

*JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research*  
*Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy*  
*Discussion Paper Series No.19*

**投資家の「意見の不一致」と株価  
——サーベイデータによるJASDAQ市場の分析**

**祝迫得夫**

March 3, 2008

Research Center for Price Dynamics  
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University  
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN  
Tel/Fax: +81-42-580-9138  
E-mail: [sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp](mailto:sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp)  
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

2008年3月

## 投資家の「意見の不一致」と株価 ——サーベイデータによる JASDAQ 市場の分析\*

祝迫得夫

### 要約

行動ファイナンス研究における、投資家間の「意見の不一致のモデル」のインプリケーションを、日本の JASDAQ 市場のデータを用いて検証した。(株)QUICK による、QSS 株式機関投資家の株価予想のサーベイ結果の標準偏差を投資家の「意見の不一致」の尺度として用い、まずそれが現在の株価を上昇させることを示した。さらに、「意見の不一致」が大きい時には、投資家が同時点では観察できないサーベイ予想ベースの予想株価上昇率が低下することを見た。このことは、サーベイ調査がカバーしている市場参加者全体の来月の株価予想の平均に比べ、市場価格に直接反映されている楽観的なサブ・グループのそれが高いことを示唆している。また、制度的な「裁定の限界」から、「意見の不一致」のモデルがより当てはまると考えられる日経 JASDAQ 平均に比べ、より成熟した市場の指数である TOPIX についての分析結果は、まったくと言っていいほどモデルのインプリケーションを満たしていない。したがって、東証一部のような大規模銘柄に比べ、JASDAQ 市場で取引されているような小規模銘柄に関しては、制度的な「裁定の限界」が株価形成により大きな影響を与えているものと考えられる。

祝迫得夫

一橋大学経済研究所

〒186-8603 東京都国立市中2-1

iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

---

\*QSS 株式調査のデータを提供して頂いた、(株)QUICK に深く感謝する。本論文の作成にあたっては、平成 18・19 年度学術創成研究「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明：ミクロとマクロの統合アプローチ」、平成 18・19 年度科学研究費基盤研究(B)「マクロ変数と株式収益率のクロスセクション」(18330067)からの助成を受けた。

## 1 はじめに

「行動ファイナンス behavioral finance」という呼び名で括られる研究分野は、近年、日本でも大きく注目を浴びるようになってきた。一般向けの議論で「行動ファイナンス」という言葉が使われる場合、ファイナンスの主流派に対して否定的な意味合いで用いられることが多い。心理学や行動科学に基づくアプローチの優越性・革新性が強調され、伝統的な新古典派アプローチは時代遅れの大艦巨砲主義のように言及されている。

一方、純粹に学問的な文脈で議論される場合、「行動ファイナンス」の意味するところはもっと幅が広く、多分に新古典派的な分析と補完的な側面を持っている。行動ファイナンスの最も強力な推進者である Andrei Shleifer の優れたモノグラフ (Shleifer 2000) を手に取ると分かるように、重要な理論研究の多くがマイクロ経済分析の標準的な手法に基づいている。本稿では、そのような学術的な行動ファイナンスの研究の中でも、最も新古典派寄りに属する、投資家間の情報の非対称性に基づくモデルについて、日本のデータを用いて分析する。以下では、そのような分析を仮に「金融市場における意見の不一致のモデル」と呼んでおくことにする<sup>1</sup>。

理論的な「意見の不一致のモデル」の分析は、1970年代後半の Miller (1977) と Harrison and Kreps (1978) の古典的な研究にまで遡る。これら研究の重要な特徴のひとつは、その名前の通り、妥当な資産価格の水準に関する意見の不一致という意味において、投資家の間に非同質性が存在するという点である。伝統的な新古典派ファイナンス理論は、その典型である資本資産価格モデル (CAPM) のように、投資家の持つ情報が同質的であることを暗黙裡に仮定している。新古典派的分析は、資産価格評価という実用性の視点からは、今日でも非常に有益なベンチマークを提供してくれる。その一方で伝統的な資産価格理論は、日々の経済で観察される膨大な量の金融資産の取引については説明することができないという短所を持っている。ここに、投資家の異質性を明示的に考慮した「意見の不一致のモデル」が登場する意義がある。

Miller や Harrison and Kreps の分析は、投資家間の意見の不一致が、資産価格のファンダメンタルズからの上方への乖離をもたらすという、資産価格バブルのモデルである。彼らのモデルは、投資家間での意見の不一致が発生する理由については分析しておらず、単にそれを仮定しているという意味で、例えば Sanford Grossman の資産価格の情報機能に関する一連の研究に比べると曖昧さを残している (Grossman 1989)。しかし、

---

<sup>1</sup>ここでの「意見の不一致」という用語は、“disagreement”もしくは“differences of opinion”という英語を念頭においている。

いったん意見の不一致の存在を認めてしまえば、「資産価格のファンダメンタルズからの乖離＝バブルの発生」(Scheinkman and Xiong 2003; Hong, Scheinkman, and Xiong 2006)、「マーケットの突然のクラッシュ」(Hong and Stein, 1999)、「モーメンタム効果による予測可能性」(Jegadeesh and Titman 1993; Lakonishok, Shleifer, and Vishny 1994) ,そして資産価格と取引量の相関関係といった、従来の新古典派的なフレームワークでは扱うことができなかつた、さまざまな問題を取り扱えるようになる。

モデルの解説は本稿の目的ではないので、以下では実証分析の背景となる理論分析について簡単にまとめておく。「意見の不一致のモデル」には2つの鍵となる要素があり、その第1は既に述べたように、妥当な資産価格水準に関するそもそもの意見の不一致の存在である。しかしそれだけでは、投資家間の意見の不一致は、資産価格の情報伝達機能によって急激なスピードで解消されてしまうであろう。したがって第2の要素として、個々の投資家レベルの情報が完全に資産価格に反映されることを妨げる、何らかの(制度的要因による)市場の不完全性の存在が必要になる。そのような市場の不完全性は、行動ファイナンス一般では「裁定の限界 limits of arbitrage」と呼ばれ、典型的な例は「空売り制約 short-sale constraint」や機関投資家の「有限の投資ホライズン finite investment horizon」である。

