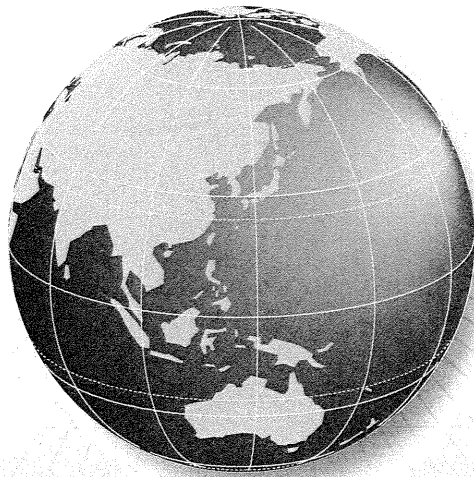


「会計ビッグバン」の意義と評価

—実証分析によるアプローチ—

辻 正雄 編著



早稲田大学産業経営研究所

「会計ビッグバン」の意義と評価

——実証分析によるアプローチ——

辻 正雄 編著

早稲田大学産業経営研究所
産研シリーズ37

目 次

| | |
|--|-----------|
| はじめに | i |
| 第1章 「会計ビッグバン」の意義 | 辻 正雄 1 |
| 第2章 キャッシュ・フロー計算書の情報内容に関する実証分析 ——製造業と非製造業の特徴とその影響—— | 大鹿 智基 26 |
| 第3章 連結財務諸表の情報の優位性に関する分析 | 矢内 一利 39 |
| 第4章 税効果会計の導入とその報告利益の管理 ——企業の法人税調整額と特別損益の計上行動における変化—— | 潘 健民 60 |
| 第5章 退職給付会計基準の導入が 企業財務および企業行動に与えた影響 ——「従業員重視型」から「株主重視型」退職給付制度設計への移行—— | 野坂 和夫 76 |
| 第6章 金融商品会計の意義と利益の質に関する分析 ——損益計上される金融商品の評価差額について—— | 海老原 崇 96 |
| 第7章 減損会計の意義と資本市場における影響 ——減損会計の早期適用と利益反応係数の関係—— | 内野 里美 115 |

参考文献

はじめに

会計基準は企業経営の実態を測る尺度を規定するものであるから、会計情報がその実態を最も適切に表すように設定されるべきである、とする主張に異議を唱える人は少なからう。しかしながら、実際に基準を設定する段になると、実にさまざまな要因が関わりをもつために、合意を形成する作業は容易には進まない。たとえば、企業経営の実態を個別にみるならば、それらは企業によってきわめて多様であるばかりでなく、活動している国々の社会的な規範や経済の状況に左右されながら変現していく。さらに、各企業は他企業との差別化を図りながら少しでも競争優位な立場を築こうとしのぎを削っており、ある企業が望ましいと思う会計基準が他の企業には不利に働くこともある。また、どのような経済状況の下で新しい基準を適用するかということも無視できない問題である。以前から認識されてきたステークホルダー間の利害を調整することの困難さに加えて、こうしたことがらも会計基準の設定を易易ならざるものにしていく。

わが国における最近20年ほどの景況を振り返ると、好況と不況が繰り返されてきたことがわかる。1986年12月から1991年2月までの4年3ヶ月にわたり、後に「バブル経済」といわれる活況が持続した後に、「失われた10年」と称される長期にわたる低迷の時期が続いた。その後、2002年2月から現在まで、いわゆる「踊り場」を経ながらも、緩やかな景気拡大が持続している。こうした景況と会計とを関連付けてみると、いくつかの疑問がわいてくる。会計は経済のインフラであり、企業行動に影響を与えることを認識すると、会計はバブルの形成と崩壊にどのような影響を与えたのであろうか。さらには、崩壊後に続く低迷がかくも長期に及んだことの責任の一端は会計にあるではないか。本研究は、こうした疑問に対して、確定的なものではないにしろ、何らかの答えを導くことを意図したものである。

連結財務諸表制度が導入された後においても、連結から外している子会社を利用した「損失隠し」の行為は、わが国企業の間で少なからず行われてきた。子会社に製品を販売し、本業の業績をかさあげした上で、子会社に在庫をため込むという行為も、グループ企業を活用する「報告利益の管理」の手法として古くから行われてきた。また、実質上の子会社であるにもかかわらず、赤字を出している場合には、「形式基準」によって連結から外す、といった行動もとられてきた。親会社で抱えきれない社員を子会社などへ出向させ、業績不振に陥っている親会社の人件費負担を減らす政策もときに実施されてきた。改定以前には子会社の範囲および関連会社の範囲が形式的な持ち株比率の基準によって規定されていたために、連結経営の実態を適切に表すことを妨げようとする経営者が後を絶たなかったのである。

バブル経済の形成の時期に株式ブームを盛り上げた原動力の一つは、特定金銭信託やファンド・トラストと呼ばれる金融商品を使って大量に株式を買い漁った企業の投資行動にあった。そし

て、バブルが崩壊して株価が下落基調になった後は、時価評価を求めない会計基準の下にあって、それらの金融商品が抱える巨額の含み損を表に出さないまま先送りする行動がとられた。これらのいずれもが、金融商品に係る会計基準の新設が遅れたために引き起こされた行動であるとの見方もでき、もっと早くに金融商品の会計基準が導入されていたならば回避することができたかもしれないとの思いが残る。

減損会計に係る会計基準が適用されるまで、固定資産は取得原価で貸借対照表に計上され、それらの資産が将来もたらすことが期待される経済的価値との関連性を問われることはなかった。したがって、経営者の決定した資本的支出が事後的に妥当なものであったか否かを外部の利害関係者が判断する手立ては乏しかった。当然のこととして、巨額の資本的支出が必要になる設備投資の経済性計算は甘くなり、横並びから投資決定が下されることもあり、厳しく事後的な評価が行われることも少なかったであろうことは容易に想像される。

このように考えてみると、1980年代後半に採算のとれない巨額な投資決定が下され、バブル経済の崩壊後にはもっぱら損失の先送りが行われて経営の建て直しが遅れたことの一因は、会計基準の不備にあったように思えてくる。国際会計基準との調和化が求められるなかで、わが国の会計基準設定主体が道筋を決められないままに迷走していたときに、世界から突きつけられた警世がいわゆる「レジェンド（警告）問題」であった。わが国企業が英文のアンニュアル・レポート（年次報告書）に財務諸表を開示する際、「この財務諸表は日本の基準に従って作られており、国際的に通用する基準に従ったものとは異なる」というレジェンド（警告）を記載することが義務づけられたのである。会計基準設定主体の対応の遅さゆえに、わが国企業の英文の年次報告書に屈辱的な文言を記載することを余儀なくされたわけである。

バブル経済が崩壊してしばらく経過した後には、わが国においては、米国の会計基準や国際会計基準（IAS）に代表される国際標準との調和化の要請から、「企業会計原則」を保持しながら、その周辺に新しい個別的な会計基準を設定する改革が進められた。その結果、証券取引法会計を中心としたわが国の企業会計制度は大幅に改定されることになった。1990年代に入り、会計基準の新設ないし改定として企業会計審議会より公表された「意見書」は以下のとおりであり、1998年ならびに1999年に集中していることから、いかに改革が急がれていたかがうかがえる。

- (1) 「リース取引に係る会計基準に関する意見書」1993（平成5）年6月
- (2) 「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」1997（平成9）年6月
- (3) 「中間連結財務諸表等の作成基準の設定に関する意見書」1998（平成10）年3月
- (4) 「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書」1998（平成10）年3月
- (5) 「研究開発費等に係る会計基準の設定に関する意見書」1998（平成10）年3月
- (6) 「退職給付に係る会計基準の設定に関する意見書」1998（平成10）年6月
- (7) 「税効果会計に係る会計基準の設定に関する意見書」1998（平成10）年10月

- (8) 「金融商品に係る会計基準の設定に関する意見書」1999（平成11）年1月
- (9) 「外貨建取引等会計処理基準の改定に関する意見書」1999（平成11）年10月
- (10) 「固定資産の減損に係る会計基準の改定に関する意見書」2002（平成14）年8月

こうした会計基準の改定ないし新設は、金融ビッグバンになぞらえて「会計ビッグバン」ともいわれる。これらの改定ないし新設のうち、企業の経営と資本市場に重要な影響を与えたものは、以下の6つであろう。

第1に、連結財務諸表規則が改定されるとともに、それまで単独決算が主であり、連結決算が従であったところを、連結決算が主となり、単独決算が従となったこと。

第2に、貸借対照表と損益計算書の2本柱であった財務諸表にキャッシュ・フロー計算書が加わって3本柱になったこと。

第3に、税効果会計に係る会計基準が設定され、適用されるようになったこと。

第4に、退職給付に係る会計基準が設定され、退職給付に係る財務の状況が財務諸表に開示されるようになったこと。

第5に、金融商品に係る会計基準が設定され、金融商品の適正な基準が作られ、時価による評価が導入されたこと。

第6に、固定資産の減損に係る会計基準が設定され、固定資産が資産としての価値をより適正に表すようになったこと。

本研究シリーズでは、以上の6つの基準について、その意義と経営および資本市場への影響について実証分析のアプローチから考察することにする。まず第1章では、6つの会計基準の意義と企業経営への影響についてミクロ的視点から検討を加えている。それに続く第2章からは、それぞれの会計基準が資本市場における会計情報の有効性に与えた影響について実証分析を試みている。

本シリーズは、産業経営研究所の2002年度および2003年度のリサーチ・プロジェクト研究資金の援助を受けて進められた研究の一部を成果として刊行したものである。6つの会計基準が導入された順番に並べられた第2章から第7章までの執筆者は、早稲田大学大学院商学研究科博士後期課程における研究指導を通じて共に研究に励んできた同僚達である。各執筆者がそれぞれ自由に研究テーマを選び、研究に取り組み始めた時期は、本シリーズの刊行を構想する以前のことであった。当初から本シリーズの執筆を念頭に研究を行ってきたわけではなかったにもかかわらず、皆が研究成果を持ち寄ってみると、驚くことに本研究プロジェクトのテーマに沿ったものになっていた。本シリーズの執筆に際してさほどの加筆や修正を施す必要のなかったことは、編著者として幸いなことであった。加えて、まったく想定外であったことは、本シリーズの構成が、執筆者達が博士後期課程に進学した順に配列された点である。構成を会計基準が導入された順序に整えながらも、学究の徒として歩み始めたキャリアの上での長幼の序も守られたことはまさに偶成のことである。

むすびにあたり、本研究を評価し、本シリーズの刊行を支援くださった産業経営研究所の所長
ならびにスタッフの皆様方に対して、心から御礼申し上げる次第である。

校友の寄付によって建設された11号館（旧5号館）を仰ぎ見て

2006年3月15日

辻 正雄

第1章

「会計ビッグバン」の意義

1. はじめに

バブル経済が崩壊し、景気の低迷にあえぐなか、米国の会計基準ならびに欧州の国際会計基準との調和化の要請を受けて、それまでの会計基準の改定ならびに新しい個別的な会計基準の設定が相次いで行われた。ここに、「企業会計原則」は保持されながら、いわゆる証券取引法会計を中心としたわが国の企業会計制度は大幅に改定されることになった。

会計基準の新設ないし改定として企業会計審議会より近年公表された「意見書」を順に掲げれば、以下のとおりである。

- (1) 「リース取引に係る会計基準に関する意見書」1993年6月
- (2) 「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」1997年6月
- (3) 「中間連結財務諸表等の作成基準の設定に関する意見書」1998年3月
- (4) 「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書」1998年3月
- (5) 「研究開発費等に係る会計基準の設定に関する意見書」1998年3月
- (6) 「退職給付に係る会計基準の設定に関する意見書」1998年6月
- (7) 「税効果会計に係る会計基準の設定に関する意見書」1998年10月
- (8) 「金融商品に係る会計基準の設定に関する意見書」1999年1月
- (9) 「外貨建取引等会計処理基準の改定に関する意見書」1999年10月
- (10) 「固定資産の減損に係る会計基準の改定に関する意見書」2002年8月

こうした会計基準の改定ないし新設は、金融ビッグバンになぞらえて「会計ビッグバン」とも称される。本章では、これらの改定ないし新設のうちから企業経営および資本市場に大きな影響を与えた以下の6つを取り上げて、それらの意義と影響について主としてミクロ的な視点から考察を行うことにする。

(i) 連結財務諸表規則の改定

連結財務諸表規則が改定されるとともに、それまで単独決算が主であり、連結決算が従であったところを、連結決算が主となり、単独決算が従となった。

(ii) キャッシュ・フロー計算書の導入

貸借対照表と損益計算書の2本柱であった財務諸表にキャッシュ・フロー計算書が加わり、財務諸表が3本柱の構成となった。

(iii) 税効果会計の導入

税効果会計に係る会計基準が設定され、任意で連結決算に適用されていたものが連結および個別の決算に強制適用されることになった。

(iv) 退職給付会計の適用

退職給付に係る会計基準が設定され、退職給付に係る財務の状況が財務諸表に開示されるようになった。

(v) 金融商品会計の適用

金融商品に係る会計基準が設定され、金融商品に関する会計処理の適正化が図られ、時価による評価が導入された。

(vi) 減損会計の適用

固定資産の減損に係る会計基準が設定され、固定資産が資産としての価値をより適正に表すようになった。

会計基準は企業経営の実態を測る尺度を規定するものであるから、基準の改定および設定は当然に企業の業績ならびに経営行動に多大な影響を与える。いわゆる「会計ビッグバン」が実際に始まった1999年以降、わが国企業は巨額な損失の計上を余儀なくされた。東京証券取引所に上場している一般事業会社に限定してみても、連結決算における特別損失の平均計上額は、1998年度に5,080百万円、1999年度に8,150百万円、2000年度には9,336百万円に達した。この間の経常利益の平均が、それぞれ7,882百万円、9,512百万円、12,475百万円であったことと引き比べると、損失計上額がいかに巨額であったかがうかがえる。もちろん、こうした巨額の損失計上は、直接的に新会計基準の適用に伴うものばかりではなかったであろう。しかし、新会計基準の導入や変更に備えて、それまでの会社組織や競争戦略を見直すなどの間接的なものも含めると、その影響の大きさはきわめて甚大なものであったと考えられる。

1980年代には世界から賞賛と驚嘆の眼で見られていた日本的経営は、バブル崩壊後には影が薄くなり、混迷の度を深めていった。わが国企業は急激な環境変化に対応するため、生き残りをかけて事業の再編を目指す戦略的な意思決定を余儀なくされた。このような戦略的意思決定には大きなリスクが伴うため、経営の業績と財政状態についてより適正に実体を表すことを可能にする会計基準の改定と新設が求められた。国際的な調和化への志向のみならず、わが国経済の発展にとっても、アカウントビリティの充実と一層の情報開示が要請されるようになったといえる。

2. 連結財務諸表制度における改革の意義と影響

連結経営が行われている企業の実態を個別決算から把握することは不可能であり、子会社や関連会社などを加えたグループ全体の業績と財政状態を表わす連結決算がその拠り所となる。

わが国における連結財務諸表の歴史は、1960年に日立製作所が創業50周年を記念して、米国の方式を参考にしながらグループの34社を連結し、その決算を営業報告書に掲載したことに遡ることができる。しかし、正式な連結財務諸表の作成は、1970年にソニーがニューヨーク証券取引所

で米国預託証券（ADR）を発行した際に、米国方式による連結決算を行ったときに始まる。

制度としてわが国に連結財務諸表が導入されたのは、1978年3月期においてであった。連結対象は100%子会社に限り、持分法の適用は任意とされ、総資産、売上高、税引後利益のすべてがグループ全体の10%以下の企業は連結対象から除いてよい、というゆるやかな制度でスタートした。その後、1984年3月期からは持分法が強制適用されるようになり、1995年3月期決算からは、原則としてすべての子会社を連結対象とするように改められた。しかしながら、わが国においては、連結決算が導入されてから20年余りを経ながらも、依然として単独決算を中心に情報開示がなされてきた。ようやく、2000年3月期から連結決算を重視する新たな会計制度に移行し、有価証券報告書の記載も連結が主になった。

連結財務諸表制度における主な改正点は、以下のとおりであった。

(i) キャッシュ・フロー計算書の採用

連結損益計算書、連結貸借対照表に加えて、連結キャッシュ・フロー計算書を導入する。

(ii) 税効果会計の導入

企業会計と税法の乖離を調整するために税効果会計を導入する。

(iii) 時価会計の一部導入

子会社の資産・負債を公正な評価額で評価する。

(iv) 子会社の範囲の拡大

これまでの形式的な「持ち株基準」に加えて、「支配力基準」を導入する。

(v) 関連会社の範囲の拡大

「影響力基準」を導入する。

(vi) 親子会社間の会計処理の統一

原則として統一する。

(vii) 未実現損益の消去方法の統一

全額消去・親会社持分負担方式（アップストリーム）に統一する。

子会社の範囲については、これまで持ち株比率という形式基準により規定されてきた。すなわち、議決権のある株式の発行済み株式総数のうち50%を超える株式を親会社が所有している場合に連結子会社とされてきた。しかし、新基準で採用された支配力基準によれば、持ち株基準で子会社とならない場合でも、40%以上の株式を所有し、かつ親会社が当該子会社に対して「支配力」をもっている場合には、連結子会社とされる。具体的には、以下のいずれかに当てはまる場合に、支配力基準により子会社となる⁽¹⁾。すなわち、①議決権の行使をしない株主がいるために、株主総会において議決権の過半数を継続的に占めることができる場合、②役員、関連会社などの協力的な株主の存在により、株主総会において議決権の過半数を継続的に占めることができる場合、③役員もしくは従業員であるものまたはこれらであったものが、取締役会の構成員の過半数を継続して占めている場合、④重要な財務および営業の方針決定を支配する契約などが存在する場合、

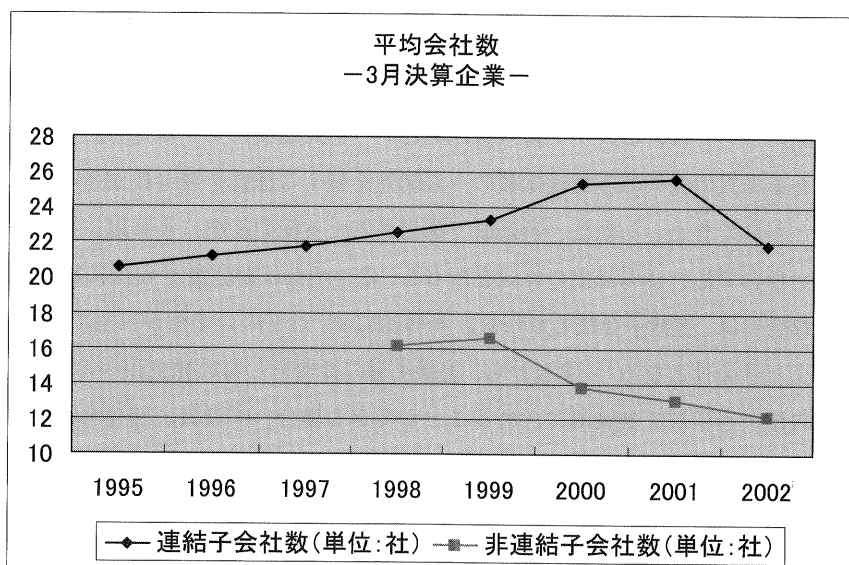
である。

関連会社とは、原則として、所有割合が20%以上50%以下の会社をいうが、20%未満であっても、15%以上でかつ親会社が重要な「影響力」をもつ場合には、関連会社となる。重要性が乏しいなどの理由で連結に含まれない非連結子会社や関連会社の業績を連結財務諸表に反映させる方法として、持分法が適用される。持分法では個別財務諸表を合算せず、「投資有価証券」と「持分法による投資損益」という勘定科目を使って、連結財務諸表に業績を反映させる。具体的には、関連会社の当期利益について、親会社の持分割合に相当する金額を連結財務諸表に反映させる、いわゆる「一行連結」といわれる処理方法である。親会社から関連会社への販売がある場合には、未実現利益の親会社持分相当額だけを消去する。

連結子会社の範囲が拡大したことの影響は、2000年3月期の決算に現れている。東京証券取引所に上場している3月期決算の一般事業会社について、連結子会社数と非連結子会社数の平均を調べてみると、図1-1のような推移が見られ、多くの企業で連結子会社の数が増えていることがわかる。以前から連結子会社数は増加傾向にあったが、2000年3月期に最も大幅な増加となって現れている。それに対して、非連結子会社数は同時期において最も大きく減少している。

単独決算中心の時代は、本業の儲けである営業損益に営業外損益を加減して求められる経常損益が重視された。グループ全体の収益力を見る連結決算では、税引前利益から税金費用や少数株主損益などを差し引いて得られる最終損益が重視される。赤字の子会社が多ければ、親会社単独の最終利益よりも連結最終利益の方が少なくなることもある。本格的な連結時代が始まり、資本市場が連結決算を重視するようになると、グループの赤字会社を抱えつづけて株価下落のリスクにさらされるか、一時的な損失覚悟で処理を優先するか、企業は対策を迫られた。

図1-1 連結子会社数と非連結子会社数の平均



前述のように、会計基準の変更に備えて、それまでの会社組織や競争戦略を見直すなどの間接的な影響も現れ始めた。その典型例が、連結決算が実質的な支配力基準に変わることで、グループ会社に隠されてきた損失の処理を迫られたことだった。その結果、子会社を清算し、出資金や引当金を差し引いても不足する金額を損失として計上することを決断せざるを得なくなった企業も出てきた。巨額に達したその損失はバブル期から抱えてきたものであり、土地や有価証券の売却益で穴埋めする結末となって、10年もの年月を経て表面化したのである。

わが国企業の間で少なからず行われてきたのが、連結から外している子会社を利用した「損失隠し」であった。子会社に製品を販売し、本業の業績をかさあげした上で、子会社に在庫をため込むというのは、わが国企業のこれまでの「グループ企業活用法」の一典型だった。また、バブル崩壊で資産運用に失敗し、多額を含み損を抱えた株式やファンドを子会社に持たせている企業もあった。また、実質上の子会社であるにもかかわらず、赤字の企業を形式基準によって連結から外すといった行動もとられてきた。親会社で抱えきれない社員を子会社などへ出向させ、業績不振に陥っている親会社の人件費負担を減らす政策も実施されてきた。このように損失計上を先送りしてきたところでは、新基準への対応を迫られた。近年、連結利益を大きく減少させた理由の一つは、連結範囲の拡大に対応して、不振事業からの撤退や子会社および関連会社の事業整理と支援に伴う損失が計上されたことにあると思われる。

しかしながら、企業のなかには、経営の透明性や健全性を高めようと、新会計基準の適用を前倒しするところもあった。1997年2月には「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書案」が、1997年6月には「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」が、企業会計審議会から公表されている。さらに、「連結財務諸表制度における子会社及び関連会社の範囲の見直しに係る具体的な取扱い」が1998年10月30日に公表されている。強制適用されたのは、1999年4月から始まる事業年度であり、適用された財務諸表が開示されたのは、2000年3月期からであったが、その3年前から見直しの内容は明らかにされてきたのである。本格的な連結経営の時代を前に、新基準を前倒しで採用して新たな戦略の展開を図ったか、負の遺産の処理をギリギリまで先送りしたか否かが、その後の競争力に格差を生む結果につながったはずである。

東京証券取引所では上場審査基準を1999年1月に改正し、連結財務諸表重視の立場を鮮明にし、配当基準も撤廃した。また、従来の「最近5年間無配かつ単独で3期連続債務超過」という上場廃止基準を、2003年1月に刷新し、「単独かつ連結で3期連続債務超過」に変えた。従来、連結債務超過が3期続いたとしても、単独債務超過が3期続いていなければ企業は上場を維持できた。投資家の目がこれまで以上に連結決算に注がれることは間違いなく、いわゆる「報告利益の管理」によって単独決算を良く見せたとしても連結決算に問題があれば、そうした企業は資本市場における評価を下げる結果になるであろう。

3. キャッシュ・フロー計算書の意義と影響

「利益はオピニオンであり、キャッシュは事実である」という主張がある。利益は、自国の会計基準に従い、自社が採用する会計方法を適用するとその値はこうなる、ということ述べたものに過ぎないという意見である。また、「すべての道はキャッシュにつながる」という主張もある。企業の行う経済活動のほとんどすべては、キャッシュに行き着くからである。

もちろん、事業開始から清算までの全期間を通じて見れば、キャッシュ・フローと利益の金額は一致するはずである。しかし、企業はゴーイング・コンサーンであり、期間を区切ってその業績ならびに財政状態が示されねばならない。利益は、事業期間を会計年度で区切って、当該会計年度の中での企業業績を示すため作られた指標であり、収益と費用の認識基準もそのために設定されている。当然、キャッシュ・フロー計算における現金の流入および流出と、損益計算における収益と費用の認識には、タイミングのずれが生じる。

キャッシュ・フロー計算書では、キャッシュ・フローを次の3つに区分する。

- (1) 営業活動によるキャッシュ・フロー
- (2) 投資活動によるキャッシュ・フロー
- (3) 財務活動によるキャッシュ・フロー

営業活動によるキャッシュ・フローは、主たる営業活動からどれほどの資金を獲得したかを示す。これは、企業が外部への資金調達に頼ることなく営業活動能力を維持したうえで、どれほど新規の投資や借入金の返済などにまわすことができるかを明らかにする。

この営業活動によるキャッシュ・フローに含まれるものは、以下の3つである。

- (i) 損益計算の対象となる取引に関わるキャッシュ・フロー

商品やサービスの販売による収入とそれらの購入による支出であり、具体的には、売上高、売上原価、販売費及び一般管理費である。

- (ii) 営業活動にかかわる債権・債務から生ずるキャッシュ・フロー

商品やサービスの販売により取得した手形の割引による収入や、営業債権のファクタリング等による収入などである。

- (iii) 投資活動および財務活動以外の取引によるキャッシュ・フロー

災害による保険金収入、損害賠償金の支払、巨額の特別退職金の支給などである。また、取引先への前渡金や営業保証金の支出および取引先からの前受金や営業保証金の収入も、この範疇に入る。

投資活動によるキャッシュ・フローは、将来の企業活動のために、どれほどの資金を支出し、回収するかを示す。この投資活動によるキャッシュ・フローには、以下の3つが含まれる。

- (i) 有形固定資産および無形固定資産の取得および売却
- (ii) 資金の貸付けおよび回収

(iii) 現金同等物に含まれない有価証券および投資有価証券の取得および売却

財務活動によるキャッシュ・フローは、営業活動と投資活動を行なうためにどれほどの資金が外部から調達または返済されたかを示す。この財務活動によるキャッシュ・フローに含まれるものは、以下の3つである。

(i) 借入金および株式あるいは社債の発行による資金の調達

(ii) 借入金の返済および社債の償還

(iii) 自己株式の取得にかかわる支出および売却による収入

利益が黒字であっても、キャッシュ・フローがマイナスになってしまえば、企業は倒産する。売上と費用に変化がなくとも、売掛金の回収スピードが遅くなり、購買先の企業からその支払サイトを短縮するように要求されると、資金繰りは苦しくなる。銀行から貸し渋りされたり、借入金の返済を迫られたりすると、企業は利益があっても、倒産してしまうことがある。キャッシュ・フロー・計算書が注目される所以である。

4. 税効果会計の意義と影響

税効果会計の基準が導入される以前における法人税等の会計処理は、個別財務諸表において確定申告税額を財務諸表に反映させるいわゆる「要納税額方式」をとり、連結財務諸表については税効果会計の任意かつ部分的適用を認めるというものであった。1997年6月に公表された「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」により、税効果会計が全面的に連結財務諸表に導入されることになった。さらに、1998年10月に公表された「税効果会計に係る会計基準の設定に関する意見書」により、個別財務諸表を含むすべての財務諸表に税効果会計が導入されることになった。

いわゆる「会計ビッグバン」の中核となる新会計基準の導入が確定するなかで、税制面では損算入の範囲を狭める方向での見直しが進み、会計上の利益と課税所得との乖離はますます拡大する傾向となった。税効果会計は法人税だけでなく、利益に関連する金額を課税標準とする税金である住民税（所得割）および事業税も対象となった。その結果、会計上の損益計算と税金費用との期間的な対応を図る税効果会計の意義は高まり、その適用が急がれた。

税効果会計の意義をまとめるならば、以下の4点になろう。

(i) 期間的な対応を図る

税効果会計が適用されていなかったときには、法人税等として課税所得を基礎とした金額が損益計算書に計上されていた。その課税所得は、会計上の利益の金額を基にして調整計算されるが、会計と税務とはその目的が異なるため、収益または費用の認識時点や資産または負債の金額に相違が見られることが通常である。そのため、多くの場合、法人税等の額が法人税等を控除する前の税引前当期純利益と期間的に対応しないものになっていた。税効果会計は、法人税等と税金発生源である利益との期間的対応関係を適切に反映させることを意図してものである。

(ii) 国際的調和化を図る

企業の国際化が進むとともに、国内の資本市場においても海外の投資家が増加し、財務会計の国際的な調和を図る必要性が高まってきた。国際会計基準および米国の会計基準等における同様な税効果会計を導入することが、法人税等の会計処理においても必要不可欠となった。

(iii) 会計と税務の分離を図る

国際的な調和を図る必要がある会計基準と国や地方自治体がそれぞれの目的で定める税務上の計算基準とを一致させることには限界があり、欧米において実践されているように、会計と税務を分離する考え方が求められるようになった。

(iv) 会計と税務における差異の拡大を解消する

1998年度の税制改正により税務上の計算基準が大きく改正され、その基準をそのまま会計に採用すると不合理になる場合が多々発生するようになった。たとえば、賞与引当金については、通常、会計上の引当金の要件を満たしており、計上すべきものと思われるが、税務上は段階的に廃止することになった。また、時価会計の適用により会計上時価をもって貸借対照表に計上されるが、税務上の帳簿価額が継続されることになると、さらに差異が拡大することが予想された⁽²⁾。

国際会計基準および米国の会計基準におけると同様に、わが国の税効果会計でも資産負債法が採用されている。資産負債法では、会計上の資産または負債の金額と税務上の資産または負債の金額との間に差異があり、会計上の資産または負債が将来回収または決済されるなどにより当該差異が解消されるときに、税金を減額または増額させる効果があるならば、一時差額の発生年度に将来の軽減見込額を繰延税金資産として、または支払見込額を繰延税金負債として、それぞれ計上する。

一時的差異の金額に法定実行税率をかけて「法人税等調整額」を計算することになるが、具体的な例をあげれば、以下のとおりである。法人税等調整額がマイナスとなるのは、減価償却費限度額超過額や貸倒損失否認などのように、会計上は費用として計上しながら税務上は損金算入されなかった場合である。その分は「税金の前払い」と考えられ、「繰延税金資産」として貸借対照表に計上される。実際に差異が解消されたときに、法人税等調整額がその分増額される。それに対して、利益処分による圧縮記帳は、会計上は費用ではないが、税法上では損金に算入される。すなわち、固定資産圧縮積立金積立額が減額された場合、会計上は費用ではないので、税法上で損金算入されたためにその分税金が減ったのであり、法人税等調整額はプラスになる。会計上ではこの分の税金は今期に払うべきであるが、税務上の処理のために来期以降に支払いが繰り延べられたと考える。したがって、プラスされる法人税等調整額と同額が「繰延税金負債」として貸借対照表の負債勘定に計上される。税務上この圧縮積立金を取り崩されたとき、繰延税金負債も取り崩され、法人税等調整額も減額される。

わが国の法人税法の下では、将来減算一時差異が将来加算一時差異に比して多額となる傾向が

あるため、繰延税金資産が繰延税金負債よりも大きくなりがちである。さらに、商法には繰延税金資産についての配当規制は存在していないため、経営者が行う繰延税金資産の回収可能性の判断がきわめて重要になる。

税効果会計導入の初年度には、過去に支払い済みで今後還付される可能性のある税金が会計上一度に戻る。その分を利益に計上することは認められなかったが、配当などの原資にできる上、株主資本を増加させる効果をもった。このため、債務超過を解消することや、不良債権償却の原資に当てることができる利点を企業は活かすことができた。1998年10月に銀行などの要望を受けて、企業会計審議会は1999年3月期からの前倒し導入を認めた。事実、有力企業や大手銀行は2000年3月期から義務付けられる税効果会計を1999年3月期から前倒しで導入したが、その背景には、収益向上を目指してリストラを進めていることがあったと考えられる。

企業のなかには、もちろん、「税金に影響されずに本来の利益を表わす会計方法」であるとして、前倒しで導入を決めたところもあったであろう。しかし、税効果会計の導入によって、企業は税負担増による収益悪化を気にせず、思い切った不良債権処理などを実施しやすくなったばかりでなく、業績の回復をねらったリストラなどを加速させたことも、また事実であろう。たとえば、大手鉄鋼5社は大規模な人員削減を実施しており、1999年3月期に税制の限度を超えて計上した退職給与引当金などが多額に上り、有税分が最終赤字を減らす効果をもたらした。なかでも新日本製鉄では、人員削減で退職給与引当金の有税繰入れ分が積み上がっており、100億円の税金を前払いしてある計算になっていたために、税効果会計の適用により最終損益は赤字にならなくとも済んだ。前倒しで導入した理由は、「会計上と税法上の差が大きい今期の方が導入の効果が大きい」からであったと報道された。

しかし、既に連結決算に税効果会計を採用している企業では、税率が下がる期には減益要因が生じることに注意しなければならない。税率が変更になると、繰延税金資産は新しい税率で再評価されるため、税率が下がる場合、前払いした税金資産の価値が目減りするからである。したがって、税率の引き下げがあれば、繰延税金資産の多い企業では減益になる。もちろん、これはあくまで会計上の税負担が増えるだけであり、実際に納税するわけではない。

前述のように、過去に有税償却などで税金の前払いが多い企業の場合、税効果会計導入の初年度には一時的に未処分利益が増え、株主資本は増加する。たとえば、昭和鉱業は、主として財テクの失敗により1991年3月期から続いてきた累積損失を、税効果会計の導入で解消することができた。有税で償却してきた株式評価損などに関する支払い済みの税金約5億円が貸借対照表上で資本の部に戻る形になり、1998年3月末の累積3億2,700百万円を全額解消できたからである。

また、税効果会計を導入すると、配当可能利益が増えるため、従来行ってきたような不動産や有価証券等の売却などによる利益の捻出を抑制した企業もあった。すなわち、有税で計上してきた引当金などに関する支払い済みの税金が戻ってくる形となり、戻り分については、損益計算書上には表示されず、繰越利益剰余金として計上された。繰越利益剰余金は配当原資になるため、

その分最終利益の捻出を抑制することができたのである。たとえば、東武鉄道では、税効果会計の前倒し導入により、配当可能利益が約13億円増えたため、不動産の切り売りや有価証券の含み益を吐き出すことを抑制することができた。税効果会計を早期に導入した企業では、1999年3月期の決算において政策的な利益捻出の必要性が薄れたのである。

前述のように、大手銀行は1999年3月期から一斉に税効果会計を導入した。税効果会計の効果で前年度までの有税償却分の納税済み税額が戻って自己資本が膨らむことにより、不良債権処理の余力を生むことを期待したものと思われる。問題は、税効果相当額として資本勘定に算入する前払い税金が適正であるかどうかである。当時、日野金融監督庁長官は、「自己資本に算入する税効果相当額は、今後5年間に見込める合計利益の範囲内」とするガイドラインを示したが、法的拘束力はなかった。赤字決算が続いた銀行の今後5年間の利益をどう予測するか、という難しい問題が残ったのである。その結果、監査法人の判断によって破綻するかしないかという結末になる可能性があるため、明確なルールを決めるべきであるとの声もあった。しかし、日本公認会計士協会は「ケース・バイ・ケースでしか判断できない」との見解を示すにとどまった。

繰延税金資産については、将来の収益性が低いために回収が見込めなくなる金額を、「評価性引当額」として除かなければならない。評価性引当額の比率が高ければ、繰延税金資産として計上できる金額が少なくなる。たとえば、2000年3月期の単独決算の貸借対照表に計上された繰延税金資産は、日産自動車が414億円、トヨタ自動車が3,828億円と大きな格差が開いた。繰延税金資産として使える理論的な数値は、日産が3,915億円、トヨタが3,828億円であったとされていた。しかし、ここから回収が見込めない金額として計上された「評価性引当額」は、日産が3,501億円でトヨタはゼロと見積もられた。トヨタは裏付けとなる収益力が高く、繰延税金資産の回収可能性が高いと判断されたが、業績不振の日産はわずかしこ認められなかったからである。繰延税金資産の理論値に対し、評価性引当額の比率が高い会社は、それだけ経営が苦しいといえる。

もしも思ったように利益が上げられなければ、積み上がった繰延税金資産は償却を迫られるため、業績の波乱要因となりかねない。会計監査の段階で、収益力が低いために繰延税金資産の計上が認められないケースもあったとされる。たとえば、1999年3月期から税効果会計を導入した神戸製鋼所は、206億円の累損を抱える子会社のKMTセミコンダクターについて、5年分の税金負担の軽減効果が見込めるとして連結決算で201億円を繰延税金資産に計上していた。しかし、監査法人から「これだけ大きな累損を5年間で解消できる可能性は低いのではないか」と指摘され、2000年3月期は繰延税金資産を183億円も取崩す結果になった、と報告されている⁽³⁾。

5. 退職給付会計の意義と影響

新基準の適用以前における退職給与引当金の処理は、退職金の財源を社内に積立てておき、退職時に一時金として給付する退職一時金制度を対象とする退職金会計によるものであった。1968年11月に企業会計審議会より公表された「退職給与引当金の設定について」という指針では、退

職金について、支払時の一時にその費用認識を行なうのではなく、従業員の勤続期間中に貸借対照表の負債の部に退職給与引当金を計上しておき、実際の退職金の支払いがあったときに退職給与引当金を取崩すべきである、と定めていた。

引当金を設定する方法として認められていた方法のうち最も多くの企業で採用されていた方法は、いわゆる税法基準であった。その税法基準は、従業員の全員が自己都合により退職とした場合の額である期末要支払額の40%に相当する額を損金算入限度額として認めるものであった。この40%は、割引率を8%とし、従業員の残存勤続年数を12年としたときに終価が100%となる現在価値の計算を根拠として定められた比率であると考えられる⁽⁴⁾。

しかし、こうした退職一時金制度の会計処理には、以下のようないくつかの問題があった。

(i) 比較可能性の欠如

退職給与引当金の計上方法のうちのいずれをとるかによって数値が大きく変わるため、企業間の比較が困難であり、また企業の抱える退職給付費用の実態をつかみにくいものになっていた。

(ii) 税法基準の非現実性

損金算入限度額の40%の根拠となっていた8%という割引率は、実際の金利情勢と比較すると明らかに高すぎるし、12年という平均残存勤務年数についても、個々の企業の従業員の年齢構成などによっても異なる。

(iii) 企業年金の会計基準の不備

1980年代の後半から、内部積立制度である退職給与引当金制度から外部積立制度である企業年金制度への移行が、多くの企業で一部または全面的に行われるようになったが、企業年金に関する会計処理を包括的に取扱う会計基準は存在していなかった。

(iv) 退職一時金と年金の掛金の相違

従来の会計処理基準では、退職一時金制度における退職給与引当金繰入額と企業年金制度における積立額（掛金）は、ともに退職費用として計上されつつも、退職費用を算定するプロセスは異なるものであった。したがって、仮に退職一時金と企業年金が同じ従業員を対象とした同じ給付額であるとしても、計上される退職費用は異なる金額になっていた。

(v) 積立不足の非開示

積立てる掛金の金額を決定するに際して、支払った掛金は予定利率5.5%で運用されることを前提としていた。もしも積立てられた掛金の実際の運用利率が予定利率を下回ってしまった場合には、当初の年金数理計算どおりに年金資産が増加しないことになり、給付すべき金額に対して年金資産が不足してしまう。しかし、従来の会計制度では、将来、企業がこうした追加拠出の負担をどれだけ負うこととなるかが開示されていなかった。

こうした問題を解決するために、1998年6月に企業会計審議会より、「退職給付に係る会計基準に関する意見書」とこれにあわせて「退職給付に係る会計基準」および「退職給付に係る会計

基準注解」が公表された。その後の1999年9月に日本公認会計士協会より会計制度委員会報告第13号として「退職給付会計に関する実務指針（中間報告）」が公表され、さらに2000年1月19日に同委員会より「退職給付会計に関するQ&A」が公表された。

以上の経過を経て、新しい退職給付会計に関する会計基準および具体的な会計処理のための実務指針が整備され、2000年4月1日以降開始する事業年度から適用が開始された。新会計基準では、退職一時金制度と外部積立に移行した企業年金制度を包括して退職給付債務を計算し、毎期の退職費用を計算する。各企業の退職給付制度の違いを越えて、債務および費用を適正に処理する基準になっている⁽⁵⁾。

新基準による退職給付会計では、企業が採用する退職金制度別に以下の手順で退職給付債務を計算する。

- (1) 従業員の将来の退職時に見込まれる退職給付の総額（退職給付見込額）を計算する。
- (2) 退職給付見込額のうち、期末までに発生していると認められる額を計算する。
- (3) 期末までに発生していると認められる退職給付見込額を、現在から将来の退職時までの期間にわたる一定の割引率を用いて現在価値に割引く。

以上の手順で計算された退職給付債務が、退職給付に係る会計上の負債として認識される。企業が外部積立の退職金制度を採用している場合、掛金の支払いを通じて企業外部に退職給付の原資となる資産が積立てられ、運用される。このような年金資産がある場合、企業が退職給付債務を会計上の負債として認識する際に、年金資産（時価）に相当する部分を差し引く必要がある。以上の手続を経て認識された退職給付債務は、貸借対照表において「退職給付引当金」として表示される。退職給付引当金は、退職給付費用を計上することにより増加するが、その退職給付費用は、通常、以下の内容で構成される。

勤務費用＋利息費用－期待運用収益±過去勤務債務処理額±数理計算上の差異処理額

新会計基準へ移行した際に発生する会計基準変更時差異は、新基準により計算された退職給付債務から、前期末に計上されている退職給付引当金や年金資産（時価）を差し引いた金額であり、15年以内の一定の年数にわたり定額法により費用処理される。これは、一時に費用処理すると企業の経営成績に大きな影響を与えかねないための配慮によるものである。なお、一定の年数にわたる費用処理には、適用初年度に一括して費用処理する方法も含まれる⁽⁶⁾。

退職給付債務から年金資産と退職給付引当金を引いた残りは未認識債務といわれ、今後費用処理が必要になる積み立て不足にあたる。未認識債務には、運用が予定を下回ったり、債務を計算する際の基礎となる利率を変更したりしたことなどで発生する数理差異も含まれ、従業員の平均残存勤務年数以内で償却する必要がある。逆に、退職給付債務から過去勤務債務および数理計算上の差異の未認識部分を控除した金額と年金資産を比較して年金資産の方が大きい場合には、そ

の超過額は前払年金費用として処理される。

退職給付会計における退職給付に充てるために積み立てる資産については、いくつかの要件を満たすことを条件として信託を用いことが認められている。退職給付信託へ拠出した資産が株式である場合、当該株式の名義は受託者に移る。しかし、持ち合い株式を退職給付信託に拠出する際に、議決権行使の指示を事業主に残す特約を結ぶことにより、持ち合い関係の実効性を維持することは可能とされている。

新基準の適用が始まったとき、運用の悪化などで目減りした年金資産を穴埋めするために、保有株式などを拠出して退職給付信託を設定する企業がかなりの数に上った。保有株式を信託に拠出すれば、貸借対照表から切り離して資産を圧縮し、信託拠出した株式の時価は年金資産に加えられるので、その分だけ退職給付引当金を減額することができる。適用の初年度には、信託拠出による特別利益をリストラに伴う損失と相殺させることも認められた。現在でも、退職給付信託を使って年金資産を増やすことはできるが、退職給付会計導入時の積立て不足（会計基準変更時差異）を穴埋めすることはできない。そうした処理が認められたのは、2000年9月中間期までの特例だったからである。

前述のように、保有株式による退職給付信託については、市場を通さないで実施するため、保有株式の値下りを招く危険を冒さずに済むばかりでなく、議決権を維持できることから、持ち合い関係も実質的に続けられるという利点もある。本来、株式の拠出で発生する利益と退職給付債務の積み立て不足の費用処理は関係がないが、積み立て不足を早期に圧縮することを可能にするために、新会計基準の適用初年度に限り両者を相殺することを認めたのであろう。ちなみに、2002年3月期に計上した大手商社4社の信託設定益合計は1,270億円に達した。

退職給付会計の導入は利益にどれほどの影響を与えたのであろうか。2002年11月5日に公表された財務省の報告は、退職給付会計の導入が2001年度の税引前利益を3兆円押し下げたと結論付けている。2001年度までに6万4千社強が退職給付会計を採用し、昨年度の税引前利益は同制度への変更がなかった場合には、1.4倍の10兆円に膨らんでいたはずであることも併せて報告している。また、日本経済新聞社の調査は、利益への影響に加えて、負債への影響もかなりの金額に上ったことを伝えている。すなわち、5年連続で連結決算を発表している全国上場1,645社（金融と新興3市場を除く）の2001年度末の退職給付引当金は約26兆円と負債合計の約7%を占めるほどに膨れ上がったのである。

2002年4月施行の確定給付企業年金法で認められたことにより、2002年の事業年度において、企業の厚生年金基金が国に代わって厚生年金を運用・給付する「代行部分」を返上する動きが活発になった。代行返上によって将来の負担を軽減する道を選好したのであろう⁽⁷⁾。厚生基金は代行部分と企業が独自に設定している上乘せ部分を一体にして運用・給付されている。年金資産の運用利回りが期待収益率を下回った場合、母体企業はその逆ざや分を「数理計算上の差異」として一定期間で費用処理しなければならない。その際に一体運用している代行部分についても同様

に処理する必要がある。代行部分を返上すれば、代行部分に対応した年金債務も返上することになるので、運用利回りの低下などで発生するかもしれない逆ざやを排除することで、企業業績への影響を抑えることができる。

代行返上することで特別利益を計上した企業のあることも見逃すことはできない。国は返上部分について一定割引率で計算した最低責任準備金を返還するように求めているが、企業は運用利回りの低下などを背景に割引率を引き下げていた。その結果、最低責任準備金よりも多い債務を認識している場合には、両者の差額が特別利益として損益計算書に反映されるのである。一方、積立不足が大きく、償却が進んでいない企業が代行返上すると、一括償却した後で返上することになるため、特別損失が発生する恐れがある。

6. 金融商品会計の意義と影響

1999年1月に企業会計審議会から「金融商品に係る会計基準の設定に関する意見書」および「金融商品に係る会計基準」が、2000年1月には会計制度委員会報告として「金融商品に関する実務指針」が、それぞれ公表され、従来の取得原価主義会計に金融商品の時価評価が一部導入されることになった。新会計基準による時価評価には、①内外の投資家がわが国の証券市場への参加を促進させる、②投資家が自己責任において投資の判断とする情報を提供する、③企業経営者が企業の実態に即して経営判断を行なうことのできる情報を提供する、といった効果が期待された。

「金融商品に係る会計基準」は、2000年4月1日以降開始する事業年度から適用された。ただし、「その他有価証券」に関する財務諸表上の時価評価は、2000年4月1日以降開始する事業年度からの先行適用も認められたが、2001年4月1日以降開始する事業年度から強制適用された⁽⁸⁾。会計基準の改正に伴って、商法においても時価評価の導入を中心とした改正が1999年8月13日に行なわれ、2000年4月1日から施行された⁽⁹⁾。また、税制面でも、「法人税法の一部を改正する法律」が2000年4月1日から施行された⁽¹⁰⁾。

それまで金融商品に取得原価主義が適用されていることについては、以下の問題が指摘されてきた。

(i) 含み益による損益の調整

取得原価主義に基づく場合、含み益は貸借対照表に反映されないため、有価証券の含み益は売却を通じて実現させることが可能となり、期間損益を調整できる余地が残されてしまう。

(ii) 含み損の先送り

取得原価主義に基づく場合、一部の含み損以外は貸借対照表に反映されないため、時価の下落が著しくなく回復の可能性があるかと判断されれば、含み損を放置しておくことも許され、損失を先送りする不健全な経営が継続されかねない。

(iii) デリバティブ取引のオフバランス

取得原価主義に基づく場合、多くのデリバティブ取引が貸借対照表に反映されないため、デリバティブ取引が決済されるまでは取引の実態が会計処理に現われてこない。

金融商品は、金融資産、金融負債およびデリバティブに関して締結される契約の総称であり⁽¹⁾、金融資産には、以下のものが含まれる。

- (1) 円貨、外国通貨
- (2) 預金、金銭債権（受取手形、売掛金、貸付金等）、公社債等
- (3) 金銭債権の受領権（債権流動化に伴う譲受人の受領権）、他の企業の持分権の請求権（株式申込証拠金）
- (4) デリバティブ取引により生じた評価益
- (5) 株式、出資証券

また、金融負債には、以下のものがある。

- (1) 金銭債務（支払手形、買掛金、借入金、社債）
- (2) 金銭債権の引渡義務（債権流動化に伴う譲受人の引渡義務）、金銭債務の引渡義務（債権引受に伴う譲受人の引受義務）、他の企業の持分権の引渡義務（有価証券売買に伴う売手側の株式等の引渡義務）
- (3) デリバティブ取引により生じた評価損

金融商品の定義を満たすものについては金融商品会計基準が適用され、金融商品から生じた金融資産または金融負債のうち時価評価すべきものについて、時価があれば時価評価し、時価がなければ取得原価で評価する。現在は時価がないものでも、将来、市場が成立した場合または活発な市場が出現した場合には、その時点から時価評価することになる。ここで、時価とは公正な評価額であり、取引を実行するために必要な知識をもつ自発的な独立第三者の当事者が取引を行なうと想定した場合の取引価額である。換言するならば、金融資産に付すべき時価には、①当該金融資産が市場で取引され、そこで成立している価格がある場合の「市場価格に基づく価額」と、②当該金融資産に市場価格がない場合の「合理的に算定された価額」とがある。

時価評価される金融商品は、以下のように区分される。

- (1) 売買目的有価証券

売買目的有価証券の評価は貸借対照表日の時価によって行なわれ、評価差額は当期の損益として損益計算書に計上される。売買目的有価証券は流動資産に属する有価証券として表示される。時価評価にかかる評価差益相当額については、商法の規定により、配当制限が設けられており、配当可能利益を構成しない。

- (2) その他有価証券

その他有価証券は、「売買目的有価証券、満期保有目的の債券、子会社株式・関連会社株式以外の有価証券」と定義され、その評価は、原則として時価で行われる。原則法である全部資本直入法の場合は、合計額を資本の部に直接計上し、部分資本直入法の場合は、評価差益は資本

の部に、評価差損は当期の損失として処理する。その他の有価証券のうち流動資産に表示される有価証券については、1年以内に満期の到来する有価証券が該当する。それ以外のその他の有価証券は固定資産の「投資その他の資産」区分に計上される。

(3) デリバティブ取引

デリバティブ取引により生じる正味の債権および債務は、時価をもって貸借対照表価額とし、評価差額は、原則として、当期の損益として処理する。

金融商品会計の導入は利益にどのような影響を与えたのであろうか。2002年11月5日に財務省は、企業が保有する株式など金融商品を時価評価に切り替えたことにより、2001年度の企業の税引前利益が6兆円強も目減りした、という試算を公表した。法人企業統計の数値と時価評価など会計制度の変更が与えた影響に関するアンケート調査に基づいて推計した結果によるものである。同調査は、2000年度の全企業の税引前利益は約7兆円であり、2000年度まで3万6千社近くが時価評価を導入し、6兆円強の特別損失が発生した、としている。金融商品の時価評価がなかったと仮定すると、税引前利益は13兆円台半ばに拡大していたことになり、会計制度の変更が企業収益の下押し圧力になったことを示した。

金融商品会計の新基準によれば、受取手形、売掛金、貸付金その他の債権の貸借対照表価額は、取得原価から貸倒見積高に基づいて算定された貸倒引当金を控除した金額とする、と規定されている。この限りにおいては、従来と変わらない。しかし、従来、貸倒見積高の算定方法については具体的な基準がなかったため、実務上は法人税法の法定繰入率を用いることが多かった。しかし、この方法ではとても企業の債権の実態を正しく反映しているとはいえなかった⁽¹²⁾。

