

価格変動の不確実性と取引量の関係

日本の株価指数オプション市場における実証

新 関 三 希 代

1 は し が き

近年、金融市場の動向を検証する際に、市場における投資家の行動、取引量の動向が注目されている。実際に、現物金融商品価格の不確実性に派生金融商品市場の取引行動が影響を与えてい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、という考えにもとづい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が現物金融商品価格やそのボラティリティに影響を及ぼしているという明白な実証結果は得られていない。とりわけ、オプション市場における実証分析は行われていない。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とそのオプション市場の取引量との関係を実証的に明らかにする。

金融商品の取引量と価格変動との関係を説明する理論として、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の変動がボラティリティ

と取引量との正の因果関係を生み出すことになる。さらに、先物市場の取引量の増大が現物市場における価格変動のボラティリティを増加させるという理論的説明は、Stein (1987) 等によって展開されている。これによると、先物市場はより情報の少ない投機家による取引を増加させ、価格が有する市場情報を混乱させることで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、先物を用いたヘッジ取引等を通じて、市場全体の流動性、厚みが増し、現物市場の価格はより安定する（ボラティリティが減少する）からである。

様々な金融市場における価格変動の不確実性（ボラティリティ）と取引量との関係についてサーベイした先行研究に Karpoff (1987) が挙げられる。これによると、両変数間に正の因果関係が存在するという実証結果が負の因果関係が存在するという実証結果より多いことがわかる。しかしながら、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 Schwert (1989) や Bessembinder and Seguin (1992) 等では、先物市場における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があることは検証されていない。むしろ、負の関係が存在する可能性が示唆されている。

現物市場の取引量や先物市場の取引量に対して、オプション市場における取引量を用いて現物資産価格変動のボラティリティとの関係を実証した先行研究は少ない。唯一、Park, Switzer and Bedrossian (1999) が挙げられるが、これはシカゴ証券取引所における単年（1991年）度における個別株式銘柄の分析である。彼らの実証結果では、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。果たして、オプション市場の取引量が増加すると現物市場における価格変動の不確実性は増加するのであろうか。

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オプション市場の日次データを

用い、現物市場における価格変動の不確実性と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（あるいはボラティリティ）を用いるが、これは未知変数であるため推定が要される。これまでの先行研究では、収益率の時系列的特性、ARCH 効果から ARCH タイプのモデルを用いて推定が行われている（例えば、Tauchen *et al.*, 1996）。しかし、本研究では、いずれの先行研究でも用いられていない次の 2 つの方法で価格変動のボラティリティを推定することにする。

第一に、Implied Volatility Regression (IVR) モデルを用いて現物株価指数収益率のボラティリティを推定する手法である。これは、特定のオプション価格理論モデル（Black-Scholes model）を用いて推定する方法であり、投資家の均衡における市場情報が反映されたボラティリティになっている（Poterba and Summers, 1986 参照）。第二に、特定の理論モデル、あるいは計量モデルを仮定せずに現物株価指数収益率の条件付分散を求める方法、Normal Kernel Regression (NKR) モデルを用いる。これは、真の回帰モデルに特定の仮定をおいてパラメトリックに推定する従来の計量手法と異なり、データの特性、分布のみから推定するノンパラメトリックな手法である（Silverman, 1986 参照）。

さらに、本論文では、オプション市場の取引量を市場投資家による期待要素と非期待要素に分類し、オプション市場の取引行動がシステムティックに現物市場の価格変動に影響を与えているのか否か、実証分析している。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、オプション市場における投資家の取引行動が現物市場における価格変動の不確実性に影響を及ぼしていることがわかった。特に、オプション市場の取引量は、システムティックに価格変動の不確実性を増加させ、ノイズ的要素は、それを減少させ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。第二章では、現物市場における価格変動のボラティリティを推定する二つの手法を紹介する。そして、第三章で

