

証券価格変動のモメンタム現象と リバーサル現象に関する考察： 行動ファイナンスの考え方の 整理とそれに基づく定量分析

たかはしのりたか
高橋典孝

要 旨

金融資産市場の市場価格変動を分析すると、短期的には正の自己相関（モメンタム現象）が、長期的には負の自己相関（リバーサル現象）がアノマリーとして観察されるといわれている。こうした現象の背景として、行動ファイナンスでは、それぞれ投資家の過小反応と過剰反応があると解釈する。

本稿では、まず、行動ファイナンスの、モメンタム現象とリバーサル現象の解釈を整理したうえで、実際に日米の債券と株式の先物市場でモメンタム現象、リバーサル現象が生じているか否かを検討する。

さらに、行動ファイナンスの先行研究（Barberis, Shleifer and Vishny [1998]）の枠組みを、本邦債券先物価格の変動に応用し、投資家の先行きの相場変動に対する見方等を定量的に算出し、それらが、実際の投資家の相場変動に対する見方等をどの程度表現できるかを考察する。

キーワード：行動ファイナンス、モメンタム現象、リバーサル現象、過小反応、過剰反応、ブル・ベア指標

本稿の作成に当たっては、角田康夫氏（UFJ信託銀行）、小暮厚之教授（慶應義塾大学）から大変貴重なコメントを頂戴した。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

高橋典孝 日本銀行金融研究所
（現 東京三菱銀行資金証券部、E-mail: noritaka_takahashi@btm.co.jp）

1 . はじめに

証券市場で観測されるアノマリーとして従来指摘されているものの1つに、証券価格の変動に、短期的に正の自己相関がみられる現象（「モメンタム現象」）と長期的に負の自己相関がみられる現象（「リバーサル現象」）がある¹。

こうしたアノマリーは、効率的市場仮説に代表される伝統的ファイナンスでは説明が困難であるとされる。伝統的ファイナンスでは、投資家は市場全体として合理的な意思決定を行うため、証券価格がファンダメンタル価値から乖離すると、裁定取引によってそれが解消されると考える。これに対して、行動ファイナンスと呼ばれる比較的新しい研究分野では、投資家の意思決定時に生じる心理学的なバイアスに注目し、つまり投資家の意思決定は必ずしも合理的ではないとし、そのバイアスを前提に投資家行動の記述を試みる²。

伝統的ファイナンスの立場から、アノマリーはその枠組みの範囲内で説明され得ると指摘されることがある。しかし、伝統的ファイナンスが前提とする投資家の合理性の仮定を緩和し、投資家の心理学的なバイアスからアノマリーを考えようとする行動ファイナンスも、金融市場を分析するための1つのアプローチとしては検討に値すると考えられる。そこで本稿では、行動ファイナンスの分野で、モメンタム現象とリバーサル現象を対象とした既存研究を参考にしつつ、実際の市場価格データを用いた分析を試みる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、2節では、モメンタム現象やリバーサル現象に関する行動ファイナンスによる解釈を解説したうえで、最近の日本と米国の債券と株式の先物市場の日次、週次の価格データを用いて、それらの現象が生じているか否かを検討する。次に3節では、行動ファイナンスの理論モデルの1つであり、投資家の過小反応と過剰反応を対象にした、Barberis, Shleifer and Vishny [1998] のモデルの考え方を応用して、投資家の先行きの相場変動に対する見方等を定量化する枠組みを検討し、分析を試みる。最後に4節で、本稿のまとめを述べる。

2 . 証券価格のモメンタム現象とリバーサル現象

証券価格変動のアノマリーの1つとして捉えられているモメンタム現象とリバーサル現象は、行動ファイナンスでは、それぞれ投資家の過小反応と過剰反応に

1 証券市場で観測されるアノマリーとして指摘されているものには、モメンタム現象やリバーサル現象のほか、エクイティ・プレミアム・パズル（株式の収益率が債券の収益率よりも著しく高いこと）等がある。詳細は、例えば加藤 [2003] を参照。

2 行動ファイナンスの概要は、補論1を参照。

よって生じると解釈する。本節では、過小反応と過剰反応の定義や行動ファイナンスによる解釈を解説したうえで、最近の日本と米国の先物市場の日次、週次の価格データを用いて、モメンタム現象やリバーサル現象が生じているか否かを検討する。

(1) 過小反応と過剰反応³

イ．過小反応と過剰反応の定義

まず、Barberis, Shleifer and Vishny [1998] による、投資家の過小反応と過剰反応の定義を説明する。

過小反応とは、よいニュースがあった次の時点の証券の期待リターンは、悪いニュースがあった次の時点のそれよりも高いことを指す。具体的には、時点 t の証券のリターンを r_t 、ニュースを z_t とし、よいニュースならば G 、悪いニュースならば B と書くとする、過小反応は、

$$E(r_{t+1}|z_t = G) > E(r_{t+1}|z_t = B), \quad (1)$$

と定義される。つまり、過小反応とは、証券価格は、よいニュースに即座には反応せず、次の時点になって反応することを指している。

一方、過剰反応とは、よいニュースが連続した次の時点の証券の期待リターンは、悪いニュースが連続した次の時点のそれよりも低いことを指す。これは、

$$E(r_{t+1}|z_t = G, z_{t-1} = G, \dots, z_{t-j} = G) < E(r_{t+1}|z_t = B, z_{t-1} = B, \dots, z_{t-j} = B) \quad (2)$$

と定義される (j は自然数)。(2)式は次のように解釈される。まず、よいニュースが続くと、投資家は、将来のニュースも楽観視し、よいニュースになると考えるため、証券価格は過剰に高くなる。しかし、その後のニュースは投資家の期待に反する可能性が高く、そのため期待リターンは小さくなる。

ロ．モメンタム現象とリバーサル現象に関する実証研究

これまで、市場で観測される証券価格の時系列データを用いて、投資家のモメンタム現象とリバーサル現象に関する検討を行った実証研究が多く存在する。以下では、その代表例を、モメンタム現象とリバーサル現象にわけて説明する。

(イ) モメンタム現象に関する実証研究

Jegadeesh and Titman [1993] は、米国の1965～89年の株価データで、3ヵ月～1年

3 本節(1)の作成に当たっては、主としてShleifer [2000]、角田 [2001] を参考にした。

の比較的短期間に市場ポートフォリオから乖離したリターンを示した銘柄をさらに1年間保有したときのリターンに注目した。その結果、過去のリターンが低い(高い)銘柄は次期間もリターンが低く(高く)なる傾向があることを示した。また、Chan, Jegadeesh and Lakonishok [1996] は、米国の1977~93年の株価データに同様の傾向を確認した。この傾向がモメンタム現象である。

モメンタム現象は、証券価格がニュースを徐々に織り込んでいくという投資家の過小反応と整合的であると考えられている(Shleifer [2000])

(ロ) リバーサル現象に関する実証研究

De Bondt and Thaler [1985] は、米国の1933~80年の株価データを用いて、3~5年の比較的長期間の投資を前提とするとき、過去のリターンが低い(高い)銘柄は次の期間はリターンが高く(低く)なる傾向(平均回帰的な傾向)があることを示した。この傾向がリバーサル現象である。

リバーサル現象は、よいニュースが続けてあったため、投資家の過剰反応によって過去のリターンが過大に評価された証券で、それを売ることでもリターンを得られることを示すものであると考えられている(Shleifer [2000])

八．過小反応と過剰反応の行動ファイナンスによる解釈

行動ファイナンスは、過小反応と過剰反応が、それぞれ「保守性」と「代表性ヒューリスティック」を背景としているという解釈を与える⁴。ここで、保守性とは、人間が新しい事実に直面したときに、それまでの考えに固執し、それを徐々にしか変化させないことである。また、代表性ヒューリスティックとは、典型的と思われるものを回答に転用することを指す。

まず、過小反応は、保守性によって以下のように説明されると考える。人間は、保守性を持っているため、新しいニュースを得たときに自分の考えを徐々にしか変更しない。したがって、証券に関するニュースがあっても、投資家は即座には投資判断を変更しない。よって、過小反応が起こる。

また、代表性ヒューリスティックにより、過剰反応は次のように説明される。人間は、代表性ヒューリスティックのもとで、真にランダムな系列に何らかのパターンをみることがある。例えば、投資家は、ある企業のヒストリカルな利益が増加傾向を続けていけば、これは今後の利益増加の潜在性を代表していると考えることがある。その結果、投資家は、当該企業の利益を過大に評価することになる。これは利益というニュースに対する過剰反応である。

(2) 市場価格データを用いた分析

次に、市場価格データを用いて、日次、週次の証券価格の変動にモメンタム現象、

4 保守性と代表性ヒューリスティックの関係は、補論2を参照。

リバーサル現象が確認されるか否かを検討する。データは、1995～2003年の日本および米国の債券と株式の先物市場の価格データ（取引の多い中心限月のデータ⁵）である。これは、先物市場は機関投資家等のプロの参加者を中心とした市場であり、価格形成に歪みが少ないと考えたためである。また、日次、週次のデータを対象としたのは、先物市場のプロの参加者の多くは、投資のホライズンが短く、短期間で価格変動に注目していると考えられるからである。

ここでは、価格変動のトレンドの影響を排除するため、各時点からの過去一定期間内の価格の平均（移動平均）からの乖離率を対象に分析を行う。移動平均は、日次で25日、週次で13週をそれぞれ対象にした⁶。