貸借対照表に計上されている投資有価証券は、短期売買目的の株式などを除いた有価証券であり、取引関係を維持するために保有している持ち合い株式や子会社及び関連会社の株式、市場価格のない株式などが該当する。子会社株や関連会社株は、売却を目的としていないため、一時的な価格変動を貸借対照表に反映させることは適切でないので、基本的に取得原価で計上される。

株式の持ち合いとは、取引関係の深い企業同士が互いに相手の株式を保有し合うことである。戦後の財閥解体により、いったんは個人投資家による株式保有が増えた。しかし、その後再び企業グループの復活や乗っ取り防止を目的にして、株式の持ち合いが幅広く行われるようになった。

株式の持ち合いについては、従来から以下のような問題点が指摘されてきた。

(i) 見せ金による資本増強

持ち合いが存在すると、貸借対照表の株主資本が水膨れしてしまう。二社が同額を出資し合う場合を想定すると、両社間ではまったく資金の移動が生じないにもかかわらず、この出資額のみで両社の名目上の株主資本は膨らむからである。海外などから、「見せ金による資本増強」と批判される所以はここにある。

(ii) 一般株主への差別

資金移動がないにもかかわらず、両社は相互の議決権を取得することになり、資金を払って株式を購入しない限り議決権を取得できない一般株主を差別している。わが国で個人株主が育たないことの一因は、まさに広く蔓延した持ち合い慣行にあるといっても過言ではない。

(iii) 企業間の癒着

間接金融に頼ることの多いわが国企業にあつては、さまざまな形で銀行を中心とした企業間の癒着を招き、公正な競争を阻害する結果になりかねない。

取得原価主義に基づく従前の会計基準によれば、持ち合いで保有している株式は、その株価が変動しても売却しない限りその変動を財務諸表に反映させる必要はなかった。しかし、2002年3月期決算（中間決算として2001年9月中間決算）からは、持ち合い株式の株価変動を貸借対照表に反映させることが義務付けられた。持ち合い株式のような長期保有を前提とした有価証券については、時価変動に伴う損益をすべてその期の決算に計上することには会計上議論の余地がある。そこで、時価で資産計上する一方で、取得価格と時価との差額の一部は資本の部に計上し、毎期見直す仕組みを取り入れることにした、と考えられる。

実務指針に従うと、時価が取得価格に比べて50%以上下落した場合は、評価損の計上が義務付けられている。しかし、下落幅が30%以上50%未満の場合は、株価の回復可能性を考慮したうえで、企業の判断により損失を計上できるかどうかを決めることになっており、経営者による裁量の余地が残されている。しかし、時価評価することで、含み益のある持ち合い株式を売却して利益をかさ上げする手法が使いにくくなり、資産の含み益に依存した経営を是正する効果は間違えなく期待される。また、株安下では評価損が収益に影響する可能性が高まるため、企業も持ち合い株を保有し続けるリスクを意識するようになる。保有する株式が毎期末の株価で評価され、それが資本を大きく増減させるとなると、株価の下落が企業経営を大きく揺さ振るようになる。企業が持ち合い関係を精査し、意味が薄いと判断した持ち合い株式の売却に動くのは、当然の成り行きである。

ニッセイ基礎研究所の「株式持ち合い状況調査2001年度版」によると、市場全体の持ち合い比率（金額ベース）は、次のように変化している。80年代後半から90年代半ばにかけて17-18%で推移してきたものが、時価評価の導入が決まった97年度には15.1%へ、持ち合い株式への時価評価が決まった98年度には13.3%へ、2001年度には8.9%へと、急速に低下した。また、おおむね15%で推移してきた銀行による安定保有株式の割合は、1998年度に13.7%、99年度に11.3%となり、持ち合い株式への時価評価が適用される直前の2000年度は9.8%となった。1999年度末で10.53%（金額ベース）と9年連続で低下してきたが、低下率は前年と比べて2.69ポイントと最も大きくなっている。株数ベースでも、持ち合い比率は1.20ポイント低下の11.22%となっており、時価評価の導入などをにらみ、銀行と事業会社が持ち合い株式の売却を急いだものと考えられる⁽³⁾。

株価が50%以上下落した場合には、損失を損益計算書に反映する減損処理が求められる。そう

でないならば、保有する株式の含み益と含み損を相殺した後の評価差額は、期間損益に反映させる必要はない。しかし、評価差額は貸借対照表の株主資本に反映させるため、含み損が含み益を上回った企業は株主資本を減らすことになる⁹⁴⁾。

2000年9月29日付けの日本経済新聞は、上場企業が連結ベースで保有している有価証券の含み損益に関する集計結果を報道した。集計対象は3月決算の全国上場企業のうちから金融を除いた1,841社であった。2000年3月期末で含み益から含み損を差し引いた「純含み益」の合計は27兆7,619億円となり、2000年3月期末の株主資本合計の20%に相当することが分かった。これは、有価証券の含み損益が連結で開示された初年度の数値であり、連結決算を作成していない会社は、単独の含み損益が使われていた。わが国企業が必ずしも直接的に本業に結びつかない非事業用資産に巨額を投資していたことを物語る数値であった。

2002年3月期から時価会計がその他有価証券にも適用されるようになると、含み益のある企業では株主資本がその分だけ厚くなり、財務内容は改善することが予想された。その半面、総資産も同様に膨れ上がるため、資産効率の向上に向けて含み益の有効活用を迫られたはずである。連結ベースに基づいた有価証券の含み損益の開示は、企業の連結経営に対する意識を一層高めたと思われる。単独決算では分からなかったグループ全体の資産内容が明らかになり、株価や社債価格付けなど企業の評価に大きな影響を与えることが想定された。

持ち合い株式の時価評価については経団連などの反発から2002年3月期から適用すればよいことになったが、2000年12月9日付けの日本経済新聞は、前倒しで実施する企業がかなりの数に上ったことを報道した。銀行、証券、損保を除く2000年9月中間決算を発表した上場1,925社について適用の状況を見ると、2000年9月中間決算から前倒しで実施した企業が1,306社と、68%にも達したことが明らかになった。9月中間決算が3期ぶりに増収増益になるなど全般に好調で利益水準が高くなった上、時価評価の差額を損益計算書に反映しなくて済むなどの理由によるものと思われる。日本経済新聞社の調査によれば、持ち合い株式の評価差額は合計で7兆800億円のプラスとなり、実施した企業全体の株主資本を6%押し上げている。評価差額がマイナスとなったのは211社に過ぎなかった、と報道されている。

評価益がある場合、売却時に想定される税金（繰延税金負債）を除いた金額を株主資本に算入する。たとえば、100億円の評価益で実効税率が40%なら、40億円が繰延税金負債、60億円が株主資本に入る。一方、資産側では有価証券の帳簿価格に評価益が上乘せされ、総資産はそれだけ膨らむことになる。時価評価で膨らんだ株主資本を有効に使えなければ、株主にとってのリターンの指標であるROEは下がる。持ち合い株式の配当利回りが低く、株価上昇も期待できないことが多い場合、こうした株式の保有を投資家や株主にどう説明するかは、経営者にとって容易ならざる問題となる。持ち合い解消の流れは加速するとの見方が支配的となる所以である。

新基準が適用された後に実施された日本経済新聞社の調査（2002年8月2日付け）では、2002年3月期における上場企業による長期保有株（グループ内の子会社・関連会社を除く）の時価評

価の結果を集計した。調査対象企業は、銀行、証券、保険と新興3市場を除く連結決算を発表している3月本決算の上場企業1,668社であった。株式の含み益と含み損を相殺した評価差額は、3兆9,700億円のプラスとなり、全体では含み益超過となった。個別企業でみると、評価差額がマイナスの企業は610社と、全体の37%を占めた。

さらに、2002年9月中間期では、3月決算企業の約半数で金融機関の持ち合い比率が低下している。一方で自社株買いが活発化し、自社が大株主として登場するケースが相次いでいる。予想通り、持ち合い解消は企業に銀行依存型経営からの脱却を促し、市場重視の経営を迫ることになるであろう。

7. 減損会計の意義と影響

固定資産の含み損を処理させる減損会計が、2005年4月から始まる事業年度から強制適用されることになった。株式などの金融商品については既に時価評価が取り入れられているが、減損会計の対象は無形固定資産を含む固定資産全般に及ぶため、その損失金額は金融商品への時価評価の場合に比べて巨額となることが予想された。

減損会計の導入に際しては、関係各方面の準備作業および企業側の受入れ準備等に対する配慮から、以下の3段階で導入することになった。すなわち、第1段階として、2004年3月31日から2005年3月30日までに終了する事業年度に係る財務諸表および連結財務諸表から適用することが特認され、第2段階として、2004年4月1日以降開始する事業年度から適用することが容認された。そして、最終の第3段階として、前述のように、2005年4月1日以降開始する事業年度から強制適用されることになった。

第1段階である2004年3月期の期末決算からの適用が認められたため、実際にいくつもの企業が義務化を待たずして早期に適用を始めた。EDINETを利用して2004年6月末日までに提出された有価証券報告書を調査したところ、2004年3月期決算企業のうちで減損会計を適用した企業は、少なくとも170社に上っていることが判明した。これら170社のうち、上場企業は139社であり、その内訳は、①全国証券取引所上場の一般事業会社118社、②銀行等金融会社6社、③ジャスダック上場会社14社、④ヘラクレス上場企業1社、であった。これらの企業の業種をみると、建設が最も多く、続いて卸売、電気機器、機械、化学、サービス、という順番になっている。

第2段階にあたる2004年4月1日以降開始する事業年度から早期適用する場合には、中間期の中間財務諸表および中間連結財務諸表についても減損会計基準を適用する必要がある。すなわち、2005年3月期が決算月である場合、減損会計が最初に適用されるのは、2004年9月中間決算からとなった。EDINETによりこれらの企業を検索した結果、少なくとも402社が2004年9月の中間決算において早期に適用していることが判明した。ここでは、上記の第1段階において適用した企業を「早々期適用企業」と呼び、第2段階において適用した企業を「早期適用企業」と呼んで、両者を区別することにする。いずれにしても、適用が義務づけられる以前の段階において

自発的に適用した企業がかなりの数に上ったことは事実である。

バブル崩壊後の長期低迷が続く経済情勢の下で、固定資産の帳簿価額が価値を過大に表示したまま将来に損失が繰り延べられているという疑念が存在し、そのことによって、財務諸表に対する信頼が損なわれていることが指摘されてきた。また、減損に関する処理基準の不備により、裁量的な固定資産の評価減が行われる恐れがあるという見方もあった。

こうした背景のなかで、1999年10月の企業会計審議会総会において「固定資産の会計処理について」が審議事項に取り上げられることになり、同年12月、固定資産の会計処理の検討が開始された。審議内容をより明らかにし、議論を尽くす観点から、2001年7月6日付けで「固定資産の会計処理に関する審議の経過報告」が公表され、続いて、2002年4月19日公表された「固定資産の減損に係る会計基準の設定に関する意見書（公開草案）」に寄せられたパブリック・コメントを踏まえて審議が進められた。こうした経過を経て、2002年8月9日の金融庁企業会計審議会の総会において、「固定資産の減損に係る会計基準の設定に関する意見書」が確定・公表されたのである。

こうした動きに先立って、減損会計の対象となる土地の評価の変更を可能にする法律である「土地再評価法」が、1998年3月31日に議員立法として制定された。長引く不況の中で業績の低迷に苦しむ企業、とりわけ BIS 規制を受ける銀行の自己資本の日減りを土地の含み益によって補填することを可能にするための緊急避難的な措置として導入されたのである。しかし、2001年3月30日の期限切れを目前にして、施行期間がさらに2002年3月31日まで延長されることになり、この期限切れの前の2002年3月期の決算までに、固定資産に計上されている土地に含み損益を抱える多くの企業が土地再評価法を適用したのである。

土地再評価法では、所有するすべての事業用土地を再評価し、再評価差額金を資本の部に直接計上することができたので、古くから所有している土地に含み益がある場合、バブル崩壊後に生じた土地の含み損と相殺することが可能であった。このため、多くの企業では、資本の部を充実させながら、減損会計の導入への対策として、土地再評価法を利用することができたのである。

さらに、建設会社や不動産会社を中心に、2000年に日本公認会計士協会による「販売用不動産等の強制評価減の要否の判断に関する監査上の取扱い」の公表を機に、販売用不動産に含まれる多額の含み損への積極的な取り組みが始まった。この「監査上の取扱い」において、評価減すべきか否かの判断基準や評価減に適用される時価評価の方法等が明示されたことが、結果として実務における強制評価減への積極的な対応を促すことになった。なかには、販売用不動産だけでなく、固定資産のうち含み損のある未稼働不動産等の遊休資産を流動資産に振り替えたうえで、強制評価減を行い、それに係る損失を計上する企業も現れた。

以上の考察から、減損会計が議論されるようになってからその基準が確定されるまでにはかなりの期間があり、企業の側ではその適用を開始するまでの間に事前の準備と対応を行うことが可能であったことが理解される。とりわけ、土地再評価法は、所有するすべての事業用土地を再評

表1-1 一般事業会社（3月決算）の特別損益と有形固定資産 単位：百万円

| 特別損益 | 特別利益 | 特別損失 | 差 額 | 有形固定資産 | 処分益・ 評価益 | 処分損・ 評価損 | 差 額 |
|-------|------------|------------|-------------|--------|-------------|-------------|------------|
| 2000年 | 4,046,431 | 11,156,938 | -7,110,507 | 2000年 | 1,059,105 | 879,896 | 179,209 |
| 2001年 | 8,262,735 | 13,563,273 | -5,300,538 | 2001年 | 994,248 | 1,012,555 | -18,307 |
| 2002年 | 3,129,098 | 12,279,363 | -9,150,265 | 2002年 | 898,655 | 1,912,995 | -1,014,340 |
| 2003年 | 4,688,324 | 8,944,392 | -4,256,068 | 2003年 | 715,301 | 1,662,003 | -946,702 |
| 2004年 | 3,731,635 | 7,018,800 | -3,287,165 | 2004年 | 582,900 | 1,398,680 | -815,780 |
| 合 計 | 23,858,223 | 52,962,766 | -29,104,543 | 合 計 | 4,250,209 | 6,866,129 | -2,615,920 |

表1-2 銀行の特別損益と動産・不動産 単位：百万円

| 特別損益 | 特別利益 | 特別損失 | 差 額 | 動産・不動産 | 処分益 | 処分損 | 差 額 |
|-------|-----------|-----------|----------|--------|---------|---------|----------|
| 2000年 | 1,283,429 | 995,681 | 287,748 | 2000年 | 16,929 | 22,500 | -5,571 |
| 2001年 | 369,558 | 578,133 | -208,575 | 2001年 | 19,229 | 38,873 | -19,644 |
| 2002年 | 255,893 | 508,159 | -252,266 | 2002年 | 38,197 | 140,017 | -101,820 |
| 2003年 | 389,929 | 543,207 | -153,278 | 2003年 | 30,237 | 259,637 | -229,400 |
| 2004年 | 1,015,992 | 657,230 | 358,762 | 2004年 | 27,395 | 293,252 | -265,857 |
| 合 計 | 3,314,801 | 3,282,410 | 32,391 | 合 計 | 131,987 | 754,279 | -622,292 |

価し、再評価差額を資本の部に直接計上することを認めたため、将来導入されることになる減損会計への事前の対応策として利用された。さらには、固定資産をスリム化するために流動資産に振替え、強制評価減を行うことも、事前の対応策として実践された。こうした企業の動きは、減損会計導入時に顕在化する含み損の処理に対し、前倒しに対応を行ったものと考えられる。

表1-1および表1-2に示されているように、3月決算の一般事業会社と銀行について2000年から2004年の会計数値を分析してみると、多額の特別損失が毎年計上され、そのうちのかなりの部分が固定資産の処分・評価損であったことがわかる。

確かに、減損会計が適用される場合、特定の固定資産だけに部分的に適用することは許されず、対象となる固定資産に全面的に適用されるため、単年度の決算では耐え切れないほど損失が巨額になる可能性があった。そこで、前述されたように、導入時のインパクトを緩和するために、企業は、事前にさまざまな対応策をとったのであろう。そうした企業行動を、損失計上の前倒しによる「損失の平準化」と捉えることもできよう。

2004年3月期の決算において減損会計を早々期に適用した170社のうち減損損失を計上した企業は、連結決算で134社あり、単独決算のみで19社あった。連結決算で減損損失を計上した企業のうち18社は、単独決算での計上はなかった。134社が連結決算で計上した減損損失の合計金額は、1兆148億円に上り、単独決算のみの企業の計上額1,793億円を加えると、1兆1,942億円の巨額に達した。そのうち上場企業が2004年3月期に計上した減損損失は、一般事業会社の8,126億円と、銀行・保険等金融の647億円を合わせた8,773億円であった。この金額はかなりの規模であることに相違ないが、同時期に計上された有形固定資産の処分・評価損の合計金額1兆6,919億円はそ

れをはるかに超える金額になっている。減損会計の適用を検討する段階で、将来事業用資産としての使用を断念したものがかなりの金額残っていたことがわかる。

2004年4月1日から始まる事業年度から減損会計を早期適用する場合には、同年9月中間期の中間財務諸表および中間連結財務諸表について減損会計基準を適用する必要がある。EDINETを利用して、2004年9月中間決算を行なった企業について減損会計の適用状況を調査した結果、406社が早期に適用していることが判明した。早期適用企業の406社の中で、一般事業会社は382社、銀行等金融会社は24社であった。これらの企業の中には、既に2004年3月決算で減損会計を適用している企業が7社あった。一般的には、減損会計をいったん適用すれば再度適用しなければならない状況が続いて起るようなことはないように思えるが、M&Aや事業の再編成などによってはそうした状況が起り得るのであろう。

2004年9月中間決算から早期適用した406社のうち、連結決算を行っていない単独決算のみの企業は60社あった。連結に計上された減損損失は1兆5,428億円に上り、単独決算のみに計上された減損損失は542億円であり、合計で1兆5,970億円に達した。早期適用した企業の中には減損損失を計上する必要のなかった企業が、連結決算で49社、単独決算のみで24社あった。連結決算を実施している早期適用企業346社のうち49社が計上の必要がなく、割合は15%であったのに対して、連結決算を実施していない早期適用企業60社のうち40%の24社が計上の必要がなかった。連結決算が義務付けられない規模の比較的小さい企業は、減損会計の対象となる固定資産が少ないことは容易に想像されたことである。また、連結決算では減損損失を計上しながら、本体の単独決算では計上の必要がなかった企業は25社あった。連結子会社の固定資産に減損が生じた企業である。

固定資産への「減損会計の強制適用」は、わが国企業に対していわゆる「負の遺産」の最終処理を迫るものとなった。多くの企業では、減損会計に係る会計基準をめぐる問題が議論されるようになったところから、その対策に動き出していた。多額な含み損を抱える固定資産を保有している企業は、使用総資本利益率を自ずと低下させるため、資産効率を重視する投資家やアナリスト等の外部における会計情報利用者の厳しい評価にさらされる。強制適用が始まる前の段階で適用を始めた企業の中には、むしろ積極的な対応を行うことが企業の評価を高めることになるう、という期待から任意に適用することを決定したところもある。確かに、早々期に適用した企業の財務体質は全体的に改善されており、株主資本利益率が大幅に向上しているのである。

減損の対象となった遊休資産などは、最終的には売却等を通じてキャッシュとして回収されることになろうが、減損により簿価を切り下げた結果、売却損が大きく出ないことになり、売却に向けて支障が小さくなったことも事実であろう。また、資産の圧縮、財務体質の改善が図られたことに加え、所得金額に対する法人税等の納税が一時的に少なくなることによりキャッシュ・フローが増加し、借入金返済を加速することができるという効果も期待される。

しかしながら、減損すると利益が出るようになるため、減損することを求める事業責任者がい

るとしたら、戒められるべきであろう。やはり、固定資産への投資の最終的な評価は、減損会計を適用しない状況を基準として比較されるべきである。減損したことにより資産が小さくなり、経営者とその分のキャッシュ・フローさえ回収すればよいと考えるようであれば、企業価値の創造に結びつく経営など期待できない。減損前までの投資額を回収して初めてその事業の投資回収ができたと考えるべきである。

固定資産への投資は、金額が大きいためばかりでなく、将来の企業活動を拘束するために、経営意思決定の中でも最も慎重にその適切性が検討されるべき問題である。最終的に判断を下す経営者は、固定資産が使用される将来の経営環境を的確に予測し、企業の目的を実現するべく経営資源の最適な利用を図るという観点から、固定資産への投資を決定するはずである。こうした事前の段階における投資経済性の評価が的確に行われた後であっても、投資の経済性は継続的に評価されなければならない。もしも収益性の悪化した固定資産が出てきたならば、収益性の更なる悪化を避けるために、迅速に当該固定資産の利用の再検討を含めた事業構造の再編成を企画しなければならない。場合によっては、撤退を図るという措置も必要になる。こうした弛まぬ経営管理を実践することなしに、企業価値の向上を継続的に図ることはもはや不可能である。したがって、減損会計の適用に際し改めて再確認されるべきことは、投資意思決定を行った事後におけるモニタリングと評価が適切に行われているかということである。

8. 結びに代えて

1999年4月に始まる事業年度から順次に適用が進められてきた会計基準の改定と新設は、欧米の基準との間に存在していた乖離を著しく縮めることになった。しかしながら、それらの適用がいわゆる「失われた10年」といわれる経済の停滞期にあって、低迷から脱しようとしているわが国の企業に対してマイナスの影響を与えるのではないかという危惧もあり、適用の先延ばしを主張する議論も展開された。本章ではその意義と影響についてミクロ的な視点から考察を行ってきたが、以下の章では個別の基準について主に資本市場における影響を実証分析のアプローチから明らかにすることを試みている。

一連の改革は国際的にも評価を得て、いわゆる「レジェンド問題」は解消する方向に向かった。その後の経済の回復状況を観察すると、当時懸念されていた危惧は杞憂であったようにも思われる。それどころか、経済団体の抵抗とは逆に、わが国のなかには早い改革を望んでいた企業もかなり存在していたことを示す現象も見られた。退職給付に係る会計基準の適用が義務とされる1年前にそれを前倒して適用し、積立不足を解消するために損失を計上する企業が現れたし、「持ち合い株式」の時価評価についても、1期前に任意で適用した企業が多く存在した。さらに、固定資産への減損会計の適用については、2期前および1期前に任意で適用を開始した企業の数が多いに上ったのである。

これまでの研究では扱われてこなかったテーマの中に、複数の会計基準を相次いで導入する場

合の順序をどのように決定するかという政策課題がある。個々の会計基準の有効性のみならず、いわゆる「会計ビッグバン」をトータルとして評価する場合、会計基準の適用された順序がどのような影響をもたらしたかを明らかにすることはきわめて興味深いテーマである。わが国においても上場企業のほとんどが多くの子会社をもってグループ経営を行っているという現状を踏まえ、決算といえば連結決算を意味する欧米との基準の調和化を図る上で、キャッシュ・フロー計算書の作成を含む連結財務諸表の改定は最も急がれるべき懸案であったろう。それに続く税効果会計に係る会計基準の適用は、当期純利益を増やす効果をもたらした。わが国の法人税法の下では、将来減算一時差異が将来加算一時差異に比して多額となる傾向があるので、多くの企業において法人税等調整額がマイナスに計上されたためである。さらには、それが過去にさかのぼって適用されたために、適用の初年度において連結剰余金あるいは未処分利益金の増加をもたらし、株主資本を厚くすることに寄与したのである。

ほとんどの企業において積立不足を抱えていた状況から判断して、退職給付に係る会計基準が適用されると、かなりの費用ならびに損失の計上を余儀なくされることは予想された。それは利益を圧迫するばかりではなく、負債に計上される退職給付引当金を増加させる。しかし、同一の期から適用されることになった金融商品の会計基準は、有価証券に含み益をもつ企業についてはそれを吐き出させることによって、退職給付会計がもたらすマイナスの効果を減殺させる有効な手立てとなったはずである。事実、会計基準の適用による利益への影響を開示している企業を調査すると、退職給付会計ではマイナスの、金融商品会計ではプラスの影響を与えている企業の多いことがわかる。一連の会計基準の適用の順序を決定した企業会計審議会がそうした結末を予想していたか否かは定かではないが、より厳密な分析と評価が望まれる重要なテーマであろう。

注

- (1) 子会社は原則としてすべて連結の範囲に含まれるが、支配が一時的であると認められる会社および連結することにより利害関係者の判断を著しく誤らせる恐れのある会社を「連結子会社」から外し、「非連結子会社」とすることができる。しかし、戦略上重要であるなど、質的に重要な子会社は、必ず連結子会社にしなければならないという「質的重要性の基準」と、質的に重要ではなく、一定の形式から判断して量的にも重要でない子会社は、非連結子会社とすることができるという「量的重要性の基準」が適用される。
- (2) 会計上と税務上の処理の違いについては、大きく2つある。第1の永久的差異は、会計上と税務上の差異が永久に解消されないものをいう。交際費の損金不算入額は永久に容認されることがなく、その差異は解消されない。したがって、こうした項目については、「実際に負担する税額」と「本来負担すべき税額」とは等しいので、税効果を認識することはない。第2の一時的差異は、会計と税務の取扱いが異なることにより、ある年に生じた差が将来解消されるものをいう。つまり、会計上と税務上で「タイミング」がずれているに過ぎないために生じる差異である。
- (3) 2002年9月25日付けの日本経済新聞によると、上場企業（金融、新興市場を除く1,645社）の繰延税金資産（連結）は、2001年度に15兆5,924億円と前の期に比べ56%増加した。税効果導入時の1999年度に比べ87%増えている。大手電機や通信、建設など多額の特別損失を出した業種で増加が目立っている。リストラ損失や退職給付関連費用などを有税で引き当てる企業が増えているためであったと考えられる。この前払した税金を予定通り取り戻せたかどうかは、その後の業績次第であった。すなわち、税金を取り戻せるだけの利益を翌期以降に得られたかどうかという点である。赤字やごくわずかな利益しか上げられなければ、税務上、経費と認められた

第1章

- ところで課税所得がマイナスとなり、税負担を軽減する効果は生じないからである。会計監査では収益力が低い場合は、繰延税金資産の計上を認めないケースもある。もし思ったように利益が上げられなければ、積み上がった繰延税金資産は償却を迫られるため、業績の波乱要因となりかねない。
- (4) 1998年度（平成10年度）より2003年度（平成15年度）にわたって20%まで低減された。すなわち、退職給与引当金の税務上の損金算入限度額が40%から20%まで引き下げられたわけである。
 - (5) なお、新会計基準は「確定給付型」の退職金制度を前提とした会計基準であり、将来の給付について拠出後に追加的な負担が生じない「確定拠出型」の退職金制度には適用されない。「確定拠出型」の退職金制度の場合には、拠出額がその年度の退職給付費用となる。
 - (6) 費用処理額を損益計算上のどの区分に計上するかについては、費用処理期間が5年以内であり、かつ、金額的な重要性がある場合ならば、特別損益項目として計上することができるが、それ以外の場合は、経常損益計算に含めて処理しなければならない。
 - (7) 日本経済新聞は、厚生労働省から代行返上の認可を受けた企業年金基金は、2002年8月1日までに86となったことを報じた。さらに、同年9月18日までに137に増え、12月16日時点では246社に上り、全基金数（約1,700）の一割強に達した。
 - (8) 米国財務会計基準審議会（FASB）は、1993年（平成5年）5月に「特定の負債証券及び持分証券への投資の会計処理」を、1998年（平成10年）6月に「デリバティブ及びヘッジ活動に関する会計処理」を公表している。また、国際会計基準委員会（IASB）も、1998年12月に金融商品に係る暫定基準を策定している。
 - (9) 金融商品に関する主な商法改正は、①金銭債権の評価、②社債その他の債券の評価、③株式その他の出資の評価、の3点であった。配当可能利益の計算にあたっては、時価評価を実施したことによる評価益のうち純資産が増加した部分（税効果会計適用後）は控除されることとなった。
 - (10) 金融商品に関する主な税制面での改正は、①有価証券の売買に係る譲渡損益の認識、②有価証券の評価、③デリバティブ取引、④ヘッジ処理、の4点であった。
 - (11) デリバティブ取引には、先物取引、先渡取引、スワップ取引、オプション取引およびこれらに類する取引がある。
 - (12) 新基準は債権を、①一般債権（経営状態に重大な問題が生じていない債務者に対する債権）、②貸倒懸念債権（債務の弁済に重大な問題が生じている債務者に対する債権）、③破産更正債権（実質的に経営破たん陥っている債務者に対する債権）、の3つに区分し、それぞれについて貸倒見積高の算定方法を定めている。こうして評価された債権額は事実上、債権の時価を表わしており、実態をより適切に表示すると考えられる。
 - (13) ニッセイ基礎研究所のホームページ <http://www.nli-research.co.jp/> を参照されたい。
 - (14) より具体的には、以下のように処理される。①簿価に対する時価の下落率が5割以上の場合には、簿価と時価の差額を損失として損益計算書に計上する。②下落率が3割未満の場合には、差額は損益計算書を通さず、貸借対照表にのみ反映する。差額の約4割は、将来の税払い減少分として資産に計上する。③下落率が3割以上5割未満の場合には、個々の企業が合理的な基準を定め、主に①か②の方法で処理する。

（辻 正雄）

第2章

キャッシュ・フロー計算書の 情報内容に関する実証分析

—— 製造業と非製造業の特徴とその影響 ——

1. 研究の背景と目的

2000年3月期より、企業が開示する財務諸表として、キャッシュ・フロー計算書が追加された。開示財務諸表の追加は、財務諸表発行体に対し少なからずコスト負担をもたらす。また、その情報を解釈し利用する受け手にとっても、相応の負担増加となる。コストを費やして公表する以上、本来的には、当該計算書の公表によって、それまでの会計情報からは伝達されなかった情報が提供されるべきである。ところが、営業活動によるキャッシュ・フロー（以下、「営業CF」という）については、既存の主要財務諸表である貸借対照表および損益計算書の数値を基にして推測可能であった。詳細な調整を行うことには手間がかかるかも知れないが、現金支出を伴わない費用のうち大きなウェイトを占める減価償却費、そして現金支出のタイミングを考慮しなくてはならない法人税等の支払額など、主要な項目についてのみ利益数値を加減して営業CFの近似値を求めるだけであれば、それほど困難を伴う作業ではない。財務諸表の主たる利用者として投資家を想定する場合、このような調整は個人投資家でさえも容易に実行可能と思われる。

この状況を前提とすれば、キャッシュ・フロー計算書が、少なくとも投資家にとっての情報内容を有する場面として、以下の2つが挙げられるだろう。まず第1は、減価償却費のような主要な調整項目のみを用いて調整する方法では、営業CFを十分に近似できない場合である。第2には、キャッシュ・フロー計算書における3区分のうち、営業CF以外の2区分、すなわち投資活動によるキャッシュ・フロー（以下、「投資CF」という）と財務活動によるキャッシュ・フロー（以下、「財務CF」という）が追加的な情報内容を有しており、結果としてキャッシュ・フロー情報全体の有用性が高められている場合である。以下では、減価償却費が相対的に大きいため、営業CFの近似がしやすいと思われる製造業に属する企業と、逆の性質を有すると思われる非製造業に属する企業との比較を通じて、この2点について実証的に検証する。

なお、本論文の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、そもそもキャッシュ・フロー計算書が公表を義務付けられるようになった経緯を確認するとともに、従来から公表されていた資金収支表との違いを論じる。第3節では、営業CFの近似可能性の違いを、製造業と非製造業の比較を通じて検証し、仮説を設定する。続く第4節において、実証分析の対象とするモデルとデータを明らかにした上で、第5節で実証分析の結果を基に、業種の違いが投資意思決定におけ

るキャッシュ・フロー情報の有用性の違いに与える影響を明らかにする。最後に、今後の検討課題について第6節で議論する。

2. キャッシュ・フロー計算書の意義

2. 1 キャッシュ・フロー計算書の必要性

近代会計学の発達、発生主義会計の歴史であると言える。すなわち、企業がその営業活動を継続的に営むというゴーイング・コンサーンの仮定の下、どのようにして適正な期間損益計算を行うか、という点に主眼が置かれたのである。企業が有限期間の存在であり、そしてその期間が予測可能な長さであれば、企業の存続期間中に生み出されるキャッシュ・フローと、発生主義会計を用いて計算された会計利益とはほぼ一致するはずである。しかし、ゴーイング・コンサーンを前提とすると、キャッシュ・フローの計算も会計利益の計算も永遠に完了することはなく、何も開示されなくなってしまう。そこで、人為的に期間を区切って計算を行う必要がある。

この場合、現金の収支のみを以って企業の経営成績を測定することは必ずしも懸命とは言えない。その大きな原因は、上述のように人為的に区切られた（比較的短期の）会計期間を超えて生ずる取引が多く存在することにある。例えば、掛取引がこの例である。仕入先からの仕入代金を後日支払ったり、得意先への売上代金を後日回収する、と言った掛取引は、現代社会においてありふれた存在である。また、長期に使用する設備もこの例であろう。このような場合、現金の収支による業績計算は不都合であり、投下資本の増減を、発生した期間に正しく帰属させようとする発生主義会計が必要となった。

ところが、発生主義会計を利用することで、大きく2つの問題が発生した。1つの問題は「勘定合って銭足らず」という言葉の示すとおり、資金繰りに対する言明の欠如である。発生主義会計における要件を満たし、収益として計上されていても、それが現金（または現金同等物）として回収されなければ、仕入代金の支払いや生産設備の拡充に利用することはできない。逆に、前払い費用のように、支出は完了しているが、費用としては未計上となる取引も多い。もう1つの問題は、「キャッシュ・フローは事実であり、会計利益は意見である」という言葉に象徴される、発生主義会計適用上の恣意性の問題である。人為的な区切りである会計期間ごとに損益計算を行うためには、現金の収入と支出を、相応の基準を以って収益と費用に変換しなくてはならず、それには見積もり計算が不可欠である。その際に、経営者の恣意性が介入する恐れがあるので、報告された会計利益には客観性が乏しいとの批判があった。さらに、経済活動のサイクルが短期化し、また経済活動の停滞が長く続いたことも手伝って、掛代金や設備投資の保有リスクが増大した。未回収の債権や、投資した設備から、早期に現金を回収する必要性が生じてきたのである。

これらの問題を克服するため、従来の主要財務諸表である貸借対照表と損益計算書に加え、企業の資金の状態を報告するキャッシュ・フロー計算書が導入されることとなった。米国においては財務会計基準書第95号（1987）においてキャッシュ・フロー計算書の開示が要求され、わが国

でも「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書」(1998)によって2000年3月期からの開示が求められるようになった。また、国際会計基準でも、改訂第7号(1992)によって制度化されている。

2. 2 資金収支表との相違

わが国では、キャッシュ・フロー計算書が公表される以前から、企業の資金情報として資金収支表が開示されてきた。キャッシュ・フロー計算書は、財務諸表外の情報として報告されていた資金収支表に代わり、「貸借対照表及び損益計算書と同様に企業活動全体を対象とする重要な情報を提供するもの」として開示されるようになった(「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書」二 キャッシュ・フロー計算書の位置付け)。資金収支表とキャッシュ・フロー計算書の相違は、大きく以下の2点である。

1点目は資金の範囲である。資金収支表では一時所有の有価証券が資金に含まれていたが、価格変動リスク等を考慮し、キャッシュ・フロー計算書ではこれを含めず、現金および現金同等物に限定することとなった。現金同等物については、「容易に換金可能であり、かつ、価値の変動について僅少なりリスクしか負わない短期投資」とのみ規定(「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準」第二 作成基準)され、具体的に何を含めるかについては経営者の判断に委ねることにし、その内容を注記させることとした。この変更により、投資活動と資金管理活動とを明確に区分した情報が開示されることになった。

2点目は表示区分の問題である。資金収支表では「事業活動に伴う収支」と「資金調達活動に伴う収支」の二区分によっていたが、キャッシュ・フロー計算書では、「営業活動によるキャッシュ・フロー」、「投資活動によるキャッシュ・フロー」及び「財務活動によるキャッシュ・フロー」の三区分で表示することとなった。

「営業活動によるキャッシュ・フロー」には、営業損益計算の対象となった取引のほか、投資活動および財務活動以外の取引によるキャッシュ・フローが、「投資活動によるキャッシュ・フロー」には、固定資産の取得及び売却、現金同等物に含まれない短期投資の取得及び売却等によるキャッシュ・フローが、そして「財務活動によるキャッシュ・フロー」には、資金の調達及び返済によるキャッシュ・フローがそれぞれ記載されることとなった。

このうち、「営業活動によるキャッシュ・フロー」の区分については、主要な取引ごとにキャッシュ・フローを総額表示する方法(直接法)と、税金等調整前当期純利益に非資金損益項目、営業活動に係る資産及び負債の増減、「投資活動によるキャッシュ・フロー」及び「財務活動によるキャッシュ・フロー」の区分に含まれる損益項目を加減して表示する方法(間接法)のうちから選択して継続適用することが定められている。

3. 営業キャッシュ・フローの近似可能性の実体とその影響

前節において、キャッシュ・フロー計算書が開示されるまでの背景を概観した。本節では、新たに開示されることとなったキャッシュ・フロー計算書の情報内容について、従来の財務諸表である貸借対照表と損益計算書に対する増分情報内容の観点から議論することにする。

図表1は、2005年3月末に東京証券取引所第一部および第二部に上場している企業を対象に、償却対象有形固定資産が総資産に占める割合の基本統計量を示したものである⁽¹⁾。

図表1 償却対象有形固定資産が総資産に占める割合

| | 平均 | 標準偏差 | 第一四分位 | 中央値 | 第三四分位 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 製造業 | 0.2013 | 0.0965 | 0.1283 | 0.1893 | 0.2614 |
| 非製造業 | 0.1648 | 0.1627 | 0.0465 | 0.1106 | 0.2294 |

平均および各四分位について、製造業の数値が非製造業のそれを上回っている。なお、両者の分布の差をt検定とWilcoxonの順位和検定を用いて検証したところ、いずれも1%水準で有意な差が認められた。すなわち、製造業と非製造業において減価償却費の多寡にも差があると考えられる。これにより、キャッシュ・フロー計算書が開示される以前から開示されている財務諸表を用いて営業CFを近似する際の容易さの違いが生じていると推測される⁽²⁾。

そこで、主要な項目の調整のみによる営業CFの簡便的な推定値（以下、「推定営業CF」という）と実際に公表された営業CF（以下、「公表営業CF」という）の関連性を確認する。多くの企業が採用している、間接法による営業CFの計算は、税引前当期純利益を基に、現金の支出（収入）を伴わない費用（収益）や、営業活動に属さない活動による収入と支出などについて調整を行う。機関投資家のように、投資意思決定に際して十分な時間と資源を有する場合は、財務諸表の詳細な検討を通じて、より精緻な近似を行うであろうが、投資金額が相対的に小さい個人投資家の場合、そのような作業に見合うだけの投資収益が見込めないため、より簡便的な手法に頼らざるを得ないものと思われる。調整項目中、業種その他にかかわらず大きな金額を占める項目が、減価償却費と、法人税等の支払額である。そこで、本論文では、推定営業CFとして、減価償却費および法人税等の支払額の2項目のみを調整した値を利用することとする。なお、今後の分析において、全てのフロー数値は、その情報が開示された期末の総資産額でデフレートされている。

図表2は、推定営業CFと公表営業CFについて、Pearsonの相関係数を示したものである⁽³⁾。すべての年度において、製造業における相関係数が非製造業における相関係数を上回っている。

図表2 推定営業CFと公表営業CFの相関

| | 2005 | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 全体 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 製造業 | 0.7671 | 0.7038 | 0.6365 | 0.6419 | 0.6685 | 0.6602 | 0.6789 |
| 非製造業 | 0.6204 | 0.5124 | 0.5563 | 0.5724 | 0.5897 | 0.6476 | 0.5752 |

このことは、製造業においては、キャッシュ・フロー計算書が公表されなくとも、既存の財務諸表によって得られる情報に基づいて、公表営業CFに近似する推定営業CFを求めることが比較的容易であったことを示している。この場合、キャッシュ・フロー計算書を通じて営業CFが開示されることによってもたらされる情報内容は僅少となり、営業CFが公表されることの意義は相対的に小さくなってしまう。それでもなおキャッシュ・フロー計算書の公表が正当化されるためには、キャッシュ・フロー計算書の3区分のうち、営業CF以外の2区分に情報内容が存在することが必要である。本論文では製造業と非製造業のそれぞれの特性がキャッシュ・フロー計算書の有用性に与える影響を検証しているため、投資CFと財務CFのうち、製造業と非製造業の差がより顕著に現れる投資CFに着目する。これにより、本論文で検討する1つ目の仮説（対立仮説の形式で記述する、以下同じ）は以下ようになる。

仮説1：製造業に属する企業では、公表営業CFと比較して、投資CFが相対的に大きな情報内容を有する。

一方、非製造業においては、既存の財務諸表を利用して営業CFの近似値を求めることが困難である（少なくとも相応の手間を要する）ので、製造業と比較した場合、キャッシュ・フロー計算書において開示される情報のうち、営業CFがもたらす情報内容が大きくなると考えられる。また、前述のように、非製造業では償却対象有形固定資産の額が小さいため、キャッシュ・フロー計算書において開示される情報のうち、投資CFがもたらす情報内容は、製造業と比較して小さいと考えられる。したがって、キャッシュ・フロー計算書の開示が正当化されるためには、キャッシュ・フロー計算書全体として情報内容を有さなくてはならない。

ここで、投資家が企業価値の算定を目的として会計情報を利用するという仮定の下では、営業活動から得られたキャッシュ・フローから、継続的な営業活動を行うために不可欠であるキャッシュ・フローを差し引いた残額、いわゆるフリー・キャッシュ・フロー（以下、「FCF」という）が重要であろう⁽⁴⁾。図表3は、経常利益とFCFについて、Pearsonの相関係数をまとめたものである。いずれの年度においても、非製造業に属する企業を対象にした相関係数が、製造業に属する企業を対象にした相関係数よりも低くなっている。このことは、非製造業に属する企業において、キャッシュ・フロー計算書の開示が、全体として意義を持つ可能性を示唆している。

図表3 経常利益とFCFの相関

| | 2005 | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 全 体 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 製造業 | 0.2726 | 0.1792 | 0.2303 | 0.3087 | 0.1736 | 0.1738 | 0.2230 |
| 非製造業 | 0.1594 | 0.0426 | 0.1192 | 0.2644 | 0.0626 | 0.1164 | 0.1371 |

このことから、本論文で検討する2つ目の仮説は以下ようになる。

仮説2：非製造業に属する企業では、会計利益と比較して、FCFが追加的に大きな情報内容を有する。

以下では、新たに開示されることになった、わが国におけるキャッシュ・フローのデータを用いて、2つの仮説を実証的に分析することとする。

4. 実証分析のモデルとデータ

4.1 先行研究

キャッシュ・フロー計算書の公表が義務付けられる以前のデータを対象にキャッシュ・フロー情報の有用性を実証的に検証した研究として、藤井・山本（1999）、百合草（2001）、河（2001）などが挙げられる。藤井・山本（1999）は、キャッシュ・フロー・ベースの推定企業価値と、会計利益ベースの推定企業価値との比較を行っている。当時はキャッシュ・フロー計算書の公表が義務付けられる前であったため、様々な方法によって推定されたキャッシュ・フローを用いて分析がなされている。その結果、会計利益ベースの推定企業価値の株価説明力が、キャッシュ・フロー・ベースの推定企業価値の株価説明力を上回ったものの、キャッシュ・フロー・ベースの企業価値推定が完全に否定されたわけではなく、とりわけフリー・キャッシュ・フローに基づく推定企業価値は、ある程度の株価説明力を持つことが示された。また、会計利益とキャッシュ・フローの株価説明力の比較は、Penman and Sougiannis（1998）でも行われており、藤井・山本（1999）とほぼ同様の結果となっている。なお、この2つの研究は、会計利益数値のみを用いて企業価値を推定した場合と、キャッシュ・フロー数値のみを用いて企業価値を推定した場合の、株価説明力の比較を行っている。それに対し、本論文は、会計利益を所与とした上でのキャッシュ・フロー情報の増分情報内容を検証している。

一方、百合草（2001）は、主として資金収支表や、SEC基準キャッシュ・フロー計算書の情報を用いて、その情報内容を検証している。その結果、キャッシュ・フロー情報の有用性を概ね支持するとともに、業種によって、またキャッシュ・フロー計算書上の区分によってその有用性が異なることを明らかにしている。営業CFと株価リターンの関係では、ほとんどの業種においておおよそ正の関係が確認された。一方、投資CFと財務CFについては、業種によって正負の反応が混在する結果となっている。

さらに、河（2001）では、会計利益の構成項目ごとに時系列の予測モデルを推定し、それぞれの情報内容を検証した。その結果、期待外営業キャッシュ・フローに、期待外会計利益や期待外運転資本を超える増分情報内容が存在することを確認した。

これらの研究は、いずれもキャッシュ・フロー計算書の開示が義務付けられるよりも以前のデータを利用しており、利用されたキャッシュ・フロー数値は、あくまで既存の財務諸表から推定された数値である。しかし、とりわけ個人投資家などの投資資金が僅少な投資家を考える場合、

貸借対照表と損益計算書からキャッシュ・フロー数値を詳細に予測することには相応の手間がかかると予想される。本論文では、このような状況を所与とした上で、どのような情報開示が適切であるかを検証することを目的としている。

4. 2 実証分析のモデル

本論文では、キャッシュ・フローの情報内容を検証するために、キャッシュ・フロー情報が公表される1年前にその情報を入手していた場合の超過収益率を基礎とする分析を行う。すなわち、開示されるであろう情報を1年前に入手したと仮定し、ある企業に関して入手した情報がグッド・ニュースであればその企業の株式を購入し、その情報がバッド・ニュースであれば空売りをするという戦略を採用する。分析対象となる全企業のそれぞれについてこの戦略を採用し、全体としてポートフォリオを構築する。そして、実際に情報が開示される1年後に売却または買戻しを行い、ポートフォリオのポジションを解消する。このような投資戦略を採用した場合に、超過的な株式収益率が得られれば、開示された情報に情報内容が存在したと判断することにする。

まず、グッド・ニュースであるかバッド・ニュースであるかは、その前年の数値と比較した大小を用いる、いわゆるナイレブ・モデルに依拠する。利益数値の場合、対前年比増益であればグッド・ニュース、減益であればバッド・ニュースである。

また、超過収益率の算定にあたっては、ポートフォリオ構築時までの60ヶ月の株式収益率を用いて、その株式と市場ポートフォリオとの連動性（ベータ）を推計している。推計されたベータを用いて、期待収益率を算定する。この場合、市場ポートフォリオの期待収益率は、実際の収益率を利用している。この作業を通じ、ポジション保有期間中の市場の動きを除去し、超過収益率が求められる。なお、ここでの分析は、3月末決算企業のみを対象としているので、会計情報が公開される時点として、毎年5月末を仮定している。

以上をまとめると次のようになる。すなわち、ある年の5月末 ($t=0$) にポートフォリオを構築する。この時点で開示されている i 株式に関する会計情報 ($x_{i,0}$) と1年 (12ヶ月) 後に開示される会計情報 ($x_{i,12}$) を比較し、後者が大きければグッド・ニュース、小さければバッド・ニュースと判断し、それに基づいてポートフォリオを構築する。各株式の収益率は以下のように表現される。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$$

ただし、 R_{it} は t 月における i 株式の株価収益率、 R_{mt} は同じく t 月における市場ポートフォリオの収益率、 e_{it} は平均が0である分散 $\sigma_{e_i}^2$ を持つ誤差項である。このとき、この誤差項と市場ポートフォリオとの共分散は0でなければならない。この市場モデルに基づき、推計期間 ($t=-60$ から

t=0) のデータを用いてパラメータの推計値 $\hat{\alpha}_i$ と $\hat{\beta}_i$ を求める。そして、ポートフォリオが解消されるまでの分析期間 (t=0 から t=12) における i 証券の超過収益率 AR_{it} は、推計値 $\hat{\alpha}_i$ と $\hat{\beta}_i$ を利用して、次のように表現される。

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt}$$

最終的に、ポートフォリオ全体の超過収益率は、各株式の超過収益率を平均することで求められる⁽⁵⁾。

例として、2001年5月にポジションを構築する場合を考える。まず、1996年5月から2001年5月までの i 証券の月次株式収益率および市場ポートフォリオの月次収益率を用いて、ベータを推計する。そして、2002年5月に公表されるであろう会計情報を2001年5月時点で知っていたものと仮定し、それがグッド・ニュースである (2001年5月に公表された2001年3月期の会計数値よりも2002年5月に公表される2002年3月期の会計数値のほうが良い) 場合にその株式を買い、バッド・ニュースである場合にその株式を空売りする。そして、2002年5月に売却 (買戻し) した場合の株式収益率から、推計したベータを利用して市場との連動部分を除去した上で、全銘柄について平均する、という流れである⁽⁶⁾。

また、本論文では、キャッシュ・フロー計算書の追加的な情報内容 (増分情報内容) を検証することを目的としている。したがって、1年後の経常利益の増減が既知である場合に、さらに1年後のキャッシュ・フロー情報 (営業CF、投資CF、FCF) の増減を知ることがポートフォリオの超過収益率を増加させるか否かを分析することによって、当該キャッシュ・フロー情報の情報内容の有無を判断する。

4.3 データ

本論文では、2005年3月末日に東京証券取引所第一部および第二部に上場している3月期決算企業のうち、日経業種分類上、銀行・証券・保険・その他金融に属する企業を除いた企業を分析対象とする。これらの企業につき、分析に必要な財務データおよび株価データを日経NEEDS-FinancialQuest から抽出した。財務データは、キャッシュ・フロー計算書の開示が開始された時点である2000年3月期から2005年3月期までを利用する。株価データは、市場モデルのパラメータを推計するためにも必要であるので、1995年5月末から2005年5月末まで各月末の終値を利用する。また、市場ポートフォリオとして、株価と同じ期間の東証株価指数 (TOPIX) を採用する。以上の処理の結果、7,693社・年が分析対象サンプルとなった。年度ごと、業種別のサンプル数が図表4にまとめられている。

図表4 分析対象サンプル数

| | 製造業 | 非製造業 | 合計 |
|------|-------|-------|-------|
| 2000 | 800 | 458 | 1,258 |
| 2001 | 808 | 468 | 1,276 |
| 2002 | 813 | 474 | 1,287 |
| 2003 | 809 | 472 | 1,281 |
| 2004 | 809 | 482 | 1,291 |
| 2005 | 812 | 488 | 1,300 |
| 合計 | 4,851 | 2,842 | 7,693 |

5. 実証分析の結果

5.1 製造業における営業CFと投資CFの比較（仮説1）の分析結果

仮説1は、製造業における営業CFと投資CFのそれぞれの情報内容について比較しようとするものであった。製造業においては、キャッシュ・フロー計算書が公表されなくとも、貸借対照表および損益計算書の数値を用いて営業CFを推測することが比較的容易であることから、キャッシュ・フロー計算書の開示を正当化するためには、営業CF以外の区分に属するキャッシュ・フローが有用である必要があった。本節では、その中から投資CFの有用性を検証することにする。

ここでは、以下の2つのポートフォリオの超過収益率の比較を通じて、このことを明らかにしたい。1つ目のポートフォリオは、経常利益に加えて投資CFの実現値を知っていたとの仮定に基づいて構築されたポートフォリオであり、2つ目のポートフォリオは、各年5月末に、翌年3月期末の経常利益に加えて営業CFの実現値を知っていたとの仮定に基づいて構築されたポートフォリオである。

このとき、経常利益および営業CFは対前年で増加（減少）した場合にグッド・ニュース（バッド・ニュース）とし、投資CFはその逆としている。株価が企業の将来業績を見据えて形成されるという仮定の下では、経営者が有益な投資を行う限り、投資CFの減少（支出の増加）は一般的に株価にプラスの影響を与えるはずである。これは、百合草（2001）の結果と整合している⁽⁷⁾。そのため、1つ目のポートフォリオでは、経常利益が対前年比増益（減益）であり、かつ投資CFが対前年比減少（増加）の企業の株式を購入（空売り）しており、2つ目のポートフォリオでは、経常利益が対前年比増益（減益）であり、かつ営業CFが対前年比増加（減少）の企業の株式を購入（空売り）している。詳細が図表5にまとめられている。

