

業績予想の予測誤差に対して実績利益の品質が与える影響

伊藤 正隆

岡部 孝好

要旨

本稿は、実績利益における発生処理高の品質が経営者による業績予想の精度に与える影響を実証的に分析し、両者の関係を経験的に検証しようとするものである。東証一部上場企業をサンプルとして、発生処理高の測度と業績予想の予測誤差との関係を明らかにするために OLS 回帰分析を実施したところ、発生処理高の品質が高くなるほど、業績予想の予測誤差が小さくなることが確認された。この結果は、実績利益の品質を高めると、経営者による予測利益の精度が向上する可能性があることを示唆している。

キーワード：予測誤差，発生処理高，利益の品質，補完性，実証研究

1. はじめに

伝統的な制度上の会計情報を「実績会計情報」と呼ぶとすれば、それは体系的な会計記録に支えられているだけでなく、期末の資産・負債の評価においても歴史的な原価基準をその基調にするものといえる。会計数値と取引事実との対応関係を明確に保持している点からしても、また主観的な見積りや判断の余地を狭めている点からしても、実績会計情報はスチュワードシップ会計目的に最もよく適合している、という見方が支配的である。経営者の意思決定コントロールによって企業行動の誘導とその規律づけを主導しているのが実績会計情報なのであり、それはステークホルダーとの間の契約の効率化に寄与するところが大きいとみられている。

しかしながら、経済事象の実際の生起を重視するあまりに、実績会計情報は過去指向的になっており、将来に向けた企業価値評価目的にはさして役立っていないと批判されている。株式価値の見積りにあたっては将来キャッシュフローの予測がきわめて重要であるのに、実績会計情報の将来予測力は不十分であり、投資者の情報ニーズを満たすにはほど遠い状況にあるという指摘が多い。

将来指向的な投資者の情報需要を優先するのであれば、経営者自身による将来予測情報を市場に直接に公開することが考えられる。経営者の予測会計情報は、予算など、企業の内部計画に立脚しているだけでなく、経営者の個人的意図や確信などの私的情報をも漏出させるから、投資者の意思決定への適合性が高いことはたしかである。しかし、予測会計情報は未生起の将来事象にかんする予想値でしかないし、将来事業の見通しもその根拠にはあやふやなところが少なくない。第三者の監査による検証は不可能であるから、予測会計情報は信頼性に乏しいという重大な欠陥を免れるこ

とができない¹⁾。

実績会計情報は意思決定事後情報に、また予測会計情報は意思決定事前情報に類別されているから、理論的観点からして、それぞれの立ち位置には基本的な違いがあるといえる²⁾。そのうえに、実績会計情報は将来予測力が弱く、企業価値評価には役立たないと非難されているし、予測会計情報は信頼性に欠けるところがあり、その利用価値は低いという批判にさらされている。実績会計情報と予測会計情報とを隔てる溝は深く、二つをつなぎとめる共通の基盤はまったくないように見える。ところが、過去指向の実績会計情報と将来指向の予測会計情報は目に見えない糸で固く結ばれていて、それぞれが機能を補完しあっているという注目すべき見解が存在する。Gigler and Hemmer(1998)とBall et al. (2012)がその代表である。

本稿では、実績会計情報と予測会計情報との補完性を強調する所説にもとづき、実績利益における発生処理高の品質が経営者による業績予想の予測精度に与える影響を実証的に分析する。分析の結果、発生処理高の品質が高くなるほど、業績予想の予測誤差が小さくなる傾向があることが明らかになった。このことは、経営資源の投下によって実績利益の品質を高めると、経営者による予測利益の精度が向上する可能性があることを示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、本稿の基本構想に関連する先行研究を検討し、仮説の構築を行う。第3節では、仮説検証のキーとなる発生処理高の品質とその代理変数にかんする先行研究を整理する。第4節では、仮説検証のためのリサーチデザインを提示し、第5節で検証結果を示す。最後に、本稿のまとめを述べる。

2. 実績会計情報の確証による予測会計情報のバックアップ

経営者が任意開示する予測会計情報と強制開示制度による実績会計情報とを対比して、二つの機能の異同を立ち入って分析しているのがGigler and Hemmer (1998)である。予測会計情報は将来の事業展開にかんする経営者の思惑など、私的情報を多く含んでおり、投資者にきわめて貴重な新知識を提供する。したがって、予測会計情報の任意開示がもたらすメリットは大きい。監査不能であるために、その実際的な利用価値には限界がある。他方実績会計情報は、客観性に重きを置く

1) 予測会計情報の検証不可能性については、Verrecchia (1983)の秀逸な論証を参照されたい。

2) 実証会計学においては、会計情報は意思決定事前 (pre-decision) と意思決定事後 (post-decision) とに明確に区別されており、いずれの情報であるかによってその役割がまったく違うとされている。意思決定事前情報というのは、将来に向けての行動選択を情動的に手助けする (decision-facilitating) 情報のことであり、企業価値評価目的との関連においては意思決定有用性 (decision usefulness) を強調する点に特徴がある。これに対して意思決定事後情報は、意思決定のあり方に影響を及ぼす (decision-influencing) 情報を指しており、その典型をなすのが過去指向的なスチュワードシップ会計である。意思決定事後情報では情報含有原則 (informativeness principle) を満たすことが重要視されるが、それは、事後情報によって経営者の過去の行動について何らかの手掛かりが提供されなければ、意思決定コントロールが不可能になるという理由によるものである。

この結果として適時性を欠いており、企業価値の評価にはさして役立っていない。高い検証可能性を備えている実績会計情報は、効率的な契約による利害調整には有用ではあるが、その反面において会計上の事実認識を遅延させており、最新のニュースを求める投資者の情報需要を満たさないという結果を招いている。

