

CIRJE-J-42

業績予想、業績サプライズとバリュー株効果

日経 QUICK 情報(株)金融工学部
渡部 肇

東京大学大学院経済学研究科
小林孝雄

2001年2月

このディスカッション・ペーパーは、内部での討論に資するための未定稿の段階にある論文草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられたい。

業績予想，業績サプライズとバリュー株効果

(Earning Forecasts, Earning Surprises and the Value Anomaly)

2001年1月31日

渡部 肇

日経 QUICK 情報(株) 金融工学部

小林 孝雄

東京大学大学院経済学研究科

要約

この研究の目的は、市場の過剰反応説によってどの程度バリューストック効果を説明できるかについて、日本の株式市場を対象に検討することである。本研究では、アナリストのコンセンサス予想に基づいて計算した市場のサプライズの符号と大きさを、市場の過剰反応をとらえる。この場合、バリューストック効果に対するもっとも直接的な解釈は、ファンダメンタルズを過小評価されがちなバリューストックは、業績サプライズがプラス方向に大きく出る傾向があり、その結果リターンは平均的に高くなる、というものである。もう一つの解釈は、バリューストックはポジティブ・サプライズに強く反応し、その結果平均的なリターンが高くなるというものである。バリューストック効果に対する業績サプライズの説明力は上記いずれの解釈についても限定的で、バリューストック効果についてはそれ以外に説明要因（リスク要因）があるはずというのが、分析から得られた結論である。論文末尾では、アナリスト予想から計算した株主価値推計値への株価のさや寄せ行動について、過剰反応説とは別個の市場非効率性仮説と捉えて説明する。

Abstract

We examine whether the value anomaly in the Japanese equity market can be explained by market overreactions. Using I/B/E/S market consensus data on earning forecasts, we capture market overreactions by measuring earning surprises. The typical story is that the market tends to be overly pessimistic about the fundamentals of value stocks. Therefore, positive earning surprises are observed more often than negative earning surprises on value stocks, and this causes their higher average returns. Another story is that value stocks react sharply only to positive surprises, and this raises the long-term return of value stocks above that of growth stocks, which react sharply only to negative surprises. We claim that the evidence does not give sufficient support to neither of these stories. It appears that the overreaction hypothesis is not the right answer to the value anomaly.

この論文は、同一の著者たちによる「業績予想を用いたバリューストック効果の分析」(CIRJE ディスカッション・ペーパー-CJ-23, 2000年4月)の改訂版である。本研究に用いたデータはすべて、日本経済新聞社電子メディア局に提供していただいた。同局のご厚意に感謝いたします。

1. はじめに

株式の簿価・時価比率 (book-to-price ratio, 以下 B/P と略称する) の高い銘柄が長期的には高いリターンをもたらすという「バリューストック効果」は、「小型株効果」と並んで世界各国の株式市場に存在するアノマリーとして知られてきた。このバリューストック効果に対する関心は 1990 年代に入って大いに高まった。これには、B/P 値の高い銘柄に運用ユニバースを限定するバリューストック運用や、反対に B/P 値の低い銘柄に限定するグロース株運用など、いわゆる株式のスタイル運用が米国の機関投資家に根づいたことが寄与している。日本でも、株式のスタイル運用は、1990 年代半ばに、年金や投資信託を運用する機関投資家の間で開始された¹。

いうまでもなく、バリューストック効果をアノマリーというのは、それが William Sharpe の資本資産評価モデル(Capital Asset Pricing Model)に矛盾する現象だからである。資本資産評価モデルでは、金融資産のリスク・プレミアムを決定するのはマーケット・リスクのみとされる。もちろん、B/P 値が個別株式のマーケット・リスクの大きさを表現するとは考えられない。そこで Fama/French[1992]は、マーケット・ファクターに加えてバリュー・ファクター、サイズ・ファクターの 3 つのリスク・ファクターによって金融資産のリスク・プレミアムが決定されるとする 3 ファクター・モデルを提唱した。

これまでのところ、Fama/French のいうバリュー・ファクターがどんなリスクを表現するのかを特定する試みは成功していない。これを受けて、バリューストック効果を市場の非合理性に起因する現象とみる Lakonishok/Shleifer/Vishny[1994]に代表される主張が勢いを増している。彼らは、バリューストックに傾斜した投資がリスクの上昇を伴わずに高いリターンを上げを示し、バリューストック効果が何らかのリスク負担に対する代償であるという見方を否定した。市場はつねにある企業群を過小評価し、ある企業群を過大評価する。過小評

¹ スタイル指数によってはバリューストック株、グロース株の定義に B/P 以外の属性を反映させたものもあるが、この論文では B/P の大きさだけをバリューストック/グロースの指標にする。

価された企業群は、株価が過度に低くなり、その結果高い B/P の数値になる。これがバリューストックであり、反対に市場に過大評価された企業群が低 B/P のグロース株である。しかしながら一方で、市場は企業のファンダメンタルズを過小評価、過大評価していたことに早晩気づき、過小評価していた銘柄を買い、過大評価していた銘柄を売るようになる。こうした市場の過剰反応とその修正行動によって高 B/P 企業のリターンが高く、低 B/P 企業のリターンが低くなるというのが、市場の非合理性に立脚したバリューストック・アノマリーの解釈である²。

市場による過剰反応と修正行動の繰り返しがバリューストックアノマリーの原因とする考え方を主張した代表的な研究には、先に引用した Lakonishok/Shleifer/Vishny のほかに、Frankel/Lee[1998]と Dreman/Berry[1995]がある。そしてこれらの研究は、たがいに異なった仮説をベースに、バリューストックアノマリーを説明している。本稿の目的は、これら 3 通りの仮説に、日本の株式市場とアナリスト予想のデータを用いて検討を加えることである。

この論文で取り上げる 3 つの仮説を簡単に示しておこう。Frankel/Lee は、アナリストのコンセンサス予想データと株価の理論モデルを用いて、株主価値 V_f を推計した。そして、高 B/P 銘柄の高リターンは株価が本来の株主価値にさや寄せする結果起きる現象であり、(株価にくらべて純資産簿価の高い)高 B/P 銘柄よりも、(株価にくらべて株主価値の高い)高 V/P 銘柄にこそ、より純粹にバリューストック・アノマリーが発生すると考え、それを実証的に示した。

Lakonishok/Shleifer/Vishny はアナリストの予想バイアスと株式リターンの関係に注目した。バリューストックは総じて業績不振株である。ファンダメンタルズを過小評価されがちなバリューストックには、アナリスト予想のサプライズがプラス方向に強く出る傾向があるが、プラス方向のサプライズはすぐ株価に伝わり、株価を上昇させる。このように、バリューストック

² 株式の期待リターンに生じる銘柄間格差を説明する理論と実証については、小林[1995-96]の包括的なサーベイがあるので、参照してほしい。

にはアナリストの過度の悲観による低株価とサプライズによる株価修正が繰り返し起こり、その相乗作用がバリューストックのリターンを高くする。これがかれらの主張と実証研究の骨子である。

Dreman/Berry は、バリューストックはグッド・ニュースには強く反応し、グロースストックはバッド・ニュースに強く反応すると考えた³。バリューストックは業績不振を前提に株価が形成されている。公表された業績が予想を上回れば、市場にとって意外感が強いために株価が大きく上昇するが、予想を下回っても株価は強く反応しないというわけである。すなわち、彼らは、バリューストックのリターンが高くグロースストックのリターンが低い原因を、サプライズの頻度や方向ではなく、サプライズに対する株価の反応パターンの非対称性に求めている。この意味で、彼らの仮説を非対称反応説と名付ける。この仮説を日本市場について実証した研究に松村 [1998]がある。

2, 3 節では、株主価値(V_f)を推計し、それと実際の株価との相関を過去にさかのぼって検討するとともに、利益、配当、純資産簿価と株価の相関との比較も行う。4 節で、バリューストック効果をポートフォリオ・レベルで確認し、5 節で Frankel/Lee の主張を検証する。6, 7 節でアナリストの予想バイアスないしはサプライズとバリューストックの関係について、8 節で非対称反応説について検証する。9, 10 節では結論と将来の課題を述べる。

2. 株主資本価値の推計

この論文では、結果をできるだけ同じ条件で比較するために、株主価値の推計方法について Frankel/Lee の方法をできるだけそのまま用いる。その概略は以下の通りである。

配当割引公式やキャッシュフロー割引公式を変形すると、株主資本の価値（株式時価総額の理論値、以下では株主価値と略称する）は次式のように与えられることが知られてい

³ Dreman/Berry は、実際の分析に当たって、バリューストック指標として簿価・時価比率(B/P)ではなく利益回り(earnings-to-price ratio, E/P)を用いている。

る：

$$V_t = B_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[ROE_{t+i} - r_e]}{(1+r_e)^i} B_{t+i-1} \quad (1)$$

ここで V_t と B_t は、それぞれ、 t 期末 ($t=0,1,2,\dots$) における株主資本の市場価値と株主資本の簿価（純資産簿価）を表す。 r_e は株主資本の資本コスト（株主が当該企業の株式に求める要求収益率）、 ROE_t は t 期の株主資本利益率、 $E_t[\cdot]$ は t 期末に市場で入手可能な情報に基づく期待値である。この式は、株主資本の市場価値と簿価の差が、企業活動によって将来の各期に生まれると期待される経済的付加価値（資本コストを超える企業の超過利潤）のうち、株主取り分の割引現在価値に等しいことを意味する⁴。

(1)式によって株主資本の価値 V_t の推計を行なう際に、将来の ROE の期待値としてアナリストの業績予想を用いる。ただし、(1)式右辺を計算するには無限の将来にわたる ROE の期待値が必要であるが、現実に入手できる業績予想は今期予想、来期予想と長期成長率予想に限定される。そこで、今期予想がそのまま将来も持続すると仮定するモデル(a)、今期予想と来期予想を利用してその先は来期予想が継続すると仮定するモデル(b)、来期より先は長期予想が継続して実現すると仮定するモデル(c)の 3 通りの式を試行する。それぞれの仮定に基づいた株主資本価値の推計式は次のように与えられる：

$$\hat{V}_t^1 = B_t + \frac{(FROE_{t+1} - r_e)}{r_e} B_t \quad (2a)$$

$$\hat{V}_t^2 = B_t + \frac{(FROE_{t+1} - r_e)}{(1+r_e)} B_t + \frac{(FROE_{t+2} - r_e)}{(1+r_e)r_e} B_{t+1} \quad (2b)$$

$$\hat{V}_t^3 = B_t + \frac{(FROE_{t+1} - r_e)}{(1+r_e)} B_t + \frac{(FROE_{t+2} - r_e)}{(1+r_e)^2} B_{t+1} + \frac{(FROE_{t+3} - r_e)}{(1+r_e)^2 r_e} B_{t+2} \quad (2c)$$

