

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

利益平準化行動がアナリスト予想と 固有株式リターン・ボラティリティに及ぼす影響

なかのまこと たかすゆうすけ
中野誠・高須悠介

Discussion Paper No. 2012-J-6

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい。

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

利益平準化行動がアナリスト予想と 固有株式リターン・ボラティリティに及ぼす影響

なかのまこと たかすゆうすけ
中野誠*・高須悠介**

要 旨

本稿では、わが国において、経営者の利益平準化行動が資本市場参加者の情報解釈に及ぼす影響を検証している。プレーヤーとしては、情報発信者としての経営者、情報仲介者としての証券アナリスト、情報利用者としての投資家を想定する。第1分析として証券アナリストの利益予想行動に対して、利益平準化が及ぼす影響を分析する。第2分析として、利益アナウンスメントをイベントとした場合、固有株式リターン・ボラティリティ (idiosyncratic return volatility; IRV) に対して、利益平準化行動が及ぼしている影響を分析し、利益平準化行動の情報伝達機能を検証する。

第1分析では、経営者の保有する私的情報の伝達を通じて、利益平準化がアナリストの情報解釈力向上に貢献している点が明らかにされる。第2分析では、利益が平準化されている場合、利益サプライズが生じたとしても、投資家は短期間に当該サプライズ情報を織り込む点が明らかにされる。いくつかの追加分析、頑健性テストを実施したが、これらの結果に変わりはない。

本研究の分析結果は、利益平準化は市場参加者に対して、経営者の将来志向的な私的情報を伝達する機能を有している可能性を示唆している。加えて、利益平準化の私的情報伝達機能をイベント・スタディという新しい形で提示した点も、本研究の特徴といえよう。

キーワード：利益平準化、アナリスト予想、利益アナウンスメント、固有株式リターン・ボラティリティ、私的情報伝達機能

JEL classification: M41、G14

* 一橋大学大学院商学研究科教授 (E-mail: makoto.nakano@r.hit-u.ac.jp)

** 一橋大学大学院商学研究科博士課程 (E-mail: cd121006@g.hit-u.ac.jp)

本稿は、日本銀行金融研究所からの委託研究論文である。本稿を作成するに当たっては、匿名のレフェリーおよび金融研究所のセミナー参加者から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属する。

目 次

1. イントロダクション	1
2. 関連研究と仮説.....	3
(1) アナリスト予想.....	3
(2) 固有株式リターン・ボラティリティ (idiosyncratic return volatility)	5
3. リサーチ・デザイン.....	7
(1) 分析フレームワーク	7
イ. 利益平準化尺度の設定.....	7
ロ. 経営者の利益平準化行動とアナリスト予想 (仮説 1~3)	10
ハ. 経営者の利益平準化行動と市場参加者の利益情報解釈速度 (仮説 4)	15
(2) サンプルの抽出.....	20
4. 分析結果.....	24
(1) アナリストの利益予想に経営者の利益平準化行動が与える影響.....	24
(2) 利益サプライズに対する市場反応に経営者の利益平準化行動が与える影響 ..	27
5. 追加分析および頑健性分析	28
(1) 追加分析.....	28
(2) 頑健性分析	32
イ. 経営者による業績予想のコントロール	32
ロ. 利益平準化の代替的尺度	37
6. 結論と展望	38
【参考文献】	40

1. イントロダクション

本稿では、わが国において、経営者の利益平準化行動が資本市場参加者の情報解釈にいかなる影響を及ぼしているかを検証する。プレーヤーとしては、情報発信者としての経営者、情報仲介者としての証券アナリスト、情報利用者としての投資家を想定する。

第1分析として証券アナリストの利益予想行動に対して、第2分析として利益アナウンスをイベントとした場合の固有株式リターン・ボラティリティ (idiosyncratic return volatility; IRV) に対して、利益平準化行動がいかなる影響を及ぼしているかを分析し、利益平準化行動の情報伝達機能を検証する。

国際財務報告基準 (IFRS) に関する議論を含め、利益の質に対する経済界の関心が世界中で高まると同時に学術的実証研究も進みつつある (Francis *et al.* [2004]、Barth, Landsman, and Lang [2008])。利益の質については複数の視点から分析が行われており、複数の概念・計測尺度が存在する。例えば、Francis *et al.* [2004]は、会計発生高の質、持続性、予測可能性、平準化の程度、価値関連性、適時性、保守主義の程度という7つの概念・尺度を提示している。これらの論点に関して、欧米でも日本でも、多くの研究成果が蓄積されている (Kothari [2001])。本稿で取り上げる利益平準化についても、古くからその存在が指摘され、さまざまな研究がなされてきた (Hepworth [1953]、Gordon [1964]、Ronen and Sadan [1981]、Leuz, Nanda, and Wysocki [2003]、Tucker and Zarowin [2006]、Myers, Myers, and Skinner [2007]、McInnis [2010])。しかしながらわが国では、いくつかの例外的研究 (伊藤 [1996]、富田 [2004]、中島 [2008]、首藤 [2010]、Nakano and Takasu [2011]) を除けば実証的研究の蓄積は薄く、特に利益平準化のもたらす経済的帰結を扱った研究は少ない。加賀谷 [2011]は会計発生高の果たす役割には国際的に差異が存在しており、わが国において特に会計発生高が利益を平準化させる効果を有し、将来キャッシュ・フローに関する情報を包含する傾向にあることを指摘している。このことが事実であるならば、日本における利益平準化の果たす役割について理解を深めることは重要であると考えられる。

また実務に目を向けると、日米における経営者の財務報告に対する意識調査からは、経営者が利益平準化を選好することは明白である。米国においては、実に96.9%の経営者が、キャッシュ・フロー一定という仮定のもとで、平準化された利益経路 (smooth earnings path) を好むと回答している (Graham, Harvey, and Rajgopal [2005])。なぜ、経営者は利益平準化を行うのだろうか。この点については、日米に共通して、「アナリスト等の予想を容易にする」、という回答が上位の回答だった。この回答は、利益平準化に関する「経営者の意図」を反映しているものと考えるのが自然である。だが、「意図」と「実際」は一致しないの

が常である。はたして、経営者の「意図」は実際に達成されているのであろうか。

経営者の利益平準化行動に関して、既存研究では *garbling-view* と *information-view* の対立が想定されている。前者の *garbling-view* においては、経営者は私的便益を向上させるために報告利益を操作する主体として捉えられ、経営者の報告利益操作によって会計情報は混濁してしまう。一方、後者の *information-view* においては、経営者は GAAP の枠内で報告利益の時系列ボラティリティを抑制することで、私的情報を外部者に伝達するものと想定される。

この文脈に即した研究として、会計発生高によって平準化された利益が株主資本コストに与える影響を取り上げたものがある。Francis *et al.* [2004]は、インプライド資本コストを用いた分析の結果、経営者の利益平準化行動が投資家の期待リスク・プレミアムに負の影響を及ぼしていると主張している。すなわち、利益平準化行動によって、リスク・プレミアムが低下するという。一方で McInnis [2010]は、アセット・プライシング・テストを用いて、利益平準化行動と期待リスク・プレミアムの間に統計的に有意な関係が観察されないことを示している。利益平準化行動は、資本市場参加者にとって、情報を混濁させるものなのか、それとも有用なものなのか。過去の実証研究の結果は統一的な見解に至っていない。その意味で、利益平準化が市場参加者の情報解釈に与える影響は未解決問題である。

本稿では第 1 分析において、経営者の利益平準化行動が情報仲介者たる証券アナリストの予想行動・情報解釈力にいかなる影響を及ぼすのかを考察する。第 2 分析として、利益アナウンスをイベントとした場合、IRV に対して、利益平準化行動が及ぼしている影響を分析し、利益平準化行動の情報伝達機能を検証する。

本稿における主な分析結果は次のとおりである。(1) 他の要因をコントロールした上で、利益平準化程度とアナリストのコンセンサス予想値（中央値）に基づく利益予想精度との間には、正の関係が観察された。(2) 複数アナリストが存在する場合、利益平準化行動とアナリスト予想のクロスセクションのバラツキの間には、負の関係が観察された。(3) 他の条件を所与として、利益平準化程度とコンセンサス予想値の時系列ボラティリティは負の関係にある。これらは、裁量前利益ボラティリティなどの要因をコントロールした後でも、なお残存する効果である点が注目に値する。続く第 2 分析からは、(4) 利益平準化の程度が高い場合、利益サプライズが生じたとしても、投資家は短期間に当該サプライズ情報を織り込む点が明らかにされる。これは経営者の有する私的情報が利益平準化行動によって事前に部分的に伝達されているために、利益公表

サプライズが生じた際にも、市場はスピーディーに当該情報を解釈することができるものと考えられる。

本稿の貢献は、利益平準化行動が情報仲介者である証券アナリストならびに情報利用者である投資家へと、経営者の将来志向的な私的情報を伝達する機能を有している可能性を示唆した点にある。加えて、私的情報伝達機能をイベント・スタディという新しい形で提示した点も、本稿の特徴といえよう。

本稿の構成は次のとおりである。2 節において関連する研究を概観しつつ、仮説を提示する。3 節では、本研究のリサーチ・デザインを説明する。続く 4 節では、利益平準化がアナリストの予想行動に与える影響についての分析結果、および利益平準化と IRV の関係に関する分析結果を提示する。5 節では、追加分析および 4 節で得られた分析結果の頑健性に関して検証を行う。6 節では結論と今後の研究課題について述べる。

2. 関連研究と仮説

(1) アナリスト予想

アナリスト予想に関する先行研究は、複数の要因がアナリストの利益予想精度を規定する点を明らかにしている。例えば、企業特性としての企業規模に着目する研究としては、Brown [1997]が挙げられる。企業規模が大きいほど、企業情報へのアクセスが容易になり、アナリスト予想精度も高まる。Skinner and Sloan [2002]は市場評価 (PBR) が高い企業ほど、アナリスト予想は楽観的になり、予想誤差が大きくなる点を示している。企業の成長機会の大きさが、アナリストにとっての不確実要因になっているのかもしれない。

一方で、予想値を形成するアナリスト側の特性に着目する分析も蓄積されてきた。アナリストの経験が長いほど、当該セクターに関する能力やスキルがアップするために精度は向上する。また、アナリストが所属する証券会社の規模が大きいほど、動員可能な資源が多く、やはり精度は向上する。一方で、カバーする企業数・セクター数が増えると、タスクの複雑性が高まることから、精度は低下する (Clement [1999])。

いずれも、アナリストにとっての不確実性が高い状況下において、予想精度が低下する点が明らかにされている。さらに大日方 [2010]は、アナリストにとっての不確実性が大きい時、クロスセクションでみたアナリスト予想利益間のバラツキが大きくなる点も指摘している。

上記の研究は企業特性、アナリストの特性に着目している。それに対して、本研究は経営者の利益平準化行動がアナリスト予想に及ぼす影響に着目する点

に特徴がある。

利益平準化に関しては、大別して2つの見解が存在する (Tucker and Zarowin [2006])。第1の見解は、平準化を通じて、利益のうちの一時的な変動要素が取り除かれ、経営者が有する企業に関する私的情報 (private information) が外部に伝達され、外部投資家の将来利益、将来キャッシュ・フローの予測に資するというものである (Francis *et al.* [2004])。第2の見解は、利益を平準化することで報告利益が混濁する (garbling) というものである。経営者は報酬、経営者労働市場における自己のキャリア形成などを考慮に入れ、私的便益を高めるために、利益平準化を行うという見解である。この見解に立つ場合、平準化行動によって、報告利益の不透明度 (opacity) が高まってしまう。

このように、経営者の利益平準化行動に関して、既存研究では information-view と garbling-view の対立が想定されている。ただし、報告利益の平準化度合いは、(1) 経済実態の変化によって生じたものなのか、(2) 会計制度に起因するものなのか、(3) 意図的な利益操作によるものなのか、渾然一体として、峻別することが容易でないことも事実である (Dechow, Ge, and Schrand [2010])。本稿では、利益平準化行動を、利益調整行動によって報告利益ボラティリティを本来のボラティリティよりも低下させるような経営者行動と定義する。

一方で、経営者の財務報告に関しては、興味深いサーベイ調査が日米両国において、実施されている。米国の経営者の意識に関しては Graham, Harvey, and Rajgopal [2005]、日本の経営者の意識に関しては須田・花枝 [2008]の研究を挙げることができる。米国においては、実に96.9%の経営者が、キャッシュ・フローが一定という仮定のもとで、平準化された利益経路 (smooth earnings path) を好むと回答している (Graham, Harvey, and Rajgopal [2005])。日本のサーベイ調査では、「外部に報告する利益を平準化するために、企業価値を犠牲にする場合があります。例えば、投資プロジェクトの実行を見送ることなどがあげられます。それによって企業価値が損なわれるとすれば、貴社はどの程度、企業価値を犠牲にしてもよいと考えますか」という問いに対して、約35%が「少しなら犠牲にしてもよい」と回答している (須田・花枝 [2008] 62頁)。日米に共通して、経営者は変動性の高い利益経路 (bumpy earnings path) を嫌っている。

それでは、なぜ経営者は利益平準化を行うのか。その動機は何か。須田・花枝 [2008]では、その動機についても質問をしている。そして、(1) 配当を安定的に維持できる (62.5%)、(2) サプライヤーなどに事業の安定性を伝達する (55.2%)、(3) アナリストなどの予想を容易にする (41.5%)、という回答が上位回答だった。上位回答の1位 (安定配当) および2位 (事業の安定性の伝達) については、Nakano and Takasu [2011]が既に分析を行っている。本研究では、上

位回答 3 位に関して、経営者の「意図」が、はたして実際に達成されているのか否かを検証する。経営者の利益平準化行動は情報仲介者たる証券アナリストの予想行動・情報解釈にいかなる影響を及ぼすのであろうか。

われわれの想定は、利益平準化を通じて、経営者が有する私的情報が外部に伝達され、外部投資家の将来利益、将来キャッシュ・フローの予測に資するというものである (efficient communication of private information)。そのため、以下で提示される仮説は、経営者が 3 位に挙げた回答に直接的に対応している。すなわち、利益の予測可能性ないしは予想精度に関連する。今回、われわれは以下の仮説を設定して検証を行う。

仮説 1：他の要因を制御した状況で、利益平準化の程度が高い企業は、利益平準化の程度が低い企業よりも、アナリスト予想の平均的な精度が高い。

仮説 2：他の要因を制御した状況で、利益平準化の程度が高い企業は、利益平準化の程度が低い企業よりも、アナリスト間の利益予測のバラツキが小さい。

仮説 3：他の要因を制御した状況で、利益平準化の程度が高い企業は、利益平準化の程度が低い企業よりも、アナリストのコンセンサス予想の時系列ボラティリティが小さい。

仮説検証の方法は、アナリスト予想精度の平均値、アナリスト予想のバラツキ、コンセンサス予想の時系列ボラティリティを被説明変数として、さまざまな変数を制御したうえで、利益平準化尺度を主たる説明変数とする多重回帰分析を採用する。

(2) 固有株式リターン・ボラティリティ (idiosyncratic return volatility)

Campbell *et al.* [2001]によれば、1962 年から 1997 年の間、米国の株式リターンのボラティリティは大幅に上昇した。しかし、その要因は市場インデックス・ボラティリティにあるのではなく、IRV にあるという。それでは、なぜ IRV は上昇したのか。その後の研究は、その原因を探求しようと試みている。市場参加者特性の影響に着目した研究の代表例は Xu and Malkiel [2003]である。彼らは機関投資家の投資センチメントに説明を求め、機関投資家の株式保有比率が IRV

