

# 派生商品市場の取引量と価格変動の不確実性

——日本の株式市場における実証——

新 関 三希代

(同志社大学経済学部助教授)

牧 大 樹

(同志社大学大学院経済学研究科)

## 1 はしがき

これまで、先物やオプションといった金融派生商品市場の役割、現物市場に及ぼす効果について、広く実務界、学術研究者の間で議論がなされてきた。とりわけ、近年においては、派生商品市場における投資家行動、取引量がいかに現物市場の不確実性を増加させるか、といった観点から研究が進められてきている。実際に、株価指数先物やオプションといった派生商品市場が活性化し、取引量が増大すると現物株価指数の変動が激しくなると市場関係者の間では信じられている。例えば、東京証券取引所における株価指数先物取引においては、先物市場と現物市場の取引量が大きく乖離した場合、取引が規制される仕組み（サーキット・ブレーカー）がある。これは、90年代初頭の株式市場の暴落がその派生商品市場の取引動向によって生じた、あるいは、派生商品市場における過大な取引行動（超過取引量）が現物株価指数をオーバー・ヒートさせた、という考えに裏押しされてできた制度である。

しかしながら、学術的な研究において、先物やオプションといった派生金融商品の取引量と現物金融商品価格のボラティリティとの間の正の因果関係について、明白な実証結果は得られていない。そこで、本論文は、日本の株式市場において、現物株価指数のボラティリティがその先物、オプション市場の取引量にいかなる影響を受けるのか、実証分析によって明らかにする。

一般的に、株価指数先物やオプションといった派生商品市場の投資家は、その低い取引コストやレバレッジ効果から現物株式市場の投資家に比べてより多くの注文が可能となり、また、市場情報に対してより敏感に反応することができる。したがって、株価指数変動の不確実性に与える効果は、現物株価指数の取引量より派生株式市場の取引量の方が大きいと考えられる。Stein (1987) によると、派生商品市場ではより情報が少なく、情報に敏感に反応する投機家による取引の増大が価格に含まれている市場情報を混乱させ、これが現物価格変動の不確実性を増加させることになる。これに対して、Danthine (1978) 等によって説明されている理論的

仮説によると、先物市場の取引量と現物の価格変動のボラティリティの間には、負の因果関係が存在することになる。なぜなら、先物やオプションを用いたヘッジ取引を通じて市場全体の流動性や厚みが増し、現物市場の価格変動は軽減されるからである。

現物株式市場の投資行動（取引量）と株価収益率のボラティリティとの関係については、これまで多くの実証研究がなされており、その大半は正の因果関係を見出している（Karpoff（1987）参照）。また、その理論的モデルとして最もよく知られているものに“Mixture of Distribution Hypothesis”（MDH）がある（Clark（1973）参照）。この仮説によると、最も期近の情報による確率的変動がボラティリティと取引量との間に正の因果関係を生み出すことになる。ここで、情報の伝播や集約における優位性の観点から、現物市場より派生商品市場の方がより確率的変動を生じさせやすいと考えられる。はたして、現物市場のボラティリティと派生商品市場の取引量との間に強い正の因果性を見出すことができるのであろうか。

しかしながら、これまで派生商品市場の取引動向と原資産価格のボラティリティとの関係については、あまり実証的研究が行われておらず、また、明白な実証結果が得られていない。株式市場における現物価格収益率のボラティリティとその先物市場における取引量との関係を実証した Bessembinder and Seguin（1992）では、先物市場におけるシステムティックな取引量と現物市場のボラティリティの間に正の因果関係はなく、むしろ負の関係が存在することが示唆されている。また、個別銘柄における株価収益率のボラティリティとそのオプション取引量との関係を実証した Park, Switzer and Bedrossian（1999）では、両変数間に明確な正の因果関係が存在することは示されていない。日本の株価指数オプション市場の取引量と現物株式市場のボラティリティとの関係を実証した Niizeki（2003）では、システムティックなオプション取引量は現物市場の不確実性を増大させることが示されている。はたして、株価指数先物やオプションといった派生商品市場の取引量と現物株式市場における価格変動の不確実性（ボラティリティ）との間に正の因果関係が存在するのであろうか。

