



中国株式市場におけるアノマリーに関する実証分析

—日本市場と比較して—

桂 真 一 ・ 張 遷

要旨 本稿では、アノマリーとしてのバリューストック効果について中国の株式市場における実証分析を日本市場と比較しておこなった。

実証分析の結果、PER、配当利回りに関して、日本市場と中国市場の双方で、強いバリューストック効果が検出された。

また、中国市場においては国有企業と民営企業の間には差異があるのかを分析したが、PERに関しては民営企業と同様にバリューストック効果がみられた。

また、バリューストック効果について、一時的バリューストック効果と構造的バリューストック効果に分解し分析をおこなった。PERに関しては一時的バリューストック効果が顕著に表れたが、配当利回りに関しては逆に構造的バリューストックファクターの影響が強く観察された。

キーワード アノマリー、バリューストック効果、構造的バリューストック効果、一時的バリューストック効果

原稿受理日 2021年10月1日

Abstract In this paper, we conducted an empirical analysis of the value stock effect as an anomaly in the Chinese stock market in comparison with the Japanese market. As a result of the empirical analysis, strong value stock effects were detected in both the Japanese market and the Chinese market in terms of PER and dividend yield.

We also analyzed whether there is a difference between state-owned enterprises and private enterprises in the Chinese market, and found that PER is as valuable as private enterprises.

In addition, the value stock effect was analyzed by breaking it down into a temporary value effect and a structural value effect.

For PER, the temporary value effect was remarkable, but for dividend yield, on the contrary, the influence of structural factors was strongly observed.

Key words Anomaly, Value Investing effect, Structural Value effect, Temporary Value effect

1. はじめに

資本資産評価モデル (CAPM) に代表される現代ファイナンス理論は市場が効率的であることを前提としている。効率的市場とは、すべての情報が的確に価格に反映され、いかなるファンダメンタルズ指標を用いても、継続的に市場平均を上回るリターンを得ることが出来ないような市場をいう。しかしながら、これまでの多くの研究では、現実の株式市場はそれほど効率的ではなく、多くのアノマリーが存在し、投資家はアノマリーを利用することで市場平均以上のリターンを得ることができるとの検証結果が報告されている。

本稿では、アノマリーとして、主として、バリュー株効果について、中国の株式市場における実証分析を日本市場と比較しておこなう。

中国の株式市場は、1990年に上海証券取引所が開設されて以来、30年弱が経過しているが、会計制度が先進国ほど整備されておらず、会計情報の信頼性に問題があることが従前より指摘されている。また、国有企業が多く、収益性を度外視した設備投資拡大や株主の利益を軽視しがちであるとの指摘もある。さらに、個人投資家が多く、彼らは、熱狂的であり、投機的な短期売買を繰り返す傾向が強いと指摘されている。そのため、先進国の株式市場に比べ、ボラティリティー (価格変動率)、株式売買回転率が高く、PER も高く、投機的な色彩が強い。また、違法・規定違反が多く、インサイダー取引や株価操作などが頻発している。また、それをコントロールしようとする政府の介入もしばしばみられる。

それに対して日本の株式市場は、1870年代、明治維新の初期に株式市場が設立され140年超の歴史を有する。いくつかの企業の不祥事はあるものの会計制度は整備され、その信頼性も高い。また、売買高、株式保有額ともに機関投資家の比率が極めて高い市場である。昨今は、外国人投資家の比率が急速に高まっている。外国人投資家の売買代金は市場の6割を占め、その動向が市場の大勢を左右するほどになってきている。

上記の両国株式市場の特徴を踏まえ、実証分析をおこなったが、次の2つの実証結果が得られた。①日中株式市場において、PER、配当利回りに関して強いバリュー株優位な傾向がみられる。サイズに関しても時価総額の小さい企業が優位であるという小型株効果が検出された。

②中国市場においては国有企業と民営企業の間には差異があるのかを分析したが、PERに関しては民営企業と同様にバリュー性がみられた。国有企業の非効率性が問題となっているが PER に関する限りその影響は感じられない結果となった。

さらに、③バリューストック効果について、一時的バリューストック効果と構造的バリューストック効果に分解し分析をおこなった。PER に関しては一時的バリューストック効果が顕著に表れたが、配当利回りに関しては逆に構造的ファクターの影響が強く観察された。

本論文の構成は、以下のとおりである。次の第2節では、先行研究を整理する。第3節では、データと分析概要について述べる。さらに第4節では、中国の株式市場における分析結果を日本市場と比較して述べる。第5節では、頑健性の検証をおこなう。第6節では、本論文のまとめと残された課題を述べる。

2. 先行研究

株式市場のアノマリーに関する研究は、主に米国市場で80年代から盛んにおこなわれてきた。

Basu (1977), Stattman (1980) と Rosenberg et al. (1985) は、低 PBR や低 PER のバリューストックポートフォリオのリターンがグロース株ポートフォリオのリターンよりも高いという分析結果を示した。Banz (1981) は、時価総額の小さい銘柄（小型株）が市場平均リターンを上回ることを検出している。

Fama and French (1992) は、米国の株式市場のデータを用いて、時価に対して簿価や利益が相対的に高い株式（バリューストック）ポートフォリオの収益率が、これらの指標が相対的に低い株式（グロース株）ポートフォリオの平均収益率に比べて高い、バリューストック効果を報告している。

Daniel and Titman (1997) は時価総額と BM（時価簿価比率）の水準を調整すると、SMB や HML ファクターへのエクスポージャーによるリターン差が有意ではなくなることを示し期待リターンを決めるのは時価総額や BM といった企業特性であると主張している。

また、Brennan et al. (1998) も Fama and French の 3 ファクターモデルによるリスク調整後のリターンがサイズや BM などの企業特性が説明力を有することを示している。

Fama and French (2012) は、1989年から2010年、46か国の膨大なデータを用いて、バリューストック効果、小型株効果、モメンタム効果⁽¹⁾に関する国際比較を行っている。

(1) 過去に上昇した証券の価格はその後も上昇し、過去に下落した証券の価格はその後も下落する現象を利用して得られるリターンをいう。

また、バリューストック効果の原因に関しては、さまざまな研究がおこなわれてきた。

Fama-French (1993) は、CAPM で特定されているリスクファクター（市場ファクター）以外にも株式のリターンを説明するのに必要なリスクファクターが存在すると考え、「市場ファクター」に加え「バリューストックファクター」「サイズファクター」という3つのリスクファクターからなるモデルを考え、実証分析を試みている。このなかでバリューストック効果のようなアノマリー現象もリスクプレミアムにより説明できるというのが彼らの主張である。

Lakonishok, Shleifer, Vishny (1994) は、市場参加者が直近の企業業績に過剰に反応し、業績の良い企業の企業価値を過大（業績の悪い企業の企業価値を過小）に評価することを明らかにし、「バリューストック効果」はこうした投資家の過剰反応による株価のミスプライシングが原因と主張している。

