

日本企業のインプライド資本コスト推定とその妥当性

高 須 悠 介

1. はじめに

本稿では会計およびファイナンス領域で用いられてきたインプライド資本コスト（以下、ICC）に関して、日本企業の長期データを用いて推定し、その推定値と実際の市場データとの関係性に注目することで推定結果の妥当性について検討する¹。

ICCの推定にあたっては将来の利益情報をいかに予測するかが重要となる。これまでの先行研究ではその将来利益の予測情報として証券アナリストのコンセンサス予測データが広く用いられてきた。証券アナリストは市場での株価形成に寄与する主要なプレーヤーの1人であり、証券アナリストのコンセンサス予測データは市場の平均的な期待を捉えるものとして見なすことができる。しかしながら、アナリストのコンセンサス予測データベースの使用にあたってはその問題点もまた指摘することが可能であり、その一つはICCを算定可能な企業がアナリストによってカバーされている企業に限定されてしまう点である。一般に証券アナリストのカバーする企業は上場企業の中でも特に大規模な企業であり、上場企業全体に占める割合は限定的である。この問題点に対して、Hou et al. [2012] は米国企業を対象としてコンセンサス予測データではなく、過去のパネルデータのOLS推定から得られる予測利益データを用いてICCを推定する手法を提示している。Hou et al. [2012] の研究によると、利益予想モデルの推定から得られた将来利益情報はコンセンサス予測データに基づく将来利益情報と比較して、カバレッジ、予測バイアス、利益反応係数の点で優れていることが確認されている。また、そのような利益予想モデルの推定から得られた将来利益情報に基づくICCはアナリスト予想に基づくICCよりも期待株式リターンの代理変数として信頼性が高いことも報告されている。これを受け、様々な先行研究で利益予想モデルに基づくICCが用いられている（Patatoukas, 2012；Jones and Tuzel, 2013；桜井・小野, 2013）。

しかしながら、このような利益予想モデルに基づくICCの実際のデータとの整合性はこれまで十分に検討されてきていないように思われる。確かにHou et al. [2012] では事前の期待株式リターンの代理変数として利益予想モデルに基づくICCが将来の実現リターンと正の相関関係

¹ 本稿は科研費補助金（研究活動スタート支援）課題番号15H06221の研究成果の一部である。また、本稿の執筆にあたって、黒木淳氏（横浜市立大学）、木村晃久氏、本橋永至氏（共に横浜国立大学）から有益なコメントを頂いた。記して謝意を表したい。もちろん、あり得べき誤謬等はすべて筆者の責任である。

にあることを示しているものの、将来実現リターンを説明する上での期待外要素（期待外のキャッシュ・フローに関するニュースと割引率に関するニュース）のコントロールが不十分であると考えられる。また仮に十分にコントロールがなされていたとしても米国市場で成立する関係性が日本市場においてもまた成立するか否かは実証的な検討課題である。特に期待株式リターンの文脈では、米国市場において顕著な小型株効果やモメンタム効果が日本においては安定していないことが報告されている（太田他, 2012）。ICCの算定はそれ自体が研究対象となることもあるが、多くの場合では実証的に仮説検証を行う上での代理変数として用いられることが多い。それにも関わらず、（日本市場における）利益予想モデルに基づくICCの現実妥当性が十分に検討されていない状況は、実証分析から得られた結果の確からしさを損ないかねない。この点を踏まえ、本稿では利益予想モデルに基づくICCの妥当性に関して、アナリスト予想データに基づくICCとの比較を通じながら検討する²。また、その過程では日本の会計基準の特徴の一つである段階別利益計算が利益予想モデルに基づくICCに及ぼしうる影響についても検討する。

本稿の分析から以下の点が観察された。第1に利益予想モデルに基づくICCは本稿の分析期間である1976年以降広く利用可能となるものの、ICCの推計手法によってはアナリスト予想に基づくICCよりも観測値が少なくなることが明らかにされた。第2に利益予想モデルに基づくICCとアナリスト予想に基づくICCは将来実現株式リターンに関して概ね同等の説明力を有していることが確認された。第3に利益予想モデルに関して、当期純利益よりも税引後経常利益に基づく利益予想モデルのほうが利益予想モデル自体の当てはまりが良いこと、単変量分析からは将来実現リターンとの関係性が強いことが確認された。

本稿の貢献は、利益予想モデルに基づくICCが将来実現リターンと正に結びついていることを明らかにした点である。この結果は将来実現リターンに対する期待外情報の影響を考慮した上でも頑健であり、利益予想モデルに基づくICCの現実妥当性がある程度担保されたことを意味する。このことは将来の会計・ファイナンス領域における学術研究において用いられる可能性がある利益予想モデルに基づくICCの信頼性を高めるものである。

本稿は以下の様に構成される。第2節では本稿で用いるICCの推計手法に関して提示する。第3節では本稿のサンプル抽出に関して説明し、推定されたICCの時系列での特徴について議論する。第4節では事前の期待株式リターンの代理変数としてのICCの経験的な妥当性について分析を行う。第5節は本稿の分析結果を整理し、将来の検討課題を提示する。

2. ICCの推計手法

本節では本稿で用いるICCの推計手法について説明する³。はじめに利益予想モデルについて説明し、その後各ICCの推計手法をそれぞれ説明する。

なお、本稿ではより多くの企業のICCの算定を可能とするために、Hou et al. [2012] に準拠し、

² ICCの推定に関してはどのような仮定を置くのかによって、現在の株価と将来利益との関係性が変化し、ICCの推定方法それ自体も変わる事となる。

³ 本稿の主眼は日本企業のICCの推定と推定されたICCの現実妥当性を検討することにあり、ICC推定における仮定やその導出に関しては詳細には扱わない。この点については各推計手法を提示した論文（Gebhardt et al., 2001；Ohlson and Juettner-Nauroth, 2005；Easton, 2004；Gordon and Gordon, 1997）や小野 [2013]、太田 [2015a] に詳しい。

以下のタイムラインに沿ってデータ収集および変数作成を行う。

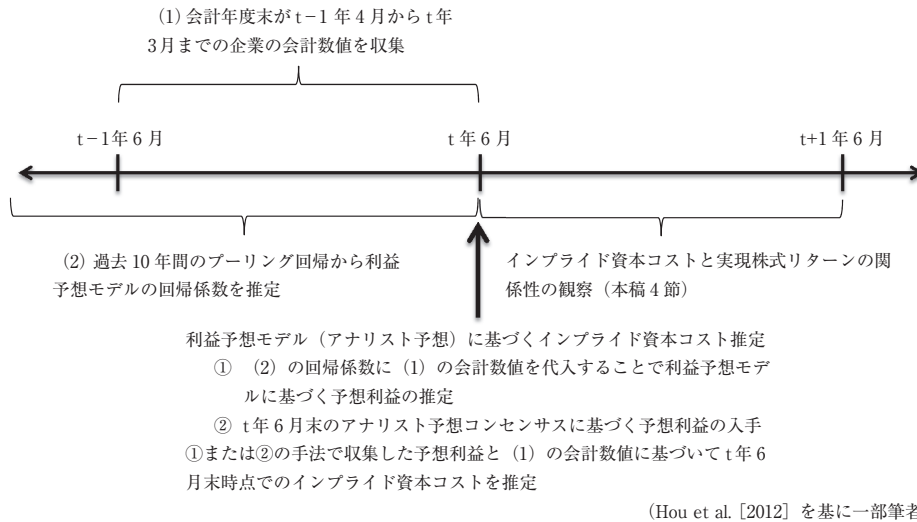


図1 本分析のタイムライン

本稿では観測値を3月決算企業に限定することなく、全ての決算月の企業を観測値として採用する。具体的にはt-1年4月からt年3月までに会計期末を迎える観測値をt期の観測値とみなす。そのため、4月決算の企業については後述のICCの計算にあたって、t年6月の株式時価総額に対して、t-1年4月末決算の会計データを用いることになる。これは直近の情報が反映可能であるアナリスト予想と比べるとタイミングの観点から不利であり、利益予想モデルに基づくICCの有用性を損なう方向性にバイアスを生じさせる。

2.1 利益予想モデル

ICCの推定にあたっては将来利益情報が必要とされており、いかに将来利益情報を設定するかが重要となる。Hou et al. [2012] を踏まえ、本稿では次の利益予想モデルをプリーング推定することで得られた係数値を用いて予想将来利益を算定する⁴。

$$E_{i,t+\tau} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 DD_{i,t} + \alpha_4 E_{i,t} + \alpha_5 \text{Neg}E_{i,t} + \alpha_6 \text{ACC}_{i,t} + \varepsilon_{i,t+\tau} \quad (1)$$

$$E_{i,t} \in \{NI_{i,t}, NIBE_{i,t}\}$$

$$\text{Neg}E_{i,t} \in \{\text{Neg}NI_{i,t}, \text{Neg}NIBE_{i,t}\}$$

$$\text{ACC}_{i,t} \in \{\text{ACC_}NI_{i,t}, \text{ACC_}NIBE_{i,t}\}$$

ここで $E_{i,t+\tau}$ は企業iのt+ τ 年期 ($\tau=1\sim 3$) の会計利益であり、 $A_{i,t}$ は企業iのt期末総資産、 $D_{i,t}$ は企業iのt期の配当総額、 $DD_{i,t}$ は $D_{i,t}$ が0である場合に1をとり、それ以外は0となるダミー変数、 $\text{Neg}E_{i,t}$ は企業iのt期の会計利益 ($E_{i,t}$) が負である場合に1をとり、それ以外は0

⁴ (1)式はFama and French [2000, 2006], Hou and Robinson [2006] がベースとなっている。

となるダミー変数、 $ACC_{i,t}$ は企業*i*の*t*期の会計発生高⁵である。また会計利益としては当期純利益 (*NI*) と税引後経常利益 (*NIBE*)⁶の2つを用いる。これはHou et al. [2012] などの米国企業データを用いた研究では“net income before extraordinary items”を使用することが一般的であり、日本基準の当期純利益とは構成内容が異なると考えられるためである。また利益予想モデルに基づくICCでは利益予想モデルの精度が重要となるため、一時的項目である特別損益が除外された税引後経常利益のほうが当てはまりに優れる可能性がある。会計利益として当期純利益と税引後経常利益の2つを用いるため、会計発生高もまた当期純利益ベースの会計発生高 (ACC_{NI}) と税引後経常利益ベースの会計発生高 (ACC_{NIBE}) の2つを設定している。また、Hou et al. [2012] と同様にこれら変数はいずれもデフレートせず⁷、連続変数に関しては年次毎に上下1%を置換する。

Hou et al. [2012] に倣い、 $t+1$ 期～ $t+3$ 期までの予想利益 ($FE_{i,t+\tau}$, $\tau=1\sim3$) は、 $t-9$ 期から*t*期までの過去10年間のデータを用いて (1) 式をプーリング回帰して得られた係数値に*t*期の説明変数を掛け合わせることで算定する⁸。またサバイバーシップ・バイアスを軽減するために、各観測値は*t-9*期から*t*期までのデータが全て収集可能でなくても、*t*期の説明変数のデータが収集可能であれば、予想利益を算定する。

推定結果に関して、表にはしていないが、会計利益として当期純利益と税引後経常利益のいずれを用いるのかによって (1) 式の当てはまり (修正済決定係数) に差異が見られた。当期純利益を用いて1期先の当期純利益を予測するために (1) 式を推定した場合、修正済決定係数は50～60%程度であった一方で、税引後経常利益を用いた場合には70～80%程度の修正済決定係数が得られた。Hou et al. [2012] で提示されている推定結果では1期先利益の予想モデルに関して修正済決定係数が平均で86%であったことを踏まえると、Hou et al. [2012] の結果を日本市場に適用する場合には税引後経常利益の方が適切であるかもしれない。

