

RIV 及び OJ モデルを用いた 日本の株式市場における資本コストの研究

新谷 理

要 旨

日本では会計バリュエーションモデルによる実証分析は非常に少ない。理由の一つに検証に必要な資本コストの計算方法の正当性の問題がある。本稿では Ohlson (1995) に基づく RIV モデルと Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) に基づく OJ モデルを用いて時価から資本コストを逆算し、その特徴を分析した。その結果、リスクファクターとして市場ベータの有位性は認められるが、リスクプレミアム等が実証で想定される水準と全く異なっていることが分かった。本稿の結果から「7%前後の全銘柄一律の固定資本コスト」と「無リスク金利を6%程度とし、リスクプレミアム1.5%としたCAPM型推計」の2種類が実証を行う上で、最も標準的な資本コストになると判断される。一方、実証で用いられることの多いFama-Frenchの3ファクター型の推計は、モデルによっては問題があることも明らかにした。

1. はじめに

ファイナンスの基本的な考えでは、将来のキャッシュフローを適切な割引率で割り引くことで現在価値を得ることができる。現在の資本市場に存在する多くの複雑な金融商品の価格は、すべてこのフレームワークに則って評価されている。株式の評価においても例外ではなく、その場合の割引率は株主資本コスト（以下：資本コスト）と呼ばれている。

しかし資本コストは、他の金融資産の割引率のように明示的ではなく客観性もない。資本コストは通常は意識されず、株式評価時のみに意識される値であり、他用途にはほとんど用いられないという点で、国債の利回りなどは大きく異なる。実務的には株式価値を与える一つの計算式に、株式価値と資本コストという二つの未知数を含んでしまっている状況に近く、株式を価値評価困難な資産としてしまう大きな理由の一つとなっている。

こうした問題への解として、企業金融などの実務ではCAPMをナイーブに用いているケースが散見される。しかし最近の研究では強い経済合理性についての仮定を要求するCAPMに対しては批判が多く、そうした批判に対して抗弁できるような十分な実証検証が行われているとは言い難い。また足元のような低金利下では、10年国債利回りを無リスク資産とした

CAPM による計算では説明のつかない現象も多く発生しており、無批判に受け入れられる余地は小さくなっている。

本稿では複数の会計情報に基づくバリュエーションモデルと価格情報から資本コストを逆算し、その結果と伝統的な手法から計算される資本コストと比較検証を行う。またその結果から会計バリュエーションモデルの実証の際に、どのような資本コストが望ましいのかという点に関する考察を行い、実際の会計バリュエーションモデルの実証に対して有益な計算方法に関する提言を行いたいと考えている。

以下では、まず第2章で米国、次いで日本における先行研究を紹介し、第3章でリサーチデザインを開示する。第4章で本稿での検証に用いたデータ処理を解説した上で、第5章で各検証結果を報告する。最後の第6章で結論を述べる。

2. 資本コストに関する先行研究

2.1 CAPM に基づく資本コストの計算

本稿では、直接的な CAPM に関連する検証を行わないが、CAPM で資本コストを計算可能とする視点を簡単に確認しておく。企業はその活動を行う上で資本を必要とするが、個別企業のビジネスには多種多様なリスクがある。投資した資本がこのようリスク（トータルリスク）にさらされる見返りとして超過リターンが必要となる。それをどのように計算すればよいのかという問題への答えとして、Sharp (1965)、Lintner (1965)、Mossin (1966) らによって CAPM は提案された。その内容は、トータルリスクを分散投資によって消去可能なアンシステマティックリスクと、消去できないシステマティックリスクに分割できることを示したうえで、システマティックリスクに対してのみ超過リターンが生じることを主張するものであった。

しかし CAPM は、発表当初は実証的に受け入れられることもあったが、70年代後半から90年代の多くの実証研究によって実証的には否定されることが多くなった（例えば Basu (1977) や Banz (1981)）。さらに Roll (1976) は、原理的に CAPM は実証不可能であるということを示した。また CAPM は「同質的期待形成の成立」や「市場に摩擦はない」、「無限の空売り」など、そもそも現実的にありえない強い仮定を要求しており、こうした観点からの批判も多い。

こうした様々な批判から、CAPM が消去可能としているアンシステマティックリスク部分は、市場要素の考慮だけでは完全には消去できないため、別のアプローチが必要であると考えられる意見が、特に実証を重視する実務方面から強くなっている。Fama-French (1993) による3ファクターモデルや、Carhart (1997) によって拡張された4ファクターモデルなどは、市場ベータだけでは捉えられないリスクを別のファクターを使って組み込むことを意図した

研究であり、市場ベータ単独よりも高い説明力を有するとしている。しかしこれらマルチファクターモデルによる資本コストの研究は、現実的な実証の側面に強く立脚しており、理論面を蔑ろにしている等の批判も根強くある。

2.2 Ohlson モデル、OJ モデルに基づく資本コストの推計

会計学では様々なバリュエーションモデルが価値関連性の一分野として研究されてきた。その研究の足跡を網羅的にまとめた Easton (2007) によれば、バリュエーション領域で、中心となるモデルは Ohlson (1995) と Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) である。

Ohlson (1995) は会計数字と企業価値を結びつけた画期的な研究である。Ohlson で改めて示された RIV (Residual Income Valuation) モデルは、クリーンサープラス会計を仮定すれば、直近の株主資本と将来の残余利益予想流列のみで企業価値を求めることができるとするものである。モデルの概要は (1) 式で示される。

$$P = bps_0 + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{X_n}{(1+r)^n} \quad (1)$$

$$X_n = eps_n - r \cdot bps_{n-1}$$

$$bps_n = bps_{n-1} + eps_n - dps_n$$

P : 株価, r : 資本コスト, bps_t : t 期の一株当たり株主資本,

eps_t : t 期の一株当たり利益, dps_t : t 期の一株当たり配当金

一方、その後に発表された Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) では、(2) 式の OJ モデルを提案している。OJ モデルでは、利益と、資本コストを超過する利益成長 (異常利益成長: Abnormal Earnings Growth) に視点を置いたモデルである。

$$P = \frac{eps_1}{r} + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{Y_n}{(1+r)^n} \quad (2)$$

$$Y_n = \frac{eps_{n+1} + r \cdot dps_n - (1+r) \cdot eps_n}{r}$$

P : 株価, r : 資本コスト, eps_t : t 期の一株当たり利益, dps_t : t 期の一株当たり配当金

1990 年代後半から 2000 年代前半にかけては、RIV を中心とした実証研究がよく行われてきたが、2000 年代後半くらいから OJ モデルを中心とした研究も増えてきている。

Gebhardt et al (2001) では、12 年先までの予想利益 (3 期まではアナリスト予想を、それ以降は業種平均に裁定されていくという見通しを用いる) を用いた RIV 型モデルの実証を

行った。彼らは RIV を用い、説明力の高い推計値を得ている。しかしこれらの推計値は業種平均を用いるため、その銘柄を適切な業種に区分するという問題を残している。

Claus and Thomas (2001) は、RIV モデルを使って、市場価格から資本コストを逆算した実証分析の一例である。彼らの分析は 1985 年から 1998 年までの米国、カナダ、英国、フランス、ドイツ、日本の各国で実証を行ったものである。結果は無リスク金利に 10 年国債利回りを使った場合、リスクプレミアムは通常言われているような高い値ではなく、分析対象国すべてで、3% 周辺にあることを示した。

一方 OJ モデルを用いた分析例としては、Easton (2004) があげられる。本稿では米国で投資指標として用いられる PEG レシオ^①が OJ モデルから導出できることを示し、またその回帰モデルの精度が優れている理由に対しての考察を行っている。また P/E や PEG レシオを用いて資本コストの推計も行っている。彼らの主張ではモデルの推計精度は高く、1981 年から 1999 年までの年別推計値で見ると、P/E ベースで 7.0% -15.2%、PEG レシオベースで、10.6% ~ 13.8% となっていた。また T-bond の利回りを無リスク金利としてみなした場合、時々でそれを超える局面はあるにせよ、概ねリスクプレミアムは 4% 以下で推移していた。

