

会計利益情報と課税所得情報の有用性

米 谷 健 司

1 会計利益と課税所得のリンケージ

本稿の目的は会計利益と課税所得の情報内容を実証的に分析し、株式市場における課税所得情報の役割を明らかにすることにある。課税所得情報と株式市場の関係、すなわち投資家による課税所得情報の利用については、いまだミッシングリンクであり、これを解明することが本稿の狙いである。

株式市場における課税所得情報の役割を明らかにする意義は3つある。1つは株式市場における会計利益の有用性を課税所得のそれと比較する形で評価することができるという点にある¹⁾。日本の法人税法の中には課税所得は「一般に公正妥当と認められる会計処理の基準に従って計算される（第22条第4項）」という規定があるため、従来、日本企業は法人税額の効果的な極小化を狙って税法の計算規定に合わせた会計処理の選択を行ってきたと言われる²⁾。それが事実ならば、会計利益の情報内容は課税所得のそれとほとんど変わらないはずである。会計利益と課税所得の情報内容を比較することで、会計利益が本当に有用な情報を提供してきたか否かを評価することができる。

一方、会計利益は一般に公正妥当と認められた会計原則に従って計算されるが、課税所得は税法規定に従って計算されるため、会計利益と課税所得は互いに異なる情報内容を持っている可能性もある。特に税法規定は公正性あるいは厳格性を第一義とするため、経営者の裁量が課税所得計算に働く余地はほとんど残されていない。したがって課税所得は会計利益よりも硬度の高い数値を提供しており、その結果、課税所得に特有の情報内容が存在している可能性がある。さらに、そ

れを株式市場がきちんと評価しているのであれば、株式市場における課税所得情報の役割を指摘することができるだろう。これがいま1つの意義である。

最後は、日本の会計システムの基盤を成す確定決算主義の存在意義を証券市場の観点から検討することができるという点である。従来、日本の会計システムは商法、証券取引法、税法の3つの法体系によって規制され、それぞれが確定決算主義によって強固に関連づけられていた。しかし近年では証券取引法に従った会計システムの影響力の増大にともなって、証券取引法と商法に従った会計システムの関係は融和の方向に、さらに証券取引法(あるいは商法)と税法に従った会計システムの関係は乖離の方向に展開しており、3つの法体系による制度均衡に揺らぎが生じている³⁾。

このような中、むしろ確定決算主義を撤廃した方がそれぞれの会計システムの目的を達成できるという、確定決算主義見直し論を目にするようになった⁴⁾。確かに何の制約もなくそれぞれの会計システムのもとで会計情報を作成した方が、当該会計システムが対象にしている利害関係者(主に商法では債権者、証券取引法では投資家、税法では税務当局)のベネフィットは改善するだろう⁵⁾。しかし会計システムごとに利益金額が異なる場合のコストも同時に評価するべきだと考えられる。もしベネフィットを上回るほどのコストが存在するのであれば、確定決算主義による会計システムの連携の合理性を指摘できると考えられる。

こうした課税所得情報に関連した実証分析は、近年、米国で注目されつつあるが、日本ではほとんど行われていない。また日米の分析結果を比較することで、日本の会計制度に特徴的な確定決算主義の役割を浮き彫りにすることができる。以下では、先行研究を踏まえながら3つの仮説を設定し、それに基づいて分析及び解釈を行うことにする。

2 先行研究と仮説設定

(1) 会計利益と課税所得の有用性の比較

会計利益と課税所得の情報内容を実証的に分析する研究の背後には、会計利益と課税所得を別々の会計システムで計算した方がよいのか、それとも同一の会計

システムで計算した方がよいのかという問題がある。Hanlon and Shevlin [2005] が主張するように、会計利益と課税所得を同一の会計システムで計算すると、会計利益の過大評価は税額の増大を招き、また課税所得の過小評価は会計利益の減少を引き起こすため、自ずと経営者の利益調整機会は減少すると考えられる (Carnahan and Novack [2002], Desai [2004])。

特に米国では、エンロンやワールドコム の破綻を契機として経営者による利益調整 (Earnings Management) が問題視されると、この問題に光が当てられるようになってきた。つまり、現在、米国は会計利益と課税所得を別々の会計システムで計算しているが、経営者の利益調整機を削減するために両者を同一の会計システムで計算した方がよいのではないかという議論が起こっているのである。

こうした問題を株式市場における会計利益と課税所得の有用性の観点から検討したものが Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] である。彼女らは1983年から2001年にかけて損益計算書から課税所得を推定し、株式リターンと会計利益及び課税所得の関連性を比較している。その結果、課税所得の株式リターン説明力は会計利益のそれを一貫して下回っていることを報告し、会計利益の計算を課税所得の計算に一致させることによる情報ロスの懸念を指摘している。

一方、日本では確定決算主義が採用されているため、会計利益も課税所得も基本的には同一の会計システムによって計算されている。さらに、多くの日本企業は効果的な税金の極小化を実現するために実務上は税法が規定する会計処理に合わせて企業会計上の会計処理を選択してきたとされる。したがって会計利益と課税所得の情報内容はほとんど同じであり、米国のように会計利益の情報内容が課税所得の情報内容に比べて著しく高い有用性をもつとは考えられない。

本稿では株式市場における会計利益と課税所得の有用性を時系列で分析し、米国のサンプルを用いた Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] の結果と比較する。

仮説 1 株式市場における会計利益と課税所得の有用性を時系列で比較すると、会計利益の有用性は課税所得のそれを大きく上回らない。

(2) 株式市場における課税所得情報の意義

税法で規定される課税所得の計算は一般に公正妥当と認められた会計原則に従う会計利益の計算に比べて裁量の余地が小さいため、経営者が何らかの意図をもって企業会計上の会計処理を選択した場合、それは会計利益と課税所得の差異にあらわれると考えられる。こうした特性をもつ課税所得情報の重要性を指摘する実証的証拠が米国で蓄積されつつある。

例えば Phillips, Pincus and Rego [2003] は、会計利益から課税所得を控除することによって算出される会計・税務数値差異 (book-tax difference) が経営者による利益調整を識別するうえで有効であることを指摘している⁶⁾。また米国では、会計利益が課税所得を上回る形でその差異が拡大していることを Mills and Newberry [2001] が報告しており、課税所得 (あるいは会計・税務数値差異) の情報内容の重要性はいっそう大きくなっていると考えられる⁷⁾。

