【研究論文】

企業の透明性志向と決算の確定時期が株主総会の開催時期に与える影響

―両者の交互作用効果に着目して―

記　虎　優　子

要旨

報告の適時性は，より早いタイミングとより分散したタイミングの２つの観点から捉えることができる。本稿では，報告の実際のタイミングは一意に決定せざるを得ないことを踏まえて，株主総会を外部報告の手段の１つと見て，これらの両方の観点から複合的に総会の開催時期の適時性を捉えている。そして，内部統制システムの構築に際する企業の透明性志向と決算の確定時期が株主総会の開催時期に与える影響を解明している。

検証の結果，内部統制システムの構築に際する企業の透明性志向と決算の確定時期の間には，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の開催時期の適時性に対する交互作用効果があり，企業の透明性志向の強さと決算の早期確定が上記の両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に相乗的に寄与することを明らかにしている。

1　はじめに

内部統制の目的の１つには，報告目的がある。この報告目的は，内部および外部の財務報告だけでなく非財務報告とも関連するものであるとされ，さらに信頼性，適時性，透明性またはその他の観点を含むものであるとされている（Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission, 2013＝八田・箱田監訳, 2014）。したがって，内部統制がこれらの観点のうち報告の適時性に資することは，内部統制の報告目的と整合的である。

内部統制が報告の適時性に与える影響を解明しているほとんどの先行研究は，より早い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報告の適時性を捉えている（Ettredge et al.,

キーワード：株主総会（annual shareholders meetings），内部統制システム（internal control systems），説明責任（accountability），計量テキスト分析（quantitative text analysis）

2006； Khlif and Samaha, 2014；記虎, 2021a など)。他方で，報告の遅延だけでなく集中によっても情報の伝播がうまく図られなくなることを踏まえれば，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報告の適時性を捉えることができる。記虎（2021b）は，後者の観点から報告の適時性を捉えて，内部統制が報告の適時性に与える影響を解明している。このように，先行研究では，上記のどちらか一方の観点からしか報告の適時性が捉えられていない。しかし，報告の実際のタイミングは一意に決定せざるを得ないことを踏まえると，これらの両方の観点から複合的に報告の適時性を捉えて，内部統制と報告の適時性の関係を解明する必要がある。

さらに，報告が決算の確定を前提として行われる場合には，内部統制と決算の確定時期が報告の適時性に相乗的に影響を及ぼし得ることを明示的に考慮する必要がある。なぜなら，報告が決算の確定を前提としている以上，決算が確定しないことには報告は当然にできないわけで，内部統制と報告の適時性の関係も，決算の確定時期によって異なることが期待されるからである。逆もまたしかりで，内部統制には報告の適時性に資することが期待されている以上，決算が確定しただけでは適時の報告には必ずしもつながらないわけで，決算の確定時期と報告の適時性の関係も，内部統制の如何によって異なることが期待されるからである。すでに，記虎（2022）では，株主総会に着目している本稿とは報告の手段に対する着眼点を異にしており，また，より早い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みから報告の適時性を捉えているが，外部の財務報告の 1 つである決算発表の適時性に相乗的に影響を及ぼす内部統制に係る企業特性が具体的に解明されている。このことからも，報告の適時性の規定要因の中には，交互作用効果を持つものがあることが示唆される。

そこで，本稿では，記虎（2021b）と同様に，決算の確定を前提として通例開催される株主総会を外部報告の手段の 1 つと見て，総会の開催時期に着目するとともに，内部統制システムの構築に際して企業の透明性を重視しているかどうかによって内部統制を評価する。他方で，記虎（2021b）とは異なって，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的に株主総会の開催時期の適時性を捉える。その上で，企業の透明性志向と決算の確定時期の間の交互作用効果の存在を明示的に考慮に入れた上で，両者が株主総会の開催時期に与える影響を解明する。そして，両者の間には，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の開催時期の適時性に対する交互作用効果があり，企業の透明性志向の強さと決算の早期確定が上記の両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に相乗的に寄与することを実証的に示す。

以下では，まず先行研究のレビューを行う。次に仮説を提示して，検証方法について説明する。続いて，検証結果を示した後に，本稿の貢献と残された課題を指摘する。

2　先行研究のレビュー

報告の適時性の規定要因を解明することは，先行研究においてすでに試みられている。ただし，ほとんどの先行研究では，より早い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報告の適時性を捉えている。本稿と同様に株主総会に着目して，より早いタイミングの観点からみた株主総会の開催時期の適時性の規定要因を解明しているものには，Ahmed（2003）がある。また，Ashton et al.（1987）や Bamber et al.（1993）といった研究を契機として，独立監査人の監査報告書の提出時期や決算発表時期などによってより早いタイミングの観点からみた外部の財務報告の適時性を捉えてその規定要因を解明している研究は，多数存在している。比較的初期の研究では，Sengupta（2004）などのように，より早いタイミングの観点からみた外部の財務報告の適時性の規定要因として，企業規模や事業の複雑性などといった一般的な企業特性が取り上げられるにとどまっていた。最近の研究では，より個別的な要因に関心が向けられるようになり，たとえば，Behn et al.（2006）では，外部の財務報告の適時性を阻む要因についての監査人の認知に，また，Abbott et al.（2012）では，内部監査機能に，それぞれ着目している。

米国において 2002 年 7 月にサーベンス・オクスリー法（Sarbanes-Oxley Act）が制定されると，内部統制に対する関心が急激に高まったことから，内部統制が報告の中でもとりわけ外部の財務報告に与える影響を解明することが行われるようになった。この種の研究は，たとえば，Doyle et al.（2007）や Goh and Li（2011）などのほか，日本企業を対象とした研究では矢澤（2011)や中島（2012）のように，内部統制が外部の財務報告の質に与える影響を解明しようとするものが大半である。しかし，たとえば，Ettredge et al.(2006)や Khlif and Samaha（2014）などのほか，日本企業を対象とした研究では記虎(2021a)などのように，内部統制がより早いタイミングの観点からみた外部の財務報告の適時性に与える影響を解明しているものもある。さらに，記虎（2022）では，日本企業を対象として，より早いタイミングの観点からみた外部の財務報告の適時性に相乗的に影響を及ぼす内部統制に係る企業特性が具体的に解明されている。

他方で，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報告の適時性の規定要因を解明している先行研究は，少ない。この種の研究には，森脇（2015）や先述の記虎（2021b）がある。これら 2 つの研究はいずれも，日本企業を対象としている。そして，森脇（2015）では，規定要因として内部統制には関心が向けられておらず，あくまでバッド・ニュースを開示する場合に短期的な株価を企業が意識していることが外部の財務報告の 1 つである決算発表の集中を招くのかどうかを解明することが試みられている。また，記虎（2021b）では，株主総会を外部報告の手段の 1 つとみて，内部統制システムの構築に際する企業の透明性志向の強さが総会の開催日の分散に資することを解明している。

報告の適時性の規定要因を解明している先行研究において，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的に報告の適時性を捉えているものはない。決算の確定時期

が報告の適時性に与える影響を解明することに直接の関心を向けている先行研究も，存在していない。ただし，記虎（2021b）では，決算発表の実施時期を決算の確定時期の代理変数として用いることで，決算の確定時期が株主総会の開催日の分散に与える影響がコントロールされている。また，決算の確定時期を経営者が独立監査人に財務諸表を提供した日によって代理することも考えられよう。Khlif and Samaha（2014）は，独立監査人の監査報告書の提出時期によって財務報告の適時性を捉えている。そして，決算日から経営者が独立監査人に財務諸表を提供した日までの期間と，経営者が独立監査人に財務諸表を提供した日から独立監査人の監査報告書が提出される日までの期間の 2 つにそれぞれ着目した上で，内部統制の質が財務報告の適時性に与える影響を解明している。しかし，この研究では，前者の期間が後者の期間に与える影響を解明することには，関心が向けられていない。

先述の Ahmed（2003）や記虎（2021b）以外の株主総会をめぐる実証的研究としては，Mian and Nagata（2015）が，日本企業を対象として，ガバナンス指標の 1 つとして株主総会の集中度を用いて，外国人の株式所有がガバナンスの改善に寄与するのかどうかを解明している。以上のほか，やはり日本企業を対象として，株主総会の所要時間に着目し，総会が長時間化した企業では，それ以降の業績が改善していることや，業績予想の精度が高いことなどを解明している研究がある（久保田・大鹿, 2004；大鹿, 2008 など）。

3　仮説の導出

内部統制の報告目的には，先述のように，信頼性，適時性，透明性またはその他の観点があるとされている（Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission, 2013＝八田・箱田監訳, 2014）。どのような内部統制システムを構築するのかを決めるのは企業自身であるので，内部統制システムの構築に際して企業の透明性を重視するかどうかには，企業によって差がある。しかし，企業の透明性を重視するならば，株主をはじめとした企業外部の利害関係者に対する積極的な情報提供を通じて説明責任を果たことで，企業の透明性を確保しようとするであろう。したがって，株主総会は，会社の意思決定機関であると同時に株主に対して説明を行う場あるいは株主からの質問に答える（株主に情報を提供する）場でもあるから（弥永, 2012a；2012b），株主総会においても説明責任を果たすよう当然に努めるであろう。株主総会が説明責任を果たす場となることは，内部統制の報告目的に係る透明性の観点と整合的である。さらには，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみて適時に株主総会を開催しようとするであろう。なぜなら，もし株主総会が早期に開催されないならば，説明責任の履行に時間がかかってしまうからである。また，もし他の企業の株主総会と重複する度合いが高い日に総会が開催されれば，複数銘柄を保有している株主にとっては総会への出席の機会が制