ここで $FROE_{t+1}$ は今期予想 ROE、 $FROE_{t+2}$ は来期予想 ROE で、I/B/E/S⁵の今期予想 EPS(FY_1 と記す)、来期予想 EPS(FY_2 と記す)と配当性向 k からそれぞれ(3a)、(3b)によつ

⁴ Stern Stewart 社の登録商標になっている EVATM は、株主資本だけでなく負債資本も含めた資金提供者全体の立場から、この経済的付加価値をとらえたものである。

⁵ I/B/E/S は Institutional Brokers Estimate Systems の略称である。

て求める。

$$FROE_{t+1} = \frac{FY_1}{B_t} \quad (3a)$$

$$FROE_{t+2} = \frac{FY_2}{B_{t+1}}, \quad \text{ただし } B_{t+1} = B_t [1 + FROE_{t+1}(1-k)] \quad (3b)$$

(3b)式では、企業の成長資金は内部資金だけで調達されるという「サステイナブル・グロース」の仮定に基づいて今期末の純資産簿価 B_{t+1} を計算している。なお、ここでの株主資本価値と純資産簿価は1株当りの数字である。また $FROE_{t+3}$ は、 FY_2 (来期予想EPS)、EPSの長期予想成長率 Ltg および配当性向 k を用いて次の式で求める。

$$FROE_{t+3} = \frac{FY_2(1+Ltg)}{B_{t+2}}, \quad \text{ただし } B_{t+2} = B_{t+1} [1 + FROE_{t+2}(1-k)] \quad (3c)$$

I/B/E/Sの長期予想成長率 Ltg が利用できない場合は、 $FROE_{t+3}$ を $FROE_{t+2}$ で代用した。

資本コスト r_e は資本資産評価モデルに基づいた推定値を用いた⁶。その際、ベータ値としてはヒストリカル・ベータを用い、マーケットのリスク・プレミアムとしては、マーケット・リターンとリスクフリー・レートの差の平均値(1986年4月~1996年3月)を使用した⁷。また、ベータを銘柄毎に推定すると推定誤差が大きくなるので、資本コストは業種毎に推定し、その結果を各業種の銘柄にそのまま当てはめた。推計した資本コストの全業種平均は5.7%であった⁸。

以上の手続きに従って業績予想データから推計した株主資本価値を V_f と記す。また、予想値 $FROE_{t+1}$ 、 $FROE_{t+2}$ 、 $FROE_{t+3}$ をすべて実績値 ROE_t で置き換えて推計した株主資本価値を V_h と記す。

分析対象銘柄は、1998年10月時点で東京、大阪、名古屋の証券取引所に上場していた3

⁶ リスクフリー・レート+ベータ値×マーケットのリスク・プレミアム。

⁷ マーケット・リターンとしては日経総合株価指数のリターンを、リスクフリー・レートとしてはコールレート(有担保翌日物平均)を用いた。

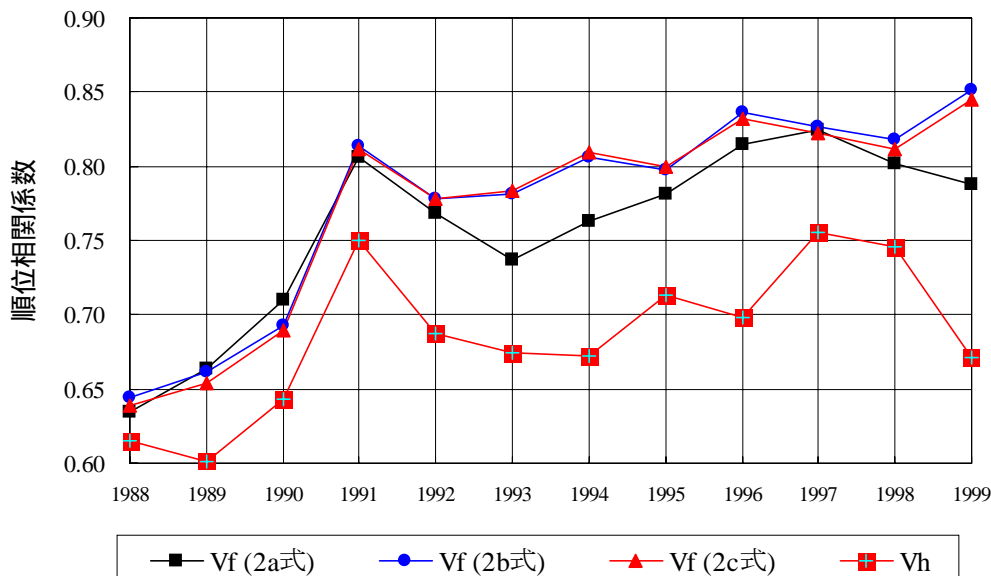
⁸ 資本コストの推定方法については、全銘柄に一律5%を仮定した場合と、Fama-Frenchの3ファクター・モデルを利用した場合についても検証したが、以下の分析結果に大きな差は見られなかった。

月決算の銘柄，分析期間は 1988 年から 1999 年とした．株式投資収益率や時価総額などの株価関連データと財務データは日本経済新聞社の NEEDS (Nikkei Economic Electronic Databank System)，業績予想データは I/B/E/S を使用した．株主価値の推計時点は毎年の 8 月時点とした⁹．

3. 推計した株主価値と株価

株価と，株主価値推計値 V_f ， V_h ，純資産簿価，今期予想利益，今期予想配当（いずれも 1 株当たり）のクロスセクションでの順位相関を各年毎に求めた． V_f は(2a)～(2c)式の 3 通りについて， V_h は(2a)式で算出した．

図 1 株主価値推計値と株価の相関



⁹ 1998 年 10 月時点で東証・大証・名証に上場していた銘柄のうち，1987 年から現在に至るまで 3 月決算を続けた会社を対象とした（1200 社）．過去に上場していたが現在上場廃止になった会社は対象外としたので，いわゆる生き残り企業バイアスを含んだ分析になっている．途中上場の会社については，店頭登録の期間のデータがあればそれを利用した．連結，単独については，I/B/E/S で連結決算予想が出ているものは連結財務データを，それ以外は単独財務データを使用した．株主価値を求める時点を毎年の 8 月としたのは，I/B/E/S の予想データが各社出揃うタイミングに合わせたためである．

3 種類の V_f と V_h の比較を図 1 に示す。すべての年で、予想データに基づく V_f 指標の方が実績データに基づく V_h 指標よりも、株価との相関が高い。つまり、実績 ROE よりも予想 ROE を使った方が株価の銘柄間格差をより良く説明できることが分かる。3 種類の V_f の間では今期予想だけを使った推計値(2a)の株価との相関が最も低い。理論的には、長期予想も織り込んだ (2c) の推計値が株価を最もよく説明すると期待されるが、来期予想までを使った (2b) の推計値が株価との相関がほぼ全期間を通して最大であった。長期予想に欠落値のないサンプルが全体の 2 割程度にとどまったことも、結果が期待に反した原因の一つと考えられる。

図 2 各指標と株価の相関

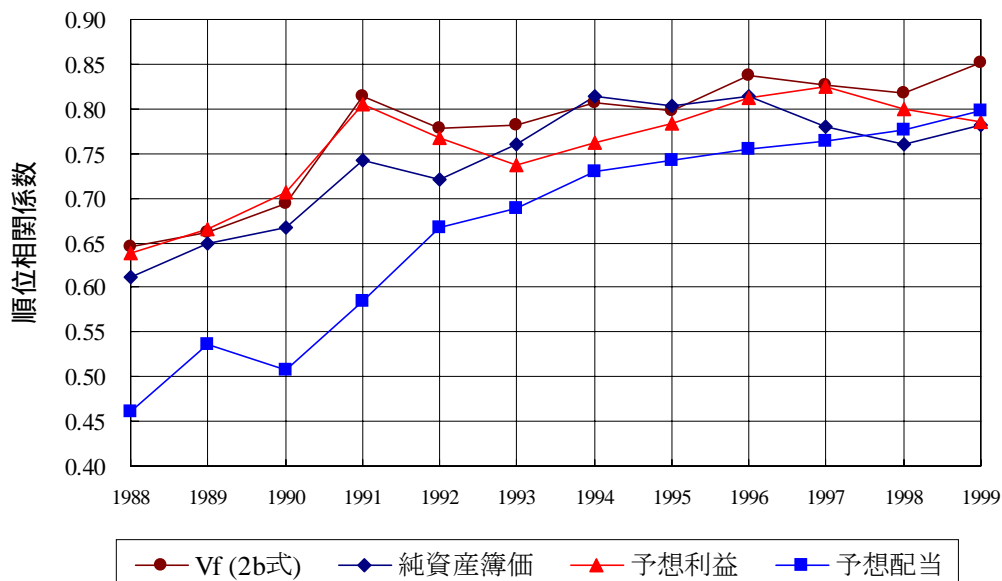


図 2 では、 V_f (ただし来期予想 EPS までを使った (2b) 式の推計値)、純資産簿価、予想利益、予想配当と株価の順位相関係数を比較した。予想利益は、今期予想だけを使った V_f ((2a)式) とほぼ同程度に株価を説明しているのであるが、これは、この場合 V_f が今期予想利益を資本コストで割った値になることと、資本コストの業種間格差がわれわれの推定では比較的小さかったことから予想された結果である。予想配当の株価に対する説明力が

ほぼ全期間を通して最も低く、 V_f の説明力が最も高い。 V_f の説明力が最も高いのは、 V_f が純資産簿価と予想利益の両方の情報を含んだ指標であることの素直な反映と解釈できる((2b)式)。ただし、図に見るように、予想配当以外の3指標の間では、株価に対する説明力に歴然とした差があるわけではない。以下の分析では、株主価値の推計値として(2b)式によるものを用いる。

4. バリューストック効果

Fama/French[1992]にならって、ポートフォリオ・ベースでバリューストック効果を検証してみよう。

表1は、B/Pで分けた5分位ポートフォリオの全期間平均のリターンを比較したものである。ポートフォリオの銘柄入れ替えは毎年一度8月に行い、毎月リバランスの等金額加重ポートフォリオを運用するものとした場合のリターンの平均を求めた。Ret12は12か月累積リターンの平均、Ret24は24か月累積リターンの平均、Ret36は36か月累積リターンの平均である。

表1 B/Pポートフォリオ

	Q1 (低B/P)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高B/P)	全銘柄	Q5 - Q1
B/P	0.217	0.367	0.481	0.616	0.893	0.515	
ME	3598	3622	2888	1881	1424	2682	
V_i/P	0.180	0.318	0.362	0.410	0.287	0.312	
V_f/P	0.313	0.434	0.484	0.532	0.557	0.464	
ベータ	1.167	1.022	1.017	1.026	1.055	1.058	
Ret12	-0.049	-0.038	-0.008	0.018	0.030	-0.009	0.079 ***
Ret24	-0.175	-0.128	-0.093	-0.074	-0.052	-0.104	0.123 ***
Ret36	-0.269	-0.205	-0.165	-0.135	-0.110	-0.177	0.159 ***
サンプル数	1759	1763	1763	1763	1761	8809	

