



## 内部統制報告および監査と株式市場の評価

山崎, 尚志  
與三野, 禎倫

---

**(Citation)**

神戸大学経営学研究科 Discussion paper, 2011・32

**(Issue Date)**

2011-05

**(Resource Type)**

technical report

**(Version)**

Version of Record

**(URL)**

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81002976>



Graduate School of  
Business Administration

KOBE  
UNIVERSITY



ROKKO KOBE JAPAN

2011-32

内部統制報告および監査と株式市場の評価

山崎 尚志 與三野 禎倫

Discussion Paper Series

## 内部統制報告および監査と株式市場の評価

神戸大学大学院経営学研究科 山崎尚志  
與三野禎倫

本稿は、内部統制報告制度の初年度適用において内部統制の重要な欠陥を識別した上場企業のリスクと資本コストを分析した。そして、つぎのように内部統制報告制度が資本市場のリスクの評価に役立っている証拠を発見した。(1)内部統制に重要な欠陥がある企業の内部統制報告制度導入前のリスクはアンシステムティックであり、市場関連的なリスクとして評価されていない。したがって、内部統制に重要な欠陥がある企業に対して、市場は内部統制報告制度導入前にはリスク・プレミアムを要求していない。(2)しかしながら内部統制報告制度が導入されて内部統制に重要な欠陥がある企業の統制リスクが明らかになると、市場は導入前の水準に9.6%のリスク・プレミアムを上乗せしている。これは、コントロール企業よりも8.4%高い水準である。

### 目次

1. はじめに
2. 内部統制リスクと資本コスト
3. 内部統制報告制度の適用初年度の標本
4. 内部統制報告制度導入前のリスクの分析
5. 内部統制報告制度導入前後の資本コストに関する分析
6. 終わりに

#### 1. はじめに

わが国では、2008年4月1日以降に開始する事業年度から、内部統制報告および監査が義務付けられた。内部統制とは、組織の経営・管理と業務の適正を確保するための体制をいう。2004年10月の西武鉄道事件をきっかけとして、わが国においても不正や誤謬を防止する仕組みの必要性が認識され、財務報告に係る内部統制の有効性に関する経営者による評価と公認会計士等による監査が導入された。ここでは、(1)内部統制の不備が発見された場合、期末までに是正する必要があるが、(2)期末日に重要な欠陥が存在する場合にはその旨を開示する必要がある。初年度の適用において内部統制の重要な欠陥を識別した上場企業は、全上場企業の2.6%の100社である。内部統制に重要な欠陥がある場合<sup>1</sup>には、企業の財務諸表の重要な虚偽記載が防止されない、または適時に発見されないリスクが大きい。2008年4月1日以降開始事業年度より適用されている内部統制報告制度は、2010年3月25日決算の企業をもって、すべての上場企業で初年度の適用が終了した(株式会社 LEXICOM 調べ)。そこで本

稿は、つぎの視点から、わが国において内部統制報告制度を株式市場がどのように評価しているかを分析する。第一は、重要な虚偽記載を防止あるいは摘発できない内部統制リスクが高い企業を株式市場が事前にどのように認識していたかを検証する。第二に、内部統制リスクが高いことが判明した後に企業の資本コストが上昇するかを検証する<sup>2</sup>。

## 2. 内部統制リスクと資本コスト

内部統制リスクとは、内部統制に重要な欠陥がある場合に、企業の財務諸表の重要な虚偽記載が防止されない、または適時に発見されないリスクをいう（鳥羽(2007), 170 頁）。このリスクは、つぎの2つのフィルターを通すことによって、一定の限度内に押さえることができると考えられている（山浦(2008), 216-219 頁）。第一は、法規の遵守を図って適切な会計を遂行するために企業自身が設定する内部統制である。第二は、企業固有の経営環境や内部統制環境を踏まえ、監査人が財務諸表の重要な虚偽の表示を看過するリスクを最小化する会計監査である。

