

## 先物・オプションマーケット

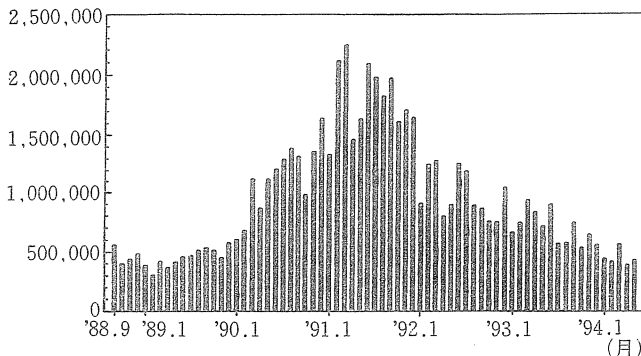
### 先物取引高と現物価格のボラティリティー

東京都立大学経済学部助教授  
渡部 敏明

#### 1 はじめに

「株価指数先物取引は現物市場の株価のボラティリティーを高める」という意見がある。いわゆる「先物悪玉論」である。我が国では、1990年8月、1991年1月、6月、12月と4回にわたって委託証拠金の引き上げや、気配値更新幅の縮小と更新時間の延長といった先物取引に対する規制強化が行われた。その結果、それまで急速に伸びてきた<sup>(1)</sup>大阪証券取引所の日経225先物取引高は一転して減少に転じ(図1参照)、代わって、規制の緩いシンガポール国際金融取引所(SIMEX)の日経225先物取引高が上昇したことは言うまでもない。こうした先物取引に対する規制強化の背景となっているのが、まさに「先物悪玉論」なのである。こうした「先物悪玉論」を支持する人は依然として少なくない。しかし、実のところ、それを裏付ける研究は我が国ではほとんど見られない。米国では、先物取引が現物市場のボラティリティーを高めるかどうかについてのいくつかの実証研究があるが、その結果は様々である<sup>(2)</sup>。そこで、本稿では、日経225先物の取引高と日経225株価指数のボラティリティーとの関係を実証的に考察し、それによって「先物悪玉論」の妥当性を検討してみたい。

(単位) 図1 日経225先物取引高の推移(月間)



#### 2 GARCHモデル

株価にはブラック・マンデーのように大きく動く時期もあれば、ボックス圏と呼ばれるほとんど動かない時期もある。そこで、株価のボラティリティーについて何らかの分析を行うときには、ボラティリティーを一定と考えるのではなく、時間を通じて変動するものとして捉えることが望ましい。こうしたボラティリティーの変動を考える際、最もよく用いられるモデルはBollerslev [1986]によって提案されたGARCH (Generalized ARCH)モデル<sup>(3)</sup>である。最も単純なGARCHモデルは次

の2本の式からなる。

$$(1) R_t = a + bR_{t-1} + \sigma_t u_t$$

$$(2) \sigma_t^2 = \alpha + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\sigma_{t-1}^2 u_{t-1}^2, \alpha > 0, \beta \geq 0, \gamma \geq 0$$

ここで、 $R_t$ はt期の株式収益率、 $\sigma_t^2$ はそのボラティリティーを表わす。 $u_t$ を平均ゼロ、分散1の確率変数であるとすると、t期の株価のボラティリティー $\sigma_t^2$ は、 $R_{t-1}$ および $\sigma_{t-1}^2$ が与えられたときの $R_t$ の条件付分散を表わすことが(1)式からわかる。株価のボラティリティーが高い(低い)ときには、収益率の条件付分散が大き(小)いわけであるから、株価の変動も大き(小)くなる。ボラティリティーは(2)式に従って変化するものと仮定される。そこで、今日ボラティリティーに何らかのショックがあった場合には(2)式の右辺の第2項と第3項を通じてそのショックが翌日のボラティリティーに持ち越されることになる。GARCHモデルを使った株価の実証研究のほとんどが、 $\beta + \gamma$ の推定値として1より小さいが1に非常に近い値を得ている。これは、ボラティリティーのショックは時間がたてばやがて消滅するが、かなり長い間ショックが残ることを意味している。

