

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

矢 内 一 利

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。この背景には、多角化・国際化の急速な進展等の日本企業をとりまく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遷

そもそも、連結財務諸表とは、企業集団を構成する法的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）だけでは表わしえ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⁾。このような連結財務諸表は、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1日以後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、連結財務諸表の有価証券報告書本体への組入れなど、様々な充実・見直しが行われてきた。しかしながら、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、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たことも背景にあったと言えよう。

そして、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は、1999年4月1日以後に開始する事業年度から本格的に実施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個別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と言える。

3．単独決算情報と連結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。

(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 (price model)」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。

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

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

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

V_t は t 時点の企業価値、 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」、 $E_t[x_{t+\tau}^a]$ 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。

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、企業価値が推定できるとしている。この企業価値 (V_t) は、以下のように表される。

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

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

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これまでの研究では多い。この、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。

(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。

$$E_t[x_{t+1}^a] \equiv f_t^a = f_t - \omega b_t \tag{6}$$

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。

$$V_t = f_t^a - \omega x_t^a \tag{7}$$

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) は以下のような式で示せるとした。

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

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

$$\delta_3 = \frac{r(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$$

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。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(9)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、(9)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。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

3.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(2000)、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）について、以下詳しく述べていきい。

(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)式を変形させた株価モデルにより、年度別の分析を行った。なお、この分析モデルでは、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ている。

分析対象は、1990年から1997年までの間に、東京証券取引所第一部に上場し、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月決算企業である。このうち、純資産簿価がゼロまたは負である企業、影響力があまりにも強すぎ、分析結果をゆがめてしまうと考えられる1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、1994年3月期までは単独決算情報の株価説明力が連結決算情報よりも高いが、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。これらのことから、必ずしも連結決算情報の方が単独決算情報よりも常に優れていたわけではないが、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、53頁）は結論付けている。

(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。さらに、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た。この検証では、(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、推定される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、「連単乖離サンプル」は、 $\{ | 1 \text{株当たり連結純資産簿価} - 1 \text{株当たり単独純資産簿価} | / \text{株価} \}$ の上位 1/3 または $\{ | 1 \text{株当たり連結経営者予想利益} - 1 \text{株当たり単独経営者予想利益} | / \text{株価} \}$ の上位 1/3 のいずれにも該当する企業としている。この基準に関して、まず株価で割り引いたのは、純資産簿価及び当期利益に対して極端に大きな株価のサンプルを異常値として排除するという、Collins et al. (1997) などの米国の実証研究で一般的な方法を加味したことによる。

分析対象は、東京証券取引所第 1 部上場企業の 1984 年から 1998 年までの 3 月期決算企業（金融・保険業を除く）であり、日本経済新聞紙上に個別・連結の当該決算期の実績情報が共に公表され、かつ次期に関する経営者の予測情報が併記されており、単独・連結の純資産簿価がいずれも正であることなどの条件を満たす 8,465 社・年のサンプルである。

分析の結果、全体サンプルにおいては、1994 年以降は、連結決算情報の方が単独決算情報よりも株価説明力が高いことを示していた。また、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。さらに、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企業では、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力が相対的に高くなっているという結論が導かれている。

(3)山地 (2000a)

山地 (2000a) は、単独決算情報と、連結決算情報のいずれかが企業価値関連性が高いのかどうかについて、(1)式の株価モデルを用いて検証を行った⁽³⁾。この検証では、連結純資産簿価と連結利益として、経済的単一体概念 (economic unit concept) に基づく金額と親会社概念 (parent company concept) に基づく金額を用いて分析を行っている⁽⁴⁾。このうち、経済的単一体概念に基づく連結純資産簿価ないし連結利益は、親会社概念に基づく連結純資産簿価ないし連結利益に少数株主持分ないし少数株主利益を加えた金額で示されている。

分析対象は、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、連結財務諸表を公表しているなどの条件を満たす3月決算企業 (金融・証券・保険業を除く) である。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・年とされた。

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、年ごとの分析においては、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ながらも徐々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, 39頁) 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ものとしている。

なお、経済的単一体概念に基づく連結決算情報と親会社概念に基づく連結決算情報には、株価説明力に顕著な差がないことが判明している。この結果について、山地 (2000a, 39頁) は、少数株主持分及び少数株主利益の金額が連結純資産簿価や連結利益の金額と比べて極めて小さいことが原因と解釈してい

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に対しても分析を行う。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、単独決算情報と連結決算情報との相関が非常に高く、単独と連結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、本研究で用いることとする、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、3つのサンプル抽出基準を示すこととする。

(1) 子会社保有数に基づくサンプル抽出

そもそも、連結財務諸表原則では、「親会社とは、他の会社を支配している会社をいい、子会社とは、当該他の会社をいう」（「連結財務諸表原則」第三、一の2）と定義し、「他の会社を支配しているとは、他の会社の意思決定機関を支配していること」（「連結財務諸表原則」第三、一の2）としている。また、子会社の要件として2つをあげ、いずれかを満たしている場合は、原則としてすべての子会社を連結の範囲に含めなければならないとする「支配力基準」を取っている⁽⁵⁾。

このような子会社の数が多い企業では、連結決算情報が単独決算情報よりも重視される傾向があると考えられる。特に、新原則施行後は、連結決算情報の

開示が主体になっているために、子会社・関連会社を含めた企業グループ全体の価値を最大化することが最重要課題となると考えられる。これらのことから、子会社保有数が多い企業は、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ことが考えられる⁽⁶⁾。よって、本研究では子会社保有数が多い企業を、単独決算情報と連結決算情報の乖離度が高いサンプルとして年度ごとに抽出し、全体サンプルに対する分析手法と同じ方法を適用する⁽⁷⁾。