Bourguignon and Jong (2006) は、バリューストック効果について一時的バリューストック効果と構造的バリューストック効果に分解し分析をおこなった。分析結果から一時的バリューストック効果は構造的バリューストック効果を大きく上回っており、バリューストック効果は一時的バリューストック効果からもたらされていることを示した。このことは、市場は一時的に過大（あるいは過小）に企業価値を評価し、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解釈されたとする。

中国の株式市場に関する分析はあまり多くない。Wang and Xu (2004) は、1996-2002年のデータを用いて、Fama and French の3ファクターモデルによる全上場企業のクロスセクションリターンを調査した。小型株効果は検出されたが、簿価時価比率 (B/P) に関するバリューストック効果は検出されなかったと報告している。財務データに対する市場の不信感が原因と指摘している。鄒・翟 (2014) は、1995-2005年の中国の株式市場を対象に、PBR と PER などの指標によるバリューストック効果が存在するののかについて検証している。その結果、中国の株式市場においては、15年間にわたってバリューストック効果が頑健に存在し、グロース株投資に比べ、バリューストック投資の方がパフォーマンスが良いことを発見した。また、大型株よりも時価総額の小さい企業に投資した方が高いリターンを生み出すという小型株効果も検出された。

3. 分析概要

本節では、仮説検証に用いるサンプルと定量分析のモデルを説明する。

中国市場は、個人投資家が多く、投資知識が乏しく盲目的に上昇する株式を購入する傾向が強いという指摘が多い。まだまだ、効率的な市場ではなく、割安な銘柄が放置されているのではないかと考え、次の仮説(1)を立てた。また、中国の国有企業は政府の影響を強く受けやすく、民間企業とは異なる動きをするのではないかと考え、仮説(2)を立て、実証分析をおこなう。

- (1) 日本市場に比べ、中国市場の方が効率的とはいえず、バリュー株効果が検出され易い
- (2) 中国市場において、国有企業は景気の動向に拘わらず、政府の補助金の影響を受けやすくバリュー株効果は民間企業に比べ観測され難い

この2つの仮説を検証するために、以下の重回帰モデルを用いて実証分析する。

$$R_{it+1} = \alpha_0 + \beta_1 \cdot index_{t+1} + \beta_2 \cdot PBR_{it} + \beta_3 \cdot PER_{it} + \beta_4 \cdot div_{it} + \beta_5 \cdot l_mcap_{it} + \beta_6 \cdot vol12_{it} + \beta_7 \cdot momentum_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad (1)$$

R_{it+1}	: i 銘柄の t + 1 時点のリターン
$index_{t+1}$: インデックス指数の t + 1 時点のリターン
PBR_{it}	: i 銘柄の t 時点の PBR
PER_{it}	: i 銘柄の t 時点の PER
div_{it}	: i 銘柄の t 時点の配当利回り
l_mcap_{it}	: i 銘柄の t 時点の時価総額の対数値
$vol12_{it}$: i 銘柄の t 時点の過去12カ月のボラティリティ
$momentum_{it}$: i 銘柄の t 時点の過去のリターン（被説明変数のリターン観測期間に対応）

3.1 データと記述統計

本稿では、中国市場における株価収益率データや株価指標データ（PBR, PER, 配当利回り）、時価総額データは、Capital_IQ より取得した。日本市場におけるデータは、日経NEEDS Financial Quest から取得した。

中国市場において対象とする企業は上海、深圳、香港に上場する企業で金融（銀行・証券・保険）を除いた269,252件のサンプルである。日本市場において、分析対象とする企業は、東証一部に上場する企業で、中国市場と同様に金融を除いた369,480サンプルデータで分析した。

データ期間は、中国市場は、2000年1月から2019年5月、日本市場は2000年1月から2018年12月とした。異常値の影響を除去するため、それぞれの変数の極値上下0.5%をサンプルから削除した。

中国市場、日本市場の基本統計量は以下の通りである。

表1、表2を比較すると、PBR, PERともに中国企業の方（香港市場を除く）が平均的に高い水準であり、成長性が期待されていることが分かる。配当利回りに関しては日本の方が高く、中国企業の方（香港市場を除く）が、配当せずに内部留保し、将来の設備投資に振り向けていることが分かる。またボラティリティーに関して、中国市場の方が上海0.11（月次収益率の標準偏差）、深圳0.12、香港0.11と日本の0.09に比べ、いずれも大きい。

表1 基本統計量（中国上海、深圳、香港）

上場市場	統計量	リターン	PBR	PER	div	mcap	vol12
上海	サンプル数	91,810	91,810	91,810	91,810	91,803	87,089
	平均	0.0106	3.4201	42.3083	1.1760	2,638.68	0.1239
	標準偏差	0.1432	2.5668	34.1974	1.1478	5,955.52	0.0607
	最小値	-0.6732	0.1381	2.0896	0.0000	42.66	0.0000
	中央値	0.0000	2.6916	31.3846	0.8532	1,064.62	0.1124
	最大値	5.7296	32.1235	195.7434	7.2398	181,668.40	1.6954
深圳	サンプル数	141,921	141,921	141,921	141,921	141,920	130,347
	平均	0.0105	4.1143	50.6919	0.9043	1,434.18	0.1311
	標準偏差	0.1514	2.9642	36.2792	1.0111	2,526.57	0.0679
	最小値	-0.7007	0.2417	1.4560	0.0000	25.37	0.0000
	中央値	0.0000	3.3005	39.8976	0.5852	781.10	0.1167
	最大値	5.7320	32.0517	195.7314	7.2379	64,530.39	1.7051
香港	サンプル数	35,521	35,521	35,521	35,521	35,515	33,249
	平均	0.0131	1.9460	17.3003	2.5717	9,330.12	0.1214
	標準偏差	0.1347	2.0707	17.4071	1.8594	35,050.84	0.0686
	最小値	-0.8988	0.0027	0.0103	0.0000	0.23	0.0000
	中央値	0.0000	1.3127	12.4207	2.2615	1,018.11	0.1080
	最大値	1.7445	30.2172	195.6484	7.2368	713,449.80	3.4364

注) mcap：時価総額（単位：100万ドル）

表2 基本統計量（日本）

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
リターン	369,480	0.0022	0.0892	-0.3278	0.0013	0.3342
PBR	369,480	1.5841	2.0180	0.0844	1.0386	29.3869
PER	369,480	23.5393	22.2371	0.0422	17.0926	190.4064
div	369,480	1.7764	1.0797	0.0000	1.7045	5.5865
l_mcap	369,480	24.1006	1.7360	18.4733	23.8798	31.0120
voll2	361,235	0.0896	0.0489	0.0000	0.0798	0.7120

4. 分析結果

4.1 バリューストック効果

重回帰分析結果を以下に示す。表3～表5は、中国市場（上海、深圳、香港）における金融を除く全サンプルについての重回帰分析の結果を示しているが、被説明変数を将来1カ月のリターンとしたものがモデル1、将来3カ月リターンとしたものがモデル2、将来6カ月リターンとしたものがモデル3である。

