

経営者予想利益の価値関連性および アナリスト予想利益に与える影響

関西大学大学院商学研究科
(オーストラリア国立大学留学中)

太田 浩 司

目 次

- | | |
|------------------|------------------------|
| 1. はじめに | 5. 経営者予想がアナリスト予想に与える影響 |
| 2. モデル展開 | 6. 経営者予想の投資指標としての有用性 |
| 3. データと記述統計量 | 7. 結論 |
| 4. 経営者予想利益の価値関連性 | |

米国とわが国における財務開示の最大の相違は、わが国の証券取引所が、経営者に次期の利益予想を提示することを要求している点である。その結果、わが国では、決算短信において、当期利益と経営者予想利益が同時に公表されている。本稿は、このわが国特有の財務開示情報である経営者予想利益の、株価およびリターンとの価値関連性(value-relevance)、並びにその予想がアナリストの予想利益に与える影響について調査している。

結果は、Ohlson (1995, 2001) が提示する、企業評価に関する三つの主要な会計変数である、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の中で、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、当期利益は、経営者予想利益の存在する下では、ほとんど価値関連性をもっていなかった。また経営者予想利益は、アナリストが利益予想を行う際の基礎となっているということが分かった。そして、経営者予想が、市場やアナリストに重視されている説明としては、それが比較的精度の高い予想であるからだと思われる。また経営者予想は、投資指標としても有用であった。

このように、経営者予想は、市場における企業評価やアナリストの予想に大きな影響を与え、また投資指標としても有用であるということが確認された。わが国独自の財務情報開示である、証券取引所の要請に基づく経営者予想開示制度は、有効に機能していると考えられる。



太田 浩司(おおた こうじ) 1994年京都大学文学部卒業。その後、(株)青木建設経理部、関西CPA学院経営などを経て、1998年より関西大学大学院商学研究科に在籍。現在オーストラリア国立大学留学中。米国公認会計士(イリノイ州)。

1. はじめに

米国とわが国における財務開示の最大の相違は、わが国の証券取引所が、経営者に次期の利益予想を提示することを要求している点である。この経営者予想利益は、厳密には自発開示であるが、ほとんどすべての企業がその予想を提示しており、決算短信において、当期利益と同時に公表されている(注1)。Darrrough and Harris (1991)、Conroy *et al.* (1998)、Conroy *et al.* (2000) は、当期利益情報と経営者予想情報の情報内容を検証し、株価は、決算公表時点において、当期利益情報よりも、経営者予想情報により大きく反応していることを示した。そして、単なる過去の経済事象の要約としての当期利益情報の公表よりも、企業内部者の将来利益に関する見解のほうが、株式のプライシングにより大きなインパクトを与えると結論付けた。これと同様に、当期利益はその背後にある経済事象をタイムリーに反映しておらず、それ故に株価の変動と一致していないという懸念が報告されている (e.g., Kothari and Zimmerman 1995、Easton 1999、Easton *et al.* 2000)。

そこで本研究は、最初に、わが国における過去21年間の、株主資本簿価、当期利益、そして

(注1) 企業は次期の業績予想として、売上高、経常利益、当期利益、一株当たり利益、一株当たり配当を提示している。予想は、通常、point forecast であるが、配当はしばしば range forecast で提示される。詳しくは、後藤 (1997) を参照されたい。

(注2) 価値関連性 (value-relevance) に関する定義については、Barth (2000, p.16)、Holthausen and Watts (2001, p.4)、Barth *et al.* (2001, p.79) 等を参照されたい。

経営者予想利益の価値関連性 (value-relevance) を、米国における数多くの価値関連性研究に従い、Ohlson (1995, 2001) のフレームワークを用いて調査している。価値関連性とは、株価や株式リターンなどの、市場における何らかの価値の尺度と、さまざまな会計数値との相関を意味している(注2)。次に、経営者の公表する予想が、その後発表されるアナリストの予想に、どのような影響を与えているかということ进行调查している。そして最後に、経営者予想利益の投資指標としての有用性について検証している。

なお、本稿の構成は以下のものである。第2章は、本研究で用いるモデルの導出、並びに、 R^2 の分解手法について述べる。第3章は、サンプル選択基準および変数の記述統計量を示し、第4章は、経営者予想利益の価値関連性に関する実証結果を示す。そして第5章は、経営者予想がアナリスト予想に与える影響、第6章は、経営者予想の投資指標としての有用性についての結果を提示する。最後に、第7章で、本稿をまとめる。

2. モデル展開

2.1 株価モデルとリターンモデル

配当割引モデルに、株主資本簿価 b_t の増減は

損益計算書からの利益 x_t と、配当 d_t に限るとい
う、クリーン・サープラス関係を仮定し ($b_t =$
 $b_{t-1} + x_t - d_t$)、さらに、株主資本簿価の長期成長
率は割引率 r よりも低い ($(1+r)^{-\tau} E_t[b_{t+\tau}] \rightarrow$
 $0, \text{ as } \tau \rightarrow \infty$) という収束条件を課すと、配当割
引モデルは、残余利益評価モデル (RIV) と呼ば
れる以下のモデルに書き換えられる。

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

V_t : 時点 t における企業価値

$E_t[\]$: 時点 t における期待オペレーター

x_t^a : t 期の異常利益で、 $x_t^a \equiv x_t - r b_{t-1}$ にて算定

次に、Ohlson (1995) は、異常利益 x_t^a の確率
過程を、線形情報モデル (LIM) と呼ばれる以
下のモデルで表した。

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + \nu_t + \varepsilon_{1t+1},$$

$$\nu_{t+1} = \gamma \nu_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (\text{LIM})$$

ω : 異常利益の持続性を表すパラメーターで、

$0 \leq \omega < 1$ と想定されている

ν_t : t 期における異常利益以外の他の情報

γ : 他の情報の持続性を表すパラメーターで、

$0 \leq \gamma < 1$ と想定されている

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$: 誤差項

このとき、LIM を RIV に代入し、クリーン・
サープラス関係を用いると、企業価値は、Ohl-
son/RIV と呼ばれる以下の評価モデルで表現
される。

$$V_t = (1-k) b_t + k(\varphi x_t - d_t) + \alpha_2 \nu_t, \quad (\text{Ohlson/RIV})$$

$$\text{where } k = \frac{r\omega}{1+r-\omega}, \quad \varphi = \frac{1+r}{r},$$

$$\alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}.$$

Ohlson/RIV モデルは、企業価値を、株主資本
簿価と利益の加重平均として表現している。そ
してこの Ohlson/RIV モデルを理論的根拠と
して、多くの価値関連性研究が、以下で述べる
株価並びにリターンモデルを用いている
(Holthausen and Watts 2001, p.53)。株価モ
デルは、株価を株主資本簿価と当期利益に回帰
し、リターンモデルは、株式リターンを当期利
益と当期利益の変化に回帰している。この二つ
のモデルは、数あるモデルの中で、現在最も頻
繁に使われ普及しているモデルであると思われ
る (e.g., Barth 2000, p.13, Barth *et al.* 2001,
p.91)。

しかしながら、両モデルとも、Ohlson(1995)
LIM の重要な変数である「他の情報 ν 」を無視
してしまっている。この変数 ν は、現在の財務
諸表には反映されていないものの、株式評価に
おいて価値関連性があると考えられる情報を表
している。Ohlson (2001) 並びに Dechow *et al.*
(1999) は、利益予想を用いて、他の情報 ν の合
理的算定方法を示した。

最初に f_t, f_t^a を、それぞれ時点 t における
 $t+1$ 期の予想利益、予想異常利益を表すことと
し、また f_t は、時点 t における $t+1$ 期の期待利
益に等しいと仮定する $f_t \equiv E_t[x_{t+1}]$ 。このとき、

f_t^a は、異常利益の定義に従い、 $E_t[x_{t+1}^a] \equiv f_t^a = f_t - rb_t$ と表現できる。この式を、Ohlson(1995) LIMの第一式の両辺に期待値をとったものに代入すると、他の情報 v_t は、 $v_t = f_t - rb_t - \omega x_t^a$ と算定される。そしてこのようにして算定された v_t を、Ohlson/RIVモデルに代入し整理すると、Ohlson/RIVモデルは以下のように表現される。

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

where $\varphi = \frac{1+r}{r}$,

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

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

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

また、 $\delta_1 + \delta_2 + \delta_3 = 1$ である。上式は、企業価値が、株主資本簿価、利益、予想利益の三つの変数の関数として表現されることを示している。このとき、従来他の情報 v を無視した株価、リターンモデルに加えて、予想利益を変数に含む、株価並びにリターンモデルが導出される(注3)。

わが国においては、その特有の財務情報開示制度に基づいて、経営者予想利益が当期利益と

同時に公表されており、この予想利益を、他の情報 v の算定に必要な期待利益の代理変数として使用することが可能である(注4)。そこで、本研究においては、通常の株価およびリターンモデルに加えて、経営者予想利益を変数に含む、株価並びにリターンモデルを使用することとする。具体的には、以下の四つの回帰モデルを用いる(注5)。

<株価モデル>

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \varepsilon_t$$

P1 (株価モデル v 除去)

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 F_t + \varepsilon_t$$

P2 (株価モデル v 含む)

P_t : t 期末3カ月後の株価

B_t : t 期末の一株当たり株主資本簿価

E_t : t 期の一株当たり当期利益

F_t : $t+1$ 期の一株当たり利益に関する経営者予想で、通常 t 期末から10週間以内に E_t と同時に公表される

<リターンモデル>

$$Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \varepsilon_t$$

R1 (リターンモデル v 除去)

$$Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \beta_3 \Delta F_t + \varepsilon_t$$

