

# 連結情報と単体情報の株価関連性における モデル説明力の比較

## *Comparisons of explanatory powers in value-relevance between consolidated and parent-alone financial statements*

山形 武 裕(名古屋市立大学大学院 博士後期課程)

*Takehiro Yamagata*

三 澤 哲 也(名古屋市立大学大学院 教授)

*Tetsuya Misawa*

國 村 道 雄(名城大学大学院 教授)

*Michio Kunimura*

### 要 約

本稿は、連結情報と単体情報の株価関連性におけるモデル説明力の比較を試みた山形・國村（2003）の分析結果を再検証する。

連結主体のディスクロージャー制度は、2000年3月決算期からの本格導入が1997年2月に提案された。その意義を検証した山形・國村（2003）では、比較分析に際してモデル説明力を“決定係数”で測定した。これに対し本稿では、Gu（2004）の提案する“abnormal pricing errors”を用い、連結・単体情報の説明力比較を行った。その結果、連結モデルと単体モデルの説明力の差に注目した場合、1997年に両者に逆転が生じ、単体情報に比べ連結情報の説明力が高まっていた。次に、モデル選択の視点からVuong（1989）の“Z値”を用いて、モデル説明力の差に関して有意性を検証した。その結果、1997年に逆転が生じ、連結情報が単体情報を説明力において有意に上回っていることを改めて確認した。このように新たに試みた2つの分析でも山形・國村（2003）の結論と同様の結果が得られた。

### Summary

This paper examines the findings of Yamagata and Kunimura (2003), which compares the respective explanatory powers in value-relevance of consolidated financial statements and parent-alone financial statements.

On February 1997, the Japanese Accounting Standard Board announced a radical change of financial statements, including a switch of focus to consolidated disclosure from parent-alone disclosure after the fiscal year ending March 2000. Yamagata and Kunimura (2003) compared explanatory powers in value-relevance with an  $R^2$ -based measure on a yearly basis. In this paper, we also examined explanatory powers using an alternative measure that Gu (2004) investigated and named “abnormal pricing errors”. We find that the difference in value-relevance between consolidated and parent-alone financial statements is gradually decreasing and that the value-relevance of consolidated financial statements became greater than that of parent-alone financial statements after 1997. Additionally, we examined the Z-statistic of Vuong (1989) to test the significance of the distinction between the two models. We infer that the explanatory power of consolidated financial statements becomes significantly greater than that of parent-alone financial statements in 1997. These results are identical to those of Yamagata and Kunimura (2003).

## 1. はじめに

財務諸表が投資家にどの程度利用されているかを考察することは、重要かつ興味深い研究テーマである。投資家が企業の財務諸表を利用して当該企業の将来業績を予測すると考えれば、投資家の行動は市場で株価に反映される。ここに、株価と会計数値との連動性を見ることで財務諸表の利用価値を知ることができる。しかし、財務諸表は不変ではなく、経済の変遷や制度改正と共にその内実や形態は変貌する。財務数値が投資家に与える影響度も財務諸表の構造変化と共に変わり、財務諸表の利用価値を表象する株価関連性 (value-relevance) は時系列の変化として現れてくる。Collins, Maydew and Weiss (1997) や Francis and Shipper (1999) 等はアメリカにおいて value-relevance が時系列的にどのように推移しているかに焦点を当てた研究を行っている。彼らは、市場価値を会計変数で回帰した結果得られた決定係数 (以下  $R^2$  と表記する) を value-relevance の尺度とみなし、各年次の  $R^2$  の時間的推移を分析することで、value-relevance の変化を検証している<sup>1)</sup>。また、日本においても石川 (2000)、山形・國村 (2003) 等が、連結情報と単体情報の株価関連性の推移をこの尺度を用いて検証している<sup>2)</sup>。

しかしながら、ここ数年、この尺度に対する批判が提起されてきている。Brown, Lo and Lys (1999) は、回帰変数の scale factor を考慮に入れない  $R^2$  の比較は不可能であると指摘し、その対策として、各変数を scale factor で除することによりその問題点を取り除かれると提唱している。また、Gu (2004) はたとえ scale factor が存在しないとしても、 $R^2$  の構成要素である説明変数の標本分散はサンプルデータに依存するため、異なるサンプル間では  $R^2$  は比較不可能であると主張

している。Gu (2004) は  $R^2$  に代わる比較可能性のある手法として、pricing errors と解釈される残差の分散をもとに、scale effect の除去を意図した abnormal pricing errors の利用を提案している。