約されることに付随して，説明責任の履行に支障が生じてしまうからである。上記の両方の観点から複合的にみて適時に株主総会を開催することは，内部統制の報告目的に含まれる適時性の観点とも矛盾しない。以上のとおり，内部統制システムの構築に際して企業の透明性を重視することは，内部統制の報告目的のうち，報告の透明性の観点だけでなく適時性の観点にも資するものである。

ところで，株主総会は，決算の確定を前提として通例開催されるので，決算の確定が遅い企業が総会を早期に開催することは，準備が間に合わないことから困難である。それゆえ，他の企業に先んじて株主総会を開催すれば，他の企業の総会と重複する度合いが低い日に総会を開催できる。逆に，株主総会の開催がずれ込むと，他の企業の株主総会と重複する度合いが低い日に総会を開催することは，次第に困難となる。しかし，大方の企業の株主総会が終わってから遅れて総会を開催すれば，再び翻って他の企業の総会と重複する度合いが低い日に総会を開催できるようになる。このように，より早いタイミングとより分散したタイミングの観点からみた株主総会の開催時期の適時性の関係は，一方の増減に伴って他方も増減するような単純な関係ではない。いずれにせよ，決算を早期に確定させることは，株主総会の開催時期についての企業の裁量を広げるから，上記の両方の観点から複合的にみて適時に総会を開催することに資すると考えられる。

もし企業に透明性の重視という意向はあっても，決算の確定が遅ければ，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみて適時に総会を開催するには困難を伴うであろう。逆に，もし決算の確定は早くても，企業に透明性の重視という意向がなければ，やはり株主総会の適時開催には必ずしも繋がらないだろう。他方で，透明性の重視という企業の意向と決算の早期確定という現実的な前提条件がともに揃えば，株主総会を適時に開催するのに妨げは少なくなるであろう。このように，企業が透明性をどの程度重視するのかと決算がいつ確定するのかは，交互作用的に株主総会の開催時期に影響を及ぼす。それゆえ，企業の透明性志向と決算の確定時期が上記の両方の観点から複合的にみた株主総会の開催時期の適時性に及ぼす影響は，相乗的であると期待される。

先述のとおり，すでに記虎（2021b）では，より分散したタイミングの観点からのみではあるが，株主総会の開催時期の適時性を捉えて，内部統制システムの構築に際する企業の透明性志向の強さが総会の開催日の分散に資することが解明されている。記虎（2021b）で示された実証的証拠を踏まえるならば，内部統制システムの構築に際して企業の透明性を重視することは，より早いタイミングの観点からみた株主総会の適時開催にも資すると期待されるから，結局のところ上記の両方の観点から複合的にみてもやはり適時に総会を開催することに資すると期待できる。また，記虎（2022）では，内部統制システムの構築に際する企業の姿勢と財務報告志向の間には，より早いタイミングの観点からみた外部の財務報告の 1 つである決算発表の適時性に対する交互作用効果があり，内部統制システムの構築に際する企業の積極性と財務報告志向の強さがより早いタイミングの観点からみた決算発表の適時性に相乗的に寄与することが示されている。この

ように，株主総会に着目している本稿とは報告の手段に対する着眼点を異にしており，また，より早い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みから報告の適時性を捉えているが，報告の適時性に相乗的に影響を及ぼす内部統制に係る企業特性がすでに具体的に解明されている。これらの先行研究における実証的証拠からも，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の開催時期の適時性の規定要因の中には，内部統制システムの構築に際する企業の透明性志向との間で交互作用効果を持つものがあることが示唆される。

以上を踏まえて，次の仮説を導出する。

仮説：企業の透明性志向の強さと決算の早期確定が，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に相乗的に寄与する。

4　リサーチ・デザイン

4.1　サンプルの選択

本稿では，平成 17 年制定会社法により内部統制システム構築の基本方針（以下，基本方針という。）の決定が明文で義務付けられてすぐの時期の基本方針に着目することで，他社の基本方針についての開示動向の影響を受けて基本方針の内容が単なる表向きのものとなってしまう可能性を極力排除した上で企業の透明性志向を可視化するために，基本方針の決定を明文で義務付けている平成 17 年制定会社法の公布日（2005 年 7 月 26 日）(1) 以降本稿の開示実態調査終了日である 2009 年 3 月 31 日までの間に開示された基本方針についての適時開示を利用している。そのため，サンプルとした期間（平成 17 年制定会社法の施行日である 2006 年 5 月 1 日から本稿の開示実態調査の終了日である 2009 年 3 月 31 日までの間）に上場を継続しており，基本方針についての適時開示を入手し得る企業にサンプルを限定する必要がある。

また，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株主総会の開催時期の適時性をうまく定量化するには，多くの上場会社が決算日としている 3 月末日を決算日とする企業にサンプルを限定する必要がある。さらに，財務データに基づく変数の作成にあたって，一般事業会社と金融業の財務諸表の勘定科目は大きく異なっていることから，一般事業会社（日経中分類の銀行・証券・保険・その他金融のいずれにも該当しない企業）にサンプルを限定する必要がある。そこで，これらの条件を満たし，かつ東京証券取引所（以下，東証という。）の TD net データベースサービスから基本方針についての適時開示を入手してサンプルとした期間に終了する各決算期末現在において有効な基本方針をマッチングできた (2) 678 社についてのパネル・データ 1,748 社―年を当初のサンプルとしている (3)。

続いて，当初のサンプルから，必要なデータを入手できずに作成できなかった変数がある企業や，変則決算であるために財務データに基づく変数を適切に作成できない企業のほか，異常値とした[(4)]企業を除いた。その結果，最終サンプルは，659 社についてのパネル・データ 1,680 社―年である。

4.2　検証方法

統計解析用ソフトウェア Stata®/MP version17.0 を用いて，ランダム効果回帰モデルにより以下に示した（1）式に基づく各検証式を推定する[(5)]。

$$MEETING_{it} = \beta_1 + \beta_2 STANCE_{it} + \beta_3 FINALIZATION_{it} + \beta_4 (STANCE_{it} \times FINALIZATION_{it}) + \sum_{k=1}^{K} \beta_{5k} CONTROL_{kit} + \sum_{l=1}^{L} \beta_{6l} INDUSTRY_{li} + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

MEETING は，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の開催時期の適時性を示す変数で，*総会開催時期*を用いる。*STANCE* は，企業の透明性志向を示す変数で，*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov* を用いる。*STANCE* として用いる変数のパターンごとに，（1）式に基づいて 2 つの検証式を作成する。*FINALIZATION* は，決算の確定時期を示す変数で，代理変数として*決算発表時期*を用いる。*CONTROL* や *INDUSTRY* は，一連のコントロール変数で，コントロール変数として用いる各変数は，記虎（2021b）に依拠して選択している。ν_iは各企業の観察されない異質性（各企業固有の効果）で，ε_{it}は誤差項である。

（1）式に含まれる各変数の定義は，表 1 に示している。また，*STANCE* として用いる各変数の作成方法は，4.3 節に示している。

表1　変数の定義

変数名	定義
MEETING	
早期開催度	決算日から株主総会開催日までの日数（片端入れ）（日）ただし，値が大きいほど株主総会の開催時期が早いと解釈できるように，負値に変換している。
分散開催度	当初のサンプル（678社についてのパネル・データ1,748社一年）のうち株主総会開催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同じ日に株主総会を開催していない企業数を集計し，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（%）
総会開催時期	当初のサンプル（678社についてのパネル・データ1,748社一年）のうち株主総会開催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*早期開催度*と*分散開催度*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×100　なお，主成分得点をそのまま用いると(1)式に基づく各検証式の係数推定値が小さくなり過ぎたため，値を100倍している。 第1固有値1.65（寄与率82.66%），第1主成分の固有ベクトル0.71（*早期開催度*），0.71（*分散開催度*）
STANCE	
透明性志向D	表２にその一部を示した企業の透明性志向が表象されているとみることのできるいずれかの言及が出現している基本方針がマッチングされていれば1，そうでなければ0
透明性言及個数D	表２にその一部を示した企業の透明性志向が表象されているとみることのできる言及のうち2種類以上の言及が同時に出現している基本方針がマッチングされていれば1，そうでなければ0
透明性志向Cov	当初のサンプル（678社についてのパネル・データ1,748社一年）について *透明性志向D*と*透明性言及個数D*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　なお，(1)式に*STANCE* と *FINALIZATION* の交差項が含まれていることに伴う多重共線性の問題に対処するため，値を当初のサンプル（678社についてのパネル・データ1,748社一年）について平均値が0となるように中心化している。 第1固有値0.14（寄与率83.48%），第1主成分の固有ベクトル0.91（*透明性志向D*），0.42（*透明性言及個数D*）
FINALAIZATION	
決算発表時期	決算日から通期決算発表日(決算短信の公表日）までの日数（片端入れ）（日）ただし，この変数は，決算の確定時期の代理変数として用いており，値が大きいほど決算の確定時期が早いと解釈できるように，負値に変換している。さらに，(1)式に*STANCE* とFINALIZATIONの交差項が含まれていることに伴う多重共線性の問題に対処するため，値を当初のサンプル（678社についてのパネル・データ1,748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平均値が0となるように中心化している。
CONTROL	
改定方針D	当期末までに改定されたことがあると推定される基本方針がマッチングされていれば1，最初に制定されたと推定される基本方針がマッチングされていれば0
企業規模	資産合計（百万円）の自然対数値
ROA	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。
レバレッジ	負債合計÷資産合計×100（%）
たな卸資産・売上債権比率	（たな卸資産+売上債権）÷資産合計×100（%）
ΔEPS	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(万円)
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の値を取る。
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	決算日が2007年３月末日であれば1，そうでなければ0
2008年3月期D	決算日が2008年３月末日であれば1，そうでなければ0
INDUSTRY	
高成長産業D	機械，空運，通信，電力・ガス(日経中分類）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(日経中分類）のいずれかの産業であれば1，そうでなければ0

