

成城大学『経済研究』第 252 号抜刷（2026 年 3 月）

HVZ 方式に基づく  
月次インプライド資本コストの推計  
—— プライム上場企業を対象とする過去 10 年間の分析 ——

上 田 晋 一

# HVZ 方式に基づく 月次インプライド資本コストの推計 —— プライム上場企業を対象とする過去 10 年間の分析 ——

上 田 晋 一

## 1. はじめに

インプライド資本コスト (implied cost of equity capital ; 以下 ICC) とは、観測される株価と将来の利益や配当等の予測値が株式価値評価モデルと整合するように、割引率を逆算して得られる株主資本コストの推計値である<sup>1)</sup>。会計研究 (主としてアーカイバル研究) では企業間の比較が可能な形で株主資本コストの値が必要とされることがある。しかし一般に、個々の企業の株主資本コストは直接には観測できないため、何らかのモデルに依拠して推計を行う必要がある。

株主資本コストは、株式投資家が期待する最低限のリターン水準を意味する。その推計方法は大きく分けて、過去の株式リターンに基づく資産価格モデルによる方法と、ICC による方法とに整理できる。前者の代表例としては CAPM や Fama=French の 3 ファクターモデル等が挙げられ、実証研究で広く用いられてきた。しかしこの方法は、推定期間の取り方や採用するリスク因子の仕様により推計値が相応に変動しうるため、企業別の株主資本コストを網羅的に、かつ比較可能な形で得たい場合には、必ずしも扱いやすいとはいえない。これに対し ICC は、株価と将来の利益や配

---

1) 本稿では、株価と将来の会計数値を所与として株主価値評価モデルから割引率を逆算し、当該株価と整合する株主資本コストを求める手続きを、以下「ICC の推計」と呼ぶ。先行研究では measurement と表現されることもあるが、本稿ではモデル依存性を明示するため「推計」に統一する。

当等の予測値を与えれば割引率を逆算できるという性質から、会計研究では期待リターンの有力な代替指標として位置づけられてきた。

ただし ICC の推計には予測を伴い、その推計に用いる株式価値評価の理論モデルも唯一ではない。会計数値を活用する株式価値評価モデルに関する研究はすでに長い歴史を有しており、国内外において多くの研究蓄積がある。他方で、何らかの仮説を設定し、その検証において企業横断的に株主資本コストを要するような応用的研究では、予測値の入手やモデル選択に関して、いかなるアプローチを採用するかを整理しておく必要がある。この問題は基本的に、推計される ICC が期待リターンの代理指標として機能しうるかという観点から検討すべきであるが、日本企業を対象にこの点を検証する研究は、データ入手の制約等もあり、さほど多いわけではない。

近年の国外研究をみると、この問題に対する有力な対応として、予測時点で報告済みの会計情報（財務データ）のみを用いて予測値を算定し、ICC の推計では代表的な複数モデルの平均値を用いる方式が採用される傾向にある。この方式は、予測値の算定に混入しがちなアナリストや研究者の裁量的な判断を抑制するとともに、モデル間で生じうる推計値の乖離を緩和することを意図するものである。この方式が広まった背景としては、Hou, van Dijk and Zhang (2012) が、過去の会計情報のみから利益予測値を構成し、それを ICC 推計に応用する道筋を示した点が挙げられる。本稿では、この利益予測の手順を「HVZ 方式」と称する。

本稿の目的は、最近の国外研究で用いられる HVZ 方式の標準手順に従い、日本のプライム上場企業を対象として過去 10 年間の ICC 推計を月次ベースで行い、得られた推計値が投資家の要求リターンを一定程度反映しているかを検証することである。これにより本稿は、同方式で得られた ICC が、株主資本コストをクロスセクションで比較するための手段となりうるかどうかを確認することを意図している。昨今、日本の上場企業に対しては、株価や資本コストを意識した経営の促進が政策的に展開されてい

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

るが、本稿はまた、そうした政策動向を評価するための証拠の一端を提供することも意図している。

もっとも本稿は、利益予測モデルや株式価値評価モデルの妥当性それ自体を検討することを目的としていない。あくまで、HVZ 方式と複数モデル平均に依拠して推計される ICC が、日本企業を対象とする研究において利用可能な性質を備えるかを確認するための予備的検証として位置づけられる。

以下では、まず第2節で先行研究のレビューを行う。第3節では HVZ が示す利益予測の方法を整理し、プライム上場企業のパネルデータから過去 10 年間の（各期末時点における）予測値を導出する。第4節では、近年の国外研究で用いられる4つの代表的モデルからサンプル企業の ICC を推計し、モデル平均を用いる妥当性を考察する。第5節では、ICC と実現超過リターンの関連性を分析し、同方式に依拠して推計された ICC が期待リターンの代理指標として一定の情報を有するかを検証する。第6節では、結論と本稿の限界について述べる。

## 2. 先行研究のレビュー

### 2-1. インプライド資本コストの推計を扱う研究の展開

会計研究において ICC をめぐる議論が本格化したのは、開示と資本コストの関係に目が向けられ始めた 1990 年代後半である。Botosan (1997) は、クロスセクションで株主資本コストを推計し、年次報告書における自発の開示の水準と株主資本コストの関係を検証している。この研究は、「Botosan (1997) 以降、会計研究は、ICC と称される、期待リターンを代替する有望な解決策を得た」(Wang, 2017, p.95) という記述にみられるように、後続する研究に対して基礎を与えたと位置づけられる。

もっとも、株式価値評価モデルから割引率を逆算して求めるという発想自体に目新しさがあるわけではない。Botosan and Plumlee (2002) では、

適時開示や IR 情報へと検証範囲が拡大されているが、ICC の推計には古典的な配当割引モデルが用いられている。以後、会計研究で ICC が広く利用されるようになった背景には、残余利益モデルなどの会計情報を活用する株式価値評価モデルの改善と普及、アナリスト予想データベースの整備、公表済会計情報から予測値を算定する手法の確立、および特定のモデルによる推計値だけに依存しないなどの研究上の工夫が進展したことなどを指摘できる。

このような展開の過程で、ICC の推計に適する複数の株式価値評価モデルが登場したが、代表的なモデルは次の2つの系統に大別される。第1に、資本簿価と残余利益に基づく残余利益モデル系であり、Claus and Thomas (2001) のモデル(以下、CT)や、ROE の平均回帰(収束)を組み込む Gebhardt et al. (2001) のモデル(以下、GLS) が代表的である。第2に、短期の利益成長あるいは異常利益成長(abnormal earnings growth)に基づく成長モデル系であり、Easton (2004) の modified PEG(以下、MPEG) や<sup>2)</sup>、Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) の異常利益成長モデル(以下、OJ) が代表的である(表1)。

これらのモデルはそれぞれ異なる構造をもつことから、特定のモデルから推計された値は、その仮定(例えば予測期間の設定や成長率の扱い)に強く依存している。それゆえ、特定の仮説検定において ICC を変数として用いるタイプの研究では、複数のモデルを併用することによって、検証結果の頑健性を高めることが行われている。その代表例である Hail and Leuz (2006) は、ICC の推計に上記4つのモデルを併用し、各国制度(法制度・証券規制等)の相違と株主資本コストの関係を検証している。この研究は、会

---

2) Easton (2004) が示す MPEG (modified PEG) とは本来比率であり、PEG (price-earnings-to-growth) すなわち「株価収益率 (P/E) と利益成長率の関係」を基礎に、配当等の取り扱いを調整して求める。この比率を算定するモデルを本稿では「MPEG」と称する。具体的には、短期(1期先から2期先)の予測 EPS、成長率、および株価から閉形式で ICC を推計する。

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

表 1 ICC 推計のための代表的モデル

モデル	出所	概要
CT	Claus & Thomas (2001)	残余利益モデルから割引率 $r$ を数値的に解く
GLS	Gebhardt et al. (2001)	残余利益モデルに ROE の目標水準への収束仮定を組み込み、割引率 $r$ を数値的に解く
MPEG	Easton (2004)	短期 (1-2 期先) の予測 EPS の成長を株価に結び付けて、割引率 $r$ を閉形式で求める
OJ	Ohlson & Juettner-Nauroth (2005)	異常利益成長に基づく評価式から、割引率 $r$ を数値的に解く

計研究における ICC の利用を加速させた文献の 1 つとして位置づけられる。

また ICC を推計するには、いずれのモデルにおいても利益予測値等の将来情報が必要となる。Hail and Leuz (2006) にみられるように、当初の研究では、証券アナリストによるコンセンサス予想を用いるのが一般的であった。アナリスト予想は、市場参加者の期待を反映する将来情報であり、その活用には利点がある。しかし、個々のアナリストが有する楽観的ないし保守的なバイアスや、大企業に偏るカバレッジなどに起因するバイアスも生じやすい。パネルデータを用いる場合には、各時点において、数期先までの予想を一貫した形で確保することも容易ではなく、欠損やカバレッジ差が制約になりうる。このような問題を回避し、より広範な観測数をもって ICC を推計するために、近年ではアナリスト予想に依存しない利益予測モデルを用いる研究が増している。

### 2-2. 近年の国外研究

Hou et al. (2012 : 以下, HVZ) は、直近または過年度の報告済み会計情報だけを使うクロスセクション回帰によって利益予測値 (および予測 EPS) を導出し、その予測値を ICC の推計に用いる枠組みを示している。HVZ は、アナリスト予想に依存しない、いわゆる「機械的利益予測 (mechanical earnings forecast)」の立場をとる研究の典型である。以下に記すように、

ICC を変数の1つとして扱う最近の研究の多くがHVZを参照している<sup>3)</sup>。

Callen and Lyle (2020) は、オプション価格などの市場データから、満期が異なるキャッシュフローに対応する割引率を推計し、ICCの期間構造を検証している。そこでは、推計された期間構造ICCの比較対象として、HVZ方式によるモデル平均ICCが月次ベースで用いられている。またBalakrishnan et al. (2021) は、アナリストが提示する見積資本コストが期待リターンの代理指標としてどの程度の有用性があるかを検証している。そこでは、比較対象としてHVZ方式によるモデル平均ICCが年次ベースで用いられている。

Lee et al. (2021) は、期待リターンの代理としていずれの指標が信頼しうるか（測定誤差の分散を最小化するか）を検証しているが、それらの指標の1つとして、HVZ方式によるモデル平均ICCが月次ベースで用いられている。Lee et al. (2021) はまた、HVZ方式を前提に、上記4モデルのICCを推計するための手順を詳述している。最近ではそこで示された手順に依拠する研究が増しつつあり、一種の標準手順になっている。

研究の焦点がICCの推計それ自体ではなく、特定の問題に関するクロスセクション分析や因果分析などに向けられる場合には、標準手順を採用することが推計作業の負担軽減となる。また、追加の仮定や独自処理を最小限とすることで恣意性を抑制し、検証結果の比較可能性も確保できる。それゆえ標準手順としてのHVZ方式の採用には一定の合理性がある。

Hartzmark and Shue (2022) は、グリーン企業への投資増加によりブラウン企業の資本コストが上昇し、結果として環境負荷がより増大するという問題を検証している。そこでは、Lee. et al. (2021) に依拠して推計された月次のICCが使われている。またGarel et al. (2024) は、企業活動が自

---

3) アナリスト予想を用いるか否かは研究の目的や設計に依るのはむしろである。例えば最近の研究であるEskildsen et al. (2024) は、グリーン銘柄の期待リターンが低いという主張を検証するために上記4モデルの平均ICCを用いているが、推計に必要な利益予測値にはアナリスト予想が使われている。

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

然に与える負荷と市場反応との関連性を検証している。ここでは、生物多様性の毀損を示すフットプリント指標に対する投資家の評価として、実現リターンとともに、Lee et al. (2021) に依拠して推計された月次の ICC が用いられている。

Kang (2024) は、衛星画像データで新規の情報が利用可能になる際に、機関投資家の行動や資本コストがどう影響を受けるかを検証している。ここでは、資本コストとして Lee et al. (2021) に依拠して推計された ICC が四半期ベースで使われている。また Leippold and Yu (2025) は、決算説明会の議事録を解析し、企業の環境技術革新への取り組み度を評価した指標を作成している。ここでは、当該評価値と資本コストとの関連性が検証されており、GLS に限定されているが Lee et al. (2021) に依拠して推計された月次の ICC が用いられている。

以上に挙げた先行研究の多くは、個々の推計モデルから得た推計値に加え、それらの平均値も活用している。平均値などの合成指標を用いる意図は、モデル固有のバイアスや外れ値の影響を抑制し、検証結果の頑健性を高めることにある。また先行研究の多くは、ICC を月次ベースで推計し、その推移や企業間差を分析している。ただし、ICC 推計に投入される利益予測値は会計データの更新頻度に対応して基本的に年次ベースである。したがって、ICC を月次で得るためには、年次の予測値を各月で所与としたまま、株価などの市場データを月次で観測してモデルに投入し、月次の割引率を逆算する形で展開することになる。

