



RIETI Discussion Paper Series 19-J-030

## 社外取締役と投資行動・経営成果

森川 正之  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

社外取締役と投資行動・経営成果\*

森川 正之 (経済産業研究所)

(要旨)

本稿は、最近の上場企業における社外取締役の増加が、投資行動及び経営成果に与えた効果の実証分析である。日本企業のパネルデータを使用し、非上場企業との比較及び操作変数推計により因果関係の解明を試みる。その結果によれば、上場企業における急速な社外取締役の増員が、積極的な投資やリスクテイキングを促す効果、利益率や生産性を高める効果はいずれも確認されない。他方、社外取締役の増員がネガティブな影響を持ったという事実も観察されない。ただし、本稿の分析は社外取締役増員の2年後までの平均的な効果であり、長期的な効果や企業特性・個人特性による異質性は分析の射程外である。

Keywords : 社外取締役、会社法、コーポレートガバナンス・コード、設備投資、研究開発、ROA、TFP

JEL Classification : D22, G34, K22, M48

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

---

\* 本稿の原案に対して、近藤恵介、小西葉子、牧岡亮、中島篤志、坂本里和、矢野誠ほか RIETI ディスカッション・ペーパー検討会参加者から有益なコメントをいただいたことに感謝する。「経済産業省企業活動基本調査」のデータ利用に当たり、経済産業省調査統計グループの関係者の協力を得たことに謝意を表したい。本研究は、科学研究費補助金(16H06322, 18H00858)の助成を受けている。

## 社外取締役と投資行動・経営成果

### 1. 序論

本稿は、最近の日本の上場企業における社外取締役の増加が投資行動及び経営成果に及ぼした効果を、大規模なパネルデータを使用して実証的に分析する。上場企業の社外取締役急増には、最近の会社法改正、コーポレートガバナンス・コード策定といった制度変更が強く影響しており、準外生的な要因による自然な実験と見ることができる。

近年、企業の稼ぐ力の向上、攻めの経営の実現などを目的として、社外取締役の導入・拡大を促す制度改正が行われてきた。「日本再興戦略」(2013年)は、「攻めの会社経営を後押しすべく、社外取締役の機能を積極活用することとする」と述べた上で、「独立性の高い社外取締役の導入を促進するための措置を講ずるなど、少なくとも一人以上の社外取締役の確保に向けた取組を強化する」とした。これを受ける形で2014年に会社法改正が行われ(施行は2015年)、社外取締役を選任しない上場企業等への説明責任、社外取締役の独立性要件の厳格化などの制度が導入された。<sup>1</sup>

「日本再興戦略・改訂2014」は、コーポレートガバナンス・コードを策定するとの方針を提示し、上場企業に対してコードの原則を実施するか、実施しない場合はその理由の説明を求めるとした。これを受けて東京証券取引所は2015年にコーポレートガバナンス・コードを策定した。会社法改正における独立性要件以外は、コンプライ・オア・エクスプレイン、つまり社外取締役を選任しない場合に説明責任が生じるというものである。つまり選任が法的に義務付けられたわけではないが、「社外取締役を置くことが相当でない理由」を株主総会や事業報告で説明する必要があることから、上場企業にとって現実にはかなり強い外生的なプレッシャーとして機能している。<sup>2</sup>

同コードは2018年に改正され、十分な人数の独立社外取締役を選任すること、ジェンダーや国際性の面での多様性を考慮することを推奨している。最近では、会社法をさらに改正し、上場企業及び非上場大企業を対象に社外取締役を置くことを義務付けることも検討されている。<sup>3</sup>

こうした制度改正を背景に、上場企業では社外取締役が急増しており、非上場企業とは対照的な動きとなっている(森川, 2018)。「経済産業省企業活動基本調査」(以下、「企業活動

---

<sup>1</sup> 過去10年間当該企業の経営に携わった者だけでなく、業務執行者の近親者、親会社・兄弟会社の業務執行者なども、当該企業の(独立)社外取締役には当たらないこととなった。

<sup>2</sup> 正確に言うと、委員会型の会社は、2人以上の社外取締役を置くことが会社法上の義務であり、コンプライ・オア・エクスプレインの対象は、これ以外の株式会社のうち公開大会社である監査役等設置会社であって有価証券報告書の提出義務がある会社である。

<sup>3</sup> 法制審議会「会社法制(企業統治等関係)の見直しに関する要綱案」(2019年1月)。

基本調査」と略す)のデータ(詳細は第3節参照)に基づき、社外取締役がいる企業の割合を計算すると、非上場企業は46~47%で横ばいなものに対して上場企業では明瞭な上昇トレンドが見られ、特に2014年度から上昇が加速し、2016年度には88%に達している(表1A(1)列)。<sup>4</sup> 各社の取締役総数に占める社外取締役比率の平均値を見ても、非上場企業は約18%で横ばいだが、上場企業では2011年の約13%から2016年には約25%へと急上昇している(同表B(1)列)。

さらに社外取締役の内訳を見ると、親会社の役職員などの社外取締役が増えたわけではなく、独立社外取締役の増加によるものなので(同表(2)列)、上場企業が制度改正に対応するために独立性の強い社外取締役を急速に増加させたことが明らかである。<sup>5</sup> なお、非上場企業の場合には、社外取締役の中でも関係会社の者が多く、独立社外取締役がいる非上場企業は少数であり、独立社外取締役比率の平均値も低い。

次節で概観するように、社外取締役が経営スタイルや業績に及ぼす効果について海外では多くの研究が行われているが、日本企業を対象とした研究蓄積は限られている。社外取締役増員という企業の意思決定は当然のことながら内生的なものであり、単に社外取締役の人数やシェアと企業行動・企業業績の相関関係を見ただけでは増員の効果(因果関係)はわからない。例えば、好業績が続く余裕のある企業が社外取締役を登用する傾向があるとすれば、正の相関関係が見られるだろう。逆に不祥事などを契機に業績が大きく悪化したときに社外取締役が導入される傾向があるとすれば、社外取締役の増加と業績の間には負の相関関係が観察されるかも知れないし、社外取締役増員後の業績回復との間には、正の相関関係が現れる可能性もある。しかし、これらはいずれも社外取締役から経営成果という因果関係を意味するわけではない。

本稿では、最近の企業統治制度改正に伴う上場企業における社外取締役の急増を「自然な実験」と捉え、社外取締役の増員が投資行動、経営成果に及ぼした効果を実証的に分析する。具体的には、①上場企業と制度改正の影響を受けなかった非上場企業の比較、②上場企業を対象にした操作変数推計という2つのアプローチで因果関係の解明を試みる。

