

# 残余収益モデルによる株式評価

金融研究部門 主任研究員 遅澤 秀一 chizawa@nli-research.co.jp

## <要旨>

近年、株式の本源的価値を評価するモデルとして、残余収益モデル(Residual Income Model)が注目されている。このモデルは、株式の内在価値を「株主資本簿価+将来の残余収益の現在価値の総和」に分解して表わすものである。

残余収益モデルは、クリーン・サープラス会計を前提にすると、配当割引モデルと等価である。だが、このモデルでは株主資本簿価の占める部分が大きいため、配当割引モデルに比べて将来キャッシュフローの予測誤差の影響が小さくなるという利点がある。また、会計操作に対する頑健性も残余収益モデルの長所の一つである。

米国の実証分析においては、残余収益モデルによる内在価値/株価はB/P (1株当り純資産/株価)よりもクロスセクションの3年間の収益率予測に有効だという結果が得られている。しかし、日本の株式市場では、内在価値の株価に対する説明力はBPSよりも高いとはいえず、また、内在価値/株価の期待収益率に対する予測力もB/Pに対して特に優位とはいえない。ただし、業績情報を使用している残余収益モデルの方が安定性は高いという結果が得られている。

規模との関連においては、小型株では残余収益モデルの有効性が低下するという結果が得られている。これは業績予想の精度と関係している可能性がある。また、低B/P銘柄に対して残余収益モデルが有効との結果を得た。これは、低B/P銘柄の中に混在している「成長株」と「割高株」を識別するのに、業績情報が寄与しているからだと考えられる。つまり、過去の投下資本しか反映していないB/Pのバリュエーション指標としての限界が明らかになったといえる。なお、業種分散投資する場合、残余収益モデルによる内在価値/株価は、B/Pを上回るパフォーマンスをあげている。

残余収益モデルの残余収益を計算するのに使用する業績予想データに関して、銘柄属性が予想誤差の絶対値に影響を及ぼすことが確認された。また、業績予想の符号付き誤差は、銘柄属性や景気変動の局面に応じて、銘柄によって相対的に楽観あるいは悲観にぶれることが観察される。したがって、このモデルではリスク・プレミアムによる調整だけではリスクを完全にコントロールできないため、リスクを統一的に扱うことが今後の課題となろう。

## <目次>

I. はじめに	43
II. 残余収益モデル	45
1. モデルの導出	45
2. モデルの成立条件の検討	46
(1) クリーン・サープラス会計	
(2) 会計基準上の問題	
3. 残余収益モデルの特徴	47
(1) 残余収益モデルと配当割引モデルの比較	
(2) 残余収益モデルのインプリケーション	
III. 残余収益モデルの定式化と使用データ	49
1. 残余収益モデルの定式化	49
(1) 収益予想期間	
(2) 株式資本コスト	
(3) 配当性向	
2. 使用データ	53
IV. 実証分析	54
1. 株価の説明力	54
2. 期待収益率の予測能力	55
(1) ヘッジ戦略の収益率検証	
(2) 規模の影響	
(3) B/Pの影響	
(4) 業種の影響	
(5) 業績予想誤差の影響	
(6) 銘柄属性との相関	
V. 総括と今後の課題	66

## I. はじめに

近年、株式の本源的価値を評価するモデルとして、残余収益モデル (Residual Income Model) が注目されている。このモデルは、株式の内在価値を株主資本簿価と将来の残余収益の現在価値の総和に分解して表わすもので、クリーン・サープラス会計のもとで配当割引モデルと等価である。このモデルが提唱されたのは1930年代であり、目新しいものではない。なぜ、このモデルが注目を集め始めたのであろうか。一つは、Ohlson が提唱した残余収益の生成メカニズムを表わす線形情報ダイナミクスのモデル化に触発されて多くの研究が発表され、会計分野において関心が高まってきたことが挙げられる。それとは別に、線形情報ダイナミクスを取り込まない残余収益モデルについても、アナリストの業績予想情報を使用した実証研究が多数発表されており、株価評価や資本コストというファイナンス分野の根本的な問題との関連で議論されるようになってきた。本稿では、後者の立場から、残余収益モデルを日本の株式市場に適用し、株価評価モデルを構築することを試みる。

上述の通り、ファイナンス分野で残余収益モデルの活用を図る場合、株価評価への適用と資本コストの推計の両方が考えられる。

前者は、残余収益モデルから株式の内在価値を算出し、株価と比較して割高・割安尺度として利用するものである。このアプローチでは、Frankel and Lee(1998)が米国株全般についてモデルの説明力や株式の期待収益率の予測力を規模やB/Pとの関係において論じている。Lee, Myers and Swaminathan(1999)はニューヨーク・ダウ工業株30種の対象銘柄にして投資尺度として検討しており、TAA (Tactical Asset Allocation) への応用も試みている。また、Frankel and Lee(1999)は日本を含む21カ国に対して残余収益モデルを適用した実証分析結果を示している。このように残余収益モデルは実務への幅広い応用性を備えている。

後者は株価を所与として資本コスト (特にリスク・プレミアム) を逆算する。Botosan and Plumlee(2000)は、このように算出した資本コストと企業のディスクロージャとの関係を調べている。Gebhardt, Lee and Swaminathan(1999)は資本コストと企業属性との関係を実証的に明らかにしている。最近、経営指標として多くの企業に取り入れられているEVA<sup>TM</sup>(Economic Value Added)においても、資本コストが重要な位置を占めている。通常、株式資本コストの推計はCAPM(Capital Asset Pricing Model)ベースで算出されることが多い。だが、近年ファイナンスの資産評価分野ではCAPMの有効性に疑義が投げかけられている。その意味で、資本コストを別の観点から推計することの意義は大きいものがある。また、年金資産の基本ポートフォリオを構築する際、株式の期待収益率を算出するのに、株式のリスク・プレミアムは重要な要素である。従来、リスク・プレミアムは過去の実現収益率から求めていたが、残余収益モデルは別の導出方法を提示するものである。残余収益モデルによって、株式市場全体を対象にして、株式のリスク・プレミアムを推計するのである。残余収益モデルによって算出されたリスク・プレミアムは、従来の方法で求められた数値よりも小さく、しかも、時系列的に安定しているという報告もある。実務上のリスク・プレミアム推計の重要性を考えれば、

残余収益モデルからのアプローチの併用を検討する価値があると考えられる。

このように残余収益モデルは研究者の注目を集めていると同時に、実務への幅広い応用が期待されるにもかかわらず、日本の株式市場を対象にした実証研究は少ない。前掲の Frankel and Lee (1999) において、21 カ国の中の一つとして分析しているほかに、渡部(2000)、渡部・小林(2001)が同様のアプローチで実証分析を行っている。前者は各国市場を比較することに主眼があるため、業績予想はすべて  $I/B/E/S$  から取得しているが、後者は東洋経済の業績予想を使用している。また、Ohlson の線形情報モデルを含めて実証研究を行ったものに太田(2000)がある。

前掲の Frankel and Lee (1999) では、残余収益モデルを海外市場（ここでは米国外の市場）に適用する場合の問題点を三つ指摘している。第一は信頼できる業績予想データの入手性である。第二はモデルの前提となるクリーン・サープラス会計が満たされているかどうかである。第三は会計制度の質である。残余収益モデルが日本の株式市場に適用されることが少ない理由もこの3点に帰着する。残余収益モデルでは将来収益の予想が重要になるが、日本では中期成長率の予想データが提供されることが少ないことが問題になる。今期・来期分の2期予想だけでモデル化するのでは必ずしも満足のいく結果が得られるとは限らないからである。逆に言えば、この点にモデル構築者の改善努力を反映させられる可能性がある。また、会計制度についても、code-law の諸国（日・独・仏）は common-law の諸国（米・英・豪・加）よりも問題が大きいと指摘されている。しかし、今後は日本の会計基準も国際会計基準に近づくので、この影響は次第に軽減されることが期待される。

残余収益モデルを株価評価に適用する先行研究の問題意識は、バリュー株効果との関連に置かれることが多かった。それに対し、本稿では運用実務への応用を視野に入れた実証分析を行うことを主眼に置いた。Frankel and Lee (1998) では1年ないし3年間買い持ちする場合の検証を行っているが、業績予想が大きく変動した場合にポートフォリオの見直しをまったく行わないということは考えられない。そこで、保有期間をより短期間にとって銘柄を入れ替えていくことを前提とした検証を試みる。また、従来の研究では、銘柄属性に関するリスク・ファクターをリスク・プレミアムで吸収することを前提としていた。本稿では、それに加えて、銘柄属性が業績予想誤差に与える影響を考察し、現行の残余収益モデルのフレームワークではリスクを完全にコントロールできていないことを示す。

本稿の構成は下記の通りである。第2章で残余収益モデルについて概説する。第3章では、実証に使用するデータとモデルの具体的な定式化について述べる。第4章では実証分析結果を報告する。第5章で全体を総括する。

## II. 残余収益モデル

### 1. モデルの導出

本稿で株価評価モデルとして採用する残余収益モデル (Residual Income Model) は、クリーン・サープラス会計を前提とすると、DDM (Dividend Discount Model、配当割引モデル) と等価である。

DDMでは株式の内在価値は将来の配当の現在価値の総和で与えられる。すなわち、

$$V^* = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_T(D_{T+t})}{(1+r)^t} \quad (2.1)$$

ここで、

$V^*$  : T時点における株式の内在価値

$E_T(D_{T+t})$  : T時点から t 時点後の予想配当額

$r$  : T + t 時点における株式資本コスト (ここでは期間によらず一定、すなわちイールドカーブがフラットであることを仮定している)

