

金融市場局ワーキングペーパーシリーズ 2002-J-5

**株価からみた市場の期待形成**

1998 年以降の実証分析

今久保 圭

日本銀行金融市場局

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

2002 年 7 月 26 日

日本銀行金融市場局ワーキングペーパーシリーズは、金融市場局スタッフによる調査・研究成果をとりまとめたもので、金融市場参加者、学界、研究機関などの関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融市場局の公式見解を示すものではありません。

## 株価からみた市場の期待形成

### 1998年以降の実証分析

今久保 圭\*

#### [要 旨]

本稿は、株価情報からマクロ経済指標に対する市場の期待を抽出することを目的としている。具体的には、マルチファクター・モデルを用いることによって、ファクターリスク・プレミアムという形で、株式ポートフォリオの変動から、マクロ経済指標のイノベーションとして定義されるファクターリスクに対するプライシングを観察する。推計されたファクターリスク・プレミアムを観察することにより、マクロ経済指標と株価の事後的な関係をみるだけでは得ることのできない、市場の期待形成に関する追加的な情報を得ることができる。

本稿では、東証1部33業種の株式ポートフォリオを用いて、生産活動要因、インフレ要因、為替要因、クレジット要因、長期金利要因、短期金利要因の6個のマクロ経済指標のファクターリスク・プレミアムを時系列的に観察している。また、1998年から2001年までの期間でTOPIX(東証1部株価指数)が似通った動きをしていた局面をピックアップし、ケース・スタディ的にプレミアム動向の比較を行っている。その結果、同様にみえる相場上昇・下落局面であっても、株式市場ではマクロ経済動向に対して異なる期待が形成されている可能性が示された。とりわけ、近年のゼロ金利・量的緩和政策により、長短金利が低水準で安定的に推移する中で、金利指標から市場参加者の期待を把握することは困難になってきている。こうした観点からも、マルチファクター・モデルにより推計されるファクターリスク・プレミアムは、重要な意味を持っている。

---

今久保 圭 日本銀行金融市場局金融市場課 (現 人事局)

本稿の作成に当たっては、日本銀行スタッフ、とりわけ吉田敏弘氏から多くの貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。もちろん、有り得べき誤りは筆者の責任である。

## [目次]

1. はじめに.....	1
2. 期待変化を検証するための枠組み.....	3
(1) マルチファクター・モデルの考え方.....	3
(2) ファクターの選択.....	6
(3) ヒストリカル・モデルの推計.....	9
(4) クロスセクション・モデルの推計.....	14
(5) 分析上の留意点.....	18
3. 株式市場を巡る期待形成の動き.....	20
(1) 経済の動向.....	20
(2) 相場上昇局面での期待形成.....	22
(3) 相場下落局面での期待形成.....	27
(4) 相場下げ渋り局面での期待形成.....	30
(5) IT 相場の転換点における期待形成.....	33
4. おわりに.....	36
補論 1 クラスタ分析による IT 相場の検証.....	38
補論 2 インプライド確率分布による相場期待の検証.....	40
参考文献.....	45

## 1. はじめに

本稿は、株式市場における期待変化に関するケース・スタディを通じて、情報変数<sup>1</sup>としての株価の有用性について考察することを目的としている。そのために、マルチファクター・モデルを用いて、東証1部の業種別株価の変動から、株価に織り込まれているマクロ経済動向に対する期待をファクターリスク・プレミアムとして抽出する。また、その変化を時系列として観察することによって、相場の局面毎に、市場参加者の期待がどのように変化していたか検証する。

一般に、株価の変動には、市場参加者の期待変化が強く反映されている。例えば、株価が上昇する局面では、その背後には、景況感の改善やクレジット・リスクの縮小などの様々な期待変化が絡み合っていると考えられる。昨今、金融政策が期待形成に直接的に働きかける側面が重視されてきている中では、株式市場におけるこのような期待変化を把握することは意義深く、期待動向を抽出・観察するツールの必要性が増している。

こうした問題意識の下で、本稿では、東証1部の業種別株価の変動から、市場で形成される株価に市場参加者のどのような期待が反映され、それがどのように変化していたかを検証する<sup>2</sup>。具体的には、東証1部33業種の株式ポートフォリオにマルチファクター・モデルを適用して、ファクターリスク・プレミアムを推計する。ファクターリスク・プレミアムは株価リターンの源泉であり、このプレミアムの推移を観察することで、どのファクターリスク（ここでは、マクロ経済指標に関する市場参加者の期待）を基に株価が形成されていたかを把握できるほか、一般にマクロ経済指標では把握できない様々なイベントが、複数のプレミアムのうちどのプレミアムに反映されているか、などの情報を抽出できる。また、こうした形で情報を抽出することにより、株価の情報変数としての有用性を高めることができるほか、最近の金融政策下で低位に誘導されている金利市場の動向についても追加的な情報が得られると思われる。

---

<sup>1</sup> 加藤 [1990] は、情報変数を、金融政策における最終目標（物価）の将来の動きに関して有用な情報を有する変数として定義した上で、情報変数としての適格性をテストした結果、商品市況、為替相場、長短金利スプレッドには一定の適格性を認める一方、株価指数（日経225）と消費者物価との間にはグレンジャーの意味での因果関係が成立しているとは言えず、株価指数を情報変数として位置付けることは難しいと判断している。なお、本稿では、情報変数は、最終目標に対する相関関係や先行性を有する金融経済指標としてではなく、金融政策の決定に際して有用な情報を有する変数として、広義に解釈する。

<sup>2</sup> わが国の株式データを用いた先行研究では、白塚・中村 [1998] が、同一の原資産、満期日までの残存期間を有する異なる権利行使価格のオプション価格を使って、原資産価格のリスク中立インプライド確率分布の推計を試みている。具体的には、日経225と債券先物のインプライド確率分布を推計し、1989年から1995年における期待変化を観察している。また、Hirata and Ueda [1998] は、プロビット・モデルを用いて、日経225と長短金利スプレッドを基に、景気後退確率という形で期待変化を観察している。

この手法を用いて、本稿では、期待形成の変化に関するケース・スタディを行う。ケース・スタディの対象期間は1998年から2001年までとし、相場上昇局面、下落局面、下げ渋り局面毎にプレミアム動向の比較を行う。その上で、市場の期待形成がどのように変化し、その期待動向や金融・実体経済指標との関係がどの時点でどのように変化したか、また、金融政策の運営はこのような期待形成にどのような影響を及ぼしたか、といった点を時系列として観察することを試みる。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節では、市場参加者の期待変化を検証するための基本的な枠組みとしてマルチファクター・モデルの考え方を概観した上で、観察対象であるファクターの選択基準について検討する。また、市場参加者の期待形成上、推計されたファクターリスク・プレミアムの変動から、どのような変化が捕捉されうるかという概念整理を行うほか、推計誤差の問題について検討する。そして第3節では、最近の株式市場を取り巻く環境の変化を概観した上で、ケース・スタディを通して、株式市場における期待のどのような変化がプレミアムの変化から読み取れるか、この間の金融政策運営（1999年2月のゼロ金利政策の導入、2000年8月のゼロ金利政策の解除、2001年3月の金融調節方針の変更など）と関連させながら検証する。最後に第4節では、結びとして、本稿の分析内容を簡単に総括する。

## 2. 期待変化を検証するための枠組み

ファクターリスク・プレミアムは、株価リターンの源泉であり、このプレミアムの推移を観察することで、どのファクターリスク(マクロ経済指標に関する市場参加者の期待)を基に株価が形成されているかを把握できる。一般に、ファクターリスク・プレミアムは、代表的なリスク・モデルであるマルチファクター・モデルの枠組みの中で考えられる。マルチファクター・モデルは、シングルファクター・モデルの拡張として誕生して以降、様々なタイプのモデルが開発され、市場動向のモニタリング、ポートフォリオ構築、リスク管理といった形で実用化もされている。

本節では、先行研究の成果を振り返りながら、市場参加者の期待変化を検証する基本的な枠組みを概観する。次に、モニタリングの対象となるファクターとして、どのようなマクロ経済指標を採用することが適切かを検討し、その上で、本稿で推計するマルチファクター・モデルを定式化する。さらに、推計結果の見方について説明を加えるほか、推計誤差の問題について簡単に検討する。

### (1) マルチファクター・モデルの考え方

まず、ファクターリスク・プレミアムを推計する際の枠組みである、マルチファクター・モデルについて概観する。

マルチファクター・モデルの原型は、CAPM (Capital Asset Pricing Model [資本資産評価モデル]) と呼ばれる、Sharpe のシングルファクター・モデルに求められる。その後、Ross [1976] によって APT (Arbitrage Pricing Theory [裁定評価理論]) が提唱され、これを応用する形で、複数のファクターによって株価リターンを記述するマルチファクター・モデルが用いられるようになった。

こうして誕生したマルチファクター・モデルは、Elton and Gruber [1995] によると、その推計方法によって大きく2つのタイプに分類することができる。第一のタイプは、因子分析モデルである。これは、APT型のモデル構造を前提として、株式ポートフォリオのリターンから共通因子や因子負荷量を同時に推計するものである。この手法は、事前に特定の共通因子や因子負荷量を仮定する必要が無く、制約の少ない方法である。もっとも、こうして推計された共通因子は統計的な説明力こそ高いものの、複合指標となっているためにその経済学的な意味付けが難しい。わが国の株価データに関する先行研究では、櫻庭 [1987] や Elton and Gruber [1988] などが適用を試みている<sup>3</sup>。第二のタイ

---

<sup>3</sup> 櫻庭 [1987] は、1963年から1984年の間について、日経225の採用銘柄を対象にして因子分析を行っている。その結果、7個の共通因子を抽出し、その変動パターンを明らかにしているものの、それ自体が何を表すものであるかという点について、具体的に特定するこ

ブは、事前にファクターやエクスポージャー（ファクターに対する株価リターンの感応度）構造を特定する方法である。第二のタイプは、さらに、事前に何らかのファクターを特定する方法と、エクスポージャーを特定する方法に分類することができる。前者のモデルは、株価リターンとファクターの時系列データから、そのエクスポージャーを推計する（以下、ヒストリカル・モデルと呼ぶ）。具体的には、第*i*業種の株価リターン  $z_i$  は、次のように表すことができる。ただし、 $a_i$  は定数項、 $b_{ik}$  はエクスポージャー、 $f_k$  はファクター、 $t$  は時間を表す。

$$z_{it} = a_i + \sum_{k=1}^K b_{ik} f_{kt}$$

事前に仮定するファクターがマクロ経済指標の場合、利用可能なデータの種類は月次・四半期・年次ベースに限定されてしまう。わが国の株価データに関する先行研究では、Salomon Brothers [1991] などがヒストリカル・モデルの適用を試みているが<sup>4</sup>、個別銘柄を分析対象とした際のエクスポージャーは不安定であることが多いことが知られている（米澤 [2001] などを参照）。

また、後者のモデルの代表的なものとして、BARRA モデルを挙げることができる（以下、クロスセクション・モデルと呼ぶ）。具体的には、第*i*業種の期待株価リターン  $\bar{z}_i$  は、次のように表すことができる。ただし、 $\lambda_0$  はリスクフリー・レートを表す。

$$\bar{z}_i = \lambda_0 + \sum_{k=1}^K \lambda_k b_{ik}$$

この  $\lambda_k$  がファクターリスク・プレミアムであり、 $b_{ik} = 1$  のとき、超過リターンに等しくなる<sup>5</sup>。

この手法では、ポートフォリオを構成する銘柄の株価リターンについて、財務データなどのミクロ経済指標をエクスポージャーとして、それぞれの時点のファクターリス

とはできない、と結論付けている。また、Elton and Gruber [1988] は、1971 年から 1986 年の間について、NRI400（東京証券取引所の業種別時価総額の構成比とほぼ等しくなるように選択された 400 銘柄）を対象にして、4 個の共通因子を抽出している。

<sup>4</sup> Salmon Brothers [1991] では、東証 1 部上場の個別株価や業種別株価を対象に、ヒストリカル・モデルを推計している。ここでは、9 個のファクター（経済成長＜鉱工業生産＞、景気循環＜クレジット・スプレッド＞、長期金利＜10 年国債流通利回り＞、短期金利＜現先レート＞、インフレ・ショック＜消費者物価の実績と予測の乖離＞、為替レート＜実効為替レート＞、原油価格、マーケット・インパクト＜残差マーケット・リターン＞、サイズ効果＜時価総額ウェイト＞）を用いている。

<sup>5</sup> 例えば、結城 [1999] は、1990 年から 1998 年をサンプル期間として、クロスセクション・モデルを推計している。採用されているファクターには、次の 15 個がある。TOPIX ヒストリカル・ベータ、長短金利スプレッド、為替変化率、クレジット・スプレッド、市場分布変化率、キャッシュフロー株価比、予想益利回り、予想配当利回り、企業規模、資本利益率、総資産成長率、自己資本比率、純資産株価比、長期収益率、短期収益率。

ク・プレミアムをクロスセクションで推計する<sup>6</sup>。実務家の間では、リスク・コントロール上の有用度が高い<sup>7</sup>、このクロスセクション・モデル型のマルチファクター・モデルが主流となっている。

本稿では、これら2つのタイプのマルチファクター・モデルのうち、第二のタイプを採用する。株価からマクロ経済指標に関する市場参加者の期待を抽出することを目的とする場合、ファクターの経済学的な意味付けが難しい因子分析モデル型のマルチファクター・モデルは適当ではないためである。マルチファクター・モデルを用いて株式市場において形成されている期待動向を分析するためには、ファクターリスク毎にプレミアムを評価する必要がある。そのために、ヒストリカル・モデルとクロスセクション・モデルを併用する。すなわち、クロスセクション・モデルからファクターリスク・プレミアムを推計する際、マクロ経済指標をファクターとしたヒストリカル・モデルから得ら

<sup>6</sup> クロスセクション・モデルは、ヒストリカル・モデルを次のように展開することで求められる。ここでは、単純化して、ファクターが1つしか存在しないケース（シングルファクター・モデル）を考える。

$$z_i = a_i + b_i f$$

このとき、 $i$ と $j$ の2銘柄（ $b_i \neq b_j$ ,  $b_i, b_j \neq 0$ ）で構成されている株式ポートフォリオのリターン $Z$ は、

$$Z = w(a_i + b_i f) + (1-w)(a_j + b_j f) = w(a_i - a_j) + a_j + [w(b_i - b_j) + b_j]f$$

と表される。ここで、 $w^* = b_j / (b_j - b_i)$ とすると、これに対応する株式ポートフォリオのリターン $Z^*$ は、

$$Z^* = b_j \left( \frac{a_i - a_j}{b_j - b_i} \right) + a_j$$

となる。 $Z^*$ とリスクフリー・レート $\lambda_0$ との間には裁定が働くことから、

$$Z^* = \lambda_0 \Leftrightarrow \frac{a_j - \lambda_0}{b_j} = \frac{a_i - \lambda_0}{b_i}$$

が成立する。このとき、期待リターン $\bar{z}_i$ は $a_i$ に等しいことから、

$$\bar{z}_i = \lambda_0 + b_i \lambda_1$$

と変形できる。これが、クロスセクション・モデルである。ここで、ファクター数を $k$ 個に拡張すると、

$$\bar{z}_i = \lambda_0 + \sum_{k=1}^K \lambda_k b_{ik}$$

として、クロスセクション・モデル型のマルチファクター・モデルが得られる（証明の詳細については、Ingersoll [1987]などを参照）

<sup>7</sup> 例えば、クロスセクション・モデルをベースにしたファクターティルト戦略が採用されている。これにより、特定のファクターに傾斜したセクターや銘柄の選別を行うことができる。

れるエクスポージャーを用いる。これにより、最終的に求められるプレミアムの意味付けが容易になる。ただし、本稿では株式市場の均衡メカニズムまでは立ち入らない。株価リターンの生成過程 (return generating process) を記述するに止め、市場における均衡メカニズムに対して特定の仮定を置いていない。すなわち、分析対象が効率的市場 (利用可能な情報が即座に株価に織り込まれる市場) あるいは非効率的市場 (例えば、情報を認識してからそれが株価に織り込まれるまでの間にラグがあるなど、効率的ではない市場) かを予め特定していない。

なお、株価とマクロ経済指標との関係を論じる際、厳密には、株価とマクロ経済変数との間にあるフィードバック・プロセスを考慮しなければならない。例えば、株価は将来の経済活動に関する期待を反映している一方で、資産効果などを通じて将来の経済活動に対しても直接的に影響を及ぼす。もっとも本稿の目的は、株価からマクロ経済情報を抽出することにあるため、株価とマクロ経済変数との間のフィードバック・プロセスまでは考慮しない。言い換えれば、これは、株価が経済活動に直接的に影響するという長期的な経路を捨象し、株価を内生変数、ファクターとしてのマクロ経済指標を外生変数として扱うことを意味している。

## (2) ファクターの選択

次に、ファクターの選択について検討する。ヒストリカル・モデルでは事前にファクターを仮定するが、今のところ確立された選択基準は存在せず、基本的には分析者の裁量に任されている。一般には、モデルの推計パフォーマンスが最良となるように、ファクターの組み合わせを決定することが多い<sup>8,9</sup>。本稿では、マクロ経済指標をファクターに選択した代表的な先行研究である Chen, Roll and Ross [1986] の考え方に依拠してファクターを選択する。

ファクター選択は、以下のような、標準的な収益 (配当) 割引モデルの枠組みに基づいて行われている。収益割引モデルによると、株価  $p_t$  は期待企業収益の流列  $E(e_t)$  を割引因子  $k_t$  (割引率とリスク・プレミアムの合計) で割り引いたものとして定義される。

