

# オプション・モデルの有効性

大和総研研究開発部開発一課

課長代理 俊野 雅司

## 目 次

- |                 |                   |
|-----------------|-------------------|
| はじめに            | (3) 部分期間ごとの分析     |
| 1. データベース       | (4) 乖離の程度と説明変数の関係 |
| 2. ボラティリティの種類   | 4. ま と め          |
| 3. 検証結果         |                   |
| (1) 理論値と実現値の比較  | 参考文献              |
| (2) 時間価値ベースでの比較 | 補論—検証結果           |

日本で株価指数オプション取引が導入されてから既に1年以上が経過した。現在、東証、大証、名証の3取引所において、それぞれ別々の株価指数に対してオプション取引が行われているが、最も早く導入された大証の日経平均株価オプション取引が市場規模において他市場を圧倒している状況である。

そこで、本稿では、日経平均株価オプションの市場開設以来の終値データに基づいて、そこでの価格形成をオプション・モデルで説明できるかどうかを検証した。とりわけ、プレミアムの理論値と実現値の乖離の大きさがボラティリティの計算方法の相違によって異なるか、検証時期によって異なるか、オプションの条件によって異なるかという点に焦点を当てて考察を行った。

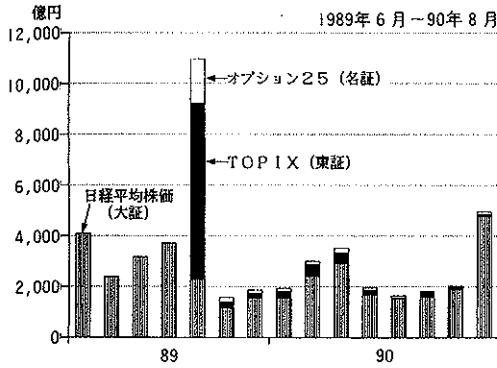
## はじめに

日本の株式市場における1980年代後半の空前の上昇相場を実現させた主役は、いうまでもなく大量の資金を運用する機関投資家であった。巨大な株式ポートフォリオを保有する彼らのニーズに答える形で1988年に証券取引法が改正されたのを契機に、株価指数に対する先物とオプションの市場が日本の取引所において次々と導

入されていったことはまだ記憶に新しい。

本稿では、開設されてからようやく1年と数カ月が経過したばかりの株価指数オプション取引を取り上げて、そこでの価格形成が理論通りに説明できるかどうかを検証した。日本では、東証、大証、名証の3市場において、それぞれ異なる株価指数に対するオプション取引が行われているが、他の市場に先駆けて1989年6月12日に大証で導入され、市場規模が圧倒的に大きい日経平均株価オプションに限定して、市場開

**図1 株価指数オプション市場における市場別売買代金の推移 (コール+プット)**



設以来1990年8月18日までの終値データに基づいて議論を行う (図1を参照)。

オプション・プレミアムの評価モデルとしては、1972年に発表されたブラック=ショールズ・モデル (Black-Scholes model) が有名であるが、このモデルは配当支払いのないヨーロッパ型のオプションを対象としているうえ、その他にもいくつかの前提条件を仮定している。その後、非現実的な前提条件を緩めて、同モデルを修正しようとする試みが様々な者によって行われてきたが、その結果導かれたモデルは概してあまりにも複雑なために、操作性という観点からは問題があるというのが実情のようである。

まず配当の問題に関しては、幸か不幸か、日本では株式の配当利回りがアメリカと比べてかなり低いので、株価の配当権利落の影響を無視しても支障ないと思われる<sup>1)</sup>。また権利行使時期の問題については、日経平均株価オプションの権利行使は現状では原則として週1回木曜日と取引最終日以外には認められておらず、アメリカン型とヨーロッパ型の折衷的な形になっ

ている。しかも、現実的には取引最終日直前の時期を除くと満期前に行使されることは少ないため、このオプションは事実上ヨーロッパ型のオプションに近いといえる。そこで、本稿では、ブラック=ショールズ・モデルを修正せずにそのまま用いて検証を行った。

検証方法に関しては、アメリカにおける実証研究で用いられているものと類似した手法を採用した。具体的には、前日のボラティリティと当日の日経平均株価の終値や短期金利などをブラック=ショールズ式に代入して算出した理論プレミアムを、実際に取引されたプレミアムの終値と比較し、両者の乖離の程度を調べるという検証方法を用いた。また、どのボラティリティを用いたときに乖離の程度が小さいか、検証期間やオプションの条件によって乖離の程度に差があるかという観点からも考察を行った。

---

1. データベース

---

オプション・プレミアムに関しては、1989年6月12日から1990年8月18日までの日経平均株価オプションの日々の終値を用いた。サンプル数はコール・オプションに関して2737件、プット・オプションに関しては2880件であった。一方、日経平均株価に関しても、プレミアムと同様に日々の終値を用いた。ただし、あるオプションの最終取引時刻が日経平均株価の終値の集計時刻よりもかなり前である場合には、プレミアムの理論値と実現値との間でタイム・ラグが発生し、両者を比較することが無意味になる可能性がある。特に、株価指数の変動が激しかった日の場合には、このタイム・ラグの問題が重

重要な意味を持つことになる。このような問題点を承知のうえで終値ベースの検証を行ったのは検証期間を通じてのザラバ・データが入手できなかったからであるが、サンプル数がかなり多いため、大数の法則で誤差が打ち消しあって、ある程度意義のある検証結果が得られるのではないかと期待した。

金利に関しては、その日の1カ月物の現先レートを用いた。日本の株価指数オプション市場では残存期間1カ月未満の銘柄が中心に取引されているため、短期の金利を用いた方が適切であろうと思われるからである。

## 2. ボラティリティの種類

ブラック＝ショールズ式への入力情報として最も重要な変数であるボラティリティとして、日経平均ヒストリカル・ボラティリティ（日経平均HV）、日経平均インプライド・ボラティリティ（日経平均IV）、単純平均トリムド・インプライド・ボラティリティ（TIV；trimmed implied volatility）の3種類を用いた。日経平均HVと日経平均IVに関しては日本経済新聞社から公表されている数値を用いたが<sup>2)</sup>、TIVは限月や行使価格を問わずすべての銘柄の終値から計算したインプライド・ボラティリティに基づいて独自に集計したものである。ただし、異常値を除くために、収束した値のうちコール、プットともにそれぞれの最大値と最小値を除外したうえで、単純平均値を算出した。インプライド・ボラティリティの平均値を計算する際にデルタやラムダなど様々なウェイトをつけて加重平均することがあるが、集計対象銘柄が多い

図2 ボラティリティの比較

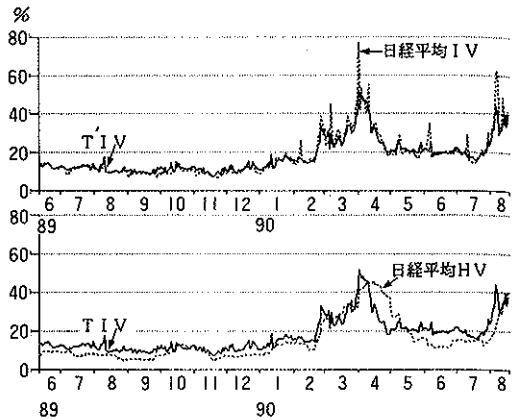
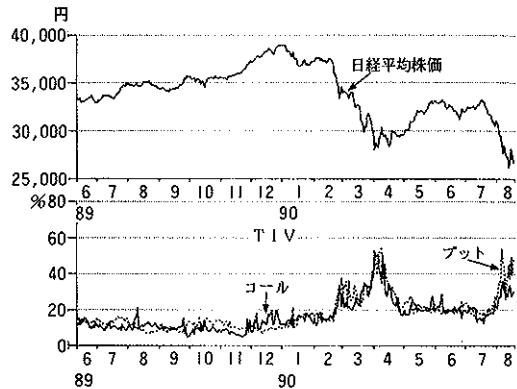