このDDMの関係式は、クリーン・サープラス会計を前提とすれば、株主資本簿価と残余収益の現在価値の総和を加えた形に書き直すことができる。残余収益とは株式資本コストが要求する収益を超える利益である。クリーン・サープラスの関係とは、株主資本簿価の変化は当期利益 ( $NI_t$ ) から正味の配当 ( $DIV_t$ ) を控除したものに等しいという関係を満たすことである。すなわち、

$$B_t = B_{t-1} + NI_t - DIV_t \quad (2.2)$$

ここで正味の配当とは、資本の引き出し、注入を含めて考えている。

クリーン・サープラスの関係 (2.2) 式をDDMの (2.1) 式に代入して整理すると、下記の結果が得られる。ただし、簡単のため  $T=0$  とする。

$$\begin{aligned} V^* &= \frac{NI_1 - (B_1 - B_0)}{(1+r)} + \frac{NI_2 - (B_2 - B_1)}{(1+r)^2} + \frac{NI_3 - (B_3 - B_2)}{(1+r)^3} + \dots \\ &= \frac{NI_1 - rB_0 + rB_0 - (B_1 - B_0)}{(1+r)} + \frac{NI_2 - rB_1 + rB_1 - (B_2 - B_1)}{(1+r)^2} + \frac{NI_3 - rB_2 + rB_2 - (B_3 - B_2)}{(1+r)^3} + \dots \\ &= \frac{NI_1 - rB_0 + (1+r)B_0 - B_1}{(1+r)} + \frac{NI_2 - rB_1 + (1+r)B_1 - B_2}{(1+r)^2} + \frac{NI_3 - rB_2 + (1+r)B_2 - B_3}{(1+r)^3} + \dots \\ &= \frac{NI_1 - rB_0}{(1+r)} + B_0 - \frac{B_1}{(1+r)} + \frac{NI_2 - rB_1}{(1+r)^2} + \frac{B_1}{(1+r)} - \frac{B_2}{(1+r)^2} + \frac{NI_3 - rB_2}{(1+r)^3} + \frac{B_2}{(1+r)^2} - \frac{B_3}{(1+r)^3} + \dots \\ &= B_0 + \frac{NI_1 - rB_0}{(1+r)} + \frac{NI_2 - rB_1}{(1+r)^2} + \frac{NI_3 - rB_2}{(1+r)^3} + \dots \\ &= B_0 + \frac{(ROE_1 - r)B_0}{(1+r)} + \frac{(ROE_2 - r)B_1}{(1+r)^2} + \frac{(ROE_3 - r)B_2}{(1+r)^3} + \dots \end{aligned} \quad (2.3)$$

## 2. モデルの成立条件の検討

### (1) クリーン・サープラス会計

残余収益モデルはⅡ. 1 で述べたようにクリーン・サープラス会計を前提としている。残余収益モデルで株式の内在価値を推計するのに必要なのは、過去の財務諸表がクリーン・サープラス会計を満たしていることでなく、アナリストの業績予想を含めて将来において条件を満たすことである。ところが、損益計算書を介することなく、株主資本を直接増減する会計処理が行われると、この条件を満たさなくなる。その意味で、クリーン・サープラス会計が厳密に満たされることはないと言える。

しかし、このような会計処理（ダーティー・サープラス修正）が行われても、残余収益モデルの評価に影響を及ぼさないこともある。Frankel and Lee (1999) が指摘するように、クリーン・サープラス会計が条件を満たさないとしても、その影響の将来の期待値がゼロであれば、評価に影響を与えないのである。彼らは U. S. GAAP において、ダーティー・サープラス修正となる項目とモデル評価に対する影響を分析している。その項目と影響を図表-1 に記す。

図表-1 は米国の会計基準に関する検討であるが、わが国についても、ダーティー・サープラス修正の期待値がゼロと見なせる場合が多いと思われる。しかし、期待値がゼロであっても、変動が大きい場合には変化が企業行動に影響を与えてしまい、企業収益への影響が残ることも考えられる。たとえば、過去に為替が大幅に円高に振れた場合、海外での現地生産等の戦略策定に影響を与えてしまい、後に為替が元の水準に戻っても、海外生産の流れが止まらないということがあった。このようなケースでは、為替変動の期待値がゼロであっても、その間に企業的意思決定や行動が変化してしまい、収益の前提が変わってしまうからである。

### (2) 会計基準上の問題

Frankel and Lee (1999) によれば、日本の会計基準は残余収益モデルを適用するには問題がある。一般に code-law の諸国（日・独・仏）は common-law の諸国（米・英・豪・加）よりも会計の質が劣ると彼らは主張している。会計基準は、企業価値が速やかに（2～3期程度で）捕捉できることが望ましい。特に問題となるのは、日本では過去単独決算が主流であったことである。単独決算では子会社の収益力をタイムリーに反映させることができないからである。実証結果も、日本はドイツと並んで残余収益モデルの説明力が他市場よりも相対的に低いことを示している。

ただし、日本の会計基準も単独決算主義から連結決算主義への移行するので、残余収益モデルの有用性は将来的には改善されると考えてよい。

図表-1 U.S GAAPにおけるダーティー・サープラス修正

項 目	株価評価に対する影響
外貨換算修正	期待値はゼロ。収益予想への影響はないと期待できる。
海外純投資のヘッジ分と認められる外貨換算上の損益	期待値はゼロ。収益予想への影響はないと期待できる。
公正な価格で資産ヘッジとして認められた先物の市場価格の変化	期待値はゼロ。収益予想への影響はないと期待できる。
未認識過去勤務コストに関する追加年金負債の超過（すなわち、定期的年金コストとして認識されていない純損失）	収益予想への影響はないと期待できる。
売却可能証券の未実現損益	期待値はゼロ。収益予想への影響はないと期待できる。
満期持ち切りカテゴリーから売却可能カテゴリーへ移行された負債証券に起因する未実現損益	アナリストが既にこれらの資産の市場価値やカテゴリー変更に関する情報を持っているならば、収益予想への影響はないと期待できる。
減損処理された売却可能証券の価格変動	収益予想への影響はないと期待できる。

(資料) Frankel, Richard and Charles M. C. Lee, 1999, "Accounting Diversity and International Valuation", working paper, University of Michigan and Cornell University を基に作成

### 3. 残余収益モデルの特徴

#### (1) 残余収益モデルと配当割引モデルの比較

残余収益モデルは、クリーン・サープラス会計の前提で配当割引モデルと等価である。それにもかかわらず、残余収益モデルを使用する理由は何であろうか。両者の相違点として、残余収益モデルは将来のキャッシュフロー（残余収益）の現在価値の総和のほかに株主資本簿価の占める部分が大きい点が挙げられる。両モデルとも、将来のキャッシュフローの予測が重要な意味を持つことにかわりがないが、配当割引モデルの場合、モデルの説明力は将来配当の予想の精度に完全に依存している。それに対し、残余収益モデルでは株主資本簿価の項があるため、将来の残余収益の占めるウエイトは相対的に小さくなる。株主資本簿価の分だけ、予測誤差の影響が小さくなるわけである。また、残余収益は競合企業の市場参入等によって経時的に減少すると考えることができるので、予測値に経済的意味付けによる制約を付けられる。

また、会計操作に対する頑健性も残余収益モデルの利点の一つである。たとえば、第1期に利益を嵩上げするために減価償却費を少なく計上したとしよう。その場合、利益は増加するが、その結果として株主資本も増加する。そうすると、第2期以降の残余収益は、要求資本コスト（ $r_B$ ）の増加によって減少し、影響を打ち消す方向に向かうのである。この特徴は、会計処理に恣意性が残る場合や、異なる会計制度の市場間で比較する場合に有用な利点となりうる。

## (2) 残余収益モデルのインプリケーション

残余収益モデルは、企業の内在価値を株主資本簿価と将来の残余収益の現在価値の総和に分解する。このことは、ある企業が株式資本コストに等しい収益率しか稼得できない（超過収益がゼロ）場合、その企業の価値は株主資本簿価（過去に投下された資本）に等しいことを意味している。この時、PBRは1倍となる。逆に言えば、PBRが1倍を超えるためには、超過収益率が正、すなわち、企業は株式資本コスト以上の収益を上げなければならない。つまり、PBRは株式投資尺度として一般に注目度が高いが、過去の投下資本しか反映しておらず、将来の収益を取り込んでいない点で不十分な指標であることが明示的に示される。



### Ⅲ. 残余収益モデルの定式化と使用データ

#### 1. 残余収益モデルの定式化

残余収益モデルを実用化するためには、データの入手性等を考慮して、実務上扱いやすい形にする必要がある。ここではモデル構築に必要な要素について、どのように定式化するかを検討する。

##### (1) 収益予想期間

残余収益モデルは株主資本簿価と将来の残余収益の現在価値の無限級数の和で表わされる。しかし、無限期間の残余収益を予測することはできないため、業績予想データを入手できる期間はその値を基に残余収益を計算し、その後の分は業種や市場の成長率を基準に推計したり、ターミナル・バリューを推計したりすることになる。先行研究 (Lee and Swaminathan, 2000) では、今後3年間の収益を明示的に予想し、その後はROEが一定期間をかけて業種平均に収斂していくものと仮定し、それ以降は残余収益が永久に続くとしている。また、Frankel and Lee (1998) では、2期分の業績予想を基に3種類の定式化を試みている。

