

公的情報の精度と利益情報の質の関係 —アナリストが直面する情報精度に基づく検証—

Testing the Relation between the Precision of Analysts' Public Information and Quality of Earnings

海 老 原 崇(早稲田大学 助手)
Takashi Ebihara, Waseda University

要 約

本研究の目的は、公的情報の精度と利益情報の質との関係を検証することである。従来の実証研究では、利益情報の精度が内生的に決定されることを仮定し、発生主義会計などの観察可能なプロセスから利益情報の精度を推定して分析に用いてきた。しかし、従来の方法では、利益情報の精度の全てを捉えているとはいえず、観察されないプロセスも考慮したより精緻な精度を用いた分析が必要だと考えられる。本研究では、Barron et al. (1998) に従い、アナリストの利益予測の誤差と利益予測間の分散から、観察可能・不可能なプロセスをともに反映した、アナリストが直面する公的情報の精度を導出した。そして、この情報精度を用いて価値関連性との関係を検証した結果、公的情報の精度が高いほど利益情報の価値関連性も高く、従来用いられてきた利益情報の精度を用いた場合よりもその関係性が大きいことが確認された。

Summary

The purpose of this research is to test the relation between the precision of public information and quality of earnings. Previous research assumes that the precision of earnings information is determined endogenously, and estimates the precision based on observable accounting process such as accruals accounting for analysis. Since previous research doesn't capture all the earnings precision, it is useful to test the more sophisticated precision which captures non-observable accounting process. Following Barron et al. (1998), this research estimates the precision of analysts' public information which captures observable and non-observable accounting processes. Using this precision to test the relation with value relevance, the result shows that the higher the precision of public information becomes, the more relevant the earnings information becomes.

1. はじめに

利益情報は、投資家や債権者などの会計情報の利用者の意思決定において重要な情報であり、近年その質に関する関心が高まりつつある。利益情報に代表される会計情報の質を高め有用なものとするために、概念フレームワークでは、会計選択において考慮されるべき財務報告の目的や会計情報の質的特徴が規定されている。しかし、会計選

択の結果によっては、利益情報にノイズやバイアスが生じ、その精度 (precision) や質が損なわれることがある。従来の研究では、公表情報から観察可能な会計のプロセスのみに注目し、そこから利益情報の精度を定量化することで、その質との関係の検証を行ってきた。従って、利益情報の精度の全てを捉えているとは言えず、一部を定量化しているに過ぎないといえる。

本研究は、従来の研究と観点を変えて、アナリ

*匿名のレフェリーおよび薄井彰編集委員長から貴重なコメントを頂いた。ここに記して謝意を表したい。また、本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金 (若手研究(B): 課題番号17730289) による研究成果の一部である。

ストが直面する公的情報の精度に焦点を当てた研究を行う。アナリストの視点に立つことで、公表情報から観察可能なプロセスだけでは捉えきれない利益情報の精度についても考慮することが可能になると考えられる。本研究では、Barron et al. (1998) で提示されたモデルを利用して公的情報の精度を導出し、利益情報の質との関係を検証する。

2. 理論的背景

2.1 利益情報の質の定義

利益情報の質の概念は、主にアナリストがファンダメンタル分析に用いるために発展してきたといわれている (Ayers 1994, 27)。従って、その有用性に主眼が置かれてきたため、利益情報の質の定義は様々であった。しかし、近年利益情報の質が研究の場でも注目されるようになるにつれて、利益情報の質の概念は財務報告の基本目的である意思決定有用性と会計情報の質的特徴に依拠すべきとの議論が高まっている¹⁾。本研究もこの議論に依拠し、意思決定有用性の視点から、予測価値を要素とする目的適合性を満たしうる程度として利益情報の質を定義する。ここで、目的適合性とは、投資家の目的に適合する程度、すなわち企業の株主資本価値評価に資する程度であり、予測価値とは、株主資本価値評価に際して行われる将来予測に利益情報がインプットされる際の価値といえる。従って、Watts and Zimmerman (1986) の主張に従えば²⁾、利益情報の質とは、利益情報が将来キャッシュフロー予測能力を有することによって得られる、株主資本価値に対する価値関連性として解釈される。

2.2 公的情報、会計情報、利益情報の精度の関係と利益情報の質

McNichols and Trueman (1994)、Kim and Verrecchia (1994) などの分析的研究において、会計情報におけるノイズの分散の逆数として定義される精度は、公的情報としての会計情報の質の尺度としてモデルに組み込まれ、主に市場のマイクロストラクチャーとの関係についての分析がなされてきた。例えば、薄井 (2004) では、会計情報の精度が高いほど将来収益が正確に推定できるようになり、株価のInformativenessや市場の流動性を高める一方、価格のボラティリティを低下させることが報告されている。

これらの研究では、投資家やアナリストは、企業によって公表される全ての市場参加者が利用可能な公的情報と、他人が知りえない私的情報の2つの情報を統合して意思決定を行っていることが仮定されている。この2つの情報のうち、公的情報は、財務報告によって提供される会計情報と非会計情報の2つの要素から構成され、また、会計情報は、企業の利益に関する利益情報と利益以外の情報の2つの要素から構成されると定義できる。

ここで、利益情報は、将来キャッシュフローが平均 y_1 、精度 $1/\sigma_1^2$ の正規分布をとるというシグナルをもたらし、利益以外の情報は、将来キャッシュフローが平均 y_2 、精度 $1/\sigma_2^2$ の正規分布をとるというシグナルをもたらすと仮定する。2つのシグナルの分布が独立である場合、これらの情報を統合した会計情報全体がもたらす将来キャッシュフローのシグナルにおける平均と精度は、以下のように示される。

$$\text{平均} : \frac{\frac{y_1}{\sigma_1^2} + \frac{y_2}{\sigma_2^2}}{\frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_2^2}}, \quad \text{精度} : \frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_2^2} \quad (1)$$