内部統制報告制度の施行以前において、一般に公開されている財務情報から投資者は第一の内部統制のリスクを知ることができたであろうか。投資者が、低い営業キャッシュ・フローや営業キャッシュ・フローの分散の大きさ<sup>3</sup>から内部統制リスクが高いことをある程度予想しているとき、投資者はその虚偽記載のリスクを危惧して財務数値の品質を低く評価しているであろう。このような財務情報の品質の低さは、投資者が予想する当該企業の期待キャッシュ・フローの分散を増加させるとともに（トータル・リスクの増大）、他の企業のキャッシュ・フローとの共分散の期待値も増加させる（市場関連リスクの増大）。Lambert et al. (2007)は、複数の証券のキャッシュ・フローがお互いに相関をもつ資本資産評価モデル（CAPM）と整合的なモデルを構築することによって、つぎのように財務情報の品質が直接的に株主資本コストに影響することを提示した。すなわち、当該企業の期待キャッシュ・フローと他のすべての企業の期待キャッシュ・フローとの共分散を増加させる。この市場関連リスクの増大によって、当該企業の株価は下落するとともに、期待株価収益率、すなわち株主資本コストは上昇する（図表1）。

### [図表1 財務情報の信頼性と株主資本コストとの関係]

この財務情報の品質と市場非関連的および関連的リスクとの関係を基礎とすると、内部統制リスクは、分散投資によって消去可能なリスク（アンシステムティック・リスク）のみならず、消去不可能なリスク（システムティック・リスク）にも反映されると考えられる<sup>4</sup>。したがって、投資者が低い営業キャッシュ・フローや営業キャッシュ・フローの分散の大きさから内部統制リスクが高いことをある程度予想しているときには、株式市場は当該企業にある程度のリスク・プレミアムを上乗せしていると考えられ、つぎの仮説を提示できる。

仮説1 内部統制に重要な欠陥がある企業のリスクは、内部統制報告制度の施行以前においてもあ

る程度予想されており、これはアンシステマティック・リスクおよび市場関連的なリスクの双方として評価されている。したがって、内部統制の重要な欠陥を識別した企業の識別前の資本コストは、コントロール企業の資本コストを有意に上回る。

しかしながら、じっさいに内部統制報告制度が実施されると、事前にある程度は予想されていた内部統制に重要な欠陥がある企業の内部統制リスクが確実なものと判明する。このような企業の財務数値の認識・測定プロセスの信頼性の低下について、株式市場はそれ相応の追加的なリスク・プレミアムを要求するであろう。このとき、つぎの仮説を提示できる。

仮説 2 内部統制の重要な欠陥を識別した企業の識別後の資本コストは、識別前の資本コストを有意に上回る。

仮説 3 内部統制の重要な欠陥を識別した企業の識別後の資本コストは、コントロール企業の資本コストを、識別前よりも有意に上回る。

### 3. 内部統制報告制度の適用初年度の標本

本稿のサンプルは、内部統制報告制度が導入された初年度に内部統制報告書を提出した上場企業 3,786 社をユニバースとする。このうち重要な欠陥を識別した企業は 100 社 (2.6%) である (そのほかに重要な評価手続きを実施できなかった企業が 15 社ある)。100 社のうち 36 社が東証 1 部・2 部、大証 2 部、および名証 2 部上場企業であり、その他 64 社が新興市場に上場している企業であった。新興市場に上場している企業が内部統制に重要な欠陥を識別した比率 6.05% は、東証 1 部・2 部、大証 2 部、および名証 2 部に上場している企業の比率 2.02% を大きく上回っていることが確認できる。また 4 大監査法人が内部統制監査の「主たる監査人」であった企業は過半数の 51 社である (株式会社 LEXICOM 調べ)。4 大監査法人以外の監査法人を「主たる監査人」とする企業が内部統制に重要な欠陥を識別した比率 5.03% は、4 大監査法人を内部統制監査の「主たる監査人」とする企業の比率 1.82% を大きく上回っていることが確認できる。図表 2 はこれに重要な欠陥を識別した企業が属する産業別の状況を加えたものである。

[ 図表 2 内部統制に重要な欠陥を識別した企業の属性 ] を挿入

米国では、2001 年 12 月の電力の卸売会社であるエンロン社の倒産をきっかけとして多くの企業の「不正な財務報告」が社会問題化して内部統制報告制度が 2004 年より適用された (町田 (2008), 66-75 頁)。適用初年度に重要な欠陥を識別した企業は 1,053 社であった (25.8%) (Ashbaugh-Skaife et al. (2008), pp. 10-13)。したがって、米国と比較すると、わが国で重要な欠陥を識別した企業の割合が相当に低いことがわかる。

