

選択的開示の特定方法に関する実証的課題¹⁾

森 脇 敏 雄²⁾

1. はじめに

本稿の目的は、先行研究のレビューを通じて、選択的開示 (Selective disclosure)³⁾ が行なわれているかどうかを特定する方法を整理し、その実証的な課題を明らかにすることである⁴⁾。選択的開示とは、経営者と一部の市場参加者間の私的なコミュニケーションの場において、未公開情報を一部の市場参加者に開示する行動のことをいう。選択的開示は主として米国において問題視されてきた行動であり、経営者とアナリストの対一のミーティング (One-on-one meeting) において、アナリストの利益予想に対して経営者がコメントすること、アクセスが制限されたカンファレンス・コール (Closed conference call) において、未公開情報を特定のアナリストや機関投資家に開示するといった行動がそれである。こうした私的なコミュニケーションの場で行われる重要な未公開情報の選択的開示を禁じるために、2000年10月、証券取引委員会 (SEC: Securities Exchange Commission) はレギュレーション FD (Fair Disclosure) を施行した⁵⁾。

日本においては、重要な未公開情報の選択的開示は顕著な形で存在していないという理由から、レギュレーション FD と同様の規則は設けられてこなかった。ただし、企業の内部情報を顧客に提供して株式売買の勧誘を行った証券会社に行政処分が下されたこと、一部の報道機関が決算短信の公表前に会社が公表する数値に近い業績予想を頻繁に入手しており、そのことについて外国人投資家を中心とする不利益に対する批判があったことを契機に、金融庁金融審議会にワーキング・グループが設置され、フェ

ア・ディスクロージャー・ルール（以下、FDルール）の導入が検討されることになった（金融審議会，2016a）。ここで、FDルールとは、「公表前の内部情報を特定の第三者に提供する場合に当該情報が他の投資者にも同時に提供されることを確保されるためのルール」（金融審議会，2016b，15頁）のことである。

日本の証券市場においてFDルールが施行された場合には、それが意図した帰結をもたらしているかどうか、すなわち重要な未公開情報の選択的開示が観察されなくなったかどうかを実証的に調査しなければならない。その調査の前提として、FDルールの施行前において、重要な未公開情報の選択的開示がどの程度行われているのかを把握する必要がある。上述したように、日本においては、証券会社の行政処分の事例等が報告されているが、重要な未公開情報の選択的開示の現状が十分に把握されているとは言い難い。その理由として、Leuz and Wysocki（2016）が指摘するように、選択的開示は観察不可能であるため、それを推定しなければならないこと（562頁）が挙げられるであろう。

上述した実証的課題と関連し、これまでの先行研究では、様々な方法で選択的開示の存在を把握することを試みている。具体的には、（1）アンケート調査の結果を用いて、アナリストの利益予想に対して経営者がコメントしているかどうか（私的な利益ガイダンスを行っているかどうか）を確認する（Hutton, 2005）、（2）アナリストが公表する利益予想のデータを用いて、私的な利益ガイダンスを行っている可能性の高い企業を特定する（Gleason, Ling, Zhao, 2016; Wang, 2007）、（3）公表データを用いて、カンファレンス・コールを通じた選択的開示が行なわれているかどうかを確認する（Bushee, Matsumoto, and Miller, 2004）、（4）情報開示周辺の市場反応を調査することで、選択的開示の存在を推測する（Campbell, Twedt, and Whipple, 2016; Sinha and Gadarowski, 2010）といった方法である。

ただし、上述の方法で選択的開示の存在を把握することができた場合であっても、それにはモザイク情報（Mosaic information）の開示の影響が

含まれている可能性がある。モザイク情報とは、「他の情報と組み合わせることによって投資判断に影響を及ぼし得るものの、その情報のみでは、直ちに投資判断に影響を及ぼすとは言えない情報」（金融審議会、2016、3頁）のことであり、レギュレーションFDおよびFDルールでは、当該情報の選択的開示は規則の対象外とされている。レギュレーションFD施行後のデータを用いた研究では、特定のアナリストや機関投資家がモザイク情報を入手し、それを意思決定に利用していることを示唆する証拠が提示されている（Bushee, Jung, and Miller, 2017; Cheng, Du, Wang, and Wang, 2015, 2016; Green, Jame, Markov, and Subasi, 2014a, 2014b）。したがって、重要な未公開情報の選択的開示の存在を把握する場合には、どのような状況でモザイク情報に基づく意思決定が行われ、それをどのように把握しようとしているのかを知ることが肝要である。

こうした問題意識のもと、本稿では、選択的開示の存在を把握することを試みた研究、およびモザイク情報が開示されていることを示唆する証拠を提示した研究をレビューし、日本の証券市場における選択的開示の特定方法に関する実証的課題を明らかにすることを試みる。第2節では、選択的開示の特定を試みた研究、第3節では、モザイク情報を利用した意思決定の存在を示唆する証拠を提示した研究をレビューする。第4節では、第2節と第3節でレビューした研究を題材に、日本の証券市場における実証的課題を述べる。

2. 選択的開示の特定方法

2.1. 私的な利益ガイダンスの有無：アンケート調査の利用

Hutton (2005) は、全米IR協会 (the National Investor Relations Institute) が実施したアンケート調査のデータを用い、レギュレーションFDの施行前において、経営者がアナリストの利益予想モデルに対してコメントをしている企業の特性、および経営者からのコメントを受けているアナリストとその他のアナリストが公表する利益予想の特性の違いを分析している。

本アンケート調査は、2001年、全米 IR 協会の会員企業2,636社に対して送付され、そのうち577社（21.9%）から回答を得たものである。このうち分析に必要なデータが入手可能なものは421社であり、私的な利益ガイダンスを行っている企業 360社、利益ガイダンスそのものを実施していない企業50社の計410社を対象に分析を行っている。なお、私的な利益ガイダンスを行っているかどうかは、“Prior to the adoption of Regulation FD, did you or someone in your company review analysts' earnings models?” という質問に対して“Yes”と回答しているかどうかによって判断している。

