

日本市場におけるバリュートラップ： 会計原則の影響に基づく説明の検証

小野慎一郎
(大分大学)

椎葉 淳
(大阪大学)

村宮 克彦
(大阪大学)

要 旨

本稿では、日本のバリュー株（高 B/P 銘柄）の期待利益成長率が高く、その成長が実現しないリスクも高いことを発見した。この結果は、事業リスクが高く保守的な会計処理を行う企業の株式がバリュー株に該当し、その高リターンはリスクに見合った報酬であることを示唆する。本稿の特徴は、経営者予想利益という日本特有の変数を活用して先行研究の分析方法を精緻化し、バリュー株効果に対する会計原則の影響を裏付けた点にある。

キーワード：バリュー株効果、会計原則、期待リターン、株式益回り (earnings-to-price; E/P)、株主資本簿価／時価比率 (book-to-price; B/P)

1 はじめに

本稿の目的は、日本市場のバリュー株効果が会計原則の観点から説明できるか否かを明らかにすることである。本稿ではまず、保守主義の原則や実現原則という会計原則にリスクの考え方が組み込まれており、会計数値やそれに基づく株価指標（バリュー株に該当するか否かを識別するための指標）がリスクを反映するという見解を述べる。そして、バリュー株の期待利益成長率やその成長が実現しないリスクが実際に高くなっているかを検証する。

一般に、株式益回り (earnings-to-price; E/P) や株主資本簿価／時価比率 (book-to-price; B/P) が高い銘柄はバリュー株、 E/P や B/P が低い銘柄はグロース株とよばれる。バリュー株の平均的な将来リターンがグロース株より高くなる現象はバリュー株効果またはバリュープレミアムとよばれ、Fama and French (1992) 以降は B/P に基づくバリュー株が特に注目されてきた。このバリュー株効果は、日本を含む多数の国の株式市場で観察されている (Chan et al., 1991; Fama and French, 2012)。他方で株式投資の実務では、バリュー株の中にも将来の株価が上昇しないケース（いわゆるバリュートラップ）が存在することへの注意喚起も行われている（たとえば、吉野, 2015, p.198）。

では、なぜバリュー株効果やバリュートラップが生じるのであろうか。2.1 節で詳述するように、既存研究は企業のキャッシュフローや投資家の行動に注目し、リスクやミスプライシングの観点からバリュー株効果を論じてきた。しかし、 E/P の分子である純利益や B/P の分子である株主資本は、キャッシュフローだけでなく会計処理の影響も受ける。その影響は既存研究で見落とされてきた。

他方で Penman et al. (2018) や Penman and Reggiani (2018) は、会計処理やそれを規定する会計原則の観点から、バリューストック効果やバリュートラップが生じる理由を説明している。会計上の保守主義の原則や実現原則のもとで、リスクの高い事業投資（研究開発や広告宣伝など）は即時に費用化される一方で、投資のリスクが解消されるまで収益の計上は延期される。彼らは、このような保守的な会計処理の影響により、事業リスクが高い企業では翌期の期待株主資本利益率（ROE）が低くなる一方で、2期先以降の期待利益成長率は高くなり、期待した成長が実現しないリスクも高くなると主張した。ROEは E/P に B/P の逆数を乗じたものであるから、事業リスクが高く期待ROEが低い企業では、期待 E/P を所与とすると B/P が高くなる。それゆえに彼らは、高 B/P 銘柄（バリューストック）は低 B/P 銘柄（グロースストック）と比べて事業リスクが相対的に高く、リスクに見合った期待リターンが実現する結果として、将来リターンの平均値やばらつきは大きくなると考えたのである。米国企業を対象とした実証分析により、彼らは上記の会計的説明を支持する証拠を得ている。

しかし、Penman et al. (2018) や Penman and Reggiani (2018) のリサーチデザインには改善の余地がある。彼らは、当期の実績利益（具体的には税引後経常利益）を翌期の期待利益（期待 E/P の分子）の代理変数としている。つまり、当期の実績利益がそのまま持続すると投資家が期待することを仮定している。こうしたシンプルな仮定は現実妥当性を有さず、期待利益を適切に捉え切れていないのではないかという問題を想起させる¹⁾。他方で、日本では米国と異なり、大多数の上場企業で経営者による予想利益が公表されている。したがって、それを期待利益の代理変数とすることで、サンプル選択バイアスの問題を回避しながら、変数の測定誤差による影響を軽減することができると考えられる。そこで本稿では、日本企業の経営者予想利益を活用しながら、主に Penman and Reggiani (2018) と同種の実証分析を行い、彼らの説明が日本の株式市場にも当てはまるか否かを検証する。

本稿の特徴は次の3点である。第1に、日本市場における1980~2017年の長期データを用いた実証分析により、バリューストック効果に対する会計的説明と整合する証拠を得ている。本稿では Penman and Reggiani (2018) と同様に、 E/P を所与として B/P が高くなるほど、2期先の利益成長率の平均値やリスク指標も高くなる傾向があることを発見した。つまり、いわゆるバリューストックは一般に、成長性が相対的に低い割安な銘柄だと見られがちであるが、実際には期待利益成長率が平均的に高く、期待した利益成長が実現しないリスクも高い銘柄だといえる。上記の発見事項は、バリューストック効果の会計的説明を支持する結果が日本市場にも一般化できることを示している。本稿の証拠は、米国と会計原則は類似している一方で、他の制度的環境が大きく異なる日本で得られたものであるから、米国の実証結果が会計原則以外の要因から生じた可能性を排除するためにも役立つと考えられる。

第2に、期待 E/P の分子として実績利益よりもむしろ経営者予想利益を用いることで、バリューストック効果に対する会計的説明とより首尾一貫した証拠が得られることを示している²⁾。Penman et al. (2018) は E/P と期待株式リターンとの間に正の関係を想定しているが、日本市場で実績利益を用いて E/P を計算すると、平均リターンとの間に単調増加の関係は見られない。他方で経営者予想利益を用いると、想定どおりの関係が明確に観察される。また Penman et al. (2018) は、期待利益成長率が高いときに B/P の将来リターン予測能力も高くなる（期待利益成長率がゼロに近づくと B/P の将来リターン予測能力は低下する）と論じている。実績利益ではなく経営者予想利益に基づく E/P を利用することで、その議論とも整合する結果を得ることができる。こうした結果は、本稿が期待 E/P を適切に測定して、先行研究よりも分析の妥当性を高めたことを示唆している。

第3に、ROEの分子をフリー・キャッシュ・フロー（FCF）と会計発生高に分解した独自の分析を行い、Penman et al. (2018) の主張を補強する証拠を得ている。本稿では、 B/P が高くなるほど翌期の

会計発生高が押し下げられ、低 E/P かつ高 B/P の銘柄群では会計発生高や ROE の平均値が負になることを発見した。他方で、高 B/P 群で FCF が悪化する傾向はなかった。したがって、バリュー企業の低 ROE は保守的な会計処理に起因するといえる。現行の会計原則のもとでは、事業リスクの高い企業が保守的な会計処理を行って会計発生高（ひいては ROE ）を低下させるから、上記の発見事項はバリュー株の高リターンが事業リスクに見合った報酬であることを裏付けている。

以下、本稿の構成は次のとおりである。第2節では先行研究を概観したうえで、会計原則に組み込まれたリスクの考え方に基づいてバリュー株効果の説明を試みた Penman et al. (2018) に注目し、彼らの研究フレームワークに基づく仮説を明示する。第3節では仮説の検証方法とデータについて説明し、第4節で実証分析の結果を提示する。第5節で結論と今後の展望を述べる。

2 先行研究のレビューと仮説の設定

2.1 バリュー株効果の理由に関するファイナンス研究

バリュー株効果が生じる理由を説明した研究は、リスクに応じた合理的価格付けを前提としたものと、投資家の非合理的行動によるミスプライシングを前提としたものに大別される³⁾。

リスクの観点から説明を行った研究の代表例は Fama and French (1995) である。彼らは、高 B/P 群の平均 ROE が低 B/P 群より低いという結果に基づき、高 B/P 銘柄は財務困窮リスクの高い企業であり、バリュー株効果はリスクに応じた合理的価格付けに起因すると述べた。Campbell and Vuolteenaho (2004) は、市場ポートフォリオのリターンをキャッシュフロー (CF) ニュースと割引率ニュースに分解し、バリュー株はグロース株よりも CF ニュースへの感応度が高いことを示した。Zhang (2005) は、バリュー株に該当する企業は多額の設備を保有し、不況期に設備削減のための大きなコストに直面するから、リスクや期待リターンが高くなっていると論じた⁴⁾。

ミスプライシングを前提とした研究には Lakonishok et al. (1994) がある。彼らは、過去の成長率に投資家が過剰反応する（将来もその成長率が持続すると考える）から、バリュー株は過小評価され、グロース株は過大評価されていると解釈した。Ali et al. (2003) は裁定の限界、Daniel and Titman (2006) は過去の成長率とは別のニュース（財務諸表外の情報）に対する投資家の過剰反応、Jiang (2010) は機関投資家のハーディング行動のために、ミスプライシングが生じていると主張した⁵⁾。

しかし上記のような研究では、会計処理が E/P や B/P の数値自体に与える影響に対して、十分な注意が払われてこなかった。たとえば Fama and French (1995) は、高 B/P 銘柄の ROE が低いことを踏まえて財務困窮リスクに基づく解釈を提示した。しかし ROE や E/P の分子である純利益は、企業が生み出すキャッシュフローだけでなく、どのような会計処理が行われるかにも影響を受ける。 B/P の分子かつ ROE の分母である株主資本についても同様である。したがって、バリュー株効果が生じる理由を理解するためには、企業のキャッシュフローや投資家の行動に注目した議論だけでなく、会計処理やそれを規定する会計原則の観点からの議論も必要であると考えられる。

