

経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト

神戸大学大学院経営学研究科博士課程後期課程

村宮 克彦

目 次

- | | |
|--------------------|------------------|
| 1. はじめに | 4. サンプルとデータ |
| 2. 先行研究のレビューと仮説の導出 | 5. 実証結果 |
| 3. リサーチ・デザイン | 6. 発見事項の要約と今後の課題 |

本稿は、経営者が公表する予想利益（以下、経営者予想利益）の精度と資本コストとの関連性を分析する。本稿の目的は、日本の株式市場において、経営者予想利益の精度が適切に価格形成に反映されているかどうかを確認することである。実証結果によると、経営者予想利益の精度が低い企業ほど、資本コストが高い傾向にある。この結果は、経営者予想利益の精度が、資本コストと密接に関連しており、価格形成の場で重要な役割を果たしていることを示す。先行研究では、経営者が企業外部に公表する情報の量が資本コストに影響を及ぼすことが示されている。しかし、本稿の分析結果によれば、情報の量のみならず、経営者予想利益の精度のような情報の質もまた、資本コストに影響を及ぼしている。この研究結果は、正確な経営者予想利益を公表することが、資本コストの低減につながることを示唆している。

1. はじめに

本稿は、経営者が公表する予想利益の精度と企業の資本コストとの関連性を分析する。この研究は、投資者の有している情報の精度が資産価格形成と密接に関連しているとする理論分析に動機付

けられている。

Easley and O'Hara [2004] は、均衡状況下において、投資者が有している将来リターン（将来業績）に関する情報の精度が低い企業ほど、資本コストが高いことを証明している。本稿では、理論分析で示された情報精度と資本コストとの負の関



村宮 克彦（むらみや かつひこ）

2002年大阪市立大学商学部卒業、2004年神戸大学大学院経営学研究科博士課程前期課程修了。現在、同後期課程在学中。

連性が日本の株式市場において成立しているかどうかを実証的に評価する。

情報精度と資本コストとの関係を実証的に評価するには、情報精度を定量化しなければならない。しかし、現実的に情報精度は定量化不可能なものであるから、何らかの定量化可能なもので代理しなければならない。そこで、本稿では、日本において、上場企業の経営者の多くが、次期の予想利益を公表していることに着目し、情報精度の代理変数として、経営者予想利益の精度を採用して、理論分析で導かれた命題を検証する。

日本では、証券取引所の要請を受け、経営者の多くは次期の売上高、経常利益、当期純利益、そして配当の予想値を公表している。株価は企業の将来見通しを基に形成されているため、経営者が公表する予想値は、投資者の意思決定変数として重要な役割を果たしている。このことは、当期実績利益を所与としてもなお、予想利益が株価変動の企業間差異を説明する能力があるという後藤・桜井 [1993] の実証結果からも裏付けられる。

企業の将来見通しに最も精通している経営者が公表する予想利益は、投資者の期待形成に大きな影響を与えているのである。しかし、経営者による予想値でさえ、時に大きく外れることもある。その原因は、経営者の見積もりの誤りや経営環境の急激な変化などが考えられる。しかし、いかなる理由にせよ、企業の将来見通しについて、最も精通している経営者でさえ正確な予想を公表できないとすれば、経営者の予想利益を基に期待形成を行っている投資者の予想する将来見通しは、さらに不確実性の高いものとなる。したがって、経営者予想利益の精度が低い企業ほど、投資者の有している情報の精度は低いと考えられるのである。

本稿での発見事項は、次のとおりである。すな

わち、経営者予想利益の精度が低い企業ほど、資本コストが高いことを発見する。CAPMなどの伝統的な資産価格形成モデルでは、情報の役割が明示的に位置付けられているわけではないため、経営者予想利益の精度が資本コストに及ぼす影響を明確にすることができない。そこで、この研究では、残余利益評価モデルに依拠し、現在の株価、純資産簿価、そして予想利益の関係式の中で、暗黙裏に成立している割引率を各企業の資本コストとした。先行研究において、この方法で推定される資本コストは、幾つかのリスク変数やミスプライシング変数と密接な関係にあることが明らかにされている。本稿では、資本コストに影響すると先行研究で認識された複数のリスク変数とミスプライシング変数をコントロールしてもなお、経営者予想利益の精度と資本コストとに負の関係があることを明らかにする。

この発見事項を通じて、日本の株式市場の価格形成の場で、いかに経営者予想利益の精度が重要な役割を果たしているかを明確にする。本稿は、会計研究とファイナンス研究に次のような二つの貢献がある。すなわち、一つ目の貢献は、理論分析において示された投資者の有している情報精度と資本コストとの関連性を実証的に明確にした点である。本稿では、投資者の有している情報精度は、経営者予想利益の精度と正の関連があると考え、情報精度の低い企業ほど、資本コストが高い傾向にあることを示し、Easley and O'Hara [2004] が理論分析によって導いた命題を支持する証拠を提示する。

二つ目の貢献は、経営者が予想利益に近付けるように利益マネジメントを行う動機の解明に向け、有用な資料を提供した点である。須田・首藤 [2001] は、多くの日本企業の経営者が、自らが公表した予想利益に近付けるため、利益マネジメ

ントを行っているとする証拠を提示した。しかし、現時点で、なぜ経営者は、自らが公表した予想利益に近付けるよう利益マネジメントを行うかという動機の解明は進んでいない。本稿は、その動機の解明に向け、経営者が大きく予想を外れた実績利益を報告することで、当該企業の資本コストは上昇することを明らかにする。経営者は、資本コストの上昇を回避するために利益マネジメントを行っているのかもしれない。

本稿の構成は、次のとおりである。まず、第2節では先行研究のレビューと検証する仮説を導出する。続く第3節ではリサーチ・デザインを述べ、第4節では検証に用いるサンプルとデータを説明する。そして、第5節では実証結果を報告し、最後の第6節では発見事項の要約と今後の課題を述べる。

2. 先行研究のレビューと仮説の導出

これまでの会計研究で、資本コストが取り上げられるとき、その多くは、企業のディスクロージャー水準と資本コストに焦点を当てたものであった。例えば、理論分析の観点から、Diamond and Verrecchia [1991] は、投資者間の情報の非対称性を緩和するディスクロージャーを行うことが、多くの投資者の株式に対する需要を招き、流動性を高めることを示した。その結果、積極的なディスクロージャーは、資本コストを低下させることにつながると結論付けた。他方、実証分析の観点から、Botosan [1997] は、フォローしているアナリストが少ない企業について、積極的にディスクロージャーを行っている企業ほど、資本コストが低いことを明らかにしている。

