

残余利益モデルによる 個別企業の資本コスト・ 期待利益の同時推定

あさの たかし あだち てつや おくだ たつし
浅野敬志／安達哲也／奥田達志

要 旨

本稿では、評価日のクロスセクション・データから残余利益モデルに基づいて、資本コストを推定する統計的モデルを提示し、東証1部上場企業を対象（金融業は除く）に個別企業の資本コスト、期待利益成長率、および超過収益力継続期間を、疑似最尤推定法を用いて同時推定した。個別企業の資本コストの推定結果からは、資本コストの決定要因として、業種、キャッシュ・フロー利回り、配当利回り等の個別属性の統計的な有意性が高いことが明らかとなった。また、個別企業の資本コストの分布が各時点で異なっていることから、資本コストの推定において、市場平均的な資本コストの利用に加えて、個別企業の財務や市場の状況を勘案することの重要性が示された。さらに、個別企業の資本コストと株式期待リターンについてクロスセクション分析を行った結果、両者の間に正の関係があること、その程度は資本コストを推定するための既存のモデルと比較しても大きいことが示された。

キーワード： インプライド資本コスト、残余利益モデル、疑似最尤推定法

.....
本稿の作成に当たっては、石川博行氏（大阪市立大学教授）、渡部敏明氏（一橋大学教授）、福井義高氏（青山学院大学教授）をはじめ、日本ファイナンス学会第24回大会参加者および金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは全て筆者たち個人に属する。

浅野敬志 首都大学東京准教授 (E-mail: takasano@tmu.ac.jp)
安達哲也 日本銀行金融研究所 (現金金融庁、E-mail: tetsuya.adachi@fsa.go.jp)
奥田達志 日本銀行金融研究所 (E-mail: tatsushi.okuda@boj.or.jp)

1. はじめに

株主資本コスト率（Cost of Equity、以下「資本コスト」）とは、企業の側からみると、株式を発行して資金調達をする際に見込まれるコストである。一方、投資家（株主）の側からみると、資本コストは、企業に資金を融通するに当たって要求する期待リターン（要求期待収益率）を意味する。また、資本コストは、企業が目標とすべき投下資本収益率（Return On Equity: ROE）を設定するうえで越えなければならないハードル・レートとしての役割も担っている。この点、経済産業省が公表した、いわゆる「伊藤レポート」（経済産業省 [2014]）は、「ROE が『資本コスト』を上回る企業が価値創造企業であり、その水準は個々に異なるが、グローバルな投資家との対話では、8%を上回る ROE を最低ラインとし、より高い水準を目指すべき」としており、これを受けて、日本企業の間でも、資本コストを明示的に考慮した経営判断が意識され始めている。

このように、資本コストについて実務的な関心が高まっている反面、個別企業の資本コストの決定要因についてはコンセンサスが形成されておらず、その算定方法についても標準的な手法は確立されていない。したがって、個別企業の資本コストを推定するための統計的なモデルを提示し、それに基づいて資本コストの決定要因を明らかにすることには、資本コストを意識した経営が重視されつつある中において、一定の価値が認められるであろう。

資本コストは、投資家が株式投資に際して要求する期待リターン（要求期待収益率）に等しく、それは株式の市場価値というかたちで具現化される。したがって、株式市場データ（株価）を用いて資本コストを推定することの合理性は肯定されよう¹。本稿でも、この観点から市場（株価）データを用いて資本コストを推定する方法を提案する。

ここで、市場データを用いた個別企業の資本コストの推定方法は、大きく次の2つに分類することができる。

- (1) 過去の株式リターンの時系列データを用いて、資本資産価格評価モデル（Capital Asset Pricing Model: CAPM）に基づくマーケット・モデル（Sharpe [1964]、Lintner [1965]）またはマルチ・ファクター・モデル（Fama and French

.....
1 柳 [2015a] では、サーベイにより推定する立場をとっている（Fernandez and Campo [2011] のサーベイから得られた先進国の株式リスク・プレミアムのコンセンサス値を約6%とし、これに日本市場のリスク・フリー金利2%（30年国債の平均利回りより推定）を加えた8%を日本企業の資本コストと想定している）。さらに、「最新のサーベイ（柳 [2015b]）でも、資本コストの平均値は7.3%（国内6.8%、海外7.6%）、最頻値かつ過半数は8%であり、8%の前提で約9割の投資家の期待収益率を満たすことが再確認された」としている。

[1993, 1997, 2015]) 等の統計モデルで推定する方法。

- (2) 残余利益モデル等の株主価値評価モデルを用いて、評価時点における市場の効率性を前提とした理論価値と市場株価の同値性から、インプライドに資本コストを推定する方法（以下、推定された資本コストを「インプライド資本コスト」という）（Botosan [1997]、Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]、Easton [2004, 2009]、Ohlson and Juettner-Nauroth [2005] 等）。

まず (1) については、同じ評価日における資本コストでも、過去データの観測期間の選択に依存してその推定結果が大きく異なること、および観測期間の選択方法について合理的な手法が存在しないこと等が欠点として指摘されている。実際 Fama and French [1997] では、彼らが提示した 3 ファクター・モデル等によるリスク・プレミアム推定値には不正確な面があることを示している。

一方、(2) に関しても、主に以下の 2 つの要因から、その推定値には大きな推定誤差が含まれていると指摘されている。

- アナリストの予想利益・成長率に測定誤差（バイアス）が含まれており、これが資本コスト推定値に影響を与えてしまうこと（Hou, Dijk, and Zhang [2012]、Larocque [2013]）。
- 超過収益力が継続する期間についてアドホックな仮定が置かれているため、その仮定の違いが、そのまま資本コストの推定値に影響を与えてしまうこと（Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]、Claus and Thomas [2001]、Gode and Mohanram [2003]）。

これらのインプライド手法に関する欠点は、アナリスト予想のバイアスを統計的モデルとして明示的に考慮したうえで、資本コストと期待利益成長率を同時推定することにより、事前推定したパラメータ（期待利益、超過収益力継続期間）に含まれる測定誤差の影響、すなわち推定値を不正確にする変量誤差（Griliches and Ringstad [1970]、Chesher [1991] 等）を資本コストと期待利益成長率に分散させることで、ある程度改善できる可能性がある²（Easton *et al.* [2002]、Huang, Natarajan, and Radhakrishnan [2005]、Nekrasov and Ogneva [2011] 等）。

本稿では、有限期間残余利益モデルに基づいて各評価日におけるクロスセクション・データからインプライド資本コストを推定する統計的モデルを提示し、東証 1

.....
² ただし、推定すべきパラメータを増やすことにより、特定のパラメータの推定誤差が大きくなる可能性もある。

部上場企業を対象（金融業は除く）に個別企業の資本コスト、期待利益成長率、および超過収益力継続期間を同時推定する。提示する統計的モデルでは、残余利益モデルで示される理論価値と市場で観察される株価（市場株価）が必ずしも一致せず、両者の間に確率的なノイズが存在するものと仮定して定式化している。ただし、当該ノイズは、市場の非効率性の他にモデルの定式化の誤り（ミス・スペシフィケーション）等を含むモデル・リスク、およびアナリスト予想等の入力（インプット）パラメータの測定誤差等複数の要因が複雑に絡み合っている構成されており、その確率的な構造（各評価日における相関構造といったクロスセクションの確率分布に関する情報）を特定することは困難である。そこで、本稿では、ノイズの確率的な構造は特定せずに、疑似最尤推定法（quasi-maximum likelihood approach）を用いて統計的な推定手続きを実施し、インプライド資本コスト等を疑似最尤推定量（quasi-maximum likelihood estimator）として推定する。

資本コストの推定に関する先行研究の多くでは、アナリストによる「中長期的」な利益予想を基礎として期待利益成長率の代理変数を推定し、モデルへのインプットとしてきた。しかし、アナリスト予想に測定誤差が含まれていれば、それに基づいて推定した期待利益成長率にも測定誤差が含まれることになる。そこで、本稿では、「短期的（＝1年先）」な利益予想のみアナリスト予想を用いることで測定誤差の影響を限定しつつ、期待利益成長率については、アナリストの中長期利益予想を基礎とせず、Huang, Natarajan, and Radhakrishnan [2005]³ や石川 [2014] に倣い、資本コストと同時推定することとした。

また、本稿で提示する統計的モデルのもう1つの特徴として、超過収益力継続期間を資本コストと期待利益成長率とともに同時推定したことが挙げられる。先行研究では、超過収益力が継続する期間を外生的に有限または無限と仮定する方法が用いられている場合が多い（Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]、Claus and Thomas [2001] 等）。他方、本稿では、超過収益力継続期間が無限という状況を特殊ケースとして包含するかたちで、超過収益力継続期間と資本コストを同時推定した。

本稿では、提示した統計的モデルに基づいて、Nekrasov and Ogneva [2011] と同様に、（会計および市場情報から得られた）個別企業属性や業種属性と、資本コストおよび期待利益成長率の関係を明らかにし、推定された個別企業の資本コストの決定要因を明らかにする。同時に、先行研究（Easton and Monahan [2005]、Botosan, Plumlee, and Wen [2011]、Nekrasov and Ogneva [2011] 等）に倣い、推定された個別企業の資本コストと株式期待リターンとの相互関係の程度について統計的検証を行う。さらに、本稿の統計的モデルから推定された資本コストと代替的な4つの既

.....
3 個別企業の資本コストと期待利益成長率を同時推定する手法を初めて提示したとされる論文。資本コストが時間に対して一定期間不変と仮定している。市場全体、業種別の資本コスト、および期待利益成長率の同時推定手法は、Easton *et al.* [2002] が初めて取り組んだとされている。

存モデル (Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]、Claus and Thomas [2001]、Easton [2004]、Ohlson and Juettner-Nauroth [2005]) から算定された資本コストを比較し、本稿で提示するモデルの特徴を明らかにする。

本稿の分析結果をまとめると以下のとおりである。第 1 に、本稿で提示した統計的モデルに基づいて得られた個別企業のインプライド資本コストと株式期待リターンに関して統計的に有意な正のクロスセクション関係⁴が示されたとともに、既存の推定手法よりも、その関係性が相対的に強いことが確認された。第 2 に、個別別に推定された資本コストや企業間のばらつきには、推定時点における市場や各企業の財務の状況に依存して大きな違いがあることが分かった。第 3 に、資本コストの決定要因としては、キャッシュ・フロー利回りや配当利回りといった財務属性変数の影響が統計的に有意である一方、市場のシステムティック・リスクを代替すると認識されているファーマ=フレンチの 3 ファクターへのエクスポージャー (各ファクターへのファクター・ベータ) は多くの期間で統計的に有意ではなかった。

本稿の構成は、以下のとおりである。まず、2 節において、本稿の分析に用いる残余利益モデルを示すとともに、資本コストを推定するための統計的モデルを導出する。3 節では、資本コスト、期待利益成長率、超過収益力継続期間を同時推定するための疑似最尤推定法、およびその推定に使用するデータについて説明する。4 節では、推定結果を示し、その考察を行う。5 節では、本稿のまとめを述べる。

2. 残余利益モデルと統計的モデル

本節では、本稿で採用する残余利益モデルを提示し、それに基づいて資本コストを推定するための統計的モデルを導出する。

まず、純資産額 (B_t)、税引後当期純利益額 (e_t)、および配当額 (d_t) の間に、クリーン・サープラス関係を仮定し、残余利益 (e_t^{ex}) を、資本コスト ($R_{E,t}$) を用いて以下のように定義する。なお、添字の $t (\geq 0)$ は、時点を示しており、時点 $t-1$ と時点 t の間隔は 1 年を想定する。

クリーン・サープラス関係

$$B_t - B_{t-1} = e_t - d_t. \quad (1)$$

.....
4 資本コストと株式期待リターンの正のクロスセクション関係とは、資本コストが (企業間で) 相対的に大きい (小さい) 企業は、その後のリターンも平均的かつ (企業間で) 相対的に大きい (小さい) という関係のことを指す。

残余利益

$$e_t^{ex} \equiv e_t - R_{E,t} B_{t-1} (= (ROE_t - R_{E,t}) B_{t-1}). \quad (2)$$

ただし、 $ROE_t \equiv e_t / B_{t-1}$ である。(1)、(2)式より、配当額 (d_t) を以下のように表現できる。

$$d_t = e_t^{ex} + R_{E,t} B_{t-1} - B_t + B_{t-1} = e_t^{ex} + (1 + R_{E,t}) B_{t-1} - B_t. \quad (3)$$

いま、評価時点 $t (\geq 0)$ の理論株価を V_t で表し、資本コスト ($R_{E,t}$) は評価時点の情報に基づいて決定され、将来期間中は一定値をとると仮定する⁵。また、資本コストは純資産の期待成長率よりも大きいものとする。このとき、時点 t の情報に基づく期待演算子を $\mathbb{E}_t[\cdot]$ で表現すれば、残余利益モデルは、予測期間が有限期間 ($T < \infty$) の配当割引モデルを起点として以下のように導出できる。

$$\begin{aligned} V_t &= \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\mathbb{E}_t[d_{t+j}]}{(1 + R_{E,t})^j} \\ &= \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\mathbb{E}_t[e_{t+j}^{ex} + (1 + R_{E,t}) B_{t+j-1} - B_{t+j}]}{(1 + R_{E,t})^j} \\ &= \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\mathbb{E}_t[e_{t+j}^{ex}]}{(1 + R_{E,t})^j} + B_t + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\mathbb{E}_t[(1 + R_{E,t}) B_{t+j} - (1 + R_{E,t}) B_{t+j-1}]}{(1 + R_{E,t})^j} - \frac{\mathbb{E}_t[B_T]}{(1 + R_{E,t})^{T-t}}. \end{aligned}$$

ここで、 $T \rightarrow \infty$ の時の極限值を V_t と表現すれば、(4)式で示されるような、予測期間が無期限の残余利益モデルを得ることができる。

$$V_t = B_t + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}_t[e_{t+j}^{ex}]}{(1 + R_{E,t})^j}. \quad (4)$$

さらに、ある時点 $T < \infty$ 以降は、期待超過収益力が消失するとの仮定を置けば ($\mathbb{E}_t[e_{t+j}^{ex}] = 0 (t + j > T)$)、(4)式から、以下のような残余利益モデルを導出することができる。

$$V_t = B_t + \sum_{j=1}^{T-t} \frac{\mathbb{E}_t[e_{t+j}^{ex}]}{(1 + R_{E,t})^j}. \quad (5)$$

次に、(5)式で示した残余利益モデルに基づいて個別企業の資本コストを推定するための統計的モデルを導出する。 $P_{i,t}$ を企業 $i (\in \{1, \dots, N\})$ の評価時点 $t (\geq 0)$ に

⁵ 本稿では、先行研究に倣い、資本コストの期間構造がフラットであると仮定している。

おける市場株価とし、 $V_{i,t}$ をその評価時点の情報に基づく残余利益モデルから導かれる理論株価であるとする。ここでは、残余利益モデルにおける超過収益力（ROEが資本コストを上回る収益部分）は、有限期間（ $\tau_t (< \infty)$ ）継続するものと仮定する。なお、本節で超過収益力の継続期間が有限である残余利益モデルを選択した理由は以下のとおりである。

- 正または負のどちらか一方の超過利益（残余利益）が無限に継続する仮定は非現実的であり、株価等の市場で観測されるデータに整合しない場合、推定されるパラメータ（資本コスト、成長率）のどちらか、または両方に大きな推定バイアスがかかる可能性がある⁶。

