

現代ディスクロージャー研究

No.4
2003.3

ディスクロージャー研究学会

現代ディスクロージャー研究

No.4 2003・3月

ディスクロージャー研究学会

目 次

▼ 論 文

わが国における業績報酬関係の構造乙政 正太 (1)

日本企業の非線型残余利益ダイナミクスの検証中條 良美 (9)

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 ...山形 武裕 (21)
國村 道雄

▼ ノート

株式市場における株価レーティングの影響小川 長 (33)

阪神大震災における銀行株の伝染効果吉田 靖 (43)

投稿規定 (53)

編集後記

Contemporary Disclosure Research

No.4 2003 • March

Japanese Association for Research in Disclosure

CONTENTS

▀ Articles

- The structure of pay-for-performance relationship in Japan
..... Shota Otomasa (1)
- Testing Linear vs. Nonlinear Residual Income Dynamics of Japanese Firms
..... Yoshimi Chujo (9)
- Changes in value-relevance of consolidated financial statements around the
accounting big-bang period in Japan Takehiro Yamagata (21)
Michio Kunimura

▀ Note

- Change in the Effects of Japanese Stock Ratings Osamu Ogawa (33)
- Kobe Quake and Contagion Effects in Bank Stock Returns
..... Yasushi Yoshida (43)
- Submission and Author's Guidelines (53)

Memorials

わが国における業績報酬関係の構造

The structure of pay-for-performance relationship in Japan

乙 政 正 太(阪南大学)

Shota Otomasa

要 約

日本において経営者報酬が会計利益の変化の程度に応じて変動することは、少数ながらも経験的に裏づけられている。本リサーチでは、このような実証結果を受けて、経営者報酬と会計利益の関係がどの局面でも対称的であるかどうかを経験的に検証した。その結果、次の2点について、経営者報酬と会計利益の直線関係は維持されず、経営者に対するパフォーマンス評価には非対称性が存在した。第一に、増益の場合よりも、減益の場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の反応は鋭くなっていた。第二に、当年度の会計利益が前年度よりも極端に良好な場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の連動性はマイナスになっていた。

Summary

There are a few empirical studies that management compensation positively responds to changes in accounting earnings in Japan. Given such sensitivities, I statistically investigate whether the structure of pay-for-performance relationship is always symmetric. The results lead to two findings : First, management compensation is more sensitive to decreases in earnings than increases in earnings. Second, estimated coefficients are unexpected sign when changes in accounting earnings are unusually large. The empirical evidences imply that the performance evaluation for management is asymmetric in Japan.

1. はじめに

日本において経営者報酬が会計利益の変化の程度に応じて変動することは、少数ながらも経験的に裏づけられている。実証結果は、経営者報酬と会計利益との間に統計的に有意なプラスの関係があることを示している。会計上の利益数値は、経営者の業績を評価するシステムに織り込まれていることが明らかにされている [Kaplan, 1994 ; 乙政, 2003]。

けれども、経営者報酬が会計利益の変化とプラスに連動しているとしても、当年度の会計利益が前年度の会計利益を上回るか下回るかでは、経営者のパフォーマンス評価に違いがでる可能性がある。日本の場合、業績不振に対する制裁は厳しいにもかかわらず、好業績に対する報いはそれほど厚くないといわれている [岡部, 1994]。

さらに、著しく業績が良くても悪くても、それ

にともなって経営者報酬が大幅に増えたり、大幅にカットされたりするかどうかは疑わしい。日本企業の業績報酬関係 (pay-for-performance relationship) の構造を探り、経営者のパフォーマンス評価はいかなる局面でも安定的であるのか否かを検証する必要がある。

2. 先行研究のレビュー

アメリカの経営者が過大に報酬を受け取っているとの批判がしばしばなされている¹⁾。その際、経営者は平均以上の業績をあげた場合に過大な報酬を受け取るだけでなく、平均以上の業績をあげなかった場合でさえも高報酬を受け取っていると非難される。報奨 (reward) と罰則 (penalty) のシステムが均等には作動していないことが取りざたされている [Crystal, 1992]。

業績に対する報酬の感応度の大きさ (magnitude)

に注目する研究は増加してきているが [Bushman et al, 2001]、企業パフォーマンスに対する経営者報酬のインパクトの対称性 (symmetry) を経験的に検討している文献は少ない。その中で、Joskow and Rose (1994) は、*Forbes* から 1970-1990 年の 678 社 1,009 人の CEO データを収集し、CEO 報酬が損失 (赤字) に強く反応するかどうか、CEO 報酬が減益のケースと増益のケースで異なって反応するかどうか、CEO 報酬が「ノーマル」な範囲内での業績変化と極端に大きい業績変化とで異なって反応するかどうかについて分析を行っている。

損失 (赤字) の計上は、追加的に経営者報酬を減少させる強い要因となっていた。この点については、日本企業を対象にした Kaplan (1994) と乙政 (2003) でも観察されている。

CEO 報酬が増益グループと減益グループで異なって反応するかについては、1970 年代には会計リターンの変化の傾きは両グループの間で統計的に異なっていた。しかしながら、1980 年代にはその差がみられず、業績に対する報酬の反応の非対称性は存在しなかった。

報酬が業績の極端な変化に異常に反応するかどうかであるが、会計リターンの変化に対する経営者報酬は、極端な業績変化よりもノーマルな業績変化に強く反応していた。業績の極端な変化に対しては、経営者報酬をスムーズにしようとする力が働いており、著しい業績の変化は必ずしも大幅な経営者報酬の増加・減少につながっていない。

日本企業を対象とした実証研究としては Ang and Constand (1997) がある。彼らは、1980-1992 年の 364 社のデータを基礎に、株主価値の変化がプラスの場合とマイナスの場合の業績報酬関係を調べている。株主価値の変化がマイナスのサンプルでは、株主価値の変化が減少するほど役員報酬は増加していた。役員賞与でも、株主価値の変化

がマイナスのサンプルのケースで同様の傾向がみられた。このことは、株価ベースの尺度を用いた場合、経営者報酬の支給システムは対称的でないことを示唆している。

3. 分析モデル

3.1 仮説の展開

株価ベースの尺度に関する業績報酬関係はすでに Ang and Constand (1997) で検証されているので、ここでは、会計ベースの尺度と経営者報酬との間の関係に重点を置きながら、わが国の企業における業績報酬関係の構造を検討する。その際、Joskow and Rose (1994) を参照しながら、会計利益の変化に対する経営者報酬の反応がいかなる局面でも同じであるかどうかを調査する。

赤字の影響については、Kaplan (1994) と乙政 (2003) で確認されているので、ここでは次の 2 つの局面について考察しよう。第 1 に、経営者報酬は会計利益の変化が正 (増益) か負 (減益) かで異なって反応するかどうか、第 2 に、経営者報酬は極端な会計利益の変化 (良い場合も悪い場合も) とノーマルな会計利益の変化の間で異なって反応するかどうかである。

まず第 1 点について、経営者に対するパフォーマンス評価が対称的であるならば、会計利益が減益になろうと、増益になろうと、会計利益と経営者報酬の関係は同じであると考えられる。したがって、次のような仮説が設定される。

H1 増益であろうと、減益であろうと、日本企業における業績報酬関係は同じである。

第 2 点について、極端に業績が不調になったり、極端に業績が良好になったりする場合も、インセンティブ・システムが有効に機能しているならば、両極端の業績に対して経営者報酬は大きく反応す

るはずである。つまり、経営者に対するパフォーマンス評価がどの状況でも等しく行われるならば、著しく業績が良くても悪くても、それにとまって経営者報酬は大幅に増減するであろう。これについて、次のような仮説を立てる。

H2 極端に業績が良い（あるいは悪い）場合と、通常の業績の場合との間で、日本企業における業績報酬関係は同じである。

3.2 モデルの設定

基本的には、下記のようなモデルによって係数が推定される。

$$\Delta COMP_{it} = a + \beta_1 \Delta ERN_{it} + \beta_2 \Delta P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$\Delta COMP_{it}$ は、当年度の経営者報酬（役員報酬と役員賞与の合計）から前年度の経営者報酬を差し引いたものである。日本の場合、経営者報酬が個人（役位）別に開示されることはなく、経営者全員に支給された報酬総額で表記されることが一般的である。経営者個人の報酬額をとらえるために、日本企業を対象にした従来の実証研究では、経営者報酬を役員（取締役と監査役）数で割るという手続きをとり、経営者平均報酬を被説明変数として用いてきた [例えば、胥, 1993]。

けれども、役員の中には、非常勤の取締役、他社からの出向取締役、使用人兼務取締役などが存在するので、一人当たりの平均報酬額には重大なバイアスが含まれている可能性がある。本稿の分析においては、経営者個人ではなく、「経営陣」というチーム（team）のパフォーマンスが評価される。経営陣の各主体の役割は一律ではないが、ワンマン経営でない限り、経営意思決定が経営陣全体によって遂行されていると想定する。それゆえに、業務執行の対価として経営者チームの報酬

総額が会計利益とどのように連動しているかを検討する²⁾。

ΔERN_{it} は当年度の会計利益と前年度の会計利益の差で、会計利益として経常利益を用いる。経営者報酬と会計利益の関係はプラスであると期待される（ $\beta_1 > 0$ ）。 ΔP_{it} は当年度末株価と前年度末株価の差である。日本企業の現金報酬は、株式リターンとプラスに関連しているという証拠がある [阿萬, 2002]。この変数を含めても、相変わらず会計利益の変化が経営者報酬の変化と連動しているかを調査する³⁾。すべての変数は一株当たりの数値であり、その数値は前期末の株価（ P_{it-1} ）で基準化される。

さて、増益の場合と減益の場合に、経営者のパフォーマンス評価が同じであれば、増益サンプルの β_1 （と a ）ならびに減益サンプルの β_1 （と a ）に違いは生まれまいであろう。相違の有無を検討するために、次のように $NDUM$ というダミー変数を活用しよう。減益のサンプルには1、増益のサンプルには0を当てはめる⁴⁾。

$$\begin{aligned} \Delta COMP_{it} = & a_1 + a_2 NDUM_{it} + \beta_1 \Delta ERN_{it} \\ & + \Delta \beta_2 \Delta ERN_{it} \times NDUM_{it} + \beta_3 \Delta P_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

ダミー変数では、減益グループと増益グループにおいて、定数項と傾き係数がどの程度異なっているかを明らかにする。 a_2 と β_2 が統計的に有意でないならば、両サンプルの業績と報酬の対応関係には統計的な差異がないと結論づけられる⁵⁾。

次に、業績が極端に良いケース、業績が極端に悪いケース、およびそれ以外（ノーマル）のケースにサンプルを分ける必要がある。業績が極端に良いか悪いかをどのように判断するかは非常に難しい。Joskow and Rose (1994) は、他の研究で測定されたメディアン値を基準値にし、会計利益

の変化がその±2%内に入るか入らないかという任意の値で判定を行っている。ここではそのような基準値がないので、単純に業績順 (ΔERN_{it}) にサンプルを並べ替え、上位10%と下位10%を極端な業績をあげたケースととらえる。それ以外のケースは、ノーマルな業績をあげたケースと仮定している⁶⁾。

極端な業績の変化とノーマルな業績の変化との間に、係数の食い違いが生じるかどうかを調べるために、(2)式と同様に、次のようなダミー変数を(1)式に組み入れる⁷⁾。

$$\begin{aligned} \Delta COMP_{it} = & a_1 + a_2 UppDUM_{it} + a_3 LowDUM_{it} \\ & + \beta_1 \Delta ERN_{it} + \beta_2 \Delta ERN_{it} \times UppDUM_{it} + \\ & \beta_3 \Delta ERN_{it} \times LowDUM_{it} + \beta_4 \Delta P_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

*LowDUM*には、極端に業績の悪いケースに属するサンプルには1、それ以外には0を当てる。他方、業績の極端に良いケースとノーマルな業績のケースの対比では、*UppDUM*というダミー変数が用いられる。これには、極端に業績が良いケースには1、それ以外には0が割り当てられる⁸⁾。

4. サンプル選択と基本統計量

4.1 サンプル選択

サンプルは、以下の4つの要件をすべて満たす企業と年度から構成される。調査対象年は1986年3月期から1999年3月期の期間である。

- 1) わが国の全国証券取引所のいずれかに上場する企業(ただし、銀行・証券・保険業を除く)
- 2) 3月決算企業で、決算月数が12ヶ月あること。
- 3) 上述の変数に用いられる各年の単独決算の財務データと株価データがすべて入手可能で

あること。財務データは『日経NEEDS企業財務データ』からダウンロードし、株価データは『株価CD-ROM2002』(東洋経済新報社)から抽出した。

- 4) 役員報酬がゼロでないこと。ゼロあるいは非開示の場合はサンプルから除外される。

これらの4つの要件を満たすサンプルから、実証分析における異常値(outliers)の影響を除去するために、年度ごとに各変数について1パーセント以下と99パーセント以上のサンプルを削除している。最終的に、16,349企業・年の観測値を得た。

4.2 基本統計

表1のパネルAには、全サンプルの基本統計量が示されている。パネルBには前述で分割したグループごとの $\Delta COMP$ 、 ΔERN および ΔP について平均値とメディアンを表示した。会計利益には経常利益が使用されている。減益グループでは $\Delta COMP$ の平均値とメディアンは負で、増益グループではどちらも正となっている。

次に、極端に業績が悪化したグループ(*Low*)、業績が極端に良好なグループ(*Upp*)、およびそれらの中間にあるノーマルな業績を上げたグループ(*Mid*)についてである。*Low*の $\Delta COMP$ の平均値とメディアン値は負である。*Upp*では正であるが、増益グループの $\Delta COMP$ と同じレベルでしかない。

パネルCには、分析で用いられる変数間の相関係数が掲示されている。説明変数間の相関係数はどれもさほど高くなく、多重共線性の問題を気にするほどのものではないであろう。

表1 モデルに使用される変数の基本統計量

パネルA：各変数の基本統計量								
	平均	標準偏差	メディアン	1st Qrt	3rd Qrt	最小値	最大値	N
$\Delta COMP$	-0.0001	0.0018	0.00001	-0.0004	0.0004	-0.0317	0.0238	16,349
ΔERN	-0.0028	0.0332	-0.0003	-0.0138	0.0092	-0.2628	0.2635	16,349
ΔP	-0.0056	0.3560	-0.0740	-0.2456	0.1539	-0.6818	3.0667	16,349
パネルB：グループごとの変数の平均とメディアン								
グループ	$\Delta COMP$	ΔERN	ΔP	N				
減益	-0.0003 (-0.0001)	-0.0229 (-0.0135)	-0.0941 (-0.14)	8,294				
増益	0.0002 (0.0001)	0.0179 (0.0095)	0.0858 (0.0057)	8,042				
Low	-0.0010 (-0.0005)	-0.0671 (-0.0555)	-0.1594 (-0.20)	1,635				
Mid	0.0000 (0.0000)	-0.0020 (-0.0003)	-0.0176 (-0.08)	13,079				
Upp	0.0002 (0.0002)	0.0546 (0.0439)	0.2448 (0.1667)	1,635				
パネルC：各変数の相関係数								
	$\Delta COMP$	ΔERN	ΔP					
$\Delta COMP$	1.000							
ΔERN	0.164	1.000						
ΔP	0.087	0.289	1.000					

注：カッコ内はメディアン

減益 = $\Delta ERN < 0$ のグループ

増益 = $\Delta ERN > 0$ のグループ

Low = ΔERN の下位 10% のグループ

Upp = ΔERN の上位 10% のグループ

Mid = Low と Upp 以外のグループ

5. 実証分析の結果

5.1 増益グループと減益グループの業績報酬関係

経営者報酬は、増益か減益かで異なって反応するかどうかの分析結果は表2に要約されている。 ΔERN がゼロである観測値は含まれていない。ダミー変数が含まれないモデルの推定結果も表示している。 ΔERN は1%水準で統計的に有意にプラスである。 ΔP もプラスで、 t 値が高い。

ダミー変数を含めた式では、 ΔERN の係数は

-0.0023でマイナスであり期待符号と一致していない。 t 値は-1.34と高くない。 $NDUM$ の係数は統計的に有意なマイナス符号であると算出された。当期の経常利益が前期の経常利益を上回らない場合、経営者の富は追加的に消失することが経験的に裏づけられた。

$NDUM$ と ΔERN の交差項は統計的に有意にプラスである。減益グループの場合には ΔERN の傾きは0.0115(=-0.0023+0.0138)でプラスになる。増益の場合よりも減益の場合に傾きが圧倒的にプラスに急勾配になることが解明された。この結果

表2 業績報酬関係に関する回帰分析 (増益グループと減益グループ)

定数項	ΔERN_t	$NDUM_t$	$\frac{\Delta ERN_t \times NDUM_t}{NDUM_t}$	ΔP_t	年度ダミー	adj. R^2	F検定	N
-0.0009 (-9.99)**	0.0071 (7.98)**			0.0003 (5.17)**	yes	0.056	65.86**	16,349
-0.0005 (-5.98)**	-0.0023 (-1.34)	-0.0002 (-5.33)**	0.0138 (6.72)**	0.0003 (5.49)*	yes	0.067	69.54**	16,336

カッコ内はWhiteの標準誤差に基づくt値を掲載している。

* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

はH1と整合的ではない。

減益に陥った場合と増益になった場合に、わが国では、経営者に対して業績評価の非対称性が存在すると考えられる。業績の低迷しているときに経営者は厳しく罰せられるが、好業績のときには同じような報いを受けることができないといえる。この証拠は、Joskow and Rose (1994) や株価ベースの尺度を用いたAng and Constand (1997) とは異なっている。

日本企業の経営者にとって、前年度並みの報告利益を達成することができるか否かは重大である。ただし、経営者全体の報酬額を分析に用いているので、業績悪化企業は役員を減らし、その結果、報酬額を減少させていることもあることに注意しなければならない。

5.2 極端な業績を上げたケースの業績報酬関係

さて、経営者報酬は、極端な業績の変化(良い場合も悪い場合も)とノーマルな業績の変化の間で異なって反応するかどうかを検討する。これに関する結果は表3に示されている。