(2) 連単倍率に基づくサンプル抽出

単独と比較して連結ベースでどのくらい企業の実力が高められているかの指標としては、通常〔連結決算数値÷単独決算数値〕として定義される、「連単倍率」が用いられることが多い。この連単倍率は、1であれば連結財務諸表は個別財務諸表に対して追加的な情報を含んでいないこと、1と大きく乖離していれば連結財務諸表は追加的な情報をより多く含むことを示唆する。辻（1993，58～59頁）によれば、連単倍率に使用される会計情報としては、通常は連結と単独との当期利益の比率が用いられるとされる⁽⁸⁾。ゆえに、本研究では、1株当たり当期利益の連単倍率が全体的に上位と下位にあるサンプルを、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として年度ごとに抽出し、全体サンプルに対する分析手法と同じ方法を適用する。なお、分母である単独当期利益が負である企業は、連単倍率が算定できないため、除外される。

(3) 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（1996，132頁）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、98頁）の手法に基づき計算された比率を用いることとする。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。

純資産簿価の連単比率

$$= (\text{連結純資産簿価} - \text{単独純資産簿価}) \div |\text{単独純資産簿価}| \quad (10)$$

当期利益の連単比率

$$= (\text{連結当期利益} - \text{単独当期利益}) \div |\text{単独当期利益}| \quad (11)$$

予想利益の連単比率

$$= (\text{連結予想利益} - \text{単独予想利益}) \div |\text{単独予想利益}| \quad (12)$$

(10)式、(11)式、(12)式の純資産簿価、当期利益、または予想利益は、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、連単差額の大きさが上位の企業を抽出する場合、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全体的に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、(10)式または(11)式の連単比率がいずれも全体的に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。(9)式を用いる場合は、(10)式、(11)式、(12)式の連単比率がいずれも全体的に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、「連単比率サンプル」と呼ぶこととする。

(4) 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)~(3)の基準に基づき抽出して、あわせて分析を行う。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て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。このような観点から企業価値関連性を検証した研究は、今までにない。

まず、5.(1)の基準に関しては、子会社保有数が全体として下位にあるサンプルを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、年度ごとに抽出する。また、5.(2)の基準に関しては、連単倍率が1前後であるサンプルを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、年度ごとに抽出する。さらに、5.(3)の基準に関しては、5.(3)の基準で抽出されなかったサンプルを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、年度ごとに抽出する。例えば、(1)式で分析を行う場合では、(10)式または(11)式の連単比率がいずれも全体的に上位ないし下位の範囲にはないサンプルが、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, 99頁)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5.(1)~(3)の基準により抽出された各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

(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)式または(9)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、(9)式も分析モデルとして用いるのは、(9)式を用いた単独・連結決算情報の企業価値関連性に対する検証が今まで行われていないことと、(9)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。また、(9)式の分析においては、 F_t の代理変数として t 期における $t+1$ 期の 1 株当たりアナリスト予想利益を用いることとする。

次に、同様な分析を、5 . (1)~(3)で述べた各基準に基づき抽出した単独・連結について共通のサンプルや 5 . (4)で述べた各基準に基づき抽出した単独・連結について共通の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、未だに検証がなされていない、新原則が施行された1999年度（2000年3月期）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、年度別に行う。また、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も行う。そして、分析を行う期間は、1992年度（1993年3月期）から2001年度（2002年3月期）までの10年間とする。

なお、(9)式を用いた分析では、当期利益とアナリスト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関連の程度を表しており、Kennedy (1998, p.190) によると、 $VIF > 10$ ならば多重共線性が存在するとされる。

(2) データ

分析対象は、1992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の第1部・第2部に上場し、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⁽⁹⁾。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⁽¹⁰⁾。その結果、サンプル数は10,895社・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ことから、権利落ちを修正した6月末の終値を用いた⁽¹¹⁾。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。

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⁽¹²⁾。ま

表1 全体サンプルにおける各変数の基本統計量

変数	平均値	標準偏差	第1四分位	メディアン	第3四分位
株価	791.80	771.80	325.00	564.00	965.00
単独純資産簿価	547.23	393.73	266.98	432.42	717.78
単独当期利益	15.32	34.69	3.22	10.87	27.37
単独アナリスト予想利益	23.10	29.17	6.25	13.50	30.39
連結純資産簿価	567.47	417.43	269.84	450.94	749.99
連結当期利益	17.36	38.82	1.60	12.19	31.85
連結アナリスト予想利益	27.08	33.59	7.16	16.25	36.51

た、表 2 ~ 表15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。なお、(9)式の各説明変数の VIF はすべて10を下回っていた。

(1)年度別分析結果

各分析におけるサンプル数

まず、全体サンプルに対し(1)式と(9)式により分析を行った。サンプル数は、1992年度の642社から2001年度の1,205社までの延べ9,603社・年である。

次に、子会社保有数が全体の上位10%のサンプルに対し(1)式と(9)式により分析を行った⁽¹³⁾。サンプル数は、1992年度の59社から2001年度の115社までの延べ901社・年である。また、子会社保有数が全体の下位10%のサンプルを「連単近似サンプル」とし、(1)式と(9)式により分析を行った⁽¹⁴⁾。サンプル数は、1992年度の70社から2001年度の154社までの延べ847社・年である。

さらに、連単倍率が全体の上位・下位10%のサンプルに対し、(1)式と(9)式により分析を行った⁽¹⁵⁾。サンプル数は、1992年度の85社から2001年度の133社までの延べ1,217社・年である。また、連単倍率が0.95~1.05の範囲内のサンプルを「連単近似サンプル」とし、(1)式と(9)式により分析を行った⁽¹⁶⁾。サンプル数は、1992年度の105社から2001年度の137社までの延べ1,335社・年であった。