2.2 ICCの推定方法

本稿ではICCの推定手法として先行研究で広く用いられている①Gebhardt et al. [2001] の推定方法 (以下、GLSモデル)、②Ohlson and Juettner-Nauroth [2005] の推定方法 (以下、OJモデル)、③Easton [2004] の推定方法 (以下、MPEGモデル)、④Gordon and Gordon [1997]

⁵ Hou et al. [2012] に倣い、会計発生高はキャッシュフロー計算書が利用可能となる以前の会計期間の場合、以下の式から推定している (首藤, 2010)。

$$\text{会計発生高} = (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) - (\Delta \text{長期性引当金} + \text{減価償却費})$$

なお、資金調達項目としては短期借入金・社債合計、長期性引当金には売上債権以外の貸倒引当金および投資損失引当金、引当金合計を用いている (いずれもNEEDS日経財務データDVD版の収録項目)。キャッシュ・フロー計算書が利用可能な場合には会計利益 (当期純利益もしくは税引後経常利益) から営業キャッシュ・フローを控除することで会計発生高を算定している。

⁶ 税引後経常利益 = 当期純利益 ± 少数株主利益 - 特別利益 + 特別損失

⁷ これはICCの推定に利用される利益数値の多くが総額 (もしくは一株当たり利益) であるため、利益予想モデルも額面にて推定している (Hou et al., 2012)。

⁸ $t+1\sim t+3$ 期の予想利益の算定に際し、*t*期時点で利用可能な情報によってのみ (1) 式を推定する。例えば、 $t+1$ 期の予想利益 ($FE_{i,t+1}$) を算定する際のプーリング回帰に用いられる説明変数は*t-9*期から*t-1*期までとなることに注意されたい。同様に $t+2$ ($t+3$) 期の予想利益を算定する際のプーリング回帰に用いられる説明変数は*t-9*期から*t-2* (*t-3*) 期までとなることに注意されたい。

の推定方法 (以下, EPモデル), の4つの推定方法を採用する⁹。なお, いずれの推定手法についても, 負のICCが算定された場合にはHou et al. [2012] に倣い, 欠損値としている。さらに, これら①～④の推定方法によって算定されたICCを平均した合成指標も合わせて採用する (composite measure: COMP)。ただし, 各推定方法によって算定されるICCの観測値数には差異が存在するため, Hou et al. [2012] に倣い, いずれかのICCが算定可能であれば, 算定されたICCの数に応じて平均し, 変数化している。

2.2.1 GLSモデル

GLSモデルでは以下の (2) 式を成立させる $r_{i,t}$ を数値計算¹⁰によって求め, 得られた $r_{i,t}$ をICCとする。

$$MV_{i,t} = B_{i,t} + \sum_{k=1}^{11} \frac{(FROE_{i,t+k} - r_{i,t}) B_{i,t+k-1}}{(1+r_{i,t})^k} + \frac{(FROE_{i,t+12} - r_{i,t}) B_{i,t+11}}{r_{i,t}(1+r_{i,t})^{11}} \quad (2)$$

ここで $MV_{i,t}$ は企業iのt年6月末の株式時価総額¹¹, $B_{i,t}$ は企業iのt期末自己資本, $FROE_{i,t+k}$ は企業iのt+k期の予想利益をt+k-1期末自己資本で除した値である。本稿ではt+3期までの予想ROEを利益予想モデルもしくはコンセンサス予測データベースに基づいて算定しているため, t+4期以降の予想ROEに関しては何らかの仮定を置く必要がある。ここでは, 後藤・北川 [2010] に従い, t+4期からt+12期の予想ROEは, t+3期時点の予想ROEからその企業の属する産業¹²メジアンまで每期一定ずつ収束し, t+12期の将来ROEと産業メジアンが一致すると仮定する。ここで産業メジアンは, t-9期からt期までの過去10年間の各年における産業中央値を計算し, さらにその10年間の中央値として得られた値である。なお, ここでは損失計上企業は中央値の計算から除外している (Gebhardt et al., 2001)。

また自己資本簿価の予想値としてはクリーン・サープラス関係¹³を想定し, 期首自己資本に当期の会計利益を足し, 当期の配当を控除することで求められる。配当の予想にあたっては配当性向を仮定する必要がある。ここではt期の配当性向が将来に渡って持続すると仮定している。ただし, 配当性向が100%を超える場合には配当性向を100%と置換し, 当期の会計利益がマイナスである場合にはt-9期からt期までの日本の上場企業のROAの中央値¹⁴を利用し, 当該観測

⁹ 他にもClaus and Thomas [2001] の推定方法が用いられることも多いが, 本稿で比較するIFIS社のコンセンサス予測データベースに関して, 予想長期成長率が入手可能でないため, 本稿では除外している。

¹⁰ 数値計算にあたっては統計パッケージであるRのunirootを使用している。unirootは指定された範囲内の解をニュートン法によって計算するコマンドである。なお, unirootは範囲内に複数の解が存在する場合には算定不能となることがある。しかしながら, (2) 式は一般に $r_{i,t} > 0$ の範囲では減少関数であるため, 大きな問題は無いと考えられる。なお, 数値計算の範囲に関しては $0\% \leq r_{i,t} \leq 50\%$ を用いたが上限を100%とした場合でも求められた解に大きな差異は見られなかった。

¹¹ 株式時価総額を算定する際にはt年6月末の株価にt期末発行済株式総数を乗じた値を用いている。ただし, 期中での発行済株式総数の変動による株価への影響を考慮するため, t期末からt+1期末までの発行済株式総数の変化率が±5%以内の観測値に関してのみ時価総額を算定している。

¹² 産業の識別には日経業種中分類を用いている。

¹³ なお, 多くの先行研究と同様に, 本稿で用いるデータは当期純利益と税引後経常利益のいずれを用いた場合でもクリーン・サープラス関係は満たされていないが, 先行研究を踏まえてこのような仮定を置いている。

¹⁴ 先行研究ではこれとは別の手法を用いている。例えば, 村宮 [2005] では1985年から2003年までの日

値の t 期首総資産にROAの長期中央値を掛け合わせた値を代替的な利益数値と見なして配当性向を計算している。

2.2.2 OJモデル

OJモデルでは次の (3) 式を満たす $r_{i,t}$ としてICCが計算される。

$$r_{i,t} = X_{i,t} + \sqrt{X_{i,t}^2 + \frac{FE_{i,t+1}}{MV_{i,t}} \left\{ \frac{FE_{i,t+2} - FE_{i,t+1}}{FE_{i,t+1}} - (\gamma - 1) \right\}} \quad (3)$$

ただし、

$$X_{i,t} = \frac{1}{2} \left(\gamma - 1 + \frac{FD_{i,t+1}}{MV_{i,t}} \right)$$

なお、 $FD_{i,t+1}$ は企業 i の $t+1$ 期の予想配当であり、 $t+1$ 期の予想利益に配当性向¹⁵を掛け合わせた値である。 γ は期待される異常利益の成長率を捉える変数であるが、その算定方法は先行研究においても一律ではない。本稿では後藤・北川 [2010] に倣い、 $\gamma=1.03$ として計算している。

2.2.3 MPEGモデル

MPEGモデルでは次の (4) 式を満たす $r_{i,t}$ としてICCが計算される。算定に必要とされる変数はここまでで説明してきた変数と同一である。なお、(4) 式は $r_{i,t}$ に関する二次方程式であるため、解が存在するのであれば2つの解が得られる。このとき、得られた解のうち、1つの解のみが正であればその値を、2つの解が共に正であれば小さいほうの値を本稿ではICCとして採用する。

$$MV_{i,t} = \frac{FE_{i,t+2} + r_{i,t} FD_{i,t+1} - FE_{i,t+1}}{r_{i,t}^2} \quad (4)$$

2.2.4 EPモデル

EPモデルでは次の (5) 式を満たす $r_{i,t}$ としてICCが計算される。算定に必要とされる変数はここまでで説明してきた変数と同一である。

$$r_{i,t} = \frac{FE_{i,t+1}}{MV_{i,t}} \quad (5)$$

本の上場企業のROAの中央値を用いている。またGebhardt et al. [2001] では米国企業の長期でのROAが平均6%であることから、6%を用いている。本稿では、1976年以降の日本企業という長期のデータを用いており、村宮 [2005] のように過去の長期間のデータを推計することは困難である。また、ICCの推計にあたって必要な変数はその推計時点において収集可能であるという要件を課すために本稿では $t-9$ 期から t 期までの日本の上場企業のROAの中央値を用いている。

¹⁵ この配当性向の定義はGLSモデルにおける配当性向の定義と同一である。

3. サンプルの抽出と記述統計量

本稿では東京証券取引所一部・二部¹⁶に上場する日本の一般事業会社の1976年から2012年(t=1976~2012)までの連結決算データもしくは単体決算データ¹⁷に基づく観測値を対象に分析を行う。ただし、各変数の作成にあたり、1967年から2014年までの財務・市場データを用いている。また、利益予想モデルの推定に際しては、対象とする観測値を東京証券取引所1部・2部に限定せずに上場している全ての事業会社の観測値から推定している。分析に必要なデータは財務データに関してはNEEDS日経財務データDVD版から、株価データは東洋経済株価CD-ROMから、アナリストのコンセンサス予測データはIFISコンセンサスデータから、それぞれ収集している。これらデータベースから抽出した観測値にはさらに以下の要件を課している。

1. 日本の会計基準を採用している観測値
2. 決算月数が12か月である観測値
3. アナリスト予想に基づくICCの算定に関しては少なくとも将来3期間の予想当期純利益が利用可能である観測値

3つめの条件は、利益予想モデルに基づく予想利益に関してはt期の(1)式の説明変数が収集可能な観測値については1期先から3期先まで全ての予想利益が算定可能である一方で、アナリスト予想に関しては収集可能な将来利益の期間に観測値ごとにはばらつきが見られるためである。つまり、1期先の予想利益のみしか利用可能でない場合には当初の段階からEPモデルに基づくICCしか算定できないことになってしまう。3期先までの予想利益が入手可能であるという条件を課すことで、観測値間の条件を揃えている。また、異常値が分析結果に及ぼす影響を考慮して、分析に用いる連続変数については年度ごとに上下1%を置換する処理を行っている。

表1は年度ごとの各ICCが算定された観測値数を示している。アナリスト予想については2001年6月末以降に関して利用可能であるため、2001年以降についてのみICCが算定されている。一見して分かるように、利益予想モデルに基づくICCは長期間にわたり算定可能であり、また各年度の算定可能な観測値数も同年度のアナリスト予想に基づくICCに比べて多いことが分かる。ただし、利益予想モデルの中でも特に当期純利益を採用し、OJモデルもしくはMPEGモデルによってICCを推定した場合、年度ごとの観測値数のばらつきが大きいことが分かる。これはOJモデル(3式)やMPEGモデル(4式)が利益成長を前提としたモデルであるためにある程度の利益成長が予測されていない局面では算定不可能となってしまうことに起因していると考えられる。また、同時期のアナリスト予想に基づくICCに関しては、いずれの推定手法でも同程度の観測値数が得られていることは好対照である。

¹⁶ 会計情報の硬度や株価の信頼性、低流動性等の問題を考慮して東京証券取引所1部・2部に限定している(久保田・竹原, 2007)。

¹⁷ NEEDS日経財務データDVD版にて連結優先で取得しているが、過去のデータになるほど連結決算データが取得できないために単体決算データになっている。それゆえ、本研究で用いるサンプルには連結決算データと単体決算データが混在している。しかしながら、利益予想モデルを適用する場合には、t期の決算データのみを用いて将来の予想利益を予測するため、(1)式の推定に関して、各説明変数の説明力が単体決算と連結決算で大きく変化しないのであればその影響は小さいと考えられる。また、4節の多変量解析ではサンプルが2001年以降に限定されているため(利益予想モデルの推定に関しては1992年以降)、連結決算データと単体決算データが混在していることの影響は小さいと考えられる。

