

公正開示規制の影響に関する研究  
-日本における経営者およびアナリストによる業績予想行動に焦点  
を当てて-

[The Impacts of Fair Disclosure Regulation on Managerial and Analysts'  
Earnings Forecasts: Evidence from Japan]

堀江 優希

## はしがき

本論文を完成させるために、多くの方々からご指導・ご支援をいただいた。この場を借りて、その方々に感謝を申し上げたい。

はじめに、指導教官である加賀谷哲之先生に心より感謝を申し上げたい。加賀谷先生には修士課程から現在に至るまで、さまざまな機会を通じてご指導いただいた。財務会計のテキストの精読から、国内外での学会報告、査読付き論文への投稿、博士論文の執筆まで、筆者には難度の高いものばかりであったが、先生の厳しくも温かいご指導のおかげで乗り越えることができた。今後は、これらの経験を糧として、さらなる精進をお誓いしたい。

論文指導を快諾してくださった福川裕徳先生にもお礼を申し上げたい。先生には、博士論文を定期的にチェックいただき、とりわけ問題意識の重要性や、背景にある理論についてご指摘いただいたことが筆者の記憶に強く残っている。今後も研究の意義を模索しながら、仮説が正しければ実証結果は必ずそれを支持することを忘れずに研究活動を行っていきたい。

学部時代の恩師である神谷健司先生（法政大学）にも感謝を申し上げたい。1年次の授業で初めて先生にお会いしたときに先生のもとで学びたいと強く思えたことがすべての始まりである。先生には学問の楽しさを教えていただき、大学院への進学のかっけを作っていた。今後も成長した姿をお見せできるよう、より一層努力することをお約束したい。

一橋大学の授業を通じてご指導いただいた、万代勝信先生、佐々木隆志先生、中野誠先生、James Routledge 先生、安田行宏先生、円谷昭一先生、遠藤貴宏先生にも感謝を申し上げたい。また、研究会や学会などを通じてご指導いただいた、石田惣平先生（立教大学）、榎本正博先生（神戸大学）、亀岡恵理子先生（東北大学）、金鉉玉先生（東京経済大学）、金鐘勲先生（専修大学）、河内山拓磨先生（一橋大学）、小谷学先生（熊本学園大学）、鈴木智大先生（亜細亜大学）、積惟美先生（亜細亜大学）、高須悠介先生（横浜国立大学）、藤谷涼佑先生（東京経済大学）、藤山敬史先生（神戸大学）、村宮克彦先生（大阪大学）、吉永裕登先生（東北大学）にもお礼を申し上げたい。とりわけ河内山先生には、学会や大学院ゼミでの研究報告などの度に、多くのコメントと励ましのお言葉をいただいた。

加賀谷ゼミの先輩である日下勇歩先生（北九州市立大学）には、本論文の全章を精読していただいた。修士課程のときから現在に至るまで、さまざまな機会を通じて、筆者の研究について多くのコメントをいただいたおかげで、本論文をより良いものにすることができた。

大学院ゼミでの議論も、本論文を執筆する上で欠かせない存在となった。岩田聖徳先生（東京理科大学）、越智悠暉さん、地主純子さん、甚内俊人先生（一橋大学 CFO 教育センター）、蘇晨琛先生（一橋大学 CFO 教育センター）、高橋華子さん、長谷部賢さん、松尾佳祐さん、三代まり子さん、三原武俊さんにお礼を申し上げたい。

最後に、筆者の大学院進学に理解を示してくれた家族に感謝したい。物心両面にわたり支えてくれた両親と、いつも励ましの言葉をかけてくれた姉へ、本当にありがとう。

2023年2月

## 目次

<b>第1章 問題意識と分析視点</b> .....	<b>1</b>
第1節 研究の目的 .....	1
第2節 問題意識 .....	6
第3節 本論文の貢献 .....	9
第4節 本論文の構成 .....	14
<b>第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷</b> .....	<b>16</b>
第1節 本章の目的と構成 .....	16
第2節 日本における公正開示規制の導入背景 .....	16
第3節 日本における公正開示をめぐる規制の概要 .....	19
第4節 まとめ .....	27
<b>第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出</b> .....	<b>30</b>
第1節 本章の目的と構成 .....	30
第2節 公正開示規制の是非に関する議論 .....	30
第3節 公正開示規制に関する先行研究のレビュー .....	32
第4節 経営者およびアナリストによる業績予想行動に関する先行研究のレビュー .....	42
第5節 検証課題の導出 .....	45
<b>第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響</b> .....	<b>50</b>
第1節 本章の目的と構成 .....	50
第2節 先行研究と仮説構築 .....	51
第3節 サンプルとリサーチ・デザイン .....	57
第4節 検証結果 .....	62
第5節 追加分析 .....	68
第6節 結論 .....	69
<b>第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響</b> .....	<b>70</b>
第1節 本章の目的と構成 .....	70
第2節 先行研究と仮説構築 .....	70
第3節 サンプルとリサーチ・デザイン .....	75
第4節 検証結果 .....	77
第5節 追加分析 .....	82
第6節 結論 .....	88
<b>第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響</b> .....	<b>89</b>

第1節	本章の目的と構成	89
第2節	先行研究と仮説構築	89
第3節	サンプルとリサーチ・デザイン	93
第4節	検証結果	96
第5節	追加分析	102
第6節	結論	105
<b>第7章</b>	<b>結論と今後の展望</b>	<b>107</b>
第1節	各章（第2章から第6章）のまとめ	107
第2節	本論文の結論	112
第3節	今後の展望	114
<b>参考文献</b>		<b>116</b>

## 第1章 問題意識と分析視点

### 第1節 研究の目的

本論文の目的は、2016年9月に日本証券業協会により公表された「協会員のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」(以下、ガイドライン)が投資家間の情報の非対称性<sup>1</sup>を緩和させるまでのメカニズムを検討するために、ガイドラインが経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響を明らかにすることにある。

日本では「有価証券の発行及び金融商品等の取引等を公正にし、有価証券の流通を円滑にするほか、資本市場の機能の十全な発揮による金融商品等の公正な価格形成等を図り、もつて国民経済の発展及び投資者の保護に資する」(金融商品取引法第1条)という目的のもと、公正な情報開示を促進するための法律・規制が導入されている。すなわち、1988年に金融商品取引法により施行された内部者取引規制、1999年に東京証券取引所により公表された適時開示規則、および2002年に日本証券業協会により公表された「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」である。これらの法律・規則は、私的チャネル<sup>2</sup>を通じて獲得した情報を活用した取引の制限、公正開示<sup>3</sup>の実現、および私的情報の適正な管理を通じて、投資家間の情報の非対称性を緩和させる役割を担っている。しかし近年、アナリストによる未公表の重要情報<sup>4</sup>の開示をめぐる複数の証券会社が行政処分を受ける事案が頻発し<sup>5</sup>、これらの不祥事は、公正な情報開示を促進するための従来の諸規制で証券市場の公正性を確保

---

<sup>1</sup> 投資家間の情報の非対称性は、経営者により開示される情報のうち、特定の投資家やアナリストに対して選択的に開示される情報の割合が高まることによって増大する一方で (Easley and O'hara, 2004)、公的チャネルを通じて開示される情報の量・質の増加・向上により緩和される (Brown and Hillegeist, 2007)。本論文では、経営者と投資家・アナリストの間の情報の非対称性の程度を分析すること、すなわち、経営者から投資家・アナリストに対して選択的に開示される情報の量は減少したか、また、経営者は情報を公的に開示するようになったかを検証することを通じて、公正開示規制の導入が投資家間の情報の非対称性を緩和させる効果を有するかを検討する。

<sup>2</sup> 本論文では、特定の投資家やアナリストに限定して情報を開示することを「選択的開示」と呼び、特定の投資家やアナリストを「私的チャネル」と呼ぶ。また、経営者がアクセスを情報利用者に対して制限している情報を「私的情報」と呼び、FDルールの規制対象となる「重要情報」(金融商品取引法第27条第36第1項)、およびガイドラインの規制対象となる「法人関係情報」(金融商品取引業等に関する内閣府令第1条第4項第14号)は本論文の「私的情報」に該当する。

<sup>3</sup> 本論文では、経営者がすべての投資家やアナリストに対して情報を同時に等しく開示することを「公正開示」と呼び、すべての情報利用者に向けて情報を公表することを「公的チャネル」を通じた情報開示と表現する。また、すべての情報利用者に対して公表されることでアクセスに対する公正性が確保されている情報を「公的情報」と呼ぶ。内部者取引規制で規定される「公表」の要件の一つである(1)臨時報告書の提出による法定情報開示、および(2)取引所ルールによりTDnetを通じて行われる適時開示に加え、(3)企業のホームページによる方法により、上場会社によって公的に開示され、すべての投資家・アナリストにとって等しく入手可能である情報は「公的情報」に該当する。

<sup>4</sup> ガイドラインで規定されている重要情報は「法人関係情報」と呼ばれ、「上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であって顧客の投資判断に影響を及ぼすと認められるもの」と定義されている(金融商品取引業等に関する内閣府令第1条第4項第14号)。

<sup>5</sup> 「ドイツ証券株式会社に対する行政処分について」(2015年12月15日公表) <<https://www.fsa.go.jp/news/27/syouken/20151215-1.html>>、「クレディ・スイス証券株式会社に対する行政処分について」(2016年4月25日公表) <<https://www.fsa.go.jp/news/27/syouken/20160425-1.html>>。

## 第1章 問題意識と分析視点

することに限界があることを顕在化させたのである。

もとより日本では、プレビュー取材を通じた、経営者からアナリストに対する重要情報の開示が行われてきた（日本証券業協会, 2016）。プレビュー取材とは、経営者と投資家・アナリスト間における未公表の重要情報の伝達が禁止される沈黙期間<sup>6</sup>に入る前に、アナリストが経営者に対して決算情報に関する取材を行うものである。プレビュー取材は日本特有の慣行として海外の投資家を中心に批判を集めており（奥村他, 2017）、この慣行を見直すべきとの議論がなされていた<sup>7</sup>。こうした中、上述の証券会社による不祥事が契機となり、2016年9月に日本証券業協会により「協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」が公表されたのである。ガイドラインでは、アナリストを対象として、未公表の決算期の業績に関する情報の取材等は行わないことが規定され<sup>8</sup>、プレビュー取材の慣行が根本的に見直されることになった。日本では、ガイドラインの公表によりプレビュー取材を取り止める企業が大幅に増加し<sup>9</sup>、ガイドラインの公表に伴うプレビュー取材の制限によりアナリストが業績を正確に予想することが困難になったことなどが報告されている<sup>10</sup>。プレビュー取材は、日本企業をカバーするアナリストにとって業績を予想する上で重要な情報源となっていたのである。

経営者が重要情報を公表する前に特定のアナリストや投資家に当該情報を選択的に開示することは、米国では“Selective disclosure”と表現され（SEC, 2000）、とりわけアナリストが開示する業績予想を修正するための情報を経営者が選択的に開示することは Regulation Fair Disclosure（以下、Reg. FD）に違反する<sup>11</sup>。Reg. FD は、2000年10月にSECにより導入され

---

<sup>6</sup> 沈黙期間は、決算期末日から決算発表までの間など、決算情報が確定するタイミングで企業ごとに設定される。日本 IR 協議会の実態調査では、沈黙期間を設けている企業では、その期間が決算発表日の1週間前から1ヶ月半前までであることが確認されている「IR 活動の実態調査 2017」（2017年4月公表）<<https://www.jira.or.jp/download/gaiyou2017.pdf>>。

<sup>7</sup> 2014年に公表された伊藤レポートでは、「欧米にはない日本特有の文化として、四半期毎のプレビュー・ミーティング等、企業価値と関係のない業務が増大している」としてプレビュー取材の問題点が指摘されている。

<sup>8</sup> ガイドラインでは、(1) 未公表の決算期の業績に関する情報の取材等は行わないこととし、意図せず取得した情報については適切に管理するよう規定され (2) アナリスト・レポート以外の手段により特定の投資家に伝達することができる情報は、公表済みのアナリスト・レポートと矛盾せず、かつ投資判断に影響のない範囲に限定される（日本証券業協会, 2016）。

<sup>9</sup> 上述した証券会社による最初の不祥事は2015年12月に発生しており、同時期から2016年3月までにプレビュー取材は減少したことが確認されている（大崎, 2017; 奥村他, 2017）。

<sup>10</sup> 日本経済新聞の記事によれば、公正開示規制の導入後に、アナリストが業績予想を上方修正した銘柄を買い下方修正した銘柄を売った場合のリターンは低下しており（「アナリスト不在の不幸」『日本経済新聞』、2016年11月29日朝刊）、また、同規制の導入後に、アナリスト予想よりも実績値をもとに投資する方が運用成績は良いことが確認されており（「日本株は決算後に買え」『日本経済新聞』、2018年1月30日朝刊）、公正開示規制の導入に伴うプレビュー取材の制限によりアナリストにとっての業績予想の困難性が増大したことが指摘されている。

<sup>11</sup> 米国の摘発事例については、以下の資料を参照。Secure Computing Corporation and John McNulty, Admin. Proc. Release No. 34-46895, November 25, 2002; Siebel Systems, Inc, Admin. Proc. Release No. 34-46896, November 25, 2002; Raytheon Company and Franklyn A. Caine, Admin. Proc. Release No. 34-46897, November 25, 2002; Senetek Plc, Admin. Proc. Release No. 34-50400, September 16, 2004; Flowserve Corp., et al., Admin. Proc. Release No. 34-51427, March 24, 2005; Black, C. A, Admin. Proc. Release No. 34-60715, September 24, 2009; Office Depot, Inc., Admin. Proc. Release No. 34-63152, No. 34-63152, October 21, 2010; Fifth Third Bancorp, Admin. Proc. Release No. 34-65808, November 22, 2011; Marino, E. J., Admin. Proc. Release No. 34-14879, May 15, 2012; Polizzotto, L.

た法律であり、未公表の重要情報を第三者に伝達した場合には当該情報を同時に公表しなければならないことが規定されている（SEC, 2000）。米国では Reg. FD の効果を検討した研究が数多く蓄積されているが、それらの多くは、同規制の導入が資本コストや株式ボラティリティを低減させるかといった点に焦点を当てている（e.g., Heflin et al., 2003; Duarte et al., 2008）。しかし、これらの研究では Reg. FD の導入により情報の非対称性が緩和されたという認識が証券市場に広がることにより企業による情報開示に対する投資家の評価が変化しているかを検討するにとどまっており、Reg. FD が投資家間の情報の非対称性を緩和するにあたりどのような役割を果たしているかについては必ずしも十分に検討されていない<sup>12</sup>。

そこで本論文では、ガイドラインの対象となる主要な情報提供者・受領者である経営者およびアナリストの業績予想行動に焦点を当て、ガイドラインが投資家間の情報の非対称性を緩和するにあたりどのような役割を果たしているかを検討する。ガイドラインの対象となる情報は「法人関係情報」と呼ばれ<sup>13</sup>、「上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であって顧客の投資判断に影響を及ぼすと認められるもの」と定義されている（金融商品取引業等に関する内閣府令第1条第4項第14号）。ここで投資判断に影響を及ぼす情報の開示内容や開示方法は多岐にわたるため、経営者サイドとアナリストサイドでは公正開示規制の導入前後における情報開示の変化に対する認識に差が生じるなど<sup>14</sup>、公正開示規制が投資家間の情報の非対称性を緩和するにあたりどのような役割を果たしているかを検討するにあたり、一貫した帰結を導出することは困難であると考えられる。そこで本論文では、情報提供者である経営者と、情報受領者であるアナリストによってそれぞれ開示される業績予想という、同一の性質を有する情報に着目することによって、ガイドラインが投資家間の情報の非対称性を緩和するにあたって経営者およびアナリストによる業績予想行動をどのように変化させたかを検討する。具体的には、第4章ではアナリスト予想の正確度を分析することを通じて、公正開示規制の導入により、経営者はアナリスト

---

D., Admin. Proc. Release No. 34-70337, September 6, 2013; Therapeutics MD Inc, Admin. Proc. Release No.34-86708, August 20, 2019.

<sup>12</sup> さらに米国では、Reg. FD が導入された 2000 年には景気後退やインターネットバブルの崩壊といった交絡イベントが生じており、Reg. FD による経済的影響を明確に識別できているかについては限界が存在することも指摘されている（Francis et al., 2006）。

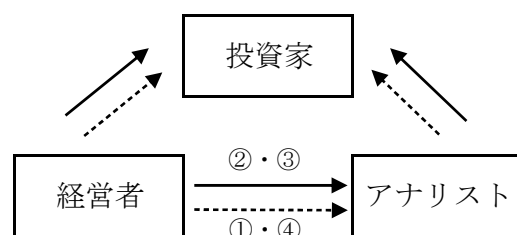
<sup>13</sup> 「アナリスト・レポートの取扱いに関する規則」および「協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」における「法人関係情報」の定義では「投資判断に影響を及ぼす」という表現が用いられ、内部者取引規制における「重要事実」の定義では「投資判断に著しい影響を及ぼす」という表現が用いられていることから、「法人関係情報」の方がより情報の範囲が広いと考えられている（山本, 2017）。

<sup>14</sup> SEC (2001) は、複数のサーベイ調査の結果から、公正開示規制の導入後にアナリストは企業から開示される情報の量は減少したと認識している一方、企業はそうした事象は生じていないと認識しているなど、アナリストサイドと企業サイドでは情報開示量の変化の捉え方が異なることを指摘している。日本 IR 協議会 (2019) によるアンケート調査では、回答企業の多くは公正開示規制の導入後に情報開示を充実させたと回答しており、日本証券アナリスト協会 (2018) によるアナリストを対象としたアンケート調査の結果とは必ずしも整合しないことが確認される。こうした差が生じる要因として、経営者はプレスリリースやホームページなどの公式資料を重視するのに対し、アナリストは個別ミーティングやカンファレンスコールといった場での情報開示を重視するという、両者の情報開示の捉え方の違いが指摘されている（大崎, 2017）。

## 第1章 問題意識と分析視点

に限定した情報開示に対して消極的になったか（図表 1-1①）、またすべてのアナリストに対して等しく開示する情報の量・質は増加・向上したか（図表 1-1②）を分析する。第5章では、公正開示規制の導入後に、経営者は市場の期待を修正するために経営者予想を戦略的に開示ようになったか（図表 1-1③）を検討する。第6章では、公正開示規制の導入に伴う私的チャンネルの制限により、アナリストは、自身が公表する予想値に経営者予想をどの程度織り込むようになったかを分析する（図表 1-1④）。

図表 1-1 本論文の検証対象



※点線は私的チャンネルを示しており、実線は公的チャンネルを示している。

投資家間の情報の非対称性は、経営者により開示される情報のうち特定の投資家やアナリストに対して選択的に開示される情報の割合が高まることによって増大し（Easley and O'Hara, 2004）、公的チャンネルを通じて開示される情報の量・質の増加・向上により緩和される（Brown and Hillegeist, 2007）。すなわち、公的チャンネルを通じて情報が十分に開示されているほど私的チャンネルを通じて情報を収集するインセンティブは低下し（Verrecchia, 1982; Diamond, 1985）、情報を十分に持たない投資家による取引量が増加し情報優位にある投資家の取引量が相対的に減少する（Brown et al., 2004）のである。そこで本論文では、第一の検証課題として、ガイドラインの公表後に経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になったかを分析する。第一の検証課題で検討する経営者による公的チャンネルを通じて開示される情報の内容は、私的チャンネルを通じた情報収集に対するインセンティブに影響を与え（Verrecchia, 1982; Diamond, 1985）、結果として投資家間の情報の非対称性を左右する。ここで、私的チャンネルを活用した情報収集・伝達を行う役割をアナリストが果たしているのである（Hakansson, 1981）。そこで本論文では、第二の検証課題として、ガイドラインの公表に伴う私的チャンネルの制限により、公的情報に対するアナリストの依存度が増大したかを明らかにする。証券市場における主要な情報伝達機関であるアナリストによる業績予想行動に着目することで、ガイドラインの公表に伴う私的チャンネルの制限が、投資家間の情報の非対称性を緩和させるにあたり、どのような役割を果たしているかを検討することが期待できる。

ここで、米国における Reg. FD と日本におけるガイドラインの違いから（図表 1-2）、日米では、公正開示をめぐる規制が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響



は異なると考えられる。日本では、以下のような理由から、ガイドラインの公表による選択的な開示の制限が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響は米国と比べてより顕著に現れると考えられる。米国の経営者はアナリストを株価に対する影響力が大きい主体とみなしているために (Graham et al., 2005)、アナリストを通じて経営者と投資家間の情報の非対称性を緩和させようとするインセンティブが経営者に働きやすいと考えられる。さらに、Reg. FDのもとでは上場会社のみが規制対象であるため、アナリストから経営者に対するアクセス自体は制限されておらず、かつ Reg. FD への違反に対する罰則が相対的に弱いため、経営者にとって選択的な開示を行うコストは相対的に小さい<sup>15</sup>。こうした環境下では、米国の経営者は選択的な開示に伴うコストを負担してでもアナリストを通じた情報開示により経営者と投資家間の情報の非対称性を緩和させようとする可能性がある<sup>16</sup>。一方、日本では公正開示をめぐる規制は米国と比べてより厳格に行われていると考えられる。日本では、FD ルールの公表前である 2016 年 9 月にガイドラインが公表され、協会のアナリストを対象として上場会社に対して未公表の重要情報に関する取材等を行うことが制限された。日本証券業協会による自主規制では、金融庁による認可のもとに規制の制定が行われ、同規制に違反した協会の証券会社には上限 5 億円の過怠金が科されるなど<sup>17</sup>、ガイドラインは公的な規制としての側面を有している。このように、ガイドラインの公表により選択的な開示に対する罰則が厳格化され、またプレビュー取材の制限によりアナリストによる経営者へのアクセスが直接制限されている日本では、アナリストにとって経営者にアクセスするコストが高いため、選択的な開示は相対的に制限されやすいと考えられるのである。

なお、日本では、ガイドラインの公表後である 2018 年 4 月に、平成 29 年 (2017 年) 金融商品取引法改正にて「フェア・ディスクロージャー・ルール」(以下、FD ルール) が施行されている。当該制度では、上場会社が未公表の重要情報<sup>18</sup>を特定の第三者に開示することが制限される。本論文では、上場会社を対象とする FD ルールを Reg. FD に相当する規制と

---

<sup>15</sup> Reg. FD に違反した場合、排除措置命令の発出による行政処分、あるいは差止命令の発出 (および、あるいは) 民事制裁金の賦課がなされるが (SEC, 2000)、筆者が確認した限りでは、2019 年までに発生した Reg. FD に対する違反事案のうち民事制裁金の最高額は 40 ドルであり (SEC v. Presstek, Inc. and Edward J. Marino, 1:10-cv-10406)、日本のガイドラインの罰則 (上限 5 億円) と比べて小さい。さらに米国では、Reg. FD に違反した者に対する民事制裁金の支払命令の発出は SEC から裁判所に申し立てが行われるなど、SEC による行政的な制裁が課されるのみであり、内部者取引のように私的訴訟は行われないという点で、企業にとっての選択的な開示に伴うコストは小さいと考えられる。

<sup>16</sup> 米国では、公正開示規制の公表後も依然として経営者からアナリストに対する選択的な開示が行われていることを示唆する研究が存在する (e.g., Bushee et al., 2017; Green et al., 2014; Soltes, 2014)。また、米国では公正開示規制の公表後に同規制に対する摘発事例も複数発生していることから (脚注 11 参照)、依然として経営者には選択的な開示を行うインセンティブが働いていることが示唆される。

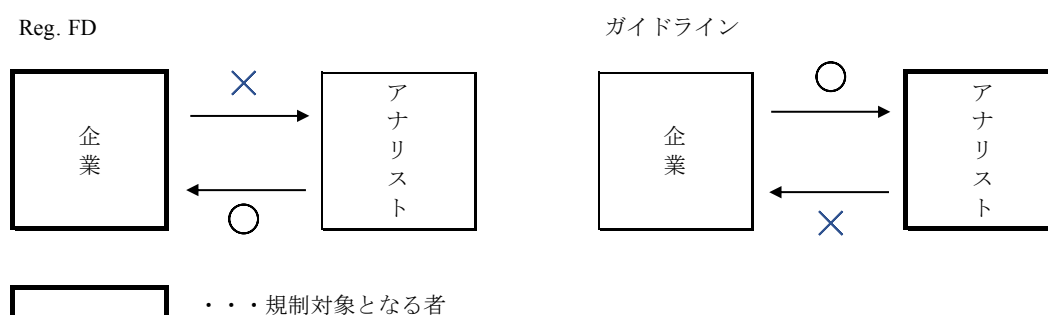
<sup>17</sup> FD ルールの罰則金は上限 50 万円 (金融商品取引法第 205 条) であるのに対し、ガイドラインの罰則金は上限 5 億円 (日本証券業協会、定款 28 条 4 項) と相対的に高額である。

<sup>18</sup> FD ルールで規定される重要情報とは「上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であつて、投資者の投資判断に重要な影響を及ぼすもの」をいう (金融商品取引法第 27 条の 36)。なお米国では「合理的な投資者が投資意思決定に際して重要と考える相当の可能性が存在する」情報のことを重要情報 (material information) と呼ぶ (SEC, 2000)。

## 第1章 問題意識と分析視点

し、ガイドラインの公表に伴う選択的な開示の制限をより促進させる規制として位置付けている<sup>19</sup>。また、本論文では、2016年9月に日本証券業協会により公表された「協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」、および平成29年（2017年）金融商品取引法改正により2018年4月より施行された「フェア・ディスクロージャー・ルール」を総称して「公正開示規制」と呼ぶ。なお、2000年10月に米国でSECにより施行された Regulation Fair Disclosure を「公正開示規制」と呼ぶこともある。

図表 1-2 規制対象となる開示チャンネルの違い（Reg. FD とガイドラインの比較）



### 第2節 問題意識

本論文でガイドラインの影響を検討する背景には、次の二つの問題意識がある。第一に、ガイドラインの公表前に日本における証券市場の透明性に対する疑義が顕在化していたことである。第二に、公正開示規制が投資家間の情報の非対称性を緩和させるにあたりどのような役割を果たしているのかについて十分に明らかにされていないことである。

#### 2.1. 日本における証券市場の透明性に対する疑義の顕在化

日本では、金融商品取引法において、「有価証券の発行及び金融商品等の取引等を公正にし、有価証券の流通を円滑にするほか、資本市場の機能の十全な発揮による金融商品等の公正な価格形成等を図り、もって国民経済の発展及び投資者の保護に資する」（金融商品取引法第1条）という目的のもと、公正開示を促進するための法律・規則がガイドラインおよびFDルールの適用前から導入されている。すなわち、1988年に金融商品取引法により施行された内部者取引規制、1999年に東京証券取引所により公表された適時開示規則、および2002年に日本証券業協会により公表された「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」である。これらの法律・規則は、私的チャンネルを通じて開示される情報を活用した取引の制限、

<sup>19</sup> ガイドラインの公表に伴うプレビュー取材の制限は、アナリストから上場会社に対するアクセスを減少させるが、上場会社による選択的な開示に対して罰則が課せられているわけではない。ここで、FDルールの導入により上場会社サイドの情報開示行動が制限されると、経営者にとって選択的な開示にかかるコストは増大する。ガイドラインの公表およびその後のFDルールの施行により、経営者とアナリストの双方にとって、私的情報の取得・伝達にかかるコストが増大し、私的チャンネルの利用が制限されるのである。

## 第1章 問題意識と分析視点

公正開示の実現、および私的情報の適正な管理を通じて、投資家間の情報の非対称性を緩和させることにより逆選択を回避する (Chiyachantana et al., 2004) 役割を果たしているのである。

しかし、近年、アナリストによる重要情報の取り扱いをめぐる複数の証券会社が行政処分を受ける事案が発生し、公正な情報開示を促進するための従来の諸規制で証券市場の公正性を確保することには限界があることが顕在化されることとなった。たとえば、証券市場の公正性を向上させるために 1988 年に導入された内部者取引規制は未公表の重要情報に基づく取引のみを規制しているために選択的な開示自体を取り締まることは困難である。また 1999 年に導入された適時開示規則では違反に対する罰則金額が相対的に低いことが確認されている。また日本証券業協会の自主規制として 2002 年に公表された「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」ではアナリスト・レポートの作成にかかる重要情報の公正な管理が規定されているがアナリスト・レポート以外の手段により行われる未公表の重要情報の開示を制限していない。

もとより日本では、一部のアナリストがプレビュー取材を通じて未公表の重要情報を特定の投資家に伝達している (日本証券業協会, 2016) と、海外の投資家を中心に批判を集めてきた (奥村他, 2017)。そうした慣行に加えて複数の証券会社による不祥事が頻発したことで、日本における証券市場の透明性に対する疑義が顕在化し、これを契機として公正な証券市場のためのこれまでの取り組みのみでは証券市場の公正性を十分に担保できないという認識が広がり、公正開示をめぐる規制を導入する重要性が強く認識されるようになったのである。

上述の通り、日本では 1988 年に金融商品取引法により内部者取引規制が施行されており、同規制は私的チャネルを通じて獲得した情報を活用した取引を制限することで、公正開示規制と同様、私的チャネルの利用が困難である投資家を保護する役割を果たしている。しかし、選択的な開示を制限すべきかについては、理論的な対立が存在する。すなわち、選択的な開示の制限は、特定の投資家が裁量的にリターンを獲得する機会を制限することで証券市場の公正性を確保し逆選択による証券市場の効率性<sup>20</sup>の低下を抑制する効果を有する (Chiyachantana et al., 2004) 一方で、アナリストによる新たな情報生成の余地を減少させることで証券市場の正確かつ効率的な価格形成を困難にする側面を有する。選択的な開示は証券市場の価格形成の効率性・正確性の向上のために重要な役割を果たしており (Choi, 2001)、とりわけアナリストは、情報を相対的に豊富に有しており、また利害対立を生じさせることなく自らが作成した情報を投資家に提供することができるという点で私的チャネルを通じて開示される情報の他の利用者と比べて株価形成の効率性に貢献している (Zohar and Gideon, 2001)<sup>21</sup>。しかし、アナリストは限界効用と限界費用が一致するまでしか情報収

<sup>20</sup> 効率的な証券市場とは、入手可能な情報がすべて株価に反映されていることを指す (Fama, 1970)。

<sup>21</sup> 私的情報を入手することが可能である投資家は、当該情報を他の投資家に売ることは困難であると考えられている。なぜなら、私的情報を入手することが可能である投資家は、そうでない投資家との間に利害

集・伝達を行わないため (Coffee, 1984)、公正開示規制により私的チャネルを通じて開示される情報を活用した投資家への収益機会の提供が困難になり、かつ情報収集源が制限されると、アナリストによる情報収集・伝達の量・質が減少・低下し、証券市場の価格形成の効率性は低下することが予想される。こうした理由から、内部者取引を規制すべきではないという議論も存在する (Henry, 1966)。

このように、選択的な開示を規制することの是非については研究上で未解決の課題と位置付けられている。このため、公正開示をめぐる規制を日本で導入すべきかについては、同規制の導入前から議論が対立していた (金融審議会, 2016a)。また、日本に先んじて Reg. FD を導入した米国では多くの先行研究が蓄積されているが、同規制の影響について一定の帰結を導き出すには至っていないのが現状である (e.g., Koch et al., 2013)。日本ではガイドラインが公表されてから日が浅いこともあり、同規制の影響を検証した研究は少ない。上述した複数の証券会社による不祥事は日本における証券市場の透明性に対する投資家の疑念を強める恐れがある。本論文では、ガイドラインの公表に伴う選択的な開示の制限が、経営者およびアナリストによる業績予想行動にどのような影響を与えるかについて検討する。

### 2.2. ガイドラインが投資家間の情報の非対称性を緩和させるメカニズムの明確化

米国では Reg. FD の影響を検討するために、すべての投資家が等しく情報にアクセスできるようにになった (level the playing field) か、また市場にとって利用可能な情報の量・質は減少・低下した (chilling effect) かについての実証研究が数多く蓄積されている。これらの研究では、Reg. FD が投資家、経営者、およびアナリストの三つのプレイヤーに与える影響を検証している (Leuz and Wysocki, 2016)。これらの研究のうち、Reg. FD が投資家にとっての情報環境に与える影響を検証している研究は、株式取引量や株式リターンを用いて投資家にとって利用可能な情報の量の変化を測定する研究と、ビッド・アスク・スプレッドや資本コストを用いて投資家間の情報の非対称性の変化を分析する研究に大別される。しかし、これらの方法による検証では、Reg. FD の導入により情報の非対称性が緩和されたという認識が証券市場に広がることにより経営者による情報開示に対する投資家の評価が変化しているかを検討するにとどまるため、公正開示規制における制度設計上の課題を発見することが困難であるという限界がある。とりわけ情報の開示内容や開示方法は多岐にわたるため、経営者サイドとアナリストサイドでは公正開示規制の導入前後における情報開示の変化に対する認識に差が生じるなど<sup>22</sup>、公正開示規制が投資家間の情報の非対称性を緩和するにあたりどのような役割を果たしているかを検討するにあたり、一貫した帰結を導出することは困難であると考えられる。そこで本論文では、情報提供者である経営者と、情報受領

---

対立を有しており、かつ、アナリストが保有する情報よりも相対的に不確実性の高い情報を有するためである (Zohar and Gideon, 2001)。

<sup>22</sup> 公正開示規制の導入前後における情報開示の変化に対する、経営者とアナリストの間の認識の違いについては、脚注 14 で説明している。

## 第1章 問題意識と分析視点

者であるアナリストによってそれぞれ開示される業績予想という、同一の性質を有する情報に着目することによって、ガイドラインが投資家間の情報の非対称性を緩和するにあたって経営者およびアナリストによる業績予想行動をどのように変化させたかを検討する。

投資家間の情報の非対称性は、経営者により開示される情報のうち私的チャンネルを通じて開示される情報の割合が高まることによって増大する (Easley and O'Hara, 2004)。公正開示規制の導入により私的チャンネルの利用が制限されると、私的チャンネルを通じた情報の量は減少し市場にとって利用可能な情報の量は減少する。ここで経営者には、公正開示規制の導入に伴う経営者と投資家間の情報の非対称性の増大を緩和させるために公的チャンネルを通じて開示する情報の量・質を増加・向上させるインセンティブが働く。経営者による公的チャンネルを通じた情報の量・質の増加・向上は、次のようなメカニズムで投資家間の情報の非対称性を緩和させる (Brown and Hillegeist, 2007)。第一に、公的チャンネルを通じて情報が十分に開示されているほど私的チャンネルを通じて情報を収集するインセンティブは低下する (Verrecchia, 1982; Diamond, 1985) ためである。第二に、公正開示が実現されると、情報を十分に持たない投資家による取引量が増加し情報優位にある投資家の取引量が相対的に減少する (Brown et al., 2004) ためである。

本論文では、経営者予想が公的チャンネルを通じた情報開示において中核的な役割を担うという前提のもと、同予想により公的情報<sup>23</sup>の内容を分析し、証券市場における主要な情報生成・伝達機関であるアナリストの、公的情報に対する依存度やその結果としてのアナリスト予想の正確度を分析することで、ガイドラインが投資家間の情報の非対称性の緩和にどのような影響を与えるかを検討する。

### 第3節 本論文の貢献

#### 3.1 学術的貢献

本論文における学術的貢献は、次の二つである。すなわち、(1) 公正開示規制がもたらす影響を検証した研究に対する貢献、および (2) 経営者およびアナリストによる業績予想行動を分析した研究に対する貢献である。

##### 3.1.1 公正開示規制がもたらす影響を検証した研究に対する貢献

米国では Reg. FD がもたらす経済的帰結についての研究が数多く蓄積されている (e.g., Koch et al., 2013)。しかし、日本と米国では公正開示規制の対象者や罰則等は異なるため、規制の導入後における選択的な開示にかかる経営者にとってのコストは同一ではないと考える。そのため、日米では選択的な開示の制限が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響は異なると考えられる。また、日本における経営者およびアナリストによる業績予想慣行は、以下で説明するように、公正開示規制の影響を検証する上で米国と比べて

---

<sup>23</sup> 本論文における「公的情報」の定義については脚注3を参照。

## 第1章 問題意識と分析視点

適切であると考えられる。

日本では米国と比べて公正開示規制がより厳格に行われており、選択的な開示の制限がより顕著に現れやすいと考えられる。日本では、ガイドラインの公表により、プレビュー取材の制限によりアナリストから経営者に対するアクセスが直接制限され、かつ同ガイドラインの罰則金額は米国と比べて大きい。一方、米国では、Reg. FDの規制対象は企業サイドのみであるためアナリストから経営者に対するアクセスは制限されておらず、また罰則も相対的に小さい。さらに米国では、株価に対する影響力が最も高い組織として機関投資家とアナリストが挙げられているのに対し（Graham et al. 2005）、日本では、機関投資家および個人投資家、アナリストの順に重視していることが示唆されている（須田・花枝, 2008）<sup>24</sup>。そのため、選択的な開示が制限されると、米国では株価に対する影響力が相対的に強いアナリストを重視した情報開示に対してより積極的になる一方で、日本ではそうしたインセンティブは経営者に相対的に働きにくいことが予想される。

また、日本では上場会社の95%以上が経営者予想を開示している（東京証券取引所, 2019）ため、米国と比べて公正開示規制が業績予想行動に与える影響をより包括的に把握することが期待できる。さらに、選択的な開示の制限が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響を検討する上では、私的チャンネルを有する企業とそうでない企業を識別することが有効であると考えられる。米国では上場会社の大半がアナリストによりカバーされているため私的チャンネルの有無を識別することは困難である一方、日本ではアナリストによるカバー率が低いため<sup>25</sup>、アナリスト・カバレッジの有無、すなわち私的チャンネルの有無によってガイドラインの公表前後における業績予想行動の変化が異なることを示すことができるなど、同規制の影響をより明確に検証することが可能であると考えられる。

本論文の第4章における検証結果から、ガイドラインの公表後にアナリストが経営者から個別に入手した情報によるアナリスト予想の正確度は低下したことが示され、米国とは異なり経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的になったことが示唆された。上述した通り、米国では公正開示規制の導入により投資家間の情報の非対称性が緩和されたかについての研究は多く蓄積されている一方で、主たる情報提供者である経営者およびアナリストによる情報開示行動については十分に検討されていない。そのため、公正開示規制が投資家間の情報の非対称性を緩和させるにあたりどのような役割を果たしているかを検討することが困難であるという限界があった。本論文では、アナリストを対象として私的チャンネルの利用を制限しており、また罰則が米国と比べて相対的に大きい規制である、ガイドラインに焦点を当てることで、公正開示規制が経営者とアナリスト間における情報開示行動

<sup>24</sup> 須田・花枝（2008）では、株価に影響のある組織として、日本企業は機関投資家（36%）、個人投資家（28%）、証券アナリスト（21%）の順に重視するのに対し、米国企業は個人投資家（7%）よりも、機関投資家（54%）と証券アナリスト（36%）を高く重視することが示唆されている（括弧内は株価に最も影響力がある組織と回答した企業の割合を示している）。

<sup>25</sup> Capital IQ から入手したデータを用いて2018年時点における上場企業（NYSE、東京証券取引所）に占める、アナリストカバレッジが3人以上である企業の割合を算出した結果、米国は約60%、日本は約20%である。

## 第1章 問題意識と分析視点

に与える影響をより明確に検証している点で、学術上の新たな知見を提供していると考えられる。

さらに本論文では、公正開示規制に対する取り組みに影響を与える要因として、コーポレートガバナンスの厳格度合いに着目し、経営者による業績予想行動に与える影響を分析している。本論文の結果からは、社外取締役の人数が2人未満である企業ほど、経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的になった一方で（第4章）、社外取締役の人数が2人以上である企業では、市場の期待値を修正するために経営者予想の保守性を増大させており（第5章）、また私的チャンネルを通じた情報開示がより制限されること（第6章）が示唆されるなど、コーポレートガバナンスが相対的に機能していると思込まれる企業では公正開示に対する取り組みに積極的になった可能性が示唆された。本論文の結果は、公正開示規制がもたらす影響を検討する上では、社外取締役の人数は公正開示に対する取り組みの姿勢を表す重要な変数となりうることを示唆している。

### 3.1.2 経営者およびアナリストによる業績予想行動を分析した研究に対する貢献

経営者による業績予想行動を分析した研究では、企業規模といった属性や企業の財務的状況が経営者予想の誤差の要因となっていることが示唆されている（e.g., Ota, 2006）。しかし、これらの研究では、経営者予想の開示にあたって経営者が情報開示チャンネルをどのように活用しており、そうしたチャンネルの活用方針が経営者予想の誤差にどのように反映されているかについては必ずしも十分に検討されていない。本論文では、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することにより、私的チャンネルの有無や活用の程度が経営者予想の内容に影響を与えることを明らかにすることが期待できる。また分析的研究では、経営者には開示コスト<sup>26</sup>に応じて私的チャンネルと公的チャンネルを使い分けるインセンティブが働くことが示唆されており（Verrecchia, 1983）、本論文は同研究に対する実証的な証拠を蓄積している点で一定の意義があると考えられる。

また、アナリストによる業績予想行動を分析した研究では、日本におけるアナリスト予想は経営者予想と近似していることが示されており（e.g., 太田, 2007）、とりわけ企業規模に応じてハーディング<sup>27</sup>のタイミングや程度が異なることが示されている（野間, 2008; 奈良・野間, 2013）。しかし、アナリストは情報収集において公的チャンネルと私的チャンネルを活用しているが（Healy and Palepu, 2001）、このうち私的チャンネルを通じて開示される情報については観察困難であることから、先行研究ではアナリストによる私的チャンネルの活用については考慮されてこなかった。本論文では、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することにより、私的チャンネルを活用するインセンティブの程度に応じて経営者予想に対する

---

<sup>26</sup> Verrecchia (1983) は、所有者情報 (proprietary information) の開示に伴い企業が負担するコスト (proprietary cost) を、情報の作成および伝達にかかる費用としての開示コストと定義している。

<sup>27</sup> 米国ではアナリストが他のアナリストによって公表された予想に近似した予想を作成することをハーディングと呼ぶが (Trueman, 1994)、野間 (2008) および奈良・野間 (2013) ではアナリストが既に公表された経営者予想に近似した予想を作成することをハーディングと呼んでいる。

## 第1章 問題意識と分析視点

アナリストの依存度は異なることを明らかにする。また分析的研究では公正開示規制の導入が公的チャンネルを通じて開示される情報に対するアナリストの依存度を増大させることが示唆されているが（小谷, 2017）、本論文は同研究に対する実証的な証拠を提供している点で一定の意義がある。

本論文の第5章における検証結果から、私的チャンネルを通じて経営者予想を修正することが困難になった経営者は、ネガティブ・サプライズを回避することを目的として同予想の保守性を予め高めることによって市場の期待を下げるなど、経営者予想を戦略的に開示するようになったことが示唆された。さらに本論文の第6章における検証結果からは、アナリストは、公正開示規制の導入後に経営者予想に近似した予想を作成するようになるなど、公的チャンネルを通じて開示される情報に対する依存度を増大させていることが明らかになった。従来の研究では、私的チャンネルを通じて開示される情報を識別することが困難であったことなどから、私的チャンネルと公的チャンネルを区別せずに業績予想の内容が分析されてきた。本論文は、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することで、経営者およびアナリストが私的チャンネルをどのように活用しているかを検討している点で、学術上の新たな知見を提供していると考えられる。

### 3.2 実務的示唆

本論文における実務的示唆は、次の二つに分けられる。すなわち、(1) 海外投資家に対する示唆、および (2) 公正開示規制の規制当局に対する示唆である。

#### 3.2.1 海外投資家に対する示唆

日本では、複数の証券会社が未公表の重要情報の選択的な開示をめぐって行政処分を受けた事案が契機となり、公正開示規制が導入されることとなった。日本における証券市場の透明性に対しては、かねてより海外の投資家から疑義が唱えられてきたが、日本では外国法人等による株式保有比率は過去25年間にわたって上昇しており、近年では金融機関、事業法人、個人といった他の投資部門に比べて最も高い割合を占めている<sup>28</sup>。海外投資家による株式保有が重要な資金調達源泉になっていることを踏まえると、公正開示規制の導入が投資家間の情報の非対称性を緩和させるにあたり、経営者およびアナリストによる業績予想行動にどのような影響を与えているかを明らかにすることは重要であると考えられる。

本論文の検証結果からは、公正開示規制の導入により、経営者からアナリストに対して個別に開示される情報<sup>29</sup>によるアナリスト予想の正確度は低下したこと（第4章）が示唆され

<sup>28</sup> 日本取引所グループが公表した以下の資料によれば、外国法人等の株式保有比率は1995年以降上昇しており、2021年における同比率は30.2%と、1996年の10.5%から大幅に上昇している。「2020年度株式分布状況調査の調査結果について」（2021年7月7日公表）<<https://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/examination/nlsgeu000005nt0v-att/j-bunpu2020.pdf>>。

<sup>29</sup> 公正開示規制の導入後に経営者からアナリストに対して個別に開示される情報とは、いわゆるモザイク情報であり、「工場見学や事業設営会で一般に提供されるような情報など、他の情報と組み合わせることで投資判断に活用できるものの、その情報のみでは、直ちに投資判断に影響を及ぼすとはいえない情報」（金



