
原著論文

内部統制報告制度の導入が決算発表の適時性に対する 企業の財務報告志向の寄与効果に与えた効果修飾の分 析—同制度導入の効果の解明に向けた試み—

Contribution Effect of Corporate Financial Reporting Orientation on the Timeliness of Earnings Announcements: Does the Effect Modification of Introducing Internal Control Regulations for Financial Reporting Matter?

キーワード：

決算発表、財務報告、内部統制システム、内部統制報告制度、効果修飾
keyword :

earnings announcements, financial reporting, internal control systems, internal control regulations for financial reporting, effect modification

同志社女子大学 記虎 優子
Doshisha Women's College of Liberal Arts Yuko KITORA

要 約

本稿では、記虎（2021, 2024）などにおいて内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を重視していること（すなわち、企業の財務報告志向）が決算発表の適時性の確保に資することが示されていることを踏まえ、内部統制システムに係る因果効果として企業の財務報告志向が決算発表の適時性に及ぼす寄与効果に焦点を当てる。そして、金融商品取引法に基づく内部統制報告制度の導入がこの寄与効果に与えた効果修飾（effect modification）に着目することで、準実験（quasi-experiment）の方法の1つである差の差分析（Difference-in-Differences: DID）を用いて内部統制規制の導入がこの寄与

原稿受付：2024年8月10日

掲載決定：2025年8月28日

効果を変化させたのかどうかを検証している。検証の結果、内部統制報告制度の導入が上記の寄与効果に与えた効果修飾が内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を「いつから」重視するようになったのかによって異なることを示した。同制度の導入は、財務報告を重視する度合いがもともと強かった企業の寄与効果をさらに向上させたわけではなかった。その一方で、同制度の導入は、財務報告を重視する度合いがもともとは相対的に弱かった企業の寄与効果を向上させた。このように、同制度の導入による寄与効果の向上は限定的であり、同制度の導入は、後者の企業の寄与効果の底上げはしたもの、前者の企業の寄与効果の引き上げまではしなかった。

Abstract

Firms' internal controls are expected to ensure the timeliness of their financial reporting. Kitara (2021, 2024) and other studies have shown that firms' emphasis on financial reporting (i.e., their financial reporting orientation) during the establishment of their internal control systems contributes to ensuring the timeliness of earnings announcements. Building on these findings, this study explores how firms' financial reporting orientation affects the timeliness of earnings announcements, highlighting its role as a causal treatment effect related to internal control systems. Furthermore, this study uses a difference-in-differences analysis—a quasi-experimental method—to examine how the introduction of internal control regulations for financial reporting under the Japanese Financial Instruments and Exchange Act modifies this effect. This allows us to elucidate the effects of the introduction of internal control regulations as effect modifiers, without focusing on the causal effect of the introduction itself, while minimizing confounding biases as much as possible. Our findings indicate that the timing “since when” firms began emphasizing financial reporting in establishing their internal control systems influences how the introduction of these regulations modifies the causal effect. These regulations did not enhance the causal effect for firms that already prioritized financial reporting; however, they improved the causal effect for firms that initially placed less importance on financial reporting. Thus, while the introduction of these regulations was effective in improving the causal effect, this effect was enhanced to a limited extent.

1 はじめに

内部統制の目的の1つには報告目的があり、信頼性、適時性、透明性またはその他の観点が含まれるとされている (Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission 2013=八田・箱田監訳 2014)⁽¹⁾。そのため、内部統制には、報告の適時性の確保に資することが期待されている。すでに、Khelif and Samaha (2014) やMunsif et al. (2012) などでは、内部統制が財務報告の適時性に寄与することが実証されている。本稿では、記虎 (2021, 2024) などにおいて内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を重視していること（すなわち、企業の財務報告志向）が財務報告の1つである決算発表の適時性の確保に資することが示されていることを踏まえ、決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果に与えた効果修飾 (effect modification) として⁽²⁾、金融商品取引法に基づく内部統制報告制度の導入に焦点を当てる。

米国などでは、内部統制規制の適用を受ける時期が企業規模等により異なっていたため、すでに規制対象となっている企業とまだ規制対象となっていない企業とが同時に存在していた。そのため、内部統制規制の導入そのものをcausal treatment (因果処置) として、規制対象となっているかどうかをeffect modifier (効果修飾因子) としてそれぞれ位置付けて、準実験 (quasi-experiment) の方法の1つである差の差分析 (Difference-in-Differences: DID) を行えば、交絡バイアス (confounding bias)⁽³⁾ をできるかぎり排除した上で規制導入の効果を因果効果として解明できる。Iliev (2010) などの先行研究では、この種のリサーチ・デザインを採用していると言える。他方で、日本では、上場会社に対して内部統制報告制度が一律に導入されたため、同様のリサーチ・デザインは採用できない⁽⁴⁾。しかし、企業の財務報告志向をcausal treatmentとして、内部統制報告制度の導入をeffect modifierとしてそれぞれ位置づけて、差の差分析を行えば、同様に交絡バイ

アスができるかぎり排除した上で同制度の導入が上記の寄与効果を変化させたのかどうか、すなわち因果効果の異質性 (treatment effect heterogeneity) を解明できる。これにより、内部統制報告制度の導入の因果効果に直接着目せずとも、同制度導入の効果を効果修飾として検証できるようになる。

本稿では、内部統制報告制度の導入が上記の寄与効果に与えた効果修飾が内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を「いつから」重視するようになったのかによって異なり、同制度の導入による寄与効果の向上は限定的であったことを示す⁽⁵⁾。以下では、第2節で先行研究のレビューを行う。次に、第3節で仮説を示して、第4節と第5節で検証方法と結果について説明する。最後に、第6節で本稿の貢献と課題を指摘する。

2 先行研究のレビュー

内部統制規制の導入の効果は、財務報告の信頼性に対する因果効果に着目することで、主として解明されている。この種の研究の中には、差の差分析などの準実験の方法を用いているものもあり、強い証拠が提示されている。例えば、Nagy (2010) は、サーベンス・オクスリー法 (Sarbanes-Oxley Act: 以下、SOX法と呼ぶ。) の適用時期が企業規模によって異なっていたことに着目して、回帰分断デザイン (regression discontinuity analysis) を用いてSOX法の導入により質の高い財務報告につながったことを解明している。Iliev (2010) は、SOX法の適用時期が企業規模だけでなく外国企業かどうかなどによっても異なっていたことに着目して、差の差分析のほか回帰分断デザインも用いてSOX法の導入が財務報告の質の向上をもたらしたことなどを明らかにしている。また、財務報告の適時性に対する因果効果に着目することでも、内部統制規制の導入の効果が解明されている。例えば、Ettredge et al. (2006) は、財務報告の適時性を決算日から監査人の監査報告書が提出され

るまでの日数によって代理して、前後比較デザインを用いてSOX法の導入によって決算日から監査人の監査報告書が提出されるまでの期間が伸びたことを示している。Impink et al. (2012) も、前後比較デザインを用いて、SOX法の導入は、財務報告に係る内部統制が有効な企業にとっては年次報告書（様式10-K）の提出遅延につながらなかつた一方で、財務報告に係る内部統制に重要な欠陥がある企業にとっては年次報告書の提出遅延につながったことを明らかにしている。

