

国際マネジメント研究

第2巻 2013年3月

ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係分析

・・・・・・・・・・ 林 順一 (1)

(2011 年度国際マネジメント研究奨励賞 受賞論文)

社外取締役の独立性と議決権行使結果との関係分析に関する一考察

・・・・・・・・・・ 池内 大介 (23)

企業の情報セキュリティ事故による株価への影響に関する実証研究

・・・・・・・・・・ 田中 勝行 (41)

A B S
Aoyama Business School

青山学院大学大学院国際マネジメント学会
国際マネジメント学術フロンティアセンター

ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係分析

Impact of Gender Diversity on Disclosure Quality in Corporate Web Sites

林 順一

Junichi Hayashi

(論文要旨)

本稿では、ウェブサイト IR 評価の決定要因として女性管理職比率に着目し、ウェブサイト IR 評価に影響を与えると考えられるその他の変数をコントロールした上で、ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率との関係について分析した。

ウェブサイト IR 評価の指標として、日興アイ・アール株式会社の「ホームページ充実度ランキング」を採用し、対象企業 831 社の 2010 年度のクロスセクションデータを用いて回帰分析を行った結果、ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の間には有意な正の関係があることが示された。この結果は、女性管理職比率が高い企業ほど、ウェブサイト IR 評価が高いという考え方と整合的である。なお、女性管理職比率の他にも、当該企業の規模（時価総額の対数値）及び社外取締役の有無がウェブサイト IR 評価に正の影響を与えており、成長性（株価純資産倍率）及び株主構成（安定株主比率）が負の影響を与えていることが示された。

(Abstract)

The purpose of this paper is to examine the relationship between gender diversity and disclosure quality in corporate web sites in Japan. The influence of gender diversity is measured by the proportion of female managers and the level of disclosure quality in corporate web sites is measured by the survey of Nikko Investor Relations Co.,Ltd.

The sample is based on the cross section data of 831 Japanese companies in 2010. The result shows that there is a positive association between gender diversity and disclosure quality in corporate web sites. In addition, the result shows that firm size, the existence of outside directors, growth rate and the spread of shareholding affect the level of disclosure quality in corporate web sites.

1 はじめに

インターネットの普及に伴い、多くの企業は自社のウェブサイトを利用した IR¹を積極的に行っている。ウェブサイトによる情報開示は、企業にとって、情報を迅速に開示できる

という利点に加え、不特定多数の広範囲に渡る者に、直接・安価に企業情報を開示できるという利点がある。また個人投資家、一般取引先、就職希望者等、企業との結びつきが強くはない者にとって、当該企業のウェブサイトを利用することは、企業情報を得る重要なツールになっている。

ウェブサイト IR と機関投資家・アナリスト向け IR とを比較すると、IR の目的・対象者が異なることから、ウェブサイト IR の評価は、機関投資家・アナリストによる IR 評価とは一致しない可能性がある。またウェブサイト IR に強い影響を与える要因は、機関投資家・アナリスト向け IR に影響を与える要因と異なる可能性がある。

ここで IR と女性活用の関係に目を向けると、女性はコミュニケーション能力に優れていることから、女性の活用が IR 評価を向上させると考えることができる。特に、ウェブサイト IR の場合、IR のターゲットが女性を含む不特定多数の広範囲に渡る者であるので、女性の活用によって、女性に分かりやすく、使いやすい IR が実現し、その結果ウェブサイト IR の評価が向上する可能性がある。

しかしながら、ウェブサイト IR 評価と女性活用の関係についての議論が十分になされているようには見受けられない。そこで本稿では女性活用の一つの指標として女性管理職比率を用い、ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率との関係を分析する。

以下では第 2 節で、先行研究を概観した上で、ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率に関する仮説を提示する。第 3 節で実証研究の枠組みを説明し、第 4 節で実証結果を分析する。第 5 節では、頑健性を確認する観点から、複数年度におけるウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係、並びにウェブサイト IR 評価に代えてアナリスト評価を用いた場合の IR 評価と女性管理職比率の関係を分析する。そして第 6 節で全体を総括し今後の課題を述べることとする。

2 先行研究と仮説

本節では、まずウェブサイト IR 評価の決定要因分析に関する先行研究を概観する。次にダイバシティ（女性活用）に関する先行研究の一部を検討する。そのうえで、ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率に関する仮説を説明する。

2.1 ウェブサイト IR 評価の決定要因分析に関する先行研究

表1 先行研究の概要

被説明変数	研究	対象国	有意な関係が示された主な変数
ウェブサイトIR 実施の有無	Ashbaugh, Johnstone and Warfield (1999)	米国	企業規模(+)
	Craven and Marston (1999)	英国	企業規模(+)
	Oyelere, Laswad and Fisher (2003)	ニュージ- ランド	企業規模(+)、株主構成[上位株主比率](-) 流動性(+)
ウェブサイトIR の評価	Pirchegger and Wagenhofer (1999)	オーストリア	企業規模(+)、 株主構成[流動性株式比率](+)
	Ettredge, Richardson and Scholz (2002)	米国	企業規模(+)、新株発行の有無(+) アナリスト評価(+)
	Debreceeny, Gray and Rahman (2002)	米国他 計22ヶ国	企業規模(+)、業種[ハイテク産業](+) 米国上場の有無(+)
	Marston and Polei (2004)	ドイツ	企業規模(+)
	Bollen, Hassink and Bozic (2006)	英国他 計6ヶ国	企業規模(+)、株主構成[個人持株比率](+) 業種[技術革新産業](-)、成長性(-) 国際化(+)、外国上場の有無(+)
	Kelton and Yang (2008)	米国	企業規模(+)、株主構成[大株主持株比率](-) 社外取締役比率(+)

(注) 変数名の後の(+)は正の関係、(-)は負の関係を示す。

インターネットを活用した IR の普及に伴い、ウェブサイト IR 評価の決定要因分析に関する研究が進められた（先行研究の概要は表 1 に示すとおりである）。その中で、ウェブサイト IR の普及が十分ではない段階においては、ウェブサイト IR 実施の有無を被説明変数とする一連の研究が行われた。例えば、Ashbaugh, Johnstone and Warfield (1999) は、ウェブサイトで財務情報を開示する企業には特有の要因があると考え、どのような企業がウェブサイトで財務情報を開示しているかを分析する観点から、米国のアナリスト評価（AIMR）対象企業 290 社に対して、被説明変数をウェブサイトでの財務情報開示の有無、説明変数を企業規模（総資産）、収益性（ROA）、アナリスト評価及び株主構成（個人投資家持株比率）として、ロジット分析を行った。その結果、企業規模については正の有意な関係が示されたが、その他の説明変数では有意な関係は示されなかった。

Craven and Marston (1999) は、英国の時価総額上位 206 社を対象として、ウェブサイトでの財務情報開示の有無と企業規模（売上高、従業員数、総資産、時価総額）の関係、並びにウェブサイトでの財務情報開示の有無と業種の関係について分析したところ、前者（企業規模）では統計的に正の有意な関係が示されたが、後者（業種）では有意な関係は示されなかった。

Oyelere, Laswad and Fisher (2003) は、伝統的な財務情報開示水準の決定要因とウェブサイトでの財務情報開示水準の決定要因は異なると考えた。そこでウェブサイトでの財務情報開示水準の決定要因を分析すべく、ニュージーランド証券取引所上場の 229 社を対象とし

て、被説明変数をウェブサイトでの財務開示の有無、説明変数を企業規模（時価総額の対数値、総資産の対数値）、収益性（ROA, ROE）、流動性（現金/総資産）、株主構成（上位40%の株主の持株比率）、業種、レバレッジ（DE レシオ）等としてロジット分析を行った。その結果、企業規模、流動性に関して正の有意な関係が示され、株主構成に関して負の有意な関係が示されたが、その他の説明変数では有意な関係は示されなかった。

ウェブサイト IR 評価の研究では、チェックリスト方式により独自にウェブサイト IR を評価し、これを被説明変数とする研究が多い。例えば、Pirchegger and Wagenhofer (1999) は、ウェブサイト IR 評価として、企業のウェブサイトの内容、開示の迅速性、技術及び使いやすさを点数化（全体を集計して 0~100 のスコアに標準化）したものを用いた。そして、オーストリアの上場企業のうちウェブサイトで財務情報を開示している企業（1997 年 20 社、1998 年 26 社）とドイツの DAX30 社のうちウェブサイトで財務情報を開示している 29 社（1998 年）を対象として、被説明変数をウェブサイト IR 評価、説明変数を企業規模（売上高の対数値）、株主構成（流動性のある株式の比率：少数株主がウェブサイト開示の恩恵を強く受けると考えた）として回帰分析を行った。この結果、オーストリア企業は 1997 年及び 1998 年のサンプルとも、企業規模と株主構成について正の有意な関係が示されたが、ドイツ企業のサンプルでは、企業規模とは有意な関係が示されず、株主構成は負の有意な関係が示された。

Ettredge, Richardson and Scholz (2002) は、ウェブサイト IR 評価として、法定開示 4 項目、自発的開示 12 項目をそれぞれ 1（対応）又は 0（非対応）で点数化した上で合計した数値を用いた。そして、米国のアナリスト評価対象企業のうちウェブサイトを有する 193 社を対象として、被説明変数をウェブサイト IR 評価、説明変数に新株発行の有無（有=1 のダミー変数）、株式リターン、企業規模（時価総額の対数値）、企業収益と株式リターンの相関係数（相関係数が低い企業ほど、情報の非対称性が大きいと考えた）、並びにアナリスト評価を用いて回帰分析を行った。この結果、新株発行、企業規模及びアナリスト評価について正の有意な関係が示された。また企業収益と株式リターンの相関係数について、負の有意な関係（情報の非対称性が大きい企業ほど、ウェブサイトが充実する傾向がある）が示された。

Debreceeny, Gray and Rahman (2002) は、ウェブサイト IR 評価として、プレゼンテーションのレベルと内容のレベルを区分した上で、それぞれのレベルを点数化したものを用いた。そして 22 か国の 660 社（各国の時価総額上位 30 社）を対象として、被説明変数をウェブサイト IR 評価、説明変数を企業規模（時価総額）、米国上場（有=1 のダミー変数）、業種（ハイテク企業=1 のダミー変数）、成長性（時価簿価比率の対数値）、レバレッジ（負債/資本の対数値）等として順序型プロビット分析を行った。この結果、企業規模、米国上場及び業種について正の有意な関係が示された。

Marston and Polei (2004) は、Pirchegger and Wagenhofer (1999) を参考にした上で、53 項目のチェックリストを用いてウェブサイトを点数化した。そして、ドイツの DAX100 の時価

総額上位 25 社と下位 25 社の計 50 社を対象として、被説明変数をウェブサイト IR 評価、説明変数を企業規模（時価総額）、株主構成（流動性のある株式の比率）、収益性（ROE）等として回帰分析を行った。この結果、企業規模についてのみ、正の有意な関係が示された。

Bollen, Hassink and Bozic (2006) は、ウェブサイト IR 評価として 31 項目のチェックリストを用いて点数化した。そして、6 か国の 270 社（各国の時価総額上位 40 乃至 50 社）を対象として、被説明変数を国際化（海外売上高比率）、外国上場（有 = 1 のダミー変数）、株主構成（個人持株比率）、業種（技術革新が早い業種 = 1 のダミー変数）、成長性（時価簿価比率）及び企業規模（時価総額の対数値）等として回帰分析を行った。この結果、国際化、外国上場、株主構成及び企業規模について正の有意な関係が示され、業種、成長性について負の有意な関係が示された。

Kelton and Yang (2008) は、ウェブサイト IR 評価として 26 項目のチェックリストを用いて点数化した。そして、米国 NASDAQ 上場 284 社を対象として、被説明変数をウェブサイト IR 評価、説明変数を社外取締役比率、株主構成（大株主の持株比率）、企業規模（時価総額の対数値）、収益性（ROA）、成長性（時価簿価比率）及び業種等として、ポアソン分析を行った。この結果、社外取締役比率、企業規模等について正の有意な関係が示され、株主構成について負の有意な関係が示された。

以上概観したように、ウェブサイト IR 評価の決定要因として、先行研究では企業規模、株主構成、成長性、社外取締役比率などが指摘されている。しかしながら、これらの先行研究では、ウェブサイト IR 評価と女性活用の関係についての分析は行われていない。そこで以下では、まずダイバシティ（女性活用）に関する先行研究の一部を検討した上で、IR 評価（ウェブサイト IR 評価ではなく、アニュアル・レポートの開示水準を IR 評価の代理変数としたもの）と女性活用の関係を分析した先行研究を検討する。

2.2 ダイバシティ（女性活用）に関する先行研究

米国において、ダイバシティに対する考え方は時代とともに変化した。谷口(2008)によると、1960～70 年代にはダイバシティは雇用機会均等やアファーマティブ・アクションの対象とみなされていたが、80 年代後半以降はダイバシティを尊重するという議論への転換が行われ、90 年代初めからは良いダイバシティ・マネジメントは企業に採算性の向上をもたらすという考え方が広まった。このような中、米国では企業の女性活用が取締役会のレベルに到達し、2009 年の OECD の調査²では取締役の女性比率は 12.0%であった。なお欧州には米国以上に女性活用が進んだ国があり、例えばノルウェーの女性取締役比率は 38.0%、スウェーデン 19.3%、フランス 18.1%、フィンランド 14.9%である。一方日本は 3.9%にとどまっている。

これらの事実を反映して、米国では取締役会のダイバシティと企業パフォーマンスの関係を分析する研究が多く行われている。Rhode and Packel (2010) の展望論文によると、取締

役会のダイバシティと企業パフォーマンスの関係について、両者は正の有意な関係にあるという実証研究も多いが、他方で両者は負の有意な関係にある、又は有意な関係がみられないという実証研究も多い。すなわち両者の関係は必ずしも明確には示されていないという状況にある。

このような中、Nalikka (2009) は女性活用が企業パフォーマンスを向上させ、ひいては IR 評価を向上させると考え、IR 評価と女性活用の関係を分析した。Nalikka は IR 評価として、企業のアニュアル・レポートの自発的開示項目につき、項目毎に、開示した場合には 1、開示しない場合には 0 を付与した上でそれらを合計した数値を用いた。そして、ヘルシンキ証券取引所上場の 108 社を対象として、被説明変数を IR 評価、説明変数を女性 CEO の有無（有＝1 のダミー変数）、女性 CFO の有無（有＝1 のダミー変数）、又は女性取締役比率とし、コントロール変数を取締役総数、レバレッジ（自己資本比率）、業種（製造業＝1 のダミー変数）、流動性（当座比率）及び企業規模（総資産の対数値）等として回帰分析を行った。この結果、女性 CFO については正の有意な関係が示されたが、女性 CEO、女性取締役比率については有意な関係は示されなかった。なおコントロール変数の中で、レバレッジ、業種、企業規模については正の有意な関係が示され、流動性については負の有意な関係が示された。

Nalikka は仮説構築に際して、女性活用が企業パフォーマンスを向上させることを前提としているが、Rhode and Packel (2010) が指摘したように、両者の関係は先行研究において必ずしも明確には示されていない。そこで本稿では、女性（特に女性管理職）のコミュニケーション能力に着目して、ウェブサイト IR 評価と女性活用（女性管理職比率）の関係に関する仮説を検討する。

2.3 仮説

男女はそれぞれ異なる強みを持っていると考えられる。Schubert (2006) は、女性は男性に比べてコミュニケーション能力に優れていること、例えばリスク管理に関して、女性はリスク情報伝達の面で優れていることを指摘した。また公益財団法人日本生産性本部の調査³では、女性活用の効果として、46.1%の企業がコミュニケーション活性化を挙げている。

企業内において、女性管理職のコミュニケーション能力・効果は、本人の能力及び影響力の大きさの観点から、女性一般職に比べて高いと考えることができる。この点に関して、株式会社第一生命経済研究所の調査⁴では、職場におけるコミュニケーションについての質問に対して、女性管理職（課長以上）のコミュニケーションが良好であるという自己評価が、女性一般職、男性管理職、男性一般職と比較して高いことが示されている。これらのことから女性管理職の比率が高い企業ほど、社内のコミュニケーションが活発であり、女性の考え方が社内に浸透する傾向があると考えることができる。

顧客に女性が多い場合、女性（特に女性管理職）を活用して、女性の考え方を社内で浸透させることが、売り上げの拡大に貢献すると考えることができる。例えば日産のゴーン

社長は、車の購入意思決定に女性が関与することが多い事実を踏まえ、女性のための車づくりの必要性を認識し、そのために社内でのダイバーシティマネジメント（女性活用）が重要であると指摘した（谷口（2008））。

ウェブサイトを利用した IR の場合、投資家向け IR と異なり、企業外部の広範囲に渡る不特定多数の者が IR の対象となる（記虎（2009））ことから、女性も重要な IR 対象となる。女性に評価されるウェブサイト IR を行うためには、女性にも分かりやすく、使いやすい IR を実施することが必要であり、そのためには IR に女性の考え方が十分反映されることが重要である。女性管理職比率⁵の高い企業は、社内のコミュニケーションが活発であり、女性の考え方が浸透する傾向にあると考えられる。これらのことから、以下の仮説が導かれる。

仮説：女性管理職比率の高い企業ほど、ウェブサイト IR 評価が高い傾向がみられる。

3 実証研究の枠組み

本節では実証研究の枠組みを説明する。本稿では被説明変数をウェブサイト IR 評価、説明変数を女性管理職比率とし、ウェブサイト IR 評価に影響を及ぼすと考えられるその他の主な変数をコントロールして、回帰分析によりウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係を分析する。以下ではまずサンプルと分析モデルについて説明する。そのうえで、被説明変数、説明変数及びコントロール変数について、それぞれの内容と変数として採用した理由を説明する。

3.1 サンプルと分析モデル

本稿で用いるサンプルは、株式会社東洋経済新報社の『CSR 企業総覧（2011 年版）』に、女性管理職比率が記載されている上場企業（同社の同項目の調査に回答した上場企業）831 社（金融業を除く）である。

本稿では Pirchegger and Wagenhofer (1999), Ettredge, Richardson and Scholz (2002), Marston and Polei (2004), Bollen, Hassink and Bozic (2006) 及び Nalikka (2009) らの研究と同様に回帰分析の手法を用いる。以下の分析モデルは、説明変数を女性管理職比率、コントロール変数を企業規模（時価総額の対数値）、収益性（総資産利益率の 3 年平均）、成長性（株価純資産倍率の 3 年平均）、株主構成（安定株主比率）、社外取締役の有無及び業種として、ウェブサイト IR 評価を説明するモデルである。