なお、既存のファイナンスの文献でも、企業価値評価モデルの分子（キャッシュフロー）と会計原則の関係については広く議論されている。たとえば Brealey et al. (2011, 訳書上巻 p.494) は、研究開発投資の即時費用化などを要求する現行の会計原則が、キャッシュフローの予測や評価を困難にしていると述べている。他方で、企業価値評価モデルの分母（リスクに見合った期待リターン）と会計原則の関係に注目した研究は少ない⁶⁾。Penman et al. (2018) は後者の数少ない研究の1つである。彼らは、

現行の会計原則にリスクの考え方が組み込まれていることを指摘し、その観点からバリューストック効果の説明を試みている。以下の2.2節では、Penman et al. (2018)の議論を詳しく取り上げる。

2.2 会計原則の観点から見たバリューストック効果

2.2.1 クリーンサープラス関係のもとでの期待株式リターン

Penman et al. (2018)は、 E/P や B/P が株式リターンに影響を及ぼす理由を検討するため、株式リターンの定義式とクリーンサープラス関係 (clean surplus relation; CSR) を出発点とした⁷⁾。CSRを前提とすれば、翌期 ($t+1$ 期) の配当は、 $D_{t+1} = NI_{t+1} - (B_{t+1} - B_t)$ と書ける。ただし、 NI_{t+1} は $t+1$ 期の純利益、 B_t は t 期末の株主資本簿価を表す。この式を翌期の株式リターンの定義式に代入し、両辺の期待値をとると、翌期の期待株式リターンは次のように表現される。

$$\begin{aligned} E_t(R_{t+1}) &\equiv E_t \left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1} - P_t}{P_t} \right) \\ &= \frac{E_t(NI_{t+1})}{P_t} + \frac{E_t(P_{t+1} - B_{t+1}) - (P_t - B_t)}{P_t} \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 $E_t(\cdot)$ は時点 t の情報集合に基づく期待値、 P_t は時点 t の株価を表す。

なお、 P_t は $t+1$ 期以降の期待利益を割り引いて算出される一方で、 $E_t(P_{t+1})$ は $t+2$ 期以降の期待利益を割り引いて求められる。したがって、 $E_t(P_{t+1} - B_{t+1}) - (P_t - B_t)$ の大きさは、 $t+1$ 期から $t+2$ 期以降への期待利益成長率の高さを反映していることがわかる⁸⁾。したがって翌期の期待株式リターンは、翌期の期待株式益回りと、2期先以降の期待利益成長の観点から説明できるのである。

2.2.2 B/P が期待株式リターンと関連性をもつための条件

次に Penman et al. (2018) は、 B/P が期待リターンと関連性をもつための条件を議論した。まず、全面時価会計のもとでは、 $B_t = P_t$ かつ、すべての s に関して $E_t(B_{t+s}) = E_t(P_{t+s})$ が成り立つ。そのときには $E_t(P_{t+1} - B_{t+1}) = P_t - B_t = 0$ となるから、(1)式より、期待リターンは翌期の期待株式益回り $E_t(NI_{t+1})/P_t$ と等しくなる。この場合、(1)式の右辺第2項はゼロであり、 B/P は期待リターンと関連性をもたない。したがって、 B/P が期待リターンと関連性をもつためには、全面時価会計ではない会計 (つまり、株主資本の簿価と時価が異なる会計) が前提となる。

しかし、株主資本の簿価と時価が異なる場合でも、2期先以降の期待利益成長がゼロのときには、 B/P は期待リターンと結びつかない。株式価値評価で広く使われている残余利益モデルに基づいてこの点を確認しよう⁹⁾。フルペイアウト (すべての τ に関して $E_t(NI_{t+\tau}) = E_t(D_{t+\tau})$) と、期待利益成長ゼロ (すべての τ に関して $E_t(NI_{t+\tau}) = E_t(NI_{t+1})$) を仮定し、時間を通じて一定の期待リターンを r と書くと、

$$\begin{aligned} E_t(P_{t+\tau} - B_{t+\tau}) &= \sum_{s=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^s} E_t(NI_{t+\tau+s} - r \cdot B_{t+\tau+s-1}) \\ &= \sum_{s=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^s} E_t(NI_{t+1} - r \cdot B_t) \\ &= P_t - B_t \end{aligned}$$

である。すなわち、 $E_t(P_{t+\tau} - B_{t+\tau})$ は每期一定であり、(1)式の右辺第2項はゼロになる。この場合も B/P は期待リターンと関連性をもたず、 E/P が期待リターンの情報を伝達する¹⁰⁾。

また、リスクやリターンと無関係な成長が期待される場合も、 B/P は期待リターンと結びつかない。たとえば、 $t+1$ 期から $t+2$ 期へと利益の認識を単純にシフトした場合を考える。その場合、(1)式の左辺（リスクに見合った期待株式リターン）は影響を受けない。(1)式の右辺については、 $E_t(NI_{t+1})$ が減少し、CSR のもとで同額だけ $E_t(B_{t+1})$ も減少するために $E_t(P_{t+1} - B_{t+1})$ は増加する一方で、分母の P_t は影響を受けない。したがって、 B/P も期待リターンも変化しない。

以上の議論より、 B/P が期待リターンと関連性をもつためには、株主資本の簿価と時価が異なる会計のもとで、2期先以降の期待利益成長が生じて、かつ、その成長がリスクを伴うことが必要になると考えられる。

2.2.3 現行の会計原則が E/P と B/P や期待利益成長とそのリスクに及ぼす影響

そして Penman et al. (2018) は、リスクを伴う期待利益成長を生じさせる要因として、現行の会計原則における2つの特徴に注目した。第1の特徴は、収益認識における実現原則である。事業投資の成果の不確実性（すなわち、事業リスク）が存在する状況では、リスクが解消されるときまで収益の認識は延期され、利益の計上は遅れることになる。第2の特徴は、一般原則の1つである保守主義の原則である。成果の不確実性が特に高い投資（研究開発や広告宣伝など）の即時費用化がその適用例とされる。これらの原則に従って会計処理が行われる状況下で、翌期に行う事業投資のリスクが高い場合には、翌期に収益の繰延べや費用の早期計上が生じるから、翌期の期待利益や期待 ROE は低下する。なお、期待 ROE が低い（すなわち、 B_t を $E_t(NI_{t+1})$ で除した比率が高い）企業では、以下の関係式より、期待 E/P を所与とすると B/P が高くなる。

$$\frac{B_t}{P_t} = \frac{B_t}{E_t(NI_{t+1})} \times \frac{E_t(NI_{t+1})}{P_t}$$

したがって事業リスクが高い企業では、翌期の期待 ROE が低下することにより、期待 E/P を所与とした場合の B/P が高くなると考えられる。さらに、上記の事業リスクが投資家にとって分散不可能であり、市場で効率的に価格付けられる（すなわち、リスクに見合った平均リターンが得られる）ことを前提とするならば、以下の仮説が得られる。

仮説1：期待 E/P を所与として B/P が高いほど、翌期の平均リターンも高い。

仮説1の特徴は、 E/P と B/P を同時に用いることの必要性を強調する点にある。Fama and French (1992) 以降の研究や実務では、 B/P 単独でのリターン予測能力が大きな関心を集めてきた。他方で会計原則に基づく議論からは、 E/P を所与としたうえで、 B/P が追加的なリターン予測能力をもつという主張が行われることになる。

次に、2期先以降の利益について考える。翌期に収益の繰延べや費用の早期計上を行い、期待 E/P を所与として B/P が高くなる企業では、2期先以降に収益が実現するとともに、即時費用化した投資についての償却費負担が生じないから、2期先の期待利益成長率は高くなるであろう。ただし、早期費用処理の対象となる投資（研究開発や広告宣伝など）は成果のばらつきが大きい。つまり、2期先以降に多額の収益を生み出すこともあれば、収益を全く生み出さないこともあるといえる。したがって、以下の仮説が導かれる。

仮説2：期待E/Pを所与としてB/Pが高いほど、2期先の期待利益成長率が高い一方で、その成長が実現しないリスクも高い。

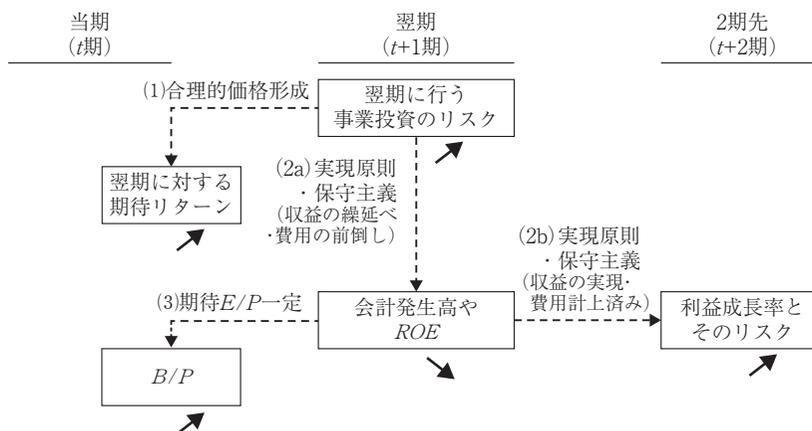
仮説2の議論に基づけば、高B/P銘柄は悪環境期に対する感応度が大きいといえる。研究開発や広告宣伝の失敗といったショックを受けて、事前に期待した利益成長が実現しないことがわかったときには、大きな負の期待外リターンが生じて、バリュートラップとよばれることになるであろう。