本稿では、 $R^2$  に基づく連結情報と単体情報の比較分析を行った山形・國村 (2003) をさらに進め、Gu (2004) の提案する abnormal pricing errors を用いた再検証を行う。山形・國村 (2003) では、連結主体のディスクロージャー制度の意義を検証するために、株価もしくはリターンが、連結情報・単体情報のいずれによりよく説明されるのかを時系列で比較分析した。その際に、連結・単体情報の説明力を比較する尺度として  $R^2$  を用いた。本稿では、まず、この比較分析を abnormal pricing errors という新しい尺度を用いて再度考察する。

abnormal pricing errors を用いることにより、連結・単体情報の説明力の優位性を時系列で検証することは可能になるが、その差に関する有意性の検証まではこの手法では判別できない。そこで次に、Vuong (1989) の Z 値を用いて、モデル選択問題の観点からそれぞれのモデル説明力の差に有意性を検証する。

## 2. $R^2$ の比較不可能性

本章では Gu (2004) に従い、 $R^2$  が比較不可能である論拠を示す。以下では古典的仮定を満たす次の単回帰モデルを仮定する。

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$$

ここで、 $\alpha$  と  $\beta$  は回帰モデルのパラメータ、 $\varepsilon$  は平均ゼロ、分散  $\sigma^2$  の攪乱項を示す。

回帰分析の残差を  $e_i$ 、観測数を  $n$  とすると、 $R^2$  は次のように定義される。

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\hat{\beta}^2 \sum (x_i - \bar{x})^2 + \sum e_i^2}$$

$$= 1 - \frac{\sum e_i^2 / (n-1)}{\left[ \hat{\beta}^2 \sum (x_i - \bar{x})^2 + \sum e_i^2 \right] / (n-1)}$$

ここで、パラメータ  $\hat{\beta}$  と残差の分散  $\hat{\sigma}_e^2$  ( $= \sum e_i^2 / (n-1)$ ) は古典的仮定が満たされる場合にモデルから推定される真の値である。しかし、説明変数の分散  $\hat{\sigma}_x^2$  ( $= \sum (x_i - \bar{x})^2 / (n-1)$ ) はサンプルデータに依存した値であり、 $R^2$  がサンプル固有の説明変数の分散に影響されることが見て取れる。この事実は、一定の母集団からサンプルがランダム抽出されなければ  $R^2$  は sample-sensitive であり、異なる集団から抽出されたサンプル間の  $R^2$  は比較困難であることがわかる。このように、比較するサンプル間において真の値  $\hat{\beta}$  及び  $\hat{\sigma}_e^2$  が等しく、本来なら同等の回帰式を反映する場合でも、説明変数の分散が異なると  $R^2$  は異なった値を算出する。このことから、異なる  $R^2$  の結果が、回帰式の真の変化によるものか、サンプリングの相違によるものかについて判断することが困難になる。

上記議論を踏まえて Gu (2004) は、 $R^2$  による比較分析の代替尺度として abnormal pricing errors を提案している。abnormal pricing errors は、会計研究において pricing errors と解釈される残差の分散を用いて、説明変数の scale effect を取り除いている。さらに、pricing errors が被説明変数の scale と運動することから、ベンチマークとなる pricing errors を控除して<sup>3)</sup>、被説明変数・説明変数の両方に関して比較可能な尺度を考案している。

### 3. 検証モデル

#### 3.1 山形・國村 (2003) の目的及び主要分析結果

次に、本稿で検討する山形・國村 (2003) について簡単に紹介する。山形・國村 (2003) は、日本の連結会計における制度拡充とその株価関連性を、 $R^2$  の観点から時系列的に比較検証している。連結財務諸表は制度化当初、有価証券報告書の添付書類という位置付けにしか過ぎず、その後随時行われた制度改正にもかかわらず、依然として単体決算中心主義は継続されていた。しかしながら、1997年2月に「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」の公開草案が提示され、会計ビッグバンの一環として、2000年3月期から連結決算中心主義へ移行されることにより、連結財務諸表が飛躍的に注目を集めることとなった。上記論文はディスクロージャー制度が、このように従来の単体主体から連結主体の財務諸表へと転換した意義を検証するために、連結情報・単体情報の株価関連性を比較検証している。

$R^2$  を用いて各情報の説明力比較を行った結果、連結財務諸表の制度化当初は単体情報が相対的に高い説明力を有していたものの、徐々にその差は縮まり、上記公開草案の公表直後である1997年3月期から、連結情報の説明力が単体情報を上回ったという結果が得られている。山形・國村 (2003) では、同一年度における連結・単体情報から得られた  $R^2$  の差 ( $\Delta R^2 =$  連結モデルの  $R^2 -$  単体モデルの  $R^2$ ) を時系列で検証したが、本稿では連結・単体情報から得られた各 abnormal pricing errors の差に着目して、その時系列推移を考察する。

#### 3.2 検証モデル

本稿で検証するモデルは、山形・國村 (2003)