このように、これまでの研究ではディスクロージャー水準、その中でも特に開示される情報の量

が、資本コストに影響を及ぼすことが明らかにされている。しかし、近年の理論分析では、開示される情報の量のみならず、情報の質も資本コストと関連していることが示されている。Easley and O'Hara [2004] は、情報トレーダーと非情報トレーダーが存在する株式市場の下で、トレーダーが将来リターン（将来の企業業績）について知っている情報の精度が低ければ低いほど、資本コストが高くなるという命題を提示した。

Easley and O'Hara [2004] の理論分析を受け、情報精度の代理変数を会計情報に求め、情報精度と資本コストとの関連性を実証的に分析しようとする研究が米国では幾つか行われている。Francis *et al.* [2005] は、情報精度の代理変数として、会計発生高の質を採り上げている。ここに、会計発生高とは、発生主義会計の下で認識される費用や収益の見越し・繰り延べ部分のことをいう。これらの見越し・繰り延べは経営者の見積もりによるものである。経営者の見積もり誤差が少なければ、投資者は、当該企業の将来利益を予測しやすくなると考えられる。これに基づき、Francis *et al.* [2005] は、会計発生高の質を情報精度の代理変数としてとらえ、それと資本コストとが負の関連を持つことを明らかにしている。

また、Francis *et al.* [2004] は、同じく情報精度の代理変数として会計発生高の質を挙げ、ディスクロージャー水準、会計発生高の質、そして資本コストとの関連を検証している。彼女らは、会計発生高の質が高い企業、すなわち情報精度の高い企業ほど、積極的なディスクロージャーを行っているという証拠を提示した。そして、会計発生高の質を所与とすると、ディスクロージャー水準のプライシング効果はなくなることを示し、情報精度こそ、資本コストと関連していることを明らかにした。

Botosan and Plumlee [2003] は、Barron *et al.* [1998] の理論モデルに従い、アナリスト予想の平均平方誤差やばらつきなどから各企業の情報精度を定量化し、情報の精度が高い企業ほど、資本コストが低い傾向にあることを明らかにしている。

このように、多くの研究で、会計情報を基に推定された情報精度の代理変数が、資本コストと負の関連を持つことが示され、Easley and O'Hara [2004] の主張と首尾一貫する証拠が提示されている。しかし、そもそもEasley and O'Hara [2004] は、一体何が情報精度の差の源泉かを明らかにしておらず、情報精度がどのような変数であるかを明確にしているわけではない。したがって、情報精度と資本コストとの関連を分析するには、上述の先行研究のように何らかの形で情報精度を定量化することが必要になる。本稿では、すべての投資者が等しく入手可能な公的情報の一つである経営者予想利益に着目し、経営者予想利益の精度を、投資者の有している情報精度を示す代理変数として考える。

日本では、経営者の多くが決算短信で、次期の売上高、経常利益、当期純利益、そして配当の予想値を公表している。この制度は、証券取引所からの要請に基づくものである。したがって、ほとんどの企業が、1年後の業績予想を公表しているため、経営者が予想した数値と実際に報告される実績数値との差異である予測誤差は、企業間の情報精度の差をより良く説明する代理変数として機能すると考えられる。投資者の期待利益は、企業内部の経営者が公表する予想利益に大きく依存している。よって、経営者が公表する予想利益の精度が低ければ、それを基に期待形成を行っている投資者の予想する将来見通しに対する情報精度は低いと考えられる。したがって、経営者予想利益の精度が低い企業に対して、投資者は情報リスク

を負担することにより、多くの報酬を要求することになる。その結果、経営者予想利益の精度が低い企業の資本コストは、精度が高い企業に比べ、高くなると考えられる。このことから、次のような仮説（対立仮説形式）が導出される。

仮説；経営者予想利益の精度が低い企業ほど、資本コストは高い。

3. リサーチ・デザイン

(1) 経営者予想利益の精度

本稿では、投資者が将来リターン（将来業績）に関して有している情報の精度の代理変数として、経営者予想利益の精度を採用する。日本の上場企業の経営者は、証券取引所から年次決算短信において、1年後の年次決算の予測情報を公表するよう要請されている。経営者が1年前に出した予想利益と1年後に公表される実績利益の差は利益予測誤差といわれる。経営者予想利益の精度と利益予測誤差は、負の関連があると考えられる。すなわち、利益予測誤差が大きい企業ほど、経営者予想利益の精度は低く、投資者の有している情報精度も低いと考えられる。

本来、投資者が有している情報の精度を測るには、将来の利益予測誤差の期待値を用いるべきである。しかし、現実には、将来の利益予測誤差を予測し、期待値を求めることはできない。そこで、本稿では過去の利益予測誤差の実現値を、投資者が有している情報の精度を表す代理変数と考える。

ここで、 t 期を基準時点として、その1年前、すなわち $t-1$ 期の決算短信で公表された経営者の1株当たり予想利益を $Feps_t^{-1}$ とし、 t 期の実績利益を eps_t とすると、経営者利益予測誤差 MFE_t は、次のように定義することができる。なお、基準化

のため、 t 期首の株価でデフレートしている。

$$MFE_t = \frac{eps_t - Feps_t^{t-1}}{P_{t-1}} \quad (1)$$

経営者利益予測誤差は、正、または負にかかわらず、どの程度予想が外れたかが問題になるため、符号を捨象し、 MFE_t の絶対値を取る。そして、わずか1期間のみ大幅に予想が外れただけで、その企業の経営者予想利益の精度が低いとは断言しにくい。そこで、本稿では、過去3期間の MFE_t の絶対値の総和（ $= \sum_{\tau=0}^2 |MFE_{t-\tau}|$ ）を経営者予想利益の精度を表す変数（ $abs(MFE)_t$ ）として定義する。 $abs(MFE)_t$ が大きい企業ほど、経営者予想利益の精度は低いと考えられる。

(2) 資本コストの推定方法

ファイナンス領域では主にCAPMやFama and French [1993, 1997] の3ファクター・モデルに基づいて、各企業の適切な資本コストを推定する方法が用いられている。これらの理論モデルは、資本コストの推定に際し、期待リターンの推定を求めている。しかしながら、現実期待リターンの観察は不可能である。そこで、実際に資本コストを推定する場合、期待リターンの代わりに実現リターンを用いることになる。なぜなら、効率的市場の下で、リスクが投資者によって適切に価格形成に反映されているならば、実現リターンは観察不可能な期待リターンの不偏推定量となるからである（Gebhardt *et al.* [2001]）。

ただし、このように実現リターンを基に資本コストを推定する方法が、必ずしも適切とはいえない。Elton [1999] は、期待リターンと実現リターンとの相関が弱いことを理由に、実現リターンからの資本コストの推定は問題があるとしている。また、Fama and French [1997] は、正しい

