

研究叢書 42

経営財務と会計の諸問題

森 昭 夫 編著

神 戸 大 学

経 済 経 営 研 究 所

1 9 9 2

研究叢書 42

経営財務と会計の諸問題

森 昭 夫 編著

神 戸 大 学

経 済 経 営 研 究 所

1992

経営財務と会計の諸問題

森 昭 夫 編著

神戸大学経済経営研究所

1992

序

神戸大学経済経営研究所の国際経営部門内に国際経営財務専門委員会が設置され、これまでも幾度かその研究の成果を発表してきたのであるが、今回、その主査を務めてきた本書編著者の停年退官を機に、同専門委員一同の最近の研究成果をまとめて報告することとした。それが本書公刊の経緯である。

最近の数十年間における経営財務論や会計学の領域における研究内容の変貌は、真にめざましいものがある。試みに、古典的な財務論や会計学のテキストと最近の代表的なそれとを比較してみれば、それは一目瞭然である。その変貌の一端は、勿論その間の企業財務や会計の実務面における激しい変化発展の反映であることは言うまでもないが、同時に研究方法面における著しい進歩発展も見逃すことが出来ない。研究方法面の変化発展を一言で現せば、分析的－理論的研究の発展であり精緻化である。理論化の方向付け自体は、科学にとっては言うまでもなく必須の条件であり、特に若い有能な研究者たちの、知的好奇心をかきたて、チャレンジ精神を刺激してやまないことは喜ぶべきことであろう。その結果、明らかに、これらの領域におけるパラダイムは、いま変革の途上にあると言っても過言ではないのである。しかしながら、問題は、それが、これらの学問の認識進歩につながっているかどうかである。その点での不断の反省、自己点検が必要であることは言うまでもないであろう。

理論と実践、抽象と現実、定量的、分析的思考方法と、定性的、総合的思考方法の狭間での不断の相互交渉が必要であり、その過程での「揺れ動き」「ゆらぎ」こそが、真の認識進歩への安定した道のりを保証するものである。本書がその道のりを歩みつつあるものと評価されることを願っている。

最後に、本書編集に当たっては、経営学部榎原茂樹教授及び経済経営研究所山地秀俊助教授の労を大いに煩わせることとなった。記して感謝の微意を表したい。

平成4年6月

森 昭 夫

目 次

序	森 昭夫	i
経営財務編		
第1章 最適財務決定理論に関する若干の問題点	森 昭夫	1
1 序論		
2 問題の限定		
3 財務決定の最適化の基準		
4 最適資本構成論争への疑問		
5 最適配当政策論の問題点		
6 資本コストの測定可能性の問題		
7 結語		
第2章 CAPM, APT およびファクター・モデル	榊原 茂樹	19
1 CAPM およびEMH とインデックス・ファンド		
2 APT とインデックス・ファンド		
3 アノマリーとインデックス・ファンド		
4 マルチ・ファクター・モデルによるリスクとリターンの評価		
第3章 企業別粗資本ストックの推計	得津 一郎・萩原 泰治	37
1 序論		
2 企業別粗資本ストックデータの推計		
3 個別企業データによる生産関数の推定		
4 結語		
第4章 動学均衡下の資産価格形成	池田 新介	67
1 序論		
2 モデル		
3 資産価格決定		

- 3-1 資本資産価格決定モデル
- 3-2 線形多因子モデル下の資産価格決定
- 3-3 マーティンゲイル・アプローチ

4 結論

第5章 わが国株式市場の利益情報と株式リターンの逆転化……城下 賢吾 85

- 1 序論
- 2 これまでの実証結果
- 3 仮説
- 4 データとポートフォリオ選択
- 5 株価の逆転化現象
- 6 形成期間中の企業予測誤差 (ERR) と企業予測の変化 (REV)
- 7 検証期間の予測誤差と企業予測変化
- 8 結語

第6章 株価指数先物の取引方法とその価格形成 ……………福田 司文 103

- 1 序論
- 2 株価指数先物の取引と理論価格
- 3 裁定取引に関わる問題
- 4 スプレッド取引
- 5 結語

会計学編

第7章 資金情報と株価形成……………桜井 久勝 129

- 1 序論
- 2 資金収支表から得られる情報
- 3 アメリカのキャッシュ・フロー計算書との比較
- 4 割引手形の取扱
- 5 これまでに行われた実証研究
- 6 リサーチ・デザイン

7	資金情報と株価動向	
8	資金収支表の増分情報内容	
9	資金収支表の区分表示	
10	結語	
第8章	Box-Jenkins モデルを適用した中間利益情報の有用性に関する実証研究	
	—米国の研究結果との対比—	後藤 雅敏 165
1	中間決算情報の意義	
2	これまでの研究	
3	サンプルと分析手法	
4	結果	
5	解釈	
第9章	市場環境と公表会計利益情報	山地 秀俊 177
1	序論	
2	労働市場と公表会計利益情報	
3	証券市場と公表会計利益情報	
4	経営者と公表会計利益情報	
5	結語	
謝辞		榊原 茂樹・山地 秀俊 197

經營財務編

第1章 最適財務決定理論に関する 若干の問題点

1 序論

経営財務研究の分野に於ける最近の著しい発展は真にめざましいものがある。周知のように、以前の財務管理の研究がどちらかというと実践的現実的ではあっても、多分に制度論的、手続き論的な色彩が強かったきらいがあるのに比較して、理論的、分析的な内容が大変豊富になって来たのである。この発展はもちろん喜ぶべきことである筈であるが、それにも拘らず、最近筆者は、どうも手放しでは喜べない気分になっているのである。

最近の財務の理論的研究は、近代経済学の分析技法を活用することによって財務決定の主要問題を最適化問題として捉え、理論的、分析的に接近するという方向で進められている。この方向自体は、もちろん、間違っていないかもしれないが、どうも気になる点が幾つかあるのである。

但し、誤解の無いようにはっきりさせておきたい。最近の財務問題の研究の主流は、資本市場の均衡分析や、価格形成の問題の分析に向けられている。筆者は決して、資本市場の均衡理論としての、ファイナンス理論や、資本市場の理論そのものに、異論を差し挟もうとしたり、疑問点を提示しようとしているのではないのである。⁽¹⁾

残念ながらそれらの理論は、企業財務の理論そのものではないのである。筆者が本論文で指摘しようとしているのは、企業財務の理論という立場から見る

(1) 周知の通り、近年この分野の有力な研究者達は、相次いでノーベル経済学賞を受賞している。

と、最近の最適財務の決定に関する理論にはどうもおかしいというか、納得がいきかねる点が少なくないということである。⁽²⁾

2 問題の限定

現在、財務決定の最適化を巡る論点は、大雑把に言って

- (1) 財務決定最適化の基準
- (2) (最適)投資決定の在り方
- (3) 最適資本構成の有無
- (4) 最適配当政策の有無
- (5) (最適)運転資本の在り方

に分類整理する事ができるであろう。

それぞれ、なかなか問題の多い論点であるから、その全てを取り上げる訳には行かない。又この内、(5)の(最適)運転資本の問題のみは、まだ充分理論的分析が進んではいないように思われる。少なくとも他の問題と共通の土俵の上に出るところまで行っていない。括弧つきなのはそのためである。

また、(2)の(最適)投資決定の問題は、理論そのものに対しては、重大な疑問点が提示されている訳ではない。むしろ当然のことと考えられている。勿論、実務的に見た場合には、いくつかの問題点がある。例えば、DCF (discounted cash flow)法が、理論的にはより sophisticated された方法であることには、異論がない。ただ、割引率の基準としての資本コストの特定化ないしは測定可能性の問題とか、不確実性の問題の処理を巡って、若干の議論がある程度である。別の意味で括弧つきにしてあるゆえんである。

(2) 筆者は既に、この問題については、実践適用上の問題点という観点から若干の疑問を提起している。例えば、「最適財務決定論の実践的有効性」関西大学商学論集、平成元年、5月号参照。

なんと言っても議論が多いのは、(1)の財務決定最適化の基準と(3)の最適資本構成、(4)の最適配当政策の問題についてである。このうち(3)と(4)の問題には、いずれも、ノーベル経済学賞の受賞者であるモジリアーニとミラー (MM と略称) が絡んでいることは周知のとおりである。⁽³⁾

本論文では、主として、この三つの問題に絞って、問題点を検討し、最後に共通の問題として「資本コストの可測性」の問題を取り上げてみたい。

3 財務決定の最適化の基準

財務決定の理論的最適性を論じようという場合、その最適性の基準が重要であることは論をまたない。その際、当然企業目的がその基礎となることは言うまでもないであろう。ところが、そもそも、企業目的が何であるかについては、極めて異論が多いという事実があるにも拘らず、財務論の領域で財務決定の最適化の問題を議論する際には、それらの議論が殆ど無視されて、一様に、「株主の富の極大化」という目的規定が支配しているのが現状である。経営学者の一人として、違和感がないといえれば嘘になる。

何故「株主の富の極大なのか」については、財務の専門家達は余り多くを語ろうとはしていない。例えば、ソロモンは、常識的な利益率の極大という概念が、

- (1)多義的で曖昧であること、
- (2)貨幣の時間価値の要素を処理しにくいこと、
- (3)利益の質の差、つまり不確実性の問題を処理しにくいこと、

(3) Modigliani, F. and M. H. Miller, "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment". *American Economic Review*, June, 1958. 尚、最適配当政策否定論の方は、Miller, M. H. and F. Modigliani, "Dividend Policy and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, Vol. 34 No. 1, Oct. 1961, である。

の3点を挙げて、予想利益の評価額としての「富」という概念を使う方が便利であると説明している。⁽⁴⁾

企業の財務決定の担い手が経営者であり、経営者と株主の利害は必ずしも一致していないことは周知の事実であるにも拘らず、何故、株主の利益の極大なのかという点については、僅かに、経営者は株主の受託者であり、代理人であること、従って、株主の利益を追求しないような経営者は、早晚更迭される運命にあるという、建前論を展開しているのみである。つまりそこでは、企業者としての株主一般の利益極大の追求は当然のこととして、それに代わる「株主の富」という概念の必要性が論じられているのである。

筆者は、かねてよりその理由を最近の企業財務最適化の理論的分析のよりどころが新古典派近代経済学に求められているという事実と関係があると考えている。企業目的=利潤極大、企業目的=企業者の目的、企業者=株主という図式がその分野では依然として支配的であることはまぎれもない事実である。分析のツールの導入の際にこの常識が自然に継承されたとしても不思議ではないであろう。

問題は、株主の利益を追求しなければ、いずれは更迭されるということ、従って、株主の利益を考慮しなければならないということと、株主の利益の極大を追求するべきであるということとは違うのではないかという点にある。

確かに、近年プリンシパル-エージェント理論が登場してきている。大筋で新古典派的な理論分析の枠内で、プリンシパルとしての株主とエージェントとしての経営者の関係についてのかかなり現実的な考察がすすめられている。しかしながら、そこでも、株主(P)の利益極大と、現実としての、エージェント(A)による行動の態様の分析となっているのであり、少なくとも、理想として

(4) Solomon, E., *The Theory of Financial Management*, 1976, p.19ff. 市村昭三・森昭夫編「財務管理の基礎理論」, 昭和63年, 同文館, 第2章, 最適財務決定の基礎理論, 参照。

の株主の利益極大という目的規定は維持され続けているのである。

問題は、少なくとも、現実が株主の利益極大の追求では有り得ないことは充分に認識されているにも拘らず、こと企業の財務問題になると、何故「株主の富の極大」一辺倒になるのかである。

株主の富の極大という目的規定が、理論操作上便利であり、一元的体系的な最適財務決定の理論構築にとって、魅力的であることは否定できない。しかしながら、理論的操作の便宜性が優先され、その上に安住していると言え言い過ぎであろうか。

勿論、仮に現実性に欠ける点があったとしても、複雑な現実の市場におけるメカニズムの理解や、財務決定の最適化の目的に役に立つのであれば、方向としては、間違っていないということも出来よう。この点で問題があるのである。

4 最適資本構成論争への疑問

資本構成に最適なものがあるか、伝統的には勿論あると考えられていた。信じて疑わなかった。少なくとも、過大な負債の導入は、いわゆるレバレッジ効果という負債利用のメリットを消し去るほどの大きなリスクを生ぜしめるであろうことは、自明と考えられてきた。しかし、それでは、具体的に何%の負債比率が適当であるかについては、理論的な説明はされていなかった。せいぜい、経験的な数字（やれ two to one rule であるとか、6対4とか、貸借対照表黄金率とか）が云々される程度であった。

論争の発端は、「資本コストを最低にするような資本構成が最適資本構成である」という、一見理論的で至極もつともらしい説明の登場にある。⁽⁵⁾ MMがこの

(5) Durand, David. "The Cost of Debt and Equity Funds for Business: Trends, problems of Measurement," in *Conference on Research in Business Finance*. New York, National Bureau of Economic Research, 1952.

説にかみついたというか、そんなことはありえないと批判した。⁽⁶⁾

伝統的な、いささか曖昧な最適資本構成に関する論議がようやく理論武装できたと思っていた矢先の、このMMの爆弾宣言にびっくり仰天、以来てんやわんやの大騒動、まさに賛否両論うずまき、今日に至るも未だハッキリとした決着がつけられていない有り様である。⁽⁷⁾

その論争の経過については、既に多くの論者によってかなり詳細に取り上げられている。その内容について論じるのが本論文の目的ではない。少し乱暴な言い方をすると、むしろ一体この一連の議論、論争は、そんなに大げさに取り上げるほどのものであったのか？というのが、その主旨である。勿論、財務管理のテキストの内容をがらりと理論的香気高いものに変身させた功績は大きいですが、そもそもこの議論、企業財務の理論としてどれだけの意味を持っていたのであろうか疑問とせざるを得ない。

念の為、最適資本構成論の基本構造を簡単に示すと、

(1)負債資本利率と、企業の営業利益率の格差の存在を前提に、負債資本の利用は、レバレッジ効果を産むという認識があり、その延長線上に負債比率の上昇と共に資本コストは低下傾向を示すという認識が位置づけられる。

(2)負債の過度の利用は、やがて財務リスクの上昇をもたらし、資本コストを上昇に転ぜしめるという認識につながる。

(3)財務リスクの上昇は、負債利率の上昇、したがって、営業利益率との格差の減少、即ちレバレッジ効果の減少をもたらし、資本コストを一層上昇させるという認識につながる。

以上の認識を根拠に、総資本コストが最低になるような負債比率、つまり最適資本構成の存在が説明できる。その上で、やれu字状だの皿状だのと色々な

(6) Modigliani and Miller, *ibid.*

(7) この間の論争の経過については、既に多くの研究の成果が報告されている。最近の文献では、堀彰三、「最適資本構成論」平成3年、に詳しい。

資本コスト関数や、最適資本構成の構想が賑やかに提起されるようになっていたのである。

そこに、MM理論の登場である。それは、いわば、ちょっと待てツールの使い方を誤ってはいないかという本家筋からの指摘であったのである。

MMの最適資本構成否定論の基本構造はというと、

勿論色々な前提条件（完全市場、投資家の合理的行動、情報伝達の完全性、取引コストなし、税金問題を無視するとか、詳しくは省略するが、いずれも、通常市場均衡の理論的分析を行う上では日常茶飯事、許されるものと考えられている）をおいた上で、

(1)市場におけるリスクの等しい(リスククラス j) 企業 i の価値 V_{ij} の評価の基本構造は、

$$V_{ij} = X_i / k_{ij}$$

で一義的に決まる筈である。但し、 X_i は企業 i の期待営業利益。とすれば、

(2)後は、 $V = S + B$ (S は自己資本の評価額、 B は負債額)

となるだけである。つまり、一義的に市場で決まる総資本の評価額が、分割されるだけである。

従って、 S と B との組み合わせ、つまり資本構成と、資本コスト k とは、もともと無関係である。言い換えると、

(3)自己資本のコストは、負債導入にともなう財務リスクの上昇を反映して、財務比率に比例して上昇する。という議論が展開されている。

伝統論はいわば盲点を突かれた形である。

MM理論の説得力は、本当に市場の評価のメカニズムが(1)の通りであるか、という点にかかっている。もしそうであるならば、後は論理的に結論を導き出すことが出来る。

MM理論の特徴も、その点でなかなか巧妙な説明を行っている点にある。均衡回復のための arbitrage の機能が働く筈であるということを、簡単な設例で

説明している。

そして私の疑問も実はその点に向けられるのである。

周知の通り、彼らの均衡回復のメカニズムの説明の仕方は、営業利益が等しい（勿論リスクも等しい）が、資本構成のみを異にする2つの企業があって、もしも、その評価が同じでなく異なるようなことが起こった場合、言い換えるとどちらかが過大に評価されているならば、過大に評価されている企業の持ち株を売却して、過小に評価されている企業に乗換る、スイッチすることによって、差益を得ることができるから、arbitrageが働く筈であるという論法である。勿論、色々なケースが有り得る。負債利用企業の方が過大に評価されている場合と、自己資本のみの企業の方が過大に評価されている場合とで、スイッチングの方法が違うことになるが、比較可能な条件を整えてやれば、差益の発生を説明できる。やれ、corporate leverageとpersonal leverageの振替であるとか、相対的持ち分比率の維持とか、仕掛は結構複雑であるが、言われていることは、至極当たり前のことである。

この議論で筆者にとって最も気になる点は、リスククラスと営業利益が等しいことが予め判っている、つまり評価額が等しくなる筈であることが、予め判っている2つの企業が比較されていることである。実際には、そのようなケースは殆ど期待できないのではないか。

勿論、この場合、等しいことにすれば、簡単に比較計算ができるという説明の便宜であって、絶対の必要条件ではない。しかし、少なくとも、何れかが、過大に、ないしは過小に評価されていることが判定できなければならないことは言うまでもない。このことは、言い換えると、市場において成立する筈の価格、つまり均衡価格が予め判っていることを意味してはいないか。

彼らの議論は、結局のところ、ある市場で例えば品質と大きさの等しい大根が、ある店では一本200円で、他の店では250円で売られているならば、200円の大根を買って250円で売れば儲かるという、その限りでは判りきったことを、も

う少しベグンティックに言っているに過ぎない。ただ、大根なら、等しい筈ということが判断し易いが、企業の株式ということになると、将来の予測とか、期待とか不確実性とかという問題が複雑に絡んでくるから、そうは簡単には行かないのではないか。

MM理論が成立する為には、資本構成という要素のみに関連して、ある企業の株式が過大に評価されているのか、過小に評価されているのか、判断できるような状況が要求されている。このような状況というか、可能性は、筆者にはちょっと想像できないのである。

資本市場にそこまでの、時価ベースでの資本構成と評価に関する透明性、効率性、鋭敏性を要求できるであろうか？出来ないと考えるのが自然ではないか。

それでは、伝統論の説明に問題がなかったということになるのかというと、決してそうではない。

もともと、資本コストと、資本構成を関係づけて説明するという構想には無理があったという点では、それによって理論武装しようとした伝統論も同罪ではないか。なるほど定性的な説明のためにはある程度は役立つかもしれないが、定量的特定化のためには、もともと全く無力であったのではないか？

勿論、定性的説明に終わったとしても、最適資本構成がどこかにある筈だという議論が無意味ではないことはいうまでもない。問題は、説明として、論旨が一貫しているかである。

この点で先ず問題になるのは、資本構成の変化と財務リスクの関係についての曖昧さが指摘されなければならない。この点に限って言えば、MMの議論はある意味で非常にハッキリしている。負債比率の上昇と共に、自己資本利益率の分散つまりリスクが直線的に上昇して行くと考えられている。それが、自己資本コストの直線の上昇の伏線になっている。伝統論では、負債比率のある点までの上昇の範囲では、財務リスクとして認識されないという、極めて曖昧な説明が必要になる。

筆者は、かねてから基本的には、MMの議論を認めた上で、税制の影響を考慮した場合の変化を手がかりに、最適資本構成を説明した方が筋が通し易いという立場をとっている。即ち、支払利子の損金算入という、負債導入の節税効果を、負債導入の主要なメリット要因（この点はMMも認めている）と考え、過大な負債の利用から生ずる、負債調達条件の悪化傾向と、破産危険の増大をデメリット要因と考えて、両者のトレードオフを説明するという方法である。⁽⁸⁾

もっともそのような論法で最適資本構成の存在を理論的定性的に説明できるといっても、それは、全ての企業に共通した最適資本構成ではありえない点が更に問題となる。ベースになる Business Risk の大小に応じて最適資本構成点は変化するという点に注意する必要がある。つまり、基本になる Business Risk が大きいほど、負債比率の上昇に応じての破産危険を含んだ Financial Risk の上昇が早く大きくなる筈だからである。

問題は、この程度の定性的な説明では、経験論と50歩100歩であり、もともと残念ながら実践的には殆ど意味がない点にある。いわば既に判りきったことの蒸し返しに過ぎないからである。

そもそも、MMが無関連命題を提起したのは、最適資本構成の存在を否定したり、企業の資本構成はいつでも良い等ということを主張するためではなかったのではないか。飽くまでも、資本コストを最低ならしめるような資本構成を、理論的に説明することは出来ないということを主張しているに過ぎないのである。その証拠に、個別の企業がそれぞれ目標資本構成(target leverage)を持っていることは、MM自身も認めているのである。

(8) 税制の影響に関しては、後に Miller が単独で Miller, M. H. "Debt and Taxes", in *Journal of Finance*, May 1977. という論文を発表して、税制を考慮しても、尚無関連命題が妥当するという主張を展開しているが、ハッキリいって、その論理の展開には無理がある。尚, Kimm, Millers Equilibrium, Shareholder Leverage Clienteles, and Optimal Capital Structure," in *Journal of Finance*, March 1982. これについては、赤石雅弘, 「倒産コストと最適資本構成」(小野二郎, 長浜穆良編, 「不確実性下の財務決定」有斐閣, 昭和57年, 153-173 頁) 参照。

5 最適配当政策論の問題点

最適配当政策，といっても，内実は最適配当性向論に過ぎないが，この問題を巡っても，肯定論としての伝統論と否定論としてのMM理論の対立という構図が一応成立している。しかし，資本構成ほどの激しい論争にはなっていない。何故かと言うと，最適配当政策肯定論としての伝統論の陣営が，最適資本構成論の場合ほど一枚岩ではないからである。⁽⁹⁾

配当の多い少ないは，ある種の条件のもとでは株価形成に無関係であるという認識は，あらためてMMに指摘されるまでもなく，以前から理論家は勿論，実務界においてすらかなり有力であったのである。この点が最適資本構成論のケースと大きく違う点である。その上，最適配当政策論自体がいささか説得力に欠けるきらいがあり，弱体の観を免れないのである。

理論的な最適配当政策の定義は，言うまでもなく「株主の富を極大ならしめるような配当性向」である。この方向で理論武装して登場した最適配当政策肯定論のチャンピオンがゴードン (M.J.Gordon) である。⁽¹⁰⁾

最適配当政策論の基本構造は，例の有名なゴードンモデル(Gordon = Shapiro モデルともいう)⁽¹¹⁾を前提として，配当性向の低下，つまり留保利益の増大は，

(9) この問題については，筆者は既に「配当政策に関する財務理論的考察の現状と問題点」企業会計，昭和43年4月，「配当性向と株価形成」国民経済雑誌，134-3，昭和51年9月，「配当政策と株価形成」季刊，兵庫経済，No.35，平成4年4月などを発表している。

(10) Gordon, M.J. "Optimal Investment and Financing Policy." in *Journal of Finance*, Feb. 1963. Ditto, *The Investment, Financing and Valuation of the Corporation*, Homewood Illinois, 1962.

(11) 外部金融の問題を棚上げにした上で，内部投資の利益率 (r) と留保利益率 (b) を一定として導き出された当面の配当 (D_0) と株価 (P) との関係を示すモデルで，通常，

$$P = \frac{D_0}{k - rb}$$

と表わされる。

近い将来の配当（インカム）を減らし、遠い将来の配当（キャピタルゲイン）の部分を増加させる。遠い将来の配当は、近い将来の配当より不確実性が大きいと認識される筈である。従って、不確実性が大きいと認識される遠い将来の配当に適用される割引率（評価率）は、当然、より確実と認識される近い将来の配当に適用されるそれより大きいプレミアムを含む筈である、ということを根拠に、かなり無理をして、ゴードンモデルにおける評価率 k が、留保率 b の増加関数であるという結論を導き出しているのである。

勿論、 k が b の増加関数というだけでは、最適点の存在の説明にはならないから、留保利益の内部投資の利益率が、投資規模（留保率 b によって変化する）の減少関数であるという、経済学的には一見もっともらしく説得力のある命題を動員して、かなり強引に最適配当政策を導き出しているのである。

他方否定論のチャンピオンは、ここでも言うまでもなく MM である。

MM の否定論の論旨はゴードンと違って非常に明快である。

(1) 配当政策と株価の関連を考察する以上、配当の株価への影響のみを純粹に抽出、孤立化させて考察すべきである。ゴードン流の最適配当論は、この点で配当政策の問題と投資政策の問題を混在させたまま議論するという過ちを犯している。つまり、それでは、留保による投資をするかしないかの比較になってしまうから、条件が違ってくる。配当の株価に対する影響を純粹に孤立化させる為には、企業の将来の投資政策を一定とする必要がある。

(2) 企業の将来の投資政策を一定とすれば、配当の多寡は、インカムとキャピタルゲインとの割合を変化させることはあっても、株主の富にとっては、それは、些末事 (mere detail) である。即ち、

多い配当 (= 大きいインカム) = 少ない留保 = 外部資本調達の大必要 (= 小さいキャピタルゲイン) のケースと、

少ない配当 (= 小さいインカム) = 多い留保 = 外部資本調達の小必要 (= 大きいキャピタルゲイン) のケースと、

を厳密に比較すると、投資政策一定の前提の下では、全く等しいことになることが正確に論証できるのである。

この論争自体の勝負は、自ずから明かである。理論的精確性においてMMに明白に歩があることは、疑問の余地がない。

それでは、配当と株価形成とは無関係と言えるのであろうか？問題はそう簡単ではない。

この問題を、複雑にしている要因としては、先ず第一に税金の問題と、次いで、MMの最適配当政策否定論の基礎となっている、投資政策一定という条件の現実性の問題が指摘されねばならないであろう。後者は、言い換えると、将来予測の不確実性についての考え方の違いの問題である。

税金の問題というのは、配当に対して適用される所得税と留保利益に対して適用される資本利得税の違いの問題である。周知のように、日本においても、アメリカにおいても、総じて、現行税制では資本利得税の方が税負担上有利であるから、留保の方が相対的には有利で、配当と株価形成の無関連性の論証の前提条件が崩れることになるのである⁽¹²⁾。

つまり、理論的に言えば、企業が有利な投資機会を持っており、資金調達が必要に迫られている限り、現行税制の下では、最大限の留保を優先すべきであるということになる筈なのである。少なくとも、一方で現金配当を支払いながら、同時に増資や、借金をすると言うのは屈辱に合わないことになる。

もっとも、そのような主張が成立するためには、利益成長の見込みがある限り、たとえ当面は無配当政策でも株価に悪影響を及ぼさないとということが前提になる。勿論現実にはそうは行かない要素があることはいうまでもない。

(12) この点に関して、ドイツではまた事情が異なる。配当利益に対する課税と、留保利益に対する課税とが、異なるからである。一定の範囲までは、留保利益の方が税負担が重いから、利益を一旦配当して、増資資金として払い込ませる方法(Schuttauß-hol-zurück)が、合理的とされる。その意味での、最適配当政策がドイツでは議論されている。

また理論的にも、もし永遠に無配当政策というのであれば、問題が生じる。株価の規定要因をどう考えるかによって問題点が違って来るが、結局は配当が株価を規定するという立場に立てば、無配当政策は、永遠の彼方の極大配当のみが評価の対象になるということの意味するし、利益が株価の基準となるという別の立場に立っても、さし当たって分配のめどが立たず、解散の可能性もない企業の評価をどうするか、という問題が生じる。従って、一時的の無配は、受け入れられても、永久は勿論、長期的な無配すら、現実にはすんなりとは受け入れられないのが現実ということになるのである。

配当の支払は、不確実性の世界においては、企業が利益をあげており、その利益は結局は株主に帰属するということの現実的な証しみたいなものなのである。

その証しの上に、当面の留保利益も結局は将来何らかの形で株主に増配をもたらすという期待を成立させ、その期待の可能性が評価されて、資本利得を発生させるのである。配当の不支払は勿論、減配すら、その期待を崩壊させ、従って、あり得べき資本利得の発生を阻害することになるのである。

投資政策を所与として、配当の株価に対する影響を考察するという枠組みは、理論的にはなるほどと思えても、配当か留保かと言う問題を考慮する場合には、ちょっと現実にそぐわない点があるのではないか。

現実には、増配宣言は経営者の増益見通し宣言と、逆に減配宣言は減益見通しの宣言と受け取られかねない。つまり配当宣言にはある種の情報効果があるからである。投資政策を所与として考察を進めるという枠組みは、この配当の情報効果という問題を無視することになる。勿論MM流に考えれば、仮に情報効果があったとしても、結局は真実が優先するのであるから、時間的ギャップが生じるだけである、ということになるであろう。

配当の多寡が、株価にどういう影響を及ぼすかを考える上でやっかいなのは、配当されず留保された利益は、結局どうなると予測されるかが、現実にはハッ

キリしないからである。抽象的理論的に議論を進める場合には、それでは困るから、どうしても一定の利益率での運用を仮定させざるを得ない。そして、それは飽くまでも便宜上のことである点をともしれば忘れがちである。

仮定される利益率が、資本コストより高ければ、留保は株主にとって有利である。その逆は、逆である。話はハッキリしている。しかし、それでは余りに単純である。問題は、留保された利益が株主にとって常に有利になるように運用されると言う保証はないのが現実であるという点にある。

つまり、現実には、配当か留保かの問題は、株主の自由になることがハッキリしている配当と、どう運用されるかハッキリしない留保利益との振り分けの問題でもあるということである。

実は、この重要な点を、理論家達は最適配当政策肯定論者も、否定論者も無視してしまっているのである。

では、理論的に合理的な配当政策は考えられないのであろうか。筆者は、基本的には、長期的には、残余配当政策が、つまり、企業成長率に見合った留保性向（配当性向）の維持が、中期的には安定配当政策が、結局のところ合理的ではないかと考えている。

6 資本コストの測定可能性の問題

最適財務決定の理論において、資本コストの概念が重要な役割を果たしていることは言うまでもない。通常、理論家達はあたかも、それが当然に判っているかのごとく、もしくは判ることができるものとして、議論を進めている。筆者は、当初から、この点に疑問を抱き続けて来た。⁽¹³⁾

(13) 筆者は、最近 capital cost agnosticism という表現があることを知った。勿論、理論家達はそれを排斥しているようではあるが、不思議な気がする。

理論的分析にとって重要な、便利で有用な概念であることは否定できない。否むしろないと、困る。しかしながら、資本コストというのは、不可知とは言わないまでも、正確には不可測ではないかと思っている。

資本コストの最も単純な、しかし基本的な定義式は

$$k = E/P \quad (\text{但し } E \text{ は、将来の予想平均利益})$$

である。

さし当たってハッキリと判っているのは、 P のみである。当然 E が判らぬと、 k は判りようがない。上式における E というのは、不確実な将来の均等(平均) 予想利益である。実際に入手できる正確な情報は、現在の一株あたり利益 (E_0)のみである。ややおおまかに予想可能なのは、近い将来の E である。遠い将来になるほど霧の中。いわんや、未来永劫に到る平均においておやである。

$E_0/P = k'$ ならわかる。しかし、 E は E_0 に等しいという保証はないから、 $k' = k$ とは限らない。実際、 k' で代用する例は多い。

実際の評価モデルはもっと複雑である。それだけ資本コストの計測も複雑困難になる。

そのほかにも、資本コストにアプローチする、理論上の道筋は幾つかあるが、何れも測定可能性の壁は厚い。例えば無危険利率 i + リスクプレミアム $= k$ とする、古くからある考え方を例にとってみよう。リスクは何によって測定するか、測定されたとして、単位あたりのプレミアムの価格は幾らかが問題となる。この点で最も sophisticated されたモデルは、余りにも有名な CAPM (capital asset pricing model) である。しかし、そこでも、いわゆるベータの計測が不可欠である。理論モデル上の β は、明らかに予測値、つまり、本質的に *ex ante* なのであるにも拘らず、現実に統計的に把握可能なデータは *ex post* なものとならざるを得ないのである。

この立場に立つと、そもそも、資本コストが最低になるような財務決定とか、資本コストを基準とする投資決定とかという発想そのものが、少なくとも、実

実践的に無意味であるばかりでなく、理論的に見ても問題があるということにならざるを得ないのである。

ドイツにはこういう発想は見られない。何故であろうか。勿論、資本コストという概念そのものはある。しかし、そこでは、ごく単純に計算利率の意味で使われているに過ぎない。それを、財務決定の最適性の統一的な判定基準とするという発想は見られないのである。勿論、最適財務決定の研究は盛んである。しかしながら、アプローチはかなり違う。アメリカで支配的な株主の富の極大を目的規定とするという発想は殆ど見られないのである。

その結果、こと最適財務決定の研究に関する限り、アメリカ財務管理理論における最適財務決定論は、一元的でかつ体系的であり、魅力的であるのに対して、ドイツの方がより現実的ではあるが、体系的にはむしろ多元的であるという、他の学問分野での状況とはちょっと異なる対比が見られるのである。

7 結 語

以上、主としてアメリカで支配的となっている、「株主の富の極大化」を目的とする、企業の最適財務決定の理論について、幾つかの問題点を批判的に見てきた。問題点や疑問点をあげつらうだけで、代案を提示せずに批判しようというのは建設的ではないという批判が出るかも知れない。確かに、その通りで慚愧に耐えない。しかし、代案を示さない限り、問題点の指摘を許さないというのは傲慢である。

率直に言わせて貰うならば、最近の理論的な研究や、計量的実証的な研究には、ままた、理論操作性や統計操作上の便宜に惹かれて、仮定の非現実性に対する反省、吟味が不足している傾向があるように思える。

ディーター・シュナイダーは、かつてドイツにおける経営経済学的研究の発展に関して、それが認識進歩の道を歩みつつあるのかに疑問を投げかけ、学界

に波紋を生ぜしめたことがある。筆者は、最近の財務決定最適化の理論について同様の感想を禁じ得ないのである。

第2章 CAPM, APT, および ファクター・モデル

1 CAPM および EMH とインデックス・ファンド

1952年（単行本は1959年）に発表されたマーコヴィッツ（Markowitz, H.）⁽¹⁾のポートフォリオ選択の理論（theory of portfolio selection）は、その後、2つの大きな研究領域を生み出した。一つは、この理論を実用化していく上で必要な諸努力であり、いま一つは、すべての投資家がこのポートフォリオ理論に依拠して投資行動をとると仮定して、資本市場におけるリスク資産の均衡価格（ないし、均衡期待投資収益率）を導出しようとする諸努力であった。

前者の発展方向での成果の一つが、シャープ（Sharpe, W.）の株式収益の生成過程（return generating process）を説明するモデルとしての、単一指標モデル（single index model）ないし対角線モデル（diagonal model）⁽²⁾であった。これは、今日的に言えば、個々の証券収益率と、全ての証券に共通な一つの指標との間に一次の（線型の）関係が成り立つと仮定するシングル・ファクター・モデル（single factor model）に他ならない。このモデルの開発によって、マーコヴィッツ流のポートフォリオ分析に必要なインプット数は、大幅に削減されることとなった。

(1) Markowitz, H., "Portfolio Selection," *Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1 (March, 1952), pp.77-91.

(2) Sharpe, W., "A Simplified Model for Portfolio Analysis," *Management Science*, Vol 9, No. 2 (January 1963), pp.277-293.

次に、後者の理論的発展の成果の総体は、資本市場理論 (capital market theory) と呼ばれている。この理論によって、個々のリスク資産から市場が均衡したときに得られる期待収益率とベータ・リスクとの間に、一次の均衡関係式が成立していなければならないことが、明らかにされた。この均衡関係式は、導出者の名前を冠して、シャープ=リントナー (Lintner, J.) 型の資本資産価格形成モデル (capital asset pricing model, CAPM) と呼ばれている。⁽³⁾

以上のポートフォリオ理論や CAPM は、投資世界の見方としての「リスクとリターン」という観点を定着させるのに大きく貢献した。

さらに、1970年のファーマ (Fama, E.) の論文を契機として、⁽⁴⁾ 効率的市場仮説 (efficient market hypothesis, EMH) という考え方が広く知られるようになり、投資世界のいま一つの見方を提供することとなった。そして、実際の証券市場は効率的か否か、どの程度効率的であるかを巡って、多くの実証研究が蓄積されてきた。シャープやジェンセン (Jensen, M.) の実証研究によって、⁽⁵⁾ アメリカのミューチュアル・ファンドの半数以上が、市場平均のパフォーマンスすら獲得できなかったこと、しかも、^{*} 或る期間市場平均を上回ったファンドは、次の評価期間では市場平均を下回っており、良好なパフォーマンスの継続性は無かったといった株式市場のストロング型の効率性を支持する証拠が提示

(3) Sharpe, W., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, Vol.19 (September 1964), pp.425-442. Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolio and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, 47 (February 1965), pp.13-37. シャープ=リントナー型 CAPM については楠原茂樹著『現代財務理論』, 千倉書房, 昭和61年を参照。

(4) Fama, E., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, Vol.25 (May 1970), pp.383-417.

(5) Sharpe, W., "Mutual Fund Performance," *Journal of Business*, A Supplement, No. 1, Part 2 (January 1966), pp.119-138. Jensen, M., "The Performance of Mutual Funds in the Period 1954-64," *Journal of Finance*, 23 (May 1968), pp.357-98.

されたことは、運用者と資金の委託者の双方に、大きな衝撃を与えた。

CAPM の考え方と EMH の承認が、インデックス・ファンドの理論的・実践的正当性の根拠となっていることは、広く知られている。インスティテューショナル・インベスターズ誌によれば、1990年時点で、機関投資家が運用する資産のうち1760億ドルが国内の株式インデックス・ポートフォリオで、そして、220億ドルが国際株式インデックス・ポートフォリオで運用されているという。そして、1989年の評価機関の調査によれば、過去20年間でスタンダード・アンド・プアーズ・インデックスは、アクティブ・マネジャーの80%以上に勝ち、過去5年間をとれば、スタンダード・アンド・プアーズ・インデックスは、アクティブ・マネジャーの75%以上に勝っていた、という報告が得られている(これらの調査報告については、Elton, E.& M.Gruber, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 4th Ed., 1991, p.705 に負っている)。

さらに、シャープ＝リントナー型 CAPM が依拠していた諸仮定を外すと「拡張された CAPM」(Extended CAPM) と呼ばれる様々なバージョンが導出されてきた。⁽⁶⁾そして、この拡張された CAPM をベースにしたインデックス・ファンドも作られるようになった。その一例が、ウェルズ ファーゴ社(Wells Fargo)の配当利回りに傾斜させたインデックス・ファンド(Wells Fargo yield-tilted index fund)である。これは、配当所得と資本利得に対する個人税を考慮に入れた課税後 CAPM (post tax CAPM) をベースにしたパッシブ・ポートフォリオと考えられている。

2 APT とインデックス・ファンド

どの世界でも、一つの理論や考え方がパラダイム (paradigm) として君臨す

(6) 榊原, 前掲書第2部参照。

る期間が長くなると、パラダイム転換を狙う動きと、それに対抗して現存のパラダイムを補強しながらパラダイムとしての地位を維持し続けようとする動きが併存するようになる。CAPMとEMHも例外ではなく、これらをパラダイムとして信奉する人々にとって二つの方向で不都合な研究が台頭してきた。一つは、CAPMに対するロール(Roll,R.)の批判⁽⁷⁾を援軍とする裁定価格理論(Arbitrage Pricing Theory, APT)と呼ばれる、ロス(Ross, S.)によって提唱された新しいパラダイム候補の出現である。⁽⁸⁾いま一つは、株式市場におけるアノマリー(anomaly)の発見である。

ロスのAPTは、資産収益を発生させるストカスティックなプロセス(stochastic process generating asset return)、つまり、収益生成過程は、K個のファクターをもつマルチ・ファクター・モデル(multi factor model)として次のように表現できる、という前提から出発している。

$$\tilde{R}_i = a_i + b_{i1}\tilde{F}_1 + b_{i2}\tilde{F}_2 + \dots + b_{iK}\tilde{F}_K + \tilde{e}_i \quad \dots \textcircled{1}$$

ここで、 \tilde{R}_i は、リスク資産(i)の収益率(確率変数であるために、チルド~を付けている。他の変数も同じ)、 \tilde{F}_k , $k=1, 2, \dots, K$, は、全てのリスク資産の収益率に影響を与えると考えられている第 k 番目のファクターがとると予想される値、そして、 \tilde{e}_i は、個々の資産の収益率の動きの中で、 K 個のファクターによっては説明されえない部分を表わし、当該証券に固有の収益部分(specific return)である。 \tilde{F}_k , $k=1, 2, \dots, K$, は、全てのリスク資産の収益に影響を及ぼすファクターであるので、共通ファクター(common factor)とも呼ばれる。 b_{ik} , $k=1, 2, \dots, K$, は、第 k 番目の共通ファクターの変化に対す

(7) Roll,R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics*, Vol. 4 (March, 1977), pp.129-176. 榑原茂樹稿「CAPM, ロール批判およびAPT」, 経営行動, Vol. 2, No. 1 (昭和62年3月) 参照。

(8) Ross,S., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol.13, (December 1976), pp.341-360. 小野二郎訳「資本資産価格形成の裁定理論」, 証券アナリストジャーナル, 1984年6月号, および榑原, 前掲書第14章。

る第 i 番目の資産の収益の感応度 (sensitivity) を表わす。

ロス は、何ら追加の投資を必要としない、かつ、システムティック・リスクがゼロのポートフォリオの期待収益は、個別証券に特有の収益変動がポートフォリオ内部において無視できる程度に消滅してしまう限り、均衡においては、ゼロでなければならない、というアイデアを数学的に展開して、次のような APT を導出したことは、良く知られている。

$$E(\tilde{R}_i) = R_f + [E(\tilde{R}^1) - R_f] b_{i1} + [E(\tilde{R}^2) - R_f] b_{i2} \\ + \dots + [E(\tilde{R}^k) - R_f] b_{ik} \quad \dots \textcircled{2}$$

ここで、 $E(\tilde{R}_i)$ 、 R_f は、それぞれ、リスク資産 (i) の期待投資収益率と無リスク資産の投資収益率である。 $E(\tilde{R}^k)$ は、第 k 番目のファクターに関する感応度は 1.0 に等しく、それ以外のすべてのファクターに関する感応度はゼロとなる第 k 番目のファクター・ポートフォリオの期待収益率である。また b_{ik} は前述した通りである。

ところで、CAPM をベースにインデックス・ファンドを構築したのと同様に、APT をベースにしたパッシブなインデックス・ファンドを構築することも可能である。さらに、同じファクターに対しても資産ごとに異なるセンシティブティをもつ場合が多いことから、センシティブティをコントロールすることによって、ある特定のファクターに傾斜した、あるいは、ある特定のファクターの影響を受けないようなパッシブなファクター・ティルト・インデックス・ファンド (factor-tilt index fund) を作ることも可能になってくる。APT の信奉者は、かかるティルト戦略の可能性を APT の強味として、強く主張している。⁽⁹⁾

(9) Roll, R., & S. Ross, "The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning," *Financial Analysts Journal*, May-June 1984, pp.14-26. 寺田徳訳「ポートフォリオ設計戦略のための裁定評価理論」, 証券アナリストジャーナル, 1986年2月。

3 アノマリーとインデックス・ファンド

1977年のPER効果に関するバサー (Basu, S.) の論文, および, 小型株効果に関する1981年のバンズ (Banz, R.) とラインガナム (Reinganum, M.) の論文を契機として,⁽¹⁰⁾ いわゆる株式市場のアノマリー (stock market anomaly) が脚光を浴びるようになり, その後, 数多くのアノマリーが報告されるようになった。これらの独立して発見された多くのアノマリーは, 互いに同じ(未知の)要因を説明しているのかもしれない, また, あるアノマリーは他のアノマリーの代理にすぎず, 前者は後者に吸収されてしまうものであるかもしれない。

多くのアノマリーの相互関係を分析したのは, ヤコブス=レビーである。⁽¹¹⁾ 本稿では, 彼等の研究によってもなお独立した純粋アノマリー効果をもつと報告されている, そして, その後のアノマリー分析の端緒にもなった小型株効果とその利用について, 簡単に述べてみよう。

規模効果 (firm size effect) 論争は, 前述のバンズとラインガナムの論文に端を発する。彼等は互に独立に, β ・リスクを調整した後も, 企業規模 (株式時価総額で測定) の小さい銘柄から成る株式ポートフォリオは, 時価総額の大きい銘柄からなる株式ポートフォリオよりも優れた投資成果を示したこ

(10) Basu, S., "The Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratio: A Test of Efficient Market Hypothesis," *Journal of Finance*, Vol. XXX (June 1977), pp.663-682.

Banz, R., "The Relationship between Return and Market Value of the Common Stock," *Journal of Financial Economics*, March 1981, pp.3-18.
Reinganum, M., "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings, Yields and Market Value," *Journal of Financial Economics*, March 1981, pp.19-46.