Gigler and Hemmer (1998) の見解によれば、予測会計情報を後追いつけるのが実績会計情報なのであるから、二つを別物とみる一般的見解には誤りがある。実際の事業展開が経営者の計画どおりにはずすまないとすれば、予測値と実績値との間にズレが生じ、ノイズが混入するのは避けられない。しかし、実績会計情報の役割は、予測会計情報を事実にして追いつけ、これによって予測会計情報が到達した結末を確認することである。未確定であった事前の予測会計情報が、最終的にどう決着したかを跡づけるこの役割が実績会計情報の事実確認機能 (confirmation function) であり、予測会計情報に信頼性を与え、その有用性を補強しているのも、実績会計情報もつこの機能の働きによるものである³⁾。実績会計情報は企業価値評価には直接には役立たないにしても、予測会計情報をバックアップし、その信頼性を補強している点で、間接的に企業価値評価に寄与しているとみなければならない。

Ball et al. (2012) もまた、予測会計情報と実績会計情報とをスタンドアロンとして別々に捉える一般的傾向を強く批判し、二つの関連性を強調する。予測会計情報と実績会計情報は同じ会社の、同じ会計期間の会計数値であって、測定対象の経済事象にも測定ルールや会計方針にも、基本的な違いがあるわけではない。予測会計情報と実績会計情報とは一方は他方の先駆けだけといえるし、また他方は一方の後追いだとみることもできる。二つは時間軸の立ち位置を異にしているにすぎないのだから、それぞれの独自性よりもむしろ補完性 (complementarity) の方に目を向けなければならない。

予測会計情報の公表時点では、たしかに測定対象の経済事象は未生起であり、会計記録も存在していない。しかし、期中に経営者が計画に沿って事業を展開すると、経済事象が創出され、その経済事象の生起を追いつける形で会計記録が整備される。期末になると監査によって会計記録の表現の忠実性が厳密にチェックされるが、重要な点は、この監査を通じて信頼性が付与されるのは実績会計情報だけではないということである。予測会計情報を事後的に確認するのが実績会計情報の役割なのだから、実績会計情報を監査すればその効果は予測会計情報にも及び、予測会計情報にも信頼性が付加される。

予測会計情報と監査済みの実績会計情報との不可分の関係が資本市場で広く認知されるようになると、経営者が公表した予測値が実績値とどの程度まで乖離していたかということについて、まったく無関心でいられる投資者などいなくなるであろう。予測利益と実績利益との隔たりを示す「予

3) 事後的なチェック機能により、真実な情報開示に対する経営者のインセンティブを事前に醸成しようとすれば、第三者による外部監査を実施するかどうかにかかわらず、予測会計情報への信頼性が確保されることになる。外部監査により外生的に信頼性を付与するメカニズムに対比して、Gigler and Hemmer (1998) は、経営者の真実開示のインセンティブを心の内側に形成することを、「内生的な信頼性付与のメカニズム」と呼んでいる。

測誤差」(forecast error)はだれにでも容易に理解できる数値であるし、予測誤差が大きい場合には、その原因も投資者たちの関心と呼ぶにちがいない。企業価値評価において将来予測の正確性が大切であればあるほど、投資者たちにとっては経営者の予測精度を事後評価することの意義はますます大きくなる。

資本市場において、実際に投資者たちが経営者の予測精度をどこまで正確に評価しているのかは、未知の事柄である。しかし、経営者の予測精度を事後評価するメカニズムが資本市場で機能しているかぎり、それは経営者のインセンティブを刺激し、予測誤差をできるだけ縮小しようとする動機を植えつける。Ball et al. (2012) が強調するところでは、市場のこの規律づけが予測精度の引き上げに経営者を誘導し、予測誤差の縮小競争に追い立てることが考えられる。

経営者の狙いが将来的な予測精度の向上にあるとしても、経営資源を投下する直接の対象は現存の実績会計情報にならざるをえない。そこでたとえば、内部統制組織の拡充、コンピュータ・システムのグレードアップ、高度な外部監査サービスの導入などに経営資源が投入される⁴⁾。これらの投資は、資源管理の透徹とか資源の効率的利用などを促し、貸借対照表項目にだけでなく、損益計算書項目にもその影響を波及させる。これは、経営者による資源投下の効果は、結局のところ実績利益に集約され、その品質を向上させる可能性が大きいことを意味している。

このような Gigler and Hemmer (1998) と Ball et al. (2012) の所説によれば、実績利益の品質が改善されると、その影響は予測会計情報に及び、予測利益の精度を引き上げるという結果に結実する⁵⁾。予測会計情報をバックアップしているのは実績会計情報なのだから、実績利益の品質を向上させると、それは予測利益の精度を高め、予測誤差の縮小をもたらすことになる。仮説の形で示すと、次のようになる。

仮説:実績利益の品質が高くなればなるほど、予測利益の予測精度が向上し、予測誤差は小さくなる。

4) 実績会計情報の品質改善を意図する投資が、具体的に何に対して投下されるのかは、本稿では特定されていないが、Ball et al. (2012) における投資対象は明確であり、監査報酬の増額によって外部監査レベルを高度化するというのが投資の内容になっている。このため、Ball et al. (2012) の OLS 回帰モデルでは、被説明変数に指定されているのは年間監査報酬(対数変換済み)であり、その監査報酬の差異を説明するため、予測利益のディスクロージャー変数(予測利益の開示頻度、開示項目点数、開示日と期末の間隔日数)と、ROA などの企業属性変数が採用されている。しかし、実績利益の品質を向上させる要因は外部監査レベルの高度化以外にも多数あると思われるので、本稿においては投資対象については特定せず、投資の結果だけに注目して、発生処理高の品質の差異に直接に目を向けることにしている。

