

内部情報の質と企業の投資行動

藤 谷 涼 佑

要旨

企業内部の情報環境が整備されていると、経営者が投資機会に関する情報を正確・適時的に把握することができると考えられる。すると、当該企業は投資機会に対して投資が行えるようになると予想される。分析の結果、開示速度の速さで測定した内部情報の質が高くなるほど、企業の投資行動が積極的になることが明らかになった。またこの投資の増加効果が、より大きい投資機会に直面する企業においてのみ観察されることも明らかにした。

キーワード：内部情報の質，報告速度，設備投資，資本予算

JEL Classification: D25, G31,

1. はじめに

本稿は企業の長期的な投資の意思決定において、企業内部の情報環境が重要な要素であることを議論する。経営者の意思決定は彼らの情報集合に制約される。経営者は企業外部者と比較すると情報優位者であると想定されることが多い。しかし、経営者は企業の事業活動に必要な情報をすべて把握しているわけではなく、自身で新しい情報を収集・処理する必要がある。より多くの情報を収集でき、それを意思決定に反映することができるようになれば、事業活動に関連する投資機会を発見することができるようになる。そのため、経営者が情報を効率よく収集・処理することが可能になれば、投資に関連する意思決定をより効率的に行うことができると予想される。

しかし、経営者の情報の収集や処理に関連する能力は完全ではない。経営者が把握することができる情報の内容や質は、企業内部の情報環境に影響を受けると考えられる。企業内部の情報環境が整備されると、経営者が正確に把握できる情報が増加し、またその情報を適時的に把握することが可能になると考えられる。経営者が把握している情報の正確性や適時性が改善されると、直面するリスクや不確実性に対してより効率的な対応が可能になると考えられる。すなわち、企業内部の情報環境が、経営者の投資機会を発見する確率や速度を通じ

て投資に関する意思決定に影響を与えると予想されるのである。

このように企業内部の情報環境と企業の投資行動との関係は重要な研究課題であるにもかかわらず、一部の例外を除いてあまり研究は蓄積されていない (Weber and Zheng, 2017; Heitzman and Huang, 2019; Abernathy et al., Forthcoming)。そこで本稿は、内部情報の質が企業の意思決定に与える影響を分析する。内部情報の質とは、「組織内において収集・作成・利用されるデータや知識のアクセシビリティ、有用性、信用性、正確性、量、ノイズに対するシグナルの比率」と定義される (Gallemore and Labro, 2015)。内部情報の質は企業内部における情報環境の一側面を捉える概念であり、質が高いほど情報環境が整備されていると考えることができる。本稿は、決算日から決算短信開示日までの日数で測定される報告速度によって内部情報の質を測定し、それと企業の投資行動との関係を分析する。

検証の結果、報告速度が速い企業ほど投資が大きいことを発見した。また、この投資の増加効果は、投資機会が存在する企業においてのみ観察されることがわかった。これは、内部情報の質が高い企業が、投資機会に対して投資を行っているという考えと整合する証拠である。これらの結果はいくつかの代替的な説明が可能である。ひとつが、内部情報の質が高い企業は企業外部への情報開示の質が高く、その質の高い情報開示によって情報の問題やエージェンシー問題が緩和されることを通じて企業の投資が増加するという考えである。他にも、経営者個人の能力が高いほど内部情報の質が高く、また当該企業の投資行動も効率的であるという解釈である。内部情報の質の代理変数が企業内部の情報環境ではなく、経営者や内部統制の特性を捉えている可能性も指摘できる。追加検証はこれらの代替的説明が主分析の結果をもたらしているという考えと整合しない証拠を示している。これらの発見は、企業内部の情報環境が、経営者の把握可能な情報を変化させることを通じて、投資行動を変化させるという本稿の仮説と整合する証拠である。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で先行研究をレビューし仮説を構築する。第3節では、リサーチデザインを説明する。第4節で、内部情報の質と投資行動の関係の分析とその頑健性分析の結果を報告する。第5節で主分析の結果が本稿の仮説と整合していることを確認する追加検証を行い、最後に第6節で本稿の結論を議論する。

2. 先行研究と仮説

経営者が情報を収集・処理しそれを自身の行動に反映していることが明らかにされている (Roychowdhury et al., 2019)。Badertscher et al. (2013) は、非上場企業が、プレゼンスの大きい同業他社の公的情報から自社の投資に関する情報を収集し、より効率的な投資を行っていることを明らかにした。同じように、いくつかの先行研究が、同業種の競合他社の公開情報が企業の投資意思決定に影響を与えるという証拠を発見した (Beatty et al., 2013; Li,

2016)。Zuo (2016) は投資家の私的情報が株価に織り込まれている程度が大きい企業において、経営者予想の修正の株価に対する感応度が大きいことを発見した。この結果は、株価に織り込まれている投資家が持つ私的情報を、経営者が利用していることを示唆している。さらに、Shroff (2017) は、新しい会計基準が設定されると、その会計基準に従った報告書を作成する過程で経営者が新しい情報を収集することが可能になり、その情報によって企業の投資行動が変化することを明らかにしている。

経営者の意思決定に利用される情報の質は、企業内部の情報環境の影響を受ける。企業内部の情報環境が整備されていると、企業内部者、特に経営者が正確に把握可能な情報が増加し、またその情報を適時的に把握することが可能になると考えられる。内部情報がどれだけ整備されているかを測定するために、内部情報の質という概念がある。内部情報の質とは、「組織内において収集・作成・利用されるデータや知識のアクセシビリティ、有用性、信用性、正確性、量、ノイズに対するシグナルの比率」と定義される (Gallemore and Labro, 2015)。この内部情報の質は企業内部における情報環境の一側面を捉える概念であり、質が高いほど情報環境が整備されていると考えることができる。先行研究は、企業の内部情報の質と企業の様々な側面との関係を分析してきた (Feng et al., 2009; Feng et al., 2014; Gallemore and Labro, 2015; Cheng et al., 2018)。たとえば、Cheng et al. (2018) は、内部統制に欠陥がある企業のパフォーマンスが悪いことを発見した。これは、内部情報の質が企業の意思決定を効率化させるという考えを支持する証拠である。