図3 日経平均株価とコール、プット別TIV



場合には、単純平均値と加重平均値の差はそれほど大きくないという検証結果がある（大村・福田[1990]）。そこで、本稿ではインプライド・ボラティリティを集計する際に、異常値を除く目的で最大値、最小値のトリミング(trimming)を行った後には特にウェイトづけを行わなかった。

検証で用いた3種類のボラティリティを比較すると、以下のような特徴を指摘することができる（図2を参照）。

- 1) ヒストリカル・ボラティリティはインプライド・ボラティリティよりも低めの値にな

る傾向がある。

- 2) ヒストリカル・ボラティリティは過去の値を引きずるため、相場の変動に対して感応的でない。この点は1990年4月の変動期において顕著に表れている。
- 3) 日経平均IVは毎月、取引最終日が近くなるとはねあがる傾向がある。

また、TIVをコールとプットに分けて集計すると、全体的にはほぼ似たような動きになることがわかる(図3を参照)。ただし、詳細に見ていくと、相場の上昇期にはコールの平均ボラティリティが相対的に高くなり、相場の下落期には逆にプットの平均ボラティリティの方が高くなる傾向がうかがえる。したがって、コール、プットともに同一のボラティリティを用いて理論プレミアムを計算すると、状況によっては、一定のバイアスがかかった値になってしまう可能性がある。

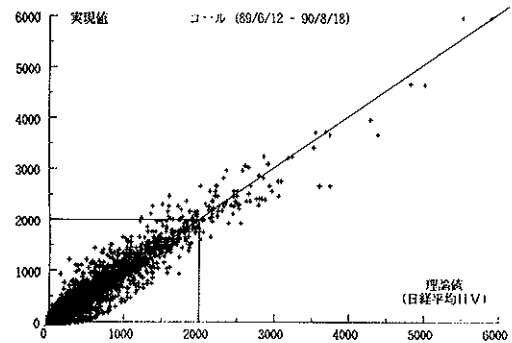
### 3. 検 証 結 果

本文の記述が煩雑になることを防ぐために、検証結果は「補論」においてまとめて示した。本文では、その中で説明に必要なものだけを引用する。

#### (1) 理論値と実現値の比較

まず、検証期間の全データを用いて、ブラック＝ショールズ式から算出した理論プレミアムと実際のプレミアムを直接比較することによって、日本の株価指数オプション市場におけるこれまでの価格形成がブラック＝ショールズ・モデルによって説明できると考えてよいのか、ま

図4 コールの理論プレミアム(日経平均HVベース)と実現プレミアム



たどのボラティリティを用いたときに説明力が高くなるのかという点に関する考察を行った。

オプション・プレミアムの理論値( $C^M$ または $P^M$ )が実現値( $C^A$ または $P^A$ )をどの程度正確に説明し得たかを調べるために、コールとプットに関してそれぞれ以下の回帰式を推計した。

$$C^A = a + b \cdot C^M$$

$$P^A = a + b \cdot P^M$$

計測結果は以下の通りであるが、定数項 $a$ の下の括弧内は「 $a=0$ 」という帰無仮説に関する $t$ 値を、 $b$ 係数の下の括弧内は「 $b=1$ 」という帰無仮説に関する $t$ 値を表している。また $\bar{R}^2$ は自由度調整済決定係数を表している。

#### ① 日経平均HV

$$C^A = 43.58 + 0.98C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.92)$$

$$(9.10) \quad (-3.69)$$

$$P^A = 70.50 + 0.96P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.95)$$

$$(13.67) \quad (-8.48)$$

#### ② 日経平均IV

$$C^A = -21.49 + 0.98C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.92)$$

$$(-4.41) \quad (-4.61)$$

$$P^A = 14.76 + 0.94P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.95)$$

$$(2.83) \quad (-14.75)$$

表1 理論値と実現値の乖離の程度

	平均値(%)	平均偏差(%)	標準偏差(%)	異常値の個数	サンプル数 (異常値を除く)
日経平均HV コール	20.09	76.22	142.98	68	2,669
プット	65.72	90.41	164.55	185	2,695
日経平均IV コール	-16.21	47.31	87.23	12	2,725
プット	18.09	55.64	124.73	81	2,799
TIV コール	-12.65	45.89	85.39	9	2,728
プット	12.85	50.01	109.86	57	2,823

(注) 各サンプルの(実現値÷理論値)の自然対数の平均値、平均偏差(絶対値の平均値)、標準偏差を%表示に変換した。ただし、理論値と実現値の比率が100倍を超えるケースを異常値と見なして集計対象から除外した。

③ TIV

$$C^A = -30.31 + 1.01C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.96)$$

$$(-8.32) (2.35)$$

$$P^A = 1.27 + 0.98P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.96)$$

$$(0.27) (-6.58)$$

以上の分析結果を概観してみよう。まず、終値ベースの分析であるためにタイム・ラグによる誤差が生じることが避けられないという点を考慮すると、総じてブラック＝ショールズ式は実際のプレミアムをよく説明できているように思われる。日経平均HVベースのコールの理論プレミアムとそれぞれに対応する実際のプレミアムとの相関図を例として図4に示したが、両者の間には強い正の相関性があるといっておかろう。しかしながら、個別のケースごとに見ていくと、以下のような点を指摘することができる。

1) 日経平均HVに基づく理論値はコール、プットともにプレミアム水準が低いオプションの実現値を過小推定する傾向がある。これは日経平均HVがインプライド・ボラティリティより低めの値になる傾向があったことを反映しているものと思われる(図

2を参照)。

2) 日経平均IVに基づく理論値は一般的にコール・プレミアムを過大推定する傾向がある。

3) 日経平均IVを用いた理論値よりも単純平均トリムド・インプライド・ボラティリティ(TIV)を用いた理論値の方が実際のプレミアムに対する説明力が大きい。

次に、理論値と実現値との間の平均的な乖離の大きさを調べるために、「 $C^A \div C^M$ 」および「 $P^A \div P^M$ 」を自然対数に変換した値の平均値、平均偏差(絶対値の平均値)、標準偏差を計測した。このような手法を採用したのは理論値が実現値よりも上方に乖離している場合と下方に乖離している場合を対称的に評価できるようにするためである。ただし、理論値と実現値の比率が100倍を超えるケースは異常値と見なして集計対象から除外し、表1には最終的に%表示に変換した値を示した。

表1からも、1)～3)で指摘したような傾向が再確認できる。また乖離の程度が最も小さかったTIVを用いた場合でも、理論値と実現値の乖離は平均して50%程度(平均偏差)もあ

