

MMRC
DISCUSSION PAPER SERIES

MMRC-J-128

利益の構成要素の Relevance (1)
—— 年度別クロス・セクション分析 ——

東京大学大学院経済学研究科
大日方 隆

第1稿：2002年6月
改訂稿：2005年4月



東京大学21世紀COE [整備済]
ものづくり経営研究センター

Relevance of Earnings Components: Evidence from Manufacturing Firms in Japan

Takashi OBINATA

University of Tokyo, Faculty of Economics

Bunkyo-ku, Hongo, 7-3-1, Tokyo, Japan

1st Draft: June 2002

Current Draft: April 2005

The main purpose of this research is to investigate the rationality of current form of performance measurement and reporting in Japan. In this paper, net income (bottom line) is divided into three components: 1) operating profits, 2) gains and losses from non-core operating activities and financial activities, and 3) other gains and losses (taxes and gains and losses from unusual activities). This research investigates whether, given operating profits, other two components have the incremental explanatory power for the variation in stock prices. The empirical results show that other two components are value relevant and each has the indigenous information contents. Therefore, current rule in Japan, which mandates to divide net income into those components and report them separately, has rationality. However, gains and losses from non-core operating activities and financial activities are *not* independent earnings that have the complete meaning. The results seem to support the view that it could gain empirical meanings only by being added to operating profits and integrated into ordinary income (and so into net income). As reported in our prior research, controlling the noisy factors contained in the components makes earnings information more value relevant. By testing the relevance of earnings components with controlling noises, this research confirms the potential information value of earnings as original data set, which investors process for estimating permanent earnings of firms.

Keywords: earnings components, value relevance, earnings surprises, losses, Japan

利益の構成要素の Relevance (1)

—年度別クロス・セクション分析—

大 日 方 隆

(東京大学)

第 1 稿 : 2002 年 6 月

改訂稿 : 2005 年 4 月

要 約

この研究の主たる目的は、わが国の現行の区分損益計算の合理性を確かめることである。その確認にあたって、この論文では、純利益を3つの構成要素に分解した。営業利益、営業外損益、およびその他（特別損益と税）である。分析の焦点は、営業利益を所与としたとき、営業外損益やその他の損益にも、株価のバラツキにたいして追加的な説明力があるか否かである。検証結果は、営業外損益もその他の損益も **relevant** であり、それぞれに固有の情報価値があることを示している。それらを区分して開示する現行の利益計算方式は、合理性をもっているのである。ただし、営業外損益はそれ自身が独立の利益として意味をもっているのではなく、「それが営業利益に加減され、経常利益（純利益）に統合されることを通じて、はじめて存在意義があたえられる」という考え方を支持する実証結果が得られた。純利益を構成要素に分解するのとともに、大日方 (2002a, b) で試みたのと同様、それぞれの構成要素に含まれるノイズをコントロールすることによって、利益情報の **relevance** はいっそう上昇する。この論文でも、加工された利益の構成要素の **relevance** を検証することを通じて、投資家に提供される原データとしての利益情報の潜在的な情報価値が確かめられた。

キー・ワード : earnings components, value relevance, earnings surprises, losses, Japan

利益の構成要素の Relevance (1)

—— 年度別クロス・セクション分析 ——

1 はじめに

利益を単一変量と捉えて、単回帰によって株価水準との関係を分析すると、営業利益の relevance が最も高い。経常利益の relevance は営業利益よりも劣り、純利益の relevance はさらに経常利益よりも劣っている。その意味では、投資家の予想する sustainable な permanent earnings の estimator としては営業利益が一番優れている。しかし、その relevance (の差異) は、利益情報の価値の 1 つの側面しか表していない。投資家は報告利益を機械的に鵜呑みにして permanent earnings を予想するのではなく、報告利益に一定の加工 (たとえば財務分析技法) を加えて、その予想に役立てているはずであり、そうした加工を与件とした relevance の分析も必要である。実際、大日方 (2002b) の分析では、損失、減益、大規模増益の 3 つの条件をコントロールした純利益情報の relevance は、なにもコントロールしない営業利益情報の relevance に劣っていないことが検証されている。

ただ、そうした分析だけでは、現在の区分損益計算の存在意義は積極的にはあきらかにならない。多段階的に各種の利益を順次計算、開示することによどのような経済合理性があるのか、利益を単一変量とみなした分析では、なにも明確にできない。従来の relevance 研究は、この点で重要な限界をもっている。営業利益、経常利益、純利益のあいだの relevance の序列は、営業利益を開示すれば十分であることを意味せず、まして、純利益の計算開示が無意味であることを意味しない。営業利益と経常利益との差 (以下、「営業外損益」という) や、経常利益と純利益との差 (以下、「その他の損益」という) にも固有の情報内容ないし relevance が認められるのか否かは、各種の利益の単回帰分析の結果を比較しただけでは判明しないのである。

そこでこの研究では、営業利益を所与としたうえで、営業外損益とその他の損益の value relevance を検証する。純利益の relevance を構成要素に分解して検証してみるのである。この分析によって、営業外損益とその他の損益の relevance が確認されれば、現行方式——営業利益に他の構成要素を順に加減して純利益を計算する——の合理性があきらかになるはずである。もちろん、実証分析である以上、実在しない他の方式と比べた場合の現行方式の優位性は確認できない。しかし、あらかじめ現状の分析がなされていなければ、会計

基準の改革案を適切に評価できないであろう。この研究は、従来は正面から問われてこなかったわが国の区分損益計算の合理性を実証的に確かめ、それによって、業績報告をめぐる基準設定に有益な示唆をあたえることを目的としている。

この研究では、各構成要素の水準の符号——黒字か赤字か——と、対前年度増減の符号——増益か減益か——に着目して、それぞれの **relevance** と情報内容を確認した。検証結果は、営業外損益もその他の損益も **relevant** であり、それぞれに固有の情報価値があることを示している。それらを区分して開示する現行の利益計算方式は、合理性をもっているのである。ただし、営業利益と営業外損益とのあいだには重要な相違が観察された。利益の **persistence** をめぐり、損益の水準や対前年度増減の符号によって株価との関係は非対称であるのかを確認したところ、営業利益には、非対称性について一定の規則性が観察されたものの、営業外損益にはそのような規則性は観察されなかった。これは、営業外損益はそれ自身が独立の利益として意味をもつのではなく、「それが営業利益に加減され、経常利益（さらに純利益）に統合されることを通じて、はじめて存在意義があたえられる」という考え方を支持するものである。

純利益を構成要素に分解するのと同時に、この研究でも、大日方 (2002a, b) で試みたのと同様、それぞれの構成要素に含まれるノイズをコントロールすることによって、利益情報の **relevance** がどのように変化するかを検証した。純利益の構成要素分解とは独立に、その加工によって、利益の **relevance** は上昇する。この論文でも、加工された利益の変数の **relevance** を検証することを通じて、投資家に提供される原データとしての利益情報の潜在的な情報価値が確かめられている。

以下の論文の構成は次の通りである。2 節では、先行研究の簡単なレビューを通して、この研究のテーマと特徴を説明する。3 節では、利益の構成要素の水準額になにも加工を加えずに、それぞれの要素の **relevance** を確かめる。4 節では、利益の構成要素の変化額になにも加工を加えずに、それぞれの要素の変化額の **relevance** を検証して、前節の分析結果を補完すると同時に、次節の分析の予備的な考察をする。5 節は、各構成要素の水準額の符号や変化額の符号に着目して **noisy factor** をコントロールすることにより、それぞれの要素の **relevance** を再検討する。6 節は、利益の構成要素の **relevance** と現行の区分計算の合理性についての検討結果を要約する。最後の 7 節では、一連の研究（大日方 (2002a, b) および本論文）の分析結果を要約して、結論を述べる。

2 先行研究

純利益をその構成要素に分解し、構成要素ごとに value relevance を確認して、要素間の relevance の差異を検証するのは、会計学ではすでに定着した研究手法である。その背景に共通するのは、すでに大日方 (2002a, b) でレビューしたように、利益（その構成要素）の永続性 (permanence) あるいは持続性 (persistence) が異なる場合には、それぞれの情報の relevance も異なるという仮説である。そこでは、会計情報は、投資家による企業の permanent earnings の予想に利用されることを通じて、株価に反映されることが前提とされている。構成要素の persistence の相違が relevance の相違をもたらすことは、主に、株式投資収益率にたいする構成要素の説明力に注目して検証されている（たとえば、Ali and Zarowin, 1992, Ramakrishnan and Thomas, 1998, Billings and Morton, 2001 など）。そのような研究成果の蓄積により、利益（その構成要素）がより persistent であるほど、relevance はより高くなることは、すでに学界の共通認識となっている。

この問題をめぐる実証研究では、上記の仮説の検証が主要な目的とされているため、当該要素の persistence あるいは再現性の有無 (recurring vs. non-recurring) に着目して、純利益が構成要素に分解されることが多い¹。そのような分解手法は、投資収益率（株価）－利益関係以外の研究でも広く利用されており、たとえば、公表される利益情報とアナリストの利益予想との関係をめぐっても、Ali and Klein (1992) および Mest and Plummer (1999) では、企業の報告利益のうち、permanent な構成要素はアナリストの利益予測に反映されるものの、transitory な要素は（長期の）利益予測に反映されないと報告されている。Lin (2002) は、損益の区分が permanent な要素と transitory な要素の推定に役立ち、アナリストの将来予測の精度を向上させるとしている。Dechow and Ge (2006) は、会計発生高 (accruals) が少ない企業の利益の persistence が低いのは、主として特殊項目 (special items) が原因であり、投資家は特殊項目の一時的な性格を誤解する傾向にあること、特殊項目には将来の株式リターンの説明力があることをあきらかにした。

また、persistence とは異なる観点で構成要素を分解する一方、構成要素間の relevance の相違が検出されると、その相違の原因を persistence の相違にもとめる研究もある。その先駆的な研究は Lipe (1986) である²。それ以降、しばしば研究者の興味を惹いてきたのは、キ

¹ なお、Cheng and Hollie は、キャッシュフローを中核事業 (core) によるものとそれ以外 (non-core) とに分け、その構成要素分解が将来キャッシュフローの予測精度を向上させることを示している。

² Lipe (1986) では、利益は、営業利益、一般管理費、減価償却費、支払利息、法人税、その

キャッシュフローと会計利益との関係である。会計利益をcash-earningsとaccrualsに分解したとき、後者は、将来の年度で反転(revert)する——たとえば、現在費用を繰り延べて利益を増やしても、将来それが費用になったときに利益を減少させる——ことから、そのpersistenceは低いと想定され、同一額の利益であれば、cash-earningsの占める比率が高いほど利益の質(quality of earnings)は高いというのが常識的な見方である。しかし、その常識を裏付けるような単純な結果は、実証研究ではいまだ十分には確認されておらず、現在なお検証が続けられている(Sloan, 1996, Collins and Hribar, 2000, DeFond and Park, 2001 など)。

さらに、最近物議をかもししたのは、企業が一定の費用や損失を自主的に除いて公表するstreet earnings、pro forma earningsのrelevanceである。会計基準に準拠して公表されるGAAP earningsのrelevanceが低下していると指摘される一方で、pro forma earnings(あるいはstreet earnings)のrelevanceが上昇しているか否かが注目されている。この点について、Brown and Sivakumar(2001)、Bradshaw and Sloan(2002)、Lougee and Marquardt(2002)、Bradshaw and Sloan(2002)、Bhattacharya et al.(2003)は、GAAP earningsよりもpro forma earningsのほうがrelevance(あるいは、より一般的に有用性)は高いと報告している³。この検証結果は、興味深い2つの検討課題を提供している。1つは、かりに経営者にearnings managementの動機や機会があるとしても(Doyle and Soliman, 2002, Moehrl, 2002)、経営者の裁量による自主的なtransitory componentsのスクリーニングによって、利益の情報価値は高まるのかという問題である⁴。もう1つは、pro forma earningsから除かれる項目(以下、簡略して除外項目と呼ぶ)が、本当にnoisy、transitoryであって、その項目には情報価値がないのかという問題である。Gu and Chen(2004)は、除外項目の情報価値が低いと報告しているが、それと反対に、Doyle et al.(2003)は、除外項目にも情報価値があり、それが株価には適切に反映されていないために、除外項目の情報を利用して超過収益を獲得できることを示して

他に分解されているが、その分解はad hocである。なお、Freeman(1986)のコメントも参照。

³ これらの実証結果にたいして、Abarbanell and Lehavy(2002)は懐疑的な見解を示している。なお、Pro Forma Earningsを公表している企業には共通の特徴が観察されるため(Bhattacharya et al., 2004)、Pro Forma Earningsの公表企業のみを対象とした研究には、サンプル・セレクション・バイアスの問題がある。

⁴ 市場規律のもとでの自己申告を基調とする会計報告制度にとって、本来、利益の情報価値を高める裁量的行動は規制する必要がない。たんにpro forma earningsの開示を規制するか否かという問題にとどまらず、この問題は、経営者の裁量とそれにたいする規制をめぐる重要な問題を提起している。現行のGAAP earningsにおける区分が経営者の裁量によって恣意的に操作されるからといって、ただちにその行動が利益情報を歪めるわけではないとしたら、形式基準によって利益を区分する積極的必要性はないであろう。

いる。かりに、それらの除外項目に情報価値がないとしたら、それらがGAAP earningsに含まれていることの合理性は、別の観点から説明されなければならないであろう。

この研究に関連しているのは、後者の問題である。ひとくちにpro forma earningsといっても、その定義が確定しているわけではないが、一般には、資産の評価損や償却費などの非現金支出費用、再現性のない(non recurring) 特別項目(special items) やリストラ損失などが除かれている。Elliot and Hanna (1996)、Francis et al. (1996)、Rees et al. (1996)、Chaney et al. (1999, 2000)、Khurana and Lippincott (2000)、Burgstahler et al. (2002)、Lopez (2002)、Doyle et al. (2003) らの研究では、それらの評価損失やリストラ損失等にも情報価値があると報告されている⁵。また、Francis et al. (2002) も、しばしばアナリストが注目するEBITDA (利子、税、償却前利益) よりも、GAAP earningsのほうがrelevanceは高いと報告している。これらの研究は、一見transitory componentが多く含まれているとみられる利益の構成要素であっても、情報価値やrelevanceが認められるケースがあることを示している。この論文で焦点をあてるのもこの点であり、相対的に再現性のない構成要素にも株価説明力があることを示すのが、この論文の目的の1つである。

この論文で選択した利益の分解方式は、わが国の会計制度で採用されている区分計算にもとづいている。すなわち、営業利益、営業外損益、特別損益および税の3要素への分解である。株価にたいする説明力の検証を通じて、これらの構成要素の情報のrelevanceを確認するのが、この研究の第1の特徴である。すでにFairfield et al. (1996) は、アメリカ企業を対象にして類似の研究をしている。その研究では、営業利益(operating earnings)、非営業利益および税(non-operating earnings and taxes)、特殊項目(special items)の3要素に分解することによって、1年後のROEにたいする報告利益の予測能力が有意に上昇することが報告されている。彼らは、異常損益と事業中止による損益とを純利益から分離することにも増して、上記の3要素に分解することが有用であると強調している。また、イギリス企業を対象にしたBallas (1999) では、例外的(exceptional) 項目と異常(extraordinary) 項目は、それぞれが独立に市場で評価されていると報告されている。世界の36カ国を対象にしたGaston et al. (2003) は、純資産簿価と利益の構成要素を説明変数とした多重回帰を採用し、決定係数の大小を通じて株価に対する説明力を比較している。彼らは、おしなべて営業利益の株価に対する説明力が高い一方、異常項目のそれは低いと報告している。

⁵ 一般に、ある項目に情報価値があるか否かと、その情報内容が瞬時に、かつ、適切に株価に反映されているか否かとは、別の問題である。Atwood and Xie (2005) と Dechow and Ge (2006) は、special items の persistence と mispricing の関係を指摘している。

すでに述べたように、従来の研究の多くが、異常損益等のpersistenceの低さに着目して、選択的に一部の特殊な要素とそれ以外の要素とに純利益を分けているが、そのような2分法による検討は、説明変数の選択および検証結果の解釈にかんして予断が含まれているという問題がある⁶。Fairfield et al. (1996) とBallas (1999) の研究は、生起の頻度にもとづく経常性と利益のpersistenceとは異なる次元の問題であることを示唆している。利益のpersistenceは、ほんらい投資家が判断するものであり、実証の事前にはpersistenceの高低を研究者は知り得ないからである。それにたいして、彼女らの研究は、会計規制が要求する純利益の分解方法を与件として、その合理性を確かめているため、その意義は大きく、この論文で着目するのも、まさに現行の会計規制が要求する分解方式である。

わが国の区分計算に着目した研究には、すでにHerrmann et al. (2000) がある。ただし、彼らの研究は日米比較に焦点が当てられ、問題意識も、再現性の有無による損益構成要素のpersistenceに向けられているため、結局、議論は2分法に帰着している。また、Fairfield et al. (1996) とHerrmann et al. (2000) はいずれも、将来のROEの予測に焦点をあてている。それにたいして、利益のrelevance研究としてはオーソドックスな株価（変化率）のパラッキにたいする説明力を検証する点が、この研究の第2の特徴である⁷。

そのように、損益のpersistenceの観点から構成要素に分解するのではなく、制度規制という外生的基準によって要素分解を決めて、各要素間のrelevanceの違いを確かめるとともに、その検証にあたっては、要素分解とは別の方法によって、それぞれの構成要素に含まれるtransitory earningsをコントロールするのが、この論文の第3の特徴である。大日方(2002a, b)によって確かめたように、利益を構成要素に分解しないまま、損失や減益などをコントロールすることによっても、報告利益に含まれるtransitory earningsの影響を緩和してrelevanceを高めることができる。営業利益にもtransitory earningsは含まれており、また、純利益から特定の要素を除かなくても、減益等をコントロールすれば、純利益にも営業利益と同等のrelevanceがあることが確認されている。つまり、構成要素分解と、減益等によるノイズのコントロールは別次元の問題なのである。

従来の研究では、明示的あるいは黙示的に、純利益の構成要素分解を利益のpersistence

⁶ 利益の構成要素分類を単純に2分法に帰着させている研究については、Strong and Walker (1993)、Ohlson and Penman (1992)などを参照。

⁷ Giner and Reverte (1999) は、スペインの区分損益計算にしたがって利益を構成要素に分解して、株価にたいする説明力を検証している。そこでは、純利益が、金融損益、異常損益、税の3要素に分解されている。その点では、わが国の区分と類似した分解がなされている。しかし、彼らの回帰モデルには、利益のほか、純資産簿価も同時に説明変数として含まれているため、厳密には純利益の区分計算の合理性が確認されているとはいえない。

の高低と一義的に結びつける 2 分法が採用されているが、この論文では、純利益を 3 要素に分解するとともに、それぞれの要素について、transitory earnings をコントロールする点で、従来の研究とは大きく異なっている。そのさい着目するのは、すでに大日方 (2002a, b) でも検証した 2 点である。1 つは、構成要素の水準額の符号——損失か否か——であり、もう 1 つは変化額の符号——増益か減益か——である。このように構成要素分解とは独立に transitory earnings をコントロールすることで、営業利益以外の 2 要素を noisy な transitory earnings とみなす単純化の弊害は是正され、それら 2 つの構成要素の情報内容を適切に把握できるようになる。これこそが、この論文の最終的な目的であり、主題である。

3 利益の構成要素の value relevance

3.1 構成要素モデル

純利益をその構成要素に分解するとき、分析の目的に応じて、分解の方法はさまざまである。この研究で採用するのは、わが国の会計制度で採用されている区分計算における分解であり、営業利益、営業外損益、その他の 3 要素への分解である。営業利益 (Operating Profits: 以下、**OP** と略す) は、企業の本業である営業活動で獲得された利益である。営業外損益は、企業の資金調達にともなう金利費用、資金運用から生じる金融収益、本業以外の付随業務から生じる損益の合計であり、その主要な部分は、財務活動による損益とみなしてよい。以下では、この営業外損益を **FIN** と略す。その他は、臨時、異常な損益と税費用である。以下、これを **EXT** と略すことにする。

この研究で採用する上記の 3 要素分解は、前述の通り、現在のわが国の損益計算書における区分計算にもとづいている。すなわち、営業利益に営業外損益を加えたものが経常利益 (Ordinary Income) であり、経常利益に上記のその他の損益を加えたものが純利益 (Net Income) である。投資家は、損益計算書を通じて利益情報を知るとき、純利益の水準はもちろんのこと、営業利益、経常利益とともに、営業外損益 **FIN** とその他の損益 **EXT** の構成要素の情報も入手する。このような区分計算は、もともと、利益の構成要素の分類を通じて、投資家の permanent earnings の推定に役立つ目的で採用されており、実際、大日方 (2002a) および (2002b) で実証的に確かめたとおり、営業利益、経常利益、純利益の順に relevance がより低いのであった。そもそも、利益情報の relevance を議論するさいに、営業利益を無視して純利益だけを分析対象にするのは誤りであるというのが、大日方 (2002a, b) の主要な、かつ基本的なメッセージの 1 つであった。

そのように営業利益情報の **relevance** が最も高いとすれば、営業外損益とその他の損益にはまったく **relevance** が認められないのか、その点が検討課題になるはずである。それら2つの構成要素がもつばらノイズを付加するだけであるなら、それらを含んだ純利益を企業評価に利用する慣行は改められなければならないことになる。しかし、営業外損益とその他の損益にも **relevance** が認められるなら、やはり、すべての構成要素を含めた純利益をもって企業の期間業績とみなし、区分計算を通じて、投資家の **permanent earnings** の予想に役立てようとする現在の損益計算書の様式にも、一定の合理性が存在することになる。その問題を検討するのが、この節の課題である。

この節で検証に用いる回帰モデルは、以下の通りである。

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 FIN_{it} + \beta_3 EXT_{it} + u_{it} \quad (M12)$$

ここで **P** は株価、**OP** は営業利益、**FIN** は営業外損益、**EXT** はその他の損益（特別損益および税）であり、利益の構成要素はすべて1株あたりの数値である。添え字の *i* は企業を表し、*t* は株価については決算日、利益の構成要素については会計年度を表している。定数項を除くすべての変数は、規模による **heteroscedasticity** を軽減するため、前期末の株価でデフレートされる。上記のM12は、ここでの構成要素モデル（以下、**COMP** と略す）の回帰式を表すが、数字の12は、大日方（2002a, b）における回帰式の番号から継続して付してある。この論文の以下の回帰はすべて、定数の産業ダミーを含んだ **fixed model** で推定されている。

なお、この研究のサンプルは、大日方（2002a, b）と同じく、1979年3月期から2000年3月期までの3月決算企業9,122 **firm – years** である。各業種について最終決算期の売上上位企業をサンプルに採用しているため、潜在的に、利益にかかる係数に上方バイアスがかかっている危険性があり、この研究の実証結果をただちに一般化できないことをあらかじめ付言しておかなければならない。

3.2 検証結果

変数の記述統計量は、Table 1のPanel A、B、Cにまとめられている。すべて1株あたりの数値であり、金額の単位は円である。1996年決算期から、額面金額の大きな企業がサンプルに含まれるため、平均および標準偏差は大きくジャンプしている。そこで、メディアア

ンに注目することにしよう。1992年くらいを境にして、それ以降、営業利益の水準は低くなっている。これは、バブル崩壊後の不況を反映したものと推定される。営業外損益の大部分は金利費用によって占められているため、メディアンは通常はマイナスであるが、バブル経済の影響によるためか、1989、90年の決算期ではプラスに転じている。また、金利低下が反映されてか、1990年代はマイナスであっても小さな値になっている。その他の損益の主要な部分は税費用であるため、メディアンはマイナスであるが、年代による大きな変化は見られない。

上記の M12 は、利益の構成要素への線形分割を利用した多重回帰モデルであるが、潜在的に多重共線性の問題があるため、最初に、構成要素相互の相関係数を計算してみた。その結果が Table 2 であり、Pearson の欄は積率相関係数、Spearman の欄は順位相関係数を示している。これらは、前期末株価でデフレートした値の相関係数である。表中の [] 内の数値は相関関係があることを棄却する有意確率である。当然、各構成要素相互に相関関係が認められるケースが圧倒的に多いが、多重共線性が疑われるほど極端に強い相関関係は観察されていない。

この研究でも、前稿（大日方, 2002a, b）と同じように、モデルの優劣を比較するにあたり赤池の情報量規準（AIC）と自由度修正後決定係数について、Wilcoxon 検定と二項分布による符号検定を行った。Table 3 の Z は Wilcoxon の検定統計量、p-value はその有意確率、BNST は符号検定の有意確率を示している。Panel A の分析結果によると、AIC と決定係数のいずれの比較でも、構成要素に分割しない経常利益単独の情報（OI）および構成要素に分割しない純利益単独の情報（NI）よりも、ここでの構成要素モデル（COMP）のほうが優れている。しかし、営業利益単独の情報（OP）と比べると、構成要素モデルは AIC 最小化規準では、必ずしも優れているとはいえない。つまり、損益構成要素 FIN と EXT の追加は、モデル適合度の上昇には役立ってはいないのである。

この問題をより詳細に分析するため、以下のモデルによる回帰分析を行った。

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 FIN_{it} + u_{it} \quad (M12')$$

このモデルを便宜 OP_FIN と表す。この OP_FIN モデルは、営業利益 OP のみによる単回帰モデルに説明変数として営業外損益 FIN を加えたものであるから、OP_FIN と利益資本化モデル OP とを比較すれば、営業外損益 FIN の追加的な貢献が判明する。また、OP_FIN

は経常利益 OI を構成要素に分解したものであるから、 OP_FIN と利益資本化モデル OI とを比較すれば、その分解の有用性が判明する。それらを確認したのが、Table 3 の Panel B である。決定係数からは、営業利益にたいする営業外損益の追加は、説明力の向上に貢献しているといえるものの、AIC 最小化規準では、営業外損益の追加はモデル適合度の上昇に貢献していない。しかし、経常利益のみの単回帰モデルと比べると、AIC の比較でも決定係数の比較でも、構成要素への分解はモデル適合度（説明力）の向上に貢献している。

さらに、以下の回帰式による分析も行った。

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OI_{it} + \beta_2 EXT_{it} + u_{it} \quad (M12'')$$

このモデルを便宜的に OI_EXT と表す。経常利益による単回帰モデルおよび純利益による単回帰モデルそれぞれと、この OI_EXT とを比較したのが、Panel C である。経常利益にたいするその他の損益 EXT の追加は、決定係数の次元でなんら説明力の向上に役立っていないばかりか、AIC の次元では、むしろモデル適合度を低下させている。しかし、純利益に一括りにしてしまうのと比べると、経常利益とその他の損益への分解は、モデル適合度（説明力）の向上に貢献している。以上の結果は、ノイズの多い構成要素を分離して段階的に利益を計算する現行の区分計算に合理性があることを示している。

回帰分析の結果は、Table 4 に示されている。表のセルの数値は、上から、推定された偏回帰係数、() 内の数値は不均一分散を補正した White の t 値、[] 内の数値は有意確率である（以下、回帰分析の結果の表はすべて同じ）。第 1 に、営業利益にかかる係数の符号は、すべての決算期でプラスである。ただ、1985、87、89 年の決算期では、その係数は統計的に有意ではない。

