

先物・オプションマーケット

我が国における株価指数先物・オプション取引の開始と現物市場の効率性

東京都立大学経済学部助教授
渡部 敏明*

1 はじめに

我が国では、1988年9月にTOPIXと日経平均の先物取引、翌1989年6月に日経平均、10月にTOPIXのオプション取引が開始されたが、本稿は、こうした株価指数先物・オプション取引（以下、簡単に「先物取引」と呼ぶことにする）開始前と後で、現物市場の価格形成がどのように変化したか実証分析を行ったものである。

先物取引が現物市場に与える影響としてよく聞かれるのは、「先物取引は現物市場のボラティリティを増幅させた」とするいわゆる「先物悪玉説」である。これに対して、米沢＝河原 [1993]、米沢 [1994] らは日経平均やTOPIXの変化率の自己相関係数が先物取引開始後低下していることから先物取引は現物市場の効率性を高めていると結論付けている。そこで、本稿でも、特に、先物取引開始後の現物市場のボラティリティおよび系列相関の変化に注目した。

株式収益率のボラティリティは投資リスクを表すとともに、Black＝Scholes [1973] モデルから明らかなようにオプション・プレミアムの決定要因でもある重要な統計量である。この株式収益率のボラティリティは時間を通じて確率的に変動することが知られており、こうしたボラティリティの変動を明示的に扱う時系列モデルがこれまで数多く提案されている。本稿では、まず、そうしたボラティリティ変動モデルの1つであるNelson [1991] のExponential GARCH (EGARCH) モデルを使って、先物取引開始後の現物市場のボラティリティと系列相関の変化について分析を行った。具体的に

は、TOPIXおよび日経平均の日次データを先物取引開始前（1983年1月4日から1989年12月30日まで）と先物取引開始後（1990年1月4日から1994年7月29日まで）の2つの標本期間に分け、それぞれ別々にEGARCHモデルの推定を行うことによりTOPIX、日経平均とも先物取引開始後、ボラティリティが上昇したとともに系列相関が弱まったことを確認した。

一方、株式収益率の系列相関は市場の効率性を測る上で重要な統計量である。Sentana＝Wadhvani [1992] や LeBaron [1992] らはニューヨーク証券取引所の株価指数変化率を用いて、ボラティリティだけでなく、系列相関も日々確率的に変動しており、ボラティリティが高まれば系列相関は弱まるという実証結果を得ている。

こうしたボラティリティと系列相関の間の負の関係が我が国の証券市場においても観測されるなら、先物取引開始後の系列相関の低下には次の2つの可能性が考えられることになる。(1)先物取引開始後、現物市場のボラティリティと系列相関の関係は変わらず、ただ単にボラティリティが上昇したために系列相関が弱まっただけで、もしボラティリティが上昇しなかったら系列相関も変化しなかった。(2)先物取引開始後、現物市場のボラティリティと系列相関の関係自体が下方シフトし、たとえボラティリティが上昇しなくても系列相関は弱まった。

この2つの可能性のうちどちらが正しいかを調べるため、次に、先物取引開始前と後で、別々にボラティリティと系列相関の関係を推定しその変化を分析した。具体的には、EGARCHモデルとOzaki [1980] によって提案されたExponential AR (EAR) モデルを組み合わせたEGARCH-EARモデルを先物取引開始前と後の2つの標本期間で別々に推定した。その結果、我が国でもボラティリティと系列相関の間に負の関係があり、先物取引開始後、この関係が下方シフトしていることが明らかになった。これは、先物取引開始後、ボラティリティの上昇を調整してもなお現物市場の効率性が高まっていることを示す重要な結果である。

*本稿は昨年11月に横浜国立大学で行われた南山大学・横浜国立大学共催の「財務論ワークショップ」で報告したものを加筆・修正したものである。座長の倉沢資成氏、討論者の加納悟氏を始めワークショップ参加者から数多くのコメントを頂きました。また、それに先立って報告した一橋大学経済研究所のセミナーでは、寺西重郎氏、深尾京司氏、福田慎一氏よりコメントを頂きました。こうした貴重なコメントを頂いた方々に深く感謝致します。