(11) Jacobs, B. & K. Levy, "Disentangling Equity Return Regularities: New Insights and Investment Opportunities," *Financial Analysts Journal*, May-June 1988, pp.18-43. 丸山宏監訳「株式市場のアノマリーの解明」証券アナリストジャーナル, 1990年3月号および4月号。

とを発見した。この現象は、当時の支配的な価格形成モデルである CAPM によっても説明できない収益部分が存在していることになるので、アノマリー(anomaly)と呼ばれた。

この小型株アノマリー (small atock anomaly) が今後も継続すると期待できれば、このことを利用して高いパフォーマンスをあげうるであろう。ここに、より幅広い指数に連動したインデックス・ファンドの存在価値が見出されるであろう。米国では、スタンダード・アンド・プアーズ500種指数に採用されている銘柄を除外したウィルシャー4500 (Wilshire 4500) や、時価総額の最上位1,000社の株式を除外したフランクラッセル2000 (Frank Russel 2000) にマッチした小型株インデックス・ファンドが作られているという。

では、この様な小型株アノマリー・インデックス・ファンドによる運用は、アクティブ運用であろうか、それとも、パッシブ運用であろうか。アクティブ運用とパッシブ運用の境界線は、エルトン＝グルーバーも言う様に、近年ますますファジーになってきており、線引も幾分恣意的なものになる。エルトン＝グルーバー自身は、運用者が過去のデータを用い、メカニカルなルールにもとづいて取引を行なう場合をパッシブ運用と呼び、運用者が何らかの予測を行ない、そして、この予測にもとづいて行動する場合をアクティブ運用と呼んでいる (エルトン＝グルーバー、前掲書、707～708ページ)。そして、アクティブ・マネジャーは、マーケット・タイマー (market timer)、セキュリティ・セクター (security selector)、そして、セクター・セクター (sector selector、これは広く、セクター選択 sector selection または産業選択 industry selection を実践する人々のことをいう) に3分類されている。エルトン＝グルーバーの定義によれば、機械的に小型株のみをピック・アップし運用する技法は、パッシブ運用に分類されるだろう。

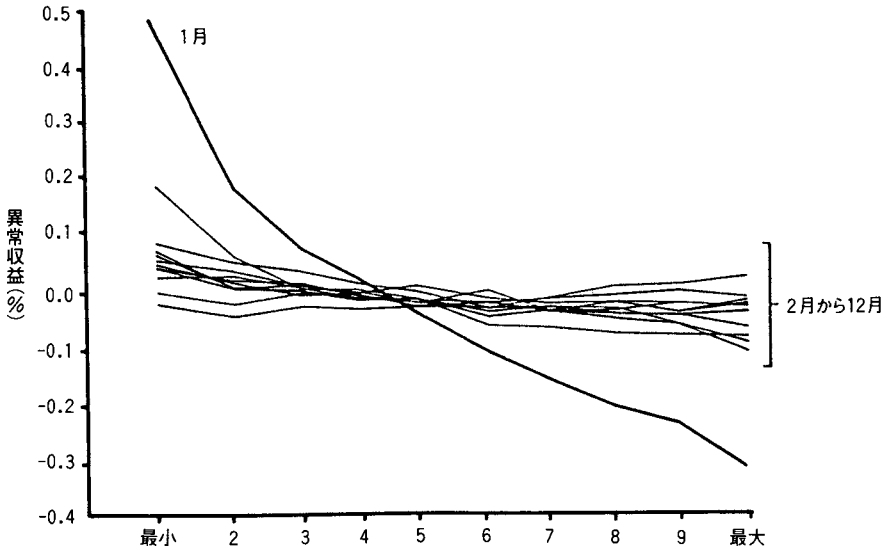


図1 企業規模(時価総額)の10分位

出所：Keim, D., "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality : Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol.12 (June, 1983), 図2。

ところで、市場に非効率性が存在するという認識にもとづく運用をアクティブ運用とよび、効率性を信じた運用をパッシブ運用と呼ぶ立場もある⁽¹²⁾。この定義に従えば、アノマリーを市場の非効率性と解釈する小型株アノマリー・ファンドは、アクティブ運用ということになる。

この小型株アノマリーについては、さらに、この効果が一年を通して一月に顕著にみられることから、一月効果 (January Effect) と呼ばれている。図-1は、小型株の高いパフォーマンスが1月に顕著に表われていることを示している⁽¹³⁾。また、小型株効果が、前述のバスのPER効果を吸収してしまうかどう

(12) 例えば、津村・若杉・榊原・青山著『証券投資論』，平成3年，日本経済新聞社。

(13) Keim, D., "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality : Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*. Vol.12 (June 1983), pp.13-32.

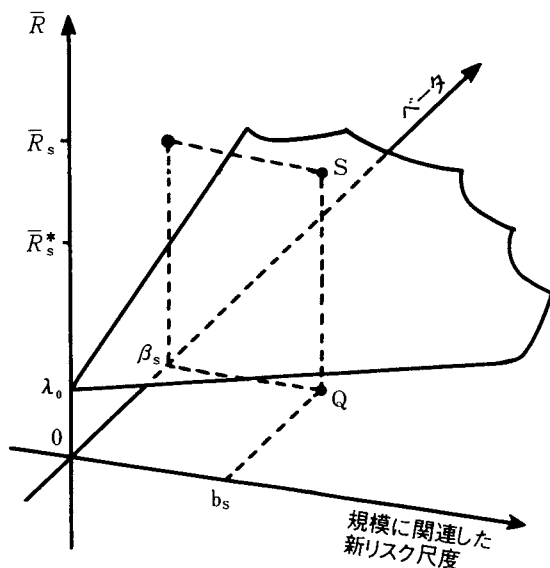


図 2

かに関して議論の応酬がみられた。この論争の帰結は PER 効果に注目したポートフォリオが編成され、公にもファンドが販売されているだけに、興味深い。前述のラインガナムは、PER 効果と規模効果はそれぞれを別個に検討すれば共に存在するが、2つを同時に吟味すると、規模効果は PER 効果を包摂し、したがって、CAPM から欠落しているファクターは企業規模とより密接に関係すると思われる、と結論づけている。これに対してバスーは、PER 効果は、規模の差をコントロールしても依然として存在すると反論している⁽¹⁴⁾。

アノマリー効果を期待してアノマリー・ファンドを構築する場合、このアノ

(14) Basu, S., "The Relationship between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks : Further Evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol.12 (June 1983), pp.129-156.

マリーが特定の資産価格形成モデルにもとづいて検出されていることに注意しなければならない。例えば、CAPM は現実に対する大雑把な近似にすぎず、企業規模または企業規模と関連した一個ないしそれ以上のファクターがCAPM から欠落しているかもしれず、したがって、誤って特定化されたCAPM をベースにして検出されたアノマリーは、この欠落したファクターとの関係で測定されたリスクを正しく把握できれば、したがって、この（現在では未知の）新しいリスクに対して調整すれば、消滅してしまうかもしれない。いままで超過収益だと考えられていたリターン部分は、もはや「アノマリー」ではなくなり、理論で説明できるリターンとなるのである。図-2は、リスク資産の収益率がベータ・リスクと規模に関連した（未知の）新しいリスクによって説明できると想定して、価格形成平面(pricing plane)を描いたものである。この価格形成平面が妥当であれば、小型株も大型株も、それぞれのベータ・リスクと（未知の）新しいリスクのペアーに対応した価格形成平面上の期待収益率をもつことになる。

小型株効果が多くの人々の知るところとなり、そして、彼等がこの効果を利用して投資収益をあげようと合理的に行動した後でもなお、このアノマリーが継続しているとすれば、このアノマリーは市場の非効率性の証拠というよりも、このアノマリーを検出した理論なりモデルから、重要なファクターが欠落していると解釈の方が自然であるかもしれない。小型株効果を発見したラインガナムは、アノマリーの持続性から判断して、アノマリーは市場の非効率性に因るというよりも、CAPM の特定化の誤り(misspecification)に起因する、という立場をとっている。さらなる研究が期待される領域である。

4 マルチ・ファクター・モデルによるリスクとリターンの評価

アレクサンダー (Alexander, G) とシャープも言うように、モゲン・ポート

フォリオ理論の目的は、投資家が無限の投資可能性の中から、最適なポートフォリオを識別できるような手段を提供することにある。⁽¹⁵⁾これは、個々の証券を投資対象とする場合にも、アセット・クラスへの資金配分を行なうアセット・アロケーションの場合にも等しくあてはまる。

ポートフォリオ分析への平均-標準偏差アプローチを使って、最適なポートフォリオの選択を行なうためには、最適化モデル（オプティマイザー）へのインプット変数（期待値、標準偏差、相関係数）の正確な推定が、精度の高いアウトプットのために不可欠である。本稿の冒頭でも述べたように、シャープは、ポートフォリオ分析を簡易化するという目的のために、対角線モデル(diagonal model) と呼ばれるシングル・インデックス・モデルを開発した。しかし、シングル・ファクター・モデルの一典型例としての市場モデル (market model) の個々の証券の収益率の動きを説明するパワーが経年的に低下していることを考えると、⁽¹⁶⁾ 個々の証券の収益は、一個のファクターではなく、複数のファクターの動きに反応することによって変動する、あるいは、複数のファクターの影響をうける、と考えるのが適当であるかもしれない。証券収益と複数のファクターとの間に或る関係が存在すると仮定するファクター・モデルは、マルチ・ファクター・モデル (multi factor model) または、マルチ・インデックス・モデル (multi index model) と呼ばれている。

証券収益に影響を及ぼすファクターが1個以上存在する筈だと信じるならば、証券分析の目標は、これらのファクターは何か、そして、これらのファクターの動きに対して個々の証券の収益はどのように反応するか、を識別することにあるといえよう。証券収益と複数のファクターの関係を定式化した「証券収益

(15) Alexander,G.& W.Sharpe, *Fundamentals of Investments*, Prentice-Hall, 1989. 日興リサーチセンター訳『現代証券投資講座』, 平成3年, 日本経済新聞社。

(16) 我国の実態調査としては、例えば、榊原前掲書第13章参照。

のファクター・モデル」(a factor model of security returns)の重要性は、古くはキング (King, B) によって実証され、⁽¹⁷⁾さらにマルチ・ファクター・モデルを前提として導出されたロスの APT の登場によって強く認識されるようになった。ファクター・モデル (シングル・ファクター・モデルであれ、マルチ・ファクター・モデルであれ) が、証券収益とファクターとの間に或る形での関係で成立している筈だと想定する、収益生成過程の記述モデルであるのに対して、CAPM や APT は、期待収益率とリスクとの間の均衡モデルである、ということには注意しよう。

さて、マルチ・ファクター・モデルは、証券収益 (\tilde{R}_i) が、 K 個のファクター (\tilde{F}_k) ないしインデックス (\tilde{I}_k) によって、次のような形で表現できると考える。

$$\tilde{R}_i = a_i + b_{i1}\tilde{F}_1 + b_{i2}\tilde{F}_2 + \dots + b_{iK}\tilde{F}_K + \tilde{e}_i \quad \dots(1) \text{ (再出)}$$

ここで、 \tilde{F}_k , $k=1, 2, \dots, K$, は、 $\dot{\tilde{R}}_i$ の生成に共通に影響を及ぼすと想定された共通ファクター (common factor) である。 b_{ik} は、第 k 番目の共通ファクター (\tilde{F}_k) が変動したときに、証券 (i) の収益率がどの程度変動するかを表わす反応度 (responsiveness) ないし感応度 (センシティビティ, sensitivity) の測度である。 \tilde{e}_i は、証券収益の変動のなかで、 K 個の共通ファクターの動きによっては説明されえない部分 (証券に固有の原因によって生じる変動) を表わし、このモデルの誤差項である。シングル・ファクター・モデルの場合と同様に、その事前の期待値はゼロである。

$$E(\tilde{e}_i) = 0.0 \quad \dots(3)$$

したがって、証券の総リターンは、 K 個の共通ファクターに関連した部分 (factor related return) と、ファクターと無関係なリターン (non factor related return)

(17) King, B., "Market and Industry Factors in Stock Price Behavior," *Journal of Business*, 39 (January 1966), pp.139-190. わが国における産業ファクターの重要性については、榊原、前掲書第13章参照。

とに、次の様に分割される。

$$\hat{R}_i = \underbrace{a_i + \tilde{e}_i}_{\text{非ファクター 関連のリターン}} + \underbrace{b_{i1}\hat{F}_1 + b_{i2}\hat{F}_2 + \dots + b_{iK}\hat{F}_K}_{\text{ファクター関連のリターン}} \quad \dots(4)$$

(1)式ないし(4)式の両辺の期待値をとると、

$$E(\hat{R}_i) = a_i + b_{i1}E(\hat{F}_1) + b_{i2}E(\hat{F}_2) + \dots + b_{iK}E(\hat{F}_K) \quad \dots(5)$$

をうる。したがって、 a_i は、全てのファクターの期待値がゼロのときの、証券(i)の非ファクター関連のリターンの期待値である。

マルチ・ファクター・モデルに共通の問題は、 K 個の共通ファクターをどのように発見するかである。証券アナリストの重要な役割の一つは、このファクター(\hat{F}_k)の数(K)とその正体を明らかにし、そして、共通ファクターに対する証券のセンシティビティ(b_{ik})を推定することである。幸いというべきか、これらを決めてくれる理論そのものは、今のところ存在しないので、それぞれの論者が長年にわたって蓄積してきた経験と統計的分析とを組み合わせ、独自に決定することになる。論者の数だけモデルが存在することになるかもしれない。その中でも、アートとサイエンスを見事に融合したモデルが、最も良好なパフォーマンスを示すことになるであろう。

エルトン＝グルーバーは、ファクターとセンシティビティを決定する方法を、因子分析(factor analysis)による方法と、証券アナリストが経験と科学的分析にもとづいてアプリオリ(*a priori*, 先験的に)に決定する方法とに大別している。⁽¹⁸⁾ ロール＝ロス⁽¹⁹⁾は、因子分析法によって、3個ないし4個の共通ファクターが存在すると推測している。ただし、因子分析法それ自体は、ファクターの正体を特定化できない。

(18) Elton & Gruber, *ibid.*, pp.375-386.

(19) Roll, R., & S. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance*, Vol.35 (December 1980), pp.1073-1103.

第2の、ファクターを事前に特定化 (prespecify) してしまう—もちろん、何らかの準備的作業を経て—方法によるモデルとして、チェン (Chen, N.) = ロール = ロスとソロモンブラザーズ社のものを例示しておこう。チェン = ロール = ロスは、(1) 株式収益の決定因は、投資家に帰属する将来のキャッシュ・フローの水準と、それらを現在価値に割引くための割引率に影響を及ぼすファクターである、そして、(2) それらのファクターの予想されていなかった変動が、株価 (したがって収益率) の変動をひきおこす、と想定して、インフレーション、利子率の期間構造、リスク・プレミアム、そして、鉱工業生産の四つを共通ファクターと考えた。⁽²⁰⁾ しかも、これらのマクロ経済変数の動きと、ロール = ロスが因子分析法によって抽出した前出の四つのファクターの動きとの間に強い相関があることを発見している。

ソロモンブラザーズ社は、経済成長、ビジネス・サイクル、長期利子率、短期利子率、インフレーション・ショック (inflation shock)、ドル相場、そして、市場指数 (market index) の動きで今述べた6個の共通ファクターと無相関の部分、の総計7個の共通ファクターを想定している。同社は、7個の共通ファクターから成るマルチ・インデックス・モデルを使うと、1,000社の株式の月次収益率の変動の41%を平均して説明できる、と報告している (同社のモデルについては、エルトン = グルーバー、前掲書に依拠している)。

ところで、マルチ・ファクター・モデルは、(1) 式以外の形式をとりうるし、また、モデルに含まれるファクターも、経済の基礎的諸条件 (マクロ・ファンダメンタルズ) を表わすファクターに限定されるものではない。企業のマイクロ・ファンダメンタルズや当該企業の証券の取引所での取引特性もファクターの候補となりうる。

(20) Chen, N., Roll, R., & S. Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 59 (July 1986), pp. 386-403.

(1)式と並んで良く知られているモデル型式は,

$$E(\tilde{R}_i) = \lambda_0 + \lambda_1 A_{i1} + \lambda_2 A_{i2} + \cdots + \lambda_K A_{iK} \quad \cdots(6)$$

である。ここで、 A_{ik} , $k=1, 2, \dots, K$, は、期待収益率を決定する K 個の企業属性 (attribute, A_{ik}) である。この属性は全ての証券に共通のファクターであるが、証券ごとに異なる値をとるので、 i という証券を表わす添字がつけられている。この属性には、大別して、(1)式で考えられている共通ファクターに対する証券 (i) のセンシティブリティ (b_{ik}) と、企業および当該企業の証券を特徴づける諸特性 (characteristic, C_{ik} , 例えば配当利回り, 規模, 自己資本利益率, 出来高回転率等々) がある。さらに、当該企業が所属する産業ないしセクターも、特性になりうる。モデルも、センシティブリティ (b_{ik}) のみを含むモデル, 特性 (C_{ik}) のみを含むモデル, 産業ないしセクターのみを含む産業インデックス・モデル (industry index models) ないしセクター・ファクター・モデル (sector-factor models), そして、前記3つを組み合わせた混合モデルが考えられる。

属性 A_{ik} が (1) 式のファクターに対するセンシティブリティである場合、(6) 式は,

$$E(\tilde{R}_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \cdots + \lambda_K b_{iK} \quad \cdots(7)$$

となる。このとき、 λ_k , $k=1, 2, \dots, K$ は、ロスの APT の場合と同様に、ファクター・リスク・プレミアム (factor risk premium) と解釈される。したがって、 λ_0 は、リスク・フリー・レートである。

次に、 A_{ik} が企業や証券の諸特性 (C_{ik}) である場合、(6) 式は,

$$E(\tilde{R}_i) = \lambda_0 + \lambda_1 C_{i1} + \lambda_2 C_{i2} + \cdots + \lambda_K C_{iK} \quad \cdots(8)$$

の形をとる。このとき、 λ_k , $k=1, 2, \dots, K$ は、企業が特性 (C_{ik}) を具備したことに對する平均的追加報酬 (average extra return), ないし、この特性の市場価格 (market price of characteristics) である。そして、 λ_0 は、全ての特性がゼロ (例えば、配当利回りがゼロであり、企業規模が全体の平均に等

表 1

属 性	λ の推定値(年率換算)	推定された λ がゼロと有意に異なる月の割合(%)
ベータ	5.36(18,38)	58.3
配当利回り	0.24 (1.04)	39.5
規模	-5.56 (7.80)	56.5
債券ベータ	-0.12 (2.72)	28.2
アルファ	-2.00 (4.64)	43.5
セクターの所属		
基幹産業	1.65 (7.94)	32.5
資本財	0.16 (5.72)	18.7
建設	-1.59 (8.86)	15.3
消費財	-0.18 (5.17)	39.3
エネルギー	6.28(11.04)	36.9
金融	-1.48 (5.25)	16.3
運輸	-0.57 (9.49)	43.9
公益事業	-2.62 (9.43)	35.0

()内標準偏差

出所：Sharpe,W., "Factors in New York Stock Exchange Security Returns, 1931-1979," *Journal of Portfolio Management*, 8 (Summer 1982), 表 3, 表 4 および表 7 より作成。

しく、したがって、平均値からの乖離がゼロである等々の企業)のときの収益率を表わす。なお、(7)式であれ、(8)式であれ、 λ_k を推定する方法としては、ファーマとマクベス (MacBeth, J.) がシャープ=リントナー型の CAPM をテストするときに考案した方法⁽²¹⁾が利用されることが多い。

表 1 は、マルチ・ファクター・モデルの一例として、シャープのモデルを紹介したものである。⁽²²⁾ 属性として、スタンダード・アンド・プアーズ (S&P) 500 種指数に対するベータ値 (beta), 配当利回り (yield), 株式時価総額で計測さ

(21) Fama,E., & J. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 38 (1973), pp.327-348. ファーマ=マクベスの優れた方法の詳細については、榊原, 前掲書第 3 章参照。

(22) Sharpe,W., "Factors in New York Stock Exchange security returns, 1931-1979," *The Journal of Portfolio Management*, 8 (Summer 1982), pp.5-19.

れる企業規模 (size), 長期債に対するベータ値 (bond beta), そして, 株式収益率と S&P500種指数の過去のデータを使って超過収益率フォームで推定された証券特性線の切片としての過去のアルファ値の5個のファクターと, 当該企業が8つのセクターのどこに属するかセクター・メンバーシップが採用されている。それぞれの属性に対する係数 λ_k が, 1931年から1979年まで毎月, 2,197社の月次収益率のデータを使って1,588回クロス・セクショナルに推定されたが, その平均値の年率換算値が中央の列に示されている。また, 右端の列には, 月ごとに推定された λ_k が5%水準でゼロと有意に異なる値をとった月が全体の総月数の何パーセントであったかが示されており, 各属性の相対的重要性を知ることができる。さらに, このマルチ・ファクター・モデルの説明力 (決定係数で測定) は, ポートフォリオを組まずに個別株式の月間収益率をサンプルとすると, ベータ値のみを説明変数とした場合には0.037であったが, 5個の属性を説明変数とした場合には0.079へと上昇し, さらに, 表-1の全ての属性を含めた場合には0.104になったという。⁽²³⁾

マルチ・ファクター・モデルは, リターン予測や, 実現したリターンがどのファクターから生み出されたかの事後的分析に役立つだけでなく, リスク源泉の分解にも役立つ。シングル・ファクター・モデルとしての市場モデルにおいては, トータル・リターンがシステムティック・リターン (市場関連的リターン) と非システムティック・リターン (非市場関連的リターン) に分解されるのに対応して, トータル・リスクも, システムティック・リスク (市場リスク) と非システムティック・リスク (非市場リスク) に分割された。他方, マルチ・ファクター・モデルにおいては, トータル・リターンがファクター関連的リターンと非ファクター関連的リターンとに分解されるのに対応して, トータル・リスク ($\sigma^2(\tilde{R}_i)$) は, ファクター関連的リスク (単に, ファクター・リ

(23) クロス・セクショナルな回帰分析が, 588回 (12カ月×49年) 繰り返され, 決定係数の平均値が計算されている (Sharpe, *ibid.*, 表5参照)。

スク factor risk) と非ファクター関連的リスク (単に, ノン・ファクター・リスク non factor risk) とに次のように分解される。

$$\sigma^2(\tilde{R}_i) = \underbrace{b_{i1}^2 \sigma^2(\tilde{F}_1) + b_{i2}^2 \sigma^2(\tilde{F}_2) + \dots + b_{iK}^2 \sigma^2(\tilde{F}_K)}_{\text{ファクター・リスク}} + \underbrace{\sigma^2(\tilde{e}_i)}_{\text{ノンファクター・リスク}} \quad \dots(9)$$

ただし, 上式を導くためには, ① K 個のファクターは相互に独立である ($cov(\tilde{F}_j, \tilde{F}_k) = 0.0, j \neq k$), ②ファクターは \tilde{e}_i と相互に独立である ($cov(\tilde{F}_k, \tilde{e}_i) = 0.0$ for any k), ③ $E(\tilde{e}_i) = 0.0$ ((2)式), を仮定しておくことが必要である。

以上のように仮定されたファクター・モデルを前提にすると, 分散投資は次のことを導くだろう。⁽²⁴⁾

- (1) 分散投資は, ポートフォリオに含まれる銘柄のファクター・リスクを平均化する。
- (2) 分散投資は, ノン・ファクター・リスクをかなりの程度削減できる。
- (3) 十分に分散投資されたポートフォリオについて, ノン・ファクター・リスクは, 取るに足らないものとなる。

以上, 本稿では, マーコヴィッツのポートフォリオ理論, CAPM, APT, そしてファクター・モデルといったファイナンス理論の重要な構成要素の発展と, それらの株式ポートフォリオ編成への役立ちについて, 概観してきた。アレクサンダー=シャープもいうように, 投資の分野は依然としてマーコヴィッツと共に始まった変革の真只中にあるのである。

(24) Alexander & Sharpe, *ibid.*, p.208.

第3章 企業別粗資本ストックの推計^(*)

1 序論

本稿は企業別のマイクロデータに基づき、新古典派生産関数を推定した結果を報告するものである。実証的経済学の分野におけるマイクロデータの利用は、そのデータの持つ豊富な情報の故、近年ますます重要視されるようになっていく。事実、貯蓄関数、資産選択方程式の推定など、消費者行動理論の分析においては、貯蓄動向調査の個票というマイクロデータを用いた分析が一般的となっており、わが国においても、それを用いて、資産効果あるいは所得効果を推定した多くの報告によって、パラメタ推定値の安定性が確認されているところである。⁽¹⁾このようなマイクロデータによる分析の優位性は、それらが集計マイクロ時系列データに比べて多くの情報を含んでいるため、時系列データの分析において発生し易い多重共線性を避け得る可能性がある点にある。このように消費者行動の分析に際してはマイクロデータの利用がかなり一般的になっているにも関わらず、生産者行動の分析においては、必ずしもマイクロデータが十分

(*) 本稿は、筆者らがそれぞれスタンフォード大学経済学部およびサセックス大学科学政策研究所での海外研究中に執筆したものである。海外出張中にも関わらず、このような機会を与えていただいた編者に深く感謝するものである。

(1) 例えば、斎藤 (1974)、石川 (1987)、斎藤・大鹿 (1979)、(1979) を参照。また Ogawa・Saito・Tokutsu (1988)、(1989) は、銀行および企業の資産選択方程式の推定に際し、その正味資産効果、売上高効果、並びに預金残高効果を個々の企業の損益計算書ならびに貸借対照表のデータから推定している。

活用されているとはいいがたい。例えば生産行動のモデル化における近年のめざましい理論的發展は周知のことであるが、その実証的研究の分野ではほとんどが集計マクロ時系列データによる推定であり、クロスセクションデータを利用した研究としては、吉岡（1989）、根本（1984）、武井・寺西（1991）などがあげられるにすぎない。しかもそれらで利用されたデータは工業統計表などの下位産業であり、本来のマイクロデータとは言い難いものである。したがって生産関数のパラメタ推定値、すなわち代用の弾力性、技術進歩率などについてはいまだ十分に学問的コンセンサスが得られていないというのが現状である。本稿では、このような点に注目し、各企業の損益計算書あるいは貸借対照表に基づき、生産関数の推定に必要な独自のパネルデータを作成し、新古典派生産理論の実証的検証を行おうとするものである。

さて、生産関数の推定に際し問題となるのは、資本ストックデータをいかに推定するかである。すなわち、企業のバランスシートに現れる資本（有形固定資産：以下、純資本ストックと呼ぶ）はその財産的価値を表すものであるのに対し、生産関数の推定のような問題で用いられるべき資本はその生産能力を表すもの（以下粗資本ストック）である必要がある。事実、マクロモデルなど、集計されたマクロ時系列データを用いる分析においても、粗資本ストックの利用が、今や学問的常識となっている。われわれもまた本報告の推定に際し、PI法（Perpetual Inventory Method）に基づく独自の方法により推計した企業別の粗資本ストックを用いることにした。本報告では作成されたデータの性質をその記述統計的性格とならび、それらを計量経済学的モデル分析に利用した場合、推定値にどのような影響を与えるかと言う観点から考察する。この種の研究は、企業理論の検証におけるマイクロデータの利用の可能性を探る上で、基礎的作業を提供するものと言えよう。以下、第2節でまず粗資本ストックデータの作成方法を述べてその記述統計的性質を分析する。第3節では推計されたデータに基づき、2種類の新古典派生産関数の推定を行い、パラメタ推定値か

らわれわれのデータの性質を検討する。最後に第4節において、得られた結果と今後に残された課題を述べることにする。

2 企業別粗資本ストックデータの推計

日本における粗資本ストックの推計は、マクロ・産業レベルにおいては比較的整備されており、例えば代表的な研究として大川(1966)、経済企画庁(1962)を挙げることができる。特に、大川(1966)は、1874年から1940年までの長期統計であり、データのみならず、長期推計におけるデータ上の問題点をも論じており、また経済企画庁(1962)は、それ以降の資本ストックデータの整備に関して大きなインパクトを与えたものである。事実、最近のデータに関しては経済企画庁「民間企業粗資本ストック」が、後者の方法に基づいて包括的な統計及び解説を提供している。しかしながら、企業レベルでの資本ストック推計に関する研究は、紺屋・若杉(1980)、得津(1981)、萩原(1985)等、極めて限られており、企業マイクロデータの利用に際しての大きな障害となっているといえる。本節では、比較的データ利用可能性の高い上場企業に関する資本ストック推計方法と推計されたデータの性質について検討する。

さて、資本ストックの推計において基本となるデータは全て有価証券報告書における有形固定資産明細書ならびに減価償却明細書である。有形固定資産明細書においては償却対象資産(建物、構築物、運搬機械、機械装置等)及び、土地、建設仮勘定についての、有形固定資産期首・期末残高(Knn_{t-1} , Knn_t)、当期増加額(In_t)、当期減少額(Dn_t)が、さらに減価償却明細書では、償却対象資産についての減価償却実施額(Dep_t)と減価償却累計額($CDep_t$)が利用可能である。有形固定資産と減価償却累計額の和は、取得原価($Kgn_t = Knn_t + CDep_t$)と呼ばれるが、前期末の取得原価に当期増加額を加え当期減少額を差し引くと今期末の取得原価が得られるという恒等式

$$(1) \quad Kgn_t = Kgn_{t-1} + In_t - Dn_t$$

が成立する。

いうまでもなく、これらの会計概念は、価格変化の影響を受けており、名目概念である。資本ストック統計の概念のもとでは、それぞれ名目純資本ストック (Knn :有形固定資産)、名目粗資本ストック (Kgn :有形固定資産取得原価)、名目投資 (In :当期増加額)と呼ばれている。しかしながら、われわれが必要とするのは生産能力としての資本ストックであり、そのためには何らかの方法でこれを実質化することが必要である。売上高、投資などのフロー変数の実質化は比較的簡単であるが、資本ストックのようなストック変数の場合、資本ストックを構成する設備の購入時点が異なるため、設備の年齢構成を知る必要がある。

さて、資本ストックの年齢構成を見る場合、重要な役割を果たすものが、資本ストックの減耗(除却)の扱いである。時間の経過と共に資本設備は生産能力で測って減少し、十分に時間が立つと消滅する。減価償却は会計上の処理であり、物理的な資本ストックの減耗とは本来一致しない。しかしながら物理的な減耗についての情報を財務データから得ることはできないので、設備の物理的な減耗について何らかの仮定を設定しなければならない。アメリカ合衆国の産業レベル資本ストックの推計においては、ウィンフレイ曲線と呼ばれる減耗パターンを用いて計算している。本稿では、物理的な減耗に関して2つの仮定をおくことにする。一つは、設備の物理的な減耗は減価償却と一致していると考えられるものである。他方は、設備はその存在期間中設置時点と同じ能力を維持するというものである。前者は紺屋・若杉(1980)によって採用されたものであり、彼らはそれに基づき企業別の実質純資本ストックを推計している。一方、得津(1981)、萩原(1985)は、後者の仮定に基づき実質粗資本ストックを推計している。

まず、実質純資本ストックの作成方法を説明しよう。紺屋・若杉(1980)は、減価償却を物理的な資本ストックの減耗と考え、各時点で存在する資本ストックは有形固定資産(Knn_t)に反映されるとする。償却率(償却以前の有形固定資産に対する減価償却額の比率)が資本減耗率に等しく、この率で有形固定資産取得原価によって表わされる初期資本ストック存在量が減耗して有形固定資産に示される純資本ストックのレベルに達すると仮定される。この関係は次の式で表現できる。

$$(2) \quad d_t = \frac{Dep_t}{(Knn_t + Dep_t)}$$

$$(3) \quad Knn_t = (Knn_t + CDep_t)(1 - d_t)^{TA_t}$$

ここで、 TA_t は、存在する設備が設置されてからの経過年数の設備全体での平均値(平均経過年数)である。(2)式から、平均経過年数は

$$TA_t = \frac{\log\{Knn_t / (Knn_t + CDep_t)\}}{\log\{1 - Dep_t / (Knn_t + Dep_t)\}}$$

で計算される。純資本ストックのデフレーターは平均経過年数前の投資財価格指数($PI(t - TA_t)$)となる。実質純資本ストックは、

$$Knr_t = Knn_t / PI(t - TA_t)$$

により与えられる。

一方、実質粗資本ストックの推計を行った得津(1981)、萩原(1985)は、減価償却は会計上の処理にすぎず、物理的な資本ストックは現存設備の購入額合計である有形固定資産取得原価に反映されると考える。さらに、設備の除却が古い設備から順番に生じると仮定すれば、有形固定資産取得原価は、直近の何年間かの当期設備増加額の合計となる。当期設備増加額を過去に向かって合計

し、現在の有形固定資産取得原価に等しくなる時点 ($t-T$) を求める。

$$Kgn_t = \sum_{s=0}^T In_{t-s}$$

有形固定資産取得原価を構成する過去の設備増加額をそれぞれの時点の投資財価格指数で実質化すれば、実質粗資本ストックを得る。すなわち、

$$Kgr_t = \sum_{s=0}^T In_{t-s}/PI(t-s)$$

この計算方法は、最古設備の年齢 (T) が計算できるほど十分に長期間のデータが利用可能でなければならない。さらに、最古設備年齢が計算できたとしても、データ利用期間から T を差し引いただけの期間しか資本ストックデータを算出できない。それ以前の期間については、(1)式を利用して遡及計算する。遡及計算に際して、設備減少額の実質化が必要である。最古の設備から除却されるという仮定から、 $t-T-1$ 時点の投資財価格指数で実質化することが正当化できる。したがって、

$$(4) \quad Kgr_{t-1} = Kgr_t - In_t/PI(t) + Dn_t/PI(t-T-1)$$

により計算できる。

これら2つの方法を、それぞれの方法の特徴である資本ストックと投資・除却の関係式((1)式)、資本ストックの価格指数という観点から比較してみよう。

実質粗資本ストックの推計においては、当期減少額を設備の除却(消滅)としてとらえ(4)式に示されるように除却価格は最古設備の年齢(T)に対応する投資財価格指数によって得られる。実質純粗資本ストックの推計においては減価償却実施額が除却を反映すると仮定したが、この場合も、(1)式の関係が実質概念においても成立しなければならないので、除却価格(PD)は

$$Kgn_t/PI(t-TA_t) = Kgn_{t-1}/PI(t-1-TA_{t-1}) + In_t/PI(t) - Dep_t/PD_t$$

$$PD_t = Dep_t / \{ Kgn_{t-1} / PI(t-1 - TA_{t-1}) + In_t / PI(t) - Kgn_t / PI(t - TA_t) \}$$

となる。変動が大きいと予想される。

実質粗資本ストックを求める手続きから計算される資本ストックのデフレーターは、

$$Pg_t = \frac{Kgn_t}{Kgr_t} = 1 / \left\{ \sum_{s=0}^T \frac{In_{t-s}}{Kgn_t} \cdot \frac{1}{PI(t-s)} \right\}$$

と表すことができる。名目粗資本ストックを構成する名目投資額の比率(In_{t-s}/Kgn_t)をウェイトとした投資財価格指数の逆数が資本ストックデフレーターの逆数となる。実質純資本ストックを計算する場合のデフレーター($Pn_t = PI(t - TA_t)$)に比べて、過去の投資活動を反映したウェイトとなっている点に加え、実質純資本ストックのように投資財価格の短期的変動が直接反映されることがないという利点を持つ。

本稿で議論の対象とするのは、有形固定資産全体でなく、土地と建設仮勘定を除いた償却対象有形固定資産である。土地は、直接生産に関係を持たないので排除する。建設仮勘定は、期間中に建設途上である償却対象固定資産についての勘定である。資本ストック概念に、完成した設備のみを含める「取付ベース」と建設途上の設備をも含める「進捗ベース」があるが、建設仮勘定は、進捗ベースと取付ベースの差に対応する。生産能力に対応する資本の概念としては、取付ベースの資本ストックが適当であり、建設仮勘定の部分を取り除くことにした。

データ作成に際し、利用したデータベースは日本興業銀行「興銀財務データベース」であるが、そこでは、実質粗資本ストックの推計に必要な当期増加額と当期減少額については、個別資産に関して利用可能ではない。当期増加額については総計のみ、当期減少額に関しては総計(1986年以前のみ)と建設仮勘

定でのみ利用可能である。(1)式の関係式を用いて、総計と建設仮勘定の当期増加額と当期減少額を算出することは可能であるが、土地の取扱いが問題として残る。われわれは、土地資産額が増加しているときは、減少はゼロで差は増加額とし、減少しているときは増加がゼロで差を減少額とした。土地の当期増加額、減少額は毎期正であると考えられるので、このような簡便法を用いることにより、土地・建設仮勘定を除いた当期増加額、当期減少額は、実際より大きくなり、土地のデータが利用できる場合に比べ実質粗資本ストックは過小評価される可能性があることを注記しておく必要があるだろう。

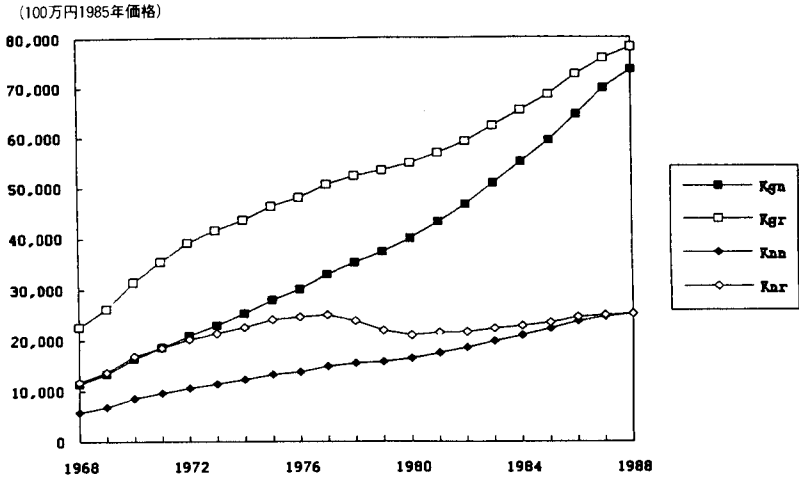
以上の手続きに基づいて、1968年から1988年にかけて製造業企業に関して推計した⁽²⁾。その結果を要約しよう。

実質粗資本ストックと実質純資本ストックの双方が計算された企業数の5年ごとの推移を示したものが第1表である。産業別のサンプル企業数は、石油・石炭製品産業で10程度とやや少ないものの、他は30を越え、化学、一般機械、電気機械産業では、150前後の企業データが利用可能である。途中で非上場になった企業、合併された企業による減少と、新規上場による増加に加え、途中で推定不能なサンプルが存在したことも、サンプル数の変化の原因である。

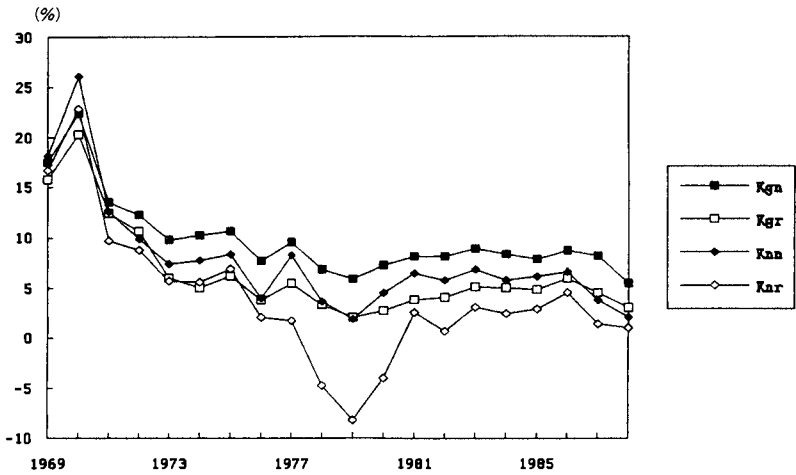
第1表 産業別サンプル企業数

	68	73	78	83	88 (年)
食料品	74	81	85	88	88
繊維	73	75	75	73	73
パルプ・紙	28	29	32	31	31
化学	154	161	164	164	163
石油石炭製品	10	12	12	12	10
窯業・土石	58	59	60	61	56
一次金属	88	91	92	94	89
金属製品	42	45	48	50	49
一般機械	143	152	155	157	153
電気機械	129	146	155	161	157
輸送機械	70	75	79	80	79
精密機械	30	32	32	34	32

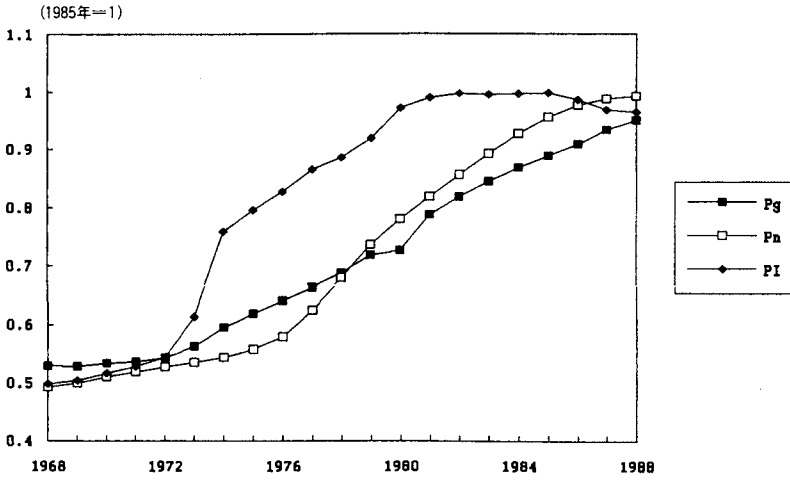
(2) 推計作業は国民経済計算の経済活動別分類に対応する22産業について行われたがここではそのうち製造業12産業に論議を限定することにする。またその他製造業に対応する企業も除外することにする。



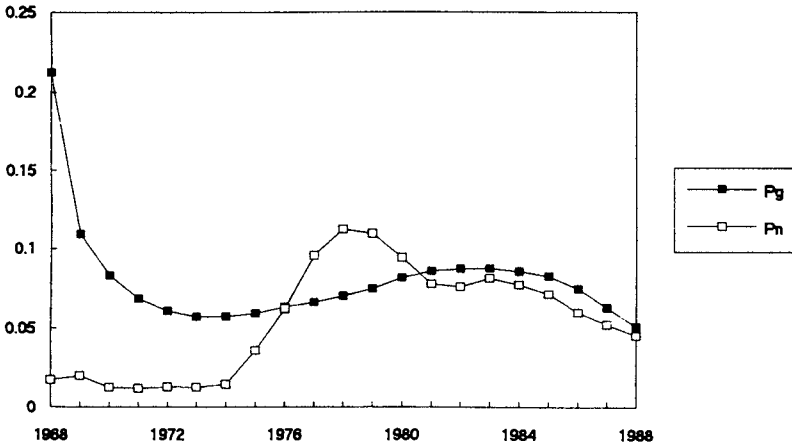
第1図 資本ストック平均値の推移



第2図 資本ストック平均値の成長率の推移



第3図 資本ストックデフレーターの平均値の推移



第4図 資本ストックデフレーターの標準偏差の推移

さて、推計された資本ストックの性質を検討することにしよう。第1図は、4つの概念の資本ストック平均値の推移を示したものであり、第2図は、それぞれの成長率を表わしている。また、実質粗資本ストックと実質純資本ストックの推計方法の違いを調べるために、それぞれの名目値との比率をとり、資本ストック・デフレーター（粗資本ストック・デフレーター： $Pg = Kgn/Kgr$ ，純資本ストック・デフレーター： $Pn = Knn/Knr$ ）を計算した。両資本ストック・デフレーターの平均値と標準偏差の推移が、第3図、第4図に示されている。第3図には、比較のために投資財価格指数（ PI ）を示した。図に基づいてデータの性質を列挙すれば次のようになる。

- (1) 名目、実質ともに、粗資本ストックは純資本ストックより大きい(第1図)。
- (2) 粗、純ともに実質が名目より大きい(第1図)。
- (3) 他の資本ストックが単調に増加しているのに対して、実質純資本ストックの平均値が77年から80年にかけて減少している(第1図、第2図)。
- (4) 成長率は、全般的に70年台前半までに比べると、それ以降は低下している。
- (5) ストック概念別には、名目粗資本ストック、名目純資本ストック、実質粗資本ストック、実質純資本ストックの順に成長率高い(第2図)。
- (6) 投資財価格は82-86年以降減少しているが、粗資本ストック・デフレーター (Pg)、純資本ストック・デフレーター (Pn) は、まだその影響を受けず、単調に増加している(第3図)。
- (7) 投資財価格の73-74年にかけての急激な変化に関してみられるように、純資本ストック・デフレーター (Pn) は、投資財価格に対して一定のラグをおいて変化する傾向を示しているが、粗資本ストック・デフレーター (Pg) は比較的独立した変化を示す(第3図)。
- (8) 粗資本ストック・デフレーター (Pg) の標準偏差は、1970年以前において高くなる(第4図)。
- (9) 純資本ストック・デフレーター (Pn) の標準偏差は、1974年以前において

は極めて低いが、77-88年の期間に高くなる。

ここにあげた特徴のうち、(1)はデータの定義より明らかであり、(2)、(6)は、投資財価格指数の基準を85年に設定しているために出る帰結である。(4)は、マクロ経済レベルでも、産業レベルでも確認できる。

特徴(3)、(7)、(9)は、実質純資本ストックに関する観察である。(7)、(9)は60年代の投資財価格の安定的推移と第1次オイルショックに代表される投資財価格変化の影響を直接受けていることを、(3)、(9)は企業の減価償却政策の影響を反映していると考えられることができる。