5) 経営者の予測利益公表行動を分析する場合には、第1ステップにおいて経営者が翌期の予測利益をまず正確に予測し、予測利益の公表という第2ステップになってから、自己に有利になるように予測利益の公表額をあえて歪曲するという二段階アプローチによることが考えられる。Ball et al. (2012) では外部公表額の歪曲という二段目のステップが分析から欠落しているようにみえるが、その原因は、外部監査レベルの高度化によって実績利益の品質が引き上げられれば、それですべてが完結するという基本構想によると思われる。高度化された外部監査によって裁量行動が抑制可能であれば、公表予測利益の恣意的な歪曲などは起こりえないことになる。なお、公表予測利益の裁量的調整行動については、伊藤(2019)も検討された。

3. 発生処理高の品質とその代理変数

3.1. 発生処理高の品質

資源投下によって実績会計情報が質的に改善されると、その品質向上が端的に表れてくるのが実績利益である。とすれば、実績利益の品質がどの程度まで改善されたかが関心の焦点になるが、その分析にあたっては、純利益を構成する二つの要素に目を向けることが不可欠である。実証会計学の考え方によれば、純利益 (income: *INC*) は営業活動によるキャッシュフロー (cash flow from operating activity: *CFO*) と発生処理高 (total accruals: *TAC*) —総発生高ともいう—の二つの要素から成り立っていて、これらはその基本的性質に大きな違いがある。

CFO というのは、*INC* の中で現金によって回収された部分を指しており、残余の不確実性がほとんどないのがその特徴である。これに対して *TAC* は、*INC* の一部ではあるが、売掛金など、現金への転化の途上にあるのものから成っており、なおも不確実性が少なくない部分である。こうした違いからして、リスクから解放されている *CFO* の方が高品質であり、貸倒れなどの将来的なリスクを多く含む *TAC* が品質劣位におかれる。したがって実績利益の品質を検討する際には、ひとまず *CFO* を除外したうえで、残る *TAC* を分析の中心に据えるのが有益である。

発生処理高 *TAC* の品質については、過去 20 年ほどの間におびただしい数の論文が公表されているが、その論点は多岐にわたっている。その多様な議論について包括的なレビューを試みているのが Dechow et al. (2010) と Nezlobin et al. (2019) であり、細部に踏み込んだその検討には、非意図的な測定ミス、経営者による意図的な歪曲額などの分析も含まれている⁶⁾。そうした論述の中で本稿に特に深くかかわっているのが、何を代理変数にして *TAC* の品質を測定するかという問題である。*TAC* の品質を直接に測定するのが困難である以上、何らかの代理変数によって近似的に品質の違いを識別するほかはない。Nezlobin et al. (2019) は、多数の先行研究を注意深く比較したうえで、*TAC* の品質を代表する最も一般的な代理変数として、(1) 持続性の差異、(2) 発生処理高の変動性、そして (3) 発生処理高の残差の変動性、を列挙している⁷⁾。以下では、それぞれの代理変数について説明する。

6) *CFO* と *TAC* とに *INC* を二分した後に、*TAC* をさらに二分割して、非裁量的発生処理高 (non-discretionary accruals) と裁量的発生処理高 (discretionary accruals) とに分離するのは、実証会計学の標準的なアプローチだともいえる。Dechow et al. (2010) はこのアプローチをさらに進展させようとする意図から、「正常」な部分を非裁量的発生処理高として切り離す手順を詳述し、つづいて *TAC* の中に混在する測定ミスやノイズ、経営者による意図的な歪曲額などの検出方法を掘り下げて分析している。これらの問題の詳しい議論については、岡部 (2004; 2012) を参照されたい。

7) Nezlobin et al. (2019) においては、このほかの代理変数として利益平準化が取り上げられている。利益平準化は変動的な利益の流れを人為的に平準な流れに変換する人為的な会計操作であるから、利益の品質評価に重大なかわりがあることはたしかである。しかし、ここでは実績会計情報に与える資源投下の影響と予測会計情報への波及効果だけに議論を限定しているため、投資により実績利益の品質を改善した後に、さらに利益平準化によって利益の品質をもう一段と高めるといふ議論に立ち入る余裕がない。

3.2. 持続性の差異

発生処理高 TAC の品質についてそもそも議論の端緒を開いたのは、Sloan (1996) である。Sloan (1996) は、 TAC が純利益の多くを占める企業群と CFO の方が多い企業群とに二分し、十分位の両端に属する企業群について収益性がどれほど長く持続するかを分析している。その結果、 TAC の割合が高い企業群において収益性の持続性 (persistence) が低く、2-3 期先までには収益性が低下してしまう一般的傾向があることを突き止めた。この Sloan (1996) の発見の骨子を要約しているのが、(1) 式の回帰モデルである。

$$INC_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TAC_t + \alpha_2 CFO_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

上の (1) 式において、 t 期の TAC_t と CFO_t とが $t+1$ 期の INC_{t+1} にどれほど寄与しているかを捕捉しているのが、回帰係数の α_1 と α_2 である。関心の焦点は、いずれの寄与率が大きいかであるから、二つの回帰係数の差を求めて、 $(\alpha_1 - \alpha_2)$ がプラスであれば、低品質の TAC_t の方が INC_{t+1} への寄与が相対的に大きく、したがって利益の品質は低いとみることができる。逆に $(\alpha_1 - \alpha_2)$ がマイナスの場合には、 INC_{t+1} に対する影響は高品質の CFO_t の方が大きく、利益の品質は高くなるのが含意されている。翌期の予測利益をバックアップしているのが当期の実績利益であるから、 $(\alpha_1 - \alpha_2)$ がプラスであれば、 TAC_t がもたらす低品質の効果が将来予測に持ち越され、予測精度を落とすことが考えられる。