日本企業をサンプルとして内部統制規制の導入の効果を因果効果として解明している先行研究としては、例えばEnomoto and Yamaguchi (2017) が、前後比較デザインを用いて、内部統制報告制度の導入によって減益回避を目的とする利益マネジメントが減少したことを示している。Nakashima and Ziebart (2015) でも、内部統制報告制度の導入が利益マネジメントや利益の質に与えた影響が解明されている。

他方で、内部統制そのものの効果に焦点を当てて、財務報告の適時性に内部統制が及ぼす因果効果を解明することも行われている。この種の多くの研究では、財務報告の適時性を決算日から監査人の監査報告書が提出されるまでの日数によって代理している。例えば、Khlif and Samaha (2014) では、内部統制システムの質が高いほど監査報告書が提出されるまでの日数が短いことが示されている。Munsif et al. (2012) では、財務報告に係る内部統制に重要な欠陥があると、監査報告書が提出されるまでに日数がかかることが示されている。また、記虎 (2021, 2024) などは、財務報告の中でも決算発表に着目して、内部統制システムの構築に際する企業の財務報告志向が決算発表の適時性に寄与することを示している。しかし、これらの研究では、因果効果が解明されてはいるものの、因果効果の異質性には関心が寄せられていない。こうした中で、因果効果の異質性に着目している数少ない先行研究には、Gontara et al. (2023) があ

る。この研究では、内部統制システムの質が高いほど監査報告書が提出されるまでの日数が短くなるとの因果効果があるが、この因果効果は同族取締役 (family directors) の割合が高くなるとみられなくなることが示されている。

以上のとおり、日本企業に着目した上で内部統制規制の導入の効果を準実験の方法を用いて解明することは試みられていない。また、国内外を問わず、内部統制との関連において財務報告の適時性に対する因果効果の異質性の解明は進んでいない。なお、内部統制監査による効果修飾に着目した研究には、Ji et al. (2015) がある。この研究では、中国企業をサンプルとして、株式リターンに対する利益の説明力(earnings informativeness)に自主的な内部統制監査が与えた効果修飾に着目して、財務報告に係る内部統制に重要な欠陥があると利益の説明力が弱まるものの、内部統制監査を自主的に受けていれば説明力の減少が緩和されることを三重差分法 (Difference-in-Difference-in-Difference) を用いて明らかにしている。しかし、この研究では、中国版SOX法 (C-SOX) が導入される前のあくまで自主的な内部統制監査に着目しているため、内部統制規制の導入に効果修飾があったのかどうかは、解明されていない。

3 仮説の導出

決算発表は決算の内容が定まったことを前提として行われる。そのため、決算の内容が定まる時期が決算発表のタイミングに影響を及ぼす。内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を重視しているならば、財務報告に係る内部統制はいっそう適切に整備・運用されているであろう。したがって、より有効に機能していると期待できる。その結果、決算の内容が定まるのが早いので、決算発表時期に係る企業の裁量は大きくなる。決算について監査人の内諾を得てから決算発表を行う場合にも、財務報告に係る内部統制がより有効

に機能していることから、内諾の前提となる決算の内容が定まること自体がそもそも早い上に、効率的に監査を行うことができるので、決算発表のタイミングに係る企業の裁量は相対的に大きくなる。また、内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を重視しているならば、財務報告の重要性を正しく理解していると期待できるので、決算発表を適時に行おうとすると考えられる。上述のように内部統制システムの構築に際して財務報告を重視している企業の決算発表のタイミングに係る裁量は大きいため、決算発表を適時に行なうことが現実的にも可能である。つまり、企業の財務報告志向には決算発表の適時性に対する寄与効果があるとみることができ、既述のとおり実証的証拠も提示されている（記虎、2021, 2024など）。もし、この寄与効果に対して内部統制報告制度の導入による効果修飾が存在して因果効果の異質性が認められれば、同制度導入の効果があったと言える。

企業の財務報告志向は、認知的組織科学における組織的知識構造の知識表象研究のアプローチに依拠して、日本の制度的環境では、例えば会社法に基づく内部統制システム構築の基本方針（以下、基本方針という。）の内容から識別できる⁽⁶⁾。基本方針は、会社法下の事業報告や証券取引所の適時開示制度を通じて制度的に開示されるため、その内容が公になることを前提として制定・改定される。加えて、その内容は、内部統制システムの構築に係る事項に限られている。したがって、基本方針は、比較的安定的で限定的なコンテキストを有している。その上、基本方針として定めなければならないと明文で示されている事項（会社法348条3項4号、362条4項6号、399条の13第1項1号ロハ、416条1項1号ロホ、会社法施行規則98条、100条、110条の4、112条）には、平成17年制定会社法が施行された当時から具体性がない⁽⁷⁾。基本方針の具体的な内容は企業に委ねられているから、どのような内部統制システムを

構築するのかについては、制度的に企業に幅広い裁量が認められている。財務報告に係る事項は、基本方針として定めなければならないと明文で示されている事項の中には含まれてもいない。

こうした制度的環境では、基本方針の中で財務報告に係る事項についてあえて言及しているならば、内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を重視していることが基本方針に表象されているとみることができる。そして、基本方針の中で財務報告に係る事項について言及している点は同じでも、「いつから」言及するようになったのかによって、決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果に内部統制報告制度の導入が与えた効果修飾が異なるとみることができる。基本方針の中で財務報告に係る事項について言及していて、それも平成17年制定会社法を契機として最初の基本方針を制定した当初から言及していた企業（以下、最初から言及群と呼ぶ。）は、内部統制報告制度が導入されるよりも前から内部統制システムの構築に際して財務報告を重視する度合いがもともと強い。最初から言及群の決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果は、内部統制報告制度の導入によって影響を受けず、同制度の導入後も変わらなかったと考えられる。

他方で、基本方針の中で財務報告に係る事項についてあえて言及している点は同じでも、基本方針を改定したときから基本方針の中で財務報告について初めて言及するようになった企業（以下、途中から言及群と呼ぶ。）は、内部統制システムの構築に際して財務報告を重視する度合いがもともとは相対的に弱かったと考えられる。しかし、最初の基本方針を制定した後に基本方針を改定までして基本方針の中で財務報告について言及するようになったわけであるから、途中から言及群は、基本方針についての他社の開示動向のほか内部統制報告制度導入に向けた機運への順応性が高く、同制度の趣旨をよく理解していたとみることがで

きよう。そのため、途中から言及群の決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果は、内部統制報告制度の導入によって向上したと考えられる。なお、基本方針の中で財務報告に係る事項については言及していない企業（以下、言及なし群と呼ぶ。）は、そもそも内部統制システムの構築に際して財務報告を重視していない。したがって、言及なし群には、内部統制報告制度が導入される前も導入された後も、決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果が存在しない。

以上を踏まえて、次の仮説を導出する。

仮説 内部統制報告制度の導入による決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果の向上は、途中から言及群には認められる一方で最初から言及群には認められない。