分析結果の要点をあらかじめ要約すると以下の通りである。第一に、企業統治制度改正に伴う上場企業の急速な社外取締役の拡大が、積極的な投資やリスクテイキングを促した証拠は観察できないが、逆にリスク回避的になったという事実も見られない。第二に、上場企業における社外取締役増員が、ROAやTFPで見た経営成果を改善する効果も確認できないが、海外のいくつかの実証研究が示すような業績悪化というネガティブな影響も生じていない。

---

<sup>4</sup> その後も増加傾向は続いており、東京証券取引所資料によれば、一部上場企業のうち「2名以上の独立社外取締役を選任している企業」が、2018年には91.3%に達している。

<sup>5</sup> 「企業活動基本調査」は、社内取締役、社外取締役のほか、社外取締役の内数として関係会社(親会社、子会社・関連会社)の人数を調査しており、本稿では、社外取締役のうち関係会社以外の人数を独立社外取締役とみなしている。

本稿は短期的効果の分析にとどまるので、長い目で見ると違った効果が現れる可能性がありうることを留保しておく必要があるが、これまでの内外の研究が再三にわたって指摘してきている通り、最適な取締役会構成は企業特性によって異なることを確認する結果であり、また、社外取締役の人選次第で効果に違いがあることも示唆される。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、社外取締役と企業業績の関係を中心に内外の先行研究を概観する。第3節では使用するデータ及び分析方法を解説する。第4節で投資行動及び経営成果に関する分析結果を報告し、第5節で結論とその含意を要約する。

## 2. 先行研究

社外取締役と経営成果の関係については、株主と経営者の間のエージェンシー問題という観点から理論的に、また、実証的にも会計上の利益率、株価、企業価値などを指標として多くの研究が行われてきた。しかし、前述の通り取締役会の構成は企業自身の意思決定によるものなので、社外取締役の導入や増員と企業業績との単純な相関関係は内生性バイアスを持つ (e.g., Hermalin and Weisbach, 2003; Adams *et al.*, 2010; Wintoki *et al.*, 2012; Roberts and Whited, 2013)。

米国では大企業の不祥事が続発したことを背景として、2002年にサーベンス・オクスリー (SOX) 法の策定及び関連する制度改正が行われ、独立社外取締役の機能強化が義務付けられた。これは企業にとって外生的な制度改正なので、これを対象に社外取締役の効果 (= 因果関係) を分析した研究が多数存在する。SOX 法がコストを増加させ、企業収益にマイナスの影響を持ったことを示す研究 (e.g., Linck *et al.*, 2009; Ahmed *et al.*, 2010) や、社外取締役が当該企業に関する詳細な情報を取得するのが難しい場合、社外取締役の増員が利益率や企業価値にマイナスの影響を持つことを示す研究 (Duchin *et al.*, 2010) がある。

一方、SOX 法による取締役会の独立性向上が、企業のイノベーションにプラスの効果を持ったことを示す研究がある (Lu and Wang, 2018)。<sup>6</sup> 米国以外では、ドイツのコーポレートガバナンス・コードが社外取締役の増員を奨励したことを対象にした研究があり、社外取締役の数とイノベーションの関係は平均的には弱く、企業特性によって異なることを示している (Balsmeier *et al.*, 2014)。

これら海外の先行研究を総括すると、(独立) 社外取締役を増やすことが当該企業にとって望ましいかどうかは、製品・サービスの性質、企業年齢、株式所有構造をはじめ様々な企業特性に依存する。このため、全ての企業に一律の規制を行うことは望ましくないことを指

---

<sup>6</sup> 他方、Aghion *et al.* (2013)は、独立社外取締役が経営者のリスク回避を助長し、イノベーションを阻害する可能性を指摘している。

摘する研究が少ない。<sup>7</sup>

日本企業を対象にした社外取締役の効果の実証研究としては、齋藤 (2011)、宮島・小川 (2012)、金・権 (2015)、Tanaka (2019)、Sako and Kubo (2019)などの例がある。齋藤 (2011)は、1997～2008 年の間に「日経 500」に含まれたことのある上場企業 500 社強のデータを使用し、社外取締役の導入の企業業績 (ROA) への影響を分析している。社外取締役の導入は ROA に寄与しているが、世界経済危機時の業績悪化を食い止める効果は確認されないという結果を報告している。

宮島・小川 (2012)は、東証一部上場企業、2005～2010 年のデータを使用し、社外取締役の選任や社外取締役比率の上昇と企業業績 (ROA) の関係を分析している。それによると、社外取締役は平均的には ROA の向上に寄与していない。ただし、情報獲得コストの多寡でサンプルを区分すると、情報獲得コストの低い企業では正の効果、情報獲得コストの高い企業では負の効果が見られる。その上で、社外取締役の導入を促進することは必要だが、全ての企業に一律に社外取締役の選任を義務化するのではなく、企業に選択の余地を残すことが望ましいと論じている。

金・権 (2015)は、「企業活動基本調査」のマイクロデータ (2005～2010 年) を用いて生産性 (TFP) への効果を分析し、社外取締役と企業の TFP 上昇率は正の関係を持っているが、マッチング DID 推計により内生性をコントロールすると、取締役会改革後に生産性が有意に高まってはいないという結果を報告している。

しかし、以上はいずれも最近の企業統治制度改革以前の時期が分析対象期間である。<sup>8</sup> Tanaka (2019)は、上場企業約 2,000 社のパネルデータ (2006～2015 年) を使用し、女性の社内・社外取締役が企業パフォーマンスに及ぼした効果を、内生性を考慮した上で分析している。その結果によれば、女性の社内取締役は企業価値 (トービンの Q) と有意な関係がないが、女性の社外取締役は企業価値に対して正の効果を持っている。

Sako and Kubo (2019)は、2004～2015 年の上場企業を対象に、日本企業の取締役会において弁護士・公認会計士が果たしている役割を分析した興味深い研究である。対象は必ずしも社外取締役に限定されていないが、多くは社外取締役だと考えられる。操作変数推計やマッチング DID 推計の結果によると、①弁護士・公認会計士の取締役を導入した企業は ROA や企業価値 (トービンの Q) が高くなる、②規制産業においては弁護士・会計士の取締役の存在が、株価収益率のヴォラティリティで計測した企業のリスクテイクを促進している。

ただし、Tanaka (2019)も Sako and Kubo (2019)とも、社外取締役のうちの一部のみに焦点を絞った分析であり、また、対象期間の大部分は最近の企業統治制度改革以前である。