Gode and Mohanram (2003) では、こうした先行研究の流れを受けて、OJ モデルと RIV モデルの双方を用いて資本コストを逆算して、その要約統計量を比較したのちに、各種リスクファクターとの回帰分析を行っている。RIV モデルや OJ モデルによる資本コストの水準は、全般的な傾向として CAPM による資本コストより高めの推計値となっているが、これらは CAPM が無視しているアンシステムティックリスクの寄与であると考えられるとしている。また彼らは RIV モデルや OJ モデルによる資本コストと各種のリスクファクターとの相関性の分析を行ったところ、各種資本コストと市場ベータとは有意に正相関であることを確認した。またそれ以外にもアンシステムティックリスク、利益のボラティリティ、レバレッジなどの市場ベータ以外のリスクファクターとの間にも有意に正の相関性を認める報告をしている。

2.3 日本での先行研究

日本における資本コストの研究は非常に少ない。これは 1980 年代後半から 2000 年ぐらいまでは、バブル経済の勃興とその崩壊など、株価が合理的にプライシングされていなかった時期が長かったことが関係していると思われる。また 90 年代後半から 2000 年代初頭には金融・会計ビクパンなどの制度の大幅改定などがあったため、継続的なデータ取得が困難であった。こうしたことも長期的なデータを利用した分析を困難にしている要因であると考え

^① 主として米国株式市場でよく使われる投資指標。P/E を短期成長率で割って計算する。(例えば PER12 倍で成長率が 6% であれば PEG レシオは 2 となる。) 1 を割り込むようであれば割安であり、買い推奨されることが多い。

られる。

竹原・須田 (2004) はそうした中で、前述の Fama-French の 3 ファクターモデルを使用して手法の比較を試みた研究である。本稿では RIV 型モデルによる推計方法の方が、ディスカウントキャッシュフロー型の株価推計モデルに対して推計精度が高いことを示しており、日本でも会計バリュエーションモデルのフレームが有用であることを改めて示している。しかし、その推計値は実際の株価から大きくかい離しており、フェアバリューを求めるという観点では問題を残している。本稿ではその理由を検討しているが、使用した CAPM から算出された資本コストの水準が適切ではない可能性についても言及している。

久保田・竹原 (2006) では、Frankel and Lee (1998) による近似評価式によるインプライド型資本コストと CAPM や Fama-French の 3 ファクターモデルのようなアセットプライシングモデルによる資本コストの比較評価を行っている。分析の結果から 1980 年代から 1990 年代の推計資本コストの値は低すぎ、2003 年の水準はマクロ経済の実態から考えて高すぎであると結論づけており、また CAPM や Fama-French の 3 ファクターモデルと比較してインプライド型には問題が多いと主張をしている。日本の株式市場はバブル経済に代表されるように騰落が大きく、ファンダメンタル要因で説明できない相場局面が多いとされ、CAPM や Fama-French の 3 ファクターモデルのようなアセットプライシングモデルの方が、中長期的な指針となる資本コストを算出できると結論づけている。

しかし逆にアセットプライシングモデルは実際のマーケットの動きを無視しがちであり、実務的な用途には不適切である場合も往々にしてある。その意味では会計バリュエーションモデルのようなマーケットインプライド型のモデルによりマーケットの観点を探ることは有益であると思われるが、そうした面に関する研究例は見つからなかった。

3. リサーチデザイン

本稿では、Gode and Mohanram (2003) の研究例に則り、RIV モデルと OJ モデルにより株価から逆算された資本コストに関する検証を行う。RIV モデルとしては、広く検証に用いられている (3) 式の Frankel-Lee (1998) 型の 2 期間の RIV モデルを用いる。本式は資本コストに関しては二次関数となるが、正值となる解を資本コストとしている。

OJ モデルの方では Gode and Mohanram (2003) と同様に、(2) 式ではなく Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) で提案されている資本コストの算出モデルである (4) 式を用いた。(4) 式は OJ モデルを短期成長率 g_s 、長期成長率 g_l を定義した上で簡略化したモデルであり、Easton (2004) などこの簡易版を用いている。なおパラメータに対する制約としては今期利益 (eps1) が正、 g_s 、 g_l は $g_s \geq g_l \geq 0$ となる必要がある。Gode and Mohanram (2003) は Claus and Thomas (2001) で検証された結果から、無リスク金利から 3% を引いた値を長

期成長率 g_1 として用いているが、日本では無リスク金利が非常に低いことを鑑みて、 g_1 は 0% としている。なお (4) 式で、短期成長率も長期成長率も無成長 (0%) であると仮定すると、OJ モデルの資本コストは今期予想配当利回りと一致することになる。従って利益成長に対する期待の分だけ資本コストは配当利回りより高くなる。これは Fama and French (2002) による長期でのマーケットリスクプレミアムに関する検証結果と概ね一致している。

両モデルとも市場の株価をもとに資本コストを逆算するが、B/S 情報を必要としない OJ モデルの方では簿価を時価の代わりに代入することが可能である (PBR が 1 倍となる場合を想定する)。本稿では、株価 (P) に時価を代入したモデルを OJ-M、簿価 (bps_0) を代入したモデル OJ-B とする。また、この両者による資本コストの差を OJ-Spread とする。OJ-Spread そのものは資本コストではないが、資本コストへの考察を深める目的のために有益な指標であると考えている。なお各検証結果に対しての説明には、特に断りのない限りは RIV、OJ-M、OJ-B、OJ-Spread という表記で簡略化してある。

$$P = bps_0 + \frac{(ROE_1 - r)}{1+r} \cdot bps_0 + \frac{(ROE_2 - r)}{(1+r)r} \cdot bps_1 \quad (3) \text{ RIVモデル}$$

$$ROE_t = \frac{eps_t}{bps_t}$$

$$r = A + \sqrt{A^2 + \frac{eps_1}{P} \cdot (g_s - g_l)} \quad (4) \text{ OJモデル}$$

$$A \equiv \frac{1}{2} \left(g_l + \frac{dps_1}{P} \right), \quad g_s \equiv \frac{eps_2}{eps_1} - 1, \quad g_l: \text{長期成長率}(= 0\%),$$

P : 株価、 r : 資本コスト、 bps_t : t 期の一株当たり株主資本、

eps_t : t 期の一株当たり利益、 dps_t : t 期の一株当たり配当金

算出後の各資本コストは、その性質を調べるために既知のファクターとの相関分析や回帰分析を行う。ファクターとしては BETA (市場ベータ) や UNSYS (アンシステマティックリスク)、EDISP (アーニングス・ディスパージョン、コンセンサス予想の標準偏差 ÷ コンセンサス予想の絶対値)、D/E (有利子負債 ÷ 株主資本)、D/M (有利子負債 ÷ 時価総額)、LMKV (対数時価総額)、LTGR (コンセンサス予想長期成長率)、E/P (予想 1 期利益 ÷ 時価総額、PER の逆数)、B/P (株主資本 ÷ 時価総額、PBR の逆数)、ROE (予想 1 期利益 ÷ 株主資本)、RET12M (過去 1 年リターン) などをファクターとして扱い、会計バリュエーションモデルによる資本コストとの関連性を分析する。また資本コストを説明するモデルとして、CAPM 型のモデルに加えて、Fama-French の 3 ファクターモデルをベースに検証を行った。

