

日本株式市場におけるバリュース株効果要因分析

住友信託銀行 パッシブ・クオンツ運用部
クオンツアナリスト 西岡 平太
(日本証券アナリスト協会検定会員(CMA))

目 次

- | | |
|------------------|---------------------|
| 1. バリュース株効果とその要因 | 4. 一時的バリュース株効果の要因分析 |
| 2. 過去研究 | 5. まとめ |
| 3. バリュース株効果の要因分析 | |

本稿においては、PBRを指標としたバリュース株効果の要因分析を行った。PBRを長期平均値である“構造的バリュース株”と、その構造的バリュース株指標からの一時的な乖離である“一時的バリュース株”に分解し、日本市場のバリュース株効果がどちらの寄与によるものか検証を行った。実証分析の結果、バリュース株効果のほとんどが一時的バリュース株によるものであることが確認された。さらに、一時的バリュース株を、“株主資本の変動”と“株価の変動”の2ファクターに分解し、一時的バリュース株効果の要因分析を実施した結果、効果の多くの部分が株価の変動により説明されることが確認された。

1. バリュース株効果とその要因

株式市場において、バリュース株が市場のパフォーマンスを長期的に上回るという現象は国内外を問わず幅広く観測されることが知られている。バリュース株の定義についてはさまざまにあるものの、代表的な指標として、PER (Price Earnings Ratio、株価収益率) やPBR (Price Book-value Ratio、株価純資産倍率) が挙げられる。特にPBR

については、近年投資指標としてのみではなく、スタイルベンチマークにおけるバリュース銘柄とグロース銘柄の判別指標としても用いられており、機関投資家の株式ポートフォリオ運用において大きな役割を担うまでに広く認識されている。

この低PBR (高B/P) 銘柄群のリターンが高PBR (低B/P) 銘柄群のリターンを上回るといういわゆるバリュース株効果そのものの背景については、さまざまな説明が試みられている。Fama and



西岡 平太 (にしおか へいた)

2002年九州大学大学院理学府修了 (理学修士)。同年住友信託銀行入社。投資企画部、総合運用部を経て、04年4月より現職。訳書に『アクティブ・インデックス投資—インデックス運用の最先端』(共訳、東洋経済新報社、2006年)。

French [1993] は、高いB/P値を示す銘柄はそれだけリスクが高く、投資家が要求するリターンも高いとした。つまり、B/Pとはリスクプレミアムの代理変数であるという考え方である。これに対して、Lakonishok, Shleifer and Vishny [1994] は、高B/P銘柄の相対的に高いリターンの要因は、企業の過去のパフォーマンスに対する投資家の過剰反応を反映したものであると結論付けた。また、Daniel and Titman [1997] は、バリューストック効果を個々の銘柄に固有な特性であるとした。こうした過去のさまざまな分析に対し、Bourguignon and de Jong [2006] は、バリュー指標そのものの定義に着目し、バリューストック効果の要因分析を試みた。彼らはB/P指標を、B/Pの長期平均値により算出した“構造的バリュー”と、その構造的バリュー指標からの一時的な乖離により表される“一時的バリュー”に分解して、一般に知られるバリューストック効果がどちらの要因によって生じるのかを検証した。ここで、両指標の特性について簡単に述べると、構造的バリュー指標の値が大きい銘柄ほど、長期的にみてその銘柄のB/Pの水準が高い、つまり割安な状態にあることを意味する。また、一時的バリュー指標の値が大きい銘柄ほど、その銘柄の現在のB/P値が構造的なバリュー水準よりも割安になっていることを意味する。検証の結果、バリューストック効果の多くの部分が構造的バリューよりもむしろ、一時的バリューにより説明されることが示されている。

本稿ではまず、Bourguignon and de Jong [2006] の分析を日本市場に上場している全銘柄（注1）に適用することを試みた。その結果、日本市場におけるバリューストック効果も、一時的バリューによる要因によってその多くが説明されることが分かっ

た。この結果は、Bourguignon and de Jong [2006] がMSCI Japanインデックスをユニバースとして分析した結果とほぼ一致するものであった。彼らが指摘したように、この結果は、ある銘柄に固有の特性がバリューストック効果の源泉であるというDaniel and Titman [1997] の考え方とは異なるものである。また、危機的（ディストレス）状況にある銘柄はリスクが高いと見なされるため構造的にB/Pが高い水準にあり、その後の高い株価のリターンはリスクプレミアムに起因するとしているFama and French [1993] の解釈とも異なり、バリューストック効果の多くが株価の一時的乖離からの平均回帰によってもたらされることが確認された。次に、一時的バリューによるバリューストック効果についてさらに要因分析を実施した。つまり、個別銘柄のリターンのうち、一時的バリューファクターによる部分を被説明変数とし、銘柄ごとの株価の長期平均からの乖離（以下、株価の変動）と株主資本の長期平均からの乖離（以下、株主資本の変動）を説明変数として重回帰を行った。回帰により得られたのは、一時的バリューストック効果の一部が株主資本の変動により説明されるものの、多くの部分が株価の変動で説明されるという結果であった。これは、バリューストック効果の多くが株価の平均回帰傾向、すなわちリターンリバーサル効果によってもたらされることが示唆されるものである。さらに、効果は小さいながらも、株主資本の成長性などの財務パフォーマンスと将来の株価リターンとの間にはほとんど関係性がないとしたDaniel and Titman [2006] の報告とは異なる結果も得られている点は大変興味深いと思われる。