すなわち、会計情報の精度は、利益情報の精度と利益以外の情報の精度の単純な和として表現さ

れる。同様の条件において考えれば、公的情報の精度は、会計情報と非会計情報の精度の単純な和として表現される。ゆえに、利益情報の精度が高いほど会計情報の精度が高く、会計情報の精度が高いほど公的情報の精度も高くなるといえる。逆に、非会計情報、利益以外の情報の精度が一定であると仮定すれば、公的情報の精度が高いほど会計情報の精度は高く、会計情報の精度が高いほど利益情報の精度も高く、将来キャッシュフローに対する予測可能性の向上を通じて利益情報の質としての価値関連性が高まると考えられる³⁾。

従来の実証研究では、公的情報および会計情報の構成要素としての利益情報の精度が会計制度や代替的な会計方針の選択などの会計のプロセスによって内生的に決定されることを仮定し、利益情報の質との関係を分析してきたといえる。例えば、Dechow and Dichev (2002) は、発生主義会計のプロセスに注目し、短期発生項目における予測誤差を推定するモデルを提示した。そして、推定した予測誤差の標準偏差を発生項目の質、ひいては利益情報の質の尺度としている⁴⁾。

Dechow and Dichev (2002) は、短期発生項目における予測誤差の標準偏差を用いているという点において、発生主義会計のプロセスから利益情報の精度を推定していると考えられる。しかし、Dechow and Dichev (2002) は短期発生項目における観察可能なプロセスのみに焦点を当てているため、利益情報の精度の全てを捉えているとはいえず、一部を定量化しているに過ぎないともいえる。しかし、利益情報の全ての精度を捉えるために、Dechow and Dichev (2002) モデルの展開や観察不可能なプロセスからの精度の導出を行うことには大きな困難が伴う。従って、利益情報の精度とその質との関係に関する精緻な検証を行うためには、従来とは異なる視点から、利益情報の精度を包括する会計情報全体の精度や会計情報

の精度を包括する公的情報の精度を捉えることが必要であると考えられる。

3. 研究デザイン

3.1 仮説

前節で議論したように、利益情報の質は、利益情報が将来キャッシュフロー予測能力を有することによって得られる、株主資本価値に対する価値関連性として解釈される。また、非会計情報や利益以外の情報の精度が一定であると仮定すれば、公的情報の精度が高（低）ければ会計情報の精度も高（低）く、会計情報の精度が高（低）ければ利益情報の精度も高（低）いといえる。そして、利益情報の精度が高（低）ければ、将来キャッシュフローに対する予測可能性の向上（低下）を通じて、利益情報の質としての価値関連性が高（低）まると考えられる。すなわち、市場が半強度の効率性を有するならば、公的情報における利益情報はその精度も含めて株価に反映されるため、利益情報の質としての価値関連性は、その精度に応じて変化すると考えられる。よって、本研究では、以下の仮説を設定する。

仮説 「公的情報の精度が高い（低い）ほど、利益情報の価値関連性は高い（低い）」

利益情報の精度と利益情報の質との関係を検証した従来の研究は、利益情報の精度の一部のみを定量化していると考えられる。この点を改善するために、本研究は、アナリストが直面する公的情報の精度に焦点を当てた研究を行う。アナリストの視点に立つことで、公表情報から観察可能なプロセスだけでは捉えきれない利益情報や会計情報の精度も考慮することが可能になると考えられる。利益情報や会計情報の精度を包括する公的情

報の精度を推定することで、従来の利益情報の精度と質との関係に関する研究よりも精緻な検証を行うことを目的としている。

3.2 アナリストの利益予測と公的情報の精度の関係

従来の実証研究において、アナリストの利益予測誤差や分散の程度が会計情報の精度の代理変数としてしばしば用いられてきた (Brown et al. 1987, Imhoff and Lobo 1992など)。しかし、アナリストは、会計情報を含む公的情報だけでなく私的情報も利用して予測を行うため、アナリストの利益予測誤差や分散そのものでは、会計情報やこれを含む公的情報の精度の代理変数として不適當であると考えられる。よって、公的情報のみを推定するために、本研究では、Barron et al. (1998)で提示されたモデルを利用する。

Barron et al. (1998) は、Abarbanell et al. (1995)を拡張し、アナリストが直面する公的情報と私的情報の精度をアナリストの利益予測の平方平均誤差、アナリスト間の利益予測の分散、アナリストの人数で表現するモデルを構築している。Barron et al. (1998) では、 N 人のアナリストが企業の利益 y (平均 \bar{y} 、精度 h) を予想する状況を想定している。将来利益に関連する情報には、企業によって公表され市場関係者全てが利用可能な情報 (公的情報) と、アナリストが私的に保有し他のアナリストが知りえない情報 (私的情報) の2つがある。ここで、公的情報は、次期の利益の平均が \bar{y} で精度が h であることとして表現され、私的情報は、次期の利益に関するシグナル $z_i = y + \varepsilon_i$ として表現される。私的情報における ε_i は、正規分布をし、精度 s_i を持つ他の変数と独立なノイズである。

