



会計研究における残差分析の意義

山地, 秀俊

(Citation)

国民経済雑誌, 151(5):39-59

(Issue Date)

1985-05

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00173461>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00173461>



会計研究における残差分析の意義

山 地 秀 俊

I 残差分析再論

ベンストン¹ (G. J. Benston) やボール・ブラウン² (R. Ball and P. Brown) が残差分析を初めて会計研究の領域に導入して以来、マーケット・モデル (Market Model) や資本資産評価モデル (Capital Asset Pricing Model; CAPM) から導出される株式投資収益率に関する残差を用いる多様な技法が考案・利用されてきた。しかしそれらの技法を具に観察してみると、当該残差を利用して外部報告会計現象の何を明らかにできるのかについて必ずしも明確に整理できていないのが現状である。

我々は既に外部報告会計現象 (会計情報公開現象) に関する研究を公にしてきた³。そこで問題とされたのは何故企業が外部に情報を公表するのか、そしてその効果はどのような側面においてみられるのかという点であった。このような問題意識からすれば、外部報告会計が法的制度として営まれている今日の状況にあっては、証券市場における当該制度の機能の仕方、あるいはその制度から公表される情報の意義を問うことが、重要な課題となる。

そこで本稿では、叙上のような我々の課題に対して一つの分析手法を提供してくれる幾つかの残差分析技法を各節でサーベイし、それがもつ外部報告会計現象の分析における意義と限界を改めて明確にしておきたい。したがって残差

1 G. J. Benston, "Published Corporate Accounting Data and Stock Prices," *Empirical Research in Accounting: Selected Studies*, 1967.

2 R. Ball and P. Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2, (Autumn, 1968).

3 拙著、『会計情報公開論』, 経済経営研究叢書25, 神戸大学経済経営研究所, 1983年。

分析が用いられる幾つかの研究側面のうち、特に会計情報そのものの評価と影響力の側面及び会計情報とは区別されるべき会計制度の評価の側面という二つの側面にのみの絞って議論することにする。だがその前に本節では残差分析の定義を再確認しておこう。

ある株式 (i) の t 期末の株式投資収益率 ($R_{i,t}$) ——あるいは株価収益率ともいう——とは、

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}) / P_{i,t-1}$$

と定義できる。⁴ t の期間をどのように設定するかによって日次、週次、月次、年次等の収益率を定義することが可能である。さらに $R_{i,t}$ も含めて t 期における株式市場全体の平均収益率は $R_{m,t}$ で示されるが、単純平均市場収益率と加重平均市場収益率が考えられる。加重には各企業の発行済株式総数に時価を掛けた値が用いられる。

いま市場に上場されている株式の収益率が多変量正規分布していると仮定すれば、それら収益率の一次結合である市場収益率と個々の収益率は二変量正規分布していると考えられる。そしてまたそう仮定すれば、市場収益率が与えられた時の個々の収益率 ($R_{i,t}$) の条件付分布すなわち回帰関数は以下のような線型式で表されうる。⁵

$$E(R_{i,t} | R_{m,t}) = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} \quad \text{あるいは推定形で書けば,}$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + e_{i,t} \quad \dots\dots\dots \text{①} \quad \text{となる。}$$

また①式は $R_{i,t}$ が $R_{m,t}$ の動きに規定されて動いているという因果関係のステートメントとも理解することができる。すなわちそれは、個別企業の株価収益率は市場全体の収益率に平均的には規定されているというステートメントである。このステートメントは「マーケット・モデル」と呼ばれている。このモデルを最小二乗法を用いて推定するのであるが、推定される係数は α_i と β_i である。ただしここで示したマーケット・モデルに対する理解以外に、以下に述べる

4 上式において、 $P_{i,t}$ は t 期末の証券 (i) の価格、 $D_{i,t}$ は t 期間中の証券 (i) への配当を示す。

5 E. F. Fama, *Foundations of Finance*, Basic Books, New York, 1976. 日本証券経済研究所計測室訳、『証券市場分析の基礎』、日本証券経済研究所、昭和54年。

CAPM の事後モデルとして当該モデルを理解する方向もみられる。また、 $R_{i,t}$ と $R_{m,t}$ の定義がここで示した収益率と異なり、株価変動率の自然対数すなわち連続複利収益率形になることがある。

次に詳細は略するが、伝統的な資本資産評価モデルから導出される個別株価収益率の決定モデルは以下になる。

$$E(R_{i,t}) = R_{f,t} + [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] \sigma(R_{i,t}, R_{m,t}) / \sigma^2(R_{m,t})$$

そしてこのモデルを回帰式に変換する際に CAPM でいう安全資産の収益率 ($R_{f,t}$) に対応する現実のデータとして、例えば政府証券の利子率を用いる方法がみられる。その際の回帰式は以下になる。

$$R_{i,t} = \lambda_{i,t} R_{f,t} + \beta_{i,t} R_{m,t} + e_{i,t} \dots\dots\dots \textcircled{2}$$

ここで推定されるのは $\lambda_{i,t}$ と $\beta_{i,t}$ である。それに対して伝統的 CAPM が仮定する安全資産の非現実性を修正した以下のような 2 ファクター・モデルの推定式が考えられる。

$$R_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \beta_{i,t} + e_{i,t} \dots\dots\dots \textcircled{3}$$

③式の推定は二段階に分けてなされる。⁷ まず①式で各証券のベータ (β_i) を推定し、その値と各収益率のベアーによりクロス・セクションで当該期間の市場全体における γ_0 と γ_1 を推定する。この②③式もまた個別の株価収益率は株式市場の平均的動向によって規定されるという因果関係のステートメントになっている。

