

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可能性

神戸大学 須田一幸[†]

筑波大学 竹原 均[‡]

2003年11月18日

摘要:

本研究においては、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルという2種類の株式価値評価モデルを設定し、それぞれの株価説明力と超過リターンの獲得可能性を比較する。実証結果から、財務諸表の実績値と業績予想値のいずれを用いても、多くの会計年度において、フリーキャッシュフローモデルよりも残余利益モデルの株価説明力が高いことが明らかにされた。一方、モデル比較の基準を超過リターンの獲得に役立つ投資情報とした場合、短期的には残余利益モデルの投資情報が相対的に有用であるが、長期的にはフリーキャッシュフローモデルの投資情報の有用性が大きい、ということが明らかになった。さらに、残余利益モデルに依拠したランキングポートフォリオを用いて会計発生高と異常発生高を分析したところ、残余利益モデルによる短期的な超過リターンの獲得可能性は、経営者の利益調整行動を反映した市場のミスプライシングに起因する、ということが示唆された。

[†] 神戸大学経済経営研究所

[‡] 筑波大学社会工学系

〒305-8573 茨城県つくば市天王台 1-1-1 電話 029-853-6206 FAX 029-855-3849

E-mail takehara@shako.sk.tsukuba.ac.jp

本研究は竹原の神戸大学経済経営研究所客員研究員期間中(平成14年度)に、同研究所における研究活動の一環として須田と竹原が実施したものである。浅野信博氏、薄井 彰氏、榎本正博氏、久保田敬一氏、八重倉 孝氏との討論は本研究をまとめる上で非常に有益であった。また竹原は本研究の実施に際して、文部科学省データバンクプロジェクト及び財団法人清明会から研究助成を、業績予想データの利用について東洋経済新報社データバンク事業部の支援を受けた。ここに記して感謝したい。

1 効率的市場仮説と株式価値評価の投資情報価値

弱度および半強度の効率的市場仮説によれば、全ての過去の証券価格情報と財務諸表などの公開情報は、即時かつ完全に証券の価格に反映される。したがって、過去の証券価格時系列を用いた分析あるいは財務諸表分析により株式価値評価を行っても、投資家は超過リターンを得ることは出来ないと考えられる。ただし、ここでの超過リターンとは、安全資産に対する超過リターンではなく、全てのリスクファクターに対するリスクプレミアムと流動性プレミアムおよび手数料等を控除した後の、説明不可能なリターンである。

例えば、CAPM を前提とする回帰方程式を以下のように設定する。

$$r_{j,t} - r_{f,t} = \alpha_j + \beta_j [r_{M,t} - r_{f,t}] + \varepsilon_{j,t}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

ただし、 $r_{j,t}$: t 期の証券 j のリターン、

$r_{M,t}$: t 期の市場ポートフォリオベンチマークリターン、

$r_{f,t}$: t 期の短期金利ベンチマーク。

市場が効率的であるとしても、それはリスクプレミアム $E(r_j) - r_f$ のすべてが消失することを意味しない。CAPM を成立させる条件の下では、合理的説明が不可能な部分（すなわち(1)式のジェンセン・アルファ： α_j ）がゼロとなるだけであり、市場ポートフォリオの変動により説明されるプレミアム部分 ($\beta_j (E(r_M) - r_f)$) は、均衡における合理的なリスクプレミアムとして残るのである。

次に、CAPM ではなく Fama and French (1993) で提案された下記の 3 factor model が成立している市場を想定しよう。

$$r_{j,t} - r_{f,t} = \alpha_j + \beta_j^M (r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_j^{SMB} SMB_t + \beta_j^{HML} HML_t + \varepsilon_{j,t}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

ただし、 $r_{j,t}$: t 期の証券 j のリターン、

$r_{M,t}$: t 期の市場ポートフォリオベンチマークリターン、

$r_{f,t}$: t 期の短期金利ベンチマーク

SMB_t : 小型株ポートフォリオと大型株ポートフォリオのリターン・スプレッド

HML_t : バリューストックとグロースストックのリターン・スプレッド。

このモデルでは、規模効果 ($\beta_j^{SMB} E[SMB]$) とバリューストック効果 ($\beta_j^{HML} E[HML]$) が priced factor に対するプレミアムとみなされ、市場が効率的であるとしても消失することはない。したがって投資家は、将来にわたって規模効果とバリューストック効果を継続して獲得することが可能である。

実証会計学の研究においては、ヘッジポートフォリオを用いた超過リターンの分析が頻

繁に行われるが、多くの場合、上述のリスクプレミアムの問題について十分に注意が払われていない。ヘッジポートフォリオの超過リターンは適切なマルチファクターモデルの下でリスク調整されなければならないのである。もしそうしたリスク調整を行わないとすれば、事前にリスク・クラスが同一となるようにリスク・ファクターに対応する財務特性を制御しておく必要がある。会計情報を用いて超過リターンが獲得可能であるように見えても、実は企業規模、あるいは株価純資産倍率といった財務属性が超過リターンと関係しているに過ぎない、という状況が考えられるからである。

本論文において、われわれはリスクプレミアムの制御を行うために、Fama and French(1992)で提案された2段階ソート法とDaniel and Titman(1997)の3段階ソート法を使用する。この「ポートフォリオ・フォーメーション法」を適用し、事前にリスク・クラスを制御することにより、株式価値評価を行うことに投資情報としての価値が存在するか否かを検証する。

またベースとなるマルチファクターモデルとしては、conditional version の Fama-French 3 factor model を用いる。つまり、市場全体の変動に対するプレミアムと規模効果およびバリュー株効果を控除した後のリターンを算定し、それと株式価値評価で得た情報との関係を分析することにより、株式価値評価による投資情報の有用性を比較する。

論文は以下のように構成される。まず第2節では、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルに基づく株式価値の推定方法を示し、さらに資本コストの推定方法と使用するデータについて説明を行う。第3節では、各々のモデルに基づく本源価値(intrinsic value)を株式時価総額で除することにより、各企業の Value-to-Price Ratio (VPR) を計算し、わが国株式市場における VPR の分布と株価説明力を調査する。4節では、ポートフォリオ・フォーメーション法により規模効果とバリュー株効果を事前に制御したポートフォリオのリターンを用いて、VPR の投資情報としての価値を分析する。第5節では、超過リターンの発生過程とその要因に関して追加的な検証を行い、最後に第6節で本研究の総括と課題を述べる。

2 キャッシュフローと会計利益に基づく株式価値評価

2-1 経済的利益と会計利益

企業価値(および企業価値の一部である株式価値)の評価は、将来において企業が創出する利益を、利益の不確実性(リスク)を考慮した適切な割引率を使用して現在価値を求めることにより達成される。現在価値の計算に使用される割引率とは「資本コスト」であり、このため企業価値評価問題は、「利益の測定と予測」そして「資本コストの推定」という2種類の問題から構成される。財務会計制度の重要な目的の一つとして、投資家の意思決定支援機能が挙げられるが、公開された財務諸表の情報に基づいて、アナリストは分析対象企業の将来の利益について最善の予測を行うことが要求される。また、企業の利益を測定する

場合に、経済上の利益(economic income)と会計上の利益(accounting earnings)の区別が必要である。会計利益が経済的利益をどれだけ正確に近似できるかを議論しなければならない。

企業価値評価に関しても、会計利益は(会計基準に依拠して算定された場合でも)調整が可能であり、会計利益に基づく企業価値評価(会計アプローチ)よりも、経済的利益に基づくフリーキャッシュフローの評価(財務アプローチ)の方が適切である、と考えられてきた。しかし、Ohlson(1995)を契機として残余利益モデル(Residual Income Model: 以降 RIM と略称)の実証分析が進められ、会計利益に基づく評価方法の意義を示す結果も得られている。例えば Frankel and Lee(1998)は、RIM による VPR が Book-to-Price Ratio (BPR)で把握されない追加的な情報を含み、これを利用することにより超過リターンを獲得することが可能であるとしている。また Francis, Olsson, and Oswald(2000)は、業績予想データを用いて割引キャッシュフローモデル(Discounted Cash-Flow model: 以降 DCF モデルと略称)と配当割引モデルおよび RIM による株式価値評価を比較し、米国市場の場合 DCF よりも RIM に基づく株式価値の推定値の方が信頼性は高いと報告している。わが国株式市場に関しても、Kubota, Suda, Takehara(2002)が、RIM による VPR の情報で超過リターンの獲得が可能であることを示した。ただし投資スタイルを制御した後では、VPR の情報を用いた超過リターンの獲得は限定的であることが分かった。

わが国ではこれまで、個別企業の実績値と業績予想値の両方を用いて、DCF と RIM の比較を行った研究が存在していない。本研究では、Francis, Olsson, and Oswald(2000)と同様の検証を日本市場のデータを用いて行い、会計アプローチでの株式評価が超過リターンの獲得に結びつくか否かを検証する。

2-2 フリーキャッシュフローに基づく評価

ここでは($t+i$)期のフリーキャッシュフローを以下の(3)式により定義する。

$$FCF_{t+i} = (ORPRO_{t+i} + INENS_{t+i})(1-\tau) + DEPR_{t+i} - \Delta WC_{t+i} - CAPEXP_{t+i} \quad (3)$$

