

# 取締役会の構造・個人ネットワークが 日本企業の不正発生・発覚に与えた影響<sup>1</sup>

長田 健<sup>\*†</sup>

橋本 武敏<sup>‡</sup>

ヴェラ・R・デーヴィッド<sup>§</sup>

## 要約

本研究の目的は日本企業の不正発生・発覚に対して取締役会の構造・個人ネットワークが与えた影響を実証的に分析することである。独自に集計した日本の上場企業の不正発生・発覚に関するデータを用い、コーポレート・ガバナンス指標、取締役会メンバー間の個人ネットワーク (Personal Network) 指標を説明変数とする分析を行った。不正発生に関する分析にはパネル・ロジット分析を用い、不正発覚に関する分析には不正発生から不正発覚までの期間のデータを使用したコックス比例ハザードモデルを用いた。

本研究の特徴として、企業不正には「発生」「発覚 (隠蔽)」の2つの段階があることに着目した点が挙げられる。先行研究の多くは企業不正の発生だけに注目するが、コーポレート・ガバナンスにとって発生した不正が速やかに発覚するような構造 (不正の隠蔽を防ぐ構造) を明らかにすることもまた重要である。また、発覚に関する実証分析の蓄積は、不正データに内在する Partial Observability の問題の観点からも必要とされている。

2つ目の特徴として、日本独自の個人ネットワークに着目した点である。個人は様々な個人ネットワークを有する。出身地・出身校・過去の職場 (部署)・趣味など個人と個人を結び付ける要素は多岐にわたる。取締役会メンバー間の個人ネットワークが企業行動に与える影響を分析した実証研究

---

<sup>1</sup> 本稿はゆうちょ財団研究助成ならびに科学研究費補助金 (研究課題番号: 18K12810) の助成を受けたものである。

<sup>\*</sup> 埼玉大学人文社会科学部研究科・経済学部 Email: takeshiosada@mail.saitama-u.ac.jp

<sup>†</sup> Corresponding author

<sup>‡</sup> 日本銀行 Email: t.hashimoto.1625@gmail.com

<sup>§</sup> カリフォルニア州立大学フレズノ校・経済学部 Email: dvera@csufresno.edu

は、金融の主要学術誌を中心に 2010 年代に入り蓄積が進みつつある比較的新しい領域である。本研究では取締役会メンバーの出身大学（学閥）・出身県（同郷）の情報から 2 つのネットワーク指標を作成し、個人ネットワークが企業不正の発生・発覚に与える影響を分析した。

監査等委員会設置会社の導入など、近年日本で進む「コーポレート・ガバナンス改革」が不正に与える影響（効果）を 26 の指標を用いて多角的に分析した点が 3 つ目の特徴として挙げられる。監査等委員会設置会社の導入や社外取締役・独立取締役の登用等による取締役会の一層の機能発揮が謳われているが、それらが果たして不正発生の防止、不正隠蔽の防止に効果があるのか分析している。

本研究で得られた結果は以下のとおりである。近年日本で進むコーポレート・ガバナンス改革による変更が、不正の「発覚」を早める（隠蔽を防ぐ）意味において概して意味があることを示した。取締役会の機関形態をこれまでの監査役会設置会社から監査委員会等設置会社や指名委員会等設置会社に変更すること、取締役会議長を社長等の執行部から社外取締役にすることなど、全体として社外からの監督を強めることと不正発覚との間にも有意な関係があることが示された。

一方で、不正の「発生」に対してはコーポレート・ガバナンス改革が必ずしも意味があるとは限らないとの結果を得た。これらの結果により、不正発生と不正発覚は似て非なるメカニズムで起こっており、不正発生を防ぐコーポレート・ガバナンスのあり方と不正隠蔽を防ぐコーポレート・ガバナンスのあり方は異なる可能性を示唆している。そして、今まで明確に区別されて議論されてこなかった企業不正の発生・発覚（隠蔽）という 2 つ視点からコーポレート・ガバナンスのあり方を議論しなおす必要性を指摘している。

出身大学・出身県に基づく個人ネットワーク指標と企業不正に関する分析では、出身大学・出身県でつながる個人ネットワークが強いほど不正発生を抑制する可能性が示された。また、不正発覚に対しても、出身大学ネットワークが不正隠蔽を防ぐ可能性が示された。個人ネットワークが強い取締役によって構成される取締役会は、そうでない取締役会に比べ、情報の非対称性が緩和され不正発生・隠蔽を未然に防ぐ可能性が示された。この結果は個人ネットワークの負の側面（：強い個人ネットワークが企業不正の期待コストを下げ、不正発生確率を高める）を実証的に明らかにしてきた欧米における先行研究とは対照的な結果であり、個人ネットワークが持つ企業不正に対する影響は国や社会、文化によって異なる可能性が示された。

## 1. はじめに

今世紀に入り、「企業の不正」に関する実証研究の蓄積が進みつつある。実証分析に利用可能な多様なデータが蓄積されたという要因はもとより、企業による不正が社会問題として注目される機会が増えたことが一因であると考えられる。今世紀初めの 2001 年 10 月に米国で発覚した「エンロン事件<sup>1</sup>」は世界的に注目を集めたが、国内においても 2015 年 5 月に発覚した「東芝不正会計事件<sup>2</sup>」は大きな注目を集めた。企業不正は粉飾決算等の会計不正に限らず、2012 年の英国バークレイズ銀行などによる LIBOR 不正操作、2015 年 9 月に発覚した独国フォルクスワーゲン社による排ガス規制不正など企業不正の種類は多岐に亘る。そして、様々な国・地域で発生した不正はその地域のみならず世界経済に影響を与えてきた。

企業不正は社会問題であると同時に、そのメカニズムは経済学で解明しなければならない重要な研究対象である。企業不正は市場参加者・投資家の信頼を損なうだけでなく、株主価値を棄損し、資本の不適切な配分を生み、更には金融市場を不安定化させる (Khanna et al. 2015<sup>3</sup>)。故に、今まで多くの経済学者達が企業不正発生の要因に関する研究を行ってきた。

本稿は日本の上場企業のデータを用い、不正の発生・発覚に対して、取締役会および監査等委員会の構造・メンバー構成が与えた影響について実証分析を行った。具体的には、独自に集計した「企業の発生不正・発覚に関するデータ」を用い、「コーポレート・

---

<sup>1</sup> 米国のエネルギー会社エンロン社で多額の簿外債務の隠蔽が発覚。同社経営陣もこれに関与していたといわれる事件。この事件を契機に、米国では SOX 法 (Sarbanes Oxley Act. 正式名称は Public Company Accounting Reform and Investor Protection Act of 2002) が制定されたといわれている。

<sup>2</sup> 東芝で 2008~2014 年度の売上高、当期利益等が粉飾により嵩上げされていたこと等が発覚した事件。

<sup>3</sup> "Corporate wrongdoing damages investor confidence, decreases shareholder value, causes misallocation of capital, and increases financial market instability, ..." (Khanna et al. 2015)

