

証券アナリストの予想EPSと企業の情報開示

末 木 将 史

要 旨

この研究は、セルサイド・アナリストによる予想1株あたり利益（予想EPS）に含まれる誤差と企業の決算数値との対応関係について分析したものである。

誤差の発生理由に関する研究では、アナリスト側の行動にその原因を求めるものが主流である。しかしながら、予想EPSの誤差の究明には企業側の行動も検討する必要があるだろう。アナリストが予想EPSを作成するには企業経営者からの情報取得が不可欠とされる。もし予想作成に投入する情報の質や量に問題があれば、それが原因として誤差を発生させることになるからである。

この研究の分析デザインは、月次ベースでのコンセンサス予想EPSに含まれる誤差と95～98年までの252社による決算数値との対応を調べるものである。経営者側による情報開示は特別損益で代理できるとの前提を置いた上で、もし、情報開示が適切であれば、それら代理変数と誤差の間には有意な係数は算出されないとの仮説を設定する。その際、アナリスト側による誤差発生も考えられるため、経常損益と誤差との対応関係でコントロールする。

分析の結果、特別損益項目と誤差の間には有意な関係が検出され、経営者側による誤差発生の可能性が示唆された。ただし、モデルの説明力が十分に高くないことから、アナリスト側には誤差発生の原因がないことを意味するものではない。

目 次

- | | |
|---------------------|-----------|
| I. はじめに | 2. 統計仮説 |
| II. 先行研究 | 3. 係数の解釈 |
| 1. 利益誘因からのアプローチ | V. 実証結果 |
| 2. アナリストの立場からのアプローチ | 1. 記述統計 |
| 3. 行動ファイナンス的アプローチ | 2. 推計結果 |
| III. 基本仮説 | VI. 結果の解釈 |
| IV. データと統計モデル | VII. おわりに |
| 1. データ | |

I. はじめに

証券会社などセルサイドに属する証券アナリスト（以下、アナリスト）にとって、企業の予想一株当たり利益（以下、予想EPS）を作成することは、情報生産業務の中で本質的なものの一つとされる。しかし、複数のアナリストによる平均の予想EPS（以下、コンセンサス予想）と財務諸表に記載されるEPS（以下、実現EPS）との差である誤差は正に偏っており、このことは投資家側から見たコンセンサス予想に対する信頼性を低めると推測される。この誤差の発生原因や平均誤差が正に偏ること（以下、楽観的バイアス）の原因をアナリスト側の能力や所属する証券会社の事業構造に求める研究は米国において非常に盛んである。ところが、経営者側に原因を追求した研究は少ない。

経営者が誤差の発生原因になりうるのは、アナリストが予想EPSを作成する際に投入するであろう企業固有の情報の提供者であることによる。固有情報の提供が不十分であったり品質が低いなど不適切であれば、必然的に誤差が生じらるだろう¹⁾。さらに、経営者側の誘因として、企業業績に正の影響を及ぼす可能性がある情報（以下、ポジティブ情報）は積極的に開示する一方、負の影響を及ぼす情報（以下、ネガティブ情報）の開示は差し控える傾向があるとされるので、この点も考慮に入れて検証される必要があるだろう。

アナリストの能力としては固有情報が制約されていても高い価値を有する情報をアウトプットすることが求められる。つまり、経営者の情報開示が過少または過大であったとしても、適切な情報に変換することがアナリストの職務で

ある。一方で、経営者が適切に情報開示を行っていたとしてもアナリスト側の分析が不適切であれば結果として誤差が発生しうる。この意味で、誤差の発生は経営者とアナリスト双方に起因するが、固有情報の質と量が重要であることには変わりはない。

日本においてはアナリストの予想EPSに関する研究自体が少なく、誤差や楽観的バイアスの発生原因を探る研究は始まっていないように窺われる。そこで、この研究は予想EPSの誤差の発生原因を経営者側の情報開示に求める分析を行う。

この分析で仮定される因果関係は、経営者の不適切な情報開示がアナリストの情報生産に影響し、結果的に誤差を含んだ予想EPSを導くというものである。ただし、アナリストも誤差を発生させている可能性があるため、これを妥当と考えられる財務変数を用いてコントロールする。その上で検証仮説を作成し、決算数値とアナリストのコンセンサス予想EPSを用いて実証分析する。

実証分析の結果、情報開示を代理する変数と誤差との間で有意に正の対応関係が検出された。一方、アナリストの基本的な分析能力を代理するコントロール変数と誤差との間には有意な関係は見られなかった。つまり、この分析枠組みの限りでは誤差はアナリストの能力によるのではなく、経営者の情報開示が不適切であることにより発生しているとの可能性が示唆された。ただし、モデルの説明力が低いことから誤差の発生には他の要因が関係していると推測される。この意味で分析結果はアナリスト側に誤差の発生原因がないことを示しているわけではない。

この論文の構成は以下の通りである。次の第

2節で楽観的誤差の原因について分析した仮説とその方法、結果をサーベイする。第3節では検証可能な基本仮説を提案する。第4節では用いているデータ系列の説明と実証分析のための統計仮説を作成し、第5節においてその結果を提示する。第6節で結果の解釈を行い、最終節でこの分析における問題点を整理する。

II. 先行研究

アナリストの予想情報に関する研究のうち誤差の発生原因に関する仮説を取り扱ったものをサーベイする（表1参照）²⁾。それらの根拠を大別すると、①所属証券会社内部あるいは発行体企業との利害関係に基づくとするもの、②アナリストは経営者から情報を取得する立場にあるため、悲観的な予想を発表しづらいというもの、③アナリストの心理的・行動論的な要因にあるとするものの3つが現在までのところ考えられる。

1. 利益誘因からのアプローチ

これらの説の根拠は、所属証券会社あるいは発行体企業の利益追求圧力がアナリストの予想情報を歪める可能性があることにある。楽観的バイアスがもたらす利益は、発行済証券の場合は証券会社の売買手数料収入に、新規発行証券の場合は証券会社の引受手数料収入と発行体の資金調達に寄与すると言われる。

（1）売買手数料誘因

ブローカーは売買活発化を目的として、所属するアナリストに対して担当銘柄が投資家に魅力的に映るよう、楽観的な予想投資収益率を発表するように働きかける誘因があるとされる。

ブローカーは投資家からの売り注文を執行することによっても手数料を得ることができるが、注文量の上限は既に投資家が保有している株式数である。一方、買い注文の場合は既存および潜在株主の両方を相手にすることができる。ゆえに、買い注文を増加させるために楽観的な予想を行うというのが仮説である。

Irvine (2001) は証券会社における担当アナリスト数の増加と所属証券会社の売買シェアの関係について分析した。その結果、両者の間には正の相関が確認された³⁾。しかしこの限りでは、所属証券会社はアナリストに対して収益に貢献させている可能性が指摘されるだけに留まる。厳密には予想の楽観具合と取引高を検討しなければならないからである。手数料収入に占めるアナリストの貢献分との関係を分析する必要もあるが、データの入手可能性の面から限界があるだろう。