注) ベータはポートフォリオ構築後36ヶ月のリターンを用いて算出。

各分位ポートフォリオおよび全銘柄の各指標値とリターンは、各年の値の単純平均。

右欄の***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

表の Ret12, Ret24, Ret36 の行を横方向に比較すると、バリューストック効果が確認できる。すなわち、B/Pが高いポートフォリオほどリターンの平均が大きくなる。この B/P とリタ

ーンの関係は 12 か月，24 か月，36 か月のどのリターンについても成立している．また，B/P 最大ポートフォリオ (Q5) と B/P 最小ポートフォリオ (Q1) の差は 1%水準で有意である¹⁰．

表の ME の行には，各ポートフォリオの時価総額(Market Equity)の平均を示している．これによれば，B/P が大きくなるにつれて ME が小さくなるが，バリュー株が時価総額の小さい銘柄に偏っていることがうかがわれる．この傾向が近年顕著になっていることは，よく知られるところである．

表には各ポートフォリオのベータ値も示したが，ベータ値にポートフォリオ間で大きな差はない¹¹．あえていえば，リターンが最も低いグロース側の Q1 ポートフォリオが最大のベータ値となっており，これは Frankel/Lee と同様の結果になっている．このことより，バリュー株のリターンが高いのはバリュー株のベータが高いためという，単純な資本資産評価モデルに基づく解釈は成立しない．

最後に，各ポートフォリオの V_i/P の平均も示した．B/P の高いポートフォリオほど V_i/P も高くなるという傾向が見て取れるが，これが次節で検討するバリュー株効果に対する Frankel/Lee の解釈と関係する．

5 . Frankel/Lee 仮説の検証

B/P は株価(P)の割安度を純資産簿価(B)を基準に測定した指標である．高い B/P は市場がその株式を過小評価していることを示す．これがバリュー株である．低い B/P は市場がその株式を過大評価していることを示す．これがグロース株である．市場は長い期間で見れ

¹⁰ ポートフォリオ間のリターンの差に関する有意性の検定は，リターンの計測期間がオーバーラップしているために，通常の方法によらずにモンテカルロ・シミュレーションを用いて行なった．

¹¹ ベータ値はポートフォリオ単位で求めた数字である．ME と V_i/P は，分位ポートフォリオに含まれる銘柄

ばこうした過大評価と過小評価を繰り返す。しかしながら、そうした誤りにいつまでも気づかないほど市場は鈍感でも不合理でもない。一定の時間が経過すれば市場は自らの誤りに気づくようになり、過小評価していた銘柄を買い、過大評価していた銘柄を売るようになる。このような市場の過剰反応とその修正行動の繰り返しが原因となって、高 B/P のバリューストック株はリターンの長期平均が高く、低 B/P のグロース株はリターンの長期平均が低くなるというのが、過剰反応仮説に基づくバリューストック株効果の解釈である。

ところで、株価の理論値がつねに純資産簿価に等しいならば、B/P は株価の割安度を測定する完全な指標となる。しかしながら、株価の理論値が純資産簿価に等しくなるのは、(1) 式で明らかなように、経済的付加価値を将来にわたって全く生まないと市場が予想する場合に限られる。このような割安度指標としての B/P の欠点は、分子の B を企業の経済的付加価値を反映した株価の理論値 V_f に置き換えることによって解消できる。市場が過剰反応を繰り返す結果として B/P 値の高い銘柄群が高リターンをもたらすとすれば、 V_f/P 値の高い銘柄群はさらに高いリターンをもたらすはずである。つまり、バリューストック株効果は、指標 B/P によってよりも指標 V_f/P によって、よりの確に検出できる。これが Frankel/Lee の研究の骨子である。

われわれは、B/P の高いポートフォリオほど V_f/P も高くなるという傾向を表 1 で指摘した。では、ポートフォリオを B/P の分位ではなく V_f/P の分位で作成すればどうなるであろうか。

表 2 に見るように、 V_f/P の高いポートフォリオほど、12 か月、24 か月、36 か月のどのリターンについても、リターンの平均が単調に大きくなる。また、 V_f/P 最大ポートフォリオ (Q5) と V_f/P 最小ポートフォリオ (Q1) の差は 1%水準で有意である。

時価総額とベータ値についても、B/P 分位ポートフォリオのときと同様の傾向が見られる。

柄についての数値の単純平均である。

すなわち、 $V_{t/P}$ が大きくなるにつれて ME が小さくなり、リターンが最も低い Q1 ポートフォリオのベータ値が最大となる。また、 $V_{t/P}$ が大きいポートフォリオほど B/P も大きくなる。このあたりは、B/P 効果の本質は $V_{t/P}$ 効果であるという Frankel/Lee の主張に符合する結果になっている。

表2 $V_{t/P}$ ポートフォリオ

	Q1 (低 $V_{t/P}$)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高 $V_{t/P}$)	全銘柄	Q5 - Q1
$V_{t/P}$	0.069	0.317	0.447	0.595	0.892	0.464	
ME	3225	2953	2702	2238	2295	2682	
B/P	0.424	0.472	0.495	0.551	0.631	0.515	
$V_{t/P}$	-0.219	0.225	0.361	0.485	0.704	0.312	
ベータ	1.267	1.116	1.023	0.947	0.948	1.060	
Ret12	-0.054	-0.024	-0.005	0.003	0.034	-0.009	0.088 ***
Ret24	-0.161	-0.126	-0.095	-0.076	-0.063	-0.104	0.098 ***
Ret36	-0.251	-0.195	-0.168	-0.133	-0.137	-0.177	0.114 ***
サンプル数	1759	1763	1763	1763	1761	8809	

注) ベータはポートフォリオ構築後36ヶ月のリターンを用いて算出。
 各分位ポートフォリオおよび全銘柄の各指標値とリターンは、各年の値の単純平均。
 右欄の***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

表3と表4は Frankel/Lee の主張を最も強く裏付ける結果となった表である。表3は、B/P で5分位のポートフォリオを作成し、それぞれの分位ポートフォリオについて $V_{t/P}$ でさらに5分位のポートフォリオを作成した場合の、各ポートフォリオのリターンを比較したものである。各コラムの上段の数字は、ポートフォリオの銘柄入れ替えを年に一度行った場合の25分位ポートフォリオの36か月累積リターンの平均である。中段にはポートフォリオの平均銘柄数を、下段にはポートフォリオを構成する銘柄の B/P の平均値を示す。

表によれば、B/P で同じ分位に属する銘柄でも、 $V_{t/P}$ の高い銘柄ほどリターンが高くなる。さらに、B/P の Q2 分位を除けば、 $V_{t/P}$ 最大ポートフォリオ(Q5)と $V_{t/P}$ 最小ポートフォリオ(Q1)のリターン差は5%水準で統計的にも有意である。 $V_{t/P}$ 分位ポートフォリオ間の B/P の格差は僅少であるから、このリターン格差は B/P 値の違いからもたらされたものではない。この表の結果も、Frankel/Lee の米国株での結果とほぼ同じである。

表3 B/P × V_f/Pポートフォリオ

		V _f /P分位					全銘柄	Q5 - Q1
		Q1 (低V _f /P)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高V _f /P)		
B/P分位	Q1 (低B/P)	-0.315	-0.303	-0.244	-0.251	-0.232	-0.269	0.083 **
		270	274	275	267	258	1344	
		0.153	0.183	0.193	0.195	0.204	0.186	
	Q2	-0.218	-0.232	-0.192	-0.188	-0.191	-0.204	0.027
		272	273	272	271	261	1349	
		0.309	0.313	0.318	0.320	0.320	0.316	
	Q3	-0.215	-0.178	-0.152	-0.135	-0.145	-0.165	0.071 ***
		271	275	277	275	267	1365	
		0.412	0.414	0.409	0.414	0.416	0.413	
	Q4	-0.192	-0.129	-0.134	-0.125	-0.095	-0.135	0.097 ***
		272	275	275	274	270	1366	
		0.522	0.520	0.520	0.524	0.526	0.522	
	Q5 (高B/P)	-0.158	-0.108	-0.109	-0.099	-0.077	-0.110	0.081 **
		270	276	275	275	270	1366	
		0.748	0.736	0.728	0.725	0.765	0.740	
全銘柄		-0.220	-0.190	-0.166	-0.160	-0.148	-0.177	0.072 ***
		1355	1373	1374	1362	1326	6790	
Q5 - Q1		0.158	0.195	0.136	0.152	0.155	0.159	
		***	***	***	***	***	***	

注) 各セルの上段は分位ポートフォリオの36ヶ月リターン。
 中段は分位ポートフォリオ中で36ヶ月リターンが有効値を取った銘柄数。
 下段は分位ポートフォリオのB/P。
 各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは、各年の値の単純平均。
 ***印は1%水準で有意, **印は5%水準で有意, *印は10%水準で有意であることを示す。

表1の各分位ポートフォリオをV_f/P方向に細分したのが表3であった。今度は、表2の各分位ポートフォリオをB/P方向に細分してみる。その結果が表4である。米国のデータでは、このようにグループ分けの順序を逆にすると、表の横方向でのリターンの格差が消滅した。つまり、V_f/Pで同じ分位に属する銘柄群をB/Pの大きさを分割してポートフォリオを作っても、ポートフォリオ間にリターンの格差が発生しなかった。B/Pが同程度の銘柄間ではV_f/Pの高い銘柄ほどリターンが高くなるが、V_f/Pが同程度の銘柄間ではB/Pの高い銘柄と低い銘柄でリターンの格差はない。この結果が、高B/P銘柄のリターンが高いというバリュー株効果の本質は高V_f/P銘柄のリターンが高くなることであるという、Frankel/Leeの主張の最も強い裏付けとなった。

しかしながら、われわれの日本株の結果はこれとは対照的である。表4の上段の数字(リターン)を横方向に比較すると、V_f/Pで同じ分位に属する銘柄でも、B/Pの高い銘柄ほどリターンが高くなる。さらに、V_f/Pのどの分位についても、B/P最大ポートフォリオ(Q5)

と B/P 最小ポートフォリオ(Q1)のリターンの差は 5%水準で統計的にも有意となる。つまり、 $V_{i/P}$ が同程度の銘柄間でも B/P の高い銘柄ほどリターンが大きくなるので、B/P 効果の本質は $V_{i/P}$ 効果であるという Frankel/Lee の主張は、われわれの実証では崩れることになる。