第 2 に、営業外損益 FIN にかかる係数は、1984、87、90、91、92、93、97、2000 年の決算期でプラスの有意な値になっている。ただし、1984、93 年の決算期では、その係数は、営業利益にかかる係数よりも小さい。他方、1979、85 年の 2 決算期では、営業外損益の係数は有意なマイナスになっている。これは、営業外収益（費用）が大きいほど株価水準が低い（高い）という関係を示しており、直感では説明できない結果である。いずれにしても、営業外損益にも一定の *relevance* は認められるものの、それがさほど *persistent* でないためか、営業外損益には営業利益ほどの *relevance* は無いようである。

第 3 に、その他の損益 EXT にかかる係数は、1980、96、97、99 年の決算期でプラスの有

意な値になっている。ただし、いずれも営業利益にかかる係数よりも小さい。また、1983年決算では、係数が有意なマイナスになるという、直感に反する結果が観察されている。ここでの結果は、その他の損益のrelevanceは完全には否定されないまでも、営業外損益よりもさらにノイズが多く含まれており、relevanceが低いことを示している。現行の区分計算は、permanent earningsのより適切な推定値である営業利益に、ややノイズのある営業外損益を加えて経常利益を計算し、さらに、よりノイズの多いその他の損益を加えて純利益を計算しているものとして解釈できる⁸。それは、従来から漠然と抱かれていた常識ではあるが、それがここで実証的に確認されたわけである。

この研究でも、大日方 (2002a, b) と同様に、産業効果が回帰推定にあたえる影響を分析した。Table 4 の Dummy Test の欄の数値は、産業ダミーについて、すべてが有意にゼロ ($\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_{17} = 0$) であるか否かを検証した F 値と有意確率であり、Hausman Test の欄の数値は、産業ダミーの有無によって回帰推定の係数が有意に異なるか否かを検証したカイ二乗値と有意確率である。2 種類の検証結果はいずれも、定数の産業ダミーを回帰に含めることに意味があることを支持している。つまり、ここでの利益の構成要素による回帰モデルも、産業効果の影響を受けている。Hausman Test の結果を見ると、産業効果を1%水準で無視できる決算期は6期あるものの、特定の年代に集中してはいない。また、年代によってカイ二乗値の大きさも異なっている。このことから、産業効果の影響度合いは年代によって異なっていることが確認できる。

4 構成要素の変化額の value relevance

4.1 構成要素変化額モデル

純利益の変化額の情報の relevance が問題にされるのと同じように、その構成要素についても、それぞれの変化額が株価変化（率）とどのような関係にあるのかが問題になろう。たとえば、純利益が対前年度比で増加したとき、本来の事業活動による営業利益が増加したことが寄与しているのか、それとも資産処分による特別利益が寄与しているのかによって、投資家の企業にたいする評価は異なるであろう。むしろ、株価変化との関係で問題になるのは、投資家の好き嫌いではなく、増減益と permanent earnings との関係である。ある構成要素の変化額が permanent earnings の予想の改訂に結びつくならば、その要素は株価変

⁸ この研究でいう「その他の損益」は特別損益と税費用であるが、ここでの分析期間では税効果会計が採用されていない。そのため、ここでの結果からは、税効果会計の有効性についてはなにもいえない。

化と統計的に有意な関係にあるはずである。そこでの **permanent earnings** との関連は、その構成要素の変化額にどれだけの比率で **transitory earnings** が含まれているかに依存して決まる。すなわち、変化額のより大きな（小さな）部分が **transitory earnings** によって占められているならば、偏回帰係数はより小さく（大きく）なるであろう。

そのことを検証するため、この節では次の回帰式を採用する。

$$\Delta P_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta OP_{it} + \beta_2 \Delta FIN_{it} + \beta_3 \Delta EXT_{it} + u_{it} \quad (\text{M13})$$

ここで P は株価、 OP は営業利益、 FIN は営業外損益、 EXT はその他の損益（特別損益および税）であり、利益の構成要素はいずれも 1 株あたりの数値である。 Δ は対前年度変化額を表している。添え字の i は企業を表し、 t は株価については決算日、利益の構成要素については会計年度を表している。なお、定数項を除くすべての変数は、規模による **heteroscedasticity** を軽減するため、前期末の株価でデフレートされる。以下、この構成要素変化額モデルを $\Delta COMP$ あるいはモデル M13 と表記する。

実証分析に先立って、モデル M13 の偏回帰係数の符号について仮説を設定しておこう。すでに述べたように、一般に、利益の構成要素に **transitory earnings** がより多く含まれるほど、その係数はより小さくなる。前節の分析では、営業外損益 FIN には営業利益 OP よりも多くの **transitory earnings** が含まれ、さらに、その他の損益 EXT には営業外損益よりも多くの **transitory earnings** が含まれていた。その水準額に含まれる **transitory earnings** の大小に比例して、平均的には、それぞれの変化額にも **transitory earnings** が含まれていると予想される。したがって、以下の仮説が成立する⁹。

仮説 H6

営業利益の変化額よりも営業外損益の変化額、さらに営業外損益の変化額よりもその他の損益の変化額のほうが、より多くの **transitory earnings** が含まれている。すなわち、 $0 < \beta_3 < \beta_2 < \beta_1$ である。

この仮説では、各構成要素にかかる係数がプラスになると想定しているが、この係数がマイナスになる可能性も否定できない。それがプラスになるのが正常な状態ではあるもの

⁹ 仮説の番号は、大日方 (2002a, b) からの連番である。

の、たとえば、リストラ損失が計上される場合など、会計上は業績が悪化しても、不採算（正味価値が負：negative NPV）の事業の清算によってpermanent earningsはむしろ上方に改訂されることも考えられる¹⁰。ただ、それは個別の企業で起こりうる特殊な状況であり、サンプル全体を平均的に見たとき、損益の符号と株価変化の符号とが逆になると想定するのは、常識に反するであろう。以下では、それらの符号が逆になるようなanomalyが生じるのかにも留意して、検証結果を確認しよう。

4.2 検証結果

説明変数の記述統計量は、Table 1 の Panel D、E、F にまとめた。すべて 1 株あたりの数値であり、金額の単位は円である。1996 年の決算期以降、額面金額が大きい企業が公開された影響を除くと、素朴な常識とは異なって、いずれの構成要素についても、1980 年代と 90 年代とのあいだに大きな格差はないように見える。景気低迷、金利低下、リストラなどは、それぞれの構成要素の変化額に年代変化を生じさせると予想されるが、記述統計量からは目立った年代変化は観察されない。また、Table 5 は、変数相互間の相関係数を整理したものである。Table 5 の結果は、Table 2 と同様、多重共線性を懸念させるほどの高い相関関係の存在を示していない。

Table 6 は、AIC と自由度修正後決定係数のそれぞれをモデル間で比較した結果である。表中の Z は Wilcoxon の検定統計量、p-value はその有意確率、BNST は符号検定の有意確率を示している。Panel A は、利益変化額による単回帰モデル（大日方 (2002b) のモデル M5）とここでのモデル M13 とを比較した結果である。決定係数を比較すると、どの段階の利益変化であれ、単一変数によるよりも、構成要素の変化額に分解したほうが説明力は高い。しかし、AIC を比較してみると、構成要素への分解は、純利益変化額の単一変数の場合よりも AIC を小さくしているものの、営業利益や経常利益との順位差については、有意な結果は得られていない。

ここで、営業外損益の変化額情報の追加的な貢献について検証するため、以下の回帰分析を行った。

¹⁰ Lopez (2002) は、リストラ損失をいくつかの項目に分け、損失処理（リストラ）が企業の将来キャッシュフローにあたる影響がその項目によって異なる点に着目し、リストラの項目とアナリストの利益予想の改訂との関係を検証した。その研究では、リストラの項目の中には、企業の将来キャッシュフローを増加させると期待されるものが存在することが示唆されている。なお、Francis et al. (1996)、Bunsis (1997)、Khurana and Lippincott (2000) も参照。

$$\Delta P_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta OP_{it} + \beta_2 \Delta FIN_{it} + u_{it} \quad (M13')$$

このモデルを便宜的に $\Delta OP_ \Delta FIN$ と表記するが、これと営業利益の変化額による単回帰モデルとを比べることにより、営業外損益の変化額 ΔFIN の追加的な貢献度合いが判明する。さらに、 $\Delta OP_ \Delta FIN$ と経常利益の変化額による単回帰モデルとを比べると、経常利益の変化額を営業利益の変化額と営業外損益の変化額に分解することの追加的な貢献度合いが判明する。それを検証したのが Table 6 の Panel B である。

まず、決定係数を比較した右側の結果を見ると、営業外損益の変化額 ΔFIN は、営業利益の変化額 ΔOP にたいして追加的な説明力の向上に貢献しており、また、経常利益の変化額を営業利益の変化額と営業外損益の変化額に分解することも、説明力の上昇という点で有意味であるように見える。しかし、左側の AIC の比較結果によれば、営業利益の変化額 ΔOP にたいする ΔFIN の追加的貢献はごくわずかであり、経常利益の変化額を分解することはモデル適合度の上昇に役立っているとはいえない。もともと決定係数の大小を比較することにはやや問題があるため、ここでの結果は、平均的に見て、 ΔFIN の情報の value relevance について疑念を抱かせるものと判断せざるを得ない。

さらに、その他の損益情報の変化額についても、その追加的な貢献を検証するため、以下の回帰分析を行った。

$$\Delta P_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta OI_{it} + \beta_2 \Delta EXT_{it} + u_{it} \quad (M13'')$$

このモデルを便宜的に $\Delta OI_ \Delta EXT$ と表し、上記と同様の分析をした。その結果は、Table 6 の Panel C に示した。AIC と決定係数のいずれの比較においても、その他の損益の変化額 ΔEXT には、経常利益の変化額にたいする追加的な貢献は認められない。ただ、純利益の変化額を経常利益の変化額とその他の損益の変化額に分解することは、説明力の上昇に大きく貢献している。これは、ノイズが多く含まれているその他の損益の変化額を分離することを通じて経常利益の変化額が知られることが、説明力の向上に役立っていることを意味している。この結果は、その他の損益の変化額の relevance の低さを暗示するものといえてよいであろう。

ここでの分析の焦点であるモデル M13 による回帰の結果は、Table 7 にまとめられている。第 1 に、営業利益の変化額 ΔOP にかかる係数は、1987 年決算期を除いて、いずれも

プラスの有意な値になっている。1987年決算期における係数は、有意水準は11%と低いものの、符号は正である。この結果は、会計利益のうち、営業利益の水準が *permanent earnings* の推定値により近く、より少ない *transitory earnings* を含んでいるという、大日方 (2002a, b) で報告されている結果と符合している。

第2に、営業外損益の変化額 ΔFIN にかかる係数は、1979、85、88、90、91、93、94、95、96、98年の決算期で有意なプラスの値になっており、1980年の決算期では有意なマイナスの値になっている。その係数が有意なプラスになっているうち、1979年以外の決算期すべてにおいて、営業外損益 ΔFIN にかかる係数は、営業利益の変化額 ΔOP にかかる係数と同じかそれよりも小さな値になっている。この結果は、仮説 **H6** を支持している。 ΔFIN にかかる係数が統計的に有意にゼロと異なる決算期の数、および、その係数の大きさという2つの観点から見て、営業外損益の変化額 ΔFIN は、営業利益の変化額 ΔOP よりも多くの *transitory earnings* が含まれていると考えられる。

第3に、その他の損益の変化額 ΔEXT にかかる係数は、複雑な様相を示している。それが有意なプラスになっているのは、1993、98、99年の3決算期と少なく、いずれの係数も、営業利益の変化額 ΔOP にかかる係数よりも小さな値になっている。この結果は、仮説 **H6** を支持するものである。ところが、1980、84、89、92年の4決算期では、 ΔEXT にかかる係数は有意な負の値になっている。これは、直感では説明できない *anomaly* であるが、22期のうちの4期という頻度は、無視できる程度を超えている。しかも、大方の予想に反して、その負の係数が観察されているのは、バブル崩壊後に企業がリストラを進めたと解される1990年代後半ではない。むしろ、1990年代後半では、その係数は一貫して正の符号をとっているのである。この現象にかんして、あらかじめ仮説が準備されていないので、ここでは余計な解釈を加えずに、もっぱら事実確認にとどめておく。

以上の各構成要素についての検証結果をまとめると、総じて仮説 **H6** は支持されると考えてよいであろう。すなわち、営業利益の変化額よりも営業外損益の変化額、さらに営業外損益の変化額よりもその他の損益の変化額のほうが、より多くの *transitory earnings* が含まれているわけである。これは、営業利益、経常利益、純利益の順に *relevance* が高いという結果と符合するものである。

ただし、注意しておかなければならないのは、相対的に *relevance* を比較したときに純利益やその他の損益が劣っているとはいえ、それらに *relevance* がまったくないわけではない。かりに *permanent earnings* の推定値たる利益を開示目的とする場合であっても、ここでの結

果から、営業外損益やその他の損益を排除して営業利益を損益計算書の **bottom line** にすべきという主張がただちにできるわけではない。むしろ、決算期別に見たときの頻度は少ないとしても、営業外損益やその他の損益にも **relevance** は確認されているのであって、その **relevance** の有無が不規則で予測不能であればこそ、区分して開示することに一定の意義が認められるべきであろう。この節の実証結果は、わが国の現行の区分損益計算の合理性を確認しているのである。

最後に、産業効果の影響を確認しておこう。構成要素の変化額を説明変数にしたのにもなつて、このモデルは、産業効果の影響を水準額のモデルほどには強く受けない。**Hausman Test** の結果では、1%水準で推定された係数に有意な影響がおよんでいるのは 10 期であり、前項の 16 期よりも大幅に減少している。さらに、その影響が有意ではない決算期は、1980 年代に集中している（1982 年 3 月期から 1988 年 3 月期までの連続 7 期）。この結果は、産業効果が時代とともに大きく変化することを示している。産業効果を無視したまま回帰推定を通じて、利益の **relevance** を異時点間で比較することには慎重にならざるを得ない。

5 符号による非対称性

5.1 黒字と赤字の非対称性

周知のとおり、正の利益（黒字）にかかる係数よりも、負の利益（赤字）にかかる係数のほうが小さいことは、多くの実証研究で報告されている。損失は **persistent** ではないことがその理由であると解するのが多数説である。実際、わが国企業を対象とした大日方 (2002a) でも、わずかな例外を除いて、損失にはより多くの **transitory earnings** が含まれるため **noisy** な情報であることを支持する結果が確認された。その考え方を類推的に拡張すれば、純利益の各構成要素についても、その符号の正負によって、それぞれにかかる係数の大きさが異なるのではないかという予想が成り立つ。

その問題を確かめるため、この研究では、以下の回帰分析を行った。

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_L OP_{it} + \beta_3 FIN_{it} + \beta_4 D'_L FIN_{it} + \beta_5 EXT_{it} + \beta_6 D''_L EXT_{it} + u_{it} \quad (M14)$$

ここで **P** は株価、**OP** は営業利益、**FIN** は営業外損益、**EXT** はその他の損益（特別損益お

よび税) であり、利益の構成要素はいずれも 1 株あたりの数値である。 D_L は、各構成要素がマイナスの場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。添え字の i は企業を表し、 t は株価については決算日、利益の構成要素については会計年度を表している。なお、定数項を除くすべての変数は、規模による heteroscedasticity を軽減するため、前期末の株価でデフレートされる。

Table 8 は、各構成要素の水準と変化額について、符号がマイナスのサンプル数を年度別にまとめたものである。ここでの関心は水準額であるので、各要素が損失となるサンプル数に注目しよう。まず、営業利益がマイナスのサンプルはそれほど多くはない。1990 年代の景気低迷によって 1980 年代よりも赤字企業が増加しているとはいえ、赤字企業が半数を超えるようなことはない。つぎに、営業外損益については、その大部分が金利費用であるためか、過半がマイナスである。1980 年代末はバブル経済期にいわゆる財テクによってプラスの金融収益が大きかったためであろうか、営業外損益がマイナスになる企業数は一時的に減少している。それでも、半数以上の企業の営業外損益はマイナスである。最後に、その他の損益については、マイナスの企業数が営業外損益よりもさらに多い。これは、その他の損益の大部分が税費用によって占められているためであると推測される。

以上の結果は、通常状態における符号、あるいは支配的な符号が、利益の構成要素ごとに異なっていることを示している。そうであれば、異常な符号、例外的な符号の損益は、特異な情報内容をもつと予想できる。そこで、各損益構成要素にかかる偏回帰係数が通常はプラスになっていると想定したうえで、以下の仮説を設定する。

仮説 H7A

マイナスの営業利益には、プラスの営業利益よりも、より多くの transitory earnings が含まれ、マイナスの営業利益にかかる係数は、プラスのそれよりも小さい。すなわち、 $\beta_2 < 0$ である。

仮説 H7B

プラスの営業外損益には、マイナスの営業外損益よりも、より多くの transitory earnings が含まれ、プラスの営業外損益にかかる係数は、マイナスのそれよりも小さい。すなわち、 $\beta_4 > 0$ である。

仮説 H7C

プラスのその他の損益には、マイナスのその他の損益よりも、より多くの *transitory earnings* が含まれ、プラスのその他の損益にかかる係数は、マイナスのそれよりも小さい。すなわち、 $\beta_6 > 0$ である。

回帰分析の結果を見る前に、各段階の利益から損失を分離したモデル(M2)それぞれと、構成要素ごとに損失を分離したモデル M14 (*COMP_L*) とを比較してみる。Table 9 は、AIC と決定係数について比較した結果であり、*Z* は Wilcoxon の検定統計量、*p-value* はその有意確率、*BNST* は符号検定の有意確率を示している。この結果を見ると、たんに純利益の次元で黒字か赤字かを分けるよりも、構成要素ごとに損失か否かを分けるほうが、説明力は有意に上昇することがわかる。しかし、営業利益から損失を分離したモデル *OP_L* および経常利益から損失を分離したモデル *OI_L* と比べたときには、モデル *COMP_L* が際立って優れているとはいえない。

回帰分析の結果は、Table 10 にまとめた。表中の a~e の 2 段の数値のうち、上段は回帰分析に線形制約 (linear restriction) を課した場合の分散分析 (*F* 検定) の *F* 値であり、下段の [] 内の数値はその有意確率である。線形制約の内容は、abc の順に、 $\beta_1 + \beta_2 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_3$ 、 $\beta_3 + \beta_4 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_5$ 、 $\beta_5 + \beta_6 = 0$ である。

第 1 に、プラスの営業利益 *OP* にかかる係数は、1985 年決算期に有意な負の値になり、1989 年決算期に有意な値になっていないことを除いて、それ以外の決算期では期待した結果が得られている。損失ダミーと営業利益との積 $D_L \cdot OP$ にかかる係数は、13 の決算期において統計的に有意なマイナスの値になっている。そのうち、1981、83、92 年の決算期では、営業損失全体にかかる係数がマイナスになっている。つまり、営業損失が大きいほど株価水準が高いという直感に反する結果が観察されている¹¹。その点を除いて、この実証結果は、仮説 H7A をおおむね支持しているといつてよいであろう。

第 2 に、プラスの営業外損益 *FIN* にかかる係数が統計的に有意な値になっているのは、6 つの決算期であり、Table 4 で損失を分離しない場合には、10 の決算期で *FIN* にかかる係数が有意であったのと比べて、係数の有意性は低下している。その 6 つの決算期のうち、1985 年の決算期では符号が負である。損失ダミーと営業外損益との積 $D'_L \cdot FIN$ にかかる係

¹¹ この結果は、大日方 (2002a, b) で確認したとおり、損失というだけでそれが完全に irrelevant な情報になるわけではないことを示している。この問題は、この研究の主題とは直接の関係がないので、これ以上は立ち入らない。

数が統計的に有意にゼロと異なっているのは、1985年と1989年の決算期だけである。1989年の決算期では、その符号は負であり、営業外損益の赤字額が大きくなるほど株価水準が高いという変則的な結果が観察されている。結局、仮説 **H7B** を支持する結果が得られているのは、わずかに1985年の決算期のみである。この結果は、営業外損益を赤字と黒字に分けることには積極的な意味がないことを示している。

第3に、プラスのその他の損益 *EXT* にかかる係数は、5つの決算期で統計的に有意な値になっている。係数が有意にゼロと異なる決算期の数は、損失を分離しない場合の Table 5 と同じものの、年度は異なっている。その5決算期のうち、1983年の決算期では、その他の損益にかかる係数の符号はマイナスであり、その黒字額が大きいほど株価水準が低いという変則的な結果が観察されている。他方、損失ダミーとその他の損益との積 $D^*_L EXT$ にかかる係数は、5つの決算期において、統計的に有意にゼロと異なっている。そのうち、仮説 **H7C** が支持されているのは1999年の決算期のみである。むしろ仮説 **H7C** とは逆に、1979、86年の決算期においては、マイナスのその他の損益のほうが *transitory earnings* が多く含まれていると推定される結果が得られている。さらに、1989年の決算期ではマイナスのその他の損益全体にかかる係数は負であり、そこでの損失が大きいほど、株価水準が高くなっている状況が観察されている。

第4に、産業効果の影響を確かめよう。Hausman Testによると、産業効果が回帰の係数に1%水準で有意な影響をあたえているのは、11の決算期である。一般に、水準額を使ったモデルは変化額を使ったモデルよりも産業効果の影響を強く受けると想定されているものの、ここでマイナスの負の構成要素をコントロールしたことにより、その影響は緩和されているようである。ただし、産業効果の影響が有意であるか否かについて、年代的な規則性は観察されない。やはり、産業効果は年々、不規則に変化しているのである。

以上をまとめると、利益と株価との関係は黒字と赤字では非対称であるという通説的な理解は、個別の構成要素には必ずしもあてはまらないことが判明した。そもそも、営業利益のように、それ自体が単独で業績の指標とみなされる場合にはともかくとして、それ以外の構成要素である営業外損益とその他の損益は、それぞれが独立に業績としての意味をもつわけではなく、各段階の利益——経常利益や純利益——に統合されて、はじめて赤字や黒字の意味をもつ。その意味では、ここで得られた実証結果は、当然のことを確認したに過ぎないのかもしれない。

しかし、基準設定へのインプリケーションとしては、ここでの検証結果は、きわめて重

要な意味をもっている。現在、国際会計基準委員会（IASB）が進めているプロジェクトでは、従来の純利益を超えて企業業績を包括的に測定・開示する一方で、形式的な活動種類に応じて業績を区分測定することが提案されている。この研究との関連でごく大雑把に言うと、営業利益と営業外損益とを異なる業績として測定するかのような提案がなされている。しかし、一般事業会社において、営業外損益に反映される財務活動は、あくまでも営業活動にたいする補助的、付随的活動に過ぎない。営業外損益は、経常利益の構成要素として不可欠なものであっても、それ自体で独立の意味をもたないため、営業上の損益と並列に扱うのは誤りである¹²。一般事業会社の財務活動は営業活動と密接不可分に結びついており、それを形式的に分離するのは、投資家にとってミス・リーディングであろう。それは当然のことであるが、その当然のことをここで実証的に確かめた意義は大きいであろう。

5.2 増益と減益の非対称性

利益水準の黒字－赤字と並んで、利益変化額の増益－減益についても、同様の研究関心が寄せられている。すなわち、利益変化額の符号によって株価変化との関係が異なっているという仮説である。企業が長期にわたって利益を減少させ続けることはないから、減益は *persistent* ではなく、減益額には、より多くの *transitory earnings* が含まれていると考えられている。その発想から、利益変化額がプラスの場合の偏回帰係数よりもマイナスの場合のそれのほうが小さいという仮説が数々の研究で検証されているのは、周知のとおりである。ここでは、その仮説を類推的に拡張して、以下の式の回帰推定を行う。

$$\begin{aligned} \Delta P_{it} = & \alpha + \beta_1 \Delta OP_{it} + \beta_2 D_N \Delta OP_{it} + \beta_3 \Delta FIN_{it} + \beta_4 D'_N \Delta FIN_{it} \\ & + \beta_5 \Delta EXT_{it} + \beta_6 D''_N \Delta EXT_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (M15)$$

ここで P は株価、 OP は営業利益、 FIN は営業外損益、 EXT はその他の損益（特別損益

¹² 現在のわが国の会計基準では、金融活動（financing activities）に従事する従業員の給与や金融活動を管理する管理費などが一般管理費（general administration expenses）に含まれているため、営業外損益が金融活動の業績を完結的に示さない。企業活動の機能（function）や性質（nature）によって業績を区分しても、共通資源が存在するかぎり、その区分はあいまいにならざるを得ず、IASBの提案が現状を改善すると期待させる実証的証拠はない。かりに *relevance* を尺度として利益を区分するのであれば、機能や性質ではなくて、将来キャッシュフローへの影響の違い、すなわち、*persistent* か *transitory* かの観点からなされるべきである（AAA (2001) も参照）。

および税) であり、利益の構成要素はすべて 1 株あたりの数値である。 Δ は対前年度変化額を表している。 D_N は、各構成要素の変化額がマイナス (減益) の場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。添え字の i は企業を表し、 t は株価については決算日、利益の構成要素については会計年度を表している。なお、定数項を除くすべての変数は、規模による heteroscedasticity を軽減するため、前期末の株価でデフレートされる。上記の回帰モデルは、以下、 $\Delta COMP_N$ あるいはモデル M15 と表記する。

回帰分析によって、式 M15 の偏回帰係数の符号検定を行うが、予想される符号を仮説としてまとめておこう。

仮説 H8A

営業利益の変化額にかかる係数は、マクロの経済環境に規定される。好況期では、減益額のほうにより多くの transitory earnings が含まれ、減益額にかかる係数は、増益額のそれよりも小さい。すなわち、 $\beta_2 < 0$ である。しかし、不況期では、増益額のほうにより多くの transitory earnings が含まれ、減益額にかかる係数は、増益額のそれよりも大きい。すなわち、 $0 < \beta_2$ である。

増益と減益のいずれがより多くの transitory earnings を含んでいるか、裏返せば、いずれがより persistent であるかは、その正負の符号によって一義的に決まるのではなく、企業を取り巻く経済環境に依存して決まるであろう。この仮説 H8A は、すでに大日方 (2002b) で得られた実証結果をあらためて仮説の形式に表現し直したものである。ほんらいなら、利益の persistence に影響をあたえる経済環境を内生変数として分析すべきかもしれないが、利益資本化モデルの線形性を保持するため、さしあたり、決算期別の結果を比較することにとどめておきたい。ここでは、増益と減益とで株価変化との関係が非対称になる要因やその要因の変化を問わずに、その非対称性が固定的であるのか、それとも、年代によって異なるのかに着目する。

つぎに、営業外損益の変化額にかかる係数の符号を考えてみよう。主に金融資産の運用収益の増減と金利費用の増減によって、営業外損益は増減する。金融市場が効率的で証券の投資収益率がランダムに動くのであれば、金融商品の運用収益は persistent ではないと考えてよい。しかも、大多数の企業において、金利費用に比べて運用収益の比重は相対的に