以下ではより具体的に、空売り制約の影響を分析した Chen, Hong, and Stein (2002) の理論モデルに沿って議論を進めることとする。マーケットに楽観的なグループと悲観的なグループという、二種類の投資家のグループが存在するような状況を考えよう。裁定が完全に働く市場では、株式の市場価格は二つのグループの価格評価の加重平均で決定されるはずである。しかし、空売り制約が存在する場合、市場価格が過大評価だと考える悲観的な投資家が空売りによって裁定取引を行おうとしても、そのような取引は供出できる証拠金の額に制約されてしまう。したがって、例え悲観的な投資家グループが自分達の見通しに非常に強い確信を持っていたとしても、空売り制約によって、その意見は市場価格に十分反映されない状況が発生する。市場価格に反映されるのは主に楽観的な投資家の意見となり、その結果、楽観的な投資家グループと悲観的な投資家グループの平均よりは高い価格が形成されることになる。つまり(1) 妥当だと考える資産価格のレベルに投資家間に関する意見の乖離幅が大きく、なおかつ(2) 空売り制約や投資家の流動性の制約等の制度的な「裁定の限界」が存在する場合、資産価格は市場の楽観的な意見だけを反映して高くなる傾向にある。本稿が日本のデータによって検証しようとするのは、この点である。

## 2 実証分析のフレームワークとデータ

「意見の不意一致」のモデルは、一般的に情報の非対称性と売買高 (trading volume) の関係についての理論モデルと密接な関係がある。このため既存のアメリカ市場に関する実証分析では、しばしばが売買高が「意見の不意一致」の尺度という解釈を与えられて実証分析に利用されている (Baker and Stein 2004; Brennan, Chordia, and Subrahmanyam 1998; Datar, Naik, and Radcliffe, 1998)。また、サーベイ調査を用いたアメリカ市場についての先行研究としては、例えば Diether, Malloy, and Scherbina (2002) がある。彼らは、個別企業の一株当たり利益 (earnings per share) に関するアナリスト予想の分散を「意見の不意一致」の尺度として用い、それが株式のクロスセクションのリターンに与える影響を分析している。また Gilchrist, Himmelberg, and Huberman (2005) は同じデータを用いて、「意見の不意一致」が企業の Tobin の  $Q$  や実物投資、新株発行などに有意にプラスの影響を与えることを発見している。

本稿では、より直接的な株価の予想に関する「意見の不意一致」の尺度として、(株)QUICK が行っている QSS 株式調査のデータにおける、機関投資家の株価指数予想に関する回答を用いる。この調査では、月初めに将来の日経平均、TOPIX、日経 JASDAQ 平均という各指数の価格水準に関する予想を質問しており、その回答の基本等計量がデータとして報告されている。残念ながら本稿の実証分析の主な対象となる日経 JASDAQ 平均に関する調査は、2000 年 6 月からしか行われていない。またサーベイ開始当初は、回答している機関投資家の数が目立って少ないケースが見られるので、念のため最初の半年をデータから落とし、2001 年 1 月をサンプルの最初とした。したがって時系列方向のサンプル数は、かなり限定的で、かろうじて統計分析に耐え得る程度のものであることは認めざるを得ない。2001 年後半以降は、多少の増減はあるものの比較的回答数は安定しており、約 140 社ほどがサーベイに回答している。

次に、QSS 株式調査のデータを使った検証のために、「意見の不意一致」モデルのインプリケーションを若干拡張する。いまマーケットでの株価水準を  $P_t$ 、またファンダメンタルズに相当する株価水準を  $F_t$  で表すものとしよう。さらに、投資家  $j$  の第  $t$  期における、 $t+1$  期の株価指数の予想水準を  $E_{t,j}[P_{t+1}]$  であらわし、その平均を  $\mu_t(P_{t+1})$  で、標準偏差を  $\sigma_t(P_{t+1})$  で表すものとする。

「意見の不意一致のモデル」は、理論的には現在の株価水準に関するモデルであり、 $\sigma_t(P_{t+1})$  が高い時に  $P_t > F_t$  であることを意味しているが、実証上は「正しい」株価水準  $F_t$  を特定するのは極めて困難である。したがっ

て先行研究も例外なく、株価についての理論モデルのインプリケーションを、収益率についてのものに読み替えて分析を行っている。同じように本稿では、 $P_t$  の観察時点までの株価上昇率と、次の月に掛けてのサーベイベースの予想株価上昇率という二つの側面から、モデルの実証上のインプリケーションを検討する。

## 2.1 仮説 1 : 「意見の不一致」と同じ期の株価上昇率の関係

第一に、「意見の不一致」によって  $P_t > F_t$  であるような状況が発生しているのだとすれば、 $\sigma_t(P_{t+1})$  が相対的に高い時には、 $t-1$  期から  $t$  期にかけての価格の変化は平均的に見ると大きいはずである。この仮説を検証するために、まず仮説 1 として以下の式を検証する。

$$\Delta p_t = \alpha + \beta \ln(\sigma_t(P_{t+1})) \quad (1)$$

ただし  $p_t = \ln(P_t)$ ,  $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$  である。すなわち (1) 式は、前期から今期に掛けての株価の上昇が、今期における投資家の将来の株価予想のバラツキに影響を受けるかどうかを確かめようとしており、 $\beta > 0$  で統計的に有意なら、「意見の不一致」が現在の株価を上昇させるという理論モデルのインプリケーションが検証されたことになる。

## 2.2 仮説 2 : 「意見の不一致」と期待株価上昇率との関係

第二に、 $\sigma_t(P_{t+1})$  が高く、楽観的な投資家の予想のみが反映されている状況では、 $t$  期にマーケットで実現されている現在の株価  $P_t$  に体現 (embody) された来期の株価水準は、マーケット全体の投資家の平均的な予想よりも高いはずである。この点をより厳密に議論するために、前節と同じく楽観的なグループと悲観的なグループという二種類の投資家のグループが存在するような状況を考え、前者の株価予想を  $E_t^O [P_{t+1}]$ 、後者のそれを  $E_t^P [P_{t+1}]$  で表すものとしよう。簡単化のために両グループの投資家数が等しいものとする、市場参加者の来期の株価の予想の平均は

$$E_t^F [P_{t+1}] \equiv \frac{E_t^O [P_{t+1}] + E_t^P [P_{t+1}]}{2}, \quad E_t^O [P_{t+1}] > E_t^P [P_{t+1}]$$