日本市場においてはアナリストが中期成長率を出している銘柄がほとんどないため、業績予想データとしては今期・来期予想だけしか使用できない。もちろん、もっと長期間にわたる独自の業績予測を使用することも考えられるが、本稿では過去のデータに基づく実証分析を行うことを目的としているので、ここでは一般に入手可能な業績予想データの使用を前提とする。2期以内の業績予想を使ったモデルとして、下記の3種類について検証を行う。

$$V_1^* = B_0 + \frac{(ROE_1 - r)}{(1+r)} B_0 + \frac{(ROE_1 - r)}{(1+r)r} B_0 \quad (3.1)$$

$$V_2^* = B_0 + \frac{(ROE_1 - r)}{(1+r)} B_0 + \frac{(ROE_2 - r)}{(1+r)^2} B_1 + \frac{(ROE_2 - r)}{(1+r)^2 r} B_1 \quad (3.2)$$

$$V_3^* = B_0 + \frac{(ROE_1 - r)}{(1+r)} B_0 + \frac{(ROE_2 - r)}{(1+r)^2} B_1 + \sum_{i=3}^{T_1} \frac{(ROE_i - r)}{(1+r)^i} B_{i-1} + \sum_{i=T_1+1}^{T_2} \frac{(ROE_i - r)}{(1+r)^i} B_{i-1} + \frac{(ROE_{T_2} - r)}{(1+r)^{T_2} \{ \psi - (1-k)ROE_{T_2} \}} B_{T_2} \quad (3.3)$$

ここでBは1株当たり株主資本、ROEは株主資本利益率、rは割引率、kは配当性向である。ROE<sub>1</sub>、ROE<sub>2</sub>は今期・来期業績予想を基に計算した値を使用する。

(3.1)式は今期業績予想だけを使ったモデルである。1期先までを明示的に予想し、その後のROEは一定だと仮定する。(3.2)式は今期・来期業績予想を使い、その後のROEを一定だと見なす。(3.3)式は2期分は明示的に予想し、その後T<sub>1</sub>期(ここでは5期とする)でその銘柄の過去の平均ROEに収斂し、その後T<sub>2</sub>期(ここでは10期とする)で業種平均のROEに収斂する

と仮定する。

## (2) 株式資本コスト

株式資本コストに関しては、Frankel and Lee(1998)が3種類の資本コスト（固定値、シングルファクター・モデル及び3ファクターモデルによる業種固有値）に基づき米国市場について検証した結果、クロスセクション分析ではほとんど影響がないことを確認している。なお、この株式資本コストの計算方法はFama and French(1997)に基づいている。

しかし、株式資本コストは銘柄固有の属性であるので、クロスセクションの株価評価を目的とするのであれば、各銘柄毎に資本コストを推計して、各銘柄のリスクを反映させるのが望ましいことは言うまでもない。そこで、今回は2種類の方法（シングルファクター・モデルと3ファクター・モデル）で個別銘柄毎に株式資本コストを推計する。シングルファクター・モデルはTOPIXに対する60ヶ月回帰分析から求める。また、3ファクター・モデルは、RUSSELL/NOMURA日本株インデックスを用いて、(3.4)式で60ヶ月間の回帰分析から算出する。

$$R_i = R_f + \beta_M (R_M - R_f) + \beta_{VG} (R_V - R_G) + \beta_{LS} (R_L - R_S) + \varepsilon_i \quad (3.4)$$

ここで記法は下記の通りである。

$R_i$  : 個別銘柄の月次収益率

$R_f$  : リスク・フリー・レート（有担保翌日物コール・レート）

$R_M$  : RUSSELL/NOMURA Total Market インデックスの月次収益率

$R_V$  : RUSSELL/NOMURA Total Market Value インデックスの月次収益率

$R_G$  : RUSSELL/NOMURA Total Market Growth インデックスの月次収益率

$R_L$  : RUSSELL/NOMURA Top Cap インデックスの月次収益率

$R_S$  : RUSSELL/NOMURA Small Cap インデックスの月次収益率

$\beta_M$  : 市場収益率に対する感応度

$\beta_{VG}$  : Value インデックスと Growth インデックスの月次収益率の差に対する感応度

$\beta_{LS}$  : Top Cap インデックスと Small Cap インデックスの月次収益率の差に対する感応度

$\varepsilon_i$  : 誤差項

3ファクター・モデルの株式資本コストは、上述のようにして算出したベータ値と、 $R_M$ 、 $R_V$ 、 $R_G$ 、 $R_L$ 、 $R_S$ の平均値から求める。RUSSELL/NOMURA日本株インデックスは1980年1月以降のデータしか入手できないため、1980年1月から算出時点までの平均値を使用する。したがって、時期によって使用する $R_M$ 、 $R_V$ 、 $R_G$ 、 $R_L$ 、 $R_S$ の平均値が異なることになる。このようにして算出した株式資本コストの業種平均（東証33業種）を求め、該当業種の銘柄にはその値をすべて適用する。ただし、業種平均を計算する際に負値を除外してある。業種平均値を採用するのは、3ファクター・モデルの株式資本コストの計算値がぶれやすいためである。

シングルファクター・モデルの場合も、3ファクター・モデルに合わせて、 $R_M$ は1980年1月

から算出時点までの平均値を使用する。

### (3) 配当性向

配当性向は残余収益モデルの表面に現れてこないが、将来の株主資本を計算する際に必要になる。株主資本は(3.5)式に基づき、逐次計算される。

$$B_{t+1} = B_t + (1-k)NI_{t+1} \quad (3.5)$$

ここで、 $B_t$ はt期末の株主資本、 $NI_{t+1}$ は(t+1)期の当期利益、 $k$ は配当性向であり、 $(1-k)$ は内部留保率を意味する。配当性向は配当額を当期利益で除して得られる。

さて、配当性向は将来の株主資本を逐次計算する際に共通に使用される値であるため、計算期間中は安定していなければならない。どの程度配当性向が安定しているかを確認するため、毎年6月末時点の配当性向の過去5期分の標準偏差を図表-2に示す。

図表-2からわかるように、実際には配当性向の変動は大きい。特に1990年代に入ってから、配当性向の標準偏差が増加傾向にあることがわかる。

図表-2 配当性向の5期標準偏差

年	配当性向の標準偏差
1981	0.199
1982	0.233
1983	0.216
1984	0.231
1985	0.207
1986	0.187
1987	0.200
1988	0.236
1989	0.358
1990	0.325
1991	0.272
1992	0.320
1993	0.523
1994	0.447
1995	0.430
1996	0.381
1997	0.357
1998	0.406
1999	0.411
2000	0.420
2001	0.552

(注) 各年6月末時点で判明している直近の配当性向(配当額/当期利益)の過去5期の標準偏差を東証1部上場銘柄について算出し、その単純平均を計算した。6月末時点としたのは、銘柄数の多い3月決算銘柄の情報取得日に合わせるためである。

つぎに、毎年6月末時点の配当性向のデータ数と平均値を図表-3に示す。平均値を計算する際には、上限を1、下限を0としている。

図表－3 配当性向の統計値

年	データ欠損の 企業数	データが有効 な企業数	配当性向が負 の企業数	配当性向が1 超の企業数	配当性向の 平均値
1977	24	898	15	84	0.444
1978	24	903	20	66	0.418
1979	24	916	9	46	0.395
1980	24	927	15	24	0.361
1981	25	943	4	32	0.374
1982	26	950	16	44	0.397
1983	13	973	10	49	0.397
1984	1	1014	14	48	0.387
1985	1	1039	4	27	0.373
1986	1	1057	5	30	0.382
1987	1	1086	14	31	0.394
1988	0	1111	1	27	0.359
1989	0	1135	1	17	0.330
1990	0	1168	0	17	0.332
1991	0	1197	7	26	0.348
1992	0	1223	46	57	0.387
1993	0	1227	69	139	0.441
1994	0	1233	63	162	0.456
1995	0	1235	64	136	0.436
1996	0	1256	68	103	0.414
1997	0	1297	49	94	0.412
1998	0	1332	115	146	0.420
1999	0	1341	187	163	0.382
2000	0	1409	148	135	0.364
2001	6	1467	187	108	0.325

(注) 配当性向は各年6月末時点で判明している直近の(配当額/当期利益)から算出した。対象は東証1部上場銘柄である。6月末時点としたのは、銘柄数の多い3月決算銘柄の情報取得日に合わせるためである。データ欠損とは、配当額あるいは当期利益が欠損値であったことを意味する。配当性向が負とは、当期利益が赤字なのに配当を支払ったことを意味する。また、配当性向が1超とは、当期利益以上に配当を支払ったことを意味する。配当性向の平均値は、東証1部上場銘柄の配当性向の単純平均である。

図表－3から、1990年代後半から配当性向が負あるいは1を超える企業が急増していることがわかる。これは企業業績が悪化しているにもかかわらず、安定的に配当を続けているからだと考えられる。安定配当政策が続く限り、業績変動が配当性向の変動に直結するので、配当性向が安定することは期待できない。

日本では安定配当政策が取られることが多く、利益変動が配当性向の変動に直結する企業が多い。米国企業のように、配当性向を安定させて、配当金額の方を変動させる配当政策を取る企業の方がむしろ少数派と言ってよい。このように配当性向は安定性を欠いているため、単年度の配当性向の信頼性はない。残余収益モデルに使用する配当性向として、直近値を機械的に採用するのは不適當である。そこで、過去10期分の配当額合計を利益合計で除した値を配当性向として使用する。ただし、異常値の影響を除去するため、利益が上位・下位2期を除いた6期分のデータを使用する。また、配当性向の上限、下限を0、1とする。ただし、10期分のデータが得られない場合は、入手しうる最長の期間のデータを使って計算する。

## 2. 使用データ

データの出所は、財務、株式価格は日本経済新聞社、業績予想は東洋経済である。東洋経済の業績予想は1988年1月以降のデータしか入手できないが、それも業種によってはさらに入手可能期間が短くなる。データの入手状況を図表-4に整理しておく。

図表-4 データ入手状況 (1988年1月から入手可能なデータ)

	業績予想				実績株主資本	
	今期単独	来期単独	今期連結	来期連結	単独	連結
事業会社	○	○	○		○	○
銀行	○		○		○	
証券	○		○		○	
保険	○				○	
その他金融	○				○	

前章の式(3.1)(3.2)(3.3)の3種類のモデルすべてについて検証するには、今期と来期の業績予想が必要なので、検証対象を単独決算基準の事業会社だけに絞り込む必要がある。