表1 年度ごとのICC算定可能な観測値数

year	モデル予想										アナリスト予想				
	NI					NIBE					NI				
	GLS	OJ	MPEG	EP	COMP	GLS	OJ	MPEG	EP	COMP	GLS	OJ	MPEG	EP	COMP
1976	218	213	219	192	233	217	206	212	182	233					
1977	514	458	477	476	536	507	422	443	439	537					
1978	617	499	510	554	637	607	498	517	507	637					
1979	653	515	535	615	662	650	504	531	605	662					
1980	636	459	491	625	639	636	447	477	616	639					
1981	644	575	588	612	645	644	574	603	620	645					
1982	687	534	566	651	691	686	536	578	653	693					
1983	747	641	663	700	751	747	652	682	702	753					
1984	758	623	660	701	763	755	623	667	703	764					
1985	761	589	631	721	765	760	597	644	728	767					
1986	829	697	724	776	832	828	704	754	791	832					
1987	740	643	671	689	748	739	624	657	685	748					
1988	749	518	572	709	753	750	479	529	710	755					
1989	692	421	444	674	694	693	405	436	680	695					
1990	926	658	705	920	926	925	661	694	914	926					
1991	990	799	851	970	990	990	783	826	964	990					
1992	1,136	974	1,033	1,100	1,140	1,137	935	991	1,091	1,140					
1993	1,191	988	1,015	1,062	1,195	1,191	980	1,016	1,055	1,195					
1994	1,199	949	980	1,009	1,210	1,198	958	983	992	1,210					
1995	1,232	913	955	1,106	1,243	1,232	901	950	1,090	1,243					
1996	1,255	796	832	1,170	1,265	1,255	830	862	1,173	1,265					
1997	1,372	758	807	1,292	1,381	1,373	749	808	1,304	1,381					
1998	1,500	777	833	1,368	1,513	1,503	815	868	1,410	1,513					
1999	1,429	734	754	1,141	1,456	1,445	808	866	1,261	1,456					
2000	1,460	378	379	1,232	1,479	1,472	364	402	1,399	1,479					
2001	1,568	634	675	1,288	1,589	1,584	596	816	1,528	1,589	484	438	452	475	484
2002	1,664	712	760	1,248	1,681	1,675	1,211	1,502	1,540	1,681	523	464	487	501	524
2003	1,647	494	501	1,357	1,665	1,663	812	1,087	1,584	1,665	562	513	531	551	562
2004	1,609	288	298	1,465	1,615	1,611	840	1,071	1,567	1,615	565	486	500	559	565
2005	1,563	434	494	1,468	1,565	1,565	777	984	1,548	1,565	554	492	512	541	554
2006	1,730	739	837	1,589	1,734	1,734	1,235	1,484	1,695	1,734	665	618	629	660	665
2007	1,886	1,535	1,682	1,747	1,888	1,886	1,682	1,799	1,826	1,888	743	661	685	740	743
2008	1,959	1,679	1,834	1,845	1,963	1,960	1,652	1,829	1,901	1,963	779	716	736	771	779
2009	1,960	1,613	1,658	1,637	1,973	1,963	1,365	1,669	1,737	1,973	723	654	672	619	724
2010	1,972	1,483	1,543	1,736	1,988	1,972	1,458	1,529	1,830	1,988	690	642	661	669	690
2011	2,007	1,333	1,380	1,893	2,011	2,009	1,362	1,456	1,976	2,011	693	640	652	672	693
2012	1,991	1,231	1,300	1,896	1,994	1,990	1,397	1,503	1,953	1,994	703	651	662	686	703
合計	44,491	28,284	29,857	40,234	44,813	44,552	30,442	33,725	41,959	44,824	7,684	6,975	7,179	7,444	7,686
うち2001年以降	21,556	12,175	12,962	19,169	21,666	21,612	14,387	16,729	20,685	21,666					

図2は当期純利益に注目して算定された、各年度の実績ROA年次中央値(棒グラフ, 左軸)と利益予想モデルに基づく $t+1$ 期から $t+2$ 期にかけての増益予想率(折れ線グラフ, 右軸)とアナリスト予想に基づく $t+1$ 期から $t+2$ 期にかけての増益予想率(折れ線グラフ, 右軸)のグラフである。グラフから、過去のROA年次中央値が減少トレンドにあるほど、モデルに基づく増益予想率が急激に低下することが見て取れる。これは利益予想モデルが $t+1$ 期や $t+2$ 期の予想利益を推定する際に $t-9$ 期から t 期までのプーリング回帰を行っていることに起因していると考えられる。つまり、 $t-9$ 期から t 期にかけて当期純利益が全体的に下降トレンドにある場合、プーリング回帰から得られる各係数値は将来利益の減少を反映する形で決定されることになる。そのため、それら推定された各係数値と t 期の会計数値から将来利益予想を行った場合には、将来予想利益もまた減少トレンドをなぞることになる。これがモデル予想に基づくICCのうちでも当期純利益を用いた場合のOJモデルやMPEGモデルが年度によって観測値数が大きくばらつく原因であると考えられる。他方で、アナリスト予想に基づく増益予想利益は90%程度を推移している。これはアナリストの楽観バイアスを反映している可能性もあるが、OJモデルやMPEGモデルを推定する上ではこの高い増益予想率に支えられ、他のGLSモデルやEPモデルに近い水準の観測値数が得られている。

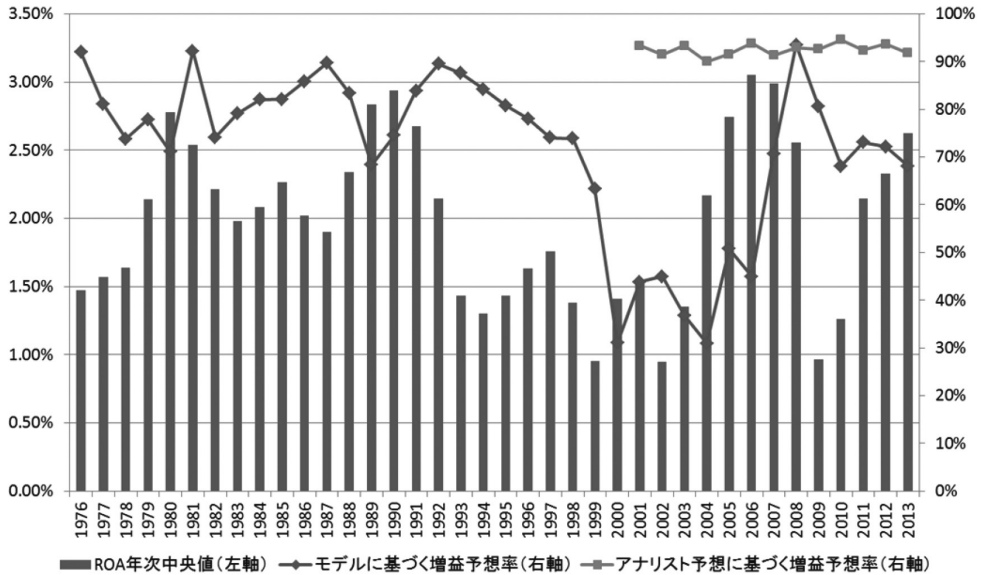


図2 ROA年次中央値と各予想手法に基づく増益予想率の時系列推移

表3 年度ごとのICCの平均値

year	NI					モデル予想					アナリスト予想				
	GLS	OJ	MPEG	EP	COMP	GLS	OJ	MPEG	EP	COMP	GLS	OJ	MPEG	EP	COMP
1976	9.9%	14.9%	13.7%	5.6%	11.3%	10.4%	13.8%	12.7%	5.9%	10.7%					
1977	8.7%	13.6%	12.0%	5.0%	9.7%	9.3%	13.8%	12.1%	5.2%	9.7%					
1978	7.8%	14.5%	13.1%	4.3%	9.3%	8.3%	13.6%	12.0%	4.5%	9.2%					
1979	7.5%	12.3%	10.9%	4.7%	8.4%	8.1%	12.0%	10.6%	5.1%	8.6%					
1980	8.3%	12.0%	10.6%	5.8%	8.9%	9.3%	13.4%	12.0%	6.5%	9.7%					
1981	8.3%	12.7%	11.7%	5.7%	9.5%	9.4%	12.9%	11.6%	6.1%	9.8%					
1982	8.2%	11.3%	10.1%	6.0%	8.6%	9.4%	12.4%	10.8%	6.1%	9.4%					
1983	7.5%	12.1%	10.7%	5.0%	8.5%	8.4%	12.5%	11.2%	4.9%	9.1%					
1984	6.7%	10.7%	9.4%	4.5%	7.5%	7.4%	11.3%	9.9%	4.5%	8.0%					
1985	5.8%	9.0%	7.6%	4.0%	6.3%	6.5%	10.3%	8.7%	3.9%	6.9%					
1986	4.6%	7.8%	6.5%	2.7%	5.2%	4.9%	8.3%	6.8%	2.6%	5.5%					
1987	4.1%	7.4%	6.0%	2.3%	4.8%	4.4%	8.1%	6.7%	2.1%	5.1%					
1988	3.3%	5.6%	4.1%	1.9%	3.5%	3.6%	5.6%	4.0%	1.9%	3.5%					
1989	3.5%	6.2%	4.7%	2.0%	3.5%	3.7%	6.9%	5.3%	2.0%	3.8%					
1990	3.4%	6.4%	4.9%	1.9%	3.7%	3.6%	6.6%	5.1%	1.9%	3.9%					
1991	4.6%	8.0%	6.6%	2.7%	5.1%	4.9%	8.3%	6.9%	2.8%	5.3%					
1992	6.0%	10.0%	8.6%	3.7%	6.9%	6.4%	10.8%	9.4%	3.8%	7.2%					
1993	4.8%	10.4%	9.0%	2.4%	6.1%	5.2%	10.7%	9.1%	2.6%	6.3%					
1994	4.4%	9.9%	8.2%	1.9%	5.6%	4.7%	10.4%	8.8%	2.1%	5.9%					
1995	5.7%	10.9%	9.4%	3.0%	6.6%	6.1%	11.2%	9.6%	3.5%	6.8%					
1996	4.0%	8.8%	7.2%	2.3%	4.5%	4.4%	9.2%	7.7%	2.7%	5.0%					
1997	4.6%	9.4%	7.8%	3.1%	5.0%	5.2%	10.3%	8.6%	3.7%	5.7%					
1998	5.7%	11.4%	9.6%	4.0%	6.3%	6.7%	12.3%	10.9%	5.4%	7.6%					
1999	4.7%	12.2%	10.1%	2.5%	5.0%	5.9%	11.3%	9.3%	3.8%	6.3%					
2000	5.1%	16.7%	14.3%	3.3%	5.3%	6.8%	13.8%	11.2%	5.9%	7.2%					
2001	5.2%	13.8%	11.1%	3.8%	5.8%	7.4%	9.3%	6.9%	8.1%	8.1%	4.7%	10.1%	9.2%	4.4%	7.2%
2002	5.4%	15.8%	12.9%	3.8%	6.2%	7.8%	8.2%	7.3%	7.5%	8.3%	5.0%	11.2%	10.2%	4.4%	7.7%
2003	5.2%	14.4%	12.1%	4.2%	5.8%	7.6%	9.1%	7.2%	7.6%	8.0%	5.4%	11.5%	10.4%	5.4%	8.1%
2004	4.6%	12.5%	10.4%	3.8%	4.6%	6.5%	8.5%	6.9%	5.9%	6.7%	4.7%	9.5%	8.7%	4.9%	6.8%
2005	4.7%	7.7%	6.0%	4.1%	4.8%	6.7%	8.7%	7.2%	6.3%	6.9%	5.0%	10.0%	9.1%	5.4%	7.3%
2006	4.6%	8.1%	6.3%	3.7%	4.8%	6.6%	8.3%	7.0%	5.7%	6.7%	4.7%	9.6%	8.8%	4.9%	7.0%
2007	5.2%	9.7%	8.3%	4.3%	6.6%	7.0%	11.0%	9.9%	6.1%	8.4%	5.0%	9.4%	8.5%	5.1%	6.9%
2008	7.1%	11.4%	10.1%	6.3%	8.7%	9.0%	10.8%	10.1%	8.9%	9.8%	6.5%	11.0%	10.3%	6.7%	8.7%
2009	7.3%	14.7%	13.3%	5.7%	10.2%	9.4%	11.5%	9.6%	8.1%	9.8%	6.2%	13.3%	12.3%	4.7%	9.1%
2010	7.8%	17.0%	15.4%	6.4%	10.5%	9.8%	18.4%	16.5%	8.4%	11.5%	7.0%	13.1%	12.1%	6.2%	9.7%
2011	7.9%	17.3%	16.1%	7.4%	10.3%	9.9%	17.2%	15.9%	10.0%	11.7%	7.2%	13.8%	12.9%	6.7%	10.2%
2012	8.1%	16.6%	15.1%	7.6%	10.0%	9.9%	16.6%	15.2%	9.8%	11.7%	7.9%	12.7%	11.9%	8.2%	10.1%
平均値	5.9%	11.4%	9.8%	4.1%	6.8%	7.0%	11.0%	9.5%	5.2%	7.7%	5.8%	11.3%	10.4%	5.6%	8.2%