HVZ 方式に対する異論もある。Li and Mohanram (2014) は、ICC の推計に用いる利益予測モデルとして、HVZ 方式、ランダムウォークモデル、利益持続性モデル、Feltham=Ohlson 型の残余利益モデルの 4 つの方式を比較している。検証の結果、HVZ 方式の予測力は他の方式のそれを下回り、今後の研究では基礎的な会計数値にのみ依拠する利益持続性モデル方式または残余利益モデル方式の活用を推奨している。この点を踏まえるならば、

アナリスト予想に依存しない利益予測の方式としてはHVZ方式が唯一ではないこととなる。

もっとも、HVZ方式を採用する研究の大半は利益予測の精度の検証を主眼としているわけではない。いわゆる機械的利益予測を用いる意図は、アナリスト予想に依存しない形で企業横断的に予測値を求め、それをICCの推計モデルに投入することにある。より重視されるべきは、推計されたICCが、投資家が要求するリターン(株主資本コスト)の代理指標となりうるかどうかである。HVZ方式に依拠して推計されたICCを変数として扱う一連の先行研究は、その推計値が期待リターンの代理指標として機能するという合意に基づいていると考えられる。

本稿は、近年の国外研究でみられる、アナリスト予想に依存しない利益予測の標準的方式であるという観点から、HVZ方式に依拠し、平均ICCの推計を月次ベースで行っている。その基本的な趣旨は、先行研究でみられるような応用的分析を日本企業を対象に実施する場合、同方式で推計されるICCを用いることが妥当であるかに関して、予備的な調査を行うことにある。

### 2-3. 主要な国内研究

国内の主要な先行研究に目を転ずると、まず、Kitagawa and Goto (2010)がICC推計モデルの妥当性を比較・検証している。そこでは、1987年から2007年までの上場企業データに基づき、GLS、OJ、PEG、MPEG、EP(expected earnings to price)の各モデルによってICCが年次ベースで推計されているが、モデルに投入される予測値にはアナリスト予想が使われている。ベータ等の主要なリスク因子とICCの関連性が検証された結果、日本市場では、他のモデルと比べPEGおよびMPEGによる推計値の説明力が一貫して高い一方で、関連性の強弱は年代によって変化する傾向が示されている。

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

高須 (2016) は、1976 年から 2012 年までの長期パネルデータを用いて、HVZ 方式による ICC を年次ベースで推計している。そこでは、GLS、OJ、MPEG、EP の 4 モデルが用いられ、平均 ICC の分析も行われている。検証の結果、利益予想モデルに投入する変数としては当期純利益よりも非会計基準利益である税引後経常利益を使うほうが予測式の決定係数が高いこと、および推計された ICC は将来期の実現リターンと正の相関関係があり、アナリスト予想に基づく ICC と同等またはそれ以上の説明力を有することが示唆されている。

既存の推計モデルに内在する問題点を指摘し、代替的な推計手法を提示している研究としては、石川 (2014) や太田 (2019) が挙げられる。代表的な推計モデルのうち CT や GLS のように一定の成長率を外挿する必要があるモデルでは、その設定水準によって ICC の過大推計や過少推計が起こりうる。この問題を回避するため、これらの論文では、ICC とインプライド期待成長率を同時に逆算推計する方法が紹介され、その有効性が述べられている。

浅野・安達・奥田 (2016) は、2002 年 1 月から 2015 年 5 月までの月次データに基づき、東証 1 部 (当時) 上場企業の ICC が推計されている。ここでは、推計の精度を高めた有限期間残余利益モデルが提示され、疑似最尤推定法により ICC、期待利益成長率、および超過収益力継続期間の同時推定が行われている。また、ICC の決定要因となりうる企業属性の検証や、期待リターンとの相関分析が行われ、ICC の企業間差を説明するのは主として財務属性であること、高 ICC 企業ほど実現リターンも高い傾向があることなどが示されている。

以上、主要な国内研究を概観したが、広範囲の日本企業サンプルを用いて HVZ 方式によるモデル平均 ICC の推計と検証を全面的に実施している研究は高須 (2016) である。本稿の分析は、そこで示された知見に多くを負っているが、次の点で異なっている。すなわち、2016 年以降 10 年間に

わたる日本企業の月次 ICC の推計を行っていること、近年の国外研究で見られるように、Lee et al. (2021) が提示する手順に依拠し、表1で示した代表的4モデルの平均 ICC を推計していること、IFRS 適用企業も含むプライム上場企業にサンプルを限定し、当期純利益ベースでの予測を行っていること、分位化したうえで実現超過リターンとの相関を検証していること、である。

### 3. HVZ 方式による予測 EPS の導出

#### 3-1. HVZ 方式の基本式

本節では ICC の推計に先立ち、その入力として必要になる利益予測値（および予測 EPS）の導出を行う。以下、まず HVZ 方式による利益予測の特徴を詳細に検討し、日本企業のデータにから推定された回帰係数に関する解釈を示す。次に、推定された係数を用いて利益予測値（期待値）を算定し、予測 EPS に変換してその分布を確認する。

既述のとおり、いわゆる機械的利益予測とは、アナリスト予想に依存せず、公表済の会計情報に依拠するクロスセクション回帰によって将来利益を予測し、当該予測値を ICC の推計に用いる方式である。この「会計情報を用いたクロスセクション回帰によって将来利益を予測する」という発想自体は、資産価格研究における実証手法としても用いられている。代表的な研究として、Fama and French (2000) は、企業の収益性や利益が平均へ近づく傾向を踏まえつつ、クロスセクション回帰によって将来の収益性や利益を予測する枠組みを示している。

他方、HVZ 方式は、こうしたクロスセクション予測の系譜を踏まえつつ、ICC の推計に適した単位である「利益の額（レベル）」の予測を主眼としている。総資産等でデフレートせず、金額ベース（レベル）で回帰を行っている理由は、アナリスト予想値と比較可能にするため、および ICC の推計過程において活用する株式価値評価モデルでは（1株当たりの数値に

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

変換する事前に) 金額ベースの予測値を必要とするためである<sup>4)</sup>。

いま、企業  $i$  の  $t + \tau$  期の利益を  $E_{i,t+\tau}$  (予測期間  $\tau = 1, \dots, 5$ ) とすると、これを  $t$  期の会計変数から予測する回帰モデルは次式で示すことができる。

$$E_{i,t+\tau} = \alpha_{t,\tau} + \beta'_{t,\tau} \mathbf{X}_{i,t} + \varepsilon_{i,t+\tau}$$

ここで、 $\mathbf{X}_{i,t}$  は年度  $t$  に対応する説明変数ベクトルであり、当期利益  $E_{i,t}$ 、期末総資産  $A_{i,t}$ 、配当額  $D_{i,t}$ 、配当実施ダミー  $DD_{i,t}$ 、赤字ダミー  $NegE_{i,t}$ 、会計発生高  $AC_{i,t}$  から構成される。

HVZ が示す上記の回帰式では、将来利益  $E_{i,t+\tau}$  を説明するうえで、当期利益  $E_{i,t}$  が中核的な変数として位置づけられている。すなわち、当期の収益力は翌期以降にも一定程度引き継がれるという「利益の持続性」の観点から、 $E_{i,t}$  が将来利益の主要な予測因子になるという基本関係を出発点としている。ただし、利益の持続性は企業が置かれた状態や利益の内訳によって体系的に異なりうることから、当期利益に加え、持続性の企業差を捉えるコントロール変数が組み込まれている。

総資産 ( $A_{i,t}$ ) は企業規模の差を表し、会計数値を金額レベルで扱う回帰において内在するスケール差を吸収する役割を担う。

配当 (配当額  $D_{i,t}$  と配当実施ダミー  $DD_{i,t}$ ) は、配当政策を通じて示される成熟度・安定性・資金制約の企業差を制御する変数として位置づけられる。一般に、継続的に配当を実施する企業は、利益の変動が相対的に小さく、内部資金の創出力や資本政策が安定している傾向がある。一方、無配当または配当額が不安定な企業は、成長投資の局面にある、収益の変動が大きいため、もしくは資金余力が限られるといった傾向がある。したがって、配当

---

4) 金額ベースでの回帰は外れ値の影響が懸念されるが、Hou et al. (2012) では財務データを年次で上下 1% 水準のウィンザライズ処理を行うことで影響を制御し、また頑健性の確認のため総資産でデフレートをした回帰も行われている。むしろデフレートを行う場合でも分母に極端値があれば同様の問題が生じる。

実施の有無 ( $DD_{it}$ ) は「配当を継続的に実施できる企業群に属するか」という状態の違いを捉え、配当額 ( $D_{it}$ ) はその企業群の中での余剰資金や利益水準の差を追加的に捉える役割を担う。配当に関するこれら2つの変数を同時に組み込むことにより、当期利益の持続性が、企業のライフサイクルや財務的余力の違いに応じて体系的に異なる可能性を制御することが意図されている。

赤字ダミー ( $NegE_{it}$ ) は、赤字企業では当期利益が必ずしも将来利益を予測する中心的な要素になるわけではないという理由から導入されている。赤字は、一時的な費用計上、景気、リストラクチャリングや資産の減損等の要因によって生じる場合があり、翌期以降に損失が縮小したり、赤字から黒字へ反転したりする可能性が比較的高いものと考えられる。したがって、赤字ダミーは、赤字局面と黒字局面とでは利益の持続性が異なるという非線形性を許容する意図から導入される。

会計発生高 ( $AC_{it}$ ) は、当期利益のうち現金収支を伴わない部分である。会計発生高をコントロール変数とする理由は、当期利益の構成に応じて将来利益への持続性が変化しうる点を捉えるためである。会計発生高には運転資本の増減に伴うタイミング要因、引当金繰入・評価損益・減損損失等の見積り要素、減価償却費など期間配分のルール等に基づくものが含まれる。これらは翌期以降も同一のパターンで続くとは限らず、会計発生高が大きい局面では当期利益が将来利益を予測する程度が相対的に弱まる可能性がある。それゆえ会計発生高を説明変数に含めて当期利益の質や一時性を制御し、将来利益の予測精度を高めることが意図されている。

### 3-2. サンプルの選択

以上述べたとおり、HVZ は、当期利益を中心的な予測因子として据えつつ、赤字局面、会計発生高の多寡、配当政策、規模といった企業特性に応じて利益の持続性が変化する可能性を織り込んだ予測の枠組みを示して

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

いる。この HVZ 方式に依拠し、日本企業をサンプルとした予測を行うため、本稿では各変数を次に示すとおり定義する（これらの変数のうち金額ベースの変数は百万円単位である）。なお本稿では、時間添字  $t$  は各企業の決算期（3 月期）の年を表す。例えば  $t = 2024$  は 2024 年 3 月期（2023 年 4 月～2024 年 3 月）を指し、 $t + 1$  は翌期（2025 年 3 月期）を指す。

$E_{it}$ ：親会社株主帰属当期純利益

$A_{it}$ ：期末総資産

$D_{it}$ ：配当額（剰余金からの配当総額（普通株））

$DD_{it}$ ：配当実施ダミー（配当実施 = 1, 無配当 = 0）

$NegE_{it}$ ：赤字ダミー（ $E_{it} < 0$  なら 1, それ以外は 0）

$AC_{it}$ ：会計発生高（ $E_{it} +$  非支配株主帰属当期純利益 - 営業キャッシュフロー）

サンプルは、2026 年 1 月末時点で東証プライム市場に上場している一般事業会社とし、金融業（銀行業・証券、商品先物取引業・保険業・その他金融業、REIT 等）を除外する。また、各年度において 3 月期決算であり、かつ決算月数が 12 か月の企業に限定する。このようなサンプル選択の意図は、決算期の不一致に伴う会計数値の比較可能性の低下を抑え、利益予測および ICC の推計に必要な変数が整備されたサンプルを得ることにある。

会計・株価等の基礎データは、日経 NEEDS FinancialQuest 2.0 から取得した。2025 年 3 月期の対象企業は 993 社であり、2016 年 3 月期から 2025 年 3 月期までの 10 期間をプールした観測数は 9,838 企業年である。また後述のとおり、各期末時点で 1 期先から 5 期先の利益予測値を作成するためには、最古で 2002 年 3 月期の会計データが必要である。合計 24 期間をプールした観測数は 22,975 企業年である。ただし、欠損等により分析に用いる有効観測数はこれを下回る。母集団定義により上場廃止企業が除かれていることから、本サンプルには生存者バイアスが含まれる点に留意を

要する。

当期利益を表す説明変数には「親会社株主に帰属する当期純利益」(以下、親会社株主帰属当期純利益)を用いる。その理由は、第1に、ROEやEPS等の指標計算に代表されるように、日本の会計慣行では親会社株主帰属当期純利益が最終利益を示すものとして重視されてきたことである。第2に、2011年3月期より前の日本基準では、企業集団ベースの当期純利益(親会社株主帰属+非支配株主帰属)が独立した財務諸表項目としては存在せず<sup>5)</sup>、後述のHVZ方式による予測においてデータの制約になることを避けるためである。