特徴(8)は、実質粗資本ストックデータの推計が過去に遡るにつれて恒久在庫法からベンチマーク法に切り替えられているという推計方法の変化を反映していると考えられる。

企業間で資本ストック・デフレーターが相違することとは、どちらの実質資本ストック推計が望ましいかを判断する基準とはなり得ないが、すくなくとも、ストック変数の性質として短期的な価格の変動の影響を受けないこと、安定した企業間の相違が期待される。その意味では、特徴(8)は実質粗資本ストックの推計に不利な、特徴(3)、(7)は実質純資本ストックの推計に不利な材料を提供していると言える。

3 個別企業データによる生産関数の推定

本節では、第2節において推計された企業別の資本ストックデータを用いて生産関数を推定し、われわれのデータの特徴を分析することにしよう。推定される生産関数はコブ・ダグラス型生産関数とCES生産関数の2種類であり、共に生産要素は資本(K)労働(L)原材料(M)の3種類とする⁽³⁾。さらにわれわれは技術進歩に関してはヒックス中立的技術進歩を仮定することにする。推定はそれぞれの生産関数について粗資本ストックと純資本ストックの両者を用いて行われるが、われわれの課題は2種類の資本ストックにおいて代用の弾力性

(3) 生産関数分析において使用する資本ストック以外のデータは次のようにして得る。基本的に、国民経済計算の概念と整合性を保つような定義を用いた。生産関数分析で必要な変数は、実質生産額(X)、雇用量(L)、原材料使用量(M)、生産物価格(Px)、資本レンタル価格(r)、賃金率(w)、原材料価格(Pm)である。

まず、価格から説明しよう。生産物価格と原材料価格は、国民経済計算報告の1985年基準経済活動別粗生産物価格指数、中間投入価格指数から取った。日銀統計から、より詳細な産業分類に基づいた産出・投入価格指数が報告されているが、1970年以降でしか利用できない。これに対して、国民経済計算においては、1955年まで遡る価格指数が報告されているため、これを採用した。賃金率(w)は、雇用者所得(製造原価明細書の労務費+損益計算書販売費管理費の役員報酬+従業員給料手当+退職給与引当金繰り入れ額及び退職金+福利厚生費)を従業員数で除した。資本のレンタル価格(r)は、利潤(動産・不動産賃貸料+支払利益・割引料+経常利益+租税公課)を粗資本ストックまたは純資本ストックで除した。

実質生産額は、売上高を生産物価格を用いて実質化し、実質原材料投入額は、売上から雇用者所得と利潤を差し引いた名目原材料使用額を原材料価格で割って実質化した。雇用者数は期末従業員数を用いた。

なお、しばしば、資本ストックのレンタル価格として、いわゆる資本の使用者費用という概念

投資財価格×(利子率+資本ストック減耗率+投資財価格上昇率)

が用いられる。この概念は、規模に関して収穫逨減であり、企業が労働、原材料に加え、資本ストックをも利潤最大化するように調整していると考え場合に有効である。規模に関して収穫一定の場合は、利潤極大化の代わりに費用最小化の仮定を用いて正当化する。しかし、生産関数が規模に関して収穫一定であり、企業の生産決定が、資本ストックを所与として、利潤極大化をしていると考えると、われわれのような残差による資本価格の定義の方が有用である。

ならびに技術進歩率の推定値にどのような差が現れるかを分析することである。また、同時に時系列データに基づく他の研究における推定結果との比較も重要な課題である。特に、後者の比較は生産行動の計量経済学的分析におけるマイクロデータの利用の有用性を明らかにするであろう。

さて、集計された時系列データとは異なり、企業データのようなパネルデータに基づく推定に際し、特に問題となるのは個々の企業に固有の要素をいかに推定に組み込むかということである。パネルデータ分析におけるこの種の問題の取扱いは計量経済学の理論において、近年特に発展を見たところであり、数多くの有効な推定方法が開発されている⁽⁴⁾。しかしながら、われわれは、本報告においては一貫して定数項ダミー、すなわち固定効果モデル(Fixed Effect Model)によってこの問題を処理することにする⁽⁵⁾。それでは、まず最初にモデルと企業効果を考慮した推定方法について簡単に説明しておこう。(5)式、(6)式はそれぞれコブ・ダグラス生産関数と CES 生産関数を示したものである。

$$(5) \quad X_{it} = A_i e^{\lambda t} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} M_{it}^{\beta_3} e^{u_{it}}$$

$$(6) \quad X_{it} = A_i e^{\lambda t} [\delta_K K_{it}^{-\rho} + \delta_L L_{it}^{-\rho} + \delta_M M_{it}^{-\rho}]^{-1/\rho} e^{u_{it}}$$

ここで、 X_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 、 M_{it} は、それぞれ第 t 時点における第 i 企業の算出額、資本ストック、労働、および原材料である。 K_{it} は、われわれが第 2 節で推計し

(4) 例えば、Hsiao (1986) 参照。

(5) 周知のようにこの種の問題の取扱いには、固定効果モデル(Fixed Effect Model)と無作為効果モデル(Random Effect Model)あるいは誤差項諸要素モデル(Error Component Model)とがある。われわれが固定効果モデルを採用する理由は次の 2 点である。まず、第 1 に、後に説明するように、われわれはコブ・ダグラス生産関数に関しては生産関数の直接推定を行うが、CES 生産関数については 3 つの生産要素、すなわち、資本、労働、原材料に関する限界条件に基づいて生産関数のパラメタを推定する。後者の場合、Random Effect Model の推定は非常に複雑となり、われわれ自身もまだこの問題を解決し得ていない。また直接推定に関しても、CES 生産関数の場合非線形となり、Random Effect Model の採用は非常に推定方法を複雑化させる。

た資本ストックであり、粗資本ストック、純資本ストック両者ともに1985年価格で評価されたものである。 L_{it} に関しては労働統計年報における産業別労働時間を用いて従業員数を調整した。 X_{it} 、 M_{it} に関してはそれぞれ名目売上高、名目原材料費を国民経済計算における経済活動別産出デフレーター、中間投入デフレーター（ともに1985年=1.0）でデフレートしたものである。したがって、労働時間とこれら2つのデフレーターに関しては、同一時点におけるある産業内の全ての企業について共通のものとなっている。

まず、(5)式、コブ・ダグラス型生産関数の推定結果と推定方法について説明しよう。(5)式の両辺の対数を取ると次式の線形統計モデルが得られる。

$$(7) \quad \ln X_{it} = \ln A_i + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \lambda t + \ln u_{it} \\ i=1, \dots, N, t=1, \dots, T$$

われわれは、技術進歩率(λ)ならびに生産の資本弾力性(β_1)労働弾力性(β_2)原材料弾力性(β_3)は各企業で共通であるが、スケールファクター(A_i)が企業間で異なると仮定することにより、企業固有の要素を組み込むことになる。

すなわち、第*i*企業のスケールファクターはニューメレールとなる企業(第1企業)のスケールファクターを*A*とすれば、 $A \cdot A'_i$ ($i=1, \dots, N$)となる。この場合、(3)式は、

$$(8) \quad \ln X_{it} = \ln A + \sum_{j=2}^N \ln A'_j + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \lambda t + \ln u_{it}$$

なる線形統計モデルに帰着する。ここで、ニューメレールとなる企業のスケールファクターは定数項、第*i*番目の企業のスケールファクターは、定数項とその企業であれば1それ以外では0の定数項ダミー変数の係数の合計となる。これが、固定効果モデルによる推定である。これに対して、企業固有の効果は誤差項(u_{it})内に含まれると仮定する無作為効果モデルの適用が考えられる。われわれは Balestera・Nerlove (1966) において用いられた方法、すなわち u_{it} のうち θu_{it}

($0 < \theta < 1$: θ は各企業・時点で共通) を企業固有の効果, $(1 - \theta) u_{it}$ を本来の統計的攪乱項とし, 最尤法によって(8)式のパラメータと θ の推定を行ったが, 固定効果モデルによる推定結果と大きな差は認められなかった。したがって以下の論議は固定効果モデルに限定する。

第2表, 第3表は, それぞれ粗資産ストック, 純資本ストックを用いて固定効果モデルに基づき, (8)式を推定した結果を示したものである。推定期間は全て1968年から1989年の22年間である。

全ての推定結果において, \bar{R}^2 は非常に高く統計的適合度は非常に良好である。 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ については, 粗資産ストックデータにおける繊維と石油・石炭製品, 純資本ストックデータにおける電気機械を除いて, 全て有意な正の推定値を得た。また, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ の合計値は非常に1に近い。このことは生産関数が収穫一定であることを意味するが, 実際いずれの資本ストックデータにおいても $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$ なる仮説は12産業中石油・石炭製品を除く11産業で5%水準で棄却することはできない。

周知のように生産関数が収穫一定, すなわち, 一次同次ならば, 利潤極大化仮説のもとでは, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ は, それぞれ資本, 労働, 原材料の分配率に等しい。第4表はわれわれの標本における3つの生産要素の分配率の平均値を示したものである。これを第2表, 第3表における推定値と比較すれば, 資本分配率の推定値 (β_1) と労働分配率の推定値 (β_2) が過小推定となっていることがわかる。特に, β_1 の過小推定が著しい。黒田(1984)は, 時系列付加価値データに基づいて産業別コブ・ダグラス型生産関数の直接推定を試みているが, そこでは製造業20産業のうち5産業で $\ln K$ の係数に負の推定値を得ている。また, 正の推定値を得た残りの15産業についても6産業で, $\ln K$ の係数は1以上であり, 限界生産力逓減の法則を満たしていない。したがって黒田氏は素朴なコブ・ダグラス型生産関数が日本の産業別時系列資料に関してそれほど有効な説明力を持っていないと結論するのである。また, 斎藤(1973)もコブ・ダグラス型

第2表 粗資本ストックに基づくコブダグラス生産関数の推定結果

	β_1	β_2	β_3	λ_1	λ_2	λ_3	\bar{R}^2/SE
食 料 品	0.022 (4.95)	0.089 (12.70)	0.870 (152.00)	0.035 (30.80)	-0.043 (28.00)	-0.005 (5.48)	0.982 0.044
織 維	0.005 (0.83)	0.089 (13.70)	0.846 (141.00)	0.015 (8.79)	-0.008 (3.72)	-0.004 (2.62)	0.961 0.061
紙・パルプ	0.055 (4.08)	0.078 (5.79)	0.894 (62.70)	0.015 (6.33)	-0.016 (5.70)	0.000 (0.17)	0.972 0.045
化 学	0.071 (11.80)	0.109 (12.40)	0.785 (144.00)	0.037 (28.80)	-0.023 (14.30)	0.001 (0.95)	0.977 0.057
石油石炭製品	-0.040 (2.51)	0.232 (5.62)	0.706 (64.00)	0.063 (10.80)	-0.022 (2.65)	-0.068 (12.30)	0.961 0.090
窯業・土石	0.042 (4.59)	0.110 (9.18)	0.805 (91.20)	0.006 (2.62)	-0.014 (5.32)	0.012 (6.97)	0.941 0.060
一 次 金 属	0.029 (4.33)	0.111 (12.60)	0.856 (153.00)	0.020 (13.60)	-0.018 (10.70)	0.004 (3.80)	0.971 0.050
金 属 製 品	0.034 (4.16)	0.085 (6.72)	0.837 (79.30)	0.009 (3.70)	0.006 (1.93)	-0.011 (5.85)	0.934 0.045
一 般 機 械	0.049 (3.17)	0.104 (5.68)	0.844 (91.20)	-0.000 (0.02)	0.014 (3.56)	-0.010 (5.85)	0.965 0.084
電 気 機 械	0.034 (2.22)	0.157 (7.35)	0.776 (52.10)	0.047 (17.90)	-0.007 (2.13)	-0.011 (5.33)	0.995 0.044
輸 送 機 械	0.073 (4.71)	0.181 (10.70)	0.775 (54.20)	0.020 (5.92)	-0.010 (3.16)	-0.002 (2.21)	0.971 0.061
精 密 機 械	0.041 (3.50)	0.153 (8.81)	0.786 (71.00)	0.029 (9.76)	0.008 (2.25)	-0.027 (11.20)	0.988 0.064

()内はt-値。 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、SEは推定標準誤差を表す。

第3表 純資本ストックに基づくコブダグラス生産関数の推定結果

	β_1	β_2	β_3	λ_1	λ_2	λ_3	\bar{R}^2/SE
食料品	0.019 (5.88)	0.093 (13.90)	0.878 (151.00)	0.035 (33.00)	-0.042 (27.50)	-0.006 (5.86)	0.982 0.043
織 維	0.007 (1.54)	0.088 (15.90)	0.845 (141.00)	0.015 (9.10)	-0.008 (3.49)	-0.004 (2.74)	0.961 0.061
紙・パルプ	0.022 (2.66)	0.094 (7.52)	0.902 (63.90)	0.019 (8.64)	-0.017 (5.85)	-0.001 (0.49)	0.971 0.046
化 学	0.058 (13.60)	0.120 (15.40)	0.784 (145.00)	0.039 (32.70)	-0.021 (12.80)	-0.001 (0.93)	0.977 0.056
石油石炭製品	-0.017 (1.15)	0.184 (4.53)	0.712 (66.10)	0.060 (10.50)	-0.021 (2.51)	-0.067 (12.20)	0.960 0.090
窯業・土石	0.052 (7.74)	0.101 (9.23)	0.797 (90.80)	0.005 (2.59)	-0.012 (4.34)	0.011 (6.22)	0.943 0.059
一次金属	0.009 (1.96)	0.128 (16.10)	0.855 (151.00)	0.022 (17.30)	-0.019 (11.00)	0.003 (3.17)	0.971 0.050
金属製品	0.019 (2.94)	0.098 (8.10)	0.839 (78.20)	0.011 (4.62)	0.005 (1.73)	-0.011 (5.78)	0.984 0.046
一般機械	0.032 (3.13)	0.114 (7.05)	0.838 (90.00)	0.002 (0.90)	0.014 (3.57)	-0.011 (4.58)	0.965 0.084
電気機械	0.016 (1.47)	0.174 (9.16)	0.777 (48.70)	0.049 (20.50)	-0.007 (2.17)	-0.012 (5.60)	0.995 0.046
輸送機械	0.063 (5.11)	0.175 (10.30)	0.773 (54.30)	0.021 (6.72)	-0.009 (2.56)	-0.002 (2.29)	0.972 0.061
精密機械	0.050 (5.55)	0.143 (8.61)	0.779 (70.50)	0.028 (10.20)	0.011 (3.09)	-0.028 (11.90)	0.988 0.063

第4表 各生産要素の分配率の標本平均値

	資本(K)	労働(L)	原材料(M)
食料品	0.092	0.112	0.796
繊維	0.101	0.148	0.752
パルプ・紙	0.128	0.130	0.742
化学	0.153	0.147	0.700
石油石炭製品	0.097	0.044	0.858
窯業・土石	0.142	0.190	0.668
一次金属	0.114	0.137	0.749
金属製品	0.104	0.192	0.704
一般機械	0.144	0.221	0.636
電気機械	0.130	0.200	0.670
輸送機械	0.108	0.151	0.741
精密機械	0.128	0.217	0.656

生産関数の推定を行っているが、そこでは当初より統計的推定を断念し、クラインの代替定理を応用することにより、分配率をそのパラメータとしている。われわれの推定も β_1 の過小推定という意味で、満足のいくものとはいえないが、少なくとも限界生産力逓減の法則はすべて満たしており、パネルデータの利用により、時系列データによる推定をかなりの程度改善し得たといえることができるであろう。

次に技術進歩率の推定結果を検討する。技術進歩率に関しては1973年、1979年の2回の石油危機時における変化を考慮して3種類のトレンド変数 t_1 , t_2 , t_3 を用いた。すなわち

$$t_1 = 1, 2, \dots, T_1 \quad (1968年 = 1)$$

$$t_2 = 1, 2, \dots, T_2 \quad (1974年 = 1, 1973年以前は 0)$$

$$t_3 = 1, 2, \dots, T_3 \quad (1980年 = 1, 1979年以前は 0)$$

したがって、それぞれの期間の技術進歩率はそれぞれのトレンド変数の係数推

定値 λ_1 , λ_2 , λ_3 により,

λ_1 : 1968年—1973年

$\lambda_1 + \lambda_2$: 1974年—1979年

$\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$: 1980年—1989年

と求められる。技術進歩率に関しては1973年オイルショック以前の推定値は一般機械を除く11産業で有意な正值を得た。また、1974年に以降1979年にかけての全ての産業で技術進歩率は低下する。1980年以降は窯業・土石ならびに一次金属において技術進歩率は回復するが、その他の産業では化学を除き再び技術進歩率は有意に低下する。

最後に、粗資産ストックを用いた推定結果と純資本ストックを用いた推定結果の比較に移ろう。各生産要素に関する弾力性の推定値 β_1 , β_2 , β_3 に関しては両データ間で推定値に大きな差は存在しない。事実7産業で粗資本ストックデータの方が資本弾力性 β_1 は純資本ストックデータに基づく β_1 よりも大きいのに対し、その他の5産業では逆の結果を得ている。しかしながら両者に差がないという仮説はいずれも棄却することができない。このことは他の生産要素 β_2 , β_3 に関しても同じである。また技術進歩率についても両者の間に有意な差は存在せず、コブ・ダグラス型生産関数に関する限り、2種類の資本ストックデータの使用は推定結果に影響を与えないということができる。

さてコブ・ダグラス型生産関数では、全ての生産要素間の代用の弾力性を1と仮定する。また、前述のように生産の弾力性は生産関数を一次同次と仮定するならばそれぞれの分配率に等しい。このことは、以上の推定において全ての企業は同一の分配構造を持つと仮定していることを意味する。われわれはこの仮定をゆるめるべく同様のデータを用いて、(6)式のようなCES生産関数の推定を行った。

それではその推定方法と推定結果の説明に移るとしよう。

(6)式においても(5)式と同様スケールファクターに企業効果が含まれると仮定する。さらに、CES 生産関数における各生産要素の分配率は(6)式における分配パラメータ δ_{K_i} , δ_{L_i} , δ_{M_i} 依存する。われわれの推定方法は、この分配パラメータが企業間で異なることを許すものである。このことを以下で推定方法を説明することにより明らかにしよう。コブ・ダグラス型生産関数の推定に関しては、われわれは市場条件を考慮せず、直接推定を行った。CES 生産関数においても同様の直接推定が可能である。しかしながら、その場合、推定式は定数項ダミーを持つ非線形推定となり、推定プロセスが非常に複雑になる。事実修正マーカート法によるわれわれの計算によれば、全ての産業で反復プロセスが収束しなかった。そこで、われわれは、以下のように、費用最小化の1階条件を用いて代用の弾力性 $\sigma=1/(1+\rho)$ と技術進歩率 λ を推定することにする。

さて、(5)式あるいは(7)式から、(8)式への変形と同様の方法で、スケールファクター A および分配パラメータ δ_{K_i} , δ_{L_i} , δ_{M_i} に企業効果 A_i' , δ_{K_i}' , δ_{L_i}' , δ_{M_i}' を導入すれば、次のような生産関数を得る。

$$(9) \quad X_{it} = A \cdot A_i e^{\lambda t} [\delta_K \cdot \delta_{K_i}' K_{it}^{-\rho} + \delta_L \cdot \delta_{L_i}' L_{it}^{-\rho} + \delta_M \cdot \delta_{M_i}' M_{it}^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

ここで、 A , δ_K , δ_L , δ_M はそれぞれニューメールとなる企業のスケールファクターおよび分配パラメータである。さて、資本 K , 労働 L , 原材料 M それぞれの1階条件は次のように表される。

$$(10) \quad \left(\frac{X_{it}}{K_{it}}\right)^{1+\rho} = \frac{(A^{\rho} \cdot A_i^{\rho}) e^{\lambda t}}{\delta_K \cdot \delta_{K_i}'} \frac{P_{K_{it}}}{P_{X_{it}}}$$

$$(11) \quad \left(\frac{X_{it}}{L_{it}}\right)^{1+\rho} = \frac{(A^{\rho} \cdot A_i^{\rho}) e^{\lambda t}}{\delta_L \cdot \delta_{L_i}'} \frac{P_{L_{it}}}{P_{X_{it}}}$$

$$(12) \quad \left(\frac{X_{it}}{M_{it}}\right)^{1+\rho} = \frac{(A^{\rho} \cdot A_i^{\rho}) e^{\lambda t}}{\delta_M \cdot \delta_{M_i}'} \frac{P_{M_{it}}}{P_{X_{it}}}$$

ここで、 P_x , P_k , P_L , P_M はそれぞれ生産物、資本、労働、原材料の価格である。但し、データ収集上の制約のため、 P_k , P_L 以外は同一時点において全ての企業で同一の値を取ることを注記しておく。(10), (11), (12)式の両辺の対数を取り、整理すると、推定可能な線形統計モデルとして、以下を得ることができる。

$$(13) \quad \ln \frac{X_{it}}{K_{it}} = A_{k0} + \sum_{j=2}^N A_{Kj}' + \sigma \ln \frac{P_{K_{it}}}{P_{X_{it}}} + (1-\sigma) \lambda t$$

$$(14) \quad \ln \frac{X_{it}}{L_{it}} = A_{L0} + \sum_{j=2}^N A_{Lj}' + \sigma \ln \frac{P_{L_{it}}}{P_{X_{it}}} + (1-\sigma) \lambda t$$

$$(15) \quad \ln \frac{X_{it}}{M_{it}} = A_{M0} + \sum_{j=2}^N A_{Mj}' + \sigma \ln \frac{P_{M_{it}}}{P_{X_{it}}} + (1-\sigma) \lambda t$$

$$\text{ここで } A_{k0} = (1-\sigma) \ln A - \sigma \ln \delta_k$$

$$A_{L0} = (1-\sigma) \ln A - \sigma \ln \delta_k$$

$$A_{M0} = (1-\sigma) \ln A - \sigma \ln \delta_k$$

$$A_{Kj}' = (1-\sigma) \ln A_j' - \sigma \ln \delta_{Kj}'$$

$$A_{Lj}' = (1-\sigma) \ln A_j' - \sigma \ln \delta_{Kj}'$$

$$A_{Mj}' = (1-\sigma) \ln A_j' - \sigma \ln \delta_{Kj}'$$

である。したがってスケールファクターおよび分配パラメータの企業間格差は定数項ダミー A_{Kj}' , A_{Lj}' , A_{Mj}' によって表されることになる。われわれは、(10) - (15)式の同時推定を行ったが、その際各方程式間における誤差項の相関を考慮し、推定方法としてSURを採用した。さらに、理論的には定数項ダミーを伴う(13) - (15)式の同時推定は可能であり、推定プロセスも通常のSURと同一であるが、現実には説明変数の数がきわめて多数になるため、とうてい安定したパラメータ推定値を得ることは期待できない。そこで、われわれは(13) - (15)式を各企業ごとに一階の時間的階差をとることにより、この問題を処理した。す

なわち、1階の階差型においては本来の定数項および定数項ダミーは消去され、技術進歩率を表すタイムトレンドが定数項となる。この方法は、Saito-Tokutsu (1992) でとられた方法と同一である。彼らの方法はここでの推定と異なり、時系列データに基づくものであり、階差型の採用は主として誤差の系列相関を除去するためのものであるが、この方法が通常のOLSに比べて安定的な推定値を得ることが確認されている。事実われわれの場合も、この方法により、パラメータ数が大幅に減少し、安定した推定値を得ることが期待できる。

第5表、第6表はそれぞれ粗資産ストック、純資産ストックに基づくCES生産関数の推定結果を示したものである。表からも明らかのように、代用の弾力性に関しては、両データともに全ての産業で有意な正の推定値を得た。またその値は粗資本ストックの場合で0.149から0.413、純資本ストックの場合で、0.222から0.500と、CES生産関数の最初の推定結果である国際クロスセクションデータに基づくArrow・Chenery・Minhas・Solow (1961) の推定値がほぼ1に近い弾力性推定値を得ているのに対し、かなり低い値となっている。事実 $\sigma=1$ になる仮説は全ての産業で棄却された。しかしながら、これらの値は時系列データに基づくSaito・Tokutsu (1992) の推定値に比べて若干低いとはいうものの、それらに非常に近いものとなっている。逆に技術進歩率は有意ではないものの、粗資本ストックの場合で1974年以前において一般機械と輸送機械、純資本ストックの場合の輸送機械で負の推定値を得た。また全般的にコブ・ダグラス生産関数の場合に比べて若干低い推定値となっている。

コブ・ダグラスの場合、純資本ストックと粗資本ストック間に大きな差がなかったのに対し、CES生産関数では両者に顕著な差が存在する。すなわち、代用の弾力性の推定値 σ において全ての産業で純資本ストックの方が高い推定値が得られた。両者の差はかなり大きく、両者に差がないという仮説は全ての産業で棄却される。技術進歩率に関しても同様の傾向がみられるが、両者に有意な差は認められなかった。代用の弾力性の推定値にこのような大きな差が存在

第5表 粗資本ストックデータに基づくCES生産関数の推定

	σ	t_1	t_2	t_3	\bar{R}^2/SE		
					K	L	M
食料品	0.205 (30.60)	0.023 (11.80)	-0.033 (12.00)	-0.005 (2.05)	0.083 0.142	0.137 0.106	0.425 0.036
織維	0.179 (28.10)	0.011 (3.69)	0.011 (2.51)	-0.016 (4.16)	0.169 0.180	0.309 0.167	0.078 0.058
パルプ・紙	0.239 (23.20)	0.016 (4.46)	-0.019 (3.92)	0.004 (0.87)	0.260 0.114	0.334 0.110	0.122 0.042
化学	0.308 (58.40)	0.024 (12.70)	-0.014 (5.22)	0.003 (1.54)	0.303 0.113	0.250 0.102	0.339 0.048
石油石炭製品	0.413 (16.10)	0.024 (1.53)	0.023 (1.08)	-0.071 (3.79)	0.177 0.286	0.130 0.224	0.671 0.190
窯業・土石	0.254 (32.50)	0.000 (0.06)	-0.009 (1.87)	0.009 (2.07)	0.296 0.158	0.371 0.137	0.059 0.248
一次金属	0.174 (37.00)	0.006 (2.79)	-0.009 (2.99)	0.005 (2.10)	0.281 0.141	0.186 0.149	0.061 0.047
金属製品	0.324 (25.10)	0.018 (4.23)	-0.014 (2.34)	-0.003 (0.68)	0.325 0.145	0.399 0.129	0.210 0.043
一般機械	0.149 (26.10)	-0.000 (0.07)	0.017 (3.31)	-0.011 (2.37)	0.389 0.154	0.259 0.174	0.012 0.063
電気機械	0.361 (27.00)	0.039 (9.27)	-0.002 (0.34)	-0.005 (1.11)	0.450 0.098	0.065 0.108	0.295 0.040
輸送機械	0.273 (25.20)	-0.003 (0.57)	0.021 (3.44)	-0.017 (3.30)	0.361 0.140	0.176 0.152	0.153 0.054
精密機械	0.307 (28.20)	0.030 (6.98)	-0.003 (0.56)	-0.019 (3.76)	0.383 0.125	0.353 0.135	0.214 0.050

第6表 純資本ストックデータに基づくCES生産関数の推定

	σ	t_1	t_2	t_3	\bar{R}^2/SE		
					K	L	M
食 料 品	0.358	0.026	-0.032	-0.005	0.187	0.167	0.559
	(41.70)	(11.20)	(9.99)	(2.00)	0.199	0.101	0.033
織 維	0.255	0.014	0.012	-0.019	0.210	0.311	0.107
	(32.80)	(4.21)	(2.45)	(4.21)	0.226	0.161	0.057
パルプ・紙	0.407	0.022	-0.020	0.002	0.330	0.333	0.132
	(29.70)	(4.74)	(3.09)	(0.41)	0.170	0.101	0.042
化 学	0.476	0.031	-0.013	0.000	0.412	0.249	0.356
	(74.10)	(12.60)	(3.76)	(0.01)	0.158	0.097	0.046
石油石炭製品	0.493	0.024	0.028	-0.074	0.252	0.129	0.696
	(19.00)	(1.34)	(1.17)	(3.50)	0.300	0.225	0.102
窯業・土石	0.332	0.004	-0.005	0.004	0.304	0.373	0.282
	(35.20)	(1.10)	(0.94)	(0.87)	0.193	0.131	0.059
一 次 金 属	0.265	0.013	-0.008	0.003	0.317	0.188	0.076
	(41.90)	(5.08)	(2.24)	(0.86)	0.187	0.143	0.047
金 属 製 品	0.500	0.021	-0.013	-0.002	0.427	0.402	0.248
	(32.40)	(3.83)	(1.76)	(0.38)	0.196	0.119	0.042
一 般 機 械	0.222	0.007	0.019	-0.017	0.361	0.256	0.015
	(28.10)	(1.62)	(3.29)	(3.38)	0.198	0.169	0.064
電 気 機 械	0.472	0.041	0.001	-0.007	0.508	0.065	0.039
	(30.70)	(8.02)	(0.14)	(1.16)	0.124	0.109	0.289
輸 送 機 械	0.353	-0.001	0.025	-0.170	0.421	0.177	0.169
	(28.10)	(0.13)	(3.61)	(2.99)	0.166	0.149	0.054
精 密 機 械	0.416	0.034	0.003	-0.027	0.395	0.365	0.238
	(32.50)	(6.68)	(0.37)	(4.45)	0.163	0.128	0.049

することは、興味深い事実である。

4 結 語

以上、われわれは個別企業の資本ストックデータを作成し、それをを用いて計量経済学的分析を行ったが、最後に、得られた結果と今後に残された課題を列挙することにより本稿の結びとしよう。

(1)時系列データからではとうてい検証不可能な単純なモデルであっても、パネルデータを利用することにより、推定結果をかなりの程度改善することができる。このことは、コブ・ダグラス型生産関数の直接推定においてほとんどの産業で限界生産力命題を満たす結果が得られたことから明らかである。このことは計量経済学的分析におけるパネルデータ利用の実用性をも示唆するものである。しかしながらわれわれのデータおよび推定方法にも問題がないわけではない。最も大きな問題は産出価格および中間投入価格を産業内全企業に共通したことである。特に、われわれは、CES 生産関数の推定に際し、費用極小のための限界条件を用いたが、そこでは、共通の価格は大きな制約条件となる。すなわちこのような価格では、対応する限界条件に関して、ある一定期における生産要素の企業間での分散をまったく説明することができず、単に時系列的変動を説明するのみである。本来のパネルデータ分析を生かすためには、この価格の改良が必要である。

(2)純資本ストックと粗資本ストックでは、それらを用いた計量経済学的分析の結果に大きな差が生じる可能性のあることが確認できた。特に、CES 生産関数の推定結果において、それは価格に対する反応の差として強く現れるが、それ自身の動き、すなわち技術進歩、あるいは生産性の上昇率には大きく現れないことが観察された。

(3)代用の弾力性を先験的に1と仮定するコブ・ダグラス生産関数をCES生産

関数へと一般化すれば、2つの資本ストックデータに基づく推定結果に大きな差が生じることが確認された。CES 生産関数は1以外の弾力性を取り得るという意味で、コブ・ダグラス型生産関数よりも一般的であるが、すべての生産要素間での弾力性は同一であるという制約も持つ。この意味において、すべての生産要素間の代用の弾力性が異なり得る、より一般的なトランスログ型生産関数による検証を行う必要がある。

(4) データ利用可能性の面からは、企業別生産関数関連データの推計は1963年まで遡及と、エネルギー投入データの追加が可能である。これらのデータ整備は、より詳細な日本経済分析の分析を可能にすることであろう。とくに、最近の生産関数に関する実証研究のほとんどはKLEM型であり、エネルギーデータの整備は重要である。

(5) また、アメリカ合衆国の企業データを収録するCompustatデータベースにおいても、エネルギー投入を除く、生産関数関連データを加工することが可能である。アメリカ企業データの整備により、日米国際比較が企業レベルで可能になる。

〈参考文献〉

- [1] Arrow, K.J., H.B.Chenery, B.Minhas, R.M.Solow(1961), "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," *Review of Economics and Statistics* 43, pp.225-250.
- [2] Balestera and Nerlove(1966), "Pooling Cross-Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model : The Demand for Natural Gas," *Econometrica* 34, pp.585-612.
- [3] 石川経夫(1987)「貯蓄：家計貯蓄の構造要因と金融税制」浜田宏一他編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会 pp.170-210.

- [4] 萩原泰治(1985)「企業の技術選択－王子製紙のケース－」『経済経営研究年報』第36号 1.
- [5] Hsiao, C.(1984) *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- [6] 経済企画庁(1962)『資本ストックと経済成長』研究シリーズNo.11.
- [7] 紺屋典子, 若杉啓明(1980)「資本収益率とトービンの“q”」『計測室テクニカルペーパー』(日本証券経済研究所)No.52, pp.5-82.
- [8] 黒田昌裕(1984)『実証経済学入門』日本評論社.
- [9] 根本二郎(1984)「エネルギーと非エネルギー生産要素の間の代替可能性について－多重 CES 型生産関数による計量分析」『季刊理論経済学』第35巻第2号, pp.139-158.
- [10] Ogawa, K., M.Saito and I.Tokutsu(1988) “The Flow-of Fund Equations of Japanese Banks,” Discussion Paper #8708, Faculty of Economics, Kobe University.
- [11] Ogawa, K., M.Saito and I. Tokutsu(1989) “The Flow-of-Funds Equations of Japanese Non-Financial Firms,” Working Paper #8903, School of Business Administration, Kobe University.
- [12] 大川一司編(1966)『資本ストック』東洋経済新報社.
- [13] Saito, M.(1971) “An Interindustry Study of Price Formation,” *Review of Economics and Statistics* 53, pp.11-25.
- [14] 斎藤光雄(1973)『一般均衡と価格』創文社.
- [15] 斎藤光雄・大鹿 隆(1979)「貯蓄行動の要因分析」『経済分析』第74号 pp.1-22.
- [16] 斎藤光雄・大鹿 隆(1979)「資産選択の要因分析」『経済分析』第74号 pp.23-60.
- [17] Saito, M. and I. Tokutsu(1992), “An International Comparison of the Multi-Sectoral Production Structure-U.S.A., West Germany and Japan,” in Bert G. Hickman ed. *International Productivity and Competitiveness*, Oxford University Press.

- [18] 武井安彦・寺西重郎(1991),「戦後経済成長と生産性・長期資金」『経済研究』第42巻第2号 pp.106-116.
- [19] 得津一郎(1981)「企業の設備投資行動の計量分析—企業データによるジョルゲンソン型投資関数の計測—」『立命館経営学』第20巻第3・4号 pp.79-100.
- [20] 吉岡完治(1989)『日本の製造業・金融業の生産性分析』東洋経済新報社.

第4章 動学均衡下の資産価格決定

1 序論

本稿の目的は、消費者の期待効用最大化行動をベースにした動学均衡の枠組みの中で資産価格決定のメカニズムを解明することである。⁽¹⁾

いまや古典となつたいわゆる資本資産価格決定モデル (the Capital Asset Pricing Model: CAPM) が1960年代に Sharpe (1964) 等の手によって提出されて以来、そこで捨象されていた部分を補完する形で様々な資産価格決定理論が展開されてきている。古典的な CAPM の分析が静学経済における市場均衡に限定されていたことに対応して、その後の流れは次のように大きく2つに分けられる。1つはモデルの動学化の方向である。その代表例が Merton (1973) らの多期間資本資産価格決定モデル (the Intertemporal Capital Asset Pricing Model: ICAPM) であり、Breedon (1979) の消費にもつづいた資本資産価格決定モデル (the Consumption-Based Capital Asset Pricing Model: CCAPM) である。いま1つは裁定理論の発展である。Ross (1976, 1977) の裁定評価理論 (the Arbitrage Pricing Theory: APT) や Cox and Ross (1976) および Harrison and Kreps (1979) のマーティンゲール・アプローチがこれにあたる。われわれは、別々に展開されたこれらの諸理論を簡単な Lucas (1978) の木のモデルの中で統一的に説明し、そのことを通じて最適消費行動が資産価格

(1) 本稿の分析は離散時間モデルの中で行なわれるが、連続時間を用いて一般均衡モデルを定式化し、危険資産の価格決定を包括的に議論したものに、小林(1983) や Cox Ingersoll and Ross(1985)などがある。

決定に対してどのような形で本質的に関わっているかを明らかにする。

次の第2節で1財多資産（株式）の多期間均衡モデルを定式化し、株式価格が満たすべき最適条件と市場均衡条件を明らかにする。

第3節の3つの小節では、均衡下の株式価格および株式収益の特性を明らかにする。分析のカギとなるのは現在と将来の消費の限界代替率—時間選好率—である。それは、効用で測った場合に将来の消費が現在に比べてどの程度稀少であるかを示す。この消費の主観的稀少性ととの相関関係が資産のリスクを特徴づけるうえで決定的に重要な役割を演じる。消費の稀少性と相関を持たない資産がいわゆるゼロ・ベータ資産となり、その期待収益率を基準としてリスク・プレミアムが定義される。3-1では、このリスク・プレミアムの決定が動学的最適消費行動の視点から議論され、CAPM, CCAPM, および ICAPM の関連づけがなされる。3-2では、配当を生成する確率過程に多因子線形モデルを仮定することによって、APT と同様の多因子線形構造を持った価格決定式を導く。APT では外生的に与えられていた収益の因子反応度と因子リスクの価格が、ここでは将来消費の主観的稀少性と関連した形で内生的に決定される。3-3でマーティンゲイル・アプローチを取り上げる。適当に割り引かれた株式の価値過程が、ある同等確率測度のもとでマーティンゲイルになることを明らかにする。裁定をベースにした従来の議論と異なって、ここではその同等マーティンゲイル測度が市場均衡の中で内生的に決まる。その測度を特徴づけるものはやはり消費の主観的稀少性である。

2 モデル

いま、無限期間 $[0, \infty)$ を生きる同質な消費者からなるような交換経済を考える。代表的個人は1種類の非耐久財を消費する。この消費財は N 種類の生産過程—いわゆる、ルーカス (1978) の木—から確率的に生み出される。これら

の生産過程は外生であり、経済主体は各過程の生産を制御することはできない。第 t 期 ($t=0, 1, \dots, \infty$) に第 i 生産過程 ($i=1, \dots, N$) から産出される財の量を d_{it} で表わす。産出量 d_{it} は確率変数である。

各生産過程の所有権はそれぞれ無限に分割可能な 1 株の持ち分証券 (簡単に株式) の形で表わされており、競争市場で取り引きされる。生産物 d_{it} は株主に分配され、代表的個人は株主となることによって配当 d_{it} を消費する権利を得る。株式市場は配当の支払後に開くこととしよう。各期の経済の状態は状態変数ベクトル ω_t によって記述される。 ω_t はマルコフ過程に従うものと仮定し、その遷移確率分布関数を次式で表わす。

$$\text{Prob}(\omega_{t+1} \leq \omega' \mid \omega_t = \omega) = F(\omega', \omega)$$

ω_t にはその期の配当 (生産量) のほか、将来の配当の分布を条件づけるすべての変数が含まれている。

株式価格を p_{it} 、保有株式数を s_{it} として、代表的個人の直面する最適化問題を次のような期待効用最大化問題に定式化する。

$$\begin{aligned} & \text{Maximize : } E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau u(c_{t+\tau}) \right] \\ & \text{subject to : } \sum_i^N p_{it} s_{it+1} + c_t = \sum_i^N (p_{it} + d_{it}) s_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 c_t は消費を表わす。 $u(\cdot)$ はフォン・ノイマン-モルゲンシュテルン効用関数であり、2 回連続微分可能な凹関数とする。定数 δ は主観的な割引因子を表わし、 $0 < \delta < 1$ とする。また、 $E_t[\cdot]$ は ω_t を条件とした数学的期待値をとるオペレーターである。(1) 式は各期の所得制約を表わす。代表的個人は前期から持ち越した富 (配当を含む) を消費と株式保有に当てる。

この問題に対する解の必要条件は、オイラー方程式とよばれる次式で与えられる。⁽²⁾

(2) Lucas(1978), あるいは Sargent(1987) を参照のこと。なお、以下では均衡の存在を仮定して議論を進めるが、この点の証明については、Lucas(1978) および佐々木(1989) を見よ。

$$p_{it}u'(c_t) = E_t[\delta u'(c_{t+1})(p_{it+1} + d_{it+1})] \quad \forall i \quad (2)$$

ここで、 R_{it} を株式 i の (粗) 収益率、

$$R_{it+1} = (p_{it+1} + d_{it+1})/p_{it}$$

とすれば、条件(2)は、

$$u'(c_t) = E_t[\delta u'(c_{t+1})R_{it+1}] \quad \forall i \quad (3)$$

と書き換えることができる。

他方、消費財は非耐久財なので、その市場が常に均衡しているものとすれば、 N 種類の株式から生み出される配当の総計はすべて消費されなければならない。いま、消費主体の数を1に標準化すれば、この市場均衡条件は簡単に、

$$c_t = D_t \quad (4)$$

と表わされる。ここで、 $D_t = \sum_{i=1}^N d_{it}$ は総配当である。

(4)式を(3)式に代入することによって、均衡下の株式収益率を決める式として次式を得る。

$$E_t[x_{t,t+\tau} \cdot R_{it+1}] = 1 \quad \forall i \quad (5)$$

ただし、 $x_{t,t+\tau}$ は

$$x_{t,t+\tau} = \delta^\tau u'(D_{t+\tau})/u'(D_t) \quad (6)$$

である。これは $t+\tau$ 期の消費と t 期のその限界代替率-時間選好率-を表わしており、⁽³⁾ 2時点における消費の相対的な稀少性を反映していると考えてよいだろう。(6)式から、大きい $x_{t,t+\tau}$ は、 $t+\tau$ 期の消費が t 期のそれに比べて相対的に稀少であることを意味する。

株式価格 p_{it} は(5)式を変形することによって

$$p_{it} = E_t[x_{t,t+1} \cdot (p_{it+1} + d_{it+1})] \quad \forall i \quad (7)$$

と求められる。したがって、今期の株式価格は次期の期待価値を時間選好率で

(3) 時間選好率の定義については、たとえば Blanchard and Fischer (1989) (Chap. 2) 参照。直観的に言えば、 $x_{t,t+\tau}$ は2時点間の消費の変化とともに効用関数 u の2次の曲率にも依存するから、それは消費主体の危険回避の程度も反映している。

割り引いた水準に決まる。

さらに、最適条件として横断条件、

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} E_t[x_{i,t+\tau} \cdot p_{it+\tau}] = 0 \quad \forall i \quad (8)$$

を課す。(4)式と整合的な価格過程のうち、(8)式を満たすものは代表的個人の最適消費と十分に整合的である。(8)式を考慮してやれば、繰り返し代入法によって(7)式は

$$p_{it} = E_t\left[\sum_{\tau=1}^{\infty} x_{i,t+\tau} \cdot d_{it+\tau}\right] \quad \forall i \quad (9)$$

と変形される。株式の均衡価格は、時間選好率を割り引き因子として求まる配当の期待現在価値に等しくなるように決まる。

最後に、第ゼロ証券として1期間先の償還価値が時間選好率とは相関しないような短期債券(1期間もの)を考えよう。定義からその収益率 R_{0t+1} は、

$$\text{Cov}_t(x_{i,t+1}, R_{0t+1}) = 0$$

を満たす。ただし、 $\text{Cov}_t(\cdot, \cdot)$ は ω_t を条件とした共分散を表わしている。他方、この証券もまた(5)式を満たさなければならない。したがって、その期待収益率は、

$$E_t[R_{0t+1}] = 1/E_t[x_{i,t+1}] \quad (10)$$

によって与えられる。以下で明らかになるように第ゼロ証券はゼロ・ベータ資産であるので、この証券の期待収益率を上回る部分をリスク・プレミアムとよぶことにする。各株式に対するリスク・プレミアムは、(5)および(10)式から、

$$E_t[R_{it+1}] - E_t[R_{0t+1}] = -E_t[R_{0t+1}] \text{Cov}_t(x_{i,t+1}, R_{it+1}) \quad \forall i \quad (11)$$

と求められる。

(4) 正確に言えば、横断条件は、

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} E_t[\sigma^\tau u'(c_{t+\tau}) \left\{ \sum_i^N s_{it+\tau} \cdot p_{it+\tau} \right\}] = 0$$

と表わされる。無限将来先に正の効用をもたらすと期待されるいかなる資産も残してはならない、とするのがこの条件である。均衡では s_{it} が常に1であること、および p_{it} が正であることから、この条件は(8)式のように書き改めることができる。

3 資産価格決定

さて、上で導かれた株式価格と株式収益の均衡関係によって、従来提出されてきた様々な資産価格決定理論をどのように位置づけることができるだろうか。この点を整理しながら最適消費行動と資産価格決定の関係を明らかにすること、これが本節の目的である。まず、CAPM, CCAPM, および ICAPM の含意をわれわれの枠組みの中で問い直すことから始めよう。

3-1 資本資産価格決定モデル

Breeden (1979) は危険資産のリスク・プレミアムを消費との相関によって定義される消費ベータと関連づけている。このアイデアはわれわれのモデルによって簡単に次のように説明することができる。いま、収益率が時間選好率 $x_{t,t+1}$ と同じ分散値を持ち、同時にこれと負の完全相関を示すポートフォリオ（正確には、取引戦略）が存在するものとしよう。⁽⁵⁾ このポートフォリオはいわば消費の稀少性の変動をちょうど相殺するように変動するので、これを消費ポートフォリオとよぶ。消費ポートフォリオの収益率 R_{t+1}^c は定義から次式を満たす。

$$\text{Cov}_t(x_{t,t+1}, R_{t+1}^c) = -\text{Var}_t(R_{t+1}^c)$$

$$\text{Cov}_t(R_{t+1}, R_{t+1}^c) = -\text{Cov}_t(R_{t+1}, x_{t,t+1})$$

ここで、 $\text{Var}_t(\cdot)$ は ω_t を条件とする分散を表わしている。したがって消費ポートフォリオの場合、均衡条件(11)は、

$$E_t[R_{t+1}^c] - E_t[R_{0,t+1}] = E_t[R_{0,t+1}] \text{Var}_t(R_{t+1}^c) \quad \forall i \quad (12)$$

