

TM&ARG

Discussion Paper No. 152

財務報告における誤りの発覚と修正再表示による
投資家の情報環境の変化

尾関規正
音川和久

2024 年 6 月 1 日

TOHOKU MANAGEMENT & ACCOUNTING RESEARCH GROUP

Discussion Paper

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS AND
MANAGEMENT TOHOKU UNIVERSITY
27-1 KAWAUCHI, AOBA-KU, SENDAI,
980-8576 JAPAN

財務報告における誤りの発覚と修正再表示による 投資家の情報環境の変化¹

尾関規正

東北大学

nozeki@tohoku.ac.jp

音川和久

神戸大学

otogawa@kobe-u.ac.jp

2024 年 6 月 1 日

要旨

信頼できる財務報告が投資意思決定に有用な情報を提供するならば、過年度の財務報告に誤りが発覚した場合、投資家の情報環境の悪化を招くと考えられる。本論文は、企業がそのような事態に陥ったときの投資家の情報環境に起こる変化を明らかにするため、過年度決算の誤りを公表した日本の上場企業を対象に、投資家間の情報の非対称性の大きさを示すビッド・アスク・スプレッドの変化を分析した。誤りの発覚前後の期間を比較するとともに、発覚後において誤りの影響が確定する前の期間と、確定後の期間を区別した分析を行う。その結果、誤りの発覚した事例全般では、誤りが発覚した後の期間の有意な変化は観測されない。しかしながら、誤りのあった事例を、過年度の開示書類の訂正（修正再表示）を行った事例とそうでない事例に区別すると、修正再表示のない事例では影響確定後の期間で発覚前よりもスプレッドが拡大するが、修正再表示を行った事例ではそのスプレッドの拡大が生じない違いが見られる。この結果は、誤りの発覚が投資家の情報環境を悪化させるものの、誤りが発覚した後の対応として過年度の財務諸表の訂正を示すことが投資家の情報環境の悪化を抑制することを示唆する。

¹ 本研究は JSPS 科研費 JP21K13396 の助成を受けている。

1. はじめに

本論文の目的は、企業において過年度の財務報告における誤りが外部に公表された場合に、投資家の情報環境にどのような変化が生じるかを明らかにすることである²。企業が過去に行なった財務報告の誤りが発覚することは、実態を示す確定情報として扱われていた企業の決算情報が一転して不確実性を含んだ情報に変わることを意味する。信頼できる財務報告によって投資家が意思決定を行う情報環境が維持されていたのであれば、そこに含まれる誤りの発覚によって投資家の情報環境は急激に不安定に陥ることになる。

先行研究では、財務報告における誤りの発覚を開示書類の虚偽記載に対する規制当局による処分や修正再表示によって識別し、それらの事象がもたらす帰結として、資本市場において投資家にネガティブな影響をもたらすことが明らかにされている。具体的には、過去の会計利益の修正や利益情報の不確実性の増大により、株価の下落、資本コストの上昇、決算発表に対する株価反応の低下といった変化が起こることが報告されている (Dechow et al., 1996; Palmrose et al., 2004; Hribar and Jenkins 2004; Wilson, 2008; Kravet and Shevlin 2010; Burks, 2011; Chen et al., 2014a; Amiram et al., 2018)³。さらに、それらの影響の要因として、投資家にとっての情報環境を直接的に計測する研究も進展しており、ビッド・アスク・スプレッドの拡大、市場の流動性の低下、アナリストフォロー数の減少やアナリストによる業績予測誤差の拡大といった投資家にとっての情報環境の悪化を意味する影響が報告されている (Nguyen and Puri, 2014; Morris et al., 2019)。

それらの発見に対するさらなる帰結として、損なわれた評判の回復のために企業がとる行動についても研究が展開している。先行研究では、ガバナンスの独立性を高めること、経営者や主要な役員を交代させること、また、財務報告の品質を向上させるために会計上の保守主義を強めることが、株価にあらわれる投資家からの評価の改善において効果的であることが示されてい

² 本論文で用いる財務報告における誤りに近い用語として「誤謬」がある。「誤謬」とは、原因となる行為が意図的であるか否かにかかわらず、財務諸表作成時に入手可能な情報を使用しなかったことによる、又はこれを誤用したことによる誤りをいう (企業会計基準第 24 号「会計方針の開示、会計上の変更及び誤謬の訂正に関する会計基準」企業会計基準委員会、2020 年改正、4 項(8))。なお、誤謬に該当する誤りとして、①財務諸表の基礎となるデータの収集又は処理上の誤り、②事実の見落としや誤解から生じる会計上の見積りの誤り、③会計方針の適用の誤り又は表示方法の誤りが列挙されている。なお、本論文では、過年度の決算情報の不確実性を増大させる情報が発覚するイベントとして共通する用語として「誤り」を用いる。本論文で用いる「誤り」は企業会計基準 24 号の「誤謬」と同じく、その原因となる事象が当事者の意図的な行為であるかどうかによって区別しない。「誤り」は企業会計基準 24 号の「誤謬」と同様の意味を持つが、日本の監査基準において意図しない財務諸表における虚偽表示として定義される監査基準上の「誤謬」と明確に区別するために「誤り」と表記する。

³ 企業会計基準第 24 号における「修正再表示」とは、過去の財務諸表における誤謬の訂正を財務諸表に反映することを用いる (4 項(11))。同基準 65 項では、当期の財務諸表及びこれに併せて比較情報として過去の財務諸表が表示されている場合を前提とし、既に公表された財務諸表自体の訂正期間及び訂正方法は、各開示制度の中で対応されるものとされている。そして、日本の開示制度となる金融商品取引法および上場取引所規制において、有価証券報告書や決算短信は過年度の誤りを訂正することが要請されている。以上を考慮して、本論文では修正再表示の範囲を、誤りが発覚した期における当年度の決算書における比較情報を訂正することだけでなく、過年度の各期間の開示書類における誤りを訂正することを含めたものとする。

る (Farbar, 2005; Chakravarthy et al., 2014; Chen et al. 2014b)。これらの研究成果は、当局による処分や修正再表示などが発覚した場合における投資家からの信頼を回復するために有効な対応を示唆するものであり、会計基準や開示規制の設定主体だけでなく、企業の開示実務における意思決定に有益な示唆を提供することができる。

以上の背景を踏まえて本論文では、日本の上場企業を対象とした場合に、過年度の財務報告における誤りの発覚が、先行研究と同様に投資家の情報環境の悪化をもたらすかどうかについて検証することを目的のひとつとする。また、誤りの発覚が情報環境に生じさせる影響として、決算情報の不確実性の増大をもたらす変化が考えられる。そのような情報環境への影響は、投資家の間の情報の非対称性が拡大をもたらし、ビッド・アスク・スプレッドの拡大としてあらわれることが予想される。

このとき、情報環境の悪化を防ぐことを単純に（非倫理的に）目指すならば、企業内部において誤りが発覚した場合でも外部に公表する行動を避けることが企業や投資家にとって有益になるかもしれない (Files et al., 2009; Badertscher and Burks, 2011)。しかしながら、上場企業においては開示制度によって財務諸表における重要な誤りについて過年度の財務諸表を訂正する修正再表示が義務付けられている。投資家の情報環境の悪化が過年度の財務諸表に不確実性が増すことによるものであれば、修正再表示それ自体は過年度の決算情報に生じた不確実性を直接的に解消するのに効果的かもしれない。このため、情報環境を悪化させるのは誤りの発覚を公表するイベントであり、その訂正を意味する修正再表示は情報環境を改善させるイベントと予想される。

これまでの先行研究において修正再表示の公表イベントは、誤りの発覚に伴って情報環境を悪化させるイベントとして扱われることが多い。修正再表示による影響を測定するためには、誤りの発覚した事例について、修正再表示を伴う事例だけでなく、修正再表示を伴わない事例と比較した分析を行う必要がある。米国の開示実務では、修正再表示を伴う場合は誤りの発覚を 8-K やプレスリリースで公表し、その後の期間に修正再表示を公表するが、修正再表示を行わない場合は発覚した期の年次決算または四半期決算の開示の中で当期の財務諸表に過年度の訂正の影響を含めることが一般的である (Choudhary et al. 2021)。一方、日本の開示実務においては、修正再表示を伴わない事例であっても誤りが発覚した際に適時開示が行われ、その後に会計的な影響を明らかにする適時開示が続くため、修正再表示を伴う事例と同じ枠組みで公表イベントが生じる。このため、日本の開示環境を用いることで、修正再表示を伴う場合と伴わない場合で条件を揃えて比較することができる。そして、両方の場合の誤りの発覚後の期間と影響を確定させた後の期間を区別してビッド・アスク・スプレッドの動向を計測することで、修正再表示によって生じる追加的な変化を検証することができる。

そこで、本論文のもうひとつの目的として、誤りの発覚後に企業が修正再表示を行うことによって投資家の情報環境の悪化が解消しているかどうかを検証する。誤りの発覚後に修正再表示を行う場合、悪化していた情報環境が回復するものと予想し、修正再表示の効果を検証する。このため、誤りの発覚した後の変化だけでなく、会計的な影響範囲が明らかになる修正再表示や調

査報告が公表された後の変化を区別して計測する。誤りの会計的な影響を示す点で共通するイベントであっても、修正再表示によって影響に違いが生じるかどうかについて、その後の期間を対象として分析する。

以上を踏まえて本論文では、日本の上場企業において、2005年1月から2016年12月までで過年度の財務報告における誤りの発覚を適時開示で公表した事例を対象とすることで、修正再表示を伴う事例と、修正再表示を伴わない事例を包括的に分析する。そして、各事例の誤りの発覚が公表される第一報イベントと、誤りの会計的な影響範囲が確定するイベントを識別して、それらの前の期間、その間の期間、そして、その後の期間における情報環境をそれぞれ測定することで、その変化を検証する。そして、過年度の財務報告における修正再表示を伴うかどうかを区別して、一連の期間における情報環境の変化の違いを分析する。

分析の結果、投資家の情報環境をあらわすビッド・アスク・スプレッドについて、全般的にはイベントの前後で大きな変化は見られない。また、修正再表示を公表した事例とそうでない事例を比べると、発覚から影響確定前までの期間での有意な違いはなかった。しかしながら、影響確定後の期間において、修正再表示を行わなかった事例は発覚以前と比べてスプレッドが有意に拡大し、その一方で修正再表示を行った事例はそのようなスプレッドの拡大が抑制されていることが明らかになっている。

