



CSR活動と会計利益の質の関連性（〈特集〉社会と環境の会計学）

中島, 隆広
音川, 和久

(Citation)

国民経済雑誌, 210(1):55-67

(Issue Date)

2014-07

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/81008986>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81008986>



CSR 活動と会計利益の質の関連性

中 島 隆 広
音 川 和 久

国民経済雑誌 第 210 卷 第 1 号 抜刷

平成 26 年 7 月

CSR 活動と会計利益の質の関連性

中 島 隆 広
音 川 和 久

本稿の目的は、日本企業による CSR 活動と会計利益の質の関連性を実証的に調査することである。CSR 活動に積極的な企業ほどステークホルダーとの中長期的な関係を重視しているとするならば、利益調整のような近視眼的行動 (myopic behavior) が抑制されるという意味で会計利益の質が高いと考えられる。一方、CSR 活動への積極的な取り組みが経営者の私的便益を高めるために行われているのであれば、そのような企業では会計利益の質も低いかもしれない。本稿では、会計利益の質の代理変数として裁量的発生高を取り上げて実証分析を行った。分析の結果、CSR 活動の評価が高い企業ほど利益増加型の利益調整行動を抑制していることが分かった。この結果は、異常値処理の有無、非裁量的発生高の推定モデルに依存しないという点で頑健である。

キーワード CSR 活動, 会計利益の質, 裁量的発生高

1 問題意識

本稿の目的は、日本企業による CSR 活動と会計利益の質の関連性を実証的に調査することである。CSR (Corporate Social Responsibility) とは何を指しているのだろうか。欧州委員会 (European Commission) によると「企業の社会に対する影響への責任 (the responsibility of enterprises for their impacts on society)」と定義されている。そして、そのような社会的責任を完遂するために、企業は「企業の所有者／株主だけでなく、それ以外のステークホルダーと社会全体の共通価値 (shared value) を創造し最大化すること」、「企業が社会へ及ぼす可能性のある負の側面 (inverse impact) を特定し、予防し、緩和すること」を目的として、「ステークホルダーとの密接な連携のもとで、社会、環境、倫理、人権、消費者問題を事業活動や中核的な戦略に統合する適切なプロセスを持つべきである」としている (European Commission, 2011)。

このような定義から分かることは次のとおりである。CSR とは、環境問題だけでなく、倫理、人権、消費者問題といった幅広い社会問題に対する企業の責任を意図しており、その

責任を果たすためには事業活動から切り離してCSR活動を実施するのではなく、戦略的に事業活動に組み込んでCSR活動を実施する必要がある。そして、CSR活動を実施するにあたり、従業員、顧客、取引先、地域住民など多様なステークホルダーをその活動に組み込んでいくステークホルダー・エンゲージメントが必要であることを示唆している。さらに、そうしたCSR活動に取り組む企業が持つべき目的として、(1)株主価値を最大化することではなく、株主を含むすべてのステークホルダーの価値を創りだし最大化すること、(2)企業活動が社会に与える潜在的な負の影響に対して予めリスクマネジメントをしておくことをあげている。

日本企業のCSR活動がこのような定義通りの活動であるとするならば、CSR活動に積極的な企業は、投資家だけでなく従業員、顧客、取引先、地域住民など多様なステークホルダーとの間の中長期的な関係を重視していると考えられる。このようなステークホルダーを重視する行動は、しばしば業績連動型報酬制度や短期志向の投資家による圧力から生じる近視眼的行動と対比して語られることがある。米国では、業績と連動した報酬制度が経営者の短期的な利益を志向するインセンティブを誘発するといわれている(Healy, 1985; Holthausen et al., 1995 など)。また、経営者は、証券市場が期待する利益を達成するために利益調整を行うことが知られている(Graham et al., 2005 など)。このような企業の近視眼的行動は、利益数値を一時的に増減させる可能性があるため、会計利益の質は低いと考えられる。一方、多様なステークホルダーを重視する行動は、このような近視眼的行動とは反対に中長期的な視点に立っているため、会計利益の質は高いと考えられる。本稿の問題意識はまさにこの点にある。CSR活動に積極的な企業というのが、ステークホルダーとの中長期的な関係を重視していることを意味するならば、CSR活動に積極的な企業ほど会計利益の質も高いのではないだろうか。この点を調査することが本稿の目的である。

しかしながら、CSR活動への積極的な取り組みがステークホルダーとの中長期的な関係を重視しているとは必ずしもいえないかもしれない。そのため、CSR活動と会計利益の質との関係には正と負の2通りの方向性が考えられる。そこで、本稿では、東洋経済新報社の『CSR企業総覧』を用いてCSR活動に積極的な企業を特定するとともに、会計利益の質の代理変数として裁量的発生高に着目することで、CSR活動と会計利益の質の関連性を実証的に調査する。

