

補論

財務報告頻度のリアル・エフェクト：企業投資に注目した四半期報告の政策評価

藤谷涼佑

東京経済大学 経営学部

r_fuji@tku.ac.jp

A1 変数の定義とサンプルの分布

表 A1 が本稿の分析に用いる変数の定義を示している。本文に掲載した定義表に加えて、本補論で用いる変数の定義を説明している。

表 A2 がマッチングを行う前の、トリートメント・グループとコントロール・グループの観測点の分布を報告している。各会計期間において、コントロール・グループの観測点はトリートメント・グループの観測点の約 13%存在することがわかる。なお、2008 年 3 月から始まる会計期間においてコントロール・グループの観測点が減少しているのは、金融商品取引法の改正が行われ有価証券報告書開示が求められる企業数が減少したことを反映していると考えられる。

A2. 単変量分析

Kraft et al. (2018) の Figure 2-3 と比較可能な形で投資とパフォーマンスに関する単変量分析の結果を視覚的に示す。図 A1 は、トリートメント介入前の期間 (*before*) を 2001 年 3 月期から 2004 年 2 月期、トリートメント介入後 2 年間 (*post(+1,+2)*) を 2005 年 3 月期から 2007 年 2 月期、それ以後の期間 (*post(+3,+4)*) を 2007 年 3 月期から 2009 年 2 月期と定義している。Panel A の投資の分析については、次のような方法でトリートメント・グループとコントロール・グループとの間の産業-規模調整済の投資額の差を求めその値をプロットしている。被説明変数を投資の変数 (*investment*) として、説明変数にトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) と企業規模 (*size*) と日経産業中分類の固定効果を加えて 3 つの期間ごとに OLS でモデルを推定する。推定された *treat* の係数を、産業-規模調整済の投資の差として定義する。具体的には、次のモデルを 3 つの期間ごとに推定している：

$$investment_{it} = \varphi_1 treat + \varphi_2 size + industry + \varepsilon_{it} \quad (A1)$$

industry は、日経中分類で定義される産業の固定効果を示している。推定された *treat* の係数 φ_1 を産業-規模調整済の投資と定義する。Panel A のグラフから、トリートメント介入前から後にかけて投資の差が大きくなっていることがわかる。

Panel B のパフォーマンスの分析では、各期間についてトリートメント・グループとコントロール・グループの変数の平均値を求め、その差をプロットしている。企業パフォーマンスの指標として、資産回転率 (*ast.turn*)、売上高成長率 (*sg*)、資本売上総利益率 (*roi.gp*)、資本純利益率 (*roi.ni*) の 4 つを用いている。トリートメント介入前から介入後にかけて、企業パフォーマンスの差が大きくなっていることがわかる。しかし、利益率に関するふたつの変数は変化の幅が大きい。これは、資本効率は改善しているものの、短期的な投資も同時に増加させているため利益率は改善していない可能性を示唆していると考えられる。これらは Kraft et al. (2018) の Figure 2-3 の結果と逆の結果であり、①四半期報告の導入によって企業の投資が増加しており、②この投資の増加によって企業の効率性が改善したことを示唆している。また、以上の結果は、本文の多変量分析の証拠と整合している。