これらの結果を総合すると、まず、修正再表示がされなかった誤りの事例では情報環境の悪化が誤りの影響の確定後に生じる。一方の修正再表示がされた事例では、修正がされない事例に比べて誤りの影響確定後の情報環境の悪化が緩和される。誤りの発覚後に修正再表示によって訂正後の財務諸表数値を詳細まで明らかにしたことが、誤りの発覚によって決算情報に生じた不確実性を解消し、過去から続く決算情報の実績に対する投資家からの信頼性を回復させたものと考えられる。このような結果は、先行研究が示してきたような修正再表示それ自体に企業の信頼性を低下させる影響があるとは考えにくい。虚偽表示企業が修正再表示を行わなかった場合、虚偽表示をしたままの過去の財務諸表が公表され続けることになり、企業の業績の実態などの会計情報で表現される情報は不明瞭なものとなる。誤りの影響を過年度の決算情報に適切に反映して修正再表示を行うことは、虚偽表示の発覚により企業の過去の財務報告に生じた不確実性を解消し、投資家からの信頼性低下を抑制するはたらきを持つことを示唆する。

本研究の貢献は、以下の三つである。第一に、財務報告における誤りの公表後の帰結を示す研究に新たな知見を提供する。先行研究は修正再表示を伴う事例のみを対象とすることが多いが、本論文では修正再表示を行わない事例を分析対象に加えたことで、誤りが発覚した場合に修正再表示を行うこと自体に財務諸表の不確実性を解消させる効果があることを示唆する実証結果を得ている。このことは、誤りが発覚したときの開示が画一的に行われる日本の開示環境を利用した本論文の特徴がもたらす貢献と言える。第二に、会計基準の設定や企業の開示実務に対する貢献として、過年度の誤りを訂正するには、前期損益修正（過年度損益修正）項目で会計処理するよりも、過年度に渡って修正再表示をすることによって、投資家の情報環境の悪化を防ぎやすく、投資家にとって有益な情報となることが示唆されている。その意味では、過年度の誤りを修

正再表示するものとして取り扱うことを定める会計基準や開示制度の効果が実証的に示されたと解釈できる。第三に、企業の開示実務に対して、修正再表示を行うかどうかの判断材料を提供する。企業が修正再表示をするかしないかの判断には、財務諸表における重要性の判断や投資家へ情報提供することの価値判断に関わることになる。企業が修正再表示を行う判断に際して、修正再表示まで行うことが投資家の情報環境を改善する具体的な帰結をもたらす証拠を提示する。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では先行研究をレビューし、仮説を設定する。第3節では分析デザインと対象とする誤り事例を説明する。第4節では分析結果を示し、第5節で結論をまとめている。

2. 先行研究のレビューと仮説の設定

2.1 財務報告の信頼性と投資家の情報環境

財務報告の役割は投資家の意思決定に有用な情報を投資家に対して開示することにある。資本市場に上場する企業は開示制度にもとづいて財務報告を行い、すべての投資家に偏りなく情報が提供される。これによって、市場参加者間の情報の非対称性は解消し、市場を通じた公正な価格形成による効率的な資金配分が可能となり、市場の機能が促進される。本論文でいう投資家の情報環境とは、投資家が投資意思決定を行うために公表される情報の品質を意味する。

Verrecchia(1982)は、市場に出回る情報としてすべての参加者が利用可能な公的な情報と一部の参加者のみ利用できる私的な情報があるとき、公的な情報の増加が市場参加者間の情報の非対称性を減少させることを示している。また一方で、Kim and Verrecchia(1994)は、投資家によって情報処理能力は異なることから、公的な情報が提供される利益発表後において情報の非対称性が一時的に大きくなることも示している。こうした先行研究によれば、投資家の情報環境は市場参加者間で異なる私的情報や情報処理能力の違いによって左右され、結果として市場における情報の非対称性としてあらわれることになる⁴。

財務報告によって提供される情報が投資判断に有用となるためには企業の実態を忠実にあらわした情報であることが前提となる。財務報告が実態を示すことを裏付けるために、法令や会計基準による開示規制があわせて行われ、その信頼性が確保される。しかしながら、過年度に提供された情報が誤りであったことは、その企業の財務報告が実態どおりではなかったことを意味し、その信頼性が失われる。財務報告はその情報に不確実性が伴うことになり、投資家にとっての財務報告の有用性は失われる。そして、投資家間の情報量や処理能力の違いによって情報の非対称性が増大し、投資家の情報環境の悪化が懸念される。

財務報告の信頼性の低下と投資家の情報環境の関係を示す初期の研究結果として、Dechow et al.(1996)により、米国規制当局による処分（米国証券取引委員会による会計・監査の執行通牒：AAER）で会計利益が過大に計上されていた企業を対象として、その疑義が外部に公表された時点の市場における情報の非対称性の変化が分析されている。企業の過去の利益が過大計

⁴ 音川(2009)においてマーケット・マイクロストラクチャーの分析による株式市場に参加する投資家の間にある情報の非対称性について詳細に議論されている。

上されていたことがわかると、投資家による企業価値に対する評価や、経営者または企業内の財務報告システムに対する信頼性が低下する。発覚時において過去の財務報告における誤りの影響範囲は不明瞭であることから、投資家による企業価値評価の不確実性が高まる。そのような状況では、投資家の持つ私的情報や情報処理能力の違いを理由に投資家間の評価のばらつきが大きくなる。その結果、市場では情報優位の参加者が利益を得やすくなるものの、一方で失敗するリスクから自身の利益を守りたい参加者は、売る場合はより高い価格により、また、買う場合はより低い価格で注文をする。このあらわれとして、買い注文と売り注文の差額は通常時に比べて拡大すると考えられる。この予想と整合して、Dechow et al.(1996)では財務報告の疑義が発覚した後の期間においてビッド・アスク・スプレッドが有意に拡大することを示す結果が得られている⁵。

さらに、財務報告の信頼性の低下が投資家間の情報の非対称性の拡大を通じて情報環境を悪化させることを他の研究も報告している。Palmrose et al.(2004)や Hribar and Jenkins(2004)によれば、過年度の財務諸表に対する修正再表示の発覚は、AAER と同じく、財務報告の不確実性を高めることが示されている。修正再表示もまた、投資家に対して将来の期待される利益の減少による直接的な評価の減少や、その将来期待に対する不確実性を高めることをもたらす。それにより、修正再表示の発覚後における株価の下落や、投資家の要求利益率としての資本コストが高まることが報告されている。Kravet and Shevlin(2010)も同様に、修正再表示後の期間では同企業の公表する財務情報が信頼しにくくなることで情報リスク（経営者の裁量を示す会計発生高の品質に起因するもの）が上昇し、資本コストや株価形成に影響することを示している。そして Nguyen and Puri(2014)は、修正再表示の発覚後の株式市場における情報の非対称性に与える影響を分析し、修正再表示の発表後においてスプレッドの有意な拡大があることを示している。

以上によれば、財務報告に関して規制当局による処分や修正再表示が発覚すると、その後の期間において、同企業の財務情報の信頼低下により投資家間の情報の非対称性が増加し、その情報環境が悪化することがわかっている⁶。そのような情報環境の悪化と整合して、株価の下落、資本コストの上昇といった投資家にとってネガティブな帰結が生じる。規制処分や修正再表示が発覚したことによる帰結の主な要因は、過年度の利益情報が修正されて将来の期待される利益が改訂されることと、その企業の経営者や内部統制の信頼が失われることで将来への期待に対する不確実性が高まることにありと示唆される。

⁵ この他にも、Dechow et al.(1996)では、同じく疑義の発覚によって株価の下落、アナリスト予想利益のばらつきの増大など投資家にとってネガティブな影響が生じることを報告している。

⁶ この他にも Wilson(2008)および Chen et al.(2014a)は、修正再表示の発覚後の期間における決算発表時の期待外利益に対する株価反応（利益反応係数）を計測し、財務報告の信頼性が低下する事象の発覚によってその後の決算発表の情報内容が減少することを検証した。Wilson(2008)では、決算発表に対する投資家の反応の低下は生じるものの、その変化は短期的であることが報告された。その一方で、Chen et al.(2014a)では重大な影響のある事例に限ればその低下が長期的に継続することを示している。

2.2 財務報告の信頼性の低下とその解消

このとき、先行研究で明らかにされている情報環境の悪化はいつまで続くだろうか。規制処分や修正再表示のイベントが生じるとき、企業や規制当局からは、まずその発覚を知らせる第一報により暫定的な概要が公表される。そして、企業はその誤りについて調査して影響範囲を確定させ、必要に応じて過年度の財務諸表を訂正する。その調査の経過報告や最終的な調査報告が投資家に対して順次公表される。不確実性の増大要因のひとつに過去の財務諸表の誤りによる将来利益の期待変化が当てはまるならば、誤りの影響が確定すると改めて過去の業績傾向の改訂が定まり、不確実性は解消することが考えられる。また、調査では誤りが生じた原因や再発防止策が示され、経営者や内部統制に生じる投資家からの疑念を解消するための情報が公表される。このため、発覚後の企業の対応によって、投資家の評価をばらつかせていた懸念は取り除かれることが期待される。よって、誤りの発覚後の期間は、誤りの発覚した直後の不確実性が大きい期間と、その調査結果が公表された後の不確実性が解消した期間が含まれると考えられる。

このため、情報環境の悪化を測定するに当たって誤りの調査状況を考慮する必要がある。具体的には、誤り発覚直後の不確実性が大きい期間と不確実性が解消される後の期間を区別することで、情報の非対称性の拡大とその解消の変化を捉えることが考えられる。公表された情報によってイベント期間の内訳を区別した分析として、Morris et al. (2019) は、AAER による規制処分の過程を、①違反期間（財務情報を誤っていた第一報公表前の期間）、②発覚期間（企業における発覚から規制当局が調査を開始するまでの期間であり、企業の修正再表示の公表も含む）、③調査期間（規制当局の調査開始から調査が完了するまでの期間）の3区分に区別した。そのうえで、規制処分が引き起こす長期的な影響を捉えるために、株価、株価のボラティリティ、ビッド・アスク・スプレッド、非流動性指標に生じる変化を測定している。特にスプレッドの変化としては、誤りが市場に伝達される前の期間である①違反期間と比較して、②発覚期間では有意に拡大することが報告されている。さらに続く③調査期間でも②発覚期間と比べて有意に拡大することがわかっている。