経営者の投資に関する意思決定も、内部情報の質によって変化すると考えられる。経営者が把握している情報の質が高まることで、直面するリスクや不確実性に対してより効率的な対応が可能になると考えられる。くわえて、適時的な情報を把握することが可能になることで、企業内部の新しい投資機会の探索が迅速に行われるようになると考えられる。これに対して、内部情報システムの質が低い企業の経営者は、企業内部に投資機会が存在していたとしてもそれを見逃す確率が高くなる、あるいは投資機会の発見が遅くなると予想される。もし、質の高い内部情報によって、経営者が投資機会を正確にまた適時的に把握することができるのであれば、そうでない場合に比べて投資水準が大きくなると予想される。そのため、本稿は内部情報の質と企業の投資水準との間に正の相関が観察されると予想する。形式的に、次のような仮説を提示する：

H1：質が高い内部情報を有する企業ほど積極的に投資を行っている

内部情報の質と企業の投資行動との関係を分析した研究の蓄積は進んでいない。そのため数が限られているものの、本稿と関連する研究がいくつか存在する。Weber and Zheng (2017) は内部統制に欠陥があるコングロマリット企業では、内部資金の配分の効率性が悪

いことを発見した。Abernathy et al. (Forthcoming) は企業における情報技術 (IT) の質が企業の投資行動に与える影響を分析している。彼らは、質の高い IT を活用できている企業の投資水準が最適水準に近く、また将来の減損確率が低いことを発見した。これらの発見は内部情報の質が高いほど、企業が効率的な投資を行えるという考えと整合する証拠である。他にも、Heitzman and Huang (2019) は内部情報の質が高い企業の投資行動は、企業外部の投資機会のシグナルよりも企業内部の投資機会のシグナルに対してより反応していることを発見した。彼らはこの結果が、内部情報の質が高いと外部情報に依存せずに経営者が意思決定している証拠であると議論している。内部情報の質が企業の投資行動に与える影響を分析しているという点で、本稿はこれらの研究と関連している。本稿は、内部情報の質と企業の投資水準との関係を分析することで、先行研究に対して補完的な証拠を提示している。また、米国以外のデータを用いて、内部情報の質と投資行動との関係を初めて分析した研究である。

Goodman et al. (2014) は、企業の情報を把握する能力が優れている経営者がいる企業では、M&A や設備投資がより効率的であることを明らかにした。彼らの研究が経営者能力に注目しているのに対して、本稿の仮説は企業内の情報環境に注目している点が異なっている。ただし、経営者能力と企業内の情報環境は相反する概念ではない。企業内部の情報環境が整備されていると経営者の将来予想に関連する能力も優れていると予想されるからである。そのため、本稿は彼らの研究と類似しているとも考えられる。しかし、本稿は、経営者能力等をコントロールしたとしても企業内の情報環境が企業の投資行動に影響を与えることを示しているため、先行研究に対して補完的な証拠を提示しているといえる。

3. リサーチデザイン

3.1 サンプル

2000 年から 2017 年までの日本の株式市場に上場している企業の財務データを Nikkei NEEDS Financial Quest 2.0 (FQ) から取得する。①変則決算企業である企業、②使用する変数が利用可能でない企業、③日本の会計基準以外の会計基準で財務諸表を作成している企業、④金融業界に属す企業、を除外する。なお、分析に際して前年度のデータが必要であるため、分析対象となるのは 2001 年 3 月期から 2017 年 2 月期までである。極端に報告速度が遅い企業は、企業の内部情報の質と関係の薄い要因によって報告速度が遅くなっている可能性がある。たとえば、偶発的な事象によって決算速度が遅くなっているケースが存在する¹⁾。そこで、決算短信の開示が決算期末日から 60 日以上離れている企業を分析から除外している。なお、開示速度の制限を設けないサンプルで分析した場合や、東京証券取引所が推奨している 45 日以内の企業に限った場合でも同様の結果が得られることを確認している。最終

的なサンプルサイズは 44,316 企業-年である。

3.2 内部情報の質

本稿は、内部情報の質を決算期末日から企業の決算短信開示日までの差の自然対数に負の符号をつけたものとして定義される報告速度 (*report_speed*) によって測定する。決算期末日から迅速に決算書類を作成できる企業は、企業内部の情報環境が整備されており、逐次的に内部情報を把握できていると考えられる (Ashton et al., 1987; Dorantes et al., 2013; Jennings et al., 2013; Gallemore and Labro, 2015; Heitzman and Huang, 2019)²⁾。すなわち、報告速度 (*report_speed*) が速いほど内部情報の質が高いことを示す。なお、決算期末日から企業の決算短信開示日までの差に負の符号をつけたものを 365 で割ったものや、日数をそのまま用いた場合でも結果が変わらないことを確認している。ただし、本稿の分析では、報告速度が内部情報の質以外の要素を捉えている可能性を完全には棄却することができない。そこで、代替的な説明を棄却する形式で主分析の結果が本稿の仮説と整合していることを示す。また、いくつかの先行研究は、経営者予想の正確性を関心変数として用いている (e.g., Gallemore and Labro, 2015; Heitzman and Huang, 2019)。そこで、頑健性分析の節で、経営者予想の正確性をういたとしても主分析の結果と整合する証拠が得られることを示す。