た。この結果から、公正開示規制の導入により、経営者からアナリストに限定した情報の開示が制限されるようになった可能性が示唆される。

### 3.2.2 公正開示規制の規制当局に対する示唆

公正開示規制の導入をめぐっては、経営者がアナリストや機関投資家といった第三者に限定した情報開示に対して消極的になることが規制当局によって懸念されており（金融審議会, 2016a）、そうした公正開示規制における意図せざる帰結が導き出されていないかについての証拠を蓄積することは重要であると考えられる。日本証券アナリスト協会（2018）によるアンケート調査でも、公正開示規制の導入により経営者による情報開示が促進されたと回答したアナリストは回答者全体の6%にとどまるのに対し、経営者が情報開示に対して消極的になったと回答したアナリストは30%を占めている。とりわけ、日本における現行の公正開示規制では重要情報の範囲が必ずしも明確に定められているわけではないため、経営者およびアナリストが情報開示に対して萎縮しないような制度設計が必要であると考えられる。本論文で経営者がアナリストに対する情報開示に積極的になったかという観点から公正開示規制を評価することは、制度設計上の新たな示唆を得ることが期待できる点で重要であると考えられる。

本論文の第4章・第5章による検証結果からは、公正開示規制の導入後における経営者により開示される情報内容の変化は、当該情報の開示コスト<sup>30</sup>に応じて異なることが示唆された。具体的には、(1) 経営者からすべてのアナリストに共通して開示される情報によるアナリスト予想の正確度は低下しており、経営者は事後に修正が必要な情報の開示に対して消極的になった一方で、(2) 経営者予想の保守性は増大しており、市場の期待を下方修正するために経営者予想を戦略的に開示するようになったことが示唆された。これらの結果から、同規制の導入後は開示コストが相対的に高い（低い）情報ほど開示されにくく（開示されやすくなった）と考えられる。すなわち、公正開示規制の導入により公的チャネルを通じて情報を修正するコストが高まると、事後に修正が必要な情報については開示されにくくなった一方で、情報を公表することにより市場の期待を適正な水準に維持することでネガティブ・サプライズを回避するというベネフィットが当該情報を公表するコストを上回る企業では当該情報が開示されやすくなったと考えられる。制度設計にあたっては、開示コストの高い情報についての開示方針をより明確にすることが重要であると考えられる。また本論文では、公正開示規制の導入後にアナリストが経営者から個別に入手した情報によるアナリスト予想の正確度は低下しており、経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的に

---

融庁, 2018) のことをいう。

<sup>30</sup> Verrecchia (1983) では、所有者情報 (proprietary information) の開示に伴い企業が負担するコスト (proprietary cost) を、情報の作成および伝達にかかる費用としての開示コストと呼んでいる。一方、本論文では、事後的な修正が必要な情報を開示コストの高い情報として定義している。とりわけ、(1) 経営者予想の公表後に実績値が公表された時点で生じるネガティブ・サプライズ (Matsumoto, 2002) や、(2) コミットメントとしての経営者予想 (伊藤・鈴木, 2016) を修正することに伴う経営者に対する市場からのレピュテーションを、経営者予想の開示にかかるコストとしている。

## 第1章 問題意識と分析視点

なったことが示唆された。アナリストによるカバー率が相対的に低い日本では、経営者は開示する情報の量・質を増加・向上させることでアナリスト・カバレッジを増やすこと（Lang and Lundholm, 1996）が重要である。しかし、公正開示規制は経営者からアナリストに対する情報開示を萎縮させ、ひいてはアナリスト・カバレッジの確保を妨げる側面を有していることが懸念されるため、企業による情報開示を促進させるような制度設計が必要であると考えられる。

### 第4節 本論文の構成

本論文は全7章から構成される。第2章以降の概要は以下の通りである。

第2章「日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷」では、公正開示規制が導入された背景および概要と、公正開示規制が導入される前における公正開示をめぐる諸規制の公表背景および概要を整理する。日本では、公正開示規制が導入されるよりも前に未公表の重要情報を早期に開示することを規定した適時開示規制が公表されており、同規制が十分に機能しているとすれば未公表の重要情報が選択的に開示される余地は限られるために公正開示規制の必要性は小さいと考えられる。そこで第2章は、公正開示規制の意義や期待される役割を整理することにより、第3章以降で展開する本論文の検証課題の導出にあたって制度的環境を整理することを目的とする。

第3章「公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出」では、公正開示規制をめぐる実務上の論点を整理し、公正開示規制の実効性とその経済的影響を分析した先行研究をレビューしたのち、本論文で検証すべき課題を導出する。

第4章から第6章では、第3章で導出した課題について実証的なアプローチにより検証を行う。第4章「公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響」では、経営者からすべてのアナリストに等しく開示される情報による予想の正確度、またアナリストが個別に入手した情報による予想の正確度が公正開示規制の導入前後で向上したかを検討する。第4章の分析を通じて、公正開示規制の導入により経営者はアナリストに対する情報開示に対して積極的になったか、また、アナリストは追加的な情報収集・伝達を行うようになったかを検討する。

第5章「公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響」では、公正開示規制の導入により私的チャネルでの情報開示が制限されるようになった結果として、公的チャネルを通じて開示される情報と位置付けられる経営者予想の開示方針がどのように変化するかを検討する。第5章の分析を通じて、公正開示規制により、経営者予想の開示方針を変化させることで同規制に伴う私的チャネルの制限による影響をカバーする経営者の取り組みが促進されたかを検討する。

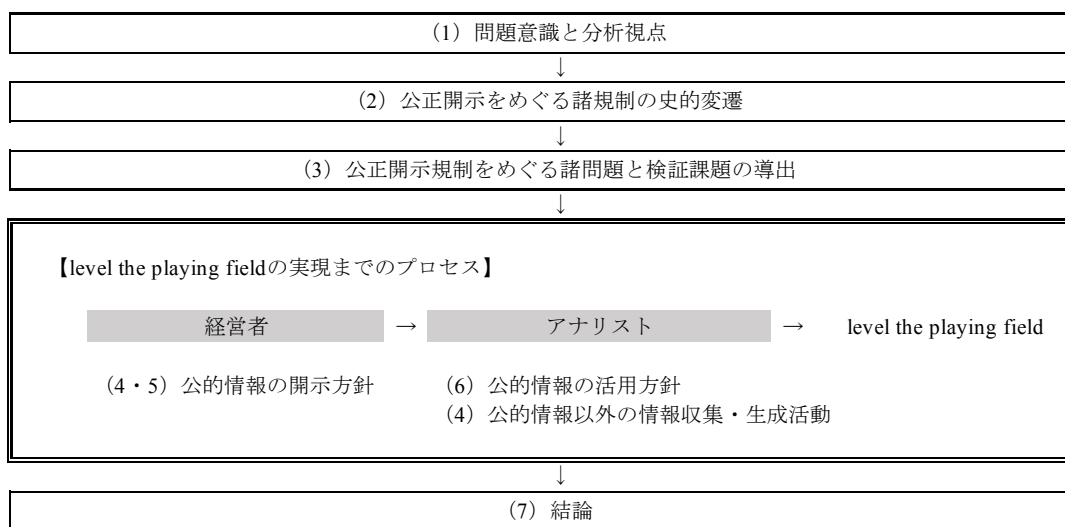
第6章「公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響」では、公正開示規制の導入に伴い私的チャネルが制限されたアナリストは経営者予想に対する依存度を高めたかを検証する。第6章の分析を通じて、公正開示規制の導入により、アナリスト

## 第1章 問題意識と分析視点

は情報収集・生成活動に対して積極的になったかを検討する。

第7章「結論と今後の展望」では、第2章から第6章までの議論を総括し、実証分析から得られた結果についてまとめ、公正開示規制の実効性と同規制が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響を議論する。最後に今後の展望について述べ、本論文の結びとする。

図表 1-3 各章の位置付け（括弧内は章番号）



## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、日本における公正開示規制が導入された背景と公正開示をめぐる諸規制の史的変遷を整理し、公正開示規制の意義を明らかにすることにある。日本では、昭和63年（1988年）証券取引法改正によって内部者取引規制が公表されており、未公表の重要情報に基づく取引が規制されている。とりわけ日本の内部者取引規制は、1997年および2007年に行われた刑事罰の引き上げ<sup>31</sup>、および平成17年（2005年）証券取引法改正による課徴金の賦課（金融商品取引法第175条）というように罰則は年々強化されてきた。さらに、1999年には東京証券取引所により適時開示規則が公表されており、同規制のもとでは未公表の重要情報を早期に開示することが規定されている。そのため、適時開示規則および内部者取引規制が適切に機能しているとすれば選択的な開示が行われる余地は小さいと考えられる。ではなぜ日本で公正開示規制が導入されることとなったのであろうか。本章で公正開示規制の意義を整理することは、第3章以降で展開する検証すべき課題の導出に不可欠である。

### 第2節 日本における公正開示規制の導入背景

金融商品取引法の目的は「有価証券の発行及び金融商品等の取引等を公正にし、有価証券の流通を円滑にするほか、資本市場の機能の十全な発揮による金融商品等の公正な価格形成等を図り、もつて国民経済の発展及び投資者の保護に資する」ことにある（金融商品取引法第1条）。金融商品取引法では、有価証券報告書および四半期報告書を通じて重要情報を開示することが上場会社に対して義務付けられ、また未公表の重要情報に基づく取引を違法とする内部者取引規制が設けられている。未公表の重要情報については、東京証券取引所の適時開示規則でも当該情報を早期に開示することが要請されている。このように日本では、未公表の重要情報の開示を促進させ、また当該情報に基づく取引を防止する法律を公表することによって、すべての投資家が等しく情報を入手できるような環境を整備するための取り組みが行われてきた。

しかし、近年、アナリストによる重要情報の取り扱いをめぐる複数の証券会社が行政処分を受ける事案が発生し、公正な情報開示を促進するための従来の諸規制で証券市場の公正性を確保することには限界があることが顕在化されることとなった。たとえば、証券市場の公正性を向上させるために1988年に導入された内部者取引規制は未公表の重要情報に基づ

---

<sup>31</sup> 1988年における内部者取引規制の公表当初の罰則は、6カ月以下の懲役もしくは50万円以下の罰金またはこれらの併科であったが、その後、3年以下の懲役もしくは300万円以下の罰金またはこれらの併科（1997年施行）、5年以下の懲役もしくは500万円以下の罰金またはこれらの併科（2006年施行）まで、罰則が引き上げられている（金融庁[2011]、pp.2-3）。

く取引のみを規制しているために選択的な開示自体を取り締まることは困難である。また1999年に導入された適時開示規則では違反に対する罰則金額が相対的に低いことが確認されている。また日本証券業協会の自主規制として2002年に公表された「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」ではアナリスト・レポートの作成にかかる重要情報の公正な管理が規定されているがアナリスト・レポート以外の手段により行われる未公表の重要情報の開示を制限していない。

このように、従来の公正開示をめぐる諸規制には、未公表の重要情報に対する証券会社内での管理について明確に規定されていないという限界があった。こうした中で、2014年12月にドイツ証券株式会社による不祥事が発生し、また2015年9月にはクレディ・スイス証券株式会社による不祥事が発生した<sup>32</sup>。ドイツ証券株式会社に対する行政処分では、次の点が違法性の根拠とされた。すなわち、経営者から取材等で取得した情報の中に未公表の重要情報が含まれている可能性があったにも関わらず、当該情報が重要情報に該当するかについてはアナリスト自身の判断に委ね、株式調査部内、およびコンプライアンス担当者においても審査をほとんど実施していなかったことである。具体的には、同社のアナリストは2014年12月にB社に対する取材時に未公表の四半期の業績に関する情報を入手し、同日中にドイツ証券株式会社の営業担当職員21人と顧客1人に対して、電子メール等によって当該情報を伝達していたことが判明した。さらに当該営業担当職員のうち2人が、顧客3人に対して当該情報を伝達しB社の株式売買の勧誘を行っていたことも明らかにされた。このような株式推奨行為に対して金融庁は金融商品取引法違反として業務改善命令を出したのである。また同事案は、重要情報を利用して一部の顧客への勧誘を行っている点で、日本証券業協会の定める「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」にも違反しており、同証券会社には過怠金3,000万円が科された<sup>33</sup>。

クレディ・スイス証券株式会社による不祥事でも、ドイツ証券株式会社の事案と同様の理由で行政処分が行われた。同社では、アナリスト・レポートの作成にあたり、その作成者であるアナリスト自身の判断によって報告が行われない場合、コンプライアンス担当者による重要情報の有無についての検討は必ずしも行われていなかった。また同社では、重要情報をアナリストから直接あるいは営業員を介して電子メールや電話等によっても提供していたが、当該伝達が選択的な開示に該当するかについては検討されていなかった。具体的には、2015年9月から10月までの間に、少なくとも5件の重要情報について、重要情報の該当性に関する審査がほとんどなされないまま同社のアナリストから複数の顧客に提供された。同社のアナリストは、A社に対する個別取材で取得した未公表の半期の連結業績予想

<sup>32</sup> これらの事案の概要については、金融庁による報道発表資料を参考にしている（「ドイツ証券株式会社に対する行政処分について」（2015年12月15日公表）<<https://www.fsa.go.jp/news/27/syouken/20151215-1.html>> および「クレディ・スイス証券株式会社に対する行政処分について」（2016年4月25日公表）<<https://www.fsa.go.jp/news/27/syouken/20160425-1.html>>）。

<sup>33</sup> 日本証券業協会による処分については、同協会によって公表された下記の資料を参考にしている。「協会員に対する処分及び勧告について」（2016年2月16日公表）<[http://www.jsda.or.jp/shiru/syobun/kyokaiin/files/20160216\\_PRESS\\_RELEASE2.pdf](http://www.jsda.or.jp/shiru/syobun/kyokaiin/files/20160216_PRESS_RELEASE2.pdf)>。

## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

(営業利益)に関する情報を、その翌日に同社の営業員1人と顧客1人に対して電話を通じて伝達していたのである。さらに当該営業員は、当該情報を入手した日に顧客33人に対してA社の株式に関する買付けの勧誘を行っていた。同社による重要情報の提供および当該情報に基づく勧誘行為に対しては金融商品取引法違反として業務改善命令が出されることとなった。また、同事案もドイツ証券株式会社の事案と同様に、重要情報を利用した特定の顧客への勧誘を行っている点で日本証券業協会の定める「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」にも違反しており、同証券会社には過怠金3,000万円が科された<sup>34</sup>。

これらの事案における違法性の根拠は次の二点にまとめられる。すなわち(1)企業に関する情報を顧客に提供する際に、当該情報が未公表の重要情報に該当するかについてコンプライアンス担当者等による検討が実施されていなかったこと、および(2)経営者から取得した未公表の重要情報が公的に開示されるよりも前に、顧客に対して当該情報を伝達し株式売買の勧誘を行っていたことである。これらの事案は、未公表の重要情報が適切に管理されていないという実態を浮き彫りにすると同時に、適時開示規則および内部者取引規制のみでは選択的な開示を完全には制限することが困難であることを示していると考えられる。なぜなら、適時開示規則によりすべての重要情報が企業から投資家に公表されている場合、未公表の重要情報が選択的に開示される余地は限定的であるためである。また、未公表の重要情報が選択的に伝達されると内部者取引が行われる可能性は高まるため、内部者取引規制が存在することにより、アナリストに対して未公表の重要情報を伝達するという経営者のインセンティブは生じにくくなるはずである。これらの規制が選択的な開示を完全には制限することができなかった理由として、適時開示規則では違反に対する罰則金額が相対的に低いことや<sup>35</sup>、内部者取引規制のもとでは未公表の重要情報の伝達ではなく当該情報に基づく取引のみが違法とされていること、また「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」ではプレビュー取材といった私的チャネルを直接制限していないことが挙げられる。上述した一連の事案は内部者取引規制の違反とはならないものの、一部の投資家のみ重要情報が伝達されることによって証券市場に対する投資家の信頼が損なわれることは自明である。このような事案を契機の一つとして、2016年9月に日本証券業協会により「協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」が公表され、その後の2018年4月に金融庁により、平成29年(2017年)金融商品取引法改正にて「フェア・ディスクロージャー・ルール」(以下、FDルール)が施行されることとなった。

<sup>34</sup> 日本証券業協会による処分については、同協会によって公表された下記の資料を参考としている。「協会員に対する処分及び勧告について」(2016年6月16日公表) <[http://www.jsda.or.jp/shiru/syobun/kyokaiin/files/20160616\\_PRESS\\_RELEASE2.pdf](http://www.jsda.or.jp/shiru/syobun/kyokaiin/files/20160616_PRESS_RELEASE2.pdf)>。

<sup>35</sup> 上場会社が適時開示規則で要請される開示を行わなかった場合は、東京証券取引所が違反の旨を公表する「公表措置」(有価証券上場規程第508条)、及び市場区分や時価総額に応じて1,000万円から9,000万円の「上場契約違約金の徴求」(有価証券上場規程第509条第1項)といった制裁が課されるが、当該違約金額はガイドラインで定める過怠金の上限5億円と比べて相対的に小さい。

### 第3節 日本における公正開示をめぐる規制の概要

#### 3.1. 内部者取引規制の概要

米国では1930年代初期に内部者取引規制が施行されており、日本でも証券市場の国際化を図るために同規制を導入する必要性が認識されていた（神崎, 1968）。その後、1980年代後半に内部者取引に関する事件が発生したことが契機となり、昭和63年（1988年）証券取引法改正によって内部者取引規制が施行された（財団法人資本市場研究会, 1988）。財団法人資本市場研究会（1988）による報告書では、内部者取引規制の必要性について次のように述べられている。

「有価証券の発行会社の役員等は、投資家の投資判断に影響を及ぼすべき情報について、その発生に自ら関与し、又は容易に接近しうる特別な立場にある。これらの者が、そのような情報で未公開のものを知りながら行う有価証券に係る取引は、一般にインサイダー取引、すなわち内部者取引の典型的なものと言われている。こうした内部者取引が行われるとすれば、そのような立場にある者は、公開されなければ当該情報を知りえない一般の投資家と比べて著しく有利となり、極めて不公平である。このような取引が放置されれば、証券市場の公正性と健全性が損なわれ、証券市場に対する投資家の信頼を失うこととなる」

（財団法人資本市場研究会 [1988]、p.7）

すなわち証券取引法のもとでは、一般の投資家が知りえない未公表の重要情報にアクセスすることのできる者が当該情報を利用して取引を行うことを不公正であるとしているのである。このような問題意識のもとに、内部者取引規制では次のような規定がなされている。

「(中略) 会社関係者 (中略) であつて、上場会社等に係る業務等に関する重要事実を当該各号に定めるところにより知つた者は、当該業務等に関する重要事実の公表がされた後でなければ、当該上場会社等の特定有価証券等に係る売買その他の有償の譲渡若しくは譲受け、合併若しくは分割による継承又はデリバティブ取引をしてはならない」

（昭和63（1988）年証券取引法改正第166条）

まず、内部者取引規制の対象となりうる内部者は「会社関係者」として定義されており、次の5項目が含まれる（金融商品取引法第166条第1項）。すなわち、(1) 上場会社等の役員・代理人・使用人その他の従業者等、(2) 上場会社等の会社法第433条第1項に定める権利を有する株主等、(3) 上場会社等に対する法令に基づく権限を有する者、(4) 上場会社等と契約を締結している者・締結の交渉をしている者、および(5) 法人内部で職務上重要事実の伝達を受けた者である。(1)に含まれる「役員」には明確な定義はなく、取締役、監査

## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

役、執行役、および会計参与等が該当するものと解されている（黒沼, 2016）。(2) は、上場会社等に対して帳簿閲覧権を有する株主のことを指しており、帳簿閲覧権は総株主の議決権又は発行済株式の 100 分の 3 以上の株式を有する者に与えられる。(2) の要件によれば、すべての株主が会社関係者として必ずしも定義されるわけではない。(3) には上場会社に対して許認可権限を有する行政庁の職員、および国政調査権を有する国会議員等が含まれる。(4) には取引先が該当し、契約の締結・交渉・履行に当たる役員等も会社関係者となる。(5) の要件は、金融商品取引法では 2 次情報受領者は内部者取引規制の対象外であるため、職務上重要情報を受領しうる者を会社関係者として規定することで内部者取引を防止するために設けられているのである。

また金融商品取引法では、会社関係者から未公表の重要情報の伝達を受けた者に対して、会社関係者と同様に当該情報に基づく株式の売買を禁止している（第 166 条第 3 項）。日本の内部者取引規制のもとでは、会社関係者から重要情報の伝達を受けた者のみが規制対象とされており、2 次情報受領者については内部者取引違反として罰せられることはない。

次に、内部者取引規制の対象となりうる情報の範囲は「重要事実」と呼ばれ、「上場会社等の運営、業務又は財産に関する重要な事実であって投資者の投資判断に著しい影響を及ぼすもの」として定義されている（金融商品取引法第 166 条第 2 項）。具体的には、次の 5 項目が挙げられている。すなわち、(1) 決定に係る事実、(2) 発生に係る事実、(3) 決算変動、(4) 子会社に係る重要事実、および (5) 上場投資法人等に係る重要事実である。(1) については、上場会社の業務執行を決定する機関が金融商品取引法で規定されている事項<sup>36</sup>を行う（あるいは行わない）ことについての決定をしたことをもって、重要事実とされる。すなわち当該事項を行うという決定がなされていない段階であっても、当該事項を行うことについての決定、すなわち当該事項に関する交渉・計画などは、投資判断に著しい影響を与えうるため、重要事実として認識される。ただし、決定事項の中には投資判断に及ぼす影響が軽微であるような情報も存在するため、当該事項が金融商品取引法で定められる「軽微基準<sup>37</sup>」に該当する場合には重要事実とはならない。(2) は、金融商品取引法で規定される特定の実事<sup>38</sup>が発生したことをもって重要事実が認識される。

---

<sup>36</sup> 決定事項には、(1) 募集株式の発行・自己株式の処分・募集新株予約権の発行、(2) 資本減少、(3) 資本準備金・利益準備金の減少、(4) 自己株式の取得、(5) 株式無償割当て・新株予約権無償割当て、(6) 株式分割、(7) 剰余金の配当、(8) 株式交換、(9) 株式移転、(10) 株式交付、(11) 合併、(12) 会社分割、(13) 事業の全部または一部の譲渡・譲受け、(14) 解散、(15) 新製品・新技術の企業化、(16) 業務上の提携・その解消、(16) 子会社の異動、(17) 固定資産の譲渡・取得、(18) 事業の全部または一部の休止・廃止、(19) 株式の上場廃止申請、(20) 店頭登録の取消申請、(21) 破産手続開始・再生手続開始・更生手続開始の申立て、(22) 新たな事業の開始、(23) 対抗買いの要請、(24) 金融管財人による管理の申立てが挙げられている（[1]から[15]：金融商品取引法第 166 条第 2 項第 1 号、[16]から[24]：金融商品取引法施行令第 28 条）。

<sup>37</sup> 決定に係る重要事実の「軽微基準」には、主に、取引対象となる資産が企業の純資産額の 30%未満であるという資産基準、及び売上高の変動が 10%未満であるという売上高基準が採用される。

<sup>38</sup> 発生に係る重要事実となりうる事実には、(1) 災害に起因する損害・業務遂行の過程で生じた損害、(2) 主要株主の異動、(3) 上場廃止・店頭登録取消しの原因となる事実、(4) 財産上の訴え提起、(5) 事業差止処分の申立て、(6) 免許の取消等、(7) 親会社の異動、(8) 債権者による破産・再生・更生手続の開始・整



## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

内部者取引を行った者に対しては、5年以下の懲役もしくは500万円以下の罰金、またはこれらが併科される（金融商品取引法第197条の2）。法人の代表者や従業員等が法人の業務等として内部者取引を行った場合には法人に対して5億円以下の罰金が課される（金融商品取引法第207条第1項第2号）。これらの罰則に加えて、内部者取引規制に違反した者は、当該取引により得た額に相当する課徴金を納めなければならない（金融商品取引法第175条）。

上述の通り、未公表の重要情報に基づく取引に関しては金融商品取引法に基づく規制により制限されていた。しかし、2008年から2012年にかけて摘発された内部者取引の事例では、会社関係者といった内部者自身による取引ではなく、内部者から未公表の重要情報を入手した者による取引行為が散見されている（金融審議会, 2012）。そこで、会社関係者による情報伝達を規制するために、平成25（2013）年金融商品取引法改正により、情報伝達・取引推奨行為に関する規制（第167条）が施行されたのである。この法律では次のように規定されている。

「会社関係者であつて、当該上場会社等に係る同項に規定する業務等に関する重要事実を同項各号に定めるところにより知つたものは、他人に対し、当該業務等に関する重要事実について同項の公表がされたこととなる前に当該上場会社等の特定有価証券等に係る売買等をさせることにより当該他人に利益を得させ、又は当該他人の損失の発生を回避させる目的をもつて、当該業務等に関する重要事実を伝達し、又は当該売買等をするを勧めてはならない」（平成25（2013）年金融商品取引法改正第167条第2項）

すなわち情報伝達・取引推奨行為に関する規則では、会社関係者が未公表の重要情報を第三者にとっての私的利益の獲得（あるいは私的損失の回避）を目的として伝達することを禁止している。内部者取引規制では未公表の重要情報に基づく取引が生じた時点で罰則が科されるのに対し、情報伝達・取引推奨に関する規則では内部者取引を未然に防止することを目的として未公表の重要情報の伝達を制限しているのである。また、情報伝達・取引推奨行為に関する規則のもとでは、第三者に利益を獲得させる、あるいは損失を回避させる目的で情報伝達を行った場合のみ違反とされている。そのため、未公表の重要情報を伝達した場合であっても、それが情報受領者にとっての利益獲得や損失回避を意図するものでなければ違反とはならない可能性がある。

内部者取引規制のもとでは、未公表の重要情報に基づく取引が規制対象となり、未公表の重要情報を保有していること自体については規制されていない。しかし日本では、内部者取

---

理開始の申立て、(9) 手形の不渡り・手形交換所による取引停止処分、(10) 親会社に係る(8)の手続開始の申立て等、(11) 債権者の不渡り等により債務不履行の危険が生じたこと、(12) 主要取引先との取引の停止、(13) 債権者による債務の免除等、(14) 資源の発見、(15) 特定有価証券等の取り消し、(16) 特定支配株主の株式等の売渡請求が挙げられている（[1]から[3]: 金融商品取引法第166条第2項第2号、[4]から[16]: 金融商品取引法施行令第28条の2）。

## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

引を未然に防止することを目的として、未公表の重要情報の開示を促進させるための規制が設けられている。すなわち1999年から東京証券取引所により公表された適時開示規則である。

適時開示規則のもとでは、内部者取引規制が規定する「決定事実」と「発生事実」の開示、決算短信および四半期決算短信の開示、業績予想の修正、および配当予想の修正を早期に行うことが要請されている（有価証券上場規程第402条から420条）。具体的には、決定事実および発生事実については当該事実が決定（発生）した日のうちに開示することが要請されている。また決算短信については決算期末から45日以内での開示が適当とされ、30日以内での開示がより望ましく、50日以内に開示を行わない場合には「行わない理由」および「翌年以降の開示時期についての計画と見込み」の開示が要請されている。四半期決算短信については、金融商品取引法により四半期期末から45日以内に提出することが義務付けられているため、適時開示規則でも遅くとも当該提出期間までには開示する必要があるとされている（黒沼, 2016）。

ただし業績予想の修正については、すべての情報を適時に開示することは規定されておらず、修正を行うべき基準が設けられている。すなわち、公表済みの業績予想値（あるいは前年度の実績値）と新たに公表する業績予想値との乖離、あるいは公表済みの業績予想値（あるいは前年度の実績値）と実績値との乖離が、売上高については10%以上、利益については30%以上である場合に当該予想値を修正すべきことが規定されている（有価証券上場規程施行規則第407条；金融商品取引法改正第166条第2項第3号）。

なお、上場会社が上記のような要請に適切に応じなかった場合には、次のような措置が取られる。まず、適時開示が適正に行われず改善の必要性が高いと認められる場合には、当該企業に対して改善報告書の提出が求められ、提出された同報告書が一般に公表される（有価証券上場規程第502条）。次に、適時開示規則の違反に対しては、東京証券取引所が違反の旨を公表する「公表措置」（有価証券上場規程第508条）、および市場区分および時価総額に応じて1,000万円から9,000万円の「上場契約違約金の徴求」（有価証券上場規程第509条第1項）といった制裁が科され、違反の程度が著しい場合には上場廃止の措置がとられる場合もある（有価証券上場規程第601条第1項第12号）。

### 3.2. 日本証券業協会による自主規制<sup>39</sup>の概要

2002年3月に日本証券業協会により「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」が施行された。同規制は、2000年代初期における米国でアナリストが所属する証券会社の投資銀行部門の利益を優先するためにアナリスト・レポートの内容が歪められているという懸念が生じていたことを受けて公表されたものである<sup>40</sup>。

<sup>39</sup> 日本証券業協会は金融商品取引法第67条に規定する認可金融商品取引業協会であり、同協会の定める自主規制は、金融庁による認可を受けて制定等が行われるなど、公的な規制としての側面を有する。

<sup>40</sup> 1999年から2001年にかけて、メリルリンチ証券は、同社内ではある株式を「ジャンク」と形容してい

## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」では、「アナリスト・レポートの作成、使用等に係る業務が適正かつ公正に遂行されることを図り、もって、投資者に対する適正かつ有効な情報提供及びアナリストの資質の向上に資すること」（日本証券業協会, 2002）を目的として、重要情報の管理、アナリストの意見の独立性の確保、アナリスト・レポートの保管、およびアナリストによる証券取引等に関する規定が設けられている。同規制における「重要情報」は、「法人関係情報」として次のように定義されている。すなわち「上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であって顧客の投資判断に影響を及ぼすと認められるもの」である（金融商品取引業等に関する内閣府令第1条第4項第14号）。なお、法人関係情報に該当しないような情報であっても投資者の投資判断に重大な影響を及ぼすと考えられる情報は、同規制の重要情報に該当する（日本証券業協会, 2002）。このように、アナリスト・レポートの作成に際して利用する重要情報の取り扱いについては既に規定されていた。しかし、2015年から2016年にかけて生じた証券会社による重要情報の管理および伝達をめぐる一連の事案は、アナリスト・レポート以外の手段によって重要情報を伝達したものであった。日本ではアナリストがプレビュー取材を通じて取得した情報を特定の投資家に開示していることが、証券市場の公正性の確保という観点から問題視されていた（日本証券業協会, 2016）。日本においてプレビュー取材が慣行となっていたことを踏まえると、アナリストにとっての私的情報<sup>41</sup>を入手するためのチャンネルである同取材を直接制限しなければ証券市場の公正性を確保することは困難であると認識されるようになったのである。そこで2016年9月、日本証券業協会により「協会員のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」（以下、ガイドライン）が制定されることとなった。

ガイドラインでは、(1) 未公表の決算期の業績に関する情報の取材等を行わないこととし、意図せず取得した情報については適切に管理することが規定され、(2) アナリスト・レポート以外の手段により特定の投資家に伝達することができる情報は、公表済みのアナリスト・レポートと矛盾せず、かつ投資判断に影響のない範囲に限定される（日本証券業協会, 2016）。ガイドラインの対象は日本証券業協会に所属する会員であり、主としてセルサイドのアナリストが該当する<sup>42</sup>。ガイドラインで規制している重要情報は「法人関係情報」と呼ばれ、「上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であって顧客の投資判断に影響を及ぼすと認められるもの」と定義されている（金融商品取引業等に関する内閣府令第1条第4項第14号）。具体的には、「業績の進捗や着地見通しを示唆する情報」については同規制が規定する重要情報に該当する可能性が高く、「業績以外に関するも

---

たにも関わらず、顧客企業との関係の強化を目的として、投資家には買いを勧めるような投資判断を示していた（日本経済新聞、2002年4月12日朝刊、p.9）。

<sup>41</sup> 本論文における「私的情報」の定義については、脚注2を参照。

<sup>42</sup> ガイドラインの対象となる者については、日本証券業協会が公表した以下の資料で説明されている。『協会員のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン』に関するパブリック・コメントの結果について」（2016年9月20日公表）<[https://www.jsda.or.jp/about/content/01\\_public.pdf](https://www.jsda.or.jp/about/content/01_public.pdf)>。

## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

のであっても、他の情報と組み合わせることや簡単な計算による通常分析過程を経ることなく業績が容易に推測できる情報」については、規制対象となりうる（日本証券業協会, 2016）。またガイドラインは、既存のアナリスト・レポートから得られる見解とは異なる見解が生じる可能性がある情報については選択的に開示することを禁止しているため、既存のアナリスト・レポートの作成時に使用しなかった情報を伝達した場合には規制違反となる可能性が高い。

このようにガイドラインは、決算期直前におけるアナリストによる企業への取材等を通じた「早耳情報」の取得を制限し、アナリストから投資家に対する情報提供が公正に行われるようになることが意図されている。そのため、ガイドラインの公表に伴い、アナリストが早耳情報を入手することが困難になると、アナリストにとっての業績予想環境は悪化する可能性がある。ただし、同規制は「あくまでも、投資者等に対する適正かつ有効な情報提供を実現するための」ものであり、経営者およびアナリストによる情報開示を一律に制限しているのではない点に留意する必要がある（日本証券業協会, 2016）。

ガイドラインは、アナリスト・レポート以外の手段における、アナリストによる公正な情報収集・伝達行動を促進させることで、これまでの公正な情報開示に対する取り組みを補完する役割を果たしている。ただし、ガイドラインには次のような限界がある。すなわち、ガイドラインは協会のアナリストを対象としており、当該会員は主にセルサイド・アナリストによって構成されるため、バイサイド・アナリストによる情報収集・伝達行動を制限することが困難であることである。平成29年（2017年）金融商品取引法改正によって2018年4月に施行された「フェア・ディスクロージャー・ルール」（以下、FDルール）では、企業側の情報開示を制限することで、ガイドラインではカバーされていなかったバイサイド・アナリストを含めて、公正な情報開示を実現することが意図されているのである。

### 3.3. フェア・ディスクロージャー・ルールの概要

平成29年（2017年）金融商品取引法改正によって2018年4月に施行された「フェア・ディスクロージャー・ルール」（以下、FDルール）は、次のように規定されている。

「有価証券の発行者若しくは投資法人である上場会社等の資産運用会社又はこれらの役員、代理人若しくは使用人その他の従業者が、その業務に関して、次に掲げる者に、当該上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であつて、投資者の投資判断に重要な影響を及ぼすものの伝達を行う場合には、当該上場会社等は、当該伝達と同時に、当該重要情報を公表しなければならない」

（平成29年（2017年）金融商品取引法改正第27条の36）

すなわちFDルールは、上場会社が特定のアナリストおよび投資家に未公表の重要情報を伝達した場合には当該情報を一般の投資家にも同時に公表することを規定している。この

ように上場会社による選択的な開示を制限することにより、「個人投資家や海外投資家を含めた投資家に対する公平かつ適時な情報開示を確保し、全ての投資家が安心して取引できるようにする」のである（金融審議会, 2016b）。

以下では、FD ルールの対象となる情報提供者、情報受領者、および情報の範囲について説明する。FD ルールの対象となる情報提供者には「有価証券の発行者」すなわち上場会社そのものが含まれており、内部者取引規制が上場会社の役職員といった上場会社関係者による行為を規制対象としている点で異なる。内部者取引規制のもとでは上場会社関係者による不正行為があった場合に規制違反とされるが、FD ルールのもとでは上場会社による重要情報の管理態勢が問われているものと考えられる。

また、FD ルールの規制対象となる情報受領者について、金融商品取引法では「取引関係者」として次のように定義されている。すなわち「金融商品取引業者、登録金融機関、信用格付業者若しくは投資法人その他の内閣府令で定める者又はこれらの役員等」および「上場会社等の投資者に対する広報に係る業務に関して重要情報の伝達を受け、当該重要情報に基づき投資判断に基づいて当該上場会社等の上場有価証券等に係る売買等を行う蓋然性の高い者として内閣府令で定める者」（第 27 条の 36 第 1 項）である。FD ルールが施行される契機の一つとなった一連の事案では、証券会社による顧客に対する未公表情報の提供、および顧客による株式売買が問題となった。しかしアナリストは職務上重要情報を取り扱っているため、内部者取引規制のもとでは摘発が困難であったのである。そこで FD ルールでは、未公表の重要情報に基づき株式売買を行う蓋然性の高い者を規制対象の範囲に含めると考えられる。

次に、FD ルールの対象となりうる情報の範囲について説明する。「協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」では、重要情報は「法人関係情報」と呼ばれ、「上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であって顧客の投資判断に影響を及ぼすと認められるもの」と定義されている（金融商品取引業等に関する内閣府令第 1 条第 4 項第 14 号）。FD ルールに定められている「重要情報」は「上場会社等の運営、業務又は財産に関する公表されていない重要な情報であって、投資者の投資判断に重要な影響を及ぼすもの」である（金融商品取引法第 27 条 36 第 1 項）。一方、内部者取引規制では、当該情報が「上場会社等の運営、業務又は財産に関する重要な事実であって投資者の投資判断に著しい影響を及ぼすもの」（金融商品取引法第 166 条第 2 項第 4 号）に該当する場合に重要事実として認識される。このように、FD ルールでは投資者の投資判断に「重要な」影響を及ぼすような情報を、内部者取引規制では投資者の投資判断に「著しい」影響を及ぼすような情報を規定しており、FD ルールに規定される重要情報の範囲は内部者取引規制よりも広い（大崎, 2017）。たとえば内部者取引規制で規定される軽微基準<sup>43</sup>に該当する情報であっても、投資者の投資判断に重要な影響を及ぼしうる場合には、

---

<sup>43</sup> 軽微基準とは、金融商品取引法によって定められている「重要事実」について、内閣府令（「有価証券の取引等の規制に関する内閣府令」49 条）が定める「軽微基準」に該当する場合には、当該情報は「重要事

当該情報を伝達することにより FD ルールに違反する可能性がある。

日本 IR 協議会によって公表された「情報開示と対話のベストプラクティスに向けての行動指針」では、企業が投資家およびアナリストに伝達する情報について、三つの領域に分類し当該情報の伝達に対する違法性を識別している。すなわち、一般大衆に対して公表される情報を A 領域、投資家あるいはアナリストによって質疑を受けた場合にのみ回答する情報を B 領域、公的にも選択的にも開示しない情報を C 領域としている。FD ルールのもとでは、重要情報を B 領域に含めることが禁止され、企業は当該情報を公的に開示するか (A 領域)、あるいは非開示にするか (C 領域) のいずれかを選択しなければならない。

金融庁によって公表された「金融商品取引法第 27 条の 36 の規定に関する留意事項について」<sup>44</sup>では、B 領域に含まれる情報として、「今後の中長期的な企業戦略・計画等に関する経営者と投資家との建設的な議論の中で交わされる情報」、「既に公表した情報の詳細な内訳や補足説明、公表済の業績予想の前提となった経済の動向の見込み」、および「工場見学や事業説明会で一般に提供されるような情報など、他の情報と組み合わせることで投資判断に活用できるもののその情報のみでは直ちに投資判断に影響を及ぼすとはいえない情報（いわゆる「モザイク情報」）」が挙げられている。これらの情報については選択的に開示しても FD ルールに違反する可能性は低い。ただし、どのような情報を B 領域に含めると違反になるかといった線引きは困難であるため、上場会社関係者と投資家等との間の建設的な対話を通じてベストプラクティスを実現していくことが必要とされる（日本 IR 協議会, 2018）。

また FD ルールに違反した場合には「発行者にまずは情報の速やかな公表を促し、これに適切な対応がとられなければ、行政的に指示・命令」が行われる。行政による指示・命令に対して適切な対応がとられなかった場合には、6 ヶ月以下の懲役あるいは 50 万円以下の罰金が科されるが（金融商品取引法第 205 条）、内部者取引規制で定められている 5 年以下の懲役と比べると軽い刑罰となっている。このように、FD ルールの違反に対して段階的かつ緩やかな対応を行うことにより、企業の情報開示に対する姿勢が萎縮しないようにしているのである（大崎, 2017）。

### 3.4. ガイドラインとフェア・ディスクロージャー・ルールの関係性

ここで、本論文で公正開示規制の影響を検討するにあたり、日本で公表されているガイドラインと FD ルールは経営者およびアナリストによる業績予想行動にそれぞれどのように影響を与えるかを整理しておく必要がある。

日本において公正開示規制の導入の契機となった複数の証券会社による不祥事では、未公表の業績に関する情報を顧客に提供し株式推奨を行っていたことが問題視された。米国

---

実」でなくなるというものである。

<sup>44</sup> 金融庁（2018）「金融商品取引法第 27 条の 36 の規定に関する留意事項について」（2018 年 2 月 6 日公表）<<https://www.fsa.go.jp/news/29/syouken/20180206.html>>。

でも、公正開示規制の摘発事例の多くはアナリストが開示する業績予想を修正するための情報を選択的に開示したことが違法性の根拠とされている<sup>45</sup>。とりわけ日本では、プレビュー取材が日本特有の慣行となっており、かねてより同取材を通じた経営者からアナリストへの情報伝達が問題視されてきた（日本証券業協会, 2016）。日本では、ガイドラインの公表に伴うプレビュー取材の制限によりアナリスト予想の正確度が低下したことが指摘されており<sup>46</sup>、同取材はアナリストにとって業績を予想する上で重要な情報源となっていたと考えられる。ここで、プレビュー取材を制限することを規定しているのがガイドラインである。FDルールは、企業サイドの情報開示を制限するのみであり、アナリストによる企業へのアクセスを直接制限しているわけではない。さらに、FDルールの罰則金は上限50万円であり、ガイドラインの定める罰則金の上限5億円と比べて少額である。一方、ガイドラインはプレビュー取材を直接かつ厳格に制限しているため、アナリストにとって私的チャンネルを通じた情報取得にかかるコストは高く、私的チャンネルの利用を抑制させる効果がより高いと考えられる。そのため、ガイドラインの公表は、FDルールと比べて経営者およびアナリストによる業績予想行動をより変化させる要因となると考えられる。

本論文では、ガイドラインに焦点を当て、公正開示規制の導入が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響を明らかにする。

### 第4節 まとめ

第2章では、日本における公正開示規制が導入された背景と、公正開示をめぐる諸規制の史的変遷を整理し、公正開示規制の意義を明らかにした。日本では、ガイドラインおよびFDルールの公表前から、公正開示を促進するための法律・規則が導入されている。すなわち、1988年に金融商品取引法により未公表の重要情報に基づく取引を規制する内部者取引規制が施行され、1999年には東京証券取引所により上場会社による早期の情報開示を要請する適時開示規則が公表され、さらに2002年には日本証券業協会により「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」が公表されアナリスト・レポートの作成にかかる重要情報の公正な管理が規定されていたのである（図表2-1）。これらの法律・規則は、金融商品取引法で掲げる「有価証券の発行及び金融商品等の取引等を公正にし、有価証券の流通を円滑にするほか、資本市場の機能の十全な発揮による金融商品等の公正な価格形成等を図り、もつて国民経済の発展及び投資者の保護に資する」（金融商品取引法第1条）という目的を達成することにある。しかし、これらの法律・規則には次のような限界があった。すなわち内部者取引規制は未公表の重要情報に基づく取引のみを規制しているために選択的な開示自体を取り締まることは困難であること、適時開示規則では罰則金が相対的に小さいこと、「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」ではアナリスト・レポート以外の手段により行

<sup>45</sup> 米国の摘発事例については、脚注11を参照。

<sup>46</sup> 日本経済新聞では、プレビュー取材の制限によりアナリスト予想の正確度が低下したことが指摘されている（脚注10を参照）。

## 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

われる未公表の重要情報の開示を制限していないことである。このような状況にあって、近年、アナリストによる重要情報の取り扱いをめぐる複数の証券会社が行政処分を受ける事案が発生し、公正な証券市場のためのこれまでの取り組みのみでは証券市場の公正性を十分に担保できないという認識が広がり、公正開示をめぐる規制を導入する重要性が強く認識されるようになったのである。

本論文では、これまでの公正開示をめぐる諸規制の限界を補完することを見込んで導入された規制により、金融商品取引法の目的に沿った形で経営者およびアナリストによる情報開示行動が変化したかを分析する。すなわち、2016年9月に日本証券業協会により公表された「協会員のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」の公表に伴うプレビュー取材の制限が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響を明らかにする。なお、日本では、ガイドラインの公表後である2018年4月に平成29年（2017年）金融商品取引法改正にてFDルールが施行され、上場会社が未公表の重要情報を特定の第三者に開示することが制限されている。本論文では、上場会社を対象とするFDルールをガイドラインの公表に伴う選択的な開示の制限を促進させる規制として捉え、双方の法律・規制は、経営者およびアナリストによる業績予想行動に対して、私的チャンネルの制限という同様の影響を与えるものと位置付けている。

