

# 日本国債先物における実証分析

皆木 健 男<sup>1)</sup>

## 要 旨

本稿は、日本の国債先物市場を対象として、市場の効率性を検証することを目的としている。1985年、国債先物取引市場が創設されてから30年以上が経過している。この間、取引にかかわる制度・システム変更が実施され、国債先物市場は大きく変化している。そこで、このおおよそ30年間における国債先物市場の流動性および効率性について実証分析をおこなう。本稿では、市場の効率性については、ボラティリティ変動モデルを、市場流動性については、データの利用可能性から、売買高および建玉をもちいている。分析の結果、ボラティリティクラスタリングとその持続が示されている。さらに、ボラティリティの非対称性も示唆されている。サブサンプル期間でみると、市場の効率性は国債先物市場創設時よりも最近の市場において改善されていることが示される。一方、売買高、建玉は国債先物市場創設時よりも最近の市場において減少している。

キーワード 国債先物市場 市場の流動性 市場の効率性

## 1. はじめに

本稿は、日本国債先物市場の効率性を検証することを目的としている。これまで皆木(2005, 2006)や釜江・皆木(2004)では、高頻度データ(分刻み)をもちいて日本の国債先物市場の効率性を検証している。それらの論文において、GARCHモデルをもちいて推定した結果、日本国債先物市場においてボラティリティクラスタリングが発生し、それが持続することが示唆されている。本稿では、それらの論文とは異なり、日次データをもちいてより長期的に市場を分析し、国債先物市場の流動性および効率性の変遷を検証する。高頻度データは、短期的な分析、特に1日内の流動性や効率性を分析することを可能にする。高頻度取引が可能となった現在の市場分析には適している。しかし、本稿のように30年を超える分析をおこなう場合、さらに市場の取引システム・制度変化を考慮し分析をおこなう場合には、日次データのほうが適していると考えられる。

これまで日本国債先物市場においては、投資家にとって安定性・信頼性・利便性の高い市

市場構築を目的に制度改革がおこなわれている。つまり、国債先物市場へのアクセスを容易に、かつ先物取引を厚く、市場を安定的に保つために取引制度やシステムの変更がおこなわれている。先物市場の流動性や効率性の観点からみれば、これらの取引制度やシステム変更により、国債先物市場はなんらかの影響を受けていると考えられる。東京証券取引所において、1985年に日本国債先物取引市場が創設されてから30年以上が経過している。この間、国債先物市場の利便性を向上させる目的で、取引時間の拡大、限月間スプレッド取引、立会外取引及びギブアップ制度の導入など、取引制度改革を実施している。また、取引所の大きな変化として、国債先物・オプション取引市場を大阪取引所に集約している<sup>2)</sup>。これらの制度改革により、投資家にとって日本国債先物市場へのアクセスは容易になったと考えられる。日本国債先物市場の流動性や効率性は改善されていると考えられる。

そこで本稿では、データが利用可能であった1986年1月より2018年8月までの日次データをもちいて、日本国債先物の効率性を検証する<sup>3)</sup>。ボラティリティをもちいて効率性を分析するが、皆木や釜江・皆木で使用したGARCHモデル、さらにボラティリティの非対称性を捉えるEGRACHモデルを採用する<sup>4)</sup>。

分析の結果、GARCHモデル、EGARCHモデルにより市場の効率性について検証すると、日本国債先物市場の開設時よりも、最近の市場において効率性は改善していることが示されている。また、ボラティリティの非対称性が確認されており、1988年以降、国債先物市場において投資家が価格の下落に対してより強く反応していることを示している。一方、売買高、建玉といった市場の厚みを代理する変数から、流動性は改善されていないことが示される。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、次節で先行研究について、3節において本稿でもちいるデータについて説明する。そして、4節ではボラティリティ変動モデルであるGARCHモデルおよびEGARCHモデルについて説明し、5節において分析結果を述べる。最後に本稿のまとめをおこなう。

## 2. 先行研究

本稿では、日本国債先物市場における日次データ（国債先物価格、売買高、建玉、利回り）をもちいて、市場の効率性および流動性を検証するが、国債市場を対象とした実証研究としては、釜江（1993, 1999, 2005）がある。なかでも釜江（2005）の第4章では、本稿と同じく日本国債先物市場を対象に日次データ（1991年1月から2003年6月）をもちいてイベントスタディをおこなっている。そこでは、国債先物の収益率とボラティリティがマクロ経済指標の発表イベントに反応し、その影響がどれだけ持続するかをGARCHモデルおよび複数のモデルにより検証している。その結果、市場が効率的ではない可能性を示唆してい

る。本稿でも同じように日次データをもちいるが、1986年1月より2018年8月とさらに長期の分析を、GARCHモデルおよびEGARCHモデルによりおこなう。

### 3. データ

#### 3.1 国債先物価格と売買高および建玉

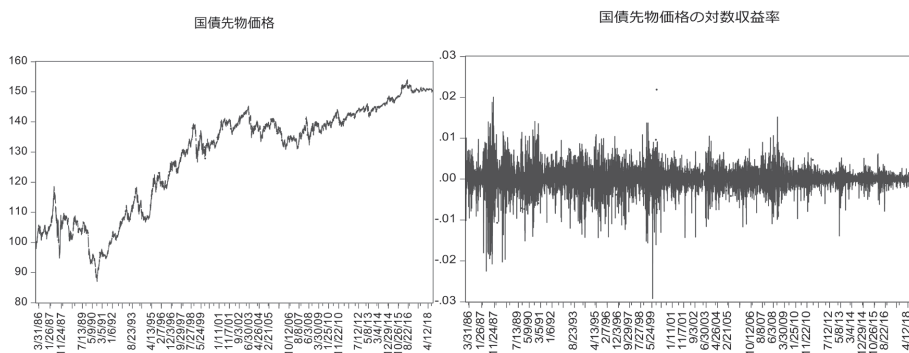
本稿でもちいる日本国債先物価格、売買高、建玉、利回りデータは、NEEDS-Financial QUEST (online) より作成している。対象となる日本国債先物は10年物(直近)であり、国債先物価格、売買高、建玉、利回りデータは日次ベースのものを採取している。サンプル期間は採取可能であった1986年1月6日より2018年8月30日までとしている。ただし、各系列に1つでも欠損値が存在した取引日はデータから除外している<sup>5)</sup>。

