

# 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—

●

太田 浩司

武蔵大学経済学部金融学科

●

### 要 約

米国では, 市場における次期待利益の代理変数として, 複数のアナリスト予想の平均であるコンセンサス予想を用いるのが一般的であるのに対し, 我が国では, 大きく分類して, 米国同様のI/B/E/Sコンセンサス予想, 出版社系アナリストの単独予想である東洋経済予想, そして経営者自らが公表する経営者予想の三種類の予想利益が利用可能である. 本論文の目的は, これら三種類の予想の精度と価値関連性を調査することによって, 三予想の優劣および市場の三予想利用度を比較検証することである.

結果は, 我が国において利用可能な三予想利益の中では, 東洋経済予想と経営者予想の精度が同程度で高くI/B/E/S予想の精度が最も低く, そして市場はそれら精度の高い予想を正しく識別して株価に織り込んでいた. このことは, 米国では一般的であるコンセンサス予想の使用が我が国においては不適切であることを示すものであり, また経営者予想がPublic Informationとして無償で入手可能な我が国における, I/B/E/S予想, 東洋経済予想といった有償のアナリスト予想の価値に疑問を生じさせるものである.

\* 筆者は本論文の作成にあたり, 本誌編集者の浅野幸弘先生および匿名レフェリー, 筑波大学大学院での指導教官である八重倉孝先生(現在法政大学), そしてPATW研究会(須田一幸先生主催)の諸先生方から, 大変貴重なコメントを頂いた. またデータの入手および入力に関して, 勤務先である武蔵大学の久保田敬一先生と丸淳子先生, そして姉の大城容史子から多大なる援助を受けた. ここに謝辞を申し上げたい. 最後に本研究は, Thomson Financialから学術研究プログラムの一部としてI/B/E/S予想データの提供, そして文部科学省から科学研究費補助金(課題番号:17730288)の助成を受けている.

## 1. はじめに

予想利益は、市場における期待利益の代理変数として、日米におけるファイナンスや会計分野の研究において多岐にわたって用いられている。そして近年における研究では、予想利益としてアナリスト予想を用いることが一般的となっているが、米国と日本においては用いられるデータソースに大きな差が存在する。米国では、I/B/E/S, Zacks, First Callといった複数のアナリスト予想の平均値であるコンセンサス予想利益が早くから利用可能であったので、通常、アナリストのコンセンサス予想が市場の予想利益として用いられている。それに対して日本では、従来、『会社四季報(東洋経済新報社刊)』や『日経会社情報(日本経済新聞社刊)』といった出版社系のアナリスト(ただし彼等は自らのことをアナリストではなく記者と呼んでいる)による単独の予想利益が、アナリスト予想として用いられていた。そして1987年になってI/B/E/S国際データベースがようやく日本市場のカバーを始め、それに伴ってアナリストのコンセンサス予想が入手可能となり、最近では多くの研究がI/B/E/Sコンセンサス予想を用いるようになってきている。さらに、わが国独特の財務開示情報として、経営者自らが行う次期の予想利益が、1974年3月決算期以降決算短信において公表され、それが公表翌日の日本経済新聞の企業財務欄に掲載されている(1974年4月16日以降掲載)<sup>1</sup>。それゆえに、日本ではこの経営者予想を市場の予想利益として用いる研究も早くからみられる。つまり、米国では、複数のアナリストの平均であるコンセンサス予想が予想利益として一般的に用いられているのに対し、日本では、出版社系アナリストが単独で行う予想、複数のアナリスト予想の平均であるコンセンサス予想、そして経営者自らが予想を行う経営者予想の三種類の予想利益が利用可能なのである<sup>2</sup>。

本論文では、最初に、出版社系アナリスト単独の予想として『会社四季報』の予想(以後「東洋経済予想」と言及する)、アナリストのコンセンサス予想としてI/B/E/S予想、そして経営者が決算短信で公表する経営者予想の三種類の予想を用いて、その精度を比較している。次に市場が三予想のどの予想を利用しているのかを、予想利益の価値関連性(value relevance)という観点から検証している。予想利益の価値関連性とは、予想利益と株価との統計的相関を企業評価モデルに基づいて検証するもので、株価との関連性の強い予想利益ほど株価によく織り込まれており、市場での利用度が高いと判断できるのである。本論文では、この我が国で利用可能な三種類の予想利益の精度を比較することによってその優劣を検証し、そしてその価値関連性を比較することによって市場がその優劣を正しく認識して株価に織り込んでいるかを調査している。

なお本論文の構成は次のようである。第二節では、先行研究のサーベイを行う。第三節ではリサーチ・デザインの説明を行う。第四節ではデータについて記述し、第五節では分析結果を議論する。最後に、第六節では本論文の総括および今後の課題について述べる。

## 2. 過去の研究

### 2.1 三予想の精度

我が国において利用可能な予想利益には、大きく、経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S予想の三種類があり、個々の予想利益の精度やバイアスを検証する研究は数多く見られる。しかしながら、異なる予想利益間の比較を行っている研究は未だに数が少ない。

最初に、経営者予想と東洋経済予想を比較する研究としては、國村[1980]が、3月決算の東証上場企業で1977～1979年に公表された405個の経営者予想利益(多くは5月下旬に公表される)をサンプルとして、その精度を、『週刊東洋経済』6月最終号に掲載されている東洋経済予想と比較している。そして、経営者予想と、その公表直後の6月東洋経済予想予想とでは70.9%が同じであり、その精度に統計的に有意な差は見られないと報告している。同様に、國村[1984]では、3月決算の東・大・名証一部上場会社で1977～1981年と1982年に公表された各々624個と421個の経営者予想利益について、その精度を『会社四季報』6月号の東洋経済予想と比較し、1977～1981年では70%前後、1982年では実に76.7%が同じであると報告している。なお、東洋経済予想の予想作成については、筆者の東洋経済新報社記者への聞き取りによると、記者が自分の担当企業に決算短信公表前後の期間に直接取材を行い、その取材に基づいて、『会社四季報』に会社四季報編集部の予想として利益予想を掲載するようである。従って、東洋経済予想は、取材時期と決算短信公表時期が近いこともあり、経営者予想の影響を強く受けていると考えられる。

次に、東洋経済予想とI/B/E/S予想を比較する研究としては、Conroy/Harris[1995]がある。彼等は、その先行研究であるConroy/Harris/Park[1993, 1994]において、日本の東洋経済予想と米国のI/B/E/S予想とを比較し、日本の東洋経済予想の方が米国のI/B/E/S予想よりも精度が高いということを見出し、その理由をI/B/E/S予想が主としてセル・サイド・アナリストの予想であるのに対して、東洋経済予想がより中立的な情報提供者である出版社系アナリストの予想であることによるのではないかという仮説を立てた。そこでConroy/Harris[1995]では、その仮説を検証するために、日本におけるI/B/E/S予想と東洋経済予想の精度とバイアスを、サンプル期間1988～1992年において、比較検証している。そして、東洋経済予想の方がI/B/E/S予想よりも精度が高く、I/B/E/S予想は過度に楽観的であるという証拠を得ている。彼等はその理由として、日本の大手証券会社と企業との間には伝統的に密接な関係があり、日本の証券会社がアナリストの独立性を制約しているからではないかとしている。これと同様の推測が、Higgins[2002]においても行われている。Higgins[2002]では、1989～1998年の日本のI/B/E/S予想を、日本のアナリストによる予想と米国のアナリストによる予想とに分割してその精度を比較し、日本企業に関する予想であるにもかかわらず、日本のアナリストによる予想よりも米国のアナリストによる予想の方が精度が高いという証拠を提示している。そしてその理由として、Conroy/Harris[1995]と同様に、日本のアナリストには文化的な制約があり独立性が欠如しているからであるとしている。