そこで、上記仮説の対偶を取って、悲観的な予想をしたアナリストに不利益が発生することを検証する方法もある。所属証券会社の意向によりアナリストが楽観的予想を行っているのであれば、アナリストが楽観的予想を発表したとしても所属証券会社から処罰などの不利益を与えられることはないはずである。Mikhail, Walter and Wills (1999) は誤差と当該アナリストが被る不利益との関係について実証分析を行った。具体的な不利益としては、非自発的転職を取り上げている。その結果、誤差が大きいアナリストは非自発的転職を余儀なくされる可能性が高いとの関係を見出した。ただし、悲観度合いではなく、絶対誤差と不利益の関係であるため、この結果から楽観的な予想が手数料収入に寄与するという仮説を支持することはできない⁴⁾。

間接的な検証方法として、セルサイド・アナ

表1 先行研究

著者 (注1)	期間 (注2)	アナリストデータ源 コンセンサス(C) / 個別(I) EPS/ レーティング(R)	分析内容 または 検証仮説 (注3)	結果・結論
Bulter and Saraoglu (1999)	84-91,Q	IBES,C・EPS	赤字企業に対する誤差はより楽観的であると考えられる。	採択。
Chopra(1998)	85-97,M	IBES,C・EPS	年度初めから現実EPSが公表される年度末にかけて、コンセンサス予想の誤差は時間の経過に伴い減少する。	採択。
Carleton,Chen and Steiner (1998)	94.12までの 1257レーティ ング, N	Zacks, Value Line,R	楽観的誤差は、中小証券会社、大規模証券会社、情報提供に特化した企業のアナリストの順で小さくなると考えられる。大規模証券会社は調査の質・量が高く、情報提供特化企業は不正確な予想は業務上の不利益に結びつくと考えられることが仮説の根拠。	採択。
Dugar and Nathan (1995)	83-88, A	Corporate and Industry Research Reports, In- vestext, I・EPS	楽観的誤差が発生する原因が、引受部門からの圧力によるものだとしたら、引受関係にある証券会社の方がそうでない証券会社のものよりも誤差が大きくなると予想される。	採択。ただし、期間中に引受証券会社を通じて新規発行した企業のサンプルが少なかったため、厳密な検証は出来ていない。
McNichols and O'Brien (1998)	87-94, N	Research Hold- ings, I・EPS,R	楽観的誤差の発生原因が、アナリストが悪く業績が予想される企業を意図的に手控えることによるものだとすれば、サンプルに含まれる業績悪化企業数は少なくなる。	採択。
Hunton and McEwen (1997)	— A	IRIS, I・EPS(注4)	(管理実験)セルサイド・アナリストを対象に、架空データを元に予想作成の過程と結果を分析。経験が長いアナリストや、カバー社数が少ないアナリスト、投資銀行業務との関連がないと仮定したアナリストの誤差は低かった。	
Irvine(2001)	93-94, A	Nelson's Direct- ory of Investment Research, Tronto Stock Exchange	(アナリスト予想に関する研究ではなく、アナリストの銘柄カバーレッジと所属ブローカーの売買高シェアとの関係に関する研究。)証券ブローカーは投資家からの手数料収入を増加させるために、アナリストが調査を行っている銘柄の売買高シェアを拡大すると期待される。	採択。シェアをカバーレッジなどの説明変数で回帰した結果、カバーレッジにより取引高シェアが有意に増加することが確認された。
Lin and McNichols (1998)	89-94, N	IBES,C・EPS,R	主幹事と副幹事証券会社に属するアナリストの予想EPSは非幹事証券のものよりも好意的であると期待される。また、レーティングを用いて投資を行った場合、超過収益率は非幹事のものよりも悪いと期待される。	予想EPSの違いについては棄却。レーティングの超過収益率に関しては採択。
Mikhail,Walter and Wills (1999)	80-90, Q	Zacks,I・EPS,R	予想EPSの正確性がアナリストにとって重要なものであるならば、正確性が低い場合、何らかの不利益(この場合、非自発的転職)につながると予想される。	採択。ただし、レーティングを基にした投資収益率の優劣との間には関係がなかった。
Olsen (1996)	85-87, Q	IBES,C・EPS	行動ファイナンスのアプローチ。もし、アナリスト間でherdingが発生するとすれば、予想が困難である企業の誤差は楽観的かつバラツキが小さいものになると期待される。	採択。

注1：理論研究は除く。

注2：Aは年次、Qは四半期、Mは月次、Nはブリーディングでの実証分析を表す。

注3：複数の分析内容のうち主要なものに限った。

注4：アナリストが予想EPSを作成する際に利用するマクロ経済・財務データを把握する実験システム。

リストの誤差と、手数料収入とは無縁な立場にあるアナリストの誤差とを比較する方法もある。諸条件をコントロールした下で、①セルサイドには有意な正の誤差がある、②非セルサイドの誤差は有意に0とは異ならない、という条件を同時に満たせば良い。Carleton, Chen and Steiner (1998) は中小ブローカー、大手ブローカー、情報提供会社に属する3カテゴリーのアナリストが作成した予想EPSについて比較検討した。その結果、セルサイド・アナリストのものよりも小幅であるが、非セルサイドにも楽観的バイアスが検出された。

(2) 引受手数料誘因

この仮説はアナリストの所属する証券会社が既に調査対象とする企業の引受幹事である場合、あるいは新規に引受獲得を目指している場合に引受部門から受注を達成するために楽観的な予想情報を発表するように圧力がかけられるというものである。その一方で、幹事証券会社のアナリストは発行体企業から詳細な情報を取得できるために非幹事証券会社のアナリストよりも正確性が高まるという仮説もある。何れの仮説が正しいかは予想EPSを直接比較することにより検証できるだろう。Dauger and Nathan (1995) がこのことを検証した結果、引受業務を行う証券会社に属するアナリストの方が楽観的バイアスの程度は有意に大きかった。Lin and McNichols (1998) も主幹事・副幹事証券会社とその他の証券会社の予想情報を比較して同様のことを確認した。

しかし、この分析枠組みでは因果関係を証明することはできないという反論もある。幹事証券会社が引受を行ったのは当該企業の業績予想が優れているとの審査の結果によるものであり、

単にその審査結果がアナリスト予想となって外部に公表されただけかもしれないからである。しかし、Hunton and McEwen (1997) の実験は上記の反論に疑念を投げ掛けるものである。彼らはセルサイド・アナリストを被験者にして引受関係の有無を想定した2群に分割し、それぞれに架空の財務・マクロ経済データを提示することにより予想情報を作成させ、その正確性の違いを比較した。その結果、引受幹事を想定したアナリスト群の方が楽観的バイアスが大きかった。引受関係が想定されると、結果としてアナリストが自発的に楽観的なバイアスを発生させる可能性を示唆している。

2. アナリストの立場からのアプローチ

(1) 情報取得目的説

株価最大化行動の下では経営者は株価上昇を歓迎すると考えられる。この前提の下で、明示的・陰伏的を問わず、アナリストは経営者の意向に沿うために楽観的な予想を行うというものである。アナリストにとって経営者からの固有情報は重要であろうが、その価値は公的情報などの代替的な情報が少ないほど高まると考えられる。従って、公的情報が豊富な企業ほど楽観的バイアスは少なく、逆の場合に大きくなるとの仮説を立てることができる。Das, Levine and Sivaramakrishnan (1998) は非セルサイド・アナリストによる予想情報を用いてこのことを検証した。セルサイドの予想情報を用いると前述の手数料誘因とこの情報取得目的の何れが原因であるか区別できないためである。開示情報の難易を企業規模などで代理し、これをコントロールした後で楽観的バイアスとの対応を分析した。その結果、情報取得が困難な企業であるほど楽観的バイアスが大きいことが確認された。