はそれを用いたボラティリティの推定結果を示すとともに、派生金融商品市場の取引量との関係についての実証結果を提示する。そして、最後に本論のまとめと今後の課題について言及する。

2 推 定 方 法

株価収益率のボラティリティといった金融商品価格の変動率に対する条件付分散を推定する方法には、主に 2 つの手法がある。一つは、特定の金融商品価格理論モデルから未知変数であるボラティリティを導出する方法であり、もう一つは、時系列データを用いて、その時間を通じて変化する確率過程を推定する方法である。ここでは、前者として IVR モデル、後者として NKR モデルを用いた計量手法を提示する。

2.1 IVR モデル

株価指数オプション市場で取引を行っている投資家にとって、もっとも馴染みがあり、市場で広く用いられているオプション価格理論モデルとして Black and Scholes (1973) が導出したモデル、B-S Model が挙げられる。それは、以下のように示される。

$$c = SN(d_1) - Ke^{-r} N(d_2) \quad (1)$$

$$p = Ke^{-r} N(-d_2) - SN(-d_1) \quad (2)$$

ここで、 S は現物資産価格、 c はコール・オプション価格、 p はプット・オプション価格、 r は安全資産利子率、 K は権利行使価格、そして t は残存期間を各々、示している。また、 $N(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数を示しており、 d_1 と d_2 は、次のように定義付けられる。

$$d_1 = \frac{\ln(S/K) + r}{V^{1/2}\sqrt{t}} + \frac{V^{1/2}\sqrt{t}}{2} \quad (3)$$

$$d_2 = d_1 - V^{1/2}\sqrt{t} \quad (4)$$

上記式の $V^{1/2}$ が未知変数である原資産（ S ）のボラティリティを示している．

IVR モデルでは，未知変数であるボラティリティ（ $V^{1/2}$ ）を次の非線形回帰モデルで推定することになる（Latane and Rendleman，1976 参照）．

$$C_{Tk} = c_{Tk}(\widehat{V}^{1/2}; S, K, r, \quad) + \varepsilon_{cTk}, \quad (5)$$

$$P_{Tk} = p_{Tk}(\widehat{V}^{1/2}; S, K, r, \quad) + \varepsilon_{pTk} \quad (6)$$

ここで， ε_{cTk} （あるいは ε_{pTk} ）は（1）式（あるいは（2）式）の右辺を示している．また， ε_{cTk} （あるいは ε_{pTk} ）は誤差項， c_{Tk} は第 k 権利行使価格，第 T 限月のコール・プレミアム（ c ）， p_{Tk} は第 k 権利行使価格，第 T 限月のプット・プレミアム（ p ）を各々，表している．

B-S モデルの仮定によると，現物資産価格変動のボラティリティは各限月，各権利行使価格，そして各オプションで共通であることから，次のような最小化問題を解くことで，Implied Volatility（ $\widehat{V}^{1/2}$ ）を求めることにする（Whaley，1981 参照）．

$$\min_{\widehat{V}^{1/2}} G = \sum_{i=1}^{N_{cTk}} (C_{iT_k} - c_{iT_k}(\quad))^2 + \sum_{j=1}^{N_{pTk}} (P_{jT_k} - p_{jT_k}(\quad))^2 \quad (7)$$

ここで， N_{cTk} （ N_{pTk} ）は，コール・オプション（プット・オプション）取引で成立しているすべての限月（ T ），あるいはすべての権利行使価格（ k ）の数を示しており，また， C_{iT_k} （ P_{jT_k} ）は第 T 限月，第 k 権利行使価格のコール・プレミアム（プット・プレミアム）を各々，示している．つまり，コール，プット，両オプション取引において， t 期に成立したすべて（すべての限月，すべての権利行使価格）のオプション価格と B-S モデルによる理論価格との差の二乗和を最小化するように未知変数であるボラティリティを推定するという方法である．本研究においては，（7）式の最適化問題を黄金分割法，ならびに Gauss 法によって推定することにする．ここで，収束基準は各々， 1.0×10^{-8} とする．