り、両者の間にはかなりの大きさの誤差があったことがわかる。

(2) 時間価値ベースでの比較

(1)で見てきたように、理論値と実現値を直接比較すると、回帰分析の説明力は90%を超え、また理論値と実現値の相関図も45度線の近辺にかなり集中しているように見える。しかしながら、乖離の大きさを調べると、理論値と実現値は平均して50%程度乖離しており、理論値の説明力はそれほど大きくないという印象を受ける。この一見して矛盾した検証結果はどのような理由によるのであろうか。

図4をよく見ると、プレミアムの水準が大きいサンプルの影響が強くて、回帰分析の結果を良くしているのではないかと推察できる。これらのオプションはおそらくディープ・イン・ザ・マネーなのであろう。

オプション・プレミアムの価値は本質価値(intrinsic value)と時間価値(time value)に分解することができ、本質価値はオプションを直ちに行使することによって得られる利益を表しているのであるから、イン・ザ・マネーのオプションにとって本質価値の部分はいわゆるゲタのようなものであるといえよう。したがって、イン・ザ・マネーのオプションの場合には、理論値と実現値の乖離を直接計測すると、このゲタの効果で乖離の程度が過小に評価されることになる。一方、アウト・オブ・ザ・マネーのオプションに関しては、本質価値が0であるため、理論値と実現値の乖離が大きくなりやすい。特に、ディープ・アウト・オブ・ザ・マネーの場合には、日経平均株価オプション取引における

プレミアムの値刻みが5円という制度上の制約もあるため、比率で表した乖離の程度は大きくなるが予想される。したがって、理論値と実現値を直接比較すると、イン・ザ・マネーのオプションの理論値の方がアウト・オブ・ザ・マネーのオプションの理論値よりも実際のプレミアムとの乖離の比率が小さくなりやすいというバイアスがかかることになる。

そこで、理論値と実現値の両方から本質価値を差し引くことによって時間価値だけを分離し、そのうえで(1)と同様の検証を行った。回帰分析の結果は以下の通りであった。また、日経平均HVベースの理論値と実現値の相関図を図5(コール)、図6(プット)に、コールに関する日経平均IVベースとTIVベースの相関図をそれぞれ図7と図8に示した。一方、表2には、平均的な乖離の程度に関する統計量を示した。

- ① 日経平均HV
 
$$C^A = 47.03 + 0.95 C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.74)$$

$$(10.10) (-5.09)$$

$$P^A = 63.69 + 0.89 P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.52)$$

$$(12.74) (-6.91)$$
- ② 日経平均IV
 
$$C^A = 11.73 + 0.86 C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.77)$$

$$(2.59) (-15.94)$$

$$P^A = 22.34 + 0.78 P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.55)$$

$$(4.30) (-16.96)$$
- ③ TIV
 
$$C^A = -19.29 + 0.98 C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.86)$$

$$(-5.34) (-2.01)$$

$$P^A = -5.56 + 0.95 P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.61)$$

$$(-1.13) (-3.80)$$

図5 時間価値ベースでの理論値と実現値  
(日経平均HVベース、コール)

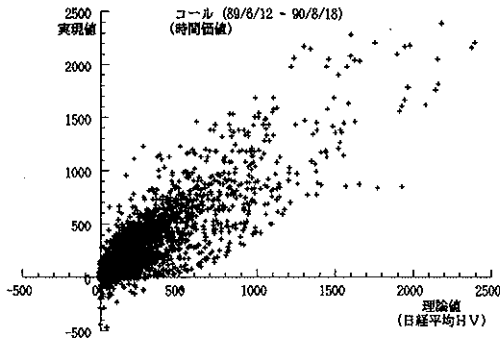


図7 時間価値ベースでの理論値と実現値  
(日経平均IVベース、コール)

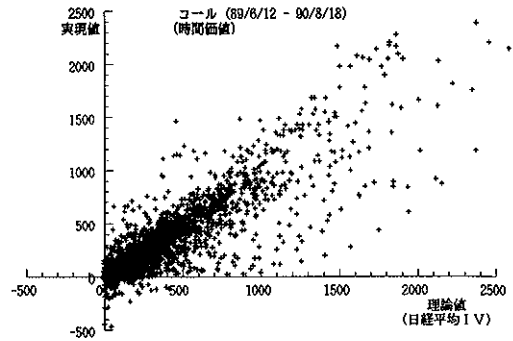


図6 時間価値ベースでの理論値と実現値  
(日経平均HVベース、プット)

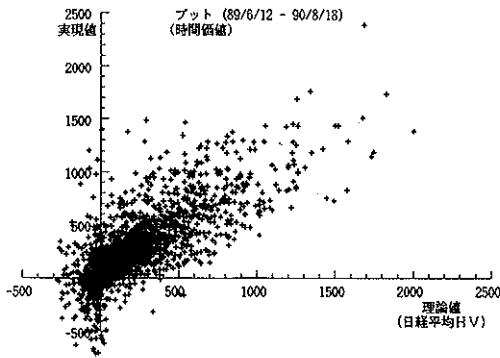
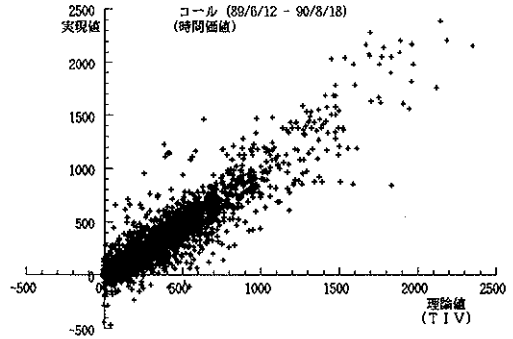


図8 時間価値ベースでの理論値と実現値  
(TIVベース、コール)



これらの検証結果を見てまず目につく点は、プレミアムが本質価値を割りこんでいるオプションが多数あることである<sup>3)</sup> (図5から図8を参照)。タイム・ラグの問題があるため一概にはいえないが、このように時間価値がマイナスのオプションは直ちに行使すれば利益が得られるのであるから、このようなオプション・プレミアムは基本的には異常値である。このようなケースに、理論値と実現値が100倍以上乖離したケースを加えた異常値の数はかなり多く、表2に示されているように、日経平均HVベースのプットに関しては実に全サンプル数のほぼ1/4のケースが異常値であった。

このように、時間価値だけを分離してプレミアムの理論値と実現値を比較すると、異常値と見なすことができるケースがかなり増えることがわかったが、それとともに、回帰分析における理論値の説明力がかかなり低下することが観察できる。特にプット・プレミアムに関する理論値の説明力低下が著しく、日経平均HVの場合には、理論値が実現値を50%程度しか説明できないという結果になっている。

また検証結果をボラティリティの種類ごとに見ていくと、以下のように特徴を指摘することができる。まず、日経平均HVベースの理論値が実際のプレミアムを過小評価する傾向がある

表2 時間価値ベースでの理論値と実現値の乖離の程度

		平均値(%)	平均偏差(%)	標準偏差(%)	異常値の個数	サンプル数 (異常値を除く)
日経平均HV	コール	28.03	111.98	177.27	149	2,588
	プット	102.05	154.44	212.39	732	2,148
日経平均IV	コール	-15.10	71.31	119.94	94	2,643
	プット	22.53	95.40	182.74	501	2,379
TIV	コール	-12.22	69.58	117.68	91	2,646
	プット	15.97	83.68	158.37	487	2,393