R2 (リターンモデル v 含む)

(注3) モデルの詳細なる展開については、Ota (2001a, Appendix 1&2) と Ota (2001b, Appendix) を参照されたい。

(注4) Dechow *et al.* (1999) は、 f_t の代理変数として、アナリストの予想利益を用いているが、その他の予想利益を用いることも可能である。本節では、 f_t の代理変数として、経営者予想利益を、また後節では、アナリスト予想利益を用いている。

(注5) 株価モデルによる回帰は、しばしば Scale Effects と呼ばれる、変数のスケールに関する、推定上の深刻な問題が指摘されている (e.g., Brown *et al.* 1999, Easton 1999, Easton and Sommers 2000, Lo and Lys 2000)。株価モデルとリターンモデルに関する統計的問題については、Ota (2001a) を参照されたい。

Ret_t : $t-1$ 期末3カ月から t 期末3カ月後までの12カ月の株式リターン(注6)

E_t : t 期の一株当たり当期利益で、 P_{t-1} でデフレートされている

ΔE_t : $t-1$ 期から t 期の一株当たり当期利益の変化 ($\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$) で、 P_{t-1} でデフレートされている

ΔF_t : $t-1$ 期から t 期の一株当たり経営者予想利益の変化 ($\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$) で、 P_{t-1} でデフレートされている

この P1、P2、R1、R2の四つの回帰モデルを用いて、株主資本簿価、当期利益そして経営者予想利益の価値関連性を検証する。

2.2 R^2 の分解

本研究では、先の四つのモデルを用いて、年次クロスセクションで回帰を行い、得られた R^2 を、各説明変数の増分説明力を検証するために分解している。この分解手法は、Theil(1971)によって導出され、モデルの説明変数の重要性を調査するのに広く用いられている (e.g., Collins *et al.* 1997、King and Langli 1998、Blacconiere *et al.* 2000)。

R^2 の添え字を、そのモデルの説明変数を表すこととする。例えば、P2モデルの全 R^2 は、 $R^2_{B \cdot E \cdot F}$ と表される。P2モデルには、 B 、 E 、 F の三つの説明変数があるので、 $R^2_{B \cdot E \cdot F}$ は、以下の四つの構成要素に分解される。

$$\text{incr}B = R^2_{B \cdot E \cdot F} - R^2_{E \cdot F},$$

$$\text{incr}E = R^2_{B \cdot E \cdot F} - R^2_{B \cdot F},$$

$$\text{incr}F = R^2_{B \cdot E \cdot F} - R^2_{B \cdot E},$$

$$\text{Common} = R^2_{B \cdot E \cdot F} - (\text{incr}B + \text{incr}E + \text{incr}F).$$

$\text{incr}B$ 、 $\text{incr}E$ 、 $\text{incr}F$ は、それぞれ、株主資本簿価 (B)、当期利益 (E)、経営者予想利益 (F)の増分説明力を表している。Commonは、三つの説明変数共通の説明力で、全 R^2 と、各説明変数の増分説明力の合計との差異を表している (Theil 1971, p.179)(注7)。

また、P1モデルの場合には、その全 R^2 は、 $R^2_{B \cdot E}$ と表される。P1モデルには、 B 、 E の二つの説明変数しかないので、 $R^2_{B \cdot E}$ は、 $\text{incr}B = R^2_{B \cdot E} - R^2_E$ 、 $\text{incr}E = R^2_{B \cdot E} - R^2_B$ 、 $\text{Common} = R^2_{B \cdot E} - (\text{incr}B + \text{incr}E)$ の三つの構成要素に分解される。リターンモデルについても、同様の手法で、説明変数の増分説明力を算定している。

3. データと記述統計量

3.1 サンプル選択

サンプルは、1979-1999年の期間において、以下の基準で選択されている。

- (i) わが国の8証券市場のいずれかに上場、もしくは店頭市場に登録されている(注8)。
- (ii) 三月決算企業。

(注6) 株式リターンは、配当込みのリターンである。また、株式分割、減資、額面変更、中間時価発行等の、資本異動による影響を調整している。

(注7) Theil (1971) においては、Commonは、Multicollinearity Effectと表現されている。

(注8) 8証券市場とは、東京、大阪、名古屋、札幌、新潟、京都、広島そして福岡証券市場である。

- (iii) 一般事業会社(金融、証券、保険を除く)。
- (iv) 経営者予想利益が「日本経済新聞」で公表されている(注9)。

会計データは「日経財務データ」から、株価は「株価 CD-ROM2000」から、そして株式分割、減資、額面変更などの他の必要なデータは、「会社四季報 CD-ROM」から抽出されている。そして、経営者予想利益は、「日本経済新聞」から収集されている(注10)。(i)から(iv)の選択基準によって、29,587企業-年の観測値が得られた。また極端な観測値の実証結果への影響を除去するために、各年度全変数の1パーセント以下と99パーセント以上の観測値は、サンプルから除去されている(注11)。その結果、最終的なサンプル数は、株価モデルにおいて27,939企業-年、リターンモデルにおいて25,569企業-年、である(注12)。

3.2 記述統計量

表1パネルAは、株価モデルの変数の、記述

統計量とピアソン相関係数を示している。株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の三つの説明変数は、いずれも株価と正の相関が見られる。とりわけ、経営者予想利益は、株価との相関が最も高く、その相関係数は、0.691である。表1パネルBは、リターンモデルの変数の、記述統計量とピアソン相関係数を表している。当期利益、当期利益の変化、経営者予想利益の変化の三つの説明変数は、いずれもリターンと正の相関を示している。また、株価モデルの場合と同様に、経営者予想利益の変化は、リターンとの相関が最も高く、その相関係数は0.249である(注13)。

説明変数間の高い相関も観察される。とりわけ、株価モデルの、当期利益と経営者予想利益の相関係数は、0.773と非常に高い値を示している。このことは、株価モデルの回帰式に両方の変数が含まれた場合に、多重共線性の問題が懸念されることを意味している。しかしながら、

- (注9) 経営者予想利益は、ほとんどすべての企業によって公表されているものの、規定上は自発開示である。それ故に、予想を公表しない企業もまれに存在する。
- (注10) 「日本経済新聞」は、1974年3月決算期に関する決算短信の公表から、当期の決算数値とともに、次期の経営者予想を掲載し始めた。初期の年度においては、経営者予想を公表しない企業も数多く見られるが、1979年までには、ほとんどの企業が経営者予想の公表を行っている。したがって、本研究のサンプル期間は1979-1999年に限定されている。
- (注11) 後に示す実証結果は、極値上下0.5%、1.5%、2.0%、2.5%の除去に関して頑健性がある。
- (注12) リターンモデルのサンプル数が、株価モデルのサンプル数よりも少ないのは、リターンモデルが、当期利益の変化、経営者予想利益の変化といった、一階の差分データを必要とするからである。したがって、リターンモデルのサンプル期間は、株価モデルのサンプル期間より一年間短くなっている。
- (注13) リターンモデルの説明変数の相関係数は、それぞれ対応する株価モデルの説明変数の相関係数と比較して、明らかに低い。この結果は、株価モデルとリターンモデルの両方をを用いた先行研究の結果と一致している (e.g., Harris *et al.* 1994, Francis and Schipper 1999, Nwazee 1998, Lev and Zarowin 1999, Ely and Waymire 1999)。

表1 株価モデルとリターンモデルの記述統計量と相関係数

パネルA 株価モデル^a

記述統計量 (単位:円)

変数	平均	標準偏差	最小値	1Q	中央値	3Q	最大値
株価 (P)	964.4	940.6	85	401	699	1160	12560
株主資本簿価 (B)	449.8	364.6	-19.4	184.2	344.8	603.0	2859.4
当期利益 (E)	20.9	31.6	-277.3	6.7	15.8	32.7	216.6
経営者予想利益 (F)	26.0	26.8	-45.9	8.3	17.3	34.8	244.0

ピアソン相関係数

変数	株価 (P)	株主資本簿価 (B)	当期利益 (E)	経営者予想利益 (F)
株価 (P)	1.000			
株主資本簿価 (B)	0.540	1.000		
当期利益 (E)	0.542	0.498	1.000	
経営者予想利益 (F)	0.691	0.655	0.773	1.000

パネルB リターンモデル^b

記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	1Q	中央値	3Q	最大値
リターン (Ret)	0.0588	0.4311	-0.7749	-0.2448	-0.0004	0.2693	3.3998
当期利益 (E)	0.0189	0.0553	-1.1874	0.0106	0.0218	0.0366	0.2699
当期利益の変化 (ΔE)	-0.0036	0.0545	-1.2298	-0.0084	0.0005	0.0066	0.8845
経営者予想利益の変化 (ΔF)	0.0002	0.0186	-0.1585	-0.0056	0.0000	0.0057	0.2912

ピアソン相関係数

変数	リターン (Ret)	当期利益 (E)	当期利益の 変化 (ΔE)	経営者予想利 益の変化 (ΔF)
リターン (Ret)	1.000			
当期利益 (E)	0.115	1.000		
当期利益の変化 (ΔE)	0.095	0.617	1.000	
経営者予想利益の変化 (ΔF)	0.249	0.005	0.176	1.000

