

現代ディスクロージャー研究

No.9 2009年3月

ディスクロージャー研究学会

目 次

■ 論 文

確定拠出年金制度とキャッシュバランプランの導入要因 ……………吉田 和生 (1)

「確定拠出年金制度とキャッシュバランプランの導入要因」に
関するディスカッション……………野坂 和夫 (17)

ノイズトレーダーリスクと会計政策の関連性について
……………奥田 真也・中條 良美 (21)

業種分類の信頼性比較— 日経業種分類、東証業種分類、
およびGICS業種分類の比較分析— ……………木村 史彦 (33)

日本市場における線形情報ダイナミクスの検証：
Dechow, Hutton and Sloan (1999) モデルの適用 ……………新谷 理 (43)

アナリストの投資推奨及び利益予想の変更に対する株価の反応 ……中井 誠司 (63)

■ 実務展望

企業の社会的責任 (CSR) に対する基本方針が企業ウェブサイト
における情報開示に与える影響……………記虎 優子 (77)

投稿規程

Contemporary Disclosure Research

No.9 2009 • March

Japanese Association for Research in Disclosure

CONTENTS

▀ Articles

- Determinants of Japanese New Corporate Pension Plans
..... Kazuo Yoshida (1)
- Discussion of “Determinants of Japanese New Corporate Pension Plans”
..... Kazuo Nozaka (17)
- On the Relation Between Noise Trader Risk and Disclosure Management
..... Shin’ya Okuda, Yoshimi Chujo (21)
- A Comparison of Reliability of Industrial Classifications in Japan
..... Fumihiko Kimura (33)
- Empirical research of various Linear Information Dynamics in Japanese market:
Application of Dechow, Hutton and Sloan 1999 model..... Osamu Shintani (43)
- Market reaction to analysts’ recommendation changes and earnings forecast
revisions Seiji Nakai (63)

▀ Practical Views

- Basic Corporate Social Responsibility (CSR) Policy and Its Effect on Corporate
Website Disclosure Yuko Kitora (77)

Instructions for Authors

ディスクロージャー研究学会

2005-2008

会 長

柴 健次 関西大学

副会長

事務局長 須田 一幸 早稲田大学 総務担当

梶浦 昭友 関西学院大学 研究担当

吉田 和生 名古屋市立大学 会員担当

常任理事

薄井 彰 早稲田大学 会誌担当

奥村 雅史 早稲田大学 会計担当

坂上 学 大阪市立大学 広報担当

笹倉 淳史 関西大学 会誌担当

村井 秀樹 日本大学 研究担当

理 事

伊藤 邦雄 一橋大学 高須 教夫 兵庫県立大学

加賀谷哲之 一橋大学 竹原 均 早稲田大学

加藤 千雄 大阪経済大学 中條 祐介 横浜市立大学

神谷 健司 法政大学 野口 晃弘 名古屋大学

川北 博 公認会計士 河 榮徳 早稲田大学

木本 圭一 関西学院大学 平松 一夫 関西学院大学

國村 道雄 名城大学 星野 優太 名古屋市立大学

阪 智香 関西学院大学 松尾 聿正 関西大学

幹 事

太田 浩司 兵庫県立大学 富田 智嗣 関西大学

監 事

郡司 健 大阪学院大学 許斐 義信 慶應義塾大学

ディスクロージャー研究学会は1996年6月6日にインターネット上の「バーチャル」な学会として発足し、1999年5月8日に「リアル」な学会として創設された。本会はディスクロージャーの研究とその普及および提言を行うため、ディスクロージャーの研究にたずさわる者の交流を図ることを目的とする。

歴代会長

1999-2002 吉村光威

2002-2005 國村道雄

学会 Home Page <http://jardis.ec.kansai-u.ac.jp>

学会事務局

〒103-0027 東京都中央区日本橋1-4-1 日本橋1丁目ビルディング5階
早稲田大学大学院ファイナンス研究科 須田一幸研究室

現代ディスクロージャー研究 編集委員会

『現代ディスクロージャー研究』はディスクロージャーの理論、実証、制度、実務に関する研究の理解を深め、広く学界と社会に貢献することを目的とする。本誌は、(i) 学界または実務において、ディスクロージャー問題の解決に貢献しており、論文を公表することに社会的意義があること、(ii) 新しい事実の発見、新しいモデルや手法の開発、新しい適用可能性の提示、サーベイとしての新規性などがあり、独創的な論文であること、(iii) 信頼性、論理性、再現性、明瞭性が確保されていること、などの観点から、高い品質の論文を収録する。分野や研究アプローチを特定することはしないが、本誌の主たる研究領域は、(a) 分析的アプローチに基づく数理モデル研究、(b) 資本市場を基礎とした実証研究、(c) 契約理論を基礎とした実証研究、(d) 実験を基礎とした研究、(e) ディスクロージャーに関する制度研究、(f) 情報システムに関する研究である。

2005-2008

委員長

薄井 彰 早稲田大学

次期委員長

吉田 和生 名古屋市立大学

副委員長

笹倉 淳史 関西大学 奥村 雅史 早稲田大学

編集委員

石川 博行	大阪市立大学	岡村 雅仁	県立広島大学
音川 和久	神戸大学	乙政 正太	関西大学
神谷 健司	法政大学	木本 圭一	関西学院大学
坂上 学	大阪市立大学	高橋 元	作新学院大学
高須 教夫	兵庫県立大学	竹原 均	早稲田大学
田宮 治雄	東京国際大学	中條 祐介	横浜市立大学
河 榮徳	早稲田大学	星野 優太	名古屋市立大学
弥永 真生	筑波大学	米山 正樹	早稲田大学

歴代編集委員長

1999-2002年 國村 道雄

2002-2005年 須田 一幸

研究論文募集

第3回 2009年現代ディスクロージャー研究カンファレンス

ディスクロージャー研究学会編集委員会は、2009年5月30日（土）に、名古屋国際センターにて第3回現代ディスクロージャー研究カンファレンスを開催いたします。同日、研究奨励を目的とした大学院生セミナーもあわせて行います。

この研究カンファレンスは、ディスクロージャーの理論、実証、制度、実務に関する研究の理解を深め、本学会誌『現代ディスクロージャー研究』の論文掲載を促進することを目的としています。投稿論文は査読委員によるレビュープロセスを経て報告が受理され、報告論文は学会誌に掲載される予定です。この結果、学会誌の論文セッションは、（1）年次大会報告、（2）研究カンファレンス報告、（3）自由投稿から構成されることになります。

また、大学院生セミナーは本学会の将来を担う若手研究者の育成を目的としています。その報告論文は、学会誌の掲載を必ずしも保証するものではありませんが、本学会の先端研究者との討論を通じて、より水準の高い論文に改善されることを期待しております。

私たちは、ディスクロージャー研究の最新トピックスに関して、次のような領域からの意欲的な論文を募集いたします。

- ・ 分析的アプローチに基づく数理モデル研究
- ・ 資本市場を基礎とした実証研究
- ・ 契約理論を基礎とした実証研究
- ・ 実験を基礎とした研究
- ・ ディスクロージャーに関する制度研究
- ・ 情報システムに関する研究

もちろん、これらは一例であって、分野や研究アプローチを特定するものではありません。

論文は投稿規程に従い、学会Webサイト

<http://jardis.ec.kansai-u.ac.jp/cgi-bin/conference/submit.cgi>

に投稿してください。論文投稿の締め切りは2009年4月19日とします。研究カンファレンスと大学院生セミナーの案内はすべて学会ホームページ（<http://jardis.ec.kansai-u.ac.jp>）に掲載されますのでご参照願います。

多くの会員の皆様の投稿とご参加をお待ちいたしますとともに、このカンファレンスがディスクロージャー研究の最新トピックスに関する活発な討論と研究交流のもとに、ディスクロージャー研究に貢献することを願っております。

編集委員会委員長

吉田 和生

確定拠出年金制度と キャッシュバランスプランの導入要因*

Determinants of Japanese New Corporate Pension Plans

吉田和生(名古屋市立大学 教授)
Kazuo Yoshida, Nagoya City University

2008年5月26日受付；2008年8月19日改訂稿受付；2009年2月6日最終稿受付；
2009年2月15日論文受理

要約

2001年10月に確定拠出年金法が、2002年4月に確定給付企業年金法が施行され、これによりわが国の企業は確定拠出年金制度(DC)とキャッシュバランスプラン(CB)を採用できるようになった。本稿では、この2つの新しい企業年金制度の採用に焦点をあてて、東証1部上場3月決算企業を対象に企業の採用要因について実証的に分析している。分析の結果、退職給付債務が多い企業ほどDC制度やCB制度を、キャッシュフローの変動が大きい企業ほどCB制度を採用しており、リスクヘッジが主要な決定要因になっていると考えられる。また、DC制度移行時における積立不足の解消義務から、積立不足が多く業績の良くない企業でもCB制度を採用しやすく、実際に採用している。そして、アメリカと異なり大企業ほど新制度の採用がすすんでおり、年齢や賃金といった従業員に関連する要因も経営者の意思決定に影響を与えている。

Summary

Corporate pension laws enforced in Oct. 2001 and Apr. 2002 have made it possible for Japanese firms to provide American-style pension plans, defined-contribution (DC) and cash-balance (CB), to their employees. To analyze the empirical determinants of adopting the new pensions, I examined the companies listed on the first section of Tokyo Stock Exchanges as of the fiscal year ended March. The key findings of the paper are that the likelihood of adopting these plans rises with an increase in the liability of the firm's existing defined-benefit pension and the likelihood of adopting CB plans does with it in the variability of the firm's cash flow. These are consistent with the implication of new pension adoptions based on risk hedge incentives. The less profitable firms also newly manage CB plans, while the firm's profitability becomes an important consideration because of the mandated liquidity requirement for converting to DC plans. Concerning the firm size, it is positively correlated with the probability of the firm's adopting plans, in sharp contrast to what has been found for U.S. firms. Labor market variables such as the average age of employees and the firm's average annual compensation per employee appear to have some explanatory powers in the Japanese pension context.

*本稿は第2回現代ディスクロージャー研究カンファレンス(早稲田大学、2008年7月19日)での報告論文を加筆、修正したものである。カンファレンスを準備して頂いた薄井彰先生(早稲田大学)、司会を引き受けて頂いた奥村雅史先生(早稲田大学)、貴重なコメントを頂いた野坂和夫先生(あずさ監査法人)に深くお礼申し上げます。当該フロアにおいて柴健次先生(関西大学)、金子誠一先生(日本証券アナリスト協会)から、また、現代会計政策研究会(名古屋市立大学、2007年12月)において星野優太先生(名古屋市立大学)、野口晃弘先生(名古屋大学)、小川淳平先生(名古屋市立大学)から、そして、本誌のレフェリーから貴重なコメントを頂いた。ここに記して心より感謝申し上げます。

1. 序

わが国の退職金・年金制度は、主に社内積み立ての一時金制度と社外積み立ての企業年金制度（適格年金と厚生年金基金）に分かれており、企業はこれらを組み合わせて利用している。しかし、これらはいずれも確定給付制度であり、運用の失敗によって積立不足が発生し、それを企業が負担しなければならない。バブル崩壊後の資産市場の低迷からこの負の側面が問題¹⁾となり、企業が負担する費用を確定できる制度の創設が期待された。これをうけて2001年6月に確定拠出年金法が成立し、同年10月に確定拠出年金制度（以下、DCと略す）が導入された。この制度はアメリカで先に普及していたのを日本にとり入れたもので、その根拠となるアメリカの税法規定から日本版401(k)制度とも呼ばれている。個人別に投資勘定が設定され、各個人の希望にあった資産運用を行うことができる。また、この制度はポータビリティを備えており、転職する従業員にとっては制度の継続が可能でメリットがあるとされている。

一方、確定給付制度の改革も急速に実施された。90年代の運用の失敗から、受給権の保護や受託者責任といったガバナンス上の問題²⁾が明らかとなり、これに対応する制度の改革が行われた。2002年4月に施行された確定給付企業年金法によって規約型企業年金と基金型企業年金が創設されるとともに、適格年金制度が廃止され、厚生年金基金制度の代行部分の返上が認められようになった。また同時に、キャッシュバランスプラン（以下、CBと略す）の採用も可能になった。これは確定給付制度であるが、DC制度の性質も備えており両者の中間的な性質を持つ制度である。将来の給付額は元本部分が保証されているが、それに上乗せされる利息部分は金利水準によって変動す

る。資産運用は企業が一括して行うが、仮想口座により個人別の持分が明確になっている。特に、この制度においてはDC制度に設定されている税法上の掛金の上限はなく、企業が利用しやすくなっている。

以上のように企業年金制度の多様化が急速に進んでおり、各企業の制度の選択は企業や従業員に影響を及ぼし、また会計情報を理解するうえで重要な問題になっている³⁾。ほぼ同時に2つの制度が創設されたことから、DC制度を採用している企業もあれば、CB制度を採用している企業もある。また、どちらの制度も採用していない企業も多数存在している。こうした企業間における企業年金制度の違いはどこから生じているのか。企業の経営者はさまざまな視点から制度の選択について意思決定を行っており、これを解明するのが本稿の目的である。

本稿は当該分野の研究において、いくつかの貢献があると考えられる。第一に、わが国の企業に新制度が導入されて間がないので、関連する実証研究は非常に少ない。DC制度については白杵（2005）が分析しているが、CB制度をとりあげた研究はなく、本稿が最初のものであろう。第二に、本稿では同様な性質を持つ両制度がほぼ同時に導入された経緯から、従来の確定給付制度から両制度への移行についてとりあげている。3つの制度をとりあげて分析することによって、企業年金制度の選択に関する企業の意思決定メカニズムが解明できると考えられる。第三の貢献として、わが国の特殊性について分析していることがあげられる。アメリカでは確定給付制度の終了について多くの研究があり、Thomas（1989）、Mittelstaedt（1989）やHsieh et al.（1997）等は超過資産の回収に焦点をあてて議論している。そして、Niehaus and Yu（2005）は、新制度の選択について回収資産に課される税金の視点から分

析している。しかし、わが国では企業年金制度の歴史が短く、1990年代の経済環境からの影響もあり、多額の積立不足が残っている。超過資産と積立不足では、企業におけるその財務的効果は正反対になっている。本稿ではリスクや労働要因といったアメリカと同様な議論に加えて、積立不足に関連するわが国の特殊性（解消義務）について分析している。

2. 先行研究

確定給付制度からDC制度への移行を分析した研究は多く行われているが、特にリスクに焦点を当てた研究としてStone(1991)やPetersen(1994)があげられる。Stone(1991)はDC制度への移行によって、企業は確定給付制度における保険料、数理計算費用や会計コスト等を減らすことができるほか、運用リスクやインフレリスクを従業員に転嫁できるとしている。こうしたリスクの転嫁は、通常の場合には従業員に受け入れられないが、企業業績が低下した場合、雇用の継続と交換で受け入れられやすい。これらの経済的な効果から、財務的に圧迫している企業ほどDC制度を採用するとしている。また、Petersen(1994)はDCの利益分配制度に焦点を当てて、株主と従業員のリスク配分について議論している⁴⁾。確定給付制度では給付額は給与にリンクし、その掛金は固定されているが、利益分配制度では掛金は業績に連動し、企業の業績やキャッシュフローの変動を抑制する効果を持っている。そして、これらの変動を抑えることによって企業評価の向上につながるとしている。リスクに焦点を当てたStone(1991)とPetersen(1994)の研究はともに業績の良くない企業ほどDC制度を採用するとし、財務スコアやキャッシュフローの変動等によって実証的に検証し、仮説に整合する結果を析出している。

リスク以外の要因から分析した研究として、Dorsey(1987)、Ippolito(1995)やKruse(1995)があげられる。Dorsey(1987)は給付カーブや積み立ての点で企業年金制度を比較し、確定給付制度が長期雇用や生産性のコントロールに有効であることを指摘している。そして、産業、転職率や労働組合について実証的に分析し、これらの変数の説明力があることを明らかにしている。また、Ippolito(1995)はDC制度の普及について、①製造業から非製造業への従業員のシフト、②1980年代における確定給付制度にかかる管理コストの増加、③1979年における便利な401(k)制度の導入という3つの視点から議論している。従業員のシフトを調整しても、それ以上にDC制度の採用が多く、また管理コストの増加は中小企業に顕著であることから、①と②の視点だけでは十分に説明ができない。確定給付だけでなく他のDCから401(k)制度への移行も多く、③の効果が大きいとしている。同様にDC制度の普及を分析したKruse(1995)は、確定給付制度からの移行は少なく、企業年金のない企業による採用と確定給付との併用であることを指摘している。そして、前者においては管理コストの違いや従業員のシフトが主要な採用要因となっているが、後者の企業行動を説明することは難しいとしている。

DC制度に比べて数少ないが、CB制度についても分析が行われており、Niehaus and Yu(2005)、D'Souza et al.(2006)やKapinos(2007)があげられる。Niehaus and Yu(2005)はDC制度とCB制度の選択について分析し、管理コストの違いのほか、超過回収資産に課される税金が経営者の意思決定に大きな影響を与えていると指摘している。特にその税金が高くなった1990年後、積立水準が高い企業ほど資産の回収を行わないCB制度を選択していることを明らかにしている。また、D'Souza et al.(2006)はCB制度への移行

による利益効果に着目して分析している。確定給付からCB制度に移行する場合、基礎率について企業の裁量が認められており、給付債務を削減できる可能性がある⁵⁾。このため、業績の良くない企業ほどCB制度を採用しているとしている。また、Kapinos (2007) は、確定給付に比べてCB制度は給付カーブがフラットで若年層に有利で、ポータビリティの点から転職確率の高い従業員に魅力的であるとしている。労働組合、年齢や転職率などの従業員変数をとりあげて分析し、高年層を重視する傾向が強い労働組合を組織している企業ではCB制度が少ないことを明らかにしている。

以上のように、アメリカの研究では財務要因と労働要因の両方から多くの議論が行われている。

3. 検証仮説

ここでは、DC制度やCB制度の採用要因についてリスクを中心とする財務要因の視点から仮説を提起する。そして、補足的に従業員の特性や労働市場の違い等の労働要因に関連する仮説も提起する。

従来の確定給付制度では企業に運用責任があり、運用成果がよい場合には将来の掛金負担は少なくなるが、悪い場合には追加的な負担が発生する。それに対してDC制度では企業に運用責任はなく、コストは一定の掛金に固定されており、従業員に運用リスクを転嫁することができる。また、CB制度においては債務の金利感応度が非常に低く、これに合わせた資産運用を行うことによって、企業はリスクを減らすことができる。周知のとおり1990年から2000年代前半にかけて株式市場が低迷し、同様に企業業績も悪化したため、リスクを管理することが企業において重要な課題となった。特に損失が発生した場合、その負担を減らすためにリスク分担の仕方を変更する必要ができて

た。その必要性は固定した支払いが多い財務リスクの高い企業ほど高く、したがって、退職給付債務や負債といった契約債務の多い企業ほど新しい企業年金制度を採用すると考えられる。また同様な視点から、キャッシュフローの変動が大きい企業ほどリスクヘッジの必要性が高く、新制度の採用に積極的であると考えられる。以上のことから、リスク⁶⁾に関連して次の2つの仮説を提起する。
契約債務仮説：退職給付債務や負債が多い企業ほど、DC制度やCB制度を採用する。

キャッシュフロー変動仮説：キャッシュフローの変動が大きい企業ほど、DC制度やCB制度を採用する。

また、損失に対する企業の反応はその負担能力に関係しており、その点で企業の業績が問題となる。業績の良い企業は、予想外の損失が発生した場合でも追加的なコストを負担することは可能であるが、業績の悪い企業は対応することが難しく、事前にリスクを減らすことができればそれを選択する傾向が強い。そのため、業績の悪い企業は予想外の利益の獲得よりも損失の回避を優先して、DC制度やCB制度を採用すると考えられる。Stone (1991) や D'Souza et al. (2006) 等のアメリカの研究においても、負債の軽減や配当維持等の関係から、業績の悪い企業ほどDC制度やCB制度を採用するという結果を明らかにしている。ただし、アメリカの研究は超過積み立てにおける分析で、積立不足状態が一般化しているわが国では異なる。特に、DC移行時の積立不足の解消義務から反対の仮説が考えられる。厚生年金基金制度からDC制度に移行する場合、一括拠出、または給付減額を行って責任準備金で測定した積立不足を解消しなければならない(厚生年金基金令41の6)。また、適格年金制度からDC制度に移行する場合も同様な規定となっている(法人税

法施行規則附則5条(2)二)。解消の方法として一括拠出を選択する場合、資金を調達する必要がある、その調達能力がDC採用を決定すると考えられる。資金調達能力の点からみた場合、業績の良い企業ほどDC制度を採用しやすく⁷⁾、業績について次の仮説を提起する。

業績仮説：業績の良い企業ほどDC制度やCB制度を採用しようとするが、DC制度については積立不足の解消のため業績の良い企業ほど採用しやすい。

2001年の退職給付会計基準の導入によって、それまで開示されていなかった積立不足が公表されることになった。わが国の多くの企業では積立不足があり、企業評価との関係で、これを少なくすることが重要な課題となっていた⁸⁾。それを実施する方法のひとつとして新制度の採用があげられる。DC制度は確定給付制度でないので給付債務がなく、したがって積立不足(給付債務-年金資産)は存在しない。また、CB制度では債務の金利感応度に合わせた資産運用を行うことによって、多額の積立不足が発生する可能性を抑えることができる。したがって、問題がより深刻であると思われる積立不足が多い企業ほど、DC制度やCB制度を採用すると考えられる。しかし、前述の規定によって、DC制度に移行する場合、その移行部分について積立不足を解消しなければならない。そのため、DC制度については積立不足が少ない企業ほど採用しやすく、次の仮説を提起する。

積立不足仮説：積立不足が多い企業ほどDC制度やCB制度を採用しようとするが、DC制度については解消義務から積立不足が少ない企業ほど採用しやすい。

DC制度では、従業員自身が積立金の運用を指

図し、将来の給付額は運用成果によって変動する。年齢が高い場合、運用の失敗は退職所得の減少を決定づけるので、従業員は資産運用に消極的になるが、年齢が低い場合、長期運用による損益相殺(リスク分散)が期待できるため積極的になれる。また、若い従業員ほど定年前に転職する可能性が高いことを仮定すると、ポータビリティを備えたDC制度は当該従業員にとって魅力的である。さらに、Dorsey(1987)が議論しているように、従来の制度ではバックローディング(S字型の給付カーブ)が大きいのが、DC制度ではフラット化されている。若い従業員はDC制度に移行することによって、確定給付制度のバックローディング分を早く回収できる。バックローディングについてはCB制度においても同様で、若年労働者に有利な制度である⁹⁾。こうした資産運用、ポータビリティとバックローディングの議論から、従業員の年齢について次の仮説を提起する。

年齢仮説：従業員の年齢が低い企業ほど、DC制度やCB制度を採用する。

従来の確定給付制度とDC制度の大きな違いとして積立不足の有無があげられる。1990年代の後半、積立不足が問題となり、多くの企業でその対策を実施したが、Ippolito(1985)等が指摘するように積立不足には従業員の行動や態度を管理できるというメリットがある。十分な積み立てを行っている場合、退職金の支払いは保証されるが、行っていない場合、その支払いは企業の将来業績によって左右される。従業員は企業のボンドホルダー(債権者)になり、退職までの将来にわたり企業とより親密な利害関係を結ぶことになる。このため、積立不足には従業員の怠業や過度な賃上げ等を抑制する効果があり、従業員が団結して経営者に対立する可能性が大きい場合、積立不足のある制度が有効であると考えられる¹⁰⁾。このDC

制度に関する議論はDorsey (1987)が行っているが、CB制度についてもKapinos (2007)が議論し、労働組合は高年労働者の意見を重視しやすく、給付カーブの変更によって損失が生じる制度に消極的であるとしている。以上のことから、次の組合仮説を提起する。

組合仮説：労働組合が組織されている企業ほど、DC制度やCB制度を採用しない。

確定給付制度は従業員の退職金をファンドとして一括で運用しているので、その管理コストは固定的な部分を中心となっている。CB制度もその資産は一括で運用されており、同様な費用構造となっているが、DC制度では個人別に資産が管理・運用されているため、当該費用が規模に比例して増加する仕組みになっている。この議論から規模の小さい企業はDC制度を、規模の大きい企業は確定給付制度を採用しやすいと考えられる。多くのアメリカの研究でも規模について検証し、規模の小さい企業ほどDC制度を採用しているという結果を析出している。そこで、次の規模仮説を提起する。

規模仮説：規模の小さい企業ほど、DC制度を採用する。

DC制度は転職先に個人の積立金を持ち運ぶことが可能であり、特に、転職意向の強い従業員においてはこのポータビリティは価値が高い¹¹⁾。従来の確定給付制度では、転職した場合、従業員は多くの資本損失（給付額の減少）を余儀なくされたが、DC制度ではこうした損失を被ることはない。企業側においても、長期熟練の必要性が低い場合、従来の確定給付制度は従業員のインセンティブプランとして利用しにくく、DC制度を部分的に採用し、短期指向の従業員に対応することが適切であると考えられる。こうした視点から

Dorsey (1987)は転職率とDC制度の関係を分析しており、本稿でも次の仮説を提起する。

転職仮説：転職率の高い産業に属する企業ほど、DC制度を採用する。

Parsons(1972)はOJT(On the Job-Training)と賃金の関係を理論的に分析し、負の関係があることを明らかにしている。そのため、従業員の賃金が高い企業ではOJTが少なく、長期熟練や早期における転職抑制の必要性は低いと考えられる。また、Dorsey(1987)は、資産選択の点から、高賃金の従業員は運用リスクをとりやすく資産運用に積極的であると指摘している¹²⁾。これらOJTとリスク選好の議論はいずれも賃金とDC制度の正の関係を示している。そこで、次の賃金仮説を提起する。

賃金仮説：従業員の賃金が高い企業ほど、DC制度を採用する。

以上のように、リスク要因から契約債務仮説、キャッシュフロー変動仮説、業績仮説と積立不足仮説を提起しているが、DC移行時における積立不足の解消義務が業績仮説と積立不足仮説に影響を与えている。そして、管理コスト要因から規模仮説を、労働市場要因から残る4つの仮説を提起している。企業はリスクヘッジを目的として新制度の採用を検討するが、それに解消義務、管理コストや従業員の選好等の労働要因が考慮されると考えられる。

4. 分析方法

本稿の分析は、東証1部市場に上場する3月決算企業を対象に、EDINETを使って2006年3月期の有価証券報告書を調査し、その退職給付制度に関する脚注情報を基に行っている。対象となっ

た企業のうち、分析に必要なデータが揃っていた企業は1,023社あり、表1はこれらの企業が採用している企業年金制度を分類した結果を示している。社内積み立てのみを行っている企業が53社あり、これらは企業外部の年金資産を持たず、分析指標上、積立不足=退職給付債務(PBO)という関係になってしまうため、分析対象から除外している。残る970社が分析サンプルであるが、多くの企業が複数の制度を併用しており、非常に複雑な退職金・年金制度となっている。本稿では新制度の採用に焦点をあてて、DB企業(CB制度もDC制度も採用していない企業)として711社、CB企業(CB制度を採用している企業)として59社、DC企業(DC制度を採用している企業、CB制度の併用を含む)として200社をとりあげて分析する¹³⁾。また、表2は分析サンプルの産業別分布状況を示している。これをみると、電気機器においてCB制度を採用する企業が多く、化学、電気ガス業と商業においてDC制度を採用する企業が多くなっている。産業ごとで採用動向に違いがあり、本稿では産業特性を産業別の転職率データを使って調整している。

前章で提起した仮説を検証するため、本稿ではロジット分析を使って新制度の採用・不採用とい

った質的な選択について分析する。DC企業 vs. DB企業、CB企業 vs. DB企業、及びDC企業 vs. CB企業の組み合わせについて、それぞれの仮説を代理する変数を取りあげて次の実証モデルを推定する。

$$\text{採用・不採用} = C_0 + C_1 \text{退職給付債務率} + C_2 \text{負債比率} + C_3 \text{CF変動係数} + C_4 \text{経常利益率 (or CF比率)} + C_5 \text{積立不足率} + C_6 \text{年齢} + C_7 \text{組合ダミー} + C_8 \text{従業員数} + C_9 \text{転職率} + C_{10} \text{賃金}$$

採用・不採用：2006年3月までに新制度を採用している企業を1、採用していない企業を0とするダミー変数である。ただし、DCとCBの選択をとりあげた分析では、DC企業を1、CB企業を0としている。

退職給付債務率：退職給付債務(PBO)を総資産で割った変数であり、契約債務仮説を検定する。

負債比率：負債を総資産で割った変数であり、契約債務仮説を検定する。ただし、積み立ての影響を調整するため、分子から退職給付引当金を、分母から当該引当金と未認識債務を控除している。

表1 企業が採用している企業年金の制度別分類

(企業数)

採用しているDC制度を	社内積み立てのみ		一時金制度のみ = 全額社内積み立て	53	分析対象外
	採用していないDC制度を	社外積み立て	CB制度を採用していない	一時金制度あり	
一時金制度なし = 全額社外積み立て				147	
			計	711	
採用しているDC制度を	社外積み立て	CB制度を採用している	CB以外の確定給付制度あり	54	CB企業
			全額CB制度	5	
			計	59	
採用しているDC制度を			一時金制度あり	23	DC企業
			CB以外の社外積み立て制度あり	117	
			CB制度あり	40	
			全額DC制度	20	
			計	200	

注：DC制度は確定拠出年金制度を、CB制度はキャッシュバランスプランを示している。制度の分類は2006年3月期の有価証券報告書を基に行っている。

表2 産業分布 (企業数)

	DB企業	CB企業	DC企業	合計
1 農林水産業	3	0	0	3
2 鉱業	2	0	0	2
3 食品	37	1	7	45
4 繊維	20	3	7	30
5 パルプ紙	10	0	0	10
6 化学	91	7	25	123
7 石油石炭	5	0	0	5
8 ゴム・ガラス	18	1	9	28
9 一次金属（鉄鋼、非鉄金属）	41	2	3	46
10 金属	20	3	3	26
11 一般機械	64	2	21	87
12 電気機器	85	12	21	118
13 輸送用機器	39	4	12	55
14 精密機器	14	1	5	20
15 その他製造業	26	2	10	38
16 建設業	61	6	12	79
17 電気ガス業	6	1	8	15
18 商業	70	3	33	106
19 不動産業	15	2	2	19
20 運輸・通信業	41	6	12	59
21 サービス業	43	3	10	56
合計	711	59	200	970

CF変動係数：過去10年間の営業キャッシュフローの標準偏差をその平均値の絶対値で割った変数であり、キャッシュフロー変動仮説を検定する。営業キャッシュフローは税引後経常利益（当期純利益－特別利益＋特別損失）から発生項目（流動資産－現預金等）の増加－（流動負債－短期借入金等）の増加－減価償却費－退職給付（給与）引当金の増加－繰延資産償却額を引いて計算している。

経常利益率：経常利益を総資産で割った変数であり、業績仮説を検定する。

CF比率：営業キャッシュフロー（日経NEEDS財務データに含まれている日経調整営業キャッシュフロー）を総資産で割った変数であり、業績仮説を検定する。

積立不足率：積立不足（退職給付債務－年金資産）を退職給付債務で割った変数であり、積立不足仮説を検定する。

年齢：従業員の平均年齢であり、年齢仮説を検定する。

組合ダミー：労働組合が組織されている企業を1、されていない企業を0とするダミー変数であり、組合仮説を検定する。

従業員数：企業の従業員数であり、規模仮説を検定する。

転職率：産業別の転職入職率であり、転職仮説を検定する。転職入職者数を常用労働者数で割って算定している。

賃金：従業員の平均賃金であり、賃金仮説を検定する。

経常利益率とCF比率の相関係数は0.455であり、高い正の相関関係が確認されている。多重共線性の問題を回避するため、この2つの変数を分けて推定し、経常利益率をとりあげたロジット分析を「分析1」、CF比率をとりあげたロジット分

析を「分析2」としている。これらのデータは、主として日経NEEDS財務データ（連結決算）から収集している。そのほか、従業員の平均年齢と平均賃金（ともに単独ベース）は『会社四季報』（東洋経済新報社、2001年夏号）から、組合データは各企業の有価証券報告書から、転職率データは『雇用動向調査報告』（厚生労働省、2000年）から収集している。DC制度の採用は2001年10月から、CB制度の採用は2002年4月から始まっており、その採用による財務変数への影響を考慮して、分析する変数はすべて2001年3月期のものを使用している。

5. 分析結果

表3は分析する変数に関する記述統計を示している。退職給付債務率の平均値は15.15%、最大値は72.81%であり、退職金額の負担が大きいことを示している。また、積立不足率の平均値は47.50%であるが、ほとんど積み立てをしていない企業（99.35%）もあれば、積み立て超過の状

態となっている企業（-14.82%）もある。その他の変数では、特に従業員数において最大値（215,648名）が非常に大きく分布が歪んでおり、ロジット分析においては対数変換後のデータを使って推定する¹⁴⁾。賃金についても右裾に長く、対数変換後のデータを使って推定する。

表4はDC制度の採用について分析したロジット分析の結果を示している¹⁵⁾。退職給付債務率の係数は0.023と正であり、z値は3.23となっている。1%の有意水準で係数は有意であり、仮説を支持している。負債比率、CF変動係数と経常利益率の係数は有意でないが、積立不足率の係数は-0.011と負で、そのz値は-2.56となり1%水準で有意である。積立不足率が低い企業ほどDC制度を採用しており、仮説に整合する結果である。DC移行時における積立不足の解消義務が強い制約となっていると考えられる。さらに、Ippolito（1985）等が指摘するように積立不足には従業員の怠業等を抑制する効果があるかもしれない。この政策が重要な企業は積立不足が多く、確定給付制度を継続するが、この政策の必要性が低い企業

表3 記述統計

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	サンプル数
退職給付債務率 (%)	15.15	11.73	72.81	0.14	12.32	970
負債比率 (%)	60.37	61.46	116.39	5.39	22.44	970
CF変動係数	2.50	0.82	50.00	0.12	6.41	970
経常利益率 (%)	4.75	3.86	24.93	-25.65	4.41	970
CF比率 (%)	4.63	4.75	21.47	-35.77	5.26	970
積立不足率 (%)	47.50	45.74	99.35	-14.82	20.10	970
年齢 (歳)	38.82	39.10	49.50	25.80	3.27	970
組合ダミー	0.81	1.00	1.00	0.00	0.40	970
従業員数 (人)	7,539	2,457	215,648	30	18,819	970
転職率 (%)	7.00	5.89	14.27	2.66	2.64	970
賃金 (万円)	634.40	619	1,490	321	123.55	970

注：退職給付債務率 = 100 * 退職給付債務 / 総資産

負債比率 = 100 * (負債 - 退職給付引当金) / (総資産 - 退職給付引当金 - 未認識債務)

CF変動係数 = 過去10年間のCF標準偏差 / CF平均値の絶対値

経常利益率 = 100 * 経常利益 / 総資産

CF比率 = 100 * 営業キャッシュフロー / 総資産

積立不足率 = 100 * (退職給付債務 - 年金資産) / 退職給付債務

組合ダミー：労働組合が組織されている企業を1とするダミー変数である。

表4 DC制度の採用要因

説明変数	分析1		分析2	
	係数	z値	係数	z値
定数項	-5.485	-1.88	-5.481	-1.88
退職給付債務率	(+) 0.023	3.23	0.023	3.25
負債比率	(+) -0.003	-0.70	-0.002	-0.38
CF変動係数	(+) 0.012	0.86	0.011	0.79
経常利益率	(+) -0.028	-1.11		
CF比率	(+) -0.021	-1.21	-0.021	-1.21
積立不足率	(-) -0.011	-2.56	-0.011	-2.55
年齢	(-) -0.096	-2.70	-0.091	-2.64
組合ダミー	(-) 0.148	0.54	0.188	0.69
log(従業員数)	(-) 0.266	3.76	0.279	3.92
転職率	(+) -0.006	-0.16	-0.006	-0.17
log(賃金)	(+) 0.958	1.75	0.890	1.67
収束までの反復数		7		7
対数尤度		-451.351		-451.261
尤度比統計量 (10df)		56.260		56.441
確率(尤度比)		0.000		0.000
McFaddenの決定係数		0.059		0.059
DB企業(被説明変数=0)		711		711
DC企業(被説明変数=1)		200		200

は積み立てがすすんでおり、DC制度に変更しやすいと考えられる。

年齢の係数は-0.096で、1%水準で有意であり、従業員の年齢が低い企業ほどDC制度を採用している。従業員数についてはその係数は0.266で、1%水準で有意である(z値=3.76)。規模の大きい企業ほどDC制度を採用しており、アメリカと反対の結果になっている。これは、わが国では従来の制度を継続して部分的に移行しているため、DCの管理コストは追加的な負担になり、その負担能力によって採用の決定が行われていることによる。また、銀行、証券や保険会社による受託獲得競争が取引先である大企業を中心に行われたため¹⁶⁾、規模の大きい企業では情報収集コストが低かったことも影響していると考えられる。賃金の係数は0.958で、10%水準で有意であり、従業員の賃金が高い企業ほどDC制度を採用している。労働組合ダミーと転職率の係数は0.148と

