

残余利益モデルの超過リターン獲得可能性と市場の効率性に関する実証分析

1190464 公文 一綺

高知工科大学 経済・マネジメント学群

1. 要約

本稿では、残余利益モデル (RIM) に依拠したバリュー株投資戦略の有効性について、超過リターンの獲得可能性、及び簿価時価比率 (BPR) とのパフォーマンス比較を行う¹。ここで超過リターンとは、同程度のリスクを持つ他のベンチマーク投資戦略のリターンを控除したリターンの差とする。

実証結果から、残余利益モデルによる投資戦略は5月末時点を中心とした5か月間において有意に超過リターンを獲得できることが示された。この結果は、市場のミスプライシング仮説を支持する先行研究結果と合致するものである。

2. 序論

2-1. 効率的市場仮説と先行研究

現代に至るまで数々の金融経済学理論が打ち立てられてきたが、その多くは効率的市場仮説という基礎の上に成り立つ。効率的市場仮説の想定する投資家は極めて利己的性格を持ち、資産の持つリターンとリスクを理解し、これまでに入手可能なすべての情報を把握して行動するというもので、それはすなわち、あらゆる資産価格は既に合理的な投資家達によって正しく評価され、価格付けられていることを意味するのである²。

効率的市場仮説の下では、現在までの情報は全て価格に織り込まれているため、それらの情報はもはや将来の株価について売買の判断材料になりえない。なぜなら、現在までの情報を使い将来を予想した結果、現時点の価格よりも高い(低い)価格を予想したなら、同様に合理的な他の投資家はその資産を購入(売却)する裁定取引が発生し、瞬時に価格は予想価格と一致するからである。それゆえFCFモデルや残余利益モデルのような配当割引モデルによって超過リターンを得ることも当然不可能となるはずである。これはセミ・ストロング型の効率性と呼ばれる。

しかし、これまでの研究で配当割引モデルが超過リターンを獲得できる可能性が指摘されており、将来を予測することは投資戦略上効果がないとはいえない。例えば須田・竹原(2004)は、アナリスト予想を用いたフリーキャッシュフローモデル (FCF) 及び残余利益モデルが会計発生高アノマリーを捉える形で超過リターンを獲得できる可能性があることを指摘した。また、村宮(2008)によると、経営者予想をインプットした残余利益モデルが1年以内の短期において市場のミスプライシングを捉えることによる超過リターンを獲得できることを実証した。このほかに、残余利益モデルが長期的に見て高いクロスセクションリターンの予測が可能であることを示したFrankel, Lee(1998)の研究などがある。

これら先行研究の結果を踏まえると、現実の市場は効率的というよりもむしろ、裁定機会を許容する限定合理的な市場であると考えるのが自然だろう。ただしこのことは、市場が定常的に限定合理的であることを意味するものではない。特定条件下では限定合理的要因は除去され、効率的な市場が維持される可能性があるからだ。その様な状況下では、残余利益モデルは超過リターン獲得可能性を失うことになる。本稿では、村宮(2008)及び須田・竹原(2004)を先行研究に位置付け、残余利益モデルの超過リターン獲得可能性を検証するとともに、超過リターンの発生過程と要因について考察を行う。

2-2. 本研究の目的と学術的価値

本研究の学術的価値は2つある。1つ目は、残余利益モデルに依拠したバリュー株投資戦略が、超過リターンを獲得できるという点で有効であることを実証したという点である。

2つ目は、超過リターンの獲得可能性について、5月末を基準として5か月間までと6か月間以降に大きな違いがあり、5か月間までの期間には市場のミスプライシングが存在する可

¹ ここでの超過リターンとは、ある投資戦略が他の同程度のリスクを負担する投資戦略のリターンを上回る部分のことを指す。具体的な計算方法については4-2節で説明する。

² ここでのリターンとは、時価総額の値上がり率のことを指す。時価総額値上がり率を用いることで、株式併合・株式分割による株価変動を避けることができる。

能性があることを示した点である。これらの結果は効率的な投資戦略を提示するとともに、効率的市場仮説について、その有効範囲と限界を検証する材料となる。

3. 研究方法

3-1. 残余利益モデル (Residual Income Model)