---

<sup>8</sup> 実務目的でマルチファクター・モデルが用いられる場合、ファクター (またはエクスポージャー) の選択には次のような手続きが取られる。まず、候補変数を選択し、因子分析やクラスター分析を利用して候補変数をグルーピングする。次に、各グループから幾つかの代表変数を選出し、ステップワイズ回帰にかけ、最終的に変数を絞り込む (小林 [1995] などを参照)。

<sup>9</sup> ファクター数の選択に際しても、定型化された基準は存在しない。もっとも、先行研究では、ファクターの個数に関して様々な検定を課すことによって、推計者の裁量に制約を加えているものもある (Campbell, Lo and MacKinlay [1997] などを参照)。

$$p_t = \frac{E(e_t)}{k_t}$$

このとき株価リターン  $z_t$  は、

$$z_t = \frac{dp_t}{p_t} = \frac{d[E(e_t)]}{E(e_t)} - \frac{dk_t}{k_t}$$

として、期待企業収益の変化率と割引因子の変化率に分解できる。したがって、ファクターを選択する際には、期待企業収益と割引因子の変化率に影響を及ぼすと考えられるマクロ経済指標を選択すれば良い。このとき、期待企業収益の改善/悪化は株価リターンにはプラス/マイナスに働く。また、割引因子の上昇/低下は株価リターンにはマイナス/プラスに働く。本稿では、ファクターとして、生産活動要因、インフレ要因、為替要因、クレジット要因、長・短金利要因を選択する。これらの中には、生産活動要因のように、株価リターンに対してプラス・マイナスいずれの方向に影響するか自明のファクターがある一方、インフレ要因のように、事前にその影響の方向性を特定することが難しいファクターも存在する<sup>10</sup>。なお、株価リターンに対する全体的な説明力の観点から、以上の6個のファクターに加えて、マーケット要因（いわゆる、ベータ・リスク）も選択する。

それぞれの要因に該当すると思われるマクロ経済指標として、市場参加者の間でファクターとして注目されているもの（日本証券アナリスト協会 [1998]、図表1）や、中央銀行として注視すべき指標の中から、株価リターンの生成に影響すると考えられ、かつマルチファクター・モデル上で安定したパフォーマンスが期待できる、以下の7個の変数を選択する。

生産活動要因：鉱工業生産指数（経済産業省）

インフレ要因：消費者物価指数（除く生鮮食品、総務省）

為替要因：名目実効為替レート（日本銀行）

クレジット要因：社債流通利回りの対国債スプレッド

長期金利要因：10年国債流通利回り

短期金利要因：無担保コールレート（オーバーナイト物、以下 O/N）

マーケット要因：TOPIX の残差マーケット・リターン<sup>11</sup>

<sup>10</sup> Bakshi and Chen [1996] のサーベイ結果や、後述の推計結果からは、株価リターンとインフレ要因との間には、経験的に負の関係が観察される。これは、従来、株式投資がインフレをヘッジする手段として考えられていたことと相反する結果になっている。

<sup>11</sup> TOPIX の残差マーケット・リターンとは、TOPIX のリターンを被説明変数、～ の要因を説明変数とするヒストリカル・モデルを推計した際の残差系列である。TOPIX と各業種別株価の株価リターンとの間には裁定が働いているため、残差マーケット・リターンと業種別の株価リターンとの間には正の相関があると考えられる。

(図表1) 証券アナリストが注目する指標

順位	指標	種別	得票率 (%)	順位	指標	種別	得票率 (%)
1	対ドル円レート		84.6	22	キャッシュフローレシオ		15.4
2	株価収益率		81.5	22	使用総資本営業利益率		15.4
2	当期利益成長率		81.5	24	株式含み益		13.8
4	原油価格		64.6	25	輸出売上高比率		10.8
5	株価トレン		63.1	26	アルファ値		9.2
6	公社債インデックス		58.5	26	売買回転率		9.2
7	出来高		53.8	26	自己資本比率		9.2
8	マネーサプライ		41.5	26	インフレ調整		9.2
9	米国30年物利回り		36.9	26	営業利益の変動係数		9.2
10	ベータ値		29.2	26	米国フェアヴァリュート		9.2
11	卸売物価指数		27.7	26	金価格		9.2
12	鉱工業生産指数		26.2	33	自己資本成長率		7.7
13	益利回り		24.6	34	純資産成長率		6.2
14	売上高成長率		23.1	34	米国貿易収支		6.2
14	当期利益の連単倍率		23.1	36	売上高		4.6
16	時価総額		21.5	37	資本金		3.1
16	株価純資産倍率		21.5	37	純資産		3.1
18	収益率の標準偏差		18.5	37	流動性比率		3.1
18	自己資本当期利益率		18.5	40	配当利回り		1.5
20	コールト		16.9	40	労働装備率		1.5
20	経常収支		16.9	40	会計ベータ		1.5
				43	時価総額成長率		0.0

(注) 1990年1月に、主として検定証券アナリストの資格を有する100人をランダムに抽出して、アンケートを実施した結果。種別は、：市場指標、：財務指標、：マクロ指標。

(出所) 日本証券アナリスト協会編『証券投資論』

(図表2) マクロ経済指標の相関関係

生産活動要因	1.000					
インフレ要因	0.105 1.011	1.000				
為替要因	0.082 1.007	-0.012 1.000	1.000			
クレジット要因	0.086 1.007	-0.024 1.001	0.150 1.023	1.000		
長期金利要因	0.052 1.003	-0.123 1.015	-0.045 1.002	-0.135 1.019	1.000	
短期金利要因	0.028 1.001	0.019 1.000	-0.118 1.014	-0.054 1.003	0.268 1.077	1.000

(注) 表中の上段は相関係数、下段はVIFを表す。

なお、マクロ経済指標が株価リターンに及ぼす影響を分析する際、マクロ経済指標自体が直接的に株価リターンの生成に影響する経路や、マクロ経済変数に対する期待が株価リターンの生成に影響する経路に加え、マクロ経済指標の変動のうち、予期せぬ変動分が株価リターンの生成に影響する経路などが想定される。本稿では、リスクとして認識されているかどうかをチェックすることが目的であるため、各マクロ経済指標の変動のうち、予期せぬ変動分が株価リターンの生成に影響すると考える。具体的には、各マ

ク口経済指標毎に ARIMA モデルを同定し、そのイノベーション（予期せぬ変化分）をマルチファクター・モデルの説明変数として用いる<sup>12</sup>。なお、各説明変数間の相関関係は弱く（図表 2）、マルチファクター・モデルの推計上、多重共線性の問題は無いと思われる<sup>13</sup>。

### （3）ヒストリカル・モデルの推計

以上の考え方にに基づき、二段階でマルチファクター・モデルを推計する。まず、ヒストリカル・モデルの推計には、業種別の株価リターン（東証 1 部 33 業種分類）（2）における ~ のファクターを用いる（いずれも月次データ）。推計期間は 1995 年 1 月から 2001 年 12 月までとし、重回帰には最小自乗法を用いる。

ヒストリカル・モデルから求められたエクスポージャーの符号は、業種の違いにかかわらず、概ね、生産活動要因はプラス、インフレ要因、為替要因、クレジット要因はマイナス、長期金利要因はプラス、短期金利要因はマイナス、マーケット要因はプラスとなっている。すなわち、過去の経験からは、各要因が株価リターンに対してプラスに寄与するには、生産活動拡大、物価下落、為替円安、クレジット・スプレッドの縮小、長期金利上昇<sup>14</sup>、短期金利低下、TOPIX 上昇、といった方向へのイノベーション（予期せぬ変化）が求められていることが分かる。なお、エクスポージャーの統計的な説明力をみると、インフレ要因に係るエクスポージャーには、フィットが必ずしも良くないケースが散見される<sup>15</sup>。

---

<sup>12</sup> マクロ経済指標毎の ARIMA モデル (p,d,q) の同定結果は、次の通りである。ただし、p、q はそれぞれ AR、MA 部分の次数を表し、d は階差を表す。

生産活動要因 (2,0,0)	インフレ要因 (1,0,0)	為替要因 (1,0,1)
クレジット要因 (1,0,1)	長期金利要因 (1,0,0)	短期金利要因 (1,0,[3])

<sup>13</sup> 重回帰を行う際は、多重共線性の問題に留意する必要がある。例えば、蓑谷 [1998] は、目安として VIF (Variance Inflation Factor) が 10 以上の場合、多重共線性によって推計量の信頼度が低下するとしている。なお、 $VIF = 1/(1-r^2)$  であり、 $r$  は相関係数を表す。

<sup>14</sup> 長期金利の上昇は名目期待収益の圧迫要因となり、割引因子の上昇要因となるため、株価リターンに対してマイナスに働く一方、景気拡大に対する期待を反映しており、実質期待収益の改善要因となることから、株価リターンに対してプラスに働く側面も併せ持っている。本稿の推計結果は、後者の影響力がより強い可能性を示唆している。

<sup>15</sup> 因みに、1980 年 3 月から 1991 年 1 月までの間、日経 225 採用銘柄を対象にして因子分析を行った津田 [1994] は、金利関連指標と共通因子とは比較的相関が高いことを報告している。

( 図表 3 ) 業種別のエクスポージャー

	生産活動要因	インフレ要因	為替要因	外為要因	長期金利要因	短期金利要因
水産	-0.567	0.735	0.747	-0.612 **	-0.226 **	-0.450 **
鉱業	-0.191	-0.286	0.247	-2.489 **	-0.937	0.518
建設	-0.834	0.925	0.470	-0.142	-0.328 **	-0.120 *
食品	-0.678	0.638	0.757	0.669	0.028 **	0.887 **
繊維	-0.455	0.224	-0.305 **	-0.550 **	-0.315 **	0.351 **
紙パ	-0.064 *	1.691	0.766	-0.803 **	0.705 **	-0.874 **
化学	0.396 **	-0.074 *	-0.706 **	0.526	0.142 **	-0.996 **
医薬	-0.087 **	0.891	0.393 **	-0.071 **	-0.933 **	1.007 **
石油石炭	-0.586	-0.155	1.654	-2.110 **	-0.346 **	0.824
ゴム	-0.719	-0.507	-2.077 **	1.143	-1.343	-1.667 **
ガラス	0.601 **	0.040	-0.233 **	0.278	0.882 **	-0.541 **
鉄鋼	0.692 **	1.087	-1.423 **	-0.623 **	0.383 **	-1.291 **
非鉄	1.673 **	0.647	-0.415 **	0.611	2.055 **	-0.360 **
金属	-0.269	0.011	0.339 *	0.728	0.527 **	-0.522 **
機械	0.296 **	0.163	-0.814 **	-0.281 **	0.849 **	-0.513 **
電気機器	1.800 **	-0.108	-1.001 **	1.033	0.938 **	-0.474 **
輸送機器	0.212 **	-0.377 *	-1.151 **	0.109 *	-0.260 **	-0.297 **
精密機器	0.980 **	-0.159	-1.457 **	1.309	0.841 **	-0.208 **
他製品	-0.152 **	0.803	-1.117 **	1.165 **	0.016 **	0.115 **
電気ガス	-2.304 **	0.896	1.643	0.382	-3.159	1.502
陸運	-1.237	0.332	0.493 **	1.208	-1.140 **	0.875 **
海運	-0.723	-1.297 **	-0.750 **	0.499	0.291 **	-0.051 *
空運	-0.194	0.693	0.345	0.456	-1.040	1.205
倉庫	-1.180	0.735	0.774	-0.170	0.892 **	-1.143 **
通信	1.106 **	-2.548 **	0.571	-1.024 **	-0.219 **	-0.693 **
卸売	2.125 **	-0.105	-0.982 **	-2.041 **	1.741 **	-0.589 **
小売	-0.223 *	-1.824 **	0.836	-0.097 *	-0.141 **	1.281
銀行	-0.588	-0.072	1.816	0.073	-0.434 **	1.122
証券	1.627 **	-1.201 **	-1.158 **	-0.699 **	1.598 **	-1.850 **
保険	-1.490	-0.579 *	1.429	0.915	-0.529 **	2.278
他金融業	0.168 **	1.895 *	0.082 **	1.752	-0.393 **	-0.118 **
不動産	-0.271	-1.487 **	-0.412 **	-0.635 *	-0.405 **	-0.815 **
サービス	1.138 **	-1.626 **	0.640	-0.511 **	0.260 **	1.609
TOPIX	0.222 **	0.338 *	-0.360 **	0.085	0.143 **	0.012 *

(注) 業種別のエクスポージャーは、ファクター毎に標準化したもの。表中の\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準を表す。

また、業種別のエクスポージャーを各ファクター毎に標準化した上で(図表3)、x-y平面上にプロットすると(図表4)、次のような特徴が窺われる<sup>16,17</sup>。

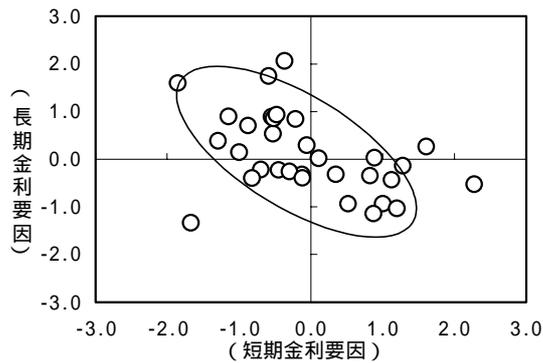
<sup>16</sup> なお、業種別のエクスポージャーとベンチマークである TOPIX のエクスポージャーを比較すると、

- ・ 生産活動要因については、生産拡大はディフェンシブ株と呼ばれる業種(医薬など)には相対的にマイナスに働く、

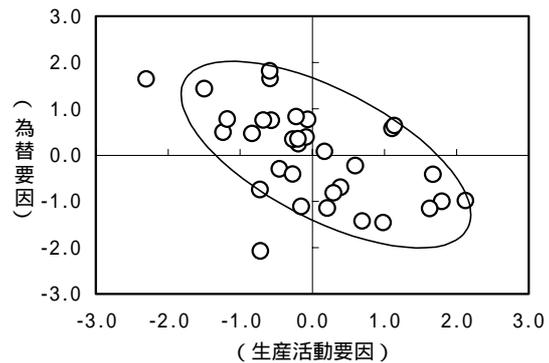
・ 長・短金利要因に係るエクスポージャーをプロットした場合、業種間には負の関係が観察される。すなわち、イールド・カーブに関して、予期せぬ平行・シフトに対する株価リターンの感応度は低く、長・短金利がそれぞれ逆方向にイノベーションを加えられること(スティーブ化あるいは逆イールド化)に対する感応度は高いことを示唆している。

(図表4) 業種別のエクスポージャー

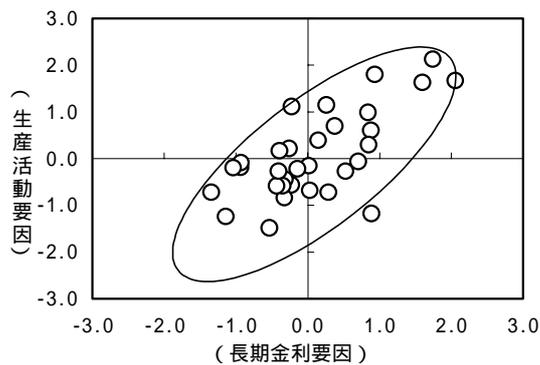
(1) 長期金利要因と短期金利要因



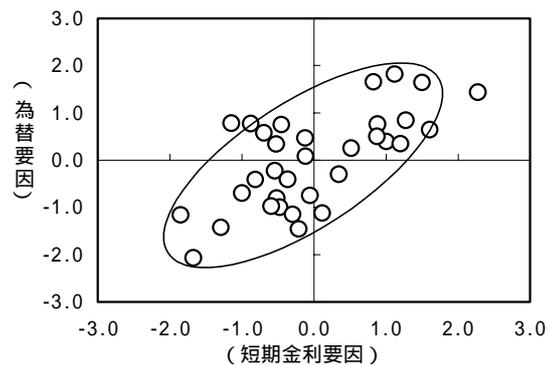
(2) 為替要因と生産活動要因



(3) 生産活動要因と長期金利要因



(4) 為替要因と短期金利要因



(注) 図表は、業種別に標準化したエクスポージャーをプロットしたものの。

・ 為替要因と生産活動要因についても、業種間には負の関係が観察される。生産活動の拡大と為替円安化もしくはその逆の組み合わせに対して株価リターンの感応度が高く、生産活動の拡大と円高化もしくはその逆の組み合わせに対しては感応度が低い。

- ・ 為替要因については、円高がコスト削減に繋がる業種(電気ガスなど)は円高が相対的にプラスに働く一方、輸出比率が高い業種(輸送機器など)は相対的にマイナスに働く、
- ・ クレジット要因、長期金利要因、短期金利要因については、クレジット・スプレッドの拡大や金利の上昇は有利子負債残高が大きい業種(不動産など)に対して相対的にマイナスに働く、  
などの特徴が観察される。

<sup>17</sup> 本文にて取り上げた以外の組み合わせについては、明確な関係は窺われない。

・ 生産活動要因と長期金利要因については、脚注 14 で指摘したように、長期金利の上昇は景気拡大に関する期待を強く反映していると思われるため、業種間には正の関係が観察される。

・ 為替要因と短期金利要因についても、業種間には正の関係が観察される。為替円高化と短期金利の上昇もしくはその逆の組み合わせに対して株価リターンの感応度が高く、円高化と短期金利の低下もしくはその逆の組み合わせに対しては感応度が低い。