上記の仮説1と仮説2は、Penman et al. (2018) や Penman and Reggiani (2018) で検証されている¹¹⁾。本稿ではそれらに加えて、会計発生高(すなわち、利益とキャッシュフローの差額)に関する仮説も独自に検証する。Givoly and Hayn (2000) が指摘しているように、保守的な会計処理は会計発生高を押し下げる効果をもつ。たとえば、当期末に現金を支払って設備を購入し、その設備を資産計上する(かつ、他の取引はないと仮定する)と、当期の利益はゼロであるがキャッシュフローは負になるから、会計発生高は正となる。他方で同様の設備投資に対し、全額を即時に費用化するという保守的な会計処理を適用すると、当期の利益もキャッシュフローも負になり、会計発生高はゼロとなるわけである。したがって、ROEの分子である純利益をキャッシュフローと会計発生高に分解すると、高い事業リスクのもとで保守的な会計処理を行うために翌期の期待ROEが低下する(期待E/Pを所与としてB/Pが高くなる)企業では、翌期のキャッシュフロー/株主資本比率よりもむしろ会計発生高/株主資本比率が押し下げられるはずである。よって、以下の仮説が得られる。

仮説3：期待E/Pを所与としてB/Pが高いほど、翌期の会計発生高/株主資本比率の期待値は低い。

仮説3は、財務困窮リスクに基づく説明の帰結とは対照的であると思われる。たとえばAsquith et al. (1994) は、キャッシュフローの悪化が財務困窮状態の引き金になると論じている。したがって、バリュー株効果が財務困窮リスクに起因するのであれば、B/Pが高いほど、キャッシュフロー/株主資本比率が低くなると考えられる。高B/P銘柄において、キャッシュフローと会計発生高のどちらが低くなっているのかを検証することは、財務的困窮による説明と会計的説明のどちらの方がバリュー株効果の実態と首尾一貫しているのかを明らかにすることにもつながるであろう。

図1 Penman et al. (2018) で想定されている関係



(出所) 小野 (2018, p.35) を一部修正。

以上、2.2.3 節の議論を整理すると、図 1 のようになる。まず、(1)投資家による合理的価格形成のもとでは、事業リスクが高くなるほど、期待株式リターン（ひいては将来の平均実現リターン）も高くなるはずである。そして、(2)会計上の実現原則や保守主義の原則に従えば、事業リスクが高い企業における翌期の会計発生高や ROE の期待値は低くなり、2 期先の期待利益成長率やその成長が実現しないリスクは高くなると考えられる。また、(3) B/P は E/P に ROE の逆数を乗じたものであるから、翌期の期待 ROE が低い企業では、期待 E/P を所与とすると B/P が高くなる。(1)から(3)までの議論に基づき、高 B/P 銘柄（バリュー株）に関する 3 つの仮説が導出されている。次節以降では日本企業のデータを用いた実証分析を行い、これらの仮説が成り立つか否かを検証する。

3 検証方法及びデータ

3.1 経営者予想利益を用いた仮説検証手続き

3 つの仮説を検証するにはまず、 $t+1$ 期の期待利益（すなわち、期待 E/P の分子）の代理変数として何を用いるかが問題となる。Penman による一連の研究では、 t 期の実績税引後経常利益 (OI_t) が使われている。しかし、赤字企業の多くは一時的であり、損失の持続性が低いことは広く知られている（たとえば、Lawrence et al., 2018）。したがって、 t 期の実績利益が負である企業に対し、その利益額が $t+1$ 期もそのまま持続すると投資家が期待するとは考えにくい。また、損失を計上する企業は毎年一定数存在するであろうから、当該企業群に関する変数の測定誤差が全体サンプルでの分析結果に及ぼす影響も懸念される。実際、日本経営財務研究学会 Web-site に公開される補論（Web 補論）の第 D 節では、 OI_t/P_t が負になる銘柄が年平均で約 13.6% 存在することを示している。また、当該銘柄群では、 OI_t/P_t が小さな正の値であった銘柄群よりも将来リターンの平均値が大きくなる傾向があった。以上の結果は、 t 期の実績利益が負である企業群の中に、 $t+1$ 期の期待利益（ひいては $t+1$ 期の実績利益）が大きな正の値をとる企業が少なからず含まれるという見方と整合的である。したがって、 t 期の実績税引後経常利益が $t+1$ 期の期待利益の適切な代理変数であるとは言い難い。

また、Penman and Reggiani (2013, p.1032) は「分析対象範囲を広げるだけでなく、アナリスト予想におけるバイアスやノイズの問題を回避する」点で、予想利益ではなく実績利益を用いる強みがあると述べている。しかし、米国と異なり日本では、大多数の上場企業で経営者による予想利益が公表されている。したがって、実績利益でなく経営者予想利益を用いた場合でも分析対象銘柄数はほとんど減少しないから、サンプル選択バイアスの問題は生じないといえる。さらに日本では、経営者予想利益の価値関連性が高く、経営者予想利益はアナリストが利益予想を行う際の基礎となっている (Ota, 2010; 太田, 2002)。以上の議論より、日本市場における期待利益の代理変数としては、経営者予想利益を用いることが適切であると考えられる。

そこで本稿の第 4 節では、6 月末時点で入手可能な予想純利益を分子とした $E/P (FNI_{t+1}/P_t)$ を使用し、仮説の検証結果を提示する。ただし、 OI_t/P_t を用いた場合の検証結果も Web 補論の第 D 節で確認しておくことにする。なお、本稿では純利益とのクリーンサープラス関係を前提とするため、 B/P の分子や ROE の分母として、純資産や自己資本でなく株主資本を用いる。

具体的な検証手続きとしてはまず、 E/P に基づいて年度ごとに企業を順位付けし、その順位に従って五分位ポートフォリオを構築する¹²⁾。その後、 B_t/P_t の年度内順位でさらに五分割して、 5×5 の 25 ポートフォリオを作成する。これらのポートフォリオの構築時期は毎年 6 月末とする¹³⁾。そして

各ポートフォリオにおいて、翌1年間に実現した株式リターンの平均値を確認する。また、2期先の利益成長率や翌期の会計発生高/株主資本比率についても、事後的に実現した平均値が事前の期待値を暗示していることを仮定し、各ポートフォリオにおける平均値を計算する。利益成長率については、標準偏差をはじめとしたリスク指標も算出する。以上のポートフォリオ分析により、 E/P を所与として B/P が高くなるほど、平均リターンが高くなる一方で、利益成長率の平均値やリスク指標も高くなり、会計発生高/株主資本比率の平均値は低くなるか否かを検証する。なお、 E/P とは無関係に、 B/P の年度内順位のみで五分位ポートフォリオを構築した場合の結果も併せて提示する。

結果変数(被説明変数)の測定方法は以下のとおりである。仮説1の検証では、等加重平均リターン、6月末の時価総額で重み付けした時価加重平均リターンの2種類を用いる。仮説2で注目する2期先の純利益成長率($GrNI_{t+2}$)は、Penman et al. (2018) などと同様に次の方法で計算する。

$$GrNI_{t+2} = \frac{NI_{t+2} - NI_{t+1}}{(|NI_{t+2}| + |NI_{t+1}|) \div 2}$$

この指標は-2から2までの範囲をとる。純利益(NI_{t+1})が負または極端に小さな値でも適切な成長率が算出されるように、分母では利益額の絶対値を用いる。純利益成長率のリスク指標としては、Penman and Reggiani (2018) で取り上げられた3つを採用する。第1の指標は標準偏差、第2の指標は十分位範囲(90パーセンタイルと10パーセンタイルの差)である。さらに、市場で価格付けられる分散不可能なリスクに該当するか否かを検証するため、第3の指標として各ポートフォリオの利益成長率ベータ(市場全体の利益成長に対する各ポートフォリオの利益成長の感応度)も算定する。具体的には、時系列データを用いた以下の回帰モデルから係数 β の推定値を入手する。

$$PortGrNI_{t+2} = \alpha + \beta MktGrNI_{t+2} + \varepsilon_{t+2}$$

ただし、 $PortGrNI_{t+2}$ は各ポートフォリオにおける純利益成長率の年度別中央値、 $MktGrNI_{t+2}$ は本稿の分析で用いた全企業の純利益成長率の年度別中央値である。仮説3で観察する会計発生高の具体的な指標としては、純事業資産の期中変化額(ΔNOA_{t+1})を用いる。また、Dechow et al. (2008)と同様に、 NI_{t+1} から ΔNOA_{t+1} を差し引いてフリー・キャッシュ・フロー(FCF_{t+1})を求める¹⁴⁾。 $NI_{t+1} = FCF_{t+1} + \Delta NOA_{t+1}$ となるから、翌期のROE(NI_{t+1}/B_t)を FCF /株主資本比率(FCF_{t+1}/B_t)と会計発生高/株主資本比率($\Delta NOA_{t+1}/B_t$)に分解し、両方の比率の平均値に注目する。なお、各変数の詳細な定義は次頁の表1に記載している。

