

会計情報と財務

伊藤 邦雄

1. はじめに

「企業業績は株価形成の基本的な要因である」とよくいわれる。ここでは企業業績が株価に影響を与えることが、暗黙のうちに認められている。「業績」という言葉は必ずしも明確な概念をもつものではないが、一般には企業の利益あるいは利益を基礎とした収益力を意味するものと解されている。そうした利益は制度的に確立した会計基準にしたがって算定されており、また収益力も会計基準にしたがって計算された会計数値によって判断されるのが一般である。要するに、企業業績は会計情報によって表わされ、したがって会計情報は株価形成の基本的要因であると広く考えられているのである。

しかし実は、企業の利益情報に代表される会計情報と企業の財務活動に影響を与える株価との関係は、あまりハッキリしていないのである。そこで本稿では、そもそも会計情報が株価に影響を与えるのか否か、そしてもし与えたとすれば、会計情報がいかなる特性を備えているときに影響を与えるのか、といった問題を検討することにした。

2. 会計情報と透視仮説

会計情報は一般に少なくとも二つの特徴をもっている。いずれの特徴も会計方法の選択の自由から起

因している。すなわち企業は1つの会計処理に当って、複数の処理法（たとえば減価償却であれば定額法、定率法、級数法など）の中からみずからの判断にもとづき自由に1つの処理法（たとえば定額法）を選択することができ、かつ正当な理由があれば、いちど選択した処理法をその後変更することができる（たとえば定額法→定率法）。したがって企業相互間で、また期間相互間で会計処理法が異なっている可能性が高い。わが国では特に期間的に会計処理法を変更するケースが多い。

では投資家はこうした会計処理法の企業間差異や期間差異による会計数値の違いを認識せずに会計情報に対して機械的に反応するのだろうか。いいかえれば、単なる会計数値の違いを超えて、その背後にある経済的実体を「見透かす」ことができるのだろうか。

これは証券市場の効率性を検証することに他ならず、また具体的にはそれを構成する透視仮説を検証することである。こうした検証は主として2つの領域から成る。1つは会計処理法の変更による会計数値の変更に対する株価の反応の調査であり、いま1つは会計処理法の企業間差異にもとづく会計数値の差異に対する株価の反応の調査である。

いずれの調査もわが国ではほとんど例がないが、米国では対照的に従来から多数の蓄積があり、また結果もおおむね首尾一貫している。以下では紙幅の関係から、第1の領域から代表的な米

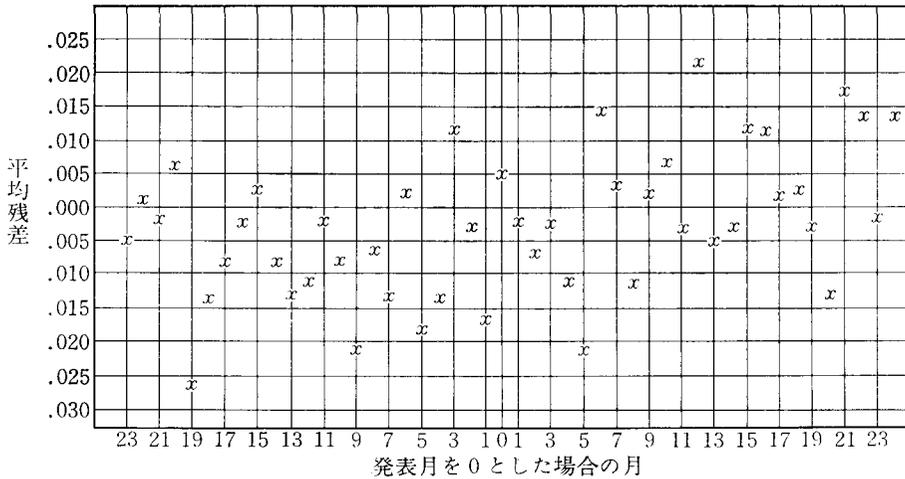


図1 減価償却法の変更と平均残高

国の実証結果をつ紹介することにする。

会計処理法と株価との関係を実証した先駆的業績は Archibald [1972] である。彼は1950年から1967年までのあいだに減価償却法を定額法から加速償却法に変更し（ただし税務上は変更せず）65の企業を対象とした。当該変更後の利益増加率の中位値（ただし利益をあげている60の企業のうち）は8.64%であった。調査に当っては株価への市場要因の影響をとり除くために Sharpe の市場モデル（後出(7)式）を用いて、平均残差（平均異常収益ともいい、(7)式の μ で表わされる）をそうした変更を発表した月の前後23カ月をとって跡づけた。