以上の研究から、日本のセル・サイド・アナリストにはその独立性を損なわせる伝統的、文化的な制約があり、それゆえにそのコンセンサス予想であるI/B/E/S予想の精度は、より中立的な情報提供者である出版社系アナリストの公表する東洋経済予想よりも精度が劣り、そして東洋経済予想はその予想作成過程において経営者予想の影響を強く受けているので、東洋経済予想と経営者予想の精度に大差はないものと推測される。しかしながらいずれの研究も、I/B/E/S予想、東洋経済予想、経営者予想の三予想を同時に比較しているのではなく、またサンプル数も少なく検証期間もまちまちであるので、これら断片的な証拠を繋ぎ合わせた推測を検証するには、包括的な実証研究が必要であると思われる。

## 2.2 予想利益の価値関連性

価値関連性(value relevance)の定義は研究者によって幾分異なっているが、現在におけ

る共通理解としては、調査対象の会計数値と何らかの市場価値の測定値との間の統計的に有意な相関関係であると考えられている(Barth[2000], Lo/Lys[2001], Holthausen/Watts[2001], Barth/Beaver/Landsman[2001])。そして、資本市場における会計情報の有用性を検証する目的で、株式市場価値(またはその価値の変化)と企業評価における様々な会計数値との間の実証的關係を調査する研究は、価値関連研究(value relevance study)と呼ばれ、1990年代以降の会計研究の中で最も注目を浴びている研究分野のひとつである。

企業価値と会計数値との間の価値関連性を調査するには、理論的企業評価モデルに基づく実証的に検証可能なモデルが必要である。残余利益モデル(residual income valuation model: RIV)にOhlson[1995]線型情報ダイナミックス(linear information dynamics)を組み込むことによって導出される評価モデル(以後「Ohlson/RIVモデル」と言及する)は一般に広く受け入れられており、それを理論的根拠とする回帰モデルは、近年の価値関連研究において最も頻繁に用いられている検証モデルである(Barth[2000], Barth/Beaver/Landsman[2001])。Ohlson/RIVモデルは、企業価値を、株主資本簿価、当期利益、他の情報の三つの変数の関数で表現しており、それに基づいて、価値関連研究における検証モデルでは、株価を株主資本簿価、当期利益およびその他の会計変数に回帰している<sup>3</sup>。

日米における価値関連研究では、このOhlson/RIVモデルに基づく回帰モデルを用いて、様々な会計数値の価値関連性を検証しているのだが、Ohlson/RIVモデルで現れる変数「他の情報」については、従来その使用がアド・ホックであった。Ohlson[2001]ではこの点を取り上げ、次期予想利益を用いて「他の情報」の合理的算定方法を示し、企業価値が、株主資本簿価、当期利益、次期予想利益の主要三変数の関数で表現されることを示した。この分析に基づいて、米国では、Dechow/Hutton/Sloan[1999]が、株価を株主資本簿価、当期利益そしてI/B/E/S予想利益の三変数に回帰し、予想利益が企業価値と密接に関連している証拠を示している。また、予想利益の存在する下では当期利益の価値関連性が著しく低下すると報告している。Hand/Landsman[2005]においても、その研究の目的は配当の価値関連性の検証ではあるが、Ohlson[2001]に基づいてI/B/E/S予想利益を変数に加えた回帰モデルを用いて、予想利益の価値関連性を見出している。

米国における研究が、次期予想利益の代理変数としてアナリスト予想であるI/B/E/S予想を用いているのに対し、我が国では決算発表で経営者の次期予想利益が公表されるので、それを次期予想利益の代理変数として利用可能である。石川[2001, 2002]は、Hand/Landsman[2005]と同様の研究を日本のデータを用いて行い、その際に次期予想利益として経営者予想利益を用いて、経営者予想利益が株価と密接に関連している証拠を示している。また太田[2002]は、Ohlson[2001]で示されている企業評価に関する三つの主要な会計変数、株主資本簿価、当期利益そして経営者予想利益の各々の価値関連性を検証し、三変数の中で経営者予想利益の価値関連性が最も高く、経営者予想利益の存在する下では当期利益の価値関連性が著しく減少するという結果を報告している。

以上のように、Ohlson[2001]に基づく価値関連研究では、株価を株主資本簿価、当期利益そして次期予想利益の三変数に回帰することによって、予想利益の価値関連性が検証されている。そして次期予想利益の代理変数として、米国の先行研究ではI/B/E/S予想、日本の先行研究では経営者予想がそれぞれ用いられている。しかしながら我が国では、予想利益として経営者予想以外にも、東洋経済予想、I/B/E/S予想の計三種類の予想利益が利用可能である。そこで、これら三種類の予想利益の価値関連性を比較することによって、各予想利益の株価への織り込まれ度合い、すなわち市場がどの予想利益を最も利用しているかを測定

表 1 三予想データの比較

パネル A: Online 版(機関投資家が利用)				
予想データ	開始時期	更新頻度	予想項目	予想期間
I/B/E/S 予想 (I/B/E/S Global Consensus Estimates)	1987年	日次	売上高, 営業利益, 純利益, EPS, 一株当りキャッシュ フロー, 一株当り配当, 一 株当り簿価等最大16項目	単連: 本3期先まで 単連: 四8期先まで 単連: 長期予想成長率
東洋経済予想 (東洋経済業績予想デー タ)	1986年	日次	売上高, 営業利益, 経常利 益, 純利益, EPS, 一株当り 配当	単: 本1期先 連: 本2期先まで 連: 中1期先
経営者予想 (証券取引所へのファイ リング)	1974年	日次 (定期年2回で 修正は随時)	売上高, 経常利益, 純利益, EPS, 一株当り配当	単連: 本1期先 単連: 稀に中1期先
パネル B: Offline 版(研究者が利用)				
予想データ	開始時期	更新頻度	予想項目	予想期間
I/B/E/S 予想 (I/B/E/S Historical Data)	1987年	月次 (毎月第3金曜 日)	EPS	単連: 本3期先まで (稀に5期先まで) 単: 中4期先まで 単連: 長期予想成長率
東洋経済予想 (『会社四季報』)	1962年	年4回 (3, 6, 9, 12 月中旬)	売上高, 営業利益, 経常利 益, 純利益, EPS, 一株当り 配当	単: 本1期先 連: 本2期先まで 連: 中1期先
経営者予想 (日本経済新聞財務欄)	1974年	日次 (定期年2回で 修正は随時)	売上高, 経常利益, 純利益, EPS, 一株当り配当	単連: 本1期先 単連: 稀に中1期先

(注) 予想データの列の括弧内はデータベース名である。予想期間の列の略記: 単=単独, 連=連結, 本=本決算, 中=中間決算, 四=四半期決算。なお, 経営者予想と東洋経済予想の一株当り配当予想は, 範囲予想(range forecasts)である場合がある。

することとする。

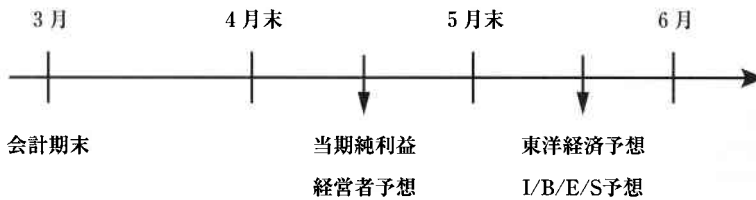
### 3. リサーチ・デザイン

#### 3.1 三予想の特徴

表1では, 本研究で用いられるI/B/E/S予想, 東洋経済予想, 経営者予想の三予想の特徴を, 機関投資家等が用いるOnline版と研究者が用いるOffline版に区別して表している。最初に, 三予想データの特徴を, 機関投資家やアナリスト等が実務上用いているであろうOnline版で比較しているのが表1パネルAである。予想更新頻度は, 三予想とも日次であるが, 経営者予想については, 本決算と中間決算の決算短信で年2回定期的に更新され, それらの予想の修正が随時である<sup>4</sup>。予想項目については, I/B/E/S予想が最大16項目と最も多く, 東洋経済予想は6項目, 経営者予想は5項目である。予想期間も, I/B/E/S予想が年次予想で3期先までと最も長く, 東洋経済予想は2期先まで, 経営者予想は1期先までである。全体的にI/B/E/S予想データは, 他の予想データよりも, 予想項目, 予想期間の両方の点で充実している<sup>5</sup>。そして, 東洋経済予想データと経営者予想データはかなり類似しているが, 東洋経済予想が, 営業利益の予想, 連結の二期先の予想を行っている点で経営者予想よりも充実している。