STANCE として用いる各変数の作成方法は，４．３節で説明している。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，*改定方針D*は，基本方針についての適時開示を利用して次のとおり作成している。当該企業が基本方針について行った１回目の適時開示には基本方針の改定についてである旨が明示されておらず最初に基本方針を制定したときから適時開示を行っていると推定される企業の場合には，基本方針のマッチングに際して利用した基本方針についての適時開示が当該企業の基本方針についての２回目以降の適時開示であれば当期末までに改定されたことがあると推定される基本方針がマッチングされているとしている。そして，基本方針のマッチングに利用した適時開示が当該企業の基本方針についての１回目の適時開示であれば最初に制定されたと推定される基本方針がマッチングされているとしている。また，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にもかかわらず基本方針の改定についてである旨が明示されており最初に基本方針を制定したときには適時開示を行わずその後に基本方針を改定したときから適時開示を行っていると推定される企業の場合には，すべて当期末までに改定されたことがあると推定される基本方針がマッチングさ れているとしている。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。

表 1 に示した定義から分かるように，*MEETING* として用いる*総会開催時期*は，値が大きいほど，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみて適時に株主総会を開催していると解釈できる。また，交差項を構成している *STANCE* と *FINALIZATION* の各変数は，値が大きいほど，企業の透明性志向の度合いが強いか，または決算の確定時期が早いとそれぞれ解釈できる。

本稿では，仮説の検証にあたり，*STANCE* と *FINALIZATION* の間の *MEETING* に対する交互作用効果に着目している。それゆえ，(1) 式には，*STANCE* と *FINALIZATION* の交差項を含んでいる。仮説が支持されるならば，企業の透明性志向の強さがより早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に寄与する度合いは，決算の確定時期が早いときほど大きく，逆に決算の早期確定が上記の両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に寄与する度合いは，企業の透明性志向が強いときほど大きいはずである。したがって，*STANCE* と *FINALIZATION* の交差項の係数推定値が有意に正となって[(6)]，*STANCE* と *FINALIZATION* の間には，*MEETING* に対する正の交互作用効果が認められることになる。

しかし，交差項を構成する 2 変数の間に正の交互作用効果が認められても，交差項を構成する一方の変数が取る値が大きくなると，もう一方の変数の単純傾斜（simple slope）[(7)] が有意に大きく変化することを意味するだけである。したがって，仮説の検証にあたり，*STANCE* と *FINALIZATION* の間に，*MEETING* に対する正の交互作用が認められたら，次に注目する必要があるのは，*STANCE* と *FINALIZATION* として用いた変数の単純傾斜である。上述のとおり，本稿では，仮説の検証にあたり，*STANCE* と *FINALIZATION* の間の *MEETING* に対する交互作用効果に着目しているため，単純傾斜は，*STANCE* と *FINALIZATION* の両方の変数について求める必要がある。これらの変数の単純傾斜は，(1) 式に基づく各検証式の推定結果を利用して求める。*STANCE* として用いる*透明性志向 D* ないし*透明性志向 Cov* の単純傾斜は，*FINALIZATION* として用いる*決算発表時期*が取り得る観測値の数が多いため，*決算発表時期*が東証の決算発表の早期化要請（東京証券取引所, 2006）を踏まえて 3 群[(8)] に分けたときの各群の代表値（平均値と中央値）を取るときに限って求める。*FINALIZATION* として用いる*決算発表時期*の単純傾斜は，*STANCE* として用いる*透明性志向 D* ないし*透明性志向 Cov* が取り得る観測値の数が少ないため，*STANCE* として用いるこれらの 2 変数が各観測値を取るときについてすべて求める[(9)]。

交差項を構成する一方の変数の単純傾斜の大きさや有意性は，交差項を構成するもう一方の変数が取る値によって一定でないため，改めて事後検定を行う必要がある。そして，事後検定の結果に基づいて，交差項を構成する一方の変数の単純傾斜の大きさや有意性が，交差項を構成するもう一方の変数が取る値によってどのように変化していくのかを確認する必要がある。仮説が支持されるならば，*STANCE* と *FINALIZATION* として用いた変数の単純傾斜はいずれも，交差項を構成するもう一方の変数の値をより大きい値で固定したときほど大きいと期待される。さら

に，*STANCE* として用いた*透明性志向 D* ないし*透明性志向 Cov* の単純傾斜は，*FINALIZATION* として用いた*決算発表時期*の値を東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の 3 群に分けたときの少なくとも最も大きい代表値（平均値と中央値のいずれの場合とも）に固定したときには，有意に正となることが期待される。*FINALIZATION* として用いた*決算発表時期*の単純傾斜は，*STANCE* として用いた*透明性志向 D* と*透明性志向 Cov* の値をそれぞれ少なくとも最も大きい観測値に固定したときには，有意に正となることが期待される。

ただし，交差項を構成する変数の単純傾斜の大きさや有意性とその変化を確認するだけでは，なお十分でない。さらに，交差項を構成するどちらか一方の変数の値をもう一方の変数の単純傾斜を求めたときの各値に固定するとともにコントロール変数を統制したときの回帰直線をプロットして，プロットした回帰直線上の予測値の解釈を行う必要がある [(10)]。仮説が支持されるならば，*STANCE* と *FINALIZATION* の間の *MEETING* に対する正の交互作用効果は，順序的（ordinal）で，5．2 節の図 1 に示した回帰直線のグラフのように，*STANCE* と *FINALIZATION* として用いたどちらか一方の変数の値をもう一方の変数の単純傾斜を求めたときの各値に固定するとともにコントロール変数を統制したときの回帰直線は，交差項を構成するもう一方の変数の観測値の範囲内では互いに交差しておらず，なおかつ観測値の範囲内では，このもう一方の変数の値が大きくなるほど，プロットした回帰直線間の乖離の程度が大きくなると期待される。5．2 節の図 2 に示した回帰直線のグラフのように，プロットした回帰直線が交差項を構成するもう一方の変数の観測値の範囲内で互いに交差する場合にも，このもう一方の変数は，サンプルとした大半の企業について回帰直線の交差点に対応する値よりも大きい観測値を取り，なおかつ回帰直線の交差点に対応する値よりも大きい観測値の範囲内では，このもう一方の変数の値が大きくなるほど，プロットした回帰直線間の乖離が大きくなると期待される [(11)]。

4.3　*STANCE* として用いる各変数の作成方法

企業の言語資料には企業の認知が表象されているので，逆に企業の言語資料の内容を分析することで企業の認知を可視化することができる（喜田，2007）。基本方針として定めなければならない事項は，あくまで抽象的に列挙されているに過ぎないので（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）[(12)]，具体的な内容は，企業自ら決定する必要がある。その上，企業の透明性に係る事項は，明文で列挙された事項には含まれていない。したがって，もし基本方針の中に企業の透明性に係わる言及が含まれているならば，内部統制システムの構築に際して企業の透明性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 [(13)]。基本方針は，その内容が制度的に開示されることから，比較的安定的でかつ限定的なコンテクストも有している。したがって，基本方針に着目すれば，基本方針に表象された企業の透明性志向を可視化することができる。

以上を踏まえ，本稿では，記虎（2021b）において基本方針についての適時開示を利用して次の手順で作成された各変数を *STANCE* として用いている。記虎（2021b）では，まず，基本方針の具体的内容がテキスト型データとして手作業で収集されている。次に，質的データ分析用ソフトウェア MAXQDA[•]を利用してこのテキスト型データを分析することで，企業の透明性志向が表象されているとみることのできる言及が探索的に選定されている。そして，Dictionary-based アプローチ（樋口, 2020）に依拠して，表２にその一部を示した企業の透明性志向が表象されているとみることのできる言及が字句通り出現しているかどうかを機械的に識別した結果に基づいて[(14)]，*透明性志向 D*[(15)] と *透明性志向 Cov*[(16)] が作成されている。

表２　企業の透明性志向が表象されているとみることのできる各言及の記述統計量

企業群	出現社数（社ー年） Mean	Median	Std. dev.	Min	Max	Mode	最頻値を取る言及の種類数と割合	出現する言及の種類数
最終サンプル（n=245）	4.18	3	6.17	1	49	3	37(42.53%)	87
45日超（n＝51）	2.24	1	2.98	1	16	1	16(55.17%)	29
30日超45日以内（n＝154）	3.28	2	3.69	1	21	1	22(29.33%)	75
30日以内（n＝40）	3.53	3	2.67	1	12	3	9(60.00%)	15

出現社数（社ー年）		出現社数（社ー年）		出現社数（社ー年）	
経営の透明性	49	透明な経営	12	透明性のある経営	9
透明性を高め	22	透明性を担保する	12	透明な企業活動	8
透明性を確保する	20	意思決定の健全性及び透明性	10	透明性の確保	8
対外透明性	17	経営の透明性と健全性	9		

上の表では，各企業にマッチングされている基本方針の中で出現している各言及の出現社数についての記述統計量を，最終サンプル（659社についてのパネル・データ1,680社ー年）全体と東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の3群に分けたときの各群について示している。なお，企業群欄の括弧内は，*透明性志向D*=1となる企業の数（社ー年）である。
下の表では，最終サンプルにおいて8社ー年以上出現している言及をすべて示している。なお，紙面の制約のため，8社ー年未満しか出現していない言及は割愛している。

5　検証結果

5.1　記述統計量

企業の透明性志向が表象されているとみることのできる各言及の記述統計量は，表２に示している。出現する言及の種類数には，東証の決算発表の早期化要請を踏まえた既述の３群の間でかなり差がある。紙面の制約のため，表２には示していないが，この３群に共通して出現する言及は，４種類だけであった。

