

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

Changes in value-relevance of consolidated financial statements around the accounting big-bang period in Japan

山形 武裕 (名古屋市立大学大学院経済学研究科)

Takehiro Yamagata

國村 道雄 (名古屋市立大学大学院経済学研究科)

Michio Kunimura

要約

1997年2月に、企業会計審議会は『連結財務諸表制度の見直しに関する意見書』の公開草案を提示し、従来の単体主体から連結主体の財務諸表制度への転換、連結範囲の拡大及び連結会計手続きの充実を提案した。その年の6月には意見書が大蔵省に提出されて一気に制度化が進められ、2000年3月決算期から実施に移された。本稿では、この連結主体のディスクロージャー制度の意義を1984年3月期から2000年3月期までの17年間を対象に、東証1部3月決算企業7,073のサンプルで検証する。主要な分析結果は3つである。第1に、1984年から単体情報が連結情報より説明力が高かったが、徐々にその差は縮まり、石川(2000)と異なり、公開草案提案後の1997年以降、連結情報が単体情報の説明力を上回るという結果が得られた。第2に、経常利益の連単倍率で分割したところ、連結情報が単体より大きい連単倍率上位1/3サンプルでは、公開草案提案後の1997年から2000年の制度化直後まで連結情報が顕著に優位な結果が得られた。最後に、Chowテストを行ったところ1997年に転換期が起こったという結果を示した。

Summary

On February 1997, the Business Accounting Deliberation Council presented the Draft on "Opinion Concerning Revision of the Consolidated Financial Statement System," and the opinion officially published at June 1997. It recommends a radical revision of the system of consolidated financial statements, including a switch of focus to consolidated disclosures from single-entity disclosure, expansion of the scope of the consolidation and changes in consolidation procedures. The new system rapidly enforced from the fiscal year ending March 2000. This paper investigates changes in value-relevance of consolidated financial statements on 7,073 firm-year sample on the 1st Section of Tokyo Stock Exchange during seventeen years from 1984 to 2000.

We report three primary findings. First, the difference in value-relevance between parent-alone financial statements and consolidated financial statements is gradually decreasing since 1984, and contrary to Ishikawa(2000), the value-relevance of consolidated financial statements become greater than those of parent-alone after 1997 presented the Draft. Second, dividing sample by the ratio of consolidated to parent-alone on income before income taxes, we find that the value-relevance of the upper one-third group of consolidated financial statements is remarkably greater than those of parent-alone after the Draft and continuing by 2000. Finally, the Chow test shows a structural breakpoint at 1997.

1. はじめに

日本において連結財務諸表制度は、1975年6月に企業会計審議会から公表された『連結財務諸表制度の制度化に関する意見書』に基づき、1977

年4月以降開始する事業年度から導入された。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なかった連結財務諸表も、その後随時見直しが行われ、その立場を徐々に改善しつつあったが、依然として単体決算中心主義を前提

にしてのことでしかなかった。しかし、2000年3月期から会計ビッグバンとして連結主体のディスクロージャー制度が適用され、連結決算と単体決算は劇的にその立場を逆転することになる。では何故、2000年という時期にそのような見直しが行なわれたのか。その意味を測る上で、連結・単体両財務諸表の会計情報と市場価値との関連性が、制度の変遷と共に時系列的にどのような変化を辿ったかを分析することが本稿の主題となる。

また、同様の先行分析として石川（2000）は、Ohlsonモデルを用いた予測利益情報による分析手法に依っている。しかし、予測情報は財務諸表それ自体の価値ではなく、本稿の目的である制度との相互作用性を見る上で連結・単体両財務諸表の比較分析には適していない。そこで、本稿では実績数値をモデルに当てはめている。手法として、Francis & Schipper（1999）で用いられた説明力テストに基づき、連結・単体決算の会計情報と市場価値との関連性を回帰式の説明力（決定係数）で測定し、その年度別クロスセクション分析から得られた結果を連結情報と単体情報の差に着目して時系列的に検証する。

次に、連結情報の相対的な説明力が増加しているのであれば、どのような企業でその傾向が顕著に現れるのかに焦点を当てる。サンプルを分割する基準としては経常利益の連単倍率を用いている。連単倍率＝連結/単体で表され、連単情報に乖離がなければ連単倍率＝1をとり、乖離が拡大するほど1から遠ざかる。また、経常利益の連単倍率をとることで年度間の変動をより検出できると共に、そのために単体からだけでは予測しきれない連結固有の情報が含まれると考えられる¹⁾。経常利益の連単倍率に応じて連単乖離サンプルを構成し、その下位1/3サンプルと上位1/3サンプルにおいて上記分析を繰り返し行う²⁾。