しかしながら, これらOnline版のデータベースは, 公衆への縦覧を目的として公開されて

図1 東洋経済予想の公表時系列



いる経営者予想を除いては、機関投資家向けに販売されている非常に高価なものであり、通常、学術研究には利用不可能である。そこで本研究では、研究者が通常用いるOffline版の予想を表1パネルBで比較している。研究目的には、I/B/E/S予想は「I/B/E/S Historical Data」、東洋経済予想は「会社四季報」、そして経営者予想は「日本経済新聞財務欄」から収集されることが多い。「I/B/E/S Historical Data」は、毎月第3金曜日の前日の木曜日までに更新された予想を、その月のI/B/E/S予想として集計している月次のデータベースである。「会社四季報」は、毎年4回、3月、6月、9月、12月の中旬(15日前後)に出版されており、予想の締切りは発売月の前月末から当月初め頃である。経営者予想は、各社ごとの予想なら「適時開示情報閲覧サービス」などからOnlineでも無償で入手可能であるが、公表日の翌日に日本経済新聞財務欄でまとめて掲載されるのでそれを用いるのが一般的である。

次に、三予想の公表される時期を、本研究のサンプルである3月決算企業を例に用いて説明する。3月決算企業は、「決算短信」において、当期利益と次期の予想利益を同時に公表する。決算短信の公表日は、4月下旬から5月末までと、企業間で差異があるが、5月の第3、4週に集中して行われることが多い。東洋経済予想は、5月末から6月初め頃までに更新された予想が、6月中旬に出版される「会社四季報(夏号)」において公表される。I/B/E/S予想は、6月第3金曜日の前日の木曜日までに更新された予想を6月の予想として公表している。これらの予想公表を時系列で示すと図1のようになる。

つまり、3月決算企業の次期予想利益については、5月の「決算短信」で公表される経営者予想、「会社四季報(夏号)」で公表される東洋経済予想、そして6月次のI/B/E/S予想が、それぞれ最も早くに公表される予想なのである。

### 3.2 予想精度の測定

本研究では、3月決算企業の次期予想利益の精度を、三予想が最初に出揃う6月時点において比較する。なお予想利益としては、三予想で入手可能な純利益の予想を用いる。予想精度の測定は、以下で示すように、実際利益と予想利益の差異の絶対値を予想公表前の株価でデフレートしたスケールを用いて行う。

《予想精度》

$$IBESACC_t = |E_t - IBES_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$$

$$MFACC_t = |E_t - MF_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$$

$$TOYOACC_t = |E_t - TOYO_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$$

$E_t = t$  期の一株当たり純利益,  $IBES_t = t+1$  期6月に公表される  $t+1$  期の一株当たりI/B/E/S予想利益の平均,  $MF_t = t+1$  期5月末までに公表される  $t+1$  期の一株当たり経営者予想利益,  $TOYO_t = t+1$  期6月に公表される  $t+1$  期の一株当たり東洋経済予想利益,  $SP_t = t$  期末の株価。

### 3.3 予想利益の価値関連性の測定

Ohlson[2001]評価モデルは、企業価値が、株主資本簿価、当期利益、次期予想利益の三変数の関数として表現されることを示しており、それに従って、価値関連研究では、株価を株主資本簿価、当期利益そして次期予想利益に回帰している。そこで本研究では、次期予想利益として、I/B/E/S予想、東洋経済予想、経営者予想のどの予想利益の価値関連性が高いかを、以下で示す回帰モデルの当てはまりの良さで比較する<sup>6</sup>。

《価値関連性》

$$IBESMODEL: P_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 B_t/P_{t-1} + \alpha_2 E_t/P_{t-1} + \alpha_3 IBES_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$MFMODEL: P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 MF_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$TOYOMODEL: P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 TOYO_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$B_t = t$  期末の一株当たり株主資本簿価、 $P_t = t+1$  期6月末の株価。

## 4. データ

サンプルは、1987～1999年の期間において、以下の基準で選択されている。

- (i) 我が国の八証券市場のいずれかもしくは店頭市場に上場している<sup>7</sup>、
- (ii) 3月決算企業、
- (iii) 一般事業会社(銀行、証券、保険を除く)、
- (iv) I/B/E/S、東洋経済、経営者の次期の純利益予想が、6月末の時点において全て存在する。

I/B/E/S予想、東洋経済予想、経営者予想については、それぞれ「I/B/E/S Historical Data」、「会社四季報(夏号)」、「日本経済新聞財務欄」から収集している。また、その他必要な会計データ、株価等については、それぞれ「日経Needs財務データ」、「東洋経済株価CD-ROM 2000」から収集している。

これらの選択基準によって、純利益について17,329個の予想が得られた。また、極端な観測値の実証結果への影響を除去するために、変数の極値上下0.5パーセントをサンプルから削除している<sup>8</sup>。結果として、2,333社、延べ17,116個の予想が最終サンプルとして選択された。

表2パネルAは、年度別のサンプル数を示している。サンプル数は年度によって大きく異なり、最小は1987年の22個で、最大は1999年の2,270個である。これは、I/B/E/S予想が1987年から日本市場のカバーを始め、その対象を年度毎に拡大したことによるものである。特に1991年にサンプル数が大きく増加しているのは、1991年2月から東洋経済予想がI/B/E/S予想に含まれるようになったことに起因しているものと思われる。

次に表2パネルB、パネルCは、それぞれ、サンプルの上場市場と所属業種の割合を示している。なお所属業種は、証券コード協議会の中分類(全33業種)に基づいている。パネルBからは、サンプルの48.1%が東証一部に上場していることがわかる。ちなみに、1999年時点における、東証一部上場企業の全上場企業に占める割合は37.4%であるので、サンプルは幾分大企業に偏っているものと思われる。パネルCによるサンプルの所属業種の割合については、1999年時点における全上場企業の割合と比較して、特に顕著な偏りは見られない。唯一、小売業に関してのみ、サンプルでは4.0%であるのに対して、全上場企業では8.5%である。

表 2 サンプルの特徴

パネル A: 年度					
年度	企業数	%	年度	企業数	%
1987	22	0.1%	1994	1,619	9.5%
1988	331	1.9%	1995	1,845	10.8%
1989	426	2.5%	1996	1,978	11.6%
1990	501	2.9%	1997	2,098	12.3%
1991	1,164	6.8%	1998	2,178	12.7%
1992	1,292	7.5%	1999	2,270	13.3%
1993	1,392	8.1%			
			合計	17,116	100.0%

パネル B: 上場市場					
上場市場	観測値数	%	上場市場	観測値数	%
東証一部	8,227	48.1%	名証一部	113	0.7%
東証二部	2,813	16.4%	名証二部	583	3.4%
大証一部	900	5.3%	地方市場	287	1.7%
大証二部	1,587	9.3%	店頭市場	2,606	15.2%
			合計	17,116	100.0%