表3は年度ごとに各手法で推定されたICCの平均値を示している。いずれの予想利益を用いた場合でもOJモデルおよびMPEGモデルを用いた場合にはGLSモデルやEPモデルを用いた場合よりもICCが高い傾向にあることが分かる。この結果はI/B/E/Sコンセンサスデータベースを用いて1987年から2007年までのICCを推定した後藤・北川〔2010〕と整合的である。

表3に示された年度ごとのICCの中でも各予想利益を用いた場合の合成尺度（COMP）の時系列での推移をグラフ化したものが図3である。図から純利益予想モデルに基づくICCと税引後経常利益予想モデルに基づくICCは概ね同じ動きを示しているものの、1990年代の終盤から両者の間に乖離が生じ始め、ほぼ一貫して税引後経常利益に基づくICCのほうが高水準にある。この原因として、実際のデータを見ると1990年代後半から特別損失を計上する企業が増加する一方で特別利益の水準はほぼ変化していないことが確認された。つまり、税引後経常利益に比べて当期純利益が圧縮される傾向にあり、同水準の株式時価総額を説明する上で純利益よりも高水準な税引後経常利益には高い割引率が計算されている可能性が考えられる。他方で、アナリスト予想に基づくICCは2000年代前半については税引後経常利益に基づくICCと同調し、2000年代後半からは当期純利益に基づくICCと同調する傾向にあることが分かる。

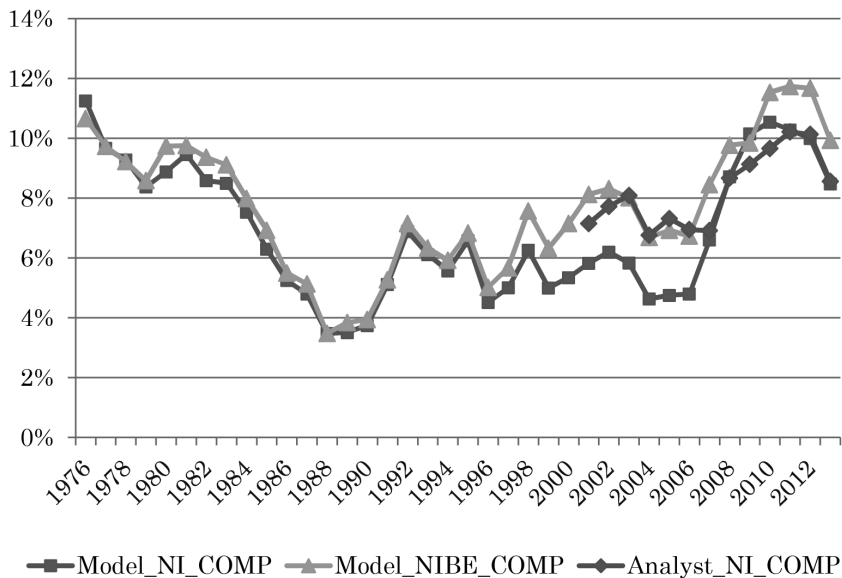


図3 各種予想利益に基づく合成尺度（COMP）の時系列推移

表4は各ICC指標間の相関係数を示している。観測値数が2,068と小さく非常に小さくなっているのは全てのICC指標が算定可能である観測値数が限定されるためである。表から、いずれのICCに関しても他のICCと強い正の相関を示している。表には示していないが、いずれの相関係数についても統計的に1%水準で有意であることが確認されている。

ここまで示したデータからはどのように予想利益を算定するか、またどのICCの推定手法を用いるかによってばらつきが観察されるものの、概ね同じ要素を捉えることに成功しているように思われる。続く第4節ではそれぞれの指標が捉えている要素が事前の期待株式リターン

表4 各ICC指標の相関マトリックス

N=2068				①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮
①	モデル 予想	NI	GLS		0.59	0.60	0.64	0.77	0.96	0.43	0.52	0.57	0.74	0.92	0.29	0.32	0.35	0.53
②			OJ	0.54	0.99	0.24	0.91	0.51	0.66	0.69	0.32	0.69	0.45	0.42	0.42	0.42	0.08	0.46
③			MPEG	0.64	0.99		0.48	0.96	0.57	0.67	0.72	0.42	0.75	0.50	0.42	0.43	0.16	0.50
④			EP	0.57	0.39	0.36		0.55	0.56	0.30	0.45	0.85	0.63	0.45	0.09	0.14	0.58	0.33
⑤		COMP	0.79	0.93	0.96	0.67		0.74	0.66	0.74	0.58	0.85	0.66	0.41	0.43	0.29	0.56	
⑥		NIBE	GLS	0.97	0.56	0.61	0.63	0.76		0.47	0.51	0.69	0.75	0.90	0.27	0.30	0.37	0.51
⑦			OJ	0.50	0.76	0.77	0.43	0.75	0.40		0.97	0.24	0.84	0.34	0.26	0.27	0.11	0.32
⑧			MPEG	0.57	0.78	0.81	0.54	0.82	0.55	0.99		0.50	0.93	0.43	0.30	0.32	0.22	0.40
⑨			EP	0.64	0.48	0.55	0.88	0.70	0.63	0.37	0.42		0.65	0.49	0.18	0.24	0.60	0.42
⑩			COMP	0.77	0.78	0.83	0.73	0.91	0.77	0.88	0.93	0.74		0.64	0.32	0.35	0.37	0.50
⑪	アナ リスト 予想		NI	GLS	0.92	0.49	0.53	0.51	0.67	0.90	0.40	0.47	0.54	0.65		0.41	0.42	0.53
⑫		OJ		0.31	0.45	0.44	0.16	0.42	0.29	0.33	0.35	0.23	0.36	0.38		0.99	0.09	0.91
⑬		MPEG		0.33	0.45	0.46	0.21	0.45	0.32	0.34	0.37	0.28	0.39	0.45	1.00		0.21	0.94
⑭		EP		0.38	0.21	0.28	0.61	0.39	0.40	0.22	0.30	0.62	0.45	0.49	0.13	0.17		0.42
⑮		COMP		0.54	0.51	0.54	0.40	0.58	0.53	0.40	0.46	0.47	0.54	0.68	0.92	0.94	0.48	

左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

としての要素であるか否かについて検討する。

4. 事前のICCと将来実現リターンの関係性

本節では種々の手法によって推定されたICCが投資家の事前の期待株式リターンとしての要素を兼ね備えているか否かについて検証する。まず, Hou et al. [2012] に倣い, 事前のICCの水準に応じて年度ごとに10個のポートフォリオを組成し, それぞれのポートフォリオのその後1年間の実現リターンとの関係性に関して分析を行う。その後, 事前のICCと事後の実現リターンの二変数関係だけではコントロールし切れていない期待外のニュースを考慮すべく, Botosan et al. [2011] 及び太田 [2015b] を踏まえて, 多変量解析を行う。

4.1 ポートフォリオ分析

ここではt年6月末時点でのICCの水準に応じて, 観測値を10分位ポートフォリオに分類し, t年6月末からt+1年6月末までの実現ポートフォリオ・リターン(各観測値の株式リターンの単純平均)を算定し, 各ポートフォリオでの比較を行う¹⁸。

表5は純利益予想モデルに基づくICCの10分位ポートフォリオ・リターンを示している。パネルAは合成指標(COMP)に基づいてポートフォリオを組成した結果を示しており, P1からP10にかけてICCの水準が高くなっている。パネルAから個々の年度については逆転が見られるものの, 平均値でみるとP1からP10にかけて将来実現リターンが上昇する傾向にあることが分かる。またP6からP10に関しては得られた平均値は統計的に有意な水準にある。パネルAの最右列はP10のリターンとP1のリターンの差を計算したものであり, こちらも統計的に1%水準

¹⁸ なお, 株式リターンはt+1年6月末の株価とt年6月末の株価に基づいて算定している。ただし, この株価は株式分割等の影響が考慮されていないため, 直近の会計期末と次期の会計期末の間で発行済株式総数に±5%以上の変動が確認される場合にはt年6月末の株価は欠損値としている。t+1年6月末の株価も同様に処理されている。この要件を課したため, 第4節において用いられている観測値数は表1に示されたICCが算定可能であった観測値数よりも減少している。この他に配当落ちによる影響もまた考えられるが, データ制約により対処できておらず, 将来の研究において対処する必要がある。

で有意な値を示している。これらの結果は、事前のICCが高いほど将来実現リターンが高くなることを示しており、将来実現リターンが投資家の事前期待株式リターンを反映しているのであれば、事前のICCと事前期待株式リターンの間には正の相関関係があることを示唆している。また、パネルBは個々のICC推定手法（GLSモデル、OJモデル、MPEGモデル、EPモデル）に