表 A1. 変数の定義

この表は本稿で用いる変数の定義を示している。すべての変数は上位下位 1%をウィンソライズしている。

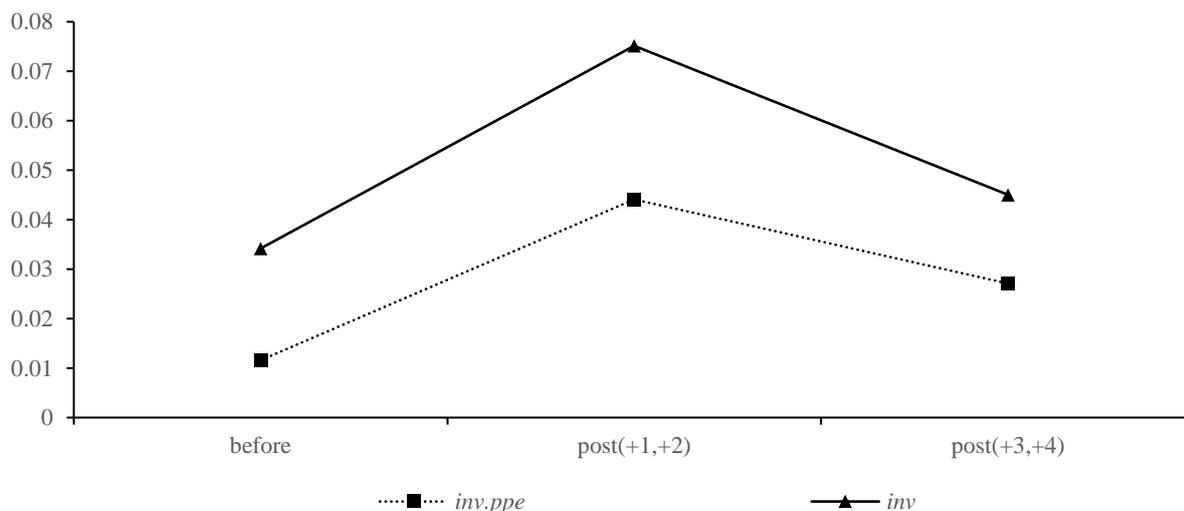
変数	定義
投資の変数	
<i>inv.ppe</i>	前年度からの有形固定資産の変化に減価償却費および減損損失を足し戻したものを有形資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>inv</i>	前年度からの有形固定資産と無形資産の合計の変化に減価償却費および減損損失を足し戻したものを有形資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
パフォーマンスの変数	
<i>ast.turn</i>	売上高を期首の総資産でデフレートしたもの。
<i>sg</i>	前期からの売上高増加率；なお、投資機会の代理変数としても使用している。
<i>roi.gp</i>	売上総利益を期首の有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>roi.ni</i>	親会社株主に帰属する当期純利益を期首の有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
利益調整の変数	
<i>sign.dac</i>	Kothari et al. (2005) の線形パフォーマンスモデルから推定された裁量的アクルールズ。モデルの特定化は以下のとおりである： $acc_{it}/ta_{it-1} = \zeta_0 + \zeta_1 (1/ta_{it-1}) + \zeta_2 ([\Delta rev_{it} - \Delta ar_{it}]/ta_{it-1}) + \zeta_3 (ppe_{it}/ta_{it-1}) + \zeta_4 roa_{it-1} + \varepsilon$ 得られた係数から計算された残差を実裁量的アクルールズと定義する。なお、 <i>acc</i> は営業利益から営業キャッシュ・フローを差し引いたアクルールズ、 <i>ta</i> は総資産、 <i>Δrev</i> は売上高の前期からの変化、 <i>Δar</i> は売上債権の前期からの変化、 <i>ppe</i> は有形固定資産、 <i>roa</i> は親会社株主に帰属する当期純利益を期首の総資産でデフレートしたもの。
<i>ab.dac</i>	<i>sign.dac</i> の絶対値。
<i>ram</i>	Roychowdhury (2006) の裁量的支出に関する実体的利益調整の代理変数。モデルの特定化は次のとおりである： $disc.exp_{it}/ta_{it-1} = \eta_0 + \eta_1 (1/ta_{it-1}) + \eta_2 (rev_{it-1}/ta_{it-1}) + \varepsilon$ 得られた係数から計算された残差を実体的利益調整の代理変数と定義する。なお、 <i>disc.exp</i> は R&D 支出と販売費および一般管理費の合計額、 <i>rev</i> は売上高である。
<i>d.rev</i>	Stubben (2010) のモデルから推定された裁量的収益。モデルの特定化は次のとおりである： $\Delta ar_{it} = \theta_0 + \theta_1 \Delta rev_{it} + \varepsilon$ モデルの残差を裁量的収益と定義する。
関心変数	
<i>treat</i>	上場企業である場合に 1 をとり、そうでない場合に 0 をとるインディケータ
<i>post (・)</i>	トリートメント介入以後の期間を示すインディケータ *モデルの特定化に応じて変化させるウィンドウを (・) で示している
<i>inv.ineff</i>	以下の Goodman et al. (2013) のモデルを推定し計算された残差の符号を入れ替えたものの： $inv = \kappa_0 + \kappa_1 \Delta asset_{t-1} + \kappa_2 q_{t-1} + \kappa_3 cfo_t + \kappa_4 inv_{t-1} + \varepsilon$ $inv.ineff := - (inv - E[\kappa_0 + \kappa_1 \Delta asset_{t-1} + \kappa_2 q_{t-1} + \kappa_3 cfo_t + \kappa_4 inv_{t-1}])$
<i>net.cash</i>	現金と短期有価証券の合計額から長期および短期の有利子負債の合計額を差し引いたものを有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
コントロール変数	
<i>cfo</i>	営業キャッシュ・フローを有形資産と無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>size</i>	総資産の自然対数。
<i>cash</i>	現金と短期有価証券の合計を有形資産と無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>lev</i>	短期負債と長期負債の合計を期首の有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>age</i>	社歴に 1 を足したものの自然対数。
<i>retain</i>	利益剰余金を期首の有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>pred.q</i>	Campello and Graham (2013) に従って算定された予想 <i>q</i> 。以下のモデルを推定し： $q = \lambda_0 + \lambda_1 sg + \lambda_2 roa + \lambda_3 ibei + \lambda_4 lev + year + industry + \varepsilon$ 得られた係数から上場企業および非上場企業の予想 <i>q</i> を次のように定義する： $pred.q := E[\lambda_0 + \lambda_1 sg + \lambda_2 roa + \lambda_3 ibei + \lambda_4 lev + year + industry]$ なお、 <i>year</i> は期間の固定効果を、 <i>industry</i> は産業の固定効果を示しており、 <i>ibei</i> は経常利益である。
<i>sh.financial</i>	金融機関持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。
<i>sh.top10</i>	十大株主持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。
<i>sh.director</i>	取締役持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。
<i>sh.foreign</i>	外国法人持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。

表 A2. マッチングする前のトリートメント・グループとコントロール・グループの観測点の分布

この表は、マッチングする前のトリートメント・グループとコントロール・グループの観測点の分布を報告している。

		#Observation		
		Treatment	Control	Total
FY2001Mar-	FY2002Feb	2,964	407	3,371
FY2002Mar-	FY2003Feb	3,036	414	3,450
FY2003Mar-	FY2004Feb	3,061	418	3,479
FY2004Mar-	FY2005Feb	3,102	429	3,531
FY2005Mar-	FY2006Feb	3,147	440	3,587
FY2006Mar-	FY2007Feb	3,232	444	3,676
FY2007Mar-	FY2008Feb	3,273	434	3,707
FY2008Mar-	FY2009Feb	3,299	333	3,632
Total		25,114	3,319	28,433