また、全業種について計算可能なのは(3.1)で単独決算基準の場合だけであり、連結決算基準についても算出できるのも(3.1)の場合だけなので、定式化が限定されてしまう。本稿では、モデルの定式化による相違を確認するため、単独決算の事業会社について(3.1)(3.2)(3.3)の検証を行う。

## IV. 実証分析

### 1. 株価の説明力

株価と、BPS（1株当り株主資本）、EPS（1株当り当期利益、実績と予想）、DPS（1株当り配当）、6種類の株価モデルから算出した内在価値との間のスピアマンの順位相関係数を図表-5に示す。6種類のモデルとは、式(3.1)(3.2)(3.3)について、株式資本コストをシングル・ファクター・モデルと3ファクター・モデルとで算出したものである。東証1部上場の3月決算の事業会社を対象として、毎年6月末日時点で入手しうるデータを基に計算した。

図表-5 株価とのスピアマンの順位相関係数

日付	BPS	EPS		DPS	モデル1 (式3.1)		モデル2 (式3.2)		モデル3 (式3.3)	
		実績	予想		単ファクター	3ファクター	単ファクター	3ファクター	単ファクター	3ファクター
1988年6月	0.646	0.633	0.339	0.548	0.443	0.609	0.440	0.605	0.418	0.485
1989年6月	0.653	0.630	0.337	0.593	0.470	0.636	0.464	0.635	0.409	0.510
1990年6月	0.676	0.680	0.414	0.612	0.678	0.689	0.692	0.692	0.580	0.524
1991年6月	0.711	0.728	0.450	0.637	0.797	0.746	0.812	0.762	0.690	0.607
1992年6月	0.734	0.739	0.454	0.710	0.816	0.766	0.826	0.775	0.567	0.518
1993年6月	0.769	0.698	0.468	0.744	0.766	0.716	0.802	0.756	0.718	0.578
1994年6月	0.824	0.666	0.464	0.754	0.780	0.709	0.792	0.726	0.764	0.543
1995年6月	0.830	0.766	0.506	0.787	0.803	0.769	0.832	0.789	0.612	0.584
1996年6月	0.824	0.731	0.557	0.762	0.778	0.748	0.772	0.740	0.692	0.556
1997年6月	0.792	0.783	0.576	0.797	0.821	0.810	0.812	0.802	0.666	0.618
1998年6月	0.783	0.783	0.578	0.796	0.803	0.802	0.816	0.815	0.642	0.645
1999年6月	0.803	0.698	0.515	0.814	0.742	0.754	0.760	0.779	0.666	0.683
2000年6月	0.778	0.666	0.517	0.773	0.682	0.717	0.740	0.783	0.645	0.740
2001年6月	0.829	0.729	0.794	0.838	0.803	0.847	0.768	0.816	0.683	0.755
平均(全期間)	0.761	0.709	0.498	0.726	0.727	0.737	0.738	0.748	0.625	0.596
平均(90年～)	0.779	0.722	0.524	0.752	0.772	0.756	0.785	0.770	0.660	0.613

Frankel and Lee(1998)の米国株を対象にした同様の実証分析結果では、モデル間の相違は大きく出ていないが、各モデルともBPSよりもスピアマンの順位相関係数が大きくなっている。BPS以外の情報が株価への説明力を高める効果を持っていることが実証されている。

ところが、日本の場合、スピアマンの順位相関係数の全期間の平均値が高いのはBPSであり、BPSに予想利益等の情報を付加したモデルの方が株価の説明力が低いという結果になった。ただし、特に株価モデルの相関が低い最初の2年間を除外すれば、モデル2のシングル・ファクター・モデルのスピアマンの順位相関係数の方がBPSよりも大きくなる。

また、株式資本コストの算出方法が3ファクター・モデルの場合とシングル・ファクター・モデルの場合の相違も明確でない。

このように、日本においては、残余収益モデル間の相違が明確でないだけでなく、モデルの株価説明力がBPSと比較して高くないという、米国と異なる結果が得られた。この原因が、会計上の制約による会計情報の捕捉力の低さによるものなのか、業績予想の質によるものなのか、あるいは、株式

の価格付けの定式化に妥当性を欠いていることによるものなのかは判然としない。

だが、株価の説明力が高いとはいえないにしても、現実の株価と乖離している場合に内在価値への収斂が観察されるならば、期待収益率に関する情報をもっていることになる。そこで、つぎに、モデルによる内在価値と株価の比率と期待収益率との関係を調べてみよう。

## 2. 期待収益力の予測能力

### (1) ヘッジ戦略の収益率検証

残余収益モデルによる内在価値と実際の株価の比率が、期待収益率の予測能力を持っているのかどうかを検証する。東証1部上場の3月決算の事業会社に対して、内在価値/株価によって降順にソートした5分位ポートフォリオを構築し、月次の等加重収益率を計算する。第1分位（最割安ポートフォリオ）と第5分位（最割高ポートフォリオ）の収益率の差を算出する。これは最割安ポートフォリオをロングし、最割高ポートフォリオをショートするヘッジ戦略の有効性を検証することになる。1988年7月から2001年6月までの期間について、1ヶ月・3ヶ月・6ヶ月・12ヶ月・24ヶ月・36ヶ月毎に組み替えた場合について計算する。なお、残余収益モデルの結果と比較するため、B/P、E/P、配当利回りについても同様の検証を行う。

計算結果を図表-6に示す。

図表-6 ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率（その1）

組替間隔	1ヶ月		3ヶ月		6ヶ月	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
B/P	1.228**	3.215	0.903*	2.319	0.766*	2.015
E/P	0.713*	2.511	0.374	1.320	0.394	1.347
配当利回り	0.933**	4.054	0.535*	2.282	0.374	1.670
V1S/P	0.471	1.304	0.226	0.623	0.280	0.758
V1M/P	0.660*	1.984	0.413	1.246	0.448	1.314
V2S/P	0.626	1.791	0.435	1.243	0.423	1.179
V2M/P	0.808*	2.605	0.647*	2.090	0.555	1.728
V3S/P	0.813**	2.933	0.648*	2.284	0.734*	2.566
V3M/P	0.786**	3.196	0.586*	2.382	0.641**	2.625

(注) V1、V2、V3はそれぞれ(3.1)(3.2)(3.3)に基づいたモデルである。S、Mは株式資本コストをシングル・ファクター・モデル、3ファクター・モデルで推計したモデルであることを意味する。\*、\*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-6 ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率（その2）

組替間隔	12ヶ月		24ヶ月		36ヶ月	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
B/P	0.493	1.544	0.488	1.748	0.276	0.891
E/P	0.271	0.871	0.266	0.794	0.223	0.723
配当利回り	0.276	1.234	0.194	0.649	0.063	0.255
V1S/P	0.247	0.643	0.214	0.520	0.165	0.437
V1M/P	0.333	0.920	0.240	0.638	0.201	0.551
V2S/P	0.327	0.859	0.301	0.753	0.245	0.655
V2M/P	0.326	0.960	0.307	0.838	0.191	0.554
V3S/P	0.401	1.571	0.374	1.281	0.283	0.992
V3M/P	0.420	1.794	0.308	1.147	-0.016	-0.055

(注) V1、V2、V3はそれぞれ(3.1)(3.2)(3.3)に基づいたモデルである。S、Mは株式資本コストをシングル・ファクター・モデル、3ファクター・モデルで推計したモデルであることを意味する。

残余収益モデル間の比較では、株式資本コストの推計を3ファクター・モデルで行った場合の方が、シングル・ファクター・モデルを使用する場合よりも、V3を除き収益率が高いケースが多い。V3の場合でも、12ヶ月組み替えまでのt値は3ファクター・モデルの方が高い。株価の説明力では両者間に明瞭な相違が見られなかったが、収益率予測では差が出ている。期待収益率とリスクは密接な関係を持っているので、株式資本コスト推計方法の相違が期待収益率予測に影響を与えていると考えられる。あるいは、シングル・ファクター・モデルがリスクを十分に把握できていないことも示唆しているのかもしれない。

また、今期予想しか使用しないV1モデルよりも、来期予想の情報も使用するV2、V3モデルの方が、高い収益率を得ている。V2モデルとV3モデルを比較すると、より長期間の情報を使用するV3のパフォーマンスの方が良好である。株価の説明力に対しては業績情報が付加価値を与えていなかったが、期待収益率予測ではより長期の業績関連情報が有効性を高めているようである。

一般に投資尺度として使用されるE/P、配当利回りは、組み替え間隔が長くなった場合の収益率低減率が残余収益モデルよりも大きい。また、組み替え間隔を問わず、V2M/P、V3M/PはE/Pよりも収益率が高い。だが、B/Pは残余収益モデルよりも収益率が高くなっている。残余収益率モデルのB/Pに対する優位性は、収益率の標準偏差がB/Pよりも小さいことである。これは複数情報を組み合わせて使用することで、残余収益モデルの内在価値/株価の収益の安定性が改善されたからだと考えられる。総じていえば、安定性が増したことを除けば、残余収益モデルのV/PはB/Pよりも株価収益率予測で必ずしも有効とはいえない。

## (2) 規模の影響

つぎに、残余収益率モデルによる内在価値/株価と規模との関係を調べてみる。規模が株式のリスクと密接な関係を持っているのであれば、内在価値/株価が規模に関して偏向している場合、バリュエーション指標としての有効性が単に規模によるリスクを取っているのに過ぎない可能性があるからである。規模と内在価値/株価でそれぞれ5分位ポートフォリオを作り、それらを基に5×5個のマトリクス状にポートフォリオを構築する。25個のポートフォリオの等加重収益率を計算し、規模別に内在価値/株価の第1分位（最割安）と第5分位（最割高）の収益率の差を計算する。つまり、規模別に内在価値/株価のヘッジ・ポートフォリオを構築するのである。東証1部上場の3月決算の事業会社に対して、1988年7月から2001年6月までの期間で、1ヶ月・3ヶ月・6ヶ月・12ヶ月毎に組み替えた場合について計算する。ただし、残余収益モデルの株式資本コスト推計方法は3ファクター・モデルを採用する。期待収益率の予測に関しては、3ファクター・モデルのシングル・ファクター・モデルに対する優位性が明らかになったからである。また、残余収益モデルによる内在価値/株価と比較するため、B/PとE/Pについても同様の計算を行う。計算結果を図表-7に示す。