小さいであろう。そうすると、金利費用の増加と減少のいずれが **persistent** であるのかに、問題は絞られる。一般に、金利費用は、市場での金利水準の変動と企業の負債の変動（借り入れと返済）という 2 つの要因によって増減する。2 つの要因のいずれについても、変動方向によって永続的か一時的かが異なるとは思えない。そこで、以下の仮説を想定する。

仮説 H8B

営業外損益の変化額は **relevant** であり、それにかかる係数が統計的に有意にゼロと異なることがあっても、変化額の符号（変化の方向）と係数の大小とのあいだには規則的な関係はない。

上記の仮説 **H8B** は、営業外損益の変化額がプラスとマイナスで係数の大きさが異なるという非対称性を否定しているわけではない。マイナス（減益）の場合の係数が常にプラスの係数よりも小さいとか大きいとかという、規則的（固定的）な関係を否定している。仮説 **H8B** は、減益には常に **transitory earnings** がより多く含まれているため、減益額にかかる係数は増益額のそれよりも常に小さいという、根拠のない素朴な直感を否定しているのである。検証結果がこの仮説を支持すれば、同時にそれは、営業外損益は営業利益と並ぶ独立の利益ではないことの間接的な証拠にもなるはずである。

最後に、その他の損益の変化額にかかる係数の符号について予想する。この研究でこれまで検証してきたように、その他の損益は、**transitory earnings** が占める割合が大きいためか、ノイジーな情報であり、かなり低い **relevance** しか認められないのであった。したがって、その符号がどうあれ、変化額そのものの **relevance** は低いと予想される。そこで、次の仮説を想定する。

仮説 H8C

その他の損益の変化額の **relevance** は低く、それにかかる係数が統計的に有意にゼロと異なるのはまれであり、変化額の符号（変化の方向）によって係数の大小は異なる。

そもそも、さほど **persistent** ではないものについて、より **persistent** なものと、より **persistent** ではないものとを区別するのは、困難である。実証に先立って、偏回帰係数の符号を予測

できるほどの積極的な根拠はない。かりに、その他の損益の変化額にも、増益と減益との非対称性が確認されるならば、それは事実発見には違いないが、この研究では、その現象を無理なく説明する準備がない。むしろ、以下の検証では、増益と減益とを分けることにより、それらを分けなかった場合に見失われていた情報価値が新たに発見できるのかに注目したい。それが発見されれば、その他の損益を純利益に算入することの積極的な意義が再確認できることになる。

さて、Table 8 の右側には、各要素の変化額がマイナスのサンプル数が、決算期別にまとめられている。減益企業の数値の右側 [] 内の数値は、生起確率を 0.5 と仮定した場合の適合度検定の有意確率である。これを見ると、正か負かいずれか一方に偏っているわけではないが、每期ランダムに増減益が生じているわけでもない。各年度のサンプル総数にたいする減益企業数の割合（表の *ratio*）の高低について、利益の構成要素間で差異があるかを Wilcoxon 検定で調べたところ、有意な差は検出されなかった。

さらに、減益となる割合が年代によって異なるかを、1979–1989 年と 1990–2000 年の 2 期間に分けて、Mann-Whitney の U 検定で調べたところ、営業外損益の *ratio* のメディアンは前半期で 0.367、後半期で 0.485 であり、後半期のほうが有意に減益企業の占める比率が高いことが判明した ($p = 0.034$)。他方、営業利益とその他の損益については、そのような期間の差異は発見されなかった。これは、後半の景気低迷期には調達金利が低下したプラスの影響よりも、株式相場が低迷したことによる保有株式の価値下落にともなうマイナスの影響（運用収益の減少）が大きかったためかもしれない¹³。

ここでも、AIC と決定係数について、 $\Delta COMP_N$ と構成要素に分解しないモデルとの比較を試みた。Table 11 は、その比較の結果である。Z は Wilcoxon の検定統計量、*p*-value はその有意確率、BNST は符号検定の有意確率を示している。Table 11 の結果は、減益条件付の純利益の変化額モデル ΔNI_N よりも、それぞれの構成要素ごとに減益条件を加味した $\Delta COMP_N$ のほうが、AIC をより小さくし、決定係数をより大きくする点で優れている。一方、営業利益の変化額モデル ΔOP_N や経常利益の変化額モデル ΔOI_N と比べると、 $\Delta COMP_N$ は、決定係数は大きいものの、AIC は有意に小さいとはいえない。AIC は決定係数よりも有意な差が検出されにくいため、厳しい評価になるが、 $\Delta COMP_N$ のモデル適合度は、 ΔOP_N や ΔOI_N には劣らないものの、それらを凌駕するほどでもないと判断せざるを得ないであろう。

¹³ もちろん、これは、会計上の実現ベースの話である。

モデル M15 による回帰分析の結果は、Table 12 にまとめられている。表中の a~e の 2 段の数値のうち、上段は回帰分析に線形制約 (linear restriction) を課した場合の分散分析 (F 検定) の F 値であり、下段の [] 内の数値はその有意確率である。線形制約の内容は、abc の順に、 $\beta_1 + \beta_2 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_3$ 、 $\beta_3 + \beta_4 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_5$ 、 $\beta_5 + \beta_6 = 0$ である。

第 1 に、営業利益の増益額 ΔOP にかかる係数は、1982、87、89、92、99、2000 年の 6 決算期を除いて、すべて統計的に有意なプラスの値になっている。減益ダミーと減益額との積 $D_N \Delta OP$ にかかる係数が統計的に有意な負の値であり、増益のほうがより persistent であると判定されるのは、1979、80、81、90、91、93、94 の 7 決算期である。1988 年決算期では、その係数は統計的に有意な負の値であるが、減益額全体にかかる係数はマイナスであり、減益額が大きいほど株価がより大きく上昇するという変則的な結果が観察されている。他方、 $D_N \Delta OP$ にかかる係数が統計的に有意な正の値であり、減益のほうがより persistent であると判定されるのは、1982、97、99、2000 年の 4 決算期である。以上の結果は、おおむね仮説 H8A を支持している。

第 2 に、営業外損益の増益額 ΔFIN にかかる係数は、1979、85、87、89、91、94、96 年の 7 決算期で統計的に有意にゼロと異なっており、符号はいずれも正である。減益ダミーと減益額との積 $D'_N \Delta FIN$ にかかる係数が統計的に有意にゼロと異なっているのは 7 決算期あり、そのうち、増益のほうがより persistent であると判定される決算期は 1987、91 年の 2 決算期、減益のほうがより persistent であると判定される決算期は 1984、88 の 2 決算期、減益額が大きいほど大きく株価が上昇する変則的な決算期は 1983、89 年の 2 決算期である。残る 1 つの 2000 年の決算期は、分散分析によると、減益額全体にかかる係数は有意にゼロとは異ならない。このように、営業外損益については、増益と減益のいずれがより persistent であるかは、年度によって区々であり、仮説 H8B は支持される。

第 3 に、その他の損益の増益額の係数あるいは減益額の係数の少なくとも一方が統計的に有意にゼロと異なっているのは、10 の決算期である。これは、営業外損益の場合の 10 決算期と同数である。係数が有意な決算期を振り返っておくと、その他の損益の水準にかんしては 5 決算期 (Table 4)、符号で分けられない変化額にかんしては 7 決算期 (Table 7) であった。それらと比べると、係数が有意な決算期が増加していることから、ここでの符号による区分は、その他の損益に含まれる relevant な情報の識別に役立っている。10 決算期でその他の損益の relevance が確認されているため、仮説 H8C は支持されない。先の分析では増減益の条件が無視されていたために、その他の損益の relevance は過小評価されてい

たのであった。対前年度増減の条件を加味すれば、その他の損益の計算にも、固有の情報内容が認められるのである。ここでは、その他の損益を純利益に含めることの合理性をあらためて強調しておくべきであろう。

ただし、その他の損益の増益額、減益額それぞれにかかる係数の符号と係数の大小関係は多様である。係数が負になる変則的な決算期を例としてあげると、1980、92年決算期では増益側は負、減益側はゼロ、1983年決算期では増益、減益とも負、1989年決算期では増益側はゼロ、減益側は負となっている。そのときどきの状況によって、情報内容がおおきく（極端に）異なっていることが、その他の損益の変化額に特徴的な現象といえるであろう。このように、規則性がないという意味では、時系列で眺めた場合には、その他の損益（の変化額）の情報のノイズは大きい、年度別に観察した場合には、ときとして高い *relevance* を示すことがある。それは、文字通り、継続的には生じない特別損益を含んだその他の損益情報の特徴なのであろう。

最後に、産業効果について確かめておこう。このモデルの場合も、産業効果の影響は無視できない。Dummy Test の結果は、20 の決算期において、定数ダミーを含めることが有意であることを示している（5%水準）。Hausman Test の結果は、1%水準で12の決算期が産業効果から有意な影響を受けていることを示している。その分布はまばらであり、特定の期間に集中していない。ただ、1980年3月期からの3期、1987年3月期からの5期、1996年3月期からの2期の3つの時期において、産業効果は推定される係数に有意な影響をあたえていない。このような偏りが生じる理由は、この研究からはわからない。

5.3 増減益条件付の構成要素の *value relevance*

増益と減益とで *persistence* が異なっているとしたり、その差異（非対称性）は、利益水準と株価との関係にも現れるはずである。大日方（2002b）による検証では、純利益を説明変数とする場合、単純な利益資本化モデルよりも、増減益の条件を付けた利益資本化モデルのほうが株価にたいする説明力は高く、純利益に含まれるノイズを除くうえで、増減益条件を加味することがきわめて有効であった。そこで、ここでも、増益と減益の条件を加味して、各構成要素の *relevance* を検証してみる。その回帰式は次の通りである。

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_N OP_{it} + \beta_3 FIN_{it} + \beta_4 D'_N FIN_{it} + \beta_5 EXT_{it} + \beta_6 D''_N EXT_{it} + u_{it} \quad (M16)$$

ここで P は株価、 OP は営業利益、 FIN は営業外損益、 EXT はその他の損益（特別損益および税）であり、利益の構成要素はすべて 1 株あたりの数値である。 D_N は、各構成要素の変化額がマイナス（減益）の場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。添え字の i は企業を表し、 t は株価については決算日、利益の構成要素については会計年度を表している。なお、定数項を除くすべての変数は、規模による heteroscedasticity を軽減するため、前期末の株価でデフレートされる。上記の回帰モデルは、以下、 $COMP_N$ あるいはモデル M16 と表記する。

回帰推定に先立って、モデル M16 の偏回帰係数の符号を予測しておこう。もしも前項までの検証結果を知らなければ、すべての構成要素について、対前年度で減少した場合の構成要素にかかる係数は相対的に小さいと予想するのであろう。一般に、減益のほうが、増益利より多くの transitory earnings を含み、persistence の点で劣ると理解されているからである。しかし、前項までの検証結果は、そのような単純な想定を否定している。営業利益については、平均的に見て、減益企業の営業利益にかかる係数は増益企業のそれよりも小さいと予想してもかまわない。しかし、営業外損益とその他の損益は、通常想定されるような、増益と減益との固定的な非対称性は観察されず、それら 2 つの構成要素は、決算期ごとに多様な情報内容を有していたのである。したがって、ここでは、あえて仮説を設定せずに、回帰分析を通じて事実の確認に注意を向けたい。

構成要素に分けない各段階の利益に増減益の条件を加味したモデルと、構成要素ごとに増減益の条件を加味したモデル $COMP_N$ とを比較したのが、Table 13 である。 Z は Wilcoxon の検定統計量、 p -value はその有意確率、BNST は符号検定の有意確率を示している。純利益に増減益の条件を加味したモデル NI_N に比べて、ここでの $COMP_N$ は、AIC の点でも決定係数の点でも格段に説明力が上昇している。さらに、経常利益に増減益の条件を加味したモデル OI_N に比べても、 $COMP_N$ の説明力は高い。決定係数を比較すると、 $COMP_N$ は営業利益に増減益を加味した OP_N よりも優れているが、AIC の順位差は統計的に有意ではない。

回帰分析の結果は、Table 14 にまとめられている¹⁴。表中の a~e の 2 段の数値のうち、上段は回帰分析に線形制約（linear restriction）を課した場合の分散分析（ F 検定）の F 値で

¹⁴ この回帰モデルは、負の構成要素を分離したモデル M14 に比べて、産業効果の影響をやや強く受けている。Hausman Test の結果では、1%水準で 14 の決算期において、産業効果が係数に有意な影響をあたえている。

あり、下段の[] 内の数値はその有意確率である。線形制約の内容は、abcの順に、 $\beta_1 + \beta_2 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_3$ 、 $\beta_3 + \beta_4 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_5$ 、 $\beta_5 + \beta_6 = 0$ である。

第1に、営業利益が増益の場合の営業利益にかかる係数 β_1 は、1985、89の2決算期を除いて、いずれも統計的に有意な正の値になっている。他方、営業減益ダミーと営業利益との積 $D_N OP$ にかかる係数は、15の決算期で統計的に有意な負の値になっており、それらの決算期では、営業増益企業の係数よりも営業減益企業の係数のほうが小さくなっている。この結果は、「減益にはより多くのtransitory earningsが含まれるため、減益企業の利益（利益の構成要素）にかかる係数は増益企業のそれよりも小さい。」という一般的な推論と整合的である¹⁵。

それにたいして、営業外損益については、そのような規則的な結果は観察できない。まず、営業外損益が増益の企業の係数は、9つの決算期で統計的に有意な正の値になり、3つの決算期で有意な負の値になっている。減益ダミーとの積 $D'_N FIN$ にかかる係数は、3つの決算期で有意な正の値になり、同数の3決算期で有意な負の値になっている。対前年度比で減少した営業外損益の係数のほうが、増加した営業外損益よりも小さいのは3決算期、その逆は2決算期である。さらに、1989年の決算期では、営業外の損失（マイナスの営業外損益）が大きいほど株価水準が高いという変則的な結果が観察されている。ここでも、営業外損益の情報内容は不規則に変化することが確認された。

ところが、その他の損益にかかる係数は、営業外損益ほど不規則な変化を示していない。その他の損益が増益の企業の係数は、10の決算期で統計的に有意な正の値になっており、それが有意な負の値になるのは、わずかに1決算期しかない。減益ダミーとの積 $D''_N EXT$ にかかる係数は、8つの決算期で統計的に有意にゼロと異なっており、すべて符号は負である。このうち、対前年度比で減少した場合の係数のほうが、増加した場合よりも小さいのは5決算期であり、減益にはより多くのtransitory earningsが含まれるという一般的な想定と整合的である。残りの3つの決算期（1984、91、95）では、その他の損益の損失額が大きくなるほど株価水準が高いという変則的な結果が示されている。

ここでの結果は、各段階の利益を単一変量として扱った実証結果からの類推は必ずしも正しくないことを示している。営業利益、経常利益、純利益の3つを比較すると、relevanceは順に低くなっている。その結果から構成要素のrelevanceを単純に類推すると、営業外損

¹⁵ 不況期において、「減益額」はpersistentであることと、「減益を経験した水準額」は、不況期であってもpersistentではないことは、直感的には矛盾しているが、厳密には両立しうる別次元の問題である。

益には営業利益の **relevance** を損なうようなノイズが含まれ、さらにその他の損益にはより大きなノイズが含まれているといえる。しかし、それぞれにかかる係数が統計的に有意にゼロと異なる決算期の数を比べると、営業外損益のほうがその他の損益よりもノイズが少ないとはいえない。むしろ、情報内容の規則性という点では、その他の損益のほうが安定している。営業外損益もその他の損益も、それぞれの性格を反映した **relevance** を有しているのであり、営業利益の **relevance** が一番高くても、たんにそれだけでは損益計算書の **bottom line** を営業利益にすべきであるとは主張できないのである。

6 モデルの統合と相互比較

6.1 統合モデル

一般に、対前年度変化額が注目される時、その正負の符号——増益か減益か——とともに、その変化額の相対的な大きさにも、関心が向けられている。先行研究では、大規模な利益変化額には、より多くの **transitory earnings** が含まれるため、大規模変化額にかかる偏回帰係数は、小規模な変化額のそれよりも小さい（**S** 字型関係）と仮定されることが多い。しかし、大日方（2002b）では、業界メディアンを上回る大規模増益を経験した利益水準にかかる係数は、小規模変化を経験した利益の係数よりも大きいこと（**J** 字型関係）が確認されている。この研究でも、その点を確認するため、以下の回帰式を推定する。

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_N OP_{it} + \beta_3 D_{SH} OP_{it} + \beta_4 FIN_{it} + \beta_5 D'_N FIN_{it} + \beta_6 EXT_{it} + \beta_7 D''_N EXT_{it} + u_{it} \quad (M17)$$

ここで **P** は株価、**OP** は営業利益、**FIN** は営業外損益、**EXT** はその他の損益（特別損益および税）であり、利益の構成要素はすべて 1 株あたりの数値である。**D_N** は、各構成要素の変化額がマイナス（減益）の場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。変数 **D_{SH}** は、営業利益、経常利益、純利益の 3 つの利益変化額（前期末株価でデフレート後）がともに年度の業界メディアンを超える場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数である。なお、定数項を除くすべての変数は、前期末株価でデフレートされる。添え字の *i* は企業を表し、*t* は株価については決算日、利益の構成要素については会計年度を表している。ここでも、定数項を除くすべての変数は、規模による **heteroscedasticity** を軽減するため、前期末の株価でデフレートされる。上記の回帰モデルは、以下、**COMP_INT** あるいはモデ

ル M17 と表記する。なお、業界メディアンを計算する都合上、極端にサンプルが少ない水産業の 1979 - 90 年の 25 サンプルを除いたため、以下での総サンプル数は 9,097 firm-years となっている。

上記のダミー変数 D_{SH} は、大日方 (2002b) で用いたのと同じである。これは、会計上の名目的操作ではなく、実体的に外生的なプラスのショックが生じたことを表している。ただ、大日方 (2002b) における OP_INT 、 OI_INT 、 NI_INT と異なって、この $COMP_INT$ では、損失のダミーが除かれている。これは、できるだけ説明変数を少なくするという目的のほか、営業外損益とその他の損益については、その符号がマイナスであるとしても、営業損失と必ずしも同一視できないこと、大日方 (2002b) では、損失と減益とは純利益については異なる情報内容をもっていたものの、営業利益については、損失と減益とに大きな違いが観察されなかったことなどによる。

回帰分析の結果は、Table 15 にまとめた。表中の a~f の 2 段の数値のうち、上段は回帰分析に線形制約 (linear restriction) を課した場合の分散分析 (F 検定) の F 値であり、下段の [] 内の数値はその有意確率である。線形制約の内容は、abc の順に、 $\beta_1 + \beta_2 = 0$ 、 $\beta_1 + \beta_3 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_4$ 、 $\beta_4 + \beta_5 = 0$ 、 $\beta_1 = \beta_6$ 、 $\beta_6 + \beta_7 = 0$ である。

最初に、産業効果の影響を確認しよう。産業メディアンを基準としたダミーの導入によって、回帰係数が受ける産業効果の影響度合いは増加している。前項のモデル M16 では、Hausman Test で有意な差異が観察されたのは 14 の決算期であったのにたいして、このモデルでは 16 期に増えている。Table 15 の係数は、定数の産業ダミーを含めた推定結果であり、産業間の差異の代理変数になっているわけではない。その代理変数の可能性を排除するためにも、定数ダミーを含めなければならない。そのことよりも重要なのは、この研究で一貫して問題にしてきたとおり、産業効果の影響は年度によって異なっている点である。利益の relevance が経済環境に依存して決まる以上、その長期的な変化を検証するためには、時間とともに変化する産業効果をどのようにコントロールするかが重要な問題になる。あらためて、その問題の重要性を確認しておきたい。

つぎに、 $D_{SH} OP$ が説明変数に加わったことにより、営業外損益の係数とその他の損益の係数にどのような変化が生じたのかを確かめよう。Table 15 の FIN と $D'_N FIN$ にかかる係数について、コンベンショナルなレベル (10%水準) での統計的な有意性と符号は、Table 14 の結果と同じである。すなわち、営業外損益の係数には、 $D_{SH} OP$ の追加は実質的な変化をあたえていない。つぎに、その他の損益の場合には、1980 および 90 年の 2 つの決算

期において、Table 14 では **EXT** の係数が有意であったものが、Table 15 では有意でなくなっている。それ以外に本質的な差異はない。それらの2つの決算期では、 $D_{SH} OP$ の係数はいずれも統計的に有意であり、その影響が **EXT** の係数に及んでいると予想される。それらの影響はあるものの、前節で確かめた、営業外損益とその他の損益の情報内容は、ここでも再確認されている。

続いて、ここでの主要な関心事である営業利益の **relevance** を確認しよう。小規模増益の営業利益 **OP** にかかる係数は、1979、83、85、89、95 の5つの決算期で統計的に有意ではない。このうち、1985、89年の2つの決算期では、前節の Table 14 でも、有意な結果が得られていない。しかし、大規模増益ダミーとの積 $D_{SH} OP$ にかかる係数は、両決算期とも、統計的に有意な正の値になっている。ここでは、変数 $D_{SH} OP$ を導入した積極的な意義が見出せる。1985、89年の決算期とも、営業利益にまったく **relevance** がないとはいえないのである。また、1979年決算期でも、小規模増益の営業利益は **relevant** ではなく、大規模増益の営業利益のみが **relevant** である。同様に、絶対的な有意水準は低いですが、1988年決算期でも、大規模増益の営業利益は、小規模増益や減益の営業利益よりも、相対的に有意水準は高い。

このように、大規模増益を経験した営業利益を分離把握することは、営業利益の情報内容の詳細な把握を通じて、利益の **relevance** を高めることに貢献している。その点をより直接的に確かめるには、変数 $D_{SH} OP$ にかかる係数の符号検定の結果を見ればよい。その係数が統計的に有意にゼロと異なっているのは、全部で8決算期あり、そのすべてにおいて符号は正である。このように、営業利益以外の他の構成要素を所与とした場合にも、大日方 (2002b) で発見された事実、すなわち、大規模増益の営業利益にかかる係数は小規模増益にかかる係数よりも大きいこと (J字型関係) が確認されている。それは、かなり頑強な結果といってよいであろう。

最後に、減益を経験した営業利益にかかる係数について確かめよう。大規模増益の営業利益にかかる係数のみが他よりも相対的に大きいとき、大規模増益を分離せずにたんに増益と減益とに分けていると、減益の側の係数が相対的に小さいという誤った推定をしまう危険がある。実際に、 $D_N OP$ にかかる係数の検定結果を見ると、Table 15 では、1979、88、95、96年の決算期では、Table 14 で検出されていた有意性が失われている。そのような修正があるものの、なお、11の決算期においてその係数は統計的に有意にゼロと異なり、符号はすべて負である。したがって、この結果からは、減益した営業利益の **persistent** は低

く、そこにはtransitory earningsが多く含まれていると推定される¹⁶。このように、純利益を構成する他の要素——営業外損益とその他の損益——を所与とした場合にも、大日方(2002b)と同じ結果が得られている。ここでの結果は、他の構成要素を追加しても、営業利益がもつ情報内容は失われていないという意味で、他の構成要素はそれほど大きなノイズを加えていないことを確認するものである。

6.2 モデル間比較の要約

ここまでのモデル間比較を要約したものが、Table 16である。モデルの記号の **OP**、**OI**、**NI** はそれぞれ、営業利益、経常利益、純利益を表している。末尾になにも付いていないのは、それぞれの報告利益の額をそのまま説明変数としたモデル（大日方(2002a)の M1）である。末尾に **INT** と付されているのは、損失、減益、大規模増益の3つを同時にコントロールしたモデル（大日方(2002b)の M11）である。**COMP** とあるのはそれぞれ、この研究で採用した、利益を構成要素に分解したモデルである。

Table 16の横軸（縦軸）のモデル名の下の数値は22期のAIC（決定係数）のメディアンであり、右（左）斜め上（下）の各セルはAIC（決定係数）の大小を比較した結果である。各セルの3つの数値は、上から順に、Wilcoxonの検定統計量、その有意確率（[]内の数値）、二項分布による符号検定による有意確率（<>内の数値）である。なお、業界メディアンを計算する都合上、極端にサンプルが少ない水産業の1979-90年の25サンプルを除いたため、以下での総サンプル数は9,097 firm-yearsとなっており、大日方(2002a, b)のAICと自由度修正後決定係数は、すべての決算期について再計算したうえ、比較してある。

ここで着目するのは、報告された情報に加工を加えない **COMP** モデルの **relevance** と加工を加えた **COMP_INT** モデルの **relevance** である。前者には、加工を加えない営業利益のモデル **OP** と同程度の **relevance** がある。純利益を構成要素に分けることの有用性は、**COMP** と **NI** との比較からあきらかであるが、さらに、純利益に加工を加えたモデル **NI_INT** よりも、加工を加えない **COMP** のほうがモデル適合度は高い。ここで、現行の区分計算の合理性が確認できる。とはいえ、たんに構成要素に分解することがモデル適合度を高める唯一の方法ではない。純利益からノイズのある要素を除く方法が他にあるからである。実際、**COMP** のモデル適合度は、営業利益に加工を加えたモデル **OP_INT** や経常利益に加工を加

¹⁶ ただし、1983年決算期は、減益を経験した営業利益にかかる係数は、分散分析によると、ゼロと有意には異ならず、この決算期では営業利益の **relevance** は確認できない。

えたモデル *OI_INT* よりも有意に劣っている。

それにもかかわらず、営業利益から除かれている営業損益とその他の損益は無価値であるとか、年度利益から除くべきであるとかいう主張はできない。その詳細な理由は、すでにこの研究で検証してきたが、あらためて Table 16 の比較表で確認してみよう。加工を加えた *COMP_INT* のモデル適合度は、*NI_INT* に優っているのはもちろんのこと、*OP_INT* や *OI_INT* と比べても、遜色のない結果が得られている。個別の構成要素に独自の情報内容があるという意味で区分損益計算に合理性があるのと同時に、報告された情報を投資家が適宜分析、加工することを通じて、その情報価値をさらに高めることもできる。営業外損益もその他の損益も、たんなる会計上の帳尻あわせで生じるノイズなどではなく、投資家が分析できる有用な原データである。このように、報告された情報の分析（加工）を加味して *relevance* を検証するという独自の観点によって、現行の利益計算方式の合理性を実証的に確かめたのは、従来の研究にはないこの研究の重要な貢献であろう。

7 おわりに

これまで、大日方 (2002a) および (2002b)、さらにこの論文にわたって、投資家は利益情報にもとづいて *permanent earnings* を予想するという前提に依拠して、利益情報の *relevance* を確認してきた。まず、大日方 (2002a) では、営業利益、経常利益、純利益そのままの *value relevance* を確認した後、しばしば議論される「損失の異質性」を考慮して、損失企業をコントロールした利益情報の *relevance* を確認した。その作業は、利益情報を加工して *relevance* を確認することの第一歩であった。株価水準のバラツキを説明するにあたり、損失をコントロールした利益情報には、しばしばその有用性が注目されている純資産簿価の情報を不要にさせるくらいの *relevance* があることが確認されたのであった。

