

アナリスト規制がアナリストと企業に与えた影響*

神戸大学経済経営研究所

高橋 秀徳

九州大学経済学研究院

三輪 宏太郎

要 旨

本稿では、2016年9月に日本証券業協会が制定したガイドライン（プレビュー禁止令）を利用し、アナリスト・企業間のプライベート・コミュニケーションの費用・便益を分析した。ガイドライン導入後、非プレビューアナリストと比較し、プレビューアナリスト（プレビューレポートを執筆したアナリスト）の利益予想正確度は低下し、またアナリストランキングにおけるバイサイドからの得票数は減少した。ガイドライン導入後、プレビュー企業（プレビューレポートの対象企業）の外国人所有比率は低下し、一方で国内機関投資家および個人投資家の所有比率は上昇した。さらにガイドライン導入後、プレビュー企業の株式流動性は改善し、資本コストの低下を通じて企業価値が向上した。これらの結果は、プライベート・コミュニケーションは、アナリストにとって便益があったが、企業にとっては費用を伴うものであったことを示唆する。

1. はじめに

セルサイドアナリストは、企業に関する情報を収集し、レポートという形で業績予想を発信する。アナリストは、彼らが利用する情報源の中でも特に、経営陣とのプライベート・コミュニケーションが業績予想に有用なインプットの1つと認識している（Soltes 2014; Brown et al. 2015）。しかし、プライベート・コミュニケーションがアナリストと企業にどのような費用・便益をもたらすかについては、ほとんど研究が行われていない。このギャップは、プライベート・コミュニケーションが本質的に観察不可能であることに起因する（Green et al. 2014b; Bushee et al. 2018; Bradley et al. 2020）。このギャップを埋めるために、本研究は日本の株式市場で“観測される”アナリスト・企業間のプライベート・コミュニケーションに着目する。

* 本稿は第5期JSDA キャピタルマーケットフォーラムの研究成果である。本稿の作成にあたっては、本フォーラム会合における討論者・村宮克彦氏と参加者、ならびに小野有人氏、榎本正博氏、藤山敬史氏、山田和郎氏、山野井順一氏、RIEB 若手研究会の参加者から有益な助言をいただいた。ここに記して感謝したい。言うまでもなく、本稿のありうべき誤りはすべて筆者の責任である。

日本において、アナリストの中には、決算発表前に企業を取材し、決算プレビュー（または単にプレビュー）あるいは早耳情報と呼ばれる当期の決算数値を入手し、それに基づきレポートを作成することを習慣とする者もいた。（本稿ではこのようなレポートをプレビューレポートと呼ぶ。）この慣行により、（機関）投資家はプレビューレポートを見つけて参照することが可能であった（Bloomberg 2016）。

プレビューの慣習は次のような分析上の有益な機会を提供する。第一に、我々はプレビューレポートを執筆したアナリストとプレビューレポートの対象企業を特定できるため、非プレビューアナリストと非プレビュー企業を対照群とする分析を行うことができる。（本稿では、プレビューレポートを執筆したアナリストをプレビューアナリスト、それ以外のアナリストを非プレビューアナリストと呼び、またプレビューレポートの対象企業をプレビュー企業、それ以外の企業を非プレビュー企業と呼ぶ。）2000年に米国で制定された公平情報開示規則（レギュレーションFD）は、米国の全上場企業に適用されたため、交絡因子が存在すると、規制の効果を識別することが困難になる（Bailey et al. 2003）。レギュレーションFDに関する先行研究の中にはこの問題に対処するため、米国以外の企業（Francis et al. 2006）や米国以外のアナリスト（Bagnoli et al. 2008）を対照群とするものもあるが、本研究は一国の中で処置群と対照群を用意できる。

第二に、本研究はプレビューの慣習が突如としてタブー視されるというイベントを利用する。2016年9月に日本証券業協会が「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」（以下、ガイドライン）を制定した。本ガイドラインの主な目的は、アナリストのプレビュー取材を禁止することである。プレビュー禁止をアナリストと経営陣のプライベート・コミュニケーションを遮断する外生ショックとみなすことができるため、プライベート・コミュニケーション喪失の因果効果を検証することが可能である。この点で本研究は、投資家カンファレンス（Green et al. 2014a, b）、アナリスト・投資家（AI）デー（Kirk and Morkov 2016）、非ディールロードショー（Bradley et al. 2022）を通じて浸透しているプライベート・コミュニケーションに焦点を当てた先行研究とは異なる。

本稿では、2013年1月から2016年12月までに公表されたプレビューレポートを含む9万本超のアナリストレポートを用いて分析を行った。プレビューレポートは決算発表前の約40日間に配信される傾向があり、また外資系証券会社所属のアナリストによって執筆される傾向がある。企業に目を向けると、プレビュー企業は医薬品や輸送用機器といった業種に多く、電気・ガス業や卸売業には少ないことが明らかになった。

プライベート・コミュニケーションの費用と便益を検証するため、以降の分析では、ガイドラインの導入を外生ショックとして用いる。まずはガイドラインがアナリストの予想正確度に与える影響を検証する。同一企業の同一決算期についてのプレビューアナリストと非プレビューアナリストの予想正確度を比較した結果、ガイドライン導入後にプレビューアナリストの予想正確度は、非プレビューアナリストの予想正確度に比べて平均的に悪化したことが明らかになった。同一企業に対する利益予想を比較しているため、この結果はフォローするアナリストに等しく影響する企業の情

報開示行動の変化によるものとは考えにくく、プレビューアナリストのみに影響する要因によるものと考えられる。よって前述の結果は、プレビューはアナリストの業績予想に有用なインプットであることを示唆している。

