

経営者予想とアナリスト予想の 精度とバイアス

関西大学商学部 太田 浩司
帝塚山大学経営情報学部 近藤 江美

要旨

本研究では、期中に公表される全ての経営者予想とアナリスト予想を用いて、その精度とバイアスについて検証している。なおアナリスト予想としては、比較的中立な立場である出版社系アナリストによる東洋経済予想と、セルサイド・アナリストによる複数の予想の平均値であるI/B/E/S予想の2種類の予想を用いている。結果は、わが国の業績予想では経営者予想が中心的な役割を果たしており、アナリスト予想は、経営者予想の精度とバイアスに大きな影響を受けていた。また、アナリスト予想の中では、中立的立場の東洋経済予想は、経営者予想のバイアスのある程度認識しており、期中を通じて経営者予想よりも楽観的バイアスの小さいより精度の高い予想を公表していた。一方、セルサイド・アナリストの平均値であるI/B/E/S予想は、むしろ経営者予想のバイアスを増大させており、期中を通じて経営者予想よりも楽観的バイアスの大きいより精度の低い予想を提供していた。

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¹。一方、日本では、従来、『会社四季報（東洋経済新報社刊行）』や『日経会社情報（日本経済新聞社刊行）』といった出版社系のアナリスト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 インターナショナル・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, IFIS, Quick といった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）²。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行う経営者予想の3種類の予想利益が利用可能なのである³。

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3種類の予想を用いて、その期中における精度とバイアスを比較している。次に、経営者予想公表前後のアナリスト予想の変化を調査することによって、経営者予想が2種類のアナリスト予想に与える影響を調査している。最後に、経営者予想のバイアスに与える様々な要因を調査し、それらの要因が経営者予想と2種類のアナリスト予想の差異にどのような影響を及ぼしているかを検証している。

なお本論文の構成は次のようである。第2節では先行研究のサーベイを行う。第3節ではリサーチ・デザインの説明を行う。第4節ではデータについて記述し、第5節では分析結果を議論する。最後に、第6節では本論文の総括を行う。

¹米国においても、コンセンサス予想以外に、Value Line社の公表する単独の利益予想を用いる研究は存在している。

²現在では、企業が公表した過去数年間の決算短信は、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ほぼリアルタイムで閲覧可能となっている。

³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 and Gruber（1990）；近藤・太田（2009）；太田（2009a））を用いた研究などもみられる。

2 過去の研究

2.1 3 予想の精度

わが国において利用可能である主要な予想利益としては、経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S 予想の3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76.7%が同じであると報告している。さらに、太田 (2002) では、大量サンプルを用いて、3月決算の全上場および店頭登録企業が1979-1999年の期間に公表した27,939個の期初の経営者予想と『会社四季報』6月号の東洋経済予想とを比較し、実に両者の81.5%が同一であるという証拠を提示している。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予想利益を掲載するようである。したがって、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 and Harris (1995) がある。彼等は、その先行研究であるConroy, Harris, and 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推測している。そこでConroy and 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推察している。これと同様の推察が、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拘わらず、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 and 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論じている。

最後に、経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S 予想の3予想利益を比較する研究としては、太田 (2005) がある。太田 (2005) では、一般事業会社を対象に、サンプル期間1987-1999年の3月決算企業の次期予想利益の精度を、3予想が最初に出揃う6月時点において比較している。そして、3予想利益の中では、東洋経済予想の精度が最も高いが経営者予想と大差はなく、I/B/E/S 予想の精度が最も低いという結果を報告している。そしてこの結果は、米国で一般的であるコンセンサス予想の使用が、わが国においては不適切であることを示唆するものであると論じている。

以上の先行研究から、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では、精度に大差はないものと考えられる。また、ほとんどの先行研究では、期首や期末といった、期中のある特定の一時点で3予想を比較しているが、実際にはこれらの予想は日々更新されている。したがって、3予想利益の精度やバイアスが、期首から期末に向かって相対的にどのように変化していくのかということを検証する必要があると思われる。

2.2 予想利益のバイアスに与える要因

日米における多くの先行研究は、経営者およびアナリストによる利益予想にはシステマティックなバイアスがあり、またそのバイアスは様々な要因と関連しているということを発見している。最初に、企業規模に関して、アナリスト予想に関する米国の先行研究では、企業規模がアナリストの利益予想バイアスと関連しており、小企業に対するアナリスト予想は大企業に対する予想よりも楽観的であるという報告がなされている (Brown 1997; Das, Levine, and Sivaramakrishnan 1998; Matsumoto 2002)。また、Choi and Ziebart (2004) は、経営者予想にもアナリスト予想と同様の規模に関する予想バイアスが存在するという証拠を発見している。一方、日本企業については、Ota (2006) が経営者予想バイアスに関する規模の影響について検証しており、企業規模が大きくなるほどその経営者予想が悲観的になるという結果を示している。

この規模に関する経営者予想バイアスの理論的説明としては、大企業の経営者は、自ら公表する利益予想を、利害関係者へのコミットメントであると意識していることが考えられる。したがって、彼らの予測は、その予想値に達しないことを恐れて控えめになりがちなのである。それに対して、小企業の経営者は、自ら公表する利益予想を次期の目標値であると意識しており、結果として、彼らの予測は楽観的になりがちなのである (Ota 2006)。

第二に、米国の先行研究では、高成長企業は悲観的な予想を公表する傾向があるとい

う報告がなされている。Matsumoto (2002) や Richardson, Teoh, and Wysocki (1999; 2004) は、企業の負のアーニングス・サプライズを回避する性向について調査し、高成長企業には、決算発表時にアナリストの期待を達成するために、直前のアナリスト予想を下方に誘導する傾向があるという証拠を示している。また、Choi and Ziebart (2004) は、経営者予想についてもアナリスト予想と同様に、高成長企業ほど悲観的な経営者予想を公表する傾向があるという結果を示している。一方、日本企業については、Ota (2006) が、企業の成長性と経営者予想バイアスの関連性について検証しており、高成長企業の経営者予想が悲観的であるという結果を示している。

これらの発見事項に対する説明としては、高成長企業が市場の期待利益を下回ったときに、市場がとりわけ大きく負に反応するということが挙げられる (Skinner and Sloan 2002; Bartov, Givoly, and Hayn 2002)。したがって、高成長企業は市場の期待を下回るのを回避するために、悲観的な利益予想を公表するものと考えられる。

第三に、英米における先行研究では、財政状態が悪化している企業の経営者は、過度に楽観的な予想利益を公表するという証拠が数多く提示されている。例えば Frost (1997) は、修正監査報告を受けた英国企業 81 社をサンプルにして調査を行い、財政状態が悪化した企業の経営者は将来業績について過度に楽観的な予想をしているという証拠を得ている。また米国企業について分析した Koch (2001) は、財政状態の悪化した企業の公表する予想利益が、そうでない企業の予想利益よりも過度に楽観的であり、アナリストはそのような予想利益を信用性の低い情報であるとみなしていると指摘している。これら 2 つの先行研究は単変量分析であるが、Irani (2000) は多変量分析を実施し、企業の予想利益に影響を及ぼす他の要因をコントロールした場合でも、予想利益の楽観度と財務的困窮度の間に正の相関があるということを示している。

一方、日本企業については、須田・太田 (2004) および太田 (2009b) が倒産企業を対象にして、それらの経営者が公表する業績予想の特性を分析しており、倒産企業の経営者による業績予想は、コントロール企業と比べてかなり楽観的である、アナリストは、経営者予想の楽観的バイアスがある程度は認知しているものの、完全には把握できていないという証拠を示している。また、Ota (2006) では、Ohlson (1980) の倒産確率モデルで推定した財務的困窮度と経営者による予想利益の楽観度には有意に正の相関があるということ、前期が赤字である企業の当期の経営者予想は黒字企業の経営者予想よりも楽観的であるという結果を報告している。

第四に、米国の先行研究からは、事後的な実現利益の利益水準がアナリスト予想の予想誤差と関連しているということを示す証拠が提示されている。例えば、Brown (2001) および Richardson, Teoh, and Wysocki (2004) は、実現利益が赤字であった企業に対するアナリスト予想は、黒字であった企業に対する予想よりも楽観的であるという結果を報告している。また、Eames, Glover, and Kennedy (2002) および Eames and Glover (2003) は、実現利益の水準が全サンプル企業の利益水準の中央値を上回るほどアナリスト予想はより悲観的となり、下回るほどより楽観的となるという証拠を示している。