アンケート調査の結果得られたデータには、その利用においてメリットとデメリットが存在する。私的な利益ガイダンスの文脈で考えれば、利用のメリットとして、本来は観察不可能である私的な利益ガイダンスの実施状況を特定できることが挙げられる。一方、利用のデメリットとして、アンケートの回答バイアスが分析結果の一般性を低下させることがある。このデメリットの影響を把握するために、全米 IR 協会会員企業のうちアンケートが回収できた企業とその他の企業の特性を比較し、2群間の企業特性の差を確認した。その結果、アンケートが回収できた企業はその他の企業と比較して、規模が大きい、株主数が多い、アナリストフォロー数が多いといった特徴があり、アンケートが回収できた企業は母集団に比べて偏りがあることを指摘している。

第1に、アンケート調査結果および財務データ等を用い、アナリストの利益予想モデルに対してコメントをしている企業の特性を分析した。その結果、簿価時価比率が高い企業、機関投資家による株保有割合が高い企業、アナリストフォロー数が多い企業、バリュエーションにおける利益の重要性が高い企業ほど、企業がアナリストに対して私的な利益ガイダンスを行う確率が高いことを明らかにした。こうした発見事項は、企業情報に対する市場参加者からの需要が高い企業、ネガティブ・サプライズに対する株価反応がより強くなると予想される企業は、市場のコンセンサスに対する関心が高いため、アナリストの利益予想に対してコメントをする傾向にあ

ることを示唆している。

第2に、1998年第1四半期から2000年第3四半期までのアナリスト予想を用い、私的な利益ガイダンスを受けているアナリストとその他のアナリストの間で利益予想の特性が異なるかどうかを検証した。検証の結果、私的な利益ガイダンスを受けているアナリストの四半期の利益予想は、その他のアナリストの四半期の利益予想と比較して、正確性が高いものの、一貫して悲観的な傾向にあることを報告した。さらに、コンセンサス予想を期待利益とする利益サプライズの分布を確認したところ、私的な利益ガイダンスを実施している企業については、利益サプライズの分布のゼロ付近で統計的に有意な歪みが観察された。これらの結果は、私的な利益ガイダンスを受けているアナリストが利益予想を公表する際に、利益予想の正確性を重視する一方で、そのバイアスには妥協していることを示している。

第3に、年次のアナリスト予想が事後的に実現する実績値に比べて高く、会計期間が進むにつれて実績値に近づくという傾向(Walk-down)が、私的な利益ガイダンスに起因するものであるのか、あるいは期中に公表されるネガティブなニュースに起因するものであるのかを調査した。その結果、私的な利益ガイダンスを行っていない企業の約半数は、四半期利益に関するネガティブなニュースを公表し、それにより、年次のアナリスト予想が下方修正されていることが明らかにされた。私的な利益ガイダンスを行っている企業の約半数は、四半期利益に関するポジティブなニュースを公表している一方で、アナリストは年次の利益予想を下方修正していることが確認された。これらの発見事項は、私的な利益ガイダンスを通じて、年次の利益予想を経営者が下方に修正するように導いているという解釈と整合的である。

2.2. 私的な利益ガイダンスの有無：アナリスト予想の利用

Wang (2007) は、Matsumoto (2002) で用いられたモデルに基づき、利益な利益ガイダンスを行っている可能性が高い企業を特定し、レギュレーション FD が私的な利益ガイダンスに与えた影響を検証している。検

証においては、次に示す手順で、私的な利益ガイダンスを行っている可能性が高い企業を特定している。第1に、前年同一四半期からのEPSの変化 ($\Delta EPS_{kijtq} = EPS_{ijt,q} - EPS_{ijt-1,q}$) が⁸、前四半期のそれ ($\Delta EPS_{kijtq-1} = EPS_{ijt,q-1} - EPS_{ijt-1,q-1}$) と企業固有情報 ($CRET_{kijtq}$) の関数として表されるという仮定のもと、企業*i*を除く産業・年度ごとに、(1)式を推定した。ここで、 $CRET_{kijtq}$ は、t-1年q四半期の利益発表日の3日後からt年q四半期の利益発表日の20日前までの超過リターン、 ε_{ijt} は誤差項である。

$$\frac{\Delta EPS_{kijtq}}{price_{kijt-1,q}} = \alpha_{ijt} + \beta_{1ijt} \left(\frac{\Delta EPS_{ijtq-1}}{price_{kijt-1,q-1}} \right) + \beta_{2ijt} CRET_{kijtq} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

第2に、(1)式で推定されたパラメータを用い、EPSの変化の期待値 ($E[\Delta EPS_{kijtq}]$) を算定した。具体的には、(2)式の通り、t-1年のデータを用いて推定されたパラメータ ($\hat{\alpha}_{ijt-1}$, $\hat{\beta}_{1ijt-1}$, $\hat{\beta}_{2ijt-1}$) を用い、t年q四半期からq+4四半期までのEPSの変化の期待値を求めている。

$$E[\Delta EPS_{kijtq}] = \left[\hat{\alpha}_{ijt-1} + \hat{\beta}_{1ijt-1} \left(\frac{\Delta EPS_{ijtq-1}}{price_{kijt-1,q-1}} \right) + \hat{\beta}_{2ijt-1} CRET_{kijtq} \right] \times price_{ijt-1,q} \quad (2)$$