次に、アナリストランキングにおける機関投資家からの得票数をアナリストの人気度とし、ガイドラインが人気度に与える影響を分析した。ガイドライン導入前後を比較すると、非プレビューアナリストの人気度の平均は有意に異ならないが、プレビューアナリストの人気度の平均は有意に低下した。この結果は、アナリストにとってプレビューは人気（票）獲得の手段であることを示唆する。

ガイドライン導入前後でプレビュー企業と非プレビュー企業の株主構成を比較すると、ガイドライン導入後、非プレビュー企業に比べ、プレビュー企業の外国人所有比率は平均 1.5%ポイント減少し、代わりに国内機関投資家と個人投資家の所有比率は増加した。プレビューを利用した決算ブレイ機会の喪失が外国人所有比率の低下をもたらしたのかもしれない。

さらにガイドライン導入後、プレビュー企業は非プレビュー企業に比べ、株式流動性、またトービンの Q で測定した企業価値が上昇した。企業価値向上のメカニズムを分析するため、Q の構成要素（株価営業利益比率、財務レバレッジ、営業利益率）の変化を流動性指標の変化に回帰すると、流動性は株価営業利益比率との間には有意な正の関係が認められたが、他の 2 つの構成要素との間に有意な関係は認められなかった。この結果は、企業価値向上が、株式流動性の上昇に起因する資本コストの低下によってもたらされたことを示唆する（Amihud and Mendelson 1986）。

全体として、プレビュー禁止令は、プレビューアナリストにとっては予想正確度の悪化や人気度の低下といった負の効果をもたらし、プレビュー企業にとっては株式流動性の上昇や企業評価向上という正の効果をもたらしたことが示された。つまり、アナリスト・企業間のプライベート・コミュニケーションは、プレビューアナリストにとって様々な便益があったが、プレビュー企業にとっては機会費用であったと結論付けることができる。

本研究はプライベート・コミュニケーションによる情報開示チャンネルに関する文献に貢献する。この分野の先行研究（Green et al. 2014a, b; Bushee et al. 2018; Bradley et al. 2022）は、プライベート・コミュニケーションの正の効果を示しているが、本研究はそれだけでなく、企業にとっては負の効果があることを示した初めての研究である。

また、本研究は情報の買い手と売り手が選択的開示を行うインセンティブを明らかにした点で貢献がある。選択的開示のインセンティブを理解することは、適切な制度設計のために重要であるが、この方向での研究はほとんどない。数少ない例外である Bagnoli et al. (2008) は、バイサイドの投票で決まるアナリストランキング（Institutional Investor All-America）におけるスターアナリストは、レギュレーション FD 後にスターの地位を失うという証拠を提示している。Bagnoli et al. (2008) はアナリストと経営陣のプライベート・コミュニケーションを観察していないが、我々はプレビューレポートによって観察しており、本研究の結果は Bagnoli et al. (2008) の結果を補強する。

本稿の以降の構成は次の通りである。続く第2節ではプレビューの慣習とガイドライン導入の背景を説明する。第3節ではデータについて説明する。第4節で分析方法およびその結果を提示し、第5節で本稿のまとめを行う。

2. JSDA ガイドライン

2015年12月に金融庁がドイツ証券に、2016年4月にはクレディ・スイス証券に業務改善命令を出した。当該証券会社のセルサイドアナリストが企業から取得した未公表の決算期の業績に関する情報を自社の営業員と顧客に伝達し、株式の売買を勧誘していたからである。これらの行政処分事例がセルサイドアナリストの行動—企業への取材、レポート作成、および情報伝達—のあり方についての議論を加速させ、2016年9月20日に日本証券業協会は「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」を制定するに至った¹⁾。ガイドラインの主な目的は、協会のアナリストに、企業へのプレビュー取材を禁じるとともに、意図せずプレビューを取得した場合は、それを適切に管理し、一部の顧客に選択的に伝達することを禁じることである。日本では、本ガイドラインが導入されるまで、アナリストのプレビュー取材およびプレビューレポートの配信、電話やメールを通じたプレビューの伝達を禁じる規制は存在しなかったため、プレビューは業界の慣習となっていた²⁾。

ガイドラインは協会による自主規制であり、法令ではない³⁾。しかしながら日本証券業協会は日本で唯一、金融商品取引法に基づいて認可を受けた認可金融商品取引業協会であり、日本証券業協会の自主規制は金融庁の承認を得て規則が改廃されるなど、半公的規制の性格を持つ。また、ガイドラインに違反したアナリストや証券会社は、名声が失墜する可能性もある。日本の主要証券会社および一部の外資系証券会社は、ガイドライン導入以前の2016年1月頃にはすでに自社アナリストに対してプレビュー取材自粛を命じていたようである（Bloomberg 2016）。後に示すように、2016年1月以降、プレビューレポートは消滅したことが我々のデータから確認でき、この点からガイドラインはアナリストの行動を変化させるに十分な効果があったと言える。

一方で、ガイドラインがアナリストと経営陣の間の情報フローを阻害するという懸念もある。実際に先述の行政処分以降、企業の情報開示姿勢が消極的になったと言われている（Bloomberg

1) 一部の協会のアナリストがプレビュー取材で取得した情報を特定の投資家に選択的に伝達する行為を行っており、市場の透明性・公正性の確保の点から問題ではないかとの意見が協会から日本証券業協会に寄せられていた。この指摘を受けて日本証券業協会はアナリストの行動規範について議論を開始していた。