配当割引モデルに属する多くのモデルの理論的共通点は、株式や資産が将来にいくらの収益を生むか、ということである。株式においては配当金（インカムゲイン）、株式の売買益（キャピタルゲイン）がこれにあたり、将来発生すると期待される配当金及び売買益を割引いて現在価値に直したものを本源的価値と呼ぶ。残余利益モデルは本源的価値を会計学アプローチによって求めるモデルであり、Ohlson (1995) を端緒として、株式市場における資産価値評価の有用な手段として確立した。残余利益モデルは今期の当期純利益から配当金を控除した残余利益が企業価値を高めるクリーン・サープラス関係を仮定しているという特徴があり、それゆえ残余利益モデルは他の配当割引モデルよりも株主の視点を重視する性質がある。³本稿では以下の様にモデルを設定し、本源的価値 \hat{V}_t を推定する。

$$\hat{V}_t = E_t + \frac{FNI_{t+1} - r_e E_t}{(1+r_e)} + \frac{FNI_{t+1} - r_e E_t}{(1+r_e)r_e} \quad (1)$$

\hat{V}_t : t 期末時価総額推定値

E_t : t 期末純資産簿価

FNI_{t+1} : 予想当期純利益

r_e : 株主資本コスト

第 2 項は 1 期後の予想当期純利益 FNI_{t+1} から予想配当金支払 $r_e \times E_t$ を控除した残余利益、第 3 項は 2 期先以降の残余利益について無限期先まで割り引いたターミナルバリューである。須田・竹原 (2004) や村宮 (2008) ら先行研究に従えば予想当期純利益には経営者予想あるいはアナリストの業績予想を用いるべきであるが、業績予想に恣意性が働くことや、採

用するアナリストが分析者の裁量に任される点など、分析の客観性について保証できない。そのため本稿では、業績予想の客観性を重視して実績値（前期末の当期純利益）を用いることとする。

3-2. 株主資本コストの推定

本源的価値を推定するうえで株主資本コストをいかなる方法で算出するかは議論の分かれどころである。Fama and French (1992) は既存の株主資本推定モデルである CAPM がクロスセクションの説明力をほとんど持たないことを指摘し、時価総額と簿価時価比率を制御した 3 factor model の有用性を主張した。須田・竹原 (2004) では投資家のリスク態度を最も反映しているとして、Conditional Fama-French 3 factor model を採用している。⁴その一方で太田 et al. (2012) は、3 factor model や Carhart 4 factor model で推定した株主資本コストが理論的にはありえない負の値になる場合があるという点で、CAPM は比較的安定したリスク態度指標であると述べている。本稿では全上場銘柄を対象とすることから、企業特有のリスクプレミアムを反映できる 3 factor model を採用した。

$$R_{i,m} - R_{f,m} = \alpha + \beta_{Rt-Rf,i}(R_{T,m} - R_{f,m}) + \beta_{SMB,i}SMB_m + \beta_{HML,i}HML_m + \gamma_i \quad (2)$$

$R_{i,m}$: 月次 m の個別銘柄 i の時価総額リターン

$R_{f,m}$: 月次 m のリスクフリーレート

$R_{T,m}$: 月次 m の市場ポートフォリオリターン

SMB_m : 時価総額リスクプレミアム

HML_m : 簿価時価比率リスクプレミアム

γ_i : 誤差項

株主資本コスト r_e は、(2)で推定される各リスクファクターである市場ポートフォリオリターン、時価総額、簿価時価比率のベータに、それぞれのリスクプレミアムを掛けたものを合計し、年次に換算するために 12 を掛けることによって求め

³ クリーン・サープラス関係とは、貸借対照表における純資産の増加額が、損益決算書の当期純利益から配当金支払を控除した値に等しくなる関係のことである。

⁴ Conditional Fama-French 3 factor model は、既存の

Fama-French 3 factor model の時価総額リスクプレミアム及び簿価時価比率リスクプレミアムの時系列変化を加えたモデルで、Fama and French(1997)によって提唱された。