情報環境の悪化が続く期間を検討する観点において、規制当局の処分事例では、企業の調査が完了した後でも規制当局による調査が継続するため、その終了まで投資家間の情報の非対称性の増大が続くことを示唆される(Morris et al. 2019)。このため、企業の調査の完了だけでなく、規制当局の調査が完了するまで情報環境の悪化が継続すると予想される。一方、規制当局による処分がない事例において、誤りの発覚によって生じていた投資家にとっての情報の不確実性は誤りの影響範囲を確定させる適時開示情報や修正再表示の公表によって解消することが考えられる。したがって、規制当局の処分がない誤りの事例においては、企業の調査結果の公表や修正再表示による誤りの影響確定が投資家間の情報の非対称性の解消をもたらすイベントになると予想される。

情報の非対称性の要因は、過去の誤りの影響が不明瞭であることや、その企業の経営者や内部統制に対する懸念が増大することを理由として将来の期待が不確実になることにあると考え

られる。そうであるならば、過去の財務諸表における誤りの影響を確定し、その原因を明確にする情報が開示された後では、その情報に関する投資家間の情報格差は解消し、発覚した後の期間よりも情報の非対称性は小さくなることが予想される。

その一方で、発覚した誤りの影響が確定するということは、不確実性を解消させるのではなく、誤りの影響の大きさや企業内部にある誤りを許容していた原因を開示することを通じて、誤りに関する情報は企業の将来期待に対する不確実性を増大させるかもしれない。これまでの研究では、発覚後の期間を詳細に区別しないものの、規制処分や修正再表示の公表後の期間で情報の非対称性が大きくなることが示されている。このため、まずは、誤りに関する情報は企業の将来期待に対する不確実性を増大させることから、発覚前に比べても、影響確定後において情報の非対称性が拡大する可能性も否定できない。

以上より、影響が確定した後の期間における情報の非対称性について、両方向への影響が予想されることから、次の仮説1を帰無仮説として検証する。

仮説1：発覚した誤りの影響を確定させた後の期間において、誤りの第一報を公表する前の期間と比べて、ビッド・アスク・スプレッドは変化しない。（帰無仮説）

2.3 財務報告の信頼性の低下を改善する企業行動

財務報告の誤りから生じる帰結のさらなる要因として、投資家に対する信頼性の低下を回復するための行動が先行研究で検証されている。Farber(2005)は、AAERの処分を受ける企業は社外取締役の割合などで示されるガバナンス構造が脆弱な企業が多いものの、処分後にはガバナンス構造を改善する傾向があり、改善した企業は株価が上昇しやすいことを報告した。同様に、Wilson(2008)は修正再表示後であってもガバナンスの改善をしている企業では信頼性が保たれ、利益反応係数が低下しにくいことを示唆している。また、Chakravarthy et al.(2014)は、投資家からの信頼性を改善する行動として、取締役の独立性の向上の他にも、経営者やCFOの交代、内部統制や報酬システムの変更、組織構造の再編などの改善が有効であることを報告している。そして、Chen et al.(2014b)は修正再表示を公表した企業はその後の期間で保守的な会計行動をとりやすくなることが報告されている。

これらの先行研究からの重要な示唆は、過年度の誤りが発覚した場合に、企業がとる行動によって投資家からの評価が変化することである。先行研究は、誤りの影響が確定した後の期間で行われる企業内部における対応による結果の違いを分析している。しかしながら、誤りが発覚したことによる企業価値評価における不確実性の増大は、過去の財務諸表の誤りが発端となっていたことを踏まえると、その不確実性を直接的に解消する行動がより重要になると考えられる。このとき、不確実性を直接的に解消する行動とは、過去の誤りを含む過年度の財務諸表を訂正するプロセスであると考えられる。

このとき、過年度の誤りを訂正する方法には（１）過年度の誤りの修正の影響を当年度の損益計算書において前期損益修正などによって修正する方法と、（２）過年度の開示書類を訂正

して修正再表示する方法がある。この方法の使い分けは、原則として、誤りが財務諸表において重要であるかどうか（つまりは、投資家の意思決定に影響するかどうか）によって判断する。ただし、市場から厳しい評価を受けることになる修正再表示を公表することで、企業価値が毀損することを避けるため、修正再表示を行わずに（１）の方法により目立たない処理をするような戦略的な判断も懸念される。

先行研究では修正再表示に対する誤りの重要性の判断が議論されている。Acito et al.(2009)は、米国企業が2004年から2006年に行ったオペレーティング・リースの会計処理に関する誤りの訂正を対象として、その誤りの影響額と修正再表示の実施との関連性を検証した。その結果は、誤りが金額的または質的に重要と判断される場合に修正再表示が行われやすくなっていることが報告されており、重要性があるにもかかわらず修正再表示がされないような戦略的な判断は起こりにくいことが示唆されている。次に、Hogan and Jonas(2016)は、過年度の財務諸表の誤りに対して修正再表示を行うことを透明性の高い開示方法とみなし、修正再表示を行わずに当期の決算書類の中で過去の修正を反映する会計処理を行う方法を透明性の低い開示方法であるものと議論している。そして、虚偽表示を公表することによる株価下落は修正再表示をする場合に強まっており、それを避けるかのように、株式による役員報酬の比率が高い企業ほど修正再表示を行いにくなっていることを報告した。そして、Acito et al.(2019)は、修正再表示のなかった企業における過年度の誤りの訂正に対する米国の規制当局からのコメントレーターと経営者の返答を通じて、両者の重要性の判断過程を調査している。重要性の一般的な金額的基準に照らすと適切に修正再表示を行っていない企業もあることや、量的基準を下回るような場合にも質的な重要性が考慮されているかどうかは必ずしも明確ではないことが報告されている。

過年度の誤りが見つかったとしても修正再表示がされない場合は、その発覚があった期間の財務諸表に修正の影響を直接的に反映することになる。Choudhary et al. (2021) は、修正再表示のない訂正事例を収集してその帰結を分析している。修正再表示をしない誤りの事例では、そのほとんどが年度や四半期の決算書の中でのみ開示が行われており、修正再表示事例に比べれば利益に対する影響も小さく、株価の下落も小さいといった傾向がある。しかしながら、訂正後の期間において、過年度の誤りによる修正再表示、または、修正再表示のない訂正、内部統制の不備の開示、規制当局からのコメントレーターを受けるといった事象が生じやすいことが報告されている。

これらの先行研究をまとめると、誤りが発覚した場合に修正再表示をするかしないかの重要性判断には経営者の裁量が入り込む余地があり、経営者がネガティブな帰結を避けるために修正再表示を行わない戦略的な判断がとられる可能性が必ずしも否定されていない。投資家の情報環境の観点では、修正再表示がされるか否かは、透明性のある情報公開がされるかどうかに違いが生じることになる。修正再表示がある場合は、そもそも誤りに重要性があるため影響が大きい内容であるものの、修正再表示により訂正された財務情報が明らかになり、透明性の高

い開示が行われる。一方、修正再表示がされない場合は、重要性がない誤りである場合も多いが、過年度の財務情報は不明瞭なままであり、投資家が受け取る情報は不透明なものになる。

また、誤りの重要性が有る場合もない場合も共通して、企業内部では誤りを見過ごすような内部統制の問題が生じている。修正再表示を行う場合、訂正する金額を特定するための調査によって、原因や再発防止策にも調査が及び、その結果が調査報告として公表されるため、企業内部の問題が解消しやすい。したがって、修正再表示がされる場合は、過年度の誤りの影響を公表した後は情報の非対称性が緩和されることも期待される。これに対して修正再表示を行わない場合は、影響のある財務諸表項目ごとの過年度の訂正内容は公表されず概括的な影響を示すのみとなる。この場合、修正再表示を避けるために誤りの影響や原因の調査や公表が十分に行われない可能性も考えられ、Choudhary et al. (2021)が示すように同様の問題が繰り返される懸念が投資家に残るかもしれない。このため、誤りの影響を公表した後も投資家の情報環境には不確実性が残り、情報の非対称性は改善しにくいことが予想される。

以上の可能性が考えられるものの、修正再表示が行われる事例は誤りの重要性がある場合が多く、先行研究ではそれ自体が情報の非対称性を拡大させる事象として位置づけられている。よって、誤りの影響の確定とともに行われ修正再表示の公表は、その後の期間の情報の非対称性を拡大させる事象である可能性も予想し得る。また、修正再表示がない場合は誤りに重要性がない場合が多いことから、短期的には情報環境への影響が生じにくいかもしれない。また、修正再表示は基本的に調査が完了して影響が確定すると同時またはその後間もなく公表されることから、その変化の違いは影響が確定した後に生じることになる。このため、誤りの発覚後の修正再表示があることによる情報環境の違いは、影響の大きさによる情報環境の悪化と透明性の向上による改善の影響が相互に混在することになり、短期的には情報環境が悪化する可能性も考えられる。

以上より、修正再表示の有無が発覚後の情報の非対称性にもたらす影響は拡大と縮小の両方の可能性が考えられるため、次の仮説2を帰無仮説として設定する。

仮説2：誤りの影響を確定させた後の期間において、誤りの発覚以前と比べたときのビッド・アスク・スプレッドの変化は、修正再表示を行う事例と修正再表示を行わない事例で異ならない。（帰無仮説）

本節のまとめとして、先行研究で明らかになっていることと本論文で検証することを簡潔に述べる。先行研究では規制当局の処分以外の事例において、発覚後の情報の非対称性に変化が生じる期間について、投資家の入手する財務情報の観点から明確に区別されていないため、変化を正確に計測できない可能性がある。本論文では、変化が生じる期間について、誤りの発覚から誤りの影響の確定までの期間と、その後の期間で区分し、投資家の情報環境に影響のあると考えられる期間で変化の計測を行う。さらに、先行研究では修正再表示を伴わない誤りが発覚した場合でも潜在的な財務報告の品質低下が示唆されているが、修正再表示をする場合とし