ここまでの議論では、モデルのパラメータは推計期間を通して一定という固定パラメータを前提としてきたが、可変パラメータの観点からエクスポージャーについて簡単に考察しておく。ここでは、マクロ経済環境の変化に応じて株価リターンに対するエクスポージャーが変化すると考え、カルマン・フィルタ<sup>18</sup>を適用する<sup>19</sup>。このとき、ヒストリカル・モデルの観測方程式と遷移方程式はそれぞれ、

$$z_{i,t} = a_{i,t} + \sum_{k=1}^K b_{i,k,t} f_{k,t} + u_{i,t} ,$$

$$a_{i,t} = a_{i,t-1} + v_{i,a,t} , \quad b_{i,k,t} = b_{i,k,t-1} + v_{i,k,t}$$

と表すことができる<sup>20</sup>。パラメータはランダム・ウォークに従うと仮定し、先験的にドリフト項を置いていない。パラメータの変動を特定化していないという点では、一般的な定式化と言える。

<sup>18</sup> カルマン・フィルタの考え方では、連続的に生じるランダム・ショックによりシステムが確率的に変動する、すなわち、パラメータが確率的に変動すると仮定する。実際には、観測方程式と遷移方程式を繰り返し計算することで、パラメータの推計を行う(カルマン・フィルタについては、谷崎 [1993] などを参照)。

<sup>19</sup> また、サンプル期間の終期だけを 1 か月ずつずらしながら回帰 (recursive regression) を行うと、この間、パラメータが概ね安定していることを確認できる。

<sup>20</sup> このモデルは、次のように書き直すこともできる。

$$z_{i,t} = a_{i,t}(Z_{t-1}) + \sum_{k=1}^K b_{i,k,t}(Z_{t-1})f_{k,t} + u_{i,t}$$

これは、ヒストリカル・モデルのパラメータが  $t$  期初 (もしくは  $t-1$  期末) に利用可能な情報セット  $Z_{t-1}$  の関数として与えられることを仮定したものであり、条件付モデルの一種と考えることができる。この場合、 $t$  期におけるパラメータの条件付期待値は、

$$E_t(a_{i,t}|Z_{t-1}) = a_{i,t-1} , \quad E_t(b_{i,k,t}|Z_{t-1}) = b_{i,k,t-1}$$

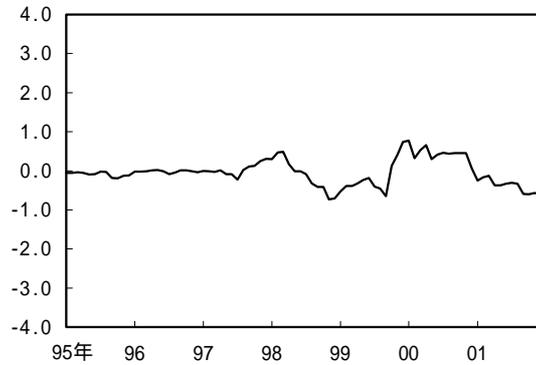
となる。因みに、どの時点においても全ての情報が利用可能なとき ( $Z_t = Z$ )、可変パラメータは固定パラメータと一致する。

( 図表 5 ) 可変パラメータの推移

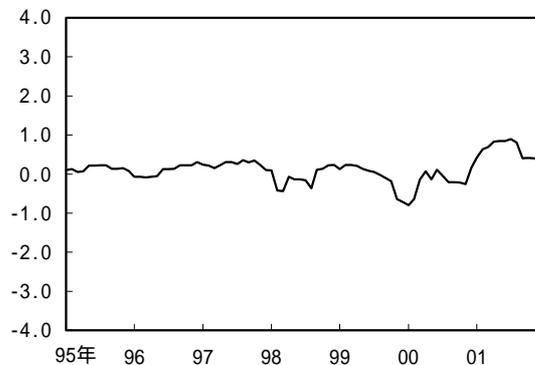
( 1 ) 生産活動要因



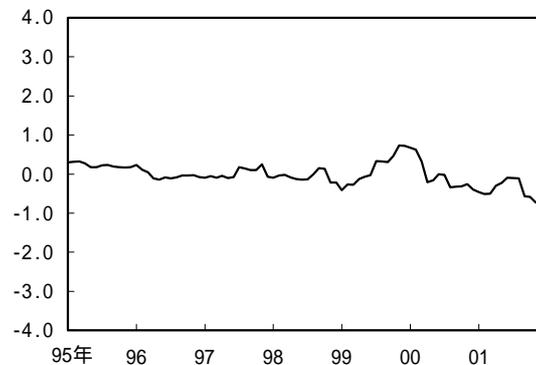
( 2 ) インフレ要因



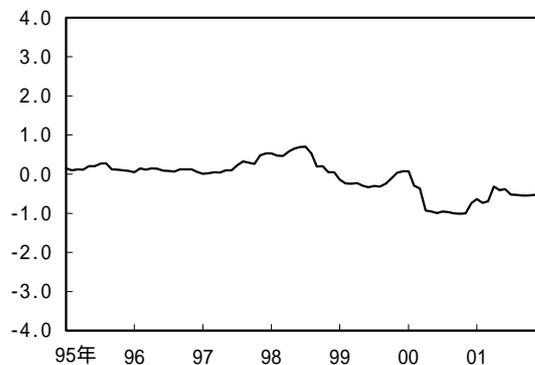
( 3 ) 為替要因



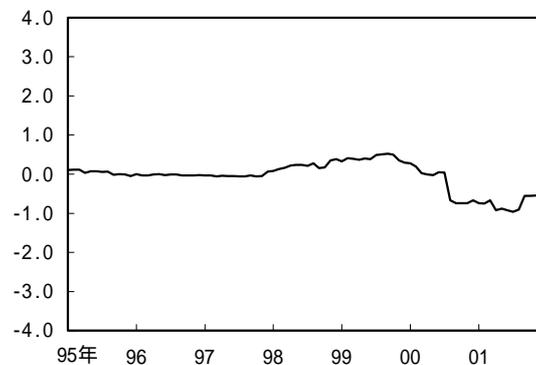
( 4 ) クレジット要因



( 5 ) 長期金利要因



( 6 ) 短期金利要因



( 注 ) 図表は、ファクター毎に標準化したエクスポージャーの 33 業種平均。

図表 5 は、この可変パラメータの 33 業種平均 ( パラメータ毎に標準化した系列の 33 業種平均 ) を示したものである<sup>21</sup>。全てのエクスポージャーに共通している特徴として、1999 年以降、それぞれ変動が大きくなっていることを指摘できる。その主要な要因としては IT 相場の存在が考えられる。1999 年から 2000 年初にかけて IT 関連銘柄を中心に株価が高騰し、その後反落した。こうした動きを可変パラメータが織り込んでいる可

<sup>21</sup> カルマン・フィルターの推計に際して、推計期間の始期は、業種分類が現行の 33 業種に拡充された 1992 年 1 月まで繰り上げている。

能性は高いと思われる。例えば、生産活動要因に対するエクスポージャーは、この時期には全体として低下する傾向がみられるが、IT 関連セクターなど一部の業種では、逆に上昇する傾向がみられる。すなわち、IT 関連セクターの株価リターンは生産活動のイノベーションに対して相対的に反応し易くなっていたとみることができる。また、先に推計した固定パラメータと可変パラメータについてファクター毎に順位相関<sup>22</sup>を求めると、概ね順相関の関係が認められ、エクスポージャーのランキング自体にはほとんど変化が無いことが分かる（図表 6）。

（図表 6）固定・可変パラメータの相関係数

生産活動要因	インフレ要因	為替要因	クレジット要因	長期金利要因	短期金利要因
0.878	0.637	0.780	0.727	0.839	0.367

（注）図表は、可変パラメータをランキングした上で 1995 年 1 月から 2001 年 12 月までの期間についてファクター別に平均した系列と固定パラメータのランキングとの順位相関を表す。

#### （4）クロスセクション・モデルの推計

次に、業種別の株価リターンとヒストリカル・モデルで推計したエクスポージャーを用いて、クロスセクション・モデルを推計する。これにより、最終的な目的であるファクターリスク・プレミアムを求めることができる。

なお、このファクターリスク・プレミアムは、ファクター毎のエクスポージャーを基に、株価に反映されているマクロ経済指標の超過リターンを抽出したものである。したがって、プレミアムは実際のマクロ経済指標の推移やマクロ経済指標のイノベーションとは厳密には一致しない（脚注 6 を参照）。例えば、株式市場において信用リスクに対する警戒感が高まっているときには、社債市場で観察されるクレジット・スプレッドが落ち着いた動きをしていても、クレジット要因のプレミアムが上昇している様子が観察されることになる。また、一般にマクロ経済指標では捉えられないイベント（例えば、新内閣の発足など）も、複数のプレミアムの何れかに割り振られる可能性があるため、そのようなイベントがマクロ経済にどのような影響を及ぼすものとして株式市場で受け止められていたのかも観察できる<sup>23</sup>。

ファクターリスク・プレミアムの推計結果を観察すると（図表 7、8）マクロ経済指標に対して株価がどのような変化を期待していたかを読み取ることができる。ここで、

<sup>22</sup> ここでは、固定パラメータと可変パラメータをファクター毎にそれぞれランキングした上で算出した相関係数を、順位相関としている。

<sup>23</sup> あるイベントが発生した時点で、いずれかのファクターリスク・プレミアムが反応していれば、株式市場ではイベントをそのファクターに影響を及ぼすものとして受け止めたと解釈することができる。逆に、どのプレミアムも反応しなければ、株式市場ではイベントを株価リターンに影響を及ぼすものとして受け止めなかったと解釈できる。

プレミアムの上昇は、マクロ経済指標の上昇/低下が過大/過小評価されていることを表し、逆に、プレミアムの低下は、マクロ経済指標の低下/上昇が過大/過小評価されていることを表している。例えば、鉱工業生産指数が上昇するという期待に反応し易い業種の株価が相対的に上昇している場合には、生産活動要因のプレミアムが上昇することになる。累積プレミアム<sup>24</sup>とマクロ経済指標の推移を比較すると、推計期間中において、プレミアム 特に金利要因のプレミアム はマクロ経済指標の推移よりも振幅が大きい。また、1998 年以降の株価変動に対しては、長・短金利要因のように期待企業収益と割引率の両方に係る要因よりも、生産活動要因のように期待企業収益のみに係る要因の寄与度の方が大きくなっている。

このほか、それぞれの要因に係る累積ファクターリスク・プレミアムからは、大まかに言うと、次のような特徴点が窺われる。

- ・ 1998 年半ば以降、生産活動要因に対してはプラスの期待が形成されており、累積プレミアムは上昇基調にあった。特に、IT 相場と呼ばれた 2000 年にかけては、生産活動に対するプラスの期待は株価に急速に織り込まれていったが、2000 年末以降、そのような楽観的な期待を修正する動きとなっており、2 年程度かけて織り込まれたプラスの期待は、1 年足らずの間に解消されたことになる。なお、2001 年末時点では、プレミアムの低下が一服している様子が観察され、生産活動に対するマイナスの期待を織り込む動きは収束している。

- ・ インフレ要因については、1998 年以降、累積プレミアムは低下基調にあった。ほぼ一貫してインフレ要因に対するマイナスの期待が形成されており、当時、デフレ・スパイラルが取り沙汰されていたことと整合的になっている。もっともその後は、デフレに対する見方は幾分緩和され、2001 年入り後、インフレ要因に対してはプラスのプレミアムが形成されるようになってきている。したがって、株式市場においては、デフレ傾向が恒常化しているとの評価に変わってきていると考えられる。なお、ここでのプラスのプレミアムは、物価の下落ペースが鈍化しているという期待を表しているのであって、明示的にプラスのインフレ期待を必ずしも示している訳ではない点には注意が必要である。

- ・ 為替要因の累積プレミアムは、1998 年末から 2000 年末にかけて上昇基調にあり、株式市場では円高に対してプラスのプレミアムが形成されていたことが分かる。すなわち、実際の為替動向以上に円高が意識されていたことになる。反対に、2000 年末以降はプレミアムは低下に転じ、円高に対してマイナスのプレミアムを織り込む格好となっている。

---

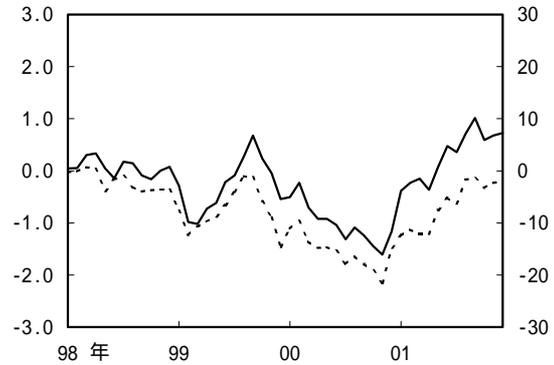
<sup>24</sup> ここでは、ファクターリスク・プレミアムのトレンドを観察するため、基準時点以降のプレミアムを累積した累積プレミアムを観察対象としている。

(図表7) ファクターリスク・プレミアムの推移

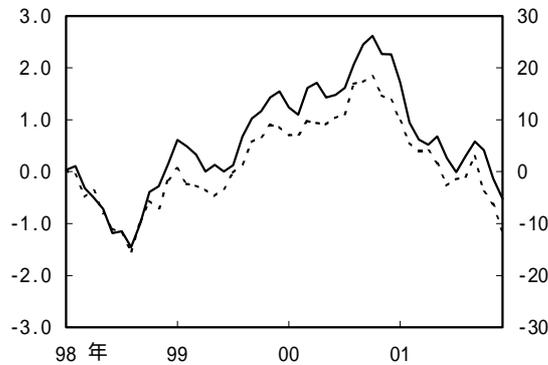
(1) 生産活動要因



(2) インフレ要因



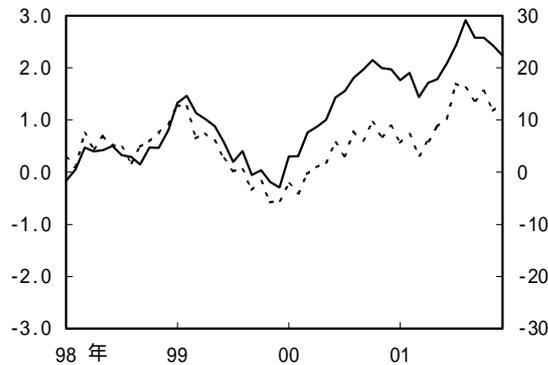
(3) 為替要因



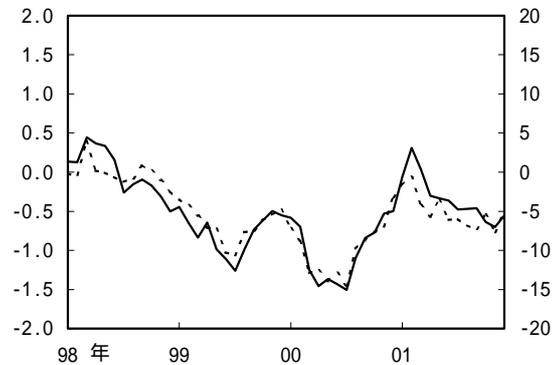
(4) クレジット要因



(5) 長期金利要因



(6) 短期金利要因



(注) 図表中の実線は月次ベース(左目盛)、破線は日次ベースのファクターリスク・プレミアムを表す。いずれも、1998年初からの累積値。

・ クレジット要因の累積プレミアムは、1998年以降、ほぼ一貫して上昇基調にあり、実際のクレジット・スプレッドが縮小に転じた後も、クレジット・リスクが意識されていたことを示唆している。2000年半ば以降、プレミアムは低下に転じ、クレジット・リスクに対する悲観的な見方は急速に解消された。

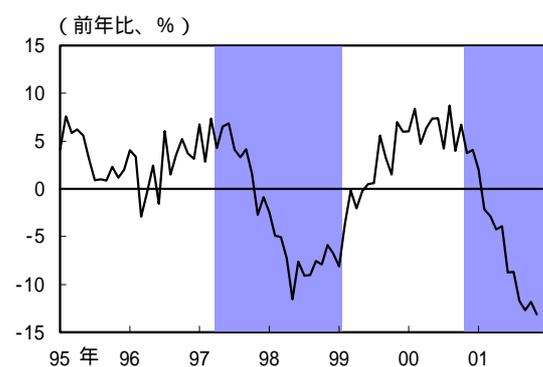
・ 10年国債の流通利回りが低位で概ね安定していたのに対して、長期金利要因に係る累積プレミアムは大きく変動した。最近の金融政策下において実際の長期金利は安定

的に低位に誘導されているため、結果として、そこに反映されている期待変化が読み取り難い一方で、株式市場における長期金利要因に関する期待変化は相対的に読み取り易くなっている。

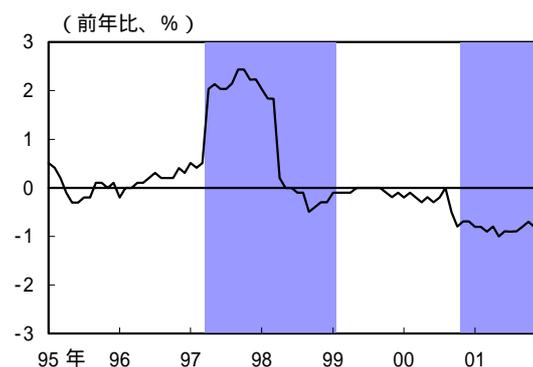
- ・ 長期金利要因のプレミアムの推移と同様に、実際の短期金利の動向に比べて、短期金利要因に係るプレミアムは大きく変動した。