加えて、(10)式と(11)式の各連単比率が全体の上位・下位20%の範囲にあるサンプルに対し、(1)式により分析を行った。サンプル数は、1992年度の144社から2001年度の256社までの延べ2,085社・年である。次に、(10)式、(11)式、(12)式の各連単比率が全体の上位・下位20%の範囲にあるサンプルに対し、(9)式により分析を行った⁽¹⁷⁾。サンプル数は、1992年度の108社から2001年度の156社までの延べ1,402社・年である。さらに、(10)式と(11)式の各連単比率が全体の上位・下位20%の範囲になかったサンプルを「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、1992年度の291社から2001年度の509社までの延べ

4,255社・年である。そして、(10)式、(11)式、(12)式の各連単比率が全体の上位・下位20%に範囲になかったサンプルも「連単近似サンプル」とし、(9)式により分析を行った⁽¹⁸⁾。サンプル数は、1992年度の240社から2001年度の369社までの延べ3,362社・年である。

なお、スペースの都合上、年度別の分析結果の表は省略している。

分析結果

まず、全体サンプルにおいては、Adj- R^2 の比較から、1995年度（ないし1996年度）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明らかになった。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。

また、子会社保有数が上位10%のサンプルでは、1994年度以降、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力がおおむね高いことが判明した⁽¹⁹⁾。さらに、全体サンプルの場合と比べて、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やや大きいことも判明した。同様に、連単比率サンプルにおいても、1993年度（ないし1994年度）以降、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力がおおむね高く、全体サンプルの場合と比べて、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やや大きくなっていった⁽²⁰⁾。加えて、連単倍率上位・下位10%のサンプルでは、1994年度以降、1998年度を除き、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った。このサンプルでも、全体サンプルの場合と比べて、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やや大きいことが見出せた⁽²¹⁾。

これに対し、子会社数、連単倍率、連単比率に基づく連単近似サンプルでは、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（ほとんど同じ）かのいずれかであることが判明した⁽²²⁾。さらに、これらのサンプルに

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、全体サンプルよりやや低いことも判明した。

しかしながら、全体サンプルや 5 . (1)~(3)の基準により抽出されたサンプルにおいて、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、施行前と比べて顕著に高くなっていなかった。ゆえに、株式市場では新原則施行前から、単独決算情報よりも連結決算情報が重視されていた可能性が考えられる。

なお、(9)式の各分析結果からは、太田(2002)と同じく、当期利益の回帰係数が負または有意でないことが見いだされた⁽²³⁾。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⁽²⁴⁾。また、1979~1999年の間の21年間でアナリスト予想利益の81.5%が経営者予想利益と同一であることも指摘されている⁽²⁵⁾。加えて、アナリスト予想利益を用いて異常利益を推定した、Ohlson モデルに基づく企業価値は、当期利益を用いた企業価値よりも、株価に対する相関が高いことを井上(1999)は見出している。これらのことから類推して、市場は当期利益よりもアナリスト予想利益を重視している可能性が考えられる。

年度別分析結果における特徴

年度別の全体サンプルや 5 . (1)~(3)の基準により抽出されたサンプルに対する分析結果では、1996年度ごろから、(1)式と(9)式における単独決算情報と対比したときの連結決算情報の株価説明力が、それ以前の期間と比べて高くなる傾向にあることが判明している。このような結果は、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1996年末をめどに結論を出すことが決定され、連結決算情報に対する企業の意識が高まったことなどが原因と考えられる。ただし、これは、山地(2000a, 39頁)が指摘し

たように、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ていたことによる可能性も考えられる。

(2) 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1992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分析を行う。また、年度別の全体サンプルや5・(1)~(3)の基準により抽出されたサンプルに対する分析結果において、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年度までプールした分析も行うこととする⁽²⁶⁾。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⁽²⁷⁾。

表2 全体サンプルのプール・データに対する(1)式の分析結果

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
1992～ 1998年度	0.85 (42.11)*	8.68 (34.13)*	0.56	1992～ 1998年度	0.86 (45.56)*	6.99 (31.80)*	0.56
1996～ 1998年度	0.78 (26.53)*	9.84 (26.81)*	0.53	1996～ 1998年度	0.79 (28.49)*	8.40 (26.24)*	0.54
1999～ 2001年度	0.91 (30.15)*	6.62 (21.03)*	0.46	1999～ 2001年度	0.86 (31.00)*	6.39 (22.99)*	0.48

表2と表3は、全体サンプルをプールした場合の分析結果である。この結果のAdj- R^2 から、新原則施行前と施行後において、単独決算情報よりも連結決算情報の株価説明力の方がわずかに高いことがわかる。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、顕著に高くなっていない。

表3 全体サンプルのプール・データに対する(9)式の分析結果

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	F_t	Adj- R^2		B_t	X_t	F_t	Adj- R^2
1992～1998年度	0.55 (26.93)*	1.18 (3.73)*	13.77 (34.61)*	0.63	1992～1998年度	0.58 (30.32)*	0.01 (0.04)	12.54 (35.56)*	0.64
1996～1998年度	0.42 (14.18)*	2.27 (5.29)*	14.96 (27.33)*	0.62	1996～1998年度	0.45 (16.51)*	1.20 (3.16)*	13.61 (28.55)*	0.64
1999～2001年度	0.54 (17.32)*	1.64 (4.83)*	12.61 (27.35)*	0.55	1999～2001年度	0.47 (16.83)*	1.64 (5.59)*	11.72 (30.29)*	0.58

表4 子会社保有数上位10%のサンプルのプール・データに対する(1)式の分析結果

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
1992～1998年度	1.42 (18.71)*	11.51 (10.35)*	0.67	1992～1998年度	1.22 (22.74)*	7.71 (11.55)*	0.72
1996～1998年度	1.56 (14.18)*	14.13 (9.08)*	0.68	1996～1998年度	1.33 (17.21)*	9.52 (10.11)*	0.76
1999～2001年度	1.78 (15.93)*	5.97 (5.35)*	0.60	1999～2001年度	1.47 (15.49)*	5.67 (6.01)*	0.64