最後に、連結情報と単体情報の株価関連性にお

いて、時系列的に見て両者の関係が著しく変化した時点を繰り返し推定によるChowテストで検定する。

2. 検証モデル

Francis & Schipper（1999）はvalue-relevanceの解釈として4つを挙げている。本稿では第4の解釈、即ち、会計情報と市場価値との関連性が会計情報と投資家の利用する情報との関連性のみを意味するという立場に依っている。つまり、アナリスト予測等の他の情報源との関係を補完的と捉えることで、株価との関連性を適時性に関係なく、財務諸表が株価に影響する情報を要約する能力として解釈している³⁾。従って、基本となるモデルはFrancis & Schipperの2つの説明力モデルに依拠している。1つはストック変数を用いた簿価自己資本及び利益モデルであり、もう1つはフロー変数を用いた利益モデルである。また、それぞれのモデルにおいて経常利益と特別損益控除前利益（＝税引後純利益－特別利益＋特別損失）を比較検証するため、両利益を別々にモデルに組み入れている。従って、全部で4つの回帰式を推定することになる。

第1の回帰式として、株価を説明する簿価自己資本及び経常利益の能力（簿価自己資本及び利益モデル1）を採り上げる。経常利益を利益変数として用いたのは、日本国内における経常利益の注目度が高いことと、特別損益控除前利益との比較の2点が挙げられる。推定する回帰式は次の通りである。

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

$MV_{j,t}$: t期末企業jの株価

$BV_{j,t}$: t期末企業jの1株当たり簿価自己資本

$AL_{j,t}$: t期企業jの1株当たり経常利益

第2の回帰式は、簿価自己資本及び利益モデル2として利益変数に特別損益控除前利益を当てはめている。特別損益控除前利益モデルによる回帰式は以下で示す。

$$MV_{j,t} = \delta_{0,t} + \delta_{1,t} BV_{j,t} + \delta_{2,t} A2_{j,t} + \xi_{j,t} \quad (2)$$

$A2_{j,t}$: t期企業jの1株当たり特別損益控除前利益

第3の回帰式は、市場調整リターンを説明する経常利益の能力（利益モデル1）を推定する。リターンは、連結決算発表の平均所要日数が1980年代前半において100日超だったことから、16ヶ月のウィンドウを用いている。

$$R_{j,t} = \rho_{0,t} + \rho_{1,t} \Delta EARN1_{j,t} + \rho_{2,t} EARN1_{j,t} + v_{j,t} \quad (3)$$

$R_{j,t}$: $[\Pi(\text{個別リターン}+1) - \Pi(\text{市場リターン}+1)]$: (t-1)年4月～t年7月の16ヶ月市場調整リターン

$\Delta EARN1_{j,t}$: $EARN1_{j,t} - EARN1_{j,t-1}$

$EARN1_{j,t}$: (t期企業jの1株当たり経常利益) / (t期首株価)

最後の回帰式は、利益モデル2として以下のよう表す。

$$R_{j,t} = \rho_{0,t} + \rho_{1,t} \Delta EARN2_{j,t} + \rho_{2,t} EARN2_{j,t} + v_{j,t} \quad (4)$$

$\Delta EARN2_{j,t}$: $EARN2_{j,t} - EARN2_{j,t-1}$

$EARN2_{j,t}$: (t期企業jの1株当たり特別損益控除前利益) / (t期首株価)

3. サンプル

分析対象となるサンプルは東京証券取引所第1部上場企業の内、業種は製造業に限定する。これを満たす企業で1984年から2000年までの3月期決算企業であることを前提とする⁴⁾。なお、連結

決算制度が導入された1978年から1983年まではサンプル数が極端に少ないためこの期間を含まない。また普通額面株式50円を基調とし、これ以外の株式は50円株と同等になるよう調整する必要があるため当該変数を修正する。さらに、結果の精度を増すために変数の両端各0.5%を除外、及び合併存続企業において合併資本金比率10%超に該当する企業の合併年度のサンプルを除いている⁵⁾。合併年度のサンプルを削除しているのは、特に利益に関するモデルで利益と市場価値との相関が弱く、市場価値が利益外の要因に強く影響を受けていると推察されたからである⁶⁾。

以上の要件を満たすサンプルは、全体サンプルで簿価自己資本及び利益モデルは1984年の209社から2000年の575社までの延べ7073個、利益モデルで1985年の207社から2000年の525社の合計6417個のサンプルであった。全体サンプルの記述統計量、及び相関係数はそれぞれ表1、2に示している。また、財務データを『日経財務データCD-ROM 一般事業会社版』から、株価データを『株価CD-ROM 2002』から、リターンデータを『株式投資収益率 2001』からそれぞれ入手している。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年の合併企業名、合併資本金を収集した。