3.2 データの入手とサンプルの抽出

分析に必要な実績財務データは、日本経済新聞社デジタルメディア局のNEEDS日経財務データDVD版より入手した。予想利益や予想配当は、金融データソリューションズの日本上場企業日次財務データから取得した¹⁵⁾。株式リターンや時価総額などの市場関連項目は、金融データソリューションズの日本株式日次リターンデータから取得した。なお、個別本決算と連結本決算の予想利益が両方入手できる場合は、連結ベースの予想利益や実績財務データを優先的に採用した。

ポートフォリオの構築時期(t)は1980~2017年であり、サンプルの抽出要件は次のとおりである。(1)各年6月末時点でいずれかの証券取引所に上場している一般事業会社(金融業を除く)、(2)3月決算企業、(3)当期(t 年3月期)と翌期($t+1$ 年3月期)の会計期間が12ヶ月であり、6月末時点で公

表1 分析に用いる変数の定義

変数名	定義と算定方法
R_{t+1}	6月末から翌1年間の配当込みバイ・アンド・ホールド・リターン
OI_t/P_t	実績税引後経常利益に基づく E/P $= (t \text{ 期の親会社株主に帰属する当期純利益} - \text{特別利益} + \text{特別損失})$ $\div 6 \text{ 月末時点の株式時価総額}$
FNI_{t+1}/P_t	予想純利益に基づく E/P $= 6 \text{ 月末時点で入手可能な最新の予想純利益}$ $\div 6 \text{ 月末時点の株式時価総額}$
B_t/P_t	t 期末の株主資本 $\div 6$ 月末時点の株式時価総額
$GrNI_{t+2}$	$t+2$ 期における親会社株主に帰属する当期純利益の成長率 $= [NI_{t+2} - NI_{t+1}] \div [(NI_{t+2} + NI_{t+1}) \div 2]$
ROE_{t+1}	$t+1$ 期の親会社株主に帰属する当期純利益 $\div t$ 期末の株主資本
FCF_{t+1}/B_t	$t+1$ 期のフリー・キャッシュ・フロー $\div t$ 期末の株主資本 $= (NI_{t+1} - \Delta NOA_{t+1}) \div B_t$
$\Delta NOA_{t+1}/B_t$	$t+1$ 期の純事業資産の期中変化額 $\div t$ 期末の株主資本
NOA_t	t 期末の純事業資産 $= t$ 期末の事業資産 $- t$ 期末の事業負債 なお、純事業資産の算出方法を日経 NEEDS の項目コードで表せば次のとおりである。 純事業資産 $=$ 事業資産 $-$ 事業負債 $=$ [資産合計 (B01110) $-$ 現金・預金 (B01022)] $-$ [負債合計 (C01082) $-$ 短期借入金・社債合計 (C01026) $-$ リース債務 (C01035 + C01064) $-$ 長期借入金・社債・転換社債 (C01058)]
$Size_t$	6月末時点の株式時価総額 (単位: 百万円) の自然対数
$Beta_t$	6月末までの過去 60 ヶ月間 (少なくとも 24 ヶ月間) の株式リターンから計算された市場ベータ値
FD_{t+1}/P_t	予想配当に基づく D/P $= 6 \text{ 月末時点で入手可能な最新の1株当たり予想配当 (範囲予想の場合は下限値を採用)}$ $\div 6 \text{ 月末時点の株価}$

表されている翌期の予想純利益, 当期の実績純利益, 当期末の株主資本簿価, 及び6月末の株式時価総額が入手可能, (4)当期末の株主資本が正, (5) OI_t/P_t と FNI_{t+1}/P_t の絶対値が1未満, である。(1)で106,953社・年が抽出されたが, (2)で33,173社・年, (3)で1,396社・年, (4)で592社・年, (5)で176社・年が除外され, 最終サンプルは71,616社・年となった¹⁶⁾。

3.3 記述統計量

次頁の表2は, 1980~2017年のデータをプールして各変数の記述統計量を計算した結果を示している¹⁷⁾。1962~2013年の米国企業のデータ (Penman et al., 2018, Table 1) と比べると, 日本では, 株式リターンの平均値や標準偏差が小さい, B/P の平均値が高いといった特徴がある。また, OI_t/P_t , FNI_{t+1}/P_t , ROE_{t+1} のパーセンタイル値を見ると, 実績税引後経常利益や実績純利益は10%以上の企業が赤字である一方で, 予想純利益が赤字になる企業は5%に満たないことがわかる。

4 実証結果

4.1 主要な結果

4.1.1 E/PやB/Pと翌期の平均リターンとの関連性

本節では, 仮説1(期待 E/P を所与として B/P が高いほど, 翌期の平均リターンも高い)の検証を行う。そのために, 3.1節で述べた方法で分位ポートフォリオを作成し, 各ポートフォリオの平均リターンを確認する。

表2 記述統計量

	R_{t+1}	$\frac{OI_t}{P_t}$	$\frac{FNI_{t+1}}{P_t}$	$\frac{B_t}{P_t}$	$GrNI_{t+2}$	ROE_{t+1}	$\frac{FCF_{t+1}}{B_t}$	$\frac{\Delta NOA_{t+1}}{B_t}$	$Size_t$	$Beta_t$	$\frac{FD_{t+1}}{P_t}$
p1	-0.643	-0.367	-0.109	0.063	-2.000	-0.628	-1.390	-1.211	6.799	-0.166	0.000
p5	-0.473	-0.091	0.001	0.161	-2.000	-0.187	-0.529	-0.387	7.519	0.110	0.000
p10	-0.379	-0.019	0.009	0.241	-1.697	-0.064	-0.298	-0.206	7.948	0.260	0.000
p25	-0.195	0.016	0.022	0.422	-0.430	0.017	-0.095	-0.060	8.750	0.556	0.006
p50	0.018	0.041	0.043	0.748	0.052	0.052	0.015	0.031	9.813	0.914	0.012
p75	0.263	0.077	0.073	1.284	0.438	0.095	0.102	0.145	11.052	1.278	0.021
p90	0.584	0.122	0.107	1.963	1.522	0.153	0.236	0.345	12.353	1.607	0.029
p95	0.852	0.158	0.133	2.464	2.000	0.211	0.391	0.569	13.163	1.820	0.035
p99	1.754	0.273	0.198	3.641	2.000	0.439	1.090	1.355	14.471	2.352	0.048
平均値	0.090	0.040	0.049	0.961	0.003	0.041	-0.011	0.048	9.996	0.933	0.015
標準偏差	0.525	0.102	0.059	0.764	1.022	0.162	0.388	0.406	1.706	0.539	0.015
観測値数	70,708	71,616	71,616	71,616	69,119	70,722	68,464	68,464	71,616	67,803	68,929

(注) 各パーセンタイル値、平均値、標準偏差は1980年から2017年までのデータをプールした後で計算したものである。 R は株式リターン、 P は株価、 OI は税引後経常利益、 FNI は予想純利益、 B は株主資本、 $GrNI$ は純利益成長率、 ROE は株主資本純利益率、 FCF はフリー・キャッシュ・フロー、 ΔNOA は会計発生高(純事業資産の期中変化額)、 $Size$ は株式時価総額、 $Beta$ は市場ベータ値、 FD は予想配当金を表す。 ROE_{t+1} 、 FCF_{t+1}/B_t 、 NOA_{t+1}/B_t の統計量に関しては、年度ごとに上下1%で置換を行った後で求めた値を記載している。変数の詳細な定義は表1を参照のこと。

表3 翌期の予想E/Pや当期末のB/Pと翌期の平均リターンとの関連性

パネルA：翌1年間の株式リターン R_{t+1} に関する年度別単純平均値の時系列平均 (単位：%)

E/P のみで分割						H-L	t -stat.
	Low E/P	2	3	4	High E/P		
	7.69	8.07	10.30	12.42	16.68	8.99	3.52
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P	
Low B/P	6.72	1.53	6.24	8.88	11.95	17.66	
2	9.61	3.52	5.75	7.90	10.64	15.44	
3	10.80	8.19	7.81	9.58	10.83	15.24	
4	12.32	11.97	8.51	11.12	13.67	15.69	
High B/P	15.74	13.38	12.04	14.02	15.03	19.37	
H-L	9.02	11.85	5.79	5.14	3.08	1.71	
t -stat.	4.60	4.22	2.22	2.16	1.29	0.74	

パネルB：翌1年間の株式リターン R_{t+1} に関する年度別時価総額加重平均値の時系列平均 (単位：%)

E/P のみで分割						H-L	t -stat.
	Low E/P	2	3	4	High E/P		
	4.00	6.42	8.04	9.24	15.52	11.53	3.22
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P	
Low B/P	2.58	0.99	3.64	4.28	5.77	12.68	
2	7.50	1.93	6.24	8.60	9.02	14.85	
3	9.80	11.80	6.98	9.92	11.51	15.22	
4	11.09	9.56	8.85	9.98	12.87	15.86	
High B/P	14.87	14.42	9.59	12.52	15.17	17.74	
H-L	12.29	13.43	5.95	8.24	9.40	5.06	
t -stat.	3.82	2.73	2.18	2.59	3.28	1.47	

(注) All列は B_t/P_t の年度内順位に基づいて作成した五分位ポートフォリオの結果である。Low E/P から High E/P までの列は、予想純利益に基づく E/P (FNI_{t+1}/P_t) の年度内順位に基づいて五分位ポートフォリオを作成した後、さらに各ポートフォリオを B_t/P_t の年度内順位に基づいて五分割したものである。 t -stat. は、HighポートフォリオとLowポートフォリオ間での平均値の差の検定に関する t 値である。具体的には、年度ごとに株式リターンの平均値の差を計算した後、その差の時系列平均を時系列標準誤差で割ること(つまり、Fama and MacBeth (1973)の方法)で t 値を求めている。