図表-7 (その1) 規模別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率 (毎月組み替え)

時価総額 分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		B/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1 (最大)	0.484	1.335	0.860*	2.350	0.527	1.354	1.322*	2.374	0.679	1.730
No.2	1.087**	2.940	1.270**	3.437	1.303**	4.536	1.221**	2.696	1.069**	3.185
No.3	0.759*	2.136	0.919**	2.695	0.808**	2.774	1.129**	3.130	0.732*	2.201
No.4	0.747	1.932	0.769*	2.072	0.790*	2.508	1.330**	3.750	0.890*	2.413
No.5 (最小)	0.734	1.899	0.726	1.858	0.562	1.581	1.151**	3.368	0.794*	2.223
All	0.660*	1.984	0.808*	2.605	0.786**	3.196	1.228**	3.215	0.713*	2.511

\*、\*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-7 (その2) 規模別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率 (3ヶ月組み替え)

時価総額 分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		B/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1 (最大)	0.608	1.627	0.882*	2.384	0.574	1.551	0.947	1.919	0.713	1.668
No.2	0.758*	2.104	0.923**	2.657	1.040**	3.435	0.911	1.972	0.766*	2.333
No.3	0.489	1.360	0.765*	2.212	0.668*	2.452	1.060**	2.917	0.433	1.325
No.4	0.365	0.977	0.500	1.337	0.443	1.444	0.964**	2.927	0.504	1.436
No.5 (最小)	0.203	0.517	0.242	0.604	0.200	0.536	0.753*	2.127	0.193	0.551
All	0.413	1.246	0.647*	2.090	0.586*	2.382	0.903*	2.319	0.374	1.320

\*、\*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-7 (その3) 規模別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率 (6ヶ月組み替え)

時価総額 分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		B/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1 (最大)	0.539	1.477	0.846*	2.265	0.626	1.699	1.029*	1.992	0.800*	2.200
No.2	0.982*	2.547	1.027**	2.834	1.427**	4.242	0.948*	2.083	0.771*	2.175
No.3	0.497	1.325	0.431	1.230	0.629*	2.270	0.659	1.794	0.428	1.244
No.4	0.345	0.925	0.388	0.990	0.463	1.468	0.746*	2.344	0.501	1.395
No.5 (最小)	0.150	0.375	0.045	0.112	0.112	0.289	0.735	1.996	0.120	0.334
All	0.448	1.314	0.555	1.728	0.641*	2.625	0.766*	2.015	0.394	1.347

\*、\*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-7 (その4) 規模別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率 (12ヶ月組み替え)

時価総額 分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		B/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1 (最大)	0.504	1.344	0.621	1.668	0.544	1.463	1.256*	2.154	0.442	1.346
No.2	0.601	1.497	0.603	1.636	0.820*	2.390	0.602	1.452	0.629	1.758
No.3	0.517	1.201	0.517	1.432	0.491	1.818	0.427	1.268	0.476	1.241
No.4	0.011	0.029	-0.229	-0.571	0.128	0.388	0.332	1.075	0.055	0.141
No.5 (最小)	0.057	0.139	-0.011	-0.028	0.282	0.780	0.604	1.768	0.010	0.026
All	0.333	0.920	0.326	0.960	0.420	1.794	0.493	1.544	0.271	0.871

\*、\*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-7の規模別収益率から、V1M/P、V2M/P、V3M/P、E/Pにおいて、第5分位(最小型株)のヘッジ・ポートフォリオの収益率が他の分位よりも低いことがわかる。特に組み替え間隔が長くなるほど、この傾向が顕著に表れている。B/Pではこのような傾向が見ら

れないことから、業績予想に関する情報の影響だと考えられる。規模の第5分位（最小型株）に属する銘柄は業績変動が激しく、業績予想の変更が大きいことが、組み替え間隔が長くなると収益率が低下する一因だと考えられる。そうだとするならば、残余収益モデルによるV/Pは規模と完全に独立とはいえない。この点に関して、業績予想誤差の観点から2.(5)で再検討する。

### (3) B/Pの影響

つぎに、残余収益率モデルによる内在価値/株価とB/Pとの関係を調べてみる。B/Pに関しても、規模と同様に、株式のリスク・ファクターとする議論がある。ここでは、規模と同様の実証分析を行い、B/P別のヘッジ・ポートフォリオの収益率を計算し、その影響を調べる。

計算結果を図表-8に示す。

図表-8 (その1) B/P別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率（毎月組み替え）

B/P分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1 (最割安株)	0.243	0.624	0.440	1.161	0.141	0.416	0.407	1.189
No.2	0.728	1.905	0.693	1.783	0.717*	2.543	0.650	1.945
No.3	0.193	0.499	0.216	0.565	0.407	1.393	0.162	0.433
No.4	0.680	1.817	0.774*	2.307	0.531	1.731	0.813*	2.487
No.5 (最割高株)	0.835	1.885	1.263**	2.826	0.702	1.503	1.098*	2.375
All	0.660*	1.984	0.808*	2.605	0.786**	3.196	0.713*	2.511

\*, \*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-8 (その2) B/P別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率（3ヶ月組み替え）

B/P分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1 (最割安株)	-0.087	-0.244	0.006	0.017	-0.042	-0.117	0.038	0.115
No.2	0.455	1.176	0.387	0.984	0.249	0.840	0.346	0.996
No.3	0.018	0.046	0.218	0.579	0.301	1.087	-0.056	-0.147
No.4	0.494	1.247	0.588	1.620	0.544	1.807	0.610	1.829
No.5 (最割高株)	0.553	1.247	0.978*	2.154	0.766	1.698	0.650	1.385
All	0.413	1.246	0.647*	2.090	0.586*	2.382	0.374	1.320

\*, \*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-8 (その3) B/P別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率（6ヶ月組み替え）

B/P分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1 (最割安株)	0.037	0.109	0.127	0.333	0.119	0.335	-0.025	-0.064
No.2	0.436	1.117	0.224	0.546	0.133	0.412	0.419	1.186
No.3	0.120	0.292	0.192	0.477	0.591	1.973	-0.047	-0.117
No.4	0.520	1.237	0.329	0.887	0.563	1.880	0.638	1.829
No.5 (最割高株)	0.569	1.251	1.040*	2.352	1.085*	2.439	0.528	1.142
All	0.448	1.314	0.555	1.728	0.641**	2.625	0.394	1.347

\*, \*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表－8（その4）B/P別ヘッジ・ポートフォリオの月次収益率（12ヶ月組み替え）

B/P分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1（最割安株）	-0.174	-0.439	-0.107	-0.284	-0.142	-0.376	-0.170	-0.400
No.2	0.118	0.265	-0.095	-0.208	0.340	1.230	0.256	0.644
No.3	-0.146	-0.334	0.102	0.262	0.311	1.029	-0.358	-0.869
No.4	0.474	1.103	0.299	0.755	0.445	1.299	0.345	0.949
No.5（最割高株）	0.677	1.386	0.565	1.316	0.485	1.097	0.570	1.106
All	0.333	0.920	0.326	0.960	0.420	1.794	0.271	0.871

B/Pをコントロールすると、ヘッジ・ポートフォリオの収益率はばらつきが目立つようになる。期待収益率予測におけるB/Pの位置付けの高さを示すものだといえる。しかし、ヘッジ戦略の収益率を比較した場合、B/Pの第5分位（最割高株）の収益率が高いという特徴がある。B/Pは業績に関する情報を使用していないので、残余収益モデルやE/Pと組み合わせることによって、より高い効果が表れたと考えられる。つまり、B/Pの第5分位の中には、成長株と株価低迷株が混在しており、業績関連ファクターがこれらを判別することによって、より適切なバリュエーション指標となったといえる。換言すれば、B/Pはバリュエーション指標として不十分であり、業績情報を取り込んだ内在価値/株価はB/Pに対する付加価値を持っている。

別な角度から見るため、V1M/P、V2M/P、V3M/P、E/Pの5分位別にB/Pの第1分位をロング、第5分位をショートしたヘッジ・ポートフォリオの収益率を計算する。毎月組み替えの計算結果を図表－9に示す。

図表－9 内在価値/株価、E/P別B/Pヘッジ・ポートフォリオの月次収益率（毎月組み替え）

分位	V1M/P		V2M/P		V3M/P		E/P	
	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値	平均	t 値
No.1（最割安株）	0.719	1.827	0.601	1.474	0.608	1.167	0.496	1.370
No.2	0.585	1.422	0.909*	2.337	1.041	1.789	0.883*	2.298
No.3	0.848*	2.070	0.836	1.978	1.227**	2.676	0.305	0.699
No.4	1.432**	3.104	1.183*	2.530	1.318**	2.980	1.060*	2.385
No.5（最割高株）	1.311**	2.776	1.425**	2.812	1.169*	2.230	1.187*	2.465
All	1.214**	3.117	1.210**	3.112	1.215**	3.127	1.209**	3.156

＊、\*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

Frankel and Lee(1998)によれば、B/PをコントロールしてもV/Pの高い銘柄はリターンが高くなるが、V/PをコントロールするとB/Pによるリターン格差はなく、バリュエーション株効果は本質的にV/Pの相違にあるというのが彼らの主張であった。だが、図表－9の結果は、それほど単純に解釈できない。V/Pの水準によってB/P効果が異なるからである。業績低迷しているV/Pが割高な企業に対してはB/Pは有効であるが、好業績でV/Pが割安な企業に対しては有効性が劣るとというのが、図表－9の示すところである。V/PがB/Pよりも付加的な情報を持っているのは確かであるが、V/PをコントロールしてもB/P効果が完全に否定されるわけではない。また、高B/P銘柄の中には、成長率が高いグロース銘柄と、業績悪化による株価