資産価格形成モデルを認識する困難性などを理由に、実現リターンを基に資本コストを推定することは、正確性に欠けると結論付けている。さらに、Easley and O'Hara [2004] が言うように、CAPMなどの特定の資産価格形成モデルでは、情報の役割が明示的に位置付けられているわけではない（pp.1553-1554）ため、経営者予想利益の精度が資本コストに与える影響を明確にすることができない。

そこで本稿では、実現リターンに依存しない資本コストの推定方法を用いて分析を行う。その方法とは、投資者が将来キャッシュフローを現在価値に割り引くのに用いている割引率、すなわち内部収益率（internal rate of return; IRR）を各企業の資本コストとすることである。この方法で推定される資本コストは、事前的資本コスト（*ex ante* cost of capital）や暗黙裏に成立している資本コスト（implied cost of capital）と呼ばれている。本稿では、事前的資本コストを推定するのに多くの研究で使用されている残余利益評価モデルに依拠したGebhardt *et al.* [2001] が提案した推定方法を採用し、経営者予想利益の精度と資本コストとの関連性を調査する。

A) 残余利益評価モデル

Gebhardt *et al.* [2001] は、残余利益評価モデルから各企業の資本コストを推定することを試みた。残余利益評価モデルとは、配当割引モデルにクリーン・サープラス関係が成立すると仮定することによって導かれた企業価値評価モデルであり、次式によって表される。

$$P_t = bps_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t[(Froe_{t+\tau} - r_e)bps_{t+\tau-1}]}{(1+r_e)^\tau} \quad (2)$$

p_t ; t 時点の株価
 bps_t ; t 期末における1株当たり純資産簿価
 $Feps_{t+\tau}$; $t+\tau$ 期の予想EPS
 $Froe_{t+\tau}$; $t+\tau$ 期の予想ROE (= $Feps_{t+\tau} / bps_{t+\tau-1}$)
 r_e ; 資本コスト

右辺第2項の分子は、将来獲得することが期待される異常利益を表している。この(2)式に実際に成立している t 時点の株価、純資産簿価、そして将来期待異常利益を代入することによって、資本コストを推定することが可能である。

B) 予測期間と端末価値

残余利益評価モデルは、配当割引モデルにクリーン・サープラス関係を仮定することによって、 t 時点の株価を、純資産簿価と将来期待異常利益の割引現在価値を合計したものと表現することができる。しかし、モデルを実際に実行するのに、(2)式をそのまま用いることはできない。なぜなら、将来期待異常利益を無限期間にわたって予測することはできないからである。そこで、(2)式を実行するには、何らかの仮定を置いた端末価値を設けることが不可欠である。利用可能な情報媒体の関係上、筆者に利用可能な予想利益は、2期先までであるため、3期先以降の異常利益の推移について仮定を置く必要がある。

本稿では、Gebhardt *et al.* [2001] に従い、3期先以降の予想ROEが、長期的に産業メディアンに収束すると仮定し、残余利益評価モデルを実行する。この仮定は、例えばNissim and Penman [2001] などが示すように、ROEが長期的に平均回帰傾向にあることを産業レベルで仮定したものである。

ここで、将来ROEが予測可能な最終期間を $t+T$ 期とすると、 $t+T$ 期の予想ROEは、産業メディアンとなる。本稿において、 $t+2$ 期までの予想ROEは、利用可能な予想情報を基に推定し、 $t+3$ 期以降の予想ROEは、 $t+3$ 期から $t+T$ 期にかけて、直線的に上昇（下落）するものとする。すなわち、もしある企業の $t+2$ 期の予想ROEが $t+T$ 期の予想ROE（産業メディアン）を上回っている（下回っている）ならば、 $t+3$ 期以降の予想ROEは、 $t+T$ 期の予想ROEに収束するように每期一定割合ずつ減っていく（増えていく）ものとする。このように、 $t+3$ 期以降の予想ROEが、産業メディアンに収束すると仮定した場合、(2)式は、次のように置き換えられる。

$$P_t = bps_t + \frac{Froe_{t+1} - r_e}{(1+r_e)} bps_t + \frac{Froe_{t+2} - r_e}{(1+r_e)^2} bps_{t+1} + TV \quad (3)$$

ただし、 TV は端末価値を表す。そして、 $t+T$ 期以降、企業が獲得できる異常利益がゼロになるとは考えにくいと、 $t+T$ 期の異常利益が $t+T+1$ 期以降も永続すると仮定し、 TV は次のように表される。

$$TV = \sum_{\tau=3}^{T-1} \frac{Froe_{t+\tau} - r_e}{(1+r_e)^\tau} bps_{t+\tau-1} + \frac{Froe_{t+T} - r_e}{r_e(1+r_e)^{T-1}} bps_{t+T-1} \quad (4)$$

本稿では、12期先にROEが産業メディアンに収束すると仮定し、(3)(4)式に基づいて、資本コストを推定する（注1）。産業メディアンは、東京証券

(注1) この仮定に基づいて推定された資本コストの妥当性は、実際にROEが平均回帰傾向にあるかどうか大きく依存している。筆者は、1986年から2003年の連結財務データを用い、日本企業のROEの時系列推移を確認し、現実には日本企業のROEが、大体10年かけて、平均回帰する傾向にあるという結果を得ている。したがって、 $t+3$ 期から $t+12$ 期までの計10年かけて、ROEが産業メディアンに収束するという本稿で採用した仮定は現実的である。ROEの平均回帰については、別稿で論じる。

取引所（以下、東証）に上場し、純資産簿価がプラスの全サンプルのROEを計算し、日経中分類（36業種）の業種分類に基づき、産業ごとに割り当てた。継続企業にとって赤字は一時的なものであると考えられるため、黒字企業のみをサンプルとした方がより長期的な均衡ROEに近付くと考えられるため、Gebhardt *et al.* [2001] 同様、産業メディアンのROEを計算する際、赤字企業のサンプルは、除外した（注2）。ROEの計算期間は、 $t-7$ 期から t 期にかけ、計8年間とする。

C) 将来の純資産簿価の推定

残余利益評価モデルを実行するには、将来の純資産簿価を推定することが不可欠である。将来の純資産簿価は、クリーン・サープラス関係を仮定することにより、期末純資産簿価、配当性向、そして予想ROEから推定することが可能である。配当性向を k とすると、将来の純資産簿価は、次式によって表される。

$$\begin{aligned} bps_{t+1} &= [1 + (1-k)Froe_{t+1}]bps_t \\ bps_{t+2} &= [1 + (1-k)Froe_{t+1}][1 + (1-k)Froe_{t+2}]bps_t \quad (5) \\ bps_{t+3} &= \quad \quad \quad \vdots \end{aligned}$$