表5 子会社保有数上位10%のサンプルのプール・データに対する(9)式の分析結果

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	F_t	Adj- R^2		B_t	X_t	F_t	Adj- R^2
1992～1998年度	0.92 (10.83)*	0.82 (0.56)	19.93 (10.13)*	0.72	1992～1998年度	0.86 (14.24)*	1.05 (1.18)	12.50 (10.31)*	0.77
1996～1998年度	0.64 (5.45)*	-0.51 (-0.29)	31.52 (11.88)*	0.79	1996～1998年度	0.75 (9.16)*	1.70 (1.62)	17.13 (11.21)*	0.83
1999～2001年度	1.10 (9.07)*	2.22 (2.10)**	16.88 (9.75)*	0.69	1999～2001年度	0.81 (8.04)*	1.53 (1.72)	14.61 (11.20)*	0.74

表4と表5は、子会社数保有数が上位10%のサンプルをプールした場合の分析結果である。この結果を見ると、新原則施行前と施行後において、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。また、表6と表7は、子会社数に基づき抽出された連単近似サンプルをプールした場合の分析結果を表す。この結果を見ると、単独決算情報の株価説明力は連結決算情報の株価説明力とほぼ同じことがわかる。そして、全体サンプルと子会社数に基づく連単近似サンプルに対する分析結果と比べ、子会社数に基づき全体的に上位にあるサンプルでは、新原則施行前と施行後における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やや大きいことが見出せる。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、顕著に高くなっていない。

表6 子会社数に基づき連単近似サンプルのプール・データに対する(1)式の分析結果

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
1992～1998年度	0.70 (9.55)*	10.84 (12.76)*	0.56	1992～1998年度	0.71 (9.78)*	10.06 (12.58)*	0.55
1996～1998年度	0.72 (6.36)*	12.16 (9.04)*	0.54	1996～1998年度	0.74 (6.64)*	11.35 (9.12)*	0.54
1999～2001年度	0.62 (6.70)*	8.71 (9.73)*	0.53	1999～2001年度	0.59 (6.51)*	8.41 (9.70)*	0.53

表7 子会社数に基づき連単近似サンプルのプール・データに対する(9)式の分析結果

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	F_t	Adj- R^2		B_t	X_t	F_t	Adj- R^2
1992～1998年度	0.49 (6.65)*	1.77 (1.33)	12.82 (8.48)*	0.61	1992～1998年度	0.50 (6.79)*	2.11 (1.70)	11.47 (8.05)*	0.60
1996～1998年度	0.46 (4.01)*	2.25 (1.06)	14.21 (5.80)*	0.59	1996～1998年度	0.51 (4.38)*	3.26 (1.65)	11.66 (5.14)*	0.59
1999～2001年度	0.36 (3.81)*	2.77 (2.37)**	9.91 (7.23)*	0.60	1999～2001年度	0.34 (3.79)*	2.25 (2.00)**	9.91 (7.72)*	0.60

表 8 連単倍率上位・下位10%のサンプルのプール・データに対する(1)式の分析結果

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
1992～ 1998年度	0.73 (11.50)*	22.18 (14.33)*	0.51	1992～ 1998年度	0.88 (16.30)*	7.31 (11.28)*	0.53
1996～ 1998年度	0.65 (7.58)*	24.33 (12.27)*	0.51	1996～ 1998年度	0.77 (10.59)*	9.74 (11.07)*	0.55
1999～ 2001年度	0.67 (8.53)*	20.67 (10.07)*	0.44	1999～ 2001年度	0.73 (12.42)*	7.61 (9.97)*	0.51

表 9 連単倍率上位・下位10%のサンプルのプール・データに対する(9)式の分析結果

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	F_t	Adj- R^2		B_t	X_t	F_t	Adj- R^2
1992～ 1998年度	0.44 (6.41)*	10.36 (5.04)*	16.04 (8.32)*	0.55	1992～ 1998年度	0.64 (11.01)*	0.94 (0.98)	10.68 (8.62)*	0.57
1996～ 1998年度	0.32 (3.23)*	12.69 (4.82)*	15.98 (6.37)*	0.55	1996～ 1998年度	0.52 (6.69)*	3.04 (2.40)**	11.26 (7.02)*	0.60
1999～ 2001年度	0.50 (6.62)*	12.40 (5.63)*	10.87 (7.73)*	0.51	1999～ 2001年度	0.48 (8.60)*	2.43 (2.93)*	9.04 (10.80)*	0.61

表10 連単倍率に基づく連単近似サンプルのプール・データに対する(1)式の分析結果

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
1992～ 1998年度	0.54 (7.55)*	14.16 (15.61)*	0.52	1992～ 1998年度	0.53 (7.59)*	14.00 (15.73)*	0.52
1996～ 1998年度	0.32 (2.87)*	17.38 (12.29)*	0.49	1996～ 1998年度	0.32 (3.00)*	17.12 (12.33)*	0.49
1999～ 2001年度	0.19 (1.67)	19.70 (13.57)*	0.49	1999～ 2001年度	0.17 (1.47)	19.57 (13.67)*	0.48

表 8 と表 9 は、連単倍率が上位・下位10%のサンプルをプールした場合の分析結果である。この結果を見ると、新原則施行前と施行後において、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。また、表 10 と表 11 は、連単倍率に基づき抽出された連単近似サンプルをプールした場合の分析結果を表している⁽²⁸⁾。この結果を見ると、単独決算情報の株価説明力は連結決算情報の株価説明力とほぼ同じことがわかる。そして、全体サンプルと

