

統合報告書作成の決定要因分析についての一考察 —機関投資家持株比率との関係を中心として—

Determinants of Integrated Reporting for Japanese Corporations —Focused on the Influence of Institutional Shareholders—

林 順一
Junichi Hayashi

(論文要旨)

本稿では、統合報告書作成の決定要因として機関投資家持株比率に着目し、統合報告書作成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うえで、統合報告書作成の有無と機関投資家持株比率の関係について分析した。

サンプルは東証1部上場企業とし、2012年度のクロスセクションデータを用いてロジット分析を行った結果、統合報告書の作成と機関投資家持株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、機関投資家持株比率が高い企業ほど、統合報告書を作成する傾向があるという考え方と整合的である。なお、機関投資家持株比率の他にも、当該企業の規模（時価総額の対数値）及び業種（医薬品業種）が統合報告書作成の有無に正の影響を与えていることが示された。

(Abstract)

The purpose of this paper is to identify the determinants of integrated reporting, especially the influence of institutional shareholders.

The sample is based on the cross section data of Japanese Corporations listed with first section of the Tokyo Stock Exchange in FY2012. I use logistic regression model.

My results point out that the likelihood of disclosing an integrated reporting is positively associated with the influence of institutional shareholders. In addition, my results show that large firm and the firm belongs to pharmaceutical industry tends to prepare integrated reporting.

1 はじめに

企業情報開示の新たな取り組みとして、統合報告書を作成する企業が増加している。統合報告書とは、「投資家向けに財務情報を中心に構成されていた従来のアニュアルレポート

に、CSR 報告書等に記載されている ESG 情報（Environmental, Social, Governance＝環境・社会・ガバナンス）を加味したものである」（北川（2013））といえる。では、どのような属性の企業が統合報告書作成に積極的に取り組んでいるのであろうか。先行研究では、統合報告書作成の有無に影響を与える変数として、企業規模、収益性及び業種等が指摘されている。本稿では、統合報告書作成に及ぼす機関投資家の影響に注目し、企業規模、収益性、成長性、負債比率、社外取締役の有無及び業種を考察したうえで、統合報告書と機関投資家持株比率の関係について検討する。

統合報告書のフレームワークを制定する動きとして、IIRC（国際統合報告評議会）の活動がある。IIRC は 2011 年 9 月にディスカッションペーパー、2012 年 9 月に枠組のプロトタイプ文書、2013 年 4 月に枠組のコンサルテーション・ドラフトを公表し、コンサルテーション期間に提出された 350 を超えるコメントを吟味したうえで、2013 年 12 月に国際統合報告フレームワークを発行した（IIRC（2013））。IIRC は統合報告の目的として、組織がどのようにして短中長期の価値を創造・持続できるかを描写することにあるとし、また主な開示の対象は長期志向の投資家であるとしている（住田（2013））。

このように、統合報告書に関する議論は比較的最近行われるようになったものであることから、統合報告書に関する研究は必ずしも十分に行われているとはいえない。統合報告書は長期志向の機関投資家（以下「長期投資家」という）のニーズに適合したものであり、また企業にとっても長期投資家を引き付ける手段として位置付けられるものであるので、企業が統合報告書を作成する動機の一つとして機関投資家の影響を想定することができると思われる。本稿において、統合報告書作成の有無と機関投資家との関係を分析することによって、統合報告書を巡る議論に新たな視点からの実証結果を加えるという貢献ができると考える。

以下では、第 2 章で先行研究を概観したうえで、日本企業における統合報告書作成の有無と機関投資家持株比率との関係についての仮説を導く。第 3 章で実証研究の枠組みを説明し、第 4 章で実証結果を分析する。そして、第 5 章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

2.1 先行研究

統合報告書作成の決定要因分析に関する先行研究は、統合報告書の普及が比較的最近の事象であることを反映して、必ずしも十分になされているわけではない。そこで本節では統合報告書作成の前段階ともいえる GRI（グローバル・レポーティング・イニシアティブ）のガイドラインを適用した CSR 情報開示の有無（以下「GRI 開示の有無」という）及びこれに類する先行研究も合わせて検討することとする。主な先行研究は表 1 に列挙したとおりである。