4. 分析結果

4.1 全体サンプルによる分析結果

全体サンプルにおける簿価自己資本及び利益モデル1の結果は表3の通りである。年度別のクロスセクションの結果と共に、最下段にパネルでの結果を示している。 $\Delta \text{adj.R}$ (=連結のadj.R - 単体のadj.R)は連単の説明力の差を表しているが、

表1 各変数の記述統計量

連結	A1	A2	EARN1	Δ EARN1	EARN2	Δ EARN2	BV	MV	R
平均値	46.300	22.720	0.045	0.001	0.021	0.002	469.425	938.550	0.028
メディアン	31.956	16.873	0.045	0.000	0.023	0.000	368.296	710.000	-0.040
最大値	489.178	269.305	0.427	0.455	0.498	0.454	2940.379	7560.000	7.105
最小値	-96.584	-150.639	-0.383	-0.400	-0.496	-0.391	-2.918	95.000	-1.021
標準偏差	57.729	33.665	0.054	0.043	0.043	0.039	375.979	825.858	0.434
サンプル数	7073	7073	7073	7073	7073	7073	7073	7073	7073
単体	A1	A2	EARN1	Δ EARN1	EARN2	Δ EARN2	BV	MV	R
平均値	39.551	21.345	0.038	0.000	0.021	0.002	446.394	938.550	0.028
メディアン	27.693	15.864	0.038	0.000	0.022	0.000	354.483	710.000	-0.040
最大値	350.054	289.166	0.354	0.430	0.478	0.441	2712.094	7560.000	7.105
最小値	-75.250	-107.997	-0.516	-0.590	-0.516	-0.590	23.062	95.000	-1.021
標準偏差	48.056	28.122	0.045	0.038	0.037	0.036	348.691	825.858	0.434
サンプル数	7073	7073	7073	7073	7073	7073	7073	7073	7073

$A1_{j,t}$: 1株当り経常利益

$A2_{j,t}$: 1株当り特別損益控除前利益 (=税引後純利益 - 特別利益 + 特別損失)

$EARN1_{j,t}$: (1株当り経常利益) / (株価)

$\Delta EARN1_{j,t}$: $EARN1_{j,t} - EARN1_{j,t-1}$

$EARN2_{j,t}$: (1株当り特別損益控除前利益) / (株価)

$\Delta EARN2_{j,t}$: $EARN2_{j,t} - EARN2_{j,t-1}$

$BV_{j,t}$: 1株当り簿価自己資本

$MV_{j,t}$: 株価

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

: (t-1) 4月 ~ t年7月の16ヶ月市場調整リターン

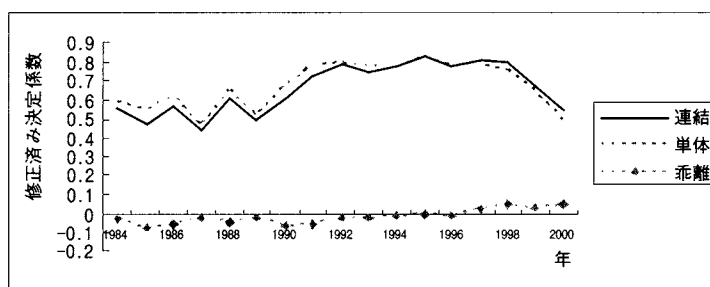


図1 簿価自己資本および利益モデル1 (修正済み決定係数) の時系列推移

時系列的に上昇している傾向が窺える⁷⁾。また、これをグラフで表したのが図1である。この結果から、1984年当初から単体情報が相対的に高い説明力を有していたが、徐々にその差が縮まり

1997年に連結情報の説明力が上回る逆転現象が起きているのがわかる。1997年3月決算期といえ、その前年6月に企業会計審議会第一部会・同委員会から『連結財務諸表を巡る論点の整

表2 各変数間の相関係数

連結									
	A1	A2	EARN1	Δ EARN1	EARN2	Δ EARN2	BV	MV	R
A1	1.000	0.941	0.578	0.120	0.461	0.097	0.708	0.744	0.143
A2		1.000	0.613	0.173	0.613	0.229	0.654	0.668	0.133
EARN1			1.000	0.422	0.873	0.372	0.233	0.186	0.204
Δ EARN1				1.000	0.419	0.844	-0.005	-0.005	0.229
EARN2					1.000	0.556	0.189	0.138	0.137
Δ EARN2						1.000	-0.005	-0.015	0.156
BV							1.000	0.678	0.043
MV								1.000	0.279
R									1.000

単体									
	A1	A2	EARN1	Δ EARN1	EARN2	Δ EARN2	BV	MV	R
A1	1.000	0.942	0.552	0.117	0.405	0.088	0.696	0.756	0.125
A2		1.000	0.587	0.168	0.565	0.230	0.680	0.688	0.109
EARN1			1.000	0.458	0.856	0.403	0.211	0.179	0.187
Δ EARN1				1.000	0.454	0.842	0.000	-0.008	0.229
EARN2					1.000	0.621	0.163	0.102	0.113
Δ EARN2						1.000	-0.003	-0.029	0.149
BV							1.000	0.669	0.038
MV								1.000	0.279
R									1.000