D) 配当性向

(5)式によれば、将来の純資産簿価を計算するには、配当性向を求めなければならない。配当性向は、 t 期の配当性向が将来期間にわたって維持するものと仮定する。ここで、 t 期に支払われる

1株当たりの配当を dps_t とすると、配当性向 k は $[dps_t/eps_t]$ として計算する。ただし、 t 期の利益がプラスでない場合、配当性向を求めることはできない。そこで、 t 期の利益がプラスでない場合は、何らかの仮定を置き、分母に代わりとなる数値を割り当てなければならない。本稿では、長期的に見て、東証に上場している企業のROAのメディアンが1.35%であることを利用し、 t 期の利益がマイナスの企業には、分母に $[1 \text{株当たり総資産} \times 0.0135]$ を掛けたものを割り当て、配当性向を計算した（注3）。

配当性向が1以上の企業もわずかながら存在するが、そのような高い配当性向が将来期間にわたって維持することができるとは考えにくい。そこで、 t 期の配当性向が1を上回る企業には、配当性向 k に1を割り当てることにする。

E) リスクプレミアムの求め方

分析には推定された資本コストを直接用いるのではなく、推定された資本コストから無リスク利子率を差し引いたリスクプレミアムを用いる。こうすることで、無リスク利子率の年度間差異を調整することができる。各企業の資本コストは、決算月から半年後の9月末時点における各変数の最新データを用いて推定する。リスクプレミアムは、(3)(4)式を r_e について解くことによって得られた解から同年9月末時点の20年物の国債利回り(r_f)を差し引いた値として定義する。

(注2) 産業メディアンのROEを計算する際、赤字企業のサンプルを含め、その数値を基に残余利益評価モデルを実行し、暗黙裏に成立している資本コストを求めた場合でも、以下の分析結果に大きな違いはなかった。

(注3) 厳密にいうと、ROAは「事業利益/総資産」として計算される（例えば、桜井 [2003]）。通常、総資産と理論的に首尾一貫する利益概念は、事業利益と考えられるためである。しかし、ここでは単に総資産に対して、正常な当期純利益の水準がどの程度かを求めたいだけであるため、ROAを簡便的に「当期純利益/総資産」として計算した。したがって、ここでいうROAは、本来のROAの定義から逸脱している。なお、長期的なROAのメディアンの計算には、1985年から2003年までの計14年分のデータを用いた。東証に上場し、さらにROAが計算可能なすべてのサンプルを基にメディアンを計算した。サンプル総数は19,424社×年、平均ROAは1.15%、標準偏差は6.95%であった。

(3) コントロール変数の定義

本稿の目的は、経営者予想利益の精度と資本コストとの関連性を分析することである。しかし、そもそも資本コストは、理論に従えば、リスク変数と密接な関係にあるはずである。さらに、先行研究の結果によれば、残余利益評価モデルに依拠して、推定された資本コストは、幾つかのミスプライシング変数とも関係している（例えば、Gebhardt *et al.* [2001]）。したがって、経営者予想利益の精度と資本コストとの関連性を分析するには、これら資本コストと関係していると先行研究で認識された複数のコントロール変数を所与としてもなお、経営者予想利益の精度と資本コストとが関連しているかどうかを検証しなければならない。そこで、本稿では、第5節において複数の変数を考慮した多変量解析を試みる。

採用するコントロール変数は、次の七つである。すなわち、(a) 市場ベータ ($\hat{\beta}$)、(b) 企業規模 ($\ln(ME)$)、(c) 純資産簿価時価比率 ($\ln(BM)$)、(d) 過去5年間のROEの標準偏差 (SD_roe)、(e) 過去5年間の売上高平均成長率 (SG)、(f) 過去1年間の配当込み株式リターン (Ret)、そして(g) 前期の産業別リスクプレミアムのメディアン

($Indus$) である。

(a) から(c) は、Fama and French [1993, 1997] に従い、市場リスクの代理変数として採用する。(d) は会計リスクの代理変数として採用する。(e) と(f) は、代表的なミスプライシング変数として採用する(注4)。(g) は、産業効果をコントロールするための変数である。

各変数は、次のように定義する。(a) $\hat{\beta}$ は t 年9月末を終点とし、過去60カ月の月次リターンを基に市場モデルを推計した場合の傾き係数、(b) $\ln(ME)$ は t 年9月末の時価総額の自然対数、(c) $\ln(BM)$ は t 期末の純資産簿価を t 年3月末の時価総額で除した値の自然対数、(d) SD_roe は $t-4$ 期から t 期にかけての過去5年間のROE ($= eps_t / bps_{t-1}$) の標準偏差、(e) SG は過去5年間の売上高成長率 ($= (Sale_t - Sale_{t-1}) / Sale_{t-1}$) の平均、(f) Ret は $t-1$ 年9月末から t 年9月末までの配当込み株式リターン、そして(g) $Indus$ は日経中分類に基づく $t-1$ 期の産業別事前的リスクプレミアムのメディアンとして定義する。

(a) (c) (d) (g) は、リスクプレミアムと正の関連があると予想され、残りの(b) (e) (f) は、リスクプレミアムと負の関連があると予想される。

(注4) SG のミスプライシング効果については、Lakonishok *et al.* [1994] を参照。 Ret のミスプライシング効果については、Jagadeesh and Titman [1993] や Lee and Swaminathan [2000] を参照。なお、 Ret はモメンタム、またはリバーサル効果に対するコントロール変数として採用している。さらに、資本コストを推定する前の期間の株式リターンをコントロール変数に加えることは、もう一つ重要な意味がある。それは、本稿で用いる予想利益が投資者の期待利益を十分に反映していないことに起因する資本コストの測定誤差をコントロールすることである。いま、資本コストを推定する前の時期に、投資者が将来利益に対する期待を上方改訂し、株価の大きな上昇を経験した企業があったとする。もし、アナリストの予想利益が既に株価に織り込まれている情報を十分に反映していないものであれば、その企業に対して推定される暗黙裏に成立している資本コストは異常に低くなるはずである。反対に、投資者が将来利益に対する期待を下方改訂し、株価の大きな低下を経験した企業があったとき、もし、アナリストの予想利益が投資者の期待利益を十分に反映していないものならば、その企業について推定される資本コストは異常に高くなると考えられる。したがって、こうした企業の資本コストの測定誤差と直近のパフォーマンスは負の関連があると考えられる。このような資本コストの測定誤差の影響をコントロールするという意味でも、資本コストの推定を行う直近の株式リターンをコントロール変数に加えることは重要である。詳細は、Guay *et al.* [2003] を参照。