表1 先行研究

論文	対象国・地域 対象年度	被説明変数	有意な関係を示す主な説明変数
Frias-Aceituno et al. (2014)	フォーブス グローバル 2000, 2008-2010年	統合報告書作成の 有無	企業規模(+), 収益性(+), 業種(+) GRI開示(+)
Sierra-García et al. (2013)	グローバル 2009-2011年	統合報告書作成の 有無	企業規模(+), CSR認証開示(+)
林(2014)	日本 2012年	GRI開示の有無	企業規模(+), 収益性(-), 成長性(-) 海外売上高比率(+)
Legendre and Coderre(2013)	フォーチュン グローバル 500, 2009年	GRI開示の有無	企業規模(+), 収益性(+), 業種(+) 国別の企業文化(+)
Hahn and Kühnen (2013)	メタ分析 1999-2011年	サステナビリティ報告 書作成の有無	企業規模(+), 収益性(+)/(-), 業種(+) レバレッジ(+)/(-)
Gamerschlag et al. (2011)	ドイツ 2005-2008年	単独のCSR報告書 作成の有無	企業規模(+), 知名度(+), 株主構成(+) 米国上場(+)
Albers and Günther (2011)	ヨーロッパ 2008年	GRI開示の有無	企業規模(+), 収益性(+), レバレッジ(-)

(注1) 論文の中に複数の分析がある場合には、代表的な分析の変数を示す。

(注2) 変数名の後の(+)は正の関係、(-)は負の関係を示す。

統合報告書作成の決定要因分析の先行研究として、Frias-Aceituno, Rodríguez-Ariza and García-Sánchez (2014) の研究がある。彼らはどのような属性の企業が統合報告書を作成しているかを明らかにするため、フォーブス グローバル 2000 社（金融・保険業を除く）を対象としてロジット分析を行い、企業規模（総資産の対数値）が大きく、収益性（ROA）が高く、競争が激しくない業種に属する企業で、GRI ガイドラインを適用した開示を行っている企業の方が、統合報告書を作成する傾向があることを示した。

同様の研究として、Sierra-García, Zorio-Grima and García-Benau (2013) の研究がある。彼らは、どのような属性の企業が統合報告書を作成しているかを明らかにするため、GRI データベースにあるグローバル（アフリカ、アジア、ヨーロッパ、南アメリカ、北アメリカ及びオセアニア地域）7,344 社を対象としてロジット分析を行い、企業規模（大企業＝1 としたダミー変数）が大きく、CSR 報告書を監査法人が認証している企業の方が、統合報告書を作成する傾向があることを示した。

GRI 開示の有無の決定要因分析の例として、林 (2014) の研究がある。彼はどのような属性の企業が、CSR 開示のグローバル・スタンダードである GRI ガイドラインを適用した開示を行っているかを明らかにするため、日経平均 225 採用銘柄（金融・保険業を除く）を対象としてロジット分析を行い、企業規模（時価総額の対数値）が大きく、収益性（ROA の 3 年平均）が低く、成長性（PBR）が低く、海外売上高比率が高い企業の方が、GRI 開示に積極的であることを示した。

同様の研究として、Legendre and Coderre (2013) の研究がある。彼らは、どのような属性の企業が GRI ガイドラインを適用した開示を行っているかを明らかにするため、2009

年のフォーチュン グローバル 500 社を対象としてロジット分析を行い、企業規模（売上高の対数値）が大きく、収益性（ROA）が高く、石油産業や化学産業などのリスクの高い産業に属しており、かつ仏独伊西といったステークホルダーを重視する企業文化の国の企業の方が、GRI ガイドラインを適用した開示を行う傾向があることを示した。

Hahn and Kühnen (2013) は、どのような属性の企業がサステナビリティ報告書を作成しているのかを明らかにするため、1999 年から 2011 年にジャーナルに掲載された 178 論文を検討し、企業規模が大きい企業の方がサステナビリティ報告書を作成する傾向にあること、一方で収益性とレバレッジに関しては先行研究の結果が一致しないこと、社会や環境に大きな影響を与える業種ほど、サステナビリティ報告書を作成する傾向があることを示した。