表3 経常利益モデルによる説明力テスト

$$\text{簿価自己資本及び利益モデル1} ; MV_{j,t} = \delta_{0,t} + \delta_{1,t}BV_{j,t} + \delta_{2,t}A1_{j,t} + \xi_{j,t}$$

Year	N	連結			単体			
		BV	A1	Adj.R ²	BV	A1	Adj.R ²	Δ Adj.R ²
1984	209	0.067	9.781 **	0.559	-0.025	12.359 **	0.588	-0.028
1985	223	0.185	7.825 *	0.474	0.074	10.658 **	0.552	-0.078
1986	238	1.329 **	5.325	0.566	1.112 **	8.307 **	0.626	-0.060

表4 特別損益控除前利益による説明力テスト

$$\text{簿価自己資本及び利益モデル2: } MV_{j,t} = \delta_{0,t} + \delta_{1,t}BV_{j,t} + \delta_{2,t}A2_{j,t} + \zeta_{j,t}$$

Year	N	連結			単体			$\Delta \text{ Adj.R}^2$
		BV	A2	Adj.R ²	BV	A2	Adj.R ²	
1984	209	0.246	18.303**	0.550	0.563	20.259**	0.546	0.004
1985	223	0.793*	11.245*	0.428	0.800*	15.477*	0.478	-0.050
1986	238	1.623**	7.536	0.551	1.382**	13.727*	0.609	-0.058
1987	259	0.937**	9.773**	0.431	1.116**	10.729**	0.448	-0.017
1988	327	2.084**	4.518	0.589	2.083**	10.686**	0.628	-0.039
1989	380	1.330**	3.549	0.474	1.344**	6.196*	0.497	-0.023
1990	408	1.847**	8.558	0.585	1.649**	16.305**	0.661	-0.076
1991	425	1.123**	12.064**	0.721	1.051**	16.330**	0.758	-0.037
1992	441	0.884**	7.329**	0.757	0.815**	10.515**	0.768	-0.010
1993	455	1.026**	5.666**	0.726	1.009**	7.750**	0.736	-0.010
1994	459	1.411**	5.453**	0.755	1.403**	7.793**	0.769	-0.014
1995	521	1.037**	5.222**	0.800	1.031**	7.500**	0.798	0.002
1996	525	1.068**	7.734**	0.745	1.030**	11.433**	0.753	-0.008
1997	538	0.899**	10.001**	0.773	0.676**	15.310**	0.750	0.023
1998	548	0.773**	9.524**	0.745	0.722**	11.437**	0.686	0.059
1999	542	1.003**	9.757**	0.662	1.042**	10.898**	0.615	0.047
2000	575	1.121**	8.383**	0.502	1.264**	8.443**	0.456	0.046
Panel	7073	0.925**	9.642**	0.548	0.885**	12.754**	0.549	-0.001

理について(中間的な取りまとめ)』が公表され、直前の1997年2月には企業会計審議会から『連結財務諸表制度の見直しに関する意見書(公開草案)』が公表されるなど、連結財務諸表制度を巡る動きが活発化してきた時期に一致する。つまり、 $\Delta \text{ adj.R}^2$ が一様な増加傾向を示していることから読み取れるように、制度の導入時以来様々な見直しが行われ、連結財務諸表の相対的な説明力改善に貢献してはいたものの、それが実際に実を結び連結情報が単体情報に取って代わる情報源となったのは1997年とごく近年であることがわかる結果となった。

表4は簿価自己資本及び利益モデル2の結果を示している。特別損益控除前利益を用いたモデルでも、連結情報の説明力が単体情報を上回ったのは1997年以降であり、概ね表3、図1と同様の結果となった。しかし、注目する点は連結と単体個々のadj.Rであり、わずかに1991年の連結情報で特別損益控除前利益モデルの説明力が上回った

のを除けば、残りの期間すべてで経常利益の説明力が上回っている。また、表3、4のパネルでの結果を比較すると、連結では経常利益モデルの説明力が0.600であるのに対して、特別損益控除前利益モデルでは0.548と0.052ポイントの差があるが、単体では前者が0.611、後者が0.549と0.062ポイントの差が生じている。つまり、両モデルでの説明力格差は単体情報でより大きくなっていることがわかる。ここで特別損益控除前利益(=税引後純利益-特別利益+特別損失)と経常利益(=税引前純利益-特別利益+特別損失)を比較した場合、その差は法人税等であることに気付く。そこで、特別損益控除前利益のモデルが相対的に低い説明力であることから、法人税等がその説明力低下の一因と考えられる。また、そのモデル格差は連単で時系列的に乖離が拡大する傾向にあり、法人税等が連結情報の相対的優位性に貢献する要因となっているのかもしれない。