Panel A. 投資



Panel B. 企業パフォーマンス

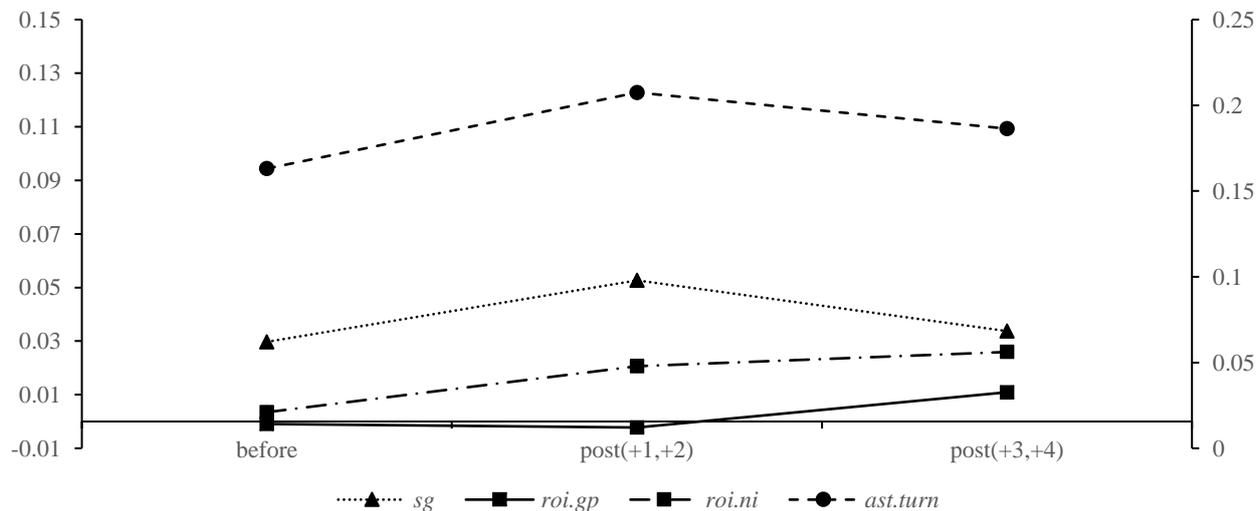


図 A1. トリートメント企業とコントロール企業の投資およびパフォーマンスの差

このグラフは、各期間におけるトリートメント企業とコントロール企業との投資行動やパフォーマンスの差をプロットしている。Panel A は、モデル (A1) から計算した産業-規模調整済の投資の差 (*inv.ppe* および *inv* を用いた場合) の差を、Panel B はパフォーマンスの変数 (*ast.turn*、*sg*、*roi.gp* および *roi.ni*) の差をプロットしている。なお、Panel B では資産回転率 (*ast.turn*) の水準を右軸に示している。

A3 代替的なマッチングの妥当性

頑健性分析では主分析の産業-規模マッチングの代わりに、いくつかの代替的なマッチング方法を試みている。トリートメント介入以前のトリートメント・グループとコントロール・グループとで適切にバランスされているかを確認するために、それぞれの変数でマッチングしたサンプルにおける両グループを比較する。表 A3 が、トリートメント・グループとコントロール・グループそれぞれの、頑健性分析の代替的なマッチングに用いた変数の基本統計量を報告している。Panel A が産業、投資、企業規模でマッチングした場合の基本統計量を、Panel B が産業、投資、企業規模、レバレッジでマッチングした場合の基本統計量を、Panel C が産業、投資、売上高成長率、営業キャッシュ・フロー、企業規模、レバレッジでマッチングした場合の基本統計量を示している。平均値と中央値の差について、それぞれ t 検定と Wilcoxon の順位検定を行って有意水準を求めている。

表 A3 の結果を見ると、平均値および中央値に関してトリートメント・グループとコントロール・グループとの間で 5%水準での統計的に有意な差は観察されない。これは、頑健性分析で用いているマッチングによって両グループ間がバランスされていることを示唆している。しかし、中央値に注目すると、2つの変数で両グループの間に 10%水準で統計的に有意な差が観察されている。これは、代替的なマッチングには部分的な限界があることを示唆している。なお、マッチングを行っている分析期間の最初の会計期間 (2001年3月期から2002年2月期) で変数の比較を行うと、いずれのマッチング方法でも全ての変数に関して両グループ間の間に統計的に有意な差は観察されなかった。

A4 株式上場の内生性

株式を上場するという意思決定はランダムに生じるわけではないため、トリートメント・グループに属する可能性は企業の特徴ごとに異なっていると予想される。そのため、企業の投資行動と株式を上場する意思決定との両方に影響を与える観察されない要素から生じる内生性の問題によって、推定された係数にバイアスがかかっている可能性がある。この上場の意思決定に関連する内生性の問題に対処するために、次のような頑健性分析を行う。

ひとつ目の分析では、Acharya and Xu (2017) に従い、Heckman (1979) のトリートメント・エフェクト・モデル (treatment effect model) を用いて企業の株式上場の意思決定に関する内生性に対処する¹：

$$\begin{aligned} \text{prob}(treat=1) &= F [\chi_1 \ln(\text{sales}_{it-1}) + \chi_2 \text{sg}_{it-1} + \chi_3 \text{roa}_{it-1} + \chi_4 \text{lev}_{it-1} + \varepsilon_{it}] \\ \text{investment}_{it} &= \alpha'_1 \text{post} + \alpha'_2 \text{treat} \times \text{post} + \alpha'_3 \text{mills} + \eta z + \text{fe} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

1 段階目のモデルの特定化は Acharya and Xu (2017) および French et al. (2019) に従い、第 3.2 節でマッ

¹ Li and Probhala (2007) が選択バイアスに関連するモデルをレビューしている。選択バイアスに関する内生性の問題から生じる係数のバイアスについて、逆ミルズ比をモデルに加えることによって係数の一貫性を補正することができる。ただし、スタンダードな Heckman の 2 段階モデルとは異なり、説明変数に含まれているインディケータ (*treat*) が内生的な変数であるモデルである。逆ミルズ比の計算は、Tucker (2010) の第 (12) 式に従っている。すなわち、トリートメント・グループ (*treat* = 1) には、1 段階目のプロビットモデルから得られる上場企業である確率にもとづいて求めた逆ミルズ比 (*mills*) をモデルに加えている。これに対して、コントロール・グループ (*treat* = 0) には、非上場企業である確率 (1 から上場企業の逆ミルズ比を引いた確率) にもとづいて求めた逆ミルズ比をモデルに加えている。逆ミルズ比をモデルに加える際の多重共線性が問題にならないことを確認している (*VIF* < 10)。

表 A3. 代替的なマッチング

この表は、頑健性分析において用いた代替的なマッチングでマッチさせたトリートメント・グループとコントロール・グループとのマッチング変数の基本統計量とその差の検定の結果を報告している。*は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
Panel A: <i>industry+inv+size</i>								
<i>inv</i>	0.1290	0.0707	0.2563	0.1273	0.0603	0.2365	0.0018	0.0105 *
<i>size</i>	10.3361	10.1598	1.2312	10.3379	10.1895	1.2133	-0.0017	-0.0297
Panel B: <i>industry+inv+size+lev</i>								
	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>inv</i>	0.1055	0.0731	0.1557	0.1232	0.0673	0.2160	-0.0177	0.0057
<i>sg</i>	0.0139	0.0154	0.1281	0.0018	-0.0133	0.1340	0.0121	0.0287
<i>size</i>	10.4064	10.1544	1.2255	10.4447	10.2935	1.3447	-0.0383	-0.1390
<i>lev</i>	0.2573	0.2417	0.1848	0.2873	0.2573	0.2216	-0.0300	-0.0156
Panel C: <i>industry+inv+sg+cfo+size+lev</i>								
	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>inv</i>	0.1454	0.0722	0.3186	0.1184	0.0609	0.2391	0.0271	0.0113
<i>sg</i>	0.0384	0.0214	0.1388	-0.0048	-0.0153	0.1299	0.0432	0.0367
<i>cfo</i>	0.1860	0.1353	0.5306	0.1302	0.1031	0.6385	0.0558	0.0322
<i>size</i>	10.2236	10.0613	1.2252	10.3245	10.2463	1.3757	-0.1009	-0.1850 *
<i>lev</i>	0.2848	0.2686	0.2113	0.2936	0.2842	0.2164	-0.0087	-0.0156