におけるモデルと基本的に同一である。ただし、Brown, Lo and Lys (1999) の提起する scale effect を考慮に入れ、株価レベルモデルを予め scale 調整する。

モデル構築に当り、value-relevance の解釈は Francis and Shipper (1999) に依拠している。すなわち、財務諸表と投資家の利用する情報源に関連性があれば、財務諸表と市場価値にも関連性があると解釈し、企業価値に影響を与える情報をどの程度まで財務諸表が捉えているかで value-relevance を測定している。つまり、財務諸表と他の情報源（例えばアナリスト予測等）が補完的関係にあると考え、適時に捉われずに、株価に影響する情報を財務諸表が集約する能力と解釈する<sup>4)</sup>。本稿では value-relevance をこのように解釈し、各モデルを推定することによって、被説明変数（株価、市場調整リターン）に対し連結・単体情報の説明変数（会計変数）がどの程度説明力を有しているかを考察する。Easton (1999), Ohlson (1995) および Easton and Harris (1991) に依拠し、次のモデルを設定する。

(Levels model)<sup>5)</sup>

$$MV_{j,t}/MV_{j,t-1} = \delta_{0,t} + \delta_{1,t} BV_{j,t}/MV_{j,t-1} + \delta_{2,t} A_{j,t}/MV_{j,t-1} + \xi_{j,t} \quad (1)$$

(Changes model)<sup>6)</sup>

$$R_{j,t} = \rho_{0,t} + \rho_{1,t} \Delta EARN_{j,t} + \rho_{2,t} EARN_{j,t} + \nu_{j,t} \quad (2)$$

ここで、変数の定義は以下のとおりである。

$MV_{j,t}$ : t 期末企業 j の株式時価総額

$BV_{j,t}$ : t 期末企業 j の簿価自己資本

$A_{j,t}$ : t 期企業 j の経常利益

$R_{j,t} = [\Pi(\text{個別リターン} + 1) - \Pi(\text{市場リターン} + 1)]$

: (t-1) 年 4 月～t 年 7 月の 16 ヶ月市場調整リターン

$$\Delta EARN_{j,t} = EARN_{j,t} - EARN_{j,t-1}$$

$EARN_{j,t}$ : (t 期企業 j の経常利益)/(t 期首企業 j の株式時価総額)

また、利益変数には、特別損益による影響を排除するため経常利益を、かつ連結ディスクロージャー制度を直接反映させるために実績値を用いている<sup>7)</sup>。

## 4. サンプル

本稿で扱うサンプルは以下の要件を満たすものを対象としている。

- ・ 東証 1 部上場の製造業
- ・ 3 月決算で連結財務諸表を提出している企業
- ・ 決算期の変更がない企業年度
- ・ 1984 年から 2000 年までの決算期

さらに、極値の影響を取り除くために変数の両端 0.5% を除外し、合併存続企業においては合併資本金比率 10% 超に該当する合併企業年度を除外している。また会計数値、株価、リターンデータについてはそれぞれ「日経財務データ CD-ROM 一般事業会社版」、「株価 CD-ROM 2002」、「株式投資収益率 2001」から収集している。なお、合併企業については「商事法務」から 1999 年までの合併企業及び合併資本金を、「東証要覧 FACT BOOK」及び有価証券報告書からそれぞれ 2000 年の合併企業、合併資本金を収集している。以上の要件を満たすサンプルは、Levels model で 7,072 企業年度、Changes model で 6,417 企業年度であった。

## 5. 実証結果

### 5.1 abnormal pricing errors の時系列推移

abnormal pricing errors を計算する前に、まずは Levels model ((1) 式)、Changes model ((2)

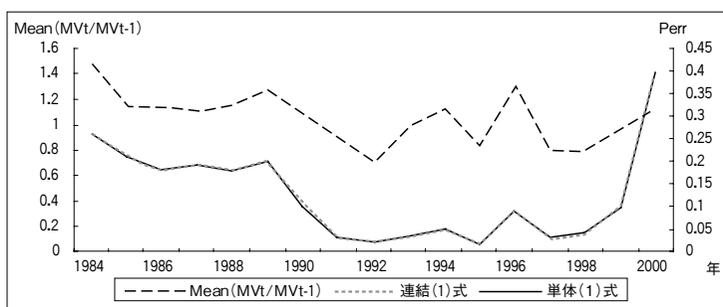


図1.1 Raw pricing errorsと被説明変数 ( $MV_{j,t}/MV_{j,t-1}$ ) の平均値の時系列推移 (Levels model)