^aサンプルは、27,939企業-年の観測値から構成されている。

^bサンプルは、25,569企業-年の観測値から構成されている。

多重共線性は、説明変数間の相関だけではなく、説明変数の分散によっても決定される (Madala 1992, p.294)。したがって、多重共線性の影響は、表1からだけでは明らかでない。そこで、株価モデルの三つの説明変数間の共線性の

程度を調べるために、Variance-Inflation Factor (VIF) と Condition Index を計算している (Greene 2000, p.40) (注14)。

VIF (株主資本簿価 : B) = 1.79 ;

VIF (当期利益 : E) = 2.24 ;

VIF (経営者予想利益 : F) = 3.04 ;

Condition Index

$$= \sqrt{\frac{\text{maximum characteristic root}}{\text{minimum characteristic root}}} = 4.59.$$

VIF と Condition Index の共線性に関するベンチマークは、VIF > 10、Condition Index > 30 である (Kennedy 1998, p.190)。得られた値はこれらの基準よりもはるかに小さい。したがって、多重共線性は、モデルの推定において、重大なる問題とはならないと考えられる。

4. 経営者予想利益の価値関連性

4.1 株価モデル

表 2 は、P1モデルと P2モデルの年次クロスセクション回帰の結果をまとめたものである。P1モデルにおいて、株価を株主資本簿価と当期利益に回帰した場合には、両変数の係数は、21年間すべての年度において 1%水準で有意である。しかしながら、P2モデルにおいて経営者予想利益がモデルに追加されると、株主資本簿価の係数は、21年間の平均で、P1モデルの1.12から P2モデルの0.64へと低下している。また、その統計的有意性も、5%水準ではすべての年度

で有意ではあるものの、弱くなっている。当期利益の係数については、P2モデルでは、21年の内 8 年においてのみ 5%水準で有意であり、また係数値も、21年の内14年において負の値を示している(注15)。一方、経営者予想利益の係数は、21年間すべての年度において、1%水準で有意であり、またその値も21年間の平均で16.98と、他の変数の係数よりも顕著に大きい値を示している。

図 1(a)と図 1(b)は、それぞれ P1モデルと P2モデルの説明変数の増分説明力を、グラフで表したものである。各説明変数の増分説明力と Common が、順に積み重ねられており、合計でそのモデルの全 R^2 となっている。図 1(a)と図 1(b)の比較から、P2モデルの全 R^2 は、P1モデルの全 R^2 より幾分高いことが分かる。ちなみに、全 R^2 の21年間の平均は、P1モデルで0.455、P2モデルで0.540である。また、P2モデルにおいて経営者予想利益がモデルに追加されると、当期利益の増分説明能力は著しく減少し、ほとんど増分説明力を持たないことがうかがえる。さらに、経営者予想利益の増分説明力は、株主資本簿価の増分説明力よりも大きいように思われる。そこで、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の増分説明力の差異の有無を、二元配置の分散分析 (ANOVA) で検定し、その後、これら

(注14) VIF は、ある一つの説明変数と、それ以外のすべての説明変数との相関の程度を表しており、Condition Index は、説明変数間の線形独立の度合いを表している。

(注15) Ohlson (2001) に基づく、P2と R2モデルにおいては、当期利益 (変化) の係数 α_1, β_1 は、負の値を取ることが予想されている。Hand (2001, p.124) は、その直感的解釈として、株主資本簿価と予想利益を所与とすると、当期利益が大きいほど、暗示されている利益成長率が低いということを表している」と述べている。

表2 株価モデルの推定結果 (1979-1999年)

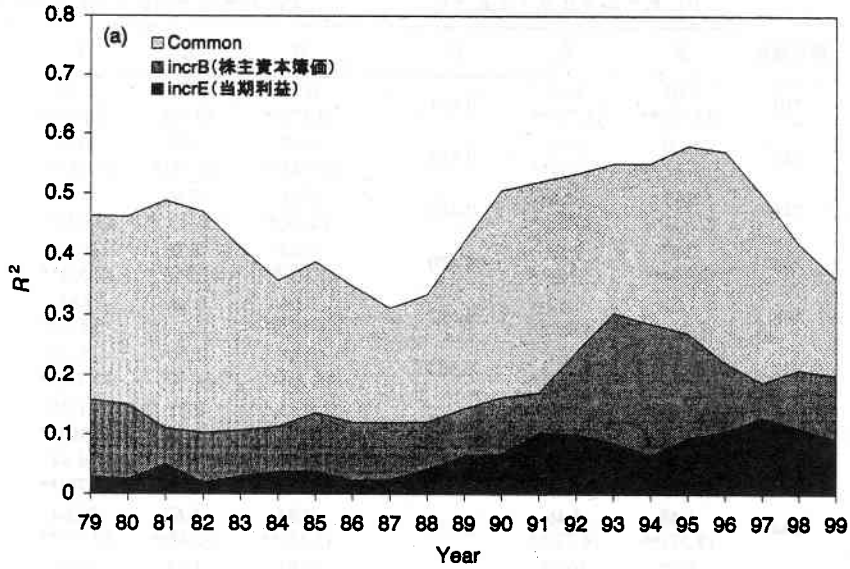
Year	観測値数	P1: $P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \varepsilon_t$			P2: $P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 F_t + \varepsilon_t$			
		B	E	R ²	B	E	F	R ²
1979	710	1.05 (12.71)**	3.00 (5.78)**	0.464	0.77 (8.17)**	0.11 (0.16)	5.79 (5.66)**	0.512
1980	729	1.00 (10.96)**	2.92 (4.91)**	0.462	0.67 (6.74)**	-1.36 (-2.11)*	6.93 (7.34)**	0.511
1981	748	0.91 (7.12)**	5.66 (5.60)**	0.489	0.31 (2.24)*	-2.36 (-2.71)**	13.13 (9.00)**	0.585
1982	758	0.87 (8.19)**	3.10 (3.36)**	0.470	0.44 (3.99)**	-2.76 (-3.95)**	10.26 (7.53)**	0.547
1983	768	1.03 (8.24)**	5.12 (4.94)**	0.411	0.64 (4.14)**	0.13 (0.14)	9.81 (5.67)**	0.456
1984	807	1.11 (8.10)**	6.61 (5.36)**	0.357	0.55 (3.13)**	-0.69 (-0.37)	15.30 (4.47)**	0.451
1985	822	1.17 (7.98)**	6.43 (4.48)**	0.388	0.73 (4.16)**	0.33 (0.30)	11.24 (5.10)**	0.435
1986	846	1.46 (8.48)**	7.13 (4.46)**	0.348	1.07 (5.71)**	-0.43 (-0.29)	14.44 (5.78)**	0.386
1987	944	1.48 (8.52)**	8.46 (4.72)**	0.312	0.93 (5.33)**	-5.62 (-2.45)*	22.64 (7.57)**	0.371
1988	1105	1.29 (9.50)**	10.73 (6.50)**	0.334	0.84 (6.07)**	1.63 (0.86)	15.07 (6.14)**	0.373
1989	1301	1.17 (9.99)**	11.72 (8.78)**	0.422	0.76 (6.23)**	-0.52 (-0.27)	15.60 (7.48)**	0.470
1990	1427	2.21 (10.88)**	22.46 (9.14)**	0.505	1.11 (5.35)**	-4.84 (-1.48)	38.11 (9.06)**	0.593
1991	1539	1.40 (8.96)**	20.04 (9.54)**	0.520	0.75 (4.84)**	-7.57 (-2.96)**	35.35 (11.00)**	0.620
1992	1617	0.92 (13.23)**	9.13 (10.31)**	0.534	0.52 (8.75)**	-1.71 (-1.68)	17.92 (12.62)**	0.651
1993	1662	1.08 (20.41)**	7.17 (11.45)**	0.551	0.67 (13.75)**	-1.36 (-2.18)*	17.55 (14.98)**	0.677
1994	1743	1.35 (20.47)**	8.13 (10.43)**	0.551	0.91 (13.20)**	-2.79 (-3.09)**	20.30 (13.38)**	0.650
1995	1851	0.77 (19.41)**	6.96 (12.68)**	0.581	0.45 (10.35)**	-0.25 (-0.31)	13.72 (10.46)**	0.683
1996	1986	0.95 (15.48)**	10.67 (12.55)**	0.572	0.51 (8.24)**	-0.32 (-0.47)	19.56 (16.15)**	0.680
1997	2103	0.64 (11.02)**	11.76 (13.19)**	0.499	0.28 (4.92)**	0.48 (0.48)	17.70 (12.17)**	0.613
1998	2207	0.62 (12.48)**	6.79 (10.22)**	0.419	0.28 (5.57)**	1.81 (4.05)**	12.01 (11.67)**	0.527
1999	2266	1.05 (12.01)**	8.46 (8.89)**	0.362	0.28 (3.32)**	0.25 (0.27)	24.14 (12.81)**	0.559
平均	1330.4	1.12 (11.63)	8.69 (7.97)	0.455	0.64 (6.39)	-1.33 (-0.86)	16.98 (9.34)	0.540