続いて、大日方 (2002b) においては、利益の変化額を説明変数とする回帰モデルを手がかりにして、変化の方向と大きさが利益の *relevance* にどのような影響をあたえるのかを検証した。先行研究の実証結果と同様に、減益を経験した利益は、増益を経験した利益よりも *persistent* ではなく、前者の係数は後者の係数よりも小さいことが判明した。ただし、大規模増益の営業利益は小規模増益よりもより *persistent* であり、前者の係数は後者の係数よりも大きいこと（J字型関係）の発見は、大日方 (2002b) の重要な貢献であった。そこでは、純利益を構成要素に分解する、あるいは、特定の構成要素を除外するという方法によらずに、損失、減益、大規模増益について純利益をコントロールする方法によっても、

permanent earnings のより有能な推定は可能であることがあきらかにされた。その実証結果はまた、報告された利益そのままの relevance を問う従来の研究に疑問を投げかけるものであった。

三番目に位置するこの研究では、純利益を営業利益、営業外損益、その他の損益の3要素に分解して、それぞれの構成要素の relevance を確認した。営業外損益にもその他の損益にもそれぞれ固有の情報価値があることの検証を通じて、現行の区分損益計算の合理性を確かめた。そこでは、営業外損益はそれ自身が独立の利益として意味をもつのではなく、「それが営業利益に加減され、経常利益（さらに純利益）に統合されることを通じて、はじめて存在意義があたえられる」という考え方を支持する実証結果が得られた。さらに、純利益を構成要素へ分解すると同時に、それらに含まれるノイズをコントロールすることによって、純利益の relevance はいっそう上昇する。この論文でも、加工された利益の変数の relevance を検証することを通じて、投資家に提供される原データとしての利益情報の潜在的な情報価値が確かめられたのである。

もちろん、一連の研究で取り上げた情報加工技術が分析技法のすべてではなく、また、その技術も個別企業にたいする財務分析技法そのものではない。しかし、利益情報の relevance を問題にする場合に、開示情報を生のまま説明変数とただけでは、利益情報をもつ潜在能力はあきらかにされない。一般に、利益の relevance の高低は、permanent earnings の estimator としての能力を尺度として、判定される。実際には投資家が開示情報を加工して permanent earnings の予想に役立てている以上、利益の relevance の検討にさいしては、加工されない状態の能力ではなくて、その加工素材としての潜在能力こそが評価されなければならない。

そもそも、企業のファンダメンタル情報として利益情報を評価する場合、利益情報をインプット、株価をアウトプットとみなすのは、多くの研究者が採用するスタイルであるものの、常にその中間すべてをブラック・ボックスと見てよいのかは、慎重に考えてみなければならない問題である。確かに、なにを明示的に操作対象とし、どこからブラック・ボックスとするのかは、研究主題に応じて研究者に任せられた裁量——リサーチ・デザイン選択——の問題である。しかし、投資家が開示される利益情報を鵜呑みにして、なにも加工せずに permanent earnings の予想に使うと想定するのは、きわめて非合理的な前提である。そのような前提にもとづいた実証結果から、会計制度や会計基準にたいする評価をストレートに引き出すことは強引であり、将来の基準設定にたいする有益な示唆も得られない。

これまでの一連の研究は、そうした重大な欠陥を是正しようとする試みである。

ただし、この研究が対象としている期間では、金融商品の時価評価や税効果会計などは導入されていない。金融商品の時価評価によって、営業外損益の情報の **relevance** はどのように変化するのか、税効果会計の導入によって、その他の損益の情報の **relevance** はどのように変化するのかはわからない。したがって、この研究の結果から、それらが実施されている現行基準のもとでの利益情報の **relevance** を単純に類推することには、慎重にならなければならない。またこの研究のサンプルはランダム・サンプリングから得られたものではなく、全数調査でもないため、この研究の結果をただちに一般化できるわけではない。**Survivorship bias** により、潜在的には偏回帰係数に上方バイアスがかかっている危険性にも留意しておかなければならないであろう。

参 考 文 献

- Abarbanell, J. and R. Lehavy, "Differences in Commercial Database Reported Earnings: Implications for Empirical Research," working paper, University of North Carolina, 2002.
- Ali, A. and A. Klein, "Analysts' Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting Annual EPS," *Accounting Review*, Vol. 67, No. 1, January 1992, 183 - 198.
- Ali, A. and P. Zarowin, "Permanent versus Transitory Components of Annual Earnings and Estimation Error in Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 15, Nos. 2-3, June/September 1992, 249 - 264.
- American Accounting Association's (AAA) Financial Accounting Standards Committee, *Response to FASB Invitation to Comment on the Proposal for a New Agenda Project -- "Reporting Information about the Financial Performance of Business Enterprises: Focusing on the Form and Content of Financial Statement,"* 2001.
- Atwood, T. J. and H. Xie, "The Market Mispricing of Special Items and Accruals: One Anomaly of Two," working paper, University of Illinois at Urbana-Champaign, 2005.
- Ballas, A. A., "Valuation Implications of Exceptional and Extraordinary Items," *British Accounting Review*, Vol. 31, No. 3, September 1999, 281 - 295.
- Bhattacharya, N., E. L. Black, T. E. Christensen and C. R. Larson, "Assessing the Relative Informativeness and Permanence of Pro Forma Earnings and GAAP Operating Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 36, Nos. 1-3, December 2003, 287 - 319.
- Bhattacharya, N., E. L. Black, T. E. Christensen and R. D. Mergenthaler, "Empirical Evidence on Recent Trends in Pro Forma Reporting," *Accounting Horizons*, Vol. 18, No. 1, March 2004, 27 - 43.
- Billings, B. K. and R. M. Morton, "Book-to-Market Components, Future Security Returns in Expected Future Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 2, September 2001, 197 - 219.
- Brown, L. D. and K. Sivakumar, "Comparing the Quality of Three Earnings Measures," working paper, Georgia State University, 2001.
- Bradshaw, M. T. and R. G. Sloan, "GAAP versus the Street: An Empirical Assessment of Two Alternative Definitions of Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. Vol. 40, No.1, March 2002, 41 - 66.
- Bunsis, H., "A Description and Market Analysis of Write-Off Announcements," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 24, Nos. 9&10, October/December 1997, 1385 - 1400.
- Burgstahler, D., J. Jiambalvo and T. Shevlin, "Do Stock Prices Fully Reflect the Implications of Special Items for Future Earnings?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 3, June

- 2002, 585 - 612.
- Chaney, P. K., C. E. Hogan and D. C. Jeter, "The Effect of Reporting Restructuring Charges on Analysts' Forecast Revisions and Errors," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 27, No. 3, June 1999, 261 - 284.
- , "The Information Content of Restructuring Charges: A Contextual Analysis," working paper, Vanderbilt University, 2000.
- Cheng, C. S. A. and D. Hollie, "Do *Core* and *Non-core* Cash Flows from Operations Persist Differentially in Predicting Future Cash Flows?" working paper, University of Houston, 2004.
- Collins, D. W. and P. Hribar, "Earnings-Based and Accrual-Based Market Anomalies: One Effect or Two?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, No. 1, February 2000, 101 - 123.
- Dechow, P. M. and W. Ge, "The Persistence of Earnings and Cash Flows and the Role of Special Items: Implications for the Accrual Anomaly," *Review of Accounting Studies*, Vol. 11, Nos. 2-3, September 2006, 253 - 296.
- DeFond, M. L. and C. W. Park, "Reversal of Abnormal Accruals and the Market Valuation of Earnings Surprises," *Accounting Review*, Vol. 76, No. 3, July 2001, 375 - 404.
- Doyle, J. T. and M. T. Soliman, "Do Managers Use Pro Forma Earnings to Exceed Analyst Forecasts?" working paper, University of Michigan, 2002.
- Doyle, J. T., R. J. Lundholm and M. T. Soliman, "The Predictive Value of Expenses Excluded from 'Pro Forma' Earnings," *Review of Accounting Studies*, Vol. 8, Nos. 2-3, June/September 2003, 145 - 174..
- Elliot, J. A. and J. D. Hanna, "Repeated Accounting Write-Offs and the Information Content of Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, Supplement 1996, 135 - 155.
- Fairfield, P. M., R. J. Sweeney and T. L. Yohn, "Accounting Classification and the Predictive Content of Earnings," *Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, July 1996, 337 - 355.
- Francis, J., D. Hanna and L. Vincent, "Causes and Effects of Discretionary Write-Offs," *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, Supplement 1996, 117 - 134.
- Francis, J., K. Schipper and L. Vincent, "The Relative and Incremental Explanatory Power of Earnings and Alternative (to Earnings) Performance Measures for Returns," working paper, Duke University, 2002.
- Freeman, R. N., "Discussion of The Information Contained in the Components of Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 24, Supplement 1986, 65 - 68.
- Gaston, S. C., B. C. Fendez, J. I. J. Jarne and J. A. L. Gadea, "The Valuation of Earnings Components by The Capital Markets: An International Comparison," working paper, University of Zaragoza, 2003.
- Giner, B. and C. Reverte, "The Value Relevance of Earnings Disaggregation Provided in the

- Spanish Profit and Loss Account,” *European Accounting Review*, Vol. 8, No. 4, December 1999, 609 - 629.
- Gu, Z. and T. Chen, “Analysts’ Treatment of Nonrecurring Items in Street Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 38, December 2004, 129 – 170.
- Herrmann, D., T. Inoue and W. B. Thomas, “The Persistence and Forecast Accuracy of Earnings Components in the USA and Japan,” *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 11, No. 1, February 2000, 48 - 70.
- Khurana, I. K. and B. Lippincott, “Restructuring and Firm Value: The Effects of Profitability and Restructuring Purpose,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 27, Nos. 9&10, November/December 2000, 1107 - 1129.
- Lipe, R., “The Information Contained in the Components of Earnings,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 24, Supplement 1986, 37 - 64.
- Lin, S. “The Association between Analysts’ Forecast Revisions and Earnings Components: The Evidence of FRS3,” *British Accounting Review*, Vol. 34, No. 1, March 2002, 1 – 26.
- Lopez, T. J., “Evidence on the Incremental Information Contained in the Components of Restructuring Charges,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 29, Nos. 5&6, June/July 2002, 613- 659.
- Lougee, B. A. and C. A. Marquardt, “Earnings Quality and Strategic Disclosure: An Empirical Examination of ‘Pro Forma’ Earnings,” working paper, University of California, Irvine, 2002.
- Mest, D. P. and E. Plummer, “Transitory and Persistent Earnings Components as Reflected in Analysts’ Short-Term and Long-Term earnings Forecasts: Evidence from a Nonlinear Model,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 15, No. 3, July 1999, 291 - 308.
- Moehrle, S. R., “Do Firms Use Restructuring Charge Reversals to Meet Earnings Targets?” *Accounting Review*, Vol. 77, No. 2, April 2002, 397 - 413.
- Ohlson, J. A. and S. H. Penman, “Disaggregated Accounting Data as Explanatory Variables for Returns,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 7, No. 4, Fall 1992, 553 - 573.
- Ramakrishnan, R. T. S. and J. K. Thomas, “Valuation of Permanent, Transitory, and Price - Irrelevant Components of Reported Earnings,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 13, No. 3, Summer 1998, 301 - 336.
- Rees, L., S. Gill and R. Gore, “An Investigation of Asset Write-Downs and Concurrent Abnormal Accruals,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, Supplement 1996, 157 - 169.
- Sloan, R. “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?” *Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, July 1996, 289 - 315.
- Strong, N. and M. Walker, “The Explanatory Power of Earnings for Stock Returns,” *Accounting Review*, Vol. 68, No. 2, April 1993, 385 - 399.

大日方隆,「利益、損失および純資産簿価情報の **Relevance(1)** 一年度別クロス・セクション分析―」, 東京大学日本経済国際共同研究センター (CIRJE) , Discussion Paper, CIRJE-J-83, 2002a.

-----, 「利益水準と増減益情報の **Relevance(1)** 一年度別クロス・セクション分析―」, 東京大学日本経済国際共同研究センター (CIRJE) , Discussion Paper, CIRJE-J-85, 2002b.

Table 1 Descriptive statistics

Panel A: <i>OP</i>							
Year	Mean	St. Dev.	Min	1Q	Median	3Q	Max
1979	52.877	75.152	- 282.323	26.279	40.851	61.417	830.455
80	64.141	69.864	- 73.462	32.121	52.308	74.570	650.909
81	64.825	87.491	- 247.448	33.280	49.717	70.720	919.286
82	61.916	79.002	- 31.567	30.336	45.570	67.412	943.925
83	48.454	62.592	- 42.114	22.761	37.222	59.418	750.000
84	51.058	69.005	- 65.370	24.002	40.044	62.701	843.040
85	60.473	86.126	- 52.060	28.207	46.659	67.885	1,003.551
86	48.149	66.523	- 66.233	20.962	36.258	62.112	839.489
87	37.562	59.892	- 109.136	12.051	28.143	52.789	756.392
88	42.597	44.536	- 79.292	18.249	33.428	59.129	293.168
89	53.086	51.662	- 65.586	24.721	41.995	66.160	405.451
90	54.209	48.264	- 50.821	26.808	45.178	67.568	343.829
91	58.178	55.377	- 98.436	27.185	46.040	71.504	451.453
92	53.079	48.344	- 68.199	23.264	40.086	66.647	314.429
93	42.194	56.650	- 161.774	12.847	31.569	56.542	698.521
94	32.385	55.763	- 196.355	5.891	21.757	46.670	527.493
95	39.206	56.405	- 94.699	11.216	27.427	51.142	524.915
96	151.379	2,542.679	- 135.168	12.060	26.449	51.679	58,061.000
97	183.345	3,153.377	- 258.641	15.532	32.768	61.896	73,378.500
98	150.575	2,544.483	- 202.229	11.533	27.262	54.402	59,533.500
99	163.009	3,091.532	- 129.880	1.594	16.441	49.828	73,044.500
2000	158.003	2,765.762	- 114.622	6.749	22.143	50.435	65,409.500

Table 1 Descriptive statistics (*continued*)

Panel B: <i>FIN</i>							
Year	Mean	St. Dev	Min	1Q	Median	3Q	Max
1979	- 13.292	24.480	- 265.909	- 19.135	- 9.237	- 1.943	35.695
80	- 15.491	25.956	- 276.364	- 22.636	- 11.136	- 2.401	47.983
81	- 17.841	32.661	- 415.455	- 25.532	- 14.797	- 4.365	53.487
82	- 14.604	27.338	- 261.818	- 23.505	- 11.509	- 2.329	65.500
83	- 12.867	27.267	- 258.636	- 21.983	- 10.216	- 1.045	70.109
84	- 11.498	29.129	- 301.818	- 19.046	- 8.602	1.109	58.962
85	- 8.989	27.411	- 252.727	- 16.980	- 6.785	3.440	68.600
86	- 6.941	21.395	- 123.554	- 15.582	- 5.703	3.729	70.040
87	- 2.716	20.422	- 154.119	- 10.174	- 2.618	6.283	72.643
88	- 0.822	16.738	- 87.912	- 9.151	- 1.332	6.190	72.896
89	0.992	17.406	- 83.186	- 8.613	0.114	8.528	100.370
90	1.377	17.875	- 91.339	- 7.396	0.458	10.101	95.752
91	- 1.973	37.488	- 638.139	- 11.520	- 0.618	9.954	124.802
92	- 3.777	23.383	- 137.674	- 14.006	- 2.945	7.269	119.696
93	- 3.226	19.651	- 131.821	- 12.079	- 3.401	5.222	118.443
94	- 2.053	17.537	- 130.706	- 9.353	- 2.125	5.375	75.809
95	- 3.291	18.480	- 147.724	- 10.425	- 3.257	3.788	149.026
96	0.196	16.325	- 110.331	- 6.427	- 0.560	6.197	118.603
97	- 8.935	215.505	- 4,999.500	- 6.102	- 0.054	5.173	110.365
98	- 8.711	215.913	- 5,037.500	- 6.149	- 0.457	4.990	122.637
99	- 3.753	100.892	- 2,345.500	- 5.678	- 0.491	5.471	197.718
2000	4.385	86.444	- 72.550	- 5.168	- 0.366	4.956	2,009.500

Table 1 Descriptive statistics (*continued*)

Panel C: <i>EXT</i>							
Year	Mean	St. Dev	Min	1Q	Median	3Q	Max
1979	- 22.636	38.127	- 376.364	- 30.400	- 16.075	- 6.222	109.000
80	- 25.288	36.842	- 283.772	- 33.600	- 19.061	- 7.937	148.710
81	- 23.811	44.920	- 454.545	- 29.656	- 14.645	- 5.895	173.167
82	- 25.190	40.927	- 378.929	- 31.141	- 16.641	- 6.884	77.833
83	- 17.576	33.555	- 293.750	- 26.000	- 11.591	- 2.231	112.727
84	- 20.701	39.604	- 355.824	- 29.988	- 15.091	- 4.463	234.091
85	- 26.692	47.341	- 504.972	- 34.605	- 19.512	- 7.648	193.929
86	- 21.242	35.595	- 368.608	- 30.956	- 15.106	- 5.648	89.922
87	- 19.788	34.289	- 323.864	- 27.594	- 14.688	- 4.406	135.581
88	- 23.249	25.795	- 165.563	- 29.692	- 18.304	- 10.088	52.866
89	- 27.567	38.510	- 202.026	- 34.978	- 23.043	- 12.767	437.055
90	- 27.179	28.736	- 186.362	- 35.388	- 21.441	- 12.526	103.799
91	- 26.883	41.714	- 361.100	- 35.820	- 20.045	- 10.232	366.655
92	- 24.110	30.574	- 157.145	- 34.009	- 17.237	- 7.486	150.184
93	- 21.668	32.867	- 390.330	- 31.242	- 13.678	- 5.081	82.580
94	- 17.831	31.651	- 249.810	- 24.280	- 10.659	- 3.232	149.085
95	- 19.836	34.609	- 268.432	- 28.365	- 12.233	- 4.046	258.347
96	- 71.135	1,099.757	- 25,111.000	- 29.378	- 13.185	- 5.083	232.444
97	- 79.718	1,229.418	- 28,609.500	- 35.230	- 16.533	- 7.519	112.433
98	- 73.804	1,104.321	- 25,829.000	- 30.712	- 15.482	- 6.804	98.291
99	- 94.685	1,558.912	- 36,829.000	- 35.392	- 16.303	- 5.758	185.787
2000	- 92.646	1,361.659	- 32,209.000	- 46.747	- 20.545	- 7.828	236.069

Table 1 Descriptive statistics (*continued*)

Panel D: ΔOP							
Year	Mean	St. Dev.	Min	1Q	Median	3Q	Max
1979	10.447	56.782	- 313.548	- 2.720	6.801	18.541	751.364
80	11.051	30.837	- 179.545	- 1.452	9.210	21.967	211.839
81	- 0.800	39.129	- 221.479	- 12.423	- 1.292	8.355	342.396
82	- 4.123	40.379	- 423.182	- 13.961	- 4.458	5.522	366.643
83	- 13.734	36.750	- 356.208	- 21.270	- 6.840	2.254	124.895
84	1.544	24.007	- 135.733	- 7.084	1.422	10.213	160.494
85	6.299	38.817	- 128.293	- 3.164	4.333	14.772	515.455
86	- 14.596	51.793	- 560.747	- 19.340	- 7.222	1.149	157.513
87	- 10.717	30.845	- 192.537	- 20.343	- 8.890	2.200	104.535
88	4.994	45.244	- 686.222	- 1.601	6.004	15.511	108.586
89	9.245	21.821	- 67.691	- 1.587	5.742	16.509	129.472
90	0.207	26.050	- 252.167	- 7.939	0.157	10.371	144.391
91	0.307	19.920	- 104.267	- 7.775	1.362	9.447	72.267
92	- 7.322	27.319	- 268.370	- 13.007	- 3.501	3.612	108.438
93	- 12.808	26.652	- 148.237	- 22.170	- 8.863	0.435	130.385
94	- 10.698	30.407	- 324.296	- 17.309	- 6.558	1.058	80.436
95	6.365	27.729	- 297.183	- 2.859	5.406	15.938	227.396
96	8.404	175.047	- 188.858	- 8.643	0.487	8.691	3,948.500
97	34.054	658.968	- 260.711	- 1.769	4.682	14.783	15,317.500
98	- 31.455	592.632	- 13,845.000	- 14.806	- 3.743	4.542	230.799
99	12.297	573.667	- 351.954	- 20.610	- 7.923	3.560	13,511.000
2000	- 5.497	325.346	- 7635.000	- 3.979	6.381	18.632	377.438

Table 1 Descriptive statistics (*continued*)

Panel E: ΔFIN							
Year	Mean	St. Dev	Min	1Q	Median	3Q	Max
1979	2.369	9.450	- 32.517	- 1.337	1.800	5.092	101.105
80	- 2.184	8.140	- 54.611	- 5.300	- 1.686	1.289	27.935
81	- 2.395	12.990	- 139.091	- 6.775	- 2.327	3.076	63.176
82	2.985	11.891	- 27.771	- 1.694	2.645	6.514	153.636
83	1.633	7.016	- 26.000	- 1.658	1.100	4.250	41.500
84	1.954	7.619	- 43.182	- 0.867	1.610	4.288	59.543
85	2.978	8.225	- 21.239	- 0.728	2.212	5.199	52.798
86	2.263	16.535	- 45.466	- 2.145	1.018	5.304	234.531
87	4.193	11.603	- 59.237	- 0.200	2.648	7.110	90.661
88	1.847	12.131	- 41.933	- 1.861	1.519	5.261	146.165
89	1.722	8.961	- 39.424	- 2.004	0.846	4.685	64.839
90	0.669	11.247	- 74.603	- 3.208	1.011	5.146	51.322
91	- 3.752	32.783	- 643.298	- 7.306	- 2.500	3.315	60.415
92	- 2.177	27.602	- 53.637	- 7.146	- 2.596	1.639	562.185
93	0.663	11.053	- 61.128	- 4.412	0.316	4.589	69.984
94	1.347	9.349	- 44.756	- 2.682	0.919	4.734	47.598
95	- 1.086	10.256	- 59.636	- 5.026	- 0.761	2.348	73.218
96	- 3.302	150.313	- 3,417.000	- 0.457	2.620	6.519	56.443
97	- 9.320	219.993	- 5,112.000	- 2.990	0.052	3.005	51.994
98	0.244	10.219	- 113.011	- 2.806	0.395	4.008	51.103
99	4.679	114.542	- 88.552	- 3.358	0.112	3.558	2,692.000
2000	8.127	184.523	- 75.550	- 3.206	0.152	3.360	4,355.000

Table 1 Descriptive statistics (continued)

Panel F: ΔEXT							
Year	Mean	St. Dev	Min	1Q	Median	3Q	Max
1979	- 9.491	34.694	- 444.091	- 12.560	- 4.769	0.827	92.378
80	- 2.534	27.181	- 115.596	- 11.000	- 2.843	3.433	191.575
81	2.318	26.362	- 170.773	- 3.936	1.913	9.591	166.867
82	- 0.732	21.653	- 177.900	- 5.845	- 0.045	6.048	146.364
83	7.798	21.799	- 65.367	- 2.195	3.715	12.536	192.669
84	- 2.968	16.660	- 85.154	- 7.919	- 2.168	2.805	121.364
85	- 4.380	33.343	- 434.545	- 10.023	- 4.128	1.599	229.178
86	6.727	31.668	- 168.145	- 2.548	3.667	12.876	254.677
87	1.520	23.475	- 164.229	- 6.275	0.770	8.776	104.567
88	- 3.254	25.972	- 148.857	- 10.057	- 3.149	1.323	291.122
89	- 3.858	29.545	- 73.001	- 10.253	- 3.204	1.249	475.099
90	0.927	31.256	- 524.901	- 3.685	0.749	5.803	170.896
91	2.571	31.291	- 359.831	- 3.198	0.905	6.864	374.366
92	4.006	33.250	- 338.775	- 2.830	2.945	10.132	379.828
93	3.453	24.296	- 178.050	- 3.279	2.636	10.319	143.256
94	4.181	22.914	- 173.736	- 2.454	2.400	9.081	148.758
95	- 1.843	26.609	- 148.221	- 8.003	- 2.174	2.803	356.562
96	- 4.573	41.943	- 738.000	- 6.640	- 0.743	3.751	138.119
97	- 9.571	153.531	- 3,498.500	- 9.611	- 3.033	1.412	263.116
98	5.374	126.121	- 587.073	- 3.834	0.991	8.531	2,780.500
99	- 20.487	468.611	- 11,000.000	- 9.350	0.561	7.738	604.428
2000	2.464	203.293	- 448.397	- 19.222	- 3.126	5.067	4,620.000

OP = Operating Profits, *FIN* = Gains and losses from non-core operating activities and financial activities (= Ordinary Income - Operating profits), *EXT* = Gains and losses form unusual activities and Taxes (= Net Income - Ordinary Income), $\Delta X = X_t - X_{t-1}$. All numbers other than St. Dev mean yen per share.