検証結果は表3に示したとおりである。パネルAは等加重平均リターン、パネルBは時価加重平均リターンに関する結果である。まず、 B/P のみで順位付けを行った場合の結果(All列)を見ておこう。 B/P が高いほど翌1年間の平均リターンも高くなり、High B/P 群とLow B/P 群における平均リターンの差($H - L$)は正で統計的に有意である。この結果より、 B/P 単独で識別したバリュー株のプレミアムが2017年以前の日本市場で存在したことを確認できる。

E/P のみで分割した場合の結果を見ると、Low E/P 群からHigh E/P 群にかけて平均リターンが単調に増加している。この結果は2.2.1節の(1)式と首尾一貫している。各 E/P 列を見ると、 E/P を所与として B/P が高いほど平均リターンも高くなる傾向が見られる。この結果は仮説1を支持している¹⁸⁾。特に、Low E/P 列ではHigh B/P 群とLow B/P 群の差($H - L$)が極めて大きな正の値となっており、 B/P 単独で識別したバリュー株のプレミアムにはLow E/P 群が大きく寄与しているといえる。他方で、High E/P 列では $H - L$ が統計的に有意ではない。High E/P 列については、4.1.2節で利益成長率に関する結果も見ながら議論する。

4.1.2 E/P や B/P と2期先の利益成長率との関連性

本節では、仮説2(期待 E/P を所与として B/P が高いほど、2期先の期待利益成長率が高い一方で、その成長が実現しないリスクも高い)を検証する。そのため表3と同様の方法でポートフォリオを構築し、2期先の純利益成長率の平均値やリスク指標を算出する。

次頁の表4のパネルAは平均値、パネルBは標準偏差、パネルCは十分位範囲に関する結果を示している。All列や各 E/P 列を見ると、(High E/P 列を除けば) B/P が高いほど利益成長率の平均値が高くなり、標準偏差や十分位範囲も大きくなる傾向があるといえる¹⁹⁾。この結果は仮説2と整合的である。さらにパネルDでは、(High E/P 列を除いて)各列で B/P が高いほど、利益成長率ベータも高いという傾向が観察される。したがって、高 B/P 銘柄において期待した利益成長が実現しないリスクは分散不可能であり、市場で価格付けられると解釈できる²⁰⁾。

なお、High E/P 群では利益成長率の平均値や標準偏差が小さく、High E/P 列ではLow B/P 群を除いて(B/P に基づく第2五分位から第5五分位にかけて)利益成長率の平均値や標準偏差の分位間格差が小さいことも注目に値する。もし、2期先の純利益成長率の平均値が事前の期待値を適切に代理しているならば、表4のパネルAとBの結果よりHigh E/P 群では期待利益成長率がゼロに近く、銘柄間での期待利益成長率のばらつきも小さいと解釈できる。そして2.2.2節の議論より、期待利益成長率がゼロに近づくと、 B/P と期待株式リターン(ひいては将来の平均リターン)との関連性は弱くなると考えられる。表3のHigh E/P 列における結果は以上の議論と整合的である。

4.1.1節と4.1.2節の主な結果を要約すると、 B/P が高い銘柄は翌1年間の平均リターンが高い(表3)一方で、2期先の利益成長率の平均値が高く(表4のパネルA)、その成長が実現しないリスクも高い(表4のパネルB、C、D)といえる。特に、低 E/P 群(期待利益成長率が非常に高いグループ)では、 B/P とリスクや平均リターンとの間に強い正の関連性が見られる。これらの証拠はバリュー株効果に対する会計的説明と整合的であり、日本市場のバリュー株効果はリスクに見合った報酬であると解釈できる。また、事前に期待した高い利益成長率が実現しないことが判明したら、高い期待リターンを打ち消すほどの大きな負の期待外リターンが生じる結果として、価格上昇が起きずにバリュートラップとよばれることになるであろう。以上のように、日本市場における B/P の将来リターン予測能力は、リスクに応じた合理的価格付けの観点からも説明可能であると考えられる。

表4 翌期の予想 E/P や当期末の B/P と 2 期先の利益成長率との関連性

パネル A : 2 期先の純利益成長率 $GrNI_{t+2}$ に関する年度別中央値の時系列平均 (単位 : %)								
E/P のみで分割		Low E/P	2	3	4	High E/P	H-L	t -stat.
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P		
Low B/P	2.29	15.39	1.86	-2.21	-2.30	-15.59		
2	2.88	24.34	5.06	0.31	-1.32	-3.77		
3	4.48	47.47	7.70	2.80	-0.17	-5.26		
4	3.75	46.57	10.22	1.56	2.17	-4.49		
High B/P	7.11	57.33	17.23	5.19	3.71	-2.26		
H-L	4.82	41.94	15.37	7.40	6.00	13.34		
t -stat.	2.24	5.36	3.12	2.37	2.57	4.50		

パネル B : 2 期先の純利益成長率 $GrNI_{t+2}$ に関する年度別中央値の時系列標準偏差 (単位 : %)							
E/P のみで分割		Low E/P	2	3	4	High E/P	H-L
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P	
Low B/P	17.51	27.72	18.76	24.78	16.40	28.16	
2	20.49	33.85	24.24	24.54	20.69	16.99	
3	20.57	55.04	30.88	20.41	24.23	17.47	
4	20.48	52.07	28.11	24.83	18.36	16.87	
High B/P	22.34	58.60	40.46	28.40	25.12	19.01	
H-L	4.83	30.88	21.70	3.62	8.72	-9.15	

パネル C : 2 期先の純利益成長率 $GrNI_{t+2}$ に関する年度別中央値の十分位範囲 (単位 : %)							
E/P のみで分割		Low E/P	2	3	4	High E/P	H-L
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P	
Low B/P	46.53	71.75	54.82	43.66	41.97	63.67	
2	52.90	72.44	70.44	45.19	39.34	40.19	
3	42.79	145.66	76.58	44.02	44.74	46.52	
4	50.32	129.87	78.99	51.77	43.39	37.72	
High B/P	67.59	157.48	102.92	61.65	65.17	38.76	
H-L	21.06	85.73	48.10	17.99	23.20	-24.91	

パネル D : 2 期先の純利益成長率 $GrNI_{t+2}$ に関する年度別中央値の時系列ベータ							
E/P のみで分割		Low E/P	2	3	4	High E/P	H-L
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P	
Low B/P	0.87	0.99	0.85	1.05	0.76	1.16	
2	1.06	1.27	1.21	1.19	0.98	0.78	
3	1.06	1.65	1.46	0.98	1.17	0.79	
4	1.06	1.49	1.30	1.13	0.93	0.82	
High B/P	1.09	1.96	1.76	1.42	1.24	0.94	
H-L	0.22	0.97	0.91	0.37	0.48	-0.22	

(注) 各ポートフォリオの作成方法や t 値の計算方法については、表3の注を参照のこと。パネルCの十分位範囲 (interdecile range) は、90パーセンタイルと10パーセンタイルの差を意味する。パネルDは、各ポートフォリオの $GrNI_{t+2}$ の年度別中央値を、市場全体 (分析対象全企業) の $GrNI_{t+2}$ の年度別中央値へ回帰することにより推定されたベータ値を表す。

4.1.3 E/P や B/P と翌期の会計発生高との関連性

本節では、仮説3 (期待 E/P を所与として B/P が高いほど、翌期の会計発生高/株主資本比率の期待値は低い) の検証を行う。翌期の ROE は、フリー・キャッシュ・フローを株主資本で除した比率 (FCF_{t+1}/B_t) と会計発生高を株主資本で除した比率 ($\Delta NOA_{t+1}/B_t$) に分解できるから、分解後の比率両方を観察対象とし、各ポートフォリオにおける当該比率の平均値を調査する。

表5 翌期のROEの分子をキャッシュフローと会計発生高に分解した場合

パネルA: FCF_{t+1}/B_t の年度別中央値の時系列平均 (単位: %)						
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P
Low B/P	-1.96	-7.19	-2.21	-1.36	0.54	5.90
2	-0.67	-3.58	-2.36	-0.16	1.18	1.42
3	0.28	-2.72	-0.87	0.39	0.22	1.71
4	0.05	-0.96	-0.35	-0.49	0.82	1.77
High B/P	0.82	-1.38	-0.75	0.55	0.47	2.31
H-L	2.78	5.81	1.46	1.91	-0.07	-3.60
t-stat.	2.67	3.19	1.09	1.32	-0.06	-2.22

パネルB: $\Delta NOA_{t+1}/B_t$ の年度別中央値の時系列平均 (単位: %)						
	All	Low E/P	2	3	4	High E/P
Low B/P	10.86	9.07	12.54	13.19	12.99	11.89
2	7.40	3.63	8.42	7.90	7.57	9.10
3	5.30	1.58	4.99	5.49	6.57	6.93
4	4.33	-0.15	3.46	4.68	4.35	5.21
High B/P	2.04	-1.95	1.80	1.96	2.78	2.98
H-L	-8.82	-11.02	-10.75	-11.23	-10.21	-8.90
t-stat.	-9.87	-6.30	-10.09	-8.00	-7.89	-6.82

(注) 各ポートフォリオの作成方法や t 値の計算方法については、表3の注を参照のこと。なお、 FCF はフリー・キャッシュ・フロー、 ΔNOA は会計発生高 (純事業資産の期中変化額)、 B は株主資本を表す。