分析対象とする期間中で、前日ないし前週末に比べて乖離率が上昇した（よいニュースがあった）ときに、その後1日ないし1週間の乖離率の変化幅を累積したものを D_0^+ とする。同様に、分析対象期間で、前日ないし前週末に比べ乖離率が下落した（悪いニュースがあった）ときに、その後1日ないし1週間の乖離率の変化幅を累積したものを D_0^- とする。ここでは、前述の(1)式から、 $D_0^+ > D_0^-$ であるときに、モメンタム現象が観測されたと考える。

乖離率の上昇が $j+1$ 回（ j は自然数）続いたときに、その後1日ないし1週間の乖離率の変化幅を累積したものを D_j^+ とする。同様に、乖離率の下落が $j+1$ 回続いたときに、その後1日ないし1週間の乖離率の変化幅を累積したものを D_j^- とする。ここでは、前述の(2)式から、 $D_j^+ < D_j^-$ であるときに、リバーサル現象が観察されたと考え、これを j 次のリバーサル現象と呼ぶ。

また、本稿では、Barberis, Shleifer and Vishny [1998] による過剰反応の定義式である(2)式を拡張し、

$$E(r_{t+1}|z_t = G) < E(r_{t+1}|z_t = B), \quad (2)$$

であるときも過剰反応が発生していると考え。そのうえで、 $D_0^+ < D_0^-$ であるときに、0次のリバーサル現象が観察されたとみなすことにする。

D_0^+ と D_0^- 、および D_j^+ と D_j^- にそれぞれ有意な差が観察されるかをウェルチ検定（Welch's test）⁷を用いて確認する（検定の対象は $D_0^+ - D_0^-$ 、および $D_j^+ - D_j^-$ ）。検定を行ったところ、いずれのデータでも、 $j=5$ のときはリバーサル現象は確認されなかった。このため、リバーサル現象については、以下では、0～4次のリバーサル現象の有無を調べた。

5 米国の債券先物市場では、2000年3月限より先物取引の対象となる標準物の表面利率が8%から6%に変更された。このため先物価格に不連続が生じているが、本稿では、該当データの調整を行った。具体的には、1999年12月1日終値は前日終値比で約12ティックの下落があったため、これ以降のデータではこの下落幅分を単純に加算する形で調整した。

6 これらの日数は、トレーディング実務等で移動平均分析を行う際に採用されることが多いといわれている。

7 ウェルチ検定の詳細は、補論3を参照。

図表1 各先物市場の価格データの分析結果

		日次データ	週次データ
米国	債券市場	モメンタム現象 4次リバーサル現象	0次リバーサル現象 1次リバーサル現象
	株式市場	2~4次リバーサル現象	0次リバーサル現象
日本	債券市場	1次リバーサル現象	
	株式市場	0次リバーサル現象 2次リバーサル現象	

検定の結果を図表1に掲げる（5%水準で有意となったものを記載する）⁸。

このように、先物市場（債券、株式）の日次、週次データを分析した結果、米国ではモメンタム現象とリバーサル現象の両者が、日本ではリバーサル現象のみが、それぞれ観測された。したがって、行動ファイナンスの解釈に従えば、これらの市場では、投資家の過小反応と過剰反応が発生していることになる。

さて、ここで注目される事実が2点ある。第1点は、モメンタム現象は米国市場でのみ観測され、日本市場ではリバーサル現象のみが観測されることである。この点、株価データを用いた多くの既存研究では、モメンタム現象は、欧米市場では観察されるが、日本市場では観察されないということが指摘されている（例えば、Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam [1998]、角田 [2001]）⁹。本稿の分析結果は、日本市場でモメンタム現象が観測されないという点ではこの指摘と整合的である。

第2点は、相対的に短い日次・週次データでもリバーサル現象が発生していることである。上述のDe Bondt and Thaler [1985]では、年単位の比較的長期間の株式投資を前提にすると、株価にリバーサル現象が観測されるとした。本稿の分析結果は、短期のデータ、特に日次のデータでもリバーサル現象がみられることを示している。この背景としては、例えば、先物市場では、投資家が想定する投資ホライズンが非常に短く、投資家にとっては1日という期間は相対的に長期であるため、日次のデータでみると投資家の過剰反応に伴うリバーサル現象が観測されるという

8 検定結果の詳細は、補論4を参照。

9 Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam [1998]では、モメンタム現象が日本市場では観察されない点に関して、日本人心理学者の研究成果（北山・高木・松本 [1995]）を基に解釈を加えている。まず、Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam [1998]は、自己責任バイアス（成功を自らの内的要因に帰す 自己高揚的バイアス 一方、失敗を外部的要因に帰す 自己防衛的バイアス 傾向）がモメンタム現象の要因であると考える。つまり、投資家は、新しい情報が自らの見解と対立しないものであるときは自信を深め、そうでないときでも自らの見解を徐々にしか修正せず、これがモメンタム現象に結び付いていると主張する。そして、Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam [1998]は、北山・高木・松本 [1995]が指摘するように、日本人は欧米人に比べて自己責任バイアスが小さく、それが、モメンタム現象が日本市場で観察されない背景となっているという解釈を与えている。

なお、北山・高木・松本 [1995]は、欧米人の自己高揚的バイアスは日本人では自己批判・卑下的バイアスになると指摘している。つまり、日本人は、成功の原因を、課題の容易さ、運といった外部要因に帰し、内部要因である努力や能力には帰さない傾向があるということである。

推論があり得るかもしれない¹⁰。しかし、この事象の背景を詳細に検討することは本稿の範囲を超えるため、ここでは可能性の1つとして指摘するにとどめることにしたい。

3．行動ファイナンスの理論モデルを用いた実証分析

本節では、行動ファイナンスの理論モデルの1つであり、投資家の過小反応と過剰反応を対象にした、Barberis, Shleifer and Vishny [1998] のモデル（以下、BSVモデル）の考え方を応用して、投資家の先行きの相場変動に対する見方等を定量化する枠組みを検討し、分析を試みる。

(1) BSVモデルの設定の概要と過小反応・過剰反応

ある企業がランダム・ウォークに従って絶対値が同一の正負いずれかの利益に対するショック（以下、ショック）を每期発生させるとする。しかし、投資家はそのことを知らないと仮定する。投資家は、経済には2つの「状態」のみがあり、状態1では、利益は平均回帰的（モデル1）で、状態2では、利益はトレンドを持つ（モデル2）と考えているとし、過去の利益の情報を基に、現在の状態が状態1、2のいずれであるかを判断する。モデル1のもとでは、ショックは次の期に反転する傾向がある。また、モデル2のもとでは、ショックの後に同符号のショックが続く傾向がある。

モデル1、2では、 t 期のショックは $t-1$ 期のそれにも依存する（マルコフ過程）と考える。また、現在の状態が1、2のどちらかであるかは、前の状態がどちらであるかにも依存するとする。投資家は、モデル1と2の間の切り替え、あるいは状態1と2の間の切り替えの確率（推移確率）は固定しているとし、ベイズの法則に従ってモデルを更新すると仮定する。

次に、このようなBSVモデルの設定と、投資家の過小反応・過剰反応の関係を説明する。まず、過小反応との関係を取り上げよう。過小反応は、(1)式のように、正のショックが発生した後の期待リターンが、負のショックが発生した後の期待リターンよりも大きいことを指す。BSVモデルでは、投資家がモデル2よりもモデル1を選択するときは、過小反応が成り立つことが以下のようにわかる。正のショックが生じた次の期の期待リターンを考える。投資家は、モデル1を選択しているため、次の期にはショックは反転して負になると想定している。ここで、ショックは、投資家の考え方とは異なり、実際にはランダム・ウォークするので、次の期には正負のショックは同確率で発生する。次の期のショックが負ならば、投資家の予想どお

10 この推論を実証するためには、日次よりも高頻度の価格データを用いる必要がある。

りなので、リターンは相対的に大きくない。一方、それが正ならば、これは予想外であるため、リターンは相対的に大きく正となる。したがって、投資家のモデルがモデル1であるとき、正のショックに続くリターンの期待値は正となる。同様に、負のショックに続くリターンの期待値は負である。よって、投資家がモデル1を選択しているときは、過小反応が成り立つ。

次に、過剰反応との関係を考える。過剰反応は、(2)式のように、一連の正のショック後の期待リターンが一連の負のショック後の期待リターンよりも小さいことを指す。BSVモデルでは、投資家がモデル2を選択しているときは、過剰反応が成り立つことが次のようにわかる。投資家は、正のショックが継続したとき、モデル2を選択し、次の期も正のショックが発生すると期待する。過小反応の議論と同様に、このとき、次の期のショックが正ならば、リターンは相対的に大きくないが、それが負ならばリターンは相対的に大きな負値となる。したがって、投資家のモデルがモデル2であるとき、正のショックの系列に続くリターンの期待値は負となる。同様に、一連の負のショックに続くリターンの期待値は正である。よって、投資家がモデル2を選択しているときは、過剰反応が成り立つ。

(2) BSVモデルの基本設定

投資家の t 期の利益を N_t 、 t 期の利益に対するショックを y_t として、

$$N_t = N_{t-1} + y_t, \quad (3)$$

という関係があるとする¹¹。投資家は、 y_t の値は「状態」によって、モデル1、2のいずれかによって決定されると信じている。 y_t の値が y_{t-1} のみに依存しているという意味で、モデル1と2はいずれもマルコフ過程に従うモデルである。