利益モデル1の $\Delta \text{ adj.R}^2$ は図2のように年度間

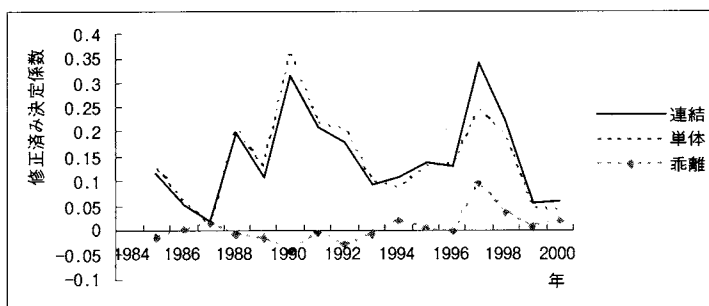


図2 利益モデル1（修正済み決定係数）の時系列推移

の変動が大きい結果となった⁸⁾。簿価自己資本及び利益モデルとは違い、利益モデルがフロー変数であることから制度変更の影響が如実に現れている。まず、第1のピーク期である1987年は前年の10月に企業会計審議会から『証券取引法に基づくディスクロージャー制度における財務情報の充実について（中間報告）』が公表され、連結財務諸表の取扱いについて等がその内容として扱われている。また、第2のピーク期である1991年は、同年の3月1日から連結財務諸表の有価証券本体への組込みが施行、第3のピーク期である1994年は前年7月に監査委員会報告第52号『連結の範囲及び持分法の適用範囲に関する重要性の原則の適用に係る監査上の取扱い』が発表されている。そして、利益モデル1でも1997年に $\Delta \text{adj.R}^2$ は最高値を示している。

利益モデル2の結果は、図表では示していない

が概ね利益モデル1に似通っている。しかし、簿価自己資本及び利益モデルで観察されたように、特別損益控除前利益を用いた利益モデル2では、連結・単体を問わず分析期間全年で利益モデル1を下回る説明力を示した。

また、上記結果を時系列上で明瞭に示すために以下の回帰式を適用する。

$$\Delta \text{ADJ_R}_t^2 = \theta_0 + \theta_1 t + \xi_t \quad (5)$$

$\Delta \text{ADJ_R}_t^2$: 連結情報の adj.R^2 - 単体情報の adj.R^2
 t : 1984年を1、2000年を17とする年数に対応した変数

この結果は表5で示している。表から読み取れるように、どのモデルでも $\theta_0 < 0$ 、 $\theta_1 > 0$ を示し、当初は単体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 $\Delta \text{ADJ_R}_t^2 > 0$ となり

表5 連単の説明力乖離の時系列推移

連単乖離修正済み決定係数: $\Delta \text{ADJ_R}_t^2 = \theta_0 + \theta_1 t + \xi_t$			
モデル	N	θ_0	θ_1
簿価自己資本及び利益モデル1	17	-0.083 (-7.358)	0.007 (6.632)
簿価自己資本及び利益モデル2	17	-0.073 (-4.728)	0.007 (4.628)
利益モデル1	16	-0.037 (-2.198)	0.005 (3.175)
利益モデル2	16	-0.039 (-2.119)	0.005 (2.818)

$\Delta \text{ADJ_R}_t^2$: 連結情報の adj.R^2 - 単体情報の adj.R^2
 t : 1984年を1、2000年を17とする年数に対応した変数

連結が優位な説明力を有したのが窺える。

4.2 連単乖離サンプルによる結果

前節での結果が、連単倍率に応じてどのような反応を示すかを次に検証する。経常利益の連単倍率でサンプルを倍率の低い下位1/3サンプル、倍率の高い上位1/3サンプルに分割して再び分析を繰り返す。ここでは、簿価自己資本及び利益モデル1の結果を図示している。図3が連単倍率の下位1/3サンプル、図4が上位1/3サンプルの説明力の時系列推移の結果である。図3から連単倍率の低い、つまり連単の情報格差のあまりない企業では $\Delta adj.R^2$ が0周辺を移行しており、連単の説明力に差がないか、むしろ単体情報優位の傾向が読み取れる。これは、単体情報には配当の支払い、税金の支払い、給与・報酬等に与える影響が盛り込まれており、依然として株価に高い影響力を有している背景が窺える。逆に、上位1/3サ

