

# 産業効果モデルの適合性

## Fitness of the Industry Effect Model

(2002年3月29日受理)

橋本和久

Kazuhisa Hashimoto

Key words : 会計情報, 産業効果モデル, 残差分析

### I. はじめに

1987年11月にSFAS第95号『キャッシュ・フロー計算書』が設定されて以来, 多くの国でキャッシュ・フロー計算書が制度化されてきた。わが国においても, 1998年3月に『連結キャッシュ・フロー計算書等の作成基準の設定に関する意見書』が公表され, 財務諸表の体系に組み込まれることとなった。それでは, キャッシュ・フロー計算書の財務諸表化はどのような有用性が期待されてきたのであろうか。百合草 [2001] は, 討議資料『資金フロー, 流動性および財務的弾力性の報告』(FASB [1980]) と公開草案『企業の利益, キャッシュ・フローおよび財政状態の報告』(FASB [1981]) を検討することにより, 「証券投資者が行う企業の将来キャッシュ・フローに関する評価プロセスへのインプット情報として, キャッシュ・フロー情報がどのように機能しうるかという観点から, その有用性が検討されている<sup>1)</sup>」と指摘している。しかしながら, このような情報提供機能が実際に機能しているか否かは実証的な問題である。

前述のような財務会計の情報提供機能, 特に証券投資に関する会計情報の有用性を実証的に検討するために, 実際の株式リターンから期待リターンを控除した超過リターンと会計情報との関連性が分析されてきた。これは, 事前に期待されていた株式リターンに対して, 会計情報の開示がいかなるインパクトを与えたのかという点を, 超過リターンと会計数値との関係を回帰分析などの手法を用いて明らかにしようとするものである。このような

実証研究においては, まず問題となるのが, 期待リターンをいかに推計するかという点である。

これまでの実証研究で広く利用されてきたのは, 市場モデルによる推計である。市場モデルとは, 市場全体のリターンを代表する指標と個別企業の株式リターンとの間に何らかの関係を仮定したモデル (多くの場合は線形モデル) を構築することにより, 期待リターンを算出する方法である。このようにして導出された期待リターンと実際リターンとの差額は残差リターンと呼ばれ, しばしば, 超過リターンの代理変数として利用されてきた。

しかしながら, 市場モデルの説明能力を示す決定係数が, 年々低下してきているとの研究報告がなされている<sup>2)</sup>。市場モデルの適合度が低下すれば, 期待リターンの精度が低下し, ひいては残差リターンによる分析の有効性に疑問がもたれるところである。そこで, 市場モデルによる残差分析の代替的アプローチとして, 分析対象企業の属する業種自体のリターンを代表する指標を説明変数に加えて多変量のモデルとした産業効果モデルが考案されてきた。一般的に, 説明変数の個数を増やすことにより, モデルの適合度は良好になる。特に, 産業効果モデルを用いた場合には, 当該業種に特有の事情が反映されることになるので, モデルの適合度はかなりの改善が期待される。

本稿では, 1995年6月以降のわが国の建設業において市場モデルと産業効果モデルにより期待リターン導出のモデルを構築し, 産業効果モデルの適合性を検討する。

## II. 会計情報の有用性

証券市場において証券価格を変化させる要因として、将来キャッシュ・フローもしくは将来利益に対する市場の期待の変化が考えられる。会計情報に情報内容があるとするれば、企業の決算発表により市場の期待を変化させ、証券価格に影響を与えることになる。しかしながら、公表された会計情報が事前の期待と同じであれば、それはすでに証券価格に織り込まれているので証券価格は変化しないであろう<sup>3</sup>。したがって、財務会計の情報提供機能の面から会計情報の有用性を考察するには、会計情報の開示が事前に形成されていた証券投資に対する期待リターンに影響を与えるかどうかを分析する必要がある。

このような観点に立ち、期待外の会計数値と証券の期待外リターンとの関係に焦点をあわせて実証研究を試みたのは Ball and Brown [1968] が先駆である。彼らは、決算により公表された会計数値が事前に期待された数値よりもプラスの企業とマイナスの企業とに区分し、これらの符号と期待外の投資収益率がどのような関係にあるかを調査した。その結果、会計利益には株式リターンとの関連性が認められるが、キャッシュ・フロー変数にはそれほど強い関連性がみとめられなかった。この点に関しては、キャッシュ・フロー変数を会計利益プラス減価償却と定義したことに問題があるのではないかとの指摘が Rayburn [1986] などその後の研究によりなされている<sup>4</sup>。