投資家は、状態1、状態2にあるときに、 t 期のショックが $t-1$ 期と同符号のショックである確率を、それぞれ α 、 β であると想定しているとする(図表2)。

図表2 ショックの変化確率¹²

状態1 (平均回帰)			状態2 (トレンド)		
	$y_t = +$	$y_t = -$		$y_t = +$	$y_t = -$
$y_{t-1} = +$	α	$1 - \alpha$	$y_{t-1} = +$	β	$1 - \beta$
$y_{t-1} = -$	$1 - \alpha$	α	$y_{t-1} = -$	$1 - \beta$	β

11 原論文では、 y_t は y 、 $-y$ (y は正の定数) のいずれかの値をとると仮定されているが、本稿では、 y_t に特定の値を仮定せずその符号の正負だけで議論を進める。ただし、そのことは、本稿が採用する範囲でのBSVモデルの考え方とは矛盾しない。

12 t 期のショックが正のとき、 $y_t = +$ 、それが負のとき、 $y_t = -$ と表記する。

ここで、 $0 < \alpha < 0.5$ 、 $0.5 < \beta < 1$ と仮定する。つまり、正のショックがあると、翌期には、モデル1のもとでは、負のショックに反転する可能性の方が高く、モデル2のもとでは、正のショックが継続する可能性が高いと考える。

この投資家の選択を s_t で表す。 $s_t=1$ は、 t 期に投資家が状態1を、 $s_t=2$ は、 t 期に投資家が状態2を、それぞれ選択していることを意味する(図表3)。

図表3 状態間の推移確率

	$s_t = 1$	$s_t = 2$
$s_{t-1} = 1$	$1 - \lambda$	λ
$s_{t-1} = 2$	λ'	$1 - \lambda'$

投資家が「 y_t がモデル1から生成された」と考える確率を q_t とする。投資家は、 t 期にショック y_t を観察し q_{t-1} を更新する。つまり $q_t = \Pr(s_t=1|y_t, y_{t-1}, q_{t-1})$ である。投資家はベイズの法則に従っていると考えるので、(4)式が成り立つ。

$$q_t = \frac{((1-\lambda)q_{t-1} + \lambda'(1-q_{t-1}))\Pr(y_t|s_t=1, y_{t-1})}{((1-\lambda)q_{t-1} + \lambda'(1-q_{t-1}))\Pr(y_t|s_t=1, y_{t-1}) + (\lambda q_{t-1} + (1-\lambda')(1-q_{t-1}))\Pr(y_t|s_t=2, y_{t-1})} \quad (4)$$

特に、 $t-1$ 期と t 期のショックの符号が同じならば、

$$q_t = \frac{((1-\lambda)q_{t-1} + \lambda'(1-q_{t-1}))\alpha}{((1-\lambda)q_{t-1} + \lambda'(1-q_{t-1}))\alpha + (\lambda q_{t-1} + (1-\lambda')(1-q_{t-1}))\beta} \quad (5)$$

となる。これから、 $q_t < q_{t-1}$ という関係を導くことができる¹³。この関係は、投資家が同符号のショックを観察すると、「 y_t がモデル1から生成された」と考える確率を低下させることを示している。

また、 $t-1$ 期と t 期のショックが逆符号ならば、次式が得られる。

$$q_t = \frac{((1-\lambda)q_{t-1} + \lambda'(1-q_{t-1}))(1-\alpha)}{((1-\lambda)q_{t-1} + \lambda'(1-q_{t-1}))(1-\alpha) + (\lambda q_{t-1} + (1-\lambda')(1-q_{t-1}))(1-\beta)} \quad (6)$$

(6)式からは、 $q_t > q_{t-1}$ という関係が導かれる¹⁴。つまり、投資家は逆符号のショックを観察すると、「 y_t がモデル1から生成された」と考える確率を上昇させることを示している。

13 具体的な証明は、原論文を参照。

14 前脚注と同様。

さて、具体例として、期間0のショック y_0 を y （正の定数）、その際の q_0 を0.5とし、20期間のショック（ $+y$ か $-y$ ）をランダムに発生させたときの q_t の推移を図表4に示す。なお、例として $\alpha=0.4$ 、 $\beta=0.7$ 、 $\lambda=0.2$ 、 $\lambda'=0.6$ とした。

図表4 q_t の推移

t	y_t	q_t	t	y_t	q_t
0	+	0.50	11	+	0.84
1	-	0.82	12	-	0.87
2	-	0.65	13	+	0.87
3	-	0.61	14	-	0.87
4	+	0.84	15	-	0.66
5	+	0.65	16	+	0.85
6	-	0.84	17	-	0.87
7	-	0.66	18	-	0.66
8	-	0.61	19	+	0.85
9	-	0.60	20	-	0.87
10	-	0.59			

期間10～14のショックをみると、正負が交互に現れることから、モデル1が時点 t のショックを生成している確率 q_t が大きくなっていることがわかる。一方、期間6～10で連続して負のショックが続いているので、 q_t が減少していることがみとれる。BSVモデルの特徴の1つは、 $t-1$ 期と t 期のショックの方向が逆ならば q_t は増加し、同符号ならば q_t は下落するということである。

(3) BSVモデルを応用した実証分析

次に、BSVモデルの考え方を応用し、本邦債券先物取引の週次の価格データと、投資家の先行きの相場変動に関する見方を示す指標（「ブル・ベア指標」と呼称）によって、実証分析を行う¹⁵。

イ．投資家の先行きの相場変動に関する見方を示す指標

投資家の先行きの相場変動に関する見方を示す情報の1つに、日経金融新聞の毎週月曜日版（原則）に掲載されている「今週のブル・ベア」がある。

「今週のブル・ベア」とは、（国内）株式、（国内）債券および円について、その週の相場変動に対する見方が、強気、中立および弱気のいずれであるかというアン

15 図表1のように、本邦の債券・株式先物市場の週次価格データでは、モメンタム現象、リバーサル現象は有意に観測されなかった。しかし、本稿でこのデータを用いることにしたのは、後述のように「ブル・ベア指標」は週次でしか作成できないこと、2000～03年のデータに限定して分析すると、本邦の債券先物市場の週次価格データで、3次と4次のリバーサル現象が観測された（株式先物市場では観測されない）ことが理由である。

ケートを、市場参加者数社に行った結果を集計したものである。アンケート結果は、強気、中立および弱気を回答した社数を、前週の社数とともに示してあり、ここから、前週までの市場価格の変動を基にした、市場参加者の今週の相場に対する見方およびその変化を窺うことができる(図表5)。

図表5 「今週のブル・ベア」(債券)の例

		強気	中立	弱気
証券・銀行		6 (8)	3 (6)	7 (2)
機関投資家		0 (2)	2 (2)	4 (3)

備考：数字は回答社数。括弧内は前週。矢印は強気と弱気の差で示す。

ここでは、強気、中立および弱気の区分ごとに、証券・銀行と機関投資家の社数を合計し、社数全体に対して各区分の占める割合を「ブル・ベア指標」と呼ぶ。

ロ．BSVモデルの設定とブル・ベア指標の関係

BSVモデルでは、上述のように、「投資家は、経済には2つの状態のみがあり、状態1では、ショックは平均回帰的(モデル1)で、状態2では、ショックはトレンドを持つ(モデル2)と考えているとし、過去の利益の情報を基に、現在の状態が状態1、2のいずれであるかを判断する」という設定のもとで、投資家が「各期の利益に対するショック y_t がモデル1から生成された」と考える確率を q_t とした。

一方、ブル・ベア指標は、投資家が過去の証券価格の変動を基に先行きの相場の方向性を予想したものである。したがって、仮に現実の投資家が、BSVモデルの設定のように、経済には2つの状態のみがあり、それらの状態では証券価格の変動は互いに異なるモデルで記述されると考え、さらに証券価格の変動(上昇か下落か)をショック(正か負か)とみなしているならば、 q_t をブル・ベア指標で表現することができる。

この点、図表5の例にあるように、強気、中立および弱気に分類される投資家の相場に対する見方は、必ずしも一方向(例えば、強気と中立のみ)に偏らず、分散している。これは、市場参加者の相場に対する見方は、これら3区分に厳密に分類できるのではなく、例えば、「弱気寄りの中立」といったように、多少オーバーラップしていると考えの方が自然であると思われる。本稿では、この点を踏まえつつ、 $t-1$ 期と t 期の証券価格の変動を用いて、ブル・ベア指標と $q_t (= \Pr(s_t=1|y_t, y_{t-1}, q_{t-1}))$ の関係を以下のように考えることにした。

まず、 $t-1$ 期と t 期の証券価格の変動がいずれも上昇(下落)であったとしよう。このとき、「強気」の投資家はすべて状態2(状態1)を選択し、「弱気」の投資家はすべて状態1(状態2)を選択すると考える。また、「中立」の投資家は、状態2にあると考える(強気寄りの中立の)投資家と、状態1にあると判断する投資家に

わかれるとする（便宜的に と の比率を1:1とする）。

次に、 $t-1$ 期と t 期の証券価格の変動が逆向きであったとしよう。このとき「中立」の投資家は、すべて状態1を選択すると考える。一方、「強気」と「弱気」の投資家については、例えば、上昇 下落のケースを考えよう（下落 上昇のケースも同様に考えることができる）。「強気」の投資家は、上昇 下落の動きをみて、状態1を選択する（中立寄りの強気の）投資家と、状態2を選択する投資家にわかれ、その比率は1:1であると仮定する。また、「弱気」の投資家の場合も同様に考えることができる。