2 EGARCHモデルによる分析

本章では、ボラティリティー変動モデルの中で一般性の高いNelson [1991] のExponential GARCH (EGARCH) モデルを使って先物取引開始後の現物市場のボラティリティーおよび系列相関の変化について分析する。EGARCHモデルは次の2本の式によって表される。

$$R_t = a + b R_{t-1} + c \sigma_t^2 + \sigma_t z_t \tag{1}$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha + \ln(1 + \delta N_t) + \beta [\ln(\sigma_{t-1}^2) - \alpha - \ln(1 + \delta N_{t-1})] + \theta z_{t-1} + \gamma (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) \tag{2}$$

(1)式は株式収益率(ここでは、TOPIXまたは日経平均の変化率) R_t の時間を通じた変動を表す式である。この式の右辺の z_t は平均ゼロ、分散1の確率変数であり¹、したがって、 σ_t^2 は、 $t-1$ 期の情報 I_{t-1} に基づく R_t の条件付分散 $Var(R_t | I_{t-1})$ を表し、以下それを R_t のボラティリティーと呼ぶことにする。(1)式の右辺の $c \sigma_t^2$ はリスク・プレミアムを表し、株式収益率の系列相関は $b R_{t-1}$ の項によって捉えることができる。

一方、(2)式はボラティリティーの時間を通じた変動を表す式である。 z_t をこの式の右辺に加えているのは、株価の上がった日よりも下がった日の翌日の方がボラティリティーが上昇しやすいという傾向があるためである。また、 N_t は第 t 取引日と第 $t-1$ 取引日の間に市場が

休みの日が何日あったかを表し、これを(2)式の右辺に加えるのは株価を変動させるような情報は休日でも入ってくるので、 N_t が大きければ大きいほどボラティリティーも高まると考えられるからである。

このEGARCHモデルをTOPIXおよび日経平均の日次変化率(%)のデータを先物取引開始前(1983年1月4日から1989年12月30日まで)と先物取引開始後(1990年1月4日から1994年7月29日まで)の2つの標本期間に分けそれぞれ別々に推定を行った。ただし、すべてのパラメーターの推定は最尤法によって行われている。

ここで特に注目すべきパラメーターは α と b であるが、その推定結果は表1に示されている。(他のパラメーターの推定値は紙面の都合上省略する。) まず、 α の推定値であるが、これはTOPIX、日経平均とも先物取引開始後増加している。 α は $N_t = 0$ のときの $\ln(\sigma_t^2)$ の平均値を表しているので、このことは、先物取引開始後、TOPIX、日経平均変化率ともボラティリティーが上昇したことを示している。次に、 b の推定値は、先物取引開始前にはTOPIX、日経平均とも有意な正の値をとっており、有意な正の系列相関があったことがわかる。これに対して、先物取引開始後にはTOPIX、日経平均とも b の推定値は低下しており、特に、日経平均では系列相関はもはや統計的に有意ではなかった。以上より、米沢=河原[1993]、米沢 [1994] らが指摘しているように、先物取引開始後、

表1: EGARCHモデルによる分析

$$R_t = a + b R_{t-1} + c \sigma_t^2 + \sigma_t z_t$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha + \ln(1 + \delta N_t) + \beta [\ln(\sigma_{t-1}^2) - \alpha - \ln(1 + \delta N_{t-1})] + \theta z_{t-1} + \gamma (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|).$$

	TOPIX		日経平均	
	83.1.4~	90.1.4~	83.1.4~	90.1.4~
	89.12.30	94.7.29	89.12.30	94.7.29
b	.2390	.1176	.1512	-.0254
	(.0261)	(.0269)	(.0258)	(.0303)
α	-.8424	.1579	-.8304	.5319
	(.1155)	(.1643)	(.0896)	(.1924)