ΔERN の係数は期待通り0.0128で正であり、有意性水準も十分に高い。 $LowDUM$ の係数はプラスであるが有意ではない。 ΔERN と $LowDUM$ の交差項の係数はマイナスになっているが、統計的に有意ではない⁹⁾。結果的に、 Low のグループ

と Mid のグループの間で、定数項と傾きに違いがないという証拠が得られた。これはH2と首尾一貫する。

単なる減益ではなく、極端にパフォーマンスが落ち込んだ場合にも、経営者報酬はそれに応じて切り下げられる可能性がある。極端に悪化してしまった場合には、取締役会(あるいは代表取締役)が業績に応じて経営者報酬を比例的に減少させることに乗り気ではないであろう。ところが、そのような考えを支持する実証結果は得られなかった。先述の減益のケースと同様に、業績悪化に対する評価はかなり厳しい。

$UppDUM$ の係数は有意にプラスで、業績の著しい向上が経営者報酬を追加的に増加させている。 $\Delta ERN \times UppDUM$ の係数は負で有意であり、業績が極端に良好なケースの傾きは負であることを示唆する。日本企業において、著しい会計利益の上昇に対して経営者報酬が比例的に増加するような仕組みは確立されていない。それゆえに、H2は支持されない。

とは言うものの、大幅な業績アップにおいてマイナスの業績報酬関係が観察されることに関しては2つの解釈が可能である。第1に、日本の場合、役員報酬の支給額には株主総会の決議による上限(枠)が設定されているので、無制限の報酬の増加はありえない。第2に、税制上の問題である。役員報酬は損金算入が認められているけれども、

表3 業績報酬関係に関する回帰分析（極端に大きい会計利益の変化）

定数項	ΔERN_{t-1}	$LowDUM_{t-1}$	$UppDUM_{t-1}$	$\frac{\Delta ERN_t}{LowDUM_t}$	$\frac{\Delta ERN_t}{UppDUM_t}$	ΔP_t	年度 ダミー	adj, R ²	F検定	N
-0.0011 (-8.24)**	0.0128 (10.31)**	0.00004 (0.25)	0.0007 (4.56)**	-0.0004 (-6.78)**	-0.0233 (4.85)**	0.0003	yes	0.071	66.38**	16,349

カッコ内はWhiteの標準誤差に基づくt値を掲載している。

** 1%水準で有意

不相当に高額な部分については損金算入が禁止されている。たとえ業績と連動しているとしても、企業の税負担を膨らせてまで、公式通りに報酬額が引き上げられるとは考えにくい¹⁰⁾。

6. おわりに

本研究では、経営者報酬と会計利益の間に統計的に有意なプラスの関連性があるという実証結果を受けて、経営者報酬と会計利益の関係がどの局面でも安定的であるかどうかという経験的な検証を試みた。その結果、次の2点について、経営者報酬と会計利益の直線関係は維持されず、経営者に対するパフォーマンス評価に非対称性が存在した。

第1に、増益の場合よりも、減益の場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の反応は鋭くなっていた。第2に、極端に業績が良好な場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の連動性は逆になっていた。

日本では、経営者個人への報酬の配分は実質的に取締役会（あるいは代表取締役）で決定される。そのため、お手盛りで報酬が決定されているという印象があり、良好なパフォーマンスには過大な報酬が与えられ、悪いパフォーマンスに対しては報酬の減額が見過ごされると考えられがちである。実証分析の結果はこのような見解に否定的であった。

経営者のパフォーマンス評価は必ずしも対称的ではないという知見が提示されたが、このことが経営者のインセンティブにどのような作用を及ぼすかは興味深い。日本企業のインセンティブ・システムによれば、業績の向上あるいは改善に対する報奨が十分でないので、収益性の高い投資プロジェクトに積極的に取り組んだり、将来の収益改善を図るリストラクチャリングに果敢に立ち向かったりすることは抑制されるおそれがある。採算悪化に対して厳しい罰則を与えるだけでは、活発で旺盛な経営意欲を萎縮させてしまうことになりかねない。

なお分析上、経営者チームの業績評価を把握するために役員全員の現金報酬が調査対象とされた。それゆえに、経営者報酬の増減は業績に対してだけではなく、役員のメンバーが増員・減員していたことに起因するかもしれない。役員数の充実がどのような状況で図られ、役員数のスリム化がどのような状況で実施されていたかは考慮の外にあった。

《注》

- 1) 例えば、日本経済新聞 [2002/10/21；2002/05/18；2002/04/18；2001/04/16] や日経金融新聞 [2002/05/13] のような新聞報道を参照されたい。
- 2) 日本企業に関して経営者全体の報酬額を用いた先行研究としては、Kaplan(1994)、Ang and Constand(1997)、Joh(1999)、首藤(2002)等がある。
- 3) 経営者の報酬は、企業規模との関連性も強いと指摘されて

いる [Kaplan, 1994, Ang and Constand, 1997]。また、企業パフォーマンス以外にも、経営者報酬に影響を及ぼす要因は多数あり、経営者の年齢、在職年数、株式保有構造、取締役会の構成メンバー、およびその他のガバナンスに関連する要因は検討に値するであろう [Core et al, 1999]。これらの要因も取り上げていかなければならないが、この点については今後の課題としたい。

- 4) Joskow and Rose (1994) は、ダミー変数を利用しないで、すべての変数の変化に関する F 検定を行っている。
- 5) 本リサーチでは、株式リターンの業績報酬関係の対称性については触れていない。
- 6) 特定の年度のサンプルが上位10%と下位10%に集中しているとの疑問も残る。そこで年度ごとに業績を並べた上で、同じようなテストを繰り返している。その結果、全体サンプルを順位付けする結果と符号の向きは同じで、有意性水準も満足のものであった。
- 7) なお、どの式でも、年度間で相違する構造変化の特性を取り除くために、年度効果が定数項ダミーとして設定されている。
- 8) 「それ以外」には、ノーマルな業績のサンプルに加えて、業績の極端な不調(良好)のサンプルが含まれる。該当する極端な業績変化を除いて分析を行っても結果は変わらなかった。
- 9) 純利益を分析に用いた場合、 $\Delta ERN \times LowDUM$ の係数はマイナスで有意であった。その他の点については、経常利益の結果と変わらない。
- 10) この制度は税金逃れのための不当な役員報酬の引き上げに歯止めをかける。しかしながら、過大な役員報酬の判定は、業績連動型報酬の普及を阻害するおそれがある [日本経済新聞, 2002/06/07]。過大報酬の判定基準については、味村・品川 (2001) を参照されたい。

《参考文献》

阿萬弘行 (2002) 「株式市場と経営者インセンティブ株価と役

員賞与の計量分析」『日本経済研究』No.45 : 68-85。

岡部孝好 (1994) 『会計報告の理論—日本の会計の探求—』森山書店。

乙政正太 (2003) 「経営者報酬と会計利益の実証的關係」*OCCASIONAL PAPER* (阪南大学) : 1-26

首藤昭信 (2002) 「経営者報酬制度における相対業績評価に関する実証分析」『専修大学会計学研究所報』No.6 : 1-28。

胥 鵬 (1993) 「日本企業における役員賞与と経営者インセンティブ」『日本経済研究』No.24 : 73-96。

味村 治・品川芳宣 (2001) 『役員報酬の法律と実務 (新訂第二版)』商事法務研究会。

Ang, J. S. and R. L. Constand. 1997. Compensation and performance : The case of Japanese managers and directors. *Journal of Multinational Financial Management* 7 : 275-304.

Bushman, R. M. and A. J. Smith. 2001. Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics* 32 : 237-333.

Core, J. E., R. W. Holthausen, and D. F. Larcker. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics* 51 : 371-406.

Crystal, G. S. 1992. *In search of excess : The overcompensation of American executives* (WW Norton & Company) .

Joh, S. W. 1999. Strategic managerial incentive compensation in Japan : Relative performance evaluation and product market collusion, *The Review of Economics and Statistics* 81 : 303-313.

Joskow, P. L. and N. L. Rose. 1994. CEO pay and firm performance : Dynamics, asymmetries, and alternative performance measures. *NBER working paper* 4976.

Kaplan, S. N. 1994. Top executive rewards and firm performance : A comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102 : 510-546.

White, H. 1980. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48 : 817-838.

日本企業の非線型残余利益ダイナミクスの検証

Testing Linear vs. Nonlinear Residual Income Dynamics of Japanese Firms

中 條 良 美 (名古屋大学大学院 博士後期課程)
Yoshimi Chujo

要 約

本稿は、Biddle *et al.* (2001) で提起された非線型の残余利益ダイナミクスが、日本企業にも同様に適合するのかを検証する。とくに、日本企業の間支配的な株式持ち合い構造が、企業による柔軟な投資決定を制約する可能性がある点に焦点をあわせる。株式の持ち合いは、他企業からの買収を排除する手段であるとともに、企業間で取引関係を固定する役割があると考えられる。そのため、持ち合いのような関係が存在する場合、収益性が低下した事業でも中断することが難しいという問題が生じうる。株式所有構造に付随するこのような問題点は、株価形成の核心となる残余利益の予想に重要な影響を与えるであろう。そこで、本稿ではまず、他企業との資本関係が強い企業では、収益性が低下したときに事業を縮小することが難しいことを、営業投資の残余利益に対する弾力性の観点から検証する。そのうえで、他企業の支配が強い企業ほど、投資決定の硬直化によって非効率な事業の清算が遅れるため、残余損失が将来にわたって長く持続する傾向があり、結果として株主が負担する損失を大きくすることを証明する。

Summary

This paper investigates the validity of the nonlinear residual income dynamics proposed by Biddle *et al.* (2001) when applied to Japanese firms. In particular, it focuses on the cases in which the large corporate cross shareholding prevailing among Japanese firms restricts the range of a particular firm's investment opportunity sets. While the cross shareholding provides effective protection against the external takeovers, it might fix the transactional relationships with affiliated firms, creating weak incentive problems in discontinuing any poor performing operations. These transactional ties appear to be reasonably descriptive in explaining the observed behavior of residual income and/or losses produced by Japanese firms, which would be quite informative in predicting a particular firm's stock price. First, it is shown that the downsizing of a firm's operational activities facing lower profitability is subject to the transactional ties as for those firms with their significant fraction of shares held by other business firms, in terms of the investment sensitivity to current residual income. Second, empirical evidence suggests that given this operational constraint, the greater a firm is controlled by other firms, the more persistent its residual losses tend to become, thus in turn increasing the shareholders' losses.

1. はじめに

会計上の利益が将来どのように変化するかは、投資者による期待形成の重要な要素となるため、多大な関心を集めてきた。たとえば、Ball and Watts (1972) や Brooks and Buckmaster (1976) などによると、利益は長期的にリスクを調整した市場平均値に近づくことが示されている。Ohlson (1995) および Feltham and Ohlson (1995) は、市場平均を超える残余利益の減少過程（ダイナミクス）を線型のモデルであらわし、Dechow *et al.*

(1999) や Myers (1999) はそれを支持する証拠を提示している。また、Palepu *et al.* (1996) によれば、米国企業の残余利益は、おおむね5-10年でゼロに収束するようである。

それに対して、Biddle *et al.* (2001) では、企業による内生的な投資決定のメカニズムを残余利益の減少過程に導入することで、残余利益の推移は単調でなく、合理的な企業行動によって弾力的に変わることを明らかにしている。企業の営業投資が合理的な判断基準にそくしていれば、投資の規模は確定した成果に応じて柔軟に変更される。

より収益性の高い投資に資金が振り向けられれば、当然企業が獲得する利益は大きくなるから、市場平均を超える部分の利益も長く維持されることになる。この場合、残余利益のダイナミクスは各期の利益水準に対応して非線型になる¹⁾。

しかし、日本の企業が、同様に合理的な投資決定を行ってきたかどうかは疑問である。なぜなら、企業間で株式を持ち合う慣行が高度に発達した日本では、投資の拡大は容易でも縮小には抵抗がともなうからである。企業の行動が所有構造に制約されるほど、Biddle *et al.* (2001) で導かれた事実が成り立ちにくいと考えられるのである。そこで本稿では、Biddle *et al.* (2001) によって示された残余利益の非線型ダイナミクスが、日本企業にも妥当するのか検証したうえで、持ち合いに代表される株式所有構造がそこに与える影響について分析する。結果として、企業間での資本関係が強固な場合、残余損失のダイナミクスが固定され、株主に帰属する損失が大きくなることを明らかにする。

2. 非線型残余利益ダイナミクスに関する記述と仮説の設定

まず、Biddle *et al.* (2001) で導出されたモデルを簡単にレビューしよう。ここでは、期首営業資産の帳簿価額 OA_{t-1} に対する残余利益 x_t^a の比率である残余利益率 br_t (book rate of residual income: $\equiv x_t^a/OA_{t-1}$) によって次年度の投資額が決まると仮定されている。また、現在の営業活動をそのまま継続する場合は、Ohlson (1995) と同様に残余利益率が每期一定の持続係数 (ω) にしたがって逡減すると考えれば、

$$br_{t+1} = \omega br_t + \varepsilon_{t+1}$$

とあらわされる。ただし、 $0 < \omega < 1$ であり、 ε_{t+1} は誤差項を意味する²⁾。いま、この投資を限界的に1単位増やせば、次年度以降、 ωbr_t , $\omega^2 br_t$, $\omega^3 br_t$, …の残余利益が生じるから、それによって増加する企業の正味現在価値は、資本のコストを r とおけば、

$$\frac{\omega}{1+r-\omega} br_t = \Phi br_t$$

に相当する。

したがって、既存事業の継続を前提にして判断される企業の正味現在価値は、期首時点の営業資産の大きさを所与とすれば、 $\Phi br_t OA_{t-1}$ となる。ここでは、残余利益の実現によって確かめられるこの値が大きいほど、企業は同じ投資に追加的な資本を多く振り向けると想定されている³⁾。新規投資が既存プロジェクトの正味現在価値の大きさに比例して決まると考えれば、期末における投資額 I_t は、

$$I_t = \delta \Phi br_t OA_{t-1}$$

と定義される。したがって、 $br_t > 0$ であれば現在の事業が拡大され ($I_t > 0$)、 $br_t < 0$ であれば事業は縮小される ($I_t < 0$) ことになる。

ここで、 $\delta > 0$ は、追加的な投資に課される制約からどれだけ自由であるかをあらわすパラメータである。たとえば、資金調達を随時円滑に実施できる企業であれば、投資の規模を拡大しやすいと考えられるから、 δ は相対的に大きくなる⁴⁾。それに対して、正味現在価値が負で本来は投資規模を縮小する必要がある場合、 δ は撤退にともなう制約の程度を反映する。このとき、その制約が大きい (δ が小さい) ほど収益性の低い事業の清算が遅れるため、株主が負担する損失が拡大する

と考えられる。株主の利益という観点からすれば、 $br_t < 0$ （縮小）の局面では、 δ が大きいほうが望ましいことになる。

次年度の残余利益は、この br_{t+1} （ $= \omega br_t + \varepsilon_{t+1}$ ）とそれ自体が br_t の増加関数である OA_t の積で求められるから、 br_t の2次関数となる。すなわち、追加投資を考慮すれば、

$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= br_{t+1}OA_t = (\omega br_t + \varepsilon_{t+1})(OA_{t+1} + I_t) \\ &= (\omega br_t + \varepsilon_{t+1}) \cdot \\ &\quad (OA_{t+1} + \delta \Phi br_t OA_{t+1}) \\ &= \omega x_t^a + \delta \omega \Phi br_t^2 OA_{t+1} + e_{t+1} \end{aligned}$$

が導かれる。ただし、 $e_{t+1} = OA_{t+1} \varepsilon_{t+1}$ である。このように、当期の収益性に対応して翌年の残余利益が弾力的に増加するならば、投資考慮後の持続係数は、 x_t^a が限界的に1単位増減した場合の x_{t+1}^a の変化量の割合によってあらわされる。そこで投資考慮後の持続係数を ω_i とおけば、上記の x_{t+1}^a を x_t^a で偏微分することで、

$$\begin{aligned} \omega_i &= \frac{\partial E[x_{t+1}^a]}{\partial x_t^a} \\ &= \omega + \frac{2\delta\omega\Phi x_t^a}{OA_{t+1}} = \omega \left[1 + \frac{2I_t}{OA_{t+1}} \right] \end{aligned}$$

を得る。

これによって、残余利益の持続性が、営業投資のあり方によって変化することが明確になる。たとえば、 $br_t < 0$ で投資の縮小を選択する企業では、縮小される規模が将来の残余損失の持続性に影響する。そこでは、投資縮小に制約が伴わず、そのペースが迅速（ δ が十分に大きい）なほど、次年度の損失が小さくなる。すなわち、 $OA_{t+1} + 2I_t \rightarrow 0$ （ $I_t < 0$ ）となるにしたがって、投資変更後の持続係数 $\omega_i = \omega [1 + 2I_t/OA_{t+1}]$ が小さくなり、すみやかに損失が解消されるのである。このケースでは、営業資産のおよそ半分が清算されたとき（ I_t

$= -OA_{t+1}/2$)に、翌期の残余損失がゼロになる⁵⁾。

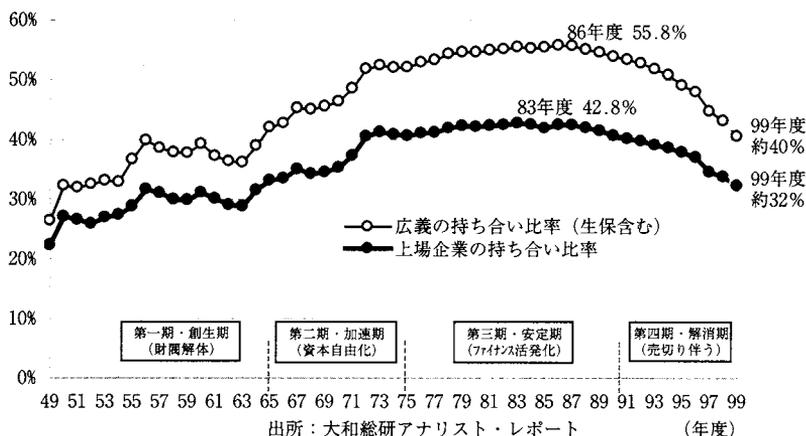
現在の日本の企業が直面する問題は、おおむねこのケースと考えてよいであろう。日本企業のROEは、米国企業にくらべて著しく低い水準にあり、近年では1%に近い水準まで低下している。企業によるプロジェクトの選択が、つねに株主の利害に配慮して行われるなら、平均以下の利益しか見込まれない投資はすみやかに清算するか、資金を引き揚げて収益性のまさる他の事業に再投資されるはずである。しかし、橘木・長久保(1997)および米沢(1995)で指摘されるように、持ち合いなどによって資本関係が強固な場合、企業間の取引関係を清算することは容易でない。また、渡辺(1994)や手嶋(2000)などが示すように、安定株主が多い状況では、合理的な投資決定を促す外部的な圧力が小さいと考えられる⁶⁾。