下図(各データ系列の推移)では、全サンプル期間とサブサンプル期間における国債先物価格、その対数収益率、売買高および建玉、利回りの変遷を見ることができる。おおよそ

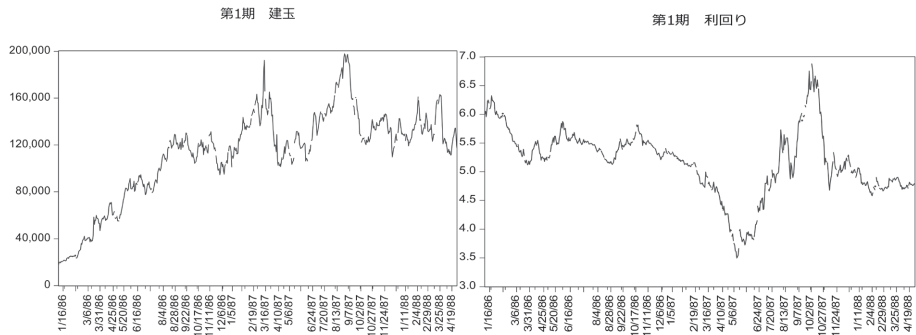
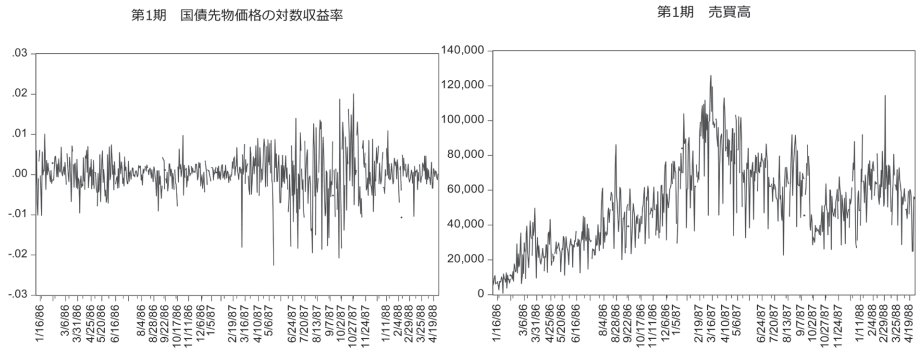
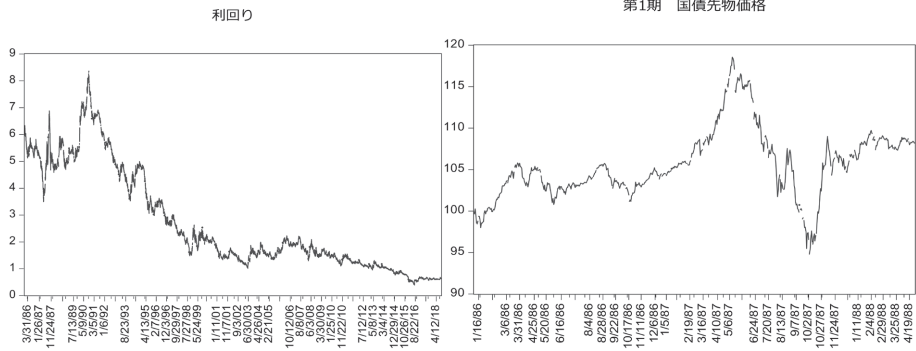
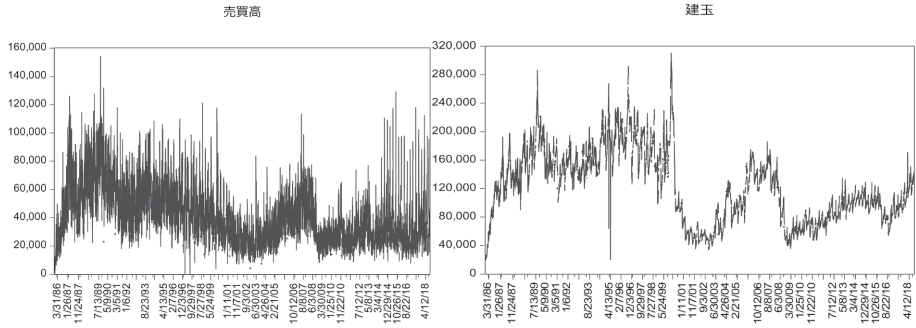
表1 全サンプル期間における各データ系列の基本等計

	国債先物価格	売買高	建玉	利回り	国債先物価格 の対数収益率
Mean	128.5381	41765.86	121915.8	2.699497	0.0000507
Median	135.12	37163	116929.5	1.841	0.000136
Maximum	154	154112	310426	8.359	0.021833
Minimum	87.15	39	18119	0.389	-0.029217
Std.Dev.	17.26901	20738.44	49981.14	1.890659	0.00304
Skewness	-0.591083	0.900759	0.388734	0.870989	-0.604271
Kurtosis	1.989358	3.54199	2.58501	2.471108	10.07284
Observations	8050	8050	8050	8050	8049

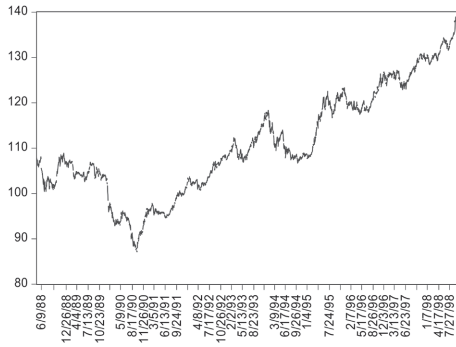
図 各データ系列の推移(全サンプル期間およびサブサンプル期間別 第1期~第4期)