と相関している点を示した。

一方、企業の財務報告あるいは「情報の質」(information quality) との関係から、IRV を分析しようとした研究として、Rajgopal and Venkatachalam [2011]およびChen, Huang, and Jha [2012]を挙げることができる¹。Chen, Huang, and Jha [2012]は、IRV を説明するメカニズムとして、「情報の質」に着目した。経営者の財務報告上の裁量が会計情報の質を左右し、それが IRV に影響を及ぼしていると想定した。そして、裁量的会計発生高 (discretionary accruals) のボラティリティが高まると、IRV も上昇する点を実証的に明らかにした。

Rajgopal and Venkatachalam [2011]は、「利益の質」(earnings quality) に関する2つの指標と IRV の関係性を明らかにした。彼らの用いた「利益の質」の第1の指標は Dechow and Dichev [2002]の採用した指標である。裁量的会計発生高の5年間標準偏差で計測するものである。第2の指標は、裁量的会計発生高を二乗したものである。いずれの指標を用いた分析からも、「利益の質」の低下が IRV を高めている点が析出された。

Rajgopal and Venkatachalam [2011]ならびに Chen, Huang, and Jha [2012]は共通して、「情報の質」という点から IRV を説明しようとして試みている。本研究もその研究潮流に沿うものである。過去の利益平準化行動が、経営者の私的情報を投資家へと伝達し、投資家にとっての情報の質あるいは情報環境を向上させる。そのために利益平準化の程度が高いほど、利益アナウンス (j=0 日) というイベントに際して、市場参加者の情報解釈速度が速く、IRV (j=+2~+10 または+30, +60) が低下する。以上の議論を踏まえて、次のような仮説を設定する。

仮説 4: 利益平準化の程度が高い企業は、利益平準化の程度が低い企業よりも、決算発表後の IRV が小さい。

information-view に立つと、経営者の有する私的情報の一部は、過去の利益平準化行動によって部分的に伝達されている。そのため情報環境が向上し、利益サプライズが生じた際にもスピーディーに当該情報を解釈することができるも

¹ わが国においても、奥田・北川[2011]が利益の質と IRV の関係性について分析を行っている。彼らは利益の質の代理変数の1つとして、利益平準化を用いており、利益が平準化されているほど、IRV が低下する傾向にあることを報告している。彼らの研究と本研究との違いとしては、彼らは IRV の推定ウィンドウとして7月から翌年6月までの12ヵ月間を用いている一方で、本研究では利益公表日の2日後から10日後、30日後、60日後という比較的短い推定ウィンドウを用いていることが挙げられる。このように推定ウィンドウを短くすることによって、利益サプライズに対する市場の反応をより適切に捉えることができると考えられる。

のと想定することができる。

3. リサーチ・デザイン

(1) 分析フレームワーク

イ. 利益平準化尺度の設定

本稿では、利益平準化行動を、利益調整行動によって報告利益ボラティリティを本来のボラティリティよりも低下させるような経営者行動と定義する。そして、報告利益ボラティリティを裁量前利益ボラティリティで除した値を利益平準化の程度を示す代理変数として扱う。この値が小さいほど、当該企業の経営者は利益平準化行動を積極的に行っていると考えられる。この尺度と同様の尺度を用いている先行研究としては、*Hunt, Moyer, and Shevlin [2000]*が挙げられる。この尺度と類似した変数としては、*Leuz, Nanda, and Wysocki [2003]*や *Francis et al. [2004]*が用いている報告利益ボラティリティを営業キャッシュ・フロー・ボラティリティで除したものがある。

裁量前利益 (*pre discretionary income; PDI*) を測定するためには、報告利益に占める利益調整部分を特定しなければならない。本稿では経営者の利益調整行動が会計的裁量行動を通して行われると想定する。会計的裁量行動の代理変数としては、会計利益とキャッシュ・フローの差額である総会計発生高 (*total accruals; TAC*) のうち、経営者の利益調整動機から生じると考えられる裁量的会計発生高 (*discretionary accrual; DAC*) を用いる。その算出のため、まず *TAC* を定義する必要がある。この *TAC* を算出する上で、先行研究では2通りの手法が用いられている。1つはキャッシュ・フロー計算書から入手可能な営業活動からのキャッシュ・フロー (*cash flow from operations; CFO*) をキャッシュ・フローととらえ、会計利益から *CFO* を控除することによって *TAC* を算出する手法である。いま1つは、貸借対照表項目から *TAC* を推計する手法である。前者の手法を用いるためにはキャッシュ・フロー計算書から *CFO* を入手する必要があるが、日本企業のキャッシュ・フロー計算書が一般に利用可能となったのは2000年3月期以降である。加えて、後述するが、*t* 期の利益平準化行動の代理変数を算出する際には、*t-4* 期から *t* 期までの5年間の *CFO* 情報が必要となる。これらの要件を踏まえると、実際に分析を行うことが可能となる期間が2004年3月期以降となってしまい、分析期間が限られてしまうことになる。そのため、本稿では、貸借対照表項目から *TAC* を推計する後者の手法を用いることとする。

本研究では *Gómez, Okumura, and Kunimura [2000]* や *首藤 [2010]* を踏襲し、(1)式を用いて TAC_t を算定する。この算定モデルでは、貸借対照表上の流動項目を

中心とする短期会計発生高と固定項目を中心とする長期会計発生高に分けて、 TAC_t を計算する（浅野 [2009]）。

$$TAC_t = \frac{(\Delta CA_t - \Delta Cash_t) - (\Delta CL_t - \Delta FI_t) - (\Delta Allow_t + Dep_t)}{A_{t-1}} \quad (1)$$

A_{t-1} : t-1期末時点の総資産

ΔCA_t : t期の流動資産変動額

$\Delta Cash_t$: t期の現金同等物変動額

ΔCL_t : t期の流動負債変動額

ΔFI_t : t期の資金調達項目変動額

$\Delta Allow_t$: t期の長期性引当金変動額

Dep_t : t期の減価償却費

資金調達項目 = 短期借入金+コマーシャル・ペーパー+1年以内返済の
長期借入金+1年以内返済の社債・転換社債

長期性引当金 = 売上債権以外の貸倒引当金+退職給付引当金+役員退職
慰労引当金+債務保証損失引当金+その他長期引当金

本稿では(1)式²から算定される TAC_t を会計利益から控除することによって、 CFO_t を算出する。ここで TAC_t を控除する会計利益として、いかなる会計利益を用いるべきであろうか。米国企業を対象とした先行研究の多くでは特別損益控除前利益（net income before extraordinary items; *NIBE*）が広く用いられている。ただし、周知のとおり、米国では extraordinary item に含めることができるのは、material, and both unusual and infrequent (nonrecurring)な項目に限定されており、きわめて例外的なケースである（Kieso, Weygandt, and Warfield [2009] p.46）。そのため、日本基準の特別損益項目の多くは、米国の net income before extraordinary item に包摂されている可能性が高い（中野・高須 [2011]）。この可能性を考慮し、本研究では TAC_t を控除する会計利益として当期純利益 (net income; NI_t) を用いる。

つづいて、回帰モデルを用いて非裁量的会計発生高（non-discretionary accrual; *NDAC*）の予測値を推定する。本稿では回帰モデルとして Kothari, Leone, and Wasley [2005]が提示したモデルを用いる。具体的には以下の(2)式を産業・年別に推定する。

² キャッシュ・フロー計算書において、営業活動によるキャッシュ・フローの算出に用いられている方法は、現在のところ大半が「間接法」である。(1)式は、間接法を用いて会計利益から営業活動によるキャッシュ・フローを算出するときの主要な調整項目（流動資産変動額や流動負債変動額、引当金変動額、減価償却費など）を用いて、会計利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差額である会計発生高を推計している。

$$TAC_{ij} = \delta_0 + \delta_1(1/A_{it-1j}) + \delta_2(\Delta S_{ij} - \Delta REC_{ij}) + \delta_3 PPE_{ij} + \delta_4 ROA_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

TAC_{ij}	= 産業iに属する企業jのt期の会計発生高
A_{it-1j}	= 産業iに属する企業jのt-1期末末総資産
ΔS_{ij}	= 産業iに属する企業jのt期売上高増減額÷産業iに属する企業jのt-1期末総資産
ΔREC_{ij}	= 産業iに属する企業jのt期売上債権増減額÷産業iに属する企業jのt-1期末総資産
PPE_{ij}	= 産業iに属する企業jのt期末償却性有形固定資産÷産業iに属する企業jのt-1期末総資産
ROA_{ij}	= 産業iに属する企業jのt期税引後経常利益÷産業iに属する企業jのt-1期末総資産

$NDAC_t$ は、推定された回帰式に各企業のデータを入れることによって求められる。そして、 TAC_t から $NDAC_t$ を控除したものが、 DAC_t である。 DAC_t がプラスであれば増加型の利益調整を、マイナスであれば減少型の利益調整を行っているとして解釈される。

この推定プロセスをまとめると次のようになる。まず (1) 式を用いて、各企業の TAC_t を推計する。次に (2) 式を用い、産業・年ごとのデータをプールして、個別企業の TAC_t を個別企業の $1/A_{t-1}$ と $(\Delta S_t - \Delta REC_t)$ 、 PPE_t 、 ROA_t に回帰する。こうして求められた TAC_{ij} の理論値を通常の会計プロセスの下で平均的に計上されるであろう会計発生高 ($NDAC_t$) とみなす。そして、実現値である TAC_t とその $NDAC_t$ との差を、経営者の利益調整部分 (DAC_t) とみなす。そのうえで、裁量前利益 (PDI_t) を以下のように定義する。

$$PDI_t = NI_t - DAC_t \quad (3)$$

このようにして算出された PDI_t と NI_t のそれぞれの当期を含む過去5年間時系列ボラティリティ (標準偏差) を測定し、 NI ボラティリティ (VNI_t) を PDI ボラティリティ ($VPDI_t$) で除することによって得られる値を利益平準化の程度の代理変数とみなす。加えて、複数の先行研究は、産業効果と年次効果がこの代理変数に与える影響をコントロールするため、産業・年別に観測値を上記の変数によって降順に順位付けし、その順位を産業・年別の観測数で除した値を、当該企業の利益平準化尺度としている (例えば、Tucker and Zarowin [2006]、Habib,

Hossain, and Jiang [2011]、Sun [2011])。本稿でもこれら先行研究を踏襲し、産業効果および年次効果をコントロールした利益平準化の代理変数を算出し、本稿で用いる利益平準化行動の代理変数 (Income Smoothing; IS) として定義する。以下の表 1 は、この基準化手法の具体例を提示している。この IS_t が大きいほど、利益が平準化されていることを意味する。

表 1 利益平準化行動の代理変数の基準化方法

××年3月期〇〇産業			
	$VNI/VPDI_t$	ランク	IS_t
企業A	0.1	5	1.0
企業B	0.9	1	0.2
企業C	0.6	2	0.4
企業D	0.2	4	0.8
企業E	0.4	3	0.6

備考:

IS_t は $VNI/VPDI_t$ を産業・年ごとに降順にランク付けし、各企業に付されたランクを当該産業・年に含まれる企業数で除することによって得られる値であり、本稿における経営者の利益平準化行動の代理変数である。

ロ. 経営者の利益平準化行動とアナリスト予想 (仮説 1~3)

本稿は経営者の利益平準化行動が市場の利益情報解釈能力に与える影響を分析する。上記の目的を達成するために、本稿では 2 つの分析を行う。1 つは、アナリストによる利益予想を市場参加者の期待の代理変数とみなし、経営者の利益平準化行動がアナリストの利益予想に及ぼす影響に関する分析である。いま 1 つは、企業による利益アナウンスに注目し、利益平準化行動が市場参加者の利益情報解釈速度に及ぼす影響を分析する。

経営者の利益平準化行動とアナリスト予想の関係性について分析をする上で、本稿ではアナリストの利益予想精度、利益予測のバラツキ、予想改定の大きさの 3 点に注目する。

(イ) アナリストの利益予想精度 (仮説 1)

経営者の利益平準化行動がアナリストの利益予想精度に与える影響を分析するためには、利益予想精度の代理変数を設定する必要がある。本稿では、I/B/E/S SUMMARY HISTORY から入手可能なアナリストの 1 株当たり利益のコンセンサス予想データを用い、その予測値と実績値との誤差を予測精度の尺度として

導入する。具体的には以下の (4) 式のように予測誤差を定義し、算出する。また先行研究 (Behn, Choi, and Kang [2008]、He, Sidhu, and Tan [2010]) に倣い、利益予想公表時点の株価をデフレーターに用いている。

$$FE_t = \frac{AEPS_t - FEPS_t}{P_t}$$

$$Abs.FE_t = |FE_t| \quad (4)$$

$Abs.FE_t$: t年3月期一株当たり利益の予測誤差

$|\bullet|$: 絶対値オペレーター

$AEPS_t$: t年3月期一株当たり利益の実績値

$FEPS_t$: 利益アナウンス直前時点におけるt年3月期一株当たり利益
のアナリストのコンセンサス予想値 (中央値)

P_t : FEPS_t公表時点における株価

$FEPS_t$ および $AEPS_t$ 、 P_t はいずれの変数も I/B/E/S SUMMARY HISTORY から収集している。I/B/E/S は毎月第 3 金曜日が訪れる週の火曜日に収録される月次データである。ここで、本稿における利益アナウンス直前時点とは、t+1 年 3 月から t+1 年 6 月までの 4 ヶ月間のなかで t+1 年 3 月期利益が公表される直前に収録された利益予想データを指している³。(4) 式を用いて算出した t+1 年 3 月期 1 株当たり利益の予測誤差 ($Abs.FE_{t+1}$) を、本分析に用いるアナリストの利益予想精度の代理変数とする

利益予想精度に影響を与えうるその他のファクターをコントロールするため、以下の (5) 式を用いて OLS 回帰を用いて分析を行う。

$$Abs.FE_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 IS_t + \beta_2 VPDI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LN(PBR_t) + \beta_5 LN(D/E_t) + \beta_6 LN(COV_{t+1}) + \beta_7 LOSS_t + \sum_{i=1}^{24} \alpha_i Industry_i + \sum_{i=1}^{11} \alpha_{i+24} Year_i + \varepsilon_t \quad (5)$$

被説明変数は $Abs.FE_{t+1}$ 、主たる説明変数は IS_t であり、その他の説明変数はコントロール変数である。Brown [1997] はアナリストの利益予想誤差と企業規模に

³ 例えば、t+1 年 5 月末に利益が公表された企業の場合、t+1 年 5 月の第 3 金曜日が訪れる週の火曜日に I/B/E/S に収録された t+1 年 3 月期 1 株当たり利益予想値を分析に用いている。