本稿で想定するアノマリー（バリューストック効果、小型株効果、ボラティリティ効果）が、その後の短期的なリターンに影響を与えるのか、比較的長期に渡ってその効果が継続するのかを分析するために、モデル1～モデル3を設定した。

表3 回帰分析結果（中国・上海、金融除き全サンプル）

	model 1	model 2	model 3
index_return	1.00663*** [203.99]	1.05924*** [219.38]	1.09683*** [230.19]
PBR	-0.00019 [-1.06]	0.0005 [1.54]	0.00169*** [3.37]
PER	-0.00012*** [-9.78]	-0.00035*** [-15.08]	-0.00065*** [-18.78]
div	0.00149*** [3.92]	0.00466*** [6.73]	0.01566*** [14.81]
l_mcap	-0.00651*** [-16.19]	-0.01872*** [-25.51]	-0.04280*** [-38.27]
voll2	0.10039*** [15.15]	0.27612*** [23.08]	0.46472*** [25.68]
momentum	-0.00642* [-2.25]	-0.02771*** [-9.64]	0.01088*** [4.01]
_cons	0.04829*** [15.91]	0.13969*** [25.13]	0.31718*** [37.18]
adj_R_sq	0.34183	0.39687	0.44896
N	82,809	80,816	77,842

データ期間：2000/01-2019/05

注) 1 段目は回帰係数、括弧内は t 値を示す。*, **, *** は有意水準 5%, 1%, 0.1% で統計的に有意であることを示す。

表4 回帰分析結果（中国・深圳，金融除き全サンプル）

	model 1	model 2	model 3
index_return	1.07549*** [289.33]	1.12755*** [302.90]	1.11880*** [276.80]
PBR	0.00003 [0.23]	0.00093*** [3.57]	0.00002 [0.06]
PER	-0.00004*** [-3.80]	-0.00008*** [-4.10]	-0.00019*** [-7.04]
div	0.00124*** [3.63]	0.00433*** [6.87]	0.01202*** [12.81]
l_mcap	-0.00735*** [-19.39]	-0.02105*** [-30.13]	-0.04603*** [-44.38]
vol12	0.06400*** [12.84]	0.13815*** [15.16]	0.12528*** [9.37]
momentum	-0.02065*** [-9.17]	-0.02281*** [-9.67]	0.02603*** [10.80]
_cons	0.05205*** [19.56]	0.14904*** [30.30]	0.34537*** [47.14]
adj_R_sq	0.4035	0.43968	0.42845
N	126,912	123,937	119,290

表5 回帰分析結果（中国・香港，金融除き全サンプル）

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.52315*** [55.52]	0.63633*** [70.77]	0.68202*** [65.09]
PBR	0.00024 [0.53]	0.0002 [0.25]	-0.00092 [-0.67]
PER	-0.00009 [-1.67]	-0.00043*** [-4.55]	-0.00091*** [-5.77]
div	0.00185*** [3.73]	0.00468*** [5.21]	0.00714*** [4.71]
l_mcap	-0.00094 [-1.87]	-0.00321*** [-3.55]	-0.00816*** [-5.36]
vol12	0.05862*** [4.81]	0.14226*** [6.44]	0.14286*** [3.84]
momentum	0.02375*** [3.81]	0.04517*** [7.59]	0.06495*** [10.17]
_cons	0.0041 [0.97]	0.02640*** [3.44]	0.09335*** [7.20]
adj_R_sq	0.09597	0.14996	0.13825
N	30,419	29,844	29,021

中国市場の分析をおこなう。まず、上海市場においては、表3より、モデル3の説明力が最も高いことがわかる。将来リターンの予測力という観点からは比較的長期間の将来6カ月のリターンに対する予測力が最も高いことが分かる。

また、モデル1、モデル2、モデル3ともに、PERの係数が統計的に有意に負であり、配当利回りの係数もプラスで統計的に有意であり、バリュー株が強く優位な傾向を示していることが分かった。PBRに関してはモデル3において逆にグロース性が観測された。

サイズに関しては、いずれのモデルも小型株優位な傾向を示している。また、ボラティリティーに関しても、過去変動の大きい銘柄の方がその後のリターンが高いことも確認された。

深圳市場でも、PBRの係数がモデル2では有意に正で、モデル3では有意ではなかったことを除き、上海市場とほぼ同様の結果が得られた。

香港市場では、モメンタム効果に関しては、モデル1、モデル2、モデル3のリターンに関していずれの場合も順張り傾向となり、モデル1、モデル2で逆張り傾向を示す上海、深圳市場とは、異なる結果となった。

ボラティリティーに関しては、上海、深圳市場と同様に、過去変動の大きい銘柄の方がその後のリターンが高いことも確認された。

配当利回りに関しては上海、深圳市場と同様な結果が得られたが、PERに関してはモデル1ではバリュー株効果は観測されなかった。小型株効果についても、モデル1のみ小型株効果が検出されなかった。

次に、日本市場を分析した。

表6をみると、モデル3の説明力が最も高く、将来株式リターンの予測という観点からは、中国市場と同様に将来6カ月のリターンに対する予測力が最も高いことがわかる。但し、説明力は、中国市場よりも低い結果となっている。

低PER、高配当利回りほどその後のリターンが有意に良い結果となっており、バリュー株優位な結果となっている。

サイズに関しては、いずれのモデルも小型株優位な結果が得られた。また、ボラティリティーに関しては、中国市場と同様に過去変動の大きい銘柄の方がその後のリターンが高いことも確認された。

モメンタム効果に関しては、将来1カ月、3カ月のリターンに関しては、順張り、将来6カ月リターンに関しては逆張り傾向となった。

表6 回帰分析結果（日本，金融除き全サンプル）

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.87091*** [251.28]	0.90396*** [281.24]	0.89929*** [287.55]
PBR	-0.00017 [-1.44]	-0.00041 [-1.93]	-0.00033 [-1.01]
PER	-0.00010*** [-10.11]	-0.00024*** [-13.15]	-0.00043*** [-16.12]
div	0.00082*** [4.16]	0.00187*** [5.20]	0.00223*** [4.12]
l_mcap	-0.00218*** [-19.21]	-0.00703*** [-33.75]	-0.01393*** [-44.54]
voll2	0.01102** [3.12]	0.03388*** [5.24]	0.11839*** [12.12]
momentum	0.01436*** [7.30]	0.00655*** [3.62]	-0.01762*** [-9.90]
_cons	0.05946*** [20.10]	0.19004*** [35.08]	0.37533*** [46.14]
adj_R_sq	0.17616	0.21583	0.23129
N	301,602	297,342	290,242