ングしたサンプルを用いて逆ミルズ比 (*mills*) を計算する。すなわち、トリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) を被説明変数として、売上高の自然対数 (*ln.sales*)、売上高成長率 (*sg*)、ROA (*roa*)、財務レバレッジ (*lev*) に回帰する。プロビットモデルによって推定された係数をもとに逆ミルズ比を求め2段階目のモデルに加える。2段階目のモデルでは、被説明変数の投資の変数 (*investment*) には、有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) と有形固定資産および無形資産の投資 (*inv*) の2つを用いる。関心変数はトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) とトリートメントの介入以降の期間を示すインディケータ (*post*) の交差項 (*treat×post*) である。企業の投資行動に与える要素をコントロール変数 (*z*) として加えている。企業の投資機会をコントロールするために売上高成長率 (*sg*) をコントロールする。情報の非対称性が存在すると、成長機会に加えて企業の内部資金が投資行動の重要な決定要因であることが明らかになっている。内部資金の代理変数として、営業キャッシュ・フロー (*cfo*) をコントロールする。企業規模 (*size*) をモデルに加えることで、事業のライフサイクルや資金制約をコントロールする。内部資金の変数として現金保有比率 (*cash*) もコントロールする。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*) を加える。観察できない要因から生じる内生性の問題を可能な限り除外するために、企業の固定効果 (*fe*) もコントロールする。モデルは OLS によって推定し、係数の有意水準の計算には企業レベルでクラスター化した標準誤差を用いる。

表 A4 の Panel A の第 1-2 列が、モデル (A2) の結果を報告している。交差項の係数はいずれも正に有意である。この結果は、逆ミルズ比をコントロールしたとしても、主分析の結果は大きく変化しないことを示している。また、上場企業と非上場企業ではファンダメンタルズに対する投資の感応度が異なることが知られている (e.g., Asker et al., 2015)。そこで、*treat* と売上成長率 (*sg*) および営業キャッシュ・フロー (*cfo*) の交差項を加えたモデルを推定した。推定結果は主分析の結果と大きく変化しなかった (第 3-4 列)。これらの結果は、主分析の結果がコントロール・グループとトリートメント・グループの特性の差異から得られた結果ではなく、トリートメントの介入によって生じた効果を捉えていることを支持する証拠である。

ただし、以上の推定方法では不十分であるという議論もありうる²。逆ミルズ比の計算には操作変数が必要であると議論する研究も存在する (Larcker and Rusticus, 2010; Lennox et al., 2011)。モデル (A2) の分析では適切な操作変数を用いていないため、特定化に問題がある可能性がある点には注意が必要である。そこで、各産業・年における上場企業の比率を、トリートメント・グループに属す確率 (*prob(listed = 1)*) の操作変数として用いたトリートメント・エフェクト・モデルも推定した。同業他社が株式上場していると、その産業に属す企業はそうでない企業と比べて、株式上場する傾向が強くなる (Scharfstein and Stein, 1990)。企業の投資行動は、企業が株式上場をする以外の経路から産業の上場企業比率から影響を受けないと考えられる。この操作変数を用いて計算した逆ミルズ比 (*mills_iv*) をモデルに加えて、主分析のモデルを再推定する。具体的には次のようなモデルである：

$$prob(treat=1) = F [\chi'_{it} instrument + Xz + \varepsilon_{it}],$$

ここで操作変数 (*instrument*) は、日経中分類における各年・産業ごとの上場企業のシェアである。2段階目のモデルに加える全てのコントロール変数 (*z*) も加えている。

表 A4 の Panel B が1段階目のモデルと (第 1 列)、モデルから計算される逆ミルズ比を加えた2段階目のモデルの結果を報告している (第 2-3 列)。1段階目のモデルでは、操作変数の係数は正に有意である。これは、株式上場する傾向が強い産業ほど企業が上場する可能性が高くなることを示唆している。操作変

² この点は匿名レフェリーより有益なコメントを頂いた。感謝申し上げたい。

表 A4. 株式上場の内生性

この表は株式上場に関する内生性に対処したモデルの結果を報告している。Panel A の奇数列では有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) を、偶数列が有形固定資産および無形資産への投資 (*inv*) を被説明変数として用いた結果を示している。関心変数は、2005 年 3 月期から 2007 年 2 月期 (*post(+1,+2)*) とそれ以降の期間 (*post(+3,+4)*) を示すインディケータとトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) との交差項である。第 3-4 列は、トリートメント・エフェクト・モデルの結果を報告している。1 段階目のプロビットモデルでは、トリートメント・グループを示すインディケータ (*treatment*) を売上高の自然対数 (*ln.sales*)、売上高成長率 (*sg*)、ROA (*roa*)、財務レバレッジ (*lev*) に回帰している。このプロビットモデルの推定結果から逆ミルズ比 (*mills*) を計算し 2 段階目のモデルに加えている。コントロール変数には、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) を加えている。第 3-4 列では、逆ミルズ比に加えて売上高成長率と営業キャッシュ・フローと、トリートメント・グループを示すインディケータとの交差項を加えたモデルの結果を報告している。また、企業の固定効果もコントロールしている。Panel B は、産業-年の上場企業比率を操作変数として用いて計算した逆ミルズ比を用いたトリートメント・エフェクト・モデルの結果を報告している。第 1 列がトリートメント・グループに属していることを示すインディケータを被説明変数として推定したプロビットモデルの結果を報告している。第 2-3 列が 1 段階目のモデルから計算した逆ミルズ比 (*mills_inst*) を加えたモデルの結果を報告している。具体的なモデルの特定化は以下のとおりである：

$$(1 \text{ 段階目}) \quad \text{prob}(treat=1) = F[\chi_1 \text{ instrument} + Xz + \varepsilon_{it}],$$

$$(2 \text{ 段階目}) \quad \text{investment}_{it} = \alpha'_1 \text{ post} + \alpha'_2 \text{ treat} \times \text{post} + \alpha'_3 \text{ mills_inst} + \eta z + fe + \varepsilon_{it},$$