ない場合で投資家の情報環境に及ぼす変化の違いが明確にされていない。本論文では、修正再表示を伴う事例と伴わない事例を比較してその帰結の違いを明らかにする。

3. 分析デザイン

3.1 サンプル選択

本研究では日本企業による財務報告における誤り事例を分析対象とする。その理由は以下の二つである。まず、日本においては、過年度の財務諸表における誤りが発覚した場合は、規制処分や修正再表示がされる場合だけでなく、適時開示による情報公開が包括的に求められる。このため、分析対象を規制処分事例・修正再表示事例といった単一の種類の事例を対象とするのではなく、適時開示を通じた誤りの開示事例全般を対象とした分析を行うことができる。米国の開示実務では修正再表示を伴わない訂正事例は、その訂正の内容を進行年度の決算情報に織り交ぜて公表することが一般的である(Choudhary et al. 2021)。日本では修正再表示を伴わない訂正事例も、適時開示を通じて単独で誤りの情報を公表する。適時開示を通じて修正再表示を行う事例だけでなく、修正再表示を行わないが誤りを公表した事例が同じ開示環境により情報が公開され、情報公開の媒体が共通して適時開示が用いられている。

次に、日本の一般的な開示実務では、上場企業で誤りが発覚した場合、第一報での予備的調査による概要の公表、調査結果の公表、(必要に応じて)決算短信の訂正や訂正報告書の公表といった一連の適時開示が行われる(尾関 2018)。このため、修正再表示の有無にかかわらず、第一報やその影響が確定した公表イベントを特定できる。修正再表示を行う事例と行わない事例で発覚から影響が確定するまでの期間を特定できる。以上の利点より、日本の開示環境は、修正再表示の有無による違いを情報公開の条件を揃えて比較や分析することに適している。よって、日本企業の開示した誤り事例を分析対象とする。

分析の対象となる誤り事例は、日本の上場企業で適時開示のルールが定着した 2005 年以降とし、2005 年 1 月から 2016 年 12 月までに適時開示を通じて誤りに関する情報の第一報が公表された事例を収集する⁷。適時開示データについては、「eol」(株式会社アイ・エヌ情報センター)を通じて収集し、誤りに関連するキーワードによる表題検索、および、分析者による開示資料の通読によって、過年度の財務諸表に影響のある誤り事例を特定している⁸。これにより、本論文で扱う誤り事例は 613 件である。

⁷ 誤り事例は尾関(2022)における虚偽表示事例と同じ範囲であり、尾関(2022)と同様の方法により収集している。

⁸ 収集される事例は企業不祥事全般に該当するが、以下のとおりで対象を誤りのうち財務諸表に影響のある事例に限定している。企業不祥事全般の適時開示から、品質不正、インサイダー取引、贈収賄、開示書類に関連しない法令違反などの事例を除く。また、誤りに関連する事例であっても、定性情報、注記情報のみに影響のある事例は除く。ただし、関連当事者取引に関する注記に影響する事例については、企業のガバナンスにおける問題の重大性を考慮して研究対象に含める。さらに、財務諸表に影響がある場合も段階損益区分や表示区分を超えない修正や純資産に影響しない科目の変更のような表示上の訂正は除く。そして、誤りの発覚後間もなく上場廃止になり、誤りの影響が概算レベルでも不明

この他にも比較のために同期間の他の上場企業を分析対象に含める。分析対象企業のビット・アスク・スプレッドのデータは、「個別株式ティックデータ」（日本経済新聞社）より入手した。その他の市場データおよび財務情報データは、「日経 NEEDS FinancialQUEST」（日本経済新聞社）を通じて入手した。

TABLE 1: サンプル選択

	誤り事例 (件)	観測値 (企業・月次)
2005年から2016年までの過年度の財務報告における誤りのあった事例	613	
誤りの事例と分析期間のすべての上場企業を対象とした月次データ	613	706,143
Less: 金融・証券・保険業に属する企業を除外	(29)	(25,359)
必要な市場データが入手できないものを除外	(40)	(108)
誤りの事例の第一報公表前12ヶ月および影響確定後12ヶ月のデータ以外を除外	0	(64,984)
誤りの事例の第一報公表前12ヶ月および影響確定後12ヶ月が入手できない場合を除外	(80)	(1,525)
分析対象サンプル:	464	614,167

TABLE 1 は、サンプルの選択過程である。集まった事例と同じ期間の他の上場企業から、金融業に属する企業や必要なデータを入手できないものは除外する。また、分析は誤りに関する公表イベントの前後の変化を測定するものであるため、誤り事例について、誤りを公表した第一報の前 12 ヶ月分、誤りを公表してからその影響が確定するまでの期間、影響が確定してから後 12 ヶ月の期間のデータ以外は分析から除外する⁹。また、誤り事例のうち第一報や影響確定の公表前後の各 12 ヶ月分のデータが入手できない事例は除外する¹⁰。

FIGURE 1: 誤り事例のタイムライン

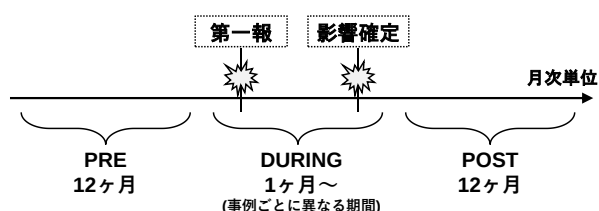


FIGURE 1 は、各誤り事例の月次のタイムラインである。各事例において、第一報の公表と影響確定の公表を基準として、第一報の公表前の期間（12 ヶ月）、第一報が公表された日を含む月次から影響の確定を公表した日を含む月次までの期間（1 ヶ月以上の期間であり、事例ご

な事例を除き、少なくとも誤りの概算金額が影響額として公表されている事例（「軽微な影響である」旨のみ公表する場合も含む）を研究対象とする。

⁹ 誤りの公表の前後 6 ヶ月ずつ、前後 24 ヶ月ずつ、前後 36 ヶ月ずつの期間のデータを分析対象とした場合でも、後述する分析結果に影響はなかった。

¹⁰ 誤謬の公表前後の一定期間（12 ヶ月・24 カ月・36 ヶ月）で継続してデータが入手できないデータを含めて分析する場合でも、それぞれ後述する分析結果に影響はなかった。

とに期間の長さは異なる）、影響を公表してから後の期間（12 ヶ月）が含まれる。なお、同一企業で別の誤りが発覚するような場合には、前後の期間が重複しない場合は別事例として扱って、そのまま分析対象とする。一方、同一企業で特定の事例の誤りの発覚とその前後の期間に、別の事例の誤りの発覚と前後の期間が重複する場合は、これらの事例の期間を結合する。具体的には、先の事例の第一報の公表前の期間（12 ヶ月）、先の事例の第一報の公表から影響確定の公表までの期間、後の事例の第一報の公表から影響確定までの期間、後の事例の影響確定後の期間（12 ヶ月）を分析対象とする¹¹。同じ企業の別事例で前後の期間が重複する場合の結合処理は、最終的な分析対象サンプルに含まれる誤り事例 464 件のうち 28 件の事例で行っている。

以上より、分析対象は企業別の月次観測値で 614,167 件（誤り事例 464 件に対応する 12,316 企業・月を含む）となる¹²。

¹¹ 同一企業で別の事例の期間が重複する場合の後述する事例特性については、各変数において事例の特性が重大である値をとる方に合わせる調整を行う。つまり、重複する 1 件目は規制処分を受けていない事例であっても、2 件目の事例が規制処分を受ける事例である場合、1 件目の前の期間から規制処分を受けた事例として扱う。

¹² 誤りの発覚していない上場企業を含めずに、誤り事例に対応する 12,316 件のみを対象として同じ分析を行った場合でも後述する分析結果に対する結論は変化しない。

3.2 分析モデル

(1)式を、誤り事例の第一報公表前 12 ヶ月から影響が確定する公表後 12 ヶ月のデータ、および、誤りを公表していない他の上場企業の分析対象期間を通じたデータによって回帰推定する。(1)式は、被説明変数を月次のビッド・アスク・スプレッド (*spread*: 以下、スプレッドとする) とし、検証対象の変数として誤りに関する公表にもとづくイベント期間を識別するダミー変数(*DURING*、*POST*)を説明変数に含めて仮説 1 および仮説 2 を検証する。また、(2)式では、(1)式に加えてさらに修正再表示の有無を示すダミー変数 (*RESTATE*) や期間識別ダミーとの交差項を含めることで仮説 3 の検証を行う。なお、Appendix において分析で用いる変数の定義を一覧にしている。

$$\begin{aligned} spread_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 DURING_{i,t} + \beta_2 POST_{i,t} + \beta_3 LN_MV_{i,t} + \beta_4 Turnover_{i,t} \\ & + \beta_5 Variability_{i,t} + \beta_6 Price_{i,t} + \beta_7 depth_{i,t} + \beta_8 Listing_{i,t} \\ & + \sum \beta FE(Firm), FE(Year) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} spread_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 DURING_{i,t} + \gamma_2 POST_{i,t} + \gamma_3 RESTATE_{i,t} + \gamma_4 RESTATE_{i,t} * DURING_{i,t} \\ & + \gamma_5 RESTATE_{i,t} * POST_{i,t} + \gamma_6 LN_MV_{i,t} + \gamma_7 Turnover_{i,t} \\ & + \gamma_8 Variability_{i,t} + \gamma_9 Price_{i,t} + \gamma_{10} depth_{i,t} + \gamma_{11} Listing_{i,t} \\ & + \sum \gamma FE(Firm), FE(Year) + u_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

このとき、 $spread_i$ は企業 i の日次最終の売り気配価格(*ask*)と買い気配価格(*bid*)を次の式により算出した日次スプレッド (*daily_spread*, %単位) の月次 t の単純平均である。

$$daily_spread = \frac{(ask - bid)}{(ask + bid)/2} * 100$$

また、*DURING* は、誤り事例を公表した企業であり、かつ、第一報が公表された月次と誤りの影響が確定した月次の間の月次である場合に 1 をとるダミー変数である。同じく *POST* は、誤り事例を公表した企業であり、かつ、誤りの影響が確定した後の月次である場合に 1 をとるダミー変数である。そして、*RESTATE* は、誤り事例を公表した企業であり、かつ、修正再表示を公表している場合に 1 をとるダミー変数である。

DURING や *POST* の測定に必要なイベント期間の識別については適時開示にもとづいて次のとおりで測定している。まず、各誤りの事例において、適時開示を通じて第一報から影響を確定して公表するものまで一連の公表が行われるため、識別された誤り事例について公表した企業の適時開示を遡って閲覧し、関連する情報が初出となった第一報公表月を特定している。次に、影響が確定したタイミングについては、次の 2 通りのパターンに応じて特定している。まず、一般的に修正再表示のある事例では、対象期間の各期における主要な財務指標 (売上高、

