明変数	係数推定値	t値
コールレート	-.00662	-0.46
円ドル相場	.00994	6.91**
オペ合計	-.0000022	-0.87
米国金利	.1472	7.63**
インフレ率	-.0273	-0.28
IIP	-.000949	-0.35

表 5 ニュース(KF 法)への指標銘柄利回り変化のリード値の反応(t値)

被説明変数	Δr_0	Δr_1	Δr_2	Δr_3	Δr_4	Δr_5	Δr_6
コールレート	-1.14	0.23	-0.30	1.14	-0.26	0.72	-1.18
円ドル	2.20**	-4.91**	-2.81**	-1.84*	-2.03*	0.36	-0.61
オペ合計	-0.89	1.71*	0.21	0.11	0.03	-2.41**	-0.38
米国金利	-0.34	-7.11**	-4.12**	-2.54**	-1.42	-2.14**	0.02
インフレ率	0.23	-0.28	-1.41	0.12	0.47	-0.54	1.02
IIP	-0.08	0.36	0.84	-1.13	0.78	2.23**	0.01

注:各説明変数のt値である。 Δr_k はニュース発生 of k 日後と k-1 日後の国債利回りの差であり、各表はこの被説明変数が異なっている。 Δr_0 は表 3 の再掲である。定数項は有意であるが略記している。以下表 10 まで同様。

表 6 ニュース(KF 法)に対する最長期物利回り変化のリード値の反応(t値)

被説明変数	Δr_0	Δr_1	Δr_2	Δr_3	Δr_4	Δr_5	Δr_6
コールレート	-1.07	0.12	-0.88	1.11	0.10	0.37	-1.22
円ドル	2.79**	-4.23*	-2.55**	-1.37	-1.37	0.38	-0.76
オペ合計	-0.62	1.28	0.07	0.45	-0.56	-1.57	-0.07
米国金利	-0.75	-7.32**	-4.12**	-2.40**	-1.89*	-2.31**	0.42
インフレ率	-0.41	-0.91	-0.17	-0.71	0.82	-0.10	1.19
IIP	-0.11	0.19	0.84	-1.27	0.37	2.00**	0.26

表 7 ニュース(VAR 法)に対する指標銘柄利回り変化のリード値の反応(t値)

被説明変数	Δr_0	Δr_1	Δr_2	Δr_3	Δr_4	Δr_5	Δr_6
コールレート	-0.46	-0.48	-0.46	0.47	-0.47	1.24	-0.79
円ドル	6.91**	0.13	0.33	0.50	-0.90	0.57	-0.85
オペ合計	-0.87	2.25**	1.20	0.94	0.17	-1.81*	-1.18

米国金利	7.63**	0.96	0.63	0.78	0.61	-0.61	0.38
インフレ率	-0.28	-0.23	-0.07	0.23	-0.04	-0.39	0.62
IIP	-0.35	0.88	1.21	-0.43	1.78*	1.74*	0.02

表 8 ニュース(VAR 法)に対する最長期物利回り変化のリード値の反応(t値)

被説明変数	Δr_0	Δr_1	Δr_2	Δr_3	Δr_4	Δr_5	Δr_6
コールレート	-0.21	0.01	-0.82	0.37	0.05	1.21	-0.72
円ドル	6.65**	0.02	-0.22	0.11	-0.43	0.66	-0.75
オペ合計	-0.82	1.71*	0.88	1.15	-0.50	-1.21	-0.69
米国金利	7.74**	0.86	0.42	1.19	0.72	-1.26	0.43
インフレ率	0.19	-1.10	-0.20	-0.50	0.10	-0.27	0.93
IIP	-0.71	0.47	1.20	-0.72	1.78*	1.37	0.41

§ 4 得られた結果の含意と市場の改善策

本稿では、1991 年 1 月から最近時までの期間の日次データを用いて、わが国の長期国債の流通利回り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見て、semi-strong フォームの市場効率性をテストした。国債利回りの変化幅が各変数のニュース部分に有意に反応するかどうかを、ニュース発生当日と 6 営業日後までについて調べた。得られた結果によれば、ニュース発生の日から 5 営業日後までにおいては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いて、迅速な反応だけが見られるわけではない。すなわち、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。

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、国債流通市場では 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。

国債市場の効率性が達成されない理由とその対策として以下のような点があげられよう。まず国債の発行が長期債に偏っており、流通市場では先物の受け渡し適格銘柄である残存 7 年以上の現物銘柄に取引が集中しているため、情報が効率的に使われていない可能性があると考えられる。

また、政府や中央銀行の保有割合が高く、95 年度末では政府短期証券を除く国債の約 45%をこれらが保有している。このことから、情報を効率的に利用して価格メカニズムを生かそうとする民間経済主体の行動が反映されにくい。

そこで、まず国債の年限が多様化されなければならない。期間 4 年、6 年など中期国債の発行を増やし、5 年物利付国債も早期に発行する必要がある。

次に、非居住者や個人を呼び込むための方策が採られなければならない。前者に関しては、①国際的な証券集中保管振替機構(セデル、ユーロクリアー)がわが国の国債の決済システムにアクセスできる体制が求められる(河村(1999))。②債券レポ取引については貸借方式ではなく、国際ルールに沿って売買方式にする必要があることは指摘されてきたが、これは 2000 年度から実現する。

