



会計利益の時系列特性と利益予測

桜井, 久勝

(Citation)

研究年報. 経営學・會計學・商學, 36:45-98

(Issue Date)

1990

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81004157>



会計利益の時系列特性と利益予測

桜井久勝

I. 序

過去20年余にわたってアメリカの会計学界が The Accounting Review 誌および Journal of Accounting Research 誌を中心として取り組んできた重要な研究テーマの1つは、企業の会計利益の時系列特性とそれを利用した利益予測の問題である。この問題に研究者の関心が集まってきたのは次の理由による。

まず第1は、企業株式の価値を評価するに際しての将来のキャッシュ・フローの代理変数としての会計利益の重要性である。現在時点 ($t=0$) における企業 i の価値 V_{i0} は、将来キャッシュ・フローの割引現在価値として、次式によって算定される。

$$V_{i0} = \frac{E(C_{i1})}{1+E(R_{i1})} + \frac{E(C_{i2})}{[1+E(R_{i1})][1+E(R_{i2})]} + \cdots + \frac{E(C_{it})}{\prod_{t=1}^t [1+E(R_{it})]} + \cdots$$

ただし $E(C_{it})$ と $E(R_{it})$ はそれぞれ、企業 i の期間 t におけるキャッシュ・フローの期待値および投資収益率の期待値である。このうち市場における投資収益率の期待値の決定は資本資産価格形成モデル (CAPM) によって説明される。したがって残された問題は将来キャッシュ・フローを予測することであり、その予測値の代用測度として会計利益の予測が必要とされるのである。

第2に、株価変化と会計利益情報の関連性の研究においても、利益予測値が必要とされている。すなわち、公表された会計利益数字のうち市場にとって新情報として意味を持つのは、事前には予測されていなかった部分だけであることから、株価変化との関連性は期待外利益について調査されなければならない。したがって実績利益から控除する事前の期待利益の測度として、適切な利益予

測値の算定が不可欠になるのである。

第3に、いわゆる「利益平準化仮説」とよばれる経営者の利益操作に関する仮説の検証の一環としても会計利益の時系列特性が研究されてきた。周知の通り利益平準化仮説は、経営者による利益操作がなければ会計利益はある特定の時系列特性を有するという仮説と、経営者は会計利益の時系列的なバラツキを減少させるように利益操作を行うという仮説との同時仮説である。そしてこの仮説を検証するために、会計利益の時系列特性を明らかにする努力が行われてきたのである。

このほか会計利益の時系列特性に関する研究成果を、種々の目的で利用することが試みられてきた。たとえば会計監査人が具体的な監査手続を適用する以前に行うアナリティカル・レビューにおいて、企業が計上した利益と対比すべき正常な利益予測値を形成するための基礎として会計利益の時系列特性を利用すること、また国民経済的な観点から独占禁止政策の一環として個別企業の超過利潤の持続性を判定するための基礎として会計利益の時系列特性を利用することなどがその一例である。

本稿の目的は、上記のような多様な応用領域をもつ会計利益の時系列特性と利益予測の問題に関して、過去20年余にわたってアメリカで蓄積されてきた研究成果をレビューするとともに、日本企業の会計利益について研究を行う場合のいくつかの興味深い問題を指摘することである。このため、まず本稿でとりあげる利益予測の種類と評価基準を明らかにしたうえで（第2節）、会計利益の時系列特性を利用したモデルによる年次利益と四半期利益の予測（第3・4節）、指数モデルに基づく予測（第5節）およびアナリストと経営者による利益予測（第6・7節）に関する実証研究を順次レビューし、最後にこれらの研究からの発見事項を要約し、将来の研究方向を展望する（第8節）。

Ⅱ．利益予測の種類と評価基準

企業の将来利益の予測は、統計的モデルに基づく機械的な予測と、主観的判断を伴う人的な予測とに大別できるであろう。モデルに基づく予測では、使用するべきモデルとデータが特定されているから誰が予測を行っても同じ予測値が得られるのに対し、人的な予測では予測者の主観的判断と技術の差により予測値にバラツキが生じる点で、両者の間には顕著な相違がある。またモデルに基づく予測は、予測値の導出に到るプロセスを完全に機械化できるため、人的な予測に比べてコストが少なくすむという特徴を有している。

統計的モデルに基づく利益予測は、基礎とされるモデルの性質により、さらに時系列モデルに基づく予測と指数モデルに基づく予測に分類される。このうち時系列モデルに基づく予測は、各企業の将来利益を予測するに際し、その企業の過去の利益の時系列データの特性を描写するものとして選択された時系列モデルを利用して予測を行う方法である。この方法は、予測対象と同じ項目の時系列データだけが利用されるという意味で、最も単純な方法であるといえよう¹。また、指数モデルに基づく予測は、個々の企業の会計利益と経済全体ないし所属業種の業績動向を示す指数との間の連動関係を利用して個別企業の将来利益を予測する方法である。したがってこの方法では、各企業の利益の時系列データだけでなく、経済全体ないし所属業種の指数のデータとその予測値が必要とされることになる。

他方、モデルに基づく機械的な予測に対比されるものとしての人的な利益予測は、予測者が誰であるかにより、アナリストによる予測と経営者による予測

1) 会計利益を予測するに際しては、まずその構成要素を予測したうえで、それらを集計して利益予測値を得る方法もある。たとえば将来の収益と費用を別個に予測してから差引計算する方法や、セグメント別に予測した利益を合計する方法がそれである。これらの方法による利益予測の正確性についても研究が進められているが、本稿の検討対象には含めていない。

とに分けられる。アメリカでは経営者による利益予測情報の公表が強制されていないため、予測利益を公表する企業は少数であるが、それに代えてアナリストによる利益予測が盛んに行われている。これらの予測は過去の利益時系列だけでなく、非常に広範囲のデータを基礎として予測が作成される点、特に経営者による予測では企業外部者が入手できないような内部情報も予測に織り込まれる点で、モデルに基づく予測とは性質が著しく異なっている。

次節以下では、これら4種類の予測、すなわち時系列モデルと指数モデルに基づく利益予測およびアナリストや経営者による利益予測を順次とりあげて、それぞれの予測の品質を比較検討する。その比較に際して、利益予測値が具備すべき要件として予測の評価基準とされる性質は、予測値の不偏性と正確性である。

ここに予測の不偏性とは、予測誤差の期待値がゼロであること、すなわち予測値が過大または過小のいずれか一方に偏ってはいないことをいう。予測の不偏性の測定尺度は、次式で算定されるような誤差率の平均値である。

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{X_i - E(X_i)}{X_i}$$

ただし X_i はサンプル i の実際利益、 $E(X_i)$ はその予測値、 N はサンプル数を示す。したがってこの指標がプラス（マイナス）のとき、その予測方法は過小（過大）予測値を生み出す傾向があることを意味することになる。

他方、利益予測の正確性に関しては、誤差の符号は問題にならず、その相対的な大きさが意味をもつから、次式のような誤差率の絶対値の平均または誤差率の2乗の平均によって、代替的な予測方法の優劣比較が行われる。

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{X_i - E(X_i)}{X_i} \right| \quad \text{または} \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{X_i - E(X_i)}{X_i} \right]^2$$

これら2つの尺度のいずれを用いるかは、誤差率の大小を正確性の評価のウェイトにいかに関与させるかによって決まる。すなわち誤差率の絶対値による場合は、各誤差率の大きさに対して等しいウェイトが与えられるのに対し、誤差

率の2乗を用いた場合には、誤差率が大きいほど重大な誤りとして、よりいっそう大きなウェイトが与えられることになる。このことは予測の誤差率が10%と20%の2つのケースを想定した場合に、誤差率の絶対値では20%の誤差は10%の誤差の2倍の大きさとして評価されるのに対し、誤差率の2乗によれば、20%の誤差は10%の誤差の4倍（すなわち $0.2^2 = 0.04$ 対 $0.1^2 = 0.01$ ）として評価されることを考えれば明らかであろう。

以下でレビューする実証研究の多くは、利益予測の諸方法の間での優劣比較を行うに際し、主として予測の正確性を問題とし、これを予測誤差率の絶対値のサンプル平均によって判断している。またそれらの研究では、その平均値が比較されるだけでなく、予測の諸方法の間の正確性の差に関する統計的な有意性もまた同時に検証されることが多い。そこで用いられる一般的な方法は、「Friedman の順位による分散分析 2 元配置」および「Wilcoxon の対比された対の符号化順位検定」と呼ばれる、いずれもノンパラメトリック検定方法である。通常のパラメトリック検定に代えてノンパラメトリック検定が適用される理由は、上記の誤差率の分布が正規分布でないことに存する。いまこれらの検定方法を用いて、 $i = 1 \sim N$ 個のサンプルで K 通りの予測方法の正確性の優劣比較を行う手順を簡単に要約すれば次の通りである²。

まず最初に、 K 通りの予測方法の間で正確性に有意な差があるか否かを検証するため、Friedman 分析が適用される。この分析ではまず、サンプルごとに K 通りの予測方法のうち最も正確な予測値を生じたものから順に 1 から K の順位を与えた上で、全サンプルにわたる順位の合計値 $R_1, R_2, \dots, R_K$ を算定する。次に、次式に従い検定統計量 χ^2 を計算する。

2) これらの検定方法は、Sidney Siegel, *Nonparametric Statistics: For the Behavioral Science*, McGraw-Hill, 1956. 藤本照監訳『ノンパラメトリック統計学』マグローヒルブック, 1983, 79-87 頁および 172-178 頁に詳しい。

$$\chi^2 = \frac{12}{NK(K+1)} \sum_{k=1}^K (R_k)^2 - 3N(K+1)$$

そしてこの検定統計量が自由度 $[K-1]$ のカイ 2 乗分布に従うことを利用して、「K通りの予測方法の間に正確性の順位に差がない」という帰無仮説が検証されるのである。

この帰無仮説が棄却されると、次に予測方法の優劣順位を明らかにするため、K通りの予測方法から 2 通りずつを組み合わせ形成したそれぞれのペアについて、Wilcoxon 検定によって両者の予測の正確性の差の有意性が判断される。その方法は次の通りである。まず N 個のサンプルのそれぞれについて、2 通りの方法による予測値の予測誤差率の差 d_i を算定する。次に d_i の絶対値の小さい順に、 d_i の符号をそのままにして、サンプルに 1 から N の整数を割り当てたうえで、プラスとマイナスのうち発生回数の少ない符号をもつ側の順位の合計値 T を計算する。そして最後に、T が平均値 $\mu = [N(N+1)]/4$ 、標準偏差 $\sigma = [N(N+1)(2N+1)/24]^{1/2}$ の正規分布に従うことを利用して、 $Z = (T - \mu) / \sigma$ から 2 つの予測方法の間の正確性の差の有意性を判定する。このようにして、他のすべてのペアについてこの検定を繰り返すことにより、K 通りの予測方法の間の優劣順位を最終的に判定することができるのである。

Ⅲ．時系列モデルによる年次利益の予測

Ⅲ． 1．年次利益のランダム・ウォーク特性

いまだ実績値が判明していない当期の会計利益を予測しようとする場合、その最も単純な方法は、前期の実績利益をもって当期利益の予測値とする方法である。おそらくこれ以上に単純な方法は存在しないであろう。この予測は、ランダム・ウォーク・モデルと呼ばれる、次式で表されるような時系列モデルから生み出される。

$$X_t = X_{t-1} + a_t$$

ただし X_t は、期間 t の会計利益を示す。また a_t は、 $E(a_t) = 0$ で、すべての t について一定の分散 σ_a^2 を有し、すべての $k \neq 0$ について $\text{cov}(a_t, a_{t+k}) = 0$ の性質をもつ攪乱項である。したがって両辺の期待値をとると、 $E(X_t) = X_{t-1}$ となることから、 t 期の期待値が $t-1$ 期の実績値に等しいという予測が導かれるのである。

この時系列モデルおよびこれに基づく予測は、極めて単純であるにもかかわらず、会計利益の時系列特性にうまく適合し、優れた予測値を生じることが実証的に確認されてきた。その研究は古くから行われてきたが³、大サンプルに基づいてこれを科学的に証拠づけたのは Ball and Watts [1972] である。

彼らの調査は、1947-1966 年の20年間の年次利益の時系列データが入手可能なニューヨーク証券取引所上場企業約 700 社をサンプルとし、純利益額および一株当たり利益の時系列がランダム・ウォークによって描写されるか否かを分析するものである。その検証は主としてラン検定、自己相関、および指数平滑モデルの係数推定という3つの手法に基づいている。

3) Ball and Watts [1972, p.666] によれば、下記の Little [1962] および Little and Rayner [1966] はイギリス企業の会計利益の成長率がランダムであることを見出し、Lintner and Grauber [1967] はアメリカ企業について同様の結果を得ており、また Brealey [1967, 1969] は利益変化の調査に基づいて利益の時系列がランダム・ウォークに従うと結論づけたことが紹介されている。I. M. D. Little, "Higgledy Piggledy Growth," *Institute of Statistics*, Oxford, Vol. 24, No. 4 (November 1962); I.M.D. Little and A.C.Rayner, *Higgledy Piggledy Growth Again*, Basil Blackwell, Oxford, U.K., 1966; John Lintner and Robert Grauber, "Higgledy Piggledy Growth in America?" Working Paper, University of Chicago, May 1967; Richard A.Brealey. "Statistical Properties of Successive Changes in Earnings." Unpublished Paper, March 1967; Richard A.Brealey, *An Introduction to Risk and Return for Common Stocks*. MIT Press, Boston, 1969.