ただし、 $ORPRO$ ：経常利益、

$INENS$ ：支払利息、

τ ：法人税率、

$DEPR$ ：減価償却費、

WC ：運転資本変化額、

$CAPEXP$ ：資本的支出¹。

また株主資本を E 、負債を D 、株主資本コストを r_E 、負債コストを r_D とし、加重平均

¹ 運転資本は各期末の「受取手形 + 売掛金 + 棚卸資産 + その他流動資産 - 支払手形 - 買掛金 - その他流動資産」で計算した。資本的支出は「期末有形固定資産 - 期首有形固定資産」で計算し、法人税率は当期純利益と支払税額から会計年度ごとの値を計算した。

資本コスト(Weighted Average Cost of Capital: WACC)を以下のように計算する。

$$r_{WACC} = (D/(D+E))(1-\tau)r_D + (E/(D+E))r_E \quad (4)$$

フリーキャッシュフローを WACC で現在価値に割り引くことにより, t 期の株式価値 V_t^{FCF} が以下の(5)式で算定される。

$$V_t^{FCF} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[FCF_{t+i}]}{(1+r_{WACC})^i} - D_t \quad (5)$$

(5)式では, 将来にわたるフリーキャッシュフローの期待値がすべて既知であることを前提にしているが, これは非現実的である。そこで, われわれは財務諸表から得られる実績値, あるいはアナリスト予想値を使用し, かつ FCF の一定成長を仮定 (成長率 g) した上で近似計算を行う。すなわち, 第 t 期に投資家が入手可能な経常利益の 1 期先予測値を $FORPRO_t$, 2 期先予測値を $FORPRO_{t+1}$ として, FCF の 1 期先と 2 期先の予測値を次のように算定する。

$$\begin{aligned} FFCF_t &= (FORPRO_t + INENS_t)(1-\tau) + DEPR_t - \Delta WC_t - CAPEXP_t \\ FFCF_{t+1} &= (FORPRO_{t+1} + INENS_{t+1})(1-\tau) + DEPR_{t+1} - \Delta WC_{t+1} - CAPEXP_{t+1} \end{aligned} \quad (6)$$

本研究においては, 財務情報の実績値のみが利用可能な場合の評価 $\hat{V}_t^{FCF(0)}$ と, 1 期先予想まで利用可能な場合の評価 $\hat{V}_t^{FCF(1)}$, および 2 期先予想まで利用可能な場合の評価 $\hat{V}_t^{FCF(2)}$ を以下の(7)式に従って計算する。

$$\begin{aligned} \hat{V}_t^{FCF(0)} &= \frac{FCF_t}{r_{WACC} - g} - D_t \\ \hat{V}_t^{FCF(1)} &= \frac{FFCF_t}{r_{WACC} - g} - D_t \\ \hat{V}_t^{FCF(2)} &= \frac{FFCF_t}{1+r_{WACC}} + \frac{FFCF_{t+1}}{(r_{WACC} - g)(1+r_{WACC})} - D_t \end{aligned} \quad (7)$$

2-3 残余利益モデルに基づく株式価値評価

残余利益モデルに関しては, Edwards and Bell(1961), Ohlson(1995)等の先行研究が存在する。ここで t 期の当期利益を NI_t , 純資産を BV_t , 配当を DIV_t として, クリーンサープラス関係

$$BV_t = BV_{t-1} + NI_t - DIV_t \quad (8)$$

が成立するとする。そして配当割引モデルを設定し, 残余利益を $RI_t = NI_t - r_E B_{t-1}$ と定義すれば, 残余利益モデルの下での株式価値 V_t^{RI} は以下のように示される。

$$V_t^{RI} = BV_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E[RI_{t+i}]}{(1+r_E)^i} = BV_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E[(ROE_{t+i} - r_E)BV_{t+i-1}]}{(1+r_E)^i} \quad (9)$$

(9)式からわかるように、株式資本コストを所与とすれば、残余利益モデルにおいて株式価値は、純資産と当期純利益および配当という会計情報のみで決定される。

フリーキャッシュフローモデルの場合と同様、無限期間にわたる予測値の入手は不可能であり、われわれは、実績値のみに基づく評価 $\hat{V}_t^{RI(0)}$ と、1期先予想が利用可能な場合の評価 $\hat{V}_t^{RI(1)}$ 、および2期先予想が利用可能な場合の評価 $\hat{V}_t^{RI(2)}$ を以下の(10)式に従って推定した。(10)式では、投資家が t 期に入手可能な1期先の業績予想を用いた株主資本利益率(Return On Equity: ROE)を $FROE_t$ とし、2期先予想に基づくROEの予測値を $FROE_{t+1}$ としている。また、業績予想による当期純利益と配当から、次期の純資産が $BV_{t+1} = BV_t + NI_{t+1} - DIV_{t+1}$ で与えられると仮定している。

$$\begin{aligned} \hat{V}_t^{RI(0)} &= BV_t + \frac{ROE_t - r_E}{1+r_E} BV_t + \frac{ROE_t - r_E}{(1+r_E)r_E} BV_t \\ \hat{V}_t^{RI(1)} &= BV_t + \frac{FROE_t - r_E}{1+r_E} BV_t + \frac{FROE_t - r_E}{(1+r_E)r_E} BV_t \\ \hat{V}_t^{RI(2)} &= BV_t + \frac{FROE_t - r_E}{1+r_E} BV_t + \frac{FROE_{t+1} - r_E}{(1+r_E)r_E} BV_{t+1} \end{aligned} \quad (10)$$

2-4 資本コストの推定方法

フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる株式価値評価では、株式資本コスト(r_E)と加重平均資本コスト(WACC)の推定が必要となる。WACCの計算に必要な負債コスト、自己資本比率、実効税率などに関しては、Kubota and Takehara(2003)で示した方法に従って計算する。株式資本コストに関しては、Fama and French(1997)で検証された以下のConditional Fama-French 3 factor modelに基づき個別証券ベースで推定を行った。

$$\begin{aligned} r_{j,t} - r_{f,t} &= \beta_j^{VW} (r_{M,t} - r_{f,t}) + (\beta_{j,0}^{SMB} + \beta_{j,1}^{SMB} \ln MV) SMB_t \\ &\quad + (\beta_{j,0}^{HML} + \beta_{j,1}^{HML} BPR) HML_t + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (11)$$

ただし、 $r_{j,t}$ ：第 j 証券の t 期の収益率、

$r_{f,t}$ ： t 期の無危険利子率のベンチマークとしての無条件コールマネーレート

SMB_t ：小型株ポートフォリオと大型株ポートフォリオのリターン・スプレッド

HML_t ：バリュー株とグロース株のリターン・スプレッド

MV ：発行済株式の時価総額

BPR：純資産株価比率。

(11)式のモデルは Fama and French(1993)に基礎を置くが、SMB ファクターと HML ファクターに対するベータが企業規模と株価純資産倍率の線形関数として時間変化することを想定しており、この点で Fama and French(1993)の拡張モデルとなっている。

多くの実証研究では、株主資本コストを CAPM に従い推定している。しかし Fama and French(1992)を端緒としたアセットプライシング分野での実証結果の蓄積は、米国のみならず多くの先進国資本市場において、CAPM がリターンのクロスセクショナル・バリエーションをほとんど説明不可能であることを明らかにした。Graham and Harvey(2001)の調査に示されるように、米国において CAPM は株主資本コストの計算方法として最も一般的であるものの、推定モデルとして適切ではない。

推定段階でモデルが極めて低い説明力しか持ち得ないとすれば、(7)式と(10)式からその影響が理解されるように、株式価値評価の結果も信頼できないであろう。もちろん Fama and French(1997)が指摘しているように、株主資本コストの推定問題には解決不可能な問題が複数存在し、Conditional Fama-French factor model による推定が必ずしも適切であるとは言えないかもしれない。しかし日米市場における実証研究の結果により、Conditional Fama-French factor model は CAPM よりも優れた説明力を備えていることが確認されているため、われわれはこのモデルを適用する。

2-4 使用するデータ

財務諸表のデータは、日経 NEEDS データベース(一般企業決算)から入手し、個別企業の株式リターンは、日経ポートフォリオマスター収益率データベースを使用する。業績予想データについては、東洋経済新報社が提供する「東洋経済業績予想」を使用する。

「東洋経済業績予想」では、1995年9月以降から週次データが提供されている。本研究では1995年までは第2四半期データを、1996年以降は6月最終週の予想データを使用する。この結果、1期先予想は1981年～2000年の全期間、2期先予想は1983年以降で利用可能となっている。分析に継続性を持たせるために、単独本決算の予想を用いるが、2000年に入り単独本決算の2期先予想が利用可能である企業が極端に減少するため、2000年についてのみ連結本決算の予測値を使用する。分析対象期間は1980年から2000年である。