後述する結論を述べれば、非負の裁量的発生高を報告した企業において、CSR活動の評価が高い企業ほど裁量的発生高が有意に小さくなる傾向にあることが分かった。この結果は、異常値処理の有無や非裁量的発生高の推定モデルに依存しないという意味で頑健である¹⁾。したがって、CSR活動に積極的な日本企業は、利益増加型の利益調整行動を抑制する傾向にあることが示された。日本企業のCSR活動を分析した先行研究は、会計利益や株価などの

パフォーマンス指標との関連性を分析したものが多い (Nakao et al., 2007; Takeda and Tomozawa, 2008; Hatakeda et al., 2012; Nishitani and Kokubu, 2012; Suto and Takehara, 2013 など)。それに対して、本稿は、Kim et al. (2012) を参考にしながら、日本企業の CSR 活動と会計利益の質の関連性について、その一端を明らかにしている。

本稿の構成は、以下のとおりである。第 2 節では、経営者が CSR 活動を行う動機と先行研究を概観したうえで、CSR 活動と会計利益の質との関連性について仮説を提示する。第 3 節では、分析に用いるデータとサンプルについて説明するとともに、分析に用いる変数の定義と記述統計量を示す。第 4 節では分析結果を報告し、第 5 節では結論と課題を述べる。

2 背景情報と仮説の設定

2.1 CSR 活動に関する経営者の動機

CSR 活動と会計利益の質の関連性については、経営者が CSR 活動に取り組む動機によって 2 つの異なる考え方ができる。1 つ目は、投資家、従業員、顧客、取引先、地域住民など多様なステークホルダーとの中長期的関係を重視する動機である。このようなステークホルダーとの対話を重視する経営者は、株式投資家の短期志向の圧力から生じる近視眼的行動を抑制すると考えられる。このように、ステークホルダーとの中長期的な関係を重視する経営者の動機が CSR 活動への取り組みを後押ししているとするならば、CSR 活動に積極的な企業ほど会計利益の質も高いと考えられる。たとえば、Kim et al. (2012) は、Kinder, Lydenberg, and Domini (KLD) Research Analytics 社による CSR 活動の評価結果を利用して、CSR 活動の評価が高い米国企業ほど裁量的発生高の絶対値が有意に小さいことを明らかにした。

2 つ目は、経営者の私的便益を高める機会主義的な動機である。経営者には、自己の社会的な地位や名誉のために CSR 活動を行う可能性が考えられる。このような CSR 活動は、企業の機会主義的な行動を促進すると考えられる。Friedman (1970) は、企業の所有者が出資した資金で経営者が寄付などの社会貢献活動を行うことを批判したうえで、企業の責任は利潤を最大化することであると主張した。このような議論を踏まえると、私的便益を高めるために CSR 活動を実施している企業ほど機会主義的な利益調整を行っているのではないかと考えられる。たとえば、Petrovits (2006) は、米国企業の経営者が減益を回避する手段として、支援する慈善団体に提供する資金の額を裁量的に選択することを示唆している。

2.2 仮説の設定

このように、CSR 活動と会計利益の質との関係は正と負の 2 通りの方向性が考えられる。本稿では、Kim et al. (2012) を参考に、日本企業のデータを用いることで、CSR 活動と会

計利益の質との間にどのような関係があるのかを実証的に明らかにする。そのため、以下の帰無仮説を検証する。

仮説：CSR 活動の評価と裁量的発生高の絶対値との間には統計的に有意な関係がない。

3 リサーチ・デザイン

3.1 データとサンプル

本稿で使用するデータベースは以下のとおりである。財務データおよび公募増資（時価発行増資）に関するデータは日本経済新聞デジタルメディアの『NEEDS Financial QUEST』、監査法人に関するデータは日本経済新聞デジタルメディアの『監査法人・監査意見』データから、それぞれ取得している。また、CSR 活動の評価に関するデータは、東洋経済新報社の『CSR 企業総覧』（2007年版～2013年版）から手作業により収集している。

本稿で分析対象となる会計利益の質は、2006年1月から2012年12月までの間に終了した年次決算に関するものである。²⁾この7年間に、東洋経済新報社の『CSR 企業総覧』においてCSR 活動の評価がなされた銀行・証券・保険以外の業種に属する上場企業の年次決算を抽出した当初サンプルは延べ6,881企業・年であった。そのうち、(1) 決算月数が12ヶ月未満