(図表8) マクロ経済指標の推移

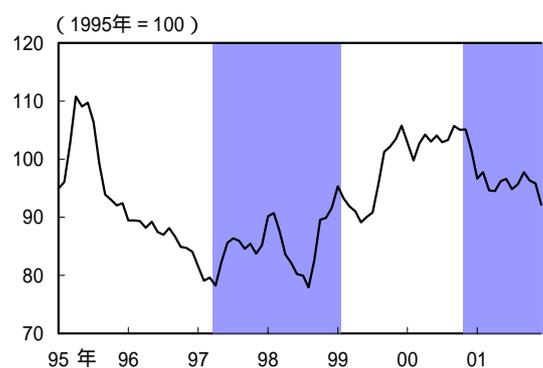
(1) 鉱工業生産指数



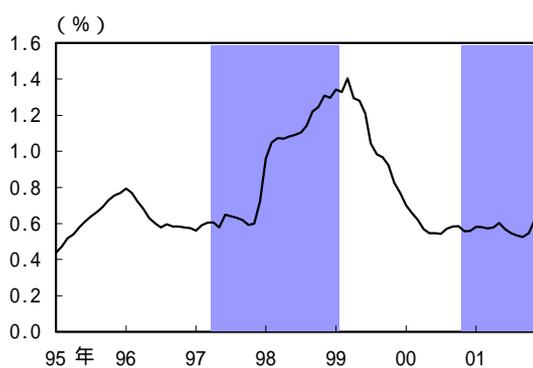
(2) 消費者物価指数(除く生鮮食品)



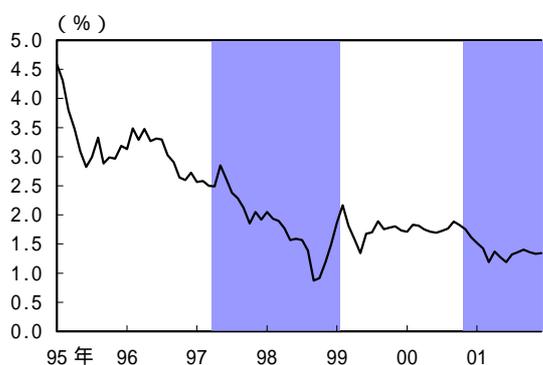
(3) 名目実効為替レート



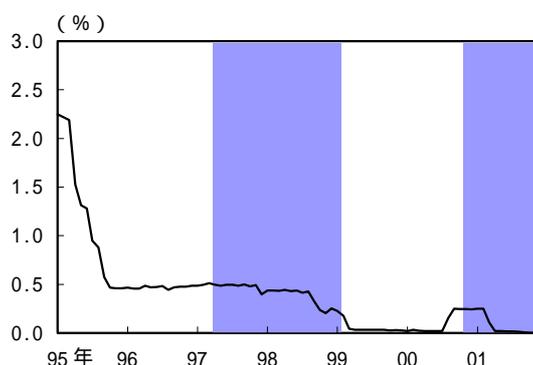
(4) クレジット・スプレッド



(5) 10年国債の流通利回り



(6) 無担保コールレート(O/N)



(注) 図表中のシャドー部分は、内閣府の景気基準日付に基づく景気後退期を表す。

## (5) 分析上の留意点

以上の分析で対象としたデータは全て月次データであり、そこから求められたエクスポージャーとファクターリスク・プレミアムも月次ベースのものである。以下では、このモデルを日々のモニタリングに適用し、日次ベースのファクターリスク・プレミアムを推計する際に、どのような点が問題となるのかを予め検討しておく。

問題は、日次ベースのファクターリスク・プレミアムを推計する際に前提となるエクスポージャーを、日次ベースでは推計できないということである。日次ベースのエクスポージャーを推計するためには日次のマクロ経済指標が必要となるが、一般に、日次の指標はマーケット関連指標以外は存在しないため、推計可能である最も短期間のエクスポージャーは月次ベースのものにならざるを得ない。そのため、日次ベースのプレミアムを推計する際のエクスポージャーは便宜上、月次ベースのエクスポージャーで代用しなければならない。

この場合の問題点は、月次ベースと日次ベースのエクスポージャーは異なる可能性があることである。例えば、あるイベントに対して当日の株価が急落した後、直ぐにイベント前の水準まで値を戻した場合、そのイベントに対するエクスポージャーが日次と月次ベースで異なるのは自明であろう<sup>25</sup>。したがって、月次ベースのエクスポージャーを用いて推計した日次ベースのファクターリスク・プレミアムには、バイアスがかかってしまう。

月次ベースのエクスポージャーを用いて推計した日次ベースのファクターリスク・プレミアムがどれだけバイアスを持っているかを確認するため、推計された日次ベースのプレミアムを月毎に累計して、先に推計した月次ベースの累積プレミアムの推移と比較した（前掲図表 7）。結果はプレミアム毎に区々であるが、転換点に 1 か月程度ずれが生じているほか、生産活動要因、インフレ要因、長期金利要因のプレミアムのよう、変化幅に多少の差が出るケースも観察される。もっとも、トレンドを観察する限りでは、日次、月次ベースともにプレミアムは同様に推移しており、次節における考察には特段の支障は無いと思われる。

このように、本稿で推計した日次ベースのファクターリスク・プレミアムにはずれが生じる可能性がある。一方で、こうしたデータ上の問題を抜本的に解決する方策は見当たらないため、本稿では、モニタリング・ツールとして日次ベースのプレミアムを推計する際のエクスポージャーは、月次ベースのもので代用する。

---

<sup>25</sup> 2001 年 9 月に勃発した同時多発テロ事件に対する株式相場の反応は、その顕著な事例であろう。テロ事件の翌営業日に相場は急落したが、9 月末時点では、TOPIX はテロ事件前とほぼ同水準まで回復していた。

また、本稿で扱うタイプのマルチファクター・モデルには、前述の通り、ファクターの内容や個数に関する確立された選択基準は今のところ存在しないため、その決定は推計する者自身に委ねられている点も重要な留意点である。したがって、様々なファクターの組み合わせを試すことで、モデルのパフォーマンスの改善が図られる可能性は勿論存在する。また、時間の経過により、株価リターンとファクターの関係が変化する可能性、すなわちエクスポージャーが変化する可能性も排除できないため、定期的にモデルのメンテナンスを行う必要もある。このほか、本稿では業種別の株価リターンを分析の対象としているが、銘柄毎の株価リターンを分析の対象とすることで、より広範な株価リターン情報を基にした分析ができる可能性もある。

### 3. 株式市場を巡る期待形成の動き

本節では、前節で紹介した分析手法を最近の株式市場に適用し、一見似通った相場動向の中に、市場参加者の期待形成がどのように反映されていたかを検証する。具体的には、相場上昇局面（1999 年前半、1999 年後半、2001 年春）、相場下落局面（1998 年後半、2000 年後半、2001 年半ば）、相場下げ渋り局面（1998 年度後半、2001 年後半）の 3 つの局面を対象とする。また、興味深い事例として、いわゆる IT 相場の転換点における期待形成についても取り上げる。

#### （1）経済の動向

ケース・スタディを行う前に、1998 年から 2001 年末にかけての景気動向と金融政策の流れ、株式相場の動向を振り返る（前掲図表 8）。

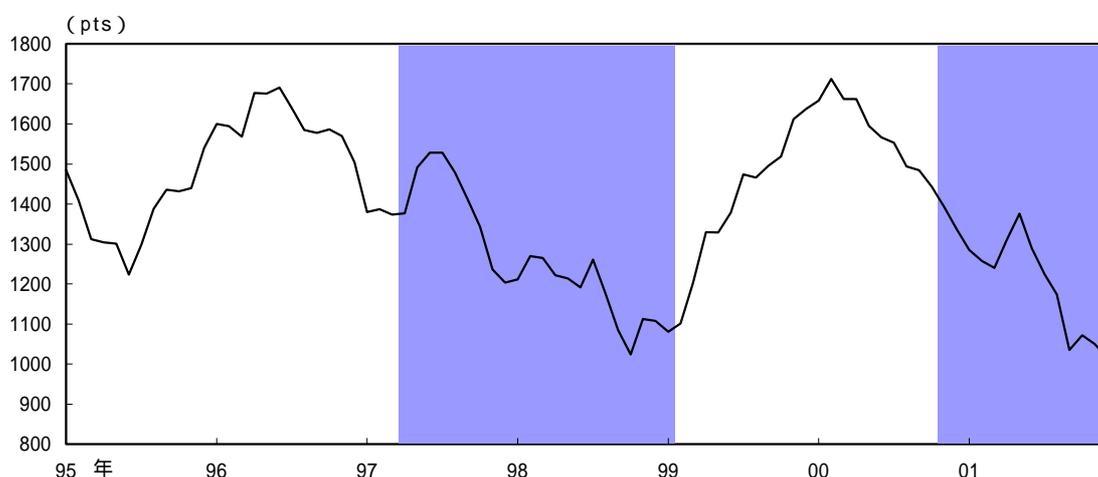
1998 年末にかけては、家計支出を中心とした内需減速の影響が経済全般に波及する形で、景気の悪化度合いが強まっていた。その悪化テンポが公共投資の増加などによって緩和されると、1999 年前半には、在庫調整の進捗によって生産活動が下げ止まりの様相を見せ始め、その後、輸出や生産は下げ止まりから持ち直しに転じた。1999 年中は、民間需要面に自律的な回復の動きはみられなかったが、2000 年に入ると、民間需要面でも設備投資が増加に転じるなど持ち直しの動きが明確化し、その後も緩やかな回復が続いた。もっとも 2000 年末には、輸出の減速によって回復テンポが鈍化し、2001 年入り後は、輸出の落ち込みを主因に生産が減少する形で調整局面入りした。2001 年後半には、こうした調整の動きは雇用・所得面にも広がり始め、調整は厳しさを増している。この期間について、内閣府の景気基準日付では、1997 年 5 月から 1999 年 1 月までが景気後退期、1999 年 1 月から 2000 年 10 月（暫定）までが景気拡張期、2000 年 10 月以降は景気後退期となっている。

また、この期間における金融政策の大まかな流れをみておくと、1998 年 9 月に、デフレ・スパイラルに陥ることを未然に防ぎ、景気悪化に歯止めをかけることをより確実にするため、無担保コールレート（O/N）を平均的にみて 0.25% 前後で推移するよう促すことが決定された。さらに翌年 2 月には、先行きデフレ圧力が高まる可能性に対処し、景気の悪化に歯止めをかけることをより確実にするために、コールレートをできるだけ低めに推移するよう促すことが決まった。いわゆる「ゼロ金利政策」の導入である。その後 1 年半が経過し、「ゼロ金利政策」解除の条件としてきたデフレ懸念の払拭が展望できるような情勢に至ったものと考えられるとして、2000 年 8 月にコールレートを平均的にみて 0.25% 前後で推移するよう促すことが再度決定された。しかし 2001 年 3 月に、経済は持続的な成長軌道まで回復するには至らず、再び経済情勢の悪化に見舞わ

れるという困難な局面に立ち至ったとして、再び緩和措置を強め、金融市場調節の主たる操作目標をコールレートから日本銀行当座預金残高に変更した上で、当面、その預金残高を5兆円程度に増額することが決まった。その後は、暫時的に残高目標を引き上げている。

この間の株式相場の動向を眺めると(図表9)、1996年半ばをピークにしてTOPIXは下落を続け、1998年10月15日にバブル崩壊後の最安値となる980pts(終値ベース)を記録した。その後しばらくは安値圏で揉み合っていたが、翌年3月以降、明確な上昇傾向を示し、2000年2月7日にバブル崩壊後の最高値となる1,754ptsを記録した。その後、TOPIXは再び下落に転じたが、2001年秋以降は下げ渋っており、1,000pts前後の水準で揉み合いとなっている。

(図表9) TOPIXの推移

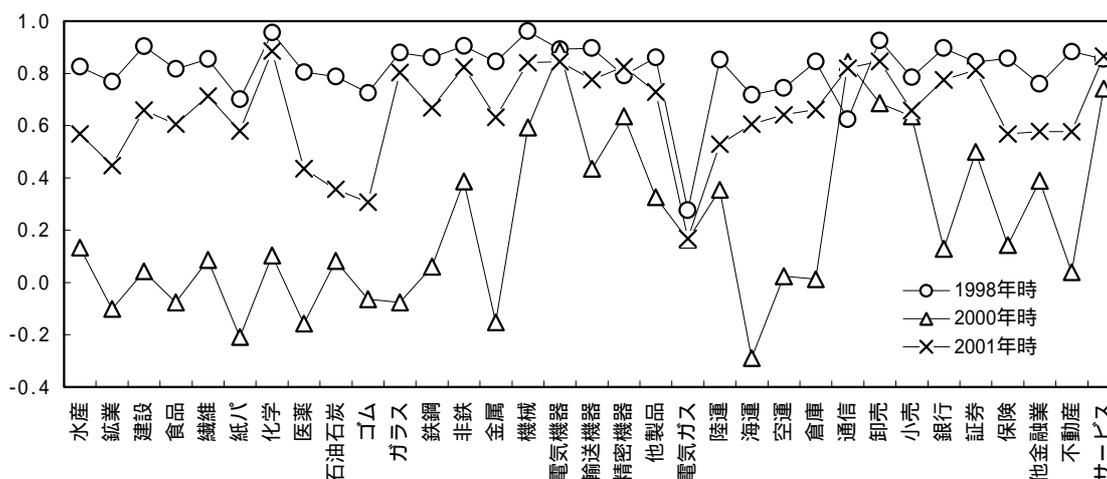


(注) 図表中のシャドー部分は、内閣府の景気基準日付に基づく景気後退期を表す。

相場動向の特徴としては、IT関連セクター主導の相場展開であったことや、企業・金融機関の信用リスクに対する注目が高まったこと、などを指摘できる。1999年から2000年にかけてIT関連セクターは力強く上昇し、他の業種を大きくアウトパフォーマンスした。逆に、2000年以降はそれまでの急上昇の反動もあり、他の業種を大きくアンダーパフォーマンスしている。また、1997年以降、企業・金融機関の信用リスクに対して注目が集まったことで、過剰債務を抱えている業種やそうした先に対する不良債権を抱えている金融セクターは、総じて低調に推移している。TOPIXと業種別株価の相関関係を期間別にみると、こうした点は顕著である(図表10)。まず、1998年にTOPIXが安値を付けに行く局面では、電気ガスセクターを除く全ての業種がTOPIXの動きに連動しており、金融システム・信用不安といった共通のテーマを背景にほぼ全面安の展開となっていたことが窺われる。また、2000年にTOPIXが高値を付けに行く局面では、電機・通信セクターなど一部の業種だけがTOPIXの動きに連動しており、それ以外の業種は他の局面に比べると極めて低い相関関係となっていた。すなわち、当時の相場展開

がIT関連セクターという特定業種に主導されたものだったことを示唆している<sup>26</sup>。2001年末にかけては、ほぼ全ての業種がTOPIXと高めの相関関係にあり、1998年時と同様に金融システム・信用不安といった共通のテーマが支配的だった可能性を示唆している。もっとも、1998年以降、金融システムに対するセーフティ・ネットの整備が進んでいることや、金融緩和措置などによって、2001年時の不安は1998年時に比べると幾らか和らいでいるように思われる。1998年時と比べて2001年時の相関関係が幾分弱い背景には、このような環境変化も影響していると考えられる。

(図表10) TOPIXと業種別株価の相関関係



(注) 相関係数を算出する対象期間は、それぞれ、1998年10月15日、2000年2月7日、2001年末直前の60営業日。

以下では、この間の株価動向をファクターリスク・プレミアムの観点から、相場上昇局面(1999年前半、1999年後半、2001年春)、相場下落局面(1998年後半、2000年後半、2001年半ば)、相場下げ渋り局面(1998年度後半、2001年後半)の3つの期間について詳しく検証し、IT相場の転換点についても、株式市場における期待変化をモニターする<sup>27</sup>。

## (2) 相場上昇局面での期待形成

まず、相場上昇局面について取り上げる。

1999年前半、1999年後半、2001年春の3つの期間において、TOPIXは大幅な上昇を記録した。当時の景気動向をみると、1999年前半は、景気後退期から景気拡張期へ移行した時期であり、生産活動を中心に下げ止まりの様相が観察された。1999年後半も、

<sup>26</sup> IT相場に関するクラスター分析の分析結果については、補論1を参照。

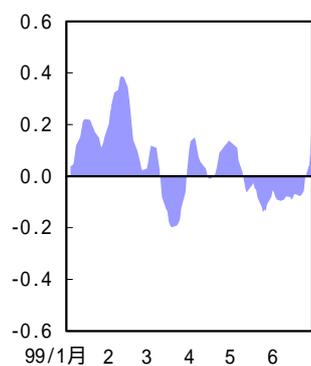
<sup>27</sup> 相場動向自体に対する期待(いわゆる相場観)の変化については、補論2を参照。

1999 年前半と同様に、民間需要が回復するまでの調整期間として位置付けられる。一方、2001 年春は、暫定的ながら景気後退期の最中にあり、景気の調整局面入りが見られた時期である。