データ期間：2000/01-2018/12

更に詳しく，業種ごとにその特徴を分析する。

表7 回帰分析結果（中国・上海，業種別）

	全産業	エネルギー	素材	資本財・サービス	一般消費財
index_return	1.09683*** [230.19]	1.36963*** [40.65]	1.17150*** [95.81]	1.12608*** [125.03]	1.02277*** [89.31]
PBR	0.00169*** [3.37]	0.01980*** [5.37]	0.00231 [1.85]	0.0008 [0.74]	-0.00781*** [-5.47]
PER	-0.00065*** [-18.78]	-0.00193*** [-7.45]	-0.00060*** [-7.35]	-0.00054*** [-8.32]	-0.00059*** [-6.41]
div	0.01566*** [14.81]	-0.00501 [-0.88]	0.01757*** [6.20]	0.01435*** [7.37]	0.01855*** [8.09]
l_mcap	-0.04280*** [-38.27]	-0.08799*** [-10.17]	-0.04262*** [-13.38]	-0.04015*** [-20.11]	-0.04251*** [-15.33]
voll2	0.46472*** [25.68]	1.36073*** [10.08]	0.70121*** [13.98]	0.37360*** [11.11]	0.54369*** [12.82]
momentum	0.01088*** [4.01]	0.02494 [1.55]	0.03119*** [4.52]	0.00718 [1.40]	0.03529*** [5.26]
_cons	0.31718*** [37.18]	0.56731*** [7.87]	0.27783*** [11.68]	0.30991*** [19.99]	0.29954*** [14.74]
adj_R_sq	0.44896	0.51696	0.48852	0.46881	0.45963
N	77,842	2,185	11,753	21,004	12,059

	生活必需品	ヘルスケア	情報技術	電気・通信	公共事業
index_return	0.94215*** [54.22]	0.84604*** [57.14]	1.13063*** [50.62]	0.95055*** [31.82]	1.19776*** [99.20]
PBR	0.00136 [0.87]	0.00360** [2.63]	-0.00325 [-1.64]	-0.00749* [-2.29]	-0.00014 [-0.08]
PER	-0.00067*** [-5.18]	-0.00099*** [-8.10]	-0.00068*** [-4.45]	-0.00025 [-1.22]	-0.00053*** [-5.65]
div	0.01307** [2.71]	0.01203** [2.67]	0.02094** [3.21]	0.05438*** [6.76]	0.01668*** [6.84]
l_mcap	-0.02652*** [-6.10]	-0.05274*** [-13.91]	-0.07240*** [-11.77]	-0.04503*** [-7.26]	-0.03812*** [-13.71]
voll2	0.32140*** [5.26]	0.52977*** [7.97]	0.44094*** [5.33]	0.10537 [1.15]	0.48122*** [9.90]
momentum	0.02178* [2.09]	0.04909*** [5.10]	-0.0196 [-1.56]	0.06436*** [3.38]	-0.03970*** [-5.91]
_cons	0.23592*** [7.26]	0.40875*** [13.40]	0.58071*** [13.00]	0.34438*** [6.75]	0.27906*** [13.15]
adj_R_sq	0.38736	0.39933	0.35899	0.38843	0.51226
N	5,510	6,443	5,595	2,095	11,198

注) 業種分類は GICS（世界産業分類基準）のセクター分類を採用

表 8 回帰分析結果（日本、業種別）

	全産業	製造業	電気・ガス	運輸・情報・通信	商業
index_return	0.89929*** [287.55]	0.96496*** [241.07]	0.25692*** [8.49]	0.81508*** [82.16]	0.75887*** [113.25]
PBR	-0.00033 [-1.01]	-0.00868*** [-12.69]	0.01429** [2.73]	0.00023 [0.30]	0.00139 [1.82]
PER	-0.00043*** [-16.12]	-0.00025*** [-7.45]	-0.00092** [-2.76]	-0.00024** [-2.83]	-0.00074*** [-11.98]
div	0.00223*** [4.12]	-0.00033 [-0.43]	-0.00608 [-0.91]	0.00119 [0.73]	0.0018 [1.58]
l_mcap	-0.01393*** [-44.54]	-0.00949*** [-22.47]	-0.02118*** [-7.57]	-0.01850*** [-20.88]	-0.01125*** [-14.76]
voll2	0.11839*** [12.12]	0.22043*** [16.35]	0.02432 [0.17]	-0.12529*** [-4.63]	0.10492*** [4.64]
momentum	-0.01762*** [-9.90]	-0.02772*** [-11.83]	0.05333 [1.81]	-0.00049 [-0.09]	-0.01052* [-2.57]
_cons	0.37533*** [46.14]	0.26534*** [24.70]	0.59320*** [7.92]	0.51062*** [21.43]	0.31100*** [16.19]
adj_R_sq	0.23129	0.28586	0.05876	0.17947	0.19876
N	290,242	151,588	3,291	34,227	54,296

注）業種分類は東証業種分類・大分類（10分類）を用いた。

まず、中国上海市場、モデル3における分析結果を示す。業種分類はGICS（世界産業分類基準）のセクター分類を採用した。

表7より、公共事業に関しては、政府の関与が最も大きいと考えられ、全産業とは異なる結果が得られると予想されたが、PBRの係数が統計的に有意でなく、モメンタム効果が逆張り優位を示したが、その他は全産業と同様の傾向が見られた。

エネルギー関連は、配当利回りに関してバリュー性が見られないこと、モメンタムに関して順張り性が見られないことを除き、全産業とほぼ同様の結果となっている。

電気・通信はPERに関してバリュー性が見られないことや、ボラティリティー効果も見られず、全業種と異なる結果が得られた。

日本市場については、東証業種分類・大分類（10業種）のうち、特徴的な4業種を選び、その結果を表8に示した。表8を見ると、業種毎にモデルの説明力が異なることがわかる。製造業の説明力が高く、電気・ガス、運輸・情報・通信の説明力が低い。

PER、サイズに関しては、業種毎に差異は認められず、バリュー株、小型株が優位であった。

配当利回りに関しては、全業種では高配当が有意であったが、業種それぞれでは観察されなかった。また、電気・ガスのような公共事業関連企業は、モメンタム効果もボラティリティー効果も観察されていない。

運輸・情報通信業では、モメンタムの係数が統計的に有意ではない。

日本と中国の市場を比較してみると、日本と中国が共に、将来リターンの予測力という観点からは比較的長期間の将来6カ月リターンに対する予測力が最も高いことが分かる。また、サイズに関しては、いずれも小型株優位な結果が得られた。

ボラティリティー効果に関しても、両市場とも過去ボラティリティーの高い銘柄の方が、その後のリターンが高いことも確認された。

また、PER、配当利回りに関して強いバリュー優位な傾向がみられた。従って、中国企業の方がバリュー投資が有効という仮説(1)は、必ずしも支持される結果とは言えなかった。

次に、上海市場における国有企業について、民間企業との比較をおこなう。

表9 基本統計量（中国・上海市場 国有企業のみ）

統計量	リターン	PBR	PER	div	mcap	vol12
サンプル数	15,518	15,518	15,518	15,518	15,518	15,236
平均	0.0130	3.4327	42.1011	1.1775	4,588.36	0.1228
標準偏差	0.1358	2.6838	35.3463	1.1347	9,313.49	0.0557
最小値	-0.4975	0.4001	3.9322	0.0000	42.66	0.0000
中央値	0.0010	2.6869	30.4029	0.8774	1,451.79	0.1129
最大値	1.9096	31.0829	195.3441	7.2154	133,868.50	0.5866

