HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	米国産大豆先物市場におけるボラティリティ変動の計量分析
Author(s)	中谷, 朋昭
Citation	北海道農業経済研究, 9(1), 15-32
Issue Date	2000-07-25
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/63272
Type	journal article
File Information	KJ00009065040.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

［北海道農業経済研究　第９巻第１号　2000.７］

［論　文］

米国産大豆先物市場におけるボラティリティ変動の計量分析

中　谷　朋　昭*

Ⅰ．はじめに

本稿の目的は、東京穀物商品取引所（TGE）に上場される米国産大豆先物価格のボラティリティ変動の要因を探求しようとするものである。ボラティリティとは、価格変動性とも呼ばれ、先物価格の変化率（収益率）の分散あるいは標準偏差によって定義されるので、先物価格がどれほど変動するかを示す指標、すなわち先物価格の変動リスクを表す指標として利用されている。本稿でおこなうボラティリティとその変動要因に関する分析は、商品先物取引に起因する価格変動リスクの説明要因を探るという意味で意義あるものと考える。近年、わが国では、農産物取引における先物市場の積極的活用が議論されているが、そこで形成される価格の変動リスクが、どのような要因によって説明されうるかを取り扱った分析は、中谷他［18］、砂田［21］以外に見あたらない。

商品先物価格の変動は、将来時点における需給動向に関する新たな情報がもたらされたとき、個々の市場参加者がその情報に応じて自らの最適先物契約量を調整した結果、新たな均衡価格が形成されることによって生じる。情報の内容は一概に定義できないが、当該先物取引の出来高によって、市場がどれほどの反応を示したのかを知ることができる。出来高は、売り約定と買い約定の一組を一枚として数えるので、市場にもたらされた新たな情報に対する市場参加者の反応度して捉えることができよう。この点において、出来高とボラティリティとの間には正の相関があるのではないかと想起されるのであり、実際、わが国の株式市場や、欧米における商品先物、株式、外国為替市場などを対象として、出来高とボラティリティとの関係が理論的・実証的に分析されている[1)]。

これまでなされてきた出来高とボラティリティの関係に関する実証分析では、単一市場内における両者の関係を分析しているが、本稿の対象とする大豆先物市場では、TGEだけを取り扱うのは不十分であると思われる。周知のように、大豆価格の形成にあたっては、世界的な生産地を背景にもつシカゴ商品取引所（CBT）が重要な役割を果たしている。TGEとCBTで形成された大豆先物価格の分析を行った駒木他［13］によれば、CBTからTGEに対してGrangerの意味での因果性が認められており、TGEにおける先物価格形成には、CBTが先導的な役割を果たしているといえる。そこで、価格変動性という観点からも、CBTとTGEの関連を分析しておく必要があるものと思われる。

＊帯広畜産大学

わが国の農産物先物市場を対象とした分析では、中谷他［18］は小豆および大豆先物市場におけるボラティリティの季節効果について分析しているが、出来高との関係については触れていない。また、砂田［21］はTGEの米国産大豆先物市場を対象に、ボラティリティ変動における日中効果と曜日効果の分析をおこなっている。その中で、Clark［4］が唱えた混合分布仮説（Mixture of Distributions Hypothesis）に基づいてそれらのアノマリーを考察しており、TGEの出来高だけでなくCBTの出来高との関係についても言及している。しかし、MDH自体を統計的に検証しているわけではなく、わが国の農産物先物市場における価格変動性に関する研究は、大部分が未解決のまま残されているといって良い。

このような観点から本稿では、MDHをより直接的に検討するためにLamoureux and Lastrapes［15］（以下ではLLと呼ぶ）によって提示された分散不均一混合分布モデル（Heteroskedastic Mixture Model）を用いて先物価格の収益率を分析し、TGEのボラティリティ変動の態様を定量的に評価することとする。

本稿の構成は次の通り。Ⅱでは出来高とボラティリティとの関係に関する理論的枠組みを解説した上で、具体的な分析モデルを提示する。Ⅲでは分析に用いるデータの構成と基本統計量の分析をおこなう。Ⅳでは分析課題に対する実証結果とその解釈を与え、Vを結びとする。

注1）出来高とボラティリティに関する分析のサーベイは、Karpoff［12］、山田［25］などを参照のこと。

Ⅱ．分析モデルの提示

1．混合分布仮説（MDH）とEGARCHモデル

一般に、商品先物市場などで形成される投機的価格の変化率は、多くの場合、正規分布と比較して裾の厚い、先の尖った急尖的な分布に従うことが経験的に明らかにされている。これまで、投機的価格の収益率の分布が、なぜ急尖的な形状を呈するのかに関して、いくつかの理論的考察とその実証分析が提示されてきた。

なかでも、Clark［4］によるMDHは、市場に流入する情報の個数が日々確率的に変動するとき、その情報に基づいて取引された結果生じる価格の変動は、市場への情報流入を表す確率変数に従属し、急尖的な形状を呈することを示している。

他方、時系列分析の手法を応用した経験的なボラティリティ変動のモデル化は、Engle［6］による自己回帰条件付分散変動（Autoregressive Conditional Heteroskedasticity）クラスのモデルが契機となり、Bollerslev［1］の一般化（Generalized）ARCHモデルを始めとするバリエーションが考案されて、多くの金融時系列データの収益率分析に適用されている[2]。そのなかで、条件付分散を対数変換したNelson［19］による指数型（Exponential）GARCHモデルは、条件付分散式におけるパラメータの非負制約の緩和や負の値をとる変数を採用できるほか、株式市場などで観測されるボラティリティ変動の非対称性（レバレッジ効果）[3]をとらえられることから、一般性の高いモデルとして利用されている。収益率r_tの条件付平均がAR(k)モデルによって表現されるとき、最も単純なEGARCH(1,1)モデルは次のように書くことができる。

$$r_t = c + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i r_{t-i} + u_t \qquad (1)$$

$$u_t = v_t \sqrt{h_t}, \qquad v_t \sim i.i.d.(0,1) \qquad (2)$$

$$\ln h_t = \mu + p_1 \ln h_{t-1} + q_1 \left\{ |v_{t-1}| - E\left[|v_{t-1}|\right] - L v_{t-1} \right\} \qquad (3)$$

h_tはr_tの条件付分散すなわちボラティリティを表している。ボラティリティは(3)式のように定式

化され、右辺第3項の$E[|v_t|]$は、基準化残差v_tがどのような分布に従うのかに応じて特定化される。また、Lはレバレッジ効果を表すパラメータである。(3)式では基準化残差v_tを説明変数として用いているので、ボラティリティ変動に対する外生的ショックの持続性はパラメータp_1の大きさによってとらえられる（渡部［23］、p.31)。

ARCH、GARCH、EGARCHを始め、ARCH過程に従う時系列データの特徴として、次節で示すようにその統計的分布は、正規分布と比較して急尖的になることが知られている。このことからLLは、MDHとGARCHモデルを組合せてHMMを発表し、米国の株式市場においてHMMを実証した。これ以後、Najand and Yung［17］による米国財務省債券先物市場の分析やFujihara and Mougoue［8］による石油先物市場などの分析に適用されている。