(注) 時間価値だけを分離したうえで、表1と同様の方法に従って各統計量を算出した。ただし、時間価値がマイナスのオプションと時間価値ベースでの理論値と実現値の比率が100倍を超えるケースを異常値と見なして集計対象から除外した。

という点は相変わらずであるが、日経平均IVベースとTIVベースの回帰分析結果を比較すると後者の理論値の説明力における優位性がはっきりする。TIVベースの回帰式の方が $R^2$ が高く、また $b$ 係数に関しても「 $b=1$ 」という帰無仮説に近い値が得られた。このような差が生じたのは、図7と図8を比較すれば明らかのように、日経平均IVベースの理論値の中に実現値を大幅に過大評価しているケースが多いためであると考えられる。日経平均IVは取引最終日直前になると循環的に急上昇する傾向があるが(図2を参照)、そのために、その時期の理論プレミアムが高めに算出されて、実際のプレミアムとの大幅な乖離をもたらしているというのが真相であろう。

### (3) 部分期間ごとの分析

これまで行ってきた検証は検証期間(1989年6月12日~1990年8月18日)全体のデータを用いたものであったが、そこで得られた結論は普遍的なものであろうか。図9に示されているように、1990年に入ってから市場参加者層の広がりが見られるようになったが、株価指数オプ

ション市場開設後数か月間は売買代金ベースで証券会社の自己売買部門のシェアが90%近くを占めるなど、かなり偏りのある市場であったことは否めない。

一方、相場状況を見ると、1989年の年末までは安定した上昇相場であったが、1990年に入ってからかなり波乱に富んだ相場の下落過程が目立つ(図3参照)。市場参加者の構成比率と相場動向の影響を分離して論ずることはできないが、この2つの期間にサンプルを分割して検証を行うことは意義があると思われるので、それぞれの期間について(2)と同様の時間価値ベースの検証を行った。ただし、サンプル数は1989年6月から12月までの期間がコール943件、プット957件、1990年1月から8月までの期間がコール1794件、プット1923件であった。

検証結果の検討を行う前に、89年と90年の株価指数オプション市場の特徴を把握するために、プレミアムの水準をいろいろな角度から分析してみよう。表3はコール、プット別に実際のプレミアムの平均値を本質価値と時間価値に分解した数値を示している。

まず、プレミアム全体の水準に着目すると、



図9 日経平均オプションの投資主体別売買代金構成比 (委託取引分の内訳)

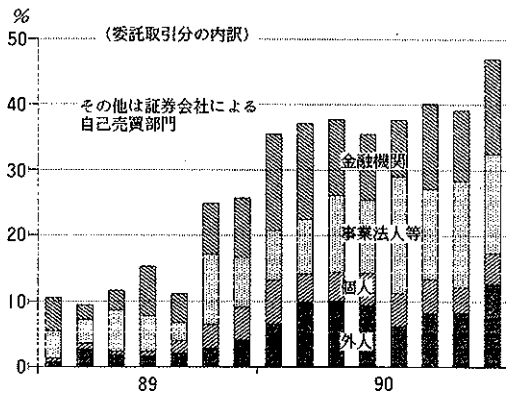


表3 部分期間ごとの平均プレミアム

(単位:円)

	全 期 間	89/6~89/12	90/1~90/8
コール・プレミアム	602.35	633.31	586.08
本質価値	292.87	432.80	219.32
時間価値	309.48	200.51	366.76
プット・プレミアム	738.90	297.06	958.78
本質価値	531.97	192.08	701.11
時間価値	206.93	104.98	257.67

コール・プレミアムはどちらの期間も600円前後で変わらなかったが、プット・プレミアムは1989年の約300円から1990年の1000円近くまで3倍以上もの上昇を示していたことがわかる。これを本質価値と時間価値のそれぞれについて見ると、時間価値に関してはコールもプットもともに上昇しているが、本質価値に関しては、コールは1990年にかけて半減し、プットは逆に3倍以上に上昇したことがわかる。

このような結果は以下のように考えれば整合的に説明ができる。時間価値が上昇したのは、1990年になってからボラティリティのばらつきが激しくなるとともに、その平均的な水準も2倍以上に上昇していることを反映しているもの

と思われる(図2を参照)。相場急落の過程で株式市場に対する先行きの不安感が強くなったために、オプションに対する投資家の需要が高まり、時間価値が上昇したのであろう。

一方、本質価値に関しては、1989年は上昇相場を反映してコールにイン・ザ・マネーの銘柄が増えたのに対して、1990年は下落相場を反映してプットにイン・ザ・マネーの銘柄が増えたために、表3のような対照的な結果が得られたものと思われる。投資家がそれぞれのイン・ザ・マネーのオプションを好んで売買したというよりは、日経平均株価の上昇または下落のために、結果的にイン・ザ・マネーになってしまったという方が真相であろう。

それでは、以上の分析結果を踏まえて、理論プレミアムの説明力に関する検証結果を検討してみよう。回帰分析結果に関しては、紙面の都合上、ここでは日経平均I Vベースのものだけを示す。

a) 89/6~89/12

$$C^A = -3.35 + 0.97 C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.74)$$

$$(-0.66) \quad (-1.52)$$

$$P^A = 13.47 + 0.90 P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.68)$$

$$(4.37) \quad (-5.15)$$

b) 90/1~90/8

$$C^A = 8.92 + 0.85 C^M \quad (\bar{R}^2 = 0.74)$$

$$(1.33) \quad (-13.08)$$

$$P^A = 21.74 + 0.77 P^M \quad (\bar{R}^2 = 0.51)$$

$$(2.71) \quad (-13.31)$$

まず、プット・プレミアムに関する理論値の説明力が、1990年に入ってからかなり低下していることが指摘できる。株式相場が下げ止まる兆しを見せながらも引き続き下落していく過程

図10 日経平均IVベースの相関図  
(90年、コール)

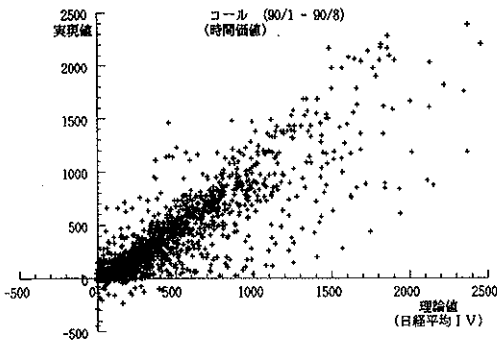
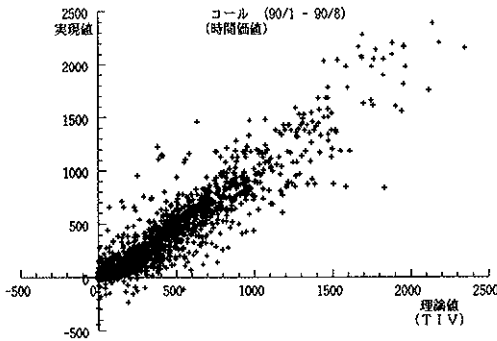


図11 TIVベースの相関図  
(90年、コール)



で、どこまで株価指数が下落するのかという点に関して投資家の間でコンセンサスが得られなかったため、ブラック＝ショールズ・モデルの前提条件の1つである「すべての投資家が同一のボラティリティを想定している」という仮定が妥当していなかったためであろうと思われる<sup>4)</sup>。またこの時期は株価変動が激しかったために、終値ベースの分析であることによるタイム・ラグ誤差もかなり大きかったものと思われる。