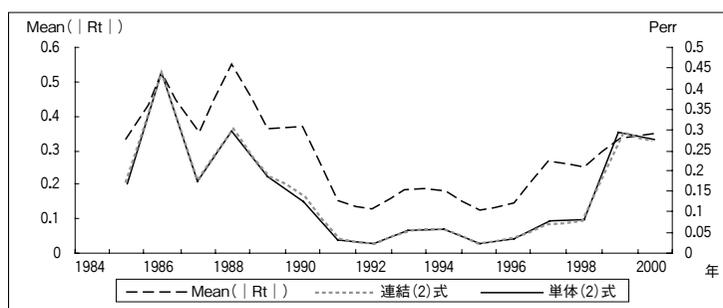


図1.2 Raw pricing errorsと被説明変数 ( $R_{j,t}$ ) (の絶対値) の平均値の時系列推移 (Changes model)

式)を推定し、残差の分散raw pricing errors ( $= \sum e_i^2/n$ ) (以下  $Perr$  と表記する) を算出する。この  $Perr$  は、各モデルの連結・単体情報に基づく年次の回帰式から得られる。その結果は各々図1.1、図1.2のとおりである。連結・単体情報からの  $Perr$  と共に、モデルごとの被説明変数の平均値も図示している。図から概観できるように、 $Perr$  は被説明変数と明らかに連動している。そこで、このscale effectを控除するためにGu(2004)の推奨する abnormal pricing errors (以下  $APerr$  と表記する) を用いることにする。それは、Gu (2004) から

$APerr = Perr - \text{ベンチマークとなる } Perr$  (以下  $BPerr$  と表記する)

で与えられる。山形・國村 (2003) は連結・単体情報の株価関連性の差に着目しているため、分

析対象としては両者の  $APerr$  の差、すなわち

$$\begin{aligned} \Delta APerr &= \text{連結モデルの } APerr - \text{単体モデルの } APerr \\ &= (\text{連結モデルの } Perr - \text{連結モデルの } BPerr) \\ &\quad - (\text{単体モデルの } Perr - \text{単体モデルの } BPerr) \end{aligned}$$

を用いる。

次に、 $APerr$  を求めるために、 $Perr$  に対応する  $BPerr$  を算出する<sup>8)</sup>。さらに、各年次回帰式において、 $Perr$  から被説明変数 (の絶対値) のscaleに応じた  $BPerr$  を控除すると、 $APerr$  が計算される<sup>9)</sup>。この手順を各モデルの連結・単体情報に対して行い、最後に同じ年度の連結モデルの  $APerr$  から単体モデルの  $APerr$  を控除して当該年度の  $\Delta APerr$  が得られる。

$\Delta APerr$  の結果は Levels model が図2.1に、Changes model が図2.2に示されている。図から

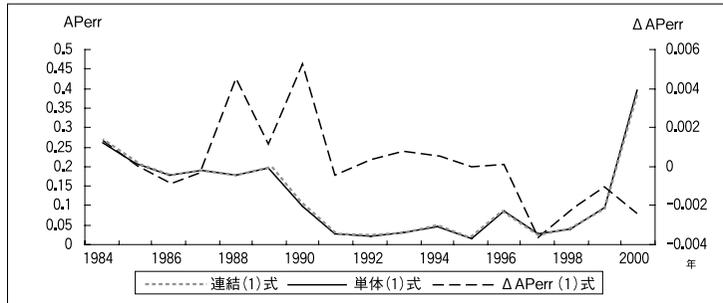


図2.1 Δ abnormal pricing errorsの時系列推移 (Levels model)

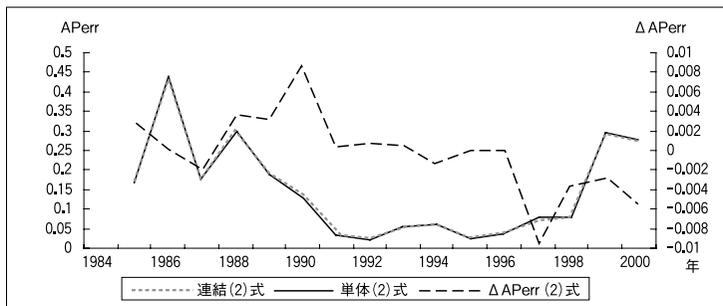


図2.2 Δ abnormal pricing errorsの時系列推移 (Changes model)

観察されるように、どちらのモデルでも  $\Delta APerr$  は時間と共に減少傾向にあり、1997年に最小となっている。これは、連結情報の株価関連性が年々上昇し、「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」の公開草案が公表された1997年に最高値を示した山形・國村（2003）と一致した結果である。また、被説明変数（の絶対値）の平均値との相関係数は、 $Perr$ では0.65~0.89あったが、 $\Delta APerr$ ではLevels modelが0.58、Changes modelが0.49と各々弱まっている<sup>10</sup>。したがって、 $\Delta APerr$ を株価関連性の尺度として用いることの正当性が裏打ちされる。また改めてその時系列変化を推定するために、次式を回帰する。

$$\Delta APerr = \gamma_0 + \gamma_1 Year + \zeta_t$$

ここで、変数の定義は以下のとおりである。

Year：初年を1とするタイム・トレンド

結果は表1のように、Levels modelでは  $\gamma_1 = -0.00034$  (t値：-2.848)、Changes modelでは  $\gamma_1 = -0.00072$  (t値：-3.609) と時系列的に減少しており、連結情報の株価関連性が年々高まっている傾向が見られる。