Gamerschlag, Möller and Verbeeten (2011) は、ポリティカルコスト理論に基づき、企業が CSR 情報開示を行うのは、それによって得られるメリット（規制強化・課税・消費者のボイコットなどの回避）がコストを上回るからであると考え、ステークホルダーからの圧力は企業属性によって異なることから、CSR 情報開示の有無・水準も企業属性によって異なると考えた。そこで 2005 年から 2008 年までのドイツ大企業 130 社を対象としてプロビット分析を行い、知名度のある企業（ドイツの経済新聞のウェブサイトに掲載された回数の多い企業）、株式が分散している企業、米国のステークホルダーとの関係が深い企業（米国上場企業）、企業規模（従業員数・総資産の対数値）が大きい企業ほど単独の CSR 報告書を作成する傾向があることを示した。

Albers and Günther (2011) は、どのような属性の企業が GRI ガイドラインを適用した開示をしているかを明らかにするため、ストックス・ヨーロッパ 600 指数の構成企業を対象として、ロジット分析を行い、企業規模（総資産の対数値）が大きく、収益性（ROA）が高く、レバレッジが低い企業の方が、GRI 開示に積極的であることを示した。

2.2 仮説

日本の大企業は、法定開示資料である有価証券報告書等に加え、自主的にアニュアルレポートや CSR 報告書等を作成し、相当量の企業データを開示している。しかしながら、それらが必ずしも統一的に整理・体系づけられて報告されているわけではなく、また肝心の企業経営のストーリー（どのようにして株主価値を向上させていくのか等）が必ずしも明確に示されてはいないことから、一部の先進的な企業の事例を除けば、長期投資家のニーズに適合した情報開示になっているとは言い難い。

この点、統合報告書のフレームワークは、財務情報と非財務情報を統合し、主として長期投資家に対して、長期的価値創造に焦点をあてた企業戦略・ビジネスモデル等を簡潔に情報開示することを目指したものであり（IIRC (2013)）、長期投資家に好まれる情報開示の枠組みであるといえる。

日本の大企業は、明示的に自社の戦略やビジネスモデルを対外的に開示することに慣れ

ているわけではないが、機関投資家の持株比率が高い企業は、長期投資家を引き付けるため、長期投資家のニーズに適合している統合報告書を作成するインセンティブが高いと考えられる。従って以下の仮説が導かれる。

仮説 機関投資家持株比率が高い企業ほど、統合報告書を作成する傾向がある。

3 実証研究の枠組み

本稿では被説明変数を統合報告書作成の有無、説明変数を機関投資家持株比率とし、統合報告書作成の有無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、ロジット分析により、統合報告書作成の有無と機関投資家持株比率の関係を分析する。そこで本章では、サンプルと分析モデルを説明したうえで、被説明変数、説明変数及びコントロール変数について、その内容と変数として用いる理由を説明する。

3.1 サンプルと分析モデル

サンプルは東証1部上場企業とし¹、クロスセクションデータを用いてロジット分析を行う²（データは主として日経NEES-Cgesデータベースから作成³）。分析モデルは以下に示すとおりである。

$$INTREP = \alpha + \beta_1 INST + \beta_2 LNMV + \beta_3 ROE + \beta_4 PBR + \beta_5 DASS + \beta_6 ODE + \beta_7 IND$$

説明変数の *INTREP* は統合報告書作成の有無（有=1のダミー変数）、説明変数の *INST* は機関投資家持株比率、*LNMV* は時価総額の対数値（企業規模）、*ROE* は株主資本利益率（収益性）、*PBR* は株価純資産倍率（成長性）、*DASS* は負債比率、*ODE* は社外取締役の有無（有=1のダミー変数）、*IND* は医薬品業種（医薬品業種=1のダミー変数）である。ここで *ROE* を収益性の代理変数として用いるのは、投資家にとっての収益性は株主資本に対する利益であるからである。*INTREP* は2012年度版統合報告書（2011年度の決算数値が反映）の作成の有無、その他の変数は2010年度の数値である。なお、基本統計量は表2に、相関係数は表3に記載のとおりである。