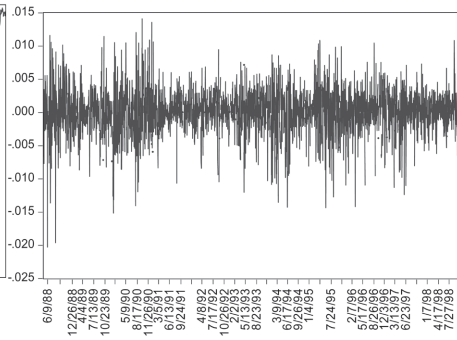
# 日本国債先物における実証分析



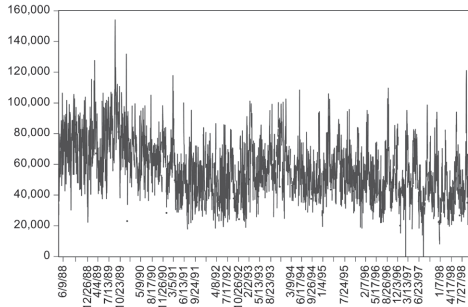
第2期 国債先物価格



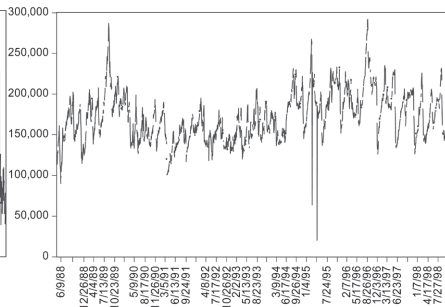
第2期 国債先物価格の対数収益率



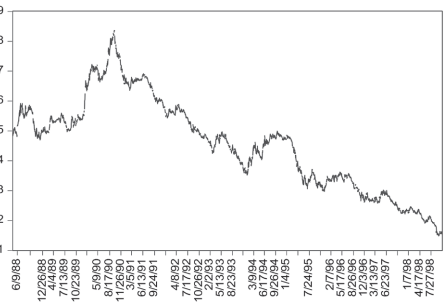
第2期 売買高



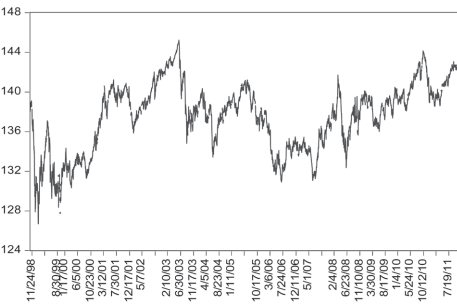
第2期 建玉



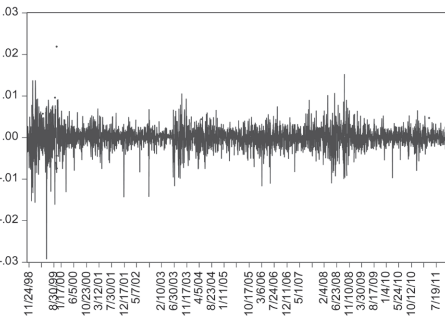
第2期 利回り



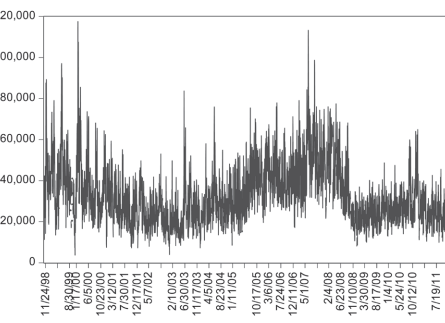
第3期 国債先物価格



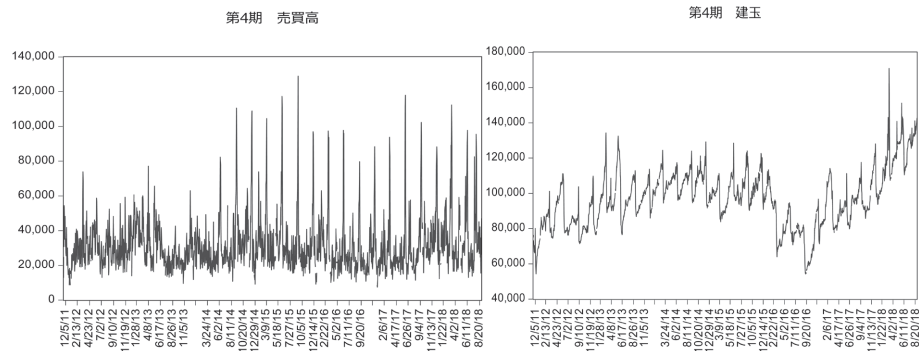
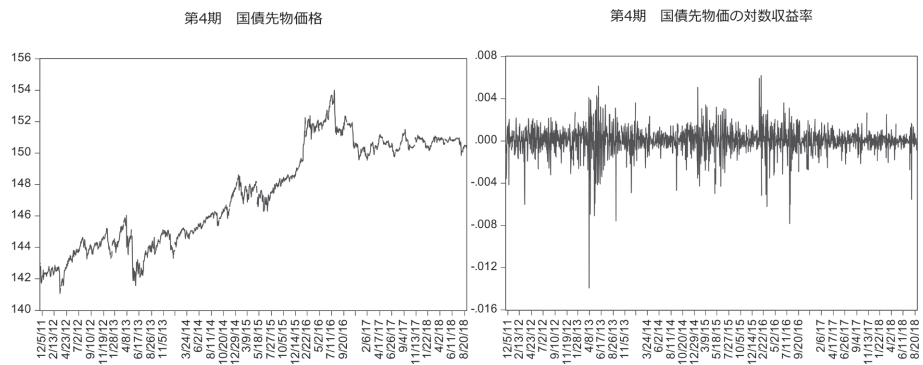
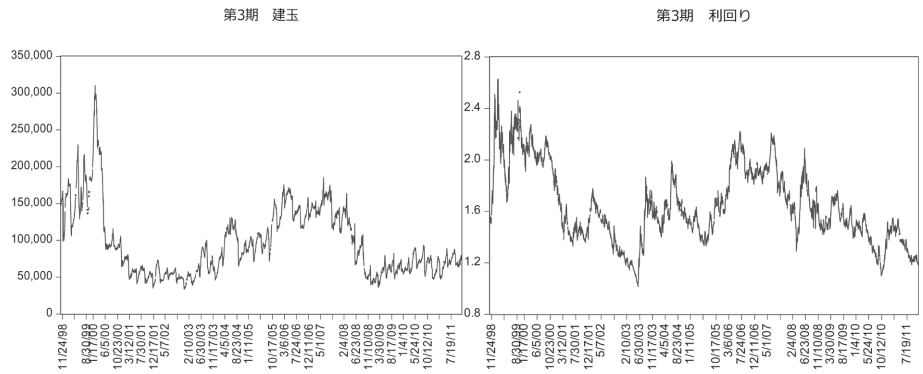
第3期 国債先物価格の対数収益率



第3期 売買高



# 日本国債先物における実証分析



30 年間に於いて、国債先物価格は上昇トレンド、売買高、建玉にはごくならかな下降トレンド、利回りには明確な下降トレンドが見られる。

### 3.2 取引制度・システム変更

1985 年の長期国債先物取引開始以降、おおよそ 30 年間で大小さまざまな取引制度の変更がおこなわれている。たとえば、表 2（取引制度・システム変更と新しい商品導入）にあるように、1988 年の国債先物システム売買開始、1998 年の新先物・オプション売買システム開始、2000 年の国債先物・オプション取引に係るイブニングセッション取引開始、2008 年の売買システム等の稼働（ギブアップ制度、サーキットブレーカー制度導入）、2011 年の東京証券取引所と大阪証券取引所のデリバティブ市場の統合（取引時間の延長）などがある。本稿では、とくに 1988 年システム売買開始、1998 年の売買システム変更、2011 年のシステム統合と取引時間の延長注目する。いずれも市場の流動性および効率性に影響をおよぼすと思われる取引制度・システム変更である。

まず、全サンプル期間（1986 年 1 月 6 日～2018 年 8 月 30 日）での分析をおこない、各デ

表 2 取引制度・システム変更と新しい商品導入

年月日	取引制度・システムの変更・新しい商品の導入
1985 10/19	長期国債先物取引開始
1988 4/30	国債先物システム売買開始
1990 5/11	長期国債先物オプション取引開始
1998 11/2	新先物／オプション売買システム稼働
1999 5/1	東証決済の清算機関方式への変更
2000 9/18	国債先物・オプション取引に係るイブニングセッション取引開始
2001 1/29	緊急取引証拠金制度の導入
2007 3/12	オプション取引に係る立会外取引制度の導入（長期国債先物オプション）
2008 1/15	新派生売買システム等の稼働（ギブアップ制度、サーキットブレーカー制度等の導入）
2009 3/23	ミニ長期国債先物取引開始
2009 10/5	新オプション取引システム Tdex+ (LIFFE CONNECT®) の稼働
2011 11/21	先物取引システムを Tdex+ (LIFFE CONNECT®) に統合 取引時間の延長（23 時 30 分まで）
2014 3/24	東証と大証のデリバティブ市場統合に伴う取引制度の一部見直し 取引時間の延長（翌 3 時 00 分まで）
2016 7/9	次期デリバティブシステム（次期 J-GATE）の稼働