さらに、米国では、政府機関、地方公共団体などに向けて非市場性の財務省証券が発行されているが(日本証券経済研究所(1995))、わが国でも公共部門に対し非市場性の国債を発行して、公的セクターの市場と民間セクターの参加する市場を分離することも一法であろう(河村(1999))。

個人の国債保有に占める割合は、米国の約 8%に対し日本では約 2%であるといわれる。個人を国債市場により参加させるべく、個人向けの普及の努力が必要である。この点については、証券委託売買手数料が高いことも一因であったが、99 年 10 月の手数料自由化により今後売買が活発になることが期待される。また、商品を多様化する必要性はすでに指摘されていて、さまざまな構想がある。債券は発行時に満期時までの利回りが固定されるので、低金利期には購入されにくいのが、市場金利が変化する時に利回りも変化する変動利付国債が導入されれば、個人も含めて投資家には魅力的である。これも 2000 年 6 月に 15 年ぶりに復活している。

他に、国債の元本とクーポンを分離して別々の商品として取引し、新しい個人年金商品をつくることも可能になるストリップス債⁸、さらには利払いを一定期間据え置いた後、毎月一定額の元利金を年金として支払い、売買は禁止する非市場性を持つ年金型国債や、利子(とともに元本も)を物価水準に連動させてその実質価値を保証し、インフレが発生しても実質の手取額は減少しない物価インデックス債(インフレ連動債)なども検討の価値はあろう。

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により分析の精緻化が可能である。このようなデータは容易には利用可能ではないが、これらを用いる分析はなされなければならない。

<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。

釜江廣志(2000)「日次国債流通市場のセミ・ストロング・フォームの効率性と市場の改善」(一橋大学商学部ワーキングペーパー、No.47、1月)

河村小百合(1999)「わが国国債市場の抜本的改革の方向性」日本総合研究所 Japan Research Review 10月。

白川方明(1999)「日本の国債市場の機能向上に向けて」日銀金融市場局ワーキングペーパー99-J-3。

日本銀行金融研究所(1995)『わが国の金融制度』日本信用調査。

日本銀行調査統計局(1998)「1997年度の金融および経済の動向」『日銀月報』6月。

日本証券経済研究所(1995)『図説アメリカの証券市場』日本証券経済研究所。

福島真木(1998)「歴史的な低水準で推移する国内長期金利」日興リサーチセンター『投資月報』9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.

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.

<後注>

¹ 本稿は文部省科学研究費と(財)信託協会からの信託研究奨励金の助成を受けた研究プロジェクトの結果の一部である。通産省調査統計部から鉱工業生産指数の公表日の資料を頂いた。また本誌レフェリーから丁寧なコメントを頂いた。記して感謝申し上げる。なお、紙幅の制約により、テスト結果の一部の記載を省略した。これらについては釜江(2000)を参照されたい。

² 普段は影響を及ぼしているわけではないマクロ経済変数が、大きく変化するときだけに影響するという可能性は排除できないが、そのような変数を特定することは容易ではない。また、これらの変数が有意に影響を及ぼさないとしても、これらの変数

が変化の有無に関係なく恒に非有意であるのかもしれない。したがって、非有意であることから semi-strong フォームの効率性仮説が成立しない、と直ちに結論づけられるかどうかは疑問である。そこで本稿では、恒常的に影響を及ぼしていると推定される変数のみを取り上げて、その効果を分析する。恒に影響を及ぼしているわけではない変数をも含めてのテストは残された課題である。

³ 10年あるいはそれに近い残存期間を持つ長期債の利回りに対して、1か月ないし3か月というごく短い期間が経過すると元に戻る取引の影響は軽微である、と考えたためである。

⁴ 円貨建ての直物価格を S 、期待直物価格を ES 、日・米の利子率を r , r^* とする。カバーなし利子裁定仮説 UIP、つまり「 $(ES_{t+1} - S_t)/S_t$ の比は2国の利子率の差 $r_t - r_t^*$ に等しい」が成立すれば、他の変数を所与として円高（つまり S が下落）であれば、 r_t は上昇する。また米国金利 r_t^* が上昇すれば r_t も上昇する。

⁵ 利回りの日次変化を説明するのに、次項の IIP と共にこのような月次データを用いるのは、それらの発表の影響を日単位で見たいためである。より厳密には、日よりも短い間隔、例えば時間刻み、あるいは分刻みのデータを用いてテストすることが必要であり、これは残された問題である。

⁶ 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ことで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。

⁷ 期待値の推計に問題が残っている可能性はある。しかし、オペ合計は多くのケースでニュース部分だけではなく、全変数としても有意な影響を及ぼしているとは見られないので、このような結論はあながち誤りとは言えないであろう。

⁸ 長期国債の元利のうち発行から途中時点までのクーポンを別の商品として切り離し、元本と途中時点から満期までのクーポンをセットにして売り出すと、途中時点からの金利は年金として受け取ることができるようになる。