

CSR と株価急落リスク

Research Report
2014年11月11日社会システム研究所
アナリスト 呂 潔
主任研究員 中嶋 幹

要 約

本稿では、企業のCSRの取り組みがガバナンスの弱さを補完することにより株価急落リスク（crash risk）が低減することを明らかにした Kim et al.[2014]の分析方法に即して、わが国企業におけるCSRの取り組みと株価急落リスクの関係を検証する。わが国においては、コーポレートガバナンス・コード策定に関する有識者会議が8月にスタートするなど、企業のガバナンス改革が緒に就いたばかりである。わが国企業におけるCSRの取り組みとガバナンスが株価急落リスクに与える影響を明らかにすることは、学術的のみならず実務的な観点からも意義があると考えられる。

分析の結果、わが国企業におけるCSRの取り組みが株価急落リスクを低減する効果はみられなかった。この結果は、ガバナンスの弱い企業においても同様である。次に、ガバナンスの要因が株価急落リスクに与える直接的な影響を推計した結果、ガバナンス自体にも株価急落リスクを低減する効果はみられなかった。これらの結果は、いくつか検討の余地を残すものの、わが国企業のガバナンスが十分機能していないことを示唆している可能性がある。

目次

1. はじめに
2. 分析方法
 - 2.1 CSRの測定方法
 - 2.2 株価急落リスクの測定方法
 - 2.3 記述統計および推定方法
3. 分析結果
 - 3.1 CSRの取り組みが株価急落リスクに与える影響
 - 3.2 ガバナンスが株価急落リスクに与える影響
 - 3.3 株価急落リスクに関する解釈：再考
4. おわりに

1. はじめに

本稿では、Kim et al.[2014]の分析方法に即して、わが国企業における CSR の取り組みと株価急落リスク (crash risk) の関係について検証する。Kim et al.[2014]は、米国市場について CSR の取り組みと株価が急激に下落するリスクの間に負の関係がみられることを示しており、この結果は、主としてガバナンスの弱い企業において、CSR の取り組みがガバナンスの弱さを補完する効果として機能することを明らかにしている。彼らは、この結果の解釈として、CSR に取り組む企業は、情報開示の透明性が高く、自社にとって都合の悪い情報であっても、すぐに開示する (less bad news hoarding) 可能性を挙げている。すなわち、CSR の取り組みに積極的な企業は、自社の本当の状態を常に株主に開示しているため、株価の急落リスクが低いわけである。逆に自社にとって都合の悪い情報を迅速に開示しない企業では、その後情報が明かされると、株価の急落リスクが高くなるということである。

本稿の目的は、Kim et al.[2014]が明らかにした知見が当てはまるかどうか、わが国企業について確認することである。とりわけ、わが国においては、コーポレートガバナンス・コード策定に関する有識者会議が8月にスタートするなど、企業のガバナンス改革が緒に就いたばかりである。そのような中で、CSR の取り組みとガバナンスのメカニズムを明らかにすることは、学術的のみならず実務的な観点からも意義があると考えられる。

本稿の主要な結論は、以下の通りである。第1に、Kim et al.[2014]の分析結果とは異なり、わが国企業における CSR の取り組みが株価急落リスクを低減する効果はみられなかった。この結果は、ガバナンスの弱い企業においても同様である。第2に、ガバナンスの要因が株価急落リスクに与える直接的な影響を推計した結果、ガバナンス自体に株価急落リスクを低減する効果はみられないことが明らかとなった。

本稿は以下のように構成される。第2章では、分析方法について説明する。第3章では、分析結果を示した上で、ガバナンスが与える影響について若干の考察を行う。第4章で本稿のまとめを行う。

2. 分析方法

2.1 CSR の測定方法

本稿では、CSR 企業総覧 (東洋経済新報社) の CSR 評価データを用いる。このデータは、東洋経済新報社が2006年より毎年、(1)人材活用、(2)環境、(3)社会性、(4)企業統治のサブカテゴリについて実施した CSR 調査を基に、AAA、AA、A、B、C の5段階で評価される。ここでは、CSR の取り組みとガバナンスの関係性について分析するために、(4)企業統治を除いた(1)~(3)の合計を CSR スコアとして算出する。なお、業種の影響を排除するために、ピア業種企業 (東証 33 業種) の CSR スコア ($IND_CSR_{i,t}$) の最小値および最大値により、業種レベルで 0~1 の値となるように標準化する (①式)。

$$CSR_SCORE_{i,t} = \frac{CSR_{i,t} - \min(IND_CSR_{i,t})}{\max(IND_CSR_{i,t}) - \min(IND_CSR_{i,t})} \quad - \text{①}$$