である。このとき、無裁定条件が成立している状態での今期の株価は、 $E_t^F [P_{t+1}]$  の関数として表すことができ、定義によりファンダメンタルズ  $F_t$  に等しくなる。

$$P_t = F_t = f(E_t^F [P_{t+1}])$$

一方、空売り制約によって楽観的な投資家グループの意見のみが市場価格に反映されているような極端な状況では、市場価格は  $F_t$  より大きくなる。

$$P_t = P_t^O \equiv f(E_t^O[P_{t+1}]) > F_t$$

したがって、次の期までに意見の不一致が解消され株価の過大評価も解消されるものとする、事後的な株価の変化について、

$$P_{t+1} - F_t > P_{t+1} - P_t^O \quad (2)$$

という関係が成り立つ。しかし先に述べたように、実証上  $F_t, P_t^O$  を特定するのはほぼ不可能なので、(2) 式の両辺の無条件の期待値をとって、事前ベースの期待株価変化の式に書き直す。

$$\tilde{E}_t[P_{t+1} - F_t] > \tilde{E}_t[P_{t+1} - P_t^O] \quad (3)$$

ただし、さらに

$$\tilde{E}_t[P_{t+1} - F_t] = \tilde{E}_t[P_{t+1}] - F_t \quad (3')$$

$$\tilde{E}_t[P_{t+1} - P_t^O] = \tilde{E}_t[P_{t+1}] - P_t^O \quad (3'')$$

と書き直すことができる。これらの式で期待値オペレーターに波線が付されているのは、価格形成に実際に参加している楽観的な投資家グループだけでなく、マーケットの投資家全体の予想の平均の、第三者による観測値であることを強調するためである。

別の言い方をすれば、(3) 式は個々の投資家レベルがリアルタイムではアクセスできない、不特定多数の投資家の株価予想を利用した式だと考えることができる。以下ですぐ詳しく述べるように、QSS 株式調査の結果はサーベイ調査後、数日の時間を置いて公表されるので、 $\mu_t(P_{t+1})$  と  $\sigma_t(P_{t+1})$  はサーベイが行われている時点での株価形成には「完全には」反映されていないはずである。したがって市場価格の観察時点を上手く選ぶことによって、実証上はサーベイによる平均予測株価  $\mu_t(P_{t+1})$  を、(3') および (3'') 式の  $\tilde{E}_t[P_{t+1}]$  と看做することができる。

現在の市場株価  $P_t$  は、 $\sigma_t(P_{t+1}) = 0$  で全投資家の見通しが一致しているときに最低となり、 $P_t = F_t$  に一致する。楽観的な投資家の意見のみが反映されている場合の  $P_t^O$  は、投資家間の意見の不一致の大きさに従って上昇すると考えられるので、 $P_t$  は  $\sigma_t(P_{t+1})$  の増加関数であると看做することができる。いまサーベイ調査による将来の予想株価の平均  $\mu_t(P_{t+1})$  と、調査を行った時点での市場株価を用いて、事前の期待株価上昇率を

$$\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}] \equiv \ln(\mu_t(P_{t+1})) - p_t$$

と定義しよう。そうすると (3) 式より、他の条件が同じなら、 $\sigma_t(P_{t+1})$  が相対的に高い時に  $\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}]$  はより低くなるはずである。以上の議論は、仮説 2 として次のような推定式によって検証できる。

$$\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}] = \alpha + \beta \ln(\sigma_t(P_{t+1})) \quad (4)$$

仮説 1 の (1) 式のケースとは反対に、(4) 式で  $\beta$  が負の値で統計的に有意なら、「意見の不一致」が株価に影響を与えていることを正しく検証したことになる。

### 2.3 仮説 3：仮説 1 と仮説 2 の組み合わせ

最後に、二つの仮説のコンビネーションとして、次のような式を仮説 3 として検証することができる。

$$\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}] = \alpha + \gamma \Delta p_t + \beta \ln(\sigma_t(P_{t+1})) \quad (5)$$

すなわち同じ期の株価上昇率についての仮説 1 が正しいとすれば、他の条件が一定なら、仮説 2 の期待株価上昇率に関する推定式の説明変数として、 $\sigma_t(P_{t+1})$  の代わりに  $\Delta p_t$  を用いることができるはずである。したがって、(5) 式の説明変数として  $\Delta p_t$  のみが用いられた場合、 $\gamma$  は負の値をとるはずである。しかし、高い収益率  $\Delta p_t$  が低いサーベイベースの平均株価上昇率  $\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}]$  につながるのは、それが意見の不一致の増加によって引き起こされた場合のみである。したがって、 $\Delta p_t$  と  $\sigma_t(P_{t+1})$  を一緒に (5) 式の説明変数として用いた場合、 $\gamma$  は統計的に有意でなくなり、代わりに  $\beta$  が負の値で有意になるはずである。

### 2.4 データに関する注意点

以上の議論から分かるように、実際の推計にあたっては、サーベイ調査がどのように行われたかに十分注意を払って、株価の観察時点を特定する必要がある。図 1 に示されているように、本稿で検討している QSS 株式調査のサンプルでは、原則として、当該月の最初の木曜日を含む週の火曜・水曜・木曜の三日間に機関投資家に対するサーベイ調査が行われている。そして翌週の月曜日に、集計結果である  $\mu_t(P_{t+1})$ 、 $\sigma_t(P_{t+1})$  が、QUICK から投資情報サービスを購入している不特定多数の金融機関その他に伝えられる。したがって本稿の以下の実証分析では、サーベイの最終日である当該月の最初の木曜日の終値のデータを  $P_t$  としている。つまり  $P_t$  の観測



時点では、投資家は集計された株価予想サーベイの結果である  $\mu_t(P_{t+1})$ ,  $\sigma_t(P_{t+1})$  を、まだ情報として利用できないことになっている。

[図 1 をここに挿入]