以下、本稿の構成を述べる。まず次章において、米国でのバリューストック効果に関する議論の一部につ

（注1） 本稿で分析対象としたのは、東京証券取引所、大阪証券取引所、名古屋証券取引所、福岡証券取引所、札幌証券取引所、ジャスダック証券取引所に上場する銘柄である。

いて概観し、第3章では、Bourguignon and de Jong [2006] を日本市場に適用し、高B/P銘柄の低B/P銘柄に対する相対的に高いパフォーマンスが、構造的バリュエーションによるものなのか、それとも一時的バリュエーションによるものなのかについて分析した結果を示す。第4章ではさらに分析を進め、一時的バリュエーション株効果が株価の変動によってもたらされるのか、あるいは株主資本の変動、言い換えれば企業のファンダメンタルな成長(株主資本の成長)によってもたらされるのかについての分析結果を紹介する。最後に第5章において、一連の分析結果を踏まえ、バリュエーション株効果についての考察を行う。

2. 過去研究

Fama and French [1993] は、バリュエーション株の高いパフォーマンスに対する要因の分析を試み、苦境にある企業、いわゆるディストレスな状況にある企業に対するリスクプレミアムがバリュエーション株の高いパフォーマンスの要因であると結論付けた。

これに対し、Daniel and Titman [1997] は、バリュエーション株効果を企業のファンダメンタルな特性に基づくものとしており、リスクプレミアムとはとらえていない。彼らは、バリュエーション株の相対的に高いパフォーマンスは、マーケットにもたらされる情報に対する市場参加者の過剰な反応が要因であるとした。

さて、Daniel and Titman [2006] は、近年の報告の中で、バリュエーション株のリターンを目に見えるもの(tangible)と目に見えないもの(intangible)とに分け、どちらの要因によりリターンが説明できるのかについて分析を行った。ここで、tangibleな情報とは財務の成長性など広く公に知られている情報のことであり、intangibleな

情報とは、個別銘柄のリターンのうち、そうした目に見える情報による影響以外の部分を指す。分析の結果、バリュエーション株効果とはリスクプレミアムがもたらすものではなく、大切なのはintangibleな情報であり、この情報がバリュエーション株効果を生んでいるという結論に達した。

上記の議論の一方で、Bourguignon and de Jong [2003] は異なる角度から分析を行った。この報告の中で彼らは、企業の本質的な成長への投資を行うのがグロース投資家であり、株式市場における評価のズレを裁定機会とするのがバリュエーション投資家であるとしている。報告によれば、世界各国の六つの主要な株式市場における、MSCIのグロース・インデックスとバリュエーション・インデックスの1992年から2001年の年率リターンを調べた結果、米国を除くすべての市場でバリュエーション・インデックスがグロース・インデックスをアウトパフォームすることが確認されているが、短期間でグロース・インデックスからバリュエーション・インデックスへ移行した銘柄、およびその逆の銘柄による影響を取り除いたところ、グロース・インデックスのパフォーマンスが改善する一方で、バリュエーション・インデックスのパフォーマンスが悪化するという結果が得られた。つまり、バリュエーション・インデックスとグロース・インデックスのパフォーマンス格差は、短期的なスタイル変化の影響を受けているのである。この結果を受けた彼らは、グロースとバリュエーションを対立する概念としてとらえずに、二つの異なる基準によってそれぞれ独立した銘柄群によって構成されるカテゴリーに分類することを試みた。二つの基準のうち、一つはPERやPBRといったバリュエーションとグロースを選別する際に一般的に使われる指標であり、もう一つは時間軸である。そもそも、低PBR銘柄をバリュエーションとし、高PBR銘柄をグロースとする基準の根拠は非

常に曖昧なものであり、PBRを単純に使ってしまつては、算出時点でPBRがある程度の期間にわたつて構造的に高い（あるいは低い）水準にある銘柄と、一時的に上昇（もしくは低下）した銘柄を判別することができないからである。つまり、Fama and French [1993] に基づいたHMLファクターによる分析では、ある銘柄の構造的な特性と時間経過に伴つて表れる特性を混同してしまう恐れがあることを彼らは指摘した上で、直近のB/Pと過去平均のB/Pの差をバリュースコアとして採用し、ユニバース全体を3分位に分けて各分位のリターンの推移について分析した。その結果、直近のB/Pと過去平均のB/Pの差がプラスに大きい分位の平均リターンが、マイナスに大きい分位の平均リターンを上回ることが確認された。一方で、過去平均のB/Pにより同様の分析を行ったところ、分位間でのリターン格差はさほど見いだせなかった。この報告の中で彼らは、バリュー・プレミアムは銘柄ごとの固有な特性に起因するというよりも、何らかの要因で構造的な水準から一時的に乖離した銘柄のB/Pが、元の水準に回帰する過程で発生するものであると述べている。この結果を受けて、Bourguignon and de Jong [2006] では、B/Pを長期平均値（構造的バリュー）と長期平均からの一時的な乖離（一時的バリュー）とに分解し、これらをリスクファクターと見なして、バリュー株効果が二つの構成要素のうちどちらから発生したものであるかについて重回帰によるグローバルな分析が行われた。Bourguignon and de Jong [2006] で行われた分析は具体的には以下になる。