#### 4. 内部統制報告制度導入前のリスクの分析

##### (1) 内部統制報告制度導入前のリスクは市場非関連的か

われわれは仮説1において、投資者は企業固有の経営環境等から、内部統制に重要な欠陥がある企業のリスクをある程度予想しているはずであると推論した。そして内部統制リスクは、アンシステムティック・リスクのみならず、システムティック・リスクにも反映されることを図表1において提示した。これを検証するために以下の方法で分析を実施した。第一に2010年3月25日決算までの初年度適用の全企業に対して、決算日1ヶ月前から60ヶ月前までの期間を推定期間としてつぎのマーケット・モデルによってシステムティック・リスクとアンシステムティック・リスクを推定する。

[ (1) 式 ] を挿入

そして推定したシステムティック・リスクとアンシステムティック・リスクを使用してつぎの(2)式および(3)式のクロスセクション回帰分析を実施する。

[ (2) 式 ] を挿入

[ (3) 式 ] を挿入

(2)式について、ICD (Internal Control Deficiencies ; 内部統制の重要な欠陥) とコントロール変数の下の ( ) 内は期待符号である。(2)式および(3)式の ICD の期待符号は正である。また(2)式および(3)式のコントロール変数は、企業のキャッシュ・フローの期待値の分散に影響を与えると考えられる変数であり<sup>5</sup>、期待符号はつぎの通りである。低い事業の収益性と高い事業収益の変動性は高いリスクを意味すると考えるので、営業キャッシュ・フロー／総資産 (CFO) の期待符号は負であり、営業キャッシュ・フロー／総資産の標準偏差 (STD\_CFO) の期待符号は正である。規模の大きい企業は成熟しており、企業のキャッシュ・フローの期待値の分散は小さいと考えられるので、総資産 (SIZE) の期待符号は負である。また高いレバレッジの事業の収益性の変動は大きいとともに、高いレバレッジは財務困窮の代理変数であるために、負債比率 (LEV) の期待符号は正である。純資産簿価・時価比率 (BM) の期待符号は定かではない。高い純資産簿価・時価比率の企業は、成長機会に乏しく、成熟していると考えられる。このとき企業のキャッシュ・フローの期待値の分散は小さくなるため、純資産簿価・時価比率の期待符号は負となる。一方で、高い純資産簿価・時価比率は財務困窮も表す。このとき期待符号は正となるであろう (Ashbaugh-Skaife et al. (2008), p. 17 を参照)。Rajgopal and Venkatachalam (2005)は、アンシステムティック・リスクと過去の株式リターン (RET) との間に負の関係を発見した。一方で、Duffee (1995)は、アンシステムティック・リスクと過去の株式リターンの関係は、サン

プル選定に敏感であり、とくに倒産や企業買収、そして上場廃止を経験した企業の取り扱いによって符号は変化することを発見した。したがって、われわれは(2)式の RET について、とくに特定の方向の符号を期待しない。

(3)式について、仮説1により ICD の期待符号は正である。その他のコントロール変数の期待符号は Beaver et al. (1970)を基礎としている。すなわち、高い営業キャッシュ・フローの変動性は高いリスクのある企業と評価されるため、営業キャッシュ・フローの変動性 (STD\_CFO) の期待符号は負である。高い営業キャッシュ・フロー／総資産 (CFO) および高い総資産 (SIZE) の企業はリスクが低いと予測されるため、ベータと負に相関していると考えられる。また、より高い財務困窮リスクはより大きな市場リスクを持つと予測されるため、負債比率 (LEV) の期待符号は正である。加えて、I\_RISK のときの分析と同じく、純資産簿価・時価比率 (BM) は成長機会と財務困窮の代理変数と考えられるため、純資産簿価・時価比率 (BM) の期待符号は定かではない (Ashbaugh-Skaife et al. (2008), p. 21 を参照)。最後にベータと過去の株式リターン (RET) との関係についても I\_RISK と同様の理由から特に特定の符号を期待しない。