MDHとHMMの概要を示せば、以下の通りである。まず、$\delta_{m,t}$をt期中におけるm回目の対数価格変化とすれば、t期における価格変化u_tは、

$$u_t = \sum_{m=1}^{n_t} \delta_{m,t} \qquad (4)$$

と書くことができる。ただし、n_tは確率変数でt期における市場への情報流入量を表すものとする。このとき、n_tは混合変数であり、u_tはδ_mに従属しているという。r_tは従属確率過程に従い、n_tは先導過程と呼ばれる。δ_mが平均0、分散σ^2のi.i.d.に従い、n_tは十分大きければ、中心極限定理[4]からu_tの条件付分布は$u_t | n_t \sim N(0, \sigma^2 n_t)$となることが示される。ここから得られる結論は、$r_t$の無条件尖度を計算すれば、正規分布の尖度3よりも大きくなるという点である（Clark［4］、p.140)。以上がMDHの概略であり、LLは以下のように考えることでMDHを拡張し、HMMを提示した。

もし、n_tに系列相関があれば、n_tは(5)式のようなAR(s)モデルとして書くことができる。ただし、aは定数、$\phi(\theta)$は次数sのラグ多項式を表し、ξ_tはホワイトノイズに従うイノベーションとする。

$$n_t = a + \phi(\theta) n_{t-1} + \xi_t \qquad (5)$$

ここで、収益率がMDHによって説明されるならば、$E(u_t^2 | n_t) = \sigma^2 n_t$が成り立つ。そこで、$E(u_t^2 | n_t) \equiv \Gamma_t$として(5)式を代入すれば、

$$\Gamma_t = \sigma^2 a + \phi(\theta)\Gamma_{t-1} + \sigma^2 \xi_t \qquad (6)$$

を得る。ここで、Γ_tはu_tの条件付分散を表していることに注意すれば、(6)式は、ラグ多項式$\phi(\theta)$を通じて条件付分散の変動について、その持続性を表現していることに他ならない。(3)式に示したように、EGARCHモデルにおける条件付分散式においても、パラメータp_1はボラティリティ変動の持続性を表現していることから、ARCHクラスのモデルはMDHに示唆される収益率の時系列的な特徴をとらえていることになる。

市場へ流入する情報の個数n_tは具体的に観測できないので、LLは代理変数として出来高を選び、説明変数として条件付分散式に組み込んでいる[5]。さらに、出来高が市場に流入する情報の代理変数として適切であり、出来高に系列相関が存在すれば、条件付分散式のパラメータp_1は統計的に有意ではなくなり、それによって表されるボラティリティ変動の持続性も、無視できるほど小さくなるだろうと予測している[6]。

本稿では、このような単一市場内における出来高とボラティリティの関係を二市場間に拡大し、TGEにおけるボラティリティは、CBTに集約される情報によって説明されるのではないかという点を実証するのである。

2．分析モデル

本稿の分析課題に即してEGARCH(1,1)モデル[7]を用いてHMMを書き表したものが、(7)、(2)(再掲)、(8)式である。

$$r_t = c + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i r_{t-i} + \sum_{j=Mon}^{Fri} \theta_j D_j + u_t \qquad (7)$$

$$u_t = v_t \sqrt{h_t}, \qquad v_t \sim i.i.d.(0,1) \qquad (2)$$

$$\ln h_t = \mu + p_1 \ln h_{t-1} + q_1 \left\{ |v_{t-1}| - E[|v_{t-1}|] - L v_{t-1} \right\} + \sum_{j=Mon}^{Fri} \psi_j D_j + \gamma Vol_t + \eta_1 DI + \eta_2 DS \qquad (8)$$

ここでr_tは、次節で定義するようにTGE大豆先物価格の対数変化量（収益率）を、h_tはr_tの条件付分散すなわちボラティリティを表す。その他の記号については以下の通り。

D_j：曜日を表すダミー変数で、j=Mon, Tue, Thu, Friである。

u_t：t期における条件付平均値の予測誤差を表し、(2)式のように、平均0、分散1のi.i.d.に従うv_tと、標準偏差$\sqrt{h_t}$との積によって表されるものとする。

Vol_t：t期におけるCBTの大豆先物取引の対数出来高を表す。

DI, DS：USDAから公表される週間輸出検証高統計と週間輸出制約高統計の発表時間変更をそれぞれ表すダミー変数で、変更以前は0、それ以後は1。時間変更の詳細は、Ⅲ-1を参照のこと。

p_1：ボラティリティ変動に対する外生的ショックの持続性を示すパラメータ。$p_1 = 1$ のときショックの影響は消滅せず、ボラティリティに影響を及ぼし続ける。

L：レバレッジ効果を表すパラメータで、L>0のときレバレッジ効果が存在する。

$c, \alpha_i, \theta_j, \mu, q_1, \psi_j, \gamma, \eta_1, \eta_2$：その他推計されるパラメータ。

本稿における実証分析はLLによるHMMに依拠しているが、農産物先物取引への適用事例がほとんど見あたらないことから、一般性の高いEGARCHモデルを利用したモデル化は正当化されよう。

3．モデル推計上の注意点

収益率が(1)式のように書けるとき、(t-1)期における1期先の収益率の最適予測は、

$$E_{t-1}[r_t] = c + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i r_{t-i} \qquad (9)$$

によって与えられる。$E_{t-1}[\bullet]$とは、(t-1)期までの情報を所与としたときの条件付期待値を表すオペレータである。(1)式から(9)式を引いて両辺を2乗し、その無条件期待値をとると、

$$E\left[\left(r_t - E_{t-1}[r_t] \right)^2 \right] = E[u_t^2] \qquad (10)$$

を得る。ここで(10)式の左辺は、(t-1)期までの情報を所与としたときのr_tの条件付分散を表しており、それは予測誤差u_tの無条件分散に等しいことが分かる。r_tの条件付分散とは、(t-1)期までの情報をもとに1期先の収益率を予測したときに、その予測値を中心としてどれほどのばらつきを伴って収益率が分布するかを示す指標なので、r_tの条件付分散が大きいほど予測が外れる可能性が高く、価格変動によって生じるリスクとして解釈できるのである。したがって本稿でいうボラティリティとは、r_tの条件付分散のことを指している。

次に、ARCH過程で記述される収益率の尖度統計量は、標準正規分布の尖度統計量3よりも大きくなることを示す。まず、u_tは(2)式のように

分解できるので、u_tの4次モーメントは、

$$E[u_t^4] = E[h_t^2 v_t^4] = E[h_t^2]E[v_t^4] \qquad (11)$$

と書ける。Jensenの不等式より、$E[h_t^2] \geq (E[h_t])^2$が成り立つので、(11)式は

$$E[u_t^4] = E[h_t^2]E[v_t^4] \geq (E[h_t])^2 E[v_t^4] \qquad (12)$$

と変形できる。いま、$E[h_t] = E[u_t^2]$なので、これを(12)式に代入すると、

$$E[u_t^4] \geq (E[u_t^2])^2 E[v_t^4] \qquad (13)$$

となり、(13)式を変形すれば、u_tの尖度統計量は

$$\frac{E[u_t^4]}{(E[u_t^2])^2} \geq E[v_t^4] \qquad (14)$$

となることが分かる。(14)式より、u_tの尖度統計量の大きさは、u_tを基準化したv_tの尖度統計量を下限としている。このことから、もしv_tが標準正規分布に従うのであれば、u_tの尖度統計量は必ず3以上になることが分かる。