2.2 株価急落リスクの測定方法

次に、株価急落リスクの算出方法について説明する。株価急落リスクは、2段階で推計される。第1段階では、②式で示される資産価格モデルをOLS推定することにより、企業固有のリターン ($W_{i,s}$) を推計する。ここで、 $r_{i,s}$ は企業 i に関する週次 (s) の株式リターンを表し、 $r_{m,s}$ は TOPIX の週次リターンを表す。企業固有のリターンは、OLSにより推計された残差 ($\hat{\varepsilon}_{i,s}$) の対数として定義される (③式)。

$$r_{i,s} = \alpha_i + \beta_{1,i}r_{m,s-2} + \beta_{2,i}r_{m,s-1} + \beta_{3,i}r_{m,s} + \beta_{4,i}r_{m,s+1} + \beta_{5,i}r_{m,s+2} + \varepsilon_{i,s} \quad -②$$

$$W_{i,s} = \ln(1 + \hat{\varepsilon}_{i,s}) \quad -③$$

第2段階では、第1段階で推計された企業固有のリターンを用いて、2種類の株価急落リスク指標を算出する。最初の指標は、企業固有のリターンから年次 (t) の歪度 ($NCSKEW_{i,t}$) として算出される (④式)。株価急落リスクが大きいと $NCSKEW_{i,t}$ の値が大きくなるように、マイナス1が掛けられる¹。

$$NCSKEW_{i,t} = - \frac{n(n-1)^2 \sum_s (W_{i,s} - E[W_i])^3}{(n-1)(n-2) (\sum_s (W_{i,s} - E[W_i])^2)^{3/2}} \quad -④$$

n : 企業固有のリターンの観測数

$E[W_i]$: 企業固有のリターンの期待値

2番目の指標は、当該決算年度における企業固有のリターンの平均に対して、企業固有のリターンが平均を上回る場合 (Up) と下回る場合 (Down) におけるボラティリティ (年次) の比 ($DUVOL_{i,t}$) として算出される (⑤式)。Down 時のボラティリティが相対的に大きい場合には、株価急落リスクが大きいと判断される。

$$DUVOL_{i,t} = \log \left[\frac{\sum_{Down} (W_{i,s} - E[W_i])^2 / (n_d - 1)}{\sum_{Up} (W_{i,s} - E[W_i])^2 / (n_u - 1)} \right] \quad -⑤$$

n_u (n_d) : 企業固有のリターンが同リターンの年次平均を上回る (下回る) 場合の観測数

$E[W_i]$: 企業固有のリターンの期待値

¹ 下方リスクが大きい場合、左側の裾野の厚い分布となり、歪度はマイナスとなる。

2.3 記述統計および推定方法

分析に使用する変数の定義を図表 1 に示す。前節で説明した株価急落リスクは、被説明変数として用いる (Panel A)。説明変数は、2.1 節で説明した CSR スコアのほか、株価急落リスクに対する他の要因をコントロールするために、Panel B に示す変数を用いる。このほか、ガバナンスとの関係性を確かめるために、Panel C に示す変数を用いる。

