

DBJ Research Center on Global Warming
Discussion Paper Series No. 67 (4/2022)

マテリアリティの開示が株式資本コストに及ぼす 影響について

長谷部 賢

本論は、執筆者個人の暫定的な研究（内容、意見については執筆者個人に属するもの）であって、関心ある研究者との議論等のために作成されたものである。

マテリアリティの開示が株主資本コストに及ぼす影響について²

要 旨

本研究の目的は、統合報告書上で開示されるマテリアリティ³が株主資本コストに及ぼす影響を明らかにすることである。企業にとって ESG をはじめとした非財務情報にかかる課題は多岐にわたるため、経営者にとって何をマテリアルな課題とするかの開示は重要な経営判断と言える。そうしなければ、多様な情報利用者はその必要とする情報を効率的に入手できず、合理的な判断が妨げられる可能性が高いためである。特に、IIRC フレームワークでは、マテリアリティの開示が、中長期的に重要なリスクと機会や経営課題を包括的に捉え、戦略的な意思決定とそれに伴う資源配分につながる重要な取り組みであると考えられている。また、情報の非対称性の観点からも、何がマテリアルな課題か判断出来ないこと自体が経営者と投資家の情報の非対称性の源泉となり、それがエージェンシーコストの増加に結びつく可能性もある。

本研究における分析の結果、IIRC フレームワークに準拠したマテリアリティを開示している企業は、そうでない企業よりも株主資本コストが低いことが示された。かかる結果は、投資家はその背後にある中長期的な価値創造モデルに対して企業への信頼性を高めていることを示唆するものである。

¹ mahaseb@dbj.jp

² 2022年2月22日に開催された日本政策投資銀行設備投資研究所フリーディスカッションでは中央大学佐々木隆文教授、埼玉学園大学花崎正晴教授、日本政策投資銀行設備投資研究所の方々から有益なコメントを頂いた。これらの方々に感謝申し上げたい。

³ 自社に関わる非財務情報における「重要課題」のこと。本稿においては IIRC (International Integrated Reporting Council) フレームワークが定義する「組織の短、中、長期の価値創造能力に実質的な影響を与える事象に関する項目 (IIRC,2013a,8)」を指すこととする。

1. はじめに

本稿の目的は、統合報告書上で開示されるマテリアリティ⁴が株主資本コストに及ぼす影響を明らかにすることである。投資家が投資意思決定の際に用いる最も重要な情報の1つは財務情報であることは、これまでBall and Brown (1968)をはじめとして多くの研究者がその有用性について証拠を示してきた。しかしながら、1990年代以降、財務情報の有用性の低下が様々な研究で指摘されるようになった。たとえば、Lev and Zarowin (1999) は、1977-1996年の間に米国企業における利益水準の変化と株価との関連性を検証し、利益の株価関連性やERC (Earnings Response Coefficient) は過去20年間で低下していることを示し、事業環境の急速な変化とその変化に適切に対応されていない会計制度が価値関連性低下の要因になっていると指摘している。財務情報の有用性が低下する場合、投資家は補完的情報の開示を企業に求めるだろう。これまで、財務報告以外の企業情報である環境報告書、CSR報告書及び統合報告書などの様々な独立型の報告書が公表されるようになったことはその表れである可能性がある。このような非財務情報の開示が進展することで、財務情報だけでは伝達することができない企業の価値創造の源泉がスピーディーに株価に織り込まれることが期待されている(中條, 2013)。さらに、グローバル化の進展に伴う地球温暖化問題、資源や富の偏在、人権問題への対応等、企業に対する社会的責任への要請の高まりにより、企業価値を評価するためには、単に財務情報だけではなく、こうした非財務情報の開示も考慮する必要があると考えられるようになってきている。特に、2006年に国連責任投資原則(PRI)がESG投資を提唱して以降、投資家による非財務情報に対する関心が急速に高まっており、日本でも年金積立金管理運用独立行政法人(GPIF)がPRIに署名し、本格的なESG投資への取組を開始したことで関係業界の取組も急速に進んできた。

こうした状況下において、企業が関係するESGをはじめとした非財務情報にかかる課題は多岐にわたるものの、企業の対応には限界があるため、情報開示においてマテリアリティの視点による整理を行う必要がある。そうしなければ、多様な情報利用者はその必要とする情報を効率的に入手できず、合理的な判断が妨げられる可能性が高いためである。そのため、経営者にとって、何をマテリアルな課題とするかの開示は極めて重要な経営判断と言える。

さらに、情報の非対称性の観点からも、何がマテリアルな課題か判断出来ないこと自体が経営者と投資家の情報の非対称性の源泉となり、それがエージェンシーコストの増加に結びつく可能性もある。本稿においてマテリアリティにかかる情報開示効果を検討する背景は以下の通りである。

⁴ マテリアリティの定義として、「シングル・マテリアリティ (企業が ESG 課題から受ける財務インパクトを考慮した概念)」「ダブル・マテリアリティ (ESG 課題が企業業績にもたらす影響と、企業が環境・社会に及ぼす影響の両面を考慮する概念)」及び「ダイナミック・マテリアリティ (マテリアリティを動的なものとして捉え、社会変化に合わせて流動的に変化させるべきとする概念)」がある。本稿におけるマテリアリティとは主に「ダイナミック・マテリアリティ」を指すこととする。

1つは、企業の ESG 活動に対する投資家の関心が高まっている点である。ESG に代表される非財務情報の重要性が増しており、その媒体手段として統合報告書の発行企業数は年々増加している。『国内自己表明型統合レポート発行企業リスト 2019 年度版』（企業価値レポート・ラボ）によれば、日本における統合報告書発行企業は、2011 年では 32 社に留まっていたが、2019 年 12 月末時点では 513 社にのぼっている。しかしながら、投資家がこれをどう活用し、企業評価に反映しているかという点については明らかではない。経営者が、統合報告書におけるマテリアリティの開示を通じて自社の中長期的な経営課題とその対応を説明することで、投資家はその企業の価値創造力を評価している可能性がある。それによって株主資本コストの低下など一定の効果をもたらすことが確認できれば、マテリアリティの開示が情報の非対称性の解消につながる決定因子の一つであることが明らかとなり、投資家による企業評価の新たな側面を提供できる可能性がある。

いま 1つは、企業の ESG をはじめとした非財務情報にかかる開示方針や基準が明確に確立されていない点である。企業の ESG を評価する機関は世界で約 600 社に達しており、この数は過去 10 年間で 5 倍になるという（米 ERM グループ）。機関投資家の間で ESG を重視する運用に注目が集まり、評価ニーズが高まっているためであるが、統一的な評価基準がない中で ESG 投資のリターンに関心の低い投資家が増えてくると、意図的に「みせかけの ESG 重視（Greenwash）」の企業が登場する可能性も高まる。そこで、ESG 評価機関によるスコアではなく、企業自らが開示する一次情報としてのマテリアリティに着目し、その効果を検証することは評価機関毎に異なる評価のばらつきを排除する上で一定の効果が期待できるものと考えられる。