近年のオプション価格理論の分野において、この V の推定、ならびに評価は非常に注目されている（例えば、Manaster and Rendleman, 1982）。なぜなら、この V はオプション市場における均衡状態における現物資産価格変動率の条件付分散であり、投資家の均衡時における市場情報が集約されているからである。つまり、 V は均衡点において、投資家が期待している現物資産価格変動の不確実性を表しており、現物市場とオプション市場との関係、あるいはそれらを取り巻く投資家行動（情報）を分析する上で非常に重要な役割を果たすものである。本論では、この期待値に影響を与える情報、ファクターにオプション取引における投資家行動、取引量が含まれているという仮定の下で実証分析を行うことにする。

2.2 NKR モデル

現物資産価格変動の条件付分散を推定する第二の方法として、時系列データを用いる方法が挙げられる。これは、株価収益率といった現物資産価格の変動率が有する確率過程に関する特性（例えば、ARCH 効果や ‘fat-tail’）をいかに推計するか、といった観点から、近年のファイナンス研究において幅広く用いられている計量手法である。これには、真の回帰モデルに対して特定の仮定においてパラメトリックに推定する方法と¹⁾、特定の計量モデルを仮定せずノンパラメトリックに推定する方法がある。前者の場合、計量モデルのミス・マッチによるエラーが生じる可能性があることから、本研究においては、Rosenblatt (1956) 等によって展開されたノンパラメトリック法（NKR モデル）を用いて、現物資産価格変動の条件付分散を推定することにする。

一般に、標準ノンパラメトリック回帰モデルは以下のように示される。

$$Y_t = f(X_t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

1) これには、Engle (1982) が提唱した ARCH モデルや Bollerslev (1986) の GARCH モデル等がある。

ここで， Y_t は従属変数， X_t はレグレッサー（ベクトル），そして V_t は誤差項（*iid*）を意味している．NKR モデルでは，KERNEL 関数（ $K(\cdot)$ ）を用いて $f(\cdot)$ をポイント x で推定する，つまり， $E[Y_t|X_t=x]$ を推定することになる．この場合， $f(\cdot)$ の推定値は，

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T W_t(x) Y_t \quad (9)$$

となる．ここで， $W_t(\cdot)$ はウエイト関数を示しており，KERNEL 関数（ $K(\cdot)$ ）を用いて次のように表される．

$$W_t(x) = K(w_t) / \sum_{t=1}^T K(w_t) \quad (10)$$

$$w_t = (X_t - x) / h \quad (11)$$

なお， h は ‘band-width’，を示しており，各ポイントにつきどの範囲のデータを収集するかを意味している²⁾．また， $K(\cdot)$ には，以下で示される標準カーネル関数を用いることにする．

$$K(w_t) = \frac{1}{\sqrt{2}} \exp\left(-\frac{w_t^2}{2}\right) \quad (12)$$

$$K(x) \geq 0 \quad x \quad (13)$$

$$\int K(x) dx = 1 \quad (14)$$

$$\int x K(x) dx = 0 \quad (15)$$

$$\int x^2 K(x) dx = 1 \quad (16)$$

2) h をいかに設定するかという問題は，推定量のよしあしに関わる重要な問題である．その選定は，バイアスと標本分散との trade-off 関係で決定されるが，本論においては Silverman (1986) に従い，標準誤差の平均を最小にすべく $N^{-\frac{1}{1+p}}$ に比例して設定する．ここで， N はサンプル・サイズ， p は回帰係数の数を示している．