しかし、情報取得が困難である企業の経営者の全てが楽観的な予想を歓迎するわけではないだろう。楽観的な予想を歓迎するならば、相応の根拠を取り入れた前提または補助仮説が必要である。そこで、Francis and Philbrick (1993) は当該アナリストが株価レーティング (Stock Ranking) を Sell または Hold とした企業について一層、楽観的のバイアスが強まるとの補助仮説を組み込んで分析をしたところ、支持される結果を得た。つまり、アナリストは株価に対するネガティブな情報を発表した場合、経営者との関係を良好に保つために、その補償として楽観的のバイアスを含んだ予想を行う傾向があることを意味する。

(2) 公表中止説

個々の企業に関する予想情報に楽観的のバイアスが含まれていなかったとしても、業績が不振であると予想される企業に関する予想情報を作為的に差し控えることにより、結果的にコンセンサス予想は楽観的になる可能性がある。期首時点の誤差が仮に正負に等しく分布していても、悲観的な予想がサンプルから時間の経過に伴い排除されるならば、平均および中央値は正の方向に偏り、楽観的のバイアスとなるからである。これを実証するためには、ホライズンが短くなるにつれて悲観的の予想がサンプルから減少していく様子を確認すればよい。McNichols and O'Brien (1998) が期首から実現EPSが発表される間際までの期間の分布を時系列で比較したところ、悲観的の予想がサンプルから次第に除外され、楽観的のバイアスが大きくなることがわかった。このことはButler and Saraoglu (1999) が見出した、楽観的のバイアスは赤字企業でより一層大きくなるとの結果にも整合する。最後まで

サンプルに残っていた赤字企業の予想情報は楽観的のバイアスが含まれているからである。しかし、なぜ予想業績が芳しくない企業の予想情報を手控えるのか、その動機については明らかではない。また、Chopra (1998) によれば誤差は年度始めから実現EPS発表直前月まで単調に減少していくとしており、McNichols and O'Brien (1998) の結果とは整合しない⁵⁾。

3. 行動ファイナンス的アプローチ

誤差の発生原因を人間としてアナリストが持つ心理的要因に求める行動ファイナンス的なアプローチもある。これは個別アナリストの能力や不安心理、外部からの評価などの要因が影響するというものである。個々のアナリストは収集した公的・私的情報に基づき予想情報を作成するが、作成途上もしくは発表段階で歪みが生じるという説である。

アナリストの予想情報は斉一的に発表されるわけではない。このため、時間的に先の発表が後の発表に影響を及ぼすこともあり得る。Trueman (1994) は理論分析により、アナリストが自分の予想能力の高低を認識しており、かつ顧客からの能力に関する評価を気にする場合において合理的に行動する結果、herding (群集行動) によりバイアスが形成されることを示した。能力が低いと自認するアナリストが、先に発表された他のアナリストの予想情報を真似するからである。Graham (1999) はこのことを実証分析している。それによると、後に発表するアナリストが著名な存在であってもherdingが発生している。これは自らの名声を保とうとする行動が根底にあるのかもしれない。

また、Trueman (1994) は業績変動が大きい企業に対して不安心理に基づきherdingが顕著

になることも見出している。これは予想が困難であるほど予想の分散が小さくなることを意味するので直感的な理解と反するが、Olsen (1996) が検証している。予想の困難さを Value Line の Earnings Predictability Index で代理し、予想が困難になるほど予想分散は縮小し、楽観的バイアスが強まる傾向を確認した。

このように、楽観的バイアスの原因を探る研究には複数のアプローチが存在しているが、統一的な見解には至っていないと窺われる。また、経営者側に原因を求める研究は多くないと推測される。さらに予想EPSを需要する側である投資家の行動がアナリストの作成・発表に影響している可能性もあるだろう。しかし、この点については今後の研究が期待されるに留まる。

Ⅲ．基本仮説

I でも述べたように、分析対象はコンセンサス予想の誤差と経営者側の情報開示との対応関係である⁶⁾。これを誤差と財務変数との対応関係を通して解明を試みるのが分析目的である。そのためには、以下の前提や仮定を設定することが必要である。①開示されるべき情報が財務変数に対応していること。ネガティブ情報であれば一律に損益計算書の営業外費用・特別損失項目に、ポジティブ情報であれば営業外収益・特別利益項目に対応していると考え⁷⁾。ただし、今回の分析では、期中の個別に発表された、あるいは発表されるべき情報を個別に取り上げることとはしない。発表された情報は全て予想EPSに含まれているとみなし、発表されない情報はデータとして捕捉することが不可能だからである。②当該情報の元となる事象は期中の等

しい長さの小期間において等確率で発生すること⁸⁾。③経営者はネガティブ情報（ポジティブ情報）の開示に消極的（積極的）であること。一方、アナリストに関する仮定としては、④企業固有の情報を入手する先は経営者だけであり、銀行や会計士、他のアナリストとは情報が遮断されていること、などである。これらより、誤差と当該情報を代理する財務変数との対応関係について次のような検証可能な仮説を構築することができるだろう。

まず、アナリストが誤差を発生させているか否かを確認する。そもそもアナリストが予想EPSを作成しているので、もし誤差を発生させているならば経営者が十分な固有情報を提供したとしても正確性への寄与が低減するからである。そこで、アナリストによる誤差の有無を経常損益に対する予想により判断する⁹⁾。経常損益は会計操作からは自由ではないものの、アナリストなど外部からの分析が極度に困難とは考えられない。また、当該企業の通常の業務による損益を代理する区分であるため、アナリストの基本的な分析能力を評価するのに適していると考えられることによる。従って、もしアナリストが適切に経常損益を予想しているならば誤差とこの財務変数の間には有意な対応関係は見出されないと期待される。

次に、情報開示と誤差の発生についてネガティブ情報の場合、情報開示が適切に行われていれば誤差と特別損失との間に有意な対応関係は見出されないと期待される。しかし、開示が適切に行われないならば予想EPSは当該情報の分だけ最終利益が過大になり、結果として楽観的バイアスを含んだ誤差が発生することになる。この場合、有意な正の対応関係が得られると期待される。同様にポジティブ情報の開示も適切

に行われるのであれば有意な関係は観察されないと期待される。一方、経営者が楽観的な予想や会計処理などに基づいて過大に開示したならば、その分だけ最終利益が過大に予想されることに伴う誤差が発生し、特別利益との間に有意な正の関係が見られると期待される。以上を基本仮説としてまとめると次の通りである。