(注) 上段は各変数の係数、下段括弧内は White の標準誤差に基づく t 値を載せている。

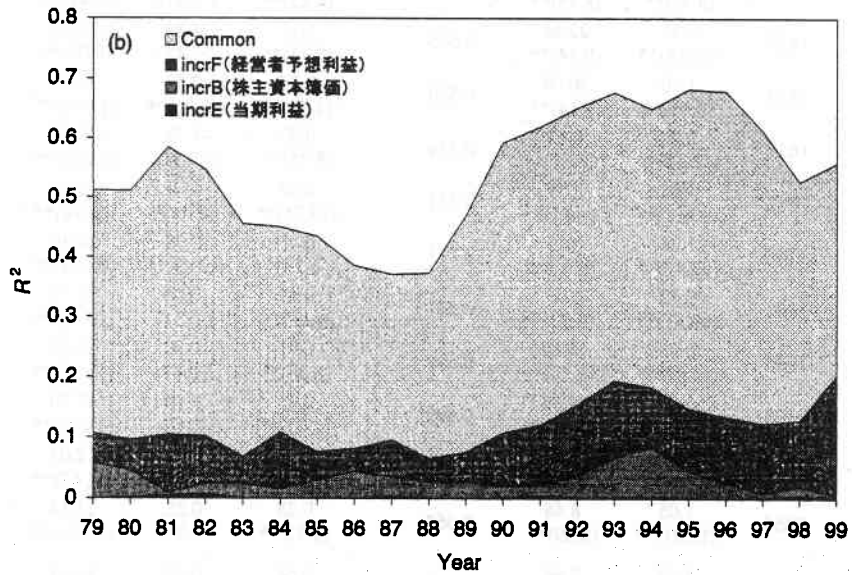
** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図1

(a) P1モデルによる、株主資本簿価と当期利益の増分説明力



(b) P2モデルによる、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の増分説明力



(注) 各説明変数の増分説明力と Common が、順に積み重ねられており、合計でそのモデルの全 R²となっている。

表3 二元配置 ANOVA と多重比較 (株価モデル増分説明力)

	パラメトリック ^a		ノンパラメトリック ^b	
二元配置 ANOVA	$F_{(2,40)}$	54.78**	$\chi^2_{(2)}$	38.38**
多重比較				
incrF - incrB		0.0548**		40**
incrF - incrE		0.0838**		17*
incrB - incrE		0.0290**		23**

^aパラメトリックな検定では、繰り返しの無い二元配置 ANOVA に、Tukey の多重比較法を用いている。

^bノンパラメトリックな検定では、Friedman の順位二元配置 ANOVA に、その多重比較法を用いている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

三つの変数の多重比較を行った結果が、表3で示されている(注16)。経営者予想利益の増分説明力が、株主資本簿価と当期利益の増分説明力よりも、統計的に有意に大きいことがうかがえる。

また、これまでの年次クロスセクション回帰では、個別企業の特性が推定結果に与える影響をコントロールできない。そこで、P2モデルを用いて、パネル分析を行った結果が、表4で示されている。モデルの定式化に関しては、Fixed Effects モデルを用いた個別企業効果は、1%水準で有意であり、また、年次ダミーを用いた年度効果も1%水準で有意となっている。株価

モデルでは、個別企業効果と年度効果の両方の効果をコントロールする必要があるようである。しかしながら、全体的な結果は、モデルの定式化にあまり影響されていない。経営者予想利益は、すべての場合において、いずれも最も高い係数値とt値を示しており、他の変数を圧倒しているように思われる。

4.2 リターンモデル

表5は、R1モデルとR2モデルの年次クロスセクション回帰の結果をまとめたものである。その結果は、先の株価モデルの結果と類似している。R1モデルにおいて、リターンを当期利益

(注16) パラメトリックな検定では、最初に二元配置 ANOVA を行い、多重比較としては、Tukey の方法を使用している。二元配置 ANOVA では、会計数値、時間をそれぞれ因子A、因子Bとし、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益を因子Aの水準、各年度を因子Bの水準として、因子Aの水準間における差異を検定している。また繰り返しが無いので、因子間の交互作用は存在しないと仮定している。そして、因子Aにおける3水準の母平均の差について、Tukey の多重比較法を用いて、すべての対比較を同時に検定している。またこれと同様の分析を、ノンパラメトリックな検定として、Friedman 二元配置 ANOVA を使用して行っている。Tukey の方法については、永田・吉田(1997)、Friedman 二元配置 ANOVA については、Siegel and Castellan (1988) を参照されたい。

表4 株価モデルのパネル分析

	B	E	F	個別企業 効果 ^a	年度効果 ^b	adj.R ²	観測値 数
Pooled OLS	0.39 (17.39)**	0.68 (1.91)	20.09 (33.60)**			0.491	27939
Pooled OLS with 年度効果	0.50 (20.38)**	-0.57 (-1.66)	19.65 (34.78)**		450.2**	0.614	27939
Fixed Effects	0.39 (8.53)**	2.38 (8.20)**	18.93 (30.90)**	6.57**		0.654	27939
Fixed Effects with 年度効果	0.44 (7.46)**	1.18 (4.64)**	16.16 (29.77)**	9.10**	659.0**	0.772	27939

^a個別企業効果は、Fixed Effects モデルを用いて推定されている。なおこの列の値は *F* 値である。

^b年度効果は、年次ダミー変数を用いて推定されている。なおこの列の値は *F* 値である。

(注) 上段は各変数の係数、下段括弧内は White の標準誤差に基づく *t* 値を載せている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

と当期利益の変化に回帰した場合には、当期利益と当期利益の変化の係数は、20年の内それぞれ13、17の年度において5%水準で有意である。R2モデルにおいて、経営者予想利益の変化が説明変数として追加された場合には、当期利益の係数に関しては、係数値、統計的有意性ともに大きな変化は見られない。しかしながら、当期利益の変化の係数については、係数値は、20年間の平均で、R1モデルの1.40からR2モデルの0.22と、顕著に小さくなっており、またその統計的有意性も、20年の内5年のみ5%水準で有意である。一方、経営者予想利益の変化の係数は、20年間すべての年度において1%水準で有意であり、またその値も20年間の平均で6.80と、他の変数の係数よりも顕著に大きい。

図2(a)と図2(b)は、それぞれR1モデルとR2モデルの説明変数の増分説明力を、グラフで表したものである。図2(a)と図2(b)の比較から、R2モデルの全R²は、R1モデルの全R²よりかな

り高いことが分かる。ちなみに、全R²の20年間の平均は、R1モデルで0.059、R2モデルで0.149である。また、R2モデルにおいて、経営者予想利益の変化をモデルに追加すると、当期利益の変化の増分説明能力が著しく減少することがうかがえる。さらに、経営者予想利益の変化の増分説明力は、当期利益の増分説明力よりも大きいように思われる。そこで、株価モデルのときと同様に、当期利益、当期利益の変化、経営者予想利益の変化の増分説明力の差異の有無を、二元配置の分散分析(ANOVA)で検証し、その後、多重比較を行った結果を、表6で表している。経営者予想利益の変化の増分説明力が、当期利益と当期利益の変化の増分説明力よりも、統計的に有意に大きいことがうかがえる。

表7は、R2モデルを用いたパネル分析の結果を示している。モデルの定式化に関しては、Fixed Effectsモデルを用いた個別企業効果は微小である。これは、リターンモデルが既に一

表5 リターンモデルの推定結果 (1980-1999年)

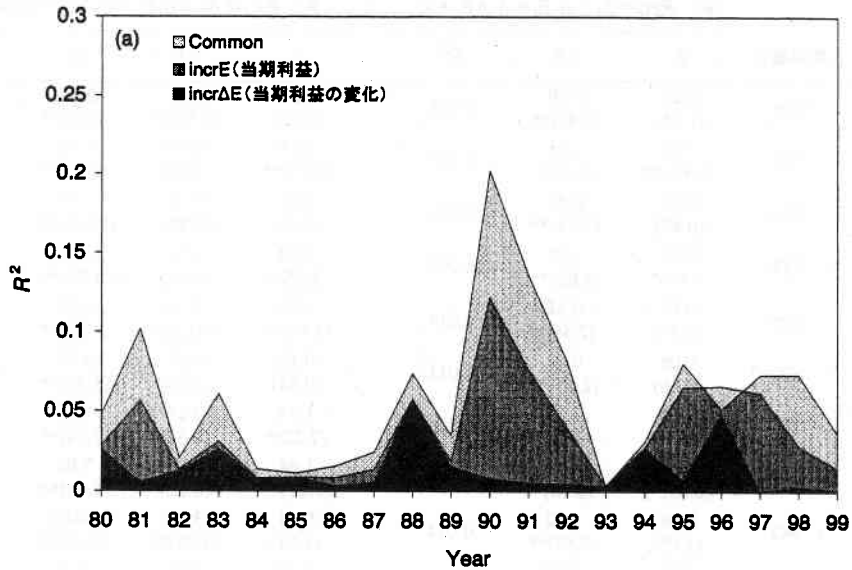
Year	観測値数	R1: $Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \varepsilon_t$			R2: $Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \beta_3 \Delta F_t + \varepsilon_t$			
		E	ΔE	R^2	E	ΔE	ΔF	R^2
1980	709	0.29 (1.36)	0.79 (4.40)**	0.048	0.27 (1.32)	0.36 (1.98)*	2.75 (8.09)**	0.129
1981	728	2.02 (6.43)**	0.64 (2.08)*	0.102	2.13 (7.57)**	-0.44 (-1.54)	6.31 (13.19)**	0.276
1982	746	0.15 (0.83)	0.51 (3.12)**	0.021	0.11 (0.65)	0.14 (0.92)	2.87 (10.31)**	0.143
1983	759	0.46 (1.97)*	1.24 (4.62)**	0.061	0.50 (2.25)*	0.39 (1.42)	3.39 (8.78)**	0.148
1984	766	0.17 (0.55)	0.83 (2.46)*	0.014	1.05 (3.40)**	-0.13 (-0.39)	4.59 (9.05)**	0.110
1985	802	0.06 (0.16)	0.83 (2.66)**	0.011	0.12 (0.34)	0.54 (1.76)	3.97 (5.92)**	0.053
1986	815	1.28 (2.05)*	1.11 (1.65)	0.016	1.34 (2.22)*	0.21 (0.32)	7.65 (7.74)**	0.084
1987	846	1.39 (2.66)**	1.18 (2.18)*	0.025	1.64 (3.21)**	0.13 (0.23)	7.02 (7.04)**	0.079
1988	942	0.69 (1.05)	5.82 (7.59)**	0.074	0.64 (1.04)	3.06 (3.98)**	10.67 (10.86)**	0.177
1989	1093	1.16 (2.00)*	2.77 (4.20)**	0.035	-0.50 (-0.88)	0.78 (1.20)	10.72 (10.63)**	0.125
1990	1290	13.65 (13.58)**	4.92 (3.62)**	0.203	10.91 (10.97)**	0.01 (0.01)	21.50 (10.96)**	0.271
1991	1427	4.72 (10.82)**	1.60 (2.93)**	0.136	3.92 (9.72)**	-1.01 (-1.93)	13.60 (16.55)**	0.275
1992	1530	2.20 (7.70)**	0.85 (2.72)**	0.082	2.46 (9.00)**	-0.48 (-1.52)	6.38 (12.41)**	0.166
1993	1610	-0.21 (-1.00)	0.51 (2.25)*	0.003	-0.23 (-1.13)	-0.14 (-0.61)	3.99 (8.59)**	0.047
1994	1645	0.06 (0.29)	1.49 (6.80)**	0.031	0.25 (1.37)	0.46 (2.08)*	6.67 (14.25)**	0.138
1995	1746	1.37 (10.50)**	0.47 (3.68)**	0.080	1.75 (13.48)**	-0.08 (-0.60)	3.38 (11.78)**	0.148
1996	1846	-1.16 (-5.87)**	1.94 (9.69)**	0.052	-0.50 (-2.53)*	1.26 (6.35)**	6.11 (13.14)**	0.133
1997	1974	2.17 (11.46)**	0.07 (0.42)	0.073	2.56 (14.25)**	-0.60 (-3.60)**	6.64 (16.38)**	0.184
1998	2097	0.82 (7.61)**	0.27 (2.58)**	0.073	0.94 (9.21)**	0.01 (0.10)	3.40 (15.67)**	0.171
1999	2198	0.59 (5.64)**	0.15 (1.44)	0.037	0.87 (8.54)**	-0.10 (-1.01)	4.41 (14.54)**	0.122
平均	1278.5	1.59 (3.99)	1.40 (3.55)	0.059	1.51 (4.70)	0.22 (0.46)	6.80 (11.29)	0.149