この発見事項に対しては二つの理論的説明が考えられる。一つ目は、予期せぬイベントの発生から生じる正 (負) の利益ショックはより高い (低い) 利益水準を生み出し、

結果的にアナリストの予想が悲観的（楽観的）なものとなるというものである。二つ目は、企業の経営者によるビッグ・バスや市場の期待を上回ろうとする利益調整行動が、結果としてアナリスト予想の楽観性や悲観性につながるというものである。なお、日本企業を対象にして、実現利益の利益水準が利益予想に与える影響を調査をしている研究は、筆者の知る限り未だ存在していない。

第五に、米国における経営者予想バイアスに関する研究からは、サンプル期間によって異なる結果が報告されている。1960年代から1970年代初期のデータを用いた研究からは、経営者予想の楽観性を示す証拠が提示されている（McDonald 1973; Basi, Carey, and Twark 1976; Patell 1976; Penman 1980; Waymire 1984; Ajinkaya and Gift 1984）。しかしながら、1970年代後半から1980年代のデータを用いた研究からは、経営者予想の楽観性を示す証拠は発見されていない（McNichols 1989; Frankel, McNichols, and Wilson 1995）。さらに Bamber and Cheon (1998) では1981–1991年、Irani (2000) では1990–1995年の期間の経営者予想データを用いて、共に経営者予想の楽観性を検出している。この様に、サンプル期間によって経営者予想のバイアスに関する結果は異なっているのである。

そこで、Ota (2006) は、日本企業を対象に、1979–1999年の21年間の経営者予想誤差の年度別平均値と実質GDP成長率の関係を調査し、両者の変動パターンが酷似しており、その相関係数が0.863という非常に高い値となっているという結果を報告している。つまり、経営者予想は景気上昇期には悲観的になりがちで、逆に下降期には楽観的になる傾向があるのである。このことは、経営者が次期のマクロ経済的状况を正確に予測することができず、利益予想を現在の経済状況に基づいて行っていることを意味しており、経営者予想バイアスがマクロ経済的な景気動向から強い影響を受けていることを示唆している。

最後に、実証会計理論（Positive Accounting Theory）は、規制産業の経営者には、過度に儲かっているように見られるのを回避するために、報告利益を減少させるインセンティブが存在すると論じている（Watts and Zimmerman 1986）。これと同様の議論で、規制産業の経営者には、過度に儲かっている利益予想を公表することを回避するインセンティブがあると考えられる。したがって、規制産業の経営者予想は、他業種と比べて相対的に悲観的であることが予想される。Ota (2006) は、日本企業を対象に業種別の経営者予想誤差の平均値を調査し、規制産業に属する電気・ガス業と通信業は、他業種と比べて相対的に悲観的な利益予想を公表する傾向があるという結果を得ている。

本研究では、以上の先行研究の結果に基づいて、経営者予想バイアスの要因を、企業規模、成長性、財務的困窮、実現利益水準、マクロ経済的影響および業種に限定して、実証分析を行うこととする。

3 リサーチ・デザイン

3.1 予想精度とバイアスの測定

本研究では、3月決算企業を対象にして、次期の当期純利益に関する経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S予想の3予想の精度とバイアスを、3予想が最初に出揃う6月から実績値が公表される翌年5月までの12ヶ月間にわたって月次で調査している⁴。

3予想のデータソースとしては、最初に、I/B/E/S予想は「I/B/E/S Historical Data」から収集しており、このデータベースは、毎月第三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。次に、東洋経済予想は「会社四季報」から収集しており、「会社四季報」は、毎年四回、3月、6月、9月、12月の中旬（15日前後）に出版されており、予想の締め切りは各月10日頃と考えられる。最後に、経営者予想は、各社の発表した予想が公表日の翌日に「日本経済新聞財務欄」でまとめて掲載されるのでそれを収集している。なお、経営者予想は毎日公表されるので、I/B/E/S予想の更新日に合わせて、毎月第三金曜日の前日の木曜日までに公表された予想を、その月の経営者予想として取り扱っている。

予想精度は、3種類の予想利益と実際利益の差異の絶対値を期首の時価総額でデフレートした以下の推定式を用いて測定している。

≪ 予想精度 ≫

$$\begin{aligned} MFACC_{imt} &= |MF_{imt} - E_{it}|/P_{it} \\ TOYOACC_{imt} &= |TOYO_{imt} - E_{it}|/P_{it} \\ IBESACC_{imt} &= |IBES_{imt} - E_{it}|/P_{it} \end{aligned}$$

一方、予想バイアスの測定は、予想利益と実際利益の差異を期首の時価総額でデフレートした符号付きの尺度を用いて行っている。

≪ 予想バイアス ≫

$$\begin{aligned} MFERR_{imt} &= (MF_{imt} - E_{it})/P_{it} \\ TOYOERR_{imt} &= (TOYO_{imt} - E_{it})/P_{it} \\ IBESERR_{imt} &= (IBES_{imt} - E_{it})/P_{it} \end{aligned}$$

MF = 経営者の予想純利益; $TOYO$ = 東洋経済新報社（会社四季報）の予想純利益; $IBES$ = I/B/E/S社の予想純利益の平均値; E = 純利益の実現値; P = 期首の時価総額; 下添字の i, m, t は、それぞれ個別企業、月、年度を表している。なお、予想は全て一期先の予想である。

⁴³ 予想の予想項目、予想期間、更新頻度といった詳細な特徴については、太田（2005）表1を参照されたい。

3.2 経営者予想およびアナリスト予想が互いに与える影響

米国における先行研究では、経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響を直接的に調査するために、経営者予想公表前後のアナリスト予想の変化を検証し、経営者予想の公表がアナリスト予想に影響を与えているという証拠が示されている (Hassell, Jennings, and Lasser 1988; Baginski and Hassell 1990; Williams 1996). しかしながら、企業の経営者は、市場の期待としてのアナリストの業績予想を意識しており、経営者がアナリストの公表する予想値に合わせるように自らの予想を修正するという逆のシナリオも成り立つ。

そこで、経営者予想とアナリスト予想が互いに与える影響を調査するために、Hassell, Jennings, and Lasser (1988) に基づく以下の2種類の回帰モデルを用いて検証を行う。なお、アナリスト予想には、東洋経済予想とI/B/E/S予想の2種類の予想を用いる。

≪ 経営者予想およびアナリスト予想が互いに与える影響を検証するモデル ≫

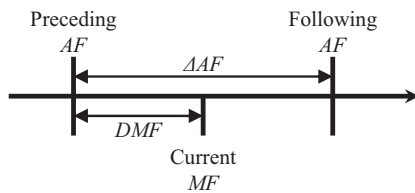
$$\Delta AF = \alpha_0 + \alpha_1 DMF + \varepsilon \quad (1)$$

$$\Delta MF = \beta_0 + \beta_1 DAF + \varepsilon \quad (2)$$

AF = 東洋経済予想とI/B/E/S予想の2種類のアナリスト予想; ΔAF = (Following AF - Preceding AF)/ P ; DMF = (Current MF - Preceding AF)/ P ; ΔMF = (Following MF - Preceding MF)/ P ; DAF = (Current AF - Preceding MF)/ P ; Current MF = 現在の経営者予想; Preceding AF = Current MF 公表前のアナリスト予想; Following AF = Current MF 公表後のアナリスト予想; Current AF = 現在のアナリスト予想; Preceding MF = Current AF 公表前の経営者予想; Following MF = Current AF 公表後の経営者予想; P = 期首の時価総額. なお予想値は全て次期の純利益予想である。

図1: 経営者予想およびアナリスト予想が互いに与える影響を検証するモデルのデザイン

(1) MF が AF に与える影響



(2) AF が MF に与える影響

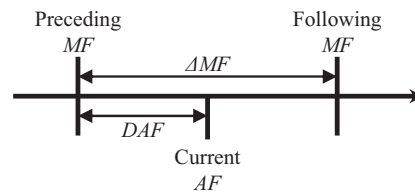


図1は、(1)(2)の検証モデルのデザインを図示したものである。(1)は、経営者予想がアナリスト予想に与える影響を調査するもので、経営者予想公表前後のアナリスト予想の変化を調査し、経営者予想の公表によってアナリスト予想がどのように変化しているかを検証するものである。一方、(2)は、その反対の回帰モデルで、アナリスト予想公表前後の経営者予想の変化を調査し、アナリスト予想の公表によって経営者予想がどのように変化しているかを検証するものである。