パネル C: 業種(証券コード協議会中分類33業種)					
業種	観測値数	%	業種	観測値数	%
電気機器	1,722	10.1%	医薬品	344	2.0%
卸売業	1,663	9.7%	非鉄金属	329	1.9%
機械	1,658	9.7%	倉庫運輸関連業	285	1.7%
建設業	1,637	9.6%	不動産業	274	1.6%
化学	1,344	7.9%	精密機器	244	1.4%
サービス業	914	5.3%	その他金融業	242	1.4%
輸送用機器	913	5.3%	パルプ・紙	216	1.3%
食料品	759	4.4%	電気・ガス業	194	1.1%
小売業	680	4.0%	海運業	167	1.0%
繊維製品	622	3.6%	ゴム製品	128	0.7%
金属製品	566	3.3%	石油石炭製品	65	0.4%
その他製品	557	3.3%	鉱業	63	0.4%
鉄鋼	484	2.8%	水産・農林業	59	0.3%
陸運業	470	2.7%	空運業	42	0.2%
ガラス・土石製品	442	2.6%	通信業	33	0.2%
			合計	17,116	100.0%

パネル D: I/B/E/S 予想アナリスト人数					
人数	観測値数	%	人数	観測値数	%
1人	5,993	35.0%	6~7人	1,620	9.5%
2人	2,488	14.5%	8~9人	877	5.1%
3人	1,496	8.7%	10~11人	583	3.4%
4人	1,722	10.1%	12~14人	538	3.1%
5人	1,474	8.6%	15人以上	325	1.9%
			合計	17,116	100.0%



表 3 予想精度の記述統計量

予想精度 (%)	観測値数	平均	標準偏差	最小	1Qr	中央値	3Qr	最大
<i>IBESACC</i>	17,116	2.864	7.069	0.000	0.268	0.763	2.066	78.869
<i>MFACC</i>	17,116	2.803	7.093	0.000	0.226	0.694	1.927	80.206
<i>TOYOACC</i>	17,116	2.768	6.995	0.000	0.227	0.696	1.919	77.966

(注) 変数の定義は以下のようである。

$IBESACC_t = |E_t - IBES_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$ ,  $MFACC_t = |E_t - MF_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$ ,  $TOYOACC_t = |E_t - TOYO_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$ .  $E_t$  =  $t$  期の一株当たり純利益,  $IBES_t$  =  $t+1$  期6月に公表される  $t+1$  期の一株当たり I/B/E/S 予想利益の平均,  $MF_t$  =  $t+1$  期5月末までに公表される  $t+1$  期の一株当たり経営者予想利益,  $TOYO_t$  =  $t+1$  期6月に公表される  $t+1$  期の一株当たり東洋経済予想利益,  $SP_t$  =  $t$  期末の株価。

表 4 全サンプルによる予想精度の平均差検定

予想精度の比較	パラメトリック		ノンパラメトリック	
	平均差	$t$ 値	正-負数	$z$ 値
<i>IBESACC</i> - <i>MFACC</i>	0.061	5.515**	1421	14.280**
<i>IBESACC</i> - <i>TOYOACC</i>	0.096	9.323**	1774	18.733**
<i>MFACC</i> - <i>TOYOACC</i>	0.035	7.664**	486	11.485**

(注) パラメトリックな平均差検定には Paired  $t$ -test, ノンパラメトリックな平均差検定には Wilcoxon signed rank sum test を用いている。変数の定義については表3を参照されたい。

\*は5%水準で有意, \*\*は1%水準で有意。

これは、多くの小売業に属する企業が2月決算であるのに対して、サンプルを3月決算企業に限定していることに起因するものと思われる。

最後に、表2パネルDは、サンプルをI/B/E/S予想のアナリスト人数で分類している。アナリストが1人の予想が全体の35.0%、2人の予想が14.5%と、ほぼ50%のI/B/E/S予想がアナリストが2人以下の予想である。そして、アナリストが1人の予想には、1991年からI/B/E/S予想に含まれている東洋経済予想が多く含まれているものと考えられる。I/B/E/S予想をアナリストのコンセンサス予想と考えて他の予想と比較するならば、アナリストの人数がある程度多い予想にサンプルを限定して検証を行う必要があるであろう。

## 5. 実証結果

### 5.1 予想精度の比較

表3は、三予想精度の記述統計量を表している。*IBESACC*, *MFACC*, *TOYOACC*の平均値はそれぞれ2.864%, 2.803%, 2.768%であり、中央値はそれぞれ0.763%, 0.694%, 0.696%である。I/B/E/S予想は平均値と中央値の両方で三予想の中で予想誤差が最も大きく、経営者予想と東洋経済予想では、平均値では東洋経済予想の方が幾分誤差が大きい、中央値では両者に大きな差は見られない。そこで三予想の誤差の平均差を、パラメトリック検定には Paired  $t$ -test, ノンパラメトリック検定には Wilcoxon signed rank sum test を用いて、統計的に検証した結果が表4で示されている。パラメトリック、ノンパラメトリック両方の検定で、東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S予想の順で1%水準で有意に予想精度が高い(予想誤差が小さい)ことがうかがえる。

表4による全サンプルの検証では、I/B/E/S予想は、経営者予想や東洋経済予想より精度が低いという結果が得られているが、日米の先行研究では、アナリスト予想の精度は、検証期間(石川[1996], Brown[1997], 木下/久保[1999], Higgins[2002]), 産業セクター (Conroy

表 5-1 年度別予想精度

年度	観測値数	予想精度(%)			平均差検定		
		IBES ACC	MF ACC	TOYO ACC	IBESACC MFACC	IBESACC TOYOACC	MFACC TOYOACC
1987	22	0.536	0.643	0.690	-1.246 -1.347	-1.723 -1.932	-1.415 -1.214
1988	331	0.552	0.545	0.540	0.338 -0.587	0.616 -0.257	1.844 2.254*
1989	426	0.460	0.471	0.459	-1.010 -2.138*	0.041 -1.150	3.029** 3.294**
1990	501	0.480	0.429	0.427	3.528** 4.181**	3.648** 4.456**	1.631 1.208
1991	1,164	1.173	1.153	1.150	1.607 5.743**	1.868 5.411**	0.783 -1.029
1992	1,292	2.649	2.529	2.515	3.772** 6.103**	5.091** 7.678**	0.835 4.710**
1993	1,392	1.717	1.772	1.716	-2.068* -0.396	0.035 1.838	5.056** 6.719**
1994	1,619	1.408	1.359	1.347	2.114* 5.422**	2.745** 6.540**	1.671 1.590
1995	1,845	2.155	2.007	1.982	3.293** 7.561**	4.140** 8.763**	1.574 2.070*
1996	1,978	1.390	1.341	1.336	3.976** 6.589**	4.715** 7.601**	0.967 1.139
1997	2,098	3.079	3.007	3.012	3.891** 6.828**	4.133** 6.698**	-0.400 0.111
1998	2,178	6.445	6.438	6.331	0.249 1.006	4.069** 4.755**	5.513** 8.074**
1999	2,270	5.159	5.024	4.941	2.327* 5.637**	3.964** 7.416**	4.559** 5.017**

(注) 平均差検定のコラムでは、各年度における三予想の平均差の検定を行っている。各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。変数の定義については表3を参照されたい。

\*は5%水準で有意、\*\*は1%水準で有意。

/Harris/Park[1994], Brown[1997], 木下/久保[1999]), 規模(Brown[1997], 木下/久保[1999], 阿部[2000]), アナリストの人数(Brown[1997], 阿部[2000])などによって異なるという証拠が提示されている。とりわけI/B/E/S予想はコンセンサス予想であるので、アナリストの数はある程度多い方が望ましいとする見解もある(坂本[1996], 阿部[1999, 2002])。そこで以下では、サンプルを、年度別、業種別、I/B/E/Sアナリスト人数別、規模別によってそれぞれ分割し、三予想の精度を比較検証している<sup>9</sup>。