最後に、本稿で扱ったサンプルを用いて  $\Delta R^2$  と  $\Delta APerr$  を比較検証する。ただし、 $\Delta R^2$  と

表1 Δ abnormal pricing errorsの時系列推移

$$\Delta APerr = \gamma_0 + \gamma_1 Year + \zeta_t$$

	$\gamma_0$	$\gamma_1$
$\Delta APerr(1)式$	0.00389 (3.225)*	-0.00034 (-2.848)*
$\Delta APerr(2)式$	0.00686 (3.553)*	-0.00072 (-3.609)*

Year：初年を1とするタイム・トレンド

括弧内はt値を示し、\*は1%水準で有意であることを意味する。

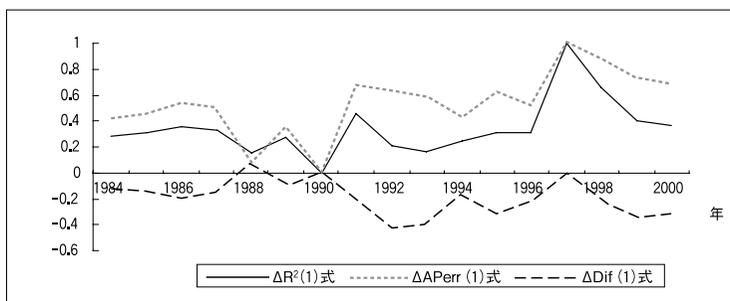


図3.1  $\Delta R^2$ と $\Delta$  abnormal pricing errorsの比較 (Levels model)

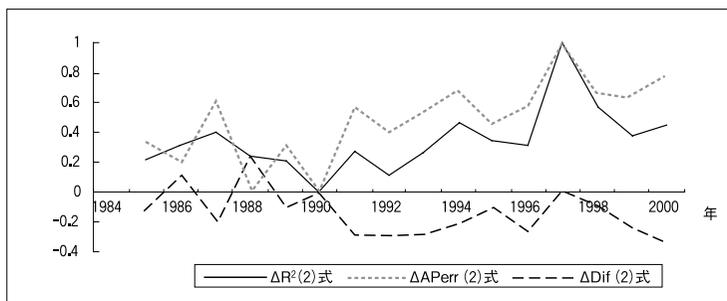


図3.2  $\Delta R^2$ と $\Delta$  abnormal pricing errorsの比較 (Changes model)

$\Delta APerr$ をそのままでは比較できないため、分析期間において $\Delta R^2$ を[最小値, 最大値]が[0,1]となるように変換し、さらに $\Delta R^2$ とは逆に解釈される $\Delta APerr$ を[最小値, 最大値]が[1,0]となるように調整する。

$\Delta R^2$ と $\Delta APerr$ を基準化した結果、図3.1、及び図3.2のようになった。図3.1がLevels model、図3.2がChanges modelであるが、2つのモデルとも似通った推移を辿っている。また、 $\Delta R^2$ と $\Delta APerr$ の相関係数が、Levels modelでは0.83、Changes modelでは0.79と高いことから、両尺度の結果が類似していることがわかる<sup>11)</sup>。

以上、Gu (2004) の提案する代替尺度 abnormal pricing errorsの観点から、山形・國村(2003)を再検討してみたが、分析結果にそれほどの差異は見られず、結論に変更はなかった。

## 5.2 モデル選択問題からの再検証

これまで検討してきたように、abnormal pricing errorsを用いることにより、連結・単体情報の説明力を時系列で比較することは可能になったが、一方の説明力が他方を上回った場合でもその差が有意であるとは限らない。本稿で検討したモデルは、同一の被説明変数に基づき、連結・単体情報の異なる説明変数からなる2つのモデルを比較することに主眼を置いている。そのため、2つのモデル説明力の差に関して有意性を検定する場合、モデル選択の議論を適用することが可能である。

一般にモデル選択を統計的に扱う場合、AICやSIC等の情報量基準がよく用いられる。それらはいずれもカルバック＝ライブラー情報量基準（以下KLICと表記する）を前提としており、その推定量である尤度比統計量を基礎としている。しか