[分析モデル 1]

$$WEBEVL = \alpha + \beta_1 WMR + \beta_2 LNMV + \beta_3 ROA3 + \beta_4 PBR3 + \beta_5 ANTEI + \beta_6 IDE + \beta_7 IND$$

ここで被説明変数の *WEBEVL* はウェブサイト IR 評価、説明変数の *WMR* は女性管理職比率、

ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係分析

コントロール変数の *LN MV* は時価総額の対数値, *ROA3* は総資産利益率の 3 年平均, *PBR3* は株価純資産倍率の 3 年平均, *ANTEI* は安定株主比率, *IDE* は社外取締役の有無 (有 = 1 のダミー変数), *IND* はウェブサイト IR 評価が高い業種 (上位 2 分の 1) に 1 を与えるダミー変数である。なお, *WEBEVL* は 2010 年度の実績 (調査期間は 2010 年 8 月～10 月), *WMR* は 2009 年度末の実績, その他の変数は 2009 年度の実績 (但し 4 月決算企業は 2010 年 4 月期の実績) (3 年平均は 2007～2009 年度実績の平均) である。

被説明変数, 説明変数及びコントロール変数の定義は表 2 に, 基本統計量は表 3 に, 相関係数は表 4 に記載のとおりである。

表2 被説明変数・説明変数・コントロール変数の定義

変数名	略称	定義
ウェブサイトIR評価	<i>WEBEVL</i>	日興アイ・アール社のホームページ充実度ランキング: 総合ポイント(総合評価)
カテゴリー別の ウェブサイトIR評価	<i>WEBEVL1</i>	同上:ウェブサイトの分かりやすさ
	<i>WEBEVL2</i>	同上:ウェブサイトの使いやすさ
	<i>WEBEVL3</i>	同上:ウェブサイトの情報の多さ
女性管理職比率	<i>WMR</i>	女性管理職(部下を持つ職階以上の者並びに部下を持たなくともそれと同等の地位にあるもの)の比率(%)
時価総額の対数値	<i>LN MV</i>	時価総額の対数値
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	経常利益3年平均を総資産3年平均で除した数値(%)
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	時価総額3年平均を自己資本3年平均で除した数値
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	株式相互保有、銀行・生損保保有(信託勘定等を除く)等 保有形態が安定的である株式の比率(%)
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	社外取締役が選任されている場合に1を与えるダミー変数
業種	<i>IND</i>	ウェブサイトIR水準が高い業種(上位2分の1)に1を与える ダミー変数(注2)

(注1) 女性管理職比率は東洋経済新報社の『CSR企業総覧』、その他は日経NEES-Cgesによる。

(注2) 2010年度の業種別総合ポイント(業界平均値)の上位14業種(東証33業種分類のうち金融業を除く29業種の上位2分の1)に1を与えた。

表3 基本統計量

変数名	略称	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差
ウェブサイトIR評価	<i>WEBEVL</i>	54.2	52.4	92.1	35.4	10.3
カテゴリー別の ウェブサイトIR評価	<i>WEBEVL1</i>	53.9	53.2	85.2	34.0	10.8
	<i>WEBEVL2</i>	53.5	50.9	99.3	31.0	11.0
	<i>WEBEVL3</i>	55.0	53.1	91.8	32.9	11.4
女性管理職比率	<i>WMR</i>	4.1	1.6	80.4	0	7.7
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	10.4	10.3	16.4	5.1	2.2
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	4.1	3.4	47.0	-44.1	6.2
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	1.2	1.0	8.3	0	0.9
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	40.4	39.7	91.9	0	18.1
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	0.5	1	1	0	0.5
業種	<i>IND</i>	0.4	0	1	0	0.5

表4 相関係数

	<i>WEBEVL</i>	<i>WMR</i>	<i>LNMV</i>	<i>ROA3</i>	<i>PBR3</i>	<i>ANTEI</i>	<i>IDE</i>	<i>IND</i>
<i>WEBEVL</i>	1							
<i>WMR</i>	-0.037	1						
<i>LNMV</i>	0.635	-0.164	1					
<i>ROA3</i>	0.132	0.010	0.1701	1				
<i>PBR3</i>	0.215	0.105	0.3457	0.1529	1			
<i>ANTEI</i>	-0.352	0.023	-0.4574	0.0901	-0.171	1		
<i>IDE</i>	0.305	0.032	0.2291	0.0307	0.170	-0.140	1	
<i>IND</i>	0.227	-0.121	0.1216	0.0907	0.139	-0.087	0.1020	1

3.2 被説明変数

本稿ではウェブサイト IR 評価を示す被説明変数として、日興アイ・アール株式会社の「ホームページ充実度ランキング（2010 年度）」（以下「充実度ランキング」という）の総合ポイント（以下「総合評価」という）を用いる。またカテゴリー別のウェブサイト IR 評価を被説明変数とする分析を併せて行う。具体的には、ウェブサイトの「分りやすさ」、「使いやすさ」及び「情報の多さ」についても分析する。同社は充実度ランキングを 2003 年度以降毎年実施しており、その結果は株式会社日本経済新聞デジタルメディアの「NEES-Cges」（コーポレート・ガバナンス評価システム）において開示されている。

充実度ランキングは、企業のウェブサイトについて、株主、投資家、製品ユーザ、取引企業、就職希望者等、企業のステークホルダーが情報を取得し、状況を把握するための要素をどの程度備えているかを調査するため、上場企業のコーポレートサイト（商業サイトを除く）を調査対象とし、2010 年 8 月から 10 月を調査期間として、3 種類のカテゴリー（「分りやすさ」「使いやすさ」「情報の多さ」）の計 135 項目の評価項目に基づいて評価されたものである。評価項目は「分りやすさ」29 項目、「使いやすさ」28 項目及び「情報の多さ」78 項目から構成され、各評価項目の有無を調査して該当項目をカウントし、3 種類の評価

カテゴリー毎に偏差値に転換した上で、それぞれの偏差値の値（評価ポイント）を単純平均して総合評価を作成している。

このように充実度ランキングは、Pirchegger and Wagenhofer (1999) らの先行研究と同様、チェックリストに基づいてウェブサイト IR 評価を算定したものである。但し先行研究とは異なり、研究者自らがチェックリストを作成しウェブサイト IR 評価を算定したものではなく、第三者が評価し公表されている点で、研究者の主観が排除された指標であるといえる。なお、充実度ランキングを用いた実証分析として、記虎（2007）の先行研究がある。

3.3 説明変数

説明変数である女性管理職比率として、株式会社東洋経済新報社『CSR 企業総覧』（2011 年度版）の女性管理職比率（2009 年度末時点）を用いる。ここで管理職とは「部下を持つ職階以上の者並びに部下を持たなくともそれと同等の地位にある者」を指し、「部長職以上」を含み、「役員」を除いた者である。

同社の CSR 企業調査は 2005 年以降毎年実施されており、『CSR 企業総覧』として出版されている。『CSR 企業総覧』（2011 年度版）に掲載されたデータは、2010 年 6 月に全上場企業等に調査票を送付し、企業から回答のあった内容である。本稿では女性管理職比率の回答があった上場企業 831 社（金融業を除く）を分析対象とする。

3.4 コントロール変数

本稿ではウェブサイト IR 評価に影響を与える変数として、先行研究等で用いられた主な変数である企業規模、収益性、成長性、株主構成、社外取締役の有無及び業種を採用し、それらをコントロール変数として用いる。具体的なコントロール変数の採用については以下で説明する。

規模が大きい企業ほどスタッフが充実しているので、幅広く情報開示を行うことが可能であると考えられる。実際 Ashbaugh, Johnstone and Warfield (1999) を始めとする多くの先行研究で、業規模とウェブサイト IR 評価との間に正の有意な関係が示されている。また Ettredge, Richardson and Scholz (2002) らは時価総額の対数値を企業規模の代理変数とした。これらを踏まえ、企業規模（時価総額の対数値を代理変数とする）をコントロール変数とする。

Ashbaugh, Johnstone and Warfield (1999), Oyeler, Laswad and Fisher (2003), Marston and Polei (2004) 及び Kelton and Yang (2008) の先行研究では、収益性とウェブサイト IR 評価の間には有意な関係が示されなかったが、業績が良好な企業は情報開示がしやすいので、情報開示に積極的になれると考えることもできる。そこで収益性をコントロール変数とする（ウェブサイト IR の対象は株主だけではなく、ステークホルダー全体であると考えられることから、収益性の代理変数として ROE ではなく、ROA を用いる）。なお、2009 年度はリーマンショック後の経済混乱の影響で企業収益が大きく変動した時期であるので、収益性に

については 2007 年度から 2009 年度の 3 年間の平均値を用いる。

成長性が高い企業ほど IR に十分な経営資源を投下する余裕がないので、ウェブサイト IR 評価は低いと考えられる。実際 Bollen, Hassink and Bozic (2006) の先行研究では、成長性とウェブサイト IR 評価との間に負の有意な関係があることが示された。これらのことから成長性（成長性がある企業ほど株式市場で高く評価される傾向があるので、株価純資産倍率を代理変数とする）をコントロール変数とする。なお、収益性の場合と同様、2009 年度は株価が大きく変動した時期であることから、株価純資産倍率の 3 年平均値を用いる。

安定株主による保有比率が高い企業ほど、一般株主に対する IR の必要性は低いと考えられる。また少数株主はウェブサイトで企業情報を得る機会が多いので、少数株主の保有比率が高い企業（安定株主による保有比率が低い企業）ほど、ウェブサイト IR の効果が大きいと考えられる。Oyelere, Laswad and Fisher (2003) の先行研究では、株式が上位株主に集中しているほどウェブサイト IR 評価が低い傾向があることが示された。また Pirchegger and Wagenhofer (1999) の先行研究では、オーストリア企業のサンプルで、流動性のある株式の比率が高い企業ほどウェブサイト IR 評価が高い傾向があることが示された。そこで株主構成（安定株主比率を代理変数とする）をコントロール変数とする。

社外取締役が導入されると、社会的にも相当の地位にある社外取締役に対して、外部者にもわかりやすいように論点を整理して説明する必要がでてくることから、企業の対外説明が洗練されると考えられる。Kelton and Yang (2008) の先行研究では、社外取締役比率とウェブサイト IR 評価との間に正の有意な関係が示された。日本の上場企業の場合、社外取締役を導入している企業が全体の半数程度にとどまり、かつ社外取締役が存在することの効果が大いと考えられることから、社外取締役の有無をコントロール変数とする。

ウェブサイト IR 評価は業種によって異なると考えられる。Debreceeny, Gray and Rahman (2002) 及び Bollen, Hassink and Bozic (2006) の先行研究では、業種がウェブサイト IR 評価に影響を与えることが示された。そこで本稿では、2010 年度の業種別総合評価（業界平均値）を用いて、ウェブサイト IR 評価の高い業種（上位 2 分の 1）と低い業種に区分し、これらの業種区分はウェブサイト IR 評価に影響を与えたと考え⁶、高い業種に 1 を与えるダミー変数を用いる形で、業種をコントロールする。

4 実証分析の結果

ウェブサイト IR 評価（総合評価）と女性管理職比率との関係に関する推定結果は表 5 に示されるとおりである。

表5 推定結果(総合評価)

説明変数・ コントロール変数	略称	総合評価 (<i>WEBEVL</i>)		
		係数	t 値	
定数項	<i>C</i>	24.311	12.112	***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.104	3.366	***
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	2.751	17.630	***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	0.049	1.127	
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.679	-2.185	**
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.038	-2.128	**
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	3.186	5.976	***
業種	<i>IND</i>	3.143	5.681	***
サンプル数		831		
自由度修正済決定係数		0.456		

(注)***、**は、それぞれ回帰係数が1%、5%水準で有意であることを示す。

分析モデルとして、企業規模(時価総額の対数値)、収益性(総資産利益率の3年平均)、成長性(株価純資産倍率の3年平均)、株主構成(安定株主比率)、社外取締役の有無及び業種をコントロールした上で、ウェブサイト IR 評価(総合評価)と女性管理職比率の関係を推定した。その結果、女性管理職比率の係数はウェブサイト IR 評価に対して有意に正であることが示された。この実証結果は仮説と整合的である⁷⁾。

また、コントロール変数のなかで、時価総額の対数値及び社外取締役の有無がウェブサイト IR 評価に対して有意に正であることが示され、株価純資産倍率及び安定株主比率がウェブサイト IR 評価に対して有意に負であることが示された。すなわち、企業規模が大きく、社外取締役が存在する企業ほどウェブサイト IR 評価が高く、成長性があり、安定株主比率が高い企業ほどウェブサイト IR 評価が低い傾向があることが示された。これらは先行研究の結果と整合的である。

さらに、ウェブサイト IR 評価(カテゴリー別評価)と女性管理職比率との関係に関する推定を行ったが、その結果は表 6 に示されるとおりである。

表6 推定結果(カテゴリー別評価)

(1) ウェブサイトIR評価(分かりやすさ)に関する推計結果

説明変数・ コントロール変数		分かりやすさ(WEBEVL1)	
	略称	係数	t 値
定数項	<i>C</i>	28.650	12.986 ***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.136	4.055 ***
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	2.309	13.194 ***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	0.161	3.250 ***
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.854	-2.379 **
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.045	-2.256 **
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	2.898	4.602 ***
業種	<i>IND</i>	3.216	5.043 ***
サンプル数		831	
自由度修正済決定係数		0.330	

(2) ウェブサイトIR評価(使いやすさ)に関する推計結果

説明変数・ コントロール変数		使いやすさ(WEBEVL2)	
	略称	係数	t 値
定数項	<i>C</i>	23.515	9.790 ***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.090	2.356 **
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	2.731	14.832 ***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	-0.094	-1.834 *
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.682	-1.688 *
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.012	-0.563
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	2.893	4.751 ***
業種	<i>IND</i>	3.388	5.308 ***
サンプル数		831	
自由度修正済決定係数		0.353	

(3) ウェブサイトIR評価(情報の多さ)に関する推計結果

説明変数・ コントロール変数		情報の多さ(WEBEVL3)	
	略称	係数	t 値
定数項	<i>C</i>	20.708	10.259 ***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.086	2.740 ***
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	3.216	20.434 ***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	0.080	1.861 *
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.502	-1.646
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.058	-3.170 ***
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	3.776	7.003 ***
業種	<i>IND</i>	2.833	5.036 ***
サンプル数		831	
自由度修正済決定係数		0.537	

(注)***、**、*は、それぞれ回帰係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

女性管理職比率の係数は、3種類のカテゴリー別評価(ウェブサイトの「分りやすさ」「使いやすさ」「情報の多さ」)すべてに対して、有意に正であることが示された。この結果は、

女性管理職が増加すると、ウェブサイト IR が分りやすく、使いやすくなり、かつ情報量が増加するという考え方と整合的である⁸。なお、安定株主比率の係数は、分りやすさと情報の多さのカテゴリーについては有意に負であることが示されたが、使いやすさのカテゴリーについては有意な関係は示されなかった。この結果は、安定株主による保有比率が低い企業ほど一般株主に対する IR の必要性が高まることから、分りやすく、かつ情報量の多いウェブサイト作りに注力しているという考え方と整合的である。

5 頑健性の確認

以上の実証分析の頑健性を確認する観点から、総合評価を用いて、複数年度におけるウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係、並びにウェブサイト IR 評価に代えてアナリスト評価を用いた場合の IR 評価と女性管理職比率の関係を分析する。

5.1 複数年度における関係分析

表 5 に示された推定結果は単年度のものであるので、複数年度においてもこれらの関係が有意に示されるのかという論点がある。そこで、2010 年度のウェブサイト IR 評価と 2009 年度末の女性管理職比率の関係に加え、2009 年度のウェブサイト IR 評価と 2008 年度末の女性管理職比率の関係、並びに 2008 年度のウェブサイト IR 評価と 2007 年度末の女性管理職比率の関係を分析した。それらの推定結果は表 7 に示されるとおりである。なお、総資産利益率と株価純資産倍率については、3 年平均に代えて単年度の数値をコントロール変数として用いる分析もあわせて行った。

表7 推定結果(複数年度)

(1) ウェブサイトIR評価(2010年度)に関する推定結果

説明変数・ コントロール変数	略称	ROA・PBR(3年平均)			ROA・PBR(単年度)		
		係数	t 値		係数	t 値	
定数項	<i>C</i>	24.311	12.112	***	23.876	11.765	***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.104	3.366	***	0.099	3.225	***
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	2.751	17.630	***	2.752	17.447	***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	0.049	1.127				
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.679	-2.185	**			
総資産利益率	<i>ROA</i>				-0.014	-0.417	
株価純資産倍率	<i>PBR</i>				-0.343	-1.427	
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.038	-2.128	**	-0.032	-1.739	*
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	3.186	5.976	***	3.156	5.845	***
業種	<i>IND</i>	3.143	5.681	***	3.176	5.644	***
サンプル数		831			831		
自由度修正済決定係数		0.456			0.454		

(2) ウェブサイトIR評価(2009年度)に関する推定結果

説明変数・ コントロール変数	略称	ROA・PBR(3年平均)			ROA・PBR(単年度)		
		係数	t 値		係数	t 値	
定数項	<i>C</i>	25.044	12.174	***	23.931	11.475	***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.065	1.780	*	0.088	2.316	**
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	2.871	18.079	***	3.059	18.680	***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	0.064	1.241				
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.054	-6.224	***			
総資産利益率	<i>ROA</i>				0.008	0.162	
株価純資産倍率	<i>PBR</i>				-1.296	-3.123	***
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.056	-2.939	***	-0.047	-2.438	**
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	3.347	5.873	***	3.434	6.019	***
業種	<i>IND</i>	2.409	4.180	***	2.556	4.465	***
サンプル数		817			817		
自由度修正済決定係数		0.465			0.467		