4. サンプルデータ

ユニバースは東証一部上場銘柄のうち、TOPIX500 指数（除く金融）に区分される大型株のみで分析を行った。これは各種のコンセンサス予想の入手可能性を考慮したためである。また利益予想値には I/B/E/S のコンセンサス予想値を用いた。決算期の差異を緩和するため 1 期先の予想利益は当期予想と来期予想を残存期間で案分した 12 カ月先利益を、2 期先の予想利益は来期予想と再来期予想を案分計算した 24 カ月先利益を用いている。簿価に関しては、その時点での最新四半期決算による株主資本の値を用いている。分析の期間は 2000 年から 2012 年までの 13 年間である。原則としては年次で分析を行っており、3 月末決算企業の決算発表が出そろった毎年 6 月末の値を基準にして計算している。ただし、ファクター同士の相関、ファクターリターンなどの分析に関しては、月次で行っている。

図表 1 は全データの要約統計量である。各資本コストに関しては 10% 前後の欠損が生じているが、これはマイナスとなるものを除いたためである。また各指標とも上下 1% 点のデータを削除した上で分析を行った。なお上下 5% 点の値を切った分析も行ったが、分析の結果に対して有意な影響を与えないことを確認している。

図表 1 分析に用いたデータの要約統計量

統計量	ROE	E/P	B/P	BETA	UNSYS	EDISP	D/E	D/M	LMKV	LTGR	RET12M	RIV	OJ-M	OJ-B	OJ-Spread
サンプル数	72,623	78,023	77,877	76,051	76,174	70,327	66,272	66,341	78,070	54,279	78,038	71,773	70,125	69,936	69,936
欠損率	7.0%	0.1%	0.2%	2.6%	2.5%	9.9%	15.1%	15.0%	0.0%	30.5%	0.1%	8.1%	10.2%	10.4%	10.4%
加重平均値	10.8%	5.5%	67.0%	1.00	7.9%	23.6%	0.58	0.41	14.21	14.4%	13.8%	6.2%	8.4%	11.8%	3.4%
平均値	9.5%	5.3%	86.3%	0.94	8.6%	33.0%	0.56	0.46	12.65	14.7%	4.2%	6.5%	8.5%	10.7%	2.2%
標準偏差	21.7%	7.2%	53.5%	0.55	3.2%	159.3%	0.57	0.49	1.06	76.8%	43.5%	3.7%	5.8%	10.5%	7.4%
99% 点	35.3%	16.2%	256.5%	2.47	19.0%	269.9%	2.33	1.97	15.61	117.3%	146.7%	15.9%	22.8%	30.4%	17.9%
95% 点	20.2%	10.9%	181.4%	1.88	14.1%	62.3%	1.66	1.42	14.65	50.5%	69.4%	11.7%	17.0%	21.4%	8.9%
90% 点	16.6%	9.1%	150.7%	1.64	12.4%	34.3%	1.34	1.18	14.13	33.4%	46.6%	10.0%	14.5%	18.2%	6.4%
第 3 四分位点	12.0%	6.9%	109.1%	1.28	10.1%	16.6%	0.86	0.70	13.31	18.3%	19.6%	7.8%	11.1%	14.2%	3.6%
中央値	8.2%	5.2%	76.9%	0.88	8.0%	9.1%	0.40	0.29	12.47	10.0%	-1.1%	6.1%	8.4%	10.6%	1.2%
第 1 四分位点	5.2%	3.7%	50.9%	0.55	6.4%	5.2%	0.09	0.06	11.86	5.0%	-19.2%	4.7%	5.8%	6.7%	0.0%
10% 点	3.0%	2.2%	33.5%	0.28	5.3%	3.3%	0.00	0.00	11.45	-1.3%	-36.3%	3.5%	1.1%	1.3%	-1.1%
5% 点	1.7%	1.0%	24.9%	0.15	4.7%	2.5%	0.00	0.00	11.23	-9.0%	-46.9%	2.6%	0.0%	0.0%	-2.1%
1% 点	-5.8%	-7.3%	11.5%	-0.02	3.8%	1.2%	0.00	0.00	10.83	-43.5%	-65.1%	0.9%	0.0%	0.0%	-4.9%

注) ユニバースは TOPIX500 除く金融、各指標の計算方法は以下の通り

ROE: 1 期先予想利益 ÷ 直近株主資本、E/P: 1 期先予想利益 ÷ 時価総額、B/P: 直近株主資本 ÷ 時価総額

BETA: 直近 60 カ月対 TOPIX 回帰ベータ、

UNSYS (アンシステマティックリスク): $(\text{トータルリスク}^2 - (\text{BETA} \times \text{市場リスク})^2)^{0.5}$

EDISP (アーニングス・ディスパージョン): コンセンサス予想標準偏差 ÷ コンセンサス予想平均値の絶対値

D/E: 有利子負債 ÷ 株主資本、D/M: 有利子負債 ÷ 時価総額、LMKV: 対数時価総額

LTGR: コンセンサス長期成長率、RET12M: 直近 12 カ月リターン

RIV: RIV モデルから計算された資本コスト、OJ-B: 簿価を用いて OJ モデルから算出された資本コスト、

OJ-M: 時価を用いて OJ モデルから算出された資本コスト、OJ-Spread: OJ-M から OJ-B を差し引いて計算

5. 実証結果とその考察

5.1 市場の資本コストの推移と水準の比較

まずは、算出された各資本コストの値を集計した市場の資本コスト（以下 COE）に関する分析を行った。各月毎に個別銘柄の資本コストを時価総額で加重平均して計算している。また 1965 年から計算時点まで TOPIX の平均収益率と 10 年国債利回りの平均値から計算した COE（以下標準 COE）との比較も行っている⁽²⁾。

基本的な水準は図表 2-a のグラフで確認できる。標準 COE と比較すると、会計バリュエーションモデルによる各 COE の水準は高いことが多い。図表 2-b で年別に見ると RIV の COE は 2000-2001 年、2006-2007 年では標準 COE より有意に低いことが多かったが、それ以外の年では高く、全体では標準 COE よりも高い水準となっている。OJ-M および OJ-B については全期間を通じて標準 COE よりも高い傾向を示している。なお標準 COE < RIV の COE < OJ の COE という順番は Gode and Mohanram（2003）の結果と一致している。

標準 COE は過去の TOPIX の平均収益率と 10 年国債平均利回りから計算されるため、バブル経済末期にピークを迎えたが、株式市場の低迷によりその後 20 年間は下落基調にある。また 2008 年後半から 2009 年にかけての「リーマンショック⁽³⁾とその後遺症」や、2010 年の夏や 2011 年夏におきた「欧州債務危機⁽⁴⁾」などによる劇的な市場の変化は反映されず、ただ水準が切り下がっていくのみであり、2012 年 12 月末時点では 4% を割り込んでいる。同じ時期の市場の期待配当利回りは 2% 程度あったことから考えると、この水準は低すぎ、真の COE の水準とは大きくかけ離れてしまっている可能性が高い。

RIV の COE は、全期間平均値で 6.32% と標準 COE と比較すると若干高く推移しているが、極端に高い水準にはなっていない。リーマンショック以降には上昇をしているが、2008 年 10 月をピークに 2009 年 6 月までは COE が下落するなど、若干違和感の残る部分もある。これは経済環境の変化の影響が、自己資本に織り込まれるまでに時間がかかるためと考えられる。