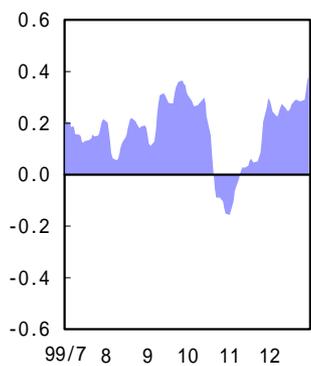
( 図表11 - 1 ) 相場上昇局面での期待形成

( 1 ) 生産活動要因

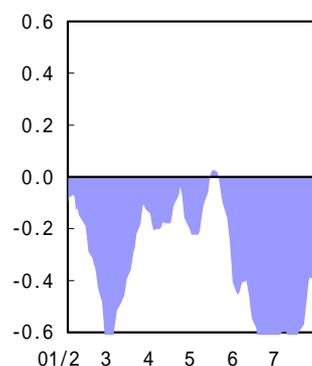
・ 1999年前半



・ 1999年後半

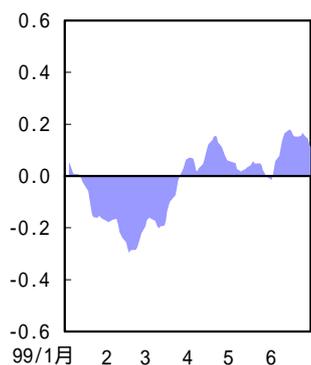


・ 2001年春

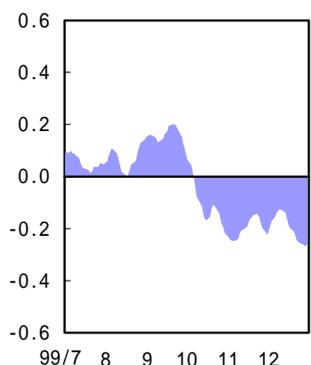


( 2 ) インフレ要因

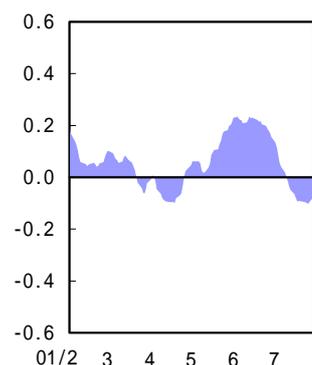
・ 1999年前半



・ 1999年後半

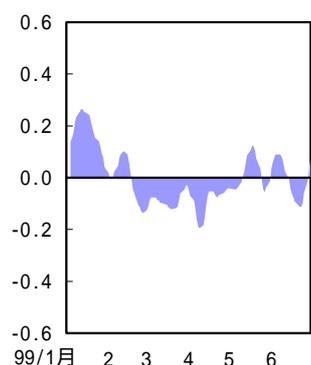


・ 2001年春

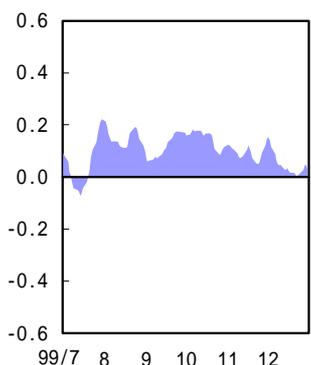


( 3 ) 為替要因

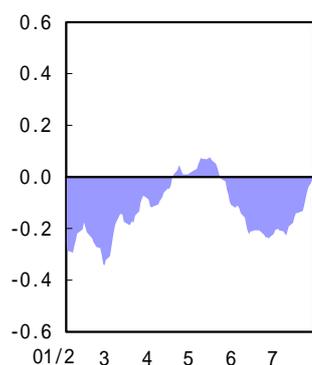
・ 1999年前半



・ 1999年後半



・ 2001年春



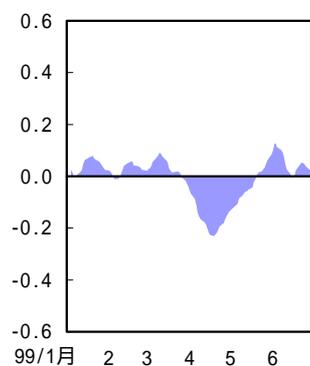
( 注 ) 図表中の面グラフは、ファクターリスク・プレミアムの 25 日移動平均を表す。以下、同じ。

この 3 つの相場上昇局面について、ファクターリスク・プレミアムの推移を比較すると、以下のような特徴点がみられる ( 図表 11 )。

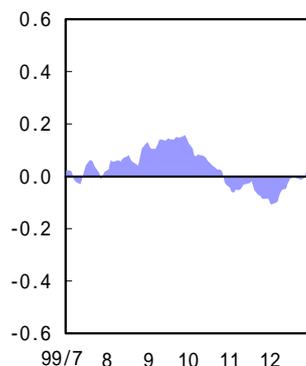
( 図表11 - 2 ) 相場上昇局面での期待形成

( 4 ) クレジット要因

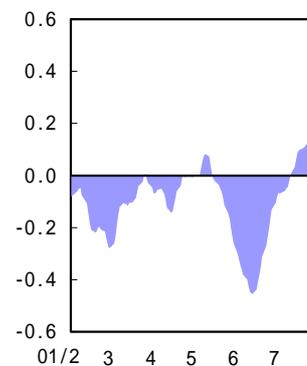
・ 1999年前半



・ 1999年後半

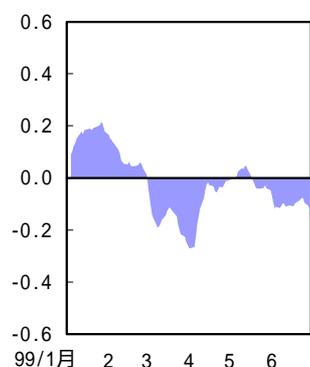


・ 2001年春

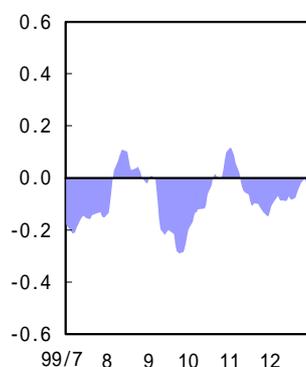


( 5 ) 長期金利要因

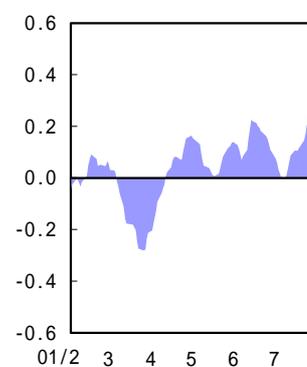
・ 1999年前半



・ 1999年後半

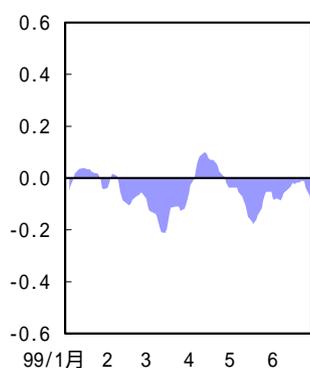


・ 2001年春

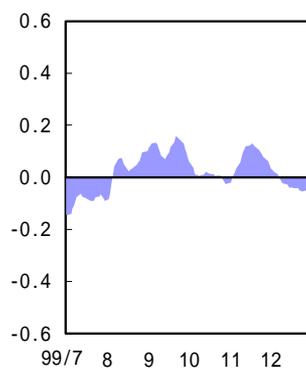


( 6 ) 短期金利要因

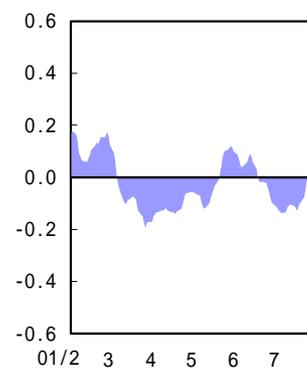
・ 1999年前半



・ 1999年後半



・ 2001年春



・ 生産活動要因に関して、1999 年前半は、鉱工業生産が下げ止まる中、年初の相場にはプラスのプレミアムが織り込まれていたが、その後、プレミアムはゼロ近傍で推移した。これは、生産活動に対するポジティブな期待が剥落したというよりは、生産活動の回復が常態化していると認識されていた可能性を示唆している。1999 年後半になると、鉱工業生産が持ち直しに転じる中、プラスのプレミアムが再び形成されており、生産活動に対する期待が一段と強硬化した様子が読み取れる。1999 年中における期待の変化は、IT 相場の名の下で、期待が強硬化していたことと符号している。また、2001

年春は、鉱工業生産が減少に転じる中で、マイナスのプレミアムが形成されていた。相場が反発した局面では、そのマイナス幅は一時的に縮小したものの、プラスに転じるほどの強い期待とはなっていなかった。

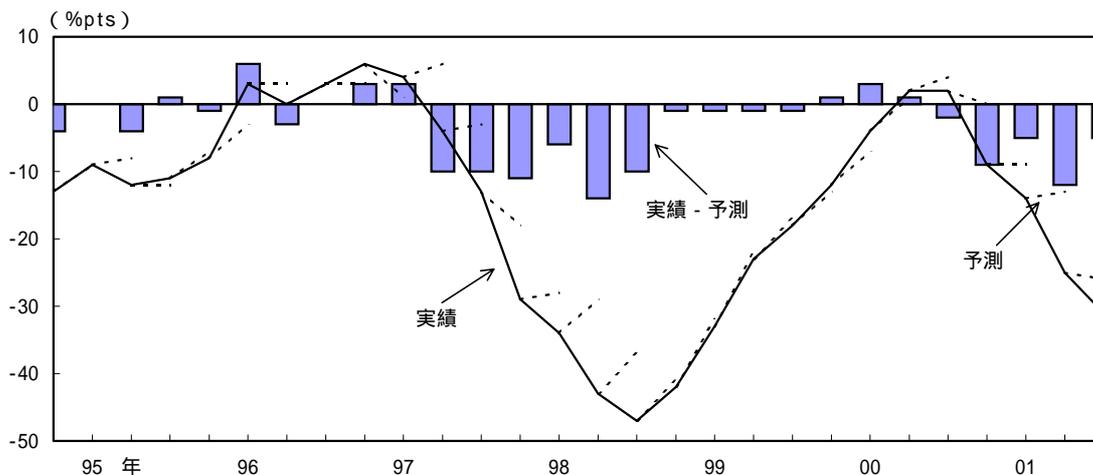
- ・ 1999 年中の消費者物価は、前年比ほぼ横這いで推移していた。こうした中、前半におけるインフレ要因のプレミアムはマイナス圏で推移しており、デフレ方向の期待が形成されていたことが分かる。もっとも、ゼロ金利政策が導入された時期を境に、プレミアムのマイナス幅は急速に縮小し、デフレ方向の期待が修正された可能性を示唆している。年後半も、プレミアムはプラス圏で推移していたが、年末にかけて再びマイナスに転じ、デフレ方向の期待が形成されていた形となっている。また、2001 年中の消費者物価は、大きめの前年比マイナス幅を記録した。金融調節方針が変更された直後にプレミアムの明確な変化は観察されず、ゼロ金利政策の導入時のようにデフレ方向の期待を修正するような動きはみられなかった。

- ・ 1999 年中の名目実効為替レートは、振れを伴いながらも趨勢的な円高傾向にあった。こうした中、前半における為替要因のプレミアムは概ねマイナス圏で推移していたが、後半になるとプラス圏で推移しており、1999 年の前後半で円安方向の期待から円高方向の期待に切り替わった可能性が窺われる。また、2001 年春の名目実効為替レートは一進一退となっていたが、プレミアムは概ねマイナス圏で推移しており、円安方向への期待が形成されていた。

- ・ 1999 年中については、クレジット・スプレッドが年初の水準をピークにして縮小に転じる中で、前半のプレミアムは、春頃に低下したほかは概ねゼロ近傍で推移しており、後半についても、プレミアムはゼロ近傍ないしは小幅のプラス圏で推移していた。すなわち、株式市場では、クレジット・スプレッドの縮小傾向はサプライズ無く受け止められていた可能性を示唆している。また、2001 年春は、クレジット・スプレッドが低位で安定していた中、プレミアムは概ねマイナス圏で推移しており、クレジット・リスク縮小方向の期待が形成されていたことが窺われる。

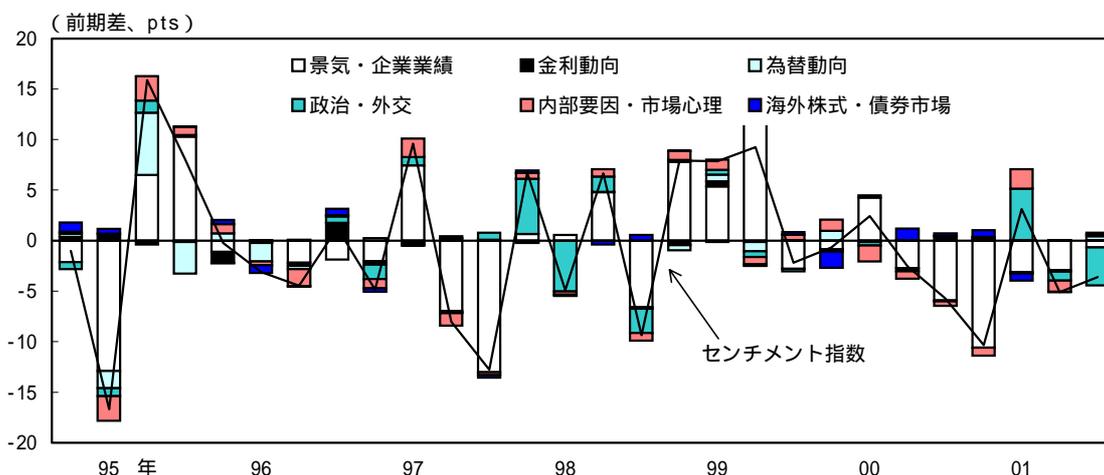
- ・ 1999 年以降の長短金利の推移をみると、金融政策の変更時以外に、大きな変化はほとんど観察されない。長・短金利要因のプレミアムからも、金融緩和時（ゼロ金利政策の導入、金融調節方針の変更）に低下する傾向が読み取れ、政策変更を一つの契機として金利低下方向の期待が形成されていたことが窺われる。もっとも、1999 年中のプレミアムがその後もマイナス圏で推移した一方、2001 年春のプレミアムはその後上昇に転じ、金利上昇方向の期待が反映される格好となった。2001 年春におけるプレミアムの動きは、特に長期金利に関しては、わが国の財政バランスが悪化するという警戒感が高まる中、国債への信用度が低下し、ひいては長期金利の上昇要因となる、という一部市場参加者の見方と整合的なものとみることできる。

(図表12-1) 業況判断DIの推移(大企業)



(出所) 日本銀行「企業短期経済観測調査」

(図表12-2) センチメント指数の推移



(注) 6個の要因が株価に与える影響について、強いプラスを50、プラスを25、中立・不明を0、マイナスを-25、強いマイナスを-50として指数化。各指数をそれぞれの注目度でウェイト付けし、センチメント指数とした。

(出所) QUICK「QSS Report 株式月次調査」

以上のように、同様の相場上昇局面においても、相場に反映されていた期待はそれぞれ異なっている。総じてみれば、1999年後半、1999年前半、2001年春の順に、マクロ経済動向に対してポジティブな期待が形成されていたことが分かる。この結果は、各種アンケート調査<sup>28</sup>の結果とも整合的である(図表12)。また、1999年前半と2001年春には大胆な金融緩和措置が採用されたが、前者が景況感の改善過程にあったのに対して、後者は景況感の悪化過程にあったこともあり、この間の株式市場における景況感やイン

<sup>28</sup> 業種判断DIは、企業からみた景況感、センチメント指数は、株式市場関係者からみた景況感を表している。いずれの指標も、プラス/マイナス方向の変化は、景況感の改善/悪化を意味する。

フレ期待は、この枠組みでみる限りは、結果として、1999 年前半の方が強かった格好となっている。

### (3) 相場下落局面での期待形成

次に、相場下落局面について考察する。

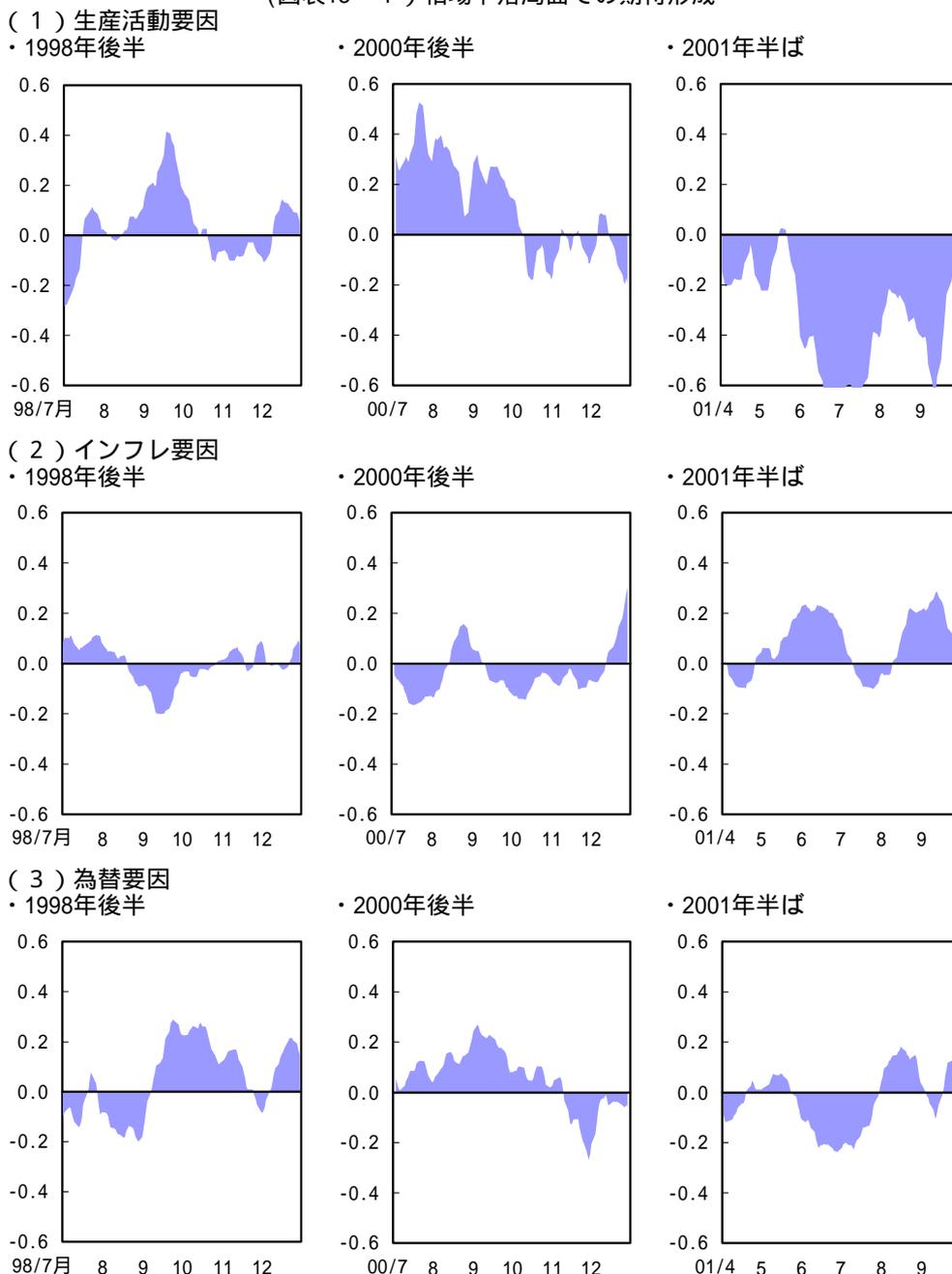
1998 年後半、2000 年後半、2001 年半ばは、それぞれ、1998 年安値にかけての下落局面、2000 年度安値にかけての下落局面、2001 年安値にかけての下落局面である。当時の景気動向をみると、1998 年後半は、景気後退期の末期に当たり、経済全般で景気の悪化度合いが強まっていた時期である。2000 年後半は、景気拡張期から景気後退期への転換期であり、輸出の減速が顕現化し始めていた。また、2001 年半ばは、生産活動の調整が雇用・所得面にも波及し、調整の厳しさが増した時期である。