注) すべてのパラメーターの推定は最尤法による。また、括弧内の数値は標準誤差を表す。

¹ z_t の分布としては、Generalized Error Distribution (GED) を用いた。

現物市場ではボラティリティーが上昇したとともに系列相関が弱まったことが確認された。

3 EGARCH-EARモデルによる分析

前章では、Nelson[1991]のEGARCHモデルに基づいてTOPIX、日経平均の日次変化率のボラティリティーおよび系列相関の先物取引開始後の変化について分析を行ったが、そこでは系列相関を表す b が時間を通じて一定であると仮定されていた。しかし、Sentana=Wadhvani[1992]やLeBaron[1992]らはニューヨーク証券取引所の日次データを用いて株式収益率の系列相関がボラティリティーと負の相関を持って変動しているという結果を得ている。そこで、本章では、我が国でもボラティリティーと系列相関の間に負の関係があるかどうか、また、あるとすれば、先物取引開始後、その関係に何か変化が見られるかどうか分析を行う。こうしたボラティリティーと系列相関の関係を調べるため、本章では、(1)式に代えて次の式を用いる。

$$R_t = a + [b_0 + b_1 \exp(-\sigma_t^2 / b_2)] R_{t-1} + c \sigma_t^2 + \sigma_t z_t, \quad (3)$$

このような定式化はOzaki[1980]によって提案されたもので、Exponential AR(EAR)モデルと呼ばれる。

この(3)式と(2)式からなるモデル(以下、このモデルをEGARCH-EARモデルと呼ぶ)の推定をやはりTOPIX

および日経平均の日次変化率のデータを先物取引開始前(1983年1月4日から1989年12月30日まで)と先物取引開始後(1990年1月4日から1994年7月29日まで)の2つの標本期間に分けて行った。ただし、(3)式の b_2 は通常用最尤法によって推定することが難しいので、価格変化率の標本分散で固定し、他のパラメーターをすべて最尤法によって推定した。ここで注目すべきパラメーターは b_0 、 b_1 、 b_2 であり、それらの推定結果は表2に示されている。先物取引開始前の b_1 はTOPIXでは統計的に有意な正の値とっており、日経平均でも有意性はやや低いもののやはり正の値をとっている。このことから、TOPIX、日経平均とも系列相関とボラティリティーの間に負の関係があることがわかる。これに対して、先物取引開始後は、日経平均、TOPIXとも b_1 は正の値をとっているものもはや有意でなく、ボラティリティーと系列相関の間に有意な関係は認められない。

図1にはここで得られた b_0 と b_1 の推定値を用いて先物取引開始前と開始後のTOPIXのボラティリティーと系列相関の関係が描かれている。この図から、TOPIXでは、先物取引開始後の曲線が先物取引開始前の曲線の下方に位置しており、先物取引開始後、たとえボラティリティーが変化しなかったとしても系列相関が弱まったことが見て取れる。同様に、図2には日経平均のボラティリティーと系列相関の関係が描かれている。先物取引開始後の曲線は系列相関が負の領域に位置しているが、前

表2：EGARCH-EARモデルによる分析

$$R_t = a + [b_0 + b_1 \exp(-\sigma_t^2 / b_2)] R_{t-1} + c \sigma_t^2 + \sigma_t z_t,$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha + \ln(1 + \delta N_t) + \beta [\ln(\sigma_{t-1}^2) - \alpha - \ln(1 + \delta N_{t-1})] + \theta z_{t-1} + \gamma (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|).$$

	TOPIX		日経平均	
	83.1.4~ 89.12.30	90.1.4~ 94.7.29	83.1.4~ 89.12.30	90.1.4~ 94.7.29
b_0	.0909 (.0604)	.0604 (.0648)	.0641 (.0558)	-.0277 (.0289)
b_1	.2940 (.1088)	.1296 (.1292)	.1823 (.1086)	.0051 (.0248)
b_2	.7848	1.926	.0757	2.879