(3) ウェブサイトIR評価(2008年度)に関する推定結果

説明変数・ コントロール変数	略称	ROA・PBR(3年平均)			ROA・PBR(単年度)		
		係数	t 値		係数	t 値	
定数項	<i>C</i>	22.776	12.072	***	22.262	11.624	***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.076	1.765	*	0.091	2.055	**
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	2.825	19.152	***	2.908	18.952	***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	0.151	3.449	***			
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.454	-2.688	***			
総資産利益率	<i>ROA</i>				0.117	2.423	**
株価純資産倍率	<i>PBR</i>				-1.013	-2.919	***
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.049	-2.895	***	-0.042	-2.527	**
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	2.316	4.333	***	2.336	4.347	***
業種	<i>IND</i>	2.058	3.912	***	2.231	4.238	***
サンプル数		846			846		
自由度修正済決定係数		0.458			0.458		

(注)***、**、*は、それぞれ回帰係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

いずれの関係分析においても、女性管理職比率の係数はウェブサイト IR 評価に対して有意に正であることが示された⁹。またコントロール変数についても、企業規模が大きく、社外取締役が存在している企業ほどウェブサイト IR 評価が高く、成長性があり、安定株主比率が高い企業ほどウェブサイト IR 評価が低い傾向があることが示された。すなわち、これらの関係は、複数年度においても安定的であることが示された¹⁰。

5.2 アナリスト評価を用いた関係分析

本稿では仮説の導出に際して、ウェブサイト IR の場合は、女性を含む企業外部の広範囲に渡る不特定多数の者が IR の対象となることから、女性管理職比率が高く、女性の考え方が企業内に十分浸透している企業ほど IR 評価が高いと考えた。この考え方を機関投資家やアナリスト向けの IR の場合に適用すると、アナリスト等が企業を分析する手法や IR を評価する考え方に男女差はないと考えられることから、女性に分かりやすく、使いやすい IR を行ってもアナリスト等には評価されないの、アナリスト評価と女性管理職比率の間には有意な正の関係がみられないと考えることができる。

そこで、分析モデルのうち被説明変数をアナリスト評価に変え、説明変数・コントロール変数（業種を除く）は変えずに回帰分析を行い両者の関係を分析した。アナリスト評価と女性管理職比率の関係に関するサンプルと分析モデル等は以下に記載のとおりである。

5.2.1 サンプルと分析モデル

本分析で用いるサンプルは、公益社団法人日本証券アナリスト協会のディスクロージャー研究会（以下「アナリスト協会」という）の評価対象企業（銀行等を除く 15 業種）で、かつ、株式会社東洋経済新報社の『CSR 企業総覧（2011 年度版）』に女性管理職比率が記載されている上場企業 162 社である。

分析モデルは以下とした。

[分析モデル 2]

$$\begin{aligned} ANA = & \alpha + \beta_1 WMR + \beta_2 LNMV + \beta_3 ROA3 + \beta_4 PBR3 + \beta_5 ANTEI + \beta_6 IDE + \beta_7 IND1 \\ & + \beta_8 IND2 + \beta_9 IND3 + \beta_{10} IND4 + \beta_{11} IND5 + \beta_{12} IND6 + \beta_{13} IND7 + \beta_{14} IND8 \\ & + \beta_{15} IND9 + \beta_{16} IND10 + \beta_{17} IND11 + \beta_{18} IND12 + \beta_{19} IND13 + \beta_{20} IND14 \end{aligned}$$

ここで被説明変数の ANA はアナリスト評価、説明変数の WMR は女性管理職比率、コントロール変数の LNMV は時価総額の対数値、ROA3 は総資産利益率の 3 年平均、PBR3 は株価純資産倍率の 3 年平均、ANTEI は安定株主比率、IDE は社外取締役の有無（有＝1 のダミー変数）である（説明変数・コントロール変数は分析モデル 1 と同じ）。これに業種ダミー（IND1 ～IND14）を加えて業種間の調整を行う。なお分析モデル 1 と同様に金融業（銀行）はサン

プルから除き、商社は業種ダミーを付与しないことで区分した。ここで、ANA は 2010 年度に集計され 2010 年 10 月に公表された 2009 年度の企業情報（2010 年 6 月末までに開示された情報を含む）に関する評価、WMR は 2009 年度末の実績、その他の変数は 2009 年度の実績（但し 4 月決算企業は 2010 年 4 月期の実績）（3 年平均は 2007～2009 年度実績の平均）である（説明変数・コントロール変数は分析モデル 1 と同じ）。

基本統計量は表 8 に、相関係数は表 9 に記載のとおりである。

表8 基本統計量

変数名	略称	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差
アナリスト評価	ANA	70.3	70.9	90.4	43.0	9.1
女性管理職比率	WMR	2.5	1.6	34.0	0	3.7
時価総額の対数値	LNMV	13.3	13.3	16.4	10.4	1.1
総資産利益率(3年平均)	ROA3	5.3	4.1	39.8	-4.5	5.3
株価純資産倍率(3年平均)	PBR3	1.6	1.4	8.3	0.5	0.8
安定株主比率	ANTEI	27.8	24.0	77.0	0.63	15.0
社外取締役の有無	IDE	0.7	1	1	0	0.4

表9 相関係数

	ANA	WMR	LNMV	ROA3	PBR3	ANTEI	IDE
ANA	1						
WMR	0.165	1					
LNMV	0.288	-0.062	1				
ROA3	0.169	0.222	0.1533	1			
PBR3	0.117	0.189	0.3076	0.5784	1		
ANTEI	-0.312	-0.047	-0.2144	0.2297	0.124	1	
IDE	0.294	0.184	0.0938	0.1253	0.151	-0.119	1

5.2.2 被説明変数等

本分析では、被説明変数としてアナリスト評価を用いる。日本では「アナリスト協会」が、日本企業の IR 評価を実施している（但し業種・企業数が限定される）。この評価は 1995 年度から継続的に実施されているもので、業種別に評価基準を策定して、証券アナリスト経験 3 年以上でかつ当該業種担当概ね 2 年以上のアナリスト延べ 568 名（2010 年度報告の場合）が業種別の評価業務に携わっている。この評価結果を基にして、経験豊富なアナリストで構成する業種毎の専門委員会が慎重に分析を行い、総合評価点などを記載した報告書を作成・公表している。

アナリストは経営陣の IR 姿勢・IR 部門の機能・IR 基本スタンス、説明会・インタビュー・説明資料等における開示、フェア・ディスクロージャー、コーポレート・ガバナンスに関連する情報の開示、並びに各業種の状況に即した自主的な情報開示など、投資家の視点から企業の IR を総合的に評価しており、ウェブサイトにおける情報提供に関する評価

はその一部に過ぎない。

アナリスト評価を用いて IR 評価の決定要因分析を行った先行研究に、Lang and Lundholm (1993) , Gelb (2000) , Shaw (2003) 及び林 (2010) の研究がある。林 (2010) はアナリスト協会のアナリスト評価を IR 評価の代理変数とし、被説明変数とした。そして説明変数を社外取締役の有無とし、コントロール変数に財務に関する変数、株主に関する変数及びガバナンスに関する変数を用いて回帰分析を行った。この結果、社外取締役の有無、企業規模（時価総額の対数値）及び収益性（ROE）等について正の有意な関係が示された。本分析ではウェブサイト IR 評価の分析との比較の観点から、説明変数及びコントロール変数（業種を除く）は分析モデル 1 と同じとしたが、コントロール変数の中には、これらの変数（社外取締役の有無、企業規模及び収益性）が含まれている。

5.2.3 業種の調整

アナリスト評価はウェブサイト IR 評価とは異なり、業種別に評価が行われる（業種別に評価者が異なり、かつ評価基準も同じではない）ことから、アナリスト評価を用いて分析する場合には、すべての業種間の評価を調整する必要がある。本分析では業種ダミーを用いて業種間の評価を調整する。

5.2.4 分析の結果

アナリスト評価と女性管理職比率との関係に関する推定結果は表 10 に示されるとおりである¹¹。

表10 アナリスト評価と女性管理職比率の関係に関する推定結果

説明変数・ コントロール変数	略称	アナリスト評価	
		係数	t 値
定数項	<i>C</i>	37.472	3.875 ***
女性管理職比率	<i>WMR</i>	0.289	1.310
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	2.521	3.938 ***
総資産利益率(3年平均)	<i>ROA3</i>	0.143	1.115
株価純資産倍率(3年平均)	<i>PBR3</i>	-0.448	-0.530
安定株主比率	<i>ANTEI</i>	-0.021	-0.431
社外取締役の有無	<i>IDE</i>	2.864	2.268 **
業種1(建設・住宅・不動産)	<i>IND1</i>	-3.945	-1.631
業種2(食品)	<i>IND2</i>	-7.786	-2.650 ***
業種3(化学・繊維)	<i>IND3</i>	0.004	0.002
業種4(医薬品)	<i>IND4</i>	4.947	2.056 **
業種5(石油・鉱業)	<i>IND5</i>	-0.036	-0.008
業種6(鉄鋼・非鉄金属)	<i>IND6</i>	4.161	1.618
業種7(機械)	<i>IND7</i>	-1.112	-0.384
業種8(電気・精密機器)	<i>IND8</i>	-1.544	-0.677
業種9(自動車・部品・タイヤ)	<i>IND9</i>	-13.203	-4.074 ***
業種10(電力・ガス)	<i>IND10</i>	-0.838	-0.352
業種11(運輸)	<i>IND11</i>	-0.741	-0.185
業種12(通信)	<i>IND12</i>	-10.179	-2.874 ***
業種13(小売業)	<i>IND13</i>	-1.181	-0.228
業種14(コンピュータソフト)	<i>IND14</i>	-5.491	-1.392
サンプル数		162	
自由度修正済決定係数		0.390	

(注)***、**は、それぞれ回帰係数が1%、5%水準で有意であることを示す。

分析モデルとして、企業規模(時価総額の対数値)、収益性(総資産利益率の3年平均)、成長性(株価純資産倍率の3年平均)、株主構成(安定株主比率)、社外取締役の有無及び業種をコントロールした上で、アナリスト評価と女性管理職比率の関係を推定した。その結果、女性管理職比率の係数はプラスであるものの、アナリスト評価に対して有意な関係は示されなかった。この実証結果は仮説導出に際しての考え方と整合的である。

また、コントロール変数のなかで、時価総額の対数値及び社外取締役の有無がアナリスト評価に対して有意に正であることが示された。

6 おわりに

本稿では、ウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係に着目し、企業規模、収益性、成長性、株主構成、社外取締役の有無及び業種に関する変数をコントロールした上で、両者の関係を分析した。実証結果は、女性管理職比率が高い企業ほど、ウェブサイト IR 評価が高いという仮説と整合的であった。

なお、女性管理職比率の他にも、企業規模（当該企業の時価総額の対数値）及び社外取締役の有無がウェブサイト IR 評価に対して有意に正であることが示され、成長性（株主純資産倍率）及び株主構成（安定株主比率）がウェブサイト IR 評価に対して有意に負であることが示された。すなわち、企業規模が大きく、社外取締役が存在する企業ほどウェブサイト IR 評価が高く、成長性があり、安定株主比率が高い企業ほどウェブサイト IR 評価が低い傾向があることが示された。これらは先行研究の結果と整合的であった。

頑健性を確認する観点から、まず複数年度におけるウェブサイト IR 評価と女性管理職比率の関係を分析したが、いずれの場合も女性管理職比率の係数はウェブサイト IR 評価に対して有意に正であり、実証結果は複数年度において安定的であることが示された。

次にウェブサイト IR 評価に代えてアナリスト評価を用いて、IR 評価と女性管理職の関係を分析した。その結果、女性管理職比率の係数はアナリスト評価に対して有意な関係は示されなかった。この結果は仮説導出に際しての考え方と整合的であった。

本稿ではウェブサイト IR 評価と女性活用の関係を分析したが、同様の考え方が、外国人社員の活用にも当てはまる可能性がある。外国人の活用とウェブサイト IR 評価の関係を分析することも今後の課題としたい。

¹ 本稿での分析対象は IR（インベスター・リレーション）であり、財務情報と非財務情報の両方を含むものである。IR は企業の自主的・戦略的な情報発信活動であるといえる（伊藤(2007)83 頁）。

² www.oecd.org/gender/equality.

³ 第 2 回「コア人材としての女性社員育成に関する調査」（2011 年 2 月公表）
(http://activity.jpc-net.jp/category/all_3.html).

⁴ 「女性管理職と職場コミュニケーション」（2010 年 11 月公表）
(<http://group.dai-ichi-life.co.jp/dlri/ldi/news/news1011.pdf>).

⁵ 日本においては女性取締役の存在する企業が少数にとどまることから、本稿では女性取締役比率を分析対象とはしなかった。

⁶ 2008 年度～2010 年度の業種別ウェブサイト IR 評価（順位）は概ね安定的に推移していることから、業種とウェブサイト IR 評価との間には安定的な関係があると考えられる。

⁷ 回帰分析に際しては、ホワイトの検定により、誤差項の分散が均一であるという帰無仮説が 5%水準で棄却されたことから、ホワイトの修正を行った。なお、多重共線性の問題の有無を分散拡大要因（variance inflation factor）（以下「VIF」という）でみると、各変数の VIF が 1.05 ～1.57 の範囲内にあることから、多重共線性の問題はないと考えられる。

⁸ 回帰分析に際しては、いずれの分析においても、ホワイトの検定により、誤差項の分散が均一であるという帰無仮説が 5%水準で棄却されたことから、ホワイトの修正を行った。

⁹ 回帰分析に際しては、いずれの分析においても、ホワイトの検定により、誤差項の分散が均一であるという帰無仮説が 5%水準で棄却されたことから、ホワイトの修正を行った。

¹⁰ 女性管理職比率の増減とウェブサイト IR 評価の変化の関係を分析したが、両者の間には明確な関係は見られなかった（分析内容は省略）。女性管理職比率の増減がどのようなプロセス・時間の経過を経て、ウェブサイト IR 評価に影響を及ぼすのかについての研究は、今後の課題としたい。

¹¹ 回帰分析に際しては、ホワイトの検定により、残差の分散が均一であるという帰無仮説

が5%水準で棄却されたことから、ホワイトの修正を行った。なおVIFが1.24～4.00の範囲内にあることから、多重共線性の問題はないと考えられる。

(参考文献)

- 伊藤邦雄 (2007), 『ゼミナール 企業価値評価』 日本経済新聞出版社.
- 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』 58, 27-42.
- 記虎優子 (2009), 「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」『現代ディスクロージャー研究』 9, 77-83.
- 谷口真美 (2005), 『ダイバシティ・マネジメント』 白桃書房.
- 谷口真美 (2008) 「組織におけるダイバシティ・マネジメント」『日本労働研究雑誌』 574, 69-84.
- 林順一 (2010), 「ディスクロージャー水準の決定要因分析についての一考察 —社外取締役との関係を中心として—」『インベスター・リレーションズ』 4, 49-71.
- Ashbaugh, H., K. M. Johnstone, and T. D. Warfield (1999), “Corporate Reporting on the Internet”, *Accounting Horizons* 13(3), 241-257.
- Bollen, L., H. Hassink, and G. Bozic (2006), “Measuring and Explaining the Quality of Internet Investor Relations Activities: A Multinational Empirical Analysis”, *International Journal of Accounting Information Systems* 7(4), 273-298.
- Craven, B. M., and C. L. Marston (1999), “Financial Reporting on the Internet by Leading UK Companies”, *The European Accounting Review* 8(2), 321-333.
- Debreceeny, R., G. L. Gray, and A. Rahman (2002), “The Determinants of Internet Financial Reporting”, *Journal of Accounting and Public Policy* 21(4-5), 371-394.
- Ettredge, M., V. J. Richardson, and S. Scholz (2002), “Dissemination of Information for Investors at Corporate Web Sites”, *Journal of Accounting and Public Policy* 21(4-5), 357-369.
- Gelb, D. S.. (2000), “Managerial Ownership and Accounting Disclosures: An Empirical Study”, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 15(2), 169-185.
- Kelton, A. S., and Y. Yang (2008), “The Impact of Corporate Governance on Internet Financial Reporting”, *Journal of Accounting and Public Policy* 27(1), 62-87.
- Lang, M. and R. Lundholm.(1993), “Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures”, *Journal of Accounting Research* 31(2), 246-271.
- Marston, C., and A. Polei (2004), “Corporate Reporting on the Internet by German Companies”, *International Journal of Accounting Information Systems* 5(3), 285-311.
- Nalikka, A..(2009), “Impact of Gender Diversity on Voluntary Disclosure in Annual Reports.”, *Accounting & Taxation* 1(1), 101-113. (<http://ssrn.com/abstract=1555069>).

-
- Oyelere, P., F. Laswad, and R. Fisher (2003), “Determinants of Internet Financial Reporting by New Zealand Companies”, *Journal of International Financial Management and Accounting* 14(1), 26-63.
- Pirchegger, B., and A. Wagenhofer (1999), “Financial Information on the Internet: A Survey of the Homepages of Austrian Companies”, *The European Accounting Review* 8(2), 383-395.
- Rhode, D. L., and A. K. Packel .(2010), “Diversity on Corporate Boards: How Much Difference Does Difference Make?” *Stanford University Working Paper*. (<http://ssrn.com/abstract=1685615>).
- Schubert, R..(2006.), “Analyzing and Managing Risks –On the Importance of Gender Differences in Risk Attitudes”, *Managerial Finance* 32(9), 706-715.
- Shaw, K. W. (2003), “Corporate Disclosure Quality, Earnings Smoothing, and Earnings’ Timeliness”, *Journal of Business Research* 56(12), 1043-1050.

社外取締役の独立性と議決権行使結果との 関係分析に関する一考察

Association between the Independence of Outside Directors and Director Election Results in Japan

池内 大介
Daisuke Ikeuchi

(論文要旨)

本稿では、議決権行使結果の決定要因として社外取締役の独立性に着目し、日本の大企業における社外取締役の独立性と議決権行使結果の関係について分析した。

議決権行使結果を示す指標として賛成率を採用し、2010年度及び2011年度のクロスセクションデータを用いた回帰分析を行った結果、独立役員届出の有無及び外国人持株比率は、賛成率に対して有意に正であることが示された。また、開示加重要件の有無、在任期間、取締役会出席率、機関投資家持株比率及び委員会設置会社採用の有無は賛成率に対して有意に負であることが示された。この結果は、株主がモニタリング機能の高い取締役会を選好するため、独立性の高い社外取締役ほど、高い賛成率を獲得するという考え方と整合的である。また、外国人株主は日本企業のコーポレート・ガバナンスの向上に一定の影響を与えているが、国内機関投資家からの規律付けは未だ低いことが示された。

(Abstract)

The objective of this paper is to examine the relationship between the independence of outside directors and director election results in Japan. The director election result is measured by approval rate, and the influence of the independence of outside directors is measured by seven variables.

