

# 投資者の会計情報利用に関する一考察

## —証券アナリストのリスク予測を中心として—

木 本 圭 一

- I 序
- II 実証研究の必要性
- III 調査の概要
  - III-1 研究デザイン—仮説の設定
  - III-2 会計的リスク測定値
  - III-3 証券アナリストによるリスク予測
- IV 分析・解釈・検討
  - IV-1 因子分析（リスク因子の構造の推定）とその解釈
  - IV-2 重回帰分析（リスク因子の意思決定への影響）とその解釈
  - IV-3 仮説の妥当性の検討
- V 結びに代えて

## I 序

近年の会計学研究の大きな枠組の中に、財務報告の基本目的を意志決定有用性<sup>1)</sup>にあるとしそれを基礎として理論を展開していくアプローチがある。例えば、米国の財務会計基準審議会（Financial Accounting Standards

---

1) *AAA, Statement of Accounting Theory and Theory Acceptance*, 1977, pp.10-22（染谷恭次郎訳『会計理論及び理論承認』同文館、1980年、pp.22-48）

Beaver, W. H., "Current Trends in Corporate Disclosure", *Journal of Accountancy*, Jan. 1978, pp. 44-52によれば、会計情報の開示は投資者のニーズから考慮されなければならないことが強調されている。

Board ; F A S B ) による財務会計概念書第 1 号によれば、「財務報告は、現在および将来の投資者ならびに債権者その他の情報利用者が合理的な投資・与信意思決定およびそれに類する意思決定を行うにあたって有用な情報を提供しなければならない。……財務報告は、…(彼らが)…配当または利息により将来受領する現金見込額、その時期およびその不確実性ならびに有価証券の売却、途中償還または満期による現金受領額を事前評価するのに役立つ情報を提供しなければならない。」と、財務報告の基本目的が意思決定有用性にあることを強調している。<sup>2)</sup>

意思決定の諸類型の中で一般に最も強調されるのは投資意思決定である。投資意思決定の要因のうちリスク(上記の表現では不確実性(uncertainty))についてみてみると、会計情報は資本市場における将来の市場リスクについての投資者の予測に役立つ情報を提供することが期待されている。すなわち「会計情報—投資者のリスク予測—市場リスク」という関係が問題とされるわけである。そこでは、企業の公表する会計情報が投資意思決定においてどのように用いられリスク予測されているか—意思決定プロセスの解明—は、投資者のリスク予測が将来の市場リスクを現実にとどれだけ予測できたか—投資者のリスク予測と市場リスクの関係の検証—と共に、意思決定の有用性を考慮する際には重要な問題であり、理論的な考察と共に実証的な研究が必要とされるところである。

本稿では、そのうち前者—会計情報が投資意思決定においてどのように用いられリスク予測されるか—について焦点を合わせ、行動主義的な観点から実証的に調査し分析し考察する。その際に、〈会計情報—投資者のリスク予測—市場リスク〉の関係を単純化し操作可能にしたモデルとして、〈特定の会計的リスク測定値—証券アナリストのリスク予測—市場リスク〉の関係を研究の枠組として用いる。投資者のリスク予測と市場リスクの関係について論究する際には、市場リスクも例えば $\beta$ 値<sup>3)</sup>のような操作可能な代替物を導入する必要がある

2) F A S B , Statement of Financial Accounting Concepts (以下 S F A C と略) No. 1 , Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises , Nov. 1978 , pars. 34 & 37.

3)  $\beta$ 値は効率的資本市場仮説を前提とする資本資産評価モデルの枠組の中で一般に市場リスクの指標として用いられる。その枠組においては、重要な投資戦略は分散投資であり、市場ポートフォリオと同じ比率で分散投資すればもっとも有利な投資と

## 投資者の会計情報利用に関する一考察

が、本稿ではその関係も $\beta$ 値についても直接には考察しない<sup>4)</sup>。したがって、ここでは6つの会計的リスク測定値 (Accounting Determined Risk Measures ; ADRM)<sup>5)</sup>を選択し、それらを用いて証券アナリストがどのようなリスク予測を行うかを彼らに対するアンケートに基づいて調査し考察する。筆者は先に同じデータを用いて分析しているが(以下「先の研究」という)、

---

なる。 $\beta$ 値は市場全体の投資収益率の変動に対する個別証券投資収益率の変動の割合を示しており、 $\beta$ 値が1より大きい証券は市場全体に比べて変動性が高くリスクが大きいのに対し、 $\beta$ 値が1より小さい証券はリスクは小さいといえる。

Fisher, D. B. and Ronald J. J., *Security Analysis and Portfolio Management*, 3rd ed. (Prentice-Hall Inc., 1983). (津村英文監訳、日本証券アナリスト協会訳『証券分析とポートフォリオ管理』、白桃書房、昭和62年、p. 109)

なお、上掲訳書 p. 207にはわが国でいえば会社四季報にあたるような“Value Line”の報告書に $\beta$ 値が記載されていることが示されているが、その事実によって $\beta$ 値というものが一般的な投資戦略に考慮されていることをうかがいすることができる。同様のことは次の文献も参照。これには、 $\beta$ 値を記載している専門業者のレポートとして“Value Line”の他に3誌が掲げられている。

Sharpe, W. F., *Investment*, 2nd ed., (Prentice-Hall Inc., 1987) (小野二郎他監修、日本証券アナリスト協会訳『現代証券投資論』日本証券アナリスト協会、昭和58年 p. 737)

- 4) なぜなら、市場リスクの指標として $\beta$ 値を用いる場合、その $\beta$ 値の有効性が疑わしいときには、リスク予測と市場リスクとの関係を検証するのに用いるのは適当ではない。後述するように、わが国においては $\beta$ 値の有効性は疑わしいという見解が一般的である。その見解を支持する実証結果については、佐藤周稿「日本における $\beta$ リスクの実証研究」『経済理論』和歌山大学、199号、p. 65、pp. 74-75を参照。また $\beta$ 値は個別証券についてはリスク評価の指標として有効ではなく、多数証券ポートフォリオにおいて有効であるという見解については、青山護稿「リスクの評価について」『経済学研究』東京大学、1979年10月、p. 48を参照。

なお、本稿で対象とした企業25社の $\beta$ 値についてみると、将来の $\beta$ 値(翌年1年間)が水準5%で有意であったのは半数以下であった。 $\beta$ 値が有意であるとはいえないとすれば、市場リスクの指標としてどのようなものを用いるかはこの種の研究にとって今後の大きな課題である。

- 5) 会計的リスク測定値の選択は下記の文献による。

Farrelly, Gail E., Kenneth R. Ferris and William R. Reichenstein, “Perceived Risk, Market Risk, and Accounting Determined Risk Measures” *The Accounting Review*, (April 1985), pp. 278-288.