表 1. 3 factor model による株主資本コスト推定結果

| | Re | α | β_{Rt-Rf} | Rt-Rf | β_{SMB} | SMB | β_{HML} | HML | Obs. |
|---------|---------|----------|-----------------|--------|---------------|-------|---------------|--------|------|
| 2016.05 | -10.515 | -0.068 | 1.004 | -1.022 | 0.727 | 0.737 | 0.356 | -1.144 | 1378 |
| 2017.05 | 7.444 | -0.300 | 1.058 | 1.227 | 0.663 | 0.766 | 0.121 | 0.561 | 1378 |
| 2018.05 | 8.243 | -0.015 | 0.866 | 1.180 | 0.477 | 0.678 | 0.306 | -0.432 | 1378 |

注) Rt-Rf、SMB、HML は各リスクファクターの月次プレミアム (%) であり、 β_{Rt-Rf} 、 β_{SMB} 、 β_{HML} は感応度である。Re は年次利回り (%) で、推定された月次株主資本コストに 12 をかけたものである。

る。具体的な株主資本コスト r_e の推定方法は太田 et al. (2012) と同様のアプローチを採用した。ただし、個別銘柄 i のリターン R_i について株式併合及び株式分割による株価変動の影響を回避するために時価総額リターンを用いた。また、リスクフリーレート R_f については近年のマイナス金利政策下で 10 年物国債利回りをを用いることの妥当性を考慮した結果、20 年物国債利回りの月次平均値を用いることとした。表 1 は 3 factor model を OLS で推定した株主資本コスト r_e 及び切片 α 、各リスクファクターの β 値とリスクプレミアムの平均値である。2016 年 5 月時点での株主資本コストは平均的にマイナスとなっており、このことは株主が企業に期待するリターンがマイナスであることを意味すると同時に、割引率が $(1 + r_e)$ で計算されることから、割引率が 1 を切り、時間がたつとともに将来価値は無限大へと発散してしまう。企業価値が無限大となることは考えられないため、本源的価値 \hat{V} を計算する段階で株主資本コストの異常値処理として、村宮 (2008) と同様、下限をその月のリスクフリーレートとし、また 20% を超えるものについては、上限値を 20% とする処理を施した。

3-3. VPR の算出とグルーピング方法

各年 5 月時点で算定された本源的価値を同年 5 月時点の時価総額で除したものを VPR と定義する。VPR が 1 より小さい場合、本源的価値が時価総額よりも小さいため割高となり、1 より大きい場合は割安と解釈できる。計算過程で VPR が 0 以下となった銘柄はサンプルから除外し、また VPR 上位 1% を異常値として同様にサンプルから除外した。これは、VPR がマイナスとなったり、VPR が極端に高い企業は当期純損益に対して純資産が過少である可能性が高く、そのような企業は倒産リ

スクが高いことから、投資対象にならないためである。その後、VPR の大きさに応じて Q1 から Q5 まで 5 つのグループに分ける。グルーピング条件は、Q1 について VPR 下位 20% かつ 1 未満、Q2 について VPR 下位 40%、Q3 は VPR 中位 20%、Q4 について上位 40%、Q5 について上位 20% かつ 1 以上としている。そして、最も割安な銘柄群 (Q5) の累積リターンの平均値と、最も割高な銘柄群 (Q1) の累積リターンの平均値の差 (リターンズプレッド) を求めることで、割安株を買い割高株を空売りする VPR バリューストック投資戦略の成績を得る。

3-4. サンプルとデータ

分析にあたり、JPX データクラウドから各銘柄の始値・終値等月次株価データ及び当期純利益・連結純資産等財務データを、財務省より月次の 20 年物国債金利データを、それぞれ 2015 年 6 月から 2018 年 5 月までの 3 年分入手した。これらのデータをもとに、1379 社の株主資本コストについて各年 6 月からその翌年の 5 月までの 12 か月 \times 3 年分が得られ、残余利益モデルのリターン計測を 2016 年 6 月から 2018 年 5 月までの 2 年間行う。