さらに、両モデルにおいて各回帰係数が比較的長期間にわたって安定しているとすれば、①②③式を実際のデータを用いて推定して各係数を求めた後に、サンプルを採った期間以後 (外) の $R_{i,t}$ の理論値を計算することができる。続いてこの理論値と実現値から残差 (実現値 - 理論値) が計算される。この一個別証券の残差を様々な観点から集計・加工して外部報告会計現象に関する命題

6 例えば、R. S. Kaplan and R. Roll, "Investor Evaluation of Accounting Information: Some Empirical Evidence," *The Journal of Business*, Vol. 45, No. 2 に利用されている。

7 ③式において、 $\gamma_{0,t}$ 、 $\gamma_{1,t}$ は t 期において市場全体に共通する定数。 $\gamma_{0,t}$ は $R_{m,t}$ と無相関なポートフォリオの収益率を意味し、 $\gamma_{1,t}$ は $(R_{m,t} - R_{f,t})$ を意味する。

を立証しようとするのが、会計研究における残差分析に他ならない。

II 株式市場における企業評価と残差

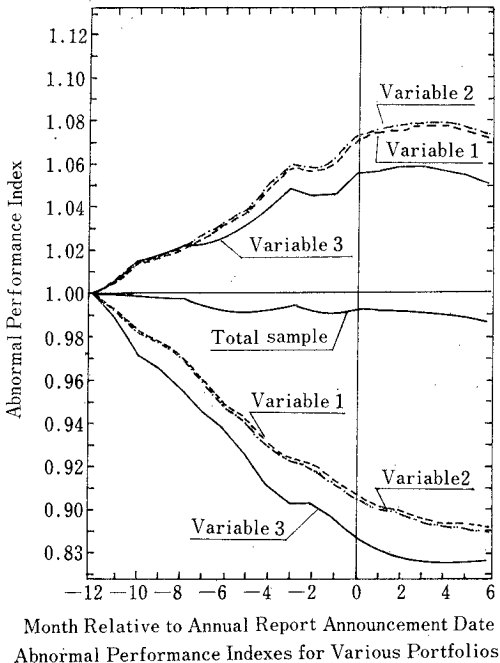
本節では会計情報の有用性（評価）及び影響力を示す指標として月次収益率残差を利用する方法をみておこう。典型的な実証例を幾つか引いておく。まず第一に前述のボール・ブラウンの研究が挙げられる。彼らは会計情報の有用性（評価）をみるために、具体的には当期純利益と一株当たり利益という二つの会計情報を変数として選択した。この二つの会計情報を用いることによって、その情報を公表している企業の株式評価を行った。具体的評価方法とは次のようであった。まず当期の叙上の会計情報を、過去の当該企業の当該情報と、同じく過去の当該情報の市場平均値との回帰式から推定する。その場合、各会計数値の増分を扱うモデルが利用される。さらに単純なマーチンゲール型モデルが当期純利益にのみ適用され、計三種類の予測モデルが検討されている。そしてその各々のモデルから得られる推定値を当期の実現値から差し引いた誤差がプラスである企業の証券は「良い証券」と判断され、マイナスの証券は「悪い証券」と判断される。次に良い証券群と悪い証券群の各々について第 I 節でみたマーケット・モデルを用いて残差を月次で求める。用いられるデータは株価変動率の自然対数すなわち複利としての収益率である。推定の際には当該情報公表月の12カ月前までのデータを用いる。続いて会計情報公表月を中心にその前後十数カ月の月次残差を問題とする。残差の具体的利用方次としては、 m 月の異常業績指標（Abnormal Performance Index）を以下のように定義・考案している。

$$API_m = 1/N \sum_{i=1}^N \prod_{t=-11}^m (1 + e_{i,t})$$

N : 良い（悪い）証券数

この分析結果を図示すると第 1 図のようになる。⁸ 1.00を示す直線よりも上の三本の曲線が「良い証券」群の API であり、下の三本の曲線が「悪い証券」群

8 R. Ball and P. Brown, *op. cit.*, p. 169.



第 I 図

の API である。二つの証券群の平均 API は Total sample として示されている。Variable 1, 2, 3 は三種類の利益予測モデルと対応している。

この指標はいわば異常収益率の複利計算であり、 $e_{i,t}=0$ の場合は 1.00 の値をとり、プラスの場合は 1.00 よりも大きくなり、マイナスの場合は 1.00 よりも小さくなる。上掲のボール・ブラウンの図では決算情報公表月 (0) 前 12 カ月後 6 カ月分の API が図示されている。良い証券群の

API はその証券が良い証券であると判断される基準となった会計情報が公表される 12 カ月前から上昇し始め、情報が公表されると同時に上昇はストップする。逆に悪い証券群の API は当該会計情報が公表される 12 カ月前から下降し始め、公表と同時に下降がストップしている。他方全サンプルの平均 API はほぼ横這い状態である。したがって、「良い証券」と「悪い証券」の判断の基礎となった会計情報が投資意思決定情報として有用であることを示している。

類似した研究にビーバー・デュークス (W. Beaver and R. Dukes) の研究がある。彼らは二種類の利益情報とキャッシュ・フローという三種類の会計情報に関して五種類の予測モデルをたて、さらに四通りの利益尺度を考慮して総計六十種類もの利益モデルを考案し、その各々の予測誤差と我々が上でみてきたよ

9 W. H. Beaver and R. E. Dukes, "Interperiod Tax Allocation, Earnings Expectations and the Behavior of Security Prices," *The Accounting Review*, April. 1972.