表5-1は、三予想精度を年度別に示したものである。サンプル数の少ない1987~1989年の期間は三予想精度の順位にバラつきが見られるが、サンプル数が500を超える1990年以降は、概ね東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S予想の順で精度が高い。ただし統計的有意性については、I/B/E/S予想と他の二つの予想との精度差が多く年度で有意であるのに対して、東洋経済予想と経営者予想の精度差の有意性は低い。表5-2は、三予想精度を業種別に示したものである。年度別分類のときと同様に、サンプル数が少ない業種では三予想精度の順位に若干のバラつきが見られるが、30業種中23業種で東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S予想の順で予想精度が高くなっている。

次に表5-3と表5-4は、三予想精度をそれぞれI/B/E/Sアナリスト人数別、企業規模別に示したものである。I/B/E/Sアナリスト人数が2人以上の場合には、I/B/E/S予想は他の二つ

表 5-2 業種別予想精度

業種 (証券コード協 議会中分類)	観測 値数	予想精度(%)			平均差検定		
		IBES ACC	MF ACC	TOYO ACC	IBESACC	IBESACC	MFACC
					MFACC	TOYOACC	TOYOACC
電気機器	1,722	3.133	3.090	3.030	1.274 5.340**	3.741** 7.007**	3.247** 4.268**
卸売業	1,663	2.964	2.953	2.917	0.407 2.792**	1.844 4.256**	3.729** 3.980**
機械	1,658	3.139	3.146	3.107	-0.222 3.479**	1.000 4.993**	2.777** 4.324**
建設業	1,637	3.405	3.260	3.215	3.219** 7.091**	4.524** 7.987**	2.624** 3.403**
化学	1,344	1.684	1.622	1.616	3.291** 4.040**	3.849** 4.593**	0.871 1.889
サービス業	914	2.591	2.477	2.429	1.444 3.996**	2.107* 5.537**	2.543* 2.588**
輸送用機器	913	2.992	2.854	2.808	3.358** 4.714**	4.398** 5.047**	1.787 1.963*
食料品	759	2.092	2.022	2.022	2.712** 2.185*	2.931** 2.850**	0.043 1.468
小売業	680	2.714	2.669	2.629	1.171 4.743**	2.416* 6.648**	2.667** 3.243**
繊維製品	622	4.389	4.345	4.350	0.640 0.038	0.758 1.046	-0.097 2.830**
金属製品	566	3.686	3.636	3.593	1.073 2.156*	2.322* 3.610**	1.661 3.342**
その他製品	557	3.661	3.508	3.466	1.929 2.699**	2.446* 4.274**	2.595* 3.586**
鉄鋼	484	3.784	3.841	3.780	-0.566 0.632	0.040 2.258*	2.795** 2.917**
陸運業	470	1.198	1.131	1.123	2.785** 3.018**	3.233** 3.313**	0.653 1.669
ガラス・土石製品	442	2.229	2.183	2.103	0.799 0.087	2.931** 1.162	1.966* 2.846*
医薬品	344	1.406	1.359	1.343	1.832 3.424**	3.335** 3.801**	1.235 1.546
非鉄金属	329	2.630	2.535	2.516	1.339 1.594	1.652 2.285*	1.581 1.047
倉庫運輸関連業	285	2.229	2.214	2.167	0.468 -0.180	1.812 0.512	1.450 1.644
不動産業	274	4.676	4.541	4.470	1.666 3.060**	2.668** 3.434**	1.590 1.051
精密機器	244	3.061	3.144	3.074	-0.837 0.732	-0.184 1.364	1.428 0.959
その他金融業	242	3.465	3.153	3.170	1.983* 5.400**	1.868 5.180**	-1.716 -2.094*
パルプ・紙	216	2.628	2.768	2.768	-0.873 1.115	-0.900 0.806	-0.005 -0.241
電気・ガス業	194	0.649	0.576	0.596	2.142* 1.442	1.684 1.302	-1.127 -0.876
海運業	167	2.376	2.333	2.328	0.435 1.204	0.489 1.620	0.619 0.848
ゴム製品	128	3.571	3.618	3.595	-0.347 -0.674	-0.179 -0.551	1.205 0.801
石油石炭製品	65	1.977	2.035	2.056	-0.468 1.408	-0.649 1.036	-1.240 -1.540
鉱業	63	2.533	2.294	2.272	0.624 -0.513	0.683 -0.240	1.159 1.363
水産・農林業	59	2.017	1.920	1.911	0.585 -1.101	0.677 -0.947	0.191 0.000
空運業	42	1.652	1.160	1.163	1.621 2.135*	1.612 2.107*	-0.545 -0.535
通信業	33	0.505	0.443	0.446	2.066* 2.153*	1.977* 1.939*	-0.523 -0.507

(注) 平均差検定のコラムでは、各年度における三予想の平均差の検定を行っている。各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。変数の定義については表3を参照されたい。

\*は5%水準で有意、\*\*は1%水準で有意。

表 5-3 I/B/E/S アナリスト人数別予想精度

I/B/E/S アナリスト 人数	観測 値数	予想精度(%)			平均差検定		
		<i>IBES</i> <i>ACC</i>	<i>MF</i> <i>ACC</i>	<i>TOYO</i> <i>ACC</i>	<i>IBESACC</i> <i>MFACC</i>	<i>IBESACC</i> <i>TOYOACC</i>	<i>MFACC</i> <i>TOYOACC</i>
1人	5,993	3.933	3.965	3.891	-1.500 -3.776**	2.192* 0.985	6.475** 9.938**
2人	2,488	3.681	3.529	3.503	4.585** 9.094**	5.644** 10.114**	2.485* 3.917**
3人	1,496	3.053	2.889	2.870	3.465** 6.542**	3.979** 7.227**	1.928 3.384**
4人	1,722	2.147	2.039	2.026	3.463** 6.308**	3.963** 6.945**	2.271* 3.060**
5人	1,474	1.839	1.763	1.751	2.131* 4.113**	2.548* 4.566**	1.408 1.905
6~7人	1,620	1.456	1.392	1.385	3.288** 7.217**	3.878** 7.397**	1.198 1.384
8~9人	877	1.359	1.290	1.292	4.673** 5.963**	4.510** 5.860**	-0.526 -0.471
10~11人	583	1.397	1.260	1.252	3.781** 5.746**	4.027** 6.571**	2.631* 3.103**
12~14人	538	1.094	1.009	1.011	3.915** 5.319**	3.836** 5.147**	-0.410 -0.972
15人以上	325	1.134	1.035	1.029	3.271** 3.599**	3.472** 4.178**	0.694 1.788

(注) 平均差検定のコラムでは、各年度における三予想の平均差の検定を行っている、各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている、変数の定義については表3を参照されたい。

\*は5%水準で有意、\*\*は1%水準で有意。

の予想より有意に精度が劣っている。I/B/E/S予想はコンセンサス予想であるのでアナリスト数がある程度多い方が望ましいとする見解があるが、I/B/E/S予想の他の予想に対する比較優位性はアナリストの人数とは無関係であるといえる。なおI/B/E/Sアナリスト人数が1人の場合に、I/B/E/S予想と他の二つの予想との間に大きな精度差が観察されないのは、I/B/E/Sアナリスト人数が1人のI/B/E/S予想には、東洋経済予想が多く含まれているからと考えられる。東洋経済予想と経営者予想とでは、アナリスト人数が4人以下の企業では東洋経済予想が経営者予想より有意に精度が高いが、5人以上の企業では両者に大きな差は見られない。また表5-4の規模別分類の結果は、I/B/E/Sアナリスト人数別の結果と類似しており、最小規模ポートフォリオ(P1)以外は、東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S予想の順で予想精度が高い。統計的有意性についても同様で、I/B/E/S予想は殆どのポートフォリオで他の二つの予想よりも有意に精度が低く、東洋経済予想と経営者予想とでは精度差の有意性が低下している。なお規模別の結果がI/B/E/Sアナリスト人数別の結果と類似しているのは、大企業ほど多くのアナリストによってカバーされているということによるものと考えられる。