2) 2002年1月に日本証券業協会は「アナリスト・レポートの取扱い等に関する規則」を制定しているが、これにはアナリストのプレビュー取材や情報伝達に関しては明記されていなかった。

3) ガイドライン導入後（2016年10月以降）、金融庁によって、上場会社の選択的情報開示規制について検討が行われ、2017年5月の金融商品取引法改正により、フェア・ディスクロージャー・ルールが導入、2018年4月に施行されるに至った。

2016, 日経ヴェリタス 2017)⁴⁾。ガイドラインは協会員のアナリストを対象とするが, 企業の開示姿勢にも影響を与えた可能性も考慮する必要がある。

3. データ

3. 1. アナリストレポート

FactSet のデータベースに収録される 2013 年 1 月から 2016 年 12 月に配信されたアナリストレポート 90,334 本を抽出し, それを次の手順でプレビューレポートとその他のレポートに分類する。まず, レポートのテキストからプレビュー取材が実施されたことを示すキーワードを特定する (手順 1)。そのために, 機関投資家としての十分な実務経験がある 2 名それぞれが, 90,334 本のレポートから無作為抽出した 2,000 本の同じレポートを読む。その結果, “プレビュー”, “取材”, “決算前”, “決算発表前” という 4 つのキーワードを選択した。

次に, 手順 1 で選択したキーワードをもとに, {“取材” と “プレビュー”}, {“取材” と “決算前”}, {“取材” と “決算発表前”} のいずれかを含むレポートを抽出する (手順 2)。なお, “取材” はアナリストと企業のプライベート・コミュニケーションを表すため, 必要条件とした。この条件を満たすレポート 1,860 本が抽出された。

最後に, 前述の 2 名が手順 2 で抽出されたプレビューレポートの候補となるレポートを精読し, プレビューレポートか否かを判定した (手順 3)。その結果, 288 社についての 1,316 本のレポートがプレビューレポートと判断された。

表 1 に 2013 年から 2016 年までのアナリストレポート数とプレビューレポート数の推移を示している。プレビューレポートはアナリストレポートの 2% を占め, プレビューレポートの対象企業はサンプル企業の 23% を占める。アナリストレポート数はサンプル期間を通じて大きく変動しないが, プレビューレポートは 2016 年 1 月以降, 消滅している。2013 年から 2014 年にかけてプレビューレポートが増加した点も注目に値する。当時, 四半期ごとのプレビュー取材は短期志向を助長するという懸念があったことを踏まえると⁵⁾, プレビューレポートの増加はアナリストの間でプレビュー取材が浸透してきたことの表れかもしれない。

表 2 は, プレビューレポートであれば 1 をとるダミー変数を被説明変数とする回帰式の推定結果である。プレビューレポートの特徴としては, アナリストとしての経験年数が長いアナリストはプレビューレポートを執筆しない傾向がある。この結果は直感的である。アナリストとしての経験年数をスキルの代理変数と考えれば, 熟練したアナリストの予想正確度は十分に高いと予想されるため (Clement 1999; Brown et al. 2015), 彼らがプレビューから得る便益 (予想正確度の改善の程度)

4) 日本経済新聞社がセルサイドアナリストを対象に行ったアンケート調査によると, ガイドラインの制定で日々の活動に変化はあったかという問いに対して, 有効回答 25 人のアナリストのうち 13 人が「変わらない」と答えたものの, 8 人が「やりにくくなった」と回答し, また企業の情報開示の質と内容については 10 人のアナリストが「悪くなった」と回答した (日経ヴェリタス 2017)。

5) 「持続的成長への競争力とインセンティブ～企業と投資家の望ましい関係構築～」プロジェクト (伊藤レポート) (2014)。

表 1. アナリストレポートとプレビューレポートの本数およびレポート対象企業数の推移

本表は、FactSet に収録された 2013 年 1 月 1 日から 2016 年 12 月 31 日までに公表されたアナリストレポートを用いて作成された。

公表年月		全体		プレビュー			
年	月	レポート数	企業数	レポート数	%	企業数	%
2013	1-3	4,948	851	31	0.6	25	2.9
	4-6	5,196	858	30	0.6	29	3.4
	7-9	4,445	847	32	0.7	31	3.7
	10-12	5,086	920	61	1.2	49	5.3
2014	1-3	5,567	887	135	2.4	102	11.5
	4-6	6,043	880	156	2.6	106	12.0
	7-9	5,658	899	177	3.1	123	13.7
	10-12	6,803	948	181	2.7	131	13.8
2015	1-3	6,427	881	118	1.8	94	10.7
	4-6	6,022	775	149	2.5	110	14.2
	7-9	4,733	746	153	3.2	106	14.2
	10-12	6,236	858	93	1.5	81	9.4
2016	1-3	6,281	975	0	0.0	0	0.0
	4-6	6,055	947	0	0.0	0	0.0
	7-9	5,684	929	0	0.0	0	0.0
	10-12	5,150	849	0	0.0	0	0.0
小計 (2013-2015)		67,164	1,266	1,316	2.0	288	22.7
合計		90,334	1,361				

はわずかである。また、熟練アナリストは過去の実績から築き上げた名声があり、それを失うという間接費用が高いため、職業倫理に反する行動はとらないと考えられる。

その他の特徴として、プレビューレポートは、決算発表前の 40 日間（特に 40 日から 21 日前）に配信される傾向がある。また、プレビューレポートは外資系証券会社のアナリストによって執筆される傾向があり、これは先述の行政処分の事例を踏まえると整合的である。