次に、企業 i の残余利益（ $e_t^{ex,i}$ ）は、評価時点 $t (\geq 0)$ の情報に基づいて決定される（条件付）期待利益成長率（ $g_{E,t}^i$ ）で每期成長するものとする⁷。

$$e_{s+1}^{ex,i} = e_s^{ex,i} (1 + g_{E,t}^i) + \epsilon_{s+1}^i, \quad s \geq t. \quad (6)$$

ここで、 ϵ_{s+1} は、他の全ての変数と確率的に独立かつ平均 0（ $E_t[\epsilon_{s+1}^i] = 0, s \geq t$ ）の確率的な誤差項であるとする。

(6) 式を (5) 式に代入して期待値を考慮すれば、以下の (7) 式を得る。

$$V_i^i = B_i^i + \sum_{j=1}^{\tau_t} \frac{e_t^{ex,i} (1 + g_{E,t}^i)^j}{(1 + R_{E,t}^i)^j}. \quad (7)$$

本稿では、(7) 式において、時点 $t+1$ の期待超過利益の代理変数としてアナリスト利益予想値（ \hat{e}_{t+1} ）に基づいた残余利益 $\hat{e}_{t+1}^{ex,i} \equiv \hat{e}_{t+1} - R_{E,t}^i B_t$ を用いる⁸。ただし、

6 このほか、推定するパラメータとして、資本コスト（ R_E ）、成長率（ g_E ）の他に有限の超過収益力継続期間（ τ ）を加えることで、推定上の柔軟性を高めることができる。

7 ここでは、将来超過利益の（条件付）期待値を、 $E_t[e_{s+1}^{ex,i}] \equiv e_s^{ex,i} (1 + g_{E,t}^i) (s \geq t)$ とパラメトリック形式で特定化している。なお、純利益が純資産（株主資本）に対する内部留保利益の比率で定義される期待成長率で成長すると仮定すれば（期待成長率： $g_{E,t} \equiv (1 - \rho)e_t/B_{t-1}$ 、 ρ は配当性向）、クリーン・サープラス関係のもとで、純利益、残余利益、および純資産は全て期待成長率 $g_{E,t}$ で成長する（ $x_{t+1} = (1 + g_{E,t})x_t, x \in \{e, e^{ex}, B\}, \forall t$ ）。

8 本稿の分析では、企業 i の 1 期先 ROE 予想値として 1 年先の ROE に関するアナリスト見通し（コンセンサス値）を用いている。他方、「中長期的」なアナリスト見通しにおける測定誤差（Harris [1999]、Chan, Karceski, and Lakonishok [2003]、Guay, Kothari, and Shu [2011] 等）の推定値への影響を考慮し、1 年を超える期間の予想値は用いていない。短期的なアナリスト予想にも、測定誤差が含まれているとの指摘はあるが⁸（Hou, Dijk, and Zhang [2012]、Larocque [2013] 等）、先行研究では、長期的な予想に比べると短期予想の測定誤差の影響は小さいとの見方が多いこと（La Porta [1996]、Dechow and Sloan [1997]、Chan, Karceski, and Lakonishok [2003]、Hong and Kubik [2003]、Barniv *et al.* [2009]、Jung, Shane, and Yang [2012]）、および他の代理変数を探すことが困難であることから、短期についてのみ、

アナリスト利益予想値 (\hat{e}_{t+1}) には測定誤差が含まれているため、それを考慮した時点 $t+1$ の残余利益を以下の (8) 式のように表現する。

$$\hat{e}_{t+1}^{ex,i} = e_t^{ex,i}(1 + g_{E,t}^i) + \zeta_{t+1}^i. \quad (8)$$

ここで、 ζ_{t+1}^i は、アナリスト予想値に含まれる測定誤差を反映している。(8) 式を (7) 式に代入すれば、(9) 式を得る。

$$V_t^i = B_t^i + \sum_{j=1}^{\tau_i} \frac{\hat{e}_{t+1}^{ex,i}(1 + g_{E,t}^i)^{j-1}}{(1 + R_{E,t}^i)^j} + \eta_t^i. \quad (9)$$

ただし、 η_t^i は、将来時点 $t+1$ の残余利益に関する不偏期待値 $\mathbb{E}_t[e_{t+1}^{ex,i}] \equiv e_t^{ex,i}(1 + g_{E,t}^i)$ をアナリスト予想利益に基づく残余利益 $\hat{e}_{t+1}^{ex,i}$ に置き換えたことによる、測定誤差の理論価値に対する累積影響額 ($-\sum_{j=1}^{\tau_i} \zeta_{t+1}^i(1 + g_{E,t}^i)^{j-1}/(1 + R_{E,t}^i)^j$) である。

一方、評価時点 (t) の企業 i の市場株価 ($P_{i,t}$) は、モデル・リスクや市場の非効率性等の要因により、(9) 式で示される理論価値 (V_t^i) と一致せず、以下の (10) 式のように理論価値にノイズ (ξ_t^i) を加えたかたちで表現される。

$$\begin{aligned} P_{i,t} &= V_t^i + \xi_t^i \\ &= B_t^i + \sum_{j=1}^{\tau_i} \frac{\hat{e}_{t+1}^{ex,i}(1 + g_{E,t}^i)^{j-1}}{(1 + R_{E,t}^i)^j} + \eta_t^i + \xi_t^i \\ &= B_t^i + \frac{\hat{e}_{t+1}^{ex,i}}{(R_{E,t}^i - g_{E,t}^i)} \left(1 - \left[\frac{1 + g_{E,t}^i}{1 + R_{E,t}^i} \right]^{\tau_i} \right) + \tilde{\varepsilon}_t^i. \end{aligned} \quad (10)$$

ただし、 $\tilde{\varepsilon}_t^i \equiv \eta_t^i + \xi_t^i$ であり、 $\{\tilde{\varepsilon}_t^i\}_{i=1}^N$ は、各時点 t において平均的に 0 になる分布に従うと仮定する。

(10) 式の両辺を B_t^i で割ることによって、株価を企業間で相対化した、超過収益力継続期間が有限である残余利益モデルを導く。

$$\frac{P_t^i}{B_t^i} = 1 + \frac{(ROE_{t+1}^i - R_{E,t}^i)}{(R_{E,t}^i - g_{E,t}^i)} \left(1 - \left[\frac{1 + g_{E,t}^i}{1 + R_{E,t}^i} \right]^{\tau_i} \right) + \varepsilon_t^i. \quad (11)$$

ここで、 $\varepsilon_t^i \equiv \tilde{\varepsilon}_t^i/B_t^i$ である。

アナリスト予想を外生変数として使用することとした。なお、長期的な予想の測定誤差が大きい理由としては、アナリストの平均在職期間が短いために、長期的な予想を頻繁にアップデートする動機がないこと (Hong and Kubik [2003]) 等が挙げられている。

本稿では、個別企業の資本コスト ($R_{E,t}^i$) と期待利益成長率 ($g_{E,t}^i$) は、個別企業属性 (詳細については、3 節 (4) 口。を参照) に依存すると仮定し、以下のような線形関係式を当てはめている。

$$R_{E,t}^i = \sum_{h=1}^{M_X} \lambda_{h,t} X_{h,t}^i = \mathbf{X}_t^{i^T} \boldsymbol{\lambda}_t \quad (\forall i \in \{1, \dots, N\}, t \geq 0).$$

$$g_{E,t}^i = \sum_{h=1}^{M_Y} \gamma_{h,t} Y_{h,t}^i = \mathbf{Y}_t^{i^T} \boldsymbol{\gamma}_t \quad (\forall i \in \{1, \dots, N\}, t \geq 0). \quad (12)$$

ここで、 $\mathbf{X}_t^i (M_X \times 1)$ と $\mathbf{Y}_t^i (M_Y \times 1)$ は、それぞれ各時点の資本コスト、および期待利益成長率を説明する各企業 i の属性変数ベクトルを示している (資本コストは M_X 変数、期待利益成長率は M_Y 変数)。全ての企業の個別企業属性の第 1 変数は、“1” とする。 $\boldsymbol{\lambda}_t (M_X \times 1)$ と $\boldsymbol{\gamma}_t (M_Y \times 1)$ は、各属性変数に対するプレミアム・ベクトル (資本コスト)、およびウェイト・ベクトル (期待利益成長率) を示している。

以上で示した残余利益モデルを基礎として、各評価時点 $t (\geq 0)$ における個別企業の資本コスト $R_{E,t}^i (\forall i \in \{1, \dots, N\})$ 、期待利益成長率 $g_{E,t}^i (\forall i \in \{1, \dots, N\})$ 、および (全企業共通の) 超過収益力継続期間 τ_t を、(11) 式と (12) 式に基づいて同時推定する。

3. 推定手法・使用データ

(1) 推定手法

以下では、(11) 式と (12) 式で示される統計的モデルに基づき、各時点 t のクロスセクション・データを用いて⁹、個別資本コスト $R_{E,t}^i (\forall i \in \{1, \dots, N\})$ 、個別期待利益成長率 $g_{E,t}^i (\forall i \in \{1, \dots, N\})$ 、および (全企業共通の) 超過収益力継続期間 τ_t を推定する。(11) 式のパラメータを推定するための統計的手法の 1 つとして、最尤推定法が考えられるが、最尤推定法を適用するための尤度関数を設定するに当たっては、(11) 式の確率的誤差項 ε_t^i の構造 (各評価日における相関構造といったクロスセク

.....
 9 本稿では、各時点のクロスセクション・データを用いて各時点毎に (11) 式を推定し、時系列データを含むパネル・データでのパラメータ推定は行わない。これは、各評価時点で入手可能な市場・財務データから推定するのが「(市場) インプライド資本コスト」の本質であるとともに、各時点でのインプライド資本コストのクロスセクションでの分布、およびその時点間での変化を観察したいためである。さらに、時系列データを用いた場合には、選択した過去の観測期間の長さ依存して推定結果が大きく変わる可能性があることから、本稿では観測期間の決定を分析の範囲外とした。

ションの確率分布に関する情報)の知識が必要となる。一方、確率的誤差項 $\{\varepsilon_t^i\}_{i=1}^N$ は、市場の非効率性の他にモデルのミス・スペシフィケーション等を含むモデル・リスク、およびアナリスト予想の測定誤差等複数の要因が複雑に絡み合っ構成されており、その確率的な構造を特定することは困難である。そこで、本稿では、疑似最尤推定法を用い、 $\{\varepsilon_t^i\}_{i=1}^N$ の確率的な構造は特定せずに推定手続きを実施し、インプライド資本コスト等を推定する。

具体的には、以下のように、各評価時点 t において、企業毎の誤差項を多変量正規分布によってモデル化し、(13)式にあるとおり、対数疑似尤度関数を最大化するようにパラメータを選択する。このとき、誤差項 $\{\varepsilon_t^i\}_{i=1}^N$ は、実際には正規分布に従わない可能性があるが、疑似最尤推定法では、正規分布に従うと仮定して疑似尤度の最大化問題を解くことで、一致性 (consistency) を満たす推定量が得られることが知られている (White [1994] 等)。

$$\max_{\lambda_t, \gamma_t, \tau_t} \ln \left[(2\pi)^{-\frac{N}{2}} |\Sigma_{\varepsilon,t}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left(-\frac{1}{2} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{M}_t)^\top \Sigma_{\varepsilon,t}^{-1} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{M}_t) \right) \right] \quad (\forall t). \quad (13)$$

ここで、

$$\mathbf{Z}_t = \begin{pmatrix} P_t^1/B_t^1 \\ P_t^2/B_t^2 \\ \vdots \\ P_t^N/B_t^N \end{pmatrix} : N \times 1, \quad \mathbf{M}_t = \begin{pmatrix} 1 + \frac{(ROE_{t+1}^1 - R_{E,t}^1)}{(R_{E,t}^1 - g_t^1)} \left(1 - \left[\frac{1 + g_{E,t}^1}{1 + R_{E,t}^1} \right]^{\tau_t} \right) \\ 1 + \frac{(ROE_{t+1}^2 - R_{E,t}^2)}{(R_{E,t}^2 - g_{E,t}^2)} \left(1 - \left[\frac{1 + g_{E,t}^2}{1 + R_{E,t}^2} \right]^{\tau_t} \right) \\ \vdots \\ 1 + \frac{(ROE_{t+1}^N - R_{E,t}^N)}{(R_{E,t}^N - g_{E,t}^N)} \left(1 - \left[\frac{1 + g_{E,t}^N}{1 + R_{E,t}^N} \right]^{\tau_t} \right) \end{pmatrix} : N \times 1,$$

$$R_{E,t}^i = \mathbf{X}_t^{i\top} \boldsymbol{\lambda}_t, \quad g_{E,t}^i = \mathbf{Y}_t^{i\top} \boldsymbol{\gamma}_t, \quad \forall i \in \{1, \dots, N\},$$

であり、 $\Sigma_{\varepsilon,t}$ ($N \times N$ 行列) は分散共分散行列 (均一分散で共分散 0 のケースでは、 $\Sigma_{\varepsilon,t} = \sigma_{\varepsilon,t}^2 \mathbf{I}_{N \times N}$) を示している。仮に、 $\Sigma_{\varepsilon,t} = \sigma_{\varepsilon,t}^2 \mathbf{I}_{N \times N}$ の場合、上記式は以下の (14) 式のように簡略化される。

$$\max_{\lambda_t, \gamma_t, \tau_t} \ln \left[(2\pi)^{-\frac{N}{2}} \sigma_{\varepsilon,t}^{-\frac{N}{2}} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma_{\varepsilon,t}^2} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{M}_t)^\top (\mathbf{Z}_t - \mathbf{M}_t) \right) \right] (\forall t). \quad (14)$$

一方、(t検定に用いるための)推定量の標準誤差に関しては、実際の誤差項が正規分布に従わない場合は最尤法とは異なる計算手法に基づいて計算する必要がある(White [1994]¹⁰)。推定量の標準誤差の計算方法も含め、疑似最尤法の推定量の漸近分布に関する理論について補論1に記載した。

(2) 使用データ

推定に用いるサンプルは、原則、東証1部上場企業(金融業は除く)のうち、3月決算企業であり、推定に用いる全ての説明変数が入手可能で、かつ純資産簿価、および1期先のROE見通し(予測値)が非負である企業¹¹とした。また、データ期間は2002年1月～2015年5月の間の月次で161期間であり、各評価時点(各月末)におけるサンプル企業数は、約500～650社の範囲で分布している。実績財務データは日経NEEDS、アナリスト予想データはIFIS、株価等市場データはBloombergから入手している。推定に用いるデータの出所・作成方法と基本統計量は補論2にまとめている。

推定を行うに当たり、各年度(4月～翌年3月)の各月に値を代入する際には、実績財務データに関しては、前年度の3月決算数値が公表される時期を6月と仮定し、4月～5月は前々年の実績値を、6月～翌年3月に関しては前年の実績値を使用している。ROE見通しについては、4月は(6月に公表されると仮定した)同年3月決算に関するアナリスト予想を代入し、5月～翌年3月にかけては、翌年3月決算に関する各月のアナリスト予想を使用している¹²。

(3) 推定・検定の手順

推定・検定の際には、表1のプロセスに従う。まず、均一分散・共分散0を仮定して疑似最尤推定を行う。次に、誤差項の推定値に対してブルーシュ=ペイガン検

10 このほか、日本語の文献として渡部[2000]が挙げられる。

11 1年先のROE見通し(利益予想)が負である場合、利益成長率が一定割合で成長するとの仮定と整合性が取れない。また、ROE見通しが負となる企業の株価が資本コストによって説明されるとは考えにくい。他方、ROE見通しが非負であるにも関わらず、残余利益が負となる企業については、資本コストがROE見通しを上回っているにすぎず、純利益・資本コスト(額)の双方が一定割合で成長すると考えれば、「純利益成長率=資本コスト成長率=残余利益成長率」とする本稿の仮定と齟齬が生じないため、サンプルに含めている。