---

<sup>7</sup> 本文で挙げたもののほか、例えば Coles *et al.* (2008)、Linck *et al.* (2008)、Schmidt (2015)。

<sup>8</sup> 企業業績との関係を扱ったものではないが、Miyajima *et al.* (2018)は東証一部上場企業 500 社、1990～2013 年のデータを使用して、社外取締役が経営者交代に与える影響を分析している。それによると、経営者交代の業績感応度に対する社外取締役の効果はその人数により異なり、3人以上いる企業では経営者交代の業績感応度は高い傾向がある。

政策実務者や市場関係者の間での社外取締役への高い関心に比して、社外取締役の導入・増員が投資行動や企業業績に及ぼす効果について、因果関係を明らかにした研究は限られている。特に近年の制度改正が、企業の稼ぐ力の向上、攻めの経営といった目的を実現できているかどうかのエビデンスはほとんどない。他方、米国 SOX 法のように収益性に負の影響を持ったかどうかもわかっていない。学術的にも、アングロサクソン諸国以外の企業を対象とした取締役会の実証研究は不足していることが指摘されている (Adams *et al.*, 2010)。こうした状況を踏まえ、本稿は日本の企業統治制度改正という「自然な実験」を対象に、上場企業・非上場企業をカバーするパネルデータを用いてこの問題にアプローチする。

### 3. データ・分析方法

本稿の分析に使用するの、「企業活動基本調査」の 2009～2016 年度のパネルデータである。同調査は 1992 年に始まった年次の基幹統計調査であり、対象は鉱業、製造業、卸売・小売・飲食店、一部のサービス業に属し、従業員 50 人以上かつ資本金 3,000 万円以上の全企業約 3 万社である。永久企業番号が付されているので容易にパネルデータ化が可能である。同調査は、2009 年度（平成 22 年調査）から、社内/社外別の取締役の人数を調査項目に追加した。社外取締役の内数として、親会社など関係会社に属する人数も調査している。同調査は上場企業かどうかについての情報を含んでいないため、RIETI の「企活－証券コンバータ」を使用して上場企業を特定した。

上場企業で社外取締役が急増したのは 2014 年度以降である。そこで、実際の推計では、2014 年度、2015 年度の社外取締役の増員が翌年度及び翌々年度の投資行動、経営成果に及ぼした効果を分析する。2013 年度以前も、社外取締役を置く上場企業の数、社外取締役比率は緩やかに増加していたが、上場企業に対する社外取締役導入への制度的なプレッシャーが高まったことが明確な 2014 年度以降に焦点を絞る。<sup>9</sup> 企業統治構造変化の効果は長期的に生じる可能性があるが、現時点で利用可能なデータは 2016 年度までなので、分析対象とするのは 1 年後及び 2 年後の投資・企業業績である。

なお、2013 年度以前のデータは、①ROA、TFP といった被説明変数の企業毎のトレンドの計測、②社外取締役増員の前年度における社外取締役比率（操作変数として使用）の計算のために使用する。

企業行動への影響としては様々なことが考えられるが、本稿では積極的な投資行動やリスクテイキングを促したかどうかに着目し、①設備投資（対売上高）、②研究開発投資（同）を指標として使用する。経営成果としても様々な指標がありうるが、本稿では①総資産営業

---

<sup>9</sup> 念のため、2015 年度の社外取締役増員に限った推計も行ってみたが、2 年間のデータをプールした場合と本質的な結果に違いはない。

利益率 (ROA)、②全要素生産性 (TFP) を用いる。<sup>10</sup>

ROA は営業利益÷総資産である。TFP (対数表示) は付加価値ベースで、コスト・シェア・ベースのインデックス・ナンバー方式により 3 ケタ産業別に計測する。<sup>11</sup> すなわち、基準年 (ここでは 2009 年度) におけるコストシェアを全企業の算術平均、インプットとアウトプットを全企業の幾何平均 (対数値の算術平均) として計算される「代表的企業」を基準とした相対値である。

付加価値額は、売上高から営業費用を控除し、減価償却費、給与総額、福利厚生費、動産・不動産賃借料、支払利息、租税公課を加えた合計額である。生産要素は資本ストックと労働投入量であり、資本ストックは「企業活動基本調査」の有形固定資産額、労働投入量は、「企業活動基本調査」のフルタイム、パートタイム別の労働者数に「毎月勤労統計」(厚生労働省)の産業別労働時間(フルタイム、パートタイム別)を乗じて計算する。<sup>12</sup> 労働及び資本のコストシェアは、労働コストとして「企業活動基本調査」の給与総額+福利厚生費を、資本コストとして有形固定資産額×(全国銀行貸出約定平均金利+減価償却率)+賃借料を使用する。「国民経済計算」(内閣府)の付加価値デフレーター、民間企業設備デフレーターを用いて実質化を行う。

説明変数は、社外取締役が増員されたことを表すダミーであり、前年度と比べて社外取締役数が増加した場合に 1、それ以外の場合には 0 である。また、上場企業×社外取締役増員ダミーの交差項も推計に用いる。コントロール変数は、被説明変数のラグ ( $y_{it}$ ) 及び過去 3 年間のトレンド ( $\Delta y_{it-3,t}$ )、3 ケタ分類の産業ダミー ( $\lambda_{jt}$ )、年ダミー ( $\theta_t$ ) を使用する。<sup>13</sup> 推計式 (翌年度の企業パフォーマンスを被説明変数とする場合) は、下記の通りである。

$$y_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{社外取締役増員}_{it} + \beta_2 (\text{上場企業ダミー}_{it} \times \text{社外取締役増員}_{it}) + \beta_3 \text{上場企業ダミー}_{it} + \beta_4 y_{it} + \beta_5 \Delta y_{it-3,t} + \lambda_{jt} + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

これは一種の DID 推計であり、関心は交差項の係数 ( $\beta_2$ ) である。すなわち、制度的な圧力を受けて社外取締役の導入・増員を行った上場企業と、そうした圧力とは無縁で主体的に取締役会構成を選択した非上場企業を比較することにより、会社法改正やコーポレート

---

<sup>10</sup> ROA、設備投資対売上高、研究開発投資対売上高は、1 を超えるサンプルを異常値として除去した。TFP は対数表示なので異常値処理は行っていない。

<sup>11</sup> インデックス・ナンバー方式での TFP 計測については Syverson (2011) 参照。「企業活動基本調査」の企業データを使用してこの方法で TFP を計測した研究例は多い (e.g., Nishimura *et al.*, 2005; Fukao and Kwon, 2006; Morikawa, 2010, 2015)。