4 リサーチ・デザイン

4.1 サンプルの選択

本稿では、基本方針の内容から企業の財務報告志向を識別するにあたり、平成17年制定会社法により策定することが明文で義務付けられた基本方針について定めている、会社法施行規則（平成18年2月7日法務省令第12号）の公布日（2006年2月7日）以降、内部統制報告制度が導入された通常最初の決算期に係る決算日（2009年3月31日）までに開示された基本方針についての適時開示を利用する⁽⁸⁾。そこで、明文の開示義務はないものの上記期間中に公表されていた基本方針についての適時開示をTDnetデータサービスから1件以上収集できた1,317社の中から、まず、平成17年制定会社法施行日である2006年5月1日から2009年3月31日までの間に上場を継続していて適時開示を収集し得る企業（1,122社）を選択した。次に、最初の基本方針を制定した後に基本方針を改定していれば、基本方針の内容は基本方針の改定の取締役会決議のタイミングで変わっ

ていくので、この1,122社のうち基本方針についての適時開示に記載されていた基本方針の制定ないし改定についての取締役会決議日と決算日を比較することで、内部統制報告制度の導入前後の時期の2006年5月1日から2009年3月31日までの間の各決算期末現在において有効な基本方針を1回以上マッチングできた1,061社についてのパネルデータ2,797社一年を選択した⁽⁹⁾。

金融業の勘定科目は一般事業会社とは異なり、検証にあたって必要となる財務データを利用したコントロール変数を適切に作成できることから、日経NEEDS-FInancialQUESTを利用して、日経中分類の銀行・証券・保険・その他金融のいずれかに該当する23社についてのパネルデータ59社一年は除いた。本稿では、後述のとおり、他の企業に先んじてより早いタイミングで報告が行われているかという観点と他の企業の開示行動を予想して他の企業と同じ報告タイミングとなることを回避してより分散したタイミングで報告が行われているかどうかという観点のほか、これら両方からも決算発表の適時性を複合的に捉えている。しかし、決算日を同じくしている他の企業が少ない日を決算日としている企業については、上述のより分散したタイミングで報告が行われているかどうかという観点からは決算発表の適時性をうまく捉えることができない。そこで、多くの上場会社の決算日となっている3月末日を決算日としていない360社についてのパネルデータ990社一年も除いた。以上の結果、678社についてのパネルデータ1,748社一年が残った⁽¹⁰⁾。

この678社の中には、当該企業が基本方針について行った1回目の適時開示であるのに、基本方針の改定についてある旨が示されていて、基本方針を最初に制定したときには適時開示を行っておらずその後に改定したときから適時開示していると推定される企業もあった。また、1回目の適時開示には基本方針の改定についてある旨が明示されていなくても、取締役会決議日が2006年

7月30日以降となっていて、最初の基本方針を設定したとみるには決議した日が遅すぎる企業もあった⁽¹¹⁾。最初の基本方針を制定したときから適時開示していると推定される企業についてしか内部統制システムの構築に際して財務報告を「いつから」重視していたのかを基本方針についての適時開示からは識別できないため、上記のいずれかの場合に合致する151社についてのパネルデータ190社一年を除いた。以上の結果、527社についてのパネルデータ1,558社一年を当初サンプルとして選択している。その上で、日経NEEDS-FInancialQUESTおよび日経NEEDS-Cgesを利用して、財務データに基づく変数の比較可能性が損なわれることから変則決算である5社についてのパネルデータ5社一年、変数の作成に必要なデータ入手できなかったために欠損値となっている変数がある9社についてのパネルデータ12社一年、異常値と判断した変数がある17社についてのパネルデータ20社一年を当初サンプルから順に除いた⁽¹²⁾。以上の結果、最終サンプルは、524社の2007年3月期、2008年3月期、2009年3月期の非バランスパネルデータ1,521社一年である。

4.2 検証方法

検証に用いる各変数の定義は、表-1に示している。早期開示度や分散開示度として観測される潜在変数RELEASE*を被説明変数として用いる場合には、ランダム効果トービットモデルにより下記の（1）式を推定する。

$$\begin{aligned} RELEASE_{it}^* = & \beta_1 + \sum_{k=1}^2 \beta_{2k} GROUP_{kit} \\ & + \beta_3 REGULATION_{it} \\ & + \sum_{k=1}^2 \beta_{4k} (GROUP_{kit} \times REGULATION_{it}) \\ & + \sum_{l=1}^{16} \beta_{5l} CONTROL_{lit} \end{aligned}$$

$$+ \sum_{m=1}^2 \beta_{6m} INDUSTRY_{mi} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i=1, \dots, 524, t=1, 2, 3$$

ただし、早期開示度が取り得る観測値の最大値は0日であるため、早期開示度として観測される潜在変数RELEASE*を被説明変数として用いる場合には、

$$RELEASE = \begin{cases} 0 & \text{if } RELEASE^* \geq 0 \\ RELEASE^* & \text{if } RELEASE^* < 0 \end{cases}$$

との制約がある。また、分散開示度が取り得る観測値の最小値は0%で最大値は100%であるため、分散開示度として観測される潜在変数RELEASE*を被説明変数として用いる場合には、

$$RELEASE = \begin{cases} RELEASE^* & \text{if } 0 < RELEASE^* < 100 \\ 0 & \text{if } RELEASE^* \leq 0 \\ 100 & \text{if } RELEASE^* \geq 100 \end{cases}$$

との制約がある。

複合開示度として観測される観測変数RELEASEを被説明変数として用いる場合には、ランダム効果回帰モデルにより下記の（2）式を推定する。各検証式の推定にあたっては統計解析用ソフトウェアStata®/MP version17.0を用いる⁽¹³⁾。

$$\begin{aligned} RELEASE_{it} = & \beta_1 + \sum_{k=1}^2 \beta_{2k} GROUP_{kit} \\ & + \beta_3 REGULATION_{it} \\ & + \sum_{k=1}^2 \beta_{4k} (GROUP_{kit} \times REGULATION_{it}) \\ & + \sum_{l=1}^{16} \beta_{5l} CONTROL_{lit} \\ & + \sum_{m=1}^2 \beta_{6m} INDUSTRY_{mi} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

$$i=1, \dots, 524, t=1, 2, 3$$

上記の3変数はいずれも決算発表の適時性を捉えている。その観点は、表-1に示した各変数の定義のとおりそれぞれ異なっている⁽¹⁴⁾。GROUPは、記虎（2024, pp.25-26）において計量テキスト分析により企業の財務報告志向を識別した結果を利用して作成したダミー変数で⁽¹⁵⁾、最初か