#### 3 日経225株価指数ボラティリティーの変動

まず最初に、1990年1月4日から1993年11月1日までの日経225株価指数終値の日次データ<sup>(4)</sup>を用いて(1)、(2)式に含まれるパラメータの推定を行ってみよう<sup>(5)</sup>。ただし、 $R_t$ は日経225株価指数終値の変化率(=100{1n(P<sub>t</sub>) - 1n(P<sub>t-1</sub>)})として計算した。推定結果は表1にまとめられている。推定値を用いて $\beta + \gamma$ を計算すると0.95であり、1に近いことから、サンプル期間の日経225株価指数のボラティリティーにもショックの持続性(persistence)があることがわかる。

表1

モデル： $R_t = a + bR_{t-1} + \sigma_t u_t$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\sigma_{t-1}^2 u_{t-1}^2$$

サンプル期間：1990年1月4日—1993年11月1日

サンプル数：944

対数尤度 = -1739.8

パラメーター	a	b	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$
推定値	0.011	0.013	0.152	0.785	0.170
標準誤差	0.087	0.060	0.089	0.056	0.040

#### 4 日経225先物取引高と日経225株価指数ボラティリティー

次に、日経225先物取引高が現物価格(日経225株価指数)のボラティリティーにどのような影響を与えるかを調べるため、(2)式の右辺に、日経225先物の取引高(FV)を東証一部取引高(SV)で割ったものを加え、

$$(2') \sigma_t^2 = \alpha + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\sigma_{t-1}^2 u_{t-1}^2 + \delta (FV_t / SV_t)$$

として、パラメーターの推定を行ってみよう。ただし、日経225先物の取引高としては、その日に取引されている限月の異なる先物の取引高をすべて合計したものをを用い

た。推定結果は表2にまとめられている。

表2

モデル： $R_t = a + bR_{t-1} + \sigma_t u_t$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\sigma_{t-1}^2 u_{t-1}^2 + \delta (FV_t / SV_t)$$

サンプル期間：1990年1月4日-1993年11月1日

サンプル数：944

対数尤度 = -1738.0

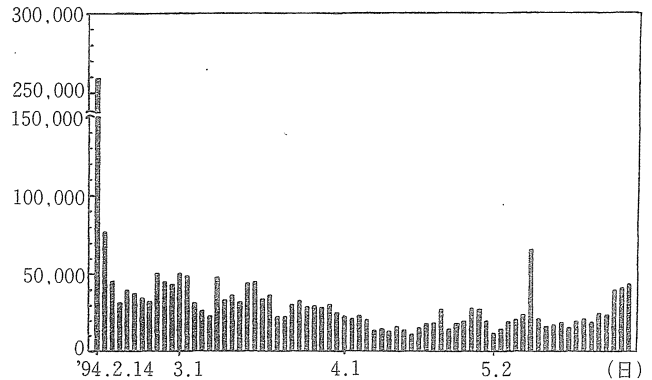
パラメーター	a	b	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$
推定値	0.013	0.010	0.084	0.793	0.159	0.037
標準誤差	0.085	0.060	0.089	0.047	0.036	0.058

ここで、注目すべきパラメーターは $\delta$ である。もし、「先物悪玉論」が正しく、先物取引が現物市場のボラティリティを上昇させるのであれば、 $\delta$ は統計的に有意な正の値をとるはずである。確かに、表2に示されているように、 $\delta$ の推定値は約0.037で正になっている。しかし、それは統計的に有意ではない<sup>(6)</sup>。そのため、日経225先物取引が現物価格のボラティリティを上昇させるということは言えないのである。この結果は、「先物悪玉論」を手放しに信奉し安易に先物取引の規制に走ろうとすることに対する一つの警鐘となるものである。もちろん、本稿の結果だけで、先物取引が全く現物市場に影響を与えないと結論づけるのも早急である。ここでは、GARCHモデルを使って分析を行ったが、別の定式化を行っても同様の結論が得られるかどうか調べてみる必要がある。また、以上の分析では、(2')式において、 $\sigma_t^2$ の説明変数としてそれと同じ日の $FV_t / SV_t$ を用いている。そこで、もし、 $\sigma_t^2$ と $FV_t / SV_t$ とが同時に決定されているのであれば、表2の推定結果は同時性のバイアスを持つことになる。こうした点を踏まえて今後さらにこの研究を深めてゆくつもりである。