分析対象企業として、東京証券取引所第1部上場(金融業を除く)の中から、3月決算の企業であり、かつ以下で示す財務データがすべて入手可能な企業が選択された。すなわち、企業規模(時価総額対数値)、BPR(純資産株価比率)、EPR(利益株価比率)、売上高成長率、モメンタム(過去36ヶ月収益率)、営業キャッシュフロー、会計発生高、裁量/非裁量会計発生高が計算可能な企業である。われわれは第4節において、これらのデータによりポートフォリオ・フォーメーション法を適用し、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる株式リターンの比較を行う。

以上の財務データと業績予想データが入手可能であり、かつ株主資本コストと加重平均資本コストの計算が可能な3月決算の東証1部上場企業は、1980年から2000年までで延べ12943社である。最初の1980年は425社で、2000年に至って825社に増加している。

3 株価説明力の比較

3-1 VPRの相関

まずフリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルに基づき、実績ベース、1期先予測ベース、2期先予測ベースで株式価値を評価する。したがって、6種類のファンダメンタルバリューが計算される。ファンダメンタルバリュー(V)を時価総額で除すことにより、value-to-price ratio (VPR)が算定される。

個々のモデルのもとで算定されたVPRの相関を、表1に示した。表1の右上三角行列はPearson相関であり、左下三角行列はSpearman順位相関である。各セルにおいて上の値が相関係数を示し、その下の値はp-valueである。

表1を見れば、残余利益モデルの場合、実績値と1期先予測および2期先予測のPearson相関は1%で有意ではあるものの、0.7から0.9程度の値となっていることが分かる。しかしSpearman相関は、すべて0.9を超えている。他方、フリーキャッシュフローモデルに関しては、実績値と1期先予測および2期先予測の相関がPearson相関とSpearman相関の両方とも0.95を超えている。

残余利益モデルによるVPRのPearson相関が相対的に小さいという結果は、実績値と1期先予測あるいは2期先予測の使用が結果を大きく左右する、ということを示唆している。フリーキャッシュフローモデルの場合、実績値と業績予想の選択よりも、運転資本や負債などの他の情報が、VPRに大きな影響を与えているのであろう。

注目すべきは、DCFとRIの間でPearson相関が0.12から0.25の値をとり、Spearman相関でも0.12から0.18程度の値しかない、ということである。これは、VPRを用いた投資戦略で適用するモデルの違いが、その結果に大きな影響を与えるということを示唆している。では、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルに依拠したVPRはどのようになるのか。以下で、年度ごとに観察しよう。

3-2 VPRの年度別比較

株式価値評価に使用するモデルが正しいモデルであり、かつ市場が半強度で効率的であるとすれば、モデルに基づいて推定された株式の本源的価値(intrinsic value)と市場において取引がなされた株価(market value)は、一致するはずである。したがってVPRは1に近い値となるはずであり、もし大きな乖離が存在するとすれば、1)使用している株式評価モデル(DCFとRIM)が真の評価モデルではない、2)モデルは正しいが将来における企業業績の予測

が不正確である，あるいは3)市場が半強度で効率的ではない，ということが考えられる。

表2は6種類のVPRの推定値について，各年のVPRの分布(第1四分位，メディアン，第3四分位)を示したものである。表2を見れば，実績値と1期先予想または2期先予想の情報のいずれを使用しても，各年度のVPRの分布はそれほど大きく異なることが分かる。他方，フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの適用については，いずれを使用するかによってVPRの推定値に大きな差が観察されるのである。

フリーキャッシュフローモデルの場合，VPRの時系列推移はビジネスサイクルと株価サイクルから考えて自然であるといえる。1990年に向けてVPRが低下していく局面は，ファンダメンタルでは説明不可能な株価の急激な上昇によるものと解釈される。また1990年代後半でのVPRの上昇は，キャッシュフローの実現値が増加傾向を示したにもかかわらず，株価は一時的な回復はあるものの長期にわたり低迷している状況を表しているものと思われる。年度ごとに観察すると，バブル経済開始前の1984年とバブル崩壊後ボックス圏で株価が推移した1995年およびITバブル形成期の1999年に，メディアンが1に近い値となっているが，それ以外の年度では1を大きく下回っていることが分かる。また全般的な傾向として，VPRが非常に裾野の広い分布であることが指摘されよう。

表2のパネルBに残余利益モデルに従って算定されたVPRが示されている。そこでは，フリーキャッシュフローモデルの場合に見られたような明確なサイクルは観察されない。VPRはバブル経済の崩壊に向けて低下し，1990年代後半にやや上昇しているものの，その推移は非常に穏やかである。また全般的なVPRの分布も，フリーキャッシュフローモデルのような極端に裾の厚い分布ではない。

フリーキャッシュフローモデルに基づくVPRの推定値が，ビジネスサイクルの影響を相対的に強く受け，かつ分布の裾が広がることは，(7)式と(10)式から判断すれば当然ともいえる。残余利益モデルにおいて，株式価値の多くの部分は企業の純資産により与えられる。純資産はビジネスサイクルから大きな影響を受けないため，残余利益モデルに依拠したVPRはビジネスサイクルの影響を受けにくいのである。また同一企業におけるキャッシュフローの変動は，当期純利益の変動よりも大きいため，フリーキャッシュフローモデルを使用して計測されたVPRが，クロスセクションで広範囲に分布することは当然の結果といえよう。

むしろここで重要なことは，多くのケースにおいてフリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルのいずれを用いたとしても，VPRは1から大きく乖離している点である。Francis, Olsson, Oswald(2000)は，VPRの時系列推移を分析していないものの，そこで示されたフリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる株式価値の推定値は，ともに株価を下回っている。この点で日米の証券市場は共通している。したがって，われわれ我々が分析対象としている市場が効率的であるならば，企業価値の推定モデル，あるいはアナリストによる利益予測，の少なくともどちらか一方は正しくないことを意味する。

3-3 フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの株価説明力

前節において明らかとなったように、VPR は多くの場合に 1.0 から乖離した状態にあり、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルに基づいて推定された株式の本源的価値と市場価値は一致していない。しかしこのことは VPR の投資情報としての価値の全てを否定するものではない。VPR が 1 でないとしても、この情報を割安/割高銘柄の発見に用いることは可能だからである。本節では、推定された企業価値が現実の株価をどの程度説明可能かを回帰分析により明らかにするため、以下の回帰式を設定する。

$$P_j = \alpha_j + \beta_j V_j + \varepsilon_j, \quad j = 1, \dots, N \quad (12)$$

ただし、 P_j ：評価対象企業 j の 6 月末の株価、

V_j ：各々のモデルで推定された j 企業の株式価値、

N ：分析対象企業数。

回帰式(12)の説明力が大きければ、VPR を用いて将来の株価を予測することが可能である。われわれは、1980 年から 2000 年の各年について(12)式を推定し、モデルごとに決定係数の平均値を計算した。その際、VPR でランキングした場合の上下 1% は、異常値として観測から除外している。推定結果を表 3 に要約した。

表 3 における決定係数を見れば、フリーキャッシュフローモデルに基づいて推定された株式価値と現実の株価との関連性が著しく小さいことが分かる。また実績値と 1 期先予想および 2 期先予想のデータによる推定結果を比較すると、1983 年、1988 年、1991 年、1992 年、1993 年、1995 年、1996 年、1997 年、および 2000 年について業績予想の情報を使用した場合、モデルの決定係数が増加している。これは、予想データを使用すると株価の予測能力が向上することを意味している。

残余利益モデルの場合には、決定係数が 0.17 から 0.64 となり、フリーキャッシュフローモデルよりも高い範囲に分布している。決定係数は時系列の推移を見ても比較的安定している。また実績値のみ使用した場合と 1 期先予想および 2 期先予想を使用した場合を比較すると、実績値よりも予想情報を使用すると、ほとんどの年で決定係数が増大している。

以上の点を総合すると、フリーキャッシュフローモデルよりも残余利益モデルに従って推定された株式価値の方が現実の株価変動をよりよく説明し、かつ実績値よりも業績予想値を使用した推定のほうが、株価との関連性が高まることが明らかにされた。

4 超過リターンの獲得可能性

4-1 株式価値評価モデルと超過リターン

前節の分析により、残余利益モデルはフリーキャッシュフローモデルよりも株価の説明

力が大きく、かつ実績値よりも予想値を用いた場合に株価説明力が上昇することが明らかとなった。それでは、VPR を使用して（リスク調整後の）超過リターンを獲得することは可能なのであろうか。もし、市場が効率的で株式価値評価が真のモデルと情報集合に基づいて行われるならば、VPR は 1 に等しくなる。しかし市場が非効率であるならば、VPR の高い銘柄の株価は割安であり、VPR の低い銘柄の株価は割高である判断され、VPR の高い株式のロングポジションと VPR が低い銘柄のショートポジションによるマーケットニュートラルポジションを構築すれば、超過リターンを獲得することが可能となる。ただしマーケットリスクがゼロとなるために、ロング/ショートポジションのマルチベータは同一でなければならない。