表4 $V_{i/P} \times B/P$ ポートフォリオ

		B/P分位					全銘柄	Q5 - Q1
		Q1 (低B/P)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高B/P)		
$V_{i/P}$ 分位	Q1 (低 $V_{i/P}$)	-0.318	-0.276	-0.255	-0.237	-0.167	-0.251	0.151 ***
		269	275	275	275	272	1366	
		0.056	0.094	0.097	0.070	0.003	0.064	
	Q2	-0.245	-0.243	-0.172	-0.147	-0.169	-0.195	0.076 **
		272	272	275	275	274	1368	
		0.277	0.282	0.285	0.290	0.286	0.284	
	Q3	-0.255	-0.170	-0.151	-0.149	-0.119	-0.169	0.135 ***
		263	272	277	274	274	1360	
		0.403	0.407	0.409	0.409	0.409	0.407	
	Q4	-0.214	-0.128	-0.116	-0.105	-0.101	-0.133	0.113 ***
		265	271	276	275	273	1360	
		0.537	0.542	0.543	0.546	0.543	0.542	
	Q5 (高 $V_{i/P}$)	-0.228	-0.145	-0.117	-0.119	-0.077	-0.137	0.151 ***
		255	266	270	275	270	1336	
		0.767	0.754	0.769	0.788	0.844	0.784	
全銘柄		-0.252	-0.193	-0.162	-0.151	-0.127	-0.177	0.125 ***
		1324	1356	1373	1374	1363	6790	
Q5 - Q1		0.090	0.131	0.139	0.118	0.090	0.114	
		***	***	***	***	***	***	

注) 各セルの上段は分位ポートフォリオの36ヶ月リターン。
 中段は分位ポートフォリオ中で36ヶ月リターンが有効値を取った銘柄数。
 下段は分位ポートフォリオの $V_{i/P}$ 。
 各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは、各年の値の単純平均。
 ***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

6. バリューストック効果と業績サプライズ

バリューストックの高リターンは、業績不振株に対する市場の過剰反応とその修正行動の繰り返しが原因となって起こる。こう主張するバリューストック効果の過剰反応仮説を直接検証してみよう。

バリューストックはファンダメンタルズを過小評価されすぎる傾向があり、市場が過度に悲観的になることがバリューストックに高いリターンが生まれる原因である。このストーリーが本当ならば、B/P の値にかかわらず、市場が悲観的になっている銘柄のリターンは高くなるはずである。この点を調べるために、市場が悲観的になっている銘柄と楽観的になっている銘柄

柄でリターンに差が出るかどうかを見てみよう。

2つの株主価値の推計値 V_f と V_h から「アナリストの楽観度」を次のように定義する¹²：

$$OP = \frac{V_f - V_h}{|V_h|} \quad (4)$$

V_h は直近の業績実績値を外挿して推計した株主価値、 V_f は業績のアナリスト予想から推計した株主価値であるから、OP は単純に言えば業績の予想と実績の差を反映した指標である。OP が大きければ、アナリストは企業の業績が上向きと予想していることになる。

この「アナリストの楽観度」が事前的な指標なのに対して、「アナリストの予測誤差」を次式で定義する：

$$\begin{aligned} FErr_{t+1} &= FROE_{t+1} - ROE_{t+1}, \\ FErr_{t+3} &= FROE_{t+3} - ROE_{t+3} \end{aligned} \quad (5)$$

$FErr_{t+1}$ は1期後のROEに対するアナリストの予測誤差（今期ROE実績値をアナリストがどれだけ高めに予想したか）を、 $FErr_{t+3}$ は3期後のROEに対するアナリストの予測誤差を表す。

表5は、「アナリストの楽観度」で5分位のポートフォリオを作成し、各ポートフォリオのアナリストの予測誤差と36か月リターンの全期間平均値を示したものである。ポートフォリオの作成方法は、銘柄分割に使う指標が異なる点を除けば、これまでと同じである。

表5 アナリストの楽観度(OP)でソートしたポートフォリオ

	Q1 (低OP)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高OP)	全銘柄	Q5 - Q1
OP	-0.378	-0.041	0.086	0.309	2.113	0.418	
$FErr_{t+1}$	0.008	0.008	0.008	0.014	0.027	0.013	0.019 ***
$FErr_{t+3}$	0.039	0.032	0.035	0.033	0.056	0.039	0.017 ***
Ret36	-0.185	-0.167	-0.164	-0.168	-0.188	-0.174	-0.003
サンプル数	1336	1340	1341	1337	1339	6693	

注) 各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは、各年の値の単純平均。
右欄の***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

¹² この定義による「アナリストの楽観度」は Frankel-Lee が導入した指標である。

この表を見ると、OP の最大分位ポートフォリオ (Q5) では $FErr_{t+1}$, $FErr_{t+3}$ がともに最大になっている。すなわち、アナリストの楽観度が最も大きい銘柄群は、事後的に見ても実績に対して予想が最も高めに出来たといえる。別の言い方をすれば、Q5 分位銘柄群の業績は予想を大きく下回る傾向にあった (業績のネガティブ・サプライズが大きかった)。そして、Q1 と Q5 の両予測誤差の差は 1%水準で有意であった。しかしながら、一方で、36 か月リターンは Q1 と Q5 で有意な差が見られない。つまり、「アナリストの楽観度」の強い銘柄は事後的にもネガティブ・サプライズが大きく「アナリストの楽観度」の弱い銘柄はネガティブ・サプライズが小さいが、アナリスト予想が楽観的になりすぎればリターンは低くなり、悲観的になりすぎればリターンは高くなるという命題は、表 5 では成立しない。なお、どの分位のポートフォリオも $FErr_{t+1}$ がプラス、つまり業績サプライズがネガティブ方向に出ている。これは、アナリストが総じて楽観的になりがちという傾向を表している。

表6 売上高成長率(SG)でソートしたポートフォリオ

	Q1 (低SG)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高SG)	全銘柄	Q5 - Q1
SG	-5.072	0.612	3.481	6.616	13.692	3.865	
$FErr_{t+1}$	0.022	0.013	0.009	0.008	0.014	0.013	-0.009 ***
$FErr_{t+3}$	0.040	0.034	0.033	0.034	0.054	0.039	0.014 ***
Ret36	-0.177	-0.180	-0.169	-0.167	-0.180	-0.174	-0.003
サンプル数	1336	1340	1341	1340	1336	6693	

注) 各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは、各年の値の単純平均。
右欄の***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

表 6 は、「市場の楽観度」を売上高成長率の直近実績値で捉えて同じ分析を行った結果である。SG(Sales Growth)は直近 3 年の売上高の平均成長率を表している。この場合にも、SG の最大分位ポートフォリオ (Q5) は予測誤差 $FErr_{t+3}$ も最大で、SG 最小ポートフォリオ (Q1) の $FErr_{t+3}$ との差は 1%水準で有意である。しかし、 $FErr_{t+1}$ ではこれとは逆の関係が有意で、また 36 か月リターンで Q1 と Q5 にはほとんど差がない。市場が個別の銘柄をど

の程度楽観的に見ているかを示す指標に SG を使う研究が多いが、表 6 は SG とリターンの逆方向の関係を否定するだけでなく、「市場の楽観度」を表す指標として SG を用いることの妥当性にも疑問を投げかける結果となっている。

表 7 は、直接、B/P 分位のポートフォリオ間でアナリストの予測誤差とリターンを比較した結果を示している。この表によれば、予測誤差 $FErr_{t+3}$ は低 B/P 分位、つまりグロース側のポートフォリオほど大きくなっている。その傾向は単調であり、B/P 最大分位ポートフォリオと B/P 最小分位ポートフォリオの $FErr_{t+3}$ の差も 1%水準で有意である。しかしながら、 $FErr_{t+1}$ についてはそうした傾向は見られない。つまり、低 B/P のグロース株はファンダメンタルズの過大評価、高 B/P のバリュース株は過少評価、という仮説は、予測誤差の大きさで見る限り、そう明確に主張できるところではない。また、バリュー側のポートフォリオ (Q5) も予測誤差がプラス方向に出ている、バリュース株にプラス方向の業績サプライズが出ているわけではないことも注目に値する。なお、われわれは、各年について B/P と $FErr_{t+3}$ の順位相関係数も計算したが、これが有意にマイナスになる年は 9 年中 4 年にとどまった。

表7 B/Pでソートしたポートフォリオ

	Q1 (低B/P)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高B/P)	全銘柄	Q5 - Q1
B/P	0.189	0.319	0.416	0.525	0.742	0.438	
$FErr_{t+1}$	0.016	0.010	0.012	0.011	0.017	0.013	0.001
$FErr_{t+3}$	0.051	0.041	0.036	0.035	0.032	0.039	-0.019 ***
Ret36	-0.269	-0.197	-0.161	-0.137	-0.107	-0.174	0.162 ***
サンプル数	1336	1340	1341	1340	1336	6693	

注) 各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは、各年の値の単純平均。
右欄の***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

表 8 には、予測誤差 $FErr_{t+3}$ と B/P の 5×5 分位ポートフォリオの 36 か月リターンを示す。この分位ポートフォリオは、まず $FErr_{t+3}$ で 5 分位ポートフォリオを作成し、それぞれの分位ポートフォリオの中で B/P で 5 分位のサブ・ポートフォリオを作成した。各コラムの上段が 36 か月リターン、中段は平均銘柄数、下段が $FErr_{t+3}$ の平均の数値である。上段のリタ

ーンを横方向に比較すると、 $FErr_{t+3}$ で同じ分位に属する銘柄でも、Q1～Q3 では B/P の大きいバリュー側の銘柄ほどリターンが高くなる。したがって、この表からもアナリスト予測誤差（つまり業績サプライズ）がバリュー株の高リターンの原因とする説明は説得力に欠けるといわざるをえない。

表8 $FErr_{t+3} \times B/P$ ポートフォリオ

		B/P分位						
		Q1 (低B/P)	Q2	Q3	Q4	Q5 (高B/P)	全銘柄	Q5 - Q1
B/P分位	Q1 (低 $FErr_{t+3}$)	-0.120	0.034	0.063	0.137	0.164	0.055	0.284 ***
		264	269	270	272	268	1343	
		-0.095	-0.047	-0.044	-0.038	-0.028	-0.050	
	Q2	-0.259	-0.129	-0.113	-0.115	-0.038	-0.131	0.221 ***
		265	270	271	275	269	1350	
		0.005	0.006	0.006	0.006	0.005	0.006	
	Q3	-0.248	-0.210	-0.158	-0.176	-0.167	-0.192	0.080 ***
		261	273	268	275	271	1348	
		0.022	0.023	0.023	0.023	0.022	0.022	
	Q4	-0.291	-0.283	-0.218	-0.229	-0.266	-0.257	0.025
		259	270	267	274	270	1340	
		0.048	0.046	0.046	0.045	0.045	0.046	
	Q5 (高 $FErr_{t+3}$)	-0.359	-0.370	-0.348	-0.340	-0.339	-0.351	0.020
		262	270	268	273	268	1341	
		0.204	0.159	0.162	0.166	0.164	0.171	
全銘柄		-0.255	-0.192	-0.155	-0.145	-0.129	-0.175	0.126 ***
		1311	1352	1344	1369	1346	6722	
Q5 - Q1		0.239 ***	0.404 ***	0.411 ***	0.477 ***	0.504 ***	0.407 ***	