となる。最後に(12)式を(11)式に代入し、 R_{t+1}^c の定義を考慮することによって次の命題を得る。

(5) この仮定は株式市場が動的に完備(dynamically complete)であれば満たされる。

命題1 (消費にもとづいた資本資産価格決定モデル (CCAPM))

各株式のリスク・プレミアムは均衡下で次のように決まる。

$$E_t[R_{it+1}] - E_t[R_{0t+1}] = \beta_{it}^c \{E_t[R_{i+1}^c] - E_t[R_{0t+1}]\} \quad \forall i \quad (13)$$

ただし、 β_{it}^c は消費ベータ、

$$\beta_{it}^c = \text{Cov}_t(R_{it+1}, R_{i+1}^c) / \text{Var}_t(R_{i+1}^c)$$

を表わす。

要するに、各株式の均衡リスク・プレミアムは、消費ベータ β_{it}^c によって測られるリスクを消費ポートフォリオのリスク・プレミアムで評価することによって与えられる。(12)式から消費ポートフォリオ自身のリスク・プレミアムは正值であるから、株式のリスク・プレミアムは消費ベータが正であれば正の、負であれば負の値をとる。収益率が消費と正の相関を持つ(消費の稀少性と負の相関を持つ)資産は消費の変動を増幅する傾向にあるので、第ゼロ証券(ゼロ・消費)ベータ資産よりも高い期待収益率が要求される。逆に、負の消費ベータを持つ株式は状態間(および時点間の)消費のスムーズイングに貢献するのでゼロ・ベータ資産よりも小さい収益性で均衡が成立する。

1期間モデルによって Sharpe(1964)らが導いた古典的なCAPMは多期間モデルでは一般に成り立たない。1期間経済の場合、期末の総消費は期末の富の総計-市場ポートフォリオ-に等しく、したがって(13)式を消費ポートフォリオの代わりに市場ポートフォリオを用いて書き直すことができる。得られる式は古典的なCAPMとまったく同じである。他方、多期間を考えると期中の総消費はもはや同じ期の総富(市場ポートフォリオ)と等しくなく、その一部分でしかない。(t期の総富(市場ポートフォリオ)は同期の総消費(総配当)とt期以降の消費を生み出す株式の総価値の和に等しい。)この場合、市場ポートフォリオは株式のリスク・プレミアムを記述する上で十分統計量としての中心的な役割を果たさないのが普通である。多期間経済では、市場ポートフォリオの

実現値だけで将来の消費機会が十分に記述できるとは限らないからである。

容易に想像できるように、多期間モデルの中で市場ポートフォリオが資産価格を決定する十分統計量になり得るのは、最適消費ルールが富の確定的な関数（たかだか富と時間の関数）として表現される特殊な場合に限られる⁽⁶⁾。投資機会集合が時間を通じてランダムに振れるような一般的なケースでは、各時点の消費は、各期の投資機会に対してシステマティックな影響を与える状態変数にも依存する。このことは直観的には各時点の投資機会集合の連なりが消費機会集合を形成していると考えれば理解しやすい。その場合には、消費機会は富とこれらの状態変数によってスパンされ、危険資産のリスクは複数の状態変数（富を含む）⁽⁷⁾について定義された複数のベータによって測られることになる。

個別資産のリスク・プレミアムと市場ポートフォリオの関係でわれわれがこの多期間モデルで言えるのはたかだか次の関係である。

系1-1（市場ポートフォリオによる評価）

各株式の均衡リスク・プレミアムは市場ポートフォリオの収益率 R_{mt} を用いて次のように表わされる⁽⁸⁾。

$$E_t[R_{it+1}] - E_t[R_{0t+1}] = (\beta_{it}^c / \beta_{mt}^c) \{E_t[R_{mt+1}] - E_t[R_{0t+1}]\} \quad \forall i \quad (14)$$

ただし、下付きの m は市場ポートフォリオを表わし、 β_{mt}^c は市場ポートフォリオの消費ベータを表わす。

(6) たとえば、 $\omega_t = d_t$ の場合、つまり、経済の状態が配当のマルコフ過程によって完全に記述される場合がこのケースに相当する。

(7) Merton(1973), Richard(1979), および Huang and Litzenberger(1988) (Chap.7)を参照のこと。

(8) 市場ポートフォリオも(13)式を満たさなければならない。このことを利用して消費ポートフォリオのリスク・プレミアムを市場ポートフォリオのそれによって表わすことができる。この関係を用いて(13)式から消費ポートフォリオのリスク・プレミアムを消去したものが(14)式である。

リスク価格として市場ポートフォリオのリスク・プレミアムを用いる場合でも、リスクに対する尺度はもはや市場ポートフォリオの収益に関する回帰係数 $Cov_t(R_{it+1}, R_{mt+1})/Var_t(R_{mt+1})$ によっては与えられない。リスクの大きさはあくまでも消費ベータによって測られるのであって、市場ポートフォリオを基準にリスクを測る場合でも、その資産と市場ポートフォリオそれぞれの消費ベータ ($x_{t,t+1}$ に関する回帰係数) の比によってそれは測られる。

3-2 線形多因子モデル下の資産価格決定

Ross (1976, 1977) は危険資産の価格決定における裁定の働きに注目し、裁定評価理論 (APT) を展開した。資産収益が線形多因子モデルによって生成される時、裁定が行き渡った後では、各因子リスクに対する価格を表わす定数の組が存在し、リスク・プレミアムはそれらを係数として収益の因子反応度の線形和の形で決まる、というのがその結論である。

われわれの均衡モデルにおいても、収益の生成過程に線形多因子モデルを仮定しておけば類似の価格決定式を導くことができる。いま、各株式の配当が次のような K -因子線形モデル(ただし、 $K < N$)によって生成されるものとしよう。⁽⁹⁾

(9) この特定化は Connor and Korajczyk (1989) と同じものであり、以下の命題 2 も彼らの導いた式と実質的に同じである。ただし、彼らの分析ではわれわれが(8)式で表わしたとは異なった横断条件が考えられている。彼らの横断条件は、ここの表記法にしたがって、

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} E_t[\delta^{\tau} u'(D_{t+\tau})(p_{it+\tau} + d_{it+\tau})] = 0$$

と表わされるが、これは明らかにミスリーディングである。というのは、 $p_{it+\tau}$ 、 $d_{it+\tau}$ ともに正であるから、この条件は、

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} E_t[\delta^{\tau} u'(D_{t+\tau}) \cdot p_{it+\tau}] = 0$$

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} E_t[\delta^{\tau} u'(D_{t+\tau}) \cdot d_{it+\tau}] = 0$$

の2条件に分解されるが、このうち2番目の式に出てくる変数はすべて外生変数であり、この条件が成立するかどうかは家計の行動(およびその結果生じる価格の系列)とはまったく関係がないからである。意味があるのは第1式であり、これはわれわれの(8)式と同値である。

$$d_{it+1} = a_i f_{0t+1} + b_{i1} f_{1t+1} + \dots + b_{iK} f_{Kt+1} \quad \forall i \quad (15)$$

ここで、 f_{kt+1} ($k=1, \dots, K$)は次期($t+1$ 期)の配当を生成する確率因子であり、 $E_t[f_{kt+1}] = 0$ とする。 f_{0t+1} は1期前(t 期)に完全に予見可能な確率過程を表わしており、 $E_t[f_{0t+1}] = f_{0t+1}$ である。定数 a_i および b_{ik} はそれぞれ確率因子 f_0 と f_k に対する配当の反応度である。 $E_t[d_{it+1}] = a_i f_{0t+1}$ となるから、 $a_i f_{0t+1}$ は次期配当のうち今期に予想される部分を表わしていることに留意されたい。

さて、(15)式を(9)式に代入することによって次の結論を得ることができる。

命題2 (線形多因子モデル下の均衡資産価格決定)

配当が多因子線形生成過程((15)式)に従うとき、均衡株式価格は次式によって与えられる。

$$p_{it} = \phi_i^0 a_i + \phi_i^1 b_{i1} + \dots + \phi_i^K b_{iK} \quad \forall i \quad (16)$$

ただし、

$$\begin{aligned} \phi_i^0 &= \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t(x_{t,t+\tau} \cdot f_{0t+\tau}) \\ \phi_i^k &= \sum_{\tau=1}^{\infty} \text{Cov}_t(x_{t,t+\tau} \cdot f_{kt+\tau}) \quad (k=1, \dots, K) \end{aligned} \quad (17)$$

したがって、株式の均衡価格は配当の因子反応度の線形和として決まる。係数 ϕ_i^0 、 ϕ_i^k は各確率因子の価格を表わしていると考えればよい。実際、第 k 因子 ($k=1, \dots, K$) に対応して、それと同じ配当をもたらすポートフォリオ $\theta^k = (\theta_1^k, \dots, \theta_N^k)'$ (θ_i^k は株式 i の保有株数) を、

$$\begin{aligned} \theta^k a &= 0 \\ \theta^k b_j &\begin{cases} = 0 & (j \neq k) \\ = 1 & (j = k) \end{cases} \end{aligned}$$

のように作ってやると、

$$\theta^k p_i = \phi_i^k$$

となる。ただし、 $a=(a_1, \dots, a_N)'$ 、 $b_j=(b_{1j}, \dots, b_{Nj})'$ 、 $p_t=(p_{1t}, \dots, p_{Nt})'$ 。したがって、 ϕ_t^k は第k因子ポートフォリオ θ^k に対する価格を表わしている。 ϕ_t^0 についても同様である。(17)式に示されるように、これらの因子価格を決めるのはその因子が消費の稀少性とどのように相関するかである。全期間を通じて消費の稀少性と正の相関を持つ因子ほど高い価格がつき、逆は逆である。

命題2は価格水準が線形多因子構造になることを明らかにしたものであるが、同じ構造をAPTと同様に収益率のタームで表現することができる。まず(16)式の両辺を1期ずつ進めてやり、これと(15)式の辺々を加える。これによって株式収益率 R_{it+1} を因子ポートフォリオの収益率、

$$\begin{aligned} R_{t+1}^0 &= (\phi_{t+1}^0 + f_{0t+1}) / \phi_t^0 \\ R_{t+1}^k &= (\phi_{t+1}^k + f_{kt+1}^k) / \phi_t^k \end{aligned} \tag{18}$$

によって表わすと次のようになる。

$$R_{it+1} = \alpha_{it} R_{t+1}^0 + \beta_{it} R_{t+1}^1 + \dots + \beta_{iKt} R_{t+1}^K \tag{19}$$

ただし、 α_{it} 、 β_{ikt} は収益率の因子反応度であり、次のように定義される。

$$\begin{aligned} \alpha_{it} &= a_i \phi_t^0 / p_{it} \\ \beta_{ikt} &= b_{ik} \phi_t^k / p_{it} \end{aligned} \tag{20}$$

ここで、(16)式から $\alpha_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{ikt} = 1$ となることに留意せよ。結局、(19)式から次の系を得る。

系2-1 (線形多因子モデル下の均衡期待収益率)

配当が多因子線形生成過程((15)式)に従うとき、株式の期待収益率は次のような多因子線形構造を持つ。

$$E_t[R_{it+1}] = \lambda_{0t} + \lambda_{1t} \beta_{i1t} + \dots + \lambda_{Kt} \beta_{iKt} \quad \forall i \tag{21}$$

ただし、 λ_{0t} は第ゼロ因子ポートフォリオの期待収益率 $E_t[R_{t+1}^0]$ を、 λ_{kt} は第k因子ポートフォリオの期待収益率が λ_{0t} を上回る部分、 $E_t[R_{t+1}^k] - E_t[R_{t+1}^0]$ 、を表わす。

APT式と異なるのは、因子リスク β_{ikt} およびその価格 λ_{kt} が時間を通じた期待効用最大化から内生的に決定されている点である。(20)式より、因子リスクは配当の因子反応度 b_{ik} を因子ポートフォリオと株式の相対価格で調整した形で与えられる。リスク価格 λ_{kt} は因子ポートフォリオの期待収益率に依存する。(17) および(18)式から、因子ポートフォリオの期待収益率は消費の稀少性 $x_{t,t+\tau}$ と確率因子 $f_{kt+\tau}$ の間に予想される共変関係によって決まる。

3-3 マーティンゲイル・アプローチ

Cox and Ross(1976)は裁定によって株式オプションの価格決定を説明するにあたって、危険中立接近法(the risk-neutrality approach)を提示した。無裁定条件を満たすオプション価格は、リスク中立的な世界を仮想して得られる満期の期待価値を安全利子率で割り引くことによって与えられるというのが彼らの結論である。このアイデアはさらに Harrison and Kreps(1979)や Harrison and Pliska(1981)等によって一般化され、いわゆるマーティンゲイル・アプローチと呼ばれる完成度の高い資産価格決定理論が展開された。裁定機会が存在しないためには、経済に与えられた確率測度と同等であるようなある確率測度が存在して、安全利子率で割り引かれた価値過程がその測度の下でマーティンゲイルになるように資産価格が決まらなければならない(逆は逆)。これがこの理論のエッセンスである。⁽¹⁰⁾このように裁定によって存在が保証される同等マーティンゲイル確率測度は、われわれの均衡モデルにおいても当然存在しなければならない。消費計画と資産選択が最適であるためには裁定機会が存在しないことが必要であるからである。(裁定機会があれば、その機会を利用して無限大の効用

(10) APT やマーティンゲイル・アプローチなど様々な裁定理論の統一的な説明については、Ikeda(1991)を参照のこと。

を確実に実現することができる。)

まず(5)式から,

$$E_t[x_{t,t+1} \cdot R_{0t+1}] = 1$$

が成立することに留意せよ。そうすれば $x_{t,t+1} \cdot R_{0t+1}$ をラドン=ニコディムの導関数として、経済に与えられたもとの測度 (遷移確率分布) F から新しい確率測度 F^* を次のように作ることができる。

$$F^*(\omega', \omega) = \int x_{t,t+1}(\omega') \cdot R_{0t+1} dF(\omega', \omega) \quad (22)$$

この測度 F^* は、もとの測度 F と明らかに同等である。この新しい確率測度 F^* を用いて、(7)式を次のように書き改める。

$$\begin{aligned} p_{it} &= E_t[(x_{t,t+1} \cdot R_{0t+1})(p_{it+1} + d_{it+1})/R_{0t+1}] \\ &= E_t^*[(p_{it+1} + d_{it+1})/R_{0t+1}] \end{aligned} \quad (23)$$

ただし、 $E_t^*[\cdot]$ は同等確率測度 F^* のもとで条件付き期待値をとるオペレーターである。ここで、ある時点 t_0 を固定しておいて、そこを基準とした次のような割引過程を考える。

$$\begin{aligned} p_{it_0+\tau}^* &= p_{it_0+\tau} / \prod_{s=0}^{\tau} R_{0t_0+s} \\ d_{it_0+\tau}^* &= d_{it_0+\tau} / \prod_{s=0}^{\tau} R_{0t_0+s} \end{aligned}$$

(23)式は、これらの割引過程によって、

$$p_{it}^* = E_t^*[p_{it+1}^* + d_{it+1}^*] \quad (24)$$

と書ける (ただし、 $t \geq t_0$)。最後に d_{it}^* の累積過程を

$$z_{it}^* = \sum_{\tau=t_0}^t d_{i\tau}^*$$

で表わすことにして、 z_{it}^* を(24)式の両辺に加えることによって次の結論を得る。

命題3 (同等マーティンゲイル確率測度による評価)

同等確率測度 F^* を(22)式のように定義せよ。このとき、割引価値過程 $V_{it}^* = p_{it}^* + z_{it}^*$ はその測度のもとでマーティンゲイルになる：

$$V_{it}^* = E_t^*[V_{it+\tau}^*] \quad \forall i, \quad \tau \geq 0$$

要するに、株価と累積配当をゼロ・ベータ資産で割り引いて得られる割引価値過程を考えてやると、適当に定義されたフィルターを通してそれはマーティンゲイルに見える。したがって、危険資産価格は危険中立下と同様に次期価値の(確率測度 F^* の下での)予想割引現在価値として簡単に求められる。

裁定の議論と異なるのは、(22)式で示されるように同等マーティンゲイル測度が消費の主観的稀少性 $x_{t,t+1}$ に依存する形で与えられている点である。この点を直観的に理解するためにいま、状態変数ベクトル ω_t の取りうる値が有限個であるような状況を考え、遷移確率密度関数を $f(\omega', \omega) (= \text{Prob}(\omega_{t+1} = \omega' \mid \omega_t = \omega))$ で表わす。また、第ゼロ証券は無危険であるとしよう。このとき、(22)式に従って新しい遷移確率密度関数を作ると、

$$f^*(\omega', \omega) = \{x_{t,t+1}(\omega') / E_t(x_{t,t+1})\} f(\omega', \omega) \quad (25)$$

となる。ただし、(10)式からいまの場合 $R_{0,t+1} = 1 / E_t(x_{t,t+1})$ が成り立つことを利用している。(25)式は、平均よりも消費が稀少になるような「悪い」状態に対してはもとの確率よりも大きな確率を振ってやり、平均よりも豊富な消費が享受できる「良い」状態にはもとよりも小さい確率を割り当てることを意味している。あらかじめ各状態の生起確率に対してこのような悲観的な評価をしてやれば、危険資産の価格は危険中立的世界におけるようにその(リスク調整なしの)期待現在価値に等しく決まり、同じことながら、その期待収益率は無危険利率に等しくなる。⁽¹¹⁾これが命題3の含意である。その結果、もとの確率測

(11) いまの場合 $R_{0,t+1}$ は定数であるから、(23)式から $E_t^*[R_{it+1}] = R_{0,t+1}$ が成り立つ。

度で評価した場合の期待収益率は、消費の稀少性と正の相関を持つ資産については無危険利子率よりも小さく、負の相関を持つ場合にはそれより大きくなるだろう。同等マーティンゲイル測度のもとでは、消費の稀少性と正の相関を持つ資産収益ほど過大に評価されるからである。

4 結 論

資産が将来の消費流れを実現するための価値の保蔵手段であるなら、その価格は動学的な最適消費行動と密接に結びついて決定される。とくに消費者が時間加法的な期待効用を最大化するとき、資産価格の重要な決定因となるのは時間選好率（現在と将来の消費の限界代替率）である。⁽¹²⁾それは将来の消費が現在に比べてどれくらい稀少かを示す。この将来消費の稀少性ととの相関が資産のシステマティック・リスクを形成する。収益が消費の稀少性と正の相関を持つ資産ほど状態間（および時点間）の消費のスーズィングに貢献することになる。したがってその均衡価格は高くなり、リスク・プレミアムは負になる。逆に、消費の稀少性と負の相関を持つ資産については、正のリスク・プレミアムがつかない限り均衡は成立しない。それを保有することにより、消費の状態間（および時点間）変動が増幅されるというコストが生じるからである。

多期間モデルの中では、市場ポートフォリオは資産価格を決定する十分統計量には一般にならない。投資機会がランダムに振れるような場合、将来の消費の稀少性は普通、富以外の確率要因にも依存するからである。この場合にも各資産のリスク・プレミアムは市場ポートフォリオのリスク・プレミアムに比例

(12) 最近（とくに、1980年代の後半）、時間に関して非加法的な生涯効用を逐次的（recursive）な形で定式化し、それによって資産価格の決定を見ようとする動きがある。そこでは、時間に対する選好と危険に対する選好が区別される。この点については、たとえば Ikeda (1992) を参照のこと。

するが、その係数は市場ポートフォリオに関する回帰係数（マーケット・ベータ係数）とは一致しない。それは資産と市場ポートフォリオそれぞれの消費ベータの比によって与えられる。

配当の生成過程に線形多因子モデルを仮定してやると、資産価格、およびリスク・プレミアムの決定式は APT と同様に線形多因子構造を示す。ただし、ここでは収益の因子反応度や因子の価格が内生的に決定される。とくに因子価格は、その因子が消費の稀少性とどのように相関するかに依存して決まる。時間を通じてそれと正の相関を持つ因子ほど高い価格がつき、その因子に強く反応する資産ほど高い価格がつく。

最後に、状態変数の遷移確率密度関数に対して、消費変動リスクを考慮した次のような調整を加えることを考える。平均よりも消費が稀少になるような「悪い」状態に対してはもとの確率よりも大きな確率を振ってやり、「よい」状態に対してはもとよりも小さい確率を当てる。こうしたリスク調整を確率測度に対して適当に行なえば、ゼロ・ベータ資産で割り引いて得られる割引価値過程はマーティンゲイルになり、危険資産価格は危険中立下と同様にその期待現在価値に等しく決まる。

〈参考文献〉

- [1] Blanchard, Olivier J., and Stanley Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, MA.
- [2] Breeden, D.T.(1979), "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics*, Vol.7, 265-296.
- [3] Connor, Gregory, and Robert A. Korajczyk(1989), "An Intertemporal

- Equilibrium Beta Pricing Model,” *The Review of Financial Studies*, Vol.2, 373-392.
- [4] Cox, John C. and Stephen A. Ross(1976), “The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes,” *Journal of Financial Economics*, Vol.3, 145-166.
- [5] Cox, John C., Jonathan E. Ingersoll, Jr., and Stephen A. Ross(1985), “An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices,” *Econometrica*, Vol.53, 363-384.
- [6] Harrison, J. Michael, and David M. Kreps(1979), “Martingales and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets,” *Journal of Economic Theory*, Vol.20, 381-408.
- [7] Harrison, J. Michael, and Stanley R. Pliska(1981), “Martingales and Stochastic Integrals in the Theory of Continuous Trading,” *Stochastic Processes and their Applications*, Vol.11, 215-260.
- [8] Huang, Chi-fu, and Robert H. Litzenberger(1988), *Foundations for Financial Economics*, Noth-Holland, Amsterdam.
- [9] Ikeda, Shinsuke(1991), “The Continuous-Time APT with Diffusion Factors and Rational Expectations: A Synthesis,” *Economic Studies Quarterly*, Vol.42, 124-138.
- [10] Ikeda, Shinsuke(1992), “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Stochastic Differential Utility,” *mimeo*.
- [11] 小林孝雄(1983). 「不確実性下の経済における利率・証券価格の均衡動学」, 『経済学論集』第49巻, 2-27.
- [12] Lucas, Robert E., Jr.(1978), “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, Vol.46, 1429-1445.
- [13] Merton, Robert C.(1973), “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model,” *Econometrica*, Vol.41, 867-887.
- [14] Richard, Scott F.(1979), “A Generalized Capital Asset Pricing Model,” in

- E. J. Elton and M. J. Gruber eds., *Portfolio Theory, 25 Years After: Essays in Honor of Harry Markowitz*, North-Holland, Amsterdam.
- [15] Ross, Stephen A. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol.13, 341-360.
- [16] Ross, Stephen A. (1977), "Return, Risk, and Arbitrage," in I. Friend and J. L. Bicksler, eds., *Risk and Return in Finance*, Ballinger Publishing Co., MA.
- [17] Sargent, Thomas J. (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*, Harvard University Press, MA.
- [18] 佐々木宏夫 (1989). 「資産価格と競争均衡」, 『オイコノミカ』第25巻, 101-125.
- [19] Sharpe, William (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Capital Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, Vol.19, 425-442.

第5章 わが国株式市場の利益情報と 株式リターンの逆転化

1 序 論

わが国の株式市場は会計予測情報（配当，利益他）公表月（週・日）前後に反応する⁽¹⁾。また，市場は長期的（3－5年）には株価パターンが逆転化する（過去，市場が獲得したリターンよりも高いリターンを獲得したポートフォリオはその後市場リターンを下回る低いリターンしか獲得できない。過去，市場リターンを下回るリターンを得たポートフォリオはその後市場平均を上回るリターンを獲得できる；株価の逆転化現象）ことがこれまでの実証分析から明らかになっている⁽²⁾。

本稿の目的はこのような株式市場の株価逆転化現象に対して会計情報，特に利益予測情報および実績情報がなんらかの影響を及ぼしていないかどうかをわが国のデータを用いて実証分析することにある。すなわち，株価の逆転化現象を企業利益の予測値と実測値で説明しようというものである。

本稿では利益情報に対する市場の逆転化現象を検証した Klein⁽³⁾ の分析手法を

-
- (1) この種の研究はわが国でも最近数多くなされている。たとえば，國村道雄「現代資本市場の分析」東洋経済新報社，1986年。香村光雄「現代企業会計と証券市場」同文館，1987年。石塚博司（編著）「実証 会計情報と株価」同文館，1987年。桜井久勝「会計利益情報の有用性」千倉書房，1991年。
 - (2) 加藤清「株価変動とアノマリー」日本経済新聞社，1990年，130-140 ページ。城下賢吾「株価情報と投資戦略－実証分析－」経済研究論集（広島経済大学），1990年，第13巻第1号，219-233 ページ。
 - (3) A. Klein, "A Direct Test of the Cognitive Bias Theory of Share Price Reverse", *Journal of Accounting and Economics*, 13, 1990, pp.155-166.

使って、わが国における会計利益予測・実績情報に対する市場の株価逆転化を検証する。第2節で、過去おこなわれた実証結果を説明する。第3節では仮説を説明する。第4節で、データとポートフォリオ構築のための実証手順を説明する。第5節で、株式市場における株価の逆転化現象の検定をおこなう。6, 7節では利益情報にたいする株式市場の反応を実証分析する。最終節では要約を述べる。

2 これまでの実証結果⁽⁴⁾

最近の実証分析は株式市場の効率性のアノマリー⁽⁵⁾の存在およびその解明することが中心になっている。De Bondt and Thaler (1985)⁽⁶⁾は2年から5年にわたって極端に高い(あるいは低い)超過リターンを得たポートフォリオがその後過小リターン(あるいは高い超過リターン)を獲得したというエビデンスを示している。わが国においても、加藤(1990)⁽⁸⁾、城下(1990)⁽⁹⁾がDe Bondt and Thaler (1985)の分析手法を使い、同じような実証結果を得ている。

(4) 本節では、Klein, *op.cit.*, pp.155-156, 及び、P.Zarowin, "Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information?", *Journal of Finance*, 1989, Dec., pp.1385-1386に主に依拠している。

(5) アノマリーとはある情報が公表された後でも市場よりも高いリターン(超過リターン)を獲得できることを意味する。

(6) W.F.De Bondt and R. Thaler, "Does the Stock Market Overreact," *Journal of Finance*, 40, 1985, pp.793-805.

(7) 超過リターンは以下のように定義される。

$$V_{it} = R_{it} - \beta \cdot R_{mt}$$

ただし、 V_{it} ; i 証券の t 期における株式超過リターン

R_{it} ; i 証券の t 期における株式リターン

R_{mt} ; マーケットポートフォリオの t 期における株式リターン

β (ベータ); マーケットポートフォリオのリターンが x %変化するとき証券が何%変化するかをあらわしたもの。本稿では B (ベータ)値は1と仮定する。

(8) 加藤清, 前掲書, 130-140 ページ。

(9) 城下賢吾, 前掲論文, 219-233 ページ。

上述の市場アノマリーに対する解釈は次の2つの観点から行なわれている。最初に, Chan (1988)⁽¹⁰⁾ と Ball and Kothari (1989)⁽¹¹⁾ は極端に高いあるいは低い超過リターンを獲得したポートフォリオのその後の超過リターンは主に株式のシステムチックリスクの変化に起因するというエビデンスを示している。これら論文は超過リターンがシステムチックリスクの時間的不変性から生じたものであると結論づけている⁽¹²⁾。また, Fama and French (1986)⁽¹³⁾ は市場での超過リターンの大部分を規模効果によって包含できることを示唆している。

第2の解釈は株価の逆転化現象は利益情報によって生じたものであると De Bondt and Thaler (1987)⁽¹⁴⁾ は仮定している。過去の検証ではランダムウォークモデル(すべての変化は永遠である)が企業の年次利益の時系列行動をもっともうまく説明している。ランダムウォークモデルがうまく機能しないのは極端な好計算(赤字決算)が生じた年度の企業である。しかし,このような企業の利益変化は一時的であり,最終的には平均に回帰する。もし投資家がこのよ

(10) K.C.Chan, "On the Contrarian Investment Strategy," *Journal of Business*, 61, 1988, pp.147-163.

(11) R.Ball and S.P.Kothari, "Nonstationary Expected Returns: Implications for Tests of Markets Efficiency and Serial Correlation in Returns," *Journal of Financial Economics*, 25, 1989, pp.51-74.

(12) De Bondt はこれら議論が堅固な理論的根拠及び実証上反論の余地がないことを認めている。しかし, リスク変動の議論では合理的行動とは思われない希望や恐れ等を反映させた「リスクプレミアム」を再定義しないならば, 数日あるいは数週間内に生じる株価逆転化現象をすべて説明できないように思われると主張している。W.F.De Bondt, "Stock Price Reversals and Overreaction to News Events: A Survey of Theory and Evidence", Rui M.C.Guimaraes et al., *A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets*, NATO ASI series, 1990, p. 73.

(13) E.F.Fama and K.R.French, "Common Factors in the Serial Correlation of Stock Returns," *Working Paper*, Graduate School of Business, University of Chicago, 1986.

(14) W.F.De Bondt and R.H.Thaler, "Further Evidence on Investor Overreaction and Seasonality," *Journal of Finance*, 42, 1987, pp.557-580.

うな企業の極端な利益変化が永遠に続くと思ってしまうならば、かれらは極端な好決算（赤字）企業の株式をさらにつり上げ（つり下げ）ることによって過剰反応する。しかし、次の決算期の利益が極端でないと市場参加者が認識したならば、彼らは誤りに気づき、株価は修正される。De Bondt and Thaler は極端な株価の実現平均回帰を将来利益市場期待の偏りによって説明しようとしている。

本稿は将来市場期待情報（利益予測値）がアナリストではなく企業側から出されるものとし、それら予測値が利益実績値と異なった場合、またある時期から次の期間において市場期待が変化した場合に株価になんらかの影響をおよぼすかどうかを検証することにある。ただし、わが国では市場期待を形成すると考えられるアナリスト予測情報が企業側から与えられる予測情報に大きく影響されると考えられるためここでは企業側から与えられる予測情報を市場期待と同義に考える。

3 仮説

われわれは Klein (1989)⁽¹⁵⁾ に基づいて以下に示す3つの仮説を提示し、利益で株価の逆転化を説明できるかどうかを検証している。まずはじめに、ポートフォリオ形成期間中・検証期間中について予測誤差がどの程度で、企業予測の変化がどのようになされているかが検討される。

ただし、各企業 i の利益予測誤差 (ERR) は次のように定義される。

$$ERR_{t-j} = (E\hat{P}S - EPS) / P \quad \dots(1)$$

$E\hat{P}S$; $t-j-1$ 年度に公表された $t-j$ 年度の企業 i の1株あたり年次利益

(15) A.Klein, *op.cit.*,1990, pp.157-158.

(EPS) の企業予想値である。

EPS ; $t-j$ 年度に公表された企業 i の 1 株あたり年次実績利益である。

P ; 企業予想値が公表される各年度月初の株価の市場価格の終値である。
各企業の企業予測変化 (REV) は次のように定義される。

$$REV = (EPS_1 - EPS_2) / P \quad \dots(2)$$

EPS_1 ; その年度に公表された 1 年後 EPS 企業予想値である。

EPS_2 ; 次年度に公表された 1 年後企業 EPS 予想値である。

P ; 各年度の企業予想値が公表される月初の株価の終値である。

次に、形成期間中の市場よりも高い(低い)株式リターンが利益予測誤差とどのような関連性があるかを検討する。ポートフォリオ形成期間後、株価の逆転化現象が生じるとすれば、形成期間中、極端に高い(低い)リターンを経験した企業は検証期間では楽観的(悲観的)利益期待を予想する。対照的に、投資家が効率的に反応するとすれば、形成期間後の利益期待と前の期間の株式リターン間には何の相関関係もないことが予想される。

利益予測誤差(予測値と実現利益との差)を測定するために、将来利益の市場期待の代理値が必要とされる。広く受け入れられている測度は 1 株あたり利益の企業予測である。なぜならば、一般にもっとも内部情報に精通していると考えられる予測情報が企業予測情報であり、この情報を無視してアナリストは利益予測を形成できないと思われる。したがって、企業予測が市場期待の近似値と仮定する。

仮説 1 : ポートフォリオ形成期間時各年度の利益予測誤差は、形成期間中の株式超過リターンが最悪(最善)ならば、予測値が実績値よりも大きい(小さい)。

すなわち、株式の逆転化現象が生じているとするならば、形成期間に最悪(最善)の超過リターンを獲得したポートフォリオはそれ以前の期間ではグッド(パ

ッド) なりターンを得る。したがって、形成時点で、企業側は実績値よりも高い(低い) 予測をおこなう可能性がある。

第2の検証可能な仮説は形成期間中の企業予測変化と株式リターン間の関係に関するものである。すなわち、高い(低い) 超過リターンは上方(下方) 予測変化期間中に生じる⁽¹⁶⁾。

仮説2：形成期間中、企業利益予測の変化は平均して最悪(最善) な株式超過リターンを獲得したポートフォリオについて本年度予測のほうが次年度予測よりも大きい(小さい)。

次に、市場に株価の逆転化現象が生じているのか、あるいは効率的に反応しているのかをみるために、検証期間中の予測誤差の特性が検討される。株価の逆転化がおきているとすれば、

仮説3：検証期間では、形成期間中に、最悪(最善) な業績を残した株式ポートフォリオの平均予測誤差(予測値は実績値よりも) は小さい(大きい)。また、ポートフォリオの予測変化は本年度予測よりも次年度予測のほうが大きい(小さい)。

もし上述の仮説が棄却できないとするならば、株価の逆転化現象を会計利益情報で説明できないことになる。

4 データとポートフォリオ選択

De Bondt and Thaler⁽¹⁷⁾ にしたがって、3年リターンがポートフォリオを形成するのに用いられる。株式をポートフォリオに割り当てるために、次の手順が用いられる。

(16) E.J.Elton, M.J.Gruber and M.Gultekin, "Expectations and Share Prices," *Management Science*, 27, 1981, pp.975-987.

(17) W.F.De Bondt and R.H.Thaler, *op.cit.*, 1985, pp.797-798.

- (1) 実証期間は1980-1990年である。
- (2) 標本企業は1975年以降東証に1部上場している3月決算企業であること。ただし、検証期間中に1部上場した企業あるいは3月決算に変更した企業は標本から除外した。
- (3) (1), (2)の基準を満たす企業で投資収益率(リターン)の欠損値(投資収益率が計算されていない)がある企業は標本から除外した。株式投資収益率データは日本証券経済研究所作成の「株式投資収益率'89」を使用した。
- (4) 1980年から始まって、3年間にわたり各企業ごとに投資収益率の超過リターンの平均が計算される。次に、その大きさにしたがって、企業が10分位に分類される。最悪のパフォーマンス企業が1分位である。このプロセスが3年ごとに、4回繰り返される(1980年6月-1983年5月, 1983年6月-1986年5月等々)。最終的には各期間ごとの最悪のパフォーマンス・ポートフォリオが1分位にランク付けされ、最善のパフォーマンス・ポートフォリオが10分位にランク付けされる。
- (5) 企業1株あたり利益予測と実績1株あたり利益データは日本経済新聞から収集した。ただし、赤字企業の1株あたり利益と利益予測情報は掲載されていないために、純利益損失をその年度の発行済み株式数で割って計算した。標本対象企業は3月決算企業(決算公表は5月, 6月である)である。各年度の1株あたり利益と1株あたり利益予測は形成期間3年, 検証期間3年なければならない。
- (6) 最終標本は1608企業(402社×4年)になる。

5 株価の逆転化現象

表1は時系列的にもクロスセクショナルにもプールされた企業数、各分位の

平均株式リターン、企業規模の平均を示している。各ポートフォリオの企業数は1・2分位の164社から10分位の160社までにわたる。

表1で示された結果はアメリカで検証された結果と非常に類似している。形成期間中、ポートフォリオ10はポートフォリオ1よりも平均して月あたり4.6% (2.81% - (-1.78%)) だけすぐれている。次の3つの1月で、ポートフォリオ1はポートフォリオ10よりも-0.93% ($t = -0.76$), 2.6% ($t = 2.39$), 3.10% ($t = 2.44$) すぐれている。最初の1月は統計上有意ではないが、2, 3年度の1月は1%水準で統計上ゼロと有意に異なる。ただし、わが国では1月以外にも高い超過リターンが獲得できる月があるという検証がなされているが⁽¹⁸⁾、本稿ではその部分については言及していない。

また、表1からもわかるように、ほとんどの検証期間において、ポートフォリオ1のほうがポートフォリオ10よりも高いリターンを獲得している。企業規模についてもポートフォリオ1がもっとも大きく、ポートフォリオ10がもっとも小さかった。このことは本稿では直接、検定をおこなっていないが、企業規模もまた株価逆転化現象の説明要因かもしれない。

6 形成期間中の企業予測誤差(ERR)と企業予測の変化(REV)

本節では形成期間中のポートフォリオのパフォーマンスを企業の予測誤差と企業の予測変化で説明できるかを検証する。

表2は各ポートフォリオの平均予測誤差(ERR)と平均予測誤差がゼロよりも大きい(PCT; percent of times managements' forecast error in portfolio)比率を示している。それは、形成期間の各年度で、 t は形成期間の最終年度に相当する。結果は、形成期間中、企業は事後的に最悪の株価パフォーマンスをも

(18) 加藤清, 上掲書, 1990。

表1 形成時の3年ポートフォリオの平均月次株式リターン

ポート フォリオ	企業数	企業規模 ^a	月当たり 形成期間	1 年 目 ^b			2 年 目 ^c			3 年 目 ^d		
				6-12月 ^e	1月	2-5月 ^f	6-12月	1月	2-5月	6-12月	1月	2-5月
1	164	1629.9	-1.78%	-0.39%	-1.64%	1.06%	0.30%	0.10%	2.17%	0.08%	1.25%	3.14%
2	164	1144.4	-1.18	-0.86	-1.80	1.27	-0.23	-0.75	2.76	-0.53	0.77	2.24
3	160	874.4	-0.79	-0.46	1.40	1.63	-0.18	-0.63	1.53	0.10	1.07	2.00
4	160	918	-0.48	-0.81	-0.60	0.31	1.42	-0.10	1.60	0.46	2.25	1.55
5	160	882	-0.21	-0.15	-2.50	0.66	-0.21	-0.15	0.46	0.07	0.00	1.13
6	160	1061.9	0.06	0.04	-2.80	0.36	-0.03	-3.45	0.36	0.74	0.10	1.20
7	160	870.5	0.37	-0.40	-0.83	-0.23	0.92	-1.88	1.04	0.34	-1.85	1.06
8	160	656.8	0.77	-1.17	-1.03	-0.12	-0.07	-0.88	0.55	-0.18	0.45	1.07
9	160	670.7	1.32	-0.34	-1.98	-1.15	0.09	-0.73	0.28	0.07	-1.43	1.10
10	160	632.0	2.81	-0.97	-0.71	-2.19	0.66	-2.53	-0.31	-0.09	-1.85	-0.26

注) a…形成時当初の企業の平均市場価値

b…形成期間から1年後

c…形成期間から2年後

d…形成期間から3年後

e…平均月次リターン

f…平均月次リターン

表2 形成時の3年ポートフォリオの平均利益予測誤差

ポート フォリオ	\overline{ERR}_{t-2}^a	PCT_{t-2}^b	\overline{ERR}_{t-1}^c	PCT_{t-1}	\overline{ERR}_t^d	PCT_t
1	1.35	0.68	0.99	0.66	1.72	0.73
2	0.46	0.59	0.69	0.60	1.05	0.63
3	1.64	0.68	0.98	0.71	0.85	0.74
4	0.98	0.59	0.67	0.54	0.57	0.63
5	0.21	0.46	0.70	0.63	0.25	0.56
6	0.90	0.54	-0.49	0.49	0.53	0.52
7	0.33	0.58	0.78	0.56	0.33	0.63
8	0.72	0.59	0.74	0.63	0.20	0.54
9	0.86	0.54	-0.97	0.48	-0.08	0.46
10	0.34	0.58	0.22	0.46	-0.02	0.46

注) a…形成時1年目の平均利益予測誤差
 b…利益予測誤差がゼロより大きい比率
 c…形成時2年目の平均利益予測誤差
 d…形成時3年目の平均利益予測誤差

つ企業利益を過大予測する。ただし、事後的に最善の株価パフォーマンスをもつポートフォリオ10は企業利益を t 期(形成期間最終年度)を除き過小評価していない。ポートフォリオ1の平均予測誤差は $t-2$ から t までで1.35%, 0.99%, 1.72%である。対応するポートフォリオ10の予測誤差は0.34%, 0.22%, -0.02%である。 t 検定をおこなうと, $t-1$ 期間を除き統計的に有意であった($t-2$; 3.02, $t-1$; 1.84, t ; 4.07)。

$t-2$ から t の期間をみみると1分位から4分位について、正の予測誤差の比率はおよそ60%近くか、あるいは60%よりも大きい。9分位から10分位について、正の予測誤差の比率は $t-2$ 時点では他の分位とほとんど変わりはないが、 $t-1$, t 時点では50%よりも小さい。

表3は企業予測の変化を示している。結果は企業が形成期間中、ポートフォリオ1については下方変化し、ポートフォリオ10については上方変化することを示している。ポートフォリオ1の平均予測変化は $t-2$ から t までで0.98%, 0.58%, 1.24%である。ポートフォリオ10の平均予測変化は-0.20%, -0.45%, -0.19%である。 t 検定をおこなうと全期間5パーセント水準で統計的に有意であった($t-2$; 3.70, $t-1$; 2.22, t ; 2.88)。また、高い予測変化比率もポートフォリオ1, 2のほうがポートフォリオ9, 10よりも大きい。

表2, 3の結果から以下のことが明らかになった。すなわち、形成期間中、事後的に最悪の株式リターンを獲得したポートフォリオは平均して、高い企業予測誤差をもつ。また、平均して高い企業予測変化をもつ。最善の株式リターンをえたポートフォリオも予測値が実績値よりも高くはあるが(t 期を除く)、最悪ポートフォリオと比較して非常に低い予測誤差をもつ。しかし、企業の予測変化は本年度の予測値よりも次年度の予測値の方が大きかった。

表3 形成時の3年ポートフォリオの利益予測の変化

ポート フォリオ	\overline{REV}_{t-2}^a	PCT_{t-2}^b	\overline{REV}_{t-1}^c	PCT_{t-1}	\overline{REV}_t^d	PCT_t
1	0.98	0.70	0.58	0.64	1.24	0.69
2	0.36	0.54	0.62	0.63	0.71	0.63
3	2.00	0.62	0.37	0.55	0.68	0.71
4	0.54	0.56	0.15	0.51	0.33	0.54
5	0.06	0.49	0.13	0.56	0.20	0.52
6	0.21	0.51	0.14	0.51	0.13	0.50
7	0.26	0.51	0.48	0.48	-0.30	0.47
8	0.01	0.50	-0.08	0.48	0.08	0.51
9	0.28	0.51	-0.24	0.43	-0.08	0.42
10	-0.20	0.48	-0.45	0.42	-0.19	0.51

注) a…形成時1年目の平均利益予測の変化

b…表2の注)bに同じ

c…形成時2年目の平均利益予測の変化

d…形成時3年目の平均利益予測の変化

7 検証期間の予測誤差と企業予測変化

株価の逆転化現象を説明するために、検証期間の企業予測が検証される。表4は $t+1$ 年、 $t+2$ 年と $t+3$ 年度の平均予測誤差と平均予測変化である。仮説3に反して、企業は検証期間中ポートフォリオ1の利益を過小推定（予測値よりも実績値のほうが大きい）することなく、将来利益を過大推定（予測値のほうが実績値よりも大きい）し続ける。 $t+1$ 年度の平均予測誤差は0.80%であり、予測誤差比率（PCT）は65.0%であり、全標本の平均の56.7%より大きい。同様に、 $t+2$ 、 $t+3$ 年度の平均予測誤差は0.5%、0.46%である。他方、ポートフォリオ10の平均予測誤差はそれぞれ0.16%、0.13%、0.13%であった。 t 検定をおこなうと $t+1$ 年度を除き統計的に有意でなかった($t+1$; 2.35, $t+2$; 1.12, $t+3$; 1.34)。

ポートフォリオ1の平均変化は $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 年度それぞれ、0.51%、0.01%、-0.06%であった。ポートフォリオ10は0.09%、0.38%、0.06%であった。 t 検定をおこなうと、全期間5%水準で有意でなかった($t+1$; 1.07, $t+2$; -0.91, $t+3$; -0.81)。

これら結果は仮説と矛盾する。実際、表4では形成期間中最悪な株価パフォーマンスを経験したポートフォリオ1について、その後の検証期間でも過度に楽観的利益期待を形成することを、示唆している。ポートフォリオ10の平均予測誤差と変化を検討してみると、企業は検証期間中、利益について過度の楽観的期待を形成していない。これら発見事項は企業が以前（形成期間）株価上昇した企業について、その後の株価変動（検証期間）について利益情報では説明できないことを提案している。平均変化を検討すると、ポートフォリオ10の企業の下方向変化は平均して、全標本とはほぼおなじである。従って、仮説3と異なり、企業は以前もっとも高い株価変動を経験した企業について、検証期間中では比較的下方向予測変化が小さい。