アナリストは、公的情報と私的情報の双方を用いて将来利益の最良な推定値の予測を行うと仮定

される。このとき、各アナリストの利益予測 μ_i は、公的情報と私的情報をそれぞれの精度で加重平均を取った値として表現でき、平均予想利益 μ は、 N 個の利益予測の平均として以下の (1) 式で表現される。

$$\begin{aligned} \mu &\equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[y|z_i] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_i \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{h\bar{y} + s_i z_i}{h + s_i} \end{aligned} \quad (2)$$

また、各アナリスト間の予測利益の分散 D および実現利益に対する事前的な予測利益の誤差 SE は、それぞれ以下の (3) 式、(4) 式で表される。

$$D \equiv \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}(\mu_i - \mu) \quad (3)$$

$$SE \equiv E[(y - \mu)^2] \quad (4)$$

Barron et al. (1998) は、これらの表現を用いてアナリストの不確実性の水準 V とアナリスト間の予測誤差の共変動 C を表すとともに、アナリスト間のコンセンサスの程度 ρ を以下の (5) 式のように表わしている⁵⁾。

$$\rho = \frac{C}{V} = \frac{SE - \frac{D}{N}}{1 - \frac{1}{N} D + SE} \quad (5)$$

そして、 ρ に関する分析を行うとともに、以下の (6)、(7) 式のように、公的情報と私的情報の精度を表現している⁶⁾。

$$h = \rho \times \frac{1}{V} = \frac{SE - \frac{D}{N}}{1 - \frac{1}{N} D + SE} \quad (6)$$

$$s = (1-\rho) \times \frac{1}{V} = \frac{D}{[(1 - \frac{1}{N}) D + SE]^2} \quad (7)$$

すなわち、公的情報の精度 h と私的情報の精度 s は、アナリストが行う予測利益の分散 D 、実現

利益に対する予測利益の誤差 SE 、およびアナリストの人数 N で表現することができる。(6)、(7)式は、アナリストが行う予測利益の分散 D や実現利益に対する予測利益の誤差 SE が小さい（大きい）ないしは予測を行うアナリストの人数 N が多い（少ない）ほど、公的情報の精度 h と私的情報の精度 s は大きな（小さな）値となり、それぞれの情報の精度が高く（低く）なることを意味している。逆に、公的情報や私的情報の精度が高（低）ければ、それだけ予測利益の分散 D や予測利益の誤差 SE が小さく（大きく）なり、正確な利益予測が実行できる（できない）ことを意味している。このように、Barron et al. (1998) のモデルとコンセンサス予測データを利用することにより、アナリストが直面する情報の精度の総計から公的情報の精度のみを定量化することが可能になる。アナリストの情報環境に焦点を当てた公的情報の精度を用いることで、利益情報の精度のうち従来の実証研究では考慮されなかった部分や、会計情報全体の精度も含めて推定することが可能になると考えられる。

3.3 分析モデル

はじめに、前項で概観したBarron et al. (1998) のモデルにおける(6)式を用いて、アナリストが直面する公的情報の精度を音川・村宮(2005)における計算手順を参考にして導出する⁷⁾。ここからは、音川・村宮(2005)に倣い、公的情報の精度を(6)式の h ではなく Pub_{it} と表現する。アナリスト予測は頻繁に改訂が行われるため、 Pub_{it} は予測前年度の決算発表翌月から予測年度の決算発表月まで、月ごとに求める。ここで、 μ_{int} は、 i 社の t 年における EPS に対するアナリスト n の予測値、 $\bar{\mu}_{it}$ は、アナリストの予測 EPS の平均、 EPS_{it} は、実績 EPS 、 D_{it} と SE_{it} は、それぞれ(3)、(4)式を用いて求めた予測 EPS の分散と

平均平方誤差を表している。また、 Pub_{it} の計算に際し、フォローしているアナリスト数が3人未満の場合と、計算した結果がマイナスの値をとるものは除去している⁸⁾。Barron et al.(1998)では、 D_{it} や SE_{it} を事前的観点から観察しているが、本研究では、事後的な実現値を用いて推定している。実現値を用いることによる測定誤差の緩和や予測改訂の影響を平均するために、本研究では、音川・村宮(2005)に従って12ヶ月分の Pub_{it} の平均値を計算し、公的情報の精度を計算している⁹⁾。また、このモデルを利用するにあたり、本研究でもBarron et al. (1998)と同様に、アナリストはバイアスのない利益予測を行うことを仮定している¹⁰⁾。

$$Pub_{it} = \frac{SE_{it} - \frac{D_{it}}{N_{it}}}{\left[\left(1 - \frac{1}{N_{it}}\right) D + SE_{it} \right]^2} \quad (8)$$

$$\text{ただし、} SE_{it} = (\bar{\mu}_{it} - EPS_{it})^2,$$

$$D_{it} = \frac{1}{N_{it}-1} \sum_{n=1}^N (\mu_{int} - \bar{\mu}_{it})^2 \quad (10)$$