Table 2 Correlations among earnings components

Year	<i>Pearson</i>			<i>Spearman</i>		
	<i>(OP, FIN)</i>	<i>(OP, EXT)</i>	<i>(FIN, EXT)</i>	<i>(OP, FIN)</i>	<i>(OP, EXT)</i>	<i>(FIN, EXT)</i>
1979	- 0.320 [0.000]	0.028 [0.627]	0.093 [0.105]	- 0.506 [0.000]	- 0.556 [0.000]	- 0.063 [0.273]
80	- 0.567 [0.000]	- 0.527 [0.000]	- 0.191 [0.001]	- 0.555 [0.000]	- 0.594 [0.000]	- 0.070 [0.226]
81	- 0.058 [0.310]	- 0.335 [0.000]	- 0.408 [0.000]	- 0.404 [0.000]	- 0.555 [0.000]	- 0.338 [0.000]
82	- 0.539 [0.000]	- 0.330 [0.000]	- 0.292 [0.000]	- 0.420 [0.000]	- 0.498 [0.000]	- 0.349 [0.000]
83	- 0.366 [0.000]	- 0.430 [0.000]	- 0.404 [0.000]	- 0.299 [0.000]	- 0.584 [0.000]	- 0.440 [0.000]
84	- 0.464 [0.000]	- 0.557 [0.000]	- 0.198 [0.000]	- 0.406 [0.000]	- 0.599 [0.000]	- 0.293 [0.000]
85	- 0.652 [0.000]	- 0.116 [0.038]	- 0.297 [0.000]	- 0.554 [0.000]	- 0.501 [0.000]	- 0.162 [0.004]
86	- 0.389 [0.000]	- 0.541 [0.000]	- 0.228 [0.000]	- 0.332 [0.000]	- 0.663 [0.000]	- 0.238 [0.000]
87	- 0.457 [0.000]	- 0.472 [0.000]	- 0.192 [0.001]	- 0.370 [0.000]	- 0.682 [0.000]	- 0.181 [0.000]
88	- 0.456 [0.000]	- 0.689 [0.000]	0.081 [0.144]	- 0.453 [0.000]	- 0.735 [0.000]	0.015 [0.792]
89	- 0.540 [0.000]	- 0.232 [0.000]	0.102 [0.057]	- 0.505 [0.000]	- 0.789 [0.000]	0.063 [0.242]
90	- 0.343 [0.000]	- 0.768 [0.000]	- 0.144 [0.003]	- 0.281 [0.000]	- 0.810 [0.000]	- 0.136 [0.005]
91	- 0.104 [0.024]	- 0.360 [0.000]	0.345 [0.000]	- 0.278 [0.000]	- 0.680 [0.000]	- 0.278 [0.000]
92	- 0.393 [0.000]	- 0.362 [0.000]	- 0.258 [0.000]	- 0.347 [0.000]	- 0.596 [0.000]	- 0.293 [0.000]
93	- 0.289 [0.000]	- 0.382 [0.000]	0.032 [0.472]	- 0.168 [0.000]	- 0.705 [0.000]	- 0.173 [0.000]
94	- 0.201 [0.000]	- 0.518 [0.000]	- 0.163 [0.000]	- 0.176 [0.000]	- 0.716 [0.000]	- 0.138 [0.002]
95	- 0.335 [0.000]	- 0.290 [0.000]	- 0.571 [0.000]	- 0.189 [0.000]	- 0.699 [0.000]	- 0.219 [0.000]
96	- 0.292 [0.000]	- 0.366 [0.000]	- 0.101 [0.021]	- 0.297 [0.000]	- 0.634 [0.000]	- 0.119 [0.006]
97	- 0.270 [0.000]	- 0.358 [0.000]	- 0.103 [0.017]	- 0.218 [0.000]	- 0.719 [0.000]	- 0.163 [0.000]
98	0.015 [0.772]	- 0.313 [0.000]	- 0.109 [0.011]	- 0.306 [0.000]	- 0.629 [0.000]	0.039 [0.357]
99	- 0.068 [0.107]	- 0.072 [0.090]	- 0.080 [0.060]	- 0.134 [0.001]	- 0.439 [0.000]	0.030 [0.477]
2000	- 0.370 [0.000]	- 0.075 [0.077]	0.095 [0.025]	- 0.232 [0.000]	- 0.411 [0.000]	0.141 [0.001]
79 - 00	- 0.455 [0.000]	- 0.216 [0.000]	- 0.052 [0.000]	- 0.382 [0.000]	- 0.642 [0.000]	- 0.044 [0.000]

Table 3 Comparison between models by AIC and adjusted R-square

Panel A Year	AIC				Adj. R^2			
	<i>COMP</i>	vs. <i>OP</i>	vs. <i>OI</i>	vs. <i>NI</i>	<i>COMP</i>	vs. <i>OP</i>	vs. <i>OI</i>	vs. <i>NI</i>
1979	0.24000	-0.01061	-0.03196	-0.03475	0.2411	0.0384	0.1064	0.1152
80	0.08857	-0.00064	-0.01195	-0.01324	0.3577	0.0086	0.0911	0.1005
81	0.13800	0.00174	0.00000	-0.00175	0.2029	-0.0053	0.0049	0.0150
82	0.05484	0.00047	-0.00246	-0.00286	0.1697	-0.0022	0.0425	0.0486
83	0.05848	0.00016	-0.00114	-0.00225	0.2587	0.0024	0.0190	0.0331
84	0.25617	-0.00072	-0.00282	-0.01677	0.2142	0.0068	0.0133	0.0564
85	0.14718	0.00017	-0.00321	-0.00290	0.1485	0.0041	0.0237	0.0220
86	0.14092	0.00126	0.00046	0.00070	0.1170	-0.0028	0.0022	0.0007
87	0.18754	0.00085	0.00137	0.00215	0.0763	0.0012	-0.0014	-0.0052
88	0.36884	0.00399	-0.00336	-0.01835	0.2122	-0.0041	0.0117	0.0439
89	0.16764	0.00027	-0.00138	-0.00164	0.2201	0.0029	0.0107	0.0118
90	0.15429	-0.00378	-0.00063	-0.00271	0.1963	0.0235	0.0070	0.0179
91	0.04215	-0.00007	0.00004	-0.00069	0.0891	0.0053	0.0029	0.0187
92	0.01968	-0.00061	0.00004	-0.00120	0.2218	0.0271	0.0014	0.0507
93	0.03354	-0.00008	-0.00012	-0.00153	0.1713	0.0050	0.0062	0.0410
94	0.05156	0.00017	-0.00013	-0.00078	0.1576	0.0003	0.0052	0.0159
95	0.02273	0.00015	-0.00114	-0.00129	0.1779	-0.0025	0.0443	0.0498
96	0.17700	0.00026	-0.00054	0.00036	0.0026	0.0022	0.0067	0.0016
97	0.03285	-0.00264	-0.00008	-0.00428	0.3505	0.0547	0.0039	0.0872
98	0.04829	-0.00020	-0.00038	-0.00172	0.2404	0.0058	0.0086	0.0298
99	0.08150	0.00008	-0.00095	-0.00215	0.2097	0.0020	0.0120	0.0237
2000	0.34573	-0.00073	0.00145	-0.00088	0.0671	0.0052	-0.0007	0.0056
79 - 00	0.13334	-0.00003	-0.00246	-0.00427	0.2869	0.0004	0.0133	0.0230
Mean	0.12989	-0.00048	-0.00268	-0.00493	0.1865	0.0081	0.0192	0.0356
Median	0.11329	0.00011	-0.00059	-0.00173	0.1996	0.0035	0.0078	0.0268
Z		0.016	-2.694	-3.571		2.662	3.994	4.010
p-value		0.987	0.007	0.000		0.008	0.000	0.000
BNST		0.832	0.027	0.001		0.017	0.000	0.000

Table 3 Comparison between models by AIC and adjusted R-square (continued)

Panel B Year	AIC			Adj. R^2		
	<i>OP_FIN</i>	vs. <i>OP</i>	vs. <i>OI</i>	<i>OP_FIN</i>	vs. <i>OP</i>	vs. <i>OI</i>
1979	0.23858	-0.01203	-0.03338	0.2433	0.0406	0.1086
80	0.08894	-0.00028	-0.01159	0.3531	0.0040	0.0865
81	0.13713	0.00087	-0.00087	0.2055	-0.0027	0.0075
82	0.05451	0.00014	-0.00279	0.1723	0.0004	0.0451
83	0.05869	0.00037	-0.00094	0.2539	-0.0024	0.0142
84	0.25456	-0.00233	-0.00443	0.2169	0.0095	0.0160
85	0.14626	-0.00075	-0.00413	0.1513	0.0069	0.0265
86	0.14052	0.00086	0.00006	0.1170	-0.0028	0.0022
87	0.18731	0.00062	0.00114	0.0748	-0.0003	-0.0029
88	0.36694	0.00209	-0.00526	0.2140	-0.0023	0.0135
89	0.16674	-0.00063	-0.00228	0.2223	0.0051	0.0129
90	0.15523	-0.00284	0.00031	0.1895	0.0167	0.0002
91	0.04198	-0.00024	-0.00012	0.0908	0.0070	0.0046
92	0.01961	-0.00068	-0.00003	0.2232	0.0285	0.0028
93	0.03342	-0.00020	-0.00025	0.1729	0.0066	0.0078
94	0.05150	0.00012	-0.00018	0.1569	-0.0004	0.0045
95	0.02265	0.00007	-0.00122	0.1795	-0.0009	0.0459
96	0.17728	0.00054	-0.00026	-0.0008	-0.0012	0.0033
97	0.03302	-0.00248	0.00008	0.3461	0.0503	-0.0005
98	0.04841	-0.00008	-0.00026	0.2372	0.0026	0.0054
99	0.08168	0.00025	-0.00077	0.2066	-0.0011	0.0089
2000	0.34537	-0.00109	0.00109	0.0665	0.0046	-0.0013
79 - 00	0.13337	0.00000	-0.00243	0.2866	0.0001	0.0130
Mean	0.12956	-0.00080	-0.00300	0.1860	0.0077	0.0187
Median	0.11303	-0.00014	-0.00052	0.1975	0.0033	0.0076
Z		-1.055	-2.776		2.338	3.750
p-value		0.291	0.006		0.019	0.000
BNST		0.832	0.017		0.523	0.001

Table 3 Comparison between models by AIC and adjusted R-square (continued)

Panel C Year	AIC			Adj. R^2		
	<i>OI_EXT</i>	vs. <i>OI</i>	vs. <i>NI</i>	<i>OI_EXT</i>	vs. <i>OI</i>	vs. <i>NI</i>
1979	0.27317	0.00121	- 0.00158	0.1336	- 0.0011	0.0077
80	0.09923	- 0.00129	- 0.00258	0.2783	0.0117	0.0211
81	0.13871	0.00071	- 0.00104	0.1964	- 0.0016	0.0085
82	0.05767	0.00037	- 0.00004	0.1242	- 0.0030	0.0031
83	0.05980	0.00018	- 0.00092	0.2397	0.0000	0.0141
84	0.26061	0.00162	- 0.01233	0.1983	- 0.0026	0.0405
85	0.15101	0.00062	0.00093	0.1237	- 0.0011	- 0.0028
86	0.14087	0.00041	0.00065	0.1148	0.0000	- 0.0015
87	0.18649	0.00032	0.00110	0.0788	0.0011	- 0.0027
88	0.37399	0.00179	- 0.01320	0.1989	- 0.0016	0.0306
89	0.16999	0.00097	0.00071	0.2071	- 0.0023	- 0.0012
90	0.15400	- 0.00092	- 0.00300	0.1960	0.0067	0.0176
91	0.04214	0.00004	- 0.00070	0.0873	0.0011	0.0169
92	0.01971	0.00007	- 0.00117	0.2192	- 0.0012	0.0481
93	0.03380	0.00013	- 0.00127	0.1634	- 0.0017	0.0331
94	0.05177	0.00009	- 0.00057	0.1526	0.0002	0.0109
95	0.02370	- 0.00016	- 0.00032	0.1412	0.0076	0.0131
96	0.17732	- 0.00022	0.00068	- 0.0010	0.0031	- 0.0020
97	0.03277	- 0.00016	- 0.00436	0.3510	0.0044	0.0877
98	0.04857	- 0.00010	- 0.00144	0.2346	0.0028	0.0240
99	0.08220	- 0.00025	- 0.00145	0.2015	0.0038	0.0155
2000	0.34458	0.00030	- 0.00203	0.0686	0.0008	0.0071
79 - 00	0.13575	- 0.00005	- 0.00186	0.2739	0.0003	0.0100
Mean	0.13282	0.00026	- 0.00200	0.1686	0.0012	0.0177
Median	0.11897	0.00016	- 0.00111	0.1797	0.0001	0.0136
Z		1.737	- 2.938		0.971	3.620
p-value		0.082	0.003		0.332	0.000
BNST		0.134	0.017		0.824	0.017

Earnings components model (M12): $P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 FIN_{it} + \beta_3 EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$. D = industry dummy

($j = 1, 2, \dots, 17$). For example, OP represents the regression model M1 (simple earnings capitalization model). The column “vs. OI (NI)” represents the difference in AIC (on the left hand side) and adjusted R -square (on the right hand side) between earnings components model (M12) and simple earnings capitalization model (M1) with using ordinary income (net income) as independent variable. Z = Wilcoxon test score, BNST = p -value of binominal sign test.

Table 4 Value relevance of earnings components

Year	<i>OP</i>	<i>FIN</i>	<i>EXT</i>	Adj. R^2	<i>F</i> test [<i>p</i> -value]		Dummy Test	Hausman Test
					$\beta_1 = \beta_2$	$\beta_1 = \beta_3$		
1979	0.6645 (3.473) [0.001]	- 1.0916 (- 4.028) [0.000]	- 0.0699 (- 0.324) [0.746]	0.2411	41.090 [0.000]	9.2102 [0.003]	1.42 [0.127]	13.45 [0.004]
80	1.2086 (5.734) [0.000]	- 0.0882 (- 0.372) [0.710]	0.4563 (2.525) [0.012]	0.3577	36.138 [0.000]	14.685 [0.000]	8.39 [0.000]	32.74 [0.000]
81	0.6254 (2.089) [0.038]	0.0692 (0.198) [0.843]	0.0567 (0.446) [0.656]	0.2029	3.3500 [0.068]	7.0490 [0.008]	4.62 [0.000]	17.94 [0.001]
82	0.4811 (3.659) [0.000]	- 0.2618 (- 1.068) [0.286]	- 0.0968 (- 0.515) [0.607]	0.1697	16.867 [0.000]	5.3501 [0.021]	3.20 [0.000]	15.32 [0.002]
83	0.2572 (2.009) [0.045]	- 0.2953 (- 1.022) [0.308]	- 0.5179 (- 1.697) [0.091]	0.2587	8.5127 [0.004]	11.202 [0.001]	6.39 [0.000]	3.37 [0.338]
84	1.9533 (5.109) [0.000]	0.9313 (2.097) [0.037]	0.0372 (0.066) [0.947]	0.2142	7.0131 [0.009]	18.444 [0.000]	3.66 [0.000]	970.52 [0.000]
85	0.3894 (0.933) [0.352]	- 0.8859 (- 1.795) [0.074]	0.0316 (0.072) [0.943]	0.1485	9.6310 [0.002]	0.7930 [0.374]	3.27 [0.000]	5.53 [0.137]
86	1.0088 (2.055) [0.041]	0.3908 (0.666) [0.506]	0.6010 (0.923) [0.357]	0.1170	1.7641 [0.185]	0.8936 [0.345]	3.27 [0.000]	0.57 [0.903]
87	1.0617 (1.623) [0.106]	1.3601 (1.820) [0.070]	0.9422 (1.300) [0.195]	0.0763	0.1910 [0.662]	0.0430 [0.836]	2.58 [0.001]	46.20 [0.000]
88	2.4002 (2.504) [0.013]	- 0.7774 (- 0.646) [0.519]	- 0.6763 (- 0.468) [0.640]	0.2122	6.2262 [0.013]	12.799 [0.000]	3.31 [0.000]	15.05 [0.002]
89	0.7372 (1.170) [0.243]	- 2.4060 (- 1.039) [0.299]	0.1243 (0.648) [0.518]	0.2201	6.4990 [0.011]	0.6966 [0.405]	6.07 [0.000]	0.61 [0.894]
90	8.3010 (3.621) [0.000]	6.8447 (2.766) [0.006]	4.5323 (1.361) [0.174]	0.1963	1.1553 [0.283]	10.336 [0.001]	3.45 [0.000]	1,261.85 [0.000]
91	1.3315 (2.599) [0.010]	0.6140 (2.595) [0.010]	- 0.1354 (- 0.368) [0.713]	0.0891	1.8577 [0.174]	11.239 [0.001]	2.60 [0.001]	6.36 [0.095]
92	1.8335 (4.290) [0.000]	1.3364 (3.077) [0.002]	0.1359 (0.461) [0.645]	0.2218	2.5901 [0.108]	32.202 [0.000]	6.11 [0.000]	887.06 [0.000]
93	1.4684 (6.629) [0.000]	0.6935 (2.261) [0.024]	0.0936 (0.345) [0.730]	0.1713	5.6206 [0.018]	23.136 [0.000]	3.76 [0.000]	131.45 [0.000]
94	1.2218 (4.186) [0.000]	0.4557 (1.038) [0.300]	0.3684 (0.806) [0.421]	0.1576	3.9488 [0.047]	9.8597 [0.002]	5.67 [0.000]	37.16 [0.000]
95	1.0633 (3.990) [0.000]	- 0.0854 (- 0.186) [0.853]	0.0494 (0.187) [0.852]	0.1779	23.184 [0.000]	27.157 [0.000]	5.24 [0.000]	48.76 [0.000]

Table 4 Value relevance of earnings components (continued)

Year	<i>OP</i>	<i>FIN</i>	<i>EXT</i>	Adj. R^2	<i>F</i> test [<i>p</i> -value]		Dummy Test	Hausman Test
					$\beta_1 = \beta_2$	$\beta_1 = \beta_3$		
1996	0.9587 (3.451) [0.001]	- 0.1975 (- 0.303) [0.762]	0.7610 (3.644) [0.000]	0.0026	2.8431 [0.092]	0.1510 [0.698]	0.88 [0.603]	6.28 [0.099]
97	2.9541 (9.933) [0.000]	2.6411 (3.744) [0.000]	0.5531 (2.203) [0.028]	0.3505	0.6443 [0.423]	69.957 [0.000]	6.13 [0.000]	53.89 [0.000]
98	1.4912 (4.684) [0.000]	0.6380 (1.367) [0.172]	0.3964 (1.353) [0.177]	0.2404	4.9913 [0.026]	21.816 [0.000]	5.54 [0.000]	15.74 [0.001]
99	0.8225 (4.813) [0.000]	0.1529 (1.114) [0.266]	0.1525 (2.248) [0.025]	0.2097	6.5891 [0.011]	17.452 [0.000]	5.55 [0.000]	363.48 [0.000]
2000	0.7983 (3.944) [0.000]	0.9792 (2.809) [0.005]	0.1411 (1.193) [0.234]	0.0671	0.1318 [0.717]	4.947 [0.027]	2.87 [0.000]	11.38 [0.010]
79 - 00	0.9239 (7.992) [0.000]	- 0.0774 (- 0.569) [0.570]	0.0970 (1.170) [0.242]	0.2869	166.18 [0.000]	198.54 [0.000]		

Earnings components model (M12): $P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 FIN_{it} + \beta_3 EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$. D = industry dummy

($j = 1, 2, \dots, 17$). Each cell on the left-hand side shows as follows: Top = Estimated Coefficients, (Middle) = t -value using heteroscedasticity-consistent covariance matrix (White's t), [Bottom] = p -value (two-tailed). Dummy Test represents the results of F -value [p -value] whether all industry dummy is zero. Hausman Test represents the chi-square [p -value].

Table 5 Correlations among the surprises of earnings components

Year	Pearson			Spearman		
	(ΔOP , ΔFIN)	(ΔOP , ΔEXT)	(ΔFIN , ΔEXT)	(ΔOP , ΔFIN)	(ΔOP , ΔEXT)	(ΔFIN , ΔEXT)
1979	-0.067 [0.246]	-0.226 [0.000]	-0.262 [0.000]	-0.238 [0.000]	-0.665 [0.000]	0.060 [0.301]
80	-0.296 [0.000]	0.337 [0.000]	0.212 [0.000]	-0.302 [0.000]	-0.669 [0.000]	-0.011 [0.848]
81	0.251 [0.000]	-0.211 [0.000]	0.190 [0.001]	-0.265 [0.000]	-0.638 [0.000]	0.024 [0.672]
82	0.091 [0.109]	-0.424 [0.000]	-0.282 [0.000]	-0.297 [0.000]	-0.676 [0.000]	-0.053 [0.350]
83	-0.056 [0.321]	-0.525 [0.000]	-0.132 [0.020]	-0.238 [0.000]	-0.755 [0.000]	0.034 [0.555]
84	-0.078 [0.167]	-0.357 [0.000]	-0.148 [0.008]	-0.308 [0.000]	-0.592 [0.000]	0.035 [0.541]
85	-0.418 [0.000]	-0.142 [0.011]	-0.103 [0.066]	-0.283 [0.000]	-0.597 [0.000]	0.029 [0.611]
86	-0.544 [0.000]	0.092 [0.098]	-0.241 [0.000]	-0.417 [0.000]	-0.547 [0.000]	-0.014 [0.804]
87	-0.181 [0.001]	-0.518 [0.000]	-0.377 [0.000]	-0.263 [0.000]	-0.660 [0.000]	-0.155 [0.005]
88	-0.453 [0.000]	-0.284 [0.000]	-0.383 [0.000]	-0.282 [0.000]	-0.688 [0.000]	-0.199 [0.030]
89	-0.218 [0.000]	0.168 [0.002]	0.196 [0.000]	-0.374 [0.000]	-0.648 [0.000]	0.045 [0.402]
90	-0.409 [0.000]	-0.433 [0.000]	-0.092 [0.061]	-0.516 [0.000]	-0.614 [0.000]	0.052 [0.286]
91	-0.106 [0.022]	-0.199 [0.000]	0.487 [0.000]	-0.410 [0.000]	-0.520 [0.000]	-0.185 [0.000]
92	0.093 [0.039]	-0.004 [0.926]	0.640 [0.000]	-0.277 [0.000]	-0.607 [0.000]	-0.112 [0.013]
93	-0.285 [0.000]	-0.227 [0.000]	0.061 [0.174]	-0.396 [0.000]	-0.613 [0.000]	0.011 [0.804]
94	-0.235 [0.000]	-0.025 [0.577]	-0.362 [0.000]	-0.348 [0.000]	-0.444 [0.000]	-0.053 [0.236]
95	-0.152 [0.001]	-0.228 [0.000]	-0.333 [0.000]	-0.330 [0.000]	-0.506 [0.000]	0.015 [0.740]
96	-0.220 [0.000]	-0.084 [0.056]	-0.451 [0.000]	-0.310 [0.000]	-0.491 [0.000]	-0.017 [0.699]
97	-0.180 [0.000]	-0.124 [0.004]	-0.114 [0.008]	-0.332 [0.000]	-0.469 [0.000]	-0.069 [0.110]
98	-0.475 [0.000]	-0.326 [0.000]	0.037 [0.392]	-0.428 [0.000]	-0.495 [0.000]	0.033 [0.436]
99	-0.031 [0.460]	-0.098 [0.021]	-0.033 [0.434]	-0.194 [0.000]	-0.366 [0.000]	-0.011 [0.798]
2000	0.073 [0.085]	0.064 [0.128]	-0.075 [0.075]	-0.140 [0.001]	-0.149 [0.000]	-0.066 [0.121]
79 - 00	-0.078 [0.000]	-0.103 [0.000]	-0.052 [0.000]	-0.287 [0.000]	-0.522 [0.000]	-0.030 [0.004]

Table 6 Comparison between models by AIC and adjusted R-square

Panel A Year	AIC				Adj. R^2			
	$\Delta COMP$	vs. ΔOP	vs. ΔOI	vs. ΔNI	$\Delta COMP$	vs. ΔOP	vs. ΔOI	vs. ΔNI
1979	0.21908	-0.01353	-0.00274	-0.04779	0.3072	0.0473	0.0130	0.1563
80	0.08838	-0.00749	-0.01186	-0.01797	0.3591	0.0585	0.0904	0.1350
81	0.12891	-0.00466	-0.00334	0.00014	0.2554	0.0316	0.0240	0.0037
82	0.05849	0.00060	0.00052	0.00015	0.1144	-0.0038	-0.0026	0.0030
83	0.05504	0.00015	-0.00101	-0.00467	0.3023	0.0023	0.0170	0.0637
84	0.25101	-0.01056	-0.00678	-0.03370	0.2300	0.0371	0.0254	0.1085
85	0.13723	-0.00150	0.00143	-0.00918	0.2060	0.0134	-0.0036	0.0581
86	0.13571	0.00088	0.00114	-0.00275	0.1497	-0.0006	-0.0022	0.0223
87	0.18814	0.00167	0.00166	0.00210	0.0733	-0.0029	-0.0028	-0.0050
88	0.35245	-0.00491	0.00390	-0.03758	0.2472	0.0148	-0.0041	0.0850
89	0.15722	-0.00012	-0.00413	-0.01192	0.2686	0.0045	0.0233	0.0597
90	0.16428	-0.00090	0.00081	-0.01603	0.1442	0.0086	-0.0003	0.0878
91	0.04124	0.00004	-0.00118	-0.00170	0.1087	0.0028	0.0292	0.0404
92	0.02114	0.00007	-0.00050	-0.00055	0.1639	0.0005	0.0230	0.0250
93	0.03234	-0.00013	-0.00069	-0.00352	0.2012	0.0063	0.0201	0.0904
94	0.04644	-0.00101	0.00030	-0.00527	0.2413	0.0195	-0.0021	0.0893
95	0.02176	-0.00035	0.00002	-0.00255	0.2132	0.0155	0.0023	0.0954
96	0.16659	0.00051	-0.00252	-0.00630	0.0613	0.0006	0.0177	0.0391
97	0.04057	0.00029	-0.00001	-0.00134	0.1981	-0.0029	0.0030	0.0294
98	0.05032	-0.00063	-0.00002	-0.00357	0.2084	0.0127	0.0030	0.0591
99	0.08389	-0.00041	-0.00066	-0.00029	0.1865	0.0068	0.0093	0.0056
2000	0.34775	0.00208	0.00114	-0.00062	0.0617	-0.0023	0.0002	0.0050
79 - 00	0.13212	-0.00005	-0.00035	-0.00568	0.2934	0.0004	0.0021	0.0306
Mean	0.12673	-0.00181	-0.00111	-0.00931	0.1955	0.0123	0.0129	0.0571
Median	0.10864	-0.00024	-0.00026	-0.00355	0.2036	0.0066	0.0062	0.0586
Z		-1.575	-1.130	-3.750		3.101	2.711	3.994
p-value		0.115	0.259	0.000		0.002	0.007	0.000
BNST		0.523	0.664	0.001		0.017	0.134	0.000

Table 6 Comparison between models by AIC and adjusted R-square (continued)

Panel B Year	AIC			Adj. R^2		
	$\Delta OP_ \Delta FIN$	vs. ΔOP	vs. ΔOI	$\Delta OP_ \Delta FIN$	vs. ΔOP	vs. ΔOI
1979	0.21844	- 0.01417	- 0.00338	0.3071	0.0472	0.0129
80	0.09095	- 0.00492	- 0.00929	0.3385	0.0379	0.0698
81	0.13311	- 0.00046	0.00086	0.2288	0.0050	- 0.0026
82	0.05824	0.00034	0.00027	0.1156	- 0.0026	- 0.0014
83	0.05508	0.00018	- 0.00097	0.2997	- 0.0003	0.0144
84	0.25942	- 0.00215	0.00163	0.2019	0.0090	- 0.0027
85	0.13637	- 0.00236	0.00057	0.2087	0.0161	- 0.0009
86	0.13488	0.00005	0.00031	0.1524	0.0021	0.0005
87	0.18756	0.00109	0.00108	0.0735	- 0.0027	- 0.0026
88	0.35038	- 0.00698	0.00183	0.2495	0.0171	- 0.0018
89	0.15767	0.00033	- 0.00368	0.2646	0.0005	0.0193
90	0.16357	- 0.00161	0.00010	0.1460	0.0104	0.0015
91	0.04106	- 0.00014	- 0.00135	0.1107	0.0048	0.0312
92	0.02114	0.00007	- 0.00050	0.1623	- 0.0011	0.0214
93	0.03232	- 0.00014	- 0.00070	0.2000	0.0051	0.0189
94	0.04625	- 0.00119	0.00012	0.2428	0.0210	- 0.0006
95	0.02168	- 0.00042	- 0.00006	0.2146	0.0169	0.0037
96	0.16645	0.00037	- 0.00266	0.0603	- 0.0004	0.0167
97	0.04042	0.00015	- 0.00015	0.1995	- 0.0015	0.0044
98	0.05052	- 0.00043	0.00018	0.2039	0.0082	- 0.0015
99	0.08460	0.00030	0.00004	0.1782	- 0.0015	0.0010
2000	0.34682	0.00115	0.00021	0.0626	- 0.0014	0.0011
79 - 00	0.13210	- 0.00007	- 0.00037	0.2934	0.0004	0.0021
Mean	0.12713	- 0.00141	- 0.00071	0.1919	0.0086	0.0092
Median	0.11203	- 0.00014	0.00007	0.2010	0.0049	0.0013
Z		- 1.656	0.471		2.678	2.127
p-value		0.098	0.638		0.007	0.033
BNST		0.832	0.832		0.286	0.286

Table 6 Comparison between models by AIC and adjusted R-square (continued)

Panel C Year	AIC			Adj. R ²		
	$\Delta OI_ \Delta EXT$	vs. ΔOI	vs. ΔNI	$\Delta OI_ \Delta EXT$	vs. ΔOI	vs. ΔNI
1979	0.22156	- 0.00026	- 0.04531	0.2972	0.0030	0.1463
80	0.09533	- 0.00491	- 0.01102	0.3066	0.0379	0.0825
81	0.12841	- 0.00384	- 0.00036	0.2560	0.0246	0.0043
82	0.05828	0.00031	- 0.00006	0.1150	- 0.0020	0.0036
83	0.05605	0.00000	- 0.00365	0.2873	0.0020	0.0487
84	0.24944	- 0.00835	- 0.03527	0.2326	0.0280	0.1111
85	0.13665	0.00085	- 0.00976	0.2070	- 0.0026	0.0591
86	0.13533	0.00076	- 0.00313	0.1496	- 0.0023	0.0222
87	0.18701	0.00053	0.00097	0.0762	0.0001	- 0.0021
88	0.35045	0.00190	- 0.03958	0.2494	- 0.0019	0.0872
89	0.15997	- 0.00138	- 0.00917	0.2538	0.0085	0.0449
90	0.16416	0.00069	- 0.01615	0.1429	- 0.0016	0.0865
91	0.04242	0.00000	- 0.00051	0.0813	0.0018	0.0130
92	0.02145	- 0.00019	- 0.00024	0.1502	0.0093	0.0113
93	0.03310	0.00008	- 0.00276	0.1808	- 0.0003	0.0700
94	0.04630	0.00017	- 0.00540	0.2420	- 0.0014	0.0900
95	0.02180	0.00006	- 0.00251	0.2102	- 0.0007	0.0924
96	0.16801	- 0.00110	- 0.00488	0.0515	0.0079	0.0293
97	0.04071	0.00013	- 0.00120	0.1939	- 0.0012	0.0252
98	0.05014	- 0.00020	- 0.00375	0.2099	0.0045	0.0606
99	0.08386	- 0.00069	- 0.00032	0.1854	0.0082	0.0045
2000	0.34742	0.00081	- 0.00095	0.0609	- 0.0006	0.0042
79 - 00	0.13250	0.00003	- 0.00530	0.2913	0.0000	0.0285
Mean	0.12717	- 0.00066	- 0.00886	0.1927	0.0053	0.0488
Median	0.11187	0.00003	- 0.00339	0.2070	0.0001	0.0449
Z		- 0.365	- 3.880		1.802	4.074
p-value		0.715	0.000		0.072	0.000
BNST		0.664	0.000		0.832	0.000

Earnings components changes model (M13): $\Delta P_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta OP_{it} + \beta_2 \Delta FIN_{it} + \beta_3 \Delta EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$. $D =$

industry dummy ($j = 1, 2, \dots, 17$). For example, ΔOP represents the regression model M5 (earnings changes model). The column “vs. ΔOI (ΔNI)” represents the difference in AIC (on the left hand side) and adjusted R-square (on the right hand side) between earnings components changes model (M13) and earnings changes model (M5) with using ordinary income (net income) as independent variable. $Z =$ Wilcoxon test score, BNST = p-value of binominal sign test.