各変数の記述統計量は，表３に示している。*総会開催時期*については，平均値からの乖離の程度は最大値の方が最小値よりも圧倒的に大きい。紙面の制約のため，表３には示していないが，*総会開催時期*の観測値の下限の３値を取る企業（824 社ー年）だけで最終サンプル（659 社についてのパネル・データ 1,680 社ー年）のおおよそ半数の 49.05％を占めている。これらの３値は，サンプルとした企業の各決算期の株主総会集中日に対応しており，より早いタイミングとよ

り分散したタイミングのどちらの観点からみても適時に株主総会を開催できていない企業がかなり多い。最終サンプルのうち*透明性志向 D* の値が 1 となる企業（245 社―年）の割合は，14.58%と低い。したがって，内部統制システムの構築に際して企業の透明性を重視している企業は少ない。他方で，東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の 3 群に分けたときの各群のサンプルの大きさは，決算発表の実施時期が「決算期末後 45 日（決算期末後 45 日目が休日である場合には翌営業日）」超（45 日超）の群が 369 社―年（21.96%），「決算期末後 30 日（決算期末が月末である場合には翌月）」超かつ実務上適当であるとされる「決算期末後 45 日（決算期末後 45 日目が休日である場合には翌営業日）」以内（30 日超 45 日以内）の群が 1,094 社―年（65.12%），実務上より望ましいとされる「決算期末後 30 日（決算期末が月末である場合には翌月）」以内（30 日以内）の群が 217 社―年（12.92%）である。したがって，大半の企業が適時に決算発表を行えている。また，*決算発表時期*の最頻値は，実務上適当であるとされるタイミングの中では最も遅い，各決算期の決算期末後 45 日目（平日）に対応しており，最終サンプルのうち 24.35%の企業（409 社―年）がこれらの日に決算発表を行っている。

表 3　各変数の記述統計量

Variable	Mean	Median	Std. dev.	Min	Max	Mode	最頻値を取る企業の数（社―年）と割合
MEETING							
早期開催度	-86.20	-87	3.13	-91	-65	-87	n=456 (27.14%)
分散開催度	71.08	82.52	19.77	48.08	100.00	52.25	n=307 (18.27%)
総会開催時期	-1.06	2.72	129.05	-146.95	583.45	-86.65	n=307 (18.27%)
STANCE							
透明性志向D	0.15	0	0.35	0	1	0	n=1,435(85.42%)
透明性言及個数D	0.05	0	0.22	0	1	0	n=1,592(94.76%)
透明性志向Cov	0.00	-0.15	0.38	-0.15	1.17	-0.15	n=1,435(85.42%)
FINALIZATION							
決算発表時期	0.14	-1.69	7.49	-26.69	41.31	-2.69	n=409 (24.35%)
CONTROL							
改定方針D	0.28	0	0.45	0	1	0	n=1,205(71.73%)
企業規模	10.32	10.22	1.42	6.27	15.47		
ROA	0.01	1.63	9.60	-81.52	44.61		
レバレッジ	52.22	53.67	20.84	1.69	97.89		
たな卸資産・売上債権比率	35.71	35.21	17.60	0.14	92.78		
△EPS	-0.03	-0.0006	0.53	-7.99	6.88		
総セグメント数	3.28	3	2.22	1	19	1	n=516 (30.71%)
少数特定者持株比率	53.92	53.85	16.02	3.72	99.38		
個人株主数	0.78	0.37	1.53	0.01	18.33		
社外取締役比率（銀行）	0.45	0	2.63	0.00	33.33	0	n=1,622(96.55%)
社外取締役比率（支配会社）	1.27	0	5.35	0.00	66.67	0	n=1,556(92.62%)
社外取締役比率（その他）	5.53	0	9.91	0.00	60.00	0	n=1,177(70.06%)
追記情報D	0.34	0	0.47	0	1	0	n=1,110(66.07%)
継続企業D	0.04	0	0.20	0	1	0	n=1,609(95.77%)
2007年3月期D	0.31	0	0.46	0	1	0	n=1,167(69.46%)
2008年3月期D	0.32	0	0.46	0	1	0	n=1,150(68.45%)
INDUSTRY							
高成長産業D	0.06	0	0.24	0	1	0	n=1,578(93.93%)
ハイテク産業D	0.15	0	0.36	0	1	0	n=1,425(84.82%)

最終サンプル（659社についてのパネル・データ1,680社―年）について各変数の記述統計量を示している。Modeは，最頻値を取る企業が4社―年以上あるすべての変数について示している。各変数の定義は，表 1 と同じである。同一企業が最終サンプルに含まれる延べ回数別の内訳は，延べ1回が127社，延べ2回が43社，延べ3回が489社である。最終サンプルにおいて同一企業の取締役会決議日が同じ基本方針がマッチングされている延べ回数別の内訳は，延べ1回が428社―年，延べ2回が424社―年，延べ3回が828社―年である。最終サンプルの会計基準別の内訳は，連結・日本基準が1,473社―年，連結・米国基準が6社―年，個別・日本基準が201社―年である。

各変数間の相関係数は表４に示している。*早期開催度*と*分散開催度*との間には，非常に強い相関までは認められない（r＝0.66)。したがって，より早いタイミングとより分散したタイミングのどちらの観点から捉えるのかによって，株主総会の開催時期の適時性には差がある。*企業規模*と*個人株主数*の間には，中程度の相関がある（r＝0.54)。しかし，検証に際して同時に用いる変数の VIF（Variance Inflation Factor）は最大でも 1.96 であったので，多重共線性の問題はないと判断している。

５.２　各検証式の推定結果

（1）式に基づく各検証式の推定結果は，表５に示している。表５に示したとおり，Wald カイ二乗検定の結果は，どちらの検証式についても１%水準で有意であったので，各検証式は全体としてモデル適合している。（1）式に基づく各検証式の推定結果を利用して求めた *STANCE* と *FINALIZATION* として用いた各変数の単純傾斜は，表６に示している。*STANCE* と *FINALIZATION* として用いたどちらか一方の変数の値をもう一方の変数の単純傾斜を求めたときの各値に固定するとともにコントロール変数を統制したときの回帰直線は，図１と図２に示している。

STANCE と *FINALIZATION* の交差項の係数推定値は，表５に示しているとおり，どちらの検証式についても有意に正であったので，*STANCE* と *FINALIZATION* の間には，*MEETING* に対する正の交互作用効果が認められる。

表６に示しているとおり，*STANCE* として用いた*透明性志向Ｄ*ないし*透明性志向 Cov* の単純傾斜は，*FINALIZATION* として用いた*決算発表時期*の値をより大きい値で固定したときほど大きかった。さらに，*STANCE* として用いた*透明性志向 D* ないし*透明性志向 Cov* の単純傾斜は，*FINALIZATION* として用いた*決算発表時期*の値を東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の３群に分けたときの３つの代表値のうちより大きい２つの代表値（平均値と中央値のいずれの場合とも），すなわち「決算期末後 30 日（決算期末が月末である場合には翌月)」超かつ実務上適当であるとされる「決算期末後 45 日（決算期末後 45 日目が休日である場合には翌営業日)」以内（30 日超 45 日以内）の群と，実務上より望ましいとされる「決算期末後 30 日（決算期末が月末である場合には翌月)」以内（30 日以内）の群の代表値（平均値と中央値のいずれの場合とも）に固定したときのみ有意に正であった。加えて，図１に示しているとおり，*FINALIZATION* として用いた*決算発表時期*の値を *STANCE* として用いた*透明性志向Ｄ*ないし*透明性志向 Cov* の単純傾斜を求めたときの各値に固定するとともにコントロール変数を統制したときの回帰直線は，*STANCE* として用いた*透明性志向Ｄ*ないし*透明性志向 Cov* の変数の観測値の範囲内では互いに交差しておらず，なおかつ観測値の範囲内では，*STANCE* として用いた*透明性志向Ｄ*ないし*透明性志向 Cov* の変数の値が大きくなるほど，プロットした回帰直線間の乖離が大きくなっていた。したがって，企業の透明性志向の強さがより早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に寄与する度合いは，決算の確定時期が早いときほど大きいと解釈できる。