この3つの相場下落局面について、ファクターリスク・プレミアムの推移を比較すると、以下のような特徴点がみられる(図表13)。

- ・ 1998 年後半は、相場が続落する中で、鉱工業生産が漸く下げ止まりの様相を見せ始めた段階ではあったが、生産活動要因のプレミアムは既にプラスに転じており、生産活動に対するネガティブな期待はほぼ払拭されていた可能性が考えられる。一方、2000 年後半は、鉱工業生産の上昇に対する頭打ち感が強まっていたことに符合するように、それまでプラス圏で推移していたプレミアムはマイナス圏での推移に切り替わり、ややネガティブな期待が形成され始めていた。また、2001 年半ばは、景気全般に停滞感が強まっていた中、一時上昇傾向にあったプレミアムは中間期末にかけて大幅なマイナスとなっており、生産活動に対してネガティブな期待が形成されていた様子が窺われる。
- ・ 1998 年後半は、消費者物価の前年比マイナス幅がやや拡大し、デフレ・スパイラルに陥るリスクが論じられていた。こうした議論に呼応するように、この間におけるインフレ要因のプレミアムはマイナスとなっており、デフレ方向の期待が形成されていたことを確認できる。消費者物価の前年比マイナス幅は 2000 年末以降拡大したが、2000 年末と 2001 年半ばのプレミアムはプラス基調で推移していた。この結果からは、この2つの期間の株式市場において、消費者物価の動向以上に強いデフレ方向の期待が形成されていた様子は観察できない。実際、一頃に比べると、デフレ・スパイラルに関する報道は目立たなくなっていた。
- ・ 為替要因についてみると、1998 年後半のプレミアムは、円安から円高への転換に沿ってマイナスからプラスへ転じ、円高方向の期待が形成されていたことが分かる。逆に、2000 年後半は、円高から円安への転換に沿ってプラスからマイナスへ転じ、円安方向の期待が形成されていた。両期間におけるプレミアムの方向性は異なるが、相場の

動向を強調する方向の期待となっていたことが分かる。また、2001年半ばについては、名目実効為替レートは方向感無く推移し、プレミアムからも、円高方向と円安方向の期待が交互に形成されていたことが観察される。

(図表13 - 1) 相場下落局面での期待形成



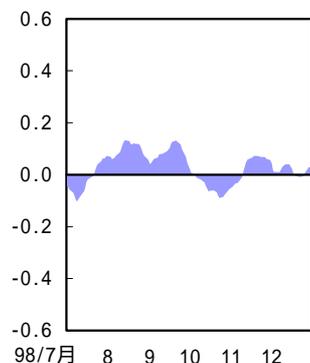
・ 1998 年後半のクレジット・スプレッドは、ピークを記録するまでの最後の拡大局面であった。この間におけるクレジット要因のプレミアムはゼロ近傍で推移していたことから、社債市場と同様に、株式市場においてもスプレッドの拡大に沿って信用リスクに対する評価が厳しくなっていたと思われる。また、2000 年後半と 2001 年半ばのクレ

ジット・スプレッドは、低位で安定していた。一方、この間のプレミアムは主にマイナス圏で推移し、スプレッドの縮小方向の期待が形成されていた。

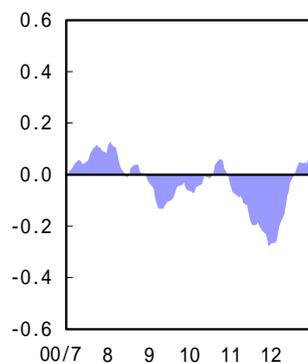
( 図表13 - 2 ) 相場下落局面での期待形成

( 4 ) クレジット要因

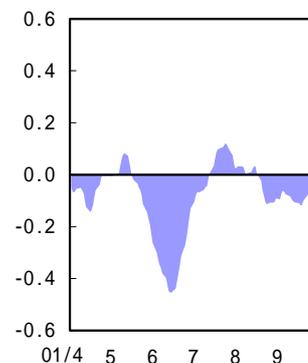
・ 1998年後半



・ 2000年後半

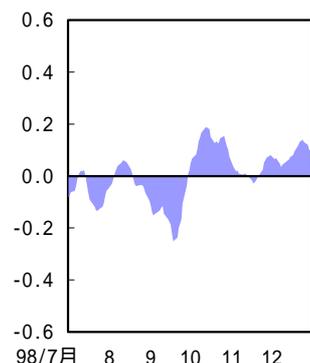


・ 2001年半ば

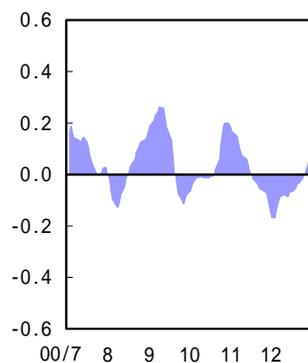


( 5 ) 長期金利要因

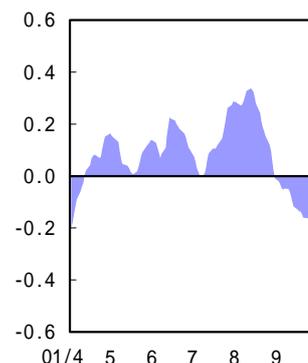
・ 1998年後半



・ 2000年後半

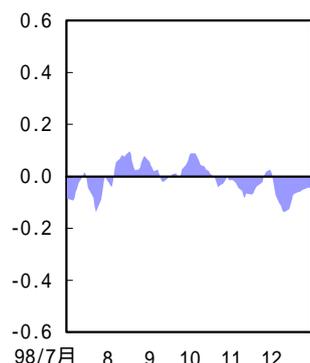


・ 2001年半ば

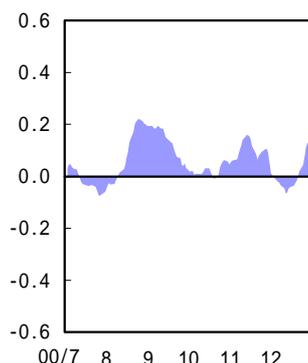


( 6 ) 短期金利要因

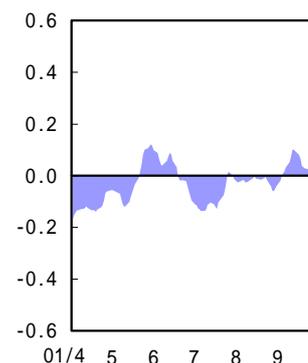
・ 1998年後半



・ 2000年後半



・ 2001年半ば



・ 1998 年後半における 10 年国債の流通利回りは、外生的なショックが加わったこともあり、幾らか乱高下した。流通利回りと同様に、長期金利要因のプレミアムも上下に振れる展開となり、運用部ショック以降は一時上昇した。2000 年後半のプレミアムは、ゼロ金利政策の解除を一つの契機として一時上昇し、金利上昇方向の期待が形成されたが、流通利回りの上昇圧力が強まらず、引き続き低位で安定していたこともあり、その

後はゼロ近傍で推移した。また、2001 年半ばの流通利回りも、金融調節方針の変更以降、低位で安定していたが、プレミアムはプラス圏で推移しており、金利上昇方向の期待が形成されていたとみられる。

- ・ 1998 年後半の無担保コールレート（O/N）は、誘導目標の段階的な引き下げを受けて、低下傾向にあった。この間、短期金利要因のプレミアムはゼロ近傍で推移しており、断続的な金融緩和策は概ねサプライズ無く受け止められていたとみられる。この間の報道での取り上げられ方をみても、ゼロ金利政策の導入と比べると、そのインパクトは小さかったように思われる。一方、ゼロ金利政策の解除によって、2000 年後半のコールレートは 0.25% まで上昇し、同時に、プレミアムも上昇に転じた。すなわち、ゼロ金利政策の解除を切っ掛けにして、金利上昇方向の期待が形成されていたと思われる。また、いわゆる量的緩和政策の下、2001 年半ばのプレミアムはゼロ近傍で推移しており、金利上昇・低下方向の期待は特段観察されない。

総括すると、似通った相場下落局面においても、相場上昇局面と同様に、相場に織り込まれていた期待はそれぞれ異なっていた可能性が示唆された。総じてみれば、2001 年半ば、2000 年後半、1998 年後半の順に、マクロ経済動向に対してネガティブな期待が形成されていたと評価することができる。一方、アンケート調査の結果によると、1998 年後半が最悪期として捉えられていた。当時の金融システム・信用不安は、株価に反映されていた以上に、深刻なものとして受け止められていたと思われる（前掲図表 12）。また、ゼロ金利政策の解除以降、当面の間は、株式市場における景況感やインフレ期待に関して、変化はほとんど無かったとみられる。

#### （4）相場下げ渋り局面での期待形成

次に、相場下げ渋り局面について考察する。

1998 年度後半と 2001 年後半の相場は、それまでの下落相場から一転して、揉み合いが続いた。1998 年度後半はその後上昇トレンドに移行したが、2001 年後半はその後揉み合いが続いている。1998 年末から 1999 年初にかけては、当時の景気動向は景気後退期から景気拡張期への転換点に当たり、生産活動には下げ止まりの兆しが窺われ始めていた。また、2001 年後半は、景気全体としては調整色を濃くしていたが、生産活動の悪化テンポは徐々に緩やかなものとなっていた。

この 2 つの相場下げ渋り局面について、ファクターリスク・プレミアムの推移を比較すると、以下のような特徴点がみられる（図表 14）。

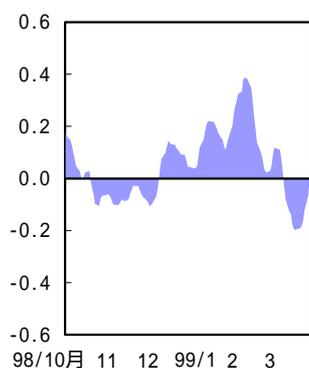
- ・ 生産活動要因については、1998 年末から 1999 年初にかけて、プレミアムは明示的なプラスに転じ、生産活動に関してポジティブな期待が織り込まれ始めていた。また、

2001 年後半は、それまで大幅なマイナスとなっていたプレミアムのマイナス幅が急速に縮小し、年末にはプラスに転じた。これは、生産活動に対するネガティブな期待が、ポジティブな期待へと上方修正されていたことを示唆している。

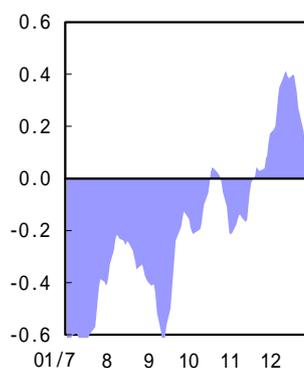
( 図表14 - 1 ) 相場下げ渋り局面での期待形成

( 1 ) 生産活動要因

・ 1998年度後半

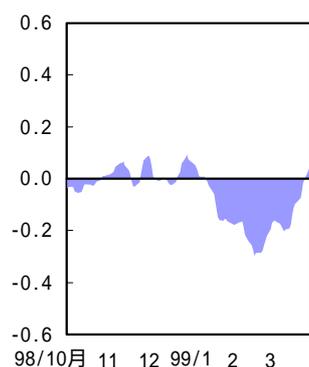


・ 2001年後半

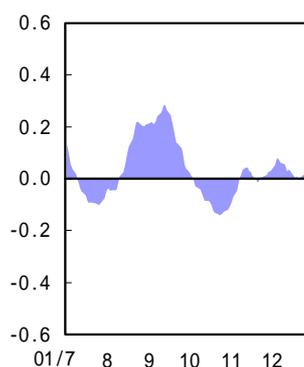


( 2 ) インフレ要因

・ 1998年度後半

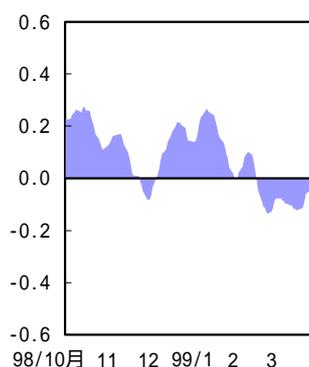


・ 2001年後半

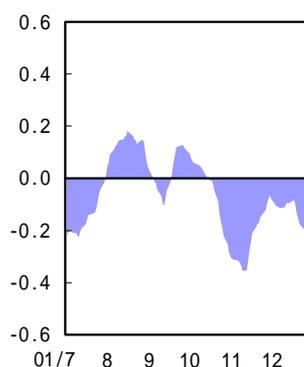


( 3 ) 為替要因

・ 1998年度後半



・ 2001年後半



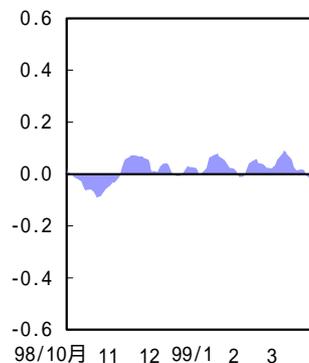
・ インフレ要因についてみると、1998 年末のプレミアムはゼロ近傍で推移していたが、翌年初にはマイナス方向に振れ、物価下落方向の期待が形成されていた。2001 年後半には、それまで概ねプラス圏で推移していたプレミアムがゼロ近傍で推移するようになり、物価上昇方向の期待が剥落し、物価動向はサプライズ無く受け止められていた

とみられる。

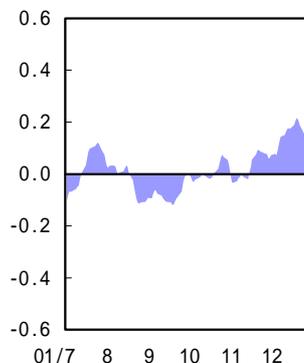
(図表14-2) 相場下げ渋り局面での期待形成

(4) クレジット要因

・ 1998年度後半

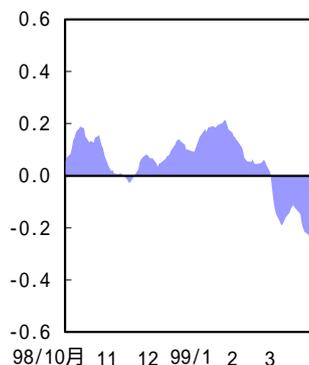


・ 2001年後半

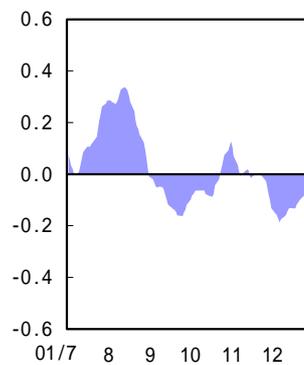


(5) 長期金利要因

・ 1998年度後半

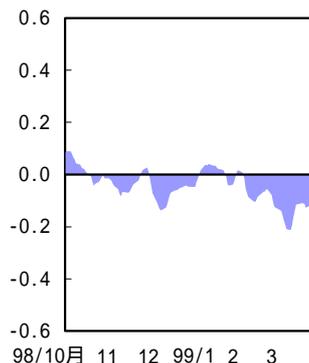


・ 2001年後半

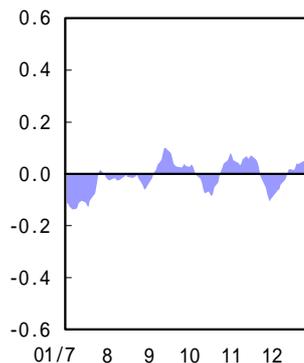


(6) 短期金利要因

・ 1998年度後半



・ 2001年後半



・ 名目実効為替レートは、1999年初に円高傾向が一服し、これに合わせて、為替要因のプレミアムにも変化がみられた。プラス圏で推移していたプレミアムがマイナスとなり、円高方向の期待が次第に円安方向に傾いていったことを表していると考えられる。また、2001年後半は、横這い圏内で推移していた名目実効為替レートが年末に円安方向に振れたものの、プレミアムは、ゼロ近傍での推移からプラス圏での推移に変化した。すなわち、為替市場での動きに対して、株式市場では円安方向の期待が高まる様子は観