まず最初のラン検定では、時系列の一次階差 ($X_t - X_{t-1}$) をとった場合に同一符号が続くブロックの個数 (ランの個数という) の正常性に基づいて、ランダム・ウォークの適合性が判定される。たとえば、 $[++++--]$ という階差系列のランの個数は2であり、 $[+-+--+]$ のときは5である。もし会計利益がランダム・ウォークに従うならば、利益変化の符号の連鎖はランダムであるが、時系列にプラス (マイナス) の従属性が存在するため同符号 (逆符号) の利益変化が連続する場合には、ランの個数は極端に小さく (大きく) なるであろう。したがってランの実際個数をランダム・ウォークの場合の期待個数と比較することによって、ある時系列がランダム・ウォークであるか否かを検定することが可能になる。彼らの検定結果は、ランの実際個数が期待個数と非常に近似しており、サンプル全体について、会計利益の時系列がランダム・ウォークと首尾一貫することを示している⁴。

次に自己相関の調査は、時系列のラグ k の自己相関係数 ρ_K が $\rho_K = [\text{cov}(a_t, a_{t+K}) / \sigma^2_a]$ として算定されるところ、ランダム・ウォークでは上述の通り $[\text{cov}(a_t, a_{t+K}) = 0]$ であることを利用して、自己相関係数の有意性検定をもってランダム・ウォークの適合性を判定するものである。もし利益の時系列がランダム・ウォークに従うならば、あらゆるラグ k の利益変化の自己相関係数 ρ_K がゼロでなければならない。彼らがラグ1から5の自己相関を計算したところ、純利益額についても1株当たり利益についても、係数の平均値はゼロとは有意に相違しておらず⁵、会計利益の時系列がランダム・ウォークであるという仮説は棄却されない。

- 4) 時系列のプラスの個数を N_1 、マイナスの個数を N_2 、 $N_1 + N_2 = N$ とするとき、ランダム・ウォークの場合のランの個数は、期待値が $[2N_1N_2 / (N+1)]$ 、標準偏差が $[\{2N_1N_2(2N_1N_2 - N)\}^{1/2} / \{N(N+1)\}^{1/2}]$ であり、 $[Z = (\text{ランの実際個数} - \text{期待個数}) / \text{標準偏差}]$ が標準正規分布に従うことを利用して、仮説検定が実施された。その結果、 Z 値の平均は純利益額が -0.03 、1株当たり利益が -0.04 となり、いずれもゼロと有意には異ならなかった ($p. 670$, table 2)。
- 5) 階差時系列の個数を N 、ラグの数を T と表記すれば、小サンプルでは自己相関係数の期待値が $[-1 / (N-1)]$ 、標準偏差が $[(T-2) / (T-1)^2]$ であり、 $[Z$

第3の調査は、指数平滑モデルの推定による。ここに指数平滑モデルとは、時系列を描写するモデルの一つであり、利益時系列の t 期の実際値とその事前の予測値をそれぞれ X_t および $E(X_t)$ とし、平滑定数を α (ただし $0 < \alpha < 1$) と表記するとき、次式によって表される。

$$E(X_2) = X_1$$

$$E(X_3) = \alpha X_2 + (1 - \alpha) E(X_2) = \alpha X_2 + (1 - \alpha) X_1$$

$$E(X_4) = \alpha X_3 + (1 - \alpha) E(X_3) = \alpha X_3 + \alpha(1 - \alpha) X_2 + (1 - \alpha)^2 X_1$$

$$E(X_5) = \alpha X_4 + (1 - \alpha) E(X_4) = \alpha X_4 + \alpha(1 - \alpha)^2 X_3 \\ + \alpha(1 - \alpha)^3 X_2 + (1 - \alpha)^4 X_1$$

$$E(X_t) = \alpha X_{t-1} + (1 - \alpha) E(X_{t-1}) = \alpha X_{t-1} + \alpha(1 - \alpha)^2 X_{t-2} + \dots \\ \dots + \alpha(1 - \alpha)^{t-2} X_2 + (1 - \alpha)^{t-1} X_1$$

そこで彼らは、各企業の利益時系列に最もうまくフィットする α の値を推定するのである。前述の通り、ランダム・ウォークでは $[E(X_t) = X_{t-1}]$ であるから、ある時系列がランダム・ウォークであるためには、あてはめられた指数平滑モデルの α は1でなければならない。彼らが α を 0.05 きざみで推定したところ、純利益額の時系列には $\alpha = 1$ 、また1株当たり利益の時系列には $\alpha = 0.95$ が最も適合することが判明した⁶。したがってこの調査もまた、会計利益の時系列がランダム・ウォークまたはそれに極めて近似するプロセスであることを示している。

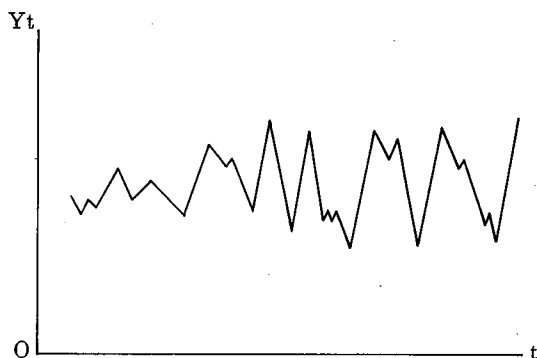
= (実際値 - 期待値) / 標準偏差] が標準正規分布に近似することを利用して、仮説検定が実施された。その結果、たとえばラグ1の場合、Zの平均値は純利益が +0.01、1株当たり利益が -0.42 で、ゼロと有意には異ならなかった (p. 672, table 3)。ラグ2から5についても同様であった (p. 673, table 4)。

6) α の値は、0と1の間で試行錯誤的にいろいろ変えて、予測誤差が最少となるように決定された (p. 676, table 6)。

以上のように、彼らの検定結果はすべて、純利益額および1株当たり利益がランダム・ウォーク・プロセスから生じることと首尾一貫している⁷。ゆえにランダム・ウォーク・モデルは会計利益の時系列特性をうまく記述するモデルの有力な候補である。しかしここで注意しなければならないことは、会計利益の時系列特性が企業ごとに異なる可能性があるのに対し、Ball and Watts [1972] の結論は、サンプル企業全体の平均的結果に基づいて導出されていることである。したがって、もし企業に異なるモデルの選択を許容すれば、ランダム・ウォークは多くの企業で必ずしも最善のモデルではなくなる可能性が残されている。

そこで次に、会計利益の時系列が企業別に異なる可能性を探るため、非常に広範囲の時系列特性に対応できるモデルとして、Box-Jenkins モデルを導入しよう。前述のランダム・ウォーク・モデルもこの Box-Jenkins モデルの1つの特殊ケースである。

Ⅲ. 2. Box-Jenkins モデル⁸



7) 1株当たり利益の時系列を各期首の株価または1株当たり純資産額で割って算定した利益率の時系列に対しては、ランダム・ウォークではなく移動平均 (moving average) プロセスが適合するという証拠が Beaver [1970, p. 94, table 6] および Lookabill [1976, pp. 732 - 733, table 3, 4] によって提示されている。

8) 本節の記述は、主として Mabert and Radcliffe [1974] に依存しており、必要に応じて Box and Jenkins [1976] を参照した。

いま図のような時系列プロセスがあるものとする。各時点での観察値は Y_t , Y_{t-1} , Y_{t-2} , …… であり, その平均値は μ である。この時系列は, 体系的趨勢 (systematic trend) が存在しないという意味で, 安定的な (stationary) 系列である。しかし安定的ではあっても, Y の値は決して毎期一定ではなく, 常時, ランダムなショックが生じている。そのようなショックを a_t , a_{t-1} , a_{t-2} , …… と表記し, これらは平均値ゼロ, 分散が一定の正規変数として独立に分布するものと仮定する。

このような時系列を表現するモデルには, 次の2つのものが考えられる。すなわち自己回帰モデル (autoregressive model) と移動平均モデル (moving average model) であり, それぞれ次式で表される。

自己回帰モデル

$$Y_t - \mu = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \phi_2(Y_{t-2} - \mu) + \cdots + \phi_p(Y_{t-p} - \mu) + a_t \quad (1)$$

移動平均モデル

$$Y_t - \mu = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \quad (2)$$

(1)式から明らかなように, 自己回帰モデルは, 期間 t における平均値からの乖離 $[Y_t - \mu]$ が, 過去の p 個の期間における乖離によって説明できるという立場をとり, 過去の乖離によって説明されない部分として期間 t のランダム・ショック a_t が追加される。他方, (2)式で表される移動平均モデルは, 期間 t における平均値からの乖離が, 過去の q 個の期間に生じたランダム・ショックによって説明できるという立場をとり, 過去のショックによっては説明されない部分として期間 t のランダム・ショック a_t が追加される。

これらのモデルを用いて実際の時系列を表現する場合, 出発点としては, 自己回帰または移動平均のどちらか一方に限定することなく, できるだけ広い範囲の性質に対応できるモデルを準備することが重要である。そのために, 上記の (1)(2) のモデルを組み合わせて, 次の自己回帰・移動平均混合モデル (mixed autoregressive-moving average model) が形成される。

$$Y_t - \mu = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \phi_2(Y_{t-2} - \mu) + \cdots + \phi_p(Y_{t-p} - \mu) + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \quad (3)$$

これを整理すれば次式が得られる。

$$\begin{aligned} Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \phi_2 Y_{t-2} - \cdots - \phi_p Y_{t-p} \\ = (1 - \phi_1 - \phi_2 - \cdots - \phi_p) \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \\ - \cdots - \theta_q a_{t-q} \end{aligned}$$

ここで、表記を簡単にするために

$$(1 - \phi_1 - \phi_2 - \cdots - \phi_p) \mu = \theta_u$$

とするとともに、 $B^p Y_t = Y_{t-p}$ と定義されるような、 B (backshift operator) を導入して、

$$1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p = \phi_p(B)$$

$$1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q = \theta_q(B)$$

とすれば、(3) 式は結局、次のように表記される。

$$\phi_p(B) Y_t = \theta_u + \theta_q(B) a_t \quad (4)$$

(4) 式で表されるモデルは、時系列が安定的であることを前提としているが、この条件を満たさない2つのケースが考えられる。その一つは、企業の年次売上高の時系列に見られるように、長期的な成長トレンドが存在する場合である。他の一つは、季節的パターンが存在する場合で、月次データ・四半期データおよび上半期と下半期に分割されたデータの時系列に、このようなパターンが生じうる。したがってこれらの場合には、非安定的の性質をもつ原始時系列 X_t を安定的時系列 Y_t に変換したうえで、(4) 式のモデルが利用されることになる。これら2つのケースのうち、年次利益の時系列には季節的パターンは存在しないから、ここでは長期的な成長トレンドが存在する場合をとりあげ、季節的パターンの処理は次節で議論することとする。

長期的な成長トレンドをもつ時系列 X_t は、次の式で表されるような、次数 d の規則的階差をとることによって、安定的系列 Y_t に変換できる。

$$Y_t = (1-B)^d X_t \quad (5)$$

たとえば1次階差 ($d=1$) のとき, $[Y_t = (1-B)^1 X_t = X_t - X_{t-1}]$ であり, 2次階差 ($d=2$) のときは, $[Y_t = (1-B)^2 X_t = (1-2B+B^2) X_t = X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2} = (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2})]$ である。

そこで次に(5)式を(4)式へ代入すれば, 成長トレンドをもつ時系列 X_t をも表現できるモデルとして, 次の(6)式で表される ARIMA モデル (autoregressive integrated moving average model) が得られる。このモデルは開発者の名前からしばしば Box-Jenkins モデルと呼ばれているので, 本稿でもこの名称を用いることにする。

$$\phi_p(B)(1-B)^d X_t = \theta_u + \theta_q(B) a_t \quad (6)$$

前述の通り, このモデルは非常に広範囲の時系列特性に対応できるものであり, $[p, d, q]$ の組合せを選ぶことにより, 多様なモデルを表現することができる。いま, そのうちのいくつかを $[p, d, q]$ の組合せによって表現すれば次の通りである⁹。なお(6)式の θ_u は決定論的な (deterministic) トレンドを示す定数であり, 通常の実扱いに従って0としている¹⁰。

9) 具体的モデルへ展開する方法を説明するため, $[p, d, q] = [1, 1, 1]$ の場合の計算を例示すれば次の通りである。

$$\begin{aligned} \phi_1(B)(1-B) X_t &= \theta_1(B) a_t \\ (1-\phi_1 B)(1-B) X_t &= (1-\theta_1 B) a_t \\ (1-\phi_1 B - B + \phi_1 B^2) X_t &= (1-\theta_1 B) a_t \\ X_t - \phi_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \phi_1 X_{t-2} &= a_t - \theta_1 a_{t-1} \\ X_t &= X_{t-1} + \phi_1 (X_{t-1} - X_{t-2}) + a_t - \theta_1 a_{t-1} \end{aligned}$$