しかし、以上ではv_tの従う分布の特徴に関しては何らの保証もされていない。実際、v_tが標準正規分布に従うものとして推計したとき、得られた$\hat{v}_t$の尖度統計量を計算すると、3よりも大きな値をとることがしばしば確認されており、v_tの従う分布には標準正規分布よりも急尖的な形状を持つ分布を仮定する場合が多い（Bollerslev et al.[2]）。v_tがどのような分布に従うかによって、分析モデルにおけるパラメータを推計する際に用いる尤度関数の形状が異なってくるので、注意が必要である。

厳密には、様々な分布を用いて最大化された尤度統計量を、尤度比検定によって統計的検定をおこなった上で望ましい分布を選択すべきであるが、本稿ではv_tの従う分布に、Nelson［19］が用いた一般化誤差分布（Generalized Error Distribution）を仮定する。GEDは、標準正規分布を特殊型として含み、分布の形状は確率密度関数の中にあるスケールパラメータωの大きさによって決定される。GEDは、$\omega=2$のとき標準正規分布に一致する。$\omega<2$のとき標準正規分布と比較して急尖的な形状を呈し、$\omega>2$のときは逆に緩尖的な形状となる。v_tの分布にGEDを仮定したときの対数尤度関数Lは、$\Gamma(\bullet)$をガンマ関数として、次のように表される。

$$L = \sum_{t=1}^{T} \ln\left[\omega \exp\left\{-\frac{1}{2}\left|\left(r_t - c - \sum_{i=1}^{k}\alpha_i r_{t-i}\right)^{-\lambda}\right|^{\omega}\right\}\right] - \sum_{t=1}^{T} \ln\left\{\lambda 2^{(1+1/\omega)}\Gamma(1/\omega)\sqrt{h_t}\right\}$$

ただし、$\lambda = \left\{2^{-2/\omega}\Gamma(1/\omega)\Gamma(3/\omega)\right\}^{1/2}$、$0 < \omega \leq \infty$

スケールパラメータは、尤度関数の最大化の過程で他のパラメータと同時に決定されるので、得られたスケールパラメータの統計的有意性によって、v_tの分布に関する仮定の統計的検定をおこなうことができる。なお、v_tにGEDを仮定したとき、(8)式において特定化されていなかった$E[|v_t|]$は、$E[|v_{t-1}|] = 2^{-1/\omega}\lambda\Gamma(2/\omega)\Gamma(1/\omega)^{-1}$と特定化される。対数尤度関数の最大化はBHHH法を用い、最尤法によってすべてのパラメータを推計した[8]。

注2）ARCHモデルの実証分析への適用に関しては、Bollerslev et al.［2］が広範なサーベイを行っている。ARCHモデルの現状と、それぞれの統計的な特性については、Palm［20］が詳しい。

注3）1期前の収益率の予測誤差が正の場合と負の場合とでは、ボラティリティ変動に与える影響が

異なるという現象で、特に1期前の予測誤差が負の場合、当期のボラティリティが上昇することから、レバレッジ効果と呼ばれている。

注4）η_tが確率変数である場合でも中心極限定理が成り立つことをClark［4］は示している。

注5）情報の代理変数として出来高を用いる場合、個別情報の内容によって、形成される出来高も異なることから、情報の個数＝出来高という関係にはならない点に注意が必要である。

注6）LLでは、GARCHモデルに基づいた記述がなされているので、ここではEGARCHモデルによる記述に改めた。

注7）条件付分散式の次数は最小の次数を選択しているが、例えばPalm［20］によれば、実証分析ではボラティリティ変動の多くはこのように比較的低次のモデルによって記述される。

注8）推計には、WinRATS32を用いた。

Ⅲ．分析に用いるデータと基本統計量

1．日米間の時差と分析に用いるべきデータ

図1には、TGEにおける米国産大豆先物市場の立会時間と、日本時間に変換したCBTの大豆先物市場の立会時間および大豆の生産等に関する重要統計の発表時間が示されている。TGEでは現在、大豆先物は午前2回（前場2、3節）と午後2回（後場1、2節）取引される。**図1**から明らかなように、TGE後場2節から翌日の前場2節までの間に、CBTは連続取引で3時間45分の立会時間を終える構造になっている[9]。図中に示したProject Aとは1996年2月に始まった夜間取引で、シカゴ時間で午後9時から翌午前4時30分、日本時間で正午から午後7時30分まで取引がおこなわれている。

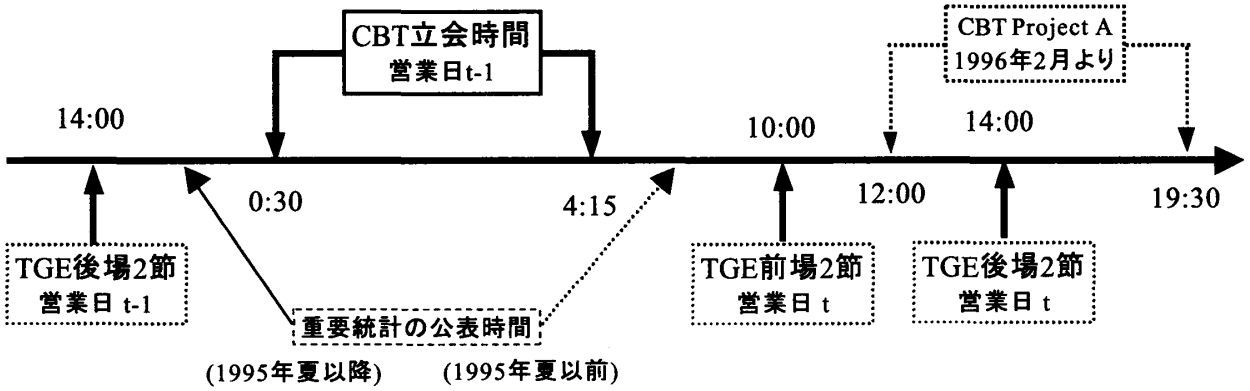

図1　TGEとCBTの立会時間と重要統計の公表時間

東京とシカゴの時差を考慮した上で、HMMに立脚してTGEとCBTとの関係を分析するためには、TGE後場2節から翌日前場2節までの夜間収益率のボラティリティと、CBTの出来高との関係を分析することが有益である。その理由は、もしCBTとTGEの立会時間が重複しているのであれば、一つの情報がシカゴと東京の双方で同時に市場価格に反映されることになり、CBTからTGEへの直接の影響を取り出すことは困難であると考えられるためである。1996年2月から開始されたProject AはTGEの立会時間内に取引が可能なため、Project Aの開始によってCBTの影響度に変化が生じたことは十分予測されるので、Project A開始以後の期間は分析に含めない方が望ましい。また、CBTのクローズからTGEのオープンまでに公表される情報には、米国農務省（USDA）か

ら発表される週間輸出検証高（日本時間毎週火曜早朝）と週間輸出成約高（同金曜早朝）、全米油量種子協会（NOPA）から発表される週間圧搾統計（同）などがある。これら重要統計の内容は、公表時間の関係からCBTの出来高には反映され得ない。そこで、これらの統計がボラティリティ変動に及ぼす影響については、曜日ごとのダミー変数を導入することで対処した。なお、週間輸出検証高は1995年8月第5週目から、週間輸出成約高は同年10月第2週目から、それぞれ公表時刻が変更され、ともにCBTがクローズする前に公表されるようになった[10]。そこで、ボラティリティ変動に対する公表時間変更の影響を見るために、(8)式に示した条件付分散式に公表時間変更を示すダミー変数を導入した。