察されなかった。

- ・ クレジット・スプレッドは 1999 年初にピークを記録したが、この間におけるクレジット要因のプレミアムはゼロ近傍で推移しており、株式市場ではスプレッドの拡大傾向はサプライズ無く受け止められていたと思われる。また、2001 年後半におけるスプレッドは、それまで低位で安定的に推移していたが、年末にかけて急速に拡大した。これに呼応するように、ゼロ近傍で推移していたプレミアムは年末にかけてプラスに転じ、スプレッド拡大方向の期待が形成され始めた。こうした動きは、大企業の経営破綻などを受けてクレジット・イベントに対する懸念が高まっていたことと合致している。

- ・ 長期金利要因については、運用部ショックなどの影響で 10 年国債の流通利回りが不安定化していたこともあって、1998 年末から翌年初にかけて、そのプレミアムはプラス圏で推移しており、一時的ではあったが、金利上昇方向の期待が形成されていた。一方、2001 年後半は、いわゆる量的緩和政策の下で流通利回りは安定的に推移していたほか、そのプレミアムもゼロ近傍で推移していた。この間、株式市場では、流通利回りの安定的な推移は常態的なものとして受け止められていたと考えられる。

- ・ 1998 年後半以降、誘導目標である無担保コールレート (O/N) が段階的に切り下げられる中、短期金利要因のプレミアムには大きな変化は観察されなかった。もっとも、仔細にみると、プレミアムは小幅ながらもマイナス圏で推移しており、金利低下方向の期待が形成されていたことが窺われる。一方、2001 年後半は、いわゆる量的緩和政策の下でコールレートがゼロ近傍で安定的に推移する中、そのプレミアムもゼロ近傍で推移していた。長期金利要因と同様に、この間の株式市場は、コールレートの安定的な推移を常態的なものとして受け止めていたと考えられる。

総括すると、似通った相場下げ渋り局面においても、相場上昇局面や下落局面と同様に、相場に織り込まれていた期待はそれぞれ異なっていた可能性が示唆された。総じてみると、ファクターリスク・プレミアムの変化幅は、2001 年後半の局面の方が大きなものになっていたが、マクロ経済動向に対する回復期待の強さという意味では、1998 年末の局面の方が強い期待が形成されていたと評価することができる。アンケート調査の結果をみると、1998 年度後半では悲観的な見方が優勢となっているが、その後の景気回復に対する期待の強さという点では、やはり 1998 年度後半の方が優勢となっている (前掲図表 12)。

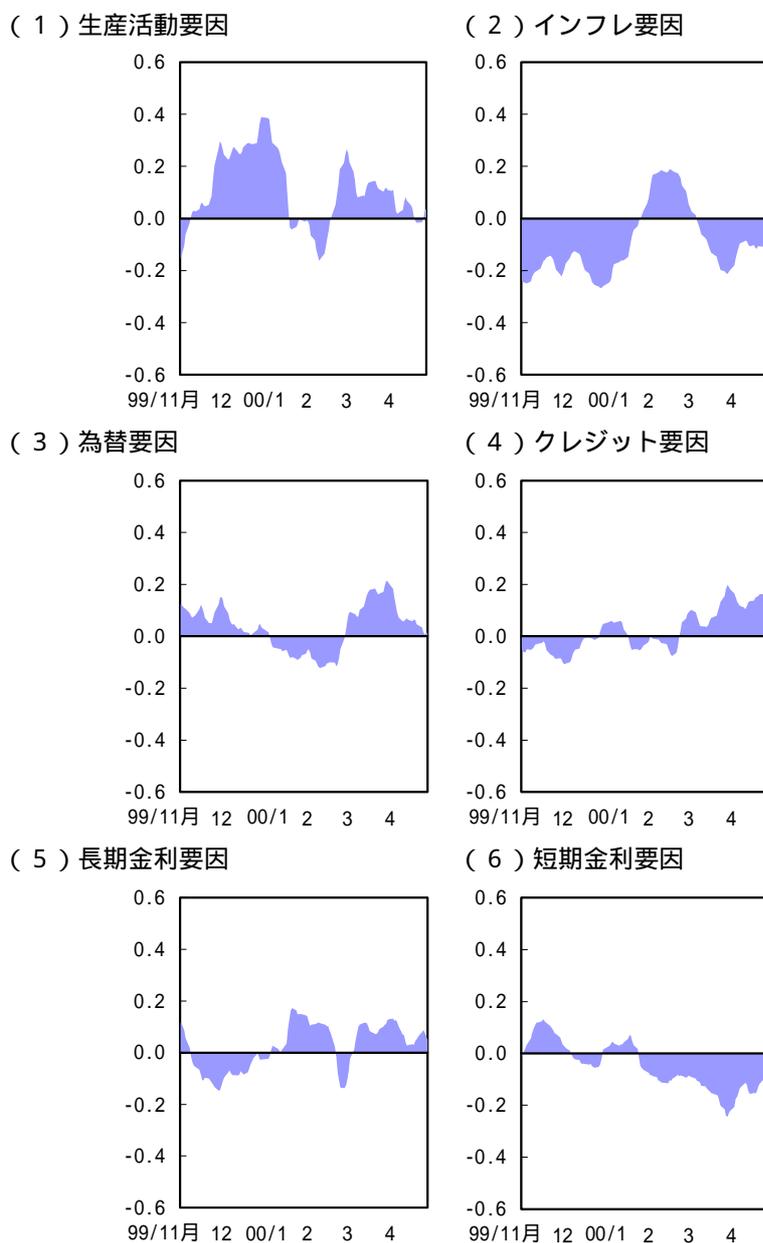
#### (5) IT 相場の転換点における期待形成

最後に、IT 相場のピークとなった 2000 年前半における期待形成について考察する。

1998 年 10 月をボトムとして上昇を続けていた TOPIX は、2000 年 2 月にピークを記

録した後は、一転して下落相場が続いた。当時の景気動向は、生産活動の持ち直しに加えて設備投資が増加に転じるなど、民間需要面でも自律的な回復の動きが観察されるようになっていた。

(図表15) IT相場の転換点における期待形成



この局面について、ファクターリスク・プレミアムの推移からは、次のような特徴点を観察できる(図表15)。相場が転換点を迎えた時期に、明示的に変化していたプレミアムは生産活動要因とインフレ要因のみであり、それ以外の要因にほとんど動きはみられなかった。また、生産活動要因とインフレ要因のプレミアムについても、こうした変化は一時的なものであり、まもなく、それまでのトレンドにそれぞれ回帰していった。

ただし、生産活動要因のプレミアムは、2000年3月以降のプラス幅がそれまでに比べると若干縮小しており、2000年初までのような生産活動への強いポジティブな期待が幾らか剥落していた可能性が窺われる。

こうした事実は、相場の転換点において、マクロ経済動向に対する期待形成には大きな変化が無かったことを示唆していると考えられる。すなわち、マクロ経済動向や相場動向に対する期待は、相場下落から遅れて下方修正されていったと評価することができる。

#### 4. おわりに

本稿では、近年の相場上昇、下落、下げ渋りなど様々な局面について、マルチファクター・モデルを用いてファクターリスク・プレミアムを推計した。そして、その結果を基に、マクロ経済動向に対する市場参加者の期待がどのように変化し、その期待動向と金融実体経済指標の関係がどの時点でどのように変化したか、また、金融政策の運営はこのような期待形成にどのような影響を及ぼしたか、といった点を比較・検討した。

本稿での分析結果を総括すると、33業種の業種別株価の動向を6個のファクターリスク・プレミアムに集約して観察することで、一見、同様にみえる相場上昇局面や下落局面であっても、マクロ経済動向に対して株式市場では異なる期待が形成されていた可能性が示された。単にTOPIXのような平均株価の動きを観察するだけでは、株価の情報変数としての有用性は低い。しかし、株価変動の背後にある市場参加者の期待変化をプレミアムの推移として観察することによって、物価・金利動向などに対する期待変化を確認することができる。すなわち、株式市場における景況感やインフレ期待が強気化・弱気化している様子をリアル・タイムで観察できることから、市場情報を質・量ともに高める効果を期待できる。

本稿で扱ったタイプのマルチファクター・モデルには、ファクターの個数や内容に関する確立された選択基準は存在しないため、その決定は分析者自身に委ねられている。したがって、様々なファクターの組み合わせを試すことで、モデルのパフォーマンスの改善が図られる可能性があるほか、時間が経過するにつれて、株価リターンとファクターの関係が変化することも考えられることから、定期的にモデルのメンテナンスを行う必要がある。このほか、本稿では業種別株価のリターンを被説明変数としたが、個別株価のリターンを被説明変数とすることで、より広範な株価リターン情報を基にした分析ができる可能性もある。特に、構造改革の一環としての業界再編などにより、同一業種内において優勝劣敗の形で相場の二極化が進むような局面では、こうした視点は不可欠なものになるだろう。また、ファクターリスク・プレミアムの推移を解釈する際には、留意すべき点もある。例えば、プラス(ポジティブ)のプレミアムがゼロとなったとき、期待が慎重化したと読むか、ポジティブな期待が定着したと読むかは、株価情報のみでは判断できず、ヒアリング情報などと照らし合わせながら解釈しなければならない。

金融政策が期待形成に直接的に働きかける側面が重視されてきている中で、期待動向を抽出・観察するツールの必要性が増している<sup>29</sup>。そういった意味でも、本稿で扱った

---

<sup>29</sup> なお、金融政策運営上の株価の位置付けを考える上では、しばしば指摘されるように、中央銀行が資産価格(株価)が有する情報をターゲットにして政策運営を行おうとすると経済が不安定化する危険がある、という点には留意が必要である。Bernanke and Woodford

マルチファクター・モデルは市場に対するモニタリング能力を補強するための一手段となるだろう。

以 上

---

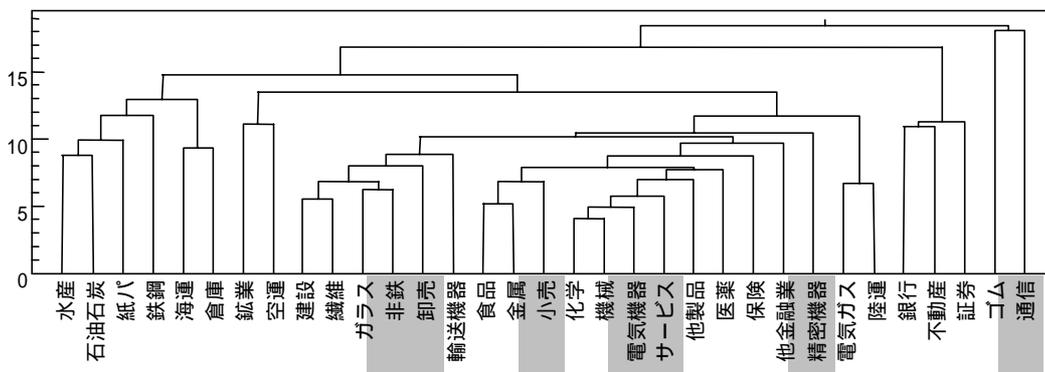
[1997] などの指摘にあるように、金融市場では多くの情報が集約され、市場参加者の真意が反映されているものの、資産価格（株価）と金融政策に関する市場参加者の期待の間にあるフィードバック・メカニズムのために、そうした政策運営は合理的な期待に基づく均衡と両立しない可能性がある。

## 補論 1 クラスタ分析による IT 相場の検証

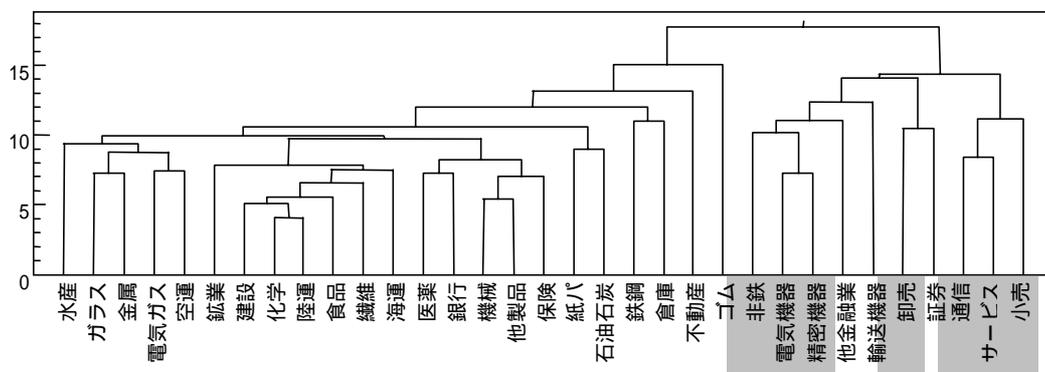
本文中で指摘したように、2000年時の相場展開はIT関連セクターという特定業種に主導されたものだった。クラスタ分析の結果をみても、当時のIT関連セクターが同一の値動きをしていたことを確認できる(図表A-1)。本文における相関係数の算出と同様に、3つの局面において業種別株価を対象にクラスタ分析を行うと、2000年中はIT関連セクターが1つのグループを形成していたことが分かる。

(図表A-1) 業種別株価のクラスタ分類

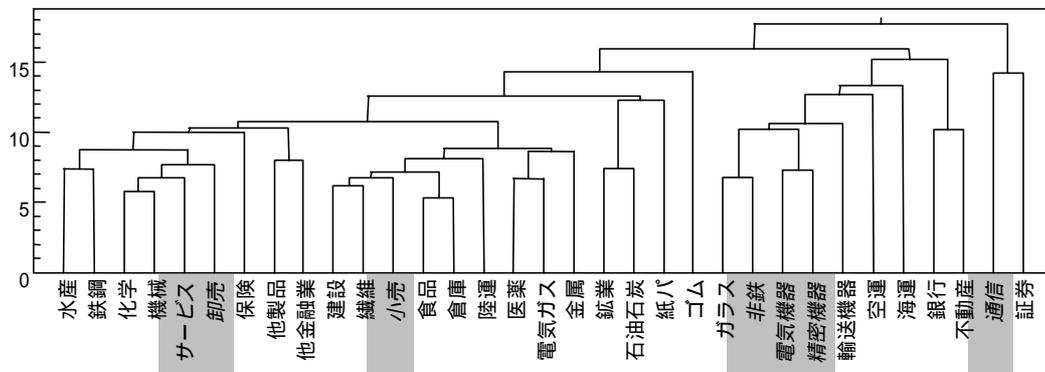
(1) 1998年時



(2) 2000年時



(3) 2001年時



(注) クラスタ分析の対象期間は、それぞれ、1998年10月15日、2000年2月7日、2001年末直前の60営業日。

なお、クラスター分析とは、観察対象間の距離を基準とし、類似性が強いものを集約することによって、観察対象を幾つかのグループに分類する方法である。ここでは、類似性を標準化ユークリッド距離で測り、最長距離法に基づいて観察対象をグループ化している。観察対象  $i$  と  $j$  間の標準化ユークリッド距離  $d$  は、観察対象の標準化されたリターン  $z$  に対して、次のように表される。

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{t=1}^T (z_{it} - z_{jt})^2}$$

また、最長距離法とは、2つのグループのそれぞれから1つずつ選んだ2つの観察対象の全ての組み合わせの中で、観察対象間の距離の最大値をこの2つのグループ間の距離と定義する方法である（津田 [1994] などを参照）。

以 上

## 補論 2 インプライド確率分布による相場期待の検証

日経 225 オプション価格から推計したリスク中立的なインプライド確率分布(原資産の将来価格の期待分布)に関する統計量(標準偏差、歪度、過剰尖度)をモニタリングの対象とすることで、相場動向自体に対する期待(いわゆる相場観)の変化について観察することができる<sup>30</sup>。

このとき、標準偏差は価格変動の期待にどれだけの広がりがあるかを表しており、その拡大は分布の散らばり具合が大きいことを意味する。歪度は上昇・下落どちらの方向へのリスクを大きいと考えているかを表し、プラス/マイナスは分布が左(相場下落方向)/右(上昇方向)へ歪んでいることを意味する。過剰尖度は分布の裾がどれだけ重く、大幅な価格変動が生じるリスクがどの程度あると考えているかを表し、プラス/マイナスは分布が上/下方向へ歪んでいることを意味している(白塚、中村 [1998]などを参照)。なお、インプライド確率分布と株価の間には、典型的には、次のような関係が成立すると考えられる。

株価上昇リスクの高まり	株価水準の落ち着き	株価下落リスクの高まり
標準偏差：上昇	標準偏差：低下	標準偏差：上昇
歪度：マイナス	歪度：ゼロ	歪度：プラス
過剰尖度：上昇	過剰尖度：低下	過剰尖度：上昇

それぞれの相場局面毎に、インプライド確率分布に関する統計量の変動をみると、大

<sup>30</sup> インプライド確率分布に関する 1 次から 4 次までのモーメントとなる平均  $\mu$ 、標準偏差  $Stdv$ 、歪度  $Skew$ 、過剰尖度  $Ex - Kurt$  の 4 つの統計量は、それぞれ次のように表される。

$$\mu = \sum_i \frac{\ln(K_i) + \ln(K_{i+1})}{2} p(K_i)$$

$$Stdv = \sqrt{\sum_i \left( \frac{\ln(K_i) + \ln(K_{i+1})}{2} - \mu \right)^2 p(K_i)}$$

$$Skew = \sum_i \left( \frac{\ln(K_i) + \ln(K_{i+1})}{2} - \mu \right)^3 p(K_i) / Stdv^3$$

$$Ex - Kurt = \sum_i \left( \frac{\ln(K_i) + \ln(K_{i+1})}{2} - \mu \right)^4 p(K_i) / Stdv^4 - 3$$