10) 階差をとった場合, (3)式は次の通りである。

$$\begin{aligned} (Y_t - \mu) - (Y_{t-1} - \mu) &= \phi_1 [(Y_{t-1} - \mu) - (Y_{t-2} - \mu)] + \dots \\ Y_t - Y_{t-1} &= \phi_1 [Y_{t-1} - Y_{t-2}] + \dots \end{aligned}$$

したがって $[(1-\phi_1-\phi_2-\dots-\phi_0)\mu = \theta_u]$ の項は消滅するから, $\theta_u = 0$ とされる。

[1, 0, 0] $\phi_1(B)X_t = a_t$ より $X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t$ 自己回帰モデル¹¹

[0, 1, 0] $(1-B)X_t = a_t$ より $X_t = X_{t-1} + a_t$ ランダム・ウォーク・モデル

[0, 0, 1] $X_t = \theta_1(B)a_t$ より $X_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$ 移動平均モデル

このように多様なありうべきモデルのうちから、企業ごとに最も適合するモデルが次の手順によって選択される。(1) まず時系列の自己相関係数を計算し、成長トレンドの存否に基づいて d を決定し、これに相当する階差をとったうえで、再びその自己相関係数を計算する。(2) これを特定の自己回帰・移動平均モデルの理論的自己相関パターンと比較し、適合する p と q を選択する。(3) 以上でモデルの型が特定されるから、次に過去の時系列データを利用してモデルのパラメータ ϕ と θ を推定する。(4) そして最後に、そのモデルから算定される残差がランダム・ノイズであることを再検討したうえで、モデルを確定するのである¹²。

したがって個々の企業の会計利益の時系列がランダム・ウォークであるか否かは、企業別に最も適合するものとして決定された Box-Jenkins モデルが、ランダム・ウォーク・モデルになるか否かによって判定することができる。

Ⅲ. 3. 企業別モデルの多様性と年次利益予測

年次会計利益の時系列に対して、企業ごとに別個の Box-Jenkins モデルを識別する試みは、次の3つの研究で行われている。Dopuch and Watts [1972, p.188, table 6] は、所定の基準¹³で抽出した11社の各々について、年

11) たとえば $(n, 0, 0)$ のとき $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_n X_{t-n} + a_t$ となり、 $\phi_1 = \alpha$, $\phi_2 = \alpha(1-\alpha)$, $\phi_3 = \alpha(1-\alpha)^2 \dots$ とすれば、指数平滑モデルになる。

12) この具体的手順が Mabert and Radcliffe [1974] および Foster [1986, pp.234-238] で例示されている。

13) サンプル企業はいずれも減価償却方法を定率法へ変更した企業であり、彼らの研究

次純利益額の時系列（最短で41年，最長で53年）に最も適合するモデルを当てはめたが，ランダム・ウォークを示す $[0, 1, 0]$ モデルが選択されたのは1社だけであった。また Albrecht, Lookabill and Mckeown [1977, pp.230-231, table 1] が，49企業の1947-72年の年次純利益額の時系列に Box-Jenkins モデルを当てはめたところ，ランダム・ウォークが選択されたのは9社だけであった。さらに Watts and Leftwich [1977, p.262, table 3] も別の32社の各38年間の年次純利益額の時系列を調査したが，ランダム・ウォークが選択された企業はまったく存在しなかった。

これらの研究で，ランダム・ウォーク以外に選択された主要なモデルは次の通りである。

$$[1, 0, 0] \quad X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t$$

$$[2, 0, 0] \quad X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + a_t$$

$$[1, 1, 0] \quad X_t = X_{t-1} + \phi_1 (X_{t-1} - X_{t-2}) + a_t$$

$$[0, 1, 1] \quad X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

これらの結果は，一見，大部分の企業の年次会計利益の時系列がランダム・ウォークではないことを示しているように思われるであろう。しかし $[1, 0, 0]$ および $[2, 0, 0]$ のモデルで $[\phi_1 = 1, \phi_2 = 0]$ のとき，また $[1, 1, 0]$ モデルで $[\phi_1 = 0]$ のとき，さらに $[0, 1, 1]$ モデルで $[\phi_1 = 1, \theta_1 = 0]$ のとき，これらのモデルはすべてランダム・ウォーク・モデルを意味することになる。この可能性をあわせて調査した Watts and Leftwich [1977] では，32社中の15社については，推定されたモデルのパラメータがランダム・ウォークのパラメータと統計的に有意に異ならないため，ランダム・ウォーク・モデルが妥当するという結果が得られている。しかし残りの17社については依

目的は，変更の前と後で最適なモデルが変わることをもって，変更の重要性の判断基準とすることになった。本文では，変更前後を合算したデータに基づく結果を紹介している。

然としてランダム・ウォークとは有意に異なっていた。したがって大まかにみて、約半数の企業の年次純利益額の時系列は、ランダム・ウォークとは明らかに異なるといえよう。

指数平滑モデルを用いた次の2つの研究の結果も同様である。前述の通り、指数平滑モデルがランダム・ウォークになるためには、 α の推定値が1でなければならない。そこで Brooks and Buckmaster [1976, pp.1367-1370, table 1, 2, 3] は、2,630社の1954-74年の純利益額の時系列に指数平滑モデルをあてはめて企業別の α の値を推定した。その結果、確かにサンプル全体でみれば $\alpha=1$ が最善の予測値を生じることから、ランダム・ウォークが一般的に肯定されるとしても、企業別には、特に過去の利益水準から大きく乖離したサンプルについて α が1より相当に小さくなり、これらの時系列が決してランダム・ウォークでないことが明らかになった。また Salamon and Smith [1977, p.1800, table 5] は、110社の1950-62年の1株当たり利益の時系列から指数平滑モデルの α を推定しているが、 $\alpha=1$ ないしそれに近い数値への若干の集中がみられるものの、企業別の α の推定値は予想外に広範囲に分散しており、ここでもまたランダム・ウォークでは描写できない多数の企業が存在することが明らかにされている。

以上の5つの調査で提示された証拠から、純利益額や1株当たり利益の時系列特性は多様であり、ランダム・ウォーク・モデルが適合しない企業も数多く存在するという結論が導出される¹⁴。そしてこのことから、時系列モデルを用いた年次利益の予測について次のような期待が生じるであろう。すなわち、すべての企業についてランダム・ウォーク・モデルを適用して得られる予測利益よりも、企業別に最も適合するモデルを利用した予測利益の方が、よりいっそう

14) Lev [1983] は企業の時系列特性の決定要因を分析し、非耐久財・サービス産業、参入障壁が高い業種、資本集約度の低い業種で利益の自己相関が高く、非耐久財・サービス産業と小規模企業で利益の変動性が大きいという結論を得た。

正確な予測値を生じるという期待である。この期待は、直観的には当然に正しいように思われるかもしれないが、過去の時系列に最もうまく当てはまるモデルが必ずしも最善の予測値を生じるわけではなく、企業別モデルに基づく予測の方が正確か否かは実証的な問題である。

この問題をとりあげた調査は次の2つであり、いずれも企業別に選択された Box-Jenkins モデルに基づく予測利益と、全企業にランダム・ウォーク・モデルを適用して得られる予測利益の正確性を比較している。Albrecht, Lookabill and Mckeown [1977, p. 239, table 7] は、純利益額の予測に関し、49 企業をサンプルとして、誤差率の平均、誤差率の絶対値の平均、および誤差率の2乗の平均によって予測の正確性を評価したところ、ランダム・ウォーク・モデルの予測が企業別 Box-Jenkins モデルの予測と少なくとも同程度に正確であることを示す証拠が得られた。また32 企業をサンプルとして純利益額の予測を調査した Watts and Leftwich [1977, pp. 267-268, table 5, 6] の結論も同じであった。

この結果は、直観とは一致しないであろうが、おそらく次の原因で生じたものと推定される。まず一方で、Box-Jenkins モデルの良好な推定には、少なくとも50個の時系列データが必要である (Box and Jenkins [1976, p. 18]) という制約がある。したがって年次利益については、はるかな過去にまで遡ったデータが利用されることになる。しかし他方では、データ期間が長くなればなるほど、その途中で企業利益の時系列特性に構造変化が生じた可能性が高くなるから、古いデータに当てはめられたモデルに基づく予測は、かえって不正確になるのである。これに対しランダム・ウォーク・モデルの予測は、直前期間の実績値だけを利用しており、古い過去の時系列には影響されないから、構造変化が激しい場合には特にその威力を発揮するであろう。そして現実には、そのような構造変化がかなりの頻度で生じたがゆえに、前述の結果が得られたものと考えられる。

以上から、年次利益の予測に関しては、ランダム・ウォーク・モデルに基づく予測が、極めて洗練された企業別の Box-Jenkins モデルに基づく予測と、少なくとも同等に正確な予測値を生じると結論づけることができる。また Box-Jenkins モデルでの予測には多数のデータが必要であるのに対し、ランダム・ウォーク・モデルの予測は、わずか1個のデータで足りるというコスト面の差を考慮すれば、ランダム・ウォーク予測の優位性はよりいっそう顕著である。

IV. 時系列モデルによる四半期利益の予測

IV. 1. 四半期利益の時系列特性

年次の時系列とは異なり、月次・四半期・半期等の時系列には季節的パターンが存在する可能性が大きい。そこで本節では、四半期利益の時系列をモデル化するに際し、Box-Jenkins モデルを拡張して、季節的パターンにも対応できるように一般化することから始める。

前述の通り、Box-Jenkins モデルの決定の第一歩は安定的な時系列を形成することである。したがって前節では、原始時系列に長期的な成長トレンドが存在する場合に、規則的階差をとることによって安定的時系列への変換が行われた。それと同様に、季節的パターンをもつ時系列 X_t は、次式で表されるような季節的階差をとることによって、安定的系列 Y_t に変換することができる。

$$Y_t = (1 - B^s)^D X_t \quad (7)$$

ただし D は季節的階差の次数を示し、また s は1年当りの季節データの個数で、月次データでは12、四半期データでは4、半期データでは2という値をとる。たとえばこの節でとりあげている四半期データ ($s = 4$) の時系列 X_t の一次階差 ($D = 1$) をとると、 $[Y_t = (1 - B^4)^1 X_t = X_t - B^4 X_t = X_t - X_{t-4}]$ となる。

このような季節的階差を示す (7) 式を前節の (6) 式に代入し、かつ季節的自己回帰パラメータ $\phi'_{ps}(B)$ および季節的移動平均パラメータ $\theta'_{qs}(B)$ を追加

すれば、次の(8)式の Box-Jenkins モデルは季節的パターンのある時系列をも含むすべてのタイプの時系列を表現できるようになる。

$$\phi_p(B) \phi'_{ps}(B) (1-B^S)^p (1-B)^d X_t = \theta_u + \theta_q(B) \theta'_{qs}(B) a_t \quad (8)$$

$$\text{ただし } \phi'_{ps}(B) = 1 - \phi'_s B^S - \phi'_{2s} B^{2S} - \dots - \phi'_{ps} B^{pS}$$

$$\theta'_{qs}(B) = 1 - \theta'_s B^S - \theta'_{2s} B^{2S} - \dots - \theta'_{qs} B^{qS}$$

また本節では四半期利益の時系列をとりあげているから $S=4$ である。したがって(8)式は、 $[p, d, q]$ と $[P, D, Q]$ の組合せが決まれば、モデルの型が特定されることになる。

年次利益の時系列については、前述の通り、すべての企業に使用するモデルとしてランダム・ウォーク・モデルが提示された。これとちょうど同様に、四半期利益に関しても、すべての企業に適合するモデルが探求されてきた。その結果、現在のところ、四半期利益の時系列特性を描写するモデルとして広く支持されているのは次の表1に示した3つである¹⁵。

表1. 四半期利益の時系列モデル

提 唱 者	サ ン プ ル	モ デ ル $[p, d, q] \times [P, D, Q]$
Foster [1977]	69社の1946-61年(64 四半期)の四半期純利 益額	$[1, 0, 0] \times [0, 1, 0]$ $X_t = X_{t-4} + \phi_1(X_{t-1} - X_{t-5}) + a_t$
Griffin [1977]	94社の1958-71年(56 四半期)の四半期純利 益額	$[0, 1, 1] \times [0, 1, 1]$ $X_t = X_{t-4} + (X_{t-1} - X_{t-5})$ $- \theta_1 a_{t-1} - \theta'_4 a_{t-4}$ $+ \theta_1 \theta'_4 a_{t-8} + a_t$
Brown & Rozeff [1979]	23社の1951-71年(88 四半期)の四半期1株 利益	$[1, 0, 0] \times [0, 1, 1]$ $X_t = X_{t-4} + \phi_1(X_{t-1} - X_{t-5})$ $- \theta'_4 a_{t-4} + a_t$