表4 検証時の3年ポートフォリオの平均利益予測誤差

ポート フォリオ	\overline{ERR}_{t+1}^a	PCT_{t+1}^b	\overline{ERR}_{t+2}^c	PCT_{t+2}	\overline{ERR}_{t+3}^d	PCT_{t+3}
1	0.80	0.65	0.50	0.54	0.46	0.46
2	0.81	0.60	0.21	0.54	0.14	0.41
3	0.61	0.61	0.36	0.59	0.34	0.47
4	0.37	0.63	0.37	0.49	0.16	0.49
5	0.00	0.52	0.06	0.51	0.12	0.46
6	0.23	0.52	-0.11	0.52	0.03	0.46
7	0.29	0.53	-0.09	0.53	-0.02	0.49
8	0.49	0.58	0.00	0.51	0.20	0.44
9	0.11	0.53	0.12	0.51	0.22	0.52
10	0.16	0.50	0.13	0.51	0.13	0.47

注) a…検証時1年目の平均利益予測誤差

b…表2の注)bに同じ

c…検証時2年目の平均利益予測誤差

d…検証時3年目の平均利益予測誤差

表5 検証時の3年ポートフォリオの平均利益予測の変化

ポート フォリオ	\overline{REV}_{t+1}^a	PCT_{t+1}^b	\overline{REV}_{t+2}^c	PCT_{t+2}	\overline{REV}_{t+3}^d	PCT_{t+3}
1	0.51	0.55	0.01	0.48	-0.06	0.38
2	0.69	0.62	0.07	0.54	-0.25	0.41
3	-0.12	0.47	0.03	0.44	0.02	0.39
4	0.96	0.48	-0.71	0.48	0.07	0.44
5	-0.25	0.48	0.01	0.45	0.32	0.43
6	-0.13	0.46	0.10	0.52	0.29	0.53
7	0.24	0.53	1.02	0.46	-0.02	0.41
8	0.36	0.55	0.11	0.45	0.20	0.40
9	0.12	0.52	0.06	0.50	0.04	0.49
10	0.09	0.53	0.38	0.54	0.06	0.46

注) a…検証時1年目の平均利益予測の変化

b…表2の注)bに同じ

c…検証時2年目の平均利益予測の変化

d…検証時3年目の平均利益予測の変化

8 結 語

本稿では株価逆転化現象が会計利益情報によって説明できるかどうかをわが国のデータを用いて検証しようとするものであった。検証結果から以下のことが明らかになった。

- (1) 過去おこなわれた実証結果とおなじように、ポートフォリオ形成期間中最悪（最善）のリターンを獲得したポートフォリオはその後の検証期間中では高い（低い）リターンを得た。
- (2) 形成期間中、ポートフォリオ1の利益予測誤差は高く、予測値が実績値よりも高い値を示した。他方、ポートフォリオ10のそれも形成期間最終年度を除き予測値が実績値よりも大きかった。ただし、予測誤差の程度はポートフォリオ1の方が大きかった。
- (3) 形成期間中、すべての期間において、ポートフォリオ1の企業予測変化は本年度予測のほうが次年度予測よりも大きかった。一方、ポートフォリオ10は本年度予測よりも次年度予測のほうが大きかった。
- (4) 検証期間中、ポートフォリオ1とポートフォリオ10の予測誤差と予測変化について、ほとんど差がなかった。

実証結果は形成期間中の利益と株価間の高い相関関係を明らかにした。すなわち、形成期間中、高い予測誤差あるいは高い予測変化をもつ企業からなるポートフォリオに投資すれば、高いリターンを獲得することができるかもしれない。

また、実証結果は検証期間中の株価逆転化について利益情報はあまり関連性がないように思われる。企業は大きな株価下落（形成期間）後、検証期間では利益を過小予測（予測値よりも実績値が大きい）しなかった。むしろ、彼らは将来利益について楽観的なまま（予測値のほうが大きい）であった。

同様に、企業は極端な株価上昇期間（形成期間）後、利益を過大予測（予測

値が実績値よりも大きい) しなかった。

以上の結果から株価の逆転化現象は他のファクター (たとえば, 株式リスクの変化, 企業規模⁽¹⁹⁾, わが国株式市場固有の現象) によってよりよく説明できるのかもしれない。

(19) わが国においても, 時価総額が小さい株式からなるポートフォリオは時価総額が大きい株式を組合せたポートフォリオよりも高い超過リターンを獲得している。榊原茂樹「CAPMの再検証と企業規模効果」 国民経済雑誌, 第147 卷第5号, 1983, 88-112ページ。

第6章 株価指数先物の取引方法と その価格形成

1 序 論

投資家のリスク・ヘッジ手段や証券市場の活性化を狙って日本の市場でも、1987年6月に大証で株先50が始まり、その後、1988年9月からは東証で東証株価指数 (TOPIX)、大証では日経平均株価 (日経225) の一般によく知られた株価指数の先物取引が開始された。また海外では、日経225先物がシンガポール国際金融取引所 (SIMEX) で、TOPIX先物がシカゴ商品取引所 (CBT) で活発に取り引きされている。この間、先物取引高の増加に著しいものが見られると共に、先物商品間の差も顕著になってきた。取引量でみれば日経225がTOPIXを圧倒する傾向が鮮明になってきている。さらに売買代金で計って日経225は東証1部の売買代金の4倍以上 (1991年10月現在) の取引高をもたらす現物市場をもしのぐ勢いを保持している。さらに、先発の米国の先物商品 S&P500の取引量を追越し世界最大の株式先物商品に成長している。

これら指数先物の導入によって株式市場は新たな魅力を加えられたが、この導入により従来の株式市場がどのような影響を受けたのか、特に株価の変動性が従来以上に大きくなったのではないかという疑問が提起されている。指数先物の価格変動にリードされて現物の株価が決められており、現物の株価動向を見ながら先物が売買されているのではないと言う批判である。犬が尻尾を振っているのか、尻尾にいぬが振られているのか (The tail wags the dog.) と論じられている。この点指数先物は悪玉的取扱を受けて、日本の市場でも導入後、

気配値更新の値幅縮小、証拠金率の引き上げなど様々な規制措置が取引所によってとられてきた。米国の市場においては、“triple witching hour”の狂騒について、これがまさしく指数先物を筆頭とする派生証券の悪影響の証左であると見なされてきたわけである。

派生証券が現物株式に与える影響をより厳密に追求した研究は、特に米国で見受けられる。その結論はまだいくつかの議論の余地があるもので、これまでのところ明確な答えが出ているわけではない。“triple witching hour”を中心に見た場合、その日にかなりの量の取引が集中していることは統計上疑いのないものであるが、それが価格形成に影響を与えているのか、株価の変動性を高めているのかについては肯定する統計的結果と否定する統計的結果が見られる。その計測方法の妥当性とも関連して簡単には結論づけられない。⁽¹⁾

指数先物の導入についていま一つの関心事は、適正な水準に価格が形成されているかどうかである。派生証券は基本証券（underlying security）に基づいて価格形成されるので、2つの証券間にはある関係が成立している。この関係を利用して特定の取引ルールを採用することによって継続的な利益をもたらすことができるなら市場はバイアスを持っている。正常な市場はこのようなバイアスを持つべきではないと考えられ、持っているならばどこにその原因があるか原因追求される。

本稿ではこの点に注意を向けて、わが国の株価指数先物市場について概観することとしたい。指数先物の先人の研究をサーベイし、若干の追試および新たな検証を加える。特に裁定取引とスプレッド取引を通して現物と先物との関係を検証することによって今後この問題に取り組む基礎的情報を得ることにしたい。

(1) 現物市場に与える影響の研究の代表的なものとして、Stoll and Whaley(1987, 1990), Day and Lewis (1988)があげられる。前者は“triple witching hour”においてさえも派生証券が現物株価の価格変動に顕著な影響を与えているとは言えないと結論づけており、後者はオプションのインプライド・ボラテリティーからみれば現物の価格変動は大きくなってきていると論じている。

2 株価指数先物の取引と理論価格

株価指数先物を利用する取引は次の4つのものに分類される。1) 単純取引, 2) ヘッジ取引, 3) 裁定取引, 4) スプレッド取引である。

いうまでもなく単純取引は、将来の株価指数の上昇が見込まれるときは買われ、下落が予想されるときは売られるという通常目にする売買方法である。

ヘッジ取引とは、投資家が保有している現物株の価格変動よりもたらされるリスクを回避するために、現物に対する投資行動とは逆の投資行動を先物を行うことである。現物市場で株式を買った人は、同時に先物市場で指数先物を売却することによって現物のキャピタル・ロス先物のキャピタル・ゲインでカバーするものである（逆に先物のキャピタル・ロスに対しては現物のキャピタル・ゲインで埋め合わせられる）。このとき問題になるのは現物のポートフォリオが指数とどのような関係にあるのか、マーケット・モデルの推定とその安定性である。マーケットモデルがなかなか安定しないゆえに予想通りの効果をあげるのには難しいものがある。⁽²⁾

三つ目は裁定取引である。現物の株価指数と株価指数先物とを対象に裁定取引を行うのである。現物の価格と先物の価格を比較して安い方を買、高い方を売りというルールを適用するのであるがこの両者の価格には時間のずれがある。現物価格は現在売買される価格で先物価格は将来に売買されるときに価格である。従って現在か将来時点かのどちらかの時間に一致させて価格の比較をしなければならず、一般には現物指数の先物満期日の価格（理論価格）を知ることにより比較可能となる。裁定はこの理論価格と先物の現在の価格とが比較され、裁定機会があれば裁定取引が実行される。その原理は図1で示される。図1は先物価格が先物理論価格よりも大きくなったときの裁定行動を示してい

(2) 先物取引を用いたヘッジ方法については、Figlewski (1986), Duffie (1989)などを参照。

先物価格 > 現物価格の場合

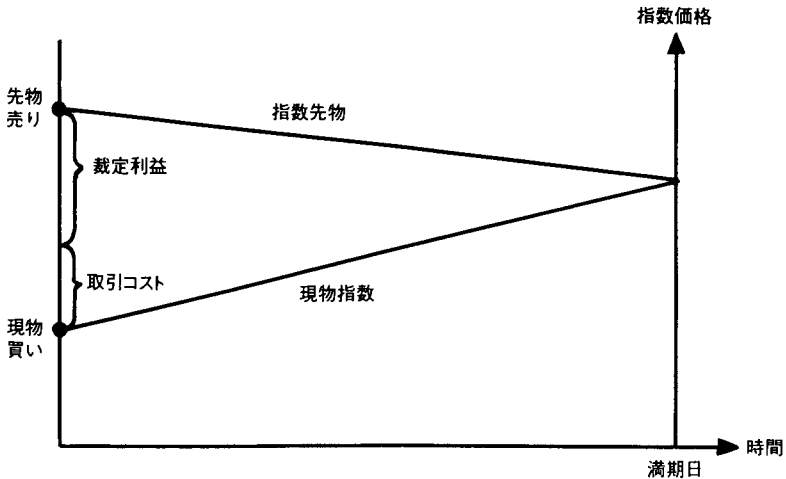


図1 裁定取引の概念図

る。現物指数も先物指数も先物の満期日には完全に同じ価格になるので理論価格と現物の価格の現時点での価格差が完全に確定した利益として裁定者にもたらされる。

四つ目はスプレッド取引で、先物市場の中で異なった種類間で価格差が生じたときに有利なものを買って不利なものによって利益を得ようとする。取引方法としては同種類の先物の中で限月の異なった先物間で売買を行うカレンダー・スプレッド取引と種類の異なった先物どうしを売買するインターマーケット・スプレッド取引がある。

次に先物取引の中心概念となる先物理論価格について考えてみよう。理論価格はどのように算出されるか。資本市場は完全で、無危険の借入・貸出利率は等しく、配当支払いはないという世界では、先物理論価格は次のように表すことができる。

$$F(t, T) = S(t) \exp(r(T-t)) \quad (1)$$

$F(t, T)$ は T 時点に満期になる指数先物の t 時点での価格、 $S(t)$ は t 時点

での現物指数価格， r は無危険利子率である。

いま，次の A と B という二つのポートフォリオがあるとする。

A ：指数先物を1単位購入し， $F(t, T) \exp(-r(T-t))$ の現金を保有している。

B ：現物指数を1単位保有している。

ポートフォリオ A の現金は T 時点で先物を購入する資金として無危険利子率の利子がつく。 T 時点では両ポートフォリオとも指数1単位保有することで価値が等しくなる。そのため， t 時点においても両ポートフォリオの価値は等しくなければならない。

$$F(t, T) \exp(-r(T-t)) = S(t) \quad (2)$$

上式より，(1)が導かれる。もし(1)の関係が成立しないのであれば高いほうを売って安いほうを買うことにより裁定利益がもたらされることになる。

現物の株式は配当を定期的に支払うことを考慮すれば，配当支払いの仮定を緩めなければならない。その時(1)式はどのように修正されるか。現物指数を保有する人は指数のポートフォリオから配当支払日ごとに配当金が支払われるが，先物保有者には配当支払いがない。将来の配当支払い額が確実にわかっていると仮定すれば，先物の価値は，配当額ふんだけ現物指数より少ないはずである。従って，配当を考慮した場合には先物理論価格は次のように表される。

$$F(t, T) = S(t) \exp(r(T-t)) - D(t, T) \quad (3)$$

$D(t, T)$ は期間 $[t, T]$ で受け取る配当額の T 時点での将来価値。

株式先物の理論価格式でよく用いられる別のバリエーションを示してみよう。将来の配当額が確実にわかっていることは上の場合と同じだが配当支払いが一定の配当率で連続してある場合を考える。(1)式の証明で用いた A のポートフォリオと次のポートフォリオ C があるとする。

C ：全ての収益を再投資する現物指数 $S(t)$ を $\exp(-q(T-t))$ 単位保有する。

ポートフォリオ A, C とも満期日においては価値は等しくなるので、 t 時点でのポートフォリオの価値も等しくなければならない。

$$F(t, T) \exp(-r(T-t)) = S(t) \exp(-q(T-t))$$

$$F(t, T) = S(t) \exp((r-q)(T-t)) \quad (4)$$

(4) 式で配当が一定で連続して支払われるときの先物価格が得られる。さらに複雑化して、利子率や配当支払いが不確実な場合についても、同じ線に沿って理論価格を構築できる。⁽³⁾

次の問題に進む前にわれわれは、日本の株価指数の収益率、指数先物の収益率について観察してみよう。現在取り引きされている日経平均と TOPIX を 1989 年 6 月限月から 1991 年 3 月限月まで調べてみた。指数およびその先物価格の日次データは、日本経済新聞より収集された。各取引日の終値をその日の価格として、各限月物について売買高が一千枚を超えた日から計算を始めた。また現物指数についても先物価格のデータ収集日と同一の日から計算を始めた。その結果が表 1 に示されている。この期間で見ると、株価指数の価格変化と株価指数先物の価格変化との間にはそれほど際だった特徴的と呼ぶような違いを見つけ出すことはできない。あげるとすれば日経平均、TOPIX とも現物の収益率のほうが高くなっている点である。現物指数を単純取り引きするには指数先物を単純取引することに比べれば大きな取引コストがかかると予想されるので、収益率に差が生じて当然である。ボラティリティーなどは指数間、現物先物間に大きな差はないようだ。

(3) さらに詳しい展開は、Cornell and French (1983) を参照のこと。配当の変化や利子率の変化が明示的に取り込まれている。

表1 日経平均, TOPIXの収益率

先物限月		株値指数先物		現物株値指数	
		日経平均	TOPIX	日経平均	TOPIX
1989.6	平均	0.055	-0.016	0.073	0.012
	標準偏差	1.071	0.806	0.604	0.590
	最大値	6.215	4.017	2.520	2.459
	最小値	-5.907	-2.778	-1.144	-1.097
1989.9	平均	-0.015	0.030	0.002	0.036
	標準偏差	0.481	0.580	0.489	0.478
	最大値	1.210	1.472	1.307	1.471
	最小値	-1.331	-1.600	-1.467	-1.321
1989.12	平均	0.080	0.089	0.091	0.111
	標準偏差	0.471	0.521	0.521	0.543
	最大値	1.262	1.276	1.530	1.606
	最小値	-1.525	-1.424	-1.843	-1.725
1990.3	平均	-0.096	-0.106	-0.073	-0.087
	標準偏差	1.006	1.107	1.038	0.978
	最大値	1.941	3.061	2.047	2.620
	最小値	-3.438	-3.543	-4.497	-4.150
1990.6	平均	-0.125	-0.172	-0.093	-0.138
	標準偏差	1.878	1.725	1.711	1.750
	最大値	7.244	4.290	4.834	4.832
	最小値	-7.796	-4.032	-6.599	-7.100
1990.9	平均	-0.148	-0.259	-0.128	-0.220
	標準偏差	1.821	1.718	1.821	1.483
	最大値	5.034	4.455	5.397	3.918
	最小値	-4.202	-4.156	-5.844	-5.700
1990.12	平均	-0.266	-0.197	-0.255	-0.154
	標準偏差	2.467	2.218	2.702	2.233
	最大値	4.900	4.126	13.236	9.544
	最小値	-4.121	-3.783	-5.844	-5.700
1991.3	平均	0.115	0.186	0.141	0.202
	標準偏差	1.696	1.714	1.679	1.486
	最大値	3.949	3.610	4.543	4.349
	最小値	-3.799	-3.492	-3.799	-2.906

指数の収益率 R_t は次のように定義される。

$$R_t = (F_{t+1} - F_t) / F_t$$

3 裁定取引に関わる問題

先物価格が適切な水準にあるかは先物を巡る問題の中で中心の問題になる。この問題を探求する方法として、前節で触れた裁定取引の可能性を調べることによって手がかりを得ることができる。もし先物価格と現物価格とに適正水準以上の価格差が存在すれば裁定取引を行うことによってこの価格差をリスク無しで獲得することができる。理想的な市場ではこのような利益獲得機会は投資家の合理的な行動のため発生しないと考えられる。理論的に妥当な価格（理論価格）と実際の価格との乖離度は次のようにしてはかる。

$$M_t = \{AF(t, T) - F(t, T)\} / F(t, T) \times 100 \quad (5)$$

ただし、 $AF(t, T)$ は実際の先物価格、 $F(t, T)$ は先物理論価格。先物理論価格は、(3)式より計算されたものである。

そこで、上の方法で先物価格の乖離度をはかってみた。データは2節で用いたものと同じである。日経平均については、実際に支払われた配当を先物購入時に知っていたという仮定のもとで(3)式を用いて理論価格が計算された。日経平均のこの期間の現金配当額の月次金額は図2で示されている。配当支払いは3月と9月に集中していることがわかる。配当金は各月の配当落ち日の前日に支払われたものと想定して計算した。TOPIXについては配当支払いを無視して理論価格を計算した。無危険利率については、通常、先物と同日に満期になる短期金融資産先物の利回りをを用いるのが理想であるが国内においてはそのような金融資産は利用できないので、代わって3カ月物現先レートを代用した。⁽⁴⁾

各限月ごとの乖離度 M_t の統計量が表2で、その動きが付図Aで示されている。表より特徴的なことは正方向に乖離する割合が大きいくことである。日経平均で77%、TOPIXで62%が実際の価格のほうが大きくなっている。TOPIXに

(4) 米国のこのタイプの実証研究では、ほぼ同日に満期になる短期財務省証券先物の利回りが用いられる。

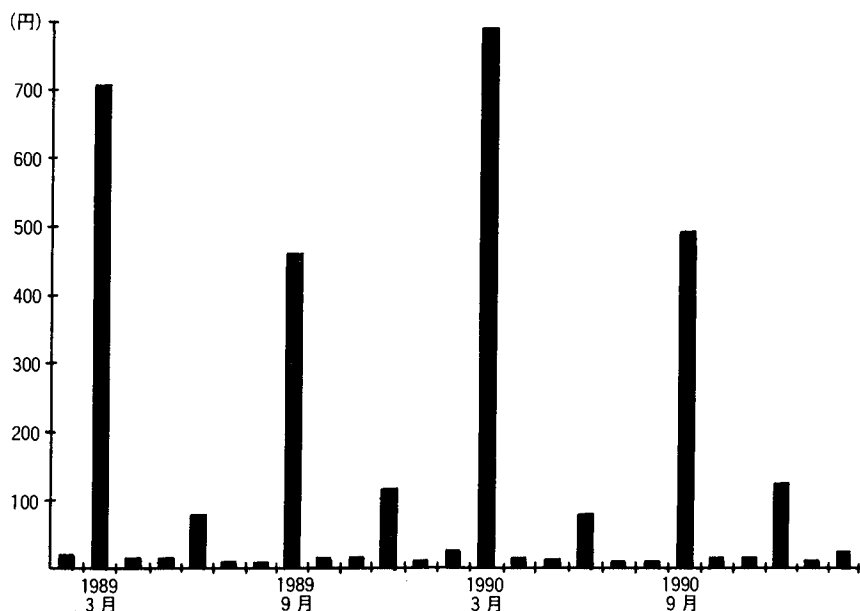


図2 現金配当支払い額(1989年2月～1991年2月)

については配当調整をしていないことを考慮すればこの傾向はより強くなる。日経平均、TOPIXとも乖離の平均が0.5%以下の小さな値をとったのは、正の平均では2つの限月、負の平均では6つの限月であり先物価格が理論値以上に高く価格づけられている傾向が強い。絶対値の平均を比較しても8つの限月の平均は日経平均は0.988、TOPIXは0.580で、正の平均値に引張られて日経平均が大きくなっている。また年々取引量が増加し、市場参加者が先物取引に習熟して、現物との裁定が活発になり理論どりの価格になっているかと言えばそのような傾向を指摘することは付図Aを見ればむずかしいことがわかる。1989年9月限月は日経平均、TOPIXとも理論価格との乖離は小さいが、その後、取

表2 理論価格からのかい離尺度 M_t

先物限月		日経平均	TOPIX
1989. 6	正の数	60	52
	負の数	24	32
	正の平均値	1.936	0.764
	負の平均値	-0.174	-0.367
	絶対値の平均値	1.433	0.612
	二乗値の平均値	4.274	0.740
1989. 9	正の数	58	42
	負の数	31	43
	正の平均値	0.490	0.334
	負の平均値	-0.325	-0.367
	絶対値の平均値	0.432	0.351
	二乗値の平均値	0.256	0.177
1989.12	正の数	56	47
	負の数	34	34
	正の平均値	1.341	0.445
	負の平均値	-0.262	-0.371
	絶対値の平均値	0.933	0.414
	二乗値の平均値	1.531	0.237
1990. 3	正の数	68	54
	負の数	9	22
	正の平均値	0.570	0.567
	負の平均値	-0.207	-0.227
	絶対値の平均値	0.528	0.469
	二乗値の平均値	0.400	0.339
1990. 6	正の数	92	66
	負の数	5	19
	正の平均値	1.940	0.805
	負の平均値	-0.178	-0.365
	絶対値の平均値	1.850	0.707
	二乗値の平均値	5.145	0.814
1990. 9	正の数	80	52
	負の数	27	38
	正の平均値	0.900	0.699
	負の平均値	-0.661	-0.540
	絶対値の平均値	0.836	0.632
	二乗値の平均値	0.914	0.610
1990.12	正の数	75	34
	負の数	25	49
	正の平均値	1.175	0.566
	負の平均値	-1.070	-0.952
	絶対値の平均値	1.149	0.793
	二乗値の平均値	2.550	1.298
1991. 3	正の数	84	57
	負の数	11	12
	正の平均値	0.828	0.731
	負の平均値	-0.123	-0.341
	絶対値の平均値	0.747	0.663
	二乗値の平均値	0.805	0.630

引高は傾向的に増加しているにもかかわらず、裁定機会がまた出現してきている。先物取引増がすぐに裁定取引の活発化を促して、理論にかなった価格形成がなされるという考えもあるが、その後の結果からは事実ではなさそうだ。⁽⁵⁾

一般的には、株価が上昇すると予想されるとき、1) 僅かな初期投資額が必要だけで比較的低い取引費用で購入できるので、現物指数よりも先物指数がまず買い込まれる。2) 次に先物の購入が現物価格と先物価格との乖離を拡大させ、裁定取引の可能性を生み出す、3) 裁定取引による利益が見込まれるところまで十分に価格差が生じると投資家は利益を求めて割安な現物を買ひ、先物を売る裁定を行う結果両者の価格は理論値の水準に落ち着く。⁽⁶⁾日本の市場において先物が割高になる傾向が観察されるのは、このシナリオを演じようとしているのではないだろうか。実際、このとうり投資家が行動しようとしていると仮定すれば、乖離の発生が常態であるのは最後の3)の部分がかうまく機能しないと考えられよう。裁定を行う取引コスト特にマーケット・インパクトが高くして現在の乖離程度では行えないのではないかという疑問が出てくる。國村(1991)の研究によれば、現物に対する先物の取引比率が高まるとマーケット・インパクトが増大するという仮説が実証されている。現物取引高を全浮動株式額の代理変数と解釈すれば、先物市場で取引が活発になればなるほどますます大幅な乖離が存在し続けることになり、証券市場の健全な発展が損なわれるかも知れない。先物の割高な価格とマーケット・インパクト問題は今後ますます重要な問題になって行くだらう。

(5) Brenner, Subrahmanyam and Uno (1990) によれば、1988年末から翌年3月にかけて、大蔵省のインサイダー取引に認定されるのを恐れて取引量が減少、その後、現物市場終了30分前に裁定取引を終了することと引き換えに裁定取引の規制緩和が認められたことなどにより取引が活発化したと述べている。

(6) Finnerty and Park (1987) 参照。

4 スプレッド取引

価格が適切な水準にあるかどうかを検討するために先物間のスプレッドを検討することが考えられる。スプレッドが異常に大きければスプレッドの鞘を狙った取引が行われる可能性が高くなる。スプレッド取引は裁定取引のように現物市場の取引コスト、特にマーケット・インパクトが大きくて取引が行いにくいというものではなく、極めて流動性の高い市場で行われる。わが国の場合裁定取引に比べればかなり活発に行われているようである。

スプレッドの適切な水準はどの様に決められるのだろうか。Billingsley and Chance (1988) によれば、スプレッドは理論価格の差として価格づけられるという。彼らの論点を紹介しておこう。先物理論価格は(4)式の一定の配当率で配当がある場合を考える。

まずカレンダー・スプレッド価格から考えよう。期近物、期先物の先物価格がそれぞれ次のように表されるとする。

$$F(0, T_1) = S(0) \exp((r(0, T_1) - q) T_1) \quad (6)$$

$$F(0, T_2) = S(0) \exp((r(0, T_2) - q) T_2) \quad (7)$$

ただし、 r は無危険利子率、 q は配当利回り、 $T_1 < T_2$ である。さて次のようなポートフォリオがあると考える。1) 期近物先物契約を1単位売る。2) 額面 $F(0, T_1)$ の割引債を発行する(利回りは無危険利子率： r)。3) $\exp(q(T_2 - T_1))$ の期先物先物契約を買う。4) 額面 $F(0, T_2)$ の割引債を $\exp(q(T_2 - T_1))$ 単位買う。

このポートフォリオの現在の価値 $V(0)$ は次のように表される。

$$V(0) = \exp(q(T_2 - T_1)) (F(0, T_2) \exp(-r(0, T_2) T_2) - F(0, T_1) \exp(-r(0, T_1) T_1)) \quad (8)$$

T_1 時点では $F(0, T_1)$ の割引債が満期になり期近物も満期が到来する。このときのキャッシュ・フローは $F(0, T_1) - S(T_1)$ であるが先物契約の収入は割

引債の償還に当て、同時に $S(T_1)$ を空売りして現物で決済することにより、このときのキャッシュ・フローはゼロとなる。期間 $[T_1, T_2]$ でのポートフォリオは3) および4) と空売りした株式である。 T_1 時点で空売りした現物株式は利回り q で配当支払いがなされるので株式をさらに空売りしてその財源にする。 T_2 時点におけるキャッシュ・フローは次のようになる。

$$\begin{aligned} & \exp(q(T_2 - T_1))(S(T_2) - F(0, T_2)) - \exp(q(T_2 - T_1))S(T_2) \\ & + \exp(q(T_2 - T_1))F(0, T_2) = 0 \end{aligned}$$

したがって最初のポートフォリオの価値(8)はゼロでなければならず、(6)を用いてカレンダー・スプレッドは次式のように価格づけられる。

$$\begin{aligned} F(0, T_2) - F(0, T_1) = S(0) \{ & \exp((r(0, T_2) - q)T_2) \\ & - \exp((r(0, T_1) - q)T_1) \} \end{aligned} \quad (9)$$

次にもう一つのスプレッド取引である、インターマーケット・スプレッドの価格づけを考えてみよう。インターマーケット・スプレッドの価格づけも先物の満期日にキャッシュ・フローがゼロになるポートフォリオを組むことにより得られる。 A 指数と B 指数の先物契約があるとし、 $F_a(0, T)$ は満期時点が T である A 指数の先物価格、 $F_b(0, T)$ は B 指数の先物価格とする。 A 指数と B 指数とでスプレッドを考える。そのため投資家は次のようなポートフォリオを組むとする。1) $\exp(q_a T)$ 単位の A 指数先物を買う。2) A 指数の現物を1単位売る。3) 額面 $F_a(0, T)$ の割引債を $\exp(q_a T)$ 単位買う。4) $\exp(q_b T)$ 単位の B 指数先物を売る。5) B 指数現物を1単位買う。6) 額面 $F_b(0, T)$ の割引債を $\exp(q_b T)$ 単位売る。ただし、 q_a, q_b はそれぞれ A 指数、 B 指数の配当利回り、 S_a, S_b を A 指数、 B 指数の現物価格とする。0 時点でのこのポートフォリオの価値 $V(0)$ は次のようになる。

$$\begin{aligned} V(0) = & \exp(q_a T) [F_a(0, T) \exp(-r(0, T)T)] + S_b(0) - S_a(0) \\ & - \exp(q_b T) [F_b(0, T) \exp(-r(0, T)T)] \end{aligned} \quad (10)$$

そこでこのポートフォリオのキャッシュ・フローは満期日 T で次の表3のよう

になる。

先物が理論式どおりに価格形成されるとすれば、表3の合計値は0となる。し

表3 T時点でのキャッシュ・フロー

	A指数	B指数
先物	$-exp(q_a T)F_a(0, T)$	$exp(q_a T)F_b(0, T)$
現物	$S_a(0)$	$-S_b(0)$
割引債	$exp(q_a T)\{F_a(0, T) - F_a(0, T)exp(-r(0, T)T)\}$	$exp(q_a T)\{F_b(0, T)exp(-r(0, T)T) - F_b(0, T)\}$

たがって0時点でのポートフォリオの価値を示す(10)式は0でなければならない。(10)式と理論価格よりインターマーケット・スプレッドは次のようになる。

$$F_a(0, T) - F_b(0, T) = S_a(0)exp((r(0, T) - q_a)T) - S_b(0)exp((r(0, T) - q_b)T) \quad (11)$$

カレンダー・スプレッド、インターマーケット・スプレッドをそれぞれの先物市場で実際に成立している値と理論値を(9)(10)式を用いて比較してみよう。

はじめに、Billingsley and Chanceが米国で行った結果を紹介しておこう。彼らはシカゴ商業取引所(CME)のS&P500先物を1982年4月23日から1986年1月31日の期間、ニューヨーク先物取引所(NYFE)のNYSE先物を1983年9月30日から1986年1月31日までの期間のデータを用いて上述の2つのスプレッドについて検証を行った。方法は単純な取引方法で取ったスプレッドと理論値とを比較するものである。カレンダー・スプレッドについてはS&P500先物の期先物を買ひ期近物を売るという戦略、インターマーケット・スプレッドについてはS&Pを買ひNYSEを売るという戦略で得たスプレッドを理論値と比較した。結果はカレンダー・スプレッドについては全体の期間でみれば有意な差は見られなかったが、1983年9月30日で区切った前半と後半を比較すれば前半は実際のスプレッドのほうが小さく、後半は実際のスプレッドのほうが大きくなっていった。インターマーケットについては全般的に理論値と実際のスプレッ

ドとの間には有意な差があるが、その差は取引コストの範囲内にあると考えている。

われわれは日経平均と TOPIX を使って同様なスプレッドの差を計算してみた。データは2節のデータと同じである。日経平均先物は配当支払いを無視した理論価格を計算し直し、両先物の理論価格算出方法を統一した。その結果は表4、表5で示されている。表3はカレンダー・スプレッドの価格差で毎日各先物の期近物を売って期先物を買うことより得られた。現実のスプレッドと理論上のスプレッドの差を平均値差検定にかけて調べた。両先物とも差は有意であるが TOPIX については差は僅かである。他方日経平均は大きな差がみられる。たとえ単純に取引コストが価格の0.5%と考えても取引コストを上回って利益を獲得できる。先物取引の取引が成立する限月が少ない状態なので、カレンダー・スプレッドを取れる期間が短く、カレンダー・スプレッド取引を実行すること自体に限界があることがこの数字を説明する一つに理由となろう。

インターマーケット・スプレッドは、毎日、日経平均を売って TOPIX を買う

表4 カレンダー・スプレッドの価格

(期近物を売って期先物を買う)()内はt値

		現実の差(a)	理論値差(b)	スプレッド差 (a)-(b)
日経平均 (N=244)	平均	-506.64	-134.17	-372.47
	標準偏差	179.34	247.71	(-19.03)
TOPIX (N=161)	平均	-36.66	-32.53	-4.13
	標準偏差	13.01	11.35	(-3.04)

ことによって得られる。表5より現実値と理論値にはどの限月も有意な差は見られず、ほぼ理論値どうりのスプレッドが成立していると解釈できる。インターマーケット・スプレッドについては活発に取り引きされている結果が反映されているのではないかと考えられる。

ところで、スプレッド取引はその原理からみて、操作した二つの先物が満期

表5 インターマーケット・スプレッドの価格

(日経平均を売って、TOPIXを買う)()内はt値

		現実の差(a)	理論値差(b)	スプレッド差 (a)-(b)
全 体 (N=653)	平 均	29336.39	29267.47	68.92
	標準偏差	4472.35	4431.95	(0.28)
1989. 6 (N=84)	平 均	30713.9	30611.63	102.27
	標準偏差	703.75	745.24	(0.91)
1989. 9 (N=85)	平 均	31743.44	31718.58	24.86
	標準偏差	511.05	498.1	(0.32)
1989.12 (N=81)	平 均	32992.85	32960.51	32.34
	標準偏差	634.38	687.74	(0.31)
1990. 3 (N=76)	平 均	34618.12	34515.86	102.26
	標準偏差	1472.65	1415.62	(0.44)
1990. 6 (N=85)	平 均	30531.31	30328.43	202.88
	標準偏差	2608.23	2639.08	(0.50)
1990. 9 (N=90)	平 均	28344.22	28259.68	84.54
	標準偏差	3242.09	3117.37	(0.18)
1990.12 (N=83)	平 均	22394.83	22497.01	-102.17
	標準偏差	1342.64	1340.97	(-0.49)
1991. 3 (N=69)	平 均	22756.29	22647.38	108.91
	標準偏差	1068.17	1063.93	(0.60)

日に必ず一致する保証はなく、その後の価格の動向によっては予想外の結果がもたらされる可能性も否定できない。この点が裁定取引と大きく異なっている。しかしながら、スプレッド取引を利用することによって、先物利用におけるそのようなリスクを軽減することができるといわれる。果して、どの程度リスク回避の効果が得られるのかははっきりとした証拠はみうけられない。スプレッド取引にどの程度のリスク回避効果が見られるのか検討しよう。方法は各限月物を3種類の取引ルールに基づかせて毎日取り引きし、満期日に決済することでその収益率とリスクを比較した。

インターマーケット・スプレッドは毎日日経平均と TOPIX をスプレッド取引し、そのまま限月の満期日までポジションを維持し、決済する。t 時点の日経平

均先物の価格を $N(t)$ 、TOPIX 先物を $TO(t)$ 、満期日を T とすれば、各ルールは次のように示せる。

H_1 ：両先物の実際の価格と理論価格を比較し理論価格に比べて高いほうを売り、安いほうを買うというルール。もし日経平均先物の価格のほうが TOPIX 先物より高ければ、その収益率を次のように定義する。

$$\{N(t) - N(T) + (N(t)/TO(t)) \times (TO(T) - TO(t))\} / N(t) \times 100$$

H_2 ：日経平均を売って、TOPIX を買う。

収益率は上式と同様に定義される。

H_3 ：単に日経平均先物を売るだけ。収益率は次のように定義される。

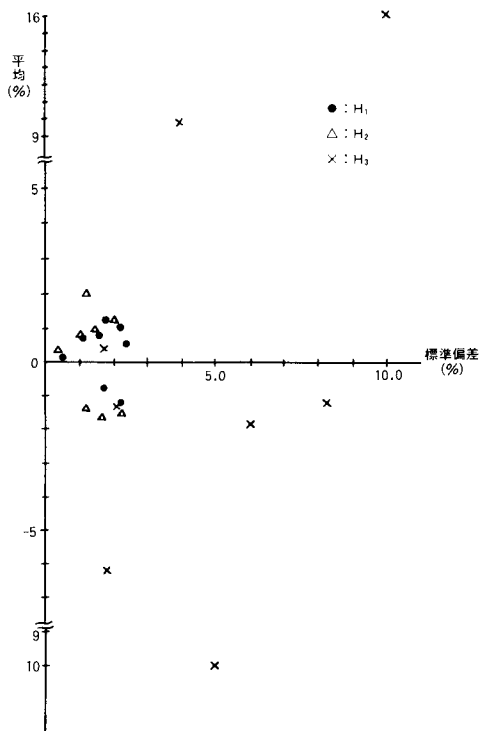


図3 インターマーケット・スプレッドの収益率とリスクの比較

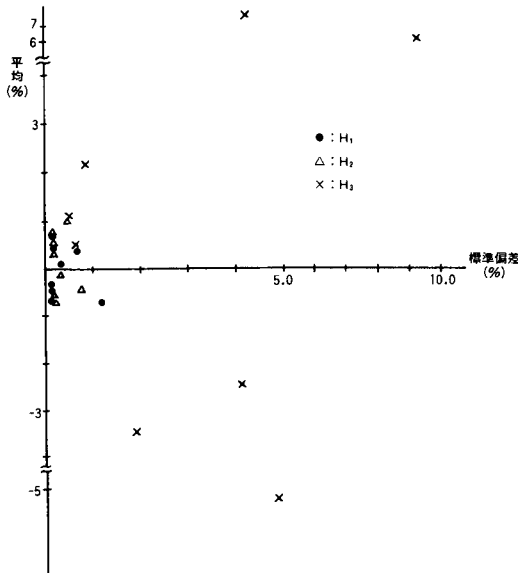


図4 カレンダー・スプレッドの収益率とリスクの比較 日経平均

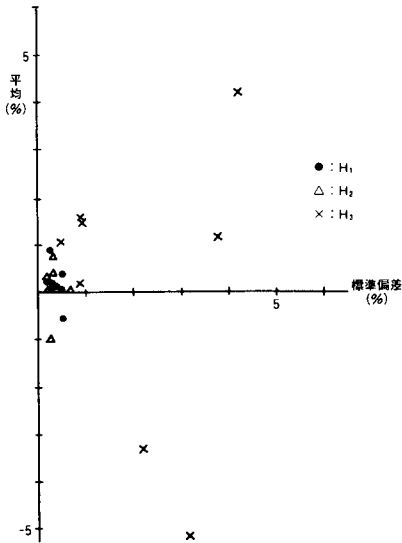


図5 カレンダー・スプレッドの収益率とリスクの比較 TOPIX

$$\{N(t) - N(T)\} / N(t) \times 100$$

各限月の毎日の H_1 , H_2 , H_3 の平均値およびその標準偏差をプロットしたものが図3である。 H_1 と H_2 を比較すればリスクについてはそれほど大きな差はないが平均収益率は理論に基づいた戦略をとった H_1 のほうが僅かばかり低くなっているようだ。 H_3 についてはリスクはかなり大きくなっており、単純な取引ルールを採用するよりスプレッドを狙う方法を採用する方がリスク回避という点からいえば優れていると言える。

カレンダー・スプレッド取引についても日経平均、TOPIX それぞれで3種類の取引方法を比較する。 t 時点の日経平均の期近物価格を $NN(t)$ 、期先物価格を $ND(t)$ 、期近物の満期日を T で表すとすれば、それぞれの取引は次のように示せる。

H_1 ：両先物の実際の価格と理論価格を比較して理論価格に比べて高いほうを売り、安い方を買うルール。もし t 時点の期近物のほうが期先物よりたかければ、この収益率は次のように定義される。

$$\{NN(t) - NN(T) + ND(T) - ND(t)\} / NN(t) \times 100$$

H_2 ：期近物を売って、期先物を買うというルール。収益率は上式と同様に定義される。

H_3 ：単に期近物を売るだけというルール。収益率は次のように定義される。

$$\{NN(t) - NN(T)\} / NN(t) \times 100$$

同じ方法が TOPIX 先物の期先物、期近物についても適用される。図4は日経平均の結果で、図5は TOPIX の結果を示している。 H_1 , H_2 についてはその収益率やリスクについて違いを見つけ出せない。しかし、インターマーケット・スプレッドの場合と同様、単純な先物取引に比べればリスクは大幅に減少することが見てとれる。当然、リスクの減少に見合って、大きなゲインを得る可能性もなくなってはいる。 H_1 のルールに基づいた取引について、本稿では価格の差の大小を判断して毎日取引することを行ったが、両先物の価格乖離が一定の幅

を超えたときに行動を起こすようにすれば収益機会を実現させる確率ももっと高まるであろう。この結果は過小評価されているかも知れない。

5 結 語

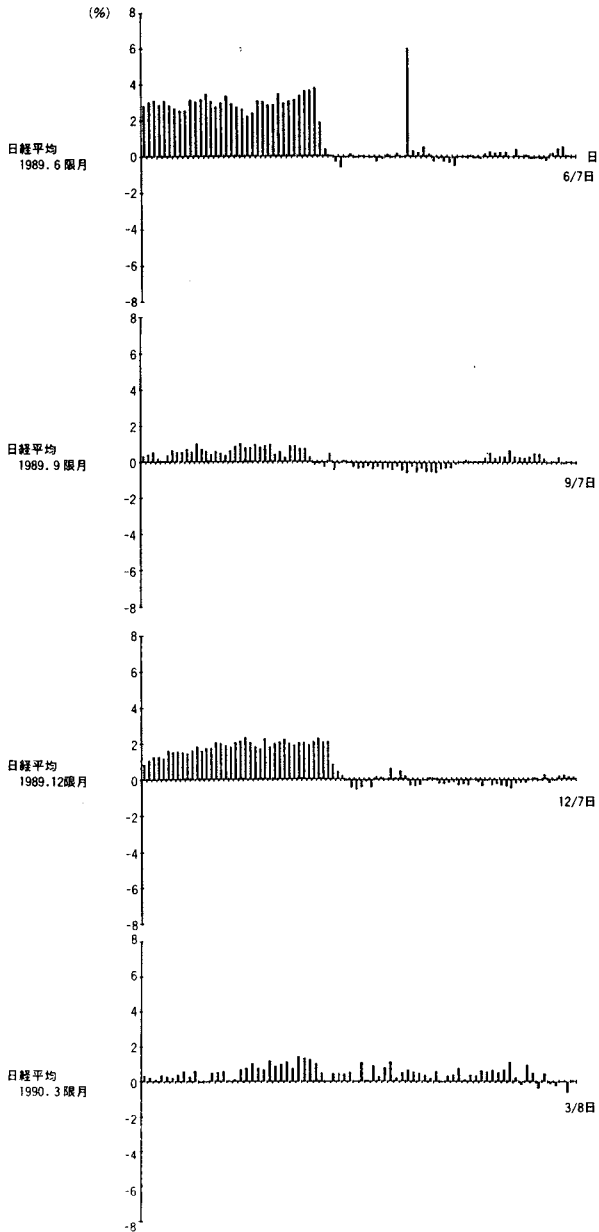
指数先物の価格形成上の問題を、裁定取引とスプレッド取引という観点からサーベイしてきた。日本の市場では理論価格と先物価格との差がなかなか縮小せず、理論的には大きな裁定機会が多くの投資家に開かれたままである。これを解明するためには、マーケット・インパクトの大きさを知ることがぜひとも必要であると考えられるが、かなりの困難を伴う問題であるので、今後の大きな課題である。スプレッド取引については、インターマーケット・スプレッドは比較的活発に行われているようなことがあって、ほとんど理論的な大きさから乖離することはないが、カレンダー・スプレッドは取り引きされる限月の数が少なく取引タイミングがつかみにくいこともあって、実際のスプレッドは大きいという結果が得られた。もう一つの関心事として、スプレッドを取ることによって先物取引のリスクを減少させられるのか否かを検証してみた。その結果、一定の理論に基づいたルールに従って取引するほうがリスクを大幅に削減できることが確認された。