注) 注) 各セルの上段は分位ポートフォリオの36ヶ月リターン。
 中段は分位ポートフォリオ中で36ヶ月リターンが有効値を取った銘柄数。
 下段は分位ポートフォリオの $FErr_{t+3}$ 。
 各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは、各年の値の単純平均。
 ***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

7. リターン格差と B/P, 業績サプライズ

以上、高 B/P のバリュー株に投資していれば長期平均では高いリターンが得られるというバリュー株効果とアナリスト業績予想のバイアスの関係を見てきたが、両者の関係はそう強いものではない。市場の過剰反応がバリュー株の高リターンの原因とする説は分かりやすいし、説得力も高いように見えるが、われわれが分析対象とした 1988-1998 年の期間を通じた平均でみれば、データはそうした説を支持していない。バリュー株と業績サプライズの間での正の相関（予測誤差との間の負の相関）が有意に出たのは全体の半分以下の年で、また、バリュー株にポジティブ・サプライズが発生しているわけでもなかった（表 7）。

さらに、業績サプライズが同程度の銘柄間で比較しても、高 B/P ポートフォリオと低 B/P ポートフォリオの間でリターンの長期平均に格差が認められた（表 8）。

本節では、データを年別に見ることによって、リターンに銘柄間格差が発生する要因を掘り下げてみる。

表9 リターンのB/P、 V_f/P 、MEへの回帰分析

年		定数項	B/P	V_f/P	ME	Adj-R ²	自由度
1988	回帰係数	0.23	0.44 ***	0.06	-4.60 ***	0.08	432
	t値	6.98	3.88	0.77	-3.10		
	p値	0.00	0.00	0.44	0.00		
1989	回帰係数	-0.27	0.31 ***	0.20 ***	-3.03 ***	0.10	521
	t値	-10.17	2.71	2.90	-3.96		
	p値	0.00	0.01	0.00	0.00		
1990	回帰係数	-0.27	0.09	0.13 **	3.72 ***	0.06	566
	t値	-13.41	1.17	2.50	4.29		
	p値	0.00	0.24	0.01	0.00		
1991	回帰係数	-0.25	0.07	-0.03	1.34	0.00	891
	t値	-14.28	1.46	-0.86	1.50		
	p値	0.00	0.15	0.39	0.13		
1992	回帰係数	0.22	0.29 ***	-0.08 **	-3.23	0.04	854
	t値	7.03	5.97	-2.22	-1.63		
	p値	0.00	0.00	0.03	0.10		
1993	回帰係数	-0.11	0.20 ***	-0.02	-0.70	0.07	847
	t値	-6.26	8.19	-0.89	-0.87		
	p値	0.00	0.00	0.38	0.39		
1994	回帰係数	-0.17	-0.03	0.01	3.04 ***	0.01	834
	t値	-10.02	-1.18	0.37	2.66		
	p値	0.00	0.24	0.71	0.01		
1995	回帰係数	0.14	0.07 **	-0.04 *	-5.14 ***	0.02	857
	t値	6.24	2.16	-1.80	-2.99		
	p値	0.00	0.03	0.07	0.00		
1996	回帰係数	-0.32	-0.06 *	0.21 ***	8.06 ***	0.09	959
	t値	-14.98	-1.85	7.45	6.38		
	p値	0.00	0.06	0.00	0.00		
1997	回帰係数	-0.30	-0.04 *	0.05 ***	1.28	0.01	978
	t値	-16.50	-1.75	3.04	1.43		
	p値	0.00	0.08	0.00	0.15		
1998	回帰係数	0.12	0.06	0.21 ***	1.32	0.04	948
	t値	2.54	1.55	5.77	0.40		
	p値	0.01	0.12	0.00	0.69		

注) Adj-R²は自由度修正済み決定係数。

***印は1%水準で有意，**印は5%水準で有意，*印は10%水準で有意であることを示す。

表 9 は、12 か月リターンを B/P 、 V/P 、 ME の 3 変数にクロスセクションで回帰した結果を示している。回帰分析は年別に行った。ここで念頭にあるのはリターン格差を市場ベータ、簿価・時価比率(B/P)と時価総額(ME)で説明する Fama/French の 3 ファクター・モデルであるが、説明力の弱い市場ベータは要因から外し、株主価値の推定値からみた割安度指標として V/P を加えた。

表 9 のように年ごとにみると、 B/P が有意なファクターとならない年も全体の半分近くあることが分かる。また、1996、1997 年は高 B/P 銘柄のリターンが低く低 B/P 銘柄のリターンが高いという関係が有意になっている。このように B/P ファクターの符号がプラスになったりマイナスになったりするの「バリュース株相場」と「グロース株相場」の循環が起きていることを示すが、バリュー株のリターンの長期平均が高いというバリュース・アノマリーと矛盾する現象ではない。

割安度指標である V/P も、 B/P と同程度にはリターンの銘柄格差を説明するファクターとなっている。この回帰係数の符号はプラスとなるはずであるが、符号が有意に出ている年のなかで 1992、1995 年の符号が逆である。また、時価総額(ME)の有意性も他の 2 つのファクターと同程度で、最近の 2 年ではサイズ効果が有意でなくなっている。

ところで、 B/P 、 V/P 、 ME はいずれもリターン計測期間のスタート時点で観測可能な情報である。表 9 の回帰モデルは、こうした事前情報だけをファクター属性値（ファクター感応度）と考えたファクター・モデルである。しかし、ファクター属性値はいわば計測期間中のリターンの期待値を決める要因であり、計測期間中に得られる情報に依存して、実際の株価変動すなわち期待値からの乖離が発生する。

こうした期待値からの乖離を説明するために、「業績サプライズ」と「業績リビジョン」の 2 変数を回帰の説明変数に追加する。ここで、 t 年中のリターンの回帰分析に用いる業績サプライズは t 年の ROE の実績値とそれに対する事前予想の差で、アナリスト予測誤差 $FErr_{t+1}$ の符号を逆にしたものである。また、1 年後リビジョンとは、 t 年の 2 期先予想と $t+1$

年の1期先予想の差である。これは、翌期の業績に対するアナリスト予想が、1年経過してどれだけ変化したかを示す。

表10がその結果であるが、サプライズは11年の回帰分析のうち8年について、リビジョンはすべての年について、リターンをプラス方向で有意に説明している。両者のうちリビジョンの方がリターン格差を有意に説明するが、これは8月をリターン計測期間のスタートとしたことに関係している可能性が高い。

表10 リターンのB/P, V_f/P , ME, Surprise, Revisionへの回帰分析

年		定数項	B/P	V_f/P	ME	Surprise	Revision	Adj-R ²	自由度
1988	回帰係数	0.21	0.43 ***	0.12	-4.11 ***	-0.09	1.93 ***	0.13	400
	t値	6.15	3.75	1.50	-2.77	-0.37	4.29		
	p値	0.00	0.00	0.13	0.01	0.71	0.00		
1989	回帰係数	-0.24	-0.01	0.37 ***	-2.98 ***	-0.19	2.58 ***	0.17	515
	t値	-9.34	-0.07	5.50	-4.14	-0.87	6.70		
	p値	0.00	0.94	0.00	0.00	0.38	0.00		
1990	回帰係数	-0.28	0.14 *	0.14 ***	4.32 ***	0.41 ***	1.34 ***	0.15	564
	t値	-14.52	1.85	2.78	5.20	2.63	6.84		
	p値	0.00	0.06	0.01	0.00	0.01	0.00		
1991	回帰係数	-0.23	0.04	0.00	1.28	0.19 *	0.82 ***	0.05	885
	t値	-13.10	0.82	-0.02	1.48	1.93	6.19		
	p値	0.00	0.41	0.98	0.14	0.05	0.00		
1992	回帰係数	0.23	0.25 ***	-0.03	-3.24 *	-0.61 ***	1.52 ***	0.08	849
	t値	7.34	5.08	-0.67	-1.68	-3.07	6.25		
	p値	0.00	0.00	0.51	0.09	0.00	0.00		
1993	回帰係数	-0.10	0.21 ***	-0.01	-0.66	0.03	0.85 ***	0.13	841
	t値	-6.19	8.77	-0.44	-0.83	0.38	6.82		
	p値	0.00	0.00	0.66	0.40	0.70	0.00		
1994	回帰係数	-0.16	-0.02	0.00	2.57 **	0.68 ***	0.30 ***	0.11	827
	t値	-9.80	-0.76	-0.17	2.36	7.46	2.87		
	p値	0.00	0.45	0.87	0.02	0.00	0.00		
1995	回帰係数	0.13	0.06 **	-0.01	-5.21 ***	0.18 **	0.51 ***	0.03	853
	t値	5.83	2.02	-0.52	-3.03	2.02	3.60		
	p値	0.00	0.04	0.60	0.00	0.04	0.00		
1996	回帰係数	-0.32	-0.09 **	0.25 ***	8.52 ***	0.45 ***	1.34 ***	0.17	951
	t値	-15.04	-2.57	8.75	7.04	4.64	8.13		
	p値	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00		
1997	回帰係数	-0.26	-0.05 ***	0.05 ***	1.53 *	0.42 ***	0.70 ***	0.09	971
	t値	-14.46	-2.63	3.21	1.79	6.67	5.44		
	p値	0.00	0.01	0.00	0.07	0.00	0.00		
1998	回帰係数	0.15	0.05	0.22 ***	1.19	0.30 **	1.11 ***	0.05	913
	t値	2.96	1.25	5.85	0.36	2.07	3.11		
	p値	0.00	0.21	0.00	0.72	0.04	0.00		

注) Adj-R²は自由度修正済み決定係数。

***印は1%水準で有意, **印は5%水準で有意, *印は10%水準で有意であることを示す。

B/P という事前属性が業績サプライズという事後情報とプラス方向に相関していること

は前節で確認したが、事後情報を説明変数に加えることによって事前属性とリターンの関係をより純化して捉えることができる。しかしながら、表10を表9と比較すれば、B/Pの係数の符号と有意性の程度が変化しているのは1989年だけである。この結果から、過剰反応仮説に關与する業績サプライズや業績リビジョンの効果を除いても、B/Pとリターンの関係は大きく変わらないといえる。B/Pとリターンに有意な関係が検出される年については、サプライズやリビジョンの影響を除去しても両者の有意な関係がそのまま検出され、有意な関係が検出されない年については、サプライズやリビジョンの影響を除去しても両者の関係が有意に転じることはない。