15) Griffin [1977] と同じモデルを最初に提案したのは Watts, L. Ross, "The Time Series Behavior of Quarterly Earnings," Working Paper, University of Newcastle, April 1975 であるといわれている。

これら3つのモデルは細部では少しずつ異なるが、次の特性を共有している。それは隣接する直前四半期(t に対し $t-1$)の影響と、季節的要因を示す前年同四半期(t に対し $t-4$)の影響の両方を含む点である。

IV. 2. 四半期利益の予測

四半期利益の時系列特性を記述した上記の3つのモデルは、利益予測のためにも利用可能である。その場合にはすべての企業に対してこれらの同一モデルが適用されることになる。これに対する代替的方法是、企業ごとに四半期利益の時系列特性が異なるであろうこと¹⁶に着目し、企業別に最も適合する Box-Jenkins モデルを推定して、そこから予測値を導出する方法である。この方法は、企業別モデルを利用する点でよりいっそう厳密な分だけ、正確な予測値を生み出す可能性がある。

以上のことから、時系列モデルを利用した四半期利益の予測方法の優劣について、次のような興味深い問題が生じる。その1つは、企業別に選択した Box-Jenkins モデルを利用する予測が、上述の3つの一般的モデルを利用した予測よりも優れているか否かという問題であり、もう1つは、3つの一般的モデルの中で最も正確な予測値を生み出すモデルはどれかという問題である。表2は、これらの問題をめぐって行われてきた多数の調査を要約したものである。

表のうち「項目」欄は、予測対象項目が四半期の純利益額と1株当たり利益(EPS)のいずれであるかを示している。また「代替的モデル」の欄には、各研究で予測能力の優劣が相互に比較されたモデルに記号が付けられており、N はナイーブ・モデルを示し、F・G・BR はそれぞれ Foster [1977], Griffin

16) Lorek [1979, p. 195, table 1] は30社各3期間を調査し、企業別に適合するモデルが前述の3モデル以外に多様であることを示し、また Lorek et al. [1983, p. 323, table 3] も業種別に時系列特性が異なることを証拠づけている。さらに Lorek and Bathke [1984, p. 372, table 2] は、四半期利益に季節的要因がない多数の企業が存在することを明らかにしている。

[1977], Brown and Rozeff [1979] が提案するモデルであり, BJ は企業別に選択された Box-Jenkins モデルを意味している。なおナイーブ・モデル (N) として多用されるのは, ランダム・ウォーク・モデル [$X_t = X_{t-1}$] および季節的ランダム・ウォーク・モデル [$X_t = X_{t-4}$] である。

次に「サンプル」の欄は, 優劣比較に用いられたサンプル企業数を表し, 「予測視野」の数値は, 予測時点から何四半期先の利益が予測されたかを示す。たとえば [1-4] と記入された研究では, 1 四半期先・2 四半期先・3 四半期先および 4 四半期先という 4 通りの予測視野での予測の正確性が比較されている。また「予測対象期間」は具体的な該当年を西暦で示し, これらの期間についての予測のためのモデル識別やパラメータ推定に利用されたデータの期間が「基礎データ期間」である。なお「直前」は, 各視野での予測対象とされた期間の直前までのデータが含まれることを意味している¹⁷⁾。

最後に「更新方法」の欄は, F・G・BR・BJ の各モデルに基づく予測について, 期間が経過して最新の実績データが新たに利用可能になった場合の予測更新方法として仮定された手続を示している。このうち「再識別」は最新データの追加に伴いモデル型の再識別まで遡る方法, 「再推定」はモデル型を従来のままとしてパラメータの再推定を行う方法, 「適応」はモデル型もパラメータも従来のまま, 最新データに基づいて予測を更新する方法である¹⁸⁾。

各モデルに基づく予測の正確性の比較結果は, 表の「代替的モデル」欄に記号で示した通りである。◎印は他のモデルに比べて, より正確な予測値を生じ

17) 一般に Box-Jenkins モデルの利用には少なくとも 50 個の時系列データが必要であるといわれているが, Lorek and McKeown [1978] は時系列データの個数が多いほど予測が正確になり, 24 個以下では予測の正確性が極端に低下することを明らかにしている。表に示した研究では, データ個数が最少のものでも 52 個である。

18) McKeown and Lorek [1978] は更新後の予測値が, 「再識別」のとき最も正確であり, 「再推定」の場合がこれに続き, 「適応」のとき最も不正確なることを証拠づけている。

表 2. 四半期利益予測の正確性に関する実証研究

研 究	項 目	代替的モデル	サン プル	予 測 視 野	予測対象 期間	基礎データ 期 間	更新方法
		N F G B R B J					
Foster [1977]	利益額	△ ◎ ○	69	1	1962-74	1946-直前	適 応
Brown & Rozeff [1979]	E P S	△ ○ ◎ ○	23	1, 5, 9	1969-78	1951-直前	再 推 定
Lorek [1979]	利益額	△ △ ◎ △ ○	30	1-4	1971-73	1958-直前	適 応
Collins & Hopwood [1980]	E P S	△ ○ ◎ ○	50	1-4	1970-74	1951-直前	再 識 別
Lorek, Icerman & Abdulkader [1983]	利益額	○ ○ ○ ○	73	1, 4, 8	1976-77	1962-75年	非 更 新
Collins, Hopwood & Mckeown [1984]	E P S	○ ◎	161	1-5	1970-78	1951-直前	再 推 定
Bathke & Lorek [1984]	E P S	△ ○ ○ ◎	240	1	1975-77	1962-直前	再 推 定
Brown, Hagerman, Griffin & Zmijewski [1987]	E P S	△ ○ ◎	233	1-3	1975-80	1960-直前	再 推 定
Bathke, Lorek & Willinger [1989]	利益額	△ △ ○ ◎	109	1	1980-82	1967-直前	再 推 定

るモデルであること、△はそのモデルの予測の正確度が劣ること、○は中程度であることを意味する。なお、これらの優劣比較は第2節で示した通り、通常、次の方法で行われている。まず最初に、誤差率 $[(\text{実績値} - \text{予測値}) / \text{実績値}]$ の絶対値または2乗のサンプル平均が小さいほど正確な予測として、全般的な優劣が把握される。次に複数のモデル間で予測の正確性に関する平均順位に有意な差があるか否かが「Friedman の順位による分散分析 2元配置」によって判定される。そして有意性が肯定されると、2モデルずつ組み合わせて形成したすべてのペアに対して「Wilcoxon の対比された対の符号化順位検定」を適用して相互比較を行うことにより、他より有意に優れた（または劣った）モデルが検出されるのである。

表2に示された結果から次のことが明らかである。まず第1は、年次利益については優れた予測能力を有していたランダム・ウォーク・モデルが、四半期利益の予測では他のモデルに比べて明らかに劣っている点である。第2に、四半期利益の時系列特性を最もうまく描写するものとして企業別に識別されたBox-Jenkinsモデルに基づく予測が、意外にも最善ではないことが指摘できる。すなわち、全企業に対して前述の3つの同一モデルを適用した予測の方が、企業別モデルに基づく予測より優れているか、少なくとも同等に正確な予測値を生み出す能力を有するのである。この点については、ランダム・ウォーク・モデルに基づく年次利益の予測の方が企業別Box-Jenkinsモデルに基づく予測より優れていたのと同じである。そしてその原因もまた、将来には反復されないような企業別の過去の特殊な時系列にも適合するように、個々のモデルが選択されたことにあると推定される。

第3に、3つの一般的モデル相互間では、Brown-Rozeff[1979]モデルがやや優れており、Griffin[1977]モデルがこれに続き、Foster[1977]モデルはやや劣っているように思われる。ただし、研究相互間でモデルの優劣順位は首尾一貫しておらず、実証結果は選択されたサンプルに依存するのかもしれない。しかし表に示された9個の研究のうち最近の4つの研究はサンプル数も相対的に多く、結果も共通していることから、現在のところは上述のような優劣順位が支持されるであろう。

なおこれら9個の実証研究は、モデル相互の優劣順位以外に、次のような一般的傾向を明らかにしている。(1)予測視野の長短による予測の正確性の差を調査した研究によれば、当然のことではあるが、予測視野が長くなるほど予測値は不正確になる。(2)第1・2・3四半期に比べて第4四半期利益の予測はよりいっそう不正確であり(Collins, Hopwood and Mckeown [1984, p.472, table 3])、これは第4四半期利益には年次利益との一致のための利益調整が含まれているためであると推定される。(3)利用するモデルにかかわらず、小規模企業

に関する予測ほど不正確である (Bathke, Lorek and Willinger [1989, p. 64, table 7])。

V. 指数モデルによる年次利益の予測

V. 1. 指数モデルの適合性

これまでの2節では、企業の将来利益を予測する場合に、その企業の過去の利益の時系列だけを利用するモデルについて検討した。しかし予測に利用できるデータには多様なものがあり、これらも合わせて利用した方が優れた予測を行いうるものと考えられる。そのようなデータのうち代表的なものが、経済全体および所属業種の業績動向を示す指数である。そこで本節ではまず、個々の企業利益をそれらの業績指数と関連づける指数モデルの現実的な適合性の検討から開始する。

指数モデルは、個々の企業が孤立しているのではなく、経済全体または所属業種に共通する要因の影響を受けながら経済活動を営んでいることに注目し、個々の企業の利益動向を経済全体ないし所属業種の業績動向によって説明しようとするモデルである。そしてこれには、個別企業利益を経済全体の業績指数だけで説明しようとする1指数モデルと、経済全体および所属業種の業績指数の両方で説明しようとする2指数モデルがあり、それぞれ次式で表される。

$$X_{it} = a_i + b_i X_{mt} + e_{it} \quad \text{①}$$

$$X_{it} = a_i + b_i X_{mt} + c_i X_{st} + e_{it} \quad \text{②}$$

ただし X_{it} は企業 i の期間 t の利益、 X_{mt} は経済全体の業績指数、 X_{st} は所属産業の業績指数である。また a , b , c は企業別に時系列回帰によって推定されるパラメータであり、 e_{it} は誤差項である。上記の2式は、変数 X の時系列の値そのものを使用しているから水準モデル (level model) と呼ばれるのに対し、時系列の対前年変化分 (すなわち一次階差 ΔX) を変数値として使用す

れば、次のような一次階差モデル（first difference model）が得られる。

$$\Delta X_{it} = a_i + b_i \Delta X_{mt} + e_{it} \quad (3)$$

$$\Delta X_{it} = a_i + b_i \Delta X_{mt} + c_i \Delta X_{st} + e_{it} \quad (4)$$

これらの指数モデルの適合性については、表3に要約した5個の実証研究が行われている¹⁹。モデルの全般的な現実適合性は、表の右端に示した決定係数の平均値によって判断されるが、その前に経済全体および所属業種の業績指数について若干の説明が必要である。

表3. 指数モデルの適合性に関する実証研究

研 究	サンプル数	データ期間	調 査 項 目	モデルの決定係数の平均			
				①	②	③	④
Brown & Ball [1967]	10業種 316社	1947-65年	純利益額	0.55	0.66	—	—
			1株当たり利益	0.46	0.59	—	—
			総資産利益率	0.37	0.49	—	—
Gonedes [1973]	316社	1947-68年	自己資本利益率	0.25	—	0.23	—
Magee [1974]	15業種 165社	1953-67年	自己資本利益率	0.19	0.35	—	—
Lev [1980]	14業種 587社	1949-67年	純利益額	0.49	0.74	0.18	0.39
Foster [1986]	15業種 315社	1964-83年	純利益額	—	—	0.36	0.43

多くの場合、これらの業績指数としては、調査対象に含まれたサンプルの変数値の単純平均または加重平均が用いられる。たとえばBrown and Ball [1967]では、純利益額の指数としてサンプルの単純平均が用いられ、1株当たり利益と総資産利益率については、それぞれ発行済株式数と期首総資産簿価によるサン

19) 表に示された調査対象項目は、全体の一部分である。ほかにBrown and Ball [1967]では、減価償却費控除前営業利益とそれを総資産で割った利益率および支払利息控除前純利益、Gonedes [1973]では自己資本回転率（＝売上高÷期首自己資本簿価）、Lev [1983]では売上高と営業利益がそれぞれ調査されている。これらの調査結果も表に示した項目と首尾一貫している。

ルの加重平均値が使用されている²⁰。また Lev [1983] のように、サンプル企業の変数値とは別個の国民経済統計としての全企業利益合計値や GNP 数値を用いる場合もある。

このうちサンプル平均を用いる場合には、説明変数と非説明変数の独立性が問題になる。すなわち X_i の値が X_m および X_s の算定に含まれることから、 X_i 自らが X_i を説明することになってしまう危険が生じるのである。経済全体指数 X_m の算定には多数のサンプルが用いられるから、個別企業の影響度はきわめて低く、問題はほとんどない。しかし業種別指数 X_s の計算に用いられるサンプル数が少ない場合には、変数の非独立性は深刻である。したがって表に示した研究はいずれも、少なくとも10社以上が存在する業種のみをサンプルに含めることにより、この問題を回避しようとしている。