会計発生高は、親会社株主帰属当期純利益と非支配株主帰属当期純利益を合計し、いったん企業集団ベースの当期純利益を求めたうえで、営業キャッシュフローを差し引くことによって算定している。営業キャッシュフローは帰属株主別の金額が報告されるわけではないため、当期純利益側を企業集団ベースの金額にして測定範囲を揃える必要があるからである。これにより説明変数間で測定範囲が異なるという問題が残るが、 $E_{it}$ に親会社株主帰属当期純利益を用いる理由は既述のとおりである。

なお、会計発生高の計算方式は一樣ではなく、特別損益を除外した「税引後経常利益」という非会計基準指標が用いられることもしばしばである。しかし、本サンプルには特別損益の区分がないIFRSを適用する企業も多数含まれる。データの網羅性と一貫性の観点から本稿では「当期純利益-営業キャッシュフロー」という単純な計算式を採用している。

配当額は、「利益剰余金からの配当総額(普通株)」と「資本剰余金からの配当総額(普通株)」の合計値である。現金支出ベースの配当金支払額は、支払時点と権利確定時点の不一致などが原因で必ずしも当該期に実施され

---

5) 2008年公表の「連結財務諸表に関する会計基準」(2011年3月期から適用開始)では、当初「少数株主損益調整前当期純利益」という科目名で導入された。2013年の基準改正で「当期純利益」に変更された。

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

た配当を表すわけではない。一方、剰余金配当総額は当該期に株主へ帰属させた分配額（剰余金処分）を表している。本稿は後者を採用し、普通株に限定することで、優先株等の特殊な資本構成に起因する分配額の差異を避け、企業間比較の一貫性を確保している。

配当実施ダミーは、「1株当たり配当金（普通配当）」を参照し、正の値ならば実施（=1）、明確に「0」と入力されていれば無配（=0）と判断して作成した。剰余金配当総額に照らして判断しなかった理由は、特別配当や記念配当など一過性の配当実施を除外するという理由のみならず、日経 NEEDS のデータベース上、1株当たり配当金が「0」と入力されているにもかかわらず剰余金配当総額が欠損となっている観測がパネル全体（2002-2025）で1,124件存在したからである。このため当該観測は「無配が欠損として記録されている」と解釈し、剰余金配当総額を「0」として扱い補完している<sup>6)</sup>。

なお本サンプルでは無配企業の比率は小さく、継続的に配当を実施する企業が大半を占める。パネルデータ（2002-2025）の企業年22,975件のうち、配当実施は21,518件（93.66%）であるのに対し、無配は1,126件（4.90%）にすぎない。残りは「1株当たり配当金（普通配当）」が判定不能のため欠損とした331件（1.44%）である。

配当政策は一般に安定化されやすく、企業は減配や無配への移行を慎重に回避する傾向があることが古くより指摘されてきた（Lintner, 1956）。しかし、米国では配当実施企業の比率が長期的にみて低下し（Fama and French, 2001）、有配企業が一部の大企業に偏るという2極化現象が生じた（DeAngelo et al., 2004）。その背景の1つとして、自社株買いが配当の代替的手段として用いられた点も指摘されている（Skinner, 2008）。片や日本で

---

6) 1株当たり配当金が正であるにもかかわらず剰余金配当総額が欠損となる観測は15件、1株当たり配当が0であるにもかかわらず剰余金配当総額が正となる観測は2件であり、いずれも欠損扱いとして回帰から除外した。

は、2000年代以降、増配企業や減配企業の割合が高まったが、無配企業の割合は一貫して低い水準で推移してきたとされる(石川, 2010; 佐々木・花枝, 2010)。本サンプル(プライム上場の存続企業)は、比較的収益性が高い成熟企業に寄っており、無配の発生がさらに限定的となっている。

もっとも、無配の企業年が少数であることのみをもって、配当実施ダミーを除外すべきとは言えない。配当額  $D_{it}$  は配当の水準差を表すが、「0」と「僅少な正の配当」の違いを連続量として扱うことになる。配当の有無という離散的な差をみるには、別途ダミー変数 ( $DD_{it}$ ) の導入が必要となる。これら2種類の変数の役割分担は既述であるが、加えて、HVZ方式の回帰では、各期について予測期間ごとにクロスセクション推定を行う。この種の推定では、たとえ少数群であっても一律に同じ傾きで扱うよりも、切片の移動(定数項の差)を許容するほうが予測誤差の偏りを低減する効果を期待できる。それゆえ本稿の回帰でもHVZ方式に従って  $DD_{it}$  を組み入れているが、無配の観測が少ないため係数の解釈は控えめに行う。

### 3-3. 回帰係数の推定

本稿はHVZに依拠し、各期の期末時点で入手できる会計情報だけを用いて、1期先から5期先まで ( $\tau \in 1, \dots, 5$ ) の利益予測値を作成する。具体的には、予測期間  $\tau$  を固定したうえで、当期  $t$  を含む過去期間を参照し、「ある過去期間の会計情報(説明変数)」と「その  $\tau$  期後に報告された利益(被説明変数)」を組にして回帰係数を推定する。その推定結果に基づき、当期  $t$  の会計情報(説明変数)を回帰式に代入し、 $\tau$  期先の利益予測値を得る。係数推定の作業において、当期の期末時点では未公表である将来期の利益を使ってしまうと、予測の当てはまりが不自然に良くなり、推定結果の解釈が歪むおそれがある。HVZは、このように係数推定に用いる情報集合と予測に用いる情報集合とを分離することにより、「予測対象である将来期の利益を係数推定のデータから厳密に除外する」(strictly out-of-sample)

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

という点を強調している (Hou et al, 2012, p.504)。

この点を具体例で説明する<sup>7)</sup>。たとえば、 $t = 2016$  の期末時点で、5 期先 ( $t + 5 = 2021$ ) の利益を予測する場合を考える。5 期先の利益を予測する回帰では、各企業について、過去期間のデータから「ある過去期間  $s$  の会計情報 (説明変数)」と「その 5 期後に当たる  $s + 5$  の報告利益 (被説明変数)」を対応付けた組を作り、これに基づいて係数を推定する。ここで、 $t = 2016$  の時点で利用できる報告利益は当然ながら  $t = 2016$  までに公表されたものに限られるため、上の組で用いる  $s$  は  $s + 5 \leq 2016$  を満たす必要がある。したがって、この回帰で許される  $s$  の最大値は 2011 である。

HVZ が示す方式に従い、回帰係数の推定で参照する過去期間を直近 10 年に設定すると、 $s$  は 2011 から遡った 10 期間、すなわち 2002 年 3 月期から 2011 年 3 月期となる。このとき回帰に用いるデータの対応関係 (組) は、説明変数が 2002 年 3 月期から 2011 年 3 月期、被説明変数 (報告利益) が 2007 年 3 月期から 2016 年 3 月期となる。係数推定の結果得られた予測式に対し、2016 年 3 月期に公表された会計情報を説明変数として代入し、2021 年 3 月期の利益予測値が得られる。以上のように、推定に用いるデータは、予測時点  $t$  の期末時点では未公表である  $\tau$  期後 (例えばここでは  $t + 5 = 2021$ ) の報告利益が含まれないよう、厳密に限定される。

表 2 は、本サンプルを用い、HVZ 方式の回帰により推定された係数の一覧を示している。本節の主眼はこれらの係数から利益予測値を導き ICC の推計に投入することにある。係数の有意性検定は主な目的ではないが、ここでは係数の符号と大きさが概ね想定と整合するかどうかに限って確認を行った。予測期間が遠くなるほど観測数が減るのは、2025 年 3 月期のプライム上場企業を条件とするアンバランスド・パネルデータであり、 $s + \tau \leq t$  の制約下で利用可能なデータの組が減っていくからである。

7) 説明の便宜上  $\tau = 5$  のケースを例示しているが、 $\tau \in 1, \dots, 5$  の各期についても同様の手順で推定・予測を行う。

まず親会社株主帰属当期純利益  $E$  の係数は全体として有意に正であり、将来利益の主要な予測因子が当期利益に置かれているという基本関係を確認できる。ただし、予測期間  $\tau$  が長くなると係数が低下し、調整済決定係数も低下する傾向がみられる。すなわち、当期の利益による説明力は短期的な予測値のほうが高い。会計発生高  $AC$  の係数は全体として有意に負である。このことは、当期の利益に含まれる会計発生高が大きいほど持続性が低く、将来期の利益に対する寄与が小さいという解釈と整合的である。赤字ダミー  $NegE$  は有意に正を示している。これは、赤字計上企業では翌期以降に利益の改善が生じやすく、赤字が持続しにくい傾向を反映していると解釈できる。

配当額  $D$  の係数は時期による違いがみられ、解釈には留意が必要である。表2が示すとおり、2020年3月期以降、配当額はすべての期で統計的に有意であり、2021年3月期以降は将来利益に対する追加的な説明力が明確に観察される。他方で、各予測期間 ( $\tau \in 1, \dots, 5$ ) のうち1期先 ( $\tau = 1$ ) のみ係数が相対的に低いという特徴も併存する。この点は、近年における日本企業の配当政策の変化を反映している可能性がある。すなわち、配当政策は、当期の一時的な損益を反映させるものではなく「中長期の収益力に関する経営者のコミットメント」を含有する情報を伝える手段であるという認識が高まってきたことである。

例えば2021年3月期は、新型コロナウイルス感染症の影響による業績悪化（とりわけ非製造業の減益や赤字転落）が広く観測された時期である。一方で、上場企業全体でみた配当金総額は前年差▲2.46%と小幅な減少にとどまり、当期純利益の変動と比べて、配当の変化が抑制されていることが確認されている。特に非製造業では当期純利益が前年差▲56.03%であるのに対し、配当金総額は前年差▲5.23%である（東京証券取引所, 2021）<sup>8)</sup>。

8) このような配当政策の下方硬直性は、しばしば「配当の粘着性」（石川, 2025）と呼ばれる。

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

さらに、同時期は投資家との対話や資本市場を意識した経営をめぐる要請が強まった局面とも重なる。例えば 2015 年から適用されているコーポレートガバナンス・コードは、資本市場を意識した経営の徹底を通じて、上場企業が中長期にわたり持続可能な収益力を重視する姿勢を市場に示すことを後押ししたと解される。ただし、HVZ 方式の係数は各期  $t$  において過去 10 期間の対応データにもとづき推定されるため、係数の変化を特定の 1 期の制度変更と直結させるのではなく、2010 年代後半以降に進展した資本効率改善要請の高まりや配当政策の強化（累進配当や自己資本配当率の活用等）が、推定において累積的に反映された結果として理解するのが適切である<sup>9)</sup>。

以上を踏まえると、本サンプルで観察される「2021 年 3 月期以降、配当額  $D$  の係数がとくに  $\tau = 2, \dots, 5$  で大きい」というパターンは、短期 ( $\tau = 1$ ) の利益が一時的要因（前期の反動を含む）の影響を受けやすい一方で、より先の期間 ( $\tau \geq 2$ ) の利益水準は企業の持続的な収益力により強く規定され、配当額がその差を捉える変数として追加的な説明力を持つ、という解釈と整合的である。もっとも、このことは配当額が当期利益に代替することを意味しない。表 2 が示すとおり、中核変数である親会社株主帰属当期純利益  $E$  の係数は同期間においても安定して有意であり、配当額はそれに上乘せされる補完的情報として中長期の予測に寄与している可能性を示唆するにとどまる<sup>10)</sup>。

---

9) 石川 (2025) は、日本企業における配当の下方硬直性 (粘着性) を踏まえつつ、累進配当政策や自己資本配当率 (DOE) を用いた還元方針の採用が増えてきた点や、その背景として東証による資本効率改善要請等に関わる点を指摘している。

10) なお、2021 年 3 月期前後で観察される係数パターンが以後数期にわたり類似するのは、回帰の推定構造に起因する部分もある。HVZ 方式では、予測時点  $t$  の  $\tau$  期先回帰において、被説明変数 (報告利益) の参照期間は  $\tau$  に依らず常に  $t-9$  から  $t$  までの 10 期間である。他方、説明変数の参照期間は  $t-\tau-9$  から  $t-\tau$  までの 10 期間であり、 $\tau$  に応じてより過去へと移動する。したがって、2021 年 3 月期の業績悪化のように特徴的な期がある場合、そ