図表3は、内部統制に重要な欠陥を識別した企業と識別しなかった企業の(2)式と(3)式の被説明変数と説明変数の基本統計量である。(2)式と(3)式を推計できる企業は、重要な欠陥を識別した企業が92社、識別しなかった企業が3,385社の合計3,477社である。内部統制に重要な欠陥を識別した企業の方がアンシステマティック・リスクとベータの双方のリスクとともに、事業収益の変動性、レバレッジ、および株主資本簿価・時価比率が高いことが確認できる。一方で、内部統制に重要な欠陥を識別した企業の方が事業の収益性は平均で-4.0%と低いとともに、企業規模、そして過去1年間の株式リターンも低いことが確認できる。

[ 図表3 基本統計量 ] を挿入

## (2) 分析結果1

図表4の分析結果はわれわれのアンシステマティック・リスクについての仮説1と整合的である。(2)式の ICD の係数は有意に正であるとともに (10%水準)、(3)式の ICD の係数は有意ではない。すなわち、内部統制に重要な欠陥がある企業のリスクは、内部統制報告制度の施行以前にはアンシステマティックであり、市場関連的なリスクとしては評価されていないことが確認できる。つぎにコントロール変数の CFO の係数は、われわれの期待とは異なって (2)式では有意ではなく、(3)式では有意に正であった (1%水準)。これは、わが国の市場では、高収益の企業ほど市場関連的なリスクが高いと認識していることを意味する。STD\_CFO の係数については、期待通りにいずれの式においても有意に正である (1%水準)。規模の係数は、(2)式では期待通りに有意に負であったが (1%水準)、(3)式では期待とは異なって有意に正であった (1%水準)。これは、わが国の市場では、大規模な企業の方が、市場関連的なリスクが高いと認識されていることを意味する。レバレッジの係数は、(2)式では期待とは異なって有意に負であったが (5%水準)、(3)式では期待通りに有意に正であった (1%水準)。純資

産簿価・時価比率の係数は、(2)式では1%水準で有意に負であったが、(3)式では1%水準で有意に正であった。過去の株式リターンの係数は、(2)式では有意とはならなかったが、(3)式では1%水準で有意に負であった。

[ 図表 4 内部統制報告制度導入前のリスクに関する回帰結果 ] を挿入

## 5. 内部統制報告制度導入前後の資本コストに関する分析

### (1) 残余利益モデルによる資本コストの推計

資本コストの推定には、(1)式のCAPMのヒストリカル・ベータを用いる方法もある。しかし、この方法だと内部統制報告書が公開される前のデータで推定するために内部統制に重要な欠陥があるかどうかという情報が反映されない。すなわち、フォワード・ルッキングの情報が反映されない。したがって、配当割引モデルに(4)式のクリーンサープラス関係式を代入した(5)式の残余利益モデル

(Residual Income Model; RIM, Ohlson (1995)) によって、現在時点で投資者に織り込まれている内部統制に重要な欠陥があるか否かという情報と業績予想の情報を基礎とした内在的な資本コスト  $\rho$  を推計する。

[ (4) 式 ] を挿入

[ (5) 式 ] を挿入

本稿では、とくに決算短信の業績予想の1株当たり当期純利益が翌期以降も永続すると仮定して導出した(6)式から内在的な資本コスト  $\rho$  を推計する。

[ (6) 式 ] を挿入

左辺の  $V_t$  には適用初年度の決算公表月の株価終値、右辺の  $B_t$  には決算月の一株当たり株主資本簿価、そして  $ROE_{t+1}$  には決算短信の業績予想の1株当たり当期純利益を決算月の1株当たり株主資本簿価で割った値を代入する<sup>6</sup>。このように算出された資本コストは、適用初年度の決算公表月に市場で入手可能なすべての情報を用いて決定された株価から推定されたインプライドな資本コストを意味する。最終的に(6)式によって資本コストを計算できた内部統制に重要な欠陥がある企業は、図表2の92社のうち43社である<sup>7</sup>。

### (2) 傾向スコア・マッチングモデルによるコントロール企業の選択

内部統制に重要な欠陥がある企業の資本コストがそうでないコントロール企業よりも有意に異なるかどうかを分析する。コントロール企業の選定には傾向スコア・マッチングモデル (Propensity Score



