博士学位論文 要旨

『オプション価格差の実証分析』*

一橋大学大学院経済学研究科博士課程
竹内　明香†

2007年3月

はじめに

わが国における株価指数オプションは1989年6月に大阪証券取引所で導入された．その後取引規制などの調整がたびたび行われた後, 現在のオプション市場の形となった．株価指数オプションは日本で最も取引されているオプションである．しかし，吉川 [2005] で指摘されるように日本の日経225先物・オプションの契約数は世界で最も活発に取引された期間もあったが，現在は契約数が減少し，アメリカ・ヨーロッパ主要国の株価指数先物・オプションに契約数で追い抜かれている．また，日本のオプション等デリバティブ商品の数はアメリカに比べるとはるかに少ない．このように, 米国のオプション市場に比べ日本の市場は取引が薄く市場が効率的に形成されているかは疑わしい．その結果オプション価格には, わが国特有のオプション市場の特徴が現れてくるのではないだろうか.

オプション価格決定のモデル分析はBlack and Scholes [1973] モデル (BSモデル) から始まり, BSモデルでの仮定を緩める形で様々なモデルが提案されてきた．オプション価格は原資産価格と連動して決定されるために, そのほとんどは, 原資産価格の動きをいかに正確に捉えるかということに主眼がおかれている．その中でも特に原資産価格のボラティリティがオプションの重要な価格決定要因となっているため，ボラティリティの変動をより精密に記述することを目的とした原資産価格モデルの推定が行われてきている．具体的にはARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

*本論文の作成にあたり一橋大学経済研究所加納悟教授, 渡部敏明教授, 同大学経済研究科山本拓教授に多岐にわたりご指導していただいた．本論文は一橋大学経済研究所21世紀COEプログラム「社会科学の統計分析拠点構築」での成果に基づいている．尚, 本論文における責任は全て筆者である私に帰するものである．

†ed031005@srv.cc.hit-u.ac.jp

型モデル, SV(Stochastic Volatility) モデルなどの分散変動モデルを用い満期のオプション価格分布を求め, その期待値からオプション理論価格を計算するという試みがなされてきた.

しかし, これらはあくまでも理論モデルであり, オプション市場で決定される価格は単純に原資産価格の変動だけから計算できるわけではない. Nishina and Nabil [1997] では日経 225 オプション価格の収益率分布が裾の厚い分布にしたがっており, マネネス, 残存期間に依存してその分布が異なることを示している. Long and Officer [1997] ではインプライド・ボラティリティ(IV:Implied Volatility) には自己相関が存在していることを示している．Bookstaber [1981] ではオプション市場と原資産価格市場の非同時性からうまれるバイアスの存在を示唆している．Easley, O'Hara and Srinivas [1998] ではオプションの取引量が原資産の将来の株価と相関していると指摘している．Guidolin and Timmermann [2003] では原資産の未知の配当パラメータが新しい情報を使って更新されていく過程を取り入れた BS オプション価格を提案し，このモデルによって BS モデルのバイアスが説明できるといっている．Brandt and Wu [2002] ではパネル形式のオプションデータを使って IV を推定し，BS モデルの IV が権利行使価格と残存期間に依存していることを指摘している．このように原資産価格以外の要因もオプション価格に影響を与えることが指摘されている.

本論文は以上の研究の成果をうけ, オプション価格差の研究を行ったものである．ここではオプションの市場価格から理論価格を引いたものをオプション価格差として定義している．市場価格の中で原資産価格から予測できる部分を除外したものが価格差である．現在までオプションの市場構造を考慮した分析はほとんど行われてきていない．本論文ではオプション市場構造を考慮したオプション価格差のモデルを提案し，この価格差の中にオプション市場独自の傾向があるか分析を行っていく．そしてオプション価格差に影響を与えている要因が何かを分析している.

以下では各章の分析結果を簡単にまとめる．なお，本論文は主に加納・竹内 [2005], Kanoh and Takeuchi [2006], 竹内 [2006a], 竹内 [2006b] の研究成果を修正しまとめたものである.