<sup>12</sup> 「毎月勤労統計」の労働時間は今般の修正の影響を受けるが、それが計測される TFP に及ぼす量的な影響は限定的である (森川, 2019)。

<sup>13</sup> 企業規模、企業年齢を追加的にコントロールした推計も行ってみたが、社外取締役増員の係数の大きさや有意水準にほとんど違いはなかった。また、過去 3 年間のトレンドと社外取締役増員ダミーの交差項を含めても同様であった。2SLS 推計の場合も同様である。



ガバナンス・コード導入の効果を推察する。

「企業活動基本調査」では、社外取締役数の内数として親会社など関係会社に所属している人数を調査しているため、両者の差として独立社外取締役の人数を把握できる。<sup>14</sup> そこで、独立社外取締役の増員を表すダミー変数を作成して結果の頑健性を確認する。ただし、序論で見た通り上場企業の社外取締役増加のほとんどは独立社外取締役の増加なので、分析結果に大きな違いは生じない。

しかし、上場企業であっても法的義務付けが行われたわけではなく、制度改正による強い圧力を受けた上場企業であっても、その上で社外取締役の登用や増員を行うかどうかの意思決定には自由度があるので、DID 推計であっても内生性の影響が残る。そこで、サンプルを上場企業に絞って、前年度の社外取締役比率を社外取締役増員の操作変数とした 2SLS 推計を行う。第一段階の推計式は下記(2)式、第二段階の推計は(3)式である。

$$\text{社外取締役増員}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{社外取締役比率}_{it-1} + \gamma_2 y_{it} + \gamma_3 \Delta y_{it-3,t} + \lambda_{jt} + \theta_t + \eta_{it} \quad (2)$$

$$y_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{社外取締役増員}_{it} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 \Delta y_{it-3,t} + \lambda_{jt} + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

この操作変数は、社外取締役がいない又は少ない上場企業ほど追加登用の切迫度が高かったはずであるとの考え方に基づく。取締役会への女性クォータが企業業績に及ぼす影響を分析した Ahern and Dittmar (2012)が、クォータ導入前の各企業の女性取締役比率を操作変数に用いたのと同様である。<sup>15</sup> 後述する通り、上場企業において前期の社外取締役比率は、当期の社外取締役増員に対して強い説明力を持っている。

さらに、対象は 2014 年の社外取締役増員に限られるが、翌々年 (2016 年度) の企業パフォーマンスへの効果を計測する。この場合、(1)~(3)式における被説明変数は 2 年後の数字 ( $y_{it+2}$ ) であり、年ダミーは使用しない。<sup>16</sup>

使用する主な変数の要約統計量は表 2 に示す通りである。社外取締役増員ダミーは 2014 年度及び 2015 年度をプールした数字であり、この時期、非上場企業に比べて上場企業が積極的に増員を図ったことが再確認できる。

## 4. 分析結果

### 4. 1 社外取締役と投資行動・経営成果の相関関係

---

<sup>14</sup> ただし、売上高をはじめとする財務情報と異なり、社外取締役の人数やその内訳には報告誤差が含まれている可能性がある。

<sup>15</sup> Bertrand *et al.* (2019)も、女性取締役について同様の操作変数を使用している。

<sup>16</sup> 2 年後への効果を推計する場合、1 年分のデータしか利用できない。3 ケタ産業ダミーを入れると多重共線性の影響が強いため、産業大分類のダミーを使用する。

前節で述べた推計に先立って、社外取締役の有無と投資、経営成果の単純な相関関係を見ておきたい。設備投資、研究開発投資、ROA、TFP を被説明変数とし、社外取締役の有無（社外取締役がいる企業のダミー）を説明変数とした OLS 推計の結果が表 3 である。2009～2016 年度をプールしたデータを使用し、年ダミー、3 ケタの産業ダミーをコントロールしている。

社外取締役がいる企業は設備投資、研究開発投資が多い傾向があり、ROA や TFP も高い傾向がある。ここでは上場企業×社外取締役の交差項を説明変数に含めており、社外取締役がいる上場企業は研究開発集約度が一層高いこと、しかし、社外取締役と ROA や TFP の関係が、上場企業では非上場企業よりも弱いことが観察される。

独立社外取締役に限って推計した結果は付表 1 に示している。設備投資、研究開発投資については表 3 と同様の結果である。一方、ROA 及び TFP を被説明変数とした推計の場合、独立社外取締役ダミー及びそれと上場企業の交差項の係数の符号が表 3 とは逆になる。本稿の関心事である交差項に着目すると、独立社外取締役のいる上場企業の ROA や TFP は（独立社外取締役がいる非上場企業に比べて）有意に高い。

ただし、以上はクロスセクションでの相関関係を示すものに過ぎず、これをもって（独立）社外取締役を導入すると投資行動や経営成果にどういった効果が生じるかという因果関係を意味するものでないことは言うまでもない。

#### 4. 2. 社外取締役増員と投資行動

社外取締役の増員と設備投資の関係を推計した結果が表 4 である。OLS 推計によれば（(1)列）、社外取締役増員の係数は小さく統計的に有意ではない。上場企業との交差項の係数も同様である。2SLS 推計の場合（(2)列）、第一段階の推計における前年の社外取締役比率の係数は高い有意水準の負値であり、F 値も 327 と高い。もともと社外取締役比率が低かった企業ほど 2014 年、2015 年に社外取締役の増員を行う傾向が強かったことが確認できる。<sup>17</sup> コーポレートガバナンス・コードはコンプライ・オア・エクスプレインであり法的な強制ではなかったが、他社との横並びを意識する日本の上場企業に対して実効性の高い圧力として機能したことがわかる。第二段階の推計における社外取締役増員の係数は負値で統計的に有意ではない。産業ダミーに代えて企業固定効果を用いた FEIV 推計も行ってみた（(3)列）が、同様の結果である。

2014 年度の社外取締役増員と 2 年後（2016 年度）の設備投資との関係を、交差項を含む

---

<sup>17</sup> 非上場企業を含む全サンプルで同様の推計を行った場合、第一段階における社外取締役比率の説明力は極めて低い（F 値は 2～4 程度）ので、操作変数として適当ではない。

OLS 及び 2SLS で推計した結果が同表(4)列、(5)列である。上場企業において社外取締役の増員が2年後の設備投資を増やした/減らしたという関係は全く観察されない。

独立社外取締役の増員に限って推計した結果は**付表 2**に示しており、この場合も、社外取締役増員に関連する係数は全て統計的に有意ではない。

以上の結果を要約すると、コーポレートガバナンス・コードの導入に伴って上場企業の(独立)社外取締役は増加したが、それが2年後までの時間的視野において積極的な設備投資を促す効果を持ったという証拠は見出せない。逆に、設備投資が消極化したという事実も確認されず、平均的に見る限り社外取締役増員はその後の設備投資行動と関係がない。