(注) 上段は各変数の係数、下段括弧内はその t 値を載せている。

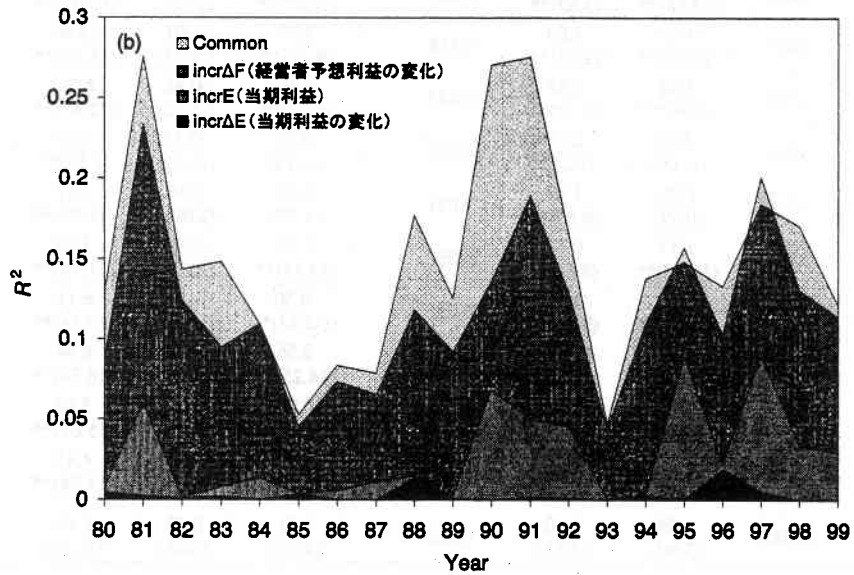
** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図 2

(a) R1モデルによる、当期利益と当期利益の変化の増分説明力



(b) R2モデルによる、当期利益、当期利益の変化、経営者予想利益の変化の増分説明力



(注) 各説明変数の増分説明力と Common が、順に積み重ねられており、合計でそのモデルの全 R^2 となっている。

表6 二元配置 ANOVA と多重比較 (リターンモデル増分説明力)

二元配置 ANOVA	パラメトリック ^a		ノンパラメトリック ^b	
	$F_{(2,38)}$	72.65**	$\chi^2_{(2)}$	25.9**
多重比較				
incr ΔF - incr E	0.0652**		31**	
incr ΔF - incr ΔE	0.0871**		23**	
incr E - incr ΔE	0.0219*		8	

^aパラメトリックな検定では、繰り返しの無い二元配置 ANOVA に、Tukey の多重比較法を用いている。

^bノンパラメトリックな検定では、Friedman の順位二元配置 ANOVA に、その多重比較法を用いている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意

表7 リターンモデルのパネル分析

	E	ΔE	ΔF	個別企業効果 ^a	年度効果 ^b	adj. R^2	観測値数
Pooled OLS	1.04 (10.90)**	-0.25 (-2.78)**	5.90 (28.27)**			0.076	25569
Pooled OLS with 年度効果	0.83 (10.66)**	0.03 (0.38)	4.97 (27.01)**		1259.9**	0.522	25569
Fixed Effects	1.08 (9.97)**	-0.32 (-3.22)**	5.70 (28.54)**	0.71		0.050	25569
Fixed Effects with 年度効果	0.86 (10.01)**	-0.03 (-0.39)	4.80 (28.87)**	1.06*	1222.8**	0.525	25569

^a個別企業効果は、Fixed Effects モデルを用いて推定されている。なおこの列の値は F 値である。

^b年度効果は、年次ダミー変数を用いて推定されている。なおこの列の値は F 値である。

(注) 上段は各変数の係数、下段括弧内はその t 値を載せている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

階の差分形式をとったモデルであるので、個別企業効果が実質的に除去されているためであると考えられる。一方、年次ダミーを用いた年度効果は、モデルの adj. R^2 を大きく向上させている(注17)。しかしながら、全体的な結果は、モデルの定式化にあまり影響されていない。経営者

予想利益の変化は、いずれの場合においても、最も高い係数値と t 値を示している。

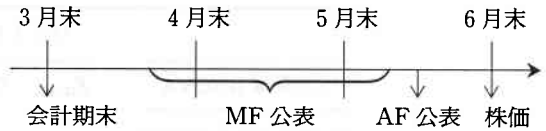
以上、本章における株価モデルとリターンモデル両方の結果は、Ohlson/RIV モデルが提示する、企業評価に関する三つの主要な会計変数、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の中

で、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、市場における企業評価に大きな影響を与えているということを、強く示していると考えられる(注18)。

5. 経営者予想がアナリスト予想に与える影響

5.1 アナリスト予想の価値関連性

前節では、Ohlson (1995) LIM における、他の情報 v を算定するために必要な予想利益として経営者予想利益を用いたが、予想利益としてアナリスト予想利益を用いることも可能である。そこで本節では、アナリスト予想利益の株価およびリターンとの価値関連性を、経営者予想利益の価値関連性と比較することとする。アナリスト予想利益としては、会社四季報夏季号(1979-1999年、東洋経済新報社)の予想を用いている。なお以下の時系列ラインで示されているように、会社四季報夏季号は毎年6月中旬に発行されており、それまでには、決算短信による経営者予想利益の公表は完了している。したがって、アナリスト予想利益の価値関連性は、経営者予想利益の価値関連性よりも高いことが予想される。



使用モデルは、P2 (株価モデル v 含む) と R2 (リターンモデル v 含む) であり、予想利益の変数 F_t として、それぞれ AF_t (アナリスト予想利益)、 MF_t (経営者予想利益) を用いた。

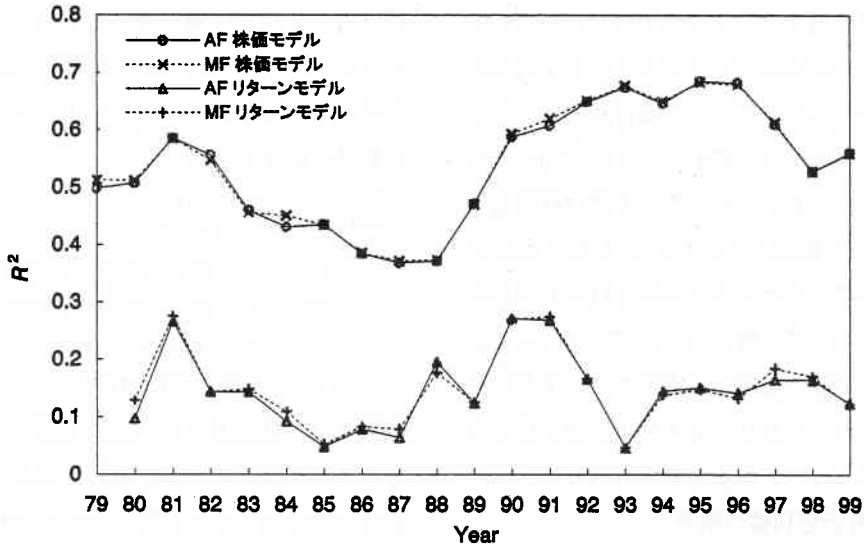
図3は、1979-1999年(リターンモデルに関しては1980-1999年)の年次クロスセクションの全 R^2 をグラフで表したものである。一見して分かるように、予想利益として、 AF_t (アナリスト予想利益) と、 MF_t (経営者予想利益) のどちらを用いても、株価モデル、リターンモデルともに、その説明力にほとんど差異は見られない。ちなみに AF_t (アナリスト予想利益) を用いた場合の説明力の平均は、株価モデルで0.538、リターンモデルで0.145であり、 MF_t (経営者予想利益) を用いた場合は、表2と表5にあるように、それぞれ0.540、0.149である。