また、実際に本稿で用いるデータは以下の条件を満たすものとなる。

- (1) 3 月末決算の上場内国株企業であること (東京プロマーケットを除く)
- (2) 連結純資産簿価がマイナスでないこと
- (3) 2016 年および 2017 年 5 月時点の VPR と、その後 12 か月分の時価総額が入手可能であること

(1)の理由は、決算日を3月末に揃えることにより、本源的価値及びVPRと市場の価格形成の関係を明確にするためである。(2)については、VPRと同様、債務超過による倒産リスクが考えられることから、そのような銘柄は通常投資対象とならないためサンプルから除外した。(3)については、3月決算企業の決算短信が5月中に発表されることから、価格形成は5月を中心に行われると予想できるため、5月を算定基準月とした。

4. 分析結果

4-1. VPRのリターンズプレッド

まず、VPRの基本情報を確認するためにQ1~Q5までのVPR、市場の値動きに対する感応度を示す市場ベータ β 、時価総額ME、簿価時価比率BPR、株主資本コスト Re 及び5月末を起点とした最大12か月先までの月次累積リターンの平均値Ave. Ret T ($T=01, 02 \dots 12$)を表2に示した。VPRの値は、最も割高なグループQ1と最も割安なグループQ5の差をとると約28.6あり、割高割安の基準が1であることを考えると、全体的に割安に評価されていることがわかる。このことは3章2節で触れた通り、3 factor modelの推定上リスクプレミアムが安定せず株主資本コストがマイナスとなる銘柄が発生することに加え、ゼロ金利政策により株主資本コストの下限が比較的小さく設定されるために起きるもので、近年の金利情勢が反映された結果といえる。それゆえ、この全体的な割安感が数年にわたる長期において持続するものではないと考えられる。

次に市場ポートフォリオのリスクプレミアムに対する感応度を示す β の値を見ると、Q1とQ5の間で差は0.2程度で有意な結果となっている。これは、VPRが割安であるほど、市場ポ

ートフォリオリターンの変動に対する変化が小さいことを意味する。

また、Ave. Ret01からAveRet12までのリターンズプレッドを見ると、Ave. Ret03まで、すなわち5月末から8月末にかけての3か月より長期の期間において有意に正の値となっており、残余利益モデルに依拠したVPRバリュウー投資戦略はプラスのリターンを生むことが確認された。ただし、リターンズプレッドの伸びはAve. Ret07で頭打ちとなっており、その後の伸び率に明確な傾向はみられない。このことは、3月末決算企業の第二四半期の決算発表が11月~12月に行われるため、追加のファンダメンタルズ情報が市場に反映されることによってVPRの株価予測力が低下した結果であると考えれば、むしろ当然といえる。

ただし、将来を予測するということに投資戦略上効果があるかどうかを確認するためには、将来価値を考慮しない代替的な投資戦略と比較する必要がある。そのため図表3には、VPRのリターンズプレッドと同様の方法で計算した簿価時価比率のリターンズプレッドをグラフで表している。なお、今回VPRが全体的に割安となっていることを踏まえ、Q4-Q1のリターンズプレッドも表示した。これを見ると、5月末から11月までの6か月間においてVPRとBPRに大きな差は観測されないが、その後翌年2月までの3か月間において、BPRはVPRよりも高いリターンズプレッドをもたらし、それ以降は大きく成績を落としている。その一方でVPRの推移はほぼ横ばいであり、最終12か月間のリターンズプレッドに関してはVPRが上回っている。