彼らは、バリューファクターを、(1) 式のように分解した。ここで、 BP_{it} は銘柄*i*の*t*時点における株主資本を銘柄*i*の*t*時点での時価総額で除したものである。また $\overline{BP}_{it}$ は銘柄*i*の*t*時点に

おいて算出された BP_{it} の長期平均値であり、構造的バリューを表している。ここで、 $\overline{BP}_{it}$ は銘柄ごとの過去60カ月間月平均値である。

$$BP_{it} = \overline{BP}_{it} + (BP_{it} - \overline{BP}_{it}) \quad (1)$$

(1) 式により、 BP_{it} は構造的バリュー値である $\overline{BP}_{it}$ と、*t*時点で算出された BP_{it} と構造的バリュー値との乖離を表す $BP_{it} - \overline{BP}_{it}$ に分解される。以後、 $BP_{it} - \overline{BP}_{it}$ を一時的バリューと呼ぶこととする。これらの指標により、株価のリターンがどのように説明されるのか、以下のように検証が行われた。まず、株価のリターンについて (2) 式のモデルを導入する。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i M_t + \gamma_i V_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、 R_{it} は銘柄*i*の時点*t*における株価のリターンである。また、 β_i はマーケットリターンに対する銘柄*i*のベータ値、 M_t は時点*t*におけるマーケットのリターン、 γ_i は銘柄*i*のあるバリューファクターのエクスポージャー、 V_t はファクターリターン、 α_i は回帰の結果得られる切片項、 ε_{it} は回帰によって得られる残差項である。さらに、(2) 式のバリューファクターに関する項を (3) 式のように変形し、 BP_{it} で表されるバリューファクターのエクスポージャーを所与とした回帰式に置き換える。

$$R_{it} = \delta_i + \beta_i M_t + BP_{it} V_t + \eta_{it} \quad (3)$$

(3) 式は、マーケットとバリューファクターによって個別銘柄のリターンを表した2ファクターモデルである。(3) 式の右辺、 $BP_{it} V_t$ を前述の構造的バリューと一時的バリューに分解すると (4) 式のようになる。(4) 式は、個別銘柄のリターンを、構造的バリュー要因と一時的バリュー要因に分解するための3ファクターモデルである。

$$R_{it} = \phi_i + \beta_i M_{it} + \overline{BP}_{it} V_i^{struc} + (BP_{it} - \overline{BP}_{it}) V_i^{trans} + \theta_{it} \quad (4)$$

V_i^{struc} は構造的バリューのファクターリターン、 V_i^{trans} は一時的バリューのファクターリターンを表す。 V_i^{struc} と V_i^{trans} は(4)式のモデルによるクロスセクショナルな回帰の結果得られるものである。また、 θ_{it} は回帰の結果得られる残差項、 ϕ_i は切片項である。

分析の結果、バリュー株を構成する二つのリスクファクターのうち、一時的バリューだけが、許容したリスクに対するプレミアムを受け取ることができるとの結論に達している。

こうした過去の検証を踏まえ、本稿では日本市場におけるバリュー株効果について、Bourguignon and de Jong [2006] を基に議論を展開することとした。本分析の目的は、バリュー株効果のほとんどが一時的バリューによってもたらされるとした彼らの分析を、より幅広い分析ユニバースで日本市場に適用して、日本市場におけるバリュー株効果の要因分析を行うとともに、一時的バリュー効果の要因についてさらに検証を進めることである。

3. バリュー株効果の要因分析

3.1. 分析手法

Bourguignon and de Jong [2006] でも日本市場を対象とした分析が行われているものの、分析ユニバースがMSCI JAPANインデックスであり、日本市場を幅広く分析した結果であるとは言い難い。そこで今回の分析対象は、日本市場に上場している全銘柄とした。ただし、銀行、保険、証券

といった金融セクターに属する銘柄は分析対象から除いた。分析期間は、91年3月より07年1月とし、Bourguignon and de Jong [2006] と比較して、より直近の情報で分析を行った。財務データは、日経NEEDSより提供されているものを用いた。また、B/Pを構成する株主資本は計測タイミングを2カ月ずらしたものを使用した(注2)。