3. 2. アナリストランキング

アナリストランキングのデータを「日経ヴェリタス」（2012-2020 年）から収集する。日経ヴェリタスのアナリストランキングは、毎年 1 月に国内外の約 1,200 の機関投資家（バイサイド）を対象に実施されるアンケート調査に基づく。各機関投資家はセクター別に“優れたアナリスト”上位 3 名を選出し、日経は 1 位に 3 点、2 位に 2 点、3 位に 1 点を配し、その合計点でアナリストを順位付ける。

3. 3. その他のデータ

財務および所有株式数のデータは日経 NEEDS より入手した。株価、株式収益率、出来高のデー

表 2. プレビューレポートの特徴

被説明変数は、アナリストレポートがプレビューレポートであれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である。経験年数はアナリストのアナリストとしての経験年数である。経験年数長期と経験年数短期は、それぞれ経験年数の分布の 75 パーセンタイル値以上（経験年数長い）と 25 パーセンタイル値以下（経験年数短い）に含まれるアナリストが執筆したレポートであれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である。スターは、前年の日経ヴェリタス・アナリストランキングで 3 位以内に入ったアナリストが執筆したレポートであれば 1 をとるダミー変数である。公表日 $[x,y]$ は、決算発表（0 日）の x 日から y 日（ $\{x,y\}=\{-20,-1\},\{-40,-21\},\{-60,-41\}$ ）前に配信されたレポートであれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である。外資系証券会社は、レポートを執筆したアナリストが外資系証券会社所属であれば 1、国内証券会社所属であれば 0 をとるダミー変数である。列(1)–(4)は線形確率モデル（LPM）を、列(5)、(6)はプロビットモデルを用いて推定した。擬似決定係数 $=1-\ln Lu/\ln Lr$ 、ここで $\ln Lu$ と $\ln Lr$ はそれぞれ無制約モデルの対数尤度と制約モデルの対数尤度である。観測単位はアナリストレポートである。サンプルは、ガイドライン導入前（2013–2015 年）に配信されたアナリストレポートである。括弧内に企業・年間でクラスタリングした標準誤差を示している。*, *はそれぞれ 1%水準、5%水準（両側）で統計的に有意であることを表す。

	被説明変数: プレビューレポート					
	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	プロビット (5)	プロビット (6)
経験年数	−0.001* (0.000)		−0.000 (0.000)		−0.021* (0.009)	
経験年数長期		−0.008** (0.003)		−0.005* (0.002)		−0.240** (0.085)
経験年数短期		0.003 (0.002)		0.001 (0.002)		0.103 (0.067)
スター	0.011* (0.004)	0.012* (0.005)	0.010* (0.004)	0.011* (0.004)	0.480** (0.073)	0.512** (0.072)
公表日[−20,−1]	0.008** (0.002)	0.008** (0.002)	0.008** (0.002)	0.009** (0.002)	0.610** (0.079)	0.615** (0.080)
公表日[−40,−21]	0.035** (0.005)	0.035** (0.005)	0.034** (0.005)	0.034** (0.005)	1.271** (0.065)	1.273** (0.066)
公表日[−60,−41]	0.010 (0.005)	0.010 (0.005)	0.009 (0.005)	0.010 (0.005)	1.046** (0.080)	1.046** (0.080)
外資系証券会社	0.011** (0.003)	0.013** (0.003)			0.724** (0.072)	0.778** (0.073)
年月固定効果	✓	✓	✓	✓		
企業固定効果	✓	✓	✓	✓		
証券会社固定効果			✓	✓		
サンプルサイズ	56,691	56,691	56,691	56,691	56,694	56,694
調整済み決定係数 / 擬似決定係数	0.0424	0.0434	0.0607	0.0610	0.209	0.215
対数尤度					−2521	−2502

タは金融データソリューションズ社の日本上場株式日次リターンデータから入手した。財務データを使用する分析においては、2012 年から 2016 年までの財務データが入手可能な東京証券取引所市場第 1 部上場会社をサンプルとする。（1 期ラグの説明変数に回帰するため 2012 年からデータを取得する。）金融業は財務諸表の特徴が一般事業会社と異なるため除外した。また、内生性を考慮し、アナリストレポートの対象でない企業も除外した。最終サンプルは 1,024 社（4,096 企業・年）となり、このうち 258 社がプレビュー企業であった。

表 3 はサンプル企業の業種分布である。10 社以上と、十分な企業数を持つ業種に限ると、医薬

表 3. プレビュー企業と非プレビュー企業の業種分布

業種分類は東京証券取引所の 33 業種分類に基づく。ただし、金融 4 業種（銀行、証券、保険、その他金融業）を除外しているため、本表では 29 業種を報告している。

業種	企業数 (1)	プレビュー企業数 (2)	非プレビュー企業数 (3)	プレビュー企業 (%) (= (2)/(1))
水産・農林業	3	0	3	0.0
鉱業	2	0	2	0.0
建設業	55	5	50	9.1
食料品	41	13	28	31.7
繊維製品	16	4	12	25.0
パルプ・紙	5	3	2	60.0
化学	84	25	59	29.8
医薬品	33	18	15	54.5
石油・石炭製品	6	0	6	0.0
ゴム製品	6	3	3	50.0
ガラス・土石製品	21	4	17	19.0
鉄鋼	19	3	16	15.8
非鉄金属	15	6	9	40.0
金属製品	16	2	14	12.5
機械	94	21	73	22.3
電気機器	121	50	71	41.3
輸送用機器	44	24	20	54.5
精密機器	17	9	8	52.9
その他製品	23	6	17	26.1
電気・ガス業	15	0	15	0.0
陸運業	30	6	24	20.0
海運業	3	3	0	100.0
空運業	2	1	1	50.0
倉庫・運輸関連業	11	1	10	9.1
情報・通信業	67	21	46	31.3
卸売業	61	3	58	4.9
小売業	107	16	91	15.0
不動産業	22	6	16	27.3
サービス業	85	5	80	5.9
合計	1,024	258	766	25.2