表2 HVZ方式により推定された回帰係数一覧

期	予測 期間	観測数	調整済 決定係数	定数項	親会社株主帰属 当期純利益	A	D	DD	NegE	会計発生高
t	τ	N	adjR2	const	E	A	D	DD	NegE	AC
2016	1	9298	0.675	2591.343 **	0.670 ***	0.002	0.295	-2195.058 *	3779.159 ***	-0.075 ***
2016	2	9189	0.528	4196.106 ***	0.434 ***	0.006 ***	0.534 **	-3274.451 **	3530.025 ***	-0.068 **
2016	3	9064	0.504	3000.885 ***	0.511 ***	0.009 ***	-0.092	-1813.264	3490.456 ***	-0.093 ***
2016	4	8937	0.470	2471.545 **	0.410 ***	0.010 ***	-0.120	-965.380	3167.995 ***	-0.141 ***
2016	5	8704	0.433	590.175	0.190 **	0.014 ***	0.454	1023.491	4615.274 ***	-0.070 **
2017	1	9393	0.678	2324.073 *	0.608 ***	0.002	0.524	-2074.435	3314.874 ***	-0.091 ***
2017	2	9262	0.554	4653.002 ***	0.392 ***	0.005 **	0.824 ***	-3807.115 ***	3222.434 ***	-0.075 **
2017	3	9154	0.532	3668.791 ***	0.480 ***	0.006 ***	0.324	-2527.770 **	3397.825 ***	-0.101 ***
2017	4	9028	0.496	3198.738 ***	0.420 ***	0.008 ***	0.156	-1916.914 *	3257.921 ***	-0.137 ***
2017	5	8901	0.457	1177.970	0.236 ***	0.012 ***	0.671 **	-264.317	4899.294 ***	-0.066 **
2018	1	9494	0.695	2429.841 **	0.571 ***	0.004 **	0.735 ***	-2602.105 **	3133.761 ***	-0.062 **
2018	2	9348	0.592	4520.975 ***	0.326 ***	0.004 **	1.126 ***	-4156.685 ***	1812.395 *	-0.114 ***
2018	3	9219	0.581	4177.607 ***	0.445 ***	0.007 ***	0.546 **	-3548.943 ***	3266.345 ***	-0.098 ***
2018	4	9110	0.553	3148.974 ***	0.444 ***	0.010 ***	0.303	-2428.235 **	4584.136 ***	-0.107 ***
2018	5	8983	0.498	2648.537 **	0.254 ***	0.012 ***	0.915 ***	-1702.306	4897.543 ***	-0.063 *
2019	1	9550	0.802	2195.829 *	0.663 ***	0.003 **	0.713 ***	-2299.527 *	5218.393 ***	-0.067 ***
2019	2	9446	0.686	3574.226 ***	0.371 ***	0.007 ***	1.224 ***	-3345.870 **	2515.535 **	-0.096 ***
2019	3	9302	0.666	4546.109 ***	0.412 ***	0.008 ***	0.817 ***	-3855.958 ***	1564.535	-0.125 ***
2019	4	9173	0.645	3359.318 ***	0.462 ***	0.011 ***	0.279	-2376.861 **	3525.289 ***	-0.139 ***
2019	5	9061	0.589	2434.842 **	0.305 ***	0.015 ***	0.726 **	-1295.455	5094.037 ***	-0.078 **
2020	1	9598	0.781	1233.102	0.705 ***	0.001	0.464 **	-766.336	5560.501 ***	-0.104 ***
2020	2	9500	0.698	3170.673 **	0.397 ***	0.006 ***	1.168 ***	-2513.573 *	3016.332 **	-0.107 ***
2020	3	9398	0.686	3358.159 **	0.436 ***	0.008 ***	0.898 ***	-2580.232 *	2209.676 *	-0.124 ***
2020	4	9255	0.652	3413.568 ***	0.442 ***	0.012 ***	0.479 **	-2097.202	3202.478 **	-0.111 ***
2020	5	9123	0.593	2431.308 *	0.323 ***	0.013 ***	0.668 **	-558.608	4167.818 ***	-0.109 ***

(次頁へ続く)

HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

(表 2 続き)

t	r	N	adjR2	const	E	A	D	DD	NegE	AC
2021	1	9633	0.772	1641.894	0.645 ***	0.001	0.654 ***	-1317.844	4378.961 **	-0.094 ***
2021	2	9541	0.678	3073.507 *	0.409 ***	0.005 ***	0.970 ***	-2184.998	3477.432 **	-0.120 ***
2021	3	9446	0.668	3941.570 ***	0.402 ***	0.008 ***	0.959 ***	-2886.960 **	1349.529	-0.123 ***
2021	4	9344	0.642	3544.373 ***	0.400 ***	0.012 ***	0.684 ***	-2302.940 *	2662.939 **	-0.102 ***
2021	5	9199	0.586	2025.669	0.271 ***	0.014 ***	0.847 ***	-82.170	3960.454 ***	-0.077 **
2022	1	9667	0.748	2680.344	0.603 ***	0.001	0.918 ***	-2553.479	4109.755 **	-0.161 ***
2022	2	9578	0.673	2969.309	0.334 ***	0.004 **	1.409 ***	-2355.071	3862.034 *	-0.172 ***
2022	3	9489	0.670	4301.445 **	0.353 ***	0.008 ***	1.437 ***	-3628.378 *	5597.902 ***	-0.086 **
2022	4	9394	0.657	5261.387 **	0.433 ***	0.011 ***	1.170 ***	-4355.527 **	4012.481 **	-0.084 **
2022	5	9290	0.594	4325.269 **	0.226 ***	0.016 ***	1.451 ***	-2786.431	3516.335 **	-0.050
2023	1	9703	0.783	2402.440	0.661 ***	0.000	0.926 ***	-2686.556	9447.026 ***	-0.139 ***
2023	2	9613	0.676	3963.392	0.305 ***	0.004 *	1.623 ***	-3634.884	4356.703 **	-0.222 ***
2023	3	9528	0.672	4799.933	0.336 ***	0.006 ***	1.717 ***	-4510.086	6747.062	-0.145 ***
2023	4	9439	0.663	4993.530 *	0.398 ***	0.010 ***	1.581 ***	-4477.677	9210.924 ***	-0.067 *
2023	5	9342	0.620	5546.757 **	0.257 ***	0.015 ***	1.915 ***	-4493.314	5596.585 ***	-0.027
2024	1	9724	0.782	2380.216	0.596 ***	0.004 **	0.742 ***	-1852.307	6556.056 ***	-0.108 ***
2024	2	9648	0.689	2303.622	0.264 ***	0.007 ***	1.511 ***	-1487.687	5707.061 **	-0.191 ***
2024	3	9561	0.683	4796.069	0.257 ***	0.009 ***	1.822 ***	-4300.269	6765.060 ***	-0.139 ***
2024	4	9476	0.683	4236.659	0.388 ***	0.010 ***	1.696 ***	-3710.227	11332.105 ***	-0.062
2024	5	9385	0.646	5668.497 *	0.323 ***	0.013 ***	1.767 ***	-4372.556	8141.696 ***	-0.050
2025	1	9743	0.793	2623.331	0.572 ***	0.005 **	0.791 ***	-2224.387	7839.302 ***	-0.081 ***
2025	2	9677	0.713	1656.390	0.268 ***	0.009 ***	1.384 ***	-569.129	7021.945 ***	-0.156 ***
2025	3	9604	0.705	2150.807	0.231 ***	0.011 ***	1.739 ***	-1338.478	9203.407 ***	-0.111 ***
2025	4	9517	0.700	4368.899	0.337 ***	0.012 ***	1.829 ***	-3835.453	11955.123 ***	-0.030
2025	5	9430	0.670	5965.554 *	0.327 ***	0.012 **	1.898 ***	-4740.703	8362.700 ***	-0.051

注：\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを表す。係数の有意性は頑健な標準誤差 (HC1) で検定している。  
なお、係数の推定にあたり、各期ごとに、各変数は上下 1%の水準でウィンゲイズ処理を行っている。

配当実施ダミー  $DD$  の係数は負となる期が多く、推定式の上では有配 ( $DD = 1$ ) が定数項を下方に移動させる形になっている。ただし、本サンプルでは無配の企業年が少数であるため、本来意図する「有配企業群と無配企業群の差の識別」を十分にできていない可能性がある。したがって、この符号をもって有配企業の将来利益が相対的に低いと解釈すべきではない。 $DD$  のここでの役割は、僅少な配当と無配との差を連続量として処理する  $D$  を補助することにとどまる。それゆえ係数に関するこれ以上の解釈は控える。

### 3-4. 予測 EPS の作成

上記の重回帰分析で得られた一連の予測式に対し、各期  $t$  に観測される説明変数の値を当てはめることによって、各期  $\times$  各予測期間の利益予測値を得ることができる。得られた利益予測値は金額（百万円）であるが、後述の ICC 推計では株価  $P$  と整合的な 1 株当たりの利益（EPS）が必要となる。このため、本稿では期末発行済株式数（自己株式控除済）を用いて、利益予測値を 1 株当たりに換算し、予測 EPS を作成している。図 1 は、 $\tau = 1$  の予測 EPS の分布を箱ひげ図で示したものである。箱ひげ図は、2016 年 3 月期から 2025 年 3 月期までをプールした分布で上下 1% 水準のウィンザライズをした値を用いて表示している<sup>11)</sup>。

図 1 をみると、予測 EPS ( $\tau = 1$ ) の中央値は、過去から現在にかけて概ね上昇している。具体的には、2016 年 3 月期時点の約 90 円から 2025 年 3 月期時点の約 182 円へと高まっており、期を追って分布の中心が上方へシフトしている。また、四分位範囲（箱の高さ）も総じて拡大しており、中

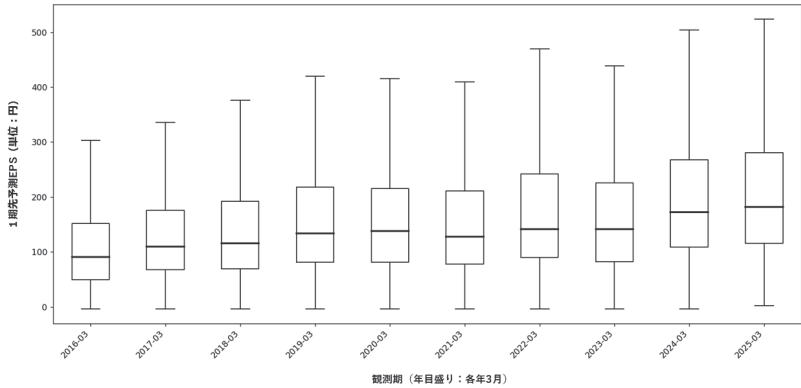
---

の期を含む被説明変数が数年にわたり継続して用いられること、ならびに説明変数側の参照期間が  $\tau$  により異なることが、係数パターンの持続や  $\tau$  間の差に関与しうる。

11) あくまで外れ値の影響で箱・ひげの形状が潰れないように施した表示用の措置である。ICC 推計モデルへの投入は非ウィンザライズの値をもって行う。後述のとおり 4 モデルによる ICC を算定した段階で、平均 ICC 算定のためのウィンザライズを行うからである。

HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

図 1 1 期先予測 EPS の分布 (t=2016-2025, 箱ひげ図)



注：予測 EPS は表示上の外れ値の影響を抑えるため、全期間をプールした分布の上下 1%水準でウィンザライズを行っている。箱は第 1 四分位点～第 3 四分位点、中央線は中央値、ひげは箱から 1.5 IQR の範囲を示す。

心水準の上昇とともに企業間のばらつきも相応に大きくなっている。もっとも、上昇は単調ではなく、コロナ禍の期間と重なる 2021 年 3 月期前後に一時的に低下するなど、期別に分布の位置と散らばりが変動している。

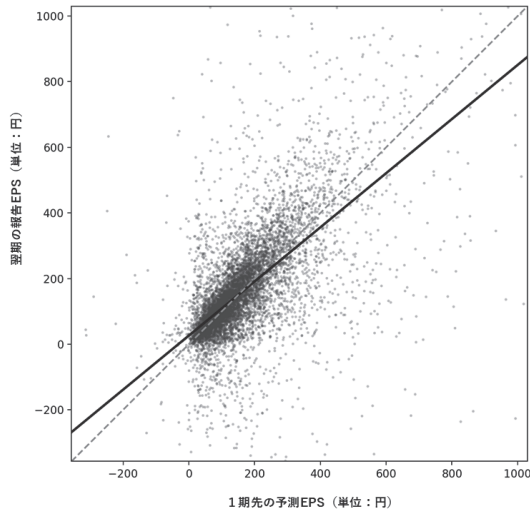
図 2 は、 $\tau = 1$  の予測 EPS (横軸) と翌期の報告 EPS (縦軸) の関係を示す。この図はウィンザライズ後の範囲に合わせてズームしている。これは、少数の外れ値が軸スケールを支配して点群の集中部が判別できなくなる問題を避け、大多数の観測が分布する領域で、予測値と翌期報告 EPS の関係を視認可能にするためである。

破線は 45 度線 (予測値と報告値が一致する線) であり、点がこの線上にあれば「予測と結果が一致」することを意味する。実線は、単回帰に基づく回帰直線であり、次の式で示される。

$$\text{翌期 EPS} = 26.34 + 0.825 \times \text{予測 EPS} \quad (R^2 = 0.378)$$

本サンプルでは回帰直線の傾きが 1 を下回り (0.825)、予測値の変動に対して翌期 EPS の変動は平均的に小さい。したがって、予測 EPS が高い

図2 翌期の報告EPSと1期先予測EPSの関係 ( $\tau = 1$ )



注：表示のため、2016-2024の全期間をプールした分布に基づき、縦軸・横軸とも1%から99%の範囲に限定して描画した。破線は45度線（実現＝予測）、実線は最小二乗法による回帰直線を示す。