表3 サブサンプル期間

	期 間
第1期	1986年1月6日～1988年4月28日
第2期	1988年4月30日～1998年10月30日
第3期	1998年11月2日～2011年11月18日
第4期	2011年11月21日～2018年8月30日

ータ系列（国債先物価格，対数収益率，売買高，建玉，利回り）の変遷を確認する。前節の図（各データ系列の推移）を見ると，国債先物価格には緩やかな上昇，売買高，建玉，利回りにかんしては下降が示されている。国債先物市場の流動性について，市場の厚みという観点からみれば，低下していることが示される。これらの現象は，長期にわたる金利の低下と，証券や他の金融資産の多様化，そしてこの5年については日銀による異次元の金融緩和政策による影響である可能性がある。

つぎに，市場の流動性および効率性の変遷を検証するために，取引制度・システム変更にそったサブサンプル期間を設定し，分析をおこなう。そこで，1988年の国債先物システム売買開始，1998年の売買システム変更，2011年のシステム統合と取引時間の延長に注目し，サブサンプル期間を設定する<sup>6)</sup>。

以上より，サブサンプル期間は，表3にあるように第1期から第4期となる。第1期は1986年1月6日～1988年4月28日，第2期は1988年4月30日～1998年10月30日，第3期は1998年11月2日～2011年11月18日，第4期は2011年11月21日～2018年8月30日である。

#### 4. ボラティリティ変動モデル

本稿では，ボラティリティは一定ではなく変動すると考え，GARCHモデルおよびEGARCHモデルを採用する。これまで皆木（2005，2006）では，国債先物の高頻度データをもちいてGARCH（1，1）モデルおよびJGRモデルにより，ボラティリティの変動を分析している。それらの結果を見ると，いずれのモデルもボラティリティの変動を捉えている。また，JGRモデルにより，ボラティリティの非対称性も示されている。そこで本稿では，ボラティリティ変動モデルの中でもベンチマーク的なものであるGARCHモデルとGARCHモデルでは捉えられないボラティリティの非対称性を捉えるEGARCHモデルにより分析をおこなう。



#### 4.1 GARCH モデル

まず、日本国債先物価格の対数収益率を  $r_t$  とし、収益率モデルを次式のようにおく。

$$r_t = c_0 + c_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ただし、 $\varepsilon_t$  は平均ゼロ、分散  $h_t$ 、正規分布または  $t$  分布に従う。条件付分散については次のように表される。

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \quad (2)$$

この、GARCH (1, 1) モデルでは、各係数に非負条件がある。また、 $\alpha_1$  および  $\alpha_2$  により、ボラティリティクラスターリングの持続性をみる事が可能である。しかし、GARCH モデルでは、金融商品のボラティリティ変動にみられる非対称性、つまり価格が上がった翌期よりも、価格が下がった翌期のほうがボラティリティになるという現象を捉えることができない。そこで、Nelson (1991) で示された EGARCH モデルをとりあげる。

#### 4.2 EGARCH モデル

収益率モデルは GARCH モデルと同様とする。本稿では次の EGARCH (1, 1) モデルを採用する。

$$\ln(h_t) = \phi_0 + \phi_1(|Z_{t-1}| - E(|Z_{t-1}|)) + \phi_2 Z_{t-1} + \phi_3 \ln(h_{t-1}) \quad (3)$$

ただし、 $Z_{t-1} = \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$  である。EGARCH モデルでは、ボラティリティクラスターリングの持続性については  $\phi_3$  を、ボラティリティの非対称性については  $\phi_2$  をみればよい。

### 5. 実証分析とその結果

本稿では、GARCH モデルおよび EGARCH モデルにより日本の国債先物市場の効率性について検証するが、まずサンプル期間を 4 期間に分け、各データ系列の特徴をつかむ。つぎに構造変化が起きているか否かを明らかにしたあとで、全サンプル期間での効率性、各サブサンプル期間で効率性がどのように変化しているのかを検証する。

#### 5.1 構造変化

サンプル期間を 4 期間に分け、各データ系列に構造変化があるか否かを明らかにする。複数かつ特定の構造変化ポイントを想定しているため、本稿では Bai and Perron の構造変化検定をもちいて分析する。

まず、国債先物価格、その対数収益率、売買高および建玉、利回りのそれぞれのデータ系

列に構造変化が起きているかについて表4の期間別各データ系列の基本統計量および3節の図（各データ系列の推移）から視覚的に検証する。ここでは日次ベースで、どれか1つの変数に欠損値がある場合、その営業日データを取り除いている。

表4は、国債先物価格、その対数収益率、売買高、建玉、利回りの期間別基本統計量を比較したものである。これらから以下のことがわかる。国債先物価格は第1期から第4期において、平均でみてすべての期間で上昇している。売買高と建玉については、各期間においてバラツキが見られる。例えば、第1期より第2期においては両者とも増加している。これは、1988年におこなわれたシステム売買の開始による影響があらわれている可能性がある。しかし、売買高は3期、4期と減少している。建玉については3期に減少、4期に微増である。利回りをみると、全期間を通して低下していることがわかる。第1期と第4期を比較すると

表4 期間別各データ系列の基本統計

第1期 1986年 1月6日～1988年4月28日					
	国債先物価格	売買高	建玉	利回り	国債先物価格の対数収益率
Mean	105.5387	51509.6	112938.4	5.181821	0.000126
Median	105.055	50862	120441.5	5.2295	0.000425
Maximum	118.55	125941	197808	6.877	0.020048
Minimum	94.8	840	18119	3.496	-0.022539
Std. Dev.	4.08789	24476.43	38350.17	0.578364	0.005086
Skewness	0.593408	0.248317	-0.705185	-0.301505	-0.51723
Kurtosis	3.877077	2.627622	3.184155	3.642803	6.233977
Observations	636	636	636	636	635
第2期 1988年 4月30日～1998年10月30日					
	国債先物価格	売買高	建玉	利回り	国債先物価格の対数収益率
Mean	111.0586	56821.53	171880.8	4.56905	0.0000975
Median	108.41	55418.5	168707	4.759	0.000238
Maximum	139.38	154112	291899	8.359	0.014105
Minimum	87.15	39	20197	1.479	-0.02026
Std. Dev.	11.85463	19086.41	30129.3	1.534751	0.003468
Skewness	0.309417	0.48553	0.468409	0.064152	-0.464552
Kurtosis	2.236028	3.263426	3.595426	2.23415	5.517468
Observations	2582	2582	2582	2582	2581
第3期 1998年11月2日～2011年11月18日					
	国債先物価格	売買高	建玉	利回り	国債先物価格の対数収益率
Mean	137.4726	32968.43	96173.58	1.645464	0.0000102
Median	138.1	30062	82462	1.585	0.0000731
Maximum	145.25	117483	310426	2.628	0.021833
Minimum	126.7	3779	33525	1.015	-0.029217
Std. Dev.	3.414965	14460.5	46169.56	0.29234	0.002761
Skewness	-0.3678	1.08449	1.18162	0.468137	-0.640092
Kurtosis	2.473315	4.742315	4.575437	2.561526	11.77301
Observations	3167	3167	3167	3167	3166
第4期 2011年11月21日～2018年8月30日					
	国債先物価格	売買高	建玉	利回り	国債先物価格の対数収益率
Mean	147.4353	31429.93	96826.07	0.856963	0.0000299
Median	147.5	27450	96770	0.847	0.0000693
Maximum	154	128940	170869	1.341	0.006193
Minimum	141.08	7521	54249	0.389	-0.013928
Std. Dev.	3.235807	15704.81	16219.17	0.238625	0.001299
Skewness	-0.043616	2.244958	0.211233	0.083418	-1.596961
Kurtosis	1.602001	9.959592	3.305697	1.612849	16.05772
Observations	1665	1665	1665	1665	1664