$\chi^2(28) = 145.90$ (p 値 $< .001$)

品業と輸送用機器業でプレビュー企業の割合がともに 55%と高く、電気・ガス業と卸売業ではそれぞれ 0%と 4.9%と低い。業績が比較的安定している業種や月次売上等を開示する企業が多い業種、すなわち企業価値評価が比較的容易な業種ではプレビューの価値が低いいためプレビューが少ないと考えられる。

4. 分析結果

4. 1. ガイドライン導入がアナリストに与えた影響

4. 1. 1. 予想正確度

プレビューアナリストの予想正確度を、プレビューアナリストの利益予想誤差の絶対値で定義し、次式で計算する：

$$\text{予想正確度}_{it}^P := \frac{100 * \left| \text{利益予想}_{it}^P - \text{実現利益}_{it} \right|}{\text{株価}_{it}}, \quad (1)$$

ここで、利益予想 $_{it}^P$ は、企業 i の t 期の決算発表1営業日前におけるプレビューアナリストの1株当たり当期純利益（EPS）コンセンサスである。実現利益 $_{it}$ は、企業 i の t 期の実績EPSである。株価 $_{it}$ は企業 i の t 期の決算発表1営業日前の株価である。(1)式で計算される予想正確度は非常に小さい値をとるため、100倍する。非プレビューアナリストの予想正確度は、(1)式と同様に、ただし利益予想 $_{it}^P$ を非プレビューアナリストのEPSコンセンサスに置き換えて計算する。なお、異常値が分析結果に与える影響を軽減するため、予想正確度の分布の90パーセンタイル値でウィンソライズする。

観測単位は、同一企業の同一決算についてのプレビューアナリストと非プレビューアナリストの利益予想の組である。プレビュー企業288社のうちアナリストレポートにEPS予想が記載されていない55社と、さらにガイドライン導入前または導入後のEPS予想しか存在しない45社を除外し、最終サンプルは、2013年度から2018年度（ただし2015年度を除く）のプレビュー企業188社に対する利益予想828組である。

表4はプレビューアナリストと非プレビューアナリストの予想正確度をガイドライン導入前後で比較した結果である。ガイドライン導入前において、両群の予想正確度の平均値（中央値）に有意な差はないものの、ガイドライン導入後においてはプレビューアナリストの予想正確度が相対的に悪化している⁶⁾。この結果は、プレビュー取材の機会喪失が原因である可能性が高く、プレビュー

表4. プレビューアナリストと非プレビューアナリストの予想正確度の比較

プレビューアナリストと非プレビューアナリストの利益予想正確度の平均値（中央値）の差、およびガイドライン導入前（2013-2014年）と導入後（2016-2018年）の利益予想正確度の平均値（中央値）の差の検定に t 検定（Wilcoxonの符号順位検定）を用い、その p 値を報告している。

	プレビューアナリスト		非プレビューアナリスト		平均値の差: プレビュー - 非プレビュー	p 値	中央値の差: プレビュー - 非プレビュー	p 値
	平均値	中央値	平均値	中央値				
導入前	0.483	0.310	0.491	0.320	-0.008	0.677	-0.010	0.229
導入後	0.594	0.387	0.530	0.337	0.063	0.000	0.001	0.000
導入後 - 導入前	0.111	0.077	0.039	0.017	0.071	0.004	0.060	0.007
p 値	0.004	0.025	0.258	0.400				

6) この結果は、アナリストの特性（アナリストとしての経験年数、アナリストランキングにおける“スター”の地位、フォローする企業数）および企業固定効果をコントロールしても本質的に変わらず、頑健である。

は予想正確度を高めるために有益であることを示唆する。

4. 1. 2. 人気投票

次に、ガイドラインがアナリストの人気度（アナリストランキングにおける機関投資家からの評価）に与える影響を検証する。人気度を年およびセクター間で比較可能にするため、年・セクターごとの得点の平均を0、標準偏差を1とする標準化を行う。2012-2020年のランキングの5位以内に登場したアナリスト251名を分析対象とする。これらのアナリストをFactSetに収録されているアナリストと照合し、プレビューアナリストと非プレビューアナリストを特定する。照合できなかった67名をサンプルから除外した。また、アナリストの労働市場参入・退出の影響を軽減するため、2014年以降のランキングに登場しない（労働市場から退出した可能性が高い）アナリスト9名と、2016年以降のランキングに初めて登場した（労働市場に新たに参入した可能性が高い）アナリスト13名を除外した。最終的なサンプルは162名のアナリスト（うちプレビューアナリスト41名）の1,256アナリスト・年である。

表5は2012-2020年におけるプレビューアナリストと非プレビューアナリストの人気度の平均を比較した結果である。2016年までの各年のランキングでは、両群の人気度の平均に有意な差はな

表5. プレビューアナリストと非プレビューアナリストの人気度の比較

本表ではプレビューアナリストと非プレビューアナリストの人気度の平均値を比較している。平均値の差がゼロであるという帰無仮説を検定するために t 検定を行い、その p 値を報告している。下段では、2017年の日経ヴェリタス・アナリストランキングの前後の平均値を比較した結果を示している。