表-1 変数の定義

Variable	定義
<i>RELEASE</i>	
早期開示度	通期決算発表所要日数（決算日から通期決算短信の公表日までの日数（片端入れ））（日）ただし、値が大きいほど他の企業に先んじてより早いタイミングで決算発表を行っていると解釈できるように、負值に変換している。
分散開示度	当初サンプル（527社についてのパネルデータ1,558社一年）のうち通期決算発表日（決算短信の公表日）のデータを入手できなかった2社一年を除いた企業について決算期ごとに当該企業と通期決算発表日が異なっている企業数を集計し、この企業数が当該企業と同じ決算期の当該企業以外の企業数合計に占める割合（%）
複合開示度	当初サンプル（527社についてのパネルデータ1,558社一年）のうち通期決算発表日（決算短信の公表日）のデータを入手できなかった2社一年を除いた企業について早期開示度と分散開示度に対して相関行列を用いた主成分分析を行うことによって得られた第1主成分得点
<i>GROUP</i>	第1固有値1.28（寄与率64.03%），第1主成分の固有ベクトル0.71（早期開示度），0.71（分散開示度）
最初から言及群D	当決算期末現在において有効な基本方針の中で財務報告に係る事項について言及していて、かつ平成17年制定会社法を契機として最初の基本方針を制定した最初から言及していた企業（最初から言及群）（社一年）であれば1、そうでなければ0
途中から言及群D	当決算期末現在において有効な基本方針の中で財務報告に係る事項について言及していて、かつ基本方針を改定したときから初めて言及するようになった企業（途中から言及群）（社一年）であれば1、そうでなければ0
企業の財務報告志向の識別の妥当性を確認するために作成した変数：	
財務報告志向D	最初から言及群または途中から言及群であれば1、そうでなければ0
<i>REGULATION</i>	
内部統制報告制度D	内部統制報告制度が導入された通常最初の決算期である2009年3月31日を決算日とする決算期であれば1、そうでなければ0
<i>CONTROL</i>	
決算期末後45日以内D	決算発表時期として適当であるとされる「決算期末後45日以内」（45日目が休日である場合には翌営業日以内）に通期決算短信を公表していれば1、そうでなければ0
構築姿勢	当初サンプル（527社についてのパネルデータ1,558社一年）について 改定経験済み回数と最大改定回数に対して分散共分散行列を用いた主成分分析を行うことによって得られた第1主成分得点
構築姿勢の作成元の変数：改定経験済み回数	第1固有値0.72（寄与率83.97%），第1主成分の固有ベクトル0.55（改定経験済み回数），0.84（最大改定回数）
最大改定回数	当決算期末までに基本方針を改定した推定回数（回）ただし、最初に制定されたと推定される基本方針がマッチングしている場合には0の値を取る。
企業規模	会社法施行規則（平成18年2月7日法務省令第12号）の公布日である2006年2月7日から2009年3月31日までの間に基本方針を改定した推定回数（回）ただし、基本方針を1回も改定していないと推定される場合には0の値を取る。
ROA	資産合計（百万円）の自然対数値
レバレッジ	当期純損益÷資産合計×100（%）ただし、ここでいう日本基準・連結ベースの「当期純損益」は、2015年4月1日以後を期首日とする決算期の「親会社株主に帰属する当期純損益」に相当する。
たな卸資産+売上債権比率	負債合計÷資産合計×100（%） (たな卸資産+売上債権) ÷ 資産合計×100（%）
△EPS	当決算期1株当たり当期純損益-前決算期1株当たり当期純損益(円)
総セグメント数	事業別セグメントおよび所在地別セグメントの数の合計（個）ただし、単一セグメントである場合には1の値をとる。
少数特定者持株比率	少数特定者持株数（大株主上位10名および役員などの特別利害関係者の所有する株式数並びに自己株式数の合計）÷期末発行済株式総数×100（%）
個人株主数	個人・その他の株主数（万人）
社外取締役比率（銀行）	銀行に職務経験のある社外取締役人数÷取締役会人数×100（%）
社外取締役比率（支配会社）	支配会社に職務経験のある社外取締役人数÷取締役会人数×100（%）
社外取締役比率（その他）	銀行、支配会社および関係会社のいずれにも職務経験がなく、かつ相互派遣でなく、さらに他社で社長級の役職を持たない社外取締役人数÷取締役会人数×100（%）
追記情報D	監査人の監査意見が追記情報ありの無限定適正意見であれば1、追記情報なしの無限定適正意見であれば0
継続企業D	継続企業の前提に関する注記があれば1、なければ0
2007年3月期D	2007年3月31日を決算日とする決算期であれば1、そうでなければ0
<i>INDUSTRY</i>	
高成長産業D	機械、空運、通信、電力・ガス（日経分類）のいずれかの産業であれば1、そうでなければ0
ハイテク産業D	機械、電気機器、精密機器、医薬品、自動車（日経分類）のいずれかの産業であれば1、そうでなければ0
GROUPの各変数は、記虎（2024, pp. 25-26）において計量テキスト分析により企業の財務報告志向を識別した結果を利用して作成している。その他の変数は、原則として日経 NEEDS-FinancialQUESTより入手しているか、入手したデータを加工して作成している（財務データは、連結優先かつ日本基準優先で選択）。ただし、改定経験済み回数は、サンプルとした各企業（社一年）に基本方針をマッチングした際の基本方針についての適時開示が当該企業にとってどの何回目の基本方針についての適時開示であるのかをカウントして1を差し引くことで作成している。 最大改定回数 は、当該企業が会社法施行規則（平成18年2月7日法務省令第12号）の公布日（2006年2月7日）から内部統制報告制度が導入された通常最初の決算期に係る決算日（2009年3月31日）までの間に基本方針について何回適時開示しているのかをカウントして1を差し引くことで作成している。さらに、 社外取締役比率（銀行） 、 社外取締役比率（支配会社） 、 社外取締役比率（その他） の3変数は、日経NEEDS-Cgesより入手している。	

ら言及群または途中から言及群であるかどうかを示す最初から言及群Dと途中から言及群Dの2変数を用いる。REGULATIONは、内部統制報告制度の導入後（本稿のサンプルでは2009年3月期）かどうかを示すダミー変数で、内部統制報告制度Dを用いる。CONTROLとINDUSTRYは、企業の

財務報告志向が決算発表の適時性に寄与することを実証している記虎（2021, 2024）などに依拠して選択したコントロール変数である。なお、決算期末後45日以内Dは、東京証券取引所からの決算発表の早期化要請に対する企業の順応性を代理しているとみて⁽¹⁶⁾、モデルの当てはまりを改

善するcompeting variableとして用いている。 ν_i は、各企業（社）の観察されない異質性である。 ε_{ii} は、誤差項である。

決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果という因果効果に対して内部統制報告制度の導入による効果修飾が存在して因果効果の異質性が認められるかどうかは、企業の財務報告志向に基づいて群分けした既述の3群のうち任意の2群間のすべての組み合わせについて、2群間の決算発表の適時性の差の内部統制報告制度の導入前後の差（以下、差の差という。）に注目すれば検証できる⁽¹⁷⁾⁽¹⁸⁾⁽¹⁹⁾。ランダム効果回帰モデルによって推定している（2）式の被説明変数である複合開示度については、（2）式に含まれる2つの交差項のうち①最初から言及群D×内部統制報告制度Dの係数推定値が、言及なし群をベースラインとして求めた最初から言及群と言及なし群との間の決算発表の適時性の差を限界効果（marginal effect）として示している。②途中から言及群D×内部統制報告制度Dの係数推定値が、言及なし群をベースラインとして求めた途中から言及群と言及なし群との間の決算発表の適時性の差を限界効果として示している。そして、③最初から言及群D×内部統制報告制度Dの係数推定値から途中から言及群D×内部統制報告制度Dの係数推定値を差し引いて求めた差が、途中から言及群をベースラインとして求めた最初から言及群と途中から言及群との間の決算発表の適時性の差を限界効果として示している。他方で、ランダム効果トービットモデルによって推定している（1）式では、交差項の係数推定値から限界効果として直接求めることのできる任意の2群間の決算発表の適時性の差の差は、あくまで（1）式の被説明変数である潜在変数のRELEASE*についてのものである。そこで、観測変数である早期開示度ないし分散開示度について、任意の2群間の決算発表の適時性の差の差は、（1）式の推定結果を利用してベースラインとした群からの