領域では回帰直線は45度線を下回り、平均的に過大予測となる一方、予測EPSが低い領域では45度線を上回り、平均的に過小予測となる。両者が一致する点は予測EPSがおおむね150円付近で生じる。点群は主として100円から300円程度の領域に集中し、予測EPSと翌期EPSの間に正の対応関係が確認される。

上述のように、予測EPSには、ごく少数ではあるが分布の大勢から著しく乖離した外れ値が観測される。本稿では、いずれかの予測期間 ( $\tau = 1, \dots, 5$ ) で予測EPSが5,000円を超えた場合には、その企業年について  $\tau = 1, \dots, 5$  の予測EPSをすべて欠損とした。閾値を5,000円とした理由は、図1および図2から明らかとなっており、予測EPSの大半が1,000円未満の範囲に集中し、5,000円は分布の大勢から十分に離れた保守的な基準となるからである。実際、この基準に該当したのは12企業年（パネル全体

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

22,975 企業年の 0.05%) にすぎず、ICC 推計に外れ値が与える影響のみを抑える措置となる。

表 3 は、外れ値除外後の予測 EPS の基本統計量を全期間通算で示したものである<sup>12)</sup>。第 1 に、予測 EPS の分布は右側の尾が厚く、平均値が中央値を上回る。これは、一部の企業で相対的に大きな予測 EPS が観測され、分布が対称ではないことを示している。ICC を推計する段階では、分布の裾に位置する観測が推計値に与える影響に注意する必要がある。第 2 に、予測期間が長くなるにつれて分位点が上方に移動しており、予測期間が長いほど予測 EPS の水準が高い傾向が確認できる。この傾向は、HVZ 方式が、過去の利益や配当の情報に基づき、中期的な利益水準の回復や成長を織り込む形で利益予測値を生成しているという解釈と整合する。

表 3 予測 EPS の基本統計量（全期間通算）

予測期間( $\tau$ )	総数	有効数	欠損率	平均値	p1	p25	中央値	p75	p99	標準偏差
1	9838	9794	0.45%	177.66	-3.86	78.55	133.49	218.82	901.10	184.06
2	9838	9794	0.45%	192.53	17.76	92.10	149.94	240.17	881.73	178.25
3	9838	9794	0.45%	206.09	19.39	99.17	160.61	255.89	918.32	187.30
4	9838	9794	0.45%	220.17	22.44	104.96	169.65	272.60	992.09	202.90
5	9838	9794	0.45%	236.89	25.59	114.71	185.42	295.28	998.18	208.54

表 4 は、予測 EPS の有効観測数と非欠損率を期別に示したものである。予測 EPS は、説明変数や被説明変数の欠損、ならびに外れ値処理により欠損が生じる。各期における  $\tau = 1$  の非欠損率は、外れ値処理をした後であっても概ね 99.3 ~ 99.8% で推移しており、他の  $\tau$  についても同一の比率となる。したがって、本サンプルでは、予測 EPS が欠損となる企業年は限定的であり、以降の ICC 推計に必要な予測 EPS は大部分の企業年につ

12) 基本統計量では、最小値・最大値は（閾値による除外を行った上でも残される）少数の外れ値の影響を強く受けるため、分布の裾を示す指標として 1% 点および 99% 点を示した。

表4 予測EPSの非欠損率（期別）

期	総数	$\tau=1$		$\tau=2$		$\tau=3$		$\tau=4$		$\tau=5$	
		有効数	非欠損率	有効数	非欠損率	有効数	非欠損率	有効数	非欠損率	有効数	非欠損率
2016	985	978	99.29%	978	99.29%	978	99.29%	978	99.29%	978	99.29%
2017	983	980	99.69%	980	99.69%	980	99.69%	980	99.69%	980	99.69%
2018	977	973	99.59%	973	99.59%	973	99.59%	973	99.59%	973	99.59%
2019	980	976	99.59%	976	99.59%	976	99.59%	976	99.59%	976	99.59%
2020	981	976	99.49%	976	99.49%	976	99.49%	976	99.49%	976	99.49%
2021	978	971	99.28%	971	99.28%	971	99.28%	971	99.28%	971	99.28%
2022	984	980	99.59%	980	99.59%	980	99.59%	980	99.59%	980	99.59%
2023	986	981	99.49%	981	99.49%	981	99.49%	981	99.49%	981	99.49%
2024	991	988	99.70%	988	99.70%	988	99.70%	988	99.70%	988	99.70%
2025	993	991	99.80%	991	99.80%	991	99.80%	991	99.80%	991	99.80%

いて確保されている。

#### 4. 代表的4モデルによるICCの推計

##### 4.1. 入力データの定義

本節では、前節で作成した予測EPSを4つの代表的評価モデル（GLS, CT, MPEG, OJ）に投入してICCを推計し、併せて4モデル平均ICCを構築する。以下では、ICC推計に必要な入力データ（1株当たり資本簿価、1株当たり配当金、予測EPS、株価、無リスク金利、長期成長率）と時点对応を整理する。

HVZ方式により得られた、期間 $t$ の期末時点で予測される $\tau$ 期先の利益予測値を $\hat{E}_{i,t+\tau}$ で表し（ $\tau \in 1, \dots, 5$ ）、期末株式数（自己株式控除済）を $\text{Shares\_end}_{i,t}$ で表すならば、予測EPSは次式で定義される<sup>13)</sup>。

$$\widehat{EPS}_{i,t+\tau} = \frac{\hat{E}_{i,t+\tau} \times 1,000,000}{\text{Shares\_end}_{i,t}} \quad (1)$$

13) このように、1株当たりの金額を表す変数は、予測値であっても会計期間 $t$ の期末時点（予測時点）の株式数をベースに計算されている点に留意されたい。

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

残余利益モデル系 (CT, GLS) を使う ICC の推計には、1 株当たり資本簿価と 1 株当たり配当金のデータが必要である。本稿では、資本簿価については日経 NEEDS から親会社株主帰属の自己資本 (単位: 百万円) のデータを取得して用いている。これを  $BV_{i,t}$  と表せば、1 株当たり資本簿価は次式で定義される。

$$BPS_{i,t} = \frac{BV_{i,t} \times 1,000,000}{\text{Shares\_end}_{i,t}} \quad (2)$$

同じく、1 株当たり配当金は、会計期間  $t$  の剰余金配当総額  $D_{i,t}$  を期末株式数で除すことによって定義される。

$$DPS_{i,t} = \frac{D_{i,t} \times 1,000,000}{\text{Shares\_end}_{i,t}} \quad (3)$$

株価データについては月次ベースで取得するため、会計期間との対応関係を定義する必要がある。会計情報は会計期間  $t$  に対応する年次ベースで整備されている一方で、株価は月次ベースで観測される。そこで本稿では、会計期間  $t$  の会計情報に対し、「決算期末の 3 か月後」の月から翌年の期末前月までの各月の株価を対応させる。例えば、2016 年 3 月期 ( $t = 2016$ ) の会計情報には、2016 年 6 月から 2017 年 5 月までの月末株価が対応し、以後の会計期間も同様である。このような対応付けを行うことで、同じ会計期間  $t$  に属する ICC を月次ベースで展開できる。月次株価は、日経 NEEDS から取得した調整済株価 (月間終値、権利落調整には配当落ちを含まない) を使い<sup>14)</sup>、企業  $i$  について、会計期間 (3 月期)  $t$  に対応付けられた株価の観測月を  $m$  とし、その月次株価を  $P_{i,m}$  と表す。

長期成長率は、ターミナル部分の仮定を置く必要があるモデル (CT, GLS,

---

14) 2026 年 1 月末日時点で取得したデータに基づく。

OJ) で用いるパラメータであり、推計期間全体にわたり固定値とする。本稿では、内閣府資料に基づく中長期の成長率見通しを踏まえ<sup>15)</sup>、保守的な水準として  $g = 0.01$  を採用している。ただし、OJ モデルでは超長期の定常状態における期待利益成長の上限を  $\gamma$  として別途与える必要があり、これは  $g$  と同一の仮定ではない。本稿では先行研究の整理にもとづき  $\gamma = 1.03$  を採用している<sup>16)</sup>。

無リスク金利  $r^f$  は、FRED<sup>®</sup> (Federal Reserve Economic Data) により提供されている Japan 10Y Government Bond Yield (月次) を用いる<sup>17)</sup>。当該データは%表示であるため、100 で除し単位変換したうえで利用している。無リスク金利は ICC の推計に必要なわけではないが、推計後に実施する超過実現価格リターンを用いた検証において、価格リターンから無リスク金利に相当する部分を控除する際に要する。

## 4.2. 各モデルの特徴

### CT (Claus and Thomas, 2001)

CT は、残余利益モデルにもとづく評価式を用い、月次株価  $P_{i,t}$  と一致する割引率  $r_{i,t}$  を逆算するモデルである。CT による推計では配当の予測値が必要だが、そのベースは当期の配当性向であり、これを  $p_{it}$  と表記

15) 内閣府「中長期の経済財政に関する試算（令和8年1月22日経済財政諮問会議提出）」の記述（内閣府, 2026, p.3）による。

16) Ohlson and Juettner-Nauroth (2005), Kitagawa and Goto (2010), 高須 (2016) を参照。なお, Gode and Mohanram (2003) は、超長期定常状態における成長率に関して、 $\gamma - 1 = r^f - 0.03$  と置いた上で、無リスク金利  $r^f$  には10年米国国債の利回りを使っている。この式の0.03という数値はインフレ調整目的で外生的に与えられている。米国と異なり低金利の日本（10年日本国債の利回りが0.01前後）では  $\gamma$  の値がマイナスとなる。 $\gamma$  は負値を排除しているわけではないが、超長期定常状態の成長率が恒常的なマイナスとなり仮定としては不自然で、推計値の解釈と比較が難しくなるという観点から本稿はこの方式を採用していない。

17) FRED<sup>®</sup> は、米国のセントルイス連邦準備銀行が運営するマクロ経済・金融データの公開データベースである。2026年1月28日時点で取得したデータに基づく。

する。配当性向は、1株当たり配当金を予測EPSで除した比率であるが、予測EPSが0以下の場合には比率として解釈できない。そこで本稿では、 $\widehat{EPS}_{i,t+1} \leq 0$  の場合は  $p_{i,t} = 0$  とする。また、配当性向が1を上回る観測は、その多くが一時的要因であるから、予測値を作成するという目的に照らして採用せず、(4)式により  $p_{i,t}$  を0から1の範囲に制限する。

$$p_{i,t} = \min \left\{ 1, \max \left\{ 0, \frac{DPS_{i,t}}{\widehat{EPS}_{i,t+1}} \right\} \right\} \quad (4)$$

この配当性向に基づいて作成される将来期の1株当たり配当金の予測値は、(5)式で表すことができる。

$$\widehat{DPS}_{i,t+\tau} = p_{i,t} \cdot \max \{ 0, \widehat{EPS}_{i,t+\tau} \}, \quad \tau \in 1, \dots, 5 \quad (5)$$

1株当たり配当金の予測値が定まれば、(6)式に示すクリーンサープラス関係によって、将来期の1株当たり資本簿価は自動的に予測される。

$$\widehat{BPS}_{i,t+\tau} = \widehat{BPS}_{i,t+\tau-1} + \widehat{EPS}_{i,t+\tau} - \widehat{DPS}_{i,t+\tau}, \quad \tau \in 1, \dots, 5 \quad (6)$$

こうして1株当たり資本簿価の予測値の流列が得られたことにより、残余利益の予測値も定義できる。すなわち、(7)式が示すように、1株当たり資本簿価に割引率（要求収益率）を乗じた額を予測EPSから控除した金額が残余利益である<sup>18)</sup>。

$$\widehat{RI}_{i,t+\tau} = \widehat{EPS}_{i,t+\tau} - r_{i,m} \widehat{BPS}_{i,t+\tau-1}, \quad \tau \in 1, \dots, 5 \quad (7)$$

さらに、株価は「当期の1株当たり資本簿価」と「将来期の残余利益の流列の現在価値」の和として表される。これがCTの株価評価式であり、(8)式で示される。

18) ここでは、残余利益も1株当たりベースの金額で定義される。

$$P_{i,m} = BPS_{i,t} + \sum_{\tau=1}^5 \frac{\widehat{RI}_{i,t+\tau}}{(1+r_{i,m})^\tau} + \frac{TV_{i,t+5}^{CT}}{(1+r_{i,m})^5} \quad (8)$$

ここで  $TV_{i,t+5}^{CT}$  はターミナル項を表し、(9)式で示される。なお、前述のとおり、本稿では長期成長率を  $g = 0.01$  に固定している。

$$TV_{i,t+5}^{CT} = \frac{\widehat{RI}_{i,t+5}(1+g)}{r_{i,m} - g} \quad (9)$$

最終的に、(8)式および(9)式が月次株価  $P_{i,m}$  と一致するような  $r_{i,m}$  を数値的に求め、正の解が得られる場合に  $ICC\_CT_{i,m} = r_{i,m}$  とする。