図1に示されるように、日本企業の中に支配的な株式の持ち合いは近年解消される傾向にあるが、それでも1999年度の時点で上場企業の保有比率は32%を占めている。十分な利益が見込まれず、大幅な事業再編が求められるような場面で、他企業による支配がそれを妨げる要因になるとすれば問題である。とくに、企業間での取引関係を固定する株式の持ち合いは、営業投資を縮小する機会（ δ ）そのものに制約を加えるとみるべきであろう。

以上の議論から、本稿で検証するふたつの仮説を以下のように設定する。

1. (投資決定) 直近の br_t が低い企業では、営業活動の縮小が図られるはずである。しかし、他企業の影響力が相対的に大きい企業では投資が変更されにくいいため、 br_t に対する投資の弾力性が小さくなる。
2. (残余利益のダイナミクス) 本来、 br_t が低下すれば翌年の投資が抑制されるから、次年度の残余利益ないし損失の持続係数は小さくな

図1 日本企業が保有する持ち合い株式の割合



るはずである。しかし、他企業の支配が強い企業の残余利益・損失の持続係数は当期の収益性に対して非弾力的になる。とくに、残余損失の持続係数が相対的に大きくなる。

3. サンプルの抽出と検証の結果

3-1 サンプルと変数の選択

対象となるサンプルは、東京証券取引所に上場する3月期決算企業から構成され、決算データと株主構成が観察可能な企業を対象としている。これらのデータは、有価証券報告書と大和総研アナリスト・ガイドから抽出した。なお、銀行・証券・保険・その他金融の業種は母集団から除外した。また、異常値の影響を取り除くために、営業資産の増減率と残余利益率 (br_{t+1} および br_t) の上位・下位1%ずつを削除している。1991年3月期から2001年3月期を対象にスクリーニングを行った結果、7,276会計年度・企業が選択された⁷⁾。

仮説1の検証方法は以下のとおりである。まず、営業投資が本当に残余利益率で測定される当期の収益性に依存して決まるのかを

$$i_{t+1} = a_0 + a_1 br_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

のパラメータ a_1 を推定することでテストする。 $i_{t+1} = I_{t+1}/OA_t = (OA_{t+1} - OA_t) / OA_t$ であり、営業資産の増加率をあらわす。営業資産は貸借対照表上の総資本から流動資産を控除した大きさと定義する。なお、残余利益率 $br_t = (t$ 期の会計利益 - 資本コスト $\times OA_{t-1}) / OA_{t-1}$ を算出する際に、利益は税金調整済みの経常利益を⁸⁾、資本コストは10年もの国債の6月末日の金利をそれぞれもちいている。

ここで、残余利益の算出過程に営業利益でなく経常利益が含まれるのは、営業資産から「その他有価証券」などの長期投資を除いていないためである。金融投資が残余利益を生み出さないとすれば、営業利益から営業資産に対するチャージを差し引けば十分である。しかし、本稿の焦点は企業間での株式の持ち合いが、余資の運用による市場収益率の追求とは異なる目的をもつことにある。かりにこれらの株式が、取引関係の維持から生じる利益を含め、市場平均以上あるいは以下の利益を生み出すとすれば、残余利益の算出に経常利益をもちいたほうが適当であろう。正味現在価値がかならずしもゼロにならないという意味で、本稿では「その他有価証券」を営業資産に含め、その成果として経常利益をもちいている⁹⁾。

仮説1にしたがえば、他企業との支配関係の多寡に応じて(1)式の推定結果は異なってしまう。とりわけ、 br_t が低下してもそうした関係が深い企業の間では、営業投資が弾力的に変化しないため、(1)式の説明力が低下すると考えられる。ここでは、企業間の持ち合い関係を、「他の事業法人によって保有される株式」の発行済み株式総数に占める割合で代理する¹⁰⁾。いま、各年度における br_t の大小関係をもとにサンプルを同数のふたつのグループにわけ¹¹⁾、低いほうのグループに対して、所有構造と投資決定との関連を分析する。

ここでは、(1)式のパラメータ a_1 が他の事業法人によって保有される株式の割合によってどう変化するのか調査する。そのために、上記のように特定された低収益の企業グループを事業法人持ち株の多寡に応じて、さらにふたつの同数のグループに分割し、それぞれのグループに対して(1)式を推定する。仮説1が正しければ、事業法人持ち株比率が大きい企業の a_1 が、小さい企業の a_1 にくらべて有意に小さくなると想定される。他の企業の支配が強い場合、収益性の低い事業でも弾力的に清算されないと考えられるからである。

つぎに、2番目の仮説を検証するまえに、Biddle *et al.* (2001) で提示されたような非線型残余利益ダイナミクスが日本企業にも全体として成立するのかを、

$$br_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 D_M + \beta_2 D_H + \omega_0 br_t + \omega_1 D_M br_t + \omega_2 D_H br_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

によってみてみよう。このとき、 D_M と D_H はそれぞれ、サンプルを各年度の残余利益率 br_t の低いほうから順に同数の3つのグループに区分したときに、 br_t が中間と上位の企業群に属することを示すダミー変数である。したがって、企業に投資変更の自由が保証されていれば、収益性の高い企業の残余利益ほど持続性が高くなるから、 $\omega_0 < \omega_0 + \omega_1 < \omega_0 + \omega_2$ となるはずである。

その一方、各年度の全サンプルを事業法人持ち株の割合が低いほうから順に同数のふたつのグループに分割して、中央値を上回る企業群を「他企業の支配が相対的に大きい企業」と定義する。その企業群だけを見れば、 br_t が期待より小さくても投資の硬直性から、低水準の利益の大部分が持続することになる。この場合、 ω_0 と $(\omega_0 + \omega_1)$ との差異は、サンプル全体にくらべてそれほど大きくならないであろう。むしろ、他企業の支配が大きい企業では、 ω_0 が相対的に高い水準に留まると予想される。表1は各変数の記述統計量をまとめている。

3-2 営業投資に関する検証結果の考察

表2からわかるように、次年度に行われる営業投資の規模は、全体としてみれば当期の残余利益率に強く影響される。各年度の残余利益率は、1999年度を除けばすべて統計的に有意な正のパラメータをもつ。それに対して、当期の残余利益率が低位のサンプルを選び出し、他企業による支配の程度と投資判断の関係をまとめたものが表3

表1 主要な変数の記述統計量

	平均	中央値	標準偏差	最小	最大
資産増加率 (i_{t+1})	0.04	0.02	0.12	-0.47	1.06
(t+1)期残余利益率 (br_{t+1})	0.02	0.01	0.06	-0.19	0.44
t期残余利益率 (br_t)	0.01	0.00	0.06	-0.16	0.30
事業法人持ち株比率	0.26	0.21	0.16	0.01	0.79

表2 営業投資と当期の残余利益率との関係

年度 (t+1)	観測数	a_0	t値	a_1	t値	修正済 R^2
00	930	0.05	3.00***	0.57	5.18***	0.03
99	909	-0.01	-0.68	0.14	1.04	0.02
98	883	0.02	0.06	0.28	5.73***	0.04
97	865	0.03	2.99***	0.30	6.41***	0.06
96	832	0.03	3.44***	0.30	6.42***	0.05
95	748	0.03	2.39**	0.26	4.90***	0.03
94	730	0.03	2.93***	0.33	6.20***	0.06
93	703	0.01	0.81	0.25	4.35***	0.02
92	676	0.03	2.13**	0.29	5.53***	0.04
pooled	7,276	0.02	3.52***	0.33	13.14***	0.02

(注) ***および**は、それぞれ1%、5%の水準(両側検定)で有意であることを意味する。

表3 当期の残余利益率が低い企業における投資決定の相違

年度 (t+1)	他企業の支配が相対的に強い						他企業の支配が相対的に弱い					
	観測数	a_0	t値	a_1	t値	Adj. R^2	観測数	a_0	t値	a_1	t値	Adj. R^2
00	233	0.09	2.50**	0.01	0.01	0.01	232	0.04	1.52	0.04	0.07	0.01
99	228	-0.06	-0.82	-0.42	-0.52	0.01	227	-0.03	-0.78	-0.58	-1.09	0.03
98	221	-0.01	-0.29	0.73	2.55**	0.02	220	0.04	2.59**	0.28	1.03	0.02
97	216	0.01	0.53	0.47	1.61	0.00	216	0.04	2.02**	1.00	3.42***	0.05
96	208	0.01	0.70	0.57	2.45**	0.02	208	0.04	2.49**	0.83	3.89***	0.06
95	187	0.04	1.90*	0.26	1.09	0.01	187	0.03	1.27	0.45	2.35**	0.02
94	183	0.08	3.06***	0.62	2.78***	0.05	182	0.04	1.74	0.89	4.47***	0.09
93	176	0.00	0.14	-0.12	-0.51	0.00	175	0.01	0.18	-0.08	-0.32	0.00
92	169	0.05	1.76*	0.51	1.81*	0.01	169	0.02	0.84	0.70	2.61***	0.04
pooled	1,821	0.00	-0.27	0.20	0.13	0.00	1,816	0.00	0.22	0.23	2.44**	0.01

(注) ***, **および*は、それぞれ1%、5%、10%の水準(両側検定)で有意であることを意味する。

である。他企業の支配が相対的に強い企業では、ほとんどの年度で残余利益のパラメータ a_1 が、統計的にゼロと変わらない。逆に支配が弱い企業の a_1 は、97年度までほぼ一貫して有意な正の値をとる。仮説で想定したように、事業法人持ち株が多い企業群では、それが少ない企業群にくらべて全体的により大きな残余利益率のパラメータが観察されている。つまり、97年度までは、おおむね他企業との資本関係の強さに応じて、営業投資の決定に差異があったとみてよい。それでは、

98年度以降に、 a_1 の大小関係が逆転する理由はなんだろうか。

この結果は、連結会計の基準が1998年に改訂された際に、子会社や関連会社の認定範囲を広げた結果、日本企業の経営者がグループ・ベースでの経営に無関心でいられなくなったことを反映しているかもしれない。事業法人持ち株が大きい企業では、親会社などの適切なモニタリングが働くため、それら企業の利益に沿った行動をとると考えられる。ただし、それだけでは1999年度以降

に両グループの a_1 が統計的に有意でなくなる理由にはならない。とりわけ、表2の結果と同様に99年度には、 a_1 が有意でない上に、予想と反対の符号をとっている。また、92年度と94年度について、両グループの a_1 の間に統計的に有意な差異が検出されなかったのも問題である¹²⁾。したがって、1999年度などはとくに、その時期に固有の経済状況を分析に組み入れることが求められる。

3-3 残余利益ダイナミクスに関する検証結果の考察

表4はサンプル全体の次年度の残余利益率 br_{t+1} を当期の br_t に単回帰した結果である。定数項も残余利益率の持続係数も統計的に有意な正の符号をとった¹³⁾。それに対して、(2)式を推定して残余利益の非線型ダイナミクスを確かめた結果が表5である。 br_t の係数は収益性が高まるにつれて増

加する傾向があり、投資決定のメカニズムは残余利益のダイナミクスに強く影響している。しかし、3年間を除いて、 $(\omega_0 + \omega_1)$ から $(\omega_0 + \omega_2)$ にかけて、パラメータはむしろ減少している。統計上は差異がないため、両者は実質的に変わらないが、これは収益性が過度に高い市場において過当競争が生じやすいことを示している¹⁴⁾。

この現象は、全7,276サンプルをプールした推定結果においてより顕著にみられる。収益性が高まったも低い企業群と中位の企業群では、残余利益の持続性に0.28の差異があり、そのt値は6.31と高い水準を示している。その一方、 $(\omega_0 + \omega_1)$ から $(\omega_0 + \omega_2)$ への変化量-0.09も1%水準で有意であり、パラメータの増減をみるかぎり、日本企業に対しても非線型残余利益モデルが全体として成り立つことがわかる。また、修正済決定係数は0.70と非常に高く、Biddle *et al.* (2001) における0.38と比較すると、モデルの説明能力はかなり高

表4 残余利益の線型ダイナミクス

	観測数	定数項	t値	持続係数	t値	修正済 R^2
pooled	7,276	0.01	5.30***	0.85	124.62***	0.70

(注) ***は、1%の水準(両側検定)で有意であることを意味する。

表5 残余利益の非線型ダイナミクス

年度 (t+1)	観測数	β_0	t値	β_1	t値	β_2	t値	ω_0	t値	ω_1	t値	ω_2	t値	Adj. R^2
00	930	-0.01	-1.39	0.01	1.94*	0.01	0.43	0.34	3.32***	0.46	2.01**	0.55	0.29	0.64
99	909	-0.01	-1.66*	0.01	1.89*	0.01	1.29	0.23	3.36***	0.75	3.72***	0.61	-0.78	0.64
98	883	0.01	3.20***	0.00	-0.90	0.00	-0.13	0.76	6.66***	0.22	0.98	0.12	-0.38	0.69
97	865	0.00	-0.34	0.01	1.71*	0.01	1.28	0.49	3.97***	0.28	1.43	0.32	0.24	0.74
96	832	0.00	0.09	0.01	1.69*	0.01	0.72	0.45	5.65***	0.67	3.59***	0.51	-0.85	0.78
95	748	0.00	-0.66	0.01	2.83***	0.02	2.25**	0.43	5.85***	0.35	1.74*	0.37	0.12	0.71
94	730	0.00	-0.19	0.02	2.80***	0.01	-0.66	0.57	8.28***	0.51	2.66***	0.31	-1.50	0.74
93	703	-0.02	-2.69***	0.02	2.73***	0.02	0.14	0.62	9.60***	0.33	1.94*	0.26	-0.44	0.76
92	676	0.00	-0.22	0.00	0.03	0.00	-0.50	0.81	7.83***	0.04	0.18	-0.04	-1.19	0.69
pooled	7,276	0.00	1.36	0.00	2.00**	0.01	0.65	0.68	28.37***	0.28	6.31***	0.19	-3.19***	0.70

(注) ***, **および*は、それぞれ1%、5%、10%の有意水準(両側検定)で隣接するパラメータとの差異がゼロであるという帰無仮説を棄却することを意味する。

表6 他企業の支配が強い企業における非線型残余利益ダイナミクス

パネルA 1992-2000年度

年度 (t+1)	観測数	β_0	t 値	β_1	t 値	β_2	t 値	ω_0	t 値	ω_1	t 値	ω_2	t 値	Adj.R ²
00	465	-0.01	-1.05	0.01	0.99	0.01	0.87	0.40	3.04***	0.44	1.32	0.35	-0.27	0.60
99	455	-0.02	-2.68***	0.01	2.67***	0.02	0.35	0.11	1.11	0.77	2.60***	0.77	-0.03	0.59
98	442	0.01	1.38	0.00	0.66	0.01	0.26	0.58	3.51***	0.25	0.74	0.26	0.06	0.67
97	433	0.00	0.07	0.01	1.03	0.01	1.33	0.47	2.76***	0.21	0.79	0.27	0.27	0.71
96	416	0.00	0.48	0.01	1.79*	0.01	0.70	0.34	2.86***	0.76	2.51**	0.55	-0.65	0.75
95	374	0.01	1.32	0.00	0.98	0.00	-0.40	0.73	13.18***	0.43	1.58	0.23	-0.53	0.65
94	365	0.00	0.80	0.01	2.47**	0.01	-0.69	0.73	17.17***	0.13	1.97*	0.07	-0.96	0.73
93	352	-0.02	-1.85*	0.02	2.36**	0.01	-1.33	0.68	7.07***	0.07	0.55	0.11	0.34	0.77
92	338	0.00	0.22	-0.01	-0.96	0.00	0.83	0.90	6.66***	-0.11	-0.37	-0.19	-0.28	0.69
pooled	3,640	0.01	2.50**	0.00	-0.02	0.00	0.65	0.82	30.07***	0.07	1.68*	-0.02	-2.71**	0.70

パネルB 1999年度の観測値を除外した結果

	観測数	β_0	t 値	β_1	t 値	β_2	t 値	ω_0	t 値	ω_1	t 値	ω_2	t 値	Adj.R ²
pooled	3,175	0.01	2.91***	0.00	0.13	0.00	2.68***	0.82	30.03***	0.03	0.74	-0.04	-1.75*	0.71

(注) ***、**および*は、それぞれ1%、5%、10%の有意水準(両側検定)で隣接するパラメータとの差異がゼロであるという帰無仮説を棄却することを意味する。

い¹⁵⁾。

それでは、このような非線型ダイナミクスは、他企業の支配が強固な場合にも成り立つであろうか。表6のパネルAは、事業法人持ち株の割合が相対的に高いサンプルを取り出して、(2)式の推定を行った結果である。年度間で若干のばらつきがみられるが、 ω_0 と($\omega_0 + \omega_1$)との間にほとんど差異が存在しないことに注目しよう。全サンプルをプールした結果においては、その傾向がより顕著である。表5にくらべて表6のほうが、 ω_1 が小さい(0.28と0.07)ことがわかる。ただ、後者の結果にも10%の水準で有意性が認められる。これは、 ω_1 がもっとも大きく増加している1999年度の数値が強く影響している可能性がある。