次に、Non-nested (非入れ子型) モデル選択による、アナリストと経営者予想利益の優劣の比較を行うこととする。

(注17) これは、Francis and Schipper (1999) で報告されている、サンプル期間における、市場リターンのボラティリティの影響をコントロールする重要性を示唆しているのかもしれない。

(注18) 追加テストとして、当期利益、経営者予想利益の代わりに、経常利益、経営者予想経常利益を用いた検証も行った。結果は、株価モデル、リターンモデルともに、 R^2 に若干の改善が見られたが、全体的な結果に大きな変化はなく、経営者予想経常利益が最も高い価値関連性を示した。

図3 アナリスト予想利益と経営者予想利益の価値関連性比較



$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 AF_t + \alpha_4 YearDummy_{79-98} + \epsilon_t$$

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 B_t + \beta_2 E_t + \beta_3 MF_t + \beta_4 YearDummy_{79-98} + \epsilon_t$$

P2モデルに年次ダミーを加えた上のモデルを、パネル分析の Fixed Effects モデルによって推定する。検定方法としては、Davidson and MacKinnon J テストを用いている。結果は、

$$\hat{P}_t = \alpha_0 + 0.13B_t + 0.25E_t + 4.54AF_t \quad (2.86)**(1.37) \quad (4.16)**$$

$$+ 0.72\hat{P}_{MF_t} + \alpha_4 YearDummy_{79-98} \quad (10.64)** \quad adj. R^2 = 0.772 \quad (\text{括弧内は } t \text{ 値})$$

$$\hat{P}_t = \beta_0 + 0.32B_t + 0.79E_t + 11.69MF_t \quad (7.26)**(4.26)**(10.64)**$$

$$+ 0.29\hat{P}_{AF_t} + \beta_4 YearDummy_{79-98} \quad (4.16)** \quad adj. R^2 = 0.772 \quad (\text{括弧内は } t \text{ 値})$$

と、 \hat{P}_{MF_t} 、 \hat{P}_{AF_t} ともに1%水準で有意であり、モ

デルの優劣は、用いられたデータからでは判断できない。また、リターンモデルを用いたJテストの結果もこれと同様であった。

5.2 アナリスト予想の経営者予想からの乖離度

5.1節では予想に反して、アナリスト予想利益と経営者予想利益とは、その株価およびリターンとの価値関連性に優劣はみられなかった。そこで、アナリスト予想の経営者予想利益からの乖離度を、以下のスケールを用いて調査を行った。

$$AF \text{ 乖離度} = \frac{AF_t - MF_t}{P_t}$$

AF_t : t+1期の一株当たり利益に関するアナリスト予想

MF_t : t+1期の一株当たり利益に関する経営者予想

P_t : t期6月末の株価

表8は、アナリスト予想利益の経営者予想利益からの乖離度を集計したものである。1979-1999年間延べ27,939個のアナリスト予想利益のうち、81.5%にあたる、実に22,780個の予想が経営者予想利益と同一である。また、同一でない場合においても、アナリスト予想は経営者予想からあまり乖離していないことがうかがえる。ちなみに、アナリスト予想と経営者予想利益のピアソン相関係数は、0.995であった。このように、経営者予想は、アナリストの予想に大きな影響を与えており、アナリストが予想を行う際の基礎となっていると考えられる。

5.3 経営者予想利益の精度

経営者は、外部の者には入手可能でない内部情報にアクセス可能であり、それ故に、アナリストよりも企業の将来業績の見通しに関して情報優位な立場にあるといえる。したがって、もし経営者の予想が比較的正確な情報であるならば、アナリストはその情報を重視すると考えられる。5.2節では、アナリストがその予想を公表する際に、80%以上の場合において、経営者の公表した予想利益をそのまま用いているとい

表8 アナリスト予想利益の経営者予想利益からの乖離度

乖離度	観測値数	%
2%以上	263	0.9%
1-2%	255	0.9%
0-1%	2480	8.9%
0%	22780	81.5%
-1-0%	1998	7.2%
-2--1%	101	0.4%
-2%以下	62	0.2%
合計	27939	100.0%

うことが分かった。このことは、アナリストが、経営者の予想を信頼のおける情報とみなしているということを示しているのかもしれない。

そこで、以下のスケールを用いて、経営者予想利益の精度を調査した。

$$\text{MF 誤差} = \frac{E_{t+1} - MF_t}{P_t}$$

E_{t+1} : t+1期の一株当たり利益

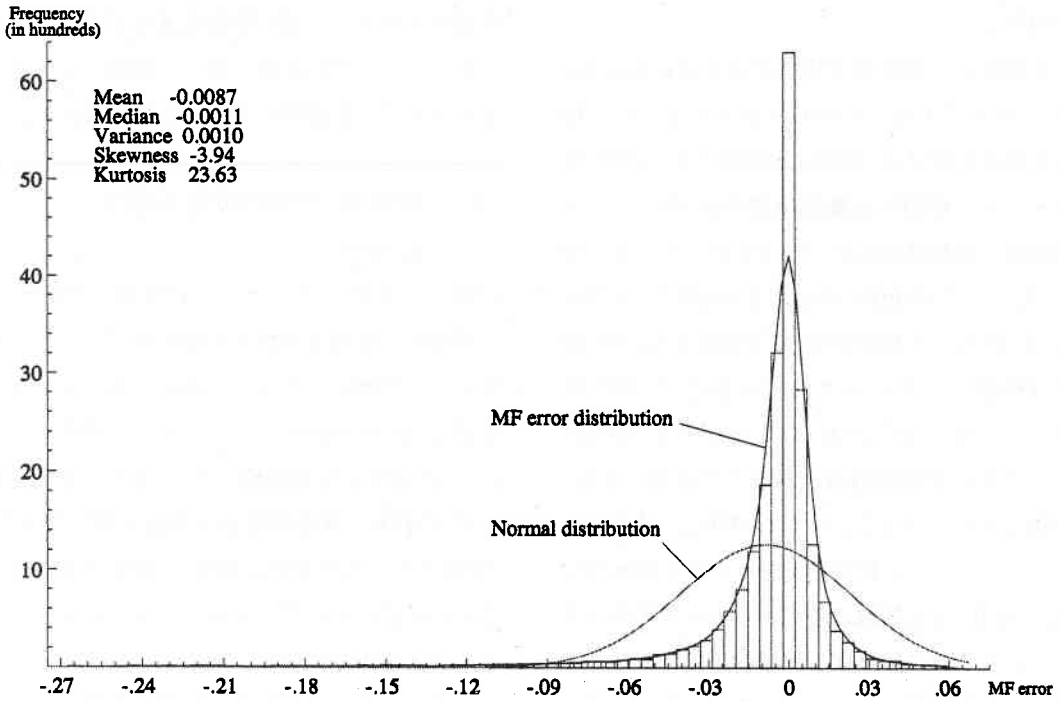
MF_t : t+1期の一株当たり利益に関する
経営者予想

P_t : t期6月末の株価

図4は、経営者予想利益の実際利益との誤差をヒストグラムで表し、それに分布を当てはめたものである。また比較のために正規分布を重ね合わせてある。経営者誤差の記述統計量は、平均-0.0087、中央値-0.0010、分散0.0010、歪度-3.94、尖度23.63である。

平均、中央値がマイナスであることから分かるように、経営者予想は若干 Optimistic なようである。そこで経営者予想の Optimism を統計的に検証してみる。第一に、経営者誤差の平均が0であるという仮説検定を行った。観測値数が非常に大きいので、中心極限定理を用いてt検定が行える。結果は、 $t_{(25672)} = -43.93$ と仮説は1%水準で棄却された。次に中央値に関する検定として、経営者誤差がプラスの観測値数とマイナスの観測値数は等しいといという仮説検定を、経営者誤差0の観測値を除いた χ^2 適合度検定を用いて行った。結果は、 $\chi^2_{(1)} = 484.6$ とこの仮説も1%水準で棄却された。このように経営者予想は、統計的に有意に Optimistic なようである。

図4 経営者予想利益誤差の分布



(注) 2000年3月決算期の当期利益データを所有していないので、1999年公表の経営者予想利益は、除外されている。したがって観測値数は25,673である。また分布の極値上下1%を図上では削除している。

次に経営者予想誤差の分布の形状についてみる。正規分布と比較して分かるように、分布の裾が左に大きく伸びており、そしてゼロ付近で非常に尖った形をしている。このことは、分布の対象性を表す3次の中心積率である歪度が、-3.94と負の値をとっており、また分布の尖り度を示す4次の中心積率の尖度が、23.63と、正規分布の3と比較して非常に高い値を示していることに表れている。経営者予想誤差分布の正規性検定は、Jarque-Beraテストで $\chi^2_{(2)} = 511208.5$ 、ノンパラメトリックなLillieforsテストで $d_{(25673)} = 0.242$ (1%臨界値=1.031/