表5のパネルAは FCF_{t+1}/B_t の平均値を示している。All列やLow E/P 列を見ると、 B/P が高いほど FCF_{t+1}/B_t が低くなるわけではなく、むしろ高くなる傾向がある。 E/P に基づく第2五分位から第4五分位の各列でも、 B/P が高いほど FCF_{t+1}/B_t が低くなるとはいえない。したがって、もしFama and French (1995)のいう財務困窮リスクの高さが、フリー・キャッシュ・フローの悪化度合いで評価できるのであれば、高 B/P 銘柄の財務困窮リスクが高いという彼らの説明とパネルAの結果は整合しない²¹⁾。

表5のパネルBは $\Delta NOA_{t+1}/B_t$ の平均値を表している。どの列においても、 E/P を所与として B/P が高いほど $\Delta NOA_{t+1}/B_t$ は低くなる傾向が見られる。この結果は仮説3と首尾一貫している。なお、 $ROE_{t+1} = (FCF_{t+1}/B_t) + (\Delta NOA_{t+1}/B_t)$ であるから、パネルAとパネルBの値を合算すれば、 ROE_{t+1} の平均値を把握することもできる。ここで低 E/P かつ高 B/P の銘柄群に注目すると、 $\Delta NOA_{t+1}/B_t$ だけでなく ROE_{t+1} の平均値も負になっている点で特徴的である。

表5のパネルAとBの結果を総合すると、高 B/P 銘柄 (いわゆるバリュー企業) は会計発生高が小さい (負の方向に大きい) ために ROE が低くなる企業であり、低 B/P 銘柄 (いわゆるグロース企業) は会計発生高が正の方向に大きいために ROE が高くなる企業であるといえる。現行の保守主義の原則や実現原則のもとで、事業リスクの高い企業が行う保守的な会計処理 (研究開発投資の即時費用化、収益の繰延べなど) は、会計発生高に負の影響を及ぼす。したがって表5の結果は、バリュー企業による保守的な会計処理が ROE を低下させる要因の一つであることを裏付けている。

現行の会計原則のもとで会計発生高に反映される事業リスク (期待した利益成長が実現しないリスク) が市場で価格付けられるならば、投資家は会計発生高が押し下げられて ROE の予想値 (ひいては実績値) が低くなる銘柄を高リスクとみなし、当該銘柄の割引率 (期待リターン) は高くなるはずである。そのため当該銘柄の B/P は高くなるとともに、期待したリターンが実現する結果として、将来の平均リターンが高くなると考えられる。4.1節の分析結果は以上の説明と整合的である。

4.2 追加分析

本節では、株式時価総額 ($Size_t$) や市場ベータ値 ($Beta_t$)、配当利回り (D/P) といった要因を考慮してもなお、 E/P や B/P が将来の平均リターンと関連するかどうかを検証するため、重回帰分析を実施する。なお、日本では経営者による1株当たり配当予想が大多数の企業で公表されているから、予想配当利回り (FD_{t+1}/P_t) を分析に用いる²²⁾。また、無配企業と有配企業の財務特性や利益の持続性は大きく異なる(青木, 2011; 佐々木・花枝, 2010) ため、無配予想企業 ($FD_{t+1}/P_t=0$) と有配予想企業 ($FD_{t+1}/P_t>0$) に分けて分析を行う。外れ値の影響を軽減するため、 R_{t+1} , FNI_{t+1}/P_t , B_t/P_t , $Beta_t$ は年度ごとに上下1%で置換し、 FD_{t+1}/P_t は年度ごとに上1%で置換したうえで、回帰モデルを推定する。

上記の変数を用いた Fama and MacBeth (1973) 型回帰分析の結果は、表6のパネルAに示したとおりである。無配予想と有配予想のどちらのサンプルでも、 E/P と B/P の係数はともに正であり、少なくとも両側10%以下の水準で統計的に有意である²³⁾。したがって、重回帰分析の結果からも仮説1が支持される。

なお、2.2.2節の議論より、期待利益成長がゼロならば E/P のみが期待リターンと関連する一方で、成長性が高まるにつれて E/P から B/P へとウェイトがシフトするはずである。無配予想サンプル(8,843社・年)のうち、無配予想転落企業 (FD_t が正であり、 FD_{t+1} がゼロである企業) は約18% (1,594社・年) に留まっているから、本稿の無配予想サンプルは業績悪化企業よりもむしろ、成長につながる投資機会の大きな企業が多数を占めていると思われる。したがって無配予想サンプルでは、有配予想サ

表6 Fama-MacBeth 型回帰による係数推定値と検定統計量

パネル A：被説明変数を R_{t+1} としたときの回帰		
	$\frac{FD_{t+1}}{P_t}=0$	$\frac{FD_{t+1}}{P_t}>0$
Intercept	0.260* (1.99)	0.022 (0.25)
FNI_{t+1}/P_t	0.675* (1.93)	0.877* (1.99)
B_t/P_t	0.119*** (3.56)	0.039** (2.34)
$Size_t$	-0.027** (-2.39)	-0.003 (-0.50)
$Beta_t$	0.030* (1.92)	0.008 (0.45)
FD_{t+1}/P_t		3.842** (2.42)
Observations	8,843	55,622
Avg. R-squared	0.064	0.110
パネル B：2期先の純利益成長率の統計量		
	$\frac{FD_{t+1}}{P_t}=0$	$\frac{FD_{t+1}}{P_t}>0$
平均値 (%)	23.43	2.66
標準偏差 (%)	38.64	18.59
十分位範囲 (%)	107.14	48.85
利益成長率ベータ	1.54	0.98

(注) 括弧内の数字は Fama and MacBeth (1973) の方法による t 値であり、***は両側1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。変数の定義は表1、パネルBの統計量の計算方法は表4を参照。

ンプルよりも B/P のウェイトが高くなると考えられる。ここでパネル A を見ると、有配予想サンプルと比べて、無配予想サンプルでは FNI_{t+1}/P_t の係数推定値が小さくなる一方で、 B/P_t の係数推定値が大きくなっている²⁴⁾。またパネル B より、無配予想サンプルでは 2 期先の純利益成長率の平均値、標準偏差、十分位範囲、利益成長率ベータが大きいことから、有配予想サンプルよりも期待利益成長率が高いと判断できる。以上の証拠は、成長性に応じたウェイトのシフトを裏付けていると考えられる²⁵⁾。

5 結論と今後の課題

本稿では会計原則の観点からバリュー株効果やバリュートラップを説明し、その説明から導かれる仮説が日本市場でも支持されるか否かを検証した。分析の結果、 E/P を所与として B/P が高い銘柄は、翌期の会計発生高が押し下げられる一方で、2 期先の期待利益成長率が高く、期待した成長が実現しないリスクも高いことを発見した。この結果は、会計上の保守主義の原則や実現原則のもとで、事業投資に起因する利益成長リスクを B/P が反映しているという見方と整合的である。したがって、 B/P で識別したバリュー株への投資では、事業リスクに見合った高い平均リターンが期待できる一方で、期待した利益成長が実現せずにバリュートラップに陥るリスクもあるといえる。

本稿の結果は、投資家と研究者の両方に対して含意をもつ。投資家に対しては、バリュー株・グロース株の割安性と成長性に関する典型的な見方に一石を投じている。一般にバリュー株投資では、 E/P や B/P が高い銘柄は本源的価値に比べて割安であるから、本源的価値に近づくように株価が上昇すると想定する。しかし本稿の結果は、高いリスクや割引率(期待リターン)に見合った株価が形成され、 B/P が高くなっていることを示唆している。他方でグロース株投資では、 E/P や B/P が低い銘柄は将来業績の成長性が高く、今後も株価が上昇すると考える。しかし実際には、低 B/P 銘柄(グロース株)の利益成長率やリスクは高 B/P 銘柄(バリュー株)より低いのである。

さらに学術研究に対しては、資産価格モデルに B/P ファクターを含めるべき理由を考察したり、モデルへ新たに含める変数を検討したりするための知見を提示している。Fama and French (1996) は B/P が財務困窮リスクを表すと考え、 B/P に基づくファクターを資産価格モデルに含めることを正当化した。確かに本稿の結果からも、 B/P を用いた資産価格モデルは正当化される。しかしその理由は、財務困窮リスクではなく、事業投資のリスクを B/P が反映するからである。また、本稿の結果は、 B/P だけでなく E/P も資産価格モデルに組み込む余地があることを示唆している。特に、期待利益成長がゼロに近い銘柄では、 B/P よりむしろ E/P が期待リターンを決める重要な要素になると考えられる。日本においては、経営者予想利益を活用して E/P を計算し、その E/P に基づくファクターを構築するという方向性もあり得るであろう。

今後の課題としては次の 3 点が挙げられる。第 1 に、日本市場に特有の実証結果についてさらなる検討を行うことである。米国では規模(株式時価総額)が大きい銘柄群でバリュー株効果が見られない一方で、日本では規模にかかわらずバリュー株効果が観察される(たとえば、Fama and French, 2012)。また、高 E/P かつ低 B/P の銘柄群における利益成長率や、 D/P に対する市場の評価についても、米国と日本で実証結果に相違が見られる。これらの原因を詳細に検討しなければならない。

第 2 に、年代別の分析を行うことである。本稿では 1980 年から 2017 年までの長期データを用いて、バリュー株効果の平均的な大きさや理由を考察することに焦点を当てた。ただし、2010 年以降にはバリュー株効果がほとんど見られないとの指摘がある(竹原, 2019b; 前山, 2016)。したがって、本稿