そこで、とくに影響が強い年度をサンプルから削除した結果を表6のパネルBに示す。もともと、 ω_0 はおおむね有意な正の符号をもつが、99年度だけそれが成り立たないのが特徴的であった。さ

らに、表2、表3の分析においても99年度だけは他の年度と大きく異なる結果が析出されていた。この年度を分析から除外することで、 ω_1 は0.07から0.03まで(t値は1.68から0.74まで)減少した。以上、年度間で一定していないものの、おおむね仮説を支持する結果が得られた。

ところで、Easton(2001)で指摘されるように、これまでの分析は区分された残余利益率の範囲ごとに一次式を推計する方法をとり、2節のモデルで示された2次関数を厳密にあらわすものではない。そこで、全サンプルと他企業の支配が相対的に強いサンプルに対して、

$$br_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 br_t^2 + \gamma_2 br_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

のパラメータを推定することで、2次関数の形状が所有構造によってどのように影響されるかを調査した。

表7 非線型残余利益ダイナミクス

		パネルA 全サンプル						
	観測数	γ_0	t 値	γ_1	t 値	γ_2	t 値	Adj. R^2
pooled	7,276	0.01	5.20***	0.36	5.33***	0.81	91.67***	0.70
		パネルB 他企業の支配が強いサンプル						
	観測数	γ_0	t 値	γ_1	t 値	γ_2	t 値	Adj. R^2
pooled	3,640	0.01	3.62***	0.09	0.95	0.82	64.94***	0.70

(注) ***は、1%の水準（両側検定）で有意であることを意味する。

表7は(3)式の推定結果を示している。サンプル全体では、 γ_1 が0.36（t値は5.33）であり、残余利益の推移が2次曲線によって近似されている。他方、企業間の支配が強いサンプルでは、 γ_1 は0.09（t値は0.95）と大きく低下し、統計的にゼロと変わらない。かりに後者の形状を1次関数と特定すれば、両者は b_{r1} がゼロ付近の地点で接するから、残余利益の持続性は、残余損失が生じている局面では他企業の支配が強い企業のほうが大きい。逆に残余利益が生じるケースでは、サンプル全体の持続性のほうが高まることがわかる。したがって、企業間の取引関係が強い企業ほど、低収益の営業投資の清算が遅れるため、残余損失が長く企業に流入することになることが示された¹⁶⁾。

3-4 追加分析

本稿では営業資産を総資本から流動資産を除いて算出しているが、棚卸資産など本来なら営業資産を構成する要素が捨象されている。そのため、業種によってはこの定義によって結果に歪みが生じるものと考えられる。そこで、商業・建設業・不動産業の3業種をサンプルから除外してこれまでの分析を再度実施した。表8は、全サンプルに対する結果を簡潔にまとめている。パネルAによれば、営業投資に関する結果は、両グループで a_1 が少し小さくなるが、表3とほとんど変わらない。

パネルBからFは、残余利益のダイナミクスに

関する分析結果である。全体としてみれば、やはり非線型ダイナミクスがあてはまることが確認できる（パネルB）。また、表6と同様、他企業の支配が強い企業の ω_1 は依然10%の水準で有意な正の値をとる（パネルC）が、1999年度の観測値を除けば ω_1 も ω_2 も有意でなくなる（パネルD¹⁷⁾。なお、2次関数によって推定した場合も、表7と同様の結果を得た（パネルE,F）。ここでは表7にくらべて、支配が強い企業の γ_1 がよりゼロに近い値をとった。

つぎに、株式所有構造が企業のリスクに与える影響を除去するため、残余利益率の算定に際して市場ベータの大きさを調整する¹⁸⁾。市場ベータはCAPMをもとに、60ヶ月の個別銘柄の株式リターンを市場リターンに回帰させる方法で求めている。さしあたり、市場全体のリスクプレミアムを1%と2%に設定して資本コストを求め、それぞれ分析を繰り返したが、結果はこれまでのものほとんど変わらなかった。最後に異常値の処理を3%、5%の水準で行ったが、上位・下位5%の観測値を除外した場合に表5の全サンプルをプールした ω_1 の有意水準が5%に低下したこと以外は、上記の結果とほぼ同様であった。

4. おわりに

本稿から導かれた発見事項をまとめよう。まず、営業投資のあり方が所有構造にある程度影響され

表 8 特定の業種（商業・建設業・不動産業）を除いた結果

パネル A 当期の残余利益率が低い企業における投資決定の相違

	他企業の支配が相対的に強い				他企業の支配が相対的に弱い			
	観測数	a_1	t値	Adj. R^2	観測数	a_1	t値	Adj. R^2
pooled	1,449	0.18	1.60	0.00	1,453	0.21	2.00**	0.01

パネル B 残余利益の非線型ダイナミクス（全サンプル）

	観測数	ω_0	t値	ω_1	t値	ω_2	t値	Adj. R^2
pooled	5,808	0.68	25.83***	0.33	7.11***	0.20	-2.93***	0.67

パネル C 他企業の支配が強い企業の非線型残余利益ダイナミクス（1992-2000年度）

	観測数	ω_0	t値	ω_1	t値	ω_2	t値	Adj. R^2
pooled	2,907	0.83	14.72***	0.19	1.94*	0.00	-2.17**	0.69

パネル D 他企業の支配が強い企業の非線型残余利益ダイナミクス（1999年度を除外）

	観測数	ω_0	t値	ω_1	t値	ω_2	t値	Adj. R^2
pooled	2,549	0.86	11.05***	0.12	0.93	-0.07	-1.58	0.66

パネル E 2次関数による非線型残余利益ダイナミクス（全サンプル）

	観測数	γ_1	t値	γ_2	t値	Adj. R^2
pooled	5,808	0.50	5.95***	0.81	80.67***	0.67

パネル F 2次関数による非線型残余利益ダイナミクス（他企業の支配が強い）

	観測数	γ_1	t値	γ_2	t値	Adj. R^2
pooled	2,907	0.02	0.14	0.86	44.97***	0.66

(注) ***、**および*は、それぞれ1%、5%、10%の水準（両側検定）で有意であることを意味する。
定数項はすべて省略している。

ることを確認した。つぎに、残余利益の推移に Biddle *et al.* (2001) と同様の投資決定のメカニズムを導入した結果、非線型のダイナミクスが全体として日本企業にもあてはまることを示した。その一方で、持ち合い構造がそこに重要な影響を与えることが明らかになった。残余利益の持続性は、残余損失が生じている局面では他企業の支配が強い企業で相対的に大きくなる。すなわち、企業間の取引関係が強い企業ほど低収益の営業投資の清算が遅れるため、残余損失が長く企業に流入することになるのである。営業活動の硬直化をもたらす資本構造は、株主に帰属する損失を拡大するおそれがあると言えよう。

他方、実証的な観点からいくつかの課題が残されている。まず、Easton (2001) に掲げられる Biddle *et al.* (2001) に対する批判が本稿にも直

接かわることである。たとえば、時系列での残余利益の変化を仮定する一方で、本稿の分析はクロスセクションを道具立てとしている。すべての年度を通算することで、期間に偏らない結論を担保しているものの、時系列モデルの特性にそくした実証のデザインが必要であろう。また、ここでは会計上計算される利益が、企業の経済実態をあらゆる適切なサロゲートであると仮定しているが、現実には会計に固有の操作の影響を免れないはずである。したがって、保守主義や日本の会計基準の特徴などを調整した分析手法を構築することも重要な課題である。

謝辞

本稿の作成にあたり、早稲田大学の薄井彰先生、2名のレフェリーの先生から大変有益なコメント

をいただきました。ここに記して感謝申し上げます。もちろん、ありうべき誤りはすべて筆者の責任です。

《注》

- 1) 合理的な投資判断のシナリオを、将来の追加投資あるいは事業から撤退するオプションの観点から株価評価に取り入れた研究としては、Zhang (2000), Burgstahler and Dichev (1997), Berger *et al.* (1996), Hayn (1995) などが掲げられる。それに対して、本稿では残余利益のダイナミクスの分析をとおして、投資判断が株価に影響するプロセスそのものを明らかにする。
- 2) ω が各期をつうじて一定であるならば、 τ 年後の残余利益率は、 $br_{t+\tau} = \omega^\tau br_t + \varepsilon_{t+\tau}$ となる。このとき、 $0 < \omega < 1$ なので、 $\tau \rightarrow \infty$ のとき $br_{t+\tau} \rightarrow 0$ のように、 br_t は長期的にみてゼロに収束する。
- 3) たとえ $br_t > 0$ であっても、既存プロジェクトの収益性を上回る他の投資機会が存在する場合は、そこに資本が投入される。ただし、この場合の投資変更の意思決定は、収益性の優劣だけでなく、既存事業の清算コストと新規投資の完了までに要するさまざまな費用の大きさにも依存する。清算のコストは規模に比例して増大するため、既存プロジェクトの規模は投資選択の際の重要な要素となる。企業による投資変更のメカニズムについては、Zhang (2000) を参照。
- 4) しかし、資金制約が緩和された企業では、投資の縮小が望ましい状況 ($br_t < 0$) でも過剰投資が起こる可能性がある。たとえば、宮島・蟻川・齊藤 (2001) を参照。
- 5) 投資変更がなければ、 $I_t = 0$ 、 $\omega_i = \omega$ であり、残余利益（損失）のダイナミクスは線型になる。
- 6) 手嶋 (2000) は、事業法人持ち株が多い企業が外部からの経営介入を排除する意味で、株主の利害を害する可能性があることをトービンの Q をもとに検証している。 Q の低下は投資効率の劣化と捉えることができるため、投資の規模が一定ならば過剰投資が生じることになる。
- 7) ただし、1991年3月期のデータは、次年度の残余利益と営業資産増加率を導出するためだけにちいているため、サンプル数からは除かれている。
- 8) 便宜的に、経常利益に0.6を乗じて求めている。
- 9) 一部の金融資産への投資が営業投資としての性質をもつという考え方は、橋木・長久保 (1997) や齋藤 (1995) でも強調されている。
- 10) 持ち合いの程度を厳密に定義するなら、相互に保有する株式の割合を正確に把握する必要がある。しかし、相互保有について公表されたデータは少数の企業を除いて存在しないため、片側保有の比率で充当した。これについては、持ち合いと株価との関連を調査した手嶋 (2000) などの先行研究と一貫している。
- 11) したがって、各年度の br_t の中央値がサンプルを二分する

カットオフ・ポイントとなる。

- 12) 92年度と94年度におけるパラメータの差異の t 値は、それぞれ0.40と0.69であった。
- 13) Dechow *et al.* (1999) では0.62、Myers (1999) では0.234、Biddle *et al.* (2001) では0.71の持続係数が検出されている。
- 14) あるいは利益操作によって残余利益が嵩上げされている場合、操作した発生項目が次年度以降に反作用をもたらすため、当期の残余利益の持続性を押し下げるという説明も可能であろう。
- 15) Biddle *et al.* (2001) と本稿では、営業資産の定義に若干の相違がある点を留保すれば、単純比較はできない。
- 16) ただし各年で見ると、9年間のうち4年間においては、支配が強い企業の γ_1 も有意な値をとり、年度間でかならずしも安定した結果が得られていない。
- 17) 各年度の結果では、96年度の ω_1 が0.17 (t 値は1.70) となり、表6における同年の ω_1 (0.76、 t 値は2.51) より著しく減少している点が特徴的であった。
- 18) 資本コストは「無リスク利子率 + 市場全体のリスク・プレミアム \times 市場ベータ」で求めることができる。近年ではマーケットの低迷から市場全体のプレミアムが負になる場合があり、それを市場リターンと無リスク利子率の差として定義すると結果に矛盾が生じることになる。

《参考文献》

- Ball, R., and R. Watts (1972) "Some Time Series Properties of Accounting Income" *Journal of Finance* 27: 663-681.
- Berger, P.G., E. Ofek and I. Swary (1996) "Investor Valuation of the Abandonment Option" *Journal of Financial Economics* 42: 257-287.
- Biddle, G., P. Chen and G. Zhang (2001) "When Capital Follows Profitability: Non-linear Residual Income Dynamics" *Review of Accounting Studies* 6: 229-265.
- Brooks, L., and D. Buckmaster (1976) "Further Evidence on the Time Series Properties of Accounting Income" *Journal of Finance* 31: 1359-1373.
- Burgstahler, D.C., and I. Dichev (1997) "Earnings, Adaptation and Equity Value" *The Accounting Review* 72: 187-215.
- Dechow, P., A. Hutton and R.Sloan (1999) "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model" *Journal of Accounting and Economics* 26: 1-34.
- Easton, P. (2001) "Discussion of When Capital Follows Profitability: Non-linear Residual Income Dynamics" *Review of Accounting Studies* 6: 267-274.
- Feltham, G., and J.A. Ohlson (1995) "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities" *Contemporary Accounting Research* 11: 689-731.
- Hayn, C. (1995) "The Information Content of Losses" *Journal of Accounting and Economics* 20: 125-153.
- Myers, J.N. (1999) "Implementing Residual Income Valuation With Linear Information Dynamics" *The Accounting Review*

- 74 : 1-28.
- Ohlson, J.A. (1995) "Earnings, Book Value, and Dividends in Security Valuation" *Contemporary Accounting Research* 11 : 661-687.
- Palepu, K., V. Bernard and P. Healy (1996) *Business Analysis and Valuation Using Financial Statements*, South Western Publishing. (斎藤静樹監訳 (2001) 『企業分析入門 (第2版)』東京大学出版会。)
- Zhang, G. (2000) "Accounting Information, Capital Investment Decisions, and Equity Valuation: Theory and Empirical Implications" *Journal of Accounting Research* 38 : 271-295.
- 斎藤静樹 (1995) 「金融資産の評価をどう考えるか」『JICPAジャーナル』No. 479 : 40-45頁。
- 橋本俊詔・長久保僚太郎 (1997) 「株式持合いと企業行動」『ファイナンシャル・レビュー』1997年11月号 : 158-173頁。
- 手嶋宣之 (2000) 「経営者の株式保有と企業価値—日本企業による実証分析」『現代ファイナンス』No. 7 : 41-55頁。
- 宮島英昭・蟻川靖浩・齊藤正 (2001) 「日本型企業統治と「過剰」投資—石油ショック前後とバブル経済期の比較分析」『ファイナンシャル・レビュー』2001年12月号 : 139-168頁。
- 米沢康博 (1995) 『株式市場の経済学』日本経済新聞社。
- 渡辺 茂 (1994) 『ROE革命：新時代の企業財務戦略』東洋経済新報社。

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株当り簿価自己資本

$AL_{j,t}$: t期企業jの1株当り経常利益

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

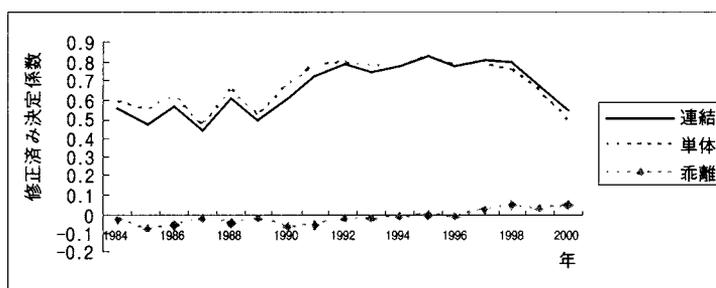


図1 簿価自己資本および利益モデル1 (修正済み決定係数) の時系列推移

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
1987	259	0.879**	5.331**	0.434	1.028**	6.249**	0.458	-0.024
1988	327	1.766**	4.717**	0.604	1.771**	8.131**	0.650	-0.046
1989	380	1.115**	3.251**	0.489	1.158**	4.583**	0.513	-0.024
1990	408	1.406**	7.097**	0.609	1.413**	10.039**	0.677	-0.068
1991	425	1.047**	6.659**	0.721	0.844**	10.358**	0.780	-0.060
1992	441	0.725**	5.196**	0.779	0.685**	7.303**	0.803	-0.024
1993	455	0.894**	4.426**	0.750	0.896**	5.937**	0.770	-0.021
1994	459	1.263**	4.543**	0.775	1.286**	5.775**	0.788	-0.013
1995	521	0.862**	4.580**	0.831	0.894**	5.671**	0.830	0.000
1996	525	0.837**	6.137**	0.773	0.825**	8.095**	0.782	-0.009
1997	538	0.708**	7.055**	0.808	0.594**	9.464**	0.787	0.021
1998	548	0.497**	7.691**	0.802	0.451**	9.708**	0.754	0.048
1999	542	0.802**	7.068**	0.680	0.856**	8.193**	0.643	0.037
2000	575	0.794**	8.108**	0.538	0.964**	8.488**	0.488	0.050
Panel	7073	0.665**	7.580**	0.600	0.653**	9.700**	0.611	-0.011