4. サンプルとデータ

本稿で使用するサンプルは、次の五つの要件を満たすものである。

- (1) 決算日時点で東証1部上場企業(金融業を除く)であり、かつ3月決算企業であること。
- (2) 過去3期間の MFE_t が計算可能であること。
- (3) 2期先までの予想利益が入手可能であること。
- (4) コントロール変数が導出可能なもの。
- (5) $t-1$ 期の1株当たり純資産簿価が、10円以上であること。

(1)について、3月決算企業のみをサンプルとしたのは、サンプル間で同一の条件下で、資本コストを推定するためである。もし、異なった決算月の企業をサンプルとした場合、異なった市況の下で成立している株価を基に資本コストを推定することになり、同程度の資本コスト水準にある企業群も、大きく違った資本コストとして推定されるかもしれないからである。(5)は、ROEの計算の際、分母となる純資産簿価が小さいためにROEが異常に大きくなっているサンプルを除外するために要件の一つとした。調査対象期間は、2001年から2003年までの計3年間とする(注5)。これら、五つの要件を満たす2,582社×年が本稿のサンプルである。

本稿で使用するデータ・ベースは、次のとおりである。まず、年次決算短信で公表される経営者の利益予想値については、『日本経済新聞 縮刷版』から手作業で収集を行った。財務データについては、『NEEDS-FinancialQUEST』を用いた。株価データは、『日経メディアマーケティング社 日本株式日次リターン』から収録した。そして、2期先までの予想利益は、資本コストを推定する9月末の約半月前に発売される『東洋経済新報社 会社四季報』の秋号から手作業で収集した。すべての財務データは、連結ベースの数値に基づいている。

以下の分析で用いられる $\hat{\beta}$ 以外のすべての変数は、年度ごとに0.5パーセント以下(99.5パーセント以上)のものは、0.5パーセント(99.5パーセント)の数値で置換することによって異常値処理を行った(注6)。 $\hat{\beta}$ は、0.2から4.0の範囲で、置換による異常値処理を施している(注7)。

5. 実証結果

(1) 回帰モデルの設定

経営者予想利益の精度と資本コストとの関連を分析するには、先行研究で資本コストと密接に関係すると認識されたコントロール変数を考慮した

(注5) 調査対象期間がこの3年間に限定されるのは、連結ベースの2期先までの予想利益の入手可能性による。2期先までの予想利益は、『東洋経済新報社 会社四季報』から入手したが、同誌において、連結ベースの予想利益が公表され始めたのは、2000年からである。したがって、本来ならば、調査対象期間を2000年から始めることができる。しかし、本稿では、コントロール変数の一つに前期の産業別事前的风险プレミアムを介して採用している。そのため、2000年3月決算企業の分析をしようとする、1999年の産業別事前的风险プレミアムのメジアンを用いなければならない、それを計算するには1999年における連結ベースの予想利益が必要となる。したがって、本稿の調査対象期間は、前期の産業別事前的风险プレミアムのメジアンが計算可能な2001年から種々のデータの入手が可能な2003年までとした。

(注6) 本稿では、多くの変数を用いているため、異常値を排除する方法を採用し、不用意に多数のサンプルを対象から除外してしまうことを防ぐためにこの方法を用いている。

(注7) 推定された $\hat{\beta}$ をそのまま分析に用いたとしても、本稿の結論に変わりはない。

回帰モデルを構築すべきである。そこで、次のような回帰モデルを設定する。

$$r_{i,t} - rf_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=2002}^{2003} \alpha_{\tau-2001} YD_{\tau,i,t} + \sum_{j=1}^k \delta_j C_{j,i,t(t-1)} + \gamma_1 \text{abs}(MFE)_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

$r_{i,t}$; i 企業の t 時点で推定された事前的資本コスト
 rf_t ; t 時点の20年物の国債利回り
 $YD_{\tau,i,t}$; $\tau=2002(2003)$ の年度ダミー
 C_j ; 第 j 個目のコントロール変数
 $\text{abs}(MFE)_{i,t}$; $\sum_{\tau=0}^2 |MFE_{i,t-\tau}|$
 $\mu_{i,t}$; 誤差項
 ただし、
 $C_{j,t(t-1)} \in [\hat{\beta}_1, \ln(ME)_t, \ln(BM)_t, SD_roe_t, SG_t, Ret_t, Indus_{t-1}]$

従属変数は、推定された事前的資本コストと20年物の国債利回りの差、すなわちリスクプレミアムである。独立変数には、年度ダミー($YD_{\tau,i,t}$)を設け、年度効果を考慮している。さらに、第3節で定義した各種のコントロール変数と経営者予想利益の精度を表す変数を置いている。このモデルを推定することで、先行研究で認識された幾つかのリスクプレミアムの決定要因を所与としても、なお経営者予想利益の精度がリスクプレミアムと関連しているかどうかを分析することができる。

もし、仮説が支持され、経営者予想利益の精度が資本コストに影響を及ぼしているとすれば、コントロール変数を所与としてもなお、 $\text{abs}(MFE)$ の係数は、有意な正の値になると考えられる。

(2) 基本統計量と回帰モデルの推定結果

表1のPanel Aは、各変数の基本統計量を示し

たものである。 RP は、リスクプレミアムを示し、推定された r_e と無リスク利率 rf_t の差として計算している。日本の株式市場を基に残余利益評価モデルを利用して事前的資本コストを推定した音川 [2000] や須田他 [2002] と比較して、本稿のサンプルにおける r_e の平均値は大きい。音川 [2000] における r_e の平均値(メディアン)は2.81%(2.36%)、須田他 [2002] は3.01%(2.63%)であるのに対し、本稿のサンプルは5.08%(5.00%)である(注8)。

基本統計量より、 SD_roe と $\text{abs}(MFE)$ の歪度が、他の変数に比べて極端に正であることが分かる。これらが回帰モデルの推定結果に重大なバイアスをもたらすかもしれない。そこで、以下では、この二つの変数について、年度ごとに0から1までの数値を割り当て、回帰モデルを推定した結果も併せて報告する。

表1のPanel Bは、変数間の相関係数をまとめたものである。対角線の左下がPearsonの相関係数、右上がSpearmanの相関係数を示す。まず、コントロール変数について、 SD_roe を除く、すべての変数がPearsonとSpearman共に、理論どおりの符号で有意に RP と相関している。すなわち、 β 値が高い、企業規模が小さい、B/Mが大きい、成長性が低い、または過去1年間の株式リターンが小さい企業ほど、暗黙裏に成立しているリスクプレミアムが高いことを示唆している。 RP とコントロール変数のほとんどが理論どおりの符号で相関しているというこの結果は、本稿の採用したリスクプレミアムの推定方法が妥当であることを裏