	プレビューアナリスト	非プレビューアナリスト	平均値の差: プレビュー - 非プレビュー	p 値
ランキング年				
2012	0.63	0.63	0.01	0.967
2013	0.60	0.59	0.01	0.980
2014	0.54	0.70	-0.16	0.426
2015	0.48	0.61	-0.14	0.472
2016	0.39	0.62	-0.23	0.208
2017	0.30	0.67	-0.37	0.045
2018	0.27	0.64	-0.37	0.043
2019	0.24	0.72	-0.48	0.019
2020	0.25	0.79	-0.54	0.014
(B): 2012-2016 年	0.53	0.63	-0.10	0.231
(A): 2017-2020 年	0.27	0.70	-0.44	0.000
(A)-(B)	-0.26	0.07	-0.33	0.011
p 値	0.010	0.302		

いが、2017-2020年のランキングでは、プレビューアナリストの人気度の平均が非プレビューアナ

リストの人気度の平均を有意に下回る⁷⁾。2017年のランキングは、2016年のアナリストのサービスやパフォーマンスに基づくため、ガイドライン導入によって、アナリストからのプレビュー伝達が無くなったことが、機関投資家の投票行動に影響を与えた可能性がある。これらの結果はアナリストにとってプレビューは機関投資家人気を獲得する手段であったことを示唆する。

4. 2. ガイドライン導入が企業に与えた影響

4. 2. 1. 所有比率

ガイドライン導入が株主構成に与えた影響を次式で推定する：

$$Y_{it} = \alpha \text{Preview}_i \times \text{Post}_t + \gamma' X_{it-1} + \eta_i + \phi_t + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

ここで、 Y_{it} は、企業 i の決算期 t における国内機関投資家所有比率、外国人所有比率または個人投資家所有比率を表す。 Preview_i は、企業 i がプレビュー企業であれば1、非プレビュー企業であれば0をとるダミー変数である。 Post_t は、決算期 t が2016年であれば1、それ以外は0をとるダミー変数である。ガイドライン導入によるプレビュー企業の各投資家所有比率への影響を $\text{Preview}_i \times \text{Post}_t$ の係数で捉える。 X_{it-1} は一連のコントロール変数を表す。加えて、企業固定効果 (η_i) および年固定効果 (ϕ_t) をコントロールする。

表6は、(2)式を最小二乗法 (OLS) で回帰した推定結果である（紙幅の都合上、 $\text{Preview}_i \times \text{Post}_t$ の係数のみ表示）。ガイドライン導入後、プレビュー企業の外国人所有比率の平均は1.5%ポイント減少し（列（2））、一方で国内機関投資家所有比率と個人投資家所有比率の平均はそれぞれ0.69%ポイント（列（1））と1.4%ポイント増加した（列（3））。プレビューを手掛かりとした短期売買機会の喪失が外国人投資家の所有比率の低下につながったのかもしれない。

表 6. ガイドラインがプレビュー企業の株主構成に与える影響

本表は、(2)式を OLS で回帰した推定結果を示している。コントロールは、時価総額、アナリストカバレッジ、無形資産比率、財務レバレッジ、現金比率、R&D 集約度、Q、セグメント数、出来高、 R^2 、固有リスク、過去リターンを含む。変数の定義については付録を参照。括弧内に企業でクラスタリングした標準誤差を示している。**, *はそれぞれ1%水準、5%水準（両側）で統計的に有意であることを表す。

	被説明変数:		
	国内機関投資家所有比率	外国人所有比率	個人投資家所有比率
	(1)	(2)	(3)
Preview × Post	0.692** (0.249)	-1.460** (0.294)	1.442** (0.271)
コントロール	✓	✓	✓
年固定効果	✓	✓	✓
企業固定効果	✓	✓	✓
サンプルサイズ	4,096	4,096	4,096
調整済み決定係数	0.952	0.950	0.959

7) この結果は、アナリスト固定効果、年固定効果、セクター固定効果をコントロールしても本質的に変わらず、頑健である。

4. 2. 2. 流動性と企業価値

ガイドラインによって、異なる投資家タイプ間の情報格差が解消されれば、プレビュー企業の株式流動性は上昇し、企業評価は向上すると予想される。この予想を検証するため、(2) 式の被説明変数を t 期の企業 i の出来高, Roll (1984) の実効スプレッド, Amihud (2002) の非流動性指標 (ILLIQ) のいずれかに置き換え、その式を OLS で回帰する。

表 7 のパネル A に推定結果を示している。被説明変数が出来高 (列 (1)) と Roll 指標 (列 (2)) のモデルについては、 $\text{Preview}_i \times \text{Post}_t$ の係数は予想された符号を持ち、統計的に有意である。つまりガイドライン導入後、プレビュー企業の出来高は増加し、スプレッドは低下した。

パネル B は、(2) 式の被説明変数に企業価値の代理変数 Q を用いた推計結果である。列 (1) において、 $\text{Preview}_i \times \text{Post}_t$ の係数 0.076 は統計的に、また経済的にも有意である。列 (2) と (3)

表 7. ガイドラインがプレビュー企業の流動性と企業価値に与える影響

本表は OLS 回帰の推計結果を示している。パネル A のコントロールは、時価総額、アナリストカバレッジ、無形資産比率、財務レバレッジ、現金比率、R&D 集約度、国内機関投資家所有比率、外国人所有比率、 Q 、セグメント数、 R^2 、固有リスク、過去リターンを含む。パネル B のコントロールは、パネル A のコントロールから Q を除外し、出来高を加えた一連の変数を含む。変数の定義については付録を参照。括弧内に企業・年月でクラスタリングした標準誤差を示している。**, * はそれぞれ 1% 水準、5% 水準 (両側) で統計的に有意であることを表す。