### 3 実証分析

#### 3.1 グラフによる検証

まず、視覚的に「意見の不一致のモデル」の有効性を確かめることにしよう。図 2 では、2001 年 1 月から 2005 年 2 月までの期間について、TOPIX と日経 JASDAQ 平均（左側の縦軸）と、QUICK のサーベイデータにおける投資家の 1 期後の株価の予測値の標準偏差（右側の縦軸）が示してある。一見してすぐわかるように、二つのグラフの中では、JASDAQ の方が株価と予測株価の標準偏差の関係が強い。先に述べたように、「意見の不一致のモデル」が大きな意味を持つのは、空売り制約がある場合や、より一般的に流動性に制約のあるマーケットにおいてであり、この条件があてはまるのは明らかに JASDAQ の方である。したがって図 2 は、投資家の異質性を強調した理論モデルと整合的である。

また前節で述べたように、既存のアメリカ市場に関する実証分析では、しばしば売買高が「意見の不意一致」の尺度として利用され、ファンダメンタルズに対する株価水準と売買高の間に、正の相関関係が存在することが報告されている。そこで図 3 には、先程と同じ期間における JASDAQ の株価と売買高（株数；左側の縦軸）の水準が示されている。確かに、2003 年後半から 2004 年にかけての JASDAQ の上昇期間には売買高も上昇しているが、細かい変動については株価予想の標準偏差の方が、株価との相関関係は強い。

[図 2・図 3 をここに挿入]

#### 3.2 統計分析

以上の観察から、以下では主に日経 JASDAQ 平均の株価に焦点を絞って詳しく仮説 1~3 の検証を行い、TOPIX に関しては比較のためのベンチマークとして、最後にまとめて報告する。また意見の不一致の尺度としては、予想株価の標準偏差  $\sigma_t(P_{t+1})$  の対数  $DI_t(p_{t+1})$  に加えて、株価の

絶対水準が影響を与えるのを避けるため、 $\sigma_t(P_{t+1})$  を平均予想株価で基準化してから対数をとった  $NI_t(p_{t+1})$  を用いた分析も行った。意見の不一致の尺度を含む諸変数の厳密な定義と基本等計量は、表 1 に報告されている。

[表 1 をここに挿入]

また何らかの外生的な要因で現時点での株価が大きく変動している場合、投資家の将来株価予想も散らばりが大きくなると考えられるので、その影響をコントロールするために、現時点での収益率のボラティリティを説明変数として追加した分析も行った。具体的には、 $P_t$  の観察時点の 1 日前までの 7 日間の日次収益率の標準偏差を  $cv_t$  とし、現在のボラティリティの尺度として用いた。

### 3.3 「意見の不一致」と同じ期の株価上昇率への影響

表 2 には、仮説 1 の  $\Delta p_t$  に関する式の推定結果が報告されている。パネル A には  $DI_t(p_{t+1})$  を用いた、パネル B には  $NI_t(p_{t+1})$  を用いた結果がそれぞれ報告されているが、1 列目の単純な (1) 式そのままの定式化では、 $DI_t(p_{t+1})$  の説明力の方が遙かに高い。ただし標準偏差の大きさは、当然、株価水準に影響されるので、パネル A の結論を額面どおりには受け取る訳にはいかない。現在の収益率のボラティリティ  $cv_t$  を追加した 2 列目の特定化では、パネル B の結果でも  $NI_t(p_{t+1})$  の係数が 10% 水準で有意になっている。またパネル A・パネル B とも、 $cv_t$  は  $\Delta p_t$  にマイナスで統計的に有意な影響を与えており、直観的にも納得のゆく推定結果が得られている。

[表 2 をここに挿入]

そこで次に、まず  $DI_t$ ,  $NI_t$  を  $cv_t$  に回帰して得られたそれぞれの残差部分を  $ADI_t$ ,  $ANI_t$  と定義し、これらを  $DI_t$ ,  $NI_t$  の代わりに意見の不一致の尺度として説明変数に用いて仮説 1 の式を検証した。この定式化の推定結果は表 2 の 3 列目以降に報告されている。 $ADI_t$ ,  $ANI_t$  を用いた回帰式では、基準化された  $ANI_t$  単独でも 10% で有意になっている (パネル B, 第 3 列)。また  $cv_t$  を追加説明変数として含む 4 列目は、事実上は 2 列目と同じ推定式である。さらに 5 列目の定式化では被説明変数のラグ

を右辺に含めているが、 $ADI_t$ ,  $ANI_t$  どちらのケースも追加的な説明能力の上昇は見られない。3列目~5列目のいずれの定式化でも、パネルAの $ADI_t$ は1%水準で、パネルBの $ANI_t$ は10%水準で、それぞれ $\Delta p_t$ に有意に正の影響を与えている。以上から、決定的な証拠とまでは言えないが、ボラティリティの影響をコントロールすれば、「意見の不一致」が平均的に株価を上昇させていることが確認できた。

### 3.4 「意見の不一致」とサーベイベースの期待株価上昇率

表3には、サーベイベースの平均期待株価上昇率、 $\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}]$ に関する分析結果が示されている。「意見の不一致」の尺度としては、いずれもボラティリティの影響を取り除いた $ADI_t$ ,  $ANI_t$ を用いている。最初の2列、仮説2に対応しており、「意見の不一致」とサーベイベースの平均期待収益率の関係を検証している。第1列の $ADI_t$ は1%、第2列の $ANI_t$ は5%で、いずれも予想通り負の値で統計的に有意であり、したがって仮説2に関してはかなり明確に成立していることが確認できた。

表3の3列目以降は、仮説3に対応している。3列目は「意見の不一致」の尺度の代わりに $\Delta p_t$ を用いた場合に相当し、推定された係数は5%水準で負の値で有意なので、仮説3の前半は検証できたことになる。ただし修正決定係数は、「意見の不一致」の尺度を用いた場合より大幅に低くなっており、 $\Delta p_t$ の説明能力は、二つの「意見の不一致」の尺度に比較するとかなり限定的である。4列目・5列目は、(5)式で同時に $\Delta p_t$ と $\sigma_t(P_{t+1})$ を説明変数に用いた場合に相当する。いずれのケースも $\Delta p_t$ の係数は統計的に有意ではなくなっており、仮説3の後半も正しいということになる。ただし $ANI_t$ の有意水準は10%であることを考えると、今期の $\Delta p_t$ 自体にも若干の情報が含まれている可能性は残っている。