日本における統合報告書の発行には豊富な蓄積があるものの、それらはあくまで自発的開示に基づくものであり、それぞれの企業が準拠するフレームワークは、GRI（Global Reporting Initiative）に始まり、IIRC（International Integrated Reporting Council）、SASB（Sustainable Accounting Standard Board）、価値創造ガイダンス、TCFD（Task Force on Climate-related Financial Disclosures）等、多岐にわたる。それぞれの開示基準は、その利用者毎に異なり、たとえば IIRC フレームワークが主に機関投資家を想定しているのに対し、GRI スタダードがマルチステークホルダーを想定している。また、開示基準の目的も異なり、前者では企業の中長期的な価値創造の実現としてビジネスモデルの持続性や財務パフォーマンスへのインパクトに関心が向けられているのに対し、後者では事業を通じて貢献できる社会課題の解決に関心が向けられている⁵。本稿においては、この多様な開示の中でマテリアリティというコンセプトに着目する。マテリアリティの開示が将来の企業価値との結びつきを特定できているのか、もし特定できているのであればそれは投資家に一種の安心感をもたらしているとも言える。

⁵ 「国内自己表明型統合レポート発行企業リスト 2019 年度版」によると、2019 年 12 月時点での各フレームワーク準拠率は、IIRC46.2%、GRI25.7%、SASB4.1%である。

表：非財務情報開示フレームワーク・基準における「マテリアリティ」

基準等	主な利用者	マテリアリティに関連した記載
国際統合報告 フレームワーク (IIRC)	投資家	統合報告書は、組織の短、中、長期の価値創造能力に実質的な影響を与える事象に関する情報を開示する。
GRI スタンダード	マルチ・ステーク ホルダー	マテリアル・トピックとは、人権への影響を含む、経済、環境、人へ組織が及ぼす最も重大な影響を反映した事項。
SASB スタンダード	投資家	ある情報は、その省略や虚偽記載、曖昧さが、利用者が短・中・長期の業績及び企業価値評価に基づいて行う投資・貸し付けの決定に影響を与えることが合理的に予想される場合、重要と考えられる。

フレームワーク・基準により、様々な「マテリアリティ」が存在

金融庁「記述情報の開示に関する原則」（平成31年3月）

- 2-2. 記述情報の開示については、各企業において、重要性（マテリアリティ）という評価軸を持つことが求められる。
- 記述情報の開示の重要性は、投資家の投資判断にとって重要か否かにより判断すべきと考えられる。また、取締役会や経営会議における記述情報の役割を踏まえると、投資家の投資判断に重要か否かの判断に当たっては、経営者の視点による経営上の重要性も考慮した多角的な検討を行うことが重要と考えられる。

出典：経済産業省「SX研究会（2021）」参考資料

IIRC⁶フレームワークでは、統合報告書の目的を「企業の戦略、ガバナンス、パフォーマンス及びプロスペクトについての情報を提供することにより、企業の短期的、中期的及び長期的な価値創造に結びつくコミュニケーションをすることにある（IIRC,2013a,8）」としている。すなわち、統合報告はその主たる利用者たる財務資本の提供者が利用可能な情報の質を改善することのみを意図しているだけではなく、統合報告に取り組むことにより企業内部に統合思考を浸透させ、意思決定及び行動を改善することも意図すると主張している。さらに、統合報告書が実際に企業の見通しを評価する際に有用である場合、報告企業の評判の向上や透明性の向上などを通じて、資本市場におけるメリットを受けることが予想され、結果として資本コストをより低くすることが出来る可能性がある（IIRC,2011）とも述べている。

本稿では、主に財務資本の提供者を利用者と想定している IIRC フレームワークに準拠して作成された統合報告書において開示されたマテリアリティ⁷（以下、「IIRC マテリアリティ」という）に焦点をあてた分析を行う。IIRC マテリアリティを開示している企業は ESG をはじめとした非財務情報と財務情報とのリンケージをより意識できている企業であり、したがって株主資本コストをより意識していると考えられるからである。さらに、IIRC フレームワークでは、マテリアリティを決定するための最終的な判断は経営者であるとして

⁶ 財務資本の提供者が利用可能な情報の改善、効率的に伝達するアプローチ確立等を目指して 2010 年に設立された国際的な連合組織。なお、IIRC は 2021 年 6 月に SASB と合併し、VRF(The Value Reporting Foundation) という組織に移行した。さらに同年 11 月には IFRS 財団が国際サステナビリティ基準審議会（ISSB）の設立を公表。併せて 2022 年 6 月までに、VRF と CDSB（気候変動開示基準委員会）を IFRS 財団に統合することも発表されている。

⁷ IIRC フレームワークでは統合報告書のマテリアリティの決定プロセスを以下のように提示している。① 価値創造能力に影響を与える可能性を踏まえ、関連性のある事象を特定、② 関連性のある事象の重要度を価値創造に与える既知または潜在的な影響という観点から評価、③ 相対的な重要度に基づき事象を優先付け、④ マテリアルな事象に関して関連情報を決定。

いる。したがって、IIRC マテリアリティを開示する企業には ESG をはじめとした非財務情報と財務情報とのリンクをより意識した経営者のマネジメント力も含意されており、本稿によりそうした特徴を持った企業のマネジメント効果も明らかに出来る可能性がある。

本稿における分析の結果、IIRC マテリアリティを開示している企業は、そうでない企業よりも株主資本コストが低いことが明らかにされた。かかる結果は、投資家はその背後にある中長期的な価値創造モデルと経営者のマネジメント力に対して企業への信頼性を高めていることを示唆するものである。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では先行研究をレビューし、第 3 節で仮説を構築する。第 4 節ではサンプルとリサーチ・デザインを説明する。第 5 節では検証結果を提示し、結果の解釈を行う。第 6 節は頑健性の検証を行い、第 7 節で以上の結果を総括する。

2. 先行研究

財務情報が株主資本コストに影響を及ぼすことはこれまでの理論研究で明らかにされている。たとえば、財務情報による情報の非対称性の削減が市場の流動性の向上を通じて株主資本コストを低減する可能性がある (Baiman and Verrecchia, 1996; Verrecchia, 2001)。また、財務情報を利用したリスク分担 (Merton, 1987) と情報リスクの削減 (Barry and Brown, 1985; Coles et al., 1995) が株主資本コストを低減することも知られている。これらは、質の高い情報を提供することによって投資家が予想するリスクが低減され、結果として株主資本コストを削減できることを示唆している。さらに、非財務情報によって財務情報の開示を補完する傾向が高まるにつれて、従来は財務情報に関する説明のための理論であったボランタリー・ディスクロージャー理論が財務情報から非財務情報に拡張して適用されるようになってきている。たとえば、非財務情報には価値関連性があること (Margolis et al., 2009) を前提として、一連の研究において CSR ディスクロージャーが株主資本コストに及ぼす影響が検討され、CSR ディスクロージャーと株主資本コストにはマイナスの関係があるという結果が得られている (Dhaliwal et al., 2011; Plumlee et al., 2015)。これらの研究は非財務情報が投資家の行動にどのように影響を与えるかについての証拠を示しているが、CSR 報告書の発行の有無のみを分析上利用しているため、それぞれの報告書における特性及びその質が考慮されていない。また、CSR 報告書は ESG 課題を含むよう進展しているが、そこでは企業戦略やビジネスモデルとの関連について説明されていないため、企業のパフォーマンスを投資家に伝えるににくいという批判もある (Serafeim, 2015)。