1　オプション理論価格

オプション理論価格には数多くのモデルと推定方法があり, どのモデルを推定すればより正確な理論価格を得られるか分かっていない. そこで第 2 章では原資産価格の収益率が正規分布よりも裾の厚い分布に従っているという特徴を考慮し，誤差項の分布に t 分布を仮定した ARCH-t 型モデルを推定した．そこで ARCH-t 型モデルと従来の正規分布を仮定した ARCH-n 型モデルの比較を

行っている．原資産価格の収益率を R_t とすると GARCH(Generalized ARCH)-t(1,1) モデルは

$$\begin{aligned} R_t &= r + \epsilon_t, \\ \epsilon_t &= \sigma_t z_t, \qquad z_t \sim i.i.d.st\text{–}t(m), \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2, \end{aligned} \tag{1}$$

と定式化される．ここで (1) 式の z_t は分散 1 で基準化された自由度 m の t 分布に従っている．同様にボラティリティの非対称性を考慮した ARCH 型モデルである，EGARCH(Exponential GARCH)-t, GJR-t, QGARCH(Quadratic GARCH)-t モデルの誤差項にも t 分布を仮定して最尤推定を行った．これら 4 つの ARCH-t 型モデルと ARCH-n 型モデルを使い，誤差項の分布の検定を行っている．適合度検定と Kolmogorov Smirnov 検定結果の結果を一部抜粋し表 1, 表 2 にまとめる．表 1, 表 2 共に上段に検定量が棄却された期間数をまとめた．下段には ARCH 型モデルの推定に使う標本数を $T = 2000$ としパラメータを固定した場合の検定結果をまとめる．適合度検定と Kolmogorov Smirnov 検定結果から ARCH 型モデルの誤差項の分布は正規分布よりも t 分布のほうが適合的であるという結果が得られた．

次に，ARCH-n 型モデル，ARCH-t 型モデル，SV モデルを用いてオプション価格を予測した．その精度を ME(Mean Error), RMSE(Root Mean Squared Error)，MER(Mean Error Ratio), RMSER(Root Mean Squared Error Ratio) によって比較している．比較結果を表 3 にまとめる．しかし, 原資産価格に対するモデルのフィットは ARCH-t 型モデルの方が良いにもかかわらず，オプション価格の予測精度では ARCH-t 型モデルのほうが ARCH-n 型モデルより優れているとはいえなかった．結局，現実のオプション価格に対する予測力が最も高かったモデルは，コール・オプションでは GARCH-n モデル, プット・オプションでは EGARCH-n モデルだった．原資産収益率の分布を修正してもオプションの予測精度は向上していない．最後に，マネネスごとにオプション価格を分類して各モデルの予測精度の比較を行った．表 4 から，これらのモデルごとのオプション価格の予測力はマネネスによって異なっていた．特に deep-in-the-money では BS モデルでも分散変動モデルと同等のオプション価格に対する予測力があり, deep-out-of-the-money になるほど予測力に差が現れているという結果が得られた．以上のことから，原資産価格にあてはまりが良いモデルを推定したとしても，必ずしもオプション価格の予測は良くならないといえる．

2　オプション価格差の自己相関

原資産価格のモデル以外にオプション価格に影響を与えているものは何であろうか．市場価格のうち，理論価格で予測できない部分を価格差とすると，この価格差に何か特定の法則はないだろうか．現在までの理論価格の計算では，任意の取引日のオプション理論価格を一つ一つ個別に推定していた．しかし，オプション市場では一度成立したオプションは満期まで日々取引が行われている．そのためオプション価格を時系列データとして考える必要があるだろう．第 3 章では，オプション価格を日次データとしてとらえ，オプション価格差の分析を行っている．以下では t 時点における市場価格を C_m，対応する理論価格を C_s として表記する．そのオプションに対応する残存期間を $\tau(=\tau_i,\cdots,1)$, 原資産価格を S，権利行使価格を K, マネネスを $M(=K_i/S_t)$ として表記する．価格差に AR(1) モデル

$$C_{m,t}-C_{s,t}=\rho\left(C_{m,t-1}-C_{s,t-1}\right)+\beta_\tau\tau_t+\beta_M M_t+\epsilon_t, \tag{2}$$