H₀₁: アナリストが適切に情報分析を行っているならば、経常損益と誤差との間には正、負いずれの有意な対応関係も存在しない。

H₀₂: 経営者が適切にネガティブ情報（ポジティブ情報）の開示を行っているならば、それら情報を代理する財務変数と誤差との間には有意な正の対応関係は存在しない。

IV. データと統計モデル

1. データ

この分析に必要なデータ・カテゴリーは、アナリストのコンセンサス予想EPSと財務数値及び株価である¹⁰⁾。財務数値は有価証券報告書から取得する。アナリストデータはI/B/E/S(トムソン コーポレーション) から取得する。対象時点は1994～1997年度であり、対象企業は東証1部上場、製造業、単体決算、3月末決算の252社である¹¹⁾。係数は本決算と各月のコンセンサス予想の誤差を対応させた月次ベースの12組を算出する¹²⁾。なお、対象企業は3月末決算であるが、正式な決算発表とそれによる実現EPSが観察可能になるのは株主総会後であるため、この分析で用いる年度は6月から翌年5月の間になる。

2. 統計仮説

前節の基本仮説を検証するための統計モデルを作成する。従属変数はコンセンサス予想の誤差、独立変数は財務数値である。誤差はコンセンサス予想から実現EPSを引いたものを前年度末の月平均株価で基準化する¹³⁾。独立変数は全て売上高で基準化する¹⁴⁾。営業損失、営業外費用、特別損失には-1を掛けてから用いる。説明変数のセットにより5変数モデルと3変数モデルの2つを設定する。なお、モデルは線形パネルである。

$$\text{Error}_{i,t,T} = \frac{EEPS_{i,t,T} - AEPS_{i,T}}{P_{i,t-12}} = f(BP_{i,t,T}, EBP_{i,t,T}, EBC_{i,t,T}, EOP_{i,t,T}, EOL_{i,t,T} | I_{i,t,T}) + e_{i,t,T} \quad (1)$$

$$= f(CP_{i,t,T}, EOP_{i,t,T}, EOL_{i,t,T} | I_{i,t,T}) + e_{i,t,T} \quad (2)$$

ここで、 $EEPS_{i,t,T}$: 企業iのT期決算に対する
tホライズン時点でのコン
センサス予想

$AEPS_{i,T}$: (tホライズン先の) 翌T
期の決算・株主総会で明
らかになる実現EPS

$BP_{i,t,T}$: 売上高営業利益(損失)率

$EBP_{i,t,T}$: 〃 営業外収益比率

$EBC_{i,t,T}$: 〃 営業外費用比率

$CP_{i,t,T}$: 〃 経常利益(損失)率

$EOP_{i,t,T}$: 〃 特別利益比率

$EOL_{i,t,T}$: 〃 特別損失比率

$I_{i,t,T}$: 公的情報と経営者からの
私的情報の和集合,

$P_{i,t-12}$: 前年度末の株価

①売上高営業損益率 (BP, 以下, 営業損益)

は当該企業の本業による損益に関する変数であることから、アナリスト側による誤差の発生を問うものである。経営者による作為的な会計方針の変更により左右されるものの、その影響は以下に示す特別損益区分のものよりは軽微であり、偶発的な外的事由による変動も少ないと考えられることがその理由である。ゆえに、もしアナリストの分析能力が適切であれば有意に0から乖離していないと期待される。反対に、有意に正の場合は分析能力が不足しているか、意図的に楽観的バイアスを発生させていると推測できる。有意に負の場合はアナリストが当該企業の本業について悲観的な予想を形成していると解釈することが可能である。なお、営業外収益と営業外損失を除いた3変数モデルでは、営業損益の代わりとして売上高経常損益比率（CP、以下、経常損益）を用いる。

②③売上高営業外利益・費用比率（EBR、EBC、以下、営業外利益・営業外費用）もアナリストの分析能力を問うものである。ただし、恣意的な会計処理のために本来ならば特別損益区分に含められるべきケースも存在するであろうから、アナリストにとっては不確実性が高まる。この変数も、アナリストの分析能力が十分であり、かつ会計処理・方針に関する情報開示が適切であれば有意に0と異ならないと期待される。

④売上高特別利益比率（EOP、以下、特別利益）は経営者のポジティブ情報に関する開示を代理する変数である。適切に開示されている場合は有意に0から乖離せず、過大に開示されている場合は有意に正の係数が観察されると期待される。

⑤売上高特別損失比率（EOL、以下、特別損

失）は経営者のネガティブ情報の開示を代理するものである。適切に開示されているならば、特別利益と同様、有意に0と異ならないと期待される。しかし、開示が過少であったり、時間的に遅れたりする場合は有意に正の係数が観察されると期待される。

3. 係数の解釈

分析の結果で得られる係数の類型について述べる。係数は有意に+、0、有意に-、の何れかに該当するが、5つの財務変数の原理的に可能な組み合わせは毎月 $3^5=243$ 通りである。しかし、単純化のためにアナリスト能力を代理する変数群（営業損益、営業外収益、営業外費用、または経常損益）と情報開示に関する変数群（特別利益、特別損失）の2つに集約する。有意に負の場合は悲観的に判断していることを意味するが、これも省略して $2^2=4$ 通りについて解釈を示す。

①アナリスト能力(0)かつ情報開示(0)の場合は、アナリストの分析も経営者の開示も適切であると示唆される。もし、この場合においても誤差が発生しているのであれば、その発生原因はこの分析の枠外にある。②アナリスト能力(+)かつ情報開示(0)は、経営者が開示を適切に行っているにもかかわらず、アナリストが本業に関して楽観的に予想し、誤差を拡大させていると考えられる。逆に③アナリスト能力(0)かつ情報開示(+)は、アナリストが適切に本業に関して予想したにもかかわらず、経営者の開示が不適切であるために誤差が発生した可能性を示唆する。この場合は情報開示制度を改善するなどの政策提案につながるだろう。最後の④アナリスト能力(+)かつ情報開示(+)の場合は、両者ともに不適切であり、予想EPSの情報とし

での価値および情報開示制度に関して疑問を投げ掛けることになるだろう。

V. 実証結果

1. 記述統計

1994年度から1997年度までの4年間で通算した財務変数の記述統計は表2の通りである。売上高や販管費などは規模の違いがありながらも、歪度や尖度は大きな値を示していない。一方、特別利益と特別損失は最小が非計上であるのに対して、最大がそれぞれ300億円と1000億円を越えることから、歪度も尖度も大きくなっているのが特徴的である。

推計に用いる財務変数の相関を示したものが表3である。売上高、営業利益、経常利益などは当然のことながら相関が高い。他に営業外収益と営業外費用の0.53が目立つ程度である。特別利益には殆どの変数と相関は見られないが、特別損失は当期純利益と高い負の相関(-0.817)を有している。個別サンプル・ベースでの予想EPSと実現EPSの相関係数は0.758である。回帰分析の切片は、-0.45円とわずかに楽観的な誤差の存在を示す。ただし、有意ではない(図1)。誤差の分布を見ると、最頻値、裾ともに正に偏っていることがわかる(図2)。誤差は最大でも株価比2%未満で、最小は97年度5月の-0.02%、次いで4月の0.03%。最大が95年