うな残差の相関分析を試みている。残差を用いて彼らが考案した異常業績指数はボール・ブラウンのそれと若干異なっている。すなわち、

$$API_m = \sum_{i=1}^N [\prod_{t=1}^m (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=1}^m (1 + E(R_{i,t} | R_{m,t}))] / N$$

と定義されるものである。用いられたデータは単純収益率ではなく株価変動率の自然対数である。彼らの相関分析はノン・パラメトリックなものであるが、六十種類のモデルのうち七種類を除いて有意な相関が認められたとする。したがってその意味では会計情報は有用であると判断される。

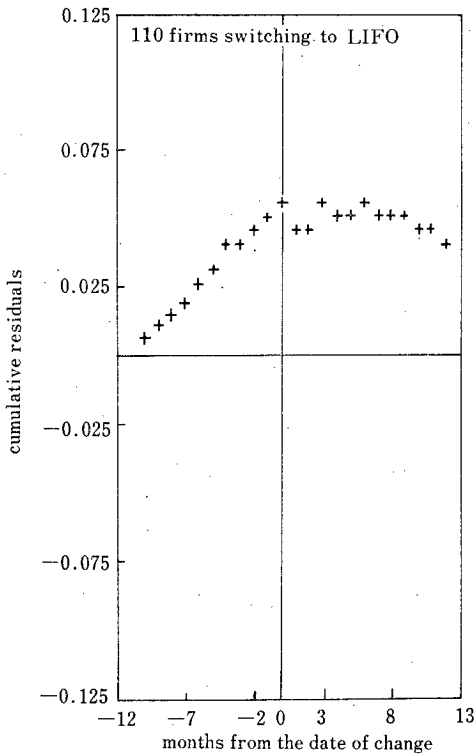
またいま一つの残差利用法として以下のように残差を単利計算として取り扱う累積平均残差 (Cumulative Average Residuals) を定義する方法がある。

$$CAR_m = 1/N \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^m e_{i,t}$$

この方法を用いた研究としては初期のものとしてゴーニードス¹⁰ (N. Gonedes) 及びサンダー¹¹ (S. Sunder) らの研究がある。前者の研究は、公表財務諸表から得られる七つの財務比率の情報内容の検討である。残差の計算過程ではマーケット・モデルに代えて資本資産評価モデルの回帰式③を基にして得られる残差を利用している。他方会計データとしての財務比率の情報内容を確定するために、ボール・ブラウンと同様に各財務比率の過去データを当該データの過去における市場平均値データに回帰せしめる手法が採られている。さらに理論的予測値と実現値とのズレの符号が「良い証券」と「悪い証券」の判断基準になっていることもボール・ブラウンの研究と同様である。ゴーニードスの計算した CAR の動きそのものは API に比べて残差の動きを明確に視覚化するのには十分ではなかったが、彼はこれら財務比率情報と残差を基にした買い替え戦略の収益計算で異常収益を一定期間獲得できることを証明した。これも投資意思決定の基礎としての会計情報の有用性を示すことになる。

10 N. Gonedes, "Capital Market Equilibrium and Annual Accounting Numbers: Empirical Evidence," *Journal of Accounting Research*, Vol. 12, No. 1, (Spring, 1974).

11 S. Sunder, "Relationship Between Accounting Change and Stock Prices: Problems of Measurement and Some Empirical Evidence," *Empirical Research in Accounting; Selected Studies*, 1973.



第 II 図

後者の研究は、棚卸資産の評価方法の変更に関するものである。ある企業が棚卸資産の評価方法を後入先出法 (LIFO) に変更するという一種の会計情報の情報内容の検討である。実証結果は当該情報が公表される12カ月前から LIFO に変更する企業の累積平均残差は上昇傾向を示していた。そして変更情報が公のものになる (0 月) に及んでこの上昇傾向はストップした。実証結果を第 II 図として引用しておくこととする。¹² この研究例でも、もし LIFO へ移行するという情報を前もって知っておれば、そしていま仮にそれがサ

ンプル企業全体で同時期に行われたとすれば、ポートフォリオ戦略によって CAR が示す異常収益を獲得できたこととなる。ゆえに会計手続の変更情報もまた投資意思決定には有用であると判断されうる。

以上の検討から我々は次のことに気づく。ここで検討した研究の中でも潜在的にみられたように、CAR あるいは API を会計情報のもつ情報程度——有用性の評価——の測定として意義付ける考え方が存在することである。しかし¹³ 実際に会計情報が公表されるのは残差がみられ始めるようになる12カ月後のこと

¹² *Ibid.*, p. 18.

¹³ 中野 勲, 「会計利益情報と株意思決定——計量会計学のアプローチ——」, 『神戸大学経済経営研究年報』第23(Ⅱ), 1973年。あるいは, N. Gonedes, "Capital Market Equilibrium and Annual Accounting Numbers: Empirical Evidence," p. 49.