#### GLS (Gebhardt et al., 2001)

GLSも残余利益モデルをベースとする株価評価式で推計を行うが、将来期のROEが産業水準へ収束する仮定を組み込み、CTよりも長い予測期間を用いる点に特徴がある。本稿では、HVZ方式による予測期間は添え字  $\tau$  ( $\tau \in 1, \dots, 5$ ) で表記している。一方、GLSの対象期間になる6期先以降の将来期は添え字  $j$  ( $j \in 6, \dots, 12$ ) で表記し、ROE収束仮定により予測EPSを作成する。さらに、1期先から12期先までの将来期全体を表す場合には、別途、添え字  $k$  ( $k \in 1, \dots, 12$ ) を用いる。

前掲の(6)式から1株当たり資本簿価の予測値を得ていることを前提に、5期先の予測ROEを(10)式で定義する。

$$\widehat{ROE}_{i,t+5} = \frac{\widehat{EPS}_{i,t+5}}{\widehat{BPS}_{i,t+4}} \quad (10)$$

本稿では、産業別の目標ROEを各産業の会計期間  $t$  におけるROEの中央値として定め、これを  $ROE_{ind,t}^*$  とする。さらに、 $j \in 6, \dots, 12$  の各期における予測ROEが当該目標ROEに線形に収束すると仮定すれば、その経

路は (11) 式で示される。

$$\widehat{ROE}_{i,t+j} = (1-w_j)\widehat{ROE}_{i,t+5} + w_j ROE_{ind,t}^*, \quad w_j = \frac{j-5}{12-5}, \quad j \in 6, \dots, 12 \quad (11)$$

(11) 式で与えられた将来 ROE の経路  $\widehat{ROE}_{i,t+j}$  と、当期の 1 株当たり資本簿価を用いて、 $j \in 6, \dots, 12$  の各期における予測 EPS を (12) 式で表す。

$$\widehat{EPS}_{i,t+j} = \widehat{ROE}_{i,t+j} \widehat{BPS}_{i,t+j-1}, \quad j \in 6, \dots, 12 \quad (12)$$

また、 $j \in 6, \dots, 12$  の各期における 1 株当たり資本簿価は、(13) 式に示すクリーンサープラス関係により自動的に予測される。

$$\widehat{BPS}_{i,t+j} = \widehat{BPS}_{i,t+j-1} + \widehat{EPS}_{i,t+j} - \widehat{DPS}_{i,t+j}, \quad j \in 6, \dots, 12 \quad (13)$$

こうして HVZ 方式による予測期間を超えた将来期の 1 株当たり資本簿価が得られたことにより、(14) 式に示すように、 $k \in 1, \dots, 12$  の各期における残余利益も定義できる。

$$\widehat{RI}_{i,t+k} = \widehat{EPS}_{i,t+k} - r_{i,m} \widehat{BPS}_{i,t+k-1}, \quad k \in 1, \dots, 12 \quad (14)$$

さらに、株価は「当期の 1 株当たり資本簿価」と「将来期の残余利益の流列の現在価値」の和として表される。これが<sup>5</sup> GLS の株価評価式であり、(15) 式で示される。

$$P_{i,m} = \widehat{BPS}_{i,t} + \sum_{k=1}^{12} \frac{\widehat{RI}_{i,t+k}}{(1+r_{i,m})^k} + \frac{TV_{i,t+12}^{GLS}}{(1+r_{i,m})^{12}} \quad (15)$$

ここで  $TV_{i,t+12}^{GLS}$  はターミナル項を表し、(16) 式で示される。

$$TV_{i,t+12}^{GLS} = \frac{\widehat{RI}_{i,t+12} (1+g)}{r_{i,m} - g} \quad (16)$$

最終的に、(15)式および(16)式が月次株価  $P_{i,m}$  と一致するような  $r_{i,m}$  を数値的に求め、正の解が得られる場合に  $ICC\_GLS_{i,m} = r_{i,m}$  とする。

### MPEG (Easton, 2004)

MPEG (modified PEG) は、予測期間のうちごく短期の予測 EPS を用い、その差分 (翌々期 - 翌期) を評価式に投入することで、利益成長の要素を組み込んでいる。MPEG の株価評価式は (17) 式で示される。なお、本稿では、1 期先の 1 株当たり配当金は、前掲の (4) 式および (5) 式によって得られた予測値を用いる。

$$P_{i,m} = \frac{\widehat{EPS}_{i,t+2} + r_{i,m} \widehat{DPS}_{i,t+1} - \widehat{EPS}_{i,t+1}}{r_{i,m}^2} \quad (17)$$

この (17) 式は  $r_{i,m}$  を未知数とする 2 次方程式である。(17) 式を  $r_{i,m}$  について解き、正の解を採用すると、 $r_{i,m}$  は (18) 式に示すとおり閉形式で与えられる。

$$r_{i,m} = \frac{\widehat{DPS}_{i,t+1} + \sqrt{\widehat{DPS}_{i,t+1}^2 + 4P_{i,m}(\widehat{EPS}_{i,t+2} - \widehat{EPS}_{i,t+1})}}{2P_{i,m}} \quad (18)$$

本稿では、 $P_{i,m} > 0$  に加え、(17) 式が実数解をもつ条件 (すなわち判別式が非負) を満たし、かつ  $r_{i,m} > 0$  となる観測に限り、 $ICC\_MPEG_{i,m} = r_{i,m}$  を求める。

MPEG は、短期予測値があれば閉形式で ICC を求めることができ、数値解法を要しないという利点がある一方で、短期的な予測誤差により推計値が大きく左右されるという難点もある。とくに MPEG では  $\widehat{EPS}_{i,t+2} - \widehat{EPS}_{i,t+1}$  の差分が評価式の中核に置かれるため、それぞれの僅少な誤差が差分をとることで拡大し、ICC の推計値に反映される。また、差が小さい、もしくは不安定な観測では、推計値が外れ値として現れる場合がある点に

も留意が必要である。

### OJ (Ohlson and Juettner-Nauroth, 2005)

OJ は、異常利益成長 (abnormal earnings growth) に基づくモデルであり、将来の利益成長に関する情報と、超長期の定常状態における期待成長率を表すパラメータ  $\gamma$  を用いて割引率を逆算する点に特徴がある。MPEG が  $\widehat{EPS}_{i,t+2} - \widehat{EPS}_{i,t+1}$  という短期の差分にのみ着目して ICC を推計するのに対して、OJ は長期の成長率も考慮している。ただし、OJ による推計は、外生的に与える  $\gamma$  の設定値に大きく左右される。前述のとおり、本稿では  $\gamma = 1.03$  (すなわち  $\gamma - 1 = 0.03$ ) を用いる。

まず、予測される短期成長率と長期成長率を、それぞれ (19) 式および (20) 式で定義する。

$$g_{i,t}^S = \frac{\widehat{EPS}_{i,t+2} - \widehat{EPS}_{i,t+1}}{\widehat{EPS}_{i,t+1}} \quad (19)$$

$$g_{i,t}^L = \frac{\widehat{EPS}_{i,t+5} - \widehat{EPS}_{i,t+4}}{\widehat{EPS}_{i,t+4}} \quad (20)$$

次に、短期成長率と長期成長率を統合する成長率を  $g_{i,t}^2$  とし、これを (21) 式で定義する。

$$g_{i,t}^2 = \begin{cases} \sqrt{(1 + g_{i,t}^S)(1 + g_{i,t}^L)} - 1, & g_{i,t}^S > g_{i,t}^L \\ g_{i,t}^L, & g_{i,t}^S \leq g_{i,t}^L \end{cases} \quad (21)$$

以上を前提に、OJ では割引率  $r_{im}$  を (22) 式で求める。

$$r_{i,m} = \frac{1}{2} \left( (\gamma - 1) + \frac{\widehat{DPS}_{i,t+1}}{P_{i,m}} \right) + \sqrt{\left[ \frac{1}{2} \left( (\gamma - 1) + \frac{\widehat{DPS}_{i,t+1}}{P_{i,m}} \right) \right]^2 + \frac{\widehat{EPS}_{i,t+1}}{P_{i,m}} (g_{i,t}^2 - (\gamma - 1))} \quad (22)$$

本稿では、 $P_{i,m} > 0$ 、根号内が非負、かつ  $r_{i,m} > 0$  を満たす観測に限り  $ICC\_OJ_{i,m} = r_{i,m}$  を求め、それ以外は欠損扱いとする。

### 4-3. モデル平均 ICC の妥当性

本稿では、上記により算定された4種の ICC ( $ICC\_CT$ ,  $ICC\_GLS$ ,  $ICC\_MPEG$ ,  $ICC\_OJ$ ) について、それぞれ月次ベースで上下1%水準のウィンザライズを行う。その上で、各月の観測について、4モデルの推計値のうち少なくとも3つが非欠損である場合に限り、それら非欠損の ICC の単純平均を平均 ICC ( $ICC\_AVG$ ) として算定し、条件を満たさない場合は平均 ICC ( $ICC\_AVG$ ) を欠損扱いとする<sup>19)</sup>。

表5は、4つのモデルに依拠して算定された ICC および平均 ICC の基本統計量を示している。中央値と平均値は、いずれも成長モデル系の推計値 ( $ICC\_MPEG$ ,  $ICC\_OJ$ ) が残余利益モデル系の推計値 ( $ICC\_CT$ ,  $ICC\_GLS$ ) を上回る。期別の欠損率は表6に示されるが、計算上の制約から  $ICC\_MPEG$  と  $ICC\_OJ$  の欠損率が比較的高めであり、それに伴い  $ICC\_AVG$  の欠損率も若干高めである。

成長モデル系の推計値と残余利益モデル系の推計値に差が生じる主な理由は、「成長」と「長期」に関する仮定の相違に由来する。MPEG では、短期の予測 EPS に基づく成長要素が評価式に投入されるため、短期利益

19) Garel et al. (2024) を参照。推計される ICC の水準がモデルの系統により二極化することから、少なくとも3モデルの平均をとることが、個々のモデルがもつ偏りを緩和する要件とされている。したがって、ここでいう「平均 ICC」とは、4モデルの単純平均値ではないことに留意を要する。

HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

表5 ICC, ROE, エクイティスプレッドの基本統計量

ICC (モデル別)	総数	有効数	欠損率	平均値	p1	p25	中央値	p75	p99	標準偏差
<i>ICC_CT</i>	9838	9757	0.82%	10.70%	2.26%	6.50%	9.05%	12.49%	39.19%	0.0685
<i>ICC_GLS</i>	9838	9758	0.81%	10.09%	2.66%	6.93%	9.22%	11.87%	29.26%	0.0494
<i>ICC_MPEG</i>	9838	6929	29.57%	15.76%	2.50%	8.98%	13.66%	19.44%	53.75%	0.1021
<i>ICC_OJ</i>	9838	7704	21.69%	14.56%	3.65%	9.24%	13.05%	17.60%	46.16%	0.0809
<i>ICC_AVG</i>	9838	8228	16.37%	12.64%	3.69%	8.25%	11.16%	14.98%	38.97%	0.0681

指標	総数	有効数	欠損率	平均値	p1	p25	中央値	p75	p99	標準偏差
<i>ROE</i>	9838	9838	0.00%	8.07%	-26.05%	5.08%	8.04%	11.55%	33.64%	1.1508
<i>Equity Spread</i>	9838	8228	16.37%	-6.02%	-49.00%	-9.56%	-3.79%	1.16%	21.15%	0.2941

表6 推計された ICC の欠損率 (期別)

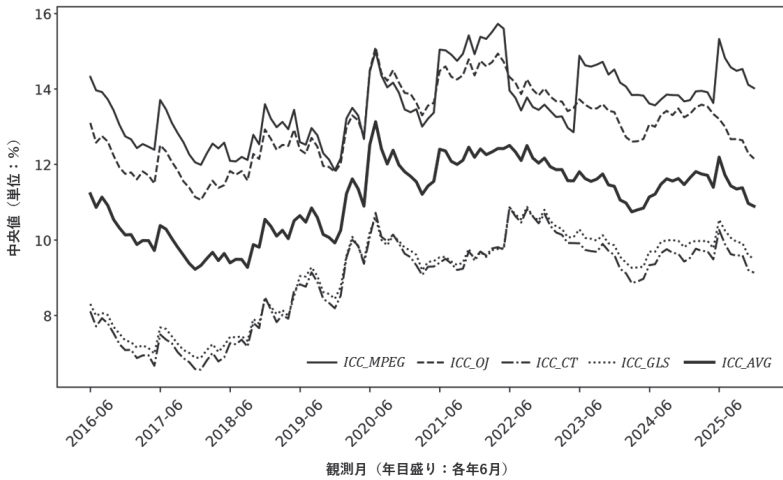
期	総数	<i>ICC_CT</i>		<i>ICC_GLS</i>		<i>ICC_MPEG</i>		<i>ICC_OJ</i>		<i>ICC_AVG</i>	
		有効数	欠損率	有効数	欠損率	有効数	欠損率	有効数	欠損率	有効数	欠損率
2016	11820	11600	1.86%	11600	1.86%	7955	32.70%	7441	37.05%	8660	26.73%
2017	11796	11642	1.31%	11642	1.31%	7996	32.21%	7959	32.53%	8816	25.26%
2018	11724	11610	0.97%	11610	0.97%	6561	44.04%	8671	26.04%	9141	22.03%
2019	11760	11643	0.99%	11643	0.99%	7010	40.39%	9333	20.64%	9715	17.39%
2020	11772	11633	1.18%	11645	1.08%	9386	20.27%	9632	18.18%	10367	11.94%
2021	11736	11573	1.39%	11573	1.39%	9513	18.94%	8713	25.76%	9858	16.00%
2022	11808	11730	0.66%	11730	0.66%	8266	30.00%	8087	31.51%	8851	25.04%
2023	11832	11756	0.64%	11756	0.64%	7963	32.70%	10356	12.47%	10620	10.24%
2024	11892	11825	0.56%	11825	0.56%	8894	25.21%	10608	10.80%	10980	7.67%
2025	11916	6934	41.81%	6934	41.81%	5449	54.27%	6591	44.69%	6654	44.16%