次に、上記で求めた公的情報の精度 Pub_{it} を用いて、サンプルを精度の高いサブサンプル(HP)と精度の低いサブサンプル(LP)に分割する。そして、Cornell and Landsman(2003)のフレームワークに従い、海老原(2005)で用いられた以下のモデルによって仮説の検証を行う。

$$Ret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{EPS_{it}}{SP_{it-1}} + \sum_{j=1}^{J-1} d_{ind_j} Ind_j + \sum_{k=1}^{K-1} d_{year_k} Year_k + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 \frac{UEPS_{it}}{SP_{it-1}} + \beta_3 \frac{UEPS_{it}}{SP_{it-1}} * P + \sum_{j=1}^{J-1} d_{ind_j} Ind_j$$

$$+ \sum_{k=1}^{K-1} d_{year_k} Year_k + v_{it} \quad (10)$$

(9) 式は、前年度決算発表の翌月から1年間の年次株式リターン Ret_{it} を利益情報に回帰することで、公的情報の精度と利益情報の相対的な価値関連性との関係を検証するモデルである。このモデルをサブサンプルごとに推定し、両者の自由度修正済み決定係数 (HP: R_{HP}^2 , LP: R_{LP}^2) の差異の有意性検定を行う。仮説より、公的情報の精度の高いサブサンプルHPの自由度修正済み決定係数の方が高くなる ($R_{HP}^2 - R_{LP}^2 > 0$) と予想される。決定係数の差異の有意性検定は、Press and Zellner (1978)、Cramer (1987) およびNwaeze (1998) で示されたZ検定を用いる¹²⁾。

(10) 式は、公的情報の精度と利益情報が持つ情報内容との関係を検証するモデルである。 $UEPS_{it}$ は、 EPS_{it} の期待外値を表し、予測前年度の決算発表翌月から予測年度の決算発表月までのアナリスト予測と実績 EPS_{it} との差異を平均した平均期待外 EPS を用いている¹³⁾。変数 P は、オブザベーションがHP (精度の高いサブサンプル) に属せば1、LP (精度の低いサブサンプル) に属せば0を取るダミー変数である。また、累積超過リターン CAR_{it} は、前年度の決算発表月以前60ヶ月にわたる月次の株価・指数データを用い、市場モデルを利用して計算している。この式における交差項のパラメータ β_3 の有意性検定によって、公的情報の精度と情報内容との関係を検証する。交差項のパラメータが有意に正であれば、公的情報の精度が高いほど利益情報の精度も高く、利益情報に対する市場の反応が大きい、すなわち利益情報の情報内容が大きいと解釈される¹⁴⁾。なお、両式における EPS_{it} と $UEPS_{it}$ は、分散不均一性の緩和のために期首の株価 SP_{it-1} でデフレートしている。また、利益情報と株価との関係における産

業間および年度間の影響を緩和するため、産業ダミー $Ind_j^{15)}$ と年度ダミー $Year_k$ をそれぞれ追加して分析を行っている。

3.4 データ

本研究の分析対象は、1990年から2005年までの16年間における銀行・証券・保険業を除く東証第一部、第二部上場企業の個別財務諸表である¹⁶⁾。データ収集にあたり、財務データと株価データは、日経「NEEDS-Financial QUEST」を使用し、株価データに対しては、権利落ち修正と配当修正を施した。また、アナリストの利益予測情報は、Thomson Financial社の「I/B/E/S Summary History File (International Edition)」を使用した。決算発表月については、「NEEDS-Financial QUEST」および「日本経済新聞縮刷版」を利用して調査した。分析対象のうち、決算期の変更期や変則決算の期を除き、 CAR_{it} の計算が可能なサンプル1,125社、7,763企業-年を抽出した¹⁷⁾。

分析に用いた各変数の年度別の分布と記述統計量、相関表は、以下の表1から表3でそれぞれ示してある。表1からは、サンプル合計の95%以上が東証一部上場企業であることがわかる。阿部(2000)で示されているように、I/B/E/Sが提供する利益予測値は東証一部上場企業に集中していることに影響を受けていると考えられる。表2からは、 CAR_{it} と Ret_{it} がともにマイナスになっていることがわかる。これは、本研究の分析期間がいわゆるバブル崩壊以後を対象としているためであると考えられる。表3における公的情報の精度 Pub_{it} について、期待外利益 $UEPS_{it}/SP_{it-1}$ との相関は5%水準で有意だが小さく、他の変数との相関は有意ではない。すなわち、本研究における公的情報の精度は、アナリストの予測誤差に基づいて推定しているが、利益の水準や株式リターンの影響をほとんど受けていないことがわかる。

表1 サンプルの分布

年度	東証第一部		東証第二部		合計
1990	372	(4.79%)	0	(0.00%)	372
1991	401	(5.17%)	1	(0.01%)	402
1992	455	(5.86%)	17	(0.22%)	472
1993	480	(6.18%)	23	(0.30%)	503
1994	526	(6.78%)	22	(0.28%)	548
1995	764	(9.84%)	29	(0.37%)	793
1996	761	(9.80%)	21	(0.27%)	782
1997	832	(10.72%)	89	(1.15%)	921
1998	745	(9.60%)	69	(0.89%)	814
1999	584	(7.52%)	13	(0.17%)	597
2000	509	(6.56%)	22	(0.28%)	531
2001	429	(5.53%)	27	(0.35%)	456
2002	316	(4.07%)	8	(0.10%)	324
2003	165	(2.13%)	8	(0.10%)	173
2004	48	(0.62%)	1	(0.01%)	49
2005	24	(0.31%)	2	(0.03%)	26
合計	7,411	(95.47%)	352	(4.53%)	7,763

表2 変数の記述統計量 N=7,763

変数名	平均値	標準偏差	Q 1	中央値	Q 3
EPS_{it}/SP_{it-1}	0.014	0.046	0.010	0.020	0.032
$UEPS_{it}/SP_{it-1}$	-0.009	0.034	-0.008	-0.001	0.002
Pub_{it}	1.085	9.742	0.004	0.024	0.123
Ret_{it}	-0.055	0.348	-0.307	-0.128	0.118
CAR_{it}	-0.061	0.295	-0.242	-0.070	0.104