営業利益、経常利益、当期純利益、総資産、純資産）に対する影響を伝えるため、それらの訂正前と訂正後の金額の差異が一覧で表示される。この一覧表が調査結果の公表、または、決算短信の訂正の公表と同時に示されることから、その公表日を含むことをもって誤りによる会計的な影響が確定した月次とする。一方、修正再表示のない事例では、上記のような画一的な形式では影響が示されないが、調査結果の公表などで最終的な影響金額が公表されるため、その公表日をもって会計的な影響が確定した月次とする¹³。

(1)式および(2)式には先行研究にもとづいて、スプレッドに影響のある市場関連指標をコントロール変数として含める。具体的には、規模を示す時価総額(*LN_MV*)や、流動性を示す出来高(*Turnover*)、株価変動(*Variablity*)、株価水準(*Price*)、注文数量(*depth*)、上場取引所(*Listing*)をモデルに含めている。その他にも、企業の固定効果と年の固定効果を考慮する。また、企業と年のクラスターを考慮した標準誤差を用いて検定を行う。

各係数の符号について、(1)式の *DURING* の係数(β_1)は、誤りの発覚以前と発覚後の影響確定前までの期間の差分を意味する。このため、仮説は設定されていないが、誤りの発覚によりそれ以前の期間と比較して投資家間の情報の非対称性が増大するのであれば、スプレッドの拡大としてプラスの符号を示すことが期待される。

次に、(1)式の *POST* の係数(β_2)は影響確定後の期間と発覚前の期間との差分を意味する。このとき、仮説1はその差分がないことを帰無仮説とすることから、 β_2 は有意な符号を持たないことが期待されるが、仮説1が棄却される場合は正負いずれかの有意な符号が期待される。例えば、誤りの影響も確定した後の期間では誤りに関して明らかになっていることから、その影響に応じて情報の不確実性が増大する可能性が考えられる。その場合、投資家間の情報の非対称性が増大し、スプレッドの水準が拡大するため、 β_2 は有意にプラスの符号となることが予想される。

そして、(2)式では影響確定後の期間における修正再表示のない事例と修正再表示のある事例の差分が *RESTATE*POST* の交差項の係数(γ_5)として推定される。仮説2の帰無仮説にもとづくと、修正再表示を行う事例とそうでない事例に差異が生じないことから、 γ_5 は有意な符号をもたないことになる。しかし、修正再表示を行う場合は透明性のある誤りの情報が提供されるため、修正再表示のない事例と比較して、投資家間の情報の非対称性が減少し、スプレッドが小さくなるとなる場合には、 γ_5 はマイナスの符号になると予想される。なお、仮説は設定されないが、修正再表示の有無にかかわらず影響が確定する前には修正再表示による違いは生じないと考えられるため、*RESTATE*DURING* の交差項の係数である γ_4 は有意な符号をとらないと考えられる。

¹³ 影響が軽微とのみ公表している場合は影響ゼロとして、影響を公表したとみなす。また第一報などで概算の金額は公表していても、調査が終わらず、影響を確定しないまま上場廃止となる場合は上場廃止となることを公表した日を影響確定日とみなす。

TABLE 2 : 記述統計量

パネルA: スプレッドの分析サンプル

	Obs.	Mean	SD.	p1	p25	p50	p75	p99
<i>spread</i>	614,167	1.601	2.253	0.121	0.393	0.804	1.732	13.638
<i>DURING</i>	614,167	0.002	0.044	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>POST</i>	614,167	0.009	0.095	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>RESTATE</i>	614,167	0.012	0.110	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>RESTATE*DURING</i>	614,167	0.001	0.034	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>RESTATE*POST</i>	614,167	0.006	0.074	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>SESC</i>	614,167	0.003	0.051	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>SESC*DURING</i>	614,167	0.000	0.018	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>SESC*POST</i>	614,167	0.001	0.033	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>MANAGE</i>	614,167	0.003	0.054	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>MANAGE*DURING</i>	614,167	0.000	0.019	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>MANAGE*POST</i>	614,167	0.001	0.036	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>FFR</i>	614,167	0.009	0.097	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>FFR*DURING</i>	614,167	0.001	0.033	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>FFR*POST</i>	614,167	0.004	0.064	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>MAG</i>	614,167	0.007	0.082	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>MAG*DURING</i>	614,167	0.001	0.029	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>MAG*POST</i>	614,167	0.003	0.054	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>NONSUB</i>	614,167	0.014	0.116	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>NONSUB*DURING</i>	614,167	0.001	0.038	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>NONSUB*POST</i>	614,167	0.006	0.078	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>LN_MV</i>	614,167	23.487	1.738	20.227	22.208	23.255	24.543	28.315
<i>Turnover</i>	614,167	0.083	0.169	0.001	0.010	0.031	0.081	1.205
<i>Variability</i>	614,167	0.013	0.031	0.000	0.000	0.003	0.010	0.219
<i>Price</i>	614,167	7.006	1.594	3.932	6.057	6.820	7.578	12.728
<i>depth</i>	614,167	0.025	0.039	0.001	0.007	0.013	0.027	0.292
<i>Listing</i>	614,167	0.476	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

Note: 連続する値をとる変数は、上位99パーセンタイル値および下位1パーセンタイル値を超える場合にそれぞれ上位99パーセンタイル値または下位1パーセンタイル値に置き換える処理を行っている。

Panel B : 誤り事例の年別件数

	全体	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
all	464	22	34	40	36	42	40	38	42	44	38	47	41
<i>RETSTAE</i> =1	284	10	24	27	16	26	26	15	29	31	24	28	28
<i>RETSTAE</i> =0	180	12	10	13	20	16	14	23	13	13	14	19	13

Panel C : 誤り事例の特性別件数及び構成割合

	all	<i>RESTATE</i> =1	<i>SESC</i> =1	<i>MANAGE</i> =1	<i>FFR</i> =1	<i>MAG</i> =1	<i>NONSUB</i> =1
all	464	284	57	65	213	152	311
	100%	61.2%	12.3%	14.0%	45.9%	32.8%	67.0%
<i>RESTATE</i> =1	284	284	56	46	148	124	206
	(100%)	(100.0%)	(19.7%)	(16.2%)	(52.1%)	(43.7%)	(72.5%)
<i>RESTATE</i> =0	180	0	1	19	65	28	105
	(100%)	-	(0.6%)	(10.6%)	(36.1%)	(15.6%)	(58.3%)

4. 分析結果

4.1 記述統計量

TABLE 2 のパネル A は、分析対象となるサンプルの記述統計量である。連続変数について、各変数の上位および下位 1% の値は、上位は 99 パーセンタイル値、下位は 1 パーセンタイル値に置き換えている。なお、分析対象サンプル全体のうち 12,316 件（2.0%）が誤り事例のサンプルに該当することから、誤り事例の期間を示すダミー変数や事例特性を示すダミー変数が 1 をとる件数は少ない。

TABLE2 のパネル B は、誤り事例単位での年別件数と、さらに年別の件数を修正再表示が行われた事例とそうでない事例で区別した件数である。誤り事例は 2005 年から 2016 年にかけて 1 年に平均 38.7 件が対象となっている。尾関(2022)によれば 2005 年から 2016 年の誤り事例の発生件数は 51.2 件であることから、TABLE1 のサンプル選択過程や重複事例の結合処理により全体の 75% 程度の誤り事例を対象としている。修正再表示が行われた事例とそうでない事例の件数は、一部の年（2008 年、2011 年）を除けば、期間全体を通じて大きな変動はない。

TABLE2 のパネル C は、誤り事例単位での事例特性別の件数と全体 464 件に対する構成割合であり、パネル B と同じく修正再表示が行われた事例とそうでない事例で区別した場合も記載している。このうち、規制当局による処分を受けた事例の件数は、修正再表示を伴う事例で 56 件、そうでない事例では 1 件であり、修正再表示を伴う事例に規制処分事例のほとんどが偏っている¹⁴。このような偏りの理由のひとつは、修正再表示をしない場合は修正再表示を要しない判断がされるような重要でない誤りであることが多いため規制当局による処分の対象になりにくいことが考えられる。また、もうひとつの理由は、規制当局による処分を受けるも修正再表示のない事例では調査や修正再表示が完了せずに上場廃止になるため、開示後に 12 ヶ月経過しないことから分析対象から除外されていることである。また同じ理由から、重要な影響のある（誤りの累積的な影響が総資産に対して 1% を超える）件数も修正再表示を伴う事例の方が多いが、修正再表示を伴わない事例であっても重要な影響のある事例が少なからず生じている。その他の特性も基本的には修正再表示を伴う事例の方が重大な特性であることが多い傾向にある。

4.2 単変量分析

TABLE3 は、スプレッドの誤りの発覚や影響の確定に応じた期間による違いを単変量分析した結果である。スプレッドの月次の値を第一報公表前の期間（PRE）、第一報月次から影響確定月次までの期間（DURING）、影響確定後の期間（POST）に区別したうえで、事例ごとに期間別の平均スプレッドを計算し、PRE 期間と DURING 期間、PRE 期間と POST 期間、DURING

¹⁴ 規制当局による処分事例 57 件をサンプルから除外して同じ分析を行う場合であっても、後述する分析結果に大きな違いはない。

TABLE 3 : ビッド・アスク・スプレッドの単変量分析
Panel A: 対象サンプル全体での単変量分析

Variables	period	obs.	mean	median	sd.	Difference	
						mean	median
spread	PRE	464	1.658	0.875	2.060	-	-
	DURING	464	1.667	0.871	2.178	DURING - PRE	0.009
	POST	464	1.620	0.860	2.034	POST - PRE	-0.038
						POST - DURING	-0.047
							-0.011
Panel B: 修正再表示を伴う事例とそうでない事例で区別した単変量分析							
(RESTATE=1)							
spread	PRE	284	1.869	0.968	2.285	-	-
	DURING	284	1.868	0.934	2.361	DURING - PRE	-0.001
	POST	284	1.717	0.925	2.069	POST - PRE	-0.151 *
						POST - DURING	-0.150 **
							-0.009 **
(RESTATE=0)							
spread	PRE	180	1.326	0.701	1.594	-	-
	DURING	180	1.352	0.749	1.814	DURING - PRE	0.026
	POST	180	1.466	0.756	1.974	POST - PRE	0.141 *
						POST - DURING	0.115 *
							0.007