結果は図1のようであった。この結果で最も重要な事実、会計処理法の変更発表前は概して下落傾向を示していた株価が発表と同時に回復したものの、その後数カ月にわたり再び株価に有意な下落傾向がみられることである。株価は報告利益の上昇に機械的には反応しなかったのである。それどころか、市場はこうした変更に対して負の評価を与えているともいえるのである。

3. 利益情報の特性と株価

会計処理法の単なる変更による利益データの修正は株価に対して影響を与えないとすれば、では

いかなる特性を備えた利益データが株価に影響を与えるのであろうか。あるいは利益データがいかなる条件を満たしていれば、均衡が崩れて株価が上方に移動するのであろうか。

均衡が崩れるということは、発信された利益データによって投資家の事前に形成された期待や確信がゆらぎ、新たにそれらが形成し直されることを意味する。では投資家はどのように利益を予測しているのであろうか。もちろん、そうした利益予測方式は投資家のあいだでバラツキがあるであろうし、またそれを観察することは不可能である。むしろ重要なことは、市場レベルで最も現実妥当性の高い利益予測モデルを発見することである。そうした利益予測モデルとして種々のものが提唱されてきたが、実証のフィルターを通過してお高い支持を得ているものは少ない。そのうち代表的なのが、(i)ランダム・ウォーク・モデル、(ii)ランダム・ウォーク・ドリフト・モデル、そして、(iii)市場モデルである。

ランダム・ウォーク・モデルは利益の時系列がマーティンゲイル過程にしたがうとみなしたもので、(1)の回帰式のもとに(2)のような予測を行なうものである。

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$E(X_t) = X_{t-1} \quad (2)$$

ただし X_t は t 期における実績利益, $E(X_t)$ は t 期における期待利益, ε は誤差項.

ランダム・ウォーク・ドリフト・モデルは利益の時系列がサブマーティンゲイル過程にしたがうとみなしたもので, (3)の回帰式のもとに(4)のような予測を行なうものである.

$$X_t = X_{t-1} + \delta + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$E(X_t) = X_{t-1} + \delta \quad (4)$$

ただし δ はパラメータ (ドリフト項).

市場モデルは株式投資収益率に関する市場モデルを利用したもので, (5)の回帰式のもとに(6)のような予測を行なうものである.

$$X_t = a + b X_{mt} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$E(X_t) = a + b X_{mt} \quad (6)$$

ただし X_{mt} は t 期における利益の市場インデックス, a と b はパラメータ.

利益情報が株価の基礎になっていると仮定すれば, 株価は利益の期待値にもとづいて形成されていると考えることができる. したがってこうした利益予測モデルを前提とした場合, 投資家の意思決定に影響を与え, 株価の均衡を崩すと期待されるルートは2つある. 第1は ε で表わされる残差 ($X_t - E(X_t)$) を生み出すこと, 第2はパラメータを変えることである. ここでは第1のルートだけを検討しよう.

第1のルートは残差の方向によって情報内容が異なる. 残差が正のときは, それは“良い”ニュースになるが, 負のときは“悪い”ニュースになる. すなわち前者は利益の質を高めることによって株価を上方に移動させることが期待されるが, 後者は利益の質を低めることによって逆に株価を下方に移動させることが予想される. ただ, そうした株価の変動はその全部が当該ニュースに対応するのではなく, 市場要因の影響を除いた部分に対応するのである. すなわち下に示す Sharpe の市場モデルにおける投資収益 μ が当該ニュースに対応するのである.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \mu_{it} \quad (7)$$

ただし R_{it} は証券 i の t 期における株式投資収益, R_{mt} は t 期における市場ポートフォリオ (榊原論文参照) の投資収益である. $\alpha_i + \beta_i R_{mt}$ がシステムティックな投資収益であり, μ_{it} が企業に固有の要因によるアンシステムティックな投資収益である.