表1 サンプル企業の特徴

Panel A: 年度別分布								
Year	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Total
Obs.	699	852	886	893	911	902	907	6,050
割合 (%)	11.6	14.0	14.6	14.8	15.1	14.9	15.0	100.0
Panel B: 上場市場別分布								
上場市場	東証	大証	名証	福証	札証	ヘラクレス	ジャスダック	Total
Obs.	4,829	251	44	15	7	77	827	6,050
割合 (%)	79.8	4.1	0.7	0.2	0.1	1.3	13.7	100.0
Panel C: 業種別分布								
業種	Obs.	割合 (%)	業種	Obs.	割合 (%)	業種	Obs.	割合 (%)
サービス	871	14.4	不動産	141	2.3	その他金融	41	0.7
電機機器	728	12.0	精密機器	139	2.3	輸送用機器	37	0.6
商社	694	11.5	医薬品	138	2.3	陸運	37	0.6
化学	451	7.5	繊維	105	1.7	海運	37	0.6
機械	428	7.1	窯業	97	1.6	水産	16	0.3
小売業	380	6.3	鉄鋼	92	1.5	石油	15	0.2
建設	365	6.0	ゴム	71	1.2	電力	9	0.1
食品	304	5.0	通信	61	1.0	鉱業	6	0.1
自動車	229	3.8	倉庫	53	0.9	ガス	4	0.1
その他製造	210	3.5	パルプ・紙	46	0.8	造船	0	0.0
非鉄金属製品	201	3.3	鉄道・バス	44	0.7	空運	0	0.0
Total							6,050	100.0

注) Panel C の業種は、銀行・証券・保険を除く日経業種中分類に基づいている。

である、(2) 分析に必要なデータが入手できない、といったサンプルを除外した結果、本稿の実証分析で使用する最終サンプルは延べ6,050企業・年となった。

表1は、年度、上場市場、業種からみたサンプル企業の特徴を示している。Panel Aの年度別のサンプル企業数には大きな偏りはみられないが、Panel Bをみるとサンプル企業の79.8%が東京証券取引所に上場しており、本稿のサンプル企業の大部分が東証に上場している企業から構成されることが分かる。

3.2 変数の定義と記述統計量

本稿の分析で使用する変数を大別すると、会計利益の質変数、CSR変数、コントロール変数の3つに分類できる。

会計利益の質変数には、裁量的発生高を用いる。これは、会計利益とキャッシュ・フローの差額である会計発生高のうち経営者が裁量を行使している部分を表す。本稿では、当期純利益から営業キャッシュ・フローを控除することで会計発生高を求める。さらに、裁量的発生高を求めるために、非裁量的な部分を推定する必要がある。本稿では、先行研究であるKim et al. (2012)と同様に、Kothari et al. (2005)が提案したROA修正Jonesモデルにより非裁量的発生高を推定する。そして、非裁量的発生高を会計発生高から控除することで裁量的発生高を算定する。本稿では、主に裁量的発生高の絶対値(Abs DAC)を会計利益の質の代理変数とするが、追加検証として、非負の裁量的発生高(Pos DAC)または負の裁量的発生高(Neg DAC)にサンプルを分割した場合も併せて分析する。

CSR変数は、東洋経済新報社の『CSR企業総覧』におけるCSR活動の評価を利用する。『CSR企業総覧』では、「人材活用」、「環境」、「企業統治」、「社会性」といった側面から企業のCSR活動を評価しており、「AAA, AA, A, B, C」の5段階で評価される。本稿では、「AAA=5点, AA=4点, A=3点, B=2点, C=1点」という点数を割当て、評価項目の単純合計点をCSR変数(SCORE)としている。³⁾

コントロール変数は、Kim et al. (2012)を参考にして決定する。SIZEは、企業規模が会計発生高に及ぼす影響をコントロールするため期末総資産の自然対数値を利用している。MTBは、企業の成長性を代理しており時価簿価比率の自然対数値を利用する。⁴⁾BIG4は、大手監査法人の監査を受けている企業ならば1をとるダミー変数であり、監査の質が会計発生高に及ぼす影響をコントロールしている。⁵⁾SEOは、公募増資(時価発行増資)を翌年に実施した企業ならば1をとるダミー変数であり、資本市場を意識した経営者の利益調整行動をコントロールするために含めている。LEVは負債比率、AGEは企業年齢、OCは営業循環日数の自然対数値であり、企業特性が経営者の利益調整行動に与える影響をコントロールするために含めている。⁶⁾FINは金融機関持株比率、FOREIGNは外国法人持株比率、CORPは