B/Pの長期平均値により算出した構造的バリューと、その構造的バリュー指標からの一時的な乖離により表される一時的バリューのどちらにバリュー株効果が起因するのかについて、以下に分析結果を示す。なお、分析の手順は前章で示した通りであり、各ファクターの算出方法はBourguignon and de Jong [2006] に準拠した。

また、本稿の分析における、すべての回帰分析の結果および相関値の算出に際しては、銘柄ごとのファクター値をクロスセクショナルに基準化して使用した。

3.2. 分析結果

図表1には(3)式に従って算出した91年3月より07年1月の期間で BP_{it} のファクターリターンである V_i の統計量を示した。また、図表2は V_i のt値(絶対値)統計量を表す。さらに、 V_i の累積値を示したものが図表3である。図表1および図表3で示したように、99年のITバブル期等のイベントを除くと、バリュー株効果は日本市場において継続して見られており、統計的にもほとんどの期間で有意性が確認できる。

さて、(4)式に従って、B/Pを構造的バリューと一時的バリューに分解した後、91年3月～07年1月の期間でクロスセクショナルに分析した結果が、図表4である。図表4には期間別 V_i^{struc} 、

(注2) 例えば、B/Pの算出の際の株価が2007年1月末時点のものである場合、株主資本は2006年11月期決算までのものを使用する。

図表 1 V_t の統計量

B/Pのファクターリターン統計量					
期間別	月次平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差
199103 to 199312	0.007	0.005	0.031	-0.007	0.008
199401 to 199612	0.006	0.005	0.016	-0.004	0.006
199701 to 199912	0.001	-0.001	0.080	-0.027	0.018
200001 to 200212	0.009	0.010	0.038	-0.026	0.013
200301 to 200512	0.003	0.003	0.031	-0.027	0.013
200601 to 200701	0.006	0.003	0.028	-0.009	0.011
全期間					
199103 to 200701	0.005	0.005	0.080	-0.027	0.012

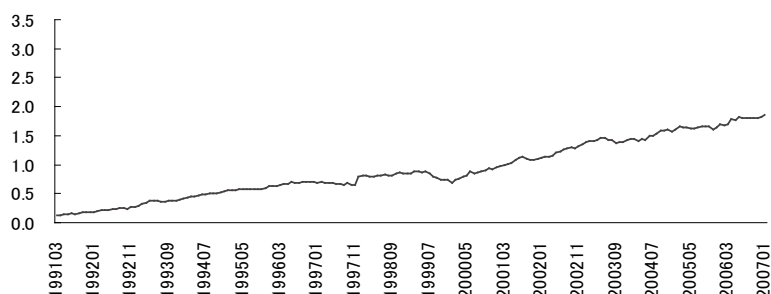
図表 2 V_t のt値(絶対値)統計量

B/Pのファクターリターンのt値(絶対値)統計量				
期間別	月次平均	中央値	最大値	最小値
199103 to 199312	3.46	2.63	11.56	0.06
199401 to 199612	3.42	2.91	8.62	0.24
199701 to 199912	3.96	3.27	18.53	0.37
200001 to 200212	5.86	5.59	17.45	0.16
200301 to 200512	4.93	4.50	16.00	0.01
200601 to 200701	6.16	4.71	15.81	1.36
全期間				
199103 to 200701	4.46	3.62	18.53	0.01

(出所) 著者作成 (以下の図表もすべて同じ)。

図表 3 V_t の時系列推移(累積)

B/Pのファクターリターン推移



V_t^{trans} の統計量を示した。図表 5 は期間別 V_t^{struc} 、 V_t^{trans} のt値(絶対値)統計量、さらに図表 6 は二つのファクターリターンの月次累積値をグラフ化したものである。 V_t^{struc} は構造的バリューのファクターリターンであり、この値が大きいほど構造的バリューの大きい銘柄、すなわち長期平均的に割安な水準となっている銘柄の将来の株価リターンが割高な銘柄よりも高いということになる。一方で、 V_t^{trans} は一時的バリューのファクターリターンである。ある時点での長期平均からのB/P値の乖離がプラス方向に大きい銘柄、つまり過去の

平均と比べてより割安となった銘柄の将来の株価リターンが高いとき、 V_t^{trans} はプラスの値を示す。分析期間を通じ、 V_t^{struc} はほぼ横ばいであった。一方、 V_t^{trans} は分析期間を通じ、安定してプラスの値を示した。 V_t^{trans} の大きさは、図表 3 で示した V_t 、つまり二つのファクターに分解する前のB/Pのファクターリターンを上回っており、このことから、日本市場における高BP銘柄の相対的に高いリターンは、長期平均値の $\overline{BP}_H$ である構造的バリューよりもむしろ、平均値からの乖離を表す $BP_H - \overline{BP}_H$ である一時的バリューに起因する