Note: PRE は第一報公表前の期間 (12ヶ月) の平均値、DURING は第一報から誤りの影響が確定するまでの期間の平均値、POST は影響を確定する公表があった後の期間 (12ヶ月) の平均値を平均した値を意味する。平均値の差の検定として、平均の差がゼロであることを帰無仮説とするt検定による検定を行っている。また中央値の差の検定として、中央値の差がゼロであることを帰無仮説とするウィルコクソンの符号付順位和検定を行っている。
***、**、*は、それぞれ両側検定により1%、5%、10%水準で統計的有意であることを意味する。

FIGURE 2: 事例全体 (n=464) での期間別平均スプレッドの月次推移

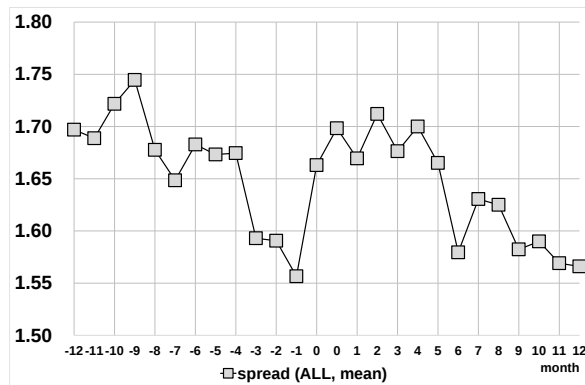


FIGURE 3 : SESC=1(n=57)と SESC=0(n=407)で区別した場合の期間別平均スプレッドの月次推移

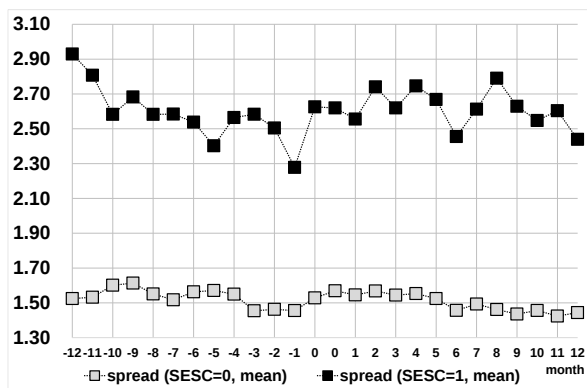
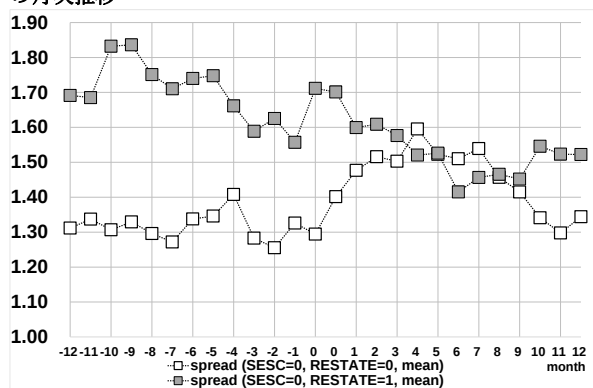


FIGURE 4 : SESC=0(n=407)事例を RESTATE=1(n=228)と RESTATE=0(n=179)で区別した場合の期間別平均スプレッドの月次推移



期間と *POST* 期間における平均スプレッドの事例全体での平均値および中央値の差を検定した結果である。

TABLE3 のパネル A を見ると、事例全般では平均スプレッドについて、影響確定後と発覚前 (*POST* - *PRE*) に有意な差は見られない。よって、単変量分析の結果からは仮説 1 は棄却されない。他にも発覚前と発覚後 (*DURING* - *PRE*)、影響確定後の期間と発覚後の期間 (*POST* - *DURING*) についても有意な差は見られない。これは Morris et al. (2019) と異なるが、分析対象の違いとして、修正再表示を行わないような影響規模の小さい事例が含まれるため、そのような事例では発覚後に情報環境が大きく変化していない可能性がある。事例全般では影響規模が様々な事例が混在するため、さらなる検証として修正再表示を行う事例とそうでない事例のサブサンプルでの分析を行う必要がある。

TABLE3 では発覚前後の期間別の水準を比較した結果であるが、TABLE3 の単変量分析に洞察を補足するため、誤りの発覚や影響確定時の月次の変化を追跡するため、FIGURE2 では事例全体での平均スプレッドの月次推移を示す。*PRE* 期間は発覚した月次より前の 12 ヶ月の推移 (月次-12 から月次-1)、*POST* 期間は影響確定した月次より後の 12 ヶ月の推移 (月次 1 から月次 12) を示している。また、月次 0 については、左から一つ目の月次 0 が発覚した月次である *DURING* の最初の月次の全事例平均であり、二つ目の月次 0 は発覚の翌月から影響が確定するまでの *DURING* 期間に渡る平均を全事例で平均した値である。FIGURE2 を見ると、事例全体では、月次-3 から月次-1 の水準に対して月次 0 でスプレッドが大きく上昇している。また、影響確定後の月次 1 以降、月次 5 までは高い水準で推移するものの、月次 6 より後ではスプレッドが低下している。このような推移は、期間を均すと見えづらい変化であったが、月次推移によって細かい変化を観測すると、影響確定後も発覚前と変化はないとする仮説 1 には整合しない推移であることがわかる。

次に、TABLE3 のパネル B では、修正再表示が行われた事例 (*RESTATE*=1) とそうでない事例 (*RESTATE*=0) にサンプルを区別してパネル A と同様の分析を行う。修正再表示が行われた事例 (*RESTATE*=1) では、*DURING* 期間では *PRE* 期間と有意な差はないものの、*POST* 期間では *PRE* 期間と比べて有意にスプレッドが小さくなる。これは、影響が確定した後の期間では誤りの第一報の公表前と比べても平均的なスプレッドが小さくなることを意味しており、その変化がないものと予想する仮説 2 と整合しない傾向を示す。次に、修正再表示がない事例 (*RESTATE*=0) では、*DURING* 期間での *PRE* 期間との差はない点は共通するが、*POST* 期間を見ると *PRE* 期間と比べてスプレッドが平均値でのみ有意に大きい。中央値に有意な変化はないため強い根拠とは言えないが、修正再表示をしない場合、影響確定後の期間において誤りの発覚前と比べて情報の非対称性が拡大する可能性が示唆される。

TABLE3 のパネル A と同様に月次別の変化を観測するために月次推移を示す。FIGURE3 は FIGURE2 と同様の月次推移をサンプルの種類別に示している。FIGURE3 のパネル A は規制当局による処分がある場合とない場合で分類した結果である。Morris et al. (2019) によれば規制処分がある場合は、企業の調査による影響確定後も処分が確定するまでスプレッドの拡大が継続

する傾向が報告されているため、規制処分事例を区別して発覚前から影響確定後までの推移をたしかめる。FIGURE3 のパネル A では、発覚月である月次 0 で月次-1 からのスプレッドの拡大が見られるものの、影響確定後の期間に渡ってスプレッドは発覚前から大きく変わらない¹⁵。規制処分事例では、企業における調査結果によって影響が確定した後の期間もスプレッドは下がっていない。これは Morris et al.(2019)の結果と整合しており、そもそも規制処分が伴う重大な誤り事例であることや、日本においても企業による修正再表示が行われた後の期間での規制当局による処分の公表が多いことと合致する推移である。

次に、FIGURE3 のパネル B は、規制当局による処分がない事例のみを対象として、修正再表示が行われた事例とそうでない事例に区別した場合の平均スプレッドの月次推移を示している。注目すべき点として、修正再表示が行われた事例では *DURING* 期間の直後（月次 1）からスプレッドが縮小していくのに対して、修正再表示のない事例では月次 1 から月次 7 までの一定期間はスプレッドが拡大している。これにより、平均的な傾向として、発覚前の期間では後に修正再表示が行われる事例はそうではない事例よりもスプレッドは大きいですが、発覚後の期間では概ね変わらない水準にまで近づく。つまり、修正再表示が行われる事例では、修正再表示を伴う影響の確定により情報の非対称性が解消する傾向にあるが、その反対に、修正再表示がない事例では影響の確定後になってからも情報の非対称性が拡大している。

ただし、影響確定から 12 ヶ月が経過する頃には再び修正再表示が行われた事例の方がスプレッドは大きくなる点には留意が必要であり、この変化が持続的であるとは必ずしも言えない。とはいえこれらの月次推移は、影響確定後における修正再表示の有無による変化の違いをもたらさないとする仮説 2 に整合せず、誤り発覚後の投資家の情報環境に対して修正再表示が透明性の向上をもたらす可能性を示唆する。

¹⁵ TABLE3 では示していないが、規制当局による処分の有無($SESC=1$ または $SESC=0$)でサンプルを区別して TABLE3 と同様の単変量分析を行った場合、いずれの期間でも発覚前の期間との有意な差はなかった。

TABLE 4: ビッド・アスク・スプレッド(bid-ask spread)の多変量分析

Dependent Variable =		spread			
Variables	(1)		(2)		
	coeff.	t-stat	coeff.	t-stat	
<i>DURING</i>	0.023	(0.59)	0.063	(1.43)	
<i>POST</i>	0.014	(0.32)	0.199***	(3.11)	
<i>RESTATE</i>			0.282	(0.64)	
<i>RESTATE*DURING</i>			-0.070	(-0.66)	
<i>RESTATE*POST</i>			-0.303**	(-2.43)	
<i>LN_MV</i>	-0.342***	(-5.44)	-0.342***	(-5.44)	
<i>Turnover</i>	-0.944***	(-6.26)	-0.944***	(-6.26)	
<i>Variability</i>	2.121***	(10.13)	2.121***	(10.13)	
<i>Price</i>	-0.032	(-1.49)	-0.032	(-1.49)	
<i>depth</i>	3.804***	(6.24)	3.802***	(6.24)	
<i>Listing</i>	-0.178**	(-2.82)	-0.178**	(-2.82)	
<i>Constant</i>	9.899***	(6.79)	9.899***	(6.79)	
Year Fixed Effect	Yes		Yes		
Firm Fixed Effect	Yes		Yes		
Observations	614,167		614,167		
Pseudo R-squared	0.611		0.611		
F test (linear hypotheses - null)	(1)	f-stat	(2)	f-stat	
<i>(POST - DURING=0)</i>	-0.009	(0.08)	0.136**	(6.51)	
<i>(DURING+RESTATE*DURING=0)</i>			-0.007	(0.01)	
<i>(POST+RESTATE*POST=0)</i>			-0.104	(1.59)	

Note: t値は、企業のクラスターと年のクラスターの両方を補正した標準誤差に基づいて算定している。f値は回帰推定結果に対する最左列の線形結合がゼロになることを帰無仮説とした場合のF検定の検定統計量である。***、**、*は、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを意味する（t検定は両側検定、F検定は片側検定）。