ガバナンス指標」「取締役会メンバー間の個人ネットワーク（Personal Network：出身大学など）指標」を説明変数とする回帰分析を行った。

本稿の特徴として、企業不正が「発生」「発覚」の段階を踏むことに着目した点が挙げられる。先行研究の多くは企業不正の発生のみ注目するが、コーポレート・ガバナンスにとって発生した不正が速やかに発覚するような構造（不正の隠蔽を防ぐ構造）を明らかにすることもまた重要である。実際、独国フォルクスワーゲン社の排ガス検査不正問題では、不正を認識しながら隠蔽していたことが問題視され、経営陣が責任を問われている。また、不正発覚に関する実証分析の蓄積は、不正データに内在する Partial Observability の問題<sup>4</sup>の観点からも求められている<sup>5</sup>。

2つ目の特徴として、日本独自の個人ネットワークに着目した点である。個人ネットワークが金融経済行動に与える影響が様々な実証研究で明らかになっているが<sup>6</sup>、個人的なつながりの正負の影響が指摘されており、更なる実証的エビデンスの蓄積が求められている。そういった中、日本の個人ネットワークが金融経済活動に与える影響を分析した研究は限られている<sup>7</sup>。そこで、本稿では取締役会メンバーの出身大学・出身県の情報からネットワーク指標を作成し、個人ネットワークが企業不正の発生・発覚に与える影響を分析する。

天野（2005）などで指摘されているように、日本社会において学歴は就職・昇進など

---

<sup>4</sup> 不正の統計には、発覚した事案のみが採録されるため、未発覚事象に係るデータが欠落する形で歪みが発生する問題。Partial Observability 問題は Poirier(1980)により指摘された。

<sup>5</sup> Wang et al. (2010)、Wang(2013)、Khanna et al. (2015)など Partial Observability 問題を考慮した不正に関する研究は蓄積しつつある。

<sup>6</sup> Cohen et. al. (2008)、Fracassi & Tate (2012)、Kramarz & Thesmar (2013)、Khanna et al. (2015)、El-Khatib et al. (2015)、Fracassi (2016)、Schoenherr (2019)

<sup>7</sup> 日本を対象とした研究として Onji et al.(2019)が挙げられるが、彼らは 1990 年代末の邦銀に対する資本注入政策が銀行のガバナンスに与えた影響を分析する際に、取締役会メンバーの個人ネットワークの変化に注目し資本注入政策の効果を分析しているが、個人ネットワークが企業行動に与える影響は分析していない。

の経済活動に影響をあたえる可能性が指摘されているが、実証的な証明はほとんどされていない。Kawaguchi & Ma (2008) が数少ない実証研究であり、学歴が官公庁等での昇進に影響を与えたことを自然実験のデータを用いて明らかにしている。日本のデータを用いた金融経済行動に与える我々の実証分析は、より多角的に個人ネットワークの経済的な役割を理解するうえで貴重な実証的エビデンスを提供するだろう。

監査等委員会設置会社の導入など、近年日本で進む「コーポレート・ガバナンス改革」が不正に与える影響（効果）を 26 の指標を用いて多角的に分析した点が 3 つ目の特徴として挙げられる。監査等委員会設置会社の導入や社外取締役・独立取締役の登用等による取締役会の一層の機能発揮が謳われているが、それらが果たして不正発生の防止、不正隠蔽の防止に効果があるのか分析している。

本稿で得られた結果は以下のとおりである。近年日本で進むコーポレート・ガバナンス改革による変更が、不正の「発覚」を早める（隠蔽を防ぐ）意味において概して意味があることを示した。取締役会の機関形態をこれまでの監査役会設置会社から監査委員会等設置会社や指名委員会等設置会社に変更すること、取締役会議長を社長等の執行部から社外取締役にすることなど、全体として社外からの監督を強めることと不正発覚との間にも有意な関係があることが示された。

一方で、不正の「発生」に対してはコーポレート・ガバナンス改革が必ずしも意味があるとは限らないとの結果を得た。これらの結果により、不正発生と不正発覚は似て異なるメカニズムで起こっており、不正発生を防ぐコーポレート・ガバナンスのあり方と不正隠蔽を防ぐコーポレート・ガバナンスのあり方は異なる可能性を示唆している。そして、今まで明確に区別されて議論されてこなかった企業不正の発生・発覚（隠蔽）という 2 つ視点からコーポレート・ガバナンスのあり方を議論しなおす必要性を指摘している。

出身大学・出身県に基づく個人ネットワーク指標と企業不正に関する分析では、出身大学・出身県でつながる個人ネットワークが強いほど不正発生を抑制する可能性が示された。また、不正発覚に対しても、出身大学ネットワークが不正隠蔽を防ぐ可能性が示

された。個人ネットワークが強い取締役によって構成される取締役会は、そうでない取締役会に比べ、情報の非対称性が緩和され不正発生・隠蔽を未然に防ぐ可能性が示された。この結果は個人ネットワークの負の側面（：強い個人ネットワークが企業不正の期待コストを下げ、不正発生確率を高める）を実証的に明らかにしてきた欧米における先行研究とは対照的な結果であり、個人ネットワークが持つ企業不正に対する影響は国や社会、文化によって異なる可能性が示された。

本稿の構成は以下の通りである。次章にて本稿の分析に利用するデータの特徴を説明すると同時に、データを軸に先行研究をレビューし本稿との比較を行う。第3章では不正発生と不正発覚の分析モデルについて述べるが、それに先立ち両モデルで用いる個人ネットワーク指標（個人ネットワークの定量化）についても説明する。第4章にて個人ネットワーク指標と企業不正に関する推定結果、コーポレート・ガバナンス指標と企業不正に関する推定結果をそれぞれ分析した後に、第5章で結論と今後の課題を述べる。

## 2. データと先行研究

不正の発生・発覚に対して取締役会の構造・個人ネットワークが与えた影響を定量的に分析するという本稿の目的に鑑み、本章では本稿で用いるデータ（不正データ、個人ネットワーク指標、コーポレート・ガバナンス指標）の特徴について、先行研究と比較しながら述べる。

### 2.1.不正データ

企業において発生する「不正」の定義は、必ずしも明確でない<sup>8</sup>。研究に際しては、まず研究対象となる不正の定義を明確にすることが必要になるが、先行研究では、分析対象・目的に応じて様々な定義が用いられている。先行研究には概念的な定義を試みる

---

<sup>8</sup> 不正の定義に関する議論は橋本（2019）参照。

ものもあるが<sup>9</sup>、定量分析を行う研究はキーワードに基づく定義を用いるのが一般的である<sup>10</sup>。つまり、新聞等の公表記事から特定のキーワードに該当する不正事案を抽出したデータベースを用いた定量分析を行う。

キーワードの設定は先行研究によって異なる。エンロン事件後に盛んに実証研究が行われた米国の先行研究では財務報告の不正に事案が偏っているが、国内の研究は比較的に対象とする不正の範囲が広い。例えば Beasley(1996)は NYSE(New York Stock Exchange)、AMEX(American Stock Exchange)、NASDAQ(National Association of Securities Dealers)上場企業を対象に、1980~1991年に SEC(Securities and Exchange Commission)が公表した会計不正 (financial statement fraud publicly reported) と WSJ index(Wall Street Journal Index)で“Crime-White Collar Crime”の見出しの事案を抽出している。国内の企業不正に関する数少ない先行研究として中村(2001)、小林他 (2010)が挙げられるが、前者は「環境汚染」や「自然破壊」などの必ずしも不正と言えない事象を含む一方、後者は企業倫理のように必ずしも「不正」と言えない事象を除外する形でキーワードを設定している<sup>11</sup>。