上記の文献の理論的根拠は、次の文献による。

Beaver, W. H., P. Kettler and M. Scholes, “The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures”, *The Accounting Review* (October 1970), pp. 654-682.

今回の分析はそれをさらに発展させたものである<sup>6)</sup>。それについて分析するに先だって、まず次節において会計上の基礎概念研究と実証研究の相互補完的な役割から実証研究の必要性について考察する。そうすることによって本稿における実証研究の意義および位置づけが明らかになるからである。

その後、本稿の研究デザイン—仮説の設定、会計的リスク測定値、予測リスクについて説明し、それらの実証結果について分析・解釈し仮説の妥当性の検討を行った上で、最後にそれらから得られる意義について述べ、本稿の結論としたい。

## II 実証研究の必要性

財務会計上の諸問題を考察する際あるいはそれについて討論する際には、その考察あるいは討論に用いる理論が依拠している概念ないし概念構造はいかなるものかを明確にしておくことは重要である。

会計学説史上、さまざまな概念構造があったと思われるが、1960年代から特に脚光を浴びてきたアプローチとしていわゆる意思決定有用性アプローチがある<sup>7)</sup>。これは概念構造の基礎として財務会計の基本目的が情報利用者の意思決定に有用な情報の提供にあるとし、そこから関連する諸概念を導きだそうとするアプローチである。それには有名なものとして、

- アメリカ会計学会 (American Accounting Association ; AAA) による

---

6) 本稿と同じデータを用いて、利用者の意思決定プロセスを考察した文献として、増谷裕久、平松一夫、木本圭一共稿「会計情報と投資者のリスク予測」『情報処理研究』No. 2、関西学院大学、1987年3月、pp. 1-10参照。

さらに、〈会計的リスク測定値—証券アナリストのリスク予測— $\beta$ 値〉の枠組による分析は、1987年5月23日、第46回日本会計研究学会統一論題報告「会計情報の有用性」において、平松一夫教授によって「証券アナリストによる投資リスク予測と会計情報」と題して報告されている。その要旨『会計』1987年10月号に掲載される予定であるのでそれを参照。

7) Staubus, G. J., *A Theory of Accounting to Investors*, 1961 (Reprinted 1971 Scholars Book Co.), pp. 8-9 (高尾裕二訳『ストラス投資者のための会計理論』白桃書房、昭和61年、pp. 10-11)によれば、それまでのどのような権威ある会計理論書も会計情報の利用者は投資者であるとみなすものは若干あるが、投資者の意思決定に役立つ情報提供が会計の目的であるという前提からそれに必要な情報を検討し理論を積み上げているものは皆無であることが指摘されている。

## 投資者の会計情報利用に関する一考察

『基礎的会計理論 ( *A Statement of Basic Accounting Theory*, 1966 ) 』、

- アメリカ公認会計士協会 ( American Institute of Certified Public Accountants ; AICPA ) による

『財務諸表の目的 ( *Objectives of Financial Statements*, 1973 ) 』、

- FASBによる

『財務会計概念書 ( *Statements of Financial Accounting Concepts*, 1978-1985 ) 』<sup>8)</sup>

等が掲げられる。中でも最後に掲記した『概念書』シリーズは、最新のものであり、現在米国における会計基準設定団体であるFASBが経済的、人間的に多くの努力をもって取り組んできた成果であり<sup>9)</sup>、日米両国において多くの関連文献が刊行されているのをみても<sup>10)</sup>、注目に値するものであると思われる<sup>11)</sup>。

意思決定有用性アプローチは、AAAの『会計理論及び理論承認 ( *Statement of Accounting Theory and Theory Acceptance*, 1977 ) 』によれば、図1のように、意思決定モデルを強調するものと意思決定者を強調するものに識別され、『基礎的会計理論』や『財務諸表の目的』は前者に分類されている。さらに、意思決定者を強調するアプローチは、利用者個人の行動に焦点を合わせるいわゆる「行動会計研究」と全体市場レベルに焦点を合わせるいわゆる<sup>12)</sup>「会計情報—資本市場研究」に分けられている。

---

8) 『概念書』として現在、置き換えられ無効となっている1つを含めて6つの報告書が公表されている。これらについては、別の機会に検討する予定である。

9) Anthony, Robert N., "We don't have the accounting concepts we need" *Harvard Business Review*, Jan.-Feb. 1987 p. 75.

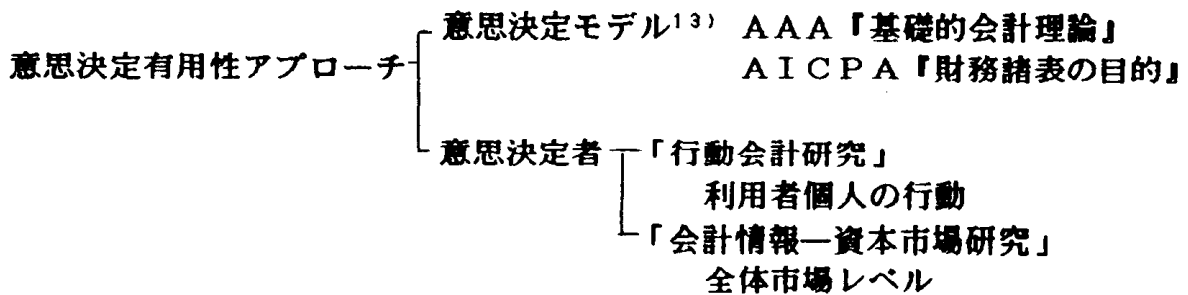
10) 『概念書』に関連する日米の文献の一覧は、広瀬義州稿「FASB概念構造プロジェクト研究資料(文献目録)」『早稲田商学』第322号、昭和62年3月、pp. 157-200を参照。

11) 概念書に関する卑見については、拙稿「FASB概念フレームワークに関する一考察—概念書第5号を中心として—」『関西学院商学研究』関西学院大学大学院商学研究科研究会、第19号、pp. 55-72を参照

12) AAA, *op. cit.*, 1977, p. 10 (染谷恭次郎訳、前掲訳書、1980年、pp. 22-23)。

はやくから「会計情報—資本市場研究」を提唱していた文献として、次の文献を参照。Ball, R, and P. Brown, "Portfolio Theory and Accounting", *Journal of Accounting Research*, Autumn 1969, pp. 300-323.