3.3 企業の投資行動

企業の投資行動を測定するために、本稿は投資に関する 3 つの変数を用いる。第 1 に、有形固定資産の変化 (Δppe) は、前期末から当期末にかけての有形固定資産の差額に減価償却費および減損損失を足し戻したものである。第 2 に、有価証券報告書の脚注に開示されている設備投資 (*capex*) である。これには、有形固定資産および無形資産、リース資産への投資が含まれる。第 3 に、設備投資と研究開発支出の合計 (*capex+rd*) である。いずれの投資の変数も期首の有形固定資産と無形資産の合計額で基準化している。

3.4 モデル

内部情報の質が企業行動に与える影響を分析するために、次のモデル (1) を推定する：

$$investment_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 report_speed_{i,t-1} + \Gamma z_{i,t-1} + \phi_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、被説明変数 (*investment*) は第 3.3 節で定義した投資の変数である。関心変数は報告速度 (*report_speed*) である。コントロール変数のベクトル (*z*) を加える。投資機会の変数としてトービンの *q* (*q*) もしくは産業 *q* (*ind_q*) を、内部資金の変数として営業キャッシュ・フロー (*cfo*) および現金保有 (*cash*) を、デットオーバーハングの影響をコントロールするために財務レバレッジ (*lev*) を、事業ライフサイクルをコントロールするために

表 1 基本統計量と変数の定義

Panel A : 基本統計量

	Mean	SD	1 st quartile	Median	3 rd quartile
<i>Δppe</i>	0.1486	0.2228	0.0379	0.0939	0.1891
<i>capex</i>	0.1539	0.2009	0.0414	0.0959	0.1863
<i>capex+rd</i>	0.2285	0.3326	0.0611	0.1383	0.2646
<i>report lag (#days)</i>	43.76	7.63	40	44	49
<i>report_speed</i>	-3.7849	0.1872	-3.9120	-3.8067	-3.7136
<i>q</i>	1.1410	1.3749	0.7070	0.8835	1.1552
<i>ind_q</i>	1.1588	0.2552	0.9591	1.1182	1.3100
<i>cfo</i>	0.2708	0.9506	0.0661	0.1707	0.3277
<i>size</i>	10.3569	1.5132	9.3193	10.2342	11.2740
<i>cash</i>	1.6658	4.2253	0.2160	0.4962	1.1586
<i>lev</i>	0.2050	0.1854	0.0356	0.1674	0.3307
<i>no_bacc</i>	0.6812	0.4660	0	1	1
<i>no_payout</i>	0.1033	0.3043	0	0	0
<i>ln_subs</i>	1.8134	1.2090	1.0986	1.7918	2.5649
<i>sh_financial</i>	0.1769	0.1296	0.0731	0.1521	0.2597
<i>sh_foreign</i>	0.0733	0.0993	0.0042	0.0288	0.1063

企業規模 (*size*) を、資金制約をコントロールするために社債を発行していないことを示すインディケータ (*no_bacc*) とペイアウトを行っていないことを示すインディケータ (*no_payout*) を、事業の複雑性の代理変数として子会社の数 (*ln_subs*) をコントロール変数として加える³⁾。なお投資機会の変数としてトービンの *q* と産業 *q* の両方を用いる理由は、トービンの *q* に関する測定誤差によってモデルが誤って推定されていないことを確認するためである。くわえて、*q* に関する測定誤差に対処するために Erickson-Whited 推定によってモデルを推定した場合でも結果が変わらないことを確認している。また、子会社の数は内部資本市場へのアクセスを代理する場合もある。もし子会社の数が内部資本市場へのアクセスを代理しているのであれば、予想される係数は正である。所有構造が報告速度と投資行動の双方に影響を与えている可能性がある。金融機関や海外投資家は企業に対してより迅速な開示を要求すると同時に、モニタリングを通じて企業の投資行動に影響を与えられられる。所有構造が報告速度と企業の投資行動の関係を説明する可能性をコントロールするため、金融機関持株比率 (*sh_financial*) および海外投資家持株比率 (*sh_foreign*) を加える。表 1 の Panel B がそれぞれの変数の定義を説明している。さらに、企業と年の固定効果をコントロールしている。モデルは OLS によって推定する。係数の有意水準の計算のためには、企業でクラスタリングされた標準誤差を用いる。