連単倍率に基づく連単近似サンプルと比べて、連単倍率が全体的に上位・下位にあるサンプルでは、新原則施行前と施行後における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やや大きいことが見出せる。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、顕著に高くなったとは言い切れないことがわかる。

表11 連単倍率に基づく連単近似サンプルのプール・データに対する(9)式の分析結果

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	F_t	Adj- R^2		B_t	X_t	F_t	Adj- R^2
1992～1998年度	0.25 (3.80)*	-4.78 (-3.25)*	22.23 (15.38)*	0.62	1992～1998年度	0.25 (3.85)*	-4.01 (-2.82)*	20.97 (15.27)*	0.62
1996～1998年度	0.08 (0.86)	-8.71 (-3.48)*	27.63 (11.98)*	0.61	1996～1998年度	0.09 (0.96)	-7.07 (-2.92)*	25.32 (11.59)*	0.61
1999～2001年度	0.13 (1.19)	5.34 (2.14)**	14.20 (6.90)*	0.53	1999～2001年度	0.11 (1.00)	4.72 (1.96)	14.47 (7.42)*	0.53

表12 連単比率サンプルのプール・データに対する(1)式の分析結果

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
1992～1998年度	0.92 (20.78)*	9.78 (13.55)*	0.50	1992～1998年度	0.98 (26.23)*	4.53 (10.26)*	0.54
1996～1998年度	0.91 (14.04)*	11.77 (11.64)*	0.49	1996～1998年度	0.92 (17.38)*	6.75 (10.57)*	0.56
1999～2001年度	1.17 (18.29)*	5.31 (6.40)*	0.43	1999～2001年度	1.01 (20.33)*	4.07 (7.70)*	0.50

表13 連単比率サンプルのプール・データに対する(9)式の分析結果

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	F_t	Adj- R^2		B_t	X_t	F_t	Adj- R^2
1992～1998年度	0.70 (12.29)*	1.77 (1.75)	14.70 (11.11)*	0.56	1992～1998年度	0.85 (18.02)*	-0.69 (-1.00)	8.57 (9.11)*	0.59
1996～1998年度	0.64 (7.46)*	3.85 (2.88)*	16.24 (9.13)*	0.59	1996～1998年度	0.74 (11.21)*	1.19 (1.32)	10.12 (8.23)*	0.66
1999～2001年度	0.98 (10.30)*	2.30 (1.98)**	14.30 (8.27)*	0.48	1999～2001年度	0.71 (9.92)*	0.41 (0.57)	11.20 (10.95)*	0.59

表12と表13は、連単比率サンプルをプールした場合の分析結果である。この結果を見ると、新原則施行前と施行後において、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。また、表14と表15は、連単比率に基づき抽出された連単近似サンプルをプールした場合の分析結果を表している。この結果を見ると、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はほとんどないか、非常に小さいかのいずれかであることがわかる。そして、全体サンプルと連単比率に基づく連単近似サンプルと比べて、連単比率サンプルでは、新原則施行前と施行後における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やや大きいことが見出せる。しかしながら、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、顕著に高くなっていない。

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

表14 連単比率に基づく連単近似サンプルに対する(1)式の分析結果

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
1992～1998年度	0.76 (24.29)*	9.95 (26.48)*	0.58	1992～1998年度	0.76 (24.63)*	9.41 (26.11)*	0.58
1996～1998年度	0.64 (13.91)*	11.83 (21.23)*	0.56	1996～1998年度	0.64 (14.27)*	11.22 (20.96)*	0.56
1999～2001年度	0.75 (14.78)*	8.59 (17.97)*	0.47	1999～2001年度	0.69 (13.95)*	8.73 (18.90)*	0.47

表15 連単比率に基づく連単近似サンプルに対する(9)式の分析結果

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	F_t	Adj- R^2		B_t	X_t	F_t	Adj- R^2
1992～1998年度	0.48 (14.28)*	-0.85 (-1.28)	16.05 (21.43)*	0.66	1992～1998年度	0.47 (14.07)*	-1.20 (-1.92)	15.47 (22.19)*	0.66
1996～1998年度	0.35 (7.14)*	-0.20 (-0.20)	17.59 (16.10)*	0.65	1996～1998年度	0.33 (6.99)*	-0.61 (-0.66)	16.91 (16.82)*	0.65
1999～2001年度	0.38 (5.90)*	3.23 (4.09)*	12.69 (13.09)*	0.52	1999～2001年度	0.32 (5.03)*	2.68 (3.52)*	12.70 (14.01)*	0.54

るサンプルとして抽出された企業に対し、市場は、新原則施行前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伺える。

(3)分析モデルの株価説明力の比較

本研究では、(1)式と(9)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(9)式の株価説明力がかかなり高いことがわかる。このことから、企業価値関連性に関する分析では、(1)式よりも(9)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⁽²⁹⁾。

(4)単独と連結の情報内容が大きく異なるサンプルの使用

本研究では、単独と連結の決算情報の情報内容が大きく異なるサンプルを抽出するために、子会社数、連単倍率、連単比率の3つの基準を用いている。これらの基準により抽出されたサンプル数は、各々かなり異なっているが、サンプル間の重複の割合が高いことも考えられる。そこで、各基準に基づくサンプルがどの程度重複しているかについて分析を行った。

表16 単独決算情報と連結決算情報の情報内容が乖離したサンプルの重複数

	連単倍率上位・ 下位10%のサンプル (1217)	(1)式を用いる 連単比率サンプル (2085)	(9)式を用いる 連単比率サンプル (1402)
子会社保有数 上位10%のサンプル (901)	187	371	268
連単倍率上位・ 下位10%のサンプル (1217)		722	550
(1)式を用いる 連単比率サンプル (2085)			1371