低迷銘柄が混在していると考えられる。両者の比率は景気循環の局面によっても異なると考えられ、通期の実証分析ではこのような時系列的な変動要因を見落としている可能性がある。

#### (4) 業種の影響

業種によって規模や業績の成長性、安定性等の水準が異なることがあるので、残余収益モデルの有効性が業種の影響を受けることも考えられる。そこで、5分位分析において、業種を分散させたポートフォリオ構築を行い、業種の影響を検証する。業種分類は、日経業種分類・中分類(36業種)をもとに集約された日経6業種を採用する。分類の集約方法を図表-10に示す。なお、この分類は日経平均の銘柄選定時にセクター・バランスを取るのに使用されている。3ファクター・モデルの株式資本コスト推計に用いた東証33業種を使用しないのは、5分位分析に適さない銘柄数の少ない業種があるからである。

図表-10 業種分類方法

技術	医薬品、電気機器、自動車、精密機器、通信
金融	銀行、その他金融、証券、保険
消費	水産、食品、小売業、サービス
素材	鉱業、繊維、紙・パルプ、化学、石油、ゴム、窯業、鉄鋼、非鉄金属、商社
資本財・その他	建設、機械、造船、輸送用機器、その他製造、不動産
運輸・公共	鉄道・バス、陸運、海運、空運、倉庫、電力、ガス

5分位ポートフォリオ構築方法はつぎの通りである。各業種内で5分位ポートフォリオを構築し、各業種の同一分位を合わせたポートフォリオを、当該分位ポートフォリオとする。残余収益モデルによる内在価値/株価(V1M/P、V2M/P、V3M/P、V1S/P、V2S/P、V3S/P)とE/P、B/P、配当利回りについて、第1分位ポートフォリオを買い持ちし、第5分位ポートフォリオを売り持ちした場合の月次収益率を計算する。

3ファクター・モデルの場合、株式資本推計値として個別銘柄毎の推計値ではなく業種平均値を使用しており、業種の影響が強い。それと対比させるため、ここではシングル・ファクター・モデルの場合も検証対象とする。計算期間は、従来と同様に、1988年7月から2001年6月までで、リバランス間隔は1ヶ月、3ヶ月、6ヶ月、12ヶ月である。計算結果を図表-11に示す。

図表-11 業種分散した場合のヘッジ・ポートフォリオの月次収益率

ファクター	1ヶ月組み替え		3ヶ月組み替え		6ヶ月組み替え		12ヶ月組み替え	
	平均	t値	平均	t値	平均	t値	平均	t値
V1M/P	1.295**	3.403	0.898*	2.466	0.883*	2.425	0.644	1.757
V2M/P	1.565**	4.468	1.330**	4.015	1.049**	2.963	0.689	1.878
V3M/P	0.872**	2.920	0.731*	2.524	0.660*	2.271	0.352	1.194
V1S/P	0.752	1.654	0.488	1.078	0.503	1.118	0.514	1.170
V2S/P	0.989*	2.260	0.734	1.680	0.530	1.215	0.488	1.118
V3S/P	0.644	1.663	0.616	1.624	0.790*	2.131	0.414	1.277
E/P	1.096**	2.776	0.791*	2.001	0.832*	2.174	0.846*	2.137
B/P	0.878*	1.999	0.798	1.836	0.631	1.479	0.445	1.282
配当利回り	1.057**	3.087	0.705*	2.117	0.523	1.512	0.608	1.703

\*、\*\*はそれぞれ5%、1%水準で有意。

図表-11 から、3ファクター・モデルによる株式資本コスト推計の場合の内在価値/株価の方がE/P、B/Pや配当利回りよりもパフォーマンスがおおむね良好なことがわかる。業種分散しない場合、B/Pによるヘッジ・ポートフォリオの収益率が最も高かったが、業種の影響を排除すると3ファクター・モデルによる内在価値/株価の方が高くなった。これは業種分散した場合にB/Pは収益率が低下するが、内在価値/株価とE/Pは上昇していることからわかるように、業績情報を取り込んでいる効果によるものと考えられる。それに加えて、シングル・ファクター・モデルでは3ファクター・モデルほど顕著な効果が出ていないことと、B/Pは業種分散すると収益率が低下することを考慮すると、業績やB/Pと業種との関係の中に、リスク・プレミアムでは完全捕捉しきれない要因が残っていることを示唆している。

実際にポートフォリオを構築して運用する際は、リスク管理の一環として業種分散を考慮するのが普通なので、内在価値/株価は銘柄選択の尺度として好ましい特性を持っているといえる。ただし、これは別の見方をすると、残余収益モデルでは、リスク・プレミアムに反映されていない要因が残っていることを示唆している。そこで、つぎに残余収益モデルの分母で使用される業績予想の特性について調べてみよう。

#### (5) 業績予想誤差の影響

今回は東洋経済の業績予想データをもとに内在価値を算出しているが、業績予想の誤差については考慮していなかった。実際には、様々な銘柄属性によって業績予想の誤差や方向性（楽観的か悲観的か）が異なることが考えられるが、そうした場合、銘柄属性によって内在価値の計算値の精度がばらついたり、高めか低めにバイアスがかかったりすることもありうる。そこで、ここでは業績予想の誤差の特性とその影響を調べてみる。

業績予想の誤差として、東洋経済の予想今期当期利益と実績値の乖離率を用いる。毎年6月末時点の翌年3月の決算の予想値と実績値を比較する。誤差として、誤差の絶対値をとった  $err$  と符号を考慮した  $errsig$  の2種類を次式のように定義する。

$$err = \frac{|予想値 - 実績値|}{(|予想値| + |実績値|) \div 2}$$

$$errsig = \frac{予想値 - 実績値}{(|予想値| + |実績値|) \div 2}$$

銘柄属性と業績予想誤差との関係を調べるため、銘柄属性と  $err$  や  $errsig$  との間のスピアマンの順位相関係数を計算する。対象銘柄は東証1部上場の3月決算の事業会社であり、1988年6月末から2001年6月末までの期間について計算する。時価総額、B/P、ROE、株主資本比率、3年リターン、5期のEPS変動係数、5期のEPS回帰成長率、5年ベータ、シングル・ファクター・モデルによる株式資本コスト、3ファクター・モデルによる株式資本コストに関する計算

結果を図表-12（絶対誤差）、図表-13（符号付き誤差）に示す。また、各期の誤差の平均と標準偏差を Average、StDev の欄に記した。

図表-12 銘柄属性と業績予想絶対誤差との間のスピアマンの順位相関係数

ファクター名	時価総額	B/P	ROE	株主資本比率	3年リターン	EPS変動係数	EPS回帰成長率	5年ベータ	資本コスト(1ファクター)	資本コスト(3ファクター)
1988.6	-0.040	-0.239	-0.256	-0.266	-0.002	0.410	-0.100	-0.054	-0.053	-0.008
1989.6	-0.108	-0.193	-0.088	-0.186	0.069	0.253	-0.037	-0.035	-0.035	0.043
1990.6	-0.134	-0.119	-0.125	-0.160	0.090	0.190	-0.011	0.005	0.005	0.038
1991.6	-0.116	0.104	-0.262	-0.096	-0.255	0.215	-0.035	0.065	0.065	0.153
1992.6	-0.125	0.211	-0.336	-0.074	-0.331	0.303	-0.181	0.153	0.153	0.247
1993.6	-0.118	0.063	-0.387	-0.129	-0.304	0.423	-0.348	0.138	0.138	0.244
1994.6	-0.128	0.009	-0.400	-0.126	-0.186	0.455	-0.376	0.148	0.149	0.253
1995.6	-0.174	0.047	-0.437	-0.166	-0.204	0.456	-0.360	0.162	0.162	0.191
1996.6	-0.189	-0.067	-0.349	-0.199	-0.197	0.411	-0.243	0.257	0.257	0.247
1997.6	-0.249	0.118	-0.316	-0.259	-0.358	0.329	-0.140	0.236	0.236	0.234
1998.6	-0.205	0.149	-0.272	-0.264	-0.281	0.343	0.033	0.333	0.333	0.226
1999.6	-0.232	0.173	-0.374	-0.245	-0.365	0.347	-0.197	0.262	0.262	0.187
2000.6	-0.361	0.257	-0.438	-0.288	-0.367	0.312	-0.191	0.249	0.249	0.128
2001.6	0.096	-0.131	0.181	-0.012	0.156	-0.147	0.078	-0.125	-0.125	-0.154
Average	-0.149	0.027	-0.276	-0.176	-0.181	0.307	-0.151	0.128	0.128	0.145
StDev	0.105	0.155	0.168	0.083	0.183	0.155	0.147	0.138	0.138	0.123

(注) 業績予想絶対誤差は、 $err = (| \text{予想値} - \text{実績値} |) / (| \text{予想値} | + | \text{実績値} |) \times 2$   
Average は 1988 年 6 月末から 2001 年 6 月末までの誤差の平均、StDev は標準偏差である。

図表-12 より、業績予想絶対誤差(err)は業績が低迷していてリターンが低かった小型株や、株主資本比率が低く業績変動が激しい銘柄で大きくなる傾向にあることがわかる。B/Pに関しては、年によって誤差が変動し、通期では傾向が見られない。