Panel B: 変数の定義

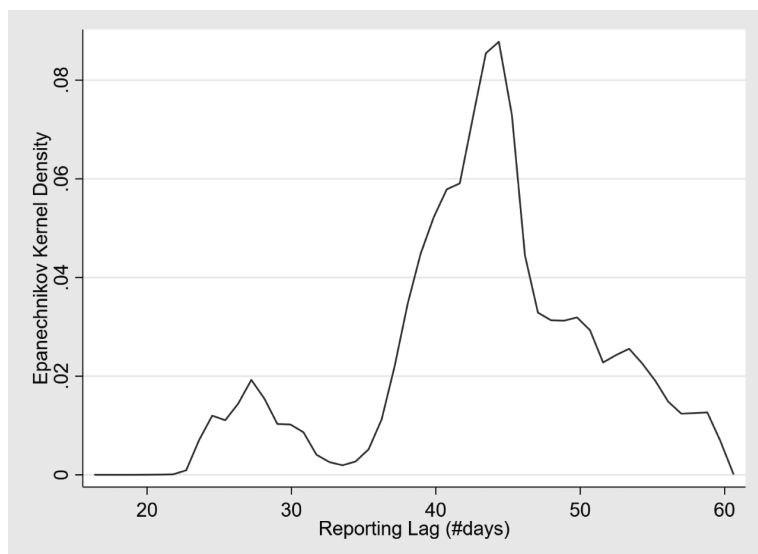
Variable	Definition
Δppe	前期からの有形固定資産の変化額に減価償却と減損損失を足し戻したものを、期首の有形固定資産と無形資産の合計で除したものの。
$capex$	有価証券報告書の脚注で開示されている「設備投資」を、期首の有形固定資産と無形資産の合計で除したものの。
$capex+rd$	有価証券報告書の脚注で開示されている「設備投資」と研究開発費との合計額を、期首の有形固定資産と無形資産の合計で除したものの。
$report\ lag\ (\#days)$	決算期末日から決算短信開示日までの日数。
$report\ speed\ (\#days)$	決算期末日から決算短信開示日までの日数に負の符号をつけたもの。
$report_speed$	決算期末日から決算短信開示日までの日数に 1 を足したものの自然対数に負の符号をつけたもの。
$accuracy$	EPS に関する経営者予想とその実現値の差の絶対値に負の符号をつけて 10^{-4} をかけたもの。
q	負債と株式時価総額の合計を総資産簿価で除したものの。
ind_q	日経中分類の産業分類ごとの q の企業の総資産による加重平均で求めた産業 q 。
cfo	営業キャッシュ・フローを、期首の有形固定資産と無形資産の合計で除したものの。
$size$	総資産の自然対数。
$cash$	現金と短期有価証券の合計を、期首の有形固定資産と無形資産の合計で除したものの。
lev	短期借入金・社債合計と長期借入金・社債・転換社債の合計額を、期首の有形固定資産と無形資産の合計で除したものの。
no_bacc	過去 3 年間に社債による資金調達を行っていない企業に 1 を取り、そうでない企業に 0 をとるインディケーター。
no_payout	過去 3 年間にペイアウトを行っていない企業に 1 を取り、そうでない企業に 0 をとるインディケーター。
ln_subs	子会社の数に 1 を足したものの自然対数。
$sh_financial$	金融機関持株比率。
$sh_foreign$	海外投資家持株比率。
b_size	取締役会の人数の自然対数。
b_ind	社外取締役人数の取締役会の人数に対する比率。

4. 結果

4.1 基本統計量

表 1 の Panel A が、分析に用いる変数の基本統計量を報告している。すべての変数は上位および下位 1% でウィンソライズしている。関心変数である $report_speed$ の定義に用いた決算期末日から企業の決算短信開示日までの日数 ($report\ lag\ (\#days)$) の分布をグラフ 1 に示している。これを見ると、サンプルの約 64.5% (28,567 企業-年) が、東京証券取引所

グラフ 1 報告ラグの分布



このグラフは、報告ラグ (*report lag* (#days)) の分布を示している。

が適切であると定めている 45 日以内に決算発表を行っていることがわかった (p. 4, 東京証券取引所, 2018)。また、追加的な説明が求められる 50 日を超えて報告を行っている観測点は、サンプルに 8,244 企業-年含まれている。

4.2 回帰分析

表 2 がモデル (1) の推定結果を報告している。表 2 の第 1-3 列は投資機会の変数としてトービンの q (q) を用いた場合の結果を報告している。企業の投資行動の変数として、第 1 列は有形固定資産の変化 (Δppe) を、第 2 列は財務諸表の注記で開示されている設備投資 ($capex$) を、第 3 列は設備投資と研究開発支出の合計 ($capex + rd$) を用いた場合の結果を報告している。いずれの投資行動の変数を被説明変数としても、報告速度 (*report_speed*) の係数は正に有意である。これは開示速度が速いほど投資水準が大きいことを示唆している。係数の値に注目すると、有形固定資産の変化 (Δppe) を被説明変数として用いた場合、報告速度が 1 標準偏差 (0.1872) 変化すると被説明変数が 0.006 変化することを示唆している。これは Δppe の平均値 0.1486 に対する比率で約 3% 増加させることを意味する。これは、企業の内部情報システムの質が投資行動に与える影響が経済的に重要であることを示唆している。第 4-6 列は、投資機会の変数としてトービンの q の代わりに産業 q (ind_q) を用いた場合の結果を報告している。いずれの投資活動の変数を用いた場合でも、報告速度の係数は正に有意であり、経済的重要性もトービンの q を用いた場合から大きく変化していない。これらは、企業の内部情報システムが整備されているほど投資が積極的に行われるという予