本研究において，推定すべき現物資産価格変動の条件付分散は次のように示される．

$$V_t(x) = E[Y_t^2 | X_t = x] - E[Y_t | X_t = x]^2 \quad (17)$$

この第 1 項と第 2 項を (8) 式を用いて，各々推定することになる．ここで， Y_t は t 期の現物資産価格変動率， X_t はその DGP に影響を与えるファクター，オプション市場における取引量を想定している．この Y_t が強定常で強 mixing である場合，漸近理論から現物資産価格変動の条件付分散 (式 (17)) は，標準カーネル関数 (式 (12)) を用いて，次のように推定される．

$$\widehat{V}_t(x) = \frac{\sum_{t=2}^T Y_t^2 K(w_t)}{\sum_{t=2}^T K(w_t)} - \left(\frac{\sum_{t=2}^T Y_t K(w_t)}{\sum_{t=2}^T K(w_t)} \right)^2 \quad (18)$$

3 実 証 結 果

本章では，現物市場における価格変動のボラティリティとその派生金融商品市場における取引行動との関係についての実証結果を提示する．なお，実証対象とするのは日本の株式市場であり，前章で用いた二つの手法によりその不確実性，ボラティリティを推定する．そして，オプション市場における取引量との関係について実証することにする．

3.1 データ

この研究では，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，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) を現物価格 (S) とし，株価指数オプション取引における全ての売買高合計 (コール，プット，全ての限月，全ての権利行使価格における売買高の総和) をそのオプション市場における取引行動とみなす．なお，B-S モデ

ルで用いられる金利， r には限先レートのデータを使用することにする．用いるすべ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³⁾．

第 1 図には，株価指数オプション取引導入前後（1982年 9 月20日から1999年12月11日まで）の日経 225 の動向が時系列グラフで示されている．これを見ると，明らかに導入前と後で日経平均の動きが異なることがわかる．はたして，オプション市場の取引行動が現物市場の価格変動に影響を与えているのであろうか． t 期における日経 225 の収益率 $(R_t = \ln S_t - \ln S_{t-1})$ と t 期における株価指数オプション取引における総取引量 (X_t) に関して以下の調整を行った後，両者の関係について実証分析を行うことにする．

まず，日経 225 の収益率 (R_t) 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．

$$R_t = \sum_{i=1}^5 D_{it} \beta_i + Y_t \quad (19)$$

ここで， D_{it} は曜日ダミーを示している．次に，(19) 式における残差 (Y_t) を用いて，その条件付分散を推定することにする．つまり，前章の IVR モデル（式 (7)）と NKR モデル（式 (18)）の V を推定することになる．さらに，オプション市場における取引量 (X) に関して，トレンドを除去した後，ARIMA (0,1,5) モデルによって期待要素 (EX) とノイズ要素 (NX) に分解する．前者は，オプション市場の取引動向のうち予測可能な市場趨勢を表しており，後者は日々の取引で生じるショックを表している．各々がどのように現物収益率のボラティリティに影響を与えているのか，分けて分析することにする⁴⁾．

3) 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．

4) 先行研究，Bessembinder and Seguin (1992) や Park, Switzer and Bedrossian (1999) で用いられている手法と同様である．なお，本研究においては，MA 要素のオーダーに関して 1 から 10 のラグを用いて実証しているが，結果に差異がなかったため，先行研究で用いられている ARIMA (0,1,5) モデルを採用している．

第 1 表には、分析対象期間における各変数の基本統計量と収益率の条件付分散の推定結果が示されている。これによると、尖度は株価収益率の方がオプション売買高に比べて小さく、また、株価収益率が左に、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、IVR モデルを用いて推定された条件付分散に対して、NKR モデルによって推定された条件付分散はその値が小さく、標



第 1 図 日経225の推移

第 1 表 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>Y</i>	-0.00015803	0.0010966	-0.0018800	0.00086000	-0.55562	-1.45637
<i>X</i>	23324.85549	11650.58622	5740.00000	95078.00000	1.75224	4.36343
<i>EV</i>	23359.58055	13524.47052	796.01001	112905.59375	1.77622	4.72683
<i>NV</i>	-34.72505	4557.60392	-27002.30469	15232.79004	-1.13982	3.35643
<i>IVR</i>	0.019422	0.025380	1.00000D-10	0.13966	2.01918	3.81403
<i>NKR</i>	0.014350	0.0023787	0.010572	0.024878	0.79342	0.44344