図表 1 変数の定義

| 変数 | 表記 | 詳細 |
|---------------------|--------------------------|--|
| Panel A: 被説明変数 | | |
| 株価急落リスク | Ncskew _t | 企業固有の週次リターン(W)の年次歪度(④式) |
| | Duvol _t | 企業固有の週次リターン(W)に関するボラティリティの比(⑤式) |
| Panel B: 説明変数(ラグ変数) | | |
| CSRスコア | Csr_score _{t-1} | CSR評価データ(東洋経済新報社)から計算されるCSRスコア(①式) |
| 株価急落リスク | Ncskew _{t-1} | 企業固有の週次リターン(W)の年次歪度(④式) |
| | Duvol _{t-1} | 企業固有の週次リターン(W)に関するボラティリティの比(⑤式) |
| 株式回転率 | Dto _{t-1} | 月次の株式回転率(出来高(月次)/発行済株式数)の年次平均に関する前年度変化 |
| リターン | Ret _{t-1} | 企業固有の週次リターン(W)の年次平均 |
| 時価簿価比率 | Mb _{t-1} | 株式時価総額/純資産 |
| 企業規模 | Size _{t-1} | 株式時価総額の自然対数 |
| ボラティリティ | Sigma _{t-1} | 企業固有の週次リターン(W)の年次ボラティリティ |
| 長期有利子負債比率 | Lev _{t-1} | 長期有利子負債/総資産 |
| 総資産経常利益率 | Roa _{t-1} | 経常利益/総資産 |
| 裁量的会計発生高 | Abacc _{t-1} | 営業キャッシュフローと当期純利益の差のうち、経営者の裁量によって生じる額の絶対値(具体的な推計方法は、修正ジョーンズモデルに基づく) |
| Panel C: ガバナンス変数 | | |
| ガバナンススコア※ | Gdis | ガバナンス開示情報をもとに、ブルムバーグ社が算定するスコア |
| 社外取締役比率 | Odr | 取締役人数に占める社外取締役の比率 |
| 社外取締役数 | NoOd | 社外取締役の人数 |
| 委員会設置会社ダミー | Comm | 委員会設置会社の場合に1、それ以外は0 |
| 独立取締役数 | NoID | 独立取締役の人数 |
| 機関投資家持株比率 | Inst | 所有者別持株数合計に占める年金持株数および外国人持株数の比率 |

※ 企業の開示状況を数値化し、0~100までの範囲で示しているものである。

(出所) NFI 作成

図表 1 に示す変数について、業種ダミー ($DIndustry_t$) および年度ダミー ($DYear_t$) を加えた⑥式で示される定式化の下で回帰分析 (OLS 推定) を行う。異常値の影響を避けるために、全ての変数について、上下 1%の閾値を超える場合には、上下 1%の値に置き換える処理を行う (winsorization)。なお、説明変数は全て 1 期のラグ変数を用いる。CSR の取り組みが株価急落リスクを低減する場合には、CSR スコア (Csr_score_{t-1}) の推計パラメータ (β_1) はマイナスとなると予想される。

$$Crash_risk_t = \beta_0 + \beta_1(Csr_score_{t-1}) + \beta_2(Crash_risk_{t-1}) + \beta_3(Dto_{t-1}) + \beta_4(Ret_{t-1}) + \beta_5(Mb_{t-1}) + \beta_6(Size_{t-1}) + \beta_7(Sigma_{t-1}) + \beta_8(Lev_{t-1}) + \beta_9(Roa_{t-1}) + \beta_{10}(Abacc_{t-1}) + \beta_m(DIndustry_t) + \beta_n(DYear_t) + \epsilon_t$$

- ⑥

分析に使用するサンプルは、CSR 企業総覧に掲載される東証 1 部上場企業のうち、一般事業会社（除く、公益セクター）である。連結決算発表企業については、連結データを優先して使用する。分析期間は 2006～2013 年度までであり、2006～2012 年度の説明変数を用いて、2007～2013 年度の被説明変数に対する回帰分析を行う。なお、各年度において、26 週の週次リターンが得られないサンプルについては、当該年度の分析データから除外する²。サンプルの記述統計を図表 2 に示す。

図表 2 サンプルの記述統計

| | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
|-----------|-------|--------|--------|--------|--------|
| Nc skew | 3,873 | -0.142 | 0.726 | -4.665 | 3.569 |
| Du vol | 3,873 | -0.077 | 0.343 | -1.461 | 1.715 |
| Csr_score | 3,288 | 0.573 | 0.279 | 0.000 | 1.000 |
| Dto | 3,873 | 0.003 | 0.099 | -1.095 | 2.005 |
| Ret | 3,873 | -0.001 | 0.001 | -0.015 | 0.000 |
| Mb | 3,873 | 1.081 | 0.730 | -0.571 | 12.502 |
| Size | 3,873 | 11.322 | 1.695 | 6.982 | 16.816 |
| Sigma | 3,873 | 0.037 | 0.016 | 0.007 | 0.161 |
| Lev | 3,241 | 0.124 | 0.104 | 0.000 | 0.549 |
| Roa | 3,786 | 0.052 | 0.051 | -0.390 | 0.517 |
| Abacc | 3,873 | 0.034 | 0.034 | 0.000 | 0.412 |
| Gdis | 3,291 | 44.459 | 7.149 | 17.857 | 62.500 |
| Odr | 3,289 | 13.993 | 15.433 | 0.000 | 88.890 |
| NoOd | 3,287 | 1.318 | 1.493 | 0.000 | 13.000 |
| Comm | 3,873 | 0.034 | 0.181 | 0.000 | 1.000 |
| NoID | 2,798 | 0.885 | 1.321 | 0.000 | 13.000 |
| Inst | 3,873 | 0.187 | 0.134 | 0.001 | 0.769 |