表 2 企業の内部情報システムの質と投資行動

	Tobin's q			Industry q		
	Δppe (1)	$capex$ (2)	$capex+rd$ (3)	Δppe (4)	$capex$ (5)	$capex+rd$ (6)
<i>report_speed</i>	0.0344*** (0.0111)	0.0262*** (0.0099)	0.0336** (0.0136)	0.0388*** (0.0113)	0.0316*** (0.0101)	0.0400*** (0.0137)
<i>q</i>	0.0141*** (0.0023)	0.0168*** (0.0023)	0.0194*** (0.0031)			
<i>ind_q</i>				0.0274** (0.0114)	0.0224** (0.0093)	0.0229* (0.0125)
<i>cfo</i>	0.0119*** (0.0031)	0.0073*** (0.0024)	0.0108*** (0.0040)	0.0127*** (0.0031)	0.0083*** (0.0024)	0.0119*** (0.0040)
<i>size</i>	-0.1118*** (0.0083)	-0.0563*** (0.0070)	-0.0859*** (0.0101)	-0.1137*** (0.0084)	-0.0586*** (0.0070)	-0.0885*** (0.0099)
<i>cash</i>	0.0241*** (0.0012)	0.0173*** (0.0012)	0.0325*** (0.0020)	0.0247*** (0.0012)	0.0180*** (0.0013)	0.0333*** (0.0021)
<i>lev</i>	-0.2572*** (0.0209)	-0.2031*** (0.0172)	-0.2452*** (0.0260)	-0.2621*** (0.0213)	-0.2094*** (0.0175)	-0.2525*** (0.0263)
<i>no_bacc</i>	-0.0053 (0.0037)	-0.0087*** (0.0031)	-0.0077* (0.0040)	-0.0051 (0.0037)	-0.0085*** (0.0032)	-0.0075* (0.0041)
<i>no_payout</i>	-0.0379*** (0.0062)	-0.0278*** (0.0057)	-0.0377*** (0.0077)	-0.0384*** (0.0063)	-0.0284*** (0.0058)	-0.0384*** (0.0077)
<i>ln_subs</i>	0.0855*** (0.0053)	0.0258*** (0.0044)	0.0346*** (0.0061)	0.0855*** (0.0053)	0.0257*** (0.0045)	0.0345*** (0.0062)
<i>sh_financial</i>	0.1553*** (0.0296)	0.1651*** (0.0263)	0.2001*** (0.0379)	0.1828*** (0.0298)	0.1984*** (0.0268)	0.2387*** (0.0377)
<i>sh_foreign</i>	0.0891*** (0.0336)	0.0166 (0.0287)	0.0651 (0.0401)	0.1126*** (0.0341)	0.0454 (0.0292)	0.0985** (0.0411)
Observations	44,316	44,316	44,316	44,316	44,316	44,316
FE	firm + year	firm + year	firm + year	firm + year	firm + year	firm + year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.359	0.450	0.653	0.355	0.443	0.650

括弧内は、企業でクラスタリングされた標準誤差を報告している。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

想と整合する結果である。

コントロール変数の結果は概ね予想と整合している。投資機会の代理変数 (q および ind_q) は統計的に正に有意である。この結果は多くの先行研究と整合している。内部資金の変数である営業キャッシュ・フロー (cfo) の係数は正に有意であり、先行研究の証拠と整合する結果である (Fazzari et al., 1988)。同じように内部資金の変数である現金 ($cash$) の係数は正に有意であり、予想と整合する結果であった。財務レバレッジ (lev) の係数は負に

有意である。これはデットオーバーハングの議論と整合する結果である。資金制約のコントロール変数である社債アクセス (*no_bacc*) とペイアウト (*no_payout*) の係数は負に有意である。これは、資金制約が企業の投資行動を抑制するという議論と整合する結果である。企業グループの変数である子会社数 (*ln_subs*) の係数は有意に正である。これは内部資本市場にアクセス可能な企業の投資がより大きいことを示唆する結果である。金融機関持株比率 (*sh_financial*) と海外投資家持株比率 (*sh_foreign*) は正に有意である。これは、因果関係を確認できないものの、機関投資家や外国人投資家の影響力が強い企業ほどより積極的に投資していることを示唆している。なお、トービンの *q* の測定誤差から生じる問題を補正する Erickson-Whited 推定を用いてモデルを再推定したとしても、これらの結果が大きく変化しないことを確認している。

4.3 頑健性分析

主分析の結果が頑健であることを確認するために、2つの頑健性分析を行った。第1に、開示速度の代わりになる内部情報の質の代理変数を用いた分析を行う。開示速度は内部情報の質を代理していると考えられるが、異なる要素を捉えている可能性がある。そこで、先行研究で用いられている開示速度以外の内部情報の質の代理変数を用いてモデル(1)を再度推定する。Goodman et al. (2014) や Gallemore and Labro (2015) に従って、経営者予想の正確性を用いる。分析では、期首におけるEPSの経営者予想とEPSの実績値との乖離の絶対値に負の符号をつけて 10^{-4} をかけたもの (*accuracy*) を用いる。単位を調整しているのは、結果の係数を読み取りやすくするためである。他にも、営業利益および経常利益の利益予想の実績利益からの乖離の実績値を総資産で割ったものを使った場合でも同様の結果が得られることを確認している。

表3が、経営者予想の正確性 (*accuracy*) を用いた分析の結果を報告している。被説明変数に有形固定資産の変化 (Δppe) と設備投資 (*capex*) を用いた場合、経営者予想の正確性の係数は正に有意である。対して、設備投資と研究開発支出の合計 (*capex+rd*) を被説明変数とした場合、係数は統計的に有意ではない。これは、経営者予想の正確性によって企業の内部情報の質を測定した場合には、内部情報の質が設備投資および研究開発費の合計には影響を与えてないという帰無仮説を棄却できない可能性を示唆している。研究開発支出を加えた場合の結果の頑健性について部分的に問題が残るものの、主分析の結果の頑健性が概ね確認されたといえる。

第2に、産業×年の固定効果を加えた場合の結果を確認した。企業の報告速度は同業他社と横並びになる傾向があることが報告されている (Gleason et al., 2008; Tse and Tucker, 2010)。もし各年の報告速度が産業ごとに変わるのであれば、主分析の結果が産業特性による効果を捉えている可能性がある。この可能性を除外するために、企業固定効果に加えて