2．データセットの作成

本稿で分析対象とするのは、TGE大豆先物6契約のうち、取引が比較的活発な期先2限月（第5限月、第6限月）である。データセットの作成にあたって、新たに第6限月の取引が開始される日を境として次の契約へロールオーバーする方法を用いた。TGE大豆先物は1994年6月に満期になる契約から呼値が60kg当たりから1トン当たりに変更されたため、すべて1トン当たりの呼値に換算している。このような価格系列から、取引日tにおける前場2節の価格p_t^s、後場2節の価格p_t^eを用いて収益率r_tを(15)式のように作成した。ただしこの段階では、日米間の休日の差は調整しておらず、TGEの取引日に基づいている。

$$r_t = 100\left\{\ln\left(P_t^s\right) - \ln\left(P_{t-1}^e\right)\right\} \qquad (15)$$

分析の対象とする期間は、1990年1月から、CBTにおいてProject Aが開始される直前の1995年12月までで、日米間の休日調整後のサンプル数はそれぞれ1434となった。休日調整は次のように行った。**図1**に示したように、日本時間でいう取引日tの収益率は、取引日(t-1)のCBTの出来高の影響を受けることになる。したがって、取引日(t-1)にCBTが休場のとき、TGEのr_tを分析から除外した。逆にTGEで取引日tが休場のときは、取引日(t-1)におけるCBTの出来高を除外した。この作業によって、r_tは取引日(t-1)のCBTの出来高と対応するようになっている。

3．基本統計量の分析

各変数の基本統計量は**表1**に示した。基本統計量の考察から、収益率は平均ゼロであるものの、第5限月、第6限月とも、正規分布の時にゼロになるよう調整された尖度統計量が有意にゼロと異なることから、正規分布と比較して急尖的な分布をしていることがわかる。

表1　TGE米国産大豆先物収益率、CBT大豆先物総出来高に関する基本統計量

	TGE 大豆先物		CBT 大豆先物
	第5限月	第6限月	総出来高（対数値）
標本平均	0.00719	0.02986	10.53966[a]
（t統計量）	(0.2558)	(1.0922)	(1077.6035)
歪度	-0.03084	-0.15373	0.13306
	[0.6339]	[0.0176]	[0.0399]
尖度	2.33265[a]	1.89736[a]	-0.00491
	[0.0000]	[0.0000]	[0.9698]

注：　aは有意水準1%を表す。[ ]内の数値は臨界有意水準。

表2　収益率、二乗収益率、絶対収益率の自己相関係数

	第5限月			第6限月		
ラグ数	収益率	二乗収益率	絶対収益率	収益率	二乗収益率	絶対収益率
1	0.0572	0.2256	0.2568	0.0767	0.1956	0.2111
2	-0.0690	0.1527	0.1807	-0.0417	0.1524	0.1517
3	-0.0066	0.1401	0.1691	0.0041	0.1043	0.1435
4	0.0281	0.1524	0.1695	0.0148	0.1237	0.1611
5	-0.0330	0.1092	0.1622	-0.0214	0.0976	0.1363
6	-0.0348	0.1013	0.1512	-0.0603	0.0829	0.1221
7	0.0541	0.1693	0.1497	0.0734	0.1205	0.1369
8	0.0309	0.1816	0.1675	0.0211	0.1309	0.1484
9	0.0188	0.1276	0.1285	0.0088	0.1216	0.1229
10	0.0177	0.1664	0.1564	0.0079	0.1331	0.1221
11	0.0248	0.1313	0.1307	0.0134	0.1192	0.1156
12	0.0112	0.0820	0.1264	0.0022	0.0717	0.1167
13	0.0224	0.0616	0.1151	0.0013	0.0527	0.0879
14	-0.0718	0.1201	0.1323	-0.0830	0.0931	0.1060
15	-0.0550	0.0560	0.0525	-0.0232	0.0295	0.0504
自己相関に関する一括検定						
LB(30)	45.1786	492.4077	510.4411	46.2370	332.3094	378.7747
	[0.037]	[0.000]	[0.000]	[0.029]	[0.000]	[0.000]
LB(50)	76.8324	510.8567	555.1415	73.2604	347.5146	405.2187
	[0.009]	[0.000]	[0.000]	[0.018]	[0.000]	[0.000]

注：　[ ]内の数値は臨界有意水準を示す。LB(x)はラグxまでの自己相関の有無を一括検定するARCH対応型Ljung-Box検定統計量(Diebold[5])である。

表3　収益率系列のAR(2)モデル残差に対するBDS検定統計量

		BDS統計量	
M	ε / σ	第5限月	第6限月
2	0.5	10.711	10.408
3	0.5	13.309	11.453
4	0.5	15.974	13.596
5	0.5	18.945	16.222
2	1.0	10.594	9.220
3	1.0	11.886	10.123
4	1.0	13.510	11.576
5	1.0	15.222	13.256
2	1.5	10.101	8.180
3	1.5	10.852	9.174
4	1.5	12.034	10.347
5	1.5	13.011	11.426
2	2.0	8.979	7.181
3	2.0	9.755	8.185
4	2.0	10.837	9.122
5	2.0	11.684	10.004

注：M、σはそれぞれ、収益率時系列から生成されるベクトルの次元（埋込次元）と、収益率の標本標準偏差を表す。εは相関次元の計算に用いられる距離を示す。詳細はBrock, Hsieh and LeBaron[3]、田中[22]などを参照のこと。
検定の結果、残差はi.i.d.に従うという帰無仮説はすべて0.1%水準以上で棄却される。0.1%臨界点は3.28である。

次に、ARCH過程のもう一つの特徴である非線形の依存関係を見出すために、収益率、収益率を二乗した系列および収益率の絶対値の系列（以下ではそれぞれ二乗収益率、絶対収益率という）の自己相関係数を算出し、**表2**に掲げた。表の下部にあるLB(k)は、ラグKまでの自己相関の有無をを一括検定するLjung-Box統計量である。ただし、ARCH効果に対応するために、Diebold［5］の方法によって修正されている[11]。LB検定の結果、第5限月、第6限月ともに収益率は1ないし5％水準で有意な自己相関が存在するとともに、二乗収益率、絶対収益率では高度に有意な自己相関が存在することがわかる。

さらに、非線形の依存関係をより明確にするために、収益率の線形依存関係をARモデルによりフィルタリングした残差に対して、この残差がi.i.d.に従うか否かを検定するBDS検定[12]の結果を**表3**に示した。その結果、第5限月、第6限月ともに、線形依存関係を除去した残差系列はi.i.d.であるという帰無仮説は非常に高い有意水準で棄却されているので、収益率系列における非線形依存関係の存在を主張することができる（田中［22］、p.343）。

また、詳細は省略するが、ADF（Augmented Dicky-Fuller）検定の結果、収益率および対数変換したCBTの出来高は、すべて単位根を持たないI(0)変数であることが支持されたので、以下の分析では定常時系列データとして取り扱うことができる[13]。

これらの結果から、収益率系列は定常時系列であり、過去の収益率に線形的に依存するだけでなく、過去の収益率との非線形の依存関係を有しているといえるので、ARCHクラスのモデルによる分析には意味があると考えられる。

注9）TGEのように一定時点において売り注文と買い注文とが均衡するような価格を約定値段とする競売買の方法を「板寄せ法」という。CBTでは連続的な取引時間を設定し、その間に複数の約定値段で取引が成立する「ザラバ法」が用いられている。