The sample is based on Japanese big companies in FY 2010 and FY 2011. The results show that the existence or nonexistence of independent director and foreign stock ownership ratio are positively associated with approval rate. In addition, the results show that the existence or nonexistence of additional disclosure requirements, tenure, board attendance rates, institutional ownership ratio and the existence or nonexistence of committees-style corporate governance structure are negatively associated with approval rate.

1 はじめに

近年、日本のコーポレート・ガバナンスの改善に向けた取り組みが進展しつつある。東京証券取引所は、2009年12月に「有価証券上場規程」等の一部を改正し、一般株主の利益を保護するため、全ての上場会社は独立役員を最低1名以上確保しなければならなくなった¹。また、金融庁は、2010年3月に上場会社のコーポレート・ガバナンスに関する開示の充実等を目的として「企業内容等の開示に関する内閣府令」を改正した。

これらの一連の改正を受け、2010年3月31日以降に終了する事業年度の上場会社は、株主総会における議決権行使結果を開示することになり、投資家は役員選任議案に関する候補者個人別の賛成率を確認することができるようになった。開示初年度である2010年6月開催の株主総会における取締役選任議案の平均賛成率は、全体で94.4%²であったが、この値よりも明らかに低い賛成率の社外取締役³も存在している。このような差異を生じさせる主な要因として、株主が独立性の低い社外取締役候補者に対して反対票を投じる動きが広まりつつあることが影響しているとの指摘がなされている⁴。そこで本稿では、ガバナンスの状況のうち社外取締役の独立性に着目し、独立性の水準と議決権行使結果(賛成率の高低)の関係について分析する。

議決権行使結果の分析については海外での先行研究がある。Cai, Garner and Walkling(2008)は、アメリカ SOX 法施行後の大会社における取締役選任議案に関して、会社のパフォーマンス、ガバナンス構造、取締役のパフォーマンスと議決権行使結果の関係について分析している。また Fischer(2009)は、会社のパフォーマンスと議決権行使結果の関係について分析し、賛成率が低い場合には、その後に CEO の交代や CEO に対する報酬の低下、又は取締役会が刷新される可能性が高まることを指摘している。しかし、日本においては、議決権行使結果の開示が制度化されて間もないことから、これに着目した実証研究は未だ十分にはなされていない。株主がエージェンシー問題の緩和を望むという前提に立てば、独立性の高い社外取締役は、独立性の低い社外取締役よりも高い賛成率を獲得する可能性がある。この関係を実証的に示すことにより、社外取締役の独立性に関する議論に関して議決権行使の視点から実証結果を加えるという貢献ができるのではないかと考える。

社外取締役の独立性と議決権行使の関係については、大別して2つの考え方ができる。第1の考え方は、独立性の高い社外取締役は高い賛成率を得る可能性がある。したがって、独立性と議決権行使結果との間には正の関係があるという考え方である。第2の考え方は、日本の法制度上、独立性の高い社外取締役の選任が要求されていないという実態を反映して、独立性の水準が議決権行使の判断基準とはならないことから、独立性と議決権行使結果は正・負の関係が成り立たないという考え方である。

本稿では、先行研究や機関投資家等の動向を概観したうえで、日本の大企業における社外取締役の独立性と議決権行使結果の関係について検討する。ここでは第1の考え方と同

様に、独立性の高い社外取締役は高い賛成率を得ると考えられることから、両者の間には正の関係が見られるという仮説を導出し、その上で実証分析を行う。本稿の実証分析では、新たに開示されることになった議決権行使結果を用いることにより、独自性のある実証結果を提示することができるのではないかと考える。

以下では、第2節で先行研究や機関投資家等の動向を概観したうえで、日本の大企業における社外取締役の独立性と議決権行使結果の関係についての仮説を導く。第3節で実証分析の枠組みを説明し、第4節で実証結果を分析する。そして第5節で全体を総括し、今後の課題を述べることとする。

2 社外取締役の独立性と議決権行使結果との関係

本節ではまず、独立性と議決権行使結果との間には正の関係があるという考え方（第1の考え方）を支持する議論及び先行研究を説明する。次に、独立性と議決権行使結果は正・負の関係が成り立たないという考え方（第2の考え方）を支持する議論及び先行研究を説明する。

2.1 第1の考え方

第1の考え方は、以下のように纏めることができる。すなわち、株主はエージェンシー問題の緩和を望むため、モニタリング機能の高い取締役会を選好し、社外取締役に対して経営者からの独立性を要求するインセンティブを有している。以上から、株主は独立性の高い社外取締役候補者に対してより積極的に賛成票を投じることになり、高い議決権行使結果（賛成率）が現れる。

2.1.1 社外取締役のモニタリング機能

第1の考え方を理論付けるものとして、Harris and Raviv(2008)と齋藤(2011)の研究がある。Harris and Raviv(2008)は、エージェンシー問題が深刻な場合は社外取締役の比率が高いことが望ましいが、監視や助言に必要な情報が企業特長的であり、社外取締役には必要な情報が得にくい場合は内部取締役の比率が高いことが望ましいことを示した。また、齋藤(2011)は、1997年から2008年までの日経500に含まれたことのある企業（金融等の一部業種を除く）の取締役会構成の決定要因について分析し、フリーキャッシュフローが多く資源が浪費される可能性が高い企業ほど独立社外取締役⁵の取締役会に占める比率が低いと指摘している。

エージェンシー問題が深刻な企業とは、概ねフリーキャッシュフローの大きい成熟した大企業を指すと考えられ、当該傾向を有する日本の大企業ほど望ましい取締役会構成にはなっていない。したがって、このような企業の株主ほど独立性の高い社外取締役を要求している可能性がある。

2.1.2 独立性要件と在任期間

モニタリング機能の実効性を高めるためには、社外取締役の意思決定に関して経営者からの独立性を確保する必要がある。そのための独立性要件は、アメリカではニューヨーク証券取引所の上場規則等、イギリスではガバナンスコード(UK Corporate Governance Code.)、日本では東京証券取引所の上場規則等において定められている⁶。各国の判断基準は、親族関係の有無、一定以上の取引関係の有無、顧問契約等の報酬受領関係の有無等を含めている点で共通しているが、イギリスのガバナンスコードでは「9年以上連続して当該会社の取締役をしていないこと」と在任期間を独立性の要件として含めている点が特徴的である。

この点、日本取締役協会が発表している「独立取締役コード」(2005年10月13日)⁷においても、「就任当初は独立性を有していた取締役であっても、就任後長期間にわたり取締役としての地位にあり続けている場合には、内部者的な存在に転じている可能性がある。」として、就任期間について客観的な基準を設ける必要がある旨指摘している。

2.1.3 外国人持株比率

日本企業の議決権行使を検討するにあたっては、1990年代以降増加傾向にある外国人株主に関する議論が欠かせない。外国人持株比率と社外取締役の関係については、三輪(2010)と齋藤(2011)の研究がある。三輪(2010)は、2004年から2007年までの期間に東証一部に継続して上場している日本企業1,246社における社外取締役の登用と外国人株主の株式所有との関係について分析している。そこでは、社外取締役の登用に熱心な企業に対して外国人株主が積極的な投資を行っているわけではなく、外国人株主の持株比率が高いと、投資先企業における社外取締役の登用が促される可能性がある⁸と結論付けている。また齋藤(2011)は、日本企業の取締役会構成の決定要因について分析し、外国人持株比率と独立社外取締役比率は正の相関関係があることを示している。

したがって、外国人持株比率の高い企業ほど、外国人株主からの規律が働き、経営者は独立性の高い社外取締役候補者を自ら擁立する可能性がある。

2.2 第2の考え方

第2の考え方は、以下のように纏めることができる。すなわち、日本では社外取締役の選任が義務付けられていないため、東京証券取引所上場会社(監査役設置会社)の過半数にあたる52.4%⁸の会社が社外取締役を選任していない。また、独立役員のうち74.6%⁹が社外監査役であり、独立性の高い社外取締役は少ない。このような状況から、社外取締役に独立性を要求することは非現実的であることから、株主の議決権行使に際して独立性の有無は賛否の根拠とはなりにくい。以上から、独立性と議決権行使結果(賛成率)の関係について、正・負の関係が成り立たないという考え方である。

2.2.1 議決権行使助言会社

第2の考え方を裏付けるものとして、議決権行使助言会社の助言方針とCai et al. (2008)の研究がある。代表的な議決権行使助言会社であるISS(Institutional Shareholder Services)は、日本における社外取締役の独立性に関して以下のような助言方針¹⁰を採用している。すなわち、監査役設置会社については、社外者を取締役会に迎えること自体が推奨されるべきであり、独立性が無くても賛成を推奨する。これに対して委員会設置会社のガバナンスが十分に機能するためには、社外取締役の役割が非常に重要であることから、本来の趣旨どおり社外取締役に独立性を求め、独立性がないと判断されれば反対の議決権行使を推奨する。また、効果的なモニタリング活動は取締役会に積極的に参加する社外取締役によって実現されるとの考え方から、取締役会出席率が75%未満の社外取締役には原則的に反対推奨を行う。

この件に関してCai et al. (2008)は、2003年から2005年にわたる13,384人の取締役選任議案を分析し、取締役会出席率が75%以下あるいはISSから反対の推奨を受けた取締役の賛成率は、平均値よりもそれぞれ14%、19%低いという結果が出たことを示し、議決権行使助言会社が非常に強い影響力を持っていることを指摘している。

したがって、議決権行使助言会社の影響力が大きいと仮定すると、株主は、監査役設置会社の社外取締役に對しては独立性を求めないため、独立性と議決権行使結果には何ら関係が生じない可能性がある。ただし、委員会設置会社の社外取締役に對しては、第1の考え方同様に、独立性と議決権行使結果との間には正の関係が生じる可能性がある。

2.2.2 国内機関投資家の議決権行使状況

国内機関投資家によるコーポレート・ガバナンスへの取り組みに関しては、大村・首藤・増子(2001)と米澤・橋本(2002)の研究がある。大村・首藤・増子(2001)は、機関投資家等に対するアンケート調査に基づき、株主行動の実態と意識変化を明らかにした。そこでは、機関投資家は積極的な議決権行使等を通じて、投資先企業へのガバナンス行動に意欲的であるものの、機関投資家の形態(信託銀行、生命保険会社、投資顧問会社)によってその積極性が異なっていることを示している。また米澤・橋本(2002)は、議決権行使の必要性を指摘しつつ、本格的な議決権行使には機関投資家自らが議決権行使ガイドラインを策定する必要があると論じている。

その後、機関投資家は、信託協会、日本証券投資顧問業協会、投資信託協会の自主ルール設定を契機に、2010年6月株主総会分から自社の議決権行使ガイドライン及び議決権行使結果を開示することになった。国内主要機関投資家の取締役選任議案全体に関する直近2期の議決権行使結果(反対率)は表1に、基本統計量は表2にそれぞれ記載のとおりである。そこでは、最大値と最小値に大きな乖離が生じており、機関投資家間の議決権行使姿勢に明らかな差が生じていると推察することができる。また、各社の議決権行使ガイドライン(取締役選任議案に関する記載に限る)をみても、社外取締役の独立性要件を具体的に記述

している機関投資家と抽象的表現に留まっている機関投資家に区分することができ、その姿勢の差に起因すると解釈することができる。

このような状況から判断すると、機関投資家に関しても、独立性を根拠とした画一的な議決権行使の可能性が低いことから、社外取締役の独立性と議決権行使結果には何ら関係が生じない可能性がある。

表 1 取締役選任議案に対する国内主要機関投資家の反対率

社名	2010 年 6 月	2011 年 6 月
中央三井アセット信託銀行	12.0%	16.5%
三菱 UFJ 信託銀行	22.5%	23.3%
住友信託銀行	30.6%	32.2%
りそな銀行	32.8%	31.5%
みずほ信託銀行	11.9%	17.2%
野村アセットマネジメント	14.5%	15.7%
大和証券投資信託委託	17.5%	13.5%
新光投信	9.8%	10.8%
大和住銀投信投資顧問（顧問＋投信）	68.1%	48.6%
DIAM アセットマネジメント	19.8%	41.5%
三井住友アセットマネジメント	33.2%	31.5%
ニッセイアセットマネジメント	5.3%	5.3%
東京海上アセットマネジメント	33.7%	41.8%
トヨタアセットマネジメント	7.6%	6.3%
企業年金連合（自家＋委託）	34.1%	20.8%
ブラックロック・ジャパン（投信）	52.5%	52.3%
ドイチェアセットマネジメント	3.4%	3.0%
JP モルガンアセットマネジメント（一任）	40.4%	41.5%
日興アセットマネジメント	6.2%	9.5%
フィデリティ投信	4.7%	4.7%
ゴールドマン・サックスアセットマネジメント	3.2%	7.4%

（出所）2010 年 6 月分は、木村祐基（2011）「機関投資家の議決権行使結果開示と今後の課題」『企業会計』Vol163 No2, 115 頁による。2011 年 6 月分は、各社公表資料より筆者が作成した。

表2 基本統計量

	2010年6月	2011年6月
平均反対率	22.08%	22.60%
中央値	17.5%	17.15%
最大値	68.1%	52.27%
最小値	3.2%	3.0%
標準偏差	17.55%	15.65%

2.3 仮説

本稿では、以下の理由から第1の考え方に基づいて、日本の大企業における社外取締役の独立性と議決権行使結果の関係について検討する。

日本の大企業における多くの取締役会は、社内出身者によって構成され、監督機関としての機能よりも業務執行機関としての機能を主に果たしてきた。しかし、アメリカやイギリスだけでなく、他の欧州諸国やアジアの一部の国においても、取締役会におけるモニタリング機能を重視した規則が既に導入されている。この結果、日本は「一定の独立取締役の導入を求めるアジア諸国のルールの中で、少なくとも独立取締役の員数の点では最も後退した部類に属する」と指摘されるに至った¹¹。特に、日本企業の株主構成における外国人株主の重要性が増大するなか、日本国内においては長期にわたる景気低迷や経済の成熟化に伴う成長率鈍化が進行しており、日本企業は外国人投資家を中心に様々な意見を受けている¹²。また、日本国内においても法務省法制審議会の会社法制部会において社外取締役の選任義務化や要件見直しが検討事項として掲げられており、社外取締役の独立性に注目が集まっている。しかし、企業側ではこれらの検討事項に対して消極的な意見が大勢を占めている¹³。このような環境下において、株主のなかでも特に機関投資家は、個人投資家に比べて投資規模が大きく、経営者をモニタリングする動機を強く持っているため、既に社外取締役の独立性に着目した議決権行使を行っていると考えられる。

また、議決権行使結果に影響を与える要因としては、単に社外取締役個人の属性だけではなく当該会社自体の属性を考慮する必要があると考えた。社外取締役個人の属性としては、独立性の高さ、在任期間、取締役会への出席率が考えられる。また、会社自体の属性としては、機関投資家持株比率や外国人株主比率の株主構成が影響を与えていると考えられる。そして日本独特の要因として、会社法に基づき監査役設置会社あるいは委員会設置会社のいずれかの機関形態を選択することができるため、採用した機関形態も会社属性として含める必要があると考えた。

以上のように考えられることから、以下の仮説が導かれる。

- 仮説1 独立性の高い社外取締役候補者は、取締役会において実効性の高いモニタリング機能を発揮すると考えられるため、当該候補者の賛成率は増加する。

- 仮説 2 在任期間が長い社外取締役候補者は、経営者との情実により左右され、独立性が低下していると外見的に判断される可能性が高いため、当該候補者の賛成率は低下する。
- 仮説 3 取締役会の出席率が 75%以下の社外取締役候補者は、モニタリングが有効に機能しておらず議決権行使助言会社から反対推奨を受ける可能性が高いため、当該候補者の賛成率は低下する。
- 仮説 4 機関投資家持株比率の高い企業は、より強いモニタリング圧力を受ける可能性が高く、独立性の高い社外取締役候補者を要求されるため、当該候補者の賛成率は低下する。
- 仮説 5 外国人持株比率の高い企業は、外国人投資家から社外取締役候補者の独立性に関する説明責任をより厳密に求められることから、経営者に独立性の高い社外取締役を候補者とするインセンティブが生じるため、当該候補者の賛成率は増加する。
- 仮説 6 委員会設置会社は、監査役設置会社と比較すると外国人株主だけでなく日本国内の株主からも独立性の高い社外取締役候補者を要求されるため、当該候補者の賛成率は低下する。

3 実証分析の枠組み

本節では実証分析の枠組みを説明する。実証分析に関しては、被説明変数を株主総会における賛成率、説明変数を独立役員届出の有無、開示加重要件の有無、在任期間、取締役会出席率、機関投資家持株比率、外国人持株比率、委員会設置会社採用の有無とし、回帰分析により両者の関係を分析する。以下では、まずサンプルと分析モデルについて説明する。その上で、被説明変数、説明変数について、それぞれの内容と変数として採用した理由を説明する。

3.1 サンプルと分析モデル

3.1.1 サンプル

本稿で用いるサンプルは、まず株式の流動性が高く株主が広く分散している日経平均採用銘柄（2011 年 7 月末時点）のうち、社外取締役を選任していない企業 54 社を除く 171 社の社外取締役を対象にした。ここで、社外取締役を含む取締役の任期は、会社法上原則として 2 年であるが、定款により 1 年に短縮することができる。社外取締役を選任している企業であれば、取締役の任期に係らず 2011 年度または 2010 年度の株主総会における開示結果から網羅的にサンプルを収集することが可能である。しかし、候補者個人別の賛成率を開示している臨時報告書の法定開示期間が 1 年間であるために、自発的なディスクロージャーを行っている企業を除き、2010 年度の臨時報告書を閲覧できない等の理由から、6 社の社外取締役を除外した。

したがって、最終的なサンプルは、日経平均採用銘柄のうち、社外取締役を選任しており、かつ取締役選任議案が提出された 2011 年度または 2010 年度の株主総会に係る臨時報告書において議決権行使結果を確認することができた 165 社 421 人の社外取締役を対象とした。