表４　各変数間の相関係数

	早期開催度	分散開催度	総会開催時期	透明性志向D	透明性言及個数D	透明性志向Cov	決算発表時期	改定方針D	企業規模	ROA	レバレッジ	たな卸資産・売上債権比率	△EPS	総セグメント数	少数特定者持株比率	個人株主数	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）	追記情報D	継続企業D	2007年3月期D	2008年3月期D	高成長産業D	ハイテク産業D
早期開催度	1.00																								
分散開催度	0.66	1.00																							
総会開催時期	0.91	0.91	1.00																						
透明性志向D	0.17	0.13	0.16	1.00																					
透明性言及個数D	0.07	0.04	0.06	0.57	1.00																				
透明性志向Cov	0.16	0.12	0.15	0.98	0.72	1.00																			
決算発表時期	0.39	0.27	0.36	0.04	0.03	0.04	1.00																		
改定方針D	0.06	-0.01	0.02	0.04	0.00	0.03	0.02	1.00																	
企業規模	0.01	-0.02	-0.01	-0.02	0.01	-0.02	0.21	0.01	1.00																
ROA	0.09	0.03	0.07	0.01	-0.06	-0.01	0.15	-0.02	0.22	1.00															
レバレッジ	-0.17	-0.14	-0.17	-0.07	-0.02	-0.07	-0.20	0.02	0.16	-0.13	1.00														
たな卸資産・売上債権比率	-0.05	-0.08	-0.07	-0.02	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.12	0.07	0.27	1.00													
△EPS	-0.04	-0.03	-0.04	0.02	0.01	0.02	0.01	0.05	0.01	0.20	-0.03	-0.02	1.00												
総セグメント数	0.01	0.03	0.03	0.04	0.01	0.04	0.01	0.00	0.44	0.02	0.12	0.04	0.01	1.00											
少数特定者持株比率	0.06	0.11	0.10	0.01	-0.01	0.01	0.04	0.05	-0.29	0.06	-0.01	-0.04	0.00	-0.27	1.00										
個人株主数	0.10	0.09	0.11	0.05	0.07	0.06	0.15	-0.01	0.54	-0.02	0.09	-0.04	0.01	0.35	-0.30	1.00									
社外取締役比率（銀行）	-0.03	-0.01	-0.02	0.07	0.08	0.08	0.02	0.05	0.14	0.06	0.03	0.01	0.00	0.11	-0.07	0.11	1.00								
社外取締役比率（支配会社）	0.02	0.07	0.05	-0.04	-0.01	-0.04	0.11	-0.03	-0.10	0.06	-0.02	0.04	0.01	-0.12	0.24	-0.06	0.00	1.00							
社外取締役比率（その他）	0.15	0.14	0.16	0.04	-0.01	0.03	0.04	0.07	-0.08	-0.07	0.03	-0.06	-0.05	-0.03	0.05	0.06	0.08	-0.01	1.00						
追記情報D	-0.09	-0.04	-0.07	0.01	0.03	0.01	-0.11	-0.02	0.00	-0.20	0.15	-0.01	0.03	0.03	-0.02	0.11	0.01	0.01	0.06	1.00					
継続企業D	-0.10	-0.03	-0.07	-0.03	0.02	-0.02	-0.18	-0.06	-0.19	-0.36	0.13	-0.04	-0.02	-0.05	-0.01	-0.03	-0.04	-0.02	0.03	0.29	1.00				
2007年3月期D	-0.18	-0.10	-0.15	-0.01	0.00	-0.01	-0.08	-0.38	0.03	0.11	0.00	0.04	-0.01	-0.01	-0.04	0.01	0.00	0.01	-0.04	0.02	0.00	1.00			
2008年3月期D	0.02	0.06	0.04	0.01	0.01	0.01	0.00	-0.12	0.03	0.06	0.00	0.05	0.00	0.02	-0.04	0.01	-0.01	0.01	-0.02	-0.04	0.04	-0.45	1.00		
高成長産業D	-0.03	-0.03	-0.04	0.04	0.01	0.04	-0.08	-0.03	-0.03	0.00	-0.03	0.06	0.01	0.04	-0.08	0.04	-0.04	-0.05	0.00	-0.03	0.02	0.01	0.01	1.00	
ハイテク産業D	0.02	0.03	0.03	-0.02	0.00	-0.02	0.14	0.04	0.10	0.00	-0.09	0.06	0.04	0.22	-0.03	0.06	0.04	-0.01	-0.03	-0.02	-0.02	0.00	0.00	-0.11	1.00

最終サンプル（659社についてのパネル・データ1,680社一年）について各変数間のPearsonの相関係数を示している。

各変数の定義は，表１と同じである。

表５ （1）式に基づく各検証式の推定結果

定数項	82.30	定数項	87.87
	(2.06) **		(2.20) **
透明性志向D	34.01	*透明性志向Cov*	28.63
	(2.83) ***		(2.51) **
決算発表時期	2.62	*決算発表時期*	2.99
	(4.40) ***		(5.47) ***
透明性志向D	2.52	*透明性志向Cov*	2.57
×決算発表時期	(1.85) *	*×決算発表時期*	(2.15) **
改定方針D	-9.01	*改定方針D*	-8.84
	(-1.95) *		(-1.92) *
企業規模	-8.46	*企業規模*	-8.50
	(-2.28) **		(-2.29) **
ROA	0.22	*ROA*	0.22
	(0.98)		(0.98)
レバレッジ	-0.32	*レバレッジ*	-0.32
	(-1.62) †		(-1.61) †
たな卸資産・売上債権比率	-0.16	*たな卸資産・売上債権比率*	-0.17
	(-0.66)		(-0.70)
△EPS	-0.12	*△EPS*	0.00
	(-0.03)		(0.00)
総セグメント数	2.63	*総セグメント数*	2.66
	(1.41)		(1.41)
少数特定者持株比率	0.42	*少数特定者持株比率*	0.42
	(2.21) **		(2.19) **
個人株主数	11.46	*個人株主数*	11.43
	(3.99) ***		(3.93) ***
社外取締役比率（銀行）	-2.34	*社外取締役比率（銀行）*	-2.34
	(-2.35) **		(-2.36) **
社外取締役比率（支配会社）	0.97	*社外取締役比率（支配会社）*	0.97
	(2.24) **		(2.23) **
社外取締役比率（その他）	0.28	*社外取締役比率（その他）*	0.29
	(0.95)		(0.96)
追記情報D	-4.34	*追記情報D*	-4.29
	(-1.32)		(-1.31)
継続企業D	-4.83	*継続企業D*	-4.90
	(-0.49)		(-0.50)
2007年3月期D	-44.48	*2007年3月期D*	-44.43
	(-9.95) ***		(-9.94) ***
2008年3月期D	-8.54	*2008年3月期D*	-8.47
	(-2.53) **		(-2.51) **
高成長産業D	-18.42	*高成長産業D*	-18.00
	(-1.16)		(-1.13)
ハイテク産業D	-1.68	*ハイテク産業D*	-1.83
	(-0.13)		(-0.14)
Wald $\chi^2(21)$	385.31 ***	Wald $\chi^2(21)$	387.01 ***
R-squared:		R-squared:	
Within	0.197	Within	0.197
Between	0.202	Between	0.200
Overall	0.205	Overall	0.203
σ_v	100.73	σ_v	100.81
σ_ε	49.23	σ_ε	49.22
ρ	0.81	ρ	0.81

最終サンプル（659社についてのパネル・データ1,680社一年）を用いて(1)式に基づく各検証式を推定した結果を示している。上段には各変数の係数推定値，下段（ ）内にはz値をそれぞれ示している。係数推定値の有意性検定に際しては，クラスター・ロバスト標準誤差を用いている。各変数の定義は表１と同じである。

***有意水準1%，**有意水準5%，*有意水準10%，†有意水準15%

表 6　*STANCE* と *FINALIZATION* として用いた各変数の単純傾斜の推定値

STANCE として用いた変数（*透明性志向D* ないし *透明性志向Cov*）の単純傾斜		
STANCE として *透明性志向D* を用いた場合		
東証の決算発表の早期化要請を踏まえた各群の *決算発表時期* の平均値のとき		
45日超	30日超45日以内	30日以内
決算発表時期 ＝-8.02のとき	*決算発表時期* ＝-0.32のとき	*決算発表時期* ＝15.78のとき
13.79	33.21	73.81
(0.91)	(2.77) ***	(2.84) ***
東証の決算発表の早期化要請を踏まえた各群の *決算発表時期* の中央値のとき		
45日超	30日超45日以内	30日以内
決算発表時期 ＝-7.69のとき	*決算発表時期* ＝-1.69のとき	*決算発表時期* ＝15.31のとき
14.61	29.74	72.63
(0.98)	(2.49) **	(2.85) ***
STANCE として *透明性志向Cov* を用いた場合		
東証の決算発表の早期化要請を踏まえた各群の *決算発表時期* の平均値のとき		
45日超	30日超45日以内	30日以内
決算発表時期 ＝-8.02のとき	*決算発表時期* ＝-0.32のとき	*決算発表時期* ＝15.78のとき
8.02	27.81	69.18
(0.57)	(2.44) **	(3.00) ***
東証の決算発表の早期化要請を踏まえた各群の *決算発表時期* の中央値のとき		
45日超	30日超45日以内	30日以内
決算発表時期 ＝-7.69のとき	*決算発表時期* ＝-1.69のとき	*決算発表時期* ＝15.31のとき
8.86	24.28	67.98
(0.64)	(2.13) **	(3.02) ***
FINALIZATION として用いた変数（*決算確定時期*）の単純傾斜		
STANCE として *透明性志向D* を用いた場合		
透明性志向D ＝0のとき	*透明性志向D* ＝1のとき	
2.62	5.14	
(4.40) ***	(4.07) ***	
STANCE として *透明性志向Cov* を用いた場合		
透明性志向Cov ＝-0.15のとき	*透明性志向Cov* ＝0.75のとき	*透明性志向Cov* ＝1.17のとき
2.59	4.93	6.00
(4.39) ***	(4.84) ***	(4.10) ***

上段には，表 5 に示した(1)式に基づく各検証式の推定結果を利用して求めた***STANCE***（*透明性志向D* ないし *透明性志向Cov*）と ***FINALIZATION***（*決算発表時期*）として用いた各変数の単純傾斜の推定値，下段括弧内には*z*値をそれぞれ示している。各変数の単純傾斜の推定値の有意性検定に際しては，クラスター・ロバスト標準誤差を用いている。各変数の定義は，表 1 と同じである。なお，***STANCE*** として用いた変数（*透明性志向D* ないし *透明性志向Cov*）の単純傾斜は，***FINALIZATION*** として用いた変数（*決算発表時期*）が東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の3群に分けたときの各群の代表値（平均値と中央値）を取るときに限って示している。***FINALIZATION*** として用いた変数（*決算発表時期*）の単純傾斜は，***STANCE*** として用いた変数（*透明性志向D* ないし *透明性志向Cov*）が各観測値を取るときについてすべて示している。