負の相関があることを報告している⁴。企業規模が大きくなるほど、一般に入手可能な情報は増加し、その結果、利益の予想精度が向上すると考えられる。ゆえに企業規模の代理変数として、 t 期末株式時価総額の自然対数値 ($SIZE_t$) をコントロール変数に加える。成長企業は将来に対する不確実性が高く、予測が困難であると考えられる。市場からの成長期待を代理する PBR_t (t 期末時価総額 ÷ t 期末純資産簿価) の自然対数値 ($LN(PBR_t)$) をコントロール変数に加える。また Skinner and Sloan [2002] は、市場評価が高い株式ほど投資家の利益予測が楽観的になる可能性があることを指摘しており、この点に関しても $LN(PBR_t)$ を用いてコントロールしている⁵。さらに、 PDI の変動性が高い企業ほど、将来の利益を予測することは困難であると考えられるため、 $VPDI_t$ もコントロール変数として加える。他にも先行研究 (Behn, Choi, and Kang [2008], He, Sidhu, and Tan [2010]) において用いられてきたコントロール変数、 t 年 3 月期末時点における負債・純資産比率の自然対数値 ($LN(D/E_t)$)、 $FEPS_{t+1}$ 公表時点におけるアナリストのフォロー人数に 1 を加えた値の自然対数値 ($LN(COV_{t+1})$)、 t 年 3 月期の当期純利益がマイナス (当期純損失) である場合には 1 をとり、それ以外の場合には 0 をとるダミー変数 ($LOSS_t$) をモデルに含めている。また、年度効果および産業効果をコントロールするため、年度ダミー ($Year$) と産業⁶ダミー ($Industry$) を組み入れている。

(ロ) アナリスト間の利益予想のバラツキ (仮説 2)

本節ロ、(イ) では利益アナウンス直前のコンセンサス予想値を用い、その予想値と実績値との差を予想精度と捉えた分析モデルを構築している。ここでは、利益アナウンス直前時点におけるアナリスト間の利益予想のバラツキに対して、

⁴ 他にもアナリストの予測利益の絶対額が大きい企業ほど、予測誤差が小さくなることを報告しているが、予測利益の絶対額と $SIZE_t$ の間に多重共線性が強く疑われたため、本稿では予測利益の絶対額をモデルに含んでいない。

⁵ ただし、このことは市場評価が高い株式ほど FE_t が低下する可能性を指摘しているのであり、市場評価の高さと予想精度 ($Abs.FE_{t+1}$) の関係性は自明ではない。もし元々アナリストの利益予測に下方バイアスが存在するのであれば、予測が楽観的になるほど、 $Abs.FE_{t+1}$ は低下するかもしれない。この点については、先行研究ではアナリスト予想には一般に楽観的傾向があるとする証拠が挙げられており (この点は Kothari [2001] に詳しい)、アナリスト予想に下方バイアスが備わっているという仮定は先行研究と整合的ではない。また、 FE_{t+1} の平均値はマイナスであり (表 2)、これはアナリスト予想に上方バイアス (楽観的傾向) が存在することと整合的である。一方で FE_{t+1} の中央値は正の値をとっている (22~23 頁の表 2)。しかしながら、年度ごとに FE_t の平均値の推移をプロットしたところ (17 頁の図 1)、 FE_t に上方バイアスが存在している可能性、つまりアナリスト予想に上方バイアスが存在している可能性が示唆された。

⁶ 産業分類には日経業種中分類 (36 業種) を用いている。

経営者の利益平準化行動が及ぼす影響について分析を行うため、利益予想のバラツキの代理変数を設定する。

本稿では利益予想のバラツキの代理変数として、Behn, Choi, and Kang [2008] を基に t+1 期の利益アナウンス直前時点における各アナリストの 1 株当たり利益予想値の標準偏差を同時点の株価で除した値を用いる ((6) 式)。

$$DISP_{t+1} = \frac{STD(FEPS_{t+1})}{P_t} \quad (6)$$

$DISP_{t+1}$: t+1年3月期利益のアナウンス直前時点におけるt+1年3月期一株当たり利益予想値のアナリスト間でのバラツキ

$STD(FEPS_{t+1})$: t+1年3月期利益のアナウンス直前時点におけるt+1年3月期一株当たり利益予想の標準偏差

P_t : $STD(FEPS_{t+1})$ と同時点における株価

アナリスト間での利益予想値のバラツキに影響を与えうるその他のファクターをコントロールするため、以下の (7) 式の OLS 回帰を用いて分析を行う。

$$DISP_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 IS_t + \beta_2 VPDI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LN(PBR_t) + \beta_5 LN(D/E_t) + \beta_6 LN(COV_{t+1}) + \beta_7 LOSS_t + \sum_{i=1}^{24} \alpha_i Industry_i + \sum_{i=1}^{11} \alpha_{i+24} Year_i + \varepsilon_t \quad (7)$$

被説明変数は $DISP_{t+1}$ 、主たる説明変数は IS_t であり、その他の説明変数はコントロール変数である。これらコントロール変数の定義は (5) 式に用いられた変数と同様である。

(ハ) 予想改訂の大きさ (仮説 3)

本節ロ、(ロ) では 1 時点 (具体的には利益アナウンス直前時点) における利益予想値のアナリスト間でのバラツキを捉えた分析モデルを構築している。ここでは、時系列でのコンセンサス予想値の変動の大きさに対して、経営者の利益平準化行動が及ぼす影響について分析を行う上でのモデル構築をする。

本稿では時系列でのコンセンサス予想の変動の大きさを捉える上で、t 年 3 月

期利益のアナウンス直後⁷から 12 ヶ月間の t+1 年 3 月期 1 株当たり利益に関する
 コンセンサス予想の標準偏差を用いている。この値をデフレートするため、t 年
 3 月期利益のアナウンス直後に I/B/E/S に収録された株価を用いる ((8) 式)⁸。

$$VCON_{t+1} = \frac{STD(CON_{t+1})}{P_t} \quad (8)$$

$VCON_{t+1}$: t年3月期一株当たり利益アナウンス後12ヶ月間のt+1年3月期
 一株当たり利益に関するコンセンサス予想値の変動の大きさ

$STD(CON_{t+1})$: t年3月期一株当たり利益アナウンス後12ヶ月間の
 t+1年3月期一株当たり利益に関するコンセンサス予想値
 の標準偏差

P_t : t年3月期一株当たり利益アナウンス直後にI/B/E/Sに収録された株価

コンセンサス予想値の変動に影響を与えうるその他のファクターをコントロ
 ールするため、以下の (9) 式の OLS 回帰を用いて分析を行う。

$$VCON_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 IS_t + \beta_2 VPDI_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LN(PBR_t) + \beta_5 LN(D/E_t) \\
 + \beta_6 LN(AveCOV_{t+1}) + \beta_7 LOSS_t + \sum_{i=1}^{24} \alpha_i Industry_i + \sum_{i=1}^{11} \alpha_{i+24} Year_i + \varepsilon_t \quad (9)$$

被説明変数は $VCON_{t+1}$ 、主たる説明変数は IS_t であり、その他の説明変数はコ
 ントロール変数である。これらコントロール変数の定義は $LN(AveCOV_{t+1})$ を除き、
 (5) 式に用いられた変数と同様である。 $LN(AveCOV_{t+1})$ は $STD(CON_{t+1})$ が計測さ
 れる期間における当該企業のアナリストの平均フォロー人数に 1 を加えた値の
 自然対数値である。

⁷ I/B/E/S は毎月第 3 金曜日が訪れる週の火曜日に収録される月次データであるため、それ
 以前に利益が公表された場合には翌月からの 12 ヶ月間、それ以降に利益が公表された場合
 には翌々月からの 12 ヶ月間が標準偏差の算出期間となる。

⁸ 例えば、t 年 6 月から t+1 年 5 月までのコンセンサス予想値から標準偏差を算出する場合、
 t 年 6 月時点の株価をデフレーターとして用いている。

ハ. 経営者の利益平準化行動と市場参加者の利益情報解釈速度（仮説 4）

経営者の利益平準化行動が市場参加者の利益情報解釈速度に及ぼす影響を分析する上で、本稿では利益アナウンス後の *IRV* に注目する。

IRV は当該企業株式の固有株式リターンの変動性として定義されるため (Xu and Malkiel [2003]、Chen, Huang, and Jha [2012]、Rajgopal and Venkatachalam [2011])、固有株式リターンを推定する必要がある。本稿では利益アナウンスと固有リターンに関する先行研究 (Bartov, Radhakrishnan, and Krinsky [2000]、Skinner and Sloan [2002]、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009] など) において用いられてきた、当該企業の株式リターンとベンチマーク・ポートフォリオのリターンの差を固有リターンと定義する手法を用いる。

Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009] は企業規模および *PBR* 調整済株式リターンを当該企業の固有リターンとして分析に用いており、本稿でも彼らの手法を踏襲する。具体的にはわが国の全上場企業に関して、*t* 年 6 月末時点の株式時価総額を基に五分位ポートフォリオを組成し、各五分位ポートフォリオについて、*t* 年 6 月末時価総額を *t* 年 3 月期末純資産簿価で除することによって得られる *PBR* に基づいてさらに五分位ポートフォリオを作成する。その結果、25 組の規模・*PBR* 調整済ポートフォリオが組成されることになる。これら 25 組のベンチマーク・ポートフォリオは毎年 6 月末に組み替える。本稿では、各当該企業の株式リターンから、当該企業と同程度の規模・*PBR* 水準の企業群から構成されるポートフォリオの単純平均リターンを控除した値を固有リターンとして定義する ((10) 式)。

$$AR_{ij} = (R_{ij} - R_{pj}) \times 100 \quad (10)$$

AR_{ij} : 企業*i*の*j*日の固有株式リターン

R_{ij} : 企業*i*の*j*日の株式リターン

R_{pj} : 企業*i*と同程度の規模・*PBR*水準の企業群から構成されるベンチマーク・ポートフォリオの*j*日における単純平均リターン

(10) 式によって算出された固有リターンの標準偏差を *IRV* とみなす。本稿では *IRV* の測定期間として、決算短信による利益アナウンス日を *j=0* 時点とみなし、*j=+2~+10*、*+2~+30*、*+2~+60* までの 3 期間を用いる。各期間の *IRV* をそれぞれ、 $IRV_{+2~+10,t}$ 、 $IRV_{+2~+30,t}$ 、 $IRV_{+2~+60,t}$ と表記する。ここで *j=+2* 以降に期間を限定しているのは、利益アナウンス直後に生じた固有リターンを *IRV* の測定に含

めないようにするためである。

仮説 4 の検証はイベント・スタディの形式で行う。利益アナウンス時に市場に与えられる追加的な情報が利益サプライズ（実績利益と期待利益の差）のみであると仮定すると、利益アナウンスがその後の当該企業の IRV に与える影響は (11) 式のようにモデル化することが可能である。

$$IRV_{+2\sim+a,t} = \alpha + \beta_1 SURP_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$IRV_{+2\sim+a,t} \in \{IRV_{+2\sim+10,t}, IRV_{+2\sim+30,t}, IRV_{+2\sim+60,t}\}$$

$IRV_{+2\sim+a,t}$: $j=+2$ 日から a 日までの日次固有リターンの標準偏差。日次固有リターンは当該企業の株式リターンと当該企業と同程度の規模・PBR 企業群からなるベンチマーク・ポートフォリオのリターンの差。

$SURP_t$: FE_t を年度ごとに昇順（ネガティブ・サプライズからポジティブ・サプライズ）に並べ、下位 5% と上位 5% を 1、下位 5~10% と上位 5~10% を 0.9、下位 10~15% と上位 10~15% を 0.8、... 下位 45~55% を 0.1 と定義した利益サプライズの程度（0.1~1 まで 0.1 刻みの離散変数）。

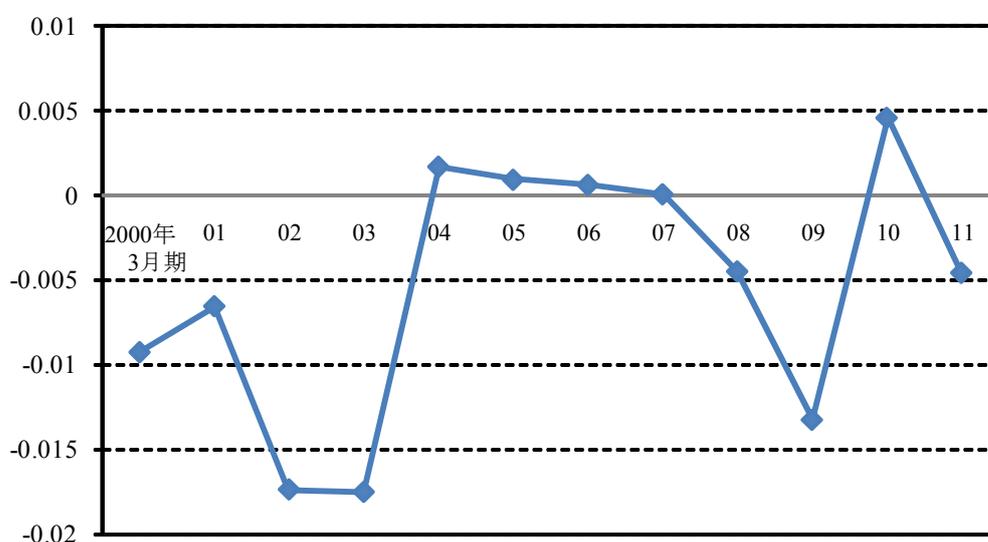
(11) 式に示されたように、イベント・ウインドウにおいて、被説明変数である $IRV_{+2\sim+a,t}$ に影響を与えるのは利益サプライズ ($SURP_t$) のみであると考えられる。

ここで (11) 式において、利益サプライズとして $Abs.FEt$ ではなく、階級に分けた $SURP_t$ を用いているのには 2 つの理由がある。第 1 の理由は先行研究との類似性を考慮したためである。すなわち、本稿で用いた当該企業の株式リターンとベンチマーク・ポートフォリオのリターンの差を固有リターンと定義する手法は、利益アナウンスと固有株式リターンの関係性という本稿にきわめて近いトピックを扱った先行研究 (Bartov, Radhakrishnan, and Krinsky [2000]、Skinner and Sloan [2002]、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]) を踏襲している。これら先行研究では、説明変数に生の数値ではなく、5 分位もしくは 10 分位の階級に変換したランク変数や、ポジティブ・サプライズ、ネガティブ・サプライズを示す指標変数を用いている。特に Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009] は、本稿と同じく利益サプライズを 10 分位のランク変数に変換している。これら先行研究の分析対象は利益公表後ドリフト (Post Earnings Announcement Drift; PEAD) であり、 IRV を用いている本稿とは、リターンとそのボラティリティを扱っている点で類似している。そこで、こうした類似性に鑑み、本稿でもこれら先行研究の手法を

踏襲し、階級に分けた $SURP_t$ を用いている。

第2の理由は、 FE_t の変数それ自体に年次効果が含まれていると考えられるためである (図1参照)。そうした場合、説明変数にそのまま $Abs.FE_t$ を用いると、その年次効果を見逃してしまうことになる。この問題を回避するため、(11)式では年次効果をコントロールするためにも年度単位で基準化を行っている。なお、この点は、予測精度の分析においては $Abs.FE_t$ が被説明変数であったため、年次ダミーによってコントロールできている。

図1 FE_t 平均値の時系列プロット



$AEPS_t = t$ 年3月期1株当たり利益の実績値

$FEPS_t = t$ 年3月期利益アナウンス直前時点における t 期1株当たり利益のアナリストのコンセンサス予想値(中央値)

$P_t = FEPS_t$ 公表時点における株価

$FE_t = (AEPS_t - FEPS_t) \div P_t$

半強度の効率的市場を仮定するならば、利益サプライズは速やかに株価に織り込まれるため、本稿で分析対象としている $j=+2$ 以降の IRV に対して影響を及ぼすことはないと考えられる。しかしながら、有名な会計アノマリーの1つである $PEAD$ に代表されるように、市場は利益サプライズを速やかに株価に織り込むことができていると考えられる。このような背景には投資家の情報処理能力の限界が一因として存在していると考えられる (例えば、Bartov, Radhakrishnan, and Krinsky [2000]、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009])。