業績指数については、経済全体指数 X_m と業種別指数 X_s の間の独立性も問題になる。すなわち業種別指数を集計したものが経済全体指数になるから、両者は独立ではないのである。そこで Brown and Ball [1967] と Magee [1974] は、業種別指数を経済全体指数に対して回帰した残差を業種別指数に固有の変数とみなして X_s と定義する。これに対し、Lev [1980] と Foster [1986] では業種別指数そのものが X_s であるため、上記②および④式の重回帰を行った場合に、2つの説明変数の間で重共線性の問題が生じる。表3で、指数モデルの現実適合性の判断基準として、パラメータ推定値の有意性判定に代えて、決定係数の平均値を示したのはこのためである。

表3に示された決定係数から、指数モデルが良好な適合性をもっていることが明らかである。調査対象項目によって決定係数は異なるが、純利益額に関しては、水準モデルにおいて1変数のときに50%前後であり、2変数のときには

20) Gonedes [1973] はサンプルの単純平均と期首自己資本簿価による加重平均、Magee [1974] も期首自己資本簿価による加重平均、Foster [1986] は発行済株式の時価総額による加重平均値を用いている。

70%にも達する。また決定係数が相対的に低い一次階差モデルでも、2変数のときには40%前後になっている。このことから指数モデルは、利益予測に利用するのに十分な現実適合性を有するものと考えられる。

V. 2. 年次利益の予測

第3節で明らかにしたように、年次利益についてはランダム・ウォーク・モデルが良好な予測値を生み出している。これに対して指数モデルは、上述のような現実適合性を有するだけでなく、多量のデータを使用するものであるから、少なくともランダム・ウォーク・モデルよりも正確な予測値を生み出すであろうことが先験的に期待される。

しかし指数モデルを予測に利用するには、経済全体指数や業種別指数のできるだけ正確な予測値を入手する必要がある、したがって指数モデルに基づく予測の正確性の程度は、モデル自体の適切性だけでなく、これらの指数の予測値の正確性にも依存するのである。このことは予測のための次の手順を考えれば明らかであろう。たとえば $[X_{it} = a_i + b_i X_{mt} + e_{it}]$ という指数モデルを利用して企業 i の将来期間 $[t+1]$ の利益 X_{it+1} を予測するには、まず過去の X_i と X_m の時系列データに最少2乗法を適用して、モデルのパラメータ a_i と b_i を推定する。次に、将来期間 $[t+1]$ の経済全体指数の予測値 Y_{mt+1} を、何らかの方法により入手しなければならない。そして最後に、これらの数値を結合して $[X_{it+1} = a_i + b_i Y_{mt+1}]$ として予測値を導出するのである。したがって予測値と実績値が相違した場合、その原因は指数モデルそのものの欠陥だけでなく、経済全体指数や業種別指数の予測値が不正確であったことにも存することになる。ゆえに指数モデルが実際にランダム・ウォーク・モデルより正確な予測値を生み出すか否かは実証的な問題である。

指数モデルに基づく予測値とランダム・ウォーク・モデルに基づく予測値との正確性の比較は、次の2つの研究で行われている。Gonedes [1973] は、

316社の1953・60・68年の年次の自己資本利益率について、上記の①式と③式の指数モデルによる予測値を、ランダム・ウォーク・モデルによる予測値と比較した。なお、モデルのパラメータは、1947-68年のうち予測対象の3年を除く時系列から推定され、経済全体指数 X_m の予測値はランダム・ウォーク・モデルに基づいて導出されている。他方、Lev [1983] は①③④式の指数モデルによる予測値を、ランダム・ウォーク・モデルの予測値と比較している。予測対象は1968-74年の各年の純利益額であり、指数モデルのパラメータは予測対象の直前年度までの19年間の時系列データから推定された。また説明変数の指数には、国民経済統計として発表される全企業および業種別企業の利益合計値の過去の実績値と将来の予測値が使用されている。予測の正確性についての比較結果は表4の通りであった²¹。

表4. 指数モデルによる予測の正確性に関する実証研究

研 究	予 測 誤 差	
Gonedes [1973, p. 233]	誤差率2乗	誤差率絶対値
①式(水準モデル・1指数)	0.0008	0.0239
③式(階差モデル・1指数)	0.0005	0.0198
ランダム・ウォーク	0.0005	0.0187
同上(ドリフトつき)	0.0007	0.0222
Lev [1983, p. 533, 538]	誤差率絶対値	同左
	1968-74平均	1968年
①式(水準モデル・1指数)	0.120	—
③式(階差モデル・1指数)	0.044	0.0878
④式(階差モデル・2指数)	—	0.0797
ランダム・ウォーク(ドリフトつき)	0.073	0.1015

21) Gonedes [1973] では、指数の形成方法として、サンプルの単純平均法および自己資本簿価による加重平均法が試みられているが、表には単純平均法の場合を示した。加重平均の結果も同様である。また Lev [1983] の1968年に関する数値は、14業種

これら2つの実証結果から見て、指数モデルに基づく年次利益の予測については、現在のところ次の結論を導出することができるであろう。(1) 指数モデルはランダム・ウォーク・モデルと少なくとも同等か、それ以上に正確な予測値を生み出している。しかし実証結果から判断する限り、その差はわずかであると思われる。したがって、指数モデルによる予測の成功のためには、指数そのもののできるだけ正確な予測値を入手する必要があること、および指数モデルの利用には多量のデータ処理が不可欠であるのに対し、ランダム・ウォーク・モデルに基づく予測は簡単に導出できることを考えれば、ランダム・ウォーク・モデルに基づく予測も依然としてその価値を失わない。(2) 指数モデルの相互間では、水準モデルよりも階差モデルによる予測値の方が、また1指数モデルよりも2指数モデルによる予測値の方が正確になる傾向がある。したがって各種の指数モデルの中では、④式のような1次階差の2指数モデルが最善の予測値を生み出すものと期待される。

Ⅵ. アナリストによる利益予測

Ⅵ. 1. アナリスト業の繁栄

わが国では証券取引所が上場企業に対して、当期の決算発表を行う際に次期の利益予測値を同時に公表するように要請しており、大部分の企業の経営者はこの要請に応じて、予測利益の公表を行っている。しかしアメリカでは経営者による利益予測の公表が任意とされているため、これを公表する企業は多くない。それに代わってアメリカでは、アナリストによって作成された利益予測情

別に示されたデータ [p. 538, table 3] を単純平均した結果である。なお両研究でのドリフトつきランダム・ウォーク・モデルは次の通りであり、Gonedes [1973] では $K = 5$ 、Lev [1983] では $K = 9$ とされている。

$$X_t = X_{t-1} + \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K (X_{t-k} - X_{t-k-1})$$

報を商品として投資者に販売する情報産業が繁栄している。

利益予測情報の販売を目的とする企業には2つのタイプがある。1つは、その情報企業自らが作成した利益予測情報を販売するもので、Value Line Investment Survey 社の Value Line Investment Service がその代表である。もう1つのタイプは、自らは利益予測を行うことなく、他の多数のアナリストが作成した利益予測値を集計して販売する企業である。この後者のタイプの情報サービス企業には、Standard and Poor's 社の Earnings Forecaster, Lynch, Jones and Ryan 社の IBES (Institutional Brokers Estimate System), および Zacks Investment 社の Icarus Service などがある²²。これらは予測対象企業のそれぞれについて、証券引受業者を中心とする多数のアナリストが作成した予測利益の平均値や標準偏差などの情報を提供している。

以上の4つの企業が提供するデータはいずれも、アナリストによる利益予測情報のデータベースとして実証研究で用いられており、予測対象企業数や情報更新頻度などは表5の通りである。

表5. 利益予測情報を販売する機関

情報サービス名	提供機関名	頻度	対象企業	情報の内容
① Value Line Investment Service	Value Line Investment Survey	毎週	約1,600	1-5四半期 先のEPS予測
② Earnings Forecaster	Standard and Poor's	隔週	約1,000	アナリストのEPS 予測の集計
③ IBES (Institutional Brokers Estimate System)	Lynch, Jones and Ryan	毎月	約2,500	アナリストのEPS 予測の集計
④ Icarus Service	Zacks Investment Company	毎週	約2,400	アナリストのEPS 予測の集計

22) これらのうち IBES および Icarus Service が提供する情報の実例が Foster [1986, pp.272-273] に転載されている。

アナリストによる利益予測数値を商品として販売するこれらの機関は、いずれも営利企業として営まれている。そしてこのような企業が繁栄している事実は、そこで提供されるアナリストの利益予測がきわめて正確であることを暗示するものである。もしアナリストによる利益予測が、時系列モデルから算出される予測値と同じ程度の正確性しか持っていないならば、その予測情報を有償で購入する者はなく、これらの企業は存続しえないであろう。そこで次に、アナリストによる利益予測の正確性を時系列モデルのそれと比較している実証研究のレビューを通じて、このことを確認しよう。

VI. 2. アナリスト予測の正確性と不偏性

アナリストによる利益予測の正確性に関する研究は、2つの先駆的研究によって報告された予想外の調査結果に刺激されて始まった。すなわち Cragg and Malkiel [1968] は、年次1株当たり利益（以下では EPS と略称する）の成長率に関して、投資会社に勤務する5名のアナリストによって作成された予測が、ランダム・ウォーク・モデルの予測と同程度にしか正確でないという結論に到達した。また Elton and Gruber [1972] は、年金基金・投資助言サービスおよび証券引受業に所属するアナリストによって作成された年次 EPS の予測値が、指数平滑モデルから生じる予測値と同程度にしか正確でないことを示す証拠を提示したのである。

前述の通り、もしアナリストによる利益予測が時系列モデルからの予測と同程度の正確性しか有しないならば、アナリストが利益予測を行う意義は存在しないから、これらの調査結果は、まったく予想外であったといわざるをえない。そこでこれらの結果の普遍性を確かめるために、アナリストによる利益予測の正確性をめぐって多数の研究が相次いで行われた。表6は、それらの研究の概要を要約したものである。

表に列挙した研究はいずれも、時系列モデルに基づく予測値とアナリストの

表 6. アナリストによる利益予測の正確性に関する実証研究

研 究	予測項目	時系列モデル						アナリスト				サ ン プ ル	予測対象 期間
		RW	F	G	BR	BJ	他	VL	EF	IB	他		
Cragg & Malkie [1968]	年次 EPS	○									○	185	1964-68
Elton & Gruber [1972]	年次 EPS						○				○	474	1964-66
Barefield & Comiskey [1975]	年次 EPS	○							◎			100	1967-72
Barefield & Comiskey [1976]	年次 EPS	○							◎			38	1967-72
Brown & Rozeff [1978]	四半期 EPS	△					○	◎				50	1972-75
Crichfield, Dyckman & Lakonishok [1978]	年次 EPS	○							◎			46	1967-76
Collins & Hopwood [1980]	四半期 EPS		△	○	○	○		◎				50	1970-74
Fried & Givory [1982]	年次 EPS	○							◎			約 110	1969-79
Collins, Hopwood & Mckeown [1984]	四半期 EPS			△	○			○				161	1970-78
Brown, Hagerman, Griffin & Zmijewski [1987]	四半期 EPS			△	○	○		◎				233	1975-80
Brown, Richardson & Schwager [1987]	四半期・ 年次 EPS	○						◎		◎		168	1977-79
O'Brien [1988]	四半期 EPS	○	○						◎			184	1975-81

予測値の正確性を比較している。各研究で相互に比較された具体的な予測は、表に記号で記入した通りである。時系列モデルのうち、RW はランダム・ウォーク・モデルを示し、F・G・BR はそれぞれ Foster [1977], Griffin [1977], Brown and Rozeff [1979] が提示するモデルであり、また BJ は企業別に識別された Box-Jenkins モデルを意味する。他方、アナリスト予測のうち、VL は Value Line, EF は Earnings Forecaster, IB は IBES によって提供される予測値である。

これらの研究は、予測対象項目が年次 EPS であるか四半期 EPS であるかにより、2 つに大別することができる²³。そして第3節および第4節で明らかにしたように、年次利益に関する優れた予測はランダム・ウォーク・モデルに基づく予測であり、他方、四半期利益については3通りの代替案のうち Brown and Rozeff [1979] のモデルの予測能力が相対的に優れていた。またアナリスト予測のうち、Value Line は四半期利益を予測し、Earnings Forecaster と IBES は年次利益予測の提供に主力を置いている。したがって上記の研究のうち年次利益の予測については、ランダム・ウォーク・モデルによる予測を Earnings Forecaster ないし IBES の予測と比較することが中心となる。また四半期利益の予測については、Brown and Rozeff [1979] を中心とする四半期利益の時系列モデルからの予測と Value Line の提供する予測との比較に焦点が置かれる。

各研究の結果は、表6に記号で示した通りである。すなわち◎は他よりも正確な予測であることを意味し、逆に△は不正確な予測値を生み出すことを意味している。これらの実証結果から次のことが明らかである。

23) Collins and Hopwood [1980] および O'Brien [1988] では、予測対象項目は年次 EPS であるが、具体的には四半期 EPS 予測の合計として算定されることから、表では四半期 EPS を予測項目とした。