図1 意思決定有用性アプローチの類型



『概念書』は『会計理論及び理論承認』より後に刊行されているので、AA Aからみればどう分類されるかは明らかではないが、単見によれば、前二書に比して『概念書』は単に意思決定モデルアプローチのみに分類されるのではなく、後者の意思決定者アプローチも考慮したアプローチであるといえる。

すなわち『概念書』においては、会計目的を意思決定に有用な情報の提供であるとし、主たる外部利用者を投資者と仮定して、その意思決定は投資ポートフォリオ理論および効率的資本市場仮説<sup>14)</sup>とする予測コスト、予測リス

13) 第46回日本会計研究学会統一論題報告「会計情報の有用性」における大塚宗春教授による「株価・会計情報研究の方法と問題点」と題された報告によれば、意思決定モデルはさらに意思決定プロセスと有用情報規準に分けられているが、本稿では『会計理論および理論承認』はその二者は意思決定モデルの細分類として示しているのではないと解釈している。

14) このことは、『概念書』の前提となる次の公表物で論じられている。

FASB, *Tentative Conclusions on Objectives of Financial Statements of Business Enterprises*, Dec. 1976, pars. 108-111. FASBのこの考え方に対する見解については、Beaver, W. H., *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, (Prentice-Hall Inc., 1981). pp. 176-177 (伊藤邦雄訳『財務報告革命』白桃書房、昭和61年p. 218)を参照。

さらに、Deitrick, J. W. and Walter R. H., "EMH, CMR and the accounting profession" *Journal of Accountancy*, Feb. 1984, p. p. 94によれば、効率的資本市場仮説や資本市場研究は1960年代から会計研究の一分野となってきたものであり、効率的市場仮説は証券価格と会計情報との関係を記述する総括的な概念であると述べられている。あるいはまたBeaver, W. H., "What should be the FASB's objectives?" *Journal of Accountancy*, Aug. 1973, p. 49-59によれば、効率的資本市場仮説の枠組の中

## 投資者の会計情報利用に関する一考察

ク、予測リターンを評価することであると捉えている<sup>15)</sup>。その論理はアプローチの類型における「会計情報—資本市場研究」と密接に関係しているのである。

米国におけるその研究分野の発展は、理論だけで投資ポートフォリオが論じられているだけではなく、現実の投資機会においてもポートフォリオ戦略がとられているということと無関係ではない<sup>16)</sup>。したがって、わが国における財務会計の基礎概念の研究の際に、そのような状況をふまえ、はたして現実に投資ポートフォリオ戦略が理論をともなっているのかどうかを考察する必要があると思われる<sup>17)</sup>。

その際共に考えられねばならないことは「行動会計研究」の立場であると思われる。なぜならわが国において、前述のような考察がなされた場合、米国型の会計情報—資本市場研究が適用できないとき、その相違はそれら市場を構成する意思決定者の意思決定プロセスの相違に起因していると考えられ、その意思決定プロセスの解明には行動会計研究がどうしても必要となってくるからで

---

でなされる研究の必要性、特にFASBによってなされるべき必要性が強調されている。

15) FASB, *SFAC No. 1*, pars. 12-16.

Beaver, W. H., *op. cit.*, pp. 170-172 (伊藤邦雄訳、前掲訳書、pp. 210-212)

16) このあたりの実情については、井手正介著『アメリカのポートフォリオ革命』日本経済新聞社、昭和61年に詳しい。

17) Deitrick, J. W. et al, *op. cit.*, pp. 84-86によれば、下記の論文を評して、著名な会計士であるWyattが効率的資本市場について誤解に基づいて論じていると指摘している。併記した質問状“Letters to editor”もWyattについて同様に指摘している。これらのことから、この理論の理解が困難であり、わが国への適用が容易ではないことを知ることができる。

Wyatt, A. R., “Efficient market theory: its impact on accounting” *Journal of Accountancy*, Feb. 1983, pp. 56-65 and Carter W. “Letters to editor” *Journal of Accountancy*, June. 1983, pp. 122-124

わが国における会計情報—資本市場研究（特に会計情報と市場 $\beta$ の関係については）下記の文献を参照。

小野二郎稿「わが国証券経済における会計ベータと市場ベータの関連」『日本の経営財務の解明』（中央経済社）所収、1982年9月、pp. 143-158.

青山護稿「会計情報と投資家行動—市場ベータと会計ベータの対応関係を中心として—」『ビジネスレビュー』Vol. 33, No. 1, 1985年11月、pp. 77-87.

山地秀俊稿「証券市場における企業評価」『証券経済』156号、1986年7月、pp. 154-172.

ある。そしてわが国における会計情報—資本市場研究の成果から米国型の会計情報—資本市場研究をそのままでは適用できないという認識が生じてきている<sup>18)</sup>。しかしわが国における会計学の実証研究において、意思決定者アプローチの類型のうち行動会計研究はほとんどなされていない<sup>19)</sup>。そのような意味で行動会計的な実証研究はこれから必要とされるであろうし、その研究が蓄積されていくに従って上述したように基礎概念と相互関連的な意味あいも増してくるのである。

それでは次節において、実証研究の分析・解釈に先だって、調査の概要について説明する。

### Ⅲ 調査の概要

#### Ⅲ-1 研究デザイン—仮説の設定

本稿では、株式市場から得られる投資リターンについてのリスクを投資者が予測する際に、会計的リスク測定値をどのように用いているのかについて、行動会計的な観点から実証的に調査し、分析し、考察する。後に述べる分析の必

---

18) 第46回日本会計研究学会統一論題報告「会計情報の有用性」およびその円卓討論会において、参加者の共通の認識として特に $\beta$ 値の有意性がわが国においては疑わしいということであった。したがってどの報告者も米国の分析方法をそのまま適用するのではなくわが国独自の工夫が必要であると主張されていた。(司会者；石塚博司、発表者；大塚宗春、國村道雄、香村光雄、平松一夫、上記の言及をされた質問者；桜井久勝、孫 栄徳、山地秀俊)

19) ただ、効率的市場仮説に基づく会計情報—資本市場(株価)研究はその基礎学問である経済学と密着しているのに比して、行動会計研究はその基礎学問である心理学(社会心理学)と距離がある点に注意する必要がある。

Thomas R. Hofstede, "Behavioral Accounting Research: Pathologies, Paradigms and Prescriptions," *Accounting, Organizations and Society*, No. 1 (1976), p. 46.

また、行動主義的実証研究にその基礎的学問の必要性を強調した文献として以下の文献を参照。下記の文献に、前述の『会計理論および理論承認』は行動会計研究の説明の多くを委ねている。

Thomas R. Dyckman, Michael Gibbins and Robert J. S., "Experimental and Survey Research in Financial Accounting: A Review and Evaluation" in *The Impact of Accounting Research on Practice and Disclosure*, eds. A. Rashad Abdel-khalik and Thomas F. Keller (Durham, N. C.: Duke University Press, 1978) pp. 87-90.