[表3をここに挿入]

最後に表4には比較対象として、TOPIXに関するサーベイ予想を用いた分析結果がまとめて示されている。また図4には日経JASDAQ平均とTOPIXのそれぞれについて、意見の不一致の尺度(disagreement)、同期間の株価上昇率(current return)、サーベイベースの期待株価上昇率(expected return)の系列がプロットされている。

[表4・図4をここに挿入]

1 列目の、TOPIX の同期間の収益率  $\Delta p_t$  に関する回帰式は、意見の不一致の尺度  $ANI_t$  の係数の符号が負で統計的に有意であり、仮説 1 と表 2 の結果とも非整合的である。この点に関しては、図 2 のパネル B を見ると分かるように、サンプル期間の一番初め 2001 年のサンプルで、 $\Delta p_t$  と  $ANI_t$  が明確に逆方向に動いているケースが幾つかあり、これらの数サンプルに推定結果が大きく影響されてしまっている。実際、2001 年のサンプルを全て取り除いてしまうと、定数項を含め  $\Delta p_t$  に関する推定式の係数はすべて統計的に有意でなくなってしまった。さらに言えば、ボラティリティの項は統計的に有意ではないが正の符号をとっており、いずれにせよ JASDAQ 市場に関する分析のような、理論モデルとの整合性は見られない。

2 列目のサーベイベースの期待収益率  $\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}]$  に関する推定式では、 $ANI_t$  の係数は符号は正しいが有意ではなく、一方で  $\Delta p_t$  の係数は負の値でなおかつ 1% で統計的に有意である。これらの推定結果は、2001 年のサンプルを落としてチェックしても頑強な結果であった。したがって、少なくとも 2001 年から 2005 年初めにかけての期間中、機関投資家は月次の TOPIX のリターンについて、平均回帰的な負の系列相関の存在を想定していたことが伺える。

アメリカの市場に関する行動ファイナンスの実証分析の幾つかは、2000 年前後の IT バブルに伴う株価高騰のメカニズムについて、投資家間の「意見の不一致」の役割を強調している。すなわち、IT 関連企業等で、創業以来一度も利益を挙げていないが、潜在的な成長能力の高さから法外な株価がついているようなケースが多数あり、それらの銘柄の株価形成の背後には、「意見の不一致」モデルが想定しているようなメカニズムが働いていたというのである。この点に関しては、図 4 の二つのグラフに示された、TOPIX と JASDAQ に関する「意見の不一致」の変動パターンの違いは興味深い。TOPIX のそれは、サンプルの前半と比較して、後半ではレベル・変動の大きさとも低下しているのに対し、JASDAQ 市場ではサンプル後半の 2003 年～2004 年に上昇している。日本における 2003 年～2004 年というのは、ライブドアに代表される新興 IT 企業の台頭が顕著になり、それらの会社の株価が急上昇する一方で、その潜在的な成長性可能性の実態と株価評価の妥当性を巡って激しい議論が発生した時期でもある。その意味で、この時期の JASDAQ 市場において、投資家間の「意見の不一致」の株価上昇効果が顕著であったことは、アメリカの経験に照らし合わせてみても、直観的に納得のいく結果であると言える。

## 4 まとめ

本稿は、近年の行動ファイナンス研究における、投資家間の「意見の不一致のモデル」のインプリケーションを、日本の JASDAQ 市場のデータを用いて検証した。機関投資家の株価予想のサーベイ結果の標準偏差を投資家の「意見の不一致」の尺度として用い、まずそれが現在の株価を上昇させることを示した。同時に、「意見の不一致」が大きい時には、投資家が同時点では観察できないサーベイ予想ベースの予想株価上昇率が低下することを見た。このことは、サーベイ調査がカバーしている市場参加者全体の来月の株価予想の平均に比べ、市場価格に直接反映されている楽観的なサブ・グループのそれが高いことを間接的に示唆している。また、制度的な「裁定の限界」から、「意見の不一致」のモデルがより当てはまると考えられる日経 JASDAQ 平均に比べ、より成熟した市場の指数である TOPIX についての分析結果は、まったくと言っていいほどモデルのインプリケーションを満たしていない。したがって、東証一部のような大規模銘柄に比べ、JASDAQ 市場で取引されているような小規模銘柄に関しては、制度的な「裁定の限界」が株価形成に重要な影響を与えていると考えられる。

データ期間の延長に加え、サーベイデータと売買高を一緒に用いた場合の分析、より長い投資ホライズンについてのサーベイを用いた分析、また実際に取引されている訳ではない「日経 JASDAQ 平均」という指数に関して分析を行うことの意味付け等について、今後のより一層の研究を行っていきたい。

## Reference

- Baker, Malcolm, and Jeremy C. Stein, 2004, Market liquidity as a sentiment indicator, *Journal of Financial Markets* 7, 271-299.
- Barberis, Nicholas, and Richard Thaler, 2003, A survey of behavioral finance, in George, in Constantinides, Milton Harris and Rene Stulz, ed.: *Handbook of the Economics of Finance* (North-Holland).
- Brennan, Michael J., Tarun Chordia, and Avanidhar Subrahmanyam, 1998, Alternative factor specifications, security characteristics and the cross-sectional of expected returns, *Journal of Financial Economics* 49, 345-373.
- Chen, Joseph, Harrison Hong, and Jeremy C. Stein, 2002, Breadth of ownership and stock returns, *Journal of Financial Economics* 66, 171-205
- Datar, Vinay, Narayan Naik, and Robert Radcliffe, 1998, Liquidity and stock returns: An alternative test, *Journal of Financial Markets* 1, 203-219.
- Diether, K.B., Malloy, C.J., Scherbina, A., 2002. Differences of opinion and the cross-section of stocks returns. *Journal of Finance* 57, 2113-2141.
- Gilchrist, Simon, Charles P. Himmelbergc, Gur Huberman, 2005, Do stock price bubbles influence corporate investment?, *Journal of Monetary Economics* 52 (2005) 805-827
- Grossman, Sanford J, 1989, *The Informational Role Of Prices*, MIT Press..
- Harrison, J. Michael, and David M. Kreps, 1978, Speculative investor behavior in a stock market with heterogeneous expectations, *Quarterly Journal of Economics* 93, 323-336.
- Hong, Harrison, Jose Scheinkman, and Wei Xiong, 2006, Asset Float and Speculative Bubbles, *Journal of Finance* 61, 1073-1117.
- Hong, Harrison, and Jeremy C. Stein, 1999, A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets, *Journal of Finance* 54, 2143-2184. 30

- Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance* 48, 93-130.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, 1994, Contrarian investment, extrapolation and risk, *Journal of Finance* 49, 1541-1578.
- Miller, Edward, 1977, Risk, uncertainty, and divergence of opinion, *Journal of Finance* 32, 1151-1168.
- Scheinkman, Jose, and Wei Xiong, 2003, Overconfidence and speculative bubbles, *Journal of Political Economy* 111, 1183-1219.
- Shleifer, Andrei, 2000, *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Clarendon Lectures in Economics, Oxford University Press.
- Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1997, The limits of arbitrage, *Journal of Finance* 52, 35-55.

**表 1**  
**実証分析に用いられる変数の定義と基本統計量**

$P_t$  : 日経 JASDAQ 平均株価. 当該月の最初の木曜日  
 (=サーベイ調査実施の最終日) の終値.  
 $\mu_t(P_{t+1})$  : 1 カ月後の JASDAQ 平均株価のサーベイ予想の平均 (%).  
 $\sigma_t(P_{t+1})$  : 1 カ月後の JASDAQ 平均株価のサーベイ予想の標準偏差.

$$p_t = \ln(P_t)$$

$$\Delta p_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

$$\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}] = \ln(\mu_t(P_{t+1})) - p_t$$

$$DI_t(p_{t+1}) = \ln(\sigma_t(P_{t+1}))$$

$$NI_t(p_{t+1}) = \ln\left(\frac{\sigma_t(P_{t+1})}{\mu_t(P_{t+1})}\right)$$

$\Delta p_t$  と  $\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}]$  は, いずれも表示

**基本統計量**

	$\Delta p_t$	$\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}]$	$DI_t(p_{t+1})$	$NI_t(p_{t+1})$
平均	0.68	0.94	4.21	-2.98
標準偏差	5.85	0.95	5.15	0.22
最大	13.17	3.78	5.15	-2.23
最小	-10.36	-2.02	3.70	-3.37
歪度	0.04	0.10	1.09	0.73
尖度	2.20	4.69	4.27	4.39



表 2  
仮説 1 : 「意見の不意一致」と同じ期の収益率

日経 JASDAQ 平均株価に関する回帰式

$$\Delta p_t = \alpha + \beta_1 \sigma_t (P_{t+1}) + \beta_2 \Delta p_{t-1} + \beta_3 cv_t \quad (6)$$

の推定結果. サンプル期間は 2001 年 1 月～2005 年 2 月. 変数の定義については表 1 を参照のこと. 追加説明変数のうち,  $cv_t$  は,  $P_t$  の観察日の 1 日前までの 7 日間の収益率の標準偏差であり, 「意見の不一致」のうち, 外生的なマーケット変動の増加によって引き起こされる部分をコントロールするために追加されている.  $ADI_t(p_{t+1}), ANI_t(p_{t+1})$  は, それぞれ回帰式

$$DI_t(p_{t+1}) = \delta_0 + \delta_1 cv_t, \quad NI_t(p_{t+1}) = \delta_0 + \delta_1 cv_t \quad (7)$$

の残差である. パラメータ推定値の下のカッコ内は, Newey-West の方法で修正した誤差を用いて計算された  $t$  値である. (\*\*\*) は 1%, (\*\*) は 5%, (\*) は 10% 水準で, それぞれ推定値が統計的に有意であることを示す.

パネル A:  $DI_t(p_{t+1})$  が「意見の不一致」の尺度のケース

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
constant	-21.266*	-27.079**	0.737	4.439***	4.399***
	[-1.90]	[-2.59]	[0.79]	[2.80]	[2.73]
$DI_t(p_{t+1})$	5.206*	7.862***			
	[1.91]	[3.09]			
$ADI_t(p_{t+1})$			7.927***	7.862***	7.653***
			[3.45]	[3.09]	[3.03]
$\Delta p_{t-1}$					0.052
					[0.303]
$cv_t$		-9.949***		-6.847**	-6.812**
		[-4.01]		[-2.59]	[-2.44]
AdjR <sup>2</sup>	0.048	0.189	0.122	0.189	0.174

表 2 (続き)

パネル B:  $NI_t(p_{t+1})$  が「意見の不一致」の尺度のケース

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
constant	10.419 [0.94]	25.028** [2.24]		4.494** [2.51]	4.403** [2.46]
$NI_t(p_{t+1})$	3.265 [0.90]	6.543* [1.86]			
$ANI_t(p_{t+1})$			6.255* [1.68]	6.543* [1.86]	6.482* [1.88]
$\Delta p_{t-1}$					0.116 [0.69]
$cv_t$		-8.935** [-3.38]		-7.137** [-2.65]	-7.051** [-2.45]
Adj $R^2$	-0.005	0.102	0.030	0.102	0.097

表 3

「意見の不意一致」とサーベイによる平均期待収益率の関係

1ヶ月後の日経 JASDAQ 平均株価予想の平均値と，サーベイ調査時点で株価によって計算された平均期待収益率， $E_t[\Delta p_{t+1}]$  についての回帰式の推定結果.

$$\tilde{E}_t[\Delta p_{t+1}] = \alpha + \beta_1 \sigma_t(P_{t+1}) + \beta_2 cv_t + \gamma \Delta p_t \quad (8)$$

サンプル期間・変数の定義は，表 1・表 2 に同じ.