12 こうした手法を用いた結果、5月については、決算の値が前々年の会計年度の実績値になる一方で、アナリスト予想は1年先の値に更新されるため、段差が生じている。しかしながら、前々年の配当性向等を用いて段差修正を試みても、段差は上手く修正されず、推定結果にも大きな違いがみられなかったことから、本稿では、修正を施さないベースでの推定値を提示している。

表 1 推定・検定の手順

①	均一分散を仮定して疑似最尤推定。
②	ブルーシュ=ペイガン検定（誤差項の不均一分散に関する検定）を実施。
③	誤差項の不均一分散を検出した場合、簡便法として、誤差項の推定値に基づいたウェイト付けを行い、再度疑似最尤推定を実施。
④	t 検定に用いる推定値の標準誤差を求めるための準備として、ジャック=ベラ検定（均一分散の誤差項の正規性の検定）を実施。
⑤	誤差項の非正規性を検出した場合は、White [1994]の手法に従い、標準誤差を計算。誤差項の非正規性を検出なかった場合は、最尤法の推定値の標準誤差を求める方法を当てはめる。

※手順①～⑤を全ての評価時点（2002年1月～2015年5月）に対して繰り返す。

定（Breusch and Pagan [1979]）を行う。また、誤差項の不均一分散を検出した場合は、推定された誤差項に基づいたウェイト付けを行い、再度疑似最尤推定を実施する。推定値に関する統計的検定の検定統計量を計算するための標準誤差の計算方法は、実際の誤差項の分布が正規分布であるか否かで異なるため、まず、ジャック=ベラ検定（Jarque and Bera [1980, 1981, 1987]）を実施し、誤差項の正規性について検定を行う。ここで、誤差項の非正規性を検出した場合は、White [1994]に従い、推定値の標準誤差、および t 値を計算する¹³。誤差項の非正規性を検出しない場合は、最尤法の推定値の標準誤差を求める方法を当てはめる。以上の統計的手続きを全ての評価時点で実施する。

(4) 3種類（市場全体、業種別、個別企業）の資本コストの推定

イ. 市場全体および業種別の資本コストの推定

最初に市場全体の資本コスト ($R_{E,t}$) を推定する。これには、全ての企業が同じ水準の資本コストを持つと仮定 ($R_{E,t} = R_{E,t}^i, \forall i$) して疑似最尤推定法を適用する¹⁴。

次に、平均的に 20 社以上のサンプルを確保できる業種について、業種単位の資

13 本稿では、サンプルが 500 社以上確保できる点を捉えて、疑似最尤推定量の分布に関する漸近正規性の定理を当てはめている。もっとも、500 社というサンプル数では正規分布が推定量の分布の正確な近似になっているかは懸念が残る。このため、ブートストラップ法等を用いることも考え得る。今後の課題としたい。

14 (13) 式の最適化問題において、各企業の資本コスト ($R_{E,t}^i$) と期待利益成長率 ($g_{E,t}^i$) を個別企業属性の線形関係式 ((12) 式) で表現せず、 $R_{E,t} = R_{E,t}^i, g_{E,t} = g_{E,t}^i$ ($\forall i \in \{1, \dots, N\}$) として、直接 $R_{E,t}$ と $g_{E,t}$ さらには τ_t を同時推定する。なお、これらを推定する場合、疑似尤度を最大化する期待利益成長率 ($g_{E,t}$) と超過収益力継続期間 (τ_t) の組み合わせは、複数存在する可能性がある。このため、3 変数の同時推定の他にも、 $g_{E,t}$ を外生的に与えた場合の τ_t 、および τ_t を外生的に与えた場合の $g_{E,t}$ の推定値も求めている。

本コストを推定する。業種分類については、東証 33 業種分類を基礎としつつ、サンプル期間中の全ての時点で各業種内のサンプルが 0 にならないよう、19 業種へ統合している（業種統合の方法は補論 3 を参照）。業種別の資本コストの推定値は、参考値として補論 4 に掲載した。

ロ. 個別企業の資本コストの推定

(イ) 資本コスト、期待利益成長率を説明する個別企業の属性変数の選択

実証ファイナンスの先行研究では、個別企業の株式期待リターンの企業間差異を説明するための属性変数として、一般的に、①市場ベータ (β_{Mkt})、②簿価/時価ファクター・ベータ (β_{HML})、③時価総額ファクター・ベータ (β_{SMB})、④株式益回り (Earning/Price、以下「E/P」)、⑤時価ベースの(財務)レバレッジ¹⁵等が挙げられている (Fama and French [1992] 等)。また、特に日本市場では、④ E/P よりも、④' キャッシュ・フロー利回り (Cashflow/Price、以下「C/P」)の方が、株式期待リターンの企業間における差異に関する説明力が高いとの先行研究がある (Chan, Hamao, and Lankishok [1991])。このほか、⑥配当利回り (Dividend/Price、以下「D/P」)も、多くの研究で株式期待リターンと関係が強いと報告されている (Campbell and Shiller [1988]、Kothari and Shanken [1997]、Stambaugh [1999]、Campbell and Yogo [2006]、Binsbergen and Koijen [2010]、Bilson, Kang, and Luo [2015]、Maio and Santa-Clara [2015])。本稿でも、これらの先行研究に倣い、個別企業の資本コストを説明する属性変数の候補として、表 2 のとおり 6 つの変数を選択した¹⁶。

期待利益成長率を説明する個別企業の属性変数としては、Nekrasov and Ogneva [2011] に倣い、説明変数として「業種平均予想 ROE-個別企業予想 ROE」¹⁷、および「売上高研究開発費比率」¹⁸の 2 つの指標を採用している。なお、超過収益力継続期間に関しては、企業毎に大きな差異はないものと仮定し、全ての企業で共通の値をとるものとして推定を行った。

15 Fama and French [1992] や Bhandari [1988] は、時価ベースの財務レバレッジは、株式期待リターンと正の関係を持ち、簿価ベースの財務レバレッジは、株式期待リターンと負の関係を持つとしている。

16 本稿で想定した 6 変数の他にも、市場情動的な属性変数、および会計的な属性変数の候補は考えられる。例えば、市場情動的な属性変数に関して、最近では、株価モメンタム (値上がり < 値下がり) した銘柄の株価が一段と上昇 < 下落) するという現象) やリターン・リバーサル (値上がり < 値下がり) した銘柄の株価が時間の経過とともに反転下落 < 上昇) するという現象) といったファクターも、実証ファイナンスの分野では、株式期待リターンのばらつきを説明し得る主要なファクターとして認知されてきている。本稿では、最も代表的と思われる変数を候補とした。

17 ROE には一般に平均回帰性があるとの先行研究 (Fama and French [2000]、Healy *et al.* [2014] 等) をもとに、今現在 ROE が相対的に高い企業は、一時的に ROE が高まっているにすぎないとの仮説を採用した。ROE にかかるパラメータの符号条件は正である。

18 売上高研究開発費比率 (R&D intensity) が企業の成長性を図る代表的な変数 (Leonard [1971] 等) であるとの先行研究をもとに、研究開発により多くの資金を投資する企業は、ROE の平均回帰性の影響を受けつつも、継続的に他社よりも成長していく可能性が高いとの仮説を採用した。ROE にかかるパラメータの符号条件は正である。

表 2 個別企業の属性変数

①	β_{Mkt} : ファーマ=フレンチの 3 ファクター (FF3) の市場ファクターのベータ係数
②	β_{HML} : FF3 の HML ファクターのベータ係数
③	β_{SMB} : FF3 の SMB ファクターのベータ係数
④	C/P : キャッシュ・フロー利回り (CF / 時価総額、CF = 税引後純利益 + 減価償却費 + 支払利息割引料)
⑤	レバレッジ (時価ベース) : 負債額 / 時価総額
⑥	D/P : 配当利回り (実績配当額 / 時価総額)

備考：HML (High minus Low) ファクターは、簿価/時価 (Book-to-Market) が相対的に大きい企業の株式を買い、相対的に小さい企業を売ることにより構築した、ネット・ゼロ・ポジションのポートフォリオ・リターン。SMB (Small minus Big) ファクターは、時価総額が相対的に小さい企業の株式を買い、相対的に大きい企業を売ることにより構築した、ネット・ゼロ・ポジションのポートフォリオ・リターン。

表 3 個別属性変数の標準化の方法

標準化① (全企業で標準化)	個別企業の属性変数の全企業における相対的位置が資本コストを決定
標準化② (業種内で標準化)	個別企業の属性変数の各業種内における相対的位置が資本コストを決定

(ロ) 個別属性変数の標準化

以下では、個別企業の資本コストが、財務属性等の相対的な位置付けに依存すると考える。ここでは、財務属性等の、資本コストの説明変数を相対化する方法として、基準となる母集団における変数 (属性変数) について、各評価時点において、そのクロスセクションの平均が 0、分散が 1 となるような「標準化」処理を行う。より具体的には、個別企業の属性変数の標準化に当たって、①各評価時点の全企業で標準化する方法 (標準化①)、および②各評価時点の業種内で標準化する方法 (標準化② : Goodman and Peavy [1983]、Cohen and Polk [1998] 等) という 2 つの手法を用いた (表 3)。なお、②において、業種内で属性変数を標準化する際、前述の業種別資本コストの推定時と同じ分類を用いている (補論 3 参照)。

(ハ) 検討したモデル (個別属性変数の選択、標準化の母集団の選択)

以下では、先行研究を踏まえ、ベースライン・モデルとして、ファーマ=フレン

表4 検討したモデル一覧

モデル	標準化	Fama-Frenchの3ファクター			財務変数				
		β_{Mkt}	β_{HML}	β_{SMB}	C/P	レバレッジ	D/P	E/P	
ベースライン	①		○	○	○	-	-	-	-
	②	全体	-	-	-	○	○	○	-
	③		○	○	○	○	○	○	-
	④		○	○	○	-	-	-	-
	⑤	業種内	-	-	-	○	○	○	-
	⑥		○	○	○	○	○	○	-
D/P無し	⑦	全体	○	○	○	○	○	-	-
	⑧	業種内	○	○	○	○	○	-	-
C/P無し	⑨	全体	○	○	○	-	○	○	-
	⑩	業種内	○	○	○	-	○	○	-
レバレッジ無し	⑪	全体	○	○	○	○	-	○	-
	⑫	業種内	○	○	○	○	-	○	-
C/Pの代わりにE/P	⑬		-	-	-	-	○	○	○
	⑭	全体	○	○	○	-	○	○	○
	⑮		○	○	○	-	○	-	○
	⑯		○	○	○	-	-	○	○
	⑰		-	-	-	-	○	○	○
	⑱	業種内	○	○	○	-	○	○	○
	⑲		○	○	○	-	○	-	○
	⑳		○	○	○	-	-	○	○

チの3ファクターのみのモデル（表4：①、④）、財務変数のみのモデル（同：②、⑤）、双方を含めたモデル（同：③、⑥）を検討した。また、財務変数内（C/P、レバレッジ、D/P）の間の相関係数が比較的大きいため（表5）、各変数を除いたモデル（表4：⑦～⑫）も検討対象に加えた。このほか、C/Pの代わりにE/Pを用いるモデル（同：⑬～⑳）も検討対象とした。

選択された各モデルに対して、全企業での標準化①、および業種内での標準化②のそれぞれについて、資本コスト、期待利益成長率、超過収益力継続期間を推定している。

(二) モデル選択基準

(ハ) で検討した複数のモデルの中から、本稿の分析に用いるモデルを選択する。モデルの選択に際しては、まず、推定の際に求めた疑似尤度をもとに、赤池情報量規準（Akaike's Information Criterion: AIC、Akaike [1973]）¹⁹ もしくはベイズ情報量規準（Bayesian Information Criterion: BIC、Schwarz [1978]）²⁰ のいずれかを用いてモ

.....
19 疑似尤度関数を f 、説明変数の数を k とすると、 $AIC = -2 \ln f + 2k$ と定義される。

20 疑似尤度関数を f 、説明変数の数を k 、サンプル数を n とすると、 $BIC = -2 \ln f + k \ln(n)$ と定義される。

表5 属性変数（標準化後）の相関係数

＜全体での標準化＞							
	① β_{Mkt}	② β_{HML}	③ β_{SMB}	④E/P	④'C/P	⑤レバレッジ	⑥D/P
① β_{Mkt}	1.00	-0.01	0.06	-0.05	0.02	0.10	-0.16
② β_{HML}	-0.01	1.00	-0.04	-0.08	0.06	0.19	0.12
③ β_{SMB}	0.06	-0.04	1.00	0.05	0.00	0.03	0.01
④E/P	-0.05	-0.08	0.05	1.00	0.61	-0.15	0.16
④'C/P	0.02	0.06	0.00	0.61	1.00	0.48	0.20
⑤レバレッジ	0.10	0.19	0.03	-0.15	0.48	1.00	0.07
⑥D/P	-0.16	0.12	0.01	0.16	0.20	0.07	1.00

＜業種内での標準化＞							
	① β_{Mkt}	② β_{HML}	③ β_{SMB}	④E/P	④'C/P	⑤レバレッジ	⑥D/P
① β_{Mkt}	1.00	0.03	0.07	-0.04	0.06	0.19	-0.13
② β_{HML}	0.03	1.00	-0.05	-0.08	0.08	0.20	0.08
③ β_{SMB}	0.07	-0.05	1.00	0.06	0.04	0.07	0.01
④E/P	-0.04	-0.08	0.06	1.00	0.59	-0.13	0.23
④'C/P	0.06	0.08	0.04	0.59	1.00	0.45	0.24
⑤レバレッジ	0.19	0.20	0.07	-0.13	0.45	1.00	0.01
⑥D/P	-0.13	0.08	0.01	0.23	0.24	0.01	1.00

デル選択の基準とする。

4. 推定結果

(1) 市場全体の資本コスト

イ. 資本コスト

資本コストの推定値（図1(a)）をみると、2008年のリーマン・ショック以前は、振れを伴いつつも5%前後で推移していたが、リーマン・ショック直後の2009年頃に8%程度まで上昇した。その後は、2010年に一旦大幅に低下したものの、2011～13年にかけて、再び水準を切り上げている。この上昇については、予想ROEと連れ高となっている（図1(c)）他、景気動向指数と概ね連動していること（図1(d)）から、景気の先行きに関するリスクを織り込んだものとも解釈できる。その後、資本コストは2012年半ば頃にピークを打ち、データの終期である2015年5月まで一貫して低下している。この間、エクイティ・スプレッド（予想ROE-資本コスト）は、予想ROEの上昇に、資本コストの大幅な低下も加わって、大きく拡大し