表11 サプライズのB/P, V_f/P , MEへの回帰分析

年		定数項	B/P	V_f/P	ME	Adj-R ²	自由度
1988	回帰係数	0.01	0.03	-0.03 *	0.11	0.00	407
	t値	0.84	1.30	-1.74	0.31		
	p値	0.40	0.19	0.08	0.76		
1989	回帰係数	0.01	0.04	-0.06 ***	-0.15	0.04	519
	t値	1.81	1.58	-4.61	-1.02		
	p値	0.07	0.11	0.00	0.31		
1990	回帰係数	-0.01	-0.05 **	0.04 ***	-0.29	0.01	566
	t値	-1.47	-2.25	2.75	-1.29		
	p値	0.14	0.03	0.01	0.20		
1991	回帰係数	-0.03	0.00	0.02	0.06	0.00	887
	t値	-4.34	0.06	1.42	0.20		
	p値	0.00	0.96	0.16	0.84		
1992	回帰係数	-0.07	0.03 **	0.04 ***	0.82 *	0.04	852
	t値	-9.14	2.29	5.00	1.81		
	p値	0.00	0.02	0.00	0.07		
1993	回帰係数	-0.01	-0.03 **	0.02 *	0.28	0.01	843
	t値	-1.75	-2.51	1.93	0.78		
	p値	0.08	0.01	0.05	0.44		
1994	回帰係数	-0.01	-0.03 ***	0.03 ***	0.44	0.02	830
	t値	-1.36	-2.90	3.75	0.95		
	p値	0.17	0.00	0.00	0.34		
1995	回帰係数	-0.01	-0.03 **	0.03 ***	-2.47 ***	0.03	855
	t値	-1.02	-2.30	3.86	-3.83		
	p値	0.31	0.02	0.00	0.00		
1996	回帰係数	-0.01	0.00	0.00	-0.31	0.00	954
	t値	-1.52	-0.08	-0.15	-0.74		
	p値	0.13	0.94	0.88	0.46		
1997	回帰係数	-0.05	0.00	0.02 *	-0.92 **	0.01	974
	t値	-5.53	0.47	1.92	-2.09		
	p値	0.00	0.64	0.06	0.04		
1998	回帰係数	-0.09	0.01	0.02 **	1.17	0.01	916
	t値	-7.57	0.77	2.44	1.55		
	p値	0.00	0.44	0.01	0.12		

注) Adj-R²は自由度修正済み決定係数。

***印は1%水準で有意、**印は5%水準で有意、*印は10%水準で有意であることを示す。

表 11 と表 12 はそれぞれサプライズとリビジョンを 3 つの事前属性に回帰した結果である。表 11 を見ると、高 B/P のバリュー株に大きな業績サプライズが起きるという関係が有意になったのは 1992 年のわずか 1 年だけである。一方、表 12 に見るように、11 年中 6 年について B/P は業績リビジョンに対してプラス方向に有意な説明変数となっている。

表12 リビジョンのB/P, V_f/P , MEへの回帰分析

年		定数項	B/P	V_f/P	ME	Adj-R ²	自由度
1988	回帰係数	0.01	0.01	-0.03 **	-0.32 *	0.02	402
	t値	3.18	0.80	-2.54	-1.68		
	p値	0.00	0.43	0.01	0.09		
1989	回帰係数	-0.01	0.09 ***	-0.06 ***	-0.04	0.11	518
	t値	-2.05	6.41	-7.98	-0.41		
	p値	0.04	0.00	0.00	0.68		
1990	回帰係数	0.01	-0.02	-0.02 *	-0.36 **	0.02	566
	t値	2.52	-1.34	-1.70	-2.01		
	p値	0.01	0.18	0.09	0.04		
1991	回帰係数	-0.01	0.04 ***	-0.05 ***	0.02	0.03	891
	t値	-3.12	2.93	-5.22	0.10		
	p値	0.00	0.00	0.00	0.92		
1992	回帰係数	-0.04	0.04 ***	-0.02 **	0.42	0.02	853
	t値	-5.77	4.00	-2.31	0.97		
	p値	0.00	0.00	0.02	0.33		
1993	回帰係数	-0.01	-0.01	0.00	-0.02	0.00	845
	t値	-1.42	-1.24	-0.82	-0.07		
	p値	0.16	0.21	0.41	0.95		
1994	回帰係数	-0.01	0.03 ***	-0.04 ***	0.52	0.04	833
	t値	-2.02	3.36	-5.07	1.28		
	p値	0.04	0.00	0.00	0.20		
1995	回帰係数	0.02	0.01	-0.06 ***	0.90 **	0.15	856
	t値	4.48	1.36	-12.27	2.15		
	p値	0.00	0.18	0.00	0.03		
1996	回帰係数	0.00	0.01 **	-0.02 ***	-0.24	0.02	955
	t値	0.13	2.07	-4.30	-0.98		
	p値	0.90	0.04	0.00	0.33		
1997	回帰係数	-0.02	0.02 ***	-0.02 ***	0.16	0.03	974
	t値	-4.75	4.15	-4.68	0.72		
	p値	0.00	0.00	0.00	0.47		
1998	回帰係数	0.00	-0.01	0.00	-0.43	0.00	925
	t値	0.58	-1.23	-1.08	-1.16		
	p値	0.56	0.22	0.28	0.24		

注) Adj-R²は自由度修正済み決定係数。

***印は1%水準で有意, **印は5%水準で有意, *印は10%水準で有意であることを示す。

「バリュー株はファンダメンタルズを過小評価されがちで、業績のサプライズやリビジョンがプラス方向に出やすく、そうしたアナリスト予想のバイアスがバリュー株の高リタ

ーンを生んでいる」という過剰反応説は、分位ポートフォリオの過去 10 年余の期間平均でも、毎年の株価変動を要因分解してみても、否定せざるをえない。

8. 非対称反応説

つぎに、バリューストックアノマリーに関する市場のミスプライシング仮説の中でも、業績サプライズの非対称性に焦点を当てた Dreman/Berry の仮説を検証してみよう。

バリューストックは市場が業績不振とみる銘柄なので、業績が予想以上に悪くてサプライズがマイナス方向に出ても株価の下落は限定的である。一方、予想を上回る好業績でサプライズがプラス方向に出るときは、株価は大きく上昇する。これに対して、グロース株は市場が業績好調とみる銘柄なので、予想を上回る好業績でも株価は大きく上昇しないが、業績が予想以上に悪いときは株価が大きく反応して下落する。換言すれば、バリューストックはグッド・ニュースに強く反応し、グロース株はバッド・ニュースに強く反応する。その結果、バリューストックは長期平均で見ればリターンが高く、グロース株はリターンが低い。これがサプライズに対する非対称反応説である。

バリューストックはグッド・ニュースの出る傾向が強いので高リターン、グロース株はバッド・ニュースの出る傾向が強いので低リターン、というのが過剰反応説であった。これに対して、バリューストックとグロース株の間でグッド・ニュースとバッド・ニュースが出る頻度に大きな違いはないが、バリューストックはグッド・ニュースのときの株価上昇が大きく、グロース株はバッド・ニュースのときの株価下落が大きい。これがバリューストックの高リターン（グロース株の低リターン）の原因であるというのが、非対称反応説である。

まず、Dreman/Berry と同様の検証方法を日本株に適用する。これは松村[1998]がすでに行ったところであるが、分析期間を拡大して結果を確認してみよう¹³。

¹³ 松村[1998]は、同様の分析を日本株について 1990 年から 1996 年の期間のデータで行っている。

図3～図5は、業績サプライズとB/Pで5×5分位ポートフォリオを作って、各ポートフォリオの6か月、12か月の超過リターンの平均値を示したものである。業績サプライズは、5月末までに決算数字が明らかになった銘柄について、4月時点で発表されたI/B/E/S予想EPSに対するサプライズを計算し、銘柄をクラス分けする際には、サプライズの大きさを3月末株価に対する比率で表して比較した。分位ポートフォリオの作成時点は4月とし、分析対象全銘柄からなる等金額加重ポートフォリオに対する超過リターンを計算した。今の場合、銘柄のクラス分けに業績サプライズという事後的な情報を使っているため、このポートフォリオを実際に運用することはできないことを注意しておく。

図3 ポジティブ・サプライズの超過リターン

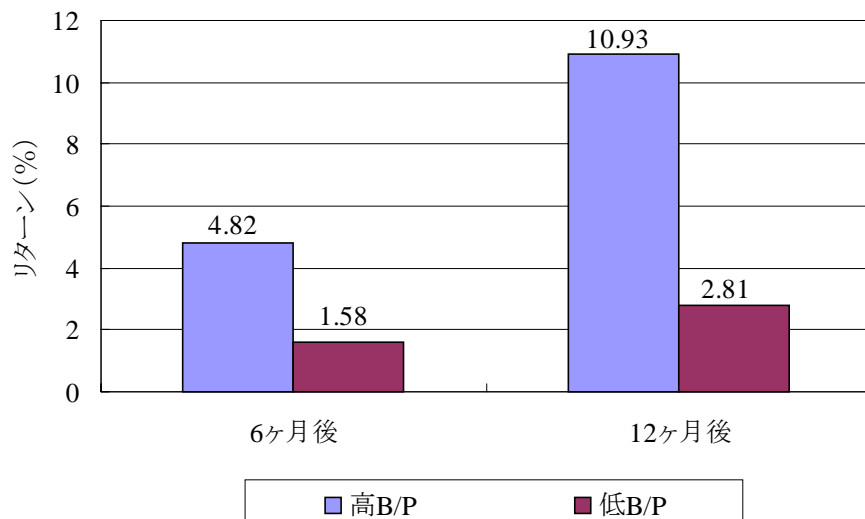
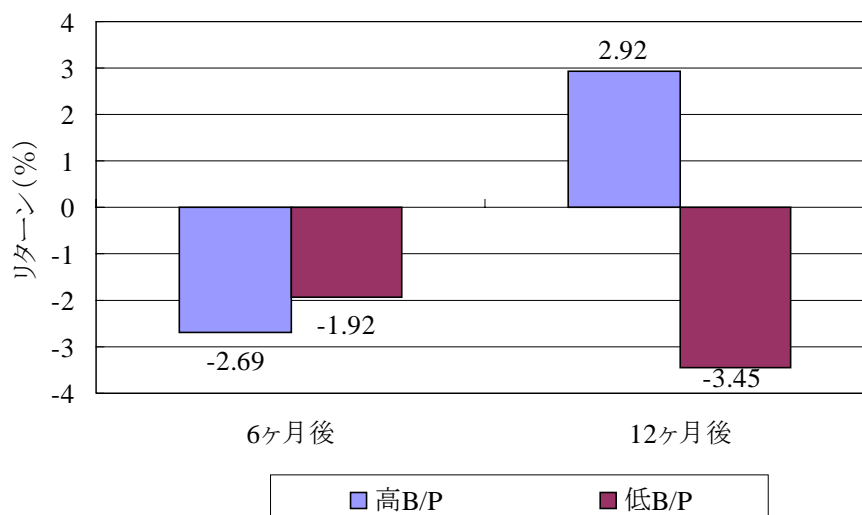