注10）なお、NOPAの週間圧搾統計の公表時間は、1997年6月第4週より、CBTがオープンする直前の毎週金曜日朝（日本時間金曜深夜）へと変更となった。いずれも、著者からの問い合わせに対するUSDAおよびNOPAからの回答に基づく。

注11）Diebold［5］は、時系列データがARCH過程に従うとき、Ljung and Box［16］によるオリジナルのLjung-Box統計量を用いて自己相関の検定をおこなうと、自己相関がないという帰無仮説が棄却されやすくなることを示している。

注12）BDS検定統計量の算出方法はBrock, Hsieh and LeBaron［3］、田中［22］などを参照のこと。BDS統計量の算出にあたっては、この統計量の開発者の一人である米国ヒューストン大学、W. D. Dechert氏作成のプログラムBDS Ver. 8.20を利用した。

注13）ADF検定の結果を始め、以下の分析で割愛した結果をご覧になりたい方は、著者（E-mail:nakatani@obihiro.ac.jp）までご連絡ください。

Ⅳ．実証分析

1．実証結果

1）出来高を含まない基本モデル

実証分析おいてベンチマークとなる基本モデルは、条件付平均式(7)式のAR項の次数をk=2に設定している[14]。条件付分散式には、(8)式においてCBTの出来高Vol_tを変数から除いた式を用いている。なお、曜日ダミーおよび重要統計の公表時間変更に関わるダミー変数導入の妥当性を見るために、いくつかの代替的モデルも同時に計測している。それらの変数構成は**表4**の通りであ

表4　基本モデルにおける変数選択

	条件付平均式　(7)式		条件付分散式　(8)式		
	AR 項の次数(k)	曜日ダミー	出来高	曜日ダミー	時間変更ダミー
モデル 1	2	○	×	○	○
モデル 2	2	○	×	○	×
モデル 3	2	×	×	×	×

注：　○、×は、それぞれのモデルに当該変数が含まれる（含まれない）ことを示す。モデル 3 における条件付平均式および条件付分散式はそれぞれ、(1)式、(3)式に等しい。

表5　基本モデルの計測結果

	第 5 限月			第 6 限月		
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
c	-0.01926 (0.0462)	-0.01753 (0.0462)	0.00636 (0.0222)	0.01983 (0.0428)	0.02035 (0.0428)	0.03485[c] (0.0208)
α_1	0.01378 (0.0269)	0.01467 (0.0269)	0.01569 (0.0267)	0.00963 (0.0257)	0.01021 (0.0256)	0.01015 (0.0255)
α_2	-0.08881[a] (0.0270)	-0.08915[a] (0.0270)	-0.07981[a] (0.0271)	-0.04914[c] (0.0258)	-0.05005[c] (0.0258)	-0.04471[c] (0.0260)
θ_{Mon}	-0.00656 (0.0692)	-0.00816 (0.0691)		-0.02474 (0.0661)	-0.02552 (0.0660)	
θ_{Tue}	0.01571 (0.0701)	0.01447 (0.0701)		0.00322 (0.0678)	0.00305 (0.0677)	
θ_{Thu}	0.12164[c] (0.0636)	0.12028[c] (0.0635)		0.10345[c] (0.0594)	0.10458[c] (0.0593)	
θ_{Fri}	-0.03214 (0.0661)	-0.03346 (0.0660)		-0.01271 (0.0626)	-0.01287 (0.0625)	
μ	-0.26610[a] (0.1013)	-0.26251[a] (0.1016)	-0.00216 (0.0071)	-0.30637[a] (0.1112)	-0.29932[a] (0.1112)	-0.00213 (0.0070)
q_1	0.25807[a] (0.0429)	0.26088[a] (0.0428)	0.26202[a] (0.0425)	0.23476[a] (0.0435)	0.23932[a] (0.0431)	0.24335[a] (0.0427)
p_1	0.94750[a] (0.0143)	0.94810[a] (0.0142)	0.94806[a] (0.0141)	0.94827[a] (0.0155)	0.94906[a] (0.0153)	0.95122[a] (0.0151)
L	-0.13779[c] (0.0814)	-0.14947[c] (0.0789)	-0.15582[b] (0.0770)	-0.21120[b] (0.0953)	-0.22565[b] (0.0929)	-0.21094[b] (0.0902)
ψ_{Mon}	0.28790[c] (0.1532)	0.28809[c] (0.1511)		0.33219[b] (0.1586)	0.32989[b] (0.1579)	
ψ_{Tue}	0.35633[b] (0.1532)	0.35557[b] (0.1530)		0.42953[b] (0.1678)	0.42678[b] (0.1673)	
ψ_{Thu}	0.17900 (0.1791)	0.17757 (0.1780)		0.22163 (0.1933)	0.21522 (0.1932)	
ψ_{Fri}	0.49604[a] (0.1585)	0.48526[a] (0.1559)		0.53687[a] (0.1746)	0.52099[a] (0.1720)	
η_1	0.16972 (0.2769)			0.22802 (0.3000)		
η_2	-0.10806 (0.3418)			-0.12871 (0.3545)		
ω	1.43848[a] (0.0726)	1.43770[a] (0.0714)	1.41759[a] (0.0692)	1.29913[a] (0.0677)	1.29898[a] (0.0668)	1.26810[a] (0.0628)
対数尤度	-1964.73	-1964.95	-1973.97	-1935.53	-1935.96	-1944.99
パラメータ制約に関する尤度比検定						
検定 1	18.48[b]			18.92[b]		
検定 2	0.44			0.86		

注：　( )内の数値は標準誤差であり、a、b、c はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。尤度比検定における対立仮説と帰無仮説はそれぞれ次の通り。
検定 1　H_1: モデル 1　H_0: モデル 3
検定 2　H_1: モデル 1　H_0: モデル 2

る。これらのモデルからどれを選択するかは、各モデル間の尤度比検定によって決定される。

表5に基本モデルの計測結果を示した。第5限月、第6限月ともに同様の結果を示しており、条件付分散式におけるパラメータp_1およびq_1が有意に計測されていることから、米国産大豆先物価格の夜間収益率では、ボラティリティが時間とともに変動している様子がEGARCHモデルによってとらえられているといえる。レバレッジ効果を表すパラメータLは、有意に負で計測されているので、米国産大豆先物市場では、株式市場などで観察される現象とは逆のレバレッジ効果が存在することになる。ただし、この「逆レバレッジ効果」は、次の出来高モデルでは確認されていない。

次に、基準化残差v_tの分布を見ると、スケールパラメータωは有意に2より小さい結果を得ているので、v_tは正規分布よりも急尖的な形状を呈している。v_tに関する診断検定統計量をまとめた**表6**によれば、標本尖度は3よりも大きく、Jarque-Beraの正規性検定（Jarque and Bera [11]）は高度な有意水準によって正規性を棄却しているので、v_tに対するGEDの仮定は統計的に支持されている。さらに、Ljung-Box検定統計量によってv_tには線形、非線形の自己相関がないと見なされるので、r_tが示現していた非線形の依存関係はEGARCHモデルによってモデル化されているといえる。