$$\epsilon_t\sim i.i.d.N(0,\sigma^2),$$

を当てはめて分析を行った．推定の結果，オプション価格差には自己相関が有意に存在していた．さらに，この自己相関がマネネスと取引量に依存して変化していることが図示された．また，BS, GARCH, EGARCH モデルを使って 3 種類の理論価格を計算し価格差のモデルを推定したが，ボラティリティ・モデルを変えたとしても自己相関は有意に存在していることが確認された．最後に推定したパラメータを使い，既存の理論価格を一期前の価格差を用いて修正し市場価格を予測した．表 5 から第 3 章で提案する AR モデルを用いると RMSE が大幅に小さくなり，in-sample の予測精度は大幅に上がったことがわかる．特に長期間取引されるオプションで RMSE の値が小さくなった．

3　日本のオプション市場構造を考慮したオプション価格差分析

オプション価格差には自己相関が存在することが示された．しかし，その原因は判明していない．日経 225 オプション市場構造を考慮してオプション価格差の分析を行い，価格差の特徴を探っていく必要があるだろう．実際，オプション市場は非常に複雑な構造をしている．実証分析を行う上で注意すべきオプションデータの特徴として以下の 3 点が挙げられる．第 1 にオプション市場では同一取引日に複数のオプション資産が取引されている．従って価格データを時系列方向だけでな

く，パネルデータのように同一満期のオプションごとに分類しなければならない．第 2 に価格データ自体の分散が残存期間やマネネスなど様々な要因に依存して変化している．このような分散不均一性を考慮した分析が必要である．第 3 にデータには非常に頻繁に 0 というオプション価格が見られる．これは取引が成立しないということを表すものであるが，従来これらのデータは分析対象から除かれてきた．しかし，そこにはオプション価格に関する情報が隠されているものと考えられる．第 4 章では，以上のようなオプションデータの特徴を考慮に入れた上で市場価格と理論価格の間の関係に着目し，わが国のオプション市場の特性を探った．

前述したデータの特徴を取り入れたことで，価格差の分析モデルは大変複雑な形となった．まず，オプション価格データ自体がローテーション構造を持っている．さらに，満期グループごとに価格は変動しており，1 グループ内の個体数もグループごとに異なっている．複数の異なる条件のオプションが同時に取引されていることから，同一取引日のオプションと，同一満期のオプションには共通の誤差が入ると考えられる．さらに「取引が行われていない」という状況を複数の truncation 条件を設定するという方法でモデルに組み入れている．以上の特徴を踏まえ，モデルは複数の truncation を持つ，分散不均一なパネルモデル

$$
\begin{aligned}
M_{itk\tau}(C_{m,itk\tau} - C_{s,itk\tau}) &= M_{itk\tau}\left(\beta_0 M_{itk\tau} + \sum_{s=1}^{4}\beta_{\tau,s}D_{\tau,s} + \sum_{j=4}^{5}\beta_{op,j}D_{op,s} + u_{itk\tau}\right), \\
u_{itk\tau} &= \epsilon_t + \epsilon_k + \epsilon_{itk\tau}, \qquad (3) \\
\mathrm{Var}(\epsilon_t) &= \sigma_t^2, \quad \mathrm{Var}(\epsilon_k) = \sigma_k^2, \quad \mathrm{Var}(\epsilon_{itk\tau}) = \sigma_{itk\tau}^2, \\
C_{m,itk\tau} &= \begin{cases} C^*_{m,itk\tau} & \\ 0 & \text{if} \quad a) \quad \text{or} \quad b), \end{cases} \\
a) &\qquad C^*_{m,itk\tau} < 0, \\
b) &\qquad DV > a \qquad \text{or} \qquad DV < b(<0),
\end{aligned}
$$

$$
DV = C^*_{m,itk\tau} - \left(C_{s,itk\tau} + \beta_0 M_{itk\tau} + \sum_{s=1}^{4}\beta_{\tau,s}D_{\tau,s} + \sum_{j=4}^{5}\beta_{op,j}D_{op,s}\right),
$$