Table 7 Value relevance of earnings surprises by components

Year	ΔOP	ΔFIN	ΔEXT	Adj. R^2	F test [p -value]		Dummy Test	Hausman Test
					$\beta_1 = \beta_2$	$\beta_1 = \beta_2$		
1979	1.0880 (4.937) [0.000]	2.4523 (3.198) [0.002]	- 0.1374 (- 0.954) [0.341]	0.3072	5.0850 [0.025]	46.133 [0.000]	2.56 [0.001]	0.34 [0.952]
80	0.7446 (3.145) [0.002]	- 1.6223 (- 3.046) [0.003]	- 0.4483 (- 2.312) [0.022]	0.3591	24.282 [0.000]	25.768 [0.000]	6.74 [0.000]	25.88 [0.000]
81	0.9594 (2.110) [0.036]	0.4340 (0.513) [0.608]	0.5676 (1.569) [0.118]	0.2554	0.7501 [0.387]	3.2608 [0.072]	4.45 [0.000]	19.56 [0.000]
82	0.1384 (1.810) [0.071]	- 0.2807 (- 0.695) [0.487]	- 0.1235 (- 1.646) [0.101]	0.1144	0.8080 [0.369]	2.9539 [0.087]	3.16 [0.000]	6.08 [0.108]
83	0.7799 (3.990) [0.000]	- 0.5993 (- 1.039) [0.300]	- 0.3566 (- 1.456) [0.147]	0.3023	7.2650 [0.007]	26.170 [0.000]	6.10 [0.000]	2.63 [0.453]
84	1.4635 (4.697) [0.000]	1.3492 (1.428) [0.154]	- 1.6564 (- 2.000) [0.046]	0.2300	0.0143 [0.905]	42.788 [0.000]	2.71 [0.000]	2.67 [0.445]
85	1.9847 (4.630) [0.000]	2.7749 (2.661) [0.008]	0.0013 (0.004) [0.997]	0.2060	0.6240 [0.430]	22.257 [0.000]	3.47 [0.000]	0.83 [0.841]
86	1.5700 (2.863) [0.004]	0.9552 (1.429) [0.154]	0.0424 (0.108) [0.914]	0.1497	1.0298 [0.311]	9.658 [0.002]	3.04 [0.000]	3.13 [0.372]
87	0.8649 (1.601) [0.110]	0.6788 (0.872) [0.384]	0.5636 (0.929) [0.354]	0.0733	0.0610 [0.805]	0.3666 [0.545]	2.43 [0.002]	2.18 [0.537]
88	5.4167 (3.062) [0.002]	4.8758 (1.969) [0.050]	0.1836 (0.221) [0.825]	0.2472	0.1129 [0.737]	36.327 [0.000]	3.17 [0.000]	3.49 [0.321]
89	4.7474 (4.535) [0.000]	- 1.2841 (- 0.506) [0.613]	- 0.5950 (- 2.419) [0.016]	0.2686	7.6316 [0.006]	21.024 [0.000]	3.93 [0.000]	29.99 [0.000]
90	7.8431 (5.046) [0.000]	5.4466 (1.972) [0.049]	0.2194 (0.591) [0.555]	0.1442	1.6210 [0.204]	42.409 [0.000]	1.62 [0.056]	15.41 [0.002]
91	3.4949 (3.868) [0.000]	0.5146 (2.114) [0.035]	0.0087 (0.024) [0.981]	0.1087	14.800 [0.000]	21.746 [0.000]	2.83 [0.000]	9.54 [0.023]
92	1.2872 (2.702) [0.007]	0.0719 (0.593) [0.553]	- 0.2428 (- 1.702) [0.089]	0.1639	8.7410 [0.003]	16.062 [0.000]	5.26 [0.000]	23.58 [0.000]
93	2.5297 (7.531) [0.000]	0.8781 (1.923) [0.055]	0.2091 (1.962) [0.050]	0.2012	13.325 [0.000]	54.774 [0.000]	4.25 [0.000]	76.45 [0.000]
94	2.7027 (6.138) [0.000]	2.2474 (3.033) [0.003]	0.0232 (0.087) [0.930]	0.2413	0.5266 [0.468]	53.375 [0.000]	4.80 [0.000]	19.99 [0.000]
95	1.7561 (5.499) [0.000]	1.1360 (1.853) [0.065]	0.0543 (0.322) [0.747]	0.2132	2.9243 [0.088]	56.571 [0.000]	4.34 [0.000]	23.40 [0.000]

Table 7 Value relevance of earnings surprises by components (continued)

Year	ΔOP	ΔFIN	ΔEXT	Adj. R^2	F test [p -value]		Dummy Test	Hausman Test
					$\beta_1 = \beta_2$	$\beta_1 = \beta_2$		
1996	3.2848 (7.842) [0.000]	1.1506 (2.434) [0.015]	0.4592 (1.636) [0.102]	0.0613	6.2072 [0.013]	22.889 [0.000]	0.89 [0.592]	2.48 [0.479]
97	1.6314 (4.287) [0.000]	0.1135 (0.130) [0.897]	0.0641 (0.316) [0.752]	0.1981	3.7465 [0.053]	20.127 [0.000]	6.92 [0.000]	8.17 [0.043]
98	1.6928 (5.918) [0.000]	1.7029 (2.526) [0.012]	0.2666 (1.959) [0.051]	0.2084	0.0004 [0.985]	40.819 [0.000]	5.35 [0.000]	12.00 [0.007]
99	0.5476 (2.550) [0.011]	- 0.0569 (- 0.143) [0.886]	0.2018 (3.661) [0.000]	0.1865	1.7276 [0.189]	5.1431 [0.024]	6.49 [0.000]	45.66 [0.000]
2000	0.6207 (1.825) [0.069]	- 0.2046 (- 0.509) [0.611]	0.0482 (1.379) [0.168]	0.0617	1.4143 [0.235]	4.7674 [0.029]	2.94 [0.000]	1.77 [0.621]
79 - 00	1.0314 (6.712) [0.000]	0.3256 (1.602) [0.109]	- 0.0233 (- 0.469) [0.639]	0.2934	28.033 [0.000]	394.30 [0.000]		

Earnings components changes model (M13): $\Delta P_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta OP_{it} + \beta_2 \Delta FIN_{it} + \beta_3 \Delta EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$. $D =$ industry dummy ($j=1, 2, \dots, 17$). Each cell on the left-hand side shows as follows: Top = Estimated Coefficients, (Middle) = t -value using heteroscedasticity-consistent covariance matrix (White's t), [Bottom] = p -value (two-tailed). Dummy Test represents the results of F -value [p -value] whether all industry dummy is zero. Hausman Test represents the chi-square [p -value].

Table 8 Number of losses and negative surprises

Year	<i>OP</i>			ΔOP			ΔFIN			ΔEXT			
	<i>N</i>	<i>n</i>	<i>n</i>	<i>n</i>	<i>ratio</i>	<i>p-value</i>	<i>n</i>	<i>ratio</i>	<i>p-value</i>	<i>n</i>	<i>ratio</i>	<i>p-value</i>	
1979	303	20	242	266	110	0.363	[0.0000]	108	0.356	[0.0000]	215	0.710	[0.0000]
80	304	10	250	276	85	0.280	[0.0000]	197	0.648	[0.0000]	188	0.618	[0.0000]
81	307	10	253	277	159	0.518	[0.5301]	193	0.629	[0.0000]	124	0.404	[0.0008]
82	310	9	244	277	189	0.610	[0.0001]	103	0.332	[0.0000]	156	0.503	[0.9096]
83	313	24	238	258	221	0.706	[0.0000]	124	0.396	[0.0002]	106	0.339	[0.0000]
84	316	18	223	269	144	0.456	[0.1152]	99	0.313	[0.0000]	193	0.611	[0.0001]
85	317	13	214	287	107	0.338	[0.0000]	98	0.309	[0.0000]	220	0.694	[0.0000]
86	322	21	213	280	231	0.717	[0.0000]	134	0.416	[0.0026]	116	0.360	[0.0000]
87	321	37	189	276	226	0.704	[0.0000]	87	0.271	[0.0000]	147	0.458	[0.1318]
88	330	21	185	307	95	0.288	[0.0000]	121	0.367	[0.0000]	219	0.664	[0.0000]
89	348	11	171	330	102	0.293	[0.0000]	141	0.405	[0.0004]	237	0.681	[0.0000]
90	418	14	201	391	204	0.488	[0.6248]	183	0.438	[0.0110]	185	0.443	[0.0189]
91	469	15	244	428	208	0.443	[0.0144]	287	0.612	[0.0000]	206	0.439	[0.0085]
92	491	15	289	447	305	0.621	[0.0000]	330	0.672	[0.0000]	175	0.356	[0.0000]
93	502	50	303	446	368	0.733	[0.0000]	242	0.482	[0.4218]	188	0.375	[0.0000]
94	508	90	293	440	361	0.711	[0.0000]	216	0.425	[0.0007]	189	0.372	[0.0000]
95	517	61	329	455	165	0.319	[0.0000]	289	0.559	[0.0073]	328	0.634	[0.0000]
96	521	58	273	478	246	0.472	[0.2039]	146	0.280	[0.0000]	293	0.562	[0.0044]
97	541	36	275	517	161	0.298	[0.0000]	264	0.488	[0.5762]	364	0.673	[0.0000]
98	547	52	287	515	338	0.618	[0.0000]	248	0.453	[0.0292]	225	0.411	[0.0000]
99	558	126	295	499	384	0.688	[0.0000]	273	0.489	[0.6115]	271	0.486	[0.4982]
2000	559	84	293	524	181	0.324	[0.0000]	271	0.485	[0.4721]	330	0.590	[0.0000]
79 - 00	9,122	795	5,504	8,243	4,590	0.503	[0.5437]	4,154	0.455	[0.0000]	4,675	0.512	[0.0170]

The column “*p-value*” is the result of chi-square test whether the *ratio* is 0.5.

Table 9 Comparison between models by AIC and adjusted R-square

Year	AIC				Adj. R ²			
	<i>COMP_L</i>	vs. <i>OP_L</i>	vs. <i>OI_L</i>	vs. <i>NI_L</i>	<i>COMP_L</i>	vs. <i>OP_L</i>	vs. <i>OI_L</i>	vs. <i>NI_L</i>
1979	0.22442	-0.00680	-0.03119	-0.02129	0.2968	0.0302	0.1076	0.0762
80	0.09004	0.00138	-0.00868	-0.01128	0.3530	-0.0021	0.0711	0.0899
81	0.12406	-0.00435	0.00428	-0.01474	0.2898	0.0338	-0.0162	0.0940
82	0.05582	0.00115	-0.00185	-0.00218	0.1623	-0.0074	0.0381	0.0431
83	0.05567	-0.00078	-0.00256	-0.00456	0.3005	0.0182	0.0409	0.0663
84	0.24920	-0.00282	-0.00089	-0.01807	0.2423	0.0176	0.0117	0.0645
85	0.14868	0.00183	-0.00144	-0.00230	0.1473	-0.0006	0.0184	0.0234
86	0.13727	-0.00146	0.00191	-0.00145	0.1473	0.0191	-0.0021	0.0190
87	0.18858	0.00204	0.00329	0.00203	0.0791	0.0006	-0.0056	0.0006
88	0.35168	0.00556	0.00645	-0.00503	0.2552	-0.0034	-0.0053	0.0192
89	0.15265	-0.01438	-0.01717	-0.01759	0.2956	0.0747	0.0877	0.0897
90	0.14576	-0.00474	-0.00492	-0.00568	0.2458	0.0316	0.0325	0.0365
91	0.04213	-0.00003	0.00095	-0.00048	0.0949	0.0079	-0.0133	0.0177
92	0.01921	-0.00088	0.00040	-0.00161	0.2448	0.0407	-0.0099	0.0698
93	0.03363	-0.00004	0.00040	-0.00025	0.1740	0.0072	-0.0037	0.0124
94	0.04927	0.00037	-0.00045	-0.00278	0.1994	-0.0001	0.0134	0.0515
95	0.02166	0.00000	-0.00183	-0.00240	0.2210	0.0059	0.0720	0.0927
96	0.17891	0.00157	0.00140	0.00193	-0.0026	-0.0014	-0.0005	-0.0035
97	0.03143	-0.00328	0.00088	-0.00396	0.3820	0.0694	-0.0131	0.0828
98	0.04407	-0.00189	0.00117	-0.00009	0.3103	0.0347	-0.0135	0.0064
99	0.07840	-0.00023	0.00001	-0.00521	0.2437	0.0075	0.0052	0.0558
2000	0.34849	0.00082	0.00318	0.00065	0.0645	0.0043	-0.0021	0.0047
79 - 00	0.13070	-0.00050	-0.00167	-0.00613	0.3012	0.0030	0.0092	0.0331
Mean	0.12596	-0.00123	-0.00212	-0.00529	0.2158	0.0177	0.0188	0.0460
Median	0.10705	-0.00013	0.00020	-0.00259	0.2430	0.0077	0.0024	0.0473
Z		-1.130	0.373	-3.490		3.182	1.542	4.042
p-value		0.259	0.709	0.000		0.001	0.123	0.000
BNST		0.383	0.832	0.001		0.052	1.000	0.000

Earnings components and loss model (M14):

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_L OP_{it} + \beta_3 FIN_{it} + \beta_4 D'_L FIN_{it} + \beta_5 EXT_{it} + \beta_6 D''_L EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}.$$

D_L = dummy variable, 1 for negative components and 0 for others. D_j = industry dummy ($j=1, 2, \dots, 17$). OP_L represents the regression model M2, which separates losses form earnings. The column “vs. OI_L (NI_L)” represents the difference in AIC (on the left hand side) and adjusted R-square (on the right hand side) between model M14 and model M2 with using ordinary income (net income) as independent variable. Z = Wilcoxon test score, BNST = p-value of binominal sign test.

Table 10 Nonlinearity of value relevance between gains and losses

Year	<i>OP</i>	<i>D_LOP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_LFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_LEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Hausman Test
1979	1.4112 (4.713) [0.000]	- 1.5428 (- 3.206) [0.002]	- 0.2804 (- 0.309) [0.758]	0.0832 (0.079) [0.937]	1.2037 (6.494) [0.000]	- 1.4688 (- 5.032) [0.000]	0.2968	1.28 [0.201]	11.29 [0.080]
		a 0.1640 [0.686]	b 1.1887 [0.277]	c 0.3071 [0.580]	d 0.2803 [0.597]	e 1.5400 [0.216]			
80	1.3303 (4.770) [0.000]	- 1.0141 (- 1.198) [0.232]	- 0.9311 (- 0.343) [0.732]	0.9803 (0.338) [0.736]	0.0675 (0.207) [0.836]	0.5212 (1.090) [0.277]	0.3530	8.10 [0.000]	4,775.78 [0.000]
		a 0.0929 [0.761]	b 0.8631 [0.354]	c 0.0140 [0.906]	d 4.3721 [0.037]	e 2.5034 [0.115]			
81	2.4616 (2.377) [0.018]	- 3.1133 (- 2.146) [0.033]	0.6206 (0.341) [0.733]	1.0817 (0.604) [0.546]	0.0042 (0.019) [0.984]	1.2440 (0.584) [0.560]	0.2898	4.06 [0.000]	15.34 [0.018]
		a 5.5754 [0.019]	b 0.9636 [0.327]	c 14.979 [0.000]	d 21.789 [0.000]	e 1.9340 [0.165]			
82	0.5093 (3.614) [0.000]	- 0.9567 (- 1.130) [0.260]	- 0.1060 (- 0.148) [0.882]	- 0.1609 (- 0.193) [0.847]	- 0.4403 (- 1.012) [0.312]	0.4398 (0.641) [0.522]	0.1623	3.13 [0.000]	136.78 [0.000]
		a 0.0951 [0.758]	b 0.2778 [0.599]	c 1.0039 [0.317]	d 2.2049 [0.139]	e 0.0000 [0.999]			
83	0.3258 (3.055) [0.002]	- 1.7410 (- 4.312) [0.000]	0.7582 (0.906) [0.366]	- 1.1772 (- 1.239) [0.216]	- 0.5286 (- 2.061) [0.040]	- 0.9013 (- 1.404) [0.161]	0.3005	6.74 [0.000]	9.96 [0.126]
		a 7.5017 [0.007]	b 0.1781 [0.673]	c 2.5800 [0.109]	d 5.3143 [0.022]	e 8.671 [0.004]			
84	3.1116 (4.034) [0.000]	- 4.1170 (- 3.223) [0.001]	0.1794 (0.113) [0.910]	1.6264 (0.900) [0.369]	0.3265 (0.799) [0.425]	0.1869 (0.112) [0.911]	0.2423	3.90 [0.000]	22.97 [0.001]
		a 1.0865 [0.298]	b 2.6921 [0.102]	c 7.1716 [0.008]	d 9.3777 [0.002]	e 0.1783 [0.673]			
85	0.8101 (0.915) [0.361]	- 1.5422 (- 0.596) [0.552]	- 2.3947 (- 2.085) [0.038]	2.1158 (1.699) [0.090]	0.2610 (0.430) [0.668]	- 0.1908 (- 0.141) [0.888]	0.1473	3.28 [0.000]	4.51 [0.608]
		a 0.4386 [0.508]	b 4.1135 [0.043]	c 0.1363 [0.712]	d 0.5895 [0.443]	e 0.0047 [0.946]			
86	1.8162 (3.020) [0.003]	- 2.5267 (- 2.389) [0.018]	- 0.3234 (- 0.327) [0.744]	1.5403 (1.230) [0.220]	2.5982 (2.787) [0.006]	- 2.5815 (- 2.080) [0.038]	0.1473	3.46 [0.000]	1.87 [0.931]
		a 0.5854 [0.445]	b 3.4207 [0.065]	c 2.1452 [0.144]	d 0.6089 [0.436]	e 0.0002 [0.988]			
87	2.1322 (2.549) [0.011]	- 2.1203 (- 1.843) [0.066]	2.1454 (2.155) [0.032]	- 0.4996 (- 0.354) [0.724]	0.8103 (0.558) [0.577]	0.6953 (0.370) [0.711]	0.0791	2.43 [0.002]	45.44 [0.000]
		a 0.0002 [0.990]	b 0.0001 [0.993]	c 1.9196 [0.167]	d 0.6980 [0.404]	e 2.0952 [0.149]			
88	4.3303 (4.632) [0.000]	- 4.9710 (- 2.744) [0.006]	0.4038 (0.278) [0.781]	1.5091 (0.511) [0.609]	1.8170 (1.128) [0.260]	- 3.1468 (- 1.504) [0.134]	0.2552	2.73 [0.000]	13.95 [0.030]
		a 0.1722 [0.678]	b 2.3694 [0.125]	c 0.7168 [0.398]	d 1.0895 [0.297]	e 0.6303 [0.428]			

Table 10 Nonlinearity of value relevance between gains and losses (*continued*)

Year	<i>OP</i>	<i>D_LOP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_LFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_LEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Hausman Test
1989	- 2.4412 (- 1.845) [0.066]	2.0966 (1.393) [0.165] a 0.0476 [0.827]	4.0639 (2.142) [0.033] b 8.9714 [0.003]	- 17.599 (- 5.875) [0.000] c 32.374 [0.000]	0.1793 (1.350) [0.178] d 2.0298 [0.155]	- 5.2026 (- 2.017) [0.044] e 3.0174 [0.083]	0.2956	3.83 [0.000]	46.48 [0.000]
90	11.403 (3.226) [0.001]	- 20.448 (- 1.358) [0.175] a 3.5798 [0.059]	13.211 (2.334) [0.020] b 0.3392 [0.561]	- 7.1765 (- 1.430) [0.153] c 6.0763 [0.014]	1.6903 (0.366) [0.715] d 8.5657 [0.004]	7.2967 (0.814) [0.416] e 7.9130 [0.005]	0.2458	3.42 [0.000]	19.94 [0.003]
91	1.4983 (2.806) [0.005]	- 1.7357 (- 1.419) [0.157] a 0.0500 [0.823]	0.6530 (0.424) [0.672] b 0.2307 [0.631]	0.4448 (0.259) [0.796] c 5.3856 [0.021]	0.3083 (0.751) [0.453] d 2.9753 [0.085]	- 1.5078 (- 1.892) [0.059] e 2.0074 [0.157]	0.0949	2.57 [0.001]	5.98 [0.425]
92	2.3812 (7.424) [0.000]	- 4.1443 (- 3.168) [0.002] a 2.7362 [0.099]	1.9531 (1.941) [0.053] b 0.1616 [0.688]	- 0.2755 (- 0.254) [0.799] c 17.255 [0.000]	0.3467 (0.926) [0.355] d 16.360 [0.000]	- 0.3276 (- 0.621) [0.535] e 0.0014 [0.970]	0.2448	6.27 [0.000]	128.19 [0.000]
93	1.7762 (5.947) [0.000]	- 0.7704 (- 1.471) [0.142] a 4.0768 [0.044]	1.1057 (1.032) [0.302] b 0.3644 [0.546]	- 0.3049 (- 0.246) [0.805] c 4.1206 [0.043]	0.8115 (1.475) [0.141] d 2.0660 [0.151]	- 0.8707 (- 1.373) [0.171] e 0.0294 [0.864]	0.1740	3.69 [0.000]	28.32 [0.000]
94	2.6209 (4.866) [0.000]	- 2.8479 (- 3.541) [0.000] a 0.2345 [0.628]	0.7556 (0.662) [0.508] b 3.6658 [0.056]	- 0.0585 (- 0.038) [0.970] c 2.2124 [0.138]	0.4514 (1.116) [0.265] d 14.932 [0.000]	- 0.2337 (- 0.247) [0.805] e 0.1592 [0.690]	0.1994	6.20 [0.000]	4,804.20 [0.000]
95	1.8851 (3.387) [0.001]	- 1.6008 (- 1.809) [0.071] a 0.4705 [0.493]	0.8139 (0.905) [0.366] b 4.6241 [0.032]	- 1.4231 (- 1.138) [0.256] c 3.0425 [0.082]	0.1253 (0.383) [0.702] d 17.877 [0.000]	0.3285 (0.305) [0.760] e 0.6474 [0.421]	0.2210	4.94 [0.000]	70.33 [0.000]
96	0.8687 (1.868) [0.062]	0.1827 (0.216) [0.829] a 1.422 [0.234]	- 0.5107 (- 0.365) [0.715] b 0.567 [0.452]	0.3115 (0.167) [0.868] c 0.0594 [0.808]	0.4456 (1.341) [0.181] d 0.2018 [0.654]	0.5032 (0.997) [0.319] e 2.3537 [0.126]	- 0.0026	0.88 [0.604]	7.72 [0.260]
97	3.9520 (12.26) [0.000]	- 2.5081 (- 3.742) [0.000] a 8.1268 [0.005]	4.7132 (3.914) [0.000] b 0.5553 [0.456]	- 2.3000 (- 1.566) [0.118] c 28.235 [0.000]	1.1272 (1.665) [0.096] d 25.448 [0.000]	- 0.5143 (- 0.707) [0.480] e 3.6615 [0.056]	0.3820	6.33 [0.000]	15.92 [0.014]
98	3.2866 (9.478) [0.000]	- 3.4329 (- 7.469) [0.000] a 0.2230 [0.637]	1.1511 (1.155) [0.249] b 4.5051 [0.034]	0.8102 (0.604) [0.546] c 20.671 [0.000]	0.7501 (1.304) [0.193] d 19.907 [0.000]	- 0.1068 (- 0.173) [0.863] e 6.3319 [0.012]	0.3103	6.49 [0.000]	20.63 [0.002]

Table 10 Nonlinearity of value relevance between gains and losses (continued)

Year	<i>OP</i>	<i>D_LOP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_LFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_LEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Hausman Test
1999	2.0370 (4.701) [0.000]	- 2.0588 (- 3.857) [0.000]	0.6474 (1.045) [0.296]	- 0.2708 (- 0.419) [0.676]	- 0.0211 (- 0.226) [0.822]	0.2565 (1.670) [0.096]	0.2437	5.71 [0.000]	84.03 [0.000]
		a 0.0099 [0.921]	b 3.3621 [0.067]	c 1.8415 [0.175]	d 36.370 [0.000]	e 5.5527 [0.019]			
2000	1.1112 (3.126) [0.002]	- 0.7300 (- 1.404) [0.161]	0.2880 (0.454) [0.650]	1.3917 (1.544) [0.123]	0.1819 (4.277) [0.000]	- 0.0769 (- 0.267) [0.790]	0.0645	2.81 [0.000]	20.29 [0.003]
		a 0.4693 [0.494]	b 0.5914 [0.442]	c 4.4872 [0.035]	d 4.4311 [0.036]	e 0.3150 [0.575]			
79 - 00	1.5689 (10.18) [0.000]	- 1.6435 (- 7.229) [0.000]	0.6556 (2.239) [0.025]	- 0.2395 (- 0.711) [0.477]	0.3290 (2.811) [0.005]	- 0.2753 (- 1.533) [0.125]	0.3012		
		a 0.5250 [0.469]	b 11.474 [0.001]	c 17.221 [0.000]	d 166.10 [0.000]	e 0.6552 [0.418]			

Earnings components and loss model (M14):

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_L OP_{it} + \beta_3 FIN_{it} + \beta_4 D'_L FIN_{it} + \beta_5 EXT_{it} + \beta_6 D''_L EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$$

D_L = dummy variable, 1 for negative components and 0 for others. D_j = industry dummy ($j = 1, 2, \dots, 17$). Each cell on the left-hand side shows as follows: Top = Estimated Coefficients, (Middle) = t -value using heteroscedasticity-consistent covariance matrix (White's t), [Bottom] = p -value (two-tailed). The values marked through a to e are F -value by ANOVA and values in [parenthesis] are p -value, where the linear restrictions are as follows.

$$a: \beta_1 + \beta_2 = 0 \quad b: \beta_1 = \beta_3 \quad c: \beta_3 + \beta_4 = 0 \quad d: \beta_1 = \beta_5 \quad e: \beta_5 + \beta_6 = 0$$

Dummy Test represents the results of F -value [p -value] whether all industry dummy is zero. Hausman Test represents the chi-square [p -value].