表10 基本統計量（中国・上海市場 国有企業以外）

統計量	リターン	PBR	PER	div	mcap	vol12
サンプル数	76,292	76,292	76,292	76,292	76,285	71,853
平均	0.0101	3.4175	42.3505	1.1756	2,242.07	0.1241
標準偏差	0.1447	2.5423	33.9590	1.1505	4,910.06	0.0617
最小値	-0.6732	0.1381	2.0896	0.0000	48.20	0.0000
中央値	0.0000	2.6933	31.5597	0.8472	1,003.95	0.1124
最大値	5.7296	32.1235	195.7434	7.2398	181,668.40	1.6954

表9、表10を比較すると、PBR、PER、配当利回りは国有企業と民間企業に差異は見られない。サイズに関しては圧倒的に国有企業の方が大きいことが分かった。

国有企業の非効率性が問題となっているが、PBR、PERを見る限りその影響は感じられない。

表11 回帰分析結果（中国・上海市場 国有企業のみ）

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.99899*** [78.83]	1.05280*** [82.93]	1.15849*** [88.29]
PBR	0.00004 [0.08]	0.00063 [0.72]	0.00512*** [3.60]
PER	-0.00012*** [-3.81]	-0.00033*** [-5.61]	-0.00071*** [-7.67]
div	0.00157 [1.50]	0.00377 [1.95]	0.01209*** [3.90]
l_mcap	-0.00700*** [-7.88]	-0.01993*** [-12.09]	-0.04151*** [-15.62]
vol12	0.10166*** [5.33]	0.24681*** [7.02]	0.38299*** [6.82]
momentum	-0.01743* [-2.32]	-0.00213 [-0.28]	-0.01037 [-1.37]
_cons	0.05635*** [7.63]	0.16660*** [12.13]	0.35058*** [15.75]
adj_R_sq	0.34627	0.39529	0.44503
N	12,147	11,964	11,697

表12 回帰分析結果（中国・上海市場 国有企業除き）

	model 1	model 2	model 3
index_return	1.00757*** [188.05]	1.05905*** [202.93]	1.08327*** [212.62]
PBR	-0.00015 [-0.77]	0.00069 [1.93]	0.00169** [3.16]
PER	-0.00013*** [-9.32]	-0.00036*** [-14.48]	-0.00067*** [-18.02]
div	0.00153*** [3.74]	0.00493*** [6.66]	0.01651*** [14.77]
l_mcap	-0.00694*** [-14.94]	-0.01994*** [-23.63]	-0.04665*** [-36.76]
vol12	0.09945*** [14.09]	0.27776*** [21.88]	0.46998*** [24.79]
momentum	-0.00447 [-1.45]	-0.03238*** [-10.44]	0.01437*** [4.95]
_cons	0.05046*** [14.72]	0.14515*** [23.20]	0.33672*** [35.53]
adj_R_sq	0.34124	0.39791	0.45154
N	70,662	68,852	66,145

表11, 表12をみると国有企業, 国有企業以外でも PER に関しては同様にバリュー株効果が検出されているし, サイズに関する小型株が優位な傾向がみられる。ボラティリティに関する, 過去ボラティリティの大きい銘柄の方が, その後のパフォーマンスが良い結果となっている。

モメンタムに関しては, 国有企業以外では, モデル2 (将来3カ月リターン) で逆張り, モデル3 (将来6カ月リターン) で順張り傾向が観察されたが, 国有企業においては, 有

意な結果が観察されなかった。

大きく異なる結果となったのは、配当利回りに関してである。国有企業以外ではバリュース株効果が認められるが、国有企業では、モデル1、モデル2の比較的短期間ではバリュース株効果が見られなかった。

仮説②の国有企業は景気の動向に拘わらず、政府の補助金の影響を受けやすくバリュース株効果は民間企業に比べ観測され難い（配当利回りに関してバリュース株効果が認められなかった点を除けば）という仮説は、概ね否定される結果となった。

4.2 バリュース株効果の要因

本節では、バリュース株効果の要因について分析する。Bourguignon and Jong (2006)を参考に、次式のように、バリュース株効果を一時的バリュース株効果、構造的バリュース株効果に分解し、分析を試みる。

$$VF_{i,t} = \overline{VF_{i,t}} + (VF_{i,t} - \overline{VF_{i,t}})$$

但し、 $\overline{VF_{i,t}}$ は銘柄 i の t 時点でのバリュース株ファクター（PBR、PER、配当利回り等）の過去60カ月の平均値であり構造的バリュース株効果を表す。

$(VF_{i,t} - \overline{VF_{i,t}})$ は $VF_{i,t}$ と $\overline{VF_{i,t}}$ の乖離値であり、一時的バリュース株効果を表す。

バリュース株効果が構造的な要因によるものか、一時的な要因によるものかを下記の回帰モデルにより分析する。

$$R_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 \cdot index_{t+1} + \beta_2 \cdot \overline{VF_{i,t}} + \beta_3 \cdot (VF_{i,t} - \overline{VF_{i,t}}) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

$R_{i,t+1}$: i 銘柄の t + 1 時点のリターン

$index_{t+1}$: ベンチマークの t + 1 時点のリターン

$\overline{VF_{i,t}}$: 構造的バリュース株ファクター

$VF_{i,t} - \overline{VF_{i,t}}$: 一時的バリュース株ファクター

中国市場（上海，深圳，香港），日本市場，いずれにおいても，PER，配当利回りに関しては強いバリュウ性が観察されたが，本節ではまず，中国上海市場において，前述の(2)式の回帰モデルを用いて分析した。

表13 バリュウ株効果の要因分析（PBR に関して）

	model 1	model 2	model 3
index_return	1.06841*** 0.5395682*** [121.79]	1.15047*** 0.585038*** [134.62]	1.15581*** 0.5783756*** [129.73]
pbr_av	-0.00105*** -0.0211816*** [-4.38]	-0.00245*** -0.0274367*** [-5.79]	-0.00666*** -0.0531503*** [-10.95]
pbr_r	-0.00105** -0.0153869** [-3.18]	-0.00073 -0.0059324 [-1.25]	-0.00161 -0.0093214 [-1.92]
_cons	0.01132*** [9.95]	0.03298*** [16.36]	0.06855*** [23.52]
adj_R_sq	0.2929	0.34485	0.34136
N	36,197	35,187	33,662