## 投資者の会計情報利用に関する一考察

要上、(A)会社名のみでリスク予測をするグループと、(B)会計的リスク測定値のみでリスク予測をするグループの2グループを用意した。以下本文中で、前者をAグループ、後者をBグループという。

分析に際して、会計情報と意思決定者の意思決定には以下のような関係があるという仮説を設定する(図2参照)。会計情報は企業の経済活動の認識可能部分を表明したものであり、会計情報には企業活動を特徴づける直接的には認識不可能な因子が反映されている。投資意思決定者はそのような因子が会計情報に反映していることを明示的にか暗黙的にかいずれかで知っており、そのことを前提として意思決定を行う。特に本稿でとりあげるような会計的リスク測定値(ADRM)といった指標は、リスクを構成する因子を反映していると考えられ、指標を投資意思決定者に示して、当該企業のリスクを予測してもらったとすれば、その因子構造を前提に意思決定を行うであろう。その際、投資意思決定者は現実にリスク予測するプロセスでは6つの指標全てを用いるとは考え

図2 分析の枠組

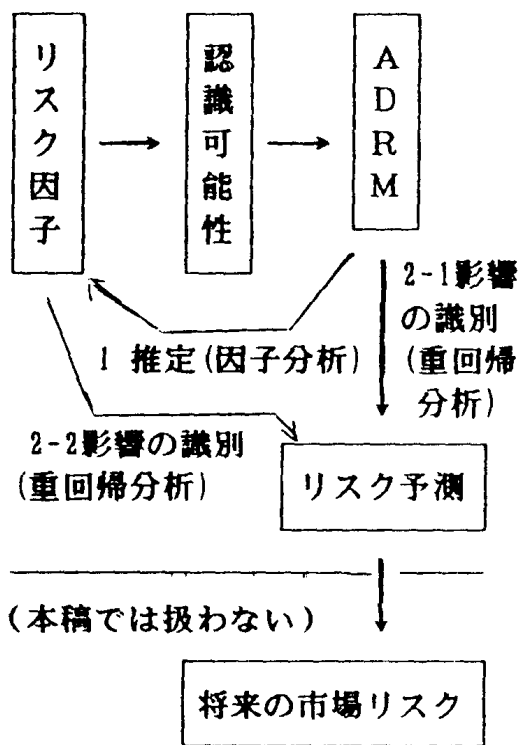
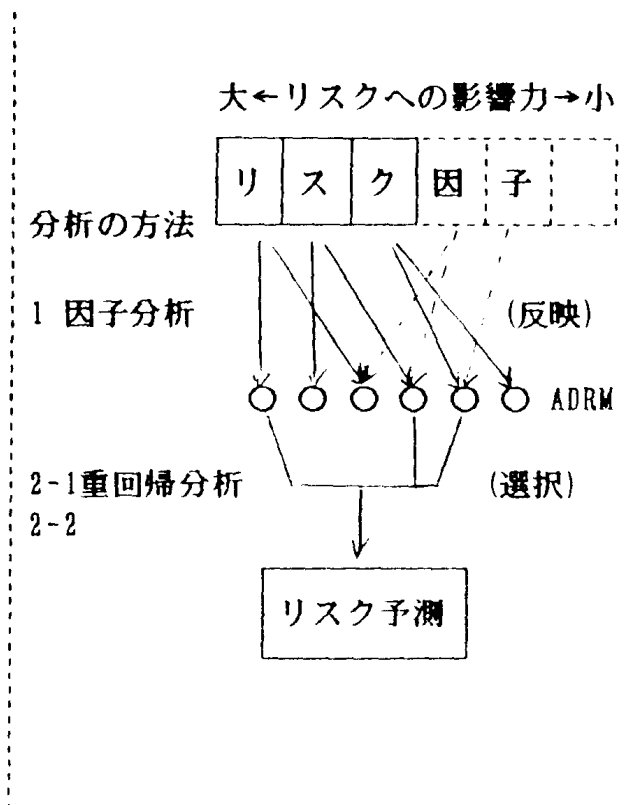


図3 仮定した意思決定プロセス



られず、<sup>20)</sup> そのうちからその因子を最もよく表す指標を選択して用いると考えられる(図3参照)。それらのことからすれば、仮定した意思決定プロセスは、直接に指標を示したBグループについてのみ成立し、指標を示さないAグループについては成立せず異なる結果となることが予想される。

上記の仮説のもとに、Farrellyの研究データ<sup>21)</sup>も併せて、以下の分析を行う。

1. 因子分析。<sup>22)</sup> 企業のリスクを構成する因子を推定するのに因子分析を用いる。

20) Bグループにおいては、6つの会計的リスク測定値のうち1つ~3つだけを用いているアナリストがほとんどであり、特定の会計的リスク測定値に注目してリスク予測を行っているといえるのである。増谷裕久、平松一夫、木本圭一共稿、前掲論文、pp. 6-10.

21) Farrelly et, al., *op. cit.*, pp. 278-288. Farrellyの研究では、2-1の分析が行われているのみであるので、その研究のデータを用いて2-2の分析を本稿において行う。

22) 因子分析とは、互いに相関のある変量(特性値)の持っている情報を、少数個の潜在的な“因子”に縮約する一つの統計的方法である。いま、 $p$ 個の変量 $z_1 \sim z_p$ が $n$ 個体について観測されている時、 $z_1 \sim z_p$ 間の相関を説明するため、 $m$ 個の因子を考えると次のようなモデルが想定される。

$$z_{1i} = a_{11}f_{1i} + \dots + a_{1m}f_{mi} + e_{1i}$$

$$\dots \dots \dots \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$z_{pi} = a_{p1}f_{1i} + \dots + a_{pm}f_{mi} + e_{pi}$$

ここで、 $f_{ki}$ は共通因子 $f_k$ の個体 $i$ の因子得点、 $a_{jk}$ は変量 $z_j$ に因子 $f_k$ がどれだけ反映するかを表す因子負荷量、 $e_{ji}$ は変量 $z_j$ 固有の変動を表す独立因子の得点である。共通因子 $f_1, \dots, f_m$ はそれぞれ平均0、標準偏差1、独立因子 $e_1, \dots, e_p$ は平均0、また共通因子 $f_1, \dots, f_m$ と独立因子 $e_1, \dots, e_p$ あるいは独立因子相互間は互いに無相関と仮定される。このモデルで、共通因子 $f_1, \dots, f_m$ が互いに無相関という仮定のもとで得られる解を直交解といい、その場合、上式より、

$$\sigma_{jj} = V(z_j) = a_{j1}^2 + \dots + a_{jm}^2 + d_j^2$$

$$\sigma_{jj}' = COV(z_j, z_j') = a_{j1}a_{j1}' + \dots + a_{jm}a_{jm}'$$

を得る。ここに、 $\sigma_{jj}$ は変量 $z_j$ の分散、 $\sigma_{jj}'$ は変量 $z_j$ と $z_j'$ との共分散である。