---

<sup>9</sup> 樋口 (2012) は不正を「組織に重大な不利益をもたらす可能性がある業務上の事件又は事故であって、①その発生が予見可能であったこと、②適当な防止対策（被害軽減対策を含む）が存在したこと、③当該組織における注意義務の違反が重要な原因となったことの3要件を満たすもの。」と定義し、アンケートに基づく統計的な分析を試みている。しかし、アンケートの回答者が上記定義に厳密に合致する事象を「不正」として回答したかは検証していない。また、アンケート未回答先が分析対象に含まれないというサンプル・バイアスの問題もある。

<sup>10</sup> Beasley(1996)、Uzun et al. (2004)、Farber(2005)、Krishnan(2005)、Abbott et al.(2000)、Khanna et al.(2015)、中村 (2001)、小林他 (2010) など。

<sup>11</sup> 小林他 (2010) は日経テレコン 21 収録記事 (2000年1月1日~2003年12月31日) で東証一部上場企業に係る「不祥事」、「談合」、「不当表示」、「工場・事故」、「システムトラブル」、「サービス残業」、「廃棄物処理法・違反」、「不正経理」、「所得隠し」、「利益供与」、「カルテル」、「インサイダー」、「不当廉売」、「着服」、「横領」などをキーワードと使用。更に、「Yahoo!ニュース」、「弦巻ナレッジワークの Web Site」で「不祥事」と定義されたもののうち日経新聞にも掲載されたニュースも検索対象に追加。尚、東証一部上場企業には関連会社、労働組合、従業員の個人的不祥事も含む。

本稿は小林他（2010）に倣い、公表記事情報（日経テレコン 21 および [株] エフシーエージー総合研究所<sup>12</sup>）から下記 15 のキーワードを用いて 731 件の不正事案を抽出し、不正のデータベースを構築した。抽出対象は 2014 年 1 月から 2017 年 8 月までの記事であり、2015 年施行の改正会社法導入前後の期間を含んでいる。

「談合」、「不当表示」、「事故」、「システムトラブル」、「サービス残業」、「廃棄物処理法違反」、「不正経理」、「所得隠し」、「利益供与」、「カルテル」、「インサイダー」、「着服」、「横領」、「リコール」、「情報漏洩」

本稿の不正データベースの特徴は、個別の不正事案毎に、当該事案の発生時期と発覚時期を収録し不正毎の潜在期間を明確にした点にある<sup>13</sup>。国内の先行研究をみると、小林他(2010)は、「不正」の発生時期として記事の日付（発覚時）を基に分析を行っている。青木(2015)のデータは、発生ベースか発覚ベースか論文の中で明らかにされていない。小林他(2010)の研究は、「不正」の報道と株価の関係に係るものなので、発覚時ベースで「不正」を取扱うことに一定の意味があるとも考えられるが、青木(2015)の研究は、「不正」の発生とコーポレート・ガバナンスの関係に係るものなので、「不正」を発覚時ではなく発生時で捉えて分析すべきであると考え。一方で海外の先行研究で多くみられる財務報告不正を対象にした研究の場合、「不正」の対象となった年度に犯行が行われ

---

<sup>12</sup>日経テレコン 21（公共図書館用限定版）、（株）エフシーエージー総合研究所「最新の企業事件・不祥事リスト」（<https://www.fcg-r.co.jp/research/incident/>）よりキーワードに該当する不正事案を抽出。

<sup>13</sup> 不正に係る日付の取扱：記事の内容から判断して発生・終了時期を年・月まで定め、発覚までの潜在期間、犯行継続期間を事案毎に捉えた（日付まで確認できる事案もあるが、数が限られるので月までの確認で統一）。記事の内容からは年までで月が明確にできない事案は、便宜上当該年 6 月とし、犯行終了時期が不明確なものは初報道日（＝発覚日）に終了したと仮定した。初報道日は記事の日付に基づき採録し、この日を発覚日としたが、雑誌記事が初報道の場合は、当該記事を掲載した号の発行月を初報道・発覚月とした。

たと考えられるので、発生年を発覚年として分析を行うことに、一定に合理性があると考えられる。

本稿の目的は不正の発生と発覚それぞれに対して取締役会の構造・個人ネットワークが与えた影響を分析することである。不正発生の要因を明らかにすると同時に、発生した不正が発覚しにくい体制、隠ぺいする体制を防ぐにはどうすればいいか考えることは、コーポレート・ガバナンスに関する定量分析で十分に行われてこなかった。本稿の不正データベースはそれを可能としている<sup>14</sup>。

## 2.2. 個人ネットワーク指標

個人は様々な個人ネットワーク (Personal Network) を有する。出身地・出身校・過去の職場 (部署)・趣味など個人と個人を結び付ける要素は多岐にわたる。取締役会メンバー間の個人ネットワーク (Personal Network) が企業行動に与える影響を分析した実証研究は、金融の主要学術誌を中心に 2010 年代に入り蓄積が進みつつある比較的新しい領域である。顔が広い CEO ほど Personal Network でつながる取締役を選択 (採用) する傾向が強く、その結果として企業価値を減少させること (Fracassi&Tate, 2012; El-Khatib et al., 2015) が実証的に示されている。

企業不正に関しては、CEO が経営幹部・取締役との間に任命の意思決定を通じて築く繋がり (Appointment-based CEO connectedness[以下: 任命に基づく CEO との繋がり]<sup>15</sup>) が企業不正のリスクを高めることが Khanna et al. (2015) によって示されている。つまり、取締役会内の任命に基づく CEO との繋がりには不正発生の可能性を高め、不正発覚の可能性を減少させる。彼らの分析によると、この個人ネットワークは不正隠ぺいを容易にし、発覚による CEO の罷免の可能性を下げ、更には不正を実行する調整

---

<sup>14</sup> データ作成の詳細は橋本 (2019) 参照

<sup>15</sup> 取締役会において CEO より後に取締役会メンバーになった取締役の比率が高いほど、Appointment-based CEO connectedness (任命に基づく CEO との繋がり) は高い。

コストを下げることを通じて、不正の期待コストを下げる。取締役会内の任命ベースの CEO との繋がりには規制当局、投資家、企業統治の専門家にとって注意に値すると Khanna et al. (2015) が述べるように、取締役会内の個人ネットワークに注目した更なる分析が求められている。

本稿は『役員データ』（[株] 東洋経済新報社）に収録される情報の中から「出身大学（最終学歴）」「出身県」という個人ネットワークに着目した。ビジネス雑誌等でしばし取り上げられる学閥（出身大学の繋がり）であるが、その経済的影響は学術的に殆ど分析されてこなかった。例えばビジネス雑誌 DIAMOND online (2019)<sup>16</sup>では、政官財の各界で、卒業生同士の絆が本当に強い大学・高校はどこか、どの学閥が出世するのかなどの興味深い分析をしているが、当然学術的な分析は行われていない<sup>17</sup>。