となった．ここで, 市場価格を C_m，対応する理論価格を C_s, 投資家が適切だと考える観測されない市場価格を C_m^* とする．便宜上，満期ごとに 4ヶ月前のデータから残存期間を $\tau = 1,2,3,4$ と設定している．さらに $D_{\tau,s}$ は残存期間が第 s 期 $(s = 1,2,3,4)$ の時 1 となるダミー変数であり，$D_{op,j}(j = 4,5)$ は対応するオプションの取引種別が 4ヶ月間のものと，5ヶ月間のものに対応するダミーである．各添え字は, i は満期, t は取引日, k は権利行使価格, τ は残存期間を表し $\tau = t-4(i-1)$ という関係がある．誤差項 $u_{itk\tau}$ は取引日に依存する誤差 ϵ_t と権利行使価格に依存する誤差 ϵ_k，残

りの誤差 $\epsilon_{itk\tau}$ に分解できるものとし, また, ϵ_t, ϵ_k, $\epsilon_{itk\tau}$ は互いに独立であるとする．a, b は任意の定数である．しかし，このようなモデルには既存の推定量を用いることができない．そのため，シミュレーションを用いた推定方法を提案している．

表 6，表 7 からオプション価格差は，マネネス，残存期間，取引種別に依存していることがわかった．また，その分散も取引日，権利行使価格に依存しており，特に取引日に依存する分散が大きく推定された．コール・オプションでは残存期間が長くなるほど価格差の負のバイアスが大きくなっており，絶対値で見れば予測誤差が増加するという先行研究の結果と整合的である．逆にプット・オプションでは残存期間が長くなるほど負のバイアスが小さくなった．以上から，オプション価格差の中にはオプション市場の構造から生じている要因が存在している．

4　アメリカのオプション市場構造を考慮したオプション価格差分析

日本の価格差の分析だけでは，この特徴が日本のオプション市場独自のものなのか，オプション市場で共通にみられることなのかはわからない．もし二つの市場で共通の性質があるならば，その性質はオプション市場全体で共通する特徴である可能性がある．第 5 章ではアメリカのコール・オプションデータを用いオプション価格差の分析を行った．S&P500 オプションでは利用可能な月次データを全て使用した．さらにオプション市場には原資産価格変動と権利行使価格の関係から，取引の途中で新たに設定される権利行使価格が存在する．このような途中で発生したオプションについても分析対象に加えた．従って整理された月次データはアンバランスなローテーション構造をもつパネルデータとなっている．また，アメリカのデータのうち半数以上が取引の成立していないデータとなっていた．しかし，取引が成立しない場合でも bid-ask 価格が存在するときは bid-ask 価格の平均値が価格データとして記録されている．従って，この bid-ask 価格の平均値を利用することが可能であり，モデルは,

$$
\begin{aligned}
M_{itk\tau}\left(C^*_{m,itk\tau} - C_{s,itk\tau}\right) &= M_{itk\tau}\left(\beta_0 M_{itk\tau} + \sum_{s=1}^{11}\beta_{\tau,s}D_{\tau,s} + \sum_{j=l,12}\beta_{op,j}D_{op,j} + u_{itk\tau}\right), \\
u_{itk\tau} &= \epsilon_t + \epsilon_k + \epsilon_{itk\tau}, \qquad (4) \\
\mathrm{Var}(\epsilon_t) &= \sigma_t^2, \quad \mathrm{Var}(\epsilon_k) = \sigma_k^2, \quad \mathrm{Var}(\epsilon_{itk\tau}) = \sigma_{itk\tau}^2,
\end{aligned}
$$

$$
C_{m,itk\tau} = \begin{cases} C^*_{m,itk\tau} \\ \text{bid-ask 価格の平均値} \\ \text{欠損値} \quad \text{if} \quad a) \quad \text{or} \quad b), \end{cases}
$$

$$
a) \qquad C^*_{m,itk\tau} < 0,
$$

$$
b) \qquad DV > a \qquad \text{or} \qquad DV < b(< 0),
$$

$$
DV = C^*_{m,itk\tau} - \left(C_{s,itk\tau} + \beta_0 M_{itk\tau} + \sum_{s=1}^{11} \beta_{\tau,s} D_{\tau,s} + \sum_{j=l,12} \beta_{op,j} D_{op,s} \right),
$$