表2 財務変数の記述統計

単位: 百万円 N=252

	Mean	Std	Minimum	Maximum	Variance	Skewness	Kurtosis
売上高	239743.1	182999.8	19586.5	967693.0	3.348D+10	1.27	1.15
売上原価	170967.0	134958.2	16843.3	762565.0	1.821D+10	1.44	1.94
売上総利益	67902.0	68056.1	1981.7	378304.0	4.631D+09	2.15	5.61
販管費	56536.9	54301.8	1660.5	319588.0	2.948D+09	2.11	5.95
営業利益	11476.1	17896.6	-12974.0	125950.0	3.202D+08	3.16	12.60
営業外収益	4350.0	3739.4	80.2	21166.0	1.398D+07	1.89	4.25
営業外費用	4583.6	4526.0	44.0	21150.0	2.048D+07	1.66	2.32
経常利益	11364.0	18413.6	-21259.0	127346.0	3.390D+08	3.12	12.66
特別利益	2113.5	4085.7	0.0	32388.0	1.669D+07	4.09	21.65
特別損失	4354.3	9007.5	0.0	108238.0	8.113D+07	7.52	75.83
税引前純利益	8901.5	19094.2	-96548.0	126962.0	3.645D+08	2.02	14.74
当期純利益	4158.6	11390.4	-96615.0	62010.0	1.297D+08	-1.72	29.16
前期繰越利益	1863.5	5820.7	-23534.0	27361.0	3.388D+07	0.25	6.72
当期未処分利益	5117.4	13615.5	-96603.0	62679.0	1.853D+08	-1.16	16.15

表3 財務変数の相関行列

N=252

	売上総利益	営業利益	営業外収益	営業外費用	経常利益	特別利益	特別損失	当期純利益
売上総利益	1							
営業利益	0.610	1						
営業外収益	-0.036	-0.001	1					
営業外費用	-0.225	-0.082	0.533	1				
経常利益	0.602	0.909	0.126	-0.136	1			
特別利益	-0.104	-0.125	0.071	0.256	-0.215	1		
特別損失	-0.016	-0.046	0.148	0.107	-0.038	0.287	1	
当期純利益	0.249	0.418	-0.082	-0.168	0.355	0.005	-0.817	1

注: 財務変数は全て「売上高」で基準化してある。

度の1.8%である。誤差の推移は、94年度と95年度の組と96年度と97年度の組の間で6月の誤差が明確に異なる。94年度を除いて、何れの年度も期初が期末よりも高い。誤差の水準が最も高いのは95年度である。97年2月以降を除いていずれも予想EPSの方が実現EPSよりも有意に大きく、月次ベースでは楽観的に予想されている(表4)。

2. 推計結果

5変数モデルのHausman検定の結果は6～9月までは変量効果モデルの採用を指示しているが、今回の分析は年度ベースの分析ではないため、固定効果モデルを採用した¹⁵⁾。営業外収益と費用を独立変数から除外し、営業損益の代わりに経常損益を用いた3変数モデルでは全ての月で固定効果モデルが採択された。

図1 予想EPSと現実EPSの相関

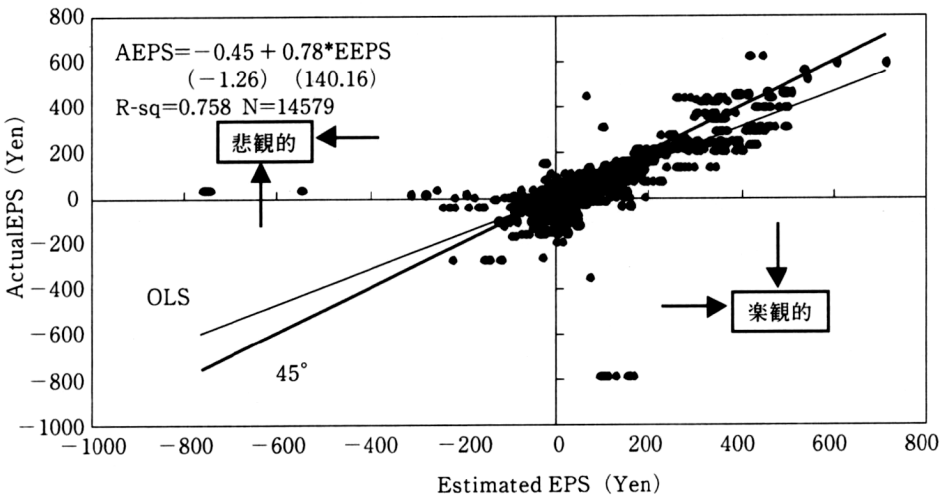


図2 誤差の分布

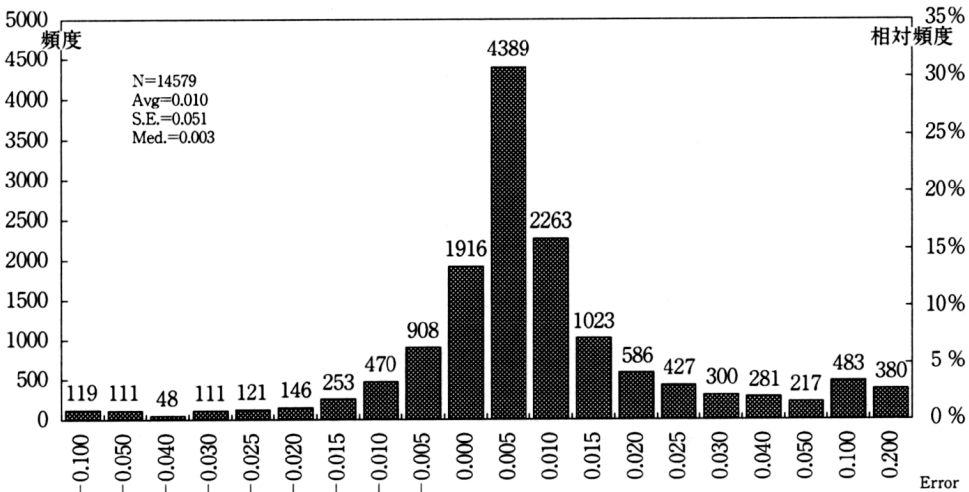


表4 予想EPSの誤差

	fy94		fy95		fy96		fy97	
	Error	S.D.	Error	S.D.	Error	S.D.	Error	S.D.
6月	0.004 2.63	0.028 ***	0.010 6.28	0.069 ***	0.010 6.37	0.039 ***	0.013 5.77	0.053 ***
7月	0.009 7.42	0.026 ***	0.018 7.70	0.065 ***	0.009 5.55	0.036 ***	0.012 5.19	0.051 ***
8月	0.009 5.25	0.026 ***	0.017 4.13	0.065 ***	0.009 3.78	0.036 ***	0.012 3.67	0.051 ***
9月	0.008 6.96	0.025 ***	0.018 7.48	0.066 ***	0.008 5.72	0.036 ***	0.012 4.88	0.052 ***
10月	0.009 6.93	0.026 ***	0.018 8.01	0.068 ***	0.008 4.77	0.037 ***	0.011 4.61	0.053 ***
11月	0.009 6.75	0.027 ***	0.018 7.32	0.068 ***	0.007 5.15	0.040 ***	0.010 4.01	0.053 ***
12月	0.008 5.30	0.029 ***	0.018 6.98	0.072 ***	0.007 4.53	0.040 ***	0.009 2.61	0.052 ***
1月	0.008 5.19	0.029 ***	0.018 6.71	0.072 ***	0.007 4.39	0.039 ***	0.009 1.74	0.052 *
2月	0.009 5.10	0.034 ***	0.017 6.16	0.073 ***	0.007 3.85	0.040 ***	0.007 0.90	0.054
3月	0.008 5.21	0.036 ***	0.017 6.22	0.072 ***	0.007 3.76	0.040 ***	0.005 -0.84	0.055
4月	0.009 4.04	0.039 ***	0.014 5.43	0.075 ***	0.007 2.87	0.042 ***	0.003 -0.99	0.058
5月	0.009 4.02	0.039 ***	0.013 5.61	0.074 ***	0.006 3.31	0.042 ***	-0.002 -1.74	0.061 ***