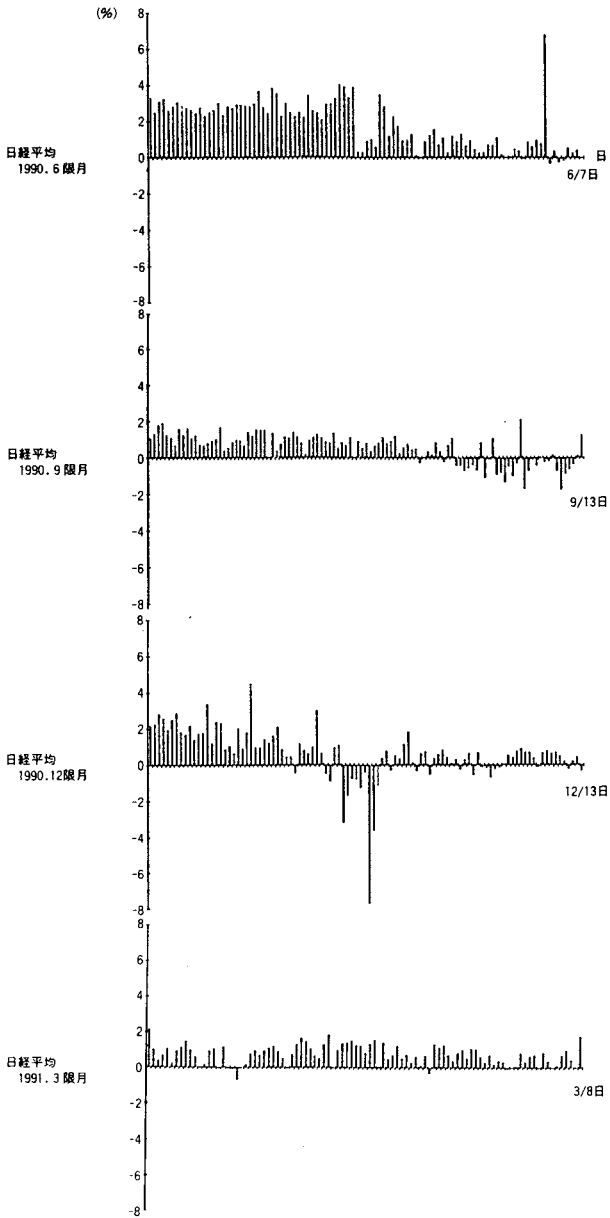
わが国で指数先物が導入されてまだ日が浅く、取引高は他の市場を圧倒しているにも関わらず、その機能の評価を確立させるほどには十分定着した市場とはなっていない。先物市場の活用、取引戦略の開発という観点からいえばまだまだその将来性は有望であるにも関わらず、潜在能力が生かされていない。それは日本の経済システム内にある障害のため本来想定されるように機能していないからであると考えられ、人々にそう語られることが多い。しかし、問題点を十分説得的に明らかにした研究は数えるほどしかない。今後もっと市場にある問題を明示的な形で議論できるように研究を積み重ねる必要性を強く感じる。

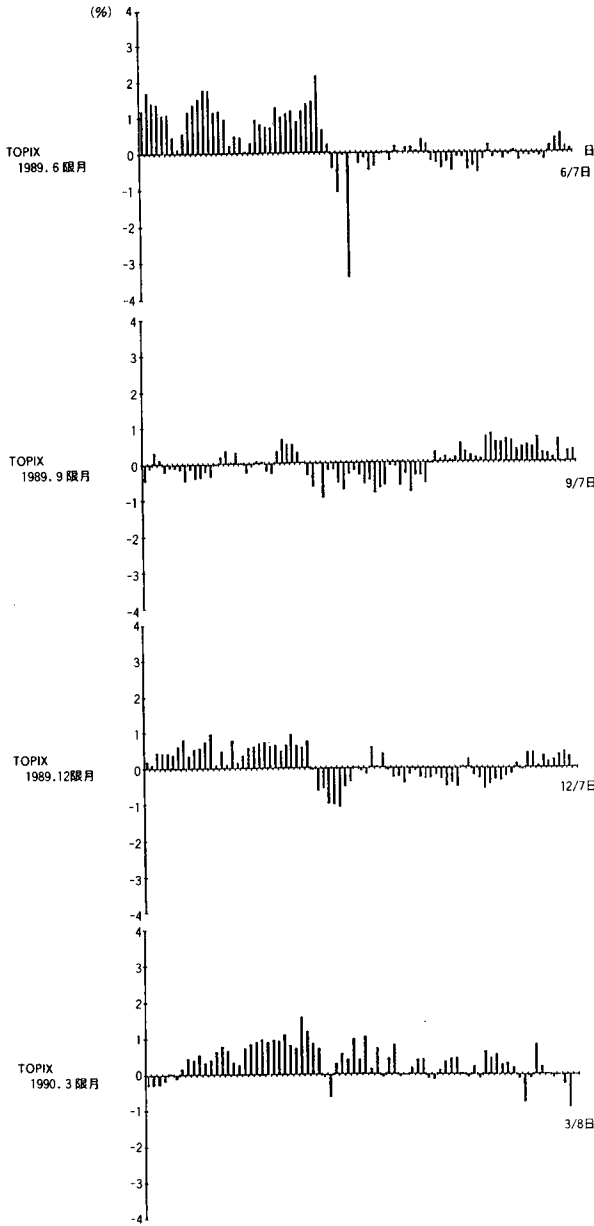
〈参考文献〉

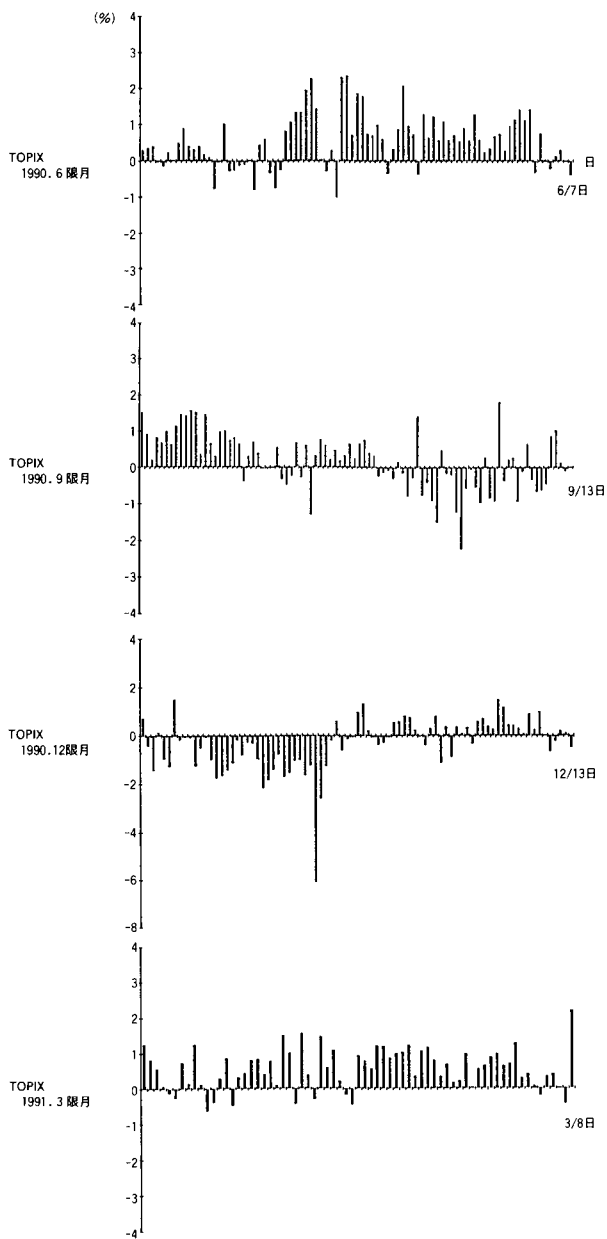
- [1] Billingsley,R.S.and D.M.Chance, (1988). "The Pricing and Performance of Stock Index Futures Spreads", *J. of Futures Markets*, vol.8, pp.303-318.
- [2] Brenner, M., M.G.Subrahmanyam and J. Uno, (1990). "Arbitrage Opportunity in the Japanese Stock and Futures Markets",*Financial Analysts Journal*,March-April,pp.14-24.
- [3] Cornell,B. and K. French, (1983). "Taxes and the Pricing of Stock Index Futures", *J. of Finance*, vol.38,pp.675-694.
- [4] Day, T.E and C.M. Lewis, (1988). "The Behavior of the Volatility Implicit in the Prices of Stock Index Options" *J. of Financial Economics*, vol.22, pp.103-122.
- [5] Duffie, D., (1989). *Futures Markets*, Prentice-Hall.
- [6] Figlewski, S., (1986). *Hedging with Financial Futures for Institutional Investors*, Ballinger Publishing Company.
- [7] Finnerty, J.E. and H.Y.Park, (1987). "Stock Index Futures:Does the Tail Wag the Dog?",*Financial Analysts Journal*, March-April, pp.57-61.
- [8] Stoll, H.R. and R.E. Whaley,(1987). "Program trading and Expiration-Day Effects", *Financial Analysts Journal*, March-April, pp.16-28.
- [9] ———, (1990). "Program Trading and Individual Stock Returns : Ingredients of the Triple-Witching Brew", *J. of Business*, vol.63,pp.S165-S192.
- [10] 青山護編 (1989),『現代証券投資技法の新展開』,日本経済新聞社。
- [11] 宇野淳 (1989),「株値指数先物のスプレッド取引」,『証券アナリストジャーナル』, 3月号。
- [12] 國村道雄(1991),「日経225 先物の裁定機会と裁定行動」,『インベストメント』 4月号。

付図A 限月ごとの乖離度の動き









編 學 計 會

第7章 資金情報と株価形成

1 序 論

会計利益計算の原始的形態は収支計算である。収支計算は、信用経済の普及や固定資産の増大により、発生主義に基づく期間損益計算へと発展してきた。その進化の過程で生み出され、現在の発生主義会計の中心を形成している計算原則が、発生原則と実現原則である。これらの原則は一体となって、企業の収入と支出を特定の会計期間へ配分し、収益および費用として帰属させることにより、現金収支から構成されるキャッシュ・フロー情報を、収益と費用の差額として計算される発生主義利益情報へと変換させている。

これら2種類の情報を比較した場合、「現在の現金収支に関する情報よりも、発生主義会計によって測定される企業利益とその構成要素に関する情報の方が、一般に企業の業績に関するより良い指標を提供する」というアメリカ財務会計基準審議会 (FASB[1978], Para.44) の言明に代表されるように、キャッシュ・フロー情報よりも発生主義利益情報の方が、よりいっそう優れた業績尺度であるというのが通説的見解である。

しかし他方では、証券投資の意思決定のために有用な情報を提供するという目的で、証券取引法に基づいて提出される有価証券報告書の中で、発生主義利益を表示した損益計算書に加えて、キャッシュ・フロー情報が資金収支表を用いて追加提供されている現実がある。しかもこの資金収支表の内容と様式は、近年の改正を経て1988年以降、よりいっそう充実したものになっている。

証券投資の意思決定において有用性を具備するために情報をもつべき不可欠

な条件として、株価変化との関連性の有無や強弱を基準として評価したとき、はたして発生主義利益情報とキャッシュ・フロー情報は現実にどのような優劣関係にあるのであろうか。収支計算から発生主義会計への進化が示唆するとおり、また上で引用したFASBの言明に見られるとおり、発生主義利益情報は単なる現金収支の計算にとどまらず発生原則や実現原則に基づく加工を施した分だけ、キャッシュ・フローよりも優れた業績尺度として、株価形成の中によりいっそう強力に反映されているであろうか。逆に、キャッシュ・フローから発生主義利益への変換の過程で、主観的な判断や見積りの介入により、情報の一部が喪失されることはないか。もし喪失があるとすれば、キャッシュ・フロー情報は発生主義利益とは異なった内容を伝達する情報として、現行の利益情報に追加して公開するに値する有用性をもつことになる。

本稿は、1988年以降に開示が強制されてきた新様式の資金収支表から得られる情報を用いて、上述のような発生主義利益情報とキャッシュ・フロー情報の優劣比較の問題、および新様式の資金収支表の区分表示に付随するいくつかの問題を、株価形成との関係において実証的に分析する。後述の実証結果は、発生主義利益とキャッシュ・フローのそれぞれが、一方を所与としてもなお株価変化との間で追加的な関連性を有するという意味で、相互補完的な情報として位置づけられることを明らかにしている。

2 資金収支表から得られる情報

わが国の企業の資金情報としては、従来より有価証券報告書の経理の状況の区分で、「資金繰状況」という表題のもとに財務諸表外の情報として開示されてきた「最近の資金繰実績」および「今後の資金計画」の情報があつた。しかし資金繰実績の情報は、収入項目と支出項目を列挙しただけの無区分式一覧表にすぎない点など、その改善と充実の必要性が指摘されてきた。

そこで企業会計審議会第1部会小委員会は、1986年10月31日付けで「証券取引法に基づくディスクロージャー制度における財務情報の充実について」と題する中間報告を公表し、従来の資金繰実績表を「資金収支表」と改めるとともに、その表示内容と様式を示したのである。これを受けて1987年2月20日には「有価証券の募集又は売出等に関する省令」および同「取扱通達」（現在の「企業内容等の開示に関する省令」および同「取扱通達」）が改正され、資金収支表の作成方法がよりいっそう明確化された。これら一連の新基準は、1987年4月から当面は任意適用として施行されたが、1988年1月決算分（すなわち1988年4月以降提出分）からは強制適用に移されて、現在に至っている。表1は、そのような資金収支表の新様式を示したものである。

従来の資金繰表が無区分式であったのに対し、資金収支表では収支項目が事業活動に伴うものと資金調達活動に伴うものに大別されている。このうち資金調達活動に伴う収支は、もっぱら貸借対照表にのみ関連する項目であるから、損益計算書で表示される発生主義利益と対比すべきものは、事業活動に伴う収支である。

事業活動収支はさらに、営業活動に伴うものと投融資活動に伴うものに分割することができる。ここに営業活動に伴う収支とは、営業収入および営業外収入の合計（表1のA）と、営業支出および営業外支出の合計（D）との差額である。この項目は、損益計算書の経常利益に対応するものであるから、経常収支としての性質を有する。

他方、投融資活動に伴う収支とは、資金収支表における有形固定資産売却等収入（B）と同取得等支出（E）の差額であり、具体的には、建物や機械装置などの固定資産への資金投下、およびそれらの売却による収入、ならびに投資有価証券や貸付金などの金融資産への資金投下、およびそれらの投下資金の回収などから構成される。これらの資本的支出は、損益計算上は資産として取り扱われるため、損益計算書における控除項目にはならないが、資金収支表では収

表1 資金収支表の標準様式

項 目		金 額	項 目	金 額												
I 事業活動に伴う収入	1. 営業収入	××	II 資金調達活動に伴う収支	1. 短期借入金 (手形借入金を含む)	××											
	2. 営業外収入 (1)受取利息, 受取配当等収入 (2)その他	×× ×× ××		2. 割引手形	××											
	3. 有形固定資産売却等収入 (1)有形固定資産売却 (2)投資有価証券売却 (3)貸付金(短期を含む)回収 (4)その他の収入 小計(A)	×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ××		3. 長期借入金	××											
	収入合計(C=A+B)	××		4. 社債発行	××											
	II 事業活動に伴う支出	1. 営業支出 (1)原材料又は商品仕入 (2)人件費支払 (3)その他		×× ×× ××	5. 増資	××										
		2. 営業外支出 (1)支払利息・割引料等支出 (2)その他 小計(D)		×× ×× ×× ×× ×× ××	6. その他の収入	××										
		3. 有形固定資産取得等支出 (1)有形固定資産取得 (2)投資有価証券取得 (3)貸付金(短期を含む) (4)その他の支出 小計(E)		×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ××	収支合計(I)	××										
		4. 決算支出等 (1)配当金 (2)法人税等 (3)その他 小計(F)		×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ××	1. 短期借入金返済 2. 長期借入金返済 (1年以内に返済予定のものを含む) 3. 社債償還 4. その他の支出	×× ×× ×× ×× ×× ×× ×× ××										
		支出合計(G=D+E+F)		××	支出合計(J)	××										
		事業収支戻(H=C-G)		××	資金調達収支戻(K=I-J)	××										
					III 当期総合資金収支戻 (L=H+K)	××										
					IV 低価法適用に伴う評価損等調整額(M)	××										
			V 期首資金残高(N)	××												
			VI 期末資金残高(O=L-M+N)	××												
			(注)期首・期末資金残高の内訳													
			<table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>期首</th> <th>期末</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1. 現金及び預金</td> <td>××</td> <td>××</td> </tr> <tr> <td>2. 市場性のある一時所有の有価証券</td> <td>××</td> <td>××</td> </tr> <tr> <td>合 計</td> <td>××</td> <td>××</td> </tr> </tbody> </table>				期首	期末	1. 現金及び預金	××	××	2. 市場性のある一時所有の有価証券	××	××	合 計	××
	期首	期末														
1. 現金及び預金	××	××														
2. 市場性のある一時所有の有価証券	××	××														
合 計	××	××														

入から控除すべき支出項目として取り扱われることになる。ここに発生主義利益計算と収支計算の典型的な相違点を見ることができる。

上述の営業活動収支と投融資活動収支から、配当金や法人税等の決算支出(F)を控除した残額が事業収支尻である。決算関連支出の表示区分については問題がないわけではないが、以上のプロセスを経て導出される事業収支の残高(H)は、一応、現金主義に基づく利益計算の結果を表しているものと考えることができる。

したがって本研究では、資金収支表から得られる各種の情報項目のうち、損益計算書の情報項目と対比すべきものとして、まず次の2項目をとりあげる。1つは営業活動に伴う収支の残額(A-D)であり、いま1つは現金主義利益の性質をもつ事業収支の残高(H)である。資金収支表で明示された事業収支尻以外に、営業活動関連収支の残高を取り上げるのは次の理由による。すなわち企業会計審議会において資金収支表の表示区分が議論された際に、事業活動収支を営業活動関連と投融資活動関連に大別することに対して、実態に合わないという理由で、企業側から強力な反対意見があったため、営業活動関連収支を独立の区分とするに至らなかったと伝えられている(たとえば「企業会計(1987年1月号, 37頁)」の座談会記録)が、そのような反対意見の正当性を実証的に検討するためである。

3 アメリカのキャッシュ・フロー計算書との比較

次に、上で若干の留保を付した決算関連支出の取扱を検討する。この問題の考察には、アメリカのキャッシュ・フロー計算書が参考になる。

アメリカでは、1963年のAPB意見書第3号「資金の源泉および運用表」(AICPA[1963])で資金情報の開示が推奨されたのに続き、1971年のAPB意見書第19号「財政状態変動の報告」(AICPA[1971])によってこれが強制開示とされたこと

により、多くの企業は長らく運転資本を資金概念とする財政状態変動表を作成してきた。これに対し FASB は1987年に基準書第95号「キャッシュ・フロー計算書」(FASB[1987])を発表し、資金概念を運転資本から現金ないし現金同等物へと統一して、1988年7月以降に終了する年度からは、この概念に基づくキャッシュ・フロー計算書の開示を要求している。表2は、FASBが直接法によるキャッシュ・フロー計算書として例示する様式例である。

表2 キャッシュ・フロー計算書の様式例

営業活動からのキャッシュ・フロー		
得意先からの収入	13,850	
仕入先・従業員への支出	▲12,000	
関連企業からの配当収入	20	
受取利息	55	
支払利息	▲220	
法人所得税の支出	▲325	
保険金収入	15	
特許権侵害訴訟の和解金支出	▲30	
営業活動から得た資金の純額		1,365
投融資活動からのキャッシュ・フロー		
設備売却収入	600	
工場売却手形代金の回収	150	
資本的支出	▲1,000	
S社買収のための支出	▲925	
投融資活動に使用した資金の純額		▲1,175
資金調達活動からのキャッシュ・フロー		
借入金収入	300	
資本リース債務の元金返済	▲125	
社債発行による収入	400	
普通株式発行による収入	500	
支払配当	▲200	
資金調達活動から得た資金の純額		875
当期中の資金の純増減		1,065
期首の資金残高		600
期末の資金残高		1,665

このキャッシュ・フロー計算書をわが国の資金収支表と比較すれば、若干の相違点を除いて、両者がきわめて類似していることがわかる。相違点の1つは、アメリカが収支項目を営業活動・投融資活動・資金調達活動の3つに区分するのに対し、日本では事業活動と資金調達活動の2区分方式が採用されていることである。ただしわが国の資金収支表でも、事業活動収支の項目を組替えて、営業活動収支と投融資活動収支に区分できることは前述のとおりである。第2の相違点は決算関連支出の取扱である。わが国では事業活動収支の中に特別の区分が設定されているのに対し、アメリカのキャッシュ・フロー計算書ではこれらの項目が上述の3区分の該当箇所に分かれて収容されている。すなわち支払配当は株式発行に伴うものとして資金調達収支の区分に掲載され、法人税等は費用項目に準ずるものとして営業活動の区分に掲載されている。またその他の決算支出の中心をなす役員賞与もまた、営業活動収支に含まれていると思われる。

そこで本研究では、前述の日本型の営業活動収支と事業収支戻（現金主義利益に近似）に加えて、次の2項目をも調査対象とする。すなわちわが国の資金収支表の決算支出等の区分に収容されている項目を、アメリカのキャッシュ・フロー計算書のように区分表示しなおした場合の該当項目がそれであり、以下ではこれらを日本型と区別するため、アメリカ型と呼ぶことにする。アメリカ型の情報項目は、それぞれ次のように算定される。

アメリカ型の営業活動収支＝日本型の営業活動収支－法人税等－その他の決算支出

アメリカ型の現金主義利益＝日本型の事業収支戻＋支払配当金
そして営業活動収支と現金主義利益のそれぞれについて、日本型とアメリカ型の情報項目の間で、株価変化との関連性の強弱を比較する。

4 割引手形の取扱

わが国で1988年以降から採用すべきこととされた資金収支表の様式は、「企業内容等の開示に関する取扱通達」5-10-6により、企業会計審議会が提示する前記の表1のように規定され、一応の標準化が図られた。ただしこの様式によることが適当でないと認められる場合には、他の適当な表示方法により記載することができるものとして、標準様式からの乖離が許容されるとともに、その場合には当該内容を注記することが要求されている（取扱通達5-10-7）。

有価証券報告書においてこれまでに公表された各企業の資金収支表を調査すると、大部分の項目は標準様式に準拠して区分表示されているが、割引手形の取扱については企業間で大きな差異が存在することがわかる。下記の表3は、割引手形について現実に採用されている3通りの方法を比較するために、藤田[1988]を参照して作成した次の設例に関するものである。ここでは単純化のために、入手した受取手形の全額が直ちに割り引かれることが仮定されていることに注意されたい。

(設例)

第t年度			第(t+1)年度		
当期売上高	現金売上 60 手形売上 140		当期売上高	現金売上 150 手形売上 100	
割引手形 残高 100	当期割引額 140 当期期日落額 110	割引手形 残高 130	当期割引額 100 当期期日落額 160	割引手形 残高 70	

第1法は、標準様式で定められた原則的な方法であり、そこでは売上高のうち現金預金での回収分のみが営業収入として取り扱われ、手形割引額は資金調達活動による収入とされる。一般に企業は、資金繰りに余裕があれば受取手形を割引くことなく取り立てに回して期日を待って売上代金を回収するのに対し、資金繰りが窮屈なために短期的な運転資本を確保する必要がある場合には、手

表3 資金収支表での割引手形の取扱方法

方法	表示区分	第t年度	第t+1年度
第1法	営業収入(現金売上)	60	150
	資金調達収入(手形割引額)	140	100
第2法	営業収入(現金売上・手形割引)	200	250
	資金調達収入	—	—
第3法	営業収入(現金売上)	60	150
	〃 〃 (割手期日落額)	110	160
	資金調達収入(手形割引額)	140	100
	資金調達支出(割手期日落額)	110	160

形割引を重要な手段として利用することを考えれば、手形割引額を資金調達収入として取り扱うことが妥当であると判断される。

これに対し第2法は、割引の対象とされた手形の発生原因が売上取引であることを考慮して、手形割引収入を現金売上高と合算のうえ、営業収入の区分に計上する方法である。この取扱方法は、従来の資金繰表で手形割引収入を営業収入に含めて計上するのが圧倒的に優勢な慣行であったことを引き継いだものである。また手形割引の割合が大きな企業では、これを資金調達収入として取り扱うと、営業収入が激減して事業収支尻がマイナスになるおそれが強いため、第1法が敬遠されて第2法が採用されているとも考えられる。たとえば「旬刊経理情報」(489号、1987年6月20日、25頁)には、この見解を表明する経理担当者のインタビュー記事が見られる。いずれにせよ第2法は標準様式から乖離しているから、標準様式を採用する企業との間で比較可能性を保つためには、前述の取扱通達に従い、営業収入に含められた手形割引額が注記されなければならない。

第3法は、売上高のうち現金預金による回収分のみを当期の営業収入とし、手形売上については当該手形の期日が到来して換金が行われた時点で営業収入に含める方法である。したがって手形割引額は、手形を担保として短期的な資

金借入れが行われたものとして、第1法と同様に割引時点でいったん資金調達収入に計上するとともに、当該手形の期日落時点で営業収入に計上し、同時にこの収入をもって借入資金の返済が行われたと考えて、同額を資金調達活動に伴う支出の区分に計上することになる。表3の数値例から明らかなおと、第3法で作成された資金収支表は、営業収入に含められた割引手形期日落額と、資金調達関連の支出として区分表示された同金額を相殺すれば、第1法と同じ結果になる。したがって第3法を採用した場合には、標準様式との比較を促進するため、割引手形について上述の方法を採用した旨を注記する必要がある。

なお、事例は少数であるが、第3法の変型として、当期の手形割引額と割引手形期日落額を相殺して残った純額だけを、資金調達収支の区分に計上している企業もある。この場合には第1法を採用した企業の資金収支表と比較可能にするためには、営業収入のうち割引手形期日落額の注記が行われなければならない。

これら3通りのありうべき取扱方法のうち、現実に採用されている方法の分布状況はどうなっているのだろうか。表4は、東証第1部上場企業のうち、日本の代表的産業たる電気機器製造業に属する企業について調査した結果である。表には、資金収支表が強制された1988年から、有価証券報告書総覧が入手できる最新年度たる1990年までの各年ごとに、決算日変更企業を除く残りの各社における割引手形の取扱方法の分布が示されている。

表から、企業会計審議会が提案する標準様式（第1法）を採用する企業はむしろ少数であり、圧倒的に多くの企業は、第2法を採用していることがわかる。また第3法を採用する企業も、少数ではあるが存在している。なお前述のとおり、第2法と第3法を採用する企業は、それぞれ当期の手形割引額と割引手形の期日落額の注記を要するが、この注記が不十分なため標準様式への組替えができない企業も、毎年10社程度あることを指摘しておきたい。

これら割引手形の取扱の多様性については、次の2通りの考え方がありうる。

表4 割引手形の処理方法の分布

	1988	1989	1990	延べ
暦年初め上場企業数	104	106	113	323
決算月変更企業	▲12	▲7	▲14	▲33
差引	92	99	99	290(100%)
割引手形のない企業	41	50	48	139 (48%)
第1法 [資金調達収入]	7	10	12	29 (10%)
第2法 [割引分を営業収入]	33	29	30	92 (32%)
(うち注記不十分)	(2)	(3)	(3)	
第3法 [期日落分を営業収入]	11	10	9	30 (10%)
(うち注記不十分)	(8)	(8)	(7)	

1つは、割引手形収入を営業収入と資金調達収入のいずれに計上するのが適切であるかは企業の実態ごとに異なり、各企業は自社の実態に最もよく合致すると考える方法をすでに採用しているはずであるから、現状通りの多様性と表示区分を是認して、資金収支情報を利用すべきであるとする見解である。いま1つは、割引手形が企業の短期的な運転資本の代表的調達手段である点に着目し、また資金収支表の企業間比較を促進するためにも、企業会計審議会が提案する標準様式が統一的に採用されるか、少なくとも標準様式への組替えを可能にするに足る十分な注記が行われるべきであるとする見解である。

そこで本研究では、前節までに指摘した4通りの情報項目、すなわち営業活動収支と現金主義利益（それぞれ日本型とアメリカ型がある）の各々に関し、割引手形について各企業が任意採用する現状どおりの表示区分に従った場合の金額と、標準様式へ組替えた場合の金額を算定し、いずれが株価形成とよりいっそう密接に関連する情報項目を生じるかを分析する。

この結果、本研究で分析対象とされる資金情報項目は、[(営業活動収支と現金主義利益の2通り) × (日本型かアメリカ型かの2通り) × (割引手形の組替前か組替後かの2通り)] = 8通り]になる。

5 これまでに行われた実証研究

現行の会計利益は、現金収支を基礎としつつ、これに発生原則や実現原則など、一連の発生主義調整手続を加味して導出される。したがって研究者の関心は、現金収支に基づくキャッシュ・フロー情報と、それに加工を施した発生主義利益情報との間で、株価変動に対する関連性の強弱を比較し、発生主義調整手続の有効性を実証的に明らかにすることに向けられてきた。表5は、そのような意図のもとにアメリカで行われた一連の実証研究を要約したものである。

表5 資金情報に関する実証研究

文 献	サンプルとデータ	調査された資金情報項目
Ball & Brown [1968]	261社の1957-65年に 係る財務諸表	営業利益で近似したキャッシュ・フロー
Beaver & Dukes [1972]	123社の1963-67年に 係る財務諸表	発生主義利益+減価償却費
Beaver et al. [1982]	303社の1977, 78年に 係る財務諸表	発生主義利益+減価償却費
Beaver & Landsman [1983]	1979-81年に係る延べ 1013社の財務諸表	発生主義利益+減価償却費
Rayburn [1986]	175社の1963-82年に 係る財務諸表	①営業からのキャッシュ・フロー、②発生主義調整項目 (減価償却費・繰延税金・運転資本構成項目)
Wilson [1986]	1981, 82年に係る延べ 322社の財政状態変動表	①営業からのキャッシュ・フロー、②営業からの運転資 本、③発生主義調整項目 (流動性・固定性)
Wilson [1987]	1981, 82年に係る延べ 322社の財政状態変動表	①営業からのキャッシュ・フロー、 ②営業からの運転資本
Bowen et al. [1987]	98社の1972-81年に 係る財政状態変動表	①営業からのキャッシュ・フロー、②営業からの運転資 本、③現金主義利益
Bernard & Stober [1989]	1977-1984年に係る延べ 2401社の四半期財務諸表	①営業からのキャッシュ・フロー、 ②営業からの運転資本
Livnat & Zarowin [1990]	1974-1986年に係る延べ 4805社の財政状態変動表	営業・投資・資金調達各活動からのキャッシュ・フロ ーとその構成内訳項目

資金情報に関する研究はまず、発生主義利益情報と株価変化の間に見られる関係が、資金情報についても観察されるか否かの調査から始まった。Ball and Brown[1968]および Beaver and Dukes[1972]は、発生主義利益で測定した企業業績の変化の符号と、株価変化の符号が平均的に一致するという関係が、資金情報と株価変化の間にも存在していることを明らかにしたが、その関係は発生主義利益の場合ほど強力でないことを見出した。また Beaver et al.[1982] および Beaver and Landsman[1983] は、株価変化を従属変数とし、発生主義利益を独立変数としてクロスセクション回帰を行った場合に、発生主義利益が株価変化を説明する有意な変数であることが確認されている点に着目し、第2の独立変数として資金情報を追加したが、株価変化を説明する能力は改善されなかった。

このように初期の調査では、発生主義利益の場合に比べて資金情報は株価変化との関連性が弱く、発生主義利益を所与とすれば資金情報は追加的な情報提供能力を有しないことを意味する証拠が提示された。その一因は発生主義利益に減価償却費を加え戻して資金情報項目と見なす等、粗雑なデータが用いられたことにあったと思われる。

しかし最近に実施された研究は、財政状態変動表を利用する等により、資金情報項目の測定方法を改善するとともに、各種の項目を調査対象範囲に含めるようになった。いま資金情報項目との関係を明らかにするため、発生主義利益をその構成要素に分解すれば次のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{発生主義利益} &= \text{営業キャッシュ・フロー} \pm \text{発生主義調整項目} \\ &= \text{営業キャッシュ・フロー} \pm \text{流動性の発生主義調整項目} \\ &\quad \pm \text{固定性の調整項目} \\ &= \text{営業からの運転資本増減} \pm \text{固定性の発生主義調整項目} \end{aligned}$$

上の関係式では、営業活動に伴う収支たる営業キャッシュ・フローと、発生主義利益との差額を発生主義調整項目として定義し、調整項目はさらに流動性の

ものと固定性のものに区分されている。流動性の調整項目は、掛・手形・棚卸資産・経過勘定など流動性の資産・負債の期中増減であり、固定性項目の代表は減価償却費である。また営業キャッシュ・フローに流動性の調整項目だけを加味すれば、運転資本の期中増減額が算定される。さらに営業キャッシュ・フローに対し、資本的支出などの投融資活動に伴う収支を加えたものが現金主義利益である。

これらの資金情報と株価変化の関連性を調査した最近の研究は、情報公表日の前後数日間を調査対象とする短期的な分析と、情報公表の1年前からの期間を調査対象とする長期的な分析に大別される。

短期分析の代表は Wilson[1986,1987]である。彼は発生主義利益が新聞の決算発表欄で速報されるのに対し、資金情報は少し遅れて株主宛年次報告書やSEC提出の10K報告書で初めて入手可能になる点に着目し、資金情報が入手可能になる日を中心とする9日間の株価変化（厳密には残差リターン）を、資金情報項目（厳密には期待外の部分の大きさ）に対してクロスセクション回帰し、特に営業キャッシュ・フローと流動性の発生主義調整項目が、株価変化との間で強力な関連性を有することを支持する証拠を提示した。しかし調査対象年度が2年に限定されて一般性を欠いていたため、Bernard and Stober[1989]が調査対象期間を8年間に拡張して分析を再現したとき、そのような関連性は見出されなかった。したがって現在のところ、短期分析について首尾一貫した証拠は存在しない。

他方、長期分析については、ほぼ一致した結果が得られている。まず Rayburn [1986]は、会計期間と同じ1年間の株価変化から導出した残差リターンを、当該期間の資金情報項目の期待外部分に対してクロスセクション回帰を行い、営業キャッシュ・フローおよび流動・固定双方の発生主義調整項目が、株価変化との間で統計的に有意な関連性を有することを明らかにした。また Bowen et al. [1987]も同様の分析を行い、発生主義会計利益情報を所与としてもなお、営業

キャッシュ・フローと現金主義利益が株価変化を説明する追加的な能力を有すること示す証拠を提示した。さらに Livnat and Zarowin[1990]でも、発生主義利益がクロスセクション回帰において株価変化の8%程度しか説明しないのに対し、発生主義利益を営業・投融資・資金調達の各活動に伴うキャッシュ・フローおよび発生主義調整項目に分割し、それぞれを独立変数として重回帰を行った場合に、全体で株価変化の25%程度が説明され、これらの資金情報項目の有用性が裏づけられている。

ニューヨーク上場企業に関するこれらの長期分析の成果を踏まえて、本研究は東京市場に関して同様の分析を行う。アメリカの実証研究がいずれも資金情報項目を財政状態変動表等の財務諸表から間接的に導出しているのに対し、本研究では資金収支表から直接的に入手するため、よりいっそう厳密な会計データを用いた分析が行われることになる。

本稿の以下の部分で分析される論点は次のとおりである。

- ①資金情報は、発生主義利益情報と同様に、株価変化と密接な関連性を有するか。
- ②発生主義利益を所与としてもなお、資金情報は株価変化を説明する追加的な能力を有するか。
- ③資金収支表で明示される事業収支尻（現金主義利益に近似）に加えて、営業活動の収支尻を独立項目として明示する価値があるか。
- ④決算支出等として別記される配当金・法人税等・役員賞与を、それぞれの性質に応じて営業収支その他へ帰属させても、一連の資金情報項目と株価変化との関連性が害されないか。
- ⑤割引手形の処理について企業間差異が存在する現状通りの資金情報項目と、それを標準様式に組替えて算出した資金情報項目とでは、いずれが株価変化に対して、よりいっそう強力な関連性を有するか。

6 リサーチ・デザイン

(1) サンプル

本研究のサンプルは、次の要件を満たす延べ217個の企業と年度である。

- ①東証第1部市場に上場されている電気機器製造企業の、1988年1月1日から1990年4月30日の間に終了する事業年度であること。
- ②当該事業年度とその前の事業年度が、いずれも1年であること。
- ③割引手形の取扱について第2法または第3法を採用している場合、標準様式への組替えを可能にするための十分な注記情報が提供されていること。

要件①でサンプル抽出の開始時点を1988年1月としたのは、この時点以降に終了する事業年度から新様式の資金収支表の採用が強制されたことによる。また本研究では有価証券報告書の提出月の5か月後までの株価動向を調査するのに対し、現時点で入手可能な投資収益率データは1990年12月分までであるため、サンプル抽出の最終決算月は1990年4月とされている。また要件②は、近年において決算月を3月に変更する企業が散見されるところ、本研究では、会計情報項目の当期実績値のうち期待外の新情報として株価変化と関連づけられるべき部分を、前年度の実績値との比較により導出するためである。さらに要件③は、割引手形の処理について企業間差異を是認する現状と、標準様式へ統一した場合の結果を比較する目的で課されたものである。これらの要件を適用した

表6 サンプルの抽出

	1988年	1989年	1990年	延べ
暦年初めの上場企業数	104	106	113	323
決算日が1990年5月以降の企業	—	—	▲11	▲11
当期が12か月に満たない企業	▲12	▲7	▲14	▲33
前期が12か月に満たない企業	▲15	▲15	▲1	▲31
割引手形の注記が不十分な企業	▲10	▲11	▲10	▲31
(差引) 本研究のサンプル	67	73	77	217

サンプル抽出プロセスが表6に示されている。

(2) 利益情報と資金情報—独立変数

本研究で株価動向との関連性が調査される会計情報は、発生主義利益情報と資金情報である。利益情報としては損益計算書の経常利益を用いる。資金情報は前述の8通りのものを算出し、実証結果を比較することになるが、表1の標準様式に付された記号を用いて、これら8項目の資金情報の計算式を示せば次のとおりである。

割引手形組替前

日本型営業収支	$y_1 = A - D$
日本型事業収支	$y_2 = H$
アメリカ型営業収支	$y_3 = A - D - \text{法人税等} - \text{その他の決算支出}$
アメリカ型現金主義利益	$y_4 = H + \text{配当金}$

割引手形組替後

日本型営業収支	$y_5 = y_1 - \text{営業収入に含められた割引手形収入}$
日本型事業収支	$y_6 = y_2 - \text{営業収入に含められた割引手形収入}$
アメリカ型営業収支	$y_7 = y_3 - \text{営業収入に含められた割引手形収入}$
アメリカ型現金主義利益	$y_8 = y_4 - \text{営業収入に含められた割引手形収入}$

一般に企業の経営成績を判断する尺度として最も広く用いられるのは、総資産経常利益率(=経常利益額÷総資産額)である。したがって本研究でも、利益情報についてこの指標を用いるとともに、資金情報にも同じ方式を採用し、[資金収支額÷総資産額]として上記8個の資金情報を尺度づける。総資産額は、期首と期末の残高の平均値を用いることとする。

これらの重要な情報は、その実績値が入手可能になる以前から何らかの手段で予測され、その予想が株価形成に反映されているであろう。したがって投資

者にとって新情報として意味をもつ部分、すなわち株価変動との関連性が調査されるべき部分は、これらの情報項目の実績値のうち、事前に予想されていなかった期待外の部分だけである。そこで本研究では[当期期待値＝前期実績値]という期待形成モデルを用い、総資産経常利益率情報および8個の資金情報項目のそれぞれについて、期待外の部分を[当期実績値－前期実績値]として算定する。以下では、このようにして導出された利益率情報を X と表記し、8個の資金情報を Y_1, Y_2, \dots, Y_8 と表記して、株価変動との関連性を調査する。

(3) 株価動向－従属変数

株価動向の調査対象期間は、日本経済新聞において決算発表データが速報される日が属する月の11か月前から6か月後までの18か月間とする。発生主義利益が入手可能になるのは、この決算発表データによってである。他方、資金収支表が含まれるべき有価証券報告書は決算月から3か月以内に公表されなければならない、通常は決算発表の翌月に相当するから、株価動向がこれらの情報と関連性を有するとすれば、上記の18か月の期間でそれを把握できるであろう。株価動向を示すデータとしては、日本証券経済研究所が計測する月次投資収益率データを用いる。

さて株価に反映される情報を、一般経済情報と個別企業情報に大別した場合、本研究で調査対象とする利益情報や資金情報は個別企業情報であるから、株価変動のうち一般経済情報の影響部分は、いわばノイズとして除去する必要がある。この目的のために広く用いられるのは、市場モデルに基づく残差分析の手法である。しかし東証第1部市場では、最近、市場モデルの当てはまりが著しく低下しており、本研究のサンプルに関しても、上記の調査対象期間の直前の60か月のデータに市場モデルを当てはめたところ、ベータ値が5%水準でゼロと有意に相違したのは、217個のサンプルの中のわずか36個にすぎなかった。そ

ここで本研究では市場モデルに代えて市場リターン控除法を用いることとする。

すなわち月次 t における一般経済情報の影響は、東証第 1 部上場の全銘柄の株価変動を加重平均して算定された市場全体 (m) の投資収益率 R_{mt} に反映されていると考え、各企業 (i) の月次 t の投資収益率 R_{it} から、同月の市場全体の投資収益率を控除した残差 Z_{it} をもって、その銘柄が個別企業情報を反映した部分であると解釈するのである。

$$Z_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

統計的観点からみて、市場リターン控除法が市場モデルに基づく残差分析と同程度に良好な手法であることが、Brown and Warner[1980]ほかのシミュレーション調査で明らかにされている。したがって以下では、市場リターン控除法で導出された月次の残差リターンにより、サンプル企業が個別企業情報を織り込んだ部分を把握する。

7 資金情報と株価動向

発生主義利益が当該企業の株価動向と密接な関連性を有することは、すでに多くの実証研究で明らかにされている。すなわち発生主義利益によって測定された企業業績が、市場の期待を上回る場合には、株価も平均的に上昇し、逆に利益業績が市場の期待を下回る企業の株価は、平均的に低下するという関係の存在が確認されている。このことから、発生主義会計利益は株価動向を予測するための有効な指標として位置づけられるのである。

資金情報についても同様の関係が存在するであろうか。この問題の分析のために、サンプル企業の株価動向を次のように集計する。まず最初に、前述の 8 通りの資金情報項目のそれぞれについて、それを総資産額で割算した当期の実績値が、前期の実績値より改善したか悪化したかにより、サンプルを 2 組に分類する。前期より改善した場合、その情報は好材料 (good news) であるから、

株価動向が資金情報とも関連性を有する限り、これらの企業の株価は平均的に上昇しているはずである。また逆に、当期実績値が前期より悪化した場合は、資金収支状況が逼迫してきたことを意味するから、悪材料 (bad news) として、株価の低下が観察されるであろう。

そこで次に、資金情報を利用して形成した好材料グループと悪材料グループのそれぞれについて、上述の残差リターン Z_{it} を次式のように、情報が公表される前後の各月ごとに平均したうえで、それを順に累計して累積平均残差 (CAR : Cumulative Average Residual) を導出し、これによって株価動向を観察する。

$$CAR_T = \sum_{t=-11}^T \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_{it} \right) \quad T = -11, -10, \dots, +6$$

N は当該グループ中のサンプル数

各グループについて計算した CAR は、表 7 のとおりである。表の (1) ~ (4) 欄は、日本型の営業収支情報 (Y_1) および事業収支情報 (Y_2) を用いてサンプルを分類した場合の CAR の動向を示している。また表の (5) (6) 欄には、資金情報と比較する目的で、発生主義会計の利益情報たる経常利益 (X) を用いた場合の結果もあわせて掲載されている。さらに (7) 欄は、本研究の全サンプル 217 個を平均した結果であり、これは好材料・悪材料のグループ別の株価動向を解釈する場合の基準となるデータとなる。したがって表 7 の下半分では、各グループの株価動向を全サンプル平均と比較する目的で (1) ~ (6) 欄の数値から (7) 欄の数値を控除した結果が、それぞれ (8) ~ (13) 欄に列挙されている。また図 1 は、これらのデータを折線グラフで図示したものであり、会計情報を利用して形成した株式グループ別の株価動向を表している。なお残りの資金情報項目 $Y_3 \sim Y_8$ を利用してグループ形成を行った場合の結果が、Appendix に記載されているが、その結果は Y_1 および Y_2 の場合と同様である。

これらの図表から次の事実が明らかである。第 1 に、営業収支と事業収支の双方について、好材料 (悪材料) として識別されたグループの CAR がプラス (マイナス) の方向へ累積しており、資金収支情報と株価変化の間に、明確な符号

表7 資金情報と株価動向

サンプル数 月次	営業収支情報(Y ₁)		事業収支情報(Y ₂)		経常利益情報(X)		全サンプル
	好材料	悪材料	好材料	悪材料	好材料	悪材料	平均値
	97 (1)	120 (2)	91 (3)	126 (4)	134 (5)	83 (6)	217 (7)
-11	0.073	0.069	0.085	0.061	0.077	0.061	0.071
-10	0.075	0.074	0.099	0.056	0.083	0.060	0.074
-9	0.065	0.069	0.086	0.053	0.069	0.064	0.067
-8	0.100	0.084	0.122	0.069	0.093	0.088	0.091
-7	0.078	0.044	0.108	0.024	0.062	0.055	0.059
-6	0.073	0.042	0.107	0.019	0.075	0.025	0.056
-5	0.102	0.067	0.147	0.037	0.112	0.036	0.083
-4	0.165	0.100	0.203	0.076	0.149	0.096	0.129
-3	0.185	0.099	0.216	0.080	0.158	0.104	0.137
-2	0.230	0.125	0.256	0.111	0.187	0.147	0.172
-1	0.239	0.142	0.267	0.126	0.204	0.154	0.185
0	0.242	0.153	0.268	0.139	0.214	0.159	0.193
1	0.302	0.197	0.309	0.197	0.256	0.224	0.244
2	0.310	0.198	0.318	0.197	0.251	0.243	0.248
3	0.290	0.182	0.301	0.180	0.237	0.221	0.230
4	0.270	0.174	0.277	0.174	0.229	0.198	0.217
5	0.264	0.170	0.263	0.175	0.219	0.200	0.212
6	0.231	0.148	0.252	0.136	0.203	0.155	0.185