3.1.2 分析モデル

説明変数に独立役員届出の有無、開示加重要件の有無、在任期間、取締役会出席率、機関投資家持株比率、外国人持株比率、委員会設置会社採用の有無を用いることにより、社外取締役の賛成率を説明する。

(分析モデル)

$$\text{VOTFOR} = \alpha + \beta_1 \text{IDE} + \beta_2 \text{COND} + \beta_3 \text{TENURE} + \beta_4 \text{ATTEND} + \beta_5 \text{INST} + \beta_6 \text{OSIHL} + \beta_7 \text{COMITE}$$

ここで、被説明変数の VOTFOR は賛成率である。また、説明変数の IDE は独立役員届出の有無(有=1 とするダミー変数)、COND は開示加重要件の有無(有=1 とするダミー変数)、TENURE は在任期間、ATTEND は取締役会出席率(75%未満=1 とするダミー変数)、INST は機関投資家持株比率、OSIHL は外国人持株比率、COMITE は委員会設置会社採用の有無(有=1 とするダミー変数)である。なお、いずれの変数も株主総会が開催された 2011 年度または 2010 年度の決算日を基準にした数値を採用している。これは、株主が直近の株主総会招集通知等の会社情報に基づき議決権行使を判断すると考えられるためである。

被説明変数、説明変数の定義は表 3 に、基本統計量は表 4 に、相関係数は表 5 にそれぞれ記載のとおりである。

まず、簡単に議決権行使結果と社外取締役の独立性の関係を概観するために、賛成率の高低(平均値との比較)と独立役員届出の有無に関するクロス集計を行った。その内容は、表 6 に記載のとおりである。クロス集計をした結果に対して独立性のカイ 2 乗検定をしたところ有意水準 1 %で議決権行使結果と社外取締役の独立性には関係があるという結果となった。しかし、議決権行使結果に影響を及ぼす変数は社外取締役の独立性だけではないので、それらの影響を考慮して分析を行うため、回帰分析を用いることにした。

表 3 被説明変数・説明変数の定義

○被説明変数

変数名	略称	定義	データソース
賛成率	VOTFOR	株主総会における賛成の意思表示に係る議決権数の割合	臨時報告書

社外取締役の独立性と議決権行使結果との関係分析に関する一考察

○説明変数

変数名	略称	定義	データソース
独立役員届出の有無	IDE	独立役員として届出されている場合に1を与えるダミー変数	株主総会招集通知 東証 HP (注 1)
開示加重要件の有無	COND	独立役員届出上、開示加重要件に該当している場合に1を与えるダミー変数	独立役員届出書一覧
在任期間	TENURE	社外取締役としての在任期間 (新任候補者はゼロする)	株主総会招集通知
取締役会出席率	ATTEND	取締役会出席率が75%未満の場合に1を与えるダミー変数(新任候補者は75%以上と取り扱う)	株主総会招集通知
機関投資家持株比率	INST	外国人株式保有比率(除く外国法人判明分) + 信託 勘定株式保有比率 + 生保特別勘定株式保有比率	日経 NEEDS-Cges
外国人持株比率	OSIHLD	外国人の持株比率	有価証券報告書
委員会設置会社採用の有無	COMITE	機関形態として委員会設置会社を選択している場合に1を与えるダミー変数	株主総会招集通知

(注 1) 各社別コーポレート・ガバナンス報告書の開示情報

表 4 基本統計量

変数名	略称	平均値	中央値 (メディアン)	最大値	最小値	標準 偏差
賛成率	VOTFOR	92.721	94.63	99.83	62	6.562
独立役員届出の有無	IDE	0.812	1	1	0	0.390
開示加重要件の有無	COND	0.042	0	1	0	0.202
在任期間	TENURE	3.134	3	19	0	3.002
取締役会出席率	ATTEND	0.052	0	1	0	0.222
機関投資家持株比率	INST	40.403	39.94	66.04	3.67	13.217
外国人持株比率	OSIHLD	27.766	26.45	75.27	3.67	12.433
委員会設置会社採用の有無	COMITE	0.168	0	1	0	0.374

表5 相関係数

	VOTFOR	IDE	COND	TENURE	ATTEND	INST	OSIHLD	COMITE
VOTFOR	1							
IDE	0.313	1						
COND	-0.072	0.101	1					
TENURE	-0.228	0.025	0.014	1				
ATTEND	-0.448	-0.105	0.003	0.273	1			
INST	0.147	0.313	0.027	-0.150	-0.135	1		
OSIHLD	0.145	0.098	0.001	-0.086	-0.060	0.703	1	
COMITE	-0.027	0.086	-0.032	-0.058	-0.077	0.193	0.142	1

表6 賛成率と独立役員の有無に関するクロス集計

		賛成率		
		高	低	合計
独立役員	有	250	92	342
	無	23	56	79
	合計	273	148	421

3.2 被説明変数

本稿では、議決権行使結果を示す指標として賛成率を用いる。賛成率とは、行使された議決権数に占める賛成の意思表示に係る議決権数の割合をいう。賛成率の計算に際して、行使された議決権をどこまで厳密に集計範囲として含めるかは画一的に規則で定められているわけではないが、実務上は以下の算式によって計算されることが多く¹⁴、信託銀行が集計に関与しているため、正確性と会社間の比較可能性は担保されていると考えられる。したがって、本稿では各社の臨時報告書に記載されている賛成率をそのまま採用した¹⁵。

$$\text{賛成率} = \frac{\text{事前行使分に総会当日出席株主の議決権の一部を加算した賛成の議決権数}}{\text{事前に行使された議決権に当日出席株主の議決権を加算した数値}}$$

なお、サンプル企業の平均賛成率は表4から92.7%である。これは、2010年6月開催の株主総会における取締役選任議案の平均賛成率94.4%を若干下回る程度であるが、最大値と最小値の範囲が大きいという特徴を有している。

3.3 説明変数

3.3.1 独立役員届出及び開示加重要件の有無

説明変数として、独立役員としての届出の有無（独立役員として届出されている場合に 1 を与えるダミー変数）を用いる。これは、独立役員として証券取引所に届出されている社外取締役は届出されていない社外取締役よりも独立性が高いと認められるので、賛成率が増加するという仮説 1 の考え方に基づくものである。

ここで、東京証券取引所が規定する独立役員とは、「一般株主と利益相反が生じるおそれのない社外取締役または社外監査役」である¹⁶。このような抽象的な定義では、実務上の運用が困難なことから、利益相反が生じる恐れがあると判断される一定の事由¹⁷を規定しており、実務上の指針が示されている。しかし、一定の事由に該当することをもって直ちに独立性を否定する規定にはしていないため、一定の事由に該当しながらもなお独立役員として指定する場合には、その理由を開示することを要求している¹⁸。このことから一定の事由は、「開示加重要件」¹⁹と称されるが、この規定により、例えば主要な取引先出身者を安易に独立役員として届出ることを防ぎ、独立役員の実効性を担保しようとしている²⁰。

以上から、独立役員としての届出の有無を補完する説明変数として、開示加重要件（開示加重要件に該当している場合に 1 を与えるダミー変数）を加えることとした。これは、独立役員である社外取締役が、開示加重要件に該当している場合には、利益相反が生じる恐れがあり独立性に疑念が残るため、独立役員であっても賛成率が低下するという考え方に基づくものである。

なお、表 4 からサンプル企業では社外取締役の 81.2% が独立役員として届出されている。東京証券取引所上場企業全体では、社外取締役総数に占める独立役員として届出られた社外取締役の比率は 49.2%²¹であることから、サンプル企業では独立役員の制度を積極的に活用していることを示唆している²²。

3.3.2 在任期間

説明変数として、社外取締役の在任期間を用いる。これは、在任期間が長期化することで社外取締役の独立性が損なわれているとみなされ、賛成率が低下するという仮説 2 の考え方に基づくものである。在任期間は、株主の議決権行使の判断基準として重要であることから、株主総会召集通知（参考書類）への記載が要求されており²³、実務上は当該株主総会終結時までの就任年数が記載されるため、当該数値を用いた。また、新任候補者の在任期間は零として取り扱った。

なお、サンプル企業の平均在任期間は約 3.1 年であるが、新任候補者を除いても平均 3.9 年となっている。

3.3.3 取締役会出席率

説明変数として、取締役会の出席率（出席率が 75% 未満の場合に 1 を与えるダミー変数）を用いる。これは、取締役会の出席率が低い社外取締役は、社外からのモニタリングが機

能していないことから、賛成率が低下するという仮説 3 の考え方に基づくものである。社外役員を選任している会社は、株主総会招集通知（事業報告）において社外役員の主な活動状況を開示することが要求されており²⁴、株主は取締役会の開催回数及び社外取締役個人別の出席回数を把握することができる。これらの情報から社外取締役の出席率を算定した。

3.3.4 機関投資家持株比率

説明変数として、機関投資家持株比率を用いる。機関投資家は個人投資家に比べて積極的に経営を監視する能力や意思を持つ可能性が高い。したがって、これは機関投資家持株比率の高い企業では、独立性の高い社外取締役候補者を積極的に評価するため、賛成率が低下するという仮説 4 の考え方に基づくものである。機関投資家持株比率は、日経 NEEDS-Cges の定義にしたがっている²⁵。

3.3.5 外国人持株比率

説明変数として、外国人の持株比率を用いる。これは、外国人持株比率の高い企業では外国人投資家から社外取締役候補者の独立性に関する説明責任がより厳密に求められることから、経営者に独立性の高い社外取締役を候補者とするインセンティブが生じるため、賛成率が増加するという仮説 5 の考え方に基づくものである。外国人持株比率は、有価証券報告書に記載されている数値を用いた。

また、サンプル企業の外国人持株比率は平均 27.7%であるが、こちらも最大値と最小値の範囲が大きいという特徴を有している。

3.3.6 委員会設置会社

説明変数として、委員会設置会社採用の有無（機関形態として委員会設置会社を採用している場合に 1 を与えるダミー変数）を用いる。これは、委員会設置会社を採用している場合には、外国人株主だけでなく日本国内の株主からも独立性の高い社外取締役候補者を要求されるため、賛成率が低下するという仮説 6 の考え方に基づくものである。採用している機関形態は、株主総会招集通知（事業報告）から判断した。

4 実証分析の結果

4.1 社外取締役の独立性と議決権行使結果との関係

社外取締役の独立性と議決権行使結果との関係を示す推定結果は、表 7 に示されるとおりである。

表 7 推定結果

説明変数	略称	VOTFOR	
		係数	t 値
定数項	C	90.335	90.961***
独立役員届出の有無	IDE	5.360	7.285***
開示加重要件の有無	COND	-3.297	-2.501**
在任期間	TENURE	-0.301	-3.237***
取締役会出席率	ATTEND	-11.536	-9.219***
機関投資家持株比率	INST	-0.068	-2.230**
外国人持株比率	OSIHLD	0.099	3.263***
委員会設置会社採用の有無	COMITE	-1.702	-2.353**
サンプル数		421	
自由度修正済決定係数		0.313	

(注 1)***, **, *は, それぞれ回帰係数が 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

各説明変数のうち、独立役員届出の有無及び外国人持株比率は、賛成率に対して有意に正であることが示された。また、開示加重要件の有無、在任期間、取締役会出席率、機関投資家持株比率及び委員会設置会社採用の有無は賛成率に対して有意に負であることが示された。これらの実証結果は全て仮説と整合的である。

この結果は、日本の法制度上、独立性の高い社外取締役の選任が要求されていないなかで、株主は社外取締役の独立性に着目した議決権行使を既に開始している可能性があることを示している。また、説明変数のなかでも取締役会出席率が最も賛成率に影響を与えている。これは、株主が議決権行使助言会社の影響を受けて議決権行使していると捉えることができ、Cai et al. (2008)の実証研究の結果と整合的である。しかし、独立役員届出の有無が賛成率に対して有意に正であることを考慮すると、株主は単純に議決権行使助言会社の助言方針に準拠しているのではなく、その適宜を判断し選択的に採用していると捉えたほうが妥当と考える。

また、株主構成の観点からは、機関投資家持株比率の高い会社ほど社外取締役の独立性を厳密に要求するため、賛成率が低下することが示される一方で、外国人持株比率の高い会社ほど経営者には独立性の高い社外取締役を候補者とするインセンティブが生じるため、賛成率が増加することが示された。後者は、三輪(2010)と齋藤(2011)の実証研究の結果と整合的である。また、外国人持株比率の増加につれて独立役員の平均人数の増加を示すデータ²⁶と併せると、外国人持株比率の増大は独立役員の人数や独立性の水準をともに増加させていることを示している。このように外国人株主は日本企業のコーポレート・ガバナンスの向上に一定の影響を与えていると考えられるが、前者の事実をみると、国内機関投資家からの規律付けは未だ機能していないと考えられる。

更に、委員会設置会社を採用している企業ほど株主から独立性の高い社外取締役を要求されている可能性があることが示された。ただし、サンプルの中で委員会設置会社の社外取締役は13社71人と少ないことから、個別企業の要因が影響している可能性もある。

5 おわりに

本稿では、日本の大企業における社外取締役の独立性と議決権行使結果との関係に着目し、独立性と議決権行使結果との間には正の関係があるという考え方にに基づき、独立性の程度、在任期間、取締役会出席率、機関投資家持株比率、外国人持株比率、委員会設置会社の観点から6つの仮説をたて、両者の関係について分析した。分析の結果、独立役員届出の有無及び外国人持株比率は、賛成率に対して有意に正であることが示された。また、開示加重要件の有無、在任期間、取締役会出席率、機関投資家持株比率及び委員会設置会社採用の有無は賛成率に対して有意に負であることが示された。これらの実証結果は全て仮説と整合的であり、株主は社外取締役の独立性に着目した議決権行使を既に開始している可能性があることを示した。

企業のコーポレート・ガバナンスに与える影響に関しては、齋藤(2011)の研究のように社外取締役導入の決定要因として株主構成、取締役会構成、企業業績等に着眼した実証研究が多い。本稿は、2010年度から開示されることになった議決権行使結果を用いた実証分析を行った結果、従来までの研究に新たな視点を加えることができたと考えている。

なお、本稿では社外取締役の独立性に着目したことから、分析対象は社外取締役の議決権行使結果に限定した。このため、社内取締役や監査役を含めた全役員の議決権行使結果を含めた分析、業績が議決権行使結果に与える影響、議決権行使に係る社内取締役と社外取締役との比較分析については考慮しなかった。これらを含めたより詳細な分析を行うことについては今後の課題としたい。

¹ 詳細は、<http://www.tse.or.jp/listing/yakuin/>を参照のこと。その概要は本稿3.3.1に記載している。

² みずほ信託銀行株式戦略企画部編「臨時報告書における議決権行使結果開示の事例分析」『別冊商事法務』No348, 149。

³ 会社法第2条第15項の定義に基づく社外取締役をいい、独立性は要求されていない。

⁴ 石田(2011)「2011年ISS議決権行使助言方針」『商事法務』No1925, 32。

⁵ 齋藤(2011)は、独立社外取締役を会社法上の社外取締役から重要なビジネス関係がある企業からの社外取締役、相互に取締役となっている社外取締役、銀行員(退職者を含む)出身の社外取締役を除外した者と定義している。

⁶ 詳細は、安江英行(2011)「日米英のコーポレート・ガバナンスの状況と比較分析(上)・(下)」『商事法務』No1904, 25-34, No1905, 52-60, 及び東京弁護士会会社法部(2011)「社外取締役の独立性について」『法律実務研究』2011年3月号137-139を参照のこと。

⁷ 本文は、http://www.jacd.jp/news/odid/051013_01report.pdfを参照のこと。

⁸ 東京証券取引所(2011)『東証上場会社コーポレート・ガバナンス白書2011』18。

⁹ 東京証券取引所(2011)「独立役員届出書の集計結果」2。

¹⁰ ISS(2011)“2011 Japan Proxy Voting Guidelines Summary” 7-8。

- ¹¹ 一般社団法人日本取締役協会「独立取締役の現状と課題」『別冊商事法務』No359, 27-29.
- ¹² アジア・コーポレート・ガバナンス協会が2008年5月に発表した「日本のコーポレート・ガバナンス白書」では、全ての上場企業が最低3人の独立社外取締役を可及的速やかに指名すること、中期的には独立社外取締役が取締役会の3分の1、長期的にはこれを2分の1まで増やすように提言している。
- ¹³ 経済同友会(2011)「法制審議会「会社法制部会」への意見」(http://www.doyukai.or.jp/policyproposals/articles/2010/pdf/110228a_02.pdf), 日本経済団体連合会(2010)「企業の競争力強化に資する会社法制の実現を求める－会社法制の見直しに関する基本的考え方」(<http://www.keidanren.or.jp/japanese/policy/2010/068/honbun.pdf>)は、ともに社外取締役の選任義務化に対して反対意見を表明している。
- ¹⁴ みずほ信託銀行株式戦略企画部編「臨時報告書における議決権行使結果開示の事例分析」『別冊商事法務』No348, 82-87.
- ¹⁵ この点に関して、Cai et al. (2008)は、個別の賛成率から当該会社に係る全取締役の平均賛成率を控除した超過率を用いている。このような詳細な分析については今後の課題としたい。
- ¹⁶ 東京証券取引所 有価証券上場規程第436条の2第1項。
- ¹⁷ 東京証券取引所 上場管理等に関するガイドラインⅢ5(3)の2aからe. 一定の事由とは、例えば、親会社又は兄弟会社の業務執行者、主要な取引先又はその業務執行者等、役員報酬以外に多額の金銭その他の財産を得ているコンサルタント、会計専門家又は法律専門家等である。
- ¹⁸ 東京証券取引所 有価証券上場規程施行規則第211条第4項第5号。
- ¹⁹ 東京証券取引所 独立役員Q&A。
- ²⁰ 2011年7月29日時点で東京証券取引所へ届出られた独立役員のうち、全体の6.1%にあたる278名が開示加重要件のいずれかに該当している。また開示加重要件に該当する独立役員のうち76.6%にあたる213名が「上場会社の主要な取引先又はその業務執行者であった者」に該当している。(東京証券取引所(2011)「独立役員届出書の集計結果」2-3)
- ²¹ 東京証券取引所(2011)『東証上場会社コーポレート・ガバナンス白書2011』39。
- ²² 本稿では、日本における大企業、特に日経平均採用企業に焦点をあてた分析であるので分析結果を見る際には注意が必要である。
- ²³ 会社法施行規則第74条第4項第7号。
- ²⁴ 会社法施行規則第124条第4号。
- ²⁵ 再編等の影響により機関投資家持株比率のデータが欠損していた2社は、簡便的に外国人持株比率の数値により代替した。
- ²⁶ 東京証券取引所(2011)『東証上場会社コーポレート・ガバナンス白書2011』40, 図表48。