Table 11 Comparison between models by AIC and adjusted R-square

Year	AIC				Adj. R ²			
	$\Delta COMP_N$	vs. ΔOP_N	vs. ΔOI_N	vs. ΔNI_N	$\Delta COMP_N$	vs. ΔOP_N	vs. ΔOI_N	vs. ΔNI_N
1979	0.20505	-0.01309	0.00147	-0.03426	0.3575	0.0494	0.0032	0.1165
80	0.08652	-0.00998	-0.01363	-0.01840	0.3783	0.0802	0.1067	0.1414
81	0.11022	-0.00870	-0.00776	-0.01581	0.3690	0.0580	0.0526	0.0992
82	0.05910	0.00132	0.00135	0.00039	0.1131	-0.0093	-0.0099	0.0048
83	0.05435	-0.00078	-0.00203	-0.00571	0.3172	0.0181	0.0339	0.0807
84	0.25212	-0.00512	-0.00428	-0.03340	0.2334	0.0248	0.0222	0.1118
85	0.13916	0.00099	0.00361	-0.00816	0.2019	0.0037	-0.0115	0.0568
86	0.13444	0.00254	0.00249	-0.00127	0.1649	-0.0062	-0.0060	0.0177
87	0.18719	-0.00010	-0.00029	0.00099	0.0860	0.0112	0.0121	0.0058
88	0.31969	-0.01867	0.00422	-0.07078	0.3229	0.0476	-0.0014	0.1593
89	0.14918	-0.00781	-0.01201	-0.01936	0.3116	0.0439	0.0635	0.0977
90	0.15784	-0.00074	0.00201	-0.00754	0.1833	0.0113	-0.0031	0.0468
91	0.04085	-0.00010	0.00141	-0.00223	0.1224	0.0094	-0.0234	0.0555
92	0.02107	-0.00003	0.00041	-0.00060	0.1716	0.0077	-0.0098	0.0302
93	0.03241	-0.00007	-0.00072	-0.00356	0.2040	0.0077	0.0240	0.0941
94	0.04632	-0.00076	0.00021	-0.00528	0.2475	0.0182	0.0023	0.0921
95	0.02190	-0.00016	0.00010	-0.00249	0.2125	0.0118	0.0024	0.0959
96	0.16817	0.00151	-0.00152	-0.00456	0.0576	-0.0016	0.0155	0.0327
97	0.03969	0.00017	-0.00025	-0.00092	0.2195	0.0023	0.0105	0.0238
98	0.05029	-0.00081	-0.00010	-0.00223	0.2131	0.0183	0.0072	0.0407
99	0.08397	-0.00006	-0.00009	-0.00019	0.1899	0.0062	0.0064	0.0074
2000	0.34655	0.00281	0.00279	-0.00173	0.0697	-0.0012	-0.0011	0.0111
79 - 00	0.13199	-0.00001	-0.00039	-0.00582	0.2943	0.0003	0.0024	0.0315
Mean	0.12300	-0.00262	-0.00103	-0.01078	0.2158	0.0187	0.0135	0.0646
Median	0.09837	-0.00013	0.00000	-0.00406	0.2083	0.0113	0.0048	0.0562
Z		-1.640	0.146	-3.880		3.539	1.964	4.107
p-value		0.101	0.884	0.000		0.000	0.050	0.000
BNST		0.052	1.000	0.000		0.004	0.286	0.000

Earnings components changes with sign model (M15):

$$\Delta P_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta OP_{it} + \beta_2 D_N \Delta OP_{it} + \beta_3 \Delta FIN_{it} + \beta_4 D'_N \Delta FIN_{it} + \beta_5 \Delta EXT_{it} + \beta_6 D''_N \Delta EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$$

D_N = dummy variable, 1 for firms decreasing earnings and 0 for others. D_j = industry dummy ($j=1, 2, \dots, 17$). ΔOP_N (ΔNI_N) represents the regression model M6 (earnings changes with sign model). The column “vs. ΔOP_N (ΔNI_N)” represents the difference in AIC (on the left hand side) and adjusted R-square (on the right hand side) between model M15 and model M6 with using ordinary income (net income) as independent variable. Z = Wilcoxon test score, BNST = p-value of binominal sign test.

Table 12 Nonlinearity of value relevance between positive and negative surprises

Year	ΔOP	$D_N \Delta OP$	ΔFIN	$D'_N \Delta FIN$	ΔEXT	$D''_N \Delta EXT$	Adj. R^2	Dummy Test	Hausman Test
1979	1.6534 (4.900) [0.000]	- 1.6817 (- 3.281) [0.001]	2.6988 (2.643) [0.009]	0.3022 (0.122) [0.903]	- 0.1964 (- 0.379) [0.705]	0.1467 (0.267) [0.789]	0.3575	1.45 [0.115]	37.24 [0.000]
		a 0.0093 [0.923]	b 1.5731 [0.211]	c 4.4845 [0.035]	d 11.857 [0.001]	e 0.0905 [0.764]			
80	1.4852 (3.813) [0.000]	- 2.4957 (- 2.618) [0.009]	- 2.1897 (- 1.100) [0.272]	1.0088 (0.456) [0.649]	- 1.0805 (- 3.754) [0.000]	1.2254 (1.683) [0.093]	0.3783	6.69 [0.000]	2.50 [0.869]
		a 2.6671 [0.104]	b 5.1025 [0.025]	c 2.9033 [0.090]	d 28.727 [0.000]	e 0.1739 [0.677]			
81	4.2674 (4.770) [0.000]	- 4.5061 (- 4.018) [0.000]	1.5848 (0.792) [0.429]	- 1.2064 (- 0.450) [0.653]	0.3049 (1.349) [0.178]	1.5442 (1.909) [0.057]	0.3690	5.99 [0.000]	6.26 [0.395]
		a 0.7332 [0.393]	b 3.9055 [0.049]	c 0.2011 [0.654]	d 43.852 [0.000]	e 17.248 [0.000]			
82	0.0595 (0.985) [0.326]	0.5185 (2.118) [0.035]	0.4231 (0.738) [0.461]	- 0.9958 (- 0.957) [0.340]	- 0.1808 (- 0.514) [0.607]	0.1232 (0.346) [0.729]	0.1131	3.15 [0.000]	4.74 [0.577]
		a 2.8047 [0.095]	b 0.2045 [0.651]	c 0.4003 [0.527]	d 0.2401 [0.625]	e 0.1086 [0.742]			
83	0.7663 (1.964) [0.050]	- 0.1162 (- 0.217) [0.828]	0.9936 (1.385) [0.167]	- 3.8419 (- 2.918) [0.004]	- 0.5559 (- 1.856) [0.064]	0.6113 (1.280) [0.201]	0.3172	6.41 [0.000]	21.14 [0.002]
		a 5.3053 [0.022]	b 0.0595 [0.807]	c 9.039 [0.003]	d 8.4826 [0.004]	e 0.0117 [0.914]			
84	1.8697 (2.409) [0.017]	- 0.5289 (- 0.512) [0.609]	- 0.1457 (- 0.095) [0.924]	4.3915 (1.517) [0.130]	- 0.2889 (- 0.461) [0.645]	- 1.8487 (- 1.055) [0.292]	0.2334	2.66 [0.001]	34.41 [0.000]
		a 5.4313 [0.020]	b 1.3886 [0.240]	c 3.4671 [0.064]	d 2.6595 [0.104]	e 8.4999 [0.004]			
85	2.4322 (3.892) [0.000]	- 1.1344 (- 1.157) [0.248]	2.4513 (1.997) [0.047]	0.4745 (0.137) [0.891]	- 0.0714 (- 0.173) [0.863]	0.2709 (0.290) [0.772]	0.2019	3.12 [0.000]	196.22 [0.000]
		a 3.4099 [0.066]	b 0.0001 [0.991]	c 1.7242 [0.190]	d 10.420 [0.001]	e 0.0782 [0.780]			
86	2.6291 (2.529) [0.012]	- 1.6798 (- 1.225) [0.222]	0.5590 (0.747) [0.456]	1.0203 (0.519) [0.604]	0.9509 (1.665) [0.097]	- 1.2313 (- 1.435) [0.152]	0.1649	2.96 [0.000]	127.31 [0.000]
		a 1.7885 [0.182]	b 2.5515 [0.111]	c 0.4645 [0.496]	d 2.0180 [0.156]	e 0.2601 [0.610]			
87	0.2370 (0.244) [0.807]	0.7841 (0.611) [0.542]	2.6368 (2.535) [0.012]	- 4.2395 (- 2.910) [0.004]	- 1.0116 (- 0.865) [0.388]	2.4221 (1.484) [0.139]	0.0860	2.57 [0.001]	13.74 [0.033]
		a 1.1847 [0.277]	b 1.8968 [0.169]	c 1.4387 [0.231]	d 0.5825 [0.446]	e 3.4838 [0.063]			
88	8.5414 (4.203) [0.000]	- 11.648 (- 2.528) [0.012]	- 3.4689 (- 1.263) [0.207]	15.035 (2.905) [0.004]	1.0963 (1.779) [0.076]	- 2.7245 (- 1.519) [0.130]	0.3229	2.36 [0.002]	9.96 [0.126]
		a 3.0058 [0.084]	b 14.375 [0.000]	c 14.504 [0.000]	d 18.782 [0.000]	e 1.1586 [0.283]			

Table 12 Nonlinearity of value relevance between positive and negative surprises (continued)

Year	ΔOP	$D_N \Delta OP$	ΔFIN	$D'_N \Delta FIN$	ΔEXT	$D''_N \Delta EXT$	Adj. R^2	Dummy Test	Hausman Test
1989	1.9553 (1.348) [0.179]	0.1522 (0.060) [0.952]	4.9579 (1.715) [0.087]	- 20.702 (- 3.438) [0.001]	- 0.1864 (- 0.807) [0.420]	- 5.4122 (- 2.567) [0.011]	0.3116	3.47 [0.000]	4.36 [0.628]
		a 0.6950 [0.405]	b 0.6850 [0.408]	c 13.700 [0.000]	d 1.2782 [0.259]	e 8.0730 [0.005]			
90	11.981 (5.614) [0.000]	- 9.8387 (- 2.454) [0.015]	9.3654 (0.976) [0.329]	- 3.9841 (- 0.382) [0.703]	4.0418 (1.583) [0.114]	- 3.4583 (- 1.365) [0.173]	0.1833	1.65 [0.050]	12.12 [0.059]
		a 0.6087 [0.436]	b 0.2920 [0.589]	c 3.8202 [0.051]	d 7.9700 [0.005]	e 1.2905 [0.257]			
91	6.1703 (4.030) [0.000]	- 3.9842 (- 1.841) [0.066]	5.9401 (2.819) [0.005]	- 5.5792 (- 2.496) [0.013]	0.1641 (0.368) [0.713]	0.0537 (0.068) [0.946]	0.1224	2.69 [0.000]	7.31 [0.293]
		a 2.6241 [0.106]	b 0.0061 [0.938]	c 0.3785 [0.539]	d 20.881 [0.000]	e 0.0486 [0.826]			
92	1.2185 (1.117) [0.265]	0.5088 (0.386) [0.700]	0.1886 (0.992) [0.322]	1.4346 (1.369) [0.172]	- 0.5118 (- 2.120) [0.035]	0.5525 (1.977) [0.049]	0.1716	5.22 [0.000]	459.03 [0.000]
		a 9.0140 [0.003]	b 2.2806 [0.132]	c 3.7229 [0.054]	d 6.3950 [0.012]	e 0.0332 [0.856]			
93	4.6405 (4.223) [0.000]	- 2.5035 (- 2.077) [0.038]	0.7597 (1.180) [0.239]	1.2911 (0.793) [0.428]	0.0935 (0.303) [0.762]	0.2076 (0.530) [0.596]	0.2040	3.83 [0.000]	259.54 [0.000]
		a 37.073 [0.000]	b 9.5609 [0.002]	c 4.0122 [0.046]	d 17.704 [0.000]	e 1.9421 [0.164]			
94	4.1578 (3.013) [0.003]	- 2.1541 (- 1.393) [0.164]	1.7081 (2.174) [0.030]	0.6441 (0.307) [0.759]	- 0.3135 (- 0.684) [0.495]	0.8371 (1.579) [0.115]	0.2475	4.55 [0.000]	72.97 [0.000]
		a 23.475 [0.000]	b 5.0174 [0.026]	c 2.2849 [0.131]	d 31.598 [0.000]	e 1.3167 [0.252]			
95	2.1042 (4.650) [0.000]	- 0.9412 (- 1.172) [0.242]	1.0289 (0.904) [0.366]	0.2671 (0.175) [0.861]	0.0036 (0.020) [0.984]	0.0930 (0.186) [0.852]	0.2125	4.09 [0.000]	143.27 [0.000]
		a 6.7598 [0.010]	b 2.2764 [0.132]	c 4.1622 [0.042]	d 35.275 [0.000]	e 0.1108 [0.739]			
96	2.9565 (4.535) [0.000]	0.8310 (0.735) [0.463]	2.3364 (2.490) [0.013]	- 1.8620 (- 1.587) [0.113]	0.3052 (0.623) [0.533]	0.1394 (0.218) [0.827]	0.0576	0.81 [0.684]	5.88 [0.436]
		a 15.174 [0.000]	b 0.1277 [0.721]	c 0.1119 [0.738]	d 4.2455 [0.040]	e 0.8341 [0.362]			
97	0.8671 (1.628) [0.104]	2.3659 (2.619) [0.009]	0.1352 (0.087) [0.931]	0.2851 (0.127) [0.899]	- 0.3880 (- 1.601) [0.110]	0.9655 (2.992) [0.003]	0.2195	6.83 [0.000]	11.97 [0.063]
		a 27.290 [0.000]	b 0.2447 [0.621]	c 0.1362 [0.712]	d 5.2396 [0.022]	e 3.7534 [0.053]			
98	2.0180 (3.335) [0.001]	- 0.5154 (- 0.618) [0.537]	2.2518 (1.479) [0.140]	- 0.8768 (- 0.452) [0.652]	0.0172 (0.090) [0.929]	0.7206 (2.632) [0.009]	0.2131	5.41 [0.000]	19.84 [0.003]
		a 19.969 [0.000]	b 0.0330 [0.856]	c 2.8466 [0.092]	d 16.413 [0.000]	e 9.0402 [0.003]			

Table 12 Nonlinearity of value relevance between positive and negative surprises (continued)

Year	ΔOP	$D_N \Delta OP$	ΔFIN	$D'_N \Delta FIN$	ΔEXT	$D''_N \Delta EXT$	Adj. R^2	Dummy Test	Hausman Test
1999	0.2130 (0.973) [0.331]	0.8111 (2.146) [0.032]	0.2878 (0.558) [0.577]	-0.6796 (-0.755) [0.450]	0.2370 (2.175) [0.030]	-0.0149 (-0.113) [0.910]	0.1899	5.84 [0.000]	147.59 [0.000]
		a 15.958 [0.000]	b 0.0108 [0.917]	c 0.2324 [0.630]	d 0.0076 [0.930]	e 4.8457 [0.028]			
2000	0.4964 (1.356) [0.176]	1.7698 (2.160) [0.031]	-0.7493 (-1.163) [0.245]	2.6633 (2.119) [0.035]	0.0351 (1.483) [0.139]	0.0828 (0.349) [0.727]	0.0697	2.48 [0.001]	179.75 [0.000]
		a 6.3090 [0.012]	b 1.6206 [0.204]	c 1.9332 [0.165]	d 2.1123 [0.147]	e 0.4085 [0.523]			
79 - 00	1.1374 (4.116) [0.000]	-0.3224 (-0.869) [0.385]	0.4434 (1.423) [0.155]	-0.4173 (-0.875) [0.382]	-0.0088 (-0.172) [0.863]	-0.0505 (-0.429) [0.668]	0.2943		
		a 84.539 [0.000]	b 11.288 [0.001]	c 0.0129 [0.909]	d 191.46 [0.000]	e 1.0569 [0.304]			

Earnings components changes with sign model (M15):

$$\Delta P_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta OP_{it} + \beta_2 D_N \Delta OP_{it} + \beta_3 \Delta FIN_{it} + \beta_4 D'_N \Delta FIN_{it} + \beta_5 \Delta EXT_{it} + \beta_6 D''_N \Delta EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$$

D_N = dummy variable, 1 for firms decreasing earnings and 0 for others. D_j = industry dummy ($j = 1, 2, \dots, 17$). Each cell on the left-hand side shows as follows: Top = Estimated Coefficients, (Middle) = t -value using heteroscedasticity-consistent covariance matrix (White's t), [Bottom] = p -value (two-tailed). The values marked through a to e are F -value by ANOVA and values in [parenthesis] are p -value, where the linear restrictions are as follows.

$$a: \beta_1 + \beta_2 = 0 \quad b: \beta_1 = \beta_3 \quad c: \beta_3 + \beta_4 = 0 \quad d: \beta_1 = \beta_5 \quad e: \beta_5 + \beta_6 = 0.$$

Dummy Test represents the results of F -value [p -value] whether all industry dummy is zero. Hausman Test represents the chi-square [p -value].

Table 13 Comparison between models by AIC and adjusted R-square

Year	AIC				Adj. R ²			
	COMP_N	vs. OP_N	vs. OI_N	vs. NI_N	COMP_N	vs. OP_N	vs. OI_N	vs. NI_N
1979	0.20919	-0.02470	-0.04914	-0.03026	0.3445	0.0864	0.1639	0.1040
80	0.08761	0.00123	-0.00841	-0.01072	0.3704	-0.0013	0.0688	0.0856
81	0.12688	0.00184	0.01168	-0.00944	0.2737	-0.0018	-0.0588	0.0635
82	0.05508	0.00037	-0.00172	-0.00235	0.1735	0.0043	0.0360	0.0455
83	0.05449	-0.00009	-0.00248	-0.00502	0.3153	0.0092	0.0397	0.0719
84	0.23903	-0.00748	-0.00514	-0.03459	0.2732	0.0316	0.0244	0.1150
85	0.14409	-0.00262	-0.00481	-0.00689	0.1736	0.0249	0.0376	0.0497
86	0.13657	-0.00104	-0.00171	-0.00206	0.1516	0.0163	0.0205	0.0227
87	0.18810	0.00203	0.00518	0.00203	0.0815	0.0006	-0.0149	0.0006
88	0.36599	0.00374	-0.00144	-0.02059	0.2249	0.0008	0.0119	0.0529
89	0.16415	-0.00280	-0.00368	-0.00425	0.2425	0.0213	0.0253	0.0280
90	0.15190	-0.00599	-0.00322	-0.00576	0.2140	0.0384	0.0239	0.0372
91	0.04043	-0.00050	0.00101	-0.00147	0.1314	0.0179	-0.0148	0.0388
92	0.01945	-0.00060	0.00040	-0.00147	0.2355	0.0299	-0.0101	0.0641
93	0.03098	-0.00040	-0.00097	-0.00212	0.2390	0.0157	0.0299	0.0583
94	0.04799	-0.00122	-0.00313	-0.00430	0.2204	0.0259	0.0572	0.0763
95	0.02167	-0.00029	-0.00189	-0.00232	0.2208	0.0163	0.0744	0.0899
96	0.17621	0.00073	-0.00044	-0.00102	0.0125	0.0031	0.0098	0.0130
97	0.03142	-0.00302	0.00002	-0.00441	0.3822	0.0642	0.0040	0.0917
98	0.04679	-0.00058	0.00082	0.00058	0.2678	0.0143	-0.0078	-0.0040
99	0.07960	0.00001	-0.00259	-0.00427	0.2320	0.0052	0.0304	0.0467
2000	0.34823	0.00053	0.00317	0.00078	0.0652	0.0051	-0.0021	0.0044
79 - 00	0.12938	-0.00058	-0.00222	-0.00723	0.3083	0.0035	0.0122	0.0390
Mean	0.12572	-0.00186	-0.00311	-0.00681	0.2203	0.0195	0.0250	0.0525
Median	0.10725	-0.00045	-0.00171	-0.00426	0.2285	0.0160	0.0242	0.0513
Z		-1.442	-1.932	-3.815		3.880	2.711	4.042
p-value		0.149	0.053	0.000		0.000	0.007	0.000
BNST		0.189	0.134	0.001		0.000	0.052	0.000

Earnings components with sign model (M16):

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_N OP_{it} + \beta_3 FIN_{it} + \beta_4 D'_N FIN_{it} + \beta_5 EXT_{it} + \beta_6 D''_N EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$$

D_N = dummy variable, 1 for firms decreasing earnings and 0 for others. D_j = industry dummy ($j = 1, 2, \dots, 17$). OP_N (NI_N) represents the regression model M7 (earnings capitalization with sign model). The column “vs. OP_N (NI_N)” represents the difference in AIC (on the left hand side) and adjusted R-square (on the right hand side) between model M16 and model M7 with using ordinary income (net income) as independent variable. Z = Wilcoxon test score, BNST = p-value of binominal sign test.