表3 変数の相関表 N=7,763

	EPS_{it}/SP_{it-1}	$UEPS_{it}/SP_{it-1}$	Pub_{it}	Ret_{it}
$UEPS_{it}/SP_{it-1}$	0.825**			
Pub_{it}	0.001	0.027*		
Ret_{it}	0.103**	0.116**	0.008	
CAR_{it}	0.053**	0.027**	0.001	0.559**

* p 値 < 0.05

** p 値 < 0.01

4. 分析結果

4.1 (9)、(10) 式の分析結果

以下の表4は、(9)式の分析結果である。 EPS_{it}/SP_{it-1} のパラメータ α_1 は、すべて1%水準で有意である。サブサンプルHPでは、1,403と全体サンプルより大きい値を示す一方、サブサンプ

ルLPでは、有意水準は若干高いものの、全体サンプルより小さい0.595となっている。すなわち、公的情報の精度が高いほど企業評価に際して利益情報に信頼を置き、評価ウェイトが大きくなる傾向にあると解釈できる。自由度修正済み決定係数は、全体サンプルが0.495であるのに対し、サブサンプルHP (R_{HP}^2)は0.595、サブサンプルLP

(R_{LP}^2)は0.395である¹⁸⁾。両者の差異($R_{HP}^2 - R_{LP}^2$)は0.201であり、有意に正の値を示している(Z値=14.475, p値<0.001)。以上より、公的情報の精度が高いほど利益情報の相対的価値関連性も高いことが確認できる。すなわち、利益情報の精度の向上を通じて公的情報の精度を高めることによって、投資家は利益情報に信頼を置いて企業評価を行うため、相対的価値関連性が高くなると解釈できる。

表5は、(10)式による利益情報の情報内容に関する検証結果である。(10)式における $UEPS_{it}/SP_{it-1}$ のパラメータは、0.422を示し1%水準で有意であるのに加え、交差項のパラメータ β_3 も2.520を示し1%水準で有意である。つまり、公的情報の精度が高い場合は、精度が低い場合よりも利益情報の期待外値に対する市場の反応が大きい、すなわち、利益情報の情報内容が大きいこ

とが確認できる。ゆえに、利益情報の精度の向上を通じて公的情報の精度を高めることによって、利益情報が持つ情報内容が向上して投資家の期待の改訂に大きく貢献できるようになると解釈できる。

以上より、本研究の仮説「公的情報の精度が高い(低い)ほど、利益情報の価値関連性は高い(低い)」は、支持された。本研究の検証結果は、先行研究と整合的であり、アナリストが直面する公的情報の精度を用いたことによって、先行研究に比べて精度の大きさによる価値関連性の差異をより明確に確認できている。また、上記の結果からは、意思決定有用性の観点からの利益情報の質、すなわち目的適合性を高めるために、経営者による会計方針の選択や設定主体による会計基準設定において、利益情報の精度の向上という点を考慮することが必要であることが示唆される。

表4 (9)式の推定結果

$$Ret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{EPS_{it}}{SP_{it-1}} + \sum_{j=1}^{J-1} d_{ind_j} Ind_j + \sum_{k=1}^{K-1} d_{year_k} Year_k + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

	N	α_0	α_1	R ²
全サンプル	7,763	-0.076 (-1.339)	0.696** (11.156)	0.495** (169.430)
HP	3,882	-0.108 (-1.149)	1.403** (7.127)	0.595** (122.370)
LP	3,881	-0.063 (-1.025)	0.595** (8.339)	0.395** (54.800)

パラメータ推定値の括弧内数値はt値、R²の括弧内数値はF値
* p値<0.05 ** p値<0.01

表5 (10)式の推定結果

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 \frac{UEPS_{it}}{SP_{it-1}} + \beta_3 \frac{UEPS_{it}}{SP_{it-1}} * P + \sum_{j=1}^{J-1} d_{ind_j} Ind_j + \sum_{k=1}^{K-1} d_{year_k} Year_k + v_{it} \quad (10)$$

N	β_0	β_1	β_2	β_3	R ²
7,763	-0.092 (-1.605)	0.011 (1.514)	0.422** (4.145)	2.520** (4.288)	0.079** (14.660)

パラメータ推定値の括弧内数値はt値、R²の括弧内数値はF値
* p値<0.05 ** p値<0.01

4.2 追加的分析

本研究は、アナリストの利益予測プロセスをサンプルに描写したBarron et al. (1998) の理論モデルに依拠し、従来の価値関連性研究のフレームワークに従ったオーソドックスな分析モデルを用いているという点で、分析結果の一定の妥当性は確保されていると考えられる。しかし、本研究の結果は、(i)Barron et al. (1998) に従った事前的观点からの予測誤差SEを用いていない影響、(ii) 公的情報の精度 Pub_{it} に基づくサブサンプルの分割を2つのみにしている影響、(iii) 私的情報の精度と公的情報の精度間における相関関係の影響を受けている可能性が指摘される。

以上を踏まえ、本研究における分析結果の頑健性をテストするために、次の追加的分析を行った。分析結果は割愛するが、追加的分析の内容と結果は次の通りである。(i) については、Barron et al. (1998) のモデルに従って、事前の推計値として前期の実績EPSを用いたナイーブ・モデルによって計算した Pub_{it} を用いて (9)、(10) 式の分析を行った。分析の結果、4.1においてEPSの実現値を用いて事後的に計算した Pub_{it} を利用した場合と結果は同様であった。(ii) については、サンプルを Pub_{it} に基づいて5分位した場合における (9) 式の分析を行った。分析の結果、公的情報の精度が上がるにつれて決定係数の有意な上昇が観察され、2分位した場合と同様の結果であった。(iii) については、(7) 式および公的情報の精度 Pub_{it} と同様の計算方法を利用して私的情報の精度 Pri_{it} を計算し、この影響を除去した場合における (9)、(10) 式の分析を行った¹⁹⁾。分析の結果は、私的情報の精度の影響を除去しない場合と同様であった。