(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、修正された日経225収益率 (*Y*)、株価指数オプション取引における売買高合計 (*X*)、その期待要素 (*EV*)、そしてそのノイズ要素 (*NV*) の基本統計量を示している。また、*IVR* は *IVR* モデルを用いて推定された *Y* の条件付分散を、*NKR* は *NKR* モデルを用いて推定された *Y* の条件付分散を、各々示している。

本標準誤差（変動幅）も小さいことがわかる⁵⁾。また、これら株価収益率とオプション取引量の関係を相関係数で見ると、第 2 表で示されるように両者の相関は非常に小さいことがわかる。

第 2 表 相関係数	
Y	
X	0.072899
EV	0.022344
NV	0.12005

（注）修正された株価収益率（ Y ）と各変数、オプション総売買高（ X ）、その期待要素（ EV ）、ノイズ要素（ NV ）との相関係数が各々、示されている。

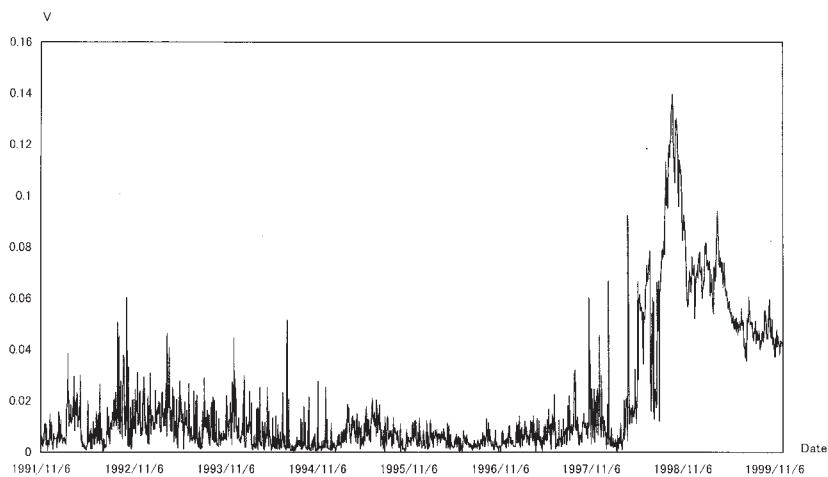
3.2 ポラティリティと取引量

第 2 図、第 3 図、そして第 4 図は、各々、修正された日経 225 収益率の条件付分散を IVR モデルを用いて推定した値、NKR モデルを用いて推定した値、そして株価指数オプションの総売買高の推移を時系列グラフで示したものである。このポラティリティと取引量との間に何らかの因果関係があるのか否か、現物株価指数の収益率の確率過程にオプション市場の取引行動がファクターとして含まれているのか否か、以下の方法で推定することにする。

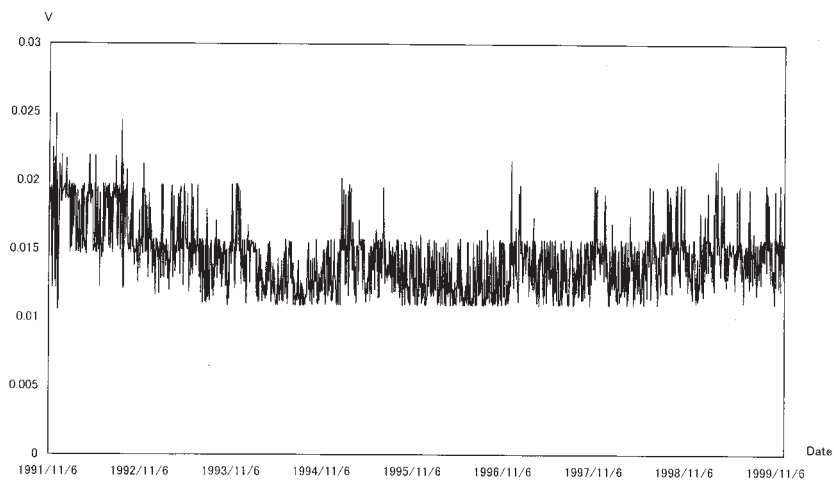
まず、第一に NKR モデルを用いて偏微係数、 $V_t(x)/X_t$ を推定することで両者の因果性を検証する⁶⁾。前章の（18）式をレグレッサー（ X_t ）で微分すると、次の偏微係数が推定される。