Table 14 Value relevance of earnings components conditional on negative surprises

Year	<i>OP</i>	<i>D_NOP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_NFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_NEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Hausman Test
1979	1.2381 (5.775) [0.000]	- 1.2444 (- 4.425) [0.000]	- 1.4330 (- 4.743) [0.000]	1.9645 (4.038) [0.000]	0.3001 (1.076) [0.283]	- 0.1855 (- 0.549) [0.583]	0.3445	1.09 [0.358]	11.39 [0.077]
		a 0.0008 [0.978]	b 59.508 [0.000]	c 2.1643 [0.142]	d 5.8229 [0.016]	e 0.3069 [0.580]			
80	1.2330 (5.186) [0.000]	- 0.7306 (- 2.934) [0.004]	0.3889 (0.774) [0.440]	- 0.3593 (- 0.732) [0.465]	0.5080 (1.979) [0.049]	- 0.1613 (- 0.398) [0.691]	0.3704	8.43 [0.000]	42.48 [0.000]
		a 1.6404 [0.201]	b 3.1433 [0.077]	c 0.0065 [0.936]	d 5.8435 [0.016]	e 1.1050 [0.294]			
81	1.3642 (2.697) [0.007]	- 1.0990 (- 3.643) [0.000]	0.3275 (0.664) [0.507]	0.0799 (0.238) [0.812]	0.2533 (1.830) [0.068]	- 0.2406 (- 0.288) [0.773]	0.2737	3.67 [0.000]	155.33 [0.000]
		a 1.4803 [0.225]	b 4.5130 [0.035]	c 1.7388 [0.188]	d 11.228 [0.001]	e 0.0005 [0.982]			
82	0.5111 (3.862) [0.000]	0.1294 (0.570) [0.569]	- 0.0427 (- 0.180) [0.857]	- 0.4241 (- 1.054) [0.293]	0.1894 (0.726) [0.468]	- 0.5260 (- 1.450) [0.148]	0.1735	3.18 [0.000]	6.49 [0.371]
		a 6.2124 [0.013]	b 7.0885 [0.008]	c 2.5477 [0.112]	d 0.8633 [0.354]	e 0.7916 [0.374]			
83	0.3852 (2.102) [0.036]	- 0.6482 (- 3.895) [0.000]	- 0.4063 (- 1.671) [0.096]	0.0459 (0.175) [0.861]	- 0.5274 (- 1.771) [0.078]	- 0.5990 (- 1.163) [0.246]	0.3153	6.12 [0.000]	46.73 [0.000]
		a 1.7722 [0.184]	b 10.256 [0.002]	c 1.9225 [0.167]	d 10.134 [0.002]	e 7.2276 [0.008]			
84	2.1562 (5.244) [0.000]	- 1.4743 (- 3.477) [0.001]	1.1350 (1.857) [0.064]	0.0136 (0.022) [0.983]	0.6154 (1.714) [0.088]	- 2.2095 (- 2.659) [0.008]	0.2732	3.04 [0.000]	217.70 [0.000]
		a 1.7501 [0.187]	b 5.5334 [0.019]	c 3.8708 [0.050]	d 6.5118 [0.011]	e 3.4617 [0.064]			
85	0.3851 (0.730) [0.466]	- 0.5395 (- 1.504) [0.134]	- 1.6388 (- 3.021) [0.003]	1.6773 (2.236) [0.026]	0.1707 (0.279) [0.780]	- 1.1206 (- 1.590) [0.113]	0.1736	3.31 [0.000]	11.48 [0.075]
		a 0.1206 [0.729]	b 16.950 [0.000]	c 0.0033 [0.954]	d 0.1695 [0.681]	e 1.9278 [0.166]			
86	1.8328 (3.228) [0.001]	- 0.6680 (- 1.438) [0.151]	1.1124 (1.808) [0.072]	- 1.8562 (- 2.046) [0.042]	1.8301 (2.545) [0.011]	- 1.2214 (- 1.729) [0.085]	0.1516	3.30 [0.000]	9.20 [0.163]
		a 5.5706 [0.019]	b 1.4108 [0.236]	c 0.8154 [0.367]	d 0.0000 [0.997]	e 0.5369 [0.464]			
87	1.9195 (2.795) [0.006]	- 0.9444 (- 1.650) [0.100]	1.9317 (2.496) [0.013]	- 0.7823 (- 0.748) [0.455]	1.7795 (1.699) [0.090]	- 0.8501 (- 0.740) [0.455]	0.0815	2.27 [0.003]	30.87 [0.000]
		a 2.0658 [0.152]	b 0.0002 [0.989]	c 0.7533 [0.386]	d 0.0172 [0.896]	e 1.0791 [0.300]			
88	2.8971 (3.156) [0.002]	- 1.6029 (- 1.708) [0.089]	- 1.8201 (- 1.323) [0.187]	4.3453 (1.784) [0.075]	0.8651 (0.531) [0.596]	- 1.6142 (- 0.992) [0.322]	0.2249	3.01 [0.000]	11.37 [0.078]
		a 1.4296 [0.233]	b 9.5291 [0.002]	c 1.2855 [0.258]	d 2.5097 [0.114]	e 0.2320 [0.630]			

Table 14 Value relevance of earnings components conditional on negative surprises (continued)

Year	<i>OP</i>	<i>D_NOP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_NFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_NEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Hausman Test
1989	- 0.0565 (- 0.080) [0.936]	- 0.6004 (- 0.715) [0.475]	- 0.0550 (- 0.025) [0.980]	- 6.6257 (- 2.304) [0.022]	0.1602 (1.265) [0.207]	- 2.2635 (- 1.591) [0.113]	0.2425	5.15 [0.000]	50.45 [0.000]
		a 0.3068 [0.580]	b 0.0000 [0.999]	c 11.928 [0.001]	d 0.0407 [0.840]	e 1.7930 [0.182]			
90	9.0541 (3.834) [0.000]	- 1.2308 (- 1.451) [0.148]	11.325 (3.235) [0.001]	- 6.5522 (- 1.889) [0.060]	5.7520 (1.820) [0.069]	- 0.9505 (- 0.710) [0.478]	0.2140	2.66 [0.000]	68.23 [0.000]
		a 28.746 [0.000]	b 1.2440 [0.265]	c 4.6273 [0.032]	d 4.5874 [0.033]	e 3.9591 [0.047]			
91	1.6790 (3.521) [0.000]	- 1.3258 (- 3.948) [0.000]	0.6483 (0.780) [0.436]	0.6934 (0.748) [0.455]	0.3643 (0.855) [0.393]	- 1.9545 (- 3.479) [0.001]	0.1314	2.59 [0.001]	22.66 [0.001]
		a 0.4578 [0.499]	b 0.7463 [0.388]	c 11.300 [0.001]	d 6.3861 [0.012]	e 5.6747 [0.018]			
92	2.2066 (5.432) [0.000]	- 0.8257 (- 2.936) [0.003]	1.1782 (1.815) [0.070]	0.5187 (0.816) [0.415]	0.3343 (0.962) [0.337]	- 0.2021 (- 0.363) [0.717]	0.2355	5.47 [0.000]	16.33 [0.012]
		a 17.522 [0.000]	b 4.4073 [0.036]	c 15.994 [0.000]	d 21.684 [0.000]	e 0.0748 [0.785]			
93	2.8280 (6.649) [0.000]	- 1.7540 (- 3.917) [0.000]	0.6098 (1.086) [0.278]	1.1144 (1.528) [0.127]	0.5973 (1.457) [0.146]	- 0.5536 (- 1.134) [0.257]	0.2390	3.71 [0.000]	20.96 [0.002]
		a 20.716 [0.000]	b 28.536 [0.000]	c 11.951 [0.001]	d 21.610 [0.000]	e 0.0196 [0.889]			
94	2.3252 (4.350) [0.000]	- 1.6164 (- 3.173) [0.002]	0.1879 (0.257) [0.797]	1.0403 (1.234) [0.218]	1.2853 (2.281) [0.023]	- 1.8416 (- 2.155) [0.032]	0.2204	6.09 [0.000]	55.93 [0.000]
		a 5.9534 [0.015]	b 14.679 [0.000]	c 5.8800 [0.016]	d 8.7362 [0.003]	e 1.4291 [0.233]			
95	1.1782 (3.464) [0.001]	- 1.1221 (- 1.836) [0.067]	- 0.7447 (- 0.964) [0.335]	0.9915 (1.150) [0.251]	0.2325 (0.887) [0.376]	- 1.1645 (- 2.098) [0.036]	0.2208	4.72 [0.000]	18.37 [0.005]
		a 0.0359 [0.850]	b 39.685 [0.000]	c 0.4453 [0.505]	d 11.923 [0.001]	e 8.7194 [0.003]			
96	1.3269 (4.248) [0.000]	- 0.9647 (- 1.831) [0.068]	0.1850 (0.308) [0.758]	- 0.0320 (- 0.024) [0.981]	2.4469 (2.939) [0.003]	- 1.8954 (- 2.360) [0.019]	0.0125	0.73 [0.772]	4.95 [0.550]
		a 0.3270 [0.568]	b 2.0045 [0.157]	c 0.0116 [0.914]	d 0.8783 [0.349]	e 1.3597 [0.244]			
97	3.4131 (10.87) [0.000]	- 1.5129 (- 4.455) [0.000]	2.4360 (3.494) [0.001]	1.1310 (1.270) [0.205]	1.3225 (2.230) [0.026]	- 1.0122 (- 1.741) [0.082]	0.3822	5.70 [0.000]	34.75 [0.000]
		a 28.502 [0.000]	b 4.4522 [0.035]	c 25.439 [0.000]	d 24.732 [0.000]	e 1.1709 [0.280]			
98	2.1183 (3.511) [0.000]	- 1.0458 (- 2.180) [0.030]	0.9030 (1.845) [0.066]	0.7693 (0.807) [0.420]	1.0888 (2.146) [0.032]	- 0.8502 (- 1.894) [0.059]	0.2678	5.38 [0.000]	31.17 [0.000]
		a 19.117 [0.000]	b 7.9007 [0.005]	c 4.6378 [0.032]	d 6.3083 [0.012]	e 1.0420 [0.308]			

Table 14 Value relevance of earnings components conditional on negative surprises (continued)

Year	<i>OP</i>	<i>D_NOP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_NFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_NEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Hausman Test
1999	1.5359 (7.382) [0.000]	- 1.0290 (- 3.488) [0.001]	0.3596 (2.522) [0.012]	- 1.1442 (- 2.716) [0.007]	- 0.0230 (- 0.189) [0.851]	0.1991 (1.176) [0.240]	0.2320	5.41 [0.000]	102.44 [0.000]
		a 8.3031 [0.004]	b 13.169 [0.000]	c 2.1813 [0.140]	d 27.427 [0.000]	e 3.4300 [0.065]			
2000	0.8678 (3.481) [0.001]	- 0.3803 (- 1.036) [0.301]	0.7564 (1.883) [0.060]	1.0350 (1.106) [0.269]	0.0512 (0.397) [0.692]	0.1950 (0.750) [0.454]	0.0652	2.86 [0.000]	6.05 [0.417]
		a 0.9972 [0.318]	b 0.0372 [0.847]	c 3.2348 [0.073]	d 5.8703 [0.016]	e 1.7812 [0.183]			
79 - 00	1.4048 (11.84) [0.000]	- 1.1115 (- 9.517) [0.000]	- 0.0323 (- 0.214) [0.830]	0.5476 (3.018) [0.003]	0.3096 (3.025) [0.002]	- 0.3136 (- 2.208) [0.027]	0.3083		
		a 20.764 [0.000]	b 206.37 [0.000]	c 23.892 [0.000]	d 186.86 [0.000]	e 0.0042 [0.949]			

Earnings components with sign model (M16):

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_N OP_{it} + \beta_3 FIN_{it} + \beta_4 D'_N FIN_{it} + \beta_5 EXT_{it} + \beta_6 D''_N EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$$

D_N = dummy variable, 1 for firms decreasing earnings and 0 for others. D_j = industry dummy ($j = 1, 2, \dots, 17$). Each cell on the left-hand side shows as follows: Top = Estimated Coefficients, (Middle) = t -value using heteroscedasticity-consistent covariance matrix (White's t), [Bottom] = p -value (two-tailed). The values marked through a to e are F -value by ANOVA and values in [parenthesis] are p -value, where the linear restrictions are as follows.

$$a: \beta_1 + \beta_2 = 0 \quad b: \beta_1 = \beta_3 \quad c: \beta_3 + \beta_4 = 0 \quad d: \beta_1 = \beta_5 \quad e: \beta_5 + \beta_6 = 0.$$

Dummy Test represents the results of F -value [p -value] whether all industry dummy is zero. Hausman Test represents the chi-square [p -value].

Table 15 Value relevance of earnings conditional on negative surprises and positive shocks

Year	<i>OP</i>	<i>D_NOP</i>	<i>D_{SH}OP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_NFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_NEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Haus. Test
1979	0.2058 (0.895) [0.372]	- 0.3449 (- 1.287) [0.199]	1.2225 (4.528) [0.000]	- 1.4005 (- 4.275) [0.000]	1.9111 (3.979) [0.000]	0.3324 (1.571) [0.117]	- 0.1964 (- 0.645) [0.520]	0.3930	1.65 [0.057]	27.37 [0.000]
		a 0.4078 [0.524]	b 58.374 [0.000]	c 16.367 [0.000]	d 2.1563 [0.143]	e 0.0860 [0.769]	f 0.4670 [0.495]			
80	0.9982 (3.896) [0.000]	- 0.6176 (- 2.233) [0.026]	0.2603 (1.451) [0.148]	0.3936 (0.771) [0.441]	- 0.3683 (- 0.735) [0.463]	0.4474 (1.856) [0.064]	- 0.0942 (- 0.248) [0.804]	0.3742	8.50 [0.000]	52.93 [0.000]
		a 0.8986 [0.344]	b 23.340 [0.000]	c 1.4348 [0.232]	d 0.0047 [0.945]	e 2.8851 [0.091]	f 1.1463 [0.285]			
81	0.8503 (2.424) [0.016]	- 0.5550 (- 3.084) [0.002]	2.2358 (3.773) [0.000]	0.1869 (0.461) [0.645]	0.3868 (1.276) [0.203]	0.1738 (1.497) [0.135]	0.3763 (0.504) [0.615]	0.4078	4.36 [0.000]	3.16 [0.870]
		a 2.2383 [0.136]	b 80.611 [0.000]	c 2.1892 [0.140]	d 4.1718 [0.042]	e 4.9135 [0.027]	f 1.1449 [0.286]			
82	0.7817 (3.582) [0.000]	- 0.0070 (- 0.030) [0.976]	- 0.3205 (- 1.624) [0.106]	- 0.0427 (- 0.195) [0.846]	- 0.3498 (- 0.895) [0.372]	0.3292 (1.295) [0.196]	- 0.4611 (- 1.227) [0.221]	0.1782	3.46 [0.000]	13.19 [0.068]
		a 8.0430 [0.005]	b 5.1857 [0.024]	c 8.5543 [0.004]	d 1.7295 [0.190]	e 1.5793 [0.210]	f 0.1057 [0.745]			
83	0.3369 (1.125) [0.262]	- 0.6163 (- 2.523) [0.012]	0.0549 (0.182) [0.856]	- 0.4150 (- 1.716) [0.087]	0.0289 (0.110) [0.912]	- 0.5509 (- 1.798) [0.073]	- 0.6205 (- 1.131) [0.259]	0.3098	6.36 [0.000]	79.38 [0.000]
		a 1.7876 [0.182]	b 5.9067 [0.016]	c 5.8927 [0.016]	d 1.9647 [0.162]	e 8.1856 [0.005]	f 6.6997 [0.010]			
84	2.2172 (3.114) [0.002]	- 1.5195 (- 2.413) [0.016]	- 0.0963 (- 0.138) [0.890]	1.1328 (1.848) [0.066]	0.0078 (0.013) [0.990]	0.6311 (1.744) [0.082]	- 2.2270 (- 2.699) [0.007]	0.2689	3.12 [0.000]	167.79 [0.000]
		a 1.7896 [0.182]	b 18.781 [0.000]	c 4.5304 [0.034]	d 3.7708 [0.053]	e 6.2336 [0.013]	f 3.4339 [0.065]			
85	- 0.0154 (- 0.024) [0.981]	- 0.1831 (- 0.415) [0.679]	0.7471 (1.751) [0.081]	- 1.5245 (- 2.792) [0.006]	1.6816 (2.357) [0.019]	0.2149 (0.382) [0.703]	- 1.0475 (- 1.457) [0.146]	0.1846	3.50 [0.000]	19.83 [0.006]
		a 0.2002 [0.655]	b 2.7065 [0.101]	c 7.5043 [0.007]	d 0.0546 [0.815]	e 0.1667 [0.683]	f 1.4673 [0.227]			
86	1.3397 (2.246) [0.025]	- 0.2544 (- 0.529) [0.597]	1.5573 (1.622) [0.106]	1.0742 (1.819) [0.070]	- 1.7128 (- 1.928) [0.055]	1.6996 (2.407) [0.017]	- 1.1457 (- 1.602) [0.110]	0.1670	3.51 [0.000]	8.29 [0.308]
		a 4.8696 [0.028]	b 15.409 [0.000]	c 0.1749 [0.676]	d 0.6056 [0.437]	e 0.2295 [0.632]	f 0.4463 [0.505]			
87	2.1025 (2.948) [0.003]	- 1.1142 (- 1.828) [0.069]	- 0.3437 (- 0.514) [0.608]	1.9484 (2.477) [0.014]	- 0.7795 (- 0.743) [0.458]	1.7796 (1.697) [0.091]	- 0.8565 (- 0.744) [0.457]	0.0798	2.33 [0.003]	51.50 [0.000]
		a 2.1074 [0.148]	b 4.0362 [0.045]	c 0.0218 [0.883]	d 0.7742 [0.380]	e 0.0794 [0.778]	f 1.0560 [0.305]			
88	1.7751 (1.552) [0.122]	- 0.4917 (- 0.437) [0.662]	1.6733 (1.482) [0.139]	- 1.6174 (- 1.208) [0.228]	3.7961 (1.512) [0.131]	0.9252 (0.554) [0.580]	- 1.1996 (- 0.712) [0.477]	0.2307	2.86 [0.000]	14.95 [0.037]
		a 1.4659 [0.227]	b 11.979 [0.001]	c 4.1611 [0.042]	d 0.9902 [0.320]	e 0.3650 [0.546]	f 0.0315 [0.859]			

Table 15 Value relevance of earnings conditional on negative surprises and positive shocks (continued)

Year	<i>OP</i>	<i>D_NOP</i>	<i>D_{SH}OP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_NFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_NEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Haus. Test
1989	-0.9603 (- 1.118) [0.264]	- 0.0054 (- 0.006) [0.995]	1.9234 (3.121) [0.002]	- 0.1586 (- 0.072) [0.943]	- 6.0908 (- 2.219) [0.027]	0.1048 (0.820) [0.413]	- 1.4114 (- 1.005) [0.315]	0.2556	5.45 [0.000]	48.98 [0.000]
		a 0.6692 [0.414]	b 0.8194 [0.366]	c 0.2339 [0.629]	d 10.543 [0.001]	e 0.9140 [0.340]	f 0.6767 [0.411]			
90	7.2689 (2.897) [0.004]	- 0.3031 (- 0.345) [0.731]	2.6877 (2.648) [0.008]	11.558 (3.340) [0.001]	- 7.8075 (- 2.219) [0.027]	4.6924 (1.475) [0.141]	0.1618 (0.110) [0.913]	0.2297	2.84 [0.000]	381.85 [0.000]
		a 22.302 [0.000]	b 42.005 [0.000]	c 4.0891 [0.044]	d 2.8142 [0.094]	e 2.7375 [0.099]	f 4.1224 [0.043]			
91	1.2757 (2.485) [0.013]	- 1.1124 (- 3.298) [0.001]	0.9472 (1.635) [0.103]	0.6106 (0.736) [0.462]	0.5530 (0.588) [0.557]	0.2714 (0.626) [0.531]	- 1.5579 (- 2.330) [0.020]	0.1348	2.53 [0.001]	133.01 [0.000]
		a 0.0936 [0.760]	b 15.970 [0.000]	c 0.3017 [0.583]	d 7.9540 [0.005]	e 3.3106 [0.070]	f 3.4667 [0.063]			
92	2.5060 (6.196) [0.000]	- 0.9985 (- 3.249) [0.001]	- 0.8468 (- 1.617) [0.106]	1.1857 (2.044) [0.042]	0.6605 (1.047) [0.296]	0.4377 (1.219) [0.224]	- 0.2664 (- 0.506) [0.613]	0.2399	5.56 [0.000]	22.85 [0.002]
		a 20.191 [0.000]	b 14.091 [0.000]	c 6.6607 [0.010]	d 18.418 [0.000]	e 24.993 [0.000]	f 0.1262 [0.723]			
93	2.7482 (6.149) [0.000]	- 1.6822 (- 3.602) [0.000]	0.6982 (0.863) [0.389]	0.6062 (1.103) [0.270]	1.1006 (1.529) [0.127]	0.5814 (1.421) [0.156]	- 0.5252 (- 1.089) [0.277]	0.2391	3.70 [0.000]	28.20 [0.000]
		a 20.387 [0.000]	b 26.295 [0.000]	c 25.793 [0.000]	d 11.699 [0.001]	e 20.057 [0.000]	f 0.0322 [0.858]			
94	2.0460 (4.571) [0.000]	- 1.3678 (- 3.142) [0.002]	0.7796 (0.739) [0.460]	0.2441 (0.344) [0.731]	0.9756 (1.185) [0.237]	1.1791 (2.255) [0.025]	- 1.7811 (- 2.120) [0.034]	0.2216	5.98 [0.000]	18.46 [0.010]
		a 5.4235 [0.020]	b 32.317 [0.000]	c 8.6714 [0.003]	d 5.8066 [0.016]	e 5.3461 [0.021]	f 1.6668 [0.197]			
95	0.4927 (1.383) [0.167]	- 0.3956 (- 0.670) [0.503]	1.4918 (4.983) [0.000]	- 0.7752 (- 1.049) [0.295]	1.0706 (1.369) [0.172]	0.2564 (1.036) [0.301]	- 0.9508 (- 1.922) [0.055]	0.2638	4.87 [0.000]	19.40 [0.007]
		a 0.1140 [0.736]	b 53.808 [0.000]	c 15.697 [0.000]	d 0.6746 [0.412]	e 0.6364 [0.425]	f 5.0211 [0.025]			
96	0.9209 (2.812) [0.005]	- 0.6183 (- 1.150) [0.251]	0.8778 (1.896) [0.059]	0.3610 (0.658) [0.511]	- 0.3689 (- 0.301) [0.764]	2.3602 (2.823) [0.005]	- 1.8187 (- 2.256) [0.024]	0.0135	0.70 [0.806]	4.75 [0.691]
		a 0.2271 [0.634]	b 8.2018 [0.004]	c 0.3580 [0.550]	d 0.0000 [0.996]	e 1.3859 [0.240]	f 1.3116 [0.253]			
97	3.1907 (10.14) [0.000]	- 1.3331 (- 3.889) [0.000]	0.4752 (1.165) [0.244]	2.4934 (3.666) [0.000]	1.0405 (1.210) [0.227]	1.3041 (2.171) [0.030]	- 0.9801 (- 1.666) [0.096]	0.3836	5.67 [0.000]	38.89 [0.000]
		a 27.109 [0.000]	b 136.14 [0.000]	c 1.9347 [0.165]	d 24.997 [0.000]	e 18.146 [0.000]	f 1.2771 [0.259]			
98	2.0175 (2.837) [0.005]	- 0.9464 (- 1.613) [0.107]	0.3449 (0.527) [0.598]	0.9085 (1.863) [0.063]	0.7677 (0.823) [0.411]	1.1001 (2.261) [0.024]	- 0.8474 (- 1.905) [0.057]	0.2674	5.36 [0.000]	31.97 [0.000]
		a 19.055 [0.000]	b 43.978 [0.000]	c 6.0814 [0.014]	d 4.6568 [0.031]	e 4.5489 [0.033]	f 1.1628 [0.281]			

Table 15 Value relevance of earnings conditional on negative surprises and positive shocks (continued)

Year	<i>OP</i>	<i>D_NOP</i>	<i>D_{SH}OP</i>	<i>FIN</i>	<i>D'_NFIN</i>	<i>EXT</i>	<i>D''_NEXT</i>	Adj. <i>R</i> ²	Dummy Test	Haus. Test
1999	1.4894 (6.341) [0.000]	- 0.9778 (- 3.044) [0.002]	0.2677 (0.579) [0.563]	0.3932 (2.478) [0.014]	- 1.1573 (- 2.790) [0.005]	- 0.0094 (- 0.075) [0.940]	0.1852 (1.075) [0.283]	0.2313	5.39 [0.000]	101.03 [0.000]
		a 8.4376 [0.004]	b 12.406 [0.000]	c 8.9267 [0.003]	d 2.0486 [0.153]	e 21.685 [0.000]	f 3.4117 [0.065]			
2000	0.2731 (0.841) [0.401]	0.1823 (0.445) [0.656]	0.9645 (1.915) [0.056]	0.9361 (2.033) [0.043]	1.1125 (1.077) [0.282]	0.0757 (0.661) [0.509]	0.1518 (0.583) [0.560]	0.0688	2.87 [0.000]	15.99 [0.025]
		a 0.8721 [0.351]	b 10.674 [0.001]	c 0.8640 [0.353]	d 4.1561 [0.042]	e 0.1711 [0.679]	f 1.5330 [0.216]			
79 - 00	1.0726 (10.06) [0.000]	- 0.8174 (- 7.636) [0.000]	0.5552 (3.507) [0.000]	0.0231 (0.148) [0.883]	0.5193 (2.764) [0.006]	0.3112 (3.053) [0.002]	- 0.3144 (- 2.222) [0.026]	0.3125		
		a 15.663 [0.000]	b 611.59 [0.000]	c 83.139 [0.000]	d 26.559 [0.000]	e 65.499 [0.000]	f 0.0028 [0.958]			

Integrated earnings components model (M17):

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 OP_{it} + \beta_2 D_N OP_{it} + \beta_3 D_{SH} OP_{it} + \beta_4 FIN_{it} + \beta_5 D_N FIN_{it} + \beta_6 EXT_{it} + \beta_7 D_N EXT_{it} + \sum \gamma_j D_j + u_{it}$$

D_N = dummy variable, 1 for firms decreasing earnings and 0 for others. D_{SH} = dummy variable, 1 when ΔX_{it} is positive and

all $|\Delta X_{it} / P_{it}|$ is greater than the median in each industry and 0 for others. D_j = industry dummy ($j=1, 2, \dots, 17$). Each cell

on the left-hand side shows as follows: Top = Estimated Coefficients, (Middle) = t -value using heteroscedasticity-consistent covariance matrix (White's t), [Bottom] = p -value (two-tailed). The values marked through a to f are F -value by ANOVA and values in [parenthesis] are p -value, where the linear restrictions are as follows.

$$a: \beta_1 + \beta_2 = 0 \quad b: \beta_1 + \beta_3 = 0 \quad c: \beta_1 = \beta_4 \quad d: \beta_4 + \beta_5 = 0 \quad e: \beta_1 = \beta_6 \quad f: \beta_6 + \beta_7 = 0.$$

Dummy Test represents the results of F -value [p -value] whether all industry dummy is zero. "Haus. Test" represents the chi-square [p -value] by Hausman test.

Table 16 Summary of comparison among models

	AIC	<i>COMP</i>	<i>COMP_L</i>	<i>COMP_N</i>	<i>COMP_INT</i>	<i>OP_INT</i>	<i>OI_INT</i>	<i>NI_INT</i>	<i>OP</i>	<i>OI</i>	<i>NI</i>
Adj. R^2	0.11338										
<i>COMP</i>			2.484	3.555	3.652	3.393	2.971	-0.016	0.081	-2.678	-3.587
0.2012			[0.013] <0.134>	[0.000] <0.001>	[0.000] <0.001>	[0.001] <0.004>	[0.003] <0.001>	[0.987] <0.523>	[0.935] <0.832>	[0.007] <0.052>	[0.000] <0.001>
<i>COMP_L</i>	-3.377			0.666	1.380	1.834	0.909	-2.484	-2.646	-3.165	-3.328
0.2422	[0.001] <0.017>			[0.506] <0.286>	[0.168] <0.134>	[0.067] <0.134>	[0.363] <0.832>	[0.013] <0.286>	[0.008] <0.134>	[0.002] <0.004>	[0.001] <0.001>
<i>COMP_N</i>	-4.075	-0.844			2.062	1.055	0.373	-1.769	-3.165	-3.490	-3.750
0.2284	[0.000] <0.000>	[0.399] <0.286>			[0.039] <0.286>	[0.291] <0.286>	[0.709] <0.832>	[0.077] <0.052>	[0.002] <0.004>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>
<i>COMP_INT</i>	-4.107	-1.786	-3.036			-0.438	0.276	-2.321	-3.523	-3.490	-3.7821
0.2352	[0.000] <0.000>	[0.074] <0.134>	[0.002] <0.017>			[0.661] <0.832>	[0.783] <0.832>	[0.020] <0.052>	[0.000] <0.004>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>
<i>OP_INT</i>	-3.587	-1.055	0.373	1.834							
0.2360	[0.000] <0.001>	[0.291] <0.286>	[0.709] <0.523>	[0.067] <0.286>							
<i>OI_INT</i>	-3.230	-0.633	-0.114	0.779							
0.2329	[0.001] <0.001>	[0.527] <0.832>	[0.910] <0.832>	[0.436] <0.832>							
<i>NI_INT</i>	0.146	2.678	2.646	3.263							
0.1798	[0.884] <0.832>	[0.007] <0.052>	[0.008] <0.004>	[0.001] <0.004>							
<i>OP</i>	2.370	3.782	4.107	4.107							
0.1876	[0.018] <0.017>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>							
<i>OI</i>	3.994	4.010	4.074	4.107							
0.1784	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>							
<i>NI</i>	4.010	3.977	4.015	4.074							
0.1487	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>	[0.000] <0.000>							

Head line represents models' name and the median. For example, *OP* represents simple earnings capitalization model (M1) with using operating profits as dependent variable and *OP_INT* represents the integrated earnings capitalization model (M11). All regression contains the industry dummies (i.e., fixed regression). The cells above (below) the diagonal show the results of

comparison in AIC (adjusted R -square). Each cell shows as follows: Top = Z score of Wilcoxon test, [Middle] = p -value by Wilcoxon test (two-tailed), <Bottom> = p -value by binominal sign test (two-tailed).