discrete change（離散変化）により求めた最終サンプルとした各企業（社一年）の限界効果の平均値をもとに別途算出する⁽²⁰⁾。

決算発表の適時性を捉えている既述の3変数はいずれも、値が大きいほど決算発表の適時性が高いと解釈できる。また、上記で説明した任意の2群間の決算発表の適時性の差の差は、いずれも内部統制報告制度導入後の2群間の差から導入前の2群間の差を差し引くことで求められるものである。したがって、仮説が支持されるならば、②言及なし群をベースラインとして求めた途中から言及群と言及なし群の決算発表の適時性の差は、内部統制報告制度の導入前よりも導入後の方が大きくなるから、これらの2群間の決算発表の適時性の差の差は有意に正となると予想される（ $p < .10$ ）。そして、③途中から言及群をベースラインとして求めた最初から言及群と途中から言及群の決算発表の適時性の差は、内部統制報告制度の導入前よりも導入後の方が小さくなるから、これらの2群間の決算発表の適時性の差の差は有意に負となると予想される（ $p < .10$ ）。他方で、①言及なし群をベースラインとして求めた最初から言及群と言及なし群の決算発表の適時性の差は、内部統制報告制度の導入前後で異なるから、これらの2群間の決算発表の適時性の差の差がゼロであるとする帰無仮説を棄却できないと予想される。

5 検証結果

5.1 記述統計量

最終サンプルを企業の財務報告志向に基づいて既述の3群に群分けし、各群の内部統制報告制度導入前後の内訳を表-2に示している。言及なし群が最終サンプルの大半（78.44%）を占めている。したがって、基本方針の中で財務報告に係る事項について言及している企業、つまり、内部統制システムの構築に際して財務報告を重視している企業は、財務報告を「いつから」重視するよう

表-2 企業の財務報告志向に基づく各群の内部統制報告制度導入前後の内訳

(単位：社一年)

	言及なし群	途中から言及群	最初から言及群	合計
内部統制報告書導入前	882 (57.99%)	43 (2.83%)	93 (6.11%)	1,018 (66.93%)
内部統制報告書導入後	311 (20.45%)	143 (9.40%)	49 (3.22%)	503 (33.07%)
合計	1,193 (78.44%)	186 (12.23%)	142 (9.34%)	1,521 (100.00%)

最終サンプル（524社についてのパネルデータ1,521社一年）を、記虎（2024, pp. 25-26）において計量テキスト分析により企業の財務報告志向を識別した結果を利用して3群に群分けするとともに、内部統制報告制度の導入前もしくは導入後のどちらの決算期に係るものかによって2群に分割することで、クロス集計表を作成している。内部統制報告制度の導入前の決算期は2008年3月期と2007年3月期の2期間であり、導入後の決算期は2009年3月期である。

になったにかかわらず多くない。

表-3には、各変数の記述統計量を示している⁽²¹⁾。最終サンプルのうち、決算期末後45日以内Dの値が1となる企業は、1,173社一年（77.12%）である。したがって、最終サンプルの大半が東証からの決算発表の早期化要請に応じている。分散開示度の平均値は89.18%であるので、平均的には決算発表の集中の度合いも高くない。ただし、分散開示度の最小値、次に小さい値、さらにその次に小さい値の3値を取る企業（362社一年）だけで、最終サンプルの23.80%を占めている。これらの3値は、最終サンプルの2007年3月期、2008年3月期、2009年3月期の各決算期の決算発表が最も集中する日（決算発表集中日）に対応しており、決算発表時期として適当であるとされる「決算期末後45日以内」のうち最も遅い45日目（平日）であった。したがって、他の企業に先んじてより早いタイミングで報告が行われているかという観点からみればギリギリ適時に決算発表を行えていて他の企業の開示行動を予想して他の企業と同じ報告タイミングとなることを回避してより分散したタイミングで報告が行われているかどうかという観点からみれば適時には決算発表を行っていない企業が、一定数存在している。他方で、複合開示度の平均値（0.01）からの乖離の程度は、最大値（4.65）の方が最小値（-1.72）よりも大きいため、平均と比べてこれら両方の観点から複合的にみて決算発表を適時に行えている企

表-3 各変数の記述統計量

Variable	Mean	Median	Std. dev.	Min	Max
<i>RELEASE</i>					
早期開示度	-42.19	-44	7.65	-69	-1
分散開示度	89.18	92.28	8.79	70.85	100.00
複合開示度	0.01	-0.03	1.13	-1.72	4.65
<i>GROUP</i>					
最初から言及群D	0.09	0	0.29	0	1
途中から言及群D	0.12	0	0.33	0	1
財務報告志向D	0.22	0	0.41	0	1
<i>REGULATION</i>					
内部統制報告制度D	0.33	0	0.47	0	1
<i>CONTROL</i>					
決算期末後45日以内D	0.77	1	0.42	0	1
構築姿勢	0.62	0.00	0.85	0.00	5.54
改定経験済み回数	0.26	0	0.56	0	4
最大改定回数	0.57	0	0.74	0	4
企業規模	10.34	10.23	1.44	6.35	15.47
ROA	0.03	1.69	9.66	-81.52	44.61
レバレッジ	52.32	53.82	20.87	1.69	97.89
たな卸資産・売上債権比率	35.98	35.54	17.60	0.47	92.78
△EPS	-0.03	-0.00	0.48	-6.93	6.88
総セグメント数	3.32	3	2.24	1	19
少数特定者持株比率	53.69	53.51	16.24	3.72	99.38
個人株主数	0.81	0.39	1.59	0.01	18.33
社外取締役比率（銀行）	0.47	0.00	2.67	0.00	33.33
社外取締役比率（支配会社）	1.33	0.00	5.52	0.00	66.67
社外取締役比率（その他）	5.41	0.00	9.72	0.00	60.00
追記情報D	0.35	0	0.48	0	1
継続企業D	0.04	0	0.21	0	1
2007年3月期D	0.34	0	0.47	0	1
<i>INDUSTRY</i>					
高成長産業D	0.06	0	0.24	0	1
ハイテク産業D	0.15	0	0.36	0	1