投資家の処理能力の限界が存在する場合、利益サプライズは利益アナウンス後のある程度の期間、持続的に企業固有の株価変動に影響を与える可能性がある。その場合、(11) 式の β_1 は有意なプラスの値をとると考えられる。

加えて、投資家の情報処理能力に関するファクターが IRV に対する利益サプライズの影響に差異を生じさせる可能性がある。この点は (12) 式の各交差項に現れると考えられる。各交差項はそれぞれ、 $SURP_t$ と IS_t の交差項、 $SURP_t$ と個人株主比率 (Individual Shareholder; IND_t) の交差項、 $SURP_t$ と $LN(COV_t)$ の交差項を示している。経営者の利益平準化行動が投資家の利益サプライズに関わる投資家の情報処理能力に影響を及ぼす場合、 β_3 は有意な値をとると考えられる。特に利益平準化行動が投資家に対して、将来業績に関する私的情報を伝達しており、投資家の利益サプライズに対する情報処理能力を向上させているならば、 β_3 は有意なマイナスの値を示すと考えられる。

$$\begin{aligned}
 IRV_{+2\sim+a,t} &= \alpha + \beta_1 IRV_{-60\sim-10,t} + \beta_2 SURP_t + \beta_3 SURP_t x IS_t \\
 &\quad + \beta_4 SURP_t x IND_t + \beta_5 SURP_t x LN(COV_t) + \varepsilon_t \quad (12) \\
 IRV_{+2\sim+a,t} &\in \{IRV_{+2\sim+10,t}, IRV_{+2\sim+30,t}, IRV_{+2\sim+60,t}\}
 \end{aligned}$$

$IRV_{-60\sim-10,t}$: $j=-60$ 日から -10 日までの日次固有リターンの標準偏差。日次固有リターンは当該企業の株式リターンと当該企業と同程度の規模・PBR 企業群からなるベンチマーク・ポートフォリオのリターンの差。

IS_t : $t-4$ 期から t 期までの利益平準化の代理変数

IND_t : t 年 3 月期末時点の個人株主持株比率を昇順にランク付けし、当該年度の観測値数で除した値。 t 年 3 月期末時点においてもっとも個人株主持株比率が高い企業は 1 をとり、もっとも低い企業は 0 に近い数値をとる。

$LN(COV_t)$: 利益アナウンス直前時点のアナリストのフォロー人数を基に、 $(1+\text{アナリストのフォロー人数})$ の自然対数値。

(12) 式中の変数の x は $SURP_t$ との交差項であることを示している。

Bartov, Radhakrishnan, and Krinsky [2000]は洗練された投資家ほど情報処理能力が高く、利益情報を正しく迅速に株価に反映させることが可能であるという仮説を構築し、洗練された投資家の株式所有割合が低いほど、利益アナウンス後の固有株式リターンが持続することを発見している。彼らは洗練された投資

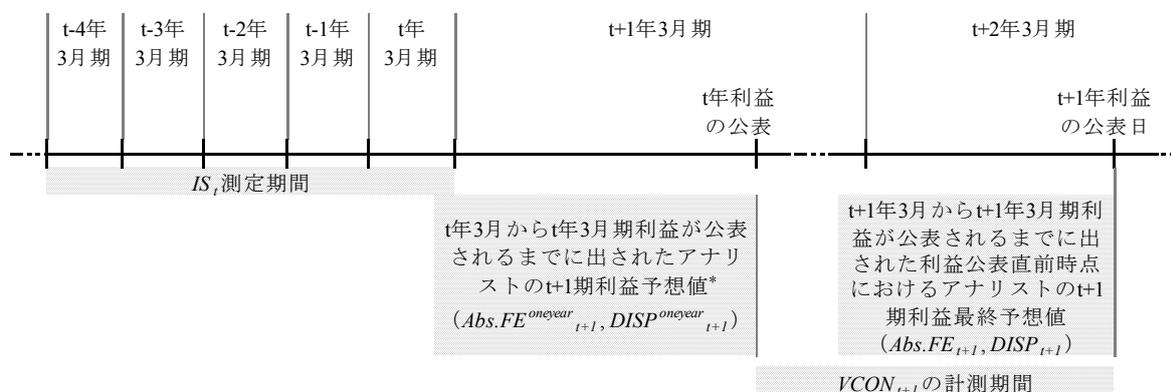
家の代理変数として機関投資家の持株比率を用いている。しかしながら、機関投資家の持株比率を適切に捉えることは非常に難しい問題である。たとえば、機関投資家の代理変数として一般に用いられる金融機関持株比率や外国人持株比率に関しては、これらが高かったとしても、実際に株式を積極的に売買している投資家か否かは定かではない。そこで本稿では、洗練されていない投資家として一般にみなされる個人投資家比率に注目する。個人投資家の情報処理能力が他の投資家の情報処理能力に対して平均的に劣るのであれば、個人投資家の持株比率が高い企業の株式ほど、利益サプライズ情報の株価への織り込みが速やかに行われず、利益アナウンス後の一定期間、固有リターンが観察されることになると予想される。そのような場合、(12) 式の β_4 は有意なプラスの値を示すと考えられる。

証券アナリストは企業の開示情報や産業動向情報、マクロ情報を加工し情報を生成する役割を果たしているとされている（太田 [2008]）。多くの先行研究では当該企業をフォローするアナリストの人数が多いほど、投資家の利用可能な情報が増加するため、投資家の情報環境が改善することを主張し、その主張を支持する分析結果を提示している（Brennan and Subrahmanyam [1995]、Hong, Lim, and Stein [2000]、Gleason and Lee [2003]、Zhang [2006]、Armstrong *et al.* [2011]）。特に Zhang [2006] は企業のグッド・ニュースもしくはバッド・ニュースに伴うその後の株式リターンのモメンタムが、アナリストのフォロー人数が少ない企業ほど大きくなることを報告している。Zhang [2006] の提示している分析結果を踏まえると、アナリストのフォロー人数が多い企業の株式ほど、利益サプライズ情報が速やかに株価に織り込まれると予想され、 β_5 もまた有意なマイナスの値を示すと考えられる。

(5) 式、(7) 式、(9) 式、(12) 式の推定にあたっては、フルサンプルを用いたプーリング OLS 回帰を用いて推定する。各係数の t 値の算出に当たっては誤差項の不均一分散やクロスセクションでの相関（cross-sectional dependence）、時系列での相関（time-series dependence）を考慮するため、Petersen [2009] に倣い、企業クラスターおよび年次クラスターに基づいて補正を加えた標準誤差（two-way cluster robust standard error）を用いる。

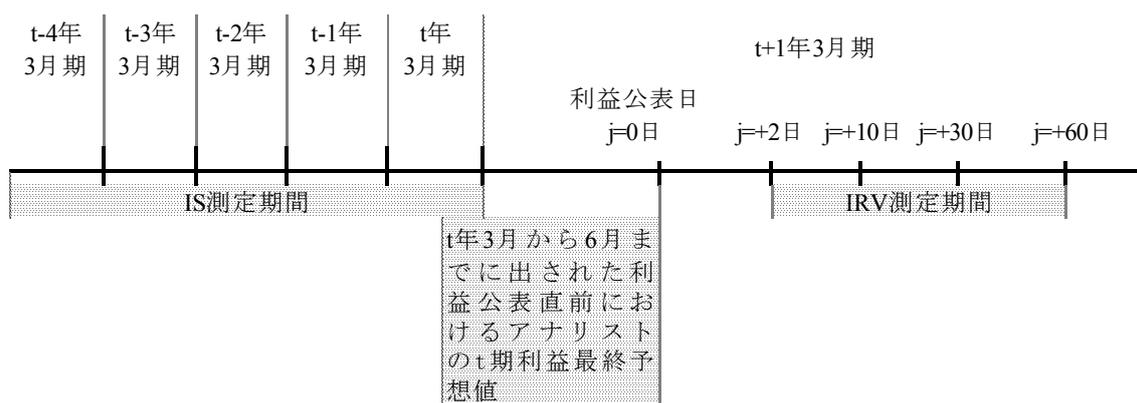
図 2 パネル A、パネル B は本稿で用いる分析ウインドウを図示している。パネル A は (5) 式、(7) 式、(9) 式、および 5 節 (2) イ. において議論されている経営者業績予想の影響を考慮した場合の (5) 式と (7) 式の推定に用いられる分析ウインドウを図示している。パネル B は (12) 式の推定に用いられている分析ウインドウを図示している。

図2 パネルA：アナリスト利益予想に関する分析に用いる分析ウィンドウ



* $Abs.FE_{t+1}^{oneyear}$ と $DISP_{t+1}^{oneyear}$ に関しては、5節の頑健性テストで扱う。

パネルB：利益サプライズに対する市場反応の分析ウィンドウ



(2) サンプルの抽出

本稿で用いるデータは日経 Financial QUEST2.0 および I/B/E/S SUMMARY HISTORY から収集している。本稿では、銀行・証券・保険業を除く上場一般事業会社を対象企業とし、2000年3月期から2011年3月期までを分析対象期間とする。対象期間が2000年3月期以降に限定されているのは、日経NEEDS Financial QUEST2.0 から決算短信報告日が入手可能となる期間が2000年3月期以降となるためである。加えて、分析の正確性を期するために以下のスクリーニング・プロセスに従って、サンプルを抽出した。

- ①3月決算企業。
- ②日本の会計基準を用いている企業。
- ③DAC推定に必要な変数が収集可能な企業。

- ④ (2) 式における各変数の上下 0.5% をカット。
- ⑤ 産業・年内に 10 企業・年以上含まれている産業・年に属する企業・年。
- ⑥ 分析に必要とされる変数が収集可能な企業・年。
- ⑦ 各仮説の検証モデルに用いられる変数について各年度の上下 0.5% をカット。

本稿では 4 つの仮説検証を行うために 4 つの検証モデルを推定する。各仮説検証において、十分なサンプルサイズを確保する目的から、これら 4 つのモデル推定に関してそれぞれサンプルを作成する。いずれのサンプルも①から⑤のスクリーニング・プロセスは同一である。⑥と⑦のスクリーニング・プロセスに関しては、各モデルを推定するサンプルごとにスクリーニングを行う。仮説 1 の検証を行うサンプルに関しては、(5) 式の推定に必要とされる変数が収集可能であり、かつ各変数が各年度の上下 0.5% に含まれない企業・年のみをサンプルとしている。同様に仮説 2、仮説 3 ではそれぞれ (7) 式と (9) 式の推定に必要とされる変数が収集可能であり、かつ各変数が各年度の上下 0.5% に含まれない企業・年のみをサンプルとしている。仮説 4 の検証を行うサンプルに関しては、(12) 式の推定に必要とされる変数が収集可能であり、かつ $IRV_{-60\sim-10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$ が各年度の上下 0.5% に含まれない企業・年にサンプルを限定している。ただし、既に基準化されている IS_t や $SURP_t$ 、 IND_t に関しては異常値処理を行っていない。また、 $LN(COV_{t+1})$ および $LN(AveCOV_{t+1})$ 、 $LOSS_t$ についても異常値処理を行っていない。

異常値が④と⑦の二段階にわたって削除されている理由は、(2) 式の推定に異常値が与える影響を排除するためと、⑥において過去 5 年間の時系列データをより多く収集するためである⁹。これらのスクリーニングの結果、各モデルを推定する最終的なサンプルサイズは仮説 1 と仮説 2、仮説 3、仮説 4 に関してそれぞれ 6,903 企業・年、4,723 企業・年、5,030 企業・年、5,840 企業・年となった。

表 2 のパネル A には、アナリストの利益予想に関する分析で用いられる各変数の記述統計量が、パネル B には (5) 式の推定に用いられる変数間のピアソンの相関係数およびスピアマンの相関係数が示されている¹⁰。

⁹ 一般に行われるスクリーニングのように、最後のスクリーニングを終えた後に DAC を算出する場合、裁量前利益を 5 年間継続して収集できるサンプルがかなり限られてしまうため、本稿では二段階に分けてスクリーニングを行っている。

¹⁰ (7) 式および (9) 式の推定に用いられる変数に関して同様に相関係数を算出したが、表中の $Abs.FE_{t+1}$ と同様の傾向が観察されたため、ここでは (5) 式の推定に用いられる変数についてのみ、相関マトリックスを作成している。

表 2 アナリストの利益予想に関する分析に用いる変数の記述統計量と相関マトリックス

パネルA：記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位点	中央値	第3四分位点	最大値	観測値数
FE_{t+1}	-0.0053	0.0360	-0.4200	-0.0065	0.0002	0.0049	0.4393	6,903
$Abs.FE_{t+1}$	0.0151	0.0331	0	0.0021	0.0056	0.0135	0.4393	6,903
$VNI/VPDI_t$	0.4922	0.3673	0.0113	0.2297	0.4041	0.6585	3.7392	6,903
$VPDI_t$	0.0469	0.0273	0.0060	0.0273	0.0402	0.0594	0.2079	6,903
$SIZE_t$	11.053	1.4359	6.7921	10.056	11.007	12.056	14.949	6,903
$LN(PBR_t)$	0.1665	0.6073	-1.6541	-0.2536	0.1444	0.5567	2.6774	6,903
$LN(D/E_t)$	0.0756	0.9141	-2.5158	-0.5358	0.0834	0.6543	4.0888	6,903
$LOSS_t$	0.1496	0.3567	0	0	0	0	1	6,903
COV_{t+1}	4.8688	4.6453	1	1	3	7	25	6,903
$DISP_{t+1}$	0.0068	0.0128	0	0.0016	0.0032	0.0067	0.2216	4,723
$VCON_{t+1}$	0.0117	0.0182	0	0.0023	0.0056	0.0131	0.2256	5,030

備考：

$AEPS_t$ = t年3月期1株当たり利益の実績値

$FEPS_t$ = t年3月期利益アナウンス直前時点におけるt期1株当たり利益のアナリストのコンセンサス予想値
(中央値)

P_t = $FEPS_t$ 公表時点における株価

FE_t = $(AEPS_t - FEPS_t) \div P_t$

$Abs.FE_{t+1}$ = FE_{t+1} の絶対値

NI_t = t年3月期の当期純利益+t年3月期首総資産

TAC_t = {(t年3月期流動資産変動額-t年3月期現金同等物変動額)-(t年3月期流動負債変動額-t年3月期資金調達項目変動額)-(t年3月期長期引当金変動額+t年3月期減価償却費)}+t年3月期首総資産

DAC_t = t年3月期の異常会計発生高を表している。Kothari, Leone, and Wasley [2005]が提示した非裁量的会計発生高推定モデルから得られる残差