()内の数値はサンプルの総数を表す

表16は、各基準により抽出されたサンプル間における、サンプル重複数を表している。この表から、子会社数保有数上位10%のサンプルのうち、連単倍率が上位・下位10%のサンプルと重複しているサンプルの割合はかなり低いことがわかる。また、子会社数保有数上位10%のサンプルが、(1)式ないし(9)式を用いる連単比率サンプルと重複している割合はあまり高くないこともわかる。これに対し、連単倍率が上位・下位10%のサンプルは、特に(1)式を用いる連単比率サンプルと半数以上が重複していることが見出せる。

以上のことから、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サンプルを抽出する場合には、子会社数か、または連単倍率ないし連単比率を用いることが適当な可能性が考えられる⁽³⁰⁾。

8. 分析結果の要約および今後の課題

(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、ここ10年間では、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、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、1996年度ごろから、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きているがその差異は顕著ではない、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、施行前と比べて顕著に高くなって

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ここ10年間を通じてほぼ同じで、どちらが高いかは判別できない、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後も変化させなかった可能性が考えられると言えよう。

また、全体的に、(1)式よりも(9)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(9)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。

(2)今後の課題

今後の課題としては、まず、予想利益としてアナリスト予想利益だけでなく経営者予想利益も用いるなどして、(9)式の株価モデルが企業価値関連性に関する研究において妥当なモデルかどうかの分析を行うことが考えられる。特に、(9)式の株価モデルとしての妥当性については、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、より詳細な検証が必要であろう。また、単独ベース・連結ベースのそれぞれの情報により推定された、Ohlsonのモデルに基づく企業価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り、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。³¹⁾ 加えて、分析期間の拡大も必要と考えられる。

- 注1) 桜井(1998, 5-12頁)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。なお, 2002年の商法特例法改正により, 商法特例法上の大会社は連結計算書類を作成しなければならないことが定められた(商法特例法19条の2第1項, 21条の32第1項)。この改正は, 情報提供機能の拡充を図ったものである。
- (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), 石川(2000, 第4章)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, 第3章)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。今後は, 同様なアプローチによる分析を新原則施行後においても行うことが研究課題となると言えよう。
- (3) 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(return model)」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に比べて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。
- (4) 1991年9月10日に公表されたFASBの討議資料(DM)「連結方針および連結手続」には, 連結会計の根底にある基礎概念として, 経済的単一体概念と親会社概念について説明がなされている。このうち経済的単一体概念とは, 単一の経営者によって企業集団全体が支配されている点を強調する考え方であり, 連結財務諸表は単一の集団として事業活動を営んでいる法的事業体の集合体について情報を提供しようとするものとされる(par.63)。そのため, 資本連結手続の資本の部分については, 親会社の株主持分はもとより, 少数株主持分を含むすべての持分が資本とみなされる。これに対し, 親会社概念とは, 親会社の株主持分を強調する考え方であり, 連結財務諸表は, 親会社それ自体に対する親会社株主の持分に, 子会社の純資産の未分配部分に対する親会社の持分を加えたものを表すとされる(par.64)。そのため, 資本連結手続の資本の部分については, 親会社の株主持分だけが資本とみなされる。
- (5) ここであげた子会社の要件とは, 他の会社の議決権の過半数を実質的に所有している場合, 他の会社に対する議決権の所有割合が100分の50以下であっても, 高い比率の議決権を有しており, かつ, 当該会社の意思決定機関を支配している一定の事実が認められる場合, の2つである(「連結財務諸表原則」第三, 一の2)。
- (6) 子会社保有数だけではなく, 関連会社保有数が多い企業でも, 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。しかしながら, 分析に必要な年数のデータが入手できなかったため, 本研究では関連会社保有数を考慮した分析は行っていない。
- (7) 支配力基準が採用され, 連結対象子会社の範囲が拡大化していることにより, 従来連結決算を行っていた企業についてその会計数値の連続性が損なわれている可能性が考えられる。これがどの程度, 連結決算情報の有用性に対し影響を与えているのかについての検証は, 今後の研究課題となるだろう。
- (8) 連単倍率で用いる利益数値としては他に経常利益などが考えられるが, 計算構造面からみると, 当期利益以外の利益数値では分母と分子の性格が異なることから, 当期利益を用いている。未政(1996, 138-139頁)も, 利益に関する連単倍率は「最少限, 当期純利益に対するものに限

られるべき」と指摘している。ただし、多数の重要性ある在外子会社の個別財務諸表が外国の会計基準に基づき作成され、連結過程で日本の基準によるものに修正されずにそのまま合算している場合には、たとえ日本の基準に基づく連結財務諸表でも、その連結利益は必ずしも単独利益と対比すべき同質の利益と見られないということも未政（1996、140-141頁）により指摘されている。この点の考慮も、今後の研究課題と考えられる。