次に、研究開発投資を被説明変数とした推計結果が**表 5**である。推計方法に関わらず、社外取締役増員ダミー、それと上場企業の交差項の係数は統計的に有意でない。2年後の研究開発投資を被説明変数にした場合も同様である。独立社外取締役増員に限定した推計結果は**付表 3**であり、ベースラインの結果と同様、独立社外取締役の増員はその後の研究開発投資とは関係がない。

研究開発投資は一般にリスクの高い投資と考えられる。上場企業において外生的なプレッシャーを受けて行われた社外取締役増員が、積極的なリスクテイキングを促す効果、抑制する効果いずれも確認されない。

#### 4. 3. 社外取締役増員と経営成果

次に、社外取締役増員と利益率及び生産性の関係を計測した結果を報告する。社外取締役増員と ROA の関係が**表 6**である。非上場企業を含む全サンプルを用いた OLS 推計結果 ((1)列)を見ると、社外取締役増員は翌年の ROA と 1%水準で有意な正の関係がある。しかし、社外取締役増員と上場企業の交差項の係数は 5%水準で有意な負値であり、その絶対値は社外取締役増員ダミーの係数と同程度である。この結果の解釈は難しいが、コーポレートガバナンス・コードの下で社外取締役の増員を急ぐ必要のあった上場企業は、非上場企業とは異なり、翌年の ROA が高くも低くもならなかったことになる。

上場企業のみを対象とした操作変数推計の結果 ((2),(3)列)を見ると、社外取締役増員の係数は非有意な正值である。2年後の ROA を被説明変数とした推計 ((4),(5)列)の場合、社外取締役に関連する変数の符号や大きさは 1 年後の場合と大きく変わらないが、いずれも統計的に有意ではない。独立社外取締役の増員に限定して推計した結果は**付表 4**である。この場合、社外取締役に関連する変数は全て統計的に有意ではない。

以上の結果を素直に解釈すれば、上場企業の社外取締役増員は ROA で見た稼ぐ力を高める効果も低下させる効果も持たなかったことになる。

最後に TFP を被説明変数とした結果が**表 7**である。非上場企業を含む全サンプルを用いた OLS 推計結果 ((1)列)を見ると、社外取締役増員は翌年の TFP と 1%水準で有意な正の

関係を持っている。しかし、社外取締役増員と上場企業の交差項の係数は負値で統計的に有意ではない。また、上場企業のみを対象とした操作変数推計（(2), (3)列）の場合、社外取締役増員ダミーの係数は有意ではない。2年後の TFP を被説明変数とした場合（(5)列）も同様である。

独立社外取締役の増員に限って見ると（付表 5）、非上場企業におけるその係数は 5%水準で有意な負値であり（(1)列）、独立社外取締役の増員はその後の TFP とマイナスの関係を持っていることになる。表 7 の結果と合わせて解釈すると、親会社など独立性が低い社外取締役の増員が生産性向上と正相関していることになる。もちろんこの係数自体は因果関係を意味しないので、業績悪化に直面した非上場企業に対して親会社などが社外取締役を入れて経営のテコ入れを図ったことなどを反映しているかも知れない。独立社外取締役増員と上場企業の交差項の係数、上場企業のみを対象とした 2SLS 推計における独立社外取締役ダミーの係数はいずれも統計的に有意ではない。2年後の TFP を被説明変数とした場合も同様である。

要約すると、これまでのところ（独立）社外取締役の拡大が上場企業の収益性や生産性にプラスの効果を持ったという事実は見出せないが、逆にマイナスの影響も持っていなかった。経営成果への効果が長期的に生じる可能性は排除できないので、数年後のデータが利用可能になった時期に再評価する必要があるが、これまでのところ社外取締役の拡大はその後の経営成果と無関係である。

## 5. 結論

近年、企業の稼ぐ力の向上や積極的な経営の実現などを目的として、社外取締役の導入・拡大を促すための企業統治制度改革が進められ、さらなる制度改革も検討されている。しかし、これまでの制度改革の効果を定量的に検証した研究はほとんどない。そこで本稿では、最近の企業統治制度の変更に伴う日本の上場企業の社外取締役の急増と投資行動・経営成果の関係について、企業パネルデータを使用して実証的に分析した。非上場企業との比較や操作変数を用いた推計により、因果関係についてのエビデンスを明らかにすることを試みた点が本稿の特長である。

分析結果によれば、第一に、社外取締役の登用・増員が、上場企業の前向きな投資やリスクテイキングを促したという事実は観察されない。第二に、上場企業における社外取締役の増員が、ROA や TFP で見た経営成果を高める効果は確認されない。第三に、制度的な圧力が存在しない非上場企業の場合、社外取締役の増員は翌年度の ROA や TFP と正の相関関係を持っているが、これは独立社外取締役の増員ではなく、親会社など関係会社の社外取締役によるものである。

相次ぐ企業の不祥事などもあって社外取締役の導入・拡大を促す制度改革が進められ、そ

れに対応すべく上場企業は急速に社外取締役を増員してきた。最近は、社外取締役を義務付ける会社法改正が検討されている。しかし、Coles *et al.* (2008)、Duchin *et al.* (2010)、宮島・小川 (2012)など多くの研究が指摘してきたのと同様、本稿の結果は最適な取締役会の構成が企業特性によって異なることを示唆している。企業の視点から解釈すると、他社との横並びで社外取締役の増員を拙速に行うのではなく、自社の経営に合致した適材を慎重に探すことが望ましい。

ただし、本稿の分析にはいくつか限界があることを留保しておきたい。第一に、ここでの分析は社外取締役増員が翌年ないし 2 年後の投資行動や経営パフォーマンスに及ぼす短期的な効果にとどまる。長期的には異なる効果が現れる可能性があるため、数年後のデータが利用可能になった段階で再評価する必要がある。第二に、推計結果は平均的な効果を示すものであり、個々の企業・個人によって違いがあることは言うまでもない。平均的に効果がないということは、プラス効果の企業とマイナス効果の企業が相半ばしているためである。本稿では、上場企業の中での異質性や個々の社外取締役の特性による違いに立ち入った分析は行っていないが、優れた人材を社外取締役として登用した一部の上場企業が、積極的な投資行動や高い経営パフォーマンスを実現している可能性を排除するものではない。第三に、本稿は投資や利益率・生産性への効果に焦点を当てたものであり、例えば社外取締役が不祥事を抑止するのに効果があったかどうかは分析の射程外である。最近の社外取締役の増員が、法令遵守などチェック機能の改善に寄与した可能性を肯定も否定もするものではない。