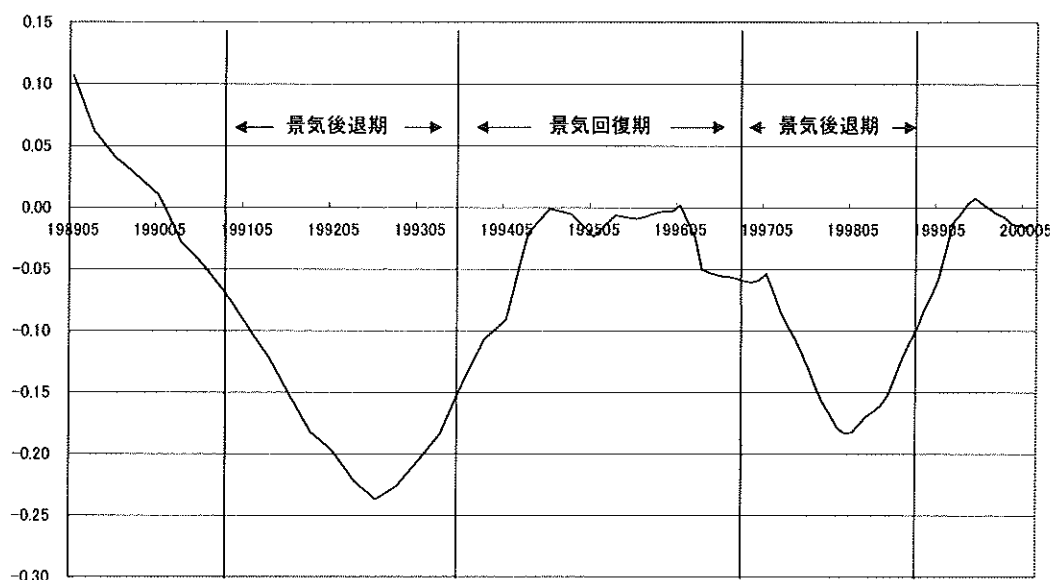
図表-13 銘柄属性と業績予想符号付き誤差との間のスピアマンの順位相関係数

ファクター名	時価総額	B/P	ROE	株主資本比率	3年リターン	EPS変動係数	EPS回帰成長率	5年ベータ	資本コスト(1ファクター)	資本コスト(3ファクター)
1988.6	-0.016	0.175	0.329	0.222	-0.018	-0.247	0.042	-0.022	-0.023	-0.025
1989.6	-0.038	0.119	0.149	0.127	-0.094	-0.079	-0.050	-0.038	-0.037	-0.079
1990.6	-0.009	0.056	-0.002	0.013	-0.126	-0.027	-0.086	-0.018	-0.018	-0.075
1991.6	-0.051	0.226	-0.108	0.022	-0.169	0.044	-0.028	-0.024	-0.023	0.109
1992.6	-0.063	0.207	-0.204	-0.065	-0.275	0.217	-0.130	0.130	0.130	0.249
1993.6	-0.054	0.066	-0.120	-0.085	-0.205	0.229	-0.182	0.035	0.035	0.143
1994.6	-0.100	0.034	0.163	-0.081	-0.142	-0.120	0.203	0.022	0.022	-0.047
1995.6	-0.045	0.112	0.231	-0.013	-0.116	-0.140	0.100	-0.116	-0.116	-0.113
1996.6	-0.090	0.075	0.083	-0.111	-0.126	0.016	-0.072	0.068	0.068	-0.034
1997.6	-0.176	0.151	-0.104	-0.145	-0.251	0.080	-0.148	0.065	0.065	0.102
1998.6	-0.133	0.104	-0.024	-0.130	-0.137	0.194	0.084	0.234	0.235	0.079
1999.6	-0.057	0.085	0.254	0.026	-0.049	-0.023	0.071	0.023	0.023	0.060
2000.6	-0.081	0.103	0.267	0.007	-0.076	-0.098	0.040	-0.035	-0.035	-0.025
2001.6	0.096	-0.131	0.181	-0.012	0.156	-0.147	0.078	-0.125	-0.125	-0.154
Average	-0.058	0.099	0.078	-0.016	-0.116	-0.007	-0.006	0.014	0.014	0.014
StDev	0.063	0.087	0.171	0.101	0.106	0.146	0.111	0.093	0.093	0.113

(注) 業績予想符号付き誤差は、 $errsig = (\text{予想値} - \text{実績値}) / (| \text{予想値} | + | \text{実績値} |) \times 2$   
Average は 1988 年 6 月末から 2001 年 6 月末までの誤差の平均、StDev は標準偏差である。

図表-13 からわかるように、銘柄間の相対的な符号付き誤差(erssig)は、ROEとEPS変動係数とで逆相関を示している。つまり、優良株が楽観的に見られている時には業績変動が激しい銘柄が相対的に悲観的に見られている。この変動パターンを詳細に確認するため、業績予想の符号付き誤差とROEとの間のスピアマンの順位相関係数を月次で計算してみる。12ヶ月移動平均をとって平滑化した結果を図表-14に示す。

図表-14 業績予想符号付き誤差とROEとの間のスピアマンの順位相関係数の12ヶ月移動平均



図表-14を見ると、業績予想符号付き誤差とROEとの間のスピアマンの順位相関係数には、景気循環の局面によって周期性が観察される。景気の山・谷の判定を正確に行うのは難しいが、図表-14に記したのは旧経済企画庁の景気基準日に基づいた目安である。事後的に見た景気判断と、業績予想が出た時点でアナリストや投資家が認識している景況感との間にはラグがあると考えられるので、この景気循環と順位相関係数の変動サイクルが完全に一致するわけではない。しかし、ある程度の関連性が見て取れる。景気の谷を挟んで順位相関係数が右上がりになっており、景気の山を挟んで右下がりになっている。つまり、景気が低迷していると認識されている時期は、低ROE銘柄の方が符号付き誤差が小さく、逆に、好景気だと認識されている時期は、低ROE銘柄の方が符号付き誤差が大きいということである。これは景気悪化局面では競争力が弱く不況抵抗のない企業がより悲観的に見られ、景気上昇局面ではそのような企業の方が業績回復率が高く、より楽観的に見られていることを意味する。

また、図表-12からわかるように、低ROE銘柄の方が絶対誤差は大きい。だが、誤差の方向性は一定ではなく、景気動向によって優良株に対して相対的に楽観的・悲観的な方向にぶれるということである。したがって、残余収益モデルの内在価値をもとにクロスセクションで割高・割安を判定する場合、銘柄属性によって業績予想の絶対誤差の水準が異なるだけでなく、景気動向

によって方向性にバイアスがかかることになる。

このように残余収益モデルでは、銘柄属性が分母のリスク・プレミアムに影響を及ぼすだけでなく、分子のROE算出に用いる業績予想を介しても影響することになる。誤差の絶対値の大きさと、景気局面による相対的楽観・悲観度の変動の両方の道筋を通して、銘柄属性は影響を及ぼすのである。

図表-7において、小型株のヘッジ・ポートフォリオが組み替え間隔が長くなるほど収益率が低下する傾向にあるのは、前者の影響だと考えられる。小型株の業績予想の精度が低いため、株価が内在価値に収束する前に、内在価値が変化することが一因だと考えられるからである。規模は業績予想の絶対誤差を通して内在価値/株価に影響していることになる。同様のことは、業績予想の誤差が大きい属性を持つ銘柄群に対しても当てはまるだろう。

また、後者の影響によって、特定の銘柄属性を持った銘柄群が割安・割高方向に集まることも充分考えられる。業種分散した方がヘッジ・ポートフォリオの収益率が高くなるのも、これが影響しているのかもしれない。

残余収益モデルがこのような特徴を持つのであれば、かりにリスク・プレミアムを正確に推計できたとしても、銘柄属性が業績予想誤差の特性に及ぼしている影響を完全に排除できていないと考えられる。このため、残余収益モデルによる内在価値/株価には、複数のリスク・ファクターをいまだ内包している可能性が高い。

## (6) 銘柄属性との相関

最後に残余収益モデルによる内在価値/株価と銘柄属性との相関を調べる。残余収益モデルの算出方法からいって、 $B/P$ や $E/P$ と相関を持っていることが考えられる。 $BPS$ や当期利益のデータを使用して内在価値を計算し、株価との比をとっているからである。また、リスク・プレミアムを推計するのに、ベータ値等を使用しているため、リスク・ファクターと相関を持つことも予想される。業績予想の誤差と銘柄属性との関連性については(5)で論じた通りである。

そこで、残余収益モデルによる内在価値/株価と銘柄属性との間のスピアマンの順位相関係数を計算する。1988年6月末から2001年6月末まで1年毎に、東証1部上場の3月決算の事業会社について計算し、各年の相関係数の平均値を求める。計算対象とする銘柄属性は、5年ベータ(60ヶ月間)、月次収益率の標準偏差(36ヶ月間)、自己資本比率、時価総額、3ヶ月間の売買代金、EPS変動係数(5期)、EPS回帰成長率(5期)、中期モメンタム(6ヶ月リターン)、 $B/P$ 、株主資本利益率、出来高回転率(1年)、 $E/P$ 、配当利回りである。

計算結果を図表-15に示す。



図表-15 内在価値/株価と銘柄属性との間のスピアマンの順位相関係数

	V1S/P	V1M/P	V2S/P	V2M/P	V3S/P	V3M/P
5年ベータ	-0.566	-0.226	-0.591	-0.228	-0.485	-0.164
月次収益率の標準偏差	-0.389	-0.252	-0.401	-0.256	-0.324	-0.205
自己資本比率	0.262	0.263	0.249	0.249	0.308	0.274
時価総額	0.073	0.088	0.056	0.069	-0.042	0.024
3ヶ月売買代金	-0.019	0.009	-0.040	-0.014	-0.142	-0.058
EPS変動係数	-0.379	-0.367	-0.368	-0.355	-0.224	-0.244
EPS回帰成長率	0.218	0.233	0.207	0.223	-0.121	-0.084
中期モメンタム	-0.023	-0.040	-0.042	-0.068	-0.096	-0.101
B/P	0.182	0.174	0.197	0.186	0.516	0.392
株主資本利益率	0.468	0.487	0.400	0.409	-0.050	-0.026
出来高回転率	-0.138	-0.092	-0.157	-0.108	-0.216	-0.141
E/P	0.833	0.858	0.713	0.726	0.325	0.287
配当利回り	0.144	0.179	0.146	0.188	0.314	0.311