図表6は、2つのポートフォリオから得られた超過収益率と、その差についてまとめたものである⁽⁸⁾。すべての年度（年度はポートフォリオを構築した時点）において、投資CFを用いたポートフォリオから得られる超過収益率が勝っている。それぞれの分布についてWelchのt検定を行ったところ、2001年度を除き、1%水準で有意であった。また、全年度のサンプルを合わせた

図表5 仮説1を検証するポートフォリオの詳細

| ポートフォリオ | 経常利益 | 営業CF | 投資CF | ポジション |
|-----------|------|------|------|-------|
| 経常利益+投資CF | 増益 | — | 減少 | 購入 |
| | 減益 | — | 増加 | 空売り |
| 経常利益+営業CF | 増益 | 増加 | — | 購入 |
| | 減益 | 減少 | — | 空売り |

図表6 製造業における営業CFと投資CFに基づく投資戦略からの超過収益率⁽⁹⁾

| | 経常利益+投資CF | 経常利益+営業CF | 差 |
|------|-----------|-----------|----------|
| 2000 | 0.1440 | 0.0288 | 0.1152** |
| 2001 | 0.0451 | 0.0198 | 0.0253 |
| 2002 | 0.1772 | 0.1006 | 0.0766** |
| 2003 | 0.1592 | 0.0353 | 0.1239** |
| 2004 | 0.1435 | 0.0282 | 0.1153** |
| 全体 | 0.1360 | 0.0432 | 0.0928** |

データを対象に行った分析についても、1%水準で有意な差異が認められた。このことから、製造業において投資CFが有用であるか否かを検証した仮説1は支持され、キャッシュ・フロー計算書以外の財務諸表を利用して、営業CFを推測することが容易である製造業においても、キャッシュ・フロー計算書の開示を義務付けることが正当化された。

5. 2 非製造業におけるFCFの有用性に関する分析（仮説2）の結果

仮説2は、非製造業に属する企業を対象とし、キャッシュ・フロー計算書の有用性を検証しようとするものであった。非製造業においては、製造業と比較して、償却対象有形固定資産が少ないため、既存の財務諸表からキャッシュ・フロー数値を推定することに比較的手間を要するため、キャッシュ・フロー計算書を公表することに対する需要が大きいと考えられる。とりわけ、投資家がキャッシュ・フロー情報を利用して企業価値を推定する際に重要とされるフリー・キャッシュ・フローを開示する意義は大きいと思われるため、フリー・キャッシュ・フロー情報が有する情報内容について検証する。ここでは、前項における分析同様、会計利益数値を所与とした場合の増分情報内容の有無を明らかにする。そこで、経常利益に関する情報（増益または減益）のみに基づいてポートフォリオを形成した場合の超過収益率と、フリー・キャッシュ・フローに関する情報を合わせて利用してポートフォリオを形成した場合の超過収益率とを比較する。ポートフォリオの詳細は図表7に示されている。

分析の結果が図表8に示されている。2003年にポートフォリオを形成した場合を除き、他の各年度および全年度で予想した通りの符号となった。しかし、(逆の符号である2003年を含め)そのいずれもが有意ではない。以上から、非製造業におけるFCFの有用性を分析した仮説2は、帰無仮説が棄却できず、支持されなかった。

図表7 仮説2を検証するポートフォリオの詳細

| ポートフォリオ | 経常利益 | FCF | ポジション |
|----------|------|-----|-------|
| 経常利益+FCF | 増益 | 増加 | 購入 |
| | 減益 | 減少 | 空売り |
| 経常利益 | 増益 | — | 購入 |
| | 減益 | — | 空売り |

図表8 非製造業におけるFCFに基づく投資戦略からの超過収益率

| | 経常利益+FCF | 経常利益 | 差 |
|------|----------|--------|---------|
| 2000 | 0.1704 | 0.1354 | 0.0350 |
| 2001 | 0.0650 | 0.0475 | 0.0175 |
| 2002 | 0.1314 | 0.0951 | 0.0363 |
| 2003 | 0.0832 | 0.1009 | -0.0177 |
| 2004 | 0.1744 | 0.1136 | 0.0608 |
| 全体 | 0.1241 | 0.0985 | 0.0256 |

この原因の一つとして、2つのポートフォリオに含まれる企業の重複割合が高いことが挙げられる。どの年度においても、経常利益が減益となった企業の約8割が、FCFの減少を経験している。この場合、それらの企業の株式については、2つのポートフォリオの双方で空売りのポジションを持つことになり、ポートフォリオ間の差が現れにくいと予想される。また、もう一つの原因として、百合草（2001）が指摘した、業種による情報内容の差異が考えられる。とりわけ、非製造業に属する企業においては、投資CFと株価収益率の関係が一定せず、有意に正の関係を有する業種と、有意に負の関係を有する業種が混在していることが指摘されている。今後、より細かい業種区分を用いるなどの改善が必要と思われる。

6. 分析結果のまとめと今後の課題

本論文の目的は、キャッシュ・フロー計算書の情報内容について、業種の特性の違いが与える影響を明らかにすることであった。理論的には、キャッシュ・フロー計算書が公表されずとも、貸借対照表と損益計算書を用いることによって、営業CFを推定することが可能である。この場合、キャッシュ・フロー計算書の公表が正当化されるためには、営業CFの推定が困難であることが確認されるか、営業CF以外の区分の有用性が示される必要があるだろう。本論文では、大きく製造業と非製造業に分け、営業CFの推定の容易性の違いが、キャッシュ・フロー計算書の有用性にどのような影響をもたらすかを実証的に検証した。

まず、会計利益を営業CFに調整するための項目のうち、減価償却費など主要な項目の占める割合が大きく、既存の財務諸表からの情報を利用しても、営業CFの推定が比較的容易であると考えられる製造業では、将来の企業業績予測の布石となる投資CFに関する情報が営業CFに関する情報よりも有用であるという仮説1について検討した。その結果、分析対象とした5年度の

うち、1年度についてのみ統計的有意性が検出されなかったものの、すべての年度において、経常利益と投資CFを利用した投資戦略からの超過収益率が、経常利益と営業CFを利用した投資戦略からの超過収益率を上回り、仮説1は支持された。

一方、非製造業においては、既存の財務諸表からの推定が困難な営業CF情報は有用であると考えられるものの、償却対象有形固定資産が少ないため、投資CF情報の有用性は低いものと思われた。そのため、キャッシュ・フロー計算書全体の情報有用性を検証すべく、FCF情報の持つ有用性を検証した(仮説2)。その結果、分析対象とした5年度のうち、4年度において、経常利益のみを利用した投資戦略からの超過収益率が、経常利益とFCFを利用した投資戦略からの超過収益率を上回ったものの、統計的有意性を確認することができず、仮説2は支持されなかった。

これらの分析においては、いくつかの改善すべき点が存在する。まずは、ポートフォリオ構築の基準とした、将来利益、将来CFに関するグッド・ニュースとバッド・ニュースの区分に関する問題である。本論文では対前期比を利用するナイーブ・モデルに依拠したが、時系列モデルによる推計を行うなど、投資家の期待外部分を抽出する精度を高める必要があるだろう。また、株式の超過収益率の計算を行う際に、市場モデルを用いたことも、改善の余地が残されている。市場ポートフォリオとの共変動性(ベータ)が年度によって大きく変化する企業も存在していることも、その問題点を浮き彫りにしている。

さらに、本論文では製造業と非製造業という大きな区分による分析を行ったが、同じ区分に属する企業でも、市場の期待形成において投資CFの持つ意義や、固定資産の保有比率などに大きな違いがあり、それらの差異が会計情報の有用性に与える影響を理論的に検討した上で、より詳細な分類に基づく検証が必要であると考えられる。以上を今後の課題としたい。

注

- (1) 日経業種分類上、銀行・証券・保険・その他金融に属する企業を除いた企業が対象である。サンプル数は製造業926社、非製造業675社、計1,601社である。
- (2) 所有している償却対象有形固定資産の耐用年数に相違がある場合、償却対象有形固定資産の金額と減価償却費との正の関係が崩れてしまう可能性がある。
- (3) 外れ値の影響を除去するため、年度ごとに変数の上下5%ずつをカットする処理を行っている。
- (4) FCFは、営業CF(の純収入額)から投資CF(の純支出額)を差し引いた残額として表現される。しかし、キャッシュ・フロー計算書では、収入額が正、支出額が負として記載されるので、実際には営業CF(の純収入額)に投資CF(の純収入額)を加算することでFCFが算定される。
- (5) 実際の分析にあたっては、グッド・ニュースと判断される株式とバッド・ニュースと判断される株式の数が異なるため、初期投資額をゼロとするために、それぞれの投資比率を調整する処理を行っている。
- (6) 以下の結果は、各株式の超過収益率の単純平均または中央値を示している。したがって、ポートフォリオとして、いわゆるゼロベータ・ポートフォリオになっているわけではない。
- (7) 百合草(2001)は業種によって反応の違いがあることを指摘している。しかし、全業種を対象にした場合、および製造業に属する全業種を対象にした場合は、いずれも投資CFと株価収益率との間のマイナスの関係が確認されている。
- (8) これ以後の分析においては外れ値の除去を行っていない。これは、ポートフォリオを構築する時点では、外れ値であるかどうか未知だからである。この場合、平均値を比較することは、必ずしも適切でない可能性が

あるが、中央値について検定を行った場合も、ほぼ同様の結果となっている。

- (9) 検定の結果、5%水準で有意であったものに*印を、1%水準で有意であったものに**印を付している。以後の図表においても同様である。

(大鹿 智基)

第3章

連結財務諸表の情報の優位性に関する分析

1. はじめに

わが国では、新連結財務諸表原則（以下、新原則とする）により、2000年3月期決算から、決算情報の開示は従来の単独決算主体から連結決算主体に変更された。このような変化の背景には、日本企業の多角化・国際化が急速に進展する等の環境の著しい変化に伴い、企業集団の抱えるリスクとリターンを的確に判断していくために、連結決算情報に対するニーズが一段と高まっていたことがあると言えよう。よって、単独決算における会計情報と比較して、連結決算における会計情報の有用性が近年高まっている可能性が考えられる。

そこで、本研究では、単独決算情報と比較して、連結決算情報の有用性が近年高まっているのか、特に新原則施行後における連結決算情報の有用性が高まっているのかどうかについて、単独決算情報と連結決算情報のいずれが企業価値との関連性（value relevance）が高いかという比較により、検証を行うこととする。

2. 連結財務諸表制度の変革

そもそも、連結財務諸表とは、企業集団を構成する法実態別の個々の財務諸表を結合して、個別財務諸表（単独財務諸表）だけでは表せない企業集団の財政状態・経営成績などの事業業績の総合的な報告を目的として作成されるものであり、証券取引法に期待される情報提供機能の遂行を主としている⁽¹⁾。この制度は、1975年6月に大蔵省・企業会計審議会が公表した「連結財務諸表の制度化に関する意見書」に基づき、1977年4月以降に開始する事業年度から導入された。以後、連結財務諸表制度は、持分法の強制適用、連結財務諸表の有価証券報告書本体への組み入れなど、情報提供機能において様々な充実・見直しが図られてきた。このような流れにもかかわらず、わが国のディスクロージャー制度における基本財務諸表は依然として個別財務諸表のままであった。

しかしながら、1995年10月の企業会計審議会の総会において、「連結財務諸表を巡る諸問題」について審議事項とし、1996年末をめどに結論を出すことが決定された。このような変化がおきたのは、近年、企業外部の情報利用者（投資家やその他の利害関係者）が企業集団として展開される事業活動のグローバル化・多角化の実態を把握するための情報として、または企業内部の情報利用者（経営者）が企業集団ベースでの経営戦略樹立とその成果の評価に必要な不可欠な情報を提供する手段として、連結財務諸表の重要性が高まっていたことが背景にあったと言えよう。また、

海外で資金調達している企業において、海外投資家の主たる関心が連結財務諸表に向けられていることも背景にあったと言えよう。

以上のような経過の後、企業会計審議会は、1997年6月に「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」を公表した。これにより、改訂された連結財務諸表原則が2000年3月期決算から本格的に施行されることになった。この新原則の下では、有価証券報告書および有価証券届出書における記載順序が個別・連結から連結・個別の順序に変更され、「営業の状況」や「設備の状況」のような財務諸表に付随する情報の記載が単独ベースから連結ベースに変更されるなど、決算情報の開示が連結決算主体となった。ゆえに、連結財務諸表の情報提供機能は、従来に比べてさらに増大していることが考えられる。特に、新原則が施行された2000年3月期決算以後は、それ以前に比べて、単独決算情報と比較した連結決算情報の有用性が、新原則施行前に比べてより高まっていることが考えられる。

3. 連結決算情報と単独決算情報の企業価値関連性の検証

本研究では、最初に述べたように、単独決算情報と比較して、連結決算情報の有用性が近年高まっているかどうかについて、単独決算情報と連結決算情報のいずれの企業価値関連性が高いかという比較をすることで、検証を行う。また、新原則施行後における連結ベースの情報開示が施行前よりも充実していることから、新原則施行後における単独決算情報と比較したときの連結決算情報の有用性が、新原則施行前に比べて拡大しているかどうか、単独決算情報と連結決算情報のいずれの企業価値関連性が高いかという比較により、検証を行うこととする。これらの検証は、実際の財務データを用いて実証的に行われる。以下では、この検証におけるアプローチと分析に用いるモデルについて、述べることとする。

3. 1 株価モデル

単独・連結決算情報の有用性を検証するためのアプローチの一つとしては、単独決算情報ならびに連結決算情報の株価に対する説明力、すなわち企業価値関連性についてそれぞれ分析し、単独決算情報と連結決算情報のどちらを市場が有益な情報として評価しているかを見ていくという手法があげられる⁽²⁾。このような会計情報の企業価値関連性を検証するモデルとしては、以下の式で表される「株価モデル」が用いられている。

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

この式の P_t は t 期の株価、 B_t は t 期の1株当たり純資産簿価、 X_t は t 期の1株当たり当期利益、 α_0 は定数項、 ε_t は誤差項を表す。Barth et al. (2001)によると、このモデルは会計情報の企業価値関連性に関する研究において現在最も頻繁に使われ普及しているモデルとされる。そして、この(1)式の株価モデルは、近年その有用性の高さから注目されている、Ohlson (1995)の主張に

よる以下の企業価値評価モデルを理論的根拠にしている。

$$V_t = b_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t[x_{t+\tau}^a]}{(1+r)^\tau} \quad (2)$$

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1t+1} \quad 0 \leq \omega < 1 \quad (3)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2t+1} \quad 0 \leq \gamma < 1 \quad (4)$$

V_t は t 時点の企業価値（株主価値）、 b_t は t 時点の純資産簿価、 x_t^a は $t-1$ 時点の純資産簿価 (b_{t-1}) に株主資本コスト (r) をかけ合わせたものを t 時点の当期利益 (x_t) から控除してもとめられる「異常利益」、 $E_t[\cdot]$ は t 時点における期待オペレーターを表す。このモデルでは、 t 時点の純資産簿価 (b_t) は、 $t-1$ 時点の純資産簿価に t 時点の当期利益 (x_t) を加えたものから t 時点の配当 (d_t) を差引いた額に等しいという、クリーン・サープラス関係 ($b_t = b_{t-1} + x_t - d_t$) を前提としている。また、(3) 式と (4) 式は異常利益の確率過程を表す仮定で、線形情報ダイナミクス (Linear Information Dynamics: 以下、LID と略す) の仮定と呼ばれる。この仮定では、 v_t は t 時点における異常利益以外の「その他の情報」とされ、 ω と γ はそれぞれ異常利益または「その他の情報」の次年度への影響の大きさ（持続性）を表している。このモデルにより、企業に対する株式市場の評価、すなわち株価は、純資産簿価と当期利益により説明されるということが導かれたのである。

しかしながら Ohlson (1995) は、(3) 式と (4) 式の ω と γ 、株主資本コスト、当期の純資産簿価や異常利益、現時点で入手可能なその他の情報を用いれば、将来の予測を行うことなく当期の情報だけで企業価値が推定できるとしている。この企業価値は、以下のように表される。

$$V_t = (1-k)b_t + k(\varphi x_t - d_t) + \alpha_2 v_t \quad (5)$$

$$k = \frac{r\omega}{(1+r-\omega)}, \quad \varphi = \frac{(1+r)}{r}, \quad \alpha_2 = \frac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$$

この式から、(1) 式の株価モデルは、LID を基礎としているが、その他の情報を無視したモデルであると言える。このように、その他の情報を考慮しないことが従来の実証研究では多い。そこで、その他の情報を考慮した株価モデルについて、次に述べてみることにしたい。

3. 2 Ohlson (2001) に基づく株価モデル

Ohlson (2001) 並びに Dechow et al. (1999) は、その他の情報を、予想利益を用いて合理的に算定する手法を、以下のように示した。

まず、 f_t と f_t^a は、 t 時点における $t+1$ 期の予想利益、予想異常利益をそれぞれ表すと仮定する。また、 f_t は t 時点における $t+1$ 期の期待利益に等しく、 $f_t \equiv E_t[x_{t+1}]$ と仮定する。このとき、 f_t^a は異常利益の定義に従い、以下のように表せる。

$$E_t[x_{t+1}^a] \equiv f_1^a = f_t - rb_t \quad (6)$$

この式を、(3)式の両辺に期待値を取ったものに代入すると、その他の情報 v_t は、以下のように表せることになる。

$$v_t = f_t^a - ax_t^a \quad (7)$$

このように、その他の情報を合理的に算定できることにより、企業価値 (V_t) は、以下のように(5)式を変換して示せるとした。

$$V_t = \delta_1 b_t + \delta_2 (\varphi x_t - d_t) + \delta_3 (r^{-1} f_t) \quad (8)$$

$$\varphi = \frac{(1+r)}{r}, \quad \delta_1 = \frac{(1+r)(1-\omega)(1-\gamma)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}, \quad \delta_2 = \frac{-r\omega\gamma}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}, \quad \delta_3 = \frac{r(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$$

よって、純資産簿価、当期利益、予想利益の3つの変数により企業価値が表されることとなり、以下の(9)式の株価モデルが導出される。なお、 F_t は t 期における1株当たりの $t+1$ 期の予想利益を表している。

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 X_t + \alpha_3 F_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

以上のことから、(9)式はLIDにおけるその他の情報を考慮したモデルといえる。この式における予想利益としては、アナリストが公表するアナリスト予想利益と、企業が公表する経営者予想利益をあげることができる。ゆえに、(9)式は t 期における1株当たりのアナリスト予想利益を AF_t 、 t 期における1株当たりの経営者予想利益を MF_t として、以下の(10)式、(11)式に書き換えることが出来る。

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 X_t + \alpha_3 AF_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 X_t + \alpha_3 MF_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

太田(2002)は、 F_t の代理変数として1株当たりの経営者予想利益を用いた(11)式の株価モデルによって、1979年から1999年までの各年の(明記はされていないが)単独決算データに対して分析を行った。その結果、(11)式の株価モデルは(1)式の株価モデルよりも説明力が高く、かつ当期利益の回帰係数が負で有意または有意でない年がかなりあることが導き出されている⁽³⁾。次節では、(1)式やこれを変形したモデルにより、連結決算情報の企業価値関連性を検証した先行研究についてふれることとする。

4. 先行研究

今まで述べてきた(1)式の株価モデルまたはこれを変形したモデルを用いた企業価値関連性に

関する実証研究は、内外で多く行われている。日本においては、井上（1998）、薄井（1999）、石川（2000a）、山地（2000a）、太田（2002）などにより、会計情報の企業価値関連性の検証が行われている。このうち、単独決算情報と連結決算情報の企業価値関連性について比較を行った、井上（1998）、石川（2000）、山地（2000a）、山形・國村（2003）について、以下述べていくこととしたい。

4. 1 井上（1998）

井上（1998）は、単独決算情報と連結決算情報の企業価値関連性を検証するため、(1)式を変形させ、1株当たり当期利益の代わりにt期の当期利益が今後4期間発生すると仮定して計算された1株当たり予想異常利益を用いたモデルにより、年度別の分析を行った。この分析は、1990年から1997年までの間に、東京証券取引所第1部に上場し、日本基準に従って個別・連結財務諸表を共に公表している3月決算企業に対し行われた。なお、純資産簿価がゼロまたは負である企業、分析に際して影響力があまりにも強すぎ、結果をゆがめてしまう一株当たり10万円以上の株価をつけている企業は除かれている。

分析の結果、1995年3月期以降は、連結決算情報の株価説明力が若干ではあるが単独決算情報よりも高いことが導き出された。このことから、バブル経済崩壊後の景気停滞によって、単独決算情報よりも連結決算情報の方が、企業の実態をよりよく反映している状況が生じていると、井上（1998）は結論付けている。

4. 2 石川（2000）

石川（2000）は、単独決算情報と連結決算情報のいずれが、企業価値関連性が高いかを検証するため、(1)式を変形させた株価モデルにより年度別の分析を行った。このモデルでは、(1)式の1株当たり当期利益の代わりに、異常利益自体がランダムウォークに従うと仮定して、経営者の次期利益予測値を用いて算定された1株当たり割引期待異常利益を用いている。なお、次期の期待異常利益が負の場合には、企業価値自体が極端な負の値になる場合もありうるので、次期より先の期間の期待異常利益は予測不可能とみなしゼロとしている。また、連結と単独の株価水準に対する説明力の差異の検出が容易であり、連結決算情報と単独決算情報との情報内容が大きく異なると考えられる企業を「連単乖離サンプル」とし、同様の手法で分析を行っている。この「連単乖離サンプル」は、 $[\mid 1株当たり連結純資産簿価 - 1株当たり単独純資産簿価 \mid / 株価]$ の上位1/3または $[\mid 1株当たり連結経営者予想利益 - 1株当たり単独経営者予想利益 \mid / 株価]$ の上位1/3のいずれにも該当する企業である。

以上の分析は、東京証券取引所第1部上場企業の1984年から1998年までの（金融・保険業を除く）3月決算企業であり、日本経済新聞紙上に単独決算情報・連結財務諸表が共に公表され、かつ次期に関する経営者の予測情報が併記されている、当期及び時期において決算期の変更がなさ

れていない、単独と連結の純資産簿価がいずれもプラスであることなどの条件を満たす企業に対し行われた。最終的なサンプル数は、8,465社一年となっている。

分析の結果、全体サンプルでは1994年以降、連単乖離サンプルにおいては1994年を除いて、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力が高くなっていた。また、1994年以外の連結決算情報と単独決算情報との間の株価説明力の差異は、全体サンプルよりも連単乖離サンプルの方が上回っていた。これらのことから、特に単独決算情報と連結決算情報との情報内容が大きく異なる企業では、単独決算情報よりも連結決算情報のほうが株価との関連性が強いと、石川（2000）は結論付けている。

4. 3 山地（2000a）

山地（2000a）は、単独決算情報と比べて、連結決算情報の企業価値関連性が近年高まっているかどうかを検証するため、(1)式の株価モデルを用いて検証を行った⁽⁴⁾。この分析は、1990年3月から1998年3月にわたって、東京証券取引所第1部に連続して上場しており（金融・証券・保険業を除く）、連結財務諸表を公表している3月決算企業（事業年度が12ヶ月未満の企業及び決算期の変更をしている企業は除外）に対し行われた。最終的なサンプル数は、各変数について平均値から標準偏差の3倍以上（以下）の観測値を異常値として除外した後の500社、計4,500社一年となっている。

分析の結果、1990年から1998年までのプールデータでは、連結決算情報と単独決算情報との間の株価説明力の差異は顕著でないことが判明した。また、年度別の分析においては、1994年までは単独決算情報の株価説明力の方が連結決算情報よりもわずかに高く、1996年以降は連結決算情報の株価説明力の方が単独決算情報よりもわずかに高くなっているという結果が導かれた。これらの結果について、山地（2000a）は、証券監督者国際機構（IOSCO）と国際会計基準委員会（IASC）の合意がなされた1995年7月以降、会計基準の国際的調和が高まり、単独決算情報より連結決算情報が企業の実態をよく反映するようになったことを示すとしている。

4. 4 山形・國村（2003）

山形・國村（2003）は、単独決算情報と比べて、連結決算情報の企業価値関連性が近年高まっているかどうかを検証するため、(1)式を変形させ、1株当たり純資産簿価と1株当たり経常利益を説明変数とした「簿価自己資本及び利益モデル1」、1株当たり純資産簿価と1株当たり特別損益控除前利益を説明変数とした「簿価自己資本及び利益モデル2」により分析を行っている。また、市場調整リターンを、1株当たり経常利益を期首株価で割った値と1株当たり経常利益を期首株価で割った値の変化率で回帰する「利益モデル1」と、市場調整リターンを、1株当たり特別損益控除前利益を期首株価で割った値と1株当たり特別損益控除前利益を期首株価で割った値の変化率で回帰する「利益モデル2」も用いている。これらのモデルを用いた分析は、サンプル

全体だけでなく、分析期間の各年度において連単倍率が上位1/3のサンプルと下位1/3のサンプルに対しても行われている。

以上の分析が行われるサンプルは、東京証券取引所第1部上場企業のうち、製造業に含まれ、1984年から2000年までの3月期決算企業である。ここから、モデルの各変数の両端各0.5%を除外するなどを行った結果、最終的な全体サンプル数は7,073社・年となり、利益モデルを推定する際のサンプル数は6,417一年となっている。

分析の結果、全体サンプルにおいては、1997年以降連結会計情報の説明力が単独決算情報を上回るという結果が得られた。このように1997年から連結情報が相対的に高い説明力を有することになった原因について、山形・國村（2003）は、1997年に企業会計審議会が「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」を公表するなどの、制度変更による影響が現れていると指摘している。また、連単倍率を用いた分析では、下位1/3のサンプルでやや単独決算情報のほうが優位な結果が得られたのに対し、上位1/3のサンプルでは1997年度以降連結決算情報のほうが優位となり、全体サンプルでの結果を強固とするものとなった。

加えて、4つのモデルにおける、単独決算情報に基づく場合と連結決算情報に基づく場合の双方の自由度調整済決定係数 $Adj - R^2$ の差異を、分析の年数に対応した変数（1984年なら1、2000年なら17となる）で回帰するモデルを推定した⁽⁵⁾。その上で、1986年から1999年までの14年間にわたって繰り返し推定による Chow テストを行った。その結果、全体サンプルにおける利益モデル1と連単倍率上位1/3のサンプルにおける簿価自己資本及び利益モデル1において、1997年に優位な結果が示された。この結果からも、1997年以降投資家が連結決算情報を重視している傾向が読み取れると指摘されている。

5. 単独決算と連結決算の情報内容が乖離したサンプルの抽出

本研究では、連結決算情報の企業価値関連性を検証する上で、全体サンプルのみならず、単独決算情報と大きく乖離した連結決算情報を公表しているサンプルと、単独と連結の決算情報の情報内容の乖離が小さい（連結決算情報が新情報を含まない）と考えられるサンプルに対しても分析を行うこととする。このような分析を行うのは、石川（2000）などから、サンプルとする企業全体に対する分析だけでは、連結決算情報と単独決算情報との相関が非常に高く、連結と単独の株価水準に対する説明力の差異の検出が非常に困難なことが考えられるためである。つまり、単独決算情報と連結決算情報のいずれの企業価値関連性が高いかという判別を明確化するために、単独決算情報と連結決算情報の情報内容が大きく異なるサンプルに対しても分析を行うのである。

以下では、従来の単独決算情報と連結決算情報の企業価値関連性に関する検証ではほとんど用いられていない、単独決算情報と大きく乖離した連結決算情報を公表しているサンプルと、単独と連結の決算情報の情報内容の乖離が小さい（連結決算情報が新情報を含まない）と考えられる

サンプルについての抽出基準を示すこととする。

5. 1 連単比率に基づくサンプル抽出

そもそも、連結決算情報が公表された場合、新情報として受け止められるのは、連結決算の内容と単独決算の内容が大きく異なる場合である。これを表す指標としては、「連単差額」があげられる。連単差額とは、末政（1996）によれば、「親会社の単独財務諸表の特定項目数値を、それに関連する連結財務諸表項目数値より差引きその金額を求めたもの」である。そこで、本研究では、この連単差額を用いた、単独決算情報を所与として連結決算情報が追加的な情報をどれくらい提供しているかを表す比率として、石塚・河（1989）の手法に基づき計算された比率を用いることとする⁽⁶⁾。この比率を、「連単比率」と呼ぶことにする。本研究では、連単比率を以下のように各変数において計算する。

$$\text{純資産簿価の連単比率} = (\text{連結純資産簿価} - \text{単独純資産簿価}) \div |\text{単独純資産簿価}| \quad (12)$$

$$\text{当期利益の連単比率} = (\text{連結当期利益} - \text{単独当期利益}) \div |\text{単独当期利益}| \quad (13)$$

アナリスト予想利益の連単比率

$$= (\text{アナリスト連結予想利益} - \text{アナリスト単独予想利益}) \div |\text{アナリスト単独予想利益}| \quad (14)$$

経営者予想利益の連単比率

$$= (\text{経営者連結予想利益} - \text{経営者単独予想利益}) \div |\text{経営者単独予想利益}| \quad (15)$$

(12)式、(13)式、(14)式、(15)式の純資産簿価、当期利益、アナリスト予想利益、経営者予想利益は、1株当たりの値である。このように連単差額を単独決算数値で割るのは、連単差額を基準として企業を抽出した場合、親会社自体の規模が大きい企業が選択される可能性が存在するためである。

以上のような連単比率の上位または下位に該当するサンプルでは、単独決算情報と連結決算情報との情報内容が大きく異なり、連結決算情報の公表がかなり大きい情報効果を持っていることが考えられる。このため、各変数の連単比率がいずれもサンプル全体の上位ないし下位の範囲にあるサンプルを年度ごとに抽出し、全体サンプルに対する分析手法と同じ方法を適用する。(1)式を用いる場合は、(12)式または(13)式の連単比率がいずれもサンプル全体の上位ないし下位の範囲にある企業に対し分析を行うこととする。(10)式を用いる場合は、(12)式、(13)式、(14)式の連単比率が、(11)式を用いる場合は、(12)式、(13)式、(15)式の連単比率がいずれもサンプル全体の上位ないし下位の範囲にある企業に対し分析を行うこととする。ただし、分母の単独決算数値が

0のサンプルは連単比率を算定できないとして除外される。このような方法で絞り込まれたサンプルを、本研究では「連単乖離サンプル」と呼ぶこととする。

5.2 連単近似サンプルの抽出

本研究では、単独と連結の決算情報の情報内容の乖離が小さく、連結決算情報が新情報を含まないと考えられるサンプルを5.1の基準に基づき抽出して、あわせて分析を行う⁽⁷⁾。この分析を行うのは、単独と連結の決算情報の情報内容の乖離が小さいサンプルにおいて、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性が低いことが判明すれば、連結決算情報が新情報を含むと考えられるサンプルの分析結果を反証的に補強できると考えられるためである。

このような単独決算と連結決算の情報内容の乖離が小さいサンプルとしては、年度ごとに5.1の基準で抽出されなかったサンプルを用いることとする。ゆえに、(1)式で分析を行う場合は、(12)式、(13)式の連単比率がいずれもサンプル全体の中で上位ないし下位の範囲にはない企業が、(10)式で分析を行う場合は、(12)式、(13)式、(14)式の連単比率がいずれもサンプル全体の中で上位ないし下位の範囲にはない企業が、(11)式で分析を行う場合は、(12)式、(13)式、(15)式の連単比率がいずれもサンプル全体の中で上位ないし下位の範囲にはない企業が、単独決算と連結決算の情報内容の乖離が小さいサンプルとなる。

以上の手法で抽出されたサンプルを、石川(2000)にならい「連単近似サンプル」と呼ぶこととする。この連単近似サンプルに対し、全体サンプルや連単乖離サンプルに対する分析手法と同じ方法を適用して、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性を検証する。

6. リサーチ・デザイン

6.1 分析手法

まず、本研究では、単独・連結について共通の(分析対象とした)サンプル全体に対し、単独決算・連結決算データをもとに(1)式、(10)式、(11)式をそれぞれ推定した場合の自由度調整済決定係数 $Adj-R^2$ を比較することを行う。この $Adj-R^2$ の比較により、単独決算情報と連結決算情報のどちらが株価を説明しているか、すなわちどちらの企業価値関連性が高いかが示されることになる。なお、(10)式と(11)式を分析モデルとして用いるのは、(10)式と(11)式が、(1)式では無視されているLIDにおけるその他の情報を考慮していることを理由としている。

次に、同様な分析を、連単乖離サンプルや連単近似サンプルに対しても行う。これらの分析結果と、全体サンプルに対する分析結果を比較し、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性について検証を行うこととする。さらに、新原則が施行された1999年度(2000年度3月期決算)からの、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性についても検証を行うこととする。

以上のような検証は、新原則施行時などを境にしてサンプルをプールしたものに対して行われ

る。このプール・サンプルに対する分析では、(1)式、(10)式、(11)式に年度ダミー変数を入れて分析を行う。そして、分析を行う期間は、1984年度（1985年3月期決算）から2001年度（2002年3月期決算）までの18年間とする。

なお、(10)式と(11)式を用いた分析では、当期利益とアナリスト予想利益または経営者予想利益との間に強い相関が存在し、これに伴う多重共線性の問題が存在する可能性が考えられる。そのため、説明変数間の共線性の程度を検証する Variance-Inflation Factor（以下、VIF とする）を算定する。VIF とは、ある一つの説明変数とそれ以外のすべての説明変数との相関の程度を表しており、Kennedy（1998）によると、 $VIF > 10$ ならば多重共線性が存在するとされる。

6. 2 データ

分析対象は、1984年度から2001年度の各年度において東京証券取引所または大阪証券取引所に上場し、個別・連結財務諸表を共に公表している（金融・証券・保険業を除く）3月決算企業である。この中から、決算月数が12で、単独と連結のアナリスト予想利益のデータを東洋経済新報社の『会社四季報』から入手でき、かつ単独と連結の経営者の予想利益を日本経済新聞で公表された「決算短信」により入手できる企業を抽出した。また、単独と連結との純資産簿価のどちらかが負であるサンプルは異常値とみなして除外した⁽⁸⁾。その結果、サンプル数は13,225社一年となっている。さらに、株価は、分析対象である3月決算企業の大部分が連結決算発表を6月末日までに行っているため、権利落ちを修正した6月末日の終値を用いた。なお、分析にあたり、年度ごとにすべての変数に関して上下2%の外れ値を除去している。

なお、財務データと株価データは、日経「NEEDS-Financial QUEST」から入手した。アナリスト予想利益のデータは東洋経済新報社の『会社四季報』から、経営者予想利益のデータは日本経済新聞の縮刷版から、それぞれ手作業で収集した。

7. 分析結果

表1は、全体サンプルにおける各変数の基本統計量を表している⁽⁹⁾。また、後に示している表2～表10の各欄の上の値は各変数に対する回帰係数、下の括弧の中の値はt値を表し、1%水準で有意なt値には*を、5%水準で有意なt値には**をつけている。これらの表では、年度ダミー変数についての分析結果は省略している。なお、(10)式と(11)式の各説明変数のVIFはすべて10を下回っていた。

7. 1 各分析におけるサンプル数

まず、全体サンプルに対し(1)式、(10)式、(11)式により分析を行った。サンプル数は延べ13,235社一年である。また、(12)式と(13)式の連単比率が、双方ともサンプル全体の上位・下位20%の範囲にある企業を分析期間の各年度において抽出し、(1)式により分析を行った。サンプル数は、延

表1 全体サンプルにおける各変数の基本統計量

| 変数 | 平均 | 標準偏差 | 第1四分位 | メディアン | 第3四分位 |
|-------------|--------|--------|--------|--------|---------|
| 株 価 | 859.17 | 728.44 | 394.00 | 662.00 | 1079.00 |
| 単独純資産簿価 | 490.71 | 363.41 | 238.92 | 388.87 | 629.02 |
| 単独当期利益 | 17.00 | 30.50 | 5.46 | 13.02 | 27.95 |
| 単独アナリスト予想利益 | 22.72 | 25.72 | 7.19 | 14.97 | 29.99 |
| 単独経営者予想利益 | 23.41 | 25.54 | 7.75 | 15.47 | 30.59 |
| 連結純資産簿価 | 511.25 | 384.01 | 244.44 | 402.37 | 660.18 |
| 連結当期利益 | 19.07 | 34.22 | 4.59 | 14.70 | 31.82 |
| 連結アナリスト予想利益 | 26.42 | 29.65 | 8.38 | 17.64 | 35.40 |
| 連結経営者予想利益 | 27.23 | 29.33 | 9.03 | 18.33 | 36.08 |

べ3,005社一年である。次に、(12)式、(13)式、(14)式の連単比率の全てが、サンプル全体の上位・下位20%の範囲にある企業を分析期間の各年度において抽出し、連単乖離サンプルとして、(10)式で分析を行った。あわせて、(12)式、(13)式、(15)式の連単比率の全てが、サンプル全体の上位・下位20%の範囲にある企業を分析期間の各年度において抽出し、連単乖離サンプルとして、(11)式で分析を行った⁴⁰⁾。サンプル数は、前者が延べ2,130社一年、後者が延べ2,127社一年である。さらに、(12)式と(13)式の連単比率の双方が、サンプル全体の上位・下位20%の範囲にない企業を、分析期間の各年度において抽出して連単近似サンプルとし、(1)式により分析を行った。サンプル数は、延べ5,605社一年である。そして、(12)式、(13)式、(14)式の連単比率の全てがサンプル全体の上位・下位20%の範囲になかった企業、(12)式、(13)式、(15)式の連単比率の全てがサンプル全体の上位・下位20%の範囲になかった企業を、分析期間の各年度において抽出して「連単近似サンプル」とし、前者を(10)式で、後者を(11)式で分析を行った⁴¹⁾。サンプル数は、前者は延べ4,486社一年、後者は延べ4,485社一年である。

7. 2 各年度の分析結果

7. 2. 1 全体サンプルに対する分析結果

全体サンプルに対して、(1)式、(10)式、(11)式を用いて各年度の分析を行った。その結果、Adj- R^2 の比較から、おおむね1990年度半ば以降、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力の方が、その差異は小さいもののほぼ高くなっていることが判明した。これは、井上(1998)、石川(2000)、山地(2000a)とおおむね一致する分析結果である。これらの分析結果では、単独決算・連結決算共に、(10)式と(11)式の株価説明力にほとんど差異がないことも判明している。なお、各モデルにおける説明変数の回帰係数は、(10)式と(11)式の当期純利益の回帰係数を除いて、1991年度以降はほぼ5%水準でほぼ有意になっていた。(10)式と(11)式の当期利益の回帰係数は、ほとんどの年度において5%水準で負で有意または有意でないことが判明した。

7. 2. 2 連単乖離サンプルに対する分析結果

連単乖離サンプルに対しても、(1)式、(10)式、(11)式を用いて各年度の分析を行った。その結果、 $Adj-R^2$ の比較から、特に1996年度から単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力の方が高くなっていた⁽¹²⁾。この差異は、全体サンプルよりもかなり大きくなっている。なお、各モデルにおける説明変数の回帰係数は、(10)式と(11)式の当期純利益の回帰係数を除いて、1991年度以降はほぼ5%水準でほぼ有意になっていた⁽¹³⁾。(10)式と(11)式の当期利益の回帰係数は、ほとんどの年度において5%水準で負で有意または有意でないことが判明した。

7. 2. 3 連単近似サンプルに対する分析結果

連単近似サンプルに対しても、(1)式、(10)式、(11)式を用いて各年度の分析を行った⁽¹⁴⁾。その結果、 $Adj-R^2$ の比較から、単独決算情報の方が連結決算情報よりも株価説明力がわずかに高いか、連結決算情報と単独決算情報との間の株価説明力の差異が非常に小さいかのいずれかであることが判明した⁽¹⁵⁾。さらに、単独決算情報と比較した連結決算情報の株価説明力は、全体サンプルよりやや低いことも判明した。なお、各モデルにおける説明変数の回帰係数は、(10)式と(11)式の当期純利益の回帰係数を除いて、1989年度以降はほぼ5%水準でほぼ有意になっていた⁽¹⁶⁾。(10)式と(11)式の当期利益の回帰係数は、ほとんどの年度において5%水準で負で有意または有意でないことが判明した。

7. 2. 4 各年度の分析結果の要約

全体サンプルと連単乖離サンプルにおいては、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力は1990年代半ばごろから高くなっていた。特に、連単乖離サンプルにおいては、1996年度以降、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力は、全体サンプルと比べても、かなり高くなっていた。しかし、新原則施行後における単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力は、施行前の特に1996年度から1998年度にかけてと比べても、顕著に拡大していなかった。また、連単近似サンプルの単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力は、連単乖離サンプルと比べてかなり低く、全体サンプルと比べてもやや低いということが判明した。ゆえに、株式市場では新原則施行前の1990年代半ばから（特に1996年度ごろから）、単独決算情報よりも連結決算情報を重視していた可能性が考えられる。このような結果が導かれた要因としては、1995年10月の企業会計審議会の総会において、「連結財務諸表を巡る諸問題」について審議事項としたことがあげられる。また、山形・國村（2003）が指摘しているように、1997年に「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」を公表に結論を出すことが決定されたことや、山地（2000a）が指摘しているように、証券監督者国際機構（IOSCO）と国際会計基準委員会（IASC）の合意がなされた1995年7月以降、会計基準の国際的調和が高まったこともあげられる。

なお、(10)式と(11)式における分析結果において、当期利益の回帰係数は5%水準で負または

有意でない場合がほとんどであった⁽⁷⁾。太田（2002）は、経営者予想利益の増分説明力は純資産簿価や当期利益よりも高く、市場は経営者予想利益を用いる場合には当期利益の情報を重視しない可能性を指摘している⁽⁸⁾。これは、経営者予想がアナリスト予想に大きな影響を与えており、アナリスト予想が行われる際の基礎になっていると考えられることから、経営者予想利益でなくアナリスト予想利益を用いる場合にも当てはまると考えられる。事実、単独決算において、二つの予想利益が同値の企業は7,939社一年、連結決算においては7,808社一年であり、また二つの予想利益の相関が、単独・連結ともに0.97と非常に高くなっていた。

加えて、各分析結果において、(10)式を用いた分析結果と(11)式を用いた分析結果は、非常に似たものになっていることも判明した。これは、アナリスト予想利益が、企業が公表する経営者予想利益に基づいていて、同値となっている割合が多いことが原因と考えられる。

7. 3 プール・サンプルにおける分析結果

本研究では、サンプルをプールした分析も行うこととする。まず、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性が、新原則施行により拡大しているかどうかを見るために、新原則の施行された1999年度を境に、サンプルを1984年度から1998年度にかけて、または1999年度から2001年度にかけてプールして、(1)式、(10)式、(11)式により分析を行う。また、年度別の全体サンプルや連単乖離サンプルに対する分析結果から、新原則施行前の1996年度ごろから、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力がそれより前の期間と比べて高くなっていることをうけて、サンプルを1996年度から新原則施行直前の1998年度までプールし、(1)式、(10)式、(11)式により分析を行うこととする。これらの分析は、比較のために、連単近似サンプルに対しても同様に行う。

7. 3. 1 全体サンプルに対する分析結果

表2、表3、表4は、それぞれ(1)式、(10)式、(11)式を用いて、プールした全体サンプルを分析した結果である。これらの分析結果のAdj- R^2 を見てみると、新原則施行前の1984年度から

表2 全体サンプルに対する(1)式の分析結果（説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す）

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | |
|-------------------------|----------------|----------------|------------|-------------------------|----------------|----------------|------------|
| | B_i | X_i | Adj- R^2 | | B_i | X_i | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.83 44.01* | 9.19 37.89* | 0.53 | 1984-1998 年度 | 0.86 48.38* | 7.07 33.89* | 0.53 |
| 1996-1998 年度 | 0.78 26.03* | 9.81 26.03* | 0.53 | 1996-1998 年度 | 0.77 27.93* | 8.57 26.20* | 0.55 |
| 1999-2001 年度 | 0.86 29.50* | 6.51 21.45* | 0.45 | 1999-2001 年度 | 0.81 30.46* | 6.30 23.50* | 0.47 |

表3 全体サンプルに対する(10)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | | |
|-------------------------|----------------|---------------|-----------------|------------|-------------------------|----------------|---------------|-----------------|------------|
| | B_t | X_t | AF_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | AF_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.55 28.03* | 1.68 5.27* | 13.21 33.87* | 0.58 | 1984-1998 年度 | 0.58 30.94* | 0.07 0.27 | 12.33 35.09* | 0.58 |
| 1996-1998 年度 | 0.40 13.10* | 2.57 5.83* | 15.26 25.78* | 0.62 | 1996-1998 年度 | 0.42 15.17* | 1.66 4.25* | 13.71 26.77* | 0.64 |
| 1999-2001 年度 | 0.50 16.94* | 1.76 5.37* | 12.25 27.35* | 0.54 | 1999-2001 年度 | 0.45 16.84* | 1.72 6.08* | 11.26 30.23* | 0.58 |

表4 全体サンプルに対する(11)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | | |
|-------------------------|----------------|---------------|-----------------|------------|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|------------|
| | B_t | X_t | MF_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | MF_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.51 25.65* | 1.32 4.06* | 14.14 34.17* | 0.58 | 1984-1998 年度 | 0.54 28.35* | -0.23 -0.81 | 13.19 35.79* | 0.58 |
| 1996-1998 年度 | 0.39 12.33* | 2.51 5.58* | 15.48 25.00* | 0.61 | 1996-1998 年度 | 0.40 13.87* | 1.39 3.51* | 14.37 26.84* | 0.64 |
| 1999-2001 年度 | 0.50 16.53* | 1.41 4.18* | 12.57 26.78* | 0.54 | 1999-2001 年度 | 0.41 15.42* | 1.04 3.56* | 12.34 30.92* | 0.58 |

1998年度よりも、施行後の1999年度から2001年度において、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力の方がやや高いことがわかる。しかしながら、新原則施行後における単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力は、特に施行前の1996年度から1998年度にかけての結果と比べて、顕著に拡大していない。このことから、全体サンプルにおいては、新原則施行前から連結決算情報の有用性が高まっていたことが窺える。

なお、各モデルにおける説明変数の回帰係数は、(10)式、(11)式の当期利益の回帰係数を除いて、5%水準で有意になっていた。

7. 3. 2 連単乖離サンプルに対する分析結果

表5、表6、表7は、それぞれ(1)式、(10)式、(11)式を用いて、プールした連単乖離サンプルを分析した結果である⁽⁹⁾。これらの分析結果のAdj- R^2 から、新原則施行前の1984年度から1998年度にかけてよりも、施行後の1999年度から2001年度において、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力の方がかなり高いことがわかる。また、全体サンプルよりも、単独決算情報と比較した連結決算情報の株価説明力はかなり高くなっている。しかし、施行後の1999年度から2001年度にかけての単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力は、特に施行前の1996年度から1998年度にかけての結果と比べて、顕著に拡大していない。

表5 連単乖離サンプルに対する(1)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | |
|-------------------------|----------------|-----------------|------------|-------------------------|----------------|----------------|------------|
| | B_t | X_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.86 20.68* | 10.33 15.43* | 0.48 | 1984-1998 年度 | 0.96 26.19* | 4.18 9.57* | 0.47 |
| 1996-1998 年度 | 0.87 13.61* | 11.13 11.28* | 0.47 | 1996-1998 年度 | 0.87 16.70* | 7.33 11.35* | 0.56 |
| 1999-2001 年度 | 1.10 17.13* | 5.58 6.73* | 0.40 | 1999-2001 年度 | 0.96 19.08* | 4.54 8.28* | 0.47 |

表6 連単乖離サンプルに対する(10)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | | |
|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|------------|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|------------|
| | B_t | X_t | AF_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | AF_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.63 11.38* | 1.75 1.74 | 13.79 10.80* | 0.50 | 1984-1998 年度 | 0.77 15.99* | -1.13 -1.77 | 8.82 9.33* | 0.49 |
| 1996-1998 年度 | 0.57 6.78* | 3.59 2.70* | 16.25 8.74* | 0.54 | 1996-1998 年度 | 0.64 9.86* | 1.56 1.73 | 10.59 8.43* | 0.64 |
| 1999-2001 年度 | 0.89 9.23* | 2.54 2.27** | 13.99 8.13* | 0.44 | 1999-2001 年度 | 0.68 9.20* | 0.85 1.12 | 10.21 10.15* | 0.54 |

表7 連単乖離サンプルに対する(11)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | | |
|-------------------------|----------------|--------------|-----------------|------------|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|------------|
| | B_t | X_t | MF_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | MF_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.56 10.10* | 0.98 0.92 | 15.54 10.90* | 0.50 | 1984-1998 年度 | 0.71 14.82* | -1.27 -1.83 | 9.56 9.61* | 0.49 |
| 1996-1998 年度 | 0.48 5.59* | 2.42 1.61 | 18.88 8.62* | 0.53 | 1996-1998 年度 | 0.57 8.67* | 0.97 1.01 | 12.06 8.77* | 0.63 |
| 1999-2001 年度 | 0.90 9.14* | 1.89 1.60 | 14.58 7.94* | 0.43 | 1999-2001 年度 | 0.59 7.74* | -0.22 -0.28 | 12.54 11.19* | 0.55 |

なお、各モデルにおける説明変数の回帰係数は、(10)式、(11)式の当期利益の回帰係数を除いて、5%水準で有意になっていた。

7. 3. 3 連単近似サンプルに対する分析結果

表8、表9、表10は、それぞれ(1)式、(10)式、(11)式によりプールした連単近似サンプルを分析した結果である²⁹⁾。これらの分析結果のAdj- R^2 から、連単近似サンプルでは、単独決算情報と連結決算情報との間の株価説明力の差異がほとんどないか、非常に小さいかのいずれかであるこ

表8 連単近似サンプルに対する(1)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | |
|-------------------------|----------------|-----------------|------------|-------------------------|----------------|-----------------|------------|
| | B_t | X_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.79 27.34* | 10.32 29.15* | 0.56 | 1984-1998 年度 | 0.78 27.57* | 9.71 28.70* | 0.56 |
| 1996-1998 年度 | 0.68 14.87* | 11.38 19.90* | | 1996-1998 年度 | 0.69 15.20* | 10.71 19.48* | |
| 1999-2001 年度 | 0.69 14.30* | 8.30 18.11* | 0.47 | 1999-2001 年度 | 0.64 13.66* | 8.37 18.95* | 0.47 |

表9 連単近似サンプルに対する(10)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | | |
|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|------------|-------------------------|-----------------|----------------|-----------------|------------|
| | B_t | X_t | AF_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | AF_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.52 15.89* | -0.68 -1.03 | 15.72 21.31* | 0.61 | 1984-1998 年度 | 0.50 15.59* | -1.11 -1.77 | 15.21 21.92* | 0.62 |
| 1996-1998 年度 | 0.32 6.38* | -1.02 -1.01 | 18.83 16.00* | | 0.67 | 1996-1998 年度 | 0.30 6.18* | -1.31 -1.39 | |
| 1999-2001 年度 | 0.37 6.31* | 2.84 4.02* | 11.97 13.76* | 0.55 | 1999-2001 年度 | 0.31 5.50* | 2.39 3.51* | 11.81 14.50* | 0.56 |

表10 連単近似サンプルに対する(11)式の分析結果(説明変数の欄の上段は回帰係数、下段はt値を表す)

| パネルA 単独決算データに対する分析結果 | | | | | パネルB 連結決算データに対する分析結果 | | | | |
|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|------------|-------------------------|-----------------|------------------|-----------------|------------|
| | B_t | X_t | MF_t | Adj- R^2 | | B_t | X_t | MF_t | Adj- R^2 |
| 1984-1998 年度 | 0.45 13.64* | -0.85 -1.28 | 16.69 21.55* | 0.62 | 1984-1998 年度 | 0.43 13.24* | -1.39 -2.19** | 16.29 22.32* | 0.62 |
| 1996-1998 年度 | 0.29 5.80* | -0.94 -0.94 | 18.84 15.32* | | 0.66 | 1996-1998 年度 | 0.27 5.51* | -1.45 -1.56 | |
| 1999-2001 年度 | 0.34 5.77* | 2.68 3.61* | 12.00 13.29* | 0.54 | 1999-2001 年度 | 0.29 5.08* | 2.22 3.09* | 11.76 13.99* | 0.55 |