5. 要約と今後の展望

本研究では、公的情報の精度という概念に焦点をあて、利益情報の質としての価値関連性との関係の検証を行った。はじめに、利益情報の質を意思決定有用性の観点から定義し、利益情報の精度と利益情報の質との関係を考察した。次に、先行研究を概観することで、従来用いられてきた利益情報の精度は、その一部のみを捉えるものであることを確認し、より精緻な公的情報の精度の定量化が必要であることを確認した。そして、Barron et al. (1998) のモデルからアナリストが直面する公的情報の精度を推定し、公的情報の精度と利益情報の質としての価値関連性との間のより包括的な関係の検証を行った。

分析の結果、本研究の仮説「公的情報の精度が高い（低い）ほど、利益情報の価値関連性は高い（低い）」は、支持された。また、分析結果は先行研究と整合的であり、精度の大きさによる価値関連性の差異も先行研究に比べてより明確に確認された。本研究の結果からは、意思決定有用性の観点からの利益情報の質、すなわち目的適合性を高めるために、経営者による会計方針の選択や設定主体による会計基準設定において、利益情報の精度の向上という点を考慮することの必要性が示唆される。

しかし、本研究には残された課題がある。本研究では、アナリストはバイアスのない予測を行うことを仮定しているが、アナリスト予測には楽観性などのバイアスがあることが報告されている²⁰⁾。そして、太田 (2005) では、本研究で用いたI/B/E/S予想は、経営者予想や東洋経済予想に比べて精度、価値関連性とも低く、市場での利用度も低い状況にあるとの指摘がなされている。従って、公的情報の精度を推定するにあたり、これらが大きな影響を与えている可能性がある。今

後は、以上の点をコントロールして研究を行う必要があると考えられる。また、本研究では、多くの研究で示されている公的情報の精度と市場のマイクロストラクチャーとの関係は考慮していない。今後は、公的情報の精度と市場のマイクロストラクチャーとの関係を考慮した上での検証が必要であると考えられる。

《注》

- 1) Kirschenheiter and Melumad (2002, 3) では、いかなる利益情報の質の定義も、報告利益の意思決定有用性の観点で構築されるべきことを必要な要件として挙げている。また、Schipper and Vincent (2003) は Hicks 的な利益 (Hicksian Income) を忠実に表す程度と利益情報の質を定義するとともに、利益情報の質の構成要素や尺度として、(i) 利益の時系列特性、(ii) 利益・キャッシュフロー・発生項目の関係性、(iii) 会計情報の質的特徴、(iv) 意思決定の実行を挙げている。
- 2) Watts and Zimmerman (1986, 21-36) は、資本資産評価モデルの仮定に従って、投資家が将来キャッシュフローの割引現在価値に基づいて株主資本価値の評価を行う状況で説明を行っている。この状況においては、利益情報が企業の将来キャッシュフローに関する情報を提供するならば、利益情報は企業の価値についての情報も市場に提供することができる」と述べている。
- 3) Cohen (2003, 9) は、「(公的情報の) 精度は、GAAP により許容される柔軟性と裁量性の下で、一定水準の期待将来キャッシュフローの予測可能性を達成するものと解釈される。ゆえに、公的情報の精度が高いほど報告される利益情報の質も高まり、将来のキャッシュフローはより正確に予測されうる」と述べている。
- 4) Dechow and Dichev (2002)、田澤 (2004)、Francis et al. (2005)、海老原 (2005)、野間 (2005) などが、短期発生項目における予測誤差の標準偏差に依拠した研究を行っている。これらの研究では、短期発生項目における予測誤差の標準偏差が小さいほど (i) 利益の持続性、(ii) 利益のキャッシュフロー予測能力、(iii) 利益の価値関連性が高まり、(iv) 資本コストが低下することが報告されている。
- 5) Barron et al. (1998) は、この際にアナリスト間の私的情報の程度が等しい ($s_i = s_j$) とする仮定をおいている。
- 6) モデルの詳細な展開については、Barron et al. (1998)、音川・村宮 (2005) を参照されたい。
- 7) 音川・村宮 (2005) は、公的情報、私的情報の精度と株主資本コストとの関係に関する Easley and O'Hara (2004) の理論的予測に依拠した仮説の検証に、Barron et al. (1998) における公的情報と私的情報の精度の尺度を利用している。本研究は、利益情報の精度と利益の質の尺度としての価値関連性との関係の検証に際し、利益情報の精

度の精緻化のために Barron et al. (1998) における公的情報の精度を利用しているという点で、音川・村宮 (2005) とは異なっている。本研究では、音川・村宮 (2005) で行われている Barron et al. (1998) に基づく公的情報の精度 Pub_{it} の計算手順を参考としているが、音川・村宮 (2005) で行っているような年度別のランキングは計算せず、プールしたデータに対して Pub_{it} そのままの値を用いてサンプルの分割を行っている。