さらに Lev and Nissim [2004] や Hanlon [2005] は会計・税務数値差異と会計利益の持続性の関係を分析し、会計・税務数値差異が大きい企業はそれが小さい企業に比べて会計利益の持続性が低いことを発見している。つまり、ある企業が当期の会計利益を過大評価 (あるいは過小評価) した場合、翌期 (あるいは翌期以降) の会計利益は同じ分だけ低く (あるいは高く) 報告されるため、当期の会計・税務数値差異が大きい企業ほど当期の会計利益が過大評価 (あるいは過小評価) されている可能性が高くなり、会計利益の持続性は低くなるのである。

このように課税所得情報は会計利益情報と併用することで株式市場における役割を見いだすことができる可能性がある。Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] は会計利益を所与としても課税所得と株式リターンの間に関連性があることを発見し、課税所得が会計利益に対して増分情報内容をもつことを報告している。

この課税所得情報の意義は日本の株式市場においても観察されるだろうか。日本では会計利益と課税所得が同一の会計システムを通じて計算されており、両者の情報内容はほとんど変わらないと考えられるが、会計原則による計算方法と税法上の計算方法は少なからず異なるため、課税所得には会計利益を所与としても追加的な情報内容が存在する可能性がある。特に両者の計算方法は1990年代後半

から徐々に乖離しており、その意味で課税所得情報の重要性は以前より高まっている可能性がある。そこで日本でも課税所得に会計利益に対する増分情報内容が発見できるか否かを Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] に従って分析する。

仮説 2 会計利益と課税所得は異なる情報内容をもっているため、課税所得情報には会計利益情報を所与としても増分情報内容が存在する。

(3) 税効果会計によるボトムラインの補正

裁量の余地が小さいという課税所得の特性と、会計利益と課税所得の乖離が1990年以降に拡大しているという実態を鑑みると、課税所得には会計利益を所与としても情報内容があると考えられる。ただし会計利益と課税所得の差異が収益または費用の帰属年度の相違によって生じたもの（一時差異）である限り、それは税効果会計によって調整される⁸⁾。

わが国でも1990年度後半から実施された一連の会計制度改革に伴って2000年3月期から連結・単体を問わず、すべての上場企業が税効果会計を適用している。つまり、会計利益と課税所得の乖離が一時差異によるものであれば、税効果会計を適用することによって法人税等調整額が計上され、ボトムラインが補正されることになる。その結果、ボトムラインを基礎とすれば会計利益と課税所得の乖離はある程度解消され、課税所得情報の意義は失われることになる。すなわち、税引後ベースの会計利益と課税所得はほとんど同じ情報内容をもつことになる。

このような観点から、本稿では税引前利益を基礎とした Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] の分析だけでなく、税引後利益を基礎とした分析も行う。

仮説 3 税引後利益を基礎とすると、2000年以降については会計利益情報を所与とした課税所得情報の増分情報内容は失われる。

3 リサーチ・デザイン

(1) 分析モデル

仮説1及び仮説2を検証するために、株式市場における会計利益と課税所得の有用性を比較した上で、会計利益を所与としても課税所得に増分情報内容が存在するか否かをそれぞれ年次別に分析する。年次別に分析する理由は、日本企業の会計利益と課税所得はこれまで確定決算のもとで強固に関連づけられていたが、近年の会計制度改革や税制改革によって徐々に両者が乖離しているという変化を時系列で確認するためである。

まず、Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] に従って以下のように分析モデルを設定し、会計利益と課税所得の有用性を年次別に比較する(仮説1の分析)。なお、添え字の*i*と*t*はそれぞれ企業、期間を示している(以下、同様である)。

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PTBI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta TI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$R_{i,t}$: *t*期の事業期間(12カ月)に*t*期の決算日からの4カ月間を加えた合計16カ月間の市場調整済みリターン⁹⁾。

$\Delta PTBI_{i,t}$: *t*-1期から*t*期にかけての税引前利益の変動額を前期末総資産でデフレートした数値。

$\Delta TI_{i,t}$: *t*-1期から*t*期にかけての課税所得の変動額を前期末総資産でデフレートした数値。

被説明変数の株式リターンの算出期間を16カ月とした理由は、*t*期の会計利益に関する情報は、その他の開示情報を通じて実際に報告される前に既に株価に織り込まれていると考えられ、さらに財務諸表の詳細な内容が十分に反映されるには決算期を迎えてから4カ月ぐらいかかると考えられるからである¹⁰⁾。

一方、説明変数の会計利益及び課税所得はランダム・ウォークにしたがうと仮定し、株式リターンに反映される会計利益は1期前の会計利益(あるいは課税所

得)からの変動額とする。税引前利益を用いる理由は課税所得と条件を等しくし、互いの情報内容を比較するためである。

課税所得については当期の「法人税、住民税、及び事業税」を当該期間の基本税率によって割り戻した数値を利用する。日本では年間4,000万円以上の課税所得を申告した法人を税務署が公示するため、正確な課税所得を利用することもできる。しかし課税所得の公示は決算発表から1~2カ月程度かかるだけでなく、管轄内の税務署に行かなければその情報を入手することができない。したがって投資家が課税所得を利用しているのであれば、それは公示された課税所得ではなく、損益計算書から課税所得を推定した金額であると考えられる。

次に、会計利益を所与としても課税所得に増分情報内容が存在するか否かを分析する(仮説2の分析)。日本の場合、課税所得はあくまで確定した決算をベースに計算されるため、会計利益と課税所得はほとんど同じ情報内容をもつと考えられる。しかし会計基準は投資家に有用な情報を提供することを第一義とし、税法規定は公正性、厳格性を第一義としているという点で異なるため、会計基準に従って計算される会計利益と税法規定に従って計算される課税所得は異なる情報を投資家に提供している可能性がある。このような会計利益に対する課税所得の増分情報内容を分析するために、ここでは分析モデルを以下のように設定する。

$$R_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta PTBI_{i,t} + \gamma_2 \Delta TI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

もし課税所得に増分情報内容があるならば、 γ_2 は有意にゼロと異なる値をとるはずである。また説明変数が会計利益だけのときと比べて、回帰モデルのリターン説明力(調整済決定係数)も改善するはずである。