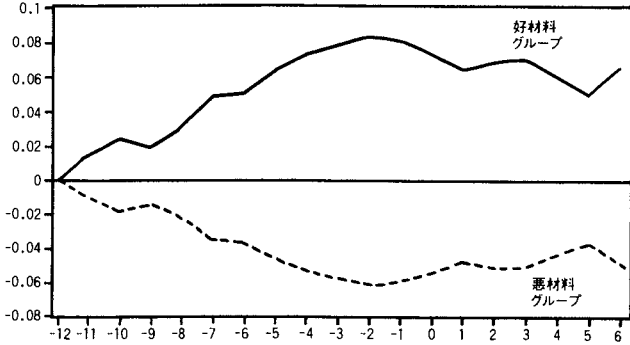
全サンプル平均控除後

月次	(8) =	(9) =	(10) =	(11) =	(12) =	(13) =
	(1)-(7)	(2)-(7)	(3)-(7)	(4)-(7)	(5)-(7)	(6)-(7)
-11	0.002	-0.002	0.014	-0.010	0.006	-0.010
-10	0.001	0.000	0.025	-0.018	0.009	-0.014
-9	-0.002	0.002	0.019	-0.014	0.002	-0.003
-8	0.009	-0.007	0.031	-0.022	0.002	-0.004
-7	0.019	-0.015	0.049	-0.035	0.003	-0.004
-6	0.017	-0.014	0.051	-0.037	0.019	-0.031
-5	0.019	-0.016	0.064	-0.046	0.029	-0.047
-4	0.036	-0.029	0.074	-0.053	0.020	-0.033
-3	0.048	-0.038	0.079	-0.057	0.021	-0.033
-2	0.058	-0.047	0.084	-0.061	0.015	-0.025
-1	0.054	-0.043	0.082	-0.059	0.019	-0.031
0	0.049	-0.040	0.075	-0.054	0.021	-0.034
1	0.058	-0.047	0.065	-0.047	0.012	-0.020
2	0.062	-0.050	0.070	-0.051	0.003	-0.005
3	0.060	-0.048	0.071	-0.050	0.007	-0.009
4	0.053	-0.043	0.060	-0.043	0.012	-0.019
5	0.052	-0.042	0.051	-0.037	0.007	-0.012
6	0.046	-0.037	0.067	-0.049	0.018	-0.030

① 営業収支情報 (Y_1) でグループを形成した場合



② 事業収支情報 (Y_2) でグループを形成した場合



③ 経常利益情報 (X) でグループを形成した場合

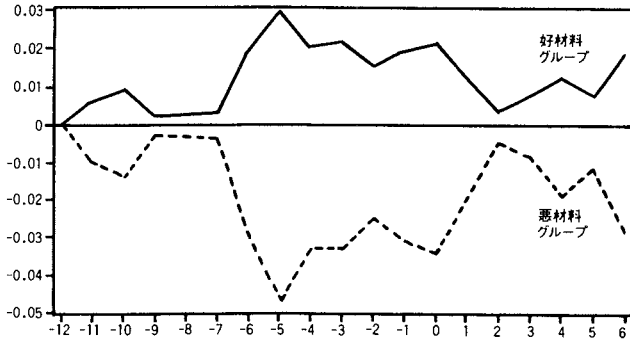


図1 資金情報・利益情報と株価動向

の対応関係が観察される。この点に関し、資金情報に関する結果は経常利益情報の場合の結果と首尾一貫する。したがって資金情報は、発生主義利益と同様に、株価変化との間で密接な関連性を有するものと結論づけることができる。

次にこれらの情報が株価に反映されるタイミングを検討する。図1の横軸は、決算発表が行われる月をゼロとした場合の月次を示している。大部分の企業にとっては、月次0が発生主義利益数字の公表月であり、月次+1が資金収支表を含む有価証券報告書の提出月である。したがって図示されたCARの動向は、資金情報の大部分が、その実際の公表時点よりも前に予測されて、株価に織り込まれていることを意味している。この点についても資金情報に関する結果は利益情報の場合と同じであり、効率的市場仮説とも合致している。

しかし資金情報を利用して形成されたグループのCARが比較的なめらかに推移しているのに対し、経常利益情報については、月次-5の時点で大きなピークが観察される。これは資金収支表が有価証券報告書において年1回だけ公表されるのに対し、損益計算書は本決算と中間決算の年2回ずつ公表されるという、制度的な差異を反映したものであるかもしれない。

ある情報項目と株価変化の間に密接な対応関係が存在するとき、その項目は「情報内容 (information content)」を有すると表現される。この節で提示した結果は、資金収支表から得られる営業収支および事業収支（現金主義利益に近似）の項目の両方が「情報内容」を有することを証拠づけるものである。したがってわが国の資金収支表でも、事業収支戻だけでなく営業収支戻もまた独立項目として明示する価値があると思われる。

8 資金収支表の増分情報内容

前節での分析により、発生主義利益と資金収支の情報項目が、それぞれ「情報内容」を有することが明らかにされた。そこで次にこれらの2種類の情報の

相互関係の分析に移る。いま株価変化との間でそれぞれ関連性を有する2種類の情報項目があり、一方の情報項目を所与としても、他方が株価変化を追加的に説明する能力をもつとき、その項目は「増分情報内容 (incremental information content)」を有すると表現される。この観点からみて、発生主義利益と資金収支の情報項目は、どのような関係にあるか。一方が他方に包摂される関係にあるか、それともそれぞれが相互に増分情報内容を有するものとして、別個の独立した情報項目であるか。

この問題は一般に、情報項目を用いて株価変化が説明できるか否かを調査するため、株価変化を従属変数とし、情報項目を独立変数とするクロスセクション回帰の手法を用いて分析されている。本研究でもこの手法を利用する。株価変化を表す従属変数には、サンプル別に月次-11から月次+1までの残差リターンを累計した累積残差 Z_1 (Cumulative Residual) を用いる。通常、利益数字は月次0に公表されるが、資金収支表の公表は月次+1であるため、月次+1までの残差リターンを累計することにより、利益情報と資金情報の両方を株価変化と関連づけることが可能になるのである。なお本研究では、発見事項の頑強性をも明らかにするため、発生主義利益の発表月たる月次0までの残差リターンを累計した累積残差 Z_0 を従属変数とした場合も合わせて分析する。

次に独立変数は、発生主義利益の情報項目 (X) および8通りの資金情報項目 ($Y_1 \sim Y_8$) である。クロスセクション回帰に際しては、これらの情報項目のそれぞれが累積残差と関係づけられる (単回帰の場合) だけでなく、資金情報項目のうちのいずれか1つと発生主義利益の情報項目が同時に累積残差と関連づけられ (重回帰の場合)、分析結果が相互に比較される。

表8は、このようにして行われた各種のクロスセクション回帰分析の結果である。前述のとおり、資金情報と利益情報は公表時点が異なるので、2通りの回帰分析を実施し、表の上半分 (パネルA) には資金情報を含む有価証券報告書の提出月 ($t=1$) までの累積残差を従属変数とした場合の結果を示し、下半

表8 クロスセクション回帰分析の結果(カッコ内はt値)

(A) 有価証券報告書の提出月 (t = 1) までの累計残差						
割引手形組替前			割引手形組替後			
	利益情報	資金情報	決定係数	利益情報	資金情報	決定係数
①	$Z_1 = 0.2280 + 3.5005X$ (11.50) (3.807)		0.059			
②	$Z_1 = 0.2479$ (12.51)	$+0.5769Y_1$ (2.375)	0.021	$Z_1 = 0.2314$ (11.72)	$+0.6970Y_5$ (3.629)	0.053
③	$Z_1 = 0.2534$ (13.10)	$+0.9032Y_2$ (4.256)	0.073	$Z_1 = 0.2340$ (12.14)	$+0.6807Y_6$ (4.465)	0.081
④	$Z_1 = 0.2496$ (12.60)	$+0.6513Y_3$ (2.650)	0.027	$Z_1 = 0.2322$ (11.83)	$+0.7235Y_7$ (3.802)	0.059
⑤	$Z_1 = 0.2536$ (13.10)	$+0.8981Y_4$ (4.244)	0.073	$Z_1 = 0.2343$ (12.16)	$+0.6811Y_8$ (4.465)	0.081
⑥	$Z_1 = 0.2319 + 3.1028X + 0.3083Y_1$ (11.56) (3.184) (1.221)		0.061	$Z_1 = 0.2218 + 2.7544X + 0.5283Y_5$ (11.27) (2.904) (2.674)		0.085
⑦	$Z_1 = 0.2399 + 2.5058X + 0.7144Y_2$ (12.15) (2.634) (3.229)		0.098	$Z_1 = 0.2236 + 2.6387X + 0.5680Y_6$ (11.57) (2.854) (3.663)		0.110
⑧	$Z_1 = 0.2336 + 3.0165X + 0.3976Y_3$ (2.066) (3.119) (1.563)		0.065	$Z_1 = 0.2222 + 2.7420X + 0.5662Y_7$ (11.34) (2.915) (2.908)		0.090
⑨	$Z_1 = 0.2402 + 2.5062X + 0.7090Y_4$ (12.14) (2.633) (3.212)		0.098	$Z_1 = 0.2238 + 2.6342X + 0.5679Y_8$ (11.59) (2.848) (3.658)		0.110
(B) 決算発表月 (t = 0) までの累積残差						
割引手形組替前			割引手形組替後			
	利益情報	資金情報	決定係数	利益情報	資金情報	決定係数
①	$Z_0 = 0.1764 + 3.6256X$ (9.471) (4.198)		0.071			
②	$Z_0 = 0.1962$ (10.43)	$+0.4788Y_1$ (2.078)	0.015	$Z_0 = 0.1798$ (9.691)	$+0.7268Y_5$ (4.028)	0.066
③	$Z_0 = 0.2027$ (11.19)	$+0.9470Y_2$ (4.764)	0.091	$Z_0 = 0.1817$ (10.16)	$+0.7640Y_6$ (5.403)	0.115
④	$Z_0 = 0.1977$ (10.52)	$+0.5525Y_3$ (2.370)	0.021	$Z_0 = 0.1806$ (9.803)	$+0.7543Y_7$ (4.222)	0.072
⑤	$Z_0 = 0.2031$ (11.20)	$+0.9404Y_4$ (4.744)	0.091	$Z_0 = 0.1821$ (10.18)	$+0.7640Y_8$ (5.398)	0.115
⑥	$Z_0 = 0.1787 + 3.3861X + 0.1857Y_1$ (9.466) (3.692) (0.781)		0.070	$Z_0 = 0.1699 + 2.8454X + 0.5525Y_5$ (9.223) (3.206) (2.989)		0.105
⑦	$Z_0 = 0.1889 + 2.5776X + 0.7528Y_2$ (10.25) (2.903) (3.645)		0.122	$Z_0 = 0.1713 + 2.6373X + 0.6514Y_6$ (9.588) (3.085) (4.543)		0.149
⑧	$Z_0 = 0.1803 + 3.2900X + 0.2757Y_3$ (9.531) (3.612) (1.151)		0.073	$Z_0 = 0.1703 + 2.8329X + 0.5918Y_7$ (9.296) (3.221) (3.251)		0.111
⑨	$Z_0 = 0.1892 + 2.5797X + 0.7459Y_4$ (10.25) (2.903) (3.619)		0.121	$Z_0 = 0.1716 + 2.6329X + 0.6508Y_8$ (9.606) (3.078) (4.532)		0.149
独立変数間の相関係数						
$\rho(X, Y_1) = 0.334$	$\rho(X, Y_2) = 0.324$	$\rho(X, Y_3) = 0.320$	$\rho(X, Y_4) = 0.325$			
$\rho(X, Y_5) = 0.294$	$\rho(X, Y_6) = 0.254$	$\rho(X, Y_7) = 0.277$	$\rho(X, Y_8) = 0.256$			

分（パネル B）では、利益発表月（ $t=0$ ）までの累積残差を従属変数とした場合の結果を掲載している。また表の左半分は、割引手形の取扱を標準様式に組替える前の数値から導出した資金情報項目（ $Y_1 \sim Y_4$ ）を独立変数とした回帰分析の結果であり、右半分は割引手形の組替後（ $Y_5 \sim Y_8$ ）の結果である。推定された回帰式①が、利益情報（ X ）だけで株価変化（ Z ）を説明しようとし、回帰式②～⑤が資金情報（ $Y_1 \sim Y_8$ ）だけで株価変化の説明を試みるのに対し、回帰式⑥～⑨は利益情報と資金情報の両方で株価変化を説明しようとしている。

上記の第5節では、本稿で取り扱う論点として、次の5つの問題が指摘された。すなわち（1）資金情報と株価変化の関連性、（2）資金情報項目の増分情報内容、（3）営業収支戻の区分表示、（4）決算支出等の表示区分、および（5）割引手形の取扱がそれである。これらの各論点については、表8の実証結果から次の結論を導出することができる。

第1に、回帰式②～⑤から明らかなように、8個の資金情報項目（ $Y_1 \sim Y_8$ ）の係数がすべて統計的に有意なプラスの値をとっており、したがって資金収支状況が良好であればあるほど、株価の上昇率も大きいという関係の存在が肯定される。前節では、資金収支状況の変化方向と株価の変化方向が平均的に一致するという、符号の対応関係が認められたが、この節の証拠は、資金情報が符号だけでなく大きさについてもまた株価変化と関連することを示している。これにより資金情報と株価変化の関連性の証拠はよりいっそう強化され、資金情報項目が明らかに「情報内容」を有するものと結論づけることができよう。なお回帰式①は、利益情報が株価変化と関連性を有するという従来からの発見事項と首尾一貫した結果を示している。

第2は、利益情報項目を所与とした場合の資金情報項目の「増分情報内容」の有無に関する検討である。このためには利益情報だけを独立変数とする回帰式①と、利益情報・資金情報の両方を含む回帰式⑥～⑨を比較すればよい。表8の結果は、⑥式と⑧式で資金情報項目 Y_1 と Y_3 の係数の t 値が有意水準（片側

検定で1%の場合、 $t=2.326$)に達していないことを除き、資金情報項目の係数がすべて有意にプラスであることを示している。しかも有意でない Y_1 と Y_3 は割引手形組替前の情報項目であり、それぞれを割引手形組替後の Y_5 と Y_7 に置き換えれば、すべての資金情報項目の係数が1%水準で有意になる。このことは資金情報項目が、たとえ利益情報を所与とした場合でも、株価変化を追加的に説明するに足る「増分情報内容」を有することを強力に証拠づけるものである。なお利益情報と資金情報の相関係数は、表8の最下段に示したとおり0.254~0.334の範囲であり、重共線性を懸念しなければならないほど大きくはない。

今度は逆に、資金情報を所与した場合の利益情報項目の増分情報内容の有無を検討する。資金情報だけを独立変数とする回帰式②~⑤に比べ、資金情報と利益情報の双方を独立変数とする回帰式⑥~⑨において、利益情報 X の係数はすべて統計的に有意にプラスであり、かつ決定係数にも改善が見られる。このことから利益情報は、資金情報を所与としてもなお株価変化を追加的に説明できる「増分情報内容」を有するといえる。本稿の冒頭では、発生主義利益が単なる現金収支ではなく、これに発生原則や実現原則に基づく加工を施して導出されることを述べたが、回帰式⑥~⑨の結果は、その加工が有効であったこと、すなわち発生原則や実現原則の適用が情報内容を向上させる方向で有効に機能したことを示すものと解釈できよう。

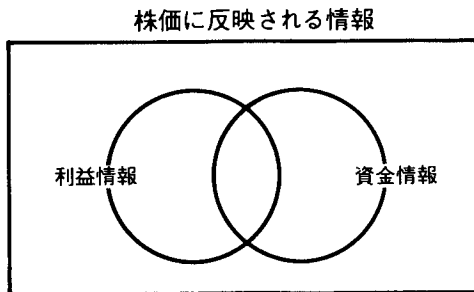


図2 利益情報と資金情報の関係

以上の結果、発生主義利益情報と資金収支情報はそれぞれ、一方を所与としても他方が株価変化を追加的に説明するような「増分情報内容」を相互に具備していると結論づけることができる。図2はこの関係を図示したものであり、Bowen et al.[1987]がニューヨーク市場について導出した結論とも首尾一貫している。したがって利益情報が掲載される損益計算書と、資金情報が掲載される資金収支表の両方を公表するという現行の制度は、明らかに存在意義をもつといえよう。

9 資金収支表の区分表示

次に、資金収支表の区分表示に関連するいくつかの問題の検討に移る。上述の論点の第3は、事業収支戻のほかに営業収支戻を独立項目として明示することの可否である。この検討には営業収支の情報項目 Y_1 または Y_5 を含む回帰式②と⑥を観察すればよい。表8の結果は、これらの回帰式において、営業収支情報の係数もまた有意にプラスであることを明示している。したがって営業収支戻は、独立項目として区分表示するに値する項目であるといえよう。ただし t 値と決定係数が示すとおり、株価変化との関連性は営業収支情報よりも事業収支情報の方が強力であることを指摘しておきたい。

第4の論点は、決算関連の支出項目の取扱である。わが国の資金収支表では、これらを一括して区分表示のうえ事業収支戻の計算に含めているのに対し、アメリカのキャッシュ・フロー計算書では、項目の性質に応じて営業支出と資金調達支出に分類している。表8では、回帰式②③⑥⑦が日本型区分に基づく情報項目を用いた場合の結果であり、アメリカ型区分の場合の結果が回帰式④⑤⑧⑨で示されている。対応する各組（たとえば②対④）を比較すると、決定係数の差はわずかであるが、大部分の組合せにおいて決定係数はむしろアメリカ型の方が大きいことがわかる。したがって資金情報の国際比較や国際的統一化

のため、たとえアメリカ型の様式に組替えたとしても、それによって一連の資金情報項目と株価変化との関連性が害されることはないと考えられる。

最後に、資金情報の企業間比較を妨げるものとして、割引手形の取扱の多様性の問題を検討する。前述のとおり、表8の左半分は、企業間で割引手形の表示区分に差異があることを無視したまま、資金収支表の表示どおりに情報項目を抽出した場合の結果である。他方、右半分は、企業会計審議会の標準様式のとおり、割引手形収入を資金調達収入として取り扱う第1法を原則的処理方法とみなし、第2法および第3法を採用する企業については、第1法への組替えを行った場合の結果である。

決定係数に着目して、表8の左側と右側の比較を行えば、1つの例外もなく右側、すなわち割引手形の組替後の方が決定係数が大きく、したがって株価変化と情報項目との関連性がよりいっそう強力であることがわかる。特に表8で回帰係数が統計的に有意ではない2つの資金情報項目たる⑥式の Y_1 と⑧式の Y_2 も、割引手形の組替えを行えば統計的に有意な結果を生じることが注目される。

このことから、企業間比較に利用できる資金情報を生み出すためには、全企業が標準様式の資金収支表を採用することが望ましく、たとえ不統一を許容する場合でも、少なくとも割引手形の取扱について標準様式への組替えを可能にするのに十分な注記情報が提供されなければならないと判断される。この点に関し、表4が示すとおり、割引手形に係る注記情報が不十分なため資金情報の企業間比較を行えない企業が、現状において約10%も存在していることを強調しておきたい。

10 結 語

本研究の目的は、資金収支表から得られる情報項目と株価変化の関連性、および発生主義会計利益を所与とした場合に資金情報が株価変化との関連におい

て追加的な情報提供を行う能力の有無を明らかにするとともに、資金収支表の区分表示に関連するいくつかの問題を実証的に分析することであった。東証第1部上場の電気機器製造企業に関する1988～1990年のデータを用いた実証分析からの発見事項と、その理論的および制度的な含意は次のとおりである。

(1) 資金収支表から導出される営業収支および事業収支で測定した資金収支状況が、前年度に比べて改善した企業の株価は平均的にみて相対的に上昇し、悪化した企業の株価は相対的に低下している。また資金収支状況の改善(悪化)の程度が大きい企業ほど、株価の上昇(低下)率も大きい。したがってこれらの資金情報は、株価変化と密接な関連性を有することから、「情報内容」をもつといえる。

(2) 利益情報と株価変化の間にも密接な関連性が存在するが、資金情報は利益情報を所与としてもなお、株価変化を追加的に説明するのに十分な「増分情報内容」を有する。逆に利益情報も、資金情報を所与として株価変化を追加的に説明できる「増分情報内容」を有する。利益情報に対する資金情報の増分情報内容の存在は、損益計算書の開示に加えて、資金収支表を開示する現行の制度を正当化する根拠となる。また現金主義利益に近似するものとしての事業収支情報に対して、経常利益情報が増分情報内容を有するという事実は、現行の期間損益計算の中心をなす実現原則と発生原則が、投資意思決定に有用な情報を生み出すために、有効に機能していることを裏づけるものである。

(3) 資金収支表では事業収支が独立項目として明示される一方で、営業収支は導出可能ではあるが独立項目としては明示されていない。しかし上記の(1)(2)の結論は、事業収支情報だけでなく営業収支情報にも等しく妥当するから、営業収支も独立項目として明示するに値する情報項目である。

(4) わが国の資金収支表は、配当金・法人税等の支出項目を収容するために「決算支出等」の区分を設定するが、FASB 基準書第95号に基づくキャッシュ・

フロー計算書ではこの区分はなく、これらの項目は営業収支と資金調達収支の区分に含めて記載される。これらの項目に関し、資金収支表をアメリカ型のキャッシュ・フロー計算書に組替えても、営業収支と事業収支が有する上述の情報内容および増分情報内容が害されることはない。したがって資金収支表は、投資意思決定情報を得るための日米企業の財務比較分析においても、利用可能である。

(5)割引手形の表示区分には企業間で差異があり、企業会計審議会が定めた標準様式に従う企業はむしろ少ない。しかしすべての企業の資金収支表を標準様式に組替えることにより、営業収支と事業収支が有する上述の情報内容および増分情報内容は著しく向上する。したがって割引手形の表示区分についても、標準様式への準拠が強制されるか、少なくとも標準様式への組替えを可能にするに十分な注記情報の開示が厳守されなければならない。

以上の発見事項から明らかのように、証券投資の意思決定に役立つ情報として、資金収支表は損益計算書と並ぶ優れた情報源である。現行制度において、資金収支表は財務諸表外の情報として取り扱われ、財務諸表監査の対象にもされていないが、その有用性からみて、損益計算書と並ぶものとして正規の財務諸表の体系に組み込まれるべきであろう。

Appendix

資金情報と株価動向(表7の追加：全サンプル平均控除後)

情報 サンプル	Y ₃		Y ₄		Y ₅		Y ₆		Y ₇		Y ₈	
	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)
90	0.015	-0.010	0.013	-0.008	0.008	-0.009	0.015	-0.015	0.018	-0.019	0.013	-0.012
-11	0.015	-0.010	0.013	-0.008	0.008	-0.009	0.015	-0.015	0.018	-0.019	0.013	-0.012
-10	0.010	-0.007	0.026	-0.018	0.014	-0.017	0.032	-0.032	0.026	-0.028	0.031	-0.029
-9	0.003	-0.002	0.022	-0.015	0.019	-0.022	0.026	-0.026	0.020	-0.022	0.026	-0.024
-8	0.017	-0.012	0.034	-0.023	0.025	-0.030	0.039	-0.039	0.031	-0.033	0.039	-0.036
-7	0.034	-0.024	0.052	-0.036	0.032	-0.037	0.048	-0.049	0.042	-0.045	0.049	-0.046
-6	0.029	-0.021	0.054	-0.037	0.035	-0.042	0.052	-0.053	0.044	-0.048	0.051	-0.048
-5	0.035	-0.025	0.065	-0.044	0.040	-0.048	0.065	-0.065	0.055	-0.059	0.063	-0.059
-4	0.052	-0.037	0.075	-0.051	0.048	-0.058	0.065	-0.066	0.060	-0.065	0.064	-0.060
-3	0.063	-0.044	0.080	-0.054	0.056	-0.066	0.072	-0.072	0.067	-0.072	0.067	-0.062
-2	0.074	-0.053	0.084	-0.057	0.063	-0.075	0.075	-0.077	0.074	-0.081	0.069	-0.065
-1	0.072	-0.051	0.082	-0.056	0.066	-0.079	0.072	-0.073	0.079	-0.086	0.069	-0.064
0	0.063	-0.045	0.074	-0.050	0.055	-0.065	0.064	-0.065	0.067	-0.073	0.061	-0.057
1	0.061	-0.043	0.065	-0.044	0.062	-0.074	0.061	-0.061	0.066	-0.072	0.058	-0.054
2	0.064	-0.045	0.071	-0.048	0.065	-0.077	0.065	-0.066	0.066	-0.072	0.061	-0.058
3	0.061	-0.043	0.071	-0.048	0.066	-0.078	0.067	-0.067	0.067	-0.072	0.063	-0.059
4	0.059	-0.042	0.059	-0.040	0.061	-0.073	0.062	-0.063	0.067	-0.073	0.056	-0.053
5	0.053	-0.039	0.050	-0.034	0.062	-0.075	0.062	-0.064	0.065	-0.071	0.059	-0.056
6	0.055	-0.039	0.067	-0.046	0.056	-0.067	0.072	-0.073	0.069	-0.076	0.069	-0.065

Y₃ = アメリカ型営業収支

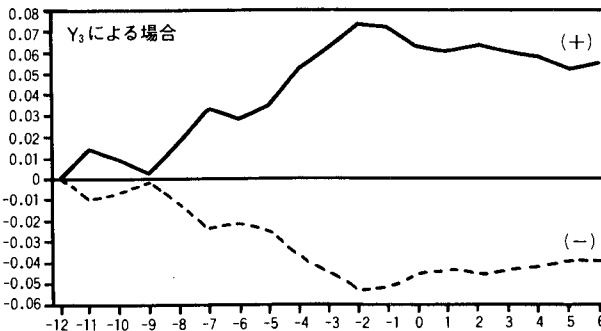
Y₄ = アメリカ型現金主義利益

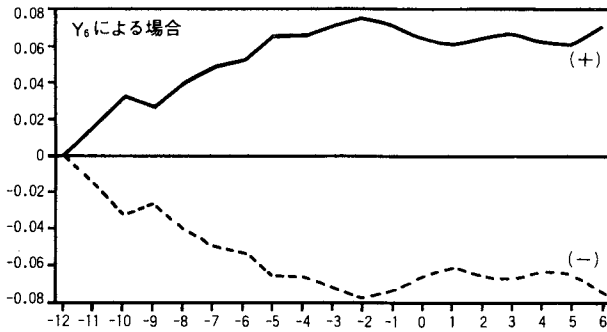
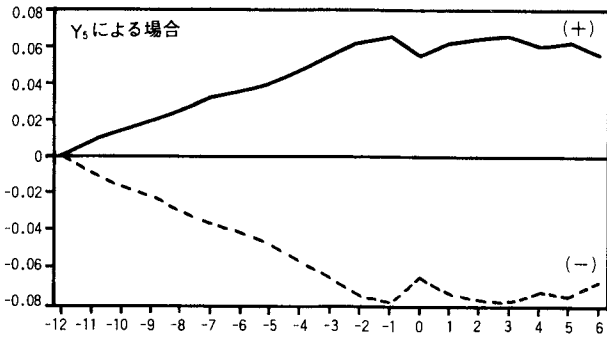
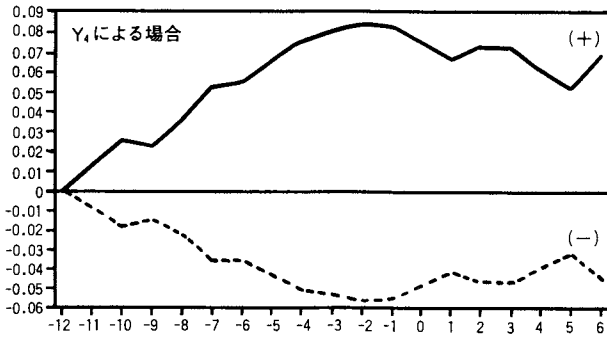
Y₅ = 日本型営業収支(割引手形組替後)

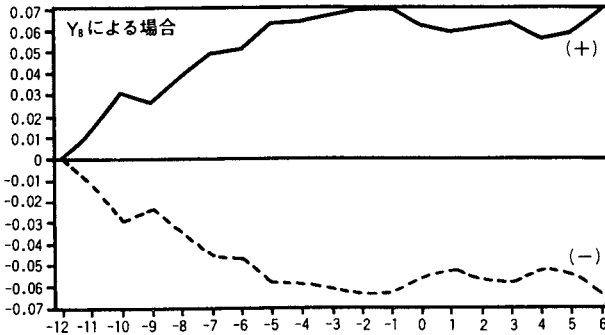
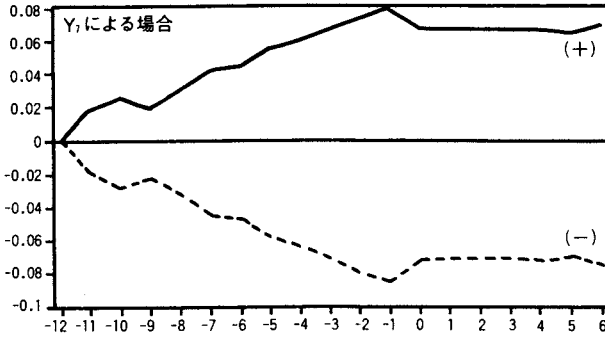
Y₆ = 日本型事業収支(割引手形組替後)

Y₇ = アメリカ型営業収支(割引手形組替後)

Y₈ = アメリカ型現金主義利益(割引手形組替後)







〈参考文献〉

- [1] AICPA, *APB Opinion No.3 : The Statement of Source and Application of Funds*, 1963.
- [2] —, *APB Opinion No.19 : Reporting Changes in Financial Position*, 1971.
- [3] Ball, Ray and Philip Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No.2 (Autumn 1968), pp.159-178.
- [4] Beaver, William H. and Ronald E. Dukes, "Interperiod Tax Allocation,

- Earnings Expectations, and the Behavior of Security Prices," *The Accounting Review*, Vol. 47, No2 (April 1972), pp.320-332.
- [5] —, Paul A. Griffin and Wayne R. Landsman, "The Incremental Information Content of Replacement Cost Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 4, No2 (July 1982), pp.15-39.
- [6] —, and Wayne R. Landsman, *Incremental Information Content of Statement 33 Disclosure*, FASB,1983.
- [7] Bernard, Victor L. and Thomas L. Stober, "The Nature and Amount of Information in Cash and Accruals," *The Accounting Review*, Vol. 64, No4 (October 1989), pp.624-652.
- [8] Bowen, Robert M., David Burgstahler and Lane A. Daley, "The Incremental Information Content of Accrual Versus Cash Flows," *The Accounting Review*, Vol. 62, No4 (October 1987), pp.723-747.
- [9] Brown, Stephan J. and Jerold B. Warner, "Measuring Security Price Performance," *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, No3 (September 1980), pp.205-258.
- [10] FASB, *Statement of Financial Accounting Concepts No1: Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises*, FASB, 1978. 平松一夫・広瀬義州訳『FASB 財務会計の諸概念』中央経済社, 1988年, 1-43頁。
- [11] —, *Statement No95: Statement of Cash Flows*, FASB, 1987.
- [12] Livnat, Joshua and Paul Zarowin, "The Incremental Information Content of Cash-Flow Components," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 13, No 1 (May 1990), pp.25-46.
- [13] Rayburn, Judy, "The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Return," *Journal of Accounting Research*, Vol. 24 (Supplement 1986), pp.112-133.
- [14] Wilson, G. Peter, "The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows: Combined Evidence at the Earnings Announcement and Annual

- Report Release Date," *Journal of Accounting Research*, Vol. 24 (Supplement 1986), pp.165-200.
- [15] —, "The Incremental Information Content of the Accrual and Funds Components of Earnings after Controlling for Earnings," *The Accounting Review*, Vol. 62, No2 (April 1987), pp.293-322.
- [16] 新井清光「中間報告作成までの審議経過と報告要旨」企業会計, 第39巻第1号 (1987年1月), 11-15頁。
- [17] 鎌田信夫「資金収支表による資金情報の開示」企業会計, 第41巻第1号 (1989年1月), 63-70頁。
- [18] 桜井久勝「ディスクロージャーの拡大と実証的フィードバック」会計, 第136巻第5号 (1989年11月), 37-51頁。
- [19] —, 『会計利益情報の有用性』千倉書房, 1991年。
- [20] 鈴木富也「新様式・有価証券報告書はこうして作成した」旬刊経理情報, 第489号 (1987年6月20日), 24-31頁。
- [21] 中島富雄・新井清光・竹居照芳・村田嘉一・勝島敏明「中間報告の主要論点 (座談会)」企業会計, 第39巻第1号 (1987年1月), 28-45頁。
- [22] 藤田厚生「改正届出省令・通達に基づく資金収支表の作成方法」会計ジャーナル, 第20巻第10号 (1988年9月), 36-42頁。

第8章 Box-Jenkins モデルを適用した 中間利益情報の有用性に関する実証研究

—米国の研究結果との対比—

1 中間決算情報の意義

中間決算が因る立場としては実績主義と予測主義，結合主義，などがあるが，わが国の制度はそのうちの予測主義に依拠していると考えられる。企業会計審議会が昭和52年に公表した「半期報告書で開示すべき中間財務諸表に関する意見書」のなかでは，「投資者が半期の会計情報を当該事業年度の損益予測のために利用するであろうことを考慮すれば，半期を一事業年度の構成部分とみた会計情報を提供することが妥当である」としてそれが明示されている。中間財務諸表基準第一一般原則一で述べられている有用性概念はこのような「予測」を内包しているものである。この「有用性」は企業会計原則の「真实性」とは明らかに異なるものであり，それは具体的な会計処理手続きとして，営業費用の繰延処理や繰上計上，営業収益に季節変動がある場合の年間利益の注記，といった点に表れている。つまり，中間会計情報は有用なものでなければならず，「当該中間会計期間を含む事業年度の損益予測に資するもの(上記意見書)」でなければならない。中間決算制度が導入されて10年以上が経過しているが，その所期の目的は果して達成されているのであろうか。本稿では中間決算情報の有用性を構成する一側面としてこの『予測能力』を取り上げて検証する。

企業が公表する利益数値を予測しようとする研究は，これまで米国ではきわ

めて多くの研究が行われその成果も蓄積されてきているが、わが国においてはまだ萌芽段階である。⁽¹⁾このような利益予測研究には種々の目的が存在しているが、最も自然な研究の動機づけは、会計情報の利用者サイドからのもので、証券投資における将来予測と関係している。つまり、株価が会計利益数値となんらかの関係性を有しているとすれば、投資意思決定における最重要課題である株価水準の予測に、利益数値の予測はきわめて優秀な情報を提供してくれることになるからである。このような自然な動機づけとは異なって、会計情報の情報効果に関する研究からの派生的な需要による動機づけも存在する。米国やわが国でこれまでに行われてきた利益予測に関する研究は、むしろこちらの目的によるもので、情報効果に関する研究の副産物といえるものである。

本稿もこのような研究の流れの中に位置するものではあるが、本稿自体の目的は上記のように中間決算情報に焦点を当て、それが年次決算情報を予測する際に有用な情報であるか否かを検証することである。本稿では、後藤[1991]をパイロット・テストとして位置づけてサンプル数の拡大を試みている。それにより中間決算制度が導入された所期の目的が達成されているか否かを、より広範な証拠から検証している。サンプル数を拡大することによって、ARIMAモデル (Auto-Regressive Integrated Moving Average の略であり、以後論文ではBJモデルと略称することとする。)の推定結果を米国のそれと比較することも可能となっている。また、若干のBJモデルの産業特性も発見できている。

本稿は以下のような構成をとっている。まず第2節で、わが国と米国で利益予測研究がどのような形で行われてきたかを概観する。その際同時に、米国の研究で頻繁に使用されているBJモデルについて若干ではあるが言及し、本稿の目的を明らかにする。第3節では利益予測に関する分析をおこない、第4節でその結果を述べる。そして、第5節では米国での研究結果との比較やBJモデル

(1) 米国における研究結果は桜井[1990A]で参照できる。また、わが国における研究としては、香村[1987]、桜井[1991]、後藤[1990, 1991]がある。

の産業特性とともに本研究の意義をまとめる。

2 これまでの研究

中間会計情報に関する実証研究は、わが国の場合これまでほとんど行われてきていない。⁽²⁾ 桜井 [1990A] では中間会計情報の有用性に関して、米国での研究結果と対比することによってわが国でも検証されるべき課題が提示されている。後藤 [1991] はその課題を検証した研究であるが、サンプル数の問題から提示された課題に関してはほとんど意義のある証拠を提示しえていない。サンプルとして選択された企業が東証一部上場会社の指定銘柄の超巨大優良企業のみであるという問題、サンプル数が8社のみという限界、等をあげることができる。また、BJ モデルを適用することによって選択されたモデルも $(1\ 0\ 0) \times (0\ 0\ 0)$ がほとんどであり、単なるナイブ・モデルと大差がなく、米国での研究結果と対比するまでには至っていない。

一方米国においては、利益予測研究の中心は中間会計情報である四半期利益の時系列分析に移っており、四半期利益の時系列に BJ モデルを適用し、企業活動にみられる季節変動をとらえた形でモデルのパラメータを推定し、予測するということが行われている。たとえば、Foster [1977] では $(1\ 0\ 0) \times (0\ 1\ 0)$ モデル、Griffin [1977] では $(0\ 1\ 1) \times (0\ 1\ 1)$ モデルが、Brown & Rozeff [1979] では $(1\ 0\ 0) \times (0\ 1\ 1)$ モデルがデータに適合するモデルの一つとして提示されている。これらのモデルはその後の研究、たとえば Brown et. al. [1987]、でも使用されており、その優秀さが確認されている。

(2) わが国で行われた利益予測研究としては、香村[1987]と桜井[1991]がある。両研究は、年次決算情報を利用したいくつかの予測モデルの研究であり、そこではランダム・ウォーク・モデル、いわゆるナイブ・モデル、が最も正確な予測値を提供できることが発見されている。

米国ではさらに種々の方向に利益予測研究も展開されているが、わが国では具体的にBJモデルを適用して利益予測を行った研究は、前述の研究のみである。本稿は、パイロット・テスト的な意義しか有していない前研究をサンプル面で拡張し、桜井[1990A]で提示された課題を確認することによって、中間会計情報の有用性を検証している⁽³⁾。したがって、本研究の問題意識も以下の二点にある。

- 一、中間会計情報の有用性の検証
- 二、BJモデルを適用した米国の研究結果との対比

3 サンプルと分析手法

本研究で分析対象として選択された企業は、東京証券取引所の上場銘柄のうち3月と9月に決算をおこなっている323社である。また、分析に含められた期間は昭和39年9月期から平成3年3月期までの54期間である⁽⁴⁾。公表財務諸表からは種々の会計数値の時系列を利用することができるが、本研究では一株当りの経常利益を用いている。理由はこれまでに行われてきた情報効果に関する研究との整合性を保つためである。中間決算情報の有用性に関する研究であるため、年次決算情報のみのモデルと年次情報に中間情報を加えたモデルを合わせて4つ作成し、予測能力の比較を行うという方法をとっている。モデルの推定期間は、上記の54期間のうち昭和39年9月期から平成2年9月期までの53期間である。また、そのモデルによって予測される利益数値は平成3年3月期に公

(3) 中間会計情報を利用して年次利益を予測する問題に、BJモデルを使用する際の意義や限界については、後藤[1991]に既述されている。

(4) このサンプルは、3月あるいは9月に決算を行っている企業で、対象期間中に決算期を変更していない企業である。なお、決算期を上記以外の時点で行う企業を含めたとしても、サンプル数の増加は若干数であり、研究結果には影響を与えない。

表された数値である。比較対象としたモデルとその具体的な予測利益の計算式は以下のとおりである。

モデル A

$$\text{平成2年度・年次利益の予測値} = \text{平成元年度・年次利益}$$

モデル B

$$\text{平成2年度・年次利益の予測値} = \text{平成2年度・上半期利益} \times 2$$

モデル C

$$\begin{aligned} \text{平成2年度・年次利益の予測値} = \\ \text{平成元年度・下半期利益} + \text{平成2年度・上半期利益} \end{aligned}$$

モデル D

$$\text{平成2年度・年次利益の予測値} = \text{ARIMA}(p \ d \ q) \times (P \ D \ Q)$$

ただし、 p, d, q, P, D, Q は昭和39年9月期から平成2年9月期までの時系列データからもっとも適合するとして同定されたもの。

モデル A はいわゆるナイブ・モデルであり、前期の年次利益を当期の予測値としている。これまでの諸研究においてその予測能力が高く評価されてきているモデルである。モデル B は下半期の利益が上半期の利益に等しいことを仮定したモデルである。したがって、このモデルは利益数値に季節変動が存在しないと仮定した場合の、中間決算利益に関するナイブ・モデルと考えることができる。モデル C は今期の下半期の利益が前年度の下半期の利益に等しいことを仮定したモデルで、予測値は前年度下半期利益と当期上半期利益の合計値である。このモデルは、利益数値に季節変動が存在すると仮定した場合の中間決算利益に関するナイブ・モデルと考えることができる。モデル D が BJ モデルであり、モデルの推定に昭和39年9月期から平成2年9月期までの53期間のデータを使用している。

中間決算情報の公表に関わる制度がその所期の目的を達成しているのであれば、少なくともモデル B か C のどちらかとモデル D の予測の正確性はモデル A

のそれを上回っているはずである。本研究のパイロット・テストでもある後藤 [1991] ではそれが確認されている。また、後藤 [1991] ではモデル D は比較的安定した予測精度を保持できるという証拠が提示されているが、サンプル数が少ないためその主張に限界があった。しかしながら、サンプル数を拡大した本研究においても同様の結果が確認できるのであれば、今後 BJ モデルを情報効果に関する研究においても期待利益モデルとして使用することへの一つの示唆を得ることができる。

予測の正確性を測定するための指標として、下式の平均絶対値誤差 (MAPE : Mean Absolute Percentage Error) を用いている。平均平方誤差 (MSE : Mean Squared Error) もこれまでの研究で使用されてきた測度ではあるが、パイロット・テストでは同様の結果が提示されていること、大きな誤差に重い比重を割り当てるような損失関数を考える必要性も存在しないこと、等の理由により本研究では使用していない⁽⁵⁾。また、本稿では都合上検定結果を提示していないが、誤差の分布が明らかに正規分布でないという点から 4 モデル間の平均順位による比較も行っている。

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{Z_{it} - E(Z_{it})}{Z_{it}} \right|$$

n : サンプル数

Z_{it} : i 社の平成 2 年度・年次利益(したがって、 $t=54$)

4 結 果

中間会計情報の有用性 (モデル間比較)

分析結果は表 1 の通りである。表 1 の数値は、予測の正確性という観点から

(5) 米国の研究でも同様の結果が提示されている。

はモデル B の予測誤差の平均値が 0.4517 と最も低く、4 つのモデルからは上半期利益を二倍したモデル B が選択されることを示している。ただし、モデル D の予測能力も誤差が 0.5337 でモデル B とほとんど差がなく、平均順位という観点からはモデル D が 2.3219 と最も正確なモデルであることがわかる。平均順位については、モデル B, C, D 間でほとんど差がない。

中間決算情報を変数に用いたモデル B とモデル C とモデル D はすべてモデル A よりも正確な予測値を提供できている。BJ モデルによるモデル D の予測誤差もモデル B よりは若干劣るが、これまでに使用されてきたモデル A よりは正確であるといえる。モデルの精度の順位はパイロット・テストと若干異なるが、中間会計情報の有用性は確認できたといえる。

BJ モデルについて

モデル D に関して選択された次数の要約は表 2 の通りである。なお、モデル 1 から 7 は BJ モデルの通常表記方法と展開した形式で示せば、以下のとおりである。 Z_t (※添え字 i は省略) は t 時点の一株当たり経常利益を、 ϕ , θ , Θ は BJ モデルのパラメーターをそれぞれ表している。 a_t は誤差項である。

表 1 予測誤差：全体 323 社

モデル	A	B	C	D
平均誤差	1.0885	0.4517	0.7074	0.5337
	0.9897	0.4517	0.7074	0.5337
平均順位	2.9721	2.3529	2.3343	2.3219

平均誤差の下段は 100% 以上の誤差を 100% に丸めた場合の結果

表2 産業別分類結果

産 業	モデル	1	2	3	4	5	6	7	8	計
	総数	83	77	60	47	23	19	11	3	
水産・鉱業	3	1	1		1					3
建設	12		2	8			1	1		12
食品	12	1	3	5			3			12
繊維	9	3	5			1				9
紙・パルプ	11	6	2		2	1				11
化学	28	20	3	1	2		2			28
薬品	19	1	8	5	1	1	1	2		19
石油・ゴム	10	4	4	2						10
窯業	4	3			1					4
鉄鋼	22	14	3		1	3	1			22
非鉄金属	23	6	9	6	1	1				23
機械	29	3	5	3	11	6		1		29
電機	40	8	1	8	10	6	3	2	2	40
造船	6	1	2	1	2					6
自動車	17	5	1	2	9					17
精密	9	1	1		3	4				9
印刷・事務機器	4	2		1	1					4
商社	19		10	6	1		1	1		19
百貨店	1						1			1
金融	1			1						1
不動産	4		1	2				1		4
陸運	16		6	3	1		5		1	16
海運・空運	5	4		1						5
倉庫	5		1	1				3		5
通信	3			2			1			3
電力	8		8							8
サービス	3		1	2						3
計	323	83	77	60	47	23	19	11	3	