であり、その情報が作成され始めるのも約9カ月から10カ月後のことであり、さらに続けて言うならば、会計情報が測定すべき対象となるはずの経営活動がやっと始まったばかりのところではない。こう考えると一見したところ、ここで検討した諸研究あるいは類似した諸研究が対象としている月次累積残差を、数カ月後に公表される会計情報の情報程度の評価に用いることには、かなり深い解釈が必要なように思われる。以下でその幾つかの解釈をみていくことによって、このような分析でどこまでのことがいいうるのかについて検討しておこう。

第一にはサンダー¹⁴の考え方が参考になるように、API や CAR を、公表される会計情報の漏れ (Leakage) の結果であるとする解釈が指摘される。そうだとすれば、漏れによってそれほどの残差が生じたのであるから当該情報に対する株主の期待度あるいは当該情報の有用性が知られることになる。しかしこの考え方に対しては疑問が残る。それは、ここで問題となっている API や CAR は制度的に公表されるべき会計情報の漏れによって引き起こされたものではないのではないかということである。もし漏れがあったとしてもそのインパクトは12カ月の残差のうちの一部ではないのではないか。むしろ残りの残差は経営活動を写像する年間を通しての非会計情報の連続に反応したものとみなすべきであろう。要するに、情報の漏れのインパクトを反映するには月次データによる分析はいささか間延びしたものだといえよう。

第二には、幾人かの研究者が表現しているように、ここでみた残差の合計値とは非常に消極的ではあるが、情報価値の一評価方法であるという解釈が指摘される。すなわち、もし当該会計情報をそれが公表される12カ月前に何らかの手段で見通すことができたならば、しかも API や CAR の計算に含まれていた数百社について見通すことができていたならば、その数百社の株式で構成されるポートフォリオを当該会計情報が公表される12カ月前に組み、以後ポートフォリオの内容を変更せずに月次買い替えるという戦略を採用することによって、

14 S. Sunder, *op. cit.*, p. 27.

実際に情報が公表されるまでに当該 *API* や *CAR* によって示される異常収益を獲得できたという解釈である。しかしそれはあくまでも潜在的情報価値の測定にしかっていない。その意味では大きな意義とは認めがたいのである。

第三には、経営活動の写像としての意義を付すことができるという解釈が指摘されよう。ここでも例としてサンダーの考え方を引用しておこう。¹⁵ 彼は残差を、当該企業の経営活動に対する証券市場の評価であるとも解釈する。ゆえにプラスの残差 (*CAR*) を示している企業は好景気であるからその収益力を利用して、一時的には利益が減少する *LIFO* への移行を遂行することができるとサンダーは説明する。つまり叙上でみた情報のインパクトによる収益率残差の発生という理解とは逆の因果理解になっている。通常、企業の経営活動に対する証券市場での一般的評価は、広い意味においていわゆるベータの中に織り込まれているとみることができる。ところがそれまでの一般的企業イメージとは異なった活動を当期において企業が開始するとその事実は非会計情報として刻々と証券市場に流れる。情報に対して効率的な市場は速やかにそれに反応する。残差はその結果であるともみることができる。非会計情報によってもたらされた経営活動に関する情報が事実であったとするならば、当期においてそのような経営活動があったという事実を、当期末に作成される会計情報もまた写像しておく必要がある。そうでなければ、たとえそれ以外の面での事実を反映していても有用な会計情報とはいえないからである。このことは何処で判断されるのか。それは一つには会計情報予測モデルから得られる予測誤差である。ある妥当な会計情報予測モデルが見出されたとして、そこから得られる予測誤差と株価収益率残差の両者の大きさあるいは少なくとも両者の符号に有意な相関がみられるならば、このことは会計情報もまた当期の経営活動の中で株主が知りたがっている側面をうまく写し出すことに成功したことを意味している。逆にいえば会計情報の予測誤差も収益率残差もともに当期の予想外の経営活動を原因とした時の側面を異にした結果であるといえよう。

15 *Ibid.*, p. 27.

月次収益率残差を用いた分析で会計情報の評価・意義付けを行いうるのは、上でみた考え方までであると我々は考える。しかし実はそれ以上を読み取ろうとする解釈がある。すなわち会計情報公表前の残差を我々は、非会計情報による当該企業の経営活動の証券市場による予測であると述べたが、さらにいえば、例えば企業の好調な経営活動ということは良好な会計利益数値を意味し、それはさらには好配当を意味する。その意味では後に公表される会計情報を既にそれ以前から予測していたとも受け取れる。したがって公表前の残差も、近い将来公表される会計情報の情報程度であると理解されるのである。さらにこの理解は当該会計情報公表月以後残差が消滅しているという事実によって裏付けられる。つまり一度情報が公表されて配当が確定してしまうと、情報が体化している実体的メリットがなくなり残差が消滅してしまったと理解されるのである。

しかし我々は上記のような解釈に対して疑問をもつ。それは、ここでみてきた研究を例に引くならば、LIFO への移行という会計手続の変更情報の分析においてみられた情報公表月以後の残差の消滅と、ボール・ブラウンの分析における制度的会計情報の分析でみられる情報公表月以後の残差の消滅という現象は、意味が異なっているという理解から来る疑問である。LIFO への移行、あるいは合併や株式分割という単発的経営・会計情報については、この情報が表象している事実によって、そしてこの事実のみによって株主は何らかのメリット・デメリットを得る。したがってこの事実に関する情報をかなり前から当該企業の他の活動から読み取ろうとする。そして現実にもその実施の情報が公表された時点で、市場は素早くそれに反応してその情報を織り込んでしまい、以後残差はサンプル企業全体としては平均的には認められなくなる。それは角度を変えていうならば、調査対象企業群は、当該情報が表象する事実に基づく株主に対するメリット・デメリット以外には特に、それに相当した実体的メリット・デメリットをもった共通の特徴を持ち合わせない企業群であるから、情報が伝えられた後にはその企業群は単なる平均的企業群と化してしまい収益率残差は平均的には消滅してしまうことになるともいえよう。