以上の結果を要約すると、三予想の中ではI/B/E/S予想の精度が最も有意に低く、その結果は、サンプルを年度別、業種別、I/B/E/Sアナリスト人数別、規模別などで分割しても大きく変化しない。そして、東洋経済予想と経営者予想では、東洋経済予想の方が経営者予想よりも若干精度が高く、全サンプルではその差は統計的に有意であるが、サンプルを年度別、業種別、I/B/E/Sアナリスト人数別、規模別などで分割すると、両者の予想精度に統計的に有意な差はあまり見られない。このことから、我が国で利用可能な三予想利益の中では、I/

表 5-4 規模別予想精度

企業規模	観測値数	予想精度 (%)			平均差検定		
		<i>IBES ACC</i>	<i>MF ACC</i>	<i>TOYO ACC</i>	<i>IBESACC MFACC</i>	<i>IBESACC TOYOACC</i>	<i>MFACC TOYOACC</i>
P1 (最小)	1,712	7.344	7.398	7.228	-0.865 -2.264*	2.074* 2.953**	5.073** 8.873**
P2	1,712	4.488	4.440	4.381	1.414 1.411	3.669** 3.358**	3.684** 5.093**
P3	1,712	3.615	3.562	3.514	1.281 3.081**	2.719** 4.849**	2.762** 3.866**
P4	1,711	2.978	2.944	2.921	0.800 2.715**	1.436 2.967**	1.843 0.493
P5	1,711	2.867	2.794	2.772	1.765 3.884**	2.369* 4.961**	3.216** 3.607**
P6	1,711	2.078	1.978	1.970	4.179** 6.867**	4.710** 7.642**	0.923 2.072*
P7	1,711	1.663	1.551	1.548	4.071** 7.509**	4.224** 7.603**	1.074 1.427
P8	1,712	1.387	1.292	1.288	5.502** 7.725**	5.799** 8.245**	0.670 2.075*
P9	1,712	1.187	1.124	1.119	5.298** 6.137**	5.726** 6.602**	2.341* 2.195*
P10 (最大)	1,712	1.034	0.946	0.943	5.195** 7.058**	5.334** 7.768**	1.040 2.571*

(注) サンプルを企業規模に応じて、10個の同数のポートフォリオに分類している。P1は最小、P10は最大の規模を持つ企業のポートフォリオである。なお規模には、各年度の6月末時点における時価総額を用いている。平均差検定のコラムでは、各年度における三予想の平均差の検定を行っている。各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。変数の定義については表3を参照されたい。

\*は5%水準で有意、\*\*は1%水準で有意。

B/E/S予想の精度が最も低く、東洋経済予想と経営者予想では予想精度に大差はないといえる。

## 5.2 予想利益の価値関連性比較

表6パネルAとパネルBは、Ohlson[2001]評価モデルに基づく三予想利益モデル、*IBESMODEL*、*MFMODEL*、*TOYOMODEL*に用いられる変数の記述統計量と相関係数である。株価と、I/B/E/S予想、経営者予想、東洋経済予想の相関係数は、それぞれ0.285、0.307、0.305で、三予想の中ではI/B/E/S予想の株価との相関が最も低く、経営者予想と東洋経済予想の株価との相関は同程度である。

表7パネルAは、三予想利益モデルの推定結果を示している。*IBESMODEL*、*MFMODEL*、*TOYOMODEL*の株主資本簿価と予想利益の係数は全て統計的に有意に正であり、当期純利益の係数は、統計的有意性は低いものの全て負の値をとっている。これは、株主資本簿価と予想利益を所与とするとき、株式評価における当期純利益の役割は将来利益の成長性を暗示するものである(implied earnings growth indicator)という、Ohlson[2001]およびHand[2001]の理論的分析結果と一致している。

モデルの当てはまりの良さを示すadj.  $R^2$ を比較すると、*IBESMODEL*のadj.  $R^2$ が0.099と最も低く、*MFMODEL*と*TOYOMODEL*のadj.  $R^2$ はそれぞれ0.107、0.108でほぼ同じである。そこで*IBESMODEL*、*MFMODEL*、*TOYOMODEL*という競合する三予想利益モデルの優劣の差を、Vuong[1989]検定を用いて統計的に検証している。 $R^2$ やAICといったモ

表 6 予想利益モデルに用いられる変数の記述統計量と相関係数

パネル A: 記述統計量								
変数	観測値数	平均	標準偏差	最小	1Qr	中央値	3Qr	最大
$P_t/P_{t-1}$	16,720	0.9839	0.4331	0.2823	0.6589	0.9009	1.2136	3.3611
$B_t/P_{t-1}$	16,720	0.6104	0.4121	0.0213	0.3332	0.5174	0.7720	2.9060
$E_t/P_{t-1}$	16,720	0.0113	0.0561	-0.6163	0.0086	0.0188	0.0315	0.1534
$IBES_t/P_{t-1}$	16,720	0.0242	0.0231	-0.1135	0.0123	0.0220	0.0345	0.1619
$MF_t/P_{t-1}$	16,720	0.0249	0.0223	-0.0948	0.0125	0.0219	0.0342	0.1618
$TOYO_t/P_{t-1}$	16,720	0.0244	0.0225	-0.1000	0.0122	0.0217	0.0340	0.1618

パネル B: ピアソン相関係数

変数	$P_t/P_{t-1}$	$B_t/P_{t-1}$	$E_t/P_{t-1}$	$IBES_t/P_{t-1}$	$MF_t/P_{t-1}$	$TOYO_t/P_{t-1}$
$P_t/P_{t-1}$	1.000					
$B_t/P_{t-1}$	0.213	1.000				
$E_t/P_{t-1}$	0.073	-0.024	1.000			
$IBES_t/P_{t-1}$	0.285	0.295	0.418	1.000		
$MF_t/P_{t-1}$	0.307	0.339	0.329	0.915	1.000	
$TOYO_t/P_{t-1}$	0.305	0.321	0.371	0.934	0.979	1.000

(注) 変数の定義は以下のようである。

$P_t = t+1$ 期6月末の株価,  $B_t = t$ 期末の一株当たり株主資本簿価,  $E_t = t$ 期の一株当たり純利益,  $IBES_t = t+1$ 期6月に公表される  $t+1$ 期の一株当たり I/B/E/S 予想利益の平均,  $MF_t = t+1$ 期5月末までに公表される  $t+1$ 期の一株当たり経営者予想利益,  $TOYO_t = t+1$ 期6月に公表される  $t+1$ 期の一株当たり東洋経済予想利益。

表 7 予想利益モデルの価値関連性推定結果1

パネル A: 三予想モデルの推定結果						
推定モデル	Constant	$B_t/P_{t-1}$	$E_t/P_{t-1}$	Forecast	adj. $R^2$	#obs.
<i>IBESMODEL</i>	0.782 (128.22)**	0.143 (16.10)**	-0.247 (-3.10)**	4.842 (22.86)**	0.099	16,720
<i>MFMODEL</i>	0.777 (129.02)**	0.127 (15.38)**	-0.105 (-1.74)	5.265 (32.55)**	0.107	16,720
<i>TOYOMODEL</i>	0.778 (129.49)**	0.130 (15.88)**	-0.204 (-3.32)**	5.293 (32.73)**	0.108	16,720

パネル B: モデル選択検定の結果

比較モデル	Vuong[1989]検定による統計量
<i>IBESMODEL</i> vs <i>MFMODEL</i>	-4.423**
<i>IBESMODEL</i> vs <i>TOYOMODEL</i>	-5.079**
<i>MFMODEL</i> vs <i>TOYOMODEL</i>	-0.677