しながら、KLICの推定値を与える尤度比統計量自体はモデル選択の尺度として適当だが、モデルの定式化に誤りがある場合、必ずしも本来、尤度比統計量が従うべき $\chi^2$ 分布とならないことが知られている。会計研究で扱われる回帰分析の場合、その低い $R^2$ を見ても検証モデルに定式化の誤りがあることが十分考えられるので、そのような場合でも尤度比統計量の代用となり得るVuong (1989) のZ値をここでは用いることにする。本稿で扱う検証モデルが非入れ子型であるため、VuongのZ値は競合するモデルのどちらか一方が、必ずしも正しく定式化されていることを条件とせず、標準正規分布に従うことになる<sup>12)</sup>。したがって、この尺度を用いて年度別のモデル説明力を比較することにより、どの年度の説明力が有意に他のモデルを上回っているかを検証することが可能となる。

結果は表2のとおりである。参考のため、VuongのZ値と共に $\Delta R^2$ 及び $\Delta APerr$ も表示し

ている。どちらのモデルでも、1997年にVuongのZ値は1%水準でプラスに有意 (Levels modelではZ値=3.50、Changes modelではZ値=4.54) となっており、株価、リターンを説明する上で単体モデルよりも連結モデルを有意に支持していることがわかる。また、1997以前にプラスで有意になっている年度はなく、さらに1990年はLevels modelでZ値=-2.90、Changes modelでZ値=-1.85とマイナスで有意になっている<sup>13)</sup>。

以上のとおり、VuongのZ値を用いても山形・國村 (2003) の結論と首尾一貫する結果が得られた。つまり、分析期間の当初は単体情報が相対的に高い説明力を有していたが、徐々にその差は縮まり、1997年から連結情報の説明力が単体情報を上回ったという結論が裏付けられた。さらに $\Delta R^2$ 及び $\Delta APerr$ との結果と比較しても、概ね同様の結果が得られており、連結・単体情報のモデル説明力を比較する際に、モデル選択問題の観点から考慮することは、矛盾せずにその差の有意

表2 Vuong (1989) のZ値との比較

year	(Levels Model)				(Changes Model)			
	観測数	$\Delta R^2$	$\Delta APerr$	Z値	観測数	$\Delta R^2$	$\Delta APerr$	Z値
1984	209	-0.004	0.002	-0.290				
1985	223	0.000	0.002	-0.037	207	-0.014	0.003	-0.928
1986	237	0.005	0.001	0.378	222	0.000	0.006	-0.015
1987	259	0.002	0.001	0.414	232	0.012	-0.001	0.647
1988	327	-0.022	0.006	-2.004**	259	-0.010	0.010	-0.288
1989	380	-0.006	0.003	-0.849	329	-0.015	0.004	-1.293
1990	408	-0.042	0.007	-2.904***	375	-0.044	0.009	-1.850*
1991	425	0.018	-0.001	1.331	406	-0.006	-0.001	-0.220
1992	441	-0.014	0.000	-0.987	425	-0.028	0.002	-1.499
1993	455	-0.019	0.000	-1.416	435	-0.007	0.000	-0.555
1994	459	-0.009	0.002	-0.946	448	0.021	-0.003	1.484
1995	521	0.000	0.000	-0.035	453	0.004	0.001	0.326
1996	525	-0.001	0.001	-0.616	514	-0.001	-0.001	-0.039
1997	538	0.089	-0.004	3.504***	523	0.096	-0.009	4.544***
1998	548	0.045	-0.003	2.469**	536	0.035	-0.002	1.790*
1999	542	0.010	-0.001	1.256	528	0.009	-0.002	0.971
2000	575	0.006	-0.001	1.433	525	0.020	-0.005	2.492**

\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%の水準でそれぞれVuong (1989) のZ値が有意であることを意味する。ここで、VuongのZ値は2つの非入れ子型モデルに対して、説明力の差に有意性を検定するために用いている。

性を検証できることが窺える。

## 6. 結論

本稿では、 $R^2$ の比較不可能性に対してGu (2004) が提案したabnormal pricing errorsを用いて山形・國村 (2003) を再検討した。先行論文において、連結情報と単体情報に対する株価関連性の説明力比較を行ったが、その際に「連結モデル説明力と単体モデル説明力の差」を対象とした $\Delta R^2$  (=連結モデルの $R^2$  - 単体モデルの $R^2$ )の時系列推移を分析していた。本稿では $\Delta APerr$  (=連結モデルのabnormal pricing errors - 単体モデルのabnormal pricing errors)を新たな尺度として再度分析を行った結果、山形・國村 (2003) の主要な分析結果の正当性が再確認された。

また、モデル選択問題からのアプローチでは、VuongのZ値を用いて「連結モデル説明力と単体モデル説明力の差」に関する有意性の検定を行った。VuongのZ値は、1997年にプラスで有意な値を示し、それまでの年度とは異なり、同年に初めて連結情報の説明力が有意に単体情報を上回ったことが窺える結果となった。これは、同年2月の「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」の公開草案公表を転機に、連結情報と単体情報の説明力に逆転が生じた山形・國村 (2003) の結論を裏付けるものである。