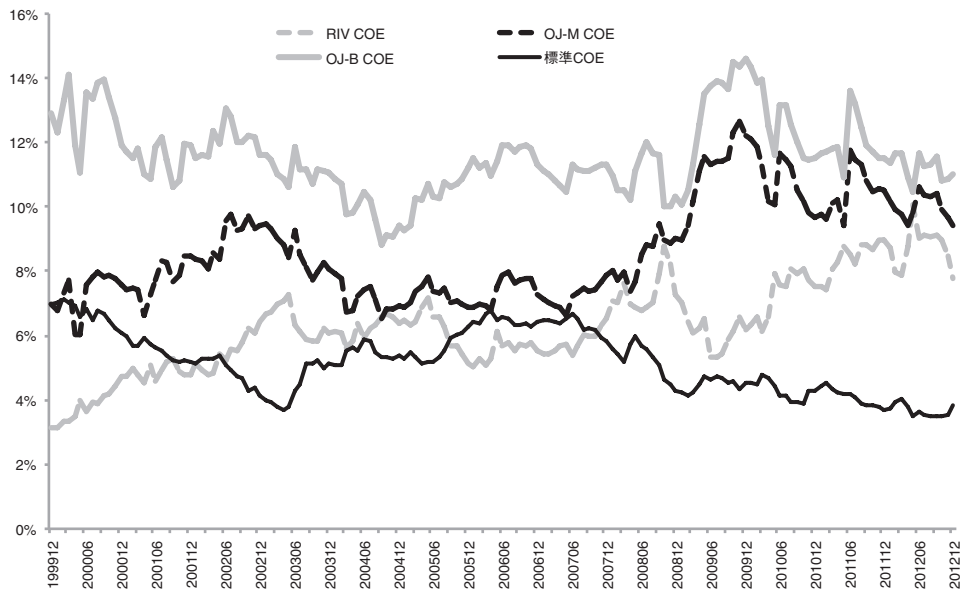
⁽²⁾ 計算時点の COE は「1965 年から計算時点までの TOPIX 平均収益率」-「1965 年から計算時点までの 10 年国債平均利回り」+「計算時点の 10 年国債利回り」で計算。なお 10 年国債平均利回りには、1983 年以降は 10 年国債指標銘柄の利回りを、1982 年以前には利付電債の利回りをを用いている。

⁽³⁾ 2008 年 9 月 15 日に起きた米国の世界的な投資銀行であったリーマン・ブラザーズの経営破たん、およびこれを象徴的なイベントとした同時期の世界的金融危機をここでは意味する。

⁽⁴⁾ 2009 年 10 月のギリシア国家財政の粉飾決算の暴露に始まる経済危機の連鎖。2010 年 6 月～7 月にはギリシア、ポルトガル、アイルランドなどのソブリン格付けが相次いで格下げとなった。その結果、欧州の主要銀行に対してストレステストを行うなど、2010 年後半は欧州金融セクターを中心に世界的に業績面の不透明感が増大した。2011 年夏には信用不安がイタリア、スペインなどの域内大国にも波及し金融市場にさらなる混乱をもたらした。

OJ の COE の水準は双方とも高い。OJ-M の COE の全期間平均は 8.7%、OJ-B の COE の平均は 11.6% に達している。また「リーマンショック」や「欧州債務危機」などの株式市場の激変期には多少のラグはあるにせよ COE の急激な上昇を確認することができ、市場の変化に対しては最も敏感に反応している。これは経済環境の影響が自己資本へ織り込まれるより、アナリスト予想に織り込まれる方が、より迅速であるためだと判断される。また 2007 年までは OJ-M の COE と OJ-B の COE には大きな格差があったが、相次いだ金融危機時には両者の推計値が接近している。これは日本の市場の平均 PBR が 1 倍割れするなどの低迷期と時期的に一致している。

図表 2-a COE (市場の資本コスト) の概観



注) 各 COE の計算方法は以下の通り

RIV COE, OJ-M COE, OJ-B COE: 各会計モデルによって計算された個別銘柄の資本コストを時価総額で加重平均して計算した各会計モデルによる市場の資本コスト

標準 COE: 過去の平均的な株価リターンから計算。1965 年から計算時点までの TOPIX の月次リターン) - (1975 年から計算時点までの 10 年国債の平均利回り) + (計算時点の 10 年国債利回り) で計算。ただし 1983 年以降は国債指標回り、それ以前は利付電債などの利回りを使用した。

図表 2-b 標準 COE と RIV、OJ-M、OJ-B による COE の比較

		標準 COE	RIV COE	OJ-M COE	OJ-B COE
全期間	平均値	5.17%	6.34% ⁺⁺	8.67% ⁺⁺	11.56% ⁺⁺
	標準偏差	0.98%	1.40%	1.56%	1.17%
	最大値	7.14%	10.06%	12.64%	14.59%
	75% 値	5.93%	7.12%	9.76%	11.94%
	中央値	5.20%	6.18%	8.13%	11.49%
	25% 値	4.30%	5.43%	7.43%	10.85%
	最小値	3.50%	3.15%	6.01%	8.82%
暦年別					
2000	平均値	6.69%	3.86% ⁻	7.36% ⁺⁺	12.96% ⁺⁺
2001	平均値	5.53%	4.88% ⁻	7.75% ⁺⁺	11.47% ⁺⁺
2002	平均値	4.88%	5.50% ⁺⁺	9.01% ⁺⁺	12.08% ⁺⁺
2003	平均値	4.47%	6.42% ⁺⁺	8.59% ⁺⁺	11.15% ⁺⁺
2004	平均値	5.45%	6.23% ⁺⁺	7.14% ⁺⁺	9.83% ⁺⁺
2005	平均値	5.56%	6.22% ⁺⁺	7.23% ⁺⁺	10.39% ⁺⁺
2006	平均値	6.47%	5.55% ⁻	7.43% ⁺⁺	11.57% ⁺⁺
2007	平均値	6.32%	5.81% ⁻	7.25% ⁺⁺	11.05% ⁺⁺
2008	平均値	5.25%	7.38% ⁺⁺	8.43% ⁺⁺	10.89% ⁺⁺
2009	平均値	4.49%	6.10% ⁺⁺	11.17% ⁺⁺	13.05% ⁺⁺
2010	平均値	4.29%	7.33% ⁺⁺	10.84% ⁺⁺	12.64% ⁺⁺
2011	平均値	4.08%	8.43% ⁺⁺	10.51% ⁺⁺	11.99% ⁺⁺
2012	平均値	3.68%	8.74% ⁺⁺	9.98% ⁺⁺	11.22% ⁺⁺

注) 平均値の右側の符号は標準 COE の値と比較して、平均値の差の検定で 5% 有意で高ければ +、低ければ - としてある。

1% 有意で高ければ ++、低ければ - としている。

5.2 資本コストと各ファクターの相関

次に資本コストの特徴を把握するために、各ファクター間の相関、ファクターリターン水準、ファクターリターン間の相関を見てみた。本稿でのファクターリターンは、各ファクターに基づいて月次 5 分位ポートフォリオを作成し、ファクターの値が最も高い分位のリターンと、値が最も低い分位のリターンの差として定義しており、そのヒストリカルな値の相関係数を計算している。結果を図表 3-a、3-b、3-c に示す。

RIV の結果に注目するとファクターリターンが高く、特に E/P との相関の高い。本稿で用いた二期の RIV モデルは株主資本の影響が小さくなり E/P と近くなる傾向があるが、ファクター間の相関でそれが確認できている。但しリターン水準では RIV は E/P を上回っており、より投資指標としては有効であった。RIV は他に ROE、B/P、D/M、D/E などのファクターと相関が高くなっている。

OJ-M のファクターリターンは 6.3% であった。B/P や E/P のような投資指標と比較すると水準が低くなっている。ファクターの相関性に注目すると、OJ-B 以外のファクターとは相関性は低い。しかし、ファクターリターンの相関では BETA、UNSYS、EDISP などのリスク関連指標と相関性が高くなっている。ファクターリターンはその計算方法からファクターの高低の両端にある銘柄の特徴がよく反映される。したがって OJ-M の水準が特に高い銘柄

は BETA、UNSYS、EDISP などのリスクも高く、OJ-M の水準が特に低い銘柄は反対にリスクが低くなっていると解釈できよう。こうした傾向から OJ-M は、リスクに対する資本コストという側面がより強いように思われる。

OJ-B のファクターリターンは -2.3% であった。投資指標としては全く機能しておらず、短期でのリターン獲得能力は無いと判断できる。ファクター間の相関では、ROE とは正の相関、B/P に対しては負の相関があることが確認できる。ファクターリターンの相関では BETA、UNSYS などのリスク指標と、LTGR などの成長性指標との相関性が高くなっている。OJ-B はリスクや成長性の高さで資本コストの正の相関性が OJ-M より更に強く反映されている資本コストである可能性が考えられる。