***有意水準1%，**有意水準5%

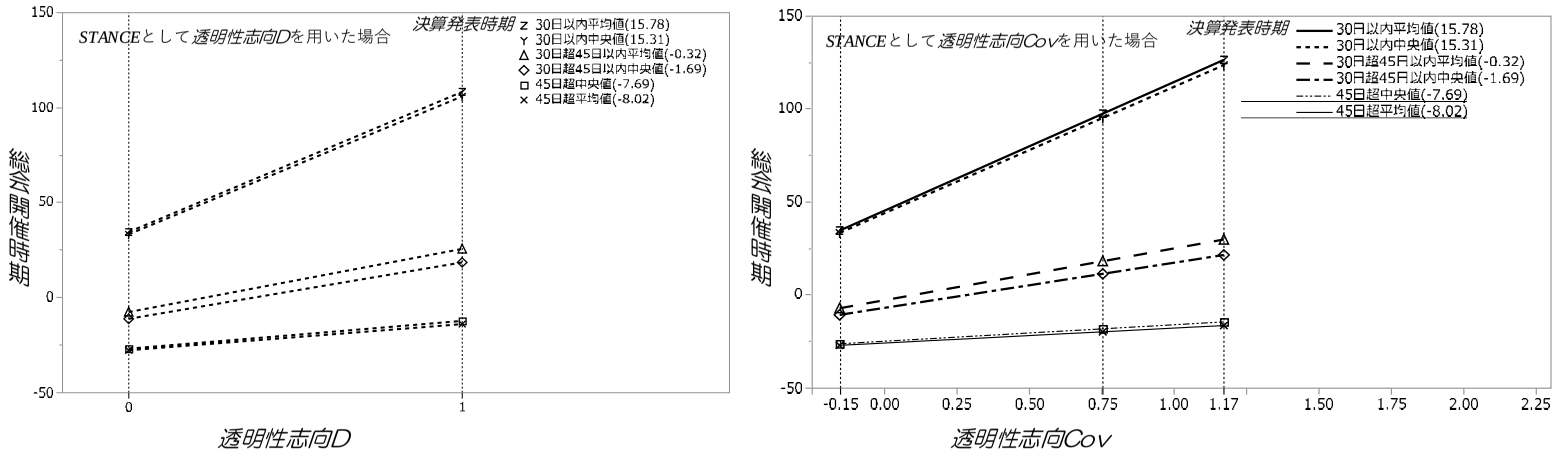

表５に示した (1) 式に基づく各検証式の推定結果を利用して，表６に示した各変数の単純傾斜を求めた際の *STANCE*（*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov*）と *FINALIZATION*（*決算発表時期*）として用いた各変数の値の組み合わせごとに，最終サンプル（659 社についてのパネル・データ 1,680 社―年）を用いて *総会開催時期* の期待値を求めて，交差項を構成する *FINALIZATION* として用いた変数（*決算発表時期*）の値を *STANCE* として用いた変数（*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov*）の単純傾斜を求めたときの各値に固定するとともにコントロール変数を統制したときの回帰直線をプロットしている。変数の定義は，表１と同じである。
横軸の参照線は，*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov* の各観測値にそれぞれ対応している。各グラフの回帰直線は，*FINALIZATION* として用いた変数（*決算発表時期*）が東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の３群に分けたときの各群の代表値（平均値と中央値）を取るときにそれぞれ対応している。

図１　*総会開催時期の透明性志向 D ないし透明性志向 Cov* への回帰直線

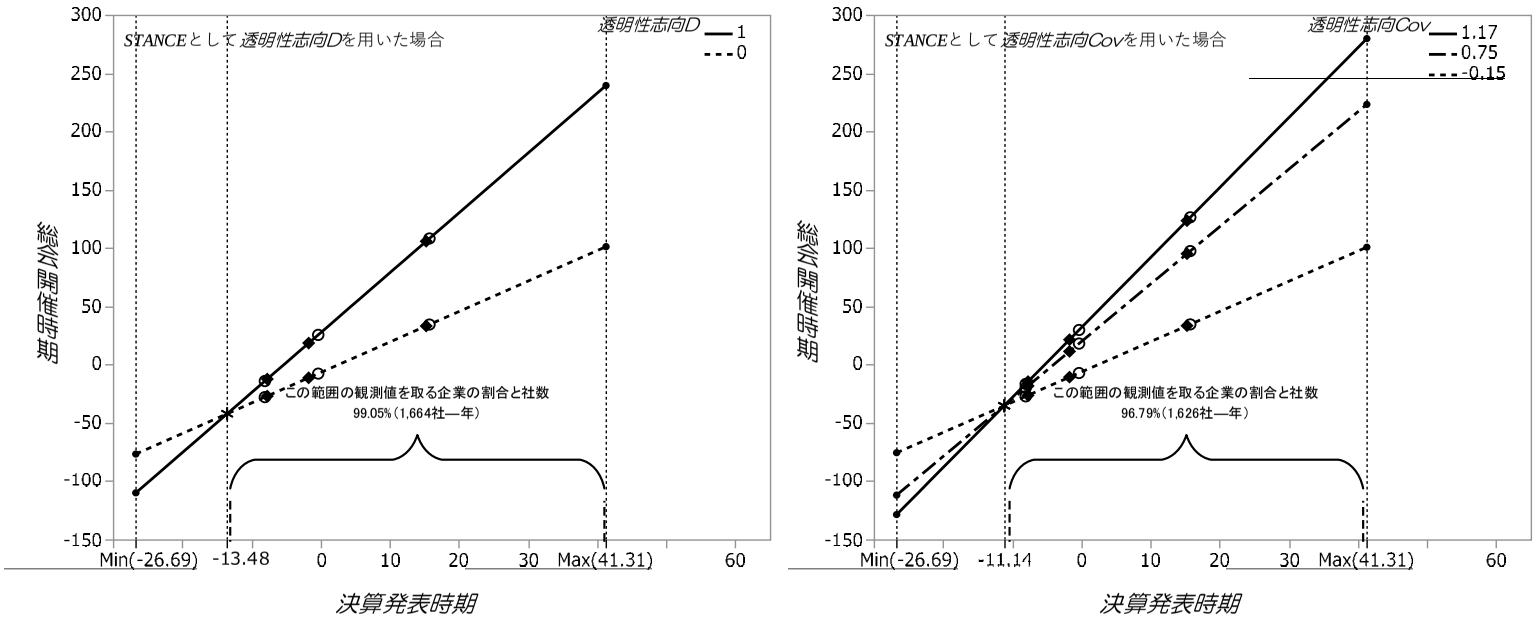

表 5 に示した (1) 式に基づく各検証式の推定結果を利用して，表 6 に示した各変数の単純傾斜を求めた際の *STANCE*（*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov*）と *FINALIZATION*（*決算発表時期*）として用いた各変数の値の組み合わせごとに，最終サンプル（659 社についてのパネル・データ 1,680 社―年）を用いて *総会開催時期* の期待値を求めて，交差項を構成する *STANCE* として用いた変数（*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov*）の値を *FINALIZATION* として用いた変数（*決算発表時期*）の単純傾斜を求めたときの各値に固定するとともにコントロール変数を統制したときの回帰直線をプロットしている。変数の定義は，表 1 と同じである。
横軸の参照線は，左から順に，*決算発表時期* の最小値，回帰直線が互いに交差するときの値，最大値に対応している。回帰直線上にプロットした点は，○が，東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の 3 群に分けたときの各群の *決算発表時期* の平均値のとき，◆が，東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の 3 群に分けたときの各群の *決算発表時期* の中央値のときにそれぞれ対応している。各グラフの回帰直線は，*STANCE* として用いた変数（*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov*）が各観測値を取るときにそれぞれ対応している。各グラフには，最終サンプル（659 社についてのパネル・データ 1,680 社―年）のうち，*決算発表時期* が回帰直線の交差点に対応する値よりも大きい観測値を取る企業の割合と社数も示している。

図 2　*総会開催時期* の *決算発表時期* への回帰直線

表6に示しているとおり，*FINALIZATION*として用いた*決算発表時期*の単純傾斜も，*STANCE*として用いた*透明性志向Ｄ*ないし*透明性志向Cov*の値をより大きい値で固定したときほど大きかった。さらに，*FINALIZATION*として用いた*決算発表時期*の単純傾斜は，*STANCE*として用いた*透明性志向Ｄ*ないし*透明性志向Cov*の値をどの観測値に固定したときにも有意に正であった。他方で，図2に示しているとおり，*STANCE*として用いた*透明性志向Ｄ*ないし*透明性志向Cov*の値を*FINALIZATION*として用いた*決算発表時期*の単純傾斜を求めたときの各値に固定するとともにコントロール変数を統制したときの回帰直線は，*決算発表時期*の観測値の範囲内で互いに交差していた。しかし，*決算発表時期*は，最終サンプル（659社についてのパネル・データ1,680社―年）のうち大半の企業について回帰直線の交差点に対応する値よりも大きい観測値を取っていた[(17)]。したがって，*STANCE*と*FINALIZATION*の間の*MEETING*に対する正の交互作用効果はやはり順序的（ordinal）であったとみて差し支えない。そして，回帰直線の交差点に対応する値よりも大きい観測値の範囲内では，*FINALIZATION*として用いた*決算発表時期*の値が大きくなるほど，プロットした回帰直線間の乖離が大きくなっていた。したがって，決算の早期確定がより早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に寄与する度合いは，企業の透明性志向が強いときほど大きいと解釈できる。

以上のとおり，企業の透明性志向の強さと決算の早期確定のどちらに着目した場合にも，もう一方の程度が大きいときほど，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に寄与する度合いが大きいと解釈できることから，仮説を支持する証拠が得られた。