本稿では、日本の株式市場において、株価指数オプション取引が導入された1991年11月から1999年12月までの現物市場と派生商品市場の日次データを用い、現物市場における株価収益率の不確実性と先物、オプション市場の取引行動との関係について検証することにする。ここで、株価指数変動の不確実性を表す指標としてその収益率の条件付分散（ボラティリティ）を用いるが、これは、未知変数であるため推定が要される。本研究では、先物やオプションといった派生商品市場の取引量が株価収益率の2次モーメントに影響を与えたとし、GARCH（Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity）タイプのモデルを用いて推定を行っている。これは、株価収益率の時系列的特性、ARCH効果に着目した推定方法である。

さらに、本論文では、株価収益率に派生株式市場の取引動向がいかに影響を与えているのか、現物市場の株価指数水準と株価指数オプション市場における買い注文量との関係についても実証分析を行っている。金融市場における取引量と収益率の関係について、高い収益率がさ

らなる買い取引を生じさせるという“Positive Feedback Trading” (PFT) 問題が広く議論されているが (Froot et al. (1992) 等参照), 日本の株式市場において派生株式市場の取引量と現物株価指数との間にこの問題が見られるのか否か, 株価と取引量 (買い注文) との連動性について共積分検定によって検証している。

結果, 「失われた 10 年」といわれる日本経済低迷時期の株式市場において, 先物市場の取引動向は, 現物株式市場の不確実性を軽減させ, 逆に, オプション市場における投資家の取引行動は, 現物株式市場の不確実性を増大させていることがわかった。また, オプション市場の買い注文残高は, 現物株価と連動し, PFT が生じていることがわかった。

本稿の構成は, 以下のようになっている。まず, 第二章で実証に用いるデータの基本統計量を示す。次に, 第三章では, 現物株価指数と株価指数オプション取引量との関係について, 共積分検定による連動性検定の結果を提示する。そして, 第四章では, GARCH タイプのモデルを用いたボラティリティの推定方法, 及びその実証結果を示し, 現物株式市場の不確実性と派生株式市場の取引量の関係について検証を行う。最後に, 本論のまとめと今後の課題について言及する。

## 2 データ

本稿の研究では, 日本の株式市場において株価指数オプション取引が導入された 1991 年 11 月 1 日から, 「失われた 10 年」といわれる日本経済低迷期である 1999 年 12 月 10 日までをサンプル期間とする。また, 日本の株式市場の代表的指標である日経平均 (日経 225) を現物株式価格 ( $S$ ) とし, 派生商品市場の取引動向の指標としては, 日経平均先物の総売買高 ( $FV$ ), 株価指数コール・オプション取引における総売買高 ( $CV$ ) (全ての限月, 全ての権利行使価格におけるコール売買高の合計), そして株価指数プット・オプション取引における総売買高 ( $PV$ ) (全ての限月, 全ての権利行使価格におけるプット売買高の合計) を用いる。使用する全てのデータは, 日次データであり, 日経 QUICK データ・サービスより入手している<sup>1</sup>。

まず,  $t$  期における日経 225 の収益率 ( $R_t \equiv \ln S_t - \ln S_{t-1}$ ) に関しては, 曜日効果を除去するために次のような回帰モデルを推定する。

$$R_t = \sum_{i=1}^5 D_{it} \gamma_i + e_t \quad (1)$$

ここで,  $D_{it}$  は曜日ダミーを示している。以後の実証では, (1) 式における残差 ( $e_t$ ) を修正済み収益率 ( $SR$ ) として用いることにする。

次に, 株価指数オプション取引における 2 つの取引量指標, コール総売買高 ( $CV$ ) とプット総売買高 ( $PV$ ) を用いて, オプション市場の取引動向を示す指標 (総取引量) を作成する。