(注) 推定モデルは以下のようである。変数の定義については表6を参照されたい。

$$IBESMODEL: P_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 B_t/P_{t-1} + \alpha_2 E_t/P_{t-1} + \alpha_3 IBES_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$MFMODEL: P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 MF_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$TOYOMODEL: P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 TOYO_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

なおパネルAの Forecast のコラムには  $IBES_t/P_{t-1}$ ,  $MF_t/P_{t-1}$ ,  $TOYO_t/P_{t-1}$  がそれぞれのモデルに応じて入る。括弧内は White の標準誤差に基づく  $t$  値である。

Vuong[1989]検定とは、モデル選択基準に Kullback-Leibler 情報量基準を用いて、それを尤度比検定に応用することによって、競合するモデルのどちらのモデルがより真のデータ生成過程に近いかを検定するモデル選択検定である。検定統計量には標準化された尤度比を用い、それは漸近的に標準正規分布に従う。

\*は5%水準で有意,\*\*は1%水準で有意。

デル選択基準でもモデルの優劣を知ることができるが、その優劣の差が果たして統計的に有意な程の差であるかどうかは判らない。Vuong[1989]検定とは、競合するモデル間の優劣の差を統計的に検証するモデル選択検定である。その結果が表7パネルBに示されている。*IBESMODEL*は*MFMODEL*や*TOYOMODEL*よりも有意に劣っており、*MFMODEL*

表 8 予想利益モデルの価値関連性推定結果2

パネル A: 三予想モデルの推定結果							
推定モデル	$B_t/P_{t-1}$	$E_t/P_{t-1}$	Forecast	YEAR88-99 <sub>t</sub>	INDI-29 <sub>t</sub>	adj. R <sup>2</sup>	#obs.
IBESMODEL	0.060 (8.63)**	-0.137 (-3.05)**	4.028 (34.45)**	1459.6**	11.37**	0.566	16,720
MFMODEL	0.051 (7.45)**	-0.034 (-0.78)	4.430 (37.72)**	1471.7**	11.90**	0.572	16,720
TOYOMODEL	0.053 (7.72)**	-0.109 (-2.50)**	4.415 (37.63)**	1468.5**	11.87**	0.571	16,720

パネル B: モデル選択検定の結果	
比較モデル	Vuong[1989]検定による統計量
IBESMODEL vs MFMODEL	-4.953**
IBESMODEL vs TOYOMODEL	-5.261**
MFMODEL vs TOYOMODEL	0.245

(注) 推定モデルは以下のようである。

$$IBESMODEL: P_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 B_t/P_{t-1} + \alpha_2 E_t/P_{t-1} + \alpha_3 IBES_t/P_{t-1} + \alpha_4 YEAR88-99_t + \alpha_5 INDI-29_t + \epsilon_t$$

$$MFMODEL: P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 MF_t/P_{t-1} + \beta_4 YEAR88-99_t + \beta_5 INDI-29_t + \epsilon_t$$

$$TOYOMODEL: P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 TOYO_t/P_{t-1} + \gamma_4 YEAR88-99_t + \gamma_5 INDI-29_t + \epsilon_t$$

YEAR88-99<sub>t</sub> = 1988~1999年の年度ダミー変数, INDI-29<sub>t</sub> = 29業種の業種ダミー変数, 他の変数の定義については表6を参照されたい。なおパネルAのForecastのコラムには  $IBES_t/P_{t-1}$ ,  $MF_t/P_{t-1}$ ,  $TOYO_t/P_{t-1}$ がそれぞれのモデルに応じて入る。括弧内はWhiteの標準誤差に基づくt値, YEAR88-99<sub>t</sub>とINDI-29<sub>t</sub>のコラムはF値である。またVuong[1989]検定については表7を参照されたい。

\*は5%水準で有意, \*\*は1%水準で有意。

とTOYOMODELでは統計的に有意な優劣は見られない。

さらに、年度や業種による影響をコントロールするために、三予想利益モデルに年度ダミー変数(YEAR88-99)と業種ダミー変数(INDI-29)を追加して推定した結果が表8で示されている。結果は、係数については表7とほぼ類似しており、モデルの当てはまりの良さを示すadj. R<sup>2</sup>についても全体的に値は高くなっているもののモデル間の優劣に変化は見られない。三予想利益モデルのadj. R<sup>2</sup>はIBESMODELが0.566と最も低く、MFMODELとTOYOMODELはそれぞれ0.572と0.571でほぼ同じである。Vuong[1989]モデル選択検定による三予想利益モデルの優劣の結果も同様で、IBESMODELが最も劣っており、MFMODELとTOYOMODELでは統計的に有意な優劣は見られない。さらに本論文では省略しているが、サンプルをアナリスト人数や規模で分割した結果も、表7、表8と同様であった。

以上の三予想利益モデルの優劣の結果から、三予想の中ではI/B/E/S予想の価値関連性が最も低く、経営者予想と東洋経済予想の価値関連性は同程度であることがわかる。これは、三予想の中では経営者予想と東洋経済予想が同程度に株価に織り込まれており、I/B/E/S予想の織り込まれ方が最も低いことを意味している。つまり市場は、経営者予想と東洋経済予想をよく利用しており、I/B/E/S予想はあまり利用していないといえる。

## 6. おわりに

予想利益は、市場における期待利益の代理変数として、日米の研究において幅広く用いられているが、用いられるデータソースは日米間で大きく異なっている。米国では、予想利益として、I/B/E/S, Zacks, First Callといった複数のアナリスト予想の平均であるコンセンサス予想を用いるのが一般的であるのに対して、我が国では、米国同様のアナリストのコン

センサス予想以外に、より中立的立場にあると思われる出版社系アナリストの単独予想、そして経営者自らが公表する経営者予想の計三種類の予想利益が利用可能である。本論文の目的は、これら三種類の予想の精度と価値関連性を調査することによって、三予想の優劣および市場の三予想利用度を比較検証することである。

本研究では、最初に、アナリストのコンセンサス予想としてI/B/E/S予想、出版社系アナリストの単独予想として『会社四季報』の東洋経済予想、そして経営者が決算短信で公表する経営者予想の三種類の予想を用いて、その精度を比較している。結果は、予想精度に関しては、I/B/E/S予想は東洋経済予想や経営者予想よりも有意に精度が劣り、東洋経済予想と経営者予想では精度に大差は見られなかった。また、I/B/E/S予想はコンセンサス予想であるので、I/B/E/S予想にはアナリスト人数がある程度多い予想のみを用いるのが望ましいとする見解がある。そこで、サンプルをI/B/E/Sアナリスト人数別に分割して三予想の予想精度を比較しているが、結果は、I/B/E/S予想はアナリストの人数とは無関係に他の二つの予想よりも有意に精度が劣っていた。それ以外にも、サンプルを年度別、業種別、規模別などで分割して予想精度を比較したが、結果は同様で、I/B/E/S予想は三予想の中で最も精度が低く、東洋経済予想と経営者予想では精度に大きな差は見られなかった。

次に、市場の三予想の利用度を予想利益の価値関連性という観点から検証している。予想利益の価値関連性とは、予想利益と株価との統計的相関を企業評価モデルに基づいて検証するもので、株価との関連性の強い予想利益ほど株価によく織り込まれており、市場での利用度が高いと判断できるのである。結果は、三予想の中でI/B/E/S予想の価値関連性が最も低く、東洋経済予想と経営者予想の価値関連性には有意な差は見られなかった。これは、市場の東洋経済予想や経営者予想の利用度が高く、I/B/E/S予想の利用度が低いことを意味している。また年度や業種などの影響をコントロールした後の三予想の価値関連性の検証結果も同様であった。