表3 予測誤差：部分220社

モデル	A	B	C	D
平均誤差	1.4272	0.5471	0.9291	0.6725
平均順位	2.9591	2.4000	2.3363	2.2863

モデル1 (1 0 0) × (0 1 1)

$$Z_t = Z_{t-2} + \phi_1(Z_{t-1} - Z_{t-3}) + a_t - \Theta_1 a_{t-2}$$

モデル2 (0 1 1) × (0 1 1)

$$Z_t = Z_{t-1} + Z_{t-2} - Z_{t-3} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_1 a_{t-2} + \theta_1 \Theta_1 a_{t-3}$$

モデル3 (2 0 0) × (0 0 0)

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + a_t$$

モデル4 (1 0 0) × (0 0 0)

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t$$

モデル5 (1 0 1) × (0 0 0)

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

モデル6 (1 1 0) × (0 0 0)

$$Z_t = Z_{t-1} + \phi_1 Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-2} + a_t$$

モデル7 (0 0 1) × (0 0 0)

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

モデル8 その他

モデル4は中間会計情報に関するナイブ・モデル（前述のモデルAでの利益数値を中間決算の利益数値に置き換えたモデル）とほとんど同一であるため、BJモデルの特徴を出しているモデル1と2と3のみによる結果は表3のとおりとなる。平均順位の差はモデルBとDとで大きくなっているが、平均誤差間の差異はほとんど変化が生じていない。

5 解 釈

中間決算情報の有用性に関する実証結果は、表1に示したとおり、中間決算情報を用いたモデルBおよびモデルC、モデルDの予測誤差が、モデルAの予測誤差よりも小さく、本研究の目的である中間決算情報の有用性は支持されたことになる。したがって、中間決算制度もその所期の目的の一部を果たしており、制度の存在意義を確認できたことになる。桜井 [1990B] では予測情報をもつ機能として「代替」と「改訂」の2つが提示されているが、モデルB、C、Dで予測の正確性がほとんどかわらないという点からは、その二つの機能が良好に働いていることを推定できる。本研究はサンプル数も多く、普遍的な結論に近づいているはずである。

BJモデルについての推定結果は米国での結果と同様に(1 0 0)×(0 1 1)モデルと(0 1 1)×(0 1 1)モデルが適合するモデルとして多く選択されている。しかしながら、(1 0 0)×(0 1 0)モデルに関しては1社も選択されていない。ただし、前述の展開式からも分かるように、この両モデルは解釈が非常に困難である。定常なプロセスを作り出すために両モデルとも季節階差を一回だけ取っているが、このことは利益の時系列に季節変動が存在することを示しており、それは中間会計情報の公表が意義のあることを示唆するものである。

業種別のモデルの特性については米国の研究結果でも若干提示されてきているが、サンプル数が少なく明確でなかった。本研究によれば、わが国の場合顕著な偏りのある業種が存在することを理解できる。建設業に関しては(2 0 0)×(0 0 0)が、化学と鉄鋼に関しては(1 0 0)(0 1 1)が、商社と電力に関しては(0 1 1)(0 1 1)が多く選択されている。特に電力に関しては全社が同一モデルとなっている。建設業は営業循環が長く、選択されたモデルに関してはその点から解釈が可能であるが、他の業種に関しては困難である。ただ、

同一モデルが選択される業種とそうでない業種が存在することは、利益の変動に関して産業効果が存在する業種と存在しない業種があることを示すものである。

本研究の結果を要約すると次のようになる。

「中間決算情報は有用な情報であることを確認できた。ただ、BJモデルの能力に関しては、それが季節変動を組み込むことができるモデルであるとしても、予測という点からモデルの能力を評価すれば、そのパフォーマンスは会計情報の効果に関する研究において使用されてきたナイブ・モデルとほとんど同一で、推定にかかるコストを考慮した場合、あえてBJモデルを用いることに積極的な意義を見いだすことはできず、中間決算情報を組み込めば期待利益モデルとしてナイブ・モデルを使用しても問題は生じない。」

本研究は323社をすべて同一に扱っているが、これまでの実証結果、たとえばBamber [1986] や後藤 [1990]、によれば、大企業と小企業では同一モデルによる予測結果には差異が存在し、大企業の予測値のほうが正確であることが示されている。したがって、サンプルを分割してモデルの能力を比較する意義はある。

〈参考文献〉

- [1] Box, G. and G. M. Jenkins, *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, Revised Edition, Holden-Day, Oakland, CA 1976.
- [2] Bamber, L.S., "The Information Content of Annual Earnings Releases : A Trading Volume Approach", *Journal of Accounting Research*, Vol.24, No. 1(Spring 1979), pp.49-68.
- [3] Brown, L.D., R. L. Hagerman, P. A. Griffin and M. E. Zmijewski, "Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecast-

- ing Quarterly Earnings” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, 1987, pp.61-87.
- [4] Brown, L. D. and M. S. Rozeff, “Univariate Time-Series Models Quarterly Accounting Earnings per Share: A Proposed Model”, *Journal of Accounting Research*, Vol.17, No.1(Spring 1979), pp.179-189.
- [5] Foster, G., “Quarterly Accounting Data : Time-Series Properties and Predictive-Ability Results”, *The Accounting Review*, Vol.52, No.1(Jan. 1977), pp.1-21.
- [6] Foster, G., C. Olsen and T. Shelvin, “Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns”, *The Accounting Review*, Vol.59, No.4(Oct, 1984), pp.574-603.
- [7] Griffin, P. A., “The Time-Series Behavior of Quarterly Earnings : Preliminary Evidence”, *Journal of Accounting Research*, Vol.15, No.1(Spring 1977), pp.71-83.
- [8] 香村光雄, 『現代企業会計と証券市場』, 同文館, 1987年。
- [9] 桜井久勝, 「年次会計利益の時系列特性」, 産業経理, 1991年1月, 105-113頁。
- [10] 桜井久勝, 「会計利益の時系列特性と利益予測」, 神戸大学経営学部研究年報, 1990年A, 45-98頁。
- [11] 桜井久勝, 「四半期財務情報の特性と機能」, 会計, 第138巻第6号, 1990年B, 31-43頁。
- [12] 後藤雅敏, 「利益予測情報の信頼性-予測結果の正確性に企業サイズが及ぼす影響-」, 可児島俊雄先生還暦記念論文集『会計情報の監査-会計情報の信頼性と外部監査-』, 中央経済社, 1990年, 83-96頁。
- [13] 後藤雅敏, 「利益予測における中間会計情報の有用性に関する実証研究-Box-Jenkins モデルの適用-」, 『財務公開制度論』, 千倉書房, 1991年, 19-28頁。

第9章 市場環境と公表会計利益情報

1 序論

会計関係者は、一方において制度的に提供されている企業会計情報が、適正な水準で正確に作成・導出されているべきであるとは考えつつも、他方では、企業が何らかの操作圧力を加えているということについて否定するものはないであろう。すなわち会計関係者は、一方では企業会計情報の導出過程の公正性を念じつつも、他方では「世の中それほど甘くない」とも考えている。

こうした大方の会計関係者の漠然とした考え方に対して、たとえば井尻教授は会計責任という概念を用いて、会計責任の履行者・受益者の契約的關係下にあつては、会計情報は硬い数値が採用されるようになるから、公表企業会計情報もさほど正確性において劣るということはないと主張される⁽¹⁾。

また、日本の企業会計制度にあつては、企業が公表する会計利益数値は、過小に公表すれば租税当局が、過大に公表すれば証券取引法当局が、各々厳しくチェックしているという制度的現状があるので実際にはそれほど歪められた会計利益数値は公表されないとも考えられる。

以上のような研究者の主張あるいは制度上の特徴から逆に判断すると、まず会計は委託者と受託者の間の会計責任を果たすべく用いられているのであるから、会計上の数値はチェックしやすく操作しにくい、硬い (hard) 測定値でなければならない、したがって取得原価主義が歴史的に選択されてきたという主

(1) 井尻雄二、『会計測定の理論』、東洋経済新報社、1976年。

張になったが、それでは、現代社会においても、取得原価主義以外の数値では、会計数値が特に会計利益数値が大きく操作される可能性があるのかということになる。また他方、制度的規制がなければ、会計利益数値は大きく操作される可能性が残されていることにもなる。会計利益数値はそれほど頑健性に乏しいのであろうか。

以上の問題との関連で、もし会計利益数値の操作可能性が存在するとして、次にそれでは、そうした操作方向は予期できないものだろうか、一般的に経営者の操作に何か傾向的特徴はないのかという問題についても考えてみたい。特にこの問題に関して、日本企業の公表会計利益水準がアメリカのそれに比較して極端に低い現象が一貫して続いているという史実が最近、報告されて注目を受けている。⁽²⁾

第1表 日米大企業の収益性の推移

	日 本 (注1)		アメリカ (注2)	
	売上営業 利益率	自己資本 利益率 (ROE)	売上営業 利益率	自己資本 利益率 (ROE)
1980年	3.94%	11.7%	13.16%	14.88%
1981	3.56	9.4	12.92	14.42
1982	3.19	8.9	12.78	11.13
1983	3.13	8.3	13.64	12.07
1984	3.41	9.0	13.56	14.61
1985	2.93	8.3	13.36	12.14
1986	2.35	6.0	13.16	11.64
1987	2.89	6.7	13.68	15.11
1988	3.50	7.9	15.41	19.13

(注1) NRI350社平均

(注2) S&P Industrials平均

(2) 井手正介, 「資本コストと国際競争」, 『証券アナリストジャーナル』, 第30巻第3号, (1992年3月), 引用データは9頁。

この現象は、たとえ会計手続きを日米共通に揃えても依然として認められる。このことは日本の株主が、低い利益率水準に甘んじており、したがって企業は低い資本コストで資金を利用できたことを物語っている。しかしそれでも制度的会計手続きに依拠する限り、収益率の大きな差異が認められる事実は、日本の株主が低収益性に寛大であるからという説明とは別の説明が必要のように思われる。そこで日本企業が低い会計利益数値を公表するという現象を、上で述べた会計利益数値の操作問題あるいは会計手続きの選択問題として会計的に考えてみたい。

以上2つの問題を考えていくに際して、われわれがこれまで会計情報公開に関して提示してきた考え方を統合する方向を採ってみたい。すなわち、一つは労働市場における会計利益数値と賃金の問題であり、一つは証券市場における会計利益数値の公表と株価の問題である。第2節では、前者の問題を再整理し、第3節では後者の問題を再整理する。第4節では、これら二つの問題を経営者の観点での利益極大化問題として統合する。そしてその結果の現実的意義を考えたい。

2 労働市場と公表会計利益情報

本節では、労働市場と公表会計利益情報の関連性、特に半ば企業特殊的になった労働組合と企業経営者との間の賃金決定交渉に、いかに公表会計利益情報が、関与しているかを問題とすることとする。それはミクロ的な企業の賃金支払い能力という財務的状況が賃金水準を規定しているという考え方に依拠している。それはさらには、労使交渉において経営者が、公表会計利益数値を操作することによって、賃金水準を企業に有利に決定することができるとみていることを意味する。

我々の立場からいえば、公表会計利益数値が賃金水準に影響を与えているこ

とが考えられてもなお、会計利益数値が賃金決定の労使交渉で参照されているか否かには、若干の問題が残ることになる。すなわち、財務的状況が経営者側でのみ考慮されてしまって、企業側と労働組合の交渉とはいっさい関係のない次元で賃金が企業財務状況を織り込んで決定されたのでは、それは公開・操作現象を伴わない会計情報の利用のされ方となるからである。しかし、例えば好況期だからということで、労使交渉もなく経営者が賃金を引き上げるということは、経営者の通常の動機の面からも考えられないのでこの問題は回避できる。したがって会計の立場から、会計情報が確かに労使交渉での賃金決定にミクロ的次元で利用されているというためには、何よりもミクロ的企業レベルで賃金水準に作用する変数が存在する可能性があり、かつそれが企業の賃金支払い能力を示す何らかの会計データ、特に会計利益数値データと労働組合の交渉力という2つの変数双方と有意な正の相関を有している時のみ—すなわち賃金支払い能力と労働組合の交渉能力が高まれば賃金水準も高まるということ—会計情報公開が労使交渉で有意に作用している。したがって経営者の操作対象となるといえるのである。そこでわれわれがそうした推論の基礎として参照するのは、ヒックス (J.R. Hicks) の賃金理論である。⁽³⁾ 以下ミクロ次元での賃金決定の理論をみていくことにしよう。

ヒックスは二本の曲線 (関数) によって労使交渉のプロセスをモデル化している。二本の曲線と雇用者譲歩曲線 (employer concession curve ; ECC) と組合抵抗曲線 (union resistance curve ; URC) である。これら二本の曲線は、いわば通常の需要曲線のアナロジーである。均衡 (二つのグループの合意) は二本の曲線が交わる点で達成されることとなる。その過程は第1図によって示されている。二本の曲線は労使交渉において典型的な二つのパワー集団を示し

(3) J.R.ヒックス著、内田忠寿訳、『新版 賃金の理論』、東洋経済新報社、昭和40年、第7章。以下での説論には、小野 旭、『戦後日本の賃金決定』、東洋経済新報社、昭和48年、第4章も参照する。

ている。この図の考え方の特徴としては、ストライキは労使双方にとってコストのかかるという点である。雇用者からみたストライキのコストの中には、不可避的な固定費、顧客の不满、その他が考えられよう。これらのコストはいずれもストライキの長さ（期間）の増加関数になっている。雇用者にとっては、譲歩して賃金が増えることも一労務費が増えることも一、ストライキが長引いて上記のストライキ・コストの負担が増えることも、両者のコストの現在割引価値が等しければ無差別であろう。したがって、 B を越える所与の賃金（労務費）の額と、ストライキ・コストを等しくせしめるようなストライキの長さの組み合わせは、雇用者譲歩曲線（ECC）とよばれる曲線を描くこととなる。ただし点 B はその水準以下で雇用者が、最早労働力を自社に引きつけておくことができない賃金水準を示している。

いま労働者が賃金 W で雇われている時、労働者がある技術水準をもった企業の諸設備との協同で雇用者のために稼ぎだす利益を $P(W)$ とする。賃金 W は雇用者にとってコストであるから賃金を多く支払えば支払うほどに労働者が雇用者に対して稼ぎだす利益は小さくなるので通常は $P(W) < P(B)$ であろう。したがって雇用者が B 以上の水準の賃金 W に合意する時の損失は、 $P(B) - P(W)$ と示すことができる。この損失部分はストライキが終了してもずっと続くと考えられるから、これを現時点で評価するためにある主観的割引率 r で割引くと $\{P(B) - P(W)\} / r$ と表わされる。これが雇用者が「譲歩して賃金が増えることによる損失分」である。

他方、賃金 W を拒否してストライキに突入したならば、労働者が企業の諸設備との協同で稼ぎ出す利益 $P(W)$ がまったく得られなくなる。ただし単位ストライキ期間中にそれでも雇用者に帰属する利益 P_s があり、それはストライキのコストをその分だけは削減する。ストライキが T 期間続くならば、雇用者にとっての「ストライキのコスト」は $T \{P(W) - P_s\}$ ということになる。雇用者譲歩曲線は「譲歩して賃金が増えることによる損失分」と「ストライキの

コスト」を等しくするようなストライキの長さ (T_e) と賃金の関係を示しているから、

$$\{P(B) - P(W)\} / r = T_e \{P(W) - P_s\} \text{ から}$$

$$T_e = \frac{\{P(B) - P(W)\} / r}{\{P(W) - P_s\}} \quad \dots(1)$$

いま当該企業の現時点雇用水準での労働者の創出する付加価値生産 (情報) を Y とすれば、近似的に

$$P(W) = Y - W, P(B) = Y - B$$

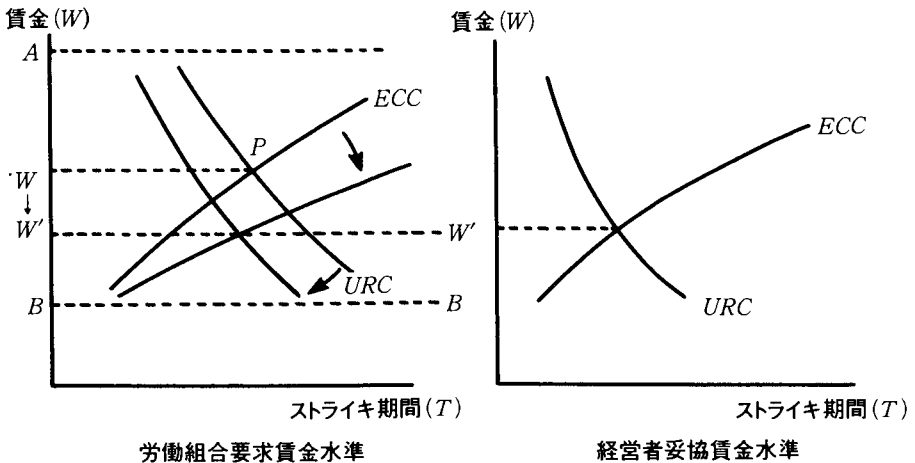
となるので、(1)式は、

$$T_e = \frac{(W - B) / r}{(Y - W - P_s)} \quad \dots(2)$$

(2)式は $Y - W - P_s > 0$ であるならば、

$$dT_e / dW > 0 \text{ かつ } d^2T_e / dW^2 > 0$$

となるので、 W は T の通減的増加関数になっていることがわかる。すなわち第1図の雇用者譲歩曲線 (ECC) に他ならない。



第1図 雇用者譲歩曲線(ECC)と組合抵抗曲線(URC)

ここで論議を中断して注目すべきは、 Y がどのような意味をもっているかということである。すなわち公表される付加価値の水準はどのようにして決定されるのかということである。本稿では以下のように考える。すなわち、真実な付加価値額 (Y^*) は、

$$Y^* = P \cdot Q - C(Q)$$

と書ける。ただし P は製品価格を示し、 $C(Q)$ は企業の生産技術から規定される費用関数である。賃金は入っていない。そしてここでは、生産量、したがって Y^* は、製品価格と限界費用が等しいところで決定されるものとする。それをもって企業が生産する付加価値であるとする。そして本稿で検討される問題は、こうして決定された真実の Y^* の値を、会計情報が Y として公表するときには発生する情報操作問題を検討しているのである。また生産を行うに当たって、労働雇用量 (L) はすでに決まっている。企業特長的 (Firm-Specific) な労働者がすでに企業に雇用されている状況であり、決められるべきは雇用量ではなく、労使交渉での賃金水準である。

さらに Y^* と Y の関係としては、 Y^* の真実な値は、各期末に分配が行われた後の時点では判明する。したがって過去の Y^* のデータを用いて、労働組合と証券投資家は Y を予想する。したがってここでは、労働市場と証券市場で労働組合と一般投資家によって予測される Y 情報は一致し、 Y^* の近傍にあるものとする。

続いて労働組合の側に目を向けよう。組合側からみて、組合がストライキをせずに、これ以上のいかなる賃金の上昇をも要求しないと考えるには、点 A で示されるような最大賃金を要求してくることであろう。勿論この場合、労働者は推測される限りでの経営者の支払能力を考慮するものとする。組合の構成員たちは、もし賃金が A 以下の水準で決定されるならば、期待したよりも低い水準の賃金に苦しむこととなる。他方、労働者はストライキをうつことによって、失われた賃金分を取り戻すことが可能となる。しかしまたストライキが長引け

ば、その期間の賃金の非支払いによって、賃金は喪失する。この喪失はストライキの結果、水準 A の賃金を獲得したとしても、その賃金の現在割引価値をそれだけ低下せしめることとなる。そこで労働者はある特定の長さより長い期間続くであろうストライキに参加することよりも、 A 水準以下の賃金を受け入れたほうが却って便益が大きいと感ずることになる。換言すれば、各々の所与の長さのストライキについて、組合がストライキと賃金の間で無差別であるような賃金水準が存在することであろう。組合が彼らの要求する賃金水準を低下させることを受け入れるよりも、ある長さのストライキを受け入れるような限界賃金水準とストライキの長さの組み合わせは、組合抵抗曲線 (URC) と呼ばれる。URC と ECC が交わる点 (P) は、結果的に双方の陣営が受け入れる賃金とストライキの長さの水準を示している。

雇用者の議論に準じて上の議論を定式化しておこう。いま賃金水準 W に同意してそれが自らの付加価値生産 Y よりも低いならば $Y - W$ だけの低賃金水準に甘んじ続けなければならない。その損失の現在評価分は $(Y - W) / R$ ということになる。 R は労働組合の割引率を示す。

他方、雇用者の提示する賃金 W を拒否して T 期間のストライキに突入するならばその時の労働者の損失分は $T \cdot W$ となる。ただしストライキ中もいくらかの賃金が制度的に補償されるとすればその部分 W_s を差し引く必要がある。したがって労働者の損失部分は $T(W - W_s)$ となる。労働組合側は低賃金に甘んじることによる将来賃金の損失分の現在割引価値とストライキによる賃金損失部分とを比較する。組合抵抗曲線は両損失部分を等しくするようなストライキの長さ (T_u) と賃金水準の関係を示しているから、

$$(Y - W) / R = T_u (W - W_s)$$

$$T_u = \frac{(Y - W) / R}{(W - W_s)} \quad \dots (3)$$

(3)式は、 $Y - W_s > 0$ の条件下では、

$$dT_e/dW < 0 \quad \text{かつ} \quad d^2T_e/dW^2 > 0$$

となるので第2図の組合抵抗曲線 (URC) のように描ける。

そして ECC と URC の交点で賃金水準が決定されることになる。

$$\frac{(W-B)/r}{(Y-W-P_s)} = \frac{(Y-W)/R}{(W-W_s)} \quad \dots(4)$$

しかし厳密には、ここで形成される賃金水準は労働者 (組合) の側の賃金要求水準である。当該賃金水準が、同様の過程で形成される経営者 (雇用者) の水準と常に合致するわけではない。そこで労使交渉が行われて両者の水準が合致することになるのである。この賃金交渉過程で機能する変数は、企業の付加価値生産 (情報) (Y) と労使の将来に対する経済予測からの主観的割引率 ($r \cdot R$) である。この変数をさらに分析するならば、前者は企業の賃金支払い能力としての企業の生産性水準であり、後者は組合の組織的抵抗力が大きく関与しているといえよう。

以上のような考え方からして、あるいは第1図から判断して、組合交渉力が所与であるとすれば、企業側あるいは経営者は、付加価値生産性を情報内容として含めた報告会計利益数値を下方に操作することによって、企業にとって費用である賃金の水準を経営者の意図する方向に、すなわちより低い賃金水準に決定することが可能であるように思われる。逆に生産性情報が上方にシフトすれば当然に、賃金水準は上昇することになる。

次節では、証券市場において公表会計利益数値が当該企業の株式収益率にどのような経路を通して影響を与える可能性が残されているかについてみることにする。

3 証券市場と公表会計利益情報

われわれがこの時点で考察している企業は、以下のような利潤を極大化する

行動を採るものとして想定されている。

$$\pi(Y) = Y - w(Y) \cdot L$$

そして利潤 (π) は株主・経営者に帰属することになる。また株主の投資額に対する利潤の比率を資本コストと呼んでいる。さらにこのような経済活動を行う企業の価値 (V) はどのようにして決定されるかといえ、極大化された各期の利潤を現在価値に割り引いた値となる。すると以下のようなフィッシャー流の企業価値評価が適用されうる。⁽⁴⁾

$$V_1 = \frac{\pi_1}{(1+r)} + \frac{\pi_2}{(1+r)^2} + \frac{\pi_3}{(1+r)^3} + \dots$$

完全予見の世界では割引率 (r) は利子率に等しいが、不確実性の世界であるとすれば、こうした利潤の流列 (π_1, π_2, π_3) も不確実であり、割引率は、利子率よりも一般には高いと考えられ、各企業の期待収益率 ($E(R)$) になる。それは以下のように表現できる。

$$V_i = \frac{\pi_1}{(1+E(R))} + \frac{\pi_2}{(1+E(R))^2} + \frac{\pi_3}{(1+E(R))^3} + \dots$$

いま上記の企業 (i) の 0 時点での企業価値を 0 のサブスクリプトを使って示すならば、

$$V_{i0} = \frac{\pi_1}{(1+E(R))} + \frac{\pi_2}{(1+E(R))^2} + \frac{\pi_3}{(1+E(R))^3} + \dots$$

と表現できよう。ただしここでは利潤 (π) は、ある確率過程に従う確率変数になっている。

ここで上記のような企業価値とは、財務論的に何を意味するかといえ、それは当該企業が株式会社である場合、発行済株式あるいは社債の時価総額を示しているといえよう。ここで問題となるのは、どのような企業であれ、その価

(4) 以下の論述は、下記の文献に依拠している。

R.L.Watts and J.L.Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 1986.

価値は、その将来利潤の流列予測が同じである限りは上記のような表現でもって価値を表すことができるのかという点である。どのような企業でもという時、問題となっているのは、企業の資本構成である。結果的には、全額自己資本で賄われている企業でも、部分的に負債で賄われている企業でも、そうした資本構成には関係なく上記のような形で、企業価値を表すことができるのである。いわゆる *MM* 理論の第1命題といわれるものである。しかし注意すべきは、当該企業の割引率($E(R)$)そのものは、資本構成に関係なく等しいのではあるが、その内容が企業の種類によって異なっているということである。いうまでもなく、全額自己資本(株式)で資金調達した企業の割引率は、それがそのまま株式収益率になっている。それに対して部分的に負債で賄われている企業の割引率は、実はその企業の株式部分の株式収益率と負債部分の利率の、資本構成で加重した加重比率になっている。その関係はいわゆる *MM* の第2命題が示してくれる。いうまでもなく、負債比率が上昇するほど当該企業の株式収益率も上昇する。したがって本稿では、こうした問題を避けるために、とりあえず企業は自己資本のみで賄われているものとする。⁽⁵⁾

ここで、実現した収益率と期待収益率の関係を考察しておこう。時点 O での企業価値は以下のように示せた。

$$\text{企業価値 } V_0 = \frac{\pi_1}{(1+E(R))} + \frac{\pi_2}{(1+E(R))^2} + \frac{\pi_3}{(1+E(R))^3} + \frac{\pi_4}{(1+E(R))^4} + \dots$$

(O 時点)

ゆえに時点1での企業価値は、

$$\text{企業価値 } V_1 = \frac{\pi_2}{(1+E(R))} + \frac{\pi_3}{(1+E(R))^2} + \frac{\pi_4}{(1+E(R))^3} + \dots$$

(1時点)

と示せる。

いま2期間のみのモデルであるとする、 O 時点と1時点での企業価値は各々

(5) ちなみに、ワッツ・チンマーマンも上記の著書で、この負債の上昇による収益率の変化を無視するために、この仮定について触れている。*Ibid.*, p.22.

以下のように示せる。

$$\text{企業価値 } V_0 = \frac{E_0(\pi_1)}{(1+E(R))} + \frac{E_0(\pi_2)}{(1+E(R))^2}, \quad \dots(5)$$

$$\text{企業価値 } V_1 = \frac{E_1(\pi_2)}{(1+E(R))} \quad \dots(6)$$

したがって、実現した1期間の投資収益率は以下のように示せる。

$$R_{i1} = \frac{V_1 - V_0 + \pi_1}{V_0} \quad \dots(7)$$

ただしここで π_1 は配当されて企業外に流出した利潤である。また、(7)式の右辺に、 $E(R_i)$ を加えて引くと、

$$R_{i1} = \frac{V_1 - V_0 + \pi_1}{V_0} = E(R_i) + \frac{V_1 + \pi_1 - V_0(1+E(R_i))}{V_0} \quad \dots(8)$$

したがって、(8)式の右辺第二項の分子の部分の V_0 、 V_1 に(5)(6)式を代入して整理すると、

$$R_{i1} = E(R_i) + \frac{[\pi_1 E - E_0(\pi_1)] + \frac{E_1(\pi_2) - E_0(\pi_2)}{(1+E(R_i))}}{V_0} \quad \dots(9)$$

これは以下のように言葉で表せる。

$$\begin{aligned} \text{実現収益率} &= \text{収益率の期待値} + k \cdot \text{期間1での予期せぬ収益} \\ &+ g \cdot \text{期間2の期待収益の変更分} \end{aligned}$$

ゆえに異常収益率は

$$\begin{aligned} R_1 - E(R) &= k \cdot \text{期間1での予期せぬ収益} \\ &+ g \cdot \text{期間2の期待収益の変更分} \\ &= k \cdot \text{期間1での利益数値の予期せぬ変動} \\ &+ g \cdot \text{期間2の期待収益の変更分} \end{aligned}$$

と示せる。もし期間2の期待値に変更がないと仮定すれば、異常収益率は、

$$R_1 - E(R) = k \cdot (\text{期間1の利益数値}(\pi) \text{の変動分})$$

と単純化して示すことができる。

他方、同じ株式収益率の期待値を *CAPM* を用いて表現すれば

$$E(R_i) = R_f + (R_m - R_f) \frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}$$

また、証券市場では実現収益率と期待収益率の差は異常収益率 (e_i) である、

$$e_i = R_i - E(R_i)$$

ゆえに企業評価の問題と証券市場での株価形成の問題を統合すれば、

$$\begin{aligned} e_i &= R_i - E(R_i) = R_i - (R_f + (R_m - R_f) \frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}) \\ &= k \cdot (\text{期間1の利益数値}(\pi) \text{の変動分}) \end{aligned}$$

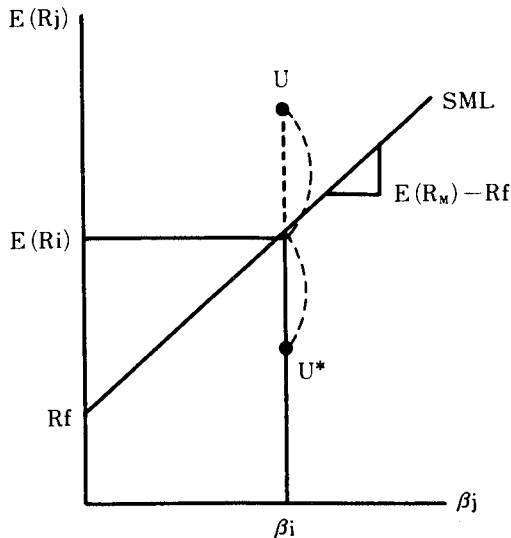
すなわち証券市場での異常収益率は、会計利益数値の当期の意外な変動分に相関関係をもっているということである。

以上の議論を用いて、以下のように考えてみよう。*CAPM* のような関係が成立している世界では、各証券の収益率 ($E(R)$) と危険度 (β) はある線形関係をもっている。その関係式はシャープが証券市場線 (Security Market Line ; SML) と呼んだ関係式である。それは第2図のように図示できる。

第2図において通常ならば、証券 i の期待収益率と危険の関係は、この証券市場線に乗っている。そして、当期期末に、もし、報告された会計利益が株式市場で形成された期待通りであるならば、証券 i の収益率と危険度は、この証券市場線から離脱することはない。ところが、もし報告会計利益が意外な利益を報告するとそれは未だ株式市場で価格に織り込まれてはいない一種のインサイド情報であるので、一時的に当該企業は点 U で示されるような高い収益率評価を受けたことになる。しかし株式市場はこうした意外な会計益情報に速やかに反応して、当該株価が上昇して、収益率が低下することによって調整され、元の評価ポジションに復元して証券市場線に乗る。

しかしいまもし経営者が積極的に、会計利益情報を操作してこうした株式市場の動向を利用できるものとすれば、経営者は、本来は市場で予測された通り

の利益しかあげていなかったのに、あたかも意外な利益をあげたかのような会計益情報を公表すれば、株式市場は当該情報に速やかに反応して、調整過程が動きだし、上と同様に、株価が上昇する。そうすることによって証券市場線に当該株式の評価を戻そうとするわけである。しかし今回は元々、証券市場線から逸脱していなかったのであるから、実際は、点 U^* で示されるような収益率の評価をうけるようになる。そのことは当該企業が、証券市場で低い収益率で資金を調達できることを意味している。こうした仮定は情報処理の正確性まで含めた市場の情報効率性の仮定に反するかも知れないが、現実の株式市場では、誤った情報に極めて速やかに証券市場が反応した例が散見されることから判断して非現実的な仮定とはいえないであろう。



第2図 証券市場線

以上の議論から、企業あるいは経営者は、証券市場において付加価値生産性情報（ Y ）を含む公表会計利益数値を市場予測以上に上方に操作することによって、生産に利用される資金を株式を通して調達するに際して負担すべき資本コストを低くすることが可能になると考えられるのである。逆に、付加価値生産性情報が市場予測以上に低下すれば、株価が低下して調整過程が発生するので資本コストは上昇することになる。

4 経営者と公表会計利益情報

以上の2節でみてきたように、各々の市場で付加価値生産性情報を含む会計利益情報の公表は、経営者の側から改めてみると、貸金と資本コストという経営者にとって主要な費用を決定する上で、一つの重要な戦略的手段となることが判明した。なぜなら付加価値情報（会計利益数値）と資本コスト・賃金が相関関係をもっていたので、それが因果的に戦略として用いられうる可能性があるからである。そこで本節では、こうした戦略的な利益数値水準の公表を、経営者の側からは、どのように決定されているかをみていこう。

まず前節では企業は以下のような形での利潤を極大化していた。

$$\pi(Y) = Y - w(Y) \cdot L$$

しかし本節では、上記の式は以下のように考え直される。

$$\begin{aligned} \pi(Y) &= \text{経営者取分} (\pi_M(Y)) + \text{株主帰属分} (\pi_S(Y)) \\ &= Y - w(Y) \cdot L \end{aligned}$$

ここで株主取り分は株式収益率 r で表せるから、経営者の立場から上式を表現し直せば、

$$\pi_M(Y) = Y - (w(Y) \cdot L + r(Y) \cdot K)$$

さらに、真実の Y^* と Y を考慮するとともに、株主と経営者の採り分を峻別して、経営者のみの側からその分配分の極大をはかるという考え方を採ってみよ

う。

$$\pi_M(Y) = (Y^* - Y) + (Y - (w(Y) \cdot L + r(Y) \cdot K))$$

そして経営者は当該取り分を極大化するに際して、付加価値生産情報を含む会計情報（ Y ）を戦略的に利用・公表しているとすれば、極大化条件は、

$$w'(Y) = -r'(Y)$$

われわれの考え方からは生産に影響を及ぼすような条件、したがって議論は出てこない。この点がこれからの課題である。

しかしこれまでのわれわれの検討は以下のことを意味している。すなわち、 $r(Y)$ は Y について減少関数であるのに対して、 $w(Y)$ は Y について基本的には増加関数になっている。しかし問題は、企業をとりまく市場環境に応じて企業利益をどの程度に公表するかという問題であり、また、企業をとりまく市場環境に応じて資本コストと賃金のどちらが Y に関してセンシティブであるかという問題でもある。たとえば、企業利益を意外なほど大きく公表すれば、それは資本コストの低下と賃金の上昇へと導く。他方、利益を意外なほど低く設定・公表すれば、それは資本コストの上昇と低賃金化を意味している。そしてどちらの生産要素市場が Y についてセンシティブかということで、こうした一連の生産物・生産要素市場での情報公開政策を含めた統一的な戦略が決定されるのではないかと考えられる。われわれの考え方では、企業は市場でほぼ予測されている賃金水準や資本コスト水準、したがってあるべき公表利益水準を若干意外な方向に操作して両コストを有利にするという企業像が想定されているのであり、他方、労働・資本両市場構造が規定する意外な方向への公表会計利益数値の傾向的操作の繰り返しが、公表会計利益数値を基に計算される収益性水準の格差を生み出していると考えられている。

5 結 語

以上のような分析からいくつかの現状解釈が可能になる。

- 1) まず序論でも述べたように、公表会計利益数値は制度的なチェックなくしては大きく操作される可能性が残るのではないかという問題についてであるが、われわれの分析結果からして、企業経営者に対する資本市場と労働市場の両方向からの規定圧力が強い限り、利益数値の上方への操作圧力と、下方への操作圧力が拮抗して、企業社会全体としては、短期的に大きく操作される可能性はないのではないかと考えるのである。
- 2) しかし資本市場と労働市場の相対的圧力そして利益水準に対するセンシティブィティが、国によって異なっているならば、序論で触れたように、会計測定問題だけからでも、アメリカと日本の公表会計利益水準の長期的格差が生まれる可能性はある。それは会計利益数値の操作というよりも、長期的にいうならば、各国の会計計算構造の中に趨勢として利益水準を高く（低く）みせる会計測定手続きが採用され続けているという可能性があるのである。アメリカ企業が日本企業に比べて高い会計利益水準を公開しているということは、傾向的に高まる資本市場からの高い利潤率圧力を精いっぱい低める努力を行っている可能性があることを示唆している。賃金交渉力の強いそして企業利潤に対するセンシティブィティが低い⁽⁶⁾労働組合に対しては多くを支払っている。それに対して、日本企業がアメリカ企業に対して、低い会計利益水準を公開しているということは、戦後の日本企業の最大の課題であった労使関係の安定化問題と絡んで、触発しそうな賃金引き上げ要求を抑えてきた可能性があることを示唆している。それに対して株式収益率は、意外なほどの企業利益の低さに対応して、本来ならば株

(6) これは勿論アメリカの労働者が賃金要求が低いという意味ではなく、どちらかといえば、企業収益に関係なく要求が高いことを意味している。

価が低下ししたがって、われわれの考え方からは、高い値であるはずだが、現実にはこうした企業収益と株価の動きとは無関係な外部資金が証券市場に流入して株価を押し上げ、株式収益率を低下させている。それに対して企業は株式の相互持合で、利潤に対するセンシティブティイが低い株式市場では敢えて、対策が講じられなかった状況ではないだろうか。

通常、日本の労使は安定して、協調的であるといわれ、したがってわれわれの主張とは異なり、労働側への配慮は必要ないと考えられるかも知れないが、それは労働組合が表面的に労使協調路線に抑え込まれている可能性があったのであり、たまたま戦後の低収益性が、労使協調路線を生み出したのであり、高水準の会計利益報告が続くと、今日のような安定した労使協調路線になっていたか否かは即断できないであろう。

〈参考文献〉

- [1] Masahiko Aoki, "Aspects of the Japanese Firm," contained in M.Aoki ed., *The Economic Analysis of The Japanese Firm*, North-Holland, 1984.
- [2] C.T.Lau and M.Nelson, *Accounting Implications of Collective Bargaining*, Society of Management Accounting of Canada, Ontario, 1981.
- [3] K.T.Maunders and B.J.Foley, *Accounting Information Disclosure and Collective Bargaining*, London, Macmillan, 1977.
- [4] R.L.Watts and Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 1986.
- [5] J.R.ヒックス著、内田忠寿訳、『新版 賃金の理論』、東洋経済新報社、昭和40年。
- [6] E.F.ファーマ著、日本証券経済研究所測室訳、『証券市場分析の基礎』、昭和54年。
- [7] 小野 旭、『戦後日本の賃金決定』、東洋経済新報社、昭和48年。

- 〔8〕 榑原茂樹,『財務管理論』,千倉書房,昭和61年。
- 〔9〕 桜井久勝,『会計利益情報の有用性』,千倉書房,1991年。
- 〔10〕 山地秀俊,『会計情報公開制度の実証的研究』,神戸大学経済経営研究所,1986年。
- 〔11〕 山地秀俊,『労使問題と会計情報公開』,神戸大学経済経営研究所,1991年。

謝 辞

神戸大学経済経営研究所の国際経営部門の兼任教授として、主として国際経営財務を担当されていた経営学部の森昭夫教授が、平成4年3月をもって停年退官された。本書は、森先生が研究所で主査をなさっていた国際経営財務専門委員会（研究部会）のメンバーが、先生の御退官を記念して、これまでの研究成果をまとめたものである。

国際経営財務専門委員会は、森先生の指導の下、財務論の最近の理論的成果を中心に、その実証的応用までをも含めて、過去数年にわたって研究してきた。そして部分的には以下の書物としても、その研究成果を刊行している。

S. Sakakibara, H. Yamaji, H. Sakurai, K. Shiroshita and S. Fukuda, *The Japanese Stock Market; Its Pricing Systems and Accounting Information*, Praeger Pu. Co., 1988, New York.

経営財務論の新しい研究動向は、本書第1章の森先生の論文に要約されているような領域・内容をもっている。この新しい動向は、経済学的な分析技法の応用というよりも、ミクロ経済学そのものであるように思われる。経済学の精緻化・体系化とは、現実の経済の諸問題を、数学の条件付き最大化問題に翻訳する作業の積み重ねであるが、財務論での新しい動向は、この作業を企業財務あるいは証券市場関係の諸問題を用いて行うことをいっているように筆者らには思えるからである。そしてさらに注目すべきは、若干遅れ馳せながら、会計学も財務論の新しい成果を通してこうした経済学的洗礼を受けるにいたったということである。そこに経済学、経営財務論、会計学という異なった領域を専攻する若手研究者が、同一の専門委員会に所属して研究会を行うことができた一つの理由がある。いま一つこうした研究会がもてた大きな理由は、いうまでもなく森先生の抱擁力ある指導にあったことはいうまでもない。そうした意味

において、異なった領域の研究者が一同に会して研究する場を与え、指導してくださった森先生に委員会メンバー一同感謝しなければならない。

最後に、森先生に対して今後もかわりない御指導をお願いするとともに、先生が御健勝であられることを専門委員会メンバー一同お祈りするしだいである。

榊原茂樹
山地秀俊

執筆 者 紹 介 (執筆順)

森 昭夫……………姫路獨協大学經濟情報学部 教授
(神戸大学名誉教授)

榊原 茂樹……………神戸大学経営学部 教授

得津 一郎……………神戸大学経営学部 助教授

萩原 泰治……………神戸大学経済学部 助教授

池田 新介……………大阪大学経済学部 助教授

城下 賢吾……………広島経済大学経済学部 助教授

福田 司文……………山口大学経済学部 助教授

桜井 久勝……………神戸大学経営学部 助教授

後藤 雅敏……………神戸大学経営学部 助教授

山地 秀俊……………神戸大学経済経営研究所 助教授

研究叢書(既刊)

第1号	生産と分配に対する貿易効果の分析	片野 彦二著	1961年
第2号	国際貿易と経済発展	川田富久雄著	1961年
第3号	国際私法の法典化に関する史的研究	川上 太郎著	1961年
第4号	アメリカ経営史	井上 忠勝著	1961年
第5号	神戸港における港湾荷役経済の研究 柴田銀次郎・佐々木誠治・秋山 一郎・山本 泰督共著		1962年
第6号	企業評価論の研究	小野 二郎著	1963年
第7号	経営費用理論研究	小林 哲夫著	1964年
第8号	船内労働の実態	佐々木誠治著	1964年
第9号	船員の雇用制度	山本 泰督著	1965年
第10号	国際私法条約集	川上 太郎著	1966年
第11号	地域経済開発と交通に関する理論	野村寅三郎著	1966年
第12号	国際私法の国際的法典化	川上 太郎著	1966年
第13号	南北貿易と日本の政策	川田富久雄著	1966年
第14号	インド経済における所得分配構造	片野 彦二著	1968年
第15号	ラテンアメリカ経済統合の理論と現実	西向 嘉昭著	1969年
第16号	会計情報とEDP監査	中野 勲・大矢知司共著	1972年
第17号	国際収支と資産選択	井川 一宏著	1974年
第18号	経営計測システムの研究 Business & Economic Information Control and Analysis System 定道 宏著		1978年
第19号	日本・オセアニア間の海上輸送とオセアニア主要港の現況 佐々木誠治著		1978年
第20号	計量経済情報システムSTEPS-BEICA 定道 宏・布上 康夫著		1979年
第21号	海上運賃の経済分析	下條 哲司著	1979年

==== 研 究 叢 書 (既刊) =====

第22号	国際法上の船籍論	嘉納 孔著	1981年
第23号	ブラジル経済の高度成長期の研究	西島 章次著	1891年
第24号	資本蓄積課程の分析 —— 理論的枠組とオーストラリア経済への適用 ——	下村 和雄著	1983年
第25号	会計情報公開論	山地 秀俊著	1983年
第26号	企業の国際化をめぐる特殊研究	井上 忠勝・山本 泰督・ 下條 哲司・井川 一宏・山地 秀俊共著	1983年
第27号	海運における国家政策と企業活動	海事経済専門委員会著	1984年
第28号	オーストラリアの金融システムと金融政策	石垣 健一著	1985年
第29号	会計情報公開制度の実証的研究 —— 日米比較を目指して ——	山地 秀俊著	1986年
第30号	配船の理論的基礎	下條 哲司編著	1986年
第31号	仮想電子計算機と計算機言語システム —— 世界計量経済モデル分析システム ——	安田 聖著	1986年
第32号	期待効用理論 —— 批判的検討 ——	伊藤 駒之著	1986年
第33号	アメリカ企業経営史研究	井上 忠勝著	1987年
第34号	反トラスト政策 —— 経済的および法的分析 —— カール ケイゼン・ドナルド F.ターナー共著 根岸 哲・橋本 介三共訳		1988年
第35号	会計情報システムと人間行動	中野 勲編著	1989年
第36号	国際金融経済論の新展開 —— 変動為替相場制度を中心として ——	井澤 秀記著	1989年
第37号	労働市場研究の現代的課題	小西 康生・三木 信一共著	1989年
第38号	香港企業会計制度の研究	中野 勲編著	1989年
第39号	国際比較統計研究モノグラフ 1	能勢 信子編著	1990年
第40号	経済発展と環太平洋経済 西向 嘉昭・石垣 健一・西島 章次・片山 誠一共編著		1991年
第41号	労使問題と会計情報公開	山地 秀俊著	1991年

経営財務と会計の諸問題

(非売品)

姫路獨協大学
経済情報学部教授
神戸大学
名誉教授

編著者 ^{もり}森 ^{あき}昭 ^お夫

神戸市灘区六甲台町2-1

発行所 神戸大学経済経営研究所

印刷 神戸市中央区花隈町21-7
 ㈱桜商会