その他事業法人持株比率であり、株式所有構造が経営者の利益調整行動に与える影響をコントロールしている⁷⁾。表2は、各変数の記述統計量を示している。

表2 記述統計量

	<i>Abs DAC</i>	<i>Pos DAC</i>	<i>Neg DAC</i>	<i>SCORE</i>	<i>SIZE</i>	<i>MTB</i>	<i>BIG4</i>
Obs.	6,050	3,068	2,982	6,050	6,050	6,050	6,050
Mean	0.0389	0.0390	-0.0388	11.7431	11.3379	-0.0121	0.7372
Std. Dev.	0.0522	0.0558	0.0482	4.5915	1.8793	0.6682	0.4402
10%	0.0044	0.0046	-0.0819	5.0000	9.0262	-0.8088	0.0000
25%	0.0113	0.0114	-0.0488	9.0000	9.9542	-0.4187	0.0000
Median	0.0258	0.0258	-0.0259	12.0000	11.2224	-0.0305	1.0000
75%	0.0488	0.0489	-0.0113	15.0000	12.6058	0.3830	1.0000
90%	0.0824	0.0840	-0.0043	18.0000	13.9691	0.8053	1.0000
	<i>SEO</i>	<i>LEV</i>	<i>AGE</i>	<i>OC</i>	<i>FIN</i>	<i>FOREIGN</i>	<i>CORP</i>
Obs.	6,050	6,050	6,050	6,050	6,050	6,050	6,050
Mean	0.0109	0.5180	55.2178	4.7666	0.2289	0.1250	0.2533
Std. Dev.	0.1039	0.2014	24.0350	0.7024	0.1414	0.1264	0.1880
10%	0.0000	0.2325	20.8333	3.8846	0.0416	0.0029	0.0480
25%	0.0000	0.3685	39.4167	4.4357	0.1110	0.0213	0.1010
Median	0.0000	0.5284	57.6667	4.8770	0.2143	0.0843	0.2092
75%	0.0000	0.6720	70.1667	5.1881	0.3420	0.1967	0.3687
90%	0.0000	0.7790	87.8333	5.4760	0.4296	0.3017	0.5524

4 分析結果

4.1 単一変量分析

まず、年度ごとに SCORE の大きさに従ってサンプル企業を10個のポートフォリオに分割して、Abs DAC をポートフォリオ間で比較する。P1 は SCORE の値が最も低い企業群、P10 は SCORE の値が最も高い企業群から構成されるポートフォリオである。

図1は、ポートフォリオごとの Abs DAC の平均値と中央値を視覚的に示したものである。破線が平均値、実線が中央値を示している。図1をみると、平均値、中央値ともに SCORE の低いポートフォリオから高いポートフォリオにかけて Abs DAC が単調減少する傾向が観察される。このことは、CSR 活動の評価が高い企業ほど裁量的発生高の絶対値が小さくなることを示している⁸⁾。

表3は、ポートフォリオごとの Abs DAC の記述統計量を示している。Abs DAC の平均値と中央値に着目すると、P1 から P10 にかけて概ね単調減少になっていることが分かる。さらに、P1 と P10 の平均値および中央値の差は統計的に有意である。このように、単一変量分析の結果は、SCORE と Abs DAC の間に負の関係があることを示唆している⁹⁾。

図1 SCORE と裁量的発生高の絶対値の関連性

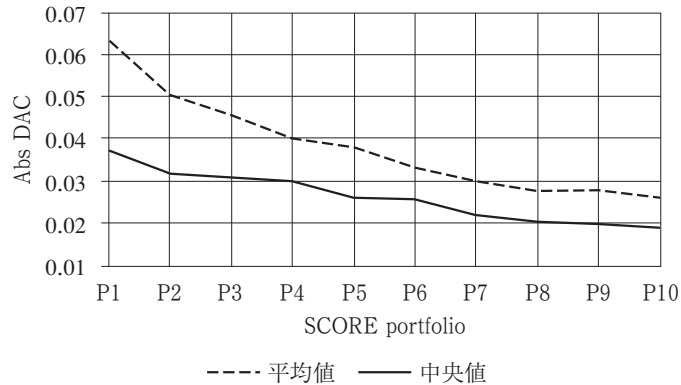


表3 単一変量分析の結果

	Obs.	Mean	Median	Std. Dev.
P1 (Low SCORE portfolio)	651	0.0633	0.0373	0.0986
P2	568	0.0502	0.0319	0.0621
P3	654	0.0456	0.0309	0.0549
P4	689	0.0401	0.0301	0.0364
P5	746	0.0381	0.0261	0.0512
P6	587	0.0332	0.0256	0.0346
P7	551	0.0301	0.0220	0.0313
P8	484	0.0278	0.0205	0.0257
P9	571	0.0280	0.0201	0.0279
P10 (High SCORE portfolio)	549	0.0262	0.0190	0.0251
P10-P1 Difference		-0.0371***	-0.0183***	
t-stat./z-stat.		-9.2538	-10.2530	