Ball and Brown 以降、キャッシュ・フロー情報が会計利益に変換される過程で生じる発生項目に情報内容があるかどうかについて分析した Rayburn [1986]、発生主義情報を所与とした時にキャッシュ・フロー情報に増分情報内容があるかどうかを分析した Bowen, Burgstahler and Daley [1987] などが発表され、キャッシュ・フロー情報に情報内容があることが示されてきた。

これらの研究で、キャッシュ・フロー情報の情報内容を分析するために用いられてきたモデルを簡略化すると次のような形式となる。

$$CAR_{it} = \alpha + \beta_1 UX_{it} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (2-1)$$

$$CAR_{it} = \alpha + \beta_1 UX_{it} + \beta_2 UY_{it} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (2-2)$$

ここで  $CAR_{it}$  は累積期待外株式リターン、 $UX_{it}$  および  $UY_{it}$  は会計情報 X および Y の期待外測定値、 $\varepsilon_{it}$  は攪乱

項であり、 $\alpha$  および  $\beta$  はパラメータを表している<sup>5</sup>。

(2-1) 式による回帰分析で、 $\beta = 0$  の帰無仮説が棄却されれば、会計情報 X には情報内容があるとされる。また、(2-2) 式による重回帰分析で  $\beta_1 = 0$ 、 $\beta_2 = 0$  の帰無仮説が棄却されれば、会計情報 Y には会計情報 X に対する増分情報内容があるとされる。

(2-1) 式および (2-2) 式の左辺の累積期待外株式リターンは期待外リターン (実際リターン - 期待リターン) の合計であるので、上記のような回帰分析を行うには、期待リターンを推計する必要がある。そのために広く利用されてきたのが、前述の市場モデルである。したがって、市場モデルの説明能力が低下すると期待リターンの予測能力が低下し、ひいては (2-1) 式および (2-2) 式の従属変数の確からしさが低下するので、分析結果の精度を期待することが困難になる。

次章からは、期待リターンを推計するためのモデルとして、市場モデルにどの程度の説明能力があるのか。もし、本当に市場モデルの説明能力が回帰分析をする上で不適当なほど低下しているとすると、その代替的アプローチとして考えられている産業効果モデルを導入することによりどの程度改善されるのか。これらの点について分析している。

なお、(2-1) 式および (2-2) 式の右辺の「会計情報の期待外測定値」の推計には、ランダムウォーク・モデルや時系列モデルが用いられることが多い。これらのモデルにも考察するべき点はあると思われるが、別稿にゆずりたい。

## III. 市場モデルによる予測

### (1) モデルの設定

実証研究のサンプルとして、東京証券取引所第1部に上場されている企業のうち、(1) 東京証券取引所の銘柄区分で建設業に分類され、(2) 1995年6月から2001年11月までの間上場されており、(3) 連結決算により決算短信を公表しており、かつ、(4) 3月31日に会計期間の終了する企業92社を取り上げ分析する。これは、2001年11月時点で東証第1部で建設業に区分されている企業全体 (117社) の78.6%を占めている。

サンプルについては、(1) 本稿の検証はキャッシュ・

フロー情報の有用性の検証にかかる先行分析との位置づけから固定資産の比率が高く減価償却等の対比が容易であると思われる建設業に限定したこと、(2) 2001年3月期の決算について分析をおこなう予定であるため決算発表月前11ヶ月を調査対象期間とするとそれ以前60ヶ月の株価が必要であること、(3) 企業の重点が個別決算から連結決算に移行していること、(4) 決算の時系列を統一した方が不測の変動を考慮しなくてもすむこと、という理由により抽出した。

個別企業の株式  $i$  の月次  $t$  におけるリターンを  $R_{it}$ 、市場リターンを  $R_{mt}$  として、これらに間に線形関係が存在すると仮定すると、次のような市場モデルが構築される<sup>6)</sup>。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (3-1)$$