天野（2005）によると、日本における様々な業界における学閥は明治維新以降、社会的・経済的背景の中で形成されてきた。いわば、日本特有の個人ネットワークであると言える<sup>18</sup>。次に、出身県という個人ネットワークであるが、日本には都道府県人会などのように同郷出身者との繋がりが存在する。また、『役員データ』には出身高校のデータは収録されていない為、出身県をそれに代理するデータと考えることも可能だろう<sup>19</sup>。本稿は、取締役会内の出身大学の「学閥」「同郷」という個人ネットワークが不正発生・発覚にどう影響するのか分析する。

取締役会メンバー間の個人ネットワークが不正発生を防ぐのか促すのか、発覚を早めるのか遅らせるのかは実証分析の問題である。強い個人ネットワークは、情報の非対称を緩和し、不正を未然に防ぎ、不正が発生したとしても発覚を早める可能性がある一方、

---

<sup>16</sup> 全 19 回に亘る連載企画で、慶応大学の三田会をはじめ、早稲田大学の稲門会、東京大学の校友会、一橋大学の如水会などの学閥の最近の動向を紹介している。

<sup>17</sup> 数少ない学術的な分析として Kawaguchi & Ma (2008) が挙げられる。

<sup>18</sup> Onji et al. (2019) は銀行内に明治期末以降に形成されたとされる「学閥」に注目し、学閥などの個人ネットワークが公的資金注入という政府の介入によってどう変容したのか定量的に分析している。

<sup>19</sup> 同じ出身県であっても異なる高校出身であるとは限らない。

Khanna et al. (2015) が示したように個人ネットワークは不正の期待コストを下げ適切な意思決定を阻害することで、不正発生をもたらし、不正隠ぺいを容易にする可能性がある。

### 2.3. コーポレート・ガバナンス指標

近年日本では、いわゆる「コーポレート・ガバナンス改革」の必要性が指摘され、コーポレートガバナンス・コード（2015年）に基づく取組の一つとして社外取締役・独立取締役の登用等による取締役会の一層の機能発揮が謳われている。また、スチュワードシップ・コード（2014年制定、2017年改訂）に基づく、機関投資家等の投資家による企業との対話の重要性も指摘されている。更に内閣府令（2019年）により、業績連動報酬がある場合の開示、役員報酬額の開示等（有価証券報告書への記載）も逐次強化されてきた。また、2015年施行の改正会社法で導入された「監査等委員会設置会社」制度によって日本の上場企業の統治形態は3種類になり、従来から日本企業に多くみられる監査役会設置会社からの統治形態変更を求める議論が盛んに行われており、機関投資家等からも、社外取締役の比率を高める要求が強まっている。しかし、こういった2010年代に入り多角的に議論されてきた日本におけるコーポレート・ガバナンス改革と企業不正に関する定量的評価はなされてこなかった。

本稿ではコーポレート・ガバナンスを多角的に捉える指標として日経 NEEDS のコーポレートガバナンス報告書関連データより26の変数を用いた（表1）。変数は大きく3つのグループに分けられ、まずは取締役会を中心とする統治形態に関する9変数、次に報酬制度に関する7変数、そしてそれ以外の10変数である<sup>20</sup>。

---

<sup>20</sup> 各変数に関する説明は表1を参照されたい。例えば、日本の上場企業の3つの統治形態を捉える変数である dmt は、監査役会設置会社の場合は1、監査等委員会設置会社の場合は2、指名委員会等設置会社の場合は3を取る変数である。渋谷（2016）が述べるように、監督と業務執行を厳格に分離する指名委員会等設置会社は多くの社外取締役を必要とするなどの理由で普及が進まなかった中、監査役会設置会社、指名委員会等設置会社に次ぐ第3の道として「監査等委員会設置会社」が導入された経緯がある。

先行研究に比べコーポレート・ガバナンスに関する多様な変数を分析対象にしたのが本稿の特徴である。特に、不正発覚に関する数少ない実証研究 (Wang et al., 2010; Wang, 2013; Khanna et al., 2015) はいずれも、不正発覚とコーポレート・ガバナンスの関係についてほとんど分析を行っておらず、統治形態や報酬制度が不正発覚に与えた影響は未だ分析されていない<sup>21</sup>。フォルクスワーゲン社の排ガス不正において、経営陣による隠蔽が罪に問われたことから、不正発覚とコーポレート・ガバナンスの関係を多角的に分析することに学術的・実務的に価値がある。

一方、不正発生に関しては多くの研究がコーポレート・ガバナンス関連指標を取り上げている (Beasley, 1996; Abbott et al., 2000; Uzun et al., 2004; Farber, 2005; Krishnan, 2005; Khanna et al. 2015; 青木, 2015)。共通して社外取締役比率、監査委員会に占める社外取締役比率、CEO の就任以来の年数や取締役会議長との兼任の有無等が説明変数に選ばれており、共通して社外取締役比率が有意に不正発生を抑制する効果が報告されている。Yu&Diandian(2019)のサーベイによると、先行研究の多く監査委員会などの統治形態に着目した分析が多い一方で、報酬制度などの要因に着目した研究は少ない。本稿は先行研究に比べ、不正発生とコーポレート・ガバナンスの関係を多角的に分析したものと言える。

### 3. 分析モデル

本章ではまず不正発生と不正発覚で用いる個人ネットワーク指標（個人ネットワークの定量化）について説明した後、不正発生と不正発覚の分析モデルについて述べる。

---

監督と業務執行の分離の程度は監査役会設置会社、監査等委員会設置会社、指名委員会等設置会社の順に高くなると考え、dmt はそれを捉える変数である。

<sup>21</sup> Khanna et al. (2015) はガバナンス関連指標を導入しているが、「任命に基づく CEO との繋がり」が主たる分析対象である為、CEO に関するガバナンス関連指標に偏っている。

### 3.1. 個人ネットワークの定量化

実証分析に際し、取締役会における出身校、出身県による個人同士の繋がり的大小を定量化する必要がある。本稿では Jackson (2014) に基づき、Density と Mean Degree という 2 つの指標を出身大学・出身県それぞれで作成する。