5) 小暮・竹内（1993）等においてもノンパラメトリック法による推定値が小さくなることが指摘されている。

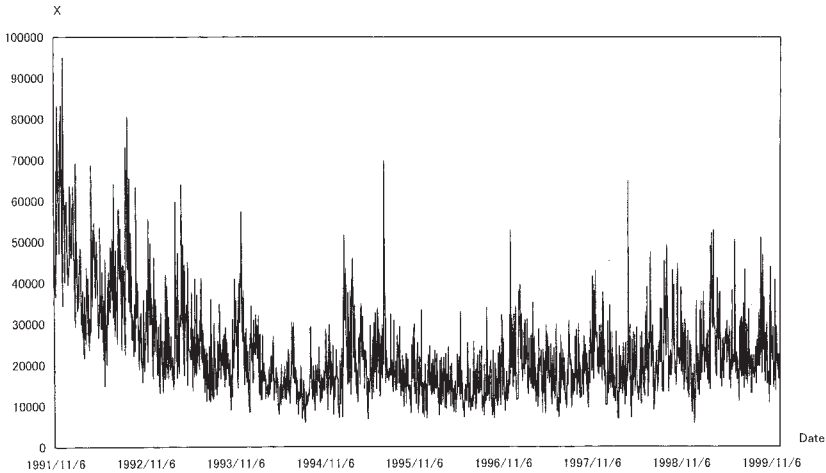
6) Kii（1998）の手法を参照。



第2図 条件付分散の推移
(IVR モデル)



第3図 条件付分散の推移
(NKR モデル)



第 4 図 オプション総売買高の推移

$$\begin{aligned}\widehat{v}_t(x) &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (1 - 2C) A Y_{2t} \\ A &= \left(\frac{w_t \sum_{t=1}^T K(w_t) - \sum_{t=1}^T w_t K(w_t)}{h \left(\sum_{t=1}^T K(w_t) \right)^2} \right) K(w_t) \\ C &= \frac{K(w_t)}{\sum_{t=1}^T K(w_t)}\end{aligned}\quad (20)$$

この平均値である $\widehat{v} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{v}_t(x)$ は，パラメトリックな回帰式の回帰係数に相当する⁷⁾．結果， $\widehat{v} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{v}_t(x)$ の推定値は0.00000012728，その²検定統計量は8.54396となり，有意水準5%で有意となった．これは，現物市場の株価収益率の条件付分散にオプション市場における取引量がファクターとして含まれ，また，それら2変数間に正の因果関係が存在することを意味している．

7) Tは標本サイズを示している．また，この推定量には一貫性があり，漸近的に正規分布に従うことから，²検定によって，その有意性が検定される（Rilstone（1991）参照）．

第 3 表 OLS 推定値

	IVR	NKR
<i>a</i>	0.834040 (1.20734)	-0.015447 (-0.128821)
<i>b</i>	3.94601 (2.42289)*	-0.344193 (-1.14462)
<i>c</i>	0.947203 (131.934)*	0.381448 (22.7630)*
<i>d</i>	0.440989E-08 (0.270158)	0.594671E-07 (16.9020)*
<i>e</i>	-0.103160E-06 (-2.11340)*	-0.149911E-06 (-16.2768)*