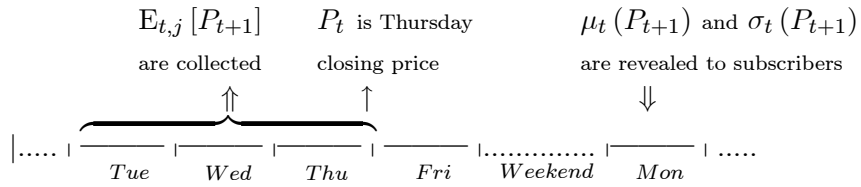
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
constant	1.042*** [4.39]	1.031*** [3.91]	1.200*** [4.93]	1.128*** [4.60]	1.147*** [4.07]
$ADI_t(p_{t+1})$	-0.983*** [-3.02]			-0.830** [-2.23]	
$ANI_t(p_{t+1})$		-1.229** [-2.09]			-1.061* [-1.77]
$cv_t$	-0.199 [-0.36]	-0.150 [-0.25]	-0.433 [-0.80]	-0.332 [-0.55]	-0.334 [-0.51]
$\Delta p_t$			-0.035** [-1.97]	-0.020 [-0.98]	-0.026 [-1.36]
Adj $R^2$	0.045	0.036	0.005	0.036	0.038

表 4  
TOPIX の上昇率・期待上昇率に関する分析

サンプル期間・変数の定義については、表 1, 表 2, 表 3 を参照のこと.

	$\Delta p_t$	$\tilde{E}_t [\Delta p_{t+1}]$	
constant	-0.531 [-0.28]	1.420** [2.60]	
$ANI_t(p_{t+1})$	-12.547*** [-3.81]	-1.161 [-0.53]	
$\Delta p_t$		-0.072*** [-2.74]	
$cv_t$	0.121 [0.06]	0.222 [0.49]	
Adj $R^2$	0.11	0.102	0.02

図1 サーベイ調査と価格データの定義の関係



サーベイで収集される情報： $E_{t,j}[P_{t+1}]$ （1ヵ月後の株価の予測値）

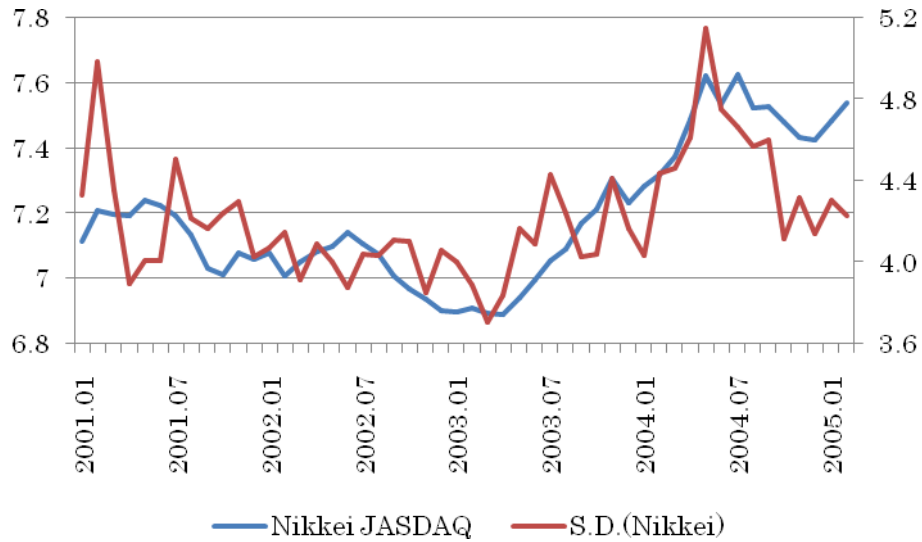
QSS 株式調査の利用者に公表される統計量：

$$\mu_t(P_{t+1}) = \sum_{j=1}^J E_{t,j}[P_{t+1}] / (J - 1)$$

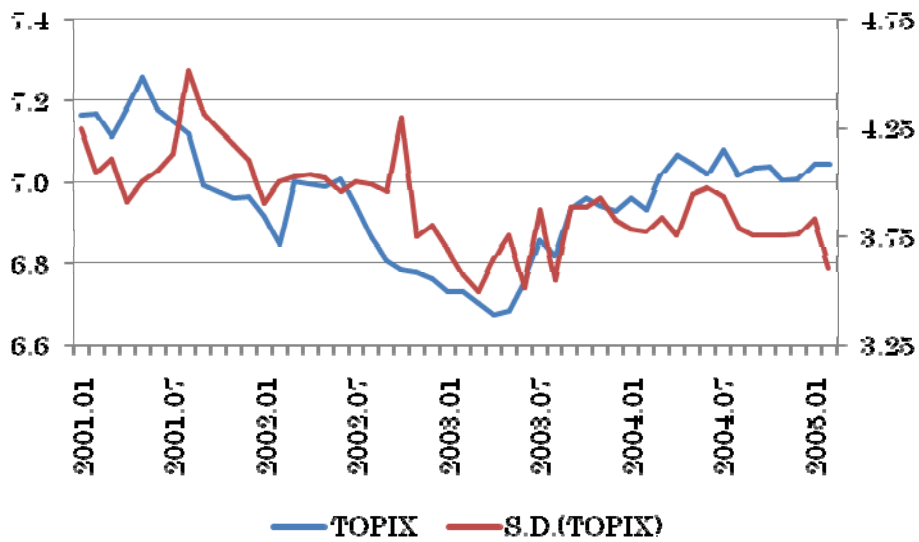
$$\sigma_t(P_{t+1}) = \left( \sum_{j=1}^J (E_{t,j}[P_{t+1}] - \mu_t(P_{t+1}))^2 / (J - 1) \right)^{1/2}$$