次に、ボラティリティの種類ごとに検証結果を見ていくと、日経平均HVベースでは理論値が実際のプレミアムを過小推定する傾向がある

のはどちらの期間においても一貫していたことがわかる(「補論」を参照)。

また、1990年における日経平均IVベースの回帰分析結果を見ると、 $b$ 係数の推定値が有意に1を下回っており、理論値が実現値に比べてかなりの程度過大推定されていたことになる。図10を見てもこの点は明らかで、日経平均IVが取引最終日直前になると異常に上昇するために、過大な理論プレミアムが算出されたためであろう。これに対して、TIVベースの理論値にはこのような異常値は見られなかった(図11を参照)。

2つの部分期間における理論値と実現値の乖離の程度を表す統計量を表4に示したが、どちらの期間においても乖離の大きさは著しく、有意な違いを指摘することは難しい。1990年の方が平均的な乖離の比率が低下しているが、この時期には時間価値の平均値が高くなっているために同一レベルでは比較できない(表3を参照)。またどちらの期間においても、プット・プレミアムの理論値は実現値を過小推定する傾向が見られた。また、プット・プレミアムに関しては、異常値の数も多く、乖離の大きさもコール・プレミアムより著しいという結果が得られた。

#### (4) 乖離の程度と説明変数の関係

最後に、①イン・ザ・マネー、アウト・オブ・ザ・マネーの程度、②プレミアムの水準、③売買高、④満期までの期間、⑤(オプション取引が行われた日の)株価変動の大きさ、という5つの要因を取り上げ、理論値の説明力とこれらの要因との関係を分析した。ただし、ここでは

表4 部分期間ごとの時間価値ベースでの乖離の程度

(a) 89/6~89/12

	平均値(%)	平均偏差(%)	標準偏差(%)	異常値の個数	サンプル数 (異常値を除く)
日経平均HV コール	37.21	107.21	148.29	71	872
	163.79	189.00	192.34	260	697
日経平均IV コール	-8.94	62.15	103.51	63	880
	37.06	107.92	198.94	173	784
TI V コール	-18.29	72.75	112.22	59	884
	10.49	94.86	178.05	147	810

(b) 90/1~90/8

	平均値(%)	平均偏差(%)	標準偏差(%)	異常値の個数	サンプル数 (異常値を除く)
日経平均HV コール	23.61	114.44	191.58	78	1,716
	77.76	139.34	215.24	472	1,451
日経平均IV コール	-18.01	76.08	127.54	31	1,763
	15.97	89.52	173.64	328	1,595
TI V コール	-9.00	68.01	119.91	32	1,762
	18.88	78.20	148.11	340	1,583

(注) 算出方法は表2に準ずる。

理論値と実現値の乖離の大きさを時間価値ベースでの「(実現値÷理論値)の自然対数」という指標で表した。

まず、これまでの検証において3つのポラリティの中では最もバイアスが小さかったTI Vベースの理論値を用いた場合について、上記5つの説明変数と乖離の程度を観察した。ただし、乖離度を対数表示で示しているため、 $e^x$  ( $x$ は縦軸の目盛)が倍率表示の乖離の程度ということになる。実現値と理論値の比率が100倍以上のケースを異常値と見なして除外しているため、グラフ上では、実現値が理論値の100倍程度の場合が乖離度の上限、逆に実現値が理論値の1/100程度の場合が乖離度の下限と考えればよい。

① イン・ザ・マネー、アウト・オブ・ザ・マネーの程度と乖離度

アメリカの株式オプション市場では、ブラック=ショールズ・モデルはイン・ザ・マネーのオプション・プレミアムを過大評価し、アウト・オブ・ザ・マネーのオプション・プレミアムを過小評価するという検証結果(Black [1975])とイン・ザ・マネーのオプション・プレミアムを過小評価し、アウト・オブ・ザ・マネーのオプション・プレミアムを過大評価するという全く対立した検証結果(MacBeth=Merville [1979])が示されているが、日本ではどうだろう。

日本の株価指数オプション市場では、図12と図13からブラック=ショールズ・モデルはアウ

図12 イン・ザ・マネー、アウト・オブ・ザ・マネーの程度と乖離度（コール）

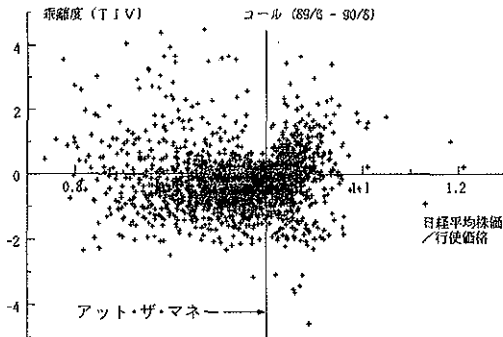
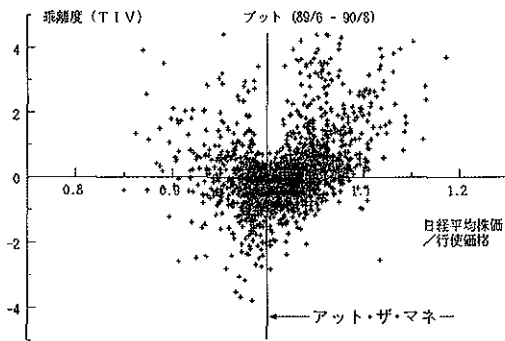


図13 イン・ザ・マネー、アウト・オブ・ザ・マネーの程度と乖離度（プット）



ト・オブ・ザ・マネーのプットを過小評価し、ニア・ザ・マネーのコールを過大評価する傾向があることがわかる。また、ニア・ザ・マネーのオプションは比較的乖離の程度が小さかったのに対して、イン・ザ・マネーのオプションもアウト・オブ・ザ・マネーのオプションもディープになるほど乖離が著しくなるという結果が得られた。一般的にニア・ザ・マネーのオプションは取引の中心になりやすいため、異常なプレミアムがつきにくいであろう。

### ② プレミアムの水準と乖離度

プレミアムの水準が小さいオプションは値刻みの問題もあり乖離が大きくなることが予想さ

れるが、実際はどうだろうか。図14に示されているように、予想通りの結果が得られた。またこの相関図によると、プレミアムの水準が大きいオプションでも、時間価値ベースで理論値と実現値を比較するとかなり乖離の程度が大きくなることが示されている。ディープ・イン・ザ・マネーのオプションはプレミアムの水準が大きいため錯覚されやすいが、実際には本質価値がそのほとんどを占めており、時間価値だけを分離するとプレミアムの理論値と実現値の関係はかなり微妙になっていることがわかる。その意味で、このようなプレミアムの水準に関する検証結果はディープ物のオプションほど理論値と実現値の乖離が大きいという1番目の検証結果と整合的であるといえよう。

### ③ 売買高と乖離度

売買高の大きいオプションほど市場が競争的であるために、理論値に近いプレミアムが形成されやすいのではないかと予想される。ほぼ予想通りの結果が得られた(図15を参照)。この検証結果は比較的売買高の大きくなりやすいニア・ザ・マネーのオプションに関する乖離度が小さいという①の検証結果と整合的である。ただし、売買高の小さいオプションに関しては、終値のついた時刻が取引終了時刻よりもかなり前である可能性が高いため、タイム・ラグによる誤差が発生しやすいという点を考慮しなければならない。