続く第3章では、本章で整理した公正開示規制の意義を踏まえ、本論文における検証課題を導出する。



第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

図表 2-1 公正開示をめぐる諸規制の比較

	内部者取引規制	適時開示規則	アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則	協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン	フェア・ディスクロージャー・ルール
機関	金融庁 (金融商品取引法)	東京証券取引所 (有価証券上場規程)	日本証券業協会 (自主規制)	日本証券業協会 (自主規制)	金融庁 (金融商品取引法)
施行年	1988	1998	2002	2016	2018
規定内容	重要事実が公表される前に当該上場会社の有価証券の売買等を行わないこと	「決定事実」あるいは「発生事実」の開示、決算短信、業績予想の修正、および配当予想の修正を早期に行うこと	アナリスト・レポートの作成および公表に関する業務を適正かつ公正に行うこと	協会のアナリストによる (1) 法人関係情報の取材等の制限、 (2) アナリスト・レポート以外の手段により特定の投資家に伝達できる情報は公表済みのアナリストレポートと矛盾しないこと	未公表の重要情報を特定の者に開示する場合には、当該情報を同時に公的に開示すること
罰則	上限5億円	1,000万円から9,000万円	上限5億円	上限5億円	50万円以下

## 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、公正開示規制<sup>47</sup>の影響を検証した先行研究を整理することにより、本論文において検証すべき課題を導出することにある。本章の構成は以下の通りである。第2節では、公正開示規制の効果や同規制をめぐる問題点について、実務でどのような議論が存在するかについて整理する。第3節では、公正開示規制に関する先行研究のレビューを行う。第4節では、経営者およびアナリストによる業績予想行動に関する先行研究をレビューする。第5節では、第2節から第4節の議論を踏まえ、本論文で検証すべき課題を提示する。第6節は、本章のまとめである。

### 第2節 公正開示規制の是非に関する議論

米国では2000年に公正開示規制が導入されたが、その背景には、経営者からアナリストに対する未公表の重要情報の開示によって証券市場に対する投資家の信頼を損なわせるという懸念をSECが抱いていたことがある（SEC, 2000）。こうした問題意識のもとに、公正開示規制は、すべての投資家が等しく情報にアクセスできるようにする“level the playing field”を実現させるよう設計されている（SEC, 2000）。日本にでも複数の証券会社が未公表の重要情報の取り扱いをめぐり行政処分を受けた事案を契機として、「投資家に対する公平かつ適時な情報開示を確保し、全ての投資家が安心して取引できるようにする」（金融審議会, 2016b）ために公正開示規制が導入された。しかし、公正開示規制の是非をめぐるのは日米のいずれにおいても以下のような対立する議論が存在する。第2節では、公正開示規制の是非についての論点を整理する。

#### 2.1. 公正開示規制のメリット

私的チャンネルを通じた情報開示によって特定の投資家が超過利益を獲得できる証券市場では、私的チャンネルを通じた情報収集が困難である一般投資家は当該情報を入手していれば得られたはずのリターンが獲得できなくなるため（Choi, 2001）、一般投資家による高い割引率の要求により資本コストは上昇する（Easley and O’Hara, 2004）<sup>48</sup>。そのため選択的な開示を制限することは、社会的厚生を改善する役割を果たすと考えられる。公正開示規制に

---

<sup>47</sup> 本論文では、日本証券業協会により定められた「協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」、および金融商品取引法により規定された「フェア・ディスクロージャー・ルール」を総称して「公正開示規制」と呼ぶ。なお、米国における Regulation Fair Disclosure を公正開示規制と呼ぶこともある。

<sup>48</sup> 経営者は、アナリストを通じて機密情報などを開示することにより、当該情報を競合他社に知られることなく、よって企業価値を低下させることなく、当該情報を市場に伝達することができるため、当該伝達によるベネフィットが選択的な開示による資本コストを上回るときに選択的な開示を行うインセンティブが経営者に働くと考えられる。

は、企業に対して、未公表の重要情報を特定の者に開示した場合に当該情報を一般の投資家にも適時に公表するよう規定することによって、投資家間の情報の非対称性を緩和することが期待されているのである。

経営者が公正開示規制に違反するリスクを低減させる方法は大きく二つある。第一に、未公表の重要情報を非開示にすること、すなわち選択的な開示を行わないことである。第二に、重要情報を公表することである。経営者は、社内に滞留する未公表の重要情報の量を減らすことによって、選択的な開示の余地を低減させるのである。このように、投資家間の情報の非対称性は、選択的な開示を減少させることによってだけでなく、経営者による公的チャンネルを通じた情報開示の量・質の増加・向上によっても緩和される (Brown and Hillegeist, 2007)。なぜなら、(1) 公的チャンネルを通じて情報が十分に開示されているほど私的チャンネルを通じた情報収集に対するインセンティブは低下し (Verrecchia, 1982; Diamond, 1985)、また、(2) 公正開示が実現されると、情報を十分に持たない投資家による取引量が増加し、情報優位にある投資家の取引量が相対的に減少する (Brown et al., 2004) ためである。

#### 2.2. 公正開示規制のデメリット

公正開示規制の導入により懸念される影響は、経営者が同規制に違反しないようアナリストに対する情報開示を抑制させることである (日本証券アナリスト協会, 2018)。経営者がこれまで私的チャンネルを通じて公表してきた情報の開示に対して、開示を抑制するようになると、結果として、未公表の重要情報を入手することができなくなったアナリストと経営者との間の情報の非対称性が拡大し、市場全体に伝達される情報の量および質は低下する。とりわけ情報開示コストが高い情報を多く有する企業では、そうした影響はより顕著に現れると考えられる。機密情報のような競合他社に知られたくない情報については、アナリストにのみ伝達するインセンティブが経営者に働くと考えられるためである。アナリストは、経営者から入手したモザイク情報を組み合わせることで情報を生成するなど、機密情報を競合他社に知られることなく抽象化した情報を市場に伝達することができる。そのため経営者は、アナリストに限定して情報を開示することにより、競合他社に機密情報が伝達されることで企業価値が低下することを回避しようとするのである (金融商品取引法研究会, 2018)。

また、経営者による情報開示は、アナリストから投資家に伝達される情報の量・質にも影響を与える。そもそも内部者取引は価格効率性を高めるという点で、同取引を規制すべきではないという議論も存在する (Henry, 1966)。選択的な開示は証券市場の価格形成の効率性・正確性の向上のために重要な役割を果たしているが (Choi, 2001)、中でもアナリストは、情報を相対的に豊富に有しており、また、利害対立を生じさせることなく自らが作成した情報を投資家に提供することができるという点で私的チャンネルを通じて開示される情報の他の利用者と比べて株価形成の効率性に貢献していると考えられる (Zohar and Gideon, 2001)<sup>49</sup>。

---

<sup>49</sup> 私的情報を入手することが可能である投資家は、当該情報を他の投資家に売ることは困難であると考えられている。なぜなら、私的情報を入手することが可能である投資家は、そうでない投資家との間に利害

また、証券市場の価格形成の正確性を高めることは、資本の効率的な配分（黒沼, 2016）に加え、株価連動報酬におけるリスクや買収時の不当な価格要求のリスク、および投資家によるディスカウントの要求のリスクを低減するために重要であり、アナリストはそれらの実現に貢献してきたと考えられる（Choi, 2001）。しかし、アナリストは限界効用と限界費用が一致するまでしか情報収集・伝達を行わないため（Coffee, 1984）、公正開示規制により私的チャンネルを通じて開示される情報を活用した投資家への収益機会の提供が困難になり、かつ情報収集源が制限されると、証券市場の価格形成の効率性は低下する。

また、公正開示規制の導入により私的チャンネルを通じて情報を入手することが困難になったアナリストには、業績を正確に予想できるよう、追加的な情報収集・伝達を行う能力が問われるようになって考えられるが、経営者がアナリストへの情報開示に対して消極的になると、アナリストにとって追加的に情報を収集することは困難になる。そのため、アナリストにとって情報収集を行う能力を発揮する機会が限定されることにより、アナリストはカバレッジ対象となる企業数を減少させる、あるいは追加的な情報収集・伝達を行わなくなることが予想されるのである。さらに、公正開示規制の目的に反して、早耳情報を必要とする投資家が存在する場合には、そのような投資家はアナリストに手数料を払わなくなり、アナリストの数が減少する可能性がある（金融商品取引法研究会, 2018）。アナリストによる業績予想が広く行われていない日本では、証券市場に対する投資家の信頼を高める上でアナリスト・カバレッジを増やす必要があるが（日本証券業協会, 2011）、公正開示規制の導入はそうした問題を深刻化させる可能性がある。このように、公正開示規制の導入はアナリストの数を減少させ、市場にとって利用可能な情報の量・質を減少・低下させる側面を有しているのである。

#### 第3節 公正開示規制に関する先行研究のレビュー

2000年に公正開示規制が導入された米国では、同規制に関する先行研究が数多く蓄積されている。公正開示規制に関する実証研究の関心の多くは、市場に対する情報の量・質は増加・向上したか、また投資家間の情報の非対称性は緩和されたかという点にある。上述した通り、公正開示規制をめぐるのは、投資家間における情報の非対称性を解消することにより証券市場に対する投資家の信頼を向上させる効果が期待される一方で、経営者による情報開示の量および質が低下することによりアナリストにとっての業績予想環境が悪化し、結果として市場に流入する情報の量・質が減少・低下することが懸念されている。本節では、これら二つの影響について先行研究で解明されている点と未解明である点の線引きを行うことを目的として、先行研究のレビューを行う。レビューにあたっては、(1) 投資家にとっての情報環境、(2) 経営者による情報開示行動、および (3) アナリストによる情報収集・提供行動の三つのプレイヤーによる行動に分類し、公正開示規制がもたらす経済的影響に

---

対立を有しており、かつ、アナリストが保有する情報よりも相対的に不確実性の高い情報を有するためである（Zohar and Gideon, 2001）。

関する先行研究を整理する。

#### 3.1. 公正開示規制が証券市場に与える影響に関する研究

公正開示規制の導入により、市場に対する情報の量・質は増加・向上したか、また投資家間の情報の非対称性は緩和されたかを検討した研究では、投資家にとっての情報環境に着目して分析が行われている。

投資家にとっての情報環境に着目した分析では、市場に対する情報の量・質を株式ボラティリティおよび株式取引量で測定している。公正開示規制の導入により、経営者からアナリストに対する選択的な開示が制限されると、決算発表日までに開示される情報量が減少するため、決算発表時における株式のボラティリティは増加することが予想される。また、公正開示規制の導入後に、経営者が公的チャネルを通じた情報開示に積極的になることで、決算発表時における株式取引量は増加すると考えられる。

また、投資家間の情報の非対称性は、ビッド・アスク・スプレッドおよび資本コストによって測定される。ビッド・アスク・スプレッドは、投資家とマーケットメーカー<sup>50</sup>との間で行われる取引のコストを表していると想定されており、逆選択コストと取引自体にかかるコストの二つの要素に分けられる。このうち、逆選択コストは、洗練された投資家の情報優位性の増加関数として表される (Glosten and Milgrom, 1985)。マーケットメーカーには、情報優位にある投資家との取引で被る損失を補填する目的で、情報劣位にある投資家から利益を得るためにビッド・アスク・スプレッドを拡大させるインセンティブが働いている。しかし、公正開示規制の導入後は、経営者による重要情報の開示が制限されるため、マーケットメーカーにとっての情報優位性は低下し、ビッド・アスク・スプレッドは縮小することが予想される。また、情報を十分に持たない投資家は、自身の情報優位性が低いことを認識しており、株式に対する需要を低下させるため、企業にとっての資本コストは上昇する (Easley and O'Hara, 2004)。そのため、公正開示規制の導入により、選択的な開示が制限されるようになると、資本コストは低下することが予想される。

##### 3.1.1. 株式ボラティリティ、株式取引量

Heflin et al. (2003) では、米国企業の 2,025 社を対象として、決算発表日前後における株式のボラティリティが同規制の導入前後 (1999 年の第 4 四半期から 2000 年の第 2 四半期、および 2000 年の第 4 四半期から 2001 年の第 2 四半期) でどのように変化したかを分析している。彼らは、公正開示規制の導入後に決算発表日前後の株式ボラティリティが減少したという結果を得ており、この結果は、決算情報が株価に反映されるタイミングが公正開示規制の導入後に早くなったことを示唆している<sup>51</sup>。

<sup>50</sup> マーケットメーカーとは、気配を提示することで株式の売買を促進させ、買い気配 (ビッド) と売り気配 (アスク) の差 (ビッド・アスク・スプレッド) によって利益を獲得する者である。

<sup>51</sup> ただし、Heflin et al. (2003) は、1999 年の第 4 四半期から 2000 年の第 2 四半期までと、2000 年の第 4 四

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

一方、Bailey et al. (2003) では、Heflin et al. (2003) と同一期間を対象とし米国企業の 2,144 社のデータを用いて、決算発表日前後における株式取引量が、公正開示規制の導入後に増加したことが示されている。Bailey et al. (2003) は、この結果は公正開示規制の導入後に投資家間における考え方の違いが現れるようになり、このことは決算発表以外の追加的な情報が公表されるようになったためであると結論づけている。また、Francis et al. (2006) は、Reg. FD が導入された 2000 年には景気後退やインターネットバブルの崩壊といった交絡イベントが生じていることを指摘し、公正開示規制の対象外となる ADRs (American Depositary Receipts) に属する企業 4,773 社においても、決算発表日前後の株式のボラティリティは公正開示規制の導入前後 (1999 年の第 1 四半期から 2000 年の第 2 四半期、および 2001 年の第 1 四半期から 2002 年の第 2 四半期) に減少したことを明らかにしている。この結果は、公正開示規制の対象外である企業でも、重要情報が積極的に開示されるようになっており、Reg. FD そのものによる効果は観察されないことを示唆している。

これらの先行研究は、決算発表日前後における株式のボラティリティおよび取引量を通じて、市場に流入する情報量が、公正開示規制の導入前後で平均的にどの程度変化したかを分析している。しかし、公正開示規制の導入による効果をより明確に分析するためには、公正開示規制の導入前に選択的な開示を行っていた企業のみを焦点を当て、それらの企業の情報開示に対する姿勢が、同規制の導入後にどのように変化したかを明らかにする必要がある。

Bushee et al. (2004) は、米国企業の 2,865 社を対象として、決算発表の前後における株式取引量が公正開示規制の導入前後 (1999 年 3 月 1 日から 2000 年 6 月 30 日、および 2000 年 10 月 23 日から 2001 年 10 月 30 日) でどのように変化したかを分析している。彼らは、特定のアナリストおよび投資家を対象にカンファレンスコールを行っているサンプル (closed calls) と、特定のアナリストおよび投資家だけでなく一般の投資家を対象としてカンファレンスコールを行っているサンプル (open calls) のそれぞれについて、分析を行っている。分析の結果から、公正開示規制の導入前は、open calls のサンプルの方が、closed calls のサンプルと比べて、決算発表日前後における株式取引量の変化幅が小さいのに対し、公正開示規制の導入後は、両サンプルにおける差が縮小したことが示されている。このことは、公正開示規制の導入により、closed calls のサンプルでは市場に対して公正に情報が伝達されるようになったことを示唆している。

また、Chiyachantana et al. (2004) は、米国企業の 1,125 社を対象として、公正開示規制の導入前後 (1999 年 11 月 1 日から 2000 年 8 月 15 日、および 2000 年 10 月 23 日から 2001 年 7 月 31 日) における、個人投資家および機関投資家の取引行動の変化を分析している。分

---

半期から 2001 年の第 2 四半期までとを比較しており、当該期間はインターネット技術が発達した時期と重なっている。そのため、技術の発展により、ビデオ会議などにより情報が広く普及するようになった結果、決算発表日前後における株式のボラティリティが小さくなっている可能性があることに留意する必要がある (Heflin et al., 2003)。

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

析の結果から、公正開示規制の導入前は、決算発表前における機関投資家による株式取引量の増加幅が個人投資家よりも多い一方で、公正開示規制の導入後は、投資家の属性に関わらず決算発表日前は取引量を減少させ、決算発表日後の取引量を増大させたことを明らかにしている。すなわち、公正開示規制の導入前に私的チャネルを活用することが可能であった機関投資家は、公正開示規制の導入に伴い、決算発表前に取引を行わなくなった一方で、公正開示規制の導入前に私的チャネルを通じて情報を入手することが困難であった個人投資家は、公正開示規制の導入後に、決算発表後の取引量を増加させているのである。このことは、公正開示規制の導入により、投資家間における情報の非対称性が縮小したことを示唆している。

#### 3.1.2. ビッド・アスク・スプレッド、資本コスト

Eleswarapu et al. (2004) は、NYSE 上場会社のうち 300 社のデータを用いて、公正開示規制の導入前後（2000 年 1 月から 2000 年 9 月、および 2000 年 11 月から 2001 年 9 月まで）に、ビッド・アスク・スプレッドがどのように変化したかを分析している。分析の結果は、決算発表日前後におけるビッド・アスク・スプレッドは、公正開示規制の導入後に縮小したことを示しており、公正開示規制の導入により、未公表の重要情報に対する私的アクセスが減少したことを示唆している。ただし、Eleswarapu et al. (2004) は、サンプルを小規模企業に限定しており、かつ、ビッド・アスク・スプレッドを逆選択コストと取引コストの二つに識別して検証していない。

Chiyachantana et al. (2004) は、NYSE 上場会社のうち 1,125 社のデータを用いて、ビッド・アスク・スプレッドが公正開示規制の導入前後（1999 年 11 月から 2000 年 8 月、および 2000 年 10 月から 2001 年 7 月）でどのように変化したかを分析している。彼らは、逆選択コストと取引コストを分離し、逆選択コストは公正開示規制の導入後に減少したという結果を得ている。

投資家間における情報の非対称性は、ビッド・アスク・スプレッドの他に、資本コストによっても表される。情報を十分に持たない投資家は、自身の情報優位性が低いことを認識しており、株式に対する需要を低下させるため、企業にとっての資本コストは上昇する (Easley and O'Hara, 2004)。公正開示規制の導入により、選択的な開示が制限されるようになると、資本コストは低下することが予想される。

Duarte et al. (2008) は、NYSE および AMEX に上場する企業と、NASDAQ に上場する企業にサンプルを分類し、公正開示規制の導入前後（2000 年 7 月 21 日から 2000 年 10 月 21 日、および 2000 年 10 月 23 日から 2001 年 1 月 23 日）に資本コストがどのように変化したかを分析している。彼らは、NYSE および AMEX に上場する企業では公正開示規制の導入前後で資本コストが変化したという結果は得られなかった一方で、NASDAQ に上場する企業では、資本コストが増加したことを示している。この結果を踏まえて、Duarte et al. (2008) は、公正開示規制の導入に伴い、大規模企業は公的チャネルを通じた開示量を増大させるこ

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

とにより選択的な開示の減少による影響を補完している一方で、情報開示にかかる固定費用が高い小規模企業は、公的チャネルを通じた開示量を減少させることによって同コストを削減させていると結論づけている。

Chen et al. (2010) は、NYSE および NASDAQ に上場する企業を対象に、公正開示規制の導入前後（1998年の第2四半期から1999年の第3四半期、および2000年の第4四半期から2002年の第1四半期）における資本コストの変化を分析している。彼らは、小規模企業では資本コストに変化が生じたという結果は得られていない一方で、中規模および大規模企業では資本コストが減少したことを示している。

上記の3.1.1 および3.1.2 をまとめると、決算発表時における株式のボラティリティおよび取引量を用いて公正開示規制がもたらす影響を明らかにしている研究の多くは、当該指標が同規制の導入後に低下したことが示されている。すなわち米国では、公正開示規制の導入により、決算発表前における経営者による情報開示量が増大した、あるいは（かつ）投資家間における情報の非対称性が縮小したことが示唆されている。さらに、ビッド・アスク・スプレッドおよび資本コストは、大規模企業では公正開示規制の導入後に減少したことが示唆されている。一方、小規模企業では、投資家間の情報の非対称性が同規制の導入後に縮小したことを示す証拠は得られていない。このように、公正開示規制の導入前後における資本コストの変化が企業規模ごとに異なっている背景には、次の二つの要因があると考えられる。第一に、大規模企業の場合、小規模企業と比べて情報開示コストが小さく、公正開示規制の導入後に公的チャネルを通じた開示を積極的に行うインセンティブが働きやすいことである（Duarte et al., 2008 ; Gomes et al., 2007）。第二に、小規模企業であるほど、公正開示規制の導入後にアナリスト・カバレッジが減少しており（Gomes et al., 2007）、市場に流入する情報量が減少している可能性があることである。

以上をまとめると、決算発表時における株式のボラティリティや株式の取引量、あるいは資本コストやビッド・アスク・スプレッドを用いて公正開示規制がもたらす経済的影響を明らかにしている研究では、同規制の導入後に、平均的に見て選択的な開示が制限され、また、経営者による公的チャネルを通じて開示される情報の量は情報開示コストが低いと見込まれる企業ほど増大したことが示唆されている。しかし、上記の資本コストなどを用いて投資家にとっての情報環境の変化を分析している研究では、公正開示規制の導入により情報の非対称性が緩和されたという認識が証券市場に広がることにより企業の情報開示に対する投資家による評価が変化しているかを検討するにとどまっている。これらの研究では、公正開示規制の導入により証券市場の公正性が確保されるようになったかを検討する上で、そのメカニズムを解明することが困難であるという限界が存在する。そこで米国では、私的チャネルにおける情報提供者である経営者と当該情報の主要な受領者であるアナリストによる情報開示行動に焦点を当てた研究が行われている。以下では、公正開示規制が経営者およびアナリストによる情報開示行動に与える影響についてレビューする。



#### 3.2. 公正開示規制が経営者による情報開示行動に与える影響

経営者によって公的に開示される情報の量・質が多い・高いほど資本コストは小さいため (Easley and O'Hara; 2004)、公正開示規制の導入により経営者とアナリストの間の情報の非対称性が增大すると、公的に開示する情報の量・質を増加・向上させることによって資本コストの上昇を回避するインセンティブが経営者に働くと考えられる。先行研究では、公正開示規制の導入後に、経営者予想やカンファレンスコールといった公的チャネルを通じた情報開示がどの程度促進されたかについて分析されている。

Heflin et al. (2003) は、米国企業の 2,025 社を対象として、利益に関する経営者予想の開示数が、公正開示規制の導入後 (1999 年第 4 四半期から 2000 年第 2 四半期、および 2000 年第 3 四半期から 2001 年第 4 四半期) に約 2 倍に増加したという結果を得ている。この結果は、公正開示規制の導入後に経営者による公的チャネルを通じた開示量が増加しており、公正開示規制の公表前に経営者予想を行っていた企業では、経営者予想が公表される頻度が増加したことを明らかにしている。

Bushee et al. (2004) は、カンファレンスコールの実施形態が公正開示規制の導入前後でどのように変化したかを分析している。彼らは、公正開示規制の導入前に、特定のアナリストや機関投資家のみを対象にカンファレンスコールを行っていた企業の 96% は公正開示規制の導入後にそのような形態を取りやめ、一般の投資家にも公表されるカンファレンスコールを実施するようになったことを明らかにしている。

一方、Wang (2007) は、米国企業の 1,987 社を対象とし、公正開示規制の導入前 (1996 年から 1999 年) に選択的な開示を行っていた企業を Matsumoto (2002) で用いられている手法を基礎として識別し、そうした企業の約半数は、公正開示規制の導入後 (2001 年から 2003 年) に公的チャネルを通じた開示を行うようになった一方で、残りの半数は公的チャネルを通じた開示を行わなくなったことを明らかにしている。この結果は、市場に流入される情報量が公正開示規制の導入後に減少したことを示唆している。また、Wang (2007) は、公正開示規制の導入前に選択的な開示を行っており、かつ公正開示規制の導入後に公的チャネルを通じた開示を行っていない企業では、(1) 決算発表時の株価反応の増大、(2) アナリスト・カバレッジの減少、(3) アナリスト予想の誤差の増大、および (4) アナリスト予想のばらつきの増大といった情報環境の悪化が生じたという結果を得ている。

Heflin et al. (2012) では、米国企業の 2,514 社を対象に、公正開示規制の導入前 (1996 年から 1999 年) と比べて同規制の導入後 (2001 年から 2004 年) は経営者予想の楽観性が低下したことが示されている。また、Heflin et al. (2016) では、米国企業の 2,582 社を対象に、1996 年から 1999 年を公正開示規制の導入前、2001 年から 2004 年を同規制の導入後として、経営者予想を、既存のアナリスト予想コンセンサスを下回る予想 (bad news) とそうでない予想 (good news) に分け、さらにそれらを、 $t$  期に対する経営者予想が  $t$  期の実績値を下回る予想 (悲観的な予想) とそうでない予想 (楽観的な予想) に分類し、それぞれの正確度 ( $t$

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

期に対する経営者予想と  $t$  期の実績値の差分の絶対値) が同規制の導入後にどのように変化したかを分析している。結果は、公正開示規制の導入後に、**bad news** でありかつ悲観的な経営者予想の正確度は低下した一方で、**good news** でありかつ楽観的な経営者予想の正確度は向上したことを示している。これらの結果は、公正開示規制の導入により私的チャンネルが制限されると、特定のアナリストを通じて予想を下方修正することが困難になる分、経営者は経営者予想の保守性を高めることによって市場の期待をコントロールしていることを示唆している。

以上をまとめると、公正開示規制の導入後に、経営者は情報開示の手段を私的チャンネルから公的チャンネルにシフトさせ、経営者予想を主とする公的チャンネルを通じた情報開示を積極的に行うようになったことが示唆される。ただし、公正開示規制の導入前に選択的な開示を行っていた企業では公的チャンネルを通じて開示される情報の量が減少し、アナリストにとっての情報環境が悪化したことが示唆されている。米国のサーベイ調査では、アナリストの多くは経営者から開示される情報の量・質が減少・低下したと回答している (SEC, 2001)。経営者から開示される情報の量・質が公正開示規制の導入後に減少・低下した要因として、情報開示の管轄が IR 部門から法務部門にシフトし同部門では規制違反とならないよう情報開示に対して保守的な姿勢が取られるようになったことが挙げられる (SEC, 2001)。

公正開示規制は、経営者からアナリストに対する未公表の重要情報に関する選択的な開示を制限しているが、選択的な開示を行うことによるベネフィットが同コストを上回る場合には、同規制が導入されてもなお、依然として選択的な開示を行うインセンティブは経営者に働くと考えられる。とりわけ米国では、米国の公正開示規制のもとでは上場会社のみが規制対象となるためアナリストから経営者に対するアクセス自体は制限されておらず、かつ、同規制への違反に対する罰則が相対的に弱いため経営者にとって選択的な開示を行うコストは相対的に小さい。さらに、米国では株価に対する影響力が最も高い組織として機関投資家とアナリストが挙げられているため、選択的な開示に伴うコストを負担してでも経営者と投資家間の情報の非対称性を緩和させるインセンティブが経営者に働くと考えられる。米国では、公正開示規制の導入後においても選択的な開示が行われていることを示唆する研究が存在する。

たとえば、証券会社主催のカンファレンスコールでは、機関投資家と経営者による 1 対 1 のミーティング (**one-on-one meeting**) や、分科会セッション (**breakout session**) が行われ、機関投資家が経営者から私的チャンネルを通じて情報を入手する機会が存在する (Bushee et al., 2017)。Bushee et al. (2017) では、公正開示規制の導入後のみを分析対象とし、証券会社主催のカンファレンスコールが行われる数時間前と数時間前後に、機関投資家による株式取引量がどのように変化したかを分析し、カンファレンスコールの開催後の数時間に機関投資家は正のリターンを得ているという結果が示されている。この結果は、公正開示規制の目的に反して、未公表の重要情報が選択的に開示されており当該情報を利用した取引が依然として行われていることを示唆している。

Green et al. (2014) では、2004年から2008年を対象とし、証券会社主催のカンファレンススクールが行われた企業と行われていない企業とにサンプルを分類し、アナリストによる株式推奨の価値関連性およびアナリスト予想の正確度を分析している。彼らは、証券会社主催のカンファレンススクールが行われたサンプルの方が、株式推奨の価値関連性が高く（株式推奨の上方修正の変化と正のリターンとの相関が高く）、かつアナリスト予想の正確度が高いという結果を得ている。また、米国では、NYSEに上場する時価総額が100億ドル以上の企業では、アナリストとの私的アクセスについて記録するよう要請されている（Soltes, 2014）。Soltes (2014) は2010年から2011年を対象に分析を行い、私的アクセスの頻度とアナリストによる予想修正の頻度は正の関係にあることを示している。Green et al. (2014) および Soltes (2014) の結果は、公正開示規制の導入後においても私的チャネルを通じて未公表の重要情報が伝達されていることを示唆している。

以上をまとめると、米国では公正開示規制の導入後においても依然として経営者から一部のアナリスト・投資家に限定した情報開示が行われていることが示唆されている。このことから、米国の経営者にとって選択的な開示により享受できる便益は、公正開示規制の罰則と比べて大きいことが考えられる。一方、日本ではアナリストから経営者に対するアクセスが直接かつ厳格に制限されており、選択的な開示にかかるコストは米国と比べて高いため、公正開示規制の導入後に選択的な開示が行われる余地は小さいと考えられる。本論文では、日米における選択的な開示にかかるコスト・ベネフィットの違いから、公正開示規制が経営者およびアナリストによる情報開示行動に与える影響について異なる結果が導き出されると考える。

#### 3.3. 公正開示規制がアナリストによる業績予想行動に与える影響に関する研究

公正開示規制の導入がアナリスト予想に与える影響を明らかにしている実証研究では、経営者からアナリストに対する選択的な開示が減少したか、あるいは、公正開示規制の導入に伴う経営者からアナリストに対する選択的な開示の減少により、アナリストにとっての業績予想環境がどのように変化したかについて分析している。

##### 3.3.1. アナリスト予想のばらつき

アナリストは、少なくとも公正開示規制の導入前は、公的チャネルと私的チャネルの両方を用いて情報収集を行っていたと考えられる（Healy and Palepu, 2001）。私的チャネルを通じて情報を入手することができるアナリストと、当該情報を入手できないアナリストとが存在する場合、そのようなアナリスト間における情報の非対称性は、アナリスト予想のばらつきに現れる（Barron et al., 1998）。そのため、公正開示規制の導入によってすべてのアナリストが同一の情報を入手するようになると、アナリスト予想のばらつきは縮小することが予想される。

Agrawal et al. (2006) は、1995年の第1四半期から2004年の第2四半期を対象として、

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

米国企業をカバーするアナリストによって作成された 80,512 のコンセンサス予想値を用いて分析を行い、アナリスト予想のばらつきが公正開示規制の導入後に増大したという結果を得ている。彼らは、公正開示規制の導入に伴う経営者による選択的な開示の減少分を補完するために、アナリストは独自で追加的な分析を行うようになったことを示唆している。Kross and Suk (2012) は、米国企業の 2,012 社を対象として、公正開示規制の導入前後（1996 年第 4 四半期から 2000 年第 3 四半期、および 2000 年第 4 四半期から 2004 年第 3 四半期）におけるアナリスト予想コンセンサスのばらつきの変化を分析している。彼らは、公正開示規制の導入に伴い経営者による選択的な開示が減少する分、アナリストは公的チャネルを通じて開示される情報に依存するようになり、アナリスト予想のばらつきが縮小するという仮説を立て、これを支持する結果を得ている。

#### 3.3.2. アナリスト予想の誤差

公正開示規制の導入により私的チャネルを通じて情報を入手することが困難になると、アナリストにとっての業績予想の困難性は増大する。一方、私的チャネルの制限による影響を緩和させるためにアナリストによる分析の量・質が公正開示規制の導入後に増加・向上することで、アナリスト予想の正確度は高まることも予想される。

Heflin et al. (2003) は、米国企業の 2,025 社を対象として、公正開示規制の導入前後（1999 年の第 4 四半期から 2000 年の第 2 四半期、および 2000 年の第 4 四半期から 2001 年の第 2 四半期）にアナリスト予想の誤差がどのように変化しているかを分析している。しかし、同規制の導入前後でアナリスト予想の誤差が変化したという証拠は得られていない。こうした結果が得られた要因として、公正開示規制の導入に伴う選択的な開示の制限により業績を正確に予想することが困難になる一方で、アナリストが自ら追加的な情報収集・伝達を行うことによりアナリスト予想の正確度が維持されている可能性が考えられる。

Agrawal et al. (2006) は、決算発表までの期間が長くなるほど選択的な開示が行われる余地が大きいことを指摘し、1995 年の第 1 四半期から 2004 年の第 2 四半期を対象として、米国企業をカバーするアナリストによって作成された 80,512 のコンセンサス予想値を用いて分析を行い、四半期期首の 2 ヶ月前までの間に公表された最新のアナリスト予想の誤差は、決算発表日の 2 ヶ月前までに公表された最新のアナリスト予想の誤差と比べて公正開示規制の導入後に増大したという結果を得ている。彼らは、公正開示規制の導入後に、経営者は情報開示の量を増加させておらず、かつアナリストは他の情報源（顧客、サプライヤー、従業員等）を利用しなくなったと結論づけている。一方、Kross and Suk (2012) は、米国企業の 2,012 社を対象として、公正開示規制の導入前後（1996 年第 4 四半期から 2000 年第 3 四半期、および 2000 年第 4 四半期から 2004 年第 3 四半期）におけるアナリスト予想コンセンサスの誤差の変化を分析している。彼らは、公正開示規制の導入後にアナリスト予想の正確度が向上したという結果を得ている。この結果は、公正開示規制の導入により私的チャネルを通じて自身の業績予想値を修正することができなくなった経営者には、正確な経営者

予想を公表するインセンティブが働き、かつ、公正開示規制の導入後に私的チャネルを活用することが困難になったアナリストは、経営者予想に対する依存度を高めたことを示唆している。

以上をまとめると、公正開示規制の導入に伴う選択的な開示の減少により、アナリストにとっての業績予想の困難性が増大したことを示唆する研究が存在する一方で、選択的な開示の減少による影響を相殺するほど十分に経営者による情報開示の量が増大した、あるいはアナリストによる情報収集・伝達能力が高まったことで、アナリスト予想の正確度は低下していないことも示唆されている。これらの研究で一貫した結果が得られていない要因として、公正開示規制の導入後における、経営者からアナリストに開示される情報の量・質の変化と、個々のアナリストによる分析の量・質を識別していないことが挙げられる。

こうした問題を緩和するために両者を識別して公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響を検討している研究として Mohanram and Sunder (2006) および Srinidhi et al. (2009) が挙げられる。彼らは、Barron et al. (1998) で提示されている手法を用いて、アナリスト予想の正確度を、すべてのアナリストに共通して開示されたと見込まれる情報から導出されるアナリスト予想の正確度と、アナリスト固有の予想の正確度に区別し、それぞれの指標が公正開示規制の導入前後でどのように変化したかを分析している。Mohanram and Sunder (2006) では、各四半期に公表されたアナリスト予想を活用し、公正開示規制の導入後に、個々のアナリストによる分析の量・質は増加・向上した一方で、すべてのアナリストに共通した予想の正確度は同規制の導入後に変化したという結果は得られていない。Srinidhi et al. (2009) は、短期予想と長期予想では、すべてのアナリストにとって等しく入手可能な情報による予想の正確度が異なると予想している。具体的には、決算期末日の1ヶ月前に公表されたアナリスト予想を短期予想、決算期末日の13ヶ月前に公表されたアナリスト予想を長期予想とし、公正開示規制の導入により、長期予想のうちすべてのアナリストに共通した予想の正確度は低下した一方で、短期予想については同指標が変化したという結果は得られていない。Srinidhi et al. (2009) は、公正開示規制の導入により法務部門による情報管理が行われるようになった結果、不確実性の高い情報が多く含まれる長期予想についての情報が経営者から開示されにくくなったと説明している。Mohanram and Sunder (2006) および Srinidhi et al. (2009) の結果をまとめると、企業による情報開示の量については、とりわけ不確実性の高い情報であるほど減少している可能性がある一方で、アナリストによる分析の量・質は増加・向上したことが示唆される。

しかし、これらの研究では、経営者による業績予想行動の変化を必ずしも適切にコントロールできているとは限らない。アナリスト予想は経営者予想の正確度などによって左右されるため (Ota, 2010)、経営者予想の内容を考慮する必要がある。しかし、米国では、経営者予想がレンジで開示されることが一般的であるため、同予想の正確度を適切に測定することが困難であるという限界がある。本論文では、経営者予想の正確度をコントロールすることで、上記の課題に対処することが期待できる。

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

#### 第4節 経営者およびアナリストによる業績予想行動に関する先行研究のレビュー

第3節では、米国における公正開示規制の影響に関する研究をレビューした。そのうち投資家サイドの情報環境 (e.g., 株式取引量、資本コスト) に焦点を当てた研究では、同規制の導入により「結果として」すべての投資家が等しく情報を入手できるようになったかを検討するにとどまっておき、どのようなプロセスで投資家間の情報の非対称性を変化させたかについては必ずしも十分に明らかにされていない。公正開示規制は投資家にとって利用可能な情報の量・質を減少・低下させる側面を有することが指摘されているが (金融審議会, 2016a; 日本証券アナリスト協会, 2018)、投資家にとっての情報環境がどのようなプロセスで変化したかを検討することは、制度設計上の示唆を得る上で重要であると考えられる。

本論文では、経営者予想が公的チャネルを通じた情報開示において中核的な役割を担うという前提のもと、同予想により公的情報<sup>52</sup>の内容を分析し、証券市場における主要な情報生成・伝達機関であるアナリストの公的情報への依存度やその結果としてのアナリスト予想の正確度を分析することで、公正開示規制が投資家間の情報の非対称性をどのような経路で緩和させるかを検討する。本節では、本論文における検証課題の導出につなげるために、経営者およびアナリストによる業績予想行動に関する先行研究をレビューすることでそれらの研究における未解明の点を整理する。

#### 4.1. 経営者による業績予想の正確度に関する先行研究

日本において経営者による業績予想行動を分析した研究では、経営者予想には誤差が生じており、産業、企業規模といった企業属性のほか、業績内容 (財務的困窮度) や、マクロ経済的要因が経営者予想の誤差に影響を与えることが明らかにされている (e.g., Ota, 2006)。

企業属性に着目して経営者予想の誤差を分析している研究では、事業内容による業績予想の困難性や景気変動による影響の受けやすさに起因する予想誤差に加えて、経営者による戦略的な開示に起因する予想誤差が存在することが明らかにされている。建設業と第三次産業の予想誤差とばらつきは製造業のそれらよりも小さいことが示されており、建設業は受注産業であるために業績を予想しやすいことや、第三次産業は景気変動による業績への影響が相対的に緩やかであることがその要因として挙げられている (國村, 1984)。企業属性が経営者による戦略的な業績予想の開示に与える影響については、次のような研究が挙げられる。すなわち、規制産業の経営者には過度に利益を獲得しているという印象を与えないようにするインセンティブが働き (Watts and Zimmerman, 1986)、また、大規模企業は経営者予想をコミットメントとして捉える傾向にあるために、そうした企業によって公表される経営者予想は悲観的であることである (Ota, 2006)。

業績内容に着目して経営者予想の誤差を分析している研究では、経営者予想の楽観性は

---

<sup>52</sup> 本論文における「公的情報」の定義については脚注3を参照。

財務的困窮度と正の相関があることが示唆されている（須田・太田, 2004; Ota, 2006）。財務的困窮度の高い企業の経営者には、楽観性の高い情報を公表し、財務状況の改善の見込みがあることを投資家に示すことにより、自身の地位を維持するインセンティブが働くのである（Rogers and Stocken, 2005）。たとえば須田・太田（2004）では、1980年から2002年までの倒産企業473社を対象に、同数の非倒産企業をコントロール企業として、経営者予想の誤差を比較している。須田・太田（2004）は、倒産企業の経営者予想は相対的に楽観的であり、その楽観度は財務的困窮度が高まる倒産期が近づくほど増大することが示唆されている。

また、Ota（2006）では、経営者予想の誤差を分析した研究において検証期間の違いから異なる検証結果が得られることに着目し、マクロ経済的要因が同予想の誤差に影響を与えていることを指摘している。Ota（2006）は、1979年から1999年に公表された経営者予想の誤差（平均値）と実質GDPの成長率の相関を分析し、両者の間には正の相関があることを明らかにし、次期のマクロ経済的状况を予想することは困難であり現在の経済状況に基づき経営者予想が作成されていることを示唆している。

このように先行研究では、経営者予想には誤差が生じており企業規模といった属性や企業の財務的状況がそうした誤差の要因となっていることが示唆されている（e.g., Ota, 2006）。しかし、これらの研究では、経営者予想の開示にあたって経営者が情報開示チャンネルをどのように活用しているかについては必ずしも十分に検討されていない。その要因として、私的チャンネルを特定することが困難であったことが挙げられる。本論文では、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することにより、私的チャンネルが制限された場合に経営者予想の開示方針がどのように変化したかを分析することができると考える。本論文を通じて、私的チャンネルの制限が経営者予想の内容に影響を与えるという、これまでの研究では明らかにされてこなかった、経営者予想の誤差の要因を検討することが期待できる。また分析的研究では、経営者には開示コスト<sup>53</sup>に応じて私的チャンネルと公的チャンネルを使い分けるインセンティブが働くことが示唆されており（Verrecchia, 1983）、本論文は同研究に対する実証的な証拠を蓄積している点で一定の意義があると考えられる。さらに、経営者予想の正確度を検証した研究では、検証対象とする要因とその他の要因の間に相関が生じており適切な測定が困難である可能性が含まれる一方で、本論文では、公正開示規制という外的要因が経営者予想の正確度を与える影響を明らかにしているため、内生性の問題に対処することが期待できる。とりわけ経営者予想は、投資家による投資意思決定に利用され株価形成において重要な役割を果たしている（e.g., Baginski and Hassell, 1990; Ota, 2010）。本論文を通じて、経営者予想の誤差に影響を与える新たな要因を検討することにより、投資家の投資意思決定

---

<sup>53</sup> Verrecchia（1983）では、所有者情報（proprietary information）の開示に伴い企業が負担するコスト（proprietary cost）を、情報の作成および伝達にかかる費用としての開示コストと呼んでいる。一方、本論文では、事後的な修正が必要な情報を開示コストの高い情報として定義している。とりわけ、(1) 経営者予想の公表後に実績値が公表された時点で生じるネガティブ・サプライズ（Matsumoto, 2002）や、(2) コミットメントとしての経営者予想（伊藤・鈴木, 2016）を修正することに伴う経営者に対する市場からのレピュテーションを、経営者予想の開示にかかるコストに含めている。

に有用となる新たな視点を提供することが期待できる。

#### 4.2. 公正開示による情報に対するアナリストの活用方針に関する先行研究

日本において公正開示を通じた情報に対するアナリストの活用方針を分析した研究では、アナリスト予想は経営者予想による影響を受けることが明らかにされている。日本では、上場会社の大半が経営者予想を開示していることもあり、日本企業をカバーするアナリストによって公表される予想値は経営者予想と近似していることが示唆されている。太田（2007）は、1992年から2002年の間に公表された22,915社×年の経営者予想およびアナリスト予想を用いて、期首から期末にかけて修正されるアナリスト予想値の変化のうち95%以上は経営者予想によって説明されることを示している<sup>54</sup>。さらに、太田（2007）では、経営者予想の公表からアナリスト予想の公表までの期間が長いほどアナリスト予想の正確度が経営者予想のそれよりも高くなる割合が増大することが示されている。これらの結果は、日本では経営者予想が業績予想において中心的な役割を果たしており、アナリスト予想は経営者予想の適時性を補完する役割を果たしていることを示唆している。

このように、平均的に見たアナリスト予想に固有の情報が含まれているかについては疑念が存在する一方で、経営者予想の公表日から日数が経過するほどアナリスト予想の有用性は高くなると考えられる。そこで野間（2008）では、経営者予想の公表からアナリスト予想の公表までの期間に着目し、アナリストによる経営者予想への追隨行動（以下、ハーディング）がどのように観察されるかを検証している。経営者予想の公表から3日後までの間に同予想とアナリスト予想の差は縮小し、同30日後にかけて両者の差はゼロに近づくことが示唆されている。奈良・野間（2013）は、さらに企業規模別にサンプルを区分し、経営者予想の公表からアナリスト予想の公表までの週次ごとのアナリストによるハーディング行動を分析している。彼らは、大規模企業では経営者予想が公表された週（0週目）から1週目までの間における、アナリスト予想と経営者予想の縮小幅が最も大きく、2週目以降におけるハーディングは限定的であるのに対し、小規模企業では、経営者予想の公表から4週目まで一貫してハーディングが観察されることを示唆している。彼らは、小規模企業ほど、経営者予想およびアナリスト予想の誤差が大きく、大幅な予想修正が行われることからハーディングが観察されやすいと説明している<sup>55</sup>。

---

<sup>54</sup> 太田（2007）では、東洋経済新報社の「会社四季報」に収録されている、出版系アナリストにより作成される予想を用いている。本論文では、ガイドラインが対象とする、セルサイドアナリストにより作成される予想を対象としている点で、議論の前提が異なっている点には注意する必要がある。