- 8) 音川・村宮 (2005) と同様に、 Pub_{it} が 3 ヶ月未満しか計算できない企業もサンプルから除いている。
- 9) 音川・村宮 (2005) では、決算月にかかわらず分析時点が 9 月としているため、同一時点のアナリスト予測について予測日から決算日までの期間が企業によって異なる。音川・村宮 (2005) は、この影響を回避する手段の一つとして 12 ヶ月間の Pub_{it} の平均をとっている。一方、本研究の分析時点は決算発表月であるが、次期の EPS に対する予測が最初に行われる時点や予測改訂の回数は企業によって様々である。また、阿部 (2002) では、I/B/E/S に収録されているアナリストのコンセンサス予測における実現値との予測誤差は、決算発表に近づくほど小さくなる傾向にあることを示している。従って、本研究では、予測時点による予測誤差の企業間差異や予測の改訂回数の企業間差異が Pub_{it} に与える影響を緩和するため、音川・村宮 (2005) と同様に 12 ヶ月間の平均を取っている。
- 10) Barron et al. (2002) は、(i) 利益予測の楽観的バイアス、(ii) 経営者が持つアナリスト予測以上の利益を生もうとするインセンティブ、(iii) アナリストの Herding、(iv) 利益予測誤差の非正規性といった先行研究で指摘される利益予測におけるバイアスと、(v) 公的情報と私的情報の区別の問題、(vi) 同質的な私的情報といった Barron et al. (1998) の仮定における問題点を指摘し、その調整を試みている。
- 11) Barron et al. (2002) や音川・村宮 (2005) では、旧額面や規模の違いによる影響を緩和するために、 SE_{it} や D_{it} を $|EPS_{it}|$ でデフレートした値を用いている。しかし、本研究におけるサンプルでは、 Pub_{it} がマイナスになるオブザベーションが多く、サンプル数が大きく減少する傾向があった。よって、本研究では、サンプル数確保の観点から $|EPS_{it}|$ でデフレートしない値を用いている。ただし、 $|EPS_{it}|$ でデフレートした値を用いた場合にも、本研究の分析結果と同様の傾向を示している。
- 12) Press and Zellner (1978)、Cramer (1987)、Nwaeze (1998) 等に従い、決定係数の差異の検定の概略を示しておく。まず、本研究における仮説は以下のように定式化される。

$$H_0 : R_{LP}^2 = R_{HP}^2$$

$$H_1 : R_{LP}^2 < R_{HP}^2$$
 そして、それぞれの決定係数の期待値と分散が以下の式で近似される。

$$E(R^2) \cong R^2 + \left(\frac{k}{n}\right)(1 - R^2)(1 - 2R^2)$$

$$\sigma^2(R^2) \cong \frac{2R^2(2-R^2)(1-R^2)^2}{n} + \frac{2k(1-R^2)(1-12R^2+22R^4-8R^6)}{n^2}$$

ただし、k：説明変数の数、n：サンプル数

以上で求めた決定係数の期待値と分散から、次のZ統計量が求められる。

$$Z(R_{HP}^2 > R_{LP}^2) = \frac{E(R_{HP}^2) - E(R_{LP}^2)}{\sqrt{\sigma^2(R_{HP}^2) + \sigma^2(R_{LP}^2)}}$$

- 13) (9) 式において、(i)一株当たり税引前当期純利益、(ii)一株当たり経常利益を用いた場合、また、(10) 式において、(i) 予測前年度の決算発表直後のアナリスト予測を用いた期待外利益、(ii) 予測年度の決算発表直前のアナリスト予測を用いた期待外利益、(iii) 前期のEPSの実績値に基づく期待外利益、(iv) 前期の一株当たり税引前当期純利益の実績値に基づく期待外利益、(v) 前期の一株当たり経常利益の実績値に基づく期待外利益を用いた場合も、本研究の分析結果と同様の傾向を示している。
- 14) Verrecchia (1980) や Holthausen and Verrecchia (1988) などのように、企業の将来キャッシュフローに対する不確実性が高いほど利益反応係数は大きくなるとの主張もある。しかし、本研究では、Imhoff and Lobo (1992) の主張と結果に従い、利益情報に含まれるノイズに起因する利益情報の不確実性が高ければ、利益情報が持つ情報内容が損なわれ、利益反応係数は小さくなることを仮定している。
- 15) 産業ダミー Ind_j は、日経業種中分類に基づいて作成している。
- 16) L/B/E/Sの予測データの収録は1987年からだが、音川・村宮 (2005) と同様に、太田 (2004) の指摘に従って1990年以降のデータを用いることにした。ただし、1990年以前のデータを含めた場合も、本研究の分析結果と同様の傾向を示している。
- 17) サンプルの抽出に際して、外れ値の影響をコントロールするために、各変数の上位0.5%と下位0.5%の合計1%をカットオフしている。
- 18) 自由度修正済み決定係数は、海老原 (2005) と同様に、ダミー変数を用いて産業間と年度間の影響をコントロールしたことにより全体的に高くなる傾向にある。
- 19) 私的情報の精度 Pri_{it} は、公的情報の精度 Pub_{it} と同様の計算方法を利用して、以下の式を用いて求めている。なお、私的情報の精度 Pri_{it} の平均は0.292であり、公的情報の精度 Pub_{it} との Pearson の積率相関係数は13.0%、Spearman の順位相関係数は79.3%である。 Pub_{it} のランキングと Pri_{it} のランキングの相関の高さがサンプルの分割に与える影響を除去するために、はじめにサンプルを Pri_{it} で100分位し、次にそれぞれのサブサンプルを Pub_{it} で2分位することで、私的情報の精度の影響を除去している。

$$Pri_{it} = \frac{D_{it}}{\left[\left(1 - \frac{1}{N_{it}}\right) D + SE_{it} \right]^2}$$