[参照文献]

(英文)

- Adams, Renee B., Benjamin E. Hermalin, and Michael S. Weisbach (2010). "The Role of Boards of Directors in Corporate Governance: A Conceptual Framework and Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 48, No. 1, pp. 58–107.
- Aghion, Philippe, John Van Reenen, and Luigi Zingales (2013). "Innovation and Institutional Ownership," *American Economic Review*, Vol. 103, No. 1, pp. 277-304.
- Ahern, Kenneth R. and Amy K. Dittmar (2012). "The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, No. 1, pp. 137-197.
- Ahmed, Anwer S., Mary Lea McAnally, Stephanie Rasmussen, and Connie D. Weaver (2010). "How Costly Is the Sarbanes Oxley Act? Evidence on the Effects of the Act on Corporate Profitability," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 16, No. 3, pp. 352-369.
- Balsmeier, Benjamin, Achim Buchwald, and Joel Stiebale (2014). "Outside Directors on the Board and Innovative Firm Performance," *Research Policy*, Vol. 43, No. 10, pp. 1800-1815.
- Bertrand, Marianne, Sandra E. Black, Sissel Jensen, and Adriana Lleras-Muney (2019). "Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labour Market Outcomes in Norway," *Review of Economic Studies*, Vol. 86, No. 1, pp. 191-239.
- Coles, Jeffrey C., Naveen D. Daniel, and Lalitha Naveen (2008). "Boards: Does One Size Fit All?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, No. 2, pp. 329-356.
- Duchin, Ran, John G. Matsusaka, and Oguzhan Ozbas (2010). "When Are Outside Directors Effective?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 96, No. 2, pp. 195-214.
- Fukao, Kyoji and Hyeog Ug Kwon (2006). "Why Did Japan's TFP Growth Slowed Down in the Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-Level Data of Manufacturing Firms," *Japanese Economic Review*, Vol. 57, No. 2, pp. 195-228.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach (2003). "Boards of Directors as an Endogenously Determined Institution: A Survey of the Economic Literature," *FRB New York Economic Policy Review*, Vol. 9, No. 1, pp. 7-26.
- Linck, James S., Jeffrey M. Netter, and Tina Yang (2008). "The Determinants of Board Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, No. 2, pp. 308-328.
- Linck, James S., Jeffrey M. Netter, and Tina Yang (2009). "The Effects and Unintended Consequences of the Sarbanes-Oxley Act on the Supply and Demand for Directors," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 8, pp. 3287-3328.
- Lu, Jun and Wei Wang (2018). "Managerial Conservatism, Board Independence and Corporate Innovation," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 48, 1-16.
- Miyajima, Hideaki, Ryo Ogawa, and Takuji Saito (2018). "Changes in Corporate Governance and Top

- Executive Turnover: The Evidence from Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 47, pp.17-31.
- Morikawa, Masayuki (2010). “Labor Unions and Productivity: An Empirical Analysis Using Japanese Firm-Level Data,” *Labour Economics*, Vol. 17, No. 6, pp. 1030-1037.
- Morikawa, Masayuki (2015). “Are Large Headquarters Unproductive?” *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 119, November, pp. 422-436.
- Nishimura, Kiyohiko G., Takanobu Nakajima, and Kozo Kiyota (2005). “Does the Natural Selection Mechanism Still Work in Severe Recessions? Examination of the Japanese Economy in the 1990s,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 58, No. 1, pp. 53-78.
- Roberts, Michael R. and Toni M. Whited (2013). “Endogeneity in Empirical Corporate Finance,” in George M. Constantinides, Milton Harris and Rene M. Stulz eds. *Handbook of the Economics of Finance, Volume 2, Part A*, Amsterdam: Elsevier, pp. 493-572.
- Sako, Mari and Katsuyuki, Kubo (2019). “Professionals on Corporate Boards: How do they affect the bottom line?” RIETI Discussion Paper, 19-E-010.
- Schmidt, Breno (2015), “Costs and Benefits of Friendly Boards during Mergers and Acquisitions,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 117, No. 2, pp. 424-447.
- Syverson, Chad (2011). “What Determines Productivity?” *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 2, pp. 326–365.
- Tanaka, Takanori (2019). “Gender Diversity on Japanese Corporate Boards,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 51, March, pp. 19-31.
- Wintoki, M. Babajide, James S. Linck, and Jeffrey M. Netter (2012). “Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 105, No. 3, pp. 581-606.
- (邦文)
- 金榮慤・権赫旭 (2015). 「日本における取締役会の改革の効果分析」, RIETI Discussion Paper, 15-J-060.
- 齋藤卓爾 (2011). 「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」, 宮島英昭編 『日本の企業統治：その再設計と競争力の回復に向けて』, 東洋経済新報社, pp. 181-213.
- 宮島英昭・小川亮 (2012). 「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか？ 取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」, RIETI Policy Discussion Paper, 12-P-013.
- 森川正之 (2018). 「取締役会の多様性・独立性と経営成果」, 『企業会計』, Vol. 70, No. 7, pp. 43-49.
- 森川正之 (2019). 「毎勤データ修正の生産性分析への影響」, RIETI Discussion Paper, 近刊.

表1 社外取締役の動向

A. 社外取締役がいる企業の割合

年度	(1) 社外取締役		(2) 独立社外取締役	
	上場企業	非上場企業	上場企業	非上場企業
2011	52.8%	46.7%	42.7%	21.1%
2012	54.4%	46.7%	42.5%	20.9%
2013	57.8%	46.4%	46.2%	20.7%
2014	68.6%	46.1%	57.8%	20.4%
2015	85.3%	46.5%	76.5%	19.7%
2016	88.1%	46.2%	80.4%	19.9%

B. 社外取締役比率

年度	(1) 社外取締役比率		(2) 独立社外取締役比率	
	上場企業	非上場企業	上場企業	非上場企業
2011	13.1%	18.4%	9.8%	6.9%
2012	13.8%	18.4%	9.7%	6.8%
2013	14.5%	18.3%	10.4%	6.7%
2014	16.8%	18.2%	12.8%	6.6%
2015	21.8%	18.4%	18.0%	6.3%
2016	24.6%	18.4%	21.1%	6.4%