IIRC フレームワークでは、統合報告書の目的を「経営者が組織の価値創造に重要であると考えられるものを開示することによって達成される」(IIRC, 2013a) と述べられている。統合報告書は組織の報告書のなかで最も重要な要素を一貫した形で簡潔にまとめたものであり、投資家の投資判断に重要な戦略的関連性の高い情報を報告するだけでなく (Cheng et

al., 2015)、これらの要素間の関連性も示しており、組織の短期的、中期的および長期的な価値創造能力にどのような影響を与えるかについて説明できる (IIRC, 2013a,8)。統合報告が実際に企業の見通しを評価する際に有用である場合、報告企業の評判や透明性の向上などを通じて、資本市場におけるメリットを受けることが予想され、結果として、株主資本コストをより低くすることができる可能性がある (IIRC, 2011)。

一方、統合報告書の発行効果ではなく、統合報告書の質の効果を分析した研究も存在する。Barth et al. (2017) は、企業外部者の利用可能な情報の改善および企業内部者の意思決定の改善という統合報告の2つの目的に着目して、統合報告の導入がこれら2つの目的の達成に寄与するかを実証的に検証している。同研究では、統合報告書の質とビット・アスク・スプレッド、株主資本コスト、アナリスト予想株価の関係を分析している。分析の結果、統合報告書の質が高いほど流動性が高いこと、統合報告書の質と株主資本コストの間に統計的に有意な関係は観察されないこと、統合報告書の質が高いほどアナリスト予想株価は高いことを報告している。Zhou et al. (2017) は、IIRCの概念フレームワークに基づいて、31個の構成要素で評価基準を開発し、これによって統合報告書の質を測定している。同研究では統合報告書の質とアナリストの利益予測誤差とはマイナスの相関があることを明らかにしており、さらに統合報告書の質と資本コストの関係を検証したところ、全サンプル企業において統合報告書の質と資本コストとはマイナスの相関があるという証拠を得ている。Lee and Yeo (2016) も独自の評価基準を用いて統合報告書の質を測定し、これを代理変数として企業価値との相関を検証している。同研究ではIIRCの概念フレームワークの8つの内容要素⁸におけるそれぞれ5つの側面を評価して質を表すスコアを計算し、これらを利用して、統合報告書の質と企業価値 (Tobin's Q) とはプラスの相関があり、また組織がより複雑である企業はプラスの相関が強いという結果を提示している。また、Khan et al. (2016)は、マテリアリティ評価において良好なESGスコアを得ている企業は、そうでない企業と比較して、株式リターンが優位に上回っていることを示した⁹。この結果は、投資判断におけるマテリアリティ項目を考慮することの必要性を指摘している。

このように、統合報告書等の特性や質に関する先行研究においては ESG 評価機関のスコアや独自の評価基準を用いてそれを測定しているため、その評価には評価機関毎に異なるばらつきが存在している可能性がある。たとえば、Barth et al. (2017) は、毎年開催される EY Excellence in Integrated Reporting Awards のスコアに基づき統合報告書の質を 5 段階に分類しており、このスコア算出にあたっては主に 12 項目の要素の平均値で評価している。一方、Zhou et al. (2017) は、IIRC の概念フレームワークに基づいて 31 個の構成要素で評価基準を開発し、これによって統合報告書の質を測定している。その結果、両者ともに南アフリカの上場企業を対象サンプルとしているものの、前者では統合報告書の質と

⁸ IIRC の概念フレームワークの内容要素は以下の 8 つである。①組織概要と外部環境、②ガバナンス、③ビジネスモデル、④リスクと機会、⑤戦略と資源配分、⑥実績、⑦見通し、⑧作成と表示の基礎

⁹ 同研究では、サステナビリティ評価に関するデータは MSCI KLD データを用い、サステナビリティ項目としてのマテリアリティ評価については SASB ガイダンスを用いている。

株主資本コストの間に有意な関係性は観察されなかったが、後者においては有意な関係性が観察されるという逆の結果が得られている。

本稿においては、先行研究で用いられている ESG 評価機関のスコアや独自の評価基準による評価軸ではなく、企業自らが特定し、開示した一次情報である IIRC マテリアリティを過去 10 年（2011—2020 年度）まで遡ってハンドコレクトにて抽出し、分析している。これによって統合報告書の特性や質を評価する上での評価機関毎に異なる評価のばらつきを排除できるものと考えられる。統合報告書の特性や質を評価する上で、企業が自ら開示した IIRC マテリアリティを過去に遡ってハンドコレクトで抽出し、その影響について論じた研究は筆者の調べた限り存在していない。ESG をはじめとした非財務情報と財務情報をつなぐリンケージとして、企業自らが統合報告書において開示する IIRC マテリアリティと株主資本コストの関係を分析することにより、情報開示効果の一側面を明らかにしたことが本稿における貢献である。

3. 仮説の設定

統合報告書発行企業が相対的に低い株主資本コストを示す理由として、次のような可能性が考えられる。まず、潜在的な事業リスクに対する企業の対応力を投資家が読み取る可能性である。統合報告書によって企業のリスクと機会が開示されている企業は、潜在的な規制や将来の事業リスクが予期される場合、それに対応できる能力を有していると推定される。統合報告書の非開示企業は、そうしたリスクを企業が認識しているかさえ不明であるので、開示企業について投資家が有する不確実性は、非開示企業よりも低くなると予想される。昨今の ESG 課題にかかる規制強化や関心の高まりは、企業業績に与える要因の影響力の拡大を示している。統合報告書の開示はこうした影響を投資家が見積もる上で有用な情報源となり、投資家が抱く不確実性が低減されることで、非開示企業よりも低い株主資本コストをもたらすと言える。

特に IIRC フレームワークに準拠して作成された統合報告書は、企業活動の概要を提供し、投資家層を拡大する可能性があること、また、企業が依存している 6 つの資本¹⁰を関連づけて全体像を示すことにより、企業がどのように価値を創造しているかを財務資本の提供者に理解させるため、パラメータの不確実性や推定リスクを低減することによって、企業の資本コストに影響を与えることができる可能性がある¹¹。

さらに、情報の非対称性が懸念されるのは、企業価値との関連があるにも関わらず、その情報開示が不十分な場合である。標準的なエージェンシーモデルでは、情報の非対称性が逆