PDI_t = NI_t から DAC_t を控除した値

$VPDI_t$ = t-4年3月期からt年3月期までの PDI_t の標準偏差

$VNI_t/VPDI_t$ = VNI_t を $VPDI_t$ で除した値

$SIZE_t$ = t年3月期末株式時価総額 (百万円単位) の自然対数値

$LN(PBR_t)$ = $(SIZE_t \div t年3月期末純資産)$ の自然対数値

$LN(D/E_t)$ = t年3月期末時点における負債・純資産比率の自然対数値

$LOSS_t$ = t年3月期の当期純利益がマイナス(当期純損失)である場合には1をとり、それ以外の場合は0をとるダミー変数

COV_{t+1} = $FEPS_t$ 公表時点におけるアナリストのフォロー人数

$STD(FEPS_{t+1})$ = t+1年3月期利益の公表直前時点におけるt+1年3月期1株当たり利益予想のアナリスト間での標準偏差

$DISP_{t+1}$ = $STD(FEPS_{t+1}) \div P_t$

$STD(CON_{t+1})$ = t年3月期1株当たり利益アナウンス後12ヵ月間のt+1年3月期1株当たり利益のコンセンサス予想値の時系列標準偏差

$VCON_{t+1}$ = $STD(CON_{t+1}) \div t$ 期利益アナウンス直後にI/B/E/Sに収録された株価

なお、 $VNI/VPDI_t$ と $LOSS_t$ 、 COV_{t+1} を除いて、各変数は年度ごとに上下0.5%ずつを異常値として削除している。

パネルB：相関マトリックス

(N=6,903)	$Abs.FE_{t+1}$	IS_t	$VPDI_t$	$SIZE_t$	$LN(PBR_t)$	$LN(D/E_t)$	$LN(COV_{t+1})$	$LOSS_t$
$Abs.FE_{t+1}$		-0.0633	0.0129	-0.3004	-0.2801	0.1337	-0.2501	0.1604
IS_t	-0.0523		0.2696	0.0300	-0.0439	-0.0223	-0.0102	-0.2130
$VPDI_t$	0.0151	0.2423		-0.1212	0.1077	-0.1148	-0.0171	0.0771
$SIZE_t$	-0.1914	0.0372	-0.1001		0.5162	-0.0078	0.7496	-0.1629
$LN(PBR_t)$	-0.1786	-0.0521	0.1352	0.5112		0.0663	0.3911	-0.2189
$LN(D/E_t)$	0.1160	-0.0323	-0.0995	-0.0205	0.0957		-0.0277	0.1846
$LN(COV_{t+1})$	-0.1541	-0.0097	-0.0129	0.7530	0.3786	-0.0327		-0.0813
$LOSS_t$	0.1497	-0.2129	0.0633	-0.1706	-0.2124	0.1921	-0.0756	

備考：

左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

$IS_t = VNI_t/VPDI_t$ を産業・年について降順にランク付けし、当該産業・年の観測値数で除した値。詳細は3節(1)イ.を参照

$LN(COV_{t+1}) = (1+COV_{t+1})$ の自然対数値

一方で、表3のパネルAには、利益サプライズに対する市場反応に関する分析で用いられる各変数の記述統計量が、パネルBには(12)式の推定に用いられる変数間のピアソンの相関係数およびスピアマンの相関係数が示されている。いずれの相関マトリックスからも、モデル推定に用いられる説明変数およびコントロール変数間に高い相関が観察されることがわかる。表2のパネルBからは、 $SIZE_t$ と $LN(PBR_t)$ 、 $SIZE_t$ と $LN(COV_{t+1})$ の間に50%を超える高い相関が見られる。一方で表3のパネルBからは $SURP_t$ とその各交差項($SURP_t \times IS_t$ 、 $SURP_t \times IND_t$ 、 $SURP_t \times LN(COV_t)$)の間に高い相関が存在していることが確認できる。ここでモデル推定に際して多重共線性の問題が懸念されるため、(5)、(7)、(9)、(12)式の推定において、VIF (Variance Inflation Factor) を算出したところ、一般に多重共線性が懸念される水準である10を大きく下回っていた。よって、本稿の検証において多重共線性は重大な問題にならないと考えられるため、本稿の分析ではこれらの変数を同時に含めて、モデル推定を行っている。

表 3 利益サプライズに対する市場反応に関する分析に用いる変数の記述統計量と相関マトリックス

パネルA：記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位点	中央値	第3四分位点	最大値	観測値数
$IRV_{+2-+10,t}$	1.8413	0.8732	0.4065	1.2248	1.6641	2.2311	8.5447	5,840
$IRV_{+2-+30,t}$	1.7885	0.6820	0.5744	1.2967	1.6536	2.1378	5.9111	5,840
$IRV_{+2-+60,t}$	1.7804	0.6276	0.6050	1.3223	1.6753	2.1158	4.9284	5,840
$IRV_{-60-10,t}$	2.0031	0.8170	0.6563	1.4063	1.8582	2.4267	6.7353	5,840
FE_{t+1}	-0.0053	0.0386	-0.6538	-0.0057	0.0002	0.0045	0.3697	5,840
$VNI/VPDI_t$	0.5334	0.4091	0.0113	0.2581	0.4430	0.7082	8.4732	5,840
COV_t	5.59	4.91	1	2	4	8	26	5,840
$INDIVIDUAL_t$	0.2893	0.1526	0.0247	0.1732	0.2553	0.3779	0.8980	5,840

備考：

AR_{ij} = 企業*i*のj日の株式リターンから、企業と同程度の規模・PBR水準の企業群から構成されるベンチマーク・ポートフォリオのj日における単純平均リターンを控除した値

$IRV_{a-b,t}$ = a日からb日までの AR_{ij} の標準偏差

$INDIVIDUAL_t$ = t年3月期末時点における個人株主比率

なお、 $IRV_{+2-+10,t}$ と $IRV_{+2-+30,t}$ 、 $IRV_{+2-+60,t}$ 、 $IRV_{-60-10,t}$ はそれぞれ年度ごとに上下0.5%ずつを異常値として削除している。

パネルB：相関マトリックス

(N=5,840)	$IRV_{+2-+10,t}$	$IRV_{+2-+30,t}$	$IRV_{+2-+60,t}$	$IRV_{-60-10,t}$	$SURP_t$	$SURP_t \times IS_t$	$SURP_t \times IND_t$	$SURP_t \times LN(COV_t)$
$IRV_{+2-+10,t}$		0.7467	0.6464	0.4297	0.0645	-0.0240	0.0500	0.0512
$IRV_{+2-+30,t}$	0.7391		0.8833	0.5886	0.1086	0.0005	0.0960	0.0543
$IRV_{+2-+60,t}$	0.6376	0.8789		0.6302	0.1177	-0.0041	0.0984	0.0631
$IRV_{-60-10,t}$	0.4212	0.5801	0.6175		0.0833	-0.0127	0.0712	0.0686
$SURP_t$	0.0688	0.1170	0.1263	0.0821		0.5323	0.6466	0.5738
$SURP_t \times IS_t$	-0.0150	0.0034	-0.0012	-0.0268	0.5474		0.3221	0.2902
$SURP_t \times IND_t$	0.0691	0.1235	0.1339	0.0904	0.6432	0.3147		0.3980
$SURP_t \times LN(COV_t)$	0.0297	0.0360	0.0514	0.0533	0.5435	0.2567	0.2753	

備考：

左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

$SURP_t$ = FE_t を昇順に並べ、下位5%と上位5%を1、下位5~10%と上位5~10%を0.9、下位10~15%と上位10~15%を0.8、...、下位40%~45%と上位40%~45%を0.2、下位45~55%を0.1と定義した利益サプライズの程度を表す変数(0.1~1まで0.1刻みの離散変数)

IND_t = $INDIVIDUAL_t$ を年度ごとに昇順ランク付けし、当該年度の観測値数で除した値

$SURP_t \times variable_t$ = $SURP_t$ と $variable_t$ の交差項

4. 分析結果

(1) アナリストの利益予想に経営者の利益平準化行動が与える影響

表 4 はアナリストの利益予想に経営者の利益平準化行動が与える影響に関する(5)、(7)、(9)式の推定結果を示している。表 4 の左 3 列は(5)式の推定結果を示している。経営者の利益平準化行動の代理変数である IS_t の係数についてみると、その係数は統計的に 1%水準で有意な負の値を示している。ここから、経営者によって利益が平準化されている企業ほど、アナリストによる利益予想の精度が平均的に高いことがわかる。その IS_t の係数は-0.0059 であり、このことは各産業・年において、経営者によって利益がもっとも平準化されている企業 ($IS_t=1$) と平準化されていない企業の間 ($IS_t=0$) で $Abs.FE_{t+1}$ に-0.0059

の差異が存在していることを意味している。表2 パネルAより、 $Abs.FE_{t+1}$ の平均値は0.0151であり、50%の企業が0.0021から0.0135の間に含まれていることを踏まえると、この差異は経済的にも大きな差異であると考えられる。またコントロール変数についてみると、平準化前の利益の変動性が高い企業や企業規模が小さい企業、 PBR が低い企業、負債比率が高い企業、前期に損失を計上している企業に関して、アナリストの利益予測誤差が大きくなる傾向にあることがわかる。これら傾向は PBR を除き、概ね先行研究(Brown [1997]、Behn, Choi, and Kang [2008]、He, Sidhu, and Tan [2010])で提示されている分析結果と整合的である。 $LN(PBR_t)$ に関して、先行研究に反する分析結果が得られた原因の1つとしては、利益予測誤差のデフレーターとして用いられている株価が影響を与えている可能性がある。デフレーターである株価が低い企業は、デフレーターの値が小さいことによって $Abs.FE_{t+1}$ が大きくなる可能性がある。一方で、株価が低い企業は PBR が低い傾向にあると予想される。このような関係が $LN(PBR_t)$ の負の係数をもたらしている可能性がある¹¹。

表4 アナリストの利益予想に経営者の利益平準化行動が与える影響

	予想される 符号	従属変数： $Abs.FE_{t+1}$			従属変数： $DISP_{t+1}$			従属変数： $VCON_{t+1}$		
		係数値	[t値]	(p値)	係数値	[t値]	(p値)	係数値	[t値]	(p値)
Cons	/	0.0288	[4.789]***	(<0.001)	0.0126	[6.018]***	(<0.001)	0.0258	[8.439]***	(<0.001)
IS_t	(-)	-0.0059	[-2.918]***	(0.004)	-0.0027	[-2.262]**	(0.024)	-0.0054	[-5.510]***	(<0.001)
$VPDI_t$	(+)	0.0608	[2.825]***	(0.005)	0.0251	[2.634]***	(0.008)	0.0740	[5.762]***	(<0.001)
$SIZE_t$	(-)	-0.0015	[-1.927]*	(0.054)	-0.0002	[-1.074]	(0.283)	-0.0021	[-5.006]***	(<0.001)
$LN(PBR_t)$	(+)	-0.0076	[-3.788]***	(<0.001)	-0.0031	[-2.565]**	(0.010)	-0.0073	[-5.789]***	(<0.001)
$LN(D/E_t)$	(+)	0.0047	[5.794]***	(<0.001)	0.0017	[6.870]***	(<0.001)	0.0038	[5.339]***	(<0.001)
$LN(COV_{t+1})$	(-)	-0.0003	[-1.437]	(0.151)	-0.0000	[-0.032]	(0.975)			
$LN(AveCOV_{t+1})$	(?)							0.0030	[2.864]***	(0.004)
$LOSS_t$	(+)	0.0060	[3.640]***	(<0.001)	0.0019	[1.738]*	(0.082)	0.0019	[1.147]	(0.251)
Industry			Yes			Yes			Yes	
Year			Yes			Yes			Yes	
R-squared				0.1239			0.1445			0.2300
Adj-R-squared				0.1185			0.1368			0.2235
N				6,903			4,723			5,030

備考：

本表の左3列、中3列、右3列はそれぞれ(5)式、(7)式、(9)式の推定結果を示している。IndustryおよびYearはそれぞれ日経業種中分類に基づく産業ダミー、年次ダミーを意味している。

$LN(AveCOV_{t+1}) = VCON_{t+1}$ が計測される12ヶ月間における当該企業のアナリストの平均フォロー人数に1を足した値の自然対数値

そのほかの変数の定義に関しては本文もしくは表2パネルAおよびBを参照。

t値およびp値は、残差の不均一分散やクロスセクションでの相関、系列相関を考慮して、企業クラスターと年次クラスターについて補正された(two-way clustering)標準誤差を用いて算出している(Petersen [2009])。

IS_t と $LOSS_t$ 、 $LN(COV_{t+1})$ 、 $LN(AveCOV_{t+1})$ を除いて、各変数は年度ごとに上下0.5%ずつを異常値として削除している。

***, **, *はそれぞれ統計的に1%、5%、10%水準で有意なことを示している(両側)。

¹¹ デフレーターを前期末1株当たり総資産に変更して同様の分析を行った場合、他の変数に関しては係数に違いがみられない一方で、 $LN(PBR_t)$ の係数は正に有意な値になることが確認された。

表4の中3列は(7)式の推定結果を示している。経営者の利益平準化行動の代理変数である IS_t の係数についてみると、その係数は統計的に5%水準で有意な負の値を示している。ここから、経営者によって利益が平準化されている企業ほど、アナリスト間の利益予想のバラツキが平均的に小さくなることがわかる。その IS_t の係数は-0.0027であり、このことは各産業・年において、経営者によって利益がもっとも平準化されている企業 ($IS_t=1$) と平準化されていない企業の間 ($IS_t=0$) で $DISP_{t+1}$ に-0.0027の差異が存在していることを意味している。表2パネルAより、 $DISP_{t+1}$ の平均値は0.068であり、その利益平準化行動がもたらす $DISP_{t+1}$ の差異は十分に大きい差異であると考えられる。コントロール変数に関しては、前述したアナリストの利益予想誤差 ($Abs.FE_{t+1}$) に関する分析結果や Behn, Choi, and Kang [2008] と同様の傾向を示している。

表4の右3列は(9)式の推定結果を示している。表4から、経営者の利益平準化行動の代理変数である IS_t の係数についてみると、その係数は統計的に1%水準で有意な負の値を示している。ここから、経営者によって利益が平準化されている企業ほど、アナリストのコンセンサス予想の時系列ボラティリティが平均的に小さくなることがわかる。このことは利益が平準化されている企業ほど、期初時点から期末時点にかけてのコンセンサス予想の変動性が低いことを意味しており、アナリストの平均的な予想精度が利益平準化行動によって向上している可能性を示唆している。その IS_t の係数は-0.0054であり、このことは各産業・年において、経営者によって利益がもっとも平準化されている企業 ($IS_t=1$) と平準化されていない企業の間 ($IS_t=0$) で $Abs.FE_{t+1}$ に-0.0054の差異が存在していることを意味している。(9)式の推定結果に関しては、(5)式および(7)式の推定結果と異なり、期中の平均的なアナリストのフォロー人数が多い企業ほど、コンセンサス予想の変動性が高くなる傾向にあることが観察される。この原因としては、コンセンサス予想の変動性を各アナリストが公表した予想値の中央値の時系列標準偏差によって定義しているためであると考えられる。各アナリストが公表した利益予想の中央値であるため、当該企業をフォローするアナリストのうち、1名でも予想を改定するとその中央値が変動する可能性がある。他の条件を同一とした場合でもフォローしているアナリストが多いほど、その予想の改定の生じる可能性が高いと考えられる。そのため、 $LN(AveCOV_{t+1})$ と $VCON_{t+1}$ の間に正の相関が生じた可能性がある。

表4に示された各推定結果はいずれも、経営者の利益平準化行動がアナリストの利益予想精度を向上させ、アナリスト間の利益予想を収斂させ、その予想の時系列での変動性を低下させる傾向にあることを示している。これら分析結果は仮説1、仮説2、仮説3を支持する結果であるといえる。