-0.006で仮説と反対の符号となっているが、これらの係数は有意でない。表4の分析2は経常利益率の代わりにCF比率を説明変数とした場合の結果を示しており、この分析でも退職給付債務率、積立不足率、年齢、従業員数と賃金にかかる係数が有意となっている。CF比率の係数は-0.021と負であるが、z値は-1.21であり、その係数は有意でない。

表5はCB制度の採用について分析した結果を示している。退職給付債務率とCF変動係数の係数は0.056と0.053であり、1%水準で有意である(z値=5.16、2.97)。CB制度についても、リスク配分を変更して損失を軽減する動機が経営者の決定要因となっている。さらに、経常利益率については係数は-0.094、z値は-2.03で、5%水準で有意であり、業績の悪い企業ほどCB制度を採用している。これは業績仮説に整合する結果であり、業績の悪い企業は将来損失が発生しないような制

度づくりをしている。表4のDC制度の分析では、業績について明確な結果は得られなかった。前述の規定によって、確定給付制度からDC制度へ移行する場合、移行部分にかかる積立不足を解消しなければならない。このためDC制度では両方向の議論があり業績の効果が検出しにくい。CB制度ではその必要性がなく業績の効果が検出しやすいと考えられる。そのほか年齢、従業員数と賃金にかかる係数が有意となっており、特に従業員数の説明力は強く、DC制度と同様に大企業を中心に採用がすすんでいる。CF比率をとりあげた分析2においても同様な結果が得られており、CF比率の係数は-0.063で有意となっている (z 値 = -2.40)。

表6はDCとCBの選択について分析した結果を示しており、経常利益率の係数は0.076で、その z 値は1.64となっている。10%の有意水準で係数は有意であり、業績の良い企業ほどDC制度を

採用し、良くない企業ほどCB制度を採用している。これは業績仮説に整合する結果である。同様な制度であるが、積立不足の解消義務が採用に関する経営者の意思決定に大きく影響していることを示している。従業員数の係数は-0.300であり、その係数は10%水準で有意となっている。規模の小さい企業ほどDC制度を採用しており、新制度間の選択をとりあげた分析においてはアメリカと同様な結果を示している。

6. 結語

企業は経済活動を行っているが、その活動に関する情報は外部では相対的に少なく情報の非対称性が存在している。それを解消するために企業活動の結果を報告するのが会計であり、そのルールが会計基準である。このように会計は所与として与えられた企業活動を数字等で表すものである

表5 CB制度の採用要因

説明変数	分析1		分析2	
	係数	z 値	係数	z 値
定数項	-12.574	-3.04	-13.326	-3.20
退職給付債務率 (+)	0.056	5.16	0.058	5.35
負債比率 (+)	-0.017	-2.15	-0.011	-1.62
CF変動係数 (+)	0.053	2.97	0.053	2.84
経常利益率 (-)	-0.094	-2.03		
CF比率 (-)			-0.063	-2.40
積立不足率 (+)	-0.007	-0.91	-0.007	-0.84
年齢 (-)	-0.219	-3.76	-0.212	-3.63
組合ダミー (-)	0.585	1.10	0.763	1.45
log (従業員数)	0.483	4.29	0.517	4.50
転職率	0.059	0.89	0.060	0.87
log (賃金)	2.216	2.83	2.138	2.68
収束までの反復数		7		7
対数尤度		-173.336		-173.272
尤度比統計量 (10df)		69.812		69.940
確率 (尤度比)		0.000		0.000
McFaddenの決定係数		0.168		0.168
DB企業 (被説明変数 = 0)		711		711
CB企業 (被説明変数 = 1)		59		59

表6 DCとCBの選択要因

説明変数	分析1		分析2	
	係数	z値	係数	z値
定数項	4.585	0.91	4.085	0.82
退職給付債務率	-0.030	-2.31	-0.029	-2.24
負債比率	0.015	1.67	0.010	1.23
CF変動係数	-0.030	-1.24	-0.029	-1.19
経常利益率	(+)	0.076		1.64
CF比率	(+)		0.041	1.44
積立不足率	(-)	-0.005	-0.006	-0.65
年齢		0.157	0.141	2.00
組合ダミー		-0.404	-0.555	-1.03
log(従業員数)	(-)	-0.300	-0.337	-2.28
転職率	(+)	-0.037	-0.041	-0.62
log(賃金)	(+)	-1.026	-0.706	-0.82
収束までの反復数		6		6
対数尤度		-129.825		-130.257
尤度比統計量(10df)		18.310		17.447
確率(尤度比)		0.050		0.065
McFaddenの決定係数		0.066		0.063
CB企業(被説明変数=0)		59		59
DC企業(被説明変数=1)		200		200

が、しかし、それは企業実態に影響を与える一面も持っている。なかでも、2001年3月期に導入された退職給付会計基準「退職給付に係る会計基準の設定に関する意見書」は、わが国の企業にいろいろな影響を与えたと考えられる。企業全体の積立不足が公表されて負債に計上されることになり、また、年金資産の運用損益が会計数値に織り込まれるようになったため、多くの企業はその対策を実施した。こうした対策の一つとして退職金・年金制度の変更¹⁷⁾があり、これについて本稿では東証1部3月決算企業を対象に分析した。

分析の結果、退職給付債務が多い企業やキャッシュフローの変動が大きい企業ほど新制度を採用しており、リスクヘッジが主要な採用要因となっている。また、DC制度移行時における積立不足の解消義務が積立不足や業績との関係に影響を与え、その制約のないCB制度が利用しやすくなっている。年齢や賃金といった従業員に関連する要

因、利用者の選好も経営者の意思決定に影響を与えている。そして、部分移行に伴う追加的な管理コストや情報収集コスト等との関係で、アメリカの分析結果と異なり、規模の大きい企業ほど積極的に新制度を採用している。

これらの分析結果から、わが国の企業年金制度改革についていくつかの点が指摘できる¹⁸⁾。企業はリスクヘッジについて強い意欲を持っているので、これをより重視した企業年金制度の導入が期待される。特に、ビジネスリスクが急速に増加している昨今では、企業業績に掛金を連動させる利益分配制度が選択肢の1つとしてあげられる。また、積立不足の解消義務が制度選択に強い影響を与えているので、関連する規制を緩和することが必要かもしれない¹⁹⁾。一時金制度からの資産移管と同様に、従来の企業年金制度についても多期間にわたる解消を承認することが望まれる。この緩和により大規模なDC移行が可能になり、管理コ

ストの点で中小企業においても利用しやすくなる
と考えられる。ただし、これらによって従業員の
リスクは増えるので、それに見合う給付増額等を
合わせて実施することが必要である。

本稿では新制度の採用に関する企業の意思決定
について分析したが、いくつかの問題点があげら
れる。多くの採用要因をとりあげて議論してい
るが、代理変数の選択の問題から、分析結果の解釈
には注意が必要である。また、2001年や2002年
の早期採用企業とその後の採用企業では意思決定
の仕方が異なり、また、意思決定の時期と分析変
数の間に時間的な違いがあると考えられるので、
本稿の実証モデル、したがってその結果には限界
があるといえる。さらに、新制度の採用規模を考
慮していないことも問題点としてあげられる。
DC制度とCB制度のいずれにおいてもわが国で
は部分採用が一般的で、その規模は企業によっ
て様々である。それを同一に取り扱っている本稿
の分析結果は推定誤差を含んでいる。

この採用規模の問題はディスクロージャー制度
にも関連しており、最後に触れておきたい。2001
年3月期に導入された退職給付会計基準により、
それ以前に比べて関連情報の開示は大きく前進し
た。しかし、制度内容を表す脚注情報はほとんど
変化がなく、その開示は十分であるとはいえない。
現状では採用規模をとりあげた分析を行うことは
難しく、外部の利害関係者からみた場合、新制度
の採用によって企業がどの程度リスクを軽減して
いるのか不明である。退職給付債務や年金費用等
といった過去・現在の情報だけでなく、企業の将
来に関する制度内容の情報開示が必要である。

《注》

- 1) 日本経済新聞 (1996年12月17日) 参照。
- 2) 日本経済新聞 (1998年6月24日、1999年1月8日) 参照。
- 3) DC制度に関する文献として21世紀年金制度研究会 (2002)、

CB制度に関する文献として浅野・山口 (2002)、確定給付
年金制度に関する文献として日本生命 (2002) があげられる。
また、確定給付制度とDC制度の理論的な研究としてBodie
et al. (1988) があり、両制度間の移行関係については
Papke (1999) が実証的に分析している。

- 4) わが国のDC制度はマネーパースペクティブに近く、その掛
金は定額、給与の一定割合や職階によって決定されており、
業績連動コストの議論は適用できないと考えられる (企業
年金連合会 (2006) 参照)。リスクヘッジ要因に関する理論
的な研究としてSmith and Stulz (1985) やFroot et
al. (1993) 等が、関連する実証的な研究としてMayers and
Smith (1990) やBurgstahler et al. (1989) 等がある。
- 5) Arcady and Mellors (2000) 参照。ただし、わが国の場合、
こうした効果はないとされている (浅野・山口 (2002) 参照)。
- 6) 物価変動についても、DC制度やCB制度の採用は企業にと
ってリスクヘッジの効果があるとされている。最終賃金か
ら給付額が算定される従来の確定給付制度では、インフレ
によって給付額が増加し、そのコストを企業が負担する (デ
フレ時にはコストの削減ができる)。DC制度やCB制
度では、各期の給与の一定割合が掛金となるので、物価変
動の影響は変動後の期間に限定される (橋本・鯛天 (1997)
参照)。
- 7) DC移行時において未認識債務が多く残っている場合、多額
の費用が計上される。この点からも、業績の良い企業の方
が採用しやすいと考えられる。企業会計基準適用指針1号
「退職給付制度間の移行等に関する会計処理」参照。
- 8) 日本経済新聞 (1998年11月13日) 参照。
- 9) バックローディングについてはLazear (1979) が議論し、
特にCB制度についてはJohnson and Uccello (2003) がと
りあげている。
- 10) 確定給付制度と労働組合の関係については、Freeman (1985)
やAllen and Clark (1986) 等が分析している。
- 11) なお、ポータビリティについては確定給付制度 (厚生年金
基金、基金型、規約型) においても2005年10月から導入さ
れており、DC制度の有利性は低下している。
- 12) わが国の個人金融資産の構成 (1997年12月時点) をみると、
年収が高い世帯ほど株式を多く保有している。ただし、年
齢については明確な傾向は確認されていない (川北 (1999)
参照)。
- 13) 人事院の調査 (2006年3月) によると新制度の採用割合 (DC、
CB) は次のようになっている。1000名以上の企業 (24%、
25%)、500名以上1000名未満の企業 (18%、9%)、500名
未満の企業 (10%、6%)。これを基準にすると、本稿の
DCサンプル数 (200社) はほぼ合っているが、CBサンプル
数 (99社) はやや少ない。この理由として、CB制度は厚生
年金基金や規約型・基金型企業年金の枠内で設定されるた
め、情報が開示されにくいことがあげられる。
- 14) 20万人を超える企業はCB企業に2社あり、これを削除して
分析すると従業員数の有意性は多少低下するが、そのほか
の変数への影響はない。従業員数にかかるz値は、表5の
分析1 (分析2) では3.86 (4.07)、表6の分析1 (分析2)

- では-1.66 (-1.82) となっている。
- 15) DC制度の採用については白杵 (2005) も分析しており、積立割合や規模と正の関係を析出している。
- 16) 日本経済新聞 (2001年6月28日) 参照。また、規模変数については、他の条件が等しいと仮定した場合、従業員数が多いほど退職給付債務も多くなり、契約債務仮説の代理変数としても解釈することができる。この点は、賃金変数についても同様である。
- 17) 制度変更のほかに積み立てを加速したり、退職金自体を減らすことも行った (武田薬品 (一括処理)、三菱重工 (減額)、日本経済新聞1999年7月31日、1999年7月4日参照)。
- 18) 2006年3月時点においても、依然として多くの企業が退職金・年金制度の変更を模索しているようである。例えば、本稿で分析したDB企業のうち559社が適格年金制度を採用しているが、このうち、93社が新しい規約型や基金型企業年金制度を導入している。しかし、残る466社は2012年に廃止される当該制度の対応を行っていない。
- 19) このほかに、DC制度については掛金の上限、マッチング拠出、加入対象者の拡大や承認認可手続きの緩和などの問題点があり、経団連等によって規制緩和が求められている (格付投資情報センター (2005) 参照)。
- financial policies, *Journal of Finance*, 48 (5), 1629-1658.
- Hsieh, S., Ferris, K. R., Chen, A. H., 1997. Evidence on the timing and determinants of overfunded pension plan termination, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 8 (2), 129-150.
- Ippolito, R. A., 1985. The economic functions of underfunded pension plans, *Journal of Law and Economics*, 28 (3), 611-652.
- Ippolito, R. A., 1995. Toward explaining the growth of defined contribution plans, *Industrial Relations*, 34 (1), 1-20.
- Johnson, R. W., Uccello, C. E., 2003. Cash balance plans and the distribution of pension wealth, *Industrial Relations*, 42 (4), 745-773.
- 格付投資情報センター, 2005. 『年金情報』第388号 (7月4日号)。
- Kapinos, K., 2007. Corporate use of cash balance pension plans, SSRN Working Paper (ID1030829), 1-48.
- 川北英隆, 1999. 「投資信託を通じた個人金融再配分」『投信新時代 (日本格付投資情報センター編)』, 日本経済新聞社, 30-52.
- 企業年金連合会, 2006. 『企業年金に関する基礎資料』。
- Kruse, D. L., 1995. Pension substitution in the 1980s: Why the shift toward defined contribution?, *Industrial Relations*, 34 (2), 218-241.
- Lazear, E. P., 1979. Why is there mandatory retirement?, *Journal of Political Economy*, 87 (6), 1261-1284.
- Mayers, D., Smith, C. W., 1990. On the corporate demand for insurance: Evidence from the reinsurance market, *Journal of Business*, 63 (1), 19-40.
- Mittelsteadt, H. F., 1989. An empirical analysis of the factors underlying the decision to remove excess assets from overfunded pension plans, *Journal of Accounting and Economics*, 11 (4), 399-418.
- Niehaus, G., Yu, T., 2005. Cash-balance plan conversions: Evidence on excise taxes and implicit contracts, *Journal of Risk and Insurance*, 72 (2), 321-352.
- 日本生命保険企業保険数理室, 2002. 『確定給付企業年金のすべて』, 東洋経済新報社.
- 21世紀年金制度研究会, 2002. 『逐条 確定拠出年金』, 東京法経学院出版.
- Papke, L. E., 1999. Are 401 (k) plans replacing other employer-provided pensions?, *Journal of Human Resources*, 34 (2), 346-368.
- Parsons, D. O., 1972. Specific human capital: An application to quit rates and layoff rates, *Journal of Political Economy*, 80 (6), 1120-1143.
- Petersen, M. A., 1994. Cash flow variability and firm's pension choice: A role for operating leverage, *Journal of Financial Economics*, 36 (3), 361-383.
- Smith, C. W., Stulz, R. M., 1985. The determinants of firms' hedging policies, *Journal of Financial and Quantitative*

《参考文献》

Allen, S. G., Clark, R. L., 1986. Unions, pension wealth, and age-compensation profiles, *Industrial and Labor Relations Review*, 39 (4), 502-517.

Arcady, A. T., Mellors, F., 2000. Cash balance conversions, *Journal of Accountancy*, 189 (2), 22-28.

浅野幸弘・山口修, 2002. 『キャッシュバランスのすべて』, 日本経済新聞社.

Bodie, Z., Marcus, A. J., Merton, R. C., 1988. Defined benefit versus defined contribution pension plans: What are the real trade-offs?, in *Pensions in the U.S. Economy*, edited by Z. Bodie, J. B. Shoven and D. A. Wise, University of Chicago Press.

Burgstahler, D., Jiambalvo, J., Noreen, E., 1989. Changes in the probability of bankruptcy and equity value, *Journal of Accounting and Economics*, 11 (2-3), 207-224.

Dorsey, S., 1987. The economic functions of private pensions: An empirical analysis, *Journal of Labor Economics*, 5 (4), S171-S189.

D'Souza, J., Jacob, J., Lougee, B., 2006. Why do firms convert to cash balance pension plans?: An empirical investigation, SSRN Working Paper (ID917542), 1-53.

Freeman, R. B., 1985. Unions, pension, and union pension funds, In *Pension, Labor, and Individual Choice*, edited by D. A. Wise, University of Chicago Press.

Froot, K. A., Scharfstein, D. S., Stein, J. C., 1993. Risk management: Coordinating corporate investment and

- Analysis, 20 (4), 391-405.
- Stone, M., 1991. Firm financial stress and pension plan continuation/replacement decisions, *Journal of Accounting and Public Policy*, 10 (3), 175-206.
- 橋本俊詔・鯛天材樹, 1997. 「わが国企業年金の制度改革：ポータビリティと確定拠出型の導入をめぐる」『ファイナンシャル・レビュー』第44号, 125-150.
- Thomas, J. K., 1989. Why do firms terminate their overfunded pension plans?, *Journal of Accounting and Economics*, 11 (4), 361-398.
- 臼杵政治, 2005. 「企業年金の制度選択要因」『日本ファイナンス学会第13回大会予稿集』, 63-77.

「確定拠出年金制度と キャッシュバランスプランの導入要因」 に関するディスカッション*

Discussion of “Determinants of Japanese New Corporate Pension Plans”

野 坂 和 夫(早稲田大学 助教 公認会計士)
Kazuo Nozaka, Waseda University, CPA

要 約

吉田(2009、『現在ディスクロージャー研究』第9号)は、日本企業による確定拠出年金制度(DC)とキャッシュバランスプラン(CB)の導入要因を、退職給付債務の顕在化という財務要因の視点だけではなく、労働要因の視点からも分析しており、会計学分野における企業行動研究の出発点となる貴重な研究である。この研究は、退職一時金制度採用企業と退職年金制度採用企業が混在しているために、分析指標の取扱いが困難な面があるものの、アメリカの先行研究とは一部異なった日本企業の特徴を示唆する分析結果を導き出している。また、実務に対しても非常に有用なインプリケーションを伝えている。これらの点について、討論者の視点からも、分析結果の解釈や実務へのインプリケーションをここに示すことにする。

Summary

Yoshida (2009, Contemporary Disclosures Research vol. 9) analyzes determinants of Japanese corporations' introduction of defined contribution (DC) pension plans and cash balance (CB) plans from the perspective not only of such financial factors as clarifying pension liabilities, but also labor factors. His work provides a valuable starting point for research into corporate behavior in the field of accounting. The analysis suggests characteristics of Japanese companies are partly different from earlier research undertaken in the United States, while recognizing difficulties in dealing with analytical indicators because of the mixture of companies adopting retirement lump sum plans and those adopting retirement pension plans. It also has important practical implications. In this discussion, I would like to consider the results of the analysis and examine those practical implications.

1. はじめに

わが国において、退職給付会計基準(企業会計審議会(1998)など)の導入を契機として、経営者は退職給付制度の再構築への駆け足を早めたように感じられる。ここで問題なのが、経営者は当該会計基準導入以前から、年金受託機関からの「財政計算報告書」により、年金資産の運用状況

悪化を原因として退職給付制度に多額の積立不足が発生していることを認識していたのに、本格的に対処を開始した契機が「退職給付会計基準の導入」ということである。すなわち、多額の債務が企業外部に顕在化してしまう新会計基準の導入によって、企業行動が影響を受けたと考えられる。

具体的には、このような経済環境下のもと、貸借対照表上計上される退職給付引当金を消滅もし

* 連絡住所：野坂和夫 〒169-8050 新宿区西早稲田1-6-1 早稲田大学大学院会計研究科

くは減額するために、確定拠出年金制度（DC）もしくはキャッシュバランスプラン（CB）への制度変更を行った企業が多く存在する。吉田（2009）は、このような退職給付制度間移行としてのDCとCBの導入要因を分析しており、特に、わが国の会計学分野における企業行動研究の出発点となる貴重な研究である。

2. 吉田（2009）の特徴と貢献

吉田（2009）の分析結果の詳細は、「3. 吉田（2009）の分析結果の解釈とその他論点」で述べるとして、ここでは大局的な視点から、本研究の斬新的な特徴と貢献を示す。

本研究は、アメリカにおける先行研究を範にとりながらも、わが国の先駆的な研究である。経営者の意図により財務数値を操作するという、報告利益の管理行動（Earnings Management）に関する研究は多々存在するが、本研究は、以下の点で大きく異なっている。まず、第一点であるが、報告利益や財政状況を示す財務要因だけではなく、退職給付制度の移行条件や労働環境などの労働要因も加味して、DCとCBの導入要因の分析を行っているという点である。つまり、当該研究分野における一般的な研究の方法論は、「報告利益が小さい企業ほど、かつ（または）、財政状況が悪い企業ほど、DCとCBの導入に積極的である。」などの仮説検定を行うと考えられる。しかし、本研究は、例えば、DC制度移行のための積立不足補填の必要性、従来制度と異なるCBの給付設計、および、労働組合の存在などの多面的な視点から分析を行っている。

次に、第二点であるが、会計方針の選択行動によってではなく、退職給付制度自体を操作することによって、経営者が財務数値を操作するという、いわば、会計学分野における企業行動研究を行っ

ているという点である。会計方針の選択だけでは財務数値の期間配分が異なる結果が生じるだけであり（ただし、税金支払額や投資家の意思決定に影響を与えるなど、派生的に実物経済に影響する）、一方、退職給付制度自体を操作することは、従業員の退職金が事実上減額されることになるため、実物経済に直接影響を与えることになる。つまり、本研究の分析対象が、会計問題にとどまることなく、労働政策や従業員の老後生活保障などの実物経済の問題にも及んでおり、その研究的意義は非常に大きいものである。さらに、財務要因からの視点に絞るのであれば、本研究は、新会計基準の導入が企業行動に影響を与えたことを示唆したと考えられるため、実物経済にも影響を与えるディスクロージャー制度の重要性を再認識させるに至っている。

3. 吉田（2009）の分析結果の解釈とその他論点

吉田（2009）では、アメリカの先行研究とは一部異なった、日本企業によるDCとCBの導入要因の特徴を示唆する分析結果を導き出している。その仮説検定は、先行研究を参考としながらも、著者独自の視点からも行われている。ここでは、討論者の視点から、本研究の分析結果のいくつかについて、解釈を行いたい。

契約債務仮説であるが、DCおよびCBの導入について、退職給付債務率に関しては有意であるが、一方、負債比率に関しては有意ではない結果が得られている。この分析結果であるが、後者について良い結果が得られていないのではなく、経営者は負債全体よりも、退職給付債務自体の大小によって、DCおよびCBを導入すると解釈できるであろう。

業績仮説であるが、CBの導入については、経

常利益率に関して有意であるが、一方、DCの導入については、有意ではない結果が得られている。つまり、経常利益率の悪い企業ほどCBを導入するという結果が得られたが、DCの導入については明確な結果が得られていない。この分析結果であるが、報告利益の管理行動の視点から解釈することができるであろう。確定給付企業年金制度であるCBの導入は、制度改訂として扱われるため、退職給付債務の減額は（将来、利益となる）過去勤務債務となる。この償却額は、一種の営業利益（営業費用である退職給付費用の控除項目）として計上されることになる。一方、確定拠出企業年金制度であるDCの導入は、退職給付債務の消滅として扱われるため、この消滅額は特別利益に計上されることになる。ここで、企業業績は、営業利益や経常利益で測定されるのが一般的である。このため、その導入により経常利益が増えるCBを、業績の悪い企業は報告利益の管理行動として導入すると解釈できるであろう。

組合仮説であるが、DCおよびCBの導入について、有意ではない結果が得られている。本研究の分析対象としている時期において、DCおよびCBの導入に組合が反対したために実現できなかった事例は、わが国ではほとんど存在しない。つまり、日本企業の組合は、現行水準のままでは制度維持が不可能だと考え、給付減額を甘受したと解釈できるであろう。

規模仮説であるが、規模の大きい企業ほど、DCおよびCBを導入するという結果が得られている。この分析結果であるが、奥村（2005）による規模仮説「規模の大きい企業は注目されやすく、退職給付債務の管理を行うインセンティブが高い。」を示唆する結果とも考えられる。

以上のように、本研究のいくつかの分析結果を解釈したが、ここでは示さなかった他の分析結果も含めて全体として解釈すると、本研究では、わ

が国の経済的実情および日本企業の実務実態を反映した分析結果が得られている。

ただし、特に契約債務仮説に関して、退職一時金制度採用企業と退職年金制度採用企業が混在しているために、その分析指標の取扱いが困難な面が存在する。具体的には、社内留保による内部積立の退職一時金制度の場合には、「退職給付債務＝積立不足」として分析指標が取り扱われてしまうことである。しかし、退職一時金制度採用企業であっても、退職年金制度採用企業と同様に、顕在化した退職給付引当金に対処しようとして制度改訂を考えるため、本研究の財務要因の分析にとって両者を同質的に取り扱うことが、むしろ有意義と考えられる。

4. 吉田（2009）の展開の可能性

吉田（2009）は、これまでの分析結果を踏まえた上で、実務に対して非常に有用なインプリケーションを主張しているが、これは特筆すべきことである。具体的には、わが国におけるDCおよびCBへの退職給付制度間移行に関する実務上の提案を行っており、今後の制度改革の参考となることが期待される。

ここで、本研究の分析結果を踏まえ、また、討論者の視点から、実務に対するインプリケーションを提唱したい。

まず、本研究は退職給付会計基準が導入された当時のデータに基づく実証分析であることから、一義的にディスクロージャー制度が企業行動に影響を与えることが確認されたと考える。具体的には、企業年金制度における増大した積立不足が企業外部に顕在化することによって、企業は従業員退職給付金の減額を行い、従業員の老後の生活にまで影響が及んだということである。（「従業員重視型」退職給付制度から、「株主重視型」退職

給付制度への移行がなされたと表現しても過言ではないであろう。) このため、ディスクロージャー制度には大きな社会的影響を持つことを再認識するとともに、適正なディスクロージャー制度の構築が重要であると考えられる。

次に、退職給付会計基準が導入された当時は株式市場等が非常に悪い時期であり、積立不足の企業負担が一時的に重くのしかかっていたため、企業は退職給付金の支給水準の引き下げを急いでいた。しかし、長期的な視点に立てば、それが果たして適切な意思決定であったか否かは疑問である。その数年後、株式市場等の急回復に伴い、年金資産の運用利回りも急回復したためである。ここで、退職給付制度は、従業員が入社してから退職するまでの期間に渡る超長期的制度なのである。ディスクロージャー制度により、短期的視点からの意思決定が促されることも確かである。しかし、退職給付制度の運用のように、長期的視点に立った企業行動の意思決定も必要であると考えられる。

このように、吉田(2009)には、様々な実務に対するインプリケーションが内包されている。各人が本研究に何らかの意義を見出すことによって、それをディスクロージャー制度改革、もしくは、退職給付制度改革の参考とできることに、吉田(2009)の大きな展開の可能性が存在するのである。

《参考文献》

- 奥村雅史, 2005. 「退職給付債務に関する裁量的情報開示—割引率の選択と株価の関係—」『早稲田商学』第404号, 27-49.
- 企業会計基準委員会, 2002a. 「退職給付制度間の移行等に関する会計処理」企業会計基準適用指針第1号.
- 企業会計基準委員会, 2002b. 「退職給付制度間の移行等の会計処理に関する実務上の取扱い」実務対応報告第2号.
- 企業会計審議会, 1998. 「退職給付に係る会計基準」
- 日本アクチュアリー会・日本年金数理人会, 2008. 「退職給付に係る実務基準」
- 日本公認会計士協会, 2001・2004. 「退職給付会計に関するQ&A」会計制度委員会
- 日本公認会計士協会, 2005. 「退職給付会計に関する実務指針(中間報告)」会計制度委員会報告第13号.
- 吉田和生, 2009. 「確定拠出年金制度とキャッシュバランスプランの導入要因」『ディスクロージャー研究』第9号.

ノイズトレーダーリスクと会計政策の 関連性について*

On the Relation Between Noise Trader Risk and Disclosure Management

奥田 真也 (大阪学院大学 准教授)

Shin'ya Okuda, Osaka Gakuin University

中條 良美 (阪南大学 准教授)

Yoshimi Chujo, Hannan University

2008年2月18日受付；2008年12月2日改訂稿受付；2009年2月1日最終稿受付；

2009年2月12日論文受理

要 約

企業の会計不正が、社会問題として注目を集めるなか、会計不正や会計政策の決定要因を理論的・実証的に分析する試みがはじまっている。そこでは、業績水準やステークホルダーとの関係といった企業に固有の事情が、複合的に会計政策のあり方を決めるという議論が多くみられる。その一方で、投資者自身の過大な期待が、会計不正や会計政策を生み出してきた可能性はあまり指摘されていない。本稿ではこの点に着目し、投資者の心理に内在するバイアスが、企業による情報開示の方法にどのような影響を与えるかを、行動ファイナンスのモデルをもとに分析する。

このとき、モデルの重要な要素となるのは、ノイズトレーダーと呼ばれる非合理的な投資者が市場においてどのような位置を占めるかである。本稿の分析では、(1) 企業業績に関するバイアスの期待値と (2) バイアスの不確実性の大きさをあらわすノイズトレーダーリスクが、ともに会計政策によってある程度調整されると仮定する。その結果、会計政策の規模が (1) と (2) の関数として定式化されることで、ノイズトレーダーの心理を見通すかたちで会計政策が決定されている可能性が示される。

Summary

There is an increasing focus on financial reporting scandals that is followed by an array of studies to theoretically and/or empirically explore the determinants of disclosure management. Firm-specific ingredients such as performance level or relationship with stakeholders are frequently argued to affect the firm's disclosure management. Yet less attention is directed to the role of investor sentiments in reasoning the causes of financial reporting scandals and disclosure management per se. This paper employs a behavioral finance model to give insights into the determinants of disclosure management.

The model is distinctly featured by 'noise traders' who systematically misunderstand information and consequently make stock prices deviate from their fundamentals. It is assumed that disclosure management could, to some extent, control (1) the expectation of noise traders' biases regarding the firm's operational performance, and (2) the noise trader risk that measures the uncertainty embedded in noise traders' biases. The result depicts the level of disclosure management as a function of variables (1) and (2), and implies the possibility that disclosure management is executed reflecting investor sentiments.

* 本稿はディスクロージャー研究会第9回研究大会における自由論題の報告内容を加筆・修正したものである。加筆・修正に際して有用な示唆をいただいた薄井彰編集委員長と2名の匿名の査読者に感謝申し上げます。また、本稿は奥田が助成を受けている平成18～20年度文部科学省科学研究費補助金若手研究 (B) (課題番号18730308) および中條が助成を受けている平成20～22年度文部科学省科学研究費補助金若手研究 (B) (課題番号20730317) による研究成果の一部である。

1. はじめに

企業による会計不正が、社会問題として注目を集めている。ライブドアやエンロンなどの事件をかわきりに、会計不正を防止するための懲罰規定や内部統制の整備といった出口の議論だけでなく、そもそも企業がなぜ会計不正に着手するのかをめぐる入り口の議論も活発になっている。そのようななか、会計不正だけでなく会計政策¹⁾そのものの決定要因を、理論的ないし実証的に分析する試みははじまっている。そこでは、業績水準の目標値からの乖離を調整したり、ステークホルダーとの関係を改善するなど、会計政策の目的を企業固有の事情に求めることが多い。これに対して本稿では、投資者が企業の収益性に寄せる過度な期待に注目することで、会計不正や会計政策を生み出す要因に違った角度からアプローチする。

焦点となるのは、ディスクロージャーの機能の多面性についてである。ライブドアやエンロンといった近年の会計不正の事例では、利益操作に多大な関心が寄せられた。そのようななか、ジャスダックに上場していたプロデュースのように、過度な利益操作を実施しつつ、ディスクロージャーに積極的な企業も散見される。実施コストを度外視すれば資本コストを下げるなど、プラスの効果にウェイトをおく従来の理論研究や実証研究では、ディスクロージャーの負の側面に立ち入ることはほとんどなかったように思われる。ディスクロージャーが、操作された会計情報を投資者に確信させるためのツールとなる可能性を提示した点に、本稿の意義が見出せよう。

本稿で着目しているようなディスクロージャーの機能は、裁定が十分に機能する効率的な市場では、ほとんど排除されてきた。非合理的な投資者が企業業績の予測にバイアスを混入させても、裁定取引によって株価形成はファンダメンタルに鞅寄

せされる。さらに、そのバイアスを固定化するような手段は想定しにくかった。しかし、バイアスの不確実性が大きいとき、裁定取引が十分に機能する保証はない²⁾。DeLong et al. (1990) では、裁定取引が不完全でかつ非合理的な投資者の期待に体系的なバイアスが存在する場合、株価がファンダメンタルに収束しないことが示されている。この先行研究を与件とすれば、投資者のバイアスに働きかけるような情報開示の方法を選択することで、経営者は自社の株価形成に有利な影響を与えることができるかもしれない。ここではこの点に着目し、投資者の心理に内在するバイアスが、企業による会計政策の決定にどのような影響を与えるかを分析する。

このとき、モデルの重要な要素となるのは、ノイズトレーダーと呼ばれる非合理的な投資者が市場においてどのような位置を占めるかである。本稿の分析では、(1) 企業業績に関するバイアスの期待値と (2) バイアスの不確実性の大きさをあらかずノイズトレーダーリスク (noise trader risk) が、ともに会計政策によってある程度調整されると仮定する。その結果、経営者の効用を最大化する会計政策の規模が、(1) と (2) の両者を内生変数とするかたちで定式化される。仮定が現実とどれほど整合的かはあらためて検討されなければならないが、ノイズトレーダーの心理を見越して経営者が会計政策を選択しているという本稿の分析視点は、繰り返される会計不正の動機を説明するうえで有効な切り口を与えるであろう。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で先行研究をレビューし、第3節では、ノイズトレーダーリスクが存在するもとの株価形成モデルを説明する。第4節では、このモデルに経営者の目的関数を加えた場合に、均衡における会計政策が、ノイズトレーダーの心理要因に大きく依存することを明らかにする。第5節は、会計政策を2つの

タイプに分けたときに、第4節で得られた結果がどう拡張されるかを論じる。最後に第6節で、得られた知見と今後の課題をまとめる。

2. 先行研究のレビュー

本稿の分析は、DeLong et al. (1990) で提示された株価形成モデルに大きく依存している³⁾。かれらは、企業のファンダメンタルに関するノイズトレーダーの誤認の程度に相関がある場合に、市場における株価形成がどれほど歪むかについて考察している。以下で分析の対象とするノイズトレーダーのセンチメントやノイズトレーダーリスクは、かれらの定義した概念にほかならない。本稿の貢献は、これらのセンチメントやノイズトレーダーリスクを経営者が操作できると仮定した際に、株価形成や経営者による情報操作のあり方がどう変わるかを分析した点にある。

経営者と投資者との間の情報の非対称性を前提としたとき、企業が会計数値をもちいて投資者の期待を操作することができると考え、最適な会計政策をモデルによって分析した先行研究としては、Fischer and Verrecchia (2000) や Stocken and Verrecchia (2004) が掲げられる。これらの論文では、市場において経営者の行動をすべて観察することができないため、経営者が会計政策を実施する余地が生じることが明らかにされている。これらに対して本稿では、正しく情報を理解することができるアービトラージャーと情報を誤認するノイズトレーダーという2種類の投資者の存在が、会計政策を行う余地を生じさせていることに着目している。

投資者の情報格差に注目した先行研究としては、Bushman et al. (1996) や奥田 (2005) がある。これらの論文では、投資者間で理解可能な情報量に差がある状況を想定したときに、株価形成やデ

ィスクロージャーにどのような変化があらわれるかを分析している。しかし、これらの論文では、たとえ理解可能な情報の程度に差があっても、信念の期待値は同じであるという意味で、バイアスは生じないと仮定されている。つまり、どの投資者也情報を合理的に理解しているのである。本稿ではこれらの論文とは異なり、情報を誤認することでバイアスをもつ投資者がいるという状況を取り扱っている。

投資者の非合理性を認める行動ファイナンスの立場に立ったディスクロージャーに関する先行研究としては、Hirshleifer and Teoh (2003) がある。かれらは、投資者が注意を向けられる情報量には限度があることに着目して、その問題が株価形成やディスクロージャーに与える影響について分析している。これに対して、本稿では投資者の誤認が体系的な相関をもつ点に焦点をあわせたところが、かれらの研究と異なる。