3.3. 発生処理高の変動性

実証会計学において広く利用されているのは、 INC を CFO と TAC に二分割するだけではなく、 TAC を「正常な」要素と「異常な」要素にさらに二分割するアプローチである。このアプローチによって事業活動のファンダメンタルな動きを正常な TAC として捕捉することができれば、ノイズとエラー、利益操作による歪曲額などが残りの異常な TAC の方に押し込まれてしまうから、 TAC の品質の議論が簡明になることは事実である。異常な TAC の構成要素は、そのほとんどが TAC の品質に悪影響を及ぼす要素である点に疑いはない。実際、異常な TAC の増減を時系列で追った先行研究によると、その動きは変則的であり、バラツキも大きい (Dechow et al. 2010)。短命性、一過性、暫定性といった不安定な属性がつきまとうのも異常な TAC の特徴の一つであり、これらの点から TAC の品質を代表するのはその変動性 (variability) だとする見方が有力になっている。時系列データの標準偏差をもって TAC の品質の代理変数にすべきだという提案は、こうした考え方に依拠するものである (Nezlobin et al. 2019)⁸⁾。

8) 安定的で、バラツキが小さいのが「正常な TAC 」の特性だと仮定すると、 TAC に変動性を生じさせているのは「異常な TAC 」だという推論になるから、 TAC の品質を低下させる要因も「異常な TAC 」に帰一されることになる。変動性をもって TAC の品質の代理変数とする主張は、しばしばこのシナリオに依拠しているようにみえるが、正常な

TACの品質の評価にあたり変動性に注目する場合には、分析の視野を短期に限定するかそれとも中長期に拡大するかという、関連する選択を避けて通るわけにはいかない。実証分析では短期的な視点に立つのがふつうだから、TACの測定では、非現金正味運転資本（non-cash net working capital）の増減額 ΔWC に焦点を合わせることになる（Dechow et al. 2010）⁹⁾。

ところが中長期に視点を移すと、たとえば固定資産の売却損益、リストラ損失など、非経常的な事由にもとづく中長期的なキャッシュフローの増減にも目配りをするのが不可欠になる。TACの品質を代理する標準偏差の測定では、一定幅以上にサンプル収集期間を拡げる必要があることから、この期間の拡張に対応して、 ΔWC のほかに、非経常的なキャッシュフロー増減項目をもTACへの算入が要求されることになる（Dechow et al. 2010）。この意味での中長期的TACには、キャッシュフロー計算書におけるINCとCFOの差がそのまま該当するので、計算手順がいたって簡単になるというメリットもある。

3.4. 発生処理高の残差の変動性

ある期の純利益INCが測定ミスなどによって歪められている場合には、後続のどこかの期において反転（reversal）が引き起こされ、測定ミスは自動的に訂正される。ある年度に貸倒引当損を過大計上した場合、売掛金回収時に貸倒引当金戻入益の認識によって、過去の過大計上分が補正されるというのが、その例である。こうした過去の測定ミスの訂正は、自動的に行われるだけでなく、符号は逆であるが、累積金額が同額になるという点にも顕著な特徴がある。測定ミスが意図的なのか非意図的なのかにかかわらず、複式簿記によるかぎり、すべてのケースについてこうした自動誤謬訂正機構が作動する（岡部 2004）¹⁰⁾。

TACの測定にあたり反転の影響を明示的に考慮に入れているのが、Dechow and Dichev（2002）のモデル—以下DDモデルという—である。DDモデルでは、前期における TAC_{t-1} の測定ミスが前期の CFO_{t-1} に影響するだけでなく、反転によって当期の CFO_t を増減させるし、また当期の TAC_t の測定ミスが当期の CFO_t に影響を与えるのに加えて、反転によって翌期の CFO_{t+1} を増減させるといったプロセスが想定されている。このやや複雑なモデルでは、当期の TAC_t は当期 CFO_t の影響によって変動するとどまらず、反転を通じて前後期の CFO_{t-1} 、 CFO_{t+1} の影響を受けて増減する。この反転プロセスを考慮にいれて、DDモデルでは、まず次のOLS回帰式によって回帰係数の値 β_1 、 β_2 、

TACが安定的だとする仮定に根本的な疑念がある点に注意すべきである。Dechow et al. (2010)もNezlobin et al. (2019)もこの立論の基礎に触れて、TACの正常な部分、つまり事業活動のファンダメンタルについてさらに議論を深める必要があると何度も指摘している。

9) 「非現金正味運転資本」(non-cash net working capital)に焦点を合わせ、その増減額 ΔWC をもってTACの測度とする場合には、 $\Delta WC = \Delta AR + \Delta INV - \Delta AP - \Delta TP + \Delta(OA - OL)$ という形で計算が行われる。なおここで、ARは受取勘定、INVは棚卸資産、APは支払勘定、TPは未払税金、OA - OLはその他の流動資産・負債を意味する。

10) 歴史的な原価会計における誤謬の訂正と反転のメカニズムについては、Lundholm (1999)に詳しい分析と痛烈な批判があるので、参照されたい。

β_3 と残差 ε_t を求める。ここで ΔWC_t は、短期的な非現金正味運転資本の純増減である。

$$\Delta WC_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

DDモデルによれば、前後1期だけについてであるが、反転の影響は回帰係数 β_1 , β_2 , β_3 に吸収されている。発生処理高 ΔWC_t の品質の決め手になるのはここでも発生処理高の変動性であるから、関心の焦点になるのは、反転の影響を除去した後において、回帰残差 ε_t がいったいどうなっているかである。反転の影響が回帰係数に取り込みずみになっているとすれば、対応して回帰残差が増減していることが予想されるから、回帰残差の標準偏差は、さもない場合とは異なっていると考えられる。各企業のTACの品質を表す代理変数はその残差の標準偏差なのであるから、その値が小さいほど変動性は小さく、TACの品質は高いとみることができる。