5.3　追加検証

本稿では，以下のとおりサブサンプルを用いた3つの追加検証を行って，検証結果の頑健性を確認している。まず，①*総会開催時期*の観測値の下限の3値を取る企業（824社―年）を最終サンプル（659社についてのパネル・データ1,680社―年）から除いたサブサンプル（390社についてのパネル・データ 856 社―年）を用いて，最終サンプルを用いた場合と同様に検証を行った。これは，最終サンプルとした企業の中には，先述のとおり*総会開催時期*の観測値の下限の3値を取る企業がかなりあったことから，*総会開催時期*がより早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の開催時期の適時性をうまく定量化できていない可能性があるためである。その結果，*STANCE*として*透明性志向Ｄ*を用いた場合に（1）式に基づく検証式の*STANCE*と*FINALIZATION*の交差項の係数推計値が有意傾向となった（z値=1.62）以外は，同様の検証結果が得られた。

次に，②表2にその一部を示した企業の透明性志向が表象されているとみることのできる各言及のうち，東証の決算発表の早期化要請を踏まえた既述の3群に共通して出現している4種類のいずれか1つ以上の言及が少なくとも出現している企業（これら4種類以外の言及が同時に出現

している場合を含む）（76 社―年）に*透明性志向 D*=1 となる企業を限定したサブサンプル（594 社についてのパネル・データ 1,511 社―年）を用いて，最終サンプルを用いた場合と同様に検証を行った。これは，最終サンプルとした企業の中では，先述のとおり東証の決算発表の早期化要請を踏まえた既述の 3 群の間で出現する言及の種類数にかなり差があったことから，*STANCE* として用いた*透明性志向 D* ないし*透明性志向 Cov* が企業の透明性志向をうまく定量化できていない可能性があるためである。その結果，*STANCE* として用いた*透明性志向 D* ないし*透明性志向 Cov* の単純傾斜が，*FINALIZATION* として用いた*決算発表時期*の値を東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の 3 群に分けたときの 3 つの代表値のうち最も大きい代表値（平均値と中央値のいずれの場合とも），すなわち実務上より望ましいとされる「決算期末後 30 日（決算期末が月末である場合には翌月）」以内（30 日以内）の群の代表値（平均値と中央値のいずれの場合とも）に固定したときのみ有意に正となったこと以外は，同様の検証結果が得られた。

最後に，③*決算発表時期*の最頻値を取る企業（409 社―年）を最終サンプルから除いたサブサンプル（584 社についてのパネル・データ 1,271 社―年）を用いて，最終サンプルを用いた場合と同様に検証を行った。これは，最終サンプルとした企業の中には，*決算発表時期*が最頻値を取る各決算期の決算期末後 45 日目（平日）に対応する日に決算発表を行っている企業が少なくなかったことから，*決算発表時期*が決算の確定時期をうまく代理できていない可能性があるためである。その結果，*STANCE* として*透明性志向 D* を用いた場合に（1）式に基づく検証式の *STANCE* と *FINALIZATION* の交差項の係数推計値が有意傾向となった（z 値=1.39）ことや，*STANCE* として用いた*透明性志向 D* の単純傾斜が，*FINALIZATION* として用いた*決算発表時期*の値を東証の決算発表の早期化要請を踏まえて既述の 3 群に分けたときの 3 つの代表値のうちどの代表値（平均値と中央値のいずれの場合とも）に固定したかにかかわらず，すべて有意に正となった以外は，同様の検証結果が得られた。

以上のとおり，サブサンプルを用いた 3 つの追加検証においても，検証結果は最終サンプルを用いた場合と大筋で変わらないことから，得られた検証結果は，頑健である。

6　おわりに

本稿では，内部統制システムの構築に際する企業の透明性志向と決算の確定時期の間には，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみた株主総会の開催時期の適時性に対する交互作用効果があり，企業の透明性志向の強さと決算の早期確定が上記の両方の観点から複合的にみた株主総会の適時開催に相乗的に寄与することを実証的に示した。このように，上記の両方の観点から複合的に報告の適時性を捉えた上で，報告の適時性に内部統制と相乗的に寄与する要因を具体的に解明したことが新たな貢献である。

本稿の検証結果からは，より早いタイミングとより分散したタイミングの両方の観点から複合的にみて適時に株主総会を開催するには，決算の確定時期を早めることが有益であることが示唆される。それゆえ，東証の決算発表の早期化要請は，単に決算情報の迅速な伝播のためだけでなく，株主総会の適時開催のためにも支持されよう。ただし，検証結果に拠れば，決算の確定時期を同じように早めても，内部統制システムの構築に際して企業の透明性を重視していれば，株主総会の適時開催への寄与はより大きい。このことを踏まえると，決算発表の早期化をただ要請するだけでは十分でない。企業の意識改革を促すような施策を同時に講じることで，企業自ら内部統制システムの構築に際して企業の透明性をますます重視するようになれば，株主総会の適時開催に一層つながることが期待できる。

内部統制には，報告の適時性に資することが期待されている。報告の適時性に内部統制と相乗的に寄与する要因をさらに解明することが今後の課題である。

注

1) 平成 17 年制定会社法の施行日である 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があったため，対象とする期間を平成 17 年制定会社法の公布日である 2005 年 7 月 26 日以降としている。

2) 基本方針についての適時開示に記載されている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して，基本方針をマッチングしている。ただし，後に取締役会決議日を訂正する適時開示が行われている場合には，訂正後の取締役会決議日を用いている。

3) 複数の決算期に渡って同一企業を重複してサンプルに含めているのは，検証に際して各企業の観察されない異質性（各企業固有の効果）をコントロールするためである。

4) 当該企業が基本方針について行った 1 回目の適時開示には基本方針の改定についてである旨が明示されていないことから，最初に基本方針を制定したときから適時開示を行っているとは推定された企業ではあるものの，最初に設定されたとみるには取締役会で決議した日が遅すぎる（2006 年 7 月 30 日以降に決議された）基本方針がマッチングされている当該企業に係る observation を異常値としている。これは，平成 17 年制定会社法により基本方針の決定が明文で義務付けられてすぐの時期の基本方針に着目することで，当期末までに改定されたことがあると推定される基本方針がマッチングされているかどうかに基づいて内部統制システムに係る企業の構築姿勢を捉えるにあたって，*改定方針 D* が企業の構築姿勢をうまく定量化できないためである。ところで，サンプルには，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であった（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]）と確認できた企業は含まれていなかった。したがって，基本方針を決定する必要が生じたタイミングはサンプルとした企業間で同じである。

なお，上記のベンチマークとした決議日は，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，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 日までに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て（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），選択している。また，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。

加えて，*少数特定者持株比率*の値が定義上あり得ないはずの 100%超となっていた企業や，日本の上場会社では稀な債務超過であるとみなした企業も異常値としている。なお，下記の値が負となる場合に債務超過であるとみなしている（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

さらに，日本の上場会社では極めて甚大な赤字を計上することは稀であることを踏まえて，当初のサンプルから，変則決算企業や既述のとおり最初に設定されたとみるには取締役会で決議した日が遅すぎる基本方針がマッチングされている企業のほか *ROA* の作成に必要なデータを入手できなかった企業を除いた 661 社についての 1,710 社一年について，*ROA* の下位 1%に該当する企業を異常値としている。なお，上限については，*ROA* の値が特に大きい企業はなかったことから異常値処理はしていない。

5）Breusch-Pagan Lagrange multiplier 検定の結果，どちらの検証式についても各企業の観察されない異質性（各企業固有の効果）の分散はゼロであるとの帰無仮説を有意水準 1%で棄却したため，統計的に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。なお，(1)式には時間不変変数（time invariant variables）が含まれているため，固定効果モデルの適用は検討していない。

6）定数を付加して交差項を構成する変数を rescale しても，交差項の係数は変化しないので（Aiken and West 1991, pp. 28-31），正負両方の値を取る変数同士の交差項であっても，交差項の係数の符号の解釈には影響しない。

7）単純傾斜とは，交差項を構成するどちらか一方の変数の値を固定したときにもう一方の変数が被説明変数に及ぼす限界効果である。なお，単純傾斜の呼称は，Aiken and West(1991, p. 12)に倣った。

8）具体的には，決算発表の実施時期が「決算期末後 45 日（決算期末後 45 日目が休日である場合には翌営業日）」超（45 日超），「決算期末後 30 日（決算期末が月末である場合には翌月）」超かつ実務上適当であるとされる「決算期末後 45 日（決算期末後 45 日目が休日である場合には翌営業日）」以内（30 日超 45 日以内），実務上より望ましいとされる「決算期末後 30 日（決算期末が月末である場合には翌月）」以内（30 日以内）のときにそれぞれ対応する 3 群である。実務上適当であるとされる「決算期末後 45 日（決算期末後 45 日目が休日である場合には翌営業日）」以内に決算発表を行っていれば，適時に決算発表を行っていると言える。

9）*STANCE*（*透明性志向 D* ないし *透明性志向 Cov*）と *FINALIZATION*（*決算発表時期*）として用いる変数の単純傾斜は，交差項を構成するもう一方の変数が取り得る値によって無数に求めることが本来は可能である。ただし，*FINALIZATION* として用いる *決算発表時期*の単純傾斜は，交差項を構成するもう一方の変数の *STANCE* として *透明性志向 D* を用いる場合には，2 つのみ求まる。なぜなら，*透明性志向 D* はダミー変数で，この変数が取り得る値は 2 値だけであるからである。本稿の研究目的にとっては，本文中で具体的に示しているときに限って，*STANCE* や *FINALIZATION* として用いた各変数の単純傾斜を求めれば足りる。

10）交差項を構成する変数の単純傾斜の大きさや有意性とその変化が同じであっても，５．２節の図２に示した回帰直線のグラフのように，サンプルとした企業が，回帰直線の交差点に対応する値よりも小さい観測値を取るのか，それとも大きい観測値を取るのかによって，プロットした回帰直線上の予測値の解釈が