以上は、先行研究に従って税引前の会計情報を基礎とした分析である。では、税引後の会計情報を基礎とした場合、それは分析結果にどのような影響を与えるだろうか(仮説3の分析)。

特に、わが国では2000年から税効果会計が導入されているため、理論的には2000年以降の会計利益と課税所得の差異はある程度解消されるはずである。この

税効果会計によるボトムラインの補正の効果を分析するために、ここでは税引前利益に替えて税引後利益を基礎として、分析モデルを上記の回帰式(1), (2), (3)から回帰式(4), (5), (6)に再設定し、分析をそれぞれ行う。

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta BNI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta TNI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$R_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta BNI_{i,t} + \gamma_2 \Delta TNI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$\Delta BNI_{i,t}$: t-1 期から t 期にかけての当期純利益の変動額を前期末総資産でデフレートした数値。

$\Delta TNI_{i,t}$: t-1 期から t 期にかけての課税所得から t 期の支払税額を控除した数値の変動額を前期末総資産でデフレートした数値。

もし税効果会計によってボトムラインが補正されるのであれば、税効果会計が全面的に導入された2000年以降、税引後ベースでは課税所得は会計利益に対する増分情報内容を失うはずである。

(2) サンプル選択と記述統計量

この分析では1978年から2004年までを分析期間とし、以下の規準でサンプルを選択している。

- (i) 東証1部上場企業のうち、銀行・証券・保険業を除いた一般事業会社であること。
- (ii) 3月決算で、決算月数が12カ月であること。
- (iii) 必要な財務データ及び株価データが利用可能であること。

財務データ及び株価データは日経メディア・マーケティング社の「日経 NEE-DS-Financial QUEST」から入手した。また市場全体のリターンの算定にあたっては日本証券経済研究所の「株式投資収益率2004年 CD-ROM」を利用した。

また課税所得の申告は企業グループ単位ではなく、個別企業単位で行われるため、この分析では単体データを利用する。また異常値が分析結果に与える影響を排除するために、各年・各変数の1%以下と99%以上をサンプルから除去している。その結果、19,077の観測値が得られた。

図表1 記述統計量と相関係数

パネル A；記述統計量							
	平均	標準偏差	最小	1 Q	中央値	3 Q	最大
R	0.067	0.417	-0.911	-0.192	-0.009	0.227	3.612
Δ PTBI	0.002	0.030	-0.206	-0.009	0.002	0.012	0.233
Δ TI	0.003	0.028	-0.184	-0.009	0.000	0.013	0.175
Δ BNI	0.001	0.022	-0.156	-0.005	0.001	0.007	0.193
Δ TNI	0.002	0.018	-0.129	-0.005	0.000	0.009	0.108

パネル B；ピアソン相関係数（仮説 1， 2 の分析）			
	R	Δ PTBI	Δ TI
R	1.000		
Δ PTBI	0.225	1.000	
Δ TI	0.208	0.511	1.000

パネル C；ピアソン相関係数（仮説 3 の分析）			
	R	Δ BNI	Δ TNI
R	1.000		
Δ BNI	0.197	1.000	
Δ TNI	0.206	0.319	1.000

図表1のパネルA、パネルB及びパネルCは、会計利益と課税所得の情報内容分析に関する記述統計量とピアソン相関係数を示している。会計利益と課税所

得の変動額は、税引前をベースとしても税引後をベースとしても株式リターンと正の相関が見られる。

また会計利益の変動額と課税所得の変動額の相関係数は税引前をベースとした場合に0.511, 税引後をベースとした場合に0.319と非常に高くなっている。したがって両変数が含まれる回帰式(3)及び回帰式(6)を推定する場合、多重共線性の問題が懸念される。そこでGreene [2000]に従って、VIF (Variance-Inflation Factor) と条件指標 (Condition Index) を計算することで、共線性の程度を判定する¹¹⁾。その結果は以下のとおりである。

仮説1及び仮説2の分析	仮説3の分析
VIF (会計利益: $\Delta PTBI_t$) = 1.354	VIF (会計利益: ΔBNI_t) = 1.113
VIF (課税所得: ΔTI_t) = 1.354	VIF (課税所得: ΔTNI_t) = 1.113
条件指標 = 1.779	条件指標 = 1.417

一般に VIF > 10及び条件指標 > 30のときに多重共線性の疑いが強いと判断されるが、上の値はこのベンチマークをはるかに下回っており、回帰式(3)及び回帰式(6)の推定においても多重共線性は問題にならないと考えられる。

4 分析結果

(1) 会計利益と課税所得の情報内容

図表2は会計利益と課税所得の情報内容に関する分析結果を示したものである。パネルAは、会計利益と課税所得をそれぞれ説明変数とした場合の結果であり、パネルBは会計利益と課税所得を1つの回帰式の説明変数に加えた場合の結果である。1978年から2004年までの年次データによる分析結果と、全サンプルをプールした分析結果を示している。

全サンプルをプールした分析結果をみると、会計利益も課税所得も株式リターンとの間に有意にプラスの関係があるものの、その説明力にはあまり差がないこ

とがわかる。会計利益を説明変数とした回帰モデルの調整済決定係数は0.051であり、課税所得を説明変数とした回帰モデルでは0.043であった。

年次別にみると、まず1985年と2001年については、会計利益（あるいは課税所得）の年次変動額に、市場全体の影響を控除した16カ月のバイ・アンド・ホールド・リターンを回帰するモデルがうまくあてはまっていないことがわかる。1985年は前年よりも会計利益（あるいは課税所得）が増加（あるいは減少）した場合、株式リターンは減少（あるいは増加）するという結果になっている。また2001年の調整済決定係数は著しく小さくなっている。

この2年間を除外した1978年から2004年までの25年間のうち、15年間は会計利益の方が課税所得よりも回帰係数（会計利益は α_1 、課税所得は β_1 ）が高く、調整済決定係数も高くなっている。また課税所得の方が会計利益よりも回帰係数（あるいは調整済決定係数）が高いのは10年間であった。しかし両者の差異は僅少であることが多く、この結果をもって会計利益の方が課税所得よりも会計利益を説明できるとは言い切れない。