4. リサーチデザイン

本稿では、東証一部上場の日本企業を分析対象にしており、その連結財務諸表および決算短信にかんするデータを日経 NEEDS Financial QUEST2.0 (日経 FQ という) より取得している¹¹⁾。サンプルは、12ヶ月決算の企業にかんする2018年の決算日データであり、金融業、公益事業のほか、発生処理高の規模が僅少な通信、サービス業を除外している。そのほか、分析に必要なデータが欠ける企業や期初に業績予想を開示していない企業等もサンプルから除外されている。一連の手続きにより抽出された企業数は1,219社である。表1は、このサンプル抽出の概要を示している。

表1 サンプル抽出の概要

| | |
|--|-------|
| 2018年の東証一部上場企業の総数 | 2,238 |
| 2018年の東証一部上場企業の総数のうち金融業、公益事業、通信・サービス業の企業総数 | (733) |
| サンプル企業の総数 | 1,505 |
| IFRS採用企業の総数 | (125) |
| 業績予想の未開示企業の総数 | (10) |
| データ欠落企業の総数 | (151) |
| 分析に用いられたサンプル企業の総数 | 1,219 |

11) 連結財務諸表を開示していない企業については、個別財務諸表のデータを使用している。また、金融業(銀行、証券、保険、その他金融)、公益(電気およびガス)、通信・サービス業の除外にあたっては日経業種分類にしたがっている。

本稿では、業績予想の予測精度（precision of forecast: PRC ）を被説明変数とし、そして PRC に影響を及ぼす諸要因を説明変数として、クロスセクション方式により OLS 回帰分析を行い、仮説を検証する。検証に用いられる回帰モデルは次のとおりである。

$$PRC_i = \beta_0 + \beta_1 ACQ_i + \beta_2 ASST_i + \beta_3 ROA_i + \beta_4 LEV_i + \beta_5 RTE_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

PRC は、期初の予想利益と期末利益の実績値の差（ $INC_f - INC_a$ ）を期末利益の実績値で除した数値の絶対値である¹²⁾。本稿の仮説検証においては、 PRC に影響を及ぼす多数の説明変数が導入されているが、その中で特に重要な変数は ACQ である。 ACQ は TAC の品質にかんする代理変数であるが、その代理変数の選択については、先行研究において多様な見解が提示されている。このため、本稿では最も一般的な四つの代理変数を採用して、それぞれの代理変数を 2012 年 $\leq t \leq$ 2018 年の時系列データを用いて測定している。 ACQ の代理変数の値はいずれも同じ時系列データから導かれたものであるが、それぞれの意味するところにはかなり大きな差異がある。 ACQ の四つの代理変数について、その測定方法と含意にどのような違いがあるか、その概要を説明しておくことにしよう。

一つ目のモデルは、持続性の差異を強調する Sloan (1996) のモデルであり、当該モデルにより測定された ACQ の代理変数をここでは $ACQ1$ とする。 $ACQ1$ は、先の (1) 式により回帰係数を算出して、その二つの回帰係数の差（ $\alpha_1 - \alpha_2$ ）によって測定される値である。 $ACQ1$ がプラスであれば、低品質の TAC の方が INC_{t+1} への寄与が相対的に大きいといえるため、実績利益の品質は低いという解釈になってくる¹³⁾。

二つ目と三つ目のモデルは、 TAC の品質を代表するのはその変動性だとするモデルによっており、ここでは変動性モデルと呼ぶことにする (Nezlobin et al. 2019)。変動性モデルでは、 TAC の時系列データに対して記述統計を実施し、その TAC の標準偏差の大きさによって実績利益の品質を表現する。このように TAC の品質の評価にあたり変動性に注目する場合、分析の視野を短期にするか中長期にするかの選択がその変動性の測度（標準偏差）に大きな影響を与える可能性がある。短期的な TAC の測定では ΔWC が適切であるという見方が一般であるが、一方では中長期的な TAC には INC と CFO の差の方が適切だという有力な見解も存在する (Dechow et al. 2010)。そこで、変動性モデルにより ACQ の代理変数を測定する場合には、この視野の違いにおうじて二つのケースに分けることにする。短期的な視点から ΔWC の標準偏差を採用するケースを $ACQ2$ とし、中長期的な視点から

12) 本稿は、 PRC の算定において経常利益を用いている。これは、経常利益が支払利息を算入済みで、特別損益項目を除外している点において、海外の営業利益に最も近似していると考えられるからである。なお、経常利益の代わりに当期純利益を用いて仮説の検証も実施しているが、その検証結果は経常利益を用いたものと整合的であった。なお、本稿では予測利益の予測精度を測定することから、 PRC はゼロが最も望ましい（精度が高い）数値となり、符号の正負に関係なくその数値が大きくなるほど不正確性の程度が大きくなることを意味する。

13) Sloan (1996) では、 $(\alpha_2 - \alpha_1)$ がマイナスとなるときに利益の品質が低いと説明されているが、本稿においては他のモデルから算定される ACQ との比較を容易にするため、 $ACQ1 = (\alpha_1 - \alpha_2)$ としている。

(*INC - CFO*) の標準偏差を採用するケースを *ACQ3* とするのである。 *ACQ2* および *ACQ3* は共に標準偏差によって発生処理高の品質が測定されるため、その値が大きくなるほど変動性が大きく、 *TAC* の品質が低くなることが意味される。

四つ目のモデルは、発生処理高の回帰残差を変動性の指標とする Dechow and Dichev (2002) のモデルであり、この DD モデルにより測定された *ACQ* の代理変数を *ACQ4* とする。 *ACQ4* の値は、前述した (2) 式により回帰残差をまず求め、それを標準偏差に変換することによって測定される。このため、その回帰残差の標準偏差が大きくなるほど変動性が大きく、 *TAC* の品質が低くなることが意味されることになる。