(2) 利益サプライズに対する市場反応に経営者の利益平準化行動が与える影響

本節(1)では、経営者の利益平準化行動がアナリストの利益予想に資する情報を提供している可能性が示唆された。このことは経営者の利益平準化行動が企業の将来業績の予測に資する情報を提供している可能性もまた示唆している。これは先行研究で指摘されてきた経営者の利益平準化行動の私的情報伝達機能を支持していると考えられる。ここではそのような経営者の利益平準化行動がもたらした将来業績に関する私的情報が、実際の株式市場における株価形成にどのような影響をもたらすのかについて検討する。とくに、利益アナウンスに伴って生じた利益サプライズが株価に反映される過程において、利益平準化行動がどのような影響を及ぼすのかについて検証することによって、利益平準化行動が伝達しているとされる私的情報の効果について検討する。

表5 利益サプライズに対する市場反応に経営者の利益平準化行動が与える影響

	予想される符号	従属変数： $IRV_{+2\sim+10,t}$			従属変数： $IRV_{+2\sim+30,t}$			従属変数： $IRV_{+2\sim+60,t}$		
		係数値	[t値]	(p値)	係数値	[t値]	(p値)	係数値	[t値]	(p値)
Cons	/	1.0398	[9.027]***	(<0.001)	1.0249	[7.634]***	(<0.001)	1.0312	[7.548]***	(<0.001)
$IRV_{-60\sim-10,t}$	(+)	0.3999	[11.24]***	(<0.001)	0.4000	[10.14]***	(<0.001)	0.3779	[9.482]***	(<0.001)
$SURP_t$	(+)	0.0821	[1.128]	(0.259)	0.2123	[3.519]***	(<0.001)	0.1997	[3.586]***	(<0.001)
$SURP_t \times IS_t$	(-)	-0.1450	[-2.127]**	(0.033)	-0.1200	[-1.991]**	(0.046)	-0.1508	[-3.121]***	(0.002)
$SURP_t \times IND_t$	(+)	0.1045	[1.538]	(0.124)	0.1258	[1.982]**	(0.047)	0.1333	[2.552]**	(0.011)
$SURP_t \times LN(COV_t)$	(-)	0.0102	[0.297]	(0.767)	-0.0578	[-2.657]***	(0.008)	-0.0354	[-1.479]	(0.139)
Industry			Yes			Yes			Yes	
Year			Yes			Yes			Yes	
R-squared				0.2297			0.4164			0.4894
Adj-R-squared				0.2244			0.4123			0.4858
N				5,840			5,840			5,840

備考：

本表は(12)式の推定結果を示している。左3列、中3列、右3列はそれぞれ従属変数を $IRV_{+2\sim+10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$ とした場合の推定結果を示している。IndustryおよびYearはそれぞれ日経業種中分類に基づく産業ダミー、年次ダミーを意味している。

各変数の定義に関しては本文もしくは表3パネルAおよびBを参照。

t値およびp値は、残差の不均一分散やクロスセクションでの相関、系列相関を考慮して、企業クラスターと年次クラスターについて補正された(two-way clustering)標準誤差を用いて算出している(Petersen [2009])。

$IRV_{+2\sim+10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$ 、 $IRV_{-60\sim-10,t}$ は年度ごとに上下0.5%ずつを異常値として削除している。

***、**はそれぞれ統計的に1%、5%水準で有意なことを示している(両側)。

表5は(12)式の推定結果を示している。表中の左3列は、利益アナウンス日(j=0)から2日後のj=+2から+10までの IRV ($IRV_{+2\sim+10,t}$)を被説明変数とした場合の推定結果を示している。表中の中3列、右3列はそれぞれj=+2から+30、j=+2から+60までの IRV ($IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$)を被説明変数とした場合の(12)式の推定結果を示している。

表5から、経営者によって利益が平準化されるほど、利益アナウンスに伴う利益サプライズが速やかに株価に織り込まれていることが示唆されている。具

体的には、 $SURP_{i,t} \times IS_t$ の係数は各被説明変数 ($IRV_{+2 \sim +10,t}$ 、 $IRV_{+2 \sim +30,t}$ 、 $IRV_{+2 \sim +60,t}$) について、それぞれ-0.1450、-0.1200、-0.1508であり、それぞれの符号は統計的に5%水準、5%水準、1%水準で有意となっている。このことは利益アナウンスによって、市場の期待している利益水準と異なる利益が報告され、市場にサプライズがもたらされた場合であっても、利益が平準化されている企業ほど、投資家が速やかにサプライズ情報を織り込むという解釈と整合的である。つまり、経営者の利益平準化行動のもたらす将来業績に関する私的情報が投資家の情報解釈能力を向上させているといえる。

コントロール変数について見ると、被説明変数が $IRV_{+2 \sim +30,t}$ と $IRV_{+2 \sim +60,t}$ の場合には、推定された各係数は予想された符号と一致しており、ほとんどが統計的に有意な水準にあることがわかる。一方で、被説明変数が $IRV_{+2 \sim +10,t}$ の場合、一部のコントロール変数について、係数の有意水準が低くなっていることがわかる。 $SURP_{i,t} \times LN(COV_i)$ の係数に関しては、有意な水準にはないものの、予測される符号とは逆の符号となっている。このような傾向が観察された原因の一つとしては、被説明変数である $IRV_{+2 \sim +10,t}$ の算出に用いられる算出期間が $j=+2$ から $+10$ までの9日間と比較的短く、固有リターンの測定に伴う誤差が $IRV_{+2 \sim +10,t}$ に反映されてしまっている可能性が挙げられる。本稿のように利益アナウンス後の固有リターンの特性について検討している PEAD に関する先行研究 (Zhang [2006]、Hirshleifer, Lim, and Teoh [2009]、Balakrishnan, Bartov, and Faurel [2010]) ではその測定期間に $j=+2$ から $+60$ や $j=+2$ から $+120$ など比較的長い期間を用いている。ただし、 $SURP_{i,t} \times IS_t$ の係数に関しては、いずれの期間を用いた場合であっても統計的に有意な水準にあり、このことは利益アナウンス後の IRV と $SURP_{i,t} \times IS_t$ の関係性が頑健であることを示しているといえる。

表 5 に示された (12) 式の推定結果は経営者の利益平準化行動が利益サプライズに対する市場反応に影響を与え、サプライズ情報の株価への速やかな織り込みを促している結果を示している。これは仮説 4 と整合的な推定結果であるといえる。

5. 追加分析および頑健性分析

(1) 追加分析

4 節では経営者の利益平準化行動に注目するため、裁量的会計発生高がもたらす利益平準化効果を取り上げた。ここでは裁量的会計発生高 (DAC) のみでなく非裁量的会計発生高 (NDAC) を含めた総会計発生高 (TAC) がもたらす利益平準化効果に注目する。この分析は、経営者の利益平準化行動だけでなく、会計基準に本来ビルトインされている平準化効果を包摂している。

総会計発生高はキャッシュ・フローと会計利益の差額であり、現行の会計プロセスによって生じた会計項目である。その総会計発生高を算定する上で重要となるのは費用収益の対応概念である。この対応概念のもとでは、将来の収益に貢献する現在の支出の繰延、および現在の収益に貢献する将来の支出の見越計上が求められることになる。このような費用と収益の対応を果たす上で会計発生高は重要な役割を担っている。また加賀谷 [2011]が指摘するように、対応概念は会計発生高に利益平準化効果をもたせることになると考えられる。しかしながら近年、このような対応概念の重要性の低下が報告されている (Dichev and Tang [2008]、加賀谷 [2011])。この原因としては、会計基準を支える基礎概念が対応概念を重視する収益費用観から資産負債観へとシフトしていることや、資産負債観に立脚した IFRS への世界的な収斂化・統合化の流れが挙げられる。このような流れには従来の会計発生高の役割を変容させる可能性がある。実際、加賀谷 [2011]は費用収益の対応度と会計発生高のもたらす利益平準化効果の間には統計的に有意な相関が存在すること、日本において時系列でみて費用収益対応度が低下傾向にあることを報告している。このことを踏まえると、現状の IFRS への国際的な収斂化・統合化の流れは、総会計発生高の利益平準化効果を喪失させる可能性がある。総会計発生高の利益平準化効果に注目することで、そのような会計基準のシフトがもたらす経済的影響に関する示唆が得られると考える。

ここでは本稿で用いた経営者の利益平準化行動の代理変数を修正することによって、総会計発生高の利益平準化効果を捉える。具体的には NI の標準偏差 (VNI) を CFO の標準偏差 ($VCFO$) で除することによって総会計発生高の利益平準化効果の代理変数 ($VNI/VCFO$) を得る。この代理変数の産業効果および年次効果をコントロールするため、経営者の利益平準化行動の代理変数と同様の手法 (3 節 (1) イ. を参照) を用いて $VNI/VCFO$ を基準化する。この操作によって得られた変数を TAS (Total Accrual Smoothing) と呼び、本稿の (5) 式、(7) 式、(9) 式、(12) 式に関して、 IS_t を TAS_t に変更し、再度推定を行う。このとき、 TAS_t は 0 から 1 の間の値をとる変数であり、総会計発生高によって利益が平準化されているほど、1 に近い値をとることになる。なお、ここで $NDAC_t$ ではなく TAC_t の利益平準化効果を検討対象としているのは、発生主義会計プロセスにおいて経営者の判断は不可避であり、そのような判断のもとで生じた (DAC_t に内包されると考えられる) 企業固有の会計発生高もまた発生主義会計プロセスの産物であると捉えているためである。

表 6 アナリストの利益予想に総会計発生高の利益平準化効果が与える影響

	予測される 符号	従属変数： $Abs.FE_{t+1}$	従属変数： $DISP_{t+1}$	従属変数： $VCON_{t+1}$
		係数值 [t値]	係数值 [t値]	係数值 [t値]
Cons	/	0.0289 [4.311]***	0.0129 [6.215]***	0.0274 [8.600]***
TAS_t	(-)	-0.0069 [-3.285]***	-0.0030 [-2.729]***	-0.0049 [-5.429]***
$VCFO_t$	(+)	0.0680 [4.048]***	0.0246 [2.565]**	0.0547 [6.343]***
$SIZE_t$	(-)	-0.0015 [-1.807]*	-0.0003 [-1.245]	-0.0022 [-5.105]***
$LN(PBR_t)$	(+)	-0.0076 [-3.745]***	-0.0031 [-2.590]***	-0.0070 [-5.625]***
$LN(D/E_t)$	(+)	0.0047 [5.806]***	0.0017 [6.859]***	0.0038 [5.316]***
$LN(COV_t)$	(-)	-0.0003 [-1.448]	-0.0000 [-0.009]	
$LN(AveCOV_t)$	(?)			0.0031 [2.908]***
$LOSS_t$	(+)	0.0060 [3.762]***	0.0019 [1.847]*	0.0023 [1.353]
Industry		Yes	Yes	Yes
Year		Yes	Yes	Yes
R-squared		0.1244	0.1444	0.2266
Adj-R-squared		0.1190	0.1367	0.2201
N		6,903	4,723	5,030

備考：

本表の左列、中列、右列はそれぞれ(5)式、(7)式、(9)式の推定結果を示している。ただし推定にあたり、 IS_t と $VPDI_t$ の代わりに TAS_t と $VCFO_t$ を用いている。IndustryおよびYearはそれぞれ日経業種中分類に基づく産業ダミー、年次ダミーを意味している。

CFO_t = NI_t から TAC_t を控除した値

$VCFO_t$ = t-4年3月期からt年3月期までの CFO_t の標準偏差

$VNI_t/VCFO_t$ = VNI_t を $VCFO_t$ で除した値

TAS_t = $VNI_t/VCFO_t$ を産業・年について降順にランク付けし、当該産業・年の観測値数で除した値。

そのほかの変数の定義に関しては本文もしくは表2パネルAおよびBを参照。

t値は、残差の不均一分散やクロスセクションでの相関、系列相関を考慮して、企業クラスターと年次クラスターについて補正された(two-way clustering)標準誤差を用いて算出している(Petersen [2009])。

TAS_t と $LOSS_t$ 、 $LN(COV_{t+1})$ 、 $LN(AveCOV_{t+1})$ 除いて、各変数は年度ごとに上下0.5%ずつを異常値として削除している。

***, **, *はそれぞれ統計的に1%、5%、10%水準で有意なことを示している(両側)。

表 6 は (5) 式、(7) 式、(9) 式の IS_t を TAS_t に変更し、再度モデル推定を行った結果を示している。なお、 IS_t から TAS_t への変更に伴い、 $VPDI_t$ も $VCFO_t$ へと変更している。

表 6 から、いずれの推定結果に関しても、総会計発生高の利益平準化効果 (TAS_t の係数) に注目した場合でも表 4 に示された経営者の利益平準化行動と同様の傾向が観察されることがわかる。つまり、総会計発生高の利益平準化効果によって利益が平準化されるほど、アナリストの利益予想精度は向上し、アナリスト間の利益予想が収斂し、その予想の時系列での変動性が低下することを示している。

表 7 利益サプライズに対する市場反応に総会計発生高の利益平準化効果が与える影響

	予測される符号	従属変数： $IRV_{+2\sim+10,t}$	従属変数： $IRV_{+2\sim+30,t}$	従属変数： $IRV_{+2\sim+60,t}$
		係数値 [t値]	係数値 [t値]	係数値 [t値]
Cons	/	1.0324 [9.000]***	1.0254 [7.670]***	1.0293 [7.525]***
$IRV_{-60\sim-10,t}$	(+)	0.4017 [11.30]***	0.3998 [10.14]***	0.3782 [9.460]***
$SURP_t$	(+)	0.0486 [0.555]	0.2093 [3.538]***	0.1867 [3.393]***
$SURP_t \times TAS_t$	(-)	-0.0806 [-1.034]	-0.1159 [-1.856]*	-0.1272 [-2.561]**
$SURP_t \times IND_t$	(+)	0.1093 [1.596]	0.1277 [2.001]**	0.1364 [2.574]**
$SURP_t \times LN(COV_t)$	(-)	0.0116 [0.330]	-0.0578 [-2.671]***	-0.0350 [-1.449]
Industry		Yes	Yes	Yes
Year		Yes	Yes	Yes
R-squared		0.2291	0.4163	0.4888
Adj-R-squared		0.2238	0.4123	0.4853
N		5,840	5,840	5,840

備考：

本表は (12) 式の推定結果を示している。ただし推定にあたり、 IS_t の代わりに TAS_t を用いている。左列、中列、右列はそれぞれ従属変数を $IRV_{+2\sim+10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$ とした場合の推定結果を示している。Industry および Year はそれぞれ日経業種中分類に基づく産業ダミー、年次ダミーを意味している。

各変数の定義に関しては本文もしくは表3パネルAおよびBを参照。

t値は、残差の不均一分散やクロスセクションでの相関、系列相関を考慮して、企業クラスターと年次クラスターについて補正された (two-way clustering) 標準誤差を用いて算出している (Petersen [2009])。

$IRV_{+2\sim+10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$ 、 $IRV_{-60\sim-10,t}$ は年度ごとに上下0.5%ずつを異常値として削除している。

***, **, * はそれぞれ統計的に1%、5%、10%水準で有意なことを示している (両側)。

表 7 は (12) 式の $SURP_t \times IS_t$ を $SURP_t \times TAS_t$ に変更し、再度モデル推定を行った結果を示している。表 7 から、被説明変数が $IRV_{+2\sim+10,t}$ の場合には $SURP_t \times TAS_t$ の係数が負であるものの統計的に有意な水準にはないことがわかる。しかしながら、これは先に指摘したように $IRV_{+2\sim+10,t}$ の算定期間の短さが影響を与えている可能性がある。被説明変数に $IRV_{+2\sim+30,t}$ と $IRV_{+2\sim+60,t}$ を用いた場合に