(注) 「企業活動基本調査」から計算。独立社外取締役は、社外取締役のうち関係会社以外の者として計算。

表2 主な変数の要約統計量

		(1) 全企業	(2) 上場企業	(3) 非上場企業
観測値	N	81,148	6,236	74,912
設備投資対売上高	Mean	0.0290	0.0377	0.0282
	SD	(0.0639)	(0.0634)	(0.0639)
研究開発投資対売上高	Mean	0.0061	0.0228	0.0045
	SD	(0.0281)	(0.0496)	(0.0245)
ROA	Mean	0.0503	0.0553	0.0498
	SD	(0.0782)	(0.0722)	(0.0787)
TFP(対数)	Mean	-0.0533	0.0742	-0.0661
	SD	(0.4832)	(0.4621)	(0.4834)
社外取締役増員ダミー <sub>-1</sub>	Mean	0.1046	0.2956	0.0850
	SD	(0.3060)	(0.4564)	(0.2789)
社外取締役比率 <sub>-2</sub>	Mean	0.1805	0.1567	0.1828
	SD	(0.2356)	(0.1672)	(0.2411)
独立社外取締役増員ダミー <sub>-1</sub>	Mean	0.0679	0.2857	0.0455
	SD	(0.2516)	(0.4518)	(0.2084)
独立社外取締役比率 <sub>-2</sub>	Mean	0.0710	0.1162	0.0666
	SD	(0.1552)	(0.1448)	(0.1555)

(注) 推計に使用する 2015 年度及び 2016 年度の数字。添字-1 の変数は 2014~2015 年度、添字-2 の変数は 2013~2014 年度の統計量。



表3 社外取締役の有無と投資・経営成果の相関関係

	(1) 設備投資	(2) 研究開発投資	(3) ROA	(4) TFP
社外取締役ダミー	0.0014 *** (0.0002)	0.0003 *** (0.0001)	0.0062 *** (0.0005)	0.1220 *** (0.0022)
上場*社外ダミー	0.0000 (0.0008)	0.0050 *** (0.0006)	-0.0081 *** (0.0011)	-0.0737 *** (0.0071)
上場ダミー	0.0089 *** (0.0006)	0.0123 *** (0.0004)	0.0098 *** (0.0008)	0.1629 *** (0.0055)
年ダミー	yes	yes	yes	yes
産業ダミー	yes	yes	yes	yes
Nobs.	239,697	239,821	239,734	224,710
R-squared	0.1176	0.1518	0.0255	0.0313

(注) OLS 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01。分析対象期間は 2009～2016 年度。

表4 社外取締役増員と設備投資

	(1) 全企業 OLS 設備投資 <sub>t+1</sub>	(2) 上場企業 2SLS 設備投資 <sub>t+1</sub>	(3) 上場企業 FEIV 設備投資 <sub>t+1</sub>	(4) 全企業 OLS 設備投資 <sub>t+2</sub>	(5) 上場企業 2SLS 設備投資 <sub>t+2</sub>
社外取締役増員	0.0008 (0.0009)	-0.0093 (0.0072)	-0.0045 (0.0049)	-0.0005 (0.0014)	-0.0160 (0.0179)
上場*社外増員	0.0022 (0.0020)			0.0051 (0.0035)	
上場ダミー	0.0030 *** (0.0009)			0.0045 *** (0.0014)	
設備投資(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
設備投資トレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	47,445	4,697	4,697	22,807	2,270
R-squared	0.2943	0.3297	0.1050	0.2374	0.0514
(First stage)					
前年社外取締役比率		-0.7060 *** (0.0392)	-2.9434 *** (0.2183)		-0.4008 *** (0.0497)
F値		326.837 ***	181.770 ***		64.935 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01。産業ダミーは、(1)～(2)列は3ケタ分類、(3)～(5)列は産業大分類。

表5 社外取締役増員と研究開発投資

	(1) 全企業 OLS R&D <sub>t+1</sub>	(2) 上場企業 2SLS R&D <sub>t+1</sub>	(3) 上場企業 FEIV R&D <sub>t+1</sub>	(4) 全企業 OLS R&D <sub>t+2</sub>	(5) 上場企業 2SLS R&D <sub>t+2</sub>
社外取締役増員	-0.0002 (0.0002)	-0.0012 (0.0026)	0.0001 (0.0014)	-0.0004 (0.0005)	-0.0042 (0.0079)
上場*社外増員				0.0000 (0.0013)	
上場ダミー	0.0024 *** (0.0007)			0.0027 *** (0.0010)	
研究開発(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
研究開発トレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	47,510	4,701	4,701	22,845	2,270
R-squared	0.7557	0.8601	0.0192	0.7157	0.7661
(First stage)					
前年社外取締役比率		-0.7069 *** (0.0395)	-2.9469 *** (0.2188)		-0.4140 *** (0.0499)
F値		322.03 ***	181.339 ***		68.767 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01。産業ダミーは、(1)~(2)列は3ケタ分類、(3)~(5)列は産業大分類。

表6 社外取締役増員とROA

	(1) 全企業 OLS ROA <sub>t+1</sub>	(2) 上場企業 2SLS ROA <sub>t+1</sub>	(3) 上場企業 FEIV ROA <sub>t+1</sub>	(4) 全企業 OLS ROA <sub>t+2</sub>	(5) 上場企業 2SLS ROA <sub>t+2</sub>
社外取締役増員	0.0029 *** (0.0009)	0.0037 (0.0064)	0.0051 (0.0045)	0.0021 (0.0015)	0.0033 (0.0190)
上場*社外増員	-0.0034 ** (0.0014)			-0.0032 (0.0026)	
上場ダミー	0.0002 (0.0007)			0.0001 (0.0012)	
ROA(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
ROAトレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	37,290	3,953	3,953	17,700	1,925
R-squared	0.5911	0.7037	0.0490	0.4503	0.5151
(First stage)					
前年社外取締役比率		-0.7293 *** (0.0439)	-3.0639 *** (0.2702)		-0.4123 *** (0.0546)
F値		278.664 ***	128.546 ***		57.027 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01, \*\*: p<0.05。産業ダミーは、(1)~(2)列は3ケタ分類、(3)~(5)列は産業大分類。