仮説の検証においては、(3) 式における β_1 の係数が最も重要であり、それは発生処理高の品質が業績予想の予測誤差に対して与える影響の大きさを示している。 β_1 の係数が有意な正の値であれば、発生処理高の品質が低くなるほど (つまり、実績利益の品質が低くなるほど)、業績予想の予測誤差が大きくなることを意味し、本稿の仮説と整合することとなる。

本稿では、業績予想の予測精度に影響を及ぼすと考えられるいくつかのコントロール変数を、先行研究にしたがって組み入れている (Dechow and Dichev 2002)。 *ASST* は企業規模を示す変数である。規模の大きな企業ほど発生処理高の品質が低下し、業績予想の予測誤差が大きくなることが予想される。 *ROA* は業績水準にかんする変数である。業績水準の低い企業は、利益操作の動機を強めることにより、実績利益の品質に悪影響を及ぼす可能性がある。結果的に、 *ROA* が低いと業績予想の予測誤差が大きくなることが予想される。 *LEV* および *RTE* は財務困窮度にかんする変数である。財務困窮度が高くなると、財務制限条項に抵触する恐れや追加借入の機会が制限される恐れが生じることから、そうした不利な事態を避けようと企業は利益操作の動機を強め、実績利益の品質に悪影響を及ぼす可能性がある。結果的に、 *LEV* が高いと、あるいは *RTE* が低いと業績予想の予測誤差が大きくなることが予想される。

以上の分析にあたり、 *ASST* を除き、すべてのコントロール変数は期首総資産で除すことによって基準化されているし、 *ASST* には対数変換を行っている。また、外れ値の影響を緩和するために、Winsorizing により連続変数の上下各 2.5% を超えるデータを制限値に置換している。表 2 は、各変数の定義を記述している。

表2 変数の定義

| | |
|---------------|---|
| INC_f | 期初に公表された予想経常利益 |
| INC_a | 経常利益の実績値 |
| PRC | 業績予想の予測誤差の絶対値 ($ (INC_f - INC_a) / INC_a $) |
| ΔWC_t | t 期の非現金正味運転資本 (Δ 売上債権 (割引手形含む) + Δ 棚卸資産 - Δ 仕入債務 - Δ 未払消費税 + Δ (その他流動資産 - その他流動負債)) |
| INC_t | t 期の税引前当期純利益 |
| CFO_t | t 期の営業活動によるキャッシュフロー |
| $ACQ1$ | Sloan [1996] の (1) 式のモデルにより測定された発生処理高の品質 $ACQ1 = (\alpha_1 - \alpha_2)$ |
| $ACQ2$ | 変動性モデルにより短期的な視点から測定された発生処理高の品質 $ACQ2 = \Delta WC_t$ の標準偏差 |
| $ACQ3$ | 変動性モデルにより中長期的な視点から測定された発生処理高の品質 $ACQ3 = (INC_t - CFO_t)$ の標準偏差 |
| $ACQ4$ | Dechow and Dichev [2002] の (2) 式のモデルにより測定された発生処理高の品質 $ACQ4 = \varepsilon_t$ の標準偏差 |
| $ASST$ | 期首の総資産を対数変換した値 |
| ROA | 当期純利益を期首の総資産で除した値 |
| LEV | 期首の総負債を期首の総資産で除した値 |
| RTE | 期首の利益剰余金を期首の総資産で除した値 |

表3 各変数の記述統計

| (n=1,219) | 平均 | 中央値 | 標準偏差 | 最大値 | 最小値 |
|-----------|--------|--------|-------|--------|--------|
| PRC | 0.247 | 0.143 | 0.332 | 1.680 | 0.007 |
| $ACQ1$ | -0.201 | -0.092 | 0.734 | 1.348 | -2.444 |
| $ACQ2$ | 0.031 | 0.023 | 0.023 | 0.105 | 0.006 |
| $ACQ3$ | 0.037 | 0.029 | 0.025 | 0.118 | 0.009 |
| $ACQ4$ | 0.097 | 0.092 | 0.034 | 0.186 | 0.042 |
| $ASST$ | 11.461 | 11.321 | 1.267 | 14.531 | 9.223 |
| ROA | 0.046 | 0.040 | 0.032 | 0.140 | -0.015 |
| LEV | 0.458 | 0.459 | 0.175 | 0.787 | 0.133 |
| RTE | 0.356 | 0.348 | 0.181 | 0.745 | 0.038 |

5. 検証結果

5.1. 記述統計

表3は、各変数の記述統計量を示している。 PRC は0.007から1.680までの範囲をとり、平均値と標準偏差はそれぞれ0.247および0.332である。 $ACQ1$ の平均値と標準偏差はそれぞれ-0.201および0.734である。 $ACQ1$ の平均値は負の値であり、これは INC_{t-1} に対する相対的な寄与率が ΔWC_t よりも CFO_t の方が平均的に大きい傾向があることを示唆している。 $ACQ2$ の平均値と標準偏差はそれぞれ0.031および0.023である。 $ACQ3$ の平均値と標準偏差はそれぞれ0.037および0.025である。

ACQ4の平均値と標準偏差はそれぞれ0.097および0.034である。

表4は、各変数間におけるPearsonの積率相関係数を示している。ACQ1とPRCの間の相関関係においては、有意な関係が認められなかった。一方で、ACQ2、ACQ3、およびACQ4とPRCの間の相関関係は、それぞれ1%水準で有意な正の関係である（それぞれ、 $r = 0.126$ 、 $r = 0.172$ 、および $r = 0.196$ ）。これは、変動性モデルおよびDDモデルにより測定された発生処理高の品質が低くなると、業績予想の予測誤差が大きくなる傾向が存在することを示唆している。