Density は下式で表され、0 以上 1 以下の値を取り、この数字が大きいほどネットワーク内の個人的な結びつきが強いと考えられる。例えば、取締役会のメンバー全員が同一大学出身である場合、Density=1 となり、逆にメンバー全員が異なる大学出身である場合 Density=0 となる。

$$Density = \frac{\text{実際の繋がり数}}{\text{潜在的な繋がり数}}$$

この概念を、ある上場企業の実際の取締役会における出身校による個人ネットワークをグラフ化した図 1 を用いて説明する。図 1 にある 14 個の頂点（ノード）は取締役会のメンバー一人一人を表し、枝（リンク）は同窓生としての繋がりを示している<sup>22</sup>。ノードに振られた数字は取締役会内の序列を表し、①は CEO を表している。この図をみると①と⑬、⑭がリンクで繋がり、②③⑤⑩も同じくリンクで結ばれている。これは、ある上場企業の実際のグラフであるが、前者は東京大学、後者は早稲田大学の繋がりを示しており、この取締役会には CEO を中心とする東大閥と専務 2 名、常務 1 名を含めた早稲田大学閥が存在することが分かる。この場合、実際の繋がり数は  $9 (= \frac{3 \cdot (3-1)}{2} + \frac{4 \cdot (4-1)}{2})$ 、潜在的な繋がり数は  $91 (= \frac{14 \cdot (14-1)}{2})$  なので Density=0.099 となる<sup>23</sup>。このようにして、出身校に基づく  $Density_{school}$  と、出身県に基づく  $Density_{home}$  を算出した。

2 つ目の指標の Mean Degree は、ネットワーク内のノードが平均的に持つリンクの数

---

<sup>22</sup> 図 1 のような図は、グラフ理論（ネットワークを数学的に述べる分野）ではグラフと呼び、ネットワークにおける○を頂点・ノード、線分を枝・リンクなどと呼ぶ。複雑ネットワークの分析の基礎・応用は増田・今野（2010）が詳しい。

<sup>23</sup> ノードの数を  $n$  とすると、潜在的な繋がり数は  $\frac{n \cdot (n-1)}{2}$  となる。

である<sup>24</sup>。平均的に取締役会内の何人の人間と繋がっているかを表し、0以上n-1以下の値を取る（nはノードの数）。図1を例に説明すると、リンクを3本持つノードが4個、リンクを2本持つノードが3個、そして残りの7個のノードはリンクを持たないので、 $MeanDegree=1.29$ （ $=\frac{3*4+2*3+0*7}{14}$ ）となる。このようにして、出身校に基づく $MeanDegree_{school}$ と、出身県に基づく $MeanDegree_{home}$ を算出した。MeanDegreeは大きな値をとるほどネットワーク内の個人的な結びつきが強いと考えられるが、Densityとは異なり、取締役会のサイズ（取締役の人数）に依存する指標であり、推定結果の分析に際しては注意が必要である。

### 3.2. 不正発生の分析モデル

不正発生に関する分析にはパネル・ロジットモデルを用いた。2014～2017年の全上場企業のデータを用いて下記(1)式により分析を行った。

$$y_{it} = \beta X_{it} + c_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & t \text{ 年に企業 } i \text{ で不正が発生した時} \\ 0 & t \text{ 年に企業 } i \text{ で不正が発生しなかった時} \end{cases}$$

$i$ は企業を、 $t$ は各年をそれぞれ表す。 $X_{it}$ は説明変数であり「コーポレート・ガバナンス指標」または「個人ネットワーク指標」を用いる（ $\beta$ はパラメーター）。 $c_t$ は時点別の固定効果（各年のダミー変数）を、 $\varepsilon_{it}$ は誤差項を表す。

### 3.3. 不正発覚の分析モデル

不正発覚に関する分析にはコックス比例ハザードモデル（Cox Regression）を用い、

---

<sup>24</sup> ネットワークに方向性がない場合に限る。ネットワークに方向性がある例としては、専務はCEOの連絡先を知っているが、CEOは専務の連絡を知らないというように両者の繋がりが非対称な場合を意味する。

発生から発覚までの期間に対して、「コーポレート・ガバナンス指標」「個人ネットワーク指標」が与えた影響をそれぞれ分析する。Cox Regression の被説明変数はハザード率（不正の「発覚」がハザード）となるが、不正データには、2009年から2017年の間に収まる事例だけを抽出した。その後、不正の個別事案毎に、発生から発覚までの期間の「コーポレートガバナンス関連指標」「個人ネットワーク指標」を組み合わせたデータセットを作成し、下記（2）式により分析を行った。

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^2 LRH_{ij} = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^n \alpha_{ijk} x_{ijk} \quad (2)$$

左辺は  $m$  個の不正事案のうち  $i$  番目の不正事案の  $j$  時点（不正発生日を  $j=1$ 、不正発覚日を  $j=2$  とする）における  $LRH_{ij}$  (Logarithmic Relative Hazard) である。右辺の  $x_{ijk}$  は、不正事案  $i$  の  $j$  時点における個人ネットワーク指標（もしくはコーポレートガバナンス関連指標）であり説明変数である。説明変数は  $n$  個で、 $k$  は  $k$  番目の説明変数であることを示している。

## 4. 分析結果

表2に個人ネットワーク指標と企業不正に関する推定結果、表3にコーポレート・ガバナンス指標と企業不正に関する推定結果をそれぞれ示した。以下、それぞれについて分析を行う。

### 4.1. 個人ネットワーク指標と企業不正の発生・発覚に関する分析

まず個人ネットワーク指標と不正「発生」に関する推定結果（表2パネルA）を見ると、Density と Mean Degree で対照的な結果を得た。Density は出身校ネットワーク ( $Density_{school}$ )、出身県ネットワーク ( $Density_{home}$ ) いずれも、不正発生に対して負に有意な結果を得た。一方、Mean Degree は出身校ネットワーク ( $MeanDegree_{school}$ )、出

身県ネットワーク ( $MeanDegree_{home}$ ) いずれも、不正発生に対して正に有意な結果を得た。

2つのネットワーク指標で対照的な結果を得た原因として、MeanDegree は Density とは異なり、取締役会のサイズの影響を受けることが考えられる (3.1 節参照)。これは (後述する) 表3 パネル A において、取締役の人数 ( $d_{mn}$ ) が不正発生に対して正に有意な結果を得ていることと一致しており、この考えに基づけば、取締役会のサイズが小さいほど、出身校・出身県でつながる個人ネットワークが強いほど不正発生を抑制すると解釈できる。つまり、個人ネットワークが強い少人数の取締役によって構成される取締役会は、そうでない取締役会に比べ、情報の非対称性が緩和され不正を未然に防ぐのではないかと考えられる。この結果は Khanna et al. (2015) などが指摘した、強い結びつきが不正に係るコストを下げ、不正発生確率を高めるという先行研究と対照的な結果である。

一方で、個人ネットワーク指標と不正「発覚」に関する推定結果 (表2 パネル B) の推定結果を見ると、 $Density_{school}$  が 10%水準で正に有意である以外は不正発覚に対して有意な結果を得られなかった。 $Density_{school}$  の結果からは、出身校ネットワークが不正発覚を早めると解釈できるが、その効果は限定的である。しかし、この結果も取締役同士の強い結びつきが不正発覚を遅らせるとした先行研究と対照的な結果である。個人ネットワークが強い取締役会は、そうでない取締役会に比べ、情報の非対称性が緩和され不正発覚がしやすくなるのではないかと考えられる。

#### 4.2. コーポレート・ガバナンス指標と企業不正の発生・発覚に関する分析

次に、コーポレート・ガバナンス指標と不正「発生」に関する推定結果 (表3 パネル A) の結果を分析する。まず、会社の機関形態に関する推定 ( $d_{mt}$ ) は有意な推定結果を得たが、正負が混同する結果だった。この推定結果に基づけば、指名委員会等設置会社のように監督と業務執行を厳格に分離することが企業による不正発生の抑制に繋がるとは必ずしも断定できない。この結果は後ほど分析する不正「発覚 (隠蔽)」の推定結果と