ところが会計情報の場合は少し事情が異なる。当該期間にサンプル企業群は平均して好景気を享受し、そのことが収益率残差を発生せしめる原因になるとともに、それを会計利益情報は表象した。しかしこの会計情報が公表された後に、何故サンプル企業群は平均的企業群に化してしまい全体として好景気を享受しえなくなるのだろうか。株式分割や合併等に関する情報が公表されたということは、もう暫くは当該企業に関してはそのような情報（事実）がない、したがってそれが引き起こす株主に対する実体的メリット・デメリットもないということである。それに対して良好な会計情報が公表されたということはまた続けて当該企業は好景気である可能性が高いという信号であろう。たとえ配当を考慮しても依然として同様のことがいえよう。したがって当然会計情報が公表された後でも累積残差は、サンプル企業群全体としては計測され続けるはずである。公表月の残差はそれまでよりもむしろ大きくてしかるべきである。しかし公表時においてみられるはずの残差はかなり短期のものであると考えられるので、月次収益率には反映されにくいかもしれない。ところが実証結果は一見必ずしも以上の我々の理解を支持してはいない。むしろ逆である。だが我々は実証結果を具に観察してみる時——第Ⅰ図と第Ⅱ図を比較する時——残差の消滅の仕方が異なっていることに気付く。LIFO への移行情報が公表されると残差はすぐさま消滅しているのに対して、ボール・ブラウンの場合はなだらかである。好調と判断された企業群の残差は情報公表後も4カ月ぐらいまでは観察されており、不調と判断された企業群のマイナス残差も情報公表後3カ月までは累積している。そしてその後はこの傾向は消滅してしまう。この差異は何に起因するのであろうか。それは前者（第Ⅱ図）が情報にすぐさま証券市場が反応したことを示しているのに対して、後者（第Ⅰ図）は会計情報の公表事実とは無関係に、サンプル企業群の意外な好不調のトレンドが平均的には消滅してしまったことを示しているにすぎないと考えられるのである。すなわち後者の実証結果は会計情報の影響力を示しているのではなく、我々が初めに述べたように、会計情報予測誤差との関係で会計情報の経営活動写像力を示している

にすぎない。これに対して単発的個別事象情報については、当該分析から得られる残差の大きさは情報の程度を示していると考えてよいであろう。ゆえに、それとともに市場の情報効率性の検証となりうるのである。¹⁶

以上本節では主として月次収益率を用いた残差分析の一般的技法を検討するとともに、それがもっている意義と限界について検討してきた。意義については再論しないが、限界についてはいま一度ここで整理することによって次節以降での検討の一助とする。会計情報の有用性評価についてはある程度の現実的意義を付すことができたが、一つの限界は会計情報が制度として提供されていることの評価が希薄であったことである。いま一つの限界はいうまでもなく会計情報が証券市場に与えるインパクト（情報の程度・影響力）の測定が十分にはなされていなかったことである。月次収益率の残差が会計情報の公表とともに消滅することは、そのインパクトの計測としては不適切であった。そこで第Ⅲ節では、月次収益率データを用いながら、会計情報が制度として提供されていることに対する評価、すなわち外部報告会計が制度として遂行されていることの評価を目的とした研究を概観することによって、そこで残差分析がどのように利用されているかをみることにする。また第Ⅳ節では会計情報の証券市場に対するインパクトの計測という課題により近づく残差分析を検討することとする。

Ⅲ 財務公開制度への期待と残差

会計情報を国家規制の下での一つの制度として周期的に提供し続けることの意義を評価するという研究は、アメリカにおいては証券取引委員会（SEC）の評価を兼ねて数多く遂行されてきた。¹⁷その中で残差分析を用いた初期の研究として第Ⅰ節で触れたベンストンの研究がある。¹⁸彼の採った方法は第Ⅱ節でみた

16 榊原茂樹、「合併情報に対する株式市場の反応」、『国民経済雑誌』、第144巻第3号、昭和56年9月。

17 拙稿、「会計情報の選択問題について」、『神戸大学経済経営研究年報』、第33号（Ⅰ、Ⅱ）、1983年を参照。

18 G. J. Benston, *op. cit.*.

研究者の方法と類似している。会計情報公表月前後数ヵ月の収益率残差を利益予測誤差を用いてクロス・セクションで回帰するという方法であるが、そこには利益予測誤差を情報程度とみる思考がある。だが計測結果は、利益予測誤差で説明され得る収益率残差は高々数パーセントでしかないことを示していた。この実証結果からベンストンは SEC 規制による財務公開制度の存在意義を疑問視したのである。

しかし月次データを用いた残差分析はそもそも第Ⅱ節での検討からもわかるように、会計情報のインパクトを計量するには不適當であった。さらに会計情報が公表された後にみられる残差の一時的高まりも、月の半ばであったならすぐさま消滅してしまい月次収益率には十分には反映されにくい。ゆえにもう少し短期のデータを用いた残差分析を利用する必要がある。したがってベンストンのように性急に「制度的会計情報はその他の情報源の情報を確認するためにしか利用されていない」と結論することはできない。