注) 1 段目は回帰係数，2 段目は標準化係数，括弧内は t 値を示す。

*, **, *** は有意水準 5%，1%，0.1%で統計的に有意であることを示す。

注) pbr_av は PBR の過去60カ月の平均値であり構造的バリュウ効果を表す。

pbr_r は pbr_av との乖離値であり，一時的バリュウ効果を表す。

表14 バリュウ株効果の要因分析（PER に関して）

	model 1	model 2	model 3
index_return	1.06948*** 0.5401092*** [122.16]	1.15039*** 0.584928*** [135.36]	1.15982*** 0.5803813*** [130.95]
per_av	-0.00004* -0.0094379* [-2.03]	-0.00011** -0.01408** [-3.10]	-0.00030*** -0.028181** [-6.07]
per_r	-0.00012*** -0.0265284*** [-5.70]	-0.00024*** -0.0307288*** [-6.77]	-0.00038*** -0.0344504*** [-7.42]
_cons	0.00902*** [8.05]	0.02705*** [13.65]	0.05395*** [18.79]
adj_R_sq	0.29312	0.34507	0.34026
N	36,197	35,187	33,662

注) 1 段目は回帰係数，2 段目は標準化係数，括弧内は t 値を示す。

*, **, *** は有意水準 5%，1%，0.1%で統計的に有意であることを示す。

注) per_av は PER の過去60カ月の平均値であり構造的バリュウ効果を表す。

per_r は per_av との乖離値であり，一時的バリュウ効果を表す。

表15 バリューストック効果の要因分析（配当利回りに関して）

	model 1	model 2	model 3
index_return	1.07003*** 0.5403874 [122.12]	1.15190*** 0.5857629 [135.26]	1.15757*** 0.5792561 [130.20]
div_av	0.00223** 0.0145737** [3.21]	0.00630*** 0.0228441*** [5.14]	0.01646*** 0.042599*** [9.29]
div_r	0.00092 0.0056378 [1.24]	0.00137 0.0046203 [1.04]	0.00688*** 0.0163023*** [3.54]
_cons	0.00533*** [5.95]	0.01651*** [10.45]	0.02393*** [10.50]
adj_R_sq	0.29269	0.34469	0.34058
N	36,197	35,187	33,662

注) 1 段目は回帰係数, 2 段目は標準化係数, 括弧内は t 値を示す。

*, **, *** は有意水準 5%, 1%, 0.1% で統計的に有意であることを示す。

注) div_av は配当利回りの過去60カ月の平均値であり構造的バリューストック効果を表す。
div_r は div_av との乖離値であり, 一時的バリューストック効果を表す。

表14をみると, PER に関してはいずれのモデルも, 一時的バリューストックファクター (t 時点の PER と過去60カ月の PER の平均値との乖離幅) の標準化係数の絶対値が構造的バリューストックファクター (過去60カ月の PER の平均値) の標準化係数の絶対値よりも大きく, 将来の株式リターンに対して一時的バリューストックファクターの方が大きく影響を与えていることが分かる。

逆に, 表15をみると, 配当利回りに関しては, 構造的バリューストックファクターの標準化係数の絶対値が大きく, 構造的バリューストックファクターの影響が大きくなっている。

短期的な利益変動の大きさに比べ, 配当を維持している企業が存在していることが影響しているものと考えられる。

また, PER に関するバリューストック効果は一時的な効果だけでなく, 構造的な効果も観測されている。こちらも一時的効果に比べ影響度が低いものの有意にマイナスであり影響を及ぼしていることが分かる。バリューストック効果が銘柄固有のリスク特性 (バリューストックファクター) に対するプレミアムとする Fama-French の主張を否定するものではない。

次に日本市場について分析した。PER に関しては, 表17をみると, モデル1, モデル2において, 一時的バリューストックファクターの標準化係数の絶対値が構造的バリューストックファクター (過去60カ月の PER の平均値) の標準化係数の絶対値よりも大きく, 逆にモデル3では, 構造的バリューストックファクターの影響が一時的バリューストックファクターより大きな影響を及ぼしていることが分かった。ただ, 両者ともそれほど大きな違いがあるわけではなく, 一時的ファ

クター、構造的ファクターともに強い影響を与えている。

配当利回りに関しては、上海市場とは異なり、構造的バリュファクター要因はほとんど影響を及ぼさず、一時的バリュファクター要因がいずれのモデルも有意にプラスに寄与していることがわかる。配当性向を頻繁に変更する企業が少なく、利益変動に応じた短期的な影響を受けたものと考えられる。

表16 バリュ株効果の要因分析（PBR に関して）日本市場

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.86943*** 0.4226509 [195.47]	0.90912*** 0.4408444 [203.75]	0.88207*** 0.4298886 [194.43]
pbr_av	0.0003 0.0048054 [1.94]	0.00143*** 0.0124264*** [5.00]	0.00458*** 0.0266143*** [10.45]
pbr_r	-0.00050* -0.0062756* [-2.54]	-0.00169*** -0.0112896*** [-4.55]	-0.00235*** -0.0105936*** [-4.16]
_cons	0.00503*** [16.18]	0.01467*** [24.96]	0.02900*** [32.02]
adj_R_sq	0.17863	0.19452	0.18497
N	175776	172294	167061

注) 1 段目は回帰係数, 2 段目は標準化係数, 括弧内は t 値を示す。

*, **, *** は有意水準 5%, 1%, 0.1% で統計的に有意であることを示す。

注) pbr_av は PBR の過去60カ月の平均値であり構造的バリュ株効果を表す。

pbr_r は pbr_av との乖離値であり, 一時的バリュ株効果を表す。

表17 バリュ株効果の要因分析（PER に関して）日本市場

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.86866*** 0.4222735 [195.34]	0.90645*** 0.4395468 [203.11]	0.87540*** 0.4266405 [192.51]
per_av	-0.00009*** -0.0189543*** [-6.56]	-0.00025*** -0.0296342*** [-10.24]	-0.00048*** -0.0386395*** [-13.05]
per_r	-0.00010*** -0.0210094*** [-7.28]	-0.00026*** -0.0304466*** [-10.52]	-0.00046*** -0.0364944*** [-12.30]
_cons	0.00724*** [19.83]	0.02203*** [32.07]	0.04609*** [43.80]
adj_R_sq	0.17881	0.19471	0.18482
N	175776	172294	167061

注) 1 段目は回帰係数, 2 段目は標準化係数, 括弧内は t 値を示す。

*, **, *** は有意水準 5%, 1%, 0.1% で統計的に有意であることを示す。

注) per_av は PER の過去60カ月の平均値であり構造的バリュ株効果を表す。

per_r は per_av との乖離値であり, 一時的バリュ株効果を表す。

表18 バリューストック効果の要因分析（配当利回りに関して）日本市場

	modell	model2	model3
index_return	0.86888*** 0.4223822 [195.31]	0.90617*** 0.4394137 [202.70]	0.87678*** 0.4273098 [192.57]
div_av	0.00027 0.0024532 [1.10]	-0.00006 -0.0003146 [-0.14]	0.00016 0.000511 [0.22]
div_r	0.00200*** 0.01426*** [6.40]	0.00595*** 0.0227618*** [10.18]	0.00960*** 0.0250276*** [10.94]
_cons	0.00487*** [9.09]	0.01679*** [16.83]	0.03531*** [23.42]
adj_R_sq	0.17873	0.19462	0.18449
N	175,776	172,294	167,061