は異なる。機関形態の変革は不正発生よりも不正隠蔽の防止に効果的である可能性が示された。

統治形態に関するその他の変数の推定結果によると、不正発生確率を高める要因として、取締役の任期が短いこと (*dmte*)、取締役人数が多いこと (*dmn*)、監査役・監査委員に占める社外の比率が低いこと (*audoutr*) とする結果を得た。任期が短いことが近視眼的な経営をもたらし、メンバーが多い取締役会では取締役間の情報の非対称性が大きくなり不正が発生しやすくなると考えられる。また社外のメンバーによってコーポレート・ガバナンスは強化され、不正発生の防止に効果的であると解釈できる。

一方で、社長・会長以外の人物が取締役会議長を担うこと (*dmc*)、取締役人数に占める社外取締役の比率が高いこと (*dmoutr*)、独立取締役の比率が高いこと (*dmoutindr*)、業績連動報酬制度 (*paypf*) やストックオプション制度 (*paystop*) の導入が不正発生確率を高めるという結果も得ており<sup>25</sup>、これらは日本企業のコーポレート・ガバナンス強化が企図する方向性とは逆の結果であり解釈が難しい。これらの推定結果に基づく限り、業績に連動する報酬制度を導入することや、取締役会議長を社外のメンバーに担わせること、社外取締役を活用すること、そして独立取締役の比率を高めても不正発生防止には逆効果ということになる。

最後にコーポレート・ガバナンス指標と不正「発覚」に関する推定結果 (表3パネルB) の結果を分析する。統治形態に関する変数において有意水準の高い推定結果を得ている。まず、社外取締役比率 (*dmoutr*)、監査役・監査委員に占める社外の比率 (*audoutr*)、独立取締役比率 (*dmoutindr*)<sup>26</sup> は、有意に不正発覚を早めるという推定結果を得た。

---

<sup>25</sup> 監査役・監査委員 (取締役) の比率 (*adr*) は有意な推定結果を得たが、正負が混同する結果だった。

<sup>26</sup> 原データが日経 NEEDS コーポレートガバナンス報告書関連データであることから、社外取締役については、会社法第2条第15号の定義に基づく (社外監査役は同条第16号) ものと考える。また独立取締役については、東京証券取引所の「独立役員確保に係る実務上の留意事項」に基づくものとする。従って本稿では、社外取締役は、独立取締役を包含する概念となる (独立取締役でない社外取締役は存在するが、社

一方で、監査役・監査委員比率 (*adr*) は、不正発覚を有意に遅らせるという推定結果を得た。*dmt*の推定結果より、有意水準は低いが、取締役会の機関構成については、監査役会設置会社よりは監査等委員会設置会社、監査等委員会設置会社よりは指名委員会等設置会社の方が不正の発覚が早くなるとの結果が得られた。

次に、報酬制度の効果をみると、業績連動報酬制度 (*paypf*) は有意に不正の発覚を早めるという結果を得たが、ストックオプション制度に関する指標 (*paystop*、*stopd*、*stopdout*、*stopa*、*stopemp*) はいずれも有意な結果を得られなかった。

総じてコーポレートガバナンス・コードなどが企図する方向の企業のコーポレート・ガバナンスのあり方が、不正発覚を早める可能性が示された。つまり、社外取締役・社外監査役・独立社外取締役を増やす、会社の機関形態を監査役会設置会社から指名委員会等設置会社等に変更することが企業不正の隠蔽を防ぐ可能性が示された。

## 5. 結論

企業不正は市場参加者・投資家の信頼を損なうだけでなく、株主価値を棄損し、資本の不適切な配分を生み、更には金融市場を不安定化させる。企業不正は社会問題であると同時に、そのメカニズムは経済学で解明しなければならない重要な研究対象であり、定量的な更なる分析が求められている。本稿は不正発生と不正発覚という企業不正の2つの側面に着目し、コーポレート・ガバナンス指標、個人ネットワーク指標との関係を定量的に分析した。

近年日本では、いわゆる「コーポレート・ガバナンス改革」の必要性が指摘され、コーポレートガバナンス・コードに基づく取組の一つとして社外取締役・独立取締役の登用等による取締役会の一層の機能発揮が謳われている。近年は機関投資家等からも、社外取締役の比率を高める要求が強まっているほか、従来から日本企業に多くみられる監査役会設置会社から指名委員会等設置会社等に機関形態変更を求める議論も聞かれる。

---

外取締役でない独立取締役は存在しない)。

本稿の分析結果は、こうしたコーポレート・ガバナンスの在り方の変更が、不正の発覚を早める（隠ぺいを防ぐ）意味において概して意味があることを示した。取締役会の機関形態をこれまでの監査役会設置会社から監査委員会等設置会社や指名委員会等設置会社に変更すること、取締役会議長を社長等の執行部から社外取締役にするなど、全体として社外からの監督を強めることと不正発覚との間にも有意な関係があることが示された。

一方で、不正発生に対してはコーポレート・ガバナンス改革が必ずしも意味があるとは限らないとの結果を得た。不正発生と不正発覚は似て非なるメカニズムで起こっており、不正発生を防ぐコーポレート・ガバナンスのあり方と不正隠蔽を防ぐコーポレート・ガバナンスのあり方は異なる可能性が示唆される。社外取締役の導入や指名委員会等設置会社への移行など、コーポレート・ガバナンス改革が求める自発的取組をしていながら不正が発生した東芝のような事例は、コーポレート・ガバナンスの強化は不正発生防止に効果が無かった事例と解釈するよりも、むしろコーポレート・ガバナンス改革によって不正発覚が早まった事例と解釈するほうが適切なのかもしれない。企業不正の発生防止・隠蔽防止という2つ視点からコーポレート・ガバナンスのあり方を丁寧に議論・検証する必要があるだろう。

出身大学・出身県に基づく個人ネットワーク指標と企業不正に関する分析によると、出身大学・出身県でつながる個人ネットワークが強いほど不正発生を抑制する可能性が示された。また、不正発覚に対しても、出身大学ネットワークが不正隠蔽を防ぐ可能性が示された。個人ネットワークが強い取締役によって構成される取締役会は、そうでない取締役会に比べ、情報の非対称性が緩和され不正発生・隠蔽を未然に防ぐ可能性が示唆される。この結果は個人ネットワークの負の側面を明らかにしてきた欧米における先行研究と対照的な結果であり、個人ネットワークが持つ企業不正に対する効果は国や社会、文化によって異なる可能性が示された。出身大学（学閥）・出身県（同郷）は我々個人が有する個人ネットワークのごく一部に過ぎない。今後、様々な国・地域で様々な個人ネットワークが持つ経済的影響に関する多様な検証が待たれる。

最後に本研究は不正発生と不正発覚という企業不正が持つ2つの側面に注目したという特徴を持つが、Partial Observabilityの問題に十分に対処していない。本研究の結果を踏まえ、不正統計に内在する未発覚事象に起因するバイアスに対処した分析に発展させることは今後の課題とする。