(参考文献)

- 大村敬一, 首藤恵, 増子信(2001), 「機関投資家の役割とコーポレート・ガバナンス－機関投資家によるコーポレート・ガバナンスに関するアンケート調査結果から－」財務省財務総合政策研究所『ファンナショナル・レビュー』第60号
- 齋藤卓爾(2011), 「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」, 宮島英昭編著『日本の企業統治』東洋経済新報社181-213.
- 三輪晋也(2010), 「日本企業における取締役会の構成と外国人株主の株式所有」国士舘大学政経学会『国士舘大学政経論叢』105-127.
- 米澤康博, 橋本基美(2002), 「新たな局面を迎えたわが国機関投資家による議決権行使」『証券アナリストジャーナル』2002年5月号5-21.
- Cai, J., J.L. Garner and R.A. Walkling (2008), “Electing Directors”, Working Paper. (available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1101924>)
- Fischer, P.E., J.D. Gramlich, B.P. Miller and H.D. White(2009), “Investor Perceptions of Board Performance: Evidence from Uncontested Director Elections”, Working Paper. (available at SSRN:

<http://ssrn.com/abstract=928843>)

Harris, M. and A. Raviv (2008), “A Theory of Board Control and Size”, Working Paper. (available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=607861>)

企業の情報セキュリティ事故による株価への 影響に関する実証研究

Empirical Study on the Impact of Stock Price by Corporate Information Security Incidents

田中 勝行¹
Katsuyuki Tanaka

(論文要旨)

本研究の目的は、企業が起こした情報セキュリティ事故の公表が株価へ与える影響を検証することである。「日本における情報セキュリティ事故の公表は、企業の株価に負の影響を与える」、「情報セキュリティ事故の公表は、IT 企業の事故の方がその他の業種タイプの企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」、「情報セキュリティ事故の公表は、ISMS 認証取得企業の事故の方が未取得の企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」という3つの仮説を立て、イベントスタディ手法を用いて公表された163件の情報セキュリティ事故を統計的に分析した。その結果、情報セキュリティ事故の公表は企業の株価に負の影響を与えること、IT 企業の方が影響が大きいこと、さらにISMS 認証取得企業の方が影響が大きいことが明らかになった。

1 はじめに

情報通信技術(Information and Communication Technology. 以下、ICT)が進歩し生活が便利になる一方で、情報漏えい、情報改ざん、コンピュータウイルスの感染、システムのサービス停止など、情報セキュリティ事故は毎日のように発生している。企業は事故を起こしてしまうと、顧客に対する損害賠償や自社内での原因調査や再発防止のためにコストが発生し、さらには信頼の失墜につながる。ICT が進化するに従い、事故も高度化、多様化してきており、情報セキュリティ対策は一時的な対策ではなく、維持し改善していかなければならない。一方、対策が重要であると認識されているが、リーマンショック以降の経済不況で ICT 投資への抑制が強まる中、情報セキュリティ関連の投資を減少させる企業が増えているⁱ。情報セキュリティは、その技術的な難解さなどのため経営者から見た場合、投資の判断が非常に困難になる場面も少なくない。情報セキュリティ事故のようなオペレーショナルリスクやレピュテーションリスクは一度顕在化すると多額の損害を与える

¹ 青山学院大学 国際マネジメント研究科

反面、リスクが顕在化しにくいいため、経営者は情報セキュリティに対して投資を行うインセンティブが働きづらい側面がある。また情報セキュリティ対策に多様化のため事故防止の投資効果の評価が難しく、情報セキュリティ投資に消極的な態度を取っている経営者が多い。

著者が企業の情報セキュリティ投資がセキュリティ向上に及ぼす影響を、経済産業省が実施した平成 21 年度情報処理実態調査の個票データを統計的に分析した結果ⁱⁱ、情報セキュリティ対策は技術的な対策よりも従業員への情報セキュリティ教育、セキュリティポリシーの策定、内部統制の整備強化などの組織的対策が情報セキュリティ事故を防止する効果に有効であることを明らかにした。

一方、情報セキュリティ事故が企業に与える影響を企業に対する想定損害賠償総額ⁱⁱⁱで量的に表したのが、図 1 である。2007 年度は漏えい人数が極めて多い、大きな情報漏えい事故が 2 件発生したため、想定損害賠償総額が高額となっているが、それを除いてもこの数年間の想定損害賠償総額は 1000 億円から 5000 億円となっている。情報セキュリティ事故一件あたりの想定損害賠償額の推移を図 2 に示した。これによるとこの数年の一件あたりの想定損害賠償額は 7500 万円から 5 億円である。この図が示していることから情報セキュリティ事故の発生及びその事故の公表が、企業価値に影響を与えているのではないかと考えられる。

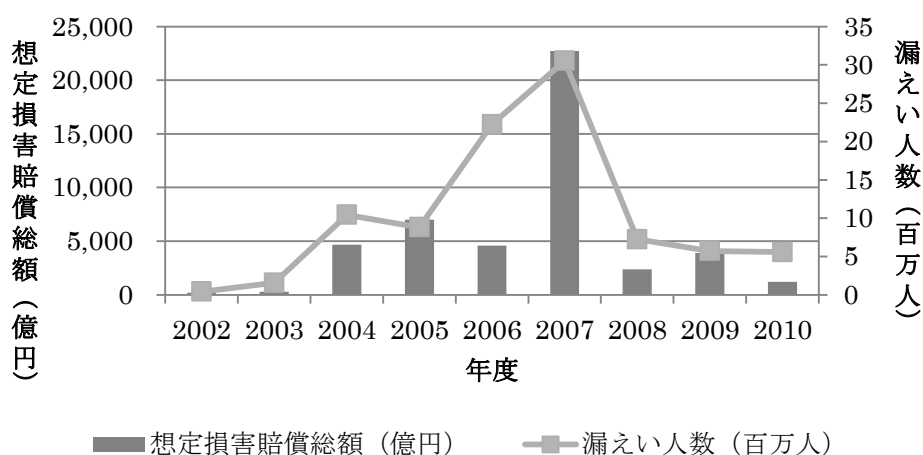


図 1 情報漏えい人数と想定損害賠償総額の推移^{iv}

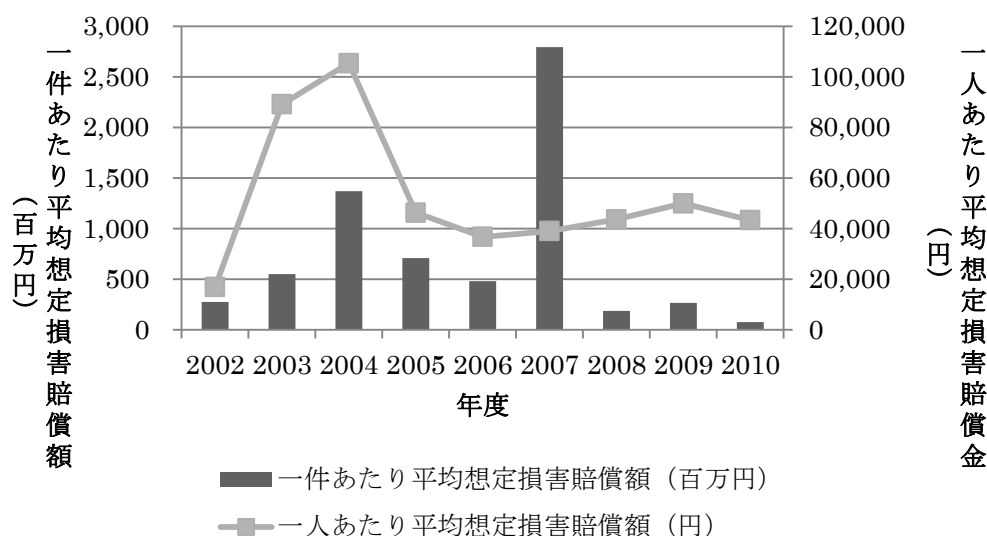


図 2 一件あたりの平均想定損害賠償額と一人当たり平均想定損害賠償金の推移^{vi}

実際、2011 年 4 月に発生したソニー株式会社の個人情報漏えい事故では 7700 万人分の情報が流出し、事故公表の翌日にはソニー株が 4 % 下落した。仮に一人当たり 1,000 円の補償額として、800 億円近くのコストが発生する。また顧客に多額の賠償金の支払いを迫られるとの懸念もあり、投資家が持ち株を縮小したことにより、株価が下落した。

企業価値をどのように定義するか、企業価値をどのように計測するかは本研究の重要なテーマのひとつであるが、本研究では定量的に判断が可能である株価を用いて検証を行った。株価はある時点の企業に関するあらゆる公式な情報によって決まるので、企業価値を数値的に評価できる最良の指標であると考えた。企業の情報セキュリティ事故が当該企業の株価に及ぼす影響を検証することができれば、企業の経営者が情報セキュリティへの投資判断する際の合理的な意思決定の判断材料のひとつとして、利用することに貢献できると考える。

以上のように、企業の情報セキュリティ事故が企業価値、すなわち株価に与えている影響について、公表されているデータから検証することが本研究の目的である。

本研究の構成としては、第 2 章で本研究と関連性が高い先行研究について述べ、そこでの議論から仮説を構築する。第 3 章では、実際の収益率のデータを使って株価への影響について検証を行う。最後に第 4 章では本研究のまとめと今後の課題について述べる。

2 先行研究と仮説

2.1 先行研究

本研究分野では、企業の情報セキュリティと企業価値との関係に着目したいいくつかの研究がある。情報セキュリティ投資は、株価に不利に影響する悪意あるセキュリティ攻撃を減らす効果があること、さらに情報セキュリティ製品やサービスに対する高い要求が情

報セキュリティ対策に肯定的な見方として伝えられ、企業の株価の増加と関連していることが報告されている(Khansa and Liginlal, 2009). また不正アクセスや機密情報の流出などの脅威の増加が、情報セキュリティの取り組みを企業のITマネジメントの中核と位置づけるようになってきている(Dutta and McCrohan, 2002). 実際、グローバル組織の90%が情報セキュリティは事業を成功させるのに非常に重要であると考えている(Ernst, 2003). 一般に情報セキュリティ対策の目的は事業を継続することを保証することであり、さらには評判やブランドイメージを守ることである(Nash, 2008). 企業がネットワークを強化することや、ウェブサイトをセキュアにするために情報セキュリティに予算を継続的に増加させているが、情報セキュリティマネジメントに対する最も大きな障害は不十分な予算である(Ernst, 2008). 2003年に行われたグローバルなセキュリティ調査では、平均して企業は情報セキュリティ対策にIT予算の6%しか使っていない(Ernst, 2003). また情報セキュリティに十分な財源を得ることの主な障害は情報セキュリティ投資に対するリターンを正当化することが困難なことである(Cavusoglu et al., 2004). 予防技術および情報セキュリティ投資の最大の効果は「悪いことが何も起きないこと」である. よって内的または外的な要因によるウイルス攻撃やセキュリティ侵害などのセキュリティ事故の本当のコストを解明することは効果的なセキュリティマネジメントの戦略および方針を作成するのと同様に重要なことである.

しかしながら、セキュリティ事故のコストの評価は多くの企業ではしばしば無視されている. それは情報セキュリティ投資のコストと利益構造を定量化することの困難さが理由の一つである. この困難さの主な原因は経済的、財務的な分析のための正確な評価指標や効果的な手法がないことによるところが大きい. さらに分析を複雑にさせている理由は、セキュリティ事故が有形と無形の両方のコストに影響を与えているからである(Mercuri, 2003).

コンピュータウイルスやセキュリティ事故の目に見えるコストについて、多くの報道やレポートがあるが、これらの数字のほとんどは、正確性や信頼性の点で問題がある. その理由のひとつはセキュリティ事故自身を検出することや、たとえばコンピュータ攻撃を検出することが実際に攻撃されている数より少ないことによる. また検出された攻撃やコンピュータ侵害の検出のすべての事故が報告されているとは考えられないからである. 情報漏えい事故のために、どのくらい顧客の信頼やロイヤリティを失ったかという目に見えないコストを算出することは極めて困難である. 加えて、当該企業のその後の法的なコスト、たとえば損害賠償額などを事前に見積もることもほとんど不可能である.

このようにセキュリティ事故の本当のコストを見積もることは非常に難しいので、直接的なコストを見積もる代わりに代替の手段を用いる研究がされている. Ohlsonモデル式(Ohlson, 2001)を基にして、情報セキュリティに関する事故の自発的公表の市場価値を統計的に分析している(Gordon et al., 2010). Ohlsonモデル式は企業の株価を、貸借対照表の純資産額および損益計算書の当期純利益を用いて表現しているが、それに情報セキュリティ

事故の公表の有無などの要素を追加して分析している。その結果、情報セキュリティに関する事故の自発的公表は当該企業の市場価値に影響を与えることを示している(Gordon et al., 2010)。

また最近では、情報セキュリティ事故の潜在的なコストの代替手段として、イベントスタディの手法を用いて当該企業の株価に対するセキュリティ事故の影響を見積る研究がされている。株価はある時点の企業に関するすべての公式な情報によって決まる企業価値に反映されると仮定できるので、特定の事故による株価の変動は、市場操作を受ける会計情報を基にした測定より効果的に、事故の財務的な影響を図ることができる(McWilliams and Siegel, 1997)。イベントスタディの手法は、会計、財務、マネジメントなどの分野で応用されている。IT関連では、IT投資の影響を企業の市場価値で測る研究がある(Dehning et al., 2003)。また、Eコマースの発表の影響(Subramani and Walden, 2001)、Webトラフィックの発表の影響(Benbunan-Fich and Fich, 2004)をイベントスタディで分析している研究がある。イベントスタディの手法を使用して、セキュリティ侵害が公表された後に、当該企業の企業価値に影響を与えるか否かを、累積超過収益率(CAR: cumulative abnormal return)を用いた実証研究が行われている。1995年から2000年までの米国企業を対象に、情報セキュリティ侵害の中でも機密性の高い情報の場合には、企業価値がネガティブに反応することが確認されている(Campbell et al., 2003)。また1996年から2001年までの米国企業を対象に、侵害の種別、企業の規模、業種について分析した結果、情報セキュリティ侵害によって、2.1%の企業価値が損なわれ、企業規模が小さくなるほど損害幅が大きくなると報告されている(Cavusoglu et al., 2004)。さらに情報セキュリティに関連したイベントに対する株式市場の反応を、情報セキュリティ侵害の要因、ビジネスの種別、産業、侵害の種別、発生した年、イベントウインドの長さなどの効果を考慮した研究がある(Yayla and Hu, 2011)。この研究では最近のEコマース企業は古くからある伝統的な会社よりも大きなネガティブな株価の反応を示すことを明らかにしている。日本での研究では情報セキュリティ投資と企業価値をイベントスタディの手法を用いて研究したものがある(高藪 et al., 2010)。この研究では企業の情報セキュリティ投資が市場にアナウンスされると株価が上昇すること、またクレジットカード情報の漏えい事故が企業価値に負の影響を与えると述べている。

情報セキュリティ事故による影響をイベントスタディの手法を用いた先行研究を表1のようにまとめることができる。イベントスタディによる情報セキュリティ事故による企業価値への影響を研究した先行研究では、情報セキュリティ事故の種類を限定した研究が多い。たとえばDos攻撃のみを対象とした研究(Hovav and D'Arcy, 2003)、(Ettredge and Richardson, 2003)、(Garg et al., 2003)、ウイルス攻撃のみを対象とした研究(Hovav and D'Arcy, 2004)、クレジットカード情報の漏えい事故を対象とした研究(高藪 et al., 2010)などである。これらの研究では表2のような種類の情報セキュリティ事故の公表が株価に影響を与えているかを分析している。一方、Yayla and Hu(2011)は、情報セキュリティ事故の

種別間での影響の違い、さらに年代や E コマース企業と非 E コマース企業との比較を分析している。DoS 攻撃を受けた企業の株価は有意に影響を受けているが、それ以外の事故の場合は影響がない。

また 2000 年以前の事故の公表は株価に影響を与えているが、2000 年以降の事故の公表は株価に影響を与えていない。さらに E コマース企業は情報セキュリティ事故の公表が株価に有意に影響を与えているが、非 E コマース企業では影響はないと報告されている(Yayla and Hu, 2011)。

本研究では情報セキュリティ事故の種別に注目するのではなく、事故を公表した企業の特徴に着目し、どのような企業が情報セキュリティ事故を公表した場合、株価への影響が大きいかを分析する。

表 1 イベントスタディによる情報セキュリティ事故の企業価値への影響に関する研究

Author	Sample Size	Sample Period	Events Windows	Results
Campbell et al.(2003)	43	1995-2000	[-1,1]	全サンプルと非機密情報の事故に対しては不十分なネガティブな反応 機密情報に対する事故に対しては十分にネガティブな反応
Hovav and D'Arcy(2003)	20	1998-2002	[-1,0] [-1,1] [-1,5] [-1,10] [-1,25]	全サンプルに対して不十分なネガティブな反応。Dos攻撃のみを対象。
Ettredge and Richardson(2003)	4	2000	[0,0] [0,1] [0,2]	十分なネガティブな反応 ただし、調査した対象は2000年2月に発生したDoS攻撃のみを対象。
Garg et al.(2003)	22	1999-2002	[0,0] [0,1] [0,2]	全サンプルに対して十分なネガティブな反応 Different effect sizes among type of security breaches 以下の4つのタイプ (1) DoS, (2)クレジットカード情報の流出, (3)顧客情報の流出, (4)Webサイトの改竄
Hovav and D Arcy (2004)	186	1988-2002	[0,0] [0,1] [0,5] [0,10] [0,20]	全サンプルに対して不十分なネガティブな反応 ウイルス攻撃のみを対象。
Cavusoglu et al.(2004a)	66	1996-2001	[0,0] [0,1]	全サンプルに対して十分なネガティブな反応 ビジネスタイプ、企業規模、イベントの期間 セキュリティ事故のタイプに対しては不十分なネガティブ。タイプとしては (1)DoS, (2)その他。
高藪 他(2010)	10	2004-2008	[-10,10]	クレジットカード情報の漏えい事故に関してネガティブな反応
Yayla and Hu(2011)	123	1994-2006	[-1,1] [-1,5] [-1,10]	E-コマース企業はその他の企業よりもネガティブな反応 DoS攻撃は他のセキュリティ事故よりもネガティブな反応 近年に発生したセキュリティ事故の方が、インパクトが少ない