となった．ここで，$D_{\tau,s}(j = 1, \cdots, 11)$ は $\tau = j$ のときに 1 の値となるダミー変数である．さらに，$D_{op,l}$ と $D_{op,12}$ はオプションの取引種別を表すダミー変数とする．$D_{op,l}$ は C_m が長期オプション市場からコンバートされたオプションのとき 1 をとる．$D_{op,12}$ は短期市場で取引されるオプションのうち取引種別が 12ヶ月のオプションのとき 1 をとる．

推定結果を表 8 に示す．推定結果より，アメリカのデータでもコール・オプション価格差の平均はマネネスに有意に依存していた．しかし，残存期間，取引種別には依存していなかった．これは日本のコール・オプションの推定結果と異なっている．また，各誤差項の分散も有意に存在した．日本とアメリカでコール・オプション価格差の分散不均一性は共通して有意に推定されていることから，コール・オプション価格は過去のオプション価格，同時に取引されているオプション価格とも相関しているといえる．さらにアメリカのコール・オプションの結果では，分散不均一性を考慮せずにモデルを推定したところ取引種別に依存する係数が有意に推定されていたが，分散不均一性を考慮してモデルを推定するとこの係数は有意ではなくなった．このように推定結果が変わることからも，オプション価格差の分析を行うときには分散不均一性を考慮すべきだといえる．

参考文献

加納悟・竹内明香 [2005], 「わが国のオプション市場における価格付け誤差分析」,『市場競争と市場価格』 第 6 章, 日本評論社, pp.135-158.

竹内明香 [2006a], 「日経 225 オプション価格差の自己相関分析」,『証券アナリストジャーナル』 Vol.44 No.9, pp.71-82.

竹内明香 [2006b], 「日経 225 オプション価格の実証分析〜ARCH, ARCH-t, SV モデルによる比較」,『一橋経済』 第 2 号, 一橋大学, 近刊.

吉川真裕 [2005], 「世界の株価指数先物・オプション」,『先物・オプションレポート』, Vol.17 No.7 大阪証券取引所.

Black, F. and M. Scholes [1973], “The Pricing of Options and Corporate Liabilities,” *Journal of Political Economy* 81, pp.673-659.

Bookstaber, R. M. [1981], “Observed Option Mispricing and the Nonsimultaneity of Stock and Option Quotations,” *Journal of Business* 54, pp.141-155.

Brandt, W. M. and T. Wu [2002], “Cross-sectional Tests of Deterministic Volatility Functions,” *Journal of Empirical Finance* 9, pp.525-550.

Easley, D., M. O’Hara, and P. S. Srinivas [1998], “ Option Volume and Stock Prices:Evidence on Where Informed Traders Trade,” *Journal of Finance* 53, pp.431-465.

Guidolin, M. and A. Timmermann [2003], “ Option Prices under Bayesian Learning: Implied Volatility Dynamics and Predictive Densities,” *Journal of Economic Dynamics & Control* 27, pp.717-769.

Kanoh, S. and A. Takeuchi [2006], “ An Analysis of Option Pricing in the Japanese Market,” *Hitotsubashi University Research Unit for Statistical Analysis in Social Sciences A 21st-Century COE Program Discussion Paper Series* 145.

Long, D. M. and D. T. Officer [1997], “The Relation between Option Mispricing and Volume in the Black-Sholes Option Model,” *Journal of Financial Research* 20(1), pp.1-12.

Nishina, K. and M. M. Nabil [1997], “Return Dynamics of Japanese Stock Index Options,” *Japanese Economic Review* 48, pp.43-64.

表 1: 適合度検定

棄却された系列数

	H_0:N			H_0:T		
有意水準	10%	5%	1%	10%	5%	1%
GARCH	17	14	4	0	0	0
EGARCH	12	10	2	0	0	0
GJR	11	14	0	0	0	0
QGARCH	4	0	0	0	0	0

T=1000,T=2000 の統計量

	(T=1000)		(T=2000)	
	H_0:N	H_0:T	H_0:N	H_0:T
GARCH	18.99*	4.83	25.74*	5.74
EGARCH	13.65	11.22	20.06*	8.07
GJR	13.23	8.09	19.75*	5.45
QGARCH	11.02	8.59	19.02*	6.90

推定期間は 1996 年 12 月から 2002 年 3 月である. T=1000 の結果では 2002 年 1 月の推定結果を抜粋している. 各有意水準に対応する棄却域の臨界点は, 帰無仮説の誤差項の分布が正規分布 (H_0:N) であるとき有意水準 10%で 14.08, 有意水準 5%で 16.92, 有意水準 1%で 21.67 となる. 帰無仮説の誤差項の分布が t 分布 (H_0:T) であるときの棄却域の臨界点は, 有意水準 10%で 13.36, 有意水準 5%で 15.51, 有意水準 1%で 20.09 となる. 有水準 5%のときに棄却された統計量に*マークがついている.