ここまでの分析を踏まえて2つの可能性を指摘できる。1つは日本の会計システムは確定決算主義にもとづいているため、会計利益と課税所得は互いに強固に関連づけられており、それ故に課税所得は会計利益と同じ情報内容をもっているという可能性である。いま1つは課税所得には会計利益に反映されていない情報が含まれているという可能性である。これらの可能性を分析するために、会計利益と課税所得のそれぞれに株式リターンを回帰するモデルを使って分析を行った。すなわち、課税所得に追加的な情報が含まれているのであれば、その回帰係数(γ_2)は有意にゼロと異なるはずである。その結果がパネルBである。

パネルBのプール・データによる分析結果をみると、会計利益と課税所得のどちらもゼロとは有意に異なる回帰係数となった。つまり課税所得には会計利益とは別の情報が含まれていることになる。しかも調整済決定係数は0.062であり、会計利益だけが説明変数の場合の0.051、あるいは課税所得だけが説明変数の場合の0.043を上回る。

図表2 税引前ベースの会計利益と課税所得の情報内容に関する分析結果

パネル A		$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PTBI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta TI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$		
Year	N	$\Delta PTBI$	t 値	R ²	ΔTI	t 値	R ²
1978	412	6.205	8.919***	0.160	5.205	8.848***	0.158
1979	440	4.361	4.718***	0.046	0.820	1.047	0.000
1980	455	2.370	5.751***	0.066	1.370	4.254***	0.036
1981	459	5.977	7.806***	0.116	3.824	6.049***	0.072
1982	462	2.248	4.570***	0.041	1.721	4.580***	0.042
1983	470	4.693	4.777***	0.044	3.275	4.422***	0.038
1984	470	9.001	9.473***	0.159	6.489	8.550***	0.133
1985	484	-4.061	-4.374***	0.036	-2.759	-3.592***	0.024
1986	487	11.420	6.295***	0.074	9.324	6.806***	0.085
1987	502	6.040	7.756***	0.106	4.408	7.084***	0.089
1988	523	7.302	5.491***	0.053	5.610	5.322***	0.050
1989	563	2.322	2.426**	0.009	2.465	3.168***	0.016
1990	655	10.848	9.853***	0.128	7.554	8.899***	0.107
1991	747	5.801	14.115***	0.210	4.477	14.272***	0.214
1992	784	3.179	10.537***	0.123	2.368	9.929***	0.111
1993	785	2.856	6.349***	0.048	2.694	6.906***	0.056
1994	819	3.187	6.685***	0.051	2.709	5.564***	0.035
1995	846	2.126	7.792***	0.066	2.437	8.767***	0.082
1996	859	3.153	9.697***	0.098	3.568	10.357***	0.110
1997	892	5.473	10.199***	0.104	6.619	12.364***	0.146
1998	910	5.450	12.668***	0.149	4.213	9.820***	0.095
1999	935	4.335	7.634***	0.058	5.376	9.223***	0.083
2000	952	2.978	8.352***	0.067	5.566	10.818***	0.109
2001	996	0.168	0.789	0.000	-0.402	-1.267	0.001
2002	1,035	1.528	9.830***	0.085	1.296	6.095***	0.034
2003	1,054	2.325	9.067***	0.072	2.979	7.373***	0.048
2004	1,081	3.307	6.813***	0.040	2.229	3.980***	0.014
Pooled	19,077	3.118	31.950***	0.051	3.139	29.347***	0.043

パネル B		$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta PTBI_{it} + \gamma_2 \Delta TI_{it} + \varepsilon_{it}$					
Year	N	$\Delta PTBI$	t 値	ΔTI	t 値	R ²	Incr. R ²
1978	412	3.646	3.614***	2.949	3.462**	0.182	0.022
1979	440	8.221	5.989***	-4.270	-3.758**	0.074	0.028
1980	455	3.082	3.945**	-0.645	-1.073	0.066	0.000
1981	459	6.980	4.815**	-0.952	-0.815	0.115	-0.001
1982	462	1.253	1.592	0.973	1.619	0.045	0.003
1983	470	3.471	1.952*	1.102	0.825	0.044	-0.001
1984	470	6.960	4.058**	1.929	1.429	0.161	0.002
1985	484	-3.939	-2.462**	-0.123	-0.094	0.034	-0.002
1986	487	4.222	1.356	6.707	2.836**	0.087	0.013
1987	502	4.661	3.216**	1.295	1.128	0.106	0.000
1988	523	4.529	2.082**	2.770	1.609	0.056	0.003
1989	563	0.089	0.061	2.410	2.026**	0.014	0.005
1990	655	8.308	4.308**	2.355	1.603	0.130	0.002
1991	747	2.978	3.850**	2.538	4.289**	0.228	0.018
1992	784	2.186	3.967**	0.931	2.152**	0.127	0.004
1993	785	1.075	1.453	1.948	3.023**	0.058	0.010
1994	819	2.496	4.045**	1.101	1.761*	0.053	0.002
1995	846	1.030	2.940**	1.759	4.882**	0.091	0.025
1996	859	1.831	4.682**	2.438	5.842**	0.131	0.034
1997	892	2.751	4.441**	5.079	8.023**	0.163	0.060
1998	910	4.540	8.017**	1.348	2.462**	0.154	0.005
1999	935	1.742	2.396**	4.217	5.575**	0.087	0.029
2000	952	1.772	4.729**	4.540	8.210**	0.128	0.061
2001	996	0.253	1.151	-0.499	-1.518	0.001	0.001
2002	1,035	1.353	8.234**	0.688	3.142**	0.092	0.008
2003	1,054	1.961	7.485**	2.190	5.370**	0.096	0.024
2004	1,081	2.990	5.894**	1.224	2.122**	0.043	0.003
Pooled	19,077	2.231	19.771**	1.894	15.374**	0.062	0.012

注) *** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意であることを示す。

年次別データによる分析結果をみると、会計利益と課税所得の両方の回帰係数がゼロと有意に異なったのは、1978年、1979年、1991年、1992年、1994～2004年(2001年を除く)の14年間であった。またこれらの年次の回帰式(3)の調整済決定係数は、会計利益だけを説明変数とした回帰式(1)のそれに比べて高くなっている。回帰式(3)の調整済決定係数から回帰式(1)の決定係数を控除した増分決定係数をパネルBの最右列(Incr. R^2)に示している。