図表 4 V_t^{struc} : 構造的バリュ要因と V_t^{trans} : 一時的バリュ要因の統計量

期間別	構造的バリュ要因					一時的バリュ要因				
	月次平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差	月次平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差
199103 to 199312	0.002	0.001	0.027	-0.020	0.012	0.010	0.010	0.034	-0.007	0.011
199401 to 199612	0.002	0.001	0.022	-0.014	0.009	0.008	0.007	0.031	-0.016	0.009
199701 to 199912	-0.007	-0.006	0.033	-0.065	0.019	0.015	0.006	0.171	-0.035	0.036
200001 to 200212	0.002	0.002	0.029	-0.019	0.010	0.009	0.008	0.041	-0.015	0.013
200301 to 200512	0.009	0.008	0.032	-0.005	0.008	0.004	0.004	0.025	-0.013	0.008
200601 to 200701	0.002	0.002	0.012	-0.004	0.006	0.001	-0.002	0.015	-0.014	0.009
全期間										
199103 to 200701	0.002	0.002	0.033	-0.065	0.013	0.009	0.006	0.171	-0.035	0.018

図表 5 V_t^{struc} : 構造的バリュ要因と V_t^{trans} : 一時的バリュ要因のt値（絶対値）統計量

期間別	構造的バリュ要因				一時的バリュ要因			
	月次平均	中央値	最大値	最小値	月次平均	中央値	最大値	最小値
199103 to 199312	3.28	2.88	9.22	0.11	4.72	4.13	13.48	0.16
199401 to 199612	3.17	2.93	9.95	0.03	4.68	5.19	13.58	0.24
199701 to 199912	4.41	4.12	17.73	0.42	5.71	3.06	29.59	0.05
200001 to 200212	3.42	2.68	14.67	0.04	5.32	4.93	13.38	0.04
200301 to 200512	4.08	3.63	10.54	0.02	2.93	2.36	9.85	0.06
200601 to 200701	3.38	2.79	6.70	1.03	4.30	4.35	9.29	0.89
全期間								
199103 to 200701	3.66	3.09	17.73	0.02	4.64	3.61	29.59	0.04

ことが示された。この点は、Bourguignon and de Jong [2006] の分析結果と一致するものであった。

本稿ではB/Pを一時的バリュと構造的バリュに分解した分析を行っている。よって時点ごとのB/Pにより分析を行い、銘柄ごとの固有の特性がバリュ株効果の要因であるとするDaniel and Titman [1997] とは分析の切り口は異なる。し

かしながら今回の分析結果を見る限り、固有の特性というよりは、B/Pの一時的な乖離がバリュ株効果の発生要因であると解釈する方がよさそうである。

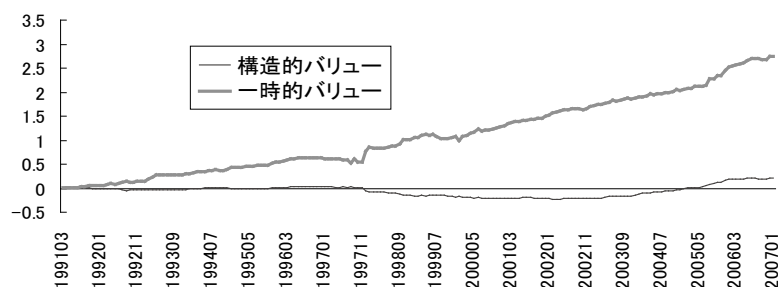
また、図表 6 の結果から、B/Pのファクターリターンである V_t のうちのほぼすべてが、一時的バリュから成るものであることから、Fama and

French [1993] の解釈ともやや異なる結果が得られた。つまり、Fama and French [1993] はデイストレスを要因として高B/P銘柄のリターンが、事後的に高くなる可能性を示唆したが、その要因を分解してみると、バリュー株効果は一時的なバリュエーションの変動によってもたらされることが確認されたのである。

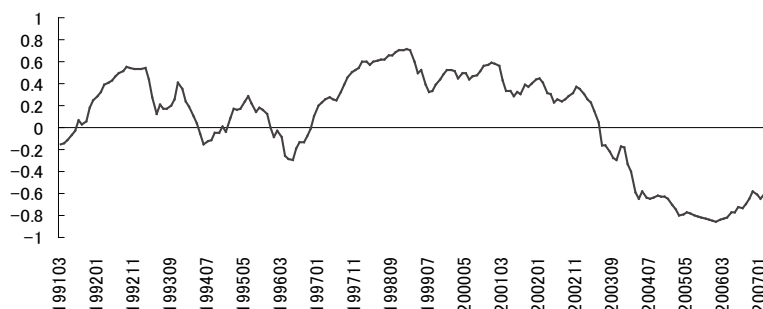
なお、91年3月～07年1月の各時点でのユニバース全体における構造的バリューと一時的バリューのクロスセクショナルな相関を調べたところ、**図表7** のようになった。時期により-0.8から0.7まで幅広く分布していたが、周期性は特に見られなかった。一方で、特に02年以降の、高B/P銘柄が継続して相対的に高いリターンを示した市場局面では、構造的バリューと一時的バリュー