- (9) 財務データと株価データは、日本経済新聞社の NEEDS-Financial QUEST から入手した。
- (10) 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。
- (11) 本研究では、5月末に決算発表が最も多く行われ、かつ単独・連結決算の同時発表が近年定着していることから、5月末の株価の終値を用いた分析も行った。この場合の分析結果は、6月末の株価の終値を用いた分析結果とほとんど変わっていない（非掲載）。
- (12) 5.(1)~(4)で示した各基準に基づき抽出された各サンプルについての基本統計量については、スペースの都合上省略している。
- (13) 追加的に、子会社保有数が全体の上位15%・20%のサンプルに対しても分析を行った。これらの分析結果は、本文中に示した結果とおおむね変わっていない（非掲載）。
- (14) 追加的に、子会社保有数が全体の下位15%・20%のサンプルに対しても分析を行った。これらの分析結果は、本文中に示した結果とほとんど変わっていない（非掲載）。
- (15) 追加的に、連単倍率が全体の上位・下位15%ないし20%のサンプルに対しても分析を行った。これらの分析結果は、本文中に示した結果とそれほど変わっていない（非掲載）。加えて、(1)式に対して1株当たり純資産簿価の連単倍率、(9)式に対して1株当たり純資産簿価ないしアナリスト予想利益の連単倍率を用いた分析も追加的に行った。このうち、1株当たり純資産簿価を用いた場合の、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、1株当たり当期利益を用いた場合とそれほど変わっていなかった。これに対し、1株当たりアナリスト予想利益を用いた場合の、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、1株当たり当期利益を用いた場合と比べてやや低くなっていた（非掲載）。
- (16) 追加的に、連単倍率が0.8~1.2、0.85~1.15、0.9~1.1の間にあるサンプルに対しても分析を行った。これらの分析結果は、本文中に示した結果とほとんど変わっていない（非掲載）。
- (17) 追加的に、(10)式と(11)式の各連単比率を上位・下位10%、上位・下位15%、上位・下位20%に変化させて組み合わせた場合の(1)式による分析と、(10)式、(11)式、(12)式の連単比率をそれぞれ上位・下位10%、上位・下位15%、上位・下位20%に変化させて組み合わせた場合の(9)式による分析も行ったが、本文中に示した結果とおおむね変わっていない。また、(9)式の分析で用いる(10)式、(11)式、(12)式の変数の組み合わせを、(10)式・(12)式というように様々に変えた分析も行ったが、本文中の結果とそれほど変わっていない（非掲載）。
- (18) 追加的に、各連単比率の範囲が30%~70%、35%~65%にあるサンプルを連単近似サンプルとして、分析を行った。これらの分析結果は、本文中に示した結果とほとんど変わっていない（非掲載）。なお、分析に十分なサンプル数を確保できないため、連単比率の範囲を35%~65%からさらに狭めた連単近似サンプルに対する分析は行っていない。
- (19) なお、(1)式の分析結果において、1993年度・1995年度・2001年度における単独・連結当期利益の回帰係数が5%水準で有意でないことが判明している。このうち、1993年度の単独当期利益の回帰係数以外は、子会社保有数が上位15%ないし20%のサンプルにおいて有意になっていた。また、(9)式の分析結果において、1992年度・1993年度・1994年度・1995年度・1996年度における単独純資産簿価または単独・連結アナリスト予想利益の回帰係数が5%水準で有意でないことも判明した。このうち、1993年度の連結アナリスト予想利益の回帰係数以外は、上位15%ないし20%のサンプルにおいて有意になっていた。

- (20) なお、(1)式の分析結果において、1992年度・1993年度・1995年度の単独・連結当期利益の回帰係数が5%水準で有意でないことが判明している。これらの回帰係数は、連単比率を変えたサンプルにおいても有意になっていなかった。加えて、(9)式の分析結果において、1993年度・1994年度の単独・連結アナリスト予想利益の回帰係数が5%水準で有意でないことも判明した。このうち、1994年度の単独アナリスト予想利益の回帰係数以外は、連単比率を変えたサンプルにおいても有意になっていなかった。
- (21) なお、(1)式の分析結果において、1992年度・1993年度の単独純資産簿価または単独・連結当期利益の回帰係数が5%水準で有意でないことが判明している。このうち、1992年度の単独純資産簿価と単独当期利益の回帰係数以外は、連単倍率が上位・下位15%ないし20%のサンプルにおいても有意になっていなかった。また、(9)式の分析結果において、1992年度・1994年度・1995年度・1996年度・1997年度・1998年度の単独・連結純資産簿価または単独・連結アナリスト予想利益の回帰係数が5%水準で有意でないことも判明した。これらの回帰係数は、上位・下位15%ないし20%のサンプルにおいて有意になっていた。さらに、(1)式と(9)式の分析結果では、1998年度において連結決算情報よりも単独決算情報の株価説明力が高くなってはいたが、(9)式の上位・下位15%または20%のサンプルの分析結果においては、これが逆転していた。なお、1992年度の(1)式と(9)式における説明力は他の年度に比べて顕著に低く、かつ(1)式の単独純資産簿価と単独当期利益の回帰係数は(単独純資産簿価の回帰係数は10%水準で有意だが)共に5%水準で有意でないことが判明している。この原因の特定については、今後の研究課題としたい。
- (22) なお、子会社保有数に基づく連単近似サンプルに対する(1)式の分析結果において、1999年度の単独・連結純資産簿価の回帰係数が、また(9)式の分析結果において、1995年度・1996年度・1997年度・1999年度の単独・連結純資産簿価または単独・連結アナリスト予想利益の回帰係数が5%水準で有意でないことが判明している。これらの回帰係数は、子会社保有数が下位15%ないし20%のサンプルにおいて有意になっていた。また、連単比率に基づく連単近似サンプルの(1)式または(9)式の分析結果において、1996年度・1998年度・1999年度・2000年度の単独・連結純資産簿価の回帰係数が負または5%水準で有意でないことも判明している。このうち、1999年度の(1)式または(9)式の単独・連結純資産簿価の回帰係数、2000年度の(9)式における単独・連結純資産簿価の回帰係数以外は、連単倍率が0.8~1.2の間にあるサンプルにおいて正で有意になっていた。このような、純資産簿価の回帰係数が負または有意でない原因については、今後の研究課題になると言えよう。さらに、連単比率に基づく連単近似サンプルの(9)式の分析結果において、1998年度・2000年度における単独・連結純資産簿価の回帰係数が5%水準で有意でないことも判明している。これらの係数は、各変数の連単比率を変化させたサンプルでも有意になっていなかった。
- (23) (9)式における当期利益の回帰係数が負の値をとることを、Ohlson (2001) は予想している。これについて、Hand (2001, p.124) はその直感的解釈として、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。
- (24) この場合の経営者予想利益の増分説明力は、(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 $\text{Adj-}R^2$ 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 $\text{Adj-}R^2$ 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 $\text{Adj-}R^2$ 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広く用いられている。
- (25) 太田 (2002, 102頁) は、1979年から1999年までの延べ27,939個のアナリスト予想利益のうち、実に22,789個の予想が経営者予想利益と同一であることを示している。また、同一でない場合においても、アナリスト予想利益は経営者予想利益からあまり乖離していないことが伺えるとしている。