(注8) この違いの原因は次の三つが考えられる。すなわち、(1)単純に調査対象期間の違いを反映しているだけかもしれない。(2)両研究がアナリストのディスクロージャー・ランキングの評価対象企業のみをサンプルとしており、サンプルの大部分が大企業で構成されていることに起因するのかもしれない。または、(3)両研究とも2期先の異常利益が3期以降も継続するという仮定の下で、残余利益評価モデルを実行していることが原因かもしれない。

表1 基本統計量と相関表

Panel A: 基本統計量								
	Mean	Std.	Min	1Q	Median	3Q	Max	
r_e (%)	5.080	1.770	0.617	3.837	4.995	6.129	11.771	
RP (%)	3.154	1.763	-1.432	1.938	3.073	4.204	9.722	
$\hat{\beta}$	0.980	0.526	0.200	0.604	0.927	1.302	4.000	
$\ln(ME)$	24.640	1.543	21.372	23.468	24.378	25.645	29.095	
$\ln(BM)$	0.023	0.652	-2.008	-0.380	0.073	0.483	1.500	
SD_roe	0.119	0.443	0.004	0.021	0.042	0.095	7.050	
SG	0.012	0.068	-0.184	-0.026	0.001	0.036	0.404	
Ret	0.078	0.419	-0.773	-0.150	0.021	0.217	2.847	
$abs(MFE)$	0.203	0.350	0.003	0.040	0.088	0.218	4.062	

Panel B: 相関表								
	RP	$\hat{\beta}$	$\ln(ME)$	$\ln(BM)$	SD_roe	SG	Ret	$abs(MFE)$
RP	100.0%	3.8% *	-50.7% ***	67.5% ***	-6.0% ***	-17.3% ***	-9.6% ***	26.3% ***
$\hat{\beta}$	3.7% *	100.0%	-21.7% ***	-1.0%	38.6% ***	-8.8% ***	-12.8% ***	29.4% ***
$\ln(ME)$	-48.5% ***	-18.1% ***	100.0%	-53.3% ***	-20.6% ***	37.3% ***	2.9%	-49.1% ***
$\ln(BM)$	64.0% ***	-5.1% ***	-50.9% ***	100.0%	-12.1% ***	-32.7% ***	18.8% ***	33.2% ***
SD_roe	2.8%	17.5% ***	-7.0% ***	-17.4% ***	100.0%	-24.6% ***	2.1%	66.2% ***
SG	-14.6% ***	4.7% **	30.4% ***	-29.4% ***	-14.7% ***	100.0%	-13.9% ***	-45.5% ***
Ret	-6.4% ***	-2.2%	-2.4%	17.2% ***	14.9% ***	-16.2% ***	100.0%	11.0% ***
$abs(MFE)$	23.9% ***	20.6% ***	-32.2% ***	15.7% ***	42.5% ***	-28.0% ***	27.1% ***	100.0%

(注)・N=2,582

***; 両側1%水準有意、**; 両側5%水準有意、*; 両側10%水準有意。

付けている。

次に、 $abs(MFE)$ とコントロール変数との関連を見ると、 β 値や利益の変動性と1%水準で有意に正の相関を持ち、反対に企業規模や成長性と1%水準で有意に負の相関を持つことが分かる。これは、 β 値が高い、利益の変動性が大きい、企業規模が小さい、または成長性が低い企業ほど、経営者の絶対利益予測誤差が大きい傾向にあることを示唆している。

最後に、 $abs(MFE)$ は RP と有意に正の相関がある。Pearsonで23.9% ($p < 0.01$)、Spearmanで26.3% ($p < 0.01$)といずれも1%水準で有意である。この結果は、過去の累積的な経営者の絶対利益予測

誤差が大きい企業、すなわち経営者予想利益の精度が低い企業ほど、リスクプレミアムが高いことを示唆し、単一変量下において、仮説を支持する結果となっている(注9)。

表2は、(6)式の回帰モデルを推定した結果である。いずれのモデルも誤差項の不均一分散に対処するため、White [1980]の方法で、標準誤差を求めた結果を報告している。 $inc.adj.R^2$ は、モデル1の自由度調整済み決定係数を所与としたモデル2から5の増分決定係数を表している。

まず、モデル1はリスクプレミアムをFama and French [1993, 1997]の3ファクター、すなわち β 値、企業規模、そしてB/Mで回帰したものである。

(注9) Panel Bの相関表から、幾つかの変数間で高い相関が見られ、重回帰モデルの推定に当たり、多重共線性が懸念される。例えば、 SD_roe と $abs(MFE)$ はPearson (Spearman)で42.5% (66.2%)の相関があり、 $\ln(ME)$ と $\ln(BM)$ は-50.9% (-53.3%)の相関がある。そこで、多重共線性が懸念されるレベルかどうかを確認するため、分散拡大要因 (Variance Inflation Factor; VIF) を計算した。しかし、いずれの場合でもVIFは、共線関係が懸念されると考えられる10を大きく下回っており、モデルの推定に当たり、多重共線性は重大な問題ではないと考えられる。

表2 暗黙裏に成立しているリスクプレミアムのクロス・セクション回帰

予想される符号	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		
	係数	t-Stat.	係数	t-Stat.	係数	t-Stat.	係数	t-Stat.	係数	t-Stat.	
定数項	?	8.61	13.80	7.70	12.78	7.32	12.49	6.70	11.82	7.35	12.82
YD2002	?	0.09	1.47	0.08	1.32	0.18	3.15	0.02	0.26	-0.00	-0.05
YD2003	?	-0.43	-6.42	-0.47	-7.20	-0.16	-2.49	-0.36	-5.41	-0.36	-5.24
β	(+)	0.07	1.24	0.01	0.21	-0.07	-1.42	-0.08	-1.51	0.03	0.55
$\ln(ME)$	(-)	-0.22	-8.84	-0.18	-7.74	-0.17	-7.55	-0.17	-7.63	-0.20	-8.99
$\ln(BM)$	(+)	1.51	19.99	1.51	20.68	1.72	21.97	1.61	20.05	1.42	15.20
SD_roe	(+)					0.50	3.06	0.47	2.85	-0.30	-2.35
SG	(-)					2.93	6.17	3.13	6.72	2.46	5.23
Ret	(-)					-0.77	-7.64	-0.84	-8.29	-0.66	-5.31
Indus	(+)							0.25	8.34	0.27	9.22
abs(MFE)	(+)			0.54	3.63	0.63	3.30	0.62	3.20	0.61	3.98
adj.R ²		46.12%		46.98%		51.31%		52.70%		49.86%	
inc.adj.R ²		—		0.86%		5.19%		6.58%		3.74%	