の正相関の値が低下し、03年以降は逆相関となることが確認された。この推移については以下のように解釈される。高B/P銘柄が継続して物色される市場局面では、これらの銘柄の株価が上昇するため、ある時点で算出したB/Pは、その銘柄の構造的なB/Pよりも低くなる傾向が見られる。すると高B/P銘柄のうち多くの銘柄で $BP_{it} - \overline{BP}_{it}$ がマイナスの値を示す一方、構造的なBPを表す $\overline{BP}_{it}$ はプラスであるために、クロスセクショナルに見た両者の正の相関が低下してくる。また、03年以降逆相関となっている点については、高B/P銘柄で起こっていたものと逆の現象が低B/P銘柄でも発生していたためではないかと考えられる。06年以降は**図表4**の一時的バリュー要因の中央値が-0.002と若干ながらマイナスとなったことに加

図表6 V_t^{struc} と V_t^{trans} の時系列推移
“構造的バリュー”と“一時的バリュー”の重回帰によるファクターリターン



図表7 構造的バリューと一時的バリューの相関
“構造的バリュー”と“一時的バリュー”によるクロスセクショナル相関の推移



え、**図表7**に見られるようにクロスセクショナルな逆相関の値が収縮していることが分かる。この傾向は、02年以降のバリュース株効果の行き過ぎの反動ともとらえられる。

4. 一時的バリュース株効果の要因分析

4.1. 分析手法

Daniel and Titman [2006] によれば、バリュース株効果は、intangibleな情報によってもたらされる部分が大きく株主資本の成長性などの財務パフォーマンスと将来の株価リターンとの関係はほとんどないことが指摘されている。この結果が日本市場にも当てはまるものであるとすれば、一時的バリュースによるリターンの大部分が、株価の変動によって説明されると推測される。そこで本稿では、Bourguignon and de Jong [2006] の、一時的バリュース指標 $BP_{it} - \overline{BP}_{it}$ に焦点を当て、一時的バリュースによるバリュース株効果を株価の変動と株主資本の変動に分解し、どちらのファクターによって効果が得られるのかについて分析を行った。具体的には、一時的バリュースのファクターリターンが、株主資本 B_{it} の長期平均からの乖離から生じるものなのか、株価 P_{it} の長期平均からの乖離から生じるものなのかを (5) 式を導入して重回帰を行った。 $\overline{P}_{it}$ の算出に際しては、調整後終値 (注3) を使用した。分析のユニバースおよび分析期間は前章と同様である。

$$\begin{aligned} & (BP_{it} - \overline{BP}_{it}) V_t^{trans} \\ &= \mu_i - \frac{P_{it} - \overline{P}_{it}}{\overline{P}_{it}} V_t^{P-trans} + \frac{B_{it} - \overline{B}_{it}}{\overline{B}_{it}} V_t^{B-trans} + \kappa_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

P_{it} は時点 t における銘柄 i の株価、 B_{it} は時点 t における銘柄 i の株主資本、 $\overline{P}_{it}$ は時点 t で算出した銘柄 i の株価の長期平均値、 $\overline{B}_{it}$ は時点 t で算出した銘柄 i の株主資本の長期平均値である。また、回帰の結果得られる $V_t^{P-trans}$ 、 $V_t^{B-trans}$ はそれぞれ回帰によるファクターリターンを示し、 κ_{it} は残差項、 μ_i は切片項である。 $\overline{B}_{it}$ 、 $\overline{P}_{it}$ といった長期平均値は、3.2. での分析に合わせ、銘柄ごとの過去60カ月間月平均値を使用した。ここで、 $-(P_{it} - \overline{P}_{it}) / \overline{P}_{it}$ を株価の変動と定義し、さらに $(B_{it} - \overline{B}_{it}) / \overline{B}_{it}$ を株主資本の変動と定義する。 $-(P_{it} - \overline{P}_{it}) / \overline{P}_{it}$ の前に “-” の符号が付されているのは、株価が長期平均よりも大きく下がった銘柄のファクター値をプラスにするための処理である。つまり、他の銘柄と比較して、長期平均から相対的に大きく株価が低下している銘柄の株価リターンが将来において高い値を示すとき、 $V_t^{P-trans}$ はプラスを示す。

4.2. 分析結果

分析は (5) 式に従って実施した。(5) 式中の左辺 $(BP_{it} - \overline{BP}_{it}) V_t^{trans}$ は一時的バリュースのファクターエクスポージャーである $BP_{it} - \overline{BP}_{it}$ とそのファクターリターンである V_t^{trans} の積である。これを被説明変数とし、株価の変動として定義した $-(P_{it} - \overline{P}_{it}) / \overline{P}_{it}$ と株主資本の変動として定義した $(B_{it} - \overline{B}_{it}) / \overline{B}_{it}$ を説明変数として重回帰を行った。

分析結果は**図表8**、**図表9**および**図表10**に示した。**図表8**は株価の変動によるファクターリターン $V_t^{P-trans}$ と株主資本の変動によるファクターリターン $V_t^{B-trans}$ の期間別統計量であり、**図表9**は $V_t^{P-trans}$ と $V_t^{B-trans}$ の t 値 (絶対値) 統計量である。**図表10**は、 $V_t^{P-trans}$ 、 $V_t^{B-trans}$ および V_t^{trans} の時系列推