### 5 日経300先物によせて

大阪証券取引所では、日経225先物に加え、1994年2月14日より日経300先物の取引が開始された。これまでのところ、その取引は低調(図2参照)であり、日経300先物が市場に定着しているとは言い難い。しかし、先頃、大蔵省が日経300連動型に限って海外でのワラント発行を認めたことや、今後日経300先物・オプションがシンガポール国際金融取引所(SIMEX)及びシカゴ・マーカンタイル取引所(CME)へも上場される予定であることなどから、日経300先物はここにきてにわかに脚光を集め始めている。こうした流れの中、日経300先物取引の市場に占めるシェアが今後伸びてゆく可能性は少なくない。日経300先物取引が現物のそれを凌駕するような状況になったときに、再び「先物悪玉論」が復活し、短絡的な規制に動くのは望ましくない。そのためにも、本稿で示したような、先物取引の現物市場に与える影響についての研究が日経300先物を含めてより一層発展してゆくことを期待してやまない。

(単位) 図2 日経300先物取引高の推移(日々)



- (1) 日経225先物の取引高が現物の取引高に比べ大きく膨らんだ理由としては、日経225先物の取引コストが現物の取引コストに比べ格段に安いことが挙げられる。
- (2) Harris [1989] は、S&P500先物取引の開始前と、開始されてからのS&P500指数のボラティリティを比較し、後者の方がボラティリティが高いことを示している。また、Bessembinder=Seguin[1992]はS&P500先物の取引高と建玉残高の変動を予想された変動と予想されない変動とに分け、取引高または建玉残高の予想されない増加がS&P500指数のボラティリティを上昇させるのに対し、予想された増加はボラティリティを低下させるという結果を得ている。
- (3) GARCHモデルはEngle (1982) によって提案されたARCHモデル(ARCHモデルは、(2)式の右辺に $\beta\sigma_{t-1}^2$ を含まない)を一般化したものである。GARCHモデルをさらに発展させたモデルも数多く提案されている。
- (4) 日経225株価指数および日経225先物価格のデータは大阪証券取引所より提供して頂いた。ここに、その感謝の意を表したい。また、東証一部取引高のデータは日経テレコンによって入手した。
- (5) 推定は最尤法によって行った。いま、T期間にわたる株式収益率のデータ $\{R_1, R_2, \dots, R_T\}$ が得られたものとしよう。 $u_t$ が正規分布に従うと仮定すると、未知のパラメーター $a, b, \alpha, \beta$ の値が適当に与えられれば、そのパラメーターの値の下でデータ $\{R_2, R_3, \dots, R_T\}$ の得られる確率が計算でき、

$$L = \prod_{t=2}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t}} \exp \left\{ -\frac{(R_t - a - bR_{t-1})^2}{2\sigma_t^2} \right\}$$

となる。ただし、 $\sigma_t^2$ は(2)式によって逐次計算される。Lは尤度と呼ばれ、最尤法では、尤度を最大にするようなパラメーターの値がその推定値として選ばれる。

(6) 表1, 2に示されている標準誤差とはそのパラメーターの推定量の標準偏差の推定値であり、パラメーターの推定値をその標準誤差で割ればt値が求まる。ここで、帰無仮説 $H_0$ および対立仮説 $H_1$ をそれぞれ $H_0: \delta = 0, H_1: \delta > 0$ とすると、こうした片側検定での $\delta$ の5%および1%有意水準はそれぞれ1.645, 2.326である。 $\delta$ の推定値をその標準誤差で割って求めたt値は0.64であり、どちらの有意水準も越えないので、 $H_0$ 、すなわち、先物取引高が日経225株価指数のボラティリティに影響を与えないという帰無仮説は棄却されない。

次に、対立仮説を、 $H_1: \delta \neq 0$ とし、尤度比検定を行ってみよう。(2)式を用いた場合と(2')式を用いた場合の対数尤度(log(L))を計算すると、それぞれ-1739.8, -1738.0となり、その差は、1.8と小さい。 $H_0$ の下では対数尤度の差を2倍したものが自由度1の $\chi^2$ 分布に従うので、 $\delta$ の5%および1%有意水準はそれぞれ3.84, 6.63であり、対数尤度の差を2倍した値3.6はどちらの有意水準も越えない。したがって、やはり、 $H_0$ は棄却できない。

### 参考文献

- [1] Bessembinder, H., and P. J. Seguin (1992), "Futures—Trading Activity and Stock Price Volatility," *Journal of Finance*, 47, 2015—2034.
- [2] Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307—327.
- [3] Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of UK Inflation," *Econometrica* 50, 987—1008.
- [4] Harris, L. (1989), "1989, S&P500 Cash Stock Price Volatilities," *Journal of Finance* 44, 1155—1175.