図 2：現在の株価と予想株価の標準偏差

パネル A: 日経 JASDAQ 平均

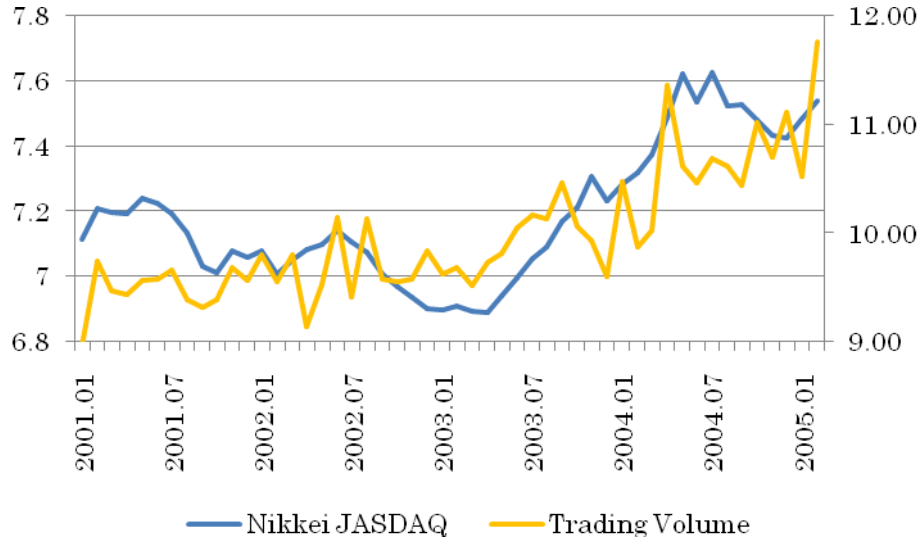


パネル B: TOPIX



日経 JASDAQ 平均・TOPIX (左軸) と, QSS 株式調査による, それぞれの 1 ヶ月後の水準予想の標準偏差 (S.D.; 右軸). 変数はすべて対数表示.

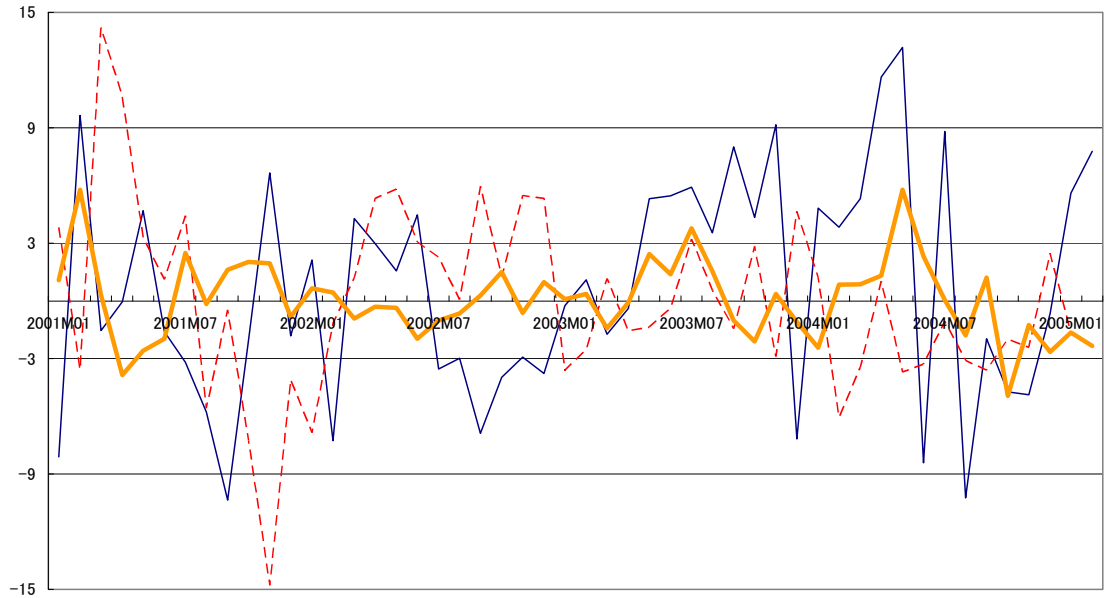
図 3 : JASDAQ の株価水準と売買高



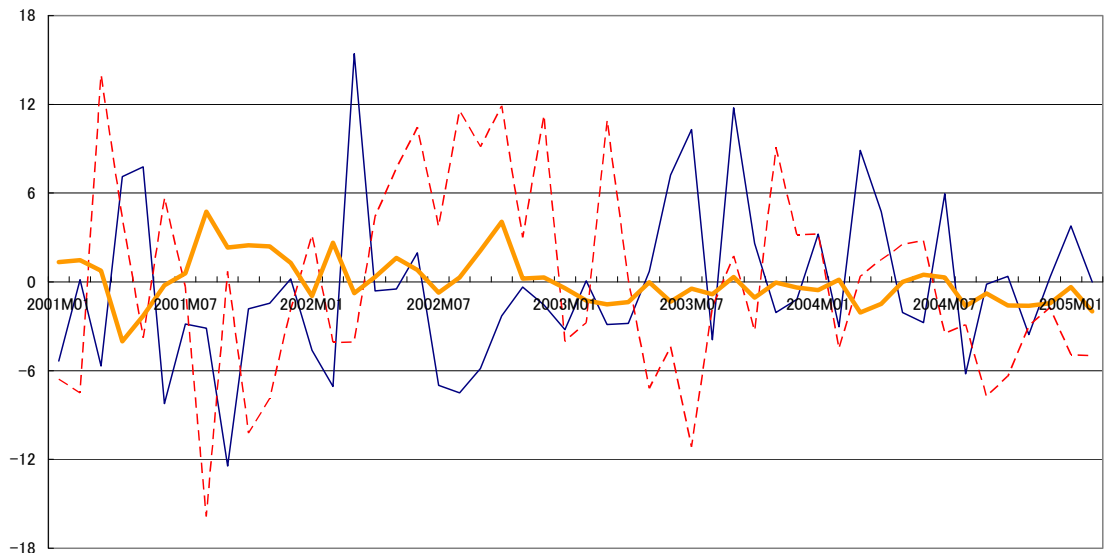
日経 JASDAQ 平均 (左軸) と売買高 (右軸). 売買高は株価観察時点を含む 7 日間の平均. 変数は共に対数表示.

図4：意見の不一致と株価上昇率・期待上昇率

パネルA：日経JASDAQ平均



パネルB：TOPIX



— current return    - - - expected return    — disagreement

current return：前期から今期にかけての株価の上昇率

expected return：サーベイベースの期待上昇率  $= (E_t[\Delta p_{t+1}] - \text{Avg}(E_t[\Delta p_{t+1}])) \times 5$

disagreement：意見の不一致の尺度  $= ANI_t \times 10$