3.3 予想バイアスの決定要因

日米における先行研究からは、経営者およびアナリストの利益予想にはシステマティックなバイアスが存在することが報告されている。そこで本研究では、経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S予想の3予想におけるバイアスの決定要因を包括的に検証するために、先行研究で発見されている様々な要因を説明変数とする多変量分析を行う。具体的には、被説明変数として3予想の予想誤差、説明変数として、企業規模、成長性、財務的困窮、実現利益水準、マクロ経済的影響および業種に関連する変数を用いて、以下の回帰モデルを推定する。

≪ 予想バイアスの決定要因 ≫

$$FCST_ERR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SIZE_{it} + \gamma_2 \Delta SL_{it} + \gamma_3 BM_{it} + \gamma_4 DR_{it} + \gamma_5 LLOSS_{it} \\ + \gamma_6 \Delta E_{it} + \gamma_7 DE_{it} + \gamma_8 LOSS_{it} + \gamma_9 \Delta GDP_t + \gamma_{10} IND1-28_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$FCST_ERR$ = 3種類の次期純利益予想の6月、9月、12月、3月時点における予想誤差の平均値で、 MF_ERR （経営者予想誤差平均値）、 $IBES_ERR$ （I/B/E/S予想誤差平均値）、 $TOYO_ERR$ （東洋経済予想誤差平均値）の3つの変数をとる。なお、予想誤差は、予想利益から実績利益を差し引いたものを期首の時価総額でデフレートしている； $SIZE$ = 期首における時価総額の自然対数値； ΔSL = 前期から今期の売上高成長率； BM = 期首における簿価時価比率； DR = 期首における負債比率； $LLOSS$ = 今期純利益が赤字なら1、それ以外なら0のダミー変数； ΔE = 今期から次期の純利益成長率； DE = 次期の純利益が減益なら1、それ以外なら0のダミー変数； $LOSS$ = 次期の純利益が赤字なら1、それ以外なら0のダミー変数； ΔGDP = 今期から次期のGDP成長率； $IND1-28$ = 28個の業種ダミー変数。なお、下添字の*i*と*t*は、それぞれ個別企業と年度を表しており、前期、今期、次期は、それぞれ*t-2*、*t-1*、*t*期を意味している。

予想バイアスの要因に関する代理変数としては、企業規模については $SIZE$ 、成長性については ΔSL と BM 、財務的困窮については DR と $LLOSS$ 、実現利益水準に関しては ΔE 、 DE 、 $LOSS$ 、マクロ経済的影響については ΔGDP 、業種に関しては $IND1-28$ を用いている。

3.4 アナリスト予想と経営者予想の予想誤差の差異の要因

アナリスト予想と経営者予想の予想誤差には差があるので、その差異について以下の回帰モデルを用いて分析を行う。

≪ アナリストと経営者の予想誤差の差異の要因 ≫

$$\Delta AFMF_ERR_{it} = \delta_0 + \delta_1 SIZE_{it} + \delta_2 \Delta SL_{it} + \delta_3 BM_{it} + \delta_4 DR_{it} + \delta_5 LLOSS_{it} \\ + \delta_6 \Delta E_{it} + \delta_7 DE_{it} + \delta_8 LOSS_{it} + \delta_9 \Delta GDP_t + \delta_{10} IND1-28_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$\Delta AFMF_ERR$ = 東洋経済予想とI/B/E/S予想の2種類のアナリスト予想と経営者予想の予想誤差の平均値の差異で、 $\Delta TOYOMF_ERR = TOYO_ERR -$

MF_ERR と $\Delta IBESMF_ERR = IBES_ERR - MF_ERR$ の 2 つの変数をとる。他の変数の定義については、3.3 を参照されたい。

(4) の説明変数は (3) と同じで、被説明変数だけが、3 予想の予想誤差から、アナリスト予想と経営者予想の予想誤差の差異に置き換わっている。この回帰式は、アナリストが経営者予想バイアスの要因を認識しているかどうかを検証するためのものである。例えば、(3) の企業規模を表す変数 $SIZE$ は、経営者予想誤差に対して負の値を取ることが予想される。これは、小企業の経営者ほど楽観的な予想を公表する傾向があるということの意味しているが、もしアナリストがこのバイアスを知っていたならば、小企業の経営者予想を若干割引いて受け取るであろう。したがって、アナリストが経営者予想のバイアスに影響を与える要因を認識しているという仮定の下では、(4) の $SIZE$ の符号は、(3) とは反対に正となることが予想される。同様に、アナリストが経営者予想バイアスの要因を認識しているという仮定の下では、(4) の説明変数の符号は、全て (3) とは反対になることが予想される⁵。

4 データ

サンプルは、1992-2002 年の期間において、以下の基準で選択されている。

- (i) 上場企業および店頭登録企業である、
- (ii) 3 月決算企業、
- (iii) 一般事業会社（銀行、証券、保険を除く）、
- (iv) 経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S 予想の全てが期中を通じて得られる、
- (v) I/B/E/S 予想のアナリスト人数が 2 人以上である。

経営者予想については「日本経済新聞財務欄」、東洋経済予想については「会社四季報」、I/B/E/S 予想については「I/B/E/S Historical Data」からそれぞれ収集している。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」から収集している。

なお、1991 年 2 月から 2001 年 1 月までの期間の I/B/E/S 予想の中には、東洋経済予想が含まれている（太田 2005）。東洋経済予想は、全上場企業をカバーしているので、I/B/E/S 予想の中でアナリスト人数が 1 人である予想は、東洋経済予想であると考えられる⁶。そこで本研究では、中立的立場であるアナリストの予想と、セルサイド・アナリストによる予想の違いをより明確にするために、(v) の選択基準によって、I/B/E/S 予想のアナリスト人数が 2 人以上の予想にサンプルを限定している⁷。

⁵(4) の説明変数の符号が (3) の反対になるということは、(3) で $IBES_ERR$ や $TOYO_ERR$ を被説明変数とした場合の係数推定値が、 MF_ERR を被説明変数とした場合の係数推定値よりもゼロに近い値となるということと同じである。これは、(4) の被説明変数の定義から数学的に導かれる帰結である。

⁶I/B/E/S 予想でアナリスト人数が 1 人だけの予想を抽出して、それを東洋経済予想と比較したところ、両者の予想はほとんど同一であった。したがって、1991 年 2 月から 2001 年 1 月までの期間の I/B/E/S 予想で、アナリスト人数が 1 人だけの予想は、東洋経済が提供した予想であると判断して良いと思われる。

⁷I/B/E/S 予想のアナリスト人数が 2 人以上のサンプルであっても、その中にはやはり東洋経済予想が含まれているので、I/B/E/S 予想から東洋経済予想の影響を完全に除去できていないわけではない。また、I/B/E/S 予想のアナリスト人数が 1 人だけの企業というのは、小企業に偏っており、これらを除去してしまったために、本研究のサンプルには小企業が少なくなっていることには注意が必要である。

(i)～(iv)の選択基準によって、純利益について18,212企業年の3予想が得られ、さらに(v)の選択基準によって、最終的に12,257企業年の3予想が最終サンプルとして選択された。

最初に、表1パネルAは、年度別の観測値数を表している。観測値数は年度によって大きく異なり、最小は2002年の555個で、最大は1998年の1,678個である。経営者予想と東洋経済予想は全上場企業および店頭登録企業について入手可能であるので、この年度による観測値数のバラつきは、I/B/E/S予想のカバー状況に起因している。とりわけ、2001年以降観測値数が大きく減少しているが、これは、2001年2月以降のI/B/E/S予想から東洋経済予想が除かれていることに因るものと推測される。

次に、表1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73.2%が東証に、10.2%が大証に上場しており、店頭市場に登録している企業はわずか13.8%に過ぎないことがわかる。ちなみに、2002年時点における店頭登録企業が全上場・登録企業に占める割合は25.1%（930社/3,708社）であるので、サンプルには小企業が少なく、相対的に大企業が多く含まれているものと考えられる。パネルCによるサンプルの所属業種の割合については、2002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。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たものである。アナリストが2人の予想が全体の25.9%、3人の予想が15.3%と高い割合を占めており、両者を合わせて40%のI/B/E/S予想が、アナリスト人数が3人以下の予想であることがわかる。ちなみに、アナリスト人数の平均は5.18人であり、最大は1995年の西松建設の24人である。