OJ-Spread は OJ-M と OJ-B の差であるが、ファクターリターンは 15.6% と高い。ファクターリターンの水準だけでなく、ファクター間の相関、ファクターリターン間の相関も含めて B/P に類似した結果となっていた。

図表 3-a：ファクター間の相関係数

	ROE	E/P	B/P	BETA	UNSYS	EDISP	D/E	D/M	LMKV	LTGR	RET 12M	RIV	OJ-M	OJ-B	OJ-Spread
ROE	-	0.46	-0.70	0.11	0.22	-0.36	0.04	-0.12	0.19	0.14	0.18	0.43	-0.02	0.31	0.63
E/P	0.44	-	0.09	0.03	0.06	-0.23	0.07	0.10	-0.03	-0.03	-0.00	0.80	-0.03	-0.11	-0.09
B/P	-0.62	0.02	-	-0.14	-0.22	0.21	0.01	0.24	-0.36	-0.16	-0.26	0.17	-0.02	-0.46	-0.88
BETA	0.13	0.04	-0.13	-	0.57	0.29	0.16	0.13	0.03	0.11	-0.10	0.10	0.23	0.24	0.09
UNSYS	0.27	0.06	-0.18	0.59	-	0.22	0.04	-0.01	-0.17	0.05	-0.06	0.11	0.18	0.26	0.18
EDISP	-0.31	-0.37	0.17	0.16	0.19	-	0.27	0.30	-0.02	-0.04	-0.18	-0.12	0.26	0.11	-0.18
D/E	0.07	0.04	-0.05	0.10	0.02	0.19	-	0.96	0.12	0.03	0.01	0.26	0.21	0.12	-0.04
D/M	-0.11	0.07	0.22	0.08	-0.02	0.22	0.92	-	0.03	-0.01	-0.07	0.31	0.20	0.02	-0.24
LMKV	0.16	0.01	-0.35	0.03	-0.17	-0.06	0.10	0.00	-	0.03	0.17	-0.11	0.00	0.14	0.28
LTGR	0.08	0.01	-0.07	0.12	0.04	-0.08	0.01	-0.02	0.02	-	0.14	0.02	0.14	0.19	0.17
RET12M	0.21	0.04	-0.28	-0.07	-0.01	-0.16	-0.00	-0.10	0.15	0.12	-	-0.08	-0.07	0.06	0.24
RIV	0.40	0.75	0.15	0.12	0.13	-0.20	0.25	0.33	-0.09	0.03	-0.07	-	0.22	0.07	-0.13
OJ-M	-0.03	-0.07	-0.03	0.20	0.14	0.21	0.15	0.15	0.02	0.09	-0.07	0.19	-	0.84	0.20
OJ-B	0.35	-0.13	-0.44	0.23	0.26	0.12	0.11	-0.01	0.13	0.12	0.08	0.05	0.83	-	0.62
OJ-Spread	0.66	-0.12	-0.75	0.12	0.26	-0.08	0.00	-0.23	0.21	0.09	0.24	-0.17	0.18	0.67	-

注) ユニバースは TOPIX500 除く金融。2000 年 1 月から 2012 年 12 月までの、13 年 156 ヶ月のファクター同士の相関係数の平均値。右上は Spearman の順位相関係数、左下は Pearson の積率相関係数である。

図表 3-b：ファクターリターンのパフォーマンス

期間	項目	ROE	E/P	B/P	BETA	UNSYS	EDISP	D/E	D/M	LMKV	LTGR	RET 12M	RIV	OJ-M	OJ-B	OJ-Spread
2000/01	Return	-9.2%	8.1%	18.5%	-3.4%	-0.8%	5.6%	3.9%	9.5%	-8.9%	-3.6%	-7.5%	13.5%	6.3%	-2.3%	15.6%
-	Risk	11.4%	13.2%	14.3%	22.9%	20.7%	15.1%	12.2%	14.3%	11.5%	8.2%	19.8%	14.5%	11.0%	11.5%	13.2%
2012/12	R/R	-0.81	0.62	1.30	-0.15	-0.04	0.38	0.32	0.66	-0.78	-0.44	-0.38	0.93	0.57	-0.20	1.19

注) ユニバースは TOPIX500 除く金融。各ファクターの月次 5 分位ポートフォリオを作成し、第 5 分位と第 1 分位の差として定義した。表示は年率換算。

図表 3-c：ファクターリターンの相関

	ROE	E/P	B/P	BETA	UNSYS	EDISP	D/E	D/M	LMKV	LTGR	RET 12M	RIV	OJ-M	OJ-B	OJ-Spread
ROE	-	0.41	-0.60	0.13	0.14	-0.30	-0.17	-0.24	0.39	0.42	0.17	0.26	-0.03	0.26	-0.52
E/P	0.47	-	0.21	-0.06	-0.02	-0.15	0.17	0.25	-0.04	-0.02	-0.06	0.85	0.00	-0.19	0.26
B/P	-0.66	0.18	-	-0.10	-0.08	0.21	0.43	0.57	-0.59	-0.52	-0.36	0.36	-0.02	-0.49	0.93
BETA	-0.04	-0.09	0.00	-	0.93	0.76	0.38	0.35	0.02	0.21	-0.35	0.15	0.70	0.64	-0.01
UNSYS	-0.02	-0.04	0.05	0.94	-	0.71	0.39	0.36	-0.13	0.19	-0.32	0.20	0.70	0.65	0.00
EDISP	-0.51	-0.26	0.37	0.77	0.74	-	0.43	0.46	-0.14	-0.12	-0.44	0.11	0.63	0.39	0.25
D/E	-0.33	0.12	0.50	0.37	0.43	0.52	-	0.96	-0.28	-0.12	-0.15	0.44	0.36	0.02	0.47
D/M	-0.45	0.16	0.68	0.35	0.41	0.57	0.95	-	-0.37	-0.20	-0.25	0.50	0.35	-0.07	0.62
LMKV	0.51	-0.03	-0.68	-0.06	-0.20	-0.30	-0.37	-0.52	-	0.27	0.28	-0.21	-0.02	0.23	-0.55
LTGR	0.47	0.04	-0.55	0.10	0.07	-0.23	-0.14	-0.25	0.36	-	0.39	-0.04	0.13	0.40	-0.45
RET12M	0.28	-0.09	-0.52	-0.46	-0.44	-0.54	-0.22	-0.36	0.43	0.43	-	-0.22	-0.39	-0.17	-0.34
RIV	0.25	0.87	0.41	0.14	0.21	0.05	0.42	0.48	-0.26	-0.04	-0.29	-	0.24	-0.05	0.41
OJ-M	-0.11	0.01	0.06	0.73	0.70	0.61	0.35	0.36	-0.08	0.17	-0.42	0.26	-	0.79	0.00
OJ-B	0.21	-0.20	-0.46	0.66	0.62	0.38	0.03	-0.07	0.24	0.42	-0.13	-0.09	0.81	-	-0.47
OJ-Spread	-0.59	0.26	0.94	0.04	0.08	0.37	0.53	0.71	-0.63	-0.48	-0.46	0.49	0.06	-0.46	-

注) ユニバースは TOPIX500 除く金融。各ファクターの月次 5 分位ポートフォリオを作成し、第 5 分位と第 1 分位の差として定義した各ファクターリターンの相関を表示。右上は Spearman の順位相関係数、左下は Pearson の積率相関係数である。

5.3 単回帰モデルによる資本コストの分析

続いて各ファクターを説明変数、各資本コストを独立変数として回帰分析を行った。データは毎年 6 月末のデータを抽出し、年ダミーを設定した上でパネルデータとした単回帰分析である。回帰分析の結果は、図表 4 に示す。