第3に、t年q四半期のEPS予想の期待値を算定し、t年q四半期のEPS予想のサプライズ部分を抽出した。(3)式の通り、t-1年q四半期のEPSの実績値 ($EPS_{ijt-1,q}$) とEPSの変化の期待値 ($E[\Delta EPS_{kijtq}]$) を合算し、t年q四半期のEPS予想の期待値 ($E[F_{ijtq}]$) を求める。さらに、(4)式の通り、実績値 (F_{ijtq}) と期待値 ($E[F_{ijtq}]$) の差をt年q四半期のEPS予想のサプライズ部分 (UF_{ijtq}) とする。このサプライズ部分は、EPSの時系列特性や企業固有情報によっても説明できない部分であり、公的な利益ガイダンスと私的な利益ガイダンスに起因するものであると解される。

$$E[F_{ijtq}] = EPS_{ijt-1,q} + E[\Delta EPS_{kijtq}] \quad (3)$$

$$UF_{ijtq} = F_{ijtq} - E[F_{ijtq}] \quad (4)$$

第4に、EPS予想のサプライズ部分から私的な利益ガイダンスに起因する部分を抽出した。具体的には、EPS予想の期待外部分の絶対値 ($|UF_{ijtq}|$)

を被説明変数、EPSの変化の標準偏差 ($Std\Delta EPS_{iq}$)、損失ダミー ($LOSS_{iq}$)、利益に関連する公的開示の件数 ($\#PublicDisclosure_{iq}$) を説明変数とする回帰式を推定し、企業・四半期ごとに、定数項と残差部分を合算する。さらに、企業・年度ごとに、定数項と残差部分の合算値の平均値を求め、その平均値が年度別の分布上位40%を超える場合に、当該企業はアナリストに対して私的な利益ガイダンスを行っているかと判断している。

$$|UF_{iq}| = \gamma_0 + \gamma_1 Std\Delta EPS_{iq} + \gamma_2 LOSS_{iq} + \gamma_3 \#PublicDisclosure_{iq} + \mu_{iq} \quad (5)$$

以上の方法で特定された私的な利益ガイダンスの有無に関するデータを用いて、私的な利益ガイダンスを行う企業の特徴を調査した。調査対象期間は、レギュレーションFD施行前の1996年から1999年、レギュレーションFD施行後の2001年から2003年である。その結果、機密情報コスト (Proprietary information cost) が高い企業は、競争への影響を考慮し、レギュレーションFD施行前に私的な利益ガイダンスを行う確率が高いことを明らかにした。さらに、レギュレーションFD施行前に私的な利益ガイダンスを行っていた企業について、情報の非対称性が低い場合、機密情報コストが高い場合には、レギュレーションFDの施行後に利益ガイダンスそのものを中止する確率が高いことを報告した。

Gleason, Ling, and Zhao (2016) は、レギュレーションFD施行後の期間を対象とし、レギュレーションFDに関連するForm 8-Kの開示前において、特定のアナリストに対する選択的開示が行なわれているかどうかを検証している。選択的開示を行う傾向がある企業を特定するために、アナリストがフォローしている企業と投資企業 (Investment firms) の社会的な繋がりに注目し、BoardEXより、CEO等の取締役会の構成員が教育または雇用面での繋がりを有している投資企業の数に関するデータを入手している。その後、年度ごとに、投資企業の数の3分位点に基づく3つのグループを組成し、数の多い順番から、社会的繋がりの程度が強い企業 (High-connection firms)、中程度の企業 (Medium-connection firms)、弱い企業 (Low-connection firms) とみなしている。

上述したデータを用い、次の2つの分析を実施した。第1に、2001年から2010年までのアナリスト予想を対象とし、フォローしている企業の社会的な繋がりの程度と Form 8-K の開示後におけるアナリスト予想の改訂の有無、改訂の大きさ、改訂のスピードの関連性を検証した。その結果、社会的な繋がりの程度が弱い企業をフォローしているアナリストほど、Form 8-K 開示から予想を改訂するまでの日数が短く、予想を改訂するアナリストの割合が多くなることを報告した。こうした発見事項について、社会的な繋がりの程度が強い企業をフォローしているアナリストは、Form 8-K 開示前において私的情報を有しているため、社会的な繋がりの程度が弱い企業をフォローしているアナリストと比べて、Form 8-K で開示される公的情報に対して反応していないと解釈している。

第2に、Barron, Kim, Lim, and Stevens (1998) のモデルを参考に、アナリスト予想に含まれる情報をアナリストに固有の情報（固有情報）と全てのアナリストに共通の情報（共通情報）に区別したうえで、フォローしている企業の社会的な繋がりの程度と Form 8-K 開示前における固有情報の精度の関連性を検証した。(6) 式のように、共通情報の割合 (Commonality) を定義したうえで、(7) 式のように、情報の精度（予想誤差の逆数）に対して固有情報の割合を乗じたものを固有情報の精度 (Idiosync), (8) 式のように、情報の精度に対して共通情報の割合を乗じたものを共通情報の精度 (Common) とみなしている。ここで、SE はアナリスト予想の平方平均誤差、D はアナリスト予想の分散、N は企業をフォローしているアナリストの人数である。

$$Commonality = \frac{Common\ Forecast\ Error}{Average\ Total\ Error} = \frac{SE - \frac{D}{N}}{\left(SE - \frac{D}{N}\right) + D} \quad (6)$$

$$Idiosync = (1 - Commonality) \times \frac{1}{Average\ Total\ Error} = \frac{D}{\left[\left(SE - \frac{D}{N}\right) + D\right]^2} \quad (7)$$

$$Common = Commonality \times \frac{1}{Average\ Total\ Error} = \frac{\left(SE - \frac{D}{N} \right)}{\left[\left(SE - \frac{D}{N} \right) + D \right]^2} \quad (8)$$

分析の結果、投資企業と社会的な繋がり弱い企業をフォローしているアナリストは、Form 8-Kの開示が情報の精度に与える影響が強く、利益予想の改訂において、共通情報への依存度が高いことが明らかにされた。他方、投資企業と社会的な繋がり強い企業をフォローしているアナリストは、Form 8-Kの開示前において、固有情報の量が多く、その精度も高いことが明らかにされた。以上の分析結果は、Form 8-Kの開示前において、投資企業と社会的な繋がり強い企業をフォローしているアナリストが相対的に情報優位にあることを示唆している。