注：2025年3月期は、対応する株価データが期中まで（2025年12月）しか存在せず、以降の月次観測が欠損となるため、他年度に比べ欠損率が高い。

成長の見積もりが ICC の水準に強く影響する。OJ では、短期の成長率に加え、 $\gamma$  の設定が ICC の水準を左右する。一方、CT と GLS は、長期成長率を  $g = 0.01$  に固定し、GLS に関しては中長期的に ROE が産業水準へ収斂するという仮定も置く。これらの残余利益モデル系では、超過収益が長期にわたり持続するという前提を置かないことから、成長モデル系と比べ低水準の ICC が推計される。

図3は、各モデルから推計された ICC と平均 ICC の月次推移を示している。平均 ICC は 2017 年末にまで低下したのち、2020 年に上昇し、同年

図3 ICCの推移（月次）



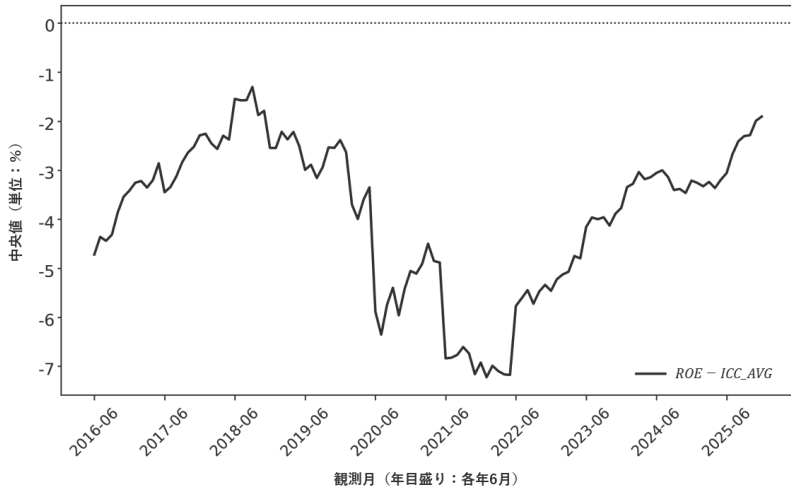
注：各モデルで推計されたICCおよび平均ICCについて、各月のクロスセクション中央値を示す。  
これらのICCは各モデル推計値を上下1%水準でウィンザライズした上で集計している。

7月に最大となるが、以後、コロナ禍と重なる期間は成長モデル系の上振れが平均ICCにも反映されている。前述のとおり、モデル間の高低差は主として各モデルの仮定に由来するが、いずれのモデルも同一の株価と予測利益（予測配当）を用いた推計を行うため、市場全体に作用する要因は各推計値に共通して反映される。もっとも、月次の変動が常に同じパターンで現れるわけではない。短期の予測EPSに強く依存するMPEGとOJでは、株価の変化と予測改訂が同時に生じた月に変動が大きくなることがある一方で、CTとGLSは長期成長率やROE収斂仮定が置かれるため、変動が抑制されることもある。「唯一の推計モデル」に関する都合がない以上、仮定の異なる複数モデルの推計値を併用し、一定の条件のもとで平均ICCを用いることには論拠がある。

なお、資本収益性と資本コストの関係を確認するため、ROEとICCの差分として計算されるエクイティスプレッド（ $ROE - ICC\_AVG$ ）の推移を補

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

図 4 エクイティスプレッドの推移（月次）



注：エクイティスプレッドは「ROE - 平均ICC」と定義し、各月のクロスセクション中央値を示す。

目的に検討した。図4が示すとおり、エクイティスプレッドは時系列で変動しつつも、観測期間を通じてマイナスで推移している。この結果は、近年、日本の証券市場に関して繰り返し議論されてきた論点、すなわち上場企業に対し、ROEの向上、資本コストと株価を意識した経営、PBR1倍割れの是正等、投資家の視点に立脚する要請に対して根拠を与えるものである。

取引所の要請により、投資家との対話の一環として自社で推計した資本コストを開示する企業も増えつつあるが、投資家の目線との乖離も指摘されている（東京証券取引所、2024）。資本収益性の企業間比較に重点を置くならば、HVZ方式を前提として推計された平均ICCの活用は、恣意性を抑えた手段となりうる。ただしそのためには、ICCが投資家の要求リターンを一定程度反映しているという実証的な裏付けが必要である。次節ではこの点について検証を行う。

## 5. 実現超過リターンを用いた検証

### 5-1. 検証の方法

本節では、推計した ICC が投資家の要求するリターン（期待リターン）の代理指標として一定の情報を含有するかどうかを確認するため、ICC と将来の実現超過リターンとの関係を検証する。ICC が期待リターンの代理指標として意味を持つならば、それが高い企業ほど、事後に観測される実現リターンは、少なくとも平均的には高くなるはずである。ただし企業個別の期待リターンは直接観測できないことから、期待リターンの代理として実現リターンを用いる検証が行われることがある。しかし、実現リターンは期中のサプライズ等による期待の改訂を反映して大きく変動することから、期待リターンの測度としてはノイズが多く、ICC との相関に関する検出力も弱くなりうることが知られている（Easton and Monahan, 2005；Pástor et al., 2008；Easton and Monahan, 2016）。

そこで本節では、まず、各観測月の平均 ICC に基づいて企業を 5 分位（Q1～Q5）に分類する。次に、各分位について 12 か月合計実現超過リターン（単利による単純合計）の分位内平均を算出し、その時系列平均を確認する。併せて、Q5 と Q1 の差分についても、その大きさと符号を確認する。実現超過リターンを用いるのは、無リスク金利に対応する部分を控除し、個別銘柄に固有の追加的リターン（リスク・プレミアム）に着目するためである。もっとも、実現超過リターンもさまざまなノイズの影響を強く受けることには変わりがない。それゆえ、ICC の水準に基づき 5 分位ポートフォリオを組むことによって、ICC が高い分位ほど、事後的に観測される実現超過リターンも高いという関係が、分位間で確認できるかを検証する<sup>20)</sup>。

---

20) 分位数を細かくすれば ICC とリターンの関係をより詳細に確認できる可能性がある一方、各分位に含まれる企業数は減少する。さらに月次で分位を作成する場合、分位の構成企業が月ごとに入れ替わるため、分位内平均が月次で

HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

ここで、観測月を  $m$ 、企業を  $i$  とする。企業  $i$  の観測月  $m$  における ICC を  $ICC_{i,m}$  と表す。 $ICC_{i,m}$  は平均 ICC を念頭に置いているが、以下に示す式は MPEG, OJ, CT, GLS の各モデルから推計された ICC にも同様に適用できる。

まず、月次の実現超過リターンを (23) 式で定義する。

$$exret_{i,m} = r_{i,m} - r_m^f \quad (23)$$

次に、観測月  $m$  の翌月から 12 か月にわたる「12 か月合計実現超過リターン」(単利による単純合計) を (24) 式で定義する。

$$FExRet12_{i,m} = \sum_{u=1}^{12} exret_{i,m+u} \quad (24)$$

以上の定義に基づき、以下では ICC と将来 12 か月合計実現超過リターンの関係を、相関係数に基づく整理、5 分位ポートフォリオに基づく整理の順で確認する。

第 1 に、各観測月  $m$  において、同一月内の企業横断 (クロスセクション) で  $ICC_{i,m}$  と  $FExRet12_{i,m}$  の相関係数を計算する。相関係数は、(25) 式により  $\rho_m$  と表記する。

$$\rho_m = \text{Corr}_i (ICC_{i,m}, FExRet12_{i,m}) \quad (25)$$

そして、観測期間の各月について  $\rho_m$  を計算し、それらの時系列平均を求める。表 7 に示す相関平均の列は、その値を示すものである。

第 2 に、各月  $m$  において、 $ICC_{i,m}$  の値を昇順に整列し、5 分位 (Q1 ~ Q5) のポートフォリオに分割する。ここでは Q1 が低 ICC の企業群 (下位 20%)、Q5 が高 ICC の企業群 (上位 20%) となる。分位  $q$  ( $q \in 1, \dots, 5$ ) に属する企

---

変動し、その時系列平均の標準誤差が大きくなる。そこで本稿では、観測数と推定の安定性のバランスを考慮し、5 分位を用いる。

業の  $FExRet12_{i,m}$  の分位内平均は (26) 式で示される。

$$\overline{FExRet12}_{q,m} = \frac{1}{N_{q,m}} \sum_{i \in q(m)} FExRet12_{i,m} \quad (26)$$

さらに、高 ICC 分位 ( $q=5$ ) の平均と低 ICC 分位 ( $q=1$ ) の平均の差分を (27) 式で定義する。

$$HL_m = \overline{FExRet12}_{5,m} - \overline{FExRet12}_{1,m} \quad (27)$$

表 8 には、(26) 式で得られる 12 か月合計実現超過リターンの分位内平均 ( $\overline{FExRet12}_{q,m}$ ) について、その時系列平均と、(27) 式で得られる差分 ( $HL_m$ ) の時系列平均が示されている。また図 5 には、(26) 式で得られる  $\overline{FExRet12}_{q,m}$  を月次でプロットした推移が示されている。

表 7 および表 8 は、(25) 式の  $\rho_m$ 、(26) 式の  $\overline{FExRet12}_{q,m}$ 、(27) 式の  $HL_m$  について、それらの時系列平均が 0 と有意に異なるかを検定した結果を示している。標準誤差の計算には、時系列平均 (定数項のみの回帰) の誤差項の自己相関を補正する Newey-West 標準誤差 (lag=11) を用いている。以下では、各図表で示した結果の解釈を記す。

## 5.2. 結果の解釈

表 7 は、各観測月において、クロスセクションで ICC と 12 か月合計実現超過リターンの Pearson 相関係数を算出し、その相関係数を時系列で平均した結果を示している。平均 ICC について、相関係数の平均は 0.208 であり、Newey-West 標準誤差 (lag=11) に基づく検定では、当該平均が統計的に有意に正であることが確認される。表 7 では平均 ICC に加えて、MPEG・OJ・CT・GLS のモデル別 ICC についても同様の相関係数の平均が併記されており、いずれも正の値となっている。したがって、平均 ICC に限らずモデル別 ICC で見ても、ICC が高い企業ほど、事後的に観測さ

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

表 7 ICC と 12 か月合計実現超過リターンの相関

モデル	平均相関	NW 標準誤差	NW t値	p値	月数
<i>ICC_MPEG</i>	0.193	0.032	6.125	0.000 ***	103
<i>ICC_OJ</i>	0.187	0.027	6.788	0.000 ***	103
<i>ICC_CT</i>	0.197	0.028	7.128	0.000 ***	103
<i>ICC_GLS</i>	0.195	0.025	7.693	0.000 ***	103
<i>ICC_AVG</i>	0.208	0.029	7.257	0.000 ***	103

注：各観測月について企業横断の相関係数を算出し、その時系列平均を示す。標準誤差と t 値は月次の統計量の自己相関を補正する Newey-West (ラグ 11) による。\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%、5%、1%水準で有意 (両側検定)。

表 8 平均 ICC の水準による 5 分位別の 12 か月合計実現超過リターン

分位	平均	NW 標準誤差	NW t値	p値	月数
Q1	0.013	0.033	0.396	0.693	103
Q2	0.050	0.031	1.614	0.110	103
Q3	0.065	0.035	1.864	0.065 *	103
Q4	0.090	0.038	2.350	0.021 **	103
Q5	0.170	0.046	3.654	0.000 ***	103
Q5-Q1	0.157	0.025	6.181	0.000 ***	103

注：各観測月に平均 ICC で企業を 5 分位 (Q1=最小、Q5=最大) に分類し、分位内の企業平均を求めたうえで、その時系列平均を示している。標準誤差と t 値は月次の統計量の自己相関を補正する Newey-West (ラグ 11) による。\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%、5%、1%水準で有意 (両側検定)。

れる 12 か月合計実現超過リターンが大きい傾向が、クロスセクションの相関という形で確認される。

もっとも、相関係数の平均はいずれのモデルも 0.2 程度であり、ICC と事後リターンの関係が個々の企業レベルで強く現れているとはいえない。事後リターンには、ICC が意図している期待リターンの成分のほか、期中のニュース等による期待の改訂や個別要因が大きく混入するため、相関が限定的な大きさととどまること自体は不自然ではない。重要なのは、平均として正の関連が統計的に支持されるという点であり、これは本稿の ICC が期待リターンの代理指標として一定の情報を含むことを示唆している。