表6　基本モデルにおける基準化残差の診断検定統計量

	第5限月			第6限月		
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3
標本尖度	4.3539	4.37368	4.44034	4.4522	4.47819	4.67022
正規性検定	111.27 [0.000]	114.16 [0.000]	125.23 [0.000]	143.07 [0.000]	146.73 [0.000]	181.22 [0.000]
LB(20)	21.3279 [0.263]	21.1715 [0.271]	19.6937 [0.350]	26.6547 [0.086]	26.3776 [0.091]	25.7503 [0.106]
LB(24)	24.7372 [0.310]	24.5383 [0.320]	23.0642 [0.398]	30.6218 [0.104]	30.2186 [0.113]	29.5901 [0.129]
$LB^2(20)$	21.5630 [0.252]	21.8245 [0.240]	23.0630 [0.188]	17.0177 [0.522]	17.3946 [0.496]	16.2413 [0.576]
$LB^2(24)$	22.6121 [0.424]	22.9862 [0.403]	25.0961 [0.293]	18.8526 [0.654]	19.4042 [0.620]	18.2840 [0.689]

注：　正規性検定は、Jarque and Bera(11)に基づく。LB(k)、$LB^2(k)$はそれぞれ、基準化残差とその二乗系列に対するLjung-Box統計量を示す。[ ]内の数値は臨界有意水準を示す。

導入したダミー変数の妥当性を見るために実施した尤度比検定の結果は、**表5**の下部に示されている。モデル3を帰無仮説、モデル1を対立仮説とした検定1では、第5限月、第6限月ともに有意水準5%で帰無仮説を棄却している。一方、モデル2を帰無仮説とする検定2では、通常の有意水準では帰無仮説を棄却することができなかった。したがって、分析期間内では重要統計の公表時間変更がボラティリティ変動に有意な影響を及ぼしたとはいえないので、以下の分析では公表時間変更に関する二つのダミー変数を条件付分散式から除き、曜日ダミーのみを取り込んだモデル2を用いることとする。

ボラティリティ変動に対する外生的なショックの持続性は、パラメータp_1の値によって示される。モデル2の計測結果によれば、第5限月で0.9481、第6限月で0.9491と1に近く、比較的長期にわたってショックの影響が残ることが分かる。ショックの影響が半減するまでの時間を(p_1' =

0.5) よって求めれば、それぞれ t=13.01、13.26 となるので、約 13 取引日にわたってショックの影響が残ることが分かる。

2）出来高を含むモデル

次に、モデル 2 に CBT の出来高を変数として含めた計測式の分析をおこなうこととする。その際に注意すべきは、出来高とボラティリティが同時点で観測されることから生じる同時性のバイアスであり、もし CBT の出来高と TGE の収益率が同一システム内の内生変数であるならば、最尤法によるパラメータ推計値は一致性を持たなくなる (Harvey［9］、p.411)。この問題を回避するため、

表 7　出来高モデルの計測結果

	第5限月		第6限月	
	t 期	(t-1)期	t 期	(t-1)期
c	-0.01403 (0.0480)	-0.01911 (0.0468)	0.02683 (0.0437)	0.02068 (0.0432)
α_1	-0.00432 (0.0281)	0.01523 (0.0272)	0.00599 (0.0268)	0.00970 (0.0258)
α_2	-0.08337[a] (0.0230)	-0.09046[a] (0.0275)	-0.04998[c] (0.0267)	-0.04872[c] (0.0261)
θ_{Mon}	-0.01010 (0.0687)	-0.00486 (0.0698)	-0.03632 (0.0670)	-0.02640 (0.0666)
θ_{Tue}	-0.00706 (0.0729)	0.02822 (0.0712)	0.00439 (0.0697)	0.00475 (0.0683)
θ_{Thu}	0.09679 (0.0654)	0.12420[c] (0.0647)	0.09724 (0.0608)	0.10691[c] (0.0601)
θ_{Fri}	0.00262 (0.0710)	-0.03225 (0.0669)	-0.02160 (0.0640)	-0.01515 (0.0634)
μ	-13.66308[a] (1.3758)	-1.16032[a] (0.4274)	-2.54690[a] (0.5927)	-1.04986[a] (0.3957)
q_1	0.29834[a] (0.0801)	0.24649[a] (0.0432)	0.23903[a] (0.0502)	0.22398[a] (0.0443)
p_1	0.17143[b] (0.0842)	0.92805[a] (0.0191)	0.87574[a] (0.0308)	0.93299[a] (0.0195)
L	-0.00526 (0.1647)	-0.12534 (0.0886)	-0.17284 (0.1153)	-0.22277[b] (0.1041)
γ	1.28063[a] (0.1306)	0.08670[b] (0.0398)	0.21405[a] (0.0559)	0.07141[c] (0.0365)
ψ_{Mon}	0.09240 (0.1337)	0.25404 (0.1501)	0.31650[b] (0.1551)	0.32210[b] (0.1585)
ψ_{Tue}	0.22635[c] (0.1340)	0.33343[b] (0.1579)	0.41257[b] (0.1713)	0.41745[b] (0.1709)
ψ_{Thu}	-0.10746 (0.1399)	0.16222 (0.1768)	0.18481 (0.1901)	0.21588 (0.1921)
ψ_{Fri}	0.20265 (0.1351)	0.46744[a] (0.1561)	0.49179[a] (0.1695)	0.51705[a] (0.1707)
ω	1.56977[a] (0.0856)	1.46729[a] (0.0747)	1.36018[a] (0.0742)	1.31048[a] (0.0688)
対数尤度	-1947.07	-1961.67	-1927.03	-1933.17
$\chi^2(1)$	35.16[a]	6.56[b]	17.86[a]	5.58[b]

注：　t 期、(t-1)期はそれぞれ、計測に用いた出来高の時間を表す。( )内の数値は標準誤差であり、a、b、c はそれぞれ有意水準 1%、5%、10% を示す。また $\chi^2(1)$は、表 6 モデル 2 を帰無仮説とする尤度比検定統計量である。

Harvey［9］に従って、1期のラグを伴った(t-1)期の出来高を変数として用いたモデルも計測する。出来高モデルの計測結果は**表7**に示した。まず、

t期の出来高を変数とした場合、出来高を含まないモデル2を帰無仮説とする尤度比検定では、第5限月、第6限月ともに非常に高い有意水準でモデル2を棄却している。このとき、出来高にかかるパラメータは双方の限月とも1%水準で有意である。第5限月の出来高のパラメータを見ると、1.28063と1より大きな値を取っているので、CBTの出来高が1%変化した際には、それ以上の割合でボラティリティ変動が起きることが分かる。他方、1期前の出来高を用いた場合、有意水準は低下し、パラメータの値は小さくなっているものの、依然として有意に計測されているので、CBTの出来高はTGE夜間収益率のボラティリティ変動要因として作用していると主張できる[15]。

t期の出来高を用いたとき、1期前の条件付分散にかかるパラメータp_1は、第5限月では0.1714、第6限月では0.8757で、基本モデルの0.9481および0.9491から大きく減少している。外生的なショックの持続性は、約13取引日からそれぞれ、1取引日、6取引日へと大幅に短縮されているが、出来高を説明変数として加えても、1期前のボラティリティは5%水準以上で有意であることから、ボラティリティ変動の持続性は依然として残されている。

その他の計測結果をまとめれば以下の通りである。条件付平均式におけるAR項は、α_2が有意に負で計測されている。また、曜日ダミーにかかるパラメータの計測結果は、一部のモデルで木曜日が有意である。曜日ダミーにかかるパラメータ同士の差の検定を行ったところでは、ほぼすべてのケースで1%水準以上で有意差があるとの結果を得た。よって、収益率は、木曜日を除いて特定の曜日に大きくなったり小さくなったりするとはいえないものの、曜日ごとに収益率の大きさが異なる可能性は否定できない。