ただし、 $\alpha_i$  および  $\beta_i$  は線形関係を示すパラメータであり、 $\varepsilon_{it}$  は攪乱項である。

ここで、個別企業の株式リターンは、月次  $t$  における株価（当該月次の最終取引日の終値）を  $P_t$ 、配当を  $D$  とすると、次式により計算される。

$$R_{it} = (P_t + D - P_{t-1}) / P_{t-1} \dots \dots \dots (3-2)$$

なお、上記の個別企業の株価については、資本変動による株価変動を調整した後の数値を用いている。

次に、市場リターン  $R_{mt}$  に用いる指標を検討する。わが国の市場の動向を代表する指標として広く利用されているのは、日経平均<sup>7)</sup>（日経225）と TOPIX<sup>8)</sup> である。日経平均は「株価平均型」指標であり、TOPIX は「時価総額加重型」指標である。多くの企業の株価が上昇している時期には日経平均や TOPIX も上昇し、下落している時期には下落するのは、一般的に観察される現象であるので、これらを市場モデルの指標とし、最も単純な線形関係を仮定しても問題ないものと思われる。また、市場全体の動向を示す指標としては、代表225銘柄の単純平均である日経平均よりも東証第1部上場企業全体の時価総額の加重平均である TOPIX の方が望ましいと考えられる。よって、本稿では TOPIX を採用し、以下の計算により TOPIX の変化率を市場リターンの代理変数として用いることにする。

$$R_{mt} = (TOPIX_t - TOPIX_{t-1}) / TOPIX_{t-1} \dots \dots (3-3)$$

(3-1) 式の市場モデルにより、サンプル企業92社ご

とにパラメータの推計を最小2乗法によりおこなう。なお、推計に用いた時系列データは、従来の実証研究の大部分で用いられている60ヶ月（1995年6月から2000年5月まで）である<sup>9)</sup>。

## (2) 分析結果

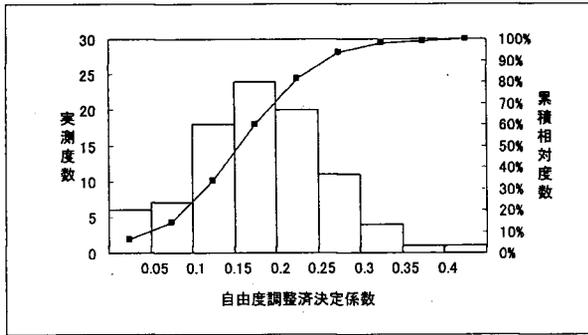
(3-1) 式による単回帰分析によって得られた結論は次の通りである。

第1に、帰無仮説 [パラメータ  $\beta = 0$ ] について有意水準0.1%で両側検定したところ、61社 (66.3%) で棄却された。さらに、有意水準を1%、5%、10%にまで広げると、それぞれ、81社 (88.0%)、86社 (93.5%)、89社 (96.7%) で棄却された。このことにより、TOPIX の変化率による市場リターンと個別企業の株式リターンとの間には線形関係があることが確認された。

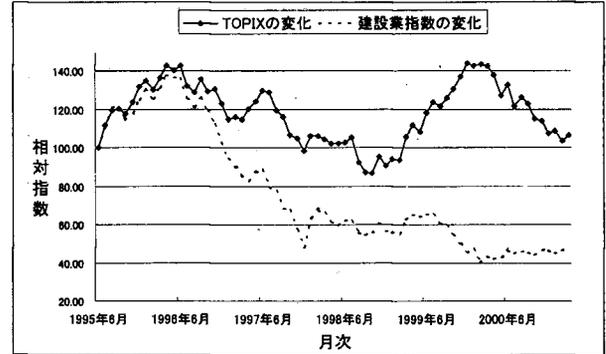
次に、パラメータ  $\beta$  の推定に関する  $t$  値の平均値は3.7223であった。この結果も、TOPIX の変化率による市場リターンが、個別企業の株式リターンに対して相当程度の説明能力があることを示している。