表5 純利益予想モデルに基づくICCのポートフォリオリターン

パネルA：純利益予想モデルに基づくICC（合成指標）											
インプライド資本コストの推定手法：COMP											
year	インプライド資本コスト水準										
	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P10-P1
1976	13.8%	-0.2%	8.5%	7.3%	6.2%	14.6%	4.7%	7.0%	22.4%	59.0%	45.2%
1977	26.0%	20.6%	9.4%	14.3%	22.4%	19.9%	14.0%	28.0%	19.8%	39.7%	13.7%
1978	0.9%	5.2%	12.5%	14.7%	16.0%	14.8%	24.1%	27.4%	42.1%	52.7%	51.8%
1979	1.0%	7.1%	5.5%	3.3%	3.8%	-3.3%	-5.3%	-5.6%	-2.6%	-4.2%	-5.2%
1980	-9.3%	-7.9%	-1.0%	-0.1%	-0.5%	-1.2%	0.7%	-2.8%	-4.5%	-8.8%	0.6%
1981	-7.6%	-6.5%	-6.8%	-4.0%	-2.7%	1.3%	-3.9%	-3.8%	6.5%	5.5%	13.1%
1982	13.7%	12.2%	15.1%	11.6%	17.3%	13.0%	13.7%	10.9%	15.6%	16.7%	3.0%
1983	12.8%	24.5%	18.0%	14.7%	15.2%	21.0%	29.4%	26.0%	41.5%	38.4%	25.5%
1984	30.3%	20.1%	21.2%	21.3%	30.9%	26.7%	34.8%	38.5%	45.2%	54.0%	23.7%
1985	42.8%	36.8%	40.8%	50.0%	39.0%	59.0%	57.5%	67.5%	74.6%	78.1%	35.3%
1986	8.5%	8.4%	13.3%	13.6%	7.9%	15.9%	9.9%	13.1%	13.5%	2.1%	-6.4%
1987	29.7%	26.4%	24.5%	34.8%	42.2%	65.3%	67.1%	71.4%	83.4%	76.0%	46.3%
1988	11.6%	4.6%	9.1%	7.4%	9.1%	12.6%	7.7%	10.8%	2.9%	7.2%	-4.3%
1989	16.4%	6.0%	6.2%	8.0%	10.1%	21.3%	27.9%	39.5%	47.5%	61.9%	45.5%
1990	-28.9%	-27.5%	-25.9%	-28.0%	-27.8%	-25.7%	-27.1%	-28.3%	-25.9%	-25.7%	3.2%
1991	-34.3%	-36.6%	-35.8%	-33.9%	-34.0%	-35.0%	-35.3%	-30.5%	-37.8%	-36.5%	-2.2%
1992	10.6%	16.3%	19.0%	20.0%	29.2%	32.9%	26.9%	30.9%	34.2%	41.6%	31.0%
1993	2.3%	5.8%	3.3%	1.8%	7.4%	3.2%	6.3%	11.1%	12.3%	15.5%	13.2%
1994	-32.2%	-33.9%	-33.1%	-34.8%	-33.3%	-34.2%	-37.5%	-34.0%	-35.9%	-39.3%	-7.1%
1995	42.4%	44.6%	46.2%	51.5%	50.9%	52.1%	51.7%	60.0%	71.2%	72.6%	30.3%
1996	-18.2%	-16.3%	-15.3%	-22.6%	-23.2%	-25.9%	-28.5%	-28.8%	-27.9%	-31.0%	-12.8%
1997	-24.3%	-24.2%	-29.8%	-31.9%	-33.4%	-37.3%	-35.4%	-35.8%	-37.3%	-40.7%	-16.4%
1998	17.4%	8.4%	7.3%	11.7%	17.7%	11.2%	21.7%	22.5%	20.4%	26.2%	8.8%
1999	7.7%	-3.5%	-8.6%	-11.9%	-13.1%	-6.8%	-12.3%	-6.4%	-7.7%	-17.6%	-25.2%
2000	-23.9%	-10.4%	-2.5%	0.9%	-2.1%	0.3%	6.4%	0.2%	4.9%	3.6%	27.6%
2001	-16.2%	-16.3%	-18.9%	-15.6%	-15.7%	-10.3%	-13.3%	-11.6%	-15.3%	-13.2%	3.0%
2002	-14.0%	-7.1%	-2.7%	3.6%	5.8%	7.9%	9.9%	17.2%	27.8%	33.8%	47.8%
2003	28.1%	32.0%	39.3%	43.3%	38.4%	40.0%	46.6%	56.0%	51.4%	62.3%	34.1%
2004	-3.2%	4.4%	4.6%	9.3%	10.0%	16.1%	15.9%	19.1%	23.5%	24.9%	28.0%
2005	16.7%	25.1%	22.0%	19.7%	21.9%	21.5%	20.2%	21.7%	18.8%	20.7%	3.9%
2006	-0.8%	-3.2%	2.7%	2.2%	4.3%	2.9%	2.1%	-1.3%	-2.4%	-5.2%	-4.4%
2007	-29.0%	-27.2%	-27.3%	-27.5%	-25.3%	-23.0%	-24.0%	-23.1%	-26.3%	-24.6%	4.4%
2008	-23.3%	-22.1%	-17.6%	-15.5%	-16.6%	-17.2%	-15.0%	-15.2%	-16.8%	-13.7%	9.6%
2009	-6.9%	-7.9%	-6.3%	-4.2%	-5.4%	-4.7%	-3.9%	-1.5%	-6.5%	0.8%	7.7%
2010	3.2%	1.0%	2.1%	2.3%	7.2%	5.3%	10.9%	10.4%	13.7%	15.5%	12.3%
2011	-5.0%	-7.2%	-4.0%	-3.9%	1.1%	0.2%	-1.9%	2.9%	9.6%	5.7%	10.6%
2012	36.8%	34.1%	36.2%	32.5%	28.5%	34.0%	26.8%	29.7%	21.1%	25.2%	-11.6%
平均値	2.6%	2.3%	3.5%	4.5%	5.7%	7.8%	7.9%	10.6%	12.9%	15.7%	13.1%
t-stat	0.70	0.67	1.01	1.21	1.53	1.82*	1.85*	2.27**	2.49**	2.76***	4.34***

パネルB：純利益予想モデルに基づくICC（個々の推定方法）

	P1	t-stat	P10	t-stat	P10-1	P10-1
GLS	3.0%	0.74	12.6%	2.55**	9.5%	5.48***
OJ	2.6%	0.73	17.0%	2.87***	14.4%	4.42***
MPEG	2.6%	0.73	17.2%	2.87***	14.5%	4.35***
EP	2.9%	0.73	12.1%	2.37**	9.2%	4.08***

各年度について、各インプライド資本コストの水準に応じて10分位のポートフォリオを組成し、その単純平均リターンの時系列推移を示している。t値は各年度の平均値（37観測値）に関するNewey-Westの手法に基づくt値を示している。***, **, *はそれぞれ統計的に1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

基づいて10分位ポートフォリオ・リターンを組成した場合のP1とP10の時系列平均値およびP10とP1の差の時系列平均値を示している。いずれの指標に関してもP10の将来実現リターンのほうが有意に高い水準にあることが分かる。これらの結果は、純利益予想モデルに基づくICCが投資家の事前の期待株式リターンを捉えているという想定と整合的であると言える。

表6は税引後経常利益予想モデルに基づくICCの10分位ポートフォリオリターンの時系列推移を示している。パネルAは合成指標 (COMP) に基づいてポートフォリオを組成した結果を示している。その結果について見ると、概ね純利益予想モデルに基づくICCのポートフォリオリターン (表5) と同様の傾向を示していることが分かる。ここで、表6パネルAの最右列は税引後経常利益予想モデルに基づくICCのP10とP1のリターンの差と純利益予想モデルに基づくICCのP10とP1のリターンの差の差を計算した結果を示している。この点に注目すると、多くの

表6 税引後経常利益予想モデルに基づくICCのポートフォリオリターン

パネルA: 税引後経常利益予想モデルに基づくICC (合成指標)													純利益予想モデル	
インプライド資本コストの推定手法: COMP														
インプライド資本コスト水準			→大											
year	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P10-P1	P10-P1	差	
1976	-0.6%	12.2%	2.7%	12.2%	0.2%	14.2%	6.4%	13.4%	21.4%	60.5%	61.1%	45.2%	15.9%	
1977	21.3%	15.1%	14.6%	18.3%	25.3%	20.1%	20.9%	20.5%	27.2%	30.9%	9.6%	13.1%	-4.1%	
1978	-1.9%	8.2%	5.8%	9.8%	18.9%	20.7%	26.4%	31.3%	37.9%	53.4%	55.2%	51.8%	3.5%	
1979	0.8%	1.9%	1.6%	-3.3%	3.8%	2.3%	-5.1%	-3.0%	1.5%	-0.8%	-1.5%	-5.2%	3.7%	
1980	-9.1%	-1.8%	-4.3%	-6.0%	2.7%	-0.2%	-5.7%	3.8%	-7.8%	-7.2%	1.9%	0.6%	1.3%	
1981	-6.7%	-9.3%	-7.0%	-6.5%	-2.8%	0.1%	-2.3%	2.1%	5.5%	4.9%	11.6%	13.1%	-1.6%	
1982	11.6%	18.2%	12.1%	15.7%	12.0%	15.0%	12.7%	12.8%	15.2%	15.1%	3.5%	3.0%	0.5%	
1983	12.6%	15.3%	25.2%	16.1%	22.0%	22.5%	23.0%	31.8%	32.5%	39.3%	26.7%	25.5%	1.2%	
1984	25.0%	17.4%	20.9%	27.5%	36.6%	27.0%	38.5%	41.9%	38.8%	49.7%	24.6%	23.7%	0.9%	
1985	28.2%	42.9%	46.4%	41.5%	52.8%	58.4%	62.1%	61.6%	77.7%	75.8%	47.6%	35.3%	12.3%	
1986	9.2%	8.8%	23.6%	4.2%	12.7%	16.8%	11.6%	7.6%	7.7%	3.8%	-5.4%	-6.4%	1.0%	
1987	10.2%	26.9%	28.3%	32.8%	43.7%	71.9%	72.1%	63.9%	79.9%	90.9%	80.7%	46.3%	34.4%	
1988	5.4%	3.5%	11.1%	13.0%	11.9%	9.6%	4.0%	10.0%	7.8%	7.2%	1.8%	-4.3%	6.1%	
1989	7.9%	7.0%	8.3%	4.5%	12.7%	24.8%	37.7%	37.0%	43.1%	62.2%	54.3%	45.5%	8.9%	
1990	-28.1%	-30.8%	-25.9%	-25.8%	-26.9%	-28.7%	-24.7%	-25.7%	-28.2%	-26.2%	1.9%	3.2%	-1.2%	
1991	-37.3%	-36.6%	-34.7%	-35.1%	-33.6%	-32.7%	-35.1%	-32.1%	-35.0%	-37.7%	-0.4%	-2.2%	1.7%	
1992	11.1%	15.4%	22.5%	21.5%	24.5%	23.9%	34.3%	30.1%	36.1%	42.2%	31.1%	31.0%	0.2%	
1993	5.1%	3.8%	3.4%	0.5%	6.3%	4.2%	7.1%	11.9%	10.3%	16.3%	11.2%	13.2%	-2.0%	
1994	-32.4%	-33.9%	-34.8%	-34.4%	-34.1%	-33.9%	-35.6%	-34.0%	-38.4%	-36.6%	-4.2%	-7.1%	2.9%	
1995	43.1%	42.4%	46.0%	51.3%	48.4%	50.3%	55.3%	59.4%	69.0%	78.0%	34.9%	30.3%	4.6%	
1996	-16.1%	-12.7%	-18.6%	-23.7%	-24.6%	-25.9%	-29.4%	-29.3%	-27.5%	-29.9%	-13.8%	-12.8%	-1.0%	
1997	-23.0%	-27.7%	-29.7%	-28.8%	-34.1%	-35.5%	-37.0%	-34.5%	-38.7%	-41.0%	-18.0%	-16.4%	-1.6%	
1998	19.7%	7.0%	8.4%	11.6%	15.1%	14.4%	22.9%	18.6%	18.3%	28.4%	8.6%	8.8%	-0.1%	
1999	14.6%	-7.8%	-6.1%	-9.8%	-13.3%	-10.8%	-8.7%	-13.7%	-8.9%	-15.7%	-30.3%	-25.2%	-5.1%	
2000	-26.0%	-11.2%	-2.5%	-1.8%	4.6%	2.6%	0.2%	5.2%	1.8%	4.3%	30.3%	27.6%	2.7%	
2001	-18.1%	-17.0%	-15.2%	-14.6%	-13.9%	-14.8%	-13.2%	-11.3%	-14.4%	-13.7%	4.4%	3.0%	1.4%	
2002	-15.7%	-7.8%	1.2%	5.3%	6.9%	14.8%	10.1%	14.7%	18.5%	34.1%	49.9%	47.8%	2.1%	
2003	24.6%	35.8%	36.1%	36.5%	38.8%	44.3%	51.3%	54.8%	51.4%	63.8%	39.1%	34.1%	5.0%	
2004	-5.0%	3.1%	6.4%	4.7%	13.0%	15.8%	17.9%	20.7%	25.2%	22.8%	27.8%	28.0%	-0.2%	
2005	18.4%	21.9%	25.5%	24.1%	17.7%	19.9%	21.8%	17.4%	21.1%	20.6%	2.3%	3.9%	-1.6%	
2006	-4.2%	0.9%	1.3%	3.9%	3.4%	1.2%	0.3%	0.5%	-0.9%	-5.1%	-0.9%	-4.4%	3.5%	
2007	-27.7%	-25.7%	-29.2%	-26.9%	-24.8%	-22.1%	-23.5%	-26.0%	-27.5%	-23.5%	4.3%	4.4%	-0.1%	
2008	-24.6%	-19.1%	-16.5%	-16.2%	-17.2%	-16.4%	-16.1%	-14.9%	-17.1%	-15.0%	9.6%	9.6%	0.0%	
2009	-10.1%	-4.7%	-5.4%	-4.7%	-3.5%	-4.4%	-6.5%	-2.9%	-0.6%	-3.7%	6.5%	7.7%	-1.2%	
2010	2.4%	1.0%	-0.2%	6.9%	6.5%	6.1%	9.3%	12.6%	12.5%	14.4%	12.0%	12.3%	-0.3%	
2011	-6.8%	-5.5%	-7.1%	-2.2%	-0.2%	-0.9%	-0.8%	4.6%	9.3%	7.1%	13.9%	10.6%	3.3%	
2012	37.4%	35.2%	35.4%	36.9%	29.6%	26.1%	26.3%	30.5%	20.8%	26.4%	-11.1%	-11.6%	0.6%	
平均値	0.4%	2.5%	4.0%	4.3%	6.5%	8.1%	8.9%	10.6%	12.0%	16.1%	15.7%	13.1%	2.6%	
t-stat	0.12	0.72	1.09	1.19	1.64	1.87*	1.96*	2.35**	2.39**	2.83***	4.33***	4.34***	2.36**	