Matching Model) を使用する<sup>8</sup>。これは、これまで頻繁に利用されてきた企業規模と純資産簿価・時価比率を用いた2側面のマッチングでは、内部統制に重要な欠陥があるかどうかについて重要な鍵となる他の特質を考慮できないからである。そこで本研究では、実際に内部統制に重要な欠陥がある企業と事前の特性が類似しているコントロール企業を次のように選定する。すなわち、傾向スコア・マッチングモデルでは、傾向スコア  $e(X_{t-1})$  を基礎にマッチング企業の選定を行う。この傾向スコア  $X_{t-1}$  は、企業が内部統制に重要な欠陥がある確率（条件付き確率）を示している。

[ (7) 式 ] を挿入

(7) 式における  $ICD_{it}=1$  は企業  $i$  が会計年度  $t$  に内部統制に重要な欠陥がある場合に1、そうでない企業には0をとる二値変数、 $X_{t-1}$  は(3)式のプロビット推定における共変数のベクトルである。傾向スコアの算出プロセスは次のとおりである。まず最初に、年度  $t-1$  において観測された企業特性（共変数ベクトル； $X_{t-1}$ ）を条件に、プロビット回帰により企業  $i$  が年度  $t$  において内部統制に重要な欠陥がある確率を推定する。つぎに、各企業ごとに傾向スコアに割り当て、内部統制に重要な欠陥がない企業のサンプルから傾向スコアが最も近いコントロール企業を特定化する（Li and Zhao (2006), 島田 (2011)）。

### (3) 分析結果2

図表5は、内部統制報告制度導入前後の内部統制に重要な欠陥がある企業とそうでないコントロール企業の資本コストに対してウェルチ検定（等分散を仮定できない場合の平均値の差の検定）を行った分析の結果である。

内部統制に重要な欠陥があると識別した企業の導入前の資本コストは平均で7.8%であり、コントロール企業の平均値10.5%とむしろ10%水準で有意にマイナスの差となり、われわれの仮説1と整合的でない。

内部統制に重要な欠陥があると識別した企業の導入後の資本コストは平均で17.4%であり、導入前の資本コストを有意に上回る（10%水準）。本結果は仮説2と整合的であり、市場が内部統制リスクに関して9.6%のプレミアムを要求していることが確認できた。また内部統制報告制度導入後にインプライドな資本コストの標準偏差が4.9%から32.0%に大きく跳ね上がっていることから、内部統制に重要な欠陥があると識別した企業の資本コストの推計には大きな困難が伴うことが確認される。さらに、コントロール企業の資本コストは導入後の平均で9.0%であり、導入前と有意に異ならない。また、内部統制に重要な欠陥のある企業の資本コスト17.4%は、コントロール企業の資本コスト9.0%を有意に8.4%上回り（10%水準）、仮説3とも整合的な結果が得られた。

[ 図表5 内部統制報告制度導入前後の資本コストの分析 ] を挿入

## 6. 終わりに

本稿では、内部統制報告制度の初年度適用において内部統制の重要な欠陥を識別した上場企業のリスクを分析した。そしてつぎを発見した。

- (a) 内部統制に重要な欠陥がある企業の内部統制報告制度導入前のリスクはアンシステマティックであり、市場関連的なリスクとして評価されていない。したがって、内部統制に重要な欠陥がある企業に対して、市場は内部統制報告制度導入前にはリスク・プレミアムを要求していない。
- (b) しかしながら内部統制報告制度が導入されて内部統制に重要な欠陥がある企業の統制リスクが明らかになると、市場は導入前の水準に9.6%のリスク・プレミアムを上乗せしている。これは、コントロール企業よりも8.4%高い水準である。

これらの発見は、市場が内部統制報告制度の導入によって統制リスクを、その推計には相当な困難が伴うものの、従前よりは適切に評価できるようになったことを科学的に支持している。平成23年3月30日、企業会計審議会から「財務報告に係る内部統制の評価及び監査に関する基準並びに財務報告に係る内部統制の評価及び監査に関する実施基準の改訂に関する意見書」が公表され、財務報告に係る内部統制の基準・実施基準の更なる簡素化・明確化等が行われた。資本市場がさらに適切に内部統制リスクを評価できる実務の実施を期待したい。