図1 市場全体の資本コスト（年率）

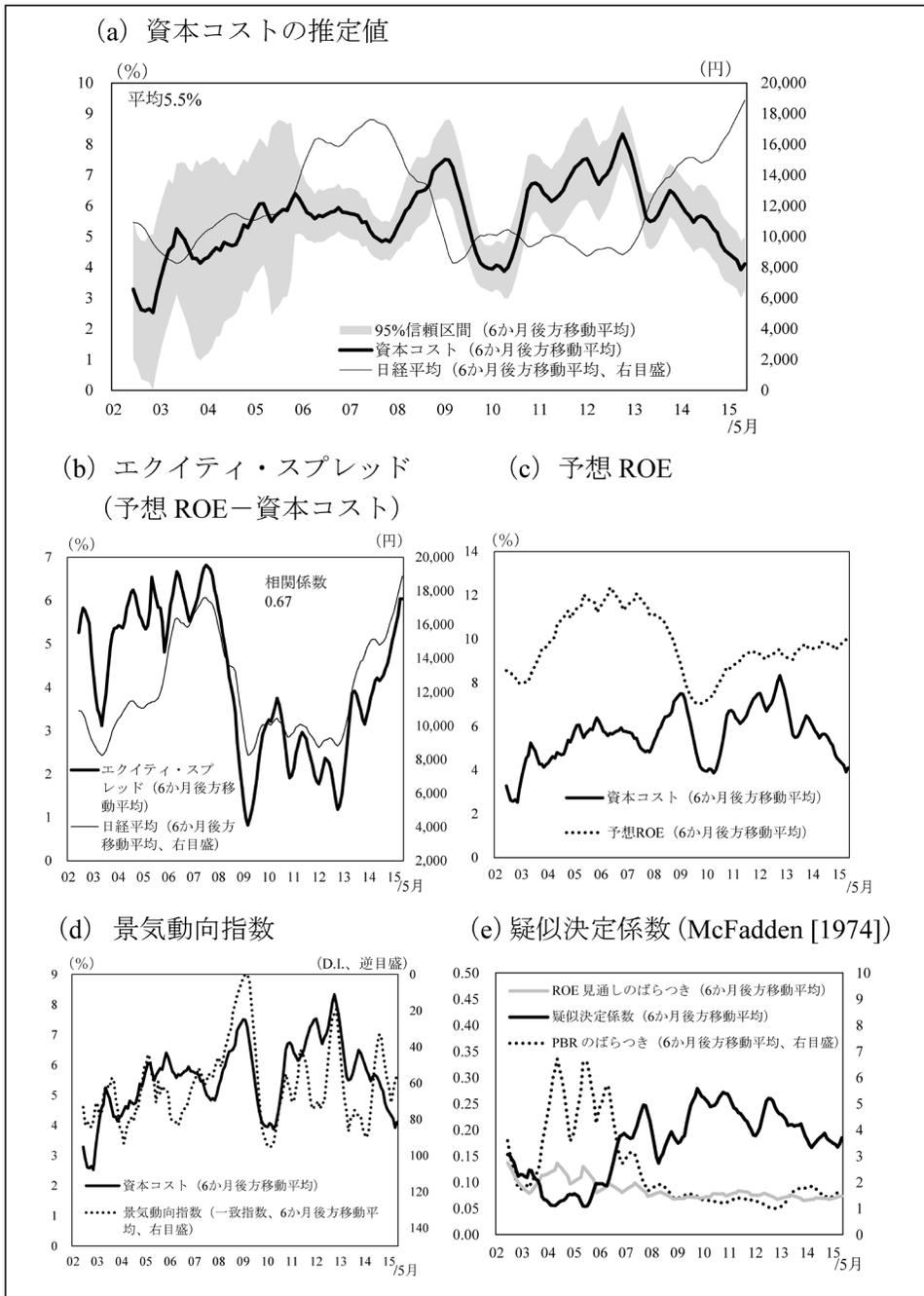
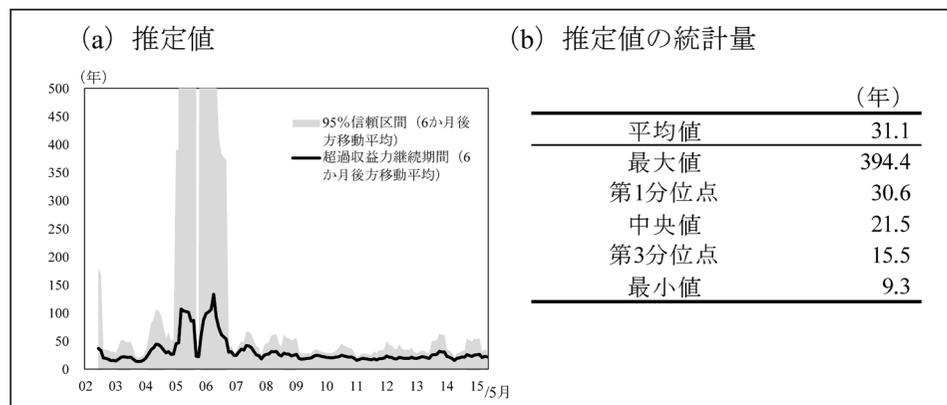


図2 超過収益力継続期間



た(図1(b))。このため、同時期の株価上昇には、こうしたエクイティ・スプレッドの拡大に伴う、企業の株主価値向上が寄与していたと考えられる。

なお、2006年以前は推定値の標準誤差が大きい傾向がみられたが、その背景には、被説明変数である株価純資産倍率(Price Book value Ratio: PBR)の企業間のばらつきが大きい一方、説明変数であるROE見通しのばらつきが小さくとどまった(図1(e))ことが寄与しているとみられる。この期間の疑似決定係数をみても、他期間に比べて極端に低い値となっている(同)。

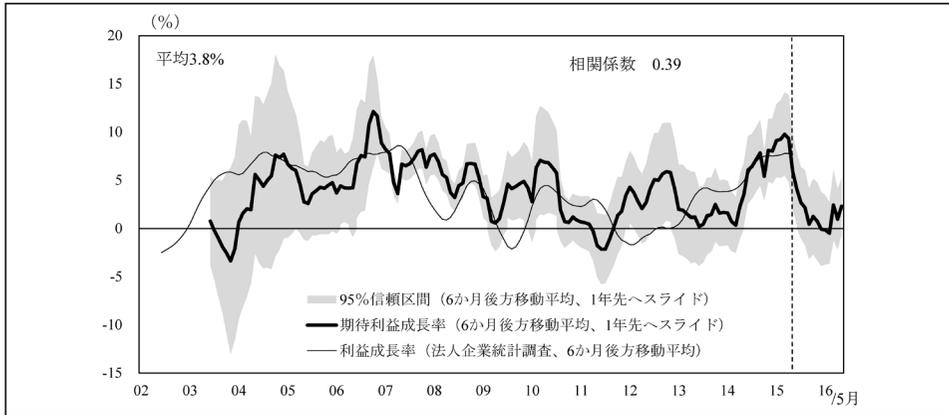
ロ. 超過収益力継続期間

超過収益力継続期間の推定値は、平均値で約31年、中央値で約22年となった²¹(図2)。これは、投資家が超過利益は時間の経過とともに減少していく、すなわち無限には継続しないと想定する一方で、相応に長い期間継続すると考えているためと解釈できる。なお、2005年から2006年にかけては、超過収益力継続期間の推定値が他期間と比べて大幅に長く、信頼区間も拡大している。これは、資本コスト($R_{E,t}$)の推定値と期待利益成長率($g_{E,t}$)の値が非常に近くなっていたために、疑似尤度の超過収益力継続期間(τ_t)に関する感応度が著しく低くなっていたことが一因と考えられる²²。

21 本節の超過収益力継続期間の推定結果は、先行研究の結果(5~10年)(桜井[2010]289~296頁)に比べて長くなっている。これは、先行研究では、長期均衡下の超過収益が正となることを許容したうえで、超過収益の長期均衡からの乖離を推定している一方、本研究では、長期均衡下の超過収益を0と(理論的根拠に基づき)外生的に仮定したうえで、超過収益が正になる期間を推定していること等が影響しているためとみられる。また、超過収益率(ROE-資本コスト)を求める際の資本コストの値自体が異なることも影響していると考えられる。

22 このほか、期待利益成長率($g_{E,t}$)を外生的に与え、資本コスト($R_{E,t}$)と超過収益力継続期間(τ_t)の2変数のみを同時推定した時の τ_t の推定値の時系列平均値も求めた。結果として、 $g_{E,t}$ を0.5%と

図3 期待利益成長率（年率）



ハ. 期待利益成長率

期待利益成長率の推定値は、法人企業統計調査をもとに計算した同成長率の実績値と概ね連動しており、全期間の平均値は3.8%となっている²³（図3）。

(2) 個別企業の資本コスト

イ. 選択されたモデル

表6は、AIC または BIC をモデル選択の基準とした場合の、それぞれの基準に関する各時点での各モデル採択比率を示している。結局のところ、採択比率は両基準で変わりではなく、モデル⑥の採択比率が、相対的に大きな値（約30%）を示している。

ロ. 個別企業の資本コストの分布

以下では、モデル⑥を採用して個別企業の資本コスト（各時点における全企業の資本コスト推定値の平均値）を推定した他、比較のために、市場全体の資本コストの推定値（サンプルは個別企業の資本コスト推定時と同一）も同時に示している（図4（a））。両者の推定値は2004～07年頃にやや異なっている以外は、概ね同じ値となっている。また、この時期の企業間のばらつきをみると（図4（b））、PBRとROE見通しのうち、PBRのみが大きくばらついていた期間と一致する。なお、市場

した場合は約117年、5%とした場合は約20年、10%とした場合は約14年、20%とした場合は約9年となっていた。

23 なお、超過収益力継続期間（ τ_i ）を外生的に与え、資本コスト（ $R_{E,t}$ ）と期待超過利益成長率（ $g_{E,t}$ ）の2変数を同時推定した際の $g_{E,t}$ の推定値の時系列平均値は、 τ_i を10年とした場合は約17%、25年とした場合は約1.7%、50年とした場合は約-0.6%、 τ_i が無限の場合は約-1.0%となった。

表6 モデル選択の結果

モデル	標準化	Fama-Frenchの3ファクター			財務変数				AICに基づき選択された割合(%)	BICに基づき選択された割合(%)
		β_{Mkt}	β_{HML}	β_{SMB}	C/P	レバレッジ	D/P	E/P		
ベースライン	①	○	○	○	-	-	-	-	3.1	3.1
	②	全体	-	-	-	○	○	-	6.2	6.2
	③	○	○	○	○	○	○	-	10.6	10.6
	④	○	○	○	-	-	-	-	0.0	0.0
	⑤	業種内	-	-	-	○	○	-	1.2	1.2
	⑥	○	○	○	○	○	○	-	29.8	29.8
D/P無し	⑦	全体	○	○	○	○	○	-	4.3	4.3
	⑧	業種内	○	○	○	○	○	-	1.2	1.2
C/P無し	⑨	全体	○	○	○	-	○	○	6.8	6.8
	⑩	業種内	○	○	○	-	○	○	0.6	0.6
レバレッジ無し	⑪	全体	○	○	○	○	-	○	3.7	3.7
	⑫	業種内	○	○	○	○	-	○	6.8	6.8
C/Pの代わりにE/P	⑬	-	-	-	-	○	○	○	3.1	3.1
	⑭	全体	○	○	○	-	○	○	4.3	4.3
	⑮	○	○	○	-	○	-	○	3.1	3.1
	⑯	○	○	○	-	-	○	○	5.6	5.6
	⑰	-	-	-	-	○	○	○	1.9	1.9
	⑱	業種内	○	○	○	-	○	○	4.3	4.3
	⑲	○	○	○	-	○	-	○	0.6	0.6
	⑳	○	○	○	-	-	○	○	2.5	2.5

全体の資本コストの推定値は、個別資本コストの平均値に比して、信頼区間の幅が広い（図4(c)）。こうした結果は、市場平均的な資本コストを推定する際にも、企業間の異質性（heterogeneity）を考慮することの重要性を示唆しているとみられる。

次に、金融危機（2007～08年）前後の各時点における資本コストの分布を確認すると（図5）、リーマン・ショック（2008年10月末）直後に、（企業間の）資本コストのばらつきが拡大している。またその後、市場が落ち着くにつれて危機前と同様の形状に戻っている。これらの結果から、金融ショック直後は、投資家の選別色が強まることで、資本コストのばらつきが拡大する傾向があると推察される。この間、エクイティ・スプレッド（予想ROE-資本コスト）の分布については、ばらつきが拡大している他、過半の企業が負の値となっている。資本コストの上昇によって、資本コストが予想ROEを上回る企業が増加し、株主価値に下押し圧力がかかっていたことが窺われる。

同様に、日本銀行の量的・質的金融緩和前後における資本コストの分布の形状変化（図6）をみると、その前後において、分布の平均値が低下するとともに、ばらつきが小さくなっている。なお、エクイティ・スプレッドについては、上方へと平行にシフトしており、負となる企業が顕著に減少している一方、10%を超える企業が増加している。この点については、多くの企業で資本コストが低下し、株主価値を創造するために必要なROEの水準（ハードル・レート）が引き下げられたことが寄与していると推察される。