表4 各変数間の相関係数

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------|------------|-----------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| (1) PRC | | | | | | | | |
| (2) ACQ1 | 0.005 | | | | | | | |
| (3) ACQ2 | 0.126 *** | 0.002 | | | | | | |
| (4) ACQ3 | 0.172 *** | -0.019 | 0.890 *** | | | | | |
| (5) ACQ4 | 0.196 *** | 0.004 | 0.610 *** | 0.596 *** | | | | |
| (6) ASST | -0.119 *** | -0.008 | -0.264 *** | -0.265 *** | -0.282 *** | | | |
| (7) ROA | -0.354 *** | -0.062 ** | 0.122 *** | 0.113 *** | 0.163 *** | -0.079 *** | | |
| (8) LEV | 0.062 ** | 0.030 | 0.164 *** | 0.137 *** | 0.019 | 0.250 *** | -0.319 *** | |
| (9) RTE | -0.140 *** | -0.020 | -0.148 *** | -0.145 *** | -0.060 ** | -0.115 *** | 0.402 *** | -0.817 *** |

*, **, ***は各々、10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

5.2. 重回帰分析の結果

本稿における基本的なOLS回帰モデルは、(3)式である。(3)式において発生処理高の品質を表現しているのがACQであるが、ACQの正確な値を捉える方法は未知であるので、代理変数ACQ1～ACQ4によってその近似値を測定することとしている。これらのACQにかんする四つの代理変数は相互に代替的關係にあるといえるので、(3)式にもとづいて重回帰分析を実施する場合には、ACQの代理変数のどれか一つとコントロール変数とを組み合わせ、四回にわたり被説明変数PRCとの直線的関係を個別にたしかめることになる。このようにして実施したOLS回帰分析の結果を記しているのが表5である。表5では左側から、ACQ1を説明変数とするケース、ACQ2を説明変数とするケース、ACQ3を説明変数とするケース、そしてACQ4を説明変数とするケースについて分析結果が順を追って示されている¹⁴⁾。

14) 各モデルにおける全ての変数においてVIF < 4であった。これは小塩(2011)に推奨されているVIF ≤ 10という条件をはるかに下回る値であり、多重共線性の問題はないと思われる。また、各モデルにおける分散分析の結果から、全てのモデルにおいてF値 > 42となっており、回帰式全体についても0.1%水準で有意である。

表5 仮説の検証結果

| 被説明変数 説明変数の ACQ | PRC ACQ1 | | PRC ACQ2 | | PRC ACQ3 | | PRC ACQ4 | | |
|--------------------|-------------|-----------|-------------|-----------|-------------|-----------|-------------|-----------|--------|
| | 予想符号 | 係数 | t 値 | 係数 | t 値 | 係数 | t 値 | 係数 | t 値 |
| 定数 | | 0.947*** | 9.94 | 0.770*** | 7.77 | 0.698*** | 7.03 | 0.512*** | 4.90 |
| ACQ1 | + | -0.008 | -0.65 | | | | | | |
| ACQ2 | + | | | 2.327*** | 5.68 | | | | |
| ACQ3 | + | | | | | 2.704*** | 7.35 | | |
| ACQ4 | + | | | | | | | 2.397*** | 8.90 |
| ASST | + | -0.036*** | -4.88 | -0.022*** | -2.87 | -0.019*** | -2.50 | -0.017** | -2.27 |
| ROA | - | -3.759*** | -12.42 | -4.085*** | -13.43 | -4.155*** | -13.81 | -4.284*** | -14.33 |
| LEV | + | -0.156** | -1.73 | -0.243*** | -2.68 | -0.235*** | -2.63 | -0.178** | -2.03 |
| RTE | - | -0.144* | -1.63 | -0.133* | -1.53 | -0.108 | -1.25 | -0.081 | -0.94 |
| 修正済 R ² | | 0.15 | | 0.17 | | 0.18 | | 0.20 | |
| 観測数 | | 1,219 | | 1,219 | | 1,219 | | 1,219 | |

*, **, ***は各々, 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す (片側検定)。

表5は, (3) 式の OLS 回帰モデルにかんする分析結果を示している。

$$PRC_i = \beta_0 + \beta_1 ACQ_i + \beta_2 ASST_i + \beta_3 ROA_i + \beta_4 LEV_i + \beta_5 RTE_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

ここで, PRC は業績予想の予測誤差の絶対値 ($| (INC_f - INC_a) / INC_a |$) である。INC_f は期初に公表された予想経常利益である。INC_a は経常利益の実績値である。ACQ は発生処理高の品質であるが, 本稿では四つの代理変数 (ACQ1, ACQ2, ACQ3, あるいは ACQ4) を用いている。ACQ1 は Sloan (1996) の (1) 式のモデルにより測定された発生処理高の品質であり, (1) 式の $(\alpha_1 - \alpha_2)$ によって測定される値である。ACQ2 は変動性モデルにより短期的な視点から測定された発生処理高の品質であり, ΔWC_t の標準偏差によって測定される値である。 ΔWC_t は t 期の非現金正味運転資本 (Δ 売上債権 (割引手形含む) + Δ 棚卸資産 - Δ 仕入債務 - Δ 未払消費税 + Δ (その他流動資産 - その他流動負債)) である。ACQ3 は変動性モデルにより中長期的な視点から測定された発生処理高の品質であり, $(INC_t - CFO_t)$ の標準偏差によって測定される値である。CFO_t は t 期の営業活動によるキャッシュフローである。ACQ4 は Dechow and Dichev (2002) の (2) 式のモデルにより測定された発生処理高の品質であり, (2) 式の ε_t の標準偏差によって測定される値である。ASST は期首の総資産を対数変換した値である。ROA は当期純利益を期首の総資産で除した値である。LEV は期首の総負債を期首の総資産で除した値である。RTE は期首の利益剰余金を期首の総資産で除した値である。