N：サンプル数

* Whiteの修正t値が有意水準5%で有意

** Whiteの修正t値が有意水準1%で有意

表4 特別損益控除前利益による説明力テスト

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

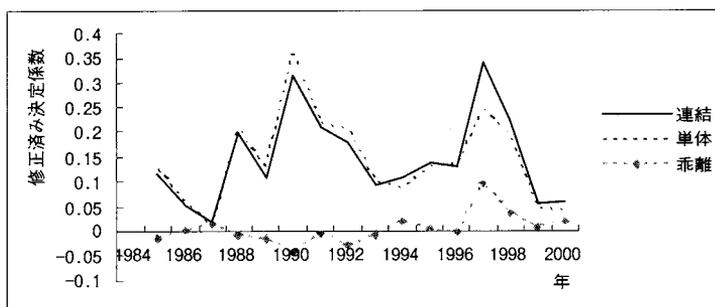


図2 利益モデル1（修正済み決定係数）の時系列推移

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

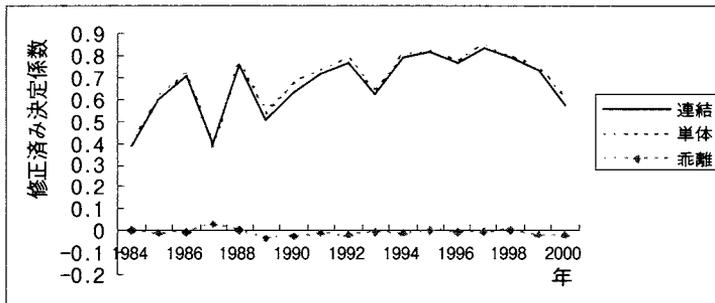


図3 連単倍率下位 1/3 サンプル (修正済み決定係数) の時系列推移

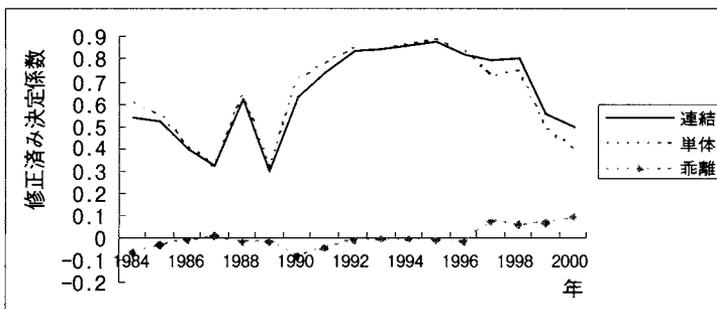


図4 連単倍率上位 1/3 サンプル (修正済み決定係数) の時系列推移

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

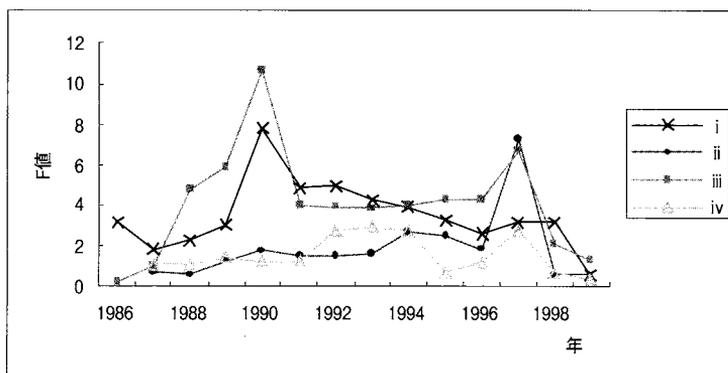


図5 繰り返し推定による Chow テスト ($\Delta \text{ADJ}_t R_t^2 = \theta_0 + \theta_1 t + \xi_t$)

- 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。

株式市場における株価レーティングの影響

Change in the Effects of Japanese Stock Ratings

小川 長(神戸大学大学院)
Osamu Ogawa

要約

小川・國村(2001)は、証券アナリストによる株価レーティングについて、草創期における分析を行い、その有効性を認めている。それは発表日以後5日目という短期日後のみならず、6か月(120日)を経過した時点においても確認されたとしており、市場の効率性に対する疑念を生じさせる結果ともなっている。そこで、本研究においては、市場モデルを仮定し、分析時期を市場関係者の間に株価レーティングが浸透したと考えられる定着期にまで拡大した分析を行ない、草創期との比較を試みた。これらより、市場モデルを仮定した場合、草創期において6か月後という長時間を経過した時点では、格付の影響が認められなかった。だが、それは同時に市場の効率性を確認できる結果ともなった。また、定着期においては株価レーティングの有効性がどの時点においてもほとんど認められないという結果を得た。しかし、格付の履歴効果を分析した結果では、草創期のみならず、定着期でも格付の変更に対して、市場は有意に反応している事実が明らかになった。

Summary

Ogawa and Kunimura (2001) presented that stock ratings by security analysts were effective in the beginning period of Japanese stock ratings, not only at the 5th day but also at the 6th month (the 120th day) after announcement. But their finding raised a question on the market efficiency. In this paper I assume a market model and analyze effects of stock ratings expanding in the well-established period when stock ratings had been well utilized by investors. I make a comparison between both results on two periods. If I assumed market model, the effectiveness of stock rating can not be seen at the 6th month after announcement in the beginning period. This fact implies the market efficiency. In addition I have found that the effectiveness of stock rating is not seen at any time in the well-established period. However Japanese market positively responds to the change of rating in both periods.

I. 本研究の目的

1. はじめに

米国において2001年10月に発覚した巨大企業エンロンの不正会計問題は、一企業のスキャンダルの域に止まらず、会計監査制度やコーポレートガバナンス等々、米国資本市場制度全体について、そのあり方を問い直す大問題に発展した。そうした中、証券アナリストの中立性に関する問題もこれら大問題の中の一つとして大きくクローズアップされた。それは、証券アナリストの発する情報が、純粋な自らの判断ではなく、所属する組織や、被格付企業の意向によって捻じ曲げられ、故意に

投資家に不利なものとなっていたというものである。現に、何人もの著名なアナリストが投資家から訴訟を起こされ、中には多額の賠償金を支払った例も報道されている。実は、過去これと同じような問題がわが国においても発生している。ITバブルの崩壊期にあたる2000年の光通信問題である。某格付公表会社に所属するアナリストが、調査を担当する大手携帯電話販売会社、光通信の急速な拡大路線の行き詰まりを重々認知しながらも、自らの所属する系列証券会社の営業方針に沿うように買い推奨を行い続けたという、アナリスト情報の信頼性を損なう事実が発覚したのである。

それでは、これほどまでに影響力が増したアナリストが発する情報は、果たして株式市場にどのような影響を与えているのであろうか。本研究では基本的に「アナリストによる株価レーティング情報は、株式市場における投資情報として有効に機能している」という仮説検証を草創期および定着期という異なる時期において試すこととなる。

2. 先行研究と本研究の特徴

株価レーティングとは、投資家の意思決定に必要な基本的判断材料に資するため、証券アナリストが自らの調査をもとに、企業ファンダメンタルズからその投資価値を判定し、所定の期間内において、その株価の予想値上がり率や値下がり率の大きさを順位付けた上で記号化したものである。その典型として、例えば、レーティングの日より6か月以内のいずれかの時点で、ベンチマークに対し、格付1は10%超上回る。格付2は常に上下10%以内にある。格付3は10%超下回るというものなどがある。

わが国において、株価レーティングの嚆矢となる分析は、QUICK総合研究所(1995)で行われているが、本格的には末木(1997, 1999)によって詳細な分析が行われている。末木論文の結論は株価レーティングの情報効果を否定したものであるが、格付そのものの効果と、後述する格付の変更や継続といった履歴の効果を混同しているという問題を孕んでいた。これに対し、小川・國村(2001)では、格付そのものと格付の履歴を明確に分別した上で末木論文とほぼ同時期の分析を行い、短期的には投資家が格付の変更に対して反応するものの、アナリストの格付情報自体については格付通りの有意性を認めている。ただ一方で、この結果はわが国株式市場の効率性に疑問を投げ掛けてもいる。それは、アナリストによって行わ

れた格付をそのまま利用することで、発表後6か月目に十分な利益を上げることができるからである¹⁾。通常、市場が効率的であれば、有効な情報は短期間に株価に織り込まれるはずで、格付発表日から6か月という長期間を経過した後に収益機会が存するとは考えにくく、この点は疑念として残されていた。

そこで、本研究において新たに二つの分析を行った。一つは市場リスクを想定し、過去の株価および市場収益率から回帰的に算出したりスク係数を用いて、市場リスクを控除した後の超過収益率を利用した分析である。もう一つは、分析時期を移し、草創期と比較して株価レーティングが投資家に十分認知されたであろうと考えられる時期を分析期間とした、定着期における分析である。

II. 実証分析の方法

1. サンプルの採取と抽出

格付データの採取は、草創期においてはQUICK社情報端末の証券大手4社の株価格付画面より、定着期においては投資リーダー社ホームページのレーティング情報より行った。期間は草創期が1996年3月11日から1997年6月20日までであり、定着期が2000年1月4日から同年7月31日までである²⁾。株価データは東洋経済新報社の株価CD-ROMより採取した。株価は日次の終値を使用している。取引不成立の日の株価は前日、もしくは直近の株価を代用した。権利落ちは修正した。また、観察期間の日数は暦日によらず、一律に20立会日を1か月とした。故に、一つの格付データの観察期間は発表日前10日から発表日以後6か月すなわち120日である。ベンチマークの数値も日次の終値を使用している。草創期において、大和証券、山一証券のベンチマークは東証株価指数であり、日興証券、野村証券のそれは日

経225種株価指数である。また、定着期のベンチマークはすべて東証株価指数となっている³⁾。

格付データの抽出には以下の方法を採用した。東証1部上場以外の銘柄及び、主に他市場で取引されているなどの理由により株価CD-ROMに掲載されていない銘柄は除外した。人為的なミス等を考慮して、格付発表日より5立会日以内に、同一の会社により同一銘柄に同一格付がなされている場合、後のデータを外した。この結果、基礎データは草創期が5735個、定着期が1648個となった。

後述するが、本研究では各々の期において3タイプのモデルによる分析を行っている。そのうち各々2タイプは、市場リスク算出のため過去の株価を使って β 値を求めた。その際、以下の条件で β の外れ値を取り除く作業を行った。 β 値がマイナスのものおよび3以上となるサンプルを除いた。10%水準でt値に有意性の認められないサンプルを除いた。その上で、採用データの相違によるバイアスを防ぐため、各々の期の3モデル間で共通のサンプルを採用データとした。最終的に採用データは草創期が4856個、定着期が928個である⁴⁾。因みに採用された銘柄の数は、それぞれ721銘柄と359銘柄であった。

2. データの分布

表1に格付別のデータ分布状況を示した。草創期においては、格付1が30%、格付2が65%、格付3が5%であり、格付3が極端に少ないことは豊崎（1997）や小川・國村（2001）でも指摘されているが、株価レーティングが認知されてきた定着期において、各々の比率が、38%、61%、1%となり、格付1が増加したにもかかわらず、格付3の比率がますます減少していることについては疑問が生じる場所である⁵⁾。

3. 分析の方法

草創期の株価レーティングは、次のような表記方法と定義が主流である。レーティングの日より6か月以内のいずれかの時点で、ベンチマークに対し、格付1は10%超上回る。格付2は常に上下10%以内にある。格付3は10%超下回る。しかし、時を経るにつれて、格付公表会社ごとに格付の分類方法や期間などが多様化し、証券会社の合併、外資系証券会社の進出などにより、一層その傾向が強まった。定着期においては、データとして5段階分類のものも採用したが、草創期分析との比較における整合性等を考慮して、それらの

表1 格付の分布

格付	草創期			定着期		
	新規	継続	変更	新規	継続	変更
格付1	1456(1723)	新規	192	353(585)	新規	24
		継続	1089		継続	289
		変更2→1	175		変更2→1	40
格付2	3162(3738)	新規2	552	564(1034)	新規2	81
		継続2	2407		継続2	458
		変更1→2	157		変更1→2	19
		変更3→2	46		変更3→2	6
格付3	238(274)	新規3	18	11(29)	新規3	1
		継続3	167		継続3	10
		変更2→3	53		変更2→3	0
合計	4856(5735)	合計	4856	928(1648)	合計	928

() 内は基礎データ数

うち最上級の格付を1、最下級の格付を3、その間の3階級をまとめて格付2というように3段階に再分類した。各々の期間において、代表的な格付公表会社の格付をサンプルとして採用した⁶⁾。

このように定着期における株価レーティングの定義は、草創期における一律的なものから多様化しているのだが、株価レーティングの本来の意義と目的⁷⁾、それを利用する投資家のニーズを考慮すれば、観察期間における、対ベンチマーク収益率の累積超過収益率の変化を分析するのが最も妥当であると考えた⁸⁾。そこで、以下の方法によりデータ加工し、分析を進めた。

(1) 累積超過収益率の算出方法

まず、市場リスクを考慮せず、ベンチマークの収益率を市場収益率とみなしたモデル1の収益率は、以下により算出した。

$$\begin{aligned} & i \text{ 銘柄 } t \text{ 日の株価終値 } P_{it} \\ & t \text{ 日のベンチマーク終値 } P_{mt} \\ & \text{株価収益率 } R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1} \\ & \text{市場収益率 } R_{mt} = \ln P_{mt} - \ln P_{mt-1} \\ & \text{超過収益率 } ER_{it} = R_{it} - R_{mt} \\ & \text{累積超過収益率 } AER_{it} = \sum_1^t (ER_{it}) \\ & \text{レーティング公表日 : } t = 1 \end{aligned}$$

発表日とその前日の間に人為的に1日を挿入し、ゼロ日とした。t = 0を基点に、前方へは漸進累積、後方へは遡及累積を計算している。

次に、市場リスクを考慮したモデル2、モデル3では、上記の超過収益率算出式を以下のように修正し、累積超過収益率を求めた。

$$\begin{aligned} & \text{超過収益率 } ER_{it} = R_{it} - R_{cit} \\ & R_{cit} : \text{リスク調整済理論収益率} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & = \text{市場モデルによる理論値} \\ & = a_i + \beta_i \times \text{市場収益率 } R_{mt} \end{aligned}$$

モデル2は各期の分析期間直前まで過去6か月間の株価を用い、また、モデル3は個々の格付の発表日前日まで3か月間の株価を用いて回帰的にa及びβを算出し、超過収益率を求めた。

(2) 検定の方法

各期の3タイプのモデルにより算出した累積超過収益率を用いた実証分析において、仮説検定を行っている。それらはすべて二標本検定である。有意水準5%のF検定により母分散の比の検定による選別を行ない、結果に応じた母平均の差の検定(t検定：有意水準1%及び5%、両側検定)を行なった。また、これらの検定は、格付発表後5日目、6か月目の二時点に加え、格付発表日にも行なった。なお、検定は例えば、ある時点において格付1とレーティングされた銘柄群の累積超過収益率をX、格付2のそれをYとした場合の帰無仮説H0：X = Yの検定である。

Ⅲ. 分析の結果

1. 草創期と定着期の比較

まず、図1と図2に各々の期の市場リスクを考慮しないモデル1の格付別平均累積超過収益率グラフを示している⁹⁾。これを念頭に、表2の各々の5日目、6か月目の数値を見ていただきたい。草創期においてはモデル3の格付1と格付2比較の6か月目、格付2と格付3比較の5日目を除いて、格付に応じたパフォーマンスが確認できるのに対して、定着期においては有意な差異がまったく認められないのである。

草創期以降の株価レーティングの拡がりや、アナリストの地位の向上、企業情報開示とIRの伸

図1 累積超過収益率：草創期モデル1

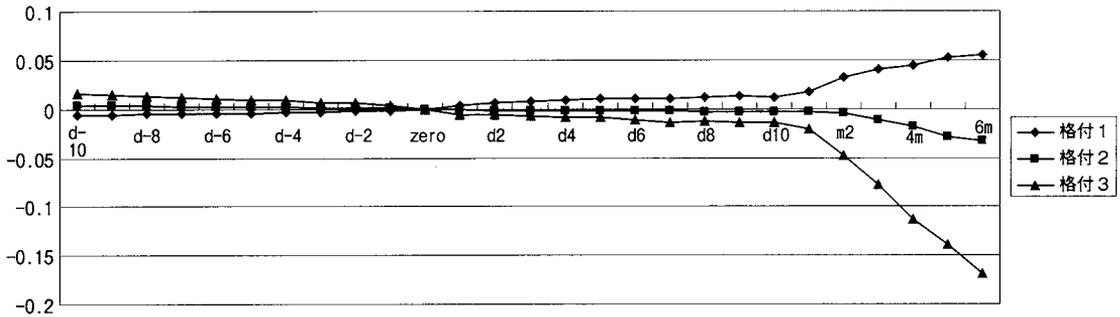
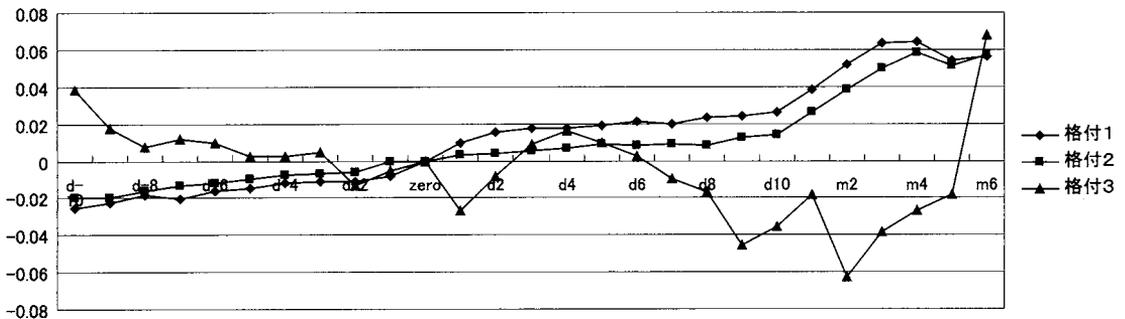


図2 累積超過収益率：定着期モデル1



展を勘案し、その原因について以下のような仮説を想定した。草創期においてはアナリストの発する格付情報が有意な情報であったにもかかわらず、草創期ゆえに株価レーティングが、すぐには投資家に十分活用されず、長期にわたって影響が残った。一方、定着期においては市場関係者の間に株価レーティングが浸透し、格付情報の活用が盛んになった。多くの投資家が格付情報を利用するほど、その情報は短期間に株価に織り込まれてしまい、長期間後には影響が見られなかった。

これを確かめるため、格付発表当日における検定を行った。しかし、表2の数値が示すように、この場合も定着期において格付間に有意な差異が認められなかった。このことから、定着期においては格付情報自体が有意性を持っていないといえることができる。

草創期については引き続き次項で検討していくことにする。

2. モデル間の相違

前項で見たように、定着期においては、5日目、6か月目についてどのモデルでも各格付間の有意な差異を認められなかったため、モデル間の有効性について検討することができない。

これに対して、草創期においては、すべてのモデルについて、数値の違いはあるものの、各々の格付間に有意な差異が確認できた。しかし、詳細に格付1と格付2の6か月目の検定結果をみると、モデル1、モデル2では累積超過収益率の平均値は、格付1が格付2より大きいものに対して、モデル3では、格付1が格付2よりも小さいという逆の結果になっている。この違いは重大で、モデル2を採用すれば、市場リスクを考慮しても格付情報は有意といえるが、モデル3を採用すれば、市場リスクを考慮すると格付情報が長期的には有意性を失ってしまうということになる。