その低下割合がよくわかる。市場の流動性、とくに厚みという観点からみると、第 1 期から第 2 期にかけて改善しているが、長期間（おおそよ 30 年）では低下している。第 1 期と第 4 期で売買高・建玉を比較すると、それぞれ 6 割、8 割程度となっている。ただし、これら流動性にかんして第 4 期にみられる減少は、日銀による異次元の金融緩和による影響の可能性がある。

また、構造変化テストにさきだち各データ系列に ADF 検定をおこなったところ、国債先物価格に単位根および 1 次の自己相関が認められたため、1 階の差分をとり対応している。構造変化のテストには国債先物価格については、その AR (1) モデルを適用する。国債先物価格対数収益率については、自己相関も単位根も認められない。売買高および建玉については、単位根は認められないが、自己相関が認められた。そこでそれぞれ 9 次、2 次までを採用する<sup>7)</sup>。よって、それぞれ AR (9) モデル、AR (2) モデルをもちいて、構造変化をテストする。利回りについては、単位根、1 次の自己相関が認められたが、これも 1 階の差分を取り対応している。

つぎに、Bai and Perron の構造変化検定をもちいて、各データ系列に実際に構造変化が起きていたのか否かを検証する。データ構造がサンプル期間中に変化することは、時系列分析においても重要なトピックであると考えられる<sup>8)</sup>。本稿では、Bai and Perron (2003) の方法にしたがう。構造変化ポイントを指定し、モデルの残差平方和を最小化する方法である。このとき、分散行列の計算では不均一分散に対応するため Newey-West の計算方法をもちいている。

表 5～表 9 において、国債先物価格、その対数収益率、売買高、建玉、利回りの構造変化

表 5 国債先物価格の構造変化

国債先物価格 (1 階の差分)			
サンプル期間	1/08/1986～8/30/2018		
構造変化ポイント	4/30/1988, 11/02/1998, 11/21/2011		
変数	係数	標準誤差	P 値
1/08/1986～4/28/1988 — 634 obs			
C	0.01218	0.022481	0.588
D (国債先物価格 (-1))	0.098763	0.04685	0.0351
4/30/1988～10/30/1998 — 2582 obs			
C	0.011966	0.007712	0.1208
D (国債先物価格 (-1))	-0.014098	0.022601	0.5328
11/02/1998～11/18/2011 — 3167 obs			
C	0.001441	0.006255	0.8178
D (国債先物価格 (-1))	-0.031298	0.026476	0.2372
11/21/2011～8/30/2018 — 1665 obs			
C	0.004562	0.004333	0.2924
D (国債先物価格 (-1))	-0.050391	0.051619	0.329
R-squared	0.00248		
Adjusted R2	0.001612		
Log likelihood	-3243.782		
F-statistic	2.855625		
Prob (F-statistic)	0.005633		
AIC	0.808097		
SC	0.815048		
DW	1.999946		

表 6 国債先物価格対数収益率の構造変化

国債先物価格の対数収益率			
サンプル期間	1/07/1986～8/29/2018		
構造変化ポイント	4/30/1988, 11/02/1998, 11/21/2011		
変数	係数	標準誤差	P 値
1/07/1986～4/28/1988 — 635 obs			
C	0.000112	0.000215	0.6027
対数収益率 (-1)	0.096478	0.046649	0.0387
4/30/1988～10/30/1998 — 2582 obs			
C	0.000098	0.000071	0.1645
対数収益率 (-1)	-0.009393	0.023013	0.6832
11/02/1998～11/18/2011 — 3167 obs			
C	1.03E-05	4.60E-05	0.8226
対数収益率 (-1)	-0.031701	0.027157	0.2431
11/21/2011～8/29/2018 — 1664 obs			
C	3.14E-05	2.94E-05	0.2866
対数収益率 (-1)	-0.048441	0.05268	0.3578
R-squared	0.002704		
Adjusted R2	0.001836		
Log likelihood	35236.67		
F-statistic	3.114181		
Prob (F-statistic)	0.002776		
AIC	-8.754641		
SC	-8.747689		
DW	1.998897		

表7 国債先物売買高の構造変化

売買高 (1階の差分)				11/02/1998-11/18/2011-3167 obs			
サンプル期間 1/20/1986~8/30/2018				C			
構造変化ポイント 4/30/1988, 11/02/1998, 11/21/2011				D (売買高(-1))			
変数	係数	標準誤差	P値	D (売買高(-2))			
1/20/1986-4/28/1988-626 obs				D (売買高(-3))			
C	230.7014	448.629	0.6071	D (売買高(-4))	-0.2774	0.0274	0
D (売買高(-1))	-0.650439	0.055089	0	D (売買高(-5))	-0.1223	0.0267	0
D (売買高(-2))	-0.46258	0.058808	0	D (売買高(-6))	-0.1121	0.0237	0
D (売買高(-3))	-0.501873	0.055954	0	D (売買高(-7))	-0.1046	0.0242	0
D (売買高(-4))	-0.432438	0.063611	0	D (売買高(-8))	-0.0931	0.0215	0
D (売買高(-5))	-0.257591	0.055642	0	D (売買高(-9))	-0.111	0.0208	0
D (売買高(-6))	-0.018506	0.058732	0.7527	11/21/2011-8/30/2018-1665 obs			
D (売買高(-7))	-0.104704	0.050156	0.0369	C	22.549	253.18	0.929
D (売買高(-8))	-0.069576	0.046378	0.1336	D (売買高(-1))	-0.1909	0.0397	0
D (売買高(-9))	0.016095	0.033256	0.6284	D (売買高(-2))	-0.176	0.0301	0
4/30/1988-10/30/1998-2582 obs				D (売買高(-3))	-0.2218	0.0291	0
C	-23.58109	265.2993	0.9292	D (売買高(-4))	-0.1635	0.0221	0
D (売買高(-1))	-0.563181	0.021242	0	D (売買高(-5))	-0.0637	0.0268	0.0174
D (売買高(-2))	-0.483138	0.025277	0	D (売買高(-6))	-0.1259	0.0223	0
D (売買高(-3))	-0.354791	0.027225	0	D (売買高(-7))	-0.0801	0.0259	0.002
D (売買高(-4))	-0.30848	0.02693	0	D (売買高(-8))	-0.0877	0.0237	0.0002
D (売買高(-5))	-0.185691	0.024756	0	D (売買高(-9))	-0.0957	0.0211	0
D (売買高(-6))	-0.174951	0.024219	0	R-squared	0.248		
D (売買高(-7))	-0.176395	0.024915	0	Adjusted R-squared	0.2443		
D (売買高(-8))	-0.129315	0.024693	0	Log likelihood	-86883		
D (売買高(-9))	-0.096156	0.019767	0	F-statistic	67.647		
				Prob (F-statistic)	0		
				AIC	21.623		
				SIC	21.657		
				DW	2.0029		