結局、 $t-1$ 期と t 期の証券価格の変動と q_t の関係を整理すると次のようになる。

$t-1$ 期と t 期の証券価格の変動が同方向であった場合、

$$q_t = 1 - (\text{強気の割合} \text{ あるいは弱気の割合} + \text{中立の割合} \div 2). \quad (7)$$

例えば、連続して証券価格が上昇したとき、強気、中立および弱気の各区分に分類される投資家は、経済の「状態」を以下のように選択する。

強気	上昇トレンドを想定。状態2を選択
中立	上昇トレンドを想定。状態2を選択（比率1/2）
	もみ合いを想定。状態1を選択（比率1/2）
弱気	もみ合いを想定。状態1を選択

$t-1$ 期と t 期の証券価格の変動が逆方向であった場合、

$$q_t = 1 - (\text{強気の割合} + \text{弱気の割合}) \div 2. \quad (8)$$

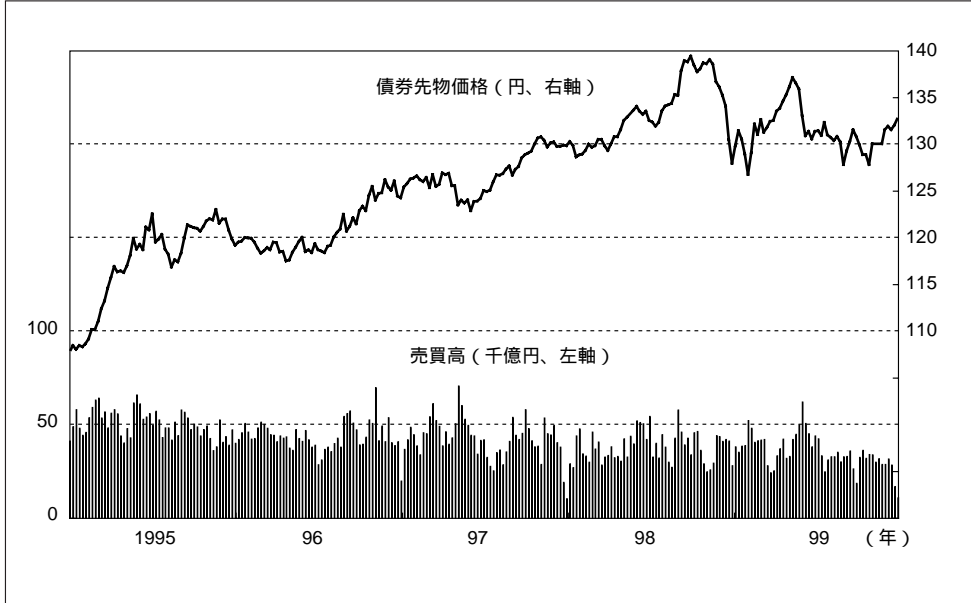
このとき、強気、中立および弱気の各区分に分類される投資家は、経済の「状態」を以下のように選択する。

強気	上昇トレンドを想定。状態2を選択（比率1/2）
	もみ合いを想定。状態1を選択（比率1/2）
中立	もみ合いを想定。状態1を選択
弱気	もみ合いを想定。状態1を選択（比率1/2）
	下降トレンドを想定。状態2を選択（比率1/2）

八．債券先物取引のヒストリカル分析による α 、 β の推定

ここでは、1995～99年の債券先物取引の週次の価格（終値）と売買高のデータ（図表6）を用い、モデルのパラメータの一部である α と β の推定を試みる。

図表6 債券先物の売買高（週間売買高÷営業日数）と価格の推移



債券先物市場の参加者の間では、「価格変動にトレンドが形成される過程では売買高が次第に減少する一方で、そのトレンドが転換点を迎えると売買高が大きく増える」という経験則が認識されている（Murphy [1986]、東京三菱銀行 [2002]）。そこで、この経験則を所与とし、上述のデータを用いて債券先物価格変動のトレンドの転換点を求めることを試みる。具体的には以下の作業を行う。

まず、トレンドが形成される過程では売買高が減り、転換点で売買高が増えることから、 t 週がトレンドの転換点であるときには、 t 週の売買高 S_t が以下の2つの条件を同時に満たすとする。

$$T_t = S_t - \sum_{k=1}^4 S_{t-k} / 4 \geq 0,$$

$$\max(T_{t-1}, T_{t-2}) \leq 0.$$

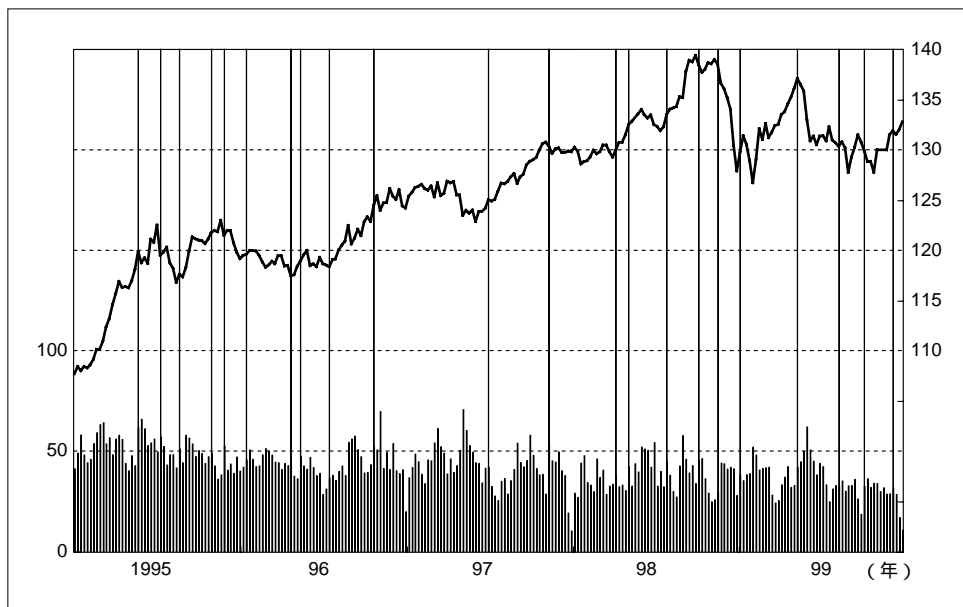
次に、求められた各転換点で分割された各区間で、その区間の週次価格変動幅の平均 \bar{R} の水準によって、市場価格のトレンドを以下のように分類する。ここでは、1995～99年のデータ期間中、週次の価格変動幅の単純平均は約+0.10円であったので、トレンドの分類の閾値を便宜的に ± 0.20 円とした。

上昇トレンド： $0.20 \leq \bar{R}$,

もみ合い： $-0.20 < \bar{R} \leq 0.20$,

下降トレンド： $\bar{R} < -0.20$.

図表7 債券先物の売買高と価格とトレンドの転換点



図表6にトレンドの転換点を縦線で示したものが図表7である。これを見る限り、価格変動のトレンドが概ねよく捉えられていることがわかる。

各転換点で分割された各区間のデータを用いて、 α 、 β の値を求める。 α 、 β は、投資家が、それぞれ状態1、2で、 $t-1$ 週と t 週の利益が同符号であると想定している確率であった。このため、もみ合いに分類された区間とトレンドに分類された区間で、 $t-1$ 週と t 週の利益が同符号であったデータ数を求め、それを全体のデータ数で除した値を、それぞれ α 、 β とした(図表8)。

図表8 α 、 β の推定値¹⁶

α	β
0.304433	0.637387

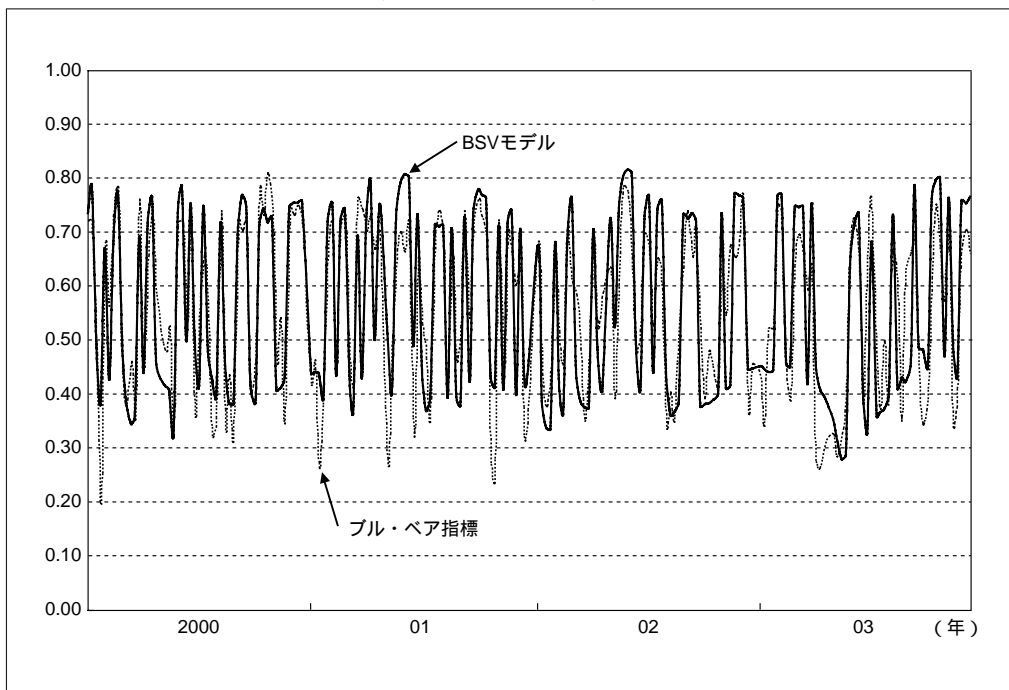
二. λ 、 λ' の推定および q_t の算出

次に、モデルの残りのパラメータである λ と λ' の値の推定を行う。ここでは、 $u = t-13 \sim t-1$ 週で、ブル・ベア指標から得られる q_u と、(5)式(6)式の q_u ¹⁷との差の2乗を合計し¹⁸、それが最小となるように t 週の λ 、 λ' を推定した。