株価指数オプション市場における総取引量 ( $OV$ ) は、

$$OV_t = CV_t + PV_t \quad (2)$$

とする。また、コール総売買高とプット総売買高の差を用いて、以下の2つの変数を作成する。

$$RNCV_t = (CV_t - PV_t) / OV_t \quad (3)$$

$$CNCV_t = \sum_{i=1}^t (CV_i - PV_i) \quad (4)$$

ここで、 $RNCV$  は純コール売買比率を、 $CNCV$  は累積純コール売買高を表している<sup>2</sup>。

表1には、分析対象期間における各変数の基本統計量が示されている。これによると、価格指標に対して、取引指標の方がその標準偏差は大きく、また、尖度も大きいことがわかる。さらに、株価が左に、先物とオプション売買高が右に歪んでいることがわかる。

さらに、分析対象期間における株価収益率と各取引量（先物とオプションの総売買高、及び純コール売買比率）との相関係数が示されている表2によると、現物株式市場の収益率とオプション市場の純コール売買比率（(3)式）の相関が最も大きく、また正の関係であることがわかる。これは、株価が高水準の場合買い注文が増え、さらなる株価上昇（正の収益率）となる、いわゆる“Positive Feedback Trading”（PFT）問題が日本の株価指数オプション市場でも起こっていることを示唆している。この点については、次章で詳しく検証する。

### 3 株価と派生商品市場の取引量

金融市場において危険資産の取引は、その市場情報に基づいて行われているが、この市場情報に対して敏感に反応することができる投資家は、他の投資家に比べ、より多くの利ざやを得ることができる。これらの投資家は、価格上昇（下落）局面においてさらなる価格上昇（下落）を期待し、多量の買い（売り）注文をだす。これによって、金融市場の価格収益率とその買い（売り）取引量は、正（負）の因果関係を持つことになる。つまり、 $t$ 期の高い（低い）収益率は、 $t+1$ 期の多量の投資家の買い（売り）注文によって達成されることになる。この現象は、“Positive Feedback Trading”（PFT）（Froot et al. (1992) 等参照）として認識されている。

現物株式市場と先物やオプションといった派生商品市場を比較すると、取引コストや流動性の観点から、後者、とくにオプション市場の投資家が最も市場情報に敏感であり、有利に情報を集めることが可能である。この場合、 $t$ 期の正の株価収益率は、 $t+1$ 期の現物株式市場の投

表1 基本統計量

	標本平均	標本標準誤差	最小値	最大値	歪度	尖度
<i>S</i>	18357.55676	2260.17896	12879.96973	25044.24023	-0.08414	-0.63032
<i>SR</i>	-6.93663 D-10	0.01464	-0.06043	0.07849	0.28684	2.45447
<i>FV</i>	27908.35521	11862.40464	167	95772	1.57966	4.04874
<i>CV</i>	11463.13277	6095.34912	2778	55362	1.88821	5.75416
<i>PV</i>	11873.20992	6551.65928	2500	59203	2.29308	8.51432
<i>OV</i>	23336.34269	11652.02396	5740	95078	1.74859	4.34613
<i>RNCV</i>	-0.01660	0.16248	-0.58728	0.44586	0.02746	-0.27555
<i>CNCV</i>	-266792.60371	306790.50292	-818514	375575	0.46348	-0.73020

(注) 1991年11月1日から1999年12月10日までの標本期間における、日経225株価指数(*S*)、修正された日経225収益率(*SR*)、株価指数先物取引における総売買高(*FV*)、株価指数オプション取引における売買高合計(*OV*)、そのコール売買高(*CV*)、そのプット売買高(*PV*)、純コール売買比率(*RNCV*)、そして累積純コール売買高(*CNCV*)の基本統計量を示している。