注) 平均値の差については等分散性を仮定しない Welch の t 検定, 中央値の差についてはウィルコクソンの順位和検定 (Wilcoxon rank-sum test) を利用している。***, **, *はそれぞれ 1, 5, 10%水準で統計的に有意であることを示している (両側検定)。

4.2 多変量回帰分析

本稿では, 裁量的発生高に影響を及ぼす他の要因をコントロールしたうえで CSR 活動と裁量的発生高の関係を調査するために, (1)式の変量回帰モデルを推定する。

$$Earnings\ Quality_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SCORE_{i,t} + \sum \gamma_k Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

従属変数は会計利益の質変数であり, 本稿では裁量的発生高の絶対値を主たる変数として利用するが, 追加的に裁量的発生高の符号に着目して非負または負の裁量的発生高のみも従属変数として用いるため, 合計3つのモデルを推定することになる。また, 本稿において特に注目する独立変数は SCORE であり, これは 0 から 20 の範囲の値をとる離散変数である。

コントロール変数については、第 3 節で定義したとおりである。¹⁰⁾

表 4 は (1) 式の推定結果である。なお、異常値の影響を考慮して、AGE を除く連続変数については分布の上下各 1 % をサンプルから除外している。¹¹⁾

まず、従属変数に Abs DAC を使用した Model (1) の結果をみると、SCORE の係数推定値は負であるが 10% 水準で有意となっていない。本稿では紙幅の関係で省略しているが、異

表 4 多変量回帰モデルの推定結果

	Expected sign	Model (1)	Model (2)	Model (3)
		<i>Abs DAC</i>	<i>Pos DAC</i>	<i>Neg DAC</i>
		Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
<i>Constant</i>		0.0594*** (6.81)	0.0361*** (3.40)	-0.0799*** (-7.87)
<i>SCORE</i>	+/-	-0.0003 (-1.43)	-0.0008*** (-3.78)	-0.0003 (-0.99)
<i>SIZE</i>	-	-0.0042*** (-6.45)	-0.0032*** (-7.25)	0.0052*** (4.79)
<i>MTB</i>	+	0.0045*** (4.18)	0.0010 (0.77)	-0.0073*** (-5.31)
<i>BIG4</i>	-	0.0001 (0.06)	0.0015 (1.59)	0.0020 (0.72)
<i>SEO</i>	+	-0.0034 (-0.53)	-0.0034 (-0.53)	0.0028 (0.29)
<i>LEV</i>	+	0.0263*** (6.95)	0.0294*** (4.67)	-0.0230*** (-6.17)
<i>AGE</i>	+/-	-0.0002*** (-4.17)	-0.0002*** (-3.50)	0.0002*** (3.37)
<i>OC</i>	+	0.0056*** (4.77)	0.0081*** (4.37)	-0.0035** (-2.51)
<i>FIN</i>	+/-	-0.0304*** (-3.54)	-0.0194* (-1.95)	0.0402*** (4.54)
<i>FOREIGN</i>	+/-	0.0325*** (6.34)	0.0271*** (3.19)	-0.0360*** (-3.73)
<i>CORP</i>	+/-	-0.0004 (-0.12)	-0.0016 (-0.47)	-0.0004 (-0.10)
S.E. Clustering (Firm & Year)		Yes	Yes	Yes
Obs.		5,393	2,727	2,666
<i>Adj. R²</i>		0.1076	0.1033	0.1243

注 1) 変数の定義: *Abs DAC* = 裁量的発生高の絶対値; *Pos DAC* = 非負の裁量的発生高; *Neg DAC* = 負の裁量的発生高; *SCORE* = CSR 活動の評価; *SIZE* = 総資産の自然対数値; *MTB* = 時価簿価比率の自然対数値; *BIG4* = 大手監査法人の監査を受けている企業ならば 1 をとるダミー変数; *SEO* = 翌年に公募増資を実施した企業ならば 1 をとるダミー変数; *LEV* = 負債比率; *AGE* = 企業年齢; *OC* = 営業循環日数の自然対数値; *FIN* = 金融機関持株比率; *FOREIGN* = 外国法人持株比率; *CORP* = その他法人持株比率