図4 個別企業の資本コスト

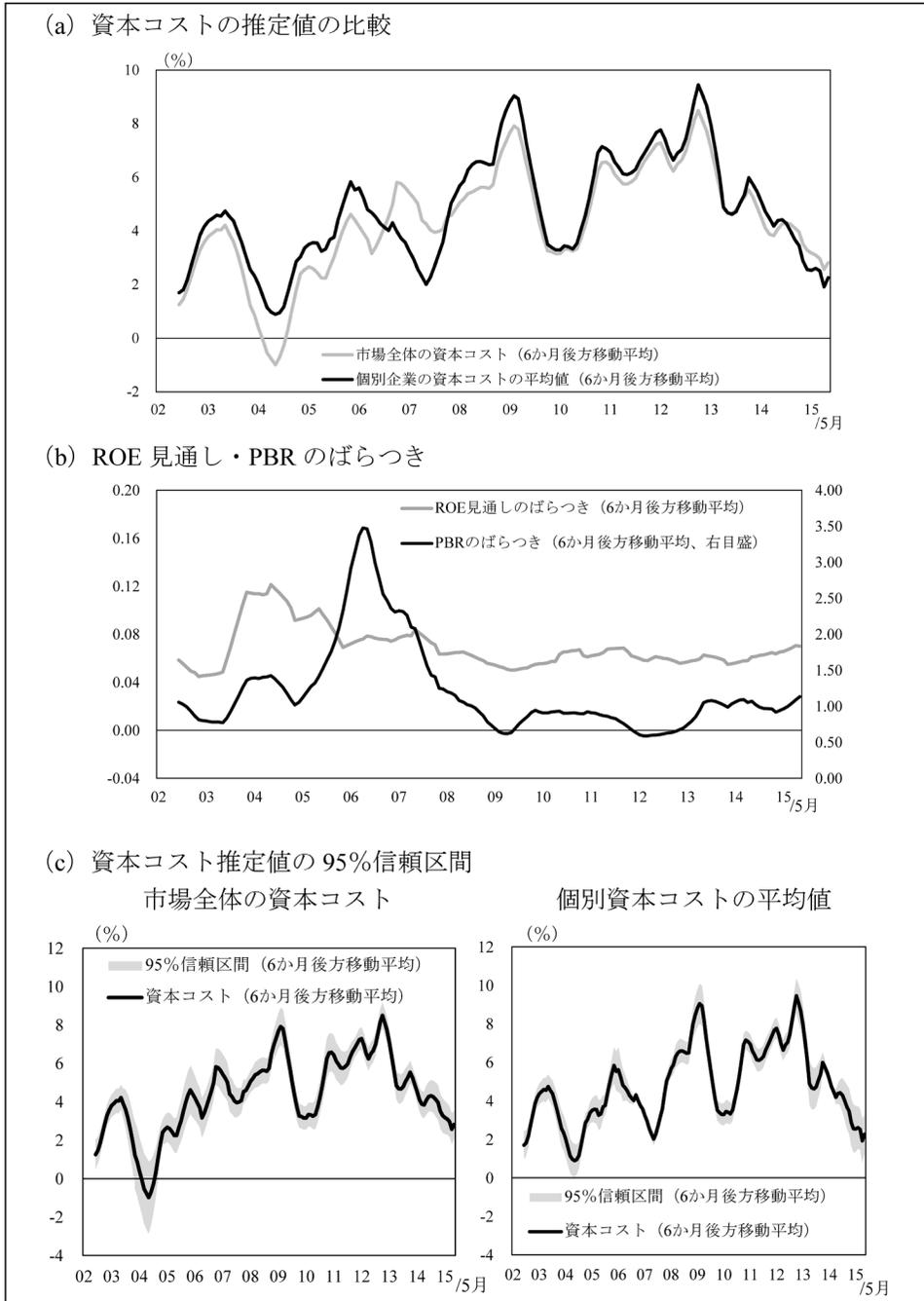


図5 金融危機前後の個別企業の資本コストの分布

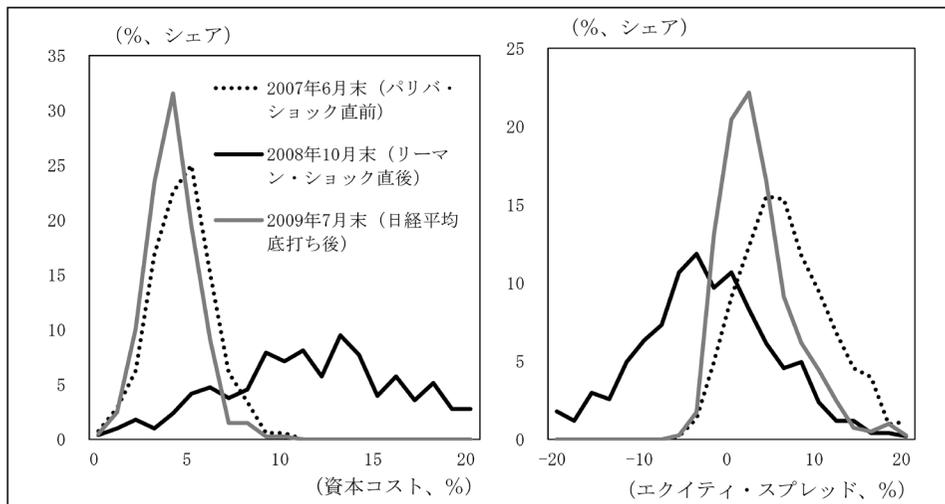
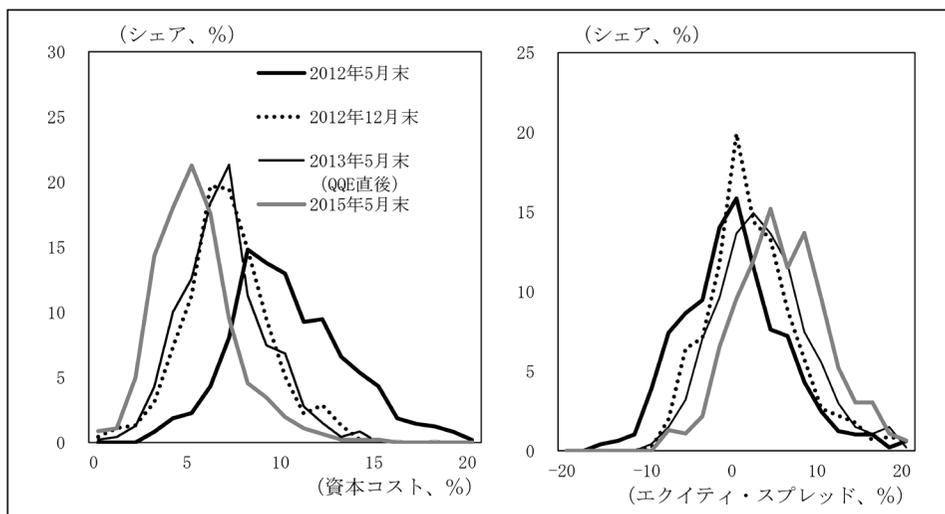


図6 量的・質的金融緩和前後の個別企業の資本コストの分布



ハ. 資本コストと個別企業属性との関係

企業の個別属性、すなわちファーマ=フレンチの3ファクター（ファクター・ベータ）へのエクスポージャーや財務属性変数が資本コストへ与える影響をみると、ファクター・ベータへのエクスポージャーにかかるプレミアム推定値（図7）は、多くの期間で有意な正值とはなっていない。

他方、財務属性変数（図8）については、C/P（図8（a））、およびD/P（図8（c））

図7 ファクター・ベータにかかるプレミアムの推定値

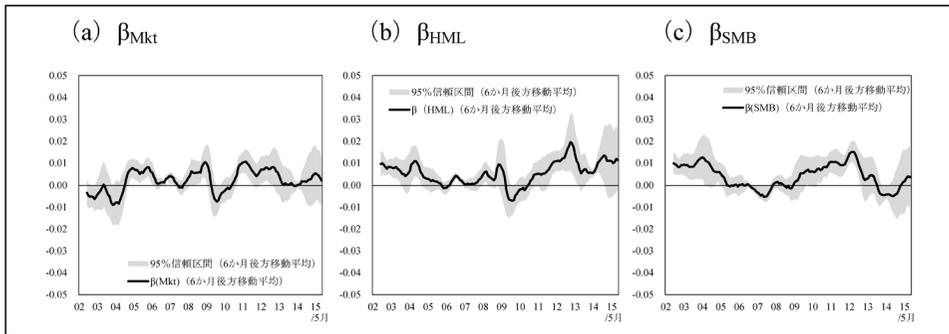


図8 財務属性変数にかかるプレミアムの推定値

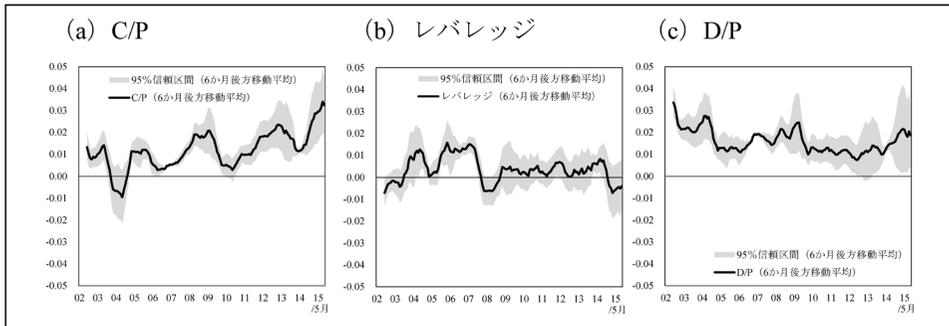
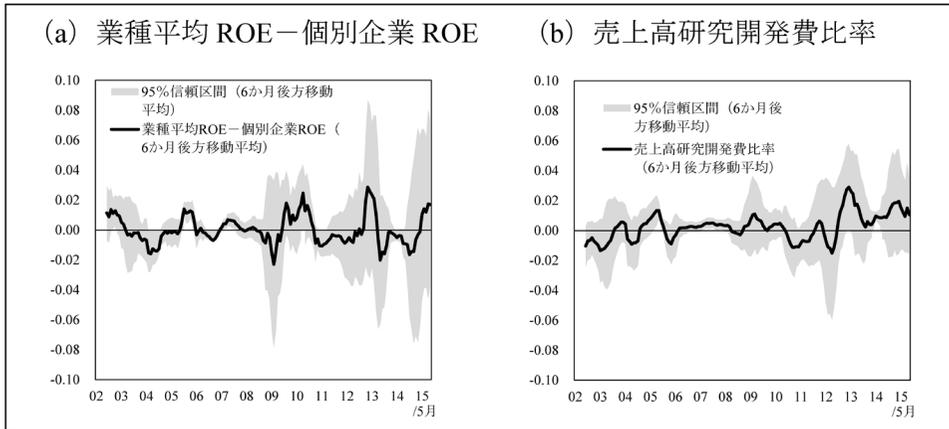


図9 財務属性変数にかかるプレミアムの推定値



のプレミアム推定値が多くの期間で有意な正值を示している。このほか、レバレッジ (図8 (b)) に関しては、リーマン・ショックの前において、係数が有意に正に

なっている。なお、金融危機以前は D/P の差異が、資本コストの差異を最も上手く説明する一方、金融危機以降は、C/P の説明力が最も高いという結果となった。

なお、期待利益成長率の企業間差異を説明すると想定した変数に関しては、どちらのプレミアム推定値も有意な値を示さなかった（図 9）。

二. 個別企業の資本コストと株式期待リターンのクロスセクションの関係

インプライド資本コストの推定にかかる先行研究（Easton and Monahan [2005]、Botosan, Plumlee, and Wen [2011]、Nekrasov and Ogneva [2011] 等）では、推定された個別企業の資本コストと株式期待リターンのクロスセクションの関係性の程度を、資本コスト推定値の有用性の 1 つの尺度としている。本節では、モデル⑥を用いて推定した個別企業の資本コストに基づいて、以下で説明する 2 種類のポートフォリオを構築し、その株式実現リターンの平均値に関する統計的有意性を確認することで、本稿のモデルに基づく資本コストと株式期待リターンのクロスセクションにおける関係の強さについて検証した。また、資本コストと株式期待リターンの関係を検証するに当たり、資本コストを推定するためのいくつかの既存モデルを用いて、比較・検証を行った（採用した既存モデルの詳細、およびその推定値については、補論 5 を参照）。

以下の検証結果からは、モデル⑥による個別企業の資本コストと株式期待リターンの間に、統計的有意性のある正の関係があること、およびそうした関係が既存のモデル（残余利益モデル、異常利益成長モデル）と比較して強いことが示された。

（イ） ファクター・ミミッキング・ポートフォリオ分析

推定された資本コストと株式期待リターンのクロスセクションでの関係を検証する最初のステップとして、以下のような線型モデルの推定を各時点で行う。

$$R_{t+1}^i = \alpha_t + \mu_t R_{E,t}^i + \epsilon_{t+1}^i, \forall i, t. \quad (15)$$

ここで、 R_{t+1}^i は企業 i の時点 $t+1$ （月）の月次株式収益率を示しており、 $R_{E,t}^i$ は時点 t （月）で推定した当該企業 i の資本コストを示している。

パラメータ α_t と μ_t の推定（推定値は、 $\hat{\alpha}_t$ 、 $\hat{\mu}_t$ と表記）には、Fama and MacBeth [1973] のクロスセクション回帰（以下「FM 回帰」）の手法を用いており、 $\bar{\mu} = (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_t$ を資本コストに対する株式期待リターンの推定値として統計的検定の対象としている²⁴。このとき、(15) 式において、 μ_t の推定値 $\hat{\mu}_t$ は、時点 t において各企業の資本コスト $R_{E,t}^i$ への正のティルト戦略（資本コスト $R_{E,t}^i$ に基づく相対強度戦略のゼロ・コスト・ポジション（以下「ファクター・ミミッキング・ポートフォリオ」

.....
24 標準誤差は $\sigma_\mu = \sqrt{\sum_{t=1}^T (\hat{\mu}_t - \bar{\mu})^2 / (T-1)}$ 、 t 値は $\bar{\mu} / \sigma_\mu$ で与えられる。

(factor mimicking portfolio) を構築した場合に、時点 $t+1$ に実現したポートフォリオ・リターンと解釈することができる。本稿では、FM 回帰による推定値 $\hat{\mu}$ が (統計的に) 有意に正值であるか否かの検証を通じて、推定された個別企業の資本コストとその株式期待リターンとの関係の強さを確認している²⁵。また、補完分析として、FM 回帰による分析に加えて、時系列・クロスセクションの全てのデータを用いた、(15) 式のプーリング回帰分析も行った。なお、統計的検定には不均一分散に対して頑健な標準誤差 (White [1980]) を使用している。

推定結果 (表 7) をみると、FM 回帰分析では、モデル⑥は t 値が 5.58 となっており、有意水準 1% で帰無仮説 ($\hat{\mu} = 0$) を棄却している。これに加えて、プーリング回帰でも、同モデルの t 値は 4.50 となっており、有意水準 1% で帰無仮説 ($\mu = 0$) を棄却している。これより、回帰分析の結果は、個別企業の資本コスト推定値がその株式期待リターンと正の関係を持つことを示している²⁶。

他方、既存のモデル (残余利益モデル、異常利益成長モデル) については、FM 回帰、プーリング回帰の双方で統計的に有意 (有意水準 1%) な正の関係を示したものは存在しなかった。

(ロ) 5 分位ポートフォリオ分析

FM 回帰分析では、資本コストの相対的な大きさにより各企業に対するポートフォリオ・ウェイトを付与していたため (相対強度戦略)、特定企業のポートフォリオ・パフォーマンスへの影響が大きい可能性がある²⁷。ここでは、企業間のポートフォリオ・ウェイトを均一として特定企業の影響を排除した場合のポートフォリオ・リターンを計測することで、資本コストと株式期待リターンの関係の強さについて検証する。

計測期間の毎年 6 月末に推定された個別企業の資本コストに基づいて各企業を

.....
25 各時点でのクロスセクション回帰には効率性 95% の有界影響推定 (Beaton and Tukey [1974] 等) を適用している。

26 本分析に使用する資本コストは推定誤差を含んでいるため、FM 回帰分析における各期の μ_t の推定値 ($\hat{\mu}_t$) には、真の推定値 (資本コストが推定誤差を含まない場合の推定値) μ_t に比して下方にバイアスがかかると考えられるため、 t 値がバイアスを持つことが懸念される。もっとも、本研究で計算されている t 値 ($\hat{\mu}/\hat{\sigma}_\mu$) の分母、 $\hat{\sigma}_\mu = \sqrt{\sum_{t=1}^T (\hat{\mu}_t - \hat{\mu})^2 / T(T-1)}$ は、 $\hat{\mu}_t$ の下方バイアスの影響を受ける一方で、資本コストの推定誤差の影響から上方にもバイアスがかかることから、分母の下方バイアスの程度は、分子 ($\hat{\mu}_t$) のバイアスに比べて相対的に小さくなることが想定される。このため、本分析で計算される t 値は、資本コストが推定誤差を含んでいない場合の t 値に対して、下方バイアスがかかっていることが予想され、本分析で有意との結果が出た場合には、変量誤差を考慮しても、頑健な結果との判断が可能となる。なお、プーリング回帰については、変量誤差の影響が t 値に関する下方バイアスを引き起こすことが広く知られているため、本研究で有意との結果が出た場合には、そうした結果は頑健と言える。

27 5 分位ポートフォリオ分析を行う利点の 1 つとして、FM 回帰分析を行う際に生じる変量誤差の問題に対処できる点が挙げられる。

降順に5つのグループに同一企業数になるように分割する。分割ポートフォリオ間、およびポートフォリオ内の各企業には同一金額投資を仮定する。標本期間中は毎年6月末にポートフォリオのリバランスを行う（1年間のバイ・アンド・ホールド戦略）。本稿では、実現した第1分位ポートフォリオ・リターンと第5分位ポートフォリオ・リターンの差の期待値が計測期間において（統計的に）有意に正値であるか否かについて t 検定を行うことにより、推定された資本コストと株式期待リターンとの関係について検証した。

5分位ポートフォリオ分析による検証結果（表8）をみると、本稿で採用したモデル⑥は、1-5分位ポートフォリオのリターンの t 値が2.96となっており、FM分析の結果より小さくなっているものの、依然として有意水準1%でも有意な正値を示していることから、資本コストは株式期待リターンと正の関係を持つことが示唆される。