5 実証結果

5.1 予想精度と予想バイアスの比較

図2は、3予想の予想精度（予想誤差の絶対値）の月次の推移を図示したものである。(a)はその平均値、(b)はその中央値の推移を示している。図2からは、期初の6月から実績値の公表される翌年5月にかけて、3予想とも月を追うごとに精度が高くなっていることがわかる。また、期中を通じて一貫して、東洋経済予想の精度が最も高く、次いで経営者予想の精度が高く、I/B/E/S予想の予想精度が最も低いことが見て取れる。表2は、3予想の予想精度の差を統計的に検証したものである。平均値差の検定からは、6月時点の経営者予想と東洋経済予想の予想精度の差が統計的に有意ではない(t 値 = 1.95)以外は、全て5%水準以上で有意となっており、統計的に見ても、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ことを示している。また、中央値差の検定では、3予想の揃う6、9、12、3月時点では、3予想の予想精度の差は全て1%水準で

表 1: サンプルの特徴

パネルA : 年度					
年度	観測値数	%	年度	観測値数	%
1992	807	6.6%	1998	1,678	13.7%
1993	876	7.1%	1999	1,356	11.1%
1994	851	6.9%	2000	1,227	10.0%
1995	1,145	9.3%	2001	915	7.5%
1996	1,304	10.6%	2002	555	4.5%
1997	1,543	12.6%	合計	12,257	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	8,969	73.2%	地方市場	33	0.3%
大証	1,256	10.2%	店頭市場	1,689	13.8%
名証	310	2.5%	合計	12,257	100.0%

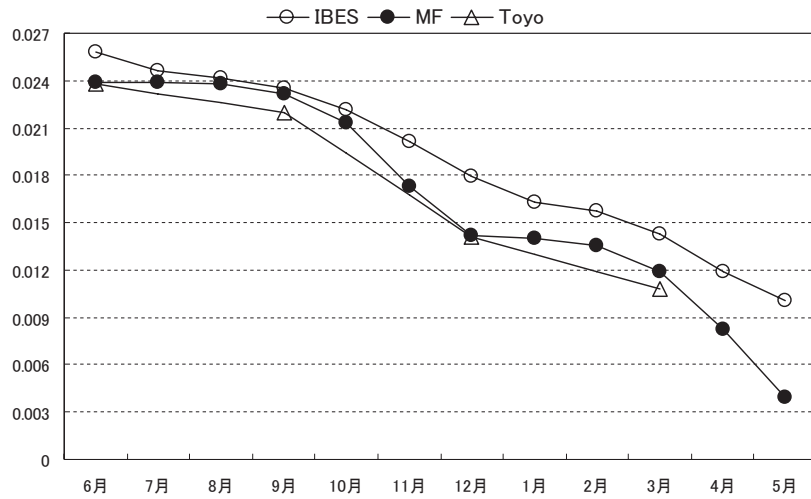
パネルC : 業種					
業種	観測値数	%	業種	観測値数	%
電気機器	1,372	11.2%	ガラス・土石製品	305	2.5%
建設業	1,228	10.0%	精密機器	236	1.9%
機械	1,113	9.1%	不動産業	230	1.9%
卸売業	1,111	9.1%	非鉄金属	228	1.9%
化学	1,013	8.3%	パルプ・紙	180	1.5%
サービス業	792	6.5%	電気・ガス業	155	1.3%
輸送用機器	664	5.4%	倉庫運輸関連業	122	1.0%
小売業	492	4.0%	海運業	100	0.8%
食料品	474	3.9%	ゴム製品	70	0.6%
その他製品	440	3.6%	石油石炭製品	56	0.5%
繊維製品	379	3.1%	水産・農林業	54	0.4%
医薬品	344	2.8%	通信業	50	0.4%
鉄鋼	334	2.7%	空運業	41	0.3%
陸運業	326	2.7%	鉱業	34	0.3%
金属製品	314	2.6%	合計	12,257	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	%
2人	3,178	25.9%	6~7人	1,613	13.2%
3人	1,879	15.3%	8~10人	1,292	10.5%
4人	1,740	14.2%	11~14人	856	7.0%
5人	1,363	11.1%	15人以上	336	2.7%
			合計	12,257	100.0%

(注) パネルCの業種は、証券コード協会の中分類（全33業種）に基づいている。

図 2: 経営者とアナリストの予想精度の期中における推移

(a) 3 予想精度の平均値の比較



(b) 3 予想精度の中央値の比較

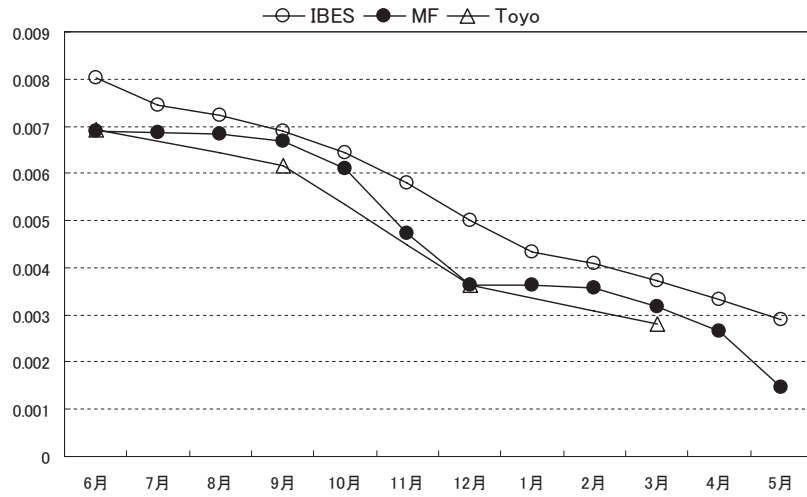


表 2: 月別予想精度の平均値と中央値の差の検定

月	平均値			中央値			平均値差検定			中央値差検定		
	IBES ACC	MF ACC	TOYO ACC	IBES ACC	MF ACC	TOYO ACC	IBES MF	IBES TOYO	MF TOYO	IBES MF	IBES TOYO	MF TOYO
6月	0.0258	0.0239	0.0238	0.0080	0.0069	0.0069	10.38**	11.05**	1.95	22.24**	23.08**	4.43**
7月	0.0246	0.0239		0.0074	0.0069		5.54**			10.00**		
8月	0.0242	0.0238		0.0072	0.0068		2.85**			0.57		
9月	0.0235	0.0231	0.0220	0.0069	0.0067	0.0062	2.64**	10.80**	12.82**	4.44**	16.60**	27.20**
10月	0.0221	0.0213		0.0064	0.0061		4.76**			1.75		
11月	0.0201	0.0173		0.0058	0.0047		13.52**			20.34**		
12月	0.0180	0.0142	0.0141	0.0050	0.0036	0.0036	21.16**	21.40**	2.19*	38.07**	38.69**	4.36**
1月	0.0162	0.0140		0.0043	0.0036		15.18**			21.40**		
2月	0.0157	0.0136		0.0041	0.0036		13.89**			15.44**		
3月	0.0143	0.0119	0.0108	0.0037	0.0032	0.0028	13.22**	19.47**	10.34**	10.46**	31.49**	26.12**
4月	0.0119	0.0083		0.0033	0.0026		17.85**			16.30**		
5月	0.0100	0.0039		0.0029	0.0015		27.06**			40.33**		

(注) 変数の定義は以下のようである。

$IBESACC_{mt} = |IBES_{mt} - E_{it}| / P_{it}$, $MFACC_{mt} = |MF_{mt} - E_{it}| / P_{it}$, $TOYOACC_{mt} = |TOYO_{mt} - E_{it}| / P_{it}$, $IBES = I/B/E/S$ 社の予想純利益の平均値, $MF =$ 経営者の予想純利益, $TOYO =$ 東洋経済新報社 (会社四季報) の予想純利益; $E =$ 純利益の実現値, $P =$ 期首の時価総額; 下添字の i, m, t は, それぞれ個別企業, 月, 年度を表している. なお, 予想は全て一期待の予想である.
 平均値差検定と中央値差検定のコラムでは, 各月における 3 予想精度の平均値差および中央値差の検定を, それぞれ Paired t -test と Wilcoxon signed rank sum test を用いて行っており, その検定統計量の t 値および z 値を載せている. * 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