¹⁰ ①財務資本、②製造資本、③知的資本、④人的資本、⑤社会・関係資本、⑥自然資本

¹¹ Barry and Brown (1985) は、ディスクロージャーがリターンのパラメータの不確実性と推定リスクを減少させることができることを示している。

選択につながり、情報の少ない投資家はより多くの情報を持つ投資家との取引で生じる損失を避けるために市場から退出するようになる。このような行動は流動性の低下や、株価の下落に加え、投資家がリスクの保障としてプレミアムを要求するために資本コストを増加させる (Francis, Nanda, and Olsson, 2008)。また、情報開示は投資家の監視コストを減少させるだけでなく、投資家間の競争条件を平準化することで情報の非対称性を減少させ、企業価値を高めることが可能である。

IIRC マテリアリティの開示は、企業の価値創造能力に影響を与える実質的な事項のみを記載することで、統合報告書をより簡潔で一貫性のあるものにすることに役立つ。したがって、IIRC マテリアリティの開示は、企業の中長期的な価値創造能力に実質的な影響を及ぼす源泉ともいえ、それを開示することでリスク管理体制に対する投資家からの信頼性を高めることができる可能性がある。それによって、IIRC マテリアリティの開示は企業価値に影響を与える株主資本コストに関する事業リスクや情報の非対称性を軽減することができる可能性がある。以上より、次の仮説を設定する。

仮説 1 : IIRC フレームワークに準拠して作成した統合報告書を開示している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低い。

仮説 2 : IIRC マテリアリティを開示している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低い。

Leuz and Verrecchia (2000) は、情報の非対称性が小さければ、投資家は逆選択の心配が少なく、その結果取引意欲が高まり、ビッド・アスク・スプレッドが低下することから、ビッド・アスク・スプレッドは情報の非対称性を表すと主張している。したがって、IIRC マテリアリティの開示が非財務情報を通じた企業実態の透明度の向上という効果を発揮出来るのであれば、開示後のビッド・アスク・スプレッドはそれ以前に比べて低下するはずである¹²。以上より、次の仮説を設定する。

仮説 3 : IIRC マテリアリティを開示している企業の方が、そうでない企業よりもビッド・アスク・スプレッドが低い。

4. リサーチ・デザイン

4.1 株主資本コストの推計

¹² Merton(1987)は、幅広い投資家が市場に参入し取引をすれば、株式の期待リターンが低下し、その結果資本コストを引き下げる可能性があることを示している。

株主資本コストは、投資家が拠出する資本に対して要求する利益率であり、リスクフリーレートにリスクプレミアムを加算して算出される。しかしながら、リスクプレミアムは直接観察できないため、株主資本コストの推計には、事後的に実現リターンを用いて推計する方法、又は利益、株主資本簿価、及び配当の期待値を利用して推計する方法が用いられている。前者の実現リターンを用いる方法では、資本資産価格形成モデル（Capital Asset Pricing Model: CAPM）や Fama and French（1993）の 3 ファクターモデルなどが利用される。これらの実現リターンを用いる方法に関し、Fama and French（1997）は、実際に推計値を検証した後に、正しい資産評価モデルを認識することが困難であることなどを理由として、これらのモデルに基づく株主資本コストの推計値が不可避免的に不正確であると結論づけている。そこで、後者の実現リターンに依存しない方法が用いられており、残余利益モデル（Residual income model）や超過利益成長評価モデル（Abnormal earnings growth valuation model）などから逆算して株主資本コストが推計されている。これらの実現リターンに依存しない方法で推計された株主資本コストは、証券投資の際に市場参加者が想定する暗黙裡の株主資本コストを表しているため、インプライド株主資本コストと称されている。インプライド株主資本コストの算出式としては以下 4 種類のモデルがある。

(1) 修正 PEG モデル（以下、PEG1 モデル）

後藤・北川（2010）は、インプライド株主資本コストの推計に用いられる代表的なモデルに基づく株主資本コストを算出し、モデルの優劣比較を行った結果、Easton（2004）が提唱した修正 PEG レシオと PEG レシオが相対的に有効である、と結論づけている。

修正 PEG レシオでは、株主資本コストは、t+1 期と t+2 期の予想 1 株当たり利益及びそれらが開示される t 期の株価（終値）を代入することで推計される。

$$ICC_PEG1 = \sqrt{\frac{EPS_{t+2} - EPS_{t+1}}{P_t}} \quad (1)$$

ここで、

ICC_PEG1	: 株主資本コスト（PEG1 モデル）
EPS _{t+2(t+1)}	: 2 期（1 期）先の予想 1 株当たり利益
P _t	: t 期の株価（終値）

(2) Ohlson and Juettner-Nauroth モデル（以下、OJ モデル）

OJ モデルでは、利益成長のモデルの中に生かした式として表現される。資本コストを ICC_OJ とすると、(2)式ようになる。EPS の値を例に取れば、EPS_{t+1}=γ EPS_t として決定される（ただし、γ>1 を満たす値）。

本稿では後藤・北川（2010）に倣い、γ=1.03 として計算している。

$$ICC_OJ = A + \sqrt{A^2 + \frac{EPS_1}{p_0} \times \left(\frac{\Delta EPS_2}{EPS_1} - (\gamma - 1) \right)} \quad (2)$$

$$\text{ただし、} A = \frac{1}{2} \left(\gamma - 1 + \frac{DPS_1}{p_0} \right)$$

(3) PEG モデル (以下、PEG2 モデル)

PEG モデルでは、(3)式のように表すことが出来る。この式から分かる通り、OJ モデルにおける異常利益成長が一定であると考え、 $\gamma=1$ を仮定したものが修正 PEG モデルである。修正 PEG モデルは、PEG モデルの仮定に $DPS=0$ という仮定を加えたものである。すなわち、PEG モデルは、(3)式のように表すことが出来る。

$$ICC_PEG2 = \sqrt{\frac{EPS_2 + xDPS_1 - EPS_1}{P_0}} \quad (3)$$

$$\text{ただし} x = \frac{EPS_1}{P_0}$$

(4) EP モデル

EP モデルもまた異常利益成長モデルの一形態として考えることができ、以下の(4)式のように計算される。EP レシオでは異常利益成長=0 という仮定を置く。つまり EP モデルは、次年度の収益予測値があれば、十分な企業評価が可能であるということを含意したモデルとなっている。

$$ICC_EP = \frac{EPS_1}{P_0} \quad (4)$$

4.2 検証モデルの設定

本稿では、Dhaliwal et al. (2011) と Zhou et al. (2017) で使用した分析モデルをベースに、日本の統合報告書発行企業が統合報告書上でマテリアリティを開示している場合における株主資本コストに及ぼす影響を実証的に分析する。

$$\begin{aligned} \Delta\%ICC_PEG1_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 IIRC_{i,t} + \beta_2 \Delta\%BETA_{i,t} + \beta_3 \Delta\%BM_{i,t} + \beta_4 \Delta\%SIZE_{i,t} + \beta_5 \Delta\%LEV_{i,t} + \beta_6 IR_{i,t} \\ & + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta\%ICC_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 MAT_IIRC_{i,t} + \beta_2 \Delta\%BETA_{i,t} + \beta_3 \Delta\%BM_{i,t} + \beta_4 \Delta\%SIZE_{i,t} + \beta_5 \Delta\%LEV_{i,t} \\ & + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\Delta\% \text{BID_ASK}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{MAT_IIRC}_{i,t} + \beta_2 \Delta\% \text{BETA}_{i,t} + \beta_3 \Delta\% \text{BM}_{i,t} + \beta_4 \Delta\% \text{SIZE}_{i,t} + \beta_5 \Delta\% \text{LEV}_{i,t} + \sum \text{IND} + \sum \text{YEAR} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、変数の定義は以下の通りである。