これに対して、既存のモデル（残余利益モデル、異常利益成長モデル）に関しては、統計的に有意（有意水準1%）な正の関係を示したものは存在しなかった。

5. まとめ

本稿では、残余利益モデルに基づいて評価日のクロスセクション・データから資本コストを推定する統計的モデルを提示し、東証1部上場企業を対象（金融業は除く）に個別企業の資本コスト、期待利益成長率、および超過収益力継続期間を、疑似最尤推定法を用いて同時推定した。

本稿で提示した残余利益モデルに基づいたパラメータ推定、および検定の結果、個別企業の資本コストの決定要因としては、キャッシュ・フロー利回りや配当利回り等の財務属性変数の影響が統計的に有意である一方、市場のシステムティック・リスクを代替すると認識されているファーマ=フレンチの3ファクターへのエクスポージャー（各ファクターへのファクター・ベータ）は多くの期間で統計的に有意ではなかった。また、企業毎に推定された各時点における資本コストの分布は、推定時点の市場や各企業の財務状況に依存して大きな違いがあることが分かった。これにより、資本コストの推定において、市場平均的な資本コストの利用に加えて、個別企業の財務状況や市場状況を勘案することの重要性が示された。

さらに、本稿で推定された個別企業の資本コストと株式期待リターンのクロスセクションにおける関係の強さに関する検証を行った結果、資本コストと株式期待リターンの間に統計学的に有意な正の関係が示された他、この関係は資本コストを推定するための既存モデルと比較しても相対的に強いことが示された。

表7 資本コストと株式期待リターンの関係 (FM 回帰分析)

	属性変数等	標準化	Fama-MacBeth (FM) 回帰		プーリング回帰			
			μ の推定値	標準誤差	μ の推定値	標準誤差	t 値	
本研究のモデル	① 3ファクター	全体	0.0917	0.8585	1.36	-0.015489	0.007034	-2.20
	② C/P+レバレッジ+D/P		0.0973	0.9189	1.34	0.017959	0.003525	5.09
	③ 3ファクター+C/P+レバレッジ+D/P		0.0434	0.6287	0.88	0.043422	0.003860	11.25
	④ 3ファクター	業種内	0.0775	0.7845	1.25	0.069878	0.004775	14.64
	⑤ C/P+レバレッジ+D/P		0.1368	0.3184	5.45	0.079909	0.007830	10.21
	⑥ 3ファクター+C/P+レバレッジ+D/P		0.1236	0.2809	5.58	0.054270	0.012070	4.50
	⑦ 3ファクター+C/P+レバレッジ	全体	0.0949	0.4033	2.99	0.015679	0.017144	0.91
	⑧ 業種内		0.1187	0.3593	4.19	0.066186	0.011960	5.53
	⑨ 3ファクター+レバレッジ+D/P	全体	0.0773	0.2843	3.45	-0.000619	0.003496	-0.18
	⑩ 業種内		0.1118	0.2498	5.68	0.066470	0.006619	10.04
	⑪ 3ファクター+C/P+D/P	全体	0.0926	0.3756	3.13	0.018010	0.005149	3.50
	⑫ 業種内		0.1227	0.2834	5.49	0.093847	0.008829	10.63
	⑬ E/P+レバレッジ+D/P	全体	0.1582	2.4530	0.82	0.019231	0.004654	4.13
	⑭ 3ファクター+E/P+レバレッジ+D/P	全体	0.0790	0.3231	3.10	0.019392	0.006557	2.96
	⑮ 3ファクター+E/P+レバレッジ		0.0774	0.4535	2.17	0.033208	0.004646	7.15
	⑯ 3ファクター+E/P+D/P		0.0649	0.3596	2.29	0.020991	0.005918	3.55
	⑰ E/P+レバレッジ+D/P	業種内	0.1323	0.3023	5.55	0.073868	0.009240	7.99
	⑱ 3ファクター+E/P+レバレッジ+D/P		0.1299	0.3015	5.47	0.073976	0.009142	8.09
	⑳ 3ファクター+E/P+レバレッジ		0.1034	0.4098	3.20	0.027345	0.013959	1.96
	⑳ 3ファクター+E/P+D/P		0.1213	0.3032	5.08	0.033258	0.013123	2.53
残余利益モデル	Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]		0.1083	0.4788	2.87	-0.020230	0.014448	-1.40
	Claus and Thomas [2001]		0.0577	0.2853	2.57	-0.007572	0.011460	-0.66
異常利益成長モデル	Ohlson and Juettner-Nauroth [2005]		-0.0043	0.1286	-0.43	0.002700	0.006967	0.39
	Easton [2004] ①修正PEGレシオ		-0.0090	0.1007	-1.13	-0.005356	0.007791	-0.69
	Easton [2004] ②PEGレシオ		0.0168	0.1680	1.27	0.032580	0.007483	4.35
	Easton [2004] ③PEPレシオ		0.0613	0.3154	2.46	0.024829	0.013980	1.78

表 8 資本コストと株式期待リターンの関係 (5 分位ポートフォリオ分析)

属性変数等		標準化	第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	第1分位 - 第5分位	標準偏差	t 値
本研究の モデル	① 3ファクター	標準化	0.0092	0.0091	0.0090	0.0077	0.0038	0.0054	0.0333	2.01
	② C/P+レバレッジ+D/P	全体	0.0100	0.0110	0.0069	0.0071	0.0037	0.0063	0.0306	2.55
	③ 3ファクター+C/P+レバレッジ+D/P		0.0121	0.0097	0.0088	0.0056	0.0026	0.0094	0.0324	3.64
	④ 3ファクター	業種内	0.0085	0.0100	0.0081	0.0076	0.0046	0.0040	0.0218	2.27
	⑤ C/P+レバレッジ+D/P		0.0111	0.0096	0.0077	0.0058	0.0046	0.0065	0.0262	3.12
	⑥ 3ファクター+C/P+レバレッジ+D/P		0.0108	0.0098	0.0074	0.0063	0.0045	0.0063	0.0267	2.96
	⑦ 3ファクター+C/P+レバレッジ	全体	0.0106	0.0085	0.0086	0.0063	0.0048	0.0058	0.0226	3.21
	⑧ 業種内	業種内	0.0109	0.0091	0.0085	0.0060	0.0043	0.0066	0.0242	3.42
	⑨ 全体	全体	0.0108	0.0086	0.0089	0.0075	0.0030	0.0077	0.0314	3.07
	⑩ 3ファクター+レバレッジ+D/P	業種内	0.0106	0.0099	0.0072	0.0067	0.0043	0.0063	0.0242	3.26
	⑪ 全体	全体	0.0098	0.0095	0.0074	0.0080	0.0041	0.0057	0.0300	2.39
	⑫ 3ファクター+C/P+D/P	業種内	0.0112	0.0083	0.0080	0.0068	0.0046	0.0067	0.0268	3.10
	⑬ E/P+レバレッジ+D/P		0.0116	0.0096	0.0070	0.0062	0.0043	0.0073	0.0322	2.83
	⑭ 3ファクター+E/P+レバレッジ+D/P		0.0110	0.0092	0.0089	0.0072	0.0025	0.0085	0.0341	3.12
	⑮ 3ファクター+E/P+レバレッジ	全体	0.0112	0.0087	0.0082	0.0066	0.0042	0.0071	0.0307	2.88
	⑯ 3ファクター+E/P+D/P		0.0111	0.0095	0.0073	0.0067	0.0042	0.0070	0.0314	2.77
	⑰ E/P+レバレッジ+D/P		0.0119	0.0084	0.0076	0.0061	0.0048	0.0071	0.0253	3.48
	⑱ 3ファクター+E/P+レバレッジ+D/P	業種内	0.0108	0.0091	0.0076	0.0068	0.0046	0.0062	0.0239	3.24
	⑳ 3ファクター+E/P+レバレッジ		0.0105	0.0084	0.0083	0.0066	0.0051	0.0054	0.0245	2.74
	㉑ 3ファクター+E/P+D/P		0.0103	0.0088	0.0071	0.0070	0.0056	0.0048	0.0251	2.38
残余利益 モデル	Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]		0.0097	0.0077	0.0086	0.0075	0.0054	0.0043	0.0257	2.10
	Claus and Thomas [2001]		0.0099	0.0079	0.0077	0.0062	0.0071	0.0028	0.0238	1.49
異常利益成長 モデル	Ohlson and Juettner-Nauroth [2005]		0.0087	0.0066	0.0085	0.0064	0.0086	0.0001	0.0259	0.02
	Easton [2004] ①修正PEGレシオ		0.0070	0.0098	0.0092	0.0060	0.0075	-0.0006	0.0151	-0.46
	Easton [2004] ②PEGレシオ		0.0100	0.0075	0.0074	0.0062	0.0077	0.0023	0.0316	0.92
	Easton [2004] ③EPレシオ		0.0091	0.0088	0.0076	0.0056	0.0077	0.0013	0.0254	0.66

参考文献

- 石川博行、「インプライド資本コストとインプライド成長率の同時推定」、『証券アナリストジャーナル』第52巻第7号、日本証券アナリスト協会、2014年、48～53頁
- 経済産業省、「『持続的成長への競争力とインセンティブ～企業と投資家の望ましい関係構築～』プロジェクト 最終報告書（伊藤レポート）」、2014年（<http://www.meti.go.jp/press/2014/08/20140806002/20140806002-2.pdf>）
- 桜井貴憲、「第10章 残余利益の持続性と企業価値評価」、桜井久勝編著『企業価値評価の実証分析：モデルと会計情報の有用性検証』、中央経済社、2010年
- 柳良平、「ROE向上へ向けた企業と投資家の望ましい関係：伊藤レポートを受けて—投資家サーベ이의示唆とエクイティ・スプレッドの考察—」、『証券アナリストジャーナル』第53巻第6号、日本証券アナリスト協会、2015年a、17～27頁
- 、「コーポレートガバナンス・コードと『株主との対話』—投資家サーベ이의示唆とエンゲージメント・アジェンダの提案—」、『インベスター・リレーションズ』第9号、日本インベスター・リレーションズ学会、2015年b、68～84頁
- 渡部敏明、『ボラティリティ変動モデル』、朝倉書店、2000年
- Akaike, Hirotugu, “Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle,” in B. N. Petrov and F. Caski, eds. *2nd International Symposium on Information Theory*, Akademiai Kiado, Budapest, 1973, pp. 267–281.
- Barniv, Ran, Ole-Kristian Hope, Mark J. Myring, and Wayne B. Thomas, “Do Analysts Practice What They Preach and Should Investors Listen? Effects of Recent Regulations,” *The Accounting Review*, 84(4), 2009, pp. 1015–1039.
- Beaton, Albert E., and John W. Tukey, “The Fitting of Power Series, Meaning Polynomials, Illustrated on Band-Spectroscopic Data,” *Technometrics*, 16(2), 1974, pp. 147–185.
- Bernard, Victor L., “The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists,” *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 1995, pp. 733–747.
- Bhandari, Laxmi C., “Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence,” *The Journal of Finance*, 43(2), 1988, pp. 507–528.
- Bilson, John F. O., Sang B. Kang, and Hong Luo, “The Term Structure of Implied Dividend Yields and Expected Returns,” *Economics Letters*, 128, 2015, pp. 9–13.
- van Binsbergen, Jules H., and Ralph S. J. Koijen, “Predictive Regressions: A Present-Value Approach,” *The Journal of Finance*, 65(4), 2010, pp. 1439–1471.
- Botosan, Christine A., “Disclosure Level and the Cost of Equity Capital,” *The Accounting Review*, 72(3), 1997, pp. 323–349.
- , Marlene A. Plumlee, and He Wen, “The Relation between Expected Returns, Realized Returns, and Firm Risk Characteristics,” *Contemporary Accounting Research*,

- 28(4), 2011, pp. 1085–1122.
- Breusch, Trevor S., and Adrian R. Pagan, “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica*, 47(5), 1979, pp. 1287–1294.
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, 1(3), 1988, pp. 195–228.
- , and Motohiro Yogo, “Efficient Tests of Stock Return Predictability,” *Journal of Financial Economics*, 81(1), 2006, pp. 27–60.
- Chan, Louis K. C., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, “Fundamentals and Stock Returns in Japan,” *The Journal of Finance*, 46(5), 1991, pp. 1739–1764.
- , Jason Karceski, and Josef Lakonishok, “The Level and Persistence of Growth Rates,” *The Journal of Finance*, 58(2), 2003, pp. 643–684.
- Chesher, Andrew, “The Effect of Measurement Error,” *Biometrika*, 78(3), 1991, pp. 451–462.
- Claus, James, and Jacob Thomas, “Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts’ Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets,” *The Journal of Finance*, 56(5), 2001, pp. 1629–1666.
- Cohen, Randolph B., and Christopher K. Polk, “The Impact of Industry Factors in Asset Pricing Tests,” Working Paper, Kellogg Graduate School of Management, 1998.
- Dechow, Patricia M., and Richard G. Sloan, “Returns to Contrarian Investment Strategies: Tests of Naive Expectations Hypotheses,” *Journal of Financial Economics*, 43(1), 1997, pp. 3–27.
- Easton, Peter D., “PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital,” *The Accounting Review*, 79(1), 2004, pp. 73–95.
- , “Estimating the Cost of Capital Implied by Market Prices and Accounting Data,” *Foundations and Trends in Accounting*, 2(4), 2009, pp. 241–364.
- , and Steven J. Monahan, “An Evaluation of Accounting-Based Measures of Expected Returns,” *The Accounting Review*, 80(2), 2005, pp. 501–538.
- , Gary Taylor, Pervin Shroff, and Theodore Sougiannis, “Using Forecasts of Earnings to Simultaneously Estimate Growth and the Rate of Return on Equity Investment,” *Journal of Accounting Research*, 40(3), 2002, pp. 657–676.
- Edwards, Edgar O., and Philip W. Bell, *The Theory and Measurement of Business Income*, University of California Press, 1961.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *The Journal of Finance*, 47(2), 1992, pp. 427–465.
- , and ———, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,”

- Journal of Financial Economics*, 33(1), 1993, pp. 3–56.
- , and ———, “Industry Costs of Equity,” *Journal of Financial Economics*, 43(2), 1997, pp. 153–193.
- , and ———, “Forecasting Profitability and Earnings,” *Journal of Business*, 73(2), 2000, pp. 161–175.
- , and ———, “A Five-Factor Asset Pricing Model,” *Journal of Financial Economics*, 116(1), 2015, pp. 1–22.
- , and James D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,” *Journal of Political Economy*, 81(3), 1973, pp. 607–636.
- Fernandez, Pablo, and Javier del Campo, “Market Risk Premium Used in 2010 by Analysts and Companies: A Survey with 2,400 Answers,” Working Paper, IESE Business School, 2011.
- Gebhardt, William R., Charles M. C. Lee, and Bhaskaran Swaminathan, “Toward an Implied Cost of Capital,” *Journal of Accounting Research*, 39(1), 2001, pp. 135–176.
- Gode, Dan, and Partha Mohanram, “Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model,” *Review of Accounting Studies*, 8(4), 2003, pp. 399–431.
- Goodman, David A., and John W. Peavy III, “Industry Relative Price-Earnings Ratios as Indicators of Investment Returns,” *Financial Analysts Journal*, 39(4), 1983, pp. 60–66.
- Griliches, Zvi, and Vidar Ringstad, “Errors-in-the-Variables Bias in Nonlinear Contexts,” *Econometrica*, 38(2), 1970, pp. 368–370.
- Guay, Wayne, S. P. Kothari, and Susan Shu, “Properties of Implied Cost of Capital Using Analysts’ Forecasts,” *Australian Journal of Management*, 36(2), 2011, pp. 125–149.
- Harris, Richard D. F., “The Accuracy, Bias and Efficiency of Analysts’ Long Run Earnings Growth Forecasts,” *Journal of Business Finance and Accounting*, 26(5–6), 1999, pp. 725–755.
- Healy, Paul, George Serafeim, Suraj Srinivasan, and Gwen Yu, “Market Competition, Earnings Management, and Persistence in Accounting Profitability Around the World,” *Review of Accounting Studies*, 19(4), 2014, pp. 1281–1308.
- Hong, Harrison, and Jeffrey D. Kubik, “Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts,” *The Journal of Finance*, 58(1), 2003, pp. 313–351.
- Hou, Kewei, Mathijs van Dijk, and Yinglei Zhang, “The Implied Cost of Capital: A New Approach,” *Journal of Accounting and Economics*, 53(3), 2012, pp. 504–526.
- Huang, Rong, Ram Natarajan, and Suresh Radhakrishnan, “Estimating Firm-Specific Long-Term Growth Rate and Cost of Capital,” Working Paper, School of Management, University of Texas, 2005.
- Jarque, Carlos M., and Anil K. Bera, “Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and