有意となっている。

このように、予想精度の優位性は、①東洋経済予想、②経営者予想、③I/B/E/S予想の順番であるといえるが、経営者予想と東洋経済予想に関しては、期初の6月時点と中間決算発表後の12月時点では、両者の予想精度に大きな差は観察されない。これは、図2から視覚的に確認でき、また表2の統計的検定の有意性の低さからも伺える。

これらの結果は、期初時点における予想精度では、東洋経済予想の精度が最も高いものの経営者予想と大差はなく、I/B/E/S予想の精度が最も低いという、太田(2005)の検証結果と一致しており、さらに、この3予想の相対的優位性が、期中を通じて変わらないということを示している。

次に、図3は、3予想の予想バイアス(予想誤差)の月次の推移を図示したもので、(a)はその平均値、(b)はその中央値を表している。図3からは、3予想とも予想誤差が正の値をとっており、楽観的バイアスがあること、また、期初から期末にかけて3予想とも楽観的バイアスが小さくなっていることがわかる。3予想の楽観的バイアスの程度としては、(a)の平均値で見ると、6月から10月までは、経営者予想のバイアスがI/B/E/S予想のバイアスを幾分上回っており、東洋経済予想、I/B/E/S予想、経営者予想の順番で楽観的バイアスが小さいが、11月以降は、予想精度と同じく、東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S予想の順番となっている。一方、(b)の中央値で比較すると、期中を通じて一貫して、東洋経済予想のバイアスが最も小さく、次いで経営者予想、そしてI/B/E/S予想の予想バイアスが最も大きくなっている。表3は、3予想の予想バイアスの差を統計的に検証したものであるが、概ね有意な結果となっている。

このように、予想バイアスの優位性に関しても、予想精度ほど明確ではないが、①東洋経済予想、②経営者予想、③I/B/E/S予想の順番でバイアスが小さいといえる。

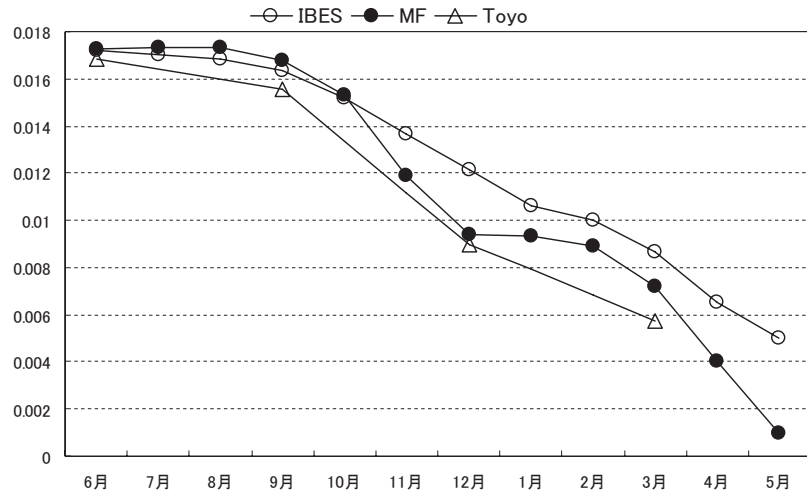
以上の結果を要約すると、予想の中では、期中を通じて、東洋経済予想の予想精度が最も高くかつ楽観的バイアスも最も小さい優れた予想であるといえる。一方、I/B/E/S予想は、予想精度が最も低くかつ楽観的バイアスも最も大きい劣った予想であり、経営者予想は、予想精度、バイアスともに両アナリスト予想の中間に位置する予想であるといえる。

5.2 経営者予想およびアナリスト予想が互いの予想に与える影響の結果

最初に、表4パネルAは、経営者予想がアナリスト予想に与える影響について調査するために、(1)を推定した結果である。アナリスト予想である東洋経済予想およびI/B/E/S予想の変化に対する経営者予想の係数は、共に統計的に有意な正の値となっている。しかしながら、それぞれの係数を見ると、東洋経済予想の変化に対する経営者予想の係数が0.9818であるのに対して、I/B/E/S予想の変化に対する経営者予想の係数は0.4857である。両者の係数推定値からは、経営者予想が、I/B/E/S予想よりも東洋経済予想に対してより強い影響を与えていることが伺われる。また、モデルの当てはまりの良さを示す $adj.R^2$ を見ると、東洋経済予想の $adj.R^2$ が0.964、I/B/E/S予想の $adj.R^2$ が0.784と、共に非常に高い値となっている。これは、東洋経済予想の変動の95%以上、そして

図 3: 経営者とアナリストの予想バイアスの期中における推移

(a) 3 予想バイアスの平均値の比較



(b) 3 予想バイアスの中央値の比較

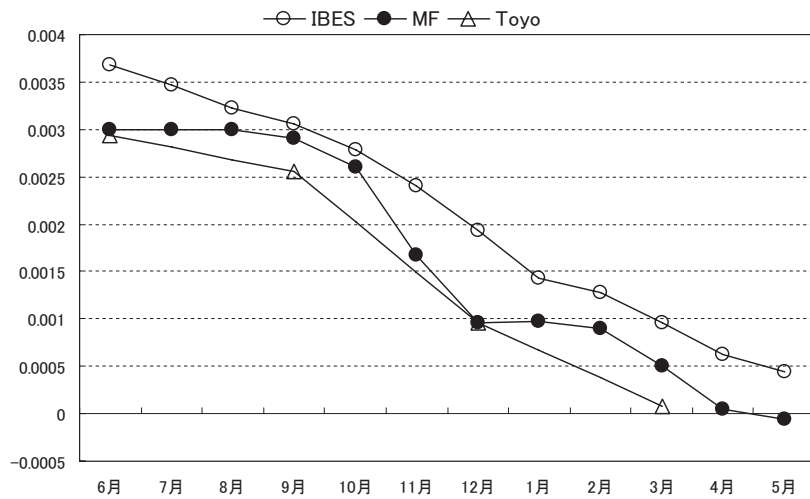


表 3: 月別予想バイアスの平均値と中央値の差の検定

月	平均値			中央値			平均値差検定			中央値差検定		
	$\frac{IBES}{ERR}$	$\frac{MF}{ERR}$	$\frac{TOYO}{ERR}$	$\frac{IBES}{ERR}$	$\frac{MF}{ERR}$	$\frac{TOYO}{ERR}$	$\frac{IBES}{MF}$	$\frac{IBES}{TOYO}$	$\frac{MF}{TOYO}$	$\frac{IBES}{MF}$	$\frac{IBES}{TOYO}$	$\frac{MF}{TOYO}$
6月	0.0172	0.0173	0.0168	0.0037	0.0030	0.0029	-0.18	1.97*	8.74**	6.62**	9.07**	10.82**
7月	0.0170	0.0173		0.0035	0.0030		-2.13*			3.32**		
8月	0.0168	0.0173		0.0032	0.0030		-3.50**			2.28*		
9月	0.0164	0.0168	0.0156	0.0031	0.0029	0.0026	-2.67**	5.09**	12.54**	6.49**	11.97**	24.35**
10月	0.0152	0.0153		0.0028	0.0026		-0.44			4.19**		
11月	0.0137	0.0119		0.0024	0.0017		7.94**			8.81**		
12月	0.0121	0.0094	0.0090	0.0019	0.0010	0.0010	13.57**	15.68**	6.15**	21.49**	23.17**	8.80**
1月	0.0106	0.0093		0.0014	0.0010		7.24**			8.93**		
2月	0.0100	0.0089		0.0013	0.0009		6.18**			3.39**		
3月	0.0087	0.0072	0.0057	0.0010	0.0005	0.0001	7.04**	14.66**	12.89**	1.50	23.12**	30.73**
4月	0.0065	0.0040		0.0006	0.0001		10.88**			2.04*		
5月	0.0050	0.0010		0.0004	-0.0001		16.43**			11.51**		