係数の下のカッコには、企業レベルでクラスタリングした標準誤差を示している。*、**、***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。

Panel A: トリートメント・エフェクト・モデルと交差項

	Treatment Effect Model		Interaction	
	<i>inv.ppe</i> (1)	<i>inv</i> (2)	<i>inv.ppe</i> (3)	<i>inv</i> (4)
<i>treat</i> × <i>post(+1,+2)</i>	0.0431** (0.0171)	0.0510** (0.0246)	0.0453** (0.0181)	0.0478** (0.0239)
<i>treat</i> × <i>post(+3,+4)</i>	0.0435** (0.0181)	0.0494* (0.0267)	0.0454** (0.0185)	0.0467* (0.0264)
<i>post(+1,+2)</i>	-0.0492*** (0.0125)	-0.0563*** (0.0164)	-0.0503*** (0.0129)	-0.0560*** (0.0157)
<i>post(+3,+4)</i>	-0.0356** (0.0172)	-0.0423* (0.0238)	-0.0367** (0.0172)	-0.0412* (0.0230)
<i>mills</i>	0.2414 (0.2109)	0.2736 (0.3433)	0.2378 (0.2145)	0.3109 (0.3495)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
Observations	2,559	2,559	2,559	2,559
firm/year	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.244	0.201	0.240	0.199

数の係数の有意水準は 0.02%であり、弱操作変数 (Weak IV) ではないことと整合する証拠である。2 段階目の結果は、主分析の証拠と矛盾するものではなかった。以上の結果は、主分析の結果が頑健であることを示唆している。

A5 その他の頑健性分析

表 A5 がその他の頑健性分析の結果を報告している。第 1 に、追加的なコントロール変数を追加してモデルを再推定した。まず、主分析の結果が、トリートメント・グループに含まれる企業が投資を増加させる成長期である効果を誤って捉えている可能性を棄却するために、事業ライフサイクルをコントロールする。事業ライフサイクルは社歴 (*age*) と留保利益 (*retain*) と関係すると考えられる (DeAngelo et al., 2006; Kraft et al., 2018)。そこで、モデル (1) に両変数とその二乗項を加えた。表 A5 の第 1-2 列の結果から、事業ライフサイクルは主分析の統計的有意性や経済的重要性に大きな影響を与えないことがわかる。つづいて、企業の所有行動をコントロールした。上場企業と非上場企業は所有構造が大きく異なる可能性があり、

Panel B: 産業-年の上場企業比率を用いたトリートメント・エフェクト・モデル

	First Stage		Second Stage	
	<i>treat</i> (1)	<i>inv.ppe</i> (2)	<i>inv</i> (3)	
<i>instrument</i>	1.4554*** (0.3890)			
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)		0.0450** (0.0187)	0.0486* (0.0265)	
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)		0.0471** (0.0197)	0.0452 (0.0293)	
<i>post</i> (+1,+2)		-0.0460*** (0.0119)	-0.0511*** (0.0153)	
<i>post</i> (+3,+4)		-0.0316** (0.0159)	-0.0331 (0.0210)	
<i>sg</i>	1.1415*** (0.2453)	0.1897*** (0.0567)	0.3395*** (0.0817)	
<i>cfo</i>	0.0052 (0.0559)	0.0173 (0.0158)	-0.0019 (0.0325)	
<i>size</i>	0.0519 (0.0488)	-0.0636** (0.0246)	-0.0900** (0.0421)	
<i>cash</i>	1.7822*** (0.5299)	0.3624*** (0.1350)	0.6023*** (0.2128)	
<i>lev</i>	0.5968* (0.3140)	-0.0207 (0.1167)	-0.1059 (0.1768)	
<i>constant</i>	-2.0999*** (0.5728)			
<i>mills_iv</i>		0.0555 (0.0651)	-0.0242 (0.0915)	
Observations	2,559	2,559	2,559	
firm FE	no	yes	yes	
clustered by	firm	firm	firm	
χ^2 of <i>instrument</i>	14.00 (<i>p-value</i> < 0.0002)			
Pseudo R ² /Adj R ²	0.0478	0.241	0.198	

この所有構造の差異が主分析の結果を生じさせている可能性がある。所有構造の変数として、十大株持株比率 (*sh.top10*)、金融機関持株比率 (*sh.financial*)、取締役員持株比率 (*sh.directors*)、外国人持株比率 (*sh.foreign*) をモデルに加えて再度推定する。表 A5 の第 3-4 列の結果から、主分析の結果は上場企業と非上場企業の所有構造の差異によって得られたわけではないことがわかる。

第 2 に、本文には使用していない変数を用いてマッチングを行いモデル (1) を再度推定した。企業規模に加えて、①財務レバレッジ (*lev*) と社歴 (*age*) を用いた場合と、②財務レバレッジ (*lev*)、社歴 (*age*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*) と売上高成長率 (*sg*) を使用して産業ごとにマッチングを行う。①および②の結果をそれぞれ第 5-6 列および第 7-8 列に報告している。関心変数 *treat*×*post* の係数は正に有意である。これらの結果は主分析の結果が代替的なマッチング方法に対して頑健であることを示唆している。第 3 に、投資機会の代替的な変数を利用してモデルを推定した。本稿は非上場企業を分析に利用しているため、企業投資の分析で利用されるトービンの *q* を計算することができない。そこで、先行研究に従って予想 *q* (*pred.q*) を計算し、再度モデルを推定した (e.g., Campello and Graham, 2013; Asker et al., 2015)。表 A5 の第 9-10 列の結果から、主分析の結果は投資機会の変数に関して頑健であることが明らかになった。第 4 に、金融危機の影響を除いた。本稿の分析期間には、世界金融危機の影響があると考えられる 2008 年 3 月期から 2009 年 2 月期が含まれている。世界金融危機の影響は上場企業と非上場企業との間で受ける影響が異なると考えられ (Campello et al., 2011)、主分析の結果に何らかの影響を与えていると予想される。この影響によって主分析の結果が得られた可能性を除外するために、2008 年 3 月期から 2009 年 2 月期のサンプル