(注3) 調整後終値は、株式分割の実施の前後で株価を連続的にとらえるために、分割実施前の終値を分割後の値に調整したもの。

移を累積値で示したものである。 V_t^{trans} は図表4で示したファクターリターンを使用した。分析の結果 $V_t^{P-trans}$ 、 $V_t^{B-trans}$ ともに V_t^{trans} の要因として一定の寄与を示すことが確認され、相対的には $V_t^{P-trans}$ の方が大きく寄与していることが分かった。つまり、一時的バリュエのファクターリターンのうち、大部分が $-(P_{it}-\bar{P}_{it})/\bar{P}_{it}$ で表される株価の変動に

よって説明されることが分析により確認された。一方で、 $(B_{it}-\bar{B}_{it})/\bar{B}_{it}$ で表される株主資本の変動も一定程度リターンの要因となっていることが分かった。この分析結果が示しているのは以下の点である。まず、一時的バリュエのファクターリターンのうち、多くの部分が株価の変動で説明されることから、日本市場におけるバリュエ株効果は、

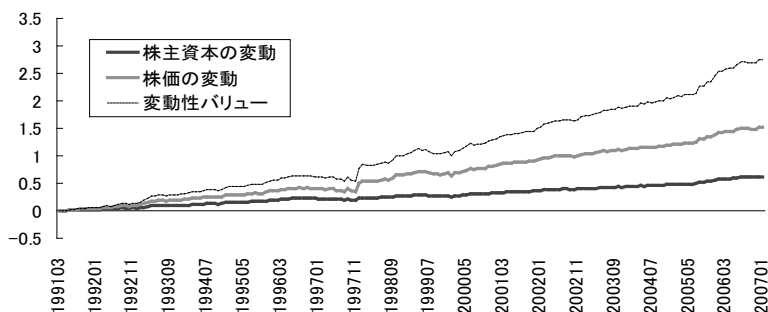
図表8 $V_t^{B-trans}$ ：株主資本変動要因と $V_t^{P-trans}$ ：株価変動要因の統計量

期間別	株主資本の変動要因					株価の変動要因				
	月次平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差	月次平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差
199103 to 199312	0.003	0.003	0.017	-0.004	0.004	0.006	0.005	0.026	-0.009	0.008
199401 to 199612	0.003	0.003	0.018	-0.004	0.004	0.004	0.004	0.026	-0.006	0.006
199701 to 199912	0.001	0.000	0.025	-0.011	0.007	0.005	0.000	0.115	-0.029	0.024
200001 to 200212	0.003	0.003	0.013	-0.014	0.005	0.005	0.006	0.032	-0.031	0.010
200301 to 200512	0.003	0.002	0.019	-0.003	0.005	0.005	0.003	0.027	-0.004	0.007
200601 to 200701	0.003	0.002	0.009	-0.001	0.004	0.004	0.003	0.012	-0.002	0.005
全期間										
199103 to 200701	0.003	0.002	0.025	-0.014	0.005	0.005	0.004	0.115	-0.031	0.012

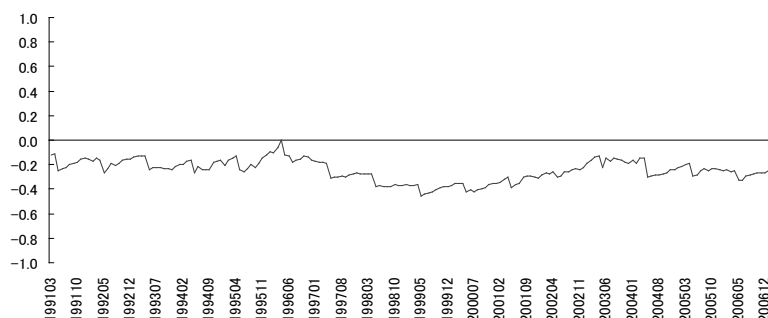
図表9 $V_t^{B-trans}$ ：株主資本変動要因と $V_t^{P-trans}$ ：株価変動要因のt値（絶対値）統計量

期間別	株主資本の変動要因				株価の変動要因			
	月次平均	中央値	最大値	最小値	月次平均	中央値	最大値	最小値
199103 to 199312	22.84	21.70	38.92	11.57	42.25	42.68	57.69	31.07
199401 to 199612	39.04	38.85	51.86	27.23	55.70	56.35	71.67	36.93
199701 to 199912	23.26	21.47	35.26	10.66	52.56	50.89	69.13	40.77
200001 to 200212	25.00	24.54	34.02	17.32	45.27	45.02	51.62	35.75
200301 to 200512	33.46	34.86	39.40	18.84	52.02	54.23	59.04	40.22
200601 to 200701	31.47	30.44	36.36	28.64	42.69	43.15	45.33	39.39
全期間								
199103 to 200701	28.97	30.44	51.86	10.66	49.21	48.84	71.67	31.07