表 2. VPR の基本情報

| | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q5 | All | Ave.Spr (Q5-Q1) | P-Value |
|--------------|---------|--------|--------|--------|----------|--------|--------------------|---------|
| | low VPR | | | | high VPR | | | |
| Ave.VPR | 0.384 | 3.781 | 11.831 | 16.689 | 28.979 | 13.123 | 28.595 | 0.000 |
| Ave. β | 1.074 | 1.109 | 1.183 | 1.025 | 0.880 | 1.047 | -0.194 | 0.000 |
| Ave.ME | 263796 | 177000 | 215114 | 208447 | 381189 | 253857 | 117393 | 0.094 |
| Ave.BPR | 0.931 | 1.307 | 1.210 | 1.442 | 1.485 | 1.287 | 0.554 | 0.000 |
| Ave.Re | 14.399 | 7.319 | 4.932 | 3.361 | 0.735 | 5.874 | -13.664 | 0.000 |
| Ave.Ret01 | -1.232 | -2.315 | -2.467 | -2.111 | -1.738 | -1.964 | -0.506 | 0.285 |
| Ave.Ret02 | 1.230 | 1.612 | 1.853 | 2.705 | 2.105 | 1.927 | 0.876 | 0.099 |
| Ave.Ret03 | 0.619 | 1.550 | 1.718 | 3.548 | 2.375 | 2.013 | 1.756 | 0.013 |
| Ave.Ret04 | 2.777 | 4.326 | 4.281 | 6.916 | 5.432 | 4.820 | 2.656 | 0.001 |
| Ave.Ret05 | 6.177 | 9.083 | 9.376 | 12.029 | 11.548 | 9.769 | 5.370 | 0.000 |
| Ave.Ret06 | 9.076 | 11.393 | 12.215 | 14.918 | 14.784 | 12.624 | 5.707 | 0.000 |
| Ave.Ret07 | 12.588 | 15.394 | 15.612 | 18.191 | 18.764 | 16.260 | 6.176 | 0.000 |
| Ave.Ret08 | 14.569 | 17.753 | 17.983 | 20.590 | 20.655 | 18.452 | 6.085 | 0.000 |
| Ave.Ret09 | 15.126 | 17.757 | 16.635 | 20.518 | 20.654 | 18.287 | 5.528 | 0.000 |
| Ave.Ret10 | 12.856 | 15.216 | 13.449 | 17.961 | 18.101 | 15.669 | 5.245 | 0.000 |
| Ave.Ret11 | 13.744 | 16.680 | 15.703 | 19.316 | 19.758 | 17.195 | 6.014 | 0.000 |
| Ave.Ret12 | 15.519 | 16.964 | 17.479 | 20.465 | 19.824 | 18.175 | 4.305 | 0.010 |
| Obs. | 463 | 449 | 464 | 513 | 559 | 2448 | | |

注) VPR は 2016 年 5 月及び 2017 年 5 月時点の本源的価値 V を当月の時価総額で除した平均値、同じく Ave. β 、Ave. ME、Ave. BPR、Ave. Re については 2016 年 5 月、2017 年 5 月時点の市場ベータ、時価総額、簿価時価比率、株主資本コストの平均値である。Ave. Ret01~Ave. Ret12 は、5 月末を起点として 1 か月間~12 か月間の累積リターンの平均値である。また、Ave. β 、Ave. Re、Ave. Ret01~Ave. Ret12 の単位は%、Ave. ME の単位は百万円である。P-Value は、Q5 と Q1 の平均値の差が 0 であるという帰無仮説を両側 t 検定した p 値を載せている。