注) 1 段目は回帰係数, 2 段目は標準化係数, 括弧内は t 値を示す。

*, **, *** は有意水準 5%, 1%, 0.1% で統計的に有意であることを示す。

注) div_av は配当利回りの過去60カ月の平均値であり構造的バリューストック効果を表す。

div_r は div_av との乖離値であり, 一時的バリューストック効果を表す。

5. 頑健性の検証

5.1 サンプリングの問題

これまで、2000年1月から2019年5月までの長期の分析をしてきたが、その期間の中でITバブルやサブプライムローン問題など株式市場に甚大な影響を及ぼすイベントも起こっている。また、金融市場に大きな構造変化がおこっているのかもしれない。推定結果の頑健性を確認するため、分析期間を前後の2期間に分割して詳細に分析する。前半は2000年1月から2008年12月まで、後半は2009年1月から2019年5月までとする。

中国市場の前半を分析した結果を表19に示す。中国市場の後半を分析した結果を表20に示す。前半の結果は全期間の表3と比較して、配当利回りに関しては、統計的に有意な結果は得られなかった。PER、サイズ、ボラティリティーに関しては、全期間の推定結果と同様の結果が得られた。

後半の結果をみると概ね、全期間の推定結果と同様の結果が得られた。中国市場に関するかぎり、前半の期間はサンプルサイズが小さく、その後大きく発展したことを考慮すれば、後半の推計結果を重視すべきであろう。

PER、当利回りに関しては、バリューストック性が認められること（仮説1）は概ね頑健であると思われる。

表19 回帰分析結果（中国・上海市場，金融除き）前半（2000/1-2008/12）

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.95634*** [89.29]	1.02708*** [90.90]	1.16468*** [112.52]
PBR	-0.00091 [-1.72]	-0.00172 [-1.75]	0.00159 [1.04]
PER	-0.00019*** [-4.07]	-0.00074*** [-8.56]	-0.00110*** [-8.17]
div	-0.00017 [-0.14]	-0.00131 [-0.57]	-0.00298 [-0.85]
l_mcap	-0.00680*** [-4.59]	-0.01703*** [-6.20]	-0.02705*** [-6.33]
voll2	0.09978*** [4.61]	0.27671*** [6.94]	0.59675*** [9.74]
momentum	-0.02342** [-3.27]	-0.04751*** [-6.13]	-0.08753*** [-13.44]
_cons	0.06548*** [6.43]	0.19342*** [10.18]	0.35476*** [11.84]
adj_R_sq	0.4082	0.47813	0.59526
N	11,974	11,974	11,974

表20 回帰分析結果（中国・上海市場，金融除き）後半（2009/1-2019/5）

	model 1	model 2	model 3
index_return	1.04149*** [178.33]	1.10799*** [192.14]	1.11892*** [184.85]
PBR	-0.00017 [-0.88]	0.00018 [0.51]	-0.00135** [-2.65]
PER	-0.00010*** [-8.05]	-0.00024*** [-10.65]	-0.00040*** [-11.96]
div	0.00138*** [3.50]	0.00384*** [5.42]	0.01244*** [11.85]
l_mcap	-0.00534*** [-12.62]	-0.01418*** [-18.57]	-0.02937*** [-25.96]
voll2	0.07723*** [10.95]	0.18108*** [14.34]	0.16419*** [8.90]
momentum	0.00061 [0.19]	-0.01008** [-3.19]	0.05945*** [18.88]
_cons	0.04040*** [12.85]	0.10993*** [19.33]	0.23932*** [28.26]
adj_R_sq	0.31788	0.36575	0.36979
N	70,835	68,842	65,868

日本市場の前半期間を分析した結果は表21に、後半期間を分析した結果は表22に示す。表21より前半期間は、いずれのモデルも PBR に関して前半期間はバリュー性が観察され、後半期間はグロース性が観察されている。結果として、全期間のモデルでは有意な結果が得られなかったと考えられる。PBR に関しては期間により観測結果が異なることになり頑健な結果とは言えない。

表21 回帰分析結果（日本，金融除き）前半（2000/1-2008/12）

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.88339*** [154.65]	0.90949*** [183.96]	0.92930*** [202.83]
pbr	-0.00237*** [-10.66]	-0.00789*** [-19.76]	-0.01641*** [-27.64]
per	-0.00013*** [-8.17]	-0.00024*** [-8.20]	-0.00043*** [-10.19]
div	0.00170*** [4.46]	0.00504*** [7.30]	0.00508*** [4.98]
l_mcap	-0.00170*** [-8.36]	-0.00503*** [-13.75]	-0.00961*** [-17.86]
voll2	0.01183 [1.79]	0.05091*** [4.30]	0.18327*** [10.47]
momentum	0.01871*** [5.80]	0.03291*** [11.07]	-0.0045 [-1.54]
_cons	0.05110*** [9.62]	0.14706*** [15.42]	0.28379*** [20.21]
adj_R_sq	0.17988	0.24218	0.28048
N	113,618	113,382	112,675

表22 回帰分析結果（日本，金融除き）後半（2009/1-2018/12）

	model 1	model 2	model 3
index_return	0.86696*** [195.87]	0.90471*** [204.49]	0.87191*** [192.50]
pbr	0.00077*** [5.73]	0.00293*** [11.67]	0.00704*** [18.13]
per	-0.00009*** [-7.18]	-0.00027*** [-11.84]	-0.00051*** [-14.57]
div	0.00058* [2.46]	0.00066 [1.50]	0.00083 [1.24]
l_mcap	-0.00221*** [-16.16]	-0.00738*** [-29.10]	-0.01489*** [-38.73]
voll2	0.01301** [3.12]	0.03696*** [4.80]	0.11043*** [9.37]
momentum	0.01176*** [4.72]	-0.00978*** [-4.24]	-0.02899*** [-12.70]
_cons	0.05850*** [16.44]	0.19643*** [29.81]	0.39534*** [39.58]
adj_R_sq	0.17195	0.19228	0.18674
N	187,984	183,960	177,567

また，モデル1のボラティリティー効果とモデル3のモメンタム効果が有意ではない結果となっているがこれも全期間の結果とは異なっている。

後半は表22より，モメンタム効果に関しては，モデル2のみ逆張り傾向が観察された点異なる結果となった。

PER，配当利回りに関しては，頑健な推定結果といえるだろう。また，サイズ効果，ボ

ラティリティー効果も期間に拘わらずほぼ同じ結果が得られた。

5.2 多重共線性

複数の説明変数を使用する重回帰分析においては、多重共線性という問題が生じることがある。これは、説明変数どうしが一次従属の関係にあたり、強い相関がある場合に生じる。