BETA (市場ベータ) の係数は、すべての資本コストで正に有意となった。BETA が高い銘柄ほど資本コストが高い関係にあり、BETA がリスクファクターとして機能していることが確認された。しかし、係数と定数項の関係をみると定数項部分の寄与が圧倒的に高い。RIV では係数は 0.6% に対し定数項は 9.1% であり、OJ-M では係数 1.3% に対して定数項は 8.3%、OJ-B でも係数 2.4% に対して定数項は 7.3% であった。CAPM では係数は市場リスクプレミアム、定数項は無リスク金利に該当する。実証分析や実務では無リスク金利部分は 10 年国債利回りを使うことが多いが、本結果では定数項の水準は 10 年国債利回りと比較して著しく高かった (平均値の差の検定において 1% 以上で有意)。

また E/P、B/P に関しては RIV と OJ-M、OJ-B には明白な傾向の差異が認められた。RIV では、E/P、B/P ともに正に有意となっているが、OJ-M、OJ-B は負に有意となっていた。OJ-M と OJ-B の比較では、OJ-B の方が負の傾向が著しい。B/P や E/P が高い銘柄は一般に割安株 (バリュー株) と捉えられるが、RIV と OJ 系では割安株の資本コストの評価が全く逆となっていることが示めされた。

収益性を示す ROE に関しては RIV、OJ-M、OJ-B の全てで正に有意となっていた。OJ-B の係数および t 値は著しく高く、ROE との間に強い正の相関性を確認できた。

UNSYS の相関は、3 つの資本コストに対する係数はすべて正であった。CAPM のフレー

ムワークでは UNSYS に対する期待リターンはゼロとなるが、これらの資本コストはすべて UNSYS に対して正の相関性を持っており、リスクファクターとしての性質が残っている。但し簿価である OJ-B では非常に強い相関があるのに対して、OJ-Spread の結果から見て、時価を用いている OJ-M では UNSYS との相関が有意に低下していることも確認できる。完全ではないにせよ時価評価によりリスクとしての UNSYS の効果の低減が図られていると解釈可能であり、CAPM にはリスクの分散効果が働いていることが示されていると解釈できよう。

予想利益の不透明さを示す EDISP は、OJ-M、OJ-B では正に有意であった。業績の不透明さに対して応分の資本コストを要求していることがうかがえる。しかし RIV では想定とは反対に相関は負であり、普遍的なリスクファクターではないと判断される。

財務レバレッジを示す D/E および D/M は、RIV や OJ-M においては正に有意であり、高いレバレッジには応分のコストを求める傾向があることが確認できた。OJ-B では簿価ベースの D/E は正に有意であったが、D/M では影響がなかった。

規模ファクターである LMKV は RIV においては負に有意となっていた一方で、OJ-M や OJ-B においては正に有意となっていた。規模に関しても RIV と OJ 系では逆になっていた。また OJ-Spread による結果から OJ-B の方が OJ-M より有意に規模に対して正に有意である結果が得られた。

LTGR に対してはすべての資本コストで正に有意となった。なかでも OJ-B は他の 2 つを引き離しており、成長性の高さが資本コストに強い正の相関があることを確認した。

RET12M は、3 つの資本コストすべてで負に有意となっており、リターンリバーサル傾向が見受けられた。

図表 4 各資本コストに対する各種ファクターの単回帰分析

ファクター名	RIV				OJ-M				OJ-B				OJ-Spread			
	定数項		係数		定数項		係数		定数項		係数		定数項		係数	
	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値
ROE	8.2%	70.3	15.2%	30.4	9.1%	38.1	3.6%	3.5	5.3%	17.5	43.4%	33.1	3.8%	29.3	-39.4%	-70.5
E/P	5.0%	43.8	56.0%	65.5	11.5%	39.7	-23.2%	-10.4	12.6%	31.7	-34.9%	-11.3	-1.0%	-4.7	10.4%	6.3
B/P	8.5%	57.5	1.0%	12.7	10.3%	36.2	-0.7%	-4.5	17.6%	49.4	-6.6%	-34.8	-7.3%	-48.6	5.9%	74.2
BETA	9.1%	71.5	0.6%	9.7	8.3%	34.0	1.3%	11.0	7.3%	22.1	2.4%	14.9	0.9%	5.2	-1.1%	-12.5
UNSYS	8.8%	60.6	12.0%	10.0	8.4%	29.9	15.6%	6.7	5.9%	15.6	49.5%	15.7	2.4%	12.0	-33.0%	-20.0
EDISP	9.9%	85.6	-0.7%	-7.6	9.3%	43.0	2.9%	16.4	9.5%	31.6	2.4%	9.9	-0.2%	-1.4	0.5%	3.7
D/E	8.9%	77.4	1.3%	22.3	9.2%	40.2	1.0%	8.8	9.4%	29.7	1.2%	7.4	-0.2%	-1.1	-0.2%	-2.3
D/M	8.6%	74.4	1.9%	28.0	9.0%	38.8	1.3%	9.0	10.1%	31.2	-0.2%	-1.0	-1.1%	-6.3	1.5%	14.5
LMKTV	11.8%	29.1	-0.2%	-5.3	6.1%	7.9	0.3%	4.6	-2.6%	-2.5	1.0%	12.1	9.0%	16.3	-0.7%	-17.2
LTGR	9.7%	79.4	0.6%	3.2	9.8%	41.4	0.3%	0.9	9.9%	30.1	1.4%	3.1	-0.1%	-0.4	-1.2%	-4.6
RET12M	8.6%	18.3	-4.0%	-24.3	6.4%	7.1	-4.0%	-12.7	13.9%	12.2	-4.7%	-11.8	-7.2%	-15.0	0.7%	3.9

注) ユニバースは TOPIX500 除く金融。各種ファクターを独立変数、RIV、OJ-M、OJ-B、OJ-Spread を従属変数として回帰分析を行った。

5.4 重回帰モデルによる資本コストの分析

RIV 系と OJ 系の資本コストを比較すると、BETA や UNSYS のようなリスク指標、ROE のような収益性、D/E のような財務レバレッジには共通する特徴が見受けられた。しかし、B/P や E/P のような割安性や、LMKV のような規模の指標に対しては著しい性質の違いを確認できた。この B/P と LMKV は Fama-French の 3 ファクターモデル（以下 FF3 型）における代表的なファクターである。そこで FF3 型およびその派生形モデルでの重回帰分析によるファクターの有効性の検証を行った。

図表 5 は単回帰分析の時と同様に 6 月末のデータ抜き出し、年ダミーを設定してパネルデータとして FF3 型の重回帰分析を各資本コストに対して行った結果である。

BETA は RIV、OJ 系ともにすべての FF3 型モデルで正に有意となった。リスクファクターとしての BETA の有意性に関しては強い普遍性が認められる。しかし係数は RIV で 0.4-0.6% 程度、OJ-M、OJ-B でも 1.0-1.5% 程度であり、単回帰で見たときの水準と同水準、もしくは低下している。BETA に対するリスクプレミアムは、それほど高い水準ではないことが示唆されている。

次に定数項を確認した。RIV における FF3+ROE モデルを除くと、すべて正に有意であり、水準は 5%～15% に達していた。これらの水準は全モデルでその時点の 10 年国債利回りより有意に高くなっていた。

LMKV に関しては、単回帰分析で見たように、RIV では負に、OJ 系では正に有意となっているケースが多い。このことは規模ファクターのリスク評価は一定していない可能性を示唆している。BETA や B/P と比較すると有意判定の数が少ないが、これは本分析のユニバースが TOPIX500 という大型株に偏っているためとも考えられる。

B/P に関しては RIV では係数が正に有意となっており、一般的な FF3 型と同じである。しかし OJ 系では係数が負であり、特に OJ-B で強い負の有意性が観察された。単回帰分析で観測された RIV と OJ 系での正反対の反応は、FF3 型でも変化がなかった。B/P に関してもリスクファクターとしての評価が一定していない可能性があると考えられる。