第3に、サンプル企業92社の市場モデルによるモデルの説明能力を示す自由度調整済決定係数を計算したところ、その最低値は0.0000（このときのパラメータ  $\beta$  に関する  $t$  値は0.9018）、最高値は0.4245（パラメータの  $t$  値は6.6726）、平均値は0.1822であった。これを度数分布として示したのが（図3-1）である。なお、自由度調整済決定係数が0.3以上となったサンプル企業は6社であり、全サンプルの6.5%に過ぎない。

上記のように市場リターンと個別企業の株式リターンの間に線形関係があることは実証的に確認されたが、決定係数の平均値は0.1822であり市場リターンの説明能力はそれほど高いとはいえない。また、6社 (6.5%) では有意水準5%で有意な相関関係は見いだされない結果となった。前述のとおり市場モデルによる決定係数は近年になるにつれ低下する傾向にあり、これにより計算された期待リターンの精度に疑問が生じているが、今回の分析もこの傾向を追認する結果となった。モデルの改善が期待される場所である。



(図3-1) 市場モデルによる決定係数の分布



(図4-1) TOPIX と建設業指数の変動

#### IV. 産業効果モデルによる予測

##### (1) モデルの設定

前章で市場モデルによる予測について検討したが、自由度調整済決定係数の平均値は0.1822という結果であった。これは、企業の株式リターンのばらつきのうち、18.22%だけしか市場リターン（TOPIX）の変動では説明できないことを示しており、期待リターンを推計する上で、その精度に疑問がもたれるところである。

市場モデルでは、個別企業の株式リターンを説明するために市場リターンだけを用いたが、株式リターンは市場全体の動向だけでなく当該企業の属している業種固有の事情からも影響を受けることを考えると、市場モデルの適合性に限界があることも当然といえるかもしれない。次に示す(図4-1)は、TOPIXとそのサブ・インデックスである建設業指数の変動を、1995年6月をそれぞれ100として示したものである。

(図4-1)でも明らかなように、市場全体の動向と個別産業の変動には大きなばらつきがあるので、個別企業の株式リターンの変動要因として、市場全体の動向だけでなくサンプル企業のおかれている業種固有の変動をも含めて考慮した方がよさそうである。そこで、市場全体の動向と業種固有の変動を説明変数として多変量モデルとしたものが産業効果モデルである。産業効果モデルを構築することによりモデルの改善が期待されよう。また、一般的にも、説明変数を増やすことにより決定係数は高まるはずである。

産業効果モデルの設定にあたり利用したサンプルは、前記の市場モデルで用いた建設業92社である。ここで業種固有の変動を説明する変数（業種別リターン）の代理変数として、前述の業種別指数（建設業指数）を用いることにする<sup>10</sup>。この指標は、TOPIXと同様に、東京証券取引所第1部に上場している建設業の株価を加重平均しているものであり、TOPIXとの整合性もはかられ妥当な指標であると考えられる。

以上により、業種別リターン  $R_{bt}$  をモデルに組み込み、次の多変量モデルによりパラメータの推計をおこなえば、市場モデルよりも決定係数は高まるはずである。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} R_{mt} + \beta_{2i} R_{bt} + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (4-1)$$

しかしながら、市場リターン  $R_{mt}$  は市場全体の動向を代表する指標であるので、その算出にあたっては業種別リターン  $R_{bt}$  の変動も組み込まれているはずである。したがって、説明変数間の独立性の問題が生じる。説明変数間の相関係数を調べたところ0.5639であり、多重共線性の問題が生じる可能性が高い。これではモデルの安定性が損なわれ、また、市場全体の動向と業種固有の動向を分離して各々が株式リターンに与える影響を考察することが困難である。

そこで説明変数間の独立性を保つため、業種別リターンを市場リターンに回帰させ、その残差  $R_{st}$  を、新たな業種別リターンと定義する。よって前述の多変量モデル(4-1)は、次のように書き直される。

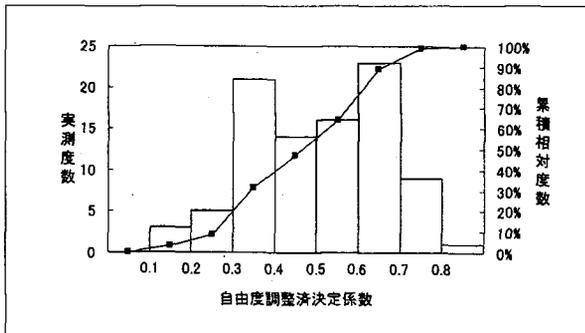
$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} R_{mt} + \beta_{2i} R_{st} + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (4-2)$$