注 2) AGE を除く連続変数については、分布の上下 1 % を除外している。

注 3) 期待符号は、Model (1) のものを表示している。

注 4) 標準誤差は、Petersen (2009) の方法により企業・年度でクラスタリングして推定している。***, **, * はそれぞれ 1, 5, 10% 水準で統計的に有意であることを示している (両側検定)。

常値処理前のサンプルを使用して (1) 式を推定すると、Model (1) の SCORE の係数推定値は 1 % 水準で有意な負の値を示している。さらに、ROA 修正 Jones モデル以外の非裁量的発生高の推定モデルを使用した場合、異常値処理後のサンプルでは Model (1) の SCORE の係数推定値は一貫して負の値を示しているが 10 % 水準で有意になっておらず、異常値処理前のサンプルでも統計的に有意でないケースが散見¹²⁾された。そのため、Model (1) の結果は、異常値処理の有無や非裁量的発生高推定モデルの選択によって異なることに注意が必要である。

次に、追加検証として、従属変数に Pos DAC のみを使用した Model (2) および従属変数に Neg DAC のみを使用した Model (3) の推定結果をみってみる。Model (2) では、SCORE の係数推定値が 1 % 水準で有意な負の値を示している。このことは、SCORE が高くなるほど Pos DAC が小さくなることを意味しており、CSR 活動の評価が高い企業ほど利益増加型の裁量行動を抑制していると解釈できる。この推定結果は、異常値処理の有無、非裁量的発生高推定モデルの種類を問わず一貫して、統計的に有意な水準で負の関係を示しており、頑健な推定結果である。一方、Model (3) では、Neg DAC のみを従属変数に用いているが、SCORE の係数推定値は 10 % 水準で有意になっていない。この結果も、異常値処理の有無や非裁量的発生高推定モデルの種類を問わず一貫している。

また、本稿では結果を省略しているが、SCORE を年度ごとに 10 個のポートフォリオに分割して、最も小さな値をとる企業群に 0 を割当て、最も大きな値をとる企業群に 1 を割当てるように変数変換して (1) 式を推定しなおした。このような変数変換を行うことで、CSR 活動の評価が最も低い企業群から最も高い企業群へと CSR 活動の評価が変化するときの裁量的発生高の変化を調査することができる。推定の結果、従属変数に Pos DAC を使用したときの SCORE の係数推定値のみ 1 % 水準で有意な負の値が観察された。

これらの多変量回帰分析の結果を踏まえると、CSR 活動を積極的に行っている企業ほど利益増加型の利益調整行動を抑制しているといえる。¹³⁾

5 要約と課題

本稿では、日本企業による CSR 活動と会計利益の質の関連性を実証的に調査した。調査の結果、CSR 活動の評価が高い企業ほど利益増加型の利益調整行動を抑制する傾向にあることが分かった。特に利益増加型の裁量行動を抑制するという推定結果は、異常値処理の有無、非裁量的発生高の推定モデルに依存しないという点で頑健である。

一方で、本稿には、いくつかの課題が残されている。第 1 に、本稿では、会計利益の質として裁量的発生高に着目して分析を行ったが、それ以外にも実体的裁量行動などその他の会計利益の質を表す代理変数を用いた検証が必要である。また、近視眼的行動が生じる原因の

一つとして、経営者が掲げた目標利益数値を達成するというインセンティブがある。このようなベンチマーク達成の観点からも検証を行う必要があると考えられる。CSR活動と会計利益の質の関連性を包括的に検証するためには様々な側面から分析を行う必要があるが、これらについては今後の課題としたい。

第2に、本稿では、CSR変数として東洋経済新報社の『CSR企業総覧』の評価結果を利用した。しかし、サンプル企業の大部分は東証に上場している企業であり、CSR活動と会計利益の質の関連性について確固たる結論を得るためには、その他の証券取引所に上場している相対的に小さな企業を含めた調査を実施することも必要と考えられる。