注1：予想誤差； $\text{Error}(i,t) = (\text{Est.EPS}(i,t) - \text{Act.EPS}(i)) / P(i,t-12)$

ここで、Est.EPSは予想EPS、Act.EPSは現実EPS、iは企業、tはホライゾン、Pは前年度末の株価

注2：下段は、H：Error=0とした場合のz値。*は10%、***は1%有意を示す。

まず初めに、5変数モデルの結果について述べる（表5）。コンセンサス予想の誤差に対する営業損益は期初の0.118から期末の0.245へと増加傾向を示しているものの、全期間を通じて有意に0と異なっていない。最も0から離れている5月でも、0.245（p-val=0.142）である。標準偏差も0.141から0.179までのレンジであり、アナリストの間で評価の違いがそれほど大きくないことがわかる。営業外収益の最小値は8月の-0.274（p-val=0.640）で、最大値は6月の0.400（p-val=0.566）あり、いずれも有意ではない。営業外費用は6月（-2.375, p-val=0.002）だけ有意に負だが、その他の月は有意ではない。特別利益は7月以降、継続的に有意に正であ

る。最大は5月の1.280（p-val=0.000）である。特別損失は11月以降は10%水準で有意に正である。特に、4、5月にかけて急激に増加し、最大は0.751（p-val=0.000）となっている。また、標準偏差が小さく、アナリスト間で見解に差が無いことが示唆される。特別利益と特別損失の係数を比較すると、6月以外は特別利益の方が大きくなっている。

次に3変数モデルに移る（表6）。経常損益は全期間にわたって有意に0と異ならない。6月の係数だけが大きいものの、それ以降は0.030（8月）から0.086（5月）までのレンジで推移しており、特に増加傾向を示すというわけではない。特別利益の推移も5変数モデル同様、ほ

表5 パネル分析による推計結果（5変数）

（固定効果モデル）

	営業損益				特別利益				
	coeff	s.d.	t-value	p-value	coeff	s.d.	t-value	p-value	
6月	0.118	0.160	0.735	0.463	0.027	0.220	0.124	0.902	
7月	0.096	0.141	0.680	0.497	0.449	0.184	2.437	0.016	
8月	0.097	0.143	0.684	0.495	0.463	0.186	2.490	0.014	
9月	0.111	0.144	0.774	0.440	0.468	0.187	2.497	0.013	
10月	0.110	0.157	0.702	0.484	0.544	0.205	2.661	0.009	
11月	0.090	0.179	0.500	0.618	0.619	0.234	2.649	0.009	
12月	0.120	0.179	0.673	0.502	0.594	0.233	2.548	0.012	
1月	0.228	0.173	1.315	0.190	0.758	0.226	3.351	0.001	
2月	0.194	0.171	1.134	0.258	0.675	0.223	3.027	0.003	
3月	0.195	0.170	1.150	0.252	0.749	0.221	3.386	0.001	
4月	0.222	0.170	1.308	0.193	1.053	0.221	4.764	0.000	
5月	0.245	0.166	1.475	0.142	1.280	0.217	5.908	0.000	
	営業外収益				特別損失				
	coeff	s.d.	t-value	p-value	coeff	s.d.	t-value	p-value	
6月	0.400	0.679	0.589	0.556	0.051	0.078	0.655	0.514	
7月	-0.183	0.580	-0.316	0.753	0.054	0.069	0.784	0.434	
8月	-0.274	0.585	-0.468	0.640	0.051	0.070	0.732	0.465	
9月	-0.264	0.590	-0.448	0.655	0.048	0.070	0.679	0.498	
10月	0.121	0.645	0.188	0.851	0.109	0.077	1.426	0.156	
11月	0.126	0.736	0.171	0.865	0.166	0.088	1.892	0.060	
12月	0.035	0.734	0.048	0.962	0.160	0.087	1.831	0.069	
1月	-0.039	0.713	-0.055	0.956	0.142	0.085	1.677	0.095	
2月	-0.192	0.703	-0.273	0.785	0.154	0.084	1.843	0.067	
3月	-0.204	0.697	-0.292	0.771	0.156	0.083	1.880	0.062	
4月	-0.016	0.696	-0.024	0.981	0.456	0.083	5.509	0.000	
5月	-0.002	0.683	-0.002	0.998	0.751	0.081	9.245	0.000	
	営業外費用				Hausman	R-sq	adjR-sq	D.W.	N
	coeff	s.d.	t-value	p-value					
6月	-2.375	0.755	-3.146	0.002	20.99	0.044	0.023	1.050	236
7月	-0.049	0.646	-0.075	0.940	12.06	0.012	0.084	1.128	250
8月	0.159	0.652	0.244	0.808	11.22	0.105	0.087	1.143	250
9月	0.228	0.657	0.347	0.729	11.08	0.103	0.084	1.164	250
10月	0.025	0.718	0.035	0.972	9.05	0.358	0.009	1.793	250
11月	0.200	0.820	0.244	0.808	2.32	0.265	-0.042	2.009	250
12月	0.203	0.817	0.249	0.804	2.23	0.267	-0.039	2.014	250
1月	0.050	0.794	0.063	0.949	3.85	0.296	0.002	1.977	250
2月	-0.262	0.783	-0.334	0.739	4.48	0.302	0.010	1.993	249
3月	-0.156	0.777	-0.201	0.841	4.43	0.310	0.021	2.020	249
4月	-0.347	0.776	-0.447	0.655	5.89	0.368	0.103	1.998	249
5月	-0.212	0.761	-0.279	0.781	6.27	0.357	0.306	1.942	248

注：Hausman検定によれば、6～9月までは変量効果モデルの採用を指示しているが、今回の分析は年度ベースの分析ではないため、時間効果を考慮する必要がない。また、Cameron&Trivedi（1998）は潜在的な説明変数と個別項との相関がある場合、変量効果モデルは一致性が得られないため、固定効果モデルの使用を勧めている。そのため、ここでは固定効果モデルを利用した。なお、変量効果モデルでも、係数および検定統計量の推移に大きな違いはない。請求により送付する。

推計モデル

$$Error_{it} = \beta_1 BP_{it} + \beta_2 EBP_{it} + \beta_3 EBC_{it} + \beta_4 EOP_{it} + \beta_5 EOL_{it} + e_{it}$$

ここで、BP_{it} : 売上高営業利益（損失）率
 EBP_{it} : 〃 営業外収益比率
 EBC_{it} : 〃 営業外費用比率

EOP_{it} : 売上高特別利益比率
 EOL_{it} : 〃 特別損失比率

表6 パネル分析による推計結果 (3変数) (固定効果モデル)