- (26) 年度別分析結果の注で述べてきた、追加的な分析を行ったサンプルも、本文中で述べたのと同様にプールして分析を行った。これらの分析結果は、本文中に述べた結果とあまり変わっていないかった（非掲載）
- (27) 年度別分析結果の注で述べてきた、追加的な分析を行ったサンプルも、本文中で述べたのと同様にプールして分析を行った。これらの分析結果は、本文中に述べた結果とあまり変わっていないかった（非掲載）
- (28) なお、連単倍率に基づく連単近似サンプルに対する(1)式と(9)式の分析結果においては、有意でない単独・連結純資産簿価の回帰係数が見出せる。しかし、連単倍率の範囲を変えた場合は、いずれの回帰係数も有意になっていた。
- (29) (1)式により分析した連単比率サンプルまたは連単比率に基づく連単近似サンプルに対し(9)式を、さらに(9)式により分析した連単比率サンプルまたは連単比率に基づく連単近似サンプルに対し(1)式を用いて分析を行ったところ、(9)式の株価説明力は(1)式を用いた場合と比べて、やや高いことが判明している（非掲載）
- (30) なお、各基準に基づき抽出された連単近似サンプルの重複の割合についても検証を行った。その結果、子会社数に基づく連単近似サンプルのうち、連単倍率に基づく連単近似サンプルと重複しているサンプルの割合はかなり低いが、連単比率に基づく連単近似サンプルと重複しているサンプルの割合はかなり高いことが判明した。また、連単倍率に基づく連単近似サンプルのうち、連単比率に基づく連単近似サンプルと重複しているサンプルの割合がかなり高いことも判明した。よって、子会社数と連単倍率以外の組み合わせでは、同じような連単近似サンプルが抽出される可能性が考えられる（非掲載）
- (31) 奥村・吉田（2000）は、連結ベースで推定した Ohlson のモデルに基づく企業価値を用いた投資戦略によるリターンが、簿価・時価比率を用いた投資戦略によるリターンを、1990年代の半ばごろにおいて上回っていることを見出している。

【参考文献】

- Barth, M. E., W. H. Beaver, and W. R. Landsman (1998), "Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 1-34.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, and W. R. Landsman (2001), "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, No. 1, pp. 77-104.
- Collins, D. W., E. L. Maydew, and I. S. Weiss (1997), "Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, No. 1, pp. 39-67.
- Dechow P. M, A. P. Hutton, and R. G. Sloan (1999), "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 26, Nos. 1-3, pp. 1-34.
- Easton, P. D. and T. S. Harris (1991) "Earnings as an Explanatory Variable for Returns," *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No. 1, pp. 19-36.
- Feltham, G. A. and J. A. Ohlson (1995), "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, pp. 689-731.
- Financial Accounting Standards Board (1991), Discussion Memorandum, *An Analysis of Issues Related to Consolidation Policy and Procedures*.
- Hand, J. R. M. (2001), "Discussion of 'Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective'," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 121-130.

- Kennedy, P. (1998), *A Guide to Econometrics*, Fourth edition, The MIT Press.
- Ohlson, J. A. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, pp. 661-687.
- Ohlson, J. A. (2001), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 107-120.
- Theil, H (1971), *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc.
- 石川博行 (2000) 『連結会計情報と株価形成』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」日本経営財務研究学会編『経営財務と情報』中央経済社, 77-110頁。
- 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』第142巻第1号, 75-87頁, および『会計』第142巻第2号, 108-120頁。
- 伊藤邦雄 (1999) 『グループ連結経営 新世紀の行動原理』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』第153巻第6号, 44-56頁。
- 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』第156巻第2号, 43-54頁。
- 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』第155巻第3号, 68-83頁
- 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』第40巻第3号, 85-109頁。
- 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』第158巻第3号, 46-60頁。
- 加古宜士 (2000) 「連結会計」『企業会計』第52巻第1号, 33-37頁。
- 川原淳次 (1995) 「連結決算のニューフロンティア」『企業会計』第47巻第1号, 104-110頁。
- 國村道雄 (1987) 「連結決算の資本市場における情報効果」『会計』第132巻第4号, 41-57頁。
- 桜井久勝 (1991) 『会計利益情報の有用性』千倉書房。
- 桜井久勝 (1998) 『財務会計講義 (第2版)』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』第151巻第4号, 29-41頁。
- 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・連結会計情報に関する日次分析」『企業会計』第37巻第11号, 86-91頁, および『企業会計』第37巻第12号, 68-75頁。
- 末政芳信 (1996) 「親会社利益と連結利益の比較分析」『会計』第149巻第1号, 128-147頁。
- 須田一幸 (2000) 『財務会計の機能 理論と実証』白桃書房。
- 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』第357号, 47-76頁。
- 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』第55巻第3号, 4-12頁。
- 野村健太郎 (2000) 『連結経営の衝撃』中央経済社。
- 野村健太郎 (2002) 「連結優位と時価測定」『税経通信』, 第53巻第11号, 25-31頁。
- 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[編著] (2000) 『連結会計入門 (第2版)』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」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』第53巻第1号, 110-112頁, および『企業会計』第53巻第2号, 94-96頁。
- 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』第54巻第8号, 51-58頁。
- 山地範明 (2000a) 「連結会計情報の企業価値関連性に関する実証研究」『会計』第157巻第6号,

30-42頁。

山地範明(2000b)『連結会計の生成と発展(増補改訂版)』中央経済社。