表 1 は、Yayla and Hu(2011)に基づいて著者が作成した。

表 2 情報セキュリティ事故

情報セキュリティ事故	説明
情報漏えい	組織内部の機密情報が外部に漏れてしまうこと。
不正アクセス	攻撃者がアクセス権限のない情報に不正にアクセスすること。
ウイルス感染	自分自身の複写、又は自分自身を変更した複写を他のプログラムに組み込むことによって繁殖し、感染したプログラムを起動すると実行されるプログラムがコンピュータシステムに入り込むこと。
DoS（攻撃）	攻撃者が目標のWebサイトに対して、膨大な数の要求パケットを送りつけることによりWebサーバを過負荷状態にして、Webサイトの本来のサービスを提供できないようにすること。
Webサイト改ざん	攻撃者が目標のWebサイトに対して、Webサイトの情報、たとえば記載内容やロゴなどを不適切な内容に書き換えたり、一部または全部のファイルを削除したり、Webサイトを停止させたりすること。

2.2 仮説 1

ある企業の株価のネガティブな反応の予測は、その企業の評価に対する効率的市場仮説 (Efficient Market Hypothesis . 以下, EMH) がベースに議論されている (Fama, 1970). EMH によれば、投資家は入手できるすべての情報を考慮して、企業価値を V_t と評価する。ここで V_t はある時点 t の将来のキャッシュフローの割引価値である。市場に新しい情報が公表された時、投資家は自らの評価を変更する。例えば、時点 $(t+1)$ の企業の価値は V_{t+1} となる。ここで V_t と V_{t+1} の差分 ΔV は新しい情報による企業価値の変化を表している。もしこの情報がポジティブだと考えられた場合には、 ΔV は正の値となる。情報セキュリティ事故の公表に対する株式市場の反応は、将来の企業の継続性と成長に関して投資家の見識が反映される。投資家は情報セキュリティ事故を当該企業の将来のキャッシュフローに対する潜在的な脅威と考えるので、 ΔV は負の値となる。企業固有の情報セキュリティ事故は明白なコストおよび実体のないコストの両方の原因となるので、投資家はそのようなコストを短期的には企業の業績に逆効果になると見なす。また現在のデジタル社会において企業にとって極めて重要な機密性の高い顧客情報や企業情報、情報資産などを守ることに企業が無力であると判明すれば、その企業の情報セキュリティ事故は長期的に、企業の株価に負の影響を与えると考えることができる。以上の議論から本研究では、まず「日本における情報セキュリティ事故の公表は、企業の株価に負の影響を与える」という仮説に焦点をあてた検証を行う。この仮説を以下では仮説 1 とする。

2.3 仮説 2

情報セキュリティ事故によって被害を受けた企業のソフトウェア製品、ハードウェア製品、たとえばオペレーティングシステム、ウイルス検出ソフトウェア、侵入検出ソフトウェア、ファイアウォールなどの有効性や信頼性について、顧客、ユーザ、投資家は疑問をもつと考えられる。しかしそのような製品の欠陥に加えて、情報セキュリティ事故は貧弱なセキュリティ管理が原因とも考えられる。適当なセキュリティポリシーやソフトウェアのパッチ管理を実装することに怠ったり、不適切な古い技術を使っているような企業では、情報セキュリティ事故を起こす可能性が高い。顧客や投資家はコンピュータやネットワーク、ソフトウェアを開発設計する IT 企業はセキュリティ管理が着実に実施されており、

非IT企業よりも情報資産を守っていると考えられる。したがってIT企業が自らのシステムやデータを守ることに失敗した時、投資家は情報セキュリティ事故に対して、非IT企業の場合よりもより強いネガティブな反応をすると考えた。EMHによれば、投資家は合理的な期待により、新しい情報によって自らの期待値を改める。したがってIT企業が情報セキュリティ事故を起こした場合には投資家の信用や信頼をより失う。そこで「情報セキュリティ事故の公表は、IT企業の事故の方がその他の業種タイプの企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」という仮説を仮説2とする。

2.4 仮説3

最後に情報セキュリティ対策を着実に実施している企業に着目する。ISMS (Information Security Management System) 適合性評価制度は情報資産を様々な脅威から守り、リスクを軽減させるための総合的な情報セキュリティマネジメントシステムの運用を評価するものである。そして企業が積極的に情報セキュリティマネジメントシステム (PDCA サイクル) を回し、運用しているかが監査される。ISMSの構築と認証については日本工業規格の JIS Q 27001(ISO/IEC27001)という規格に準拠している。組織によって、その組織が所有する情報資産に対するリスク (情報漏えい、紛失、改ざんなど) は様々であり、対応も多様である。ISMSでは各組織が各組織自体によるリスク評価に基づいて、必要なセキュリティレベルを定め、計画的に資源を配分して、情報セキュリティマネジメントシステムを運用することを要求している。情報セキュリティ事故を予防するための処置を予防処置といい、これまでに実施していなかった新たな管理策を実施する。これは組織の戦略の変更や、組織を取り巻く環境の変化に伴って新たな脅威やぜい弱性が対象となるためである。ISMS認証取得企業または組織が積極的に情報セキュリティ運用に取り組んでいる第1の理由は情報セキュリティ事故の予防である。これらの取得組織では情報セキュリティ事故発生による自社への影響度を十分に認識している。よって取得企業は情報セキュリティ事故を起こす確率も低いのではないかと考えられ、投資家からすれば、この点においては信用・信頼を得ると考えられる。しかしこの信頼が裏切られた場合の失望感は未取得企業よりも大きく、株価の大幅な下落に導くものと考えた。したがって「情報セキュリティ事故の公表は、ISMS認証取得企業の事故の方が未取得の企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」という仮説を仮説3とする。

次章で以上の3つの仮説について実証分析する。

3 実証分析

3.1 分析手法

3.1.1 イベントスタディ手法

本研究で使ったイベントスタディ手法について述べる。

企業*i*の情報セキュリティ事故 (イベント) の新聞発表日を $t = 0$ として、企業*i*の株価収益率をマーケット・インデックスの収益率を用いて次の(1)式のようにモデル化にする。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、

R_{it} : t 日における企業 i の日次収益率

R_{mt} : t 日における市場(TOPIX)の日次収益率

ε_{it} : t 日における企業 i の誤差項

である。ただし、 t 日は企業 i のイベントの新聞発表日 ($t = 0$) からの相対である。たとえば $t = 10$ はイベントの新聞発表日から 10 日後を表す。

ここで $\hat{\alpha}_i$ と $\hat{\beta}_i$ を(1)式の最小自乗法を使って新聞発表日前のある期間で推定した値とすると、企業 i の t 日における収益率の理論値と実際の収益率との差、すなわち超過収益率 AR_{it} (Abnormal Return) は、

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (2)$$

となる。なお今回の実証では、推定期間を $t = -220$ から $t = -20$ の 200 日間とした。

また超過収益率 AR_{it} を情報セキュリティ事故の新聞発表日 ($t = 0$) を含む期間 $[t_1, t_2]$ (イベントウインド) で集積した累積超過収益率 CAR_i は、

$$CAR_i = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (3)$$

となる。さらにイベントウインド $[t_1, t_2]$ の全企業の累積超過収益率の平均値 $\overline{CAR}$ は、

$$\overline{CAR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i \quad (4)$$

となる。同一企業で情報セキュリティ事故が複数回、発生する場合がある。その場合はそれぞれの事故に対して、各推定期間で、 $\hat{\alpha}_i$ と $\hat{\beta}_i$ を(1)式の最小自乗法で推測する。ただしイベントウインドと推定期間は重ならないとする。

3.1.2 イベントの抽出方法と結果

イベントの抽出は日経テレコン 2 1 を使用して行った。検出の期間は 1996 年 1 月 1 日から 2011 年 6 月 19 日である。検索キーワードは、

(個人情報 OR 顧客情報 OR 企業情報 OR 従業員情報) AND (流出 OR 漏えい)
および

不正アクセス OR ウイルス感染 OR Dos OR ((Web OR サイト) AND 改ざん)
である。本研究で扱った情報セキュリティ事故について表 2 にまとめた。

抽出の結果、4877 件の新聞記事を抽出した。抽出したイベントから推定ウインド及びイベントウインドの期間において株価が存在する日本の上場企業を抽出した。さらに、新聞記事の内容が重複するもの、推定ウインドがイベントウインドと重なるもの、イベントウインド期間内に、たとえば業績発表などの株価に影響を与えるような発表があったイベントを削除した。その結果、最終的にはイベント数 163 件、企業数 109 件、うち IT 企業 29 件、非 IT 企業 134 件、ISMS 取得企業 32 件、ISMS 未取得企業 131 件となった。なお IT

企業、非 IT 企業の分類は企業の東証の「業種分類」において“電気機器”及び“情報・通信業”である企業を IT 企業、それ以外を非 IT 企業とした。

3.1.3 平均の差の検定

仮説 2 と仮説 3 では、それぞれ 2 つのグループに分けてイベントスタディを行った。仮説 2 では IT 企業と非 IT 企業、仮説 3 では ISMS 認証取得企業と ISMS 認証未取得企業である。2 つのグループの $\overline{CAR}$ はイベントスタディ手法で算出できるが、この 2 つのグループの $\overline{CAR}$ に差があるのか、すなわち 2 つのグループで情報セキュリティ事故の公表が株価に与える影響に違いがあるのかを判断するには「平均の差の検定」を行う必要がある。そこで帰無仮説 (H_0 : 2 つのグループの $\overline{CAR}$ の差は 0 である) を立てて、分散が等しくないと仮定した 2 標本による t 検定を行った。

3.2 分析結果

3.2.1 仮説 1

抽出した全イベント 163 件の新聞発表に対する株価の反応を図 3 に示す。図 3 の横軸は新聞発表日の一日前（営業日）を t_1 とした場合 ($t_1 = -1$) の t_2 の値であり、縦軸はウィンド $[t_1, t_2]$ の $\overline{CAR}$ を示している。発表日翌日で -0.852%，5 日後では -1.106%，10 日後では -1.199% の下落となっており、それぞれ 1% 水準で有意であった。情報セキュリティ事故の発表後に株価が下落した結果は、仮説 1 の「日本における情報セキュリティ事故の公表は、企業の株価に負の影響を与える」を支持するものである。2004 年から 2008 年を期間として、主に情報関連産業を対象に検証した(高藪 et al., 2010)の報告と同様の結果となった。また Yayla and Hu(2011)が行った米国企業を対象にした 123 件の情報セキュリティ事故の分析と同様の結果が得られた。

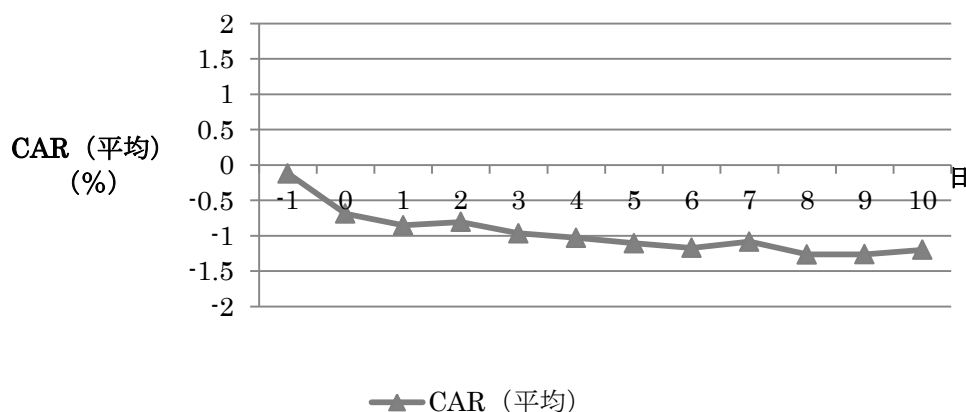


図 3 全情報セキュリティイベントの CAR (平均)

表 3 仮説 1・全情報セキュリティイベント

イベントウィンド	CAR(平均)	t値	p値
[-1,1]	-0.852	-4.729	0.0000 ***
[-1,5]	-1.106	-3.428	0.0004 ***
[-1,10]	-1.199	-2.909	0.0021 ***

***は 1%水準で有意であることを示している。

3.2.2 仮説 2

IT 企業が情報セキュリティ事故を発表した場合と非 IT 企業が情報セキュリティ事故を発表した場合に対する株価の反応を図 4 に示す。IT 企業の場合、 $\overline{CAR}$ の下落は翌日で-1.192%、5 日後で-2.352%、10 日後で-2.643%となり、非 IT 企業の場合は、翌日で-0.808%、5 日後で-0.887%、10 日後で-0.890%となった。いずれの下落も有意となっている。非 IT 企業では 3 日後で-0.878%の下落で、その後横ばい状態となっているが、IT 企業では 5 日後よりさらに 10 日後では下落の傾向があり、情報セキュリティ事故の公表に対する株価への負の影響が長期間にわたって継続していることがわかる。また IT 企業の場合と非 IT 企業の場合の平均の差の検定では、翌日では有意ではなかったが、5 日後、10 日後ではいずれも有意な結果となった。よって仮説 2 の「情報セキュリティ事故の公表は、IT 企業の事故の方がその他の業種タイプの企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」を支持する結果となった。Yayla and Hu(2011)の分析では非 IT 企業は 5 日後、10 日後では $\overline{CAR}$ の下落は有意ではなく、結果が異なっている。

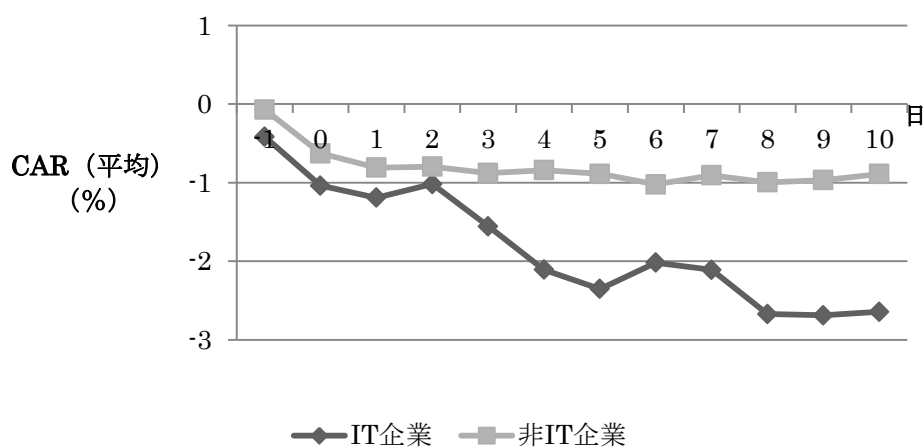


図 4 IT 企業と非 IT 企業の CAR (平均)

表 4 仮説2・業種タイプ別

イベント	イベント数	ウインドウ	CAR(平均)	t値	p値
IT企業	29	[-1,1]	-1.192	-2.305	0.0144 **
		[-1,5]	-2.352	-3.924	0.0003 ***
		[-1,10]	-2.643	-3.049	0.0025 ***
非IT企業	134	[-1,1]	-0.808	-4.298	0.0000 ***
		[-1,5]	-0.887	-2.419	0.0085 **
		[-1,10]	-0.890	-1.912	0.0290 **

***, **はそれぞれ 1%, 5%水準で有意であることを示している。

表 5 仮説2・平均の差の検定

ウインド		IT企業	非IT企業
[-1,1]	平均	-1.192	-0.808
	p値	0.490	
[-1,5]	平均	-2.352	-0.887
	p値	0.042	**
[-1,10]	平均	-2.643	-0.890
	p値	0.081	*

**, *はそれぞれ 5%, 10%水準で有意であることを示している。

3.2.3 仮説3

ISMS 認証を取得している企業が情報セキュリティ事故を発表した場合と ISMS 認証を取得していない企業が情報セキュリティ事故を発表した場合に対する株価の反応を図 5 に示す。ISMS 取得企業の場合、 $\overline{CAR}$ の下落は翌日で-1.191%, 5 日後で-2.272%, 10 日後で-2.899%であった。また ISMS 未取得企業の場合は翌日で-0.792%, 5 日後で-0.849%, 10 日後で-0.742%であった。いずれの下落も有意となっている。図 7 から ISMS 未取得企業の場合は、短期的な下落に止まり、翌日の-0.792%の下落後、ほぼ横ばいになっている。一方、ISMS 取得企業は 5 日後より 10 日後ではさらに下落しており、長期の間、情報セキュリティ事故の公表が影響していると考えられる。また ISMS 取得企業の場合と ISMS 未取得企業の場合の平均の差の検定では、翌日は有意ではなかったが、5 日後と 10 日後はいずれも有意な結果となった。よって仮説3の「情報セキュリティ事故の公表は、ISMS 認証取得企業の事故の方が未取得の企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」を支持する結果となった。

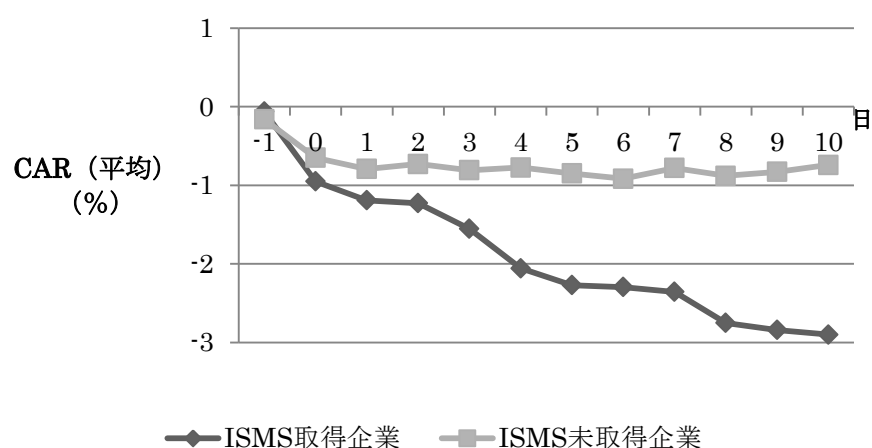


図 5 ISMS 認証取得企業と未取得企業の CAR (平均)