[2011.5.31 1049]

[改訂版 2011.10.25]

## 参考文献

- 榊原茂樹・青山護・浅野幸弘 [1998] 日本証券アナリスト協会編、『証券投資論』第3版、日本経済新聞社。
- 島田佳憲 [2011] 「自社株買い公表前の経営者の利益数値制御と資本市場の評価」ワーキングペーパー、神戸大学、No.201109a。
- 鳥羽至英 [2007] 『内部統制の理論と制度 執行・監督・監査の視点から』、国元書房。
- 星野崇宏・繁梶算男 [2004] 「傾向スコア解析法による因果効果の推定と調査データの調整について」『行動計量学』、第31巻第1号、43-61頁。
- 町田祥弘 [2008] 『内部統制の知識』第2版、日本経済新聞出版社。
- 矢澤憲一 [2009] 『監査報酬評価モデルの研究』『青山経営論集』、第44巻第3号、229-256頁。
- 山浦久司 [2008] 『会計監査論』第5版、中央経済社。
- Ashbaugh-Skaife, H. D., W. Collins, W. Kinney, and R. Lafond [2008] "The Effect of SOX Internal Control Deficiencies and Their Remediation on Accrual Quality," *The Accounting Review*, Vol. 83, pp. 217-250.
- Beaver, W., P. Kettler, and M. Scholes [1970] "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures," *The Accounting Review*, Vol. 45, pp. 654-682.
- Duffee, G. [1995] "Stock Returns Volatility: A Firm-Level Analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol. 37, pp. 399-420.
- Hammersley, J. S., L. A. Mayers, and C. Shakesperare [2008] "Market Reaction to the Disclosure of Internal Control Weakness and to the Characteristics of those Weaknesses under Section 302 of the Sarbanes Oxley Act of 2002," *Review of Accounting Study*, Vol. 13, pp. 141-165.
- Lambert, R. A., C. Leuz, and R. E. Verrecchia [2007] "Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital," *Journal of Accounting Research*, Vol. 45, pp. 385-420.
- Li, X., and X. Zhao [2006] "Propensity Score Matching and Abnormal Performance after Seasoned Equity Offerings," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 13, pp. 351-370.
- Ohlson, J. A. [1995] "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, pp. 661-687.
- Rajgopal, S. and M. Venkatachalam [2005] "Information Risk and Idiosyncratic Return Volatility over the Last Four Decades," Working paper, Duke University.
- Whisenant, S., S. Sankaraguruawamy, and R. Raghunandan [2003] "Market reaction to disclosure of reportable events," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 22, pp. 181-194.

---

<sup>1</sup> たとえば広島ガスの内部統制報告書（2009年6月25日）においては、下記のように財務報告に係る内部統制の不備は、財務報告に重要な影響を及ぼしており、重要な欠陥に該当するものと判断されている。

「連結子会社である広島ガス開発株式会社及び広島ガスリビング株式会社において、循環取引による実体を

伴わない不適切な取引が平成 11 年度から当期まで行われていたことが判明し、当年度及び過年度の連結財務諸表の売上高、売上原価等に重要な修正を行うこととなった。

これは、当社のグループ各社に対するモニタリング機能が不足していたこと、及び上記 2 社において管理者のリスク管理意識が不足していたことにより取引の実在性の確認手続に不備があったこと、加えて広島ガス開発株式会社においては、取引開始から債権管理に至るまでの職務分掌が不十分であり、また、業務処理管理部門から営業部門に対するモニタリングが不十分であったことを原因とするものである。」

<sup>2</sup> 内部統制報告制度の導入についての株価への影響については、検証結果は首尾一貫していない。米国では、内部統制の重要な欠陥を識別した企業の株価効果について、Whisenant et al. (2003)では有意な負の効果が検出されていない一方で、Hammersley et al. (2008)および Ashbaugh-Skaife et al. (2008)では有意な負の効果が検出されている。わが国では、2009 年 3 月期に重要な欠陥を識別した 56 社をサンプルとした矢澤(2010)が有意な負の効果を検出できないことを報告している。