表 8 は、各観測月において、平均 ICC で企業を 5 分位 (Q1~Q5) に分類し、各分位の 12 か月合計実現超過リターンの分位内平均を算定したう

えて、その時系列平均を算定した結果を示している。表8に示される分位内平均は、Q1からQ5に向けて増加しており、分位による整理を通じて、表7で確認された正の相関が、分位間の水準差としても現れることが分かる。とりわけ、Q5とQ1の差分は0.157であり、Newey-West 標準誤差(lag=11)に基づく検定では、この差分が1%水準で統計的に有意に正であることが確認される。したがって、平均ICCで分類した場合、高ICC群(Q5)は低ICC群(Q1)に比べて、その後の12か月合計実現超過リターンが大きいう関係が、差分(Q5-Q1)という形でも明確に示されている。

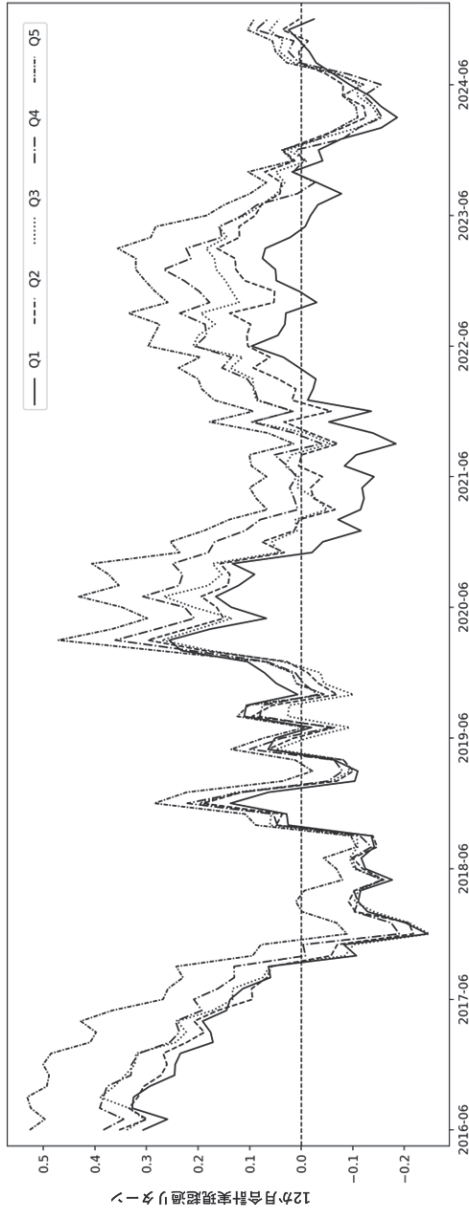
図5は、表8と同じ5分位分類に基づき、各観測月における12か月合計実現超過リターンの分位内平均を、観測月に沿って折れ線で示したものである。図5では、分位別の推移が概ね序列を保持したまま動くことが読み取れ、平均ICCで見た場合に、高ICC群(Q5)の分位内平均が低ICC群(Q1)を上回って推移することが確認できる。他方で、分位間の間隔は時期によって変動しており、これは事後リターンが市場全体に及ぼす要因の影響を受けて大きく動くこと、また分位内平均であっても月次には変動が残ることを反映している。ただしここで確認したい点は、表8の結果(Q5-Q1が正で有意)と整合的に、高ICC群と低ICC群の差が、観測期間を通じて継続的に観測されることである。

なお紙幅の制約から図表の掲載は割愛するが、頑健性を確めるため、6か月合計実現超過リターンについても、モデル別ICCの相関平均および平均ICCの分位別平均を、当該期間に応じたNewey-West 標準誤差により検証したところ、上記と同様の結果を得ている。

## 6. おわりに

本稿は、近年の国外研究で共有されつつある標準的な手順に従い、日本のプライム上場企業を対象として、過去10年間の月次ICCを推計した。企業別の株主資本コストを比較可能な形で得るためには、予測値の作成と

図5 12か月合計実現超過リターンの推移：平均 ICC の水準による分位別



観測月（年目盛り：各年6月）

注：縦軸は月次実現超過リターンの単利による12か月単純合計である。0.10は10%に相当する。各月に平均ICCの水準によって企業を5分位に分類し、Q1は最小、Q5は最大の分位を示す。

推計モデルの選択が不可避である。本稿は、HVZ方式を前提に、利益予測値の導出からICC推計値の検証までを日本企業のデータに即して一貫した形で提示してきたが、課題も残される。以下では、本稿の意義と限界を述べる。

第1に、利益予測値の導出は、推計されるICCの性質を左右する重要部分であるから、本稿では、比較的多くの紙面を割いてHVZ方式を検討した。IFRS適用企業も含め広い範囲のサンプルを確保する観点から、親会社株主帰属当期純利益を中核的な変数として用い、ICC推計に投入する予測値として一定の妥当性を確認した。またコントロール変数に関しては、中期的将来の利益予測の因子として配当の役割が高まっている傾向が示唆された。ただし投入するコントロール変数はHVZが提示するものに限られない以上、例えばより簡素な利益持続性モデルを用いる場合との比較など、追加的な検討が必要である。

第2に、本稿は、先行研究で採用例の多いモデルに依拠してICCを推計し、平均ICCを中心的な推計値として用いた。残余利益系の推計値と成長モデル系の推計値には開きが見られ、平均ICCがモデル固有のバイアスを一定程度緩和しうることが確認された。もっとも、平均ICCを使うという選択は、モデルの択一が困難である現状における次善の対応であるという見方も成り立つ。また個々のモデルに対する外生的パラメータの与え方が異なれば、平均ICCの水準も変化しうることが、そうした頑健性の確認は本稿では十分に行えていない。

第3に、推計されたICCに基づいて、資本効率を表すエクイティスプレッドの推移を示した。本稿の結果は、日本企業の資本効率をめぐる議論と整合する面を持ち、HVZ方式を前提に推計されたICCが、企業横断的な資本効率の評価と接続しうることが示している。ただし、投資家との対話を強化する機運が高まるなかで、当該指標が企業行動や市場評価の議論において具体的にどのような役割を担うのかについては、より踏み込んだ

検討が必要である。

最後に、本稿は、推計された ICC が投資家の要求リターンの代理指標として一定の情報を含むかという観点から、実現超過リターンとの関係を実証的に分析した。分析の結果、クロスセクションでも時系列でも正の相関関係が認められたことは、ICC が株主資本コストの代理指標となる可能性を示唆する。ただし、本稿の検証は 5 分位による区分に基づくものであり、分析精度の面では課題が残る。また、実現超過リターンの計算方法等の変更した場合の頑健性についても、十分な確認には至っていない。本稿は予備的な分析にとどまっており、以上の課題については稿を改めて検討する必要がある。

#### 参考文献

- Balakrishnan, K., Shivakumar, L., & Taori, P. (2021). Analysts' estimates of the cost of equity capital. *Journal of Accounting and Economics*, 71(2–3), 101367.
- Botosan, C. A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72(3), 323–349.
- Botosan, C. A., & Plumlee, M. A. (2002). A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research*, 40(1), 21–40.
- Callen, J. L., & Lyle, M. R. (2020). The term structure of implied costs of equity capital. *Review of Accounting Studies*, 25(1), 342–404.
- Claus, J., & Thomas, J. (2001). Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets. *The Journal of Finance*, 56(5), 1629–1666.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., & Skinner, D. J. (2004). Are dividends disappearing? Dividend concentration and the consolidation of earnings. *Journal of Financial Economics*, 72(3), 425–456.
- Easton, P. D. (2004). PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital. *The Accounting Review*, 79(1), 73–95.
- Easton, P. D., & Monahan, S. J. (2005). An evaluation of accounting-based measures of expected returns. *The Accounting Review*, 80(2), 501–538.
- Easton, P. D., & Monahan, S. J. (2016). Review of recent research on improving earnings

- forecasts and evaluating accounting-based estimates of the expected rate of return on equity capital. *Abacus*, 52(1), 35–58.
- Skildsen, M., Ibert, M., Jensen, T. I., & Pedersen, L. H. (2024). In Search of the True Greenium. *SSRN Working Paper*, 4744608.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2000). Forecasting profitability and earnings. *The Journal of Business*, 73(2), 161–175.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2001). Disappearing dividends: Changing firm characteristics or lower propensity to pay?. *Journal of Financial Economics*, 60(1), 3–43.
- Garel, A., Romec, A., Sautner, Z., & Wagner, A. F. (2024). Do investors care about biodiversity?. *Review of Finance*, 28(4), 1151–1186.
- Gebhardt, W. R., Lee, C. M. C., & Swaminathan, B. (2001). Toward an implied cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 39(1), 135–176.
- Gode, D., & Mohanram, P. (2003). Inferring the cost of capital using the Ohlson–Juettner model. *Review of Accounting Studies*, 8(4), 399–431.
- Hail, L., & Leuz, C. (2006). International differences in the cost of equity capital: Do legal institutions and securities regulation matter?. *Journal of Accounting Research*, 44(3), 485–531.
- Hartzmark, S. M., & Shue, K. (2022). Counterproductive sustainable investing: The impact elasticity of brown and green firms. *SSRN Working Paper*, 4359282.
- Hou, K., van Dijk, M. A., & Zhang, Y. (2012). The implied cost of capital: A new approach. *Journal of Accounting and Economics*, 53(3), 504–526.
- Kang, J. K. (2024). Gone with the big data: Institutional lender demand for private information. *Journal of Accounting and Economics*, 77(2–3), 101663.
- Kitagawa, N., & Goto, M. (2010). Implied cost of capital over the last 20 years. *Kobe University Discussion Paper* (2010-65).
- Lee, C. M. C., So, E. C., & Wang, C. C. Y. (2021). Evaluating firm-level expected-return proxies: Implications for estimating treatment effects. *Review of Financial Studies*, 34(4), 1907–1951.
- Leippold, M., & Yu, T. (2025). Firm-level green innovation beyond patents. *Review of Finance*, rfaf058.
- Li, K. K., & Mohanram, P. (2014). Evaluating cross-sectional forecasting models for implied cost of capital. *Review of Accounting Studies*, 19(3), 1152–1185.
- Lintner, J. (1956). Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. *The American Economic Review*, 46(2), 97–113.
- Ohlson, J. A., & Juettner-Nauroth, B. E. (2005). Expected EPS and EPS growth as

## HVZ 方式に基づく月次インプライド資本コストの推計

- determinants of value. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), 349-365.
- Pástor, L., Sinha, M., & Swaminathan, B. (2008). Estimating the intertemporal risk-return tradeoff using the implied cost of capital. *The Journal of Finance*, 63(6), 2859-2897.
- Skinner, D. J. (2008). The evolving relation between earnings, dividends, and stock repurchases. *Journal of Financial Economics*, 87(3), 582-609.
- Wang, C. C. Y. (2017). Commentary on: Implied cost of equity capital estimates as predictors of accounting returns and stock returns. *Journal of Financial Reporting*, 2(1), 95-106.
- 浅野敬志・安達哲也・奥田達志 (2016) 「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」『金融研究』(日本銀行金融研究所) 第 35 巻第 4 号, pp.91-134.
- 石川博行 (2010) 『株価を動かす配当政策 コロポレーション効果の実証分析』中央経済社.
- 石川博行 (2014) 「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, pp.48-53.
- 石川博行 (2025) 「日本企業の配当粘着性の経済的意義」『経営研究』(大阪公立大学経営学会) 第 75 巻第 4 号, pp.1-18.
- 太田裕貴 (2019) 「同時逆算手法を用いたインプライド株主資本コストの推定と実証研究への適用」『証券アナリストジャーナル』第 57 巻第 10 号, pp.19-28.
- 佐々木寿記・花枝英樹 (2010) 「わが国企業の配当行動のマクロ分析」『経営財務研究』(日本経営財務研究学会) 第 29 巻第 1, 2 合併号, pp.2-31.
- 高須悠介 (2016) 「日本企業のインプライド資本コスト推定とその妥当性」『横浜経営研究』(横浜経営学会) 第 37 巻第 1 号, pp.235-255.
- 東京証券取引所 (2021) 「2021 年 3 月期決算短信集計」.
- 東京証券取引所 (2024) 「『資本コストや株価を意識した経営』に関する『課題解決に向けた企業の取組み事例』—投資家の目線とギャップのある事例」(2024 年 11 月 21 日初版).
- 内閣府 (2026) 「中長期の経済財政に関する試算 (令和 8 年 1 月 22 日経済財政諮問会議提出)」.

## 謝辞

明石先生のご逝去を悼み、記念論文集に寄稿できることをたいへん光栄に思う。振り返れば、筆者が本学に入学後に最初に受けた経済学の授業が明石先生のご担当であった。長年にわたるご指導に深く感謝し、今後のご健勝をお祈り申し上げる次第である。