	経常損益				特別利益				
	coeff	s.d.	t-value	p-value	coeff	s.d.	t-value	p-value	
6月	0.201	0.150	1.343	0.181	0.089	0.225	0.395	0.693	
7月	0.037	0.128	0.288	0.774	0.461	0.184	2.509	0.013	
8月	0.030	0.129	0.232	0.817	0.475	0.185	2.562	0.011	
9月	0.042	0.130	0.321	0.748	0.482	0.187	2.578	0.011	
10月	0.047	0.142	0.330	0.742	0.555	0.204	2.721	0.007	
11月	0.025	0.162	0.154	0.878	0.626	0.233	2.687	0.008	
12月	0.047	0.162	0.292	0.770	0.605	0.232	2.608	0.010	
1月	0.078	0.158	0.495	0.621	0.781	0.226	3.452	0.001	
2月	0.070	0.155	0.451	0.652	0.697	0.223	3.123	0.002	
3月	0.070	0.154	0.454	0.650	0.771	0.221	3.484	0.001	
4月	0.074	0.154	0.479	0.632	1.075	0.221	4.858	0.000	
5月	0.086	0.151	0.566	0.572	1.305	0.217	6.010	0.000	
	特別損失				Hausman	R-sq	adjR-sq	D.W.	N
	coeff	s.d.	t-value	p-value					
6月	-0.015	0.077	-0.188	0.851	5.447	0.384	0.074	1.533	235
7月	0.052	0.066	0.791	0.430	5.949	0.422	1.107	1.665	249
8月	0.055	0.067	0.819	0.414	5.778	0.417	0.184	1.673	249
9月	0.054	0.067	0.803	0.423	5.830	0.405	0.167	1.669	249
10月	0.114	0.073	1.549	0.123	4.228	0.356	0.098	1.794	249
11月	0.175	0.084	2.085	0.038	1.101	0.264	-0.032	2.004	249
12月	0.169	0.084	2.021	0.045	1.095	0.265	-0.030	2.010	249
1月	0.148	0.082	1.811	0.072	1.403	0.290	0.005	1.979	249
2月	0.147	0.080	1.833	0.069	1.507	0.295	0.010	2.002	248
3月	0.152	0.080	1.912	0.058	1.629	0.303	0.022	2.027	248
4月	0.449	0.080	5.631	0.000	1.755	0.360	0.102	2.007	248
5月	0.749	0.078	9.568	0.000	1.990	0.502	0.305	1.945	247

推計モデル
 $Error_{it} = \beta_1 CP_{it} + \beta_2 EOP_{it} + \beta_3 EOL_{it} + e_{it}$
ここで、 CP_{it} : 売上高経常利益率
 EOP_{it} : 〃 特別利益比率
 EOL_{it} : 〃 特別損失比率

は一貫した増加傾向を示しており、7月以降は全て5%水準で有意である。特別損失も11月以降は10%水準で有意である。また、4、5月の急激な増加に関しても、5変数モデルと変わらない。

VI. 結果の解釈

全般にモデルの説明力が弱いこともあり、楽観的バイアスの発生原因との対応を探るまでには至らない。しかし、算出された係数から以下

の諸点が言いうるだろう。まず、誤差に対する営業利益率の関係は有意に0と異なっていないことから、アナリストは営業損益区分までは適切に予想をしていることが窺われる。営業外費用は当初は負であり、アナリストが悲観的に評価していることが窺われる。3変数モデルの経常損益も有意に0と異なっていないことから、アナリストは経常損益区分までは適切に予想していると考えられる。

一方、特別利益と特別損失は予想EPSの誤差に影響していると考えられる。特別利益は7月

以降は常に過剰に評価されている上に、ほぼ一貫して増加傾向にある。これは、過剰な評価が毎月累積されることを示しており、評価が修正されないことを意味する。特別損失は期末直前の2ヶ月間で急速に計上が決定されたか、Ⅲの前提②の下での解釈ならば、それ以前に発生していたであろう損失に対する予想EPSの調整をしていると推測される。

以上を判断すると、今回の分析枠組みの限りでは基本仮説1は支持、基本仮説2は棄却され、Ⅳにおける係数の解釈の類型③が該当するだろう。つまり、経常損益区分までは適切に予想されているのに対して、特別損益の段階で誤差との間に有意な対応関係が見出されることは、アナリストにとって格段に分析が困難であるか、意図的に誤差を発生させているか、経営者による情報開示が適切に行われていないかのいずれかであろう。そこで、特別損益段階まで経営者が適切に情報開示していたと仮定する。その場合、アナリストは経常損益段階だけに留まらず、特別損益段階まで適切に予想しうのに特別損益段階でわざわざ誤差を発生させるのは合理的行動ではない。従って、アナリスト側が意図的に誤差を発生させていると考えるのは今回の分析枠組みの限りでは困難だろう。

Ⅶ. おわりに

この研究は、予想EPSの誤差が発生する原因が経営者の情報開示にあるとの仮説を検証したものである。分析の結果から、当初の仮説に近い結論を得ることができたが、問題点を少なくとも2つ挙げることができる。

まず、モデルの説明力が低いために、誤差の発生原因として経営者側の情報開示の不充分さ

が示唆されただけである。これは今回の分析枠組みでは開示されるべき情報を財務数値に限定したことが原因として考えられる。次に、アナリスト側が発生させる誤差に関するコントロールが厳密ではない点が挙げられる。データ制約の面から、アナリスト側が発生させる誤差を経常損益段階で把握するに留まった。アナリストが経常損益段階では当該企業の業績を適切に評価していたとしても最終損益段階でも同様である保証はない。特別損益段階で経営者が特別損益に関する情報を適切に開示していたとしても、アナリストが意図的に損失情報を過少評価し、利益情報を過大評価していたのであれば得られる推計結果は今回のものと同様になるからである。ゆえに、特別損益段階での誤差が全て経営者によるものと保証されてはいない¹⁶⁾。ただし、1つの企業に対して複数のアナリストが調査を担当しているのが実情であり、コンセンサス予想で誤差を発生させるためには、その中の一人が極端な予想を発表するか、複数のアナリストが結託していることが必要である。いずれにせよ、コンセンサスは行動ファイナンス的な観点からは先行研究の部分で触れたように、個別アナリストの合理的な予想を集計したものではないと考えられている。コンセンサスの特徴を解明し、その点を考慮した上で分析に移る方が問題の本質にせまれるかもしれない。

謝辞 この研究に際してコメントをいただいた中央大学経済学部的首藤恵教授と匿名のレフェリー、およびデータを提供していただいたトムソン コーポレーション株式会社にお礼申し上げます。