本稿では FF3 型の拡張系のモデルでの検証も行っている。まずは RET12M を追加した Carhart (1997) の 4 ファクターモデルを検証した。LMKV や B/P の評価が一定していないのは FF3 型の時と同じである。RET12M は、RIV や OJ-M では負に有意となったが、OJ-B では有意ではなかった。RET12M の係数が負ということはリバーサルを意味し、評価の行き過ぎが一定程度発生しているためと考えられる。時価を使っていない OJ-B でその傾向がないのも本考察に対して整合的である。

FF3 型に E/P を追加した場合でも LMKV や B/P の評価は一定していない。E/P については RIV では非常に強い正の有意となった。修正決定係数も 0.566 と非常に高くなっており、RIV と E/P の関連性の高さを示している。しかし OJ 系では B/P と同時に E/P も有意に負

となっている。単回帰モデルのときと同じ結果となったことから、こうしたバリュー系指標に対する RIV と OJ 系の傾向の違いは頑健性の高い結果であると判断できる。

FF3 型+ROE のモデルでも LMKV や B/P の評価は一定していない。ROE は RIV では強く正に有意となった。式の修正決定係数も 0.501 と高水準にあり、高い説明力がある。OJ-B でも ROE は正の有意となり、単回帰での分析結果が FF3 型のフレームワークでも共通していることが確認できた。なお OJ-M では係数は有意ではないが負となるなど、単回帰での結果とは若干傾向に変化があった。

FF3 型+UNSYS でも LMKV や B/P の評価は一定していない。UNSYS は RIV と OJ-B には正の有意性が検証された。OJ-M では有意ではないが係数は正であり、単回帰時の分析と同じ傾向を示していた。

FF3 型+ROE+UNSYS の 5 ファクターモデルでも LMKV や B/P の評価は一定していない。しかし先の分析とは異なる傾向が ROE と UNSYS に見受けられた。OJ-B では単回帰時と同様に ROE、UNSYS ともに正に有意となったが、RIV では ROE は正ではあったが UNSYS は負に有意へと変化した。UNSYS と ROE の相関性は 0.2 以上あるため、片方への評価がもう一方への評価のように見える可能性が考えられる。つまり RIV の場合、本質的にファクターとして評価しているのは ROE や E/P の部分であり、UNSYS は副次的な結果である可能性があると考えられる。一方で OJ-B は UNSYS と ROE 双方が有意となっており、両者をリスクファクターとして考慮していると推測できよう。なお OJ-M では ROE、UNSYS ともに有意ではなかった。OJ-B の結果と比較すると、時価評価される際に ROE や UNSYS に対するリスクが織り込まれている可能性を示唆する結果であった。このことは OJ-Spread が ROE、UNSYS に対しては強い負の有意性が、B/P に対しては正の有意性が観測された結果とも整合的である。B/P の水準に ROE と UNSYS が関わっている可能性を示唆する結果である。

図表 5 各資本コストに対する各種ファクターの重回帰分析

		修正 決定 係数	定数項		BETA		LMKV		B/P		RET12M		E/P		ROE		UNSYS	
			値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値	値	t 値
Fama-French 3 Factors	RIV	0.235	8.58%	18.3**	0.69%	11.3**	-0.06%	-1.7	0.95%	11.4**								
	OJ-M	0.107	6.44%	7.1**	1.25%	10.5**	0.18%	2.9**	-0.32%	-2.0								
	OJ-B	0.211	13.86%	12.2**	1.77%	11.9**	0.14%	1.7	-6.22%	-30.8-								
	OJ-Spread	0.528	-7.19%	-15.0-	-0.50%	-7.9-	0.03%	0.9	5.88%	69.0**								
Carhart 4 Factors	RIV	0.236	8.53%	18.2**	0.68%	11.2**	-0.05%	-1.5	0.89%	10.5**	-0.32%	-2.7-						
	OJ-M	0.110	6.29%	6.9**	1.22%	10.3**	0.21%	3.3**	-0.49%	-3.0-	-1.01%	-4.5-						
	OJ-B	0.212	13.78%	12.1**	1.76%	11.8**	0.15%	1.9	-6.32%	-30.4-	-0.59%	-2.1						
	OJ-Spread	0.529	-7.26%	-15.2-	-0.51%	-8.1-	0.04%	1.2	5.79%	66.1**	-0.49%	-4.1-						
Fama-French 3 Factors + E/P	RIV	0.566	4.44%	12.3**	0.69%	15.0**	-0.09%	-3.9-	0.90%	14.4**		55.29%	66.7**					
	OJ-M	0.124	8.26%	9.0**	1.27%	10.8**	0.19%	3.1**	-0.25%	-1.6		-23.93%	-10.7-					
	OJ-B	0.228	16.22%	14.2**	1.80%	12.3**	0.15%	2.0	-6.13%	-30.6-		-31.33%	-11.2-					
	OJ-Spread	0.531	-7.69%	-15.8-	-0.50%	-8.1-	0.03%	0.8**	5.86%	68.9		6.65%	5.6**					
Fama-French 3 Factors + ROE	RIV	0.501	1.67%	4.2**	0.26%	5.1**	0.02%	0.6	3.75%	44.9**			30.70%	55.5**				
	OJ-M	0.108	6.90%	7.2**	1.28%	10.6**	0.17%	2.7*	-0.47%	-2.3-			-1.31%	-1.0				
	OJ-B	0.235	8.78%	7.4**	1.43%	9.7**	0.19%	2.5*	-4.19%	-16.7-			22.32%	13.4**				
	OJ-Spread	0.613	-1.96%	-4.3-	-0.15%	-2.6-	-0.03%	-1.0	3.78%	38.9**			-22.97%	-35.5-				
Fama-French 3 Factors + Unsys. Risk	RIV	0.241	7.03%	13.4**	0.40%	5.3**	0.02%	0.5	1.07%	12.7**						10.21%	6.7**	
	OJ-M	0.107	5.92%	5.8**	1.15%	7.9**	0.21%	3.1**	-0.28%	-1.7						3.39%	1.1	
	OJ-B	0.217	10.18%	8.0**	1.08%	5.9**	0.31%	3.7**	-5.92%	-28.6-						24.29%	6.5**	
	OJ-Spread	0.541	-4.15%	-7.9-	0.07%	1.0	-0.11%	-3.3-	5.62%	65.2**						-20.09%	-12.9-	
Fama-French 3 Factors + ROE + Unsys. Risk	RIV	0.504	2.68%	6.2**	0.47%	7.8**	-0.04%	-1.4	3.73%	44.9**			31.61%	55.5**		-8.01%	-6.3-	
	OJ-M	0.108	6.30%	6.1**	1.15%	7.9**	0.20%	3.0**	-0.47%	-2.3-			-1.92%	-1.4		4.89%	1.6	
	OJ-B	0.236	7.37%	5.8**	1.13%	6.3**	0.27%	3.3**	-4.17%	-16.7-			20.88%	12.0**		11.46%	3.0**	
	OJ-Spread	0.614	-1.16%	-2.4-	0.02%	0.3	-0.07%	-2.3-	3.77%	38.9**			-22.16%	-33.0-		-6.47%	-4.3-	

注) ユニバースは TOPIX500 除く金融。

各種ファクターを独立変数、RIV、OJ-M、OJ-B、OJ-Spread を従属変数として回帰分析を行った。

t 値が 5% で正に有意であれば +、5% で負に有意であれば -、1% で正に有意であれば ++、1% で負に有意であれば -- としている。

6. 結論および今後の課題

本稿では Gode and Mohanram (2003) の検証手法を借りて、RIV、OJ-M、OJ-B の 3 種類の会計バリュエーションモデルによる資本コストと ROE、E/P、B/P、BETA、UNSYS、EDISP、D/M、D/E、LMKV、LTGR、RET12M の 11 種類のファクターとの関係の検証を行った。