(出所) NFI 作成

3. 分析結果

3.1 CSR の取り組みが株価急落リスクに与える影響

図表 3 は、⑥式の推計結果を示したものである。株価急落リスクに対するリーマンショックの影響を考慮して、全期間を対象にしたケース（モデル①～②）に加えて、2008, 2009 年度のデータを除いたケース（モデル③～④）についても推計した³。それぞれの分析期間について、2 つの株価急落リスク（Nc skew : モデル①、モデル③ ; Du vol : モデル②、モデル④）に対する回帰分析の結果を示している。各列における上段の数値は推計パラメータであり、下段の括弧内の数値は標準誤差を表している。CSR スコア (Csr_score) の推計パラメータをみると、いずれのモデルにおいても有意性はみられない。この結果は、Kim et al.[2014]とは異なるものであり、わが国においては CSR の取り組みが株価急落リスクを低減するような効果はみられないことを示唆している。

² 2014 年度については、13 週の週次リターンが得られないサンプルを分析データから除外する。

³ 同様に、東日本大震災の影響を考慮して、2010～2011 年度のデータを除くケースも試すことにより、主要な結論が変わらないことを確認している。

図表3 推計結果（全期間および2008, 2009年度を除く）

| | 全期間 | | 2008, 2009年度を除く | |
|----------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| | モデル① Ncskew | モデル② Duvol | モデル③ Ncskew | モデル④ Duvol |
| Csr_score | 0.046 (0.068) | 0.026 (0.033) | 0.050 (0.084) | 0.024 (0.042) |
| Ncskew | 0.038* (0.020) | | 0.057** (0.023) | |
| Duvol | | 0.027 (0.020) | | 0.052** (0.024) |
| Dto | 0.082 (0.181) | 0.046 (0.090) | 0.035 (0.200) | 0.028 (0.099) |
| Ret | -86.162 (62.526) | -34.931 (32.378) | -110.129* (63.077) | -41.792 (33.369) |
| Mb | 0.041 (0.036) | 0.030* (0.016) | 0.054 (0.043) | 0.037* (0.019) |
| Size | 0.056*** (0.016) | 0.021*** (0.007) | 0.059*** (0.020) | 0.023** (0.009) |
| Sigma | -6.886** (3.200) | -3.280** (1.619) | -9.005*** (3.453) | -3.884** (1.758) |
| Lev | -0.179 (0.166) | -0.084 (0.081) | -0.251 (0.198) | -0.128 (0.095) |
| Roa | 0.711 (0.445) | 0.234 (0.211) | 0.582 (0.558) | 0.057 (0.264) |
| Abacc | 0.496 (0.409) | 0.430** (0.216) | 0.467 (0.495) | 0.376 (0.254) |
| Constant | -0.297 (0.265) | -0.092 (0.141) | -0.358 (0.283) | -0.159 (0.146) |
| Industry dummy | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year dummy | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 2,757 | 2,757 | 2,138 | 2,138 |
| R-squared | 0.074 | 0.066 | 0.077 | 0.064 |

注1：有意水準に応じて、アスタリスクを付与（*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1）

注2：括弧内は、企業ごとの cluster-robust な標準誤差を表す
（出所）NFI作成

Kim et al.[2014]は、CSRの取り組みと株価急落リスクの関係性について、主としてガバナンスの弱い企業において、CSRの取り組みがガバナンスの弱さを補完する効果として機能することを明らかにした。そこで、ガバナンスの程度によって、CSRの取り組みが株価急落リスクに与える影響が異なる可能性を確かめる。具体的には、分析期間中のガバナンス変数（図表1のPanel C）の平均値を算出し、その中央値⁴によりサンプルを2分割した上で、それぞれ回帰分析を行う。なお、委員会設置会社については、中央値ではなく、該当の有無によりサンプル分割する。定式化の方法は、図表3における全期間の場合と同様である。分析結果を図表4に示す。

⁴ 各パネル（Panel Dを除く）の中央値は、43.53（Panel A）、9.56%（Panel B）、1（Panel C）、0.38（Panel E）、17.22%（Panel F）である。なお、Panel Cにおいては、社外取締役が1人以上存在するサンプルと0人のサンプルに分けられる。同様に、Panel Eにおいては、独立取締役が1人以上存在するサンプルと0人のサンプルに分けられる。