本節では最初に、VPR を使用してランキングポートフォリオを構築し、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによるリターンの比較を行う。すなわち、前記 6 種類の方法により毎年 6 月末の時点で VPR を計測する、分析対象企業を 6 月末の VPR に基づき降順で 5 つのグループに分割する、VPR の高い上位 20% の企業群を P1 とし、P1 について equal-weighted portfolio を構築し、これを翌年 6 月末までの 1 年間についてバイ・アンド・ホールドする、P2 から P5（VPR の下位 20%）について、同様のポートフォリオを構築し、1 年間のバイ・アンド・ホールド戦略を実施するのである。

表 4 は、6 種類の VPR について上記の方法でランキングポートフォリオを構築し、1 年間のバイ・アンド・ホールドによる平均月次リターンを示したものである。フリーキャッシュフローモデルに関しては、P1、P2、P3、P4 の VPR が低下すると共に、そのポートフォリオ・リターンも単調減少しており、両者には正の相関関係が存在する。しかし、下位 20% の P5 に関しては、P4 よりも実現リターンが高くなっている。フリーキャッシュフローモデルとポートフォリオ・リターンには、この部分について U 字型現象(U-shaped phenomenon) が観察される。

表 4 の Ave.Spr. は、P1 のリターンから P5 のリターンを控除したリターン・スプレッドの平均値である。フリーキャッシュフローモデルの場合、実績値と 1 期先予想および 2 期先予想のすべてのケースについて、符号は正となっている。したがって、フリーキャッシュフローモデルに基づいて計測された VPR により、市場における株式価値の過大（あるいは過小）評価を判断することが可能である、と考えられる。

これに対して残余利益モデルの場合、VPR とリターンの関係は明確ではなく、全体的に VPR が小さいポートフォリオほど、リターンが大きくなる傾向が観察される。P1 - P5 のリターン・スプレッドも、実績値と 1 期先予想および 2 期先予想の全てについて負の値となっている（ただし統計的に有意ではない）。したがって残余利益モデルの場合には、評価対象企業の株価が過大（あるいは過小）評価されていることを判別する能力が低い、と解釈される。

4-2 投資スタイル制御後のリターン

前記のランキングポートフォリオを用いたリターンの検証では、投資スタイルについて考慮していない。われわれはベンチマークモデルとして Fama-French 3 factor model を想定しているため、マーケットファクターだけでなく企業規模と BPR の違いを適切に調整して超過リターンが計測されなければならない。現実の株式アクティブ運用においても、Large/Small と Value/Growth という投資スタイルは緻密に管理されるため、単純なランキングポートフォリオを用いた検証では、リスク調整後リターンをベースとした分析とは言い難い。

そこで本研究では 3 段階ソーティングポートフォリオ法（久保田・竹原，2000 を参照）を用いて投資スタイルを制御し、規模と BPR に関して同一リスク・クラスに属する企業群を VPR でランキングすることにより、VPR の持つ情報価値を比較する。調査の手順は以下のとおりである。

6 月最終営業日の株価に発行済株式総数を掛けて発行済株式時価総額を計算し、サンプル企業を Large, Neutral, Small の 3 グループに分類する、さらに 3 つの規模別ポートフォリオを BPR により、Value(BPR が最大), Neutral (BPR が中位), Growth(BPR が最小) の 3 グループに細分化する、この結果、ほぼ同一の企業規模と BPR を持つ 9 種類のポートフォリオが構築される、9 ポートフォリオが VPR について P1(VPR が最大)から P5(VPR が最小)まで 20% ずつ 5 グループに分割される、この結果、 $45(=3 \times 3 \times 5)$ ポートフォリオが構築される、そして各々のポートフォリオについて 1 年間（今期 7 月初から翌期 6 月末まで）のバイ・アンド・ホールド戦略を実施し、P1 - P5 のリターン・スプレッドを計測する。この 9 種類のリターン・スプレッドは、ゼロコストポートフォリオで、かつ企業規模と BPR について中立的である。

表 5 は、上述の方法によりポートフォリオを構築した結果である。われわれは、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの両方について、実績値、1 期先予想、2 期先予想を使用して分析したが、ここでは 1 期先予想を使用した結果だけを示す。表 5 のパネル A は、フリーキャッシュフローモデルで VPR を推定した結果であり、パネル B は残余利益モデルで VPR を推定した結果である。

パネル A においては、9 つの characteristic balanced portfolio のうち 7 つにおいて、リターン・スプレッドが正となっている。特に Large-Value 型ポートフォリオにおいては、超過リターンが月次で 0.418%（年次 5.016%）と高く、かつ 10% で有意となっている。投資スタイルの調整後であっても超過リターンを獲得することができるのである。一方で、中位株においては、前節での通常のランキングポートフォリオの場合と同様に、P1 から P4 では VPR の低下と共にリターンも低下し、P5 で一転して実現リターンが上昇するという U 字型現象が観察される。小型株に関しては明確な傾向は見られない。

パネル B（残余利益モデルを適用）においては、9 つの characteristic balanced portfolio のうち、リターン・スプレッドが正になっているのは 4 つしかない。パネル A と同様に Large-Value 型ポートフォリオでは、リターン・スプレッドが正となっている。しかし小型

株においては、特に Small-Value 型ポートフォリオと Small-Neutral 型ポートフォリオで、VPR の低いポートフォリオほど、リターンが低くなっており、*t*-value も比較的高い値となっている。

以上より、VPR を情報とする投資戦略の結果は、投資スタイルのうち企業規模 (Large/Small) の影響を強く受け、BPR (Value/Growth) の影響は弱いということが明らかとなった。Large-Value 型ポートフォリオについては、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルのいずれを用いても、株価の過大（または過小）評価を VPR により適切に判断することが可能であり、VPR 情報を用いて超過リターンを獲得する可能性が残されている。しかし小型株については、VPR 情報が投資家を誤った投資判断へと導く危険性が存在する。この危険性は、残余利益モデルに基づいて推定された VPR を利用する場合に、より高いものと推測される。

5 超過リターンが発生する構造

Francis, Olsson, Oswald (2000) は、フリーキャッシュフローモデルに基づいた評価と、残余利益モデルに基づいた評価で、VPR に明確な差が観察される理由として会計発生高 (Accounting Accruals) の影響を考え、VPR と会計発生高との関係について分析を行っている。われわれも日本の市場について、フリーキャッシュフローモデルよりも残余利益モデルの株価説明力が大きいという調査結果を得た。しかし、それぞれのモデルに依拠したランキングポートフォリオによる超過リターンの獲得可能性については、残余利益モデルよりもフリーキャッシュフローモデルの方が超過リターン獲得の可能性は高いことが分かった。したがって現在の株価水準の説明力と将来の超過リターンの獲得可能性について、2つのモデルの優劣が異なっていることになる。

キャッシュフローと会計利益の差異が、会計発生高に等しいとすれば、ランキングポートフォリオにおけるリターンの差は会計発生高で説明されるかもしれない。あるいは、リターンの差は異常発生高と関係している可能性もある。そこで本節では、企業規模と BPR および VPR による 3 段階ポートフォリオについて、それぞれの会計発生高と異常発生高を調べることにする。

5-1 ランキングポートフォリオにおける会計発生高

会計発生高は須田・首藤 (2000) に従い以下のように算定する。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} = & (\text{流動資産} - \text{現金預金}) - (\text{流動負債} - \text{資金調達項目}) \\ & - (\text{貸倒引当金} + \text{賞与引当金} \cdot \text{未払賞与} + \text{その他の短期引当金} + \\ & \text{退職給与引当金} + \text{その他の長期引当金} + \text{減価償却費}), \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ただし、資金調達項目} = & \text{短期借入金} + \text{コマーシャル・ペーパー} + \text{1年内返済} \\ & \text{の長期借入金} + \text{1年内返済の社債} \cdot \text{転換社債}, \end{aligned}$$

貸倒引当金 = 売上債権以外の貸倒引当金，
は期中増減額を示す。

上記の式に従い調査対象企業の会計発生高（基準化のため会計発生高を期首資産総額で除した値を用いる）を算定し、次に、前節で示した 45 ポートフォリオの平均会計発生高を求めた。表 6 の Panel A に、フリーキャッシュフローモデルで VPR を推定したランキングポートフォリオの平均会計発生高を示し、Panel B に残余利益モデルで VPR を計算したランキングポートフォリオの平均会計発生高を示した。

2 つのパネルを比較すれば、45 ポートフォリオにおける会計発生高の状況がまったく異なることが分かる。フリーキャッシュフローモデルの場合、VPR が低下するにつれて、ポートフォリオの会計発生高は増加している。表 6 における Diff. は、同レベルの企業規模と BPR のポートフォリオにおける会計発生高の差 (ACC1 - ACC5) である。Panel A では、この差がすべて 1% で有意である。したがって、VPR が大きいポートフォリオの会計発生高は小さく、VPR が小さいポートフォリオほど会計発生高は大きい、ということになる。

これに対して、残余利益モデルで VPR を推定したランキングポートフォリオの場合、VPR が低下すると会計発生高も減少するという傾向が見られる。とりわけ、Large-Growth 型ポートフォリオと Small-Value 型ポートフォリオの Diff. は、5% 水準で有意である。したがって、残余利益モデルで VPR を推定した場合、VPR が大きいポートフォリオの会計発生高は相対的に大きく、VPR が小さいポートフォリオほど会計発生高は小さい、ということになる。