- Serial Independence of Regression Residuals,” *Economics Letters*, 6(3), 1980, pp. 255–259.
- , and ———, “Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals: Monte Carlo Evidence,” *Economics Letters*, 7(4), 1981, pp. 313–318.
- , and ———, “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals,” *International Statistical Review*, 55(2), 1987, pp. 163–172.
- Jung, Boochun, Philip B. Shane, and Yanhua S. Yang, “Do Financial Analysts’ Long-Term Growth Forecasts Matter? Evidence from Stock Recommendations and Career Outcomes,” *Journal of Accounting and Economics*, 53(1–2), 2012, pp. 55–76.
- Kothari, S. P., and Jay Shanken, “Book-to-Market, Dividend Yield, and Expected Market Returns: A Time-series Analysis,” *Journal of Financial Economics*, 44(2), 1997, pp. 169–203.
- La Porta, Rafael, “Expectations and the Cross-Section of Stock Returns,” *The Journal of Finance*, 51(5), 1996, pp. 1715–1742.
- Larocque, Stephannie, “Analysts’ Earnings Forecast Errors and Cost of Equity Capital Estimates,” *Review of Accounting Studies*, 18(1), 2013, pp. 135–166.
- Leonard, William N., “Research and Development in Industrial Growth,” *Journal of Political Economy*, 79(2), 1971, pp. 232–256.
- Lintner, John, “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets,” *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 1965, pp. 13–37.
- Maio, Paulo, and Pedro Santa-Clara, “Dividend Yields, Dividend Growth, and Return Predictability in the Cross Section of Stocks,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(1–2), 2015, pp. 33–60.
- McFadden, Daniel, “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior,” in Paul Zarembka, ed. *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, 1974, pp. 105–142.
- Nekrasov, Alexander, and Maria Ogneva, “Using Earnings Forecasts to Simultaneously Estimate Firm-Specific Cost of Equity and Long-Term Growth,” *Review of Accounting Studies*, 16(3), 2011, pp. 414–457.
- Ohlson, James A., “The Theory of Value and Earnings, and an Introduction to the Ball-Brown Analysis,” *Contemporary Accounting Research*, 8(1), 1991, pp. 1–19.
- , “Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation,” *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 1995, pp. 661–687.
- , and Beate E. Juettner-Nauroth, “Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value,” *Review of Accounting Studies*, 10(2), 2005, pp. 349–365.

- Schwarz, Gideon, “Estimating the Dimension of a Model,” *The Annals of Statistics*, 6(2), 1978, pp. 461–464.
- Sharpe, William F., “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk,” *The Journal of Finance*, 19(3), 1964, pp. 425–442.
- Stambaugh, Robert F., “Predictive Regressions,” *Journal of Financial Economics*, 54(3), 1999, pp. 375–421.
- White, Halbert, “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48(4), 1980, pp. 817–838.
- , *Estimation, Inference, and Specification Analysis*, Cambridge University Press, 1994.

補論 1. 疑似最尤推定法の推定量の漸近分布

ここでは、White [1994] に基づいて、疑似最尤推定法の漸近分布について簡潔に解説する。真のパラメータを θ 、 N 個のサンプルから推定された疑似最尤推定量を $\hat{\theta}_N^{QML}$ とする。また、対数疑似尤度を $\ln f(\{\varepsilon_n\}_{n=1}^N)$ とする。ここで、 ε_n は各サンプルの誤差を表す。すると、 $\hat{\theta}_n^{QML}$ は次のような分布に従う。

$$\sqrt{N}(\hat{\theta}_N^{QML} - \theta) \rightarrow N(0, A^{-1}BA^{-1}).$$

ここで A 、 B は以下のように定義される。

$$A = -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N E \left(\frac{\partial^2 \ln f(\{\varepsilon_n\}_{n=1}^N)}{\partial \theta \partial \theta'} \right),$$
$$B = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N E \left(\left[\frac{\partial \ln f(\{\varepsilon_n\}_{n=1}^N)}{\partial \theta} \right] \left[\frac{\partial \ln f(\{\varepsilon_n\}_{n=1}^N)}{\partial \theta} \right]' \right).$$

これより、疑似最尤推定量の標準誤差は、 $\frac{1}{N}A^{-1}BA^{-1}$ の対角成分の平方根として計算される。

補論 2. 各データ系列の出所・作成方法と基本統計量

表 A-1 各データ系列の出所・作成方法

データ系列	出所・作成方法
PBR (株価純資産倍率)	株式時価総額を純資産額で割って算出。株式時価総額は Bloomberg から入手した値を、純資産額は日経 NEEDS から入手した財務諸表データの値を使用。
ROE (投下資本収益率) 見通し	1 年先の税引き後利益見通しを、純資産で割って算出。1 年後の税引き後利益見通しは、IFIS のアナリスト予想のコンセンサスの値を使用。
市場ファクター (β_{Mkt})	各ファクターのリターンの実績値(金融業は除く)を説明変数に、株式の収益率の実績値を被説明変数にし、各ファクターへのエクスポージャーを推定(原則過去 36 か月、最低でも過去 24 か月)。各ファクターのリターンの実績値は、株式会社金融データソリューションズが提供する金融業を除くベースの月次リターンを使用。株式の収益率は、Bloomberg から配当権利落ち修正済の株価情報を入手し、リターンを算出。
時価簿価ファクター (β_{HML})	
時価総額ファクター (β_{SMB})	
配当利回り (D/P)	実績配当額を時価総額で割って算出。実績配当額は、一株当たり配当額(日経 NEEDS から入手した財務諸表データ)に発行株式総数(日経 NEEDS から入手)の値を掛けたものを使用。
株式益回り (E/P)	税引き後純利益額の実績額を株式時価総額で割って算出。税引き後純利益額は、日経 NEEDS から入手した財務諸表データの値を使用。
キャッシュ・フロー利回り (C/P)	営業キャッシュ・フローの実績額を、時価総額で除して算出。営業キャッシュ・フローは、税引き後純利益+減価償却費+支払利息手数料として計算。全てのデータは日経 NEEDS から入手した財務データを使用。
レバレッジ (時価ベース)	負債額を株式時価総額で割って算出。負債額は日経 NEEDS から入手した財務データを使用。
業種平均 ROE 見通し 一 個別企業 ROE 見通し	個社の ROE 見通しを上記の方法で作成したうえで、業種平均 ROE 見通しを集計。
売上高研究開発費比率	研究開発費を売上高で割って算出。売上高、研究開発費ともに日経 NEEDS の財務データを使用。

表 A-2 主要データの基本統計量

	PBR (市場全体の資本コスト推定)					ROE目通し (市場全体の資本コスト推定)					市場ファンダーへの エクスポージャー		時価総額ファンダーへの エクスポージャー		配当利回り				
	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	
2002	1.719	2.663	50.534	1.177	0.199	0.083	0.116	1.856	0.060	0.000	0.907	0.872	0.444	0.567	0.513	0.434	0.015	0.013	
2003	1.753	3.241	65.029	1.211	0.276	0.091	0.102	1.247	0.068	0.000	1.005	0.977	0.326	0.362	0.388	0.350	0.013	0.013	
2004	2.307	5.040	92.187	1.496	0.419	0.109	0.115	1.584	0.083	0.002	1.035	1.008	0.186	0.260	0.403	0.308	0.011	0.010	
2005	2.647	5.630	97.444	1.721	0.535	0.117	0.104	1.247	0.094	0.001	1.018	0.961	0.061	0.183	0.401	0.324	0.011	0.010	
2006	2.773	3.868	54.984	1.936	0.537	0.118	0.089	0.914	0.098	0.001	0.977	0.956	-0.008	0.110	0.428	0.374	0.010	0.010	
2007	2.202	2.266	27.573	1.685	0.420	0.115	0.085	0.826	0.096	0.001	0.972	0.943	0.113	0.210	0.457	0.418	0.013	0.012	
2008	1.443	1.631	21.941	1.103	0.234	0.099	0.074	0.690	0.054	0.000	1.031	1.029	0.190	0.268	0.406	0.354	0.022	0.020	
2009	1.349	1.450	18.069	1.031	0.192	0.072	0.071	0.636	0.085	0.000	1.052	1.025	0.296	0.323	0.439	0.376	0.030	0.020	
2010	1.337	1.252	15.372	1.066	0.245	0.083	0.076	0.847	0.066	0.000	1.108	1.121	0.325	0.341	0.323	0.262	0.023	0.018	
2011	1.287	1.355	20.283	1.019	0.298	0.093	0.079	0.827	0.074	0.000	1.111	1.110	0.381	0.335	0.214	0.226	0.020	0.019	
2012	1.194	1.057	14.129	0.951	0.277	0.092	0.073	0.609	0.077	0.000	1.060	1.062	0.326	0.284	0.245	0.223	0.022	0.022	
2013	1.613	1.698	20.886	1.225	0.286	0.095	0.070	0.613	0.081	0.000	0.991	0.960	0.318	0.283	0.247	0.223	0.019	0.016	
2014	1.646	1.546	19.071	1.267	0.312	0.097	0.069	0.795	0.085	0.000	0.965	0.924	0.379	0.334	0.298	0.266	0.027	0.015	
2015 (1-5月)	1.888	1.705	20.791	1.424	0.328	0.102	0.074	0.859	0.088	0.000	0.964	0.930	0.442	0.361	0.379	0.333	0.030	0.014	
	PBR (個別企業の資本コスト推定)					ROE目通し (個別企業の資本コスト推定)					株式益回り		キャパシユローリ回り		レバレッジ		売上高研究開発費比率		
	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値
2002	1.394	0.928	7.812	1.142	0.286	0.061	0.052	0.575	0.052	0.000	0.027	0.035	0.139	0.112	0.691	0.300	0.032	0.022	
2003	1.457	1.112	13.728	1.169	0.292	0.077	0.087	1.095	0.061	0.000	0.019	0.032	0.128	0.110	0.705	0.330	0.033	0.023	
2004	1.740	1.220	13.889	1.414	0.454	0.097	0.105	1.584	0.077	0.002	0.028	0.037	0.113	0.099	0.539	0.284	0.033	0.023	
2005	2.047	2.069	31.466	1.634	0.538	0.105	0.084	0.890	0.088	0.001	0.042	0.043	0.110	0.096	0.406	0.214	0.032	0.022	
2006	2.391	2.794	42.649	1.845	0.541	0.109	0.077	0.789	0.093	0.001	0.043	0.041	0.098	0.083	0.311	0.163	0.030	0.021	
2007	1.974	1.571	21.307	1.628	0.442	0.105	0.072	0.780	0.091	0.002	0.048	0.048	0.108	0.096	0.316	0.160	0.029	0.020	
2008	1.281	0.879	10.860	1.069	0.261	0.090	0.060	0.410	0.079	0.000	0.072	0.072	0.178	0.158	0.512	0.238	0.029	0.019	
2009	1.204	0.808	8.429	1.025	0.192	0.061	0.053	0.420	0.049	0.000	0.043	0.057	0.156	0.135	0.608	0.214	0.030	0.017	
2010	1.244	0.913	12.638	1.058	0.250	0.075	0.063	0.823	0.064	0.000	0.015	0.037	0.132	0.121	0.647	0.280	0.033	0.022	
2011	1.170	0.740	9.270	1.015	0.298	0.084	0.064	0.767	0.071	0.000	0.049	0.054	0.163	0.143	0.613	0.296	0.033	0.023	
2012	1.080	0.654	7.888	0.930	0.280	0.082	0.058	0.594	0.072	0.000	0.058	0.063	0.176	0.153	0.657	0.314	0.033	0.022	
2013	1.449	1.053	13.745	1.204	0.296	0.087	0.059	0.582	0.078	0.000	0.034	0.048	0.118	0.108	0.489	0.228	0.033	0.022	
2014	1.518	0.982	10.178	1.261	0.321	0.093	0.063	0.760	0.083	0.000	0.044	0.050	0.120	0.104	0.467	0.208	0.033	0.021	
2015 (1-5月)	1.724	1.155	9.752	1.392	0.353	0.098	0.071	0.828	0.087	0.000	0.050	0.047	0.114	0.097	0.395	0.180	0.032	0.021	

備考：各年の値は、1月から12月までの各月の値を単純平均したものの。

表 A-3 観測数

	市場全体の 資本コスト の推定	個別企業の 資本コスト の推定	業種別の資本コストの推定 (主な業種のみ)								
			食料品	医薬品	化学・石油・ 石炭製品	電気機器	機械	輸送用機器	建設・ 不動産	小売・卸売	情報通信
各月平均	657	506	24	24	64	90	60	37	51	69	49
全期間計	105,786	81,488	3,822	3,785	10,275	14,497	9,655	5,880	8,199	11,188	7,816
2002	7,695	5,230	317	306	763	881	685	439	626	883	643
2003	7,994	5,781	343	312	785	1,064	723	423	564	823	649
2004	8,189	6,232	312	289	779	1,191	813	396	584	837	567
2005	8,049	6,119	299	304	730	1,173	697	391	579	865	590
2006	8,869	6,793	290	299	833	1,284	745	492	708	974	636
2007	9,134	6,943	309	289	827	1,266	846	480	745	1,007	645
2008	8,531	6,720	281	278	821	1,212	785	493	615	917	588
2009	6,569	5,062	236	256	673	742	497	247	575	798	567
2010	7,421	5,913	253	253	729	1,032	621	415	608	813	542
2011	7,482	6,005	262	252	818	1,048	664	455	594	750	558
2012	7,341	5,862	261	258	750	988	720	484	572	706	569
2013	7,542	5,981	263	274	718	1,025	770	496	570	744	537
2014	7,787	6,287	275	297	752	1,123	776	487	594	758	519
2015 (1-5月)	3,183	2,560	121	118	297	468	313	182	265	313	206