3. ノイズトレーダーリスクが存在するもとでの株価形成モデル

ここでは、本稿の分析のインプットとなる DeLong et al. (1990) の株価形成モデルをみてみよう。そこで想定される投資者は、ファンダメンタルを正確に予測するアービトラージャー (arbitrager) とファンダメンタルを過大に評価するノイズトレーダー (noise trader) の2種類である。 $1 - \mu : \mu$ の割合で存在する両者は、 t 時点にポートフォリオを選択し、 $t+1$ 時点にペイオフを実現させる。市場では確実なリターン r をもたらす安全資産と、実質配当は r であるがペイオフが不確実な危険資産とが取引されている。このとき、ニュメールとしての安全資産の価格は1、それと対比される危険資産の価格は p_t と仮定されている。初期賦存量 (= 資金額) 1 の

うち λ_t を危険資産への投資に振り向けるとすれば、 $t+1$ 時点のペイオフ w は、

$$w = (1 - \lambda_t p_t)(1 + r) + \lambda_t (p_{t+1} + r) \quad (1)$$

$$= 1 + r + \lambda_t [p_{t+1} - p_t + (1 - p_t)r]$$

とあらわされる⁴⁾。(1) 式右辺第1行目の第1項は、安全資産への投資量 $(1 - \lambda_t p_t)$ に安全資産のペイオフ $(1 + r)$ を乗じたものである。第2項は、危険資産への投資量 λ_t に危険資産のペイオフ $(p_{t+1} + r)$ を乗じたものである。

(1) 式の p_{t+1} をどう予測するかが、現在の株価 p_t を決める。いま、アービトラージャーの p_{t+1} の分布に関する信念を、

$$p_{t+1} \sim N(\hat{p}, \sigma_p^2) \quad (2-1)$$

と定義する。対応するノイズトレーダーの信念を、

$$p_{t+1} \sim N(\hat{p} + \rho_t, \sigma_p^2) \quad (2-2)$$

と定義する。下図に示されるように、両者の信念の分布形状は同一であるが、ノイズトレーダーの心理上のバイアス $\rho_t \sim N(\hat{\rho}, \sigma_\rho^2)$ だけ開きが生じる。これは確率変数であり、その分散 σ_ρ^2 がすべての投資者にとって予測不可能なノイズトレーダーリスクに相当する。 t 時点ではそれを予測することができないため、(2-2) 式の期待値に確率変数が混入しているわけである。

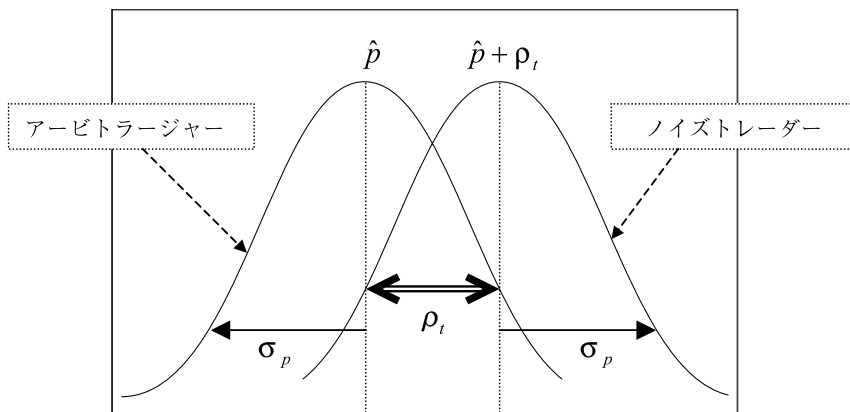
かりに、 ρ_t が一定の値をとるなら、ここでの分散 $\sigma_\rho^2 = 0$ であり、ノイズトレーダーリスクは存在しない。 $\rho_t > 0$ であるかぎり、ノイズトレーダーは強気の投資姿勢を維持するから、 ρ_t の大きさに見合う株価の上昇が観察される。むしろ、逆の場合も同様である。その一方、 ρ_t はアービトラージャーにとっても完全に既知であるため、ノイズトレーダーが強気である間は、その投資姿勢に追従すればよい。バイアスが誰にとっても明らかである以上、いわゆるバブル崩壊のタイミングは自明である。そうした非現実的な状況を排除する意味で、DeLong et al. (1990) では σ_ρ^2 というすべての投資者に共通のリスクを設定しているのである。

ここで、投資者の効用関数を、

$$U = -\exp(-2\gamma w) \quad (3)$$

のように、絶対的リスク回避度一定 (CARA) 型の関数として与えれば、2種類の投資者それぞれにとっての、リスク資産の最適な需要量が容易に求められる。なお、 γ は投資者のリスク回避度をあらわす。DeLong et al. (1990) では、危険資産の供給量を1で固定することによって、(3) 式から導かれた総需要との関係で t 時点の株価

図1 t+1時点の株価に関する投資者の信念の分布



を、

$$p_t = 1 + \frac{\mu(\rho_t - \hat{\rho})}{1+r} + \frac{\mu\hat{\rho}}{r} - 2\gamma \frac{\mu^2\sigma_\rho^2}{r(1+r)^2} \quad (4)$$

のようにあらわしている。ただし、(4)式を導く過程では、各変数が通時的に一定である定常状態が前提とされている。

(4)式の導出は、定常状態という強い仮定に立脚しているが、ノイズトレーダーが抱くバイアスの影響を考えるうえでわかりやすい構造をもつ。なぜなら、かれらがいないければ、株価はファンダメンタルである1に収束するからである。第2項と第3項から、現在のノイズトレーダーが強気($\rho_t > \hat{\rho}$)であり、平均的なバイアスが正($\hat{\rho} > 0$)であるなら、ノイズトレーダーが多く市場に参加するほど株価は高くなる。逆に第4項から、ノイズトレーダーリスク σ_ρ^2 が大きいほど、ノイズトレーダーの増加は株価の下落につながるがわかる。

とりわけ注目されるのが、後者の影響である。モデルでは実質配当が r に固定されているから、ファンダメンタルに関するリスクは存在しない。しかし、ノイズトレーダーがファンダメンタルを誤認する程度が不確実であるというだけで、余分なリスクが生じてしまう。そうしたリスクを回避しようとする範囲で、株価は下落するのである。もし会計政策によって、ファンダメンタルに関する誤認の不確実性を抑制することができるのであれば、(4)式第4項にみる株価の下落要因を取り除くことが可能となろう。このような考察にもとづき以下の分析では、会計政策の選択をつうじて、経営者がノイズトレーダーのバイアスに働きかけるケースを考える。

4. ノイズトレーダーリスクが存在するもとでの会計政策の決定要因

まず、経営者が(4)式第3項の構造を理解するなら、会計政策によって平均的にノイズトレーダーの期待を一定方向に拡大する努力をするであろう⁵⁾。とりわけ、かれらの報酬がストック・オプションのようなかたちで株価と密接に関連するかぎり、そうした誘因はつねに存在する。そのような現実をみれば、利益操作をはじめとする会計政策を駆使して市場の期待を変えようとする行為は、経営者の目的に一致するはずである。そのようななか、バイアスが負の値をとるときにそれを助長するような政策はあまり意味をもたないから、以下の分析では $\hat{\rho} > 0$ を想定している⁶⁾。本稿では、このように市場の期待を変えようとする会計政策を、期待値操作と呼ぶこととする。具体的な期待値操作の方法は特定しないものの、たとえば株価が当期純利益に関連して決まるのであれば、利益増加型の期待値操作を想定すればよい。

いま操作の効果を $a_1 > 1$ で代理すれば、ノイズトレーダーのバイアスの分布は、

$$\rho_t \sim N(a_1\hat{\rho}, (a_1\sigma_\rho)^2) \quad (5)$$

のように書き換えられる。つまり、バイアスの期待値を乗数 a_1 に比例して増幅することができる考えるわけである。他方、平均的なバイアスが大きくなるにしたがって、当然そのばらつきも大きくなるはずである。たとえば、従来のトレンドから大きく外れるような利益水準が示されれば、情報を誤認するノイズトレーダーの信念はこれまで以上に攪乱されると思われるからである⁷⁾。ここでは、ノイズトレーダーリスクが、期待値操作の効果 a_1 の2乗に比例すると仮定する。これは標準偏差で考えれば、会計政策の規模に比例して標準偏差が増加すると仮定したことに等しい⁸⁾。これを第3節の計算にあてはめれば、(4)式は、

$$p_t = 1 + \frac{\mu(\rho_t - a_1\hat{\rho})}{1+r} + \frac{\mu a_1\hat{\rho}}{r} - 2\gamma \frac{\mu^2 a_1^2 \sigma_\rho^2}{r(1+r)^2} \quad (6)$$

のように、期待値操作の影響を含むかたちで展開される。

この拡張された(6)式の第3項と第4項からわかるように、ノイズトレーダーの存在がより株価に大きな影響を与えるようになっていることが読み取られる。すなわち、平均的に強気な投資者が多く参加しているなら、期待値操作を行使することで、(4)式よりも大きなインパクトを株価に与えることができる。しかし、ノイズトレーダーリスクによる負の効果も拡大されるため、期待値操作に株価を高める効果があるかどうか一概には言えない。バイアスが大きくその分散が小さい状況であれば、アービトラージャーは相対的に少ないリスクで裁定機会を得る。このとき、経営者も極端に株価の動きが不安定になるリスクを避けながら、期待値操作の果実を享受することになる。

いずれにせよ、(6)式が経営者による期待値操作の決定にどう影響するかをたしかめるためには、経営者の目的関数を設定する必要がある。ここでは、Fischer and Verrecchia (2000)と同様の形式にしたがい、最大化問題を、

$$\begin{aligned} \max_{\{a_1\}} & \beta p_t - \frac{1}{2} a_1^2 \\ \text{s.t. } & p_t = 1 + \frac{\mu(\rho_t - a_1\hat{\rho})}{1+r} + \frac{\mu a_1\hat{\rho}}{r} - 2\gamma \frac{\mu^2 a_1^2 \sigma_\rho^2}{r(1+r)^2} \end{aligned} \quad (7)$$

と特定する。まず、株価上昇に対する効用の弾力性 β は、経営者の報酬がストック・オプションな

どのかたちで株価に連動する場合、とりわけ大きな正の値をとると予想されるので $\beta > 0$ と仮定する。したがって、目的関数の第1項は経営者の効用が、株価の上昇に比例して増加することを示している。それに対して、第2項 $(1/2)a_1^2$ は、期待値操作の行使にともなうコストを意味する。訴訟に巻き込まれるリスクや心理的な負担が、それに該当しよう。訴訟リスクなどは操作の程度が大きいほど、より大幅に上昇すると考えられる。そのため、限界費用が正であるだけでなく、2階微分が正となるような関数をここでは選んでいる。なお、ノイズトレーダーリスクの存在を考慮した株価形成が制約条件となる。この(7)式を解けば、

$$a_1^* = \frac{\beta(1+r)\mu\hat{\rho}}{r(1+r)^2 + 4\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2} \quad (8)$$

が導かれる。これをもとに、各変数が限界的に増加した場合の a_1^* への影響をまとめたのが、つぎの表1である。

一見してわかるように、心理バイアスの期待値と株価誘因が大きいほど、企業はよりポジティブな会計政策を実施しようとする。株価の上昇が経営者の効用を高める要素となっているため、投資者の期待が過大なときには、それを増幅するような行動が経営者の利害に整合するわけである。逆に、ノイズトレーダーリスクと投資者のリスク回避度が大きいほど、そうした期待値操作が少なくなるというのは直感的な意味をもつ。投資者がリスクをとれない局面でバイアスを拡大するような政策を行っても、コストに見合う便益が期待されないからである。

それに対して、判断がわかるのは、ノイズト

表1 期待値の操作 a_1 に対する各変数の影響

変数	NT比率 μ	バイアス期待値 $\hat{\rho}$	NTリスク σ_ρ^2	株価誘因 β	リスク回避度 γ	安全利子率 r
効果	?	+	-	+	-	?

注) 各変数による(8)式 a_1^* の偏微係数の符号をとっている。なお、NTはノイズトレーダーをあらわす。

レーダーの割合と安全利子率の効果である。(8)式の右辺を μ と r で偏微分した結果はそれぞれ、

$$\frac{\beta(1+r)\hat{\rho}\left[r(1+r)^2 - 4\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2\right]}{\left[r(1+r)^2 + 4\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2\right]^2}$$

$$\frac{\beta\mu\hat{\rho}\left[4\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2 - (1+2r)(1+r)^2\right]}{\left[r(1+r)^2 + 4\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2\right]^2}$$

である。これらの式の符号は、各変数の大小関係によって変わりうる⁹⁾ので、場合によっては負の値となる。非合理的な投資者が市場に多く参加するほど、期待値操作を消極化させるという事実は、観察される企業行動と一貫しないかもしれない。しかし、(7)式がバイアスの期待値 $\hat{\rho}$ とノイズトレーダーリスク σ_ρ^2 のトレードオフの関係に立脚していることに注意しなければならない。期待値操作の効果を高めるためには、期待値を調整対象とするとともに、不確実性を減らすための追加的な手当てが必要となるのである。

5. ディスクロージャー政策の導入

この点からすれば、バイアスの期待値を増加させると同時に、その分散を縮小させるような情報開示の方法が選択されないかぎり、期待値操作の効果は不十分なものとなる。ここでは、増幅された期待値が、より確実に実現すると投資者に信じさせるような政策をあらたに導入し、この政策をディスクロージャー政策と呼ぶことにする。この政策は、経営者と投資者との間の情報の非対称性を削減するためのディスクロージャーとは一線を画している。実施コストを度外視すれば、一般にディスクロージャーは資本コストを下げる方向に働き、市場の効率性に寄与する可能性が高い。他方、上記のディスクロージャー戦略は、誤認を確信に変えるという意味で、ノイズトレーダーから

企業への一方的な資源の移転を引き起こすだけである点に注意が必要である。

また、すでに述べたように、両者の政策には相応のコストがともなう。それぞれの政策の内容自体は異なるものの、政策の並存によって付随するコストに相関が生じるような共通の要素があるかもしれない。したがって、各政策のコストの間の関係が、(1) 独立である場合と (2) 相関がある場合とに分けて考える必要がある。

5.1. 2つの会計政策のコストが独立の場合

一般に、自発的な情報開示を拡大する目的は、企業の将来に関する不確実性を減らす点にある¹⁰⁾。本稿でいうところのディスクロージャー政策は、たしかにファンダメンタルに関する認識のずれを調整する本来の役割期待とは異なるものの、IRやアナリスト・ガイダンスをつうじて企業の成長性が実際以上に高いという期待を浸透させることを含意している。少なくとも一部の投資者が直面している不確実性を減少させることが目的であるという点では、本稿のディスクロージャー政策と一般的な情報開示戦略とは類似点があるといえる。

さしあたり、そのような会計政策の効果によって、ノイズトレーダーの心理バイアスの分布は、

$$\rho_t \sim N\left(a_2\hat{\rho}, [(a_2 - b)\sigma_\rho]^2\right) \quad (8)$$

に変化すると仮定する。期待値が膨らむとともに増大した不確実性は、ここでは $b(<a_2)$ に比例する分だけ抑制されることになる。(5)式では $a_1 > 1$ のとき、期待値操作を実施することで $(a_1 - 1)\sigma_\rho > 0$ だけリスクが増加したが、前述のようなあらたな政策を追加することで、 $(a_2 - b - 1)\sigma_\rho$ のように b の大きさに比例して増加ペースが緩和される。なお、 b を導入するにあたっては、前節でみた期待値操作との関係を考

表2 期待値の操作 a_2 と分散の操作 b に対する各変数の影響（政策のコストが独立の場合）

変数	NT比率 μ	バイアス期待値 $\hat{\rho}$	NTリスク σ_ρ^2	株価誘因 β	リスク回避度 γ	安全利子率 r
a_2	+	+	-	+	-	-
b	+	+	+	+	+	-

注) 各変数による (11-1) 式 a_2^* と (11-2) 式 b^* の偏微係数の符号をとっている。なお、NTはノイズトレーダーをあらわす。

える必要がある。両者の会計政策をあわせて最適化を図るうえで、最適な変数の大きさは前節の a_1^* と異なる可能性がある。そのため、ここでは期待値操作の変数を a_2 ($\neq a_1$) のように置き換えている。

これを第3節の計算にあてはめれば、(4)式は、

$$p_t = 1 + \frac{\mu(\rho_t - a_2\hat{\rho})}{1+r} + \frac{\mu a_2\hat{\rho}}{r} - 2\gamma \frac{\mu^2 [(a_2 - b)\sigma_\rho]^2}{r(1+r)^2} \quad (9)$$

と書き換えられる。

また、ディスクロージャー政策の費用関数を追加することで、(7)式は、

$$\begin{aligned} \max_{\{a_2, b\}} \beta p_t - \frac{1}{2}a_2^2 - \frac{1}{2}b^2 \\ \text{s.t. } p_t = 1 + \frac{\mu(\rho_t - a_2\hat{\rho})}{1+r} + \frac{\mu a_2\hat{\rho}}{r} - 2\gamma \frac{\mu^2 [(a_2 - b)\sigma_\rho]^2}{r(1+r)^2} \end{aligned} \quad (10)$$

と書き換えられる。この最大化問題を解けば、

$$a_2^* = \frac{\beta\mu\hat{\rho} [r(1+r)^2 + 4\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2]}{r(1+r) [r(1+r)^2 + 8\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2]} \quad (11-1)$$

$$b^* = \frac{4\beta^2\gamma\mu^3\hat{\rho}\sigma_\rho^2}{r(1+r) [r(1+r)^2 + 8\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2]} \quad (11-2)$$

が導かれる。このとき、 $a_2^* - b^* > 0$ であるから、(9)式の含意は b の導入によって変化しない¹¹⁾。なお、詳しい展開は割愛するが、(11-1)式の a_2^* は(8)式の a_1^* より大きい値をとるため、2つの戦略を併用する場合、期待値操作の程度がより大きくなることわかる。期待値操作などをつうじて企業にとって有利なバイアスを浸透させようえ

で、積極的なディスクロージャーによってそのバイアスに関する不確実性を減らすという企業行動が、あらためて浮き彫りにされたわけである。

このとき、注意しなければならないのは、期待値操作とディスクロージャー政策を同時に導入することが、前節のように期待値操作だけを実施するよりも望ましい会計政策なのかどうかである。それをたしかめるために、(8)式で求められた a_1^* と(11-1)式に示される a_2^* をそれぞれあてはめた株価を(3)式の効用関数に代入し、ディスクロージャー政策の導入が経営者の効用水準を高めるのかを追加的に検証した。結果だけを掲げると、両方の会計政策を同時に実施したほうが、経営者の効用が増大することがわかった。要するに、ノイズトレーダーの存在を前提とすれば企業には、バイアスの期待値だけでなく、同時にその不確実性にも作用するような会計政策をパッケージとして準備するインセンティブが存在するといえる。

a_2^* と b^* に対する各変数の影響は、表2のとおりである。前節の分析と異なり、期待値操作に対するノイズトレーダー比率や安全利子率の影響は、 σ_ρ の大きさに依存せず一意に定まる。まず、期待値操作を意味する a_2^* に関する結果からみてみよう。企業がノイズトレーダーのバイアスを平均的に高めるような情報開示を行うのは、ノイズトレーダーの割合、バイアスの期待値および株価誘因が大きい場合である。逆に、ノイズトレーダリスク、投資者のリスク回避度および安全利子

表3 期待値の操作 a_2 と分散の操作 b に対する各変数の影響 (政策のコストに相関がある場合)

変数	NT比率 μ	バイアス期待値 $\hat{\rho}$	NTリスク σ_b^2	株価誘因 β	リスク回避度 γ	安全利子率 r
a_2	?	+	-	+	-	?
b	+	?	+	+	+	-

注) (12) 式から求められる a_2^* と b^* の各変数による偏微係数の符号をとっている。なお、NTはノイズトレーダーをあらわす。

率が高い場合に、そうした情報開示は抑制される。(8) 式のケースとほぼ同じ内容であるが、この場合ディスクロージャー政策 b が分析に加えられたことで、市場におけるノイズトレーダーの位置が、期待値操作の決定に明確なかたちでかわることが示された。

それに対して、ノイズトレーダーリスクを減少させるような情報開示を積極化するのには、ノイズトレーダー比率、心理バイアスの期待値、ノイズトレーダーリスク、株価誘因ならびにリスク回避度の5つが大きい場合である。このとき、 a_2^* と b^* とで異なるのは、ノイズトレーダーリスクとリスク回避度の増加に対する反応である。そもそも b には、心理バイアスに関する不確実性を取り除く効果が期待されていた。したがって、不確実性が大きい状況で b が選好されるのは、ある意味当然であろう。また、投資者がリスク回避的であるほど、追加的な情報開示によって、不確実性に起因する市場参加のハードルを下げる必要がある。

5.2 2つの会計政策のコストに相関がある場合

他方、期待値操作とディスクロージャー政策とを併用することによって、係争に巻き込まれる確率が大きく高まるなど、企業にとってのリスクも一様には決まらない。となると、各政策のコストを独立に考えるより、両者の相関を最大化問題に含めたほうが適切であろう。そこで、(10) 式を2つの政策コストの交差項を含めるかたちで、

$$\begin{aligned} & \max_{\{a_2, b\}} \beta p_t - \frac{1}{2} a_2^2 - \frac{1}{2} b^2 - a_2 b \\ \text{s.t. } & p_t = 1 + \frac{\mu(\rho_t - a_2 \hat{\rho})}{1+r} + \frac{\mu a_2 \hat{\rho}}{r} - 2\gamma \frac{\mu^2 [(a_2 - b) \sigma_\rho]^2}{r(1+r)^2} \end{aligned} \quad (12)$$

のように書き換える。ここから最適解を求めた結果が、表3にまとめられている。 a_2 に対するノイズトレーダー比率と安全利子率の影響と b に対するバイアスの期待値の影響とが不明確になる。しかし、ノイズトレーダーリスクをはじめ主要な変数に関する結果は、表2の場合とさして変わらない。

いずれにせよ、市場に非合理的な投資者が存在する事実は、企業が実施する会計政策の有効性を保証する。(11-1) 式と (11-2) 式が示すように、そのような投資が増えるほど、バイアスを助長するような情報開示が、経営者の利害にかなった選択肢となる。かれらの行動を予見することが難しいほど政策を行使するコストは膨らむが、(10) 式を満たすかぎり選択的な情報開示は続けられる。それは、本来の情報開示の意味—ファンダメンタルに関する情報の非対称性を解消する—から逸脱している可能性が強いことが、本稿のような初歩的な分析からも明らかである。

冒頭でふれたライブドアやエンロンのような会計不正が発生した時期は、証券市場に多数のデイトレーダーが参入していた時期に当たる。さらにエンロンのケースでは、本来アービトラージャーの機能を果たすべき機関投資家や証券アナリストも過度の成長期待をもっていたと考えられる。よ

って、本稿でいうところのノイズトレーダーが増加し、かつノイズトレーダーがもつバイアスの期待値が増加していた時期であったといえよう。またこれらの企業では、株価を高める誘因が高かったといえる。さらに、ライブドアに関しては、無リスク利子率が低いという条件にも該当していた。そのような条件がそろっていたことで、市場の心理状態を読み込んだ経営者が過度の会計政策を実施する可能性が高い、つまり会計不正が発生しやすい状況であったことを本稿のモデルは示唆している。

6. 結論と残された課題

本稿の分析によって明らかにされたことをまとめよう。まず、株価の形成にノイズトレーダーの心理バイアスが鋭く関係することを前提とすれば、経営者はこれらの投資者をターゲットとした会計政策を選択する誘因が存在すると考えられた。それを経営者の目的関数として定式化すれば、投資者のバイアスに働きかけるような情報開示を増やす要因が特定された。ただし、ノイズトレーダーのバイアスが縮小するか拡大するかに関する不確実性が存在するもとは、そうした期待値操作の実施は、逆に企業にとって不利な選択となる可能性がある。そのような状況を回避するために、ノイズトレーダーリスクを緩和するための追加的な政策が実施されるはずである。

その意味で、心理バイアスの期待値を増幅させる政策である期待値操作とノイズトレーダーリスクを制御する政策であるディスクロージャー政策には、互いに補完的な役割が期待されていた。これらはともに、ノイズトレーダーの比率、心理バイアスの期待値および株価誘因が大きい状況、無リスク利子率が小さい状況で選好される。その一方、ノイズトレーダーリスクや投資者のリスク回

避度が大きい場合、平均的に誤認を増大させる期待値操作は、ノイズトレーダーリスクをかえって大きくし、経営者の利益を損ねてしまう危険がある。このとき、不確実性を減少させるディスクロージャー政策が同時に行われるなら、コストと比較した期待値操作の便益は最大化される。投資者の心理というブラックボックスを単純な仮定のもとで分析に外挿すれば、それは明らかに期待値操作の有効性を担保している。

この結果は、実証研究にも示唆を与える。たとえば、会計政策の効果がとりわけ顕著なかたちであられるケースとして、新規株式公開（IPO）や公募増資（SEO）が掲げられる¹²⁾。心理バイアスをどう測定するかという問題は残るが、投資者の期待が先行しやすいこれらの状況で、ノイズトレーダーの存在がどのように会計政策を変えるかは、検討に値しよう。

ただし、以下の2点に注意を要する。まず、本稿の分析では効率的市場を前提としていないため、裁定がすみやかに機能するような市場には該当しない。さらに、1期間に限定した構造に立脚しており、多期間にわたる会計政策を説明するには限界がある。これらの点について設定を拡充することができれば、会計政策の決定要因を決めるよりダイナミックなモデルが導かれるであろう。

《注》

- 1) 本稿でいう会計政策とは、情報開示に関するつぎの両者の上位概念としてもちいられている。
 - (1) 利益などに関する投資者の期待値の操作（期待値操作）
 - (2) 投資者の信念に関する操作（ディスクロージャー政策）
- 2) 裁定取引を担うアービトラージャーは、投資期間の制約を受けることが多い。株価のファンダメンタルからの乖離が一定期間に解消しない場合、強制的なポジションの清算にともない、長期的に投資していたら得られたであろう利益を逸失する可能性がある。したがって、ノイズトレーダーの心理バイアスがきわめて不確実であれば、アービトラージャーによる裁定は大きく阻害されることになる。
- 3) なお、このモデルはShleifer（2000）第2章にも所収されて

いる。

- 4) P_{t+1} は、 $t+1$ 時点の危険資産の価格をあらわす。これに配当 r を加えた大きさが、危険資産にすべての資金1を投資した場合のペイオフになる。
- 5) 半強度の効率的市場において、経営者と投資者との間に情報の非対称性が存在する場合、経営者はシグナリング効果をねらって会計政策を変更することがある。ここで分析の焦点は、シグナリング効果ではなく、ファンダメンタルに関する投資者の誤認を拡大することにおかれている点に注意されたい。
- 6) このように、本稿では市場が正のバイアスをもっていることを暗黙の前提としている。よって、本稿の分析結果は、カネボウなどの業績不振時の会計不正の誘因を考察するには向いていない可能性がある。
- 7) こうした見方は、若干文脈が異なるものの、Baginski et al. (1993) や Morse et al. (1991) の分析結果と通底する。ここでは、開示された利益水準が従来の予想を超える程度が、アナリスト予想の分散拡大に結びつくことが示されている。アナリストが完全に合理的なアービトラージャーでないならば、かれらも多かれ少なかれファンダメンタルに関してバイアスをもつから、その予想の分散拡大はノイズトレーダーリスクの拡大と位置づけられる。
- 8) σ_ρ に対する期待値操作の影響を、 a_1 の関数のかたちに置き換えても結果は大きく変わらないが、分析の簡潔さを保証するためにこのように仮定した。
- 9) ノイズトレーダーリスクが十分に小さければ、そうなる可能性は十分に考えられる。たとえば、 $\beta=1$ 、 $\gamma=0.4$ 、 $\mu=0.5$ 、 $r=0.05$ のようなケースでは、 $0.37 < \sigma_\rho < 1.74$ の範囲で、両者の符号は負になる。時価総額でなく1株単位で考えるかぎり、そのような小さい σ_ρ が存在することは、ありえない設定ではない。
- 10) Botosan and Plumlee (2002) をはじめ、情報開示の量と資本コストとの関係を調査した研究によれば、市場に流通する情報量を増やすことで、企業の資本調達が円滑になることが示されている。もちろん、不確実性の減少につながるような精度の高い情報でなければ、いくら量を増やしたところで効果はかぎられる。情報の質と資本コストとの関係を理論的に分析した研究としては、Lambert et al. (2005) などが掲げられる。
- 11) $a_2^* - b^* = [(1+r)\beta\mu\rho] / [r(1+r)^2 + 8\beta\gamma\mu^2\sigma_\rho^2]$
 > 0 となることを確認されたい。
- 12) Cornelli et al. (2006) によれば、IPO時にはノイズトレーダーの心理バイアスが、価格形成におよぼす影響が大きいという証拠が示されている。IPOやSEOの際に会計政策が行われていたという先駆的な証拠は例えば、Teoh et al. (1998a) や Teoh et al. (1998b) で示されている。日本では例えば永田 (2007) がある。

《参考文献》

- Baginski, S. P., Conrad, E. J., Hassell, J. M., 1993, The effects of management forecast precision on equity pricing and on the assessment of earnings uncertainty, *The Accounting Review* 68, 913-927.
- Botosan, C. A., Plumlee, M., 2002, A re-examination of disclosure level and expected cost of equity capital, *Journal of Accounting Research* 40, 21-41.
- Bushman, R., Gigler, F., Indjejikian, R., 1996, A model of two-tiered financial reporting, *Journal of Accounting Research Supplement*, 51-74.
- Cornelli, E., Goldreich, D., Ljungqvist, A., 2006, Investor sentiment and pre-IPO markets, *Journal of Finance* 61, 1187-1216.
- DeLong, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., Waldmann, R.J., 1990, Noise trader risk in financial markets, *Journal of Political Economy* 98, 703-738.
- Fischer, P. E., Verrecchia, R.E., 2000, Reporting bias, *The Accounting Review* 75, 229-245.
- Hirshleifer, D. A., Teoh, S. H., 2003, Limited attention, information disclosure, and financial reporting, *Journal of Accounting and Economics* 36, 337-386.
- Lambert, R.A., Leuz, C., Verrecchia, R. E., 2005, Accounting information, disclosure, and the cost of capital, *Wharton Financial Institutions Center Working Paper Series #06-20*.
- Morse, D., Stephan, J., Stice, E.K., 1991, Earnings announcement and the convergence (or divergence) of beliefs, *The Accounting Review* 66, 376-388.
- 永田 京子, 2007年, 「新規株式公開における利益調整とプライシング」『証券アナリストジャーナル』第45巻第9号, 57-67頁.
- 奥田 真也, 2005年, 「情報の複雑性が資本市場参加者に与える影響」『現代ディスクロージャー研究』第6号, 39-48頁.
- Stocken, P. C., Verrecchia, R. E., 2004, Financial reporting system choice and disclosure management, *The Accounting Review* 79, 1181-1203.
- Shleifer, A., 2000, *Inefficient Market: An Introduction to Behavioral Finance*. Oxford University Press, Oxford, NY. (兼広 崇明訳, 2001年, 『金融バブルの経済学—行動ファイナンス入門』, 東洋経済新報社.)
- Teoh, S. H., Welch, I., Wong, T. J., 1998a, Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings, *Journal of Finance* 53, 1935-1974.
- Teoh, S. H., Welch, I., Wong, T. J., 1998b, Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings, *Journal of Financial Economics* 50, 63-99.

業種分類の信頼性比較 —日経業種分類、東証業種分類、およびGICS業種分類の比較分析—*

A Comparison of Reliability of Industrial Classifications in Japan

木村史彦(東北大学 准教授)
Fumihiko Kimura, Tohoku University

2008年3月16日受付；2008年12月3日改訂稿受付；2009年2月6日最終稿受付；
2009年2月12日論文受理

要 約

実証的会計研究において業種は、期待外の株式リターンや会計指標の測定、そして分析者が主たる関心を有する事項以外のものをコントロールするための変数として用いられることが多い。しかし近年、多角化の進展、M&Aの急増とともに、企業の事業内容が急激に変化するケースが増えており、業種分類の信頼性の問題に関心が寄せられるようになった。本稿の目的は、日本の実証分析で全ての上場企業に対して適用可能な日経業種分類、東証業種分類、GICS業種分類の信頼性を検証することにある。連結決算ベースの18の財務指標について、異なる業種分類の下で同質的な (homogeneous) 企業群がグルーピングされているのかを検証した。その結果、企業業績、成長性、株式市場関連の指標は各業種分類によってグルーピングされた企業群の同質性に差異が観察されない一方、企業規模、流動性、資本構成、資産効率性、営業サイクルに関連する指標は日経業種分類中分類・東証業種分類中分類を用いた場合、より同質な企業群が構成されており、これらの分類の信頼性が相対的に高いことが示唆された。

Summary

Industry classification is often used in accounting research to control cross-sectional effects. The issue of industry classification has come to be discussed with increase in diversification and M&A. The purpose of this paper is to investigate the reliability of industrial classification for listed companies in Japan and the implication for empirical accounting research. I investigate the homogeneity of groups of firms classified by Nikkei industrial classification (2 and 36 sectors), the classification specified by Securities Identification Code Committee in Japan (10 and 33 sectors), and Global Industry Classification Standard (10 and 67 sectors). The result shows that there is no difference about the homogeneity of firm performance, growth, PER, and PBR. In contrast, it is observed that Nikkei industrial classification (36 sectors) and the classification specified by Securities Identification Code Committee in Japan (33 sectors) generate tighter groupings on firm size, liquidity, capital structure, assets turnover, and operating cycle.