2.3. アクセス制限を設けたカンファレンス・コールの有無：公表データの利用

Bushee, Matsumoto, and Miller (2004) は、2つの異なる公表データを用いて、カンファレンス・コールにアクセス制限を設けているかどうかを識別し、レギュレーションFDがカンファレンス・コールをめぐる企業の意思決定に与えた影響を調査している。レギュレーションFDの施行前、企業は2通りの方法でカンファレンス・コールを実施していた。1つは、全ての投資家やアナリストがアクセス可能なカンファレンス・コール(Open conference call)、いま1つは、特定の投資家やアナリストのみがアクセス可能なカンファレンス・コール(Closed conference call)である。これらのカンファレンス・コールを区別するために、Bushee, Matsumoto, and Miller (2004) は、Bestcalls.com, First Call databaseという2つのデータベースを用いている。Bestcalls.comに収録されているものを全ての投資家やアナリストがアクセス可能なカンファレンス・コールとみなし、First Call databaseにカンファレンス・コールのデータが収録されているが、

Bestcalls.comには収録されていないものを、アクセス制限を設けたカンファレンス・コールとみなしている。

1999年3月から2000年6月までをレギュレーションFD施行前、2010年10月23日から2001年10月30日までをレギュレーションFD施行後とし、レギュレーションFD施行前にアクセス制限を設けたカンファレンス・コールを実施していた企業が、(1)レギュレーションFDの施行後にアクセス制限を設けずにカンファレンス・コールを実施しているかどうか、(2)レギュレーションFDの施行後にカンファレンス・コールを中止しているかどうかを調査した。その結果、レギュレーションFDの施行前にアクセス制限を設けたカンファレンス・コールを実施していた企業は、アクセス制限を設けずにカンファレンス・コールを実施していた企業と比較して、レギュレーションFDの施行後にカンファレンス・コールを中止する確率が高いことを明らかにした。

2.4. 選択的開示の有無：取引データの利用

Sinha and Gadarowski (2010)は、自発的開示周辺の日次の取引データを用いることで、レギュレーションFDが重要な未公開情報の選択的開示の禁止に有効であったかどうかを調査している。選択的開示の影響を捕捉するために、自発的開示前においてシステムティックに生じる情報漏洩に着目している。情報漏洩に起因する取引の分類として、(1)経営者による情報に基づく取引、(2)選択的に開示された情報に基づく経営者以外の取引、(3)その他の情報に基づく取引を挙げている。レギュレーションFDは重要な未公開情報の選択的開示を禁じているため、レギュレーションFDの施行後に情報漏洩に起因する取引が減少していれば、それは(2)に起因する情報漏洩が減少していることを示唆する。

こうした予測のもと、レギュレーションFD施行前後の期間を対象とし、自発的開示前の情報漏洩がレギュレーションFD施行後に減少しているかどうかを分析した。レギュレーションFD施行後の期間を2000年10月23日

から2001年12月15日、施行前の期間を1998年10月23日から1999年12月15日としている。情報漏洩の程度を捕捉するために、(1) 自発的開示前(開示日を日次0とする日次-2と日次-1)の異常リターン、(2) 自発的開示日(日次0と日次1)の異常リターン、(3) 自発的開示日周辺(日次-2から日次1)の異常リターンに対する自発的開示前(日次-2と日次-1)の異常リターンの割合の3つの変数を用いている。

分析の結果、規模の大きい企業について、レギュレーションFDの施行後、自発的開示前の異常リターンと自発的開示日の異常リターンの正の相関関係が弱くなっていることを明らかにした。一方で、規模の小さい企業については、規模の大きい企業と同様の結果は確認されなかった。このように、レギュレーションFDに起因する情報漏洩の減少は、規模の大きい企業に限って観察されている。規模の小さい企業について同様の証拠が確認されなかった原因として、(1) レギュレーションFDの施行前に規模の小さい企業は重要な未公開情報の選択的開示を行っていなかった、(2) 自発的開示に起因する取引が重要でなかった、(3) レギュレーションFDが規模の小さい企業による重要な未公開情報の選択的開示の防止に機能していないの3つを挙げ、これらの3つの可能性を区別するための追加的な分析が必要であるとしている。

Campbell, Twedt, and Whipple (2016) は、日中取引データを用いることで、レギュレーションFDが重要な未公開情報の選択的開示の防止に成功しているのかどうかを調査している。調査対象は、2005年から2013年までの間にEDGARを通じて公表されたレギュレーションFD関連のForm 8-Kである。その結果、レギュレーションFD関連のForm 8-K開示時刻直前の1時間における異常出来高は、4週間前の同日・同時刻のそれと比較して、プラスに大きくなることを発見した。さらに、情報に含まれるサブプライズが大きいケースでは、Form 8-K開示時刻直前の1時間における異常出来高がより大きくなること、ネガティブな情報の開示に限り、Form 8-K開示時刻直前の1時間におけるリターンと開示時刻直後の1時

間におけるリターンには正の相関関係があることが明らかにされた。Campbell, Twedt, and Whipple (2016) の発見事項は、レギュレーション FD の施行後においても、一部の投資家が選択的に入手した情報に基づいて取引を行っている可能性を示唆している。

3. モザイク情報を利用した意思決定

3.1. 投資家向け説明会：公表データの利用

Green, James, Markov, and Subasi (2014a) は、公表データを用いて、証券会社が主催する投資家向け説明会 (Broker-hosted investor conference)⁶⁾ において、投資家が企業の経営者にアクセスする機会を有しているかどうか、および企業に関するレポートを主催証券会社に所属するアナリストが公表しているかどうかの決定要因を調査したうえで、説明会への企業の参加、および企業に関するレポートの公表が企業や証券会社に便益をもたらしているかどうかを検証している。証券会社が主催する投資家向け説明会は招待を受けたもののみが参加可能であり、当該説明会においては、公式に実施される企業担当者によるプレゼンテーション、および経営者との私的なミーティングが実施される。企業の観点からは、説明会の実施が認知度を高める機会となり、証券会社の観点からは、それが株式売買の活発化による手数料収入の増加をもたらすという効果が期待されている。