表 2: Kolmogorov Smirnov 検定
棄却された系列数

	H_0:N			H_0:T		
有意水準	10%	5%	1%	10%	5%	1%
GARCH	9	18	36	4	3	1
EGARCH	5	13	43	11	15	1
GJR	10	12	40	11	5	0
QGARCH	0	0	64	10	8	1

T=1000, T=2000 の統計量

	(T=1000)		(T=2000)	
	H_0:N	H_0:T	H_0:N	H_0:T
GARCH	0.0415*	0.0245	0.0403*	0.0243
EGARCH	0.0475*	0.0278	0.0381*	0.0208
GJR	0.0435*	0.0255	0.0401*	0.0191
QGARCH	0.9990*	0.0295	0.9995*	0.0184

推定期間は 1996 年 12 月から 2002 年 3 月である．T=1000 の結果では 2002 年 1 月の推定結果を抜粋している．$H_0 : N$ は誤差項が正規分布に従うという帰無仮説を表し，$H_0 : T$ は誤差項が t 分布に従うという帰無仮説を表す．棄却域の臨界点は，有意水準 10%のとき 0.0273，有意水準 5%のとき 0.0304，有意水準 1%のとき 0.0364 となる．有水準 5%のときに棄却された統計量に*マークがついている．

表 3: オプション理論価格と市場価格の比較

	CALL OPTION				PUT OPTION			
	ME	RMSE	MER	RMSER	ME	RMSE	MER	RMSER
BS	−20.00	106.51	−0.050	0.759	50.02	136.57	0.261	0.451
GARCH-n	−13.68	**92.70**	**0.019**	**0.377**	57.70	133.82	0.248	0.398
EGARCH-n	−45.25	122.30	0.101	0.398	**50.17**	**125.52**	**0.176**	**0.314**
GJR-n	−38.36	116.84	0.095	0.398	53.55	128.17	0.200	0.329
QGARCH-n	−40.91	118.90	0.118	0.398	56.07	129.17	0.209	0.329
GARCH-t	−16.07	92.92	−0.049	0.431	53.73	129.07	0.238	0.376
EGARCH-t	−15.06	95.23	0.101	0.402	54.88	128.45	0.196	0.328
GJR-t	−16.74	96.71	0.077	0.398	53.17	128.09	0.194	0.317
QGARCH-t	−11.64	93.91	0.109	0.391	57.64	130.51	0.213	0.341
SV	**2.97**	99.96	0.136	0.413	71.06	147.89	0.288	0.461

予測したオプションは 1996 年 12 月から 2002 年 3 月に満期を迎えるオプションである．ME, RMSE, MER, RMSER が最も小さな値をとったものを太字で表している．

表 4: マネネス別のコール・オプション理論価格の RMSER 比較

	DITM	ITM	ATM	OTM	DOTM
BS	0.077	0.111	0.204	0.505	1.433
GARCH-n	0.077	0.096	0.138	**0.277**	**0.695**
EGARCH-n	0.098	0.137	0.164	0.296	0.723
GJR-n	0.093	0.130	0.156	0.305	0.724
QGARCH-n	0.093	0.130	0.156	0.305	0.724
GARCH-t	0.077	0.088	**0.132**	0.281	0.809
EGARCH-t	0.077	0.096	0.143	0.299	0.741
GJR-t	0.078	0.098	0.147	0.308	0.730
QGARCH-t	0.077	**0.092**	0.135	0.298	0.720
SV	**0.076**	**0.092**	0.189	0.390	0.729