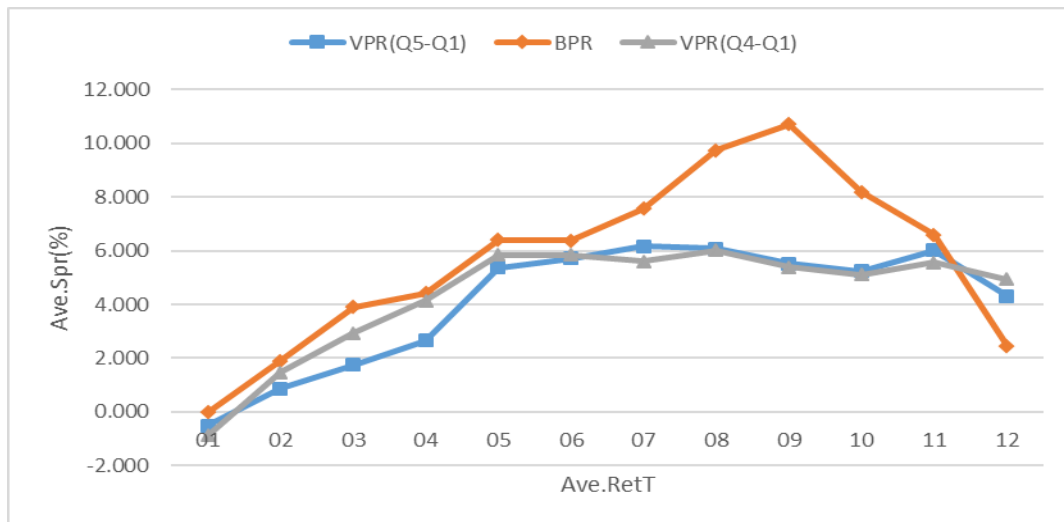


図 1. VPR と BPR の累積リターン比較

4-2. 残余利益モデルの超過リターン獲得可能性

残余利益モデルを用いたバリューストック投資戦略がプラスのリターンを生むといっても、それだけでは必ずしも当モデルが裁定機会を持つという意味にはならず、市場の効率性について議論することはできない。村宮 (2008) は、VPR に基づくバリューストック投資戦略の結果が、単に時価総額や簿価時価比率のリターンと相関しているためにもたらされた可能性があることを指摘し、これらの要因を制御したリターンが定常的に正であるかどうかを検証している。須田・竹原 (2004) も、VPR が有用な投資情報を持つかどうかについて、ベンチマークモデルに応じて、投資スタイルを制御して超過リターンを求める必要があると論じている。超過リターンを求める方法については両方について差異があるが、「同程度のリスクを持つ代替資産と比較してリターンが優れているか」という点においてこの問題は共通である。そのため本稿では村宮 (2008) の超過リターン計算方法に倣い、残余利益モデルの超過リターンを算出した。下はその計算式である。

$$Abn. Ret_{i,m}(T) = \prod_{\tau=m+1}^T (1 + R_{i,\tau}) - \prod_{\tau=m+1}^T (1 + BR_{i,\tau}) \quad (3)$$

超過リターン $Abn. Ret_{i,m}(T)$ は個別銘柄 i の月次 m を起点とした T か月先までの累積リターンから、時価総額の下位 50% または上位 50%、及び簿価時価比率の下位 30%、中位 40%、上位 30% の組み合わせで構成された計 6 つのポートフォリオからなる 6size-BE/ME ポートフォリオ・ベンチマークの時価総額加重平均月次リターンを差し引くことにより求められる。⁵ として全銘柄の 2016 年 6 月～2018 年 5 月分の超過リターンに

ついて、各銘柄が属する VPR 区分 Q1～Q5 の超過リターン平均値を計算し、Q5-Q1 のリターンズプレッドを得ることで VPR によるバリューストック投資戦略のベンチマークに対する超過リターン獲得可能性を確認するのである。

表 3 は、5 月末を起点とした最大 12 か月間の累積超過リターンである。超過リターンの獲得を示すリターンズプレッドは基本的に投資期間を延ばすほど上昇し、翌年の 5 月段階には約 4.6% の超過リターンを得られることがわかった。このことは、ほぼすべての期間において VPR のリターンがベンチマークのリターンよりも効率的であり、ベンチマークが見落としているリスクを予測している可能性を示唆している。しかしその約 82% は最初の 5 か月間で蓄積され、その後の超過リターンの伸び率が低いことを考えると、残余利益モデルを用いた VPR によるバリューストック投資戦略は長期よりもむしろ 5 か月以内の短期において有効であると考えべきだろう。この結果は、5 月末時点で多くの企業のファンダメンタルズ情報が開示されていないながら、市場が適正価格を反映しきれていないことを示し、市場のミスプライシング仮説を肯定する須田・竹原 (2004)、村宮 (2008) の先行研究の結果と合致する。