分析においては、2004年1月から2008年12月に実施された証券会社が主催する投資家向け説明会のデータを Bloomberg Corporate Events Database から入手し、証券会社が提供する調査サービスの種類に関する変数を被説明変数とする多項ロジットモデルを推定している。ここで、証券会社が提供する調査サービスの種類に関する変数とは、証券会社が説明会に企業を招待しておらず当該企業に関するレポートを公表していない場合は1、説明会に企業を招待していないがレポートを公表している場合は2、説明会に企業を招待しているがレポートを公表していない場合は3、説明会に企業を招待しておりレポートも公表している場合は4を取る変数である。主

要な発見事項のみを要約すると、総資産に対する無形固定資産の割合、営業費用に対する研究開発費と広告宣伝費の割合が高い企業ほど、証券会社が投資家向け説明会に企業を招待し、レポートを公表する確率が高いことが明らかにされた。この発見事項は、企業価値の評価が困難な企業においては、経営者へのアクセスに対する証券会社のクライアントの需要が大きいことを示唆している。

第2に、企業と証券会社の観点から、証券会社が実施する投資家向け説明会の便益を調査した。企業の立場からは、説明会実施日周辺の株式リターン、ボラティリティ、異常出来高、証券会社の立場からは、証券会社の手数料収入のシェア、手数料収入の額を用いて、説明会の便益を捕捉している。分析の結果、説明会の実施日周辺において、株式リターン、ボラティリティ、異常出来高、手数料収入のシェア、手数料収入の額が増加していることを報告した。以上の分析結果は、投資家向け説明会において証券会社のクライアントが情報を入手している可能性を示唆しており、モザイク情報の利用が証券会社のクライアントである投資家の意思決定を促していると解釈している⁷⁾。

Green, James, Markov, and Subasi (2014b) は、証券会社が主催する投資家向け説明会において、経営者に対するアナリストの接触が、アナリストの調査活動に対して追加的な情報を提供しているかどうかを分析している。分析対象は、Bloomberg Corporate Events Database を通じて利用可能な2004年1月から2010年12月までの証券会社が主催する投資家向け説明会のデータである。分析に際しては、投資推奨の変更日または利益予想の改訂日とその翌日における異常リターンを被説明変数、投資推奨または利益予想が投資家向け説明会の対象企業のものであれば1、そうでなければ0を取る変数を主たる説明変数とする回帰式を推定した。その結果、説明会に企業を招待している証券会社に所属するアナリストが公表する投資推奨の上方（下方）修正に対する異常リターンは、その他のアナリストのそれよりもプラス（マイナス）に大きいことが明らかにされた。こうした発

見事項は、証券会社が主催する説明会に企業を招待することがアナリストにとって情報優位性をもたらす源泉になっていることを示唆している。

上述した研究では、投資家向け説明会の実施のみに焦点が当てられているが、投資家向け説明会で実施される企業担当者によるプレゼンテーションと経営者との私的なミーティングを区別した研究も存在する⁸⁾。Bushee, Jung and Miller (2017) は、ウェブ中継されている投資家向けの説明会が終了し、オフラインで経営者に対するアクセスが可能な時間において、当該説明会に参加をした投資家が株式売買による利益を得ているかどうかを調査している。レギュレーション FD の施行後、招待された投資家のみが参加可能なカンファレンスが増加している。当該カンファレンスはウェブキャストを通じて全ての投資家がアクセス可能な状況にあるが、カンファレンスが終了し、全ての投資家がアクセス可能でない状況において、招待された投資家は経営者に対してアクセスすることができる。

分析においては、Thomson Financial Street Event database を通じて利用可能な2003年から2008年の投資家向け説明会のデータを用いた。なお、投資家向け説明会の写し (Transcript) の中に“one-on-one”または“breakout”のいずれかのキーワードが含まれている場合、写しの最後の数行に breakout session がこれから行われることを示唆する文言が含まれている場合に、当該説明会においてオフラインのミーティングが行われていると判定している。分析に用いるサンプルのうち、14.7%が one-on-one meeting, 41.1%が breakout session を設けており、残りの44.2%はオフラインのミーティングを実施していないと判定された。

第1に、取引サイズに関するデータを用いることで、オフラインでのアクセスが可能な投資家がそれによる便益を享受しているかどうかを調査した。具体的には、平均取引サイズの変化、大口取引の割合の変化、大口取引に起因する出来高の変化を被説明変数、一対一のミーティングが実施されているかどうか、オフラインのミーティングが行われているかどうかに関する変数を主たる説明変数とする回帰式を推定した。その結果、投資家

向け説明会の前後の時間帯において、平均取引サイズが増加していることを発見した。この発見事項は、公式に実施されるオフラインでのミーティングにおいて、投資家による取引を誘発する情報が開示されていることを示唆している。

第2に、公式に実施されるオフラインでのミーティングによって、投資家が利益を得ているかどうかを検証した。投資家が利益を得ているかどうかは、イベント期間における規模調整済みバイ・アンド・ホールド・リターンに基づいて計測される変数を用いている。分析の結果、一対一のミーティングの実施、オフラインのミーティングの実施のいずれについても、投資家向け説明会の実施日を日次0とする日次1から日次3の期間において、投資家は株式売買による利益を獲得していることが明らかにされた。さらに、オフラインのミーティングの実施については、日次4から日次30の期間においてもなお、同様の結果が確認された。以上の分析結果は、一対一のミーティングやオフラインのミーティングの実施が、投資家に利益を獲得する機会を提供していることを意味している。