さらに、

$$a_{j1}^2 + \dots + a_{jm}^2 = \sigma_{jj} - d_j^2$$

である。この量は、共通性と呼ばれ、変量 $z_j$ の分散のうち共通因子によって説明される部分を表す。(文中の解は主成分解を用いているので解釈は若干異なる。)

田中豊・脇本和昌著『多変量統計解析法』(現代数学社、1985年) pp. 178-199. 奥野忠一他著『多変量解析法』(日科技連、1985年) pp. 324-372.

特にSASにコマンドについては、竹内啓監修『SASによるデータ解析入門』(東京大学出版会、1987年)を参照。

## 投資者の会計情報利用に関する一考察

実際に因子分析を行うのに以下の手順にしたがう。

- 1) 因子数の決定（モデルの同定）
  - 2) 因子負荷量の推定と因子の解釈（因子軸の回転を伴う）
  - 3) 因子得点の推定とその利用
2. 重回帰分析<sup>23)</sup>。因子得点および会計的リスク測定値を独立変数として、以下の1)、2)それぞれについて、A・B各グループの差異を考慮しながら重回帰分析を行う。

- 1) 因子得点を独立変数とする。因子分析で推定された因子得点を独立変数とし意思決定者の予測リスクを従属変数とする重回帰分析を行い、どの因子によって意思決定を行ったかについて明らかにする。
- 2) 会計的リスク測定値を独立変数とする。同じデータを用いた「先の研究」では上記のような仮説を用いず、直接会計的リスク測定値を独立変数とし予測リスクを従属変数とする重回帰分析を行っている<sup>24)</sup>ので、その分析結果を利用してどの指標を用いたかを識別する。

以上のような分析を行った上で仮説の妥当性について検討する。

- 
- 23) 重回帰分析とは、線形モデルの一つで、ある変数の値を他の変数の線形方程式（一次式）によって予測しようとするものである。すなわち二つ以上の独立変数（説明する変数） $x_1$ 、 $x_2$ 、 $\dots$ 、 $x_p$ を同時に使って従属変数（説明される変数） $y$ を予測する。一般にそのモデルは、

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p + \varepsilon \quad (\varepsilon \text{は誤差項})$$

と表すことができる。重回帰分析のモデルとは、このように独立変数の重みつき合成得点の形で従属変数を予測することにほかならない。各独立変数にかかる重み $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\dots$ 、 $\beta_p$ を偏回帰係数、 $\alpha$ を切片という。偏回帰係数は、（仮想的に）他の $p-1$ 個の独立変数の値を一定にして、ある独立変数の値を1単位増加させたときの従属変数の増分を表す。

標本から推定されたパラメータ $\alpha$ 、 $\beta_1$ 、 $\dots$ 、 $\beta_p$ の値を $a$ 、 $b_1$ 、 $\dots$ 、 $b_p$ とし、モデルによる予測値を $\hat{y}$ 、残差を $e$ とすれば、

$$\hat{y} = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_p x_p + e$$

$$e = y - \hat{y}$$

となる。偏回帰係数と切片は、残差の二乗和が最小になるように決定する。

重回帰分析において、従属変数 $\hat{y}$ と予測値 $y$ との相関係数を重相関係数（あるいは単に相関係数）といい、この値の二乗はモデルの寄与率を表す。

竹内 啓監修、前掲書、pp. 151-165.

田中 豊・脇本和昌著、前掲書、pp. 2-47.

奥野忠一他著、前掲書、pp. 25-152.

- 24) 増谷裕久、平松一夫、木本圭一共稿、前掲論文、pp. 5-6.

### Ⅲ－２ 会計的リスク測定値

会計情報から得られる会計的リスク測定値として以下の6つの指標を用いた。

- 1) 配当性向：一株当り現金配当／一株当り利益（1984年度）
- 2) 流動比率：流動資産／流動負債（1984年度）
- 3) 資産規模：総資産額（単位 千億円）（1984年度）
- 4) 資産成長：5年間の資産成長率（1984年度の総資産／1980年度の総資産）
- 5) 自己資本比率：自己資本／総資産（1984年度）
- 6) 利益の変動性：1981年から1985年にわたる株価収益率の標準偏差

会計的リスク測定値は、Farrelly の研究<sup>25)</sup>で用いられたものに、若干の修正を加えて調査した。すなわちその研究では、3)の資産規模は総資産額の自然対数、4)の資産成長は成長率の自然対数となっているものを、それぞれ絶対対数とした。また、5)の自己資本比率は、その研究のレバレッジ（他人資本／総資産）に相当するものであり、6)の利益の変動性において、株価収益率とは、1981年から1985年の5年間にわたる各年間の株価（2週間ごと、年間約26）を直近の各期末の一株当り当期純利益で割ったものであり、それを5年間通してプロットしたときの標準偏差を利益の変動性として表した。

会計的リスク測定値は1980年度から1984年度の会計期間についての公表財務諸表から作成した。実際の作成に当たっては、関西学院大学情報処理センターのHITAC 280-D上において、日経NEEDS-MICROとその処理システム関西学院大学NEEDS-MICROを用いた。そして分析には、統計パッケージSAS（Statistical Analysis System Version 5.16）を用いた。

---

25) Farrelly et. al., *op. cit.*, p. 288.