これらの結果から、我が国において利用可能な三種類の予想利益の中では、東洋経済予想と経営者予想の精度が同程度で高くI/B/E/S予想の精度が最も低く、そして市場はそれら精度の高い予想を正しく識別して株価に織り込んでいるといえる。この結果は、米国では一般的であるコンセンサス予想の使用が我が国においては不適切であることを示すものであり、また経営者予想がPublic Informationとして無償で入手可能な我が国における、I/B/E/S予想、東洋経済予想といった有償のアナリスト予想の価値に疑問を生じさせるものである。

最後に、本研究では、次期予想利益について最も早く公表される、すなわち期首に近い時点で三予想を比較している。しかしながら、I/B/E/S予想は毎月改訂され、東洋経済予想も3カ月毎に更新される。また経営者予想に関しても、本決算と中間決算の年2回の定期公表に加え、予想修正が生じたときにはそれが随時公表される。今後はこれらの予想修正データを新たに収集して、三種類の予想の精度が期首から期末に向かってどのように変化し、また市場はそれをどのように織り込んで行くのかというメカニズムを解明する必要があるであろう。

(おおた こうじ)



## 注

1. 現在では、企業が公表した過去数年の決算短信は、東京証券取引所のウェブサイト (<http://www.tse.or.jp>) から閲覧可能であり、また最新の決算短信については、適時開示情報閲覧サービスによってはほぼリアルタイムで閲覧可能となっている。
2. その他にも、『日本経済新聞』や『日経金融新聞』などの新聞上で公表されるアナリスト予想(山田[1995], 後藤[1997]), また単独の証券会社が公表するアナリスト予想(城下[1984], Elton/Gruber[1990])を用いた研究などもみられる。
3. Ohlson[1995]において、「他の情報」とは、現在の財務諸表には反映されていないものの、株式評価において価値関連性があると考えられる情報を表している。
4. 経営者予想における業績予想の修正開示の目安は以下のようである。(i) 売上高については、新規予想値が直近予想値と比べて10%以上変動している、(ii) 経常利益については、新規予想値が直近予想値と比べて30%以上変動しており、かつ、その変動額が純資産額の5%以上である、(iii) 当期純利益については、新規予想値が直近予想値と比べて30%以上変動しており、かつ、その変動額が純資産額の2.5%以上である、(iv) 配当については、新規予想値が直近予想値と比べて20%以上変動していることである。なお直近予想値が存在しない場合には、前年度の実績値が代わりに用いられる。詳しくは、平成16年1月30日内閣府令第3号「会社関係者等の特定有価証券等の取引規制に関する内閣府令(平成元年2月3日大蔵省令第10号)」の第3条を参照されたい。
5. ただし、I/B/E/S予想の予想項目と予想期間はあくまで最大、最長の数であって、全ての企業についてこれらの数の予想が得られるわけではない。また、1991年2月から2001年1月までは、I/B/E/S予想の中に東洋経済予想が含まれていることにも注意が必要である。ちなみに、日経会社情報の予想は、I/B/E/S予想には含まれていない。
6. 全ての変数はScale Effectを緩和するために前期の株価でデフレートされている。Scale Effectについての議論は、Brown/Lo/Lys[1999]やGu[2005]を参照されたい。
7. 八証券市場とは、東京、大阪、名古屋、札幌、新潟、京都、広島そして福岡証券市場である。なお現在では、新潟と広島証券取引所は東京証券取引所に吸収合併(2000年3月)され、京都証券取引所は大阪証券取引所に併合(2001年3月)されている。
8. なお後に示す実証結果は、極値の除去1.0%、1.5%に対して頑健性がある。また、I/B/E/S予想には複数のアナリストによる予想利益の平均を用いているが、中央値を用いても得られる結果に大きな変化は見られなかった。
9. 企業規模には時価総額を用いている。

## 引用文献

- 阿部圭司[1999], 「アナリストによる利益予測と株価」『高崎経済大学論集』42(1), 33-49.
- 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』35(2), 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』38(1), 74-90.
- 石川貴志[1996], 「わが国における業績予想データの特性と市場の効率性の検証～利益予想データの活用法～」『証券アナリストジャーナル』34(4), 19-37.
- 石川博行[2001], 「利益の時系列特性と配当に対する市場の評価」『会計』160(6), 854-869.

- 石川博行[2002],「企業価値評価における配当の役割(2)」『経営研究』52(4), 125-154.
- 太田浩司[2002],「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」『証券アナリストジャーナル』40(3), 85-109.
- 木下俊宏, 久保直也[1999],「企業業績予測値のバイアス」『証券アナリストジャーナル』37(10), 77-93.
- 國村道雄[1980],「利益予測と会計情報」『企業会計』32(4), 494-500.
- 國村道雄[1984],「わが国企業の決算予想情報の特徴」『証券アナリストジャーナル』22(8), 9-30.
- 後藤雅敏[1997],「会計と予測情報」中央経済社.
- 坂本なおみ[1996],「コンセンサス利益予想の変化と株価」『証券アナリストジャーナル』34(3), 24-41.
- 城下賢吾[1984],「利益予測の正確性の比較」『六甲台論集』31(1), 17-27.
- 山田真弘[1995],「アナリスト予想のアナウンスメント効果に関する経験的証拠」『産業経理』55(3), 125-131.
- Barth, M.[2000], "Valuation-Based Accounting Research: Implications for Financial Reporting and Opportunities for Future Research," *Accounting and Finance* 40(1), 7-31.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman[2001], "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View," *Journal of Accounting and Economics* 31(1), 77-104.
- Brown, L.[1997], "Analyst Forecasting Errors: Additional Evidence," *Financial Analysts Journal* 53(6), 81-88.
- Brown, S., K. Lo, and T. Lys[1999], "Use of  $R^2$  in Accounting Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades," *Journal of Accounting and Economics* 28(2), 83-115.
- Conroy, R. and R. Harris[1995], "Analysts' Earnings Forecasts in Japan: Accuracy and Sell-Side Optimism," *Pacific-Basin Finance Journal* 3(4), 393-408.
- Conroy, R., R. Harris, and Y. Park[1993], "Published Analysts' Earnings Forecasts in Japan: How Accurate Are They?" *Pacific-Basin Finance Journal* 1(2), 127-137.
- Conroy, R., R. Harris, and Y. Park[1994], "Analysts' Earnings Forecast Accuracy in Japan and the United States," The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts.
- Dechow, P., A. Hutton, and R. Sloan[1999], "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model," *Journal of Accounting and Economics* 26(1), 1-34.
- Elton, E. and M. Gruber[1990], "Analysts' Expectations and Japanese Stock Prices," in *Japanese Capital Markets*, Elton, E. and M. Gruber ed., Harper & Row, 283-297.
- Gu, Z.[2005], "Scale Factor,  $R^2$ , and the Choice of Levels versus Returns Models," *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 20(1), 71-91.
- Hand, J.[2001], "Discussion of Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective," *Contemporary Accounting Research* 18(1), 121-130.
- Hand, J. and W. Landsman[2005], "The Pricing of Dividends in Equity Valuation," *Journal of Business Finance & Accounting* 32(3-4), 435-469.
- Higgins, H.[2002], "Analysts' Forecasts of Japanese Firms' Earnings: Additional Evidence," *The International Journal of Accounting* 37(4), 371-394.
- Holthausen, R. and R. Watts[2001], "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting," *Journal of Accounting and Economics* 31(1), 3-75.
- Lo, K. and T. Lys[2001], "Bridging the Gap between Value Relevance and Information Content," Working Paper, University of British Columbia.

- Ohlson, J.[1995], "Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11(2), 661-687.
- Ohlson, J.[2001], "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective," *Contemporary Accounting Research* 18(1), 107-120.
- Vuong, Q.[1989], "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses," *Econometrica* 57(2), 307-333.