表 A5. その他の頑健性分析

この表はモデル (2) の頑健性分析の結果を報告している。第 1-2 列が、事業ライフサイクルをコントロールするために社歴 (*age*) および株主資本比率 (*retain*) とそれぞれの二乗項を加えたモデルの推定結果である。第 3-4 列では、企業の所有構造をコントロールしたモデルの推定結果を報告している。企業の所有構造には、金融機関持株比率 (*sh.financial*)、取締役持株比率 (*sh.directors*)、外国人持株比率 (*sh.foreign*)、十大株主持株比率 (*sh.top10*) が含まれる。第 5-6 列は規模、産業、売上高成長率、現金保有率を用いたマッチングを、第 7-8 列は規模、産業、売上高成長率、現金保有率、十大株主持株比率を用いたマッチングを用いた結果を報告している。なお、プロビットモデルを推定できない場合が多いため、産業は日経大分類を用いている。第 9-10 列が、代替的な投資機会の変数として予想 *q* (*pred.q*) を売上高成長率の代わりに加えたモデルの推定結果を報告している。第 11-12 列では、金融危機の影響を除外するために、2008 年 3 月期から 2009 年 2 月期までの観測点を除いた結果を報告している。第 13-14 列は企業-年レベルでクラスターリングした標準誤差で係数の有意水準を求めた結果を示している。第 15-16 列では、産業-年固定効果を加えたモデルの推定結果を報告している。いずれの定式化でも 2003 年 3 月期から 2005 年 2 月期まで (*post(+1,+2)*) とそれ以降 (*post(+3,+4)*) が関心変数である。また、企業固定効果をコントロールしている。係数の下のカッコには標準誤差を報告しており、第 13-14 列以外の結果では企業レベルでクラスター化して計算している。*、**、***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。

	Additional Control				Alternative Matching			
	Business lifecycle		Ownership structure		<i>industry + size + lev + age</i>		<i>industry + size + lev + age + cfo + sg</i>	
	<i>inv.ppe</i> (1)	<i>inv</i> (2)	<i>inv.ppe</i> (3)	<i>inv</i> (4)	<i>inv.ppe</i> (5)	<i>inv</i> (6)	<i>inv.ppe</i> (7)	<i>inv</i> (8)
<i>treat</i> × <i>post(+1,+2)</i>	0.0400** (0.0183)	0.0504** (0.0235)	0.0418** (0.0182)	0.0528** (0.0249)	0.0359** (0.0161)	0.0400** (0.0199)	0.0371** (0.0166)	0.0421* (0.0249)
<i>treat</i> × <i>post(+3,+4)</i>	0.0341* (0.0194)	0.0459* (0.0264)	0.0407** (0.0187)	0.0526* (0.0272)	0.0589*** (0.0190)	0.0775*** (0.0229)	0.0207 (0.0196)	0.0265 (0.0281)
<i>post(+1,+2)</i>	-0.0231 (0.0187)	-0.0155 (0.0277)	-0.0484*** (0.0118)	-0.0532*** (0.0145)	-0.0334*** (0.0122)	-0.0341** (0.0159)	-0.0354*** (0.0108)	-0.0325* (0.0167)
<i>post(+3,+4)</i>	0.0053 (0.0252)	0.0199 (0.0365)	-0.0304** (0.0153)	-0.0320 (0.0200)	-0.0217 (0.0149)	-0.0223 (0.0188)	-0.0079 (0.0158)	-0.0032 (0.0226)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	2,317	2,317	2,559	2,559	2,266	2,266	2,175	2,175
firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.249	0.221	0.253	0.216	0.185	0.196	0.153	0.151

(cont'd)

	Investment opportunity		Excluding Financial Crisis		Multiway-Clustering		Industry×year FE	
	<i>inv.ppe</i> (9)	<i>inv</i> (10)	<i>inv.ppe</i> (11)	<i>inv</i> (12)	<i>inv.ppe</i> (13)	<i>inv</i> (14)	<i>inv.ppe</i> (15)	<i>inv</i> (16)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)	0.0410** (0.0196)	0.0556* (0.0293)	0.0420** (0.0174)	0.0492** (0.0246)	0.0421** (0.0153)	0.0499** (0.0211)	0.0474** (0.0196)	0.0562* (0.0298)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)	0.0428** (0.0195)	0.0600** (0.0299)	0.0462** (0.0191)	0.0581** (0.0288)	0.0418** (0.0175)	0.0475* (0.0246)	0.0526** (0.0207)	0.0592* (0.0313)
<i>post</i> (+1,+2)	-0.0408*** (0.0134)	-0.0542*** (0.0180)	-0.0425*** (0.0120)	-0.0501*** (0.0157)	-0.0450* (0.0208)	-0.0515* (0.0234)		
<i>post</i> (+3,+4)	-0.0230 (0.0182)	-0.0367 (0.0260)	-0.0403*** (0.0150)	-0.0523*** (0.0196)	-0.0286 (0.0231)	-0.0344 (0.0285)		
<i>controls</i>	yes	yes						
Observations	2,184	2,184	2,234	2,234	2,559	2,559	2,559	2,559
firm FE	yes	yes						
industry×year FE	no	no	no	no	no	no	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm & year	firm & year	firm	firm
Adj. R ²	0.270	0.217	0.245	0.214	0.240	0.198	0.246	0.191

を除外した。分析の結果は、主分析から大きく変化しなかった (表 A5 の第 11-12 列)。

第 5 に、標準誤差の算定方法を変更した。主分析では企業レベルでクラスタリングした標準誤差を使用した。どの算定方法が最も適しているか結論は定まっていない。そこで、様々な標準誤差を利用して係数の有意水準を求めた。表 A5 の第 13-14 列は、企業-年レベルでクラスタリングした標準偏差を報告している。これ以外にも、産業レベル、産業-年レベル、トリートメント-年レベルでのクラスタリング、White の標準偏差を用いた場合にも関心変数の係数は統計的に有意であった。第 6 に、主分析の結果が特定の産業の影響を反映している可能性を除外するために、産業-年の固定効果を加えてモデルを推定した。推定結果は主分析と大きく変化しなかった (第 15-16 列)。