3.2. 営業拠点および生産拠点の訪問：公表データの利用

Cheng, Du, Wang, and Wang (2015) は、公表データを用いて、企業の営業拠点および生産拠点の訪問者数を特定し、投資家が選択的に情報を入力している可能性を調査している。調査対象は、深圳証券取引所に上場する企業が2009年から2012年の間に実施した営業拠点および生産拠点の訪問であり、営業拠点および生産拠点の訪問者数が多いほど、訪問日周辺の市場反応がより強くなっているかどうかを検証している。営業拠点および生産拠点の訪問者数のデータは、アニュアル・レポートから手作業で収集している。訪問日周辺の市場反応は、訪問日を日次0とする日次-1から日次+1の3日間における規模調整済み累積リターンである。分析の結果、営業拠点および生産拠点の訪問者数が多くなるほど、訪問日周辺の株価反応はより強くなることを報告した。さらに、被説明変数に異常出来高を用

いた場合も同様に、訪問者数が多くなるほど、出来高反応がより強くなることを明らかにした。以上の発見事項は、投資家が企業の営業活動を観察することや現場の従業員との会話を通じてモザイク情報を入手し、それに基づいて取引が行なわれている可能性を示唆している。

ただし、上述の発見事項は、モザイク情報の開示ではなく、重要な未公開情報の選択的開示に起因している可能性もある。そこで、重要な未公開情報の選択的開示が起こりそうなケースを特定し、上記の発見事項がこうしたケースと整合的であるかどうかを議論している。具体的には、(1) アナリストが主導して実施される訪問よりも、企業が主導して実施される訪問の場合に選択的に情報が開示される傾向にある、(2) 企業と好ましい関係にある訪問者に対して選択的に情報が開示される傾向にあるという2つの仮定のもと、(1) 利益発表およびその他のイベント後1週間以内に実施される訪問を企業が主導して実施されるものとみなし、2つの訪問の間で市場反応が異なるかどうか、(2) 強い買い推奨を公表しているアナリストが訪問している場合、株式保有割合が10位以内のファンドによる訪問である場合、過去の訪問回数の多い者による訪問である場合を企業と好ましい関係にある訪問者とみなし、2つのグループ間で投資推奨に対する市場反応が異なるかどうかを確認した。その結果は、企業が主導して実施される訪問および強い買い推奨を公表しているアナリストによる訪問の場合に限り、選択的開示に基づく予測と整合的であった。こうした点について、「企業の訪問に伴う市場反応が経営者の選択的開示に起因するものであるという弱い証拠を発見した」(p.6)と総括している。

Chung, Du, Wang, and Wang (2016) は、Cheng, Du, Wang, and Wang (2015) と同様に、企業の営業拠点および生産拠点の訪問に着目し、それがアナリスト予想の正確性に与える影響を調査している。調査対象となる企業の営業拠点および生産拠点の訪問は、深圳証券取引所に上場する企業が2009年から2012年の間に実施したものであり、企業の営業拠点および生産拠点を訪問しているアナリストとその他のアナリストを比較し、訪問日

前後におけるアナリスト予想の正確性の変化に差が観察されるかどうかを検証している。アナリスト予想の正確性は、企業・年度ごとではなく、アナリストのグループ・企業・年度ごとに計測し、訪問前後の期間におけるアナリスト予想の正確性の変化を被説明変数、企業の営業拠点および生産拠点を訪問しているアナリストであれば1、そうでなければ0を取る変数を主たる説明変数とする回帰式を推定した。その結果、企業の営業拠点および生産拠点を訪問しているアナリストはその他のアナリストと比較して、訪問日の後に利益予想の正確性が高くなる傾向が明らかにされた。この発見事項は、企業の営業拠点および生産拠点の訪問を通じて、アナリストが利益予想に関する有益な情報を入手している可能性を示している。

続けて、上記の発見事項が重要な未公開情報の選択的開示に起因するものであるのかどうかを明らかにするために、追加的な分析を行った。Cheng, Du, Wang, and Wang (2015)と同様に、選択的開示が起りそうなケースを特定したうえで、そのケースと追加分析の発見事項が整合的であるかどうかを検討している。(1) 選択的開示はレギュレーションFDに違反した企業で行なわれる傾向にある、(2) 企業と好ましい関係にあるアナリストに対して選択的開示が行われる傾向にあるという2つの仮定のもと、選択的開示が起りそうなケースとして、(1) 企業の訪問後に規制当局による調査が行われたケース、(2) 企業にとって好ましい投資推奨を公表しているアナリストが訪問しているケースを用い、これら2つのケースにおいて、営業拠点および生産拠点の訪問が利益予想の正確性を高めるという効果がより強く現れるかどうかを検証した。検証結果は本文中に未掲載であるが、選択的開示と整合的な2つのケースにおいて、事前の予測を支持する結果は得られなかったと述べている。

4. おわりに：実証的課題

4.1. アンケート調査を用いた場合

日本の証券市場に上場する企業を対象とし、選択的開示の有無をアン

ケート調査によって明らかにする場合には、日本企業が重視する利益の目標値に関するアンケート調査の結果を踏まえる必要がある。Hutton (2005) は、全米 IR 協会加盟企業を対象にアンケート調査を実施し、レギュレーション FD 施行前における選択的開示の有無を特定している。そこでは、“Prior to the adoption of Regulation FD, did you or someone in your company review analysts' earnings models?” という質問がなされている。ただし、須田・花枝 (2008) では、アンケート調査の結果、日本企業が重視する利益の目標値として、自社が公表した予想値、前年度の利益、黒字の確保の順番で重視しており、目標値としてのアナリスト予想の重要性は低いことが明らかにされている。したがって、須田・花枝 (2008) の調査結果を踏まえれば、アナリスト予想の下方誘導とは異なる動機で、日本の証券市場に上場する企業がアナリストに対して内部情報を提供している可能性を検討する必要がある。