最終サンプル（524社についてのパネルデータ1,521社一年）について各変数の記述統計量を示している。各変数の定義は、表-1と同じである。

業も、最終サンプルの中に含まれている。以上から、決算発表時期には、企業によって違いがある。

5.2 差の差分析の結果

最終サンプルを用いて（1）式と（2）式の各検証式を推定した結果を、表-4に示している。そして、各検証式を推定した結果を利用して、企業の財務報告志向に基づいて群分けした既述の3群のうち任意の2群間のすべての組み合わせについて決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果につき差の差分析を行った結果を、表-5に示している。表-5（A）（B）（C）に示しているとおり、表-1に示した決算発表の適時性の3つの観点にかかわらず、②言及なし群をベースラインとして求めた途中から言及群と言及なし群の決算発表の適時性の差の差は正で、有意であった（ $p < .05$ ないし $p < .01$ ）。③途中から言及群をベースラインとして求めた最初から言及群と途中から言及群の決算発表の適時性の差の差は負で、有意であった（ $p < .10$ ないし $p < .05$ ）。他方で、①言及なし群をベースラインとして求めた最初から言及群と言及なし群の決算発表の適時性

の差の差がゼロであるとする帰無仮説は棄却できなかった。

以上の差の差分析の結果は、決算発表の適時性を表-1に示した3つのどの観点から捉えた場合にも、決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果という因果効果に対して内部統制報告制度の導入による効果修飾が存在して因果効果の異質性が認められることを示している。内部統制報告制度の導入がこの寄与効果に与えた効果修飾は、内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を「いつから」重視するようになったのかによって異なる。内部統制報告制度の導入による寄与効果の向上は途中から言及群には認められた一方で、最初から言及群には認められなかった。したがって、仮説は支持される。

内部統制報告制度の導入は、内部統制システムの構築に際して財務報告を重視する度合いがもともと強かった企業に対しては、上記の寄与効果をさらに向上させたわけではなかった。その一方で、

表-4 （1）式と（2）式に基づく各検証式を推定した結果

	(1)式	(2)式
	早期開示度として観測される潜在変数	分散開示度として観測される潜在変数
	RELEASE *を被説明変数として用いた場合	RELEASE *を被説明変数として用いた場合
最初から言及群D	2.22 (2.28) **	2.60 (2.58) ***
途中から言及群D	-0.34 (-0.71)	-1.91 (-1.89) *
内部統制報告制度D	-0.41 (-1.94) *	-2.48 (-5.48) ***
最初から言及群D × 内部統制報告制度D	-0.28 (-0.44)	-0.33 (-0.29)
途中から言及群D × 内部統制報告制度D	1.06 (2.22) **	3.11 (3.13) ***
Integration points	90	90
Wald $\chi^2(23)$	439.55 ***	587.92 ***
σ_v	5.37	6.12
σ_e	2.71	5.22
ρ	0.80	0.58

各変数の定義は、表-1と同じである。最終サンプル（524社についてのパネルデータ1,521社・年）を用いて（1）式と（2）式に基づく各検証式を推定した結果を示している。各変数について、上段には係数推定値を、下段（）内には ρ 値を示している。係数推定値の有意性検定（両側）に際しては、（1）式に基づく両検証式ではブートストラップ標準誤差（反復回数1万回）を用いており、（2）式に基づく検証式では企業ごとにクラスタリングしたクラスター・ロバスト標準誤差を用いている。

* $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

（1）式に基づく両検証式では、Integration pointsを60または120に変えて同様に推定することで、good quadrature approximationを確認している。また、mean and variance adaptive Gauss-Hermite quadratureとStata's modified Newton-Raphson algorithmを用いている。Davidon-Fletcher-Powell algorithmに替えて推定しても、得られた推定結果はほとんど同じであった。

なお、紙面の制約のため、GROUPとREGULATION以外については割愛している。

表-5 差の差分析の結果

(A) 早期開示度

	内部統制報告制度		差の差
	導入前	導入後	導入後－導入前
最初から言及群vs.言及なし群	2.22 (2.28) **	1.93 (2.18) **	-0.28 (-0.44)
途中から言及群vs.言及なし群	-0.34 (-0.71)	0.72 (1.72) *	1.06 (2.22) **
最初から言及群vs.途中から言及群	2.56 (2.36) **	1.21 (1.28)	-1.35 (-1.78) *

(B) 分散開示度

	内部統制報告制度		差の差
	導入前	導入後	導入後－導入前
最初から言及群vs.言及なし群	2.09 (2.68) **	2.11 (1.54)	0.02 (0.01)
途中から言及群vs.言及なし群	-1.65 (-1.84) *	1.12 (1.41)	2.77 (3.10) ***
最初から言及群vs.途中から言及群	3.75 (3.18) **	0.99 (0.67)	-2.76 (-2.18) **

(C) 複合開示度

	内部統制報告制度		差の差
	導入前	導入後	導入後－導入前
最初から言及群vs.言及なし群	0.41 (2.67) **	0.35 (1.90) *	-0.05 (-0.40)
途中から言及群vs.言及なし群	-0.18 (-1.60)	0.16 (1.71) *	0.34 (3.07) ***
最初から言及群vs.途中から言及群	0.59 (3.10) **	0.20 (1.00)	-0.39 (-2.42) **

最終サンプル（524社についてのパネルデータ1,521社・1年）を用いて各検証式を推定した結果を利用し、企業の財務報告志向に基づいて群分けした3群のうち任意の2群間のすべての組み合わせについて決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果につき差の差分析を行った結果を示している。なお、上記（A）（B）（C）の各パネルの表の上段には2群間の決算発表の適時性の差または差の差を、下段（）内にはz値を示している。2群間の決算発表の適時性の差は、上記の表の1列目において右側に示している群をペースラインとして求めている。また、2群間の決算発表の適時性の差の差は、内部統制報告制度導入後の2群間の差から導入前の2群間の差を差し引くことで求めたものである。2群間の決算発表の適時性の差または差の差の有意性検定（両側）に際しては、（1）式に基づく各検証式を推定した結果を利用している場合にはブートストラップ標準誤差（反復回数1万回）に基づきデルタ法で計算した標準誤差を用いており、（2）式に基づく検証式を推定した結果を利用している場合には企業ごとにクラスタリングしたクラスター・ロバスト標準誤差を用いている。

* $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

同制度の導入は、財務報告を重視する度合いがもともとは相対的に弱かった企業に対しては、上記の寄与効果を向上させた。このように、同制度の導入による寄与効果の向上は限定的であった。つまり、内部統制報告制度の導入は、後者の企業の寄与効果の底上げはしたもの、前者の企業の寄与効果の引き上げまではしなかったと言える。

6 おわりに

本稿では、内部統制報告制度の導入が決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果に与えた効果修飾が内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を「いつから」重視するようになったのかによって異なるのかどうかを検証するといったたりサーチ・デザインの工夫により、同制度の導入の効果が限定的であったことを示す強い証拠を提示したことである。第二に、国内外を問わず、内部統制との関連において財務報告の適時性に対する因果効果の異質性の解明が進んでいない中で、内部統制報告制度の導入が上記の寄与効果に与えた効果修飾が、内部統制システムの構築に際して企業が財務報告を「いつから」重視するようになったのかによって異なることを新たに解明した。第三に、内部統制規制の導入の効果修飾の解明がほとんど試みられていない中で、内部統制報告制度の導入が上記の寄与効果に効果修飾を与えたことを新たに解明した。