$\Delta\% \text{ICC_PEG1}_{i,t+1}$: i 企業の t+1 期における株主資本コスト (PEG1 モデル) の変化率であり、 $\frac{\text{ICC_PEG1}_{i,t+1} - \text{ICC_PEG1}_{i,t}}{\text{ICC_PEG1}_{i,t}}$ によって計算される

$\text{IIRC}_{i,t}$: i 企業が t 期において IIRC フレームワークに準拠した統合報告書を開示していれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数

$\Delta\% \text{BETA}_{i,t}$: i 企業の t 期におけるベータ値の変化率 (前年度比)

$\Delta\% \text{BM}_{i,t}$: i 企業の t 期における簿価時価比率の変化率 (前年度比)

$\Delta\% \text{SIZE}_{i,t}$: i 企業の t 期における総資産 (対数) の変化率 (前年度比)

$\Delta\% \text{LEV}_{i,t}$: i 企業の t 期における負債比率の変化率 (前年度比)

$\text{IR}_{i,t}$: i 企業が t 期において統合報告書を開示していれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数

$\Delta\% \text{ICC}_{i,t+1}$: i 企業の t+1 期における株主資本コストの変化率 (前年度比)

$\text{MAT}_{i,t}$: i 企業が t 期において統合報告書上においてマテリアリティを開示していれば 1、そうでない場合は 0 をとるダミー変数

$\text{MAT_IIRC}_{i,t}$: マテリアリティの開示 (ダミー変数) と IIRC フレームワークに準拠した統合報告書発行 (ダミー変数) の交差項

4.3 サンプルの選択

本稿が分析対象とするのは、2011 年度から 2020 年度における日本企業であり、以下の条件を満たす企業・年観測値がサンプルに含まれている。抽出条件は以下の条件を満たす企業とする。

1. 『国内自己表明型統合レポート発行企業リスト 2019 年度版』(企業価値レポーティング・ラボ) で公表されている統合報告書発行企業¹³ (4,870 社・年)
2. 日経業種分類上、銀行業・証券業・保険業・その他金融業を除く業種に属する企業 (4,170 社・年)
3. 決算期が 3 月決算かつ決算月数が 12 ヶ月である企業 (2,682 社・年)
4. 分析上必要な財務データが取得可能な企業 (1,714 社・年)

¹³ 企業価値レポーティング・ラボ (運営: (株)エッジ・インターナショナル) が調査している「国内自己表明型統合レポート発行企業 2019 年版」の 513 社のうち、日本の上場企業 487 社を対象とする。

本稿の分析で利用する財務データは「日経 NEEDS-Financial QUEST」から、株主資本コストにおいては、t+1 期と t+2 期の予想 1 株当たり利益（EPS）が必要であるが、これは Bloomberg から抽出した。ビッド・アスク・スプレッドは市場で提示されている買い指し値と売り指し値の乖離幅によって計測されるが、これも「日経 NEEDS-Financial QUEST」から日々の乖離幅を抽出し、そのスプレッドを株価の水準（売り指値と買い指値の平均）で除した上で算出した。また、マテリアリティの開示については、2019 年 12 月末時点で日本において統合報告書を発行している企業の発行初年度まで遡り、いつの時点から IIRC マテリアリティを開示しているかハンドコレクトにて抽出した¹⁴。

5. 実証結果とその解釈

5.1 仮説 1 の検証結果

仮説 1 にかかるそれぞれの各資本コストの推計結果を表 1-3 に示す。なお、仮説 1 にかかる変数の記述統計量（表 1-1）及び変数間の相関係数（表 1-2）は紙面の都合により、(1)PEG1 モデルのみを記載する。

表 1-1 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
$\Delta\%ICC_PEG1_{i,t+1}$	1,714	0.059	-0.024	0.502	-1.000	4.933
$IIRC_{i,t}$	1,714	0.176	0.000	0.381	0.000	1.000
$\Delta\%BETA_{i,t}$	1,714	0.049	0.008	0.285	-0.656	2.219
$\Delta\%BM_{i,t}$	1,714	0.314	-0.006	4.073	-0.989	127.723
$\Delta\%SIZE_{i,t}$	1,714	0.004	0.003	0.006	-0.019	0.080
$\Delta\%LEV_{i,t}$	1,714	-0.004	-0.009	0.039	-0.170	0.494
$IR_{i,t}$	1,714	0.569	1.000	0.495	0.000	1.000

表 1-2 変数間の相関係数

¹⁴ 統合報告書発行初年度については「企業価値レポーティング・ラボ（2020）」のデータから抽出した。また、統合報告書が IIRC フレームワークに準拠したマテリアリティを設定しているか否かについては「企業価値レポーティング・ラボ（2020）」の調査データから直近分を採用し、それ以前についてはハンドコレクトで抽出した。

	$\Delta\%ICC_PEG1$	IIRC	$\Delta\%BETA$	$\Delta\%BM$	$\Delta\%SIZE$	$\Delta\%LEV$	IR
$\Delta\%ICC_PEG1$	1						
IIRC	-0.025	1					
$\Delta\%BETA$	0.071	0.012	1				
$\Delta\%BM$	0.027	-0.002	0.020	1			
$\Delta\%SIZE$	-0.068	-0.064	-0.012	-0.043	1		
$\Delta\%LEV$	0.044	-0.015	0.014	-0.014	0.467	1	
IR	0.022	0.402	0.034	-0.043	-0.098	0.015	1

表 1-3 仮説 1 の推計結果

	(1) $\Delta\%ICC_PEG1$	(2) $\Delta\%ICC_OJ$	(3) $\Delta\%ICC_PEG2$	(4) $\Delta\%ICC_EP$	(参考)CAPM
IIRC	-0.122** (0.033)	-0.004** (0.012)	-0.132** (0.022)	-0.008 (0.899)	-0.026*** (0.003)
$\Delta\%BETA$	0.117*** (0.008)	0.004*** (0.007)	0.129*** (0.004)	0.027 (0.596)	0.218*** (0.000)
$\Delta\%BM$	0.006* (0.061)	0.000 (0.298)	0.007** (0.033)	0.005 (0.177)	-0.001 (0.104)
$\Delta\%SIZE$	-4.945* (0.07)	0.005 (0.949)	-6.156** (0.025)	4.783 (0.132)	0.297 (0.605)
$\Delta\%LEV$	0.312 (0.467)	0.011 (0.407)	0.555 (0.199)	0.121 (0.808)	0.041 (0.654)
$IR_{i,t}$	-0.059 (0.193)	0.000 (0.961)	-0.038 (0.398)	-0.032 (0.535)	0.012 (0.111)
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry dummy	No	No	No	No	Yes
Number of observations	1,714	1,714	1,714	1,714	1,714
Adjusted R-Squared	0.059	0.014	0.060	0.107	0.689
固定/変量*	固定	固定	固定	固定	変量