4.2. アナリスト予想を用いた場合

アナリスト予想を用いて、FD ルール施行前におけるアナリストに対する選択的開示の現状を把握する際には、Gleason, Ling, and Zhao (2016) の分析方法を参考に、Wang (2007) の分析を発展させることが有益である。Wang (2007) では、利益ガイダンスに起因する EPS 予想のサブライズ部分のうち、利益情報の特性や利益に関連する公的開示で説明されない残差部分と定数項の和の大きさによって、私的な利益ガイダンスを行っている可能性の高い企業を特定している。ここで、Gleason, Ling, and Zhao (2016) で実施されているように、アナリスト予想のデータからアナリストの固有情報の精度を推測し、私的な利益ガイダンスを行っている可能性の高い企業をフォローしているアナリストが、期待を形成する際に、固有情報をより多く利用しているかどうかを確認することができる。これにより、Wang (2007) に依拠した私的な利益ガイダンスの有無の判定結果について、より頑健な証拠を提示することが可能になる⁹⁾。

4.3. 公表データを用いた場合

決算説明会を通じて選択的開示が行なわれているかどうか（行なわれている可能性が存在するかどうか）を把握する1つの方法として、適時開示情報伝達システム（TDnet: Timely Disclosure network）を通じて開示されている情報を利用する方法がある。日本 IR 協議会が実施したアンケート調査によれば、アンケート回答企業997社（全上場会社）のうち、期末の決算説明会を実施している企業は88.6%となっている（日本 IR 協議会, 2015）。ただし、このアンケート調査では、どのように決算説明会を実施しているのかが明らかでない。Bushee, Matsumoto, and Miller（2004）は、アクセス制限を設けたカンファレンス・コールの有無を特定するために、複数の公表データを用いているが、日本の証券市場では、TDnet で開示される決算短信および決算説明会の資料を利用することで、決算説明会の実施方法を特定することができる。決算説明会を実施しているかどうかは、決算短信の1枚目に表記されている。具体的には、「決算説明会開催の有無：有（機関投資家、証券アナリスト向け）」といった形式で説明会実施の有無を周知している。このほかに、決算説明会で配付された情報については、TDnet や会社ホームページを通じて配付される。したがって、決算短信に記載されている決算説明会の有無に関する情報と TDnet や会社ホームページにおける決算説明会資料の開示の情報を突き合わせることで、決算説明会の実施方法の実態を把握することが可能になる。

4.4. 取引データを用いた場合

取引データを用いて、決算情報に関連する選択的開示が行なわれているかどうかを調査する際には、決算発表前の情報開示について、その開示内容、開示時刻等の情報を十分に把握しておく必要がある。Sinha and Gadarowski（2010）は、自発的開示周辺の日次の取引データ、Campbell, Twedt, and Whipple（2016）は、レギュレーション FD 関連の Form 8-K 開示周辺の日中取引データを用い、選択的開示の存在を明らかにすること

を試みている。決算発表の前後には、業績予想の駆け込み修正（円谷，2008）等の多数の適時開示が行われるため、取引データを用いて選択的開示の存在を推測するには、それらのイベントの影響をコントロールする必要がある。さらにいえば、決算発表前に沈黙期間（Quiet period）¹⁰⁾を設定する企業が存在しており、その設定の有無だけでなく、その設定期間も企業によって異なっている点に留意しなければならない。日本 IR 協議会が実施したアンケート調査によれば、アンケート回答企業973社（全上場会社）のうち、「沈黙期間を設けている」は73.0%、「設けていない」は16.5%、であった。沈黙期間の期間については、「決算期日から決算発表日まで」が過半数であった（日本 IR 協議会，2017）。したがって、沈黙期間が特定可能な企業を対象とし、当該期間における市場反応を調査することで、選択的開示の存在を示唆する証拠が得られるであろう。

4.5. モザイク情報の影響

上述した研究に共通する課題として、モザイク情報の開示が重要な未公開情報の選択的開示の存在を特定するうえでのノイズになっている可能性が挙げられる。レギュレーション FD 施行後のデータを用いた研究では、投資家向け説明会、営業拠点および生産拠点の訪問を通じて、モザイク情報が開示されていることを示唆する証拠が提示されている（Bushee, Jung and Miller, 2017; Cheng, Du, Wang, and Wang, 2015, 2016）。こうした証拠の存在を考慮すれば、ある特定のイベントに関連して重要な未公開情報の選択的開示が行なわれているかどうかを検証する際には、そのイベントと関連して投資家やアナリストがモザイク情報を入手し得る機会があるかどうかを把握しておくことが必要になる。仮に、重要な未公開情報の選択的開示の存在が疑われるケースを特定した場合であっても、それが重要な未公開情報の選択的開示ではなく、モザイク情報の開示に起因する可能性を常に疑う必要がある。ただし、それらを実証的に区別することは極めて困難であるため、Cheng, Du, Wang, and Wang (2015), Cheng, Du, Wang, and

Wang (2016) で実施されているように、得られた発見事項が重要な未公開情報の選択的開示と整合的であるかどうかを追加的に検証することが最善であるといえよう。