表 6 仮説 3・ISMS 認証取得の有無

イベント	イベント数	ウインドウ	CAR(平均)	t値	p値
ISMS取得企業	32	[-1,1]	-1.191	-2.516	0.0086 ***
		[-1,5]	-2.272	-3.900	0.0002 ***
		[-1,10]	-2.899	-2.606	0.0070 ***
ISMS未取得企業	131	[-1,1]	-0.792	-4.120	0.0000 ***
		[-1,5]	-0.849	-2.273	0.0123 **
		[-1,10]	-0.742	-1.696	0.0462 **

***, **はそれぞれ 1%, 5%水準で有意であることを示している。

表 7 仮説 3・平均の差の検定

ウインド		ISMS取得企業	ISMS未取得企業
[-1,1]	平均	-1.191	-0.792
	p値	0.439	
[-1,5]	平均	-2.272	-0.849
	p値	0.044	**
[-1,10]	平均	-2.899	-0.742
	p値	0.078	*

**, *はそれぞれ 5%, 10%水準で有意であることを示している。

4 おわりに

本研究では既存のイベントスタディ手法を使って、「日本における情報セキュリティ事故の公表は、企業の株価に負の影響を与える」という仮説を立てて検証した。その結果、情報セキュリティ事故を公表した企業の株価は、その直後に有意に下落していた。このことは、日本企業が情報セキュリティ事故を起こした場合、企業価値にネガティブに影響を与え得ると言える。また「情報セキュリティ事故の公表は、IT企業の事故の方がその他の業種タイプの企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」という仮説を立てて検証した。その結果、IT企業、非IT企業ともに事故の公表直後に有意に下落していた。

しかも IT 企業と非 IT 企業の差の検定の結果、有意に差があり、IT 企業の方が非 IT 企業よりも有意に株価に与える影響が大きいことが明らかになった。情報セキュリティ事故は、たとえばオペレーティングシステム、ウイルス検出ソフトウェア、ファイアウォールなどの IT 製品と密接に関係している。IT 企業が自らの社内 IT システムに精通していることは当然であると考えられるので、企業が構築した社内 IT システムの有効性に顧客、ユーザ、投資家が疑問をもち、信用や信頼の失墜は非 IT 企業以上に大きいと考える。さらに「情報セキュリティ事故の公表は、ISMS 認証取得企業の事故の方が未取得の企業の事故より、企業の株価により大きな負の影響を与える」という仮説を立てて検証した。ISMS 認証取得企業は未取得企業よりも情報セキュリティに対する取り組みが投資家から信用・信頼を得ていると考えられるので、事故を起こした時の反動が未取得企業よりも大きいと考える。

本研究では2つのグループ間での平均の差の検定を行い、どちらのグループがより影響が大きいかを分析した。先行研究では差の検定を実施している例はなく、この点において本研究は新規性があるものとする。

本研究の課題は、情報セキュリティ事故の種別には焦点を当てていないことである。事故によっては企業価値に与える影響が違わないかという点、たとえば情報漏えい事故の場合とそれ以外の事故の場合の影響度に違いについてさらに詳細に検証していく必要がある。情報漏えい事故の影響が大きい仮定した場合、漏えいした情報の種別によっても株価の反応は違ふとさらに仮説を立てることができる。たとえば情報漏えい事故の場合、クレジットカード番号や銀行口座番号などの人の財産に脅威を与える種類の情報の漏えいは、その他の個人情報、たとえば氏名、生年月日、住所、電話番号、メールアドレスなどの情報漏えいよりも影響が大きいといった仮説を、イベントスタディ手法を使って検証できる。また仮説3で ISMS 認証取得企業の方が未取得企業よりも情報セキュリティ事故を公表した場合、株価への負の影響が大きいことが判明した。この結果を考慮すると株価の維持という観点からすると ISMS 認証を取得しない方が得策であると言える。そこで ISMS 認証取得企業は情報セキュリティ事故を発生させる可能性が低いことが言えれば、ISMS 認証の取得の意義を主張できると考える。よって今後、ISMS 認証の取得の有無と情報セキュリティ事故の発生の可能性について検証を進める必要がある。

著者は経済産業省が実施した平成21年度情報処理実態調査の個票データを統計的に分析して、組織的対策への情報セキュリティ投資がセキュリティ事故の防止に効果的であることを明らかにした。そして本研究では情報セキュリティ事故の公表が企業価値に負の影響を与えることを明らかにした。すなわち適切な情報セキュリティへの投資が事故を防止し、その結果、企業価値を維持する要因の一つになることを、実際のデータを用いて統計的に示すことができた。以上の成果が、企業が情報セキュリティへの投資や事故予防の活動に積極的に取り組むことへの動機付けになれば本研究は意義のあるものだと考える。

(参考文献)

- Benbunan-Fich, R. and Fich, E. M. (2004). Effects of Web Traffic Announcements on Firm Value. *International Journal of Electronic Commerce*, 8, 161-181.
- Campbell, K., Gordon, L. A., Loeb, M. P. and Zhou, L. (2003). The Economic Cost of Publicly Announced Information Security Breaches: Empirical evidence from the stock market. *Journal of Computer Security*, 11, 431-448.
- Cavusoglu, H., Mishra, B. and Raghunathan, S. (2004). The Effect of Internet Security Breach Announcements on Market Value: Capital market reactions for breached firms and internet security developers. *International Journal of Electronic Commerce*, 9, 70-104.
- Dehning, B., Richardson, V. J. and Zmud, R. W. (2003). The Value Relevance of Announcements of Transformational Information Technology Investments. *Mis Quarterly*, 637-656.
- Dutta, A. and Mccrohan, K. (2002). Management's Role in Information Security in a Cyber Economy. *California Management Review*, 45, 67-87.
- Ernst & Young (2003). *Global Information Security Survey 2003*, London, UK, Ernst & Young LLP.
- Ernst & Young (2008). *Global Information Security Survey 2008*, London, UK, Ernst & Young LLP.
- Ettredge, M. L. and Richardson, V. J. (2003). Information Transfer among Internet Firms: The case of hacker attacks. *Journal of Information Systems*, 17, 71-82.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25, 383-417.
- Garg, A., Curtis, J. and Halper, H. (2003). Quantifying the Financial Impact of IT Security Breaches. *Information Management & Computer Security*, 11, 74-83.
- Gordon, L. A., Loeb, M. P. and Sohail, T. (2010). Market Value of Voluntary Disclosures Concerning Information Security. *Mis Quarterly*, 34, 567-594.
- Hovav, A. and D'arcy, J. (2003). The Impact of Denial of Service Attack Announcements on the Market Value of Firms. *Risk Management and Insurance Review*, 6, 97-121.
- Hovav, A. and D Arcy, J. (2004). The Impact of Virus Attack Announcements on the Market Value of Firms. *Information Security Journal: A Global Perspective*, 13, 32-40.
- Khansa, L. and Liginlal, D. (2009). Quantifying the Benefits of Investing in Information Security. *Communications of the ACM*, 52, 113-117.
- McWilliams, A. and Siegel, D. (1997). Event Studies in Management Research: Theoretical and empirical issues. *The Academy of Management Journal*, 40, 626-657.
- Mercuri, R. T. (2003). Analyzing Security Costs. *Communications of the ACM*, 46, 15-18.

- Nash, S. K. 2008. The Global State of Information Security. *CIO Magazine*.
- Ohlson, J. A. (2001). Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective. *Contemporary Accounting Research*, 18, 107-120.
- Subramani, M. and Walden, E. (2001). The Impact of E-commerce Announcements on the Market Value of Firms. *Information Systems Research*, 12, 135-154.
- Yayla, A. A. and Hu, Q. (2011). The Impact of Information Security Events on the Stock Value of Firms: The effect of contingency factors. *Journal of Information Technology*, 26, 60-77.
- 高籾, 学., 澤谷, 拓. and 村田, 晴. (2010). 情報セキュリティ投資の企業価値に与える影響－イベントスタディによる－. *証券経済学会年報*, 158-164.
- 独立行政法人情報処理推進機構 (IPA) (2010). *情報セキュリティ白書 2010*.

-
- i 「2010 年国内情報セキュリティ市場 企業ユーザ動向調査：セキュリティ投資の動向」(IDC Japan)
- ii 「企業の情報セキュリティ投資によるセキュリティ効果の実証研究」(青山学院大学 2010 年度国際マネジメント研究科研究奨励賞応募論文)
- iii NPO 日本ネットワークセキュリティ協会による想定損害賠償額算定の方法
- (1) 事前調査
報道されたセキュリティ事故を調査・集計する。同時に過去のプライバシー権侵害や名誉毀損の判例を調査する。ここでは「宇治市住民基本台帳データ大量漏えい事件控訴審判決 大阪高等裁判所 平成 13 年 (ネ) 第 1165 号 損害賠償請求控訴事件」を参考にした。
 - (2) 分析
集計した事故の被害者数, 漏えい情報種別, 漏えい原因, 漏えい経路などを分析する。
 - (3) 算出式作成
算出式の入力項目を決定し, 算定式を策定する。入力項目は, 漏えい情報の価値, 漏えい組織の社会的責任度, 事後対応評価とした。また, 弁護士などの専門家の意見も取り入れた。
 - (4) 検証
策定した算定式の信憑性をはかるため, 先の宇治市の事例に当てはめ, 算定式で得られた結果と実際の判決による損害賠償額と比較した。Yahho!BB, 及び TBC の判決との比較も行った。その結果, 同程度の数値が得られた。
なお算定結果は, あくまでも「もし被害者全員が賠償請求したら」という“仮定”に基づくものであり, 実際に各事故においてその金額が支払われたものではない。
- iv 「情報セキュリティ事故に関する調査報告書」(2002～2010 年度) (NPO 日本ネットワークセキュリティ協会) に基づいて, 筆者作成。
- v 「一人当たりの平均想定損害賠償額」は, 事故毎の「一人当たりの想定損害賠償額」の平均金額である。よって全事故の「一人当たりの想定損害賠償額」を合計し, 「事故総件数」で除算して, 「一人当たりの平均想定損害賠償額」を算出している。「想定損害賠償額の合計」を「漏えい人数の合計」で除算した値ではない。
- vi 「情報セキュリティ事故に関する調査報告書」(2002～2010 年度) (NPO 日本ネットワークセキュリティ協会) に基づいて, 筆者作成。

投稿論文執筆要綱附則

- (1) 文字フォントは MS 明朝体を使い，論文タイトルは 16pt，見出しは，章については 12pt，節は 11pt，本文は 10.5pt を用いてください．ただし，タイトルは邦文の論文の場合，邦文タイトルに続いて，英文タイトルも記述してください．
- (2) 邦文の論文の場合，日本語の執筆者名，および，ローマ字での執筆者名を 12pt で記述して下さい．
- (3) タイトル，執筆者名に続いて 400 字以内の邦文要旨、および 250 語以内の英文の要旨をつけて下さい．
- (4) 文章の句読点は「，」と「．」を使ってください．また，特殊文字（メール等で文字化けの可能性のある文字），たとえば①②等は用いないようにして下さい．
- (5) 漢字，ひらがな，カタカナ以外（アルファベット，数字，/等）は，半角で入力して下さい．
- (6) 数式の変数は可能な限りイタリックで表示してください．ただし，exp, log, lim 等と数字，大文字のギリシャ文字は立体を用いて下さい．また， $\therefore$ $\forall$ $\exists$ などの略号はできるかぎり使わずに言葉で表現してください．数式番号は(1)，(2)・・・のようにカッコ付きの通し番号とし，数式の右側に配置して下さい．
- (7) 本文を章や節に分ける場合は，以下の例のような表記方法に従って下さい．(1)，(2)・・・①，②・・・などは用いないようにお願いします．

例： 1 はじめに
 2 これまでの研究
 2.1 理論
 2.2 実証
 2.2.1 日本
 2.2.2 米国
 ...

- (8) 注は論文の最後にまとめ，本文の挿入該当箇所に下記のように肩付の通し番号を付けて下さい．
詳しくは注を参照³．
- (9) 引用文献は下の例に倣って作成し，本文や注の後にまとめて下さい．また記載の方法については以下の規則に従ってください．
 - (a) 日本語文献，外国語文献の順．
 - (b) 日本語文献は，姓の「あいうえお」順．
 - (c) 外国語文献は，Family Name の「アルファベット」順．

- (d) 同一著者の場合は「発表年」順、同一年に発表された論文が複数ある場合は、発表年の後に a, b, c・・・を付けて区別してください。たとえば (1985a), (1985b) など。

引用文献の書き方の例

小林孝雄 (1991), 「株式の理論価格：現代ポートフォリオの視点」『証券アナリストジャーナル』 29(5), 1-11.

福田祐一, 齊藤誠 (1997), 「フォワード・ディスカウント・パズル：展望」『現代ファイナンス』 1, 5-18.

米澤康博, 丸淳子 (1984), 『日本の株式市場』東洋経済新報社.

Modigliani, F., and E. Perotti (2000), "Security Markets versus Bank Finance: Legal Enforcement and Investors' Protection," *International Review of Finance* 1(2), 81-96

Shleifer, A. (2000), *Inefficient Markets*, Oxford University Press

補足説明

- ・ 第 29 巻第 5 号は'29(5)'と表現し、巻がなく通号だけの雑誌の場合、たとえば第 1 号は'1'とだけ表現してください（書き方の例の小林論文と福田/齊藤論文がそれぞれに対応）。英文についてもこれに準じてください。
- ・ 巻号あるいは通号の表記がない雑誌で、季節(夏, Fall 等), 月(1 月, June 等), 日付等が記載されている場合には、それを雑誌名の後に記してください。ただし、巻号、あるいは通号のある雑誌については不要です。雑誌以外の引用文献（たとえば新聞等）もこれに準じてください。
- ・ 巻号、通号、季節/日付等の記載のない引用文献については、必要と思われる情報を適宜引用文献名の後に記して下さい。
- ・ ディスカッション・ペーパー等を引用する場合もこれに準じて必要な情報を記して下さい。
- ・ 雑誌などを引用する場合には、書き方の例に倣ってページ数を最後に記して下さい。'ページ', 'p.', 'pp.'等の表記は不要です。
- ・ 単行本については上記の例のように出版社を明示してください。

- (e) 本文中や注で引用する場合は、著者名(発表年)として下さい。例えば, 小林 (1991) , Shleifer (2000) など。また共同論文を引用する場合は著者名の間に日本語文献では『・』外国語文献では著者名の間を『and』を入れてください。たとえば, 米澤・丸(1984), Modigliani and Perotti(2000)など。執筆者が三名以内のときはすべての著者名を列挙し、三名を超える場合には適宜 'et al.' あるいは「・・・他」を用いて下さい。

- (10) 図表は見やすく整理し、必要最低限に絞るようお願いします。

- (a) 図表は図と表に分けて通し番号を付け、次の例のようにそれぞれ表題を記して下さい。表の縦罫線ははずして下さい。また本文中に挿入して下さい。

例：

表 1 投稿論文の採用状況

年 度	投稿論文数	採録論文数	採択率
1993	15	9	60%
1994	20	11	55%
1995	25	12	48%

(注)年度区分は当初の投稿時点による。

- (b) プリンターから打ち出された膨大な量のアプトプットをそのまま添付することは避けてください。
 - (c) 図は原則として本文中に挿入されたものを使用しますので、そのつもりで作成をお願いいたします。
 - (d) カラー印刷の図表は避けてください。図表は白黒印刷でも識別しやすいように作成してください。
- (11) 誤りを少なくするため、数式についてはできる限り簡潔な表現をお願いします。
- (a) 通常あまり使われない表現や複雑な表現は避けてください。例えば、 $f(x)$ が複雑なときは $e^{f(x)}$ の代わりに $\exp\{f(x)\}$ を用いたり、添え字の添え字などは避けるようお願いします。
 - (b) 数式の導出過程や計算プロセスなど長々と記述することのないようお願いします。ただし、審査の効率化のため、必要に応じて、省略された導出、計算過程を別紙に記入して添付してください。掲載の際には読者の求めに応じて導出、計算過程を提供する用意がある旨を付記し、要求のあった読者には送付するなどの措置をとっていただければ、なお結構です。
- (12) なお、論文の分量は特に規定を設けておりません。論文の論旨展開上不可欠であれば無理に短くする必要はありません。ただし、編集委員会が冗長だと判断すれば、カットをお願いすることもあります。
- (13) 投稿された論文は採否を問わず返却しません。
- (14) 採録論文の著作権は青山学院大学大学院国際マネジメント学会に属します。
- (15) 論文の電子データは以下のメールアドレスまで添付しておくってください。

IMR@gsim.aoyama.ac.jp

また、そのハードコピーを青山学院大学大学院国際マネジメント研究科合同研究室まで提出してください。

投稿規程

(学会誌の目的)

第1条

国際マネジメントおよびその関連分野の研究を活性化し，発展に資することを目的とする．採録する論文は，国際マネジメントおよびその関連分野の理論，実証，応用に関する邦文あるいは英文の論文とする．

(応募資格)

第2条

学会誌への投稿者は青山学院大学大学院国際マネジメント学会の正会員，学生会員，および修了生会員でなければならない．

(論文の審査および掲載)

第3条

論文の掲載可否については指導教官の許可にもとづき編集委員会がこれを決める．審査結果によっては論文の修正が要請される．

(書式および送付先)

第4条

論文の書式および送付先については論文執筆細則に定める．

平成 25 年 3 月 発 行

発行 東京都渋谷区渋谷 4-4-25

青山学院大学大学院国際マネジメント学会

青山学院大学大学院国際マネジメント研究科附置・

国際マネジメント学術フロンティア・センター

INTERNATIONAL MANAGEMENT REVIEW

Volume 2 March 2013

Impact of Gender Diversity on Disclosure Quality in Corporate Web Sites
· · · · · Junichi Hayashi (1)

(Prize Paper at 2011 Students Prize Paper Contest
in Graduate school of International Management)

Association between the Independence of Outside Directors and Director Election
Results in Japan · · · · · Daisuke Ikeuchi (23)

Empirical Study on the Impact of Stock Price by Corporate Information Security
Incidents · · · · · Katsuyuki Tanaka (40)