(注) 変数の定義は以下のようである。

$IBESERR_{mt} = (IBES_{mt} - E_t) / P_{it}$, $MFERR_{mt} = (MF_{mt} - E_t) / P_{it}$, $TOYOERR_{mt} = (TOYO_{mt} - E_t) / P_{it}$, $IBES = IBES$ の予想純利益の平均値; $MF =$ 経営者の予想純利益; $TOYO =$ 東洋経済新報社 (会社四季報) の予想純利益; $E =$ 純利益の実現値; $P =$ 期首の時価総額; 下添字の i, m, t は、それぞれ個別企業、月、年度を表している。なお、予想は全て一期的な予想である。

平均値差検定と中央値差検定の両方では、各月における3つの予想誤差の平均値差および中央値差の検定を、それぞれ Paired t -test と Wilcoxon signed rank sum test を用いて行っており、その検定統計量の t 値および z 値を載せている。 * 5%水準で有意 ** 1%水準で有意。

I/B/E/S 予想の変動の 80%近くが、経営者予想によって説明されるということを意味しており、経営者予想がアナリスト予想に対して非常に大きな影響を与えていることを示唆している。

次に、表 4 パネル B は、アナリスト予想が経営者予想に与える影響について調査するために、(2) を推定した結果である。経営者予想の変化に対する東洋経済予想および I/B/E/S 予想の係数は、共に統計的に有意な正の値となっている。しかしながら、モデルの当てはまりの良さを示す $adj.R^2$ を見ると、東洋経済予想の $adj.R^2$ が 0.071、I/B/E/S 予想の $adj.R^2$ が 0.018 と、(1) と比べて非常に低い値となっている。このことは、アナリスト予想が経営者予想の変動に対して、ほとんど説明力を有していないということの意味しており、アナリスト予想が経営者予想に対してほとんど影響を与えていないということを示唆している。

以上の結果から、わが国の業績予想では経営者予想が中心的な役割を果たしており、アナリストは経営者予想に追随する形で予想の修正を行っているといえる。つまり、アナリストは、経営者予想をたたき台にして、それに若干の修正を加えることによって自らの予想を形成しているといえる。

表 4: 経営者予想およびアナリスト予想が互いの予想に与える影響の検証結果

パネルA: 経営者予想がアナリスト予想に与える影響				
(1) $\Delta AF = \alpha_0 + \alpha_1 DMF + \varepsilon$				
アナリスト予想	α_0	α_1	$adj.R^2$	観測値数
東洋経済予想	-0.0002 (-3.90)**	0.9818 (164.17)**	0.964	13,777
I/B/E/S 予想	-0.0003 (-5.30)**	0.4857 (94.67)**	0.784	18,759

パネルB: アナリスト予想が経営者予想に与える影響				
(2) $\Delta MF = \beta_0 + \beta_1 DAF + \varepsilon$				
アナリスト予想	β_0	β_1	$adj.R^2$	観測値数
東洋経済予想	-0.0077 (-23.44)**	1.0548 (9.46)**	0.071	13,777
I/B/E/S 予想	-0.0064 (-8.93)**	0.1325 (8.69)**	0.018	18,948

(注) 変数の定義は以下のものである。

AF = 東洋経済予想と I/B/E/S 予想の 2 種類のアナリスト予想; $\Delta AF = (\text{Following } AF - \text{Preceding } AF) / P$; $DMF = (\text{Current } MF - \text{Preceding } AF) / P$; $\Delta MF = (\text{Following } MF - \text{Preceding } MF) / P$; $DAF = (\text{Current } AF - \text{Preceding } MF) / P$; $\text{Current } MF$ = 現在の経営者予想; $\text{Preceding } AF = \text{Current } MF$ 公表前のアナリスト予想; $\text{Following } AF = \text{Current } MF$ 公表後のアナリスト予想; $\text{Current } AF =$ 現在のアナリスト予想; $\text{Preceding } MF = \text{Current } AF$ 公表前の経営者予想; $\text{Following } MF = \text{Current } AF$ 公表後の経営者予想; $P =$ 期首の時価総額。なお予想値は全て次期の純利益予想である。

括弧内の数値は、White の t 値を示している。 * 5%水準で有意 ** 1%水準で有意。

5.3 予想バイアスの決定要因の結果

表 5 は、経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S 予想の 3 予想の予想バイアスの決定要因について調査するために、(3) を推定した結果である。それぞれの説明変数に対する先行

表 5: 予想バイアスの決定要因

$$(3) FCST_ERR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SIZE_{it} + \gamma_2 ASL_{it} + \gamma_3 BM_{it} + \gamma_4 DR_{it} + \gamma_5 LLOSS_{it} + \gamma_6 AE_{it} + \gamma_7 DE_{it} + \gamma_8 LOSS_{it} + \gamma_9 \Delta GDP_t + \gamma_{10} INDI-28_i + \varepsilon_{it}$$

説明変数	予想符号	被説明変数		
		<i>MF_ERR</i>	<i>TOYO_ERR</i>	<i>IBES_ERR</i>
<i>Intercept</i>	?	-0.0021 (-0.71)	-0.0051 (-1.81)*	-0.0060 (-1.73)
<i>SIZE</i>	-	-0.0004 (-2.09)*	-0.0002 (-0.81)	-0.0001 (-0.39)
<i>ASL</i>	-	-0.0029 (-2.58)**	-0.0019 (-1.84)	-0.0027 (-2.14)*
<i>BM</i>	+	0.0084 (8.69)**	0.0080 (8.40)**	0.0105 (8.30)**
<i>DR</i>	+	0.0114 (9.26)**	0.0100 (8.17)**	0.0110 (7.59)**
<i>LLOSS</i>	+	0.0363 (23.10)**	0.0334 (21.88)**	0.0375 (20.72)**
<i>AE</i>	-	-0.1720 (-12.54)**	-0.1664 (-12.39)**	-0.2138 (-11.26)**
<i>DE</i>	+	0.0076 (14.23)**	0.0070 (13.52)**	0.0090 (12.04)**
<i>LOSS</i>	+	0.0391 (22.96)**	0.0384 (22.81)**	0.0431 (21.48)**
<i>ΔGDP</i>	-	-0.0005 (-4.29)**	-0.0004 (-3.21)**	-0.0007 (-5.15)**
<i>INDI-28</i>		215.96**	209.62**	259.71**
adj. <i>R</i> ²		0.502	0.487	0.517
観測値数		12,139	12,139	12,139

(注) 変数の定義は以下のものである。

FCST_ERR = 3種類の次期純利益予想の6月, 9月, 12月, 3月時点における予想誤差の平均値で, *MF_ERR* (経営者予想誤差平均値), *TOYO_ERR* (東洋経済予想誤差平均値), *IBES_ERR* (I/B/E/S予想誤差平均値)の3つの変数をとる。なお, 予想誤差は, 予想利益から実績利益を差し引いたものを期首の時価総額でデフレートしている; *SIZE* = 期首における時価総額の自然対数値; *ASL* = 前期から今期の売上高成長率; *BM* = 期首における簿価時価比率; *DR* = 期首における負債比率; *LLOSS* = 今期純利益が赤字なら1, それ以外なら0のダミー変数; *AE* = 今期から次期の純利益成長率; *DE* = 次期の純利益が減益なら1, それ以外なら0のダミー変数; *LOSS* = 次期の純利益が赤字なら1, それ以外なら0のダミー変数; *ΔGDP* = 今期から次期のGDP成長率; *INDI-28* = 28個の業種ダミー変数。なお, 下添字の*i*と*t*は, それぞれ個別企業と年度を表しており, 前期, 今期, 次期は, それぞれ*t-2*, *t-1*, *t*期を意味している。

各セルの上段は係数推定値, 下段括弧内はWhiteの*t*値を示している。また, *INDI-28*は複数のダミー変数であるので, 係数推定値ではなくWhiteの共分散行列に基づくWald統計量の値を示している。

* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意。

研究に基づく予想符号が、最初の列に示されている。経営者予想の予想バイアスに関する結果を示す MF_ERR の列からは、説明変数の係数の符号が、予想符号と全て一致しており、また統計的にも全て有意であることがわかる。最初に、企業規模を表す $SIZE$ の係数は負 (-0.0004) であり、小企業ほどその利益予想が楽観的であるということを示している。次に、企業の成長性を表す ΔSL と BM の符号はそれぞれ負 (-0.0029) と正 (0.0084) であり、成長性が高い企業ほどより保守的な予想を公表するということを示している。第三に、財務的困窮を表す DR と $LLOSS$ の符号は共に正 (0.0114 と 0.0363) であり、財務的に困窮している企業ほど楽観的な予想を公表する傾向があるといえる。第四に、実現利益の影響に関する変数である ΔE , DE , $LOSS$ の符号は、それぞれ負 (-0.1720), 正 (0.0076), 正 (0.0391) であり、実現利益の変化額 (増益・減益) および水準 (黒字・赤字) が経営者予想のバイアスと関連しているということを示唆している。第五に、マクロ経済的影響を示す ΔGDP の係数は負 (-0.0005) であり、経営者予想は景気上昇期には悲観的、下降期には楽観的になる傾向があるということを示している。最後に、個別産業の影響を捉えるダミー変数 $IND1-28$ の詳細な結果は、表中では省略して Wald 検定の結果のみを示しているが、これらのダミー変数のほとんどが統計的に有意な値となっており、産業固有の予想バイアスが存在することを示唆している。

次に、東洋経済予想および I/B/E/S 予想の予想バイアスに関する結果を示す、 $TOYO_ERR$ および $IBES_ERR$ の列からは、各説明変数の係数の符号が、全て予想符号と一致しており、また統計的にも $SIZE$ と ΔSL を除いて全て有意であることがわかる。しかしながら、前節の検証結果からは、東洋経済予想および I/B/E/S 予想が、経営者予想から多大なる影響を受けているという証拠が示されている。このことを考慮すると、東洋経済および I/B/E/S の予想バイアスの結果は、アナリストが説明変数で表わされる様々な要因によってバイアスのある予想を行っているというよりも、むしろ経営者予想に引きずられる形で結果的にバイアスのある予想を公表しているものと推測される。つまり、東洋経済予想や I/B/E/S 予想のバイアスは、経営者予想に存在する予想バイアスを介して、間接的にこれらの要因と結び付いていると考えられるのである。

以上の結果から、経営者予想には、その予想誤差に影響を与える様々な要因があり、システムティックな予想バイアスが存在しているといえる。また、東洋経済や I/B/E/S といったアナリスト予想の予想誤差も、経営者予想を媒介としてこれらの要因と結び付いており、結果としてシステムティックなバイアスを有する予想となっているといえる。

5.4 アナリスト予想と経営者予想の予想誤差の差異の要因の結果

表6は、アナリスト予想と経営者予想の予想誤差の差異の要因について調査するために、(4)を推定した結果である。表5の結果に基づく、それぞれの説明変数に対する経営者予想バイアスの符号 (MF バイアス符号) が最初の列に示されている。東洋経済予想と経営者予想の予想誤差の差異の要因についての分析結果を示す $\Delta TOYOMF_ERR$ の列からは、説明変数の係数の符号が、経営者予想バイアスの符号と全て反対の符号をとっており、また BM を除いた全ての変数の係数が統計的に有意であることがわかる。

表 6: アナリストと経営者の予想差異の要因

$$(4) \Delta AFMF_ERR_{it} = \delta_0 + \delta_1 SIZE_{it} + \delta_2 \Delta SL_{it} + \delta_3 BM_{it} + \delta_4 DR_{it} + \delta_5 LLOSS_{it} + \delta_6 \Delta E_{it} + \delta_7 DE_{it} + \delta_8 LOSS_{it} + \delta_9 \Delta GDP_t + \delta_{10} INDI-28_i + \varepsilon_{it}$$

説明変数	MF バイ アス符号	被説明変数	
		$\Delta TOYOMF_ERR$	$\Delta IBESMF_ERR$
<i>Intercept</i>	?	-0.0030 (-3.83)**	-0.0038 (-2.03)*
<i>SIZE</i>	-	0.0002 (4.72)**	0.0003 (2.86)**
<i>ASL</i>	-	0.0010 (3.81)**	0.0002 (0.56)
<i>BM</i>	+	-0.0005 (-1.73)	0.0020 (2.42)*
<i>DR</i>	+	-0.0014 (-4.40)**	-0.0004 (-0.46)
<i>LLOSS</i>	+	-0.0029 (-8.64)**	0.0012 (1.62)
<i>AE</i>	-	0.0056 (2.26)*	-0.0418 (-5.00)**
<i>DE</i>	+	-0.0006 (-5.24)**	0.0010 (3.04)**
<i>LOSS</i>	+	-0.0008 (-2.45)*	0.0039 (4.98)**
<i>AGDP</i>	-	0.0001 (4.29)**	-0.0002 (-2.78)**
<i>INDI-28</i>		53.63**	76.89**
adj. R^2		0.059	0.117
観測値数		12,139	12,139

(注) 変数の定義は以下のようである。

$\Delta AFMF_ERR$ = 東洋経済予想と I/B/E/S 予想の 2 種類のアナリスト予想と経営者予想の予想誤差の差異で、 $\Delta TOYOMF_ERR = TOYO_ERR - MF_ERR$ と $\Delta IBESMF_ERR = IBES_ERR - MF_ERR$ の 2 つの変数をとる。他の変数の定義については、表 5 注を参照されたい。

各セルの上段は係数推定値、下段括弧内は White の t 値を示している。なお、*INDI-28* は複数のダミー変数であるので、係数推定値ではなく White の共分散行列に基づく Wald 統計量の値を示している。

* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意。

表5の分析結果からは、東洋経済予想にも経営者予想と同じ方向のバイアスがあることが示されているが、表6の結果は、東洋経済予想のバイアスの程度が、経営者予想よりも小さいということを意味している。例えば、表5では、企業規模を表す *SIZE* の符号は東洋経済予想、経営者予想ともに負 (-0.0002 と -0.0004) であり、小企業ほど利益予想が楽観的であるといえるが、表6の *SIZE* の符号が正 (0.0002) であるということは、東洋経済予想の企業規模に対するバイアスが、経営者予想のバイアスよりも緩和されているということを意味している。つまり、東洋経済予想は、経営者の予想バイアスと反対の方向に予想を若干修正することで、予想バイアスの度合いを軽減しているのである⁸。

一方、I/B/E/S 予想と経営者予想の予想誤差の差異の要因についての分析結果を示す $\Delta IBESMF_ERR$ の列では、*SIZE*、 ΔSL 、*DR* の係数が、経営者予想バイアスの符号 (MF バイアス符号) と反対の符号をとっている。ただし、統計的有意性は低く、唯一 *SIZE* の係数だけが有意となっている。それ以外の変数、*BM*、*LLOSS*、 ΔE 、*DE*、*LOSS*、 ΔGDP の係数は、全て経営者予想バイアスの符号と同じになっており、統計的にも *LLOSS* を除いて全て有意となっている。この結果は、I/B/E/S 予想は、経営者予想のバイアスを、むしろ助長する方向に予想を修正しているということを意味している。

以上のアナリスト予想と経営者予想の予想誤差の差異に関する検証結果は、東洋経済は、経営者予想のバイアスの要因をある程度認識しており、そのバイアスの度合いを若干緩和した予想を公表していることを示唆している。一方、I/B/E/S は、経営者予想の有するバイアスの度合いをむしろ増大させた予想を公表しているといえる。このことが、3 予想の中で、東洋経済予想が、精度が最も高く楽観的バイアスの最も小さい優れた予想であり、I/B/E/S 予想が、精度が最も低く楽観的バイアスの最も大きい劣った予想であることの理由であると考えられる。

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、わが国では、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3種類の予想利益が利用可能である。

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3種類の予想利益を用いて、その精度とバイアスを比較している。結果は、期中を通じて、東洋経済予想が、精度が最も高く楽観的バイアスが最も小

⁸ $\Delta TOYOMF_ERR$ は、*TOYO_ERR* から *MF_ERR* を差し引いたものであるので、表6の $\Delta TOYOMF_ERR$ の列の係数は、表5の、*TOYO_ERR* と *MF_ERR* の係数の差となる。したがって、係数の符号が反対になっているということは、*TOYO_ERR* の係数が *MF_ERR* の係数よりもゼロに近い、すなわちバイアスが小さいということを意味している。

さい優れた予想であり、I/B/E/S 予想は、精度が最も低くて楽観的バイアスも最も大きい劣った予想であった。また、経営者予想は、精度、バイアスの両方の観点で、両アナリスト予想の中間に位置していた。