16 この推定結果は、上述の $0 < \alpha < 0.5$ 、 $0.5 < \beta < 1$ という仮定を満たしている。

17 (5)式(6)式の q_t の計算に当たっては、価格変動の符号が前週と同じときに(5)式を、逆のときに(6)式をそれぞれ用いた。

18 (5)式(6)式の計算では q_t の初期値 q_0 が必要となるが、ここではその算出に当たり $q_{-20} = 0.5$ とした。ただし、 q_0 の値は q_{-20} の水準にほとんど依存しないことを確認済みである。

図表9 ブル・ベア指標による q_t とモデルによる q_t 

t 週の債券先物価格の変動を基に、パラメータの推定結果を用いてBSVモデルにより計算した q_t と、ブル・ベア指標から得られる q_t を掲げたのが図表9である。なお、ブル・ベア指標による q_t を被説明変数、モデルによる q_t を説明変数として回帰させると、その決定係数は0.694となり、モデルの表現力が比較的高いことがわかる。

したがって、BSVモデルの枠組みに基づいて q_t を算出したうえで、上述の(7)、(8)式を用いれば、強気、中立および弱気の各区分ごとのブル・ベア指標まで一意に定めることはできないが、投資家の相場に対する見方の変化を大まかに予想することは可能であることになる。

ホ．債券先物価格の変動幅の予想

次に、BSVモデルの設定を応用して、 $t-1$ 週時点で予想される t 週の債券先物価格の変動幅を定式化し、実際の変動幅との比較を試みる。なお、原論文では、上述のようなBSVモデルの設定のもとで、株式価格およびその変動幅を定式化しているが、本稿では、そのモデル設定を前提としつつ、債券（債券先物）価格の変動幅を独自に定式化することを試みた。

投資家は、 $t-1$ 週までの価格変動を観察し t 週の変動幅を想定するとする。つまり、投資家は、 t 週に価格が上昇するとすれば、 $t-1$ 週までの情報を用いて上昇幅は C_t であると考え、 t 週に価格が下落するとすれば、 $t-1$ 週までの情報を用いて下落幅は $-C_t$ であると考えたと仮定する。

$t-1$ 週に価格 P_{t-1} が上昇した（前掲の図表2では「 $y_{t-1}=+$ 」を意味する）としよう。このとき、 $t-1$ 週から t 週の価格変動幅に関する投資家の期待値 $E[\Delta P_t | y_{t-1}=+] [= E[P_t - P_{t-1} | y_{t-1}=+]]$ は、図表2の関係をを用いて、以下のように定式化することができる。

$$\begin{aligned} E[\Delta P_t | y_{t-1}=+] &= C_t \{q_t \alpha + (1-q_t) \beta\} - C'_t \{q_t (1-\alpha) + (1-q_t)(1-\beta)\} \\ &= C_t \{(\alpha - \beta)q_t + \beta\} - C'_t \{(\beta - \alpha)q_t + 1 - \beta\}. \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、 C_t 、 C'_t は次の条件を満たすと考えた。脚注6で述べたように、投資家が過去の週次データを扱うときには、過去13週間の平均値を使うことが少なくない。そこで、 $t-13 \sim t-1$ 週の13週間の価格変動幅の絶対値の平均（ $=\bar{C}_{t-1}$ ）が、 $C_t + C'_t = 2\bar{C}_{t-1}$ を満たすと仮定する。さらに(9)式で与えられる $E[\Delta P_t | y_{t-1}=+]$ は、便宜的に、1995～99年までの週次の価格変動幅の単純平均である0.10円に等しいと考える。

t 週に価格が上昇した（ $y_t=+$ ）とすると、 C_t は次式で表される。

$$C_t = 0.10 + 2\bar{C}_{t-1} \{(\beta - \alpha)q_t + 1 - \beta\}. \quad (10)$$

また、 t 週に価格が反落した（ $y_t=-$ ）とすると、 $-C'_t$ は次式で表される。

$$-C'_t = 0.10 + 2\bar{C}_{t-1} \{(\beta - \alpha)q_t - \beta\}. \quad (11)$$

$t-1$ 週に価格 P_{t-1} が下落したときも同様に定式化することができる。これらの関係を図表10に掲げる。

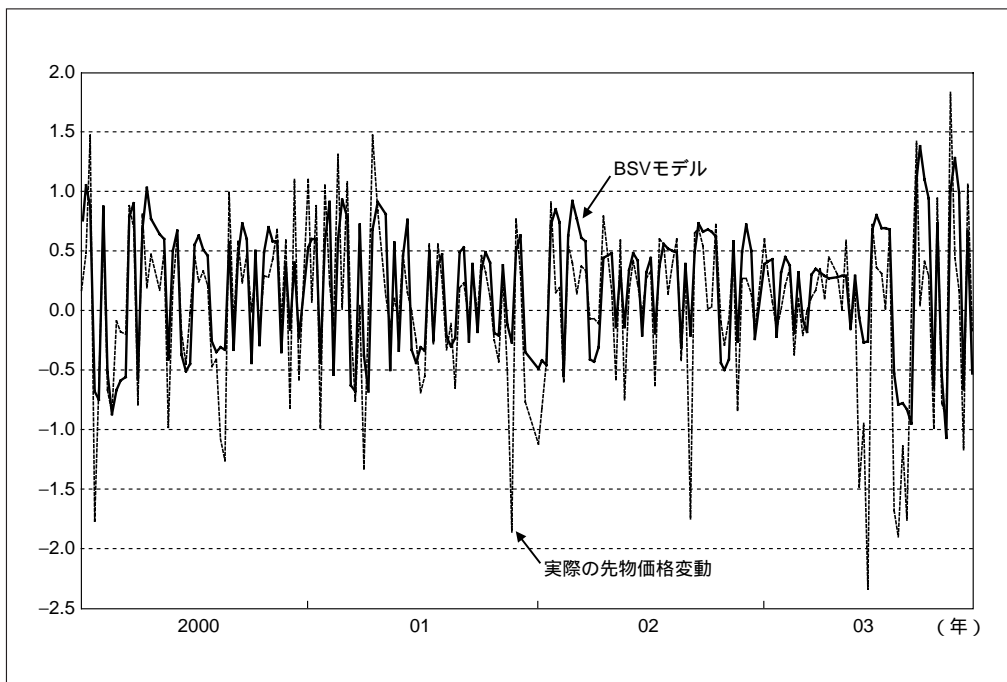
図表10 投資家が想定する価格変動幅

	$y_t=+$	$y_t=-$
$y_{t-1}=+$	$C_t = 0.10 + 2\bar{C}_{t-1} \{(\beta - \alpha)q_t + 1 - \beta\}$	$-C'_t = 0.10 + 2\bar{C}_{t-1} \{(\beta - \alpha)q_t - \beta\}$
$y_{t-1}=-$	$C_t = 0.10 - 2\bar{C}_{t-1} \{(\beta - \alpha)q_t - \beta\}$	$-C'_t = 0.10 - 2\bar{C}_{t-1} \{(\beta - \alpha)q_t + 1 - \beta\}$

さて、2000～03年の債券先物価格を用いて、図表10のように定式化された ΔP_t が実際の債券先物価格の変動幅をどの程度表現しているのかをみてみよう。計算の結果を図表11に示す。ここで、モデルの各種パラメータ（ α 、 β 、 λ および λ' ）は本節(3)二までで求めた値を用いた。

実際の価格データの ΔP_t を被説明変数、モデルで定式化された ΔP_t を説明変数として回帰させると、その決定係数は0.544となった。ただ、図表11をみる限り、 ± 1 円を超える相対的に大きな価格変動は、モデルでは予想しきれていない。したがって、ここでのモデルは、本節(3)二の q_t の場合と比べると、実際の価格変動幅をそれほどうまくは表現できていないといえる。この背景には、例えば、 C_t および C'_t が過去13週間の変動幅の平均を基に算出されていることから、平均的な水準から大き

図表11 先物価格のモデルによる変動と実際の変動（単位：円）



く乖離するような価格変動には適切に反応できないことがあると思われる。さらにいえば、債券先物価格の変動は、投資家の相場変動に対する見方以外にもさまざまな要因が絡み合って発生しており、本節(3)二の q_t の場合と比べると、BSVモデルの前提および本稿が行ったような価格変動の定式化で捉えられるほど単純でないことが改めて浮き彫りになったという指摘ができよう。