4.3 多変量分析 – スプレッド分析

TABLE4 は、誤り事例の前後の期間と対応する期間に渡る他の上場企業の月次スプレッドデータを用いて、分析モデルである(1)式および(2)式のパラメータを推定した多変量分析の結果である¹⁶。TABLE4 の(1)列は、*DURING* と *POST* の期間ダミーのみを説明変数に含めた(1)式の推定結果であり、事例特性を区別せずに推定した事例全般での傾向を示した結果である。誤り事例である場合で、かつ、発覚した後の期間である場合を *DURING*（影響確定後の期間である場合を *POST*）で識別することから、誤り事例である場合の発覚前の期間とのスプレッドに生じる差分が *DURING* や *POST* の係数として推定される¹⁷。(1)列で有意な係数ではないことから、

¹⁶ VIF(variance inflation factor)を計算すると、(1)式では *LN_MV* の 2.05 が最大であり、問題となる水準にはない。同じく、(2)式にすべての事例特性変数を含めた場合でも *DURING* の 6.72 が最大であり、問題となる水準にはない。

¹⁷ (1)式および(2)式には企業別の固定効果を含める。このため、誤り事例の各企業の発覚以前の期間から影響確定後以降の期間に渡る対象期間を通じた水準と、誤りの発覚していないすべての上場企業との差が、各企業の固定効果として推定される。それを考慮したうえで、*DURING*（または *POST*）の単独項の係数では、企業別の発覚前の期間と *DURING* 期間（または *POST* 期間）との差分となる傾向が、誤り事例の企業に共通した変化として推定される。

事例全般では発覚による有意な変化は見られない¹⁸。POST 単独項の係数は有意な符号をとらないため、影響確定後の期間では発覚前とのスプレッドの差はなく、帰無仮説である仮説 1 は否定できない。なお、発覚後の期間と影響確定後の期間の差の有意性を検定するための、POST と DURING の係数に差がないとする線形制約に対する F 検定の結果を見ると、有意な符号とはならない(-0.009; p=0.78)。よって、発覚後の期間と比べて影響確定後の期間ではスプレッドに有意な変化は生じていない。しかしながら FIGURE2 の月次推移では、月次-1 から月次 0 でスプレッドの拡大があり、その後一定期間を置いた後にスプレッドの縮小が生じる。前後 12 ヶ月間での平均的な水準だけでなく月次推移を考慮すると、仮説 1 のとおり全般的に変化がないとは言いきれず、サンプルの種類別に分類することでその実態が明らかになると考えられる。

次に、TABLE4 の(2)列では、修正再表示が行われた事例とそうでない事例を区別するダミー変数やその DURING や POST との交差項を加えた結果を示している。ここでは、修正再表示が行われた事例である場合を RESTATE で区別していることから、DURING と POST の単独項は修正再表示のない事例のみの変化を意味する。そして、RESTATE と DURING (または POST) の交差項が、修正再表示が行われる場合の DURING (または POST) における変化の単独項との差分を示す。つまりは、誤りが発覚した点で共通する場合でも、修正再表示をした場合と、修正再表示をしていない場合での発覚前からの変化の違いを平均的に示し、修正再表示を行うことで生じる影響確定後の違いが推定される。

TABLE4 の(2)列では、DURING や RESTATE*DURING での有意な係数は推定されない。これは発覚後から影響確定までの期間では修正再表示の有無にかかわらず発覚前からの有意な変化はないことを意味する。修正再表示が行われる事例である場合でも、DURING の期間はまだ修正再表示が公表される前であるため、違いがないことは合理的である。

続いて、TABLE4 の(2)列では、POST 単独項では有意なプラス、RESTATE*POST の交差項では有意なマイナスが推定される。この結果の含意として、まず、POST 単独項がプラスであることは、修正再表示がない事例において、発覚前の期間と影響確定後の期間を比べるとスプレッドが拡大していることを意味する。

次に、TABLE4 の(2)列で RESTATE*POST の交差項の係数は有意なマイナスとなる。この結果は帰無仮説である仮説 2 を支持せず、修正再表示がある場合にスプレッドの変化に違いが生じていることを意味する。符号はマイナスに有意であるため、修正再表示が行われる場合はスプレッドを縮小しやすいという違いがある¹⁹。

¹⁸ Morris et al(2019)の結果と異なるが、本論文では Morris et al.(2019)が用いていた規制当局による処分事例以外にも修正再表示事例や修正再表示を伴わない事例まで対象として誤りの発覚した事例を全般的に用いている。このため、有意な差が出る事例とそうでない事例が混在していることが先行研究と異なる結果になる理由のひとつと考えられる。

¹⁹ なお、修正再表示が行われる事例の発覚前と影響確定後のスプレッドの変化については、POST 単独項の係数と RESTATE*POST の交差項の係数の合計で示される。F 検定によりその有意性を検定したが、有意な水準ではない(-0.104; p=0.23)。このため、スプレッドが発覚前の水準よりもさらに縮小するほどの変化は見られない。

以上の結果をまとめると、サンプル全体では発覚後や影響確定後の期間における有意なスプレッドの拡大は観測されない。誤りの発覚による投資家間の情報の非対称性の拡大は必ずしも財務報告における誤りが発覚した事例全般を通じて一様に起こるわけではない。しかしながら、修正再表示を行わない場合では、発覚直後には有意な変化はないものの、影響確定後の長期的な期間において、スプレッドが有意に拡大する変化が見られる。また一方で、発覚後に修正再表示を行う場合は、修正再表示を行わない場合と比べて、有意にスプレッドの縮小が見られる。両者は同じように誤りの発覚を適時開示で公表している事例であり、その違いは修正再表示をしているかどうかである。このため、修正再表示を行わない場合と比べて、修正再表示を行うことにより、投資家間の情報の非対称性が解消する違いが生じていることが示唆される。つまりは、修正再表示を行わなければ影響確定後も拡大していた情報の非対称性は、修正再表示を行うことでその拡大が抑制されると言えよう。

TABLE 5：誤り事例の特性を考慮した追加分析

Dependent Variable =		spread					
Variables	(1)		(2)		(3)		
	coeff.	t-stat	coeff.	t-stat	coeff.	t-stat	
DURING	0.062	(1.41)	-0.013	(-0.14)	-0.011	(-0.10)	
POST	0.198***	(3.12)	0.169**	(2.49)	0.179**	(2.61)	
RESTATE	0.236	(0.60)	0.437	(1.06)	0.252	(0.76)	
RESTATE*DURING	-0.086	(-0.89)	-0.051	(-0.45)	-0.075	(-0.70)	
RESTATE*POST	-0.346**	(-2.62)	-0.335**	(-2.45)	-0.357**	(-2.57)	
SESC	0.332	(0.79)			1.007*	(1.94)	
SESC*DURING	0.067	(0.25)			0.116	(0.38)	
SESC*POST	0.225	(1.08)			0.181	(0.69)	
MANAGE			-0.380	(-0.72)	-0.523	(-1.21)	
MANAGE*DURING			-0.306	(-0.93)	-0.344	(-1.13)	
MANAGE*POST			0.135	(0.70)	0.107	(0.59)	
FFR			-0.799*	(-1.97)	-0.636*	(-1.87)	
FFR*DURING			0.085	(0.76)	0.092	(0.82)	
FFR*POST			0.018	(0.20)	0.015	(0.17)	
MAG			-0.028	(-0.18)	-0.830**	(-2.14)	
MAG*DURING			-0.023	(-0.17)	-0.041	(-0.23)	
MAG*POST			0.083	(0.67)	0.044	(0.29)	
NONSUB			-0.311	(-1.35)	-0.139	(-0.75)	
NONSUB*DURING			0.129	(1.21)	0.130	(1.18)	
NONSUB*POST			-0.006	(-0.06)	-0.007	(-0.06)	
Constant	9.896***	(6.79)	9.908***	(6.80)	9.912***	(6.80)	
	(6.79)		(6.80)		(6.80)		
Controls	Yes		Yes		Yes		
Year Fixed Effect	Yes		Yes		Yes		
Firm Fixed Effect	Yes		Yes		Yes		
Observations	614,167		614,167		614,167		
Pseudo R-squared	0.611		0.611		0.611		

Note: t値は、企業のクラスターと年のクラスターの両方を補正した標準誤差に基づいて算定している。***、**、*は、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを意味する（両側検定）。

4.4 追加分析

修正再表示は、発覚した誤りに重要性があると企業によって判断される場合に行われる。修正再表示が行われる事例は、修正再表示がされない事例と比べて、投資家の判断に重要な影響が生じやすいような重大な誤りを含む傾向にあることを意味する。修正再表示事例に重大な誤りが偏って生じることによるスプレッドの変化に及ぼす内生性（欠落変数による影響）を考慮するため、誤りの重大性を示す他の特性をモデルに含めた追加分析を行う²⁰。

誤り事例の重大性を示す特性として *RESTATE* 以外にも誤り事例の特性に関する各種の指標を(2)式に含める。投資家にとっては誤り事例が重大であるほどその発覚による情報の不確実性が高まると予想されることから、事後的に規制当局による処分がされているほど重大な事例（*SESC*）、意図的な誤りであり、かつ、経営者による不正である事例（*MANAGE*）、意図的な誤りであり、かつ、不正な財務報告を含む事例（*FFR*、資産の流用のみの事例は除く）、発覚した誤りによる累積的な影響が総資産の1%を超えること（*MAG*）、影響が子会社に限定されないこと（*NONSUB*）を含める²¹。

TABLE5 の(1)列では、規制当局による処分事例であること(*SESC*)を考慮する。誤りによる重大な影響があることや誤った財務情報が公表されていた期間に資金調達を行っていることがあった事例に対して規制当局による処分が行われやすく、後に処分があるような事例では投資家は特に影響を受けやすいものと予想される。ただし、規制当局による処分は影響が確定した後の期間で判明することが多いため、規制当局による処分は事後的にのみ投資家が知覚できる。このため、誤りの概要を伝える発覚時点や影響の確定した時点において投資家に公表されている情報にもとづく他の重大な特性を示す変数（*MANAGE*、*FFR*、*MAG*、*NONSUB*）によってもコントロールする。