予測したオプションは 1996 年 12 月から 2002 年 3 月に満期を迎えるオプションである．マネネス別に最も小さな値を取ったモデルを太字で表している．

表 5: 市場価格と理論価格の比較

RMSE	BS	GARCH	EGARCH
C_s	282.81	292.04	295.54
AR モデル	175.75	175.29	175.15

サンプルサイズは 17700 個

表 6: 日経 225 コール・オプション価格差の推定結果

	OLS			FGLS		
	BS	GARCH	EGARCH	BS	GARCH	EGARCH
β_0	64.76*	103.65*	133.55*	45.86*	100.36*	138.56*
	(27.00)	(25.41)	(26.29)	(30.80)	(27.73)	(29.10)
$\beta_{\tau,1}$	−134.28*	−220.43*	−251.63*	−139.47*	−245.63*	−282.29*
	(33.85)	(31.86)	(32.96)	(47.93)	(44.76)	(46.26)
$\beta_{\tau,2}$	−95.48*	−172.51*	−205.71*	−95.10*	−194.47*	−233.48*
	(34.82)	(32.77)	(33.91)	(48.58)	(45.38)	(46.93)
$\beta_{\tau,3}$	−94.55*	−161.76*	−191.78*	−98.40*	−189.39*	−223.62*
	(35.35)	(33.27)	(34.42)	(48.94)	(45.63)	(47.19)
$\beta_{\tau,4}$	−83.60*	−139.77*	−172.24*	−89.12*	−163.08*	−200.48*
	(36.16)	(34.02)	(35.21)	(48.96)	(45.58)	(47.18)
$\beta_{op,4}$	47.46*	40.91*	42.37*	56.88*	56.65*	55.43*
	(14.42)	(13.57)	(14.04)	(13.93)	(12.64)	(13.38)
$\beta_{op,5}$	26.48*	22.95	22.54	20.17	17.73	16.73
	(13.03)	(12.26)	(12.69)	(12.99)	(11.87)	(12.56)
σ_t^2	-	-	-	14477.50*	14011.60*	13984.91*
				(752.43)	(577.22)	(569.79)
σ_k^2	-	-	-	2673.17*	4317.85*	4606.87*
				(499.68)	(1247.85)	(1179.85)
σ_{itk}^2				22662.98*	16040.23*	18246.15*
				(4234.86)	(3004.94)	(5029.61)
R^2	0.021	0.046	0.051	0.024	0.049	0.054

2000 年 1 月から 2002 年 4 月までのデータを用いて推定した．カッコ内の数値は標準誤差である．FGLS 推定では全てのモデルで 4 回の繰り返し計算で推定値は収束した．

表 7: 日経 225 プット・オプション価格差の推定結果

	OLS			GLS		
	BS	GARCH	EGARCH	BS	GARCH	EGARCH
β_0	275.86*	282.01*	373.02*	260.11*	271.94*	353.41*
	(25.82)	(24.68)	(26.20)	(22.39)	(22.28)	(23.64)
$\beta_{\tau,1}$	−113.91*	−113.18*	−207.00*	−119.63*	−116.47*	−197.81*
	(27.98)	(26.75)	(28.40)	(26.67)	(26.21)	(27.85)
$\beta_{\tau,2}$	−157.04*	−159.48*	−248.19*	−161.62*	−161.79*	−237.87*
	(28.47)	(27.21)	(28.89)	(27.27)	(26.79)	(28.47)
$\beta_{\tau,3}$	−205.64*	−204.86*	−304.79*	−212.87*	−210.20*	−301.72*
	(29.02)	(27.74)	(29.46)	(27.66)	(27.21)	(28.91)
$\beta_{\tau,4}$	−264.18*	−269.23*	−366.40*	−282.09*	−284.37*	−374.97*
	(29.24)	(27.95)	(29.68)	(28.02)	(27.59)	(29.32)
$\beta_{op,4}$	51.14*	52.07*	59.42*	74.82*	71.91*	80.00*
	(9.58)	(9.16)	(9.73)	(9.95)	(9.30)	(9.92)
$\beta_{op,5}$	30.38*	30.24*	33.79*	46.29*	41.21*	45.75*
	(10.44)	(9.98)	(10.60)	(10.82)	(10.11)	(10.78)
σ_t^2	−	−	−	1547.59*	1153.56*	1347.16*
				(295.51)	(173.29)	(97.43)
σ_k^2	−	−	−	1193.71*	519.66*	647.84
				(375.79)	(47.98)	(425.51)
σ_{itk}^2	−	−	−	11598.36*	12096.92*	13554.78*
				(1610.75)	(1471.20)	(1506.46)
R^2	0.184	0.207	0.226	0.182	0.207	0.224