は、経営者の利益平準化行動に注目した場合と同様に総会計発生高の利益平準化効果が利益サプライズに対する市場反応に影響を与えていることを示している。具体的には総会計発生高によって当期純利益が平準化されている企業ほど、利益サプライズが生じた場合であっても投資家が速やかにそのサプライズ情報を株価に反映させている可能性が示唆されている。

表 6、7 はいずれも総会計発生高の利益平準化効果が企業の将来業績に関する市場参加者の予測に資する情報を提供していることを示唆している。このことは、会計基準を支える基礎概念が、現行の収益費用観から資産負債観へとシフトすれば、総会計発生高の利益平準化効果が果たしてきた情報提供効果が喪失しうる可能性を示しているといえる。しかしながら、これは総会計発生高の利益平準化効果という会計情報の一側面からの分析に過ぎず、会計基準を支える基礎概念のシフトに伴うコストとベネフィットに関しては、今後より多面的な検討が必要とされると考えられる。

(2) 頑健性分析

Ⅰ. 経営者による業績予想のコントロール

(イ) アナリストの 2 期先利益予想

4 節では仮説 1 から仮説 4 を (5) 式、(7) 式、(9) 式、(12) 式の推定を通して検証し、経営者によって平準化された利益がアナリストの利益予想精度の向上、アナリスト間の利益予想の収斂、コンセンサス予想の時系列での変動性の低下、利益サプライズ情報の株価への速やかな反映をもたらしていることを示した。これら検証結果はいずれも仮説 1 から仮説 4 を支持する結果であるといえる。また経営者の利益平準化行動だけではなく、総会計発生高の利益平準化効果、すなわち会計基準に本来的にビルトインされている平準化効果に注目した場合でも、同様の傾向にあることが本節 (1) で示された。ここではこれら分析結果の頑健性に関して検証する。

ここまでの分析では経営者による業績予想がアナリスト予想や利益アナウンス後の市場反応に及ぼす影響について考慮してこなかった。しかしながら、経営者が公表する業績予想値は市場参加者の予測に対して非常に影響力を有する数値であると考えられている。たとえば、太田 [2002] は 1979 年から 1999 年までに公表された 27,939 個のアナリスト予想利益のうち、81.8% の 22,780 個が経営者の予想利益と同一であることを報告している。このように経営者による業績予想はアナリスト予想に強く影響を及ぼしているように思われる。そのため、ここでは経営者の業績予想値をコントロールしてもなお、4 節および本節 (1)

で示された効果が残存するの否かについて検証する。

アナリストの利益予想精度とアナリスト間の利益予想のバラツキに関しては¹²、 t 年3月期の利益アナウンス以前に公表された $t+1$ 期3月期の1株当たり純利益のアナリスト予想コンセンサスを用いて再検証を行う。一般に経営者の業績予想は決算短信において1期先予想（ t 年3月期の決算短信であれば $t+1$ 年3月期の業績予想値）の形で提示される。そのため、 t 年3月期の利益が決算短信を通して公表される以前であれば、 $t+1$ 年3月期の予想利益に関して、経営者の業績予想値がアナリスト予想値に及ぼす影響は小さいと考えられる¹³。ここでは t 年3月期の利益アナウンス以前に公表された $t+1$ 年3月期利益に関するアナリスト予想値を入手するため、I/B/E/Sに収録されている t 年3月～6月までに公表された $t+1$ 年3月期利益のコンセンサス予想値（2期先予想値）を用いる。この数値を（4）式の予想1株当たり利益に用いることによって、アナリストの利益予想精度の代理変数を得る（ここでは $Abs.FE_{t+1}$ と区別するため、 $Abs.FE^{oneyear}_{t+1}$ と表記する）。またそのコンセンサス予想値と同時点におけるアナリスト間の1株当たり利益予想値の標準偏差を（6）式の $STD(FEPS_{t+1})$ に用いることによって、アナリスト間の予想利益のバラツキの代理変数を得る（ここでは $DISP_{t+1}$ と区別するため、 $DISP^{oneyear}_{t+1}$ と表記する）。これら $Abs.FE^{oneyear}_{t+1}$ と $DISP^{oneyear}_{t+1}$ を用いて、（5）式および（7）式を再度推定する。

表8はこの推定結果を示している。表8から、アナリスト予想精度（ $Abs.FE^{oneyear}_{t+1}$ ）、アナリスト間の利益予想のバラツキ（ $DISP^{oneyear}_{t+1}$ ）はともに利益平準化行動と統計的に有意な関連性を有していることがわかる。具体的には利益平準化行動がアナリストの利益予想精度の向上（-0.0154）、およびアナリスト間の利益予想の収斂（-0.0043）をもたらしていることがわかる。この結果は表4に示された推定結果と同様の傾向を示している。つまり、経営者の業績予想値がアナリスト予想に及ぼす影響を排除した上でも、利益平準化行動がアナリスト予想に影響を及ぼしていることが確認できる。また表8に示された両モデルの決定係数についてみると、両モデルとも表4に示された決定係数よりも高くなっていることが分かる。これは表8では経営者の業績予想が利用可能ではないため、モデルに用いられた各変数がアナリスト予想に強く影響を及ぼした結果であると考えられる。表4では、経営者の業績予想が利用可能である

¹² コンセンサス予想の変動性に関しては、時系列での変動性を扱う関係上、経営者予想の影響を取り除くことが困難であると考えられたため、ここではアナリストの利益予想精度とアナリスト間の利益予想のバラツキに焦点を合わせている。

¹³ もっとも、中期経営計画やIRミーティングなどにおいて、経営者による2期先の業績予想値が公表される企業も存在している。しかしながら大サンプルを扱う場合、そのような要素を勘案することは技術的に困難であると考えられるため、ここでは考慮していない。

ため、予測における各変数の相対的重要性が低下したことに起因して決定係数が低下していると考えられる。

表 8 アナリストの 2 期先予想に経営者の利益平準化行動が与える影響

	予想される符号	従属変数： $Abs.FE^{oneyear}_{t+1}$			従属変数： $DISP^{oneyear}_{t+1}$		
		係数値	[t値]	(p値)	係数値	[t値]	(p値)
Cons	/	0.0994	[7.883]***	(<0.001)	0.0275	[7.120]***	(<0.001)
IS_t	(-)	-0.0154	[-6.285]***	(<0.001)	-0.0043	[-5.832]***	(<0.001)
$VPDI_t$	(+)	0.2408	[7.726]***	(<0.001)	0.0565	[4.519]***	(<0.001)
$SIZE_t$	(-)	-0.0073	[-4.727]***	(<0.001)	-0.0019	[-4.536]***	(<0.001)
$LN(PBR_t)$	(+)	-0.0263	[-4.855]***	(<0.001)	-0.0047	[-4.388]***	(<0.001)
$LN(D/E_t)$	(+)	0.0133	[6.475]***	(<0.001)	0.0029	[8.305]***	(<0.001)
$LN(COV_{t+1})$	(-)	0.0014	[2.473]**	(0.013)	0.0004	[3.096]***	(0.002)
$LOSS_t$	(+)	0.0076	[1.326]	(0.185)	0.0058	[2.722]***	(0.007)
Industry			Yes			Yes	
Year			Yes			Yes	
R-squared				0.2558			0.3802
Adj-R-squared				0.2506			0.3744
N				6,056			4,513

備考：

本表の左列、右列はそれぞれ(5)式、(7)式の推定結果を示している。ただし推定にあたり、 $Abs.FE_{t+1}$ と $DISP_{t+1}$ の代わりに $Abs.FE^{oneyear}_{t+1}$ と $DISP^{oneyear}_{t+1}$ を用いている。*Industry*および*Year*はそれぞれ日経業種中分類に基づく産業ダミー、年次ダミーを意味している。

$Abs.FE^{oneyear}_{t+1}$ = t期利益が公表される以前に公表されたt+1年1株当たり利益のアナリスト予想コンセンサスを用いて算出された予想精度の代理変数（本節(2)イ.を参照）

$DISP^{oneyear}_{t+1}$ = t期利益が公表される以前に公表されたt+1年1株当たり利益の各アナリストの利益予想値の標準偏差を用いて算出された利益予想のバラツキの代理変数（本節(2)イ.を参照）

そのほかの変数の定義に関しては本文もしくは表2パネルAおよびBを参照。

t値およびp値は、残差の不均一分散やクロスセクションでの相関、系列相関を考慮して、企業クラスターと年次クラスターについて補正された(two-way clustering)標準誤差を用いて算出している(Petersen [2009])。

IS_t と $LOSS_t$ 、 $LN(COV_{t+1})$ を除いて、各変数は年度ごとに上下0.5%ずつを異常値として削除している。

***, **はそれぞれ統計的に1%、5%水準で有意なことを示している（両側）。

(ロ) 将来利益のサプライズ

先に述べたように t 年 3 月期の決算短信には t 年 3 月期の実績利益に加え、 $t+1$ 年 3 月期の経営者による業績予想が記載されている。そのため、利益アナウンスによるサプライズは t 年 3 月期の実績利益に関するサプライズと $t+1$ 年 3 月期の将来利益に関するサプライズが含まれることになる。この将来利益に関するサプライズもまた、利益アナウンス後の IRV に影響を与えることになると予想される。そのため、ここでは予想利益に関するサプライズを定量化し、(12) 式のコントロール変数に加えることによって、分析の頑健性を検証する。

$$FD_t = \frac{MFEPS_t - FEPS2_t}{P_t} \quad (13)$$

FD_t : t 年 3 月期利益公表時点における $t+1$ 年 3 月期利益に関する経営者予想とアナリスト予想の差異

$MFEPS_t$: t 年 3 月期利益公表時点における $t+1$ 年 3 月期一株当たり利益の経営者予想値

$FEPS2_t$: t 年 3 月期利益公表直前時点における $t+1$ 年 3 月期一株当たり利益のコンセンサス予想値

P_t : $FEPS2_t$ 公表時点における株価

具体的には、まず (4) 式の $FEPS_t$ と同時点に予想された $t+1$ 年 3 月期の予想 EPS ($FEPS2_t$ と表記) を次期利益に関する市場の予想であると想定し、(13) 式を用いて将来利益に関する予測差異を定量化する¹⁴。

¹⁴ I/B/E/S から収集された P_t および $FEPS2_t$ は収集時点において株式分割などの影響が調整された数値が入手可能である。一方で日経 Financial QUEST 2.0 から収集された経営者業績予想値についてはそのような株式分割などの影響が考慮されていない。そのため株式分割などの影響を調整する必要がある。ここでは I/B/E/S から入手可能な実績 1 株当たり当期純利益 ($AEPS_t$) と日経 NEEDS Financial QUEST から入手可能な実績当期純利益および経営者予想利益を用いて、株式分割調整済 $t+1$ 年 3 月期 1 株当たり経営者予想利益 ($MFEPS_t$) を算出している。具体的には、 $AEPS_t$ と t 年の当期純利益の比に t 年 3 月期の利益公表時点における $t+1$ 年 3 月期の経営者予想当期純利益を乗じることによって $MFEPS_t$ を得る。

$$MEFPS_t = \frac{AEPS_t}{t \text{ 年当期純利益}} \times t+1 \text{ 年 3 月期経営者予想当期純利益}$$

(13) 式から得られる FD_t を年度ごとに昇順（ネガティブ・サプライズからポジティブ・サプライズ）に並べ、下位 5%と上位 5%を 1、下位 5~10%と上位 5~10%を 0.9、下位 10~15%と上位 10~15%を 0.8、... 下位 45~55%を 0.1 と (0.1~1 まで 0.1 刻みの離散変数に) 定義することによって、将来利益に関するサプライズ ($FSURP_t$) を定量化する。この $FSURP_t$ を (12) 式に加えた (14) 式を推定することによって、分析の頑健性を検証する。

$$IRV_{+2\sim+a,t} = \alpha + \beta_1 IRV_{-60\sim-10,t} + \beta_2 SURP_t + \beta_3 SURP_t \times IS_t + \beta_4 SURP_t \times IND_t + \beta_5 SURP_t \times LN(COV_t) + \beta_6 FSURP_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$IRV_{+2\sim+a,t} \in \{IRV_{+2\sim+10,t}, IRV_{+2\sim+30,t}, IRV_{+2\sim+60,t}\}$$

表 9 利益サプライズに対する市場反応に経営者の利益平準化行動が与える影響（将来利益サプライズのコントロール）

	予想される符号	従属変数： $IRV_{+2\sim+10,t}$			従属変数： $IRV_{+2\sim+30,t}$			従属変数： $IRV_{+2\sim+60,t}$		
		係数值	[t値]	(p値)	係数值	[t値]	(p値)	係数值	[t値]	(p値)
Cons	/	1.0010	[7.056]***	(<0.001)	0.9357	[6.457]***	(<0.001)	0.9183	[6.563]***	(<0.001)
$IRV_{-60\sim-10,t}$	(+)	0.4018	[11.428]***	(<0.001)	0.3923	[11.945]***	(<0.001)	0.3810	[11.489]***	(<0.001)
$SURP_t$	(+)	0.0157	[0.209]	(0.835)	0.2055	[2.921]***	(0.004)	0.1970	[3.040]***	(0.002)
$SURP_t \times IS_t$	(-)	-0.1282	[-2.110]**	(0.035)	-0.1420	[-2.574]**	(0.010)	-0.1580	[-3.237]***	(0.001)
$SURP_t \times IND_t$	(+)	0.1852	[2.508]**	(0.012)	0.1119	[2.280]**	(0.023)	0.1072	[2.300]**	(0.022)
$SURP_t \times LN(COV_t)$	(-)	0.0022	[0.056]	(0.955)	-0.0600	[-2.612]***	(0.009)	-0.0405	[-1.589]	(0.112)
$FSURP_t$	(+)	0.1887	[3.327]***	(0.001)	0.1886	[3.494]***	(<0.001)	0.1788	[4.393]***	(<0.001)
Industry			Yes			Yes			Yes	
Year			Yes			Yes			Yes	
R-squared				0.2189			0.3961			0.4706
Adj-R-squared				0.2116			0.3905			0.4657
N				4,263			4,263			4,263

備考：

本表は (14) 式の推定結果を示している。左3列、中3列、右3列はそれぞれ従属変数を $IRV_{+2\sim+10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$ とした場合の推定結果を示している。Industry および Year はそれぞれ日経業種中分類に基づく産業ダミー、年次ダミーを意味している。

$MFEPS_t$ = t年3月期利益の公表時点におけるt+1年3月期1株当たり利益の経営者予想値

$FEPS2_t$ = t年3月期利益公表直前時点におけるt+1年3月期1株当たり利益のコンセンサス予想値

P_t = $FEPS2_t$ 公表時点における株価

FD_t = $(MFEPS_t - FEPS_t) \div P_t$

$FSURP_t$ = FD_t を昇順に並べ、下位 5%と上位 5%を 1、下位 5~10%と上位 5~10%を 0.9、下位 10~15%と上位 10~15%を 0.8、...、下位 40%~45%と上位 40%~45%を 0.2、下位 45~55%を 0.1 と定義した利益サプライズの程度を表す変数 (0.1~1 まで 0.1 刻みの離散変数)