内部統制報告制度の導入が何らかの因果効果に与える効果修飾は、本稿が着目した決算発表の適時性に対する企業の財務報告志向の寄与効果に限られないであろう。内部統制報告制度の実効性に関する懸念が指摘されている中で（企業会計審議会、2023）、同制度の導入が何らかの因果効果に

与えた効果修飾を他にも解明していくことで、同制度の導入の効果をさらに明らかにしていくことが課題である。

謝辞

本研究は、JSPS科研費 24K05214および同志社女子大学2024年度研究助成金（個人研究）の助成を受けたものです。

注

- (1) COSOフレームワークは国際的な内部統制の枠組みである。金融商品取引法に基づく内部統制報告制度においても、COSOフレームワークが基本的に踏襲されている。
- (2) 別の要因によって因果効果が異なるとき、効果修飾があるという。因果推論における効果修飾については、Hernán and Robins (2020, pp.41-54)などを参照されたい。
- (3) 交絡バイアスは、疫学における呼称である。計量経済学ではセレクショバイアスと呼ばれる。
- (4) ただし、内部統制報告制度は、2008年4月1日以後に開始する事業年度から導入されたため（金融商品取引法24条の4の4、証券取引法等の一部を改正する法律（平成18年法律第65号）附則15条），実際に内部統制報告制度の規制対象となる時期には決算日の違いによる僅かなタイムラグは存在した。そのため、厳密には、決算日ごとに順次規制が導入された。
- (5) 情報現象に関する総合的で学際的な研究である社会情報学において、情報は、分析視点であるとともに分析対象でもあり、二重の位置を占める（正村, 2003, pp.31-32）。本稿では、決算発表という証券市場における情報の伝達過程における情報現象を分析対象とするとともに、決算発表の適時性に影響を与える企業特性として、分析

視点として位置付けた基本方針についての適時開示という情報現象から企業の財務報告志向を捉えている。その上で、内部統制報告制度の導入の効果を解明している。したがって、本稿は、社会情報学に属する研究である。

- (6) 認知的組織科学によれば、企業の言語資料には企業の目に見えない知識ないし認知が表象されているので、逆に企業の言語資料の内容から企業の組織的知識構造を解明して企業の知識ないし認知を可視化することができる（喜田, 2007）。
- (7) なお、平成26年改正会社法により、改正前（会社法348条3項4号, 362条4項6号, 416条1項1号ロホ [平成26年法律第90号による改正前]，会社法施行規則98条, 100条, 112条 [平成27年法務省令第6号による改正前]）よりも列挙されている事項が拡充されている。
- (8) 平成17年制定会社法施行日である2006年5月1日よりも前に基本方針について適時開示していた企業もサンプルに含めることができるよう、施行日よりも前に開示されていた基本方針の適時開示も利用している。
- (9) 取締役会決議日が訂正されている場合には、訂正後の取締役会決議日を用いている。また、取締役会決議日が明記されていなかった場合には、当該適時開示はマッチングに利用していない。
- (10) この中には、平成17年制定会社法の施行前にすでに基本方針の決定が明文により義務付けられていた委員会等設置会社（商法特例法21条の7第1項2号 [平成17年法律87号廃止前]）であったと確認できた企業はなかった。したがって、平成17年制定会社法の施行を契機に基本方針を決定する必要が生じたタイミングは、企業間で同じである。なお、平成17年制定会社法の

施行前に委員会等設置会社であったかどうかは、日経NEEDS-Cgesに含まれている「委員会等設置フラグ」のデータを利用するなどして、施行日（2006年5月1日）からみて直前に開催された定時株主総会の対象となる事業年度の有価証券報告書記載ベースで判断している。

- (11) 平成17年制定会社法の施行前に委員会等設置会社（商法特例法1条の2第3項〔平成17年法律87号廃止前〕）ではなかった大会社である取締役会設置会社は、平成17年制定会社法の施行に伴い、たとえ施行日前日の2006年4月30日に取締役会を開催していたとしても、遅くとも3か月後の2006年7月29日までは施行後初の取締役会を開催して基本方針を決定する必要があったことを踏まえ（会社法の施行に伴う関係法律の整備等に関する法律の施行に伴う経過措置を定める政令14条、会社法363条2項），この日の翌日の2006年7月30日をベンチマークとして選定している。
- (12) 日本の上場会社が極めて甚大な赤字を計上することは実務上稀であるため、当初サンプルから変則決算であったり ROA の作成に必要なデータをデータベースから入手できなかつたりした企業を除いた525社についてのパネルデータ1,549社一年のうち， ROA の下位1%以下を異常値と判断している。なお、当初サンプルには ROA の値が異常に大きい企業はなかったため、上限の異常値処理はしていない。ただし、上限の異常値処理をしても、本稿の検証結果に大差はなかつた。さらに、日本の上場会社が債務超過となることは実務上稀であることから、下記の値がそれぞれ負となっており、債務超過であるとみなした企業（社一年）を異常値と判断している（連結優先かつ日本基準優先で選択）。

連結・日本基準の場合：純資産－新株予約権－少数株主持分　ただし、ここでいう「少数株主持分」は、2015年4月1日以後を期首日とする決算期の「非支配株主持分」に相当する。連結・米国基準の場合：資本金+資本剰余金+利益剰余金+その他の包括利益累計額－自己株式　個別・日本基準の場合：純資産－新株予約権

- (13) (1) 式については尤度比検定の結果、(2) 式についてはBreusch-Pagan Lagrange multiplier 検定の結果、各企業（社）の観察されない異質性の分散はゼロであるとの帰無仮説をいずれも1%水準で棄却したため、プールドモデルよりもランダム効果モデルが支持される。
- (14) 報告の適時性は、一般的には他の企業に先んじてより早いタイミングで報告が行われているかという観点から捉えられ、記虎（2021）もこれに倣っている。しかし、記虎（2024）のように、他の企業の開示行動を予想して他の企業と同じ報告タイミングとなることを回避してより分散したタイミングで報告が行われているかどうかという観点からも、決算発表の適時性を捉えることができる。さらに、報告のタイミングは一意に決定せざるを得ないことから、これらの両方の観点からも複合的に決算発表の適時性を捉える必要がある。
- (15) 記虎（2024, pp.25-26）では、基本方針についての適時開示を利用して、基本方針における「財務報告の信頼性」、「財務報告に係る内部統制」、「財務報告の適正性」といった財務報告に係る事項についての言及の出現の有無とその時期が、曖昧さを排除して機械的に識別されている。本稿では、企業の財務報告志向の識別の妥当性を、次の方法で確認している。すなわち、最終サンプルを用いて、財務報告志向Dの値が1となる調整済み確率のロジットを被説明変