へ．まとめ

本節では、Barberis, Shleifer and Vishny [1998] のモデル (BSVモデル) を、本邦の債券先物価格のデータおよびブル・ベア指標に応用し、翌週の先物価格の変動が上昇または下落となったときの、投資家の相場に対する見方、債券先物価格の変動幅、を具体的な値として定量化する枠組みを提示した。さらに、その枠組みを2000～03年の週次データに用いて分析を行った。

その結果、まず、 については説明力が相対的に低く、債券先物価格の変動は、BSVモデルの前提および本稿が行ったような価格変動の定式化で捉えられるほど単純でないことがわかった。

一方、 では比較的説明力が高いことが示された。この結果をみる限りでは、BSVモデルとブル・ベア指標を組み合わせることによって、投資家の先行きの相場に対する見方をかなりうまく定量化できる可能性があることが示唆された。もちろん、パラメータの推定方法や、ブル・ベア指標と q_t との関係付け方法等に工夫の余地がある可能性があるほか、今回の分析は特定の1時期のみを対象としたものである

ため、分析結果は試算の範囲を出るものではない。したがって、ここでの枠組みがどの程度の頑健性を持つかは別途の検討が必要である。この点では、例えば、より長い期間のデータを用いることや、ブル・ベア指標に限らず、投資家の相場変動の見方を表すような指標を入手あるいは作成することによって、同様の分析を試み、その結果から、BSVモデルの枠組みが市場分析やポートフォリオ分析等においてどの程度有用なツールとなるのかを判断することができるように思われる。

4．おわりに

本稿では、証券市場で観測されるアノマリーの1つである、証券価格の変動における短期的に生じる正の自己相関（モメンタム現象）と長期的な負の自己相関（リバーサル現象）に焦点を当て、分析を行った。具体的には、日本と米国の債券と株式の日次、週次の先物価格データでこれらの現象が観測されるか否かを調べた。その結果、米国ではモメンタム現象とリバーサル現象の両者が、日本ではリバーサル現象のみが、それぞれ観測された。これは、行動ファイナンスの解釈に従えば、これらの市場では、投資家の過小反応と過剰反応が発生していることを示唆している。また、株価データを用いた多くの既存研究では、モメンタム現象は、欧米市場では観察されるが日本市場では観察されないということが指摘されているが、本稿の分析結果は、それと整合的である。

次に、これらの現象の背景として解釈される投資家の過小反応と過剰反応を明示的に扱った行動ファイナンスの先行研究（Barberis, Shleifer and Vishny [1998]）の枠組みを本邦債券先物価格の変動に応用して、先行きの債券先物価格の変動が上昇または下落となったときに予想される、投資家の相場に対する見方や価格変動幅を定量的に算出し、それを実際に観測されたデータと比較、検討した。その分析結果をみる限り、先行きの債券先物価格の変動が上昇または下落となったときに予想される、投資家の相場に対する見方を比較的よく捉えられるとの結果が得られた。

このように、本稿の分析結果からは、先物市場の価格変動にモメンタム現象・リバーサル現象というアノマリーが確認されたほか、行動ファイナンスの考え方をを用いたモデルにも一定の有用性があるとの示唆が得られた。この点、効率的市場仮説に代表される伝統的ファイナンスの立場から、アノマリーの存在を肯定的に実証したとされる既存研究や行動ファイナンスのいくつかの理論研究について、各種の反論・批判が表明されている（例えば、Fama [1998]）。しかし、伝統的ファイナンスが市場で観測されるあらゆる事象を明確に説明しているわけではないため、伝統的ファイナンスの仮定を緩和した行動ファイナンスも、金融市場を分析するための1つのアプローチとしては検討に値すると考えられる。本稿の分析は行動ファイナンスの考え方を採用した一例であるが、今後も同様の分析事例が積み重ねられることによって、行動ファイナンスの応用可能性およびその限界が一層明確になることを期待して筆を置きたい。

補論1．行動ファイナンスの概要^{19, 20}

伝統的ファイナンスでは、投資家は市場全体として合理的な意思決定を行い、市場は効率的であると考えられる。つまり、証券価格がファンダメンタル価値（将来の各キャッシュ・フローをリスクに応じた割引率で割り引いた価値の合計）から乖離すると、裁定取引によって乖離が解消されることが考えられる（効率的市場仮説）。これに対して、行動ファイナンスでは、投資家の意思決定は必ずしも合理的ではなく、証券価格がファンダメンタル価値から乖離していても、裁定取引は十分には行われないうえ、その乖離が解消されるわけではないとの立場をとる。行動ファイナンスは、投資家の意思決定時に生じる心理学的なバイアスに注目し、そのバイアスを前提に、投資家行動の記述を試みる。

以下では、まず、伝統的ファイナンスにおける投資家の合理的な意思決定と効率的市場仮説を説明した後、行動ファイナンスの考え方のエッセンスを紹介する。

（1）伝統的ファイナンス

イ．合理的な意思決定

伝統的ファイナンスでは、投資家の合理的な意思決定は以下のような前提のもとで行われると考える。

期待効用最大化：期待効用を最大化するように意思決定を行う。

資産の一体化：単なる損得ではなく、最終的な富、つまりポートフォリオ全体の価値で評価する。

リスク回避：期待値が同一ならリスクが小さい方を好む。

ベイズの定理：ある仮説の確からしさ（事前確率）は新たな情報が加わるとベイズの定理によって事後確率に更新される。

合理的期待：予測は、入手可能で適切な情報をすべて正しく反映する。

ロ．効率的市場仮説

効率的市場仮説が成立する場合としては、以下の3ケースがある。

まず、市場を構成する全ての投資家が合理的であるときである。合理的な投資家は、証券価格をファンダメンタル価値として評価する。証券のファンダメンタル価値に関係する新しい情報があると、合理的な投資家はそれに即座に反応し、ファンダメンタル価値を調整する。

非合理的な投資家が存在しても、取引がランダムに行われ、それらが相関して

19 本補論の作成に当たっては、角田 [2001] をはじめとして、Shleifer [2000]、城下 [2002]、加藤 [2003]、東京三菱銀行 [2003] を参考にした。これらの文献では、本補論で解説する行動ファイナンス上の心理学的バイアスに関して、多くの具体例が紹介されている。

20 行動ファイナンスに関する各種文献（英語）の多くは、<http://www.behaviouralfinance.net>（行動ファイナンスに関するポータル・サイト）で入手できる。

いないならば、影響は相殺され、価格はファンダメンタル価値に収束する。

非合理的な投資家が存在し、取引が相関していても、市場が完備ならば、裁定取引によって価格はファンダメンタル価値に収束する。

このうち、全ての投資家が合理的であると考える は非現実的であり、可能性としてあり得るのは、 と ということになる。しかし、 に関しては非合理的投資家の誤りは系統だっており、ランダムではないとの指摘がある。したがって、 の裁定取引が制約なく行われることが、伝統的ファイナンスが主張する効率的市場仮説が成立するための必要条件となる。

(2) 行動ファイナンス

イ．非効率的な市場

行動ファイナンスは、伝統的ファイナンスとは異なり、効率的市場仮説は成立していないと考える。上述のように、効率的市場仮説の成立には、裁定取引が制約なく行われることが必要条件である。しかし、行動ファイナンスでは、裁定取引にはリスクがあり、コストもかかるという点で制約が存在すると主張する。このため、行動ファイナンスでは、市場は非効率的であることになる。

ロ．投資家の認識のバイアス

行動ファイナンスでは、投資家の意思決定時に心理学的なバイアスが生じていると考える。このうち、投資家が事象を認識する際に生じる主要な心理学的バイアスとしては、ヒューリスティック、自信過剰、横並び行動がある。

(イ) ヒューリスティック

ヒューリスティックは、常に正解に至るわけではないが、多くの場合速く楽に正解をみつけられる「うまい方法」のことを指す。意思決定の際には、人間は本能的に煩雑さを避け、「手を抜いたやり方」による推論で判断することが多いとされる。これが、合理的な判断にバイアスをかける要因となり得る。主要なヒューリスティックには以下のようなものがある。

代表性

代表性とは、典型的と思われるものを回答に転用することを指す。

妥当性の錯覚.....事象間の因果関係を根拠なく認めてしまうこと。

ランダム事象のトレンドの誤認知.....例えば、コイン投げを繰り返し行ったとき、数回続けて表が出ると、「次は裏が出やすい」と考えてしまうこと。

標本の大きさの無視.....標本数が少ないにもかかわらず、標本数の多いときと同様に判断してしまう傾向。「少数の法則」と呼称されることもある。

事前確率の無視.....ベイズの定理によって、事前確率と条件付確率から、事後確率を求めることができる。しかし、日常的な判断にベイズの定理を用いることは難しく、事前確率を無視して推論することが多い。

検索容易性

「利用しやすいデータによって判断してしまう傾向」を検索容易性のバイアスという。人間は、頻度の多い情報、新しい情報、否定的な情報、極端な情報ほどインパクトが強く思い出しやすい。