本稿において、市場リスクを考慮した場合のモ

表2 累積超過収益率：格付別比較

		格付1と格付2			格付2と格付3		
		発表日	5日目	6か月目	発表日	5日目	6か月目
草創期1	平均	0.00368 -0.0006	0.00999 -0.0019	0.05515 -0.0324	-0.0002 -0.0054	-0.0019 -0.0092	-0.0324 -0.1693
	分散	0.00047 0.00042	0.00139 0.00133	0.03685 0.03742	0.00042 0.00055	0.00133 0.00162	0.03742 0.04735
	t値	6.2875 **	10.1854 **	14.3293 **	3.31194 **	2.71107 **	9.42555 **
草創期2	平均	0.00304 -0.0009	0.00773 -0.0029	-0.0077 -0.0797	-0.0009 -0.0053	-0.00296 -0.0088	-0.0797 -0.1979
	分散	0.00045 0.00041	0.00138 0.00133	0.05132 0.05052	0.00041 0.0006	0.00133 0.00169	0.05052 0.06099
	t値	5.98449 **	9.11435 **	10.0883 **	2.71719 **	2.15868 *	7.16548 **
草創期3	平均	0.00282 -0.0005	0.00656 -0.0007	-0.0424 -0.0209	-0.0005 -0.0044	-0.0007 -0.0041	-0.0209 -0.059
	分散	0.00045 0.00041	0.00141 0.0014	0.0637 0.05839	0.00041 0.00059	0.0014 0.0017	0.05839 0.06324
	t値	5.00409 **	6.16959 **	-2.7286 (**)	2.40035 *	1.21524	2.3372 **
定着期1	平均	0.00955 0.00302	0.01872 0.00922	0.05618 0.05694	0.00302 -0.0272	0.00922 0.00996	0.05694 0.06773
	分散	0.00176 0.00194	0.0065 0.00662	0.08506 0.133	0.00194 0.00268	0.00662 0.00359	0.133 0.18883
	t値	2.22351 *	1.72612	-0.0347	2.24487 *	-0.03	-0.0969
定着期2	平均	0.00963 0.00421	0.01844 0.01344	0.0644 0.1598	0.00421 -0.0312	0.01344 0.00107	0.1598 0.13841
	分散	0.00175 0.00192	0.00717 0.00704	0.29009 0.39958	0.00192 0.0031	0.00704 0.00417	0.39958 0.6694
	t値	1.85488	0.87424	-2.4386 (*)	2.63905 **	0.48594	0.11052
定着期3	平均	0.00737 0.00249	0.00929 0.00541	-0.1608 -0.0686	0.00249 -0.0296	0.00541 0.0062	-0.0686 0.08316
	分散	0.00176 0.00201	0.00664 0.00685	0.30196 0.37258	0.00201 0.00277	0.00685 0.00523	0.37258 0.72429
	t値	1.64574	0.69457	-2.3669 (*)	2.34767 *	-0.0313	-0.5887

** 1%水準で有意 *5%水準で有意 () 符号が逆転して有意

デルはどちらが相応しいのか検討してみたい。まず、モデル2と比較してモデル3は回帰分析の対象とした期間が個々の格付データの観察期間に隣接し、時間的な開きがない。また、分析期間の前6か月間は上げ相場であったため、モデル2は上げ相場の中の株価から回帰分析によって求めた係数を、下げ相場に適用した格好になっている¹⁰⁾。この二点から、今回の場合、モデル3の方が適していると考えられる。

そこで、モデル3の結果を採用すると、超過収益率の中から市場リスクで説明できる部分を取り除いても、5日目という短期間においては格付の有意性が認められるが、6か月後には格付1と格付2の平均値は逆転してしまい、長期的には格付は有意性を持たないという結果になる。しかし、これは逆に市場の効率性と整合する結果となり、前項の疑念にも答えられるので、この点からも相

応しいと言えそうである。

結論として、前項で述べた仮説は棄却され、草創期において、格付情報は有意な情報を提供しており、その影響は短期間に株価に現れている。反面、定着期の格付情報は短期、長期に関わらず、明確な影響が検知できないことから、有意な情報を提供していないということになる。

3. 変更履歴の影響

最後に、履歴という概念を持ち込んで分析した結果を示すこととしたい¹¹⁾。

本来、株価レーティングは将来の株価変動についてのアナリストの予想を伝える記号であるが、一方で履歴という系列化が自然発生的に行われている。それは、格付される銘柄が今回新規に格付されたものか、既に格付された銘柄に再度同一の格付が付されたものか、もしくは既に格付された

銘柄に異なる格付がなされたものかという区分である。そこで、それぞれを新規、継続、変更と呼ぶことにする。Feltonら (1995) や小川・國村 (2001) において、格付の変更に関して有意な影響が確認されている。すなわち、格付それ自体ではなく、格付の変更という履歴に投資家が反応し、株価の変動が起こっているというのである。そこで、本研究においても同一格付内における継続サンプルと変更サンプルの累積超過収益率の比較分析を行った¹²⁾。その結果が表3である。

まず、特徴的なのは、格付1の継続サンプルと

格付2から格付1への変更サンプルの5日目における比較である。これらのサンプルは本来どちらも格付1とレーティングされたものであり、同格付である限り差異はないはずである。しかし、すべてのモデルにおいて、両者の間に有意な差異が確認されたのである。加えて、各々の期のモデル1では、その差異が6か月後にも認められた。また、その他の継続サンプルと変更サンプルの比較においても、6か月目と比較して5日目にそれなりの履歴効果が認められそうである。

これらの結果から、草創期であれ定着期であれ

表3 累積超過収益率：履歴別比較

			継続1と変更2→1		継続2と変更1→2		継続2と変更3→2		継続3と変更2→3	
草創期1	5日	平均	0.006936	0.021386	-0.00102	-0.02046	-0.00102	0.004495	-0.0053	-0.02153
		分散	0.001339	0.001449	0.001337	0.001881	0.001337	0.00157	0.001712	0.001222
		t値	-4.8213	**	5.490565	**	-1.01202		2.576909	*
	6か月	平均	0.054628	0.083763	-0.02666	-0.02994	-0.02666	-0.08646	-0.16155	-0.1587
		分散	0.038713	0.03095	0.038256	0.035843	0.038256	0.036042	0.044345	0.041353
		t値	-1.9991	*	0.203426		2.05485	(*)	-0.08672	
草創期3	5日	平均	0.003889	0.01576	-0.00013	-0.01965	-0.00013	0.009485	-0.00047	-0.01724
		分散	0.001372	0.0014	0.001388	0.001958	0.001388	0.001726	0.001796	0.001157
		t値	-3.9212	**	5.405428	**	-1.72957		2.937082	**
	6か月	平均	-0.04124	-0.02634	-0.002159	-0.00055	-0.02159	-0.00721	-0.05626	-0.007041
		分散	0.065158	0.05218	0.057963	0.066534	0.057963	0.074882	0.063761	0.063547
		t値	-0.78531		-1.0563		-0.4004		0.355517	
定着期1	5日	平均	0.008435	0.080679	0.008274	-0.0312	0.008274	0.076599		
		分散	0.005477	0.008259	0.006469	0.011301	0.006469	0.009599		
		t値	-4.81385	**	1.599567		-2.06188	*		
	6か月	平均	0.031898	0.20261	0.060838	0.033783	0.060838	0.423379		
		分散	0.081654	0.084648	0.149245	0.031784	0.149245	0.079268		
		t値	-3.53353	**	0.605155		-3.11596	*		
定着期3	5日	平均	-0.00021	0.060749	0.005135	-0.02028	0.005135	0.069459		
		分散	0.005648	0.008322	0.006894	0.012299	0.006894	0.009414		
		t値	-4.04068	**	0.987635		-1.88156			
	6か月	平均	-0.15257	-0.1983	-0.07034	0.219743	-0.07034	0.210255		
		分散	0.315387	0.142894	0.390074	0.378944	0.390074	0.0438591		
		t値	0.669498		-1.98785	(*)	-1.09259			

** 1%水準で有意

* 5%水準で有意

() 符号が逆転して有意

投資家は格付の変更に対して、短期的に投資行動を起こしているものといえる。特に、格付2から格付1への格上げ変更に対して顕著な反応を示している。このことはFeltonら(1995)の米国での分析結果と符合する興味深い結果となった。

IV. 結び

証券アナリストの行う株価レーティング情報は、草創期においては短期的な有意性が確かめられたのであるが、それが浸透したであろうと考えられる定着期においては、有意性が確認できないという結果となった¹³⁾。また、それにもかかわらず投資家は格付の変更に対して反応しているという事実も明らかになった¹⁴⁾。

これらから、リサーチアナリストの専門的な調査に基づいたファンダメンタルズ分析の結果をタイムリーに投資家に伝え、その投資判断に資するという、当初謳われた株価レーティングの目的が定着期において実現されているとはいえ、株価レーティングが株式市場に有効な情報を提供しているとは言い難い。反面、投資家の格付の変更に対する反応は、本来株価レーティングの効果としては意図されていなかったものであり、このままでは単に市場にノイズを生じさせるだけの結果となりかねないのである。

株価レーティングの存在を意味あるものにし、本来その目的として掲げられた、投資家の客観的な投資判断に資するということを実現するためには、株価レーティングの精度を向上させる証券アナリストの一層の努力が焦眉の急といえるのである。

《注》

1) 図1からも分かるように格付発表時に格付1とされた銘柄を買い、格付3とされた銘柄を売って、6か月後

に各々反対売買をするという裁定取引で十分な利益を得ることができるのである。

- 2) 草創期に比較して定着期が短いのはサンプル採取先の情報提供方法に変更が生じたからである。これにより、2000年8月以降のサンプルの連続性が失われたため、それらの採用を見送った。しかし、そのため草創期と定着期は期間の長さは異なるものの、分析期間中、両時期とも相似した下げ相場であるという、期せずして比較に都合のよい結果となった。
- 3) ベンチマークは各々の格付公表会社が相対評価の対象として掲げている株価指数をそのまま採用した。
- 4) 紙幅の関係で掲載を省略するが、モデル1の中で削除されたデータが多かったものの、基礎データを使ったグラフの形状は採用データのものとはほぼ同形であり、分析に問題はないものと考えられる。
- 5) 株価レーティングが、平均株価を基に算出される株価指数をベンチマークとした相対評価であることに鑑みれば、格付1に対して格付3が極端に少ないことは、アナリスト情報の中立性を疑われかねないのではないかと考えるからである。
- 6) サンプル採取上の制約もあり、草創期においては、大和証券、山一証券、日興証券、野村証券系列の4社、定着期においては、大和証券、野村証券、国際証券系列の3社の格付情報を採用している。
- 7) わが国での株価レーティング導入時、参考文献に示した資料等において、その意義と目的が多々述べられている。それは概して、リサーチアナリストの専門的な調査に基づいたファンダメンタルズ分析の結果をタイムリーに投資家に伝え、その投資判断に資することにあるとされている。格付は一つの目安として付随的に付された記号であり、株価レーティングは、決して株価の当てっこではないというものであった。本稿においても、この立場に基づいて議論を進めている。
- 8) 「先行研究と本研究の特徴」で紹介した論文においても、この分析方法が採られている。
- 9) グラフを見易くするため、発表日前の各日の累積超過収益率は、 $t = -1$ 日の超過収益率から負の方向に累積し、正負の記号を逆にした。また、時間目盛りが、11日以降は1ヶ月毎の表示となっている。
- 10) 今回分析した草創期、定着期とも、およそ分析開始前6か月間は上げ相場であり、分析期間は下げ相場であったという共通点がある。上げ相場と下げ相場におけるベータの差異についてはHodoshimaら(2000)を参照。
- 11) 紙幅の関係で、本稿では履歴効果についてこの項に記した以上の詳細を述べることができない。この点の詳細については小川・國村(2001)を参照されたい。
- 12) この方法は、小川・國村(2001)で採用した方法に準じた。
- 13) Barberら(2001)が示しているように米国において、アナリストのレーティング情報を用いて利益を上げることが困難であることは通説となっているが、アナリスト情報は有意であるという見解自体は多数を占めている。

- 14) これに関する一つの考え方として、ケインズが株式投資を美人投票に模した例に例えて説明できる。投資家は個々の格付に関して（自らの判断に沿うように他の投資家が反応するとは考えず）投資行動を起こさないが、格付の変更に関しては（他の多くの投資家が反応し）市場インパクトになるであろうと考え投資行動を起こすと考えられるのである。

《参考文献》

青山護・井手正介『証券アナリスト－新時代のプロフェッショナル－』東洋経済新報社、1995年。
太田八十雄「株式レーティング～その導入と問題点」『証券アナリストジャーナル』1994年6月号。
太田八十雄「ディスクロージャーの限界とアナリストの役割」『現代ディスクロージャー論』第8章、ディスクロージャー研究会編、中央経済社、1999年。
小川長・國村道雄「草創期における株価レーティングの分析」『経営分析研究』第17号、2001年3月。
QUICK総合研究所『株価レーティングの現況と課題－新たなる発展に向けて－』QRI調査研究報告書408、1995年。
証券団体協議会『格付（レーティング）の現状と課題』証券団

体協議会、1995年。

末木将史「株価レーティング：その予測精度と情報効果」『証券アナリストジャーナル』1997年4月号。
末木将史「株価レーティングの情報効果に関する検証」『証券経済学会年報』第34号、1999年5月。
鈴木行生「株価レーティングの意義と活用」『証券アナリストジャーナル』1994年6月号。
豊崎恭行「株価レーティングのパフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』1997年4月号。
淵田康之・大崎定和編『検証アメリカの資本市場改革』日本経済新聞社、2002年。
Barber,B. R.Lehavy and M.Mcnichols "Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns", Journal of Finance, vol.51, no.2, 2001.
Felton,J. D.Hearth and P.Lui "The Information Content of Security Analyses:Evidence from Standard & Poor's Common Stock Quality Ranking Changes", Journal of Business Finance & Accounting, 22(7), October 1995.
Hodoshima, J. X.Garza-Gomes and M.kunimura "Cross-sectional Regression Analysis of Return and Beta in Japan", Journal of Economics and Business, vol.52, 2000.

阪神大震災における銀行株の伝染効果

Kobe Quake and Contagion Effects in Bank Stock Returns

吉田 靖(住友生命保険)
Yasushi Yoshida

要約

本研究では、阪神大震災後の銀行株式のリターンに、伝染効果が存在していたかどうかを検証する。市場は銀行業に対して震災による不良債権の増加を懸念していたが、銀行による震災に関連した開示は3件で、迅速で具体的な損害情報は乏しかった。上場・店頭登録されていた104行の日次リターンを検証した結果、地理的な要因によるリターンの差が有意であり、無差別的な反応である純粋伝染効果ではなく、共通要因の違いに基づく情報伝染効果が存在していたことが示された。震災当時は、早期是正措置の導入前で銀行の破綻処理の事例も少なく、震災の復興対策も加味すると、情報の非対称性は高かったと考えられる。今後わが国では大地震発生のリスクがあり、その際のディスクロージャーに対する備えを上場会社、規制当局、市場関係者の間で進める必要がある。

Summary

This study examines the contagion effects of Kobe Quake losses in the banking industry. The Earthquake attacked Kobe area in the early morning of January 17, 1995, and brought huge losses. Despite of the stock market's concerning over the negative effects of the increasing bad loan caused by the losses, there were only 3 disclosures for the losses by banks. Using daily stock returns of listed 104 banks, we find that the bank's office ratio in distressed area significantly affects abnormal returns negatively. The observed contagion effects appear consistent with the information effect rather than the pure contagion effect. The prompt corrective action was introduced in April 1998; the shareholders of banks faced a strong environment of asymmetric information at that time. There is some quake-prone area in Japan, so managers in banks and regulatory agency should establish disclosure system in case of a catastrophic disaster.