表 3 頑健性分析

	Management Forecast Accuracy			Industry×Year FE		
	Δppe (1)	$capex$ (2)	$capex+rd$ (3)	Δppe (4)	$capex$ (5)	$capex+rd$ (6)
<i>accuracy</i>	0.0216** (0.0101)	0.0165** (0.0082)	0.0045 (0.0115)			
<i>report_speed</i>				0.0303*** (0.0114)	0.0211** (0.0102)	0.0277** (0.0140)
<i>q</i>	0.0153*** (0.0025)	0.0174*** (0.0025)	0.0194*** (0.0033)	0.0137*** (0.0022)	0.0165*** (0.0023)	0.0191*** (0.0031)
<i>cfo</i>	0.0112*** (0.0032)	0.0072*** (0.0025)	0.0105*** (0.0041)	0.0120*** (0.0031)	0.0074*** (0.0025)	0.0109*** (0.0041)
<i>size</i>	-0.1068*** (0.0081)	-0.0524*** (0.0068)	-0.0794*** (0.0098)	-0.1163*** (0.0085)	-0.0562*** (0.0072)	-0.0867*** (0.0104)
<i>cash</i>	0.0246*** (0.0013)	0.0178*** (0.0013)	0.0333*** (0.0021)	0.0241*** (0.0012)	0.0173*** (0.0012)	0.0324*** (0.0021)
<i>lev</i>	-0.2635*** (0.0207)	-0.2074*** (0.0169)	-0.2541*** (0.0246)	-0.2529*** (0.0209)	-0.1986*** (0.0175)	-0.2406*** (0.0264)
<i>no_bacc</i>	-0.0068* (0.0036)	-0.0086*** (0.0031)	-0.0079** (0.0039)	-0.0055 (0.0037)	-0.0085*** (0.0032)	-0.0082** (0.0040)
<i>no_payout</i>	-0.0403*** (0.0063)	-0.0287*** (0.0057)	-0.0375*** (0.0074)	-0.0375*** (0.0063)	-0.0260*** (0.0058)	-0.0361*** (0.0077)
<i>ln_subs</i>	0.0813*** (0.0052)	0.0233*** (0.0044)	0.0314*** (0.0058)	0.0878*** (0.0053)	0.0262*** (0.0045)	0.0362*** (0.0062)
<i>sh_financial</i>	0.1441*** (0.0295)	0.1577*** (0.0260)	0.1949*** (0.0375)	0.1551*** (0.0299)	0.1595*** (0.0266)	0.2023*** (0.0385)
<i>sh_foreign</i>	0.0835** (0.0339)	0.0161 (0.0282)	0.0626 (0.0402)	0.0772** (0.0343)	0.0089 (0.0292)	0.0561 (0.0403)
Observations	43,583	43,583	43,583	44,316	44,316	44,316
FE	firm + year	firm + year	firm + year	firm + year + industry × year	firm + year + industry × year	firm + year + industry × year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.357	0.451	0.660	0.362	0.450	0.653

括弧内は、企業でクラスタリングされた標準誤差を報告している。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

産業×年の固定効果もコントロールした場合の結果を確認する。表 3 の第 4-6 列の結果は主分析から変化せず、報告速度に係る係数は正に有意であった。これは、産業における報告速度の横並び行動によって、報告速度が産業の特性を代表しているだけであり、主分析の結果が内部情報の質ではない効果を捉えている可能性を棄却する結果である。なお、企業固定効果の代わりに産業固定効果を用いた場合でも、報告速度の係数は依然正に有意であることを

表 4 投資機会の有無と内部情報の質の影響

	<i>With Investment Opportunity: $q > 1$</i>			<i>No Investment Opportunity: $q < 1$</i>		
	Δppe	$capex$	$capex + rd$	Δppe	$capex$	$capex + rd$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>report_speed</i>	0.0590*** (0.0226)	0.0497** (0.0206)	0.0705** (0.0278)	> -0.0001 (0.0112)	-0.0068 (0.0085)	-0.0062 (0.0110)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Chow-test				0.0590***	0.0565***	0.0767***
χ^2				1709.45	3889.28	1005.43
Observations	16,066	16,066	16,066	28,250	28,250	28,250
FE	firm + year	firm + year	firm + year	firm + year	firm + year	firm + year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.337	0.435	0.639	0.317	0.399	0.644

括弧内は、企業でクラスタリングされた標準誤差を報告している。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

確認している。

5. 追加検証

5.1 過小投資と過大投資

内部情報の質が高い企業ほど投資水準が大きいという証拠は仮説と整合する結果であるが、過大投資が生じているという解釈とも整合する結果である。本稿の仮説は、内部情報の質が高い企業では投資機会を探索することが容易になるため、当該企業の投資が大きくなると議論している。すると、投資機会が存在する企業において投資が増加する効果が観察されれば、仮説と整合する証拠が得られたことになる。これに対して、投資機会が存在しない企業において投資の増加効果が観察されると、投資機会が存在しないのにもかかわらず投資水準が大きくなることになる。これは、内部情報の質が高い企業において過大投資が生じている可能性を示唆している。そこで、投資機会の変数であるトービンの q が 1 を上回るサブサンプルと 1 を下回るサブサンプルに分けて、モデル (1) を推定する。もし内部情報システムの質が過小投資企業の投資を増加させているのであれば、内部情報の質が投資を押し上げる効果は投資機会があると考えられるトービンの q が 1 を上回るサブサンプルにおいてのみ観察されると予想される。

表 4 の第 1-3 列がトービンの q が 1 を超えている投資機会が存在する企業のサブサンプルの結果を、第 4-6 列がトービンの q が 1 より小さい投資機会が存在しない企業のサブサ

ンプルの結果を報告している。報告速度の係数に注目すると、トービンの q が 1 を超えているサブサンプルでは係数が正に有意である。それに対して、トービンの q が 1 より小さいサブサンプルでは係数は統計的には有意ではない。また両サブサンプル間の係数の差の検定 (Chow-test) を行ったら、両サブサンプルにおける係数が同じである帰無仮説を 1% 水準で棄却する結果であった。これらの結果は、本稿の仮説と整合する証拠である。