BETA は、すべての資本コストに対して、有意に正に働いていることが分かった。これは単回帰型のモデルだけではなく、FF3 型のモデル、およびその派生形モデルの全てにおいて共通しており、資本コストを算定する上で最も重要で頑健性の高いリスクファクターであることが分かった。

しかし同時に現在の CAPM で用いられている無リスク金利やリスクプレミアムの水準には問題があることも分かった。本稿の結果に基づくと、どの会計バリュエーションモデルで

みても、ベータに対するリスクプレミアムはさほど高くないようである。Claus and Thomas (2001) では資本コストは 10 年国債利回りと比較して 3% 程度の上乗せされている程度であり、Easton (2004) でも資本コストは T-Bond に対して 4% 前後上回る程度であると報告しているが、本実証結果からは日本市場でも BETA に対するリスクプレミアムは小さく、高く見積もっても 2% 程度にとどまるのではないかとと思われる。

リスクプレミアムの低さを補うのは定数項部分の高さとなる。本実証では定数項は 6-8% 程度の水準となったが、これは BETA の寄与と比較すると非常に高く、実質的に全銘柄に対して一律に同じ資本コストを適用する場合と大差がない。会計バリュエーションモデルの実証分析においては、すべての銘柄で同じ資本コスト（例えば米国では 10-12%、日本では 4-6% など）を適用して行っている実証例が散見されるが、本稿の検証結果からはこれは正当化されると思われる。新谷 (2009) でも、様々な Ohlson モデルの線形情報ダイナミクス (LID) の実証を行っているが、この時も 2%、4%、6%、8%、CAPM 型の 5 種類の条件を試した。全体の結論は変わらないが、2% や 4% の設定では結果がクリアではなく、資本コストの設定水準が高いほど、より顕著な結果が得られていた。本稿での成果から、例えば「7% 前後の全銘柄一律の固定金利」と「定数項部分を 6% 程度とし、リスクプレミアム 1.5% 前後の CAPM」型の 2 種類を試し、それで共通の結果が得られるのであれば、その結果とモデルの関係に信用を置くことができると思われる。なお、この場合の CAPM の定数項は、もはや無リスク金利ではなく、Black (1972) が想定しているような、ゼロベータポートフォリオの期待リターンであると考えの方が適切であると思われる。

また本稿では様々な FF3 型のモデルの実証を行ったが、規模ファクターである LMKV や、割安性指標である B/P の係数の符号が会計モデルによって安定していないことも分かった。FF3 型モデルは、多くの批判があるように理論的な側面からではなく、実証的な側面から支持されているモデルである。今回の OJ 系列のような反証的なバリュエーションモデルの存在が明らかになった点を考えると、未知のモデルに対して FF3 型の資本コストを用いるのには問題が大きいと思われる。FF3 型のようなマルチファクターモデルによる資本コスト推計は、推計精度が高くなるなど利点も大きいですが、その使用には慎重である必要性を本稿は改めて示唆している。

会計モデルごとの差異に関しても本稿では明らかにした。OJ 系の資本コストは RIV による資本コストとはだいぶ性格が異なっているという点も、発見した項目の一つである。OJ 系、特に OJ-B では高いリスク（高い BETA、高い UNSYS）高い収益性（高い ROE）、高い成長性（高い LTGR）や割高な株価（低 B/P、低 E/P）という特徴をもつ銘柄に対して高い資本コストを要求することが分かった。これらは一般的にグロース株として捉えられている銘柄である。一方 RIV は高いリスク（高い BETA、高い UNSYS）高い収益性（高い ROE）の部分は共通しているが、割安な株価（高 B/P、高 E/P）などの、一般的にはバリュー株と

して捉えられる銘柄に対して高い資本コストを要求しており、OJ 系と性質が大きく異なっている。

最後に本稿では OJ-M、OJ-B、OJ-Spread の形で、時価評価と簿価評価の違いを観測することができた。FF 型 +ROE+UNSYS のフレームワークでは、時価評価が行われる際に、リスクの減少 (UNSYS が負) が起こるが、同時に ROE に対しての評価ポテンシャルが下がり (ROE が負)、代わりに B/P のポテンシャルが上昇していると解釈できる結果が得られた。投資実務においては ROE の水準で PBR が決まるとする考えがあるが、本分析で見た傾向はそれを裏付けていると言えよう。通常、上記の評価をする場合は $PBR=PER \times ROE$ の関係と PER 一定の仮定を利用するが、本稿を利用することでより精緻なモデルを構築できる可能性がある。

今後の課題としては、まずは今回の実証で確認した資本コストの計算方法 (例えば「7%前後の全銘柄一律の固定金利」と「定数項部分を6%程度とし、リスクプレミアム1.5%前後のCAPM型推計」の二本立て) を用いて、日本ではまだあまり検証の行われていない Ohlson 系、Feltham-Ohlson 系のモデルの検証を行っていく予定である。また本稿では取りこぼしてしまった日本市場における小型株に対する実証研究や、本稿での OJ-M と OJ-B の比較にあたる分析を、グローバルなユニバースでも行い、今回確認できた結果が、日本市場固有の現象なのか、世界で共通の現象なのかを確認できればと考えている。

【参考文献】

- Banz, R. W. (1981) "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, pp. 3-18
- Basu, S. (1977) "Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis", *Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 663-682.
- Black, F. (1972) "Capital Market equilibrium with restricted borrowing", *Journal of Business*, Vol. 45, pp. 444-455
- Carhart, M. (1997) "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, Vol.52, Issue 1, pp. 57-82.
- Claus, J. and J. Thomas (2001) "Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets", *Journal of Finance*, Vol. 56, pp. 1629-1666
- Easton, P. (2004) "PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital". *The Accounting Review*, Vol. 79, pp. 73-96
- Easton P. (2007) "Estimating the Cost of Capital Implied by Market Prices and Accounting Data", *Foundations and Trends in Accounting*, Vol. 2, No. 4, pp. 241-364
- Fama, E. F. and K. R. French (1993) "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 33 Issue 1, pp. 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French (1997) "Industry Costs of Equity", *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, Issue

2, pp. 153-193.

- Fama, E. F. and K. R. French (2002) "The equity Premium", *Journal of Finance*, Vol. 58, pp. 609-6461.
- Feltham, G. A. and J. A. Ohlson (1995) "Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, pp. 689-731
- Frankel R. and C. M. C. Lee (1998) "Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional returns", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.25, pp. 283-319
- Gebhardt ,W. R. , C. M. C. Lee, and B. Swaminathan (2001) "Toward an Implied cost of capital", *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, Issue 1, pp. 135-176.
- Gode, D. and P. Mohanram (2003) "Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson - Juettner Model", *Review of Accounting Studies*, Vol. 8, pp. 399-431.
- Lintner, J., (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, Issue 1, pp. 13-37.
- Mossin, J (1966) "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, Vol. 34, pp. 768-783.
- Ohlson, J. A. (1995) "Earnings, Book value and Dividends in Security Valuation", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, pp. 661-687.
- Ohlson, J. A. and B.E. Juettner-Nauroth (2005) "Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value", *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, pp. 349-365.
- Roll, R (1977) "A critique of the asset pricing theory's tests: Part 1: On past and potential testability of the theory", *Journal of Financial Economics*, Vol. 4.
- Sharpe, W. F. (1964) "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol. 19 Issue 3, pp. 425-442.
- 久保田敬一・竹原均 (2007) "Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証", 現代ファイナンス第 22 号, pp. 3-23.
- 新谷理 (2009) "日本市場における線形情報ダイナミクスの検証: Dechow, Hutton and Sloan (1999) モデルの適用", 現代ディスクロージャー研究 9 号, pp. 43-62.
- 竹原均、須田一幸 (2004) "フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの実証研究——価値関連性の比較——", 現代ディスクロージャー研究 5 号, pp. 23-35