図表10 V_t^{trans} 、 $V_t^{B,trans}$ および $V_t^{P,trans}$ の時系列推移（累積）
“株主資本の変動”と“株価の変動”の重回帰によるファクターリターン



図表11 株価の変動ファクターと株主資本変動ファクターの相関



B/Pというバリュエーション指標で評価した株価の平均回帰傾向によるところが大きいことが分かった。また、図表10で示した通り、株主資本の変動によって説明される部分もヒストリカルには継続して見られていることから、分析手法は異なるものの、株主資本の成長性などの財務パフォーマンスと将来のリターンとの関係はほとんど存在しないとしたDaniel and Titman [2006] の報告とは異なる傾向が日本市場に存在する可能性が示唆された。

3.2. で行ったのと同様に、91年3月～07年1月の各時点でのユニバース全体における株価の変動ファクターと株主資本の変動ファクターのクロスセクショナルな相関を図表11で示した。相関の値は、平均すると-0.25程度の水準で安定的に

推移している。常に一定程度の逆相関は見られるものの、多重共線性が懸念されるほどではないと考えられる。

5. まとめ

本稿における分析の結果、一時的バリューがバリュー株効果の要因の大部分を占めているという分析結果が得られた。また、構造的バリューは、バリュー株効果の要因としては低い説明力しか持たないことが示された。つまり、構造的にB/Pの値が大きい割安な銘柄であっても、その水準に変動がない場合は、市場からネグレクトされ続ける可能性があると考えられる。また市場は、ある銘柄を、一時的に過大、あるいは過小に評価するも

のであり、その評価が構造的な水準に回帰する過程でバリューストック効果が発生すると考えられる。この結果は、Bourguignon and de Jong [2006] が指摘した通り、バリューストック効果は企業のファンダメンタル特性に関係するものであるというDaniel and Titman [1997] の結論とは異なるものであると考えられる。

さらにはFama and French [1993] が指摘したバリューストック効果がリスクプレミアムであるという結論とも若干異なり、比較的短期の株価の平均回帰的な特性をとらえたものであるということが示された。

なぜならば、バリューストック効果がディスティレスな企業に対するリスクプレミアムであるとした場合、その効果は一時的バリューストック効果の部分よりも、長期の企業特性をとらえた構造的バリューストックにより強く表れることが期待されるからである。一方で、最近の報告の中でFama and French [2007] は高B/P銘柄の高いリターンは、B/Pの“convergence”（収斂）によってもたらされると述べているが、この結論は本稿で得られた結論に近いものであると考えられる。

この点を確認するために、本稿では一時的バリューストックを、株主資本の長期平均からの乖離である株主資本の変動と株価の長期平均からの乖離である株価の変動に分解して重回帰による要因分析を実施した。分析の結果、一時的バリューストック効果によって得られるリターンの一部が株主資本の変動により説明されることが確認された。多くの企業が決算を迎えるたびに株主資本を徐々に成長させていることを考えると、株主資本の変動ファクターは、一時的な乖離値というよりは、株主資本の成長度をとらえたものであるという見方もできる。よって財務的な成長性と将来の株価リターンは何かの関連を持っていると考えられる。

一方、一時的バリューストック効果の多くが株価の変動に起因することも確認されており、バリューストック効果は、株価の平均回帰傾向、いわゆるリターンリバーサルを多分に持つことが示唆された。

参考文献

- 矢野学、「スタイルベンチマークの入れ替えとリターン格差」、『証券アナリストジャーナル』第43号（2005年）、pp. 69-78.
- Bourguignon, F. and M. de Jong, “Value Versus Growth,” *Journal of Portfolio Management*, 29 (2003), pp. 71-79.
- “The Importance of Being Value,” *Journal of Portfolio Management*, 32 (2006), pp. 74-79
- Daniel, K. and S. Titman, “Evidence on the Characteristics of Cross-Sectional Variation in Stock Returns,” *Journal of Finance*, 52 (1997), pp. 1-33.
- “Market Reactions to Tangible and Intangible Information,” *Journal of Finance*, 47 (2006), pp. 1605-1643.
- Fama, E. and K. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 47 (1992), pp. 427-465.
- “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33 (1993), pp. 3-56.
- “Size and book-to-market factors in earnings and returns,” *Journal of Finance*, 50 (1995), pp. 131-156.
- “Multifactor explanations of asset pricing anomalies,” *Journal of Finance*, 51 (1996), pp. 55-84
- “Industry costs of equity,” *Journal of Financial Economics*, 43 (1997), pp. 153-193.
- “Market efficiency, long-term returns and behavioral finance,” *Journal of Financial Economics*, 49 (1998), pp. 283-306.
- “The Anatomy of Value and Growth Stock Returns,” *Financial Analyst Journal*, 63 (2007), pp. 44-54.
- Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny, “Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk,” *Journal of Finance*, 49 (1994), pp. 1541-1578.

（この論文は投稿論稿を採用したものです。）