パネルB: 純利益予想モデルに基づくICC (個々の推定方法)

	P1	t-stat	P10	t-stat	P10-1	t-stat
GLS	3.5%	0.85	12.9%	2.59**	9.4%	4.00***
OJ	2.4%	0.69	16.2%	2.70**	13.8%	3.92***
MPEG	2.3%	0.65	16.1%	2.67**	13.8%	4.04***
GORDON	2.7%	0.68	13.0%	2.53**	10.3%	4.34***

各年度について、各インプライド資本コストの水準に応じて10分位のポートフォリオを組成し、その単純平均リターンの時系列推移を示している。t値は各年度の平均値 (37観測値) に関するNewey-Westの手法に基づくt値を示している。***, **, *はそれぞれ統計的に1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

年度で税引後経常利益予想モデルに基づくICCのP10とP1のリターン格差のほうが大きくなっていることが分かり、その差は統計的に5%水準で有意であることが分かる。ICCがより適切に投資家の事前期待株式リターンを捉えるほど、P10とP1のリターン格差は拡大すると考えられるため、この結果は税引後経常利益予想モデルに基づくICCのほうが投資家の事前期待株式リターンの代理変数として適切である可能性を示唆している。ただし、パネルBに示されている個々の推定方法の結果に関しては、P10とP1のリターン格差はいずれも統計的に有意な差異が存在しているものの、(表にはしていないが)純利益予想モデルのP10とP1とのリターン格差との差に関しては有意な差異が確認されなかった。

これらの表5および表6の分析結果を踏まえると、税引後経常利益予想モデルに基づくICCの合成指標が最も投資家の事前期待株式リターンを近似するものである可能性を示唆しているものの、個々のICC推定手法に関しては税引後経常利益予想モデルと純利益予想モデルの間には有意な差異が観察されておらず、より詳細な調査が必要であろう。

表7はアナリスト当期純利益予想に基づくICCと純利益予想モデル、税引後経常利益予想モデルに基づくICCのそれぞれについて同一のサンプルを用いて、年度ごとに10分位ポートフォリオを作成し、実現リターンを比較した結果を示している。なお、アナリストによる当期純利益予想データは2001年6月以降に関して利用可能であるため、ここでは2001年から2012年までが分析ウィンドウとなっている。パネルAはアナリスト純利益予想に基づくICC(合成指標COMP)の10分位ポートフォリオ・リターンの時系列推移を示している。表5および表6と比較すると、分析期間の減少も一部影響を与えていると考えられるが、ポートフォリオごとの実現リターンの時系列平均値はP10が最大となっているものの昇順に表示されておらず、いずれのポートフォリオ・リターンの時系列平均値も有意な水準にはない。またP10とP1のリターン格差の時系列平均値についても有意水準10%に留まっている。パネルBはパネルAの比較対象として純利益予想モデルに基づくICCの10分位ポートフォリオ・リターンの時系列推移を示している。こちらもパネルAと同様にP1からP10までのリターンの時系列平均値はP10にかけて上昇傾向にあるものの、ばらつきが見られる。しかしながら、P10とP1のリターン格差に関してみると、12年中10年がP10の実現リターンほうがP1の実現リターンを上回っており、その差異は統計的に5%水準で有意となっている。パネルCは税引後経常利益モデルに基づくICCの10分位ポートフォリオ・リターンの時系列推移である。これまでのパネルA、Bと比較すると、P1からP10までの時系列平均値の上昇基調がわずかながら観察されるように思われる。またP10とP1のリターン格差の時系列平均値も統計的に1%水準で有意な値をとっている。

表7に示された分析結果は、Hou et al. [2012] が示している結果を支持するものであるかもしれない。つまり、アナリスト予想に比べ、利益予想モデルに基づくICCのほうが将来実現リターンとの関係性が強く、投資家の期待株式リターンを捉える上で信頼性に優れているといえるかもしれない。しかしながら、アナリスト予想データの入手制約から分析ウィンドウが12年間に限定されてしまい、時系列平均値の統計的な検定には12個の観測値のみが用いられるため自由度の制約も強い。そこで次にはポートフォリオベースの分析ではなく、個々の企業・年観測値に注目することでさらに分析を深める。

表7 アナリスト予想と純利益予想モデルのポートフォリオ比較

パネルA: アナリスト純利益予想に基づくICC (合成指標)

インプライド資本コストの推定手法: COMP

インプライド資本コスト水準		小 ←									→大
year	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P10-P1
2001	-24.0%	-12.9%	-11.4%	-17.3%	-10.3%	-19.7%	-15.7%	-15.1%	-11.0%	-10.5%	13.5%
2002	-14.5%	-13.1%	-4.3%	-9.9%	-9.1%	-5.6%	-6.5%	-5.0%	-2.3%	18.6%	33.1%
2003	27.3%	38.1%	28.3%	42.1%	29.0%	46.8%	39.7%	50.1%	56.3%	66.5%	39.3%
2004	0.6%	0.4%	1.9%	7.4%	-0.4%	4.2%	-2.1%	2.3%	6.5%	6.9%	6.2%
2005	18.7%	24.7%	27.5%	21.0%	24.6%	26.6%	22.9%	29.4%	24.0%	35.9%	17.2%
2006	0.4%	-3.0%	2.9%	3.5%	7.5%	3.9%	10.6%	7.8%	3.3%	-2.0%	-2.4%
2007	-22.0%	-19.0%	-24.7%	-24.8%	-29.9%	-26.7%	-27.3%	-29.6%	-26.8%	-31.6%	-9.6%
2008	-16.7%	-21.6%	-16.0%	-19.8%	-20.8%	-18.1%	-18.7%	-18.9%	-14.4%	-18.5%	-1.7%
2009	-8.6%	-7.2%	-7.8%	-2.5%	-7.9%	-2.8%	-1.0%	-5.6%	-1.9%	10.3%	19.0%
2010	-1.7%	2.8%	-0.6%	2.7%	4.2%	3.7%	2.2%	6.1%	7.5%	6.7%	8.5%
2011	-2.6%	-0.1%	-4.8%	-6.8%	-5.3%	-7.6%	-11.7%	0.2%	-4.6%	-7.3%	-4.8%
2012	38.1%	38.9%	40.2%	41.1%	34.6%	46.3%	36.6%	41.5%	40.8%	35.4%	-2.7%
平均値	-0.4%	2.3%	2.6%	3.1%	1.4%	4.3%	2.4%	5.3%	6.5%	9.2%	9.6%
t-stat	-0.07	0.38	0.44	0.46	0.23	0.60	0.40	0.73	0.93	1.11	1.82*

パネルB: 純利益予想モデルに基づくICC (合成指標, パネルAと同一サンプル)

インプライド資本コストの推定手法: COMP

インプライド資本コスト水準		小 ←									→大
year	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P10-P1
2001	-19.0%	-13.3%	-16.7%	-14.8%	-14.3%	-20.6%	-14.8%	-12.0%	-11.4%	-10.9%	8.1%
2002	-14.9%	-12.4%	-17.0%	-14.6%	-5.9%	1.7%	-6.8%	3.0%	1.8%	13.6%	28.5%
2003	31.2%	35.8%	27.4%	41.8%	45.6%	43.9%	45.7%	40.6%	40.5%	71.7%	40.5%
2004	0.0%	-3.2%	1.1%	-0.1%	5.0%	3.4%	1.6%	3.2%	6.5%	10.2%	10.1%
2005	23.6%	21.8%	32.2%	26.8%	30.3%	17.6%	26.3%	24.3%	19.8%	32.6%	9.0%
2006	3.2%	2.0%	-1.3%	3.8%	5.3%	3.8%	6.6%	1.0%	4.8%	5.7%	2.5%
2007	-24.7%	-33.5%	-27.7%	-26.2%	-24.8%	-23.9%	-25.3%	-26.2%	-21.1%	-29.2%	-4.4%
2008	-25.3%	-24.5%	-23.5%	-21.7%	-18.2%	-18.6%	-12.7%	-11.5%	-18.2%	-9.3%	16.0%
2009	-4.6%	-4.9%	-9.6%	-3.2%	-4.2%	-2.2%	-1.0%	-3.8%	-4.6%	3.0%	7.6%
2010	4.7%	1.4%	0.5%	-1.1%	3.5%	1.6%	3.1%	7.2%	5.7%	6.8%	2.1%
2011	-7.9%	-5.1%	-7.9%	-7.2%	-7.8%	-7.1%	-1.7%	-5.9%	-5.7%	5.5%	13.4%
2012	43.8%	42.9%	39.3%	37.5%	37.9%	40.6%	36.3%	37.2%	44.4%	33.8%	-10.0%
平均値	0.8%	0.6%	-0.3%	1.7%	4.4%	3.3%	4.8%	4.8%	5.2%	11.1%	10.3%
t-stat	0.13	0.09	-0.04	0.27	0.66	0.52	0.78	0.80	0.83	1.40	2.35**

パネルC: 税引後経常利益予想モデルに基づくICC (合成指標, パネルAと同一サンプル)

インプライド資本コストの推定手法: COMP

インプライド資本コスト水準		小 ←									→大
year	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P10-P1
2001	-17.7%	-18.1%	-15.6%	-21.1%	-14.1%	-14.9%	-11.0%	-10.6%	-14.4%	-10.4%	7.4%
2002	-22.2%	-15.9%	-20.5%	-8.2%	-8.0%	0.8%	1.4%	3.3%	9.9%	7.8%	30.0%
2003	26.3%	26.2%	37.7%	46.5%	37.7%	33.7%	47.5%	51.8%	53.4%	63.5%	37.1%
2004	-4.6%	-4.5%	4.3%	-0.5%	2.7%	6.5%	-4.0%	8.5%	7.6%	11.4%	16.0%
2005	20.8%	26.5%	16.8%	21.5%	32.1%	26.3%	25.5%	27.5%	27.3%	31.1%	10.4%
2006	-2.6%	2.0%	5.2%	-1.0%	4.4%	6.4%	10.9%	5.2%	0.9%	3.5%	6.1%
2007	-26.5%	-27.1%	-27.2%	-25.2%	-30.4%	-24.0%	-26.6%	-25.6%	-21.1%	-28.6%	-2.1%
2008	-29.9%	-20.0%	-23.6%	-15.9%	-22.9%	-16.0%	-16.4%	-12.1%	-14.9%	-11.9%	18.0%
2009	-5.4%	-10.9%	-3.5%	-0.8%	-4.6%	-5.1%	-0.9%	-3.0%	-4.8%	4.0%	9.4%
2010	5.5%	1.4%	0.1%	1.2%	0.9%	0.7%	6.3%	6.0%	1.1%	10.4%	4.9%
2011	-9.5%	-8.5%	-4.9%	-4.2%	-7.4%	-8.9%	-9.9%	-0.1%	-3.1%	5.7%	15.1%
2012	39.4%	40.7%	37.0%	40.6%	35.1%	47.9%	39.1%	39.4%	33.5%	41.2%	1.8%
平均値	-2.2%	-0.7%	0.5%	2.7%	2.1%	4.4%	5.2%	7.5%	6.3%	10.6%	12.8%
t-stat	-0.35	-0.11	0.08	0.42	0.31	0.69	0.84	1.11	0.92	1.39	3.46***