<sup>3</sup> 実際に、内部統制に重要な欠陥を識別した企業の営業キャッシュ・フロー/総資産は-4.0%であり、識別しなかった企業の 5.3%を大きく下回る。また内部統制に重要な欠陥を識別した企業の営業キャッシュ・フロー/総資産の標準偏差は 8.9%であり、識別しなかった企業の 5.0%を大きく上回る（図表 3 を参照）。

<sup>4</sup> アンシステムティック・リスクとシステムティック・リスクについては榊原他 (1998), 147 頁を参照。

<sup>5</sup> Ashbaugh-Skaife, et al. (2008)および Beaver et al. (1970)を参照。

<sup>6</sup> (6)式を  $\rho$  について解くことによって、2つの解が得られる。このとき、虚数解およびマイナスの解はサンプルから除外する。つぎに、プラスの解のうち、小さい方を当該企業のインプライドな資本コストとする。

<sup>7</sup> 内部統制に重要な欠陥があると識別した企業のうち、当該企業の内部統制報告制度導入前後および当該企業のマッチング企業の内部統制報告制度導入前後の全てにおいてインプライドな資本コストの解を算出できた企業数は 47 社であった。このうち、3 シグマ法によって異常値と判断された 4 社を除外した結果、43 社についてインプライドな資本コストを算出することができた。

<sup>8</sup> 傾向スコアモデルは、星野他(2004)に詳しい。

$$R_i - R_f = \alpha + \beta_i (R_m - R_f) + \varepsilon \quad (1)$$

- システムティック・リスク (BETA) :  $\beta_i$   
- アンシステムティック・リスク ( $I\_RISK$ ):  $\varepsilon$  の推定期間の標準偏差

$$I\_RISK_i = \gamma_0 + \gamma_1 ICD_i + \gamma_2 CFO_i + \gamma_3 STD\_CFO_i + \gamma_4 SIZE_i + \gamma_5 LEV_i + \gamma_6 BM_i + \gamma_7 RET_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(+), (-), (+), (-), (+), (±), (+)

$$BETA_i = \gamma_0 + \gamma_1 ICD_i + \gamma_2 CFO_i + \gamma_3 STD\_CFO_i + \gamma_4 SIZE_i + \gamma_5 LEV_i + \gamma_6 BM_i$$

(+), (-), (+), (-), (+), (±)

$$+\gamma_7 RET_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

(±)

- *ICD*: 内部統制が有効なら 0, そうでないなら 1 を取るダミー変数
- *CFO*: 対資産営業キャッシュ・フロー比率
- *STD\_CFO*: 対資産営業キャッシュ・フロー比率の過去 5 年間の標準偏差
- *SIZE*: 総資産の自然対数値
- *LEV*: 負債比率
- *BM*: 純資産簿価・時価比率
- *RET*: 過去 1 年間の株式リターン (BHR)

$$B_t = B_{t-1} + NI_t - D_t, \quad t=1, 2, \dots \quad (4)$$

- $B_t$ : t 期末における株主資本
- $NI_t$ : t 期末における純利益
- $D_t$ : t 期における配当額

$$V_t = B_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[NI_{t+i} - (\rho * B_{t+i-1})]}{(1 + \rho)^i}$$

-  $\rho$ : 資本コスト

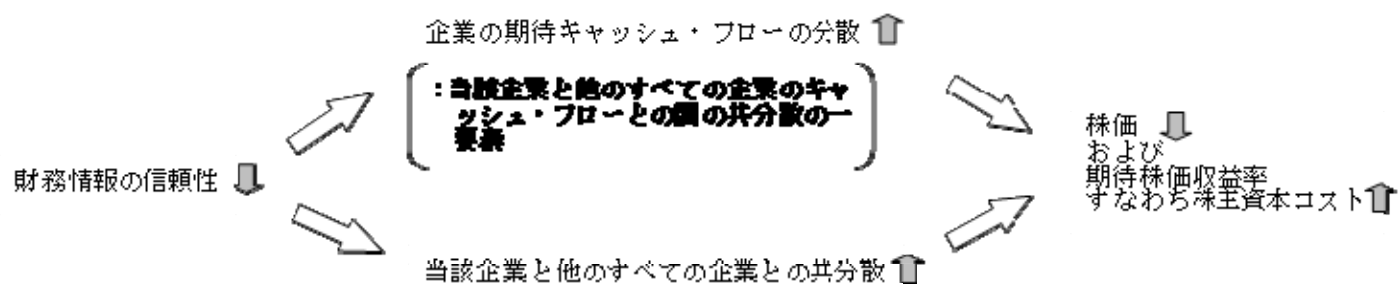
(5)