(注) 本稿 (21) 式のパラメタ推定値を示している。ここで、IVR は IVR モデルで推定された条件付分散 (V) を被説明変数に、NKR は NKR モデルで推定された V を被説明変数に用いた場合の推定結果を各々、表している。また、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。

次に、現物市場における株価収益率の不確実性がそのオプション市場における取引行動に影響を受けているか否か、以下の計量モデルで検証することにする⁸⁾。

$$V_t = \sum_{i=1}^5 D_{it} + aY_{t-1} + b|Y_{t-1}| + cV_{t-1} + dEV_t + eNV_t + u_t \quad (21)$$

ここで、 D は曜日ダミー、 Y は (19) 式で推定された現物株価指数の収益率、 $|Y|$ は Y の絶対値、 EV は ARIMA (0,1,5) で推定されたオプション売買高の期待要素、そして NV はそのノイズ要素を各々、示している。 $|Y|$ を説明変数に加えているのは、株価収益率の 'leverage effect' を考慮したためである。また、曜日ダミー (D) を用いているのは、オプションの権利行使日 (金曜日) の影響を除去するためである。この (21) 式の被説明変数、 V は Y の条件付分散の推定値であるが、ここでは IVR モデル (式 (7)) と NKR モデル (式 (18)) で推定された条件付分散を用いている。

第 3 表には、(21) 式を最小二乗法で推定した結果が示されている。これに

8) この計量モデルは、Bessembinder and Seguin (1992) や Park, Switzer and Bedrossian (1999) で用いられているモデルに従っている。なお、Park, Switzer and Bedrossian (1999) は GARCH-L モデルを用いてボラティリティの推定、並びにオプション取引量との関係を実証しているが、Lamoureux and Lastrapes (1990) 等の実証結果で、取引量を説明変数に用いた GARCH タイプのモデルの有意性が疑わしいことから、本稿ではこのタイプの実証を行っていない。また、一度推定された変数、 V を (21) 式で用いる場合、'generated regressor' 問題が生じるが、ここではこの影響を考慮していない。

よると、どのケースにおいてもパラメタ d は正の値をとっており、条件付分散の推定値として、NKR モデルで推定された条件付分散 (V) を用いた場合のみ、5 %の有意水準を満たしていることがわかる。これは、オプション市場の取引行動がシステムティックに増大すると、現物市場における価格変動の不確実性も増大することを示しており、Clark (1973) 等の “ Mixture of Distribution Hypothesis ” (MDH) を指示するものである。また、パラメタ e については、どのケースにおいても 5 %で有意に負の値をとっており、オプション市場における非期待取引量の増大が現物株式市場における価格変動のボラティリティを減少させていることがわかる。以上の結果は、シカゴ証券取引所の個別株式銘柄を対象とした Park, Switzer and Bedrossian (1999) の実証と相反するものである⁹⁾。さらに、オプション取引量の非期待要素が現物市場の価格変動の不確実性を抑制するという効果が、その期待要素が不確実性を増大させるという効果に対して大きいことがわかる。これは、オプション取引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る効果を発揮していることを意味している。

以上の実証結果は、90年代の日本の株式市場において、現物株価指数収益率のボラティリティとそのオプション取引量との間に何らかの因果関係が存在していることを示唆しており、現物、オプション、両市場における情報のリンク、連動性を意味するものである。

4 結 論

本研究は、日本の株式市場において株価指数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、未知変数である現物市場におけるボラティリティを2つのモデルで推定し、

9) 彼らの結果では、オプション市場の取引行動の非期待要素と現物市場の収益率のボラティリティとの間には、有意に正の関係が存在していることが実証されている。しかし、取引量の期待要素がボラティリティに明確な影響を与えていることは実証されていない。