表7 社外取締役増員とTFP

	(1) 全企業 OLS TFP <sub>t+1</sub>	(2) 上場企業 2SLS TFP <sub>t+1</sub>	(3) 上場企業 FEIV TFP <sub>t+1</sub>	(4) 全企業 OLS TFP <sub>t+2</sub>	(5) 上場企業 2SLS TFP <sub>t+2</sub>
社外取締役増員	0.0128 *** (0.0048)	-0.0141 (0.0356)	-0.0088 (0.0187)	0.0090 (0.0086)	0.0948 (0.1012)
上場*社外増員				-0.0222 (0.0169)	
上場ダミー	0.0194 *** (0.0046)			0.0208 *** (0.0078)	
TFP(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
TFPトレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	42,832	4,465	4,465	20,457	1,925
R-squared	0.7131	0.6790	0.1083	0.6369	0.5151
(First stage)					
前年社外取締役比率		-0.7186 *** (0.0411)	-2.9866 *** (0.2287)		-0.4305 *** (0.0518)
F値		308.458 ***	170.526 ***		68.982 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01。産業ダミーは、(1)~(2)列は3ケタ分類、(3)~(5)列は産業大分類。

付表1 独立社外取締役の有無と投資・経営成果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	設備投資	研究開発投資	ROA	TFP
独立社外ダミー	0.0020 *** (0.0003)	0.0010 *** (0.0001)	-0.0045 *** (0.0005)	-0.0398 *** (0.0027)
上場*独立社外ダミー	0.0007 (0.0009)	0.0057 *** (0.0007)	0.0026 ** (0.0011)	0.0812 *** (0.0071)
上場ダミー	0.0082 *** (0.0006)	0.0122 *** (0.0004)	0.0058 *** (0.0008)	0.1070 *** (0.0049)
年ダミー	yes	yes	yes	yes
産業ダミー	yes	yes	yes	yes
Nobs.	239,697	239,821	239,734	224,710
R-squared	0.1177	0.1526	0.0251	0.0188

(注) OLS 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01, \*\*:p<0.05。分析対象期間は2009～2016年度。

付表2 独立社外取締役増員と設備投資

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全企業 OLS	上場企業 2SLS	上場企業 FEIV	全企業 OLS	上場企業 2SLS
	設備投資 <sub>t+1</sub>	設備投資 <sub>t+1</sub>	設備投資 <sub>t+1</sub>	設備投資 <sub>t+2</sub>	設備投資 <sub>t+2</sub>
独立社外増員	0.0019 (0.0015)	-0.0081 (0.0081)	-0.0009 (0.0034)	0.0001 (0.0020)	-0.0117 (0.0214)
上場*独立社外増員	0.0001 (0.0023)			0.0012 (0.0035)	
上場ダミー	0.0034 *** (0.0009)			0.0053 *** (0.0015)	
設備投資(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
設備投資トレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	47,358	4,696	4,696	22,772	2,270
R-squared	0.2948	0.3321	0.0690	0.2319	0.1815
(First stage)					
前年独立社外比率		-0.6535 *** (0.0439)	-3.2349 *** (0.2184)		-0.3940 *** (0.0548)
F値		222.686 ***	219.317 ***		51.6393 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01。産業ダミーは、(1)～(2)列は3ケタ分類、(3)～(5)列は産業大分類。

付表3 独立社外取締役増員と研究開発投資

	(1) 全企業 OLS R&D <sub>t+1</sub>	(2) 上場企業 2SLS R&D <sub>t+1</sub>	(3) 上場企業 FEIV R&D <sub>t+1</sub>	(4) 全企業 OLS R&D <sub>t+2</sub>	(5) 上場企業 2SLS R&D <sub>t+2</sub>
独立社外増員	0.0002 (0.0002)	-0.0041 (0.0037)	-0.0006 (0.0016)	-0.0004 (0.0008)	-0.0024 (0.0102)
上場*独立社外増員				0.0000 (0.0014)	
上場ダミー	0.0024 *** (0.0007)			0.0027 *** (0.0010)	
研究開発(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
研究開発トレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	47,422	4,701	4,700	22,808	2,270
R-squared	0.7557	0.8593	0.0193	0.7157	0.7667
(First stage)					
前年独立社外比率		-0.6622 *** (0.0446)	-3.2353 *** (0.2193)		-0.4192 *** (0.0557)
F値		221.624 ***	217.729 ***		56.727 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01。産業ダミーは、(1)~(2)列は3ケタ分類、(3)~(5)列は産業大分類。

付表4 独立社外取締役増員とROA

	(1) 全企業 OLS ROA <sub>t+1</sub>	(2) 上場企業 2SLS ROA <sub>t+1</sub>	(3) 上場企業 FEIV ROA <sub>t+1</sub>	(4) 全企業 OLS ROA <sub>t+2</sub>	(5) 上場企業 2SLS ROA <sub>t+2</sub>
独立社外増員	-0.0004 (0.0011)	0.0146 (0.0085)	0.0054 (0.0046)	-0.0025 (0.0020)	0.0184 (0.0248)
上場*独立社外増員	-0.0002 (0.0016)			0.0001 (0.0028)	
上場ダミー	0.0000 (0.0007)			0.0001 (0.0012)	
ROA(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
ROAトレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	37,222	3,952	3,952	17,677	1,925
R-squared	0.5913	0.6915	0.0477	0.4504	0.4953
(First stage)					
前年独立社外比率		-0.7119 *** (0.0478)	-3.4498 *** (0.2755)		-0.4227 *** (0.0587)
F値		224.076 ***	156.850 ***		51.822 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01。産業ダミーは、(1)~(2)列は3ケタ分類、(3)~(5)列は産業大分類。

付表5 独立社外取締役増員とTFP

	(1) 全企業 OLS TFP <sub>t+1</sub>	(2) 上場企業 2SLS TFP <sub>t+1</sub>	(3) 上場企業 FEIV TFP <sub>t+1</sub>	(4) 全企業 OLS TFP <sub>t+2</sub>	(5) 上場企業 2SLS TFP <sub>t+2</sub>
独立社外増員	-0.0125 ** (0.0060)	0.0102 (0.0436)	-0.0033 (0.0158)	-0.0172 (0.0108)	0.1778 (0.1184)
上場*独立社外増員				0.0000 (0.0181)	
上場ダミー				0.0201 *** (0.0077)	
TFP(当年)	yes	yes	yes	yes	yes
TFPトレンド	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	yes	yes	yes	no	no
産業ダミー	yes	yes	no	yes	yes
企業FE	no	no	yes	no	no
Nobs.	42,764	4,464	4,464	20,426	1,925
R-squared	0.7130	0.6789	0.1087	0.6367	0.4953
(First stage)					
前年独立社外比率		-0.6737 *** (0.0459)	-3.2840 *** (0.2322)		-0.4486 *** (0.0547)
F値		216.939 ***	200.010 ***		67.315 ***

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。\*\*\*: p<0.01, \*\*: p<0.05。産業ダミーは、(1)~(2)列は3ケタ分類、(3)~(5)列は産業大分類。