1. はじめに

企業に関する情報と株式市場の反応を分析した研究は膨大な蓄積がある。特に決算情報や合併など個別企業のディスクロージャーと、その企業自身の株価の反応を分析した研究は長年にわたる多くの研究がある。一方、ある企業の情報が他の企業の株価に与える影響に関する研究も特定の分野で存在している。この影響は伝染効果と呼ばれ、海外では、ある銀行の減配情報や不良債権の開示情報が他の銀行の株価に与える影響など主として銀行のネガティブな情報を対象に研究されている。伝染効果に関する研究の中で銀行を対象とする研究が多いのは、特に銀行に関しては情報の非対称性の程度が高く、また典型的な例としては、

大恐慌の発生など市場のパニックに発展する可能性もあり、分析の重要性も高いためであろう。近年、伝染効果は、ネガティブな情報が開示された企業との類似性の程度により反応に差がある情報伝染効果 (information-based effects) と、同じ業種に属するだけで無差別的に反応がある純粋伝染効果 (pure contagion effects) のふたつに分類され、どちらが観測されるかが研究の目的とされている。

例えば、Aharony and Swary (1983) は、米国の3銀行の破綻を分析対象とし、不正事件という該当銀行特有の原因による破綻の場合は他の銀行¹⁾に有意な影響を与えていないという実証結果から、純粋伝染効果は存在しなかったと結論づけている。Karafiath and Glascock (1989) は、ベン

スクエア銀行の閉鎖処理という監督当局の政策の影響を4種類の銀行グループにより分析している。Docking, Hirschey, and Jones (1997)は、貸倒引当金の増額の発表が他行に与える影響を地域別に分析している。以上の3論文は、分析手法として銀行を業態別や地域別などのポートフォリオに分割し、ポートフォリオの特性により、情報伝染効果・純粋伝染効果の有無を判断している。このほかに個別銀行の特性をクロスセクション分析により検証している論文として、Aharony and Swary (1996)のように破綻銀行との距離、銀行の規模、自己資本比率の影響を分析している例や Bessler and Nohel (2000)のように減配の発表の影響を貸出ポートフォリオの構成要因により分析している例がある。日本市場での研究例は多くないが、小藤(1999)は大和銀行巨額損失事件の影響を銀行の健全性をもとに分析している。その結果、同行ニューヨーク支店での長期にわたる巨額の損失隠蔽が発表された直後は純粋伝染効果が存在し、時間が経過するにつれて銀行の含み率が累積超過収益率に有意な影響を与えていることにより、情報伝染効果が存在したとしている。しかし、一行員による損失隠蔽という不正行為が他行にも共通して発生する可能性を示す要因を分析していないので、不正事件を直接の原因とする情報伝染効果の実証としては必ずしも明確な結果ではない。

これら伝染効果に関する分析手法は、銀行業以外の業種においても市場の反応の計測に使用されている。例えば Bowen, Castanias, and Daley (1983)、Hill and Schneeweis (1983)、Spudeck and Moyer (1989)はスリーマイル島の原発事故の影響をユーティリティー業種で分析している。その他に Lamb (1995)はアンドリュー台風が損害保険会社株式に与えた影響、Shelor, Anderson, and Cross (1992)は、カリフォルニア地震が損

害保険会社株式に与えた影響を分析しているなど自然災害を原因とする事象も対象になっている。スリーマイル島の事故や自然災害を対象とする場合は、災害が発生したこと自体がイベントであり、「ある銘柄の情報」が他の銘柄に及ぼす影響ではない。

本研究ではこのような災害の発生が、被害の具体的な情報がない企業の株価に与えるショックを伝染効果であると定義する。具体的には、阪神大震災における銀行の株価への影響に関して、情報伝染効果と純粋伝染効果のどちらが存在したか、その時間的な推移はどのようなものであったかを検証する。阪神大震災に関する先行研究としては、吉田、國村、福田(2002)の例があるが、伝染効果に関しては、間接的に実証したものになっている。本研究では、主として Bessler and Nohel (2000)の方法により、震災発生による伝染効果を個別銀行の要因によるクロスセクション分析を用いて測定する。

次節では、問題の背景に関して説明を行い、続く第3節では、分析に使用したデータと手法に関して述べる。第4節では分析結果について議論し、最後の第5節において結果のまとめを行う。

2. 問題の背景

阪神大震災は1995年1月17日午前5時46分、淡路島北部の深さ16kmを震源として発生した。マグニチュードは7.2で、震度1以上の有感となった範囲は東北地方南部から九州にかけてと広範囲にわたり、地震の被害は20世紀に起きたものとしては関東大震災に次ぐ規模であった。震度7の地域は西宮市から淡路島北部までの幅約2km、長さ約20kmと帯状に分布した。この地域は都市部にあたり、地震により火災や建物の倒壊が発生し、多くの人命が失われ、道路や鉄道も壊滅的な

被害を被り、電気、上下水道、ガス、電話が使用不能になるなど甚大な被害が発生した²⁾。大地震発生はテレビのニュースによって伝えられ、数々の被災状況が画面に映し出された。大阪証券取引所は当日の取引を停止したが、他の株式市場は通常通り取引が行われ、市場は直ちに震災に反応し、当日の東証株価指数（TOPIX）終値は前日（前週末）比-7.9%と大幅に下落した。大きな被害は上場企業にも及び、鉄道、ガス、電力など生活に密着した企業に関する情報は、利用者のためのもであったが、地震発生直後から鉄道の不通箇所や停電の発生地域の状況や復旧見通しなど多くの具体的情報が報道された。その他にも、従業員被害、工場や店舗、事務所の損壊や稼働停止などの被害が発生していた企業があったが、これらに関する情報は前者の業種に比較すると平均的には必ずしも迅速で充実したものではなかった。

投資家にとっては、企業がどの程度の被害を受けているかは重要な情報である。震災当時の証券取引法第24条の5の第4項では大蔵省令で定める場合に該当したとき、臨時報告書を提出しなければならず、「企業内容等の開示に関する省令」第19条第2項第5号では重要な災害が発生し、それがやんだ場合で、当該重要な災害による被害が事業に著しい影響を及ぼすと認められる場合と定められている。また、同法第166条第2項第2号によれば、「災害に起因する損害又は業務遂行の過程で生じた損害」は重要事実該当し、公表以前に会社関係者が株式の売買をすることを禁止している。さらに各取引所規則では、適時開示制度により、重要事実が発生した場合は開示することを上場会社に要請している。

これらの法律や制度の中で、損害が発生してから何日以内に開示するかは、定められていない。福田、國村（1996）は、実際にいつどの企業がどのような開示を行ったかを分析している。例えば、

阪神電鉄は既に地震発生当日に大阪証券記者クラブで資料を配布し、鉄道各社は1月25日から2月1日には被害額の概要を開示しているなど鉄道会社の開示は他業種と比較すると多く早かった。國村、吉田、福田（1998）は、東証33業種分類による業種別の開示会社数を示しているが、そこから大証上場会社数に対する開示会社数の比を算出すると、値が最も小さいのは、開示会社が全くなかった水産農林業（5社上場）と鉱業（6社上場）であり、次いで銀行業の4.8%（63社上場、開示3社）である。銀行業の開示内容は福田、國村（1996）によると、2月15日の池田銀行「罹災者支援措置、臨時営業店舗」、4月7日の兵庫銀行「業績予想修正」、4月26日の阪神銀行「業績予想修正」となっており、業績予想修正の開示日としては、分布の後半に属するものとなっている。

このように、銀行業は全体として開示の件数・社数共に少なく、時期的にも平均よりは遅かったが、市場は銀行の不良債権の増加を懸念していた。例えば1月23日の日本経済新聞夕刊には「震災の影響で『関西地区を中心に不良債権が増えるのではないか』（山一）」とのコメントが掲載されている。その他にも関東大震災時の震災手形が昭和恐慌の原因となったことを解説する記事も掲載され、市場の関心は高かった。つまり、銀行の融資先が震災の直接的な被害やその後の顧客の減少による収入減などにより融資を返済できなくなり、担保も震災で価値が下落するなどリスクが高まっていると多くの投資家は認識していたが、その時期に具体的な開示はなかった。この状況を伝染効果が発生しうる状況としてとらえ、実際に伝染効果が発生していたかどうかを実証分析によって示すことを目的とする。前述のように震災の被害は甚大であったが、地理的には兵庫県内の一部の地域に集中していた。この事実は、震災発生直後には正確な被害状況は把握されないまでも、被害地

域のほとんどが兵庫県に属しているという情報は、災害に関する報道により、市場に広まっていたと考えられる。さらに、銀行の貸出先の被害状況も具体的な情報はなかったが、その銀行が地盤とする地域は銀行店舗の位置などによって類推可能であり、差別的な反応が可能であった。そこで本稿では、阪神大震災の発生をイベントとしてとらえ、銀行株式への影響が、被災地域に地盤のある銀行により強く発生していたならば、情報伝染効果が存在していたとし、無差別的な反応であったならば純粋伝染効果であったとして、どちらの仮説が採用されるべきかを実証分析によって示す。

3. 分析方法とデータ

3.1 分析方法

第1節で述べたように本稿ではBessler and Nohel (2000)の方法に基づいて実証分析を行う。まず、個別銀行株式のリターンは第1式に基づいて生成されるものとする。

$$r_{it} = a_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (1)$$

ここで、変数の定義は以下の通りである。

r_{it} : 第*i*銀行の第*t*日の株式収益率(資本修正済、配当込み、対数ベース)

R_{mt} : 市場ポートフォリオの第*t*日の収益率(配当込み、対数ベース)

a_i : 第*i*銀行の定数項

β_i : 第*i*銀行のベータ

e_{it} : 第*i*銀行の第*t*日の攪乱項

次に第1式のパラメータを最小二乗法によって推計し、第*i*銀行の第*t*日の超過収益率 a_{it} を第2式によって算出する。

$$a_{it} = r_{it} - (\hat{a}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (2)$$

さらに各行の超過収益率によるクロスセクション分析を行う上で、分散の不均一性の問題を避けるため、第1式を推計したときの第*i*銀行の標準誤差 S_i によって超過収益率を第3式のように標準化した上で、イベント日から第*t*日までの第*i*銀行の累積標準化超過収益率 CAR_{it} を第4式のように算出する。

$$AR_{it} = \frac{a_{it}}{S_i} \quad (3)$$

$$CAR_{it} = \sum_{\tau=0}^t AR_{i\tau} \quad (4)$$

最後に、累積標準化超過収益率を被説明変数とし、説明変数として情報伝染効果を直接表す要因と、その他の健全性、規模の要因でクロスセクション分析を行い、情報伝染効果の要因が有意になるかどうかを検証する。情報伝染効果の要因としては、兵庫県内にどの程度の営業基盤のウエイトがあるかを示す兵庫県内店舗比率を用いる。これは、阪神大震災の被災地の大半が兵庫県内にあるので、市場に情報伝染効果が存在していたとすれば、累積標準化収益率にはマイナスの影響を与えられ、と考えられる。データは、ニッキン資料年報(旧名:金融資料年報、日本金融通信社)より1994年3月末時点の県別店舗数より算出した。次に銀行の健全性を表す指標として、94年3月期決算当時、全行共通に開示されていた不良債権額である破綻先債権を使用し、これを貸出金により除し破綻先債権比率を算出した。値が大きいほど銀行の健全性が劣ると考えられ、マイナスの影響があると予想される。銀行の規模をあらわす変数としては、資産の対数を用いる。これは、規模の大きい銀行は、資産の地域分散が進んでいると考えられるので、プラスの影響があると予想される。以上により、第5式の定式化を用いる。

$$CAR_{it} = \gamma_t + \delta_{1t}HR_i + \delta_{2t}NPL_i + \delta_{3t}\log(A_i) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

ここで、変数の定義は以下の通りである。

- HR_i : 第*i*銀行の兵庫県内店舗比率 (%)
- NPL_i : 第*i*銀行の直近決算期破綻先債権比率 (%)
- $\log(A_i)$: 第*i*銀行の直近決算期総資産 (百万円) の対数

3.2 データ

分析対象としては震災当日に上場・店頭登録していた銀行で日本銀行を除いたものとする。ただし、日次の株価を用いた実証分析を行うので、日次ベースでの値付け率が1994年、1995年ともに75%以上の銀行を対象とする³⁾。値付け率の算出、および終値の算出にあたっては、日々の取引が行われた市場を、まず東証、次に大証という順序で検索し、取引が確認された市場のデータを採用する。その結果、109行の上場・店頭公開銀行のうち、富山銀行、泉州銀行、三重銀行、大光銀行、トマト銀行を除いた104行が対象である。各銀行の日次の株式リターン (対数ベース) は、資本修正済終値および配当額から算出する。該当日に取引がなかった場合はその前に取引があった日の終値を使用する。市場ポートフォリオとしては東証株価指数 (TOPIX) を用いる。本稿では日次の東証株価指数リターン (配当なし) と月次の東証第1部市場加重平均配当利回りをを用いて、配当込みの日次リターンを推計する。

4. 実証結果

まず、第1式のパラメータを最小2乗法により推定した。推定期間は1994年1月4日から12月30日である。推計結果の概要は表1の通りである。次に第2式から第4式に従い、1995年1月17日

の地震発生日をイベント日 ($t=0$) として、累積標準化超過収益率を各行について算出した。先行研究での累積期間は2日間から1週間程度を用いる場合が多いが、本稿では小藤 (1999) と同様に累積期間をずらしながらクロスセクション分析を行って、時間的な推移を確認する。

第2節で述べた通り、銀行の損害の適時開示は4月7日の兵庫銀行の業績修正発表まではなかった。しかし、その他にも重要なイベントが存在している。まず、1月27日に住友銀行は、95年3月期の業績予想を修正し都銀として戦後初の赤字決算になると発表した。本発表により不良債権処理が進捗することが期待され、翌取引日には、銀行株を中心に株式市場が大幅上昇するなど大きな影響を与えた。また、27日の日経金融新聞には、兵庫銀行頭取の「被害額の想定は難しい。少なくともはないが、95年3月期決算への影響はない」との会見記事が掲載された。その後も兵庫銀行は震災以前から関連ノンバンクの不良債権問題と震災後の地域復興とを絡めて注目されていた中、4月26日の日経新聞朝刊に、既存株式の減資と新規増資および預金保険機構による贈与などの救済案が固まっているとの記事が掲載され、兵庫銀行株は大幅に下落した。さらに同日は阪神銀行が業績修正を開示している。時間が経過するにつれて様々な情報が出現するので、震災に関連した個々の情報が与える影響を分析するのは、困難になってくるが、8月30日夕方の大蔵大臣による兵庫銀行破綻処理の発表が他の銀行株に与えた影響を

表1 市場モデル推計結果

	平均	最大値	最小値
定数項	-0.00004	0.00172	-0.00132
ベータ	0.59956	1.85907	-0.00423
決定係数	0.14138	0.60839	0.00001
標準誤差	0.01467	0.02880	0.00489

検証することは重要である。

従って、分析期間としては、A：震災発生当日以降、B：1月27日以降、C：4月7日以降、D：4月26日以降、E：8月31日以降の5期間とする。それぞれの結果は表2から6の通りである。

結果の第1としては表2に示す通り、震災翌日以降の兵庫県店舗比率は、マイナスの係数となり、有意水準1%で有意な日が1月24日まで続き、30日までは有意性が低下した後、31日以降は再び1%で有意な日が2月7日まで続いている。破綻先債権比率も震災翌日から23日まで有意水準5%で有意になっている。したがって、阪神大震災に関する情報伝染効果は、2月8日まで存在したと言える。

第2に住友銀行赤字決算と兵庫銀行頭取の会見

による影響を計測するために1月26日を累積標準化超過収益率の起点とし、サンプルから住友銀行と兵庫銀行を除いたものを表3に示す。兵庫県店舗比率の係数はマイナスで5%基準で有意な日が3日ある。一方、住友銀行赤字決算発表後の30日以降は、定数項や資産の係数の値や有意性が著しく変化するなど、推計結果が一変し、大きな影響を与えたことが示されている。これは、大手行中心に不良債権処理が進むことを市場が期待した影響と考えられる。兵庫銀行頭取の会見には、周辺の銀行に影響を与える情報がある程度あったが、住友銀行赤字決算発表直後は、影響が3日間消滅していたことになる。従って、全体的に見れば伝染情報効果は存在していたといえるが、会見記事そのものの効果か、震災発生効果が引き続

表2 期間A(震災直後)のクロスセクション分析の結果

日付	定数項		兵庫県店舗比率		破綻先債権比率		資産の対数		決定係数
	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	
1月17日	-0.6371	0.5624	-0.0015	0.7368	-0.0569	0.4971	0.0378	0.6072	0.0074
1月18日	-0.9820	0.6638	-0.0369	0.0000**	-0.2397	0.0135*	0.0703	0.6356	0.1675
1月19日	-2.1604	0.2906	-0.0511	0.0000**	-0.3081	0.0027**	0.1622	0.2355	0.2052
1月20日	4.9483	0.0810	-0.0570	0.0000**	-0.4404	0.0022**	-0.2962	0.1162	0.1821
1月23日	8.6072	0.0491*	-0.0730	0.0000**	-0.6141	0.0181*	-0.5266	0.0740	0.1576
1月24日	3.1520	0.4652	-0.0571	0.0000**	-0.3354	0.1446	-0.2456	0.3958	0.0898
1月25日	0.5107	0.8953	-0.0212	0.2822	-0.2749	0.2378	-0.0890	0.7318	0.0275
1月26日	3.6786	0.3667	-0.0297	0.0482*	-0.4973	0.0979	-0.2980	0.2759	0.0612
1月27日	3.9774	0.2970	-0.0316	0.1568	-0.6359	0.0595	-0.3207	0.2063	0.0724
1月30日	-23.0505	0.0000**	-0.0106	0.6002	0.0390	0.8892	1.4943	0.0000**	0.3326
1月31日	-30.8390	0.0000**	-0.0339	0.0025**	0.9083	0.0591	1.9879	0.0000**	0.4232
2月1日	-23.8352	0.0000**	-0.0407	0.0022**	0.3054	0.4429	1.5655	0.0000**	0.3254
2月2日	-20.9818	0.0000**	-0.0622	0.0015**	0.1572	0.5748	1.4150	0.0000**	0.3570
2月3日	-24.1654	0.0000**	-0.0702	0.0006**	0.3276	0.1986	1.5959	0.0000**	0.3916
2月6日	-23.4691	0.0000**	-0.0654	0.0099**	0.2533	0.3896	1.5369	0.0000**	0.3260
2月7日	-25.1983	0.0000**	-0.0651	0.0060**	0.2144	0.4547	1.6393	0.0000**	0.3617
2月8日	-22.4376	0.0000**	-0.0418	0.0471*	0.2567	0.3312	1.4313	0.0000**	0.2606
2月9日	-18.7648	0.0001**	-0.0130	0.5390	0.0233	0.9487	1.2172	0.0001**	0.1993
2月10日	-23.0133	0.0000**	-0.0255	0.2214	-0.0976	0.7420	1.5123	0.0000**	0.2515