特に1994年以降は一貫して課税所得に追加的情報の存在が認められた(ただしモデルのあてはまりが悪い2001年は除く)。これは1990年代後半からの一連の会計制度改革によって会計情報の有用性改善を進める一方で、税法は会計利益との決別をはかり独自の計算規定の導入を展開した結果、両者の乖離が拡大したためであると考えられる。

(2) 税効果会計によるボトムラインの補正

これまでの分析は税引前利益をベースとして検討してきたが、税引後利益をベースとしても同様の結果を得られるだろうか。特に、2000年以降は税効果会計が導入されており、その適用によって会計利益と課税所得の差異はある程度解消され、課税所得情報の一部は税引後利益に反映されることが予想される。

図表3のパネルAは税引後ベースの会計利益と課税所得の情報内容に関する分析結果を示している。全サンプルをプールした分析結果をみると、会計利益も課税所得も株式リターンとの間に有意にプラスの関係があるものの、税引前ベースと異なり、両者の説明力にかなり差があることがわかる。会計利益を説明変数とした回帰モデルの調整済決定係数は0.039であり、課税所得を説明変数とした回帰モデルでは0.042であった。

年次別にみると、1985年と2001年に加えて1989年もモデルのあてはまりが悪い。これらを除いて有効な分析結果を得られた1978年から2004年までの24年間のうち、8年間は会計利益の方が課税所得よりも回帰係数が高く、調整済決定係数も高くなっている。また課税所得の方が会計利益よりも回帰係数(あるいは調整済決定係数)が高いのは16年間であった。

図表 3 税引後ベースの会計利益と課税所得の情報内容に関する分析結果

パネル A		$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta BNI_{it} + \varepsilon_{it}$			$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta TNI_{it} + \varepsilon_{it}$		
Year	N	$\Delta PTBI$	t 値	R ²	ΔTI	t 値	R ²
1978	412	6.098	5.527***	0.067	8.674	8.848***	0.158
1979	440	7.715	5.679***	0.066	1.367	1.047	0.000
1980	455	3.461	4.876***	0.048	2.283	4.254***	0.036
1981	459	9.358	7.311***	0.103	6.374	6.049***	0.072
1982	462	2.723	3.406***	0.022	3.047	4.733***	0.044
1983	470	5.927	3.492***	0.023	5.647	4.422***	0.038
1984	470	12.082	7.832***	0.114	11.188	8.550***	0.133
1985	484	-4.947	-3.402***	0.021	-4.462	-3.274***	0.020
1986	487	10.832	3.644***	0.025	16.444	6.806***	0.085
1987	502	7.938	6.129***	0.068	7.774	7.084***	0.089
1988	523	7.878	3.832***	0.026	9.894	5.322***	0.050
1989	563	1.367	0.986	0.000	4.347	3.168***	0.016
1990	655	15.537	9.112***	0.111	13.867	10.025***	0.132
1991	747	7.419	11.262***	0.144	7.253	14.750***	0.225
1992	784	4.050	8.588***	0.085	3.788	9.929***	0.111
1993	785	3.059	4.756***	0.027	4.310	6.906***	0.056
1994	819	3.322	5.645***	0.036	4.334	5.564***	0.035
1995	846	1.911	5.622***	0.035	3.899	8.767***	0.082
1996	859	2.769	7.045***	0.054	5.709	10.357***	0.110
1997	892	4.223	6.527***	0.045	10.590	12.364***	0.146
1998	910	5.832	10.636***	0.110	6.740	9.820***	0.095
1999	935	4.011	5.795***	0.034	8.432	9.619***	0.089
2000	952	3.761	7.793***	0.059	8.532	11.623***	0.124
2001	996	0.244	0.813	0.000	-0.575	-1.267	0.001
2002	1035	2.174	9.799***	0.084	1.851	6.095***	0.034
2003	1054	2.895	9.057***	0.071	4.256	7.373***	0.048
2004	1081	4.081	6.982***	0.042	3.184	3.980***	0.014
Pooled	19077	3.727	27.781***	0.039	4.786	29.070***	0.042

パネル B		$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta BNI_{it} + \gamma_2 \Delta TNI_{it} + \varepsilon_{it}$					
Year	N	$\Delta PTBI$	t 値	ΔTI	t 値	R ²	Inc. ΔTI
1978	412	2.888	2.549**	7.608	7.178***	0.169	0.102
1979	440	8.387	5.702***	-1.625	-1.190	0.067	0.001
1980	455	2.565	3.004***	1.206	1.879*	0.053	0.005
1981	459	7.208	4.730***	3.161	2.563**	0.114	0.011
1982	462	1.579	1.869*	2.583	3.752***	0.050	0.027
1983	470	3.380	1.823*	4.562	3.245***	0.043	0.019
1984	470	7.769	4.639***	8.173	5.690***	0.170	0.056
1985	484	-3.537	-2.192**	-3.008	-1.991**	0.027	0.006
1986	487	3.816	1.223	15.204	5.805***	0.086	0.062
1987	502	4.642	3.205***	5.853	4.713***	0.106	0.038
1988	523	4.481	2.056**	8.368	4.191***	0.056	0.030
1989	563	-0.073	-0.050	4.371	3.006***	0.014	0.014
1990	655	9.722	5.183***	10.094	6.556***	0.165	0.054
1991	747	3.104	4.078***	5.843	9.788***	0.241	0.097
1992	784	2.166	3.927***	2.810	6.207***	0.127	0.042
1993	785	1.084	1.465	3.757	5.153***	0.058	0.031
1994	819	2.523	4.090***	3.247	3.979***	0.054	0.017
1995	846	1.047	2.985***	3.423	7.276***	0.091	0.056
1996	859	1.842	4.711***	4.993	8.833***	0.132	0.078
1997	892	2.751	4.440***	9.778	11.276***	0.163	0.119
1998	910	4.534	8.005***	4.883	6.945***	0.154	0.044
1999	935	1.823	2.517**	7.531	7.972***	0.094	0.061
2000	952	2.413	5.027***	7.447	9.847***	0.145	0.086
2001	996	0.337	1.098	-0.680	-1.466	0.001	0.001
2002	1035	1.942	8.486***	1.159	3.800***	0.096	0.012
2003	1054	2.544	7.954***	3.427	6.006***	0.101	0.030
2004	1081	3.771	6.356***	2.229	2.786***	0.048	0.006
Pooled	19077	2.767	19.788***	3.701	21.527***	0.062	0.023