さらに、Heckman et al. (1997) の DiD マッチングを用いた分析の結果を表 A6 に報告している³。主分析のモデル (1) で用いたコントロール変数 (*sg, cfo, size, cash, lev*) に加えて、産業および年の固定効果を加えてトリートメント・グループとコントロール・グループをマッチングする。マッチングに際しては、傾向スコアマッチング (propensity score matching) と最近傍マッチング (nearest neighborhood matching) の 2 つを用いている。表 A6 の Panel A は傾向スコアマッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を、Panel B は最近傍マッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を報告している。Before は 2001 年 3 月期から 2004 年 2 月期まで、Post は 2005 年 3 月期から 2009 年 2 月期までを示している。また、金融危機の期間を除いた Post の期間 (Post (FC excluded)) は、2005 年 3 月期から 2008 年 2 月期までを示している。投資の変数として有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) と有形固定資産および無形資産への投資 (*inv*) のいずれを使った場合でも、トリートメント介入以前の期間では投資水準に統計的に有意な差は観察されない。トリートメント介入以降の期間では、トリートメント・グループがコントロール・グループよりも統計的に有意に大きな投資を行っている。最近傍マッチングを用いた場合では、トリートメント介入以降の期間の差の有意水準は 10%水準であるが、金融危機の影響を除くために 2008 年 3 月期以降のサンプルを除外したところ有意水準は 1%水準まで小さくなった。これらの証拠は、主分析の結果が DiD マッチングを用いたとしても頑健であることを示唆している。

A6 純現金保有比率のサブサンプルの基本統計量

本文の追加検証では、トリートメント介入以前の純現金保有比率 (*net.cash*) の分布を用いて、quiet life のインセンティブが強い企業において報告頻度の効果が大きいことを示した。これは、中村 (2017) の識別戦略に倣ったものである。しかし、純現金保有比率は quiet life のインセンティブのほかに、内部資金が潤沢であることを捉えている可能性がある。そこで、純現金保有比率の分布で分けたサブサンプルごとの現金保有比率 (*cash*) の基本統計量を観察し、サブサンプルが内部資金をどれだけ代理しているかを検証する。また、トリートメント・グループとコントロール・グループのサブサンプルにおける観測点が偏っていないことを明らかにするために、各サブサンプルの観測点の分布を確認する。

表 A7 がサブサンプルごとの観測点の数および現金保有比率の基本統計量を報告している。第 1 列がトリートメント・グループとコントロール・グループのサブサンプルの分布を示している。観測点の数に注目すると、純現金保有比率の各サブサンプルにおいてトリートメント・グループとコントロール・グループとの間では観測点の大きな偏りがないことがわかる。第 2 列が各サブサンプルの現金保有比率の基本統計量を報告している。純現金保有比率が最も大きいサブサンプル以外のサブサンプルでは、現金保有比率がベースラインと統計的な差が観察されなかった。これは、純現金保有比率が内部資金の大きさを部分的

³ 本分析は匿名レフェリーよりご提案いただいた。感謝申し上げたい。

表 A6. DiD マッチング

この表は DiD マッチングを用いた分析を報告している。主分析で用いている説明変数 (*sg, cfo, size, cash, lev*) と年の固定効果と産業の固定効果を用いて、トリートメント・グループとコントロール・グループをマッチングしている。Panel A は傾向スコアマッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を、Panel B は最近傍マッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を報告している。Before は 2001 年 3 月期から 2004 年 2 月期まで、Post は 2005 年 3 月期から 2009 年 2 月期までを示している。また、金融危機の期間を除いた Post の期間 (Post (FC excluded)) は、2005 年 3 月期から 2008 年 2 月期までを示している。*、**、***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。

Panel A: PSM						
	<i>inv.ppe</i>			<i>inv</i>		
	Before (1)	Post (2)	Post (FC excluded) (3)	Before (4)	Post (5)	Post (FC excluded) (6)
<i>ATE</i>	0.0066 (0.0089)	0.0283*** (0.0089)	0.0354*** (0.0087)	0.0129 (0.0107)	0.0463*** (0.0117)	0.0521*** (0.0129)
Panel B: NNM						
	<i>inv.ppe</i>			<i>inv</i>		
	Before (7)	Post (8)	Post (FC excluded) (9)	Before (10)	Post (11)	Post (FC excluded) (12)
<i>ATE</i>	0.0031 (0.0083)	0.0136* (0.0080)	0.0226*** (0.0069)	0.0083 (0.0110)	0.0231* (0.0118)	0.0357*** (0.0101)

表 A7. 純現金保有比率の分布

この表は追加検証で用いた純現金保有比率 (*net.cash*) の分布を報告している。第 1 列は、純現金保有比率のサブサンプルごとの観測点の分布を報告している。第 2 列は、サブサンプルごとの現金保有比率 (*cash*) の基本統計量を報告している。また、現金保有比率の平均値と中央値について、ベースラインのサブサンプル (Baseline) との差が 1%水準で統計的に有意であることを***で示している。

	(1) # of Observation				(2) <i>cash</i>		
	Treatment	Control	Total		Mean	Median	SD
				Percent			
Baseline (<i>net.cash</i> <-0.01)	907	871	1,778	69.48%	0.1037	0.0866	0.0785
-0.01< <i>net.cash</i> <0.01	61	56	117	4.57%	0.1067	0.1025	0.0768
0.01< <i>net.cash</i> <0.03	34	21	55	2.15%	0.1105	0.0835	0.0831
0.03< <i>net.cash</i>	270	339	609	23.80%	0.2807 ***	0.2410 ***	0.1586
Total	1,272	1,287	2,559		0.1461	0.1127	0.1278

に捉えているものの、quiet life のインセンティブが強いと考えられる企業群 (-0.01 < *net.cash* < 0.01) は純現金保有比率が大きく負である企業 (Baseline) と比較すると、内部資金の大きさが大きく変わらないことが確認された。

A7 利益調整

本節では、第 5.2 節の四半期報告の導入が企業パフォーマンスに与える影響を分析した結果が、利益調整を用いた利益捻出によってもたらされていないことを確認する。次のようなモデルを推定する：

$$earnings\ management_{it} = \phi_1 post + \phi_2 treat \times post + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \quad (A3)$$

被説明変数は、Kothari et al. (2005) のモデルから計算される裁量的アクルールズ (*disc.acc*) とその絶対値 (*ab.dac*)、Roychowdhury (2006) のモデルから計算される裁量的支出 (*disc.exp*)、Stubben (2010) のモデル