表8 国債先物建玉の構造変化

建玉 (1階の差分)			
サンプル期間 1/09/1986~8/30/2018			
構造変化ポイント 4/30/1988, 11/02/1998, 11/21/2011			
変数	係数	標準誤差	P値
1/09/1986-4/28/1988-633 obs			
C	122.8684	162.1518	0.4486
D (建玉(-1))	0.122926	0.05466	0.0245
D (建玉(-2))	0.057779	0.052592	0.272
4/30/1988-10/30/1998-2582 obs			
C	13.33021	171.1484	0.9379
D (建玉(-1))	-0.226053	0.135138	0.0944
D (建玉(-2))	0.008733	0.083906	0.9171
11/02/1998-11/18/2011-3167 obs			
C	-19.90309	76.69257	0.7952
D (建玉(-1))	0.013055	0.097159	0.8931
D (建玉(-2))	0.12992	0.03832	0.0007
11/21/2011-8/30/2018-1665 obs			
C	43.21914	88.63768	0.6259
D (建玉(-1))	0.109689	0.04935	0.0263
D (建玉(-2))	-0.148298	0.09024	0.1003
R-squared	0.042823		
Adjusted R2	0.041512		
Log likelihood	-81030.54		
F-statistic	32.67934		
Prob (F-statistic)	0		
AIC	20.1423		
SIC	20.15273		
DW	2.006486		

表9 国債先物利回りの構造変化

利回り (1階の差分)			
サンプル期間 1/08/1986~8/30/2018			
構造変化ポイント 4/30/1988, 11/02/1998, 11/21/2011			
変数	係数	標準誤差	P値
1/08/1986-4/28/1988-634 obs			
C	-0.001795	0.003263	0.5823
D (利回り(-1))	0.105192	0.04508	0.0196
4/30/1988-10/30/1998-2582 obs			
C	-0.001262	0.001054	0.2313
D (利回り(-1))	-0.002937	0.024332	0.9039
11/02/1998-11/18/2011-3167 obs			
C	-0.000117	0.000543	0.8301
D (利回り(-1))	-0.032248	0.027913	0.248
11/21/2011-8/30/2018-1665 obs			
C	-0.000338	0.000322	0.2925
D (利回り(-1))	-0.04767	0.053644	0.3742
R-squared	0.003477		
Adjusted R2	0.002609		
Log likelihood	14034.52		
F-statistic	4.007367		
Prob (F-statistic)	0.000219		
AIC	-3.485715		
SIC	-3.478763		
DW	1.996513		

の検定結果が示されている。構造変化ポイントは、次の3ポイントを想定している。1988年4月30日（国債先物システム売買開始）、1998年11月2日（新先物／オプション売買システム稼動）、2011年11月21日（先物取引システム統合、取引時間の延長）である。これらをポイントとして、構造変化が起きていたのか否かを検定すると、国債先物価格、その対数収益率、売買高、建玉、利回りいずれにも構造変化が認められている。注目した取引制度・システム変更は、市場に有意な変化をもたらしている。

これらの結果と基本等計量（表4）を総合すると、売買高および建玉は第1期から第2期において増加していることから、この期間においては、おおむね取引制度・システム変更が国債先物市場の流動性を高めているといえる。さらに次節において、この結果を補強するために、ボラティリティ変動モデルをもちいて国債先物市場の効率性について検証する。

## 5.2 国債先物市場の効率性

国債先物市場の効率性を分析するために、本稿ではボラティリティ変動モデルとしてGARCHモデル、EGARCHモデルを採用する。国債先物価格より、対数収益率を求め、単位根および自己相関を調べる。ADF検定の結果、対数収益率には単位根は認められない（PP検定、KPSS検定でも同様）。また、コレログラム、Q統計量によれば自己相関も弱い。

そこで、まず収益率モデルとして、対数収益率のAR(1)モデルを仮定している。また、この収益率モデルにおいて、残差にLjung-Box検定をおこなうと、自己相関、偏自己相関について、Q統計量から自己相関が認められる。LMテストによると2次ラグまで有意となる。残差2乗についてはコレログラム、Q統計量より系列相関が認められ、不均一分散についてテストをおこなうと5次まで有意にゼロとは異なることが示される。よって、ARCHもしくはGARCH効果が存在する。

GARCHモデル、EGARCHモデルの推定結果（表10）より、全サンプル期間でみると、EGARCHモデル（正規分布、 $t$ 分布）において有意にボラティリティの持続性が示されている。さらに、EGARCHモデル（ $t$ 分布）では、ボラティリティの非対称性も有意となり、ボラティリティはあるショックにより変動するとそれが持続し、かつそれは国債先物価格が上昇することより下降することでさらにボラタイルになる現象を示している。投資家は国債先物価格が下落することにより強く反応してしまうことがわかる。

一方、第1期から第4期までを個別にみると、第3期のみボラティリティの持続性が強くなっている。GARCHモデル（正規分布）でみると、ボラティリティの持続性は第1期において有意に0.991、第2期において有意に0.972、第3期において有意に0.987、第4期において有意に0.953であり、第1期と第4期を比較すると、持続性は弱くなっていることがわかる。この間、国債先物市場の効率性が改善されているといえる。そのほかのモデルでも同様の結果が示されている。また、EGARCHモデルの結果から、第2期と第3期において有