浅野(2000)と榎本(2003)および Kubota, Suda, Takehara (2003) は、米国と同様わが国の証券市場においても会計発生高アノマリーが存在する、ということを示した。当期の会計発生高が小さい銘柄についてロング・ポジションをとり、会計発生高の大きい銘柄についてショート・ポジションをとれば、(他の条件が等しい場合) 超過リターンが獲得できるのである。われわれは、フリーキャッシュフローモデルで VPR を推定したランキング・ポートフォリオにより、超過リターンを獲得できることを示したが、超過リターンの発生パターンは、会計発生高アノマリーのパターンと一致している。したがって、フリーキャッシュフローモデルが残余利益モデルよりも超過リターンを獲得できるのは、会計発生高アノマリーを反映した結果だという可能性を否定できないのである。

5-2 ランキングポートフォリオにおける異常発生高

われわれは、CFO modified Jones model (須田・首藤, 2000 を参照) により、会計発生高を正常発生高(Normal Accruals)と異常発生高(Abnormal Accruals)に分解し、前記 45 ポートフォリオについて平均異常会計発生高を算定した。その結果が表 7 に要約されている。Panel A に、フリーキャッシュフローモデルで VPR を推定したランキングポートフォリオの平均異常発生高を示し、Panel B に残余利益モデルで VPR を計算したランキングポートフォリオの平均異常発生高を示した。

フリーキャッシュフローモデルの場合、VPR が低下するにつれて、ポートフォリオの異常発生高は顕著に増加している。表 7 の Diff. は、すべて 1% で有意である。したがって、VPR が大きいポートフォリオの異常発生高は小さく、VPR が小さいポートフォリオほど異常発生高は大きい、ということになる。

これに対して、残余利益モデルで VPR を推定したランキングポートフォリオの場合、VPR が低下すると異常発生高も減少するという傾向が見られる。VPR の低下に伴う異常会計発生高の増加傾向は、表 6 の会計発生高の場合よりも顕著であり、9 種類のスタイル制御後ポートフォリオのうち、8 種類で異常発生高の差(Diff.)は負となり、半数以上が 10%水準で統計的に有意となっている。つまり、Large-Value 型ポートフォリオと Large-Growth 型ポートフォリオ、Small-Value 型ポートフォリオ、および Small-Growth 型ポートフォリオの Diff. は 1%水準で有意であり、Large-Neutral 型ポートフォリオと Small-Neutral 型ポートフォリオは 10%水準で有意である。これは、VPR が大きいポートフォリオの異常発生高は相対的に大きく、VPR の小さいポートフォリオほど異常発生高は小さい、ということを示している。

榎本(2003)および Kubota, Suda, Takehara (2003) は、米国と同様わが国の証券市場においても異常発生高アノマリーが存在する、ということを示した。当期の異常発生高が小さい銘柄についてロング・ポジションをとり、異常発生高の大きい銘柄についてショート・ポジションをとれば、(他の条件が等しい場合)超過リターンが獲得できるのである。したがって、フリーキャッシュフローモデルが残余利益モデルよりも超過リターンを獲得できるのは、異常発生高アノマリーを反映した結果だという可能性がある。

5-3 株式価値評価モデルと異常発生高アノマリー

われわれは、2 段階ソーティングポートフォリオ法(久保田・竹原, 2000 を参照)を用い、異常発生高を制御した上で、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる超過リターンの獲得可能性を比較する。調査の手順は以下のとおりである。

前記の CFO modified Jones model によりサンプル企業の異常発生高を算定し、その大きさに応じて 5 つのグループを作成する、異常発生高の 5 つのグループを、さらに VPR の大きさに従い 20% ずつ 5 グループに分割する(最大ポートフォリオが P1 で、最小ポートフォリオが P5)、この結果、25(=5×5)ポートフォリオが構築される、そして各々のポートフォリオについて 1 年間(今期 7 月初から翌期 6 月末まで)のバイ・アンド・ホールド戦略を実施し、各ポートフォリオの平均リターンを算定する、P1 - P5 のリターンズブレッドを計測する。

さらに異常発生高アノマリーと株式価値評価モデルの関係を調査するために、評価モデルを制御した上で異常発生高アノマリーを観察する。つまり、最初に VPR の大きさに応じて 5 つのグループを作成し、次に、異常発生高に従い 5 グループに分割して 25 ポートフォリオの平均リターンを算定した後、異常発生高が最大のポートフォリオと最小のポートフォリオのリターンズブレッドを測定するのである。

表 8 のパネル A は、異常発生高を制御した上で、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルで推定した VPR のリターンを示したものである。われわれは、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの両方について、実績値、1 期先予想、2 期先予想を使用して分析したが、ここでは 1 期先予想を使用した結果だけを示す。

パネル A を見ると、フリーキャッシュフローモデルによる VPR のリターンズプレッドは全てプラスとなり、表 4 と大きく異なる点はない、ということが分かる。しかし、異常発生高が減少するにつれてリターンズプレッドと t 値は増加しており、異常発生高はフリーキャッシュフローモデルによる VPR のリターンズプレッドに影響を与えていることが示唆される。残余利益モデルによる VPR のリターンズプレッドは、異常発生高を制御することでプラスになるケースが 3 つあり、表 4 とやや異なっている。しかし、異常発生高が残余利益モデルによる VPR のリターンズプレッドに与える影響はまちまちであり、その一般的傾向を知ることはできない。フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる VPR のリターンズプレッドを比較すると、ABNAC1 のグループ以外は、フリーキャッシュフローモデルによる VPR のリターンズプレッドの方が残余利益モデルよりも大きい。

表 8 のパネル B は、株式価値評価モデルを制御した上で、異常発生高アノマリーを観察した結果である。パネル B を見ると、フリーキャッシュフローモデルによる VPR が最大のグループ (VPRFCF1) について、異常発生高アノマリーが顕著に表れ、リターンズプレッドは 5%水準で有意であることが分かる。さらに、残余利益モデルによる VPR では、全てのリターンズプレッドがマイナスであり 約 5%水準で有意なケースが 2 つあった。これは、VPR を制御した上でも、異常発生高が相対的に小さいポートフォリオを編成すれば超過リターンが獲得できることを意味している。

以上の結果を総合すれば、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる超過リターンの獲得可能性を適切に比較するためには、異常発生高をコントロールする必要があると思われる。異常発生高が相対的に小さいグループでは、フリーキャッシュフローモデルの方が超過リターンを獲得する可能性が大きく、異常発生高が大きいグループでは、むしろ残余利益モデルの方が超過リターンを獲得する可能性が大きいのである。

5-4 超過リターンの発生過程

超過リターンの発生過程を明らかにするため、われわれは、フリーキャッシュフローモデル(1 期先予想)と残余利益モデル(1 期先予想)について、ポートフォリオ構築後 12 ヶ月(3 年)間の平均リターンズプレッド (P1-P5) の推移を分析した。すなわち、各々のモデルで 6 月末の VPR を計算し、その大きさに従い 5 つのポートフォリオを作成する、各々のポートフォリオの月次リターンを 12 ヶ月について算定する、VPR が最大のポートフォリオ・リターンから最小のポートフォリオ・リターンを差し引き、月次リターンズプレッドを 12 ヶ月について計算する、1981 年から 2000 年までの平均月次リターンズプレッドを求め、それを 12 ヶ月累積するのである。

その結果が、図 1 に示されている。図 1 は、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの平均月次リターンズブレッドを 12 ヶ月累積したものであり、 $M=0$ が 6 月末、 $M=1$ が 7 月末、 $M=12$ が翌年の 6 月末となる。このグラフを見れば、フリーキャッシュフローモデルの場合、リターンズブレッドは次のポートフォリオ構築までの 1 年間で安定的に推移していることがわかる。他方、残余利益モデルの場合、最初の 6 ヶ月(すなわち 7 月から 12 月)にリターンズブレッドが急増し、後半 6 ヶ月(翌年 1 月~6 月)は一転して下降トレンドに入っている。これは、残余利益モデルによる VPR 情報に対して、市場参加者は最初の 6 ヶ月間に過剰反応を起こし、その修正が後半の 6 ヶ月に行われていることを示唆する。

ポートフォリオ構築成後、最初の 6 ヶ月間に限定すれば、フリーキャッシュフローモデルよりも、むしろ残余利益モデルの方が超過リターンを獲得する可能性があると言える。しかし最初の 6 ヶ月間の大きなリターンズブレッドは、前述した異常発生高アノマリーを勘案すれば、市場参加者が異常発生高を用いた経営者の利益調整行動を認識していないために起こるミスプライシングであると解釈され、次年度の利益情報が市場に伝達されるにつれて、徐々に価格が修正されているものと考えられる。

米国市場では、Frankel and Lee(1998)が示したように、残余利益モデルに基づく超過リターンが図 1 のような転換点を持たず安定的な上昇トレンドとなっている。こうして彼らは、財務諸表数値を用いて残余利益モデルを推定し、株式価値評価を実施することの有効性を実証できたのである。しかし日本市場の場合、残余利益モデルによる株式価値評価の有効性は 6 ヶ月程度の短期間に限定されるのである。