注) *** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意であることを示す。

仮説2の分析結果と比較すると、税引後をベースとした方が会計利益の有用性が課税所得のそれを下回る年が多くなっている。すなわち、税引後をベースとした場合、会計利益よりもむしろ課税所得の方がリターン説明力をもつと考えられる。ただし2002年以降は、会計利益のリターン説明力が課税所得のそれを上回っており、近年の会計制度改革によって、徐々に会計利益の優位性が回復していることを示唆している。

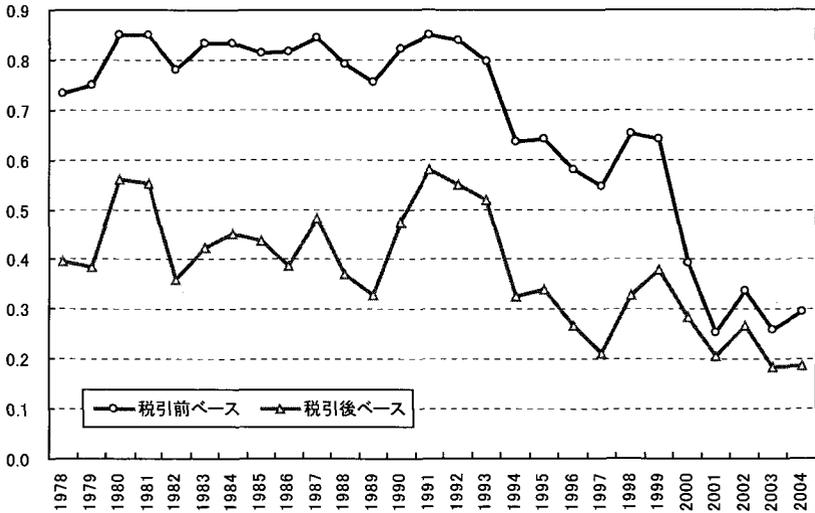
税引後ベースの会計利益と課税所得の変動額を説明変数とした回帰式(6)の結果がパネルBに示されている。プール・データによる分析結果をみると、会計利益と課税所得のどちらもゼロとは有意に異なる回帰係数となり、税引後ベースでも課税所得には会計利益とは別の情報が含まれていると考えられる。しかも調整済決定係数は0.062であり、会計利益だけが説明変数の場合の0.039、あるいは課税所得だけが説明変数の場合の0.042を上回る。

年次別データでは、有効な分析結果を得られた24年間のうち21年間において会計利益も課税所得もゼロとは有意に異なる回帰係数となった。具体的には1978年、1980～1984年、1987～1992年（1989年を除く）、1994～2004年（2001年を除く）の21年間であった。この21年間の調整済決定係数は、会計利益だけを説明変数とした回帰式(1)のそれに比べて高くなっている。

注目すべきは、2000年以降も課税所得情報が会計利益を所与としても情報内容をもつことである。つまり税効果会計が適用された後の税引後利益を基礎としても、会計利益情報を所与とした課税所得情報の増分情報内容は失われていないということが明らかになった。

なぜ税効果会計を導入した2000年以降も課税所得情報の増分情報内容は失われなかったのだろうか。図表4は会計利益と課税所得の変動額のピアソン相関関係の推移を、税引前利益をベースにしたものと、税引後利益をベースにしたものを区別して示している。これをみると、税引前ベースの相関係数は1991年から徐々に低下し、2000年から急激に低下していることがわかる。また税引後ベースの相関係数は一貫して税引前ベースのそれを下回っており、税引前ベースのような急激な減少はないものの、1991年以降徐々に低下している。

図表4 会計利益と課税所得の変動学のピアソン相関係数の推移

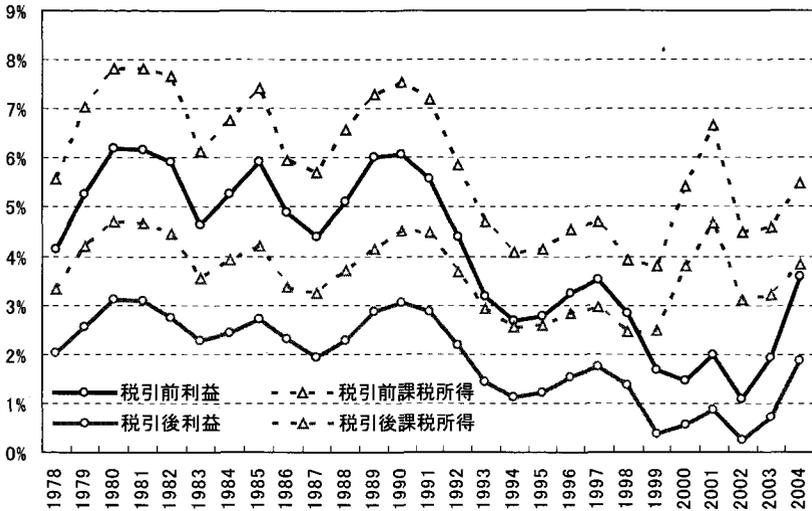


つまり、税効果会計によるボトムラインの補正が行われた後でもなお、両者の関係は乖離の方向に進んでいるということが分かる。ただし税効果会計が導入された2000年に税引前ベースの相関係数が不連続に低下しているが、税引後ベースでは緩やかな低下に留まっていることを考慮すると、ある程度は税効果会計によってボトムラインが補正されていると考えられる。

さらに会計利益と課税所得のそれぞれに基づいた年次別平均ROAの推移を税引前と税引後を区別して図表5に示している。これをみると、会計利益に基づいたROAと課税所得に基づいたROAの動きは、1998年まで一定の差を保ちながらほぼ一致しているが、1998年以降は一致していないことがわかる。また税引前をベースとしても税引後をベースとしても両者の動きはほとんど変わりなく、ここからも税効果会計によるボトムラインの補正が限定的であることがわかる。

したがって税効果会計は課税所得情報の一部しかボトムラインに反映させておらず、それ以外の課税所得情報についても株式市場は評価しているため、税引後ベースでも課税所得の増分情報内容が確認されたと考えられる。