表 1：コーポレート・ガバナンス指標

変数	説明
<u>統治形態に関する変数</u>	
<i>dmt</i>	監査役会設置会社:1、監査等委員会設置会社:2、指名委員会等設置会社:3
<i>dmc</i>	取締役会議長 社外取締役・その他取締役:1、社長・会長:0
<i>dmte</i>	定款上の取締役の任期（年）
<i>dmn</i>	取締役人数（監査役含む）
<i>dmoutr</i>	取締役人数に占める社外取締役の比率
<i>adr</i>	取締役（監査役含む）に占める監査役・監査委員（取締役）の比率
<i>audoutr</i>	監査役・監査委員（取締役）に占める社外の比率
<i>dmouindr</i>	取締役（監査役含む）に占める独立取締役の比率
<i>audouindr</i>	監査役・監査委員（取締役）に占める独立取締役の比率
<u>報酬制度に関する変数</u>	
<i>paypf</i>	業績連動型報酬制度 導入:1、非導入:0
<i>paystop</i>	ストックオプション制度 導入:1、非導入:0
<i>payother</i>	その他の制度 導入:1、非導入:0
<i>stopd</i>	ストックオプション対象者（社内取締役） 導入:1、非導入:0
<i>stopdout</i>	ストックオプション対象者（社外取締役） 導入:1、非導入:0
<i>stopa</i>	ストックオプション対象者（社内監査役） 導入:1、非導入:0
<i>stopemp</i>	ストックオプション対象者（従業員） 導入:1、非導入:0
<u>その他</u>	
<i>she</i>	電磁的方法による議決権行使 導入:1、非導入:0
<i>shesg</i>	機関投資家の議決権行使換気用改善への取組 有:1、無:0
<i>shenglish</i>	株主総会招集通知（要約）の英文提供 有:1、無:0
<i>shdefense</i>	買収防衛策 有:1、無:0
<i>ceo</i>	代表者が変更した期：1、前期と不変であった期：0
<i>subsidiary</i>	連結子会社数 10社未満:1、10社以上50社未満:2、50社以上100社未満:3、100社以上300社未満:4、300社以上:5
<i>sf</i>	外国人株式保有比率 10%未満:1、10%以上20%未満:2、20%以上30%未満:3、30%以上:4
<i>disclo</i>	取締役報酬の個別開示 全員または一部の者を個別開示:1、個別報酬の開示せず等その他:0
<i>ruleofpay</i>	取締役報酬の算定方法、決定方針の有無 有:1、無:0
<i>sp</i>	親会社の有無 有:1、無:0

図 1：個人ネットワーク（出身大学）の例

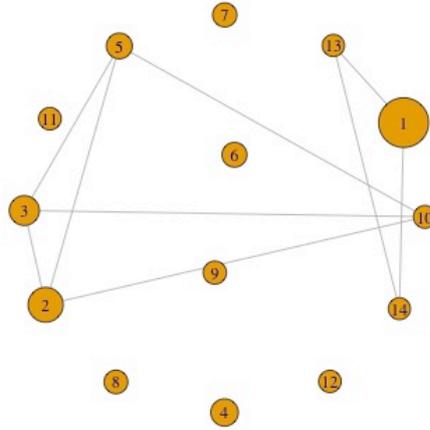


表 2：個人ネットワーク指標と企業不正に関する推定結果

【A：不正発生】ロジット分析：推定式（1）

<i>Densityschool</i>	0.212 ( 0.240 )	-2.577 *** ( -4.430 )	0.143 ( 0.590 )					
<i>Meandegreeschool</i>	0.019 ( 0.290 )	0.236 *** ( 5.490 )		0.056 *** ( 2.900 )				
<i>Densityhome</i>	-3.049 *** ( -3.860 )				-2.817 *** ( -5.450 )	0.007 ( -0.030 )		
<i>Meandegreehome</i>	0.228 *** ( 4.200 )				0.233 *** ( 6.800 )		0.065 *** ( 3.510 )	
<i>Constant</i>	-5.871 *** ( -15.820 )	-6.042 *** ( -16.110 )	-6.157 *** ( -16.060 )	-6.301 *** ( -16.390 )	-5.847 *** ( -15.860 )	-6.106 *** ( -15.760 )	-6.353 *** ( -16.650 )	
Year FE(dummies)	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	
Obs	12126	12126	12126	12126	12126	12126	12126	
Company	3215	3215	3215	3215	3215	3215	3215	

注) カッコ内はz値を表。\*\*\*は1%の有意水準を表す。

注) 全ての推定で年別の固定効果を捉えるダミー変数を入れた推定を行っている。

【B：不正発覚】コックス比例ハザードモデル：推定式（2）

<i>Densityschool</i>	4.671 (5.712)	1.475 (0.954)	1.433* (0.310)				
<i>Meandegreeschool</i>	0.916 (0.343)	0.998 (0.049)		1.025 (0.017)			
<i>Densityhome</i>	0.370 (0.082)				1.019 (0.504)	1.238 (0.236)	
<i>Meandegreehome</i>	1.076 (0.069)				1.015 (0.036)		1.017 (0.014)

注) 上段はハザード比、下段は標準誤差を表す。\*は10%の有意水準を表す。

表 3：コーポレート・ガバナンス指標と企業不正に関する推定結果

【A：不正発生】ロジット分析：推定式（1）

	単回帰	重回帰		
<i>dmt</i>	0.121 ( 1.030 )	1.190 ** ( 1.900 )	-0.668 *** ( -3.390 )	-0.683 *** ( -3.490 )
<i>dmc</i>	0.881 ** ( 2.020 )	0.351 ( 0.710 )	0.490 ( 1.000 )	0.351 ( 0.720 )
<i>dmte</i>	-0.769 *** ( -4.780 )	-0.453 *** ( -2.900 )	-0.535 *** ( -3.260 )	-0.511 *** ( -3.140 )
<i>dmn</i>	0.200 *** ( 12.030 )	0.277 *** ( 10.250 )		
<i>dmoutr</i>	1.510 *** ( 3.730 )	-0.287 ( -0.400 )	0.450 ( 0.910 )	
<i>adr</i>	-1.572 *** ( -5.110 )	2.445 *** ( 4.910 )	-1.209 *** ( -2.730 )	-1.221 *** ( -2.770 )
<i>audoutr</i>	-1.318 *** ( -4.980 )	-0.622 ( -1.180 )	-0.949 ** ( -2.090 )	-0.785 * ( -1.720 )
<i>dmoutindr</i>	2.067 *** ( 4.030 )	1.810 ** ( 2.140 )		1.577 *** ( 2.710 )
<i>audoutindr</i>	0.272 ( 1.040 )	0.514 ( 1.580 )		
<i>paypf</i>	0.889 *** ( 6.220 )	0.493 *** ( 3.140 )	0.753 *** ( 4.760 )	0.699 *** ( 4.420 )
<i>paystop</i>	0.296 ** ( 2.190 )	0.702 ( 1.330 )	0.408 *** ( 2.660 )	0.355 ** ( 2.310 )
<i>payother</i>	0.565 *** ( 3.200 )	0.414 ** ( 2.130 )	0.635 *** ( 3.260 )	0.607 *** ( 3.130 )
<i>stopd</i>	0.210 ( 1.530 )	-0.511 ( -0.980 )		
<i>stopdout</i>	0.003 ( 0.010 )	0.180 ( 0.590 )		
<i>stopa</i>	-0.349 ( -1.300 )	-0.527 ( -1.520 )		
<i>stopemp</i>	0.078 ( 0.510 )	0.228 ( 0.900 )		
<i>Constant</i>		-10.672 *** ( -9.470 )	-4.564 *** ( -7.290 )	-4.815 *** ( -7.690 )
Year FE(dummies)	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs		22556	24554	24554
Company		4025	4070	4070