とがわかる。また、全体サンプルや連単乖離サンプルと比べると、1984年度から1998年度にかけて、1999年度から2001年度にかけての単独決算情報と比較した連結決算情報の株価説明力は低くなっている。これらのことから、連単近似サンプルでは、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性は非常に低いことがわかる。

なお、各モデルにおける説明変数の回帰係数は、(10)式、(11)式の当期利益の回帰係数を除いて、5%水準で有意になっていた。

7. 3. 4 プール・サンプルに対する分析結果の要約

プール・サンプルの分析結果を総合すると、全体サンプルや連単近似サンプルと比べて、連単乖離サンプルでは、新原則施行前の1996年度から1998年度と、施行後の1999年度から2001年度において、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性がかなり高いことが見出せる。しかしながら、施行後の1999年度から2001年度にかけての単独決算情報と比較した時の連結決算情報の株価説明力は、施行前の1996年度から1998年度にかけての結果と比べて、顕著に拡大していないことも見出せる。

以上のことから、特に単独決算情報と連結決算情報の情報内容が大きく異なると考えられる企業に対し、市場は、新原則施行前の1996年度ごろから、単独決算情報よりも連結決算情報を重視していた可能性が窺える。

加えて、各分析結果において、(10)式を用いた分析結果と(11)式を用いた分析結果は、非常に似たものになっていることも判明した。これは、アナリスト予想利益が、企業が公表する経営者予想利益に基づいていて、同値となっている割合が多いことが原因と考えられる。

7. 4 分析モデルの株価説明力の比較

本研究では、(1)式、(10)式、(11)式を分析モデルとして用いた。これらのモデルにおける株価説明力を、単独決算または連結決算における分析結果から見てみると、全体的に(1)式よりも、(10)式、(11)式の株価説明力がかなり高いことがわかる。このことから、株式市場では、企業の評価には財務諸表上の実績データだけでなく、予測データも活用されていると言えよう。ゆえに、企業価値関連性に関する分析では、(1)式より、(10)式、(11)式の株価モデルを用いたほうが適切である可能性が考えられる。

8. 分析結果の要約および今後の課題

8. 1 分析結果の要約

本研究では、単独決算情報と比較して、連結決算情報の有用性が高まっているのか、特に新連結財務諸表原則の施行後における連結決算情報の有用性が高まっているのかどうかを、Ohlson (1995) と Ohlson (2001) に基づくモデルを用いて、単独決算情報と連結決算情報のいずれの企業価値関連性が高いかという比較の観点から、実証的に検証を行った。

その結果、単独決算情報と連結決算情報の情報内容が乖離しているサンプルにおいては、①1990年代半ば以降、単独決算情報よりも連結決算情報の企業価値関連性がおおむね高くなってきている、②しかし、新原則施行後の単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性は、施行前の1996年度ごろから1998年度にかけての企業価値関連性と比べて顕著に拡大していない、ということが導かれた。また、全体サンプルにおいては、①1990年代半ば以降、単独決算情報よりも連結決算情報の企業価値関連性が高くなっているがその差異は顕著ではない、②新原則

施行後の単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性は、施行前の1996年度ごろから1998年度にかけての企業価値関連性と比べても顕著に拡大していない、という結果が導かれた。さらに、単独と連結の決算情報の情報内容がそれほど乖離しておらず、連結決算情報が新情報を含まないと考えられる連単近似サンプルにおいては、単独決算情報と連結決算情報の企業価値関連性は分析期間（1984年度から2001年度まで）を通じてほぼ同じであり、単独決算情報と比較した時の連結決算情報の企業価値関連性は非常に低いという結果が導かれた。

以上のことから、市場は、特に単独決算情報と連結決算情報の情報内容が乖離している企業に対しては、新原則施行前の1996年度ごろから単独決算情報よりも連結決算情報を重視し、その評価を新原則が施行されてからも変化させなかったと言えよう。

また、全体的に、(1)式よりも、(10)式、(11)式の株価説明力がおおむね高くなっていることから、企業価値関連性に関する分析では、(1)式よりも(10)式もしくは(11)式の株価モデルを用いたほうが適切である可能性も見出された。さらに、各分析結果において、(10)式を用いた分析結果と(11)式を用いた分析結果は、非常に似たものになっていることも判明した。これは、アナリスト予想利益が、企業が公表する経営者予想利益に基づいていて、同値となっている割合が多いことが原因と考えられる。

8. 2 今後の課題

今後の課題としては、(10)式、(11)式の株価モデルとしての妥当性について、アナリスト（ないし経営者）予想利益が(1)式に追加されることで有意に説明力が増加しているのか等の観点から、のより詳細な検証がまずあげられる。また、単独ベース・連結ベースのOhlsonのモデルに基づく企業価値推定値を用いた投資戦略によるリターンを、時系列で比較することによって単独・連結決算情報の有用性を検証することも、今後の課題と言えよう。加えて、2001年度以降の単独決算情報と比較した連結決算情報の企業価値関連性についての追加的な検証も、今後必要ではないかと考えられる。

注

- (1) 桜井（1998）によれば、情報提供機能とは、投資家に対して証券投資の意思決定に役立つ情報を提供して、証券市場の円滑な運営を促進するという役割である。
- (2) このアプローチのほかにも、単独・連結決算情報の発表に対する市場の反応を株価や取引高の変動により分析して各情報の有用性を検証する手法や、単独・連結決算情報の内容（例えば、利益が増加したかまたは減少したか）と株価変化ないし感応度を観察することで各情報の有用性を検証する手法がある。前者の手法による研究としては、桜井・後藤（1985）、石塚・河（1989）、桜井（1991）、石川（2000）等が、後者の手法による研究としては、國村（1987）、伊藤（1992）、桜井・石川（1997）、石川（2000）等があげられる。これらの研究により、新原則施行前における連結決算情報の有用性が確認されている。
- (3) このように、当期利益の回帰係数が負または有意でなくなる原因の考察については、7. 2. 4と注(7)を参照されたい。
- (4) 山地（2000a）は、Easton and Harris（1991）に基づき、1株当たり当期利益の変化額を前期末の株価でデ

フレートした値と1株当たり当期利益を前期末の株価でデフレートした値とで株式リターンを回帰する「リターンモデル」によっても、単独・連結決算情報の企業価値関連性を検証している。この分析の結果、説明変数の回帰係数は分析期間を通じていずれも低く、必ずしも有意でないことや、モデルの説明力が株価モデルの説明力よりも全体的に低いこと、連結決算情報の方が単独決算情報よりもリターンの説明力が高いとはいえないことが判明している。

- (5) このモデルを用いて、単独決算情報と連結決算情報の時系列推移が検証された。その結果、このモデルに、全体サンプルまたは連単倍率上位1/3のサンプルに対する簿価自己資本及び利益モデル1、簿価自己資本及び利益モデル2、利益モデル1、利益モデル2の4つのモデルのAdj- R^2 を用いた場合、定数項は0よりも小さくなり、分析の年数に対応した変数の回帰係数は0よりも大きくなった。このことから、山形・國村(2003)は、当初は単独決算情報の説明力が上回っていた状況が徐々に連結との差を縮め、近年にAdj- R^2 の差異が0より大きくなり、連結決算情報が優位な説明力を有したのが窺えるとしている。
- (6) 連結決算情報が単独決算情報よりも重視される企業としては、保有する子会社の数が多い企業や、〔連結決算数値÷単独決算数値〕で表される連単倍率が1と大きく乖離している企業をあげられる。このようなことから、追加的に、保有する子会社数が全体サンプルの中で上位20%、連単倍率が全体サンプルの中で上位・下位10%、上位・下位15%、上位・下位20%の企業を、分析期間の各年度において抽出し、連単乖離サンプルとして、全体サンプルと同様な分析を行った。なお、連単倍率としては、連結と単独との1株当たり当期利益の比率を用いている。また、子会社数が、分析期間の各年度においてサンプル全体の上位10%・上位15%の企業に対する分析を行うことも試みたが、特に1980年代から1990年代初めにかけて、各年度において十分なサンプル数が確保できないと考えられたことから、後で述べる各年度における分析は行わず、プール・サンプルに対する分析だけを行っている。また、山形・國村(2003)と同様に、分析期間の各年度において連単倍率が全体サンプルの中で上位20%の企業も、連単乖離サンプルとして、全体サンプルと同様な分析を行った。連単倍率が全体サンプルの中で上位10%・上位15%の企業は、特に1980年代から1990年代初めにかけて、各年度において十分なサンプル数が確保できないと考えられたことから、後で述べる各年度における分析結果は検証せず、プール・サンプルに対する分析結果だけを見ることにした。これらのサンプルに対しての分析結果は、注(2)、(9)を参照されたい。
- (7) 単独決算情報と比較した時の連結決算情報の有用性が低い企業としては、保有する子会社数が少ない企業や、連単倍率が1とそれほど乖離していない企業が考えられる。そのため、追加的に、保有する子会社数が分析期間の各年度においてサンプル全体の下位20%にある企業、または連単倍率が、分析期間の各年度において、0.85~1.15、0.9~1.1、0.95~1.05の間にある企業を、それぞれ単独決算情報と連結決算情報の情報内容の乖離度が低い連単近似サンプルとして、全体サンプルと同様な分析を行った。なお、保有する子会社数が分析期間の各年度においてサンプル全体の下位10%・下位15%の企業に対する分析も試みた。しかし、特に1980年代から1990年代初めにかけて、各年度の分析において十分なサンプル数が確保できないと考えられたことから、後で述べる各年度における分析結果の検証はせず、プール・サンプルに対する分析結果だけを見ることにした。これらのサンプルに対する分析結果については、注(15)、(20)を参照されたい。
- (8) Collins et al. (1997)などの株価モデルを用いた企業価値関連性に関する実証研究では、純資産簿価が負のサンプルを取り除いている。
- (9) 連単乖離サンプルまたは連単近似サンプルについての基本統計量は、スペースの都合上省略している。
- (10) 追加的に、分析期間の各年度において、(12)式と(13)式の各連単比率がサンプル全体の上位・下位10%もしくは上位・下位15%の範囲にある企業、(12)式、(13)式、(14)式の各連単比率がサンプル全体の上位・下位10%もしくは上位・下位15%の範囲にある企業、(12)式、(13)式、(15)式の各連単比率がサンプル全体の上位・下位10%もしくは上位・下位15%の範囲にある企業に対する分析も試みた。しかし、特に1980年代から1990年代初めにかけて、各年度の分析において十分なサンプル数が確保できないと考えられたことから、各年度における分析結果の検証はせず、プール・サンプルに対する分析結果だけを見ることにした。この分析結果については、注(9)を参照されたい。
- (11) 追加的に、(12)式、(13)式の連単比率の双方が、分析期間の各年度においてサンプル全体の上位・下位10%もしくは上位・下位15%の範囲になかった企業を連単近似サンプルとして、(1)式で分析を行った。また、(12)式、(13)式、(14)式の連単比率全てが、分析期間の各年度においてサンプル全体の上位・下位10%もしくは上位・下

位15%の範囲になかった企業、(12)式、(13)式、(15)式の連単比率全てが分析期間の各年度においてサンプル全体の上位・下位10%もしくは上位・下位15%になかった企業を、連単近似サンプルとし、前者を(10)式で、後者を(11)式で分析を行った。これらのサンプルに対する分析結果については、注(4)、(20)を参照されたい。

- (12) 注(6)で示した子会社数または連単倍率を基準とした連単乖離サンプルに対する分析結果は、本文中に示した連単乖離サンプルとほぼ同様な分析結果を示していた（非掲載）。なお、1991年度以降は、連単倍率上位10%・下位10%、上位15%・下位15%、上位20%・下位20%のサンプルに対する(1)式の単独・連結当期利益の回帰係数、連単倍率上位20%のサンプルに対する(1)式の単独・連結当期利益の回帰係数、子会社数上位20%のサンプルに対する(10)式の単独当期利益の回帰係数が5%水準で有意でない年度が若干見受けられるものの、おおむね5%水準で有意になっていた。ただし、1990年度ごろまでは、(1)式の単独・連結純資産簿価と単独・連結当期利益、(10)式の単独・連結純資産簿価と単独・連結アナリスト予想利益、(11)式の単独・連結純資産簿価と単独・連結経営者予想利益における回帰係数が有意になっていない年度が多くなっていた。このような結果が導かれた原因としては、サンプル数が、その確保は試みたにもかかわらず、特に1980年代において1990年代よりもやや少なくなっていることが考えられる。実際、連単倍率上位・下位15%の分析では1987年度から、上位・下位20%の分析では1985年度から、子会社数上位20%、連単倍率上位・下位10%、連単倍率上位20%の分析では1989年度からサンプル数が100を超えている。しかしながら、真の原因については今後の研究課題としたい。なお、(10)式と(11)式における分析結果において、当期利益の回帰係数は5%水準で負または有意でない場合がほとんどであった。
- (13) 1990年度ごろまで、(1)式の単独・連結純資産簿価、単独・連結当期利益の回帰係数、(10)式と(11)式における単独・連結純資産簿価、単独・連結アナリスト予想利益、単独・連結経営者予想利益のそれぞれの回帰係数が5%水準で有意になっていない年度が多く見られた。このような結果が導かれた原因としては、サンプル数が、その確保は試みたにもかかわらず、特に1980年代において1990年代よりもやや少なくなっていることが考えられる。実際、(1)式を用いた分析では1988年度から、(10)式、(11)式を用いた分析では1989年度からサンプル数が100を超えている。しかしながら、真の原因については今後の研究課題としたい。
- (14) 注(4)で示した、連単比率を基準とした連単近似サンプルに対しても、それぞれ(1)式、(10)式、(11)式を用いて分析を行った。これらの分析結果は、本文中の連単近似サンプルに対しての分析結果と同様なものになった（非掲載）。なお、1989年度以降は、(10)式と(11)式の単独・連結当期利益の係数の係数を除いて、各説明変数の回帰係数はほぼ5%水準で有意になっていた。ただし、1988年度まで、(1)式の単独・連結純資産簿価、(10)式の単独・連結純資産簿価と単独・連結アナリスト予想利益、(11)式の単独・連結純資産簿価と単独・連結経営者予想利益における回帰係数が5%水準で有意になっていないことが見られた。サンプル数はすべての年度において100を超えているので、サンプル数の少なさにより、このような結果が導かれたとは言い切れない。そのため、このような分析結果が導き出された原因については今後の研究課題としたい。
- (15) 注(7)で示した子会社数または連単倍率を基準とした連単近似サンプルの分析結果は、本文中に示した連単近似サンプルの分析結果とほとんど変わっていない（非掲載）。なお、子会社数を基準とした連単近似サンプルと連単倍率を基準とした連単近似サンプルの双方において、1990年度ごろまで、(1)式の単独・連結純資産簿価ないし単独・連結当期利益、(10)式の単独・連結純資産簿価ないし単独・連結アナリスト予想利益、(11)式の単独・連結純資産簿価ないし単独・連結経営者予想利益の回帰係数が有意になっていない年度がかなり見られた。1991年度以降は、(10)式と(11)式の単独・連結当期利益の係数の係数を除いて、各説明変数の回帰係数はほぼ5%水準で有意になっていた。ただし、連単倍率が0.95~1.05の間にある連単近似サンプルにおいては、(1)式の単独・連結純資産簿価、(10)式の単独・連結純資産簿価ないし単独・連結アナリスト予想利益、(11)式の単独・連結純資産簿価ないし単独・連結経営者予想利益の回帰係数が5%水準で有意になっていない年度が、1996年度以降もかなり見受けられた。このような結果は、サンプル数が、その確保は試みたにもかかわらず、特に1980年代において1990年代よりもやや少なくなっていることが考えられる。実際、子会社数下位20%のサンプル、連単倍率0.95~1.05、0.9~1.1のサンプルに対する分析では1989年度からサンプル数が100を超えている。しかし、1996年度以降は各年度の分析におけるサンプル数が100を超えているので、サンプル数の少なさだけにより、このような結果が導かれたとは言い切れない。そのため、このような分析結果が導き出された原因については、今後の研究課題としたい。
- (16) 1988年度まで、(1)式の単独・連結純資産簿価、(10)式の単独・連結純資産簿価と単独・連結アナリスト予想

利益、(11)式の単独・連結純資産簿価と単独・連結経営者予想利益における回帰係数が5%水準で有意になっていないことが見られた。サンプル数はすべての年度において100を超えているので、サンプル数の少なさにより、このような結果が導かれたとは言い切れない。そのため、このような分析結果が導き出された原因については今後の研究課題としたい。

- (17) 当期利益の回帰係数が負の値をとることについて、Hand (2001) は、純資産簿価と予想利益を所与とすると当期利益が大きいくほど暗示されている利益成長率が低いことを表していると述べている。
- (18) 経営者予想利益の増分説明力とは、(1)式に説明変数として経営者予想利益を加えたことによる $Adj-R^2$ の増加分を表す。当期利益の増分説明力は、株価を純資産簿価と経営者予想利益で説明する式に、当期利益を説明変数として加えたことによる $Adj-R^2$ の増加分を表す。さらに、純資産簿価の増分説明力は、株価を当期利益と経営者予想利益で説明する式に、純資産簿価を説明変数として加えたことによる $Adj-R^2$ の増加分を表す。この手法は、Theil (1971) によって導出され、モデルの説明変数の重要性を検証するために用いられている。
- (19) 追加的に、注(10)で示した連単比率を基準にして抽出した連単乖離サンプルについても、本文に示したのと同様にプールして、それぞれ(1)式、(10)式、(11)式により分析を行った。また、注(6)で示した子会社数または連単倍率を基準にして、分析期間の各年度において抽出した連単乖離サンプルに対しても、本文に示したのと同様にプールして、(1)式、(10)式、(11)式により分析を行った。これらの分析結果は、本文中に示した連単乖離サンプルに対する結果とあまり変わっていなかった(非掲載)。なお、これらの分析結果において、各モデルにおける説明変数は、(10)式と(11)式の当期利益の回帰係数を除いて、5%水準で有意になっていた。
- (20) 追加的に、注(11)で示した連単比率を基準にして抽出した連単近似サンプルについても、本文に示したのと同様にプールして、(1)式、(10)式、(11)式により分析を行った。これらの分析結果は、本文中に述べた連単近似サンプルに対する結果とあまり変わっていなかった(非掲載)。なお、これらの分析結果において、各モデルにおける説明変数は、(10)式と(11)式の当期利益の回帰係数を除いて、5%水準で有意になっていた。また、注(7)で示した子会社数と連単倍率を基準にして抽出した連単近似サンプルに対しても、本文に示したのと同様にプールして、(1)式、(10)式、(11)式により分析を行った。これらの分析結果は、本文中に示した連単近似サンプルに対する結果とあまり変わらなかった(非掲載)。なお、これらの分析結果においても、各モデルにおける説明変数は、(10)式と(11)式の当期利益の回帰係数を除いて、5%水準で有意になっていた。

(矢内 一利)

第4章

税効果会計の導入とその報告利益の管理

——企業の法人税調整額と特別損益の計上行動における変化——

1. はじめに

本稿は、2000年3月期に導入された税効果会計が、企業の財務諸表にどのような変化をもたらしたのかについて検討することを目的としている。日本の会計基準は、近年、会計ビッグバンという大きな変革期を迎え、2000年3月期決算から、税効果会計、金融商品会計、退職給付会計などが、順次導入されてきている。本稿では、これらの新会計諸基準の中でも、特に、2000年3月に全面適用された税効果会計をとりあげ、税効果会計導入後、日本企業の財務諸表に如何なる変化が表れたのかについての検証を行う。

具体的には、一般的には非裁量的な項目とみられてきた税金額が、税効果会計の導入により、経営者にとって裁量的な項目になったのかどうか、つまり、税効果会計が経営者に報告利益管理(earning management)の裁量を与えたのかどうかという点についての考察を行う。

企業が会計制度を利用して決算数値を操作しているか否かについては、アメリカでは、学術関係者のみならず基準設定機構や実務者からも大変注目を浴びているテーマであり、また、日本においても、企業が会計制度を利用して決算数値を操作しているか否か、具体的には、日本の会計基準が企業に報告利益管理の裁量を与えているかどうかということは、研究者の間で大きな研究テーマとされている。

本稿では、Beaver, McNichols, and Nelson (2004) により提起された税金の非対称効果による測定手法を利用し、2000年3月決算期より適用された税効果会計が企業の利益報告行動に如何なる影響を及ぼしたのかについて示すことにしたい。

本稿における研究の対象期間は、1977年3月決算期から2004年3月決算期までの28年間とし、当該28年間の3月決算期の企業を、損失企業、小損失企業、小収益企業、および収益企業という4つに分類する。そして、税効果会計導入前の1977年3月決算期から1999年3月決算期までの期間における企業の利益報告の非対称効性を税金による効果として示し、当該非対称性効果をベンチマークとして、税効果会計が導入された2000年3月期の後から2004年3月期までの利益報告と比較していく。

本稿における研究の結果として、税効果会計の導入後、対象企業において、税金の非対称性効果がみられなくなったことが確認された。つまり、税効果会計の導入前には、経常損益ベースで損失を出していた企業(つまり、経常損失が生じていた企業)のみが特別利益を計上していたの

に対し、導入後には、上記のように4分類された全ての企業が特別損失を計上するようになったのである。これは、税効果会計導入の前には、裁量を行う余地のあった特別損益が経営者による報告利益の調整に用いられていたのに対して、税効果会計導入後には、それまで裁量を行う余地がないとされてきた税金が裁量項目の1つとなり、それにより、経営者の裁量による報告利益管理の可能性が増加したことを示唆していると考えられる。

2. 税効果会計と報告利益管理

2. 1 税効果会計を巡る動き

1998年10月30日、企業会計審議会より「税効果会計に係る会計基準」が公表された。当該会計基準では、税効果会計とは「企業会計上の収益又は費用と課税所得計算上の益金又は損金の認識時点の相違等により、企業会計上の資産又は負債の額と課税所得計算上の資産又は負債の額に相違がある場合において、法人税その他利益に関連する金額を課税標準とする税金（以下「法人税等」という。）の額を適切に期間配分することにより、法人税等を控除する前の当期純利益と法人税等を合理的に対応させることを目的とする手続である。」と規定されている（第一）。

さらに、「税効果会計に関する会計基準の設定に関する意見書」においては、税効果会計の適用の必要性について、「法人税等の課税所得の計算に当たっては企業会計上の利益の額が基礎となるが、企業会計と課税所得計算とはその目的を異にするため、収益又は費用（益金又は損金）の認識時点や、資産又は負債の額に相違が見られるのが一般的である。このため、税効果会計を適用しない場合には、課税所得を基礎とした法人税等の額が費用として計上され、法人税等を控除する前の企業会計上の利益と課税所得とに差異があるときは、法人税等の額が法人税等を控除する前の当期純利益と期間的に対応せず、また、将来の法人税等の支払額に対する影響が表示されないことになる。このような観点から、財務諸表の作成上、税効果会計を全面的に適用することが必要と考える。」と説明されている（二の1）。

このように、日本では、税効果会計が2000年3月決算期より全面的に適用されたわけであるが、海外では、日本において導入、適用される以前から、税効果会計が導入、適用されていた。例えば、1992年には、アメリカにおける会計基準設定主体である財務会計基準審議会（FASB）より、SFAS 第109号「法人税等の会計処理（Accounting for Income Taxes）」が公表されており、2000年には、イギリスにおける会計基準設定主体である会計基準審議会（ASB）より、FRS 第19号「繰延税金（Deferred Tax）⁽¹⁾」が公表されている。さらに、1996年には、国際における会計基準設定主体である国際会計基準委員会（IASC）、現国際会計基準審議会（IASB）より、IAS 第12号「法人所得税（Income Taxes）」が公表されている。

2. 2 繰延税金資産に係る評価性引当金に関する先行研究

以上のように、海外では、日本よりも一足早く税効果会計が導入されていたため、繰延税金に

関する先行研究、特に、繰延税金資産に係る評価性引当金を用いた報告利益管理の可能性についての先行研究が、既に数多く報告されている。

この繰延税金資産に係る評価性引当金とは、次のようなものである。つまり、経営者が繰延税金資産を計上する際には、当該繰延税金資産の回収可能性がたとえ50%以上であったとしても、実現懸念のある部分に対しては、評価性引当金をさらに設定しなければならず、これを、繰延税金資産に係る評価性引当金という。そして、先行研究においては、実現懸念のある部分に対して評価性引当金をさらに設定するというこのような規定のもとでは、経営者が評価性引当金を用いて報告利益の管理を行う可能性が生じるということが指摘されている。

例えば、アメリカの研究では、1992年公表された SFAS 第109号「法人所得税の会計処理 (Accounting for Income Taxes)」について、Miller and Skinner (1998) が、評価性引当金を用いた報告利益管理が可能であるということを示唆している。また、Schrand and Wong (2003) が、銀行に焦点をあてた研究を行い、銀行が評価性引当金による報告利益管理を行っていたという報告を行っている。

さらに、アイオワ大学 (University of Iowa) の研究グループが、繰延税金資産を用いた報告利益管理に関する研究を行い、次のような結果報告をしている。まず、Phillips, Pincus and Rego (2003) は、繰延税金費用による報告利益管理を行うことが可能であるという実証分析の結果を提示している。そして、Rego and Frank (2003) は、企業は、自らが設定した利益目標を達成できるように、繰延税金資産に係る評価性引当金を用いて報告利益管理を行うと報告している。さらに、Phillips, Pincus, Rego and Wan (2004) は、Jones タイプの発生高 (Jones 1991) による研究手法よりもむしろ、繰延税金を用いた研究手法が、報告利益管理を発見するのにより効率的であると結論付けている。

また、Gordon and Joos (2004) では、イギリスの会計基準 (SSAP 15)⁽²⁾において一時差異を計上する際に一部引当を行うことと規定されていることにより、繰延税金資産に係る評価性引当金を用いた報告利益管理を行うことが可能である旨が報告されている。

2. 3 報告利益管理に係る研究に用いられる手法

McNichols (2000) では、これまで報告利益管理の研究 (earnings management research) において用いられてきた手法が、「総計発生高 (aggregate accruals)⁽³⁾」、「特性発生高 (specific accruals)」および「利益分布 (distribution of earnings)」という3つに分類されている。ここで、「発生高」といわれるのは、一般的に、会計利益から営業キャッシュ・フローを引いた数字である。また、「利益分布手法」とは、会計利益を総資産や株価の時価総額といった尺度値 (scaling factor) で割り、その数値の発生頻度を分析する手法のことである。

この「利益分布手法」を用いた報告利益管理に関するアメリカにおける研究としては、Burgstahler and Dichev (1997) や Degeorge, Patel, and Zeckhauser (1999) などがあげられる。また、

利益分布の手法を用いて企業の利益調整行動について調査した日本における研究としては、首藤(1999)や首藤・須田(2000)などがあげられる。そして、これらの研究では、ゼロに近い利益分布線の非継続性(discontinuity)が報告利益管理の証拠であると論じられている。このゼロに近い利益分布線の非継続性は、もともと、Hayn(1995)が、損失の情報内容(Information Contents of Losses)に関する研究において初めて発見したものであり、その後の会計発生高(accounting accruals)の手法を用いた研究において、企業が報告利益管理を行った根拠であると結論付けられ、力説されてきたものである。

一方、Dechow, Richardson, and Tuna(2003)では、各種の会計発生高モデルを用いた分析において期待通りの結果を得られなかったため、報告利益管理の関連研究において頻繁に用いられている会計発生高モデルは報告利益管理を検出できる説明力がなかったと考えるか、もしくは、会計発生高モデルが報告利益管理を正確に認知できたとしても、裁量的発生高の増加は報告利益管理によるものではなかったと考えるかのいずれかであると推論している。また、彼らのこのような推論に加えて、McNichols(2003)は、裁量的発生高は小額の操作を認知するような説明力がないかもしれないが、ゼロに近い利益分布線の非継続性は必ずしも報告利益管理が主な原因とは限らないのではないかという疑問と投じている。

これらの報告利益管理説に対して、Beaver, McNichols, and Nelson(2004)は、ゼロに近い利益分布線の非継続性は税金の非対称効果(黒字企業は税金を納めるのに対して、赤字企業は税金を納めないということ)によるものであると反論している。また、Durtschi and Easton(2004)は、ゼロに近い利益分布線の非継続性は報告利益管理ではなく、データベースによる影響であると説明している。さらに、Xue(2004)は、企業が報告利益管理を行ったとしても、資本市場はすでにその報告利益管理の行動を感知しそれが株価に反映されていると結論付けている。

本稿では、2000年3月決算期より適用された新会計基準のもとで繰延税金は日本企業が作成した財務諸表にどのような影響を与えたかを検証するための手法として、以上のような報告利益管理に係る研究に用いられる手法を援用することとする。つまり、旧基準との比較を行うため、Miller and Skinner(1998)、Schrand and Wong(2003)やPhillips, Pincus, Rego and Wan(2004)が用いたような直接繰延税金に係る評価性引当金を検証する手法ではなく、Burgstahler and Dichev(1997)が提起した利益分布線という研究手法に加えて、Beaver, McNichols, and Nelson(2004)が提起した税金の非対称効果という手法を用いることとする。

3. 利益モデル

本稿では、Beaver, McNichols and Nelson(2004)⁽⁴⁾より導出したモデルを用いている。例えば、ある資産 A_t が与えられたとする。資産 A_t によりもたらされる管理されてない租利益 X_t は、利益パラメーター ρ によって決定される。ミーンが0、分散が σ_ε^2 、誤差項 ε_t が独立同一分布性という仮定のもとで、利益管理されてない利益モデルが、以下の(1)式のように導かれる⁽⁵⁾。

$$X_t = \rho A_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) 式を本稿の設定に書き換えると、以下の(2)式ようになる。

$$ORDNI_t = \rho A_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

本稿では、日本企業が、時価簿価差額の結果として生じる特別損益を用いて、報告利益を管理すると仮定する。つまり、この仮定のもとでは、黒字企業は、税金の額を減少させるために、損金対象の特別損失を計上することにより利益の額を減らす。一方、赤字企業は、特別利益を報告することにより、損失額を小さく見せる。このような仮定に基づき、利益管理パラメーター λ をモデルに導入すると⁽⁶⁾、以下の(3)式となる。なお、(3)式における $\lambda_t A_t$ は、特別損益の総額をあらわしている。

$$PRETAX_t = ORDNI_t + \lambda_t A_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

次に、(3)式に税率を導入する。黒字企業と赤字企業にかけられる税率は異なるものであるため、黒字企業にかけられる税率は τ_L 、赤字企業にかけられる税率は τ_P とする。したがって、赤字企業のモデルは、以下の(4)式ようになる。

$$NI_t = (1 - \tau_L) PRETAX_t + \varpi_t \quad (4)$$

一方、黒字企業のモデルは、以下の(5)式ようになる。

$$NI_t = (1 - \tau_P) PRETAX_t + \varpi_t \quad (5)$$

なお、本稿では、 $\tau_L < \tau_P$ と仮定している⁽⁷⁾。つまり、赤字企業に適用する税率は、黒字企業の税率よりも低いと仮定している。理論的に考えると、赤字企業の税金額はゼロとなるはずである。しかしながら、日本企業は、会計上の利益の額や損失の額に応じた税金ではなく、税務上の手続きに従って算出される法人税を納める。そこで、本稿では、財務諸表で報告される税引前利益と法人税額を用いて、実現実行税率を算出することにする。

4. 研究デザイン

4.1 法人税費用測定回帰式

本稿では、Beaver, McNichols and Nelson (2004) の利益パーティションモデルに従って、繰延税金および特別損益の影響を測定することとする。まず、繰延税金の影響を測定するために、当期純利益と税引前利益との差額を測定するが、本稿において、当期純利益と税引前利益との差額は、法人税費用となっている。なお、法人税の数値について、1999年3月決算期より以前は、報告された法人税の数値を用いることとする。一方、2000年3月決算期より以降は、報告された法

人税および法人税調整額の総額数値を用いることにする。下記の(6)式は、当期純利益と税引前利益との差額を測定する回帰式である。

$$NI_t = \alpha + \beta_L PRETAX_{t,L} + \beta_{SL} PRETAX_{t,SL} + \beta_{SP} PRETAX_{t,SP} + \beta_P PRETAX_{t,P} + v_t \quad (6)$$

NI と $PRETAX$ は、それぞれ当期純利益と税引前利益を表している。 L 、 SL 、 SP および P は、それぞれ losses、small losses、small profits および profits を表しており、具体的には、以下のように定義している。

$PRETAX_{t,L}$: t 期において税引前損益がマイナス3%以下の loss 企業。

$PRETAX_{t,SL}$: t 期において税引前損益がマイナス3%から0%までの small loss 企業。

$PRETAX_{t,SP}$: t 期において税引前損益が0%から3%までの small profit 企業。

$PRETAX_{t,P}$: t 期において税引前損益が3%以上の profit 企業。

それぞれの $PRETAX$ が、回帰式上における同じ期間の NI と対応している。例えば、 t 期におけるある企業の税引前利益がマイナス4%とした場合、 t 期の NI に対して、 $PRETAX_{t,L}$ はマイナス4%の数値をつける。 $PRETAX_{t,SL}$ 、 $PRETAX_{t,SP}$ 、そして $PRETAX_{t,P}$ は、ゼロの値をつける。

4.2 特別損益測定回帰式

2番目の回帰式は、特別損益の影響を測定するものである。本稿では、特別損益の影響を測定するために、税引前利益と経常利益との差額を測定することとする。本稿において、税引前利益と経常利益との差額は、特別損益となっている。以下の(7)式は、当期純利益と税引前利益の差を測定する回帰式である。

$$PRETAX_t = \alpha + \beta_L ORDNI_{t,L} + \beta_{SL} ORDNI_{t,SL} + \beta_{SP} ORDNI_{t,SP} + \beta_P ORDNI_{t,P} + v_t \quad (7)$$

$PRETAX$ と $ORDNI$ は、それぞれ税引前利益と経常利益を表している。それら以外は、(7)式の設定は(6)式と同じ設定となっている。つまり、 L 、 SL 、 SP そして P は、それぞれ losses、small losses、small profits および profits を表しており、具体的には、以下のように定義している。

$ORDNI_{t,L}$: t 期における、経常損益がマイナス3%以下の loss 企業。

$ORDNI_{t,SL}$: t 期における、経常損益がマイナス3%から0%まで small loss 企業。

$ORDNI_{t,SP}$: t 期における、経常損益が0%から3%まで small profit 企業。

$ORDNI_{t,P}$: t 期における、経常損益が3%以上の profit 企業。

5. 基本統計量

5. 1 サンプルの選択

報告利益管理に関する研究手法のほとんどは、発生項目 (accruals) を用いて、企業が報告利益を行っているということを発見しようとするものである。しかし、本稿では、発生項目 (accruals) を用いるのではなく、Hayn (1995) や Burgstahler, and Dichev's (1997) により提起された利益分布線を用いた分析方法を採用する。

なお、利益分布線分析に関しては、これまで、Beaver, McNichols and Nelson (2004)、Durtschi and Easton (2005)、Easton (1999) および Xue (2004) の論文において、利益分布の形は報告利益管理の証拠にならないと結論付けられているが、利益分布の形は本稿の分析に影響しないため、この点については本稿では検討を行わない⁽⁸⁾。

本稿では、Burgstahler and Dichev (1997) が提起した方法を用いて、日本企業の利益分布線を描いていく。Burgstahler and Dichev (1997) では、純利益の分布線のみを作成したのに対し、本稿では、純利益、税引前利益および経常利益の分布線を同時にグラフに描き込み、比較することにした。そして、これらの利益数値をすべて時価総額で尺度化した。

本稿における研究期間は、1977年3月期から2004年3月期までとしている。1977年3月期以降の財務データを分析することとしたのは、1976年に大きな商法改正がなされているためである。また、2004年3月期までの財務データを分析することとしたのは、減損会計の影響を排除するためである。つまり、2006年3月から減損会計が全面適用される予定となっており、例えば、辻 (2005) では、減損会計の早期適用企業の資産規模などの数値が未適用企業の2倍強に達しており、固定資産が4.8倍という差がみられると報告されている。そのため、2005年3月期のデータまでサンプルに含めると、分析上では税効果会計と減損会計の影響を区分することが難しいと考え、本稿では、2004年3月期までの財務データを分析することとした。

なお、本稿で使用する財務データは、日本経済新聞社の総合経済データバンク (NEEDS, Nikkei Economic Electronic Databank System) に収録されている経済・金融データをインターネットで提供する NEEDS-FinancialQUEST という情報サービスから入手したものである。

本稿では、サンプルの整合性を保つため、3月決算期の企業のみを研究対象としている。そして、1977年3月期から2004年3月期までのデータのすべてをサンプルに収めている。なお、金融機関および電力会社など規制される業種については、サンプルから排除している。また、各年度におけるサンプルの上下1%の数値は削除している。当期純利益、税引前利益および経常利益という3つの利益数値を変数として利用するため、3つの数値のうち1つでも欠損値がある場合には、サンプルから排除している。以上のようなプロセスを経て、本稿における研究では、最終的に、21,776のサンプルを得た。なお、尺度化に使用した変数は株式の時価総額である。

表1

| Year | N | NI | | | PRETAX | | | ORDNI | | |
|-------|-------|---------|--------|-----------|---------|--------|-----------|--------|--------|-----------|
| | | Mean | Median | Std. Dev. | Mean | Median | Std. Dev. | Mean | Median | Std. Dev. |
| 1977 | 590 | 0.0265 | 0.0404 | 0.0806 | 0.0695 | 0.0824 | 0.1064 | 0.0591 | 0.0855 | 0.1412 |
| 1978 | 600 | 0.0249 | 0.0374 | 0.0670 | 0.0640 | 0.0740 | 0.0918 | 0.0447 | 0.0746 | 0.1428 |
| 1979 | 617 | 0.0374 | 0.0403 | 0.0478 | 0.0789 | 0.0800 | 0.0751 | 0.0777 | 0.0835 | 0.0901 |
| 1980 | 623 | 0.0590 | 0.0561 | 0.0459 | 0.1178 | 0.1102 | 0.0865 | 0.1170 | 0.1124 | 0.1059 |
| 1981 | 627 | 0.0507 | 0.0483 | 0.0400 | 0.1032 | 0.0949 | 0.0728 | 0.1011 | 0.0971 | 0.0819 |
| 1982 | 633 | 0.0524 | 0.0485 | 0.0570 | 0.1159 | 0.1062 | 0.1013 | 0.1095 | 0.1070 | 0.1149 |
| 1983 | 637 | 0.0342 | 0.0381 | 0.0616 | 0.0833 | 0.0832 | 0.1048 | 0.0747 | 0.0779 | 0.1132 |
| 1984 | 643 | 0.0285 | 0.0307 | 0.0454 | 0.0686 | 0.0658 | 0.0718 | 0.0637 | 0.0649 | 0.0809 |
| 1985 | 649 | 0.0367 | 0.0345 | 0.0343 | 0.0816 | 0.0750 | 0.0607 | 0.0781 | 0.0756 | 0.0628 |
| 1986 | 656 | 0.0232 | 0.0237 | 0.0291 | 0.0553 | 0.0525 | 0.0491 | 0.0536 | 0.0514 | 0.0559 |
| 1987 | 682 | 0.0179 | 0.0195 | 0.0302 | 0.0471 | 0.0439 | 0.0507 | 0.0442 | 0.0454 | 0.0566 |
| 1988 | 691 | 0.0185 | 0.0190 | 0.0174 | 0.0427 | 0.0417 | 0.0315 | 0.0428 | 0.0416 | 0.0349 |
| 1989 | 704 | 0.0226 | 0.0208 | 0.0149 | 0.0485 | 0.0437 | 0.0308 | 0.0485 | 0.0436 | 0.0317 |
| 1990 | 721 | 0.0209 | 0.0199 | 0.0124 | 0.0435 | 0.0418 | 0.0236 | 0.0437 | 0.0425 | 0.0249 |
| 1991 | 734 | 0.0231 | 0.0230 | 0.0183 | 0.0479 | 0.0455 | 0.0306 | 0.0476 | 0.0459 | 0.0305 |
| 1992 | 772 | 0.0244 | 0.0259 | 0.0323 | 0.0547 | 0.0543 | 0.0475 | 0.0553 | 0.0553 | 0.0487 |
| 1993 | 784 | 0.0105 | 0.0189 | 0.0443 | 0.0367 | 0.0431 | 0.0586 | 0.0389 | 0.0449 | 0.0569 |
| 1994 | 800 | 0.0050 | 0.0138 | 0.0434 | 0.0249 | 0.0312 | 0.0542 | 0.0257 | 0.0328 | 0.0570 |
| 1995 | 826 | 0.0123 | 0.0204 | 0.0459 | 0.0378 | 0.0435 | 0.0596 | 0.0403 | 0.0476 | 0.0614 |
| 1996 | 848 | 0.0164 | 0.0207 | 0.0335 | 0.0405 | 0.0428 | 0.0462 | 0.0431 | 0.0451 | 0.0445 |
| 1997 | 883 | 0.0258 | 0.0297 | 0.0415 | 0.0584 | 0.0599 | 0.0572 | 0.0627 | 0.0645 | 0.0703 |
| 1998 | 921 | 0.0213 | 0.0323 | 0.0737 | 0.0597 | 0.0652 | 0.0917 | 0.0776 | 0.0778 | 0.0814 |
| 1999 | 942 | -0.0193 | 0.0216 | 0.1293 | 0.0152 | 0.0508 | 0.1571 | 0.0456 | 0.0643 | 0.1303 |
| Total | 16583 | 0.0233 | 0.0582 | 0.0593 | 0.0269 | 0.0559 | 0.0579 | 0.0560 | 0.0793 | 0.0840 |
| 2000 | 965 | -0.0052 | 0.0263 | 0.1299 | 0.0167 | 0.0532 | 0.1804 | 0.0817 | 0.0779 | 0.1119 |
| 2001 | 1010 | 0.0046 | 0.0327 | 0.1346 | 0.0270 | 0.0611 | 0.1971 | 0.1124 | 0.1033 | 0.1170 |
| 2002 | 1047 | -0.0336 | 0.0231 | 0.2010 | -0.0147 | 0.0442 | 0.2518 | 0.0681 | 0.0792 | 0.1520 |
| 2003 | 1080 | -0.0215 | 0.0389 | 0.2493 | 0.0239 | 0.0801 | 0.2685 | 0.1011 | 0.1075 | 0.1703 |
| 2004 | 1091 | 0.0307 | 0.0417 | 0.0779 | 0.0689 | 0.0750 | 0.0928 | 0.0866 | 0.0845 | 0.0736 |
| Total | 5193 | -0.0143 | 0.0301 | 0.1879 | 0.0131 | 0.0593 | 0.2294 | 0.0909 | 0.0932 | 0.1419 |
| Total | 21776 | 0.0159 | 0.0272 | 0.0987 | 0.0493 | 0.0563 | 0.1257 | 0.0656 | 0.0625 | 0.0990 |

5. 2 会計利益数値

本稿では、当期純利益、税引前利益および経常利益の三つの利益数値を変数として利用する。当期純利益 *NI* は税引後の数値で、当期純利益 *NI* と税引前利益 *PRETAX* との差額は、納めた法人税額である。ちなみに、この法人税額は、2000年3月期以前には、有価証券報告書上は「法人税」と表示されているが、2000年3月以降には、「法人税」および「法人税調整額」と表示されている。本稿では、*NI* と *PRETAX* 比較し、その差（すなわち、法人税額）がどのように利益分布に影響を与えるのかを検証する。そして、税効果会計がどのようにに企業の財務報告に影響を与えるのを検証するため、2000年3月期を基準として、1977年3月から1999年3月までの期間を導入前期間とし、2000年3月から2004年3月までの期間を導入後期間とする。

本稿で検証する3つ目の利益変数は、経常利益である。本稿では、経常利益と税引前利益の差が特別損益になるように設定している。日本の会計基準において、特別利益項目は、「資産処分益・評価益、有形固定資産処分益・評価益、為替差益、特別損失項目は資産処分損・評価損、資

産処分損・評価損、有形固定資産処分損・評価損、為替差損、原価償却費」などを含んでいるものである。特別損益は、伝統的に、利益管理に利用されるといわれており、本稿では、税引前利益 *PRETAX* と経常利益 *ORDNI* とを比較し、その差額を用いて、特別損益がどのように利益分布に影響を与えるかを測定する。さらに、税効果会計導入前と導入後の *PRETAX* と *ORDNI* の関係を比較し、企業の特別損益計上がどのように変化するかを観測する。

表1は、当期純利益、税引前利益および経常利益の基本統計量をまとめたものである。表1をみると、1998年以降、三つの会計利益数値の標準偏差が劇的に増大していることが分かる。これは、2000年3月期に全面適用予定の税効果会計の早期適用による影響だと考えられる。ここで、特に注目すべきことは、2003年度3月期を境に、3つの会計利益数値の標準偏差が、2004年度3月期には、1998年3期税効果会計早期適用前の水準に戻ったことである。これは、1998年以降の標準偏差の変動が、一時的なものであったことを示唆している。また、1999年度より、日本企業の平均純利益が、赤字に転落したことも注目すべきことである。

5. 利益と税の分布

5. 1 日本企業の利益分布線

本稿では、Burgstahler and Dichev (1997) が提起した方法を用いて、日本企業の利益分布線を描いていく。Burgstahler and Dichev (1997) では、純利益の分布線のみを作成したのに対し、本稿では、純利益、税引前利益および経常利益の分布線を同時にグラフに描き込み、比較することにした。そして、これらの利益数値をすべて時価総額で尺度化した。

前述したように、本稿における研究期間は、1977年3月期から2004年3月期までとしている。1977年3月期以降の財務データを分析することとしたのは、1976年に大きな商法改正がなされているためである。また、2004年3月期までの財務データを分析することとしたのは、減損会計の影響を排除するためである。

以下の図では、純利益、税引前利益および経常利益という3つの会計利益の累積分布線を表している。横軸は、尺度化された利益比率を表しており、利益比率の表示単位は、0.5%としている。そして、それぞれの図では、マイナス30%からプラス30%の間の累積利益分布線を表示している。一方、縦軸は、累積頻度を表している。

図1で描かれた1977年から1999年の利益分布線は、滑らかなシングル・ピーク分布をしている。図2では、2000年から2004年の利益分布線においても、シングル・ピーク分布をしている。図1と図2で注目すべき点は、ゼロからマイナス1.5%の範囲である。理論的に考えると、税引前利益がゼロ以下の場合、課税所得がないため、税引前利益と純利益の数値とは一致しているはずである。したがって、理論上、税引前利益の線と純利益の線とは、グラフ上で重なり合うはずである。図1では、ゼロからマイナス2%の範囲にギャップができています。これは、会計上の利益数値と税務上で定められている課税所得の乖離を表している。さらに、税効果会計導入後期間

図1 1977-1999利益分布頻度 (N=16,664)

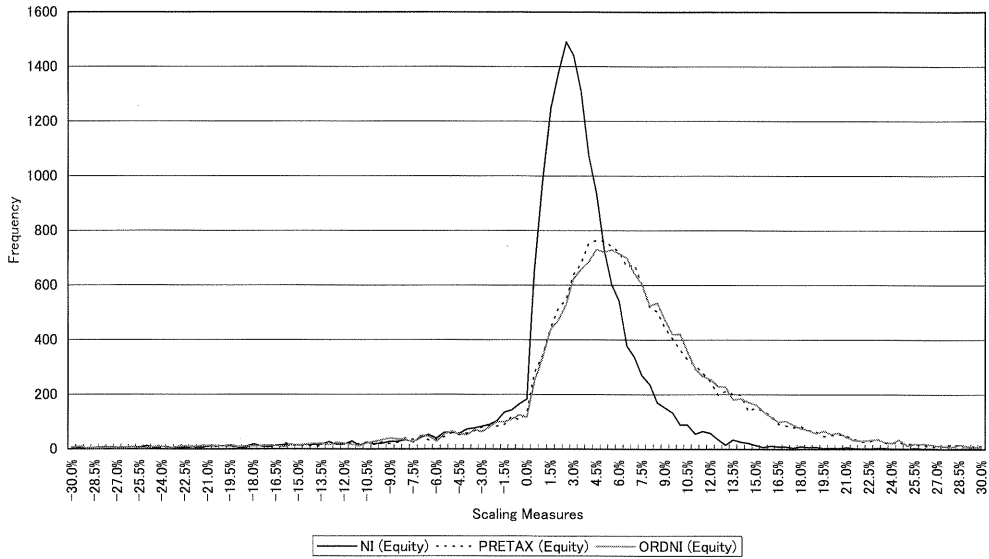
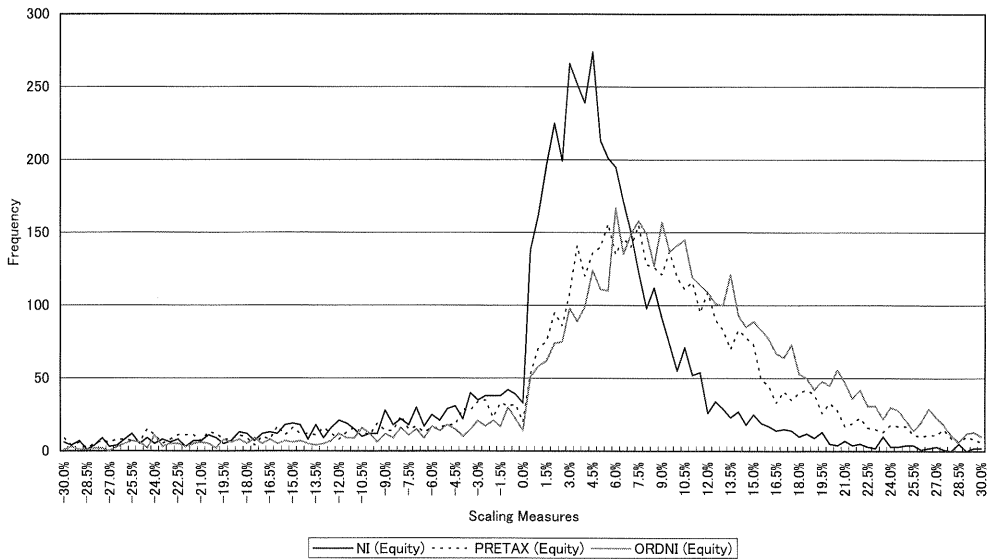


図2 2000-2004利益分布頻度 (N=4,961)



を表わしている図2においても、同じような現象が確認できる。

5. 2 会計上の所得と税務上所得の乖離

前節では、会計上の所得と税務上の所得の間にギャップがあるということが確認された。本節では、その乖離のギャップの度合いを、税率を用いて測定する。本稿では、繰延税金資産の影響を測定するため、実現実効税率 (effective tax rate, ETR) を用いている。実現実効税率は、法人