実際の送付に当たっては、1), 2), 4), 5), は%, 3)は億円で示されている。本研究における変数の定義は、アナリストの理解可能性を考慮して行ったものである。そのために、Farrellyの用いた変数の定義と異なっている。その他、Farrellyの研究では、利益の共分散性として、市場PER（price-earnings ratio 株価収益率）と個別証券PERとの回帰による $\beta$ 値を7つめの会計的リスク測定値としているが、それは除いた。

## 投資者の会計情報利用に関する一考察

### Ⅲ-3 証券アナリストによるリスク予測

アンケートは、日本証券アナリスト協会の証券アナリスト750人をランダムに選び、そのうち半数の375人に25社の会社名のリストを送付した（Aグループ）。残りの375人に25社の各々について計算された会計的リスク測定値のリストを送付した（Bグループ）。リストの25社は東証一部上場企業から各業種別に2-3社ずつランダムに選んだ。送付期日は1986年1月24日であった。

アンケートには、A・B両グループとも25社の各々のリスクを1（低い）から10（高い）の尺度で、評価されたい旨を記した。そのリスクとは、当該株式を十分なポートフォリオに組み入れる際に評価される予測リスクである。したがって、Aグループは、会社名からその会社の予測リスクを25社それぞれについて評価するように要求され、Bグループは、会社名は記されていないのでその会社の会計的リスク測定値の数値のみから同様に評価するよう要求されることになる。アンケートの書式は図4のようなものである。

図 4 アンケートの書式

Aグループへのアンケート					Bグループへのアンケート					
会社名	低	リスク	高		会計リスク測定値			低	リスク	高
鹿島建設	1	2	3	... 9	(1)...	(5)	(6)	1	2	3
積水ハウス	1	2	3	... 9	0.51	0.18	4.21	1	2	3
:										
:										

回答には2週間の期限を定めていたが、期限内に得られた完全な回答（いくつかの会社について記し忘れていた回答があったのでそれは不完全な回答として除く）は、Aグループについては119通、Bグループについては84通あった。各社についての会計的リスク測定値の数値及びA・B各グループの予測リスクの平均は表1に掲げた通りである。なお分析は「利益の変動性」が異常に大きかった3社を除き<sup>26)</sup>22社で行った。

26) 表1では異常の見られた3社の「利益の変動性」の数値は示していない。

表 1 資料の要約

会社名	A1	A2	A3	A4	A5	A6	PRMA	PRMB
鹿島建設	0.51	1.08	10.965	1.12	0.18	4.21	4.411	5.107
積水ハウス	0.47	1.42	3.195	1.36	0.28	6.23	4.924	4.845
明治製菓	0.62	1.82	1.712	1.17	0.52	9.50	4.571	5.321
ハウス食品工業	0.32	1.89	1.115	1.47	0.58	1.29	4.798	3.167
帝人	0.34	1.09	4.498	1.01	0.29	5.77	5.034	5.698
ワコール	0.29	2.10	1.125	1.27	0.69	1.78	4.966	3.095
王子製紙	0.22	0.99	3.851	1.04	0.30	7.53	4.815	6.107
十條製紙	0.30	0.98	3.772	1.13	0.17	8.71	5.076	6.690
ダイセル化学工業	0.28	0.96	1.685	1.16	0.29	5.92	5.647	5.989
塩野義製薬	0.32	2.62	1.930	1.37	0.64	5.84	5.143	3.488
資生堂	0.19	1.10	3.091	1.43	0.49	3.06	4.370	3.607
旭硝子	0.31	1.35	5.954	1.30	0.46	5.83	4.479	3.952
日本板硝子	0.34	1.32	1.882	1.25	0.37	7.73	5.353	5.226
川崎製鉄	0.70	1.04	1.949	1.13	0.17	--	4.933	8.048
日本軽金属	0.00	1.24	3.303	0.91	0.11	14.43	6.815	8.023
住友電気工業	0.39	1.46	4.385	1.25	0.34	12.95	4.924	5.631
リョービ	0.49	1.40	0.644	1.26	0.40	4.65	5.655	4.988
久保田鉄工	0.71	1.55	6.289	1.15	0.42	10.95	4.899	5.857
ブラザー工業	0.29	2.40	1.600	1.78	0.50	5.45	5.580	3.643
富士通	0.18	1.33	13.844	2.45	0.35	6.07	4.605	3.560
シャープ	0.24	1.05	7.874	2.03	0.41	6.09	4.681	4.048
本田技研工業	0.31	1.01	9.639	1.45	0.42	--	4.470	6.286
ヤマハ発動機	0.00	0.99	2.290	1.14	0.14	9.74	5.941	7.714
大丸	0.00	1.02	2.367	1.28	0.19	--	5.706	8.655
ダイエー	0.67	0.85	7.693	1.12	0.18	5.73	5.933	6.369

A1-A6 = 会計的リスク測定値の1)から6)までの各々の数値  
 PRMA = Aグループの予測リスクの平均  
 PRMB = Bグループの予測リスクの平均

それでは次節において、得られた資料について因子分析と重回帰分析を行う。すなわち、因子分析によってリスクの因子構造を推定し、重回帰分析によってそれら因子のリスク予測への影響を識別する。

#### IV 分析・解釈・検討

##### IV-1 因子分析（リスク因子の構造の推定）とその解釈

###### 1) 因子数の決定

因子数の決定方法として仮説検定や情報量基準を用いる方法なども知られているが、本稿では原則として実用上よく利用される「固有値 $\geq 1$ 」基準を用いる。<sup>27)</sup>この基準は、因子がいくつかの変量から合成される総合的指標であるから

27) 田中豊・脇本和昌著、前掲書、p. 185.

## 投資者の会計情報利用に関する一考察

には、もとの変量の1個分以上の情報を持っているべきであるという考え方による。ただしその基準による因子数で累積寄与率が60%を越えない場合には、たとえ固有値が1未満であっても、60%を越えるまで因子数を増やすことにした。表2に示すように、因子3は1.0824で固有値1を越えており、因子4は

表2 因子の固有値と寄与率（日本22社）

因子	1	2	3	4	5	6
固有値	<u>2.3023</u>	<u>1.5260</u>	<u>1.0824</u>	<u>0.7440</u>	0.2005	0.1448
寄与率	0.3837	0.2543	0.1804	0.1240	0.0334	0.0241
累積寄与率	0.3837	0.6380	<u>0.8184</u>	0.9425	0.9759	1.0000

0.7440で1を越えていないので、因子数は3つに決定する。3因子による累積寄与率は0.8184であり、これは3因子によって全体の変量の81.84%が説明されることを表している。なお、初期解は主成分解をとっている。

### 2) 因子負荷量の推定ならびに座標軸の回転および因子の解釈

因子負荷量は初期解のままでも解釈は可能であるが、より各因子の特徴を際立たせるためにバリマックス法によって座標軸の回転を行った。それは表3に示されている（初期解は省略）。これ以降も、因子負荷量はバリマックス回転後の値のみを示す。<sup>28)</sup>

表3によって、バリマックス回転後の因子負荷量の大きいものをみってみる。

- 因子1は、流動比率と自己資本比率が大きく正であり（0.8562および0.9521）。利益の変動性は負であるが小さくはない（-0.5957）。
- 因子2は、資産規模と資産成長が大きく正である（0.8354および0.8199）。
- 因子3は、配当性向が大きく正である（0.9789）。

因子1は、この因子が大きければ大きいほど、一般に安全性を示すといわれる流動比率と自己資本比率が大きく、利益の変動性が小さくなるということ

28) 田中豊・脇本和昌著、前掲書、pp. 192-194.