6 結論と課題

本研究では、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルから株式価値を推定し、株式価値と株価の関係および value-to-price ratio を用いた投資戦略の有効性を検証した。先行研究と比較すると、株式価値の推定において、財務諸表で示された実績値だけでなく、アナリストの業績予想データを使用したこと、投資スタイルを制御した上で、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる投資戦略の有効性を検証したこと、投資戦略の有効性と会計発生高(異常発生高)の関係を分析したことに、本研究の特徴がある。

フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルに基づいて推定された株式価値と実際の株価の関係を回帰分析により調べた結果、残余利益モデルの方が大きな株価説明力を有している、実績値よりもアナリスト予想値を用いた方が株価説明力は改善される、ということが分かった。ただし、残余利益モデルとフリーキャッシュフローモデルの VPR は、いずれも 1 から大きく乖離していることに注意しなければならない。

次に、フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルから VPR を求め、その情報による投資戦略の有効性を比較した。残余利益モデルの場合、割安と思われる高 VPR の株式を購入し、割高と思われる低 VPR の株式を売却するポジションを構築すると、翌 1 年間のリ

ターンはマイナスになった。さらに企業規模，BPR という投資スタイルを制御したポートフォリオの構築を行った検証では，VPR の効果が投資スタイルごとに異なることが判明した。大型バリュー株では，上記のポジション構築が正の超過リターンをもたらすが，小型株においては負の超過リターンを招く可能性がある。

フリーキャッシュフローモデルの場合は，上記のポジション構築で正の超過リターンを獲得することができた。とりわけ，大型バリュー株は投資スタイルを制御した場合でも，大きな超過リターンが観察されたのである。

最後に本研究では，フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルで推定した VPR による超過リターンが，なぜこのように異なるのかを分析した。そして，会計発生高と異常発生高が超過リターンに大きな影響を与えていること，残余利益モデルで推定した VPR による超過リターンの発生に明確なパターンが存在すること，が明らかとなった。

ポートフォリオ構築後 6 ヶ月間に限定すれば，残余利益モデルを使用して超過リターンを得ることは可能であるが，超過リターンは持続性がなく，7~12 ヶ月後に市場は株価を下方に修正する。この反転現象は，市場のミスプライシングとその後の修正プロセスを示していると解釈される。すなわち，残余利益モデルによる VPR が大きいポートフォリオは相対的に大きな異常発生高が観察される，VPR が大きいポートフォリオのリターンが短期的に上昇するのは，市場参加者が経営者の異常発生高による利益調整行動を認識していないために生じたミスプライシングである，ミスプライシングは 12 月までに発生し，次年度の利益情報が市場に伝達されるにつれて，徐々に価格が修正された，ということである。

この解釈を確かなものにするため，われわれは，異常発生高アノマリーを別個に分析し，フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルによる超過リターンと異常発生高アノマリーの相互作用を研究しなければならない。これは今後の研究課題としよう。

参考文献：

- Chan, L. K. C., Y. Hamao, and J. Lakonishok, (1991), "Fundamentals and stock returns in Japan," *Journal of Finance* 46, 1739-63.
- Chen, X. and Q. Cheng, (2002), "Abnormal accrual-based anomaly and managers' motivations to record abnormal accruals," *Working Paper*, School of Business, University of Wisconsin-Madison.
- Cohen, R. B., C. Polk, and T. Vuolteenaho, (2003), "Does risk or mispricing explain the cross-section of stock prices?," *Working Paper*, Department of Economics, Harvard University.
- Daniel, K., S. Titman and K. C. John Wei, (2001), "Explaining the cross-section of stock returns in Japan: Factors or characteristics," *Journal of Finance*, 56, 743-766.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev, (2002), "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors," *Accounting Review* 77, 35-59.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney, (1995), "Detecting earnings management," *Accounting Review* 70, 193-225.
- Fama, E. F. and K. R. French, (1992), "Cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance* 47, 427-65.
- Fama, E. F. and K. R. French, (1993), "Common risk factors in returns on stock and bonds," *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French, (1997) "Industry costs of equity," *Journal of Financial Economics* 43, 153-93.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, (1973), "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests," *Journal of Political Economy* 81, 607-36.
- Francis, J. R., LaFond, P., Olsson, and K. Schipper (2003), "Accounting anomalies and information uncertainty," Paper to be presented at 2004 American Finance Association Meeting in San Diego.
- Francis, R. P., Olsson, and D. Oswald (2000), "Comparing accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates," *Journal of Accounting Research*, 38, 45-70.
- Frankel, R. and C. Lee, (1998), "Accounting valuation, market expectation, and the book-to-market effect," *Journal of Accounting and Economics*, 25, 209-234.
- Graham, J. R. and C. R. Harvey (2001), "The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field," *Journal of Financial Economics*, 61, pp. 1-28.
- Jagannathan, R., K. Kubota, and H. Takehara (1998), "Relationship between labor-income risk and average return: empirical evidence from the Japanese stock market," *Journal of Business* 71, 319-47.

- Jones, J. (1991), "Earnings management during import relief investigation," *Journal of Accounting Research*, (Autumn), 193-228.
- Kaszniak, R., (1999), "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kubota, K., K. Suda, and H. Takehara,(2002), "Common risk factors vs. mispricing factor of Tokyo Stock Exchange Firms: Inquiries into the fundamental price derived from analysts' earnings forecasts," *European Finance Association Berlin 2002 Discussion Journal*.
- Kubota, K., K. Suda, and H. Takehara, (2003), "Components of accounting accruals and stock returns: Evidence from Tokyo Stock Exchange Firms," Paper to be presented at 2003 Asian Academic Accounting Association in Seoul.
- Kubota, K., H. Takehara,(2003), "Return on equity, the cost of capital, and income taxation: Evidence from Japanese industries", Discussion Paper No.1031, Institute of Policy and Planning Sciences, University of Tsukuba.
- Richardson, S., R. G. Sloan, M. Soliman(2001), "Information in accruals about the quality of earnings," *Manuscript*, University of Michigan Business School.
- Shleifer, A., (2000), *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*. Oxford University Press, Oxford.
- Sloan, R. G., (1996), "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?" *Accounting Review*, 71, 289-315.
- Xie, H., (2001), "The mispricing of abnormal accruals," *Accounting Review*, 76, 357-373.
- 浅野信博(2001)「資本市場における会計発生高のプライシングについて」『会計』Vol.160, No.2, 80-95.
- 浅野信博(2002)「会計利益の質的差異と資本市場 - 会計発生高アノマリーは存在するか - 」山地秀俊編著『マクロ会計政策の評価』神戸大学経済経営研究所, 43-79.
- 榎本正博(2003)「裁量的会計発生高と将来株式リターンの関連について - 運転資本会計発生高を中心とした分析 - 」静岡大学『経済研究』Vol.7, No.3・4, 145-168.
- 太田浩司(2000)「オールソンモデルによる企業評価 - Ohlson (1995) モデルの実証研究」『証券アナリストジャーナル』, Vol.38, No.4, 62-75.
- 久保田敬一, 竹原 均(2000)「リスクファクターモデルと財務特性モデルの判別: Fama-French model の検証をめぐる問題」, 『現代ファイナンス』No.8, 3-16.
- 竹原 均, 矢野 学(2001), 「条件付モデルによる証券収益率と投資戦略の評価: マクロ経済変数とファクター構造の時間変化の検証」, 『ファイナンス研究』Vol.27, 1-16.
- 藤井秀樹, 山本利章, (1999)「会計情報とキャッシュフロー情報の株価説明力に関する比較研究」, 『会計』Vol.156, No2, 14-29.

表1 VPRの相関

	$VPR^{FCF(0)}$	$VPR^{FCF(1)}$	$VPR^{FCF(2)}$	$VPR^{RI(0)}$	$VPR^{RI(1)}$	$VPR^{RI(2)}$
$VPR^{FCF(0)}$	Correlation	0.950	0.959	0.119	0.190	0.247
	p -value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$VPR^{FCF(1)}$	0.996		0.978	0.080	0.186	0.246
	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000
$VPR^{FCF(2)}$	0.998	0.998		0.060	0.171	0.241
	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
$VPR^{RI(0)}$	0.179	0.176	0.178		0.780	0.741
	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000
$VPR^{RI(1)}$	0.126	0.125	0.126	0.997		0.907
	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
$VPR^{RI(2)}$	0.146	0.145	0.145	0.998	0.999	
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

注) 右上三角行列が Pearson 相関, 左下三角行列が Spearman 相関係数.