表 A8. 利益調整

この表は、モデル (A3) の結果を報告している。第 1 列と第 2 列はそれぞれ Kothari et al. (2005) のモデルから算定された裁量的アクルーアルズ (*sign.dacc*) とその絶対値 (*ab.dacc*) を被説明変数に用いた結果である。第 3 列は Roychowdhury (2006) のモデルから算定された裁量的支出の実体的利益調整の代理変数 (*ram*) を被説明変数に用いた結果である。第 4 列は Stubben (2010) のモデルから算定された裁量的収益 (*d.rev*) を被説明変数に用いた結果である。いずれの定式化でもトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) と 2003 年 3 月期から 2005 年 2 月期まで (*post(+1,+2)*) とそれ以降 (*post(+3,+4)*) が関心変数である。売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、社歴 (*age*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、十大株主持株比率 (*sh.top10*)、金融機関持株比率 (*sh.financial*)、取締役員持株比率 (*sh.directors*) をコントロールしている。いずれのモデルでも、企業固定効果をコントロールしている。係数の下のカッコには、企業レベルでクラスター化された標準誤差を示している。*、**、*** 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。

	Accrual Management		Real Activity Management	Revenue Management
	<i>sign.dac</i> (1)	<i>ab.dac</i> (2)	<i>ram</i> (3)	<i>d.rev</i> (4)
<i>treat</i> × <i>post(+1,+2)</i>	0.0051 (0.0035)	0.0007 (0.0030)	-0.0023 (0.0046)	-0.0018 (0.0029)
<i>treat</i> × <i>post(+3,+4)</i>	-0.0006 (0.0039)	-0.0011 (0.0034)	-0.0042 (0.0064)	0.0048 (0.0033)
<i>post(+1,+2)</i>	0.0012 (0.0026)	-0.0004 (0.0021)	-0.0099** (0.0040)	0.0033 (0.0023)
<i>post(+3,+4)</i>	0.0045 (0.0029)	0.0009 (0.0022)	-0.0119** (0.0059)	0.0025 (0.0021)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
Observations	2,185	2,185	2,185	2,559
firm FE	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.422	0.318	0.897	0.003

から計算される裁量的収益 (*disc.rev*) の 3 つの変数である。それぞれ、会計的利益調整、実体的利益調整、収益調整を測定する変数である。関心変数はトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) とトリートメントが介入した以降の期間を示すインディケータ (*post*) の交差項 (*treat* × *post*) である。この交差項の係数 ϕ_2 が正であればトリートメントの介入によって利益調整がより活発に行われるようになったことを支持する結果になる。コントロール変数 (z) として、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、社歴 (*age*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、十大株主持株比率 (*sh.top10*)、金融機関持株比率 (*sh.financial*)、取締役員持株比率 (*sh.directors*)、外国人投資家持株比率 (*sh.foreign*) を加えている。企業固定効果 (*fe*) をコントロールしたうえで OLS によって推定し、有意水準の計算には企業レベルでクラスター化した標準誤差を用いる。

表 A8 の第 1 列では裁量的アクルーアルズ (*disc.acc*) を、第 2 列では裁量的アクルーアルズの絶対値 (*ab.dac*) を、第 3 列では裁量的支出 (*disc.exp*) を、第 4 列では裁量的収益 (*disc.rev*) をそれぞれ被説明変数としてモデル (A2) を推定した結果を報告している。いずれのモデルでも、交差項の係数は統計的に有意ではない。これらの結果は、第 5.2 節の四半期報告導入によって企業パフォーマンスが改善したという発見が、利益調整による利益捻出を捉えていないことを示唆している。

参考文献

- Acharya, Viral., and Xu, Zhaoxia., 2017. Financial dependence and innovation: the case of public versus private firms, *Journal of Financial Economics* 124, 223–243.
- Amihud, Yakov., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- Asker, John., Farre-Mensa, Joan, and Ljungqvist, Alexander., 2015. Corporate investment and stock market listing: a puzzle?, *Review of Financial Studies* 28, 342–390.
- Campello, Murillo., Giambona, Erasmo., Graham, John R., and Harvey, Campbell R., 2011. Liquidity management and corporate investment during a financial crisis, *Review of Financial Studies* 24, 1944–1979.
- Campello, Murillo., and Graham, John. R., 2013. Do stock prices influence corporate decisions? Evidence from the technology bubble. *Journal of Financial Economics* 107, 89-110.
- DeAngelo, Harry., DeAngelo, Linda., and Stulz, René. M., 2006. Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory. *Journal of Financial Economics* 81, 227-254.
- French, Joseph., Fujitani, Ryosuke., and Yasuda, Yukihiro., 2019. Stock market listing, investment, and business groups: how firm structure impacts investment?, Working Paper.
- Goodman, Theodore H., Neamtiu, Monica., Shroff, Nemit., and White, Hal D., 2013. Management forecast quality and capital investment decisions. *Accounting Review* 89, 331-365.
- Heckman, James J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47 (1), 153-161.
- Heckman, James. J., Ichimura, H., and Todd, P. E., 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies* 64, 605-654.
- Kothari, Sagar. P., Leone, Andrew. J., and Wasley, Charles. E., 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39, 163-197.
- Kraft, Arthur G., Vashishtha, Rahul., and Venkatachalam, Mohan., 2018. Frequent financial reporting and managerial myopia, *Accounting Review* 93, 249–275.
- Larcker, David F., and Rusticus, Tjomme O., 2010. On the use of instrumental variables in accounting research. *Journal of Accounting and Economics* 49, 186-205.
- Lennox, Clive S., Francis, Jere R., and Wang, Zitian., 2011. Selection models in accounting research. *Accounting Review* 87, 589-616.
- Li, Kai., and Prabhala, Nagpurnanand. R., 2007. Self-Selection Models in Corporate Finance. Chapter 2 in: ed. Eckbo, Espen., *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*. Handbooks in Finance Series.
- Roychowdhury, Sugata., 2006. Earnings management through real activities manipulation, *Journal of Accounting and Economics* 42, 335-370.
- Scharfstein, David. S., and Stein, Jeremy C., 1990. Herd behavior and investment. *American Economic Review* 80, 465-479.
- Stubben, Stephen. R., 2010. Discretionary revenues as a measure of earnings management, *Accounting Review* 85, 695-717.
- Tucker, Jenny Wu., 2010. Selection bias and econometric remedies in accounting and finance research. *Journal of Accounting Literature* 29, 31-57.