1 はじめに

企業の産業分類ないし業種分類 (industry

classification) は、会計・ファイナンスに関する実務ならびに実証分析において重要な役割を果たしている¹⁾。実務では、企業業績や財務状態の評

* 本稿は、ディスクロージャー研究会第9回研究大会(大阪市立大学)および名古屋市立大学大学院経済学研究科水曜研究会における発表論文に加筆・修正したものです。大会・研究会の出席者、匿名のレフェリーの先生方、そして編集委員長の薄井彰先生(早稲田大学)より貴重なご意見およびご示唆を頂きました。ここに記して感謝申し上げます。なお、本稿は文部科学省科学研究費補助金(若手研究(B)課題番号16730238)による研究成果の一部である。

価のベンチマークとして業種平均値が用いられることが多く、また、業種別のファンドなどの金融商品の設定においても用いられている。一方、会計・ファイナンスの実証分析では、業種平均値からの乖離によって期待外の株式リターンや会計指標を測定することが広く行われている。さらに業種は、モデルの中で分析者が主たる関心を有する要素以外のものをコントロールするための変数として利用されることも多い。

業種分類は通常、政府によって標準となる分類体系が設定され、それに準拠して政府機関、証券取引所あるいはデータベース作成企業が独自の分類に組み替え、企業ないし事業所を割り当てて統計資料やデータベースを作成する。日本では総務省統計局がリファレンスとなる分類として日本標準産業分類を設定している²⁾。そして、それに準拠する形で証券コード協議会による業種分類（この業種分類は東京証券取引所をはじめとする各証券取引所で用いられることから、以下東証業種分類と呼ぶ³⁾、日本経済新聞社による日経業種分類等が設定されており⁴⁾、会計・ファイナンスの実証分析ではこれらの業種分類が用いられることが多い。

米国では労働省（Department of Labor）によって1939年に標準産業分類（Standard Industry Classification; SIC）が設定され、それに基づく業種コード（SICコード）は経済政策のみならず企業データベースの作成において広く利用されてきた。その後SICコードは数度の改訂がなされてきたが、経済構造の変化に対応できない等多数の問題が生じてきたことから、1997年に米国・カナダ・メキシコの3か国は北米産業分類体系（North American Industry Classification System; NAICS）を設定し、各国の産業政策において用いるようになった⁵⁾。また、1999年にはStandard & Poor's社とMorgan Stanley Capital

International社が既存の業種分類が必ずしも投資目的に適していないとして、世界産業分類基準（Global Industry Classification Standard; GICS）を発表し、それぞれの会社の投資商品の設定、COMPUSTAT等のデータベースで利用するようになった⁶⁾。COMPUSTATデータベースはグローバル版が作成され、日本を含めた80か国以上の企業がカバーされていることから、多くの国の企業のGICSによる分類（以下、GICS分類）を知ることができる。

近年、各国とも多角化の進展、M&Aの急増とともに、企業の事業内容が急激に変化するケースが増えている。その結果、業種分類によって同質的な企業群がグルーピングされるのか、あるいは業種によっていかなる企業属性がコントロールされるのか、という信頼性の問題に関心が寄せられるようになり、米国では関連する研究が発表されている⁷⁾。例えば、Guenther and Rosman (1994) は、COMPUSTATとCRSPの株価データベースを取り上げ⁸⁾、各々の業種によって分類された企業群の株式リターンならびにROEやROA等の財務指標の同質性について検証した⁹⁾。その結果、CRSPよりもCOMPUSTATの業種分類の方が、概ね同質的な企業群を構成していることを見出している。しかしながら、日本においては業種分類の信頼性を検証した研究は僅少である。

本稿では、こうした状況をふまえ、日本の実証的会計研究に広く用いられる日経業種分類および東証業種分類、そしてこれらの分類と異なる特徴を有するGICS分類の信頼性を、企業規模、流動性、資本構成、業績、営業サイクル、成長性に関する18の財務指標に関して分析する。具体的には、業種で分類することによって、同質的な（homogeneous）企業群がグルーピングされるのか、より細かい業種に分類することで信頼性が改善するのか、そして、いずれの業種分類の信頼性

表1 各業種分類の概要

	日経業種分類	東証業種分類	GICS分類
設定主体	日本経済新聞社	証券コード協議会	Standard & Poor's 社、Morgan Stanley Capital International 社
準拠する業種分類	日本標準産業分類	日本標準産業分類	なし。ただし、国際的な企業比較を重視して設定
分類の設定	大分類（製造・非製造）、中分類（36業種）、小分類（256業種）	大分類（10業種）、中分類（33業種）	Economic Sector（10業種）、Industry Group（24業種）、Industry（67業種）、Sub Industry Group（147業種）
新規の割当	・東証業種分類に準ずる	・原則として売上高をベースとし、例外的に利益、設備状況、従業員数等を勘案 ・上位分類から決定	・売上高に注目するが、同時に利益 ・市場での評価を考慮する ・下位分類から決定
割当の変更	東証業種分類の改訂を受けて実施。ただし、日経平均株価等の指標での割当を加味して決定するため、実施されないこともある	現在の「主要業務」と異なる事業の売上高が、「主要業務」の2倍以上となった場合	重大な情報の発生、および新しい情報が開示された場合。ただし、年1回は変更を検討する

が高いのかについて検証していく。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で各業種分類の特徴を概説した上で検証する命題を提示する。そして、サンプル選択基準ならびに検証方法を第3節で示した上で、第4節で検証結果を示す。最後に第5節において結論と今後の課題について言及する。

2 各業種分類の概要

本稿では、日経業種分類、東証業種分類、GICS分類の信頼性について比較するが、それぞれの概要について表1にまとめた¹⁰⁾。

日経・東証業種分類はいずれも日本標準産業分類に準拠して業種が設定されており¹¹⁾、また、日経業種分類における企業の割当、変更ルールについては東証業種分類に準じていることから、両者は類似している。ただし、大分類の設定方法、中分類で設定される業種数ならびに内容、そして日経業種分類のみ小分類が設定されている点に相違がある¹²⁾。他方、GICS分類については Standard & Poor's 社と Morgan Stanley Capital

International 社による独自の業種設定がなされている。また、いずれの業種分類も主に売上高に基づいて各業種に企業が割り当てられるが、GICS 分類では利益、市場での評価など多様な要素が勘案される。さらに、日経・東証業種分類は上位分類（大分類）、下位分類（中・小分類）の順に割り当てるトップダウンのアプローチがとられるのに対し、GICS 分類は下位分類から割り当てて、上位分類は自動的に決定されるボトムアップアプローチがとられるといった相違点もある。

会計研究において業種が用いられる際には、営業サイクルや成長性といった特定の企業属性について同質的な企業をグルーピングすることを目的とすることが多いが、各業種分類は必ずしもそうしたことを想定して設定されている訳ではない点に留意が必要である。したがって、企業を業種で分類することで、期待される効果が得られているのかについて検証することは極めて重要な問題となる。そこで、本稿では具体的に次の三つの命題を設定する。

- (1) 特定の企業属性について、業種に分類することで各業種内の企業群の同質性が高ま

る

- (2) より細かい分類を用いることによって各業種内の企業群の同質性が高まる
- (3) 日経業種分類・東証業種分類・GICS分類の信頼性に差異がある

ここで(1)および(2)は、実証分析において業種分類を用いることの意義自体に関わるものであり、(3)は異なる業種分類間の優劣についての問題である。

3 リサーチデザイン

3.1 サンプルセレクションとデータ

日本の各証券取引所に上場している企業の2004年4月から2005年3月の連結決算を分析対象とする¹³⁾。ただし、以下の要件に該当するサンプルは除外している。

- (1) 金融・証券・保険の各業種に属する企業(日経業種分類ベース)
- (2) 変則決算企業
- (3) 分析において必要となるデータが入手できない企業

以上の基準の下で1,985のサンプルが選択された。ここで単年度の分析を行う理由は、各データベースでは業種に関する遡及的な修正がなされておらず、作成時点で割り当てられた業種しか明らかとならないからである。したがって、以下の分析ではクロスセクションでの業種分類の同質性のみが検証され、業種分類の変更の問題は直接的には検証されない点に留意してほしい。

日経業種分類および財務データは『NEEDS-CD ROM企業財務データ』、東証業種分類および株価データは『NEEDS株価・指標データ』、GICS分類に関するデータは『Compustat (グローバル版)』から収集した。いずれのデータベースとも分析時点において各決算が最新となるものを用い

ている。

ところで、本稿で分析する業種分類はそれぞれ段階的に分類が細分化されている。一般的により細かい業種分類を適用することによって、グルーピングされた企業群の同質性が高まることが予想される一方、各業種内のサンプル数が低下することになる。実証研究では業種ごとのクロスセクション分析が行われることが多く、業種内の企業数が僅少な場合には、類似した業種と合わせる、あるいはその業種に属する企業をサンプルから除外する等の処理がなされる。しかし、こうした処理によって分析結果の信頼性、客観性が損なわれる懸念もある。そこで本稿では、100以上の業種に分類する日経業種分類の小分類およびGICS分類のSub Industry Groupは調査対象とせず、日経・東証業種分類の大分類と中分類、GICS分類のEconomic Sector、Industry Group、Industryの7つの分類を取り上げる。さらに、ベンチマークとして分類をしない(サンプル全体を1業種とする)ケースも検討する。

また分類された業種内の企業数が少ない場合には、以下で示す分散値が正確に測定されない可能性があることから、企業数が8未満の業種に属する企業はサンプルから除外する。より細かい業種分類を用いた場合、除外される業種数は増えるが、そこに含まれるサンプル数のサンプル全体に対する割合(毀損率)は最も多くの業種を有するGICS Industryで2.67%であった。表2では、各分類のオリジナルの業種数、サンプルの業種数、そして毀損率を示している¹⁴⁾。

3.2 検証方法

本稿では、Amit and Livant(1990)、Guenther and Rosman(1994)ならびにKrishnan and Press(2003)で用いられた、分散を比較する方法によって業種分類の信頼性を検証する。次節で示す18

表2 各分類の業種数

	オリジナルの業種数	サンプルの業種数	企業数が僅少な業種 削除後の業種数	業種削除による企業の 減少数（毀損率）
日経業種分類大分類	2	2	2	0 (0.00%)
日経業種分類中分類	36	33	30	18 (0.91%)
東証業種分類大分類	10	10	9	5 (0.25%)
東証業種分類中分類	33	32	28	13 (0.65%)
GICS Economic Sector	10	10	10	0 (0.00%)
GICS Industry Group	24	23	22	1 (0.05%)
GICS Industry	67	54	39	53 (2.67%)

の財務指標を対象として業種分類が及ぼす影響を検証していくが、具体的な手続きは下記の通りである。

まず、各財務指標（例えば流動比率）について、業種分類ごとの合成分散値（composite variance）を計算する（式1）。

$$S = \sum_{i=1}^N (n_i - 1) V_i / \sum_{i=1}^N (n_i - 1) \quad (1)$$

S は合成分散値、 N は各業種分類の業種数、 n_i は業種 i における企業数、 V_i は業種 i における各財務指標の分散を示す。ここで、日経業種分類に基づく合成分散値を S_N （大分類を S_{N1} 、中分類を S_{N2} ）、東証業種分類に基づくものを S_T （大分類を S_{T1} 、中分類を S_{T2} ）、GICS分類に基づくものを S_G （Economic Sectorを S_{G1} 、Industry Groupを S_{G2} 、Industryを S_{G3} ）とする。また、業種分類を行わない場合の合成分散値を S とする。この合成分散値は、各業種分類での業種ごとの分散値の加重平均値であり、合成分散値が小さいほど、その財務指標について、業種分類によって相対的に同質的な企業がグルーピングされていると考えられる。

統計的な検証手続きは次の通りである。例えば日経業種分類と東証業種分類の信頼性を比較検証する場合には、 S_N と S_T の比（ S_N/S_T ）を計算する。この比（分散比）はF分布をとることから、F検定によって分散比が1よりも統計的に有意に大きい（小さい）場合、分母である S_T が有意に小さい

（大きく）、東証業種分類の信頼性がより高い（低い）と結論づけられることとなる。

ところで、こうした分析では外れ値の影響を受けるが、その判断は慎重に下すことが必要となる。なぜならば分類が同質的でないことから、極端に大きいあるいは小さい値のサンプルがグルーピングされている可能性もあり、これは分類の信頼性の問題と考えるべきだからである。本稿では、既存の実証研究に及ぼす影響を検討することも目的とすることから、先行研究でしばしば行われているように各財務指標について上下1%となるサンプルを除外する。さらに、業種内の企業数の基準で除外されたサンプルを全ての分類でも除外した結果、最終的に1,847のサンプルとなった¹⁵⁾。

4 検証結果

4.1 変数の定義と記述統計量

検証する変数の定義およびサンプル全体の記述統計量を表3で示した。ここでは、先行研究で取り上げられてきた企業規模（総資産）、流動性および資本構成（流動比率、当座比率、固定負債比率、負債比率）、業績（ROA、ROEおよび各々の変化、売上高利益率¹⁶⁾）、資産の効率性（総資産回転率）、営業サイクル（在庫回転率、売上債権回転率、仕入債務回転率）、成長性（売上高変化率、経常利益変化率）、株価関連指標（PER、PBR）の18の指標を分析する。

表3 記述統計量 (連結決算データ N=1,847)

	変数の定義	平均値	分散	最小値	中央値	最大値
総資産	資産総額の自然対数値	11.097	2.303	6.581	10.918	17.007
流動比率	流動資産÷流動負債	1.725	1.181	0.347	1.405	7.616
当座比率	当座資産÷流動負債	1.250	0.874	0.137	0.983	6.116
固定負債比率	固定負債÷固定資産総額	0.176	0.015	0.003	0.154	0.597
負債比率	負債総額÷資産総額	0.547	0.041	0.114	0.561	0.958
ROA	当期利益÷資産総額	0.054	0.002	-0.089	0.047	0.210
ROE	当期利益÷資本総額	0.052	0.017	-1.440	0.057	0.457
ΔROA	当期ROA - 前期ROA	-0.133	0.257	-5.684	0.005	0.217
ΔROE	当期ROE - 前期ROE	0.003	0.021	-1.366	0.006	0.929
売上高利益率	当期利益÷売上高	0.058	0.003	-0.148	0.045	0.330
総資産回転率	資産総額÷売上高	1.090	0.275	0.155	0.985	3.402
在庫回転率	棚卸資産総額÷売上高	32.44	8714.83	0.167	9.904	923.00
売上債権回転率	売掛金・受取手形÷売上高	11.98	1082.83	0.829	4.501	406.99
仕入債務回転率	買掛金・支払手形÷売上高	11.176	160.61	2.715	7.718	110.78
売上高変化率	前期からの変化率	0.066	0.017	-0.248	0.046	0.899
経常利益変化率	前期からの変化率	0.202	1.351	-6.689	0.148	7.780
PER	一株あたり利益÷期末株価	21.123	1152.72	-124.15	15.59	281.67
PBR	一株あたり純資産÷期末株価	1.417	1.805	0.168	1.039	11.363

表3からは、一部の変数（在庫回転率、売上債権回転率、仕入債務回転率、PER、PBR）については分散ならびに最大値・最小値も大きいことが示されており、先の除外基準（上下1%）では外れ値の影響を排除できていない可能性もある。そこで、各財務指標で上下2.5%、5.0%となるサンプルを除外する検証も行ったが、分析結果に大きな差異はなかったことから、以下では当初の除外基準の結果のみを示す。

4.2 合成分散値の比較の結果

表4では、各業種の連結決算ベースの財務指標について、分類を行わない場合（以下、分類無し）、日経業種分類大分類（日経大分類）、日経業種分類中分類（日経中分類）、東証業種分類大分類（東証大分類）、東証業種分類中分類（東証中分類）、GICS分類（Economic Sector、Industry Group、Industry）の順にそれぞれを分母とする合成分散値の比（F統計量）とF検定の結果を示している。前節で述べた通り、F統計

量が1を上回る場合には、分母の業種分類によって相対的に同質的な企業がグルーピングされていることを意味する（すなわち、分母の業種分類の方が分子の分類よりも信頼性が高い、また1を下回る場合は逆である）。ただし、このベンチマークはあくまでも相対的なものであって、業種分類の信頼性に関する絶対的な水準を示すものではない点に留意が必要である。

第一の命題では、業種に分類することで各業種内の企業群の同質性が高まると予想した。分類無しの合成分散値（S）に対する各業種分類の合成分散値のF統計量について、製造・非製造業のみに分類する日経大分類（ S_{NI} ）との間では、合成分散値の間で有意差が観察されなかった。しかし、その他の分類では総資産、流動・当座比率、固定負債比率、負債比率、ROA、売上高利益率、総資産・在庫・売上債権・仕入債務回転率、PBRについて概ね各分類の合成分散値の方が統計的に有意に小さく、これらの指標については業種分類を行うことで、相対的に同質的な企業群がグルー

表4 検証結果 (連結決算データ N=1,847)

	$\frac{S_{N1}}{S}$	$\frac{S_{N2}}{S}$	$\frac{S_{T1}}{S}$	$\frac{S_{T2}}{S}$	$\frac{S_{G1}}{S}$	$\frac{S_{G2}}{S}$	$\frac{S_{G3}}{S}$	$\frac{S_{N2}}{S_{N1}}$	$\frac{S_{T1}}{S_{N1}}$	$\frac{S_{T2}}{S_{N1}}$	$\frac{S_{G1}}{S_{N1}}$	$\frac{S_{G2}}{S_{N1}}$	$\frac{S_{G3}}{S_{N1}}$
総資産 (対数)	1.000	0.820***	0.923*	0.859***	0.949	0.908**	0.830***	0.820***	0.923*	0.859***	0.950	0.908**	0.830***
流動比率	0.987	0.864***	0.959	0.836***	0.910**	0.865***	0.841***	0.875***	0.972	0.840***	0.921*	0.876***	0.852***
当座比率	0.996	0.853***	0.950	0.827***	0.904**	0.847***	0.819***	0.856***	0.954	0.830***	0.908**	0.851***	0.822***
固定負債比率	0.993	0.762***	0.898**	0.781***	0.913**	0.840***	0.799***	0.767***	0.905**	0.787***	0.920*	0.846***	0.805***
負債比率	0.979	0.868***	0.946	0.868***	0.949	0.922*	0.883***	0.887***	0.966	0.887***	0.969	0.941	0.902**
ROA	0.996	0.920*	0.963	0.913**	0.974	0.946	0.894**	0.925*	0.967	0.917*	0.978	0.951	0.897**
ROE	0.999	0.973	0.981	0.968	1.000	0.995	0.987	0.974	0.982	0.969	1.001	0.996	0.988
ROAの変化	1.000	1.001	1.000	1.003	0.990	0.994	0.988	1.001	1.000	1.003	0.990	0.994	0.987
ROEの変化	0.996	0.970	0.994	0.972	0.998	0.998	0.999	0.973	0.998	0.975	1.001	1.001	1.003
売上高利益率	0.991	0.846***	0.883***	0.830***	0.902**	0.881***	0.836***	0.854***	0.891***	0.837***	0.910**	0.888***	0.843***
総資産回転率	0.940	0.634***	0.699***	0.635***	0.843***	0.743***	0.702***	0.674***	0.744***	0.676***	0.897**	0.790***	0.747***
在庫回転率	0.935	0.700***	0.833***	0.752***	0.979	0.804***	0.802***	0.748***	0.890***	0.804***	1.047	0.860***	0.858***
売上債権回転率	0.941	0.772***	0.862***	0.676***	0.923*	0.802***	0.799***	0.821***	0.917*	0.718***	0.981	0.853***	0.849***
仕入債務回転率	0.967	0.676***	0.790***	0.671***	0.891**	0.748***	0.698***	0.699***	0.817***	0.694***	0.922*	0.773***	0.721***
売上高変化率	0.999	0.937	0.989	0.927*	0.980	0.962	0.909**	0.938	0.990	0.928*	0.981	0.963	0.910**
経常利益変化率	0.994	0.972	0.996	0.970	0.973	0.976	0.923*	0.978	1.002	0.976	0.979	0.982	0.929
PER	1.000	0.971	0.994	0.972	0.987	0.984	0.968	0.971	0.994	0.971	0.986	0.984	0.968
PBR	0.982	0.918*	0.948	0.911**	0.932	0.907**	0.879***	0.935	0.965	0.928**	0.949	0.923*	0.895**

	$\frac{S_{T1}}{S_{N2}}$	$\frac{S_{G1}}{S_{N2}}$	$\frac{S_{G2}}{S_{N2}}$	$\frac{S_{G3}}{S_{N2}}$	$\frac{S_{T2}}{S_{T1}}$	$\frac{S_{G1}}{S_{T1}}$	$\frac{S_{G2}}{S_{T1}}$	$\frac{S_{G3}}{S_{T1}}$	$\frac{S_{G1}}{S_{T2}}$	$\frac{S_{G2}}{S_{T2}}$	$\frac{S_{G3}}{S_{T2}}$	$\frac{S_{G2}}{S_{G1}}$	$\frac{S_{G3}}{S_{G1}}$
総資産 (対数)	1.125***	1.048	1.157***	1.106**	0.931	1.029	0.984	0.899**	1.105**	1.056	0.966	0.956	0.874***
流動比率	1.111**	0.968	1.053	1.002	0.872***	0.948	0.902**	0.877***	1.088*	1.035	1.005	0.951	0.924*
当座比率	1.114**	0.970	1.060	0.994	0.870***	0.951	0.892**	0.862***	1.093**	1.025	0.991	0.937	0.906**
固定負債比率	1.179***	1.025	1.199***	1.102**	0.869***	1.017	0.935	0.889***	1.170***	1.075	1.023	0.919*	0.874***
負債比率	1.090*	1.000	1.093**	1.061	0.917*	1.003	0.974	0.933	1.094**	1.061	1.006	0.971	0.930
ROA	1.046	0.991	1.058	1.028	0.948	1.012	0.983	0.928*	1.067	1.037	0.979	0.972	0.917*
ROE	1.008	0.995	1.027	1.022	0.987	1.019	1.014	1.006	1.033	1.028	1.019	0.995	0.987
ROAの変化	0.999	1.002	0.989	0.993	1.003	0.990	0.987	0.987	1.004	0.991	0.985	1.004	0.998
ROEの変化	1.025	1.002	1.029	1.029	0.977	1.003	1.003	1.005	1.027	1.027	1.028	1.000	1.001
売上高利益率	1.043	0.981	1.066	1.041	0.940	1.022	0.998	0.946	1.087*	1.061	1.006	0.976	0.926*
総資産回転率	1.104**	1.003	1.331***	1.172***	0.908**	1.205***	1.062	1.004	1.327***	1.169***	1.105**	0.881***	0.833***
在庫回転率	1.190***	1.074	1.399***	1.149***	0.903**	1.176***	0.966	0.963	1.302***	1.070	1.067	0.821***	0.819***
売上債権回転率	1.117**	0.875***	1.195***	1.039	0.784***	1.070	0.930	0.926*	1.366***	1.187***	1.182***	0.869***	0.866***
仕入債務回転率	1.168***	0.992	1.318***	1.106**	0.849***	1.128***	0.947	0.883***	1.328***	1.115**	1.040	0.839***	0.783***
売上高変化率	1.055	0.989	1.045	1.026	0.938	0.991	0.973	0.919*	1.057	1.037	0.980	0.982	0.928*
経常利益変化率	1.024	0.998	1.001	1.003	0.974	0.977	0.980	0.927*	1.003	1.006	0.952	1.003	0.949
PER	1.024	1.001	1.016	1.013	0.977	0.992	0.989	0.974	1.015	1.012	0.997	0.997	0.982
PBR	1.032	0.992	1.014	0.987	0.961	0.983	0.956	0.927*	1.023	0.995	0.965	0.973	0.944

Sは分類無し、 S_{N1} は日経大分類、 S_{N2} は東証中分類、 S_{T1} は東証中分類、 S_{T2} は東証中分類、 S_{G1} はGICS分類 Economic Sector、 S_{G2} はGICS分類 Industry Group、 S_{G3} はGICS分類 Industryのもとでの合成分散値を示す。各数値は合成分散値の比 (F統計量) であり、F検定の下で、F統計量が1を上回る (下回る) 場合には分子 (分母) の業種分類によって相対的に同質的な企業がグルーピングされていることを意味する。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

ピングされることが示唆された。一方で、ROE、ROA・ROEの変化、成長性に関連する指標、PERはいずれの業種分類についても、合成分散値の間で有意差が観察されなかった。このことは、これらの財務指標については、業種に分類しても、各業種内の企業群が業種分類をしない場合と同程度の同質性しか有していないことを意味する。

第二の命題、「より細かい分類を用いることによって各業種内の企業群の同質性が高まる」については、同一の業種分類の粗分類と細分類の合成分散値を比較することによって検証される。日経業種分類の大分類 (S_{N1}) と中分類間 (S_{N2}) の比較では、分類無しとほぼ同様の結果が得られており、細分化による信頼性の改善が窺える。ただ、これについて日経大分類と分類無しの間で信頼性に差異がなかった先の結果をふまえれば、慎重に解釈すべきであろう。次に、東証大分類 (S_{T1}) と中分類 (S_{T2}) を比較すると、流動・当座比率、固定負債比率、負債比率、各回転率指標で東証中分類の合成分散値の方が有意に小さく、東証業種分類はこれらの指標について、より細かい分類を適用することで段階的に信頼性が改善していると考えられる。最後に、GICS分類間の同質性を比較すると、総資産、流動・当座比率、固定負債比率、負債比率、各回転率指標でEconomic Sector (S_{G1}) に対するIndustry Group (S_{G2}) ならびにIndustry (S_{G3}) の優位が確認されたが (Industry Group [S_{G2}] については固定負債比率と各回転率指標のみ)、Industry GroupとIndustryの間では、総資産に関するF統計量以外に合成分散値の間で有意差が見出されず、GICS分類では必ずしも細かい分類を用いても信頼性が改善しないことが明らかとなった。

最後に第三の命題、すなわち各業種分類間の信頼性の差異については、同程度の業種数を有する

分類間の比較によって検証する。いずれも10の業種に分類する東証大分類 (S_{T1}) とEconomic Sector (S_{G1}) との比較では、総資産・在庫・仕入債務回転率について東証大分類の合成分散値の方が有意に大きく、これらの指標については東証大分類の方が信頼性が高いといえる。ただし、財務指標によっては統計的に有意ではないものの、Economic Sectorの合成分散値が小さいケースも多く、明確に優劣が示唆されたとは言い難い。次に、20から40程度の業種に分類する日経中分類 (S_{N2})、東証中分類 (S_{T2})、Industry Group (S_{G2})、そしてIndustry (S_{G3}) の各々について比較すると、日経・東証中分類の間では売上債権回転率について東証中分類の優位性が示唆されたものの、他に有意差が観察された財務指標はなく、これらの分類間での優劣の差異はほとんどないといえる。他方、日経中分類とIndustry Group間の比較では、総資産、固定負債比率、そして総資産・在庫・仕入債務回転率について日経中分類の合成分散値の方が有意に大きく、一部ではあるがIndustry Group (S_{G2})・Industry (S_{G3}) に対する日経中分類の優位性が示唆された (ただし、Industryとの間では資産・在庫回転率のみ日経中分類の信頼性が高いことが示されている)。また、東証中分類とIndustry Group・Industryの間でも概ね同様の傾向となっていた。実証分析ではこの程度の業種数を有する業種分類を用いることが多いが、分析の結果からは、日本企業を対象とする場合には、日経中分類ないしは東証中分類を用いることが妥当であるといえる。

以上、企業業績、成長性、株式市場関連の指標については同質性に差異が観察されるケースが僅少である一方で、企業規模、流動性、企業の資金調達方法ならびに営業サイクルに関連する指標については差異が観察されるケースが多いことが明らかとなった。こうしたパターンは各業種分類で

ほぼ首尾一貫しており、業種分類によってコントロールできる企業属性が限定的である点に留意すべきであろう。また、Bhojraj et al. (2003) は米国企業を対象とした分析で、汎用的な目的を有する SIC コードよりも、投資情報の作成を目的として設定された GICS 分類の優位性を示唆したが、日本企業については、汎用的な目的を有する日経・東証業種分類の方が GICS 分類よりも信頼性が高いという逆の結果が得られた。ただし、その原因については、表 1 で示したように、日経・東証業種分類と GICS 分類の相違点が多岐にわたるため、特定化することが困難である。

5 結語

日本の上場企業全般に対して利用可能な業種分類としては、日経業種分類、東証業種分類、GICS 分類があるが、各々は異なる特徴を有し、同一企業に対して異なる業種の割当がなされるケースもある。本稿では異なる業種分類のもとで同質的な企業群がグルーピングされるのか、そしていずれの業種分類の信頼性が高いのかについて分析した。2004年4月から2005年3月までの上場企業を対象とする検証の結果、企業規模、流動性、企業の資金調達方法ならびに営業サイクルについては、より細かい業種分類を用いることで各業種内の企業群の同質性が高まっており、業種分類に一定の効果があること、さらに日経業種分類中分類、東証業種分類中分類の信頼性が相対的に高いことが見出された。

本稿の課題について三点をあげる。第一に、業種分類の同質性の検証方法の問題である。本稿で用いた合成分散値の比較による検証は、Amit and Livnat (1990) をはじめとして米国における業種分類の研究で用いられてきたが、そこでは相対的な優劣しか判断できない。もちろん、業種分

類の信頼性に関する絶対的な基準がない以上、こうした手法を用いざるを得ないが、多面的な検証を行うことでより説得力のある結論を導くことが可能であろう。第二に、新たな業種分類の枠組みを考案することである。Fama and French (1997) は 4 桁 SIC コードを用いた独自の業種分類を提案しているが、分析に応じた業種分類を考案することは極めて有用である。最後に、本稿では業種分類によってコントロールできる要素（企業規模、流動性、企業の資金調達方法、営業サイクル）と、できない要素（企業業績、成長性、株式市場関連の指標）があることが示唆されたが、こうした点をふまえ、業種分類が既存の実証研究の結果に対し、いかなる影響を及ぼすのかについて検証することも課題となる¹⁷⁾。

会計あるいはファイナンスの実証研究において、「業種分類」は極めて重要な役割を果たしているが、日本ではその信頼性に対する検証はほとんどなされてこなかった。本稿の分析から、業種分類によってコントロールできる要素は限定的であることが示唆されている。したがって、業種分類を用いて実証分析を行う場合にはその限界を認識しつつ、必要に応じて異なる業種分類を用いた頑健性テストを実施することも視野に入れるべきであると考えられる。

《注》

- 1) 「産業」と「業種」は同義で用いられるケースが多いが、政府の統計では産業が用いられ、民間のデータベースや統計では業種が用いられる傾向がある。一般的に産業の方が上位概念として用いられることが多いが、本稿では特に両者を区別しない。
- 2) 1949年に設定され、その後の経済状況の変化に応じて12回改訂されている。
- 3) 証券コード協議会は各証券取引所および証券保管振替機構によって組織・運営されている。
- 4) 他に、野村証券金融工学研究センターが設定する NOMURA 業種分類体系、ロイターのマルテックス業種分類などがある。ただし、これらの業種分類は上場企業を全て網羅する

日本市場における線形情報ダイナミクスの検証： Dechow, Hutton and Sloan (1999) モデルの適用*

*Empirical research of various Liner Information Dynamics in Japanese market:
Application of Dechow, Hutton and Sloan 1999 model*

新谷 理(早稲田大学 大学院博士課程 野村証券金融工学研究センター)
Osamu Shintani Waseda University, Nomura Securities Co., Ltd.

2008年5月11日受付；2008年12月15日改訂稿受付；2009年2月26日最終稿受付；

2009年2月28日論文受理

要約

本論文はDechow, Hutton and Sloan (1999)によって報告されたLiner Information Dynamics (LID)を用いた、日本の市場での実証研究である。本研究の特徴は日本市場において、DHSの手法に合わせて、連結決算データと予想利益を用いた点にある。主な結果は以下の3つであり、まず、日本におけるLIDに関する傾向は、DHSの結果と異なっており、とりわけ2000年以前では顕著である。2番目の結果は、Ohlson (2001)型のLIDが日本で最も効果的であったということである。このことは、日本において、その他の情報の減衰過程 γ を考慮することが、米国より効果的であることを示す。3番目のポイントは2000年以降、自己資本の寄与が減少し、利益の寄与の増加を確認した点である。これらの結果から、日本の株価評価の手法が、近年において米国型に変化している可能性を示していると言える。

Summary

This paper is an empirical research of Japanese market using Liner Information Dynamics (LID) reported by Dechow, Hutton, and Sloan (1999). The originality of this LID study in Japan is that consolidated accounting data and the earnings estimation are used in light of DHS method.

The following three results are obtained. First, the effective LID in Japanese market is different from the result of DHS throughout the analysis period especially before 2000. Second, the LID of Ohlson (2001) type was the most effective in Japan. The result indicates that the consideration of additional information decay process γ is more effective in Japan than in the US. Third, the contribution from profit factor has been increasing since 2000, while the contribution from shareholders' equity factor has been decreasing. These results suggest a possibility that Japanese share price valuation approach was changing from a Japanese original model into the similar to the US one.

1. 始めに

Valuation (以下RIV) モデルは1990年代後半の実証会計学において、エポックメイキングとなった。続いて発表されたFeltham and Ohlson(1995)

Ohlson (1995) が発表したResidual Income

*本研究は、第1回 2007年現代ディスクロージャー研究カンファレンスでの、大学院生セミナーセッションで行った報告に対して、大幅な追加検証と修正を加えたものである。カンファレンスで司会の労をおとりいただき田宮治雄先生(東京国際大学)、貴重なコメントを頂戴した竹原均先生(早稲田大学)に心よりお礼申しあげる。また発表後には、太田浩司先生(兵庫県立大学)や奥村雅史先生(早稲田大学)から研究を進展させるための有益なコメントを頂いた。また本研究の作成にあたり、本誌編集委員長である薄井彰先生(早稲田大学)と匿名レフェリーの先生方から適切なコメントを頂戴したことにもお礼申し上げる。本研究を進める上で、博士課程の指導教官である辻正雄先生(早稲田大学)、修士課程での指導教官であった薄井彰先生には、研究過程の節々でご指導を賜った。また現在の職場である野村証券金融工学研究センターの関係者方々にも、様々な形でのご助力を頂いた。ここに記し、深く感謝申し上げます。

では、このアプローチを利用して、市場価値に基づく尺度によって保守主義の程度の測定を行っており、それまで異なる世界であった会計数値とファイナンスの橋渡しを行う大きな業績となった¹⁾。RIVの原型となるアイデアは、既にEdwards and Bell (1961)において報告されていたが、投資実務から注目を浴びていたとは言い難い。それが近代的なモデルとして再び取り上げられるようになったのは、Ohlson (1995)においてLiner Information Dynamics (線形情報ダイナミクス、以下LID)を導入したためである。LIDの導入は、配当割引モデル (Dividend Discount Model: DDM) が抱えていた、Modigliani-Millerの配当無関連性命題に対する問題をクリアし、またモデルが必要とする予想データを大幅に減らすなどの、多くの利点をもたらしている。但しLIDにおいて、その他情報 (Other Information) の内容を具体的に特定していない点など、未完成な部分もあった。なおその後のOhlson (2001) では、アナリスト予想をその他情報とするモデルを発表している。

Ohlson (1995) 発表以来、多くの研究者が様々な形でLIDに対する検証を行っている。Frankel and Lee (1998) では、LIDのアイデアが投資実務に有効なことを示し、Francis et al. (2000) では、DCFなどと比較してもOhlson (1995) によるRIVは精度の高いモデルであることを示している。

そうした研究の中でDechow, Hutton and Sloan (1999) (以下、DHS) は、財務的な面と、株価に対する面の双方に対して、LIDの説明力を検証した研究であり、以下の3つの主たる結果を得ている。まず、Ohlson (1995) で提案されたLIDは、財務データからは実証的に支持できることを示したこと。次に米国の株価形成においては、アナリストの予想値が強く反映される一方で、残

余利益の減衰過程が反映されない特殊なLIDが支持されているという点。そして最後にリターン予想においては、残余利益の減衰過程を織り込んだLIDが有用であるという点である。つまりDHSでは、株価は短期的にはOhlson (2001) のLIDではなく、アナリスト予想のみに影響されるが、長期的には、残余利益の減衰過程を考慮するLIDの説明力が高いことを示しており、LIDがなぜ投資実務において有効なのかを示した論文として大きな価値がある研究である。

Ohlson (1995) の研究は、日本においても大きな関心を集めたが、LIDに関する検証はそれほど多くはない。数少ない検証例としては以下の二つの成果があげられよう。まず薄井 (1999) は利益及び簿価 (自己資本) の時系列推移に、ランダムウォークとトレンドフォロワーの仮定をおいた上で検証を行っており、日本市場における利益と簿価の時系列構造の検証としては最初期の論文としての業績がある²⁾。また太田 (2000) 及びOta (2002) では、企業が過去に財務報告している利益に対して、自己回帰モデルで時系列解析した上で、LIDが日本市場において成立していたことを示している。また攪乱項の系列相関を用いて、その他情報を求めた上で、それが投資実務においても超過リターンを得る上で有効であることを報告した論文でもある。

しかしDHSと比較した場合、異なる点や不十分な点も存在する。まず薄井 (1999)、Ota (2002) 共にアナリストの利益予想を用いていないため、DHSの論文と比較して、少なくとも見かけの上で、その他情報の取り扱いが大きく異なっているという点である。またこれらの先行研究では、実施時期の問題から、分析対象期間は2000年以前が多く、さらにデータの連続性を重視して、単独決算のデータを用いているものが大部分である。しかし近年の日本においては、金融ビッグバンの

一環として会計制度の大改革が行われており、特に2000年3月から連結会計制度の本格化による、開示情報の大幅な拡充が行われている。こうした改革の影響を見るためにも、これらの研究のフォローアップが強く求められているのである。

よって本稿では、上記のような問題意識を基に、できるだけ大規模なサンプルデータを用いた上でDHSのLID分類による検証を忠実に再現し、得られた結果に対して比較検討を行う。また各パラメータが、どのように時系列変化してきたかを明らかにし、日本における財務、あるいは株式評価におけるLIDを提示する。

以下では、まず第2節ではOhlsonモデルや、DHSの検証デザインを通じて、LIDに関する紹介と要点の整理を行い、第3節で検証に用いたデータとリサーチ・デザインを紹介する。第4節では市場の要約統計量を示した上で各検証結果を報告する。最後の第5章で結論を述べる。

2. LIDに関する先行研究

2.1. Ohlson (1995) モデル

Ohlson(1995)で取り上げられたRIVモデルは、配当割引モデル(DDM)から導出されるモデルであり、 V_t をt時点の推定株価、 b_t をt時点の純資産(自己資本)、 x_{t+k}^a をt時点におけるk期先の残余利益、 r をネット表示の株主資本コスト、 $R(=1+r)$ をグロス表示の株主資本コストとすると、(1)式の形で表現される。

$$V_t = b_t + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{E[x_{t+k}^a]}{R^k} \quad (1)$$

日本では超過利益とも異常利益とも呼ばれる残余利益 x_t^a は、t時点の実績利益を x_t とすると、以下の式で表現される。

$$x_t^a = x_t - r \cdot b_{t-1} \quad (2)$$

またDDMと会計を結びつける役割を果たすク

リーンサープラス会計は、t時点の配当を d_t とすると(3)式の形で表現される。

$$b_t = b_{t-1} + x_t - d_t \quad (3)$$

この段階のRIVに関しては、既にEdwards and Bell (1961)において提示されていた。Ohlson (1995)は、このEdwards and Bell (1961)のモデルに、LIDを加えて再評価を行っている。

LIDの中身は、二つの自己回帰プロセスを並べたものであり、下記の式で表現される。

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + \nu_t + \varepsilon_{t+1}^\omega \quad (4)$$

$$\nu_{t+1} = \gamma \nu_t + \varepsilon_{t+1}^\gamma \quad (5)$$

$$0 < \omega < R, 0 < \gamma < R, \varepsilon_t^\omega \sim N(0, \sigma^\omega), \varepsilon_t^\gamma \sim N(0, \sigma^\gamma)$$

(4)式は、企業の残余利益 x_t^a は、その他情報 ν_t に攪乱されながら、その現在価値が時間の経過と共に、 ω に基づいてゼロに近づいていくという、経済的に合理的な状態をモデル化したものである。(5)式は、その他情報 ν_t 自体の現在価値も、時間の経過と共に γ に基づいて、ゼロに近づいていくものとしている。