図3では、最も強いポジティブ・サプライズの発生した銘柄群のなかでバリュー側とグロース側のサブ・ポートフォリオの超過リターンを比較した。ここでは、バリュー側ポートフォリオの超過リターンが6か月、12か月のいずれについてもグロース側ポートフォリオの超過リターンを明らかに凌駕している。図4では、最も強いネガティブ・サプライズの発生した銘柄群のなかでバリュー側とグロース側の超過リターンを比較した。ここでも、バリュー側ポートフォリオの12か月超過リターンはグロース側ポートフォリオの超過リタ

ーンを上回っている。つまり、ポジティブ・サプライズに対してはバリュー株が強く反応し、ネガティブ・サプライズに対してはグロース株が強く反応するという非対称な反応は、これら 2 つの図で確認できる。

図 4 ネガティブ・サプライズの超過リターン



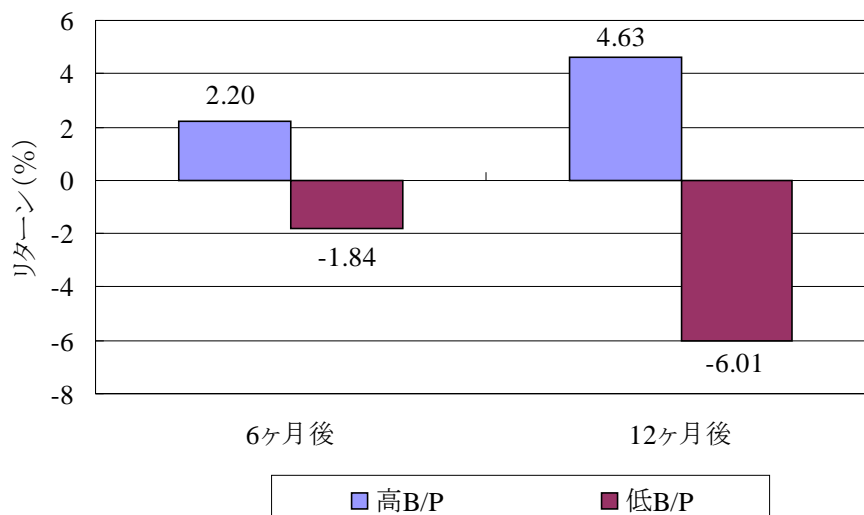
この結果は Dreman/Berry の米国株での結果、および松村の日本株の結果と同じである¹⁴。かれらはこれをもって非対称反応説が検証されたとするのであるが、その解釈は早計にすぎると思われる。上記 2 つの図の結果は、単にバリュー株のリターンが長期平均ではグロース株を上回ることを裏付けているにすぎない。平均的なリターンにバリュー株とグロース株の間ではじめから大きく差がついていれば、業績サプライズに対する株価反応の部分を上乘せしたところで、サプライズの符号にかかわらずバリュー株がグロース株を凌駕するはずである。

実際、図 4 に示したネガティブ・サプライズのケースでバリュー株の 12 か月超過リターンがプラスになっているが、これをサプライズが引き起こした株価変動と考えることはで

¹⁴ ただし、われわれのデータでは、Dreman/Berry や松村の結果とちがって、ネガティブ・サプライズの

きない。バリュース株の長期平均のリターンが十分に大きなプラスの数字ならば、それにネガティブ・サプライズによる株価下落が加わっても、超過リターンは依然としてプラスとなるからである¹⁵。図5は業績サプライズが小さいケースについて、バリュー側とグロース側の超過リターンを比較したものであるが、ここでもバリュー側がグロース側の超過リターンを大きく凌駕している事実は、われわれの推測を裏付けるものである。

図5 ノー・サプライズの超過リターン



前節で行った年別リターン格差の要因分解を拡張して、非対称反応説の当否を確認することもできる¹⁶。そのために、表10の回帰分析で説明変数に用いたサプライズとリビジョ

場合、6か月超過リターンについてはグロースがバリューを上回った。

¹⁵ この論点を数値例で示そう。バリュース株とグロース株の超過リターンの期待値をそれぞれ7.92%、1.55%とする。また、ネガティブ・サプライズに対する株価の修正はバリュース株とグロース株ともに-5.00%だが、ポジティブ・サプライズに対する株価の修正はバリュース株で3.01%、グロース株で1.26%とする。このとき、図3、図4の12か月超過リターンの数字がちょうど実現することになるが、サプライズに対する株価反応の非対称性はわずかで、図3、図4の非対称性はリターンの期待値の差からもたらされていることになる。

¹⁶ この回帰分析では、再び各年の8月時点のデータを用いた。したがって、図3と異なり、翌年 ($t+1$ 時

ンを，それぞれポジティブ側の変数とネガティブ側の変数に分ける．具体的には，サプライズがプラスのときはその値を，マイナスのときは 0 をセットした「ポジティブ・サプライズ変数」と，サプライズがマイナスのときはその値を，プラスのときは 0 をセットした「ネガティブ・サプライズ変数」を定義する．リビジョンについても同様に，「ポジティブ・リビジョン変数」と「ネガティブ・リビジョン変数」を定義する．そして，12 が月リターンを $V_{i/P}$ ，ME と上記 4 つの事後変数にクロスセクションで回帰する．

表 13 は高 B/P 銘柄，表 14 は低 B/P 銘柄を対象を絞って上記の回帰分析を行った結果である．非対称反応説が成立していれば，高 B/P 銘柄を対象にした表 13 でポジティブ・サプライズやポジティブ・リビジョンの有意性が高く，低 B/P 銘柄を対象にした表 14 ではネガティブ・サプライズやネガティブ・リビジョンの有意性が高くない．しかし，そうした傾向はどちらのパネルにもみることができない．この検証は，非対称反応説がバリュー株効果の有力な説明とはならないことを示すだけでなく，バリュー株とグロース株でサプライズに対する反応が非対称であるとする仮説そのものも否定している．

点)に発生するサプライズと t 時点から $t+1$ 時点の期間で計測した 1 年リターンの関係を調べていることになる．ただし，このデータでも，通年の平均を取ると図 3，図 4 と同様の非対称性が観測された．

表13 高B/P銘柄：リターンへのV_t/P, ME, Surprise, Revisionへの回帰分析

年		定数項	V _t /P	ME	Positive Surprise	Negative Surprise	Positive Revision	Negative Revision	Adj-R ²	自由度
1988	回帰係数	0.42	0.15	-10.71 **	-6.37	14.48 **	9.91 **	1.39	0.18	77
	t値	3.77	0.78	-2.23	-1.18	2.19	2.43	0.22		
	p値	0.00	0.44	0.03	0.24	0.03	0.02	0.82		
1989	回帰係数	-0.20	0.27 **	-7.12 **	2.70	-3.48	9.41 **	6.97 **	0.28	95
	t値	-3.12	2.61	-2.00	0.52	-1.28	2.46	2.43		
	p値	0.00	0.01	0.05	0.60	0.20	0.02	0.02		
1990	回帰係数	-0.10	-0.05	5.49	-0.77	0.05	7.25 ***	3.97 **	0.24	107
	t値	-1.78	-0.47	1.55	-0.58	0.06	3.92	2.07		
	p値	0.08	0.64	0.12	0.57	0.95	0.00	0.04		
1991	回帰係数	-0.19	-0.02	6.63 *	-0.62	0.08	0.54	2.12 ***	0.08	172
	t値	-5.22	-0.28	1.86	-0.95	0.19	0.43	3.13		
	p値	0.00	0.78	0.06	0.34	0.85	0.67	0.00		
1992	回帰係数	0.47	0.03	-15.22	0.68	-1.18	5.69 *	4.61 ***	0.12	164
	t値	7.93	0.50	-1.47	0.21	-1.29	1.94	3.35		
	p値	0.00	0.62	0.14	0.83	0.20	0.05	0.00		
1993	回帰係数	0.13	-0.08	1.05	8.67 **	-0.05	0.07	1.58 **	0.07	165
	t値	3.36	-1.44	0.16	2.53	-0.21	0.08	2.46		
	p値	0.00	0.15	0.87	0.01	0.84	0.93	0.02		
1994	回帰係数	-0.18	0.01	9.00 ***	0.46	0.43 ***	0.74 ***	0.67 **	0.24	161
	t値	-9.79	0.38	2.78	0.76	4.08	3.19	2.18		
	p値	0.00	0.71	0.01	0.45	0.00	0.00	0.03		
1995	回帰係数	0.16	0.04	-8.71	4.49 **	0.44 *	0.79	0.04	0.06	166
	t値	4.54	0.77	-1.53	2.41	1.94	1.15	0.06		
	p値	0.00	0.44	0.13	0.02	0.05	0.25	0.96		
1996	回帰係数	-0.37	0.16 ***	16.19 ***	2.65	0.63 ***	2.72 **	3.09 ***	0.23	188
	t値	-13.00	4.07	3.06	1.50	2.75	2.22	3.84		
	p値	0.00	0.00	0.00	0.14	0.01	0.03	0.00		
1997	回帰係数	-0.31	0.01	26.14	1.71 ***	-0.05	-0.05	2.63 ***	0.16	188
	t値	-13.46	0.30	1.24	2.80	-0.41	-0.16	5.38		
	p値	0.00	0.76	0.21	0.01	0.68	0.88	0.00		
1998	回帰係数	0.29	0.05	-111.49	3.32	0.74	24.49 ***	-0.35	0.17	176
	t値	2.97	0.64	-0.49	0.61	1.45	3.77	-0.28		
	p値	0.00	0.52	0.62	0.54	0.15	0.00	0.78		