各セル内の上段が相関係数, 下段は p -value

表2 VPRの時系列推移

Panel A. フリーキャッシュフローモデル(実績値, 1期先予想, 2期先予想データ使用)

	$VPR^{FCF(0)}$			$VPR^{FCF(1)}$			$VPR^{FCF(2)}$		
	1st Qu.	Median	3rd Qu.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
1981	-1.05	0.48	2.00	-1.01	0.47	2.05			
1982	-0.87	0.57	2.09	-0.87	0.60	2.24			
1983	-0.37	0.87	2.50	-0.26	1.00	2.68	-0.13	1.14	2.78
1984	-0.27	0.96	2.38	-0.12	1.16	2.65	0.06	1.22	2.67
1985	-0.68	0.44	1.84	-0.61	0.54	1.99	-0.54	0.58	2.04
1986	-0.30	0.40	1.34	-0.33	0.40	1.33	-0.21	0.53	1.39
1987	-0.04	0.66	1.84	-0.06	0.65	1.91	0.00	0.71	2.08
1988	-0.17	0.51	1.32	-0.16	0.53	1.41	-0.13	0.61	1.43
1989	-0.45	0.10	0.73	-0.42	0.13	0.82	-0.37	0.14	0.82
1990	-0.73	-0.05	0.46	-0.73	-0.02	0.49	-0.66	0.02	0.53
1991	-0.85	0.00	0.66	-0.83	0.03	0.71	-0.77	0.05	0.73
1992	-1.02	0.10	0.97	-1.02	0.09	0.93	-0.88	0.12	0.98
1993	-0.22	0.48	1.35	-0.28	0.51	1.32	-0.19	0.55	1.43
1994	0.04	0.70	1.57	0.05	0.74	1.61	0.15	0.80	1.73
1995	-0.09	0.96	2.60	0.08	1.07	2.87	0.17	1.16	2.99
1996	-0.44	0.46	1.42	-0.26	0.55	1.52	-0.18	0.60	1.57
1997	-0.19	0.80	2.12	-0.13	0.91	2.31	-0.04	0.94	2.43
1998	-0.43	0.69	2.02	-0.44	0.64	2.01	-0.31	0.75	2.16
1999	0.40	1.26	3.44	0.52	1.43	3.87	0.59	1.52	3.94
2000	0.38	2.92	7.25	0.65	3.87	8.68	1.07	4.21	9.14

Panel B. 残余利益モデル(実績値, 1期先予想, 2期先予想データ使用)

	$VPR^{RI(0)}$			$VPR^{RI(1)}$			$VPR^{RI(2)}$		
	1st Qu.	Median	3rd Qu.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
1981	0.18	0.30	0.50	0.19	0.31	0.47			
1982	0.16	0.28	0.43	0.19	0.30	0.45			
1983	0.13	0.23	0.36	0.14	0.23	0.37	0.18	0.28	0.41
1984	0.11	0.21	0.35	0.15	0.25	0.38	0.19	0.28	0.42
1985	0.13	0.24	0.41	0.15	0.26	0.42	0.18	0.28	0.44
1986	0.09	0.19	0.33	0.09	0.18	0.31	0.12	0.21	0.34
1987	0.07	0.15	0.29	0.08	0.17	0.29	0.11	0.20	0.32
1988	0.08	0.17	0.28	0.10	0.19	0.30	0.13	0.21	0.33
1989	0.11	0.18	0.30	0.11	0.19	0.31	0.12	0.21	0.33
1990	0.09	0.15	0.24	0.10	0.16	0.26	0.11	0.17	0.27
1991	0.12	0.19	0.29	0.12	0.19	0.29	0.13	0.20	0.30
1992	0.13	0.22	0.35	0.13	0.21	0.33	0.16	0.23	0.35
1993	0.06	0.14	0.27	0.07	0.15	0.26	0.11	0.17	0.28
1994	0.03	0.12	0.24	0.06	0.13	0.24	0.09	0.15	0.26
1995	0.06	0.19	0.36	0.12	0.22	0.37	0.15	0.25	0.40
1996	0.07	0.17	0.29	0.10	0.19	0.31	0.12	0.21	0.33
1997	0.11	0.23	0.38	0.15	0.25	0.41	0.18	0.27	0.43
1998	0.08	0.23	0.45	0.14	0.26	0.45	0.18	0.29	0.49
1999	-0.26	0.13	0.28	0.10	0.21	0.35	0.14	0.25	0.39
2000	-0.20	0.13	0.32	0.05	0.25	0.47	0.23	0.39	0.62

表3 株価説明力の比較

	$V^{FCF(0)}$	$V^{FCF(1)}$	$V^{FCF(2)}$	$V^{RI(0)}$	$V^{RI(1)}$	$V^{RI(2)}$
1981	0.010	0.019		0.256	0.402	
1982	0.000	0.000		0.416	0.522	
1983	0.020	0.021	0.040	0.534	0.567	0.606
1984	0.001	0.000	0.001	0.522	0.556	0.638
1985	0.002	0.000	0.001	0.269	0.305	0.320
1986	0.048	0.048	0.044	0.194	0.171	0.194
1987	0.086	0.103	0.099	0.186	0.245	0.248
1988	0.009	0.013	0.016	0.195	0.249	0.256
1989	0.001	0.000	0.000	0.184	0.214	0.219
1990	0.002	0.000	0.000	0.215	0.246	0.224
1991	0.024	0.030	0.034	0.428	0.440	0.439
1992	0.000	0.004	0.013	0.428	0.550	0.578
1993	0.011	0.021	0.036	0.330	0.346	0.584
1994	0.125	0.129	0.127	0.302	0.383	0.423
1995	0.042	0.048	0.050	0.302	0.406	0.364
1996	0.001	0.002	0.005	0.262	0.478	0.489
1997	0.145	0.164	0.175	0.322	0.419	0.537
1998	0.070	0.061	0.066	0.295	0.463	0.575
1999	0.155	0.136	0.176	0.250	0.410	0.474
2000	0.057	0.131	0.167	0.070	0.103	0.189

注) 毎年 6 月末の株価を使用し, 回帰式(12)($P_j = \alpha_j + \beta_j V_j + \varepsilon_j, j = 1, \dots, N$)を推定した。

VPR の上下 1% を異常値として除去している。

表4 Value-to-Price ratio によるランキングポートフォリオのリターン

	P1(High)	P2	P3	P4	P5(Low)	Ave. Spr.	t-value	p-value
$VPR^{FCF(0)}$	0.988	0.910	0.754	0.699	0.851	0.137	1.133	0.258
$VPR^{FCF(1)}$	1.001	0.937	0.765	0.685	0.814	0.187	1.585	0.114
$VPR^{FCF(2)}$	1.010	0.976	0.764	0.629	0.818	0.192	1.498	0.135
$VPR^{RI(0)}$	0.838	0.721	0.815	0.777	1.050	-0.212	-0.811	0.418
$VPR^{RI(1)}$	0.826	0.793	0.837	0.846	0.898	-0.072	-0.258	0.797
$VPR^{RI(2)}$	0.833	0.778	0.856	0.892	0.838	-0.005	-0.016	0.987

注) 6 月末の VPR により降順でランキングし, 分析対象企業を 5 分割した。各グループについて equal-weighted portfolio を構築した。P1 は VPR が最大のポートフォリオであり, P5 は VPR が最小のポートフォリオである。Ave. Spr. は P1 - P5 のリターンブレッドである。t-value, p-value は Ave.Spr. の t 検定の結果を示す。リターンの観測期間は, 実績値と 1 期先予想の場合 1981 年 7 月 ~ 2001 年 6 月であり, 2 期先予想を使用した場合は 1984 年 7 月 ~ 2001 年 6 月である。

表5 企業規模・BPR・VPRによる3段階ソートポートフォリオのリターン

Panel A. <i>Size</i> , <i>BPR</i> and <i>VPR</i> ^{FCF(1)} ranked 45 portfolios									
		P1(High)	P2	P3	P4	P5(Low)	Ave. Spr.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
Large	Value	1.336	0.901	1.100	1.048	0.918	0.418	1.648	0.101
	Neutral	0.622	0.815	0.636	0.540	0.631	-0.009	-0.039	0.969
	Growth	0.494	0.546	0.461	0.224	0.353	0.142	0.620	0.536
Neutral	Value	1.199	0.904	0.825	0.849	0.900	0.299	1.204	0.230
	Neutral	0.963	0.990	0.789	0.589	0.609	0.354	1.258	0.210
	Growth	0.569	0.511	0.563	0.287	0.570	-0.001	-0.002	0.998
Small	Value	1.367	1.406	1.206	1.320	1.271	0.096	0.336	0.737
	Neutral	1.173	1.427	0.853	0.839	1.058	0.115	0.445	0.657
	Growth	1.056	0.746	0.637	1.000	0.805	0.251	0.940	0.348
Panel B. <i>Size</i> , <i>BPR</i> and <i>VPR</i> ^{RI(1)} ranked 45 portfolios									
		P1(High)	P2	P3	P4	P5(Low)	Ave. Spr.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
Large	Value	1.345	0.836	1.094	1.086	0.936	0.409	1.113	0.267
	Neutral	0.573	0.584	0.479	0.787	0.801	-0.228	-0.702	0.484
	Growth	0.452	0.523	0.553	0.510	0.075	0.377	1.161	0.247
Neutral	Value	0.798	0.987	0.874	0.955	1.038	-0.240	-0.644	0.520
	Neutral	0.953	0.696	0.786	0.663	0.831	0.122	0.347	0.729
	Growth	0.517	0.609	0.589	0.307	0.487	0.030	0.084	0.933
Small	Value	1.252	1.129	1.093	1.202	1.866	-0.615	-1.566	0.119
	Neutral	0.927	0.956	0.926	1.175	1.353	-0.426	-1.174	0.242
	Growth	0.846	1.050	0.756	0.632	0.951	-0.105	-0.279	0.781