全く異なってくるためである。交差項を含む回帰モデルの検証結果の解釈については，Aiken and West（1991）や太田（2018）などを参照されたい。

11）Aiken and West（1991, pp. 22-23）は，端点がはっきりしない連続変数の場合には，プロットした回帰直線が観測値の範囲内や意味のある範囲内（meaningful range）で互いに交差するかどうかによって交互作用効果が非順序的（disordinal）であるのかそれとも順序的（ordinal）であるのかを識別することを提案している。そこで，本稿では，プロットした回帰直線が観測値の範囲内で互いに交差しなければ，交互作用効果は順序的（ordinal）であると判断している。また，プロットした回帰直線が観測値の範囲内で互いに交差する場合には，サンプルとした企業のうち，回帰直線の交差点に対応する値よりも小さい観測値を取る企業の割合と大きい観測値を取る企業の割合にそれぞれ着目することで，交互作用効果の順序性・非順序性を識別している。そして，求めた割合に大きな偏りがあれば，交互作用効果は順序的（ordinal）であると判断している。

12）列挙されている事項は，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]）よりも拡充されている。

13）さらに，平成 17 年制定会社法により基本方針の決定が明文で義務付けられてすぐの時期の基本方針に着目すれば，他社の基本方針についての開示動向の影響を受けて基本方針の内容が単なる表向きのものとなってしまう可能性を極力排除できる。

14）ただし，基本方針の改定部分のみが開示されている場合には，改定部分以外についてはすでに適時開示されている直近の基本方針の内容を引き継いでいるとみなして，言及の出現の有無が識別されている。また，言及全体が別の言及に完全に包摂されている場合には，重複して出現しているとは識別されていない。さらに，同じ言及が同一の基本方針の中で繰り返し出現しているかどうかは，考慮されていない。

なお，表 2 にその一部を示した企業の透明性志向が表象されているとみることのできるいずれかの言及が出現しているかどうかによって当初のサンプルとした企業（678 社についてのパネル・データ 1,748 社―年）を 2 群に分けて，Welch の t 検定を行った結果，いずれかの言及が出現している群の方が出現していない群よりも*個人株主数*の平均値が有意に大きかった（t 値＝1.96）。個人株主数が多くなるほど当該企業の社会的存在としての重要性が高まる結果，企業の透明性を重視するようになるであろうから，この検証結果は，基本方針に着目することで企業の透明性志向を可視化するという方法が妥当であることを支持している。

15）*透明性志向 D* は，マッチングされている基本方針の中で表 2 にその一部を示した企業の透明性志向が表象されているとみることのできるいずれかの言及が単に出現しているかどうかによって，企業の透明性志向を 2 値で定量化している。

16）*透明性志向 D* は，マッチングされている基本方針の中で表 2 にその一部を示した企業の透明性志向が表象されているとみることのできるいずれかの言及が単に出現しているかどうかによってしか，企業の透明性志向を定量化できていない。これに対して，*透明性志向 D* と *透明性言及個数 D* の 2 変数を同時に用いれば，2 種類以上の言及が同時に出現しているかどうかを加味して企業の透明性志向を定量化できるが，1 次元の連続尺度としてはやはり定量化できていない。そこで，*透明性志向 D* と *透明性言及個数 D* の 2 変数に対して主成分分析を行って数量化することで，*透明性志向 Cov* を作成し，1 次元の連続尺度として企業の透明性志向を 3 値で定量化している。*透明性志向 D* と *透明性言及個数 D* の 2 変数はともに 2 値型の順序変数で，単位が同じであることから，分散の小さい変数の主成分負荷がより小さくなる分散共分散行列を用いた主成分分析を行うことが可能である。この方法は，個体差を定量化する上ではより望ましい性

質を持つ（村上・野上, 1999）。なお，当初のサンプル（678 社についてのパネル・データ 1,748 社―年）のうち，マッチングされている基本方針の中で 3 種類以上の言及が同時に出現している企業（23 社―年）の割合は，1.37％と極めて低かった。そのため，出現する言及の種類数に応じた一連のダミー変数を用いた数量化は行っていない。

17）*STANCE* として*透明性志向 D* を用いた場合には，回帰直線の交差点は*決算発表時期*=-13.48 のときであった。そして，最終サンプル（659 社についてのパネル・データ 1,680 社―年）のうち，*決算発表時期*が回帰直線の交差点に対応する値よりも大きい観測値を取る企業（1,664 社―年）の割合は，99.05%であった。また，*STANCE* として*透明性志向 Cov* を用いた場合には，回帰直線の交差点は，*決算発表時期*=-11.14 のときであった。そして，最終サンプル（659 社についてのパネル・データ 1,680 社―年）のうち，*決算発表時期*が回帰直線の交差点に対応する値よりも大きい観測値を取る企業（1,626 社―年）の割合は，96.79%であった。

参考文献

Abbott, L. J., Parker, S. and Peters, G. F. (2012) “Internal Audit Assistance and External Audit Timeliness,” *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 34, No. 4, pp. 3-20.

Ahmed, K. (2003) “The Timeliness of Corporate Reporting: A Comparative Study of South Asia,” *Advances in International Accounting*, Vol. 16, pp. 17-43.

Aiken, L. S. and West, S. G. (1991) *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*, Sage Publications.

Ashton, R. H., Willingham, J. J. and Elliott, R. K. (1987) “An Empirical Analysis of Audit Delay,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 25, No. 2, pp. 275-292.

Bamber, E. M., Bamber, L. S. and Schoderbek, M. P. (1993) “Audit Structure and Other Determinants of Audit Report Lag: An Empirical Analysis,” *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 12, No. 1, pp. 1-23.

Behn, B. K., Searcy, D. L. and Woodroof, J. B. (2006) “A Within Firm Analysis of Current and Expected Future Audit Lag Determinants,” *Journal of Information Systems*, Vol. 20, No. 1, pp. 65-86.

Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission (2013) *Internal control – Integrated framework*, American Institute of Certified Public Accountants.（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。）

Doyle, J. T., Ge, W. and McVay, S. (2007) “Accruals Quality and Internal Control Over Financial Reporting,” *The Accounting Review*, Vol. 82, No. 5, pp. 1141-1170.

Ettredge, M. L., Li, C. and Sun, L. (2006) “The Impact of SOX Section 404 Internal Control Quality Assessment on Audit Delay in the SOX Era,”. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 25, No. 2, pp. 1-23.

Goh, B. W. and Li, D. (2011) “Internal Controls and Conditional Conservatism,” *The Accounting Review*, Vol. 86, No. 3, pp. 975-1005.

Khlif, 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*, Vol. 18, No. 2, pp. 139-154.

Mian R. and Nagata, K. (2015)「Do Foreign Institutional Investors Promote Governance Improvements

in Japan?」『経営財務研究』第 35 巻 第 1・2 合併号, 29-54 頁。
Sengupta, P. (2004) “Disclosure timing: Determinants of Quarterly Earnings Release Dates,” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 23, No. 6, pp. 457-482.
大鹿智基（2008）「情報開示に対する経営者の姿勢と株式市場の反応―株主総会活性化と会計情報有用性―」『証券アナリストジャーナル』第 46 巻 第 5 号, 82-92 頁。
太田浩司（2018）「交差項を含む OLS および Probit モデルの解釈：図による説明」『関西大学商学論集』第 63 巻 第 3 号, 37-59 頁。
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イニングの導入―』白桃書房。
記虎優子（2021a）「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』第 9 巻 第 2 号, 37-53 頁。
記虎優子（2021b）「企業の透明性志向が株主総会開催日の分散に与える影響」『社会情報学』第 10 巻 第 2 号, 37-53 頁。
記虎優子（2022）「内部統制システムの構築に際する企業の積極性と財務報告志向が決算発表の適時性に与える影響―両者の交互作用効果に着目して―」『社会情報学』第 11 巻 第 2 号, 29-45 頁。
久保田安彦・大鹿智基（2004）「公開会社における定時株主総会の意義と機能―定時株主総会の正常化に関する実証分析―」『早稲田商学』第 402 号, 623-646 頁。
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。http://www.jpx.co.jp/rules-participants/public-comment/detail/060728.html （閲覧日 2022 年 3 月 8 日）
中島真澄（2012）「重要な欠陥開示企業の裁量行動分析」『年報経営分析研究』第 28 号, 21-36 頁。
樋口耕一（2020）『社会調査のための計量テキスト分析―内容分析の継承と発展を目指して―』（第 2 版）ナカニシヤ出版。
村上隆・野上康子（1999）「心理学的個人差測定尺度構成のための主成分分析の使用について」『名古屋大學教育學部紀要 教育心理学科』第 46 巻, 99-109 頁。
森脇敏雄（2015）「決算発表集中日の選択・非選択とその決定要因―バッド・ニュースに対する短期的な株価反応の観点から―」神戸大学大学院経営学研究科大学院生ワーキング・ペーパー 201508a。https://www.b.kobe-u.ac.jp/stuwp/ （閲覧日 2022 年 3 月 8 日）
矢澤憲一（2011）「内部統制の実証分析―なぜ日本企業の「重要な欠陥」開示企業は少ないのか？」日本インベスター・リレーションズ学会編『内部統制と IR―研究者と実務家の立場から』所収, 商事法務, 81-113 頁。
弥永真生（2012a）「株主総会正常化と今後の課題（第 4 回 上）株主総会の活性化は必要か」『資料版商事法務』第 337 号, 6-12 頁。
弥永真生（2012b）「株主総会正常化と今後の課題（第 4 回 下）株主総会の活性化は必要か」『資料版商事法務』第 338 号, 6-13 頁。

＜謝辞＞本稿の査読にあたり，編集委員長の坂上学先生や査読くださいました先生方から貴重なご指摘・ご助言を賜りましたことに感謝申し上げます。また，本研究は JSPS 科研費 JP19K02027 の助成を受けたものです。

記虎 優子（同志社女子大学現代社会学部）

（2022 年 10 月 22 日 採択）