アンカリング

評価がヒントとして与えられた値に引きずられる傾向のこと。

追認バイアス.....いったん選んでしまうと、その後の情報を、選んだものに有利に解釈する傾向。

保守性.....人間が新しい事実に直面したときに、それまで持っていた考えに固執し、その考えを徐々にしか変化させないこと。

見えない数字の過小評価

これは、直接目に見える数字や現実の支出を過大視し、計算しなければわからない費用や、些細と思われる数字を過小評価する傾向のことを指す。

(ロ) 自信過剰

これは、ヒューリスティックによる誤認識が信念にまで高まることを指す。

支配の錯覚

成功の主観的確率を客観的確率よりも高く予想すること。偶然の結果に対して自分のスキルで影響を与えられると誤認する傾向を指す。

過度の楽観

自分がコントロールできないような悪い事象が生じる可能性を過小に見積もる傾向を指す。

後知恵

事前には予想し得なかった事象が、後から振り返れば必然的に起きたことのようにみえることを指す。

知識の錯覚

人間は、予測の材料を与えられると、自信過剰に陥りやすい傾向がある。

(ハ) 横並び行動 (情報のカスケード)

これは、自ら持つ情報よりも、他人の行動に左右されて、同じような行動をとることを指す。

八．選択と評価のバイアス

次に、投資家が選択や評価を行う際に示すバイアスとして、フレーム形成、確率評価の非線形性、リスク追求、損失回避を挙げる。

(イ) フレーム形成

フレームとは問題を記述する形式のことで、意思決定の際、その問題をどう記述するか、あるいはどう捉えるかによって結論が変わってくる。

心理的会計

心理的会計とは、比喩的には、趣味品と生活必需品では使う財布が違うという感覚であり、状況の見方（フレーム）に依存してその価値は異なる。

あぶく銭効果……例えば、高い収益を得た投資家は、その収益を得る前に比べてリスク回避的ではなくなる傾向がある。

参照基準点の効果……人間の知覚や判断の一般的な特性として、変化には大変敏感であるが絶対的価値には比較的鈍感であるといわれている。合理的な投資家は、損益よりも資産全体の価値に関心を持つが、実際には、損益の基準となる出発点（参照点）からの距離に主要な関心を持つ。

主観的割引率

例えば、「今なら1,000円、1年後なら1,500円をあげる」といわれたら多くの人は前者を選ぶ。しかし、「今なら100万円、1年後なら150万円をあげる」となると、後者の方が多であろう。このように、待つことの見返りにどの程度プレミアムを要求するか、というのが主観的割引率である。これは、金額の多寡等の状況の影響を受ける。

（ロ）確率評価の非線形性

確率の主観的評価では、非常に低い客観的確率が過大に考えられ、それ以外の客観的確率は過小に見積もられる傾向がある。

非常に低い確率の過大評価

これは宝くじの購入を連想するとわかりやすい。宝くじでは、100%起きるはずがないことがわずかでも発生する可能性を持つだけで、その確率が過大評価される。

中・高位の確率の過小評価

これは生命保険の購入を考えると理解しやすい。生命保険の購入は、明日も生存することはほぼ確実であると思うが、万一に備えてそれに対応しておく行為である。ここでは「ほぼ確実である」確率が過小評価されている。

（ハ）リスクの追求

伝統的ファイナンスでは、合理的な投資家はリスク回避的であるとされている。例えば、「50%の確率で10万円を得られるが、50%の確率で何の利益もない」という機会よりも、「確実に5万円を得られる」機会が選ばれる。しかし、「50%の確率で10万円を失うが、50%の確率で何の損失もない」という機会と「確実に5万円を損する」という機会を考えると、多くの人は前者を選択する。このように、利益の領域ではリスク回避的であっても、損失の領域ではリスク愛好的になることを、「反転効果」と呼ぶ。

（ニ）損失回避

これは、「人間は不確実性が嫌いではなく、損失が嫌いである」ということを意味する。

現状維持バイアス

損失から受ける不効用は、利益から受ける効用よりも大きい。新しい試みから得られるプラス分がそれから得られるマイナス分と同じ程度であるならば、人間は現状のままでいたいという願望を持つ。

所有効果

人間は所有する物に愛着を感じ、手放すことに苦痛を感じる（本来の価値以上の対価を要求する）。

二．後悔回避と自己規律

（イ）後悔回避

意思決定では、後悔を回避したいという気持ちが影響を及ぼす。自分の成功は能力等自らの内的要因に帰す（自己高揚的のバイアス）一方、失敗は運や課題の難しさ等の外的要因に帰す（自己防衛的のバイアス）傾向がある。この傾向は、自己責任バイアスと呼ばれている。

（ロ）自己規律

これは、即時的な満足と長期的な利益の間のトレードオフが引き起こす葛藤のことを指す。

ホ．プロスペクト理論

プロスペクト理論は、不確実性下の意思決定論であり、意思決定は、複雑な現実を編集する編集段階、不確実性と望ましさを評価する評価段階の2段階で行われると定式化される。プロスペクト理論では、の段階で、複雑な現実にはバイアスをもって編集されると考える。続くの段階では、伝統的な効用関数と確率に代えて、価値関数とウエイト関数という新しい概念を導入して、議論を展開する。なお、価値関数とウエイト関数によって、上述の非線形の選好、リスク追求、および損失回避が説明される。

（イ）価値関数

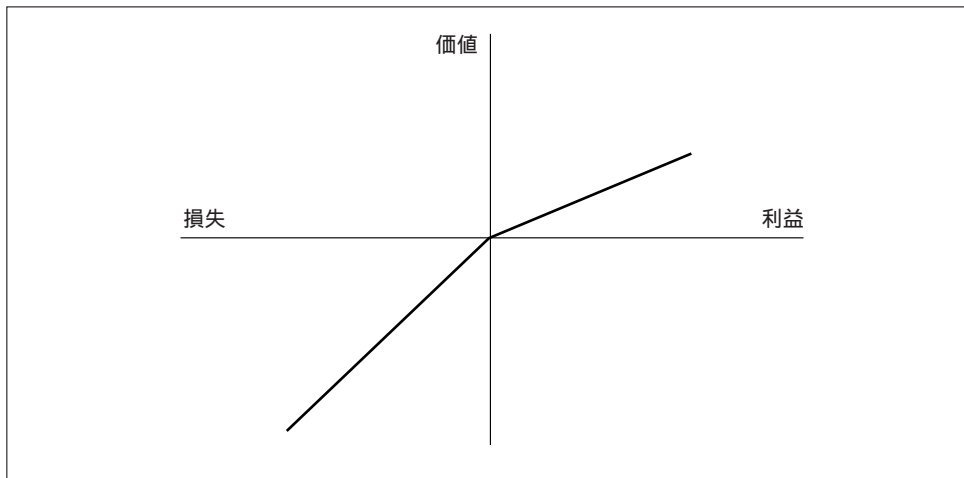
価値関数とは、利益と損失の望ましさの心理学的価値を表すものである（図表A-1）。価値関数は、効用関数と異なる以下の3点を前提にしている。

関数は富の絶対値ではなく、富の差、つまり損得（参照基準点との差）によって定義される。これは、「人間は変化には敏感であるが、絶対的な価値には相対的に鈍感である」との特性に基づいている。

関数はS字型（参照基準点の上側では凹、下側では凸）である。これは、「人間は利益を得そうなときはリスク回避的であるのに対して、損失を被りそうなときはリスク愛好的になる」という特性に基づいている。

関数は非対称で、損失側は利益側より勾配が急であり、損失は利益よりも重大に思えることを示している。

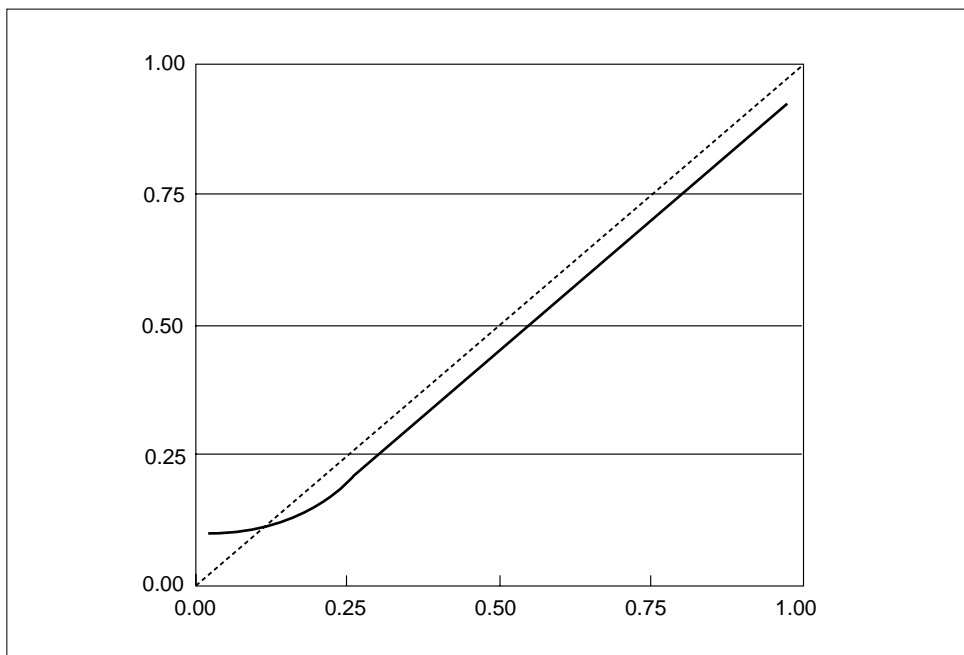
図表A-1 価値関数の概念図



(ロ) ウェイト関数

ウェイト関数は、意思決定に関する不確かさの心理学的評価値を表す。これは、図表A-2のように、非常に低い確率は過大評価され、中程度あるいは高い確率は過小評価されるという特徴を表現する。