(注)・N=2,582

- ・inc.adj.R²は、モデル1の自由度調整済み決定係数を所与としたモデル2から5の増分決定係数。
- ・モデル5はSD_roeとabs(MFE)の二つの変数を年度ごとにランキングに変換処理し、回帰モデルを推定した結果。

企業規模とB/Mは、期待どおりの符号で1%水準で有意にゼロとは異なっている。しかし、 β 値は、期待どおりの符号であるものの、有意ではない。これは、近年の β 値の信頼性の低下を反映している。次に決定係数を見ると、これらわずか3変数のみでリスクプレミアムの企業間差異を約46%も説明することが分かる。

続くモデル2は、3ファクターに経営者予想利益の精度を表す変数を追加したものである。abs(MFE)の係数は1%水準で有意に正であり、さらにモデル1と決定係数を比較しても、約1%増加している。この結果は、過去の先行研究で認識されたリスクプレミアムの決定要因として、重要視される三つの要因(β 値、企業規模、B/M)を所与としてもなお、経営者予想利益の精度が低い企業ほど、リスクプレミアムが高いことを示唆しており、仮説を支持している。

そして、モデル3は、モデル2にさらにIndus以外のコントロール変数を追加したものであり、モデル4は、すべてのコントロール変数を所与とした場合の推定結果を示したものである。モデ

ル3と4いずれにおいてもSD_roeの係数は有意に正であり、期待どおりである。すなわち、利益の変動性が大きい企業ほど、リスクプレミアムは高いと考えられる。さらにRetの係数は、モデル3と4いずれでも有意に負である。そして、モデル4において、前期の産業別リスクプレミアムのメディアン(Indus)の係数は、予想どおり有意に正であり、前期のリスクプレミアムは、今期のリスクプレミアムを説明する重要な要因であると考えられる。多変量を考慮した場合、SGの係数は、期待に反し、有意に正である。これは、Gebhardt et al. [2001]の結果と首尾一貫しており、成長性が高い企業ほど、リスクプレミアムは高いことを意味している。決定係数を見ると、いずれのモデルでも、コントロール変数を追加することによって、上昇傾向にあり、どのコントロール変数も暗黙裏に成立しているリスクプレミアムに対して追加的な説明力を有している。

検証変数であるabs(MFE)の係数は、t値こそわずかながら減少するものの、いずれのコントロール変数を所与としても1%水準で有意に正であ

る。この結果は、モデル5においても頑健である。モデル5は、歪度が極端に正である SD_roe と $abs(MFE)$ を年度ごとにランキングに変換処理し、回帰モデルを推定した結果である。 SD_roe の係数は、予想とは反対の符号で有意となった。その一方で、検証変数である $abs(MFE)$ の係数は0.61で、1%水準で有意に正である。これは、他の条件が一定ならば、最も経営者予想利益の精度が低い企業の資本コストが、高い企業の資本コストに比べて0.61%大きいことを示唆している。

以上の分析結果から、先行研究で認識された複数のリスクプレミアムの決定要因をコントロールしてもなお、過去3期間の絶対利益予測誤差が大きい企業ほど、暗黙裏に成立しているリスクプレミアムは高いことが示された。この結果は、経営者が公表する予想利益の精度が低い企業ほど、リスクプレミアムが高いことを示唆し、仮説を支持している。したがって、経営者が公表する予想利益の精度が、適切に資産価格形成に反映されることが証拠付けられ、仮説は強く支持される。

(3) アセット・プライシング・テスト

本稿は、実現リターンに基づく資本コストの推定に幾つか問題点があることを指摘し、実現リターンに依拠しない資本コストの推定方法を採用し、分析を行ってきた。しかし、本稿で採用し

た資本コストの推定方法は、幾つかの仮定が織り込まれており、測定誤差を含んでいるかもしれない。ここでは、実現リターンを用いたアセット・プライシング・テストの結果を報告し、前項の結果の頑健性を確認する。分析方法は、Fama and MacBeth [1973] に倣い、クロス・セクション回帰を月ごとに行う。用いられる回帰モデルは、次のとおりである。

$$R_{i,t} - rf_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{i,t} + \gamma_2 \ln(ME)_{i,t} + \gamma_3 \ln(BM)_{i,t} + \gamma_4 SD_roe_{i,t} + \gamma_5 SG_{i,t} + \gamma_6 Ret_{i,t} + \gamma_7 abs(MFE)_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (7)$$

$R_{i,t}$ は、銘柄 i の t 年の月次 l における月次配当込み株式リターン (%) を示し、 $rf_{i,t}$ は、 t 年の月次 l における国債利回りを示す。株式リターンは、 t 年9月末から $t+1$ 年9月末までのものを採用する。独立変数は、先の分析で用いたものと同じ数値を使用する。したがって、例えば2001年9月末から2002年9月末までの株式リターンには、2001年9月末までの期間のデータに基づいた各種独立変数の数値が割り当てられる。月ごとのクロス・セクション回帰を行う期間は、2001年9月末から2004年9月末までの計36カ月である。

表3は、36カ月のクロス・セクション回帰の結果をまとめたものである。係数と自由度調整済み決定係数は、36カ月のクロス・セクション回帰の平均を表し、括弧内はFama and MacBeth型 t 値を

表3 アセット・プライシング・テスト

	定数項	$\hat{\beta}$	$\ln(ME)$	$\ln(BM)$	SD_roe	SG	Ret	$abs(MFE)$	$adj.R^2$
モデル1	2.466 (0.575)	0.092 (0.174)	-0.066 (-0.415)	0.658 (3.363)	0.432 (1.027)	1.268 (0.791)	-0.006 (-1.050)	1.045 (1.952)	11.43%
モデル2	2.270 (0.524)	-0.057 (-0.118)	-0.079 (-0.474)	0.694 (3.225)	0.837 (1.389)	1.515 (0.909)	-0.008 (-1.173)	1.055 (2.254)	11.21%

(注)・サンプル数は、2001年9月末が791、2002年9月末が832、そして2003年9月末が959 (ただし、サンプル企業の上場廃止などによって、月が経過するごとに若干減少する)。

- ・係数と自由度調整済み決定係数は36カ月のクロス・セクション回帰の平均。
- ・括弧内はFama and MacBeth [1973] 型 t 値。
- ・自由度は35 (=36-1)、 t_{35} の臨界値は、有意水準両側1%で2.724、両側5%で2.030、両側10%で1.690。
- ・モデル2は SD_roe と $abs(MFE)$ の二つの変数を月ごとにランキングに変換処理し、回帰モデルを推定した結果。