各年度について、各インプライド資本コストの水準に応じて10分位のポートフォリオを組成し、その単純平均リターンを時系列推移を示している。t値は各年度の平均値(37観測値)に関するNewey-Westの手法に基づくt値を示している。***, **, *はそれぞれ統計的に1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

4.2 多変量分析

事前の期待株式リターンと事後の実現株式リターンの関係性を分析する上で、先行研究では事後の実現株式リターンに影響を及ぼす事前段階では知られていなかった期待外の情報をコントロールする重要性が指摘されている (Botosan et al., 2011; 太田, 2015b)。先のポートフォリオ分析では複数の企業・年観測値を一つのポートフォリオにまとめることで個々の企業の期待外情報の相殺が期待されるものの、明示的に期待外情報を扱うことはしなかった。そこで、ここからは期待外情報を明示的にリサーチデザインに組み込んだ上で事前のICCと事後の実現株式リターンの関係性について分析を行う。

事前のICCと事後の期待外情報が事後の実現リターンに及ぼす影響を捉える上で本稿では Botosan et al. [2011], 太田 [2015b] を踏まえ、以下の回帰式を推定する。

$$Ret_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 r_{i,t} + \beta_2 FSURP_{i,t+1} + \beta_3 \Delta r_{i,t+1} + \Sigma \beta_i Year + \varepsilon_{i,t+1} \quad (6)$$

なお、 $Ret_{i,t+1}$ は t 年 6 月末から $t+1$ 年 6 月末にかけての企業 i の株式リターン、 $r_{i,t}$ は企業 i の t 年 6 月末時点の各予想利益に基づく ICC (合成指標)、 $FSURP_{i,t+1}$ は t 年 6 月末時点の $t+1$ 期のアナリストコンセンサス予想経常利益を $t+1$ 期の実績経常利益から控除し、 t 年 6 月末時点の株式時価総額で除した $t+1$ 期の将来利益サプライズ、 $\Delta r_{i,t+1}$ は企業 i の $t+1$ 年 6 月末時点の ICC と t 年 6 月末時点の ICC の変化¹⁹、 $Year$ は年次ダミーを表している。

事後の実現株式リターンは事前の期待株式リターンと事後の期待外情報によって決定されると考えられる。ここで事前の期待株式リターンの代理変数は各種 ICC であり、適切に事前の期待株式リターンを捉えているのであれば正の係数をとると予想される。事後の期待外情報としては先行研究に倣い、キャッシュ・フローに関する期待外情報と割引率に関する期待外情報に注目する。

本稿では期待外のキャッシュ・フロー情報として、 t 年 6 月末時点にアナリストによって予想されていた次期経常利益と次期の実績経常利益との差として将来利益サプライズを定義し、期待外のキャッシュ・フロー情報としている。将来利益サプライズは投資家による予想利益の改訂と正の関係にあると予想されるため、正の係数をとると予想される。なお、本稿では将来利益サプライズとして経常利益に注目している (高須・中野, 2016)。なぜならば、当期純利益に含まれる特別損益項目は一時的項目であり、株式評価を行う上でのノイズとなる可能性があるためである²⁰。例えば、大日方 [2006] は日本における多段階利益の価値関連性²¹の違いについて分析しており、当期純利益よりも経常利益の価値関連性が高いことを報告している。大日方 [2006] はその結果から、価値関連的でない要素を経常利益から除外する上での日本における利益の区分計算が有用である可能性を指摘している。次に割引率に関する期待外情報として、太田 [2015b] に倣い、 t 年 6 月末から $t+1$ 年 6 月末にかけての ICC の変化を用いる。割引率の

¹⁹ 後述するように、実際の推定にあたっては $t+1$ 期の将来利益サプライズと ICC の変化は t 期の ICC に回帰して得られた残差を用いる。

²⁰ 経常利益の代わりに当期純利益を用いて利益サプライズを定義して主分析を再度行った場合でも結果に大きな差異は見られなかった。

²¹ 大日方 [2006] では価値関連性ではなく、“relevance” という単語をそのまま用いているが、ここでは価値関連性と表記している。また、ここでいう価値関連性の尺度は株価に利益を回帰する利益資本化モデルの自由度修正済決定係数が用いられている。

上昇は株価の調整を必要とするため、配当割引モデル等の一般的な株式評価モデルを前提とすれば、同時期の株式リターンと負の関係にあると予想される。加えて、市場全体に対する期待外情報の影響をコントロールするため、年次ダミーを加えている。

表8 多変量分析に用いる変数の記述統計量および相関マトリックス

パネルA：記述統計量

stats	mean	sd	min	p25	p50	p75	max	N
$Ret_{i,t+1}$	0.0348	0.3412	-0.6960	-0.1879	-0.0128	0.2021	2.3846	6,174
$r_ni_model_{i,t}$	0.0575	0.0306	0.0143	0.0372	0.0500	0.0701	0.3557	6,174
$r_nibe_model_{i,t}$	0.0697	0.0281	0.0213	0.0506	0.0647	0.0823	0.2861	6,174
$r_ni_ana_{i,t}$	0.0867	0.0339	0.0298	0.0651	0.0800	0.1002	0.3306	6,174
$FSURP_{i,t+1}$	-0.0019	0.0426	-0.4386	-0.0123	0.0003	0.0125	0.2229	6,174
$\Delta r_ni_model_{i,t+1}$	0.0032	0.0260	-0.1803	-0.0077	0.0027	0.0133	0.2365	6,174
$\Delta r_nibe_model_{i,t+1}$	0.0025	0.0240	-0.1167	-0.0098	0.0021	0.0143	0.1894	6,174
$\Delta r_ni_ana_{i,t+1}$	0.0020	0.0348	-0.1924	-0.0133	0.0012	0.0158	0.2076	6,174

r_ni_model , r_nibe_model , r_ni_ana はそれぞれ純利益予想モデル, 税引後経常利益予想モデル, アナリスト純利益予想に基づくインプライド資本コストを示している。

パネルB：相関マトリックス

N=6,174	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧
① $Ret_{i,t+1}$		0.0447	0.1034	0.1258	0.3947	-0.5777	-0.5709	-0.4548
② $r_ni_model_{i,t}$	0.0711		0.8200	0.5275	-0.0648	-0.2951	-0.2105	-0.0919
③ $r_nibe_model_{i,t}$	0.1296	0.8112		0.5136	-0.0570	-0.1788	-0.3522	-0.1157
④ $r_ni_ana_{i,t}$	0.1330	0.5558	0.5159		-0.0008	-0.1398	-0.1531	-0.4151
⑤ $FSURP_{i,t+1}$	0.3074	-0.0546	-0.0692	0.0156		-0.3769	-0.1485	-0.2856
⑥ $\Delta r_ni_model_{i,t+1}$	-0.4891	-0.3283	-0.1703	-0.1354	-0.2432		0.6215	0.3351
⑦ $\Delta r_nibe_model_{i,t+1}$	-0.5498	-0.2036	-0.3574	-0.1374	-0.1131	0.6333		0.3429
⑧ $\Delta r_ni_ana_{i,t+1}$	-0.3820	-0.1155	-0.0970	-0.4583	-0.1544	0.3620	0.3188	

左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

ここで、期待外情報の2つの代理変数が実際に期待外情報のみを反映しているか否かが重要となる。表8は(6)式の推定に用いられるサンプルの記述統計量および相関マトリックスを示している。パネルBから事前のICC ($r_{i,t}$) と事後の期待外情報 ($FSURP_{i,t+1}$ および $\Delta r_{i,t+1}$) が相関していることが見てとれる。具体的には、事前のICC ($r_{i,t}$) と事後の割引率に関する期待外情報 ($\Delta r_{i,t+1}$) の間には負の相関が存在している。これは事前の期待株式リターンが高い(低い)ほど、事後的には期待株式リターンが平均回帰する傾向を示しているかもしれない。また、事前のICC ($r_{i,t}$) と事後のキャッシュ・フローに関する期待外情報 ($FSURP_{i,t+1}$) の間にも負の相関が存在している。事前のICCが高いことが不確実性の高さを示しているのであれば、将来利益サプライズの絶対値が大きくなると考えられる。しかしここでは将来利益サプライズは絶対値ではないため、負の相関があることは事前のICCが高いほどダウンサイドリスクが高いことを示していると考えられる。いずれにせよ、これら2つの期待外情報の代理変数は事前の期待情報であるICCの情報を含んでおり、純粋な期待外情報とは言えない。そのため、本稿では事前のICCと事後の期待外情報が時系列に並んでいることを踏まえ、検証に用いるサンプルのなかで最初に期待外情報の2つの代理変数をそれぞれ事前のICCに回帰し、そこから得られた残差が事後の期待外情報を反映していると考え、(6)式のキャッシュ・フローおよび割引率に

関する期待外情報の代理変数として採用する²²。

表9 多変量分析結果

	純利益予想モデル	税引後経常利益予想モデル	アナリスト予想
従属変数: $Ret_{i,t+1}$			
$r_{i,t}$	0.9645** [0.4706]	1.4949*** [0.3057]	0.7478*** [0.2833]
$FSURP_{i,t+1}$	1.2378*** [0.4155]	1.5621*** [0.3654]	1.7688*** [0.4152]
$\Delta r_{i,t+1}$	-4.0817*** [0.7180]	-5.6527*** [0.8104]	-1.7304*** [0.4138]
Cons	-0.2028*** [0.0207]	-0.2177*** [0.0185]	-0.1835*** [0.0206]
year fixed effect	yes	yes	yes
Adj R ²	0.5065	0.5644	0.4594
N	6174	6174	6174

インプライド資本コストには利益予想手法に基づくインプライドコストの合成指標 (COMP) を用いている。また、 $FSURP_{i,t+1}$ 及び $\Delta r_{i,t+1}$ はそれぞれ $r_{i,t}$ に回帰して得られた残差を用いている。角括弧内は企業クラスターと年次クラスターについて補正が施された標準誤差を示している。***, **はそれぞれ1%水準, 5%水準で統計的に有意であることを示している。

表9は(6)式を推定した結果を示している²³。いずれの利益予想手法を用いた場合でも全ての説明変数に関して予測と整合的な結果が得られている²⁴。つまり、事前のICCが高いほど、事後の実現株式リターンが高くなる傾向にある。これは事前のICCが投資家の事前の期待株式リターンを反映しているとする解釈と整合的である。また、事後の将来利益サプライズと事後の実現株式リターンの間には正の関係が存在している。正の将来利益サプライズは投資家の将来キャッシュ・フロー予測を情報に改訂すると考えられるため、これは期待外のキャッシュ・フローに関するニュースが実現株式リターンに影響を与えるとする解釈を裏付けている。割引率変化に関しても、事後的に割引率が増加するほど実現株式リターンが低水準になる傾向にある。この点もまた期待外の割引率に関するニュースが実現株式リターンに影響を与えるという解釈と整合的である。