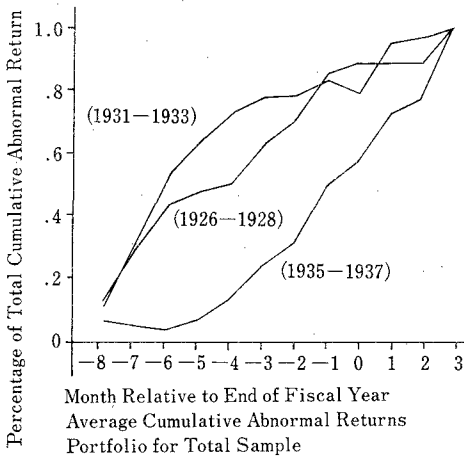
ところがこれまでにみてきたような方向とは別に、月次データを用いた残差分析ではあるが、財務公開制度の存在意義を評価しうる方法がみられる。イングラム・チューイング (R. W. Ingram and E. G. Chewing) の考案した方法がそれである。¹⁹ 彼らの考え方及び手法は以下のようなものである。SEC 規制下で作成される財務諸表という会計情報の集合体が投資大衆の信頼を保って、投資家の意思決定に大きな有用性をもっているとすれば、投資家は SEC 規制下の財務諸表が公表されるまでは自分たちの証券売買のために行う個別企業の個別評価を遅らせるはずである。つまり、それまでは全体市場の動向に規定された評価を行い、個別企業の個別評価は制度的会計情報が公表されるまで差し控えておくというのである。無論、種々の情報が種々の情報源から投資家にもたらされる可能性があり、SEC 規制によって公表される情報と類似した情報が別の源から伝達されることもあろう。そのことに対する理解は第Ⅱ節で述べた。しかし

19 R. W. Ingram and E. G. Chewing, "The Effect of Financial Disclosure Regulation on Security Market Behavior," *unpublished working paper delivered at the University of Illinois*, January, 1982.

SEC 規制に基づく情報が制度的保障を供えて提供されたとすれば、種々の情報間に投資家が付している信頼性の相対的程度のうち、SEC 規制の会計情報に最大のウェイトが置かれているはずである。そうであってこそ財務公開制度は存続意義があるといえよう。その結果として投資家は市場全体としてみれば、SEC 規制下の情報を確認するまでは、当該個別企業についてこれまでと異なった特別な評価を下すことを遅らせるであろう。そして公表日が近づくにつれて会計情報の若干の漏れが現れ、続いて正式の公表という一連の過程で、投資家は企業に関する固有のより信頼しうる情報をより多く獲得して行動を起こす。その結果株価の市場全体における調整が起こると考えられる。

具体的には、イングラム・チューイングは上述の思考を検証するために残差分析を利用した。すなわち、ある会計年度が12月31日に終了し、以後3カ月以内に SEC 規制下の財務諸表が公表されるとして、当年度4月から次年度3月までの一年間の当該企業の株式についての月次異常収益率（残差）をマーケット・モデルを用いて求め、その年間における累積過程を調査したのである。もし SEC 規制に基づいた会計情報公開が有用であったならば、SEC 規制がなかった時代の月次残差の累積過程よりも規制成立後のそれの方が、一年間のより後半にズレ込んでいるであろう。しかし各年の累積残差の全体平均量（累積平均残差）は各年度の特異性によって異なっているので、3月末までの累積平均残差を1.00として、各月の累積平均残差 (CAR_t) を比率で示すという手法が各年の比較目的のために採られたのである。

ここで注意すべきは、累積残差をプラス・マイナス含めて上場企業全体で平均すれば累積過程は多分かなり直線に近いものとなり所定の計量目的を達成できないであろう。そこで考えられうる方法は、全サンプル企業の残差の絶対値の累積過程をみる方法と、12カ月の累積残差がプラスの企業グループとマイナスの企業グループに二分割してその各々のグループの累積過程をみる方法である。イングラム・チューイングは後者を採っている。しかしこの二分割方法は第Ⅱ節でみたボール・ブラウンやゴーンニードスの二分割とは異なっている。ゴ



第 III 図

ーニーデスらの方法は会計情報の予測誤差だけで株式を事前に二分割し、その後 CAR や API を計算したのであるが、イングラム・チューイングは事後的に累積残差に着目してそれがプラスの証券とマイナスの証券に二分割している。その結果が以下の第 III 図である。これは累積残差がプラスの12月決算企業についてのものであるが、マイ

ナスの企業についてもあるいは12月決算企業以外の企業についても同様の結果が得られている。

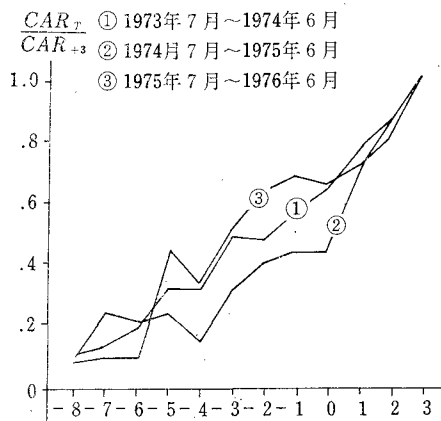
上図からも視覚的には明らかなように、SEC 規制が成立した後（1935年—1937年）は、成立前（1926年—1928年）（1931年—1933年）に比較して残差の累積過程が後半にズレ込んでいる。決算月は0月で示される。そして三本の曲線を形成する各月の累積平均残差が全体として相互の年と有意に異なっているか、特に1935年—1937年とそれ以外の年とで有意に異なっているか否かを統計的に検証するために、ホテリングの T^2 統計量が計算される。

statistic	1926-28/31-33		1926-28/35-37		1931-33/35-37	
	正	負	正	負	正	負
T^2	12.2	9.6	60.8	10.2	77.8	7.9
F	1.43	1.01	5.27	1.13	6.70	0.88
P	0.268	0.384	0.001	0.309	0.001	0.071

T^2 : ホテリング T^2 F : F 値 P : 確率

このような統計的結果は、他にこのような残差の動きを説明する有力な要因が

見出せない限り、投資大衆が SEC 規制下の財務諸表を信頼して個別企業の評価を行い、株式売買を遂行したことを物語っている。このことは SEC 規制下の財務公開制度の存在意義をある程度肯定していると考えられる。



第IV図 (累積残差プラスの企業群)