注) b_2 は価格変化率の標本分散で固定し、他のすべてのパラメーターは最尤法により推定した。括弧内の数値は標準誤差を表す。

図1 TOPIX

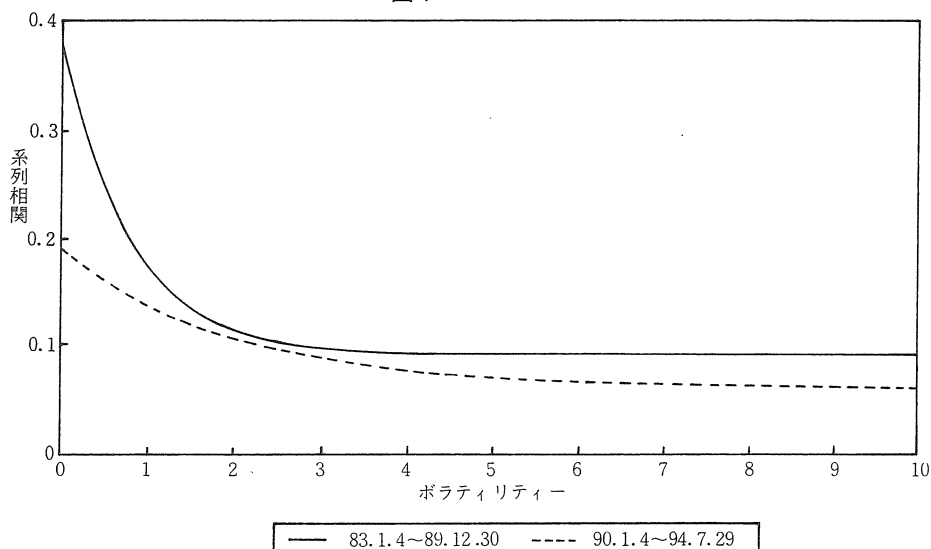
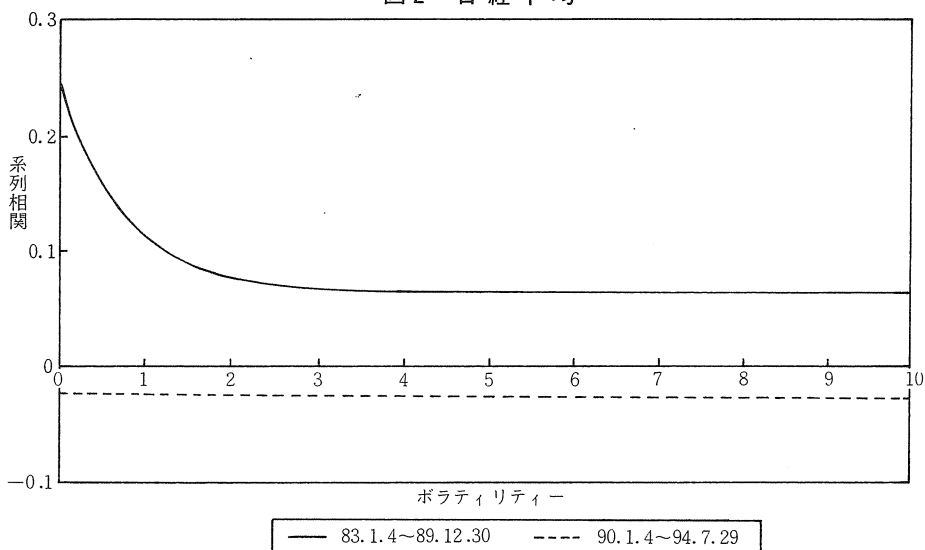


図2 日経平均



章のEGARCHモデルを使った分析から先物取引開始後の日経平均では、 b は統計的に有意ではなかった(表1参照)ので、これは系列相関が負になったというよりもゼロになったと言ったべきであろう。したがって、日経平均でも先物取引開始後、たとえボラティリティーが変化しなかったとしても、先物取引開始後、系列相関は低下したであろうことがわかる。

それでは、このようなボラティリティーと系列相関の負の関係はなぜ生じるのであろうか。また、先物取引開始後、その関係はなぜ下方シフトしたのであろうか。これらの理由を次のような簡単なモデルを使って考えてみよう。

株式市場の参加者には将来の収益率の合理的な予想に基づいて売買を行う投資家 (smart money) と過去の値

動きに基づいて売買を行う投資家 (feedback trader) がいるものとし、 t 期のsmart moneyの株式の(ストック)の需要関数は、 $t-1$ 期の情報 I_{t-1} に基づく t 期の収益率の条件付期待値 $E(R_t | I_{t-1})$ に依存し、

$$Q_t = \frac{E(R_t | I_{t-1}) - a}{\mu}, \quad \mu > 0, \quad (4)$$

であり、また、feedback traderの需要関数は、 $t-1$ 期の収益率に依存し、

$$Y_t = \gamma R_{t-1}, \quad (5)$$

であるものとする。ここで、簡単化のため、smart moneyとfeedback traderの人数をそれぞれ λ 人と1人、また、

発行済株式総数を1であるとすると、この株式の市場均衡条件は、

$$\lambda Q_t + Y_t = 1, \quad (6)$$

で表され、これを解くことにより、次の式が求まる。

$$E(R_t | I_{t-1}) = a + \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\gamma\mu}{\lambda} R_{t-1} \quad (7)$$