(注) カッコ内の数値は有意確率を表す。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

*Hausman検定により採択した固定/変量効果モデル。

「企業価値レポート・ラボ」で公表されている統合報告書発行企業を対象としたサンプル 1,714 企業・年を用いて、それぞれの株主資本コストのモデルを推定した結果を表 1-3 に示している。モデル推計に際しては、Hausman 検定により固定効果モデル・変量効果モデルと比較検討した結果、いずれかを採択した。IIRC の係数は全てマイナスであり、p 値も EP モデル以外は統計的に有意な水準である。このマイナスの値は、IIRC フレームワークに準拠して作成した統合報告書を開示している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低いことを示しており、仮説 1 を支持する結果となった。なお、相関係数の大きさ及び VIF から見て、多重共生線が生じる可能性は低いと判断した。

5.2 仮説 2 の検証結果

次に、仮説 2 にかかるそれぞれの資本コストの記述統計量を表 2-1 に、推計結果を表 2-2 に示す。表 2-1 は、表 1-1 と同様に「企業価値レポート・ラボ」で公表されている統合報告書発行企業をサンプルとし、第 4 節 4.1 で示された 4 種類の株主資本コストの変化率（前年度対比）を取った記述統計量を示している。

表 2-1 記述統計量

	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
(1) $\Delta\%$ ICC_PEG1	1,714	0.059	-0.024	0.502	-1.000	4.933
(2) $\Delta\%$ ICC_OJ	1,714	0.000	0.000	0.019	-0.266	0.254
(3) $\Delta\%$ ICC_PEG2	1,714	0.059	-0.027	0.504	-1.000	4.900
(4) $\Delta\%$ ICC_EP	1,714	0.074	0.008	0.606	-5.481	10.513
(参考)CAPM	1,714	-0.032	-0.049	0.210	-0.537	1.002

表 2-2 仮説 2 の推計結果

	(1) $\Delta\%$ ICC_PEG1	(2) $\Delta\%$ ICC_OJ	(3) $\Delta\%$ ICC_PEG2	(4) $\Delta\%$ ICC_EP	(参考)CAPM
MAT_IIRC	-0.154*** (0.006)	-0.003** (0.045)	-0.102*** (0.006)	-0.021 (0.627)	-0.022** (0.016)
$\Delta\%$ BETA	0.114** (0.01)	0.003*** (0.009)	0.117*** (0.006)	0.039 (0.427)	0.218*** (0.000)
$\Delta\%$ BM	0.006* (0.068)	0.000 (0.33)	0.006** (0.037)	0.004 (0.246)	-0.001* (0.096)
$\Delta\%$ SIZE	-4.775* (0.08)	0.007 (0.933)	-4.272* (0.072)	1.481 (0.595)	0.264 (0.645)
$\Delta\%$ LEV	0.296 (0.49)	0.010 (0.428)	0.448 (0.237)	0.649 (0.145)	0.043 (0.635)
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry dummy	No	No	Yes	Yes	Yes
Number of observations	1,714	1,714	1,714	1,714	1,714
Adjusted R-Squared	0.060	0.015	0.082	0.119	0.689
固定／変量*	固定	固定	変量	変量	変量

(注) カッコ内の数値は有意確率を表す。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

*Hausman検定により採択した固定／変量効果モデル。

モデル推計に際しては、Hausman 検定により固定効果モデル・変量効果モデルと比較検討した結果、いずれかを採択した。MAT_IIRC の係数は全てマイナスであり、p 値も EP モデル以外は統計的に有意な水準である。このマイナスの値は、IIRC マテリアリティを開示

している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低いことを示しており、仮説 2 を支持する結果となった。一方、EP モデルを用いた推計結果では、MAT_IIRC の係数はマイナスであるものの、統計的に有意な結果が得られなかった。EP モデルは次年度の収益予想値のみで算出され、IIRC フレームワークが標榜する中長期視点でのマネジメントとのつながりを持った価値創造モデルとの関連性が相対的に低いと言える。したがって、IIRC マテリアリティと EP モデルによって算出された株主資本コストには有意な結果がみられなかったものと考えられる。

被説明変数である株主資本コストに対して、コントロール変数の正負の符号は先行研究と一致している。ベータ値は CAPM ベースで計算されているので、株主資本コストと正に相関していること (Marston and Harris,1993; Gordon and Gordon,1997)、高いリターンは常に高い資本コストを伴うので、簿価時価比率と株主資本コストの間に正の相関があること (Gode and Mohanram,2003) は先行研究の結果と一致している。また、Fama and French (1992) は、負債比率と実現リターンとの間に正の関連性があることを示した。したがって、表 2-2 における負債比率と株主資本コストとの正の相関はこれと一致している。なお、相関係数の大きさ及び VIF から見て、多重共生線が生じる可能性は低いと判断した。

5.3 仮説 3 の検証結果

次に仮説 3 にかかる変数の記述統計量を表 3-1、変数間の相関係数を表 3-2、実証結果を表 3-3 に示す。

表 3-1 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
$\Delta\% \text{BID_ASK}_{i,t+1}$	1,714	0.000	-0.014	0.251	-0.810	1.283
MAT_IIRC	1,714	0.137	0.000	0.343	0.000	1.000
$\Delta\% \text{BETA}_{i,t}$	1,714	0.049	0.008	0.285	-0.656	2.219
$\Delta\% \text{BM}_{i,t}$	1,714	0.314	-0.006	4.073	-0.989	127.723
$\Delta\% \text{SIZE}_{i,t}$	1,714	0.004	0.003	0.006	-0.019	0.080
$\Delta\% \text{LEV}_{i,t}$	1,714	-0.004	-0.009	0.039	-0.170	0.494

表 3-2 変数間の相関係数

	$\Delta\% \text{BID_ASK}$	MAT_IIRC	$\Delta\% \text{BETA}$	$\Delta\% \text{BM}$	$\Delta\% \text{SIZE}$	$\Delta\% \text{LEV}$
$\Delta\% \text{BID_ASK}$	1					
MAT_IIRC	0.038	1				
$\Delta\% \text{BETA}$	0.078	0.000	1			
$\Delta\% \text{BM}$	0.002	-0.012	0.020	1		
$\Delta\% \text{SIZE}$	-0.126	-0.066	-0.012	-0.043	1	
$\Delta\% \text{LEV}$	0.094	-0.007	0.014	-0.014	0.467	1

表 3-3 仮説 3 の推定結果

$\Delta\% \text{BID_ASK}_{i,t+1}$	Coef.	Std. Err.	z	P>t
MAT_IIRC	-0.035**	0.015	-2.240	0.025
$\Delta\% \text{BETA}_{i,t}$	0.045***	0.017	2.600	0.009
$\Delta\% \text{BM}_{i,t}$	0.001	0.001	0.560	0.579
$\Delta\% \text{SIZE}_{i,t}$	-1.025	0.983	-1.040	0.297
$\Delta\% \text{LEV}_{i,t}$	0.029	0.157	0.190	0.852
Year dummy	Yes			
Industry dummy	Yes			
Number of observations	1,714			
Adjusted R-Squared	0.363			