注

- 1) ここで「不適切」とは必ずしも会計学的な概念に限定せず最終損益に対する影響を中心に判断する。
- 2) ここで「予想情報」とは予想EPSと株価レーティング (Stock Ranking) の2つである。株価レーティングも予想という観点からは予想EPSと同一であると判断したことによる。
- 3) しかし、より精密にはアナリスト数ではなく予想の楽観度合いと買い注文を執行することによる手数料収入との関係を分析する必要がある。また、このままでは「アナリストの情報提供が適切であったために当該ブローカーのシェアが増加した」と解釈することも可能であるし、「投資家からの注文が増加したことに応じて担当アナリスト数を増加させた」と解釈することも可能である。
- 4) ただし、McNichols and O'BrienやButler and Saraogluなどの結果 (後述) によると、実際に公表された予想情報の中に悲観的なものは少ないことから、この分析で取り上げられた誤差は楽観的なものが主だったと推測される。もしその場合は楽観的バイアスと不利益との関係とみなすことも可能であるが、正式な分析を待つ必要がある。
- 5) ただし、両者の間ではデータ源が異なる。
- 6) 経営者が短信やアナリスト予想などに一致するよう決算数値を調整する傾向があることが示唆されているが (Collingwood (2001)), 確認されていないため今回の分析では考慮しない。また、情報開示はアナリストの情報生産に先立つ上に、後者から前者へのフィードバックのループも存在しないとする。両者の間には因果関係を想定しうる。しかし、厳密な意味での因果関係を検出することは困難であるため、以下では単に対応関係について述べる。
- 7) もちろん、期中の段階では費用・損失にも収益・利益にも結びつく両義的な情報もあるだろう。しかし、両義的な情報であっても適切に分析するのがアナリストの業務であり、開示するのが経営者の責務である。その上、決算が到来すれば何れに分類されるかは自ずと決まる。従って、両義的に解釈しうる情報をノイズとして排除することは妥当ではない。
- 8) 後に述べるように、小期間としては月次を用いる。なお、この前提は分析に用いる手法がパネル分析であることにも起因する。企業をプールした分析と異なり、企業サンプル群の中で大数の法則が適用できないためである。
- 9) アナリスト情報の2重性 (対象顧客により発表する予想情報が異なる) などの事例が示唆されているが、今回の分析枠組みではコンセンサス予想を用いるため考慮しない。また、経常損益に対する予想データは存在しないので、最終利益 (予想EPS) との対応関係により誤差の有無を確認する。このため、厳密にはアナリスト側による誤差発生の確認にはなっていない。詳しくは後ほど議論する。
- 10) コンセンサスにはアナリスト間での算術平均を用いた。
- 11) 月により予想EPSが発表されない企業もあるため、サンプル数は月により異なる。
- 12) 月次ベースである理由は年度末に向けて経営者による情

報開示の推移を観察するためである。

- 13) Christie (1987) によると、基準化の分母に実現EPSを用いるとパラメーターにバイアスが発生するため、前期末の株価を用いることを提唱している。
- 14) 基本仮説1を検証するためには最終損益で基準化することが第1に考えられる。しかし、最終損益には特別損益の情報も含まれているため適切ではない可能性がある。
- 15) また、Cameron and Trivedi (1998) は潜在的な説明変数と個別項との相関がある場合、変量効果モデルでは不偏性が得られない危険性があるため、固定効果モデルの使用を勧めている (p.278)。なお、変量効果モデルで推計しても結果に大きな違いはなかった。この結果は請求により送付する。
- 16) この他、経営者自身も自社の将来収益に関して確実に予想できない下では、期中に行われていたであろうアナリスト・ミーティングなどでの情報開示が期末の決算数値に結びつくわけではない点が挙げられる。経営者が情報開示を行い、アナリストが当該情報を考慮して予想EPSを作成したとしても、今回の分析の枠組みではあたかも情報開示が行われていないとの誤った結論になる。このような問題点を回避するためには会計利益の代わりにキャッシュ・フローを用いるのも一案だが、予想データの利用可能性の面から制約がある。

参考文献

- Ackert, L.F., and G.Athanassakos (1997), "Prior Uncertainty, Analyst Bias, and Subsequent Abnormal Returns", *Journal of Financial Research*, Vol.20, No. 2
- Barron, O.E., O.Kim, S.C.Lim, and D.E.Stevens (1998), "Using Analysts' Forecasts to Measure Properties of Analysts' Information Environment", *Accounting Review*, Vol.73, No. 4
- Butler, K.C., and H.Saraoglu (1999), "Improving Analysts' Negative Earnings Forecasts", *Financial Analysts Journal*, May/June
- Cameron, A.C., and P.K.Trivedi (1998), *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1998
- Carleton, W.T., C.R.Chen, and T.L.Steiner (1998), "Optimism Biases Among Brokerage and Non-Brokerage Firms' Equity Recommendations: Agency Costs in the Investment Industry", *Financial Management*, Vol.27, No. 1
- Chopra, V.K. (1998), "Why so much Error in

- Analysts' Earnings Forecasts?", *Financial Analyst Journal*, Vol.54, No. 6
- Christie, A.C.(1987), "On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 3
- Coggin, T.D.(1990), "The Analyst and the Investment Process : An Overview" ,in F.J.Fabozzi (ed.), *Managing Institutional Assets*, Herper&Collins, New York, (邦訳) 柏木敏訳, 太田八十雄監訳『証券アナリストと投資プロセス:概観』, 証券アナリストジャーナル, 日本証券アナリスト協会, 1997年4月
- Collingwood, H.(2001), "The Earnings Game, Everyone plays, Nobody wins", *Harvard Business Review*, June (邦訳) 山本冬彦訳『四半期ゲームの落とし穴』ダイヤモンド・ハーバード・ビジネス・レビュー, ダイヤモンド社, 2001年10月
- Das, S., C.B.Levine, and K.Sivaramakrishnan(1998), "Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts", *Accounting Review*, Vol.73, No. 2
- Daugar, A., and S.Nathan(1995), "The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendation", *Contemporary Accounting Research*, Vol.12, No. 1
- Easterwood, J.C., and S.R.Nutt(1999), "Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts : Systematic Misreaction or Systematic Optimism? ", *Journal of Finance*, Vol.54, No. 5
- Francis, J., and D.Philbrick(1993), "Analysts' Decisions as Products of a Multi-Task Environment", *Journal of Accounting Research*, Vol.31, No. 2
- Graham, J.R.(1999), "Herding Among Investment Newsletters: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, Vol.54, No. 1
- Hunton, J.E. and R.A.McEwen (1997) , "An Assessment of the Relation Between Analysts'Earnings Forecast Accuracy, Motivational Incentives and Cognitive Information Search Strategy", *Accounting Review*, Vol.72, No. 4
- Irvine, P.J.A.(2001), "Do Analysts Generate Trade for their Firms? Evidence form Tronto Stock Exchange", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.30, No. 2
- Jacquillat, B., and P.Grandin(1994), "Performance Measurement of Analysts' Forecasts", *Journal of Portfolio Management* ,Vol.21, No.1
- Kane, M.P., and D.E.Runkle(1998), "Are Financial Analysts' Forecasts of Corporate Profit Rational?", *Journal of Political Economy*, Vol.106, No. 4
- Lim, T.(2001), "Rationality and Analysts' Forecast Bias", *Journal of Finance*, Vol.56, No. 1
- Lin, H., and M.F.McNichols(1998), "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.25, No. 1
- McNichols, M., and P.C.O'Brien (1998), "Self-Selection and Analyst Coverage", *Journal of Accounting Research*, Vol.35, supplement 1997
- Mikhail, M.B., B.R.Walter, and R.H.Wills(1999), "Does Forecast Accuracy Matter to Security Analysis?", *Accounting Review*, Vol.74, No. 2
- Olsen, R.A.(1996), "Implications of Herding Behavior for Earnings Estimation, Risk Assesment, and Stock Returns", *Financial Analysts Journal*, July/Aug.
- Trueman, B.(1994), "Analyst Forecasts and Herding Behavior", *Review of Financial Studies*, Vol.7, No. 1

(中央大学大学院)