(4-2)式の産業効果モデルにより、サンプル企業92社ごとにパラメータの推計を最小2乗法によりおこなう。なお、推計に用いた時系列データは、市場モデルと同様に60ヶ月（1995年6月から2000年5月まで）である。

## (2) 分析結果と市場モデルとの比較

(4-2) 式の重回帰分析によって得られた結論は次の通りである。

第1に、パラメータに関するF検定による危険率(P値)については、有意水準0.1%で有意な企業が90社(97.8%)であり、残りの2社についても有意水準1%で有意となった。



(図4-2) 産業効果モデルによる決定係数の分布

次に、各パラメータの推計値に関するt値の平均であるが、市場リターンのパラメータ  $\beta_1$  は5.0150、業種別リターンのパラメータ  $\beta_2$  は6.5824であり、各パラメータの説明能力の高さが示された。また、誤差の独立性に関しては、ダービン・ワトソン比を調べたところ、その平均値は2.2512であり、問題ないものと思われる。

第3に、サンプル企業92社の産業効果モデルによるモデルの説明能力を示す自由度調整済決定係数を計算したところ、その最低値は0.1489(このときのパラメータ  $\beta_1$  に関するt値は1.7119、 $\beta_2$  に関するt値は3.0650)、最高値は0.8130(パラメータ  $\beta_1$  に関するt値は9.3960、 $\beta_2$  に関するt値は13.0495)、平均値は0.5064であった。これを度数分布として示したのが(図4-2)である。なお、自由度調整済決定係数が0.3以上となったサンプル企業は、市場モデルでは6社(6.5%)であったが、産業効果モデルでは84社(91.3%)となり、かなりの適合度の改善が見られた。

以上の分析結果により、期待リターンの推計のためには、説明変数が1つの市場モデルよりも、説明変数に市場リターンと業種別リターンを組み込み多変量のモデルとした産業効果モデルを採用することにより、決定係数が相当程度高まり、期待リターンの精度がかなり高まる

ことが示された。

## (2) 決定係数の要因

(図4-2)では、自由度調整済決定係数が0.3から0.4の部分と0.6から0.7の部分で2つの山が観察され、何らかの要因により2つのグループに分類できそうに思われる。もちろんこの点については多様な要因による複合的な結果であろうが、本稿では1つの要因として、発行済株式の偏在状況に着目してこの点を分析してみたい。

産業効果モデルの基本的枠組みは、ある企業の株式リターンの水準が、市場全体の動向、当該企業が属している産業の動向および当該企業独自の環境により推計されるというものである。先験的に考えられるのは、発行済株式が偏在している企業にあっては、当該企業の親会社もしくは関連会社の株式リターンの水準にも影響される可能性があるという点である。そこで、サンプル企業92社を、筆頭株主の持株比率の大きいグループと小さいグループに2分して自由度調整済決定係数の状況を分析してみたい。

持株比率の大きいグループ46社における筆頭株主の持株比率は9.7%から69.1%に分布しており、その平均値は28.6%である。また、小さいグループ46社の持株比率は3.1%から9.6%に分布しており、その平均値は6.0%である。各グループの自由度調整済決定係数の平均は、持株比率の大きいグループが0.4684であるのに対し、小さいグループの平均は0.5444であった。特に、持分法の適用となる持株比率20%以上<sup>1)</sup>の企業32社の平均は0.4419であり、有意水準0.1%で有意とならなかった2社ともにこのグループに存在することが確かめられた。

次に、持株比率と自由度調整済決定係数とのスピアマンの順位相関係数を計算した結果は  $r = -0.2763$  であった。無相関に関する検定の結果は  $p = 0.0084$  となり、有意水準1%(両側検定)で順位相関があることが示された。同様に、ケンドールの順位相関に関する検定の結果は、 $r = -0.1841$ 、 $p = 0.0093$  となり有意水準1%で相関関係があることが示された。