- 数とし、社外取締役比率（銀行）と社外取締役比率（その他）の2変数を説明変数とする定数項ありの検証式を作成してランダム効果ロジットモデルにより推定した。そして、検証式の推定結果を利用して、最終サンプルにつきこれらの説明変数の財務報告志向Dの値が1となる調整済み確率に対する限界効果の平均値をそれぞれ求めた。その結果、どちらの変数についても、限界効果の平均値は正で、企業ごとにクラスタリングしたクラスター・ロバスト標準誤差に基づきデルタ法で計算した標準誤差を用いた有意性検定（両側）の結果も有意であった（ $p < .10$ ないし $p < .05$ ）。銀行に職務経験があるか当該企業と密接な関係性のないその他の社外取締役の中には、会計や財務に精通していて財務報告の重要性を正しく認識している者が少なからずいると思われる。そして、こうした社外取締役の割合が高い企業ほど、組織レベルでも内部統制システムの構築に際して財務報告を重視していると予想される。社外取締役の特性と言及の出現との間に正の関係があるとの上記の検証結果は、こうした予想と矛盾しない。
- (16) 通期の決算発表は、「決算期末後45日以内」に行われるのが適当であり、「決算期末後30日以内（決算期末が月末である場合は翌月内）」に行われるのがより望ましいとされている（東京証券取引所、2006）。
- (17) 内部統制報告制度の導入の因果効果の異質性には着目していないので、内部統制報告制度の導入前後の決算発表の適時性の差の任意の2群間の差には注目していないことに留意されたい。
- (18) 差の差分析は、平行トレンド仮定を前提としている。そこで、最終サンプルのうち、内部統制報告制度の導入前の2008年3月期と2007年3月期の2期間に係るサブサン

ンプルA（519社についてのパネルデータ1,018社一年）を用いて、(1)式と(2)式のREGULATIONを2007年3月期Dに代えると同時にCONTROLとして用いる一連のコントロール変数からは2007年3月期Dを除外して、同様の方法で検証した。その結果、企業の財務報告志向に基づいて群分けした既述の3群のうち任意の2群間のすべての組み合わせについて、2群間の決算発表の適時性の差の内部統制報告制度の導入前の2008年3月期と2007年3月期の2期間の差がゼロであるとする帰無仮説は、有意水準10%（両側）では棄却されなかった。

- (19) 差の差分析は、共通ショック仮定を前提としている。しかし、最終サンプルのうち途中から言及群に該当する観測対象（社一年）を有する企業の中には、内部統制報告制度の規制対象となる前に基本方針を改定していくすでに財務報告に係る事項についての言及が出現するようになっていた企業だけでなく、内部統制報告制度の規制対象となつた後に基本方針を改定して言及が出現するようになった企業も含まれている。したがって、後者に該当する企業では、企業の財務報告志向それ自体が内部統制報告制度の規制対象となつたことが引き金となって引き起こされたとみることもできる。そこで、最終サンプルから後者に該当する98社についてのパネルデータ288社一年をすべて除いた、サブサンプルB（426社についてのパネルデータ1,233社一年）を用いて同様の方法で検証したが、検証結果に大差はなかった。なお、サブサンプルBのうち、内部統制報告制度の導入前の2008年3月期と2007年3月期の2期間に係る421社についてのパネルデータ823社一年を用いて、注(18)と同様の方法で平行トレンド

ド仮定と矛盾しないことも合わせて確認している。

- (20) ランダム効果トービットモデルの場合には、限界効果は一定ではなく、企業（社一年）ごとに異なり得るためである。なお、限界効果をdiscrete change（離散変化）により求めているのは、(1)式に含まれる最初から言及群Dと途中から言及群Dがダミー変数であるためである。
- (21) 各変数間の相関係数を示した表は、紙面の制約のために割愛している。最終サンプルを用いて各検証式の右辺において同時に用いる変数についてVIF (Variance Inflation Factor) を求めたところ最大でも4.78であったので、多重共線性の問題はないと判断している。

参考文献

Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission (2013) *Internal Control: Integrated Framework*, American Institute of Certified Public Accountants, Durham, NC. (八田進二・箱田順哉監訳 (2014) 『COSO内部統制の統合的フレームワーク—フレームワーク篇』日本公認会計士協会, 227p.)

Enomoto, M. and Yamaguchi, T. (2017) Discontinuities in Earnings and Earnings Change Distributions After J-SOX Implementation: Empirical Evidence From Japan, *Journal of Accounting and Public Policy* 36(1), pp.82-98.

Ettredge, M. L. et al. (2006) The Impact of SOX Section 404 Internal Control Quality Assessment on Audit Delay in the SOX Era, *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 25 (2), pp.1-23.

Gontara, H. et al. (2023) The Association Between Internal Control Quality and Audit Report Lag in the French Setting: The

Moderating Effect of Family Directors, *Journal of Family Business Management* 13 (2), pp.261-271.

Hernán, M. A. and Robins, J. M. (2020) *Causal Inference: What If*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, FL, revised 2024, <<https://www.hspf.harvard.edu/miguel-hernan/causal-inference-book/>> Accessed 2024, August 11.

Iliev, P. (2010) The Effect of SOX Section 404: Costs, Earnings Quality, and Stock Prices, *The Journal of Finance* 65(3), pp.1163-1196.

Impink, J. et al. (2012) Did Accelerated Filing Requirements and SOX Section 404 Affect the Timeliness of 10-K Filings? *Review of Accounting Studies* 17(2), pp.227-253.

Ji, X. et al. (2015) Determinants and Economic Consequences of Voluntary Disclosure of Internal Control Weaknesses in China, *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 11(1), pp.1-17.

Khelif, H. and Samaha, K. (2014) Internal Control Quality, Egyptian Standards on Auditing and External Audit Delays: Evidence From the Egyptian Stock Exchange, *International Journal of Auditing* 18(2), pp.139-154.

喜田昌樹 (2007) 『組織革新の認知的研究—認知変化・知識の可視化と組織科学へのテキストマニニングの導入—』白桃書房, 164p.

企業会計審議会 (2023) 「財務報告に係る内部統制の評価及び監査の基準並びに財務報告に係る内部統制の評価及び監査に関する実施基準の改訂について (意見書)」, 金融庁ウェブサイト, <<https://www.fsa.go.jp/news/r4/sonota/20230407/20230407.html>> Accessed 2024, August 11.

記虎優子 (2021) 「決算発表の早期化と企業の財務報告志向の関係」, 『社会情報学』 9(2), pp.37-53.

- (2024) 「決算発表日の分散に寄与する企業特性の解明—財務報告に対する企業の認知に着目して—」, 『社会情報学』 12(3), pp.19-35.
- 正村俊之(2003)「情報社会論から社会情報学へ」, 伊藤守ほか編『パラダイムとしての社会情報学』早稲田大学出版部, pp.21-67.
- Munsif, V. et al. (2012) Internal Control Reporting and Audit Report Lags: Further Evidence, *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 31(3), pp.203-318.
- Nagy, A. L. (2010) Section 404 Compliance and Financial Reporting Quality, *Accounting Horizons* 24(3), pp.441-454.
- Nakashima, M. and Ziebart, D. A. (2015) Did Japanese-SOX Have an Impact on Earnings Management and Earnings Quality? *Managerial Auditing Journal* 30(4/5), pp.482-510.
- 東京証券取引所 (2006) 「決算短信の総合的な見直しに係る決算短信様式・作成要領試案の公表及び意見募集について」, 日本取引所グループウェブサイト, <<https://www.jpx.co.jp/rules-participants/public-comment/detail/060728.html>> Accessed 2024, August 11.