また、これを踏まえ図 1 をあらためて確認すれば、VPR と BPR の違いは明確である。つまり、VPR は算定後 5 か月間の間に超過リターンを獲得するものの、それは決算発表時期を迎えるとともに消失し、その株価予測力は、ベンチマークとほぼ等しくなるのである。そして 6size-BE/ME ポートフォリオ・ベンチマークは時価総額の Small - Big、及び簿価時価比率の Low - Medium - High の組み合わせで構成されることから、Ave. Ret6 以降の VPR と BPR のリターンズプレッドの違いは、時価総額を制御したことによるものである。

⁵ 6size-BE/ME ポートフォリオは、全サンプルの時価総額中央値を基準として下位 50% と上位 50%、簿価時価比率を三分位した下位 30%、中位 40%、上位 30% の計 6 つの共通

集合であり、各ポートフォリオについて月次時価総額値上がり率の時価総額加重平均値上がり率を毎月求めることによって計算される。リバランスは各年 5 月に行う。

表 3. 残余利益モデルを用いた VPR の超過リターン

| | Q1 | Q2 | Q3 | Q4 | Q5 | All | Ave.Spr (Q5-Q1) | P-Value |
|-----------|---------|--------|--------|----------|--------|--------|--------------------|---------|
| | low VPR | | | high VPR | | | | |
| Abn.Ret01 | 1.147 | 0.230 | 0.398 | 0.406 | 0.204 | 0.466 | -0.942 | 0.010 |
| Abn.Ret02 | -0.201 | -0.007 | 0.258 | 0.631 | 0.289 | 0.208 | 0.490 | 0.321 |
| Abn.Ret03 | -1.359 | -0.688 | -0.823 | 0.081 | -0.318 | -0.595 | 1.041 | 0.108 |
| Abn.Ret04 | -1.391 | -0.313 | -0.200 | 1.357 | 0.359 | 0.008 | 1.750 | 0.024 |
| Abn.Ret05 | -3.290 | -1.084 | -0.623 | 0.756 | 0.477 | -0.672 | 3.767 | 0.000 |
| Abn.Ret06 | -3.801 | -2.479 | -1.530 | -0.188 | -0.408 | -1.596 | 3.393 | 0.001 |
| Abn.Ret07 | -3.799 | -2.331 | -2.063 | -1.034 | -0.336 | -1.830 | 3.463 | 0.003 |
| Abn.Ret08 | -4.223 | -2.514 | -1.675 | -0.793 | -0.708 | -1.905 | 3.515 | 0.008 |
| Abn.Ret09 | -3.778 | -2.952 | -2.902 | -0.622 | -0.492 | -2.049 | 3.286 | 0.021 |
| Abn.Ret10 | -4.119 | -3.149 | -3.423 | -0.067 | 0.106 | -1.995 | 4.225 | 0.004 |
| Abn.Ret11 | -5.076 | -3.447 | -3.034 | -0.568 | -0.658 | -2.437 | 4.417 | 0.002 |
| Abn.Ret12 | -5.252 | -4.781 | -2.386 | -0.017 | -0.641 | -2.472 | 4.611 | 0.006 |

注) Abn. Ret01~Abn. Ret12 は、5 月末を起点として計算される Q1~Q5 までの累積超過リターン ((3)式により算出 単位%)、Ave. Spr は Q5 から Q1 を差し引いた累積超過リターンである。P-Value は、Q5 と Q1 の平均値の差が 0 であるという帰無仮説を両側 t 検定した p 値を載せている。

4-3. 超過リターン発生原因

以上の検証により、①残余利益モデルが超過リターンを獲得できる可能性があること、②超過リターンの蓄積は VPR 算定後 5 か月間がピークであることを確認した。しかし、残余利益モデルがどのようにして超過リターンを獲得するのか、その発生過程と要因については様々な議論がなされている。

須田・竹原 (2004) によると、残余利益モデルの超過リターン発生過程は、経営者の利益調整行動を市場が認識していない会計発生高アノマリーによって生じるもので、6 か月間の短期において残余利益モデルが超過リターンを獲得することを示している。⁶異常発生高アノマリーや会計発生高アノマリーは、Richard and Sloan (1996) を端緒として、Xie (2001)、Hirshleifer et al. (2004) などが研究を行っており、市場のミスプライシング説を肯定するものとなっている。