### ④ 満期までの期間と乖離度

満期まである程度日数がある場合の方が満期の株価指数に対する投資家の予測のばらつきが小さく、理論プレミアムの説明力が高くなると予想される。期近物のオプションほど、乖離の



図16 満期までの期間と乖離度 (コール)

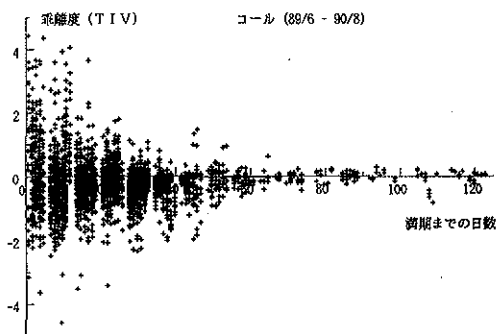
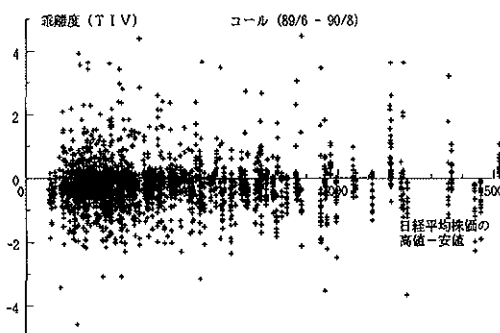


図17 株価変動の大きさと乖離度 (コール)



ンプルを限定したうえで、満期までの日数と乖離の大きさの関係を調べた(表7を参照)。低プレミアム銘柄を除外した後も満期までの期間と乖離の大きさの逆相関性は高く、この要素はプレミアムの水準とは独立した説明変数であったことがわかる。

またこれらの表(表5～表7)からも、1) プット・プレミアムの理論値は過小推定されやすいこと、2) 日経平均HVベースの理論値は実際のプレミアムを過小評価する傾向があること、3) 日経平均HVベースよりも日経平均IVベースの方が、また日経平均IVベースよりもTIVベースの方が乖離の程度が小さいことなどが再確認できる。

#### 4. ま と め

以上、データが終値ベースであることによる分析上の制約はあったが、日本の株価指数オプション市場におけるオプション・モデルの有効性について日経平均株価オプション取引の市場開設当初からのデータに基づいて分析を行った。

オプション・モデルとしては伝統的なブラック=ショールズ・モデルをそのまま用いた。検証方法に関しては、アメリカにおける実証分析で用いられている手法を参考にしたが、モデルから導かれた理論プレミアムと実際のプレミアムを直接比較すると、イン・ザ・マネーのオプション・プレミアムに対する理論値の説明力が相対的に高くなるというバイアスがかかるため、時間価値だけを分離したうえで検証を行った。その検証結果の要点を簡単にまとめておこう。

第1に、不完全ながらもアメリカン型の日経平均株価オプションのプレミアムを評価する際にヨーロピアン型のオプションを前提にしているブラック=ショールズ・モデルを用いても支障がないかという点に関してはどうだったろう。

様々な検証結果から明らかのように、ブラック=ショールズ式から算出されるプット・プレミアムに対する理論値は実際のプット・プレミアムを構造的に過小推定する傾向があることがわかった。一方、コール・プレミアムの理論値にはこのようなバイアスは見られなかった。これは配当支払いのない原資産に対するコールは



表6 売買高と乖離の程度

		平均値(%)	平均偏差(%)	標準偏差(%)	異常値の個数	サンプル数 (異常値を除く)
日経平均HV	コール	26.26	78.71	109.57	78	1,904
	少	33.22	82.14	118.26	32	628
	中	17.89	78.46	109.96	37	724
	多	29.96	75.21	97.78	9	552
	プット	49.07	90.66	124.01	547	1,528
	少	55.49	99.25	132.63	230	461
	中	38.42	90.36	132.95	279	654
	多	59.94	81.97	97.90	38	413
日経平均IV	コール	- 6.89	51.04	89.33	79	1,903
	少	5.46	58.99	110.38	32	628
	中	-12.02	57.87	93.65	37	724
	多	-12.97	34.42	52.47	10	551
	プット	- 1.58	60.69	111.87	420	1,655
	少	10.70	71.36	139.04	187	504
	中	- 9.81	63.88	115.42	205	728
	多	- 0.55	43.90	66.46	28	423
TIV	コール	- 7.26	49.05	85.02	79	1,903
	少	3.55	56.30	107.95	32	628
	中	- 9.12	51.40	82.72	37	724
	多	-15.99	38.34	55.76	10	551
	プット	- 2.73	53.85	98.02	430	1,645
	少	5.26	57.27	106.54	188	503
	中	- 8.42	55.60	100.91	214	719
	多	- 1.89	47.02	80.80	28	423

(注) プレミアム100円超のオプションだけを対象にした。  
 少売買高： 100枚以下  
 中売買高： 100枚超、2,000枚以下  
 多売買高：2,000枚超  
 算出方法は表2に準ずる。

照)。インプライド・ボラティリティにはこのようなバイアスは見られなかったが、市場を代表するインプライド・ボラティリティとして公表されている日経平均IVに関しては、1990年に入ってから、毎月取引最終日直前になるとはねあがるという傾向が見られた。

この現象は、満期が近くなると、ニアのアウト

・オブ・ザ・マネーのオプションは満期が到来するまでにイン・ザ・マネーに移るかもしれないという投資家の思惑のために、理論値よりも高いプレミアムがつけられる傾向があることを反映しているものと思われる(大村・福田[1990]を参照)。日経平均IVはこのような直近効果を回避するために取引最終日の2週間前









- (5) 「インプライド・ボラティリティの分析—日経平均株価オプション取引ザラバ・データによる分析」大村敬一・福田徹、1990年、大阪証券取引所『インベストメント』10月号
- (6) 「日本の株価指数オプション市場」高橋滋明・橋本吉史・福田徹、大和総研『大和投資資料』1991年2月、3月、4月号に掲載予定

[英文]