統合報告書作成の決定要因分析についての一考察
 ―機関投資家持株比率との関係を中心として―

表2 基本統計量

変数名	略称	平均値	標準偏差	最小値	最大値
統合報告書作成の有無	<i>INTREP</i>	0.032	0.177	0	1
機関投資家持株比率	<i>INST</i>	21.857	15.092	0.19	80.83
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	10.689	1.528	7.218	16.262
株主資本利益率	<i>ROE</i>	6.409	32.387	-587.467	1072.222
株価純資産倍率	<i>PBR</i>	1.148	2.852	0.160	108.879
負債比率	<i>DASS</i>	52.554	22.284	1.85	99.07
社外取締役の有無	<i>ODE</i>	0.511	0.500	0	1
医薬品業種	<i>IND</i>	0.021	0.145	0	1

表3 相関係数

	<i>INTREP</i>	<i>INST</i>	<i>LNMV</i>	<i>ROE</i>	<i>PBR</i>	<i>DASS</i>	<i>PDE</i>	<i>IND</i>
<i>INTREP</i>	1							
<i>INST</i>	0.1998	1						
<i>LNMV</i>	0.2618	0.6715	1					
<i>ROE</i>	0.0034	0.0003	0.0283	1				
<i>PBR</i>	0.0033	0.0758	0.0234	-0.3501	1			
<i>DASS</i>	0.0414	-0.0790	0.0562	-0.0066	0.0595	1		
<i>ODE</i>	0.0821	0.1356	0.2055	0.0133	0.0062	0.0561	1	
<i>IND</i>	0.1162	0.0421	0.0926	0.0041	0.0110	-0.1280	0.0009	1

3.2 被説明変数

本稿では、被説明変数として統合報告書作成の有無を用いる。統合報告書とは財務情報と非財務情報を統合した報告書で、2010年に創設されたIIRCは、統合報告書のフレームワーク作りを推進し、2013年12月に国際統合報告フレームワークを発行しており、どのような基準を満たした企業開示資料がIIRCのフレームワークに基づく統合報告書と呼べるかについて示している。しかし、いまだその定義を適用した報告書の作成が始まっているわけではない。そこで本稿では、ESGコミュニケーション・フォーラムの調査結果を用いて、統合報告書作成企業を特定する。同調査によれば、2009年度16社、2010年度23社、2011年度33社、2012年度56社が統合報告書を作成している（非上場企業を含む）。

3.3 説明変数

本稿では、説明変数として機関投資家持株比率を用いる。これは機関投資家の持株比率が高い企業ほど長期投資家のニーズに対応し、長期投資家を引き付ける統合報告書を作成するインセンティブが高いと考えられるからである。ここで機関投資家持株比率とは、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の合計値をいう（日経 NEES-Cges の定義を用いる）。

3.4 コントロール変数

統合報告書作成の有無に影響を与える変数として、先行研究で用いられた主な変数を中心として、企業規模、収益性、成長性、負債比率（レバレッジ）、社外取締役の有無及び業種をコントロール変数として用いる（先行研究の概要は表1参照）。

企業規模が大きいほど情報の非対称性が高まりエージェンシー問題が深刻化するので情報開示の必要性が高まること、また企業規模が大きいほど統合報告書を作成する人材を整えることができることから、企業規模と統合報告書作成の有無の間には正の関係が推定される。実際 Frias-Aceituno, Rodríguez-Ariza and García-Sánchez (2014), Sierra-García, Zorio-Grima and García-Benau (2013) 及びその他の先行研究で、企業規模と統合報告書作成の有無の間に有意な正の関係が示されている。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。

業績の良好な企業は情報開示がしやすいことから、開示に積極的になり開示水準を向上させる傾向がある (Healy and Palepu (2001))。他方、収益性が高いと、企業はそのことによって投資家から高い評価を得ることができるので、統合報告書による開示を行う必要性が弱まる可能性がある。実際 Frias-Aceituno, Rodríguez-Ariza and García-Sánchez (2014), Legendre and Coderre (2013) 及び Albers and Günther (2010) の先行研究では統合報告書作成又は CSR 情報開示と収益性の間に有意な正の関係が示される一方、林 (2014) の研究では両者の間には有意な負の関係が示された。また Hahn and Kühnen (2013) のメタ分析では、両者の関係について、正・負いずれの先行研究もあることが示された。いずれにしても収益性（各年度の収益のブレを調整する観点から、株主資本利益率の3年平均を代理変数とする）は統合報告書作成の有無に影響を及ぼすと考えられるので、これをコントロール変数とする。