$\sqrt{25673} = 0.0064$)と、正規分布に従うという仮説は棄却される(注19)。

経営者予想誤差分布の全体的な特徴としては、Leptokurtic分布と呼ばれる、リターンのジャンプ過程と整合する分布に近似していると思われる(Kritzman 1994)。つまり、予想誤差は中心付近に多く集まっているが、またそれと同時に極端な誤差も多く存在するというものである。ただしその極端な誤差は、分布の左側に非常に多い。これは、Basu (1997) の定義する、会計の保守主義による利益の特性と一致しているが、果たしてそれが本当の原因であるかどうか

かは、この分布からだけでは明らかでない(注20)。

全体的に、経営者予想誤差はその分布が Leptokurtic であることから分かるように、極端な誤差を除けば、誤差は比較的小さい。MF 誤差 $\pm 1\%$ の範囲に全観測値数の 64.6%、 $\pm 2\%$ の範囲に全観測値数 80.4% が集中している。例えば、すべての企業の株価は 1,000 円で、予想利益は一株当たり 100 円であると仮定する。MF 誤差は株価でスケールされているので、MF 誤差 $\pm 2\%$ は、 ± 20 円である。したがって、80% 以上の企業の実際利益は一株当たり 80 円～120 円の間にあるということになる(注21)。

以上のように、経営者予想は、若干 Optimistic であり、また極端に予想から外れる場合があるということを除けば、比較的正確でありその精度はかなり高いものと思われる。そしてこの

ことが、経営者予想利益が、株式市場において、株価やリターンと高い価値関連性を示し、またアナリストが予想を行う際の、基礎となっているということを説明していると考えられる。

6. 経営者予想の投資指標としての有用性

最後に、経営者予想の投資指標としての有用性について検証してみる。検証方法としては、最初に、1979-1999 年までの各年 6 月末時点において、代表的な投資指標である PER、PBR に加えて PMFR (株価経営者予想収益率)、PAFR (株価アナリスト予想収益率) を算定する。そしてその高低によって、1 から 5 までの五つのポートフォリオを作成し、高倍率企業 (ポートフォリオ 1) をカラ売りし、低倍率企業 (ポート

(注19) Jarque-Bera テストは、歪度と尖度との正規分布からの乖離を同時に検証するテストである。Lilliefors テストは、母集団の平均と分散が未知の場合における Kolmogorov-Smirnov テストの応用で、分布の累積確率を、正規分布の累積確率と比較している。Jarque-Bera テストについては、Greene (2000)、Lilliefors テストについては、Dudewicz and Mishra (1988) を参照されたい。

(注20) Basu (1997) では、会計利益は、保守主義によって、Good News よりも Bad News をより迅速に反映するとしている。そして、固定資産の残存耐用年数の見積もり変更に関する以下の例を挙げている。取得原価主義会計の下では、残存耐用年数の見積もりが長くなった場合 (Good News) には、当期において利益を一度に認識せず、新しい耐用年数の見積もり期間にわたって償却費を減額するという会計処理が行われる。一方、残存耐用年数の見積もりが短くなった場合 (Bad News) には、実務上では、当期において資産の減損として、見積もり変更による損失を一括償却するという会計処理が行われる。

(注21) 予想利益としては、経営者予想利益 (MF)、アナリスト予想利益 (AF) のほかに、次期の利益は今期の利益と等しいとみなすナイーブな予想 (Random Walk : RW) が考えられる。そこで、RW、MF、AF の 3 予想について、実際利益を用いてその精度を比較してみた。RW 誤差、MF 誤差、AF 誤差は、 $\pm 1\%$ の範囲に、それぞれ全観測値数の 57.9%、64.6%、64.8%、 $\pm 2\%$ の範囲に、75.7%、80.4%、80.7%、 $\pm 3\%$ の範囲に 83.0%、86.9%、87.1% が集中していた。このように、経営者予想利益は、今期の利益をもって次期の利益とみなすナイーブな予想利益よりも精度が高い。また経営者予想利益とアナリスト予想利益では、若干アナリストの予想のほうが正確なようである。

フォリオ5) をカラ買いするという戦略で、指定の月数間保有すれば、どれくらいの超過リターンが得られるかを検証している。検証期間としては、本決算期末の3月末までの9カ月とする。これは、早い企業では4月中旬には実際利益とその翌期の予想の公表を決算短信により公表しているため、これらの情報がリターンに与える影響を除去するためである。そしてこの投資戦略を、それぞれの投資指標に基づいてP/MF、P/AF、P/B、P/E戦略と呼ぶことにする。

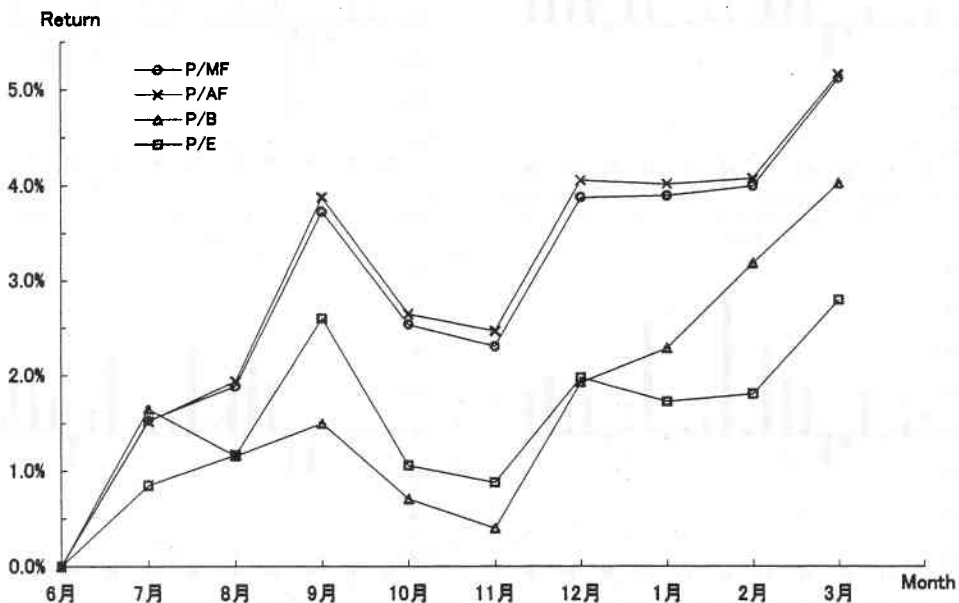
図5は、これら四つの戦略によるリターンの、1979-1999年の21年間の平均である。予想利益に基づくP/MF、P/AF戦略は、P/BやP/E戦略よりも高いリターンを獲得していることがうかがえる。またP/MF戦略と、P/AF戦略とはほとんど差が見られない。これは、アナリスト

予想の80%以上が、経営者予想をそのまま用いたものであることを考慮すれば不思議ではない。このように、経営者予想には、投資指標としての実際的有用性があるように思われる。

しかしながら、図5は、21年間のリターンの平均であり、実際には、年度によりかなりばらつきがある。また9月末以降には、中間決算に伴う決算短信の発表と同時に、本決算に関する経営者の新たな予想利益が公表される。したがって、P/MF戦略の有用性は、実質上は、9月末までの3カ月間であると考えられる。そこで、各年9月末時点における超過リターンをグラフで表したものが、図6である。

図6からも分かるように、年度によりリターンにかなりバラツキがある。例えば、P/MF戦略では、最高リターンは、89年の16.5%であり、

図5 P/MF、P/AF、P/B、P/E戦略による超過リターン：1979-1999年平均

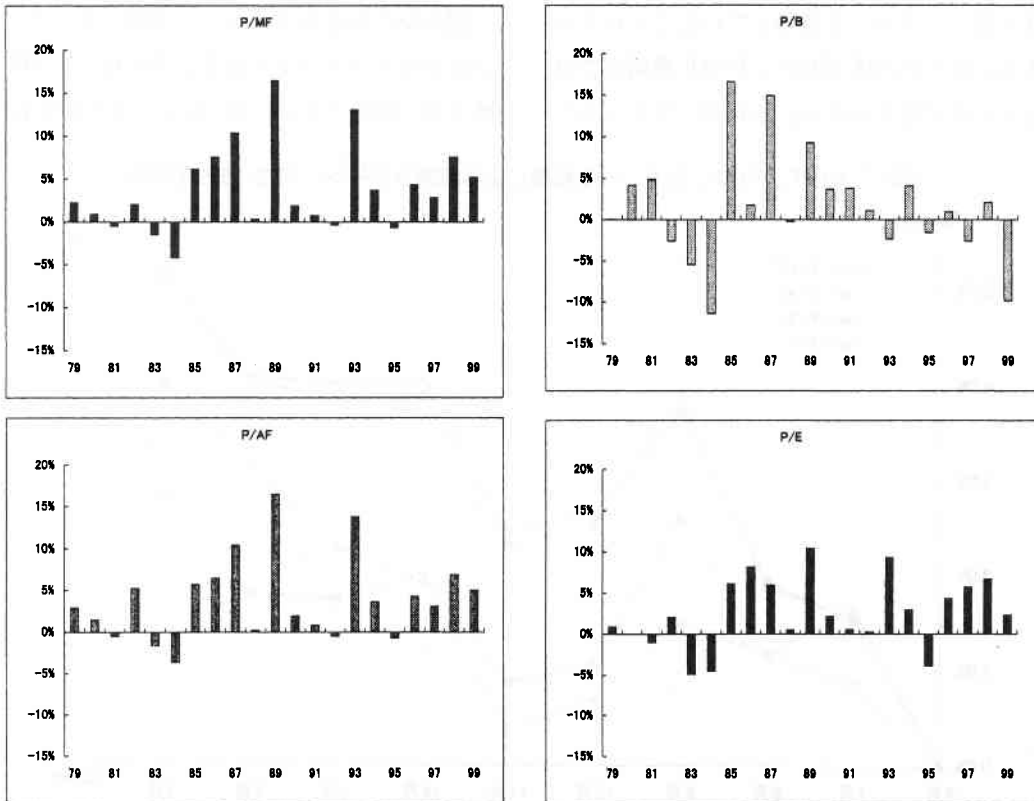


最低リターンは84年の-4.2%となっている。しかしながら、全体的には、P/MFとP/AF戦略は他の戦略と比べて、大きくマイナスのリターンをとることが少なく比較的コンスタントにプラスのリターンを獲得しているといえる。