また、Barberis et al. (2004) は市場のミスプライシングが拡大する要因としてノイズトレーダーリスクの存在を主張している。ノイズトレーダーの非合理的行動が、合理的な投資家のバリューストック投資戦略にリスクを発生させるために、合理的な投資家の裁定取引が阻害されるのである。実際に我が国でも、三輪・植田 (2010) がノイズトレーダーリスクによる株価形成の影響について、新規ファンダメンタルズ情報がない場合でも、株価が持続的に上昇、あるいは下落するモメンタム現象が起きうることを説明している。

5. 結論

本稿では、市場の効率性を検証するため、残余利益モデルによる将来予測が超過リターンの獲得に寄与するのかどうかについて分析を行った。分析結果から、残余利益モデルは VPR 算定後、主に 5 か月間までに 6size-BE/ME ポートフォリオ・

⁶ 会計発生高 (accrual) とは、決算上の数値と現金収支の

差である。一般に会計発生高が小さいほど現金収入が高いため質が高い利益とされる。

ベンチマークに対して超過リターンを獲得することが確認された。また、VPR 算定後 6 か月間以降の株価予測力の低下について、市場のミスプライシングが新たな決算発表に伴うミスプライシングの縮小が起きた結果であることが示唆された。この結果は先行研究である須田・竹原 (2004)、村宮 (2008) の内容とおおむね合致する。調査期間 2015 年～2018 年現在においても残余利益モデルの有効性と市場のミスプライシングが確認できたことは、本稿の貢献と考えられる。

6. 今後の課題

本稿では、調査期間が 3 年分と非常に短期間である。それゆえ、残余利益モデルについて時系列に対して普遍的な効果を見ることができなかった。特に VPR によって株価予測力の精度を調査する場合、クロスセクションだけでなく長期の時系列による変化が考えられるため、より長期間の調査期間を設けて分析を行うべきと考えられる。また、市場の効率性について議論する場合、観測される裁定機会や超過リターンに対してその要因は様ではないことから、アノマリーについては、経済学や心理学、法学など学問横断的な検証の必要性がある。

引用文献

- D. Hirshleifer, K. Hou, S. Teoh and Y. Zhang (2004), “Do Investors Overvalue Firms with Bloated Balance Sheets?”, *Journal of Accounting and Economics* Vol. 38, p. 297-331.
- E. F. Fama and K. R. French (1992), “The cross-section of expected stock returns”, *The Journal of Finance* Vol. 47, p. 427-465
- E. F. Fama and K. R. French (1997), “Industry costs of equity,” *Journal of Financial Economics* Vol. 43, p. 153-93.
- G. Richard and Sloan (1996) “Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?”, *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 3 p. 289-315
- H. Xie (2001), “The Mispricing of Abnormal Accruals”,

The Accounting Review Vol. 76, p. 357-373.

- J. A. Ohlson (1995), “Earning, Book Values, and Dividends in Equity Valuation,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, p. 661-687.
- N. Barberis and R. Thaler (2003), “A Survey of Behavioral Finance”, *Handbook of the Economics of Finance* Vol. 1, p. 1053-1128,
- R. Frankel and CMC Lee (1998), “Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, No. 3, p. 283-319
- 太田 浩司, 齊藤 哲朗, 吉野 貴晶, 川井 文哉 (2012), 『CAPM, Fama-French3 ファクターモデル, Carhart4 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』
關西大學商學論集 57 卷 2 号
- 須田 一幸, 竹原 均 (2004), 『フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの比較：株価説明力と超過リターンの獲得』
筑波大学社会工学系データベース
- 三輪宏太郎, 植田一博 (2010), 『株価モメンタムと出来高の関係 — 投資家の株価トレンド追隨行為からの解明』
行動経済学 3 卷 114-118 頁
- 村宮 克彦 (2008), 『経営者が公表する予想利益に基づく企業価値評価』
現代ファイナンス 23 卷 131-151 頁