ACQ1 を用いているケースでは, ACQ1 の係数 (-0.008) について有意な結果が得られなかった ($t = -0.65$)。その他のケースにおいては, ACQ2, ACQ3 および ACQ4 の係数はすべて 1% 有意水準 (それぞれ $t=5.68$, $t=7.35$ および $t=8.90$) で, 正の値 (それぞれ 2.327, 2.704 および 2.397) である。

ACQ2, ACQ3 および ACQ4 のケースについては, 発生処理高の品質が低くなるほど, 業績予想の予測誤差が大きくなる傾向を示しており, これらの分析結果は本稿の仮説と整合しているといえる。

以上において, 4 種の異なる ACQ の代理変数について (3) 式の回帰分析を実施した結果を示したが, 全体を要約すると, ACQ1 のケースを除けば, ACQ の係数はすべて有意な正の値となっており, 発生処理高の品質が低下すると予測誤差が拡大するという正の相関関係についての経験的証拠が得られている。つまり, 本稿における分析結果は, 実績利益の品質を高めると, 経営者による予測利

益の精度が向上する可能性があることを示唆するものといえる。

6. おわりに

経営者が予想する次期予測利益は、日本市場においては証券取引所の要請にもとづき、開示規則の枠組みにおいてその開示が実施されているが、海外市場では任意開示にとどめられている。海外市場が強制開示に踏み出せないのは、将来の未生起事象の情報については信頼性の確保がむずかしく、企業価値評価におけるその利用価値に限界があるという理由によるものである。しかし他方では、実績会計情報が予測会計情報を事後的に確認しており、この事実確認によるバックアップを通じて、予測利益情報には強固な存立基盤が形成されているという所説も展開されている。この見解によると、実績会計情報と予測会計情報との間には補完関係があり、実績利益の品質が高ければ、予測利益の品質も高くなる傾向があることになる。そこで本稿では、経営者による業績予想の予測精度に対して、実績利益の品質がどれほど影響しているかを、日本企業のサンプルによって検証してみたのである。実績利益の品質の代理変数として四つの発生処理高の品質測度を取り上げ、OLS回帰分析によってこれらの代理変数と業績予想の予測誤差との関連を調べたところ、発生処理高の品質と業績予想の予測誤差との間に、予想どおりの正の相関関係があることが検証された。

実績利益と予測利益の間に存在するこのような密接な関連に改めて目を向けてみると、実績会計情報そのものに公正価値基準など、将来指向的な会計方法を過度に導入するのは、必ずしも賢明なアプローチではないことがはっきりしてくる。実績会計情報に未確定の将来情報を積極的に取り入れることは、企業価値評価目的には有益だとしても、過去の生起事象に対する会計数値のかかわりを希薄にして、契約を効率化するという会計情報の本来の機能を阻害するおそれがある。これに対して、過去指向性の徹底によって実績利益の品質を引き上げることは、業績予想の予測精度の向上を通じて企業価値評価における会計情報の役立ちを改善するだけでなく、それに加えて、契約の効率化という本来の機能をいっそう強化することが期待されるのである。

参考文献

- Ball, Ray, S. Jayaraman and L. Shivakumar, "The Complementary Roles of Audited Financial Reporting and Voluntary Disclosure: A Test of the Confirmation Hypothesis," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.53 (2012), pp.136-166.
- Dechow, Patricia M., and Ilia D. Dichev, "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review*, Vol.77 (2002), pp.35-59.
- Dechow, Patricia M., Weili Ge and Catherine Schrand, "Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Consequences," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.50 (2010), 344-401.
- Gigler, Frank, and Thomas Hemmer, "On the Frequency, Quality, and Informational Role of Mandatory Financial Reports," *Journal of Accounting Research*, Vol. 36 (1998 Supplement), pp. 117-147.

- Gigler, Frank, and Thomas Hemmer, "Conservatism, Optimal Disclosure Policy, and the Timeliness of Financial Reports," *The Accounting Review*, Vol.76 (2001), pp.471-493.
- Lundholm, Russell J., "Reporting on the Past: A New Approach to Improving Accounting Today," *Accounting Horizons*, Vol.13 (1999), pp.315-322.
- Nezlobin, Alexander, Richard G. Sloan, and Jenny Zha Giedt, "Measuring Accruals Quality: A Theoretical and Empirical Evaluation, " Working Paper Series (<https://ssrn.com/abstract=3301083>) (2019).
- Sloan, Richard G., "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings," *The Accounting Review*, Vol.71 (1996), pp.289-315.
- Verrecchia, Robert E., "Discretionary Disclosure," *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 5 (1983), pp.179-194.
- 伊藤 正隆, 「企業情報（業績予想）の開示が経営者の管理活動に与える影響」, 『会計』第 195 巻 4 号 (2019 年 4 月), 26-37 頁.
- 小塩 真司, 『SPSS と Amos による心理・調査データ解析 (第 2 版)』(東京図書, 2011 年).
- 岡部 孝好, 「裁量的発生処理高の反転」, 『会計』第 166 巻 4 号 (2004 年 10 月), 1-17 頁.
- 岡部 孝好, 「裁量的発生処理高の多期間分析」, 『会計』第 182 巻 6 号 (2012 年 12 月), 96-107 頁.

The Effect of Quality of Earnings on Precision of Management Earnings Forecasts

Masataka ITO
Takayoshi OKABE

ABSTRACT

The purpose of this study is to empirically analyze the effect of quality of accruals in actual earnings on the precision of management earnings forecasts, and to empirically verify the relationship between the two. Using companies listed on the First Section of the Tokyo Stock Exchange as a sample, we conducted an OLS regression analysis to clarify the relationship between the measured amounts of accruals and the forecast error of the earnings forecast. It was confirmed that the higher the quality of accruals, the smaller the forecast error of the earnings forecast. This result suggests that improving the quality of actual earnings may improve the precision of management earnings forecasts.

Key words : forecast error, accruals, quality of earnings, complementarity, empirical research