図表 5 年次別平均 ROA の推移



5 株式市場における課税所得情報の役割

本稿では、株式市場における課税所得情報の役割について実証的な分析を行った。まず、会計利益と課税所得の情報内容分析では、1978年から2004年にかけて有効な分析結果を得られた25年間のうち、15年間は会計利益の有用性が課税所得のそれを上回り、残りの10年間は課税所得の有用性が会計利益のそれを上回るという結果を得た。ただし両者の回帰係数あるいは調整済決定係数の間にはそれほど差がないことが明らかになった。これは日本の場合、課税所得が確定した決算に基づいて計算されるという確定決算主義によって、両者の数値が近い数値をとっているからであると考えられる。また、米国において同様の調査を行った Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] は、1983年から一貫して会計利益の有用性が課税所得のそれを上回っているという結果を報告しており、確定決算主義の存在が日米の分析結果の違いとしてあらわれたと考えられる。

次に確定決算主義によって会計利益と関連づけられた課税所得は、会計利益と

同じ情報内容をもつのか、それとも会計利益とは別の情報内容を含んでいるのか、ということを検証した。分析対象期間のすべてのサンプルをプールした分析では、課税所得には会計利益とは別の情報内容が含まれるという結果を得た。さらに回帰モデルの調整済決定係数は説明変数に会計利益と課税所得の両方を加えた方が大きく改善することが明らかになった。また年次別データによる分析では、会計利益と課税所得の両方の回帰係数が有意な値となったのは、有効な分析結果を得られた25年間のうち14年間であった。特に、そのうちの10年間は1994年以降であり、会計利益と課税所得がそれぞれの目的に応じて独自の計算規定を多く盛り込むようになってきた時期と符合する。

さらに税効果会計によるボトムラインの補正の影響を考慮するために、税引前利益の代わりに税引後利益を利用して、同様の分析を行った。その結果、有効な分析結果が得られた24年間のうち、16年間は課税所得のリターン説明力が会計利益のそれを上回っており、税引後をベースとした場合、会計利益よりもむしろ課税所得の方がリターン説明力をもつと考えられる。ただし、2002年以降は一貫して会計利益のリターン説明力が課税所得のそれを上回っており、近年の会計制度改革によって会計利益の有用性が回復しつつあると考えられる。

また回帰モデルの説明変数に会計利益と課税所得の両方を加えた分析では、有効な結果が得られた24年間のうち21年間について、会計利益も課税所得もゼロと有意に異なる回帰係数となった。特に税効果会計が導入された2000年以降も課税所得の増分情報内容は失われず、税効果会計によるボトムラインの補正の影響は限定的であることが明らかになった。

これらの分析結果は、わが国の会計システムに2つの示唆を与えてくれる。1つは時系列で分析して、会計利益は課税所得を上回る情報内容を提供していないということに関連している。税引前ベースでは両者の情報内容はほとんど変わらず、税引後ベースではむしろ課税所得の情報内容が会計利益のそれを上回る傾向にあった。

冒頭で述べたように、これまで日本企業が会計処理方法の選択を決定する最大の要因は税法にあると考えられてきた。会計利益の有用性が課税所得のそれを上

回らないという本稿の結果は従来の日本企業の会計実務に対する指摘を支持するものであり、逆説的に捉えれば、会計利益がこれまで投資家の意思決定に資する情報内容を十分に提供することができなかったことを裏付けているとも考えられる。ただし2002年以降は税引前ベースでも税引後ベースでも会計利益のリターン説明力が課税所得のそれを一貫して上回っており、徐々に日本の株式市場においても課税所得に比べて会計利益が優位性を持ち始めたと考えられる。

いま1つは、会計利益と課税所得の有用性は同じ程度であるが、それぞれがもつ情報内容は異なり、課税所得情報は株式市場において会計利益とは別の役割を果たしている可能性があるということである。さらに会計利益と課税所得の乖離をボトムラインベースで補正する税効果会計の影響を考慮しても、課税所得の増分情報内容を確認できることが明らかとなった。

このように近年の株式市場における課税所得情報の重要性の高まりは、1990年代後半からの会計利益と課税所得の乖離に原因があると考えられる。しかも、その乖離は税効果会計の導入によっても完全には解消されず、依然として株式市場において課税所得情報が何らかの役割を果たしていると考えられる。

これら2つの示唆は株式市場における確定決算主義のコストとベネフィットを評価していることに他ならない。すなわち、確定決算主義を採用した場合、会計利益は課税所得に対する優位性を失う可能性があり、また確定決算主義を採用しない場合は、課税所得の会計利益に対する増分情報内容が発生し、それに対応した開示制度を追加的に整える必要性が生じる可能性がある。

したがって会計原則の計算規定と税法の計算規定の分離した方がよいのか、それともどちらか1つの計算規定に統合した方がよいのかという排他的な会計システムの選択には追加的なコストが伴う可能性がある。本稿の分析結果を踏まえれば、むしろ過去に証券取引法と商法がそうしたように、証券取引法（あるいは商法）の計算規定と税法の計算規定を確定決算主義によって緩やかに適合させておいた方が株式市場における会計情報の有用性が高まると考えられる¹²⁾。

最後に、本稿は法人税等の金額から課税所得を推定しているため、欠損企業が分析対象から除外される。こうしたサバイバル・バイアスが分析結果に影響して

いる可能性があることを指摘しなければならない。また投資家が課税所得情報を具体的にどのように利用しており、その情報を株式市場がどの程度反映しているのかも明らかになっていないという点で、本稿の分析結果は暫定的と言える。これらの点については今後の課題としたい。

* 本稿は、一橋大学大学院商学研究科を中核拠点とした21世紀COEプログラム(「知識・企業・イノベーションのダイナミクス」)から、若手研究者・研究活動支援経費の支給を受けて進められた研究成果の一部である。同プログラムからの経済的な支援にこの場を借りて感謝したい。