備考：各年の値は、1月から12月までの各月の値（サンプル数）を合計したものの。

補論 3. 本研究で用いた業種分類

表 A-4 東証 33 業種分類と本研究の業種分類の比較

東証33業種分類	推定に用いる業種分類
① 水産・農林業	① 水産・農林業/鉱業/電気・ガス業
② 鉱業	② 建設業/不動産業
③ 建設業	③ 食料品
④ 食料品	④ 繊維製品/パルプ・紙
⑤ 繊維製品	⑤ 化学/石油・石炭製品
⑥ パルプ・紙	⑥ 医薬品
⑦ 化学	⑦ ゴム製品/ガラス・土石製品
⑧ 医薬品	⑧ 鉄鋼
⑨ 石油・石炭製品	⑨ 非鉄金属
⑩ ゴム製品	⑩ 金属製品
⑪ ガラス・土石製品	⑪ 機械
⑫ 鉄鋼	⑫ 電気機器
⑬ 非鉄金属	⑬ 輸送用機器
⑭ 金属製品	⑭ 精密機械
⑮ 機械	⑮ その他製品
⑯ 電気機器	⑯ 陸運業/海運業/空運業 倉庫・運輸関連業
⑰ 輸送用機器	⑰ 情報・通信業
⑱ 精密機器	⑱ 卸売業・小売業
⑲ その他製品	⑲ サービス業
⑳ 電気・ガス業	
㉑ 陸運業	
㉒ 海運業	
㉓ 空運業	
㉔ 倉庫・運輸関連業	
㉕ 情報・通信業	
㉖ 卸売業	
㉗ 小売業	
㉘ 銀行業	
㉙ 証券、商品先物取引業	サンプル から除外
㉚ 保険業	
㉛ その他金融業	
㉜ 不動産業	
㉝ サービス業	

備考：推定に用いる業種分類の作成に当たり、原則として東証 33 業種分類を踏襲しつつも、サンプルが殆ど無くなってしまいう業種に関しては、似通った業種へと統合させている。金融業はサンプルから除外。

資料：証券コード協議会

補論 4. 業種別の資本コスト推定値

表 A-5 業種別の資本コスト推定値

	主な業種										全業種
	食料品	医薬品	化学/石油・ 石炭製品	電気機器	機械	輸送用機器	建設・不動産	小売・卸売	情報通信		
平均	0.045	0.041	0.057	0.047	0.060	0.077	0.072	0.052	0.033	0.055	
標準偏差	0.019	0.017	0.021	0.019	0.021	0.036	0.037	0.023	0.025	0.014	
最大	0.094	0.110	0.117	0.104	0.127	0.267	0.231	0.154	0.091	0.089	
第1分位点	0.060	0.051	0.071	0.060	0.072	0.091	0.090	0.065	0.050	0.065	
第2分位点	0.045	0.042	0.055	0.044	0.058	0.075	0.066	0.049	0.034	0.056	
第3分位点	0.031	0.029	0.039	0.034	0.046	0.052	0.045	0.036	0.014	0.045	
最小	-0.004	0.000	0.017	0.010	0.017	0.015	0.017	0.003	-0.029	0.013	
2002	0.048	0.051	0.042	0.027	0.070	0.076	0.100	0.098	0.013	0.032	
2003	0.055	0.068	0.047	0.057	0.071	0.113	0.130	0.063	0.023	0.047	
2004	0.039	0.035	0.038	0.035	0.066	0.095	0.051	0.039	0.006	0.051	
2005	0.030	0.032	0.041	0.032	0.049	0.061	0.037	0.038	0.010	0.060	
2006	0.035	0.033	0.034	0.032	0.041	0.054	0.035	0.029	0.007	0.057	
2007	0.032	0.029	0.046	0.038	0.041	0.047	0.051	0.047	0.019	0.051	
2008	0.039	0.036	0.073	0.069	0.074	0.099	0.089	0.067	0.045	0.069	
2009	0.053	0.043	0.049	0.044	0.046	0.042	0.079	0.056	0.044	0.049	
2010	0.060	0.047	0.059	0.048	0.051	0.064	0.099	0.059	0.043	0.055	
2011	0.065	0.057	0.081	0.065	0.075	0.091	0.101	0.049	0.063	0.069	
2012	0.065	0.052	0.086	0.067	0.085	0.109	0.081	0.066	0.076	0.074	
2013	0.045	0.040	0.064	0.056	0.058	0.077	0.052	0.045	0.048	0.059	
2014	0.031	0.028	0.081	0.048	0.055	0.083	0.052	0.037	0.041	0.051	
2015 (1-5月)	0.002	0.008	0.058	0.042	0.050	0.061	0.041	0.027	0.025	0.040	

備考：平均的に20社以上のサンプルが得られる業種を抽出。各年の値は、1月から12月までの各月の値を単純平均したもの。

補論 5. 比較対象とした既存モデルの概要・計算方法・推定値

(1) 残余利益モデル (Residual Income Model)

エドワード＝ベル＝オールソン・モデル (Edward and Bell [1961]、Ohlson [1991, 1995]、Bernard [1995]) を皮切りに、様々な残余利益モデルが提唱されているが、ここでは代表的なモデルである Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001] と Claus and Thomas [2001] との比較を行っている²⁸。以下では x が資本コストを表す。

イ. Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]

1 年先から 3 年先までの ROE 見通しはアナリスト予想を使う一方、4 年先から 12 年先までの ROE 見通しは、その企業の所属業種における産業メジアン ROE 見通しまで、3 年先の予測値から毎年一定の大きさだけ減額していくと仮定。産業メジアン ROE 見通しは、過去 10 年間の各年においてメジアン値を計算し、さらにその 10 年間のメジアン値を求めることで得られる。期待利益成長率は、配当性向の実績データをもとに、クリーン・サープラス関係に基づき算出。なお、本稿では、同モデルを用いて推定を行う場合に、データの制約上、前年の産業メジアン値を使用している。

$$P_0 = B_0 + \left\{ \frac{FROE_1 - x}{1 + x} \right\} B_0 + \left\{ \frac{FROE_2 - x}{(1 + x)^2} \right\} B_1 + \sum_{\tau=3}^{11} \left\{ \frac{FROE_{\tau} - x}{(1 + x)^{\tau}} \right\} B_{\tau-1} + \left\{ \frac{FROE_{12} - x}{x(1 + x)^{11}} \right\} B_{11}. \quad (A-1)$$

ここで、 $FROE_{\tau}$ は τ 期先の ROE 予測値を示している。

ロ. Claus and Thomas [2001]

ROE 見通しについて、5 年先まではアナリスト予想を用い、それ以降は、5 年先の ROE 見通しが継続すると仮定。また、期待利益は、インフレ率と同率で成長すると仮定。本研究では、データの制約上、3 期先まではアナリスト予想を用い、それ以降は純資産がインフレ率 (π 、消費者物価指数〈総合〉の実績値の 5 年後方移動平均) と同率で成長すると仮定している。

.....
²⁸ Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]、Claus and Thomas [2001] を用いた推定に関しては、推定値が虚数となったものは、市場全体の資本コストを計算する際や、株式期待リターンとの関係にかかる検定を行う際に、推定値から除外している。

$$P_0 = B_0 + \sum_{\tau=1}^5 \left\{ \frac{FROE_{\tau} - x}{(1+x)^{\tau}} \right\} B_{\tau-1} + \left\{ \frac{(FROE_5 - x)(1+\pi)}{(1+x)^5 (x-\pi)} \right\} B_4. \quad (A-2)$$

(2) 異常利益成長モデル (Abnormal Earnings Growth Model)

Ohlson and Juettner-Nauroth [2005] は、残余利益モデルをベースに、異常利益成長モデルを提唱した。残余利益モデルとの違いは、残余利益モデルでは、株価の構成を期初の簿価に残余利益の現在価値を合計したものと考える一方、異常利益成長モデルでは、株価の構成を翌期の利益見通しに、異常利益成長の現在価値を加えたものとしている点である。このため、異常利益成長モデルでは、簿価に依存せず、予想利益、予想配当と株価から資本コストが逆算される。本研究では、Ohlson and Juettner-Nauroth [2005] と Easton [2004] のモデルを用いた推定値との比較を行っている²⁹。

イ. Ohlson and Juettner-Nauroth [2005]

$$x = A + \sqrt{A^2 + \frac{FEPS_1}{P_0} \left(\frac{\Delta FEPS_2}{FEPS_1} - 0.03 \right)},$$

$$A = \frac{1}{2} \left(0.03 + \frac{DPS_1}{P_0} \right). \quad (A-3)$$

ここで、 $FEPS_{\tau}$ は、 τ 期先の 1 株当たり利益予測値を、 DPS_{τ} は、1 株当たり配当額を示している。

ロ. Easton [2004]

Easton [2004] は、3 通りの推定モデルを提示している。

① 修正 PEG レシオ

$$x = \sqrt{\frac{FEPS_2 + xDPS_1 - FEPS_1}{P_0}}. \quad (A-4)$$

.....
²⁹ なお、推定に関して、Ohlson and Juettner-Nauroth [2005] を用いる際は、 $\sqrt{\quad}$ 内が負になる場合に、0 と置いている。Easton [2004] を用いた場合でも、2 期先の利益見通しから 1 期先の利益見通しを引いた値が負となる場合には、同値を 0 としている。

表 A-6 本研究のモデルの位置付け

		CSR	モデルの特徴点
Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]		仮定	12年先までは、残余利益が変動。13年先以降は、残余利益が不変。
Claus and Thomas [2001]			4年先までは、残余利益が変動。5年先以降は、残余利益が期待インフレ率で成長。
Ohlson and Juettner-Nauroth [2005]		仮定せず	全ての期間において、異常利益は一定割合で成長。
Easton [2004]	①修正 PEG レシオ		2年先までは、異常利益が変動。 3年先以降は、異常利益は一定割合で成長。
	②PEG レシオ		2年先までは、異常利益が変動。3年先以降は、異常利益が一定割合で成長。配当性向 0 を仮定。
	③EP レシオ		1期先の利益水準が永続することを仮定。
参考：Huang, Natarajan, and Radhakrishnan [2005]		仮定	個別企業の資本コストと期待利益成長率を同時推定する方法を示した最初の研究。ROE を PBR で回帰。
本モデル			推定される期間 (τ) まで、残余利益は一定割合で成長。それ以降は、残余利益は 0。

② PEG レシオ

$$x = \sqrt{\frac{FEPS_2 - FEPS_1}{P_0}} \quad (A-5)$$

③ EP レシオ

$$x = \frac{FEPS_1}{P_0} \quad (A-6)$$

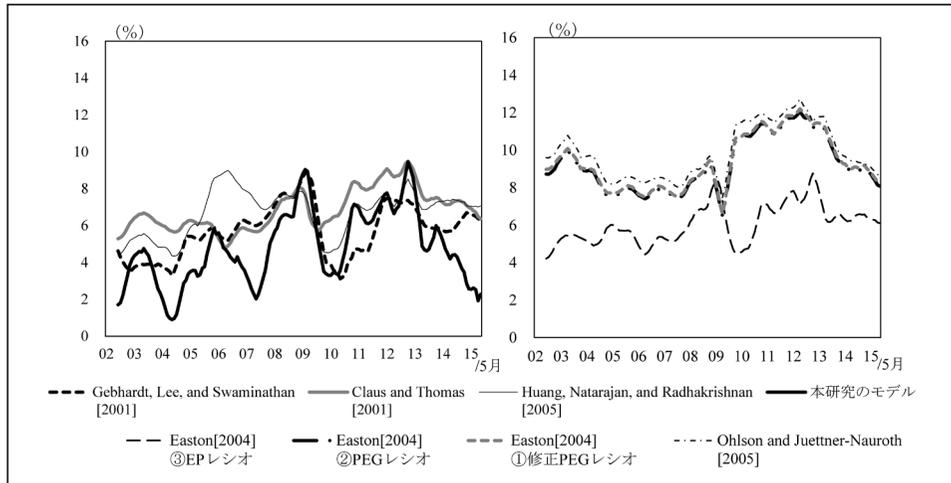
(3) 本研究のモデルの位置付け

表 A-6 では、本論で提示したモデルと既存モデルを比較している。CSR は、クリーン・サープラス関係を意味している。

(4) 既存モデルを用いた推定値

以下では、本論で採用したモデルから推定される個別企業の資本コストとその

図 A-1 市場全体の資本コスト推定値の時系列推移



株式期待リターンとの関係を検証する手続きの一環として、既存モデルによる資本コストを推定し、本論のモデルによる推定値と比較・検証した。結果としては、本論のモデルから算出される資本コストと比較して、既存の残余利益モデルの資本コストはやや高め³⁰、異常利益成長モデルは大幅に高い資本コストを示した（図 A-1、表 A-7）。なお、最小二乗法等を用いて統計的に資本コストを推定した Huang, Natarajan, and Radhakrishnan [2005]³¹ の推定値を除けば、既存モデルの多くは、個社毎に方程式を解くことで資本コストを算出し、同資本コストの平均を市場全体の資本コストとして算出している。

.....
30 2013 年以降、本研究のモデルの推定値と、既存の残余利益モデルの推定値との間には大きな乖離があるが、これには、期待利益成長率に関する仮定の違いが影響しているとみられる。すなわち、既存の残余利益モデルで外生的に与えている期待利益成長率は、この間、超過収益力継続期間を無限とした場合に推定された期待成長率の推定値よりも、相対的に大きな値を取っている。Easton [2004] の③ EP レシオも、同時期に低下していないが、これは分母となる株価の上昇が分子である利益見通しの上昇と連動していたためである。

31 個別企業の資本コストと期待利益成長率を同時推定する手法を示した代表的な論文であるため、同手法を応用した推定値を参考値として掲載している。もっとも、同手法では、原則として資本コストが時間に対して一定期間不変であるとの仮定を置いていることから、株式期待リターンとの関係の検定における比較対象とはしない。また、当該参考値は、個別企業の資本コストは時間に対して変動する一方、全ての企業の資本コストが同一であるという、本来の仮定とは異なる仮定を置いて、推定したものである点には留意されたい。

表 A-7 市場全体の資本コスト推定値の時系列統計量

	残余利益モデル		異常利益成長モデル				参考 Huang, Natarajan, and Radhakrishnan [2005]
	Gebhardt, Lee, and Swaminathan [2001]	Claus and Thomas [2001]	Ohlson and Juettner- Nauroth [2005]	Easton [2004] ①修正PEG レシオ	Easton [2004] ②PEG レシオ	Easton [2004] ③EP レシオ	
平均	0.057	0.068	0.098	0.093	0.092	0.060	0.067
標準偏差	0.015	0.012	0.015	0.015	0.015	0.012	0.014
最大	0.093	0.097	0.133	0.127	0.126	0.098	0.091
第1分位点	0.068	0.077	0.114	0.107	0.106	0.067	0.075
第2分位点	0.057	0.066	0.096	0.091	0.089	0.059	0.070
第3分位点	0.045	0.060	0.085	0.081	0.079	0.052	0.055
最小	0.020	0.045	0.071	0.062	0.061	0.039	0.035
2002	0.041	0.058	0.099	0.093	0.091	0.047	0.048
2003	0.039	0.063	0.101	0.094	0.093	0.054	0.051
2004	0.045	0.060	0.087	0.081	0.080	0.055	0.050
2005	0.055	0.058	0.085	0.079	0.078	0.054	0.076
2006	0.058	0.055	0.084	0.079	0.077	0.050	0.084
2007	0.065	0.061	0.084	0.079	0.078	0.055	0.071
2008	0.080	0.078	0.091	0.087	0.086	0.075	0.078
2009	0.058	0.061	0.101	0.093	0.092	0.053	0.052
2010	0.040	0.077	0.117	0.112	0.111	0.062	0.062
2011	0.062	0.085	0.120	0.115	0.114	0.073	0.073
2012	0.072	0.089	0.120	0.117	0.115	0.078	0.077
2013	0.058	0.073	0.104	0.099	0.098	0.063	0.071
2014	0.063	0.071	0.093	0.090	0.089	0.064	0.072
2015(1-5月)	0.062	0.063	0.086	0.083	0.081	0.061	0.071

備考：各年の値は、1月から12月までの各月の値を単純平均したもの。