年次残差の累積過程が後半にズレ込んでいると考えられるのである。このことはまた現在のような財務公開制度が存在しなかった時代の株価収益率データが入手しえない我が国にあっては、制度評価の間接的方法にもなっている。三月決算企業の結果は第IV図のようであった。²²

第IV図から判断して三年間のみの比較ではあるが、会計情報公開制度に対する一般的な期待は決算(0)から+3カ月までの累積残差の動きとそれ以前の月の残差の動きとの差から読み取れる。しかし③の曲線から判断して1974年の変更が、投資大衆にことさら投資意思決定の変更をもたらしたとは思われないのである。すなわち現行の財務公開制度が提供する会計情報を基礎にして投資意思決定を行うという慣習は概ね成立しているが、しかしこの制度に1974年の改正程度の変更が加えられても、従来の慣習を大きく変えるほどのインパクトにはならないという状況に現行制度は直面しているといえよう。

21 拙稿、「財務公開制度の有効性の測定について」、『国民経済雑誌』、第147巻第2号、(昭和58年2月)。

22 上掲論文、67ページ。

同様のアプローチによって、
 山地は、日本における1974年の
 商法改正による会計制度の一部
 変更を投資大衆がどのように評
 価したかを計量している。すな
²¹
 わち我が国では1974年に商法が
 改正されて会計監査人監査が
 1975年の会計年度から導入され
 た。もし投資大衆がこの制度に
 着目したとすれば、通常以上に

我々が第Ⅱ節及び第Ⅲ節でみてきた残差分析は主として月次収益率データを用いていた。これによってかなりの分析を進めることは可能であるが、しかし会計情報が証券市場にもたらすインパクトと速さを測定することはできない。効率的市場仮説によれば、証券市場に流入する情報を市場は速やかに反映するからである。したがって日次、少なくとも週次の収益率データに基づく残差分析が必要になってくるのである。そこで第Ⅳ節ではより短期のデータを用いた分析をみることにする。

Ⅳ 株式市場の情報への反応と残差

本節では、用いられる収益率データが比較的短期の残差分析を検討する。この分析によって初めて、会計情報の影響力の一側面としての証券市場の会計情報に対する反応程度及び速度を分析対象とすることがある程度可能となる。

月次収益率による残差分析では、会計情報公表月以前の残差を当該情報のインパクトと理解することは因果的にも困難であった。公表月の残差を用いるにしても、もしその公表が月の半ばであったとすれば、速やかに情報に反応する証券市場では情報による一時的価格変動がすぐさま調整されて残差が十分には計測されにくくなる。したがってできる限り短期間の残差分析が必要となる。しかし予め注意しておくならば、上に月次収益率を用いた分析に対して指摘した限界は論理的には週次・日次のデータを用いた残差分析に対してもそのまま当てはまるということである。例えば情報公開が週の半ばにおいて行われたとすれば、週末の株価を利用して作成される週次収益率データにはそのインパクトが十分には反映されない可能性がある。特に効率的な市場ではこのことは十分に考えられることであって、日次データの分析についてさえ同様である。以上のことを念頭において本節の検討を始める。

週次データを用いた研究で有名なものはビーバー (W. H. Beaver) の研究であろう。²³ 彼は我々が第Ⅰ節で検討したマーケット・モデル (①) を株価変動率を

23 W. H. Beaver, "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Empirical Research*

用いて推定する。すなわち、

$$R_{i,t} = \ln((D_{i,t} + P_{i,t})/P_{i,t-1})$$

$$R_{m,t} = \ln((SP)_t/(SP)_{t-1})$$

である。ただし、

$D_{i,t}$: t 期における証券 (i) への現金配当

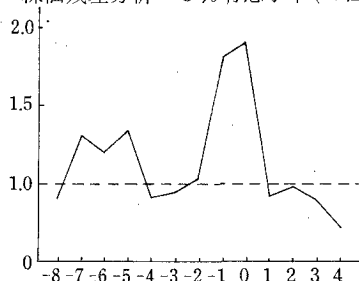
$P_{i,t}$: t 期末における証券 (i) の価格

$(SP)_t$: t 期末の Standard and Poor's Price Index の終り値水準

である。それによって非報告期間の残差 ($u_{i,t}$) と報告期間 (利益報告がある週の後数週 (j)) の残差 ($u_{i,j,k}$) が企業ごとに、調査期間中にある数回 (k) の報告機会について求められる。そして各企業ごとの非報告期間 ($T = \sum t$) の残差平均 ($S_i^2 = \sum_{t=1}^T (u_{i,t}^2)/T$) が計算される。次に $U_{i,j,k} = u_{i,j,k}^2/S_i^2$ が、各企業 (i) の情報インパクトの大きさを示す指標として計算される。最後に市場全体での情報インパクトをみるために、 $\bar{U}_j = \sum_{k=1}^P \sum_{i=1}^N U_{i,j,k}/N$ が導出される (N は調査期間における企業 (i) の制度的会計情報公表回数、 P はサンプル企業数)。

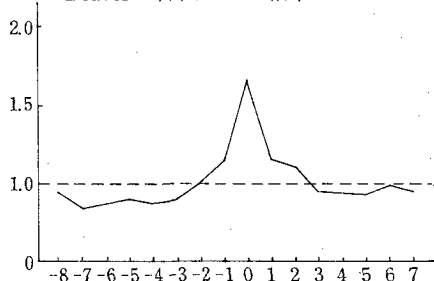
以上の計算結果から、平均的株価変動率を上回る変動が利益報告があった週前後に顕著にみられるか否かが検討された。そしてここではこのようなビーバーの分析手法を日本の証券市場に適用した研究結果から、上で説明した平均変