<sup>55</sup> ただし、奈良・野間（2013）の分析では、経営者予想とアナリスト予想の差に注目しているため、アナリスト・カバレッジの程度がハーディング行動に与える影響を明らかにするためには、検証モデルに改良の余地がある（奈良・野間, 2014）。奈良・野間（2014）では、経営者予想が公表された週を $t$ とし、 $t-1$ 週から $t$ 週におけるアナリスト予想の変化幅を被説明変数、 $t$ 週の経営者予想と $t-1$ 週のアナリスト予想の差を説明変数として、その自由度調整済み決定係数を企業規模ごとに比較している。その結果、経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響は大規模企業の方が大きいことが示されており、これは大規模企業ほど経営者予想の正確度が高いため経営者予想の公表に対するアナリストの反応が大きいことに起因すると説明されている。



### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

以上をまとめると、先行研究では、日本におけるアナリスト予想は経営者予想と近似していることが示されており（e.g., 太田, 2007）、とりわけ企業規模に応じてハーディングのタイミングや程度が異なることが示されている（野間, 2008; 奈良・野間, 2013）。先行研究では、企業規模に応じてハーディングの程度が異なる理由として、小規模企業ほど経営者予想の大幅な修正が行われることが挙げられているが（奈良・野間, 2013）、本論文では、大規模企業ほどアナリストカバレッジが多い、すなわち私的チャンネルを活用して経営者予想の公表前に当該情報を入手することが可能であったために、経営者予想が開示されてもハーディングを行っていない可能性が考えられる。アナリストは公的チャンネルと私的チャンネルを活用しているが（Healy and Palepu, 2001）、私的チャンネルを通じて開示される情報については観察困難であることから、先行研究ではアナリストによる私的チャンネルの活用については検討されてこなかった。本論文では、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することにより、私的チャンネルを活用するインセンティブに応じて経営者予想に対するアナリストの依存度は異なることを明らかにすることができると思う。また、分析的研究では公正開示規制の導入が公的チャンネルを通じて開示される情報に対するアナリストの依存度を増大させることが示唆されているが（小谷, 2017）、本論文は同研究に対する実証的な証拠を提供している点でも一定の意義がある。本論文では、アナリスト予想の主要な利用者である投資家に対して、私的チャンネルの活用程度がアナリスト予想の内容に影響を与えるという新たな視点を提供することが期待できる。

#### 第5節 検証課題の導出

第3節でレビューした米国における公正開示規制の効果を検討した研究の多くは、同規制の導入が資本コストや株式ボラティリティを低減させるかといった点に焦点を当てている（e.g., Heflin et al., 2003; Duarte et al., 2008）。しかし、これらの研究では公正開示規制の導入により情報の非対称性が緩和されたという認識が証券市場に広がることにより企業の情報開示に対する投資家による評価が変化しているかを検討するにとどまっており、同規制が投資家間の情報の非対称性を緩和させるにあたりどのような役割を果たしているかについては十分に明らかにされていない。

そこで本論文では、公正開示規制の対象となる主要な情報提供者・受領者である経営者およびアナリストの情報開示行動に焦点を当て、公正開示規制が投資家間の情報の非対称性を緩和するにあたりどのような役割を果たしているかを検討する。投資家間の情報の非対称性は、経営者により開示される情報のうち私的チャンネルを通じて開示される情報の割合が高まることによって増大し（Easley and O'Hara, 2004）、公的チャンネルを通じて開示される情報の量・質の増加・向上により緩和される（Brown and Hillegeist, 2007）。すなわち、公的チャンネルを通じた情報が十分に開示されているほど私的チャンネルを通じて情報を収集するインセンティブは低下し（Verrecchia, 1982; Diamond, 1985）、公正開示が実現すると情報を十分に持たない投資家による取引量が増加し情報優位にある投資家の取引量が相対的に減少

する (Brown et al., 2004) のである。そこで本論文では、まず、第一の検証課題として、公正開示規制の導入後における経営者による公的チャンネルを通じた情報の開示方針の変化を分析することを通じて、経営者は公正開示に対して積極的に取り組むようになったかを検討する。次に、本論文では、証券市場における主要な情報生成・伝達機関であるアナリストによる業績予想行動に着目して公正開示規制がもたらす影響を検討する。第一の検証課題で検討した経営者による公的チャンネルを通じて開示される情報の内容は、私的チャンネルを通じた情報収集に対するインセンティブに影響を与え (Verrecchia, 1982; Diamond, 1985)、結果として投資家間の情報の非対称性を左右する。ここで、私的チャンネルを活用した情報収集・伝達を行う役割をアナリストが果たしているのである (Hakansson, 1981)。そこで本論文では、第二の検証課題として、ガイドラインの公表により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したかを明らかにする。

#### 5.1. 検証課題 1: 公正開示規制の公表後に経営者は公正開示に対して積極的に取り組むようになったか

本論文では、公正開示規制の導入により経営者が公的チャンネルを通じて情報をより開示するようになったかを検討することにより、同規制に沿った経営者による行動変化が現れているかを明らかにする。ここで本論文では、公正開示規制は経営者からアナリストに対する未公表の重要開示を制限しているため、経営者による公的チャンネルを通じて開示される情報の内容の変化を検証する上で、当該情報の主要な利用者であるアナリストによって開示される予想値を用いることが有用であると考え。そこで本論文では、まず、Barron et al. (1998) で提示される手法に基づき、すべてのアナリストにとって等しく入手可能な情報による予想の正確度を識別し、公的チャンネルを通じた情報が公正開示規制の導入後により開示されるようになったかを検証する (第4章)。次に、本論文では、経営者予想が公的チャンネルを通じた情報の中核的な役割を果たすという前提のもとに、同予想の保守性を分析する (第5章)。第3節で説明した通り、米国では、公正開示規制の導入により経営者による公的チャンネルを通じた情報開示行動の変化を検討するために、経営者による業績予想の開示量を分析している (Heflin et al., 2003)。しかし経営者予想が自発的に開示される米国と異なり、上場会社の大半が経営者予想を開示している日本では、公正開示規制の導入前後で経営者予想の開示量が増えることは考えにくい。そこで本論文では、日本企業を対象として公正開示規制の導入前後における経営者予想の保守性を分析することにより、経営者は公正開示規制の導入後に市場の期待を下方修正するために経営者予想を戦略的に開示するようになったかを明らかにする<sup>56</sup>。

---

<sup>56</sup> 経営者には実績値の公表時におけるネガティブ・サプライズを回避するために、市場の期待を予め下げるインセンティブが働き、公正開示規制の導入前は私的チャンネルを通じて経営者予想を下方に修正していたと考えられる。ここで、情報の修正にかかるコストは、当該修正に公的チャンネルを用いた場合の方が私的チャンネルのそれよりも高いと考えられる。なぜなら、投資家は、アナリストよりも業績を正確に予想できることを経営者に期待しており、市場の期待を下げるような情報については、アナリストを通じて開示

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

本論文では、上記の検証課題1を検討することで、次のような示唆が得られると考えられる。第一に、公正開示規制の導入後に経営者により開示される情報内容は、当該情報の開示コスト<sup>57</sup>に応じて異なることである。公正開示規制の導入をめぐるっては、企業が情報開示に対して消極的になることが規制当局によって懸念されていた（金融審議会, 2016a）。本論文では、公正開示規制の導入後に経営者により開示される情報内容は、当該情報の開示コストに応じて次のように異なると予想している。すなわち、(1) 経営者からすべてのアナリストに共通して開示される情報によるアナリスト予想の正確度は低下し、経営者は事後に修正が必要な情報の開示に対して消極的になる（第4章）一方で、(2) 経営者予想の保守性は増大し、市場の期待を下方修正するために経営者予想を戦略的に開示するようになること（第5章）である。上述の通り、公正開示規制の対象となる情報の範囲は明確に定義されておらず、このことは企業の情報開示に対する萎縮効果をもたらしている可能性がある。本論文でどのような性質の情報がどのような経路で開示されるようになったか、あるいは非開示になったかを検討することで制度設計に役立つ証拠を提供することが期待できる。

第二に、経営者およびアナリストが私的チャンネルをどのように活用しているかを検討している点、また、公正開示規制という規制そのものが経営者予想の開示方針を変化させることである。従来の研究では、私的チャンネルを通じて開示される情報を識別することが困難であったことなどから、私的チャンネルと公的チャンネルを区別せずに業績予想の内容が分析されてきた。本論文では、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することで、経営者は開示コストに応じて私的チャンネルと公的チャンネルを使い分けていること、また、公正開示規制の導入に伴う私的チャンネルの制限が経営者予想に対する経営者のインセンティブを変化させたことを明らかにする。本論文を通じて、経営者は開示コストに応じて情報チャンネルを選択していることを示唆する分析的研究（Verrecchia, 1983）に対して実証的な証拠を提供し、また、期初時点における経営者予想は楽観的であることを示唆する先行研究（e.g., Kato et al., 2009）に対して情報開示規制そのものが経営者予想の保守性を高めるという新たな知見を提供することにより、学術上の貢献を得ることが期待できる。

#### 5.2. 検証課題2：公正開示規制の導入により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したか

まず本論文では、公正開示規制の導入後に経営者予想に対するアナリストの依存度が増大したかを分析することで、私的チャンネルが制限された場合におけるアナリストの公的情報の開示方針の変化を検討する（第6章）。次に本論文では、公正開示規制の導入によりアナリストによる追加的な情報収集・伝達のインセンティブが増大したかを検討するために、

---

された場合よりも経営者予想を通じて開示された場合の方が株価の下落幅が増大するためである（Diamond, 1985）。そのため、公正開示規制の導入により私的チャンネルを通じた業績予想の修正が困難になると、経営者は保守性の高い経営者予想を開示することによりネガティブ・サプライズを回避しようとするのが予想される。

<sup>57</sup> 本論文における「開示コスト」の定義については脚注53を参照。

Barron et al. (1998) で提示されている手法を用いて、アナリストが個別に入手した情報に基づき作成されたと見込まれる予想の正確度を推定し、同規制の導入後に当該情報がより開示されるようになったかを検討する (第4章)。

本論文では、上記の検証課題2を検討することにより、次のようなインプリケーションが得られると考える。第一に、公正開示規制の導入により経営者からアナリストに限定した情報開示が制限されるようになった可能性が示唆される点である。上述の通り、日本における証券市場の透明性に対してはかねてより海外の投資家から疑義が唱えられてきたが、日本では外国法人等による株式保有比率は金融機関、個人といった他の投資部門に比べ最も高い割合を占めるなど、海外投資家による株式保有が重要な資金調達源泉であることを踏まえ、公正開示規制の導入が経営者からアナリストに対する情報開示行動に与える影響を明らかにすることは重要であると考えられる。

第二に、日本と米国では公正開示規制の導入が、アナリストにとっての業績予想環境に与える影響が異なり、異なる仮説を提示することが期待できる点である。日本と米国では、公正開示規制の対象者および罰則が異なるため、選択的な開示にかかる経営者にとってのコストは同一ではないと考えられる。米国の公正開示規制のもとでは上場会社のみが規制対象となるためアナリストから経営者に対するアクセス自体は制限されておらず、かつ、同規制への違反に対する罰則が相対的に弱いため、経営者にとって選択的な開示を行うコストは相対的に小さい。さらに、米国では株価に対する影響力が最も高い組織として機関投資家とアナリストが挙げられている。そのため、米国では公正開示規制の導入により経営者から投資家に対する情報開示チャンネルが制限されるようになると、株価に対する影響力が相対的に強いアナリストを重視した情報開示により積極的になるなど、選択的な開示に伴うコストを負担してでも経営者と投資家の間の情報の非対称性を緩和させようとする可能性がある。一方、日本では株価に対する影響力が最も高い組織として、機関投資家、個人投資家、アナリストの順に重視していることが示唆されている (須田・花枝, 2008)。日本では、ガイドラインの公表により選択的な開示に対する罰則が厳格化され、また、プレビュー取材の制限によりアナリストによる企業へのアクセスが直接制限されるなど、アナリストにとって企業にアクセスするコストが高い。そのため、日本では公正開示規制の導入後に選択的な開示はより制限されやすいと考えられる。公正開示規制の導入に伴い選択的な開示がより制限されやすい日本では、アナリストにとっての業績予想環境が悪化するなど、米国とは異なる影響が観察されると考えられる。このように、公正開示規制がもたらす経済的影響について導き出される仮説は米国と異なり、学術上の新たな知見を提供することが期待できる。

第三に、アナリストによる業績予想行動を検証した研究に対して新たな示唆をもたらすと考えられる点である。本論文では、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することにより、私的チャンネルが制限されることでアナリストによるハーディング行動が促進されるといった、従来の研究では必ずしも十分に明らかにされてこなかった、ハーディングに対するアナリストのインセンティブを明らかにすることができると考える。分析的研究では

### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

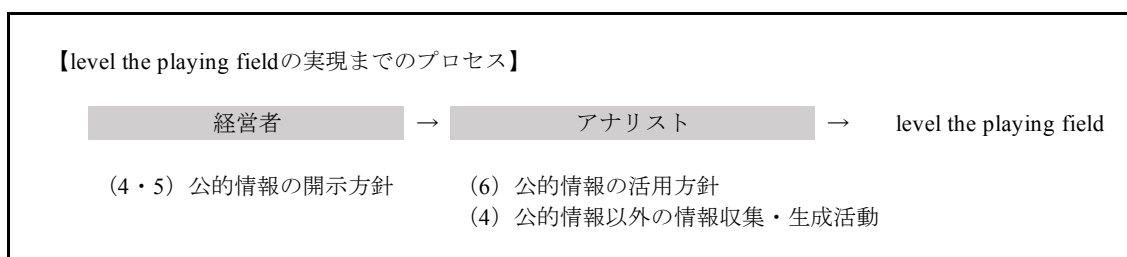
公正開示規制の導入が公的チャネルを通じた情報に対するアナリストの依存度を増大させることが示唆されているが（小谷, 2017）、本論文は同研究に対する実証的な証拠を提供している点で一定の意義がある。さらに本論文を通じて、アナリスト予想の利用者である投資家に対して、規制そのものがアナリスト予想の開示内容を変化させるという新たな証拠を蓄積することが期待できる。

以上の議論を踏まえ、本論文では次の二つの検証課題を設定する（図表 3-1）。

**検証課題 1：公正開示規制の導入により、経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になったか**

**検証課題 2：公正開示規制の導入により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したか**

図表 3-1 本論文の検証課題（括弧内は章番号）



## 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響<sup>58</sup>

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響を分析することにより、同規制の導入により経営者は公的チャネルを通じて情報をより開示するようになったか、また当該情報に対するアナリストの依存度が増大したかを明らかにすることにある。本章の分析を通じて、経営者からアナリストに伝達される情報チャネルがどのように変化したかを検討することで、検証課題1（公正開示規制の導入により、経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になったか）に資する検証結果を提示することが可能となる。また、アナリスト固有の情報収集能力がどの程度求められるようになったかを検討することで、検証課題2（公正開示規制の導入により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したか）に資する検証結果を提示することも可能である。本論文では、上記の課題を検討するために、経営者からアナリストに共通して開示される情報、およびアナリストが個別に入手しうる情報が公正開示規制の導入後により開示されるようになったかを分析する。

経営者は、開示コスト<sup>59</sup>に応じて当該情報を公的に開示するか否かを選択しうる（Verrecchia, 1983）。そのため経営者は、公正開示規制の導入前に私的チャネルを通じて開示していた情報のうち、公的チャネルを通じて開示することによるコストが高い情報については、同規制の導入後に非開示にする可能性がある。公正開示規制の導入により経営者によって情報が開示されにくくなると、アナリスト予想の正確度は低下することが予想される。ただしアナリスト予想の正確度は、アナリストにとって利用可能な情報だけでなく、個々のアナリストによる追加的な分析の量・質によっても変化する。そこで本章では、Barron et al. (1998) を基礎として、すべてのアナリストに共通して伝達されたと見込まれる情報から導出されるアナリスト予想の正確度と、アナリストが個別に入手した情報から導出されるアナリスト予想の正確度を推定し、それぞれを分析した。分析の結果、いずれの指標もとりわけ期初時点において公正開示規制の導入後に低下したことが示され、すべてのアナリストにとって等しく入手可能な情報、およびアナリストが個別に入手しうる情報のいずれも、経営者によって開示されにくくなったことが示唆された。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究を整理したのち仮説を構築する。第3節ではサンプルとリサーチ・デザインを説明する。第4節で検証結果を解釈したのち、第5節で追加分析を行う。第6節では結論を述べる。

---

<sup>58</sup> 本章は、堀江（2021）を加筆・修正したものである。

<sup>59</sup> Verrecchia (1983) は、所有者情報 (proprietary information) の開示に伴い企業が負担するコスト (proprietary cost) を、情報の作成および伝達にかかる費用としての開示コストと定義している。

### 第2節 先行研究と仮説構築

#### 2.1. 先行研究

公正開示規制の導入に伴い経営者からアナリストに対する選択的な開示が制限されると、アナリストは業績を予想するための情報を十分に入手できなくなり、アナリスト予想の正確度を低下させる可能性がある。米国では2000年に公正開示規制が導入され、経営者によって開示される情報の量・質が同規制の導入後にどのように変化したかについてのサーベイ調査が数多く蓄積されている。それらの調査では、アナリストの多くは経営者から開示される情報の量・質が減少・低下したと回答している（SEC, 2001）。経営者から開示される情報の量・質が公正開示規制の導入後に減少・低下した要因として、情報開示の管轄がIR部門から法務部門にシフトし同部門では規制違反とならないよう情報開示に対して保守的な姿勢が取られることが挙げられており、またアナリストから経営者に対する質問の機会が制限されることでアナリストが保有する情報の不確実性が増大したことなどが指摘されている（SEC, 2001）。

また第3章でレビューした通り、実証研究でも、公正開示規制の導入後はアナリストにとって私的チャネルを通じた情報収集が制限され業績を正確に予想することが困難になったことが示唆されている（Agrawal et al., 2006）。Agrawal et al. (2006) は、決算発表までの期間が長くなるほど選択的な開示が行われる余地が大きいことを指摘し、四半期期首の2ヶ月前までの間に公表された最新のアナリスト予想の誤差は、決算発表日の2ヶ月前までに公表された最新のアナリスト予想の誤差と比べて公正開示規制の導入後に増大したことを示している。しかしAgrawal et al. (2006) では、公正開示規制の導入後における経営者からアナリストに開示される情報の量・質の変化を必ずしも適切に検証できているとは言い切れない。なぜなら、個々のアナリストの能力や分析の量・質が一定であるという前提に基づいた検証であるためである。こうした限界を解消するためにBarron et al. (1998) で提示されている手法を活用し、両者を識別して公正開示規制がアナリスト予想に与える影響を検討している研究として、Mohanram and Sunder (2006) およびSrinidhi et al. (2009) が挙げられる。Mohanram and Sunder (2006) は、公正開示規制は情報開示チャネルを制限するだけではなく、私的チャネルの制限に伴う情報量の減少を補完するために、個々のアナリストによる情報収集の量・質が増加・向上する側面を有することを指摘している。彼らは、アナリスト固有の情報収集の量・質を分析するために、各四半期に公表されたアナリスト予想を、アナリストが固有に入手した情報に基づく予想とすべてのアナリストに共通した予想に識別してそれぞれの正確度を分析している。分析の結果、公正開示規制の公表後に個々のアナリストによる分析の量・質は増加・向上した一方で、すべてのアナリストに共通した予想の正確度は同規制の公表後に変化したという結果は得られていない。Srinidhi et al. (2009) は、Agrawal et al. (2006) における決算発表日までの期間の長さに応じて経営者による選択的な開示が行われる余地が異なるという事実に着目し、Barron et al. (1998) を基礎として、短期予想と長期予想ではすべてのアナリストにとって等しく入手可能な情報による予想の正確

度が異なると予想している。具体的には、決算期末日の1ヶ月前に公表されたアナリスト予想を短期予想、決算期末日の13ヶ月前に公表されたアナリスト予想を長期予想とし、公正開示規制の導入により長期予想のうちすべてのアナリストに共通した予想の正確度は低下した一方で、短期予想については同指標が変化するという結果は得られていない。Srinidhi et al. (2009) は、公正開示規制の導入により法務部門による情報管理が行われるようになった結果、不確実性の高い情報が多く含まれる長期予想についての情報が経営者から開示されにくくなったと説明している。

公正開示規制に関する先行研究の多くは米国企業を対象としているが、その分析対象年度には米国における景気後退やインターネットバブルの崩壊が生じており、公正開示規制の導入による影響を正確に識別できているかについては検討の余地がある (Francis et al., 2006)。たとえば Mohanram and Sunder (2006) では、個々のアナリストによる分析の量・質の変化を適切に把握することを試みているが、米国の上記の環境では、個々のアナリストによる予想の正確度の変化が、景気等の環境変化によるものであるのか、公正開示規制の導入によるものであるかを識別することは困難である。一方、日本では、公正開示規制がアナリストによる業績予想行動に与える影響を検証する上でより適切な環境にあると考える。なぜなら、日本ではかねてよりプレビュー取材<sup>60</sup>を通じた経営者からアナリストへの情報伝達が問題視されてきたことから (日本証券業協会, 2016)、同取材を制限するガイドラインの公表がアナリスト予想に与える影響は相対的に大きいと考えられるためである<sup>61</sup>。本章では、日本企業を分析対象として、米国企業とは異なる環境でも公正開示規制がアナリスト予想に与える影響が観察されるかについて検討することを通じて、同規制の影響についての実証的な証拠の蓄積を豊かなものにすることが期待できる。

また、日本では公正開示規制の導入後に経営者は情報開示に対して消極的になった事例がアナリストを対象としたアンケート調査により既に報告されているが (日本証券アナリスト協会, 2018)、アンケート調査のみでは経営者による情報開示行動の変化を必ずしも適切に把握できるとは限らない。なぜなら、情報開示の方法や内容は多岐にわたるため、経営者サイドとアナリストサイドでは公正開示規制の導入後における情報開示の変化に対する捉え方に差が生じている可能性があるためである (SEC, 2001)<sup>62</sup>。上記の問題に対処するためには、情報開示の方法や内容を特定する必要がある。本章では、ガイドラインの対象とな

---

<sup>60</sup> プレビュー取材とは、企業と投資家・アナリスト間における未公表の重要情報の伝達が禁止される沈黙期間に入る前に、アナリストが企業に対して決算情報に関する取材を行うものである。なお、沈黙期間は、決算期末日から決算発表までの間など、決算情報が確定するタイミングで企業ごとに設定される。

<sup>61</sup> 日本経済新聞の記事によれば、公正開示規制の導入後に、アナリストが業績予想を上方修正した銘柄を買い下方修正した銘柄を売った場合のリターンは低下しており (「アナリスト不在の不幸」『日本経済新聞』、2016年11月29日朝刊)、また、同規制の導入後に、アナリスト予想よりも実績値をもとに投資する方が運用成績が良いことが確認されており (「日本株は決算後に買え」『日本経済新聞』、2018年1月30日朝刊)、公正開示規制の導入に伴うプレビュー取材の制限によりアナリストにとっての業績予想の困難性が増大したことが指摘されている。

<sup>62</sup> 公正開示規制の導入後における情報開示の変化に対する、経営者およびアナリスト間の認識の違いについては脚注14で説明している。



るアナリストから経営者に対する取材が減少したタイミングに焦点を当て、ガイドラインの対象である未公表の重要情報と最も合致性の高い業績予想に着目することで、情報開示の方法や内容を特定し、公正開示規制が経営者からアナリストに対する情報開示行動がどのように変化したかについての実証的な証拠を提供することにより、上記の問題に対処することが期待できる。

以上の議論を踏まえ本章では、日本企業を対象に、Barron et al. (1998) を基礎としてすべてのアナリストに共通した予想の正確度を推定し、公正開示規制の導入に伴う私的チャンネルの制限により、経営者はアナリストに対して情報をより開示するようになったかを検討する。

### 2.2. 仮説構築

本節では、公正開示規制の導入によって経営者による情報開示の促進を通じてアナリストの情報環境が改善されたかについての仮説を設定するにあたり、まず情報開示に対する経営者のインセンティブに着目する。Easley and O'Hara (2004) では、経営者によって公的に開示される情報の量・質が多い・高いほど資本コストは小さいことが示唆されている。そのため公正開示規制の導入により経営者とアナリストの間の情報の非対称性が增大すると、公的に開示する情報の量・質を増加・向上させることによって資本コストの上昇を回避するインセンティブが経営者に働くと考えられる<sup>63</sup>。

しかし経営者は、開示コストに応じて当該情報を公的に開示するか否かを選択しうる (Verrecchia, 1983)。本章では、公的チャンネルを通じて事後に修正する必要性が高い情報を開示コストの高い情報として定義し、公正開示規制の導入後は当該情報が経営者から開示されにくくなると予想する。経営者は、経営者予想よりも実績値を相対的に重視する傾向にあることから (須田・花枝, 2008)、年次の実績値が公表されるまで情報を修正しなかった場合における株価の変動を回避するために、期中に情報を修正するインセンティブが経営者に働く。公正開示規制の導入前は、不確実性の高い情報を開示しても、私的チャンネルを通じて当該情報を修正していたと考えられる。投資家は、アナリストよりも業績を正確に予想できることを経営者に期待しており、市場の期待を下げるような情報については、アナリストを通じて開示された場合よりも経営者予想を通じて開示された場合の方が株価の下落幅が増大する (Diamond, 1985) など、情報を事後的に修正するコストは、私的チャンネルよりも公的チャンネルを用いた場合の方が高いためである。しかし、同規制の導入に伴い選択的な開示が制限されると、経営者にとって情報を修正するコストは増大する<sup>64</sup>。そのため経営者は、

<sup>63</sup> 先行研究では、日本証券アナリスト協会による「ディスクロージャー優良企業選定」における評価の高い企業や (音川, 2000)、決算短信を非集中日に開示している企業や日本 IR 協議会の会員である企業、あるいは決算短信を早期に開示する企業などの自発的な情報開示に優れている企業 (内野, 2005)、および経営者予想の正確度が高い企業 (村宮, 2005) ほど資本コストが小さいことが示されており、経営者は情報開示の量・質を増加・向上させることによって資本コストの増大を回避しようとすることが示唆されている。

<sup>64</sup> Heflin et al. (2012) では、公正開示規制の導入に伴い私的チャンネルを通じた業績予想の修正が困難になると、経営者予想の楽観性は縮小し、かつ同予想の正確度は向上すると予想し、これと整合する結果を得

#### 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

公正開示規制の導入後に、情報を後に修正する必要性が高いと考えられる情報については、非開示にすることが予想される。公正開示規制の導入後にアナリストを対象に行ったアンケート調査によれば、企業が未公表の重要情報の範囲を同規制の定める範囲以上にしていると回答した企業は回答者全体の約6割を占めており（日本証券アナリスト協会, 2018）、同規制の導入によって、経営者はアナリストに限定した情報開示に対して消極的になったことが確認されている<sup>65</sup>。

公正開示規制が重要情報として定めている、企業活動の成果に関する情報（日本証券業協会, 2016）は、とりわけ期初時点ではその不確実性が高いために情報を期中に修正する必要性は高くなると考えられる。一方、期末直近での予想では、決算に関する情報の確度が高く当該情報を修正する必要性は低いため、公正開示規制の導入に関わらず、当該情報を公的チャンネルを通じて開示するコストは相対的に小さい。そのため期末直近時点では、すべてのアナリストにとって等しく入手可能な情報の量・質は同規制の導入後に変化しないことが予想される<sup>66</sup>。

Srinidhi et al. (2009) では、本章の研究と同様に、すべてのアナリストにとって等しく入手可能な情報に基づく長期のアナリスト予想の正確度は公正開示規制の導入後に低下したことが示されている。米国企業を対象とした同研究では、公正開示規制の導入に伴い訴訟リスクがより高くなった不確実性の高い情報を経営者が開示する際に、IR部門より法務部門の関与が増大したことを、長期のアナリスト予想の正確度が低下した要因として挙げている。一方、訴訟リスクが相対的に低い日本では、正確度の低い情報を公的に開示しやすい環境にあり、当該情報を私的チャンネルを通じて修正することがより一般的に行われていた可能性がある<sup>67</sup>。公正開示規制の導入後は、情報の確度が高い期末直近での予想と比べて、不確実性が高く期中に修正する必要性の高い情報を多く有する期初時点ほど当該情報を公的に開示することに伴うコストを負担する可能性が高くなるため、公正開示規制の導入に伴

---

ている。なお、本章でも、日本企業を対象として期初時点における経営者予想の保守性を分析し、同指標は公正開示規制の導入後に増加しており、期中に情報を下方修正することのコストが高まったことが示唆されることを確認している。

<sup>65</sup> 本章では、アナリストは個別ミーティングやカンファレンスコールといった場での情報開示を重視する（大崎, 2017）という前提に立ち、公正開示規制がアナリストによる情報収集・生成の量・質に与える影響を検討する上では、アナリストを対象としたアンケート調査に、より意義があると考えている。

<sup>66</sup> アナリスト予想は、期末に近づくにつれて経営者予想と比べて正確度が高くなる傾向があるなど（太田, 2007）、アナリストによる情報収集・生成は、期末直近時点により活発に行われると考えられる。そのため、期初時点よりも期末直近時点の方が個々のアナリストによる情報収集・生成の量・質が現れやすいなど、Srinidhi et al. (2008) とは異なる設定であることに留意する必要がある。本章では、期初時点と期末直近時点を分離し、かつそれぞれについて公正開示規制の導入前後のアナリスト予想の正確度を比較することで、経営者からアナリストに対する情報開示の量・質が同規制の導入前後でどのように変化したかを検証している。

<sup>67</sup> Kato et al. (2009) では、訴訟リスクが相対的に小さい日本では、期首に楽観的な経営者予想を公表し期中に同予想を下方修正する傾向にあることが示唆されている。なお経営者は、私的チャンネルを通じて予め市場の期待値を修正しておくことによって利益サプライズを回避することができるため（Matsumoto, 2002）、公正開示規制の導入前は、私的チャンネルを通じて予め市場の期待を下方修正することにより、経営者予想の下方修正の公表時のサプライズを回避していたと考えられる。

い選択的な開示が制限されると、とりわけ期初時点に経営者は当該情報を開示しなくなることが予想される。

なお、公正開示規制の導入後に経営者から開示される情報に対するアナリストの依存度が増えると、アナリストにとって等しく入手可能な情報の量・質が変化しなかったとしても、アナリストに共通した予想の正確度は変化する可能性がある。ここでアナリストには、公正開示規制の導入後は情報収集・伝達をより積極的に行うことによって市場で生き残るインセンティブが働くが (Mohanram and Sunder, 2006)、同規制の導入に伴い私的チャンネルを通じた情報の取得が困難になると、すべてのアナリストにとって等しく入手可能な情報に対するアナリストの依存度は増大し (Kross and Suk, 2012)<sup>68</sup>、アナリストによる分析に同情報がより織り込まれやすくなると考えられる。そのため経営者からアナリストに開示される情報の質が低下すると、当該情報によるアナリスト予想の正確度は低下することが予想される。なお本章では、Barron et al. (1998) で説明されているように、アナリスト予想はアナリストが入手可能な情報に基づく最良の予想であるという前提を置いた上で検証を行う。

以上の議論を踏まえ、以下の仮説1を設定する。

**仮説1: 期初時点におけるすべてのアナリストに共通した予想の正確度は、公正開示規制の導入後に低下する。**

仮説1では、経営者からすべてのアナリストに共通して開示される情報に基づく予想の正確度が公正開示規制の導入前後にどのように変化したかを検討している。本章では、次に、個々のアナリストが経営者から引き出すことのできる、いわゆるモザイク情報などが経営者により開示されるようになったかを検討する。公正開示規制の導入に伴い私的チャンネルを通じた情報開示が制限されると、アナリストには既に開示されている情報に依拠して業績を予想するのではなく、独自の分析能力を発揮する能力が求められるようになると考えられる。しかし、日本証券アナリスト協会 (2018) によるアンケート調査では、アナリストが経営者からモザイク情報を引き出そうとしても、経営者がそれに応じない事例が報告されている。このように、公正開示規制の導入後にアナリストが独自の能力を発揮する余地が小さいときには、アナリストによる分析の量・質は変化しない、あるいは減少・低下することも考えられる。

公正開示規制の導入により私的チャンネルの利用が制限されると、アナリスト予想に織り込まれる私的チャンネルを通じて入手した情報の量・質は減少・低下する一方で、個々のアナ

---

<sup>68</sup> Kross and Suk (2012) を参考に、経営者予想に対するアナリストの依存度が公正開示規制の導入後に増大したかについて検証し、経営者予想と同予想の公表後におけるアナリスト予想の乖離は縮小し、かつ、経営者予想の公表後におけるアナリスト予想の修正幅は増大したことが示され、彼らと同様の結果が得られることを確認している。

## 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

リスト予想の正確度は向上する。なぜなら、同規制の導入により公的チャネルを通じて開示される情報のみをもとにアナリスト予想を作成する必要性は高まり、情報収集能力や分析能力を発揮することのできるアナリストが投資家によって評価されるようになることが予想されるためである。情報収集・伝達能力をめぐるアナリスト間の競争が激化することにより、アナリストには業績をより正確に予想するインセンティブが働くのである。米国では、Barron et al. (1998) で提示されている手法に基づき、すべてのアナリストが共通して保有する情報から導出される予想と、個々のアナリストに固有の予想を識別し、アナリスト固有の予想の正確度は公正開示規制の導入後に向上したことが示されている (Mohanram and Sunder, 2006)。この結果は、私的チャネルの減少による影響を緩和するほど十分に、アナリストによる追加的な分析が積極的に行われるようになったことを示唆している。

一方、日本では早耳情報の取得が慣行となっており (日本証券業協会, 2016)、公正開示規制の導入前は、アナリストは私的チャネルを相対的に活用することができており、当該情報に依拠してアナリスト予想を作成していたと考えられる。しかし、公正開示規制の導入後は、アナリストは重要情報を私的チャネルを通じて入手することが困難になることに加え、経営者はアナリストへのモザイク情報の開示に対して消極的になることが示唆されている (日本証券アナリスト協会, 2018)。公正開示規制の導入により情報収集・伝達能力を高めるインセンティブがアナリストに働いたとしても、経営者から情報を入手することは日本では相対的に困難であると考えられるのである。そのため日本では、選択的な開示の制限による影響を緩和するほど十分に個々のアナリストによる追加的な分析が行われなくなり、アナリストが個別に入手・分析した情報による予想の正確度は低下することが予想される<sup>69</sup>。

以上の議論を踏まえ、仮説2を設定する。

### 仮説2：期初時点におけるアナリスト固有の予想の正確度は、公正開示規制の導入後に低下する。

仮説1では、アナリスト予想の正確度が公正開示規制の導入後に平均としてどのように変化したかを検討している。ただし、公正開示規制の導入による経営者からアナリストに対する情報開示方針の変化は、情報開示に対する経営者のインセンティブに応じて異なると考えられる。公正開示規制は、「発行者側の情報開示ルールを整備・明確化することで、発行者による早期の情報開示を促進し、ひいては投資家との対話を促進する」(金融審議会, 2016b) など、経営者による情報開示を促進させる側面も有している。ここで公正開示規制

---

<sup>69</sup> 本章では、公正開示規制の導入前に私的情報に依拠して業績を予想していたアナリストによる情報収集・伝達行動の積極性の低下がアナリスト固有の予想の正確度を低下させると予想している。ここで、能力の高いアナリストは、公正開示規制の導入前から私的情報に専ら依拠して業績を予想するのではなく独自の情報収集・伝達を積極的に行っており、また、同規制の導入後は、追加的な分析をより積極的に行うことが予想される。個々のアナリストによる能力の高低を考慮した分析を実施できていない点は、本章の課題である。

## 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

と関連が深い取り組みとしてコーポレートガバナンス<sup>70</sup>が挙げられる。コーポレートガバナンスでは、機関投資家と投資先企業の「建設的な」対話を通じて当該企業の企業価値の向上や持続的成長を促進することが意図されている。コーポレートガバナンスがより厳格である企業ほど、経営者に対するモニタリング機能 (Fama, 1980) により情報開示の質は高くなるため (e.g., Ajinkya et al., 2005)、公正開示規制に対する取り組みに熱心であり、アナリストに対して積極的に情報を開示することが予想される。一方、コーポレートガバナンスが相対的に厳格化されていないことが見込まれる企業では、モニタリングがより機能しにくくなるために、同規制の導入後に経営者による情報開示が活発に行われないため、すべてのアナリストにとって入手可能な情報はより限定されることが予想される。

本章では、公正開示規制の導入前である 2013 年から 2015 年のすべての年度において社外取締役の人数が 2 人以上である企業をコーポレートガバナンスが相対的に厳格化されている企業 (Firms with *pre\_outdr* ≥ 2) として識別し、2013 年から 2015 年の少なくとも一つの年度において社外取締役の人数が 2 人未満である企業 [Firms with *pre\_outdr* < 2] と比較して、すべてのアナリストに等しく開示される情報による予想の正確度が公正開示規制の導入後にどのように変化したかを分析する。

以上の議論を踏まえ、仮説 3 を設定する。

**仮説 3: 公正開示規制の導入前における社外取締役の人数が 2 人未満である企業では、期初時点におけるすべてのアナリストに共通した予想の正確度は同規制の導入後に低下する。**

### 第3節 サンプルとリサーチ・デザイン

#### 3.1. サンプル

本章では、2013 年 3 月期から 2015 年 3 月期、および 2017 年 3 月期から 2019 年 3 月期を公正開示規制の導入前 (後) の期間として検証を行う。公正開示規制が導入されたのは 2016 年 9 月および 2018 年 4 月であるが、同規制の導入の契機となった証券会社による不祥事<sup>71</sup>は 2015 年 12 月に発生しており、同時期から 2016 年 3 月までにプレビュー取材は減少したことが確認されている (大崎, 2017; 奥村他, 2017)<sup>72</sup>。本章では、2016 年 3 月までには、プ

<sup>70</sup> 日本版スチュワードシップ・コードに関する有識者検討会『「責任ある機関投資家の諸原則」《日本版スチュワードシップ・コード》～投資と対話を通じて企業の持続的成長を促すために～」(2014 年 2 月 26 日公表) <<https://www.fsa.go.jp/news/25/singi/20140227-2/04.pdf>>、および東京証券取引所「コーポレートガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～」(2015 年 6 月 1 日公表) <<https://www.jpx.co.jp/news/1020/nlsgeu000000xbfx-att/code.pdf>>。

<sup>71</sup> これらの事案については、金融庁による以下の報道発表資料を参照されたい。「ドイツ証券株式会社に対する行政処分について」(2015 年 12 月 15 日公表) <<https://www.fsa.go.jp/news/27/syouken/20151215-1.html>> および「クレディ・スイス証券株式会社に対する行政処分について」(2016 年 4 月 25 日公表) <<https://www.fsa.go.jp/news/27/syouken/20160425-1.html>>。

<sup>72</sup> 日本経済新聞によれば、一連の不祥事を契機として、複数の証券会社が 2015 年 10 月決算期からプレビュー取材を取り止めている (「アナリスト不在の不幸」『日本経済新聞』2016 年 11 月 29 日朝刊、p.16)。

#### 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

レビュー取材が制限されるなど公正開示規制に対する取り組みが実施されているという前提を置いた上で、同規制がもたらす影響を検討する。

サンプル選定条件は次の通りである。すなわち、(1) 東証上場会社のうち金融・証券・保険業・その他金融業（日経業種中分類に基づく）以外に属しており（22,216 社・年）、(2) 決算期が3月であり（13,938 社・年）、(3) 検証期間のすべての年度においてアナリスト・カバレッジが3人以上の企業（1,752 社・年）である。なお、(3) の条件は、すべてのアナリストに共通した予想の正確度を算出するにあたり、アナリスト予想の分散を用いる必要があるために設けている。本章で用いるアナリスト予想および財務データは S&P Capital IQ から、経営者予想は日経 NEEDS Financial QUEST2.0 から、その他のデータは日経 NEEDS-Cges から取得している。必要なデータが入手可能である企業に絞った結果、期初時点におけるアナリスト予想を用いた場合のサンプルサイズは 1,404 社・年であり、期末直近時点におけるアナリスト予想を用いた場合のサンプルサイズは 1,146 社・年となった。

また本章では、公正開示規制の導入前である 2013 年から 2015 年のすべての年度において社外取締役の人数が 2 人以上である企業をコーポレートガバナンスが相対的に厳格化されている企業（Firms with *pre\_outdr*≥2）として識別している。2015 年に東京証券取引所によって公表されたコーポレートガバナンス・コード（以下 CG コード）<sup>73</sup>では、社外取締役を 2 人以上選任すべきことが規定されている（原則 4-8）。CG コードの公表前に社外取締役が 2 人以上であったか否か、また、同コードの公表後に同人数を増加させたか否かによって、4 つのグループに分けることができる（図表 4-1）。図表 4-1 において、コーポレートガバナンスの厳格度合いは、①、②、③、④の順に大きいと考えられる。①に属する企業は、もともとコーポレートガバナンスが十分に機能しており CG コードの公表後により厳格化された企業であり、②に属する企業は、もともとコーポレートガバナンスが機能しているために CG コードの公表後に人数を増加させていない企業、あるいは取り組み姿勢が悪化した企業である<sup>74</sup>。③については形式的に社外取締役の人数を 2 人以上に増加させた企業と、取り組み姿勢が実際に改善された企業が含まれていると考えられる。本章では、CG コードの公表前（2013 年から 2015 年）に社外取締役の人数が 2 人以上であったか否か、すなわち、①・②、および③・④の 2 つにサンプルを分類して分析を行う。本章では、①・②のグループに着目することで、もともとコーポレートガバナンスが有効に機能している企業、および、CG コードの公表後にさらに強化された企業において、経営者による情報開示の量・質が増加・向上したかを分析し、③・④のグループに着目することで、CG コードに形式的に準拠している企業において経営者による情報開示の量・質が減少・低下したかを分析する。上記のサンプルの分類により、コーポレートガバナンスに対する取り組み姿勢が公正開示

<sup>73</sup> 東京証券取引所「コーポレートガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～」(2015 年 6 月 1 日公表) <<https://www.jpx.co.jp/news/1020/nlsgeu000000xbfx-att/code.pdf>>。

<sup>74</sup> 図表 4-1 について、本章で用いているサンプルでは、サンプル全体に占める①から④の各グループに属する企業の割合は、順に 26%、21%（うち「変化なし」は 18%、「減少」は 3%）、52%、1%である。

## 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

規制の導入後における経営者による情報開示の量・質に異なる影響を与えることを明らかにすることができると思われる。

図表 4-1 サンプルの識別方法

		CG コード公表後 (2017年から2019年)	
		増加	変化なし/減少
CG コード公表前 (2013年から2015年)	2人以上	①	②
	2人未満	③	④

### 3.2 リサーチ・デザイン

本章では、公正開示規制の導入により、経営者はすべてのアナリストに対して等しく情報を開示するようになったか、また、個々のアナリストは追加的に情報収集・伝達を行うようになったかを検討するために、次のように、アナリスト予想の正確度を分析する。すなわち、当期の4月1日から4月30日の間に公表されたアナリスト予想コンセンサス（平均値）を期初予想とし、当期の3月1日から3月31日の間に公表されたアナリスト予想コンセンサス（平均値）を直近予想とし<sup>75</sup>、それぞれの予想について、Barron et al. (1998) を基礎としてすべてのアナリストに伝達されると見込まれる情報から導出される予想の正確度 ( $h_t$ ) およびアナリストが個別に入手した情報から導出される予想の正確度 ( $s_t$ ) を識別し、各指標が公正開示規制の導入後にどのように変化したかを分析する（式 (1)）。なお、本章で用いるコントロール変数については Srinidhi et al. (2009) を参考にしている。また、アナリスト予想が公表された期を  $t$  期とする。

<sup>75</sup> 日本では経営者予想に近似したアナリスト予想が公表される傾向にあることが示唆されており（太田, 2007）、すべてのアナリストに等しく開示される情報の中でも、経営者予想がアナリスト予想に与える影響は相対的に大きいと考えられる。こうした影響を緩和させるために、本章では、多くの企業で経営者予想が開示される前の期間である、4月1日から4月30日の間に公表されたアナリスト予想を期初予想として用いている。なお、当該期間に経営者予想を公表した企業はサンプル全体の約3割を占めている。また、本章が検証対象として着目しているプレビュー取材は、沈黙期間に入る直前に行われており、沈黙期間は多くの企業で決算期末日から決算発表日まで設定されている（日本IR協議会, 2017）。ただし、アナリストは同取材を通じて早耳情報以外の情報も入手することが可能であるため、本章では、プレビュー取材の制限により、アナリストにとって入手可能な次期の業績に関する情報の量・質が、期初時点におけるアナリスト予想の誤差に影響を与えると考えられる。また、期末に近づくにつれて、年次の実績値が確定し始めるため、アナリストは主に早耳情報の取得に注力すると考えられ、そうした情報の取得はプレビュー取材を通じて行われてきた（日本証券業協会, 2016）。本章では、期末直近時点における早耳情報の量の変化をより明確にするために、プレビュー取材が行われていた可能性が高いと考えられる、3月1日から3月31日に公表されたアナリスト予想を直近予想として用いる。

$$\begin{aligned} tot_t(h_t, s_t) = & \beta_0 + \beta_1 fd + \beta_2 pbr_t + \beta_3 leverage_t + \beta_4 es_t + \beta_5 loss_{t-1} + \beta_6 gdpr_t + \beta_7 size_t \\ & + \beta_8 rd_t + \beta_9 naf_t + \beta_{10} evol_{t-1} + \beta_{11} inst_{t-1} + \beta_{12} outdr_{t-1} + \beta_{13} mfe_t \\ & + Firm\ fixed\ effect + \varepsilon_t \end{aligned} \quad \dots (1)$$