LIDの重要性の一つは、(3)式のクリーンサープラス条件と合わせることで、Modigliani-Millerの配当無関連性命題を回避するための残余利益の推移条件となることである。DDMやその派生モデルにとって、Modigliani-Millerの配当無関連性命題に抵触しない条件を見つけることは、長年の課題であった。LIDはそれに対する一つの解決策となっている。また投資実務において利用する上でも、必要な予想値を大幅に減らしたため、Frankel and Lee (1998) や Francis et al. (2000) で示されているように、RIVモデルの実用性を高める鍵ともなった。

ただ問題は、その他情報とは果たして何かが、特定されていないことである。後の多くの研究では、研究開発費やアクルーアルなど様々な候補があげられているが、Ohlson (2001) ではアナリストの利益予想を、その他情報の候補として指摘

している。

2.2. DHSによる検証デザイン

DHSは、Ohlson (1995,2001) らのデザインに基づく、多様なLIDに関して実証的な検証を行っている。彼らの興味は財務面でのLIDの整合性と、株式評価の上でのLIDの妥当性を見ることにある。DHSでは様々なLIDを用意しており、それをまとめたのが表1である。

ω に関して4種類、 γ に関しても4種類の状態を設定し、全部で8種のLIDモデルを記載している ($\omega = 1, \gamma = 0$ と $\omega = 0, \gamma = 1, \omega = \omega^u, \gamma = 0$ と $\omega = 0, \gamma = \gamma^\omega$ に関してはLIDの形が重複している。煩雑さを避けるため、前者を $\omega = 1, \gamma = 0$ モデル、後者を $\omega = \omega^u, \gamma = 0$ モデルとする)。 ω に着目してモデルを分類すると、0と1の固定値に加えて、2種類の推定値を用いている。一つは(4)式、(5)式で表されるOhlson (1995,

2001) におけるLIDを想定したものであり、ブールドされた全銘柄の実績財務の値から計算された残余利益による時系列回帰から計算されている。DHSの検証では $\omega^u = \text{Unconditional } \omega$ の名前で扱われている³⁾。さらにDHSは残余利益、特別損益、アクルーアル、配当性向、業種ベータなどの個別銘柄の詳細な財務情報等を用いて、銘柄毎に ω の推計も行っている。彼らの論文では $\omega^c = \text{Conditional } \omega$ とされている⁴⁾。 ω^c は下記のDHS独自の(6)式のLIDのパラメータであり、(4)式、(5)式のOhlsonのオリジナルのLIDと異なり、その他情報に関しては省略されている。

$$x_{t+1}^a = \omega^c x_t^a + \varepsilon_{t+1}^\omega \quad (6)$$

$$0 < \omega^c < R, \varepsilon_t^\omega \sim N(0, \sigma^\omega)$$

DHS検証における最も興味深い結果としては、株価に対して有効なLIDと、リターンに対して有効なLIDが異なるという点である。現在の株価への説明力に注目すると、 $\omega = 1, \gamma = 0$ モデ

表1 Dechow, Hutton and Sloan (1999) による分類

		その他情報に対するパラメータ			
		考慮しない	$\gamma = 0$	$\gamma = 1$	$\gamma = \gamma^\omega$
残余利益に対するパラメータ	$\omega = 0$	$E[x_{t+1}^a] = 0$ $p_t = b_t$	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ $p_t = b_t + \frac{f_t^a}{R}$	$E[x_{t+k}^a] = f_t^a$ I' $p_t = \frac{f_t}{r}$	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ II' $p_t = b_t + \frac{1}{(R - \gamma^\omega)} f_t^a$
	$\omega = 1$	$E[x_{t+k}^a] = x_t^a$ $p_t = \frac{x_t}{r} + x_t - d_t$	$E[x_{t+k}^a] = f_t^a$ I $p_t = \frac{f_t}{r}$	対象外	対象外
	$\omega = \omega^u$	$E[x_{t+1}^a] = \omega^u x_t^a$ $p_t = b_t + \frac{\omega^u}{(R - \omega^u)} x_t^a$	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ II' $p_t = b_t + \frac{1}{(R - \omega^u)} f_t^a$	対象外	$E[x_{t+1}^a] = f_t^a$ $p_t = b_t + \frac{\omega^u}{(R - \omega^u)} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega^u)(R - \gamma^\omega)} \nu_t$
	$\omega = \omega^c$	$E[x_{t+1}^a] = \omega^c x_t^a$ $p_t = b_t + \frac{\omega^c}{(R - \omega^c)} x_t^a$	対象外	対象外	対象外

(出所) Dechow, Hutton and Sloan (1999) Fig 1

ω^u : unconditional estimate ω

ω^c : conditional estimate ω

I ($\omega, \gamma = (1, 0)$) と I' ($\omega, \gamma = (0, 1)$) のモデルは重複 本稿では ($\omega, \gamma = (0, 1)$) で分析を行った

II ($\omega, \gamma = (\omega^u, 0)$) と II' ($\omega, \gamma = (0, \gamma^\omega)$) のモデルは重複 本稿では ($\omega, \gamma = (\omega^u, 0)$) で分析を行った

ルの有効性が最も高くなっている。この形のLIDでは、株価は残余利益の減衰をまったく考慮せず、アナリスト予想と株主資本コストのみから求められる。しかしリターンに対する説明力に関しては、実績の残余利益の減衰過程を示す、 $\omega = \omega^c$ や $\omega = \omega^u, \gamma = \gamma^w$ のモデルの方が優れていた。リターン獲得のためには、アナリストの予想情報を含まないモデルの方が、アナリスト予想を用いるモデルよりも優れていたという事実は、一つの驚きとなる結果であった。

DHSはこの結果への解釈として、投資家はアナリスト予想に基づく情報を現在の株価へ過分に織り込む一方で、残余利益が ω によるプロセスで減衰していく過程を織り込んでいない可能性を指摘している。従って ω 、とりわけ個別の財務情報を用いて精緻に推計した ω^c に基づく情報を使うことで、投資家はリターンを獲得することができるとしている。

2.3. 日本での検証事例

日本の実証研究では、薄井（1996,2003）、高橋（2001）、太田（2000）及びOta（2002）などの先行研究において、LIDに関しての分析を行っている。薄井（1999）では株価、利益、簿価（自己資本）に関して、1次の階差を取れば定常になることが示されている。また高橋（2001）では、自己資本に関してはランダムウォークとは言えないが、残余利益についてはランダムウォークとなることが示されている。太田（2000）及びOta（2002）では、Ohlson型とFeltham and Ohlson型に関して時系列解析した上で、LIDが日本市場において成立していることを示している。しかしこれらのモデルは、実績財務データを用いた分析であり、アナリスト予想値を用いていないモデルでもある。なお太田（2000）及びOta（2002）では、攪乱項の系列相関から、その他情報の係数を

求め、それがリターンへの説明力において有効であることを示しており、DHSとは別の観点から、その他情報の有用性を示した。しかしDHSが示したアナリスト予想値を用いた、Ohlson（2001）型のLIDによるその他情報への検証は、他の先行研究同様に行われていない。

また金融ビッグバンに連動した会計制度の大幅な変更により、2000年3月から連結決算制度が本格的に始まり、開示される情報量も大幅に拡充された。しかし、これらの先行研究の多くは、長期的に取得できる単独決算情報に基づいて実施されているため、分析対象とした財務データのクオリティの面にも問題点が残っている。

本稿では、アナリスト予想をその他情報として、DHSの手法に基づいてパラメータの推計を行い、日本市場での有効性の検証を行う。なお日本では米国とは異なり長期系列でのコンセンサス予想値はないが、その代わりに東洋経済新報社による東洋経済四季報予想値が、長らく実務では用いられているため、本検証でもこれを用いている。検証の手順は、最初に財務データ、予想データから各LIDで用いるパラメータの推定を行い、そこで得られたパラメータが、残余利益や株価、リターンの予測に関して有意な情報を持っているか否かについての検証を行う。

3. サンプルデータと検証方法

分析に用いたサンプルは、財務データは日経NEEDSより取得した、1980年以降の全上場銘柄（除く金融）を対象とし、連結優先の財務諸表を用いた。予想値に関しては、毎年6月末時点における、今期本決算予想値を用いている。なお特別損益の影響を除くため、本分析においては、実績もしくは予想経常利益から、実効税率分を差し引く形で、特別損益の影響を除いた利益を計算して

いる。実効税率は1999年3月期決算までは49.98%、1999年4月から2000年3月期までを46.36%、2000年4月期以降は40.87%としている。

モデルの株主資本コスト r には、5種類を用いている。リスクプレミアムを8%、6%、4%、2%で固定し、そのときの10年国債利回りを無リスク金利として足し合わせて作成した、リスクプレミアムを固定した4種の株主資本コストと、銘柄毎にCAPM (Capital Asset Pricing Model) に基づいて、推計を行った株主資本コストである⁵⁾。なおCAPMの計算において、無リスク金利として10年国債利回りを用い、リスクプレミアムは1965年からの東証株価指数 (TOPIX) の平均収益率から求めている。個別銘柄のベータは、過去60カ月間のTOPIXとの月次回帰から求められた値に、Sharpeの手法で修正した値を用いている⁶⁾。このCAPMから求められた株主資本コストは平均値5.54%、中央値4.67%、最大値13.2%、最小値1.21%である。但し後の分析結果で示されるように、株主資本コストの水準は、結論に対して大きな影響を与えないため、後半の実証ではCAPMでの結果のみを開示している。

またアクルーアルの算出手法は、Penmanの手法を用いている⁷⁾。具体的には、当該年度とその前年度の貸借対照表の比較から、売上債権の増加幅 (+項目)、棚卸資産増加幅 (+項目)、仕入債務増加幅 (-項目)、引当金増加幅 (-項目) を個別に計算し、係数を考慮しながら、減価償却費 (-項目) を含めて足し合わせる手法により求めている。

本分析ではDHSの検証手法を基にして、できる限り精緻な形式で日本市場での検証を行った。分析の手法としては、財務データと東洋経済の四季報予想利益データをブールドサンプルデータとし、前半部分では ω^u の推計、 γ の推計、 ω^c の推計を行っている。本稿の後半では、残余利益や株

価、リターンに関する説明力の検証を行っている。なお連結優先決算としての分析を行うため、特に断りがなければ1991年以降のデータを分析対象としている。

4. 推計結果とその考察

4.1. 市場データの概観

まず、分析対象とした全銘柄 (除く金融) ユニバースの要約統計量を表2に記す。

平均値と中央値を比較すると、平均値が大幅に高くなっている。バブル相場末期の1989年と直近の2007年を比較すると、平均値、中央値ともに2007年の方が低く、中央値ではその傾向が顕著である。

自己資本の平均値には上昇トレンドが見受けられる。しかし、中央値の上昇トレンドは1990年代で止まっており、以降は横ばい、もしくは下落傾向が見受けられる。

本分析では特別損益の影響を除くため、税率を考慮した経常利益の数字で計算を行っている。経常利益に(1-実効税率)を乗じた値と、実際の純利益を比較すると、1990年代半ばから、2000年代初頭までは乖離幅が平均値と中央値の両方で拡大している。これは、この時期に純利益に対して特別損益が大きく影響していたためである。

本稿で扱うRIVモデルはROEとの関連性が高いため、図1では純利益と、経常利益に(1-実効税率)を乗じて求めたROEの、実績値と予想値の時系列推移を示しておく。

経常利益に実効税率を適用して算出したROEのボトムは1990年代半ばにあり、1994年では4%を割り込んでいる。なお1990年代後半には実績、予想値共に上昇基調に転じており、2007年時点において、予想値ベースで10%を超える水準にまで到達している。通常の純利益では2002年

表2 全銘柄（除く金融）の要約統計量

年	サンプル数	時価総額			自己資本			経常利益×(1-実効税率)			純利益		
		平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差
1980	1,477	40.04	12.74	93.44	20.67	5.65	59.69	2.38	0.59	8.09	2.22	0.61	7.73
1981	1,494	51.56	12.70	152.39	23.85	6.29	69.85	3.00	0.61	10.89	2.88	0.64	10.29
1982	1,509	46.86	12.47	127.15	26.47	6.86	79.58	2.69	0.57	10.43	2.34	0.54	9.46
1983	1,598	58.25	13.81	166.27	28.20	7.10	87.62	2.45	0.51	10.29	2.29	0.50	9.42
1984	1,612	68.74	17.92	183.62	31.03	7.78	100.13	2.82	0.56	12.38	2.49	0.55	11.30
1985	1,628	81.17	23.01	206.66	34.46	8.92	112.81	3.53	0.71	15.52	3.16	0.66	13.80
1986	1,656	113.79	31.65	288.82	37.31	10.03	123.03	3.37	0.67	16.69	3.04	0.63	14.87
1987	1,704	168.57	35.40	1,018.93	41.31	10.50	154.40	3.00	0.66	14.13	2.60	0.58	13.34
1988	1,860	183.88	46.83	956.60	42.88	10.79	160.08	3.33	0.75	12.98	3.03	0.70	12.29
1989	1,954	200.37	50.46	710.90	47.90	12.34	172.39	4.17	0.96	14.92	3.90	0.93	14.04
1990	2,070	203.31	66.00	574.98	54.58	14.73	188.17	4.40	1.03	15.87	4.10	0.98	15.05
1991	2,196	147.40	48.06	431.44	56.13	15.23	196.02	4.20	0.94	16.34	3.97	0.92	16.02
1992	2,297	100.21	27.60	313.53	56.61	15.30	199.66	3.39	0.78	12.75	3.09	0.75	13.71
1993	2,344	117.49	32.23	396.31	56.04	14.75	199.47	2.43	0.54	9.26	1.73	0.44	9.59
1994	2,498	123.16	32.68	426.29	53.92	13.73	192.67	1.87	0.43	7.88	1.11	0.34	8.63
1995	2,658	85.07	19.89	328.15	52.96	13.52	192.80	2.10	0.48	9.12	1.32	0.40	11.43
1996	2,807	118.79	27.85	430.02	52.54	13.28	197.31	2.54	0.53	9.90	2.01	0.47	11.82
1997	2,933	108.45	18.71	507.01	53.00	13.08	203.11	2.87	0.57	12.35	2.37	0.50	12.82
1998	3,036	87.41	11.21	504.85	52.57	12.63	207.74	2.67	0.49	13.68	1.59	0.35	15.65
1999	3,090	110.37	13.46	654.52	52.18	12.08	218.61	2.27	0.39	14.75	0.57	0.23	19.20
2000	3,181	128.44	11.69	838.31	52.69	12.09	225.19	3.12	0.60	17.01	0.94	0.33	18.71
2001	3,315	100.49	10.81	611.01	54.17	11.82	242.08	4.01	0.69	19.56	2.31	0.35	19.86
2002	3,405	80.91	8.73	450.22	52.58	11.05	232.34	2.60	0.46	22.66	-0.14	0.21	28.41
2003	3,421	73.12	8.83	407.66	51.43	10.58	230.41	3.77	0.52	26.90	2.04	0.30	25.14
2004	3,468	96.33	14.25	465.07	55.32	10.95	251.21	4.61	0.62	30.81	3.55	0.50	31.22
2005	3,547	95.27	16.14	426.80	58.35	10.70	270.59	5.56	0.71	33.85	4.16	0.60	36.00
2006	3,646	121.36	16.73	576.09	64.93	11.27	303.16	5.99	0.74	34.47	5.56	0.61	36.74
2007	3,726	136.76	13.95	711.52	69.18	11.19	328.59	6.52	0.76	36.22	6.07	0.66	38.71

毎年6月末現在の東証一部除く金融業、単位10億円

実効税率は、1998年までは49.98%、1999年は46.36%、2000年以降は40.87%で計算

に全体で赤字（マイナス）となっているところをボトムとして、2000年台前半の低迷が顕著である。このように特別利益を考慮するか否かで、傾向が変化する点には注意する必要がある。

これ以後の本分析で用いる利益は、実績値及び予想値ともに全て、経常利益に実効税率を適用した値を用いている。

4.2. パラメータの推定

4.2.1. 財務データにおける残余利益の減衰過程の推定結果

DHSのTable 1に基づく形で、実績の残余利

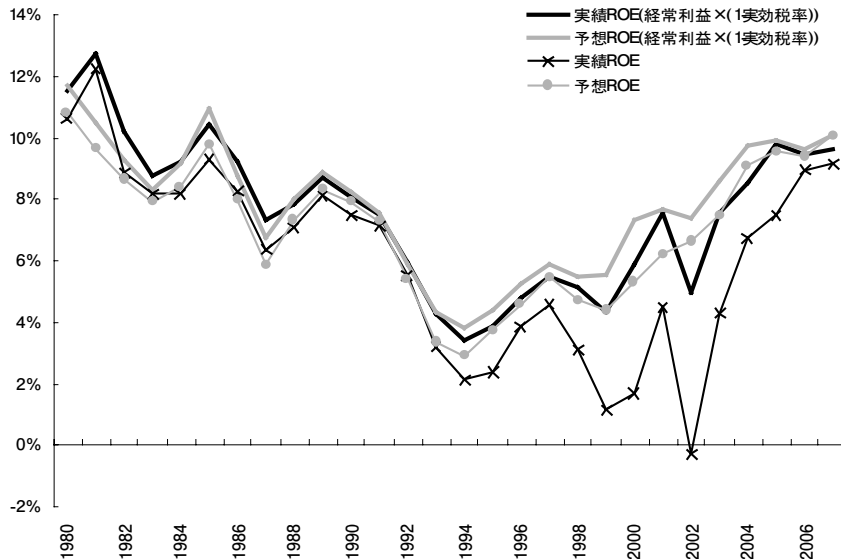
益に関する回帰分析を、3通りのパターンで行った⁸⁾。表3のPanel AはOhlson型のLIDに基づき、下記の(7)式の形となる。

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \varepsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

分析の結果、 ω_1 は0.532~0.604となり、DHSが推計した0.62と比較すると若干低い値となった。決定係数に関しては0.292~0.391とであり、DHSの0.34とはほぼ同等の説明力があつた。なお株主資本コストの値が上昇するほど、パラメータと決定係数も上昇する傾向を示した。

Panel Bはラグ4までの残余利益を取った回帰モデルであり、(8)式の形で現される。

図1 全銘柄のROE推移



毎年6月末現在の東証一部除く金融業、合算平均により作成

実効税率は、1998年までは49.98%、1999年は46.36%、2000年以降は40.87%で計算

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 x_{i,t-1}^a + \omega_3 x_{i,t-2}^a + \omega_4 x_{i,t-3}^a + \varepsilon_{i,t+1} \quad (8)$$

ラグ1の残余利益の係数である ω_1 は、0.532~0.571の範囲にあり、DHSの0.59と同水準か、やや低い値である。DHSの分析と異なるのは、日本市場では、ラグ2~ラグ4の残余利益に対する係数のt値も有意な水準にあり、しかもプラスとマイナスが交互に有意となっている点である。日本市場においては、残余利益の系列相関の影響が強いと言える結果である。但しリスクプレミアムが8%、6%の固定モデルでは、ラグ4のt値が有意水準に達していない点を考慮すると、株主資本コストが低い点も影響している可能性が考えられる。

Panel Cは、Feltham and Ohlson型の回帰モデルであり、(9)式の形で表される。

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 b_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (9)$$

このFeltham and Ohlson型のLIDモデルでも、 ω_1 は0.461~0.528となり、DHSの推計結果と同

水準である。なお(7)式や(8)式のOhlson型のLIDとは異なり、株主資本コストが上昇するほど ω_1 は減少する傾向を示している。保守主義の傾向を示す係数となる ω_2 も、-0.051~-0.012の範囲で負に有意となっており、DHSと同傾向にある。

連結決算制度が本格的に適用された2000年以降のデータ(サンプル数は15,000件前後)だけを用いて、本分析を行っても、傾向に大きな変化はない。但し(7)式~(9)式の全てで、係数 ω_1 と決定係数は若干値が低下した(結果は未掲載)。

4.2.2. アナリスト予想を用いたその他情報の減衰過程の推定結果

DHSの検証結果とは前後するが、先にDHSのTable 3に基づく形で、その他情報 γ に関する分析を行った。モデルは下記の(10)式に基づいている。

表3 ω^u の推計結果

Panel A		$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \varepsilon_{i,t+1}$				
リスクプレミアム 推定方法	ω_0	ω_1			自由度 調整済み R^2	サンプル 数
8%で固定	-0.020 (-45.458)	0.604 (191.53)			0.391	57,254
6%で固定	-0.014 (-35.72)	0.574 (174.768)			0.348	57,254
4%で固定	-0.008 (-21.799)	0.549 (160.875)			0.311	57,254
2%で固定	-0.001 (-3.729)	0.532 (151.363)			0.286	57,254
CAPMで推定	-0.001 (-1.979)	0.536 (153.577)			0.292	57,254
<i>DHS(1999)の結果</i>	-0.02 (-29.04)	0.62 (-138.31)			0.34	50,133

Panel B		$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 x_{i,t-1}^a + \omega_3 x_{i,t-2}^a + \omega_4 x_{i,t-3}^a + \varepsilon_{i,t+1}$						
リスクプレミアム 推定方法	ω_0	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	自由度 調整済み R^2	サンプル数	
8%で固定	-0.017 (-35.489)	0.571 (111.832)	-0.051 (-8.749)	0.094 (15.699)	0.003 (0.707)	0.387	45,007	
6%で固定	-0.013 (-27.898)	0.555 (109.062)	-0.057 (-9.890)	0.091 (15.529)	-0.004 (-0.813)	0.345	45,007	
4%で固定	-0.007 (-16.77)	0.541 (106.513)	-0.062 (-10.906)	0.089 (15.34)	-0.012 (-2.599)	0.310	45,007	
2%で固定	-0.001 (-1.565)	0.532 (104.618)	-0.066 (-11.576)	0.088 (15.290)	-0.020 (-4.150)	0.285	45,007	
CAPMで推定	0.000 (-0.655)	0.537 (105.745)	-0.060 (-10.653)	0.084 (14.733)	-0.026 (-5.565)	0.292	45,007	
<i>DHS(1999)の結果</i>	-0.01 (-12.36)	0.59 (68.31)	0.07 (7.50)	0.01 (0.86)	0.01 (1.59)	0.35	50,133	

Panel C		$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_{i,t}^a + \omega_2 b_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t+1}$				
リスクプレミアム 推定方法	ω_0	ω_1	ω_2		自由度 調整済み R^2	サンプル数
8%で固定	0.012 (23.174)	0.461 (138.479)	-0.051 (-91.495)		0.468	57,254
6%で固定	0.012 (22.710)	0.480 (141.300)	-0.039 (-73.209)		0.404	57,254
4%で固定	0.012 (22.213)	0.498 (143.836)	-0.028 (-53.883)		0.345	57,254
2%で固定	0.011 (21.689)	0.514 (145.997)	-0.017 (-33.741)		0.300	57,254
CAPMで推定	0.008 (15.264)	0.528 (151.114)	-0.012 (-23.118)		0.298	57,254
<i>DHS(1999)の結果</i>	0.02 (17.16)	0.47 (80.12)	-0.09 (-77.64)		0.40	50,133

(注) セル内上段が推定パラメータ、下段 () の中は t 値
 1981年～2007年の27年間の財務データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはリスクプレミアムを8%、6%、4%、2%に固定した上で、10年国債利回りを無しリスク金利として足し合わせたものと、CAPMにより推計した値の計5モデルで検証*DHS(1999)の結果*は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

表4 γ の推計結果

Panel A

$$\nu_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \nu_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

$$\nu_{i,t} = f_t^a - \omega^u x_t^a \quad f_t^a = f_t - r_i b_t$$

リスクプレミアム 推定方法	γ_0	γ_1	自由度 調整済み R ²	サンプル 数
8%で固定	-0.006 (-19.903)	0.232 (49.654)	0.048	49,463
6%で固定	-0.001 (-4.860)	0.265 (56.861)	0.061	49,463
4%で固定	0.004 (14.242)	0.306 (65.643)	0.080	49,463
2%で固定	0.008 (34.437)	0.356 (76.611)	0.106	49,463
CAPMで推定	0.009 (36.356)	0.364 (79.93)	0.114	49,463
DHS(1999)の結果	0.01 (38.79)	0.32 (57.94)	0.08	50,133

(注)セル内上段が推定パラメータ、下段()の中はt値
1984年~2007年の24年間の財務データを元に上記の推計式より作成
株主資本コストはリスクプレミアムを8%、6%、4%、2%に固定した上で、10年国債利回りを無リスク金利として足し合わせたものと、CAPMにより推計した値の計5モデルで検証 ω^u には表3 Panel Aの ω_1 を代入している

DHS (1999) の結果は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

$$\nu_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \nu_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (10)$$

なお、その他情報 ν_t は、t期の今期予想利益を f_t としたときに、(11)式から予想残余利益 f_t^a を計算し、(12)式に示されるように、予想残余利益と ω^u を適用した前期残余利益 x_t^a の差として定義されている。

$$f_t^a = f_t - r_i b_t \quad (11)$$

$$\nu_{i,t} = f_t^a - \omega^u x_t^a \quad (12)$$

また推計に必要なパラメータ ω^u については、先の表3のPanel Aで推計した、 ω_1 の値を用いている。

推定結果では、(10)式の γ_1 の範囲は0.232~0.364となっており、DHSでの推定結果である0.32とほぼ同様の結果を得ている。また決定係数も0.048~0.114となっており、DHSの推定結果である0.08と同水準である。なお係数 γ_1 は、(7)式~(9)式の ω_1 とは逆に、株主資本コストが高くなると低下する傾向がある。また2000年以降のデータのみを用いて、(10)式で γ_1 の推計を

行くと、係数 γ_1 や決定係数は若干低下するものの、ほぼ同様の結果となっていた。

株主資本コストの水準に関しては、表3、表4で見たように、パラメータの水準や、場合によってはt値の判定にも影響を与えるものの、全体の検証結果に大きな影響を与えるものではない。そして以降の検証においても、全ての株主資本コストで結果を確認したが、顕著な違いはなかった。煩雑さを避けるため、以降の分析に関してはCAPMで求めた結果のみを開示する。

4.2.3. 個別銘柄毎の残余利益の減衰過程の推計

DHSのTable 2に基づく形で、残余利益、特別損益の絶対値、アクルーアル、配当性向、業種ベータなどを用いて、 ω^c の推計も同様に行った。アクルーアルは、当該年度とその前年度の貸借対照表から、売上債権の増加幅(+項目)、棚卸資産増加幅(+項目)、仕入債務増加幅(-項目)、引当金増加幅(-項目)を個別に計算し、係数を

考慮しながら、減価償却費（-項目）を含めて足し合わせる手法により求めている。なお日本においては、信頼のおけるアクルーアルが推計可能な期間は、連結決算中心の開示制度に改められた2000年3月期決算からとなるが、本分析においては分析期間を延長するため、連結決算に対して単独決算との同時発表が推奨されるようになった、1990年3月期決算データから用いている。

各係数の符号に関してはDHSの回帰結果とほぼ同様の結果を得ており、また予想される符号の向きとも整合的である。しかし、t値はDHSの回帰結果と比較すると低く、係数によっては有意水準に達していない。決定係数もDHSでは0.40と高い水準を示しているのに対して、本分析ではわずか0.067に過ぎず、式全体の説明力も大幅に低いものとなっている。

この理由に関しては定かではないが、個別に見ていくと、表5のt値において、残余利益の絶対値の係数である ω_2 、特別損益の係数である ω_3 などでは、DHSの結果との違いが大きいようである。2000年代前半を中心に多くの日本企業が横並び的に特別損益を出したことや、米国などと比

較して低い株主資本コストの問題などが、影響を及ぼしている可能性が考えられよう。

また ω^c の推計において、DHSがアクルーアルの情報を用いるのは、翌期以降の残余利益にアクルーアルが影響を与えるという視点に立脚しているためである。しかし、薄井（2005）では、日本において利益をキャッシュフロー部分とアクルーアル部分に分けた場合、アクルーアル部分の品質が低いことを報告しており、日本と米国ではアクルーアルの信頼度に関して大きな差異がある可能性も推測されよう。

4.3. 推計したパラメータを用いた説明力の検証

DHSは推計したパラメータを用いて、各モデルの説明力の検証を行っている。本分析でも同様に、前節までの検証で得たパラメータを用いて、表1に示した8種類のLIDに対して、各種の検証を行う。分析に当たって、 ω^u には表3のPanel Aで求めた ω_1 を、 γ^ω には表4の γ_1 を、 ω^c には表5で得た各パラメータを用いて下記の(13)式から個別銘柄ごとに計算した値を用いている。

表5 ω^c の推計結果

$$x_t^a = \omega_0 + \omega_1 x_{t-1}^a + \omega_2 (x_{t-1}^a q1_{t-1}) + \omega_3 (x_{t-1}^a q2_{t-1}) + \omega_4 (x_{t-1}^a q3_{t-1}) + \omega_5 (x_{t-1}^a div_{t-1}) + \omega_6 (x_{t-1}^a ind_{t-1}) + \varepsilon_t$$

分析期間	ω_0	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ω_5	ω_6	自由度 調整済み R ²	サンプル数
1991～2007年	-0.007 (-5.377)	0.749 (24.893)	-0.011 (-1.065)	-0.049 (-4.686)	-1.024 (-5.782)	-0.112 (-2.914)	0.116 (3.282)	0.067	46,602
DHS(1999)の結果	-0.02 -30.97	0.61 13.22	-0.37 -28.68	-1.21 -35.59	-0.17 -3.77	-0.10 -7.80	0.61 8.10	0.40	50,133
予想される パラメータの符号	?	?	-	-	-	-	+		

(注) セル内上段が推定パラメータ、下段()の中はt値
1991年～2007年の17年間の財務データを元に上記の推計式より作成
株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた

q1は残余利益の絶対値を自己資本で割った値、q2は特別損益の絶対値を自己資本で割った値、q3はアクルーアルの絶対値を自己資本で割った値、divは配当性向、indは東証33業種区分による銘柄が所属する業種に対するベータ
アクルーアルは売上債権、仕入債務、棚卸資産、引当金の前年からの増減と減価償却費より計算
DHS(1999)の結果は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

$$\omega^c = \omega_1 + \omega_2 q1_t + \omega_3 q2_t + \omega_4 q3_t + \omega_5 Div_t + \omega_6 Ind_t \quad (13)$$

なお、 $q1$ には残余利益の絶対値を自己資本で割った値、 $q2$ には特別損益の絶対値を自己資本で割った値、 $q3$ にはアクルーアルの絶対値を自己資本で割った値、 Div には配当性向、 Ind には東証33業種区分による銘柄が所属する業種指数に対するベータを、それぞれ用いている。

4.3.1. 残余利益予想の精度

まず時系列での残余利益の予想精度を見てみる。検証するLIDは表1で紹介した4種の ω モデルであり、DHSではTable 4で展開している内容である。なお、DHSの手法と同様に残余利益を時価総額で基準化した後、データの両端1%をウィンザー化 (winzorize)⁹⁾し各種誤差の平均値を算出している。1991年から2007年までのデータを元にした結果を表6に示す。

Panel Aの結果に注目すると、各LIDの誤差の大きさを示す、推定誤差の絶対値の平均 (Mean

absolute forecast error) と、推定誤差の二乗の平均 (Mean square forecast error) の双方で、 $\omega = 1$ の場合に最大となっている。反対に誤差が小さいLIDは、 $\omega = \omega^u, \gamma = \gamma^\omega$ や $\omega = \omega^c$ による推定であり、両者の説明力はほぼ同等である。但し推計誤差の絶対値、推計誤差の二乗共に、予想値を用いたPanel Bが最も精度の良い推計となっており、予想値の優位性が示されている。このようなLIDの違いによる誤差の大小の傾向は、DHSの検証結果と同じである。また基準化に用いる数値を、時価総額から、総資産、自己資本、売上高などに変更しても、精度の順位に関しては、ほぼ同様の結果が得られている。

DHSは、Panel Bの推定誤差の平均 (Mean forecast error) がマイナスとなるのは、予想値が楽観的であることの、一つの証拠であると主張しているが、日本でも同様の傾向を示す結果が得られた。

なお推計精度の水準を比較すると、日本での結果の方が、DHSの結果より精度が高く見える。しかしこの結果をあまり信頼することはできな

表6 残余利益の推計誤差

PanelA		$E_t [x_{t+1}^a] = \omega x_t^a$			
分析期間	LID 区分	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数
1991~2007年	$\omega = 0$	-0.0003	0.0507	0.0073	43,884
	$\omega = 1$	0.0051	0.0378	0.0057	43,884
	$\omega = \omega^u$	0.0027	0.0372	0.0045	43,884
	$\omega = \omega^c$	0.0033	0.0357	0.0045	42,661
DHS(1999)の結果	$\omega = 0$	-0.029	0.087	0.033	50,113
	$\omega = 1$	0.006	0.081	0.032	50,113
	$\omega = \omega^u$	-0.008	0.077	0.030	50,113
	$\omega = \omega^c$	-0.006	0.076	0.028	50,113
PanelB		$E_t [x_{t+1}^a] = f_t^a$			
分析期間	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数	
1991~2007年	-0.0118	0.0286	0.0035	46,366	
DHS(1999)の結果	-0.032	0.052	0.015	50,113	

(注) 1991~2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
DHS (1999) の結果は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

い。オーバーバリュエーションであることが多い日本市場においては、時価総額で基準化した数値は、DHSが米国で分析に用いた数字と比較して、大幅に小さいと推測される。従って、その誤差も水準に応じて小さくなると予想されるので、この項目での日米間の直接の比較はあまり意味を持たない。

4.3.2. 株価予想の精度

残余利益の予想誤差と同様に、DHSのTable 5と同様の手法を用いて、株価の推計誤差を求める。まず、その他情報を省略した4つのLIDでは、下記の(14)式に基づく形で推計株価を算出した。

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a \quad (14)$$

また、その他情報の減衰プロセスである γ を考慮する、残りの4つのLIDに関しては、(15)式から推定株価を求めた。

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega)(R - \gamma)} \nu_t \quad (15)$$

算出された推定株価を t 時点の実際の株価 p_t で割った値 $(V_t/p_t - 1)$ を、本分析での検証の対象とする。なおDHSと同様に、両端1%をウインザー化した後に、平均値を求めている。1991年から2007年までのデータを元にした結果を表7に示す。

結果は全サンプルを対象としたもの以外に、連結決算制度の本格適用前の期間と、それ以後の期間に分けている。なお本分析に限っては、2000～2003年における推計誤差が、他の期間と比較して格段に大きいため、連結決算制度の本格適用後の期間を、さらに2000～2003年と、2004～2007年に分割して推計した結果を示している。2000～2003年における誤差の大きさは、この時期に多く計上された特別損益が、株価に影響したためと推測される。

DHSの検証結果と比較すると、分析全期間において日本での推計誤差は大きく、LIDによる株価水準予測能力は、DHSの結果と比較すると低いものとなっている。またDHSの検証結果で最も推計精度が良かった $\omega = 1, \gamma = 0$ モデルは、本検証結果では逆に最も精度の悪いモデルとなっており、結果が著しく異なっている。

株価の推計精度が最も高かったLIDは、残余利益とその他情報の減衰過程を株価へ取り込む $\omega = \omega^u, \gamma = \gamma^u$ モデルであり、株価の計算において、実績の自己資本とアナリスト予想値の両方を用いるモデルである。二番手は $\omega = \omega^c$ モデルであり、残余利益の減衰過程を個別銘柄毎に精緻に推計するモデルである。推定株価が自己資本と等しくなる $\omega = 0$ モデルは、1999年までは誤差の小さなLIDであったが、近年では誤差が大きなLIDとなっている。自己資本や利益の株価への影響をもう少し詳しく見るため、次節ではLIDとは別の回帰分析を行う。

4.3.3. 株価に対する自己資本と実績利益、予想利益の説明力

DHSは次に株価に対する自己資本と実績利益、予想利益の説明力を、重回帰モデルによって確認を行っている(DHSのTable 6)。回帰を行う式は2種類存在し、一つは株価を被説明変数、自己資本と実績の利益を説明変数とする下記の(16)式である。

$$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

もう一つは、説明変数に今期予想値を加えた(17)式である。

$$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

この2つの式を用いて年毎に回帰した上で、その係数の要約統計量を求めている。

表8が結果である。DHSの結果では、株価を説明する要因としては予想利益の寄与が大きく、

表7 株価の推計誤差

Panel A

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{(R - \omega)} x_t^a$$

分析期間	LID 区分	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数
1991～2007年	$\omega=0$	0.060	0.558	0.559	48,092
	$\omega=1$	-0.149	1.770	11.534	48,092
	$\omega = \omega^u$	0.065	0.556	0.546	48,092
	$\omega = \omega^c$	0.054	0.566	0.573	46,602
1991～1999年	$\omega=0$	0.273	0.507	0.376	22,156
	$\omega=1$	0.650	0.964	2.834	22,156
	$\omega = \omega^u$	0.298	0.510	0.369	22,156
	$\omega = \omega^c$	0.325	0.522	0.382	21,746
2000～2003年	$\omega=0$	-0.370	0.743	1.118	12,496
	$\omega=1$	-1.135	3.611	34.781	12,496
	$\omega = \omega^u$	-0.375	0.741	1.093	12,496
	$\omega = \omega^c$	-0.407	0.770	1.170	12,118
2004～2007年	$\omega=0$	0.107	0.470	0.342	13,439
	$\omega=1$	-0.550	1.386	4.260	13,439
	$\omega = \omega^u$	0.089	0.459	0.331	13,439
	$\omega = \omega^c$	0.032	0.446	0.330	12,737
<i>DHS(1999)の結果</i>	$\omega=0$	0.291	0.461	0.284	50,133
	$\omega=1$	0.378	0.519	0.363	50,133
	$\omega = \omega^u$	0.320	0.461	0.284	50,133
	$\omega = \omega^c$	0.326	0.465	0.291	50,133