その他の変数の定義に関しては本文もしくは表 3 パネル A および B を参照。

t値および p値は、残差の不均一分散やクロスセクションでの相関、系列相関を考慮して、企業クラスターと年次クラスターについて補正された (two-way clustering) 標準誤差を用いて算出している (Petersen [2009])。

$IRV_{+2\sim+10,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+30,t}$ 、 $IRV_{+2\sim+60,t}$ 、 $IRV_{-60\sim-10,t}$ は年度ごとに上下 0.5% ずつを異常値として削除している。

***、** はそれぞれ統計的に 1%、5% 水準で有意なことを示している (両側)。

表 9 は (14) 式の推定結果を示している。表 9 から、決算短信の公表に伴う将来利益に関するサプライズ ($FSURP_t$) をコントロールした場合でも、経営者

によって利益が平準化されるほど、利益アナウンスに伴う利益サプライズが速やかに株価に織り込まれていることが示唆されている ($SURP_{i,t} \times IS_i$ の係数)。具体的には、 $SURP_{i,t} \times IS_i$ の係数は各被説明変数 ($IRV_{+2 \sim +10,t}$ 、 $IRV_{+2 \sim +30,t}$ 、 $IRV_{+2 \sim +60,t}$) について、それぞれ -0.1282、-0.1420、-0.1580 であり、それぞれの符号は統計的に 5%水準、5%水準、1%水準で有意となっている。また将来利益に関するサプライズ ($FSURP_i$) についてみると、いずれの被説明変数を用いた場合であっても、その係数値の符号は 1%水準で有意な正の値を示している。このことは将来利益に関するサプライズが利益アナウンス後、即座に株価に織り込まれず、しばらくの間、企業固有の株式リターンを生じさせる源泉となっていることを意味している。

表 8 および表 9 は、経営者による業績予想値という、アナリスト予想や利益アナウンス後の株価変動に強く影響を与えうる要素をコントロールした場合であっても、経営者の利益平準化行動がアナリスト予想および利益アナウンス後の株価反応に強く影響を与えていることを示しており、4 節の分析結果が頑健であることを示唆している。

ロ. 利益平準化の代替的尺度

この経営者による業績予想に関する頑健性分析に加え、利益平準化の代理変数に関する頑健性分析も行っている。具体的には $VNI/VPDI$ によって利益平準化行動の代理変数を定義するのではなく、Tucker and Zarowin [2006] が用いた (15) 式によって定義される利益平準化の代理変数 (RIS_i) を用いて、(5) 式、(7) 式、(9) 式、(12) 式、(14) 式を再度推定し直している。その推定結果は表にはしていないが、4 節および本節 (1) で得られた推定結果と整合的な結果が得られた。加えて、(15) 式における ΔPDI を営業キャッシュ・フローの変動額 (ΔCFO)、 ΔDAC を総会計発生高の変動額 (ΔTAC) に変更し、総会計発生高の利益平準化効果に関しても再度分析を行ったが、概ね整合的な分析結果が得られた。またこの変数を用いた場合、表 7 において有意ではなかった被説明変数を $IRV_{+2 \sim +10,t}$ としたときの $SURP_{i,t} \times TAS_i$ の係数も統計的に有意な負の値を示すことが確認された。

$$RIS_i = Correl(\Delta PDI_i, \Delta DAC_i) \quad (15)$$

$Correl(\Delta PDI_i, \Delta DAC_i)$: PDI_i 変動額 ($PDI_i - PDI_{i-1}$) と DAC_i 変動額 ($DAC_i - DAC_{i-1}$) の過去 5 年相関係数

6. 結論と展望

本稿は日本において、経営者の利益平準化行動が資本市場参加者の情報解釈にいかなる影響を及ぼしているかについて検証した。プレーヤーとしては、情報の発信者たる経営者、情報仲介者としての証券アナリスト、情報利用者としての投資家を想定してきた。分析結果を要約すると、以下のとおりである。第1に、経営者の利益平準化行動は証券アナリストの利益予想行動に対して影響を及ぼす。具体的には、経営者の利益平準化行動がアナリストの利益予想精度の向上、アナリスト間の利益予想値の収斂、コンセンサス予想値の時系列ボラティリティの低下をもたらす傾向にあることが示された。第2に、経営者の利益平準化行動が利益サプライズに対する市場反応に影響を与え、サプライズ情報の株価への速やかな織り込みを促していることが明らかにされた。

本稿の分析結果から、経営者の利益平準化行動は市場参加者に対して、経営者の将来志向的な私的情報を伝達する機能を有している可能性が示唆された。加えて、利益平準化行動の私的情報伝達機能をイベント・スタディという新しい形で提示した点は、本稿の特徴であるといえよう。

また追加分析において、現行の会計プロセスの結果として生じる総会計発生高の利益平準化効果に注目した場合にも、経営者の利益平準化行動と同様に、利益平準化効果がアナリストの利益予想および利益サプライズに対する市場反応に影響を及ぼしていることが確認された。このような総会計発生高の利益平準化効果は、費用と収益の対応を基礎とした収益費用観に基づく利益計算の産物である可能性が高い。もしそうであるならば、IFRSへの収斂化・統合化が進み、会計基準を支える基礎概念が収益費用観から資産負債観へシフトすると、このような総会計発生高の利益平準化効果を喪失させることになるかもしれない。現行の会計制度のもとでの総会計発生高の利益平準化効果が果たす役割に関する経験的証拠を蓄積した点は本稿の貢献の1つであると考えられる。

今後の展望としては、利益平準化行動と資本コストの関係性について検討する点を挙げるができる。本稿の分析からは、利益平準化行動が市場参加者の利益予想に資する情報を提供している可能性が示唆された。このような投資家の情報環境の改善は資本コストの低下に結びつくのであろうか。投資家の情報環境と資本コストの関係性について、研究蓄積が進んでいる（例えば、Botosan [1997]、Francis, Nanda, and Olsson [2008]、Armstrong *et al.* [2011]）。しかしながら、最近の米国の研究では、平準化された利益と株式リターン、リスク・プレミアムとの間には関係性が見られない点を報告するものもある（McInnis[2010]）。一方で、日米のサーベイ調査では、経営者は投資家によるリスク評価を引き下げたことをねらって利益平準化を実施している（Graham, Harvey, and Rajgopal

[2005]、花枝・須田 [2008])。果たして、経営者は資本市場を誤解しているのだろうか。それとも、経営者行動の背後には合理的理由が存在しているのだろうか。この探究は次なる課題といえよう。

【参考文献】

- 浅野敬志、「経営者の業績予想における期待マネジメントと利益マネジメント」、
中野誠・野間幹晴編著『日本企業のバリエーション—資本市場における
経営行動分析』、中央経済社、2009年、91～120頁
- 伊藤邦雄、『会計制度のダイナミズム』、岩波書店、1996年
- 太田浩司、「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』第40巻第3号、日本証券アナリス
ト協会、2002年、85～109頁
- 、「経営者とアナリストの業績予想」、柴健次・須田一幸・薄井彰編
著『現代のディスクロージャー—市場と経営を革新する』、中央経済社、
2008年、530～564頁
- 奥田真也・北川教央、「わが国の会計制度改革期における利益の質と個別リス
クとの関係について」、『証券アナリストジャーナル』第49巻第8号、日
本証券アナリスト協会、2011年、91～100頁
- 大日方隆、「利益情報の有用性と会計アノマリー」、桜井久勝編著『企業価値
評価の実証分析』、中央経済社、2010年、26～62頁
- 加賀谷哲之、「日本企業の費用収益対応度の特徴と機能」、『会計』第179巻第
1号、森山書店、2011年、68～84頁
- 首藤昭信、『日本企業の利益調整』、中央経済社、2010年
- 須田一幸・花枝英樹、「日本企業の財務報告—サーベイ調査による分析」、『証
券アナリストジャーナル』第46巻第5号、日本証券アナリスト協会、2008
年、51～69頁
- 富田知嗣、『利益平準化のメカニズム』、中央経済社、2004年
- 中島真澄、「会計発生高の役割としての利益平準化の情報提供的有用性—SEC
基準わが国企業に基づく実証研究—」、『会計』第174巻第6号、森山書
店、2008年、87～100頁
- 中野誠・高須悠介、「利益持続性と利益調整行動 —利益ボラティリティ構成
要素アプローチ—」、『一橋商学論叢』第6巻第1号、一橋大学、2011年、
15～29頁
- Armstrong, Christopher S., John E. Core, Daniel J. Taylor, and Robert E.
Verrecchia, “When Does Information Asymmetry Affect the Cost of Capital?,”
Journal of Accounting Research, 49(1), 2011, pp. 1–40.
- Balakrishnan, Karthik, Eli Bartov, and Lucile Faurel, “Post loss/profit announcement

- drift,” *Journal of Accounting and Economics*, 50(1), 2010, pp. 20–41.
- Barth, Mary E., Wayne R. Landsman, and Mark H. Lang, “International Accounting Standards and Accounting Quality,” *Journal of Accounting Research*, 46(3), 2008, pp. 467–498.
- Bartov, Eli, Suresh Radhakrishnan, and Itzhak Krinsky, “Investor Sophistication and Patterns in Stock Returns after Earnings Announcements,” *The Accounting Review*, 75(1), 2000, pp. 43–63.
- Behn, Bruce K., Jong-Hag Choi, and Tony Kang, “Audit Quality and Properties of Analyst Earnings Forecasts,” *The Accounting Review*, 83(2), 2008, pp. 327–349.
- Botosan, Christine A., “Disclosure level and the cost of equity capital,” *The Accounting Review*, 72(3), 1997, pp. 323–349.
- Brennan, Michael J., and Avanidhar Subrahmanyam, “Investment Analysis and Price Formation in Security Markets,” *Journal of Financial Economics*, 38(3), 1995, pp. 361–381.
- Brown, Lawrence D., “Analyst Forecasting Errors: Additional Evidence,” *Financial Analyst Journal*, 53(6), 1997, pp. 81–88.
- Campbell, John Y., Martin Lettau, Burton G. Malkiel, and Yexiao Xu, “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” *The Journal of Finance*, 56(1), 2001, pp. 1–43.
- Chen, Changling, Alan Guoming Huang, and Ranjini Jha, “Idiosyncratic Return Volatility and the Information Quality Underlying Managerial Discretion,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming, 2012.
- Clement, Michael B., “Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter?,” *Journal of Accounting and Economics*, 27(3), 1999, pp. 285–303.
- Dechow, Patricia M., and Ilia D. Dichev, “The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors,” *The Accounting Review*, 77, Supplement, 2002, pp. 35–59.
- , Weili Ge, and Catherine Schrand, “Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences,” *Journal of Accounting and Economics*, 50(2–3), 2010, pp. 344–401.
- Dichev, Ilia, and Vicki Wei Tang, “Matching and the Changing Properties of

- Accounting Earnings over the Last 40 Years,” *The Accounting Review*, 83(6), 2008, pp. 1425 – 1460.
- Francis, Jennifer, Ryan LaFond, Per M. Olsson, and Katherine Schipper, “Costs of Equity and Earnings Attributes,” *The Accounting Review*, 79(4), 2004, pp. 967 – 1010.
- , Dhananhay Nanda, and Per Olsson, “Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital,” *Journal of Accounting Research*, 46(1), 2008, pp. 53 – 99.
- Gleason, Cristi A., and Charles M. C. Lee, “Analyst Forecast Revisions and Market Price Discovery,” *The Accounting Review*, 78(1), 2003, pp. 193 – 225.
- Gómez, Xavier Garza, Masashi Okumura, and Michio Kunimura, “Discretionary Accrual Models and the Accounting Process,” *Kobe Economic & Business Review*, 45, 2000, pp. 103 – 135.
- Gordon, Myron J., “Postulates, Principles and Research in Accounting,” *The Accounting Review*, 39(2), 1964, pp. 251 – 263.
- Graham, John R., Campbell R. Harvey, and Shiva Rajgopal, “The economic implications of corporate financial reporting,” *Journal of Accounting and Economics*, 40(1), 2005, pp. 3 – 73.
- Habib, Ahsan, Mahmud Hossain, and Haiyan Jiang, “Environmental uncertainty and the market pricing of earnings smoothness,” *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, 27(2), 2011, pp. 256 – 265.
- He, Wen, Baljit K Sidhu, and Hwee Cheng Tan, “Income Smoothing and Properties of Analyst Information Environment,” working paper, Chinese Accounting Professors’ Association of North America, 2010.
- Hepworth, Samuel R., “Smoothing Periodic Income,” *The Accounting Review*, 28(1), 1953, pp. 32 – 39.
- Hirshleifer, David, Sonya Seongyeon Lim, and Siew Hong Teoh, “Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News,” *The Journal of Finance*, 64(5), 2009, pp. 2289 – 2325.
- Hong, Harrison, Terence Lim, and Jeremy C. Stein, “Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies,” *The Journal of Finance*, 55(1), 2000, pp. 265 – 295.
- Hunt, Alister, Susan E. Moyer, and Terry Shevlin, “Earnings volatility, earnings management, and equity value,” working paper, University of Washington,

- 2000.
- Kieso, Donald E., Jerry J. Weygandt, and Terry D. Warfield, *Intermediate Accounting*, John Wiley & Sons, Inc., 2009.
- Kothari, S. P., “Capital markets research in accounting,” *Journal of Accounting and Economics*, 31(1–3), 2001, pp. 105–231.
- , Andrew J. Leone, and Charles E. Wasley, “Performance matched discretionary accrual measures,” *Journal of Accounting and Economics*, 39, 2005, pp. 163–197.
- Leuz, Christian, Dhananjay Nanda, and Peter D. Wysocki, “Earnings management and investor protection: an international comparison,” *Journal of Financial Economics*, 69(3), 2003, pp. 505–527.
- McInnis, John, “Earnings Smoothness, Average Returns, and Implied Cost of Equity Capital,” *The Accounting Review*, 85(1), 2010, pp. 315–341.
- Myers, James N., Linda A. Myers, and Douglas J. Skinner, “Earnings momentum and earnings management,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 22(2), 2007, pp. 249–284.
- Nakano, Makoto, and Yusuke Takasu, “Quality of Smoothed Earnings—Persistence, Predictability, and Dividend Policy—,” Hitotsubashi University Center for Japanese Business Studies Working Paper Series, 2011.
- Petersen, Mitchell A., “Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches,” *Review of Financial Studies*, 22(1), 2009, pp. 435–480.
- Rajgopal, Shiva, and Mohan Venkatachalam, “Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility,” *Journal of Accounting and Economics*, 51(1–2), 2011, pp. 1–218.
- Ronen, Joshua, and Simcha Sadan, *Smoothing Income Numbers: Objectives, Means, and Implications*, Addison-Wesley Publishing Company, 1981.
- Skinner, Douglas J., and Richard G. Sloan, “Earnings Surprise, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio,” *Review of Accounting Studies*, 7(2–3), 2002, pp. 289–312.
- Sun, Jerry, “The Effect of Analyst Coverage on the Informativeness of Income Smoothing,” *The International Journal of Accounting*, 46(3), 2011, pp. 333–349.
- Tucker, Jennifer W., and Paul A. Zarowin, “Does Income Smoothing Improve Earnings

- Informativeness?," *The Accounting Review*, 81(1), 2006, pp. 251–270.
- Xu, Yexiao, and Burton G. Malkiel, "Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility," *Journal of Business*, 76(4), 2003, pp. 613–644.
- Zhang, X. Frank, "Information Uncertainty and Stock Returns," *The Journal of Finance*, 61(1), 2006, pp. 105–137.