F検定におけるモデルの適合度が有意水準0.1%で有意とならなかったサンプル企業2社についての持株割合は(表4-1)のとおりである。前述の検証の通り、筆頭

株主の持株比率が大きくなるにつれて、その自由度調整済決定係数は低下しモデルの当てはまり具合が悪くなる傾向があるように考えられる。

(表4-1) 適合度の悪い企業の筆頭株主の持株割合

|   | 自由度調整済決定係数 | 筆頭株主   | 持株割合  |
|---|------------|--------|-------|
| 1 | 0.1489     | 電力     | 46.6% |
| 2 | 0.1502     | 陸運(電鉄) | 43.8  |

この点に関して、反対に自由度調整済決定係数によりサンプルを2分して分析してみよう。調整済決定係数が大のグループにおける調整済決定係数は0.5209から0.8130に分布し、その平均は0.6481である。また、小のグループでは0.1489から0.5196に分布し、その平均は0.3646である。各グループの持株比率の平均は、調整済決定係数が大のグループでは14.3%であるのに対して、小のグループの平均は20.4%であった。

最後に、筆頭株主の持株比率と自由度調整済決定係数を基準として、サンプル企業を分類したのが(表4-2)である。特に、調整済決定係数が大きい企業30社では持株比率大の企業は10社(33.3%)であり、調整済決定係数が小さい企業30社では、持株比率大の企業は18社(60.0%)となり、この傾向は高まる。

(表4-2) サンプル企業の決定係数と持株比率

|               | 持株比率大(46社) | 持株比率小(46社) |
|---------------|------------|------------|
| 調整済決定係数大(46社) | 19社        | 27社        |
| 調整済決定係数小(46社) | 27社        | 19社        |

このように筆頭株主の持分割合が大きい場合には調整済決定係数が小さくなる傾向にあり、親会社もしくは関連会社にかかる情報が株式リターンに与える影響が強いことが示唆される。

以上の結果により、自由度調整済決定係数の大きさを規定する1つの要因として、当該企業の発行済株式の偏在状況が影響していると考えても良さそうである。このような企業にあっては、親会社や関連会社にかかる情報をもモデルに組み込む必要があるかもしれない。

## IV. おわりに

本稿では、財務会計の情報提供機能、特に証券投資に関する会計情報の有用性を実証的に検討するために必要な期待リターンを推計するモデルとして、市場モデルと産業効果モデルとをとりあげ、その適合性を実証的に比較分析してきた。

近年のわが国の建設業におけるサンプルによれば、個別企業の株式リターンを市場リターンだけで説明することは統計的には有意であるが、その説明能力を示す自由度調整済決定係数は必ずしも高くない。市場リターンに加えて当該企業の属する業種固有のリターンを説明変数とした多変量の産業効果モデルを構築することにより、その説明能力は相当程度向上することが示された。市場モデルによる自由度調整済決定係数が0.1822であるのに対して、産業効果モデルによれば0.5064となり、期待リターンの推計にあってはかなり良好な精度が期待される。近年になるにつれて調整済決定係数が低下しているのは、日米ともに観察されているところである。このような状況下にあっては、産業効果モデルにより期待リターンを推計する必要性が高い。

次に検証された点は、自由度調整済決定係数の大きさを規定する要因の1つとして、当該企業の発行済株式の偏在状況が影響している可能性があるということである。今後、期待リターンの推計にあっては、当該企業の筆頭株主の持株割合が大きい場合には、当該親会社もしくは関連会社の影響をも含めたモデルを構築する必要性が生じるかもしれない。この点に関しては、理論面および実証面から考察される必要があるだろう。

今回の分析は東京証券取引所に上場された建設業92社をサンプルとして取り上げたただけであり、かなり限定的なものである。建設業に特異な問題による影響が生じている可能性があるかもしれない。しかしながら、自由度調整済決定係数の0.1822から0.5064への向上は、サンプルが限定されている点を考えても、なお飛躍的である。

近年、キャッシュ・フロー情報の有用性に関しては株式リターンの観点からだけではなく、投資リスクとの関連性などさまざまな面から検証されつつある<sup>12</sup>。また、モデルの設定に関しても、単純な線形関係以外のモデルも考えられよう。しかしながら、アメリカにおいては、