図3 PRETAXにおけるETRの推移（1997—1999）

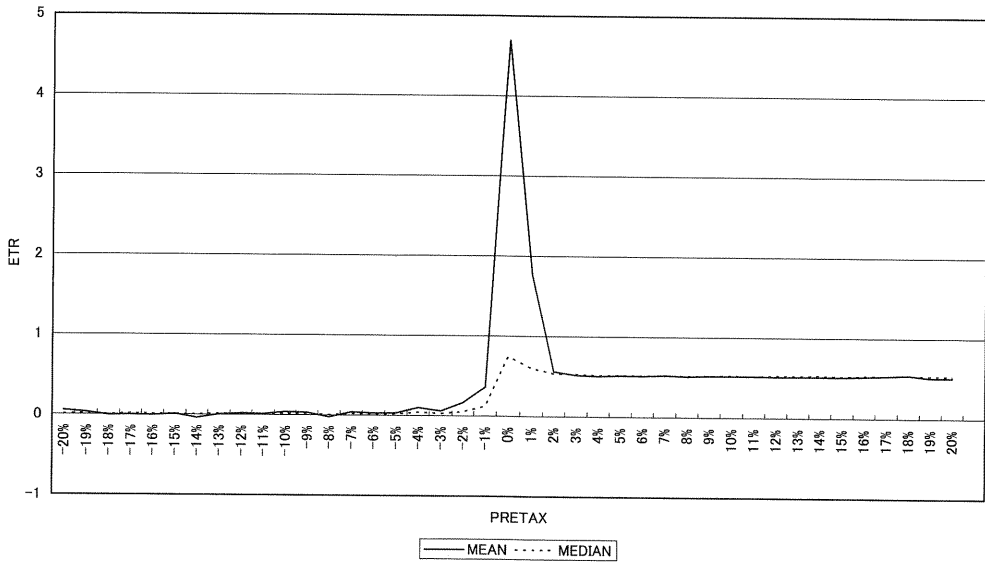
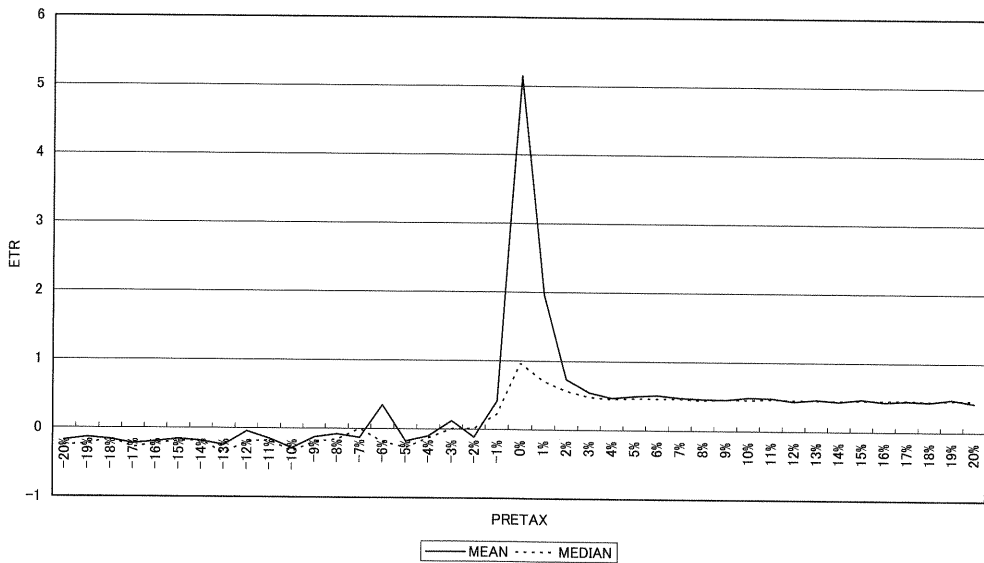


図4 PRETAXにおけるETRの推移（2000—2004）



所得税費用（tax expenses）⁹⁾を税引前利益で割ることにより算出している。

図3は、1977年3月決算期から1999年3月決算期までの平均実効税率を表わしている。また、図4は、2000年3月決算期から2004年3月決算期までの平均実効税率を表わしている。図3と図4の横軸は、図1と図2と同様、尺度化された利益比率を表しており、それぞれの図は、マイナス20%からプラス20%の間の平均実効税率線を表示している。また、縦軸は平均実効税率を表しており、表示単位は1%としている。

表2

| 1977-1999 | | | | | | | | | | |
|-----------|---------------------------|---------|-----------|---------|--------|----------------------------|---------|-----------|---------|---------|
| Variable | Negative NI (1,970 obsvs) | | | | | Positive NI (14,613 obsvs) | | | | |
| | Mean | Median | Std. Dev. | % ≠ 0 | % > 0 | Mean | Median | Std. Dev. | % ≠ 0 | % > 0 |
| NI | -0.0754 | -0.0407 | 0.0962 | 100.00% | 0.00% | 0.0366 | 0.0303 | 0.0285 | 100.00% | 100.00% |
| ETR | 0.9819 | 0.0550 | 4.4194 | 88.42% | 77.91% | 0.5348 | 0.5217 | 2.8176 | 98.29% | 97.68% |
| PRETAX | -0.0694 | -0.0355 | 0.1042 | 100.00% | 16.60% | 0.0754 | 0.0630 | 0.0565 | 100.00% | 99.71% |
| EXTRA | -0.0137 | -0.0031 | 0.1045 | 94.92% | 35.13% | 0.0006 | -0.0005 | 0.0333 | 90.84% | 35.09% |
| ORDNI | -0.0557 | -0.0282 | 0.1155 | 100.00% | 29.64% | 0.0748 | 0.0643 | 0.0647 | 100.00% | 97.62% |
| 2000-2004 | | | | | | | | | | |
| Variable | Negative NI (1,227 obsvs) | | | | | Positive NI (3,966 obsvs) | | | | |
| | Mean | Median | Std. Dev. | % ≠ 0 | % > 0 | Mean | Median | Std. Dev. | % ≠ 0 | % > 0 |
| NI | -0.2023 | -0.1152 | 0.2600 | 100.00% | 0.00% | 0.0562 | 0.0456 | 0.0437 | 100.00% | 100.00% |
| ETR | 0.7313 | -0.0310 | 4.4601 | 99.73% | 47.71% | 0.3780 | 0.4482 | 2.1065 | 99.92% | 96.29% |
| PRETAX | -0.2241 | -0.1313 | 0.2886 | 100.00% | 9.37% | 0.1019 | 0.0868 | 0.0813 | 100.00% | 99.19% |
| EXTRA | -0.2109 | -0.1192 | 0.2811 | 97.96% | 6.93% | -0.0201 | -0.0107 | 0.0624 | 95.46% | 19.74% |
| ORDNI | -0.0133 | 0.0127 | 0.1832 | 100.00% | 55.99% | 0.1219 | 0.1046 | 0.0873 | 100.00% | 98.76% |

図3と図4を見比べてみると、ゼロの前後にスパイクが存在している。税効果会計導入後では、会計上の利益数値と税務上の課税所得の差が小さくなるはずであるが、図3と図4ではそのようなことは確認できない。また、図3では、損失企業における平均税率がゼロ以上であるが、図4では、損失企業の平均税率がマイナス20%となっている。

表2では、さらに利益企業と損失企業を分けて、それぞれの統計数値をまとめている。平均実効税率の標準偏差 (standard deviation) は、税効果会計導入前後においても大きな変化が確認できない。

7. 実証分析の結果

7.1 税効果会計導入前における企業の実現実行税率計上行動

表3は、税効果会計導入前の実証結果である。表3のPanel AとPanel Bは、それぞれ式(6)と式(7)の回帰結果である。まず、 $PRETAX_L$ の係数は0.96である。本稿では、 $PRETAX$ から税金を差し引いたらNIとなるように設定している。赤字企業には課税できる所得がなく、 $PRETAX_L$ の係数が0.96という1 ($PRETAX$ とNIの数値が一致であること)に極めて近い値であるため、期待通りの結果となっている。0.96という値は、表2のNegative NIに報告している5.5%の平均実現実効税率 (Median ETR) と一致している。

次に、 $PRETAX_{SL}$ の係数は1.29である。これは、企業に100万円の税引前損失が生じていた場合、税金を差し引いた後の最終純損失が129万円になるということを意味している。このことは、企業会計の損益と税務会計の課税所得の乖離を浮き彫りにしている。

$PRETAX_{SP}$ と $PRETAX_P$ の係数は、両方とも0.46になっている。0.46は $(1 - \tau) PRETAX$ 数値であるので、ここでは実現実行税率が $(1 - 0.46) = 54\%$ であることを意味しており、表2で報告されたPositive NIの平均実現実行税率の結果と一致している。

表 3

Panel A: Regression of Net Income on Pretax Income ($N = 16,583$).

$$NI_t = \alpha + \beta_L PRETAX_{t,L} + \beta_{SL} PRETAX_{t,SL} + \beta_{SP} PRETAX_{t,SP} + \beta_P PRETAX_{t,P} + v_t$$

| Variable | Coefficient | Standard Error | t-statistic | p-value |
|----------------------------|-------------|----------------|-------------|---------|
| <i>Intercept</i> | 0.00043566 | 0.00021681 | 2.01 | 0.0445 |
| <i>PRETAX_L</i> | 0.96216 | 0.00283 | 340.44 | 0.0000 |
| <i>PRETAX_{SL}</i> | 1.26166 | 0.03857 | 32.71 | 0.0000 |
| <i>PRETAX_{SP}</i> | 0.46791 | 0.01778 | 26.32 | 0.0000 |
| <i>PRETAX_P</i> | 0.46841 | 0.00220 | 212.62 | 0.0000 |

F-statistic (p-value) 55916.2 (0.0000) Adjusted R² 0.9310

F-statistic for the hypothesis that $\beta_{SL} = \beta_{SP}$: 73090.8 (p-value < 0.0000)

F-statistic for the hypothesis that $\beta_L = \beta_P$: 36495.7 (p-value < 0.0000)

Panel B: Regression of Pretax Income on Ordinary Income ($N = 16,583$).

$$PRETAX_t = \alpha + \beta_L ORDNI_{t,L} + \beta_{SL} ORDNI_{t,SL} + \beta_{SP} ORDNI_{t,SP} + \beta_P ORDNI_{t,P} + u_t$$

| Variable | Coefficient | Standard Error | t-statistic | p-value |
|---------------------------|-------------|----------------|-------------|---------|
| <i>Intercept</i> | -0.00394 | 0.00061561 | -6.40 | 0.0000 |
| <i>ORDNI_L</i> | 0.51980 | 0.00727 | 71.51 | 0.0000 |
| <i>ORDNI_{SL}</i> | 0.50316 | 0.10967 | 4.59 | 0.0000 |
| <i>ORDNI_{SP}</i> | 1.19431 | 0.05136 | 23.25 | 0.0000 |
| <i>ORDNI_P</i> | 0.96674 | 0.00610 | 158.43 | 0.0000 |

F-statistic (p-value) 10631.0 (0.0000) Adjusted R² 0.7194

F-statistic for the hypothesis that $\beta_{SL} = \beta_{SP}$: 14141.2 (p-value < 0.0000)

F-statistic for the hypothesis that $\beta_L = \beta_P$: 12290.1 (p-value < 0.0000)

7. 2 税効果会計導入前における企業の特別損益計上行動

表3のPanel Bは、式(7)の回帰結果である。まず、 $ORDNI_L$ と $ORDNI_{SL}$ の係数は、それぞれ0.52と0.50となっている。これは、経常損失を計上している企業が、特別損益を計上した場合、経常損失の計上額が半分となること（つまり、税引前損失の金額が、経常損失の半分ということ）を意味している。本稿では、 $PRETAX$ と $ORDNI$ の差が特別損益になるように設定してある。したがって、 $ORDNI_L$ と $ORDNI_{SL}$ の値は、経常損失を計上した企業が、特別利益を用いて、経常損失額を半分まで減らすということ（つまり、税引前損失の金額が、経常損失の半分まで減らされるということ）を意味している。 $ORDNI_{SP}$ の係数は、1.19となっている。これは、経常利益を出した企業が、さらに特別利益を計上して、税引前利益を経常利益の119%にしたことを示唆している。これらの結果は、Herrmann, Inoue and Thomas (2003) が報告した、日本企業が、固定資産を売却することにより、固定資産の時価簿価の差額を用いて、報告利益管理を行っているという結果と一致している。

表4

Panel A: Regression of Net Income on Pretax Income ($N = 5,193$).

$$NI_t = \alpha + \beta_L PRETAX_{i,L} + \beta_{SL} PRETAX_{i,SL} + \beta_{SP} PRETAX_{i,SP} + \beta_P PRETAX_{i,P} + \nu_t$$

| Variable | Coefficient | Standard Error | t-statistic | p-value |
|---|----------------------------|-------------------------|-------------|---------|
| <i>Intercept</i> | -0.00623 | 0.00162 | -3.85 | 0.0001 |
| $PRETAX_L$ | 0.80969 | 0.00583 | 138.98 | 0.0000 |
| $PRETAX_{SL}$ | 0.86712 | 0.29647 | 2.92 | 0.0035 |
| $PRETAX_{SP}$ | 0.69841 | 0.17707 | 3.94 | 0.0000 |
| $PRETAX_P$ | 0.57060 | 0.01306 | 43.70 | 0.0000 |
| F-statistic (p-value) | 7372.56 (0.0000) | Adjusted R ² | 0.8503 | |
| F-statistic for the hypothesis that $\beta_{SL} = \beta_{SP}$ | 9831.50 (p-value < 0.0000) | | | |
| F-statistic for the hypothesis that $\beta_L = \beta_P$ | 9360.97 (p-value < 0.0000) | | | |

Panel B: Regression of Pretax Income on Ordinary Income ($N = 5,193$).

$$PRETAX_t = \alpha + \beta_L ORDNI_{i,L} + \beta_{SL} ORDNI_{i,SL} + \beta_{SP} ORDNI_{i,SP} + \beta_P ORDNI_{i,P} + u_t$$

| Variable | Coefficient | Standard Error | t-statistic | p-value |
|---|----------------------------|-------------------------|-------------|---------|
| <i>Intercept</i> | -0.02058 | 0.00417 | -4.93 | 0.0000 |
| $ORDNI_L$ | 1.37108 | 0.03214 | 42.66 | 0.0000 |
| $ORDNI_{SL}$ | 2.55841 | 0.90422 | 2.83 | 0.0047 |
| $ORDNI_{SP}$ | 0.47960 | 0.46699 | 1.03 | 0.3045 |
| $ORDNI_P$ | 0.64589 | 0.02806 | 23.02 | 0.0000 |
| F-statistic (p-value) | 815.56 (0.0000) | Adjusted R ² | 0.3856 | |
| F-statistic for the hypothesis that $\beta_{SL} = \beta_{SP}$ | 1085.53 (p-value < 0.0000) | | | |
| F-statistic for the hypothesis that $\beta_L = \beta_P$ | 997.31 (p-value < 0.0000) | | | |

7. 3 税効果会計導入後における企業の実現実行税率計上行動

表4は、税効果会計導入後の実証結果である。表4のPanel AとPanel Bもそれぞれ、式(6)と式(7)の回帰結果である。まず、 $PRETAX_{SP}$ と $PRETAX_P$ の係数はそれぞれ、0.69と0.57となっており、これは、実現実行税率がそれぞれ、31%と43%になるということを意味している。これらを平均すると、 $PRETAX_{SP}$ と $PRETAX_P$ の平均実現実行税率は、37%になる。これらは、表2で報告された37%のpositive NIの平均実行税率と一致している。

$PRETAX_L$ と $PRETAX_{SL}$ の係数はそれぞれ、0.81と0.86となっている。これは、税引前損失を出した企業が法人税等を差引いた場合、税引前損失が14%から19%減額されるということを示している。これは、法人税が減額されるような法人税調整額が計上されたとも考えられる。しかし、企業が利益を生み出さない限り、法人税を減額する法人税調整額は計上されないはずである。

そこで、表3のPanel Aと表4のPanel Aの結果を見比べると、切片(Intercept)の係数が0.00043566から-0.00623になっていることが分かる。このように、切片の符号が変わるとい

とは、法人税調整額以外の項目が企業の法人税費用計上のファンダメンタルに影響をもたらした結果であると考えられる。特に、一番可能性が高いのは、繰延税金資産にかかる評価性引当金が純利益の数値に影響を与えたということである。

7. 4 税効果会計導入後における企業の特別損益計上行動

表4のPanel Bは、式(7)の回帰結果である。まず、 $ORDNI_L$ と $ORDNI_{SL}$ の係数はそれぞれ、1.37と2.55となっている。これは、経常損失を計上した企業がさらに、特別損失を計上するということを意味する。 $ORDNI_L$ の係数が1.37であるのは、経常損失を計上したLoss企業が、さらに特別損失を計上して、税引前損失が経常損失の137%になっていることを意味する。 $ORDNI_{SL}$ の係数が2.55であるのは、Small Loss企業が特別損失を計上して、税引前損失が経常損失の255%になっていることを意味している。

次に、 $ORDNI_{SP}$ と $ORDNI_P$ の係数がそれぞれ、0.47と0.64になっている。これは、経常利益を計上しているSmall ProfitとProfit企業とが、特別損失を計上することにより、経常利益を64%から47%までに減額するということ（つまり、税引前利益の金額が、経常利益の64%から47%までに減額するということ）を意味している。結果として、税効果会計導入後、4分類した全ての企業が特別損失を計上するようになっている⁽¹⁰⁾。この結果は、2000年から2004年の期間、3月決算の一般事業企業において多額の特別損失が毎年計上されたという、辻(2004)において報告された結果と一致する⁽¹¹⁾。

8. 結びに代えて

本稿は、2000年3月期に導入された税効果会計が、企業の財務諸表にどのような変化をもたらしたのかについて検証することを目的としていた。検証の結果、本稿の研究対象企業において、税効果会計の導入前には、経常損益ベースで損失を出していた企業（つまり、経常損失が生じていた企業）のみが特別利益を計上していたのに対し、税効果会計の導入後には、全ての企業が特別損失を計上するようになったことが判明した。これは、税効果会計導入の前には、裁量を行う余地のあった特別損益が経営者による報告利益の調整に用いられていたのに対して、税効果会計導入後には、それまで裁量を行う余地がないとされてきた税金が裁量項目の1つとなり、それにより、経営者の裁量による報告利益管理の可能性が増加したことを示唆している。

今後の課題としては、繰延税金資産に係る評価性引当金の額の増減が、企業の減益や増益に相関しているかどうかを検証していく予定である。その相関が判明すれば、税効果会計のもとで、企業が報告利益管理を行う可能性をより一層跡付けることが出来る。

第4章

付記 本稿の執筆にあたり、早稲田大学の辻正雄先生、川村義則先生、奥村雅史先生、須田一幸先生、および大鹿智基先生より、貴重なコメントを頂きました。ここに記して感謝を申し上げます。なお、本稿における謬誤は全て筆者の責任に帰するものであります。

注

- (1) イギリスでは、2000年12月7日にFRS第19号が公表され、2002年1月23日以降開始する事業年度より適用されているが、それ以前は、SSAP第15号「繰延税金の会計 (Accounting for Deferred Tax)」が1985年4月1日から適用されていた。FRS第19号では、一時差異 (timing differences) の計上が一部引当 (partial provision) から全額引当 (full provision) に改訂され、さらに、割引計算が容認されるようになった。一方で、日本基準、国際基準およびアメリカ基準においては、割引計算が禁止されている。なお、先行研究における実証分析では、主にSSAP第15号を対象とした分析が行われているため、割引計算による影響は不明である。
- (2) イギリスでは、SSAP第15号「繰延税金の会計 (Accounting for Deferred Tax)」が1985年4月1日から2002年1月23日まで適用されていた。SSAP第15号に代わるFRS第19号は2002年1月23日以降開始する事業年度より適用されているため、先行研究における実証分析では、主にSSAP第15号を対象とした分析が行われている。なお、FRS第19号では、一時差異の計上が一部引当から全額引当に改訂されたため、繰延税金資産に係る評価性引当金の設定方法は、日本、アメリカおよび国際会計基準とも一致している。
- (3) 会計上の発生高 (accruals) は、一般的に「(経常) 利益 = 経営活動によるキャッシュ・フロー + 発生高」と定義されている。
- (4) Beaver, McNichols and Nelson (2004) では、 $X_t = \rho A_t + \varepsilon_t A_t$ というモデルが提起されていた。これは、管理されてない利益 X_t は、便益をもたらす資産 A_t によって決定される。誤差項 $\varepsilon_t A_t$ は、独立同一に分布する。負の利益 (赤字) は、一時的なマイナス要素 (transitory components) $v_t A_t$ によってもたらされる。したがって、 $\rho A_t + \varepsilon_t A_t$ がマイナスになると、モデルは $X_t = \rho A_t + \varepsilon_t A_t + v_t A_t$ となる。
- (5) Beaver, McNichols and Nelson (2004) では、誤差項を $\varepsilon_t A_t$ と定義している。この定義によれば、誤差項が資産に相関し、また、誤差項が独立同一分布性の条件を満たしていないと考えられる。
- (6) (3)式における利益の関連は、 $PRETAX_t - EXTRA_t = ORDNI_t$ もしくは $PRETAX_t = ORDNI_t + EXTRA_t$ である。なお、 $EXTRA_t$ は、特別損益の総額をあらわしている。
- (7) Beaver, McNichols and Nelson (2004) では、利益分布線の非連続性は税金がもたらした非対称効果が原因であると仮定している。したがって、赤字企業のモデルは、 $NI_t = (1 - \tau_L) PRETAX_t + \omega_t$ となる。また、黒字企業のモデルは、 $NI_t = (1 - \tau_P) PRETAX_t + \omega_t$ となる。ただし、 $\tau_L < \tau_P$ を満たすこととする。
- (8) Xue (2004) では、発生項目を用いた研究では、測定誤差の問題が生じることが指摘されている。発生項目の測定誤差に関する議論は、Dechow, Sloan and Sweeney (1995) および Guay, Kothari and Watts (1996) を参照のこと。発生項目をバールとするモデルに関する議論は、McNichols (2000) を参照のこと。
- (9) 法人所得税費用について、1999年3月決算期より以前では、報告された法人税の数値を用いることにする。また、2000年3月決算期より以降では、報告された法人税および法人税調整額の総額数値を用いることにする。
- (10) $ORDNI_{SP}$ の係数は、2004年3月期のデータをサンプルに加えるまでは5%有意水準であった。これは、2004年3月期の利益数値のばらつきが急に収束したためと考えられる。
- (11) 辻 (2004) では、さらに、2000年から2004年の間で一般事業企業が計上した特別損失のうち、かなりの部分が固定資産の処分・評価損であったことも報告されている。

(潘 健民)

第5章

退職給付会計基準の導入が 企業財務および企業行動に与えた影響

——「従業員重視型」から「株主重視型」退職給付制度設計への移行——

1. はじめに

日本において、新会計基準の1つである退職給付会計基準⁽¹⁾の導入から数年が経過した。この新会計基準の導入により、退職給付債務および退職給付費用が企業財務に非常に大きな影響を与えることが認識され、ひいては、会社経営において退職給付制度の管理が非常に重要な課題であることが再認識されるに至っている。このように、退職給付会計基準は、企業の開示する投資情報にとっても、企業の財務管理および人事・労務管理にとっても、重要な意義をもたらしている。このため、まず本稿では、実際のデータを収集し、退職給付会計基準の導入により企業財務が受けた影響を示す。

そして、このような退職給付会計基準の導入を契機として、著者の実務経験から、企業は退職給付制度の再構築への駆け足を早めたように感じられる。ここで問題なのが、企業は退職給付会計基準導入以前から、年金受託機関からの「財政計算報告書」によって、年金資産の運用状況悪化を原因として退職給付制度に多額の積立不足が発生していることを認識し対処を考えていたのに、本格的に対処を開始した契機が「退職給付会計基準の導入」ということである。すなわち、多額の債務が企業外部に顕在化してしまう新会計基準の導入によって、企業行動が影響を受けたと考えられる。

このため、本稿では、退職給付会計基準の導入が企業行動に与えた影響を考察する。本稿の考察は著者の実務経験からその問題意識が生じたのであるが、実際のデータを入手そして分析することによって、結論を導き出すことを目的とする。具体的には、著者の知る限り入手可能な①退職給付会計基準導入前後のタイムシリーズ（時系列）データおよび②会計基準適用対象企業・非適用企業別のクロスセクション・データを分析対象とし、当該データの概観および実証分析を行うことにより、退職給付会計基準の導入が企業行動に影響を与えていることを結論付ける。

なお、著者の知る限り、このような先行研究は存在しない。

2. 退職給付会計基準が企業財務に与えた影響

旧会計基準では、外部委託の企業年金制度を有する企業は、掛金の支払い時に費用処理するに留まり、外部受託機関に生じている積立不足の影響は認識されることはなかった。また、注記等

においても、その影響は記載されることはなかった。そして、退職一時金制度を有する企業は、従業員が期末に自己都合事由で退職したと仮定した場合の期末要支給額を積立でしていたが、旧法人税法の影響もあり、期末要支給額の40%しか積立でしていない企業も少なからず存在した。

このような旧会計基準の問題点を受け、新会計基準は、企業外部に生じている積立不足の影響を認識し、また、人件費としての退職給付費用を適正な会計期間に配分することを目的とする。特に、新会計基準の導入は、年金資産の運用状況が著しく悪化している最中であったため、企業財務に大きな影響を与えたのである。

このため、まず、本稿では、日本経済新聞社による情報提供サービスである NEEDS-Financial QUEST から入手した全国証券取引所の上場企業の全社データ（銀行・証券・保険、米国基準適用会社を除く）を用いて、当該影響を示す。なお、あくまでも、日本企業全体としての影響を示すものであって、個別企業に対する影響を示すものではないことに留意されたい。

2. 1 適用初年度における影響

新会計基準は、2000年4月1日より始まる事業年度からその適用が義務付けられた。

適用初年度の特記すべき事項は、期首時点において、企業の積立でしている退職給与引当金残高と、新会計基準に従った退職給付債務（年金資産）の差額である「会計基準変更時差異」が発生することである。この会計基準変更時差異は、15年以内の年数で遅延認識できるが、5年以内に償却する場合には「会計基準変更時差異償却額」を特別損益に計上できるという規定⁽²⁾を除いて、企業が恣意的に償却年数を決定できる。ただし、会計基準変更時差異は過年度修正損益という性格を有しているため、早期償却が望ましいことになる。このため、適用初年度においては、退職給付信託の設定により生じた「退職給付信託設定損益」を認識して、「会計基準変更時差異償却額」と相殺できるようになっている。

まず、会計基準変更時差異および退職給付信託設定損益が損益計算書に与える影響を示す。なお、費用側および負債側をプラスで表記している。

なお、適用初年度の分析で用いるサンプルは、前述したデータから簡便法適用会社、会計基準不遵守企業（会計基準変更時差異の償却年数が15年超など）およびデータ欠落会社を控除している。また、外部委託の企業年金制度を採用している企業を分析対象とする。この結果、分析対象となったサンプル数は、会計基準変更時差異5年以内償却企業は1,046社で、6年以上償却企業は361社である。

表1 会計基準変更時差異5年以内償却企業

(単位：百万円)

| 会計基準変更時差異 (①=②+③) | 未認識会計基準変更時差異 (②) | 会計基準変更時差異償却額 (③) | 退職給付信託設定損益 (④) | 相殺額 (⑤=③+④) |
|-------------------|------------------|------------------|----------------|-------------|
| 6,838,071 | 1,081,163 | 5,756,908 | -2,029,404 | 3,727,504 |

表2 会計基準変更時差異6年以上償却企業 (単位:百万円)

| 会計基準変更時差異 (①=②+③) | 未認識会計基準変更時差異 (②) | 会計基準変更時差異償却額 (③) |
|-------------------|------------------|------------------|
| 4,814,922 | 3,862,495 | 952,497 |

適用初年度においては、未認識会計基準変更時差異 (②) が貸借対照表上、認識されることになる。また、会計基準変更時差異償却額 (③) もしくは相殺額 (⑤) が損益計算上、認識されることになる。なお、表1の③もしくは⑤は特別損益として、表2の③は営業損益として認識されることになる。

表3 会計基準変更時差異5年以内償却企業 (単位:百万円)

| 営業利益 | 経常利益 | 税金等調整前当期純利益 | |
|------------|------------|-------------|------------|
| 15,206,050 | 12,985,727 | 8,774,269 | |
| 表1 ⑤の与える影響 | | | 表1 ①の与える影響 |
| — | — | 29.8%* | 54.7%** |

* 影響の計算式の例 (以下、同様) : $3,727,504 \div (3,727,504 + 8,774,269) \times 100 (\%)$

** 影響の計算式の例 (以下、同様) : $6,838,071 \div (3,727,504 + 8,774,269) \times 100 (\%)$

表4 会計基準変更時差異6年以上償却企業 (単位:百万円)

| 営業利益 | 経常利益 | 税金等調整前当期純利益 | |
|------------|-----------|-------------|------------|
| 3,427,854 | 2,551,800 | 1,762,702 | |
| 表2 ③の与える影響 | | | 表2 ①の与える影響 |
| 21.7% | 27.2% | 35.1% | 177.3% |

このように、新会計基準の導入が、適用初年度の期間利益に大きな影響を与えていることが観察された。特に、退職給付信託を行わずに、会計基準変更時差異を一括償却したと仮定した場合の税金等調整前当期純利益に与える影響は、非常に大きい。

次に、会計基準変更時差異および退職給付信託設定損益を除く退職給付費用 (勤務費用、利息費用、過去勤務債務償却額および数理計算上の差異償却額) が損益計算書に与える影響を示す。当該費用は、営業損益として認識される。なお、以下の表は、会計基準変更時差異5年以内償却企業と6年以上償却企業の合算である。

表5 (単位:百万円)

| 会計基準変更時差異および退職給付信託設定損益を除く退職給付費用 (①) | (内; 過去勤務債務償却額) | 営業利益 | 経常利益 | 税金等調整前当期純利益 |
|-------------------------------------|----------------|------------|------------|-------------|
| | | 18,633,904 | 15,537,527 | 10,536,971 |
| 3,143,022 | -112,016 | ①の与える影響 | | |
| | | 14.4% | 16.8% | 23.0% |

最後に、貸借対照表に与える影響を示す。

表6

(単位：百万円)

| 退職給付債務 (①) | 年金資産 (②) | 純債務額 (③=①-②) | 未認識債務合計 (④) | (内；未認識過 去勤務債務) | 退職給付引当金 (⑤=③-④) |
|---------------|-------------|-----------------|----------------|-------------------|--------------------|
| 57,266,883 | -29,691,319 | 27,575,564 | 9,447,269 | -601,758 | 18,128,295 |
| 負債 | | | 負債+資本 | | |
| 327,924,611 | | | 448,413,482 | | |
| ③の与える影響 | | ⑤の与える影響 | | ③の与える影響 | |
| 8.9% | | 5.9% | | 6.4% | |
| | | | | ⑤の与える影響 | |
| | | | | 4.2% | |

* 影響の計算式の例 (以下、同様) : $27,575,564 \div (327,924,611 - 18,128,295) \times 100 (\%)$

** 影響の計算式の例 (以下、同様) : $18,128,295 \div (327,924,611 - 18,128,295) \times 100 (\%)$

2. 2 適用2年目から適用4年目における影響

適用初年度の場合と同様に、適用2年目から適用4年目における影響を示すが、新会計基準が企業財務に大きな影響を与えているのには変わらない。しかし、特記すべき事項は、退職給付制度の改訂(給付額の減額)および代行返上に伴う過去勤務債務の発生、そして、代行返上に伴う代行返上益や確定拠出企業年金制度への移行に伴う終了損益⁽³⁾の発生が、時系列で影響が大きくなっていくことである。

なお、適用初年度と同じ条件で抽出した分析に用いるサンプルは、適用2年目は1,244社、適用3年目は1,058社、および、適用4年目は999社である。(サンプル数の減少は、企業年金制度を廃止した企業、または、確定拠出企業年金制度へ移行した企業が増えたためであると考えられる。)

表7 損益計算書に与える影響

(単位：百万円)

〈適用2年目〉

| 退職給付費用 (①) | 内；特別損益 の会計基準変 更時差異償却 額 (②) | (内；過 去 勤務債務償 却額) | 代行返上益 および終了 損益 (③) | 営業利益 | 経常利益 | 税金等調整前 当期純利益 | |
|---------------|-------------------------------------|------------------------|--------------------------|-----------|-----------|-----------------|-------------|
| | | | | 7,832,490 | 6,025,315 | -232,139 | |
| 4,019,955 | 1,273,796 | -98,725 | -296,063 | ①-②の与える影響 | | ②の与える 影響 | ③の与える 影響 |
| | | | | 26.0%* | 31.3% | 170.8%** | -39.7%*** |

* 影響の計算式の例 (以下、同様) : $(4,019,955 - 1,273,796) \div (4,019,955 - 1,273,796 + 7,832,490) \times 100 (\%)$

** 影響の計算式の例 (以下、同様) : $1,273,796 \div (1,273,796 - 296,063 - 232,139) \times 100 (\%)$

*** 影響の計算式の例 (以下、同様) : $-296,063 \div (1,273,796 - 296,063 - 232,139) \times 100 (\%)$

〈適用3年目〉

| 退職給付費用 (①) | 内；特別損益の会計基準変更時差異償却額 (②) | (内；過去勤務債務償却額) | 代行返上益および終了損益 (③) | 営業利益 | 経常利益 | 税金等調整前当期純利益 | |
|------------|-------------------------|---------------|------------------|-----------|-----------|-------------|---------|
| | | | | 8,096,726 | 6,438,117 | 3,356,494 | |
| 3,067,735 | 304,838 | -115,510 | -440,673 | ①-②の与える影響 | | ②の与える影響 | ③の与える影響 |
| | | | | 25.4% | 30.0% | 9.5% | -13.7% |

〈適用4年目〉

| 退職給付費用 (①) | 内；特別損益の会計基準変更時差異償却額 (②) | (内；過去勤務債務償却額) | 代行返上益および終了損益 (③) | 営業利益 | 経常利益 | 税金等調整前当期純利益 | |
|------------|-------------------------|---------------|------------------|-----------|-----------|-------------|---------|
| | | | | 8,802,454 | 7,601,239 | 6,106,501 | |
| 2,866,094 | 215,865 | -65,733 | -450,862 | ①-②の与える影響 | | ②の与える影響 | ③の与える影響 |
| | | | | 23.1% | 25.9% | 3.7% | -7.7% |

表8 貸借対照表に与える影響

(単位：百万円)

〈適用2年目〉

| 退職給付債務 (①) | 年金資産 (②) | 純債務額 (③=①-②) | 未認識債務合計 (④) | (内；未認識過去勤務債務) | 退職給付引当金 (⑤=③-④) |
|-------------|-------------|--------------|-------------|---------------|-----------------|
| 37,586,495 | -18,406,122 | 19,180,373 | 10,436,994 | -717,408 | 8,743,379 |
| 負債 | | | 負債+資本 | | |
| 186,829,578 | | | 250,183,307 | | |
| ③の与える影響 | ⑤の与える影響 | ③の与える影響 | ⑤の与える影響 | | |
| 10.8% | 4.9% | 7.9% | 3.6% | | |

〈適用3年目〉

| 退職給付債務 (①) | 年金資産 (②) | 純債務額 (③=①-②) | 未認識債務合計 (④) | (内；未認識過去勤務債務) | 退職給付引当金 (⑤=③-④) |
|-------------|-------------|--------------|-------------|---------------|-----------------|
| 30,527,149 | -12,084,434 | 18,442,715 | 11,011,509 | -652,333 | 7,431,206 |
| 負債 | | | 負債+資本 | | |
| 156,915,816 | | | 209,053,290 | | |
| ③の与える影響 | ⑤の与える影響 | ③の与える影響 | ⑤の与える影響 | | |
| 12.3% | 5.0% | 9.1% | 3.7% | | |

〈適用4年目〉

| 退職給付債務 (①) | 年金資産 (②) | 純債務額 (③=①-②) | 未認識債務合計 (④) | (内；未認識過 去勤務債務) | 退職給付引当金 (⑤=③-④) |
|---------------|-------------|-----------------|----------------|-------------------|--------------------|
| 26,419,709 | -12,335,811 | 14,083,898 | 6,632,360 | -787,326 | 7,451,538 |
| 負債 | | | 負債+資本 | | |
| 150,263,691 | | | 203,957,074 | | |
| ③の与える影響 | ⑤の与える影響 | ③の与える影響 | ⑤の与える影響 | | |
| 9.9% | 5.2% | 7.2% | 3.8% | | |

2. 3 総括

以上から、新会計基準が企業財務に大きな影響を与えていることが確認された。その上で、過去勤務債務の発生や適用2年目以降の代行返上益や終了損益の発生の影響も大きいことが確認され、企業は企業年金制度の給付額を減額を行うことによって、もしくは、制度を廃止することによって、退職給付引当金および退職給付費用の負担を軽減させたと考えられる。

この企業行動は、多額の債務が企業外部に顕在化してしまう新会計基準の導入によって、影響を受けたと考えられる。このため、本稿では以下、退職給付会計基準の導入が企業行動に影響を与えたということを立証するため、実証分析を行う。

3. 退職給付会計基準導入前の企業行動

—多額の積立不足対する消極的姿勢—

年金資産運用状況の長引く停滞から多額の積立不足が企業年金制度に生じていたことは、退職給付会計基準導入前も同様である。すなわち、企業は多額の積立不足が生じていることを知っていたにも関わらず、積立不足の対処に消極的な姿勢を示していたのである。このため、ここでは、データ解析に入る前に、このような退職給付会計基準導入前の企業行動について考察する。なお、以下の考察は、著者の実務経験かつ企業年金業務に携わっている数人のアクチュアリーインタビュー結果をまとめたものである。

まず、現時点で多額の積立不足が発生しているにも関わらず現在の給付水準を維持するのであれば、企業の将来の掛金負担が重くなっていく。しかし、このことに目を覆い、給付水準の減額に消極的だったのは、年金契約の長期性が理由の1つである。

すなわち、従業員が入社して退社するまでには数十年という長期間に渡るため、例え一時点で積立不足が発生していたとしても、今後は年金資産の運用状況も改善される可能性もあり、その一時点での対処の緊急性はさほど必要ないことになる。また、将来の掛金負担が重くなるということも、将来の一定期間に渡って払い込むようになっており、企業負担を極力緩和させるような制度になっている。そして、現時点で従業員が全員退職することはあり得ないため、退職従業員の

退職金を支払うだけの余力があれば企業年金制度自体の維持はできることになる。

次に、このように、むやみに給付水準の減額を行わなかったのは、従業員を大切にするという「日本の経営」の1つの現れではないであろうか。積立不足の対処に消極的であるというよりも、従業員の退職後の生活水準をも左右する給付水準を、維持できるものなら維持しようという、企業の姿勢を示唆している行動だということもできる。(経営者の立場にある者は、原則として企業年金制度に加入することはできないため、経営者の保身ということとはできない。)

最後に、積立不足に対する企業の認知の頻度(もしくは程度)が比較的低かったことも1つの理由である。年金受託機関から「財政計算報告書」による報告を受けるのは、5年毎(もしくは3年毎)である。このため、企業は次回の「財政計算報告書」により報告を受けるまでは受託機関に掛金を払い込んでいるだけであり、適時に自らの年金ファンドの状況を知ることのできる環境にはなかったのである。

ただし、積立不足の対処に消極的といっても、企業は何らかの対処を検討していたことは事実である。しかし、企業は、重い腰をなかなか上げようとはしなかった。この重い腰を上げさせ企業に具体的な行動を採らせたのも、退職給付会計基準の導入が最も大きな原因ではないかと考えられるのである。

4. 多額の積立不足に対応すべき企業行動—分析対象の特定

ここでは、多額の積立不足に対応すべき企業行動を考察し、本稿のデータ分析の対象とすべき企業行動を特定する。

まず、そもそもなぜ企業年金に多額の積立不足が生じているかという点、日本の経済情勢の悪化および停滞である。経済情勢の推移を示す1つの指標として、国債の年平均利回りおよび日経平均株価の推移を下記の表および図に示した。前年(2005年)は数年前より、若干経済情勢が改善したとはいえ、約20年前からの推移をみる限り、経済状況は右肩下がりである。このため、年金制度が予定した運用利回りを達成することができず、多額の積立不足が生じたのである。

年金ファンドの積立状況は、マクロ経済の影響を大きく受けることになる。すなわち、年金ファンドの資産運用はその大部分が株式および債券などの証券投資であるため、証券市場の影響により積立状況が左右される。よって、年金ファンドの運用方針などの個別要因よりも証券市場の全体要因の方がその影響度が大きいのは当然であり、個々の企業による多額の積立不足発生への対処は、年金資産側ではほとんど不可能であった。実際、後で考察する「給付水準の減額」を行わないで、右肩下がりの運用悪化のもとで積立不足を解消した企業はまず存在しないと考えられる。

以上から、多額の積立不足に対応すべき企業行動は、年金負債側の管理ということになる。つまり、年金債務の減額ということになる。ここで、具体的な対応としては、「積立不足解消のため年金ファンドへの追加拠出(過去勤務債務の早期償却)」と「給付水準の減額」が考えられる。し

表9 国債応募者利回り（%；年平均）の推移

| 年 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 10年国債 | 5.589 | 4.851 | 4.965 | 5.011 | 6.746 | 6.316 | 5.266 | 4.288 | 4.219 | 3.473 | 3.132 | 2.364 | 1.518 | 1.732 | 1.710 | 1.293 | 1.278 | 0.988 | 1.498 | 1.361 |
| 20年国債 | 5.753 | 5.661 | 5.196 | 5.076 | 7.009 | 6.667 | 5.742 | 5.188 | 4.690 | 3.946 | 3.733 | 3.025 | 2.253 | 2.658 | 2.305 | 1.997 | 1.962 | 1.526 | 2.096 | 2.018 |

(入手先；IIC パートナーズのホームページ；<http://www.iicp.co.jp/library/debt.html>)

図1 国債応募者利回りの推移

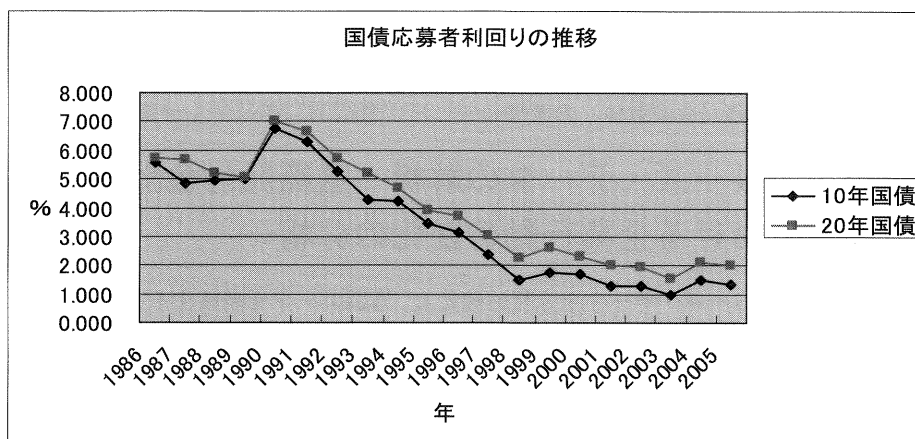
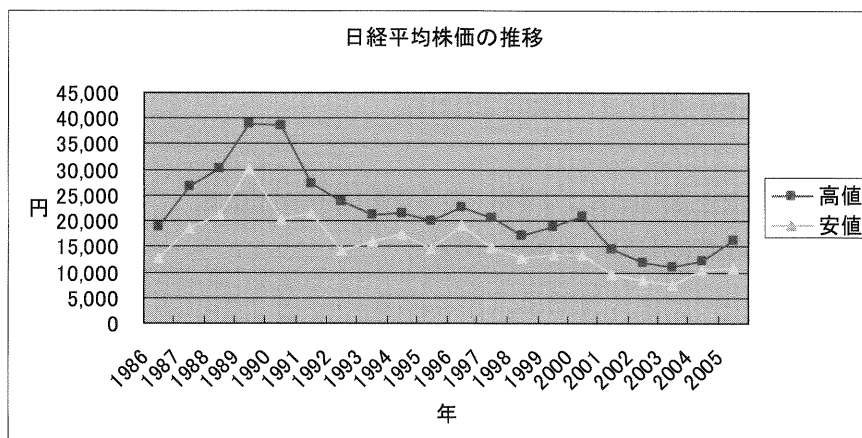


表10 日経平均株価（円；小数点以下四捨五入）の推移

| 年 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 高値 | 18,936 | 26,646 | 30,159 | 38,916 | 38,713 | 27,147 | 23,801 | 21,148 | 21,553 | 20,012 | 22,667 | 20,681 | 17,264 | 18,934 | 20,833 | 14,529 | 11,980 | 11,162 | 12,164 | 16,344 |
| 安値 | 12,882 | 18,544 | 21,217 | 30,184 | 20,222 | 21,457 | 14,309 | 16,079 | 17,370 | 14,485 | 19,162 | 14,775 | 12,880 | 13,232 | 13,423 | 9,504 | 8,303 | 7,608 | 10,365 | 10,825 |

(入手先；NIKKEI NET 日経平均プロフィール；<http://www3.nikkei.co.jp/nkave/data/year4.cfm>)

図2 日経平均株価の推移



かし、本稿では、前者の対応策を本質的な積立不足への対応とは考えないこととする。この対応策は、年金ファンドへの追加拠出によって年金債務自体を減額するのであるが、積立不足に対処すべき資産が企業内部から企業外部へと移動しただけで本質的な解決となっておらず、また、追加拠出した資産は年金ファンド内で拘束されることになり、それよりは使途が自由なキャッシュ・ポジションを企業内部に蓄えておくことが、企業価値をより高める合理的な企業行動と考えられるからである。(年金資産規模が大きくなることによりポートフォリオ効果が高まると考えられるが、一企業の市場全体に対する効果は微々たるものであろう。)

このため、本稿で考察すべき企業行動は、「顕在化した退職給付債務の減額（積立不足への対処）」に本質的に対応する企業行動として、「給付水準の減額」を採用する。これは、企業財務の改善および退職給付債務（会計数値）の減額に対して、直接的に結び付く企業行動である。

5. タイムシリーズ・データの解析—退職給付会計基準導入前後における企業行動の変化の分析—

ここでは、タイムシリーズ・データを分析対象とし、当該データを概観することで考察を行う。著者の知る限り入手可能なタイムシリーズ・データのうち、本稿における考察に対して最も有用であるものとして、労務行政研究所（1997）、労務行政研究所（1999）、労務行政研究所（2001）、労務行政研究所（2003）および労務行政研究所（2005）を採用する。退職給付会計基準は2000年4月1日以後開始される事業年度から適用されるので、1997年度版および1999年度版は導入前のデータとして扱い、2001年度版、2003年度版および2005年度版は導入後のデータとして扱う。

なお、当該資料の調査対象および調査期間は、以下の通りである。

1997年度版

調査対象：主要企業（上場企業および上場企業に匹敵する非上場企業（資本金5億円以上かつ従業員500人以上））232社

調査期間：1996年10月16日～1997年1月23日

1999年度版

調査対象：主要企業222社および中堅・中小企業（従業員100人以上）141社の計363社

調査期間：1998年10月6日～1998年12月21日

2001年度版

調査対象：主要企業239社および中堅・中小企業131社の計370社

調査期間：2000年10月13日～2000年12月21日

2003年度版

調査対象：主要企業196社および中堅・中小企業147社の計343社

調査期間：2002年11月14日～2003年1月14日

2005年度版

調査対象：主要企業193社および中堅・中小企業126社の計319社

調査期間：2004年9月30日～2004年12月6日

ここで、労務行政研究所（2005）214頁における退職給付制度の改訂理由（複数回答）では、第一位の「資産の運用利回りが悪化し、積立不足が問題化したため」の約58.3%に次いで、「退職給付会計が導入され、退職給付債務等が計上されたため」が約41.7%と第二位に挙げられている。つまり、本稿では、このアンケート結果が、実際の企業行動として現れているのか否かを分析することになる。（なお、改訂理由の最多回答の「積立不足の問題化」とは、退職給付会計基準の導入による顕在化と同義に解釈しても差し支えないであろう。ならば、この両者は、実質的には新会計基準の導入に関するものとして考えられる。）

このデータの中では様々な調査項目の集計・分析がなされているが、前述したように、企業行動「給付水準の減額」を示す調査項目のみを、本稿における考察の対象とする。具体的には、「モデル定年退職金の推移」、そして、企業年金制度の改訂として「確定拠出年金制度の導入」、「キャッシュ・バランス・プランの導入」および「代行返上」の4項目のみを採り上げる。

5. 1 モデル定年退職金の推移（給付水準の減額）

ここでは、給付水準の相場を目安として関心の高いモデル定年退職金を、退職給付会計基準導入前後でその水準を比較し、会計基準の導入により企業が給付水準を減額したか否かを考察する。当該データにおけるモデル退職金とは、学歴・職掌・勤続・年齢・扶養家族など設定されたモデル条件に合致する標準者の退職金である。

下記のモデル定年退職金は、各年次における調査対象の平均値である。また、1996年および1998年は「大学卒・男性」を対象としているが、2000年から2004年は「大学卒・総合職」を対象としている。（もし、1996年および1998年においても「大学卒・総合職」を対象とした場合、下記の数値よりも高い数値が報告されると思われる。）

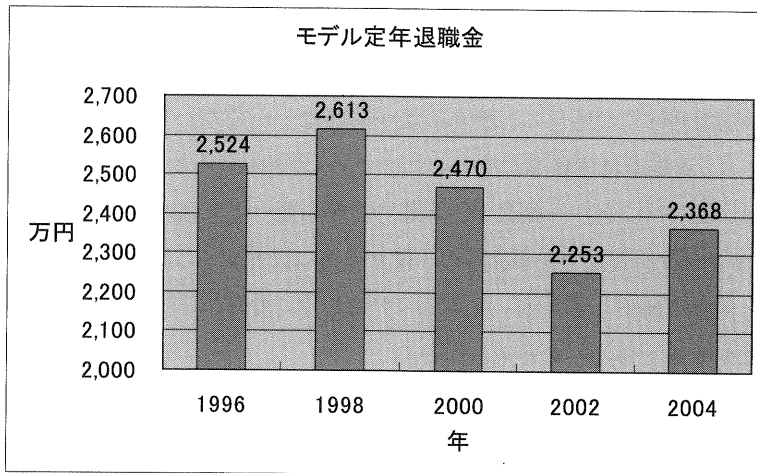
前述した資料において示されている調査結果をまとめたものは、以下の表11および図3である。

表11

（単位：百万円）

| 年 | 1996 | 1998 | 2000 | 2002 | 2004 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| モデル定年退職金 | 2,524 | 2,613 | 2,470 | 2,253 | 2,368 |

図 3



上記のデータより、1998年から2002年までのモデル給付水準の低下は約13.8%（ $(2,613 - 2,253) / 2,613 \times 100$ ）となり顕著であり、2000年4月1日以後開始される事業年度から退職給付会計基準が導入されたことを鑑みると、会計基準の導入と企業行動に何らかの関係が存在するのではないかと考えられる。

ただし、上記データは、あくまでもモデル定年退職金の推移であるため、退職給付債務圧縮のために企業が行った退職給付制度の改訂（給付水準の減額）だけを示す訳ではない。例えば、退職金算定の基礎となる基本給の変動も内包されており、企業業績に連動した給与水準によりモデル金額も変動する。（2002年から2004年へのモデル給付水準の増加は、この時期における企業業績の回復に依存するものと考えられる。）

しかし、給与水準の変動だけでは1998年から2002年までのモデル給付水準の顕著な低下を説明することは到底できないため、企業が給付水準の減額を行ったことが主たる要因と考えられる。また、当該低下の時期が退職給付会計基準の導入時期と重なっているため、新会計基準の導入によって企業行動が影響を受けたと考えられる。

5. 2 企業年金制度の改訂—確定拠出年金制度への移行、キャッシュ・バランス・プランの導入および代行返上—

ここでは、企業行動における企業年金制度の改訂を時系列に考察する。具体的には、「給付水準の減額」を示唆する確定拠出年金制度への移行、キャッシュ・バランス・プランの導入および代行返上を考察の対象とし、新会計基準の導入により制度改訂に拍車がかかったか否かを考察する。

ここで、確定拠出年金制度とは、拠出された掛金が個人ごとに明確に区分され、掛金とその運用収益の合計額をもとに給付額が決定される年金制度をいう。退職給付会計基準導入前のほとん