パネル A. 流動性への影響			
	出来高	被説明変数:	
	(1)	Roll 指標	ILLIQ
		(2)	(3)
Preview × Post	0.122* (0.050)	-0.216** (0.076)	-0.035 (0.093)
コントロール	✓	✓	✓
年月固定効果	✓	✓	✓
企業固定効果	✓	✓	✓
サンプルサイズ	4,096	4,096	4,096
調整済み決定係数	0.580	0.209	0.825
パネル B. 企業価値への影響			
		被説明変数: Q	
		固有リスク	
	(1)	高	低
		(2)	(3)
Preview × Post	0.076* (0.032)	0.126* (0.056)	0.028 (0.020)
コントロール	✓	✓	✓
年月固定効果	✓	✓	✓
企業固定効果	✓	✓	✓
サンプルサイズ	4,096	2,046	2,048
調整済み決定係数	0.906	0.900	0.916

はガイドライン導入前（2015年）における固有リスクの中央値で分割したサブサンプルを用いた推定結果である。企業価値向上は固有リスクの高い企業で顕著であることが分かる。

以上の結果は、企業はプレビューがない場合に得られはずの高い流動性と企業価値評価を享受できていないという点で、プレビューは費用となり得ることを示唆している。

4. 2. 3. メカニズム

流動性と企業価値の関係については、エージェンシー理論、フィードバック理論、資産価格理論に基づく説が存在する。ここでは、Fang et al. (2009) に従い、Q を株価営業利益比率、財務レバレッジ、営業利益率の3要素に分解し、企業価値向上のメカニズムを検証する。具体的には、次式を回帰する：

$$\Delta \text{COMPONENT}_i = \beta_1 \text{Preview}_i \times \Delta \text{LIQUIDITY}_i + \beta_2 \text{Preview}_i + \beta_3 \Delta \text{LIQUIDITY}_i + \gamma' X_i + \varepsilon_i, \quad (3)$$

ここで、 $\Delta \text{COMPONENT}_i$ は、企業 i の Q を構成する3要素のうち1つの要素のガイドライン導入前平均からガイドライン導入後の変化を表す。同様に $\Delta \text{LIQUIDITY}_i$ は、流動性指標（出来高、Roll 指標、ILLIQ）のうち1つのガイドライン導入前平均から導入後の変化を表す。注目する変数は、 $\text{Preview}_i \times \Delta \text{LIQUIDITY}_i$ である。プレビュー企業の企業価値向上が流動性に起因する資本コストの低下によって説明される場合、投資家の営業利益の将来成長性やリスクに対する認識を反映した株価営業利益比率が上昇すると予想される。一方、エージェンシー理論またはフィードバック理論によって説明される場合、プレビュー企業の流動性上昇は営業利益率の上昇をもたらすはずである。

表8はOLSの推定結果である。パネルAは株式流動性と企業価値の関係を示している。いずれの流動性指標を用いても、流動性（非流動性）とQの間に有意な正（負）の関係が観察される。

パネルBは、(3)式の被説明変数をQの各構成要素に置き換えて推定した結果である。流動性指標として列(1)–(3)は出来高を、列(4)–(6)はRoll指標を、列(7)–(9)はILLIQを用いている。総じて、流動性の上昇は、財務レバレッジと営業利益率の変化には影響せず、株価営業利益率の上昇をもたらす。この結果は資本コストによる説明と整合的であるが、エージェンシー理論やフィードバック理論では説明できない。

表 8. 株式流動性が企業価値とその構成要素に与える影響

本表は OLS 回帰の結果を示している。Δは差分演算子であり、ガイドライン導入前から導入後の変化を表す。パネル A のコントロールは、時価総額、アナリストカバレッジ、無形資産比率、現金比率、R&D 集約度、国内機関投資家所有比率、外国人所有比率、セグメント数、 R^2 、固有リスク、過去リターン、ガイドライン導入前平均 LIQUIDITY、ガイドライン導入前平均 Q を含む。パネル B のコントロールに加え、ガイドライン導入前平均 LIQUIDITY、ガイドライン導入前平均 COMPONENT を含む。変数の定義については付録を参照。業種ダミーは東証業種ダミーである。括弧内に企業・年間でクラスタリングした標準誤差を示している。**、*はそれぞれ 1%水準、5%水準（両側）で統計的に有意であることを表す。