第二に、経営者予想およびアナリスト予想が互いの予想に与える影響について検証している。結果は、経営者予想は、アナリスト予想である東洋経済予想の変動の95%以上、I/B/E/S 予想の変動の80%近くの説明力を有していた。逆に、アナリスト予想である東洋経済予想およびI/B/E/S 予想は、経営者予想の変動に対して、ほとんど説明力を有していなかった。これらの結果は、わが国のアナリストは、経営者の公表する利益予想の影響を多大に受けており、経営者予想をたたき台にしてそれに若干の修正を加えることで、自らの予想を形成しているということを示唆するものであるといえる。

第三に、経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S 予想のそれぞれの予想バイアスの決定要因について検証している。結果は、経営者予想は、企業規模、成長性、財務的困窮、実現利益水準、マクロ経済的影響および業種といった要因の影響を受けており、システマティックなバイアスを有していた。また、両アナリスト予想にも経営者予想と同じバイアスが検出されたが、これは、アナリストが経営者予想に追随することによって、間接的に生じたバイアスであると考えられる。

第四に、経営者予想と両アナリスト予想の予想誤差の差異の要因について検証している。結果は、東洋経済予想は、経営者の予想バイアスと反対の方向に予想を修正することによって、バイアスの度合いを軽減していたが、I/B/E/S 予想は、経営者予想のバイアスをむしろ助長する方向に予想を修正しており、バイアスの度合いを増大していた。

以上の結果から、わが国の業績予想では経営者予想が中心的な役割を果たしており、アナリスト予想は、経営者予想の精度とバイアスに大きな影響を受けているといえる。また、アナリスト予想の中では、中立的立場の東洋経済予想は、経営者予想のバイアスある程度認識しており、経営者予想よりもバイアスの小さいより精度の高い予想を公表していた。一方、セルサイド・アナリストによる利益予想の平均値であるI/B/E/S 予想は、むしろ経営者予想のバイアスを増大させており、経営者予想よりもバイアスの大きいより精度の低い予想を提供していた。

最後に、今後の課題について述べる。本研究では、1992年から2002年までのデータを用いて分析を行っているが、2008年のリーマン・ショック以降、金融市場の特性が大きく変化している可能性がある。また、近年、アナリストのコンセンサス予想は、アナリスト・レポート、新聞・雑誌記事、証券会社の投資情報等、多くの媒体で掲載されるようになっており、資本市場においてその重要性を増している。さらに、I/B/E/S以外にも、IFISやQuickといった競合する情報プロバイダーもその存在感を強めている。従って、今後は、より最近の、そしてI/B/E/S以外のコンセンサス・データも用いた分析を行い、本研究で得られた実証結果と同様の結果が得られるかどうかを再検証する必要があるであろう。

本研究は、(財)石井記念証券研究振興財団の平成22年度研究助成金(研22-04)の援助を受けて行ったものである。

参考文献

- Ajinkya, B. and M. Gift (1984), "Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations," *Journal of Accounting Research*, **22**(2), 425–444.
- Baginski, S. and J. Hassell (1990), "The Market Interpretation of Management Earnings Forecasts as a Predictor of Subsequent Financial Analyst Forecasts Revision," *The Accounting Review*, **65**(1), 175–190.
- Bamber, L. and Y. Cheon (1998), "Discretionary Management Earnings Forecast Disclosures: Antecedents and Outcomes Associated with Forecast Venue and Forecast Specificity Choices," *Journal of Accounting Research*, **36**(2), 167–190.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn (2002), "The Rewards to Meeting or Beating Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, **33**(2), 173–204.
- Basi, B., K. Carey, and R. Twark (1976), "A Comparison of the Accuracy of Corporate and Security Analysts' Forecasts of Earnings," *The Accounting Review*, **51**(2), 244–254.
- Brown, L. (1997), "Analyst Forecasting Errors: Additional Evidence," *Financial Analysts Journal*, **53**(6), 81–88.
- Brown, L. (2001), "A Temporal Analysis of Earnings Surprises: Profits versus Losses," *Journal of Accounting Research*, **39**(2), 221–241.
- Choi, J. and D. Ziebart (2004), "Management Earnings Forecasts and the Market's Reaction to Predicted Bias in the Forecast," *Asia Pacific Journal of Accounting and Economics*, **11**(2), 167–192.
- 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*.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan (1998), "Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, **73**(2), 277–294.
- Eames, M. and S. Glover (2003), "Earnings Predictability and the Direction of Analysts' Earnings Forecast Errors," *The Accounting Review* **78**(3), 707–724.

- Eames, M., S. Glover, and J. Kennedy (2002), "The Association between Trading Recommendations and Broker-Analysts' Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, **40**(1), 85–104.
- 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.
- Frankel, R., M. McNichols, and P. Wilson (1995), "Discretionary Disclosure and External Financing," *The Accounting Review*, **70**(1), 135–150.
- Frost, C. (1997), "Disclosure Policy Choices of UK Firms Receiving Modified Audit Reports," *Journal of Accounting and Economics*, **23**(2), 163–187.
- Hassell, J., R. Jennings, and D. Lasser (1988), "Management Earnings Forecasts: Their Usefulness as a Source of Firm-specific Information to Security Analysts," *The Journal of Financial Research*, **11**(4), 303–319.
- Higgins, H. (2002), "Analysts' Forecasts of Japanese Firms' Earnings: Additional Evidence," *The International Journal of Accounting*, **37**(4), 371–394.
- Irani, A. (2000). "Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts," *Accounting Enquiries*, **10**(1), 33–86.
- Koch, A. (2002), *Financial Distress and the Credibility of Management Earnings Forecasts*, Unpublished manuscript, CarnegieMellon University.
- Matsumoto, D. (2002), "Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises," *The Accounting Review*, **77**(3), 483–514.
- McDonald, C. (1973), "An Empirical Examination of the Reliability of Published Predictions of Future Earnings," *The Accounting Review*, **48**(3), 502–510.
- McNichols, M. (1989), "Evidence of Informational Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns," *The Accounting Review*, **64**(1), 1–27.
- Ohlson, J. (1980), "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research*, **18**(1), 109–131.
- Ota, K. (2006), Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan, In G. N. Gregoriou, and M. Gaber (eds.) (Ed.), *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, 267–294, Burlington, MA: Elsevier Press.
- Patell, J. (1976), "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests," *Journal of Accounting Research*, **14**(2), 246–276.
- Penman, S. (1980), "An Empirical Investigation of the Voluntary Disclosure of Corporate Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, **18**(1), 132–160.
- Richardson, S., S. Teoh, and P. Wysocki (1999), "Tracking Analysts' Forecasts over the Annual Earnings Horizon: Are Analysts' Forecasts Optimistic or Pessimistic?" *Working Paper*, University of Michigan.

- Richardson, S., S. Teoh, and P. Wysocki (2004), "The Walkdown to Beatable Analyst Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives," *Contemporary Accounting Research*, **21**(4), 885–924.
- Skinner, D. and R. Sloan (2002), "Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio," *Review of Accounting Studies*, **7**(2-3), 289–312.
- Watts, R. and J. Zimmerman (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Waymire, G. (1984), "Additional Evidence on the Information Content of Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, **22**(2), 703–718.
- Williams, P. (1996), "The Relation between a Prior Earnings Forecast by Management and Analyst Response to a Current Management Forecast," *The Accounting Review*, **71**(1), 103–115.
- 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.
- 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, **18**, 141–159.
- 太田 浩司 (2009a), 「アナリストレポートの実証分析 – 目標株価とレポート内容の分析を中心に –」, 証券アナリストジャーナル, **47**(11), 48–62.
- 太田 浩司 (2009b), 「倒産企業の財務ディスクロージャーの特徴 – 経営者予想の特性とアナリストの反応 –」, 商大論集, **61**(1), 43–64.
- 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.
- 近藤 江美・太田 浩司 (2009), 「アナリストによる株式推奨と利益予想の情報内容」, 証券アナリストジャーナル, **47**(11), 110–122.
- 後藤 雅敏 (1997), 「会計と予測情報」, 中央経済社.
- 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.
- 須田 一幸・太田 浩司 (2004), 「倒産企業の会計操作 (三) – 経営者による利益予想の分析 –」, 會計, **165**(6), 913–927.
- 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.