表3 因子負荷量(日本22社)

	因子負荷量(バリマックス回転後)			共通性
	因子1	因子2	因子3	推定値
配当性向	0.1015	-0.0199	<u>0.9789</u>	0.9689
流動比率	<u>0.8562</u>	-0.1738	-0.0067	0.7633
資産規模	-0.4018	<u>0.8354</u>	0.1941	0.8970
資産成長	0.3664	<u>0.8199</u>	-0.2730	0.8809
自己資本比率	<u>0.9521</u>	-0.0031	0.0563	0.9097
利益の変動性	<u>-0.5957</u>	-0.3499	-0.1167	0.4909
因子の固有値	2.3004	1.5231	1.0872	<u>4.9107</u>

あり、このことより因子1は安全性の因子であると解釈できる。因子2は、因子1においてはあまり大きくなかった企業の規模を示す資産規模とそれに関連する資産成長が大きいので、規模の因子であると解釈する。常識的には規模が大きければ相対的な成長の度合というものが小さくなるので、同じ因子によって資産規模と資産成長について同じ符号の同じ位の大きさの因子負荷量では説明されないと考えられるのであるが、分析の結果はそうではないことを示している。因子3は、配当性向が大きく正でそれ以外の会計的リスク測定値はかなり小さいので、利益処分政策の因子と言えそうである。

表3には参考のため、バリマックス回転後の3因子の固有値と各会計的リスク測定値に対する3因子による共通性推定値も併せて示している。固有値と共通性推定値はいわば説明する側と説明される側の関係にある数値であるのでその合計(4.9107)は当然に一致する。表3によれば、3因子によってもっとも説明されていない利益の変動性においても約49%の共通性を有しているおり、それ以外の会計的リスク測定値は70%から100%近い共通性を有しているので、3因子によって会計的リスク測定値はよく説明されているといえる。

この22社のデータがわが国において特異なものではないことを示すために、



## 投資者の会計情報利用に関する一考察

表4の左半分に22社の5変数の因子負荷量、右半分に日経NEEDS－MICRO 2619社（東証一部上場企業および非上場の有力企業）の5変数の因子負荷量を示した。5変数としたのは2619社の株価を入力できないので、利益の変動性の指標が作成できなかったためである。表4から明らかなように、22社の因子構造は、2619社の因子構造とほぼ同じであり、22社は上場企業・有

表4 因子負荷量の比較（日本）

	22社の因子負荷量			2619社の因子負荷量		
	因子1	因子2	因子3	因子1	因子2	因子3
配当性向	0.0934	-0.0269	<u>0.9858</u>	0.0275	0.0192	<u>0.9865</u>
流動比率	<u>0.9268</u>	-0.0524	0.0422	<u>0.7365</u>	-0.0658	-0.0850
資産規模	-0.4372	<u>0.8262</u>	0.2176	-0.2400	<u>0.8101</u>	0.0859
資産成長	0.3405	<u>0.8718</u>	-0.2333	0.3996	<u>0.6080</u>	-0.0808
自己資本比率	<u>0.9413</u>	0.0545	0.0728	<u>0.7964</u>	0.0528	0.1342

力企業全体と比べて特異ではないということがいえると共に、逆にその2619社について前述の因子構造についての解釈が成立する。

以上のような分析をFarrellyの研究によるデータ<sup>29)</sup>を用いて行ってみよう。途中の経過を省略し、表5によって因子負荷量をみしてみる。

- 因子1は、配当性向と資産規模が共に正で大きい（0.7710と0.8574）。
- 因子2は、流動比率が負で、レバレッジが正で大きい（-0.7455と0.7957）。
- 因子3は、資産成長が正で、利益の変動性が負で大きい（0.7210と-0.6798）。

因子2はわが国における因子1に該当するようであるが、符号が正負逆の関係にあるので、危険性の因子と解釈できる。他の2因子は全く異なった様相をみせている。わが国との大きな相違点は、資産規模と資産成長は別の因子で説明される点である。それに伴い、資産成長と利益の変動性が因子3によって説明されている。

29) Farrelly et. al., *op. cit.*, pp. 278-288.

表5 因子負荷量(米国19社)

	因子 1	因子 2	因子 3
配当性向	<u>0.7710</u>	0.0337	0.0810
流動比率	-0.2244	<u>-0.7455</u>	0.3112
資産規模	<u>0.8574</u>	0.0045	-0.0624
資産成長	0.0069	0.2280	<u>0.7210</u>
レバレッジ	-0.1484	<u>0.7957</u>	0.3074
利益の変動性	-0.0262	0.1793	<u>-0.6798</u>

### 3) 因子得点の推定とその利用

以上のように、因子の解釈が行われるわけであるが、つきには各企業が、各因子をどれだけ有しているかを表す因子得点の推定が必要となる。この因子得点が求めれば、A・B各グループの予測リスクの平均値を従属変数とし、3因子の因子得点を独立変数とする重回帰分析を行うことができる(因子得点の値は省略)。各企業の因子得点は、「先の研究」における会計的リスク測定値の数値(表1にかかげたA1からA6の数値)に代わるものである。

## Ⅳ-2 重回帰分析(リスク因子の意思決定への影響)とその解釈

### 1) 因子得点を独立変数とする重回帰分析

因子得点を独立変数として重回帰分析を行った結果が、表6に示されている。表6によれば、意思決定に影響を及ぼしているといえる因子はAグループにおいては、因子2の規模の因子である。Bグループにおいては、因子1の安全性の因子と因子2の規模の因子であり、因子3の利益処分政策の因子はどちらのグループにおいても影響しているとはいえない。影響している各因子の係数の符号はいずれも負であり各因子が大きければ大きいほどリスクを小さく予測することを示している。

Farrellyのデータを重回帰分析した結果を表7に示している。因子1の

投資者の会計情報利用に関する一考察

表6 因子得点を独立変数とする重回帰分析の結果(日本22社)

従属変数 (被説明変数)		独立変数(説明変数)			決定 係数	修正 決定 係数	F 値
		因子1	因子2	因子3			確率値
A) スク	偏回帰係数	-0.195	<u>-0.274</u>	-0.177	0.396	<u>0.248</u>	3.964
	t 値確率値	0.094	<u>0.023</u> *	0.126			0.025**
B) スク	偏回帰係数	<u>-1.200</u>	<u>-0.639</u>	-0.058	0.922	<u>0.909</u>	71.001
	t 値確率値	<u>0.0001</u> *	<u>0.0001</u> *	0.545			0.0001**