5.2 代替的説明：情報開示の質

主分析が情報開示の質の効果を捉えているという代替的な説明もできる。質の高い内部情報を有する企業は質の高い情報開示を行っており、それによって企業の投資行動が変化している可能性がある。内部情報の質が高い企業ほど外部への情報開示も積極的である可能性がある。Hemmer and Labro (2008) は、外部への財務報告が経営者の意思決定に関わる情報に質と強く関連していることを示している。Dichev et al. (2013) のサーベイでは、80% を超える CFO が、外部に開示する会計情報を企業内部においても利用すると回答している。これらの議論から、内部情報の質が高い企業は外部への情報開示の質も高いと考えられる。また、企業が質の高い情報開示を行うことで、情報の非対称性を緩和して資金制約を軽減できると考えられる (Roychowdhury et al., 2019)。この議論を拡張すると、内部情報の質が高い企業は外部に対する情報開示の質も高く、企業内部者と外部者との間の情報の非対称性が緩和されていて資金制約に直面しにくくなり、結果として過小投資が緩和されると予想される。これは情報開示を経路とした投資行動の変化であり、内部情報の質に注目する本稿の仮説とは整合しない。

この代替的な説明と本稿の仮説とのどちらが主分析の結果を説明できるかを明らかにするために、モデル (1) に情報開示の質の変数として裁量的アクルールズを加えて、情報開示の質をコントロールしたとしても結果が変わらないかを確認する。裁量的アクルールズ (*disc_acc*) は Kothari et al. (2005) の線形パフォーマンスモデルを用いて計算する。表 5 の第 1-3 列が情報開示の質をコントロールした結果を報告している。報告速度の係数は依然として正に有意であり、係数の大きさも主分析の結果から大きく変化していない。また、裁量的アクルールズの絶対値を使ったとしても、報告速度の係数は依然として正に有意である。この結果は、情報開示の質にもとづく代替的な説明の可能性を考慮したとしても、本稿の仮説と整合する証拠が観察されることを示唆している。

5.3 代替的説明：経営者能力と内部統制の特性

いまひとつの代替的説明は、開示速度が企業の内部情報の質ではなく経営者やガバナンス体制の特性を反映しているという解釈である。Goodman et al. (2014) は、投資プロジェクトの将来の収益性を予想する能力が優れた経営者が行った M&A はパフォーマンスが優れ

表 5 追加検証

	Control for disclosure quality			Manager FE+Governance		
	Δppe (1)	$capex$ (2)	$capex+rd$ (3)	Δppe (4)	$capex$ (5)	$capex+rd$ (6)
<i>report_speed</i>	0.0339*** (0.0110)	0.0257*** (0.0099)	0.0332** (0.0135)	0.0514*** (0.0171)	0.0357** (0.0153)	0.0290* (0.0154)
<i>disc_acc</i>	-0.0710** (0.0352)	-0.0998*** (0.0309)	-0.1452*** (0.0440)	-0.0501 (0.0432)	-0.0931** (0.0386)	-0.1378*** (0.0462)
<i>b_size</i>				0.0357*** (0.0088)	0.0175** (0.0072)	0.0150** (0.0068)
<i>b_ind</i>				-0.0078 (0.0254)	-0.0150 (0.0207)	-0.0461** (0.0222)
<i>other controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	44,277	44,277	44,277	39,130	39,130	39,130
FE	firm+year	firm+year	firm+year	manager+ firm+year	manager+ firm+year	manager+ firm+year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.360	0.451	0.652	0.310	0.396	0.658

括弧内は、企業でクラスタリングされた標準誤差を報告している。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

ていることを明らかにしている。もし本稿の内部情報の質の代理変数が経営者能力を捉えているのであれば、主分析の結果が情報の収集・処理に関する能力に優れた経営者が効率的な意思決定をしているという効果を捉えている可能性がある。ただし、企業内部の情報環境と経営者能力は相反する概念ではないと考えられる。企業内部の情報環境が整備されていると経営者の将来予想に関連する能力も優れていると予想されるからである。しかし、もし経営者能力が本稿の主分析の結果をもたらしているという代替的な説明が支配的であるとすると、本稿の仮説の経済的重要性が低い可能性を棄却できない。そこで、経営者能力を考慮したとしても企業内部の情報環境が追加的な効果があることを示すために、モデル（1）に経営者固定効果と企業の内部統制の変数を加えて再びモデルを推定する。内部統制の変数として取締役会の規模（*b_size*）と取締役会の独立性（*b_ind*）をモデルに加える。もし主分析がこれらの影響を捉えているのであれば、これらの要素をコントロールすると報告速度の投資への正の効果が観察されなくなると予想される。

経営者および企業の内部統制に関連するデータは日経 Cges から入手している。なお、日経 Cges は 2004 年からデータを収録しているため、サンプルサイズが主分析よりも小さくなる（39,130 企業-年）。

表 5 の第 4-6 列が、経営者固定効果と企業の内部統制の変数をコントロールしたモデルの結果を報告している。いずれのモデルでも報告速度の係数は正に有意である。これは、主分

析の結果が、経営者や企業の内部統制の影響を捕捉しているわけではないことを示唆する証拠である⁴⁾。

6. 結論

本稿は、企業内部の情報環境が企業の投資行動に与える影響を分析した。企業内部の情報環境が整備されていると、経営者が適時的に投資機会を把握することができると考えられる。すると、企業は、投資機会に対して十分な投資を行うことができると予想される。検証の結果、開示速度で測定した質の高い内部情報を有している企業ほど投資水準が大きいことが明らかになった。さらに、内部情報システムの質が外部の情報環境を変化させる経路を通じて投資の意思決定を変化させている可能性や、経営者能力や内部統制の特性が投資行動に与える影響を捉えているという考えとは整合しない結果が確認された。これらの結果は、企業内部の情報環境が、経営者の把握可能な情報を変化させることを通じて、投資行動を変化させていることを示唆する証拠である。