注

- 1) 本稿は、筆者が2013年3月に神戸大学大学院経営学研究科に提出した修士論文（論題：公正開示規制の経済的帰結－レギュレーションFDが選択的開示に与えた影響－）に大幅な加筆と修正を加えたものである。
- 2) 広島経済大学経済学部経営学科助教
- 3) 本稿では、Gleason, Ling, and Zhao (2016) と同様に、開示される情報が重要であるか重要でないかを区別せずに、経営者と一部の市場参加者間の私的なコミュニケーションの場において、未公開情報を一部の市場参加者に開示することを選択的開示と呼ぶことにする。したがって、「選択的開示」と「重要な未公開情報の選択的開示」を区別する場合には、それを「重要な未公開情報の選択的開示」と表記している。
- 4) Koch, Lefanowicz, and Robinson (2013) は、レギュレーションFDの帰結を調査した実証研究を包括的にレビューしている。それに対し、本稿は、より近年の研究成果を踏まえて、選択的開示の特定方法を検討しているという点で、Koch, Lefanowicz, and Robinson (2013) と異なっている。
- 5) 紙幅の都合上、レギュレーションFDおよび後述するフェア・ディスクロージャー・ルールの概要については、掲載を省略している。これらのルールの概要については、大崎 (2017) に要約されている。
- 6) 証券会社が実施する投資家向け説明会は、特定の証券会社に所属するアナリストによって運営され、多くの私的情報を持った機関投資家に参加するものの、一般的に、主催証券会社以外のアナリストは参加できない (Bushee, 2011, p. 1170) とされる。
- 7) 投資家向け説明会においてレギュレーションFDに違反した情報開示が行われている可能性は、本研究の範囲を超えた実証的課題であるとしている (p. 151)。
- 8) Bushee, Jung, and Miller (2017) の他に、Solomon and Soltes (2015) は、ニューヨーク証券取引所に上場する匿名の企業（株式時価総額が20億ドルから100億ドルの中規模企業）で実施された経営者と機関投資家間の私的なミーティングに関するデータを用い、どのような投資家が経営者との私的なミーティングに参加しているのか、私的なミーティングへの参加が投資家に対して追加的な情報を提供しているのかどうかを検証している。
- 9) 本稿の本文中には未掲載であるが、Wang (2007) は、モデルに基づく分類結果

- の妥当性を検討するために、Hutton (2005) のアンケート調査の結果を利用し、Hutton (2005) の分析結果と同じ傾向が観察されるかどうかを検証している。
- 10) 沈黙期間とは、決算に関わる問い合わせへの回答やコメントを企業側が控えている期間のことをいう。ただし、沈黙期間においても、適時開示に該当する事実が発生した場合には、それがTDnetを通じて開示されることになる。

参 考 文 献

- Barron, O. E., O. Kim, S. C. Lim, and D. E. Stevens. 1998. Using Analysts' Forecasts to Measure Properties of Analysts' Information Environment. *The Accounting Review* 73 (4): 421-433.
- Bushee, B. J., M. J. Jung, and G. S. Miller. 2011. Conference Presentations and the Disclosure Milieu. *Journal of Accounting Research* 49 (5): 1163-1192.
- Bushee, B. J., M. J. Jung, and G. S. Miller. 2017. Do Investors Benefit from Selective Access to Management? *Journal of Financial Reporting*, forthcoming.
- Bushee, B. J., D. A. Matsumoto, and G. S. Miller. 2004. Managerial and Investor Responses to Disclosure Regulation: The Case of Reg FD and Conference Calls. *The Accounting Review* 79 (3): 617-643.
- Campbell, J. L., B. J. Twedt, and B. C. Whipple. 2016. Did Regulation Fair Disclosure Prevent Selective Disclosure? Direct Evidence from Intraday Volume and Returns. Working Paper.
- Cheng, Q., F. Du, X. Wang, and Y. Wang. 2015. Are Investors' Corporate Site Visits Informative? Working Paper.
- Cheng, Q., F. Du, X. Wang, and Y. Wang. 2016. Seeing is Believing: Analysts' Corporate Site Visits. *Review of Accounting Studies* 21 (4): 1245-1286.
- Gleason, C., Z. Ling, R. Zhao. 2016. Selective Disclosure and the Role of Form 8-K in the Post-Reg FD Era. Working Paper.
- Green, T. C., R. James, S. Markov, and M. Subasi. 2014a. Broker-Hosted Investor Conferences. *Journal of Accounting and Economics* 58 (1): 142-166.
- Green, T. C., R. James, S. Markov, and M. Subasi. 2014b. Access to Management and the Informativeness of Analyst Research. *Journal of Financial and Economics* 114 (2): 239-255.
- Hutton, A. P. 2005. Determinants of Management Earnings Guidance Prior to Regulation Fair Disclosure and Bias in Analysts' Earnings Forecasts. *Contemporary Accounting Research* 22 (4): 867-914.
- Koch, A. S., C. E. Lefanowicz, and J. R. Robinson. 2013. Regulation FD: A Review and Synthesis of the Academic Literature. *Accounting Horizon* 27 (3): 619-646.

- Leuz, C. and P. D. Wysocki. 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.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2000. Selective Disclosure and Insider Trading. Release Nos. 33-7881 and 34-43154. Available at: <https://www.sec.gov/rules/final/33-7881.htm>.
- Sinha, P. and C. Gadarowski. 2010. The Efficacy of Regulation Fair Disclosure. *The Financial Review* 45 (2): 331-354.
- Solomon, D. and E. Soltes. 2015. What Are We Meeting for? The Consequences of Private Meetings with Investors. *The Journal of Law and Economics* 58 (2): 325-355.
- Wang, I. Y. 2007. Private Earnings Guidance and Its Implications for Disclosure Regulation. *The Accounting Review* 82 (5): 1299-1332.
- 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.
- 金融審議会. 2016a. 「ディスクロージャーワーキング・グループ（第3回）資料1 事務局説明資料」平成28年2月19日 (http://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/disclose_wg/siryoku/20160219/01.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～」平成28年12月7日 (http://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/market_wg/siryoku/20161207/01.pdf).
- 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.
- 円谷昭一. 2008. 「経営者業績予想の駆け込み修正の研究－その実態と実証会計学への影響－」証券アナリストジャーナル46 (5): 70-81.
- 日本 IR 協議会. 2015. 「2015年度『IR活動の実態調査』結果まとまる－IR活動の目標は『株主・投資家との信頼関係の構築』『企業・事業内容の理解促進』が上位－」2015年4月14日 (https://www.jira.or.jp/download/newsrelease_20150414.pdf)
- 日本 IR 協議会. 2017. 「2017年度『IR活動の実態調査』結果まとまる－日本版スチュワードシップ・コードとコーポレートガバナンス・コードの導入により中長期的視点での対話が着実に浸透－」2017年4月19日 (https://www.jira.or.jp/file/topics_file1_41.pdf)