Panel B

$$V_t = b_t + \frac{\omega}{(R - \omega)} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega)(R - \gamma)} v_t$$

分析期間	LID 区分	推計誤差	推計誤差 の絶対値	推計誤差 の二乗	サンプル数
1991～2007年	$\omega=0 \gamma=0$	0.046	0.558	0.566	48,090
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	-0.819	2.132	13.635	48,090
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.036	0.557	0.558	48,090
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.019	0.560	0.572	48,090
1991～1999年	$\omega=0 \gamma=0$	0.275	0.508	0.376	22,157
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	0.613	1.053	2.602	22,157
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.299	0.512	0.368	22,157
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.300	0.514	0.371	22,157
2000～2003年	$\omega=0 \gamma=0$	-0.406	0.751	1.152	12,495
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	-2.911	4.363	41.334	12,495
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	-0.448	0.758	1.156	12,495
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	-0.489	0.774	1.207	12,495
2004～2007年	$\omega=0 \gamma=0$	0.087	0.461	0.334	13,438
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	-1.235	1.837	6.072	13,438
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.050	0.443	0.317	13,438
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.027	0.437	0.314	13,438
<i>DHS(1999)の結果</i>	$\omega=0 \gamma=0$	0.285	0.445	0.266	50,133
	$\omega=1 \gamma=0, \omega=0 \gamma=1$	0.227	0.402	0.232	50,133
	$\omega = \omega^u \gamma=0, \omega=0 \gamma = \gamma \omega$	0.278	0.427	0.248	50,133
	$\omega = \omega^u \gamma = \gamma \omega$	0.259	0.419	0.241	50,133

(注) 1991年～2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
*DHS(1999)の結果*は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

自己資本の寄与は小さかった。これは株価を良く説明するLIDが、 $\omega = 1, \gamma = 0$ であることと整合的な結果である。

表8 株価に対する自己資本、実績利益、予想利益の説明力

Panel A		$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$							
分析期間	係数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位点	中央値	第3四分位点	最大値	
1991~2007	α	280.4	3.0	87.0	143.5	179.8	430.1	559.7	
	β^1	0.648	0.334	0.314	0.396	0.517	0.850	1.453	
	β^2	6.102	5.198	-1.253	3.973	4.708	7.016	19.438	
	R^2	0.433	0.125	0.194	0.340	0.457	0.510	0.631	
2000~2007	α	144.9	30.7	87.0	129.8	147.7	169.0	179.8	
	β^1	0.417	0.078	0.314	0.376	0.399	0.492	0.517	
	β^2	5.796	1.938	2.728	4.535	5.991	7.028	8.817	
	R^2	0.464	0.145	0.194	0.380	0.481	0.568	0.631	
DHS(1999)の 検証結果	α	9.72	0.41	7.65	8.07	9.57	10.92	13.63	
	β^1	0.40	0.07	-0.18	0.05	0.51	0.68	0.81	
	β^2	3.88	0.26	2.43	3.07	3.68	4.74	6.27	
	R^2	0.40	0.02	0.40	0.51	0.53	0.59	0.67	

Panel B		$p_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t + \varepsilon_t$							
分析期間	係数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位点	中央値	第3四分位点	最大値	
1991~2007	α	240.7	182.6	60.2	92.0	118.0	418.4	556.7	
	β^1	0.480	0.383	-0.076	0.248	0.351	0.632	1.383	
	β^2	-0.980	1.579	-4.602	-2.066	-0.512	-0.066	0.837	
	β^3	9.988	5.820	3.431	6.505	8.751	10.636	25.000	
	R^2	0.493	0.131	0.251	0.378	0.532	0.596	0.694	
2000~2007	α	93.4	21.7	60.2	78.8	93.4	114.3	118.0	
	β^1	0.239	0.128	0.170	0.212	0.266	0.305	0.372	
	β^2	-0.510	1.238	-3.726	-0.596	-0.277	-0.151	0.536	
	β^3	11.038	5.549	6.505	7.711	8.641	10.401	15.637	
	R^2	0.525	0.135	0.251	0.475	0.567	0.629	0.694	
DHS(1999)の 検証結果	α	4.25	0.35	1.64	3.00	4.53	5.09	7.05	
	β^1	0.24	0.04	-0.06	0.09	0.26	0.39	0.42	
	β^2	0.05	0.15	-0.08	-0.53	0.03	0.56	1.34	
	β^3	5.79	0.26	3.97	4.85	5.89	6.64	8.07	
	R^2	0.69	0.02	0.56	0.61	0.68	0.74	0.86	

(注) 1991年~2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株価に関しては額面（2001年以降は売買単位）で修正を行っている。
 DHS (1999) の結果は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

日本においては、全期間と連結決算の本格適用前後で分割した結果を示している。1991~1999年に注目すると、DHSの結果とは大きな違いがある。(16) 式の結果であるPanel Aを見ると、自己資本の係数は、DHSの検証では0.40なのに対して、本分析では0.853であり、係数が2倍以上となっている。(17) 式のPanel Bでも同様の傾向が示されており、自己資本の係数は0.551となり、やはり2倍以上の水準となっている。奥村・吉田(2000)では、日本市場において、時価総額に対する自己資本の説明力の高さを報告しているが、本検証においても同様の傾向が確認された。

また実績利益のみのPanel Aと、予想利益も含むPanel Bの結果を比較すると、日本市場においては、予想利益の係数が2倍程度となる一方で、実績利益の係数はマイナスとなっていた。重回帰分析における多重共線性の問題もあると考えられるが、日本の株式は予想利益の水準にも大きく影響されていることが伺える。

本分析の結果から、日本市場では株価に対する自己資本と予想利益の双方の寄与が大きいと、表7のように、 $\omega = \omega^u$, $\gamma = \gamma^\omega$ モデルの説明力が高くなる一方で、自己資本を考慮しない $\omega = 1, \gamma = 0$ モデルの有効性が低くなると推測

される。

なお連結決算制度が本格的に導入された2000～2007年の結果では、自己資本の係数は、DHSの検証とほぼ同水準まで低下している。利益に対する係数には目立った変化はないが、相対的には、株価に対する利益の説明力が増大している。前節の表7においては、このような兆候を明確には確認できないが、表8で見える限りでは、日本市場の株式のバリュエーションの構造に対して何らかの変化があり、だいたいDHSが検証した結果に近づいているようである。

4.3.4. リターン予想力の検証

さらにDHSでは、推定株価の情報を用いて超過リターンを得られるかを検証している（DHSのTable 7）。具体的にはLIDから推計される推定株価を実際の株価で除した値（ V/p ）を求め、その値の小さい順に10個のポートフォリオを作成し、第10分位（最も割安と判定）を買って、第1分位（最も割高と判定）を売るヘッジポートフォリオ戦略を構築する手法で、リターンを安定的に取れるか否かを検証している。

本稿においても、各LIDから算出した毎年6月末の推定株価 V_t を、実際の株価 p_t で割った値（ V_t/p_t ）から10個のポートフォリオを作り、第10分位を買って第1分位を売るヘッジポートフォリオ戦略を構築した。リバランスの頻度は年次であり、リターンは、同期間の全銘柄の単純平均リターンに対する超過リターンで表示される。表9が結果である。なお全体の分析対象期間は、1991年7月～2007年12月までの16年半であるが、2000年を境にして二つの期間に分割した結果も掲載している。

全期間の結果に注目すると、推定株価が自己資本と等しくなる $\omega = 0$ モデルにおいて、ヘッジポートフォリオのパフォーマンスが高いことがわか

った。反対に自己資本の説明寄与が無くなる $\omega = 1$ モデルでのパフォーマンスは、最低となっている。リターンの説明要因としても、自己資本が重要であることが改めて示されている。なおこの結果は、期間前半部分にあたる1991～1999年に特に顕著であり、連結決算制度の本格開始前の寄与が大きいようである。

2000年以降に注目すると $\omega = \omega^c$ モデルや $\omega = \omega^u$ 、 $\gamma = \gamma^w$ モデルのパフォーマンスが高くなっている。全体的に自己資本の説明力が低下する代わりに、残余利益やその他情報の減衰過程が重要となっている。近年ではLIDの重要性が増していると言えよう。

なお前節の分析結果と合わせると、日本市場において $\omega = \omega^u$ 、 $\gamma = \gamma^w$ モデルや $\omega = \omega^c$ モデルは、株価においてもリターンにおいても有効性が高かった。日本では、株価形成の際には利益に基づくPERと自己資本に基づくPBRの双方が意識されているが、その後のリターン予想においても、PERやPBRが有効であるという、市場の特性が反映されているものと推測される。

4.3.5. 推計誤差の訂正力とリターンへの説明力

DHSは ω が実績の残余利益とアナリスト予想による残余利益の推計誤差に対して二種類の検証を追加的に行っている。一つは、翌年の実績残余利益とアナリスト予想の残余利益の推定誤差との関係（Table 8 A）であり、下記の（18）式を行っている。

$$(x_{t+1}^a - f_t^a) = \delta_0 + \delta_1 (\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1} \quad (18)$$

もう一つは翌年のリターンとの関係であり（Table 8B）、（19）式の形となっている。

$$Re_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 (\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1} \quad (19)$$

わかり難い検証ではあるが、DHSの結果では $\omega = 0$ モデルの結果を除くと δ_1 、 ϕ_1 の平均値、中央値共に正の値を取っており、しかも標準偏差

表9 リターン予測の検証

Panel A $V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a$

分析期間	LIDの タイプ	ヘッジポートフォリオ (#10-#1) のパフォーマンス			
		平均値	標準偏差	平均/偏差	t 値
1991～2007年	$\omega = 0$	12.4%	14.3%	0.873	4.463
	$\omega = 1$	5.3%	17.0%	0.312	0.987
	$\omega = \omega^u$	11.4%	13.5%	0.843	3.887
	$\omega = \omega^c$	11.0%	14.7%	0.752	3.438
1991～1999年	$\omega = 0$	11.1%	8.9%	1.255	5.934
	$\omega = 1$	1.9%	18.4%	0.102	0.102
	$\omega = \omega^u$	9.5%	11.7%	0.815	4.130
	$\omega = \omega^c$	6.9%	12.9%	0.537	2.379
2000～2007年	$\omega = 0$	13.6%	18.3%	0.744	4.093
	$\omega = 1$	10.2%	14.6%	0.697	2.285
	$\omega = \omega^u$	14.1%	16.4%	0.860	3.730
	$\omega = \omega^c$	16.9%	16.0%	1.056	4.727
<i>DHS(1999) の結果</i>	$\omega = 0$	7.2%			1.94
	$\omega = 1$	7.6%			2.24
	$\omega = \omega^u$	9.4%			2.39
	$\omega = \omega^c$	9.9%			2.44

Panel B $V_t = b_t + \frac{\omega}{R - \omega} x_t^a + \frac{R}{(R - \omega)(R - \gamma)} v_t$

分析期間	LIDの タイプ	ヘッジポートフォリオ (#10-#1) のパフォーマンス			
		平均値	標準偏差	平均/偏差	t 値
1991～2007年	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	12.8%	13.6%	0.943	4.839
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	5.5%	18.9%	0.292	0.873
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	12.1%	13.7%	0.884	4.138
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	12.7%	13.4%	0.946	4.613
1991～1999年	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	11.1%	7.2%	1.536	6.735
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	2.5%	22.4%	0.111	0.139
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	9.7%	12.7%	0.762	3.631
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	9.9%	13.3%	0.740	3.581
2000～2007年	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	14.3%	17.8%	0.802	4.554
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	9.9%	13.0%	0.762	2.182
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	15.7%	15.4%	1.017	4.661
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	16.7%	13.4%	1.245	5.949
<i>DHS(1999) の結果</i>	$\omega = 0 \ \gamma = 0$	7.1%			1.77
	$\omega = 1 \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = 1$	5.4%			1.44
	$\omega = \omega^u \ \gamma = 0, \ \omega = 0 \ \gamma = \gamma \ \omega$	7.6%			1.71
	$\omega = \omega^u \ \gamma = \gamma^{\omega}$	6.2%			1.34

(注) 1991年～2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
*DHS (1999) の結果*は、Dechow, Hutton and Sloan (1999) から引用した値

が小さい。この結果は、 ω には、アナリスト予想
 による誤差を推計する能力と、リターン獲得能力
 があることを示す結果であると DHS は主張して

いる。

日本における同様の分析の結果を表10に示す。
 (18)式のアナリスト予想の推定誤差に関しては、

表10 ω による残余利益とリターンの予想力の検証

Panel A $(x_{t+1}^a - f_t^a) = \delta_0 + \delta_1(\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1}$

分析期間	LIDのタイプ	δ_0			δ_1			R ²		
		中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差
1991~2006年	$\omega=0$	0.000	0.000	0.000	0.173	0.183	0.339	0.034	0.093	0.171
	$\omega=1$	0.000	0.000	0.000	0.133	0.151	0.612	-0.020	0.034	0.141
	$\omega = \omega^u$	0.000	0.000	0.000	0.288	0.282	0.484	0.022	0.083	0.166
	$\omega = \omega^c$	0.000	0.000	0.000	0.284	0.287	0.541	0.007	0.064	0.156
1991~1999年	$\omega=0$	0.000	0.000	0.000	0.386	0.408	0.480	0.079	0.136	0.241
	$\omega=1$	0.000	0.000	0.000	0.138	0.176	0.910	-0.069	0.016	0.194
	$\omega = \omega^u$	0.000	0.000	0.000	0.530	0.523	0.689	0.042	0.106	0.234
	$\omega = \omega^c$	0.000	0.000	0.000	0.423	0.470	0.791	-0.014	0.065	0.220
2000~2006年	$\omega=0$	0.000	0.000	0.000	0.263	0.248	0.853	0.039	0.120	0.297
	$\omega=1$	0.000	0.000	0.000	-0.094	-0.130	1.039	-0.071	0.022	0.257
	$\omega = \omega^u$	0.000	0.000	0.000	0.176	0.214	0.988	-0.031	0.067	0.283
	$\omega = \omega^c$	0.000	0.000	0.000	0.051	0.110	1.033	-0.069	0.032	0.263
DHS(1999)の結果	$\omega=0$	-0.03	-0.03	0.005	-0.160	-0.130	0.083	0.01	0.05	0.018
	$\omega=1$	-0.02	-0.02	0.003	0.420	0.400	0.036	0.12	0.11	0.017
	$\omega = \omega^u$	-0.03	-0.02	0.004	0.440	0.420	0.043	0.07	0.08	0.024
	$\omega = \omega^c$	-0.02	-0.02	0.004	0.490	0.480	0.043	0.10	0.12	0.022

Panel B $Ret_{t+1} = \phi_0 + \phi_1(\omega x_t^a - f_t^a) + \varepsilon_{t+1}$

分析期間	LIDのタイプ	Φ_0			Φ_1			R ²		
		中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差
1991~2006年	$\omega=0$	0.047	0.054	0.094	-0.004	-0.005	0.009	-0.015	0.022	0.106
	$\omega=1$	0.038	0.042	0.079	-0.005	-0.007	0.017	-0.032	0.003	0.090
	$\omega = \omega^u$	0.035	0.042	0.081	-0.007	-0.009	0.014	-0.009	0.030	0.111
	$\omega = \omega^c$	0.035	0.040	0.076	-0.007	-0.010	0.015	-0.016	0.021	0.104
1991~1999年	$\omega=0$	-0.001	0.032	0.217	-0.004	-0.007	0.017	-0.086	-0.033	0.138
	$\omega=1$	-0.022	-0.012	0.123	-0.006	-0.009	0.035	-0.074	-0.017	0.154
	$\omega = \omega^u$	-0.001	0.017	0.158	-0.007	-0.010	0.023	-0.071	-0.018	0.150
	$\omega = \omega^c$	-0.006	0.006	0.131	-0.007	-0.011	0.025	-0.071	-0.015	0.152
2000~2007年	$\omega=0$	0.121	0.132	0.273	-0.001	-0.002	0.032	-0.087	-0.003	0.222
	$\omega=1$	0.110	0.123	0.182	-0.002	-0.005	0.046	-0.093	-0.008	0.221
	$\omega = \omega^u$	0.100	0.104	0.259	-0.002	-0.006	0.045	-0.084	-0.004	0.220
	$\omega = \omega^c$	0.097	0.110	0.245	-0.003	-0.006	0.043	-0.088	-0.005	0.221
DHS(1999)の結果	$\omega=0$	0.14	0.18	0.037	-0.080	-0.030	0.096	0.00	0.01	0.001
	$\omega=1$	0.15	0.18	0.035	0.010	0.070	0.066	0.00	0.01	0.002
	$\omega = \omega^u$	0.15	0.18	0.036	0.010	0.100	0.077	0.00	0.01	0.002
	$\omega = \omega^c$	0.16	0.18	0.036	0.050	0.140	0.070	0.01	0.01	0.002

(注) 1991年~2007年の17年間の財務データ、予想データを元に上記の推計式より作成
 株主資本コストはCAPMにより推計を行った値を用いた
 額面(2001年以降は売買単位)で修正を行った一株あたりの値に換算した上で回帰分析を行っている。
 DHS(1999)の結果は、Dechow, Hutton and Sloan(1999)から引用した値

2000~2007年の $\omega = 1$ モデルを除いて、 δ_1 は正となった。但し標準偏差の値も高く、統計的に有意に正にはならない。また(19)式のリターンに関する分析においては、全ての ϕ_1 はマイナスとなっている。

しかしこの結果から、DHSの検証と本検証を

比較して、 ω の説明力に大きな差があったとは言えないだろう。決定係数に注目すると、DHSの検証においても、多くのLIDでの分析結果で0.1を下回る水準であり、十分な説明力のある検証とは言えない状況である。また本検証で十分な説明力が得られなかった理由の一つに、残余利益の水

準の問題があると推測される。1990年代においては残余利益の項目そのものがマイナスとなる企業が多かったため、 ωx_t^a がマイナスとなる企業が多かった。一方で東洋経済の予想値に関しては、割合的に3月決算企業の期首時点の予想値を用いることが多いため、年度利益に対して楽観的な企業が多く、 f_t^a に関してはプラスとなる企業が多かった。従って $\omega x_t^a - f_t^a$ の項自体がマイナスを示すサンプルが極端に多かったことがDHSの米国での検証と比較して、結果が大きく変わった理由だと推測される。

5. むすび

本分析の特徴は、Ohlson (1995) のLIDモデルに対してDHSのアプローチに則って、日本市場において財務データや予想データからパラメータ ω 、 γ を導出し、その有効性の検証や、得られた結果の日米比較を行った。

本分析の成果としては、日本におけるLIDの検証の結果は、DHSの検証結果とは異なっていたことを確認したことである。DHSの検証結果は、株価形成においてはアナリストの予想利益が単純に株価に織り込まれる。しかし残余利益の減衰プロセスを考慮する ω は重要であり、そこには将来リターンを予想する力があることを示している。従ってLIDのフレームワークを考えることは、長期的な観点では重要であるとしている。

しかし日本での観測結果は次の点で異なる。まず2000年以前の日本では、奥村・吉田 (2000) で報告されているように、自己資本の説明力が格段に高く、株価形成においても米国のようにアナリスト予想の重要性は低かった。しかし、本格的な連結決算開示が始まった2000年以降では、その傾向が薄れてきており、利益の説明力が増大していた。またほぼ全期間を通じて、残余利益の減

衰過程を示す ω は重要だが、同時に、その他情報の減衰過程を示す γ も重要であった。これらの分析を総合すると、日本においては、自己資本、実績の残余利益、予想の残余利益を考慮するOhlson (2001) 型のLIDの有用性が、最も高かったことを確認できた。

なお本検証でのLIDに関する分析からは、2000年以前と以降では、結果が大きく異なっており、今一度検証する必要性を強くアピールする結果であったとも言えよう。また本分析をみただけでは、2000年以降の日本株市場においては、DHSが検証で見たような、LIDのアプローチが有効に働くと、より米国に近い環境に変化しているように期待される。今後はFeltham and Ohlson (1996) や Ohlson and Zhang (1998)、Feltham and Pae (2000) といったFeltham and Ohlson型のLIDの説明力についても検証を行い、日本でのその他情報に関する知見を深めていく必要があるだろう。

《注》

- 1) 保守主義については、薄井 (1996) がFeltham and Ohlson (1995) のモデルを展開している。
- 2) 薄井 (2003) では、企業ごとに1996-2001年の時系列でモデル推計を行っている。
- 3) 制限なしの ω 。Ohlson (1995) のLIDにおける ω 。
- 4) 制限付きの ω 。DHSの意図としては、 γ の情報も内包した ω としている。
- 5) DHSの検証では株主資本コストは12%の固定値としている。
- 6) 「William F. Sharpe, INVESTMENTS 5th Edition, Prentice Hall, 1995」において、回帰によって求められた個別銘柄のベータ (未修正ベータ) と市場のベータ1を、0.67 : 0.33の比率で加重平均して修正ベータを求める手法として紹介されている。
- 7) 「Stephen H. Penman, FINANCIAL STATEMENT ANALYSIS AND SECURITY VALUATION, 3rd Edition, McGraw-Hill Education (Asia), 2007」の手法に基づく。
- 8) 以降の記述においてTableは全てDHSの論文より引用を行っている。
- 9) 両端の外れ値の処理方法であり、本研究では1%値以下の値を1%値まで切り上げ、99%値以上の値を99%値まで切り下げる処理を施している。平均値の計算の際に両端のはずれ値などに影響されにくい。

《参考文献》

- Bierman, H., Jr., 1991. Price/earnings ratios restructured for Japan, *Financial Analysts Journal* 47 (2), 91-92.
- Edwards, E. O., Bell, P. W., 1961. *The Theory and Measurement of Business Income*, University of California Press.
- Dechow, P. M., Hutton, A. P., Sloan, R. G., 1999. An empirical assessment of residual income valuation model, *Journal of Accounting and Economics* 26, 1-34.
- Feltham, G. D., Ohlson, J. A., 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11, 689-731.
- Feltham, G. D., Ohlson, J. A., 1996. Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement. *Journal of Accounting Research* 34, 209-234.
- Feltham, G. D., Pae J., 2000. Analysis of the Impact of Accounting Accruals on Earnings Uncertainty and Response Coefficients. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 15, 199-224.
- Francis, R., Olsson, P., Oswald, D., 2000, Comparing accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates, *Journal of Accounting Research* 38, 45-70.
- Frankel, R., Lee, C., 1998., Accounting valuation, market expectation, and the book-to-market effect, *Journal of Accounting and Economics* 25, 209-234.
- 奥村雅史, 吉田和生, 2000. 「連結会計情報と長期株式リターン EBOモデルを通して」, 『会計』第158巻第3号, 352-366.
- Ohlson, J. A., 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation., *Contemporary Accounting Research* 11, 661-687.
- Ohlson, J. A., 2001. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective. *Contemporary Accounting Research* 18, 107-120.
- Ohlson, J. A., Zhang, X.-J., 1998. Accrual Accounting and Equity Valuation., *Journal of Accounting Research* 36, 85-111.
- 太田浩司, 2000. 「オールソンモデルによる企業評価—Ohlson (1995) モデルの実証研究」, 『証券アナリストジャーナル』38 (4), 62~75.
- Ota, K., 2002. A test of the Ohlson (1995) model: empirical evidence from Japan. *The International Journal of Accounting* 37, 157-182
- 高橋美穂子, 2001. 「会計数値と企業評価モデル—線形情報モデルを用いた企業評価に関する実証研究—」, 『会計』第159巻第5号, 797-809.
- 竹原均, 須田一幸, 2004. 「フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの実証研究—株価関連性の比較—」, 『現代ディスクロージャー研究』第5号, 23-35.
- 薄井彰, 1996. 「保守主義の会計の意味とその経済的効果」 Working paper, 青山学院大学.
- 薄井彰, 1999. 「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」, 『会計』第155巻第3号, 394-409.
- 薄井彰, 2003. 「会計利益と株主資本の株価関連性：実証的証拠」, 『経済志林』第70巻第4号, 231-248.
- 薄井彰, 2005. 「会計情報の価値関連性と信頼性について」, 『会計』第167巻第5号, 18-33.

アナリストの投資推奨及び利益予想の 変更に対する株価の反応*

Market reaction to analysts' recommendation changes and earnings forecast revisions

中井 誠 司(筑波大学 大学院博士後期課程)
Seiji Nakai, University of Tsukuba

2007年12月10日受付；2008年10月8日改訂稿受付；2009年2月6日最終稿受付；
2009年2月12日論文受理

要約

本稿ではセルサイド・アナリストの投資推奨の変更と利益予想の改訂に対する市場の反応を、大サンプルを用いて検証した。その結果、それら2つの情報効果を確認し、加えて投資推奨の変更と利益予想の改訂は独立した情報効果をもつことを明らかにした。ただし利益予想の改訂の情報効果は、投資推奨が「買い継続」の場合にその効果が大きい。投資家はアナリスト・レポートの中でも一番数の多い「買い継続」の際に、追加情報として利益予想の改訂情報をより利用するものと解釈できる。

Summary

This paper examines daily price reactions to analysts' recommendation changes and earnings forecast revisions by using large samples. Consistent with prior research, it indicates that analysts' recommendation changes and earnings forecast revisions are significantly and positively associated with price reactions at the time a security analyst report is released. And it also shows that investors respond to each of these signals conditional on the other. But investors' response to earnings forecast revisions is the largest when the report is reiterated a buy recommendation. The result suggests that investors use earnings forecast revisions when the recommendation is reiterated buy that is the most frequent of all recommendations.

1. はじめに

証券市場において、セルサイド・アナリスト(以下、単に「アナリスト」と表記)は企業と投資家を結ぶ役割を果たしている。アナリストは企業情報を収集・分析し、投資家の投資意思決定の参考となる情報提供を行なう。具体的には調査企業の事業内容を分析し、収益を予想し、それをもとに

株価に対する評価を行ない、最終的に投資推奨を公表する。一方、投資家は投資意思決定に際して情報収集や分析能力に限界がある場合、外部のアナリスト情報を参考にする。本稿ではアナリストが公表する情報のうち投資推奨と利益予想を取り上げ、それらの情報に対する市場の反応を検証する。投資家がアナリストの投資推奨や利益予想を利用していれば、それらの情報の公表に対して市

*本稿を作成するにあたり、八重倉孝先生(法政大学)、椿広計先生(筑波大学)より多くの有益なコメントを頂き、査読段階では本誌編集委員長である薄井彰先生(早稲田大学)や匿名レフェリーの先生方から適切なコメントを頂いた。またIFISジャパンよりデータ提供のご厚意を受けた。ここに記して感謝申し上げます。本研究の一部は日本学術振興会科学研究費基盤研究(A)「技術開発促進のための新たな統計科学体系とそれに基づく情報システム開発」の支援を受けた。

場は反応することが予想される。

わが国のこれまでの研究では、個別アナリストの利益予想の公表に対する市場の反応の検証は無い。また投資推奨に関しても、対象ブローカー数が少ない限られたサンプルによる検証しか行われていない。本稿ではIFISデータから収集した広範な個別アナリストの投資推奨と利益予想に関するデータを用いて情報効果を再検証するとともに、これら2つの情報効果の関係も明らかにする。

論文の構成は以下の通りである。先ず次節において先行研究をサーベイし、本稿の意義を述べる。第3節ではリサーチ・デザインおよびデータを示し、第4節ではその結果を示す。そして最終節では本検証で明らかになった点をまとめ、今後の課題を述べる。

2. 先行研究

2.1 米国での先行研究

アナリストの投資推奨に対する市場の反応に関しては、Wall Street Journal誌での” Heard On the Street” (HOTS) に掲載された「買い」や「売り」に対する検証 (Lloyd-Davies and Canes (1978), Liu et al. (1990), Beneish (1991), Bauman et al. (1995) 等) や情報提供サービスの Value Line Investment Survey (VLIS) のデータを用いた検証 (Stickel (1985), Peterson (1987) 等) がある。これらの検証では、掲載日もしくは投資推奨発表日の近辺で対象銘柄が「買い」であれば正の、「売り」であれば負の有意な異常収益率が検出された。VLISは情報提供会社1社による投資推奨であるのに対し、IBESやFirst CallやZacksなどの情報ベンダーはブローカー毎に個々のアナリストの投資推奨のデータを提供している。Womack (1996) はFirst Callから入手した1989年から1991年までの個別アナリ

スト毎の投資推奨の変更についての市場の反応を検証した。ここでは最上位の「買い」の投資推奨に加わる (外れる)、最下位の「売り」の投資推奨に加わる (外れる) の4つのケースに分類し、投資推奨の発表日を含む3日間の異常収益率を計測した。その結果、「買い」の投資推奨に加えられた銘柄群は正の、「売り」の投資推奨に加えられた銘柄群や「買い」の投資推奨から外れた銘柄群は負の有意な異常収益率が検出された。またIrvine (2003) はIBESから入手したデータを用いて、新規に投資推奨が付与された銘柄について検証し、新規に「強い買い (Strong Buy)」と「買い (Buy)」を付与された銘柄群は、発表日を含めた2日間の異常収益率が統計的に有意な正であることを明らかにした。

一方、個別アナリストの利益予想の改訂に対する市場の反応に関して、Givoly and Lakonishok (1979) はS & P社による1967年から1974年までの利益予想データを用いて、利益予想の改訂の方向 (上方修正/下方修正) と株価の反応を月次データにより検証した。ここでは、利益予想の改訂が発表された月において上方修正された銘柄群は正の、下方修正された銘柄群は負の異常収益率が検出された。またStickel (1991) では、1981年から1985年のZacksデータの個別アナリストの利益予想の改訂に関し、発表日の翌日から10日間の累積異常収益率と利益予想改訂の変化が正の関係であることを明らかにした。同様にPark and Stice (2000) は1990年から1994年のIBESデータを用いて、アナリストの利益予想の精度と利益予想改訂時における市場の反応の大きさとの関係を検証した。その結果、利益予想発表日を含む3日間の市場の反応について、利益予想の精度の高いアナリストによる改訂は、精度の高くないアナリストの場合と比較して市場の反応がより大きいことが明らかになった。

以上、これまでの研究では投資推奨の変更および利益予想の改訂に対して市場は想定された方向に反応していることが示されている。

次に投資推奨の変更と利益予想の改訂の両者を扱った研究としてStickel (1995)、Francis and Soffer (1997)、Asquith et al. (2005) が挙げられる。Stickel (1995) では1988年から1991年のZacksデータを用いて、投資推奨（上方修正/下方修正）と利益予想（上方修正/下方修正）の組み合わせによる情報効果を検証した。その結果、投資推奨の上方修正と利益予想の上方修正の組み合わせは正の、投資推奨の下方修正と利益予想の下方修正の組み合わせは負の累積異常収益率が観測されたが、投資推奨の下方修正と利益予想の上方修正の組み合わせは正の、投資推奨の上方修正と利益予想の下方修正の組み合わせは負の累積異常収益率が観測された。Stickel (1995) は利益予想の改訂の効果が発表後に徐々に株価に反映されると結論付けた。またFrancis and Soffer (1997) ではInvestextから入手した1988年から1991年までのデータを用いて、個別アナリストのレポート発表日を含む3日間の累積異常収益率を投資推奨の変更や利益改訂の大きさと回帰分析を行ない、投資推奨の変更も利益予想の改訂もその情報効果は独立に認められ、相互に内包するものではないことを明らかにした。加えて利益予想の改訂の効果は、投資推奨が「売り」の場合よりも「買い」の場合の方が大きいことを示した。そこでの解釈は、アナリストの投資推奨に関する楽観的なバイアスが見られる場合に、投資家はより利益予想の情報を重視するためとしている。一方、Asquith et al. (2005) はInvestextから入手した1997年から1999年までのデータを用いて、投資推奨と利益予想に加えてアナリストによる目標株価(target price)も分析対象とした検証を行い、アナリストの目標株価の変更もまた情報効果がある

ことを明らかにした。また利益予想の改訂に対する情報効果は投資推奨が上方修正の場合よりも継続や下方修正の場合に大きいことが示された。

2.2 わが国における先行研究

わが国におけるアナリストの投資推奨変更の情報効果の検証は末木 (1997,1999)、小川・國村 (2001)、小川 (2003,2004) がある。末木 (1997) では1994年10月から1995年9月までの大手調査機関1社の投資推奨のデータを用い、上方(下方)修正の発表日に有意な正(負)の異常収益率を検出した。同様に小川 (2003) では1996年3月から1997年6月及び2000年1月から7月までの大手調査機関4社の投資推奨について分析し、投資推奨に変更のない場合と変更のある場合の情報効果の比較を行った。その結果、投資推奨が変更された場合は変更がない場合と比較して異常収益率が統計的に有意に大きく、市場は投資推奨の継続よりも変更に反応すると結論付けた。

一方、アナリストの利益予想に関する情報効果の検証には山田 (1995)、関 (1997)、野村証券金融研究所 (2002) が挙げられる。山田 (1995) と関 (1997) では日経金融新聞で四半期毎に公表された「主要50社業績国内証券アナリスト予想／外国証券アナリスト予想」を用いてその情報効果を測定した。山田 (1995) では1989年7月から1994年10月までのサンプルを用いて、アナリスト予想の情報効果が新聞公表日翌日に観測された。一方、関 (1997) では1997年7月から1998年10月までのサンプルを用いた検証を行い、新聞公表日前日と公表日当日にその情報効果が認められた。また野村証券金融研究所 (2002) では1985年から2001年までの野村証券のアナリストの利益予想変更に関して、上方(下方)修正銘柄には正(負)の累積異常収益率が発表日以降に観測された。

このようにわが国においても投資推奨の変更と利益予想の改訂に対して、市場は予想された方向へ反応することが明らかになっている。しかし投資推奨の変更と利益予想の改訂を同時に分析した検証はこれまでにない。また投資推奨の変更に関する検証では分析対象となったブローカー数は最大で4社であり、利益予想の改訂に関する検証では分析対象は個別アナリストのデータではなく、日経金融新聞に掲載されたデータもしくは大手調査機関のデータである。このようにこれまでの研究は分析サンプルが限られている。またわが国では経営者による業績予想が広く行なわれており、市場も経営者による業績予想の変更に対して反応することが分かっている¹⁾。アナリスト予想の情報効果を経営者予想の情報効果と区別するために、経営者による利益予想の発表のイベントをコントロールする必要がある。本稿ではIFISデータを用いてサンプルを拡大する一方、経営者による利益予想の発表が行われたサンプルを分析対象から除くことにより、個別アナリストの投資推奨の変更や利益予想の改訂の情報効果を直接的に抽出する。

3. リサーチ・デザインおよびデータ

3.1 リサーチ・デザイン

3.1.1 日次残差分析

アナリストが投資推奨（利益予想）のレポートを公表した日をイベント日（ $t=0$ ）としたイベント・スタディを行う。推定期間をレポート公表日の109日前から10日前（ $t=-109 \sim t=-10$ ）の100日間とし、イベント期間をレポート公表日の5日前～5日後（ $t=-5 \sim t=+5$ ）とする。個別銘柄の期待株式リターンはTOPIX（東証株価指数）の過去のリターンへの感応度より計算した。

具体的な手続きは以下の通りである。まず個別

銘柄 i の時点 t における期待リターンの計算のために、推定期間において以下のモデル式により $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ を最小二乗法で推定する。

$$R_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}R_{TOPIX} + \varepsilon_i$$

R_i : 銘柄 i の株式リターン

R_{TOPIX} : TOPIX リターン

そこで得られた $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ を用いて、推定期間およびイベント期間の異常収益率を計算する。

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \left(\hat{\alpha} + \hat{\beta}R_{TOPIX,t} \right)$$

$AR_{i,t}$: 銘柄 i の時点 t の異常収益率

そしてイベント期間の AR_i を推定期間で計算された AR_i の標準偏差である $S(AR_i)$ で割ることにより標準化し、イベント期間での時点 t において、銘柄数 N で構成された分析ポートフォリオ毎の以下の統計量 Z_t を計算する。

$$Z_t = \frac{1}{\sqrt{N}} \left(\sum_{i=1}^N \frac{AR_{i,t}}{S(AR_i)} \right)$$

ここで N が充分に大きい場合は、統計量 Z_t は平均0、標準偏差1の正規分布に従うと考えられる。

3.1.2 回帰分析

投資推奨と利益予想の改訂の組み合わせによる情報効果の検証で用いる回帰式は、以下の通りである²⁾。

$$\begin{aligned} CAR(-2,+2) = & \beta_0(Earn.rev) + \beta_1(UPBUY) \\ & + \beta_2(REBUY) + \beta_3(UPHOLD) \\ & + \beta_4(REHOLD) + \beta_5(DNHOLD) \\ & + \beta_6(RESELL) + \beta_7(DNSELL) + \varepsilon \end{aligned} \quad \dots (1)$$