最後に、本稿で主として扱ったGu (2004) の提案によるabnormal pricing errors アプローチについて注意と課題をいくつか述べておく。一つは、 $R^2$ に限らずサンプル依存の統計的指標は比較困難であり、例えばF値やt値も比較にあたり注意を要しなければならないということである。もちろん、これらの統計量はその本質である有意性の検定には適しているが、範疇に含まれない値

自体の比較は意義が乏しくなっている。

次に、abnormal pricing errorsの精緻性の問題がある。abnormal pricing errorsはscale factorを考慮してはいるが、一括してraw pricing errorsからベンチマークとなるpricing errorsを控除しているため、厳密には観測値個々のレベルで検討されていない。確かに、観測値個別にabnormal pricing errorsを算定すると、異常値により結果が歪められる可能性を排除できない。それならば、変動係数等に見られるようにある程度scale effectを緩和したpricing errorsを算定することが可能であり、未だpricing errorsの尺度を考慮する余地は残されたままとなっている<sup>14)</sup>。

### 《注》

- 1) 本稿で用いている $R^2$ はすべて $\bar{R}^2$ (自由度修正済み決定係数)である。
- 2) 日本における連結情報と単体情報の株価関連性の比較に関しては、他に井上 (1998)、山地 (2000) を参照。
- 3)  $R^2$ も被説明変数のscale effectを緩和するために、残差の分散 ( $\sum e_i^2 / (n-1)$ ) を被説明変数の分散 ( $\sum (y_i - \bar{y})^2 / (n-1)$ ) で除しているが、上記議論から適切なデフレーターであるとは言い難い。また、デフレーターの使用は、適切な変数に対しては線形関係を取り除くことができるが、線形関係にない場合、逆により極端な異常値を発生させる原因にもなり、結果を左右しかねない問題へと展開する可能性がある。
- 4) value-relevanceの解釈として、利益変数には財務諸表数値である実績値の代わりに、次期の予想利益を用いることも考えられる。Ohlson (2001) は、実績利益に含まれない情報 (other information) が重要であり、次期の期待利益としてアナリスト予測等を用いる必要性を述べている。確かに次期の予想利益には、将来の企業価値が含まれており、適時性の点で実績利益よりも優っている。しかし、本稿では財務諸表自体の価値に重点を置いているため、実績利益を用いている。監査が義務付けられている財務諸表には、信頼性の観点から、他の情報源の質を改善させる働きがあると期待される。その補完的關係を考慮した上で、たとえば他の情報源に先行されたとしても、長いタイムスパンのもとでその情報が投資家に利用されている限り、財務諸表には先行情報と同様に市場価値との関連性があると考えられる。
- 5) モデルの定式化に関しては、Ohlson (1995) の (1) 式、及びEaston (1999) の (4) 式を参照。

6) モデルの定式化に関しては、Easton and Harris (1991) の (9) 式を参照。

7) 本稿では、利益変数に安定的な企業業績を示す経常利益を用いている。経常利益は、日本におけるその注目度の高さから、株価関連性の時系列的推移を捉える上で、連結・単体を問わずに頑健性の強い結果が期待されるだろう。しかしながら、通常はクリーン・サープラス関係から、利益変数には当期純利益が考えられる。さらに、Ohlson (1999) は株価関連性を解釈する際、厳密に言えば、一時的利益がモデルの一部に加えられる必要性について言及している。これらの観点から、本稿で用いた経常利益変数にはさらなる改良の余地が残っている。本稿では、山形・國村 (2003) の再検証を目的としているため、これらの問題点については今後の検討課題としたい。

8)  $BPerr$  は、各年次の回帰式から得られた残差を1つにプールし、被説明変数 (の絶対値) のscaleに応じて10個のデシルを形成した後、各デシル内で  $\sum e_i^2/n$  として計算される。

9) Gu (2004) では、被説明変数 (の絶対値) のscaleに対応した  $BPerr$  を割り当てているが、本来なら被説明変数の分散のscaleに応じて割り当てられるべきものだと考えられる。回帰分析の残差  $e_i = y_i - \hat{y}_i$  に対し、この期待値をとると、 $E(e_i) = E(y_i) - E(\hat{y}_i) = \bar{y} - \bar{y} = 0$  と表されるが、残差の2乗  $e_i^2$  は  $\chi^2$  分布に従うため、その分布は平均値周りに密集する。したがって、残差の分散は被説明変数のscaleのみならず、その平均値のscaleにも依存することになる。これは、あるサンプルにおける被説明変数 (の絶対値) の平均値は小さいが、被説明変数の分散が大きい場合には  $BPerr$  が過小となり、結果的に  $APerr$  が過大となることを意味する。しかし、本稿で扱ったサンプルに与える影響は軽微であったため、このまま Gu (2004) の手法を踏襲している。