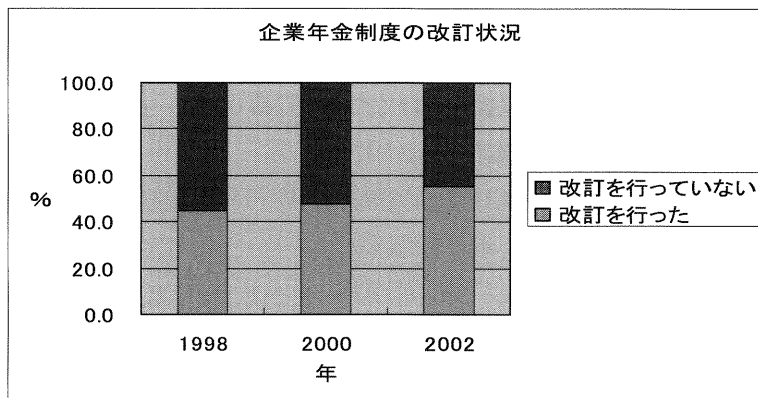
どの企業年金が、給付額が約束されているという確定給付年金制度であったため、その給付額に見合うだけの年金資産の蓄積ができなかったという意味で積立不足が発生していた。したがって、確定拠出年金制度の導入は、まさに積立不足に対する企業の積極的姿勢であり、退職給付債務を減額する1つの手段である。また、キャッシュ・バランス・プランとは、資産運用リスクは企業の負担となるが、市場金利の変動に応じて給付額が変動するため、退職給付債務の金利変動リスクを軽減することが期待できる制度であり、確定給付年金制度と確定拠出年金制度の性質を併せ持つ。そして、代行返上とは、厚生年金基金が国に代わって厚生年金の給付や運用を代行する部分（代行部分）を、厚生労働省の認可に基づいて国に返上することをいう。当然、厚生年金基金においても、多額の積立不足が生じているのが現状であり、よって、代行返上は退職給付債務を減額するために行われる。

まず、確定拠出年金制度への移行およびキャッシュ・バランス・プランの導入を考察するが、1998年から2002年までの企業年金制度の改訂の状況を、以下の表12および図4に示した。

表12

| 企業年金制度の改訂の状況 | 1998年 | 2000年 | 2002年 |
|--------------|-------|-------|-------|
| 改訂を行っていない | 55.5% | 52.6% | 44.9% |
| 改訂を行った | 44.5% | 47.4% | 55.1% |

図4



上記のデータは、1998年および2002年は適格退職年金制度および厚生年金基金制度が混合している結果であるが、2000年は厚生年金基金制度のみを対象としている。1998年から2002年までにおける「改訂を行った」企業の割合は、過半数を超えてきてはいるものの微増である。しかし、具体的な改訂項目の比重は異なってきている。

1998年の主たる改訂項目は、「掛金の変更（増額）」が基金；約52.8%・適年；約40.3%、「年金給付利率の引下げ」が基金；約44.4%・適年；約40.3%、「予定利率の変更」が基金；約41.7%・

適年；約57.1%、および、「資産運用方法の見直し・運用委託先の変更」が基金；約25.0%・適年；約35.1%である。（ここで示されている割合（%）は、「改訂を行った」企業の中に占める割合。なお、「年金給付利率の引下げ」および「予定利率の変更」については、後述する「5.2. 予定利率の引下げ（給付利率の引下げの意味での回答も含まれる）」において実証分析を行っている。）また、2000年の主たる改訂項目は、「掛金の変更（増額）」が約51.1%、「予定利率の変更」が約35.6%、「資産運用方法の見直し・運用委託先の変更」が約33.3%、および、「年金給付利率の引下げ」が約31.1%であり、1998年と傾向はそれ程変わっていない。

しかし、2002年においては、「予定利率の変更」および「年金給付利率の引下げ」のみが、それぞれ、約41.9%および約38.4%とこれまで同様に主たる改訂項目として挙がっているが、「確定拠出年金制度の採用」が約30.2%および「キャッシュ・バランス・プランの採用」が約24.4%として初めて登場した。これは、2002年4月1日施行の確定拠出企業年金法を受けての企業行動と言える。しかし、この法制は産業界からの要請があったために施行されたのであるが、そもそも、退職給付会計基準の導入がその施行の契機となったといっても過言ではないであろう。顕在化した退職給付債務の減額（積立不足への対処）に本質的に対応する企業年金制度改訂を行うために、企業は確定拠出年金制度への移行およびキャッシュ・バランス・プランの導入の必要性を実感し訴えて、当該法制の施行へたどり着いたのである。ならば、ここでいう退職給付会計基準の導入が企業行動に与えた影響というのは、「関連法制の施行」→「給付水準の減額」という過程を経たものである。

次に、厚生年金基金の代行返上について考察する。代行返上は、2002年4月1日施行の確定給付企業年金法により、将来分については2002年4月から、過去分については2003年9月から可能となっている。これも同様に、当該法制を受けての企業行動であり、退職給付会計基準の導入がその施行の契機となったといっても過言ではないであろう。

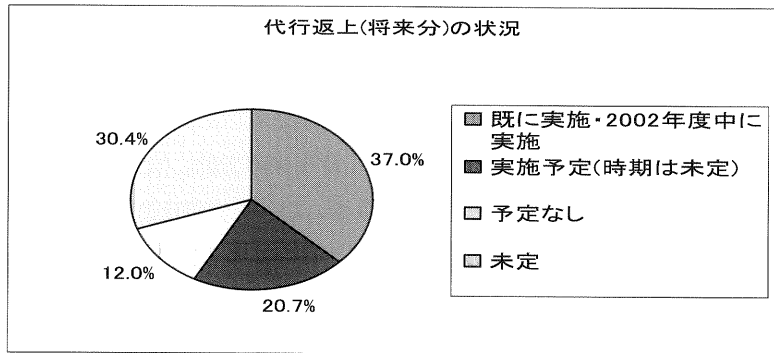
法制施行時である2002年における代行返上の状況は、以下の表13および図5に示した。日本企業の代行返上に対する非常に高い関心を示している。

なお、全ての厚生年金基金において、2004年のデータでは、代行返上した基金が約35.0%である。また、絶対数で見ると、2005年2月1日時点で800を超える基金が代行返上の認可を受けている。

表13

| 代行返上（将来分）の状況 | % |
|-----------------|------|
| 既の実施・2002年度中に実施 | 37.0 |
| 実施予定（時期は未定） | 20.7 |
| 予定なし | 12.0 |
| 未定 | 30.4 |

図5



5.3 総括

以上の分析結果により、退職給付会計基準導入前よりも導入後の方が、積立不足解消のための積極的な企業行動が観察されると結論付けられた。換言すると、新会計基準の導入により退職給付債務が顕在化したために、企業は積極的に給付水準の減額を行い始めたと考えられる。

また、退職給付会計基準の導入を契機として、積立不足の対処に必要な関連法制までも成立・施行させたという企業行動は、特筆すべきである。

6. クロスセクション・データの解析—退職給付会計基準適用・非適用別における企業行動の相違の分析—

ここでは、クロスセクション・データを分析対象とし、当該データを実証分析することで考察を行う。著者の知る限り入手可能なクロスセクション・データは、住友生命保険（2001）のみである。

当該データは、住友生命保険が適格退職年金制度または厚生年金基金制度に関する保険契約を受託している団体のうち683団体を対象としたものである。ただし、上場企業・非上場企業別でのクロスセクション・データを提示しているに留まり、退職給付会計基準適用・非適用別では提示されていない。本稿の目的である退職給付会計基準の導入が企業行動に与える影響を考察するためには、会計基準適用企業・非適用企業別で提示されたデータを採用すべきであるが、当該データが唯一入手可能であること、また、代替的に上場企業・非上場企業別でのデータを分析しても本稿の趣旨を特に阻害するものではないことを考慮し、当該データを採用して考察を行うことにする。

なお、当該データは、上場企業239社（35.0%）・非上場企業444社（65.0%）を調査対象としている。また、調査対象期間は2001年6月下旬から8月であるため、退職給付会計基準適用企業においては、会計基準導入後初の本決算を終え、多額の退職給付債務が顕在化した時期であるため、積立不足の対処に非常に高い関心が集まっている最中での分析結果と考えられる。

このデータの中では様々な調査項目の集計・分析がなされているが、前述したように、企業行動「給付水準の減額」を示す調査項目のみを、本稿における考察の対象とする。具体的には、「確定拠出年金制度の導入」、「予定利率の引下げ（給付利率の引下げの意味での回答も含まれる）」および「代行返上について」の3項目のみを採り上げる。

また、調査方法を解説すると、「現在の状況もしくは今後の方針」について各項目ごとに、「取り組み度の強弱」を数値化して聴き取り調査を行っている。数値項目の示す意味は、数値が増すごとに取り組み度が高くなり、「0：未検討、1～3：情報収集、2～4：検討中、3～5：具体案策定、6：実施（決定）済」である。

6. 1 確定拠出年金制度の導入

確定拠出年金制度の導入について、このデータにおいて示されている調査結果をまとめたものは、以下の表14、図6-1および図6-2である。

表14

| | 実施 (決定)済 | 強 | 取り組み度 | | | 弱 | 未検討 | 合計 | 該当 せず | 総計 | |
|-----|-------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|----------|-----|-----------|
| | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | 0 | | — | | |
| 回答数 | 0 | 0 | 16 | 92 | 49 | 45 | 32 | 234 | 5 | 239 | 上場 企業 |
| 占率 | 0.0% | 0.0% | 6.8% | 39.3% | 20.9% | 19.2% | 13.7% | 100.0% | | | |
| 回答数 | 1 | 4 | 18 | 101 | 123 | 97 | 63 | 407 | 37 | 444 | 非上場 企業 |
| 占率 | 0.2% | 1.0% | 4.4% | 24.8% | 30.2% | 23.8% | 15.5% | 100.0% | | | |

図6-1

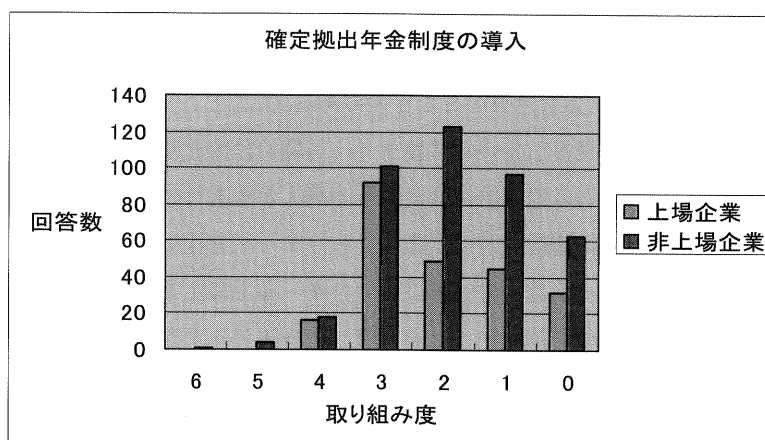
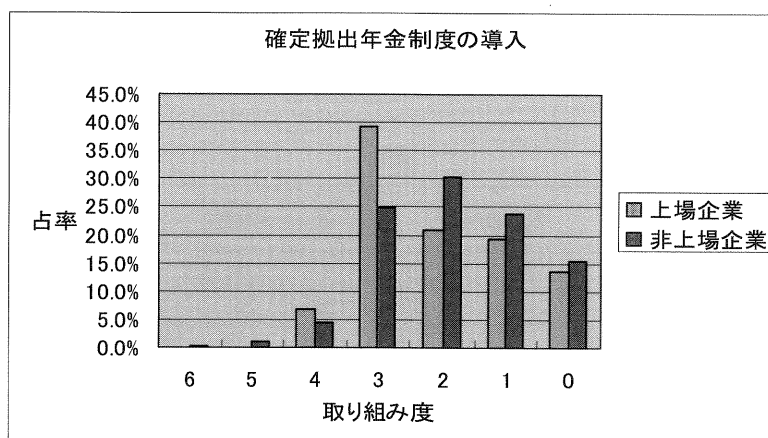


図6-2



上記のデータを統計処理して結論を導き出すが、まず、両者の取り組み度に関する母分散の比の検定 (F 検定) を行う。ここで、本稿では、自由度 (m_1, m_2) における F 分布に従う検定統計量を F_{m_1, m_2} とし、上側 $100\alpha\%$ 点を $F_{m_1, m_2}(\alpha)$ と定義する。このとき、帰無仮説を両者の母分散は等しいとし、片側検定を行う。この場合、 $F_{233, 406} (=1.01716) < F_{233, 406} (0.05) (=1.20760)$ であるため (5%水準で有意でないため)、等分散性の仮説は棄却されない。

よって、等分散性を仮定して、両者の取り組み度に関する母平均の差の検定 (t 検定) を行う。ここで、本稿では、自由度 ($m_1 + m_2$) における t 分布に従う検定統計量を $T_{m_1 + m_2}$ とし、上側 $100\alpha\%$ 点を $T_{m_1 + m_2}(\alpha)$ と定義する。このとき、帰無仮説を両者の母平均は等しいとし、対立仮説を上場企業の母平均は非上場企業の母平均よりも大きいとして、片側検定を行う。この場合、 $T_{639} (=2.43845) > T_{639} (0.05) (=1.64724)$ であるため (5%水準で有意であるため)、帰無仮説は棄却される。

したがって、上場企業は非上場企業よりも、確定拠出年金制度の導入に対して積極的な姿勢を示していると結論付けられた。

6. 2 予定利率の引下げ (給付利率の引下げの意味での回答も含まれる)

予定利率とは、受託機関が運用方針として目指す運用予定利回りを意味し、給付利率とは、年金支給額を決定する際に退職時の年金原資に付与する年金換算利率を意味する。

予定利率の引下げ自体は、給付水準を維持する限り、企業の支払う掛金が増加するだけであり、本質的な意味での退職給付債務の減額とはならない。しかし、給付利率の引下げは、年金支給額の減額を意味するため、退職給付債務の減額となる。

このため、本稿の趣旨からは、「給付利率の引下げ」に限って分析を行うべきである。しかし、「給付利率の引下げ」に限ったデータの入手ができないということ、そして、通常は予定利率の引下げと給付利率の引下げは同時に採用される対応策であるため、両者の混在したデータを代替的

に分析する。

給付利率の引下げについて、このデータにおいて示されている調査結果をまとめたものは、以下の表15、図7-1および図7-2である。

表15

| | 実施 (決定)済 | 強 | 取り組み度 | | | 弱 | 未検討 | 合計 | 該当 せず | 総計 | |
|-----|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|----------|-----|-----------|
| | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | 0 | | — | | |
| 回答数 | 41 | 64 | 13 | 44 | 12 | 28 | 25 | 227 | 12 | 239 | 上場 企業 |
| 占率 | 18.1% | 28.2% | 5.7% | 19.4% | 5.3% | 12.3% | 11.0% | 100.0% | | | |
| 回答数 | 54 | 80 | 24 | 74 | 53 | 63 | 46 | 394 | 50 | 444 | 非上場 企業 |
| 占率 | 0.2% | 1.0% | 4.4% | 24.8% | 30.2% | 23.8% | 15.5% | 100.0% | | | |

図7-1

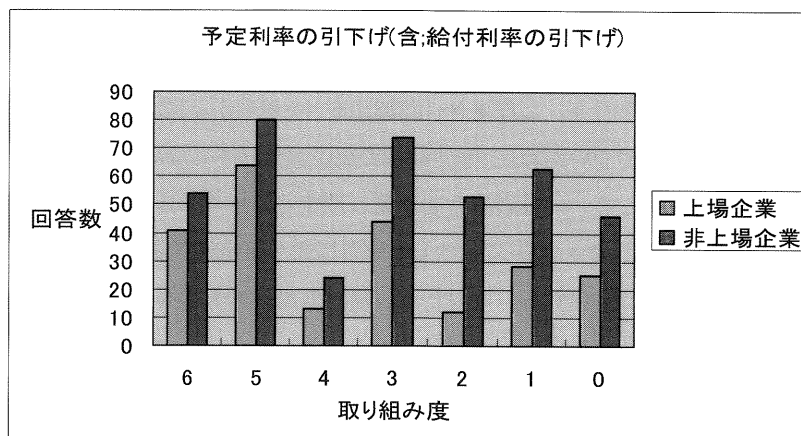
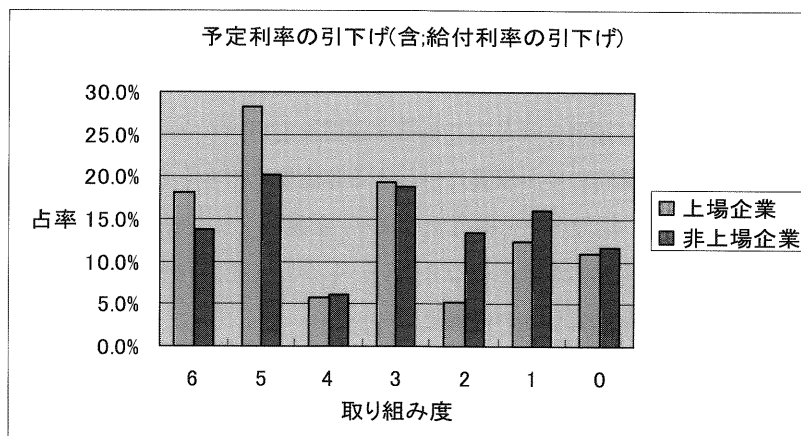


図7-2



上記のデータを統計処理して結論を導き出すが、まず、両者の取り組み度に関する母分散の比の検定（F検定）を行う。このとき、帰無仮説を両者の母分散は等しいとし、片側検定を行う。この場合、 $F_{226,393}(=1.03705) < F_{226,393}(0.05)(=1.21116)$ であるため（5%水準で有意でないため）、等分散性の仮説は棄却されない。

よって、等分散性を仮定して、両者の取り組み度に関する母平均の差の検定（t検定）を行う。このとき、帰無仮説を両者の母平均は等しいとし、対立仮説を上場企業の母平均は非上場企業の母平均よりも大きいとして、片側検定を行う。この場合、 $T_{619}(=2.76053) > T_{619}(0.05)(=1.64732)$ であるため（5%水準で有意であるため）、帰無仮説は棄却される。

したがって、上場企業は非上場企業よりも、予定利率の引下げ（給付利率の引下げの意味も含まれる）に対して積極的な姿勢を示していると結論付けられた。

6.3 代行返上

代行返上について、このデータにおいて示されている調査結果をまとめたものは、以下の表16、図8-1および図8-2である。

表16

| | 実施 (決定)済 | 強 | 取り組み度 | | | 弱 | 未検討 | 合計 | 該当 せず | 総計 | |
|-----|-------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|----------|-----|-----------|
| | | | 4 | 3 | 2 | | | | | | |
| 回答数 | 0 | 1 | 12 | 59 | 11 | 44 | 8 | 137 | 104 | 239 | 上場 企業 |
| 占率 | 0.0% | 0.7% | 8.9% | 43.7% | 8.1% | 32.6% | 5.9% | 100.0% | | | |
| 回答数 | 2 | 2 | 6 | 40 | 19 | 87 | 21 | 177 | 267 | 444 | 非上場 企業 |
| 占率 | 1.1% | 1.1% | 3.4% | 22.6% | 10.7% | 49.2% | 11.9% | 100.0% | | | |

図8-1

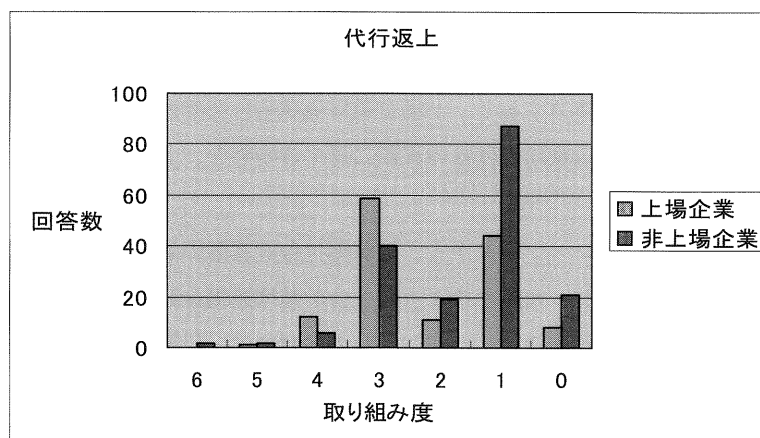
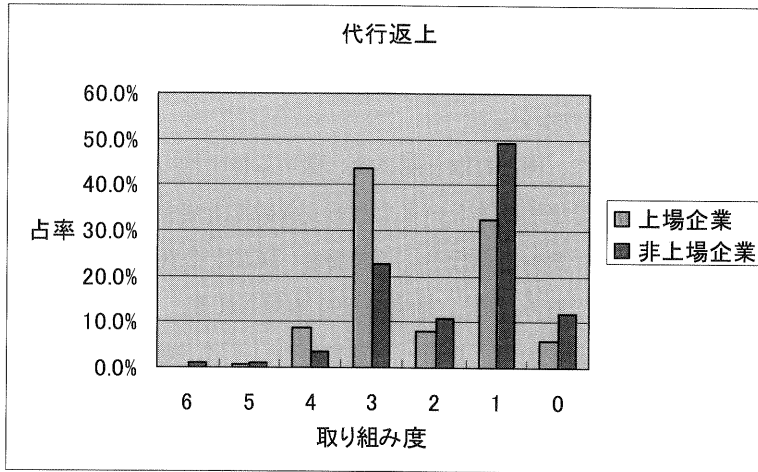


図 8 - 2



上記のデータを統計処理して結論を導き出すが、まず、両者の取り組み度に関する母分散の比の検定 (F 検定) を行う。このとき、帰無仮説を両者の母分散は等しいとし、片側検定を行う。この場合、 $F_{176,134} (=1.06911) < F_{176,134} (0.05) (=1.31042)$ であるため (5%水準で有意でないため)、等分散性の仮説は棄却されない。

よって、等分散性を仮定して、両者の取り組み度に関する母平均の差の検定 (t 検定) を行う。このとき、帰無仮説を両者の母平均は等しいとし、対立仮説を上場企業の母平均は非上場企業の母平均よりも大きいとして、片側検定を行う。この場合、 $T_{310} (=3.98616) > T_{310} (0.05) (=1.64978)$ であるため (5%水準で有意であるため)、帰無仮説は棄却される。

したがって、上場企業は非上場企業よりも、代行返上に対して積極的な姿勢を示していると結論付けられた。

6. 4 総括

以上の分析結果により、上場企業は非上場企業よりも、積立不足解消に積極的な姿勢を示していることが結論付けられた。換言すると、上場企業は退職給付会計適用会社であるため、新会計基準の導入により顕在化した退職給付債務の減額に対する姿勢を、より積極的に持っていると考えられる。

このようなクロスセクション・データから、退職給付会計基準の導入が企業行動に影響を与えていることが判明した。ただし、前述したように、会計基準適用企業・非適用企業別のデータを解析して結論を導き出す必要がある。しかし、本稿の考察では、代替的に上場企業・非上場企業別のデータを用いたが、退職給付会計基準の導入が企業行動に影響を与えたことについて、かなり高い心証を得たと確信している。

7. おわりに

本稿におけるこれまでの考察から、タイムシリーズ・データの分析によっても、クロスセクション・データの分析によっても、退職給付会計基準の導入が企業行動に影響を与えたと結論付けられる。退職給付債務の顕在化に端を発して、退職給付制度における多額の積立不足への対応を、企業は実際の行動に移したのである。

当然のことであるが、ここでいう「顕在化」とは、株主（本稿で用いる「株主」には、株式市場における「潜在的株主」も含む）に対して顕在化することである。このため、企業の採用した行動は、企業財政を圧迫している退職給付制度の積立不足に対処することを目的として、株主の利益を優先するために従業員の利益を犠牲にして、給付水準の減額へと踏み出した（踏み出そうとしている）ことだといえる。

前述したように、年金契約の長期性から、一時的に積立不足が生じたとしてもむやみに給付水準を減額すること（すなわち、むやみに従業員の利益を阻害すること）は、合理的な企業行動ではないと考えられる。このため、年金総合研究センター（2004）77頁によると、退職給付会計が企業年金制度の普及を阻害するとの実務的な主張も存在する。

しかし、本稿の考察から得られた結論は、退職給付会計基準の導入が企業行動に与えた影響は、「従業員重視型」から「株主重視型」退職給付制度設計への移行であったということである。

注

- (1) 本稿での会計基準とは、当該会計基準の導入当初から存在した主たる基準（企業会計審議会（1998）、日本公認会計士協会（2002）、日本公認会計士協会（2001・2004）および日本アクチュアリー会・日本年金数理人会（2002））を指す。
- (2) 日本公認会計士協会（2000）参照。
- (3) 企業会計基準委員会（2002a）および企業会計基準委員会（2002b）参照。

（野坂 和夫）

第6章

金融商品会計の意義と利益の質に関する分析

—— 損益計上される金融商品の評価差額について ——

1. はじめに

わが国では、2000年4月1日以後開始する事業年度から「金融商品に係る会計基準（以下「基準」と呼ぶ）」に基づき、一部の金融商品に対する時価会計が導入された。この基準では、売買目的有価証券とデリバティブは時価をもって、また運用目的の金銭の信託（合同運用を除く）は本基準により付されるべき評価額を合計した額をもって貸借対照表価額とし、評価差額は当期の損益として処理することが定められている（「基準」第三・二・1、第三・三、第三・四）。

従来、これらの評価差額を損益計上する理論的根拠については多くの議論がなされてきたが、損益計上による実際の影響はまだ議論が尽くされておらず、市場での評価に関する実証研究も乏しいのが現状である⁽¹⁾。過去の時価評価差額が持つ将来利益に対する予測価値は乏しい（Barth 1994）とする意見もあり⁽²⁾、これらの評価差額を損益計上する理論的根拠はあっても、評価差額情報が投資家の目的に適合する情報でなければ損益計上する意義は有しないと考えられる。言い換えれば、評価差額を損益計上する理論的根拠を有することは必要条件に過ぎず、投資家の意思決定に対する有用性を有することとともに評価差額が利益に与える影響を明らかにするという十分条件を満たさなければ、評価差額の損益計上は評価できないと考えられる。

以上より、本研究では売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの時価評価差額の損益計上に対する理論的根拠に関して利益の質の文脈で議論を行うとともに、評価差額の損益計上が利益の質に与える影響を検証する。具体的には、本研究はこれらの評価差額が従来の利益情報を超える追加的な有用性を有し、利益の質の向上に資するか否かについて検討を行い、これを実証的に検証することを目的としている。以下では、第2節において利益の質の定義と評価差額を損益計上する理論的根拠、ならびに評価差額の損益計上が利益の質に与える影響について考察する。そして、第3節において仮説の設定と分析モデルの構築を行い、第4節で分析結果の解釈を行う。最後に、第5節で本研究の要約と今後の展望について述べる。

2. 損益計上される金融商品の評価差額と利益の質

2.1 利益の質の定義

この項では、利益の質の定義とその源泉について考察し、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの時価評価差額を損益計上して利益計算に含めるための要件について

検討する。

利益の質の概念は、主にアナリストがファンダメンタル分析に用いるために発展してきたといわれている (Ayers 1994: 27)。従って、利益の質はその有用性に主眼が置かれてきたため、定義は様々であった⁽³⁾。しかし、近年利益の質が研究の間でも注目されるようになるにつれて、利益の質の概念は財務報告の基本目的である意思決定有用性と会計情報の質的特徴に依拠すべきとの議論が高まっている。Kirschenheiter and Melumad (2002: 3) では、いかなる利益の質の定義も、報告利益の意思決定有用性の観点で構築されるべきことを要件として挙げている。また、Schipper and Vincent (2003) は Hicks 的な利益 (Hicksian Income) を忠実に表す程度として利益の質を定義するとともに、利益の質の構成要素や尺度のひとつとして会計情報の質的特徴を挙げている。以上の議論に依拠し、本研究では意思決定有用性の視点から、予測価値とフィードバック価値を要素とする目的適合性を満たしうる程度として利益の質を定義する。

次に、利益の質として定義された利益の目的適合性と、その要素である予測価値とフィードバック価値が具体的に何を指すのかについて考えたい。第一に、利益の目的適合性に関しては、利益情報と投資家の意思決定に対する関係性を記述した Beaver (2001: 69) による3つのリンケージに依拠して説明される。この3つのリンケージとは、投資家の意思決定は株主資本価値の評価を目的としており、配当割引モデルによる評価を前提とした場合、将来配当、将来利益、当期利益のリンケージの中で会計情報が利用されるとするものである。すなわち、「会計情報が利用される目的が、企業価値、株主資本価値の評価にあるという前提に立つと、その評価のためには、将来の配当の見積もりが必要になるが、将来配当は将来利益と関連し、その将来利益は当期利益と関連する、というリンケージの中で当期利益は企業価値評価に役立っている」(辻山 2003: 18) といえる。従って、利益の目的適合性とは利益が株主資本価値の評価に資する程度、すなわち株主資本価値に対する価値関連性であると解釈できる。

第二に、利益の目的適合性の要素である予測価値は、Watts and Zimmerman (1986) における資本資産評価モデルを利用した会計の情報提供機能に関する記述に依拠して説明される。Watts and Zimmerman (1986: 21-36) では、資本資産評価モデルの仮定に従って、投資家が将来キャッシュフローの割引現在価値に基づいて株主資本価値の評価を行う状況を述べている。この状況では、利益情報が企業の将来キャッシュフローに関する情報を提供するならば、利益情報は企業の価値についての情報も市場に提供できると述べている⁽⁴⁾。従って、利益の目的適合性の要素である予測価値とは、利益が持つ将来キャッシュフロー予測におけるインプット情報としての価値であると解釈できる。

では、このような利益の将来キャッシュフローに対する予測価値の源泉はどこにあるのだろうか。大日方 (2002) において詳細に述べられているように、発生主義会計のプロセスでは営業活動に伴って発生するキャッシュフローの期間配分が発生項目を通じて行われる。この過程で将来キャッシュフローを当期や過去の利益へ見越す、そして当期や過去のキャッシュフローを将来の

利益へ繰り延べることによって、発生項目は将来キャッシュフロー情報や経営者の将来予測情報を含むことになる。これらの将来情報を含む発生項目が利益の構成要素となることにより、利益の将来キャッシュフローに対する予測価値や目的適合性が確保されると考えられる。

第三に、フィードバック価値については、辻山（2002: 358）で「投資の成果は、あくまでも事業活動の続行を通じ、事業資産に含まれていたのれんが有形資産（キャッシュフロー）に転換され実現していくことによって達成される。会計情報は、この事後の事実（つまり、キャッシュフローに対する事前の期待が実際にどこまで実現したか）によって投資家の事前の期待の成果を確認し、期待を事後に修正して、新たな期待を形成するための情報としての機能を担わされている。」と説明されている。

この説明に従えば、事前的なキャッシュフローの期待は、発生項目を含む利益によってなされた将来キャッシュフロー予測であり、投資家の株主資本価値評価の結果として株価に反映されていると解釈される。また、事後的なキャッシュフローの実現値が持つ期待の修正は、利益に含まれるキャッシュフロー情報によって将来キャッシュフロー予測が一部修正され、この修正が株主資本価値評価を通じて株価を変動させることを意味していると考えられる。以上より、フィードバック価値とは、株主資本価値の変動に対して事前の期待を考慮した後のキャッシュフローが有する関連性であり、利益が持つ目的適合性の一部を構成すると解釈できる⁽⁵⁾。

ただし、本研究では利益の目的適合性の要素としての予測価値とフィードバック価値を発生項目とキャッシュフローそれぞれに関連付けて説明しているが、キャッシュフロー情報自体が将来キャッシュフロー情報のインプット情報として用いられたり、逆に発生項目が事後的な期待の修正に用いられったりする可能性もある⁽⁶⁾。しかし、キャッシュフローは過去の事実であり、発生項目にのみに将来情報が含まれることから、利益の目的適合性のために担う役割の大きさを考えた場合、予測価値の大部分は発生項目からもたらされ、フィードバック価値の大部分はキャッシュフローからもたらされると捉えて差し支えないと考えられる。

これまでの議論に従えば、利益を構成するいかなる要素も予測価値ないしはフィードバック価値を有することになる。逆に、利益を構成するいかなる要素に対しても、予測価値ないしはフィードバック価値を有することが求められるとも言い換えられる。従って、新基準などにより損益計上される項目が新たに追加される場合には、予測価値ないしはフィードバック価値の向上を通じて利益の目的適合性、すなわち利益の質の向上に資することが求められることになる。ゆえに、新たな損益計上項目に対しては、理論的根拠の検討に際してどのような形で利益の質の向上に資するかもあわせて検討する必要があると考えられる。次項では、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額の性格を考察し、損益計上に対する理論的根拠の検討を行うとともに、どのような形で利益の質の向上に貢献しうるかについて検討する。

2. 2 評価差額の性質と損益計上に対する根拠

大塚・川村（2002 265-266）では、金融商品に対する時価評価を主張する論拠を（a）貨幣性資産説、（b）実現可能説、（c）金融投資と実物投資を区別する説に大別し整理している。売買目的有価証券の性質と損益計上の妥当性については、これらの論拠に基づいて説明される。

第一に（a）貨幣性資産説については、森川（1998: 1336）で「時価評価された短期売買目的金融資産は、投下過程から回収過程に転化し、それ自体市場において当該時価で即時に売却可能な状態にあり、流入する見込みの確実なキャッシュ・フローを表すとみられるから、それに係る評価差額は、利益認識基準のいかに関わらず、おのずから当期損益に算入される性質を持つものと解する見解である。」と説明されている。また、「この解釈によれば、この種の金融資産にかかる保有損益の認識は、現行の利益概念自体の修正（拡張）をもたらすというよりは、むしろ貨幣性資産概念の拡張（特に流入する見込みが確実なキャッシュ・フローをも含むという点で）を伴うものとする事が出来るように思われる。」（森川 1998: 1336）と解釈している。

第二に（b）実現可能説については、森川（1998: 1336）で「これまでの議論の成果に依拠して、この評価差額を未実現損益と捉え、利益認識基準として、従来の実現基準に変えて、新しくSFACでいう「実現可能性」基準を援用し、それをもって当期損益としての認識がなされるものとみる解釈である」と説明されている。FASBの概念ステートメント第5号では、収益及び利得の認識要件として「一般に収益及び利得は、実現したときまたは実現可能となって始めて認識される」と規定されており、実現可能については「収益及び利得は、取得もしくは所有している資産が容易に既知の現金額または現金請求権に転換される時点で実現可能となる」としている（FASB 1984: par83, 訳書：249-250）。従って、従来の実現基準を実現可能まで拡張することにより、実現利益以外にも未実現損益が利益計算に含まれる妥当性が確保されると解釈される。

第三に（c）金融投資と実物投資を区別する説については、辻山（2002: 359）で「金融商品は誰が持ってもいてもそれからもたらされるキャッシュフローに変化がないと考えられる。そのため、金融商品はその時価が動いた時点で、時価が金融商品に係る企業価値を表し、時価の変動が金融商品に係る事後の業績、つまり広い意味でのネットキャッシュフローに該当すると考えられている。つまり、のれん価値のある事業投資の場合には、それから生じるアウトプットの販売によるネット・キャッシュ・インフローが投資の成果であり、のれんのない金融投資の場合には、いつ換金しても価値に影響がないはずの時価評価損益が、そのままキャッシュフローとみられて実現した利益になる。」と説明されている。この説では、評価差額を実現の範囲内で捉える理由として「金融商品の変動額が実現利益と考えられるのは、それが金融商品に係る事後の業績、つまり広い意味でのキャッシュフローに該当する」（辻山 2002: 360）ことを挙げている。

このように、（a）貨幣性資産説では評価差額を売掛金などに類する貨幣性資産の変動として捉えることで将来キャッシュフローに対する予測価値を有すると解釈でき、従来の利益を超えた質の向上に資するものとして損益計上の根拠となると考えられる。また、（b）実現可能説では評価

差額をキャッシュフローとみなさず、実現基準を実現可能まで拡張することで将来キャッシュフロー予測に有用な情報を有する未実現損益として予測価値を有すると解釈でき、従来の利益を超えた質の向上に資するものとして損益計上の根拠となると考えられる。一方、(c) 金融投資と実物投資を区別する説では、評価差額をキャッシュフローとみなしており、前項の議論に従えばフィードバック価値を有すると考えられるため⁽⁷⁾、従来の利益を超えた質の向上に資するものとして損益計上の根拠となると考えられる。

(c) 金融投資と実物投資を区別する説では評価差額をキャッシュフローと捉えている一方、(a) 貨幣性資産説では評価差額を売掛金などに類する貨幣性資産の変動と捉えるため、当期のキャッシュフローには影響を与えずに評価額と同額の流動資産の変分として利益を変化させることから、評価差額は広い意味での発生項目の一部を構成すると捉えても差し支えないと考えられる。(b) 実現可能説に依拠する場合も、評価差額を実現可能な利益と捉えるため、評価差額は (a) 貨幣性資産説と同様に発生項目の一部を構成すると捉えても差し支えないと考えられる⁽⁸⁾。特に、売買目的有価証券は流動資産として貸借対照表上に計上され、短期的な価格の変動を利用して利益を得る目的を有するため、評価差額を発生項目と捉えたとするならば短期発生項目に該当すると考えられる。

ここで、売買目的有価証券の評価差額が従来の利益情報を超える追加的な有用性を有することを実証的に検証するために、どのような形で利益の質の向上に資するかを検討する必要がある。以上で示したように、売買目的有価証券の評価差額は概念上キャッシュフローとして考えることもできるが、表示上はキャッシュフローの一部として開示されているわけではなく、貸借対照表上の現金の変動ももたらしていない。しかし、評価差額は営業外損益に含まれ経常利益を変化させるとともに、流動資産の部における有価証券の変動として記録される。従って、投資家が財務諸表に表示された売買目的有価証券の評価差額情報を利用する場合には、投資家は評価差額を貨幣性資産の変動ないしは将来のキャッシュフローの実現可能な値であるとみなし、短期発生項目の一部として認識して株主資本価値評価に利用すると予想される。ゆえに、本研究では (a) 貨幣性資産説および (b) 実現可能説に依拠し、市場では売買目的有価証券の評価差額が予測価値を有する短期発生項目の一部として認識され、株主資本価値の評価に用いられていることを仮定する。

運用目的の金銭の信託の評価差額は、平松（2002: 91）で「委託者の事業遂行上などの観点からの売買・換金の制約がないことから、当該信託財産を構成する金融資産及び金融負債については時価評価を行い、評価差額は当期の損益に反映させることにした。」と説明されている。また基準の注 8 において、運用目的の信託財産の構成物である有価証券の評価についても、「売買目的有価証券とみなしてその評価基準に従って処理する」（「金融商品に係る会計基準注解」注 8）と規定されている。従って、運用目的の金銭の信託の評価差額についても、先の議論に依拠して短期発生項目の一部と捉えて差し支えないと考えられる。

デリバティブは、FASBの基準書第133号において、当事者間の債権債務を表すものであるとし、貸借対照表上の資産または負債として公正価値で記載することを求めている（FASB 1997: par17）。デリバティブの公正価値は、将来に授受されるネット・キャッシュフローの現在価値で表され、将来キャッシュフローの給付を目的とする金銭債権債務を表すとする金銭債務説によって、オンバランスが正当化されると解釈される（川村 1996: 83-84）。また、オンバランス化することにより、「投資者はデリバティブ取引に係るリスクの状況を財務諸表において適切に把握することができる」とともに、将来キャッシュ・フローの予測を通じて投資に関する意思決定の判断に役立てることができる」（平松 1999: 95）と理解される。デリバティブの評価差額については時間の経過に伴う金利分と将来のキャッシュフローまたは割引率の見積もりの改定分から構成されるとして、前者を受取利息、後者を過年度損益修正とみなすことによって期間損益計算に含める根拠としている（川村 1996: 87-88）。

デリバティブは売買目的有価証券と同様に流動項目として公正価値で記載され、またその評価差額は営業外損益に含まれ経常利益を変化させる一方、キャッシュフローとしては実現しない未実現損益である。しかし、川村（1996: 88）で説明されているように、その公正価値の変動は推定計算された理論値であっても現実値との差異は非常に小さく、取引の決済手法として差金決済が広く行われていることから流動性も非常に高いと考えられる。従って、先の議論に依拠すれば、売買目的有価証券や運用目的の金銭の信託の評価差額と同様に、デリバティブの評価差額についても予測価値を有する短期発生項目の一部と捉えて差し支えないと考えられる。

2. 3 短期発生項目の予測誤差と利益の質に対する評価差額の影響

前項では、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託、およびデリバティブの評価差額は、将来キャッシュフローに対する予測価値を有する短期発生項目の一部と捉えて差し支えないことを示した。また、これらの評価差額が短期発生項目の一部として予測価値を有することにより、従来の利益情報を超える追加的な有用性を有し、利益の質の向上に資することを考察した。

しかし、これらの評価差額は未実現損益であることから、金融商品自体のボラティリティが高い場合などは、時価の変動により将来のキャッシュフローに関する情報を十分に提供しない可能性が指摘される。すなわち、損益計上した評価差額と実現したキャッシュフローとの間に誤差が生じる可能性が高いと考えられる。このようなノイズの程度が大きければ、評価差額が持つ予測価値の減少を通じて従来の利益情報を超える追加的な有用性も低下し、利益の質の向上に資する程度が低下すると考えられる。従って、評価差額が利益の質に資する程度を検証する一方、評価差額と実現したキャッシュフローとの間に生じる誤差についても分析を行い、利益の質に対する影響を把握する必要がある。

短期発生項目と実現したキャッシュフローとの間の誤差に焦点を当てた研究として、Dechow and Dichev（2002）が挙げられる。この項では、Dechow and Dichev（2002）で提示された短期

発生項目の予測誤差を推定するモデルを概観し、短期発生項目の予測誤差に対する売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託、およびデリバティブの評価差額の影響を考察する。

発生主義の下での会計利益 (EBXI) は、キャッシュフロー (CFO) とその配分情報としての発生項目 (Acc) から構成される。

$$EBXI_t = CFO_t + Acc_t \quad (1)$$

発生項目は、利益とキャッシュフローの期間対応のラグの長さによって、短期発生項目 (SAcc) と、長期発生項目 (LAcc) に分類される。短期発生項目は、売上債権や仕入債務などの短期の見越し・繰り延べ計上によりもたらされ、営業からの運転資本 (WC) を変動させる。前項の議論より、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託、およびデリバティブは流動項目に分類されることから、その評価差額も WC を変動させる短期発生項目と捉えられる。一方、長期の発生項目は、固定資産の減価償却や繰延税金などの長期の見越し・繰り延べ計上によりもたらされる。

$$EBXI_t = CFO_t + SAcc_t + LAcc_t \quad (2)$$

$$WC_t = CFO_t + SAcc_t \quad (3)$$

収益・費用の原初的認識においては、過去・現在・将来におけるキャッシュフローの金額によって記帳がなされる。しかし、「収益・費用の期間帰属はキャッシュフローの収支の時点と関係ないが、その測定は過去・現在・将来にわたるキャッシュフローに枠付けられている」(井上 1997: 29)。従って、キャッシュフローと発生項目との関係を考える場合、収益・費用の測定と、枠付けられたキャッシュフローが生じる期間との対応に注目する必要がある。以上の観点から、短期発生高のみに着目した場合、(3) 式における CFO_t の構成要素は、以下の (4) 式で表される⁽⁹⁾。

$$CFO_t = CFO_t^{t-1} + CFO_t^t + CFO_t^{t+1} \quad (4)$$

ここで、上付きの添え字は当該キャッシュフローが利益に認識される期間、下付きの添え字は当該キャッシュフローの収支が行われる期間を表している。従って、 CFO_t^{t-1} は利益の認識がキャッシュフローの発生に先行し、見越し計上が行われていることを表している。また CFO_t^{t+1} は、キャッシュフローの発生が利益の認識に先行し、繰り延べ計上が行われたことを表している。そして、 CFO_t^t は、t 期のキャッシュフローのうち、次期への見越し計上 (CFO_{t+1}^t) と前期からの繰り延べ計上 (CFO_{t-1}^t) を除いた部分を表している。

発生項目は、収益・費用の見越し・繰り延べが行われて、キャッシュフローの期間配分が行われる際に生じる。Dechow and Dichev (2002) では、収益・費用の見越し・繰り延べを区別して、それぞれの場合に生じる発生項目を以下のように表している。

i) t期に見越し計上を行う際に生じる発生項目

$$S\text{Acc}_{\text{CF}_{t+1}/t}^{\text{O}} = \text{CFO}_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t \quad (5)$$

ii) t期に前期の見越し計上を相殺する際に生じる発生項目

$$S\text{Acc}_{\text{CF}_t/t-1}^{\text{C}} = -(\text{CFO}_t^{t-1} + \varepsilon_t^{t-1}) \quad (6)$$

iii) t期に繰り延べ計上を行う際に生じる発生項目

$$S\text{Acc}_{\text{CF}_t/t+1}^{\text{O}} = -\text{CFO}_t^{t+1} \quad (7)$$

iv) t期に前期の繰り延べ計上を相殺する際に生じる発生項目

$$S\text{Acc}_{\text{CF}_t/t}^{\text{C}} = \text{CFO}_{t-1}^t \quad (8)$$

(5)、(6)式の上付きの添え字Oは、t期中に見越し計上が行われて発生項目が生じたこと（opening accrual）を示し、上付きの添え字Cは、t期中に生じた発生項目が翌t+1期に反転して相殺される際に生じる発生項目（closing accrual）を表している。また、下付きの添え字はその発生項目に対応するキャッシュフローを表しており、例えば CF_{t+1}/t は CFO_{t+1}^t を意味している。(5)、(6)式の見越し計上の場合には、キャッシュフローの収支に先んじて、発生項目の見積もりを行う必要がある。よって、見越し計上の際に生じる発生項目には、見積もりと実現値との間の予測誤差（ ε ）を含むことになる。しかし、(7)、(8)式の繰り延べ計上の場合には、キャッシュフローの収受が先に行われているため、予測誤差は生じない。

前項の議論より、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託、およびデリバティブの評価差額は未実現損益であり、キャッシュフローの収支に先んじて損益計上されることから、時価の変動により実現したキャッシュフローとの間に誤差が生じる可能性がある。従って、上記の(5)、(6)式と同様の状況が発生するものとして捉えても差し支えないと考えられる⁽⁴⁰⁾。

以上より、t期における短期の発生項目は次の4つの構成要素からなり、(9)式のように表すことができる。

$$\begin{aligned} S\text{Acc}_t &= S\text{Acc}_{\text{CF}_{t+1}/t}^{\text{O}} + S\text{Acc}_{\text{CF}_t/t-1}^{\text{C}} + S\text{Acc}_{\text{CF}_t/t+1}^{\text{O}} + S\text{Acc}_{\text{CF}_{t-1}/t}^{\text{C}} \\ &= (\text{CFO}_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t) - (\text{CFO}_t^{t-1} + \varepsilon_t^{t-1}) - \text{CFO}_t^{t+1} + \text{CF}_{t-1}^t \\ &= \text{CFO}_{t-1}^t - (\text{CFO}_t^{t+1} + \text{CFO}_t^{t-1}) + \text{CFO}_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t - \varepsilon_t^{t-1} \end{aligned} \quad (9)$$

この式で示されるように、短期発生項目は予測誤差（ $\varepsilon_{t+1}^t - \varepsilon_t^{t-1}$ ）を含むことになる。この予測誤差が大きければ、相当する短期発生項目のキャッシュフロー配分情報が失われて予測価値が低下し、これを構成要素とする利益の質も低下すると考えられる。売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託、およびデリバティブ評価差額と実現したキャッシュフローとの間に生じた誤差につ

いても、この誤差に反映されると考えられる。従って、保有する金融商品のボラティリティが高い場合、評価差額と実現したキャッシュフローとの間の誤差が増加し、評価差額がもつ予測価値が失われて利益の質に資する程度も低下する可能性があると考えられる。

(9)式における予測誤差を推定するため、Dechow and Dichev (2002)では、以下のように検証可能な回帰式を提示している。

$$SAcc_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

(9)式のように、それぞれ前期、当期、次期に見越し・繰り延べ計上されたキャッシュフローは現実には識別不可能なため、(10)式ではキャッシュフローの総額を代理変数として用いている。ゆえに(10)式はバイアスを持って測定されることになる¹¹⁾。

Dechow and Dichev (2002)は(10)式を企業ごとの時系列データを用いて推定し、残差の企業別の標準偏差を発生項目の質、ひいては利益の質の代理変数として用いている¹²⁾。しかし、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託、およびデリバティブの評価差額と予測誤差との関係を検証する場合には、評価差額が損益計上されたのが2000年4月1日以後開始する事業年度であることを考慮すると、(10)式の残差の標準偏差の代わりに残差自体を利用した方が明確な結果を確認することができると考えられる。

3. 研究デザイン

3.1 仮説

前節では、第1項で発生項目に由来する予測価値とキャッシュフローに由来するフィードバック価値を要素とする利益の目的適合性を利益の質と定義した。そして、第2項で売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額の性格を考察することによって、予測価値を有する短期発生項目の一部として評価差額を捉えても差し支えないことを示し、従来の利益を超えた質の向上に資するものとして損益計上の根拠となることを確認した。従って、これらの評価差額は、評価差額の損益計上を行わなかった場合の利益に対して増分価値関連性を有すると予測される。以上より、評価差額の増分価値関連性に関する仮説Iが設定される。

仮説I 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額は、これを控除した利益やその構成要素に対する増分価値関連性を有する

従来は、これらの評価差額を損益計上する理論的根拠に関する議論は行われていても、実証的な証拠が提示されていなかった。仮説Iが支持され、評価差額が従来の利益に対する増分価値関連性を有し、投資家の目的に適合する情報であることが立証されれば、評価差額の損益計上に対する理論と実証の両面からの妥当性が確立されると考えられる。

前節の第3項では、評価差額は未実現損益であることから、保有する金融商品自体のボラティリティが高い場合などは、損益計上した評価差額と実現したキャッシュフローとの間に誤差が生じる可能性が高いことを指摘した。このようなノイズの程度が大きければ、評価差額が持つ予測価値の減少を通じて従来の利益情報を超える追加的な有用性も低下し、利益の質の向上に資する程度が低くなると考えられる。

この問題を厳密に検証するためには、各企業が保有する売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブのボラティリティを測定して、短期発生項目における予測誤差との関係を検証する必要があると思われる。また、短期発生項目の予測誤差のうち評価差額によって生じる部分のみを測定し、評価差額の増分価値関連性との関係を検証することも有効であると考えられる。しかし、各金融商品のボラティリティを公表情報から利用することや、実現したキャッシュフローのうち評価差額に関する部分のみを抽出することは非常に困難を伴う。従って、本研究では評価差額の大きさをボラティリティの代理変数として、以下の仮説Ⅱを設定する。

仮説Ⅱ 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額の大きさと短期発生項目の予測誤差との間には正の関係がある。

仮説Ⅱが支持されれば、評価差額の損益計上は短期発生項目の予測誤差を増大させて、利益の質を低下させるマイナスの効果を持つことが立証される。また、仮説Ⅰと仮説Ⅱの両方が支持される場合には、評価差額は利益の質を低下させるマイナスの効果を持つ一方、それを上回るプラスの効果をも有することが確認される。次項では以上の仮説を検証するための分析モデルを構築する。

3. 2 分析モデル

売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額の増分価値関連性に関する仮説Ⅰを検証するために、以下の回帰式を推定する。

$$Ret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EBXISGL_{it} + \alpha_2 SGL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$Ret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it} + \alpha_2 AccBSGL_{it} + \alpha_3 SGL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$Ret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it} + \alpha_2 SAccBSGL_{it} + \alpha_3 LAcc_{it} + \alpha_4 SLG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

(11)式は、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブの評価差額 (SGL) を控除した特別損益控除前利益 (EBXISGL) と SGL に対し、前年度決算発表の翌月から1年間の年次株価収益率 (Ret) を回帰することで、評価差額の増分価値関連性を検証するモデルである。SGL を追加したことによる決定係数の増分について Partial F-test を行うことにより、損益計上される評価差額が有する価値関連性に対する有意性検定を行う。

(12)式は、EBXISGLをCFOとSGLによる増減分を控除した発生項目(AccBSGL)に分割したモデルである。また(13)式は、AccBSGLをさらにSGLによる増減分を控除した短期発生項目(SAccBSGL)と長期発生項目(LAcc)に分割したモデルである。この2つの式についても、(11)式と同様にSGLを追加したことによる決定係数の増分についてPartial F-testを行う。