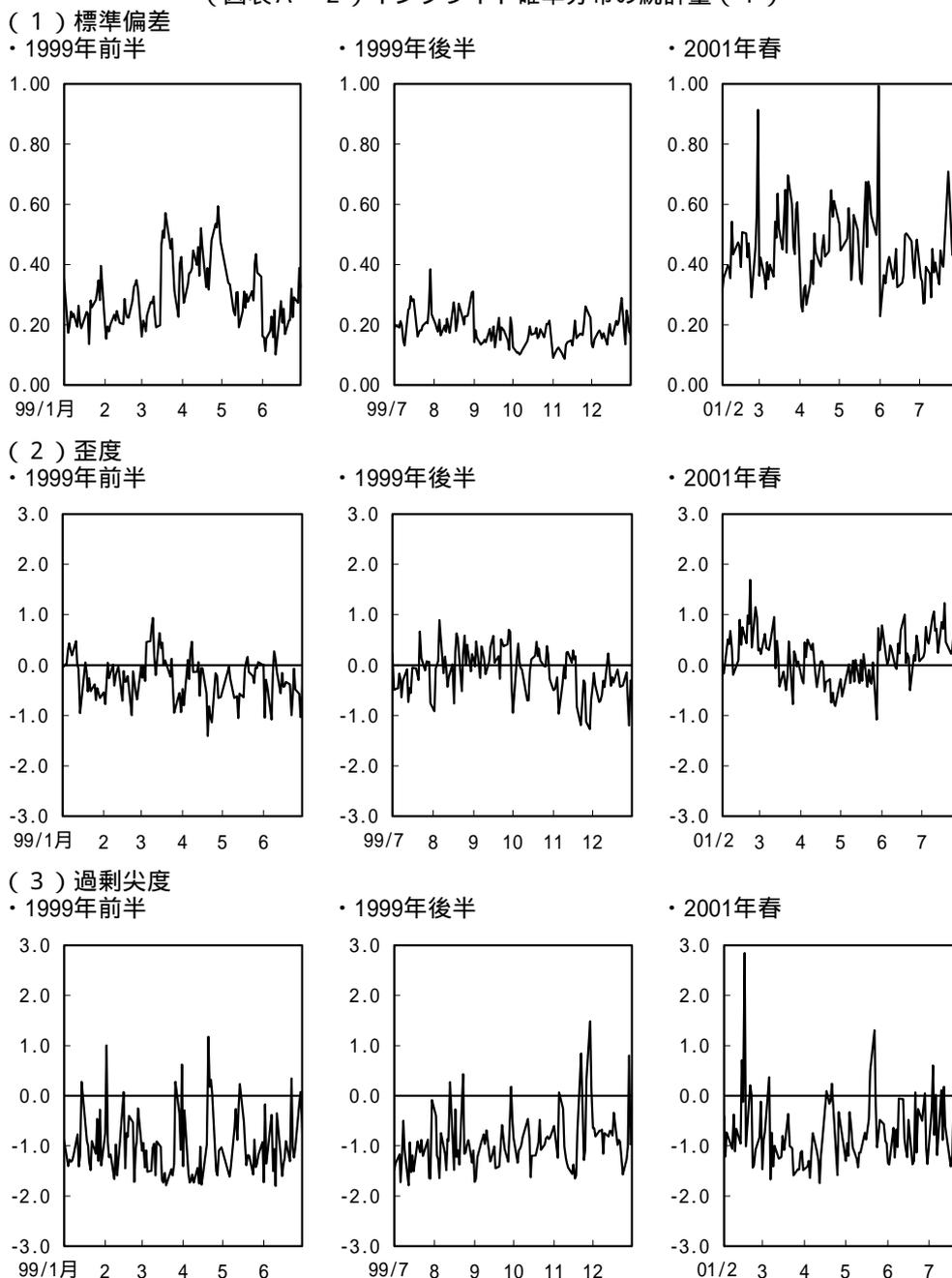
なお、 $K_i$  は権利行使価格を表す。また、権利行使価格に関するオプション価格の 1 階の微係数が累積密度の情報をもっていることを前提に 1 階の有限差分法を用いると、相対頻度  $p(K_i)$  は、次のように表される ( $C_i$  と  $P_i$  はそれぞれ、 $K_i$  に対応するコールとプットのオプション価格を表す)。

$$p(K_i) \approx \frac{C_{i-1} - C_{i+1}}{K_{i+1} - K_{i-1}} - \frac{C_i - C_{i+2}}{K_{i+2} - K_i} \approx \frac{P_{i+2} - P_i}{K_{i+2} - K_i} - \frac{P_{i+1} - P_{i-1}}{K_{i+1} - K_{i-1}}$$

まかに言って以下のような変化を観察できる。

(1) 相場上昇局面での期待形成 (図表 A-2)

(図表A - 2) インプライド確率分布の統計量 (1)



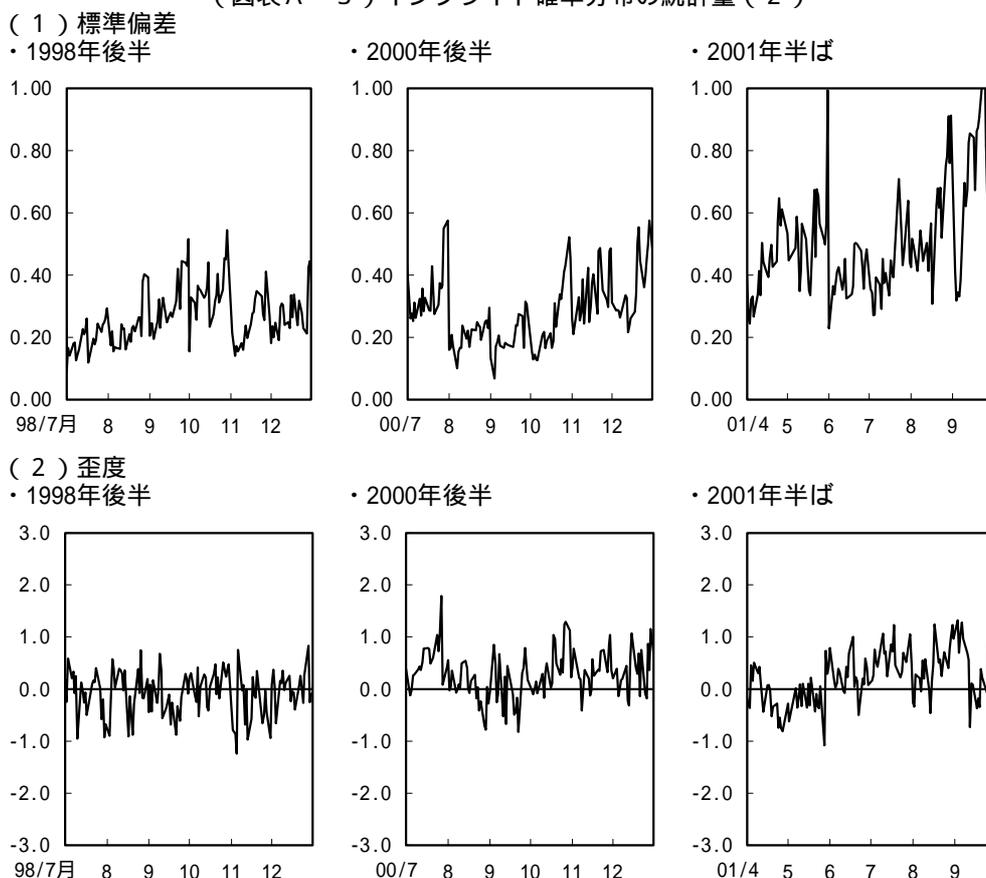
1999 年前半については、過剰尖度がマイナス圏で推移している時間が長かったものの、標準偏差が拡大し、歪度が低下しており、持続的な相場上昇期待が形成されていたとみられる。次に、1999 年後半については、同様に、過剰尖度が主にマイナス圏で推

移していたものの、標準偏差が縮小傾向にあったほか、歪度がプラスに転じる場面もあり、一方的な相場上昇期待が修正され始めていた可能性を示唆している。最後に、2001年春については、標準偏差が拡大する中、歪度がマイナス圏まで低下し、過剰尖度がマイナス幅を縮小しており、典型的な相場上昇期待が読み取れるが、その動きは短期間で終わっている。

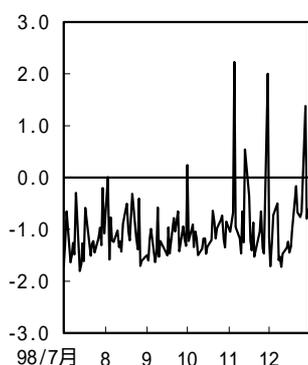
(2) 相場下落局面での期待形成 (図表 A-3)

1998 年後半は、相場下落期待が支配的だった中で、相場反発期待が醸成され始めていたことが読み取れる。各統計量は、標準偏差が拡大を始め、過剰尖度が低下している中、歪度が低下に転じていた。一方、2000 年後半は、3 つの統計量が全て上昇傾向で推移しており、相場下落期待が確実に強まっていた可能性が窺われる。また、2001 年春に形成されていた相場上昇期待は、3 つの指標全てがまもなく上昇に転じたことに表されるように、相場下落期待に切り替わったことが分かる。この時期における期待分布の歪みは、1998 年以降の対象期間中では最も大きく、当時の相場下落期待が強いものであった可能性が想像される。

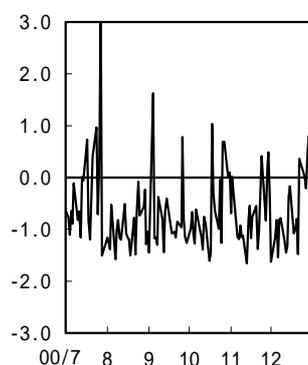
(図表 A - 3) インプライド確率分布の統計量 (2)



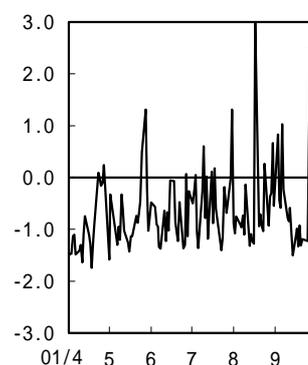
(3) 過剰尖度  
 ・1998年後半



・2000年後半



・2001年半ば



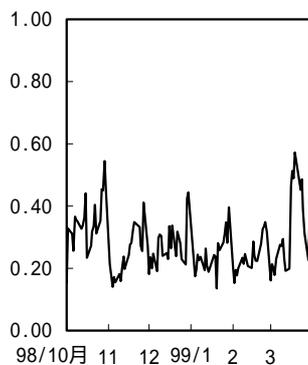
(3) 相場下げ渋り局面での期待形成 (図表 A-4)

1998 年末から翌年初までの間、分布の歪みを表す歪度と過剰尖度に大きな変化は無く、それまで拡大気味に推移していた標準偏差は縮小気味に推移しており、相場が大きく変動するという明示的な期待形成は見出し難い。一方、2001 年後半には、3 つの統計量は上昇気味に推移し、相場の下落リスクが意識されていたことが分かる。

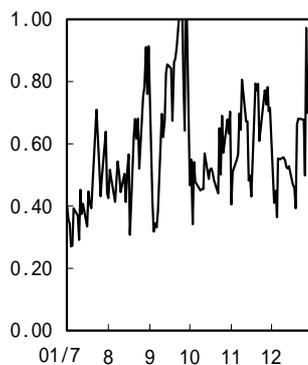
(図表 A - 4) インプライド確率分布の統計量 (3)

(1) 標準偏差

・1998年度後半

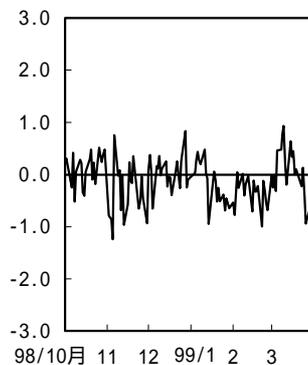


・2001年後半

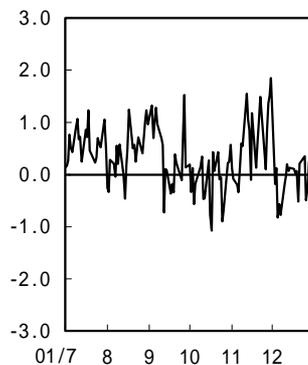


(2) 歪度

・1998年度後半

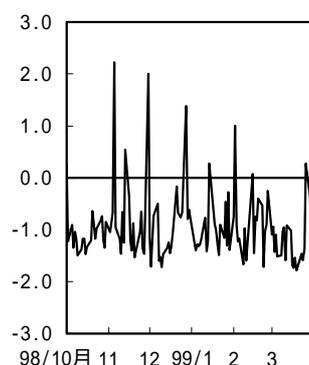


・2000年後半

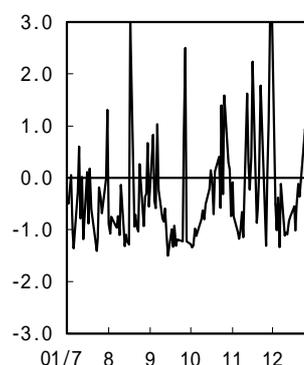


(3) 過剰尖度

・1998年度後半



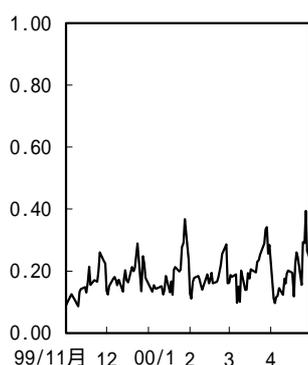
・2000年後半



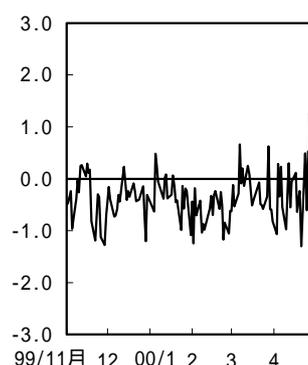
(4) IT 相場の転換点における期待形成 (図表 A-5)

(図表A - 5) インプライド確率分布の統計量 (4)

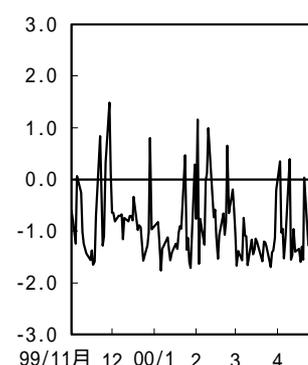
(1) 標準偏差



(2) 歪度



(3) 過剰尖度



この間の相場動向に対する期待形成からは、景気動向の堅調さと整合的に、相場水準に対する確信度は引き続き強かったことが窺われる。インプライド確率分布の統計量の推移をみても、高値警戒感が指摘されていたにもかかわらず、標準偏差は低位で安定し、歪度はマイナス圏で推移していたほか、過剰尖度はやや上昇しており、相場が弱含むという明示的な期待を観察することはできない<sup>31</sup>。

以上

<sup>31</sup> 2000年4月入り後、インプライド確率分布の統計量は、3つとも急上昇した。こうした動きは、4月24日に実施された日経225の銘柄入れ替えによる影響とみられる。割高な状態でインデックスに組み入れられた新規採用の30銘柄に対して、銘柄入れ替え後、売り圧力が働いたと考えられる。

## 参考文献

- 加藤 健吾、「金融政策遂行上の中間目標と情報変数について」、『金融研究』第9巻第4号、日本銀行金融研究所、1990年。
- 小林 弘明、「リスク・モデルとその応用」、『機関投資家運用の新戦略』、QUICK 総合研究所編、1995年。
- 櫻庭 千尋、「日本における株価変動メカニズムについて」、『金融研究』第6巻第3号、日本銀行金融研究所、1987年。
- 白塚 重典、中村 恒、「金融市場における期待形成の変化」、『金融研究』第17巻第4号、日本銀行金融研究所、1998年。
- 谷崎 久志、『状態空間モデルの経済学への応用』、日本評論社、1993年。
- 津田 博史、『株式の統計学』、朝倉書店、1994年。
- 日本証券アナリスト協会編、『証券投資論』第3版、日本経済新聞社、1998年。
- 蓑谷 千鳳彦、『計量経済学』第2版、多賀出版、1998年。
- 結城 淳、「クロスセクション型多変量モデルによる株式ポートフォリオ構築」、『金融技術とリスク管理の展開』、今野 浩 編、東洋経済新報社、1999年。
- 米澤 康博、『パッシブ・コア戦略』、東洋経済新報社、2001年。
- Bakshi, G S., and Z. Chen, “Inflation, Asset Prices, and the Term Structure of Interest Rates in Monetary Economies,” *The Review of Financial Studies*, Spring 1996, Vol. 9, No. 1.
- Bernanke, B. S., and M. Woodford, “Inflation Forecasts and Monetary Policy,” NBER Working Paper 6157, 1997.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A.C. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.

- Chen, N., R. Roll, and S. A. Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 1986, vol. 59, no. 3.
- Elton, and Gruber, "A Multi-Index Model of the Japanese Stock Market," *Japan and the World Economy*, 1-21-44,1988.
- Elton, E. J., and M. J. Gruber, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 5th edition, John Wiley & Sons, 1995.
- Hirata, H., and K. Ueda, "The Yield Spread as a Predictor of Japanese Recessions," Working Paper 98-3, Research and Statistics Department, Bank of Japan, 1998.
- Ingersoll, J. E., *Theory of financial decision making*, Rowman & Littlefield Publishers, Inc., 1987.
- Ross, S., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, 1976.
- Salomon Brothers, "Salomon Brothers Japanese Risk Attribute Model(RAM)," *Japanese Equity Research, Equity Portfolio Analysis*, 1991.