一方、条件付分散式では、木曜日がすべてのモデルにおいてゼロと有意差がない反面、火曜日と金曜日はすべて有意に正で計測されている。月曜日に関しては、第6限月のみで有意となった。曜日ダミーは水曜日を基準としているので、火曜日と金曜日では対象としたすべての場合において、月曜日では一部を除いて、基準とした水曜日よりも大きなボラティリティが生じているといえる。レバレッジ効果を示すパラメータは、ほとんどすべての場合で有意ではなくなっている[16]。基本モデルで観測されたボラティリティ変動の非対称性は、CBTの出来高など、他の要因によって説明されるものと想起される。

基準化残差の分布の形状を決定するスケールパ

表8　出来高モデルにおける基準化残差の診断検定統計量

	第5限月		第6限月	
	t期	(t-1)期	t期	(t-1)期
標本尖度	3.69591	4.17202	4.07162	4.35018
正規性検定	29.1145 [0.000]	82.6280 [0.000]	80.5464 [0.000]	122.7443 [0.000]
LB(20)	27.6070 [0.068]	21.7479 [0.243]	27.1024 [0.077]	26.4413 [0.090]
LB(24)	32.5135 [0.069]	25.0674 [0.294]	31.4492 [0.087]	30.5939 [0.105]
$LB^2(20)$	75.6841 [0.000]	21.9923 [0.232]	15.8590 [0.602]	17.1994 [0.509]
$LB^2(24)$	84.0385 [0.000]	23.3187 [0.384]	18.5987 [0.670]	19.7047 [0.602]

注：　表6に同じ。なお、t期、(t-1)期はそれぞれ、計測に用いた出来高の時間を表す。

ラメータは、すべてにおいて有意に2より小さな値を得ている。さらに、基準化残差の診断検定統計量を示した**表8**によれば、標本尖度は3以上であり、Jarque-Beraの正規性検定も帰無仮説である正規分布を棄却しているので、出来高モデルにおいても、基準化残差にGEDを仮定したことは妥当であったと見なされる。しかし、基準化残差およびその二乗系列に対するLjung-Box統計量は、線形あるいは非線形の依存関係が残されていることを示している。これは、自己相関を持つ出来高を変数として導入したことにより生じたものと思われる。

2．計測結果の解釈

1）　HMMによるボラティリティ変動の解釈

前節における計測結果をHMMに基づいて解釈すれば次のことがいえよう。第一に、TGEの米国産大豆先物市場における夜間収益率の分布は、HMMによって説明されうるという点である。CBTには、大豆の生産・流通をはじめとする様々な情報がもたらされる。それらの情報は、CBTで形成される大豆先物価格にすでに織り込み済みのものもあろうし、全く新たな情報として市場参加者にもたらされたものもあろう。CBTではそのような新しい情報に基づいて取引がなされた結果が出来高として記録されるので、市場にもたらされた情報の代理変数として出来高は機能しているといえる。

問題は、CBTの出来高が情報の代理変数としてどの程度機能しているのかという点である。CBTがオープンしている時間帯には、TGEはクローズしているので、この時間帯にもたらされる新たな情報は、TGEの価格形成に影響を与えることはできない。CBTとTGEの立会時間が完全に分離されていることを考えれば、TGEにポジションを持っている市場参加者がCBTの動向に敏感になるのは、定性的に見てもある意味当然であり、CBTの出来高とTGEの収益率との間に正の相関関係が見出された本稿の結果は、それを定量的に裏付けるものといえる。

しかし、CBTの出来高を説明変数に加えると、ボラティリティ変動の持続性は減少したものの、依然として統計的に有意な影響を残している。HMMに依拠すれば、TGEがクローズしている時間帯にもたらされる新たな情報について、CBTの出来高がそれらをすべて反映しているのであれば、出来高をボラティリティの説明変数として加えることによって、LLが実証したように、ボラティリティ変動の持続性は統計的にゼロと有意差のないものになろう。

本稿の結果では、ラグ付の出来高を用いても有意な変数として採用されているので、同時性のバイアスは回避されているといえ、TGEのボラティリティとCBTの出来高は無関係であるという結論には到達し得ない。また、Ⅲ-1で議論したように、TGEの非取引期間20時間のうち、CBTは3時間45分の取引期間を設けているに過ぎない。したがって本稿の分析結果から敷衍できるのは、CBTの出来高は、TGEの非取引期間における情報の一部を構成しているに過ぎず、TGEとCBTが共にクローズしている時間帯に発生する新たな情報の影響が存在するものと想定される。

第二に、では、CBTの出来高によって表されていない情報がボラティリティ変動に与える影響はどのようなものであろうか。本稿で用いた分析モデルには、CBTの出来高で表されていない情報の多寡を、曜日ごとにコントロールする曜日ダミーが変数として取り入れられている。水曜日と比較して、ボラティリティは火曜日と金曜日に有意に増大し、第6限月では月曜日にも増大している。月曜日効果は、週末を挟んでTGEに集約された情報が、週明け後初めて開かれる前場2節の価格形成に影響を及ぼし、ボラティリティを上昇させたものと解釈できる。火曜日効果は、CBT

における月曜日効果にTGEのボラティリティ変動が連動したものと思われる[17]。

さらに、曜日効果は、米国で公表される重要統計の公表時間によっても説明できよう。米国における大豆先物市場に関わる重要統計は、シカゴ時間で毎週木曜日（日本時間金曜早朝）あるいは同月曜日（同火曜早朝）に公表されていた。公表時間はいずれも、CBTとTGEがともにクローズしている時間帯であり、CBTの出来高にはこれらの情報の影響は反映されていない。ボラティリティ変動における曜日効果は、これらの重要情報の影響が現れているものと見受けられる。ただし、USDAからの重要統計は分析期間中に公表時間が変更されているが、本稿ではその影響は見出すことができなかった。この点は更なる分析の余地が残されているといえる。

いずれにしても、TGEの非取引期間に新たに生じる情報の量は、CBTの出来高および曜日ダミーによって示されていると考えて良く、これら二つの変数が有意に正の影響を及ぼしているという分析結果を得ていることから、TGEの収益率の分布はHMMの枠組みによって説明されるといって良いであろう。

2）効率的市場仮説との関係

条件付平均式の計測結果において、2期前のAR項にかかるパラメータは有意に負に計測された。この結果はFama［7］のいう効率的市場仮説への反証となりうるものの、パラメータの絶対値が小数点以下2桁と小さいので、日本市場における割高な取引費用を考慮すれば、この結果を利用してシステマッティックに収益をあげられるかには疑問が残る。収益率を見る限りでは、効率的市場仮説の強力な反証となる現象は見あたらない。しかし、条件付分散式においては、出来高を変数として採用した際の同時性のバイアスを回避するために利用した1期前の出来高が、ボラティリティ変動に有意に正の影響を及ぼしている。この現象は、1期前にCBTにもたらされた情報が、TGEの米国産大豆先物市場にその時点ですべて反映されていない可能性を示す証左とも見なすことができる。もし効率的市場仮説が成り立つのであれば、新たな情報は直ちに価格に反映され、過去の情報はボラティリティ変動に影響を及ぼさないものと考えられる。したがって、情報が価格に直ちに反映されるメカニズムを妨げる要因が存在する可能性がある。その一例として、取引所による市場管理策の存在があげられる。