次に、(14)式を用いて仮説Ⅱを検証するための短期発生項目における予測誤差を導出する。

$$SAcc_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

(14)式を企業別に推定し、残差の絶対値を発生項目の予測誤差(Resid)とする。そして、以下の回帰式を用いて、Residに対するSGLの影響を考察する。

$$|Resid|_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 |SGL|_{it} + \gamma_2 |SAcc|_{it} + \gamma_3 Deficit_{it} + \gamma_4 Cycle_{it} + \gamma_5 |WC|_{it} + \gamma_6 Scale_{it} + \varepsilon_t \quad (15)$$

損益計上された評価差額と実現したキャッシュフローとの間の誤差は、金融商品の時価もしくは公正価値の変動によって、評価差額の符合の方向性に関わらず正にも負にもなりえるので、(15)式におけるResid、SGLは絶対値を取って分析に用いている。また、|SAcc|は短期発生項目の絶対値、Deficitは当期純損失を計上している企業であれば1をとるダミー変数、Cycleは営業サイクル、|WC|は営業運転資本の絶対値、Scaleは規模の尺度を表しており、Dechow and Dichev(2002)で用いられた発生項目の予測誤差に影響を与えると考えられる変数である。本研究では、以上の変数をコントロール変数として用いている⁽¹³⁾。この式において、 γ_1 が有意に正であれば、損益計上された評価差額が短期発生項目の予測誤差を増大させることが確認でき、仮説Ⅱが支持される。

3.3 データ

本研究の分析では、2001年度3月期から2005年12月期における銀行・証券・保険・その他金融業を除く全上場企業の個別財務諸表を利用している。これらの企業のうち、営業外損益として売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブの評価差額の評価差額が損益計上されている企業555社、1045企業一年を採用した⁽¹⁴⁾。このうち、分析Ⅰには株価リターンの計算に必要な株価データが利用できるサンプルを抽出し、490社、909企業一年を分析対象としている。また、分析Ⅱには短期発生項目の予測誤差の推定のために、11年以上最大15年間の財務データ⁽¹⁵⁾が連続して利用できるサンプルを抽出し、289社、535企業一年を分析対象としている⁽¹⁶⁾。データ収集にあたり、財務データと株価データは日経「NEEDS-FinancialQUEST」を使用し、権利落ち修正済みの株価データに対して配当修正を施した。

分析に用いた変数の定義は以下の表1に示してある。また、分析Ⅰ、Ⅱで用いた各変数の年度別の分布と記述統計量、相関表は表2から表8でそれぞれ示してある。表2、表3からは、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブを保有し、評価差額を損益計上して

表1 変数の定義

| 変数 | 定義 |
|----------|--|
| Return | 前年度決算発表の翌月から1年間の年次株価収益率： $(P_t - P_{t-1} + D_t) / P_{t-1}$ ここで、P：株価、D：一株当たり配当額、t：年度 |
| SGL | 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブの評価差額： 損益計上された評価益－損益計上された評価損 |
| EBXI | 特別損益控除前利益： 当期純利益－（特別利益－特別損失） |
| WC | 営業運転資本： $(\text{流動資産－現金等}) - (\text{流動負債－短期負債})_1$ |
| SAcc | 短期発生項目（運転資本の変分）： $(\Delta \text{流動資産－}\Delta \text{現金等}) - (\Delta \text{流動負債－}\Delta \text{短期負債})_1$ |
| LAcc | 長期発生項目： －（減価償却費＋長期性引当金の増加） |
| Acc | 総発生項目： SAcc + LAcc |
| CFO | 営業キャッシュフロー： EBXI－(SAcc + LAcc) |
| EBXISGL | 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブの評価差額を控除した特別損益控除前利益 EBXI－SGL |
| SAccBSGL | 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブの評価差額を控除した短期発生項目 SAcc－SGL |
| AccBSGL | 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブの評価差額を控除した総発生項目 Acc－SGL |
| Resid | 発生項目の予測誤差： (6)式を企業別に回帰した際の残差 |
| Deficit | 赤字ダミー変数 当期純損失を計上している企業であれば1、それ以外は0をとるダミー変数 |
| Cycle | 営業サイクル（年換算値）： 期中平均売掛金／売上高＋期中平均棚卸資産／売上原価 |
| Scale | 企業規模の尺度 総資産額の自然対数 |

1. この他に、一年以内返済の長期借入金、一年以内償還の社債・転換社債を控除しているが、流動項目に分類される有価証券とデリバティブ債権・債務は含んでいる。
2. 各変数は分散不均一性の緩和のため、分析Iで用いるReturn以外の変数については期首の時価総額、分析IIで用いる|SGL|、|SAcc|、|WC|は期首の総資産額でデフレートしている。
3. 外れ値の影響をコントロールするため、各変数の上位0.5%と下位0.5%の合計1%をカットオフして分析を行っている。

いる企業は東証第一部上場企業に集中していることが確認できる。また、表4で示した産業別の構成比からは、電気機器業とサービス業がサンプルに多く含まれることがわかる。そして、産業別の上場企業数を考慮すると、電力業や商社についても売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブを有し、評価差額を計上している企業一年が比較的多いことがわかる。

表5で示した分析Iで用いる変数の記述統計量では、SGLの平均は-0.003であり、第3四分位で-0.000である。詳細に見てみると、評価差額を損益計上している企業のうち、実に87%以上の企業が純額での評価損を計上している。また、本研究のサンプルでは、SAccBSGLの平均がマイナスなのが特徴的である。SGLの控除前でも-0.017であり、これは先行研究と比較してもかなり小さな値であるといえる。しかしながら、EBXIとCFOは先行研究と比較すると非常に大きく、SAccによって利益を過小に報告していることが示唆される。表6の分析IIで用いた変数の記述統計量では、Scaleの平均が先行研究と比較して大きいことが確認できる。中央値はそれほど大

きな値でないことから、規模の大きな企業によって平均が影響を受けていることが確認できる。

表7で示した分析Iで用いる変数間の相関係数では、ReturnとSGLの相関係数は有意に正(Pearson: 0.092, Spearman: 0.106)であり、SGL単独ではReturnと正の関係があることが確認できる。表8の分析IIで用いる変数間の相関係数でも、ResidとSGLの相関係数は有意に正(Pearson: 0.109, Spearman: 0.102)であり、SGL単独ではResidと正の関係があることが確認できる。また、この他の変数間の相関関係については概ね先行研究と一致している。

表2 分析I：変数の分布（年度・上場部別） N=909

| | 東証 第一部 | 東証 第二部 | マザーズ | 大証 第一部 | 大証 第二部 | 名証 第二部 | 福証 第一部 | ヘラ クレス | JASDAQ | 合 計 |
|------|-----------|-----------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------|-----|
| 2001 | 163 | 21 | 1 | 3 | 19 | 8 | 1 | 1 | 44 | 261 |
| 2002 | 138 | 11 | 0 | 0 | 8 | 4 | 0 | 1 | 33 | 195 |
| 2003 | 99 | 11 | 0 | 1 | 11 | 2 | 0 | 0 | 29 | 153 |
| 2004 | 75 | 8 | 0 | 1 | 5 | 1 | 0 | 2 | 18 | 110 |
| 2005 | 105 | 17 | 5 | 0 | 8 | 2 | 2 | 5 | 46 | 190 |
| 合 計 | 580 | 68 | 6 | 5 | 51 | 17 | 3 | 9 | 170 | 909 |

表3 分析II：変数の分布（年度・上場部別） N=535

| | 東証 第一部 | 東証 第二部 | マザーズ | 大証 第一部 | 大証 第二部 | 名証 第二部 | 福証 第一部 | ヘラ クレス | JASDAQ | 合 計 |
|------|-----------|-----------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------|-----|
| 2001 | 125 | 19 | 0 | 3 | 13 | 8 | 1 | 1 | 32 | 202 |
| 2002 | 106 | 9 | 0 | 0 | 3 | 4 | 0 | 0 | 26 | 148 |
| 2003 | 82 | 10 | 1 | 1 | 8 | 2 | 0 | 0 | 15 | 119 |
| 2004 | 50 | 5 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 9 | 66 |
| 合 計 | 363 | 43 | 1 | 4 | 26 | 14 | 1 | 1 | 82 | 535 |

表4 分析I、II：変数の分布（産業別）

| 産業名 | 分析I | 分析II | 産業名 | 分析I | 分析II |
|--------|--------------|-------------|-------|--------------|-------------|
| 食品 | 39 (4.29%) | 24 (4.49%) | その他製造 | 20 (2.20%) | 11 (2.06%) |
| 繊維 | 19 (2.09%) | 7 (1.31%) | 水産 | 2 (0.22%) | 0 (0.00%) |
| パルプ・紙 | 2 (0.22%) | 2 (0.37%) | 鉱業 | 7 (0.77%) | 7 (1.31%) |
| 化学 | 55 (6.05%) | 24 (4.49%) | 建設 | 58 (6.38%) | 38 (7.10%) |
| 医薬品 | 39 (4.29%) | 15 (2.80%) | 商社 | 96 (10.56%) | 47 (8.79%) |
| 石油 | 3 (0.33%) | 4 (0.75%) | 小売業 | 24 (2.64%) | 11 (2.06%) |
| ゴム | 11 (1.21%) | 10 (1.87%) | 不動産 | 0 (0.00%) | 5 (0.93%) |
| 窯業 | 11 (1.21%) | 8 (1.50%) | 鉄道・バス | 12 (1.32%) | 5 (0.93%) |
| 鉄鋼 | 14 (1.54%) | 11 (2.06%) | 陸運 | 11 (1.21%) | 8 (1.50%) |
| 非鉄金属製品 | 43 (4.73%) | 32 (5.98%) | 海運 | 4 (0.44%) | 6 (1.12%) |
| 機械 | 70 (7.70%) | 41 (7.66%) | 空運 | 6 (0.66%) | 3 (0.56%) |
| 電気機器 | 119 (13.09%) | 71 (13.27%) | 倉庫 | 7 (0.77%) | 6 (1.12%) |
| 造船 | 3 (0.33%) | 3 (0.56%) | 通信 | 11 (1.21%) | 10 (1.87%) |
| 自動車 | 44 (4.84%) | 25 (4.67%) | 電力 | 39 (4.29%) | 29 (5.42%) |
| 輸送用機器 | 6 (0.66%) | 5 (0.93%) | ガス | 13 (1.43%) | 11 (2.06%) |
| 精密機器 | 4 (0.44%) | 2 (0.37%) | サービス | 117 (12.87%) | 54 (10.09%) |

注 この表の産業分類は日経業種中分類に基づいている。

表 5 分析 I : 変数の記述統計量 N=909

| | 平均 | 標準偏差 | Q1 | 中央値 | Q3 |
|----------|--------|-------|--------|--------|--------|
| Return | 0.022 | 0.300 | -0.155 | -0.007 | 0.136 |
| SGL | -0.003 | 0.009 | -0.003 | -0.001 | -0.000 |
| EBXISGL | 0.110 | 0.118 | 0.048 | 0.088 | 0.148 |
| CFO | 0.226 | 0.246 | 0.078 | 0.173 | 0.320 |
| AccBSGL | -0.116 | 0.209 | -0.188 | -0.079 | -0.008 |
| SAccBSGL | -0.020 | 0.174 | -0.065 | -0.005 | 0.044 |
| LAcc | -0.096 | 0.123 | -0.124 | -0.053 | -0.023 |

表 6 分析 II : 変数の記述統計量 N=535

| | 平均 | 標準偏差 | Q1 | 中央値 | Q3 |
|---------|--------|-------|--------|--------|--------|
| Resid | 0.016 | 0.018 | 0.004 | 0.011 | 0.021 |
| SGL | 0.002 | 0.004 | 0.000 | 0.001 | 0.002 |
| SAcc | 0.040 | 0.048 | 0.009 | 0.026 | 0.054 |
| Deficit | 0.155 | 0.362 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Cycle | 0.388 | 0.241 | 0.208 | 0.358 | 0.512 |
| WC | 0.087 | 0.062 | 0.043 | 0.081 | 0.118 |
| Scale | 26.165 | 1.770 | 23.809 | 24.966 | 26.276 |

表 7 分析 I : 変数間の相関 N=909

| | Return | SGL | EBXISGL | CFO | AccBSGL | SAccBSGL | LAcc |
|----------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Return | | 0.092** | 0.311** | 0.186** | -0.044 | 0.006 | -0.083* |
| SGL | 0.106** | | -0.080* | -0.094** | 0.066* | -0.003 | 0.116** |
| EBXISGL | 0.369** | -0.152** | | 0.529** | -0.060 | 0.073* | -0.206** |
| CFO | 0.251** | -0.198** | 0.547** | | -0.879** | -0.654** | -0.571** |
| AccBSGL | -0.071* | 0.168** | -0.108** | -0.841** | | 0.811** | 0.556** |
| SAccBSGL | 0.043 | 0.009 | 0.088** | -0.534** | 0.717** | | -0.036 |
| LAcc | -0.148* | 0.268** | -0.280** | -0.574** | 0.556** | -0.038 | |

対角線より右上は Pearson の積率相関係数、左下は Spearman の順位相関係数を表している。

* p < 0.05 ** p < 0.01

表 8 分析 II : 変数間の相関 N=535

| | Resid | SGL | SAcc | Deficit | Cycle | WC | Scale |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Resid | | 0.109* | 0.206** | 0.209** | 0.207** | 0.005 | -0.175** |
| SGL | 0.102* | | 0.005 | 0.110* | -0.008 | -0.042 | -0.131** |
| SAcc | 0.214** | 0.061 | | 0.041 | 0.056 | 0.061 | -0.175** |
| Deficit | 0.198** | 0.008 | 0.054 | | 0.213** | -0.315** | -0.087* |
| Cycle | 0.237** | 0.001 | 0.131** | 0.229** | | -0.306** | -0.143** |
| WC | -0.060 | 0.028 | 0.003 | -0.336** | -0.342** | | 0.061 |
| Scale | -0.201** | -0.148** | -0.169** | -0.091* | -0.165** | 0.076 | |

対角線より右上は Pearson の積率相関係数、左下は Spearman の順位相関係数を表している。

* p < 0.05 ** p < 0.01

4. 分析結果

4. 1 分析 I の結果

以下の表 9 から表 11 で (11) 式から (13) 式までの分析結果、表 12 で SGL による増分価値関連性に関する Partial F-test の結果をそれぞれ示している。各表のパネル A は SGL を含まずに推定し

た結果、パネル B は SGL を含めて推定した結果を表している。

はじめに (11) 式の推定結果を示した表 9 のパネル A では、EBXISGL の係数は 0.793 で有意であり、決定係数は 0.096 を示している。一方、パネル B では新たに含めた SGL の係数は 3.871 と大きな値を示しており、1%水準で有意である。また、SGL を含めたことにより EBXISGL の係数は 0.817 まで上昇し、逆に定数項の t 値は低下している。そして、決定係数も 0.109 まで上昇し、表 12 で示したようにその差異 0.013 は 1%水準以下で有意 (F-Value: 13.931, P-Value: 0.001) である。

次に (12) 式の推定結果を示した表 10 のパネル A では、CFO の係数は 0.789、AccBSGL の係数は 0.754 で有意であり、決定係数は 0.095 を示している。一方パネル B では、新たに含めた SGL の係数は 3.936 と大きな値を示しており、1%水準で有意である。また、SGL を含めたことにより CFO の係数は 0.813、AccBSGL の係数は 0.766 まで上昇し、逆に定数項の t 値は低下している。そして、決定係数も 0.109 まで上昇し、表 12 で示したようにその差異 0.013 は 1%水準以下で有意 (F-Value: 14.352, P-Value: 0.001) である。

最後に、(13) 式の推定結果を示した表 11 のパネル A でも、CFO の係数は 0.786、SAccBSGL の係数は 0.756、LAcc の係数は 0.738 で有意であり、決定係数は 0.094 を示している。一方パネル B では、新たに含めた SGL の係数は 3.980 と大きな値を示しており、1%水準で有意である。また、SGL を含めたことにより、LAcc の係数は 0.725 まで低下しているものの、CFO の係数は 0.804、AccBSGL の係数は 0.773 まで上昇し、逆に定数項の t 値は低下している。そして、決定係数も 0.108 まで上昇し、表 12 で示したようにその差異 0.014 は 1%水準以下で有意 (F-Value: 14.562, P-Value: 0.001) である。

以上の分析の結果、損益計上される評価差額は、これを控除した利益やその構成要素に対する増分価値関連性を有していることが確認され、本研究の仮説 I 「売買目的有価証券、運用目的の

表 9 分析 I : (11) 式の分析結果

$$Ret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EBXISGL_{it} + \alpha_2 SGL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

| | α_0 | α_1 | α_2 | Adj-Rsq |
|-------|--------------------|---------------------|--------------------|---------|
| パネル A | -0.065 (-5.032) | 0.793** (9.856) | | 0.096 |
| パネル B | -0.056 (-4.305) | 0.817** (10.193) | 3.871** (3.732) | 0.109 |

* p < 0.05 ** p < 0.01

表 10 分析 I : (12) 式の分析結果

$$Ret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it} + \alpha_2 AccBSGL_{it} + \alpha_3 SGL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

| | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | Adj-Rsq |
|-------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------|
| パネル A | -0.069 (-4.996) | 0.789** (9.789) | 0.754** (7.945) | | 0.095 |
| パネル B | -0.061 (-4.403) | 0.813** (10.122) | 0.766** (8.134) | 3.936** (3.788) | 0.109 |

* p < 0.05 ** p < 0.01

表10 分析 I : (12)式の分析結果

$$\text{Ret}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CFO}_{it} + \alpha_2 \text{SAccBSGL}_{it} + \alpha_3 \text{LAcc}_{it} + \alpha_4 \text{SGL}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

| | α_0 | α_1 | α_2 | α_3 | α_4 | Adj-Rsq |
|-------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------|
| パネル A | -0.070 (-4.878) | 0.786** (9.530) | 0.756** (7.891) | 0.738** (5.887) | | 0.094 |
| パネル B | -0.063 (-4.394) | 0.804** (9.806) | 0.773** (8.122) | 0.725** (5.827) | 3.980** (3.816) | 0.108 |

* p < 0.05 ** p < 0.01

表12 分析 I : SGLに関する Partial F - test の結果

| | Panel A Adj-RSq | Panel B Adj-RSq | Partial Adj-RSq | F-value | P-value |
|-------|--------------------|--------------------|--------------------|---------|---------|
| (11)式 | 0.096 | 0.109 | 0.013 | 13.931 | 0.000 |
| (12)式 | 0.095 | 0.109 | 0.013 | 14.352 | 0.000 |
| (13)式 | 0.094 | 0.108 | 0.014 | 14.562 | 0.000 |

金銭の信託およびデリバティブの評価差額は、これを控除した利益やその構成要素に対する増分価値関連性を有する」は支持された。従って、損益計上される評価差額は予測価値を通じて価値関連性を持ち、利益計算に含めて開示することに意義があることが確認できた。

4. 2 分析 II の結果

以下の表13で、短期発生項目の予測誤差に対する売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額の影響を検証するための(15)式の推定結果を示している。パネル A では |SGL| 単独の |Resid| に対する関係を推定した結果、パネル B からパネル F では、Dechow and Dichev (2002) で提示された短期発生項目の予測誤差に影響を与える要因を個々にコントロールして推定した結果、パネル G では、全ての変数を含めて推定した結果を表している。

はじめに、パネル A における |SGL| の係数は0.549であり、5%水準で有意に正の値を示している。また、決定係数は0.010を示し、|SGL| 単独ではわずかな値を示すとどまっている。次に、パネル B から F では、赤字ダミー変数の Deficit を含めて推定したパネル C と、規模を表す Scale を含めて推定したパネル F では |SGL| の係数の大きさが小さくなるものの、その他のパネルではパネル A と同程度の大きさを示している。また、各パネルにおける |SGL| の係数の有意水準も、Cycle とともに推定したパネル D では1%水準となる以外は、パネル A と同様に5%水準で有意である。決定係数に関しては、パネル E ではパネル A よりも小さい0.008を示している一方、その他のパネルではコントロール変数の影響により0.035から0.051へと上昇している。定数項についても、コントロール変数を含めているために、パネル A と比較して t 値が小さくなっている。

最後に、全ての変数を含めたパネル G では、コントロール変数の影響により |SGL| の係数は0.409まで低下し、t 値も全パネル中最も小さいが、5%水準で有意に正の値を示している。また、決定係数に関しても、コントロール変数の影響により0.126まで上昇している。定数項は全パネル

表13 分析Ⅱ：(15)式の分析結果

| | $ Resid _{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SGL _{it} + \gamma_2 SAcc _{it} + \gamma_3 Deficit_{it} + \gamma_4 Cycle_{it} + \gamma_5 WC _{it} + \gamma_6 Scale_{it} + \varepsilon_t$ (15) | | | | | | | |
|-------|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------------|---------|
| | γ_0 | γ_1 | γ_2 | γ_3 | γ_4 | γ_5 | γ_6 | Adj-Rsq |
| パネル A | 0.015** (17.750) | 0.549* (2.537) | | | | | | 0.010 |
| パネル B | 0.012** (11.600) | 0.544* (2.565) | 0.077** (4.865) | | | | | 0.051 |
| パネル C | 0.014** (15.684) | 0.439* (2.055) | | 0.010** (4.692) | | | | 0.048 |
| パネル D | 0.009** (6.333) | 0.557** (2.629) | | | 0.015** (4.923) | | | 0.051 |
| パネル E | 0.015** (10.877) | 0.551* (2.542) | | | | 0.003 (0.228) | | 0.008 |
| パネル F | 0.034** (6.798) | 0.441* (2.047) | | | | | -0.002** (-3.808) | 0.035 |
| パネル G | 0.015** (2.755) | 0.409* (1.982) | 0.061** (3.946) | 0.009** (4.226) | 0.013** (4.182) | 0.034** (2.653) | -0.001* (-2.402) | 0.126 |

* p < 0.05 ** p < 0.01

中最も小さく、コントロール変数の係数も Scale が 5 %水準である以外は全て 1 %水準で有意であり、|Resid| に対する影響がコントロールされていることが確認できる。

以上より、全てのパネルで |SGL| は |Resid| に対する正の関係を有意に有することが確認され、本研究の仮説Ⅱ「売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額の大きさと短期発生項目の予測誤差との間には正の関係がある」は支持された。従って、損益計上される評価差額は損益計算書を通じた利益計算に含めて開示する意義がある一方で、発生項目における予測誤差を増大させ、利益の質を低下させるマイナスの効果も有することが確認された。

5. 要約と今後の展望

本研究では、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの時価評価差額が従来の利益情報を超える追加的な有用性を有し、利益の質の向上に資するか否かについて検討を行うとともに、実証的な検証を行った。第2節では、評価差額の損益計上に関する理論的根拠を考察するとともに、これらの評価差額が予測価値を有する短期発生項目の一部と捉えて差し支えないことを示した。そして、評価差額が発生項目としての性質に由来する予測価値を有することにより、従来の利益を超える増分価値関連性を持ちうることを確認した。続く第3節で実証分析のための研究デザインを構築し、第4節で評価差額の増分価値関連性と短期発生項目の予測誤差との関係に関する検証を行った。

本研究における分析の結果、「仮説Ⅰ 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額は、これを控除した利益やその構成要素に対する増分価値関連性を有する」は支持され、損益計上される売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価

差額が増分価値関連性を有し、利益計算に含めて開示することには意義があることが確認された。そして、「仮説Ⅱ 売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブの評価差額の大きさと短期発生項目の予測誤差との間には正の関係がある」も分析の結果支持され、評価差額の損益計上は短期発生項目の予測誤差を増大させて利益の質を低下させる効果を持つ可能性があることが確認された。また、本研究では、仮説Ⅰ、Ⅱがともに支持されていることから、損益計上される評価差額は短期発生項目の予測誤差の増加を通じて利益の質を低下させる一方、それを上回る増分価値関連性を有することが確認された。以上の結果から、売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託およびデリバティブに関する評価差額の損益計上は、理論的根拠だけでなく、実証的な観点からも支持されると解釈できる。

しかし、本研究には残された課題がある。第一には、本研究では損益計上される評価差額を短期発生項目の一部と捉え、予測価値を有することを前提として増分価値関連性の検証を行っている点が挙げられる。しかし、市場は金融投資と実物投資を区別し、損益計上される評価差額を実現したキャッシュフローとして評価している可能性もある。この場合、利益の目的適合性に対する評価差額の貢献はキャッシュフローに由来するフィードバック価値を通じてのものとなる。従って、評価差額をキャッシュフローと捉えた場合についても、実現するキャッシュフローに対する過去の期待も含めたモデルを構築し、事前の期待を考慮した後のキャッシュフローの株価変動に対する価値関連性を検証する必要があると考えられる。

第二には、短期発生項目の予測誤差を推定する Dechow and Dichev (2002) のモデルの妥当性が挙げられる。売買目的有価証券は短期的な価格の変動を利用して利益を得る目的で保有する有価証券としながらも、価格下落時や将来的により高い運用益を獲得できると期待される場合などは売却されない可能性がある。このような場合は評価差額を次期のキャッシュフローのみに枠付けて考えることができない。本研究ではこの部分を捨象して分析を行ったが、今後は短期発生項目に枠付けるキャッシュフローの時系列を拡張してモデルの展開を試みる必要があると考えられる。

付記 本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金（若手研究（B）：課題番号17730289）による研究成果の一部である。

注

- (1) 金融商品の時価情報に関する実証分析は、FASBの基準書第107号の適用以降盛んに行われており、評価差額に関する研究も、Barth (1994) や Ahmed and Takeda (1995)、わが国では桜井 (1992)、國村 (1994)、桜井・呉 (1995)、河 (1998) などで行われている。しかし、分析対象の評価差額は保有する有価証券全てに関するものであり、また評価差額情報の有用性に関する実証的な検証結果も混在しているのが現状である。
- (2) 大日方 (2002, 393-394) は「「市場性があり、かつ、いつでも自由に売却処分できる有価証券」を時価評価し、かつ、その評価差額を純利益に算入するのは、その金融投資の成果を時価の変動で捉えるためであり、年度における時価評価差額が投資家にとって有用な情報であると考えからではない。投資家が企業価値を推定するに当たり、この種の金融投資と見られる有価証券については、ストックの時価総額がわかればよい。した

がって、時価総額情報の有用性は予想できるものの、年度の時価変動損益の情報が投資家にとって有用であると推定する根拠はない。」と述べている。

- (3) 利益の質の定義については、青木（1989）、木村（1999）、一ノ宮（2003）などを参照されたい。
- (4) Ohlson（1995）では、配当、キャッシュフロー、利益情報に基づく企業評価が、無限期間においては同義であることを示している。よって、Beaver（2001）のリンケージにおける配当をキャッシュフローとして解釈することも可能である。
- (5) 以上をまとめれば、利益の公表に伴い、実現したキャッシュフローを用いて過年度の発生項目を用いて行った予測を修正するとともに、発生項目における新たな将来キャッシュフロー予測情報を加えて株主資本価値評価を行うという投資家の評価プロセスが想定される。
- (6) 河（2001）は、過去のキャッシュフロー情報が将来のキャッシュフロー予測に有用であるという分析結果を示している。
- (7) 辻山（2002: 359）は「金融投資の時価評価差額は、投資家が事後の事実（つまりキャッシュフローに対する事前の期待がどこまで実現したか）によって事前の期待の成果を確認し、期待を事後に修正して、新たな期待を形成するための情報としての資質を備えていると考えられる」と説明している。
- (8) この評価差額を短期発生項目とみなすには、流動資産に分類される売買目的有価証券を運転資本の構成要素として捉える必要がある。
- (9) もちろん長期の発生項目（LTAcc）による影響部分も存在するが、収益・費用の測定とキャッシュフローの収支間のラグが長期にわたり、かつその期間も様々であるため、予測誤差の推定が困難である。従ってモデルの単純化と分析の操作上の観点から、Dechow and Dichev（2002）では長期の発生項目による影響部分を捨象している。
- (10) 売買目的有価証券は短期的な価格の変動を利用して利益を得る目的で保有する有価証券としながらも、価格下落時や将来的により高い運用益を獲得できると期待される場合などは売却されない可能性がある。従って、このような場合は評価差額を次期のキャッシュフローのみに枠付けて考えることができない。しかし、モデルの拡張には困難を伴うので、本研究ではこのような部分を捨象している。
- (11) (10)式は、(9)式と比べ各推定係数の絶対値は1未満の値をとり、決定係数も低下すると期待される。また加えられた定数項は、企業の成長などによって発生しうる発生項目を捕捉すると考えられる。
- (12) Dechow and Dichev（2002）、田澤（2004）、Francis et al.（2005）、海老原（2005）、野間（2005）などが、短期発生項目における予測誤差やその標準偏差に依拠した研究を行っている。これらの研究では、短期発生項目における予測誤差の標準偏差が小さいほど①利益の持続性、②利益のキャッシュフロー予測能力、③利益の価値関連性が高まり、④資本コストが低下することが報告されている。
- (13) 発生項目の予測誤差やその標準偏差に対する影響の詳細についてはDechow and Dichev（2002）を参照されたい。
- (14) 本研究では、データベース上で、営業外損益項目における資産処分益・評価益の欄に、「資産評価益のうち有価証券評価益」ないしは「資産評価損のうち有価証券評価損」を計上している企業一年を売買目的有価証券、運用目的の金銭の信託ないしはデリバティブを所有して評価差額を計上している企業一年とみなしている。
- (15) 11年間以上最大15年間の財務データを利用することにより、(14)式の企業別の推定において8年以上最大12年間分のデータを利用することになる。また、分析Ⅱに用いたサンプルは、短期発生項目の予測誤差の推定においてt+1年度の営業キャッシュフローも必要となるため、2004年12月期までのデータとなっている。
- (16) 分析Ⅰ、分析Ⅱのサンプルともに、外れ値の影響をコントロールするため、各変数の上位0.5%と下位0.5%の合計1%をカットオフしている。

（海老原 崇）

第7章

減損会計の意義と資本市場における影響

—— 減損会計の早期適用と利益反応係数の関係 ——

1. はじめに

本研究の目的は、新会計基準の早期適用として実施された固定資産の減損処理に対する資本市場の評価を実証的に検証することである。減損会計の早期適用を実施し、減損損失を計上した企業と、早期適用を見送った企業は、利益反応係数（earnings response coefficient: ERC）の水準が異なるか否かを検証する。

近年、相次いで新たな会計基準が設定され、企業が開示する情報は概して増加傾向にある。そのひとつが、「固定資産の減損に係る会計基準の設定に関する意見書」（以下、「減損会計基準」という）である。その適用について、減損会計基準では、全面適用（完全実施）とそれ以前の早期適用という2段階の方式をとっている。すなわち、まず、「2005年4月1日以後開始する事業年度から実施されるよう措置することが適当である」（全面適用）と記述されている。そして、「2004年4月1日以降開始する事業年度から適用することを認めるよう措置することが適当である」、さらに、「2004年3月31日から2005年3月30日までに終了する事業年度に係る財務諸表及び連結財務諸表についても適用することを妨げない」と記述されている（早期適用）。したがって、3月期決算企業は、2004年3月期と2005年3月期において、減損会計を前倒して適用することが可能である⁽¹⁾。

新たな会計基準の設定と同時に、近年、自発的な情報開示によって開示情報が増加する傾向が観察される。自発的な情報開示とは、会計制度に基づく強制的な情報開示に留まらず、投資家に積極的に情報を開示しようとする企業行動である。例えば、企業は、制度による要請を上回る質、量の会計情報を開示する、開示方法を工夫する、情報を速やかに開示するといった行動が挙げられる。

早期適用の実施は企業の判断に基づく。その観点から、早期適用による減損損失の前倒し計上は、自発的な開示と考えられる。一方、近い将来の強制適用を意識した開示であること、すでに公表され、内容が明らかになった会計基準に遵守して開示しているという観点から、強制的な開示としての性格も認めることができるだろう。

本研究は以下の構成をとる。まず、第2節で先行研究に基づき仮説を考案する。第3節、第4節で減損会計の早期適用に対する資本市場の評価を検証する。第5節で本研究を総括し、今後の展望を述べる。

2. 仮説

2. 1 減損に対する資本市場の評価

減損会計基準が2002年8月に企業会計審議会から公表され、「固定資産の減損に係る会計基準の適用指針」(以下、「適用指針」という)が2003年10月に企業会計基準委員会(ASBJ)から公表された。これにより、事業用の固定資産の減損処理を実施するための体制が整った。そこで本研究は、減損会計基準の早期適用による自発的な減損損失計上に対する資本市場の評価を観察する。それは、減損会計基準の有用性を投資意思決定有用性の観点から検証することにもなる。

固定資産の減損に対する資本市場の反応を検証した先行研究として、負のインパクトを報告したもの(Elliot and Shaw 1988, 107)と正のインパクトを報告したもの(Strong and Meyer 1987, 657-658)がある。減損は、取得資産から当初期待された成果を計画通りに獲得できなかったことを意味する。この観点からは、投資家は企業の将来キャッシュフローに対する期待を下方に修正するだろう。一方で、減損は、環境の変化やそれに起因する事業の失敗に対処することを意味する。この観点からは、長期的な視野を持つ投資家は将来キャッシュフローに対する改善を見込むだろう。

また、自発的な減損の計上は、好業績企業の利益マネジメントの手段として利用されると指摘される(Zucca and Campbell 1992, 35)。企業の利益平準化行動には、株価に正のインパクトを与える要因と負のインパクトを与える要因の両方があるため、株価に対するインパクトの方向を一概に断定することは困難であろう。

また、Francis et al. (1996, 130)は、減損が対象とする固定資産によって株価の反応が異なることを示唆している。棚卸資産の減損に対して株価は統計的に有意な負の反応を示したが、のれんと有形固定資産の減損に対する反応は有意ではなかった。

米国では、「長期性資産の減損及び処分予定の長期性資産の会計処理」(FAS121号)の適用が、1996年に終了する会計年度から始まった⁽²⁾。Kim and Kwon (2001)は、1995年に終了する会計年度に減損を自発的に開示した企業と、1996年に終了する会計年度に減損を強制的に開示した企業を調査した。自発的に開示した企業の(株式時価総額に対する)減損損失額と(公表日とその前後3日間の)累積異常収益率には統計的に有意な正の関係が確認されたが、強制的に開示した企業のそれには有意な関係が観察されなかった。

Kim and Kwon (2001)および本研究が分析対象とする強制適用の直前期における自発的な減損処理が、それ以前の期における減損処理と異なる点は、自発的に減損処理を行う期間が限られているという点である。それは、好業績になるのを待って、それに合わせて減損処理を行うといった時間的猶予がないことを意味する。したがって、減損処理を利益マネジメントの手段として利用する余地は限られるだろう。

早期適用の実施は、企業が、強制適用期を待つことなく、事業合理化を迅速に進めていること

を意味する。それは、将来の高水準の期待キャッシュフローのシグナリングとなるだろう。特に、日本では、企業が抱える含み損の処理問題は投資家の大きな関心事である。減損会計の早期適用は、効率的な資産活用、企業の透明性を印象づける有用な手段となるだろう。

日本における研究として、音川（2002）は、減損会計基準の公表前にあたる2000年3月期において、保有資産の減損を自発的に処理した企業（売上高に対する資産処分損・評価損の比率が高い企業）ほど、ビッド・アスク・スプレッドが統計的に有意に低いことを報告し、減損会計の導入が市場の流動性を改善しようとの示唆を与えている。

2. 2 利益の質、ディスクロージャーの質と利益反応係数

利益反応係数（earnings response coefficient: ERC）とは、1株あたり会計利益1円の変化に対する株価変化の金額である。それは概して、分析期間の直前の株価で割った期待外利益で、異常株式収益率を回帰したときの傾き係数によって推定される（Brown 1994, 33）。つまり ERC は、予想外の利益が株価にどの程度のインパクトを与えるかを示す。

ERC が高いほど利益の質は高いと考えられる。Holthausen and Verrecchia（1988, 84-85）は期間1の利益公表に対する株価の反応 δ^1 を次のように表している。

$$\delta^1 = p^1 - p^0 = \frac{v}{v+n^1}(y^1 - m) \quad (1)$$

p^1 は期間1の株価、 p^0 は期間0の株価である。 v は企業価値の分散（企業価値の不確実性）、 n^1 は利益に含まれるノイズである。 y^1 は期間1に公表される利益、 m はその利益についての期待値、 $y^1 - m$ は両者の差（期待外利益）である。 $\frac{v}{v+n^1}$ が ERC である。ここで ERC は v の増加関数であり、 n^1 の減少関数である。企業価値の不確実性が大きいほど利益の情報価値は大きいので、 n^1 を所与とすると、 v が大きいほど株価の反応は大きい。 n^1 は利益に含まれるノイズであるので、 n^1 が大きいほど利益は正確さや信頼性を欠き、利益の質が低いことを意味する。したがって、 v を所与とすると、利益の質が高い（ n^1 が小さい）ほど ERC は大きい。分析的なモデルでは ERC と利益の質の正の関係はこのように説明される。

このモデルを実証した先行研究として、以下のものが挙げられる。Collins and Salatka（1993）は、外貨換算に関する会計基準が SFAS No.8 から SFAS No.52 に代わった結果、利益の質が向上したことを検証した。すなわち、SFAS No.52 に基づく利益は、SFAS No.8 に基づく利益より ERC が大きかった。また、Teoh and Wong（1993）は、監査の質と利益反応係数の関係を検証した。大手8社の監査法人（Big8）の監査を受けた企業の ERC はそれ以外の監査を受けた企業の ERC より大きいことを示した。

利益の質に対する資本市場の評価は、ディスクロージャーの質の優劣に影響を受けると考えられる。企業が優れた利益の質を持っていても、開示が不適切であれば、利益の質の高さを投資家に伝達することができないからである。

減損会計は、投資の回収可能性が著しく損なわれたことが明らかの場合に、その事実を帳簿価額に反映させるために導入された会計処理である。すなわち、減損会計基準は、投資の失敗の迅速な開示を企業に要請するという観点から、質の高いディスクロージャーを可能にすると考えられる。したがって、減損会計の早期適用企業は、高い ERC を享受することが期待される。以上の論議から本研究は次の仮説を検証する。

仮説：減損会計基準の早期適用により、減損損失を自発的に計上した企業（自発的な計上を見送った企業）は、利益反応係数が相対的に大きい（小さい）。

3. 研究デザインとデータ

3. 1 研究デザイン

本研究はまず、株価と利益の関連性のモデルを推定する。

$$CAR_{it} = a_0 + a_1 UE_{it} + e_{it} \quad (2)$$

次に(3)式を推定する。

$$CAR_{it} = a_0 + a_1 D_{it} + a_3 D_{it} UE_{it} + a_4 X_{it} + a_5 MB_{it} + a_6 BETA_{it} + a_7 MVE_{it} + a_8 ANN_{it} + \sum_{k=1}^{K-1} d_{ind_k} IND_k + e_{it} \quad (3)$$

CAR_{it} ：i 企業 t 期の累積異常収益率

D_{it} ：減損損失計上企業であれば 0、見送り企業であれば 1 の値をとるダミー変数

UE_{it} ：利益予測誤差

X_{it} ：減益企業であれば 0、増益企業であれば 1 の値をとるダミー変数

MB_{it} ：時価簿価比率

$BETA_{it}$ ：市場モデルにより推定した係数

MVE_{it} ：株式時価総額の自然対数

ANN_{it} ：中間決算であれば 0、本決算であれば 1 の値をとるダミー変数

IND_k ：日経業種分類（中分類）による業種ダミー変数

e_{it} ：誤差項、 $e_{it} \sim i.i.d, N(0, \sigma^2)$

(2) 式の a_1 が ERC である。期待外利益と市場の反応の方向は同じであると予想されるので、 a_1 の符号はプラスであると考えられる。そして、(3) 式のように、利益予測誤差 (UE_{it}) と早期適用の有無に関するダミー変数 (D_{it}) との交差項で、累積異常収益率 (CAR_{it}) を回帰する。交差項のパラメータ a_3 はマイナスであると予想される。それは、減損損失計上企業の方が見送り企業より ERC が大きいことを意味する。さらに、CAR および ERC に影響を与えると予想される要因を

コントロール変数として加える。

CARは累積異常収益率 (Cumulative Abnormal Return: CAR) である。CARを算出するため、まず、異常収益率を算出する。市場モデルが株式収益率を適切に表現すると仮定する。市場モデルは(4)式で表現される。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

R_{it} : t 日(推定期間の取引日)における*i*社の株価(P_{it})の変化率、 $R_{it} = (P_{it} - P_{it-1})/P_{it-1}$

R_{mt} : t 日における市場指標(I_t)の変化率、 $R_{mt} = (I_t - I_{t-1})/I_{t-1}$

u_{it} : 誤差項、 $u_{it} \sim \text{i.i.d.}, N(0, \sigma^2)$

T : 推定期間の日数

(3)式の誤差項 u_{it} が個々の株式の固有の要因を反映した収益率、すなわち期待外収益率である。市場ポートフォリオの代理変数として東証株価指数(TOPIX)を用いる。市場モデルのパラメータは、Easton and Zmijewski (1989)に従い、決算短信公表日の360日前から61日前までの日次株式収益率を用いて推定する。この推定期間で有効な株価収益率が100個に満たない企業は分析対象から除外する。分析期間は、決算短信公表日の前日と当日の2日間(-1, 0)とする。

分析期間の誤差項 e_{it} は以下のように表現される。

$$e_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (5)$$

τ は分析期間の取引日、 $\hat{\alpha}_i$ と $\hat{\beta}_i$ は市場モデルから推定されたパラメータである。これを分析期間に渡り累積して累積異常収益率CAR(-1, 0)を求める。次に、経常利益予測誤差UEは以下の式で算定される。

$$UE_{it} = \frac{1 \text{株当り実現利益} - 1 \text{株当り予測利益}}{\text{株価}} \quad (6)$$

利益予測は経常利益の日経記者予測(決算短信公表日前の最新の予測)を用いる。(6)式の分母は、分析期間の開始日の直前取引日、すなわち-3取引日の株価である。

Dは、減損損失計上企業であれば0、見送り企業であれば1の値をとるダミー変数である。減損損失計上企業とは、減損会計基準の早期適用企業のうち、減損損失を計上した企業である。早期適用企業の中には、減損損失が生じていなかったと報告した企業もあり(表1の減損損失非計上会社の欄を参照)、そのような企業は分析対象としない。本研究は、減損が存在する(と予想される)企業を分析対象とし、減損損失計上企業(減損損失を自発的に計上した企業)と見送り企業(減損損失を自発的には計上しなかった企業)を対応させることを意図している。早期適用とは、2004年3月期、2004年9月期、2005年3月期における適用である。これが、減損会計基準が

容認する減損会計の早期適用期間である。

減損損失計上企業と対応させるべきは、減損が存在する（と予想される）ものの早期適用を見送った企業（見送り企業）である。見送り企業を公表情報によって判別することは困難であるが、本研究は、2通りの基準によって見送り企業を抽出する。

一つ目の基準は、セグメント情報に基づき、2期連続（前期と当期）営業赤字の事業部門を持つ非適用企業を見送り企業と仮定する（これを見送り企業1と呼ぶ）。この見送り企業の抽出基準は、「資産又は資産グループが使用されている営業活動から生ずる損益又はキャッシュフローが、継続してマイナスとなっているか、又は、継続してマイナスとなる見込みである場合には減損の兆候となる」（減損会計基準二1.④）に基づいている。「資産又は資産グループが使用されている営業活動から生ずる損益又はキャッシュフロー」という記述から、セグメント情報における事業部門に着目することにした。ただし、企業は、セグメント情報に基づく事業部門を、キャッシュフローを生み出す最小の単位（減損会計基準二6.（1））と考え、減損の兆候の有無を判断する資産又は資産グループとして選択するとは限らない。したがって、減損会計を適用した場合、営業赤字の事業部門を持っているからといって、必ずしも減損損失を計上するとは限らないことは言うまでもない。ここでは、分析可能性を鑑み、このような抽出基準を採用した。そして、「継続してマイナス」という記述から、前期と当期の業績に着目した⁽³⁾。

二つ目の基準は、総資本営業利益率が各年・各業種（日経業種中分類に基づく）のメディアン以下の非適用企業を見送り企業と仮定する（これを見送り企業2と呼ぶ）。減損を認識せず、含み損を抱える固定資産を保有する企業は、総資本営業利益率が低いと予想される。辻（2005, 24-25）は、2003年3月期に減損会計を適用した企業は、その後の期において総資本営業利益率が改善し、その改善の度合いは非適用企業のそれと比較して統計的に有意に大きいことを報告している。したがって、減損損失を持ちながら、減損処理をしない企業は、総資本営業利益率が相対的に低いことが示唆される。(3)式のDには、実際の分析ではD1あるいはD2が用いられる。D1は減損損失計上企業であれば0、見送り企業1であれば1の値をとるダミー変数である。D2は減損損失計上企業であれば0、見送り企業2であれば1の値をとるダミー変数である。本研究はこのような手続きによって、減損損失を持つ（と予想される）企業のみを分析対象とし、自発的計上企業と非計上企業を比較する。減損損失を持たない（と予想される）企業は分析対象に含まないよう意図している。

先行研究は、いくつかの変数をERCの決定要因として挙げている（Basu 1997, 21; Brown 1994, 36-38; Kothari 2001, 124-125）。それらはコントロール変数として考慮する必要がある。Basu（1997）によると、会計の保守主義の原則（予想される損失は早めに計上し、予想される利益は確定的なものに限って計上する）のため、正の期待外利益は負の期待外利益より持続すると予想される結果、前者の方が後者よりERCが大きい。すなわち、ナীবモデルを仮定すると、増益企業の方が減益企業よりERCは大きい。さらに、Teoh and Wong（1993）に従い、時価簿価比率、

ベータ、株式時価総額を考慮する。時価簿価比率は、成長性と持続性の代理変数である。Collins and Kothari (1989) によると期待成長率が高いほど ERC は大きい。ベータは企業のリスクの代理変数である。Kormendi and Lipe (1987)、Easton and Zmijewski (1989) によると企業のリスクが大きいほど ERC は小さくなる。株式時価総額は企業規模の代理変数である。Brown (1994, 37) によると大規模な企業ほど ERC は小さく、Freeman (1987) によると、小規模企業ほど利益公表日前後の株価反応が大きい。

以上の論議から、選択されたコントロール変数は次の6つである。X は経常利益について減益であれば0、増益であれば1の値をとるダミー変数である。MB は時価簿価比率である。BETA は(4)式の市場モデルにより推定した係数である。MVE は株式時価総額の自然対数である。株式時価総額は期首株価に発行済み株式数を掛けて算出する。MB、BETA、MVE は、Teoh and Wong (1993, 359) に基づき、ダミー変数に変換して分析で用いる。すなわち、メディアンより小さければ0、メディアン以上であれば1の値をとる。

本研究は、本決算と中間決算の両方を分析期間としており、両者は、ERC や CAR が異なると考えられる。そこで、中間決算であれば0、年次決算であれば1の値をとるダミー変数である ANN を加える。さらに産業ダミー変数 IND を追加する。

3. 2 データ

国内に上場する2004年3月期（本決算）、2004年9月期（中間決算）、2005年3月期（本決算）の一般事業会社を分析対象とする。ただし、米国会計基準を適用している企業を除く。そのような企業には、米国会計基準に基づいて減損損失を計上している企業が存在するためである。企業財務、セグメント利益、業績予想（日本経済新聞社の記者の取材に基づく予想）のデータは、日経「NEEDS-Financial QUEST」から収集し、連結決算のデータを用いた。株価データは、「東洋経済株価 CD-ROM」と日経「NEEDS-Financial QUEST」から収集した。減損会計基準の早期適用企業一覧は、税務研究会出版局『週刊経営財務』のNo.2683（2004年8月2日）、No.2711（2005年2月28日）から収集した⁽⁴⁾。減損損失額は『週刊経営財務』と青山監査法人の会計情報サイト Web-Can から収集した。

表1は損失計上サンプルの選択基準である。全国の証券取引所に上場する3月期決算会社の早期適用会社869社（2004年3月期149社、2004年9月期360社、2005年3月期360社）のうち、選択

表1 損失計上サンプルの選択基準

| 選択基準\年月 | 200403 | 200409 | 200503 | 合計 |
|-------------------------------|--------|--------|--------|------|
| 全国の証券取引所に上場する3月期決算会社のうち早期適用会社 | 149 | 360 | 360 | 869 |
| 連結財務諸表非作成会社 | -14 | -42 | -42 | -98 |
| 米国基準採用会社 | -8 | -6 | -6 | -20 |
| 減損損失非計上会社 | -17 | -38 | -45 | -100 |
| 非一般事業会社、分析に必要なデータが利用できない会社 | -30 | -52 | -64 | -146 |
| 損失計上サンプル | 80 | 222 | 203 | 505 |

表2 サンプルの業種・取引所構成

| 業 種 | 社 数 | | | 業種構成 (%) | | |
|--------|----------------|--------|--------|----------------|--------|--------|
| | 損失計上 | 見送り1 | 見送り2 | 損失計上 | 見送り1 | 見送り2 |
| | D1, D2, D3 = 0 | D1 = 1 | D2 = 1 | D1, D2, D3 = 0 | D1 = 1 | D2 = 1 |
| 水産 | 2 | 1 | 7 | 0.40 | 0.13 | 0.33 |
| 鉱業 | 2 | 5 | 8 | 0.40 | 0.64 | 0.38 |
| 建設 | 56 | 70 | 153 | 11.09 | 9.00 | 7.29 |
| 食品 | 17 | 27 | 90 | 3.37 | 3.47 | 4.29 |
| 繊維 | 5 | 26 | 63 | 0.99 | 3.34 | 3.00 |
| パルプ・紙 | 4 | 8 | 18 | 0.79 | 1.03 | 0.86 |
| 化学 | 44 | 50 | 171 | 8.71 | 6.43 | 8.15 |
| 医薬品 | 8 | 11 | 46 | 1.58 | 1.41 | 2.19 |
| 石油 | 7 | 7 | 8 | 1.39 | 0.90 | 0.38 |
| ゴム | 2 | 2 | 20 | 0.40 | 0.26 | 0.95 |
| 窯業 | 13 | 23 | 42 | 2.57 | 2.96 | 2.00 |
| 鉄鋼 | 17 | 18 | 59 | 3.37 | 2.31 | 2.81 |
| 非鉄金属製品 | 31 | 40 | 98 | 6.14 | 5.14 | 4.67 |
| 機械 | 34 | 46 | 187 | 6.73 | 5.91 | 8.91 |
| 電気機器 | 38 | 83 | 218 | 7.52 | 10.67 | 10.39 |
| 造船 | 0 | 12 | 9 | 0.00 | 1.54 | 0.43 |
| 自動車 | 15 | 22 | 71 | 2.97 | 2.83 | 3.38 |
| 輸送用機器 | 3 | 16 | 20 | 0.59 | 2.06 | 0.95 |
| 精密機器 | 3 | 24 | 44 | 0.59 | 3.08 | 2.10 |
| その他製造 | 17 | 30 | 75 | 3.37 | 3.86 | 3.57 |
| 商社 | 42 | 96 | 234 | 8.32 | 12.34 | 11.15 |
| 小売業 | 26 | 27 | 63 | 5.15 | 3.47 | 3.00 |
| 不動産 | 9 | 14 | 45 | 1.78 | 1.80 | 2.14 |
| 鉄道・バス | 25 | 17 | 23 | 4.95 | 2.19 | 1.10 |
| 陸運 | 8 | 3 | 28 | 1.58 | 0.39 | 1.33 |
| 海運 | 8 | 3 | 16 | 1.58 | 0.39 | 0.76 |
| 空運 | 0 | 8 | 6 | 0.00 | 1.03 | 0.29 |
| 倉庫 | 7 | 3 | 41 | 1.39 | 0.39 | 1.95 |
| 通信 | 2 | 3 | 19 | 0.40 | 0.39 | 0.91 |
| 電力 | 18 | 3 | 5 | 3.56 | 0.39 | 0.24 |
| ガス | 5 | 2 | 8 | 0.99 | 0.26 | 0.38 |
| サービス | 37 | 78 | 204 | 7.33 | 10.03 | 9.72 |
| 合 計 | 505 | 778 | 2,099 | | | |

| 取引所 | 社 数 | | | 取引所構成 (%) | | |
|--------|----------------|--------|--------|----------------|--------|--------|
| | 損失計上 | 見送り1 | 見送り2 | 損失計上 | 見送り1 | 見送り2 |
| | D1, D2, D3 = 0 | D1 = 1 | D2 = 1 | D1, D2, D3 = 0 | D1 = 1 | D2 = 1 |
| 東京第1部 | 385 | 495 | 1,287 | 76.24 | 63.62 | 61.31 |
| 東京第2部 | 47 | 153 | 432 | 9.31 | 19.67 | 20.58 |
| 大阪第1部 | 5 | 15 | 35 | 0.99 | 1.93 | 1.67 |
| 大阪第2部 | 26 | 36 | 147 | 5.15 | 4.63 | 7.00 |
| 名古屋第1部 | 0 | 9 | 7 | 0.00 | 1.16 | 0.33 |
| 名古屋第2部 | 18 | 10 | 31 | 3.56 | 1.29 | 1.48 |
| 福岡 | 0 | 1 | 2 | 0.00 | 0.13 | 0.10 |
| 札幌 | 1 | 0 | 4 | 0.20 | 0.00 | 0.19 |
| ジャスダック | 23 | 59 | 154 | 4.55 | 7.58 | 7.34 |
| 合 計 | 505 | 778 | 2,099 | | | |