$$V_t = B_t + \frac{E_t[(ROE_{t+1} - \rho) * B_t]}{(1 + \rho) * \rho}$$

(6)

$$e(X_{t+1}) = Pr(ICD_t = 1 | X_{t-1}) \quad (7)$$

図表1 財務情報の信頼性と株主資本コストとの関係



図表2 内部統制に重要な欠陥を識別した企業の属性

Panel A: 上場市場			Panel B: 産業			Panel C: 監査法人		
東証1部	20	1.21%	建設	6	3.03%	新日本	17	1.64%
東証2部	6	1.33%	食料品	4	2.80%	トーマツ	20	2.09%
東証マザーズ	8	4.06%	パルプ・紙	1	3.85%	あずさ	12	1.55%
大証2部	9	4.37%	化学	4	1.81%	あらた	2	2.27%
大証ヘラクレス	10	6.21%	医薬品	1	1.85%	それ以外の監査法人	49	5.03%
名証2部	1	1.33%	ガラス・土石製品	3	4.23%			
名証セントレックス	5	16.67%	非鉄金属	1	2.50%			
福証Q-Board	1	10.00%	金属製品	1	1.00%			
札証アンビシャス	2	20.00%	機械	3	1.20%			
JASDAQ	38	4.19%	電気機器	13	4.32%			
			精密機器	1	1.96%			
			その他製品	4	3.42%			
			電気・ガス	1	4.00%			
			陸運	2	3.08%			
			海運	1	5.56%			
			情報・通信	14	3.83%			
			卸売	18	4.80%			
			小売	6	1.56%			
			不動産	3	1.45%			
			サービス	13	3.71%			
総計	100	2.58%	総計	100	2.58%	総計	100	2.58%

図表3 基本統計量

ICD企業 (N = 92)			
変数	平均	メディアン	標準偏差
I_RISK	0.164	0.123	0.138
BETA	0.975	0.933	0.689
CFO	-0.040	0.027	0.372
STD_CFO	0.089	0.047	0.119
SIZE	8.077	8.070	1.758
LEV	0.590	0.634	0.240
BM	1.805	1.543	1.374
RET	-0.239	-0.305	0.512

コントロール (non-ICD) 企業 (N = 3385)			
変数	平均	メディアン	標準偏差
I_RISK	0.116	0.091	0.088
BETA	0.938	0.880	0.528
CFO	0.053	0.054	0.096
STD_CFO	0.050	0.035	0.056
SIZE	9.114	8.851	1.795
LEV	0.520	0.529	0.225
BM	1.767	1.480	1.195
RET	-0.177	-0.214	0.401

図表4 内部統制報告制度導入前のリスクに関する回帰結果

説明変数	期待符号	被説明変数: I_RISK		期待符号	被説明変数: BETA	
		係数	t値		係数	t値
Intercept		0.270***	26.242		0.385***	5.776
ICD	+	0.015*	1.788	+	-0.019	-0.342
CFO	-	0.005	0.418	-	0.349***	4.415
STD_CFO	+	0.462***	19.083	+	2.176***	13.877
SIZE	-	-0.016***	-18.281	-	0.024***	4.402
LEV	+	-0.014**	-2.375	+	0.219***	5.579
BM	±	-0.016***	-12.127	±	0.031***	3.770
RET	±	-0.005	-1.377	±	-0.190***	-8.448
Adj_R <sup>2</sup>		0.240			0.084	
N		3477			3477	

図表5 内部統制報告制度導入前後の資本コストの分析

	ICD企業 (N=43)		コントロール企業 (N=43)		差	t値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差		
内部統制報告制度前の資本コスト	0.078	0.049	0.105	0.081	-0.027*	-1.861
内部統制報告制度後の資本コスト	0.174	0.320	0.090	0.068	0.084*	1.673
差	-0.096*		0.015			
t値	-1.943		0.890			