10) しかし、連結・単体個別の  $APerr$  と被説明変数 (の絶対値) の平均値との相関は僅かながら減少したに過ぎず、Changes model では0.8以上の相関が依然残ったまとなつている。Gu (2004) は、 $R^2$  の問題点として被説明変数のscale effectよりも、説明変数の分散に重点を置いている。そのため、単一年度においては  $Perr$  から  $BPerr$  が一括して控除され、個々の観測値に対しては同じベンチマークが割り当てられている。本稿では  $\Delta APerr$  を尺度としているため、連結モデルの  $Perr$  から単体モデルの  $Perr$  が控除されている。つまり、連結モデルに対して単体モデルの観測値がベンチマークの役割を果たしている。したがって、両モデルに共通する被説明変数のscale effectが個々の観測値単位で排除され、被説明変数 (の絶対値) の平均値と  $\Delta APerr$  との相関が大きく減少したと考えられる。

11) しかし、連結モデルと単体モデルの差をとらずに両モデルを個別に検証した場合、 $R^2$  と  $APerr$  との間に重要な差異が観察された。これは、特に近年見られたサンプルの説明変数の変動が  $R^2$  を誤った方向へと導き、比較を困難にしていると考えられる。

また、 $\Delta R^2$  と  $\Delta APerr$  の関係式は次のように表すことができる。

$$\Delta R^2 = - \frac{\Delta APerr + (\text{連結モデルの } BPerr) - (\text{単体モデルの } BPerr)}{\sum (y_i - \bar{y})^2 / (n-1)}$$

したがって、厳密には被説明変数の分散と両モデルの  $BPerr$  が  $\Delta R^2$  と  $\Delta APerr$  の差異に影響を与える要因となっている。つまり、 $BPerr$  を考慮しなければ、その差異は主として被説明変数の分散に依存し、ある程度の時系列推移は近似するが、尺度そのもの大きさには違いが現れることになる。ただし、本稿で対象としたサンプルでは、それらの影響が先行研究の結論を変えるほど大きくなかったと考えられる。

12) Vuong (1989) は、Z値を算出するために尤度比統計量をその標準偏差で除し、さらに観測値で調整している。

13) 連結情報の説明力が、1997年に有意に単体情報を上回ったという分析結果から、その後も継続的に有意性の検出が期待された。しかしながら、1999年はどちらのモデルも有意な結果が得られなかった。その理由としては、説明変数の標準偏差が異常に大きくなっており、連結・単体情報の両モデルにおいて説明力が低くなったため、有意性が検出されるほどその差が大きくなるはならなかった可能性がある。

14) Gu (2004) も変動係数のようにpricing errorsを標準化することに関して触れているが、残差の標準偏差と被説明変数 (の絶対値) の平均値が線形関係にないとして、この問題を扱っていない。平均値周りで観測値が集中しているために明瞭な関係は窺えないが、 $e_i = y_i - \hat{y}_i$  から被説明変数 (の絶対値) の平均値で標準化することが簡単な対処策であると考えられる。その2乗でpricing errorsを除した値を尺度として用いた結果、結論に変更はなかったが、被説明変数 (の絶対値) の平均値との相関がどちらのモデルでも0.6以下となり、scale factorの観点からは大幅な改善が見られた。

#### 《参考文献》

- Brown, S., K. Lo, and T. Lys, 1999, "Use of  $R^2$  in Accounting Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.28, No.2, pp83-115.
- 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, pp39-67.
- Easton, P.D. and T.S. Harris, 1991, "Earnings as an Explanatory Variable for Returns", *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.1, pp19-36.
- Easton, P.D., 1999, "Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data", *Accounting Horizons*, Vol.13, No.4, pp399-412.
- Francis, J. and K. Schipper, 1999, "Have Financial Statements Lost Their Relevance?", *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.2, pp319-352.
- Gu, Z., 2004, "Across-sample Incomparability of  $R^2$ s and Additional Evidence on Value Relevance Changes Over Time,

Working paper Carnegie Mellon University.

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—」、『會計』、第153巻第6号、pp44-56。

石川博行、2000、『連結会計情報と株価形成』、千倉書房。

Ohlson, J.A., 1995, "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp661-687.

Ohlson, J.A., 1999, "On Transitory Earnings", *Review of Accounting Studies*, Vol.4, No.3-4, pp145-162.

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.

Vuong, Q.H., 1989, "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses", *Econometrica*, Vol.57, No.2, pp307-333.

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』、No.4、pp21-32。

山地範明、2000、『連結会計の生成と発展』、中央経済社。