注

本稿は、科学研究費補助金・基盤研究（B）（課題番号23330146）の助成を受けた研究成果の一部である。ここに記して感謝申し上げる。

- 1) 本稿では、Kothari et al. (2005) が提案した ROA 修正 Jones モデル以外にも、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルといった4つの非裁量的発生高推定モデルを使用した分析も行った。その結果は紙幅の関係により省略しているが、推定モデルの選択により分析結果が異なる場合は、本文または注において言及する。なお、ROA 修正 Jones モデルと同様に、すべての推定モデルには定数項を含めて OLS で推定を行っている。
- 2) 年次決算における会計利益の質と東洋経済新報社の『CSR 企業総覧』から入手した CSR 活動の評価の対応関係は、次のとおりである。たとえば、2007年版の調査は、その前年である2006年の7月から9月にかけて実施されているので、2007年版における CSR 活動の評価は、2006年1月から2006年12月までの間に終了した年次決算における会計利益の質と対応づけた。したがって、本稿では、2007年版から2013年版までの7年間の『CSR 企業総覧』から CSR 活動の評価に関するデータを収集しているため、それに対応する年次決算は2006年1月から2012年12月までの間に終了したものとなる。
- 3) ある評価項目について、企業から一定の有効回答が得られず評価不能と判断された場合、当該評価項目の点数はゼロ点とした。ただし、4つの評価項目のすべてについて5段階のいずれかで評価されているケースのみにサンプルを限定した場合でも、後述する多変量回帰分析と同様の結果が得られた。
- 4) 時価簿価比率は「株式時価総額÷自己資本」として定義する。ただし、自己資本が負の企業はサンプルから除外している。
- 5) 本稿では、新日本、あずさ、トーマツ、あらた（みすず、中央青山）の各監査法人を大手監査法人とする。
- 6) AGE は、「当期決算期末年月から実質設立年月を控除した値を年度変換した値」として定義し、OC は、「(売上債権回転日数+棚卸資産回転日数) の自然対数値」として定義している。
- 7) FIN, FOREIGN, CORP は前期末時点の値を使用している。これら以外の変数の時点はすべて当期である。
- 8) 本稿では結果を省略しているが、Abs DAC の部分サンプルである Pos DAC または Neg DAC

を用いた単一変量分析も実施した。分析結果は Abs DAC を用いたときと変わらず、SCORE の高いポートフォリオほど裁量的発生高がゼロに近接するため、本稿では、Abs DAC の結果のみを報告する。

- 9) SCORE の値が 9 点未満, 9 点以上12点未満, 12点以上15点未満, 15点以上となるように, 点数の範囲を予め固定して 4 つのポートフォリオに分割した場合でも, 同様の結果が得られた。
- 10) 推定を行う前に独立変数間のピアソンの積率相関係数を調べたところ, 最も高い相関が SCORE と SIZE の間で0.717の相関係数が観察された。そのため, 多重共線性の可能性を懸念して, VIF (Variance Inflation Factor) を計算したところ, すべての変数で5.0以下の値であり, 本稿の推定では多重共線性の影響は大きくないと判断した。
- 11) 異常値処理前のサンプルを用いて推定を繰り返したが本稿の結論に大きな影響はなかったため, 表 4 では異常値処理後のサンプルを用いた推定結果のみを報告する。
- 12) 異常値処理前のサンプルを用いた場合, Jones モデル, 修正 Jones モデル, CFO Jones モデル, CFO 修正 Jones モデルといった 4 つの非裁量的発生高推定モデルのうち, CFO Jones モデルと CFO 修正 Jones モデルを使用したときの Model (1) の SCORE の係数推定値は負の値を示したが 10%水準で有意とならなかった。一方, それ以外の推定モデルを使用したときは, SCORE の係数推定値が統計的に有意な水準で負の値を示した。
- 13) 本稿では結果を省略しているが, 評価項目の合計点ではなく各構成要素 (人材活用, 環境, 企業統治, 社会性) の評価点を個別に用いた分析も実施した。分析の結果, 従属変数に Pos DAC を用いたとき, 「社会性」を除く構成要素の係数推定値は統計的に有意な水準で負の値を示した。ただし, 異常値処理前のサンプルを用いた場合, 「社会性」の係数推定値も統計的に有意な水準で負の値を示した。また, ROA 修正 Jones モデル以外の推定モデルを使用したとき, 異常値処理前のサンプルでは一貫して統計的に有意な水準で負の値を示したが, 異常値処理後のサンプルでは一部の推定モデルにおいて統計的に有意な水準とはならなかった。具体的には, CFO 修正 Jones モデルを使用したときの「人材活用」, 「企業統治」, 「社会性」, CFO Jones モデルを使用したときの「人材活用」, 修正 Jones モデルを使用したときの「人材活用」, Jones モデルを使用したときの「社会性」について, 係数推定値は負の値を示したが統計的に有意な水準とはならなかった。

参 考 文 献

- Benabou, R., and J. Tirole. 2010. "Individual and corporate social responsibility," *Economica*, 77 (305): 1-19.
- Chih, H., C. Shen, and F. Kang. 2008. "Corporate social responsibility, investor protection, and earnings management: Some international evidence," *Journal of Business Ethics*, 79 (1/2): 179-198.
- Dechow, P. M., and I. Dichev. 2002. "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation error," *The Accounting Review*, 77 (4): 35-59.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. "Detecting earnings management," *The Accounting Review*, 70 (2): 193-225.
- European Commission. 2011. "A renewed EU strategy 2011-14 for corporate social responsibility," COM (2011) 681 final: 1-15.