注

- 1) 具体的には、会計不正に関連する調査が挙げられる。2016年3月期の高田工業所の報告ラグは120日（2016年3月31日決算-2016年7月29日決算短信開示）である。これは、前年度に不適切な会計処理があり「事実関係の解明のために、詳細な調査を要する取引が当初の想定よりも広範にわたることが判明し、想定以上の調査期間が必要となる事態」になったことが原因である（高田工業所『平成28年3月期決算短信の遅延理由及び今後の決算開示に関するお知らせ』）。
- 2) 逸話的な証拠であるが、日本の3月決算企業の中で最も早く決算短信を開示しているあみやき亭は、適時的に情報が把握できるように企業内の情報システムを整備している。これによって経営者が減損リスクを適時的に把握できるようになっている（日本経済新聞「揺れる監査法人（上）人手不足が迫る効率化 あみやき亭・会計士『毎日が決算』」2017年12月20日、朝刊，p.17）。
- 3) VIFが10を超えてしまうため事業ライフサイクルをコントロールするために社歴を、エージェンシー問題をコントロールするために十大株主持株比率を加えていない結果を報告している。なお、これらの変数を加えた場合でも以下の結果は大きく変化しない。
- 4) 経営者の情報収集や情報処理に関する能力は、経営者の在職年数によって変化すると考えられる。たとえば、在職年数が長くなるほど経営者の能力が向上すると予想される。この経営者の学習の企業の投資行動への影響は経営者固定効果を加えるだけでは捉えきれていない。そこで、経営者固定効果に加えて経営者の在職年数を追加し、経営者の学習の影響をコントロールした。分析結果は主分析の結果と整合していることが確認できた。

参 考 文 献

- Abernathy, J. L., Beyer, B., Downes, J. F., & Rapley, E. T. (Forthcoming). High-Quality Information Technology and Capital Investment Decisions. *Journal of Information Systems*, In Press.
- Ashton, R. H., Willingham, J. J., & Elliott, R. K. (1987). An empirical analysis of audit delay. *Journal of Accounting Research*, 275-292.
- Badertscher, B., Shroff, N., & White, H. D. (2013). Externalities of public firm presence: Evidence from private firms' investment decisions. *Journal of Financial Economics*, 109 (3), 682-706.
- Beatty, A., Liao, S., & Yu, J. J. (2013). The spillover effect of fraudulent financial reporting on peer firms' investments. *Journal of Accounting and Economics*, 55 (2-3), 183-205.
- Cheng, Q., Goh, B. W., & Kim, J. B. (2018). Internal control and operational efficiency. *Contemporary Accounting Research*, 35 (2), 1102-1139.
- Dichev, I. D., Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2013). Earnings quality: Evidence from the field. *Journal of Accounting and Economics*, 56 (2-3), 1-33.
- Dorantes, C. A., Li, C., Peters, G. F., & Richardson, V. J. (2013). The effect of enterprise systems implementation on the firm information environment. *Contemporary Accounting Research*, 30 (4), 1427-1461.
- Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1 141-195.
- Feng, M., Li, C., & McVay, S. (2009). Internal control and management guidance. *Journal of Accounting and Economics*, 48 (2-3), 190-209.
- Feng, M., Li, C., McVay, S. E., & Skaife, H. (2014). Does ineffective internal control over financial reporting affect a firm's operations? Evidence from firms' inventory management. *The Accounting Review*, 90 (2), 529-557.
- Gallemler, J., & Labro, E. (2015). The importance of the internal information environment for tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics*, 60 (1), 149-167.
- Gleason, C. A., Jenkins, N. T., & Johnson, W. B. (2008). The contagion effects of accounting restatements. *The Accounting Review*, 83 (1), 83-110.
- Goodman, T. H., Neamtiu, M., Shroff, N., & White, H. D. (2014). Management forecast quality and capital investment decisions. *The Accounting Review*, 89 (1), 331-365.
- Heitzman, S., & Huang, M. (2019). Internal information quality and the sensitivity of investment to market prices and accounting profits. *Contemporary Accounting Research*, 36 (3).
- Hemmer, T., & Labro, E. (2008). On the optimal relation between the properties of managerial and financial reporting systems. *Journal of Accounting Research*, 46 (5), 1209-1240.
- Jennings, J. N., Seo, H., & Tanlu, L. (2013). The effect of organizational complexity on earnings forecasting behavior. *Working Paper*.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1), 163-197.
- Li, V. (2016). Do false financial statements distort peer firms' decisions?. *The Accounting Review*, 91 (1), 251-278.

- Roychowdhury, S., Shroff, N., & Verdi, R. S. (2019). The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment: A review. *Journal of Accounting and Economics*, forthcoming.
- Shroff, N. (2017). Corporate investment and changes in GAAP. *Review of Accounting Studies*, 22 (1), 1-63.
- Tse, S., & Tucker, J. W. (2010). Within-industry timing of earnings warnings: Do managers herd?. *Review of Accounting Studies*, 15 (4), 879-914.
- Weber, D. P., & Zheng, K. (2017). Internal information quality and capital allocation within conglomerates. *University of Connecticut School of Business Research Paper*, (17-11).
- Zuo, L. (2016). The informational feedback effect of stock prices on management forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, 61 (2-3), 391-413.
- 東京証券取引所. (2018). 『決算短信・四半期決算短信 作成要領等』.