図表A-2 ウェイト関数の概念図（横軸：客観的確率、縦軸：ウェイト関数）



補論2．保守性と代表性ヒューリスティックの関係(コイン投げの実験)

人間の保守性と代表性ヒューリスティックの関係を具体的に示したものに、Shleifer [2000] が行ったコイン投げの実験がある。Shleifer [2000] は、コイン投げで表が出る確率が70%の歪んだコインを用い、被験者にはある側が出る確率が70%であることのみを事前に知らせて、コイン投げで連続して表が出たときに、被験者が「表が出る確率が0.7である」ことに付与する確率を調べた。

ベイズの定理を用いれば、 n 回連続して表が出たときに、「表が出る確率が0.7である」確率(理論確率) q_n を、次式で求めることができる²¹。

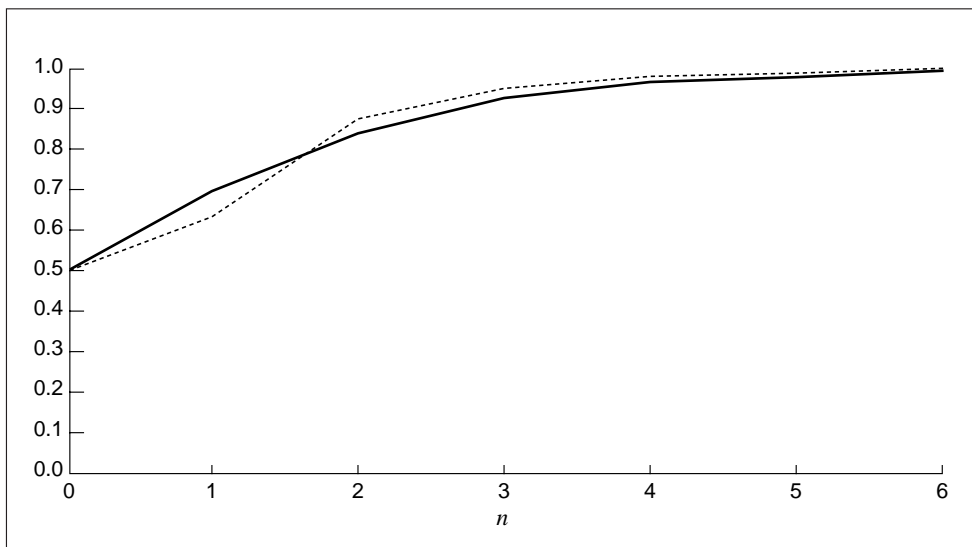
$$q_{n+1} = \frac{0.7 \times q_n}{0.7 \times q_n + 0.3 \times (1 - q_n)}, \quad q_0 = 0.5. \quad (\text{A-1})$$

Shleifer [2000] の実験結果とベイズの定理による理論確率を図表A-3(出所は Shleifer [2000]) に示す。

被験者が「表が出る確率が0.7である」ことに付与する確率は、 n が小さいときは理論確率を下回るが、 n が大きくなると理論確率を上回るようになる。

この結果に関して、Shleifer [2000] は、人間が判断を行う際には、少ない数の事象では自らの考え方を更新しにくい(保守性)一方で、十分多くない数の事象からそれらが全てを代表しているとみなしてしまう傾向(代表性ヒューリスティック)があるという解釈を与えることが可能であるとしている。

図表A-3 「表が出る確率が0.7である」確率(点線：実験結果、実線：理論確率)



21 「 $n+1$ 回目に表が出る」事象を考えると、それは「表が出る確率が0.7であって(確率 q_n) $n+1$ 回目に表が出る(確率0.7)」場合と、「裏が出る確率が0.7であって(確率 $1 - q_n$) $n+1$ 回目に表が出る(確率0.3)」場合とに分けられる。よって、ベイズの定理から、 q_{n+1} は q_n を用いて(A-1)式で表される。

補論3 . ウェルチ検定

ウェルチ検定は、2標本検定で、両母集団の正規性や等分散性が仮定できないときに用いられる近似的検定である。

2標本検定では、互いに独立な標本 $X = (X_1, X_2, \dots, X_m)$ 、 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ が正規分布 $N(\mu_X, \sigma_X^2)$ 、 $N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ に従うと仮定され得ると、それぞれの標本母平均が、

$$\bar{X} = \frac{1}{m} (X_1 + X_2 + \dots + X_m) \sim N\left(\mu_X, \frac{1}{m} \sigma_X^2\right), \quad (\text{A-2})$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n) \sim N\left(\mu_Y, \frac{1}{n} \sigma_Y^2\right), \quad (\text{A-3})$$

で表せることを使って、母平均 μ_X 、 μ_Y に差があるか否かを以下の仮説に従って検定することができる。

$$H_0: \mu_X = \mu_Y, \quad (\text{A-4})$$

$$H_1: \mu_X > \mu_Y \text{ or } \mu_X < \mu_Y. \quad (\text{A-5})$$

しかし、2つの母集団の正規性や等分散性が仮定できないときには、近似的な分布を求め、検定を行う必要がある。このときに用いられるのがウェルチ検定である。ウェルチ検定では、 X 、 Y の標本分散をそれぞれ、

$$s_X^2 = \sum (X_i - \bar{X})^2 / (m - 1), \quad (\text{A-6})$$

$$s_Y^2 = \sum (Y_j - \bar{Y})^2 / (n - 1), \quad (\text{A-7})$$

とするとときに、検定統計量の t 値、

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{s_X^2/m + s_Y^2/n}}, \quad (\text{A-8})$$

が、

$$v = \frac{(s_X^2/m + s_Y^2/n)^2}{\frac{(s_X^2/m)^2}{m-1} + \frac{(s_Y^2/n)^2}{n-1}}, \quad (\text{A-9})$$

に最も近い整数 v' を自由度として持つ t 分布に近似的に従うことを利用する。

補論4．日米の債券・株式先物市場の価格データの検定結果

本論2節で行った、日本と米国の債券・株式の先物市場におけるモメンタム現象と(0~4次の)リバーサル現象の有無に関する検定結果(t 値)を図表A-4に掲げる。本稿では、検定結果が5%水準で有意となった場合に、モメンタム現象あるいはリバーサル現象が観測されたと考える。

図表A-4 先物市場の価格データの検定結果²²(0次 t 値が有意に正のときはモメンタム現象)

		日次データ	週次データ
米国	債券市場	3.15 *	-2.24 *
	株式市場	0.18	-3.12 *
日本	債券市場	-0.84	-1.01
	株式市場	-2.15*	-1.17

(1次)

		日次データ	週次データ
米国	債券市場	1.61	-2.18 *
	株式市場	-1.47	-1.12
日本	債券市場	-2.19 *	-0.02
	株式市場	-1.41	0.33

(2次)

		日次データ	週次データ
米国	債券市場	0.35	-1.11
	株式市場	-2.71 *	-1.42
日本	債券市場	-1.24	-0.96
	株式市場	-2.06 *	0.66

(3次)

		日次データ	週次データ
米国	債券市場	-0.05	-0.62
	株式市場	-2.87 *	-1.11
日本	債券市場	-0.77	-0.67
	株式市場	-0.93	-0.05

(4次)

		日次データ	週次データ
米国	債券市場	-1.98 *	-1.37
	株式市場	-2.32 *	-1.61
日本	債券市場	-1.21	-0.27
	株式市場	-0.83	-0.39

22 t 値の右肩の「*」は、5%水準で有意であることを示す。

参考文献

- 角田康夫、『行動ファイナンス 金融市場と投資家心理のパズル』、金融財政事情研究会、2001年
- 加藤英明、『行動ファイナンス 理論と実証』、朝倉書店、2003年
- 北山 忍・高木浩人・松本寿弥、「成功と失敗の起因：日本の自己の文化心理学」、『心理学評論』第38巻第2号、心理学評論刊行会、1995年、247～280頁
- 城下賢吾、『市場のアノマリーと行動ファイナンス』、千倉書房、2002年
- 東京三菱銀行、「売買密度と債券先物相場の方向性について」、『Focus on the markets』第37号、東京三菱銀行資金証券部、2002年
- 、「行動ファイナンスによる相場変動の分析」、『Focus on the markets』第62号、東京三菱銀行資金証券部、2003年
- Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny, “A Model of Investor Sentiment,” *Journal of Financial Economics*, 49, 1998, pp. 307-343.
- Chan, L., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, “Momentum strategies,” *Journal of Finance*, 51, 1996, pp. 1681-1713.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, “Investor Psychology and Security Market under- and Overreactions,” *Journal of Finance*, 53, 1998, pp. 1839-1885.
- De Bondt, W. F. M., and R. Thaler, “Does the Stock Market Overreact,” *Journal of Finance*, 40, 1985, pp. 793-805.
- Fama, E., “Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance,” *Journal of Financial Economics*, 49, 1998, pp. 283-306.
- Jegadeesh, N., and S. Titman, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency,” *Journal of Finance*, 48, 1993, pp. 65-91.
- Murphy, J. J., *Technical Analysis of the Futures Markets*, New York Institute of Finance, 1986.
- Shleifer, A., *Inefficient Markets*, Oxford University Press, 2000.