まず年次 EPS の予測については、上で引用した初期の 2 つを除く 5 個の研究のすべての結果が、ランダム・ウォーク・モデルの予測よりもアナリストの予測の方が正確であることを示している。この結果は、予測対象年度にかかわらず首尾一貫している。これらのうち予測誤差率の絶対値の平均を明示した 2 つの研究から、その結果を引用したものが表 7 である。

表 7. 年次 EPS の予測誤差の比較

研究 \ 予測方法	ランダム・ウォーク	アナリスト予測
Barefield and Comiskey [1976, p. 62, table 5]	0.0869	0.0627
Fried and Givory [1982, p. 91, table 1]	0.193	0.164

次に、四半期 EPS の予測についても、時系列モデルに基づく予測よりアナリストの予測の方が正確である。たとえば多くの代替的モデルからの予測を比較している 2 つの代表的な研究の結果を要約すれば、表 8 の通りである。Collins and Hopwood [1980] は、前期利益・当期第 1・第 2・第 3 四半期利益が公表された各時点での、当期の年次 EPS の予測値を四半期 EPS 予測の合計として算定した場合の正確性を比較した。また Brown, Hagerman, Griffin and Zmijewski [1984] では、それぞれ 1 四半期先・2 四半期先・3 四半期先の各四半期 EPS の予測の正確性が比較された。なお表 8 には、正確性の判断基準として、予測誤差率の絶対値の平均が示されている。これらの結果は、予測作成時点や予測視野の長短にかかわらず、すべてのケースでアナリストの四半期 EPS 予測の方が正確であることを示すものである。

以上の一連の証拠から、年次 EPS の予測についても四半期 EPS の予測についても、時系列モデルに基づく予測よりもアナリストが作成した予測の方が

表 8. 四半期 EPS の予測誤差の比較

研 究 予測方法	Collins & Hopwood [1980, p.398, table 2]				Brown et al. [1987, pp.67-68, table 1]		
	前期	第 1	第 2	第 3	1 期先	2 期先	3 期先
Foster [1977]	0.649	0.504	0.377	0.232	0.291	0.322	0.336
Griffin [1977]	0.700	0.547	0.337	0.178	0.279	0.308	0.331
Brown and Rozeff [1979]	0.513	0.401	0.271	0.154	0.273	0.307	0.331
企業別 Box-Jenkins	0.522	0.426	0.331	0.163	—	—	—
アナリスト	0.341	0.281	0.218	0.100	0.207	0.263	0.287

正確であると結論づけることができる。したがって利益予測情報の作成と販売が営利事業として成立しうることが実証証拠によっても確認できるのである。

アナリスト予測については、その正確性だけでなく不偏性もまた問題になる。なぜならば、アナリストが予測を行う場合の重要な基礎データは経営者へのインタビューを通じて得られると考えられ、それにより予測値が過大に偏向されるおそれがあるからである。たとえば業績悪化時に株価の低下を遅らせるために経営者が過大な業績見通しをアナリストに伝達した結果として、アナリスト予測が少なくとも短期的には過大に偏向される可能性がある。またアナリストは経営者との良好な関係を維持して情報入手を促進するため、経営者の歓心を買うような過大な予測を意図的に作成することも考えられよう。

予測値の不偏性の最も基本的な尺度は、第2節で示した通り、予測誤差率の平均である。これを提示する唯一の研究たる Fried and Givory [1982, p.91, table 1] によれば、 $[(\text{実績値} - \text{予測値}) / |\text{実績値}|]$ として算定される誤差率の平均は -0.053 であり、予測はやや過大であったが、その統計的有意性は明らかでない。これに対し Givory [1985, p.376, table 1] は、75社のサ

ンプル別に1967-79年に関するアナリストの年次EPS予測について、 $[\text{In}(\text{予測値}/\text{実績値}) \neq 0]$ を帰無仮説とする検定を行った。式から明らかな通り、予測値が実績値と等しいときこの値はゼロであり、過大(過小)予測であればプラス(マイナス)である。検定の結果、68社の予測は不偏的であり、過大(過小)予測はわずか4社(3社)だけであった。さらに Crichfield et al. [1978, p. 664, table 7] および Givory [1985, pp. 377-378, table 1, 2] は、 $[\text{実績値} = a + b \cdot \text{予測値}]$ という回帰を通じて、アナリスト予測の不偏性を検証した。予測が不偏的であるためには、 $[a = 0, b = 1]$ でなければならないが、両方の実証結果ともこれを支持した。たとえば378個のサンプルに基づくGivoryの回帰結果は $[a = 0.016, b = 1.009]$ であり、上記の仮説は棄却されない。したがってこれらの結果から、アナリストによる利益予測は、正確性だけでなく不偏性をも兼ね備えていると判断することができよう。

VI. 3. アナリスト予測の正確性の決定要因

前述の大部分の実証研究は、アナリストによる利益予測が時系列モデルから算定される予測よりも正確であると結論づけている点で首尾一貫している。それではアナリストが時系列モデルよりも正確な予測を作成することを可能にしている要因は何か。またアナリスト予測の正確性は、どのような要因によって影響を受けるのであろうか。

アナリストが時系列モデルよりも正確な予測を作成できる理由としては、ただちに次の2点が想起されるであろう。第1は、予測作成のタイミング上の有利性である。すなわち時系列モデルが過去の時系列データだけを予測モデルへのインプットとしているため、1期間が経過して新しい実績データが公表された時点で初めて予測が改訂されるのに対し、アナリスト予測では当該実績データ公表後の最新情報をも利用して、予測を常に最新の状態に更新し続けることができるのである。第2に、予測の作成に利用される情報集合が広いことも、

アナリスト予測をよりいっそう正確にする要因であると考えられる。時系列モデルでは過去の時系列データ以外は利用されないが、アナリストは時系列モデルからの予測値をデータとして利用するとともに、マクロ経済情報をも予測に反映できるのである。

予測作成のタイミングが予測値の正確性に影響することは、多くの実証研究が、予測視野の短い予測値ほど正確であるという調査結果を報告していることから明らかであろう。たとえば上記の表8に示された2つの実証結果はそれぞれ、年次EPS予測はその作成時点が期末に近づくほど正確になること、および近い将来の四半期EPSほど正確に予測できることを証拠づけている²⁴。また時系列モデルと比較したタイミング上の有利性の影響を直接的に検証したBrown, Hagerman, Griffin and Zmijewski [1987, pp. 82-84, table 5]は、四半期利益の実績値の発表日からアナリストが利益予測を作成した日までの経過日数によりサンプルをグループに分類して予測の正確性を調査し、実績利益発表日以後の経過日数が多いほど、アナリストの予測がよりいっそう正確になることを明らかにしている。そこで彼らは、四半期 t の実績利益が公表される10日前から公表前日の間に作成された、 $t+1$ 期に関するアナリスト予測を、 t 期の実績値を反映した時系列モデルの予測と比較したところ、アナリスト予測には t 期の実績利益が反映されていないため予測作成のタイミングに関して不利であるにもかかわらず、アナリスト予測の方が正確であるという結果が得られた(pp. 77-78, table 3, 4)。したがってアナリスト予測の正確性の一因が、予測作成のタイミング上の有利性にあることは明らかであるが、その理由だけでは説明できないのである。

24) 同様の証拠が次の研究で提示されている。Crichfield, Dyckman and Lakonishok [1978, p.659, table 2]; Collins, Hopwood and McKeown [1984, p.470, table 1; Elton, Gruber and Gultekin [1984, p.354, table 1]; Brown, Foster and Noreen [1985, pp. 47-48, table 3. 4, 3. 5]; Brown, Richardson and Schwager [1987, pp.62-64, table 2-4]; O'Brien [1988, p.67, table 4]。

次に、アナリスト予測の正確性が利用情報の広さにも起因することについては、次のような証拠が提示されている。Brown and Rozeff [1979] と Givory [1985] はそれぞれ、Value Line の四半期 EPS 予測と Earnings Forecaster の年次 EPS 予測について、ある期間の実績値の公表によって判明した事前の予測値の誤差 X と、将来期間に関する予測の改訂分 Y の間の関係を調査するため、 $[Y = a + bX]$ という回帰を実施した。Brown and Rozeff [1979, p. 346, table 1] が第1四半期の予測誤差 X に対して第2四半期予測の改訂分 Y を回帰したところ、回帰の決定係数は 0.41 であり、年次 EPS 予測を取り扱った Givory [1985, p.383, table 6] では 0.622 であった。これらの証拠は、実績利益の公表によって判明した過去の予測誤差に対応して、アナリストが将来利益の予測値を改訂することを示すとともに、その改訂の大きさは判明した予測誤差だけでは説明されず、アナリストが予測の改訂に際してより広範囲の情報集合を利用することを裏づけるものである。

また Fried and Givory [1982, p.100, table 5] は、1969-79年にわたる 1,247 個の年次利益について、実績利益 A と Earnings Forecaster による予測値 P およびランダム・ウォーク・モデルからの予測値 X との間の偏相関係数を比較したところ、モデル予測値 X を所与としたときの実績値 A とアナリスト予測値 P の間の偏相関係数が 0.56 であったのに対し、アナリスト予測値 P を所与とした実績値 A とモデル予測値 X の間の偏相関係数は -0.04 にすぎなかった。したがってこの証拠もまた、アナリストが利益予測を作成するに際して、時系列モデルからの予測値を参照するとともに、それ以外の広範囲の情報を利用して予測の正確性を高めることを示している。

以上の分析から、時系列モデルに基づく予測に対するアナリスト予測の優位性の2大要因が、予測作成のタイミング上の有利性と、利用する情報集合の広さにあることが明らかである。

なおこれら以外に、アナリスト予測の正確性に影響する要因として、次の事

項が実証的に指摘されている。まず Barefield and Comiskey [1975a, p. 240, table 4; 1975b, p.320, table 3] は、ベータ値が高い企業ほど、また利益の変動性が大きい企業ほど、アナリスト予測が不正確になることを発見した。また Brown [1983, p.440, table 3] は、ある種の会計処理方法の変更によって、アナリスト予測が不正確になることを報告している。最後に Brown, Richardson and Schwager [1987, pp.62-64, table 2-4] は、ランダム・ウォーク・モデルの予測と比べたアナリスト予測の誤差の大きさを、多くの説明変数に対して重回帰し、企業規模が大きいほど、複数のアナリスト間の予測のバラツキが小さいほど、直前の実績利益公表から経過日数が多いほど、また予測視野が短いほど、アナリスト予測がよりいっそう正確になるという結果を得ている。アナリスト間の予測のバラツキが小さいほど、アナリスト予測の平均値がよりいっそう正確であることは、IBES による 414 社に係る 1976 - 78 年の年次 EPS 予測を調査した Elton, Gruber and Gultekin [1984, p.362, table 5] から明らかなである。彼らはまた、アナリストの予測誤差の源泉の経済全体要因・業種別要因・個別企業要因に分類し、決算日の 1 年前に作成された予測の場合、それぞれの構成割合が 2.0%, 37.3% および 60.7% であったことを報告している。

Ⅶ. 経営者による利益予測

Ⅶ. 1. 経営者による予測の正確性

アナリストが時系列モデルよりも正確な利益予測を行いうる一因が、利用する情報集合の広さにあるとすれば、経営者による利益予測はアナリストよりもよりいっそう正確である可能性が大きい。なぜならば、アナリストが企業外部者として予測を行うのに対し、経営者は自社の特性をよりいっそう的確に周知しているだけでなく、外部者には知ることができないような経営計画情報をも

予測に利用できるからである。したがってここでは、まず時系列モデルからの予測値と経営者の予測値の正確性を比較した研究を取り上げ、次いでアナリストの予測と経営者の予測の正確性を比較した研究をも検討することとする。

前述の通り、アメリカでは経営者による利益予測情報の公表は強制されていないから、一部の企業についてしか経営者の利益予測を入手することができない。またたとえ経営者が利益予測を任意に公表している企業でも、大部分は年次 EPS に関する予測を1年に1度公表しているだけであり、四半期予測が公表されたり、予測値が改訂されることはほとんどない。さらに予測の方式も、時系列モデルやアナリスト予測のように常に1点推定であるとは限らず、予測利益の下限と上限の両方または片方だけしか示さない場合も多い。下限と上限の両方を示した予測は通常その平均値をもって1点推定値とみなしてサンプルに含められるが、下限または上限しか示さない予測はサンプルから排除せざるをえない。このような理由により、経営者の利益予測の正確性に関する分析は、年次 EPS 予測のみを対象として相対的に少数のサンプルで行われるという特徴がある。

時系列モデルからの予測と比べた経営者の予測の正確性に関する研究は、Green and Segall [1966, pp.34-35, table 5; 1967, p.53, table 5] が、1964 年および 65 年に関してそれぞれわずか 12 社および 13 社の経営者が公表した年次 EPS の予測値をサンプルとした調査において、その誤差があまりにも大きいことから、経営者による利益予測が時系列モデルからの予測より優れているとは思われないと結論づけたことに刺激を受けて開始された。

その後、経営者による年次 EPS 予測と時系列モデルからの予測の優劣をめぐって現在までに行われた 4 個の実証研究を要約したものが表 9 である。

これらの研究は全体として 1966-74 年の 9 年をカバーしているが、前述の通り各研究ごとのサンプルは少ない。これら経営者の利益予測のサンプルとしては、予測対象年度の決算日の 8 か月以前、すなわち予測年度の第 1 四半期実