多重共線性の危険がどの程度あるのかを検討する指標として分析拡大要因 VIF (Variance Inflation Factor) とトレランス t (tolerance) という指標がある。この指標は各説明変数 X_j について他の説明変数で回帰したときの決定係数 R_j^2 を用いて次式で計算される。

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} = \frac{1}{t_j}$$

VIF が高くなるほど多重共線性の危険性が高まるが、1 程度であれば、説明変数どうしの相関関係は分析にはまったく影響しないと考えられる。基準に絶対的なものはないが、VIF が10以上であれば、多重共線性があると判断される。

中国上海市場における回帰分析結果について多重共線性について確認してみる。全期間、モデル3についての結果を表23、表24に示す。

表23 説明変数間の相関係数

	index_return	PBR	PER	div	l_mcap	voll2	momentum
index_return	1						
PBR	-0.1669	1					
PER	-0.0882	0.3443	1				
div	0.1342	-0.2889	-0.4157	1			
l_mcap	-0.1175	0.1775	-0.1548	0.1422	1		
voll2	-0.0643	0.2703	0.2092	-0.1898	-0.0821	1	
momentum	0.0877	0.3229	0.1810	-0.1276	0.1080	0.2091	1

表24 多重共線性チェック（上海市場，モデル3）

Variable	VIF	1/VIF
PBR	1.41	0.7082
PER	1.35	0.7395
div	1.29	0.7765
momentum	1.19	0.8435
l_mcap	1.15	0.8668
voll2	1.14	0.8785
index_return	1.08	0.9232
Mean VIF	1.23	

各変数間の相関関係をみると、PER と配当利回りの相関係数が -0.4 程度とその絶対値が最も高く、また、PBR と他の変数の相関係数の絶対値が高いことが分かる。PBR や配当利回りという変数をそれぞれ除いた回帰分析を実施したが、同様の結果が得られた。

また、PBR に対する VIF 値が最も大きく 1.4 であるが、 1.0 近くであり、推定結果の解釈に大きな問題はなさそうである。

6. お わ り に

本論文では、先行研究より更に長期的な分析を行い、中国株式市場におけるアノマリー（特にバリュー株投資）の有効性を検証した。特に、中国株式市場では後半の期間においてその傾向が顕著であることが確認された。また、株価変動（ボラティリティー）の大きな企業の株式がその後のパフォーマンスが良いことも確認された。これは、日本の株式市場と同様の結果であった。また、日中両市場で小型株が優位であることも確認された。また、中国市場においては国有企業と民間企業の間にはバリュー株効果の有効性に差異があるのかを分析したが、PER に関しては民間企業と同様にバリュー性がみられた。国有企業の非効率性が問題となっているが PER に関する限りその影響は感じられない結果となった。しかし配当利回りに関しては、短期・中期的にはバリュー性が見られなかった。この原因についてさらに研究を進めたい。

また、バリュー株効果について、一時的バリュー効果と構造的バリュー効果に分解し分析をおこなった。PER に関しては一時的バリュー効果が顕著に表れたが、配当利回りに関しては逆に構造的ファクターの影響を強く観察された。この差異についてもさらに分析し原因を解明したい。

参 考 文 献

- 加藤英明（2003）『行動ファイナンス—理論と実証』、朝倉書店。
翟林瑜（2016）「日本の株式市場におけるバリュー投資の有効性」大阪市立大学経営学会『経営研究』第67巻 第1号、37-52頁。
鄒悦・翟林瑜（2014）「中国株式市場におけるバリュー株効果」大阪市立大学経営学会『経営研究』第64巻 第4号、27-39頁。
久保田敬一・竹原均（2007）「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」、『現代ファイナンス』(22)、3-23頁。
福島和子（2008）「バリュー株、グロース株のリターン要因と分位移動」、『日本証券アナリストジャーナル』46(7)。

- 松村高彦 (1998) 「バリュウ効果とミス・プライシング修正仮説—日本の株式市場における検証結果—」, 『日本証券アナリストジャーナル』36(2).
- 山田徹 (2013) 「低ボラティリティー株式投資の長期検証」財務省財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」平成25年 第3号 (通巻第114号), 99-117頁.
- Banz, R. (1981) "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics* 9, pp. 3-18.
- Basu, S. (1977) "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis," *Journal of Finance* 32, pp. 663-682.
- Bikhchandani, S., D. Hirshleifer and I. Welch (1992), "A theory of fads, fashion custom and cultural changes as informational cascades." *Journal of Political Economy*, 100, pp. 992-1026.
- Blitz, D. C. and P. van Vliet (2007), "The Volatility Effect," *Journal of Portfolio Management*, 34 (1), pp. 102-113.
- Bourguignon, F., M. de jong (2003), "The Importance of Being Value" *Journal of Portfolio Management*, 29, pp. 71-79.
- Bourguignon, F., M. de jong (2006), "Value Versus Growth." *Journal of Portfolio Management*, 32, pp. 74-79.
- Brennan, M. J. T. Chordia and A. Subrahmanyam (1998), "Alternative Factor Specification, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 49(3), pp. 345-373.
- Christie, W. and R. Huang (1995), "Following the pied piper : Do individual returns herd around the market ?" *Financial Analyst Journal*, July-August, pp. 31-37.
- Chang, E., J. Cheng and A. Khorana (2000), "An examination of herd behavior in equity markets : an international perspective." *Journal of Banking and Finance*, 24(10), pp. 1651-1699.
- Daniel, K. and S. Titman (1997) "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," *Journal of Finance* 52(1), pp. 1-33.
- De Bondt, W. and R. Thaler (1985), "Does the stock market overreact ?" *The Journal of Finance*, 40(3), pp. 793-805.
- Fama, E. F. and K. R. French (1992) "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 47, pp. 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993) "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French (2012) "Size, Value, and Momentum in International Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 105, pp. 457-472.
- He Chengying (2001), "Analysis of 'Property districts phenomenon' in Chinese Stock Market." *Economic Research Journal*, Vol. 12, pp. 82-87.
- Jegadeesh, N. and S. Titman (1993), "Returns to buying winners and selling losers : Implications for Stock Market efficiency." *The Journal of Finance*, 48(1), pp. 65-91.
- Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny (1992), "The impact of institutional trading on stock prices." *Journal of Financial Economics*, 32, pp. 23-43.
- Rosenberg, B., K. Reid and R. Lanstein (1985), "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *Journal of Portfolio Management* 11, pp. 9-16.
- Shi Donghui (2001), "Trading behaviors of security investment funds and its impact on stock prices." *World Economy* 10, pp. 26-31.
- Sun Peiyuan and Shi Donghui(2002), "CAPM based study of herd behavior : Evidence from Chinese Stock Market." *Economic Research Journal*, 2, pp. 64-70.
- Wang, F. H. and Y. X. Xu (2004) "What Determines Chinese Stock Returns ?," *Financial Analysts Journal* 60, pp. 65-77.
- Wermers, R (1999), "Mutual fund trading and impact on stock prices." *Journal of Finance*, 54, pp. 581-622.