本章の仮説検証で用いる被説明変数は  $h_t$  および  $s_t$  である。本章では、Barron et al. (1998) を基礎として、すべてのアナリストに共通した予想の正確度である  $h_t = \frac{SE - \frac{D}{N}}{\{(1 - \frac{1}{N})D + SE\}^2}$  と、

アナリスト固有の予想の正確度である  $s_t = \frac{D}{\{(1 - \frac{1}{N})D + SE\}^2}$ 、アナリストが保有するすべての情報

(total information) に基づく予想の正確度である  $tot_t = h_t + s_t$  を推定し<sup>76</sup>、すべてのアナリストに共通した予想の正確度 ( $h_t$ ) およびアナリスト固有の予想の正確度 ( $s_t$ ) が公正開示規制の導入後にどのように変化したかを分析する<sup>77</sup>。ここで、 $SE$  は、アナリスト予想の平均的な誤差を示しており、一株当たり利益 (以下、EPS) の実績値からアナリスト予想コンセ

<sup>76</sup> Barron et al. (1998) では、 $h_t$  および  $s_t$  を次のように導出している。まず、すべてのアナリストに共通した不確実性 ( $C$ ) とアナリスト固有の不確実性 ( $D$ ) の合計を、総合的な不確実性の水準 ( $V$ ) と表すと ( $V = C + D \cdot \dots [i]$ )、アナリスト間のコンセンサスの程度 ( $\rho$ ) は  $\frac{C}{V}$  と表される ( $\rho = \frac{C}{V} \cdot \dots [ii]$ )。ここで、アナリスト予想の平均的な誤差 ( $SE$ ) は、 $SE = C + \frac{D}{N} \cdot \dots [iii]$  と表される。 $N$  はアナリストの人数を表しており、 $N=1$  のとき  $SE$  は  $V$  と等しくなり、 $N$  が増加するほど  $SE$  は  $C$  に近似する。次に、式 [iii] の  $C$  に式 [i] の展開式を代入すると、 $V = D(1 - \frac{1}{N}) + SE \cdot \dots [iv]$  が導出される。また式 [ii] に式 [i] の展開式および式 [iv] を代入すると  $\rho = \frac{SE - \frac{D}{N}}{(1 - \frac{1}{N})D + SE} \cdot \dots [v]$  が得られる。ここで、 $V$  および  $\rho$  を、すべてのアナリストに共通した予想の正確度 ( $h$ ) とアナリスト固有の予想の正確度 ( $s$ ) で表すと、 $V = \frac{1}{h+s} \cdot \dots [vi]$ 、 $\rho = \frac{h}{h+s} \cdot \dots [vii]$  と表される。すなわち、アナリストの総合的な正確度 ( $h+s$ ) が高いほど総合的な不確実性の水準 ( $V$ ) は縮小し、総合的な不確実性の水準のうちすべてのアナリストに共通した予想の正確度 ( $h$ ) が高いほどコンセンサスが得られやすくなる ( $\rho$  は増加する)。次に、式 [i] および式 [iii] のそれぞれに、式 [vi]・式 [vii] を代入すると、 $D = \frac{s}{(h+s)^2} \cdot \dots [viii]$ 、および  $SE = \frac{h+s}{(h+s)^2} \cdot \dots [ix]$  が導出される。最後に、式 [viii] を  $s$  について解き式 [iv] を代入すると  $s = \frac{D}{\{(1 - \frac{1}{N})D + SE\}^2} \cdot \dots [x]$  が得られ、式 [ix] に式 [vi]・式 [x] を代入すると  $h = \frac{SE - \frac{D}{N}}{\{(1 - \frac{1}{N})D + SE\}^2}$  が得られる。

<sup>77</sup> Barron et al. (1998) における推定モデルでは、測定誤差を低減させるためにアナリスト・カバレッジを十分に確保することが望ましい (Barron et al., 1998)。本章におけるアナリスト・カバレッジの平均値は 9 であり (図表 4-2)、米国における同平均値の 34 と比べて小さい (Barron et al., 2002)。しかし、音川・村宮 (2005) では、日本企業を対象として、公的チャネルを通じて開示される情報の正確度 ( $h_t$ ) と私的チャネルを通じて開示される情報の正確度 ( $s_t$ ) は資本コストとそれぞれ正 (負) の関係にあるという結果が得られており、公的チャネルを通じて開示される情報と私的チャネルを通じて開示される情報ではその正確度が資本コストに与える影響は異なることが示唆されている。このことは、アナリスト・カバレッジが相対的に小さい日本企業を対象とした場合でも、同推定モデルを用いてすべてのアナリストに等しく開示される情報によるアナリスト予想の正確度とアナリスト固有の予想の正確度を識別可能であることを示唆している。また、本章で用いる期初時点における  $h_t$  ( $s_t$ ) の平均値は 0.036 (0.007) であり第三四分位の 0.004 (0.000) を上回ることから左に歪んだ分布を持つが (図表 4-2)、この結果は日本企業を対象として  $h_t$  を算出している海老原 (2007) と整合する。ただし、本章における  $h_t$  および  $s_t$  は必ずしも正規分布に従った変数ではないことから、結果の解釈には注意する必要がある。



ンサス EPS の平均値を差し引いた値の二乗である。 $D$  は、アナリスト予想のばらつきであり、アナリスト固有の予想の不確実性を表しており、期初時点（4月1日から4月30日）あるいは期末直近時点（3月1日から3月31日）における、アナリスト予想コンセンサス EPS の分散によって算出する。 $N$  は、アナリスト予想を公表したアナリストの人数であり、 $t$  期のアナリスト・カバレッジ数を用いている。 $fd$  は公正開示規制の導入後であれば1をとるダミー変数であり、本章における関心変数である。 $fd$  の予想符号は負である。

次に、主分析で用いるコントロール変数について説明する。 $pbr_t$  は企業の成長性を示しており、 $t$  期期首の株価純資産倍率（ $t$  期期首における株価/一株当たり純資産）により測定する。企業の成長性が高いほど予想の困難性は増大する。 $leverage_t$  は  $t$  期期首の負債比率である。同比率が高い企業ほど自己資本利益率の変動が高い傾向にあり、予想の困難性は高くなる（Srinidhi et al., 2009）。 $es_t$  は利益サプライズであり、 $t$  期の実績 EPS から  $t-1$  期の実績 EPS を差し引いた値を  $t-1$  期の株価で除して算出している。 $es_t$  の予想符号は負である。 $loss_{t-1}$  は  $t-1$  期における実績 EPS が赤字であれば1をとるダミー変数である。赤字企業ほど予想の困難性は高くなる。 $gdpr_t$  は GDP の対前年度変化率である。GDP の対前年度変化率が高いほど予想の困難性は増大することが予想される。 $size_t$  は企業規模を示しており、 $t$  期期首の時価総額の自然対数値を用いている。企業規模が小さい企業ほど経営者から情報が十分に開示されず、予想の困難性は高くなることが予想される。 $rd_t$  は  $t$  期における売上高に占める研究開発費の割合が 0 より大きい場合に1をとるダミー変数である。研究開発費の支出が多い企業ほど、不確実性の高い情報を有するため、予想の困難性は高くなる。 $naf_t$  は  $t$  期におけるアナリスト・カバレッジ数である。アナリスト・カバレッジが多いほど、アナリスト予想の誤差は縮小することが予想される。 $evol_{t-1}$  は利益のボラティリティであり、 $t-1$  期から  $t-3$  期までの実績 EPS の標準偏差を  $t-1$  期の株価で除して算出している。利益のボラティリティが高いほど業績予想の困難性は高くなる。 $inst_{t-1}$  は  $t-1$  期期末における機関投資家持株比率であり、 $outr_{t-1}$  は  $t-1$  期期末における社外取締役の人数である。公正開示規制は、CG コードの公表と同時期に導入されており、 $inst_{t-1}$  および  $outr_{t-1}$  の値が大きいほど、CG コードの公表後に情報開示の量・質を増加・向上させるインセンティブが働きやすいと考えられる。 $mfe_t$  は経営者予想の誤差であり、経営者予想の EPS から  $t$  期の実績 EPS を差し引いた値の絶対値を、 $t$  期期首の株価で除して算出している<sup>78</sup>。期初予想の検証に用いる  $mfe_t$  は、 $t$  期の4月1日から4月30日までの間に経営者予想を公表している場合には同予想の誤差を、そうでない場合には0をとる変数である。直近予想の検証に用いる  $mfe_t$  は、 $t$  期の3月31日までに公表された最新の経営者予想の誤差である。最後に、観察不能な要因による内生性の問題を緩和させるために企業固定効果（*firm fixed effect*）を加える。検証にあたって

<sup>78</sup> 日本では、アナリストは経営者予想に依拠して業績を予想しているため（太田, 2007）、すべてのアナリストに等しく伝達される情報の中でも、とりわけ経営者予想に対する依存度の高まりがアナリスト予想の正確度を変化させると考えられる。本章では、検証対象期間である  $t$  期の4月1日から4月30日の間に経営者予想が開示されている企業については当該期間の公表前におけるアナリスト予想に置き換えたデータを用いて検証を行い、図表4-4と同様の結果を得られることを確認している。

は、企業および年についてクラスター補正を施した標準誤差を用いている。なお、異常値による影響を排除するために、連続変数については年度ごとに上下1%でウィンソライゼーションを施している。

### 第4節 検証結果

図表4-2は、主分析で用いる変数の基本統計量を示している。なお、公正開示規制の導入前（後）における $h_t$ の平均値は、期初予想（initial AF）では0.043（0.029）であり、直近予想（latest AF）では0.063（0.052）である。同平均値の差について、t-testのt値は期初予想では1.14、直近予想では0.58であり、単変量分析では、すべてのアナリストに共通した予想の正確度が同規制の導入前後で変化したという結果は得られていない。また、公正開示規制の導入前（後）における $s_t$ の平均値は、期初予想（initial AF）では0.012（0.002）であり、直近予想（latest AF）では0.016（0.021）である。同平均値の差について、t-testのt値は期初予想では2.24、直近予想では-0.61であり、単変量分析でも、期初時点におけるアナリスト固有の予想の正確度が同規制の導入後に低下したという結果が得られている。

また、図表4-3は、本章の仮説検証で用いる変数間の相関係数を示している。図表4-3を見ると、公正開示規制の導入後であれば1をとるダミー変数（ $fd$ ）と機関投資家持株比率（ $inst_{t-1}$ ）、およびアナリスト・カバレッジ数（ $nafi$ ）と企業規模（ $size_t$ ）の間に、それぞれやや強い相関（最大で、それぞれ-0.718、0.590）があることが観察される。こうした変数間の相関性によってもたらされる多重共線性を確認したところ、VIF（variance inflation factor）は多重共線性が疑われる基準値である10を下回っていた。また、VIFが2を上回る $inst_{t-1}$ （VIFは2.26）を除いた場合でも、主分析と同様の結果が得られることを確認している。

図表 4-2 基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Q1	Median	Q3	Max
<i>tot<sub>t</sub> (initial AF)</i>	1,404	0.050	0.334	0.000	0.000	0.001	0.005	5.398
<i>h<sub>t</sub> (initial AF)</i>	1,404	0.036	0.234	-0.016	0.000	0.001	0.004	3.948
<i>s<sub>t</sub> (initial AF)</i>	1,404	0.007	0.080	0.000	0.000	0.000	0.000	1.608
<i>tot<sub>t</sub> (latest AF)</i>	1,146	0.093	0.535	0.000	0.000	0.001	0.010	6.753
<i>h<sub>t</sub> (latest AF)</i>	1,146	0.058	0.309	-0.023	0.000	0.001	0.010	4.752
<i>s<sub>t</sub> (latest AF)</i>	1,146	0.018	0.160	0.000	0.000	0.000	0.000	2.579
<i>fd</i>	1,404	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500 <sup>79</sup>	1.000	1.000
<i>pbr<sub>t</sub></i>	1,404	1.385	0.849	0.375	0.845	1.142	1.631	7.706
<i>leverage<sub>t</sub></i>	1,404	0.615	0.736	0.000	0.086	0.373	0.872	4.750
<i>es<sub>t</sub></i>	1,404	0.002	0.855	-8.875	-0.006	0.006	0.026	6.082
<i>loss<sub>t-1</sub></i>	1,404	0.051	0.221	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>gdpr<sub>t</sub></i>	1,404	0.010	0.007	-0.002	0.004	0.011	0.016	0.020
<i>size<sub>t</sub></i>	1,404	12.804	1.182	9.734	12.025	12.702	13.601	15.974
<i>rd<sub>t</sub></i>	1,404	0.413	0.493	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>evol<sub>t-1</sub></i>	1,404	3.390	1.421	-0.725	2.450	3.335	4.238	9.475
<i>naf<sub>t</sub></i>	1,404	9.370	4.752	3.000	6.000	8.000	12.000	26.000
<i>inst<sub>t-1</sub></i>	1,404	26.726	15.924	0.000	14.450	22.980	38.445	70.990
<i>ouadr<sub>t-1</sub></i>	1,404	2.407	1.487	0.000	1.000	2.000	3.000	8.000
<i>mfe<sub>t</sub>(initial AF)</i>	1,404	0.022	0.173	0.000	0.000	0.000	0.002	2.969
<i>mfe<sub>t</sub>(latest AF)</i>	1,146	0.140	1.157	0.000	0.002	0.005	0.013	26.980

<sup>79</sup> 本章では、サンプル対象となるすべての年度で同一企業のデータを用いており、*fd*=0 となるデータの数は 702、*fd*=1 となるデータの数は 702 と同一である。本章では、統計ソフトとして Stata15 を用いているが、同ソフトの出力上、中央値は 0.500 となっているが、もとのデータでは、*fd* は 0 あるいは 1 の値をとっている。

第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度を与える影響

図表 4-3 相関係数表 (N=1,404)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) <i>tot<sub>t</sub></i>	1	-	-	0.030	0.070	-0.129	0.039	-0.240	0.008	-0.044	0.044	-0.192	-0.115	-0.008	-0.049	-0.090
(2) <i>s<sub>t</sub></i>	-	1	-	-0.062	-0.041	0.032	0.015	-0.092	-0.022	0.183	0.065	0.075	0.232	0.074	-0.026	0.317
(3) <i>h<sub>t</sub></i>	-	-	1	0.032	0.083	-0.140	0.028	-0.232	0.004	-0.051	0.054	-0.196	-0.121	-0.006	-0.048	-0.123
(4) <i>fd</i>	-0.046	-0.060	-0.031	1	0.131	-0.096	-0.031	-0.078	0.293	0.194	-0.029	0.048	-0.060	-0.718	0.435	-0.056
(5) <i>pbr<sub>t</sub></i>	0.014	-0.016	0.029	0.138	1	-0.244	-0.023	-0.177	0.077	0.218	0.135	0.064	0.168	-0.059	0.118	-0.031
(6) <i>leverage<sub>t</sub></i>	-0.023	0.001	-0.031	-0.085	-0.098	1	0.046	0.114	-0.038	0.148	-0.149	-0.057	0.148	0.024	0.072	0.017
(7) <i>es<sub>t</sub></i>	0.001	0.001	0.001	0.073	0.072	0.038	1	-0.261	-0.073	-0.078	-0.005	-0.075	0.064	0.041	-0.108	0.046
(8) <i>loss<sub>t-1</sub></i>	-0.035	-0.021	-0.036	-0.078	-0.135	0.080	-0.060	1	-0.032	-0.042	-0.005	0.122	-0.040	0.009	0.026	-0.002
(9) <i>gdpr<sub>t</sub></i>	0.084	0.079	0.072	0.374	0.066	-0.045	0.024	-0.036	1	0.092	-0.007	0.000	-0.015	-0.180	0.155	-0.023
(10) <i>size<sub>t</sub></i>	-0.012	0.011	-0.013	0.186	0.143	0.065	-0.052	-0.055	0.107	1	-0.038	0.208	0.571	0.030	0.341	0.014
(11) <i>rd<sub>t</sub></i>	0.033	0.021	0.047	-0.029	0.048	-0.164	0.000	-0.005	-0.010	-0.044	1	-0.074	0.065	0.135	-0.004	-0.102
(12) <i>evol<sub>t-1</sub></i>	-0.063	-0.047	-0.052	0.001	0.119	0.007	-0.171	0.101	-0.006	0.187	-0.074	1	0.234	0.000	0.115	0.100
(13) <i>nafi<sub>t</sub></i>	-0.039	-0.009	-0.038	-0.080	0.098	0.056	0.004	-0.045	-0.024	0.590	0.055	0.221	1	0.157	0.138	0.138
(14) <i>inst<sub>t-1</sub></i>	0.034	0.038	0.025	-0.703	-0.085	-0.008	-0.065	0.003	-0.214	0.068	0.124	0.033	0.202	1	-0.245	-0.028
(15) <i>outdr<sub>t-1</sub></i>	-0.058	-0.057	-0.049	0.395	0.059	0.008	-0.080	0.028	0.182	0.341	-0.010	0.154	0.118	-0.205	1	-0.069
(16) <i>mfe<sub>t</sub></i>	-0.018	-0.010	-0.019	0.041	-0.041	0.020	0.180	0.033	0.022	-0.100	-0.062	0.006	0.020	-0.090	0.007	1

左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

## 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

主分析の検証結果は、図表 4-4 に示している。まず、仮説 1 について、期初時点におけるすべてのアナリストに共通した予想の正確度 ( $h_t$ ) を分析した結果は、図表 4-4 の列 (2) に示している。列 (2) を見ると、 $fd$  の係数は負であり統計的に 5%水準で有意である。また、期末直近時点におけるすべてのアナリストに共通した予想の正確度を分析した結果は図表 4-4 の列 (5) に示している。列 (5) では  $fd$  の係数は正であり統計的に有意ではない。

次に、仮説 2 について、期初時点におけるアナリスト固有の予想の正確度 ( $h_t$ ) を分析した結果を、図表 4-4 の列 (3) に示している。列 (3) を見ると、 $fd$  の係数は負であり統計的に 10%水準で有意である。また、図表 4-4 の列 (6) では、期末直近時点におけるアナリスト固有の予想の正確度を分析した結果を示している。列 (6) では  $fd$  の係数は正であり統計的に有意ではない。

図表 4-4 の結果は、期初時点に経営者はすべてのアナリストへの情報開示に対して消極的になり、かつアナリストは追加的な情報収集・伝達を行わなくなった一方で、期末直近時点では公正開示規制の導入前後に経営者およびアナリストによる情報開示行動の変化は観察されないことを示唆しており、仮説 1 および仮説 2 を支持する。

最後に、コントロール変数の結果について解釈する。図表 4-4 の列 (5) を見ると  $loss_{t-1}$  の係数は負であり統計的に 10%水準で有意であり、赤字企業ほど予想の困難性は増大するという本章の予想と整合する。また、図表 4-4 の列 (2) では、 $gdpr_t$  の係数は正であり統計的に 5%水準で有意である一方、列 (5) では  $gdpr_t$  の係数は負であり統計的に 10%水準で有意である。GDP の対前年度変化率が高いほど予想の困難性は高くなると予想しているが、GDP は正か負の値をとるため  $gdpr_t$  は正と負のいずれの符号もととりうる。ここで経営者による情報開示量という観点からは、GDP が向上している時には業績が良好であるために情報を開示しやすくなり、また、GDP が低下しているときには市場の期待を下方に修正するための情報を積極的に開示することによってネガティブ・サプライズを回避するインセンティブが経営者に働いている可能性が考えられる。図表 4-4 の列 (2) では  $size_t$  の係数は正であり統計的に 10%水準で有意である一方、列 (5) では  $size_t$  の係数は負であり 10%水準で有意である。期初時点では企業規模が大きいほど企業による情報開示が積極的に行われているが、期末直近時点では情報の確度が高いために企業規模による情報開示量の差が小さく、予想の困難性が相対的に高い規模が大きい企業ほどアナリスト予想の正確度が低くなっている可能性がある。

図表 4-4 仮説 1 および仮説 2 の検証結果

Indep. Var.	Predict Sign	Initial AF			Latest AF		
		Dep. Var.: <i>tot<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>h<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>s<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>tot<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>h<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>s<sub>t</sub></i>
		(1) Coef. (t-value)	(2) Coef. (t-value)	(3) Coef. (t-value)	(4) Coef. (t-value)	(5) Coef. (t-value)	(6) Coef. (t-value)
<i>constant</i>		-0.2175 (-1.69)	-0.2254* (-2.02)	-0.0213 (-0.85)	0.5726 (1.13)	0.4128** (3.24)	-0.0060 (-0.03)
<i>fd</i>	-	-0.0910** (-2.87)	-0.0618** (-3.25)	-0.0209* (-2.06)	0.1015 (1.22)	0.0131 (0.38)	0.0467 (1.18)
<i>pbr<sub>t</sub></i>	-	0.0124 (0.73)	0.0095 (0.75)	-0.0004 (-0.15)	-0.0212 (-1.06)	-0.0242 (-1.60)	-0.0029 (-0.54)
<i>leverage<sub>t</sub></i>	-	-0.0388 (-1.34)	-0.0329 (-1.33)	-0.0042 (-1.69)	-0.0022 (-0.11)	-0.0121 (-1.14)	0.0019 (0.34)
<i>es<sub>t</sub></i>	-	0.0015 (0.50)	0.0011 (0.44)	0.0003 (0.47)	0.0022 (0.26)	0.0011 (0.35)	0.0024 (0.57)
<i>loss<sub>t-1</sub></i>	-	-0.0333 (-1.60)	-0.0180 (-1.31)	-0.0106 (-1.41)	-0.0993 (-1.44)	-0.0387* (-2.09)	-0.0243 (-1.07)
<i>gdpr<sub>t</sub></i>	+/-	5.1609*** (3.68)	2.9879** (2.95)	1.2543** (3.09)	1.3352 (0.98)	-3.3066* (-2.15)	0.5874 (1.02)
<i>size<sub>t</sub></i>	+	0.0218* (2.15)	0.0210* (2.48)	0.0027 (1.12)	-0.0343 (-0.71)	-0.0182* (-2.41)	-0.0016 (-0.08)
<i>rd<sub>t</sub></i>	-	0.0279 (0.67)	0.0271 (1.52)	0.0094 (0.65)	-0.0248 (-0.16)	0.0646 (0.80)	-0.0254 (-0.51)
<i>evol<sub>t-1</sub></i>	-	0.0028 (0.35)	0.0054 (0.79)	-0.0001 (-0.08)	0.0009 (0.05)	0.0016 (0.19)	0.0048 (0.58)
<i>nafi<sub>t</sub></i>	+	-0.0039 (-1.15)	-0.0012 (-0.69)	-0.0012 (-0.99)	-0.0009 (-0.15)	-0.0017 (-0.53)	0.0007 (0.28)
<i>inst<sub>t-1</sub></i>	+	-0.0002 (-0.25)	-0.0006 (-0.80)	0.0000 (-0.09)	0.0012 (0.45)	-0.0017 (-1.12)	0.0013 (1.61)
<i>outr<sub>t-1</sub></i>	+	0.0049 (0.49)	0.0002 (0.04)	0.0011 (0.62)	-0.0464 (-1.96)	-0.0243 (-1.55)	-0.0122 (-1.16)
<i>mfe<sub>t</sub></i>	-	-0.0143 (-0.72)	-0.0132 (-0.78)	0.0007 (0.16)	0.0016 (0.22)	0.0056 (1.12)	-0.0014 (-0.85)
<i>Fixed effect</i>		Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
N		1,404	1,404	1,404	1,146	1,146	1,146
Adj. R-squared		0.2197	0.2027	0.1924	0.1823	0.2305	0.1673

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10.

図表 4-5 は、仮説 3 の検証結果を示している<sup>80</sup>。図表 4-5 の列 (5) を見ると、*fd* の係数は負であり統計的に 5%水準で有意であり、社外取締役の人数が 2 人未満である企業では、同規制の導入に伴う私的チャネルの制限による影響を受けて経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的になったことが示唆され、仮説 3 を支持する結果が得られた。また図表 4-5 の列 (2) では、*fd* の係数は正であり統計的に有意でない。本論文ではコーポレートガバナンスが相対的に厳格化している企業ほど公正開示規制の導入後に情報をより積極的に

<sup>80</sup> 本章では期初時点に近いほど期中に修正する必要性の高い情報を有しており当該情報を公的に開示することに伴うコストを負担する可能性が高いため、経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的になると予想し、期初時点に着目して分析を行っている。なお、期末直近時点におけるアナリスト予想の正確度を分析した結果、Firms with *pre\_outdr*>=2 と Firms with *pre\_outdr*<2 のいずれにおいても、統計的に有意ではないことを確認している。

第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

開示するようになると予想していたが、図表4-5の列(2)からは同予想と整合する結果は得られていない。その要因として、社外取締役の人数が2人以上である企業では公正開示規制の導入前から十分な情報開示が行われていたために、同規制の導入前後でアナリスト予想の正確度が変化しなかった可能性が考えられる<sup>81</sup>。

図表4-5 仮説3の検証結果

Indep. Var.	Predict Sign	Firms with <i>pre_outdr</i> ≥ 2			Firms with <i>pre_outdr</i> < 2		
		Dep. Var.: <i>tot<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>h<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>s<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>tot<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>h<sub>t</sub></i>	Dep. Var.: <i>s<sub>t</sub></i>
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)
<i>constant</i>		1.7449* (2.46)	1.2171 (1.88)	0.0970 (1.86)	-1.5306** (-2.84)	-0.9051* (-2.05)	-0.1943* (-2.22)
<i>fd</i>	-	0.1172 (1.26)	0.1021 (1.12)	0.0031 (0.73)	-0.3722** (-2.29)	-0.1249** (-2.68)	-0.0471* (-1.95)
<i>pbr<sub>t</sub></i>	-	0.0437** (2.52)	0.0308* (2.11)	0.0026 (0.89)	-0.0040 (-1.27)	-0.0099 (-1.32)	-0.0118 (-0.67)
<i>leverage<sub>t</sub></i>	-	-0.0027 (-0.43)	0.0020 (0.34)	-0.0010 (-1.58)	-0.0011 (-0.86)	-0.0113 (-1.33)	-0.0153 (-1.23)
<i>es<sub>t</sub></i>	-	-0.0018 (-1.38)	-0.0015 (-1.47)	-0.00001 (-0.10)	0.0022 (1.76)	0.0055 (1.41)	0.0211 (1.97)
<i>loss<sub>t-1</sub></i>	-	0.0183 (0.83)	0.0188 (0.93)	-0.0003 (-0.20)	-0.0244 (-1.19)	-0.0353 (-1.35)	-0.0970 (-1.48)
<i>gdpr<sub>t</sub></i>	+/-	2.4619 (1.85)	2.0324 (1.44)	0.3701* (2.00)	2.1895** (2.62)	4.4457** (2.83)	14.9249** (3.03)
<i>size<sub>t</sub></i>	+	-0.1386* (-2.30)	-0.0980 (-1.75)	-0.0085 (-1.91)	0.0185* (2.19)	0.0671* (2.17)	0.1363** (3.34)
<i>rd<sub>t</sub></i>	-	-0.0164 (-0.59)	0.0054 (0.52)	-0.0058 (-1.11)	0.0383 (0.94)	0.0713 (1.58)	0.0822 (1.23)
<i>evol<sub>t-1</sub></i>	-	0.0064 (0.74)	0.0080 (0.85)	0.0001 (0.43)	0.0014 (0.31)	0.0210 (1.12)	-0.0075 (-0.19)
<i>naf<sub>t</sub></i>	+	0.0010 (0.98)	0.0011 (1.37)	0.0003 (1.02)	-0.0041 (-1.07)	0.0024 (0.62)	-0.0240 (-1.07)
<i>inst<sub>t-1</sub></i>	+	0.0015 (0.93)	0.0011 (0.71)	0.0003 (1.84)	-0.0003 (-0.48)	0.0001 (0.07)	0.0019 (0.71)
<i>outdr<sub>t-1</sub></i>	+	-0.0290 (-1.20)	-0.0264 (-1.15)	0.0001 (0.08)	0.0035 (0.69)	0.0231 (1.60)	0.0823 (1.45)
<i>mfe<sub>t</sub></i>	-	-0.3205 (-1.36)	-0.2983 (-1.40)	-0.0033 (-0.26)	-0.0018 (-0.26)	0.0116 (0.74)	-0.0263 (-0.97)
<i>Fixed effect</i>		Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
N		666	666	666	738	738	738
Adj. R-squared		-0.0036	-0.0073	0.0290	0.0266	0.0339	0.0123

\*\*p<0.05\*p<0.10.

<sup>81</sup> 図表4-5の列(2)・(5)の結果について、Firms with *pre\_outdr* ≥ 2 と Firms with *pre\_outdr* < 2 において *fd* の係数に有意な差が存在するかを確認するために *chow test* を行い、10%水準で有意であることを確認している。

第5節 追加分析

主分析では、期中に情報を修正するコストが公正開示規制の導入後に増大するという前提のもと、経営者はすべてのアナリストに対する情報開示に対して消極的になると予想し、同予想を支持する結果が得られた。ここで、本章における仮説の説得性を高める上では、仮説の前提要件を満たす企業、すなわち、期中に情報を修正するコストが高い企業を特定する必要があると考えられる。追加分析では、実績値と乖離する可能性が高い情報を有する企業ほど公正開示規制の導入後に情報の量・質を減少・低下させると予想し、主分析と同様の検証を行う。すなわち、検証対象期間（2013年から2015年、および2017年から2019年）のそれぞれについて過去3年間における実績EPSの標準偏差を算出し、当該期間における同指標の平均値がサンプル全体の中央値を上（下）回る企業を実績値と乖離する可能性が高い情報を相対的に多く有する（有さない）企業（Firms with  $evol > median$  [Firms with  $evol \leq median$ ])として識別し、すべてのアナリストに共通した予想の正確度がそれぞれ同規制の導入後に低下したかを検証する（追加分析1）。

図表4-6は追加分析1の結果であり、期初時点におけるアナリスト予想の正確度が公正開示規制の導入後に低下したかを示している<sup>82</sup>。図表4-6の列(2)では $fd$ の係数は負であり統計的に10%水準で有意である一方、列(4)では $fd$ の係数は負であるが統計的に有意ではない。すなわち、利益のボラティリティが相対的に大きい企業では公正開示規制の導入後にすべてのアナリストに共通した予想の正確度が低下し、利益のボラティリティが相対的に小さい企業では同様の事象が観察されないことを示しており、本章の予想と整合する<sup>83</sup>。

図表4-6 追加分析1の結果

Indep. Var.	Predict Sign	Firms with $evol > median$		Firms with $evol \leq median$	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		Dep. Var.: $tot_t$	Dep. Var.: $h_t$	Dep. Var.: $tot_t$	Dep. Var.: $h_t$
		Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)
<i>constant</i>		0.0735 (1.21)	0.0937* (2.06)	0.2024 (0.12)	0.6040 (0.51)
<i>fd</i>	-	-0.0177 (-1.89)	-0.0166* (-2.05)	-0.2286 (-1.74)	-0.0313 (-0.44)
<i>Controls</i>		Included	Included	Included	Included
<i>Fixed effect</i>		Firm	Firm	Firm	Firm
N		702	702	702	702
R-squared		0.2131	0.1980	0.2012	0.1880
Adj. R-squared		0.0357	0.0171	0.0211	0.0048

\*p<0.10.

<sup>82</sup> 本章では期初時点に近いほど期中に修正する必要性の高い情報を有しており当該情報を公的に開示することに伴うコストを負担する可能性が高いため、経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的になると予想し、期初時点に着目して分析を行っている。なお、期末直近時点におけるアナリスト予想の正確度を分析した結果、Firms with  $evol > median$  と Firms with  $evol \leq median$  のいずれにおいても  $tot_t$ 、 $h_t$  の係数は正であるが統計的に有意な結果は得られないことを確認している。

<sup>83</sup> 図表4-6の列(2)・(4)の結果について、Firms with  $evol > median$  と Firms with  $evol \leq median$  のにおいて  $fd$  の係数に有意な差が存在するかを確認するために chow test を行ったが、有意な結果は得られていない。



### 第6節 結論

本章では、期初時点におけるすべてのアナリストに共通した予想の正確度は公正開示規制の導入後に低下したことが示され、経営者はすべてのアナリストへの情報開示に対して消極的になったことが示唆された。さらに、アナリスト固有の予想の正確度は公正開示規制の導入後に低下しており、アナリストは追加的な情報収集・伝達を行わなくなったことが示唆された。本章には次の二つの貢献があると考えられる。

第一に、公正開示規制がもたらす経済的帰結を明らかにしている点である。公正開示規制の導入にあたっては、企業が情報開示に対して消極的になることが規制当局によって懸念されており（金融審議会, 2016a）、企業によって開示される情報の量が同規制の導入後に減少した事例が報告されている（日本証券アナリスト協会, 2018）。本章の結果は、企業からすべてのアナリストに等しく開示される情報、およびアナリストに個別に開示される情報のいずれにおいても、公正開示規制の導入後に開示されにくくなったことを示唆していた。公正開示規制の導入により、経営者はアナリストに対する情報開示に慎重になった可能性があり、同規制の定める重要情報に該当する情報の範囲をより明確にするなど、企業による情報開示を促進させるためのさらなる取り組みが必要であると考えられる。また、そうした取り組みは、アナリストが能力を発揮する機会を増やすことにもつながり、アナリストによる分析の量・質を増加・向上させるためにも重要であると考えられる。

第二に、公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響について、期初予想と直近予想に区別し、さらに、すべてのアナリストに共通した予想の正確度とアナリスト固有の予想の正確度を識別して検証している点である。米国では、アナリスト予想が公表されたタイミングやアナリスト予想の構成要素を必ずしも識別できていない。本章では、Barron et al. (1998) を基礎としてすべてのアナリストに共通した予想の正確度とアナリスト固有の予想の正確度を識別して推定し、いずれの指標も期初時点に公正開示規制の導入後に低下したことが示唆された。

ただし、本章には次のような課題がある。第一に、アナリストが他のアナリストに追随して業績予想を作成するというハーディング行動がアナリスト予想の正確度に与える影響を考慮できていない点である。日本では多くのアナリストが経営者予想に依拠している事実（e.g., 太田, 2007）を踏まえると、アナリスト予想の多様性がもともと低いためにハーディング行動は観察されにくいことが予想されるが、アナリスト予想を用いて経営者による情報開示量の変化をより厳密に分析する上では、そうした行動の変化も考慮に入れた分析が必要であると考えられる。第二に、個々のアナリストの属性を考慮できていない点である。公正開示規制の影響をより明確に検証するためには、証券会社の規模といった属性をもとに、私的チャンネルの活用度を識別する必要があると考えられる。これらの点については今後の課題としたい。

## 第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響<sup>84</sup>

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、公正開示規制が経営者による業績予想（以下、経営者予想）の保守性に与える影響を分析することにより、市場の期待を修正するために経営者は経営者予想を戦略的に開示するようになったかを検討することにある。本章の分析を通じて、経営者予想の内容が公正開示規制の導入後にどのように変化したかを明らかにすることにより、同規制の導入により経営者は市場に対する情報開示を目的として経営者予想を開示するようになったかを検討することで、検証課題1（公正開示規制の導入により、経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になったか）に資する検証結果を提示することが可能となる。本章では、上記の課題を検討するために、公正開示規制の導入前後における経営者による業績予想の保守性を分析する。

公正開示規制の導入に伴い公的チャンネルを通じて開示される情報に対するアナリストや投資家の依存度が高まると、公的情報<sup>85</sup>である経営者予想を修正することに対する市場からの評価が低下しやすくなるため、経営者には、同予想を下方に修正せずに済むよう経営者予想の保守性を予め高めるインセンティブが働くようになることが予想される。また、経営者には市場の期待を下げるような開示コストの高い情報を私的チャンネルにて開示するインセンティブが働いていたが（Verrecchia, 1983）、同規制の導入後は、経営者はネガティブ・サプライズを回避するために当該情報を公的に開示せざるを得なくなるため、保守性の高い経営者予想を開示するようになることが予想される。公正開示規制の導入後に経営者予想の保守性が増大したことは米国の研究でも明らかにされているが（Heflin et al., 2016）、経営者予想の開示が自発的である米国では、同予想にバイアスが存在するなど（Baik et al., 2011; Trueman, 1986）、公正開示規制の導入が経営者による業績予想行動に与える影響を一般化することは難しい。本章では、上場会社の大半が経営者予想を開示している日本企業を対象とすることにより、経営者予想の開示に対する経営者のインセンティブが同規制の導入後にどのように変化したかを包括的に把握することが期待できる。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究を整理したのち仮説を構築する。第3節ではサンプルとリサーチ・デザインを説明する。第4節で検証結果を解釈したのち、第5節で追加分析を行う。第6節では結論を述べる。

### 第2節 先行研究と仮説構築

#### 2.1. 先行研究

経営者による公的チャンネルを通じた開示の量が公正開示規制の導入前後でどのように変

---

<sup>84</sup> 本章は、堀江（2020）を加筆・修正したものである。

<sup>85</sup> 本論文における「公的情報」の定義については脚注3を参照。

化したかを分析している研究では、経営者予想の開示数が公正開示規制の導入後に増大したことや (Heflin et al., 2003)、特定のアナリストや機関投資家のみを対象としたカンファレンスコールを行っていた企業は、同規制の導入後に一般の投資家にも公表されるようなカンファレンスコールの形態にシフトさせたこと (Bushee et al., 2004) などが示唆されている。これらの結果は、経営者は公正開示規制の導入後に公正開示を実現させていることを示唆している。一方、公正開示規制の導入前に業績予想を私的チャンネルを通じて開示していた企業は同規制の導入後に業績予想を公表しなくなり、そうした企業では、決算発表時の株価反応の増大、アナリスト・カバレッジの減少、アナリスト予想の誤差の増大、およびアナリスト予想のばらつきの増大が生じていることが示唆されている (Wang, 2007)。この結果は、市場にとって利用可能な情報量が公正開示規制の導入後に減少し、投資家およびアナリストにとっての情報環境が悪化したことを示唆している<sup>86</sup>。

また、公正開示規制の導入後は、市場の期待を修正することを目的とした公的チャンネルを通じた情報開示が行われるようになり、経営者予想の保守性は増大すると考えられる。経営者には、情報開示コストに応じて私的チャンネルと公的チャンネルを使い分けるインセンティブが働いており (Verrecchia, 1983)、とりわけ保守性の高い経営者予想など、開示すると市場の期待を下げるような情報については、私的チャンネルを通じて開示することによりネガティブ・サプライズを回避するインセンティブが働く (Heflin et al., 2016)。しかし、公正開示規制の導入に伴い私的チャンネルが制限されると、市場の期待を下方に修正する手段は公的チャンネルに限定されるため、経営者は、ネガティブ・サプライズを回避するためには公的情報である経営者予想の保守性を高めるようになると考えられる。

Heflin et al. (2012) では、経営者予想の楽観性が公正開示規制の導入後に低下したことが示されている。また、Heflin et al. (2016) では、経営者予想を、既存のアナリスト予想コンセンサスを下回る予想 (bad news) とそうでない予想 (good news) に分け、さらにそれらを、 $t$  期に対する経営者予想が  $t$  期の実績値を下回る予想 (悲観的な予想) とそうでない予想 (楽観的な予想) に分類し、それぞれの正確度 ( $t$  期に対する経営者予想と  $t$  期の実績値の差分の絶対値) が公正開示規制の導入後にどのように変化したかを分析している。結果は、同規制の導入後に、bad news でありかつ悲観的な経営者予想の正確度は低下した一方で、good news でありかつ楽観的な経営者予想の正確度は向上したことを示している。これらの結果は、公正開示規制の導入により私的チャンネルが制限されると、特定のアナリストを通じて予想を下方修正することが困難になる分、経営者は経営者予想の保守性を高めることによって市場の期待をコントロールしていることを示唆している。

しかし、米国では経営者予想の開示が自発的であるがために、同予想にはバイアスが存在

---

<sup>86</sup> 公正開示規制の導入後における経営者による公的チャンネルを通じた開示量の変化を分析した研究 (Heflin et al., 2003; Bushee et al., 2004; Wang, 2007) で一貫した結果が得られていない要因として、米国では経営者予想の開示が自発的であるためにサンプルにバイアスが生じていることが挙げられ、検証対象となるサンプルに応じて結果が異なっている可能性が考えられる。

するため (Baik et al., 2011; Trueman, 1986)、公正開示規制が経営者による業績予想行動に与える影響について一般化することは難しい。本章では、上場会社の大半が経営者予想を開示している日本企業を対象とすることにより、経営者予想の開示に対する経営者のインセンティブが公正開示規制の導入後にどのように変化したかを、包括的に把握することが期待できる。本章では、Heflin et al. (2016) を参考に、経営者予想の保守性が公正開示規制の導入後に増大したかを分析する。

### 2.2. 仮説構築

経営者による業績予想行動を検証している研究では、経営者予想には、上方あるいは下方にバイアスがかかることが示唆されている (e.g., Ota, 2006)。市場の期待を高めるような情報を開示することは、株価を上昇させるため (Verrecchia, 1983 ; Dye, 1985)、株価を高めるインセンティブが働く経営者ほど、上方にバイアスのかかった経営者予想を公表する可能性がある。とりわけ日本では、経営者予想が企業内部の予算編成に活用されていることから、経営者には、少なくとも当期の実績値を上回る予想値を設定するインセンティブが働きやすく、このことが経営者予想の楽観性を高める (Kato et al., 2009)。一方、楽観的な経営者予想を公表することは、経営者や経営者予想に対する市場の信頼性を低下させる (Hutton and Stocken, 2009)。

経営者は、保守性の高い経営者予想を公表することによるベネフィットと、楽観性の高い経営者予想を公表することによるコストのいずれが上回るかによって、経営者予想の保守性を変化させると考えられる。たとえば財務的困窮度の高い企業では、楽観的な経営者予想が公表される傾向にあることが示唆されている (e.g., Ota, 2006)。そうした企業の経営者には、楽観性の高い情報を公表して財務状況の改善の見込みがあることを投資家に示すことによって、自身の地位を維持するインセンティブが働くのである (Rogers and Stocken, 2005)

<sup>87</sup> 一方、経営者予想をコミットメントとして捉えている企業では、保守的な経営者予想が公表される傾向にあり (伊藤・鈴木, 2016)、ネガティブ・サプライズを回避するインセンティブがより強く働くと考えられる。

ここで、外部に公表される経営者予想は、企業内部における予算編成のプロセスの副産物に過ぎないと考えられており (Kato et al., 2009)、公正開示規制の導入前は、経営者にとって、経営者予想の開示を通じた自身に対する市場からの評価を考慮する必要性は低かった可能性がある。しかし、公正開示規制の導入により私的チャネルを通じた情報開示が制限されると、公的チャネルを通じた情報に対する投資家やアナリストの依存度が高まり (Kross and Suk, 2012)、公的情報である経営者予想を下方に修正することに対する市場からの評価は低下しやすくなることが予想される。経営者には、ネガティブ・サプライズを回避するインセンティブが働くため (Matsumoto, 2002)、楽観的な経営者予想を公表した場合には、期

---

<sup>87</sup> この他、財務的困窮度の高い企業の経営者が楽観的な経営者予想を公表するインセンティブとして、倒産や敵対的買収を生じにくくさせることが挙げられる (Frost, 1997)。

中に同予想を下方修正する必要がある。しかし、期中に経営者予想を下方修正することは、株価の下落につながるだけでなく (Skinner and Sloan, 2002)、市場の期待を適切にコントロールする能力が経営者に備わっていないことを認めることになる。公正開示規制の導入に伴い私的チャネルの利用が制限され、経営者予想に対する投資家やアナリストの依存度が增大すると、期中に経営者予想を下方修正することに伴う株価の下落や、経営者に対する投資家やアナリストの信頼性の低下がより生じやすくなる可能性がある。そのため経営者には、公正開示規制の導入後は、期中に経営者予想を下方修正せずに済むよう、期初時点に予め保守的な経営者予想を公表することにより、レピュテーションを維持するインセンティブが働くのである<sup>88</sup>。

とりわけ業績予想の困難性が高い場合には、市場は経営者予想の真偽を確認することが難しくなるため、公正開示規制の導入前は、業績を予想するための情報が少ない期初時点において、楽観的な予想を公表することによるコストは相対的に小さかったと考えられる。一方で公正開示規制が導入されると、経営者は自身のレピュテーションを維持するために、業績予想の不確実性が高い分、保守性の高い経営者予想を公表することによって自身に対する投資家やアナリストの信頼を維持しようとする可能性がある。

また、経営者は期末に近づくにつれネガティブ・サプライズを回避するために経営者予想を下方修正するため (Kato et al., 2009)、期中における経営者予想の保守性は公正開示規制の導入の有無にかかわらず高いことが予想される。一方、楽観的なバイアスをかけるインセンティブが公正開示規制の導入前は働きやすかったと想定される期初時点では経営者予想の保守性が変化しやすいと考えられる。