1987年にキャッシュ・フロー計算書が制度化された前後から制度的視点に立った検証が多くなされている。わが国におけるキャッシュ・フロー情報の開示は始まったばかりである。このような時期に、キャッシュ・フロー情報が会計利益情報に対してどの程度の増分情報内容があるかという視点からその有用性を捉え、証券リターンとの関連性を研究する必要性は高いと思われる。そのような分析にあっては、今回の実証結果をふまえても、適合度の低下した市場モデルではなく産業効果モデルにより期待リターンを推計する必要があるだろう。

### 〈注〉

1. 百合草[2001], p.68.
2. わが国における決定係数の研究としては、青山[1979], 佐藤[1984], 榊原[1986], 香村[1987], 櫻井[1991]などがあるが、いずれの研究でも近年になるほど決定係数は低下している。
3. 詳しくは、香村[1987]第4章を参照のこと。
4. Rayburn[1986], pp.113-114.
5. このようなモデルによる情報内容の分析およびその解釈に関しては、百合草[2001, pp.72-75]に詳しい。
6. 市場モデルが成立するためには  $R_{it}$  と  $R_{mt}$  の2変量正規分布が仮定される必要がある。2変量正規分布の仮定のもとでは、 $\varepsilon_{it}$  は平均0、分散一定の正規分布であり、 $R_{mt}$  から独立であるという性質がある。この点に関しては、香村[1987, pp.48-58] および櫻井[1991, pp.131-135]に詳しい。
7. 日経平均(日経225)は東証第1部から選出された225銘柄の株価平均であり、除数調整により銘柄入れ替えなどに対応している。指数は、1949年5月16日の単純平均株価176.21円を基準にしている。この算出方法は1950年9月から採用されたが、現在、指数の算定・公表は1970年に東京証券取引所から引き継いだ日本経済新聞社が行っている。
8. TOPIX は1968年1月4日における東証第1部の時価総額を基準として、この基準時価総額からどの程度時価総額が増減しているかを表した指標であり、基準日を100としている。なお、新規上場や上場廃止については、その都度修正されている。

9. 推計期間をどの程度取るかはデータ数と回帰係数の変動性の問題である。この点に関して、香村[1987, p.69]は、Foster[1978, p.265]を引用して「60ヶ月の標本期間は、市場モデルを『推計するのに十分な観測値が得られることと、非常に古くまでさかのぼるため現在とは構造的に異なる企業を相手にしてしまうという2つの目的を両立させる上で、適当な妥協である』」と述べている。
10. 業種別指数(建設業指数)もTOPIXと同様に1968年1月4日の基準日を100としている。
11. 持分法は、影響力基準により、厳密には持分比率20%未満でも適用される場合もある。
12. 百合草[2001], pp.84-97.

### 〈参 考 文 献〉

- Ball, Ray and P. Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers", *Journal of Accounting Research*, Vol.6, No.2 (Autumn 1968), pp.159-178.
- Bowen, R. M., D. Burgstahler and L. A. Daley, "The Incremental Information Content of Accrual Versus Cash Flow," *The Accounting Review* (October 1987), pp.723-747.
- Foster, G., *Financial Statement Analysis* (Prentice-Hall Inc., 1978) (飯野利夫監修, 日本証券アナリスト協会訳『資本市場と財務分析』同文館, 1982年.)
- Rayburn, J., "The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns," *Journal of Accounting Research* (Supplement 1968), pp.112-138.
- 櫻井久勝『会計利益情報の有用性』千倉書房, 1991年。
- 青山 護「リスクの評価について—わが国株式市場における実証研究」『経済研究』(東京大学), 第22号(1979年10月), 44-52頁。
- 香村光雄『現代企業会計と証券市場—わが国財務会計の機能分析—』同文館, 1987年。
- 榊原茂樹「市場モデルの有効性と産業効果」『国民経済雑誌』, 第153巻第1号(1986年1月), 65-86頁。
- 佐藤 周「日本における $\beta$ リスクの実証研究」『経済理論』

(和歌山大学), 第199号 (1984年), 53-88頁。

百合草裕康『キャッシュ・フロー会計情報の有用性』中  
央経済社, 2001年。