- Friedman, M. 1970. "The social responsibility of business is to increase its profits," *The New York Times Magazine* (September 13).
- Gargouri, R. M., C. Francoeur, and R. Shabou. 2010. "The relation between corporate social performance and earnings management," *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 27(4) : 320-334.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. "The economic implications of corporate financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3) : 3-73.
- Hatakeda, T., K. Kokubu, T. Kajiware, and K. Nishitani. 2012. "Factors influencing corporate environmental protection activities for greenhouse gas emission reductions: The relationship between environmental and financial performance," *Environmental and Resource Economics*, 53(4) : 455-481.
- Healy, P. M. 1985. "The effect of bonus schemes on accounting decisions," *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3) : 85-107.
- Holthausen, R. W., D. F. Larcker, and R. G. Sloan. 1995. "Annual bonus schemes and the manipulation of earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 19(1) : 29-74.
- Jones, J. 1991. "Earnings management during import relief investigations," *Journal of Accounting Research*, 29(2) : 193-228.
- Kasznik, R. 1999. "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research*, 37(1) : 57-81.
- Kim, Y., M. S. Park, and M. Wier. 2012. "Is earnings quality associated with corporate social responsibility?" *The Accounting Review*, 87(3) : 761-796.
- Kothari, S. P., A. Leone, and C. Easley. 2005. "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39(1) : 163-197.
- Lev, B., C. Petrovits, and S. Radhakrishnan. 2010. "Is doing good good for you? How corporate charitable contributions enhance revenue growth," *Strategic Management Journal*, 31(2) : 182-200.
- Litt, B., D. Sharma, and V. Sharma. 2014. "Environmental initiatives and earnings management," *Management Auditing Journal*, 29(1) : 76-106.
- Moser, D. V., and P. R. Martin. 2012. "A broader perspective on corporate social responsibility research in accounting," *The Accounting Review*, 87(3) : 797-806.
- Nakao, Y., A. Amano, K. Matsumura, K. Genba, and M. Nakano. 2007. "Relationship between environmental performance and financial performance: An empirical analysis of Japanese corporation," *Business Strategy and the Environment*, 16(2) : 106-118.
- Nishitani, K., and K. Kokubu. 2012. "Why does the reduction of greenhouse gas emissions enhance firm value? The case of Japanese manufacturing firms," *Business Strategy and the Environment*, 21(8) : 517-529.
- Petersen, M. A. 2009. "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, 22(1) : 435-480.
- Petrovits, C. 2006. "Corporate-sponsored foundations and earnings management," *Journal of Accounting and Economics*, 41(3) : 335-362.
- Prior, D., J. Surroca, and J. Tribo. 2008. "Are socially responsible managers really ethical? Exploring the relationship between earnings management and corporate social responsibility," *Corporate Governance*,

- 16(3): 160-177.
- Suto, M., and H. Takehara. 2013. "The impact of corporate social performance on financial performance: Evidence from Japan," *Working Paper Series*, WIF-13-003: 1-33.
- Takeda, F., and T. Tomozawa. 2008. "A change in market responses to the environmental management ranking in Japan," *Ecological Economics*, 67(3): 465-472.
- Yip, E., C. V. Staden, and S. Cahan. 2011. "Corporate social responsibility reporting and earnings management: The role of political costs," *Australasian Accounting Business and Finance Journal*, 5(3): 17-34.
- 北川教央・後藤雅敏. 2008. 「業績の影響をコントロールした裁量的発生高の有効性に関する検証—Kothari, Leone, and Wasley (2005) の追加検証—」『神戸大学大学院経営学研究科ディスカッション・ペーパー』, 2008-47: 1-29.
- 國部克彦 (編著). 2012. 『環境経営・会計 (第2版)』有斐閣.
- 首藤昭信. 2010. 『日本企業の利益調整—理論と実証』中央経済社.
- 高田知実・村宮克彦. 2013. 「大手監査事務所の保守的行動に関する分析」『国民経済雑誌』, 208(4): 53-68.
- 内閣府 目指すべき市場経済システムに関する専門調査会. 2013. 「目指すべき市場システムに関する報告」内閣府.