図表-15 より、 $V1S/P$ 、 $V1M/P$ 、 $V2S/P$ 、 $V2M/P$ は $E/P$ と相関が強く、 $V3S/P$ 、 $V3M/P$ は $B/P$ と相関が強いことがわかる。1期、2期の業績予想しか使用せずにモデル化した場合、 $E/P$ のほか、株主資本利益率と正の相関を持ち、 $EPS$ 変動係数と逆相関の関係にある。また、リスク・プレミアムの推計にシングル・ファクター・モデルを使用している場合は5年ベータと逆相関の関係にあるが、3ファクター・モデルを使用している場合には相関がそれより弱くなっている。

残余収益モデルは株主資本と業績予想データを使って内在価値を推計する。そのため、内在価値/株価は $E/P$ と $B/P$ の双方の性格を持つ。それでも、1期、2期の業績予想だけでモデル化する場合 $E/P$ に近く、過去の業績から10期まで推計する場合は $B/P$ に近くなる傾向がある。つまり、2期程度の業績予想の情報しか織り込まないのであれば $E/P$ に対する優位性はあまりないことになる。しかし、長期予想を使っても、その情報の精度が劣っていれば $B/P$ に近い特性を持つようになるだろう。

リスク・プレミアムの推計にシングル・ファクター・モデルを使う場合、ベータ値の影響が強くなる。内在価値/株価との相関が強く、しかも、ベータ値がリスクを代表していない場合、内在価値/株価のリターンへの予測精度は低くなるだろう。

## V. 総括と今後の課題

Frankel and Lee (1998)によれば、業績予想のコンセンサス・データを基にした残余収益モデルによる内在価値/株価の今後3年間の収益率に対する予測力はB/Pを上回る。しかし、業績予想の精度、変更頻度を考えれば、運用実務上3年間も買い持ちすることは考えられない。そこで、本稿では組み替え間隔が1年以下の場合を中心にして、内在価値/株価と収益率の関係を調べてきた。事実、組み替え間隔が長くなると、収益率との関係が薄れる傾向にある。

検証結果から、内在価値の株価への説明力はBPSに比べて高いとはいえず、また、内在価値/株価の期待収益率への予測力もB/Pより特に優れているわけではないことが明らかになった。ただし、残余収益モデルでは、ヘッジ・ポートフォリオの収益率の標準偏差がB/Pよりも小さくなっており、安定性が増すことが確かめられた。

規模別にヘッジ・ポートフォリオのパフォーマンスを見た場合、小型株では残余収益モデルの収益率が低く、特に組み替え間隔が長くなるほどその傾向が顕著になることが観察された。これは業績予想の精度が悪ければ、その後に業績予想が大幅に変更される可能性が高いため、残余収益モデルの長期的有効性が低下するからだと考えられる。Frankel and Lee (1998)の検証では、3年間の収益率で評価しているが、上記の結果や業績予想の精度からいって、運用実務に耐えうる検証方法とは思えない。業績予想が大幅に変更になっても、その情報を反映せずに同じ銘柄を3年間買い持ちすることを想定するのは非現実的だといえよう。

B/P別の内在価値/株価によるヘッジ戦略では、低B/P銘柄で収益率が高いという結果が出ている。これは低B/P銘柄の中には、「成長株」といわゆる「割高株」が混在しており、業績予想の情報が両者を区別することに役立っているからだと考えられる。すなわち、B/Pのバリュエーションとしての限界領域において、残余収益モデルは付加価値を持っているといえる。

業種分散した場合のヘッジ戦略については、内在価値/株価の収益率がB/Pを上回るという興味深い結果が得られた。これは運用上好ましい特性であるが、その反面、まだ把握できていないリスク・ファクターがあることを示唆している。

今回、残余収益モデル構築には、東洋経済の業績予想データを使用した。予想誤差がモデルに与える影響を確認するため、予想データの誤差と銘柄属性との間の関係を調べた。規模、過去の業績やリターン、ROE、業績変動性と、業績予想の絶対誤差との間に関係が認められるという結果を得たが、業績予想の精度が低いほど残余収益モデルによる内在価値の予測精度も低下することが予想される。また、符号付き誤差と景気動向との関連性も観察された。以上より、銘柄属性は業績予想の誤差を通してモデルの精度や特性に影響を与えていることが確認された。つまり、残余収益モデルによる内在価値はリスク要因を完全に除去できていないことが明らかになった。

したがって、Frankel and Lee (1998)の検証方法を日本の株式市場に適用してもバリュー株アノマリーとしての純粋な検証が難しい。日本の1990年代の経済環境や株式市場の投資環境は、米国と異なり、

ボックス圏の中で大きく変動していた。変動サイクルの中で、将来の見通しが絶対的にも相対的にも楽観・悲観的方向に大きくぶれており、それが業績予想にも大きな影響を与えた。そのため、銘柄属性によって相対的な楽観度・悲観度がぶれてしまい、内在価値にもバイアスがかかっている。リスク・プレミアムを推計するだけでは、リスクを純粹に抽出することができず、リスクを厳密に調整した検証が難しい状態だといえる。

今後の課題としては、リスク・ファクターをいかに扱うかが焦点となろう。残余収益モデルにおいては、個別銘柄のリスクの相違をリスク・プレミアムの形で割引率に反映している。本稿では、シングル・ファクター・モデルと3ファクター・モデルの両者に基づいて算出した。しかし、前者ではリスク・ファクターをすべて織り込んだと言い切れず、また、後者でもいまだ同様の疑問が残る上に、リスク・プレミアムの推計値の変動が大き過ぎるきらいがある。特にシングル・ファクター・モデルで推計する場合、ベータ値との相関が強くなる傾向にある。残余収益モデルでは、このようにリスク・プレミアムの推計方法の妥当性に疑義があることに加え、ROE算出に用いる業績予想の誤差の特性にリスク・ファクターの影響が残っている懸念がある。モデル式の分母と分子の両方にリスク・ファクターが別個に影響を及ぼす可能性があるため、算出された内在価値にどのようなリスク・ファクターを内在しているか判然としない。業種分散した方がヘッジ戦略がより効果的になることも、一つの傍証と見なせるかもしれない。株式のバリュエーションに活用するためには、リスク・ファクターを統一的に扱うことが今後の課題になるだろう。

また、今回は2期分の業績予想と過去の実績値から推計した業績予想を使用して、10期まで推計したモデルを定式化した。検証結果は、10期モデルの内在価値/株価はB/Pと相関が強いという傾向を示している。つまり、過去の実績値から業績を推計することがうまく機能していない可能性がある。米国と異なり、日本の場合アナリストが中期の業績予想を提供している銘柄が少ない。そのため、過去の実績からの推計値を使用せざるを得なかったのだが、推計精度を高めない限り、長期モデルの有効性を高めることができない。これはバリュー銘柄に対し、グロース銘柄の内在価値推計が難しいことを示唆している。

## 参考文献

- [1] Botosan, Christine A. and Marlene A. Plumlee, 2000, "Disclosure Level and Expected Cost of Equity Capital: An Examination of Analysts' Rankings of Corporate Disclosure and Alternative Methods of Estimating Expected Cost of Equity Capital", working paper, University of Utah
- [2] Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1992, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, vol. 47, no. 2 (June), 427-465
- [3] Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, no. 3, 3-56
- [4] Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1997, "Industry costs of equity", *Journal of Financial Economics*, 43, no. 2, 153-193
- [5] Frankel, Richard, and Charles M. C. Lee, 1998, "Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns", *Journal of Accounting and Economics* 25, 283-319
- [6] Frankel, Richard, and Charles M. C. Lee, 1999, "Accounting Diversity and International Valuation", working paper, University of Michigan and Cornell University
- [7] Gebhardt, William R., Charles M. C. Lee, and Bhaskaran Swaminathan, 1999, "Towards an Ex Ante Cost-of-capital", working paper, Cornell University
- [8] Gode, Dan and James Ohlson, 2000, "Valuation, Linear Information Dynamic, and Stochastic Discount rates", working paper, New York University
- [9] Jing Liu and James A. Ohlson, 1999, "The Feltham-Ohlson (1995) Model: Empirical Implications, working paper, U.C.L.A, Los Angeles and New York University
- [10] Lee Charles M. C., James Myers, and Bhaskaran Swaminathan, 1999, "What is the Intrinsic Value of the Dow?", *Journal of Finance*, vol. 54, No. 5 (October), 1693-1741
- [11] Lee Charles M. C. and Bhaskaran Swaminathan, 2000, 「ボトム・アップ手法によるニューヨーク・ダウのヴァリュエーション」、証券アナリストジャーナル、2000年2月、94-120頁
- [12] Madden, Bartley, J., 1999, 'CFROI Valuation: A Total System Approach to Valuing the Firm', Butterworth-Heinemann
- [13] Ohlson, James A., 2000, "Residual Income Valuation: The Problems", working paper, New York University
- [14] Palepu, Krishna G., Bernard Victor L., Healy Paul M. 1996, *Introduction to Business Analysis & Valuation* (邦訳「企業分析入門」、1999、斎藤静樹、筒井友彦、川本敦、村瀬安紀子、東京大学出版会)
- [15] 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、2000年4月、62-75頁

[16] 渡部肇、2000、「業績予想データを用いた B/P 効果の分析」、ファイナンス研究会資料

[17] 渡部肇、小林孝雄、「業績予想、業績サプライズとバリュー株効果」、現代ファイナンス、2001年3月、41-66頁