株価残差分析—5%有意水準(19社)



第V—1図

Beaverの株価テスト結果



第V—2図

動率を上回る変動が利益情報公表週に認められることを視覚化した図も併せて引用してみよう²⁴（第Ⅴ図）。

第Ⅴ図によって、公表週（0）における株価変動の異常性がかなりはっきりと検証されえたと思われる。このことは利益情報のインパクトのかなり明確な計測結果であると考えられる。

第Ⅰ表

Summary of Abnormal Security Returns
Associated with Announcements of
Corporate Earnings Forecasts

Day t (1)	$\bar{\epsilon}_t$ (2)	S_t (3)	t Statistic (4)
-40	-.0002	.0233	-.36
-30	.0005	.0208	.75
-20	-.0003	.0231	-.52
-10	.0009	.0230	1.29
-9	.0001	.0222	.14
-8	.0003	.0234	.37
-7	-.0006	.0234	-.89
-6	.0009	.0244	1.24
-5	.0003	.0242	.39
-4	.0008	.0229	1.17
-3	.0012	.0285	3.12
-2	.0014	.0250	1.99
-1	.0092	.0334	9.49
0	.0017	.0374	1.54
1	.0017	.0254	2.25
2	.0007	.0220	1.14
3	.0010	.0234	1.51
4	.0005	.0223	.71
5	-.0004	.0214	-.72
6	-.0001	.0224	-.10
7	-.0008	.0214	-1.21
8	-.0002	.0227	-.35
9	-.0002	.0232	-.33
10	.0000	.0224	.06
20	-.0006	.0222	-.87
30	-.0000	.0230	-.06
40	.0008	.0232	1.15

しかしここでいま一点注目すべきは、ビーバーの実証結果と違って日本における研究では利益報告が行われる5—7週間前に一つのピークがあることである。論者自身はこの現象に対する解釈をさしひかえているが、第Ⅱ節で触れた情報の漏れが週次データによって計測されたととも解釈されうるものである。すなわち日本の企業では、会計情報が公表される何週間か前に、何らかのルートを通じて情報が漏れている可能性があるということである。かくして月次の分析ではいささか間延びしていた情報のインパクトや漏れに関する実証は、週次の分析によって、初めて明確に実行されたことになる。

だがこのような分析に対しても批判がある。それは証券市場の反

24 会計情報研究会、「資本市場における会計情報の有効性」、『企業会計』、第30巻第13号、（昭和43年12月）。図は9ページより引用。

応速度の検証としては不十分だという批判である。そのような批判の一例を我々はペンマン (S. H. Penman) の研究に求めることができる。²⁵彼はマーケット・モデルの回帰分析を日次データを用いて行った。そして残差の動きをフォローしたのであるが、週次のレベルでは確認しえなかった反応の速さが、実は情報の漏れとあいまって公表日 (0) を中心にかなり漸進的なものであることが第 I 表から窺える。

以上の検討により、用いるデータを週次・日次とより短期間のものにしていくことによって、情報の影響力 (インパクト) の計測という課題についてはかなり明確な答えが得られたと考えられる。しかし情報に対する反応の速さについては週次データでも不十分であり、日次データを用いた反証例がみられたのであった。

ところが最後に注目すべき研究がある。それは本稿での直接の検討課題である残差分析ではないので詳しくは触れないが、日次データを越えて時間あるいは取り引き成立ごとのデータを用いた分単位の市場の反応を検討した研究である。²⁶この研究によって、利益情報が報告されるとその直後に大きな反応が現れ、続いて次の日の開始値に一つのピークがでることが判明した。この研究によって、日次データによる証券市場の反応の漸進性の指摘が覆され、証券市場にはかなり速い反応力があることが結論されたのである。

V 結 語

以上、本稿においては、幾つかの残差分析をサーベイすることによって、各分析で、外部報告会計現象の諸影響についてどこまでのことはいえて、どこまではいえないのかという点を明確にしてきた。我々の結論としては、会計情報

25 S. H. Penman, "Insider Trading and the Dissemination of Firms' Forecast Information," *The Journal of Business*, Vol. 55, No. 4, (October, 1982). 引用した表は, p. 483.

26 J. M. Patell and M. A. Wolfson, "The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements," *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2, (June, 1984). 当該稿については、以下の論文で詳しく紹介されている。桜井久勝, 「効率的市場仮説のパラドックスと会計利益情報の有用性」, 『国民経済雑誌』, 第151巻第3号, (昭和60年3月)。

を制度的に提供するという現象に証券市場が反応しているか否かという次元での検討ならば、月次データを用いた研究で十分であろうと思われる。しかし情報程度の計測とか有用な会計情報のより具体的確定、あるいは証券市場の情報効率性を念頭に置いた実証研究であるならば、データ期間の一層の短期化による検討が必要になってくるであろう。さらにいうまでもないことであるが、残差分析は証券市場における株式投資収益率決定モデルの検証と裏腹になっているということである。マーケット・モデルについていうならば、収益率分布の多変量正規性という仮定が現実にとどの程度妥当しているかという問題があり、CAPM についてはモデル自体の妥当性がさかんに議論され、裁定価格理論 (Arbitrage Pricing Theory) が台頭しているという事実がある。

しかし残差分析は、会計学において初めて確立された広範囲に利用されうる実証分析技法であるので、その限界を見極めつつも、今後も利用されることになる^{*}。

* 本稿作成に際しては、谷端 長、中野 勲両先生に有益なコメントを頂いた。記して感謝いたします。