表 9. 経営者と時系列モデルの予測の正確性を比較する実証研究

研 究	サ ン プ ル	予測誤差率 経営者 モデル	統 計 的 有 意 性	比 較 モ デ ル	経 営 者 予 測 の 作 成 時 点
Copeland & Marioni [1972, p. 505, table 3]	1968 年に 係る 50 個	0.201 0.265	不 実 施	四半期 の 4 倍	不 明
Lorek, McDonald & Patz [1976, p. 324, table 1]	1966-70 年 に係る 40 個	0.130 0.063	1%有意	企業別 BJ	8 カ月 以上前
Hagerman & Ruland [1979, pp. 174-5, table 1, 2]	1970-73 年 に係る 98 個	0.074 0.146	2%有意	ランダ ムウォ ーク	8-14 カ 月前
Imhoff & Pare [1982, p. 435, table 1]	1971-74 年 に係る 46 個	0.149 0.179	5%有意	Foster [1977]	8-12 カ 月前

績利益の公表以前に作成されたものだけが採用されている。他方、これと比較される時系列モデルは表 9 に示した通りであり²⁵、これらに基づく予測値の算定に際しては、予測年度の前年までの実績データだけが使用され、予測年度の第 1 四半期実績利益は用いられていない。したがって両者の予測の作成時点にはほとんど差がないから、誤差尺度によってそのまま比較してよいと考えられる。表に示した誤差尺度は、予測誤差率 $[(\text{予測値} - \text{実績値}) / \text{実績値}]$ の絶対値のサンプル平均である。また経営者の予測と時系列モデルに基づく予測の誤差率の差の統計的有意性は、「Wilcoxon の対比された対の符号化順位検定」によって判定されている。

25) 比較相手として複数の代替的なモデルが試みられている場合は、誤差率の最も低いモデルを表に示した。なお Copeland and Marioni [1972] のモデルは、予測直前の四半期利益の 4 倍を年次利益の予測値とするモデルである。

表9に示した4つの研究のうち3つは、時系列モデルに基づく予測よりも経営者が作成した予測の方が正確であることを示している。また逆の結論を導出した Lorek, McDonald and Patz [1976] のサンプルは、任意公表された経営者予測のうち誤差率が10%より大小のものがそれぞれ毎年4個ずつになるように選択されており、無作為抽出サンプルとは言いがたいから、この実証結果の普遍性は疑わしい。以上の理由により、年次 EPS について任意公表された経営者の予測は、時系列モデルから算定される予測よりも正確であると判断できるであろう。

次の問題は、アナリストによる予測値と比べた経営者予測の優劣である。これについても表10に示す6個の調査が行われている。

表10. 経営者とアナリストの予測の正確性を比較する実証研究

研 究	サンプ ル	経営者 の誤差	アナリス トの誤差	検 定	ア ナ リス ト	アナリス トの 予 測 時 点
Basi, Carey & Twark [1976, p. 249, table 1]	1970-72年 に係る 88個	0.101	0.138	非有意	E F	0週以前
Ruland [1978, p. 443, table 1]	1970-73年 に係る 65個	51 % 47 %	38 % 32 %	非有意 非有意	E F	-1週以前 +1週以後
Jaggi [1980, p. 97]	1971-74年 に係る 156個	0.267	0.283	5%有意	V L	+2週以前
Imhoff & Pare [1982, p. 435, table 1]	1971-74年 に係る 46個	0.149	0.153	非有意	E F	+2週以前
Waymire [1986, p. 136, table 3]	1970-74年 に係る 466個	0.073 0.115	0.082 0.130	1%有意 非有意	E F	-2週と-1週 +1週と2週
Hassell & Jennings [1986, p. 66, table 2]	1979-83年 に係る 124個	0.105	0.195	1%有意	I S	0週

これらの研究は全体として1970-83年の14年に係る経営者の年次 EPS の予測をサンプルとして抽出している。対比されるアナリスト予測は、それぞれ

表に省略記号で示した通りであり、EF は Earnings Forecaster, VLは Value Line, IS は Icarus Service を意味している。前述の通り、経営者の利益予測は通常は1年に1度だけ公表され、それが年度内に更新されることはほとんどないが、アナリスト予測は頻繁に更新され、年度末が近づくに連れて徐々に正確になることは前節で明らかにした通りである。したがって経営者とアナリストの予測能力の優劣を比較するには、経営者の予測公表時点にできるだけ近い時点で作成されたアナリスト予測を抽出する必要がある。経営者の予測公表週を0週と定義した場合の、各研究で対比されるアナリスト予測の作成時点は、表10に示した通りであり、すべての研究が予測作成時点を近似させるための配慮を行っている。

予測の正確性は、誤差率 $[(\text{予測値} - \text{実績値}) / \text{実績値}]$ の絶対値によって比較されており、Ruland [1978] は、その予測誤差率が他方よりも小さかったサンプルの個数の割合を示している。また正確性の差の統計的な有意性は、これまでと同様に「Wilcoxonの対比された対の符号化順位検定」によって判定されている。

表に示された結果から明らかな通り、6個の実証研究はすべて例外なく、アナリストよりも経営者による予測の方が誤差率が小さいという結論を得ており、いくつかの研究ではその差は統計的にも有意であった。特に Hassel and Jennings [1986, p.66, table 2] は、経営者による予測の公表の12週間前から12週間後までの各週別にアナリスト予測の正確性を調査し、次のような興味深い結果を報告している。すなわち経営者による予測値がアナリストの予測よりも5%水準で統計的に有意に正確なのは、経営者予測が公表される前の週までであり、公表後の各週では両者の予測の正確性の差が有意でなくなることである。この結果は、経営者の方がアナリストよりも自社の利益を正確に予測できることを示すとともに、経営者が予測値を公表した時点でアナリストがそれに従って自己の予測値を訂正することを意味するものとして解釈できる。

以上のすべての結果に基づき、予測作成時点が同じである限り、経営者が任意に公表した自社の年次 EPS の予測値は、アナリストによる予測値よりも正確であると結論づけることができよう。

Ⅶ. 2. 任意公表企業の特性

これまでの結果は、アナリストが作成した利益予測および経営者自らが任意公表した利益予測は、時系列モデルに基づく予測よりも正確であること、またアナリストと経営者の間では、経営者による予測の方がよりいっそう正確であることを示していた。したがって3者のうちでは経営者による予測値が最も正確であるように思われる。しかしこの結論を一般化するには問題がある。なぜならば、前述の通り、アメリカでは経営者による利益予測の公表は任意であるため、上記の実証結果は任意公表企業だけをサンプルとして導出されているからである。すなわち予測を任意に公表した企業としない企業の間に何らかの体系的な差異が存在していれば、上記の結論を一般化することはできない。そこで次に、経営者による利益予測の公表企業と非公表企業の特性の差の有無を調査した研究をレビューしよう。

企業の財務報告をめぐる株主がしばしば訴訟を行うアメリカでは、経営者は自己の公表した予測値が実績値から大きく乖離したため誤導的であったとして株主から提訴される危険に対して非常に敏感であると思われる。このことからまず最初に、利益予測を任意に公表した企業の将来利益は、非公表企業のそれよりも予測がよりいっそう容易であるという仮説が導出できるであろう。予測の容易性の代理変数として、これまでに実証研究で調査されてきた2つの変数は、利益の変動性と企業規模である。すなわち過去における利益変動が小さいほど将来利益の予測も容易であり、また大規模企業の利益は小企業よりも安定であるため、予測が容易であると考えられるのである。

次の表11は、これらの2点に関して、経営者による利益予測を任意に公表し

た企業と非公表企業を比較した6個の実証研究を要約したものである。ただし Waymire [1985] では、公表・非公表の分類に代えて、1968-73年の間の公表回数が2回以上のグループと1回だけのグループの間で比較が行われている。表に示したすべての実証結果は、非公表企業より公表企業の方が、また単発的公表企業より反復的公表企業の方が、利益の変動性がより小さく、かつ大規模企業であることを示す点で首尾一貫している。

表11. 経営者予測の公表企業の特性に関する実証研究

調 査	年度	測 定 尺 度	サンプル数()と平均値		有 意 性 検 定
			公表企業	非公表企業	
Imhoff [1978, p. 844, table 7]	1971 -74	EPS 時系列の [標準偏差 / 平均値]	(92) 0.623	(100) 1.159	不 実 施
Ruland [1979, p. 193, table 1]	1963 -73	ランダム・ウォーク・ モデルの誤差率の 絶対値	(60) 0.793	(1317) 0.860	不 実 施
Cox [1985, p. 698, table 3]	1969 -76	EPS 時系列の [標準偏差 / 平均値]	(202) 0.656	(202) 0.963	5 %有意
Waymire [1985, p. 276, table 2]	1968 -73	純利益の対前年 変化額の分散	(188) 0.134	(88) 0.175	1 %有意
Ruland [1979, p. 194]	1963 -73	純資産簿価 (百万ドル)	(60) 396	(1317) 133	不 実 施
Cox [1985, p. 698, table 3]	1969 -76	株式の時価総額 (百万ドル)	(213) 476	(213) 363	1 %有意

予測利益の任意公表企業の特性に関する第2の仮説は、経営成績が良好な企業・年度においてのみ、経営者による利益予測が任意公表されるというものである。この点に関し Penman [1980, p. 152, table 4] が、1968-73年の間に任意公表された1,188個の予測について、その公表日の3か月前から3か月後までの日次の株価変化から市場モデルに基づく残差収益率を算定したところ、累積平均残差の符号は大きくプラスであり、任意公表企業の株価がこの期間に着実に上昇していることが判明した。また公表された当期の利益予測を前期実

績利益と比較したところ、81 % (725 社のうち 589 社) については、予測利益の方が大きかった。これらの結果は、企業が予測利益の任意公表を財務広報戦略の一環として位置づけ、予測値が経営成績の向上を意味する内容であるため株価を上昇させると考える場合にのみ、これを公表することを示唆するものとして解釈できよう。

以上の検討から明らかな通り、経営者が利益予測を任意に公表した企業・年度は、非公表の企業・年度と比べて利益の予測が相対的に容易であり、かつ予測利益が経営成績の向上を伝達する内容であるという点で、決して無作為抽出サンプルとは考えられない。したがって経営者による利益予測が時系列モデルやアナリストの予測よりも正確であるという実証結果は、経営者による正確な利益予測が容易な企業・年度のみが実証研究のサンプルに含まれているという事実から生じている可能性が高い。すなわち、たとえば利益予測の公表の強制等により、経営者による利益予測が困難な企業や年度がサンプルに含まれることになれば、予測の正確性の優劣順位が変わる可能性が十分に存在するのである。

VIII. 要 約 と 展 望

本稿では、会計利益の時系列特性と利益予測に関してアメリカで20年余にわたって行われた実証研究を、可能な限り包括的にレビューしてきた。最後に、これらの実証研究を通じて明らかになった発見事項を要約するとともに、日本企業の会計利益に関して同様の研究を行う場合の興味深い問題を展望して、本稿の結びとしたい。

まず会計利益の時系列特性と利益予測に関するアメリカでの発見事項は次のように要約できるであろう。

(1) 年次の純利益額および1株当たり利益の時系列は、ランダム・ウォーク・モデル $[X_t = X_{t-1}]$ によってうまく描写することができ、このモデルに基づく予測値は、企業別に識別された Box-Jenkins モデルからの予測値より平均的に正確である。

(2) 四半期の純利益額および1株当たり利益の時系列特性をうまく描写するモデルは次の3つである。これらのモデルはともに、各四半期利益がその直前四半期および前年同四半期の利益と関連性を有することを指摘する点で共通性をもっている。

$$\textcircled{1} \quad X_t = X_{t-4} + \phi_1(X_{t-1} - X_{t-5}) + a_t$$

$$\textcircled{2} \quad X_t = X_{t-4} + (X_{t-1} - X_{t-5}) - \theta_1 a_{t-1} - \theta'_4 a_{t-4} + \theta_1 \theta'_4 a_{t-5} + a_t$$

$$\textcircled{3} \quad X_t = X_{t-4} + \phi_1(X_{t-1} - X_{t-5}) - \theta'_4 a_{t-4} + a_t$$

またこれらのモデルを全企業に統一的に適用した場合の予測値は、企業別に識別された Box-Jenkins モデルからの予測値よりも平均的に正確である。なお3つのモデルのうち最善の予測能力を示すモデルはサンプルにも依存するが、 $\textcircled{3}$ のモデルが他の2つよりやや優れていると思われる。

(3) 個別企業の年次の純利益および1株当たり利益は、国民経済全体および所属業種別の業績指数とも連動しており、これらに関連づけた指数モデル $[X_{it} = a_i + b_i X_{mt} + C_i X_{st}]$ から得られる予測の正確性は、指数自体の予測の正確性にも依存するが、少なくともランダム・ウォーク・モデルからの予測値と同等以上に正確である。