注) 業種分類は日経業種中分類による。

基準をみたま505社が損失計上サンプルである。

表2は、サンプルの業種・取引所構成である。業種分類は日経業種中分類による。見送り企業1の場合(見送り企業を2期連続営業赤字の事業部門を持つ非適用企業とする場合)、減損損失計

上企業の業種構成は、見送り企業1のそれと比較する（業種構成が3%以上異なるものに注目する）と、電力が多く、電気機器、商社が少ない。また、見送り企業2の場合（見送り企業を総資本営業利益率が各年・各業種のメディアン以下の非適用企業とする場合）、減損損失計上企業の業種構成は、見送り企業2のそれと比較すると、建設、鉄道・バス、電力が多い。業種構成の差は、見送り企業の抽出基準が、含み損を抱える固定資産を持つ企業を十分に把握できないために生じている可能性は否定できない。例えば、早期適用を実施した建設業の多くは、遊休資産、賃貸用資産、ゴルフ場などのリゾート施設を減損損失の認識の対象としている。しかし、一つ目の抽出基準では明らかにこのような種類の固定資産の減損を把握することができない。その結果、見送り企業として建設業が過少に抽出されていることが示唆される。取引所構成では、損失計上企業の方が見送り企業より、東京証券取引所第一部上場企業が多く、第二部上場企業が少ない。

表3に分析に用いた変数の基本統計量を示す。損失計上企業と見送り企業1について、母集団の差の検定を行った結果、CARとBETAを除く全ての変数で統計的に有意な差が見られた。そして、損失計上企業と見送り企業2について、母集団の差の検定を行った結果、CARを除く全ての変数で統計的に有意な差が見られた。したがって、(3)式のように、これらの変数をコントロール変数とする必要があると考えられる。

データの外れ値の影響をコントロールするため、累積異常収益率CAR、経常利益予測誤差UE

表3 基本統計量

| パネルA：減損損失計上企業 (N=505) | | | | | | | | | | | |
|-----------------------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 25% | 50% | 75% | 最大値 | | | | |
| CAR | -0.003 | 0.038 | -0.197 | -0.015 | -0.003 | 0.011 | 0.273 | | | | |
| UE | 0.003 | 0.022 | -0.233 | 0.000 | 0.002 | 0.008 | 0.284 | | | | |
| X | 0.786 | 0.410 | 0.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | | | | |
| MB | 0.490 | 0.386 | 0.040 | 0.251 | 0.373 | 0.597 | 2.702 | | | | |
| BETA | 0.761 | 0.405 | -0.298 | 0.476 | 0.764 | 1.033 | 2.301 | | | | |
| MVE | 24.747 | 1.746 | 20.701 | 23.426 | 24.637 | 26.030 | 28.993 | | | | |
| パネルB：見送り企業1 (N=778) | | | | | | | | | | | |
| | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 25% | 50% | 75% | 最大値 | t値 | 有意確率 | Z値 | 有意確率 |
| CAR | 0.001 | 0.041 | -0.187 | -0.018 | 0.000 | 0.017 | 0.279 | -1.61 | 0.108 | -1.48 | 0.139 |
| UE | 0.004 | 0.046 | -0.305 | -0.001 | 0.000 | 0.005 | 0.687 | -0.40 | 0.687 | 5.83 | 0.000 |
| X | 0.693 | 0.410 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 3.79 | 0.000 | 3.68 | 0.000 |
| MB | 0.428 | 0.466 | 0.020 | 0.187 | 0.301 | 0.503 | 6.327 | 2.60 | 0.009 | 5.55 | 0.000 |
| BETA | 0.765 | 0.452 | -0.245 | 0.401 | 0.746 | 1.070 | 2.453 | -0.16 | 0.871 | 0.29 | 0.775 |
| MVE | 23.665 | 1.599 | 20.141 | 22.497 | 23.407 | 24.524 | 28.779 | 11.20 | 0.000 | 10.93 | 0.000 |
| パネルC：見送り企業2 (N=2,099) | | | | | | | | | | | |
| | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 25% | 50% | 75% | 最大値 | t値 | 有意確率 | Z値 | 有意確率 |
| CAR | 0.000 | 0.038 | -0.187 | -0.017 | -0.001 | 0.015 | 0.328 | -1.64 | 0.102 | -1.38 | 0.169 |
| UE | 0.003 | 0.033 | -0.306 | -0.001 | 0.000 | 0.004 | 0.687 | 0.66 | 0.507 | 7.05 | 0.001 |
| X | 0.616 | 1.392 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 8.05 | 0.000 | 7.19 | 0.000 |
| MB | 0.420 | 0.495 | 0.011 | 0.213 | 0.317 | 0.488 | 16.079 | 3.48 | 0.001 | 5.31 | 0.001 |
| BETA | 0.652 | 0.414 | -0.661 | 0.353 | 0.619 | 0.917 | 3.536 | 5.34 | 0.000 | 5.95 | 0.000 |
| MVE | 23.495 | 1.392 | 20.141 | 22.499 | 23.372 | 24.249 | 28.259 | 15.00 | 0.000 | 14.50 | 0.000 |

注) CARは累積異常収益率。UEは経常利益予測誤差。Xは減益企業であれば0、増益企業であれば1の値をとるダミー変数。MBは時価簿価比率。BETAは市場モデルにより推定した係数。MVEは株式時価総額の自然対数。t値は平均値の差の検定に基づくt統計量。Z値はウィルコクソンの順位和検定に基づくZ統計量。

表4 相関行列

| | CAR | UE | D1 | X | MB | BETA | MVE |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| CAR | | 0.145 | 0.042 | 0.018 | 0.056 | 0.084 | 0.011 |
| | | 0.000 | 0.133 | 0.516 | 0.049 | 0.003 | 0.976 |
| UE | 0.092 | | -0.059 | 0.082 | -0.028 | -0.045 | -0.015 |
| | 0.000 | | 0.036 | 0.004 | 0.327 | 0.110 | 0.604 |
| D2 | 0.029 | -0.086 | | -0.096 | -0.074 | -0.021 | -0.220 |
| | 0.148 | 0.000 | | 0.001 | 0.009 | 0.457 | 0.000 |
| X | 0.021 | 0.131 | -0.137 | | 0.026 | 0.103 | 0.109 |
| | 0.298 | 0.000 | 0.000 | | 0.364 | 0.000 | 0.000 |
| MB | 0.030 | -0.039 | -0.021 | 0.008 | | 0.111 | 0.352 |
| | 0.125 | 0.047 | 0.280 | 0.674 | | 0.000 | 0.000 |
| BETA | 0.053 | -0.013 | -0.097 | 0.110 | 0.104 | | 0.230 |
| | 0.007 | 0.510 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | | 0.000 |
| MVE | -0.004 | 0.022 | -0.178 | 0.068 | 0.351 | 0.244 | |
| | 0.829 | 0.271 | 0.000 | 0.001 | 0.000 | 0.000 | |

注) パネル A: 右上三角行列が損失計上企業と見送り企業 1 (N = 1,259)、左下三角行列が損失計上企業と見送り企業 2 (N = 2,552)。各セルの上段が相関係数、下段が p 値。D1は損失計上企業であれば 0、見送り企業 1 (2期連続営業赤字の事業部門を持つ非適用企業) であれば 1 の値をとるダミー変数。D2は損失計上企業であれば 0、見送り企業 2 (総資本営業利益率が各年・各業種のメディアンの非適用企業) であれば 1 の値をとるダミー変数。その他の変数の定義は表 3 参照。

について、上位0.5%、下位0.5%超の観測値を除去する。その結果、分析 1 のサンプル1,283 (損失計上505+見送り778) は1,259 (損失計上495+見送り764) に、分析 2 のサンプル2,604 (損失計上505+見送り2,099) は2,552 (損失計上493+見送り2,059) に減少する。なお、コントロール変数はダミー変数に変換するので、外れ値の処理は行わない。表 4 に各変数の相関係数を示す。

4. 結果

表 5 のパネル A は全体サンプル (減損損失計上企業と見送り企業 1 の合計) と、減損損失計上企業と見送り企業 1 のサブサンプルについて、累積異常収益率 CAR と期待外利益 UE のモデルを通常最小 2 乗 (OLS) 回帰で検証したものである。UE の係数が ERC である。それは、全ての回帰式において 1% 水準で有意で、予想通りプラスである。減損損失計上企業の方が見送り企業 1 より、自由度調整済決定係数と ERC が大きい。このことから、減損損失計上企業の利益公表に含まれる情報内容が、見送り企業 1 の利益公表に含まれるそれと異なる可能性が示唆される。上述の傾向は、全体サンプル (減損損失計上企業と見送り企業 2 の合計) と、減損損失計上企業と見送り企業 2 のサブサンプルの分析結果 (パネル B) でも同様である。

しかし、損失計上企業ほど、増益企業の割合が多い (表 3 の各パネルの X の平均値を参照) ことが原因で自由度調整済決定係数および ERC が高くなっている可能性が考えられる。この点は、増益企業は減益企業より CAR と期待外利益の関連性が高く、ERC が大きいことを報告した Basu (1997) や、黒字企業は赤字企業より (増益企業は減益企業より) 株価と利益の関連性が高く、ERC が大きいことを報告した薄井 (1999) から推測される。したがって、(3) 式を推定し、このような影響を考慮してもなお、減損損失計上企業が相対的に大きな ERC を享受するか否かを検証する必要がある。

表5 株価と利益の関連性

$$CAR_{it} = a_0 + a_1 UE_{it} + e_{it}$$

パネル A：全体サンプルの分析と D1を基準にしたサブサンプル別の分析

| | 全体サンプル | | | D1=0 (減損損失計上企業) | | | D1=1 (見送り企業1) | | |
|---------------------|--------|-------|-------|-----------------|-------|-------|---------------|-------|-------|
| | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 |
| 定数項 | -0.002 | -2.20 | 0.028 | -0.005 | -3.38 | 0.001 | -0.001 | -0.51 | 0.609 |
| UE | 0.338 | 5.19 | 0.000 | 0.438 | 4.08 | 0.000 | 0.310 | 3.75 | 0.000 |
| N | 1,259 | | | 495 | | | 764 | | |
| Adj. R ² | 0.020 | | | 0.031 | | | 0.017 | | |
| F 値 | 26.94 | | | 16.61 | | | 14.05 | | |
| F 値の有意確率 | 0.000 | | | 0.000 | | | 0.000 | | |

パネル B：全体サンプルの分析と D2を基準にしたサブサンプル別の分析

| | 全体サンプル | | | D2=0 (減損損失計上企業) | | | D2=1 (見送り企業2) | | |
|---------------------|--------|-------|-------|-----------------|-------|-------|---------------|-------|-------|
| | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 |
| 定数項 | -0.001 | -2.14 | 0.033 | -0.004 | -3.26 | 0.001 | -0.001 | -1.03 | 0.305 |
| UE | 0.275 | 4.65 | 0.000 | 0.447 | 3.98 | 0.000 | 0.239 | 3.46 | 0.001 |
| N | 2,552 | | | 493 | | | 2,059 | | |
| Adj. R ² | 0.008 | | | 0.029 | | | 0.005 | | |
| F 値 | 21.66 | | | 15.85 | | | 11.97 | | |
| F 値の有意確率 | 0.000 | | | 0.000 | | | 0.001 | | |

パネル C：全体サンプルの分析と増益・減益を基準にしたサブサンプル別の分析

| | 全体サンプル | | | 増益サンプル | | | 減益サンプル | | |
|---------------------|--------|-------|-------|--------|------|-------|--------|-------|-------|
| | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 |
| 定数項 | 0.000 | -0.01 | 0.989 | 0.001 | 1.15 | 0.248 | -0.002 | -2.28 | 0.023 |
| UE | 0.149 | 4.75 | 0.000 | 0.179 | 4.93 | 0.000 | 0.029 | 0.46 | 0.645 |
| N | 4,757 | | | 3,482 | | | 1,275 | | |
| Adj. R ² | 0.005 | | | 0.007 | | | -0.001 | | |
| F 値 | 22.60 | | | 24.32 | | | 0.21 | | |
| F 値の有意確率 | 0.000 | | | 0.000 | | | 0.645 | | |

注) 変数の定義は表3参照。

ただし、表5のパネルCが示すように、本研究の増益サンプル3,482の自由度調整済決定係数は0.7%、ERCは0.18である。(表には示していないが、黒字サンプル4,405の自由度調整済決定係数は0.5%、ERCは0.16である。)それらの水準と比較すると、減損損失計上企業の自由度調整済決定係数およびERCは、相対的に高い水準にあることが示唆される。

なお、パネルCの全体サンプル(国内に上場する一般事業会社)から観察されるように、自由度調整済決定係数は0.5%であり、株価-利益モデルの説明力は高くはない。

CAR(-1, 0)の代わりに、CAR(-1, +1)を従属変数としたモデルで得られた結果も同様であった。Easton and Zmijewski (1989)、Teoh and Wong (1993)にならい、決算短信公表前の最新の日経利益予測の更新日Fから決算短信公表日0までの累積異常収益率CAR(F, 0)を従属変数としたモデルも試みた⁽⁵⁾。しかし、株価-利益モデルの説明力がさらに低く、統計的に有意なERCが得られないため、分析に用いなかった。経常利益の代わりに当期利益を用いたモデルでも推計を行ったが、株価-利益モデルの説明力が低く、統計的に有意なERCが得られないため、分析に用いなかった。また、日経利益予測の代わりに前期実績利益を期待値と仮定した分析(ナীবモデル)も行った。得られた結果は同様であったが、日経利益予測を用いたモデルの方が

説明力は若干高かった。さらに、X (減益企業であれば0、増益企業であれば1の値をとるダミー変数) の代わりに、赤字企業であれば0、黒字企業であれば1の値をとるダミー変数をコントロール変数として用いた分析も行ったが、得られた結果は同様であった。累積異常収益率 CAR、経常利益予測誤差 UE について、上位0.5%、下位0.5%超の観測値を除去する代わりに、上位1%、下位1%超の観測値を除去した分析も行ったが、得られた結果は同様であった。

表6は(3)式の推計結果である。パネルAは見送り企業を2期連続営業赤字の事業部門を持つ非適用企業とする場合(見送り企業1)、パネルBは見送り企業を総資本営業利益率が各年・各業種のメディアン以下の非適用企業とする場合(見送り企業2)の結果を示す。 $D_{it}UE_{it}$ の係数(a_3)が有意なマイナスの値をとれば仮説は支持される。パネルA、パネルBともに a_3 の符号は予想通りマイナスであった。しかし、係数は統計的に有意ではなかった。したがって、この回帰分析において、非適用企業(見送り企業)のERCは相対的に大きい(小さい)という仮説は支持されない。モデルb、モデルcの結果より、上述の傾向は、コントロール変数の追加の有無に関わらず同様であることが観察される。

以上のように、減損損失の自発的な前倒し計上に対する市場の明らかな反応は確認されなかった。本研究は、減損会計基準が認める早期適用に基づく自発的な減損損失の計上に着目している。しかし、減損会計基準が認める早期適用期間より以前、すなわち、企業会計審議会による審議段階やそれ以前において、保有資産の処分損・評価損を計上する動きが観察された。そのような企業は統計的に有意に低いビッド・アスク・スプレッドを享受したことが確認されている(音川2002)。本研究の分析期間は、それより時間的に後であり、分析期間が適切ではなかった可能性が考えられる。さらに、交差項 $D_{it}UE_{it}$ を挿入する以前の、株価と利益の関連性のモデルの説明力が低いこと、サンプル数が限られていることも、交差項が統計的に有意にならない原因であると考えられる。

ERCは、資本コストが高いほど小さいと考えられる⁽⁶⁾。本研究は、当初、優れたディスクロージャーが高いERCを享受することは、ディスクロージャーのレベルと資本コストの負の関係を検証した先行研究(Botosan(1997)、Sengupta(1998)、須田他(2004a、2004b)、内野(2005))と整合的であると結論付ける意図のもとで作成された。しかしながら、本研究は、ディスクロージャーが優れている(減損損失を自発的に計上する)企業はERCが高いという関係を統計的に検証することができなかった。

なお、コントロール変数のうち、MBの係数は5%水準で有意なプラスの値をとる(パネルA)。BETAの係数は1%水準で有意なプラスの値をとる(パネルAとパネルB)。ANNの係数は10%水準で有意なプラスの値をとる(パネルB)。これらは、CARに対して、MB、BETAはプラスのインパクトを与えることを意味する。そして、中間決算より本決算が大きいインパクトを与えることを意味する。

表6 重回帰分析の結果

モデル1 a : $CAR_{it} = a_0 + a_1D1_{it} + a_2UE_{it} + a_3D1_{it}UE_{it} + e_{it}$

モデル1 b : $CAR_{it} = a_0 + a_1D1_{it} + a_2UE_{it} + a_3D1_{it}UE_{it} + a_4X_{it} + e_{it}$

モデル1 c : $CAR_{it} = a_0 + a_1D1_{it} + a_2UE_{it} + a_3D1_{it}UE_{it} + a_4X_{it} + a_5MB_{it} + a_6BETA_{it} + a_7MVE_{it} + a_8ANN_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} d_{ind_k} IND_k + e_{it}$

モデル2 a : $CAR_{it} = a_0 + a_1D2_{it} + a_2UE_{it} + a_3D2_{it}UE_{it} + e_{it}$

モデル2 b : $CAR_{it} = a_0 + a_1D2_{it} + a_2UE_{it} + a_3D2_{it}UE_{it} + a_4X_{it} + e_{it}$

モデル2 c : $CAR_{it} = a_0 + a_1D2_{it} + a_2UE_{it} + a_3D2_{it}UE_{it} + a_4X_{it} + a_5MB_{it} + a_6BETA_{it} + a_7MVE_{it} + a_8ANN_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} d_{ind_k} IND_k + e_{it}$

パネルA：モデル1 (D = D1)

| | モデル1 a | | | モデル1 b | | | モデル1 c | | |
|---------------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 |
| 定数項 | -0.005 | -2.94 | 0.003 | -0.005 | -2.3 | 0.021 | -0.010 | -2.22 | 0.027 |
| D1 | 0.004 | 1.98 | 0.048 | 0.004 | 2.01 | 0.045 | 0.004 | 1.98 | 0.048 |
| UE | 0.438 | 3.54 | 0.000 | 0.436 | 3.52 | 0.001 | 0.477 | 3.74 | 0.000 |
| D1*UE | -0.128 | -0.88 | 0.380 | -0.128 | -0.88 | 0.381 | -0.156 | -1.05 | 0.293 |
| X | | | | 0.001 | 0.4 | 0.691 | 0.000 | -0.07 | 0.947 |
| MB | | | | | | | 0.005 | 2.28 | 0.023 |
| BETA | | | | | | | 0.007 | 3.32 | 0.001 |
| MVE | | | | | | | -0.002 | -0.97 | 0.334 |
| ANN | | | | | | | 0.002 | 1.11 | 0.267 |
| N | 1,259 | | | 1,259 | | | 1,259 | | |
| adj. R ² | 0.022 | | | 0.021 | | | 0.017 | | |
| F 値 | 10.37 | | | 7.81 | | | 1.55 | | |
| F 値の有意確率 | 0.000 | | | 0.000 | | | 0.017 | | |

パネルB：モデル2 (D = D2)

| | モデル2 a | | | モデル2 b | | | モデル2 c | | |
|---------------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 | 係数 | t 値 | 有意確率 |
| 定数項 | -0.004 | -2.91 | 0.004 | -0.005 | -2.81 | 0.005 | -0.009 | -2.86 | 0.004 |
| D2 | 0.004 | 2.19 | 0.029 | 0.004 | 2.27 | 0.024 | 0.004 | 2.18 | 0.030 |
| UE | 0.447 | 3.55 | 0.000 | 0.444 | 3.53 | 0.000 | 0.461 | 3.61 | 0.000 |
| D2*UE | -0.208 | -1.46 | 0.144 | -0.211 | -1.48 | 0.139 | -0.224 | -1.55 | 0.121 |
| X | | | | 0.001 | 0.72 | 0.470 | 0.000 | 0.23 | 0.821 |
| MB | | | | | | | 0.002 | 1.65 | 0.100 |
| BETA | | | | | | | 0.004 | 2.93 | 0.003 |
| MVE | | | | | | | -0.002 | -1.43 | 0.153 |
| ANN | | | | | | | 0.002 | 1.75 | 0.080 |
| N | 2,552 | | | 2,552 | | | 2,522 | | |
| adj. R ² | 0.009 | | | 0.009 | | | 0.014 | | |
| F 値 | 9.10 | | | 6.95 | | | 1.95 | | |
| F 値の有意確率 | 0.000 | | | 0.000 | | | 0.000 | | |

注) ANN は中間決算であれば0、年次決算であれば1の値をとるダミー変数。その他の変数の定義は表3参照。モデル1 c とモデル2 c において業種ダミーの係数は省略している。

5. 総括と展望

本研究は、減損会計の早期適用に対する資本市場の評価を実証的に検証した。減損損失計上企業は、減損が存在しながら早期適用を見送ったと予想される企業より利益反応係数が大きいとい

う仮説を分析した。減損損失計上企業、見送り企業のサブサンプルの分析では、損失計上企業の株価ー利益モデルの説明力は相対的に高く、ERCは相対的に大きいことが観察された。しかし、利益予測誤差 (UE_{it}) と減損損失計上の有無に関するダミー変数 (D_{it}) との交差項で、累積異常収益率 (CAR_{it}) を回帰したモデルでは、交差項の係数が有意でなかった。したがって、本研究は仮説を明らかに支持する証拠を提示することができなかった。

今後の課題として、早期適用企業の財務的特徴を把握し、早期適用を実施する経営者の動機を明らかにすることが挙げられる。特に、固定資産の処分損と減損損失との関係を考察する必要があるだろう。そのような背景が、資本市場の評価に影響を及ぼしていると予想される。また、減損会計基準の強制適用に対する資本市場の反応を検証することも有用であろう。

本研究は、見送り企業（減損損失が存在しながら、自発的には計上しない企業）の抽出について、2つの基準を提示している。すなわち、2期連続営業赤字の事業部門を持つ非適用企業、総資本営業利益率が各年・各業種のメディアン以下の非適用企業である。これらの基準の有効性についても、議論の余地が多く残されている。

最後に、減損損失の計上それ自体が、利益を変動させ、ERCの計算に影響を与えるという事実には留意しなければならない。すなわち、帳簿価額の減額に起因する減価償却費の減少（資産が償却性資産である場合）によって、経常利益は増加し、減損損失の計上すなわち特別利益の増加⁽⁷⁾によって当期利益は減少する。この観点からも、本研究には分析モデルを改善する余地が多く残されていると考えられる。

付記 本研究は、早稲田大学特定課題研究助成費（課題番号2005A-855）による研究成果の一部である。

注

- (1) 2005年3月期から減損会計を適用する場合、2004年9月期についても減損会計基準を適用する必要がある（企業会計基準委員会実務対応報告第14号）。
- (2) 2001年8月にFAS144号に置き換わった。
- (3) 「継続してマイナス」とはおおむね過去2期がマイナスであったことを指すが、当期の見込みが明らかにプラスとなる場合は該当しないと考えることが適切である。また、「継続してマイナスとなる見込み」とは前期と当期以降の見込みが明らかにマイナスとなる場合を指すものと考えられる（適用指針12項(1)）。以上から、少なくとも、前期と当期がマイナスの場合は「継続してマイナス」に該当すると解釈して差し支えないと考えられる。なお、減損が存在しながら減損会計の早期適用を実施しなかった企業を判別する他の方法として、減損会計が強制適用される2006年3月期に初めて減損を計上する企業を利用することも考えられる。
- (4) No.2683には2004年3月期、No.2711には2004年9月期の適用企業一覧が掲載されている。2004年9月期の適用企業は、実質上、2005年3月期の適用企業を意味する。2005年3月期から減損会計を適用する場合、2004年9月期についても減損会計基準を適用する必要があるため、表1における2004年9月期と2005年3月期の早期適用会社は同数である。
- (5) 本研究は利益予測誤差を算定する際の予測利益として、日本経済新聞社の記者予測を用いている。予測日と公表日の間隔の平均値は29.6日、中央値は36日である。一方、Teoh and Wong (1993) はI/B/E/Sの予測利益を用いており、予測利益は毎月第三木曜日に公表される状況にある（Teoh and Wong 1993, 357）。決算発表が第三木曜日より後の場合、その月の予測利益が用いられ、前の場合、前月の予測利益が用いられる。したがって、

第7章

予測日と公表日の間隔は最大ひと月になる。したがって、予測日から公表日までをウィンドウ期間とすると、Teoh and Wong (1993) よりウィンドウ期間が長くなる。その結果、CARに決算公表以外の他の情報が多く反映され、株価-利益モデルの説明力が低くなっていることが考えられる。Easton and Zmijewski (1989) では Value Line の予測利益を用いている。予測日と公表日の間隔の平均値は39日である (Easton and Zmijewski 1989, 124)。この間隔は本研究の環境と類似している。

- (6) MM 理論に基づく (負債と成長機会をゼロと仮定する) 単純な企業価値モデルでは、株主持分の市場価値 S は、 $S=X(1-\tau)/\rho$ と書き表せる。ここで X は利益、 τ は法人税率、 ρ は資本コストである。ここで、ERC を $S/X(1-\tau)$ と考える場合、ERC は資本コストの逆数である (Brown 1994, 34)。
- (7) 減損損失は原則として特別損失に計上されるが、金額的に重要性が乏しい場合は営業外費用として処理される。

(内野 里美)

参考文献

第1章

- 石塚博司編 (2005). 『会計情報の現代的役割』東京：中央経済社.
- 太田達也編著 (2004). 『減損会計早期適用会社の徹底分析』東京：税務研究会出版局.
- 大塚宗春編著 (1999). 『金融商品会計基準』東京：中央経済社.
- 粥川和枝 (2006). 「わが国におけるレジェンド問題への対応——日本公認会計士協会の見解を中心に——」『産業経理』65 (4) : 54-61.
- 企業会計基準委員会事務局・財団法人財務会計基準機構編 (2004). 『減損会計適用指針』東京：中央経済社.
- 木村 剛 (2003). 『会計戦略の発想法』東京：日本実業出版社.
- 斎藤静樹編著 (2002). 『会計基準の基礎概念』東京：中央経済社.
- 産業経理協会 (2005). 『新会計基準への企業の対応 (1998~2003年) ——導入時における意識と行動』東京：産業経理協会.
- 新日本監査法人編 (2002). 『連結決算と連結納税』東京：中央経済社
- 新日本監査法人編 (2002). 『税効果会計の実務』東京：中央経済社
- 新日本監査法人編 (2002). 『退職給付会計の実務』東京：中央経済社
- 新日本監査法人編 (2002). 『金融商品会計の実務』東京：中央経済社
- 杉山晶子 (2006). 「税効果会計基準の定着期における繰延税金資産の回収状況——2005年度のアンケート調査研究に基づく分析——」『産業経理』65 (4) : 77-86.
- 須田一幸編著 (2004). 『会計制度改革の実証分析』東京：同文館出版.
- 辻 正雄 (2003). 「連結決算に係る新基準の経営および資本市場への影響」『企業会計』55 (3) : 4-12.
- 辻 正雄 (2005). 「減損会計早々期・早期適用企業の財務分析」『企業会計』57 (4) : 4-12.
- 辻山栄子編著 (2004). 『減損会計基準』第2版 東京：中央経済社.
- 徳前元信 (2006). 「減損会計に関するアンケート調査——適用の影響と事前対応——」『産業経理』65 (4) : 106-118.

第2章

- Financial Accounting Standards Board (1987). Statement of Financial Accounting Standard No. 95: *Statement of Cash Flows*. FASB.
- International Accounting Standard Committee (1992). International Accounting Standard No. 7, Revised: *Cash Flow Statements*. IASC.
- Penman, S. and T. Sougiannis (1998). A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*. 15 (3): 343-383.
- 企業会計審議会 (1998a). 「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準」.
- 企業会計審議会 (1998b). 「連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書」.
- 櫻井通晴・佐藤倫正 (1999). 『キャッシュフロー経営と会計』東京：中央経済社.
- 染谷恭次郎 (1999). 『キャッシュ・フロー会計論』東京：中央経済社.
- 河榮徳 (2001). 「キャッシュ・フローの予測能力と価値関連性」『早稲田商学』390 : 235-253.
- 藤井秀樹・山本利章 (1999). 「会計情報とキャッシュフロー情報の株価説明力に関する比較研究」『会計』156 (2) : 170-185.
- 百合草裕康 (2001). 『キャッシュ・フロー会計情報の有用性』東京：中央経済社.

第3章

- 石川博行 (2000). 『連結会計情報と株価形成』 東京：千倉書房.
- 石塚博司・河榮徳 (1989). 「連結決算報告の情報効果—2指標モデルによる検証—」日本経営財務研究会編『経営財務と情報』中央経済社：77-110.
- 伊藤邦雄 (1992). 「連結決算制度に対するわが国証券市場の学習効果」『会計』142 (1)：75-87；『会計』142 (2)：108-120.
- 伊藤邦雄 (1999). 『グループ連結経営 新世紀の行動原理』 東京：日本経済新聞社.
- 井上達男 (1998). 「会計数値に基づく企業価値の実証研究—東証一部上場三月決算企業を対象として—」『会計』153 (6)：44-56.
- 井上達男 (1999). 「予測利益を用いた Ohlson モデルによる日本企業の実証分析」『会計』156 (2)：43-54.
- 薄井彰 (1999). 「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」『会計』155 (3)：68-83.
- 太田浩司 (2002). 「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」『証券アナリストジャーナル』40 (3)：85-109.
- 奥村雅史・吉田和生 (2000). 「連結会計情報と長期株式リターン—EBO モデルを通して—」『会計』158 (3)：352-366.
- 加古宜士 (2000). 「連結会計」『企業会計』52 (1)：33-37.
- 川原淳次 (1995). 「連結決算のニューフロンティア」『企業会計』47 (1)：104-110.
- 國村道雄 (1987). 「連結決算の資本市場における情報効果」『会計』132 (4)：41-57.
- 斉藤静樹 (編著) (2002). 『会計基準の諸概念』 東京：中央経済社.
- 桜井久勝 (1991). 『会計利益情報の有用性』 東京：千倉書房.
- 桜井久勝 (1998). 『財務会計講義 (第2版)』 東京：中央経済社.
- 桜井久勝・石川博行 (1997). 「連結財務諸表の情報提供機能と利害調整機能」『会計』151 (4)：29-41.
- 桜井久勝・後藤雅敏 (1985). 「決算発表に対する株式市場の反応—個別・連結決算情報に対する日次分析—」『企業会計』37 (11)：86-91；『企業会計』37 (12)：68-75.
- 末政芳信 (1996). 「親会社利益と連結利益の比較分析」『会計』149 (1)：128-147.
- 須田一幸 (2000). 『財務会計の機能—理論と実証—』 東京：白桃書房.
- 須田一幸編 (2004). 『会計制度改革の実証分析』 東京：同文館出版.
- 辻正雄 (1993). 「単独と連結の決算による比較財務分析 (1)」『早稲田商学』357：47-76.
- 辻正雄 (2003). 「連結決算に係る新基準の経営及び資本市場への影響」『企業会計』55 (3)：4-12.
- 野村健太郎 (2000). 『連結経営の衝撃』 東京：中央経済社.
- 野村健太郎 (2002). 「連結優位と時価測定」『税経通信』53 (11)：25-31.
- 野村健太郎 (2003). 『連結企業集団の経営分析』全訂版 税務経理協会.
- 広瀬義州 (2004). 『連結会計入門』第3版 東京：中央経済社.
- 向伊知郎 (2003). 『連結財務諸表の比較可能性 会計基準の国際的統一に向けて』 東京：中央経済社.
- 八重倉孝 (2001). 「連結決算と実証会計研究」『企業会計』53 (1)：110-112；『企業会計』53 (2)：94-96.
- 矢内一利 (2004). 「単独決算情報との比較による連結決算情報の企業価値関連性の検証」『早稲田商学』399：1-33.
- 弥永真生 (2002). 「計算規定の省令化と連結計算書類の導入」『企業会計』54 (8)：51-58.
- 山形武裕・國村道雄 (2003). 「わが国の会計ビッグバン期における連結情報の株価関連性の変化」『現代ディスクロージャー研究』4：21-32.
- 山地範明 (2000a). 「連結決算情報の企業価値関連性に関する実証研究」『会計』157 (6)：30-42.
- 山地範明 (2000b). 『連結会計の生成と発展』増補改訂版 東京：中央経済社.
- Barth, M., W. Beaver and W. Landsman (1998). Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health. *Journal of Accounting and Economics*. 25 (1): 1-34.
- Barth, M., W. Beaver and W. Landsman (2001). The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View. *Journal of Accounting and Economics*. 31 (1): 77-104.

参考文献

- Collins, D., E. Maydew and I. Weiss (1997). Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years. *Journal of Accounting and Economics*. 24 (1): 39-67.
- Dechow, P., A. Hutton and R. Sloan (1999). An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model. *Journal of Accounting and Economics*. 26 (1): 1-34.
- Easton, P. and T. Harris (1991). Earnings as an Explanatory Variable for Returns. *Journal of Accounting Research*. 29 (1): 19-36.
- Feltham, G., and J. Ohlson (1995). Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. *Contemporary Accounting Research*. 11 (2): 689-731.
- Hand, J. (2001). Discussion of "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective." *Contemporary Accounting Research*. 18 (1): 121-130.
- Kennedy, P. (1998). *A Guide to Econometrics*. 4th Edition. The MIT Press.
- Ohlson, J. (1995). Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*. 11 (2): 661-687.
- Ohlson, J. (2001). Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective. *Contemporary Accounting Research*. 18 (1): 107-120.
- Theil, H. (1971). *Principles of Econometrics*. John Wiley and Sons, Inc.

第4章

- 首藤昭信 (2000). 「日本企業の利益調整行動」『産業経理』60 (1) : 128-139.
- 須田一幸・首藤昭信 (2001). 「日本企業の利益調整行動」『産業経理』61 (2) : 46-57.
- 辻正雄 (2005). 「減損会計早々期・早期適用企業の財務分析」『企業会計』57 (4) : 4-11.
- Beaver, W., M. McNichols, and K. Nelson. (2003). Management of the Loss Reserve Accrual and the Distribution of Earnings in the Property Casualty Insurance Industry. *Journal of Accounting and Economics*. 35 (3): 347-376.
- Beaver, W., M. McNichols, and K. Nelson. (2004). An Alternative Interpretation of the Discontinuity in Earnings Distributions. Working paper. *Stanford University*.
- Burgstahler, D., and I. Dichev, (1997). Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses. *Journal of Accounting and Economics*. 24 (1): 99-126.
- Burgstahler, D., J. Jiambalvo, and T. Shelvin. (2002). Do Stock Prices Fully Reflect the Implications of Special Items for Future Earnings. *Journal of Accounting Research*. 40 (3): 585-612.
- Dechow, P., S. Richardson, and I. Tuna. (2003). Why Are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation. *Review of Accounting Studies*. 8 (2-3): 355-384.
- Dechow, P., and D. Skinner. (2000). Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators. *Accounting Horizons*. 14 (4): 235-250.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney. (1995). Detecting Earnings Management. *Accounting Review* 70 (2): 193-225.
- DeGeorge, F., J. Patel and R. Zeckhauser. (1999). Earnings Management to Exceed Thresholds. *Journal of Business*. 72 (1): 1-33.
- Durtschi, C., and P. Easton. (2005). Earnings Management? The Shapes of the Frequency Distributions of Earnings Metrics Are Not Evidence Ipso Facto. *Journal of Accounting Research*. 43 (4): 557-592.
- Easton, P. (1999). Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data. *Accounting Horizons*. 13 (4): 399-412.
- Gordon, E. and P. Joos (2004). Unrecognized Deferred Taxes: Evidences from the U.K. *Accounting Review*. 79 (1): 97-124.
- Guay, W., S. Kothari and R. Watts. (1996). A Market-Based Evaluation of Discretionary Accrual Models. *Journal of Accounting Research*. 34 (1): 83-105.
- Hayn, C. (1995). The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics*. 20 (2): 125-154.
- Herrmann, D., T. Inoue and W. Thomas. (2003). The Sale of Assets to Manage Earnings in Japan. *Journal of Accounting Research*. 41 (1): 80-108.

- Jones, J. (1991). Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research*. 29 (1): 193-228.
- Matsumoto, D. (2002). Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises. *Accounting Review*. 77 (3): 483-514.
- McNichols, M. (2000). Research Design Issues in Earnings Management Studies. *Journal of Accounting and Public Policy*. 19 (4-5): 313-345.
- McNichols, M. (2003). Discussion of "Why are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation." *Review of Accounting Studies*. 8 (2-3): 385-391.
- Miller, G., and D. Skinner. (1998). Determinants of the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS No. 109. *Accounting Review*. 73 (2): 213-233.
- Phillips, J., M. Pincus and S. Rego. (2003). Earnings Management: New Evidence Based on Deferred Tax Expense. *Accounting Review*. 78 (2): 491-521.
- Phillips, J., M. Pincus, S. Rego and H. Wan. (2004). Decomposing Changes in Deferred Tax Assets and Liabilities to Isolate Earnings Management Activities. *Journal of the American Taxation Association*. 26 (Supplement): 43-66.
- Rego, S. and M. Frank. (2003). Do Managers Use the Valuation Allowance Account To Manage Earnings Around Certain Earnings Targets? Working paper. *University of Iowa*.
- Schrand, C. and F. Wong. (2003). Earnings Management Using the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS No. 109. *Contemporary Accounting Research*. 20 (3): 579-611.
- Xue, Y. (2004). Information Content of Earnings Management: Evidence from Managing Earnings to Exceed Thresholds. Working paper. *Massachusetts Institute of Technology*.

第5章

- 企業会計基準委員会 (2002a). 『退職給付制度間の移行等に関する会計処理』 企業会計基準適用指針第1号.
- 企業会計基準委員会 (2002b). 『退職給付制度間の移行等の会計処理に関する実務上の取扱い』 実務対応報告第2号.
- 企業会計審議会 (1998). 『退職給付に係る会計基準』.
- 年金総合研究センター (2004). 『人事・財務両面から見た企業年金等退職給付プランのあり方に関する研究 平成15年度』 年金総合研究センター報告.
- 日本アクチュアリー会・日本年金数理人会 (2002). 『退職給付に係る実務基準』.
- 日本公認会計士協会 (2000). 『退職給付会計に係る会計基準変更時差異の取扱いについて』 リサーチ・センター審理情報 No.13.
- 日本公認会計士協会 (2003). 『退職給付会計に関する実務指針 (中間報告)』 会計制度委員会報告第13号.
- 日本公認会計士協会 (2001・2004). 『退職給付会計に関する Q & A』 会計制度委員会.
- 労務行政研究所 (1997). 『97年版 全国主要企業の実態調査資料 退職金・年金事情』.
- 労務行政研究所 (1999). 『99年版 全国主要企業の実態調査資料 退職金・年金事情』.
- 労務行政研究所 (2001). 『2001年版 全国主要企業の実態調査資料 退職金・年金事情』.
- 労務行政研究所 (2003). 『2003年版 全国主要企業の実態調査資料 退職金・年金事情』.
- 労務行政研究所 (2005). 『2005年版 全国主要企業の実態調査資料 退職金・年金事情』.
- 住友生命保険相互会社年金運用事業部 (2001). 『スミセイ企業年金のお客様を対象とした退職給付制度に関する聴き取り結果 集計・分析のご報告』.

第6章

- 青木茂男 (1989). 『利益の質』について『東京国際大学論叢 商学部編』 39: 1-8.
- 一ノ宮士郎 (2003). 「利益の質による企業評価—利質分析の理論と基本的枠組み—」 『経済経営研究』 24 (3): 1-116.

参考文献

- 海老原崇 (2005). 「発生項目の予測誤差が利益の質に与える影響」『会計プロGRESS』6: 59-73.
- 大塚宗春・川村義則 (2002). 「金融商品の評価」齋藤静樹編著『会計基準の基礎概念』東京: 中央経済社: 261-287.
- 大日方隆 (2002). 「利益概念と情報価値 (2)」齋藤静樹編著『会計基準の基礎概念』東京: 中央経済社: 375-417.
- 川村義則 (1996). 「デリバティブのオンバランス化について—FASB 公開草案とわが国の商法会計—」『税経通信』51 (11): 81-90.
- 木村史彦 (1999). 「利益の質とその影響要因」『大阪大学経済学』48 (3・4): 356-372.
- 國村道雄 (1994). 「有価証券含み益と銀行株価の関係について—覚書」『オイコノミカ』31 (1): 133-141.
- 齋藤静樹 (1999). 「資産負債の評価基準—金融商品を中心に」『企業会計』51 (1): 170-176.
- 桜井久勝 (1992). 「銀行有価証券の時価情報と株価」『企業会計』44 (3): 387-394.
- 桜井久勝・呉徳林 (1995). 「有価証券の時価評価額と株価形成」『会計』148 (1): 107-117.
- 桜井久勝 (2002). 「会計情報の質的要件」齋藤静樹編著『会計基準の基礎概念』東京: 中央経済社: 81-98.
- 白鳥栄一 (1997). 「国際会計基準の基礎理念」『企業会計』49 (7): 18-26.
- 須田一幸編著 (2004). 『会計制度改革の実証分析』東京: 同文館出版.
- 田澤宗裕 (2004). 「発生項目の質とキャッシュ・フロー予測の分析」『現代ディスクロージャー研究』5: 11-22.
- 辻山栄子 (2002). 「利益概念と情報価値 (1) —実現の考え方—」齋藤静樹編著『会計基準の基礎概念』東京: 中央経済社: 349-374.
- 辻山栄子 (2003). 「会計情報の機能と業績報告—発生主義会計の含意と実証研究—」『早稲田商学』398: 1-22.
- 円谷昭一 (2005). 「有価証券評価の導入次期と企業行動」『一橋論叢』133 (5): 86-106
- 野間幹晴 (2005). 「会計発生高の質に対する資本市場の評価」『会計』168 (1): 15-28.
- 河榮徳 (1999). 「有価証券時価情報のディスクロージャーと資本市場の評価」『早稲田商学』380: 27-46.
- 河榮徳 (2001). 「キャッシュ・フローの予測能力と価値関連性」『早稲田商学』390: 1-19.
- 濱本道正 (2002). 「利益の質と企業価値評価」『JICPA ジャーナル』568: 102-107.
- 平松朗 (1998). 「金融商品の評価基準」大塚宗春編著『逐条解説 金融商品会計基準』東京: 中央経済社: 61-96.
- 福島隆 (2002). 「財務報告の目的と金融商品の時価評価」『早稲田商学』392: 63-81.
- 森川八洲男 (1998). 「金融資産の時価評価—企業会計審議会『公開草案』を中心として」『企業会計』50 (9): 4-11.
- Ahmed, A. and C. Takeda. (1995). Stock Market Valuation of Gains and Losses on Commercial Banks' Investment Securities: An Empirical Analysis. *Journal of Accounting and Economics*. 20 (2): 207-225
- Ayres, F. (1994). Perceptions of Earnings Quality: What Managers Need To Know? *Management Accounting*. 75 (9): 27-29.
- Barth, M. (1994). Fair Value Accounting: Evidence from Investment Securities and Market Valuation of Banks. *Journal of Accounting Review*. 69 (1): 1-25
- Barth, M., W. Landsman, and J. Wahlen. (1995). Fair Value Accounting: Effects on Bank's Earnings Volatility, Regulatory Capital, and Value of Contractual Cash Flow. *Journal of Banking and Finance*. 19: 577-605.
- Beaver, W. (2001). *Financial Reporting: An Accounting Revolution Third Edition*. NJ: Prentice Hall.
- Cornett, M., Z. Rezaee., and H. Tehranian. (1996). An Investigation of Capital Market Reaction to Pronouncement on Fair Value Accounting. *Journal of Accounting and Economics*. 22 (1): 119-154.
- Dechow, P. and I. Dichev. (2002). The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review*. 77 (Supplement): 35-59.
- Dhaliwal, D., K. Subramanyam, and R. Trezevant. (1999). Is Comprehensive Income Superior to Net Income as a Measure of Firm Performance? *Journal of Accounting and Economics*. 26 (1): 43-67.
- Financial Accounting Standards Board. (1978). Statement of Financial Accounting Concepts No. 1: *Objective of Financial Reporting by Business Enterprise*. FASB. (平松一夫・広瀬義州訳 (2002). 『FASB 財務会計の諸概念 (増補版)』東京: 中央経済社).
- Financial Accounting Standards Board. (1980). Statement of Financial Accounting Concepts No. 2: *Qualitative Characteristics of Accounting Information*. FASB. (平松一夫・広瀬義州訳 (2002). 『FASB 財務会計の諸概念 (増補版)』

- 東京：中央経済社).
- Financial Accounting Standards Board. (1984). Statement of Financial Accounting Concepts No. 5: *Recognition and Measurement in Financial Statements of Business Enterprises*. FASB. (平松一夫・広瀬義州訳 (2002). 『FASB 財務会計の諸概念 (増補版)』東京：中央経済社).
- Financial Accounting Standards Board. (1996). Statement of Financial Accounting Concepts No. 107: *Disclosures about Fair Value of Financial Instruments*. FASB.
- Financial Accounting Standards Board. (1993). Statement of Financial Accounting Concepts No. 115: *Accounting for Certain Investment in Debt and Equity Securities*. FASB.
- Financial Accounting Standards Board. (1997). Statement of Financial Accounting Concepts No. 133: *Accounting for Derivative Instruments and Hedging Activities*. FASB.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. (2005). The Market Pricing of Earnings Quality. *Journal of Accounting and Economics*. 39 (2): 295-327.
- Kirschenheiter, M. and N. Melumad. (2002). Earnings Quality and Smoothing. Working Paper. *Columbia University*.
- McNichols, M. (2002). Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review*. 77 (Supplement): 61-69.
- Ohlson, J. (1995). Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*. 11 (2): 661-687.
- Palepu, K., V. Bernard, and P. Healy. (2000). *Business Analysis and Valuation*. OH: South-Western College Publishing.
- Schipper, K., and L. Vincent. (2003). Earnings Quality. *Accounting Horizon*. 17 (Supplement): 97-110.
- Schroeder, R., M. Clark, and J. Cathey. (2001). *Financial Accounting Theory and Analysis: Text Readings and Cases, 7th Edition*. NJ: John Wiley & Sons, Inc. (加古宜士・大塚宗春監訳 (2004). 『財務会計の理論と応用』東京：中央経済社).
- Watts, R. and J. Zimmerman. (1986). *Positive Accounting Theory*. NJ: Prentice-Hall (須田一幸訳 (1991). 『実証理論としての会計学』東京：白桃書房).

第7章

- 薄井彰 (1999). 「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」『会計』155 (3) : 394-409.
- 内野里美 (2005). 「自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響」『現代ディスクロージャー研究』6 : 15-25.
- 音川和久 (2002). 「新会計基準とマーケット・マイクロストラクチャー」『会計』161 (5) : 734-744.
- 須田一幸・首藤昭信・太田浩司 (2004a). 「ディスクロージャーが株主資本コストに及ぼす影響」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』東京：森山書店：1-43.
- 須田一幸・首藤昭信・太田浩司 (2004b). 「ディスクロージャーが負債コストに及ぼす影響」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』東京：森山書店：45-68.
- 辻正雄 (2005). 「減損会計適用企業の財務分析への統計的アプローチ」石塚博司先生古稀記念論文集編集委員会編『会計情報の現代的役割』東京：白桃書房：16-29.
- Basu, S. (1997). The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*. 24 (1): 3-37.
- Botosan, C. (1997). Disclosure Level and the Cost of Equity Capital. *The Accounting Review*. 72 (3): 323-350.
- Brown, P. (1994). *Capital Markets-based Research in Accounting: An Introduction*. Coopers & Lybrand. (山地秀俊・音川和久訳 (1999). 『資本市場理論に基づく会計学入門』東京：勁草書房).
- Collins, D. and S. Kothari. (1989). An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficient. *Journal of Accounting and Economics*. 11 (2-3): 143-181.
- Collins, D. and W. Sakatka. (1993). Noisy Accounting Earnings Signals and Earnings Response Coefficients: the Case of Foreign Currency Accounting. *Contemporary Accounting Research*. 10 (1): 119-159.
- Easton, P. and M. Zmijewski. (1989). Cross-sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earn-

参考文献

- ings Announcements. *Journal of Accounting and Economics*. 11 (2): 117-141.
- Elliott, J. and W. Shaw. (1988). Writeoffs as Accounting Procedures to Manage Perceptions. *Journal of Accounting Research*. 26 (Supplement): 91-119.
- Francis, J., J. Hanna, and L. Vincent. (1996). Causes and Effects of Discretionary Write-offs. *Journal of Accounting Research*. 34 (Supplement): 117-134.
- Freeman, R. (1987). The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms. *Journal of Accounting and Economics*. 9 (2): 195-228.
- Holthausen, W. and R. Verrecchia. (1988). The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-asset Market. *Journal of Accounting Research*. 26 (1): 82-106.
- Kim, S. and S. Kwon. (2001). SFAS 121 Asset Write-down: EARLY vs. LATE Firms. *Working Paper of Social Science Research Network Electronic Paper Collection*.
- Kormendi, R. and R. Lipe. (1987). Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns. *Journal of Business*. 60 (3): 323-345.
- Kothari, S. (2001). Capital Markets Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics*. 31 (1-3): 105-231.
- Sengupta, P. (1998). Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt. *The Accounting Review*. 72 (4): 459-474..
- Strong, J. and J. Meyer. (1987). Asset Write-downs: Managerial Incentives and Security Returns. *Journal of Finance*. 42 (3): 643-661.
- Teoh, S. and T. Wong. (1993). Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficient. *The Accounting Review*. 68 (2): 346-366.
- Zucca, L. and D. Campbell. (1992). A Closer Look at Discretionary Writedowns of Impaired Assets. *Accounting Horizons*. 6 (3): 30-41.

執筆者紹介（掲載順）

- 辻 正雄 早稲田大学商学学術院教授
- 大鹿 智基 早稲田大学商学学術院専任講師
- 矢内 一利 青山学院大学経営学部専任講師
- 潘 健民 亜細亜大学経営学部・大学院アジア・国際経営戦略研究科講師
早稲田大学大学院商学研究科博士後期課程
- 野坂 和夫 公認会計士・米国公認会計士
早稲田大学大学院商学研究科博士後期課程
- 海老原 崇 早稲田大学メディアネットワークセンター助手
早稲田大学大学院商学研究科博士後期課程
- 内野 里美 早稲田大学商学学術院助手
早稲田大学大学院商学研究科博士後期課程

産研シリーズ No.37

2006年3月15日 発行

発行者 早稲田大学産業経営研究所

所長 鷓飼 信一

発行所 早稲田大学産業経営研究所

〒169-8050 東京都新宿区西早稲田1-6-1

電話 03-3203-9857

FAX 03-3202-4274

印刷所 株式会社 早稲田大学メディアミックス

I.R.B.A
The Institute for Research in
Business Administration
Waseda University

産研シリーズ 37

早稲田大学産業経営研究所