注) Adj-R²は自由度修正済み決定係数。

***印は1%水準で有意, **印は5%水準で有意, *印は10%水準で有意であることを示す。

表14 低B/P銘柄：リターンの $V_{t/P}$, ME, Surprise, Revisionへの回帰分析

年		定数項	$V_{t/P}$	ME	Positive Surprise	Negative Surprise	Positive Revision	Negative Revision	Adj-R ²	自由度
1988	回帰係数	0.11	0.56 **	-0.69	0.78	-0.08	1.48 *	0.99	0.10	77
	t値	1.86	2.28	-0.32	1.15	-0.18	1.83	0.52		
	p値	0.07	0.03	0.75	0.25	0.86	0.07	0.60		
1989	回帰係数	-0.39	0.78 ***	-2.60	-0.16	1.04	4.64 ***	-0.49	0.29	97
	t値	-8.12	3.50	-1.59	-0.48	1.28	5.11	-0.51		
	p値	0.00	0.00	0.11	0.63	0.20	0.00	0.61		
1990	回帰係数	-0.40	0.76 ***	4.87 **	0.20	-0.26	0.40	0.94 *	0.25	107
	t値	-11.76	5.56	2.14	0.34	-0.72	1.03	1.87		
	p値	0.00	0.00	0.03	0.73	0.47	0.31	0.06		
1991	回帰係数	-0.22	-0.03	0.62	0.03	0.09	0.13	0.56	0.00	168
	t値	-7.04	-0.29	0.25	0.10	0.29	0.39	1.33		
	p値	0.00	0.77	0.80	0.92	0.78	0.70	0.19		
1992	回帰係数	0.24	-0.07	-0.11	5.69 *	-0.62	3.10	0.71	0.03	160
	t値	4.88	-0.69	-0.03	1.90	-1.62	1.62	1.35		
	p値	0.00	0.49	0.97	0.06	0.11	0.11	0.18		
1993	回帰係数	-0.07	0.04	-0.37	-0.21	-0.16	0.61 ***	1.09 ***	0.16	159
	t値	-3.41	1.05	-0.53	-1.43	-0.93	2.84	3.64		
	p値	0.00	0.29	0.60	0.16	0.35	0.01	0.00		
1994	回帰係数	-0.18	-0.02	0.47	0.99 *	0.31	0.24	0.19	0.02	155
	t値	-4.45	-0.20	0.20	1.69	0.95	0.48	0.71		
	p値	0.00	0.84	0.84	0.09	0.34	0.63	0.48		
1995	回帰係数	0.20	-0.01	-3.28	0.23	-0.02	0.27	1.33 *	0.02	159
	t値	4.95	-0.13	-1.28	0.72	-0.08	0.72	1.91		
	p値	0.00	0.90	0.20	0.47	0.93	0.47	0.06		
1996	回帰係数	-0.42	0.42 ***	5.13 **	-0.14	0.73 ***	1.59 ***	0.19	0.18	179
	t値	-11.13	5.00	2.21	-0.64	3.14	4.24	0.59		
	p値	0.00	0.00	0.03	0.53	0.00	0.00	0.55		
1997	回帰係数	-0.35	0.12 **	1.31	0.30	0.38 ***	0.46	0.42	0.09	183
	t値	-10.33	2.45	1.16	0.92	2.66	0.81	1.45		
	p値	0.00	0.02	0.25	0.36	0.01	0.42	0.15		
1998	回帰係数	0.29	0.17	-0.72	0.61	-0.10	-0.65	1.57	-0.01	169
	t値	2.85	1.24	-0.18	0.56	-0.29	-0.72	1.30		
	p値	0.00	0.22	0.85	0.57	0.77	0.47	0.20		

注) Adj-R²は自由度修正済み決定係数。

***印は1%水準で有意, **印は5%水準で有意, *印は10%水準で有意であることを示す。

9. バリュエーション効果

表9と表10でB/Pとならんで $V_{t/P}$ が毎年のリターン格差の有意な説明要因になっていた。本節ではこの点を掘り下げてみる。

表2を振り返ると、 $V_{t/P}$ の高いポートフォリオほどリターンの平均が大きい。そして、 $V_{t/P}$ の高いポートフォリオほどB/Pの平均も大きくなった。しかしながら、B/Pと $V_{t/P}$ で作成した5×5分位のポートフォリオで確認したように(表3と表4)、Frankel/Leeの主張に反して、この2種類の指標は銘柄の別個の属性を表現していると解釈するのが自然であ

った。

表 15 には、 V_f/P と B/P の順位相関係数を年別に示した。これを見ると両指標に大きな相関があるとはいえない。また、1992 年以降は相関がいつそう小さくなっている。これは、 B/P と V_f/P が別次元の指標という解釈の傍証になる。

表15 V_f/P と B/P の年別順位相関係数

年	順位相関係数	サンプル数
1988	0.609	436
1989	0.662	525
1990	0.598	570
1991	0.444	895
1992	0.300	875
1993	0.223	865
1994	0.207	853
1995	0.217	875
1996	0.295	974
1997	0.227	984
1998	0.257	957
1999	0.245	940
平均	0.357	9749

表 12 の V_f/P とリビジョンの関係はこの点で興味深い材料を提供する。同表で、 V_f/P の高い銘柄にネガティブ・リビジョンが起きやすいという関係がほぼ毎年有意に検出された。一方で、表 2 によれば高 V_f/P 銘柄は高リターンであった。そして、表 10 に示した毎年の回帰分析の結果を見ると、リビジョンのリターンに与える影響を除去しても、 V_f/P がリターンを有意に説明する年では、高 V_f/P 銘柄は高リターンとなる。これはアナリストに楽観視された銘柄が高いリターンを上げているということであり、過剰反応説では説明がつかない現象である。株価の変動がアナリストのサプライズやリビジョンだけによって起こるならば、ネガティブ・サプライズやネガティブ・リビジョンの発生は株価の下落をもたらすはずである。別の言い方をすれば、アナリストが強気の見通しを立てる銘柄ほど低リターンが実現するはずである。

この一見矛盾する現象は、次のように説明することが可能である。やや比喩的に、 V_f を

アナリスト V_f を市場と考えてみよう。高 V_f/P は、 P が V_f にくらべて安すぎる、ないしは、 V_f が P にくらべて高すぎる、と解釈できる。 P が V_f にくらべて安すぎるとは、株価がまだアナリストの業績予想を十分織り込んだ水準にはないことを意味する。これからは、株価の上昇、つまり P の V_f への接近が予想される。一方、 V_f が P にくらべて高すぎるということは、アナリストが過度に楽観的な業績予想を立てていることを意味する。そして、これからは、業績予想の下方修正、つまり V_f の P への接近が予想される。要約すると、高 V_f/P 銘柄の高リターンは、アナリスト (V_f) と株価 (P) がたがいにさや寄せしていく現象というわけである。

この解釈に立てば、 V_f/P のミーン・リバージョンが予想される。表 16 に、 V_f/P を分位基準とした 5 分位ポートフォリオの V_f/P 値と 3 年後の同じ分位ポートフォリオの V_f/P 値を示した。3 年後に高 V_f/P ポートフォリオの V_f/P が低下し、低 V_f/P ポートフォリオの V_f/P が上昇しており、確かに平均回帰の傾向が読み取れる¹⁷。比較のために、表 17 に B/P を分位基準とした 5 分位ポートフォリオについて同様の計算結果を示したが、3 年後も低 B/P 銘柄は低 B/P 、高 B/P 銘柄は高 B/P のままで、平均回帰 (ミーン・リバージョン) は見られない¹⁸。ここにも、 V_f/P と B/P の指標としての違いが現れている。

表16 V_f/P 分位ポートフォリオの V_f/P 値の推移

	V_f/P at t	V_f/P at $t+3$	差
Q1 (低 V_f/P)	0.064	0.301	0.237
Q2	0.284	0.412	0.128
Q3	0.407	0.486	0.079
Q4	0.542	0.582	0.040
Q5 (高 V_f/P)	0.784	0.728	-0.057

注) 各パネルの各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは各年の値の単純平均。

¹⁷ 銘柄平均の V_f/P 値は観測期間を通じて緩やかな上昇傾向にあった。

アナリストが過度に弱気になった高 B/P 銘柄はポジティブ・サプライズが発生しやすく、それゆえに高リターンとなるというバリュー株の過剰反応説は、株価の変動がアナリスト予想の変動に一義的に支配されるという前提を含んでいる。株価形成を行なう市場主体とアナリストを同一視するこの考え方は、過剰反応説をはじめとする従来のミスプライシング仮説の特徴である。

表17 B/P分位ポートフォリオのB/P値の推移

	B/P at t	B/P at $t+3$	差
Q1 (低B/P)	0.187	0.370	0.183
Q2	0.316	0.543	0.226
Q3	0.413	0.646	0.233
Q4	0.522	0.775	0.253
Q5 (高B/P)	0.740	1.022	0.282

注) 各パネルの各分位ポートフォリオおよび全銘柄の指標値とリターンは各年の値の単純平均。

これに対して、上記の解釈では、株価形成を行なう市場主体とアナリストを別物と考え、両者の相互作用が市場の実態により近い姿と見る。このような解釈の正当性を吟味するのは将来の課題にしたい。ただ、株価がアナリスト予想を織り込むには一定の遅れを伴うと考えれば、 $V_{i/P}$ をバリュエーション・ベースの割安度指標と素直に解釈できる。表 10 で、 $V_{i/P}$ とリターンの関係の有意性がデータの直近 3 年連続して高くなっているのは、この点で興味深い。

10. 残された課題

この論文では、コンセンサス予想データを用いて、バリュー株効果がアナリスト・バイアスから発生するという仮説を否定した。バリュー株アノマリーの本質は市場の過剰反応で、それに起因するリターン・アノマリーは B/P よりも $V_{i/P}$ の指標によっていっそう的確

¹⁸ 銘柄平均の B/P 値は観測期間を通じて強い上昇傾向にあった。

に抽出できるとする Frankel/Lee の主張は、われわれの分析したデータで明確に否定された。本研究では、市場の過剰反応を、業績予想に基づいて計算した市場のサプライズでとらえた。「ファンダメンタルズを過小評価されがちなバリュー株には、アナリスト・サプライズがプラス方向に大きく出る可能性が高く、その結果長期的なリターン平均が高くなる」という過剰反応説は一見説得的であるが、われわれのデータからはそれを裏付けることができなかった。「バリュー株はグッド・ニュースに強く反応し、グロース株はバッド・ニュースに強く反応する」という非対称反応説も、われわれの分析では否定された。

では、バリュー株アノマリーの本質は何であるのか。この論文でわれわれがなしたのことは、それがこれまでに登場した市場非効率性仮説で容易に説明できる現象ではないとの確証を示したことにとどまる。バリュー株効果についてはそれ以外に説明要因（たとえば信用リスク、バリュー株マネジャーの投資家属性の反映、など）があるはずというのが、われわれが分析から得た心証である。その方向での分析は将来の課題としたい。

また、株主価値推計値と株価の比率 V/P は、この論文では Frankel/Lee のバリュー株解釈を検討するために用いた指標であるが、 V/P のミーン・リバージョンや高 V/P 銘柄の高リターン傾向がここ数年、日本の株式市場において顕著である。この現象については、株式バリュエーション・モデルの有効性というまったく別の観点から興味深い。

引用文献

小林孝雄[1995-96], 「株式期待リターンの銘柄間格差：第1回～第5回」『証券アナリストジャーナル』第33巻第12号～第34巻第4号.

松村尚彦[1998], 「バリュウ効果とミス・プライシング修正仮説 - 日本の株式市場」『証券アナリストジャーナル』第36巻第2号, pp. 16-30.

Dreman, David N. and Michael A. Berry [1995], “Overreaction, Underreaction, and the Low-P/E Effect,” *Financial Analysts Journal*, July-August, pp. 21-30.

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French [1992], “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance* 47, pp. 427-465. (邦訳：伊藤俊之, 後藤輝義[1993], 「株式期待収益率のクロスセクション分析」『証券アナリストジャーナル』第31巻第12号, pp.10-43.)

Frankel, Richard and Charles M. C. Lee [1998], “Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns,” *Journal of Accounting and Economics* 25, pp. 283-319.

Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny [1994], “Contrarian investment, extrapolation, and risk,” *Journal of Finance* 49, pp.1541-1578.