表2 相関係数

	<i>SR</i>
<i>FV</i>	-0.01525
<i>OV</i>	0.02758
<i>RNCV</i>	0.31992

(注) 修正された株価収益率(*SR*)と各変数；先物総売買高(*FV*)、オプション総売買高(*OV*)、その純コール売買比率(*RNCV*)との相関係数が各々、示されている。

資家行動（買い注文）よりオプション市場の投資家行動（買い注文）の方がより強い影響を与えていると考えられる。そこで、本章では、PFTの観点から現物市場の株価とオプション市場の買い注文（取引量）との関係について、共和分検定の手法を用いて検証することにする。両者に長期的均衡関係が存在している場合、現物市場の価格動向に派生商品市場の投資家行動が影響を及ぼしている、あるいは現物株価指数は、派生株式市場の取引量によって影響を受けていると判断できる。

ここで、派生商品市場の取引量として、株価指数オプション市場における買い注文残高、つまり累積純コール取引量(*CNCV*)を用いることにする（(4)式参照）。そもそも株価指数オプションには、原資産株を買う権利、コール・オプションとそれを売る権利、プット・オプションとが存在する。コール・オプションは現物株価指数が権利行使価格を上回った場合に行使され、逆に、プット・オプションは下回った場合に権利行使される。したがって、期待株価指数が高い場合にコール売買高が増加し、逆に低い場合には、プット売買高が増加することになる。この場合、累積のコール売買高とプット売買高の差（累積純コール売買高）と株価の期待値は連動し、株価収益率との関係では、正の因果関係が導き出されることになる。また、現物株価指数(*S*)と累積純コール売買高(*CNCV*)の間に共和分関係が存在すれば、両変数間に共通のトレンドが存在しており、一時的にそのトレンドから乖離したとしても長期的には均衡

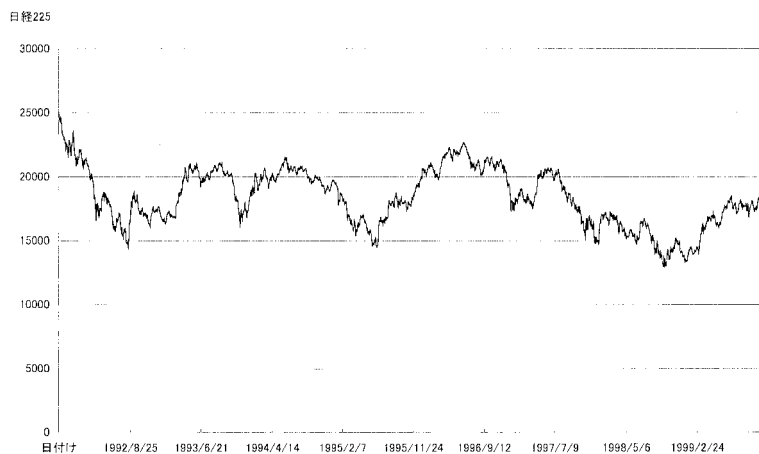


図1 現物株価指数の動向

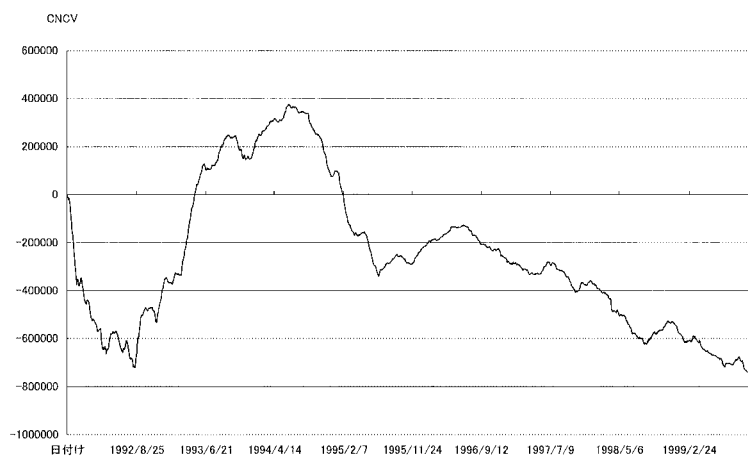


図2 累積純コール売買高の動向

関係に戻り、両市場は連動していると考えられる。

図1は、本稿のサンプル期間内の現物株価指数 ( $S$ ) の動向を示しており、また、累積純コール売買高 ( $CNCV$ ) の時系列グラフは、図2で示されている。両変数 ( $S$  と  $CNCV$ ) 間の共和分検定を行うに際し、まず、各々が定常か否か、Dickey and Fuller (1979) の単位根検定を用いて確かめることにする。