TABLE5 の(1)列は規制当局による処分を考慮した結果である。また、(2)列は投資家に事前にわかる情報のみを考慮した結果であり、(3)列は(1)列と(2)列のすべての指標を考慮した場合の結果である。他の誤り事例特性を考慮した場合でも、いくつかの単独項(*SESC*、*FFR*、*MAG*)で有意な係数が推定されるものの、*POST* 単独項および *RESTATE*POST* の交差項は TABLE4 の結果と一貫する。すなわち、修正再表示事例の内生性を考慮した場合でも仮説2と矛盾して修正再表示によるスプレッドの縮小が生じていた結果は頑健と言える。

²⁰ この他にも TABLE4 のモデルでは修正再表示事例とそうでない事例との区別以外にスプレッドの水準に影響を及ぼすような市場関連指標についてもコントロールしている。また、企業の固定効果を考慮することで、誤りの発覚した事例で対象となった企業の単独での特性についても考慮している。

²¹ このうち、*SESC* は事例の重大性を示す規制当局による客観的な指標であるものの、誤りの影響が確定してから一定期間が経過した後に規制当局から処分が公表されることが一般的である（規制当局による調査が先行する事例は少ない）。このため、*SESC* を考慮する分析だけでなく、*SESC* 以外の特性として、第一報において公表される事例の概要や影響の確定によって公表される詳細な情報から投資家が入手できる特性のみを考慮する分析を別に行う。

5. 結論

本論文は、企業が過年度の財務報告における誤りを公表した場合に、投資家の情報環境に生じる変化を情報の非対称性の観点から明らかにすることを目的として分析を行った。財務報告における誤りが発覚した事例全般を対象とすると、誤りの発覚が公表されることによって、情報の非対称性が拡大することを支持する結果は得られていない。しかしながら、誤り発覚後における投資家に向けた情報提供として、過年度の財務諸表に対する修正再表示を行うかどうかで事例を区別すると、修正再表示を行わない事例では影響確定後に情報の非対称性の拡大した状態が継続する。一方、修正再表示を行う事例では、修正再表示のない事例と比べて影響確定後において情報の非対称性が縮小する。誤りの発覚後に修正再表示を行う対応によって、投資家が疑念を持つことによる情報の不確実性が抑えられ、投資家間の情報の非対称性が拡大しにくくなることが示唆される。

この発見事項の貢献は以下の三つである。まず、務報告の誤りが発覚した場合の投資家に生じる帰結に関する研究の成果として、企業から提供される決算訂正情報が投資家の情報環境に作用することを明らかにした点で新たな発見である。この発見は、本論文の特徴的な分析デザインとして、日本の設定を用いて発覚後の期間における情報の確定状況を識別したうえで、修正再表示を行う事例とそうでない事例を包括的に分析対象とすることによって明らかにできたものである。次に、本論文の発見事項は、過年度の誤りが企業内で見つかった場合に過年度損益修正として当期損益処理するよりも、修正再表示を行う方が投資家間の情報の非対称性を抑える観点からは望ましいことを意味している。現行の会計基準や開示制度では誤りに対しては原則として修正再表示を行うことが定められており、これらの制度が修正再表示を通じて求める情報提供の意義を実証的に裏付けている。最後に、今後の開示実務に向けて、修正再表示を行うことが実際に投資家の情報環境を改善する働きを持つことを示しており、修正再表示を行うかどうかの意思決定に有益な示唆を持つ。

本論文の課題として、まず、日本で発覚した誤り事例のうち分析対象となったのは発覚後も上場を維持して市場での取引データが得られる事例に限られている。このため、発覚直後や、影響確定の直後に上場廃止を伴うような一部の事例には本論文の分析結果は当てはまらない可能性がある。次に、修正再表示が行われる事例における内生性へ可能な限り対応しているが、分析対象とした事例数が多くないこともあり、必ずしも万全とは言えない。修正再表示が持つ情報環境に対するはたらきを検証する研究はこれまでの研究にないものであり、本論文の結果を踏まえて、今後の事例の蓄積や異なる分析手法を取り入れてさらなる検証を重ねる必要がある。これらの限界の克服に向けた取り組みについては今後に向けた課題としたい。

引用文献

- Acito, A. A., J. J. Burks, and W. B. Johnson. 2009. Materiality decisions and the correction of accounting errors. *The Accounting Review* 84 (3): 659–688.
- Acito, A. A., J. J. Burks, and W. B. Johnson. 2019. The Materiality of Accounting Errors: Evidence from SEC Comment Letters. *Contemporary Accounting Research* 36 (2): 839–868.
- Amiram, D., Z. Bozanic, J. D. Cox, Q. Dupont, J. M. Karpoff, and R. Sloan. 2018. Financial reporting fraud and other forms of misconduct: A multidisciplinary review of the literature. *Review of Accounting Studies* 23 (2): 732–783.
- Badertscher, B. A., and J. J. Burks. 2011. Accounting restatements and the timeliness of disclosures. *Accounting Horizons* 25 (4): 609–629.
- Burks, J. J. 2011. Are investors confused by restatements after Sarbanes-Oxley? *The Accounting Review* 86 (2): 507–539.
- Chakravarthy, J., E. deHaan, and S. Rajgopal. 2014. Reputation repair after a serious restatement. *The Accounting Review* 89 (4): 1329–1363.
- Chen, X., Q. Cheng, and A. K. Lo. 2014a. Is the decline in the information content of earnings following restatements short-lived? *The Accounting Review* 89 (1): 177–207.
- Chen, K. Y., R. J. Elder, and S. Hung. 2014b. Do post-restatement firms care about financial credibility? Evidence from the pre- and post-SOX eras. *Journal of Accounting and Public Policy* 33 (2): 107–126.
- Choudhary, P., K. Merkley, and K. Schipper. 2021. Immaterial Error Corrections and Financial Reporting Reliability. *Contemporary Accounting Research* 38 (4): 2423–2460.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulations: An analysis of firm subject enforcement action by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13 (1): 1–32.
- Farber, D. B. 2005. Restoring trust after fraud: Does corporate governance matter? *The Accounting Review* 80 (2): 539–561.
- Files, R., E. P. Swanson, and S. Tse. 2009. Stealth disclosure of accounting restatements. *The Accounting Review* 84 (5): 1495–1520.
- Hogan, B., and G. A. Jonas. 2016. The association between executive pay structure and the transparency of restatement disclosures. *Accounting Horizons* 30 (3): 307–323.
- Hribar, P., and N. T. Jenkins. 2004. The effect of accounting restatements on earnings revisions and the estimated cost of capital. *Review of Accounting Studies* 9 (2–3): 337–356.
- Kim, O., and R. E. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1–2): 41–67.
- Kravet, T., and T. Shevlin. 2010. Accounting restatements and information risk. *Review of Accounting Studies* 15 (2): 264–294.
- Morris, B. C. L., J. F. Egginton, and K. P. Fuller. 2019. Return and liquidity response to fraud and SEC investigations.

- Journal of Economics and Finance 43 (2): 313–329.
- Nguyen, D., and T. N. Puri. 2014. Information asymmetry and accounting restatement: NYSE-AMEX and NASDAQ evidence. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 43 (2): 211–244.
- Palmrose, Z. V., V. J. Richardson, and S. Scholz. 2004. Determinants of market reactions to restatement announcements. *Journal of Accounting and Economics* 37 (1): 59–89.
- Verrecchia, R. E. 1982. The use of mathematical models in financial accounting. *Journal of Accounting Research* 20(Supplement): 1–42.
- Wilson, W. M. 2008. An empirical analysis of the decline in the information content of earnings following restatements. *The Accounting Review* 83 (2): 519–548.
- 尾関規正. 2018. 「不正会計開示と投資家の反応」『経営財務研究』38 巻 1・2 合併号 11-32 頁.
- 尾関規正. 2022. 「財務報告における虚偽表示の実態分析」『産業経理』82 巻 2 号 92-110 頁.
- 音川和久. 2009. 『投資家行動の実証分析 —マーケット・マイクロストラクチャーに基づく会計学研究』中央経済社.
- .

APPENDIX
変数定義一覧
定義

変数名

spread	企業iの月次tの日次ビッド・アスク・スプレッドの月次平均 $= (ask - bid) \div (ask + bid) \div 2 \times 100$ $= (\text{売り気配価格} - \text{買い気配価格}) \div (\text{売り気配価格} + \text{買い気配価格}) \times 100$
DURING	企業iの誤りの発覚を公表する第一報があった月次から誤りの影響が確定する開示のあった月次までの間の月次である場合に1をとるダミー変数
POST	企業iが公表した誤りの影響が確定した開示のあった月次よりも後の月次である場合に1をとるダミー変数
RESTATE	企業iが公表した誤り事例により、過年度の決算短信または有価証券報告書を訂正している場合に1をとるダミー変数
SESC	企業iが公表した誤り事例により、証券取引等監視委員会による課徴金処分勧告または開示規制違反の告発を受けた場合に1をとるダミー変数
MANAGE	企業iが公表した誤り事例が、子会社を除く本社の経営者または役員により行われたものである場合に1をとるダミー変数
FFR	企業iが公表した誤り事例が、意図的に行われた不正な財務報告である（資産の流用のみの事例ではない）場合に1をとるダミー変数
MAG	企業iが公表した誤り事例により過年度の当期純利益に与える影響の累積額を、第一報公表直前年度の総資産により割った値が1%を超える場合に1をとるダミー変数
NONSUB	企業iが公表した誤りの影響が親会社にも及ぶ（影響範囲がグループ内の特定の子会社のみではない）場合に1をとるダミー変数
LN_MV	企業iの月次tの「時価総額（＝当月終値×発行済株式総数）」の自然対数をとった値
Turnover	企業iの月次tの「売買高(株数)÷発行済株式総数」
Variability	企業iの月次tの株式リターン（前月終値から当月終値の変動率）の2乗の値
Price	企業iの月次tの当月終値の自然対数をとった値
depth	企業iの月次tの日次デプス（売買注文数）の月次平均 $= (\text{売り気配数量} + \text{買い気配数量}) \div \text{発行済株式数} \times 100$
Listing	企業iの月次tが東証一部に上場している場合に1をとるダミー変数

Note: 誤り事例特性関連のダミー変数はそれぞれ時系列ダミー変数(**DURING**または**POST**)との交差項をとり、該当する事例の誤り発覚前との差異を検証する。各誤り事例特性関連のダミー変数は、企業が適時開示により公表している資料において明示される記述に基づいて手作業により測定している。証券取引等監視委員会の処分の有無については、証券取引等監視委員会が公表するwebサイトを閲覧して処分があったことをたしかめている。