分析対象にしている．第一の方法は，特定のオプション価格理論モデルを用いて均衡ボラティリティを求める方法（IVR モデル）であり，第二の方法は，ノンパラメトリック法を用いて収益率の条件付分散を推定する方法（NKR モデル）である．

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，株式市場の低迷要因にそのオプション市場が影響を及ぼしていたかどうか実証を行った．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ボラティリティの生成過程にオプション市場の取引量が要素として含まれていることがわかった．これは，両市場が十分に統一されていることを意味している．第二に，オプション市場の取引行動のうち，期待される取引量が増えるに従い，現物株式市場の価格変動のボラティリティが増大することがわかった．これは，オプション市場の取引量がシステムティックに現物市場の不確実性を増大させていることを意味し，日本の株式市場においてもMDH理論が成立していることを表している．第三に，オプション市場における取引行動のショック的要因が現物市場の価格変動の不確実性を減少させていることがわかった．また，この効果がオプション取引量の期待要素が持つ効果に比べて大きいことから，オプション市場における日々のノイズが現物市場価格を安定化させていることがわかる．

以上の結果から，日本の経済，株式市場低迷期におけるオプション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関係についても言及していきたい．

【参考文献】

- Black, F. and M. Scholes, (1973) " The Pricing of Options and Corporate Liabilities, " *Journal of political Economy*, Vol. 81, pp. 637-659.
- Bessembinder, H. and P. J. Seguin, (1992) " Futures-trading Activity and Stock Price Volatility, " *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 2015-2034.
- Bollerslev, T., (1986) " Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, " *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307-327.
- Clark, J. K., (1973) " A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices, " *Econometrica*, Vol. 41, pp. 135-155.
- Danthine, J., (1978) " Information, Futures Prices, and Stabilizing Speculation, " *Journal of Economic Theory*, Vol. 17, pp. 79-98.
- Engle, R. F., (1982) " Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation, " *Econometrica*, Vol. 50, pp. 987-1007.
- Karpoff, J., (1987) " The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey, " *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, pp. 109-126.
- Kii, M., (1998) " A Comparison of Short-term Interest Rate Models: Empirical Tests of Interest Rate Volatility, " *Applied Financial Economics*, Vol. 8, pp. 505-512.
- Lamoureux, C. and W. Lastrapes, (1990) " Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects, " *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 221-230.
- Latane, H. A. and R. J. Rendleman, (1976) " Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied in Options Prices, " *Journal of Finance*, Vol. 31, pp. 369-381.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman, (1982) " Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices, " *Journal of Finance*, Vol. 39, pp. 1043-1057.
- 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.
- Poterba, J. M. and L. H. Summers, (1986) " The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations, " *American Economic Review*, Vol. 76, pp. 1142-1151.
- Rilstone, P., (1991) " Nonparametric Hypothesis Testing with Parametric Rates of

- Convergence, " *International Economic Review*, Vol. 32, pp. 209-227.
- Rosenblatt, M., (1956) " Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function, " *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 27, pp. 832-835.
- Schwert, G. W., (1989) " Why does Stock Market Volatility Change over Time?, " *Journal of Finance*, Vol. 44, pp. 1115-1153.
- Silverman, B. W., (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, New York.
- Stein, J. C., (1987) " Informational Externalities and Welfare-reducing Speculation, " *Journal of Political Economy*, Vol. 95, pp. 1123-1145.
- Tauchen, G. E., H. Zhang and M. Liu, (1996) " Volume Volatility, and Leverage: A Dynamic Analysis, " *Journal of Econometrics*, Vol. 74, pp. 177-208.
- Whaley, R.E., (1981) " Valuation of American Options Dividend-Paying Stocks: Empirical Tests, " *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, pp. 29-58.
- 小暮 厚・竹内恵之, (1993) 「株式投資収益率の条件付分散について：パラメトリックモデルの有効性の検討」『経済研究』, Vol. 44, pp. 51-59.