このように ε と μ とのあいだには理論的な対応関係が期待されるのであるが, 重要なことは, 両者は方向の面だけでなく大きさ (変動率) の面でも対応関係があることが十分に実証されていることである.

4. 会計情報と β 値

伝統的に株価は企業の将来キャッシュ・フローの流列を資本コストによって割引くことによって求められるとされてきた. いいかえれば, 資本コストは株価を決定する重要な要素と考えられるのである. では投資家にとって資本コストとは何なのであろうか. 彼らは資本コストを計算するさいに, いかなる会計情報を必要としているのであろうか. これらの疑問に答えるためには, 投資家をとる投資戦略を明らかにする必要がある. 投資戦略のタイプによって, 答えが異なってくるからである.

そうした投資戦略を考えるに当たっては, 今日多くの証券関係者によって受け容れられ, 財務論において通説となっているポートフォリ理論が有力な手がかりを与えてくれる. ポートフォリ理論のエッセンスを理解するためには, 市場モデルを用いるのが手取り早いであろう. 一般にポートフォリオの証券収益は次のように表わせる.

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (8)$$

ただし R_{pt} は t 時点における当該証券ポートフォリオの投資収益, R_{mt} は t 時点における市場ポートフォリオの投資収益である. また, $E(\varepsilon_p) = 0$ であり, ε_p と R_{mt} とは互いに独立であるとする. 投資家にとっての関心は, 当該ポートフォリオの収益の期待値とリスクである. それぞれ次のよう

に表わせる。

$$E(R_p) = \alpha_p + \beta_p E(R_m) \quad (9)$$

$$\sigma^2(R_p) = 1/N^2 \sum \sigma^2(\varepsilon_p) + \beta_p^2 \sigma^2(R_m) \quad (10)$$

ただし N はポートフォリオを構成する証券の数, $\alpha_p = \sum w_i \alpha_i$ (w_i はポートフォリオのうち証券 i に投資された割合), $\beta_p = \sum w_i \beta_i$, $\beta_i = \text{cov}(R_i, R_m) / \sigma^2(R_m)$ である。以上からポートフォリオのリスクを決定するさいに投資家が必要とする個別証券に関する情報は ε_i と β_i ということになる。

ではポートフォリオを構成する証券数を増やし、十分に分散化したとしたら、どうであろうか。(10)における $1/N^2 \approx 0$ となり、したがって $\sigma^2(R_p) \approx \beta_p^2 \sigma^2(R_m)$ となる。すなわちリスクの主要な決定因子は β_p であり、その計算の基礎となる β_i ということになる。いいかえれば、十分に分散化することによって、企業に固有のアンシステムティック・リスクが互いに相殺されて無視しうるほど小さくなり、システムティック・リスクだけが残るのである。

以上より企業のリスクにもとづく資本コストの主要な決定因子であり、かつポートフォリオを組むさいにコントロールしうるのは β_p であり、またその計算の基礎となる β_i であることが明らかになった。

そこで次に、いかなる会計情報が β と強い相関をもつか、あるいはいかなる会計情報が β を予測するうえで有用なのかという点が明らかにされなければならない。この点の実証を行なった研究はわが国ではきわめて少ないのに対し、米国ではより多くの研究の積み重ねがあり、かなり一貫した結果が得られているので、ここでは米国の結果を検討することにしよう。

Ball & Brown [1969] は1946年から1966年までのニューヨーク証券取引所上場の261の企業を対象とした。そして各企業はついで証券市場で決定される β (市場 β) の推定値と会計 β の推定値とのスピアマン順位相関係数を計測した。ここで会計 β とは、その企業の利益と利益の市場インデッ

クス (市場における他のすべての企業の利益の平均) との共変動を表わすものである。会計 β は営業利益、純利益、1株当たり利益のそれぞれ (絶対値と2時点間の第1階差) について推定された。その結果 (第1階差) は、営業利益0.64, 純利益0.58, 1株当たり利益0.59であった。いずれも有意な高い相関を示していることに注意されたい。このことは会計 β が市場 β の35~40%を説明することができ、市場 β を予測するための「より良い指標」であることを示唆している。