- 1) 会計情報の有用性を資本市場の観点から実証的に分析する研究は、価値関連性(value-relevance)研究といわれる。価値関連性研究においては、会計情報が株価や株式リターンと統計的に有意な関係がある場合に、その会計情報が価値関連性をもつとされる。1990年代以降、この分野は会計学における資本市場研究のメイン・ストリームとなっており、例えばLev and Zarowin [1999]によって会計情報の有用性が時系列で低下していることが指摘されている。日本でも加賀谷 [2003]によって同様の結果が報告されている。
- 2) 確定決算主義があるために結果として財務会計において税法規準を採用することを逆基準性という。これについては、中田 [2000]を参照した。
- 3) 証券取引法と商法の関係については伊藤 [1996]に、財務会計と税法の関係については中田 [2000]に詳しい。特に1998年度の税制改正の中で税法が課税ベースの拡大を図ったために、財務会計と税法の関係は乖離の方向に進んでいる。具体的には税法において損金として認められる引当金の額が大幅に縮小されることになった。
- 4) 確定決算主義についての議論は中田 [2000]に詳しい。
- 5) 安藤 [2001]は会計の情報提供機能に焦点を当てれば確定決算主義を撤廃し、証券取引法あるいは税法の目的が十分に達成すると主張する。ただし、会計はあくまで利害調整を本質的機能とするため、企業が算定すべき利益は1つであることが望ましく、確定決算主義を撤廃するべきではないと結論づけている。
- 6) 米谷 [2005]は日本企業をサンプルとして同様の分析を行い、損失回避を目的とした利益調整の発見に会計・税務数値が有効であることを報告している。
- 7) 本文中に示していないが、本稿のサンプルを利用して同様の分析を行うと、日本では課税所得が会計利益を上回るかたちで1990年代後半以降、その差異が拡大して

いることがわかる。

- 8) 一時差異とは、会計利益計算上の資産及び負債の金額と課税所得計算上の資産及び負債の金額との差額のことである。したがって収益または費用の帰属年度の相違による差額は一時差異の一部である。
- 9) 株式リターンには、株式分割などの資本取引を考慮した配当込みの各証券のリターンから市場全体から得られるリターンを控除したものをを用いている。市場全体のリターンは、日本証券経済研究所のJSRI 株価指数をもとに算出した。具体的には市場調整済みの証券 i のリターンは、 $R_{i,t} = \frac{P_{i,t-1} - P_{i,t}}{P_{i,t-1}} - \frac{P_{M,t-1} - P_{M,t}}{P_{M,t-1}}$ という式によって求められる（なお、 $P_{i,t-1}$ は $t-1$ 年の 3 月末の株価、 $P_{i,t}$ は t 年の 7 月末の株価、 $P_{M,t-1}$ は $t-1$ 年の 3 月末の JSRI 株価指数、 $P_{M,t}$ は $t-1$ 年の 7 月末の JSRI 株価指数を表している）。
- 10) Hanlon, Kelley and Shevlin [2005] は 16 カ月の市場調整済みリターンを利用している。日米の分析結果を比較するためにも、彼女らと同一の方法に従う。また Beaver [2002] も会計情報の価値関連性研究には長期間のリターンを用いるべきであると主張している。
- 11) 多重共線性の判定プロセスは、太田 [2002] を参考にした。
- 12) 伊藤 [1996] は証券取引法（会計基準）と商法（会社法）の関係に焦点をあて、会計制度の歴史的変遷のダイナミズムを分析し、わが国の会計システムが強均衡パラダイムから弱均衡パラダイムに移行すると結論づけている。強均衡パラダイムのもとでは会計基準と会社法の関係性は一元的融合に向けた強い均衡を志向するが、弱均衡パラダイムのもとでは、それぞれの目的観に照らして両者が共通する部分については統一し、そうでない部分についてはそれぞれの目的観にしたがった基準設定や立法を行うという、いわば二元的アプローチによるルーズな融合を志向するという。

参考文献

- Beaver, William H., "Perspectives on Recent Capital Market Research," *The Accounting Review*, Vol.77, No.2, 2002, pp.453-474.
- Carnahan, I. and J. Novack, "Two Birds, One Stone; Would Firms Inflate Earnings if it Meant More Taxes?" *Forbes*, 169, March 2, 2002, p.40.
- Desai, M.A., "The Degradation of Reported Corporate Profits." *Working paper*, June 2005, Harvard University.
- Greene, W.H., *Econometric Analysis 4th Edition*, 2000, Prentice-Hall, Inc.
- Hanlon, Michelle, "The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Differences," *The Accounting Re-*

view, Vol.80, No.1, 2005, pp.137-166.

Hanlon, Michelle, Terry Shevlin, "Book-Tax Conformity for Corporate Income: an Introduction to The Issues," *Working Paper, NBER* No.11067, January 2005.

Hanlon, Michelle, Stacie Kelley, Terry Shevlin, "Evidence on the Possible Information Loss of Conforming Book Income and Taxable Income," *Working Paper*, January 2005, University of Michigan and University of Washington.

Lev, Baruch, Doron Nissim, "Taxable Income, Future Earnings, and Equity Values," *The Accounting Review*, Vol.79, No.4, 2004, pp.1039-1074.

Lev, Baruch, and P. Zarowin, "The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them." *Journal of Accounting Research*, (Autumn), pp.353-385.

Mills, L., and K. Newberry, "The Influence of Tax and Non-Tax Costs on Book-Tax Reporting Differences: Public and Private Firms," *Journal of American Taxation Association*, Vol.23 No.1, 2001.

Phillips, John, Morton Pincus, Sonja Olhofs Rego, "Earnings Management: New Evidence Based on Deferred Tax Expense," *The Accounting Review*, Vol.78, No.2, 2003, pp.491-521.

安藤英義「会計の機能と会計制度—確定決算主義の背景—」 pp.243-253, 『簿記会計の研究』中央経済社, 2001年.

伊藤邦雄『会計制度のダイナミズム』岩波書店, 1996年.

太田浩司「経営者の予想利益の価値関連性及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』2002年3月, pp.85-109.

加賀谷哲之「無形資産の開示とIR」『一橋ビジネスレビュー』第51巻第3号, 2003年, pp.86-101.

米谷健司「経営者の利益調整と法人税等調整額」『一橋論叢』第133巻第5号, 2005年5月号, pp.586-607.

中田信正『財務会計・税法関係論—国内的調整から国際的調和へ—』同文館, 2000年

〔2005年6月10日受稿
2005年7月28日レフェリーの審査をへて掲載決定〕

(一橋大学大学院博士課程)