ンプルでは明らかに下位1/3サンプルと違った結果が現れている。1990年代前半までは、やはり全体サンプル同様単体が相対的に高い説明力を有しているが、1997年にここでも連結が説明力を逆転する現象が起きている⁹⁾。全体サンプルと一致して、連単の情報格差の大きなサンプルでも1997年が一番の転換期となっていて、連結決算制度がこの時期に大きな変革を兆しているのが窺える結果となった。

表6は $\Delta adj.R^2$ の時系列推移を見るため、連単乖離サンプルに(5)式を当てはめた結果を示している。下位1/3サンプルでは、クロスセクションの結果同様、不明瞭な結果である。それに対して、上位1/3サンプルでは $\theta_0 < 0$ 、 $\theta_1 > 0$ を示し、年々連結の説明力が相対的に高まっていることを表している。さらに、表5の全体サンプルでの結果と比較すると、 θ_0 の値は上位1/3サンプルがすべてのモデルで上回り、近年において $\Delta adj.R^2$ が上位

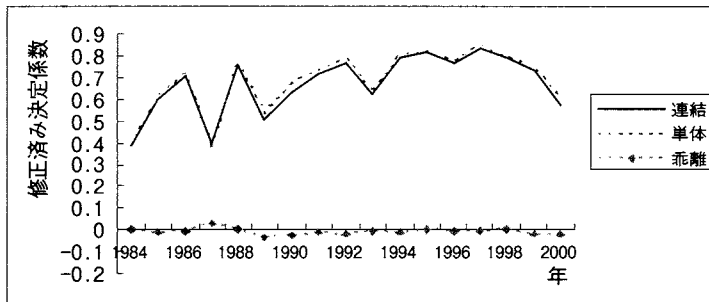


図3 連単倍率下位 1/3 サンプル (修正済み決定係数) の時系列推移

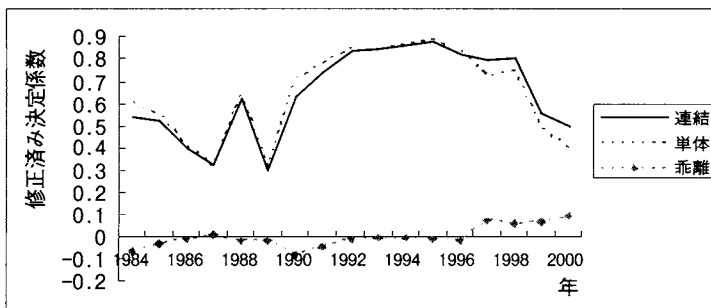


図4 連単倍率上位 1/3 サンプル (修正済み決定係数) の時系列推移

表6 連単乖離サンプルにおける説明力の時系列推移

$$\text{連単乖離サンプル: } \Delta \text{ADJ_R}_t^2 = \theta_0 + \theta_1 t + \xi_t$$

モデル	N	下位1/3		上位1/3	
		θ_0	θ_1	θ_0	θ_1
簿価自己資本および利益モデル1	17	-0.005 (-0.739)	-0.001 (-0.808)	-0.067 (-4.023)	0.007 (4.492)
簿価自己資本および利益モデル2	17	-0.033 (-2.567)	0.002 (1.752)	-0.052 (-2.314)	0.007 (3.178)
利益モデル1	16	-0.016 (-1.396)	0.001 (0.692)	-0.031 (-1.288)	0.004 (1.457)
利益モデル2	16	-0.045 (-2.069)	0.004 (1.616)	-0.013 (-0.784)	0.003 (1.727)

表7 全体サンプルの連単倍率による説明力推移

$$\text{全体サンプル: } \Delta \text{ADJ_R}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \text{RATIO}_t + \xi_t$$

モデル	N	γ_0	γ_1
簿価自己資本及び利益モデル1	17	-0.276 (-3.852)	0.194 (3.633)
簿価自己資本及び利益モデル2	17	-0.270 (-3.344)	0.194 (3.237)
利益モデル1	16	-0.091 (-1.056)	0.075 (1.179)
利益モデル2	16	-0.069 (-0.732)	0.056 (0.808)

RATIO_t: t期経常利益の平均連単倍率

1/3サンプルで一層大きくなった影響が出ている。

次に、連単倍率の影響を観察するために以下の回帰式を当てはめる。

$$\Delta \text{ADJ_R}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \text{RATIO}_t + \xi_t$$

RATIO_t: t年経常利益の平均連単倍率

表7がその結果を示している。すべてのモデルで $\gamma_0 < 0$ 、 $\gamma_1 > 0$ となり、連単倍率が低いほど単体優位だが、連単倍率が高くなるにつれて連結の相対的な説明力も上昇することがわかる。この結果からも、連単倍率と連結の相対的な説明力には正の相関があると結論付けることができる。