- 20) アナリスト予測におけるバイアスについては、Abarbanell and Lehavy (2003)、Gu and Wu (2003)、Cohen and Lys (2003)、松村 (2001) などを参照されたい。

《参考文献》

- Abarbanell, J., and Lanen, W. N., and R. E. Verrecchia, 1995. Analysts' Forecasts as Proxy for Investor Beliefs in Empirical Research. *Journal of Accounting and Economics* 20, 31-60.
- Abarbanell, J., and Lehavy, R., 2003. Biased Forecast or Biased Earnings? The Role of Reported Earnings in Explaining Apparent bias and Over/Underreaction in Analysts' Earnings Forecast. *Journal of Accounting and Economics* 36, 105-146.
- 阿部圭司, 2000. 「アナリストによる企業業績予測に関する調査」『産業研究』(高崎経済大学) 第35巻第2号, 54-66.
- 阿部圭司, 2002. 「コンセンサス収益予測とアナリストの予測改訂行動について」『産業研究』(高崎経済大学) 第38巻第1号, 74-90.
- Ayers, F. L., 1994. Perceptions of Earnings Quality: What Managers Need To Know. *Management Accounting* 75 (9), 27-29.
- Barron, O. E., Byard, D., Kim, O., 2002. Changes in Analysts' Information around Earnings Announcements. *The Accounting Review* 77 (4), 821-846.
- Barron, O. E., Kim, O., Lim, S. C., Stevens, D. E., 1998. Using Analysts' Forecasts to Measure Properties of Analysts' Information Environment. *The Accounting Review* 73 (4), 421-433.
- Brown, L. D., Richardson, G. D., Schwager S. J., 1987. An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings. *Journal of Accounting Research* 25 (1), 49-67.
- Cohen, D. A., 2003. Quality of Financial Reporting Choice: Determinants and Economic Consequences. Working Paper, NorthWestern University.
- Cohen, D. A., Lys, T. Z., 2003. A Note on Analysts' Earnings Forecast Errors Distribution. *Journal of Accounting and Economics* 36, 147-164.
- Cornell, B. Landsman, W. R., 2003. Accounting Valuation: Is Earnings Quality an Issue?. *Financial Analysts Journal* 59 (6), 20-28.
- Cramer, J. S., 1987. Mean and Variance of R^2 in Small and Moderate Samples. *Journal of Econometrics* 35 (2/3), 253-266.
- Dechow, P. M., Dichev, I. D., 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 Supplement, 35-59.
- Easley, D. O' Hara, M., 2004. Information and the Cost of

- Capital. *The Journal of Finance* 59(4), 1553-1583.
- 海老原崇, 2005. 「発生項目の予測誤差が利益の質に与える影響」『会計プロGRESS』第6号, 59-73.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K., 2005. The Market Pricing of Earnings Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39(2), 295-327.
- Gu, Z., Wu, J. S., 2003. Earnings skewness and analyst forecast bias. *Journal of Accounting and Economics* 35, 5-29.
- Imhoff, E. A., Lobo, G. J., 1992. The Effect of Ex Ante Earnings Uncertainty on Earnings Response Coefficients. *The Accounting Review* 67(2), 427-439.
- Holthausen, R., Verrecchia, R. E., 1988. The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-Asset Market. *Journal of Accounting Research*, 26(1), 82-106.
- Kim, O., Verrecchia R. E., 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17, 41-67.
- Kirschenheiter, M. Melumad, N., 2002. Earnings Quality and Smoothing. Working Paper, Graduate School of Business, Columbia University.
- 松村尚彦, 2001. 「アナリスト予想の保守的バイアス—業績予想の非効率性と投資戦略への応用—」『証券アナリストジャーナル』第39巻第9号, 28-45.
- McNichols, M., Trueman, B., 1994. Public disclosure, private information collection, and short-term trading. *Journal of Accounting and Economics* 17, 69-94.
- 野間幹晴, 2005. 「会計発生高の質に対する資本市場の評価」『会計』第168巻第1号, 15-28.
- Nwaeze, E. T., 1998. Regulation and the Valuation Relevance of Book Value and Earnings Evidence from the United States. *Contemporary Accounting Research* 15(4), 549-573.
- 太田浩司, 2004. 「経営者の利益予想情報の有用性」, 須田一幸編『ディスクロージャーの戦略と効果』, 森山書店, 169-208.
- 太田浩司, 2005. 「予想利益の精度と価値関連性—I/B/E/S, 四季報, 経営者予想の比較—」『現代ファイナンス』第18号, 141-159.
- 音川和久・村宮克彦, 2005. 「企業情報の開示、アナリストの情報精度と株主資本コスト」. Discussion Paper 2005・34, 神戸大学.
- Press, S. J., Zellner, A., 1978. Posterior Distribution for The Multiple Correlation Coefficient with Fixed Regressor. *Journal of Econometrics* 8(3), 307-321.
- Schipper, K., Vincent, L., 2003. Earnings Quality. *Accounting Horizon* 17 Supplement, 97-110.
- 田澤宗裕, 2004. 「発生項目の質とキャッシュ・フロー予測の分析」『現代ディスクロージャー研究』第5号, 11-22.
- 薄井彰, 2004. 「会計情報の質と市場のマイクロストラクチャー」. Graduate School of Finance, Accounting and Law Waseda University Working Papers, 早稲田大学.
- Verrecchia, R. E., 1980. The Rapidity of Price Adjustments to Information. *Journal of Accounting and Economics* 2(1), 63-92.
- Watts, R. L., Zimmerman, J. L., 1986. *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ. (須田一幸訳, 1991. 『実証理論としての会計学』白桃書房).