図表4 推計結果（ガバナンスの程度によりサンプル分割）

| Panel A: ガバナンススコア | | | | |
|--------------------|---------|---------|---------|--|
| 低い | | 高い | | |
| Ncskew | Duval | Ncskew | Duval | |
| -0.003 | -0.013 | 0.120 | 0.073* | |
| (0.110) | (0.055) | (0.086) | (0.044) | |
| Panel B: 社外取締役比率 | | | | |
| 低い | | 高い | | |
| Ncskew | Duval | Ncskew | Duval | |
| 0.028 | 0.017 | 0.135 | 0.066 | |
| (0.096) | (0.050) | (0.099) | (0.045) | |
| Panel C: 社外取締役数 | | | | |
| 少ない | | 多い | | |
| Ncskew | Duval | Ncskew | Duval | |
| 0.054 | 0.021 | 0.106 | 0.057 | |
| (0.108) | (0.053) | (0.092) | (0.046) | |
| Panel D: 委員会設置会社 | | | | |
| 非該当 | | 該当 | | |
| Ncskew | Duval | Ncskew | Duval | |
| 0.401 | 0.267 | 0.026 | 0.016 | |
| (1.008) | (0.529) | (0.069) | (0.034) | |
| Panel E: 独立取締役数 | | | | |
| 少ない | | 多い | | |
| Ncskew | Duval | Ncskew | Duval | |
| 0.110 | 0.051 | 0.033 | 0.022 | |
| (0.090) | (0.045) | (0.104) | (0.052) | |
| Panel F: 機関投資家持株比率 | | | | |
| 低い | | 高い | | |
| Ncskew | Duval | Ncskew | Duval | |
| 0.047 | 0.019 | 0.121 | 0.074* | |
| (0.120) | (0.058) | (0.077) | (0.039) | |

注1：有意水準に応じて、アスタリスクを付与（*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ）

注2：括弧内は、企業ごとの cluster-robust な標準誤差を表す
（出所）NFI 作成

図表4は、Panel A～Panel Fに示すガバナンス変数でサンプル分割した場合における、CSRスコアの推計値（図表3の Csr_score ）を示したものである。ガバナンスの程度にかかわらず、図表3と同様に殆どのケースにおいても有意性はみられないことがわかる。ガバナンススコア（Panel A）、機関投資家持株比率（Panel F）が高いサンプルについては、10%水準で有意な結果が得られたものの、想定される符号条件とは異なりプラスの傾向が示される。この結果は、Kim et al.[2014]と異なり、ガバナンスが弱い企業においても、CSRの取り組みが株価急落リスクを低減する効果がみられないことを示唆している。

3.2 ガバナンスが株価急落リスクに与える影響

前節の分析結果は、CSRの取り組みとガバナンスの補完的な効果が株価急落リスクに与える影響を分析したものである。これに対して、本節ではガバナンスの要因が株価急落リスクに与える直接的な影響を推計する。具体的には、⑥式の右辺におけるCSRスコア（ Csr_score_{t-1} ）の代わりに、ガバナンス変数（Table 1のPanel C）を用いてOLS推定を行う。定式化の方法は、図表3における全期間の場合と

同様である。分析結果を図表5に示す。

図表5 推計結果（ガバナンスの直接的な効果）

| | モデル① Ncskew | モデル② Duvol | モデル③ Ncskew | モデル④ Duvol | モデル⑤ Ncskew | モデル⑥ Duvol | モデル⑦ Ncskew | モデル⑧ Duvol | モデル⑨ Ncskew | モデル⑩ Duvol | モデル⑪ Ncskew | モデル⑫ Duvol |
|---------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|
| Gdis _{t-1} | 0.004* (0.002) | 0.001 (0.001) | | | | | | | | | | |
| Odr _{t-1} | | | 0.001 (0.001) | 0.001 (0.000) | | | | | | | | |
| NoOd _{t-1} | | | | | 0.000 (0.010) | 0.002 (0.005) | | | | | | |
| Comm _{t-1} | | | | | | | 0.037 (0.068) | 0.024 (0.035) | | | | |
| NoID _{t-1} | | | | | | | | | 0.020* (0.011) | 0.010* (0.005) | | |
| Inst _{t-1} | | | | | | | | | | | 0.182 (0.146) | 0.059 (0.074) |
| Other controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Industry dummy | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year dummy | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 2,742 | 2,742 | 2,747 | 2,747 | 2,746 | 2,746 | 3,176 | 3,176 | 2,345 | 2,345 | 3,176 | 3,176 |
| R-squared | 0.089 | 0.079 | 0.085 | 0.075 | 0.085 | 0.074 | 0.073 | 0.063 | 0.086 | 0.075 | 0.074 | 0.063 |