$CAR(-2,+2) : t =$

$$-2 \sim t=+2 \text{の累積異常収益率} \left(\sum_{t=-2}^2 (AR_{i,t}/S(AR_i)) \right)$$

ここで $Earn.rev$ は今期予想経常利益の前回予想と今回予想の変化率を表し、計算方法を $\frac{\text{今回発表の経常利益} - \text{前回発表の経常利益}}{(|\text{今回発表の経常利益}| + |\text{前回発表の経常利益}|) \div 2}$ とした。この計算方法を用いると、前回の予想経常

利益がゼロもしくは負の値であっても計算でき、かつ値が(-2)から2の間に収まる。また他の変数は、条件に当てはまる場合に1の値を取り、その条件に当てはまらない場合は0の値を取るダミー変数である。UPBUYは投資推奨が「売り」または「保有」から「買い」への上方修正の場合であり、REBUYは「買い」推奨の継続の場合である。同様にUPHOLDは投資推奨が「売り」から「保有」への上方修正の場合であり、REHOLDは「保有」継続、DNHOLDは「買い」から「保有」への下方修正の場合である。またRESELLは「売り」継続、DNSELLは「買い」もしくは「保有」から「売り」への下方修正の場合である。投資推奨の水準と変更をコントロールした上での利益予想の改訂の情報効果である係数 β_0 の符号は正であることが予想される。

次に利益予想の改訂の情報効果が、投資推奨の水準や変更によってどのように異なるかを以下の回帰式により検証する。

$$\begin{aligned} CAR(-2, +2) = & \beta_1 (UPBUY) + \beta_2 (REBUY) \\ & + \beta_3 (UPHOLD) + \beta_4 (REHOLD) \\ & + \beta_5 (DNHOLD) + \beta_6 (RESELL) \\ & + \beta_7 (DNSELL) + \beta_8 (UPBUY \times Earn_{rev}) \\ & + \beta_9 (REBUY \times Earn_{rev}) \\ & + \beta_{10} (UPHOLD \times Earn_{rev}) \\ & + \beta_{11} (REHOLD \times Earn_{rev}) \\ & + \beta_{12} (DNHOLD \times Earn_{rev}) \\ & + \beta_{13} (RESELL \times Earn_{rev}) \\ & + \beta_{14} (DNSELL \times Earn_{rev}) + \varepsilon \\ & \dots (2) \end{aligned}$$

投資推奨の水準と変更に関する変数と利益予想の改訂の変数の交差項を加え、投資推奨の水準や変更を条件とした予想利益の改訂の情報効果を検証する。この回帰式の β_8 から β_{14} の係数について投資推奨の水準や変更が同一の場合の係数を比較することにより、予想利益の改訂に対する市場の

反応の違いを検証する。

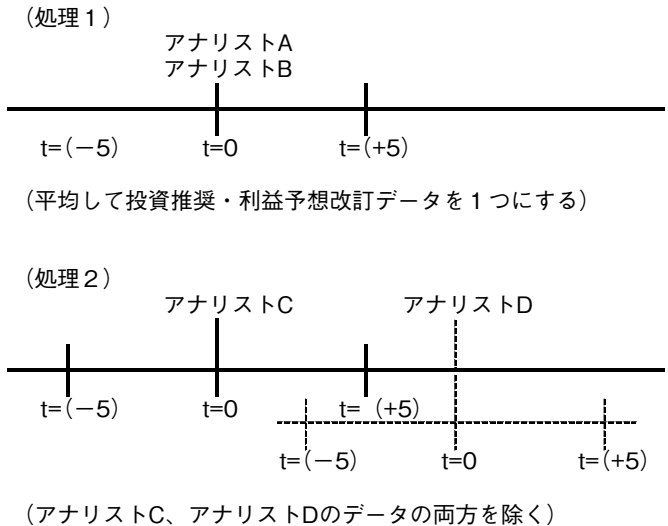
3.2 データ

アナリストの投資推奨と利益予想のデータは、2001年4月から2005年9月までに発表された東証一部銘柄をIFISジャパンより入手した。分析対象とする利益予想は、レポート発表日が含まれる決算期の連結データを優先として、当該アナリストの予想経常利益の前回予想数値との比較により変化率を計算した。一方、投資推奨データはブローカー毎に区分や名称が異なるが、データベースではIFISジャパンにより5段階に統一した投資推奨が付与されており、このうち上位2段階を「買い (BUY)」とし、中位を「保有 (HOLD)」、下位2段階を「売り (SELL)」とした。東証株価指数 (TOPIX) は株式会社QUICKのAMSUSから、個別銘柄の株式リターンはBloombergから、時価総額はレポート公表日の前月末時点の株価と発行済株式数をReuterから入手した。また経営者による利益予想データは株式会社QUICKのAMSUS及び日経テレコンから入手した。

データ作成に関しては、個別アナリストの情報効果を直接的に測定するために、できるだけ混濁事象を除去した。具体的作成方法は図1の通りである。

先ず同一銘柄で同一日に複数のブローカーから投資推奨や予想利益が発表された場合、個々のアナリストによる投資推奨 (予想利益) の変化 (率) の平均を当該銘柄の投資推奨 (予想利益) の変化 (率) とする (処理1)³⁾。次にイベント期間 ($t = -5 \sim t = +5$) が他のアナリストの発表のイベント期間と重なる場合、それら両方のデータを分析対象から除外した (処理2)。このような手続きの結果、個別銘柄*i*の時点*t*におけるサンプル数は1つとなる。その上でイベント期間内に経営者による利益予想が発表されたデータも分析

図1 データ処理の方法



対象から除外した。このような手続きにより、新規に投資推奨が付与されたサンプルとして1,044、継続して投資推奨の付与があり、かつ予想利益変化率のデータが取得できるサンプルとして8,027が残った。

4. 結果

4.1 サンプルおよび基本統計量

本稿では、同一銘柄でもアナリストによる投資推奨（利益予想）の公表日が異なれば違うサンプルとして数える。表1は9,071にのぼるサンプルに含まれる1,108銘柄の出現頻度をまとめたものである。ほとんどの企業が10回以下で、最大の企業でも32回でしかない。個別企業が分析結果に与える影響は小さいと考える⁴⁾。

次にサンプルの投資推奨の変更・利益予想の改訂に関する内訳を表2に示す。

表2-1は投資推奨の変更に関する内訳である。これまでの検証と同様、投資推奨の多くが「買い」であることが分かる。アナリストは企業調査を行なう上で企業から情報を得る必要があるが、ネガティブな意見を公表するとその後の調査活動において企業から情報が得られなくなる恐れがあり、その点を考慮しているものと思われる。表2-2では投資推奨の変更と利益予想の改訂の組み合わせの内訳である。アナリスト・レポートの多くが改訂のないレポートであるが、それらもIFISデータベースには含まれている。アナリスト・レポートは調査企業の様々な情報を提供する機能を持っており、投資推奨の変更や利益予想の改訂がない場合でも発表される。

4.2 日次残差分析

投資推奨に関する日次残差分析の結果を表3に示す。

表1 サンプル数と企業数

サンプル数	1~5	6~10	11~15	16~20	21~25	26~30	31~32	合計
企業数	482	261	209	117	32	5	2	1,108

表2 サンプルの内訳
表2-1 投資推奨の変更

新 旧	買い	保有	売り	合計
新規	663	292	89	1,044
買い	3,821	271	59	4,151
保有	191	2,431	73	2,695
売り	43	77	1,061	1,181
合計	4,718	3,071	1,282	9,071

表2-2 投資推奨の変更と利益予想の改訂

投資推奨の変更	旧	新	経常利益			合計	合計
			上方修正	変更なし	下方修正		
新規		買い				663	1,044
		保有				292	
		売り				89	
上方修正	保有	買い	101	51	39	191	311
	売り	買い	27	6	10	43	
	売り	保有	33	22	22	77	
継続	買い	買い	683	2,420	718	3,821	7,313
	保有	保有	472	1,409	550	2,431	
	売り	売り	155	724	182	1,061	
下方修正	買い	保有	52	77	142	271	403
	買い	売り	7	6	46	59	
	保有	売り	14	22	37	73	
	合計		1,544	4,737	1,746		9,071

先ず新規に投資推奨が付与された場合、その投資推奨が「買い」である場合の発表日前後の異常収益率は統計的に有意な正の値となっている。この点はIrvine (2003)と同様である。アナリストは自分のビジネスにプラスになる銘柄を調査対象とすることが予想され、市場はアナリストが投資推奨を「買い」として新規にカバレッジを追加することをポジティブな情報として反応する。一方で新規の「売り」である場合、 $t=5$ 時点で統計的に有意な負の値であるが、その他の時点では符号に関して一貫した傾向は見られず、「買い」である場合と異なる結果となった。次に投資推奨に変更がなく、「買い」が継続される場合は発表日

付近の異常収益率は統計的に有意な正の値であるが、「売り」が継続される場合は発表日以降に統計的に有意な正の値が見られ、事前に想定された符号とは逆の結果となった。最後に投資推奨に変更がある場合、発表日付近の異常収益率はどのような変更パターンでも投資推奨の上方修正では統計的に有意な正の値であり、下方修正では統計的に有意な負の値である。この結果はこれまでの研究同様、投資推奨のポジティブ（ネガティブ）な変化に市場は想定通りの反応を示している。また投資推奨が「買い」として新規に付与された場合と「保有」から「買い」に上方修正された場合、異常収益率はその公表日以前にも統計的に有意な

表3 投資推奨の変更に関する日次残差分析

投資推奨		新規			投資推奨		継続		
旧					旧	買い	保有	売り	
新	買い	保有	売り		新	買い	保有	売り	
obs	663	292	89		obs	3,821	2,431	1,061	
t	-5	-1.56	0.95	-0.56	t	-5	0.19	0.87	0.38
	-4	0.39	2.33*	0.03		-4	-1.67	0.70	1.79
	-3	2.93**	2.21*	-0.58		-3	-1.70	2.18*	1.42
	-2	3.57**	-2.17*	-1.28		-2	-1.59	-0.19	0.66
	-1	3.10**	-1.91	1.54		-1	0.56	-1.07	-0.48
	0	20.17**	1.63	0.67		0	2.64**	1.61	-1.34
	1	21.00**	0.32	-1.32		1	2.78**	2.15*	2.17*
	2	2.45*	2.00*	-0.71		2	-0.38	0.95	2.51*
	3	0.93	0.16	1.94		3	-1.14	-1.98*	-0.34
	4	-0.65	1.28	-1.63		4	-1.91	-0.94	2.15*
5	-2.49*	1.60	-2.19*	5	-1.54	-1.64	-1.53		

投資推奨		上方修正			投資推奨		下方修正		
旧	保有	売り	売り		旧	買い	買い	保有	
新	買い	買い	保有		新	保有	売り	売り	
obs	191	43	77		obs	271	59	73	
t	-5	0.42	-0.15	0.48	t	-5	-1.41	-2.34*	-0.37
	-4	0.60	0.47	0.99		-4	0.07	-0.47	-0.60
	-3	2.00*	0.98	-0.25		-3	-0.41	1.06	-0.52
	-2	2.59**	0.41	-0.33		-2	-0.14	-0.65	1.23
	-1	0.84	0.22	0.23		-1	-0.83	-0.38	-1.06
	0	10.00**	2.00*	0.56		0	-6.43**	-1.00	-4.29**
	1	13.03**	6.10**	1.11		1	-7.58**	-2.29*	-4.87**
	2	1.48	1.27	2.08*		2	-2.75**	-1.06	-0.56
	3	-0.86	0.91	3.11**		3	-0.56	-1.90	-1.50
	4	2.35*	0.95	0.64		4	-1.87	-1.06	-1.02
5	2.79**	-0.46	0.40	5	-1.99*	-1.52	-0.25		

* 5%水準で有意

** 1%水準で有意

各ポートフォリオのZ統計量

$$Z_t = \frac{1}{\sqrt{N}} \left(\sum_{i=1}^N \frac{AR_{i,t}}{S(AR_i)} \right)$$

$AR_{i,t}$: 銘柄 i の時点 t の異常収益率

$S(AR_i)$: 推定期間における AR_i の標準偏差

N : 各ポートフォリオに含まれる銘柄数

正の値となっている。これは末木（1997）でも見られた結果であり、アナリスト情報が事前に市場に流れている可能性を示唆するものである。加えて「買い」の情報効果は「売り」の情報効果よりも大きい。アナリストが事業会社との関係を考えて、その投資推奨の多くが「買い」推奨であることを投資家がバイアスとして認識しているのであれば、制約のない「売り」推奨の方が情報効果

は大きいと予想されるが、本稿では逆の結果となった。

次に予想利益の改訂に関する日次残差分析の結果を表4に示す。

利益予想の改訂に関しても、上方修正（下方修正）では発表日付近で統計的に有意な正（負）の異常収益率が検出された。野村証券のアナリスト予想を分析対象とした野村証券（2002）の分析

表4 予想利益改定に関する日次残差分析

		予想経常利益		
		上方修正	変更なし	下方修正
obs		1,544	4,737	1,746
t	-5	2.07*	0.27	-1.63
	-4	-0.73	0.71	-0.44
	-3	-0.28	1.28	0.01
	-2	-0.41	-0.51	0.09
	-1	2.53*	-1.87	-0.36
	0	5.51**	0.81	-1.61
	1	7.77**	3.61**	-3.81**
	2	2.98**	1.00	-2.21*
	3	0.38	-1.76	-2.10*
	4	-0.11	-0.83	-0.87
	5	0.60	-2.59**	-1.90

* 5 %水準で有意

** 1 %水準で有意

各ポートフォリオのZ統計量

$$Z_t = \frac{1}{\sqrt{N}} \left(\sum_{i=1}^N \frac{AR_{i,t}}{S(AR_i)} \right)$$

 $AR_{i,t}$: 銘柄 i の時点 t の異常収益率 $S(AR_i)$: 推定期間における AR_i の標準偏差 N : 各ポートフォリオに含まれる銘柄数

結果と同様、市場は個別アナリストの利益予想の改訂に対しても反応することが分かる。

以上、日次残差分析の結果から、アナリストの投資推奨の変更と利益予想の改訂に市場は想定どおりの反応を示すことが分かった。

4.3 回帰分析

次に投資推奨の変更と利益予想の改訂の情報効果を同時に測定するために回帰分析を行った。ここでは投資推奨と予想利益のどちらかが修正された場合の3,474のサンプルを対象とする。予想経常利益の変化率の基本統計量を表5に示し、回帰分析の結果を表6に示す。

先ず(1)式に関して検討する。予想利益の改訂をコントロールした上でも、 β_1 と β_2 は統計的に有意な正の値であり、アナリストの「買い」推奨に対して市場はポジティブに反応することが分かる。また β_5 と β_7 は統計的に有意な負の値であ

り、投資推奨の下方修正に関して市場は想定通りの反応を示すことが分かる。これらは残差分析の結果と同様であった。また β_0 も統計的に有意な正の値であり、投資推奨の水準と変更をコントロールした上で予想利益の改訂にも情報効果が見られ、投資推奨の水準や変更と予想利益の改訂には独立した情報効果が認められた。

次に(2)式に関して、投資推奨と利益予想の改訂の交差項の係数 β_8 から β_{14} に関して検討する。投資家がアナリストの投資推奨は楽観的であると考えて、その楽観的な投資推奨の際に追加情報として予想利益の改訂に関する情報を用いるとすれば、予想利益の改訂の情報効果は投資推奨が楽観的な場合の方が悲観的な場合よりも大きいと考えられる(Francis and Soffer (1997))。しかし一方で、投資家がアナリストの楽観的な意見に懐疑的であれば、アナリストの意見が悲観的な場合にアナリストの情報を使おうとする。その際は予想利益の改訂の情報効果は、投資推奨が悲観的な場合の方が楽観的な場合よりも大きいと考えられる(Hirst et al. (1995))。

投資推奨の水準別に投資推奨の変更と予想利益の改訂の情報効果をみると、投資推奨が「買い」の場合では、その「継続」の場合に係数は統計的に有意な正の値となっている。投資家は多くの「買い」推奨の中でも、「買い継続」の場合に特に利益予想の改訂の情報を利用すると解釈できる。また同じ「買い」推奨の中でも「上方修正」より「継続」の方が大きく($\beta_8 < \beta_9$)、同様に投資推奨が「保有」や「売り」の場合でも、投資推奨の変更が「上方修正」または「継続」の場合よりも「下方修正」の場合の方が情報効果は大きい($\beta_{10} < \beta_{11} < \beta_{12}$, $\beta_{13} < \beta_{14}$)。しかしこれらは統計的には有意ではない。

一方、投資推奨の変更の方向別に投資推奨の水準と予想利益の改訂の情報効果を見ると、投資推

表5 基本統計量

	平均値	標準偏差	中央値	最小値	第1四分位	第3四分位	最大値
Earn_rev	-0.05	0.39	-0.00	-2.00	-0.11	0.06	2.00

表6 全サンプルでの回帰分析 (obs=3,474)

		(1) 式	(2) 式
β_0	Earn_rev	0.294 (2.81)**	
β_1	UPBUY	1.918 (12.37)**	1.924 (12.33)**
β_2	REBUY	0.216 (3.41)**	0.243 (3.81)**
β_3	UPHOLD	0.283 (1.01)	0.310 (1.10)
β_4	REHOLD	0.118 (1.58)	0.112 (1.50)
β_5	DNHOLD	-1.045 (-7.23)**	-1.044 (-6.78)**
β_6	RESELL	-0.024 (-0.18)	-0.065 (-0.49)
β_7	DNSELL	-0.887 (-4.28)**	-0.906 (-4.05)**
β_8	UPBUY * Earn_rev		0.169 (0.37)
β_9	REBUY * Earn_rev		1.104 (4.39)**
β_{10}	UPHOLD * Earn_rev		-0.324 (-0.54)
β_{11}	REHOLD * Earn_rev		0.201 (1.25)
β_{12}	DNHOLD * Earn_rev		0.298 (0.59)
β_{13}	RESELL * Earn_rev		-0.014 (-0.06)
β_{14}	DNSELL * Earn_rev		0.162 (0.28)
	Adj - RSQ	0.066	0.068

() 内は t 値

* 5 %水準で有意

** 1 %水準で有意

	F 値	p 値
$H_0 : \beta_8 = \beta_9$	3.18	0.07
$H_0 : \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12}$	0.36	0.70
$H_0 : \beta_{13} = \beta_{14}$	0.08	0.77
$H_0 : \beta_8 = \beta_{10}$	0.43	0.51
$H_0 : \beta_9 = \beta_{11} = \beta_{13}$	6.39	0.00
$H_0 : \beta_{12} = \beta_{14}$	0.03	0.86

(1) 式

$$CAR(-2, +2) = \beta_0 (Earn_rev) + \beta_1 (UPBUY) + \beta_2 (REBUY) + \beta_3 (UPHOLD) + \beta_4 (REHOLD) + \beta_5 (DNHOLD) + \beta_6 (RESELL) + \beta_7 (DNSELL) + \varepsilon$$

(2) 式

$$CAR(-2, +2) = \beta_1 (UPBUY) + \beta_2 (REBUY) + \beta_3 (UPHOLD) + \beta_4 (REHOLD) + \beta_5 (DNHOLD) + \beta_6 (RESELL) + \beta_7 (DNSELL) + \beta_8 (UPBUY \times Earn_rev) + \beta_9 (REBUY \times Earn_rev) + \beta_{10} (UPHOLD \times Earn_rev) + \beta_{11} (REHOLD \times Earn_rev) + \beta_{12} (DNHOLD \times Earn_rev) + \beta_{13} (RESELL \times Earn_rev) + \beta_{14} (DNSELL \times Earn_rev) + \varepsilon$$

$$Earn_rev = \frac{(\text{今回発表の経常利益} - \text{前回発表の経常利益})}{(|\text{今回発表の経常利益}| + |\text{前回発表の経常利益}|) \div 2}$$

UPBUY: 投資推奨が「買い」への上方修正の場合は1、その他は0。

REBUY: 投資推奨が「買い」継続の場合は1、その他は0。

UPHOLD: 投資推奨が「保有」への上方修正の場合は1、その他は0。

REHOLD: 投資推奨が「保有」継続の場合は1、その他は0。

DNHOLD: 投資推奨が「保有」への下方修正の場合は1、その他は0。

RESELL: 投資推奨が「売り」継続の場合は1、その他は0。

DNSLL: 投資推奨が「売り」への下方修正の場合は1、その他は0。

奨の変更が「上方修正」の場合では「保有」より「買い」の方が大きく（ $\beta_8 > \beta_{10}$ ）、投資推奨の変更が「継続」や「下方修正」の場合でも、投資推奨が「買い」や「保有」の場合は投資推奨が「保有」や「売り」の場合よりも情報効果が大きい（ $\beta_9 > \beta_{11} > \beta_{13}$, $\beta_{12} > \beta_{14}$ ）、これらの結果も「買い継続」の場合を除いて統計的には有意ではない。

以上の結果をまとめると、利益予想の改訂の情報効果は投資推奨が「買い継続」の場合に大きく、これは投資家がアナリスト・レポートの中で一番数の多い「買い継続」の場合に、利益予想の改訂の情報を利用して考えると考えられる。また市場は投資推奨の水準が同じでも「上方修正」の場合より、「継続」や「下方修正」の場合に予想利益の改訂の情報効果が大きい、これらの差異は統計的には有意ではなく、明確な結果は得られなかった。

4.4 追加検証

企業の情報環境の違いによって、アナリスト情報に対する市場の反応は異なるものと想定される（Lys and Sohn (1990), Stickel (1995)）。そこで本稿では市場の反応に影響を与える個別企業の独自要因として企業規模を取り上げる。

規模の小さい企業は入手できる企業情報が相対的に少ないと考えられるため、投資家の意思決定に際してアナリスト情報への依存度が高いことが想定される。その結果、アナリスト情報に対する市場の反応も大きいことが予想される。米国の先行研究ではアナリスト情報に対して小型企業ほど大きな反応を示すことが明らかになっている（Stickel (1995), Asquith et al. (2005)）。本稿では投資推奨や予想利益が上方修正もしくは下方修正された銘柄群だけを取り出して、その上で企業規模の変数を加えた以下の回帰式により企業規模による差異を分析する⁵⁾。

$$CAR(-2, +2) = \alpha + \beta(Size) + \varepsilon$$

$Size$: \ln （時価総額/10億円）

ここで予想される企業規模の係数の符号は、投資推奨や利益予想の上方修正の場合は負であり、下方修正の場合は正である。分析の結果を表7を示す。

先ず投資推奨が変更された場合、上方修正の企業群では企業規模の係数は想定どおりマイナスであるが、下方修正の企業群の場合、想定された符号とは逆のマイナスであった。またそれらはどちらも統計的には有意ではない。また利益予想の改訂に関しても、上方修正の企業群も下方修正の企業群も企業規模の係数は想定通りの符号であったが、統計的には有意ではない。投資推奨の変更及び利益予想の改訂に関して、企業規模による明らかな差異は検出できなかった⁶⁾。

5. まとめと今後の課題

本稿では多数のサンプルを用いて個別アナリストの投資推奨の変更と予想利益の改訂に対する市場の反応を検証した。本稿の検証で明らかになった事項は以下の通りである。先ず投資推奨の変更に関しては、先行研究同様、上方（下方）修正に対して市場は想定された方向に反応する。また投資推奨の新規の付与について、「買い」として公表する場合に市場は大きく反応し、アナリストの新規カバレッジの情報効果が認められた。次に個別アナリストの利益予想の改訂に関しても投資推奨の場合と同様、上方修正（下方修正）には正（負）の異常収益率が観測された。そして投資推奨の変更と利益予想の改訂の両者を用いた検証では、それら2つにはそれぞれ独立した情報効果が認められた。加えてアナリストの「買い」推奨が継続される場合に利益予想の改訂の情報効果が大きい。

表7 情報効果の企業規模による違い

(投資推奨)

		上方修正 (obs=311)		下方修正 (obs=403)	
Intercept	+	1.938	(3.28) **	-	-0.996 (-2.08) *
Size	-	-0.085	(-0.67)	+	-0.007 (-0.07)
Adj-RSQ		-0.002		-0.003	

() 内は t 値

* 5%水準で有意

** 1%水準で有意

(利益推奨)

		上方修正 (obs=1,544)		下方修正 (obs=1,746)	
Intercept	+	0.664	(2.57) *	-	-0.415 (-1.92)
Size	-	-0.043	(-0.79)	+	0.052 (1.08)
Adj-RSQ		0.000		0.000	

() 内は t 値

* 5%水準で有意

** 1%水準で有意

$CAR(-2, +2) = \alpha + \beta_1 (Size) + \varepsilon$

Size : ln (時価総額/10億円)

アナリスト・レポートの多くが「買い継続」であるが、投資家はその中でも利益予想の改訂の情報を利用して考えられる。一方、企業規模による情報効果の違いは、投資推奨の変更の場合でも利益予想の改訂の場合でも見られなかった。

今後の課題としては、アナリストの投資推奨や利益予想とその他の情報との関連を調べる必要がある。例えば、アナリストの投資推奨や利益予想がわが国で一般化している経営者による利益予想とどのように関連しており、その結果、市場の反応がどのように異なるかを調べる必要がある。また本稿では混濁事象をコントロールする観点からイベント期間が重なったサンプルを除外した。しかしこの手続きにより、頻繁にアナリスト・レポートが公表されるような多数のアナリストが調査対象とする企業の情報効果は明らかにできていない。多くのアナリストが調査対象とする中で、個々のアナリストの投資推奨・利益予想の情報効果を調べることも今後の課題である。

《注》

- 1) 河 (1998) などを参照。
- 2) 日次残差分析の結果から情報効果が顕著な $t = -2 \sim t = 2$ の期間を分析対象とした。
- 3) IFISのデータベースでは投資推奨について「強い買い」を (+2)、「強い売り」を (-2) として1ポイント刻みの5段階で表記している。そこで複数のアナリストがいる場合、投資推奨の平均値が (+0.5) を超える場合を「買い」とし、(-0.5) を下回る場合を「売り」とし、その間の場合を「保有」とした。
- 4) サンプル内の同一企業データの影響に関して、期間内で初めて登場したサンプルだけを残した場合の分析も行ったが、本稿の結論に影響を与えるものではなかった。
- 5) 投資推奨の変更や予想利益の変化率と企業サイズの交差項の変数は、それぞれの変数との相関が高く同時に回帰式に含めることはできないので、場合分けを行った。
- 6) 予想利益の改訂の情報効果の企業規模による違いに関して、前会計期末時価総額によって全サンプルを降順に5分割した上で最上位・最下位の銘柄群について以下の回帰分析を行なった。

$$CAR(-2, +2) = \alpha + \beta (Earn_rev) + \varepsilon$$

企業サイズが最下位の銘柄群では β は統計的に有意にプラスであったが、企業サイズが最上位の銘柄群では β はプラスであったものの統計的に有意ではなかった。また企業サイズによる β の差異は統計的に有意ではなかった。上場企業で広く行なわれている経営者予想と比較して、アナリスト予想は大企業に偏っており、その中では企業サイズの

差異は見られない結果となった。

《参考文献》

- Asquith, P., Mikhail, M. B., Au, A. S., 2005. Information content of equity analyst reports. *Journal of Financial Economics* 75 (2), 245-282.
- Bauman, W. S., Datta S., Iskandar-Datta, M. E., 1995. Investment analyst recommendations: a test of 'The announcement effect' and 'The valuable information effect'. *Journal of Business Finance and Accounting* 22 (5), 659-670.
- Beneish, M.D., 1991. Stock prices and the dissemination of analysts' recommendations. *Journal of Business* 64 (3), 393-416.
- Francis, J., Soffer, L., 1997. The relative informativeness of analysts' stock recommendations and earnings forecast revisions. *Journal of Accounting Research* 35 (2), 193-211.
- Givoly, D., Lakonishok, J. L., 1979. The information content of financial analysts' forecasts of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 1 (3), 165-185.
- 後藤雅敏, 1997. 『会計と予測情報』, 中央経済社.
- 河榮徳, 1998. 「業績予想の修正と資本市場の反応」『早稲田商学』第377号, 63-89.
- Hirst, E., Koonce, L., Smico, P., 1995. Investor reactions to financial analysts' research report. *Journal of Accounting Research* 33, 335-351.
- Irvine, P. A., 2003. The incremental impact of analyst initiation of coverage. *Journal of Corporate Finance* 9, 431-451.
- Liu, P., Smith, S. D., Syed, A. A., 1990. Stock price reactions to The Wall Street Journal's securities recommendations. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25 (3), 399-410.
- Lloyd-Davies, P., Canes, M., 1978. Stock prices and the publication of second-hand information. *Journal of Business* 51 (1), 43-56.
- Lys, T., Sohn, T., 1990. The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security-price changes. *Journal of Accounting and Economics* 13, 341-363.
- 野村証券株式会社金融研究所編, 2002. 『株式運用と投資戦略』, 改訂版, きんざい.
- 小川長, 2003. 「株式市場における株価レーティングの影響」『現代ディスクロージャー研究』第4号, 33-41.
- 小川長, 2004. 「株価レーティング変更の影響に関する分析」『経営分析研究』第20号, 68-75.
- 小川長, 國村道雄, 2001. 「草創期における株価レーティングの分析」『経営分析研究』第17号, 99-106.
- Park, C. W., Stice, E. K., 2000. Analyst forecasting ability and the stock price reaction to forecast revisions. *Review of Accounting Studies* 5 (3), 259-272.
- Peterson, D. R., 1987. Security price reactions to initial reviews of common stock by the Value Line Investment Survey. *Journal of Financial Quantitative Analysis* 22 (4), 483-494.
- QUICK 総合研究所, 1995. 『株価レーティングの現況と課題』.
- 関利恵子, 1999. 「アナリスト予測利益の情報効果に関する実証研究」『経営学研究論集』(明治大学) 第11号, 111-131.
- Stickel, S. E., 1985. The effect of Value Line Investment Survey rank changes on common stock prices. *Journal of Financial Economics* 14, 121-143.
- Stickel, S. E., 1991. Common stock returns surrounding earnings forecast revisions: more puzzling. *Accounting Review* 66 (2), 402-416.
- Stickel, S. E., 1995. The Anatomy of the performance of buy and sell recommendations. *Financial Analysts Journal* 51, 25-39.
- 末木将史, 1997. 「株価レーティング：その予測精度と情報効果」『証券アナリストジャーナル』第35巻第4号, 62-77.
- 末木将史, 1999. 「株価レーティングの情報効果に関する検証」『証券経済学会年報』第34号, 67-77.
- 山田真弘, 1995. 「アナリスト予想のアナウンスメント効果に関する経験的証拠」『産業経理』第55号, 125-13.
- Womack, K. L., 1996. Do brokerage analysts' recommendations value? *Journal of Finance* 61 (1), 137-167.

企業の社会的責任(CSR)に対する基本方針が 企業ウェブサイトにおける情報開示に与える影響*

Basic Corporate Social Responsibility (CSR) Policy and Its Effect on Corporate Website Disclosure

記 虎 優 子(同志社女子大学 専任講師)

Yuko Kitora, Doshisha Women's College of Liberal Arts

要 約

本稿では、CSR基本方針に基づいて企業を類型化し、CSR基本方針の有無やその内容の違いによって企業ウェブサイトにおける情報開示に対する取組みが異なるのかどうかを解明することを試みている。そして、単にCSR基本方針を有しているかどうかだけでは、企業ウェブサイトにおける情報開示に対する取組みに有意な差があるとは言えず、CSR基本方針として掲げられている具体的な内容こそが、企業ウェブサイトにおける情報開示に対する取組みを規定していることを明らかにしている。

本稿の貢献は、定性的な情報であるCSR基本方針に着目することにより、CSRに対する各企業の捉え方や考え方を把握し、CSRに対する捉え方や考え方の違いによって、企業ウェブサイトにおける情報開示という具体的なCSRの取組みが異なることを示したことである。

Summary

This paper classifies companies based on the basic Corporate Social Responsibility (CSR) policy. It then proceeds to investigate whether the level of disclosure on corporate websites depends on the presence or absence of the policy and the differences in its content. The results reveal that there is no significant difference in the level of disclosure on corporate websites between companies that have the policy and those that do not; in other words, it is the content of the policy that determines the level of disclosure on corporate websites.

This research aims to directly capture corporate attitudes toward CSR by focusing on the basic CSR policy, which is qualitatively described; it also aims to demonstrate that the level of disclosure on corporate websites—one type of CSR activity—differs among different attitudes toward CSR.