(注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

表 3-1 は、表 2-1 と同様に「企業価値レポーティング・ラボ」で公表されている統合報告書発行企業をサンプルとし、その変数に変化率（前年度対比）を取った記述統計量を示している。モデル推計に際しては、Hausman 検定により固定効果モデル・変量効果モデルと比較検討した結果、変量効果モデルを採択した。 MAT_IIRC の係数は-0.035、p 値は 0.025 であり統計的に有意な結果が得られた。このマイナスの値は、IIRC マテリアリティを開示している企業の方が、そうでない企業よりもビッド・アスク・スプレッドが低いことを示しており、仮説 3 を支持する結果となった。かかる結果は、IIRC マテリアリティを開示することにより流動性が向上し、投資家によるリスクプレミアムの要求水準が低下することで株主資本コストの低下につながったことを示唆している。なお、相関係数の大きさ及び VIF からみて、多重共線性の可能性は低いと判断した。

6. 頑健性の検証

6.1 IIRC マテリアリティ開示初年度における株主資本コストの影響

仮説 2 の分析結果の頑健性を検証するため、IIRC マテリアリティを初めて開示した時点をもとに、それ以外を 0 とするダミー変数を説明変数とし、開示初年度における株主資本コスト

トに及ぼす影響を検証する。検証モデルは第4節4.2(2)に基づく。なお、本分析については、紙面の都合により(1)PEG1モデルのみの結果を記載する。

推計結果は、表4-1の通りである。

表4-1 推計結果 (IIRCマテリアリティ開示初年度における株主資本コスト変化率)

$\Delta\%ICC_PEG1_{i,t+1}$	Coef.	Std. Err.	z	P>t
MAT_IIRC	-0.145**	0.060	-2.410	0.016
$\Delta\%BETA_{i,t}$	0.108**	0.042	2.580	0.010
$\Delta\%BM_{i,t}$	0.006*	0.003	1.880	0.060
$\Delta\%SIZE_{i,t}$	-3.607	2.358	-1.530	0.126
$\Delta\%LEV_{i,t}$	0.322	0.377	0.860	0.392
Year dummy	Yes			
Industry dummy	Yes			
Number of observations	1,714			
Adjusted R-Squared	0.084			

(注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。

表4-1は、表2-1と同様に「企業価値レポート・ラボ」で公表されている統合報告書発行企業をサンプルとし、その変数に変化率(前年度対比)を取った記述統計量を示している。モデル推計に際しては、Hausman検定により固定効果モデル・変量効果モデルと比較検討した結果、変量効果モデルを採択した。MAT_IIRCの係数は-0.145、p値は0.016であり統計的に有意な結果が得られた。このマイナスの値は、企業がIIRCマテリアリティを初めて開示した時点においても株主資本コストの低下がみられたことを示している。

6.2 内生性の問題

推計上の技術的な問題として、株主資本コストとIIRCマテリアリティの間には同時決定の可能性による推計値のバイアスが生じている可能性が懸念される。推定式では、IIRCマテリアリティを説明変数として用いているが、業績が良好な企業ほどIIRCマテリアリティを開示する余裕があるため、被説明変数の影響を受ける内生変数になっている可能性がある(逆の因果性)。そこで、「対象年度における産業別¹⁵のIIRCマテリアリティ開示率」を操作変数として活用した操作変数法(2段階最小二乗法)を適用して検証する。推計結果は、表4-2の通りである。

表4-2 推計結果 (二段階最小二乗法)

¹⁵ 東証33業種区分(中分類)のうち該当する28業種が対象

	二段階最小二乗法	
	1st	2st
	IIRCマテリアリティ	株主資本コスト (ICC_PEG1)
IIRCマテリアリティ (予測値)		-0.431*** (-3.12)
IIRCマテリアリティ開示率 (産業別)	0.998*** (11.39)	
$\Delta\%BETA_{i,t}$	-0.031 (-1.15)	0.100** (2.38)
$\Delta\%BM_{i,t}$	0.000 (0.12)	0.005* (1.87)
$\Delta\%SIZE_{i,t}$	-0.511 (-0.34)	-3.855 (-1.63)
$\Delta\%LEV_{i,t}$	-0.197 (-0.82)	0.222 (0.59)
Number of observations	1,714	1,714
Adjusted R-Squared	0.194	0.065

(注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する。
カッコ内の数値は t 値。

推計結果は第1段階と第2段階の双方を掲載している。まず、第1段階の推計結果では、IIRCマテリアリティ開示率(産業別)の係数は0.998、t値は11.39%であり、統計的に有意な結果が得られた。この正の値は、IIRCマテリアリティ開示率(産業別)がIIRCマテリアリティに影響を与えていることを示している。次に第2段階では、説明変数にIIRCマテリアリティ開示率(予測値)を取って検証したところ、IIRCマテリアリティ(予測値)の係数は-0.431、t値は-3.12%であり、統計的に有意な結果が得られた。この推計結果は、IIRCマテリアリティを開示している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低いという検証結果の頑健性について追加的な証拠を提示している。

7. 結論と今後の課題

本稿では、『国内自己表明型統合レポート発行企業リスト2019年度版』(企業価値レポート・ラボ)で公表されている統合報告書発行企業のうち、銀行業・証券業・保険業・その他金融業を除く企業の2011年度から2020年度のデータを用いて、IIRCフレームワークに準拠して作成された統合報告書を開示している企業と株主資本コストとの関係性を検証した上で、IIRCマテリアリティを開示している企業と株主資本コストの関係性を検証

した。さらに、ビッド・アスク・スプレッドと株主資本コストの関係性についての分析も行った。

まず、IIRC フレームワークに準拠して作成された統合報告書は、中長期的な価値創造モデルを示すことでパラメータの不確実性や推定リスクを低減することにより、株主資本コストに影響を与える可能性がある。その上で被説明変数を株主資本コストの変化率、説明変数を IIRC フレームワークに準拠して作成された統合報告書の開示（ダミー変数）として分析した結果、IIRC フレームワークに準拠して作成された統合報告書を開示している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低いことが示された。

次に、インプライド株主資本コストにかかる 4 種類のモデルを計算した上で、「企業価値レポーティング・ラボ」で公表されている企業の統合報告書を発行初年度まで遡り、いつの時点からマテリアリティを開示しているかをハンドコレクトにて抽出した。その上で被説明変数を株主資本コストの変化率、説明変数をマテリアリティの開示（ダミー変数）と IIRC フレームワークに準拠した統合報告書発行（ダミー変数）の交差項とし、分析した結果、IIRC マテリアリティを開示している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低いことが示された。