ここで、日本では公正開示規制の導入前は楽観的な経営者予想を公表する傾向にあったため (Kato et al., 2009)、同規制の導入後に同予想の保守性を高めることは、結果として経営者予想の正確度を高めうる。ただし経営者予想の全体としての傾向値の変化と、個別企業の傾向値の変化は同一ではないと考えられるため、経営者予想の保守性の増大が、正確な予想値を開示するインセンティブが増大した結果であると捉えることは適切ではないと考える。上記で議論した通り、本論文では、市場の期待を下方に修正することを目的として、保守性の高い経営者予想を公表するインセンティブが経営者に働くようになったかを検討するために、経営者予想の保守性に焦点を当てて検証する<sup>89</sup>。

そこで本章では、 $t-1$  期における決算短信と同時に公表される  $t$  期に対する最初の経営者

---

<sup>88</sup> 経営者は経営者予想よりも実績値を相対的に重視する傾向にあることから (須田・花枝, 2008)、年次の実績値が公表されるまで情報を修正しなかった場合における株価の変動を回避するために、期中に情報を修正するインセンティブが経営者に働くと考えられる。ここで、情報を修正するためにかかるコストは、公的チャネルを用いた場合の方が私的チャネルを用いた場合よりも高くなると考えられる。なぜなら、投資家は、アナリストよりも業績を正確に予想できることを経営者に期待しており、市場の期待を下げるような情報については、アナリストを通じて開示された場合よりも経営者予想を通じて開示された場合の方が株価の下落幅が増大するためである (Diamond, 1985)。

<sup>89</sup> 本論文で用いているサンプルを対象に経営者予想の正確度を分析し、 $fd$  の係数は負であるが統計的に有意ではなく (係数=-0.0129;  $t$  値=-0.62)、公正開示規制の導入後に同正確度が変化したという結果は得られないことを確認している。

予想を期初予想とし、同予想の保守性が公正開示規制の導入前後に増大したかを検証する<sup>90</sup>。

以上の議論を踏まえ、以下の仮説1を設定する。

### 仮説1：期初時点における経営者予想の保守性は、公正開示規制の導入後に増大する。

ここで、公正開示規制と関連が深い取り組みとして、コーポレートガバナンスが挙げられる。公正開示規制の導入による、経営者予想の開示に対する経営者のインセンティブは、コーポレートガバナンスの厳格さに応じて異なると考えられる。取締役会にはモニタリング機能が備わっていることから (Fama, 1980)、コーポレートガバナンスがより厳格化されている企業では経営者は取締役会に対して自身の行動を正当化する必要性が高いと考えられる。ここで、経営者予想の楽観性が高いほど同予想の正当性を示すことは困難になり、経営者や経営者予想に対する市場の信頼性は低下する (Hutton and Stocken, 2009)。公正開示規制の導入前は、楽観的な経営者予想を下方に修正する必要性が生じた場合には、私的チャネルを通じて同予想を修正することが可能であったが、同規制の導入後は私的チャネルが制限されるため、公的情報である経営者予想を下方に修正する必要がある。しかし、上述の通り、公正開示規制の導入後は、期中に経営者予想を下方修正することに伴う株価の下落や、経営者に対する投資家やアナリストの信頼性の低下がより生じやすくなるなど、経営者予想を期中に修正するコストは増大する。そのため、自身の行動を正当化する必要性が高く、かつ自身に対するレピュテーションを維持するインセンティブが働く経営者ほど、公正開示規制の導入後に、予め経営者予想の保守性を高めるインセンティブが働きやすいと考えられる。

ただし、経営者予想の保守性を過度に高めることは、同予想の正確度を低下させる。公正開示規制の導入により経営者とアナリストの間の情報の非対称性が増大すると資本コストは上昇するため (Easley and O'hara, 2004)、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業ほど、正確度の高い経営者予想を開示することによって資本コストを低下させる (村宮, 2005) と考えられる。コーポレートガバナンスに対する取り組みが厳格である企業の経営者には、経営者予想の保守性を高めることでネガティブ・サプライズの回避を試みると同時に、同予想の誤差を最小限にとどめることで市場からの信頼を維持するインセンティブが働くと予想される<sup>91</sup>。

---

<sup>90</sup> 経営者がネガティブ・サプライズを回避する手段として、経営者予想を修正すること以外に、実績値を操作することが挙げられる。浅野 (2007) では、経営者はネガティブ・サプライズを回避するために、楽観的な期初予想を公表した場合に利益を上方に調整していることが示唆されている。ここで、期初時点に保守性の高い経営者予想を開示した場合には実績値を操作する必要性は低下するため、本章では実績値の操作については検証対象とせず、期初時点における経営者予想を通じた市場の期待のコントロールのみに焦点を当てて分析する。

<sup>91</sup> 第5章第5節の追加分析3で、本章で用いているサンプルを対象に、経営者予想の正確度を分析している。追加分析3では、Firms with  $pre\_outdr \geq 2$  および Firms with  $pre\_outdr < 2$  のいずれにおいても、公正開示

## 第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響

本章では、第4章で議論した通り（図表4-1参照）<sup>92</sup>、公正開示規制の導入前における社外取締役の人数に着目し、公正開示規制の導入前である2013年から2015年のすべての年度において社外取締役の人数が2人以上である企業（Firms with  $pre\_outdr \geq 2$ ）を識別し、2013年から2015年のすべての年度において社外取締役の人数が2人未満である企業[Firms with  $pre\_outdr < 2$ ]と比較して、期初時点における経営者予想の保守性は増大したかを分析する<sup>93</sup>。

以上の議論を踏まえ、以下の仮説2を設定する。

**仮説2：公正開示規制の導入前における社外取締役の人数が2人以上である企業では、期初時点における経営者予想の保守性は、同規制の導入後に増大する。**

### 第3節 サンプルとリサーチ・デザイン

#### 3.1. サンプル

本章では、2013年3月決算から2015年3月決算、および2017年3月決算から2019年3月決算を対象に分析する。決算発表直前期に投資家やアナリストが上場会社に対して未公表の重要情報を取材するプレビュー取材は、2015年10月期の四半期決算から2016年3月決算の間（大崎, 2017）、あるいは2016年8月までに（奥村他, 2017）減少したことが確認されている<sup>94</sup>。そのため、2017年3月期決算以降は、アナリストから経営者に対する私的アクセスの減少に伴い、経営者による業績予想行動が変化している可能性が高いと考えられる。サンプル選定条件は次の通りである。すなわち（1）東京証券取引所全上場会社のうち銀行・証券・保険業・その他金融業（日経業種中分類に基づく）以外に属しており（22,216社・年）、（2）決算月が3月であり（13,938社・年）、（3）対象期間のすべての年度において経営者予想のデータ<sup>95</sup>が入手可能であり（10,722社・年）、（4）検証に必要なデータが入手可能である

---

規制の導入後に同正確度が向上したという結果は得られていない。この結果について、本章では、正確度の低い予想を開示することによるコストと、保守性を高めることでネガティブ・サプライズを回避することによるベネフィットは企業ごとに異なっている可能性があるとして解釈している。

<sup>92</sup> 図表4-1について、本章で用いているサンプルでは、サンプル全体に占める①から④の各グループに属する企業の割合は、順に10%、10%（うち「変化なし」は8%、「減少」は2%）、78%、2%である。

<sup>93</sup> 2013年から2015年の少なくとも一つの年度において社外取締役の人数が2人以下である企業と、同期間のすべての年度において社外取締役の人数が2人以上である企業を比較したところ、いずれにおいても  $fd$  の係数は負であり統計的に有意な結果が得られており、両者の差は観察されなかった。

<sup>94</sup> 日本経済新聞によれば、一連の不祥事を契機として、複数の証券会社が2015年10月決算期からプレビュー取材を取り止めている（「アナリスト不在の不幸」『日本経済新聞』2016年11月29日朝刊、p.16）。

<sup>95</sup> 東京証券取引所が公表している以下の資料によれば、本章の検証対象である、2013年3月期から2015年3月期、および2017年3月期から2019年3月期決算における決算短信で開示された経営者予想のうち、レンジ予想は0.1%から0.3%であり、本章の検証結果に与える影響は限定的であると考えられる。「平成25年3月期決算短信発表状況等の集計結果について」（2013年6月公表）<<https://www.jpex.co.jp/files/tse/news/07/b7gie6000003ho8d-att/b7gie6000003hobk.pdf>>、「平成27年3月期決算短信発表状況の集計結果について」（2015年6月公表）<<https://www.jpex.co.jp/news/1023/nlsgeu0000010f85-att/nlsgeu0000010f9y.pdf>>、「平成30年3月期決算発表状況の集計結果について」（2018年6月公表）

企業 (7,386 社・年[1,231 社×6 年]) である。本分析で用いる経営者予想および財務データは日経 NEEDS Financial QUEST 2.0 から、アナリスト予想のデータは S&P Capital IQ から、その他のデータは日経 NEEDS-Cges から取得している。

### 3.2. リサーチ・デザイン

本章における仮説の検証では、経営者予想の保守性が公正開示規制の導入前後にどのように変化したかを分析するために、Heflin et al. (2016) を参考に、式 (1) を用いる<sup>96</sup>。なお、本章では、t-1 期の決算短信で公表される t 期に対する経営者予想を期初予想とし、同予想の保守性を分析する。

$$\begin{aligned}
 cmf_t = & \beta_0 + \beta_1 fd + \beta_2 ploss_{t-1} + \beta_3 \Delta roa_t + \beta_4 evol_{t-1} + \beta_5 lmve_{t-1} + \beta_6 revision_t + \beta_7 gdpr_t \\
 & + \beta_8 hr_t + \beta_9 naf_t + \beta_{10} inst_{t-1} + \beta_{11} foreign_{t-1} + \beta_{12} prior\_optim_t \\
 & + \beta_{13} issue_t + \beta_{14} outdr_{t-1} + firm\ fixed\ effect + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

$cmf_t$  は、経営者予想の保守性を示しており、t 期に対する期初予想の 1 株当たり利益（以下、EPS）から t 期の実績 EPS を差し引いた値を、t 期首の株価で除して算出している。 $fd$  は期初予想の公表日が公正開示規制の導入後であれば 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数である。本章では、経営者予想の保守性は公正開示規制の導入後に増大すると予想している。そのため  $fd$  の予想符号は負である。 $ploss_{t-1}$  は t-1 期における EPS の実績値が負である場合に 1 をとるダミー変数である。前期に業績の悪い企業は当期における経営者予想が楽観的になる (Ota, 2006)。同様の理由から、利益率の変化 ( $\Delta roa_t$ ) をコントロール変数に加える。 $\Delta roa_t$  は t 期における ROA (当期純利益/総資産) の対前年度変化率であり、(t 期の ROA - t-1 期の ROA) / |t-1 期の ROA| により算出している。 $evol_{t-1}$  は過去 3 年間における EPS の標準偏差を t 期における期首の株価で除して算出している。EPS の実績値のばらつきが大きいかほど業績予想の困難性が高いと考えられる。 $lmve_{t-1}$  は t-1 期の期首における時価総額の自然対数値である。企業規模が大きいかほど経営者予想をコミットメントとして捉える傾向にあるため、同予想の保守性が高くなる (Ota, 2006)。 $revision_t$  は期中における経営者予想の修正回数である。業績予想を正確に行うことが困難である企業ほど、業績予想の修正回数は多くなることが予想される。 $gdpr_t$  は GDP の対前年度変化率である。GDP 成長

<<https://www.jpx.co.jp/news/1023/nlsgeu0000035dbl-att/nlsgeu0000035de8.pdf>>、「2019 年 3 月期決算発表状況の集計結果について」(2019 年 6 月公表) <https://www.jpx.co.jp/news/1023/nlsgeu0000043h2j-att/nlsgeu0000043h54.pdf>。

<sup>96</sup> Heflin et al. (2016) では、式 (1) で用いているコントロール変数の他に、バイ・アンド・ホールド・リターンが用いられているが、本章では、同変数によってサンプルサイズが縮小するため、主分析には同変数を含めていない。なお、バイ・アンド・ホールド・リターン (t-1 期首から t-1 期末までの 12 ヶ月間における累積異常リターン) を含めた場合でも、 $fd$  の係数は負であり統計的に 1%水準で有意であり (係数 = 0.0200 ; t 値 = -2.74)、主分析と同様の結果が得られることを確認している。



## 第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響

率と経営者予想の誤差は正の関係にある (Ota, 2006)。 $hr_t$  は、経営者予想の予測期間を示しており、 $t$  期における経営者予想の公表日から  $t$  期の決算期末日までの日数の自然対数値である<sup>97</sup>。予測期間が長くなるほど、業績予想の困難性が高くなることが予想される。 $nafi_t$  は  $t$  期におけるアナリスト・カバレッジ数の自然対数値である。アナリスト・カバレッジ数が多いほど、経営者予想の保守性は高くなる (Kross et al., 2011)。 $inst_{t-1}$  は  $t-1$  期における機関投資家持株比率である。機関投資家持株比率が高い企業ほど、保守性の高い経営者予想が公表される傾向にある (Ajinkya et al., 2005)。 $foreign_{t-1}$  は  $t-1$  期における外国法人等株式保有比率である。同比率が高いほど経営者予想の楽観性は増大することが予想される (Kato et al., 2009)。 $prior\_optim_t$  は、前期の経営者予想の楽観性を示しており、( $t-1$  期の経営者予想- $t-1$  期の実績 EPS) /  $t-1$  期の株価が正の値をとる場合に 1 をとるダミー変数である。なお、 $t-1$  期の経営者予想には、 $t-2$  期の決算短信で公表される予想値 ( $t-1$  期に対する最初の予想値) を用いている。前期の経営者予想の楽観性が高い企業では、当期に楽観的な経営者予想が公表されることが予想される (Kato et al., 2009)。 $issue_t$  は、 $t$  期における発行済株式数が前年度に比べて 10%増加していれば 1 を取るダミー変数である。新株発行を通じて資金調達を行う企業ほど、楽観的な経営者予想を公表することが予想される。 $outdr_{t-1}$  は、 $t-1$  期における社外取締役の人数である。コーポレートガバナンスがより厳格化されている企業の経営者は、社外取締役に対して自身の行動を正当化できるよう、保守的な経営者予想を公表することが予想される。最後に、観察不能な要因による内生性の問題を緩和させるために企業固定効果 (*firm fixed effect*) を加える。なお、 $t$  値の算出にあたっては White (1980) による標準誤差を用いている<sup>98</sup>。また、異常値による影響を排除するために、すべての連続変数について、年ごとに上下 1% でウィンソライゼーションを施している。

### 第4節 検証結果

#### 4.1. 基本統計量

図表 5-1 では、主分析で用いる変数の基本統計量を示している。図表 5-1 を見ると、 $cmfi$  の中央値は-0.003 である。なお、 $cmfi$  について、公正開示規制の導入前 (後) における平均値は、0.038 (-0.004) であり、同規制の導入前 (後) における中央値は-0.002 (-0.004) である。同規制の導入前後における  $cmfi$  の平均値 (中央値) の差について、 $t$ -test (Wilcoxon rank sum test) の  $t$  値 ( $z$  値) は、5.62 (-85.94) であり、単変量分析でも、本章の予想と整合する結果が得られている。」

<sup>97</sup> 日本では、(当期の) 決算短信の公表と同時に (翌期に対する) 経営者予想が公表されるため、予測期間の差による経営者予想の正確度への影響を受けにくい。ここで、東京証券取引所では、決算短信の開示時期が決算期末後 50 日を超えることとなった場合に、その理由および翌年度以降における同開示時期についての見込みまたは計画を開示することが要請されている。本章では、 $hr$  が 50 を上回る企業を除外して分析し、 $fd$  の係数は負であり統計的に 1% 水準で有意であり (係数=-0.0668 ;  $t$  値=-3.76)、主分析と同様の結果が得られることを確認している。

<sup>98</sup> 企業および年についてクラスターを施した分析を行った結果、 $cmfi$  の係数は負であり統計的に 10% 水準で有意となり (係数=-0.0624 ;  $t$  値=-2.02)、主分析の結果と概ね整合する。

## 第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響

また、図表 5-2 では、本章の仮説検証で用いる変数間の相関関係を示している。図表 5-2 を見ると、 $naf_t$  と  $inst_{t-1}$  の間に、それぞれやや強い相関（最大で 0.608）があることが観察される。こうした変数間の相関性によってもたらされる多重共線性を確認したところ、VIF (variance inflation factor) は多重共線性が疑われる基準値である 10 を下回っていた。また、VIF が 2 を上回る  $inst_{t-1}$  (VIF は 4.88) を除いた場合でも、主分析と同様の結果が得られることを確認している。

図表 5-1 基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Q1	Median	Q2	Max
$cmf_t$	7,386	0.017	0.319	-0.313	-0.018	-0.003	0.010	6.552
$fd$	7,386	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500 <sup>99</sup>	1.000	1.000
$ploss_{t-1}$	7,386	0.084	0.277	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$\Delta roa_t$	7,386	-0.010	1.150	-9.466	-0.135	0.002	0.150	7.981
$evol_{t-1}$	7,386	0.152	1.119	0.001	0.008	0.020	0.044	19.563
$lmve_{t-1}$	7,386	17.034	6.818	7.212	10.197	13.621	23.861	26.817
$revision_t$	7,386	1.182	1.004	0.000	0.000	1.000	2.000	4.000
$gdpr_t$	7,386	0.010	0.007	-0.002	0.004	0.010	0.016	0.020
$hr_t$	7,386	5.785	0.028	5.493	5.775	5.781	5.790	5.835
$naf_t$	7,386	0.629	0.881	0.000	0.000	0.000	1.099	3.045
$inst_{t-1}$	7,386	12.866	12.814	0.000	3.400	9.200	17.900	62.240
$foreign_{t-1}$	7,386	5.161	9.295	0.000	0.000	0.100	6.090	48.220
$prior\_optim_t$	7,386	0.429	0.495	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$issue_t$	7,386	0.037	0.188	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$outdr_{t-1}$	7,386	1.639	1.222	0.000	1.000	2.000	2.000	6.000

<sup>99</sup> 本章では、サンプル対象となるすべての年度で同一企業のデータを用いており、 $fd=0$  となるデータの数は 3,693、 $fd=1$  となるデータの数は 3,693 と同一である。本章では、統計ソフトとして Stata15 を用いているが、同ソフトの出力上、中央値は 0.500 となっているが、もとのデータでは、 $fd$  は 0 あるいは 1 の値をとっている。

第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響

図表 5-2 相関係数表 (N=7,386)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) <i>cmf<sub>t</sub></i>	1	-0.052	0.081	-0.413	-0.006	-0.006	0.003	0.031	0.035	0.003	0.003	0.038	0.202	0.118	0.023
(2) <i>fd</i>	-0.065	1	-0.061	-0.047	-0.108	0.074	0.006	0.339	0.005	0.045	0.233	0.889	0.086	0.059	0.614
(3) <i>ploss<sub>t-1</sub></i>	0.020	-0.061	1	-0.095	0.247	-0.113	0.094	0.050	0.082	0.074	0.104	0.048	0.316	0.047	0.067
(4) <i>Δroa<sub>t</sub></i>	-0.036	-0.001	-0.129	1	-0.054	0.031	0.029	0.049	0.009	0.005	0.011	0.033	0.028	0.021	0.022
(5) <i>evol<sub>t-1</sub></i>	0.226	-0.103	0.058	-0.006	1	-0.249	0.083	0.058	0.098	0.175	0.137	0.076	0.026	0.119	0.127
(6) <i>lmve<sub>t-1</sub></i>	0.012	0.030	0.076	0.013	0.040	1	0.020	0.057	0.130	0.241	0.340	0.006	0.038	0.012	0.151
(7) <i>revision<sub>t</sub></i>	0.015	0.002	0.087	0.032	0.009	-0.063	1	-0.034	0.042	0.165	0.122	0.030	0.032	0.083	0.027
(8) <i>gdpr<sub>t</sub></i>	0.090	0.411	0.055	0.007	0.056	0.047	-0.030	1	-0.046	-0.033	-0.109	-0.302	-0.066	-0.059	0.210
(9) <i>hr<sub>t</sub></i>	0.028	0.034	0.074	0.006	0.057	0.018	0.053	-0.001	1	0.204	0.152	0.041	-0.012	0.004	0.085
(10) <i>naf<sub>t</sub></i>	0.005	0.028	0.063	0.005	0.042	-0.081	0.184	-0.047	0.123	1	0.604	0.113	-0.036	0.019	0.246
(11) <i>inst<sub>t-1</sub></i>	0.016	0.318	0.072	0.012	0.040	0.042	0.118	-0.165	0.056	0.608	1	0.457	-0.038	-0.004	0.039
(12) <i>foreign<sub>t-1</sub></i>	0.008	0.553	0.021	0.011	0.003	-0.021	0.062	-0.245	0.023	0.406	0.833	1	0.072	0.053	-0.496
(13) <i>prior_optim<sub>t</sub></i>	0.029	0.086	0.316	0.017	0.033	-0.019	0.029	-0.076	-0.020	-0.035	-0.017	0.022	1	-0.010	-0.072
(14) <i>issue<sub>t</sub></i>	0.289	0.059	0.047	0.012	0.217	0.032	0.080	-0.066	-0.032	0.011	-0.003	0.016	-0.010	1	-0.010
(15) <i>outdr<sub>t-1</sub></i>	0.000	0.564	0.062	0.003	0.024	0.040	0.041	0.233	0.060	0.253	0.008	-0.169	-0.067	-0.002	1

左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

#### 4.2. 多変量分析の結果

仮説1の検証結果は図表5-3に示している。図表5-3を見ると、 $fd$ の係数は負であり、統計的に1%水準で有意である（係数=-0.0624； $t$ 値=-3.82）。この結果は、経営者予想の保守性が公正開示規制の導入後に増大したことを示しており、本章の仮説1を支持する<sup>100</sup>。

次に、コントロール変数の結果について、本章の予想と逆の結果が得られたものについて解釈する。図表5-3を見ると、 $nafi$ の符号は正である。本章では、アナリスト・カバレッジ数が多いほど経営者予想の保守性は高くなる（Kross et al., 2011）と予想していたが、図表5-3の結果は、より多くのアナリストにカバーされている企業ほど期初時点における経営者予想の楽観性が高い傾向にあることを示唆している。また、 $inst_{t-1}$ の符号は正である。本章では、コーポレートガバナンスに対して積極的に取り組む企業では社外取締役に対して経営者の行動を正当化できるよう、保守的な経営者予想を公表すると予想していたが、図表5-3の結果は、社外取締役の人数が多いほど楽観的な経営者予想が公表されることを示唆している。アナリスト・カバレッジが多く、また、社外取締役の人数が多い企業の経営者ほど株価を高めるインセンティブが働き、このことが経営者予想の楽観性を高めている可能性がある。

---

<sup>100</sup> Heflin et al. (2016) では、経営者予想が既存のアナリスト予想と実績値の両方を下回る確率が公正開示規制の導入後に高まったことも明らかにされている。彼らの結果は、経営者予想を通じて既存のアナリスト予想を下方修正するインセンティブが、公正開示規制の導入後に、より働くようになったことを示唆している。本章では、主分析の他に、 $t$ 期の期初時点における経営者予想が $t$ 期の実績値を下回る確率が公正開示規制の導入後にどのように変化したかについて、同確率を被説明変数、 $fd$ を関心変数として、企業固定効果を考慮したロジット・モデルにより分析した。その結果、 $fd$ の係数は正であり、統計的に1%水準で有意であった（係数=0.3811； $z$ 値=3.72）。このことは、期初時点に、実績値を下回る経営者予想が公表される確率が公正開示規制の導入後に高まったことを示している。公正開示規制の導入により、期初時点に決算発表時にネガティブ・サプライズに陥る可能性を低下させることにより、期中における経営者予想の下方修正を回避するインセンティブが経営者に働くようになったことを示唆しており、主分析の結果と概ね整合する。

図表 5-3 仮説 1 の検証結果

Dep. Var.: <i>cmfi</i>	Predict Sign	Coef.	t-value
<i>constant</i>		-2.8379	-3.01***
<i>fd</i>	-	-0.0624	-3.82***
<i>ploss<sub>t-1</sub></i>	+	-0.0155	-1.34
<i>Δroa<sub>t</sub></i>	-	-0.0121	-3.64***
<i>evol<sub>t-1</sub></i>	+	0.0336	3.12***
<i>lmve<sub>t-1</sub></i>	-	0.0090	1.10
<i>revision<sub>t</sub></i>	+	0.0025	0.63
<i>gdpr<sub>t</sub></i>	-	-2.9678	-4.73***
<i>hr<sub>t</sub></i>	+	0.4660	2.97***
<i>naf<sub>t</sub></i>	-	0.0438	2.74***
<i>inst<sub>t-1</sub></i>	-	-0.0022	-1.25
<i>foreign<sub>t-1</sub></i>	+	0.0004	0.27
<i>prior_optim<sub>t</sub></i>	+	-0.0034	-0.41
<i>issue<sub>t</sub></i>	+	0.4585	4.99***
<i>outr<sub>t-1</sub></i>	-	0.0257	2.57***
Fixed Effect			Firm
N of obs.			7,386
N of groups			1,231
R2 within			0.1005

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.10$ .

仮説 2 の検証結果は図表 5-4 に示している。図表 5-4 の列 (1) を見ると *fd* の係数は負であり統計的に 10%水準で有意である一方、列 (2) では *fd* の係数は正であり統計的に有意ではない。公正開示規制の導入前における社外取締役の人数が 2 人以上である企業では、経営者予想の保守性が同規制の導入後に増大したことを示している。このことは、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業では同規制の導入に伴う私的チャンネルの制限により、公的情報である経営者予想の保守性を高めることによって市場に情報を伝達するようになった一方で、そうでない企業では同様の事象は観察されないことを示唆している<sup>101</sup>。図表 5-4 の結果は仮説 2 を支持する。

<sup>101</sup> 図表 5-4 の結果について、Firms with *pre\_outdr* ≥ 2 と Firms with *pre\_outdr* < 2 において *fd* の係数に有意な差が存在するかを確認するために chow test を行ったが、有意な結果は得られていない。

図表 5-4 仮説 2 の検証結果

Dep. Var.: $cmf_i$	Predict Sign	(1)	(2)
		Firms with $pre\_outr \geq 2$	Firms with $pre\_outr < 2$
		Coef. (t-value)	Coef. (t-value)
<i>Constant</i>		-1.4084 (-0.739)	-1.7531*** (-2.59)
<i>fd</i>	-	-0.0574** (-2.20)	-0.0479 (-1.09)
<i>Controls</i>		Included	Included
<i>Fixed Effect</i>		Firm	Firm
N of obs.		1,470	5,298
N of groups		245	883
R2 within		0.1678	0.0011

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.10$ .

#### 第 5 節 追加分析

主分析では、公正開示規制の導入後に経営者予想の保守性が増大すると予想し、同予想を支持する結果が得られた。ここで、経営者予想の保守性の増大が、公正開示規制の導入による影響であることを明確にするために、同規制による影響を受けやすい企業を識別して検証する必要がある。私的チャンネルの制限による影響は、プレビュー取材の減少として現れている（大崎, 2017；奥村他, 2017）。ここで、プレビュー取材で企業に対する未公表の重要情報に関する取材がアナリストや機関投資家によって行われていたことを踏まえると、アナリストによるカバー率の高い企業や機関投資家持株比率が高い企業ほど、公正開示規制の導入による影響を受けやすいと考えられる。すなわち、アナリストや機関投資家は、私的チャンネルが制限されると、公的チャンネルを通じて開示される情報に対する依存度を高める可能性があり、そうした依存度の高まりは、経営者予想をより保守的に開示することによって自身のレピュテーションを維持するという経営者のインセンティブを強める可能性がある。

追加分析では、アナリスト・カバレッジと機関投資家持株比率のそれぞれを用いて私的チャンネルの有無（程度）を識別し、私的チャンネルをより有している企業では、経営者予想の保守性は公正開示規制の導入後に増大する一方で、そうでない企業では、そうした事象が観察されないことを確認する（追加分析 1）。まず、公正開示規制の導入後である 2017 年 3 月期から 2019 年 3 月期のすべての年度においてアナリストによるカバーのない企業と、同期間においてアナリスト・カバレッジが 1 人以上である企業とに分類し、それぞれについて、経営者予想の保守性が公正開示規制の導入後に増大したかを分析する。次に、機関投資家持株比率について、公正開示規制の導入後（2017 年 3 月期から 2019 年 3 月期）の平均値 ( $inst\_ave$ ) をもとにサンプルを十分位に分け、第一分位から第三分位（第八分位から第十分位）に属す

る企業を、私的チャンネルをより有していない（いる）企業として識別し、経営者予想の保守性が公正開示規制の導入後に増大したかを検証する<sup>102</sup>。

図表 5-5 は、追加分析の検証結果を示している。図表 5-5 の列 (1) および列 (2) は、アナリスト・カバレッジの有無によって公正開示規制の導入後における経営者予想行動の変化にどのような違いが観察されるかを示している。アナリストによりカバーされていない企業では、*fd* の係数は負であるが統計的に有意ではない（係数=-0.0356 ; t 値=-1.51）一方で、アナリストによりカバーされている企業では、*fd* の係数は負であり統計的に 1%水準で有意である（係数=-0.0881 ; t 値=-2.51）。また、図表 5-5 の列 (3) および列 (4) は、機関投資家持株比率によって公正開示規制の導入後における経営者予想の保守性がどのように変化したかを示している。機関投資家持株比率が相対的に低い企業では、*fd* の係数は正であるが統計的に有意ではない（係数=0.0447 ; t 値=0.63）一方で、同比率が相対的に高い企業では、*fd* の係数は負であり統計的に 1%水準で有意である（係数=-0.0215 ; t 値=-3.31）。これらの結果は、公正開示規制の導入前に私的チャンネルをより有していたと考えられる企業では、同規制の導入に伴い私的チャンネルを通じた経営者予想の下方修正が困難になることを受け、保守性の高い経営者予想の開示を通じて市場の期待を下げるよう行動が変化した一方で、私的チャンネルを相対的に有していない企業では、同様の行動変化は観察されないことを示唆している<sup>103</sup>。

---

<sup>102</sup> *inst\_ave* について、第一分位から第四分位（第七分位から第十分位）に属する企業を私的チャンネルをより有していない（いる）企業として識別した場合についても検証を行い、図表 5-4 と概ね整合する結果を得ている。

<sup>103</sup> 図表 5-5 の検証結果について、Firms with analysts と Firms without analysts、および Firms with large *inst\_ave* と Firms with small *inst\_ave* のそれぞれについて、*fd* の係数に有意な差が存在するかを確認するために chow test を行ったが、有意な結果は得られていない。

図表 5-5 追加分析 1 の検証結果

Dep. Var.: <i>cmfi</i>	Predict Sign	(1)	(2)	(3)	(4)
		Firms with analysts	Firms without analysts	Firms with large <i>inst ave</i>	Firms with small <i>inst ave</i>
		Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
		(t-value)	(t-value)	(t-value)	(t-value)
<i>Constant</i>		-0.8626 (-1.60)	-3.4020** (-1.95)	-0.4729*** (-2.87)	-10.2728** (-2.11)
<i>fd</i>	-	-0.0881*** (-2.51)	-0.0356 (-1.51)	-0.0215*** (-3.31)	0.0447 (0.63)
<i>Controls</i>		Included	Included	Included	Included
<i>Fixed Effect</i>		Firm	Firm	Firm	Firm
N of obs.		2,766	3,660	2,214	2,220
N of groups		461	610	369	370
R2 within		0.0578	0.1751	0.0741	0.2976

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10.

また、主分析では、公正開示規制の導入後に期初時点で公表された経営者予想の保守性が高まったことは、期中に経営者予想を下方修正するコストが増大したためであると解釈した。同規制の導入に伴い私的チャネルの利用が制限されると、経営者予想に対する投資家やアナリストの依存度が増大し、期中に経営者予想を下方修正することにより株価が下落しやすくなる可能性があるためである<sup>104</sup>。しかし、期中に期初予想を下方修正するコストが経営者予想の保守性を高める要因になっているかについては、検証の余地がある。

本章では、経営者予想をコミットメントとして捉える傾向にある企業ほど、期初予想の保守性が公正開示規制の導入後に増大すると予想する。経営者予想をコミットメントとして認識している経営者は、予め期初時点で経営者予想の保守性を高めておくか、期初予想が楽観的であることが判明した際には期中に同予想を下方修正してでも年次決算の実績値の公表時におけるネガティブ・サプライズを回避しようとする可能性がある。ここで、期初時点で楽観的な予想を公表することは同予想を期中に下方修正する必要性を高めることにつながるが、公正開示規制の導入後にそうした修正のコストが高くなると、経営者予想をコミットメントとして認識している経営者には、期初予想の保守性を増大させるインセンティブが働きやすいたことが予想される。一方、楽観性の高い経営者予想を公表することによるベネフィットが、期中における予想修正コストを上回る可能性の高い企業では、公正開示規制の導入後に、期初予想の保守性が増大するとは考えにくい。そこで本章では、経営者予想をコ

<sup>104</sup> Diamond (1985) では、経営者はアナリストよりも業績を正確に予想できることを投資家は期待しているため、市場の期待を下げるような情報については、アナリストを通じて開示された場合よりも経営者予想を通じて開示された場合の方が株価の下落幅が増大することが示唆されている。



コミットメントとして捉える傾向の強い企業と、楽観性の高い経営者予想を公表することによるベネフィットを享受しやすい企業をそれぞれ識別し、前者では期初予想の保守性は公正開示規制の導入後に増大する一方で、後者ではそうした事象は観察されないことを明らかにする（追加分析2）。

伊藤・鈴木（2016）が行った調査によれば、経営者予想をコミットメントとして捉える傾向のある企業では、その約8割以上が「保守的な数値を公表」あるいは「できるだけ正確な数値を公表」という開示方針をとる傾向にあることが示唆されている。そこで本章では、経営者予想をコミットメントとして捉える傾向の強さを、予想イノベーション（Kato et al., 2009）と経営者予想の誤差により識別し、公正開示規制の導入後における経営者予想の保守性の変化をそれぞれ分析する。まず、予想イノベーションはt-1期の決算短信で公表されるt期に対する経営者予想（t期の期初予想）の積極性を示しており、経営者t期の期初予想EPSからt-1期のEPSの実績値を差し引いたものをt-1期の総資産で除して算出する。次に、経営者予想の誤差はt期の期初予想EPSからt期のEPSの実績値を差し引いた値の絶対値をt期の期首の株価で除して算出する。最後に、t-1期の実績値に比したt期首の経営者予想の積極性と、t期首の経営者予想の誤差のいずれにおいても公正開示規制の導入前（2013年から2015年）における平均値についてサンプル全体の中央値を下（上）回る企業を、経営者予想をコミットメントとして捉える傾向の強い（弱い）企業（firms with conservative[aggressive] MFs）として分類する。

楽観性の高い経営者予想は、とりわけ財務的困窮度の高い企業で公表されやすいことが示唆されている（e.g., Ota, 2006）。財務的困窮度の高い企業の経営者には、楽観性の高い情報を公表し、財務状況の改善の見込みがあることを投資家に示すことによって、自身の地位を維持するインセンティブが働くのである（Rogers and Stocken, 2005）。本章では、財務的困窮度の高さを、Altman（1968）のZ-score<sup>105</sup>を用いて測定し、公正開示規制の導入後（2017年から2019年）におけるZ-scoreの平均値が1.81未満である（3より大きい）企業を財務的困窮度の高い（低い）企業（Distressed [Non-distressed] firms）として分類する。

図表5-6は、追加分析2の検証結果を示している。図表5-6の列（1）および列（2）では、公正開示規制の導入前に経営者予想をコミットメントとして捉える傾向の強い企業とそうでない企業について、同規制の導入後における経営者予想の保守性の変化を示している。図表5-6の列（1）を見ると、*fd*の係数は負であり統計的に1%水準で有意である（係数=-0.0137；t値=-3.33）一方で、列（2）では、*fd*の係数は負であるが統計的に有意ではない（係数=-0.1000；t値=-0.97）。これらの結果は、経営者予想をコミットメントとして認識していた企業では、同規制の導入後に経営者予想の保守性が増大した一方で、そうでない企

<sup>105</sup> 本章では、Altman（1968）に基づき、次のようにZ-scoreを算出している。Z-score=1.2X<sub>1</sub>+1.4X<sub>2</sub>+3.3X<sub>3</sub>+0.6X<sub>4</sub>+1.0X<sub>5</sub>。ただしX<sub>1</sub>=(流動資産-流動負債)/総資産、X<sub>2</sub>=利益剰余金/総資産、X<sub>3</sub>=営業利益/総資産、X<sub>4</sub>=時価総額/負債合計、X<sub>5</sub>=売上高/総資産。なお、各財務指標には、期初予想の公表日の直前時点（2016年3月末、2017年3月末、および2018年3月末）のデータを用いている。

## 第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響

業では、同様の事象は観察されないことを示している<sup>106</sup>。また、図表 5-6 の列 (3) および列 (4) では、公正開示規制の導入後における財務的困窮度の高さによって、同規制の導入後における経営者予想の保守性の変化にどのような差が現れるかを示している。図表 5-6 の列(3)を見ると、*fd*の係数は負であり統計的に1%水準で有意である一方で(係数=-0.1527; *t* 値=-2.97)、列 (4) を見ると、*fd* の係数は負であるが統計的に有意ではない(係数=-0.0187; *t* 値=-0.62)。このことは、財務的困窮度の低い企業では経営者予想の保守性が公正開示規制の導入後に高まった一方で、財務的困窮度が高い企業では、期中における下方修正コストよりも楽観性の高い期初予想を公表することによるベネフィットが上回っており、同規制の導入後に経営者予想の保守性を高めるインセンティブは働きにくくなっていることを示唆している<sup>107</sup>。

図表 5-6 の結果は、経営者予想をコミットメントとして捉える傾向の強い企業ほど、公正開示規制の導入後に経営者予想の保守性を高めた一方で、財務的困窮度が高く、楽観性の高い経営者予想を公表することによるベネフィットを享受しやすい企業では、そうした事象は観察されないことを示唆しており、本章の予想と整合する。

---

<sup>106</sup> 図表 5-6 の列 (1) および列 (2) の結果について、Firms with conservative MFs と Firms with aggressive MFs で *fd* の係数に有意な差が存在するかを確認するために chow test を行い、5%水準で有意であることを確認している。

<sup>107</sup> 図表 5-6 の列 (3) および列 (4) の結果について、Non-distressed firms と Distressed firms で *fd* の係数に有意な差が存在するかを確認するために chow test を行い、5%水準で有意であることを確認している。

図表 5-6 追加分析 2 の検証結果

Dep. Var.: <i>cmfi</i>	Predict Sign	(1)	(2)	(3)	(4)
		Firms with conservative MFs	Firms with aggressive MFs	Non-distressed firms	Distressed firms
		Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)
<i>Constant</i>		0.0128 (0.14)	-9.2715* (-1.76)	-2.3788 (-1.44)	-2.4212** (-2.43)
<i>fd</i>	-	-0.0137*** (-3.33)	-0.1000 (-0.97)	-0.1527*** (-2.97)	-0.0187 (-0.62)
<i>Controls</i>		Included	Included	Included	Included
<i>Fixed Effect</i>		Firm	Firm	Firm	Firm
N of obs.		2,202	2,202	3,060	1,296
N of groups		367	367	510	216
R2 within		0.0368	0.1734	0.1046	0.0412

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10.