表3は、現物株価指数の水準 ( $S$ ) とその変化率 ( $\Delta S$ )、累積純コール売買高 ( $CNCV$ ) とその変化率 ( $\Delta CNCV$ ) について、Dickey-Fuller (DF)、及びラグ次数8までの Augmented Dickey-Fuller (ADF) の単位根検定の結果を示している。ここで、各検定の5% 信頼係数はいずれも 3.4146である (Dickey and Fuller (1981) 参照)。結果、 $S$  と  $CNCV$  について、「単位根がある」という帰無仮説は棄却されず、各々の1階階差である  $\Delta S$  と  $\Delta CNCV$  については、この帰無仮説は棄却された。したがって、現物株価指数 ( $S$ ) と累積純コール売買高

表 3 単位根検定

	$S$	$\Delta S$	$CNCV$	$\Delta CNCV$
DF	-3.3005	-47.0259*	0.39649	-23.1707*
ADF (1)	-3.1737	-33.8297*	-0.34253	-17.4785*
ADF (2)	-3.0467	-26.3792*	-0.52078	-14.0597*
ADF (3)	-3.0350	-22.9549*	-0.70236	-12.2375*
ADF (4)	-3.0224	-20.2585*	-0.82450	-10.8778*
ADF (5)	-2.9946	-18.5987*	-0.93878	-9.8077*
ADF (6)	-3.0677	-17.4258*	-1.0466	-9.6174*
ADF (7)	-2.9951	-16.2288*	-1.0390	-9.0547*
ADF (8)	-2.9577	-14.9687*	-1.1005	-8.5848*

(注) 現物株価指数 ( $S$ ) とその 1 階階差 ( $\Delta S$ ), 累積純コール売買高 ( $CNCV$ ) とその 1 階階差 ( $\Delta CNCV$ ) が各々, 示されている。また, 括弧内はラグ次数を表しており, 5% の信頼水準で統計的に有意なものに\*をつけている。

表 4 Johansen の共和分検定

Null	$\lambda$ -max	95% Critical Value	90% Critical Value
$r=0$	12.7684	14.0690	12.0710
$r \leq 1$	.7100 E-3	3.7620	2.6870

(注)  $\lambda$ -max は最大固有値検定を示している。また, 95% Critical Value は, 95% の信頼係数を, 90% Critical Value は, 90% の信頼係数を, 各々表している。

( $CNCV$ ) が各々, 1 次の和分次数 ( $I(1)$ ) になっていることが示された。

次に, Johansen (1988) と Johansen and Juselius (1992) の共和分検定を行ったところ<sup>3</sup>, 表 4 の結果が得られた。これによると, 有意水準 10% で  $S$  と  $CNCV$  の間に少なくとも 1 組の共和分ベクトルが存在することになる。これは, 現物株式市場の株価指数とその派生商品 (オプション) 市場の買い注文量との間に長期均衡関係が存在していることを意味し, 両市場の連動性が日本の株式市場で観測されたことになる。そこで, 次章では, この連動性が「派生株式市場の投資家行動が現物株式市場の不確実性に影響を及ぼした」結果生じたものかどうか, 株価変動の 2 次モーメントに関する検証を行うことにする。