この結果の解釈は、非常に困難である。第4、5章の結果から、経営者予想は、株価やリターンとの価値関連性が高く、またアナリストの予想の基礎となっていることが分かった。これは、経営者予想情報が、6月末には、市場に十分に伝わっているということを示していると考えら

れる。それにもかかわらず、その後短期間（3カ月間）で平均4%近くものリターンが観察されるのは意外である。株価の経営者予想情報の織り込みが、6月末ではまだ十分ではないのかもしれない。また先にも述べたが、経営者予想の公表される決算短信は、早くは4月中旬から、そしてほとんどの企業は5月の第4週までには発表を終了している。したがって、公表後短期間のうちにPMFRに基づいた投資戦略を行えば、さらなる超過リターンが得られるかもしれない。

図6 9月末時点におけるP/MF、P/AF、P/B、P/E戦略による超過リターン：1979-1999年



7. 結論

本稿では、最初に、わが国における過去21年間の、株主資本簿価、当期利益および経営者予想利益の価値関連性を、Ohlson (1995, 2001) のフレームワークに基づいて検証している。主要な結果は、次のようである。(i) 経営者予想利益は、株価との相関が最も高い、(ii) 経営者予想利益を変数としてモデルに追加すると、当期利益の増分説明能力は著しく減少し、ほとんど価値関連性を持たない、(iii) 経営者予想利益の増分説明力は、株主資本簿価および当期利益の増分説明力よりも有意に大きい、(iv) リターンモデルを用いた結果も同様である。これらの結果から、Ohlson/RIV モデルが提示する、企業評価に関する三つの主要な会計数値、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の中で、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、市場における企業評価に大きなインパクトを与えているといえるであろう。

次に、経営者予想利益の代わりに、その公表後に発表されるアナリスト予想利益を用いて、株価並びにリターンとの価値関連性を検証している。結果は、経営者予想利益とアナリスト予想利益とでは、その価値関連性にほとんど差が見られなかった。そこで、アナリスト予想利益と経営者予想利益との差異を調べたところ、アナリスト予想の実に80%以上が、経営者予想と同じであった。この説明としては、アナリストが経営者予想を信頼のおける情報であるとみな

しているということが考えられる。そこで、経営者予想利益の精度を、実際利益との誤差を用いて調査したところ、経営者予想利益は、若干 Optimistic であり、また予想から極端に外れる場合があるものの、全体的にはゼロ付近に非常に多く集中しており、かなり精度の高い予想であるということが分かった。そしてこのことが、経営者予想利益が、株式市場において、高い価値関連性を示し、またアナリストの予想に大きな影響を与えているということを説明していると考えられる。

最後に、経営者予想の投資指標としての有用性を調査している。PER、PBR といった代表的な投資指標に加えて、PMFR (株価経営者予想収益率) の高低による投資戦略を実施したところ、PMFR に基づく戦略が最も高い超過リターンを獲得した。

本稿の結果から、経営者予想は、市場における企業評価やアナリストの予想に大きな影響を与え、また投資指標としても優れたものであるということが分かった。このように、わが国独自の財務情報開示である、証券取引所の要請に基づく経営者予想開示制度は、有効に機能していると考えられる。その半面、過去の経済事象の要約としての当期利益情報は、将来の事象における期待が企業価値を決定する傾向のある証券市場においては、その価値は非常に限られたものであるのかもしれない。

(本稿は投稿原稿を採用したものです)

謝辞

決算短信データを提供して下さった神戸大学須田一幸教授、並びにそのデータ収集を手伝ってくれた姉の大城容史子に対して、ここに感謝致します。

References

- 後藤雅敏 [1997] 『会計と予測情報』中央経済社。
 永田 靖・吉田道弘 [1997] 『統計的多重比較法の基礎』サイエンティスト社。
- Barth, M. (2000). "Valuation-based accounting research: Implications for financial reporting and opportunities for future research." *Accounting and Finance* 40 (March): 7-31.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman. (2001). "The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: Another view." *Journal of Accounting and Economics* 31 (September): 77-104.
- Basu, S. (1997). "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings." *Journal of Accounting and Economics* 24 (December): 3-37.
- Blaconiere, W., M. Johnson, and M. Johnson. (2000). "Market valuation and deregulation of electric utilities." *Journal of Accounting and Economics* 29 (April): 231-260.
- Brown, S., K. Lo, and T. Lys. (1999). "Use of R^2 in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades." *Journal of Accounting and Economics* 28 (December): 83-115.
- Collins, D., E. Maydew, and I. Weiss. (1997). "Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years." *Journal of Accounting and Economics* 24 (December): 39-67.
- Conroy, R., R. Harris, and Y. Park. (1998). "Fundamental information and share prices in Japan: Evidence from earnings surprises and management predictions." *International Journal of Forecasting* 14 (June): 227-244.
- Conroy, R., K. Eades, and T. Harris. (2000). "A test of the relative pricing effects of dividends and earnings: Evidence from simultaneous announcements in Japan." *The Journal of Finance* 55 (June): 1199-1227.
- Darrrough, M., and T. Harris. (1991). "Do management forecasts of earnings affect stock prices in Japan?" in *Japanese Financial Market Research*, Amsterdam: North Holland.
- 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.
- Dudewicz, E., and S. Mishra. (1988). *Modern mathematical statistics*. John Wiley & Sons, Inc.
- Easton, P. (1999). "Security returns and the value relevance of accounting data." *Accounting Horizons* 13 (December): 399-412.
- Easton, P., P. Shroff, and G. Taylor. (2000). "Permanent and transitory earnings, accounting recording lag, and the earnings coefficient." *Review of Accounting Studies* 5 (December): 281-300.
- Easton, P., and G. Sommers. (2000). "Scale and scale effects in market-based accounting research." Working paper, The Ohio State University.
- 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* 37 (Autumn): 293-317.
- Francis, J., and K. Schipper. (1999). "Have financial statements lost their relevance?"

- Journal of Accounting Research* 37 (Autumn) : 319-352.
- Greene, W. (2000). *Econometric analysis*. 4th ed. The MIT Press.
- Hand, J. (2001). "Discussion of earnings, book values, and dividends in equity valuation : An empirical perspective." *Contemporary Accounting Research* 18 (Spring) : 121-130.
- Harris, T., M. Lang, and H. Möller. (1994). "The value relevance of German accounting measures : An empirical analysis." *Journal of Accounting Research* 32 (Autumn) : 187-209.
- Holthausen, R. and R. Watts. (2001), "The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting." *Journal of Accounting and Economics* 31 (September) : 3-75.
- Kennedy, P. (1998). *A guide to econometrics*. 4th ed. The MIT Press.
- King, R., and J. Langli. (1998). "Accounting diversity and firm valuation." *The International Journal of Accounting* 33 (January) : 529-567.
- Kritzman, M. (1994). "What practitioners need to know... : About higher moments." *Financial Analysts Journal* 50 (September-October) : 10-17.
- Kothari, S., and J. Zimmerman. (1995). "Price and return models." *Journal of Accounting and Economics* 20 (September) : 155-192.
- Lev, B., and P. Zarowin. (1999). "The boundaries of financial reporting and how to extend them." *Journal of Accounting Research* 37 (Autumn) : 353-385.
- Lo, K., and T. Lys. (2000). "The Ohlson model : Contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications." *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 15 (Summer) : 337-367.
- Maddala, G. (1992). *Introduction to econometrics*. 2nd ed. Prentice Hall.
- Nwaeze, E. (1998). "Regulation and the valuation relevance of book value and earnings : Evidence from the United States." *Contemporary Accounting Research* 15 (Winter) : 547-573.
- Ohlson, J. (1995). "Earnings, book values and dividends in equity valuation." *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring) : 661-687.
- Ohlson, J. (2001). "Earnings, book values, and dividends in equity valuation : An empirical perspective." *Contemporary Accounting Research* 18 (Spring) : 107-120.
- Ota, K. (2001a). "The impact of valuation models on value-relevance studies in accounting : A review of theory and evidence." Working paper (downloadable from SSRN), The Australian National University.
- Ota, K. (2001b), "The value-relevance of book value, current earnings, and management forecasts of earnings." Working paper (downloadable from SSRN), The Australian National University.
- Siegel, S., and J. Castellan. (1988). *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*. 2nd ed. McGraw-Hill.
- Theil, H. (1971). *Principles of econometrics*. John Wiley & Sons, Inc.