仮説 2 では、コーポレートガバナンスの厳格度合いに着目して経営者予想の保守性を分析することで、公正開示規制の導入後に市場の期待を修正するために経営者予想を戦略的に開示するようになったかを分析した。しかし、経営者予想の保守性を過度に高めることは、同予想の正確度を低下させるため、投資家に対する情報提供が適切に行われているかについては検討の余地がある。そこで追加分析 3 では、仮説 2 と同様に、コーポレートガバナンスに対する取り組みの厳格度合いに応じて企業を識別し、それぞれの企業群で、経営者予想の正確度が公正開示規制の導入後に向上したか否かを分析する。本章の仮説構築で議論した通り、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業ほど、経営者予想の保守性を高めることでネガティブ・サプライズの回避を試みると同時に、同予想の誤差を最小限にとどめることで市場からの信頼を維持するインセンティブが働くと予想される。

図表 5-7 は、追加分析 3 の検証結果を示している。図表 5-7 の列 (1) と列 (2) のいずれにおいても、*fd* の係数は正であるが統計的に有意ではなく、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業とそうでない企業のいずれにおいても、経営者予想の誤差が公正開示規制の導入後に変化したという結果は得られていない。公正開示規制の導入前後で経営者予想の正確度が変化していないことが見込まれる要因として、正確度の高い経営者予想を開示することによるコストと保守性の高い経営者予想を開示することでネガティブ・サプライズを回避するというベネフィットが企業ごとに異なっていることが挙げられる。

図表 5-7 追加分析 3 の検証結果

Dep. Var.: $mfe_t$	Predict Sign	(1)	(2)
		Firms with $pre\_outr \geq 2$	Firms with $pre\_outr < 2$
		Coef. (t-value)	Coef. (t-value)
<i>Constant</i>		1.8776 (0.63)	0.8386 (1.25)
<i>fd</i>	-	0.0036 (0.06)	0.0248 (0.63)
<i>Controls</i>		Included	Included
<i>Fixed Effect</i>		Firm	Firm
N of obs.		1,470	5,298
N of groups		245	883
R2 within		0.6170	0.0583

#### 第6節 結論

本章の目的は、公正開示規制が経営者による業績予想行動に与える影響を明らかにすることであった。本章では、期初予想の保守性は公正開示規制の導入後に平均的に増大しており、そうした事象は、私的チャンネルをより有している企業、および経営者予想をコミットメントとして捉える傾向にある企業で観察されることが示された。

本章の貢献は二つある。第一に、経営者予想の開示方針が公正開示規制の導入後に変化したことを示唆している点である。先行研究では、日本の経営者は期首に楽観的な経営者予想を公表し、期中に同予想を下方修正する傾向にあることが示されている (Kato et al., 2009)。一方、本章の結果は、公正開示規制の導入により、経営者は、期初時点における経営者予想の保守性を高めたことを示していた。公正開示規制の導入に伴い、経営者予想に対する投資家やアナリストの依存度が高まったことにより、経営者は、経営者予想を事後に下方に修正せずに済むよう、保守性の高い経営者予想を開示するようになった可能性がある。

第二に、コーポレートガバナンスと公正開示規制に対する取り組みは両立の関係にあることが示唆される点である。本章の結果は、公正開示規制の導入前における社外取締役の人数が2人以上である企業で経営者予想の保守性は同規制の導入後に増大したことを示しており、コーポレートガバナンスが相対的に厳格化されている企業ほど、市場の期待を下方修正するために保守性の高い経営者予想を開示するようになったことが示唆された。

ただし本章には次のような課題がある。すなわち、公的チャンネルを通じて開示される情報の内容の変化を分析する上で、公的情報の一部である経営者予想のみを検証している点である。経営者により公的に開示される情報については、アニュアルレポートや決算説明会、カンファレンスコールの資料を分析することも可能である。こうした点については今後の課題としたい。

## 第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響

108

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、経営者による業績予想（以下、経営者予想）の公表前後におけるアナリスト予想の内容を分析することを通じて、公正開示規制の導入により経営者予想に対するアナリストの依存度が増大したかを明らかにすることにある。本章の分析を通じて、公正開示規制の導入により私的チャンネルが制限されることで、公的チャンネルを通じて開示される情報に対するアナリストの依存度が高まったかを検討することで、検証課題2（公正開示規制の導入により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したか）に資する検証結果を提示することが可能となる。本章では、上記の課題を検討するために、経営者予想の公表前後におけるアナリスト予想の内容が公正開示規制の導入前後でどのように変化したかを分析する。

米国では、経営者予想に対するアナリストの依存度が公正開示規制の導入後に増大したことが示唆されているが（Kross and Suk, 2012）、同規制がアナリスト予想に与える影響を分析する上で必ずしも適切な環境にあるとは言い切れない。経営者予想に対するアナリストの依存度は、同予想の正確度に応じて異なる（Ota, 2010）。しかし、経営者予想が一般的にレンジで開示される米国では、経営者予想の正確度を必ずしも適切にコントロールすることができない。そのため米国では、経営者予想とアナリスト予想との関係を適切に捉えることが困難である。本章では、上場会社の大半が経営者予想を開示している日本企業を対象として分析することにより、上記の問題を緩和することが期待できる。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究を整理したのち仮説を構築する。第3節ではサンプルとリサーチ・デザインを説明する。第4節で検証結果を解釈したのち、第5節で追加分析を行う。第6節では結論を述べる。

### 第2節 先行研究と仮説構築

#### 2.1. 先行研究

公正開示規制の導入により業績予想のための情報の入手が一部制限されると、アナリストにとって、予想の困難性は増大しコンセンサスが得られにくくなる。そのため、アナリスト予想の誤差およびばらつきは同規制の導入後に増大することが予想される。しかし、先行研究では、アナリスト予想の誤差およびばらつきが公正開示規制の導入後に増大したことが示されている一方で（Agrawal et al., 2006）、同指標が同規制の導入後に変化したことを示す有意な結果を得られていないことも確認されており（Heflin et al., 2003 ; Bailey et al., 2003 ;

---

<sup>108</sup> 本章は、堀江・加賀谷（2021）を加筆・修正したものである。

Francis et al., 2006)、選択的な開示が制限されたか、また、アナリストにとっての業績予想の困難性が変化したかについて、一貫した帰結を導き出せていない。その要因として、同規制の導入後における経営者による業績予想行動の変化を考慮していないことが挙げられる (Kross and Suk, 2012)。Kross and Suk (2012) は、そうした影響を考慮に入れ、経営者予想の公表日前後におけるアナリスト予想行動を分析している。彼らは、経営者予想の公表日後のアナリスト予想の誤差 (ばらつき) から、経営者予想の公表日前のアナリスト予想の誤差 (ばらつき) を差し引いた値が、同規制の導入後に増大したことを示している。さらに、経営者予想の公表後におけるアナリスト予想の修正のタイミングおよび予想修正の人数・幅は同規制の導入後に早まった (増大した) ことを明らかにしている。これらは、公正開示規制の導入により、経営者予想に対するアナリストの依存度が増大したことを示唆している。

しかし、Kross and Suk (2012) では、経営者による業績予想行動の変化を必ずしも適切にコントロールできているとは限らない。先行研究では、公正開示規制の導入後に、経営者にはより保守的な経営者予想を公表するインセンティブが働き、経営者予想の平均的な正確度が向上したことが示唆されている (Heflin et al., 2016)。経営者予想に対するアナリストの依存度は経営者予想の正確度に左右されるため (Ota, 2010)<sup>109</sup>、経営者予想の正確度がアナリスト予想に与える影響を考慮する必要がある。しかし、米国では、経営者予想がレンジで開示されることが一般的であるため、同予想の正確度を適切に測定することが困難である。本章では、経営者予想の正確度をコントロールした上で、アナリストによる業績予想行動が公正開示規制の導入後にどのように変化したかを検証する。

### 2.2. 仮説構築

本章では、Kross and Suk (2012) を参考に、公正開示規制の導入後におけるアナリストによる業績予想行動の変化を検証する。公正開示規制の導入により、私的チャネルを通じて情報を入手できなくなると、アナリストは経営者予想に対する依存度を増大させ経営者予想に近似した値を公表することが予想される。先行研究では、私的チャネルを通じて開示される情報と公的に開示される情報は必ずしも同一でないことが示唆されている。経営者は、情報開示コストが高い場合に私的チャネルを通じて情報を開示するなど、情報内容に応じて開示チャネルを選択するのである (Verrecchia, 1983)。そのため公正開示規制の導入前は、私的チャネルを通じて開示される情報と経営者予想の内容に差があり、経営者予想の公表後のアナリスト予想は経営者予想とは必ずしも一致していなかったと考えられる。しかし、公正開示規制の導入後は私的チャネルを通じた情報開示が困難になるため、経営者予想はアナリストが業績予想を修正する上での重要な情報源となる (Kross and Suk, 2012)。そのため公正開示規制の導入後は経営者予想に対するアナリストの依存度は高まり、アナリスト

---

<sup>109</sup> Ota (2010) では、 $t$  期の経営者予想の誤差が大きいほど  $t$  期のアナリスト予想の正確度は経営者予想のそれに比べて高いことが示されており、アナリストは自身の予想値が既に公表されている経営者予想よりも正確度が高いときには経営者予想の値に調整を加えて予想値を作成していることが示唆されている。

は経営者予想により近似した予想値を作成するようになることが予想される。

同様の理由から、私的チャネルの制限に伴い、アナリストが業績を予想する際の判断材料として経営者予想がより有用なものになるため (Kross and Suk, 2012)、経営者予想の公表後におけるアナリストの予想修正行動は変化することが予想される。公正開示規制の導入前は、経営者予想の公表前に当該情報を知り得たため、経営者予想が公表されてもアナリストは自身の予想値を修正しないか小幅な修正にとどめていたと考えられる。しかし、経営者予想の公表前に当該情報を入手できなくなると、アナリストにとって経営者予想を自身の予想値に織り込む余地は増大する。経営者予想の公表前におけるアナリスト予想が経営者予想を通じてどのように修正されたかによりアナリスト予想の修正幅は異なるが、そうした経営者予想のサプライズを所与として、アナリスト予想の修正幅は公正開示規制の導入後に増大することが予想される。

また、アナリストは、公正開示規制の導入に伴い経営者予想の公表日より前に私的チャネルを通じて情報を入手することが困難になる。業績予想の拠り所としての私的情報<sup>110</sup>を活用できなくなると、アナリスト予想のコンセンサスは得られにくくなる。そのため、経営者予想の公表日前におけるアナリスト予想のばらつきは、公正開示規制の導入後に増大することが予想される。ただし、アナリスト予想を分析する上では、アナリストが他のアナリストによって既に公表されている予想値に近似した予想値を公表する、いわゆるハーディング行動の影響を考慮する必要がある (Trueman, 1994)。しかし、日本では上場会社の約 95% 以上が経営者予想を開示しており、また、先行研究ではアナリスト予想は経営者予想に近似していることが示唆されている (太田, 2007)。日本で多くのアナリストが経営者予想に依拠している事実を踏まえると、アナリスト予想の多様性がもともと低いためにハーディングの程度は限定的であり、アナリスト予想のばらつきが公正開示規制の導入後に縮小することは予想されにくい。

なお、本章では、ガイドラインが規定するプレビュー取材の制限による影響を明らかにするために、同取材が行われる時期の業績予想行動を分析する。すなわち、決算短信の公表日の直前に公表された最新の経営者予想に着目し、同予想の公表前後におけるアナリストによる業績予想行動が、公正開示規制の導入後にどのように変化したかを検証する<sup>111</sup>。

以上の議論を踏まえ、仮説 1a、仮説 1b、および仮説 1c を設定する<sup>112</sup>。

---

<sup>110</sup> 公正開示規制の導入前は日本ではプレビュー取材が慣行となっており (日本証券業協会, 2016)、アナリストは業績を予想する上で私的チャネルを活用してきたと考えられる。本論文における「私的情報」の定義については脚注 2 を参照。

<sup>111</sup> プレビュー取材は沈黙期間に入る前に行われるが、日本 IR 協議会の実態調査では、沈黙期間を設けている企業では、その期間が決算発表日の 1 週間前から 1 ヶ月半前までであることが確認されている。「IR 活動の実態調査 2017」(2017 年 4 月公表) <<https://www.jira.or.jp/download/gaiyou2017.pdf>>。

<sup>112</sup> 仮説 1a および仮説 1c より、経営者予想の公表前後におけるアナリスト予想の修正幅が増大するという仮説 1b を導出することが可能であるが、業績予想の傾向値について、企業全体と個別企業では必ずしも一致しないと考えられることから、複数の指標を用いて多面的に分析する必要があると考え、本論文では仮説 1b を設定している。

**仮説 1a :** 経営者予想と同予想公表後のアナリスト予想の乖離は、公正開示規制の導入後に縮小する。

**仮説 1b :** 経営者予想のサプライズを所与として、経営者予想の公表前後におけるアナリスト予想の修正幅は、公正開示規制の導入後に増大する。

**仮説 1c :** 経営者予想公表前のアナリスト予想のばらつきは、公正開示規制の導入後に増大する。

仮説 1a から仮説 1c で説明した、公正開示規制の導入後における経営者予想に対するアナリストの依存度は、アナリストにとって私的情報の入手がどの程度制限されたか、また経営者予想の正確度に応じて変化すると考えられる。

まず、公正な情報開示に対する姿勢は企業ごとに異なると考えられるが、とりわけ公正開示規制と関連が深い取り組みとして、コーポレートガバナンスが挙げられる。コーポレートガバナンスでは、機関投資家と投資先企業の「建設的な」対話を通じて当該企業の企業価値の向上や持続的成長を促進するという共通の課題が提示されている（日本版スチュワードシップ・コードに関する有識者検討会, 2014; 東京証券取引所, 2015）。しかし、企業から機関投資家に開示される情報の中には、私的情報も含まれている可能性があるため、企業から機関投資家のみ限定した情報開示が促進されると、私的情報を入手できる投資家とそうでない投資家との間に情報の非対称性が生じる。公正開示規制は、そうした証券市場の公正性を損なうような選択的な開示を制限する役割を果たしているのである。ここでコーポレートガバナンスがより厳格化されている企業では、経営者に対するモニタリングが十分に機能しているために（Fama, 1980）、アナリストに対する選択的な開示が行われにくくなることが予想される。

こうしたコーポレートガバナンスへの取り組みの違いは、経営者予想の正確度にも影響を与えると考えられる。経営者によって公的に開示される情報の量・質が多い・高いほど資本コストは小さいため（Easley and O'Hara, 2004）、公正開示規制の導入により経営者とアナリストの間の情報の非対称性が増大すると、公的に開示する情報の量・質を増加・向上させることによって資本コストの上昇を回避するインセンティブが経営者に働くと考えられる。コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業ほど、投資家に対する情報開示の量・質を増加・向上させる（Ajinkya et al., 2005）、とりわけ正確度の高い経営者予想を開示することによって資本コストを低下させる（村宮, 2005）インセンティブが働きやすいと考えられる<sup>113</sup>。経営者予想の正確度が高いほど同予想に対するアナリストの依存度は高いため、コ

---

<sup>113</sup> 本章で用いているサンプルを対象に、コーポレートガバナンスの程度に応じて経営者予想の誤差 ( $mfe_i$ ) が公正開示規制の導入後にどのように変化したかを分析したところ、Firms with  $pre\_outr \geq 2$  では  $fd$  の係数は正であるが統計的に有意ではなく（係数=0.0327; t 値=1.27）、Firms with  $pre\_outr < 2$  では  $fd$  の係数は正であり統計的に 5%水準で有意であった（係数=0.0026; t 値=2.05）。本章では社外取締役の人数が 2 人以上である企業では公正開示規制の導入後に経営者予想の正確度を高めると予想していたが、これを支持する



## 第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響

一ポレートガバナンスに対する取り組みがより厳格に行われている企業をカバーするアナリストほど、経営者予想に近似した予想を公表するようになると予想される。

以上をまとめると、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業では、公正開示規制の導入後に、選択的な開示が制限されやすく、また、経営者予想の正確度が向上することで、経営者予想に対するアナリストの依存度は増大すると考えられる。

本章では、第4章で議論した通り（図表4-1参照）<sup>114</sup>、公正開示規制の導入前における社外取締役の人数に着目し、公正開示規制の導入前である2013年から2015年のすべての年度において社外取締役の人数が2人以上である企業（Firms with *pre\_outdr* ≥ 2）を識別し、2013年から2015年の少なくとも一つの年度において社外取締役の人数が2人未満である企業[Firms with *pre\_outdr* < 2]と比較して、選択的な開示がより制限され、結果としての経営者予想に対するアナリストの依存度が増大したかを分析する。

以上の議論をふまえ、仮説2a、2b、および仮説2cを設定する。

**仮説2a：**公正開示規制の導入前における社外取締役が2人以上である企業では、経営者予想と同予想公表後のアナリスト予想の乖離は、同規制の導入後に縮小する。

**仮説2b：**公正開示規制の導入前における社外取締役が2人以上である企業では、経営者予想のサプライズを所与として、経営者予想の公表前後におけるアナリスト予想の修正幅は、同規制の導入後に増大する

**仮説2c：**公正開示規制の導入前における社外取締役が2人以上である企業では、経営者予想公表前のアナリスト予想のばらつきは、同規制の導入後に増大する。

### 第3節 サンプルとリサーチ・デザイン

#### 3.1. サンプル

本章では、公正開示規制の導入前後におけるアナリストによる業績予想行動を分析するために、2013年から2015年、および2017年から2019年を分析対象とする。本章では、私的チャネルの制限による影響を検証するために、プレビュー取材に着目しているが、同取材

---

結果を得ていない理由として、もともと正確度の高い経営者予想が公表されているために、同規制の導入後に同予想の正確度が改善される余地が小さいことが考えられる。一方、社外取締役の人数が2人未満である企業で経営者予想の正確度が低下した理由として、公正開示規制の導入に伴い私的チャネルの利用が制限されると、(1) 経営者は決算発表時のネガティブ・サプライズを回避するために、保守性の高い経営者予想を開示することで市場の期待を修正するようになった、あるいは(2) 市場は経営者予想の真偽を確かめることが困難になるため、経営者は、株価の上昇を目的としてより楽観的な予想を公表しやすくなった可能性が考えられる。本章で用いている Firms with *pre\_outdr* < 2 について、経営者予想の保守性を分析したところ、公正開示規制の導入後に同指標が変化したことを示す有意な結果は得られておらず、その要因として、上記(1)と(2)の双方の事象が生じていることが考えられる。

<sup>114</sup> 本章で用いているサンプルでは、サンプル全体に占める①から④の各グループに属する企業の割合は、順に17%、17%（うち「変化なし」は14%、「減少」は3%）、65%、1%である。

は2016年3月までに減少したことが確認されている(大崎, 2017; 奥村他, 2017)<sup>115</sup>。サンプル選定条件は次の通りである。(1) 東証上場会社のうち金融・証券・保険業・その他金融業(日経業種中分類に基づく)以外に属しており(22,216社・年)、(2) 決算月が3月であり(13,938社・年)、(3) 検証期間のすべての年度においてアナリスト・カバレッジが1人以上の企業(2,976社・年)である。なお、仮説1cの検証ではアナリスト予想のばらつきを用いるため、同変数が算出可能な、検証期間のすべての年度においてアナリスト・カバレッジが3人以上の企業を対象とする。本章で用いる経営者予想は日経 NEEDS Financial QUEST2.0から、アナリスト予想および財務データはトムソン・ロイターI/B/E/S業績予想から取得している。必要なデータが入手可能である企業に絞り、サンプルサイズは、仮説1aと仮説1bの検証では2,040社・年、仮説1cの検証では1,176社・年となった。

### 3.2. リサーチ・デザイン

本章では、Kross and Suk (2012)を参考としたリサーチ・デザインを用いる。まず、仮説1aの検証では、公正開示規制の導入前後における経営者予想に対するアナリストの依存度の変化を明らかにするために、経営者予想と同予想の公表後におけるアナリスト予想の乖離度合いを分析する(式(1))。次に、仮説1bの検証では、公正開示規制の導入によりアナリストにとっての経営者予想の有用性がどのように変化したかを示すために、経営者予想の公表前後におけるアナリスト予想の修正幅を分析する(式(2))。最後に、仮説1cの検証では、公正開示規制の導入による私的チャネルの制限に伴いアナリストにとっての予想の困難性が増大したかを分析するために、経営者予想の公表日直前におけるアナリスト予想のばらつきを用いる(式(3))。なお、決算短信の公表日直前に公表された最新の経営者予想が公表された期をt期とする。

$$|diff_t| = \beta_0 + \beta_1 fd + \beta_2 car + \beta_3 loss_t + \beta_4 \Delta roa_t + \beta_5 \Delta gdp_t + \beta_6 rd_{t-1} + \beta_7 lmve_t + \beta_8 mfe_t + \beta_9 naf_t + \beta_{10} mfi_t + \beta_{11} hr_t + FixedEffects + \varepsilon \quad \dots (1)$$

$$magnit_t = \beta_0 + \beta_1 fd + \beta_2 sur_t + \beta_3 fd \times sur_t + \beta_4 car + \beta_5 loss_t + \beta_6 \Delta roa_t + \beta_7 \Delta gdp_t + \beta_8 rd_{t-1} + \beta_9 lmve_t + \beta_{10} mfe_t + \beta_{11} naf_t + \beta_{12} mfi_t + \beta_{13} hr_t + FixedEffects + \varepsilon \quad \dots (2)$$

<sup>115</sup> 日本経済新聞でも、一連の不祥事を契機として、複数の証券会社が2015年10月決算期からプレビュー取材を取り止めたことが報告されている(「アナリスト不在の不幸」『日本経済新聞』2016年11月29日朝刊、p.16)。

$$\begin{aligned} disp_t = & \beta_0 + \beta_1 fd + \beta_2 car + \beta_3 loss_t + \beta_4 \Delta roa_t + \beta_5 \Delta gdp_t + \beta_6 rd_{t-1} + \beta_7 lmve_t + \beta_8 mfe_t \\ & + \beta_9 naf_t + \beta_{10} mfi_t + \beta_{11} hr_t + FixedEffects + \varepsilon \end{aligned} \quad \dots (3)$$

仮説 1a で用いる被説明変数は  $|diff_t|$  であり、経営者予想と同予想公表後のアナリスト予想の乖離を示している。経営者予想の公表日後 45 日間の最も早期に修正されたアナリスト予想コンセンサスの 1 株当たり利益（以下、EPS）の中央値から、経営者予想 EPS を差し引いた値の絶対値を、期首の株価で除して算出する<sup>116</sup>。アナリストが経営者予想に近似した予想を公表している場合に  $|diff_t|$  の値は小さくなる。  $fd$  は公正開示規制の導入後であれば 1 をとるダミー変数であり、仮説 1a における関心変数である。公正開示規制の導入に伴いアナリストは経営者予想に対する依存度を高めることが予想されるため、  $fd$  の予想符号は負である。

仮説 1b で用いる被説明変数は  $magni_t$  であり、アナリスト予想コンセンサスの修正幅を示しており、（経営者予想の公表日後 5 日以内の最も早期に修正されたアナリスト予想コンセンサス EPS の中央値−経営者予想の公表日前 30 日間における最新のアナリスト予想コンセンサス EPS の中央値）/期首の株価により算出する。ここで、アナリスト予想コンセンサス EPS について、中央値ではなく平均値を用いた場合、ガイドラインの公表前後におけるアナリスト予想の修正幅の変化には、過度にバイアスのかかったアナリストの増減によるものと、ガイドラインの公表に伴うアナリストにとっての経営者予想の有用性の変化によるものの双方が影響する。アナリスト予想コンセンサスの正確度は、中央値の方が平均値よりも高いことが示唆されており（Gu and Wu, 2003）、中央値を用いることによって過度にバイアスのかかったアナリストによる影響を緩和することができると考えられる。  $sur_t$  は経営者予想のサプライズであり、（経営者予想 EPS−経営者予想の公表日前 30 日間における最新のアナリスト予想 EPS の中央値）/期首の株価により算出する。経営者予想のサプライズが正（負）の方向に大きいほど、アナリスト予想の上方（下方）修正幅は増大することが予想される。アナリスト予想の修正幅は、経営者予想に対するサプライズ（ $sur_t$ ）によって変化するため、  $fd$  と  $sur_t$  の交差項である  $fd \times sur_t$  を関心変数として、経営者予想の公表後におけるアナリスト予想の修正幅が公正開示規制の導入後に増大したかを分析する。  $fd \times sur_t$  の予想符号は正である。

仮説 1c で用いる被説明変数は  $disp_t$  であり、アナリスト予想コンセンサス EPS のばらつきを表している。経営者予想の公表日前 45 日間における最新のアナリスト予想コンセンサス EPS の標準偏差を、期首の株価で除して算出する。  $fd$  の予想符号は正である。

主分析で用いるその他のコントロール変数について説明する。  $car$  は経営者予想の公表日

<sup>116</sup> 経営者予想の公表日から 1 週間後、2 週間後、3 週間後、および 4 週間後に公表されたアナリスト予想を用いて分析を行い、いずれのタイミングでも、経営者予想の公表後の最も早期に公表されたアナリスト予想を用いた場合と同様の結果が得られることを確認している。

の1日前から1日後までの3日間の累積異常リターンであり、経営者予想の情報内容の変化をコントロールするために用いている。 $loss_t$ は、 $t$ 期におけるEPSの実績値が赤字である場合に1をとるダミー変数である。業績が悪化している企業ほど、経営者予想にバイアスがかかりやすく(Ota, 2006)、経営者予想に対するアナリストの依存度は低いことが予想される。同様の理由から、ROAの対前年度変化率( $\Delta roa_t$ )を、 $([t$ 期のROA $-t-1$ 期のROA $]/[t-1$ 期のROA $])$ で算出しコントロール変数に加える。 $\Delta gdp_t$ はGDPの対前年度変化率である。景気が下向きである時期には楽観的な経営者予想が公表されやすい(Ota, 2006)。また、企業の情報環境をコントロールするため、研究開発費( $rd_{t-1}$ )および企業規模( $lmve_t$ )を変数に加える。 $rd_{t-1}$ は $t-1$ 期の研究開発費を $t-1$ 期の総資産で除して算出している。 $lmve_t$ は $t$ 期の期初時点における時価総額の自然対数値である。 $mfe_t$ は経営者予想の誤差であり、EPSの実績値から経営者予想EPSを差し引いた絶対値を、期首の株価で除して算出する。経営者予想の正確度は同予想に対するアナリストの依存度に影響を与える(Ota, 2010)。 $nafi_t$ は、 $t$ 期におけるアナリスト・カバレッジの自然対数値である。アナリスト・カバレッジは、アナリスト予想コンセンサスの正確度やばらつきに影響を与える。 $mfi_t$ は、予想イノベーション(Kato et al., 2009)であり、 $t-1$ 期の決算短信で公表される $t$ 期に対する経営者予想( $t$ 期の期初予想)の積極性を示している。 $t$ 期の期初予想EPSから $t-1$ 期のEPSの実績値を差し引いたものを $t-1$ 期の総資産で除して算出する。 $mfi_t$ が大きいほど経営者予想に対するアナリストの依存度は小さいことが予想される。 $hr_t$ は経営者予想の予測期間を示しており、 $t$ 期に対する経営者予想が最後に修正された日から $t$ 期の決算短信公表日までの日数について、自然対数値をとったものである。予測期間が長いほど経営者予想に対するアナリストの依存度は増大することが予想される。

検証にあたっては、誤差項の不均一分散に対処するために企業および年についてのクラスターを施して得られた標準誤差を用いている。なお、異常値による影響を排除するために、連続変数については年度ごとに上下1%でウィンソライゼーションを施している。

#### 第4節 検証結果

##### 4.1. 基本統計量

図表6-1は、本章の仮説検証で用いる変数の基本統計量を示している<sup>117</sup>。 $mfi_t$ の平均値は0.771と正であり、期初予想の積極性が高いことを示唆するKato et al. (2009)と整合的である。

また、図表6-2は、本章の仮説検証で用いる変数間の相関係数を示している。図表6-2を見ると、経営者予想に対するサプライズ( $sur_t$ )と経営者予想の誤差( $mfe_t$ )、企業規模( $lmve_t$ )

<sup>117</sup> 本章で被説明変数として用いる $|diff_t|$ 、 $magni_t$ 、および $disp_t$ について、公正開示規制の導入前(後)における平均値は、0.0749 (0.0138)、0.0022 (0.0012)、0.0068 (0.0061)であった。同規制の導入前後における $|diff_t|$ 、 $magni_t$ 、および $disp_t$ の平均値(中央値)の差について、t-test (Wilcoxon rank sum test)のt値(z値)は、1.84 (10.85)、-0.21 (3.17)、1.07 (5.70)であり、単変量分析では、 $|diff_t|$ を除き、本章の仮説と整合する結果は得られていない。

とアナリスト・カバレッジ数 ( $nafi$ ) の間に、それぞれやや強い相関 (最大で、それぞれ 0.769、0.736) があることが観察される。こうした変数間の相関性によってもたらされる多重共線性を確認したところ、VIF (variance inflation factor) は多重共線性が疑われる基準値である 10 を下回っていた。また、VIF が 2 を上回る  $lmve_t$ 、(VIF は 2.47)、 $nafi$  (VIF は 2.25)、および  $mfe_t$  (VIF は 2.92) を除いた場合でも、主分析と同様の結果が得られることを確認している。

図表 6-1 基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Q1	Median	Q3	Max
$ diff_t $	2,040	0.044	0.436	0.000	0.001	0.005	0.024	9.179
$magni_t$	2,040	0.002	0.016	-0.114	-0.001	0.000	0.003	0.098
$disp_t$	1,176	0.006	0.011	0.000	0.002	0.004	0.007	0.172
$fd$	2,040	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500 <sup>118</sup>	1.000	1.000
$sur_t$	2,040	0.015	0.437	-0.237	-0.013	-0.002	0.001	9.180
$fd \times sur_t$	2,040	-0.004	0.023	-0.237	-0.002	0.000	0.000	0.111
$car$	2,040	0.000	0.046	-0.148	-0.025	-0.001	0.025	0.165
$loss_t$	2,040	0.053	0.225	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$\Delta roa_t$	2,040	0.163	1.694	-13.230	-0.132	0.056	0.327	12.468
$\Delta gdp_t$	2,040	0.010	0.007	-0.002	0.004	0.011	0.016	0.020
$rd_{t-1}$	2,040	0.012	0.018	0.000	0.000	0.003	0.019	0.089
$lmve_t$	2,040	25.896	1.222	22.725	25.022	25.855	26.713	29.336
$mfe_t$	2,040	0.007	0.016	0.000	0.001	0.004	0.008	0.252
$nafi_t$	2,040	1.597	0.842	0.000	1.099	1.609	2.197	3.178
$mfi_t$	2,040	0.771	4.647	-30.810	-0.100	0.246	0.832	68.026
$hr_t$	2,040	1.827	0.331	0.000	1.924	1.954	1.973	2.021

<sup>118</sup> 本章では、サンプル対象となるすべての年度で同一企業のデータを用いており、 $fd=0$  となるデータの数は 1,020、 $fd=1$  となるデータの数は 1,020 と同一である。本章では、統計ソフトとして Stata15 を用いているが、同ソフトの出力上、中央値は 0.500 となっているが、もとのデータでは、 $fd$  は 0 あるいは 1 の値をとっている。

第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度を与える影響

図表 6-2 相関係数表 (列 (1) から列 (2) は N=2,040、列 (3) は N=1,176)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) diff <sub>i</sub>	1	-	-	-0.241	-0.291	0.009	-0.025	0.196	0.042	-0.074	0.002	-0.219	-0.040	-0.053	-0.033	-0.199
(2)magni <sub>i</sub>	-	1	-	-0.070	0.348	0.288	0.247	-0.030	0.252	0.007	0.041	-0.069	-0.040	0.000	0.022	-0.185
(3)disp <sub>i</sub>	-	-	1	-0.166	-	-	-0.011	0.235	0.113	-0.079	0.119	-0.203	0.267	0.178	0.054	-0.132
(4)fd	-0.070	-0.031	-0.031	1	0.040	-0.379	-0.030	-0.033	-0.107	0.293	0.002	0.192	-0.018	-0.014	-0.093	0.003
(5)sur <sub>i</sub>	0.988	0.032	-	-0.052	1	0.510	0.187	-0.148	0.134	0.010	0.001	-0.051	0.130	-0.074	0.068	0.009
(6)fd×sur <sub>i</sub>	-0.012	0.150	-	-0.161	0.059	1	0.139	-0.052	0.164	-0.098	0.032	-0.139	-0.025	-0.066	0.043	-0.037
(7)car	0.005	0.156	-0.039	-0.019	0.021	0.113	1	-0.034	0.086	-0.058	0.024	-0.050	0.020	-0.018	-0.010	-0.032
(8)loss <sub>i</sub>	0.020	-0.043	0.316	-0.033	-0.030	-0.182	-0.039	1	-0.299	-0.044	0.041	-0.110	0.005	-0.037	0.047	-0.140
(9)Δroa <sub>i</sub>	-0.024	0.098	-0.038	-0.045	0.013	0.195	0.050	-0.497	1	-0.075	0.039	-0.043	0.075	0.034	0.477	-0.026
(10)Δgdp <sub>i</sub>	-0.053	0.016	-0.046	0.374	-0.046	-0.063	-0.060	-0.041	-0.055	1	-0.009	0.092	-0.004	0.017	-0.124	0.059
(11)rd <sub>t-1</sub>	-0.011	0.024	-0.021	0.002	-0.003	0.009	0.016	0.009	0.034	-0.004	1	-0.069	-0.004	0.011	0.016	0.058
(12)lmve <sub>i</sub>	-0.081	-0.072	-0.207	0.191	-0.067	0.008	-0.056	-0.109	-0.025	0.110	-0.040	1	-0.114	0.736	-0.049	0.019
(13)mfe <sub>i</sub>	0.767	-0.058	0.095	-0.055	0.769	-0.039	0.018	0.112	-0.035	-0.053	-0.041	-0.155	1	-0.024	0.068	0.249
(14)naf <sub>i</sub>	-0.021	-0.033	-0.028	-0.013	-0.023	0.012	-0.029	-0.043	0.007	0.016	0.016	0.721	-0.054	1	0.031	-0.033
(15)mfi <sub>i</sub>	0.458	-0.011	0.023	-0.034	0.454	-0.012	-0.008	0.034	0.150	-0.064	-0.001	-0.098	0.416	-0.009	1	-0.034
(16)hr <sub>i</sub>	0.001	-0.347	-0.185	0.039	0.024	0.051	-0.008	-0.176	0.039	0.039	-0.008	0.118	0.147	0.050	-0.007	1

左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

#### 4.2. 検証結果

仮説 1a の検証結果は図表 6-2 の列 (1) に示している。 $fd$  の係数は負であり統計的に 1% 水準で有意である。この結果は、経営者予想とその後公表されたアナリスト予想の乖離が公正開示規制の導入後に縮小したことを示しており、仮説 1a を支持する。仮説 1b の検証結果は図表 6-2 の列 (2) に示している。図表 6-2 の列 (2) で  $fd$  の係数が正であり統計的に 1% 水準で有意であることは、アナリスト予想の上方修正幅が公正開示規制の導入後に増大したことを示している。ここで、アナリスト予想の修正幅は経営者予想に対するサプライズ ( $sur_t$ ) によって変化する。 $sur_t$  の係数は正であり統計的に 1% 水準で有意である。この結果は、経営者予想値から経営者予想の公表前におけるアナリスト予想値を差し引いた値が正 (負) の方向に大きい、すなわち、経営者予想の修正幅が大きいほどアナリスト予想の修正幅が大きいことを示している。 $fd \times sur_t$  の係数は正であり統計的に 1% 水準で有意である。この結果は、経営者予想の公表後におけるアナリスト予想の修正幅が公正開示規制の導入後に増大したことを示しており、仮説 1b を支持する。仮説 1c の検証結果は、図表 6-2 の列 (3) に示している。 $fd$  の係数は正であり統計的に 1% 水準で有意である。経営者予想の公表前におけるアナリスト予想のばらつきは公正開示規制の導入後に増大しており、仮説 1c を支持する。

図表 6-2 仮説 1a、仮説 1b、仮説 1c の検証結果

Indep. var.	(1)Dep. var.: $ diff_t $		(2)Dep. var.: $magni_t$		(3)Dep. var.: $disp_t$	
	Predict Sign	Coef. (t-value)	Predict Sign	Coef. (t-value)	Predict Sign	Coef. (t-value)
<i>constant</i>		-1.9251** (-2.36)		0.2069*** (6.02)		0.1378*** (5.09)
<i>fd</i>	-	-0.0544*** (-3.29)	+	0.0025*** (2.93)	+	0.0021*** (2.67)
<i>sur<sub>t</sub></i>			+	0.0052*** (2.77)		
<i>fd</i> × <i>sur<sub>t</sub></i>			+	0.1106*** (3.36)		
<i>car</i>	-	-0.0276 (-0.19)	+	0.0416*** (5.47)	-	-0.0047 (-0.86)
<i>loss<sub>t</sub></i>	+	-0.1433*** (-2.50)	-	-0.0043 (-0.88)	+	0.0034 (1.13)
$\Delta roa_t$	-	-0.0163** (-2.14)	-	-0.0004 (-0.87)	+	0.00004 (0.39)
$\Delta gdp_t$	-	-0.3038 (-0.48)	+	0.1570*** (3.81)	-	-0.0122 (-0.34)
<i>rd<sub>t-1</sub></i>	+	-1.2815 (-0.58)	-	0.1212 (1.22)	+	0.0804 (0.74)
<i>lmve<sub>t</sub></i>	+	0.0831*** (2.52)	-	-0.0067*** (-4.90)	+	-0.0049*** (-4.87)
<i>mfe<sub>t</sub></i>	+	21.9317*** (4.87)	-	-0.1442** (-2.40)	+	-0.0195*** (-2.82)
<i>naf<sub>t</sub></i>	-	0.0370** (2.07)	-	-0.0009 (-0.85)	+	-0.00001 (-0.04)
<i>mfi<sub>t</sub></i>	+	0.0167* (1.63)	-	-0.0001 (-1.50)	+	-0.00001 (-0.92)
<i>hr<sub>t</sub></i>	-	-0.1957*** (-4.83)	-	-0.0185*** (-7.92)	+	-0.0007 (-1.30)
Fixed Effects		Firm		Firm		Firm
N of obs.		2,040		2,040		1,176
N of groups		340		340		196
R2 within		0.6673		0.2036		0.0525

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10.

仮説 2a の検証結果は図表 6-3 の列 (1)・(2) に示している。図表 6-3 の列 (1) では *fd* の係数は負であり統計的に 1%水準で有意である一方、列 (2) では *fd* の係数は負であり統計的に 10%水準で有意である。公正開示規制の導入前に社外取締役が 2 人以上である企業では経営者予想とアナリスト予想の乖離は同規制の導入後に縮小しており、仮説 2a を支持する。仮説 2b の検証結果は図表 6-3 の列 (3)・(4) に示している。図表 6-3 の列 (3) では *fd*×*sur<sub>t</sub>* の係数は正であり統計的に 5%水準で有意である一方、列 (2) では *fd*×*sur<sub>t</sub>* の係数は正であり統計的に 10%水準で有意である。この結果は、公正開示規制の導入前からコーポレートガバナンスが相対的に機能している企業ほど経営者予想の公表後におけるアナリスト予想の修正幅が同規制の導入後に増大したことを示し、仮説 2b を支持する。仮説 2c の検証結果は図表 6-3 の列 (5)・(6) に示している。図表 6-3 の列 (5) では *fd* の係数は正であ



第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響

り統計的に5%水準で有意である一方、列(6)では $fd$ の係数は正であり統計的に10%水準で有意である。公正開示規制の導入前に社外取締役が2人以上である企業では経営者予想の公表前におけるアナリスト予想のばらつきは同規制の導入後に増大しており、仮説2cを支持する。図表6-3の結果は、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業ほど同規制の導入後に選択的な開示が制限されていることを示唆し、本章の予想と整合する<sup>119</sup>。

図表6-3 仮説2a、仮説2b、仮説2cの検証結果

Indep. var.	Dep. var.: $diff_i$		Dep. var.: $magni_i$		Dep. var.: $dispi_i$	
	(1) Firms with $pre\_outr \geq 2$ Coef. (t-value)	(2) Firms with $pre\_outr < 2$ Coef. (t-value)	(3) Firms with $pre\_outr \geq 2$ Coef. (t-value)	(4) Firms with $pre\_outr < 2$ Coef. (t-value)	(5) Firms with $pre\_outr \geq 2$ Coef. (t-value)	(6) Firms with $pre\_outr < 2$ Coef. (t-value)
<i>constant</i>	-2.5714*** (-3.27)	0.3642** (2.06)	0.1493** (2.10)	0.2077*** (4.93)	0.2124*** (3.79)	0.1013*** (4.17)
<i>fd</i>	-0.0807*** (-3.43)	-0.0087* (-1.76)	0.0022 (1.29)	0.0017* (1.70)	0.0033** (2.28)	0.0009* (1.67)
<i>sur<sub>t</sub></i>			0.0011 (0.25)	0.0759*** (3.71)		
<i>fd</i> × <i>sur<sub>t</sub></i>			0.0874** (2.07)	0.0804* (1.67)		
<i>car</i>	0.0997 (0.51)	-0.0304 (-0.86)	0.0290* (1.89)	0.0403*** (4.99)	-0.0087 (-0.65)	0.0005 (0.16)
<i>loss<sub>t</sub></i>	-0.2196** (-2.04)	0.0381*** (2.59)	-0.0209*** (-2.63)	0.0010 (0.15)	0.0103** (1.99)	0.0027 (1.03)
<i>Aroa<sub>t</sub></i>	-0.0102* (-1.73)	-0.0071* (-1.80)	-0.0009* (-1.66)	0.0005 (0.88)	-0.00004 (-0.38)	0.0001 (0.69)
<i>Δgdpi<sub>t</sub></i>	-1.3004* (-1.64)	0.0350 (0.24)	0.1459** (2.00)	0.1277*** (2.55)	0.1248 (1.11)	-0.0053 (-0.21)
<i>rd<sub>t-1</sub></i>	0.7877 (0.68)	-0.6281 (-1.41)	0.0892 (0.64)	0.1504 (1.43)	0.1255 (0.52)	0.0052 (0.08)
<i>lmve<sub>t</sub></i>	0.1032*** (3.26)	-0.0108 (-1.54)	-0.0039 (-1.39)	-0.0071*** (-4.27)	-0.0079*** (-3.63)	-0.0036*** (-3.91)
<i>mfe<sub>t</sub></i>	20.1037*** (420.21)	1.6943*** (2.82)	-0.0221 (-0.23)	-0.2577*** (-3.85)	-0.0223* (-1.71)	-0.0001 (-0.01)
<i>nafi<sub>t</sub></i>	0.0129 (1.58)	0.0001 (0.03)	-0.0006 (-1.12)	0.0002 (0.57)	-0.0002 (-0.44)	0.0002 (1.07)
<i>mfi<sub>t</sub></i>	-0.0013 (-1.17)	0.0044*** (2.69)	-0.000005 (-0.81)	-0.0002 (-1.50)	-0.000001 (-0.38)	0.0001 (0.65)
<i>hr<sub>t</sub></i>	-0.1706*** (-4.48)	-0.0375*** (-3.93)	-0.0227*** (-4.50)	-0.0141*** (-6.20)	0.0006 (0.28)	-0.0007 (-1.51)
Fixed Effects	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
N of obs.	690	1,350	690	1,350	504	672
N of groups	115	225	115	225	84	112
R2 within	0.9970	0.4303	0.2093	0.2341	0.0704	0.1001

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10.

<sup>119</sup> 図表6-3の結果について、Firms with  $pre\_outr \geq 2$  と Firms with  $pre\_outr < 2$  において  $fd$ 、および  $fd \times sur_t$  の係数に有意な差が存在するかを確認するために chow test を行い、列(1)・(2)については5%水準で有意であり、列(3)・(4)については有意ではなく、列(4)・(5)については1%水準で有意であることを確認している。

第5節 追加分析

主分析では、公正開示規制の導入により、アナリストによる業績予想行動が変化したことが示された。しかし、そうした変化が公正開示規制による影響であることを明確にする必要がある。とりわけ私的チャンネルを積極的に活用してきた企業ほど、公正開示規制による影響を受けやすいと考えられる。追加分析では、私的チャンネルに対する依存度の高い企業を識別し、公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響を分析する（追加分析1）。

本章では、期初時点における経営者予想の積極性が高い企業ほど、私的チャンネルを通じて期中に同予想を修正するインセンティブが働き、私的チャンネルに対する依存度が相対的に高いと予想する。期初時点で積極的な経営者予想を公表する企業ほど、年次決算の実績値の公表時に、決算直前における経営者予想を達成できなかったことを原因とするネガティブ・サプライズを回避するために、期中に経営者による業績予想を下方修正する必要性が高くなる<sup>120</sup>。しかし、経営者は、市場の期待を下げるような情報については、私的チャンネルを通じて開示する可能性があり（Verrecchia, 1983）、公正開示規制の導入前は、アナリストを通じて経営者による業績予想を下方修正していた可能性がある<sup>121</sup>。以上を踏まえると、期初予想の積極性が高い企業では、公正開示規制の導入に伴う私的チャンネルの制限により、経営者予想に対するアナリストの依存度は増大しやすいことが予想される。

追加分析では、期初予想の積極性を予想イノベーション（Kato et al., 2009）により測定する。予想イノベーションは、 $t$  期に対する期初時点での経営者予想の EPS から、 $t-1$  期の EPS の実績値を差し引いた値を、 $t$  期における期首の株価で除して算出する。予想イノベーションについて、2013年3月期から2015年3月期、および2017年3月期から2019年3月期までの平均値を算出し、中央値を下回る（上回る）企業を、私的チャンネルに対する依存度が高い（低い）企業（Firms with[without] private disclosure）として分類する。

図表6-4の列(1)・(2)は、公正開示規制の導入後における経営者予想に対するアナリストの依存度の変化を、企業による私的チャンネルの利用度合いによりサンプルを分類して検証した結果を示している。図表6-4の列(1)では  $fd$  の係数は負であり統計的に1%水準で有意である。一方、図表6-4の列(2)では  $fd$  の係数は負であるが統計的に有意ではない。これらの結果は、期初予想の積極性が高く私的チャンネルを利用するインセンティブが働きやすい企業では、公正開示規制の導入後に経営者予想とアナリスト予想の乖離が縮小した

<sup>120</sup> 日本企業は、年次の決算発表時におけるネガティブ・サプライズを回避するために、期首に楽観的な経営者予想を公表し、期中に同予想を下方修正する傾向にあることが示唆されている（Kato et al., 2009）。また、日本企業の経理・財務担当者を対象とした須田・花枝（2008）による調査によれば、日本企業は、経営者予想よりも実績値を相対的に重視する傾向にあることが示されている。そのため、本章では、年次の実績値が公表される時点におけるネガティブ・サプライズの回避に着目して分析を行っている。

<sup>121</sup> 投資家は、経営者に対して、アナリストよりも業績を正確に予想することを期待しており（Diamond, 1985）、市場の期待を下げるような情報については、アナリストを通じて開示された場合よりも経営者予想を通じて開示された場合の方が株価の下落幅が増大する（Heflin et al., 2016）。そのため、経営者には、自身の予想を下方修正する必要性が高まった場合に、経営者予想ではなくアナリストを通じて当該情報を伝達するインセンティブが働くと考えられる。

一方で、期初予想の積極性が相対的に低い企業では同様の事象が観察されないことを示している。図表 6-4 の列 (3)・(4) は、公正開示規制の導入による、経営者予想の公表後におけるアナリスト予想の修正幅の変化を、私的チャネルの程度によりサンプルを分類して検証した結果を示している。列 (3) では  $fd \times sur_t$  の係数は負であるが統計的に有意ではない。一方、列 (4) では  $fd \times sur_t$  の係数は正であり、統計的に 1%水準で有意である。これらの結果は、期初予想の積極性が高い企業では、公正開示規制の導入後にアナリスト予想の修正幅が増大していない一方で、期初予想の積極性が低い企業では、アナリスト予想の修正幅が公正開示規制の導入後に増大したことを示している<sup>122</sup>。図表 6-4 の列 (5)・(6) は、公正開示規制の導入後におけるアナリスト予想のばらつきの変化を、私的チャネルの程度別にサンプルを分類して検証した結果を示している。列 (5) では  $fd$  の係数は正であり統計的に 5%水準で有意である。一方、列 (6) では  $fd$  の係数は正であるが統計的に有意ではない。期初予想の積極性が高い企業ではアナリスト予想のばらつきが公正開示規制の導入後に増大した一方で、期初予想の積極性が低い企業ではそうした事象が観察されないことが確認できる。図表 6-4 の結果は、期初予想の積極性が高い企業ほど、公正開示規制の導入に伴う私的チャネルの制限により経営者予想に対するアナリストの依存度が増大しやすいことを示唆している<sup>123</sup>。

<sup>122</sup> このような結果が得られた理由として、期初予想の積極性が、期中における経営者予想の修正幅と、それを受けたアナリストの予想修正行動に影響を与えることが挙げられる。期初予想の積極性が高い企業では、期中に大幅な予想修正を行う必要性が高いために、ガイドラインの公表の有無にかかわらず、アナリストによる予想修正が活発に行われていた可能性がある。 $sur_t$ の係数が正であり統計的に 1%水準で有意である(係数=0.0984 ; t 値=2.60) ことは、ガイドラインの公表前からアナリストによる予想修正が一定程度行われていたことを示唆している。一方、期初予想の保守性が高い企業では、期中に経営者予想が修正されるとしても小幅にとどまり、同予想の公表後のアナリストによる予想修正は活発でない可能性がある。 $sur_t$ の係数が統計的に有意でない(係数=-0.0002 ; t 値=-0.56) ことは、そのためであると考えられる。以上を踏まえ、ガイドラインの公表によるアナリスト予想の修正幅は、期初予想の積極性が低く、アナリストにより予想が相対的に修正されていなかった企業において変化しやすいと解釈できる。

<sup>123</sup> 図表 6-4 の結果について、Firms with Private Disclosure と Firms without Private Disclosure において  $fd$ 、および  $fd \times sur_t$  の係数に有意な差が存在するかを確認するために chow test を行い、列 (1)・(2) については 1%水準で有意であり、列 (3) (4) については有意ではなく、列 (5)・(6) については 5%水準で有意であることを確認している。

図表 6-4 追加分析 1 の検証結果

Indep. var.	Dep. var.: $ diff_i $		Dep. var.: $magni_i$		Dep. var.: $disp_i$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Firms with Private Disclosure	Firms without Private Disclosure	Firms with Private Disclosure	Firms without Private Disclosure	Firms with Private Disclosure	Firms without Private Disclosure
	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)
<i>constant</i>	-0.1515 (-0.54)	-5.0269** (-2.00)	0.2881*** (3.06)	0.1580*** (3.87)	0.1552*** (4.02)	0.0816*** (3.87)
<i>fd</i>	-0.0323*** (-3.69)	-0.0132 (-0.28)	0.0041 (1.47)	0.0013 (1.37)	0.0029** (2.48)	0.0005 (0.98)
<i>sur<sub>i</sub></i>			0.0984*** (2.60)	-0.0002 (-0.56)		
<i>fd</i> × <i>sur<sub>i</sub></i>			-0.1100 (-1.19)	0.1531*** (2.84)		
<i>controls</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Fixed Effects</i>	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
N of obs.	1,020	1,020	1,020	1,020	606	600
N of groups	170	170	170	170	101	100
R2 within	0.9232	0.7350	0.1925	0.2035	0.0573	0.1379

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.10$ .