で示した B/P と利益の成長性やそのばらつきとの関係も、年の経過とともに変化しているかもしれない。今後の研究では、年代ごとの詳細な実証分析とその解釈を行う必要がある。

第3に、事業活動と金融活動を区別した分析を進めることである。Penman et al. (2018) は、純事業資産の簿価と時価が異なる一方で、純金融負債の簿価と時価が近似するという仮定のもとで、事業の期待リターン（期待アンレバードリターン）やレバレッジの観点から分析を行っている。日本企業を対象としたそのような分析も興味深い。

【付記】

本稿の執筆にあたり、本誌編集委員長の内田交謹先生（九州大学）、匿名のレフェリーから有益なコメントを頂いた。また、日本経営財務研究会第42回全国大会では、司会者の永田京子先生（東京工業大学）、討論者の高須悠介先生（横浜国立大学）、その他フロアの先生方との議論が有益であった。ここに記して謝意を表したい。本研究は、JSPS 科研費 JP15K17163・JP19K13853・JP19H01507（小野）、JP18H00913（椎葉）、JP16K03986・JP20K02037（村宮）、および文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業（平成26年度～平成30年度）（椎葉）の助成を受けたものである。

【注】

- 1) 特に当期の実績利益が負であった場合、その持続性は低いことが広く知られている（たとえば、Lawrence et al., 2018）。したがって、損失企業を含むサンプルでは、実績利益を翌期の期待利益の代理変数とする方法は適切でない可能性が高い。
- 2) 日本市場における B/P や経営者予想利益に基づく E/P の将来リターン予測能力は、Hiraki et al. (2018) でも確認されている。彼らはミスプライシングの観点からその現象を解釈しているが、本稿はリスクの効率的価格付けの観点からも説明できる可能性があることを主張している。
- 3) もう一つの説明として、バリューストック効果はデータ処理に伴うバイアスに起因するとの見解もある（たとえば、Kothari et al., 1995）。しかし、バリューストック効果は様々な期間や市場で観察されてきたから、その証拠のすべてがデータバイアスで説明できるとは考えにくい。なお、バリューストック効果の理由を包括的に論じた近年の文献には、Rytchkov (2011)、Pätäri and Leivo (2017)、Golubov and Konstantinidi (2019) などがある。
- 4) 日本市場のバリューストック効果に対してリスクに基づく説明を試みた文献としては、本多 (2008)、竹原 (2012)、Fukuta and Yamane (2015) などがある。
- 5) なお日本市場では、Lakonishok et al. (1994) や Daniel and Titman (2006) の主張と整合する証拠は得られていない。この点については渡部・小林 (2001) と西岡 (2008) を参照されたい。また、奈良・野間 (2012) は、経営者予想の修正に対する株価の反応に着目し、バリューストック効果の説明を試みている。
- 6) Penman (2010, 2016) は、企業価値評価モデルの分子・分母への会計の影響に関する議論を整理している。
- 7) Penman et al. (2018) の議論については、小野 (2018) が詳細なレビューを行っている。
- 8) Web補論の第A節では、Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) の異常利益成長モデルに基づき、(1)式の右辺第2項と期待利益成長との関係を考察している。
- 9) 残余利益モデルについてはPenman (2013, 訳書第5章)、Web補論の第A節で取り上げた異常利益成長モデルについてはPenman (2013, 訳書第6章) で詳しく解説されている。
- 10) フルペイアウトではない場合でも、Miller and Modigliani (1961) の配当無関連命題を前提とするならばペイアウトは $P_{t+1} - B_{t+1}$ に影響しないから、結論は変わらない (Penman et al., 2018, p.493)。また、期待残余利益が每期一定であることを仮定しても、(1)式の右辺第2項はゼロになる。
- 11) Penman et al. (2018, pp.493-495) は、Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) の異常利益成長モデルに対し、 $E_t(NI_{t+2})$ の予想に関する追加的仮定を設けたうえで仮説1と仮説2を導き、その仮定に基づく数値例を示している。なお、Web補論の第B節では、 $E_t(NI_{t+2})$ の予想に関する追加的仮定を用いずに作成した数値例を提示している。
- 12) 3.3節の表2で確認するように、予想純利益が負の企業は非常に少ない。したがって、予想純利益の正負を区別することなく、単純に FNI_{t+1}/P_t の順位に基づいて五分位ポートフォリオを作成している（つまり、銘柄割合は各ポートフォリオで均等である）。

- 13) ポートフォリオの構築時期（リバランス月）を6月末としたのは、日本では3月決算が最も一般的であり、6月末であればそれらの企業の決算情報が市場に知れ渡っていると考えられるためである。リバランス月の問題については、太田ほか（2012）や竹原（2019a）を参照されたい。
- 14) 貸借対照表の総資産を現金及び現金同等物（*CASH*）とそれら以外の事業資産（*OA*）に分解し、総負債を金融負債（*FL*）と事業負債（*OL*）に分解して、株主資本（*B*）と純資産が等しいことを仮定すれば、 $[CASH+OA=FL+OL+B]$ が成り立つ。 $NOA \equiv OA-OL$ とし、両辺の期中変化額を Δ で表記すると、 $[\Delta CASH+\Delta NOA=\Delta FL+\Delta B]$ である。CSRのもとで ΔB は純利益（*NI*）と会社・株主間の資本取引額（*D*）の差額であるから、

$$NI-\Delta NOA=\Delta CASH-(\Delta FL-D)$$
が成り立つ。ここで ΔFL は債権者からの資金調達とその返済、*D*は株主からの資金調達とペイアウトを反映する。それらの取引がキャッシュで行われると仮定すれば、 $\Delta FL-D$ はキャッシュ・フロー計算書（*C/S*）の「財務活動によるキャッシュ・フロー」（財務CF）と近似する。また、 $\Delta CASH$ は*C/S*の「現金及び現金同等物の増減額」を表すと解釈できる。したがって、上の式の右辺は「現金及び現金同等物の増減額-財務CF=営業CF+投資CF=フリー・キャッシュ・フロー（*FCF*）」を表すといえる。そのため、 $[NI-\Delta NOA=FCF]$ と解釈できる。
ただし厳密に言えば、*FCF*は*NI*と ΔNOA の差額ではなく、税引後事業利益と ΔNOA の差額である（たとえば、Penman, 2013, Chapter 8）。しかし本稿では、*ROE*の分子である*NI*をキャッシュフローと会計発生高に分解することに主眼がある。また、税引後事業利益を計算する際には限界税率の推定が必要であるから、測定誤差の問題も懸念される。そこで本稿では、Dechow et al. (2008) が提示した近似式である $[NI-\Delta NOA=FCF]$ を用いている。
NOA の計算方法は Dechow et al. (2008, p.546) に従い、 $[(\text{資産合計}-\text{現金}\cdot\text{預金})-(\text{負債合計}-\text{短期借入金}\cdot\text{社債合計}-\text{リース債務}-\text{長期借入金}\cdot\text{社債}\cdot\text{転換社債})]$ とした。なお、小野ほか（2018）のように金融資産や金融負債をやや広く定義して*NOA*を計算し、 ΔNOA や*FCF*を求めても結論に影響はなかった。
- 15) 金融データソリューションズが販売しているこのデータベースは、日本経済新聞社によって収集され、その後日本経済新聞で「速報」や「確報」として公表されたすべての経営者予想を含んでいる（Hiraki et al., 2018, p.12）。
- 16) 3月決算企業に限定したのは、市況の違いが分析結果に影響を与えないようにし、かつ、実際の運用可能性を保証するためである。なお、3月決算以外の企業も含めたサンプル（101,107社・年）や、東証1部上場かつ3月決算企業のサンプル（35,542社・年）を用いても主要な結論に影響はなかった。
- 17) 変数間の相関係数は、Web補論の第C節に記載している。
- 18) 等加重平均リターンと時価加重平均リターンを比べた場合、高*B/P*群と低*B/P*群の間のリターンズプレッドは時価加重平均リターンの方が大きい傾向がある。他方で、米国では等加重平均リターンの群間差の方が顕著である（Penman and Reggiani, 2018, Table 1）。この結果は、米国では大型株のバリュートラップ効果が弱い一方で、日本では株式時価総額の大きさにかかわらずバリュートラップ効果が見られる（たとえば、Fama and French, 2012）ことに起因すると考えられる。
- 19) Penman et al. (2018, Table 4) は利益成長率だけでなく上場廃止についての分析も行い、*B/P*が高い銘柄ほど、業績関連の理由で上場廃止になる確率が高いことを指摘している。日本でも桜井（2014）が、時価／簿価比率（*P/B*）が非常に低い企業群（つまり、*B/P*が非常に高い企業群）において、破綻型上場廃止（会社更生法や民事再生法の適用など経営破綻を理由にした上場廃止）の比率が高いことを示している。
- 20) All列では*B/P*とリスク指標の間に単調増加の関係があるとは言い難いが、株式市場におけるバリュートラップ効果は高*B/P*銘柄をロングして低*B/P*銘柄をショートするという運用の結果として観察されるから、表4で特に注目すべき点は高*B/P*群と低*B/P*群の差（*H-L*）であると考えられる。リスク指標に関するパネルB、C、Dで、All列の*H-L*は十分大きな正の値になっていることから、日本市場のバリュートラップ効果はリスクに見合った報酬であると解釈してよいであろう。また、2.2.2節やこの次の段落で述べているように、High *E/P*列（期待利益成長率がゼロに近いグループ）で*B/P*がリスクや平均リターンと正の関連性をもたないことは、会計的説明と矛盾しない。ただし、High *E/P*かつLow *B/P*の銘柄群でリスク指標が非常に大きくなり、その結果として表4のパネルB、C、DでHigh *E/P*列の*H-L*が負になる点は、Penman and Reggiani (2018) の結果と異なる。この点に関する詳細な検討は今後の課題である。
- 21) Griffin and Lemmon (2002) はOhlsonの倒産リスク指標（*O-score*）で財務困窮リスクを測定し、Fama and French (1995) が提示したバリュートラップ効果の解釈とは相反する証拠を提示している。