表 10 GARCH, EGARCH の推定結果

全サンプル期間 1988/1/6～2018/8/30									
GARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.000046	0.000022	0.0376	$c_0$	0.000111	0.000017	0	$c_0$	0
$c_1$	-0.023228	0.014133	0.1003	$c_1$	-0.039988	0.010771	0.0002	$c_1$	0.0002
$\alpha_0$	0.00000003	0.000000	0.0022	$\alpha_0$	0.00000001	0.00000000	0.0273	$\alpha_0$	0.0273
$\alpha_1$	0.106548	0.012454	0	$\alpha_1$	0.077161	0.005701	0	$\alpha_1$	0
$\alpha_2$	0.900923	0.009743	0	$\alpha_2$	0.930786	0.004381	0	$\alpha_2$	0
Log likelihood	37176.71			Log likelihood	37660.19				
AIC	-9.237504			AIC	-9.357403				
SIC	-9.233159			SIC	-9.35219				
EGARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.000053	0.0000002	0	$c_0$	0.000108	0.000016	0	$c_0$	0
$c_1$	-0.026738	0.000369	0	$c_1$	-0.039786	0.01122	0.0004	$c_1$	0.0004
$\phi_0$	-0.360390	0.067637	0	$\phi_0$	-0.196941	0.026645	0	$\phi_0$	0
$\phi_1$	0.224706	0.029639	0	$\phi_1$	0.183753	0.016384	0	$\phi_1$	0
$\phi_2$	-0.005139	0.010668	0.63	$\phi_2$	-0.016825	0.006552	0.0102	$\phi_2$	0.0102
$\phi_3$	0.983793	0.004392	0	$\phi_3$	0.994912	0.001551	0	$\phi_3$	0
Log likelihood	37213.99			Log likelihood	37684.81				
AIC	-9.246518			AIC	-9.363273				
SIC	-9.241304			SIC	-9.35719				
第1期 1988/1/6～1998/4/28									
GARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.00017	0.000182	0.35	$c_0$	0.000387	0.000116	0.0009	$c_0$	0.0009
$c_1$	0.04653	0.052716	0.3774	$c_1$	0.039167	0.040479	0.3333	$c_1$	0.3333
$\alpha_0$	0.00000003	0.0000002	0.1874	$\alpha_0$	0.00000013	0.00000010	0.1738	$\alpha_0$	0.1738
$\alpha_1$	0.113406	0.033601	0.0007	$\alpha_1$	0.123712	0.032228	0.0001	$\alpha_1$	0.0001
$\alpha_2$	0.877916	0.034153	0	$\alpha_2$	0.879151	0.026164	0	$\alpha_2$	0
Log likelihood	2580.173			Log likelihood	2613.774				
AIC	-8.123575			AIC	-8.226416				
SIC	-8.088464			SIC	-8.184283				
EGARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.000142	0.000167	0.3936	$c_0$	0.000385	0.000112	0.0006	$c_0$	0.0006
$c_1$	0.050541	0.058996	0.3916	$c_1$	0.046198	0.040017	0.2483	$c_1$	0.2483
$\phi_0$	-0.503319	0.248832	0.0431	$\phi_0$	-0.302842	0.102639	0.0032	$\phi_0$	0.0032
$\phi_1$	0.250101	0.077294	0.0012	$\phi_1$	0.240683	0.049187	0	$\phi_1$	0
$\phi_2$	-0.005353	0.067684	0.937	$\phi_2$	-0.023229	0.026748	0.3852	$\phi_2$	0.3852
$\phi_3$	0.971318	0.019037	0	$\phi_3$	0.989423	0.00802	0	$\phi_3$	0
Log likelihood	2577.849			Log likelihood	2614.313				
AIC	-8.113087			AIC	-8.224961				
SIC	-8.070954			SIC	-8.175806				
第2期 1988/4/30～1998/10/30									
GARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.000167	0.000060	0.0052	$c_0$	0.00027	0.000054	0	$c_0$	0
$c_1$	-0.023938	0.022015	0.2769	$c_1$	-0.03689	0.019394	0.0572	$c_1$	0.0572
$\alpha_0$	0.00000004	0.0000001	0.0098	$\alpha_0$	0.00000023	0.00000008	0.0027	$\alpha_0$	0.0027
$\alpha_1$	0.079391	0.014639	0	$\alpha_1$	0.088407	0.015474	0	$\alpha_1$	0
$\alpha_2$	0.892828	0.022312	0	$\alpha_2$	0.898195	0.017144	0	$\alpha_2$	0
Log likelihood	11107.92			Log likelihood	11203.46				
AIC	-8.606917			AIC	-8.680202				
SIC	-8.595569			SIC	-8.666585				
EGARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.00015	0.00006	0.0108	$c_0$	0.00026	0.00005	0	$c_0$	0
$c_1$	-0.022446	0.022340	0.315	$c_1$	-0.035472	0.019575	0.07	$c_1$	0.07
$\phi_0$	-0.667263	0.175991	0.0001	$\phi_0$	-0.498672	0.110566	0	$\phi_0$	0
$\phi_1$	0.18681	0.028717	0	$\phi_1$	0.20218	0.025537	0	$\phi_1$	0
$\phi_2$	-0.022007	0.018368	0.2309	$\phi_2$	-0.024009	0.014161	0.09	$\phi_2$	0.09
$\phi_3$	0.95397	0.014353	0	$\phi_3$	0.96970	0.008844	0	$\phi_3$	0
Log likelihood	11114.87			Log likelihood	11207.84				
AIC	-8.611528			AIC	-8.68282				
SIC	-8.597911			SIC	-8.666933				

第3期 1998/11/2～2011/11/18									
GARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.000061	0.000040	0.1326	$c_0$	0.000121	0.000035	0.0005	$c_0$	0.0005
$c_1$	-0.019408	0.020837	0.3516	$c_1$	-0.049458	0.018158	0.0065	$c_1$	0.0065
$\alpha_0$	0.00000013	0.00000005	0.0124	$\alpha_0$	0.00000006	0.00000003	0.0237	$\alpha_0$	0.0237
$\alpha_1$	0.094318	0.020583	0	$\alpha_1$	0.067161	0.014101	0	$\alpha_1$	0
$\alpha_2$	0.892306	0.020889	0	$\alpha_2$	0.926515	0.015025	0	$\alpha_2$	0
Log likelihood	14609.46			Log likelihood	14761.28			Log likelihood	14761.28
AIC	-9.228724			AIC	-9.324035			AIC	-9.324035
SIC	-9.219151			SIC	-9.312547			SIC	-9.312547
EGARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.00003	0.00004	0.4915	$c_0$	0.0001	0.000035	0.0042	$c_0$	0.0042
$c_1$	-0.021728	0.020577	0.291	$c_1$	-0.047883	0.018149	0.0083	$c_1$	0.0083
$\phi_0$	-0.430809	0.132811	0.0012	$\phi_0$	-0.253189	0.06486	0.0001	$\phi_0$	0.0001
$\phi_1$	0.185094	0.041014	0	$\phi_1$	0.13798	0.02223	0	$\phi_1$	0
$\phi_2$	-0.048696	0.017418	0.0052	$\phi_2$	-0.052317	0.0114	0	$\phi_2$	0
$\phi_3$	0.975738	0.009323	0	$\phi_3$	0.987778	0.004438	0	$\phi_3$	0
Log likelihood	14630.56			Log likelihood	14779.66			Log likelihood	14779.66
AIC	-9.241429			AIC	-9.335012			AIC	-9.335012
SIC	-9.229941			SIC	-9.321609			SIC	-9.321609
第4期 2011/11/21～2018/8/30									
GARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.00007	0.00003	0.0095	$c_0$	0.00009	0.00002	0	$c_0$	0
$c_1$	-0.044406	0.033272	0.182	$c_1$	-0.06927	0.026339	0.0085	$c_1$	0.0085
$\alpha_0$	0.00000012	0.00000004	0.0037	$\alpha_0$	0.00000007	0.00000005	0.1238	$\alpha_0$	0.1238
$\alpha_1$	0.266135	0.071611	0.0002	$\alpha_1$	0.201826	0.094254	0.0323	$\alpha_1$	0.0323
$\alpha_2$	0.687296	0.057404	0	$\alpha_2$	0.784933	0.094867	0	$\alpha_2$	0
Log likelihood	8968.437			Log likelihood	9104.243			Log likelihood	9104.243
AIC	-10.77984			AIC	-10.94196			AIC	-10.94196
SIC	-10.76355			SIC	-10.92242			SIC	-10.92242
EGARCH									
正規分布				t分布					
変数	係数	標準誤差	P値	変数	係数	標準誤差	P値	変数	P値
$c_0$	0.00007	0.00003	0.0046	$c_0$	0.00009	0.0000005	0	$c_0$	0
$c_1$	-0.059496	0.027444	0.0302	$c_1$	-0.075615	0.001693	0	$c_1$	0
$\phi_0$	-1.904402	0.119629	0	$\phi_0$	-0.825294	0.633273	0.1925	$\phi_0$	0.1925
$\phi_1$	0.464164	0.019139	0	$\phi_1$	0.317748	0.131329	0.0155	$\phi_1$	0.0155
$\phi_2$	0.018492	0.016562	0.2642	$\phi_2$	-0.011492	0.033273	0.7298	$\phi_2$	0.7298
$\phi_3$	0.884106	0.008204	0	$\phi_3$	0.955239	0.040486	0	$\phi_3$	0
Log likelihood	8959.995			Log likelihood	9106.535			Log likelihood	9106.535
AIC	-10.76848			AIC	-10.94352			AIC	-10.94352
SIC	-10.74894			SIC	-10.92072			SIC	-10.92072