パネル A. 株式流動性が企業価値に与える影響									
	被説明変数: ΔQ								
	LIQUIDITY = 出来高	LIQUIDITY = Roll 指標	LIQUIDITY = ILLIQ						
	(1)	(2)	(3)						
Preview × ALIQUIDITY	0.070* (0.032)	-0.038** (0.011)	-0.043** (0.013)						
Preview	0.025 (0.027)	0.030 (0.025)	0.026 (0.026)						
ALIQUIDITY	-0.082** (0.007)	0.011 (0.013)	0.052** (0.008)						
コントロール	✓	✓	✓						
業種ダミー	✓	✓	✓						
サンプルサイズ	1,024	1,024	1,024						
調整済み決定係数	0.357	0.347	0.357						
パネル B. 株式流動性が Q の構成要素に与える影響									
	被説明変数: COMPONENT								
	COMPONENT			COMPONENT					
	Δ株価営業利益比率	Δ財務レバレッジ	Δ営業利益率	Δ株価営業利益比率	Δ財務レバレッジ	Δ営業利益率			
	Δ財務レバレッジ	Δ営業利益率	LIQUIDITY = 出来高	Δ財務レバレッジ	Δ営業利益率	LIQUIDITY = Roll 指標	LIQUIDITY = ILLIQ		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Preview × ALIQUIDITY	7.185** (0.810)	0.112 (0.053)	0.006 (0.006)	-1.780** (0.357)	-0.061** (0.015)	0.000 (0.001)	-1.915 (0.874)	-0.030 (0.029)	0.003 (0.002)
Preview	3.014* (1.292)	0.177** (0.030)	0.002 (0.002)	3.335* (1.251)	0.188** (0.031)	0.002 (0.002)	2.983* (1.273)	0.175** (0.029)	0.002 (0.002)
ALIQUIDITY	-0.547 (0.657)	0.144** (0.017)	-0.002 (0.001)	-0.056 (0.383)	-0.056** (0.010)	0.001 (0.001)	-0.248 (0.470)	-0.040** (0.007)	0.003** (0.001)
コントロール	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
業種ダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
サンプルサイズ	1,024	1,024	1,024	1,024	1,024	1,024	1,024	1,024	1,024
調整済み決定係数	0.105	0.253	0.247	0.107	0.267	0.251	0.107	0.246	0.262

5. おわりに

本研究は、アナリストと企業間のプライベート・コミュニケーションの費用・便益を分析した。アナリストにとってプレビューは業績予想正確度を高めるための有用なインプットであり、また機関投資家からの人気（票）獲得の手段であった。一方、企業にとっては、プレビューがなければ得ていたはずの高い株式流動性および企業価値を享受できていないという点で、プレビューは機会費用をもたらしていた。

プレビュー取材はもはや実施されていない（と思われる）が、他の形態のプライベート・コミュニケーションは依然として存在する。これらの情報開示環境を利用する企業は、その費用・便益のトレードオフを認識する必要があるだろう。

参考文献

- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5 (1), 31–56.
- Amihud, Y., and Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17 (2), 223–249.
- Bagnoli, M., Watts, S. G., and Zhang, Y. (2008). Reg-FD and the competitiveness of all-star analysts. *Journal of Accounting and Public Policy*, 27 (4), 295–316.
- Bailey, W., Li, H., Mao, C. X., and Zhong, R. (2003). Regulation fair disclosure and earnings information: Market, analyst, and corporate responses. *The Journal of Finance*, 58 (6), 2487–2514.
- Bradley, D., Gokkaya, S., and Liu, X. (2020). Ties that bind: The value of professional connections to sell-side analysts. *Management Science*, 66 (9), 4118–4151.
- Bradley, D., Jame, R., and Williams, J. (2022). Non-deal roadshows, informed trading, and analyst conflicts of interest. *The Journal of Finance*, 77 (1), 265–315.
- Brown, L. D., Call, A. C., Clement, M. B., and Sharp, N. Y. (2015). Inside the “black box” of sell-side financial analysts. *Journal of Accounting Research*, 53 (1), 1–47.
- Bushee, B. J., Gerakos, J., and Lee, L. F. (2018). Corporate jets and private meetings with investors. *Journal of Accounting and Economics*, 65 (2–3), 358–379.
- Clement, M. B. (1999). Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter?. *Journal of Accounting and Economics*, 27 (3), 285–303.
- Fang, V. W., Noe, T. H., and Tice, S. (2009). Stock market liquidity and firm value. *Journal of Financial Economics*, 94 (1), 150–169.
- 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 (3), 271–292.
- Green, T. C., Jame, R., Markov, S., and Subasi, M. (2014a). Broker-hosted investor conferences. *Journal of Accounting and Economics*, 58 (1), 142–166.
- Green, T. C., Jame, R., Markov, S., and Subasi, M. (2014b). Access to management and the informativeness of analyst research. *Journal of Financial Economics*, 114 (2), 239–255.
- Kirk, M. P., and Markov, S. (2016). Come on over: Analyst/investor days as a disclosure medium. *The*

- Accounting Review*, 91 (6), 1725–1750.
- Roll, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *The Journal of Finance*, 39 (4), 1127–1139.
- Soltes, E. (2014). Private interaction between firm management and sell-side analysts. *Journal of Accounting Research*, 52 (1), 245–272.

付録．変数の定義

変数名	変数の説明
無形資産比率	無形資産/総資産
R&D 集約度	研究開発費/売上高
固有リスク	年ごとに企業の日次株式リターンを TOPIX のリターンに回帰したときの二乗平均平方根誤差
時価総額	期末株価×発行済株式数の自然対数
出来高	1 日の出来高/発行済株式数の年平均の自然対数
セグメント数	セグメント数の自然対数
アナリストカバレッジ	企業の決算発表 1 営業日前においてフォローしているアナリストの数の自然対数
現金比率	現金・預金/総資産
R^2	年ごとに企業の日次株式リターンを TOPIX のリターンに回帰したときの決定係数
Q	株式時価総額と負債合計/総資産
過去リターン	企業の過去 12 ヶ月間の株式リターン
ILLIQ	1 日の出来高/日次リターンの絶対値の年平均の自然対数
Roll 指標	年間の日次株式リターンの系列共分散（正值は負値に変換）
株価営業利益比率	株式時価総額/営業利益
財務レバレッジ	株式時価総額と負債合計/株式時価総額
営業利益率	営業利益/総資産
国内機関投資家所有比率	国内機関投資家所有株式数/総株式数（単位：％）
外国人所有比率	外国法人所有株式数/総株式数（単位：％）
個人投資家所有比率	個人投資家所有株式数/総株式数（単位：％）