4.3 連単情報の乖離時期

図1、4から全体サンプル、連単倍率上位1/3

サンプルのどちらでも1997年に連結情報が単体情報を上回る逆転現象が起きている。また、図2のフロー変数モデルでも1997年の $\Delta \text{adj.R}^2$ は一際大きな数値を示しており、それがストック変数モデルにも影響を与えていると考えられる。そこで、連単情報に乖離が拡大した転換期を特定するために、Chowの構造変化の検定を行った。構成サンプルは表5、6で用いた全体サンプル、連単倍率上位1/3サンプルのそれぞれ簿価自己資本及び利益モデル1と利益モデル1の計4つのモデル ($\Delta \text{ADJ_R}_t^2 = \theta_0 + \theta_1 t + \xi_t$) である。それに基づいて1986年から1999年までの14年間にわたって検定を行った結果を図5に表示している。各年のF値を見ると、全体サンプルでは利益モデル1で1997年を転換期とする結果が得られたが、簿価自己資本及び利益モデル1では1990年のバブル

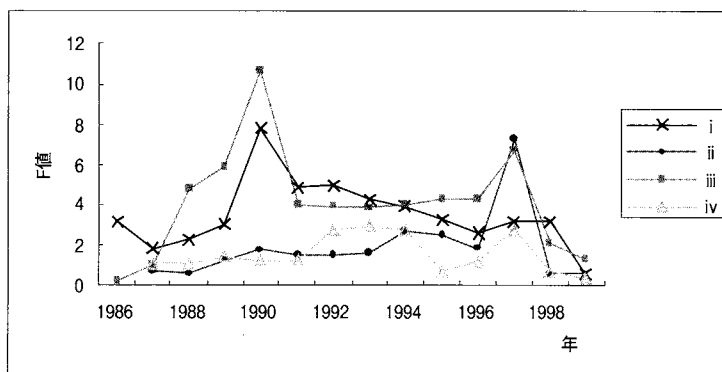


図5 繰り返し推定による Chow テスト ($\Delta \text{ADJ}_t R_t^2 = \theta_0 + \theta_1 t + \xi_t$)

- i : 簿価自己資本及び利益モデル1 (全体サンプル)
- ii : 利益モデル1 (全体サンプル)
- iii : 簿価自己資本及び利益モデル1 (連単倍率上位1/3サンプル)
- iv : 利益モデル1 (連単倍率上位1/3サンプル)

期の悪影響が色濃く現れた。しかし、連単倍率上位1/3サンプルでは利益モデル1でどの年も有意な結果が得られず、簿価自己資本及び利益モデル1ではバブル期の影響が検出されたにも関わらず、1997年に有意な結果として現れている。この連単倍率上位1/3サンプルの結果から考察されることは、第1にフロー変数モデルでは残差の変動が激しすぎて転換期の特定ができないことが挙げられる。そして第2に全体サンプルでは抽出されなかったストック変数モデルで、転換期の抽出が可能となったことである。どちらも連単情報の乖離が大きなサンプルに起因する結果となった。全体として、フロー変数モデルでは1997年を転換期とする結果が得られ、またストック変数モデルでも連単情報の乖離が大きければ同様の結果が得られた。

5. 結論

本稿では、連結決算の相対的な説明力を時系列的に検証した。また、モデルの設定には連結財務諸表制度による影響を組み入れるため実績データ

を用いた。そのため当然、予測データを用いた石川(2000)による1994年以降という結果とは異なり、1997年以降連結情報の説明力が単体情報を上回るという結果が得られた。これは、利益モデルの結果で示されたように制度の充実に敏感に反応しながらも、実際に連結情報が相対的に高い説明力を有するようになったのは、会計ビッグバンの布石時期である1997年からであり、この時期に発表された制度変更による影響が色濃く表れた結果となった¹⁰⁾。また、連単倍率を用いた分析では、下位1/3サンプルでやや単体優位な結果が得られたのと比較して、上位1/3サンプルでは1997年以降連結優位となり、全体サンプルでの結果を強固にするものとなった。つまり、連単情報に乖離が大きな企業ほど当初は単体情報の説明力が相対的に高いが、徐々にその差が縮まり1997年以降連結情報の説明力が上回るという結果が得られた。最後に、繰り返し推定によるChowテストを行ったが、全体サンプルのフロー変数モデル及び連単倍率上位1/3サンプルのストック変数モデルで1997年に有意な結果を示した。このことから、1997年以降投資家が連結情報を重視す

る傾向が読み取れる結果となった。

今後の検証課題としては、連単情報の説明力乖離が具体的にどのような事実に基づいて生じたのかを研究することが重要である。その際、モデル比較として挙げた法人税等の影響も考慮に入れる必要があるのかもしれない。