1. はじめに

Freeman (1984) に端を発するステークホルダー・アプローチによれば、企業の情報開示は、戦略的なステークホルダー対応としての企業の社会的責任(Corporate Social Responsibility: CSR)

の取組みの1つとみることができる。すでに、たとえばGelb and Strawser (2001) や記虎 (2007) では、ステークホルダー・アプローチを支持して、CSRの取組みを定量的に評価した上で、CSR活動に積極的な企業ほど、情報開示にも積極的であることが示されている。しかし、具体的なCSR

*本稿は、平成19~20年度文部科学省科学研究費補助金若手研究(B)(課題番号19730322)および平成18~19年度財団法人電気通信普及財団の研究調査助成による研究成果の一部である。本稿はまた、環境省の地球環境研究総合推進費(RF-079)の支援により実施された。これらの経済的支援に対して謝意を表す。また、本研究に対して、中村昌広氏(環境省地球環境研究総合推進費担当プログラムオフィサー(当時))、河合崇欣氏(環境省地球環境研究総合推進費担当プログラムオフィサー)、朴恩芝氏(香川大学経済学部准教授)、権葉淳氏(大阪大学大学院経済学研究科准教授)、中條良美氏(阪南大学経営情報学部准教授)から有益なコメントを頂戴した。ここに謝意を表す。

の取組みは、企業によって異なっており、各企業のCSRの取組みを定量的に評価することは、困難である。その上、各企業のCSRの取組みの多様性を踏まえれば、CSRに対する捉え方や考え方自体が企業によって異なっており、企業の情報開示に対する取組みもこれによって影響を受けると推測される。

そこで、本稿では、CSR基本方針に着目することにより、CSRに対する各企業の捉え方や考え方を把握することとし、記虎（2009）の研究成果を踏まえて、CSR基本方針に基づいて企業をいくつかの企業群に類型化する。そして、企業ウェブサイトという特定の開示媒体における情報開示に焦点を当てて、CSR基本方針の有無や類型化された各企業群と企業の情報開示の関係を検証する。これにより、CSRに対する考え方や捉え方の違いによって、企業ウェブサイトにおける情報開示に対する取組みが異なるのかどうかを解明することを試みる。

2. CSR基本方針に基づく企業の類型化と仮説の導出

本稿で着目するCSR基本方針ではなく、より一般的な経営の方針を示した経営理念と財務的業績を中心とする企業特性の関係を解明することは、すでに先行研究において多数試みられている。この種の研究の中には、たとえばWilliams(2008)のように、これに先立って、経営理念の内容を解明することを試みているものがある。また、CSR基本方針と企業特性の関係を解明することも、首藤・竹原（2007）において唯一試みられている。しかし、この研究では、CSR基本方針の具体的な内容には焦点が当てられていない。また、先行研究では、経営理念やCSR基本方針と企業の情報開示の関係を解明することには、関心が向けられ

ていない。

こうした中で、記虎（2009）は、CSR基本方針の内容を解明することを唯一試みている。この研究では、東洋経済新報社のCSRデータベース（2006年版）に含まれている第1回「CSR企業調査」（調査実施時期は2005年2月～3月）における「御社のCSRに対する基本方針を150字以内でご記入ください。」という質問に対する記述回答（以下、CSR基本方針と呼ぶ）のテキスト型データ（textual data）に対してテキストマイニングを行うことで、CSRに対する各企業の捉え方や考え方が追究されている。まず、この質問に対してCSR基本方針があると判断できる¹⁾回答をしている非金融の上場企業442社のCSR基本方針のテキスト型データについて、形態素解析を行い、単語に分割して各単語の品詞を求めることで分かち書きが行われている。その上で、構文解析を行い、各文節の係り受けの関係を求めることで、たとえば「お客様-信頼する」といった係り受けの各ペアが作成されている²⁾。次に、頻度3以上の係り受けのペアの出現パターン（頻度）をもとに作成された、表頭が係り受けの各ペア、表側が解析対象の各企業となるクロス表に対して対応分析を行い³⁾、その結果得られた表側の15成分の成分スコアをもとに、クラスター化により3つの企業群に類型化されている。最後に、ある企業群における特定の係り受けのペアの出現頻度が全データセットにおける出現頻度に対して有意に大きくなるかどうかを正規近似で検定し、クラスター化で得た類型を特徴づける係り受けのペアを客観的に要約することで、各企業群のネーミングが行われている。

この結果、頻度3未満の係り受けのペアしか割り当てられない企業（4社）やはずれ値とした企業（97社）を除く341社が、次の3つの企業群に類型化されている。各企業群のCSR基本方針の

特徴をまとめると、まず、総花型CSR企業群（205社）のCSR基本方針の中では、相互に関連性のない様々なペアが用いられており、何かに特化した記述にはなっていない。これに対して、ステークホルダー志向型企業群（72社）のCSR基本方針の中では、「お客様-株主・投資家」や「株主-従業員」をはじめとして、企業を取り巻く各ステークホルダーを指す表現が具体的に用いられている。また、社会発展・信頼維持志向型企業群（64社）のCSR基本方針の中では、「社会-還元」、「社会-発展」、「ステークホルダー-信頼する」、「信頼する-企業」など、社会発展や信頼維持に関連する表現が具体的に用いられている⁴⁾。

本稿では、この結果を踏まえて、次の仮説を検証する。まず、CSR基本方針のある企業は、CSR基本方針のない企業よりも、CSRに対する関心は高いと推測できる。そこで、CSR基本方針のある企業は、CSR基本方針のない（つまり、テキストマイニングの解析対象外の）企業よりも、企業ウェブサイトにおける情報開示に積極的であるのかどうかを検証する（仮説1）。また、各企業の具体的なCSRの取組みは、CSRに対する各企業の捉え方や考え方に基づいて行われると推測できる。そこで、次に、ステークホルダー志向型企業群ならば、他の2つの企業群やCSR基本方針のない企業よりも、企業ウェブサイトにおける情報開示に積極的であるのかどうかを検証する（仮説2）。

3. リサーチ・デザイン

以下の2つの検証式について、Disclosure Indexを示す各変数を被説明変数とする複数の検証式を作り、重回帰分析を行う。（1）式では、policy-umuの係数に着目することにより、仮説1を検証する。（2）式では、まずpolicy 2の係

数に着目することにより、次にpolicy 1～3の各係数の大きさを相互に比較することにより、仮説2を検証する。

$$\begin{aligned} \text{Disclosure Index}_i = & \alpha_1 + \alpha_2 \text{policy-umu}_i \\ & + \alpha_3 \text{size}_i + \alpha_4 \text{leverage}_i + \alpha_5 \text{ryudousei}_i \\ & + \alpha_6 \text{roa}_i + \alpha_7 \text{kojin}_i \\ & + \sum \alpha_{8,K} \text{業種ダミー}_{-k,i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Disclosure Index}_i = & \alpha_1 + \alpha_2 \text{policy1}_i \\ & + \alpha_3 \text{policy2}_i + \alpha_4 \text{policy3}_i + \alpha_5 \text{size}_i \\ & + \alpha_6 \text{leverage}_i + \alpha_7 \text{ryudousei}_i + \alpha_8 \text{roa}_i \\ & + \alpha_9 \text{kojin}_i + \sum \alpha_{10,K} \text{業種ダミー}_{-k,i} \\ & + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

Disclosure Indexとしては、次の4つの変数を用いる。WEBEVL 1～3は、企業ウェブサイトの分りやすさ、使いやすさ、情報の多さをそれぞれ示す変数である。また、WEBEVLTLは、これら3つの変数の単純平均であり、企業ウェブサイトの充実度を示す変数である。これらの変数は、日興アイ・アール株式会社の全上場企業ホームページ実態調査（2005年度）（以下、企業ホームページ実態調査と呼ぶ。調査期間は、2005年7月下旬から2005年11月上旬）の調査結果に基づいている⁵⁾。説明変数としては、記虎（2009）の結果を踏まえて、次の4つの変数を用いる。policy-umuは、CSR基本方針があれば1の値を、なければ0の値をとるダミー変数である。policy 1～3は、総花型CSR企業群、ステークホルダー志向型企業群、社会発展・信頼維持志向型企業群にそれぞれ該当すれば1の値を、該当しなければ0の値をとるダミー変数である。なお、企業ウェブサイトにおける情報開示の規定要因を検証している先行研究⁶⁾において考慮されている一般的な要因をコントロール変数として選択している⁷⁾。

サンプルは、第1回「CSR企業調査」におい

て調査票に対する回答が得られ、かつ企業ホームページ実態調査の調査対象でもある非金融の上場企業である。ただし、2006年8月時点更新の日本経済新聞社のコーポレート・ガバナンス評価システム（以下、NEES-Cgesと呼ぶ）に含まれており、かつコントロール変数の作成にあたって必要となる財務データを得られた企業に限定されている。さらに、資本の部がマイナスとなっている企業や決算月数が12ヶ月に満たない企業が除外されている。この結果、(1)式のサンプル数は、629社である。このうち、CSR基本方針のある企業は417社であり、CSR基本方針のない企業は212社である。(2)式では、さらに、記虎(2009)において頻度3未満の係り受けのペアしか割り当てられていない企業やはずれ値とした企業がサンプルから除外されるため、サンプル数は541社となる。このうち、CSR基本方針のない企業は212社、総花型CSR企業群は197社、ステークホルダー志向型企業群は70社、社会発展・信頼維持志向型企

業群は62社である。

4. 検証結果とその分析

ダミー変数を除く各変数の記述統計量は表1に示している⁸⁾。各検証式の検証結果は表2に、policy 1～3の各係数の大きさの相互比較の結果は、表3に示している。

表2より、policy-umuは、Disclosure Indexを示すどの変数を被説明変数とする場合にも、有意でない。これとは対照的に、policy 2は、Disclosure Indexを示すどの変数を被説明変数とする場合にも、正かつ10%水準以上で有意である。さらに、表3より、policy 2の係数は、policy 1の係数と比べた場合には、すべてのDisclosure Indexについて5%水準以上で有意に大きい。また、policy 3の係数と比べた場合にも、policy 2の係数は、WEBEVL1を除くDisclosure Indexについて5%水準以上で有意に

表1 記述統計量 (N=629)

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
WEBEVLTL	53.28	7.23	0.00	79.20
WEBEVL1	53.09	8.49	0.00	80.30
WEBEVL2	52.49	6.86	0.00	79.00
WEBEVL3	54.32	8.50	0.00	78.40
size	11.39	1.97	6.12	17.01
leverage	53.70	20.60	7.08	99.79
ryudousei	52.98	18.92	5.61	98.19
roa	5.89	5.22	-25.61	46.21
kojin	36.58	20.62	2.74	96.22

注) ダミー変数は、省略している。

変数の定義

- webev1: 企業ウェブサイトの充実度を示す変数
- webev11: 企業ウェブサイトの分かりやすさを示す変数
- webev12: 企業ウェブサイトの使いやすさを示す変数
- webev13: 企業ウェブサイトの情報の多さを示す変数
- size: 総資産 (単位: 百万円) の自然対数値
- leverage: 負債 ÷ 総資産 (%)
- ryudousei: 流動資産 ÷ 総資産 (%)
- roa: 営業利益 ÷ 総資産 (%)
- kojin: 個人・その他の持株数 ÷ 総株式数 (%)

表2 重回帰分析の検証結果

説明変数	被説明変数							
	WEBEVLTL		WEBEVL 1		WEBEVL 2		WEBEVL 3	
	(1) 式	(2) 式	(1) 式	(2) 式	(1) 式	(2) 式	(1) 式	(2) 式
定数項	19.63 (6.94) ***	22.51 (9.87) ***	20.76 (6.09) ***	24.09 (7.75) ***	26.03 (8.73) ***	28.91 (12.09) ***	12.13 (4.06) ***	14.57 (5.80) ***
policy-umu	0.21 (0.42)	—	-0.06 (-0.09)	—	-0.09 (-0.17)	—	0.76 (1.42)	—
policy1	—	0.03 (0.05)	—	-0.22 (-0.32)	—	-0.32 (-0.59)	—	0.63 (1.14)
policy2	—	2.19 (2.81) ***	—	1.96 (1.78) *	—	1.94 (2.43) **	—	2.66 (3.29) ***
policy3	—	-0.03 (-0.04)	—	-0.07 (-0.07)	—	0.09 (0.12)	—	-0.10 (-0.13)
size	2.72 (12.00) ***	2.42 (14.08) ***	2.64 (10.06) ***	2.29 (10.09) ***	2.13 (8.96) ***	1.86 (10.38) ***	3.40 (14.58) ***	3.13 (16.62) ***
leverage	-0.04 (-2.77) ***	-0.03 (-2.53) **	-0.04 (-2.32) **	-0.03 (-1.87) *	-0.03 (-1.75) *	-0.02 (-1.29)	-0.05 (-3.30) ***	-0.04 (-3.15) ***
ryudousei	0.04 (3.11) ***	0.04 (2.98) ***	0.04 (2.08) **	0.04 (1.97) **	0.04 (2.88) ***	0.04 (2.84) ***	0.05 (3.28) ***	0.05 (3.11) ***
roa	0.15 (2.99) ***	0.17 (3.57) ***	0.16 (2.17) **	0.19 (2.33) **	0.05 (1.19)	0.07 (1.61)	0.22 (4.21) ***	0.26 (4.98) ***
kojin	0.02 (1.52)	0.02 (1.29)	0.02 (1.23)	0.01 (0.87)	0.02 (0.98)	0.01 (0.71)	0.03 (1.78) *	0.02 (1.67) *
kagaku	-0.37 (-0.48)	-0.44 (-0.55)	-1.13 (-0.99)	-1.30 (-1.06)	-0.43 (-0.53)	-0.58 (-0.69)	0.47 (0.56)	0.57 (0.65)
kikai	-0.45 (-0.51)	0.17 (0.21)	-0.76 (-0.65)	0.28 (0.25)	-0.24 (-0.26)	-0.04 (-0.04)	-0.33 (-0.33)	0.28 (0.28)
kensetsu	-1.88 (-2.24) **	-2.16 (-2.67) ***	-1.65 (-1.53)	-1.99 (-1.83) *	-1.38 (-1.40)	-2.10 (-2.31) **	-2.61 (-2.72) ***	-2.39 (-2.56) **
kouri	-0.59 (-0.49)	-1.07 (-0.99)	-0.54 (-0.35)	-0.86 (-0.59)	-0.74 (-0.64)	-1.55 (-1.45)	-0.50 (-0.38)	-0.83 (-0.67)
service	3.46 (3.95) ***	2.89 (3.58) ***	3.94 (3.46) ***	3.53 (3.21) ***	3.19 (3.56) ***	2.42 (2.86) ***	3.27 (3.54) ***	2.76 (3.24) ***
car	-2.81 (-2.37) **	-2.59 (-1.98) **	-2.57 (-1.51)	-1.86 (-1.00)	-3.48 (-3.33) ***	-4.16 (-3.67) ***	-2.39 (-1.73) *	-1.79 (-1.20)
syousya	0.58 (0.64)	0.62 (0.65)	0.86 (0.71)	1.28 (0.97)	0.11 (0.11)	-0.39 (-0.38)	0.76 (0.81)	0.98 (1.00)
food	2.08 (2.43) **	1.45 (1.79) *	1.83 (1.53)	1.44 (1.16)	1.05 (1.19)	0.26 (0.29)	3.39 (3.23) ***	2.70 (2.84) ***
denki	3.54 (4.49) ***	3.82 (4.62) ***	3.40 (3.26) ***	4.19 (3.57) ***	3.84 (4.52) ***	3.52 (4.01) ***	3.40 (3.92) ***	3.75 (4.14) ***
hitetsu	-1.51 (-1.40)	-1.04 (-0.99)	-1.52 (-1.06)	-0.56 (-0.40)	-0.34 (-0.28)	-0.09 (-0.08)	-2.64 (-2.21) **	-2.45 (-2.00) **
修正済み決定係数	0.47	0.46	0.31	0.28	0.32	0.31	0.54	0.55
F値	29.94 ***	22.88 ***	14.72 ***	10.79 ***	17.51 ***	13.03 ***	45.95 ***	37.04 ***

注) 括弧内は White の t 値。(1) 式 N=629 (2) 式 N=541

***1%水準で有意、**5%水準で有意、*10%水準で有意。

policy-umu：CSR基本方針があれば1、なければ0の値をとるダミー変数

policy1：総花型CSR企業群に該当すれば1、該当しなければ0の値をとるダミー変数

policy2：ステークホルダー志向型企業群に該当すれば1、該当しなければ0の値をとるダミー変数

policy3：社会発展・信頼維持志向型企業群に該当すれば1、該当しなければ0の値をとるダミー変数

kagaku, kikai, kensetsu, kouri, service, car, syousya, food, denki, hitetsu：化学、機械、建設、小売業、サービス、自動車、商社、食品、電気機器、非鉄・金属の各業種に該当すれば1、該当しなければ0の値をとるダミー変数

表3 policy1、policy2、policy3の各係数の大きさの相互比較の結果

Disclosure Index	policy1-policy2	Whiteのt値	policy1-policy3	Whiteのt値	policy2-policy3	Whiteのt値
WEBEVLT	-2.160	-2.81 ***	0.053	0.08	2.213	2.42 **
WEBEVL 1	-2.181	-2.00 **	-0.150	-0.15	2.031	1.55
WEBEVL 2	-2.266	-2.84 ***	-0.407	-0.56	1.858	1.99 **
WEBEVL 3	-2.025	-2.58 ***	0.733	0.97	2.758	2.92 ***

注) *** 1%水準で有意、** 5%水準で有意。

大きい。一方、表2より、policy 1やpolicy 3は、Disclosure Indexを示すどの変数を被説明変数とする場合にも、有意でない。また、表3より、policy 1とpolicy 3の係数の大きさを比較した場合にも、すべてのDisclosure Indexについて有意な差はない。

したがって、CSR基本方針の具体的な内容を問わず、単にCSR基本方針を有しているというだけでは、企業ウェブサイトにおける情報開示に積極的に取り組むとは言えない。そして、CSR基本方針を有する企業の中でも、ステークホルダー志向型企業群であれば、CSR基本方針のない企業のほか、総花型CSR企業群や社会発展・信頼維持志向型企業群よりも、企業ウェブサイトにおける情報開示に積極的に取り組む傾向にあると解釈できる。他方で、CSR基本方針はあっても、総花型CSR企業群や社会発展・信頼維持志向型企業群であれば、CSR基本方針のない企業よりも、企業ウェブサイトにおける情報開示に積極的に取り組むとは言えない。さらに、総花型CSR企業群と社会発展・信頼維持志向型企業群の間でも、企業ウェブサイトにおける情報開示の取組みに有意な差があるとは言えない。

これらの検証結果を総合的に勘案すれば、CSR基本方針の有無ではなく、CSR基本方針として掲げられている具体的な内容こそが、企業ウェブサイトにおける情報開示に対する取組みを規定し

ていると分かる。つまり、CSR基本方針においてステークホルダー志向を表明している企業ならば、企業ウェブサイトにおける情報開示に積極的に取り組んでいる。本稿の検証結果は、企業ウェブサイトにおいて情報を積極的に開示するという戦略的なステークホルダー対応としての具体的なCSRの取組みが、ステークホルダー志向というCSRに対する捉え方や考え方に基いて実践されていることを示している。

5. おわりに

本稿では、CSR基本方針に基づいて企業をいくつかの企業群に類型化した場合に、ステークホルダー志向型企業群が、CSR基本方針のない企業だけでなく、社会発展・信頼維持志向型企業群や総花型CSR企業群よりも、企業ウェブサイトにおける情報開示に積極的に取り組むことを示した。

本稿の貢献は、定性的な情報であるCSR基本方針に着目することにより、CSRに対する各企業の捉え方や考え方を把握し、CSRに対する捉え方や考え方の違いによって、企業ウェブサイトにおける情報開示という具体的なCSRの取組みが異なることを示したことである。今後は、企業の情報開示に影響を与え得る定性的な企業特性をさらに解明していくことが課題である。

《注》

- 1) CSR基本方針について具体的な記述があれば、「策定中の案」や「仮方針」といった表現が含まれていても、CSR基本方針があると判断されている。一方、この質問に回答をしていない企業や、CSR基本方針がないことや策定中であることを明示的に述べている企業は、CSR基本方針がないと判断されている。
- 2) 分かち書きに先立って、コンピュータが学習していない単語が新たに登録されているほか、接頭語・接尾語の文字列や記号が無視されるように登録されている。また、コンピュータが間違って処理した部分を修正して正しく抽出させるために、記述回答の元の文章のコンテキストに影響を与えないように文章それ自体が修正されている。さらに、各ペアについては、「お客様-信頼する」と「顧客取引先-信頼する」といったように、類似する表現のペアがまとめられているほか、「こと-目指す」といったように、各々のペアにのみ注目した場合には係り受けの意味内容の解釈が困難なペアや、「当社-CSR」といったように、この質問に対する記述回答に含まれていて当然と考えられるペアが除去されている。
- 3) 成分スコアを観察することで、他と比べて極端に大きな（あるいは小さな）成分スコアをとる係り受けの各ペアと解析対象の各企業をはずれ値として探索的に除去してから、分析がやり直されている。
- 4) 各企業群を特徴づける係り受けの各ペアの一覧表については、記虎（2009）を参照されたい。
- 5) Marston and Shirives（1991）によれば、情報開示指標は、他の研究者による再検証が可能であることと、研究者の意図に沿った事柄を示しているという2つの要件を満たす必要がある。本稿の情報開示指標は、NEES-Cgesから有償で入手可能であり、また日興アイ・アール株式会社（2005）により情報開示評価に際する評価項目の適切性を判断できたことから、これらの要件を満たすと判断している。
- 6) この種の先行研究は、記虎（2007）をはじめとすすでに多数存在している。
- 7) コントロール変数の作成にあたっては、『日経NEEDS財務データCD-ROM版』から得た、2004年4月～2005年3月の間に終了する各事業年度の原則として連結ベースの財務

データを用いている。ただし、連結ベースでは財務データを入手できなかった63社については、単体ベースの財務データを用いている。また、決算期の変更のために上述の期間中に2度の決算期を持つ企業の場合には、より新しい決算期を選択した。業種ダミー変数については、15社以上をサンプルとして確保できる業種を日経業種コードに基づいてすべて選択している。各変数の定義については、表1-2の注を参照されたい。

- 8) 紙面の制約により、各変数間の相関係数を示す表は割愛している。

《参考文献》

- Freeman, E. R., 1984. *Strategic Management: A Stakeholder Approach*. Pitman, Marshfield, MA.
- Gelb, D. S., Strawser, J. A., 2001. Corporate Social Responsibility and Financial Disclosures: An Alternative Explanation for Increased Disclosure. *Journal of Business Ethics* 33 (1), 1-13.
- 記虎優子, 2007. 「企業の社会的責任（CSR）活動とホームページにおける情報開示の関係」『同志社女子大学学術研究年報』第58巻, 27-42.
- 記虎優子, 2009. 「企業の社会的責任（CSR）に対する基本方針による企業の類型化—テキストマイニングによるクラスター化の試み—」『社会情報学研究』第13巻第1号, 17-29.
- Marston, C. L., Shirives, P. J., 1991. The Use of Disclosure Indices in Accounting Research: A Review Article. *British Accounting Review* 23 (3) : 195-210.
- 日興アイ・アール株式会社, 2005. プレスリリース「2005年度全上上企業ホームページ実態調査」(<http://www.nikkoir.co.jp/>).
- 首藤恵・竹原均, 2007. 「企業の社会的責任とコーポレート・ガバナンス—非財務情報開示とステークホルダー・コミュニケーション」早稲田大学ファイナンス総合研究所ワーキング・ペーパー・シリーズWIF-07-006.
- Williams, L. S., 2008. The Mission Statement: A Corporate Reporting Tool with a Past, Present, and Future. *Journal of Business Communication* 45 (2), 94-119.

ディスクロージャー研究学会 第9回年次大会プログラム

主催校 大阪市立大学
大会準備委員長 坂上 学 (大阪市立大学)
大会準備委員 向山敦夫 (大阪市立大学) 浅野信博 (大阪市立大学) 石川博行 (大阪市立大学)
開催日 2007年11月17日
開催場所 大阪市立大学 学術情報総合センター

I. 開会挨拶 10:30

- 挨拶 柴 健次 ディスクロージャー研究学会会長

II. 基調講演 10:30~11:00 学術情報総合センター・10階 会議室C

「開示学の確立に向けて」 会長 柴健次 (関西大学)

III. 自由論題セッション 11:00~12:00

① 11:00~11:30 ② 11:30~12:00 (報告20分、討論10分)

第1会場 学術情報総合センター・10階 会議室L

司会: 田宮治雄 (東京国際大学)

① 「異常会計発生高推定方法の比較: Performance Matched Discretionary Accruals を中心に」
久保田敬一 (武蔵大学)・須田一幸 (早稲田大学)・竹原均 (早稲田大学)

② 「業種分類が会計研究に及ぼす影響」
木村史彦 (名古屋市立大学)

第2会場 学術情報総合センター・10階 会議室C

司会: 村井秀樹 (日本大学)

① 「リース会計の論理と現行基準の問題点」
加藤久明 (関西大学)

② 「MBOの開示制度における法律上の問題点と経営者による裁量的開示行動」
浅野信博 (大阪市立大学)・椎葉淳 (大阪大学)・松中学 (大阪大学)

第3会場 学術情報総合センター・10階 会議室R

司会: 山本達司 (名古屋大学)

① 「減損会計基準の早期適用に関する分析」
加藤義利 (名古屋市立大学・博士後期課程)

② 「ノイズトレーダーリスクと会計政策の関連性について」
奥田真也 (大阪学院大学)・中條良美 (阪南大学)

IV. 休憩・理事会 12:00~13:30

- 理事会：12:00~13:30 学術情報総合センター・1階 ウィステリア

V. 会員総会 13:30~14:00 会議室C

VI. 統一論題セッション 14:00~15:30 学術情報総合センター・10階 会議室C

テーマ：「ボランティア・ディスクロージャーの意義と課題」

司会：國村道雄（名城大学）

① 第1報告 14:00~14:30

「わが国の予測情報研究の現状と今後の課題」 太田浩司（兵庫県立大学）

② 第2報告 14:30~15:00

「ボランティア・ディスクロージャーと投資家行動」 音川和久（神戸大学）

③ 第3報告 15:00~15:30

「利益公表と株式市場」 薄井彰（早稲田大学）

休憩（コーヒーブレイク） 15:30~16:00

VII. 統一論題討論 16:00~17:00 学術情報総合センター・10階 会議室C

VIII. 懇親会 17:30~19:30 学術情報総合センター・10階 研究交流室

ディスクロージャー研究学会 2007年 国際ワークショップ

主催 ディスクロージャー研究学会
共催 早稲田大会計研究所 早稲田大学ファイナンス研究センター
準備委員 須田一幸 (総合司会 早稲田大学) 薄井 彰 (早稲田大学)
河 榮徳 (早稲田大学) 竹原 均 (早稲田大学)
奥村雅史 (早稲田大学) 大鹿智基 (早稲田大学)
開催日 2007年12月 8 日
開催場所 早稲田大学 日本橋キャンパス 早稲田大学大学院ファイナンス研究科

I. 開会挨拶 14:00

- 挨拶 柴 健次 ディスクロージャー研究学会会長

II. 研究報告 14:15~16:00 教室3

司会 薄井彰 (早稲田大学)

- 第1 報告: 14:15~15:00

“The effects of active shareholders meetings on the firms’ disclosure policy”

大鹿智基 (早稲田大学)

- 第2 報告: 15:15~16:00

“A new wave of protectionism: Does poison pills affect the returns on Japanese companies?”

加藤千雄 (大阪経済大学)

休憩 16:00~16:30

III. 特別報告 16:00~18:45 ホール

Session Chair: Prof. Akitomo Kajiura, Kwansai Gakuin University

“Accounting for the Book-to-Price Effect in Stock Returns”

Guest Speaker: Prof. Stephen H. Penman

Graduate School of Business, Columbia University

Discussant: Prof. Takashi Obinata

Graduate School of Economics, University of Tokyo

IV. 閉会挨拶 18:45

- 須田一幸 ディスクロージャー研究学会副会長

V. 懇親会

第2回 2008年現代ディスクロージャー研究カンファレンス

主催 ディスクロージャー研究学会
共催 早稲田大学ファイナンス研究センター
開催日 2008年7月19日(土曜日) 13:00~18:00
開催場所 早稲田大学 日本橋キャンパス 早稲田大学大学院ファイナンス研究科

I. 開会挨拶 13:00

柴 健次 ディスクロージャー研究学会会長

II. 大学院生セッション 13:10~14:10 (報告30分、討論30分) 教室9

司会: 小川淳平(名古屋市立大学)

「ゴーイング・コンサーン情報と再生行動」

報告者 稲葉喜子(早稲田大学大学院商学研究科博士後期課程、公認会計士)

コメンテータ 海老原崇(武蔵大学専任講師)

III. 研究カンファレンス 14:30~17:30 (報告40分、討論40分) 教室9

- 第1報告 招待講演 14:30~15:50 教室9

Session Chair: Prof. Masashi Okumura, Waseda University

“Earnings management using discontinued operations”

Guest Speaker: Prof. Stephen Lin

School of Accounting, Florida International University

Discussant: Prof. Akira Usui

Graduate School of Finance, Accounting and Law, Waseda University

- 第2報告: 16:10~17:30 (報告40分、討論40分) 教室9

司会 奥村雅史(早稲田大学教授)

「確定拠出年金制度とキャッシュバランスプランの導入要因」

報告者 吉田和生(名古屋市立大学教授)

コメンテータ 野坂和夫(早稲田大学助教、公認会計士、あずさ監査法人)

IV. 閉会挨拶 17:30

ディスクロージャー研究学会編集委員会委員長 薄井彰

Editor's Note

第9号は、研究カンファレンスの報告論文1本とその討論、自由投稿論文4本、実務展望1本を収録しました。気鋭の研究者からチャレンジングな論考を寄せていただき、編集委員会一同、心より御礼申し上げます。また、会員の皆様におきましては、快く査読委員をお引き受けいただき、長期間にわたってレビューを担当してくださいました。査読委員の丁寧かつ建設的なコメントと著者の真摯な対応は、本学会誌の質的水準を飛躍的に向上させています。本学会は、柴会長、須田事務局長をはじめ理事会のご尽力とあらゆる無駄を省いた献身的な学会運営の結果、予算の大半を学会誌と研究大会の運営に充たしています。本学会は決して大きくありませんが、当誌はその活力と学問的水準の高さを示すことができたと自負しております。本学会誌の編纂に携わったすべての会員の皆様にあらためて感謝申し上げます。

2005年に編集を引き継ぐ際、本誌は國村道雄・須田一幸両編集委員長のご尽力によってすでに評判の高いものでした。一層高い水準の学会誌とするため、編集規程、投稿規程、査読要領、レビューシステムなどの編集体制の整備、会長講演の収録、現代ディスクロージャー研究カンファレンスの参加論文とその討論の収録、大学院生セミナーの開催、編集委員会の拡充など、皆様のご支援のもと、拙速ではありますが改革を進めることができました。

予算制約のため、残念なことに、研究者育成を目的とした論文を多数掲載することはできませんでした。本誌の各号に収録された大学院生論文は、研究カンファレンスの大学院生セッションでの報告等、投稿する以前の十分な検討と投稿後の長期間の厳密なレビューを経て受理されたものです。その結果、少ないながら、いずれの論文も十分な研究水準に達したものになっています。

査読誌である以上、博士論文審査やプロモーションなどの業績を求めた投稿を受け付けることは重要な役割です。しかしながら、本誌には学会の財政の大半と多数のボランティアな人的資源が投入されています。今後とも、『現代ディスクロージャー研究』が業績を求める場ではなく真にアカデミックな議論の場であることを願ってやみません。

本誌7、8、9号の発行をもちまして編集委員長としての私の任務を全うすることができました。ご協力いただいた会員の皆様に厚く御礼申し上げます。もちろん、編集委員長の責任を果たせたかどうかは、本誌の読者と潜在的な投稿者が評価することです。個人的には、この3年間、エディターとして若い研究者から熟練の研究者まで、すべての投稿論文を読み、参考論文を渉猟し、その美しい論考を理解することは何よりの喜びでした。エディターコメントが論文の質的水準の向上に貢献できたとするれば望外の喜びです。投稿して下さったすべての会員の皆様に感謝いたします。

編集委員会は毎年20回以上開催されています。すべてのレビュープロセスはディスクローズされ、編集委員会が収録の採否をきめております。v頁に記載した編集方針は、そうした合議のもとでコンセンサスを形成し、編集委員会で承認されたものです。当学会のファウンダーである吉村光威先生は、ディスクロージャーを学問として科学的に解明し、社会に役立てたいと常日頃からおっしゃっていました。『現代ディスクロージャー研究』は、頑なまでにアカデミックに厳密な論考を収録しています。そこにはディスクロージャー研究のDNAが綿々と続いているといえましょう。本学会は日本経営ディスクロージャー学会との合併を予定しております。形はかわりますが、『現代ディスクロージャー研究』がトップアカデミックジャーナルとして確かな礎を築き、広く社会と学界に大きな貢献することを望んでおります。

10号からは吉田和生編集委員長が編集を担当いたします。新委員長のもとで『現代ディスクロージャー研究』が飛躍的な発展を遂げることを確信しています。会員の皆様におきましては、変わらぬご協力とご支援を心からお願い申し上げます。

編集委員長
薄井 彰

編集データ

『現代ディスクロージャー研究』第9号の編集状況は次の通りである。すべての原稿は、編集委員会が掲載の採否を決定した。論文セッションの原稿は、複数の匿名査読委員によってレビューされている。討論と実務展望の各セッションの原稿はレビュープロセスを実施していない。

論文セッション

受付数	7
受理数	5
採択率	71%

討論セッション

受付数	1
受理数	1

実務展望セッション

受付数	1
受理数	1

編集委員会

謝 辞

査読委員の長期にわたる真摯なレビューがなければ、学会誌の品質はけして確保できませんでした。現代ディスコロジー研究編集委員会は、ここに記して、第9号の査読委員の皆様に感謝の意を表します。謹んで御礼申し上げます。

榎本 正博	東北大学
太田 浩司	兵庫県立大学
岡村 雅仁	県立広島大学
奥村 雅史	早稲田大学
音川 和久	神戸大学
加藤 千雄	大阪経済大学
坂上 学	大阪市立大学
椎葉 淳	大阪大学
高橋 元	作新学院大学
竹原 均	早稲田大学
野坂 和夫	早稲田大学
野間 幹晴	一橋大学
古庄 修	日本大学
米山 正樹	早稲田大学

『現代ディスクロージャー研究』投稿規程

ディスクロージャー研究学会編集委員会

1. 投稿資格

- (1) 本学会の会員、入会申込者
- (2) 共同執筆の場合には、執筆者のうち少なくとも1人が本学会の会員とします。

2. 論稿の種類

日本語で執筆された未刊行の著作。他誌に投稿中の著作を除きます。執筆者は、(1) 論文(Articles)、(2) 実務展望(Practical Views)、(3) 書評(Book Reviews)、(4) その他のいずれかのセッションに投稿してください。「論文」のセッションには、新しい知見や理論が示された独創的な原著論文、総括論文など、「実務展望」には、ディスクロージャー実務に関する提言、論評、解説などを含みます。「書評」はディスクロージャーの研究と実務に重要な著書の論評とします。

3. 字数

「論文」セッションの投稿原稿には字数制限を特に設けません。ただし、会誌の掲載に際し、編集委員会が字数を制限することがあります。「実務展望」セッションの投稿原稿は5,000字以内、「書評」セッションの投稿原稿は1,000字以内とします。

4. 査読

「論文」セッションの投稿原稿については、査読委員(匿名)による査読意見を参考にして、編集委員会が掲載の採否を決定します。「実務展望」と「書評」の各セッションの投稿原稿については、査読委員による査読を実施せず、編集委員の査読意見を参考にして編集委員会が掲載の採否を決定します。

5. 投稿先

投稿原稿を随時受け付けます。執筆者は、投稿するセッションを指定し、MS Word形式の文書ファイルを本学会のホームページに投稿して下さい。

<http://jardis.ec.kansai-u.ac.jp/cgi-bin/submission/index.cgi>

6. 受理原稿の公表

編集委員会が掲載を決定した受理原稿は、会誌が刊行されるまでの一定期間、本学会のホームページにオンラインで公表されます。

7. 著作権の取扱い

2006年11月19日に開催された理事会は著作権の取扱いを次のように決定し、会員総会で報告しました。

- (1) 会誌に掲載される著作物の著作権は、編集委員会が最終稿を受領した時点から、原則として、本学会に帰属します。本学会が著作権を有する著作物の著作者は、編集委員会に事前に文書で申し出を行い、許諾を得た上で、著作物を使用することができます。編集委員会は、特段の事由がない限り、これを許諾します。
- (2) 会誌に掲載された著作物が第三者の著作権その他の権利および利益を侵害するものであるとの申し出があった場合には、当該著作物の著作者が一切の責任を負います。
- (3) 第三者から、本学会が著作権を有する著作物の使用要請があった場合には、本学会は理事会において審議した上で、それを許諾する場合があります。なお、著作権の使用許諾に伴う収入は本学会の会計に組み入れられます。
- (4) 2006年11月19日より前に会誌に掲載された著作物の著作権については、著作者から文書で申し出があり、本学会が理事会においてその申し出を承認した場合を除き、上記(1)(2)(3)の規程に従い取り扱うものとします。

8. 様式

(1) 表紙

表紙に論題（日本語、英語）、氏名（日本語、英語）、所属と肩書き（日本語、英語）、論文要旨（日本語（500字）、英語（200words））、連絡先（氏名、住所、電話番号、Fax番号、E-mailアドレス）、謝辞を記載します。

表紙には頁をつけず、1頁から本文をはじめます。査読を円滑に実施するために、執筆者を特定、あるいは類推させるような文言を記載しないで下さい。

(2) フォント

日本語はMS明朝、英語はTime New Romanとします。見出し、図、表の題目のフォントはMSゴシック（太字）。漢字、ひらがな、カタカナ以外の文字（例えば、数字、アルファベット）は半角にします。文字化けを避けるため、特殊なフォントの文字（例えば丸数字①②など）を使用しないで下さい。フォントサイズ等はつぎの通りです。

論題	14ポイント	センタリング
執筆者名	11ポイント	右寄せ
所属	11ポイント	右寄せ
論文要旨	10ポイント	左寄せ
本文	11ポイント	左寄せ
見出し	12ポイント	左寄せ

参考文献 10ポイント 左寄せ

注（文末）10ポイント 左寄せ

（3）スタイル

本文の章や節は、以下のように分けて下さい。

（1行空き）

1. 見出し

（1行空き）

本文

1.1. 見出し

本文

1.1.1. 見出し

本文

注

参考文献

（4）表記

横書き、新仮名遣い、当用漢字、新字体を使用して下さい。本文の句読点は、句点（。）と読点（、）にします。

（5）図、表

図表は必要最小限にして下さい。図と表はそれぞれ通し番号（図1、図2、表1、表2、—）をつけます。図と表は、本文と区別して、参考文献リストの後の頁に配置します。なお、本文中に図と表の挿入位置を指示して下さい。

（6）数式

数式はできる限り簡潔な表現にして下さい。添え字の添え字等は避けること。また、数式の導出過程や計算プロセスを冗長に記載しないで下さい。

数式番号（（1）、（2）、—のようにカッコ付き通し番号）を数式の右側に配置して下さい。数式の変数は可能な限りイタリックとする。ただし、exp、log、lim、数字、大文字のギリシャ文字等は立体を使用します。

（7）引用

文献を引用する場合には、著者（発行年）（例 田中（2006）、Ball and Brown（1968））として下さい。

(8) 参考文献

研究に引用した論文、著書、参考URLのリストを論文の最後に記載します。頁数にはp.やpp.を使用しないで下さい。和文献の句読点は、全角(,) (.)を使用する。

和文献と洋文献を区別せずに、著者氏名のアルファベット順に記載して下さい。

・単行本

著者名, 発行年. 『書名 (副題を含む)』, 第X版, 発行所.

・論文

著者名, 発行年. 「論文名 (副題を含む)」『雑誌名』第X巻第Y号, 掲載頁.

・編著に収録された論文

著者名, 発行年. 「論文名 (副題を含む)」, 編者『書名 (副題を含む)』第X版, 発行所, 掲載頁.

Ball, R., Brown, P., 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers.
Journal of Accounting Research 6, 159-178.

Watts, R., Zimmerman, J., 1986. Positive Accounting Theory. Prentice Hall, Englewood
Cliffs, NJ.

参考文献の英字はすべて立体にして下さい。

現代ディスクロージャー研究 No.9

2009年3月25日 発行

©発行者 ディスクロージャー研究学会
発行所 〒103-0027
東京都中央区日本橋1-4-1
日本橋1丁目ビルディング5階
早稲田大学大学院ファイナンス研究科
須田一幸研究室

印刷所 株式会社N P C コーポレーション