加えて、事前のICCの係数が1前後に集まっている点は興味深い。表には示していないが、

²² 加えて、割引率に関する期待外情報をt+1期とt期のICCの変化として定義した場合、(6)式右辺第4項 $\beta_3 \Delta r_{i,t+1}$ は $\beta_3 (r_{i,t+1} - r_{i,t})$ と書き直すことができる。そのため、期待外情報の代理変数に関して残差を用いずに(6)式をそのまま推定した場合には右辺第2項の事前のICCの係数 β_1 を事前のICCが将来実現株式リターンに及ぼす影響として解釈するとその影響度を過小評価しかねない。つまり、事前のICCの将来実現リターンに対する影響度は $(\beta_1 - \beta_3)$ によって評価されるべきであると考えられる。ただし、この場合でも $r_{i,t}$ と $r_{i,t+1}$ が強く相関すると予想されるため、何らかの処理を行うべきであろう。

²³ なお、推定結果からは修正済決定係数が50%を超えており、先行研究と比較しても高い値をとっていることが確認できる。これは年次ダミーを加えたプーリング推定を行っていることに起因している。Botosan et al. [2011] と同様に年度ごとにクロスセクション推定を行った場合には、修正済決定係数の平均値が20~30%台にまで低下することが確認されている。また、そのようにクロスセクション推定を行い、各年度の推定から得られた係数値の平均値について検定した場合でも、主分析と同様の傾向が確認されている。

²⁴ 個々のICC推定手法ごとに同様の分析を行った場合でも表9と概ね整合的な結果が得られている。ただし、利益予想モデルに基づくICCに関して、EPモデルを用いた場合には $r_{i,t}$ の係数は正であるものの有意ではなかった。このことは合成指標にEPモデルを加えることで算定されるCOMP指標にノイズを加えている可能性を示唆している。

それぞれの係数は1と統計的に有意に異なることが確認されている。ICCは年次で表示されている割引率であるため、もし事前の期待株式リターンが事後に実現しており、ICCが事前の期待株式リターンを適切に捉えているのであれば、その係数値は1になると予想される。そのため、この結果は純利益予想モデル、税引後経常利益予想モデル、アナリスト純利益予想のいずれかに基づいて計算された4つのICCの合成指標が適切に事前の期待株式リターンを反映している可能性を示唆している。

また本稿では観測値の同一企業内での相関とクロスセクションでの相関を考慮し、Petersen [2009] に基づいて二段階クラスター補正に基づく標準誤差から検定を行っている。しかしながら、太田 [2013] では企業数に対して年次数が少ないパネル・データの場合には年次クラスターのみを補正することの重要性を指摘している。そのため、年次クラスターについてのみ補正を行った標準誤差に基づいて検定を行った。その結果は表にはしていないが、いずれのICC尺度に関しても、 $r_{i,t}$ の係数は正に有意な水準であった。ただし、当期純利益予想モデルに基づくICCでは10%水準 (p値0.065)、税引後経常利益予想モデルに基づくICCでは1%水準 (p値0.001)、アナリスト予想に基づくICCでは5%水準 (p値0.023) となっており、一部のICCでは頑健性に欠ける結果となっている。

また本稿ではサンプルサイズを確保する目的から3月決算企業に観測値を限定せずに分析を行ったが3月決算以外の観測値は分析にノイズをもたらしうる。例えば、 $t-1$ 年4月が決算月となっている観測値の場合、 t 年の6月末段階で既に t 年4月期の財務情報がある程度利用可能となっている可能性があり、 t 年6月末から $t+1$ 年6月末までの株式リターンに $t-1$ 年4月末段階での会計情報が与える影響は小さいと考えられる。そのため、3月決算企業の観測値のみに限定し、再度(6)式を推定した。その分析結果は表にはしていないが、いずれのICC尺度に関しても、 $r_{i,t}$ の係数は正に有意な水準であった。ただし、当期純利益予想モデルに基づくICCでは10%水準 (p値0.062)、税引後経常利益予想モデルに基づくICCでは1%水準 (p値<0.001)、アナリスト予想に基づくICCでは1%水準 (p値0.005) となっており、ここでも当期純利益予想モデルに基づくICCに関して、頑健性に欠ける結果となっている。

5. おわりに

本稿では会計およびファイナンス領域で用いられてきたICCに関して、日本企業の長期データを用いて推定し、その推定値と実際の市場データとの関係性に注目することで推定結果の妥当性について検討を行った。とりわけ、Hou et al. [2012] が嚆矢となった過去の財務データから予測される将来利益に基づくICCに注目し、その有効性について検討してきた。その分析から次の点が明らかにされた。

第1に利益予想モデルに基づくICCは本稿の分析期間である1976年以降広く利用可能となるものの、ICCの推計手法によってはアナリスト予想に基づくICCよりも観測値が少なくなることが明らかにされた。特に、純利益予想モデルに基づくICCに関しては、異常利益の成長を前提としているICC推定手法との相性が悪く、純利益予想モデルの推定期間に推定に用いるサンプルの当期純利益が下降トレンドにある場合には多くの観測値でICCが計算不能となってしまうケースが見られた。

第2に利益予想モデルに基づくICCとアナリスト予想に基づくICCは将来実現株式リターンに

関して概ね同等の説明力を有していることが確認された。単変量分析の結果からは税引後経常利益予想モデル、純利益予想モデル、アナリスト純利益予想の順に事前のICCが最も小さい10分位ポートフォリオと最も大きい10分位ポートフォリオの間でのリターン格差に有意な差異が確認された。しかしながら、多変量分析からはいずれの推定方法によっても事前のICCが事後の実現株式リターンに有意な正の影響を及ぼしていることが確認された。

第3に利益予想モデルに関して、当期純利益よりも税引後経常利益に基づく利益予想モデルのほうが利益予想モデル自体の当てはまりが良いこと、単変量分析からは将来実現リターンとの関係性が強いことが確認された。これらの発見事実に加え、税引後経常利益予想モデルに基づくICCは純利益予想モデルに基づくICCよりも異常利益の成長を前提としたモデルについてもより多くの観測値を得ることができる点は長所と言えるであろう。また、多変量解析において、複数の頑健性分析を行った場合でも税引後経常利益予想モデルに基づくICCを用いた推定結果は最も頑健なものであった。

本稿の貢献は、日本市場を対象としたICCの特性に関する研究が少ない中で、長期的なデータを用いて、種々のICCを算定し、利益予想モデルに基づくICCが将来実現リターンと正に結びついていることを明らかにした点である。この結果はHou et al. [2012] で十分に考慮されていなかった将来実現リターンに対する期待外情報の影響を考慮した上でも頑健であり、利益予想モデルに基づくICCの現実妥当性が担保するものであると考えられる。ICCは会計・ファイナンス研究を行う上での有益なツールとなり得ること、特に利益予想モデルに基づくICCはICCの利用可能性を大幅に向上させることから、その現実的な妥当性を検討したことは将来の会計・ファイナンス領域における学術研究に対して貢献するものであると考える。

最後に本稿では扱わなかった課題について提示する。過去の財務データに基づいた利益予想モデルを活用したICCの推定はHou et al. [2012] が嚆矢となった。この手法の重要な論点の一つはどのような利益予想モデルを設定し、予想利益を推定するかである。この点に関して、Li and Mohanram [2014] は複数の代替的な利益予想モデルを提示し、利益持続性に基づく予想モデルや残余利益に基づく予想モデルがHou et al. [2012] や本稿で用いた利益予想モデルよりも複数の観点から優れていることを報告している。本稿では議論的を絞るため、あえて利益予想モデルに基づくICC推定の嚆矢となったHou et al. [2012] に準拠して分析を進めてきたが、今後はいかなる利益予想モデルがより望ましい性質を兼ね備えたICCの推定を可能とするのか検討する必要があるだろう。また、太田 [2015b] と同様にICCとインプライド成長率を同時逆算するICCの推定方法に関しても検討する必要がある。本稿ではデータ制約の都合上、月次レベルでの予想利益が利用可能でないため、分析の対象とはしていないが、同手法は特定の利益成長率の仮定を回避することが可能であるという点に関して本稿で用いたICCの推定手法と異なっている。株式価値評価において利益成長率の仮定は結果に大きく影響を与えるため、ICCの計算においても重要であり、その仮定を必要としない同手法の有用性は検討すべきである。最後に、本稿では現実の市場データとの整合性を重視して、事前のICCと事後の実現リターンの関係性にのみ注目したが、この事前のICCと先行研究で知られている様々なリスク・ファクターとがどのように結びついているか検討することもまた求められる。これらは今後の研究課題としたい。

参 考 文 献

- Botosan, C. A., M. A. Plumlee, and H. Wen. 2011. The Relation between Expected Returns, Realized Returns, and Firm Risk Characteristics. *Contemporary Accounting Research* 28 (4):1085-1122.
- Claus, J., and J. Thomas. 2001. Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *Journal of Finance* 56 (5):1629-1666.
- 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.
- Fama, E. F., and K. R. French. 2000. Forecasting Profitability and Earnings. *Journal of Business* 73 (2):161-175.
- Fama, E. F., and K. R. French. 2006. Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics* 82 (3):491-518.
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan. 2001. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 39 (1):135-176.
- Gordon, J. R., and M. J. Gordon. 1997. The Finite Horizon Expected Return Model. *Financial Analysts Journal* 53 (3):52-61.
- Hou, K., M. A. van Dijk, and Y. Zhang. 2012. The implied cost of capital: A new approach. *Journal of Accounting and Economics* 53 (3):504-526.
- Hou, K., and D. T. Robinson. 2006. Industry Concentration and Average Stock Returns. *Journal of Finance* 61 (4):1927-1956.
- Jones, C. S., and S. Tuzel. 2013. Inventory investment and the cost of capital. *Journal of Financial Economics* 107 (3):557-579.
- Li, K. K., and P. Mohanram. 2014. Evaluating cross-sectional forecasting models for implied cost of capital. *Review of Accounting Studies* 19 (3):1152-1185.
- Ohlson, J. A., and B. E. Juettner-Nauroth. 2005. Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies* 10 (2):349-365.
- Patatoukas, P. N. 2012. Customer-Base Concentration: Implications for Firm Performance and Capital Markets. *The Accounting Review* 87 (2):363-392.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1):435-480.
- 太田浩司・斉藤哲朗・吉野貴晶・川井文哉. 2012. 「CAPM, Fama-French 3ファクターモデル, Carhart 4ファクターモデルによる資本コストの推定方法について」『関西大学商学論集』第57巻第2号:1-24頁.
- 太田浩司. 2013. 「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」『証券アナリストジャーナル』第51巻第11号:77-87頁.
- 太田裕貴. 2015a. 「株式価値評価モデルを用いたインプライド資本コストの逆算手法」『経営研究』第66巻第3号:107-129頁.
- 太田裕貴. 2015b. 「個別企業ごとに同時逆算されたインプライド資本コストの有用性」『経営研究』第66巻第1号:45-67頁.
- 小野慎一郎. 2013. 「インプライド資本コストの推定に関する会計研究の動向」『商学論集』第59巻第3-4号:85-100頁.
- 大日方隆. 2006. 「多段階利益の持続性, 資本化係数とValue Relevance 一日本式損益計算書における多段階利益の特性一」『経済学論集』第72巻第2号:18-84頁.
- 久保田敬一・竹原均. 2007. 「Fama-Frenchファクターモデルの有効性の再検証」『現代ファイナンス』第22巻:3-23頁.
- 後藤雅俊・北川教夫. 2010. 「資本コストの推計」桜井久勝編『企業価値評価の実証分析』中央経済社.
- 桜井久勝・小野慎一郎. 2013. 「四半期財務諸表による損益分岐点と営業レバレッジの推定」ワーキングペーパー, 神戸大学.
- 首藤昭信. 2010. 『日本企業の利益調整』中央経済社.
- 高須悠介・中野誠. 2016. 「貸倒引当金の保守性と利益評価」『横浜経営研究』第36巻第3・4号:33-54頁.
- 村宮克彦. 2005. 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」『証券アナリストジャーナル』第43巻第9号:83-97頁.

〔たかす ゆうすけ 横浜国立大学大学院国際社会科学研究院准教授〕

〔2016年5月31日受理〕