サンプル数：全104行

破綻先債権比率および資産は、94年3月決算

p値は、分散の不均一性を考慮したWhiteのt値によるもの(以降の表も同様)。

*：5%の有意水準で帰無仮説を棄却するもの。 **：1%の有意水準で帰無仮説を棄却するもの(以降の表も同様)。

表3 期間B（1月27日以降）のクロスセクション分析の結果

日付	定数項		兵庫県店舗比率		破綻先債権比率		資産の対数		決定係数
	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	
1月27日	0.1358	0.9491	-0.0157	0.0156*	-0.1774	0.1668	-0.0084	0.9504	0.0270
1月30日	-25.2220	0.0000**	0.0004	0.9810	0.4812	0.3078	1.6936	0.0000**	0.4098
1月31日	-32.5854	0.0000**	-0.0059	0.8358	1.3981	0.0315*	2.1543	0.0000**	0.4578
2月1日	-26.2734	0.0000**	-0.0208	0.4344	0.7733	0.1656	1.7810	0.0000**	0.3827
2月2日	-23.6233	0.0000**	-0.0502	0.0112*	0.6027	0.1777	1.6462	0.0000**	0.3706
2月3日	-26.4230	0.0000**	-0.0618	0.0482*	0.7623	0.0737	1.8017	0.0000**	0.4069
2月6日	-25.1150	0.0000**	-0.0540	0.3384	0.6958	0.1193	1.7002	0.0000**	0.3415
2月7日	-27.4609	0.0000**	-0.0489	0.3692	0.6714	0.1055	1.8436	0.0000**	0.3879
2月8日	-24.1349	0.0000**	-0.0297	0.5069	0.7011	0.0600	1.5980	0.0000**	0.3324
2月9日	-20.7048	0.0001**	0.0124	0.8120	0.5061	0.3352	1.3974	0.0000**	0.2601
2月10日	-25.0091	0.0000**	-0.0120	0.8003	0.3512	0.4301	1.6991	0.0000**	0.3134
2月13日	-25.8206	0.0000**	-0.0047	0.9235	0.4764	0.3111	1.7446	0.0000**	0.3316
2月14日	-27.0175	0.0000**	-0.0168	0.7300	0.6021	0.2214	1.8272	0.0000**	0.3198
2月15日	-28.3023	0.0000**	-0.0054	0.9161	0.5599	0.2386	1.9119	0.0000**	0.3201
2月16日	-31.2985	0.0000**	-0.0121	0.8373	0.5949	0.2444	2.1246	0.0000**	0.3439
2月17日	-28.3823	0.0000**	-0.0163	0.8035	0.5041	0.3696	1.9607	0.0000**	0.2973

サンプル数：住友銀行・兵庫銀行を除く102行

破綻先債権比率および資産は、94年3月決算

表4 期間C（4月7日以降）兵庫銀業績修正発表後のクロスセクション分析の結果

日付	定数項		兵庫県店舗比率		破綻先債権比率		資産の対数		決定係数
	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	
4月7日	-1.7823	0.1294	0.0203	0.2772	-0.1484	0.0064**	0.1204	0.1269	0.0768
4月10日	-6.2984	0.0075**	0.0100	0.2180	0.1134	0.5331	0.3990	0.0102*	0.0854
4月11日	-7.3532	0.0011**	0.0224	0.0071**	-0.0549	0.7284	0.4725	0.0013**	0.1242
4月12日	-1.5448	0.7401	0.0066	0.5659	-0.2945	0.4718	0.1325	0.6484	0.0171
4月13日	-6.7464	0.0075**	0.0271	0.0156*	-0.1486	0.5189	0.4618	0.0050**	0.1038
4月14日	1.7343	0.5077	0.0215	0.0495*	-0.3995	0.0867	-0.0532	0.7478	0.0233
4月17日	-6.4254	0.0161*	0.0126	0.2088	-0.2524	0.2728	0.4448	0.0086**	0.0619
4月18日	-0.9813	0.8427	0.0329	0.1597	-0.3405	0.4062	0.1181	0.7015	0.0226
4月19日	-2.6464	0.5976	0.0246	0.3518	-0.5442	0.2205	0.2581	0.4103	0.0395
4月20日	2.1485	0.6805	0.0350	0.4530	-0.6396	0.2379	-0.0324	0.9215	0.0274
4月21日	-2.0979	0.5730	0.0343	0.4002	-0.3825	0.3149	0.2505	0.2917	0.0270

サンプル数：兵庫銀行・阪神銀行を除く102行

破綻先債権比率および資産は、94年3月決算

いているかの判別は困難である。

第3に兵庫銀行の業績修正発表に関する分析結果を表4に示す。サンプルから兵庫銀行は除かれている。本期間では、兵庫県店舗比率はプラスで5%基準で有意な日が3日ある。市場が予想していたよりも震災の被害が軽い業績修正であった可

能性がある。

第4に兵庫銀行減資案発表後の結果を表5に示す。既存の株主にとっては厳しい案であったため、銀行株式全体に影響があったが、兵庫県店舗比率が5%基準で有意な日が3日ある。

最後に兵庫銀行破綻処理の発表後の期間を表6

表5 期間D（4月26日以降）兵庫銀減資発表後のクロスセクション分析の結果

日付	定数項		兵庫県店舗比率		破綻先債権比率		資産の対数		決定係数
	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	
4月26日	-5.2531	0.0018**	-0.0445	0.0341*	0.2459	0.0117*	0.3296	0.0029**	0.1074
4月27日	-11.6878	0.0000**	-0.0627	0.1124	0.1008	0.4120	0.7656	0.0000**	0.2508
4月28日	-14.7195	0.0000**	-0.1060	0.0090**	0.2136	0.2925	0.9655	0.0000**	0.2994
5月1日	-16.0387	0.0000**	-0.0940	0.0004**	-0.1220	0.5271	1.0667	0.0000**	0.3320
5月2日	-15.1867	0.0000**	0.0184	0.6621	-0.2865	0.2497	1.0495	0.0000**	0.2779
5月8日	-20.8066	0.0000**	0.0462	0.4133	-0.1691	0.5286	1.4289	0.0000**	0.3440
5月9日	-22.2759	0.0000**	0.0306	0.6260	-0.3287	0.1218	1.5425	0.0000**	0.4089
5月10日	-25.4644	0.0000**	0.0258	0.7249	-0.2681	0.3298	1.7602	0.0000**	0.4147
5月11日	-30.8343	0.0000**	0.0319	0.6195	-0.1443	0.6358	2.0892	0.0000**	0.4196
5月12日	-34.0546	0.0000**	0.0493	0.4682	0.2703	0.5380	2.2787	0.0000**	0.3809

サンプル数：兵庫銀行を除く103行

破綻先債権比率および資産は、94年3月決算

表6 期間E（8月31日以降）兵庫銀破綻発表後のクロスセクション分析の結果

日付	定数項		兵庫県店舗比率		破綻先債権比率		資産の対数		決定係数
	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	回帰係数	p値	
8月31日	-4.4670	0.0825	-0.0012	0.9017	-0.7839	0.0001**	0.2921	0.0844	0.1599
9月1日	-0.9094	0.7958	-0.0135	0.5399	-1.0677	0.0005**	0.0388	0.8636	0.1134
9月4日	-2.0249	0.6171	-0.0221	0.3940	-1.2056	0.0803	0.1206	0.6423	0.1073
9月5日	-7.0599	0.0470*	-0.0454	0.0605	-1.1409	0.0340*	0.3986	0.0787	0.1481
9月6日	-8.7671	0.0447*	-0.0487	0.0583	-1.2276	0.0615	0.5052	0.0709	0.1161
9月7日	-9.7928	0.0388*	-0.0236	0.0978	-0.9595	0.1719	0.5642	0.0645	0.0892
9月8日	-10.8142	0.0244*	0.0091	0.6607	-0.5560	0.3521	0.5831	0.0580	0.0512
9月11日	-5.1137	0.2491	0.0008	0.9713	-0.7545	0.1494	0.2093	0.4689	0.0324
9月12日	-4.4100	0.3418	-0.0020	0.9187	-0.8129	0.0923	0.1630	0.5880	0.0300
9月13日	-8.3194	0.1516	0.0053	0.8381	-0.6349	0.2480	0.4217	0.2645	0.0335
9月14日	-13.1477	0.0287	0.0016	0.9580	-0.5990	0.2190	0.7384	0.0569	0.0581

サンプル数：兵庫銀行を除く103行

破綻先債権比率および資産は、95年3月決算

に示す。本期間ではすでに95年3月期決算が公表されていたので、破綻先債権比率は95年3月期のものである。この結果によると最早兵庫県店舗比率は、5%基準で有意になる日はなく、破綻先債権比率が有意な日が3日ある。この時期になると、市場は阪神大震災の影響としての反応はなく、銀行の破綻処理が今後起こりうることに反応していると考えられる。

5. 結論

前節の結果により、震災直後の銀行の被害が明らかでない状況で情報伝染効果が存在していたことがわかった。その後の銀行株の動向は、一般的な不良債権処理、破綻の懸念の影響を強く受けているが、4月の2件の兵庫銀行に関するイベントは、同地域に地盤のある銀行株式に影響を与え、震災による情報伝染効果が存在した。この時期は、早期是正措置の導入前で、実際に破綻処理がどの

ように行われるのか明確でなかった。また、復興対策を目的として、銀行あるいは債務者に何らかの救済措置が執られる可能性もあった。また、銀行取引停止の条件も緩められるなど、裁量的な対応がとられ、株主から見ると情報の非対称性が増したと言えよう。そのような中でもイベントが発生した場合は、概ね1週間で市場は入手可能な情報による評価を織り込んでいる。

現在は、早期是正措置も導入され、銀行の破綻処理事例もある程度蓄積している。しかし、今後起こりうる地震の影響まで事前に織り込んでいるとは考えにくいことと、復興対策などで裁量的な措置が執られる可能性も強い。わが国では、将来に大地震の発生が指摘されている地域が複数あり、災害対策として各種の対策がとられているが、ディスクロージャーの問題に関しても同様に対策をする必要がある。特に銀行のような規制業種では、企業経営者だけでなく、監督当局の決定が大きく影響を及ぼすことに注意が必要である。

《注》

- 1) 銀行をマネーセンターバンク(12行)、中規模銀行(31行)、小規模銀行(30行)、及び全銀行(73行)の4つのグループを用いて分析している。
- 2) 消防庁災害対策本部(2000)によると、最終的には死者6,432人、行方不明者3人、負傷者43,792人、住家の被害512,882棟、非住家の被害4,848棟、停電約260万戸、ガス供給停止約86万戸、電話不通30万回線超となっている。
- 3) 兵庫銀行は、1995年8月31日に監理ポスト、同年12月23日に整理ポストに割り当てられたが、取引は行われていたのでサンプルに含める。

《参考文献》

- Aharony, J. and I. Swary(1983), "Contagion Effects of Bank Failures: Evidence from Capital Markets," *The Journal of Business*, Vol.56, No.3(July), pp.305-322.
- Aharony, J. and I. Swary(1996), "Additional Evidence on the Information-Based Contagion Effects of Bank Failures," *Journal of Banking and Finance*, Vol.20, No.1, pp. 57-69.
- Bessler, W. and T. Nohel(2000), "Asymmetric Information, Dividend Reductions, and Contagion Effects in Bank Stock Returns," *Journal of Banking and Finance*, Vol.24, No.11, pp. 1831-1848.
- Bowen, R., R. P. Castanias, and L. A. Daley(1983), "Intra-Industry Effects of the Accident at Three Mile Island," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.18, No.1, pp. 87-111.
- Docking, D. S., M. Hirschey, and E. Jones(1997), "Information and Contagion Effects of Bank Loan-Loss Reserve Announcements," *Journal of Financial Economics*, Vol.43, No.2, pp. 219-239.
- Hill, J. and T. Schneeweis (1983) , "The Effect of Three Mile Island on Electric Utility Stock Prices: A Note," *The Journal of Finance*, Vol.38, No.4, pp. 1285-1292.
- Karafiath, I. and J. Glascock(1989), "Intra-Industry Effects of a Regulatory Shift: Capital Market Evidence from Penn Square," *The Financial Review(February)*, No.27, pp. 123-134.
- Lamb, R. P.(1995), "An Exposure-Based Analysis of Property-Liability Insurer Stock Values Around Hurricane Andrew," *The Journal of Risk and Insurance*, Vol.62, No.1, pp. 111-123.
- Shelor, R. M., D. C. Anderson and M. L. Cross(1992), "Gaining from Loss: Property-Liability Insurer Stock Values in the Aftermath of the 1989 California Earthquake," *The Journal of Risk and Insurance*, Vol.59, No.3, pp. 476-487.
- Spudeck, R. E. and R. C. Moyer(1989), "A Note on the Stock Market's Reaction to the Accident at Three Mile Island," *Journal of Economics and Business*, Vol.41, No.3, pp. 235-240.
- 國村道雄、吉田靖、福田武之 (1998)「阪神大震災における適時開示と株式市場の調整」証券経済学会年報第33号、1-14頁。
- 小藤康夫 (1999)「銀行株の伝染効果 —大和銀行巨額損失事件のケース—」、『証券経済学会年報』、第34号、53-65頁。
- 消防庁災害対策本部 (2000)「阪神・淡路大震災について第105報」、消防庁資料
- 福田武之、國村道雄 (1996)「阪神大震災の損害の適時開示」『インベストメント』大阪証券取引所Vol.4, No.92、2-29頁。
- 吉田靖、國村道雄、福田武之 (2002)「阪神大震災におけるファイリング情報の効果」、『経営財務研究』、第22巻第1号、35-49頁。

投 稿 規 定

本誌はディスクロージャー研究学会の学会誌（年1回発行）です。学会会則第3条第3項に基づき発行されます。査読制度（レフリー制度）を採用しています。ふるってご投稿ください。

投稿資格等

- ・本学会の会員、入会申込者。
- ・本学会の会員との共同執筆者。
- ・投稿原稿は未発表のものに限ります。

論稿の種類

- ・論文・又はノート。
- ・書評。

原稿作成上の注意

- ・横書き。
- ・論文は8,000字以内（図表を含む）。日本語（500字以内）と英語（200 words以内）の要約を添付してください。
- ・書評は1,000字以内。
- ・原稿はe-mailで学会事務局に提出してください。

選考方法

- ・投稿原稿は、当編集委員会の定める「投稿原稿審査要項」に基づく審査（査読者は編集委員または編集委員以外の専門家より選定した2名）を経て、「論文」、「ノート」と「書評」に区分して掲載の採否を決めます。

編集委員会

- ・編集委員長：須田一幸
- ・編集委員長補佐：薄井 彰
- ・編集委員：今福愛志、太田八十雄、奥村雅史、加藤千雄、柴 健次、高橋 元

第4号査読委員会（50音順）

植村信保、奥村雅史、加藤千雄、坂上 学、柴 健次、須田一幸、
百合草裕康、吉田和生

送付先（学会事務局）

学会事務局長 柴 健次
〒564-8680 大阪府吹田市山手町3-3-35
関西大学商学部気付
ディスクロージャー研究学会事務局
電話 代表06-6368-1121
E-mail kenshiba@ipcku.kansai-u.ac.jp。

（詳しくは、学会事務局にお問い合わせください）

第 4 回 研 究 大 会

主 催：名古屋市立大学大学院経済学研究科

大会委員長：國村 道雄

大会事務局長：吉田 和生

大会プログラム：第 4 回研究大会は、The Second International Workshop on Accounting Accruals（名古屋市立大学大学院経済学研究科主催）と同時開催された。その概要は以下のとおりである。

I. Short Program :

Moderator Akihiro Noguchi, Nagoya University

Workshop 1 :

“Conservatism, timeliness of earnings and incentives in Japan”

Motohiro Tazawa, Nagoya City University

Workshop 2 :

“The earnings management of banks before violations of dividend regulations in Japan”

Kazuo Kato, Osaka University of Economics

II. Main Program

Moderator Kazuyuki Suda, Kobe University

Workshop 3 :

“Earnings management and resource allocation: Evidence from China’s accounting-based regulation of rights issue”

Guest speaker :

Kevin Chen, Hong Kong University of Science and Technology

Commentator :

Fumihiko Kimura, Nagoya University of Commerce & Business

Workshop 4 :

“International institutional factors and analysts’ cash flow forecasts”

Guest speaker :

Mark DeFond, University of Southern California

Commentator :

Nobuhiro Asano, Otemon Gakuin University

1. 自由論題報告

司 会 奥村 雅史（早稲田大学）

第 1 報告

「株式市場における株価レーティングの影響」

小川 長（神戸大学大学院）

コメンテータ：高橋 元（作新学院大学）

第 2 報告

「非線型残余利益ダイナミクスと企業再編オプションの評価」

中條 良美（名古屋大学大学院）

コメンテータ：薄井 彰（法政大学）

第 3 報告

「英国会社法改正論議とOFR開示規制-わが国におけるMD&A開示の制度化の視点」

古庄 修（亜細亜大学短期大学部）

コメンテータ：村井 秀樹（日本大学）

2. 統一論題報告—ビッグバン後のディスクロージャーと監査問題—

司 会 柴 健次（関西大学）

基調報告

「ディスクロージャー形態と信頼付与システム」

松本 祥尚（関西大学）

パネリスト 1 盛田 良久（名城大学）

パネリスト 2 丹羽 達（中央青山監査法人）

編集後記

- 年度末になると研究業績の一覧を大学に提出しなければなりません。その際、「査読制度のあるジャーナルに掲載された論文」を区分して示すことが、最近、求められるようになりました。会計学では残念ながら査読制度を設けている和雑誌が少なく、私は後ろめたい思いをしながらゼロと記入しました。その意味では『現代ディスクロージャー研究』は貴重な存在です。今後、発表論文について上記のような区分が一般的になれば、われわれ会計学者の多くは主要業績をゼロと記入しなければならないでしょう。そのような事態を回避するためにも、会員の皆様、どうぞ本誌へふるってご投稿下さい。
- 第4号への投稿は全部で5本でした。査読者は「投稿規定」で示しましたが、非常に丁寧に読んでいただき、貴重なご意見を賜りました。査読者の皆様には改めてお礼を申し上げます。厳密な査読と論文修正のプロセスを経て、3本の論文と2本の研究ノートが採択されました。
- 第4回研究大会は名古屋市立大学大学院経済学研究科で開催されました。「ビッグバン後のディスクロージャーと監査問題」を統一テーマにして、活発な議論が行われました。第5回大会は大阪経済大学で12月6日に開催される予定です。統一テーマは「四半期決算の意義と問題点」です。ホットなテーマなので、活発な議論がなされることでしょう。
- 皆様の協力を得て、ディスクロージャー研究学会と『現代ディスクロージャー研究』が、ますます発展することを祈っております。今回から編集委員会の陣容が変わりました。編集委員長は須田一幸が担当し、編集委員長補佐が薄井彰氏です。宜しくお願い致します。

(須田)

現代ディスクロージャー研究 No.4

2003年3月31日 発行

◎発行者 ディスクロージャー研究学会
発行所 〒564-8680
大阪府吹田市山手町3-3-35
関西大学商学部：柴研究室内
TEL 06-6368-1121(代)

印刷所 ナニワ印刷株式会社