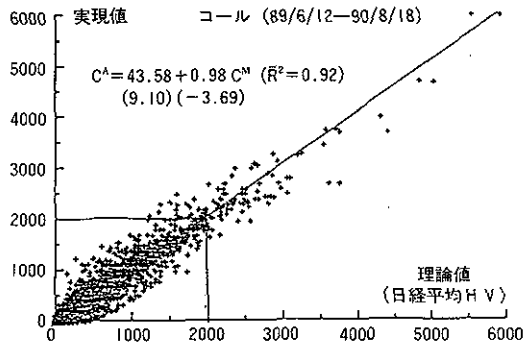
- (1) "Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Variability," Stan Beckers, *Journal of Banking and Finance* 5, September 1981
- (2) "Empirical Properties of the Black-Scholes Formula Under Ideal Conditions," Mihir Bhattacharya, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15, December 1980
- (3) "Fact and Fantasy in the Use of Options," Fischer Black, *Financial Analysts Journal* 31, July-August 1975
- (4) "The Valuation of Option Contracts and a Test of Market Efficiency," Fischer Black and Myron Scholes, *Journal of Finance* 27, May 1972
- (5) "Tests of Market Efficiency for American Call Options," Edward C. Blomeyer and Robert C. Klemkosky, in 'Option Pricing,' ed. by Menachem Brenner, 1983
- (6) "The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency," Donald P. Chiras and Steven Manaster, *Journal of Financial Economics* 6, June-September 1978
- (7) "Options Markets," John C. Cox and Mark Rubinstein, Prentice-Hall, Inc., 1985
- (8) "Tests of Market Efficiency of the Chicago Board Option Exchange," Dan Galai, *Journal of Business* 50, April 1977
- (9) "A Survey of Empirical Tests of Option Pricing Models," Dan Galai, in 'Option Pricing,' ed. by Menachem Brenner, 1983
- (10) "Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied in Option Prices," Henry A. Latané, and Richard J. Rendleman, Jr., *Journal of Finance* 31, May 1976
- (11) "An Empirical Examination of the Black-Scholes Call Option Pricing Model," James D. MacBeth and Larry J. Merville, *Journal of Finance* 34, December 1979
- (12) "Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices," Steven Manaster and Richard J. Rendleman, Jr., *Journal of Finance* 37, September 1982
- (13) "Tests of Two Models for Valuing Call Options on Stocks with Dividends," William E. Sterk, *Journal of Finance* 37, December 1982
- (14) "A Comparison of Listed Option Premiums and Black and Scholes Model Prices:1973-1979," Gary Trennepohl, *Journal of Financial Research* 4, Spring 1981
- (15) "A Test of Option Market Efficiency Using a Random-Walk Valuation Model," Robert R. Trippi, *Journal of Economics and Business* 29, Winter 1977
- (16) "Valuation of American Call Options on Dividend Paying Stocks: Empirical Tests," Robert E. Whaley, *Journal of Financial Economics* 10, March 1982