2000 年 1 月から 2002 年 4 月までのデータを用いて推定した．カッコ内の数値は標準誤差である．GLS 推定の繰り返し計算は BS モデルが 5 回，GARCH モデルが 5 回，EGARCH モデルが 6 回だった．

表 8: S&P500 コール・オプション価格差の推定結果

	OLS			FGLS		
	BS	GARCH	EGARCH	BS	GARCH	EGARCH
β_0	128.92*	128.67*	123.94*	49.23*	48.85*	45.80*
	(25.44)	(25.44)	(25.39)	(6.49)	(6.46)	(6.48)
$\beta_{\tau,1}$	−121.50*	−121.74*	−116.73*	−47.00*	−47.11*	−43.70*
	(25.15)	(25.15)	(25.10)	(6.57)	(6.51)	(6.56)
$\beta_{\tau,2}$	−125.86*	−125.62*	−120.32*	−49.26*	−48.75*	−45.14*
	(24.51)	(24.51)	(24.46)	(6.61)	(6.56)	(6.61)
$\beta_{\tau,3}$	−123.38*	−122.08*	−117.16*	−49.29*	−49.32*	−44.75*
	(24.55)	(24.54)	(24.50)	(7.60)	(7.53)	(7.60)
$\beta_{\tau,4}$	−128.03*	−127.53*	−121.47*	−49.68*	−49.40*	−44.35*
	(25.22)	(25.23)	(25.17)	(7.41)	(7.36)	(7.40)
$\beta_{\tau,5}$	−126.53*	−127.39*	−120.14*	−51.71*	−51.75*	−46.55*
	(25.76)	(25.76)	(25.71)	(7.51)	(7.46)	(7.50)
$\beta_{\tau,6}$	−124.34*	−124.04*	−117.26*	−52.12*	−51.15*	−45.67*
	(25.31)	(25.34)	(25.30)	(10.76)	(10.70)	(10.76)
$\beta_{\tau,7}$	−128.49*	−128.30*	−120.93*	−52.38*	−51.64*	−45.02*
	(25.84)	(25.84)	(25.80)	(10.59)	(10.55)	(10.59)
$\beta_{\tau,8}$	−127.82*	−127.42*	−119.36*	−54.29*	−52.77*	−46.14*
	(25.36)	(25.38)	(25.38)	(10.65)	(10.60)	(10.64)
$\beta_{\tau,9}$	−121.51*	−118.52*	−111.38*	−53.46*	−53.32*	−45.08*
	(24.12)	(24.13)	(24.09)	(10.90)	(10.84)	(10.90)
$\beta_{\tau,10}$	−132.72*	−133.03*	−124.41*	−52.11*	−53.11*	−43.61*
	(26.07)	(26.07)	(26.06)	(10.72)	(10.67)	(10.71)
$\beta_{\tau,11}$	−120.32*	−119.81*	−112.02*	−51.04*	−49.77*	−43.43*
	(25.75)	(25.76)	(25.77)	(10.84)	(10.78)	(10.83)
$\beta_{op,l}$	−7.89*	−7.65*	−8.24*	1.64	2.06	1.38
	(2.87)	(2.86)	(2.86)	(2.74)	(2.73)	(2.74)
$\beta_{op,12}$	−6.92*	−6.46*	−7.44*	1.16	1.59	0.69
	(3.02)	(3.01)	(3.02)	(3.16)	(3.14)	(3.16)
σ_t	–	–	–	44.81*	38.74*	46.13*
				(18.66)	(18.58)	(18.62)
σ_k	–	–	–	273.63*	268.13*	272.32*
				(120.60)	(120.07)	(120.34)
σ	–	–	–	1401.61*	1403.36*	1398.43*
				(192.10)	(191.25)	(191.68)
R^2	0.03	0.04	0.04	0.03	0.03	0.03

2005 年 5 月から 2006 年 8 月までのデータを用いて推定した．括弧内の数値は標準誤差を表している．