表している。

モデル1は、すべての変数について原データを使用した場合の推定結果である。これを見ると、ほとんどの変数が有意ではない一方で、B/Mと検証変数である $abs(MFE)$ が期待どおりの符号で有意となった。モデル2は、歪度の高い二つの変数をランキングに変換して回帰モデルを推定した結果である。ここでも、検証変数である $abs(MFE)$ は5%水準で有意に正である。この結果は、他の条件が一定ならば、最も経営者予想利益の精度が低い企業の実現リターンは、高い企業の実現リターンに比べて平均的に1.055%大きいことを示唆している。

以上の結果から、実現リターンによるアセット・プライシング・テストでも仮説は支持され、前項の検証結果は頑健であると結論付けることができる。

6. 発見事項の要約と今後の課題

本稿は、経営者が公表する予想利益の精度と資本コストとの関連性を調査した。実証結果から、経営者予想利益の精度が低い企業ほど、現在の株価、純資産簿価、そして予想利益の関係式の中で、暗黙裏に成立している資本コストが高い傾向にあることが分かった。しかし、この結果は、本稿で採用した経営者予想利益の精度を表す変数が、単に利益の変動性などのリスク要因と相関しているために導かれたのもであると考えられるかもしれない。そこで、本稿では、先行研究において資本コストの決定要因であると認識された利益の変動性をはじめとする複数の変数をコントロールした上で、経営者予想利益の精度と資本コストとの関連性を分析し、これら二つに負の関連があることを明らかにした。したがって、先行研究で認識さ

れた資本コストの決定要因とは別の要因として、経営者予想利益の精度は、資本コストの企業間差異を説明すると結論付けられる。また、経営者予想利益の精度と資本コストとの負の関連性は、実現リターンによるアセット・プライシング・テストにおいても頑健であった。

この分析結果は、次のような二つの示唆がある。すなわち、(1)日本の株式市場において、経営者予想利益の精度が、資本コストと密接に関連しており、価格形成の場で重要な役割を果たしている。そして、(2)これまでの会計研究では主に情報の量が資本コストに影響を及ぼしていることが証拠付けられてきたが、情報の質もまた資本コストと大いに関連している。したがって、企業の経営者は、単に情報の量だけではなく、経営者予想利益の精度のような情報の質も選択次第で、株式市場においてベネフィットを享受することが可能であると言える。

ただし、本稿は公的情報の一部である決算短信による経営者予想利益に注目しているにすぎない。投資者の有している情報の精度の一部、または大部分は経営者予想利益の精度が担っているに違いないが、Easley and O'Hara [2004] の主張は、あくまで公的情報と私的情報を含めた情報全般の精度が資本コストと負の関連を持つということである。この研究では、投資者の有している情報精度は経営者予想利益の精度と正の関連があると考え、間接的にEasley and O'Hara [2004] の命題を検証したことになる。今後は、投資者の有している情報の精度を直接的に定量化するリサーチ・デザインを組み、情報精度が価格形成に及ぼす影響についての証拠を蓄積することが筆者の課題である。

本稿の作成に当たり、神戸大学大学院の桜井久勝先生、後藤紘行先生、音川和久先生、大阪市立大学大学院の向山敦夫先生、石川博行先生、そして匿名レフェリーの先生方から貴重なコメントを頂きました。ここに、深謝の意を表します。また、決算短信データの収集を神戸大学大学院博士課程後期課程の高田知実さんにお手伝いいただきました。この場を借りて、改めてお礼を申し上げます。

〔参考文献〕

- Barron, Orie E., Oliver Kim, Steve C. Lim, and Douglas E. Stevens, "Using Analysts' Forecasts to Measure Properties of Analysts' Information Environment," *The Accounting Review*, Vol. 73, No. 4 (October 1998), pp. 421-433.
- Botosan, Christine A., "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital," *The Accounting Review*, Vol. 72, No. 3 (July 1997), pp. 323-349.
- Botosan, Christine A. and Marlene A. Plumlee, "Are Information Attributes Priced?" *Working Paper*, University of Utah, 2003.
- Diamond, Douglas W. and Robert E. Verrecchia, "Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital," *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 4 (September 1991), pp. 1325-1359.
- Easley, David, and Maureen O' Hara, "Information and the Cost of Capital," *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4 (August 2004), pp. 1553-1583.
- Elton, Edwin J., "Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests," *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 4 (August 1999), pp. 1199-1220.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1 (February 1993), pp. 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Industry Costs of Equity," *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, No. 2 (February 1997), pp. 153-193.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3 (May/June 1973), pp. 607-636.
- Francis, Jennifer, Ryan LaFond, Per Olsson, and Katherine Schipper, "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, No. 2 (March 2005), pp. 295-327.
- Francis, Jennifer, Dhananjay Nanda, and Per Olsson, "Voluntary Disclosure, Information Quality, and Costs of Capital," *Working Paper*, Duke University, 2004.
- Gebhardt, William R., Charles M. C. Lee, and Bhaskaran Swaminathan, "Toward an Implied Cost of Capital," *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 1 (June 2001), pp. 135-176.
- Guay, Wayne R., S. P. Kothari, and Susan Shu, "Properties of Implied Cost of Capital Using Analysts' Forecasts," *Working Paper*, MIT, 2003.
- Jegadeesh, Narasimhan and Sheridan Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency," *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1 (March 1993), pp. 65-91.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *The Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5 (December 1994), pp. 1541-1578.
- Lee, Charles M. C. and Bhaskaran Swaminathan, "Price Momentum and Trading Volume," *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 5 (October 2000), pp. 2017-2069.
- Nissim, Doron and Stephen H. Penman, "Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice," *Review of Accounting Studies*, Vol. 6, No. 1 (March 2001), pp. 109-154.
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, No. 4 (May 1980), pp. 817-838.
- 音川和久 「IR活動の資本コスト低減効果」、『会計』第158巻第4号 (2000年10月)、73-85頁。
- 後藤雅敏・桜井久勝 「利益予測情報と株価形成」、『会計』第143巻第6号 (1993年6月)、77-87頁。
- 桜井久勝 『財務諸表分析 [第2版]』中央経済社、2003年。
- 須田一幸・乙政正太・松本祥尚・首藤昭信・太田浩司 「ディスクロージャーの戦略と効果 (二)・(三)」、『会計』第162巻第2・3号 (2002年8・9月)、105-116頁および124-136頁。
- 須田一幸・首藤昭信 「経営者の利益予測と裁量の会計行動」、『産業経理』第61巻第2号 (2001年7月)、46-56頁。