〔補論〕 検証結果

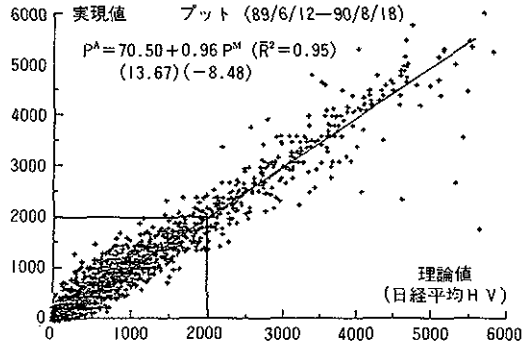
I 理論プレミアムと実現プレミアム

(1) 日経平均HVベース

(a) コール

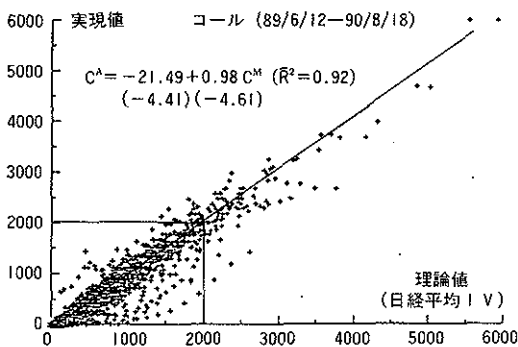


(b) プット

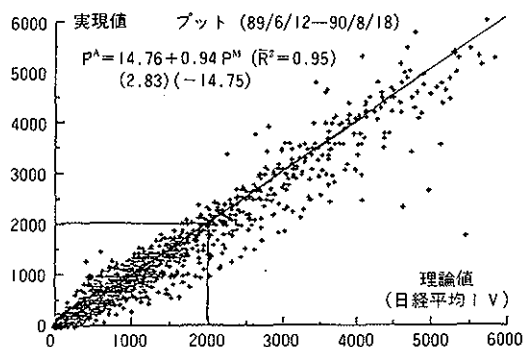


(2) 日経平均IVベース

(a) コール

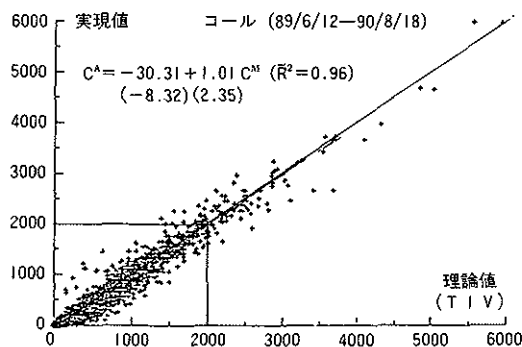


(b) プット

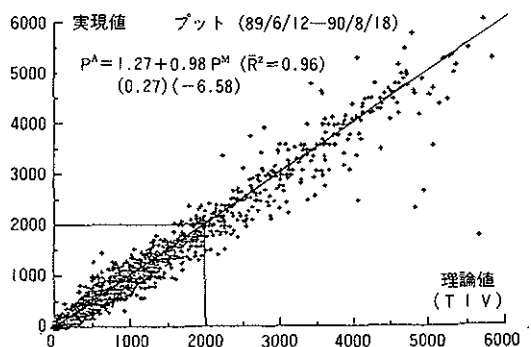


(3) TIVベース

(a) コール



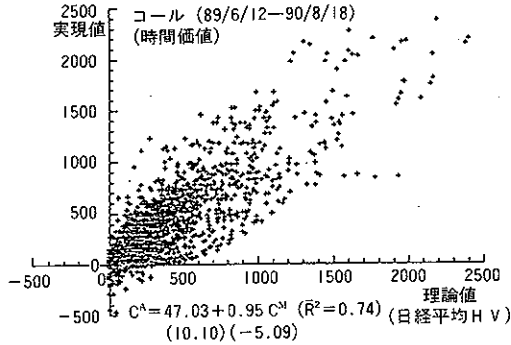
(b) プット



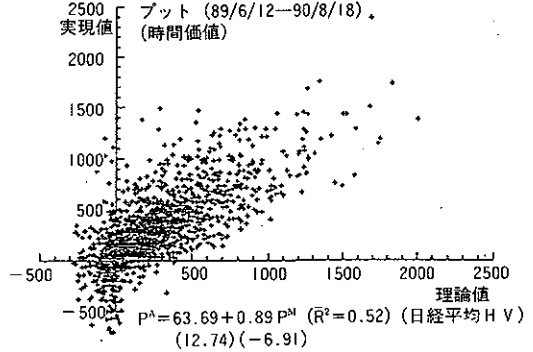
## II 時間価値ベースでの理論値と実現値

## (1) 日経平均HVベース

## (a) コール

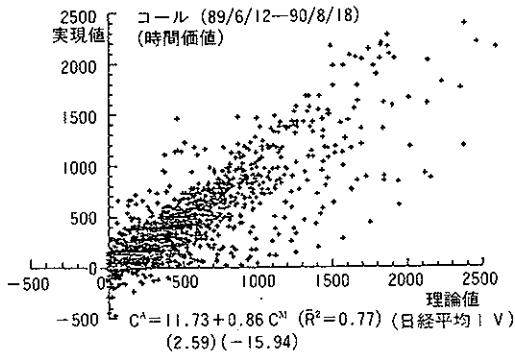


## (b) プット

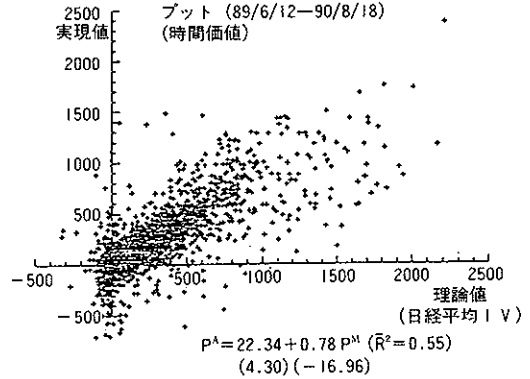


## (2) 日経平均IVベース

## (a) コール

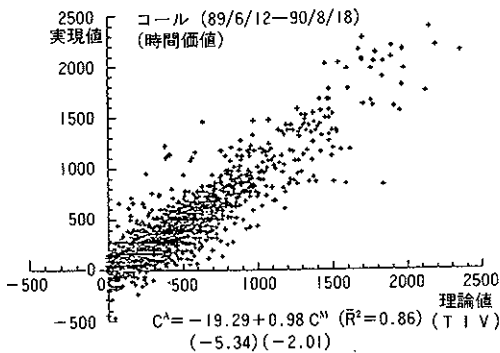


## (b) プット

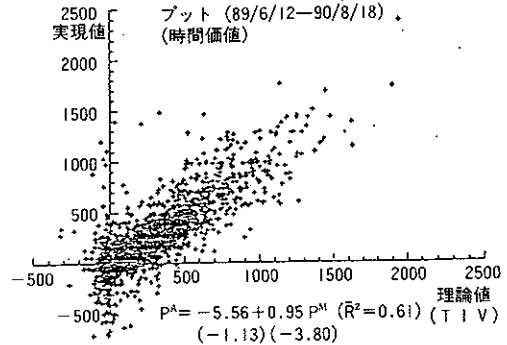


## (3) T I V ベース

## (a) コール



## (b) プット





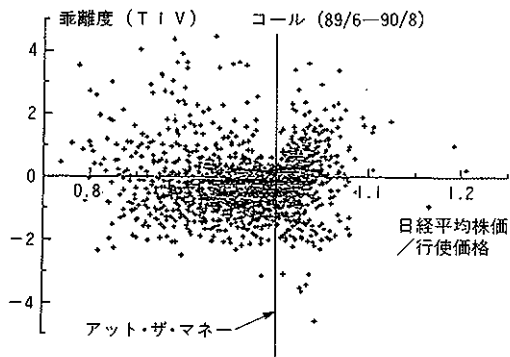




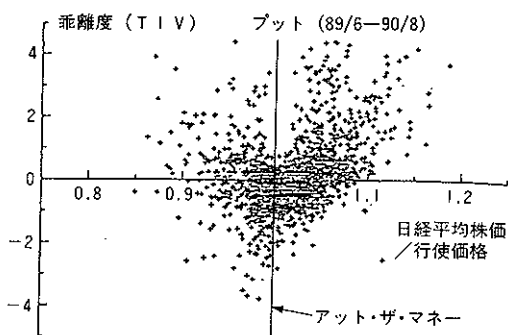
IV 説明変数と乖離の程度

(1)イン・ザ・マネー、アウト・オブ・ザ・マネーの程度と乖離度

(a)コール

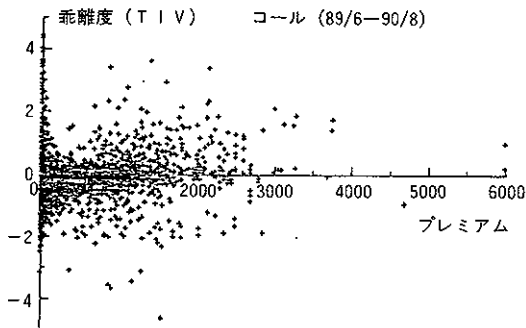


(b)プット

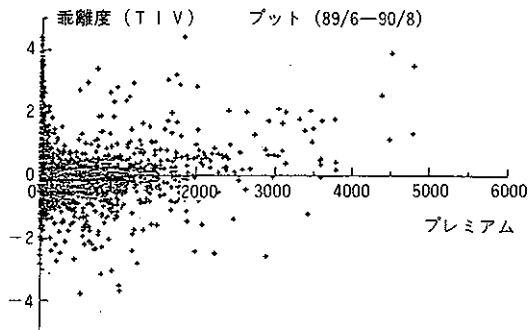


(2)プレミアムの水準と乖離度

(a)コール

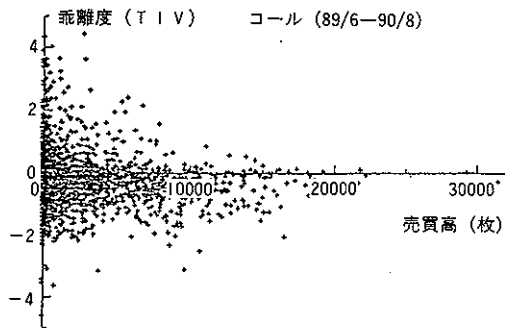


(b)プット

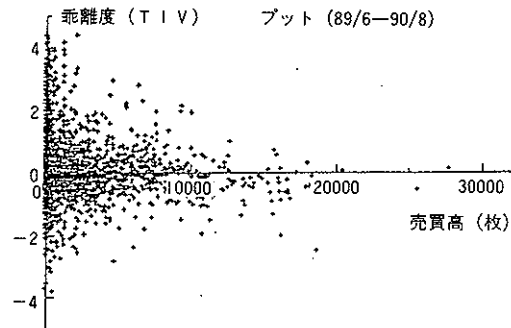


(3)売買高と乖離度

(a)コール

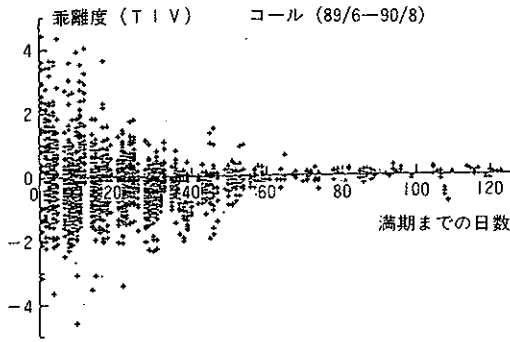


(b)プット

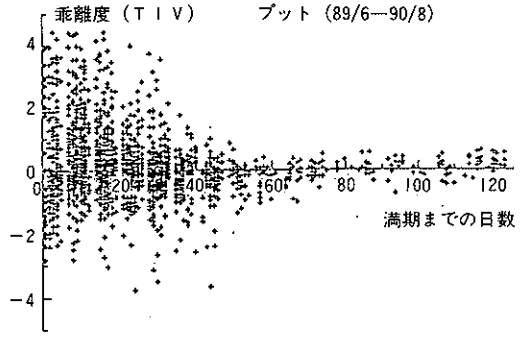


(4)満期までの期間と乖離度

(a)コール

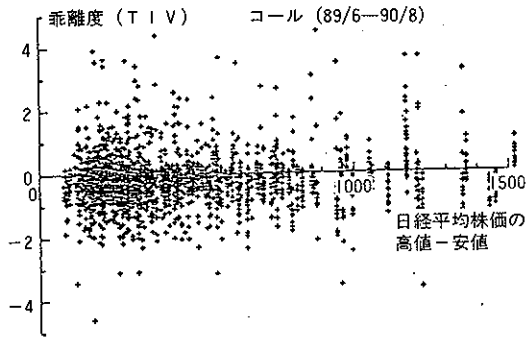


(b)プット



(5)株価変動の大きさと乖離度

(a)コール



(b)プット