成長性が高い企業ほど統合報告書作成に十分な経営資源を投下する余裕がないので、統合報告書作成と成長性の間には負の関係が想定される。また成長性の高い企業は、そのことによって投資家から高い評価を得ることができるので、統合報告書による開示を行う必要性が弱まると考えられる。実際 Bollen, Hassink and Bozic (2006) では、ウェブサイト IR 評価と成長性の間に有意な負の関係があることが示された。また林 (2014) の研究では、GRI 開示と成長性の間に有意な負の関係が示された。これらを踏まえ、成長性（各年度の数値のブレを調整する観点から、株価純資産倍率の3年平均を代理変数とする）をコントロール変数とする。

負債比率が高い企業ほど、投資家（資本市場）よりも銀行などの債権者を重視する傾向があるので、市場に向けた情報開示に消極的になると考えられる。実際 Albers and Günther (2011) では、GRI 開示と負債比率（レバレッジ）の間には有意な負の関係が示された。

統合報告書作成の決定要因分析についての一考察 —機関投資家持株比率との関係を中心として—

そこで負債比率をコントロール変数とする。

社外取締役がいる企業ほど、統合的な情報開示に対する社外のニーズが社内に取り込まれるので、統合報告書による開示を行う傾向が高まると考えられる。実際、林（2010）の研究では、社外取締役の有無とディスクロージャー評価の間に正の関係が示された。これらを踏まえ、社外取締役の有無（有=1のダミー変数）をコントロール変数とする。

業種によって、統合報告書作成に対する意識が異なる。医薬品業種は、最終的な製品になるまで長期的視野に立脚した研究開発が必要とされ、また人命に直結する製品を製造するという高度の社会的責任を有する業種であることから、長期投資家に向けて CSR 情報を含めた開示を行う意識が強いと考えられる。またノボ・ノルディスク等海外の製薬会社も統合報告書作成に注力しており、日本の製薬会社もこれに倣う傾向がある。これらを踏まえ、業種（医薬品業種=1のダミー変数）をコントロール変数とする。

4 実証研究の結果

統合報告書作成の有無と機関投資家持株比率との関係に関する推定結果は表 4 に示されるとおりである。分析モデルとして、企業規模（時価総額の対数値）、収益性（株主資本利益率）、成長性（株価純資産倍率）、負債比率、社外取締役の有無及び業種をコントロールしたうえで、統合報告書作成の有無と機関投資家持株比率の関係を推定した。その結果、機関投資家持株比率の係数は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。すなわち、機関投資家持株比率の高い企業は統合報告書を作成する傾向があることが示された。

またコントロール変数のなかで、企業規模及び業種（医薬品業種）が統合報告書作成に対して有意に正であることが示された。このことは、企業規模が大きい企業の方が統合報告書作成に積極的であり、また医薬品業種の企業は統合報告書作成に積極的である傾向があることを示している。

表4 推定結果

説明変数・ コントロール変数	略称	係数	INTREP z値
機関投資家持株比率	<i>INST</i>	0.00066	2.24 **
時価総額の対数値	<i>LNMV</i>	0.01920	5.98 ***
株主資本利益率	<i>ROE</i>	-0.00014	-0.32
株価純資産倍率	<i>PBR</i>	-0.00699	-1.02
負債比率	<i>DASS</i>	0.00029	1.50
社外取締役の有無	<i>ODE</i>	0.00810	0.90
医薬品業種	<i>IND</i>	0.09655	3.31 ***
定数項	<i>C</i>		-9.86 ***
サンプル数	1,641		
対数尤度	-176.6726		
擬似決定係数	0.2452		
的中率	0.9683		