- \* 有意水準5%で、帰無仮説「回帰係数=0」を棄却。
- \*\* 有意水準5%で、帰無仮説「すべての回帰係数=0」を棄却。

表7 因子得点を独立変数とする重回帰分析の結果(米国19社)

従属変数 (被説明変数)		独立変数(説明変数)			決定 係数	修正 決定 係数	F 値
		因子1	因子2	因子3			確率値
A) スク	偏回帰係数	-0.6824	0.1903	0.2214	0.390	<u>0.249</u>	2.771
	t 値確率値	<u>0.0200</u> *	0.4730	0.4055			<u>0.084</u> **

- \* 有意水準5%で、帰無仮説「回帰係数=0」を棄却。
- \*\* 有意水準10%で、帰無仮説「すべての回帰係数=0」を棄却。

みが意思決定に影響しているようである。米国のデータは会社名のみを示してアンケート調査したものであるのでわが国のAグループに相当するものである。

2) 会計的リスク測定値を独立変数とする重回帰分析

わが国については、「先の研究」によれば、意思決定に影響を及ぼしているといえる会計的リスク測定値は、Aグループにおいては自己資本比率(負)であり、Bグループにおいては資産成長(負)、自己資本比率(負)、利益の変動性(正)であった(2-1の分析と同様に有意水準5%とする<sup>30)</sup>。

Farrellyのデータについては、彼らの研究によって意思決定に影響を及

30) 増谷裕久、平松一夫、木本圭一共稿、前掲論文、pp. 5-6.

ばしている」とされた会計的リスク測定値は、流動比率、レバレッジ、利益の変動性である（有意水準5%<sup>31)</sup>）。

Ⅳ-3 仮説の妥当性の検討

分析の結果をまとめると表8のようになる。

表 8 分析の結果

		2-1 重回帰分析	2-2 重回帰分析
		独立変数（説明変数）	
		因子得点	会計的リスク測定値
従属変数 被説明変数	Aグループ	一因子2（資産規模，資産成長） <sup>*</sup>	一自己資本比率
	Bグループ	一因子1（流動比率， 自己資本比率 <sup>**</sup> ， 利益の変動性 <sup>**</sup> ） 一因子2（資産規模，資産成長 <sup>**</sup> ） <sup>*</sup>	一資産成長 一自己資本比率 利益の変動性
	Farrellyの データ (Aグループ)	一因子1（配当性向，資産規模） <sup>*</sup>	流動比率 レバレッジ 利益の変動性

・括弧内は先のⅣ-1 因子分析による。

・下線は2-1, 2-2の両分析において一致する会計的リスク測定値を示す。

表8によれば、Bグループにおいては因子得点による重回帰分析（2-1の分析）で有意な独立変数は、因子1（安全性の因子）と因子2（規模の因子）であり、他方会計的リスク測定値（2-2の分析）でのそれは、自己資本比率、利益の変動性、資産成長であった。そしてその3つの会計的リスク測定値は、符号も併せて因子1、因子2を反映する会計的リスク測定値と一致する。

したがって当初仮定された意思決定プロセスのように、Bグループのアナリストは、リスクに影響を与えると推定される因子の中からそれらをよく反映している会計的リスク測定値を用いて、リスク予測を行っていると思われる。

それに比べてAグループについては、Farrellyのデータについての分析も併せて、そのようには思われない。すなわち、2-1の分析において有意とさ

31) Farrelly et. al., *op. cit.*, p. 283.

## 投資者の会計情報利用に関する一考察

れた因子を反映している会計的リスク測定値が、2-2の分析において有意であるとされた会計的リスク測定値と一致しない。なぜなら、Aグループのアナリストは、リスク予測に会計的リスク測定値を用いることが可能であるが、それ以外の会計情報や非会計情報も用いている（アナリストの独断的予測も含む）と考えられるので、本稿で推定されたような因子構造を推定していないかあるいは推定していてもその因子を反映している指標として本稿で用いた会計的リスク測定値以外の指標を用いているからである。

以上のことから明らかなように、A・B両グループの分析・解釈を通して、当初設定した仮説は妥当であったといえる。

## V 結びに代えて

以上のように本稿では、実証研究の必要性から行動会計的な分析を行ってきた。そのためにまず概念構造と実証研究の関係について述べ、そこから会計情報-資本市場研究が必要であり、ひいては行動会計的研究が必要となってくることを明らかにした。

『概念書』については、その理論的背景を米国における会計情報-資本市場研究などの実証研究においていることを考慮すべきである。したがってわが国においては、他国の概念構造を解釈し適用することのみに力点がおかれるのではなく、わが国独自の実証研究を背景として、他国の概念構造から発展してわが国独自の概念構造を構築させていかねばならない。

以上のような認識を前提として、本稿はわが国における投資者の意思決定について、まず操作可能な代替物を導入し、仮説設定・調査・分析・解釈・検討というプロセスを通じた実証研究を試みた。設定された仮説とは、会計的リスク測定値を示された証券アナリストはそれを説明する因子構造を想定し、リスクに影響を与える因子をよく反映していると考えられる会計的リスク測定値を用いてリスク予測するというものであったが、分析・解釈を通じてその仮説は妥当であるといえた。

その分析にともなって以下のような意義と課題が提起されうる。

本稿では調査に用いたわが国22社、米国19社と日経2619社の1984年度の会計的リスク測定値についてのみ因子分析を用い、調査に用いた22社の因子構造が日経2619社のそれに比べて特異なものではないことを示した。それを会計年度と分析対象を拡張して因子分析を行うことは今後の課題である。さら

に別の意味での分析対象の拡張としては、個人別のデータに焦点をあわせて分析することが考えられる。

あるいは仮説の妥当性の検討においても述べたように、会計的リスク測定値を示されないでリスク予測するアナリストは、会計的リスク測定値に反映されるような因子構造を想定していないように思われた。彼らは本稿で選択した会計的リスク測定値以外の会計情報を用いているので、それらから想定される因子構造はどのようなものかを検討する必要がある。具体的には本稿で選択した会計的リスク測定値以外の会計指標について因子分析すること等が課題として残される。

最後に、予測リスクが市場リスクをどの程度予測できたかについての検証が課題として残されている。それが行われることにより行動会計研究と会計情報－資本市場研究が接点を持つことになるので非常に重要である。

以上のように残された課題は多くあるが、それはこのような実証研究が会計学の分野において端緒についたばかりであることを示すものである。今後の研究の際には、本稿で論究したように概念構造と実証研究の関連を念頭において取り組んでいく必要があると思われる。

（筆者は関西学院大学大学院商学研究科博士課程後期課程）