また、同様に被説明変数をビッド・アスク・スプレッドの変化率、説明変数をマテリアリティの開示（ダミー変数）と IIRC フレームワークに準拠した統合報告書発行（ダミー変数）の交差項とし、分析した結果、IIRC マテリアリティを開示している企業の方が、そうでない企業よりもビッド・アスク・スプレッドが低いことが示された。以上の分析結果は、いずれも仮説を支持するものであった。

さらに、頑健性の検証として、IIRC マテリアリティ開示初年度における株主資本コスト変化率並びに「対象年度における産業別の IIRC マテリアリティ開示率」を操作変数とする操作変数法（2 段階最小二乗法）を用いて分析したところ、いずれも仮説を支持する結果が得られた。かかる結果は、IIRC マテリアリティを開示している企業の方が、そうでない企業よりも株主資本コストが低いという検証結果の頑健性について追加的な証拠を提示している。

マテリアリティの開示については短期的にその効果を実感しにくく、中長期的な視点でマネジメントとのつながりを含めた価値創造モデルの説明がなされてはじめて投資家はその効果を実感できる可能性が高い。それが従来の情報開示にとどまらない安心感を投資家に与え、株主資本コストの低下につながる可能性が高いと考えられる。

一方、本稿の検証においては課題が残されている。本稿では「企業価値レポーティング・ラボ」で公表されている統合報告書発行企業のみを分析対象としたが、本稿の検証結果をより堅固なものにするためには統合報告書非発行企業も含めたより広範なデータの蓄積を行う必要がある。また、本稿においてはマテリアリティの開示に注目したが、それがどのように価値創造モデルにつながっているかを解明するまでには至っていない。マテリ

アリティの開示効果をさらに説得力があるものにするためには、これらの点の検証が必要となるが、それらについては今後の研究を待ちたい。

参考文献

- Baboukardos, D. and Rimmel, G. 2016. "Value relevance of accounting information under an integrated reporting approach: A research note" *Journal of Accounting and Public Policy*, 35, 437-452.
- Baiman, S. and Verrecchia, R. 1996. "The relation among capital markets, financial disclosures, production efficiency, and insider trading" *Journal of Accounting Research*, 34, 1-22.
- Barry, C. and Brown, S. 1985. "Differential Information and security market equilibrium" *Journal of Financial and Quantitative*, 20, 407-422.
- Barth, M., Cahan, S., Chen, L., and Venter, E. 2017. "The economic consequences associated with integrated report quality: Capital market and real effects" *Accounting Organizations and Society*, 62, 43-64.
- Botosan, C.A. and Plumlee, M.A. 2002. "A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital" *Journal of Accounting Research*, 40, 21-40.
- Bushee, B. J. 1998. "The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior" *The Accounting review*, 73 (3), 305-333.
- Bushee, B. J. 2001. "Do Institutional Investors Prefer Near-Term Earnings over Long-Run Value?" *Contemporary Accounting Research*, 18 (2), 207-246.
- Dhaliwal, D.S., Li, O.Z., Tsang, A., and Yang, Y.G. 2011. "Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting" *The Accounting Review*, 86, 328-355.
- Diamond, D. and Verrecchia, R.E. 1991. "Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital" *The Journal of Finance*, 46, 1325-59.
- Easton, P. 2004. "PE ratios, PEG ratios and estimating the implied expected rate of return on equity capital" *The Accounting Review*, 79, 73-95.
- Eccles, Robert G., Ioannis Ioannou., and George Serafeim. 2014. "The impact of corporate sustainability on organizational processes and performance" *Management Science*, 60, 2835-2857.
- International Integrated Reporting Council (IIRC). 2011. *Towards Integrated Reporting: Communicating Value in the 21st Century*, Discussion Paper.
- International Integrated Reporting Council (IIRC) .2013a. *The International <IR> Framework*.
- International Integrated Reporting Council (IIRC).2013b. *Business and Investors Explore the Sustainability Perspective of Integrated Reporting*.
- International Integrated Reporting Council (IIRC). 2014. *April Newsletter*.
- Lee, K.W. and Yeo, G.H.H. 2016. "The association between integrated reporting and firm valuation" *Review Quantitative Finance and Accounting*, 47, 1221-1250.

- Leuz, C. and R. Verrecchia. 2000. "The Economic Consequences of Increased Disclosure" *The Journal of Accounting Research*, 38, 91-124
- Lins, Karl V., Henri Servaes., and Ane Tamayo. 2017. "Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis" *The Journal of Finance*, 72, 1785-1824.
- Margolis, J., Elfenbein, H., Walsh, J. 2009. "Does it pay to be good, and does it matter? A meta-analysis of the relationship between corporate social and financial performance Working Paper" University of Chicago Booth School of Business.
- Marton, R.C. 1987. "A simple model of capital equilibrium with incomplete information" *The Journal of Finance*, 42, 483-510.
- Plumlee, M., Brown, D., Hayes, R., and Marshal, S. 2015. "Voluntary environmental disclosure quality and firm value: Further evidence" *Journal of Accounting and Public Policy*, 31, 610-640.
- Serafeim, G. 2015. "Integrated Reporting and Investor Clientele" *Journal of Applied Corporate Finance*, 27 (2), 34-51.
- Verrecchia, R. 2001. "Essays on disclosure" *Journal of Accounting and Economics*, 32, 97-180.
- Zhou, S., R. Simnett., and W. Green. 2017. "Does Integrated Reporting Matter to the Capital Market?" *Abacus*, 53 (1), 94-132
- 井口讓二. 2013. 「非財務情報（ESG ファクター）が企業価値評価に及ぼす影響」『証券アナリストジャーナル』, 51(8), 36-44.
- 大鹿智基. 2016. 『非財務情報の企業価値－統合報告において開示すべき KPI の実証的探求－』, 早稲田大学博士論文.
- 加賀谷哲之. 2017. 「ESG 投資評価のための非財務情報活用の課題と展望」『月刊資本市場』, 384, 26-34.
- 加賀谷哲之. 2014. 「統合報告が企業経営に与える影響」『企業会計』, 66(5), 686-693.
- 企業価値レポートニング・ラボ. 2020. 『国内自己表明型統合レポート発行企業リスト 2019 年版』.
- 後藤雅俊・北山教央. 2010. 「資本コストの推計」 桜井久勝編著, 『企業価値評価の実証分析－モデルと会計情報の有用性検証』中央経済社, 407-442.
- 小西範幸. 2012. 「統合報告における「統合」の考え方（東日本部会・統一論題報告 財務報告開示の国際的展開：『統合報告』の可能性をめぐって）」『国際会計研究学会年報 2011』, 5-15.
- 田中優希. 2011. 「環境報告書継続開示と株主資本コストの関係について」『企業会計』, 63(10), 120-129.
- 張瀟月. 2019. 「統合報告書の質と資本コストの関係についての実証研究」 早稲田大学商学研究科紀要.
- 中條祐介. 2013. 「非財務情報開示の意義と現状」『証券アナリストジャーナル』, 51(8), 6-15.

三代まり子.2012.「国際統合報告審議会（IIRC）による取組み—価値創造のための国際的な
レポーティング・フレームワーク」『企業会計』, 64(6),4-13.