意にボラティリティの非対称性が認められる。

以上より、1988年1月6日～2018年8月30日の間に国債先物市場で実施された取引制度・システム変更を考慮したサブサンプル期間において、国債先物市場の効率性は改善されていると考える。

## 6. おわりに

本稿は、日本の国債先物市場を対象として、市場の効率性を検証することを目的としていた。1985年、東京証券取引所に国債先物取引市場が創設されてからこの間、取引にかかわる制度・システム変更が実施され、国債先物市場は大きく変化している。そこで、このおよそ30年間における国債先物市場の流動性および効率性の変遷について実証分析をおこな

った。本稿では、国債先物市場の効率性については、ボラティリティ変動モデルを、市場流動性については、データの利用可能性から、売買高および建玉をもちいている。

分析の結果、国債先物価格、その対数収益率、売買高および建玉、利回りに、構造変化が認められ、なおかつそのいくつかの取引制度・システム変更は、市場にとって好ましい影響をおよぼしていることが示された。また GARCH モデルおよび EGARCH モデルより、ボラティリティクラスタリングが示された。さらに、EGARCH モデルにより、ボラティリティ変動の非対称性も有意に確認された。サブサンプル期間でみると、国債先物市場の効率性は国債先物市場創設時より最近の市場において改善されていることが示された。しかし、売買高、建玉をみると国債先物市場創設時よりの最近の市場においてその量が減少している。市場は安定的に保たれているが、活発な取引がおこなわれていない可能性が示された。

注

- 1) 本研究は、筆者が一橋大学大学院在籍中に釜江教授（一橋大学御在職中）よりご指導いただいた論文テーマをもとに、取引にかかわる制度・システム変更の影響を考慮して新たに分析するものである。ここに、釜江教授の退官記念論文集に寄稿できることに感謝申し上げる。当然に含まれる誤りはすべて筆者の責任に帰属する。
- 2) 日本取引所グループ発足にしたがい、デリバティブ市場統合となり、2014年3月24日に先物・オプション市場を大証に集約。
- 3) データについて詳しくは、3節参照。
- 4) 詳しくは、Engle (1982) による、Autoregressive Conditional Heteroscedasticity モデル、Bollerslev (1986) による、Generalized ARCH モデル、Nelson (1991) による、Exponential GARCH モデルを参照。
- 5) 1986/12/19, 1987/05/18, 1987/07/10, 1987/07/11, 1987/10/03, 1987/10/04, 1988/02/06, 1988/06/08, 1989/02/23, 1989/02/24, 1989/11/02, 1989/11/05, 1989/12/28, 1990/04/27, 1990/04/30, 1991/12/30, 1992/01/03, 1993/02/10, 1993/02/11, 1993/06/25, 1993/09/14, 1993/09/15, 1993/10/01, 1993/10/08, 1993/12/10, 1994/01/21, 1994/03/04, 1994/03/05, 1994/03/25, 1994/03/27, 1994/05/02, 1994/05/06, 1994/07/29, 1994/08/05, 1995/03/24, 1995/07/28, 1995/09/22, 1995/11/17, 1996/01/26, 1996/03/22, 1996/05/24, 1996/07/05, 1996/09/27, 1996/10/04, 1996/12/27, 1998/07/07, 1999/09/13, 1999/09/16, 1999/09/17, 1999/09/21, 1999/09/22, 1999/09/24, 1999/09/27, 1999/10/01, 1999/10/04, 1999/10/08, 1999/10/18, 1999/10/19, 1999/10/20, 1999/10/21, 1999/10/22, 1999/10/26, 1999/10/27, 1999/10/28, 1999/10/29, 1999/11/02, 1999/11/05, 1999/11/08, 1999/11/09, 1999/11/10, 1999/11/11, 1999/11/12, 1999/11/15, 1999/11/16, 1999/11/17, 1999/11/18, 1999/11/19, 1999/11/22, 1999/11/24, 1999/11/25, 1999/11/26, 1999/11/29, 1999/12/02, 2004/04/29, 2018/08/31 の計 85 日のデータである。
- 6) サブサンプル期間の決定について、取引制度・システムの変更に関しては、取引に大きな影響をあたえていると思われる取引制度・システム改革を選択し、影響が小さいと思われるものについてはここでは取りあげていない。また、新たな商品の導入に関して、大きな影響をあたえ



ている可能性があるものであっても、取引制度・システム変更日と数日しか日程が離れていない商品導入は除外している。

- 7) それぞれ1階の差分をとり、Q統計量をみるとそれぞれ9次、2次に大きな値の変化がみられる。そこでそれぞれAR(9)モデル、AR(2)モデルを採用している。10次を超えて自己相関が確認されているがあまりに大きい次数は望ましくないことからこのような処理をおこなっている。
- 8) Hansen(2001)などが詳しい。

#### 参 考 文 献

- Bai, J. and P. Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, 6, 72-78.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 987-1007.
- Hansen, B. E. (2001). "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity," *Journal of Economic Perspectives*, 15, 117-128.
- Nelson, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica* 59, 347-370.
- 釜江廣志(1993)『日本の国債流通市場—利率の期間構造の計量分析』有斐閣。
- 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(2005)『日本の国債市場と情報』有斐閣。
- 釜江・皆木(2004)「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」『生活経済研究』第21号, P 21-43。
- 皆木健男(2006)「国債先物の効率性および市場間比較」『生活経済研究』第22-23号, P 177-193。
- 皆木健男(2005)「ボラティリティ, スプレッド, 取引高とマクロ経済指標—JGB先物の実証分析—」『一橋論叢』第134(5)号, P 231-255。
- 株式会社東京証券取引所(2010), 『東京証券取引所60年史制度編』, 株式会社東京証券取引所グループ。