一般に商品先物市場においては、市場管理策として取引枚数の制限（建玉制限）や価格変動幅の制限（値幅制限）が実施されている。特に価格が値幅制限の上限あるいは下限に達したとき、当該商品の売買はその「値段を約定値段として市場内において売買取り引きされるべき一切の売付希望又は買付希望のいずれか少ない数量につき多い数量に対して抽せん等により構成に配分することにより行う」[18]ので、値幅制限によって情報が価格に反映されていない事態が十分想定される。ただし、値幅制限は内外の先物市場の多くで実施されている市場管理策であり、過度の価格変動を防止して、市場参加者の負担する証拠金を少なくする役割を持つ（小山他［14］、161-162。）ので、統計分析から示唆された結果のみをもって、制限幅の拡大や制度の見直しを主張することは避けるべきである。この点に関しても、今後の分析が待たれるところである。

注14）収益率r_tの偏自己相関係数およびAR(1)からAR(3)モデル間の尤度比検定によってラグ数を決定した。

注15）LLを始め、HMMによって同一市場内におけるボラティリティと出来高の関係を分析したFujihara and Mougoue［8］、Najand and Yung［17］など、既存研究の多くは、1期前の出来高

を加えるとパラメータは有意ではなくなっているので、それらには同時性のバイアスが存在するものと思われる。

注16) 渡辺、大鋸［24］では、工業品先物市場でもレバレッジ効果のないことを確認している。

注17) 本稿と分析手法は異なるものの、砂田［21］でも同様の結果を得ている。

注18) 昭和52年10月19日付け52-49農林省食品流通局商業課長通達別紙による。通達の詳細は、全国商品取引所［26］を参照のこと。

V．まとめ

本稿では、東京穀物商品取引所（TGE）の米国産大豆先物市場を例に、当該先物市場で生じる価格変動リスクの態様について分析した。具体的な分析手順は以下の通りである。

第一に、価格変動リスクの指標であるボラティリティの変動を記述するEGARCHモデルを取り上げ、従来主張されてきた収益率の分布に関する混合分布仮説（MDH）と整合的であることを示した。この枠組みは、分散不均一混合分布モデル（HMM）と呼ばれており、市場にもたらされる新たな情報の量がボラティリティ変動の要因となりうることが示されている。

第二に、世界の大豆市場の指標となるシカゴ商品取引所（CBT）とTGEの取引時間の関係から、TGEにおけるボラティリティ変動の態様を分析するために、TGEの夜間収益率を分析対象として選択した。基本統計量の分析から、TGEのボラティリティは時間とともに変動している可能性があり、HMMに基づいた分析の有用性が認められた。

第三に、実証分析では、収益率のボラティリティ変動は、CBTの出来高や曜日ごとに発生する情報の量と正の相関を持つことが明らかになり、TGE大豆先物価格の収益率はHMMによって説明できることが支持されている。また、ボラティリティ変動においては、新たな情報の影響が直ちに反映されていない可能性も示唆されている。

以上のように、TGE大豆先物価格のボラティリティ変動は、HMMによって説明可能であることが明らかにされてきた。最後に、本稿に残された課題を提示しておくこととする。

本稿の分析枠組みはどちらかといえば先物価格が示現する統計的特質に重点を置いているため、情報の代理変数として用いた出来高の形成メカニズムについては、ほとんど触れられていない。出来高の形成は市場参加者の売買行為に基づくものなので、そのメカニズムを解明していくには、より具体的な経済主体を想定した分析手法が求められる。また、月次、年次単位で公表される他の重要統計や、日本国内における需給動向など、分析枠組みに取り入れるべき要因も存在する。取引所による市場運営策の効果についても、それらの制度をモデル化した上で論ずべき問題であろう。

農産物取引における商品先物市場の積極的活用を論じていくためには、少なくとも以上のような課題が今後の分析方向として残されているものと考えられる。

付記

本稿は、第96回北海道農業経済学会（1998年10月23日、於帯広畜産大学）において報告した「米国産大豆先物市場における価格変動性の計量分析」を大幅に修正したものである。なお本稿は、文部省科学研究費（奨励研究(A)）による研究成果の一部である。

【参考文献】

[1] Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 1986, 307-27.

[2] Bollerslev, T., R. Y. Chou and Kroner, K. F., "ARCH Modeling in Finance -A Review of the Theory and Empirical Evidence-," *Journal of Econometrics*, 52, 1992, 5-59.

[3] Brock, W. A., D. A. Hsieh and B. LeBaron, *Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence*, MIT Press, 1991.

[4] Clark, P. K. "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, 41(1), 1973, 135-155.

[5] Diebold, F. X., *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems No. 303, 1988, Springer-Verlag

[6] Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 1982, 987-1006.

[7] Fama, E., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 25, 1970, 383-423.

[8] Fujihara, R. A. and M. Mougoue, "Linear Dependence, Nonlinear Dependence and Petroleum Futures Market Efficiency," *Journal of Futures Markets*, 17, 1997, 75-99.

[9] Harvey, A. C., *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, 1990, Cambridge.

[10] 岩田暁一、『先物とオプションの理論』、1989、東洋経済新報社.

[11] Jarque, C. M. and A. K. Bera, "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals," *International Statistical Review*, 55(2), 1987, 163-172.

[12] Karpoff, J. M., "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 1987, 109-126.

[13] 駒木泰、笹木潤、中谷朋昭、「東穀の米国産大豆先物市場における効率的市場仮説の分析」、日本経済学会 1998 年度秋季大会（於立命館大学）報告原稿、1998.

[14] 小山良、済藤友明、江尻行男、『ゼミナール　日本の商品先物市場』、1994、東洋経済新報社.

[15] Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes, "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance*, 45, 1990, 221-229.

[16] Ljung, G. M. and G. E. P. Box, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65(2), 1978, 297-303.

[17] Najand, M. and K. Yung, "A Garch Examination of the Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 11(5), 1991, 613-621.

[18] 中谷朋昭、伊藤繁、金山紀久、笹木潤、「商品先物価格変化の季節変動パターン」、『1997 年度日本農業経済学会報告論文集』、1997、220-222.

[19] Nelson, D. B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 1991, 347-70.

[20] Palm, F. C. "GARCH Models of Volatility," in Maddala, G. S. and C. R. Rao eds. *Statistical Methods in Finance* (*Handbook*

of Statistics 14), 1996, 209-240, Elsevier.

[21] 砂田洋志、「先物市場の日中効果と曜日効果」、岩田暁一編『先物・オプション市場の計量分析』、1997、85-117、慶應義塾大学出版会.

[22] 田中辰雄、「カオス理論の計量分析への応用」、高木康順、秋山裕、田中辰雄、『応用計量経済学Ⅰ』(数量経済分析シリーズ<第2巻>)、多賀出版、1997、281-362.

[23] 渡部敏明、『日本の株式市場におけるボラティリティの変動　－ARCH 型モデルによる分析－』、三菱経済研究所、1997.

[24] 渡部敏明、大鋸崇、「日本の商品先物市場における価格のボラティリティーと出来高および取組高との関係」、『先物取引研究』2(3)、1996、41-56.

[25] 山田健、「資産市場の出来高と価格変化の分析：最近の展望」、『三田商学研究』37(1)、1994、149-164.

[26] 全国商品取引所連合会、『商品取引関係実務便覧』、1998、268-270.

(2000 年 1 月 5 日 受理)