《注》

- 1) 連単倍率として他に総資産や総売上高等が考えられるが、それらストック変数の連単倍率は年々様な増加をすることで単体情報からでも推測可能であると言える。逆に、フロー変数である利益の連単倍率は時系列的変化が相対的に大きく、当該年の連単比較なしでは導き出すことができないと考えられる。そのため、情報格差のあるサンプルを構成する手法として経常利益の連単倍率で分割する方法をとっている。
- 2) 当初構成したサンプルを全体サンプルと呼ぶ。
- 3) この解釈のもとでは財務諸表情報が他の情報源に先取りされていたとしても、その情報源が投資家に利用されており、且つ財務諸表と相関があるとすれば、それは市場価値と財務諸表自体に相関があると言える。その場合、実際に財務諸表が投資家に利用されていなかったとしても、財務諸表が他の情報源の質を向上させる役割を担っている以上、影響を与えずにはないと解釈できる。また、モデルに制度の影響を直接取り入れるために、著者の裁量により左右する予測モデルや期待モデルを構築せずに実績数値のみを用いたモデルを構成している。
- 4) 3月期決算企業であると同時に、12ヶ月の会計情報を測定するため決算期の変更がないことも条件として含めている。
- 5) 変数の両端各0.5%の除外については、基本モデルとなる簿価自己資本及び利益モデル1に基づきMV、BV、A1の3変数についてサンプルから取り除いている。また、連結企業数にサンプルを揃えるため、連結サンプルから単体サンプルの除外値も除き単体サンプル数と一致させている。なお、サンプル除外に関して除外前後で結論が変わることはなかった。
- 6) 合併年度における当該企業の財務データは、合併による簿価自己資本の増加及び株価の増加となってその影響が見て取れる。また、経常利益には反映されないため株価との整合性が保てない。つまり、合併年度のサンプル組入れは正常的な企業活動を映し出さないばかりか、合併に無関係のデータ項目を組み合わせることで歪んだ結果を導き出す。実際、経常利益と株価の相関が各合併企業の当該年度において負となるケースがいくつもあり、サンプルからの除外を正当付けている。
- 7) 本稿で用いている決定係数はすべて自由度修正済み決定係

数である。

- 8) 本稿では主要なモデルとしてストック変数を用いた簿価自己資本及び利益モデルを採り上げている。また、これに対応するフロー変数を用いた利益モデルは、年度間の変化を詳細に検出するため追加的に行っていることから結果を簡略化して表示している。
- 9) 連単乖離サンプルでは、異なるサンプルを用いることによる影響が考えられる。そのため、簿価自己資本及び利益モデルでは規模ファクターによる影響、利益モデルでは市場調整リターンのボラティリティの増減によるadj.R²への影響をそれぞれ検証した。手法として、前者は各変数を期首株価で除し、後者は市場リターンのボラティリティを時間で回帰し結果と照合するか、もしくは(5)式に説明変数として加えたが、どの場合も結論への影響はなかった。
- 10) 株価と連結情報の相対的な説明力が1997年に著しく増加したもう1つの要因として、投資家側の連結情報に対する注目度の増加が挙げられる。例えば、日経テレコンで日経4紙を“連結財務諸表”で検索したところ、リターンの16ヶ月に対応する年で、1995年に15件、1996年に28件、1997年に67件、1998年に80件と1997年に2倍以上に増加している。

《参考文献》

- Alford, A., J. Jones, R. Leftwich, and M. Zmijewski, 1993, "The Relative Informativeness of Accounting Disclosures in Different Countries", *Journal of Accounting Research*, Vol.31, Supplement, pp183-223.
- 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.
- Easton, P.D., G. Taylor, P. Shroff, and T. Sougiannis, 2002, "Using Forecasts of Earnings to Simultaneously Estimate Growth and the Rate of Return on Equity Investment", *Journal of Accounting Research*, Vol.40, No.3, pp657-676.
- Ely, K. and G. Waymire, 1999, "Accounting Standard-Setting Organizations and Earnings Relevance: Longitudinal Evidence From NYSE Common Stocks, 1927-93", *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.2.
- Francis, J. and K. Schipper, 1999, "Have Financial Statements Lost Their Relevance?", *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.2, pp319-352.
- Francis, J., K. Schipper, and L. Vincent, 2002, "Earnings Announcements and Competing Information", *Journal of*

Accounting and Economics, Vol.33, No.3, pp313-342.

石川博行、2000、『連結会計情報と株価形成』、千倉書房。

Lev, B. and S.R. Thiagarajan, 1993, "Fundamental Information Analysis", Journal of Accounting Research, Vol.31, No.2, pp190-215.

Lev, B. and P. Zarowin, 1999, "The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them", Journal of Accounting

Research, Vol.37, No.2, pp353-385.

中野勲・山地秀俊、1998、『21世紀の会計評価論』、勁草書房。

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

山地範明、2000、『連結会計の生成と発展』、中央経済社。