#### 4 ボラティリティと派生商品市場の取引量

株価指数先物やオプションといった派生商品の原資産である現物株価指数 (日経 225) の収益率のボラティリティ, すなわち条件付分散は未知変数であり, 推定が必要である。そこで, 本研究では, 時間を通じて変化するボラティリティの動きをパラメトリックなモデルで捉えた Bollerslev (1986) の GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) タイプのモデルを用いて推定することにする<sup>4</sup>。

ここで, 株価収益率 ( $R$ ) は, その過去の値と派生商品市場の投資家行動, 取引量に影響を

表5 GARCH-L モデルの推定結果

GARCH-L (1,1)	
$\alpha$	-0.0322 (1.1751)
$\beta$	-0.0245 (1.0699)
$a_0$	0.0318 (2.7414)*
$a_1$	-0.0042 (0.4000)
$b$	0.8913 (63.212)*
$\xi$	0.1392 (6.5660)*
$\psi$	-0.0538 (3.5163)*
$\phi$	0.0961 (4.1422)*

(注) GARCH-L モデル (式 (6)) の最尤法による推定結果を示している。括弧内は  $t$  値が示されており、\*は有意水準5%でパラメタの推定値が有意であることを意味している。

受けていると仮定し、

$$R_t = f(R_{t-1}, FV_t, OV_t) \quad (5)$$

とする。ここで、 $FV$  は株価指数先物取引の総売買高であり、また、 $OV$  は株価指数オプション取引の総売買高 (2) 式) を示している。さらに、価格上昇期に比べ、下落時の方がより大きなボラティリティが得られるという、いわゆるレバレッジ効果を考慮した GARCH-L (1,1) (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Leverage) モデルを用いて、以下のように株価収益率の条件付期待値と条件付分散を推定することにする。

$$\begin{aligned} SR_t &= \alpha + \beta SR_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim N(0, h_t^2) \\ h_t^2 &= a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + b h_{t-1}^2 + \xi d_{t-1} u_{t-1}^2 + \psi FV_t + \phi OV_t \\ d_{t-1} &= \begin{cases} 1 & \bar{u}_{t-1} \leq 0 \\ 0 & \bar{u}_{t-1} > 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 $h^2$  が株価収益率の条件付分散 (ボラティリティ) を表している。また、修正済み収益率の 100 倍値を  $SR$  に、各取引量データの 10,000 分の値を  $FV$ ,  $OV$  に用いている。

GAUSS ソフトによって (6) 式を最尤推定法により推定した結果、表 5 の結果が得られた。まず、パラメタ  $\xi$  は 5% 水準で統計的に有意な正の値をとっており、日本の株式市場におけるレバレッジ効果が観測される。つまり、株価上昇期に対して、下落時の方が価格変動の不確実性が増大することを示している。

次に、パラメタ  $\psi$  や  $\phi$  の有意性から、現物株式市場における価格変動の 2 次モーメントに先物やオプションといった派生商品市場における投資家行動が何らかの影響を与えていることがわかる。パラメタ  $\psi$  は、有意水準 5% で統計的に有意な負の値をとっており、これは、株価指



数先物市場においてその取引量が増加すると現物株価変動の不確実性が減少する効果を示している。これに対して、パラメタ  $\phi$  は 5% 水準で統計的に有意な正の値をとっており、株価指数オプション市場における投資家行動の活性化は、現物株式市場の価格変動の不確実性を増大させていることがわかる。

以上、日本の株式市場において、株価収益率のボラティリティと先物市場の取引量との間には、有意な負の因果関係が存在していることが確認された。逆に、原資産価格変動のボラティリティとオプション市場の取引量との間には、有意な正の因果関係が見出された。これらの実証結果から、先物市場を用いた日々の多量なヘッジ取引が市場に厚みを持たせ、現物株式市場をより安定化させていることがわかる。あるいは、オプション市場において、情報に敏感な投資家の活発な取引が現物市場の株価をよりボラティルなものにするという、MDH (Mixture of Distribution Hypothesis) の成立が確認される。これは、株価変動の条件付分散を他の計量手法で推定した Niizeki (2003) と同様の結果である。