Ball & Brown の研究は、市場 β と会計 β の相関を個別証券のレベルで行なった点に特徴がある。そこでこうした検証をポートフォリオ (5証券から構成) のレベルにも拡張するとともに、会計 β のみならず他の会計指標についても市場 β との相関を調べたものとして Beaver, Kettler & Scholes [1970] がある。会計 β 以外の指標は、利益の変動性 (株価利益率の標準偏差), 配当性向, レバレッジ, 企業成長 (純資産の変化率), 企業規模 (総資産), 流動性 (流動比率) である。調査対象は1947年から1965年までのあいだにニューヨーク証券取引所に上場されている企業307社である。また対象期間を前後2つに分けて計測した。それぞれの市場 β との順位相関係数は表1のようであった。

Beaver & Manegold [1975] は、対象期間を変え (1951年から1969年), 会計 β を複数の変数 (経常利益/総資本, 経常利益/自己資本, 経常利益/株価) を用いて計算するとともに、ポートフォリオを構成する証券の数を10証券にまで増やして計測した。各会計 β と市場 β とのスピアマン順位相関係数は表2のようであった。

以上から興味深いいくつかの事実を発見できる。第1に、各会計指標と市場 β との相関はポートフォリオを構成する証券数を増やすことによって総じてはるかに高くなること。第2に、市場 β との相関は利益変動性が最も高く、次に会計 β が高いこと。第3に、会計 β の中でも経常利益/株

表 1 市場βと会計変数の相関関係

	1947～1956年		1957～1965年	
	個別証券 レベル	ポートフォ リオ・レベル	個別証券 レベル	ポートフォ リオ・レベル
利益変動性	0.66	0.90	0.45	0.82
配当性向	-0.49	-0.79	-0.29	-0.50
会計ベータ値	0.44	0.68	0.23	0.46
レバレッジ	0.23	0.41	0.22	0.48
資産成長	0.27	0.56	0.01	0.02
資産規模	-0.06	-0.09	-0.16	-0.30
流動性	-0.13	-0.35	0.05	0.04

価によって計算したものが市場βと最も高い相関をもっていること。第4に、投資家がポートフォリオ理論にしたがって10証券以上から成るポートフォリオを組む場合、利益変動性と会計βは市場βときわめて高い相関を示し、したがってそうした会計情報は市場βの予測に有用であること。

もちろん、これらの実証結果は会計指標と市場βとの相関関係を示しているだけで、両者のあいだに因果関係があることを必ずしも意味しない。しかし、とりわけ利益変動性と会計βはその高い相関関係からして、それらと資本コストとのあいだに因果関係を推定してもあながち誤りとはいえないであろう。

5. むすび

以上から会計情報と株価とのリンケージがかなり明確になったように思われる。一言でいえば、会計情報の株価に対する影響あるいは有効性は、種々の要素や条件に依存しており、したがって両者のリンケージはそうした要素や条件に規定された多様でダイナミックな性質をもつということである。本稿はそうした要素や条件を明らかにしようとしたものである。

表 2 会計βと市場βの相関関係：全期間

会 計 β	個別証券	ポートフ	ポートフ
		オリオa (5証券)	オリオb (10証券)
経常利益／総資本	0.38	0.64	0.79
経常利益／自己資本	0.39	0.66	0.71
経常利益／株価	0.45	0.73	0.85

参 考 文 献

- [1] 青山 護「会計情報と投資家行動」, ビジネス・レビュー (一橋大学), 1985年9月
- [2] Archibald, T. R., "Stock Market Reaction to the Depreciation Switch-Back," *Accounting Review*, Jan. 1972
- [3] Ball, R. & Brown, P., "Portfolio Theory and Accounting," *Journal of Accounting Research*, Autumn 1969
- [4] Beaver, W. H., *Financial Reporting*, Prentice-Hall, 1981 (伊藤邦雄訳『財務報告革命』, 白桃書房, 近刊)
- [5] Beaver, W. H., Kettler, P. & Scholes, M., "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures," *Accounting Review*, October 1970
- [6] Beaver, W. H. & Manegold, J., "The Association Between Market-Determined and Accounting-Determined Measures of Systematic Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1975
- [7] Itoh, K., "Accounting Standard Setting and Its Economic Consequences," *Hitotsubashi Journal of Commerce and Management*, Oct. 1982
- [8] 若杉敬明編著『会計情報と資本市場』, ビジネス教育出版社, 1984年
- [9] 若杉敬明「会計情報と効率的市場」, 企業会計, 1978年2月