- 22) 1株当たり配当予想が範囲予想である場合には下限値を採用した。なお、下限と上限の平均値を採用した場合でも結論に影響はなかった。
- 23) 表6では D/P の係数が正で有意になっているが、米国企業を対象としたPenman et al. (2018, Table 5) では D/P の係数は負で非有意となっている。この点についてのさらなる検討は今後の課題である。
- 24) 年度固定効果を含めた回帰で係数推定値を入手し、企業と年度の両方に関してクラスター補正を加えた標準誤差 (Correia, 2017; Gow et al., 2010) に基づく有意性検定も実施した。その場合、無配予想サンプルにおける $FNI_{i,t+1}/P_i$ と有配予想サンプルにおける $FD_{i,t+1}/P_i$ の係数が有意ではなくなるが、それ以外の係数の推論に影響はない。また、有配予想サンプルと比べて、無配予想サンプルで $FNI_{i,t+1}/P_i$ の係数推定値が小さくなり、 B_i/P_i の係数推定値が大きくなる点も Fama and MacBeth (1973) 型回帰と同様である。
- 25) Penman et al. (2018, Table 6) や Penman and Reggiani (2018, Table 6) は、事前の期待利益成長率の代理変数として (無配や有配ではなく) 株式時価総額に注目し、株式時価総額に基づいて分位ポートフォリオを構築すると、時価総額が小さくなるほど E/P から B/P へとウェイトがシフトすることを示している。

【引用文献】

- Ali, A., Hwang, L., Trombley, M., 2003. Arbitrage risk and the book-to-market anomaly. *Journal of Financial Economics* 69, 355-373.
- Asquith, P., Gertner, R., Scharfstein, D., 1994. Anatomy of financial distress: an examination of junk-bond issuers. *Quarterly Journal of Economics* 109, 625-658.
- Brealey, R., Myers, S., Allen, F., 2011. *Principles of Corporate Finance* (10th ed.). McGraw-Hill. (藤井真理子・國枝繁樹訳『コーポレート・ファイナンス (第10版)』, 日経BP社, 2014年)
- Campbell, J., Vuolteenaho, T., 2004. Bad beta, good beta. *American Economic Review* 94, 1249-1275.
- Chan, L., Hamao, Y., Lakonishok, J., 1991. Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance* 46, 1739-1764.
- Correia, S., 2017. REGHDFE: Stata module for linear and instrumental-variable/GMM regression absorbing multiple levels of fixed effects. *Statistical Software Components S457874*, Boston College Department of Economics, Available at: <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457874.html>.
- Daniel, K., Titman, S., 2006. Market reactions to tangible and intangible information. *Journal of Finance* 61, 1605-1643.
- Dechow, P., Richardson, S., Sloan, R., 2008. The persistence and pricing of the cash component of earnings. *Journal of Accounting Research* 46, 537-566.
- Fama, E., French, K., 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, E., French, K., 1995. Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance* 50, 131-155.
- Fama, E., French, K., 1996. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance* 51, 55-84.
- Fama, E., French, K., 2012. Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics* 105, 457-472.
- Fama, E., MacBeth, J., 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Fukuta, Y., Yamane, A., 2015. Value premium and implied equity duration in the Japanese stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 39, 102-121.
- Givoly, D., Hayn, C., 2000. The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics* 29, 287-320.
- Golubov, A., Konstantinidi, T., 2019. Where is the risk in value? evidence from a market-to-book decomposition. *Journal of Finance* 74, 3135-3186.
- Gow, I., Ormazabal, G., Taylor, D., 2010. Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research. *Accounting Review* 85, 483-512.
- Griffin, J., Lemmon, M., 2002. Book-to-market equity, distress risk, and stock returns. *Journal of Finance* 57, 2317-2336.
- Hiraki, T., Watanabe, A., Watanabe, M., 2018. Looking forward: management earnings forecasts and the value effect. Working Paper, Tokyo University of Science and University of Alberta, Available at: <https://ssrn.com/abstract=1989986>.
- Jiang, H., 2010. Institutional investors, intangible information, and the book-to-market effect. *Journal of Financial Economics* 96, 98-126.

- Kothari, S., Shanken, J., Sloan, R., 1995. Another look at the cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 50, 185-224.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R., 1994. Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance* 49, 1541-1578.
- Lawrence, A., Sloan, R., Sun, E., 2018. Why are losses less persistent than profits? curtailments vs. conservatism. *Management Science* 64, 673-694.
- Miller, M., Modigliani, F., 1961. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *Journal of Business* 34, 411-433.
- Ohlson, J., Juettner-Nauroth, B., 2005. Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies* 10, 349-365.
- Ota, K., 2010. The value relevance of management forecasts and their impact on analysts' forecasts: empirical evidence from Japan. *Abacus* 46, 28-59.
- Pätäri, E., Leivo, T., 2017. A closer look at value premium: literature review and synthesis. *Journal of Economic Surveys* 31, 79-168.
- Penman, S., 2010. Financial forecasting, risk and valuation: accounting for the future. *Abacus* 46, 211-228.
- Penman, S., 2013. *Financial Statement Analysis and Security Valuation* (5th ed.). McGraw-Hill. (荒田映子・大雄智・勝尾裕子・木村晃久訳『アナリストのための財務諸表分析とバリュエーション (原書第5版)』, 有斐閣, 2018年)
- Penman, S., 2016. Valuation: accounting for risk and the expected return. *Abacus* 52, 106-130.
- Penman, S., Reggiani, F., 2013. Returns to buying earnings and book value: accounting for growth and risk. *Review of Accounting Studies* 18, 1021-1049.
- Penman, S., Reggiani, F., 2018. Fundamentals of value versus growth investing and an explanation for the value trap. *Financial Analysts Journal* 74 (4), 103-119.
- Penman, S., Reggiani, F., Richardson, S., Tuna, I., 2018. A framework for identifying accounting characteristics for asset pricing models, with an evaluation of book-to-price. *European Financial Management* 24, 488-520.
- Rytchkov, O., 2011. Size and value anomalies. In Zacks, L. (Ed.), *The Handbook of Equity Market Anomalies*. John Wiley & Sons, 265-284.
- Zhang, L., 2005. The value premium. *Journal of Finance* 60, 67-103.
- 青木康晴, 2011, 「配当の情報効果と利益持続性, 利益調整行動に関する実証分析」, 『経営財務研究』31(1), 35-55頁。
- 太田浩司, 2002, 「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」, 『証券アナリストジャーナル』40(3), 85-109頁。
- 太田浩司・斉藤哲朗・吉野貴晶・川井文哉, 2012, 「CAPM, Fama-French 3ファクターモデル, Carhart 4ファクターモデルによる資本コストの推定方法について」, 『関西大学商学論集』57(2), 1-24頁。
- 小野慎一郎, 2018, 「会計上の認識・測定原則を考慮した資産価格モデルへ向けて: Penmanの所説を中心に」, 『大分大学経済論集』70(1・2), 27-55頁。
- 小野慎一郎・椎葉淳・村宮克彦, 2018, 「組替財務諸表に基づくROE予測の有効性」, 『国民経済雑誌』218(1), 59-79頁。
- 桜井貴憲, 2014, 「破綻型上場廃止率と実現リターン: PBRを利用した株式投資の視点から」, 『同志社商学』65(6), 1018-1063頁。
- 佐々木寿記・花枝英樹, 2010, 「わが国企業の配当行動のマクロ分析」, 『経営財務研究』29(1・2), 2-31頁。
- 竹原均, 2012, 「市場効率性の再検証: 株式市場の特性変化と予測可能性」, 『現代ファイナンス』31, 3-17頁。
- 竹原均, 2019a, 「Fama-French 3ファクターの構築ルール: 情報開示の早期化と東証プレミアム市場創設の影響」, 『証券アナリストジャーナル』57(12), 99-107頁。
- 竹原均, 2019b, 「マルチファクターモデルの実証的比較: 自己資本コスト推定への応用上の諸問題」, 『証券アナリストジャーナル』57(3), 8-16頁。
- 奈良沙織・野間幹晴, 2012, 「経営者予想修正時の割安株効果」, 『経営財務研究』32(1・2), 40-54頁。
- 西岡平太, 2008, 「日本株式市場におけるバリュートラップ株効果要因分析」, 『証券アナリストジャーナル』46(3), 108-119頁。
- 本多俊毅, 2008, 「長期的な企業特性とバリュートラップ・小型株効果」, 『証券アナリストジャーナル』46(5), 113-120頁。
- 前山裕亮, 2016, 「消えたPBR効果~足元の復調は続くのか~」, 『ニッセイ基礎研究所レポート』, Available at: <http://www.nli-research.co.jp/report/detail/id=53677>。
- 吉野貴晶, 2015, 『No.1アナリストがいつも使っている投資指標の本当の見方』, 日本経済新聞出版社。
- 渡部肇・小林孝雄, 2001, 「業績予想, 業績サプライズとバリュートラップ株効果」, 『現代ファイナンス』9, 41-66頁。