注1：有意水準に応じて、アスタリスクを付与（*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1）

注2：括弧内は、企業ごとの cluster-robust な標準誤差を表す
（出所）NFI 作成

図表5は、ガバナンス変数を説明変数とした場合における推計結果を示したものである。他の説明変数の推計パラメータの記載は省略している。分析結果をみると、モデル①（ガバナンス開示スコア）、モデル⑨（独立取締役数）およびモデル⑩（独立取締役数）において有意な結果が示されるものの、想定される符号条件とは異なりプラスの傾向が示される。この結果は、少なくとも、ガバナンス自体にも株価急落リスクを低減する効果がみられないことを示唆している。

3.3 株価急落リスクに関する解釈：再考

これまでの分析結果は、わが国企業のCSRの取り組みが、情報開示の透明性向上や情報開示姿勢とは無関係であることを示唆している。また、ガバナンス自体に株価急落リスクを低減する効果がみられない点を踏まえると、わが国企業のガバナンスは一様に十分機能していない可能性が考えられる。とりわけ、わが国企業においては、CSR担当部門が単独でCSRに取り組むケースが一般的であり、必ずしも企業の戦略と結びついているわけではない。例えば、IR担当部門と連携することにより、戦略的にCSRに取り組む企業が増えてくれば、想定される符号条件が得られるかもしれない。

しかしながら、これらの分析結果については、いくつか別の解釈も考えられる。第1に、CSRに取り組むことが株価急落リスクの低減につながるかどうかは、それほど自明でない。都合の悪い情報をすぐに開示しないことが株価急落リスクにつながると説明するKim et al.[2014]の解釈は、直感的には説得力があるものの、このような企業行動が実際に確かめられているわけではない。また、Belghitar et

al.[2014]が伝統的な指数に比べて SRI 指数のリスクが大きいことを明らかにしているように⁵、CSR に取り組む企業やガバナンスの優れた企業の株価急落リスクが高い可能性も考えられる。その場合、想定される符号条件とは逆の結果が得られたとしても不思議ではない。第 2 に、開示に要する時間と株価の下落率は見せかけの相関を有する可能性がある。一般に、都合の悪い事象が生じた場合、時間の経過とともに事態が悪化することが多いと思われる。すなわち、株価の下落率は、情報開示に至るまでの時間の長さというよりも、むしろ事態の深刻さに応じて決定されているだけかもしれない。この点を確認するためには、都合の悪い情報の程度と開示に要した時間をコントロールして分析する必要がある。

4. おわりに

本稿では、Kim et al.[2014]の分析方法に即して、わが国企業における CSR の取り組みと株価急落リスクの関係について検証を行った。分析の結果、Kim et al.[2014]と異なり、わが国企業における CSR の取り組みが株価急落リスクを低減する効果はみられなかった。また、この結果は、ガバナンスの程度に依存しないことが明らかとなった。次に、ガバナンスの要因が株価急落リスクに与える直接的な影響を推計した結果、ガバナンス自体に株価急落リスクを低減する効果はみられないことが明らかとなった。これらの結果は、あくまで学説の一つに基づくものであり、分析上いくつか検討の余地を残すものの、わが国企業のガバナンスが十分機能していないことを示唆している可能性がある。

参考文献

- Belghitar, Y., E. Clark, and N. Deshmukh[2014], "Does It Pay to Be Ethical? Evidence from the FTSE4Good," *Journal of Banking & Finance* 47, 54-62.
- Kim, Y., H. Li, and S. Li[2014], "Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk," *Journal of Banking & Finance* 43, 1-13.

⁵ Belghitar et al.[2014]は、SRI 指数に比べて伝統的な指数の歪度は 27%高く、尖度は 15%低いことを明らかにしており、リスク回避的な投資家は SRI 指数構成銘柄の代わりに伝統的な指数構成銘柄の保有比率を高めることで効用を改善できる可能性があるとして述べている。