(注1) 係数は各変数に対応する限界効果の平均値を表す。

(注2) ***, **は、それぞれ1%, 5%水準で有意なことを示す。

5 おわりに

本稿では、どのような属性の企業が統合報告書作成に積極的に取り組んでいるかを検討する観点から、統合報告書作成の有無と機関投資家持株比率の関係に着目し、企業規模、収益性、成長性、負債比率、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うえで、統合報告書作成の有無と機関投資家持株比率の関係を分析した。実証結果は、機関投資家持株比率が高い企業ほど統合報告書を作成する傾向があるという仮説と整合的であった。また企業規模が大きい企業ほど統合報告書を作成する傾向があること、医薬品業種の企業は統合報告書作成に積極的であることが示された。

本稿の分析は、クロスセクションデータを用いて、2012年度版統合報告書作成の有無に関する分析を行ったもので、一時点の状況を説明するものに過ぎない。2013年度以降においても統合報告書作成企業は増大していることから、新たな年度における分析も今後行っていきたい。また本稿では、機関投資家持株比率の変動と統合報告書作成の変動を直接結び付けるような分析は行っていない。事例研究等を行うことにより、これらの因果関係を解明していくことも今後の課題と認識している。さらに本稿で示した変数以外にも、統合報告書作成の有無に影響を及ぼす可能性のある変数も想定される。これらの課題を踏まえ、統合報告書作成の決定要因について、更に研究を進めていく所存である。

-
- ¹ 2012年度の統合報告作成企業（非上場企業を除く）53社は全て東証1部上場企業であることから、サンプルは東証1部上場企業とした。
- ² プロビット分析も行ったが、同様の結果が得られた（実証結果の記載省略）。
- ³ 統合報告書作成企業は、ESGコミュニケーション・フォーラムの調査（2013年5月1日時点）による（http://www.esgcf.com/archive/pdf/esgcf_reportlist.pdf）。

（参考文献）

- 北川哲雄（2013）,「求められる新たな時代の情報開示戦略ーキーワードはインテグレーションー」『国際医薬品情報』977, 16-19.
- 住田孝之（2013）,「非財務情報に関する最近の欧米の動き」『証券アナリストジャーナル』51(8), 16-24.
- 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ー社外取締役との関係を中心としてー」『インベスター・リレーションズ』4,49-71.
- 林順一（2014）,「日本企業のCSR情報開示の決定要因分析についての一考察ーどのような属性の企業がGRIガイドラインを適用した開示を行っているかー」『日本経営倫理学会誌』21, 235-244.
- Albers, C. and T. Günther (2011), “Disclose or not Disclose: Determinants of Social Reporting for STOXX Europe 600 Firms”, *Zeitschrift für Planung and Unternehmenssteuerung*, 21(3), 323-347.
- 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.
- Frias-Aceituno, J.V., L. Rodríguez-Ariza and I.M. García-Sánchez (2014), “Explanatory Factors of Integrated Sustainability and Financial Reporting”, *Business Strategy and the Environment*, 23(1), 56-72.
- Gamerschlag, R., K. Möller and F. Verbeeten (2011), “Determinants of Voluntary CSR Disclosure: Empirical Evidence from Germany”, *Review of Managerial Science*, 5(2-3), 233-262.
- Hahn, R. and M. Kühnen (2013), “Determinants of Sustainability Reporting: A Review of Results, Trends, Theory, and Opportunities in an Expanding Field of Research”, *Journal of Cleaner Production*, 59, 5-21.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu (2001), “Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature”, *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 405-440.
- IIRC (2013), *The International <IR> Framework*.

(<http://www.theiirc.org/wp-content/uploads/2013/12/13-12-08-THE-INTERNATIONAL-IR-FRAMEWORK-2-1.pdf>)

Legendre, S. and F. Coderre (2013), “Determinants of GRI G3 Application Levels: The Case of the Fortune Global 500”, *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 20(3), 182-192.

Sierra-García, L., A. Zorio-Grima and M.A. García-Benau (2013), “Stakeholder Engagement, Corporate Social Responsibility and Integrated Reporting: An Exploratory Study”, *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, DOI:10.1002/csr.1345.