$\mu > 0$, $\lambda > 0$ であるので、この式より、 $\gamma < 0$, すなわち、この株式市場に参加しているfeedback traderが価格が上がれば売り下がれば買う“negative feedback trader”であれば、株式収益率に正の系列相関が生じることがわかる。この系列相関の大きさ $(-\frac{\gamma\mu}{\lambda})$ がボラティリティーと負の相関を持つためには、 μ がボラティリティーと負の相関を持つか、 λ がボラティリティーと正の相関を持たなければならない。

まず、 μ であるが、smart moneyが危険回避者であるならば、これはむしろボラティリティーの増加関数となるので、これによってボラティリティーと系列相関の負の関係を説明することはできない。次に、 λ であるが、smart moneyが価格の変動が大きく取引費用を上回る利益を上げられる時だけ売買に参加するならば、smart moneyの人数 λ はボラティリティーの減少関数になるので、ボラティリティーと系列相関の間に負の関係が生じ得る。そうであれば、現物取引のコストに比べて格段に安い先物取引の開始により、取引費用が軽減されたために、ボラティリティーと系列相関の関係が下方にシフトしたものと考えられる。

4 今後の発展

本稿ではEGARCHモデルおよびそれを発展させたEGARCH-EARモデルに基づいて日経平均、TOPIX変化率のボラティリティーと系列相関の関係について分析を行った。ただし、ここでは標本期間を先物取引開始前と後に分け、それぞれ別々にモデルを推定しパラメーターの推定値の違いを見ただけであり、それが果たして先物取引開始によるものなのかどうかはわからない。今後

は、先物取引の現物価格の系列相関への影響をもっと直接的に調べる必要がある。そのためには、例えば、(3)式を

$$R_t = a + [b_0 + b_1 \exp(-\sigma_t^2 / b_2) + b_3 \exp(-V_t / b_4)] R_{t-1} + c \sigma_t^2 + \sigma_t z_t, \quad (8)$$

に代え、系列相関を先物の取引高や建玉残高など先物取引の活発さを表すような指標 V_t にも依存するものとし、 b_3 が有意であるかどうか調べる方法などが考えられよう。これと同じ発想で、ボラティリティーの変動を表す(2)式の右辺にやはり V_t の項を加え、

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_t^2) = & \alpha + \ln(1 + \delta N_t) + \beta \{ \ln(\sigma_{t-1}^2) - \alpha \\ & - \ln(1 + \delta N_{t-1}) \} + \theta z_t \\ & + \gamma (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) + \kappa V_t, \end{aligned} \quad (9)$$

とし、 κ が有意かどうかで先物取引が現物市場のボラティリティーに影響を与えているかどうか調べることができる。(これについて詳しくは、Bessembinder=Seguin [1992] や渡部 [1994] 参照。)

<参考文献>

- 1 Bessembinder, H., and P.J.Seguin(1992), "Futures-Trading Activity and Stock Price Volatility," *Journal of Finance*, 2015-2034.
- 2 Black, F. and M. Scholes(1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81, 637-654.
- 3 LeBaron, B.(1992), "Some Relations between Volatility and Serial Correlations in Stock Market Returns," *Journal of Business*, 65, 199-219.
- 4 Nelson, D. B. (1992), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59,347-370.
- 5 Ozaki, T.(1980), "Non-linear Time Series Models for Non-linear Random Variates," *Journal of Applied Probability*, 17, 84-93.
- 6 Sentana, E., and S. Wadhvani(1992), "Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations: Evidence from a Century of Daily Data," *Economic Journal*, 102, 415-425.
- 7 米沢康博・河原伸一(1993), 「先物取引の機能と現物市場に与える影響」郵政研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ, No.1993-17.
- 8 米沢康博(1994), 「株式先物, 市場を効率化」日本経済新聞経済教室 8月12日.
- 9 渡部敏明(1994), 「先物取引高と現物市場のボラティリティー」先物・オプションレポート大阪証券取引所 6月13日 Vol.6 No.6.