## 5 結 論

本研究は、日本の株式市場において、株価指数先物、及びオプション取引が現物株価指数収益率のボラティリティに影響を与えているか否か、実証分析を行った。その際、未知変数である原資産価格変動のボラティリティをレバレッジ効果を考慮した GARCH タイプのモデル (GARCH-L モデル) を用いて推定した。また、株価指数収益率の条件付分散の推定式に派生商品市場の取引量を説明変数として用いた。

日本の株式市場において、オプション取引が導入された 1991 年 11 月から 1999 年 12 月まで、「失われた 10 年」といわれる経済低迷の続いた 90 年代を分析期間とし、株式市場の不確実性にその派生商品市場 (先物とオプション市場) が影響を及ぼしていたかどうかの実証を行った結果、以下の 3 つのファクトが観測された。

第一に、現物株式市場における収益率の 2 次モーメントに先物、オプション両市場の取引量がファクターとして含まれていることがわかった。これは、現物株式市場とその派生株式市場が互いに影響を及ぼしあっている、市場連動性を意味している。第二に、株価指数先物市場における取引量が増加するに従い、現物市場の価格変動の不確実性が減少することがわかった。これは、先物取引がヘッジ機能を果たしている、あるいは株式市場の厚みを増大させ安定化効果を発揮していることを示唆している。第三に、株価指数オプション市場における取引増が原資産価格の不確実性を増大させていることがわかった。これは、オプション市場で投資家が活発に取引することによって、情報伝播による確率的変動が増加し、現物市場をより不確実なものにしていることを意味する。特に、オプション市場の投資家行動のうち「買い」行動は現物株式市場の収益率と連動し、株価を上昇させていることがわかった。

以上の結果から、日本の経済、株式市場低迷期における先物やオプションといった派生商品市場が果たす役割の重要性が明らかになった。今後、さらに精巧な計量モデルを用いて、株価指数収益率の条件付分散の確率過程を検証するとともに、オプション市場と先物市場との連動性についても言及していきたい。

#### 注

- 1 このデータの入手に関して、ワールドワイド・ビジネス研究センターからの援助を受けている。
- 2 始点  $i=1$  は、サンプル開始時の1991年11月1日である。
- 3 ここでは、最大固有値検定の結果を示している。
- 4 ボラティリティの推定方法としては、この他にノンパラメトリック法やインボライド・ボラティリティ推定法があるが、これらを用いた実証は Niizeki (2003)で行っている。

#### 参考文献

- [1] Bessembinder, H. and P. J. Seguin, (1992) "Futures-trading Activity and Stock Price Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 2015–2034.
- [2] Bollerslev, T. P., (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307–327.
- [3] Clark, J. K., (1973) "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, Vol. 41, pp. 135–155.
- [4] Danthine, J., (1978) "Information, Futures Prices, and Stabilizing Speculation," *Journal of Economic Theory*, Vol. 17, pp. 79–98.
- [5] Dickey, D. A. and W. A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427–431.
- [6] ——— (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057–72.
- [7] Froot, k., D. Scharfstein and J. Stein, (1992) "Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-term Speculation," *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 1461–1484.
- [8] Johansen, S., (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231–254.
- [9] Johansen, S. and K. Juselius, (1992) "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*, Vol. 58, pp. 211–244.
- [10] Karpoff, J., (1987) "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, pp. 109–126.
- [11] Niizeki, K. M., (2003) "Cash Stock Volatility and the Option Volume: Empirical Tests in the Japanese Markets," *World Wide Business Review*, Vol. 4, pp. 1–13.
- [12] Park, H., N. Switzer and R. Bedrossian, (1999) "The Interactions between Trading Volume and Volatility: Evidence from the Equity Options Markets," *Applied Financial Economics*, Vol. 9, pp. 627–637.
- [13] Stein, J. C., (1987) "Informational Externalities and Welfare-reducing Speculation," *Journal of Political Economy*, Vol. 95, pp. 1123–1145.