(4) アナリストによる年次および四半期の1株当たり利益の予測は、時系列モデルからの予測より正確であり、その主要な原因は、アナリストが予測に用いる情報集合が非常に広いこと、および最新情報をも利用して予測を常に最新の状態に更新し続けていることにある。

(5) 経営者が任意に公表した年次の1株当たり利益の予測値は、時系列モデルに基づく予測値およびアナリストによる予測値よりも正確である。しかし予測を

任意に公表する企業の利益はもともと予測が容易な傾向が強いから、経営者による予測が最も正確であるという実証結果を全企業に一般化することはできない。

次に、これらの発見事項が日本企業の会計利益の時系列特性と利益予測についても妥当するか否か、関心が持たれるところである。なかでも特に興味深い問題として、次の3つを指摘できるであろう。

(1) 日本企業の年次利益は、ランダム・ウォーク・モデルや指数モデルによって、どの程度うまく描写できるか。また指数モデルはランダム・ウォーク・モデルより正確な予測値を生み出すことができるか。

(2) アメリカの四半期利益報告制度に対し日本では半期報告制度がとられている。そこでアメリカで開発された四半期利益に関する3つの時系列モデルを、日本の半期利益に適合するよう修正すれば、次のモデルが得られる。

$$\textcircled{1} \quad X_t = X_{t-2} + \phi_1(X_{t-1} - X_{t-3}) + a_t$$

$$\textcircled{2} \quad X_t = X_{t-2} + (X_{t-1} - X_{t-3}) - \theta_1 a_{t-1} - \theta'_2 a_{t-2} + \theta_1 \theta'_2 a_{t-3} + a_t$$

$$\textcircled{3} \quad X_t = X_{t-2} + \phi_1(X_{t-1} - X_{t-3}) - \theta'_2 a_{t-2} + a_t$$

これらのモデルは日本企業の半期利益の時系特性をうまく描写できているか。また最善の予測値を生じるモデルはどれか。

(3) 日本ではアナリストによる利益予測情報の作成と販売がアメリカほど一般化していないのに対し、証券取引所が企業に利益予測の公表を要求していることから、すべての企業について経営者による利益予測値を得ることができる。この無作為サンプルに基づいてもなおアメリカと同様に、経営者による利益予測が時系列モデルやアナリストによる予測よりも正確であるという結論が得られるか。

(1989. 8. 30)

引用文献

- Albrecht, W. Steve, Larry L. Lookabill and James C. McKeown, "The Time Series Properties of Annual Earnings," *Journal of Accountings Research*, Vol. 15, No. 2 (Autumn 1977), pp. 226-244.
- Ball, Ray and Ross L. Watts, "Some Time Series Properties of Accounting Income," *Journal of Finance*, Vol. 27, No. 3 (June 1972), pp. 663-682.
- Barefield, Russell M. and Eugene E. Comiskey, "The Accuracy of Analysts' Forecasts of Earning per Share," *Journal of Business Reserch*, Vol. 3, No. 3 (July 1975a), pp. 241-252.
- and —, "The Association of Forecast Error with Other Risk Measures," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 2, No. 3 (Autumn 1975b), pp. 315-325.
- and —, "The Accuracy of Bank Earnings Forecasts," *Business Economics*, Vol. 11, No. 3 (May 1976), pp. 59-63.
- Basi, Bart A., Kenneth J. Carey and Richard D. Twark, "A Comparison of the Accuracy of Corporate and Security Analysts' Forecasts of Earnings," *The Accounting Review*, Vol. 51, No. 2 (April 1976), pp. 244-254.
- Bathke, Allen W. Jr. and Kenneth S. Lorek, "The Relationship Between Time-Series Models and the Security Market's Expectation of Quarterly Earnings," *The Accounting Reviw*, Vol. 59, No. 2 (April 1984), pp. 163-176.
- , — and G. Lee Willinger, "Firm-Size and the Predictive Ability of Quarterly Earning Date," *The Accounting Reviw*, Vol. 64, No. 1 (January 1989), pp. 49-68.
- Beaver, William H., "The Time Series Behavior of Earnings Variable," *Journal of Accounting Research*, Vol. 8 (Supplement 1970), pp. 62-99.
- Box, George E. P. and Gwilym M. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Revised Edition, Holden-Day, Oakland, CA, 1976.
- Brooks, LeRoy D. and Dale A. Buckmaster, "Further Evidence of the Time Series Properties of Accounting Income," *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 5 (December 1976), pp. 1359-1373.
- Brown, Lawrence D. and Michael S. Rozeff, "The Superiority of Analyst

- Forecasts as Measures of Expectations: Evidence from Earnings," *Journal of Finance*, Vol. 33, No. 1 (March 1978), pp. 1-16.
- and —, "Univariate Time-Series Models of Quarterly Accounting Earnings per Share: A Proposed Model," *Journal of Accounting Research*, Vol. 17, No. 1 (Spring 1979), pp. 179-189.
- , "Accounting Changes and the Accuracy of Analysts' Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, Vol. 21, No. 2 (Autumn 1983), pp. 432-443.
- , Robert L. Hagerman, Paul A. Griffin and Mark E. Zmijewski, "Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 1 (April 1987), pp. 61-87.
- , Gordon D. Richardson and Steven J. Schwager, "An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 25, No. 1 (Spring 1987), pp. 49-67.
- Brown, Philip and Ray Ball, "Some Empirical Findings on the Association between the Earnings of a Firm, Its Industry and the Economy," *Journal of Accounting Research*, Vol. 5 (Supplement 1967), pp. 55-77.
- , George Foster and Eric Noreen, *Security Analyst Multi-Year Earnings Forecasts and the Capital Market*, American Accounting Association, Sarasota Florida, 1985.
- Collins, William A. and William S. Hopwood, "A Multivariate Analysis of Annual Earnings Forecasts Generated from Quarterly Forecasts of Financial Analysts and Univariate Time-Series Models," *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 2 (Autumn 1980), pp. 390-406.
- , — and James C. McKeown, "The Predictability of Interim Earnings over Alternative Quarters," *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, No. 2 (Autumn 1984), pp. 467-479.
- Copeland, Ronald M. and Robert J. Marioni, "Executives' Forecasts of Earnings per Share versus Forecasts of Naive Models," *Journal of Business*, Vol. 45, No. 4 (October 1972), pp. 497-512.
- Cox, Clifford T., "Further Evidence on the Representativeness of Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 50, No. 4 (October 1985),

pp. 692-701.

- Cragg, J.G. and Burton G. Malkiel, "The Consensus and Accuracy of Some Predications of the Growth of Corporate Earnings," *Journal of Finance*, Vol. 23, No.1 (March 1968), pp. 67-84.
- Crichfield, Timothy, Thomas Dyckman and Josef Lakonishok, "An Evaluation of Security Analysts' Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 3 (July 1978), pp. 651-668.
- Dopuch, Nicholas and Ross L. Watts, "Using Time-Series Models to Assess the Significance of Accounting Changes," *Journal of Accounting Research*, Vol. 10, No. 1 (Spring 1972), pp. 180-194.
- Elton, Edwin J. and Martin J. Gruber, "Earnings Estimates and the Accuracy of Expectational Data," *Management Science*, Vol. 18, No. 8 (April 1972), pp. B409-424.
- , — and Mustafa N. Gultekin, "Professional Expectations: Accuracy and Diagnosis of Errors," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 19, No. 4 (December 1984), pp. 351-363.
- Foster, George, "Quarterly Accounting Data: Time-Series Properties and Predictive-Ability Results," *The Accounting Review*, Vol. 52, No. 1 (January 1977), pp. 1-21.
- , *Financial Statement Analysis*, 2nd ed., Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, 1986.
- Fried, Dov and Dan Givoly, "Financial Analysts' Forecast of Earnings: A Better Surrogate for Market Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 4, No. 2 (October 1982), pp. 85-108.
- Givory, Dan, "The Formation of Earnings Expectations," *The Accounting Review*, Vol. 50, No. 3 (July 1985), pp. 372-386.
- Gonedes, Nicholas J., "Properties of Accounting Numbers: Models and Tests," *Journal of Accounting Research*, Vol. 11, No. 2 (Autumn 1973), pp. 212-237.
- Green, David Jr. and Joel Segall, "The Prediction Power of First-Quarter Earnings Reports: A Replication," *Journal of Accounting Research*, Vol. 4 (Supplement 1966), pp. 21-36.
- and —, "The Prediction Power of First-Quarter Earnings Reports,"

- Journal of Business*, Vol. 40, No. 1 (January 1967), pp. 44-55.
- Griffin, Paul A., "The Time-Series Behavior of Quarterly Earnings: Preliminary Evidence," *Journal of Accounting Research*, Vol. 15, No. 1 (Spring 1977), pp. 71-83.
- Hagerman, Robert L. and William Ruland, "The Accuracy of Management Forecasts and Forecasts of Simple Alternative Models," *Journal of Economics and Business*, Vol. 31, No. 3 (Spring-Summer 1979), pp. 172-179.
- Hassell, John M. and Robert H. Jennings, "Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecasts Announcements," *The Accounting Review*, Vol. 61, No. 1 (January 1986), pp. 58-75.
- Hopwood, William S. and James C. McKeown, *Univariate Time-Series Analysis of Quarterly Earnings: Some Unresolved Issues*, American Accounting Association, Sarasota Florida, 1986.
- Imhoff, Eugene A. Jr., "The Representativeness of Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 4 (October 1978), pp. 836-850.
- and Paul V. Pare, "Analysis and Comparison of Earnings Forecast Agents," *Journal of Accounting Research*, Vol. 20, No. 2, Pt. 1 (Autumn 1982), pp. 429-439.
- Jaggi, Bikki, "Further Evidence on the Accuracy of Management Forecasts Vis-a-Vis Analysts' Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 55, No. 1 (January 1980), pp. 96-101.
- Lev, Baruch, "On the Use of Index Models in Analytical Reviews by Auditors," *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 2 (Autumn 1980), pp. 524-550.
- , "Some Economic Determinants of Time-Series Properties of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 5, No. 1 (April 1983), pp. 31-48.
- Lookabill, Larry L., "Some Additional Evidence on the Time Series Properties of Accounting Earnings," *The Accounting Review*, Vol. 51, No. 4 (October 1976), pp. 724-738.
- Lorek, Kenneth S., Charles L. McDonald and Dennis H. Patz, "A Comparative Examination of Management Forecasts and Box-Jenkins Forecasts

- of Earnings," *The Accounting Review*, Vol.51, No.2 (April 1976), pp.321-330.
- and James C. McKeown, "The Effect on Predictive Ability of Reducing the Number of Observations on a Time-Series Analysis of Quarterly Earnings Data," *Journal of Accounting Research*, Vol.16, No.1 (Spring 1978), pp.204-214.
- , "Predicting Annual Net Earnings with Quarterly Earnings Time-Series Models," *Journal of Accounting Research*, Vol.17, No.1 (Spring 1979), pp.190-204.
- , Joe D. Icerman and Abdullah A. Abdulkader, "Further Descriptive and Predictive Evidence on Alternative Time-Series Models for Quarterly Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol.21, No.1 (Spring 1983), pp.317-326.
- and Allen W. Bathke, Jr., "A Time-Series Analysis of Nonseasonal Quarterly Earnings Data," *Journal of Accounting Research*, Vol.22, No.1 (Spring 1984), pp.369-379.
- Mabert, V. A. and R. C. Radcliffe, "A Forecasting Methodology as Applied to Financial Time Series," *The Accounting Review*, Vol.49, No.1 (January 1974), pp.61-75
- Magee, Robert P., "Industry-Wide Commonalities in Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol.12, No.2 (Autumn 1974), pp.270-287.
- McKeown, James C. and Kenneth S. Lorek, "A Comparative Analysis of the Predictive Ability of Adaptive Forecasting, Re-estimation, and Re-identification Using Box-Jenkins Time-Series Analysis of Quarterly Earnings Data," *Decision Sciences*, Vol.9, No.4 (October 1978), pp.658-672.
- O'Brien, Patricia C., "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.10, No.1 (January 1988), pp.53-83.
- Penman, Stephen H., "An Empirical Investigation of the Voluntary Disclosure of Corporate Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, Vol.18, No.1 (Spring 1980), pp.132-160.
- Ruland, William, "The Accuracy of Forecasts by Management and by Financial Analysts," *The Accounting Review*, Vol.53, No.2 (April 1978),

pp. 439-447.

- , "The Time Series of Earnings For Forecast Reporting and Nonreporting Firms," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 6, No. 2 (Summer 1979), pp. 187-201.
- Salamon, Gerald L. and E. Dan Smith, "Additional Evidence on the Time Series Properties of Reported Earnings per Share: Comment," *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 5 (December 1977), pp. 1795-1801.
- Watts, L. Ross and Richard W. Leftwich, "The Time Series of Annual Accounting Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 15, No. 2 (Autumn 1977), pp. 253-271.
- Waymire, Gregory, "Earning Volatility and Voluntary Management Forecast Disclosure," *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, No. 1 (Spring 1985), pp. 268-295.
- , "Additional Evidence on the Accuracy of Analyst Forecasts Before and After Voluntary Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 61, No. 1 (January 1986), pp. 129-142.