表 6 企業規模・BPR・VPR による 3 段階ポートフォリオの会計発生高

Panel A. <i>Size, BPR and VPR^{FCF(1)}</i> ranked 45 portfolios									
Size	BPR	P1	P2	P3	P4	P5	Diff.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
	Value	-0.054	-0.038	-0.036	-0.018	-0.010	-0.044	-7.337	0.000
Large	Neutral	-0.053	-0.042	-0.031	-0.015	-0.015	-0.038	-15.032	0.000
	Growth	-0.045	-0.032	-0.019	-0.012	-0.004	-0.041	-9.953	0.000
	Value	-0.063	-0.043	-0.026	-0.008	0.008	-0.070	-11.642	0.000
Neutral	Neutral	-0.055	-0.033	-0.023	-0.012	0.011	-0.065	-12.459	0.000
	Growth	-0.051	-0.031	-0.020	-0.017	0.014	-0.064	-8.758	0.000
	Value	-0.066	-0.039	-0.028	-0.007	0.008	-0.074	-12.498	0.000
Small	Neutral	-0.045	-0.036	-0.028	-0.010	0.015	-0.060	-12.817	0.000
	Growth	-0.064	-0.038	-0.022	-0.010	0.021	-0.085	-8.128	0.000
Panel B. <i>Size, BPR and VPR^{RI(1)}</i> ranked 45 portfolios									
Size	BPR	P1	P2	P3	P4	P5	Diff.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
	Value	-0.043	-0.030	-0.023	-0.020	-0.040	-0.003	-0.432	0.671
Large	Neutral	-0.034	-0.031	-0.029	-0.028	-0.031	-0.002	-0.605	0.553
	Growth	-0.017	-0.016	-0.022	-0.021	-0.034	0.017	2.833	0.011
	Value	-0.032	-0.023	-0.023	-0.023	-0.029	-0.003	-0.481	0.636
Neutral	Neutral	-0.022	-0.020	-0.023	-0.026	-0.019	-0.003	-0.527	0.604
	Growth	-0.017	-0.014	-0.022	-0.025	-0.025	0.008	1.533	0.142
	Value	-0.020	-0.027	-0.026	-0.020	-0.035	0.015	2.555	0.019
Small	Neutral	-0.022	-0.016	-0.021	-0.020	-0.023	0.001	0.232	0.819
	Growth	-0.025	-0.020	-0.018	-0.014	-0.035	0.011	1.077	0.295

表7 規模・BPR・VPRによる3段階ポートフォリオの異常会計発生高

Panel A. <i>Size, BPR and VPR^{FCF(1)}</i> ranked 45 portfolios									
Size	BPR	P1	P2	P3	P4	P5	Diff.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
	Value	-0.008	-0.009	-0.007	-0.002	0.005	-0.013	-4.799	0.000
Large	Neutral	-0.010	-0.009	-0.005	0.002	0.002	-0.012	-5.460	0.000
	Growth	-0.008	-0.003	0.002	0.006	0.009	-0.017	-6.675	0.000
	Value	-0.015	-0.009	-0.003	0.007	0.011	-0.026	-5.788	0.000
Neutral	Neutral	-0.008	-0.005	0.000	0.007	0.014	-0.022	-6.696	0.000
	Growth	-0.007	-0.002	0.001	0.003	0.016	-0.024	-11.326	0.000
	Value	-0.017	-0.005	-0.003	0.006	0.011	-0.028	-9.069	0.000
Small	Neutral	-0.007	-0.004	-0.004	0.004	0.015	-0.022	-7.585	0.000
	Growth	-0.015	-0.007	-0.002	0.003	0.011	-0.026	-7.373	0.000
Panel B. <i>Size, BPR and VPR^{RI(1)}</i> ranked 45 portfolios									
Size	BPR	P1	P2	P3	P4	P5	Diff.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
	Value	0.001	-0.004	-0.005	-0.001	-0.011	0.012	4.765	0.000
Large	Neutral	0.000	-0.006	-0.006	-0.003	-0.004	0.004	1.693	0.107
	Growth	0.007	0.003	0.002	0.002	-0.006	0.012	3.531	0.002
	Value	-0.001	-0.001	-0.001	-0.004	-0.003	0.002	0.407	0.689
Neutral	Neutral	0.001	0.003	-0.001	0.000	0.003	-0.003	-0.783	0.443
	Growth	0.005	0.007	0.001	-0.003	0.001	0.004	1.378	0.184
	Value	0.006	-0.002	-0.002	0.000	-0.009	0.015	4.117	0.001
Small	Neutral	0.002	0.004	0.002	0.003	-0.004	0.005	1.719	0.102
	Growth	0.004	-0.001	-0.003	-0.002	-0.008	0.012	3.269	0.004

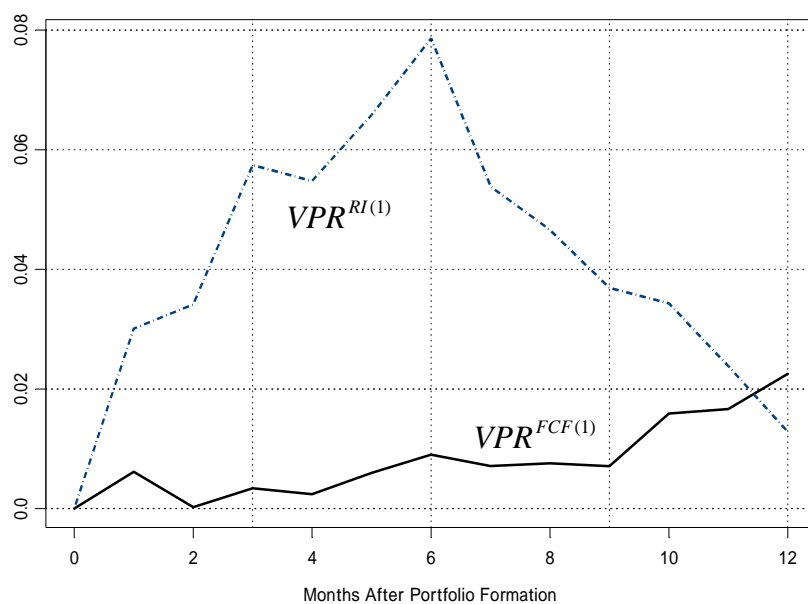


図1 リターンズブレッドの推移

表8 株式価値評価モデルと異常発生高の2段階ポートフォリオリターン

PanelA: 異常発生高を制御したVPRリターン

	VPRFCF1	VPRFCF2	VPRFCF3	VPRFCF4	VPRFCF5	Ave. Spr.	t-value	p-value
ABNAC1	0.801	0.740	0.609	0.728	0.748	0.053	0.236	0.813
ABNAC2	0.827	0.865	0.754	0.693	0.743	0.084	0.423	0.673
ABNAC3	0.861	0.972	0.744	0.662	0.844	0.017	0.081	0.936
ABNAC4	1.129	1.008	0.808	0.779	0.797	0.332	1.560	0.120
ABNAC5	1.298	1.051	0.792	0.785	0.977	0.321	1.454	0.147
	VPRRI1	VPRRI2	VPRRI3	VPRRI4	VPRRI5	Ave. Spr.	t-value	p-value
ABNAC1	0.787	0.863	0.498	0.801	0.667	0.120	0.417	0.677
ABNAC2	0.678	0.601	0.846	0.921	0.832	-0.153	-0.457	0.648
ABNAC3	0.878	0.788	0.827	0.717	0.876	0.002	0.005	0.996
ABNAC4	0.979	0.786	0.904	0.893	0.958	0.022	0.065	0.948
ABNAC5	0.937	0.893	0.927	1.014	1.128	-0.191	-0.497	0.620

PanelB: VPRを制御した異常発生高リターン

	ABNAC1	ABNAC2	ABNAC3	ABNAC4	ABNAC5	Ave. Spr.	t-value	p-value
VPRFCF1	0.806	0.885	0.925	1.073	1.307	-0.501	-2.197	0.029
VPRFCF2	0.769	0.964	0.951	1.037	0.957	-0.188	-1.139	0.256
VPRFCF3	0.814	0.695	0.708	0.822	0.787	0.027	0.152	0.880
VPRFCF4	0.504	0.702	0.627	0.799	0.795	-0.291	-1.340	0.181
VPRFCF5	0.652	0.812	0.808	0.873	0.919	-0.267	-1.318	0.189
	ABNAC1	ABNAC2	ABNAC3	ABNAC4	ABNAC5	Ave. Spr.	t-value	p-value
VPRRI1	0.716	0.784	0.799	0.933	0.901	-0.185	-1.071	0.285
VPRRI2	0.873	0.641	0.734	0.842	0.878	-0.005	-0.027	0.979
VPRRI3	0.516	0.876	0.849	0.851	1.085	-0.570	-3.117	0.002
VPRRI4	0.774	0.877	0.731	0.828	1.011	-0.238	-1.310	0.191