経営者予想に対するアナリストの依存度は同予想の正確度に左右されるため (Ota, 2010)、同正確度が公正開示規制の導入前後でどのように変化したかを分析する必要がある。とりわけコーポレートガバナンスが相対的に機能している企業では、公正開示規制の導入後に、選択的な開示が制限されやすく、また、経営者予想の正確度が向上することで、経営者予想に対するアナリストの依存度は増大すると考えられる。そこで追加分析 2 では、仮説 2a・2b・2c と同様に、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業とそうでない企業を識別し、経営者予想の誤差が公正開示規制の導入後に縮小したか否かを分析する。

図表 6-5 は、追加分析 2 の検証結果を示している。図表 6-5 の列 (1) では、*fd* の係数は正であるが統計的に有意ではなく、社外取締役の人数が 2 人以上である企業では経営者予想の誤差は公正開示規制の導入前後で変化していないことを示している。コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業ではもともと正確度の高い経営者予想が開示されていたために、公正開示規制の導入後に同正確度が向上する余地が小さい可能性が考えられる。列 (2) では、*fd* の係数は正であり統計的に 5%水準で有意であり、社外取締役の人数が 2 人未満である企業では経営者予想の誤差が公正開示規制の導入後に増大したことを示している。公正開示規制の導入後に経営者予想の誤差が増大する要因として、私的チャネルの利用が制限されると、(1) 経営者は決算発表時のネガティブ・サプライズを回避するために、保守性の高い経営者予想を開示することで市場の期待を修正するようになった、あるいは (2) 市場は経営者予想の真偽を確かめることが困難になるため、経営者は、株価の上昇

## 第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響

を目的としてより楽観的な予想を公表しやすくなったことが挙げられる。コーポレートガバナンスに対する取り組みが相対的に厳格でない企業では、モニタリングがより機能しにくいために、経営者予想にバイアスをかけやすい環境にあると考えられる。ここで、追加分析2で用いている *Firms with pre\_outdr<2* について、経営者予想の保守性を分析したところ、公正開示規制の導入後に同指標が変化したことを示す有意な結果は得られておらず、その要因として、上記(1)と(2)の双方の事象が生じていることが考えられる。

図表 6-5 追加分析2の検証結果

Indep. var.	Dep. var.: $mfe_t$	
	(1) Firms with <i>pre_outdr</i> ≥2	(2) Firms with <i>pre_outdr</i> <2
	Coef. (t-value)	Coef. (t-value)
<i>constant</i>	4.0355 (1.45)	0.1660*** (0.1660)
<i>fd</i>	0.0327 (1.27)	0.0026** (2.05)
<i>controls</i>	Included	Included
<i>Fixed Effects</i>	Firm	Firm
N of obs.	690	1,350
N of groups	115	225
R2 within	0.0442	0.1097

\*\*\* $p<0.01$ , \*\* $p<0.05$ .

### 第6節 結論

本章では、公正開示規制がアナリストによる業績予想行動に与える影響を分析し、三つの結果を得た。公正開示規制の導入により、(1) 経営者予想とアナリスト予想の乖離は縮小したこと、(2) 経営者予想の公表後におけるアナリスト予想の修正幅は増大したこと、(3) アナリスト予想のばらつきは増大したことである。さらに、(1) から (3) の事象は、コーポレートガバナンスが相対的に機能していると考えられる企業でより顕著に現れることが確認された。

本章の貢献は三つある。第一に、公正開示規制がアナリストによる業績予想行動に与える影響を検討している点である。本章の結果は、公正開示規制の導入により、経営者予想に対するアナリストの依存度は増大しており、同規制は公的情報に対するアナリストの活用方針を変化させたことを示唆していた。第二に、公正開示規制の導入により、個々のアナリストの分析能力が問われるようになりつつあることが確認される点である。本章の結果は、公正開示規制の導入後に経営者による選択的な開示が制限されたことで、経営者予想に対するアナリストの依存度が増大した可能性を示唆していた。アナリストには、業績を予想するにあたり、経営者から事前に得た私的情報に依拠するのではなく、個々の分析能力が問われ

## 第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響

るようになりつつある可能性がある。第三に、コーポレートガバナンスと公正開示規制に対する取り組みは両立する関係にあることを示唆している点である。本章の結果はコーポレートガバナンスが相対的に機能していることが想定される企業ほど、選択的な開示の制限に伴い公的情報に対するアナリストの依存度が増大する可能性が示唆された。

ただし、本章には課題が残されている。本章では、アナリスト予想のばらつきが公正開示規制の導入後に縮小したことが示され、経営者による選択的な開示が減少したと解釈した。しかし、私的情報を直接観察することは困難であり、結果の解釈には注意する必要がある。

## 第7章 結論と今後の展望

### 第1節 各章（第2章から第6章）のまとめ

#### 第2章 日本における公正開示に関する諸規制の史的変遷

第2章では、日本における公正開示規制の導入背景と、公正開示をめぐる諸規制の史的変遷を整理し、公正開示規制の意義を明らかにした。

まず、日本における公正開示に関する規制の導入背景と概要を時系列で整理した。日本では、2016年から2018年にかけて一連の公正開示規制が導入されるよりも前に、公正開示を促進するための規制が導入されていた。すなわち、1989年に金融庁によって施行された内部者取引規制、1999年に東京証券取引所によって公表された適時開示規則、2002年に日本証券業協会によって公表された「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」、2013年に金融庁によって公表された「情報伝達・取引推奨行為に関する規制」である。これらの規制のもとでは、未公表の重要情報の選択的な開示を制限し、当該情報の早期開示を促進させるとともに、当該情報に基づく取引が禁止されていた。そのため、未公表の重要情報の開示を促進するための一連の規制が完全に機能しているとすれば、未公表の重要情報が選択的に開示される余地は限られることを説明した。

しかし、2014年から2015年にかけて発生した、未公表の重要情報の取扱いをめぐる複数の証券会社による不祥事は、これらの規制が完全には機能していないことを浮き彫りにするものであった。その理由として、第2章では次の三つを挙げた。第一に、内部者取引規制は未公表の重要情報に基づく取引のみを規制しているために内部者取引に至らない未公表の重要情報の選択的な開示を規制することは困難であること、第二に、適時開示規則では罰則金が相対的に小さいこと、第三に、「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」ではアナリスト・レポート以外の手段により行われる未公表の重要情報の開示を制限していないことである。以上の議論を踏まえて、未公表の重要情報が選択的に開示されれば証券市場に対する投資家の信頼を損なうという理由から、当該伝達が内部者取引につながるか否かを問わず、当該伝達を規制すべきとの判断が日本証券業協会および金融庁によって下されたことを説明した。

#### 第3章 公正開示規制をめぐる諸問題と検証課題の導出

第3章では、公正開示規制の実効性に関する先行研究を整理することにより、本論文で検証すべき課題を導出した。

まず、公正開示規制のメリットとデメリットを整理し、同規制には理論上および実務上の対立する議論が存在することを説明した。すなわち、理論上は、内部者取引は価格効率性を高める一方で（Henry, 1966）、投資家間の情報の非対称性が存在する証券市場では情報を十分に持たない投資家によって高い割引率が要求されるため（Easley and O'Hara, 2004）、選択

的な開示の制限は資本コストの上昇を緩和し社会的厚生を改善する役割を果たすのである。また、実務では、公正開示規制に対する取り組みに熱心な企業では経営者およびアナリストによる情報開示の量・質の増加・向上が期待される一方で、開示コストの高い情報を保有する企業ほど当該情報が開示されにくくなることが予想されることを説明した。

次に、上述のような公正開示をめぐる議論の対立が存在する中で、公正開示規制の実効性についてどのような実証的証拠が得られているかを整理するために、同規制に関する先行研究のレビューを行った。公正開示規制の導入により、決算発表前における経営者による情報開示量は平均的に見て増大しており、開示コストの小さい大規模企業ほど投資家間における情報の非対称性が縮小していること、また、経営者は情報開示の手段を私的チャネルから公的チャネルにシフトさせ、公的チャネルにおける情報開示量を増加させている一方で、とりわけ不確実性の高い情報ほど開示されにくくなったことが示唆されることを説明した。

さらに、経営者およびアナリストによる業績予想行動に関する先行研究をレビューした。経営者予想およびアナリスト予想を分析した研究では、私的情報を識別することが困難であったことなどから、私的チャネルと公的チャネルが区別されずに業績予想の内容が分析されてきたことを説明した。本論文では、公正開示規制が導入されたタイミングに着目することで、経営者およびアナリストが私的チャネルをどのように活用しているかを検討し、また、規制そのものが経営者予想やアナリスト予想の内容を変化させていることを明らかにすることが期待できると述べた。

最後に、上記の議論を踏まえ、本論文で検証すべき以下の課題を提示した。

**検証課題 1: 公正開示規制の導入により、経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になったか**

**検証課題 2: 公正開示規制の導入により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したか**

また、これらの検証課題に取り組むことは、公正開示規制の実効性に関する証拠を蓄積している点、また、経営者予想およびアナリスト予想を分析した研究に対する新たな示唆を提供している点で重要であることを説明した。とりわけ日米における情報開示環境の違いから、公正開示規制がもたらす経済的影響の程度や導き出される仮説は異なり、制度設計上また学術上、新たなインプリケーションを得られることが期待できることを説明した。

### 第4章 公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響

第4章では、検証課題1（公正開示規制の導入により、経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になったか）、および、検証課題2（公正開示規制の導入により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したか）を実証的に検討した。具体的には、経営者はすべてのアナリストに等しく情報を開示するようになったか、また、アナリストは追加的な情報収



集・伝達をより行うようになったかを検討した。

第4章では次の三つの仮説を立て、これらと支持する結果が得られた。すなわち、(1) 公正開示規制の導入後は開示コストの高い情報が開示されにくくなり、経営者からアナリストに等しく開示される情報による予想の正確度は低下すること、(2) アナリストによる追加的な分析は行われにくくなり、経営者からアナリストに個別に開示される情報による予想の正確度は低下すること、および(3) コーポレートガバナンスが相対的に機能していない企業ほど、経営者はすべてのアナリストへの情報開示に対して消極的になり、経営者からアナリストに等しく開示される情報による予想の正確度は低下することである。分析にあたっては、Barron et al. (1998) で提示されているモデルを用いて、経営者から全てのアナリストに開示される情報と、アナリストが個別に入手した情報のそれぞれに基づいて作成されたと見込まれる予想の正確度を推定した。

第4章の分析結果から次の三つの貢献が得られた。第一に、公正開示規制がもたらす影響を検討した点である。公正開示規制の導入をめぐることは、企業が情報開示に対して消極的になることが規制当局によって懸念されており（金融審議会, 2016a）、企業による情報開示が同規制の導入後に後退した事例が報告されていたが（日本証券アナリスト協会, 2018）、本論文の結果は、公正開示規制の導入により、経営者はアナリストに対する情報開示に慎重になった可能性を示唆していた。第二に、公正開示規制とコーポレートガバナンスに対する取り組みは両立の関係にあることが示唆された点である。本論文の結果は、コーポレートガバナンスが相対的に機能していないことが想定される企業ほど公正開示規制の導入により経営者はアナリストに対する情報開示に対して消極的になったことを示唆していた。第三に、公正開示規制がアナリスト予想に与える影響を検討している研究に対する新たな知見を提供している点である。米国ではアナリスト予想が公表されたタイミングやアナリスト予想の構成要素を必ずしも識別できていないが、本論文では期初時点と期末直近時点に区別し、さらに、すべてのアナリストに共通した予想の正確度とアナリスト固有の予想の正確度を識別して、経営者はすべてのアナリストに情報を開示しにくくなり、またアナリストは追加的な情報収集・伝達を行わなくなったことを明らかにした。

### 第5章 公正開示規制が経営者予想の保守性に与える影響

第5章では、検証課題1（公正開示規制の導入により、経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になったか）について実証的に検証を行った。具体的には、公正開示規制の導入前後における経営者予想の保守性を分析することにより、経営者は経営者予想を通じて市場の期待を修正するようになったかを検討した。

第5章では、公正開示規制の導入により、公的チャネルを通じて開示される情報に対するアナリストや投資家の依存度が高まると、経営者には、自身に対する市場からの評価を維持するために経営者予想の保守性を高めるインセンティブが働くようになるという仮説を立て、これを支持する結果を得た。

## 第7章 結論と今後の展望

第5章の分析結果は、次の二つの点で意義があると考えられる。第一に、経営者予想の開示に対する経営者のインセンティブは公正開示規制の導入後に変化したことが示唆される点である。本論文の結果からは、公正開示規制の導入に伴い経営者予想に対する投資家やアナリストの依存度が高まったことにより、経営者は自身のレピュテーションを維持するために経営者予想を戦略的に開示するようになったことが示唆されるなど、これまでの研究では明らかにされてこなかった、規制そのものが経営者予想の開示内容に影響を与えることが確認された。第二に、公正開示規制とコーポレートガバナンスに対する取り組みは両立の関係にあることが示唆される点である。本論文の結果は、コーポレートガバナンスがより厳格化されていることが想定される企業ほど、経営者予想を通じて市場の期待を修正するようになったことが示唆された。

### 第6章 公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響

第6章では、検証課題2（公正開示規制の導入により、公的情報に対するアナリストの依存度は増大したか）について、実証的に検証した。具体的には、公正開示規制が経営者予想に対するアナリストの依存度に与える影響を分析した。

公正開示規制の導入により私的情報の入手が制限されると、アナリストには、経営者予想を利用することで正確な予想値を公表できるようにするインセンティブが働くようになるため、公的情報に対する依存度を高めるという仮説を立て、これを支持する結果が得られた。分析にあたっては、経営者予想の公表日前後におけるアナリスト予想を分析対象とし、経営者予想とアナリスト予想の乖離、アナリスト予想の修正幅およびばらつきなどの指標を用いて、経営者予想に対するアナリストの依存度を分析した。

第6章の結果は、次の三つの点で重要な示唆を提供していると考えられる。第一に、公正開示規制がアナリストによる業績予想行動に与える影響を検討している点である。第6章では、公正開示規制の導入により公的情報に対するアナリストの活用方針が変化した可能性が示唆された。第二に、公正開示規制の導入により、個々のアナリストの分析能力が問われるようになりつつあることが確認される点である。アナリストには、業績を予想するにあたり、経営者から事前に得た私的情報に依拠するのではなく、個々の分析能力が問われるようになりつつある可能性がある。第三に、公正開示規制とコーポレートガバナンスに対する取り組みは両立の関係にあることが示唆される点である。本章の結果は、コーポレートガバナンスが相対的に機能していることが想定される企業ほど、選択的な開示の制限に伴い経営者予想に対するアナリストの依存度が増大した可能性を示唆していた。

### 第4章から第6章までの検証結果のまとめ

ここで、コーポレートガバナンスに対する取り組みの姿勢の違いに着目した場合に、各章の検証結果がそれぞれどのように整合しているかを整理する必要がある。図表7-1は、第4章から第6章で行った分析について、コーポレートガバナンス・コード（以下、CGコード）

の公表前（2013年から2015年）に社外取締役が2人以上である企業（ $pre\_outdr \geq 2$ ）と、CGコードの公表後に社外取締役が2人未満である企業（ $pre\_outdr < 2$ ）のそれぞれの検証結果を示している。

公正開示規制は、次の2つの経路により、経営者およびアナリストによる情報開示行動に影響を与えると考えられる。すなわち、(1) 選択的な開示がどの程度制限されたか、および(2) 経営者がどの程度情報開示に対して積極的になったかである。

まず、コーポレートガバナンスに対する取り組みがより厳格である企業では、モニタリング機能が備わっているために、選択的な開示は制限されやすく、また、市場に対する情報開示を積極的に行うインセンティブは相対的に働きやすいと考えられる。本論文の結果からは、社外取締役の人数が2人以上である企業では、アナリスト予想の誤差が増大したことは示されておらず（4章）、経営者予想の保守性は増大した、すなわち公正開示規制の導入後に市場の期待を下方修正するために経営者予想を戦略的に開示するようになり（5章）、経営者予想に対するアナリストの依存度は増大したことが示唆された（6章）。これらの結果をまとめると、コーポレートガバナンスが相対的に機能している企業では、経営者は公正開示に対する取り組みに積極的になり、経営者予想の楽観性が低下した結果、アナリストは経営者によって開示される情報を信頼し、経営者予想に対する依存度を高めたと考えられる<sup>124</sup>。

一方、社外取締役の人数が2人未満である企業では、アナリスト予想の誤差は増大しており（4章）、経営者予想の保守性は変化していない、すなわち公正開示規制の導入により経営者予想を戦略的に開示するようになったことは示唆されておらず（5章）、経営者予想に対するアナリストの依存度が増大したことは示されていない（6章）。コーポレートガバナンスが相対的に機能していないと考えられる企業では、公正開示規制の導入後に情報開示を積極的に行うインセンティブは経営者に働きにくく、経営者による情報開示が後退したことでアナリストは当該情報を積極的に活用せず、経営者予想に対する依存度を増大させなかったと考えられる<sup>125</sup>。

---

<sup>124</sup> 経営者によって開示される情報の質（正確度）が高いほど同情報に対する市場の信頼度は高まり、株価に織り込まれやすくなり（Hutton and Stocken, 2009）、アナリストは経営者予想の正確度が高いほど同予想を活用する傾向にある（Ota, 2010）。5章および6章で用いているサンプルを対象として、経営者予想の正確度を分析したが、 $pre\_outdr \geq 2$ では、経営者予想の正確度が公正開示規制の導入後に向上あるいは低下したという結果は得られていない。その要因の一つとして、CGコードの公表前からコーポレートガバナンスが相対的に機能している企業では、もともと正確度の高い経営者予想が公表されていたために、公正開示規制の導入後に正確度を高める余地が小さいことが考えられる。

<sup>125</sup> 本論文の5章および6章で用いているサンプルを対象として、経営者予想の正確度について分析したところ、 $pre\_outdr < 2$ では、経営者予想の正確度が公正開示規制の導入後に低下したことが示された。この結果について、公正開示規制の導入に伴い私的チャネルの利用が制限されると、(1) 経営者は決算発表時のネガティブ・サプライズを回避するために、保守性の高い経営者予想を開示することで市場の期待を修正するようになった、あるいは(2) 市場は経営者予想の真偽を確かめることが困難になるため、経営者は、株価の上昇を目的として、より楽観的な予想を公表しやすくなったことが一因であると考えられる。 $pre\_outdr < 2$ について、5章および6章のいずれのサンプルでも、経営者予想の保守性が公正開示規制の導入後に変化したことを示す有意な結果は得られていないことから、上記(1)と(2)の双方の事象が生じていることが考えられる。

図表 7-1 第4章から第6章までの検証結果のまとめ

	全体	$pre\_outdr \geq 2$	$pre\_outdr < 2$
4章 経営者からアナリストに開示される情報の量・質	↓	→	↓
5章 経営者予想（期初時点）の保守性	↑	↑	→
6章 経営者予想（期末直近時点）に対するアナリストの依存度	↑	↑	→

※「↑」は増加、「→」は変化なし、「↓」は減少を示す。

## 第2節 本論文の結論

本論文では、公正開示規制の影響に関する示唆を得ることを目的として、実証的考察を行った。第4章から第6章の分析結果から、本論文では次のような結論が得られた。

第一に、公正開示規制は、経営者からアナリストに限定した情報開示を制限させる側面を有することが示唆される点である。本論文の結果は、公正開示規制の導入により、経営者からアナリストに対して個別に開示される情報によるアナリスト予想の正確度は低下したこと（第4章）を示しており、同規制の導入により経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的になった可能性を示唆していた。ただし第4章の分析では、アナリスト予想はアナリストが入手可能な情報に基づく最良の予想であるという前提を置いており、同予想に与えるその他の要因は一定であると仮定している。公正開示規制の導入がアナリスト予想の正確度に与える影響は、アナリストの属性に応じて異なり、また、能力の高いアナリストに対するハーディング行動が促進されることで、アナリスト予想の正確度が向上する可能性も考えられるため、結果の解釈には留意する必要がある。

第二に、経営者からアナリストに対する情報開示を後退させないような制度設計が必要であると考えられる点である。本論文では、公正開示規制の導入後にアナリストが経営者から個別に入手した情報によるアナリスト予想の正確度は低下しており、経営者からアナリストに対する情報開示は後退した可能性が示唆された（第4章）。とりわけアナリストによるカバー率が相対的に低い日本では、アナリストにとっての業績予想環境を改善することは重要であるが、公正開示規制はそうした取り組みを妨げる側面を有している可能性があり、経営者が情報開示に対して萎縮しないような制度設計が必要であると考えられる。

第三に、公正開示規制の導入による情報開示の後退は、とりわけ開示コスト<sup>126</sup>の高い情報を有する企業でより現れやすく、制度設計にあたっては、開示コストの高い情報についての

<sup>126</sup> Verrecchia (1983) では、所有者情報 (proprietary information) の開示に伴い企業が負担するコスト (proprietary cost) を、情報の作成および伝達にかかる費用としての開示コストと呼んでいる。一方、本論文では、事後的な修正が必要な情報を開示コストの高い情報として定義している。とりわけ、(1) 経営者予想の公表後に実績値が公表された時点で生じるネガティブ・サプライズ (Matsumoto, 2002) や、(2) コミットメントとしての経営者予想 (伊藤・鈴木, 2016) を修正することに伴う経営者に対する市場からのレピュテーションを、経営者予想の開示にかかるコストに含めている。

開示方針をより明確にすることが重要であると考えられることである。本論文では、公正開示規制の導入後における経営者による情報開示方針は、当該情報の開示コストに応じて異なることが示唆された。本論文では、事後的な修正が必要な情報を開示コストの高い情報と定義し、(1) 経営者からすべてのアナリストに共通して開示される情報によるアナリスト予想の正確度は低下しており、経営者は事後に修正が必要な情報の開示に対して消極的になったことが示唆された(第4章)。また、公正開示規制の導入後は、コミットメントとしての経営者予想(伊藤・鈴木, 2016)を修正することに伴う経営者に対する市場のレピュテーションを考慮して、経営者は(2) 経営者予想の保守性を増大させており、経営者予想を通じて市場の期待を下方修正するようになったこと(第5章)が示唆された。日本では公正開示規制の対象となる情報の範囲が明確に定義されておらず、このことが経営者による情報開示を萎縮させる一因となっていると考えられる。本論文を通じて、開示コストに応じた開示方針の設計が必要であることなど、制度設計上の示唆を得ることができた。ただし、経営者が開示する情報の内容や方法は多岐にわたるが、本論文では経営者予想のみに焦点を当てているため、情報開示に対する経営者の姿勢を包括的に検証できていない点に留意する必要がある。

第四に、公正開示規制は経営者およびアナリストによる業績予想行動を変化させることである。本論文の結果は、公正開示規制の導入後に期初時点における経営者予想の保守性は増大したことを示しており、期中に業績予想を修正することが困難になった経営者は、ネガティブ・サプライズを回避することを目的として経営者予想の保守性を予め高めることによって市場の期待を下げるなど、経営者予想を戦略的に開示するようになったことが示唆された(第5章)。さらに、公正開示規制の導入後は、アナリストは経営者予想に近似した予想を作成するようになるなど、公的情報に対する依存度を増大させたことが示唆された(第6章)。本論文を通じて、私的チャネルの有無や活用の程度が経営者予想やアナリスト予想の内容に影響を与えるという、これまでの研究では明らかにされてこなかった新たな知見を提供することができた。また分析的研究では、経営者には開示コストに応じて私的チャネルと公的チャネルを使い分けるインセンティブが働くことや(Verrecchia, 1983)、公正開示規制の導入が公的チャネルを通じて開示される情報に対するアナリストの依存度を増大させること(小谷, 2017)が示唆されているが、本論文はこれらの研究に対する実証的な証拠を蓄積している点で一定の意義があると考えられる。さらに、本論文を通じて、経営者予想やアナリスト予想の利用者である投資家に対して、従来の研究では明らかにされてこなかった、規制そのものが同予想の開示内容を変化させるという、新たな視点を提供することができた。

第五に、公正開示規制がもたらす影響を検討する上では、社外取締役の人数は公正開示に対する取り組みの姿勢を表す重要な変数となりうることを示唆していることである。本論文の結果は、社外取締役の人数が2人未満である企業では、公正開示規制の導入後に、(1) 経営者はアナリストへの情報開示に対して消極的になり(第4章)、(2) 市場の期待値を修

正するために経営者予想の保守性を増大させ（第5章）、(3) 私的チャネルの制限により経営者予想に対するアナリストの依存度は増大した（第6章）ことを示しており、コーポレートガバナンスが相対的に機能していると思込まれる企業では公正開示に対する取り組みに積極的になった可能性が示唆された。

### 第3節 今後の展望

本論文では、公正開示規制が経営者およびアナリストによる業績予想行動に与える影響を実証的に検討することを通じて、投資家間の情報の非対称性の緩和がどのようなプロセスで表れているかを明らかにした。本論文の研究について、今後は以下のように拡張することで新たな知見を得られると考える。

第一に、公正開示規制の導入前後における、経営者による情報開示内容の変化をより直接的に検証することである。本論文では、経営者およびアナリストによる情報開示方針を検討するために、経営者予想およびアナリスト予想を代理変数として分析を行った。しかし、経営者およびアナリストが開示する情報は多岐にわたるため、公正開示規制が両者の情報開示行動に与える影響を明らかにする上では、業績予想に反映されない情報についても検証する必要があると考えられる。経営者による私的チャネルを通じた情報については観察することは困難であるが、公的に開示される情報については、アニュアルレポートや決算説明会、カンファレンスコールの資料を分析することも可能である。テキストマイニングの手法などを併用することにより、公正開示規制の影響について、より豊かな知見を得ることが期待できる。

第二に、公正開示規制の実効性をより精緻に検証することである。本論文ではプレビュー取材が減少したタイミングに着目することによって私的チャネルの制限による影響を分析しているが、公正開示規制の導入時点（2016年9月および2018年4月）に着目した分析結果を示すことができず、同規制に実効性が存在するかについては検討の余地がある。さらに、本論文の検証対象としている期間（2013年から2015年、2017年から2019年）は、コーポレートガバナンス改革が行われた時期と一致しているが、本論文では同改革による影響を除いて経営者およびアナリストによる業績予想行動を検証できているわけではない。本論文では、私的チャネルの有無や私的チャネルを活用するインセンティブの違いによって公正開示規制による行動変化が現れやすい企業とそうでない企業を識別し、サンプルを区分することで上記の問題を緩和することを試みたが、より適切な識別方法を検討するなどの改善の余地がある。

第三に、公正開示規制の影響をより長期的に検証することである。日本では公正開示規制が導入されてから日が浅く、規制対象となる情報の範囲が必ずしも十分に明確化されていない。そのため、年数を経るにつれ、規制対象となる情報の範囲がより明確になり、また、規制違反の事例が蓄積されるなど、公正開示規制に対する企業の理解が深まると考えられる。このように、分析期間を拡張することにより、公正開示規制の影響を観察することがよ

## 第7章 結論と今後の展望

り容易になることが期待できる。

これらについては、今後の研究活動を通じて検討していきたい。

参考文献

- Agrawal, A., Chadha, S. and Chen, M. A. 2006. Who is Afraid of Reg. FD? The Behavior and Performance of Sell-Side Analysts Following the SEC's Fair Disclosure Rules. *The Journal of Business*, 79(6): 2811-2834.
- Ajinkya, B., Bhojraj, S. and Sengupta, P. 2005. The Association Between Outside Directors, Institutional Investors and the Properties of Management Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research*, 43(3): 343-376.
- Altman, E. I. 1968. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4): 589-609.
- Baginski, S. P. and Hassell, J. M. 1990. The Market Interpretation of Management Earnings Forecasts as a Predictor of Subsequent Financial Analyst Forecast Revision. *The Accounting Review*, 65(1): 175-190.
- Baik, B., Farber, D. B. and Lee, S. 2011. CEO Ability and Management Earnings Forecasts. *Contemporary Accounting Research*, 28(5): 1645-1668.
- Bailey, W., Li, H., Mao, C. and Zhong, R. 2003. Regulation Fair Disclosure and Earnings Information: Market, Analyst, and Corporate Responses. *The Journal of Finance*, 58(6): 2487-2514.
- Barron, O. E., Kim, O., Lim, S. C. and Stevens, D. E. 1998. Using Analysts' Forecasts to Measure Properties of Analysts' Information Environment. *The Accounting Review*, 74(4): 421-433.
- Barron, O. E., Byard, D. and Kim, O. 2002. Changes in Analysts' Information around Earnings Announcements. *The Accounting Review*, 77(4): 821-846.
- Brown, S., Hillegeist, S. A., and Lo, K. 2004. Conference Calls and Information Asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 37: 343-366.
- Brown, S. and Hillegeist, S. A. 2007. How Disclosure Quality Affects the Level of Information Asymmetry. *Review of Accounting Studies*, 12: 443-477.
- Bushee, B. J., Matsumoto, D. A. and Miller, G. S. 2004. Managerial and Investor Responses to Disclosure Regulation: The Case of Reg. FD and Conference Calls. *The Accounting Review*, 79(3): 617-643.
- Bushee, B. J., Jung, M. J. and Miller, G. S. 2017. Do Investors Benefit from Selective Access to Management? *Journal of Financial Reporting*, 2(1): 31-61.
- Chen, Z., Dhaliwal, D. S. and Xie, H. 2010. Regulation Fair Disclosure and the Cost of Equity Capital. *Review of Accounting Studies*, 15: 106-144.
- Chiyachantana, C., Jiang, C., Taechapiroontong, N. and Wood, R. 2004. The Impact of Regulation Fair Disclosure on Information Asymmetry and Trading: An Intraday Analysis. *The Financial Review*, 39: 549-577.
- Choi, S. J. 2001. Selective Disclosures in the Public Capital Markets. UC Berkeley School of Law



- Public Law and Legal Theory Working Paper, No. 59/2001.
- Coffee, J. C. 1984. Market Failure and the Economic Case for a Mandatory Disclosure System. *Virginia Law Review*, 70(4): 717-753.
- Diamond, D. 1985. Optimal Release of Information by Firms. *The Journal of Finance*, 40: 1071-1094.
- Duarte, J., Han, X., Harford, J. and Young, L. 2008. Information Asymmetry, Information Dissemination and the Effect of Regulation FD on the Cost of Capital. *Journal of Financial Economics*, 87: 24-44.
- Dye, R. 1985. Disclosure of Nonproprietary Information. *Journal of Accounting Research*, 23(1): 123-145.
- Easley, D. and O'Hara, M. 2004. Information and the Cost of Capital. *The Journal of Finance*, 59(4): 1553-1583.
- Eleswarapu, V., Thompson, R. and Venkataraman, K. 2004. The Impact of Regulation Fair Disclosure: Trading Costs and Information Asymmetry. *Journal of Financial and Qualitative Analysis*, 39: 209-225.
- Fama, E. F. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2): 383-417.
- Fama, E. F. 1980. Agency Problems and Theory of the Firm. *Journal of Political Economy*, 88(2): 288-307.
- Francis, J., Nanda, D. and Wang, X. 2006. Re-examining the Effects of Regulation Fair Disclosure Using Foreign Listed Firms to Control for Concurrent Shocks. *Journal of Accounting and Economics*, 41: 271-292.
- Frost, C. A. 1997. Disclosure Policy Choices of U.K. Firms Receiving Modified Audit Reports. *Journal of Accounting Economics*, 23(2): 163-187.
- Glosten, L. R. and Milgrom, P. R. 1985. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders. *Journal of Financial Economics*, 14: 71-100.
- Gomes, A., Gorton, G. and Madureira, L. 2007. SEC Regulation Fair Disclosure, Information, and the Cost of Capital. *Journal of Corporate Finance*, 13: 300-334.
- Graham, J. R., Harvey, C. R. and Rajgopal, S. 2005. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40: 3-73.
- Green, T. C., Jame, R., Markov, S. and Subasi, M. 2014. Access to Management and the Informativeness of Analyst Research. *Journal of Financial Economics*, 114: 239-255.
- Gu, Z. and Wu, J. S. 2003. Earnings Skewness and Analyst Forecast Bias. *Journal of Accounting and Economics*, 35: 5-29.
- Hakansson, N. H. 1981. On the Politics of Accounting Disclosure and Measurement: An Analysis of Economic Incentives. *Journal of Accounting Research*, 19: 1-35.
- Healy, P. M. and Palepu, K. G. 2001. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital

- Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31: 405-440.
- Heflin, F., Subramanyam, K. R. and Zhang, Y. 2003. Regulation FD and the Financial Information Environment: Early Evidence. *The Accounting Review*, 78(1): 1-37.
- Heflin, F., Kross, W. and Suk, I. 2012. The Effect of Regulation FD on the Properties of Management Earnings Forecasts. *Journal of Accounting and Public Policy*, 31: 161-184.
- Heflin, F., Kross, W. J. and Suk, I. 2016. Asymmetric Effects of Regulation FD on Management Earnings Forecasts. *The Accounting Review*, 91(1): 119-152.
- Henry, G. M. 1966. *Insider Trading and the Stock Market*, Free Press.
- Hutton, A. P. and Stocken, P. C. 2009. Prior Forecasting Accuracy and Investor Reaction to Management Earnings Forecasts. Working Paper, SSRN.
- Kato, K., Skinner, D. J. and Kunimura, M. 2009. Management Forecasts in Japan: An Empirical Study of Forecasts that Are Effectively Mandated. *The Accounting Review*, 84(5): 1575-1606.
- Koch, A. S., Lefanowicz, C. E. and Robinson, J. R. 2013. Regulation FD: A Review and Synthesis of the Academic Literature. *Accounting Horizons*, 27(3): 619-646.
- Kross, W. J., Ro, B. T. and Suk, I. 2011. Consistency in Meeting or Bearing Earnings Expectations and Management Earnings Forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, 51: 37-57.
- Kross, W. J. and Suk, I. 2012. Does Regulation FD Work? Evidence from Analysts' Reliance on Public Disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 53: 225-248.
- Lang, M. H. and Lundholm, R. J. 1996. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior. *The Accounting Review*, 71(4): 467-492.
- Leuz, C. and Wysocki, P. D. 2016. The Economics of Disclosure and Financial Reporting Regulation: Evidence and Suggestions for Future Research. *Journal of Accounting Research*, 54(2): 525-622.
- Matsumoto, D. A. 2002. Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises. *The Accounting Review*, 77(3): 483-514.
- Mohanram, P. S. and Sunder, S. V. 2006. How Has Regulation FD Affected the Operations of Financial Analysts?. *Contemporary Accounting Research*, 23(2): 491-525.
- Ota, K. 2006. Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan in *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, edited by Greg, N. and Mohamed, G., Elsevier, Burlington, MA, 267-294.
- Ota, K. 2010. The Value Relevance of Management Forecasts and Their Impact on Analysts' Forecasts: Empirical Evidence from Japan. *A Journal of Accounting, Finance and Business Studies*, 46(1): 28-59.
- Rogers, J. L. and Stocken, P. C. 2005. Credibility of Management Forecasts. *The Accounting Review*, 80(4): 1233-1260.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2000. Final Rule: Selective Disclosure and Insider

- Trading. Available at: <https://www.sec.gov/rules/final/33-7881.htm>.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2001. Special Study: Regulation Fair Disclosure Revisited. Available at: <https://www.sec.gov/news/studies/regfdstudy.htm>.
- Skinner, D. and Sloan, R. G. 2002. Earnings Surprises, Growth Expectations and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio. *Review of Accounting Studies*, 7: 289-312.
- Soltes, E. 2014. Private Interaction between Firm Management and Sell-Side Analysts. *Journal of Accounting Research*, 52(1): 245-272.
- Srinidhi, B., Leung, S. and Jaggi, B. 2009. Differential Effects of Regulation FD on Short- and Long-term Analyst Forecasts. *Journal of Accounting and Public Policy*, 28: 401-418.
- Trueman, B. 1986. Why Do Managers Voluntarily Release Earnings Forecasts? *Journal of Accounting and Economics*, 8: 53-71.
- Trueman, B. 1994. Analyst Forecasts and Herding Behavior. *The Review of Financial Studies*, 7(1): 97-124.
- Verrecchia, R. E. 1982. The Use of Mathematical Models in Financial Accounting. *Journal of Accounting Research*, 20: 1-46.
- Verrecchia, R. E. 1983. Discretionary Disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 5: 179-194.
- Wang, I. Y. 2007. Private Earnings Guidance and Its Implications for Disclosure Regulation. *The Accounting Review*, 82(5): 1299-1332.
- Watts, R. L. and Zimmerman, J. L. 1986. *Positive Accounting Theory*, Englewood Cliffs, NJ, Prentice-Hall.
- White, H. 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4): 817-838.
- Zohar, G. and Gideon, P. 2001. On the Insider Trading, Markets, and “Negative” Property Rights in Information. *Virginia Law Review*, 87(7): 1229-1277.
- 浅野敬志. 2007. 「経営者の業績予想における期待マネジメントと利益マネジメント」『経営分析研究』 23: 33-42.
- 伊藤邦雄・鈴木智大. 2016. 「CFO 調査結果からわかった経営者業績予想の開示戦略」『企業会計』 68(11): 124-130.
- 内野里美. 2005. 「自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響」『現代ディスクロージャー研究』 6: 15-25.
- 大崎貞和. 2017. 『フェア・ディスクロージャー・ルール』 日本経済新聞出版社.
- 太田浩司. 2007. 「業績予想における経営者予想とアナリスト予想の役割」『証券アナリストジャーナル』 45(8): 54-66.
- 奥村俊次・佐藤淑子・三瓶裕喜・武井一浩・大崎貞和. 2017. 「フェア・ディスクロージャー・ルールについて」『証券アナリストジャーナル』 55(2): 25-39.
- 音川和久. 2000. 「IR 活動の資本コスト低減効果」『会計』 158(4): 73-85.

## 参考文献

- 音川和久・村宮克彦. 2005. 「企業情報の開示と株主資本コストの関係性-アナリストの情報精度の観点から-」『會計』169(1): 79-93.
- 海老原崇. 2007. 「公的情報の精度と利益情報の質の関係-アナリストが直面する情報精度に基づく検証-」『現代ディスクロージャー研究』7: 11-22.
- 神崎克郎. 1968. 『証券取引規制の研究』有斐閣.
- 金融商品取引法研究会. 2018. 「フェア・ディスクロージャー・ルールについて」『金融商品取引法研究会研究記録』64: 1-65.
- 金融審議会. 2012. 「インサイダー取引規制に関するワーキンググループ 資料 4」(2012年7月31日開催) [https://www.fsa.go.jp/singi/singi\\_kinyu/insider\\_h24/siryoku/20120731/04.pdf](https://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/insider_h24/siryoku/20120731/04.pdf).
- 金融審議会. 2016a. 『金融審議会ディスクロージャーワーキング・グループ報告-建設的な対話の促進に向けて-』(2016年4月18日公表) [https://www.fsa.go.jp/singi/singi\\_kinyu/tosin/20160418-1/01.pdf](https://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/tosin/20160418-1/01.pdf).
- 金融審議会. 2016b. 『金融審議会 市場ワーキング・グループ フェア・ディスクロージャー・ルール・タスクフォース報告-投資家への公平・適時な情報開示の確保のために-』(2016年12月22日公表) [https://www.fsa.go.jp/singi/singi\\_kinyu/tosin/20161222-1/03.pdf](https://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/tosin/20161222-1/03.pdf).
- 金融庁. 2011. 「インサイダー取引規制の概要」(2011年7月8日公表) [https://www.fsa.go.jp/singi/singi\\_kinyu/insider/siryoku/20110708/03.pdf](https://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/insider/siryoku/20110708/03.pdf).
- 金融庁. 2018. 「金融商品取引法第27条の36の規定に関する留意事項について」(2018年2月6日公表) <https://www.fsa.go.jp/news/29/syouken/20180206-2.pdf>.
- 國村道雄. 1984. 「わが国企業の決算予想情報の特徴」『証券アナリストジャーナル』22(8): 9-30.
- 黒沼悦郎. 2016. 『金融商品取引法』有斐閣.
- 小谷学. 2017. 「レギュレーションFD、アナリストによる情報取得、および公共財問題」『會計プログレス』18, 65-79.
- 財団法人資本市場研究会. 1988. 『内部者取引の規制の在り方について(証券取引審議会報告)』財団法人資本市場研究会.
- 須田一幸・太田浩司. 2004. 「倒産企業の会計操作(三)-経営者による利益予想の分析-」『會計』165(6): 121-134.
- 須田一幸・花枝英樹. 2008. 「日本企業の財務報告-サーベイ調査による分析-」『証券アナリストジャーナル』46(5): 51-69.
- 東京証券取引所. 2015. 「コーポレートガバナンス・コード~会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために~」(2015年6月1日公表) <https://www.jpx.co.jp/news/1020/nlsgeu000000xbfx-att/code.pdf>.
- 東京証券取引所. 2019. 「2019年3月期決算発表状況の集計結果について」(2019年6月21日公表) <https://www.jpx.co.jp/news/1023/nlsgeu0000043h2j-att/nlsgeu0000043h54.pdf>.
- 奈良沙織・野間幹晴. 2013. 「経営者予想公表後のアナリストのハーディングとアナリスト予

## 参考文献

- 想の有用性—企業規模の観点から—『証券アナリストジャーナル』 51(8): 88-98.
- 奈良沙織・野間幹晴. 2014. 「経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響—企業規模の観点から—」『経営財務研究』 34(1・2): 2-19.
- 日本 IR 協議会. 2017. 「IR 活動の実態調査 2017」(2017 年 4 月 19 日公表)  
<https://www.jira.or.jp/download/gaiyou2017.pdf>.
- 日本 IR 協議会. 2018. 「情報開示と対話のベストプラクティスに向けての行動指針—フェア・ディスクロージャー・ルールを踏まえて—」(2018 年 2 月 28 日公表)  
[https://www.jira.or.jp/download/guiding\\_20180228.pdf](https://www.jira.or.jp/download/guiding_20180228.pdf).
- 日本 IR 協議会. 2019. 「IR 活動の実態調査 2019」(2019 年 4 月 18 日公表)  
<https://www.jira.or.jp/download/gaiyou2019.pdf>.
- 日本証券アナリスト協会. 2018. 「『アナリストを巡る最近の動向』に係るアンケート調査結果」(2018 年 12 月 5 日公表) [https://www.saa.or.jp/disclosure/pdf/analyst\\_trend.pdf](https://www.saa.or.jp/disclosure/pdf/analyst_trend.pdf).
- 日本証券業協会. 2002. 「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」(2002 年 1 月 25 日公表) <http://www.jsda.or.jp/katsudou/kisoku/files/c014.pdf>.
- 日本証券業協会. 2011. 「新興市場のあり方を考える委員会報告書」(2011 年 5 月 19 日公表)  
[http://www.jsda.or.jp/shiryo/houkokusyo/h21/files/shinkou\\_report.pdf](http://www.jsda.or.jp/shiryo/houkokusyo/h21/files/shinkou_report.pdf).
- 日本証券業協会. 2016. 「協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」(2016 年 9 月 20 日公表) [https://www.jsda.or.jp/about/jishukisei/web-handbook/103\\_koukoku/GLhonbun.pdf](https://www.jsda.or.jp/about/jishukisei/web-handbook/103_koukoku/GLhonbun.pdf).
- 日本版スチュワードシップ・コードに関する有識者検討会. 2014. 「『責任ある機関投資家の諸原則』《日本版スチュワードシップ・コード》～投資と対話を通じて企業の持続的成長を促すために～」(2014 年 2 月 26 日公表) <https://www.fsa.go.jp/news/25/singi/20140227-2/04.pdf>.
- 野間幹晴. 2008. 「経営者予想とアナリスト予想—期待マネジメントとハーディング—」『企業会計』 60(5):116-122.
- 堀江優希. 2020. 「公正開示規制が経営者による業績予想行動に与える影響」『インベスター・リレーションズ』 14: 3-20.
- 堀江優希・加賀谷哲之. 2021. 「公正開示規制がアナリストによる業績予想行動に与える影響」『証券アナリストジャーナル』 59(2): 74-85.
- 堀江優希. 2021. 「公正開示規制がアナリスト予想の正確度に与える影響」『一橋商学論叢』 16(2): 51-64.
- 村宮克彦. 2005. 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」『証券アナリストジャーナル』 43(9): 83-97.
- 山本悟. 2017. 「(日証協) 協会のアナリストによる発行体への取材等及び情報伝達行為に関するガイドライン」『証券アナリストジャーナル』 55(2): 40-48.