注) カッコ内はz値を表。\*\*\*は1%の有意水準を表す。

注) 全ての推定で年別の固定効果を捉えるダミー変数を入れた推定を行っている。

【B：不正発覚】 コックス比例ハザードモデル：推定式（2）

	単回帰		重回帰			
<i>dmt</i>	1.18 *		1.15	0.99	0.95	0.84
	(0.113)		(0.136)	(0.126)	(0.145)	(0.134)
<i>dmc</i>	1.52		1.38	1.20	1.32	1.15
	(0.469)		(0.466)	(0.411)	(0.518)	(0.454)
<i>dmte</i>	1.18		1.21	1.25	1.21	1.23
	(0.153)		(0.180)	(0.188)	(0.182)	(0.185)
<i>dmn</i>	0.98					
	(0.015)					
<i>dmoutr</i>	6.02 ***		4.67 ***		8.98 ***	
	(2.809)		(3.048)		(6.164)	
<i>adr</i>	0.48		0.04 ***	0.07 ***	0.02 ***	0.04 ***
	(0.407)		(0.043)	(0.064)	(0.021)	(0.044)
<i>audoutr</i>	3.26 ***		0.99	1.60	0.97	1.93
	(1.375)		(0.525)	(0.772)	(0.560)	(1.008)
<i>dmoutindr</i>	6.83 ***			7.88 ***		9.35 ***
	(2.331)			(4.369)		(5.381)
<i>audoutindr</i>	2.84 ***					
	(0.808)					
<i>paypf</i>	1.23 *		1.30 *	1.22	1.26	1.20
	(0.144)		(0.184)	(0.175)	(0.183)	(0.178)
<i>paystop</i>	1.13		0.87	0.86		
	(0.135)		(0.131)	(0.127)		
<i>payother</i>	1.04		0.98	0.95	0.99	0.98
	(0.154)		(0.165)	(0.161)	(0.178)	(0.175)
<i>stopd</i>	1.13				0.99	0.98
	(0.137)				(0.163)	(0.162)
<i>stopdout</i>	0.85				0.74	0.74
	(0.197)				(0.213)	(0.210)
<i>stopa</i>	0.88				0.70	0.84
	(0.364)				(0.362)	(0.432)
<i>stopemp</i>	0.97					
	(0.140)					
その他CG変数			有	有	有	有
財務データ			有	有	有	有

注) 上段はハザード比、下段は標準誤差を表す。\*,\*\*\*はそれぞれ10%、1%の有意水準を表す。

注)「単回帰」は各変数のみを説明変数とする単回帰の推定結果を表している。

注)財務データは連結売上高(対数)、営業利益率(対売上高)、自己資本比率。いずれも連結ベース。売上高は全ての推定で1%水準で有意であったが(ハザード比は0.75~0.78)、残りの2変数は有意ではなかった。

## 参考文献

- 青木英孝(2015)「コーポレート・ガバナンスと企業不祥事の実証分析」, 中央大学経済学  
論集第 86 号, pp67~77
- 天野郁夫 (2005)『学歴の社会史：教育と日本の近代』平凡社
- 梅津光弘 (2007)「企業経営をめぐる価値転換」, 企業倫理研究グループ著「日本の企業  
倫理—企業倫理の研究と実践—」白桃書房
- 小林孝範、吉田靖、森平爽一郎(2010)「企業の不祥事発生と株式市場の評価」ARIMASS  
研究年報, pp53~75
- 渋谷高弘 (2016)「『監査等委』割れる評価 導入 1 年、400 社超が設置」2016/7/25 付  
日本経済新聞
- DIAMOND online (2019)「新学閥 早慶・東大・一橋・名門高校」  
[https://diamond.jp/list/feature/p-ob\\_network](https://diamond.jp/list/feature/p-ob_network) (2020 年 7 月 22 日アクセス)
- 中村瑞穂(2001)「企業倫理実現の条件」『明治大学社会科学研究紀要』第 39 巻第 2 号  
pp87-99
- 橋本武敏(2019)「企業不正に係るデータベース構築とその分析結果: 業種別にみた発生  
内容と発覚までの潜在期間の特徴」. 経済科学論究, 16, 1-14.
- 樋口晴彦(2012)『組織不祥事研究 —組織不祥事を引き起こす潜在的原因の解明—』白  
桃書房
- 増田直紀・今野紀雄 (2010)『複雑ネットワーク: 基礎から応用まで』近代科学社.
- Abbott L. J., Park Y., Parker S. (2000) “The Effects of Audit Committee Activity and  
Independence on Corporate Fraud”, *Managerial Finance*, Vol. 26, Issue 11 pp55-68
- Beasley, M., S. (1996) “An Empirical Analysis of the Relation Between the Board of  
Director Composition and Financial Statement Fraud” *The Accounting Review* Vol 71,  
No.4, pp443-465
- Chen G., Firth M., Gao D. N., Rui O. M. (2006) “Ownership structure, corporate  
governance, and fraud: Evidence from China” *Journal of Corporate Finance* 12(2006)

pp424-448

- Cohen, L., Frazzini, A., & Malloy, C. (2008). "The small world of investing: Board connections and mutual fund returns". *Journal of Political Economy*, 116(5), 951-979.
- El-Khatib, R., Fogel, K., & Jandik, T. (2015). CEO network centrality and merger performance. *Journal of Financial Economics*, 116(2), 349-382.
- Farber D., B. (2005) "Restoring Trust after Fraud: Does Corporate Governance Matter?", *The Accounting Review*, Vol. 80, No.2, pp539-561
- Feinstein J. S. (1990) "Detection Controlled Estimation", *The Journal of Law and Economics*, Vol.33, No.1, pp.233-276
- Fracassi, C., & Tate, G. (2012). "External networking and internal firm governance". *The Journal of finance*, 67(1), 153-194.
- Fracassi, C. (2017). "Corporate finance policies and social networks". *Management Science*, 63(8), 2420-2438.
- Heckman J. J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for such Models", *Annals of Economic and Social Management*, Vol.5, No.4
- Heckman J. J. (1977) "Sample Selection Bias as a Specification Error: with an application to the estimation of labor supply functions", *NBER Working Paper* No.172
- Heckman J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol.47, No.1
- Jackson, M. O. (2014). Networks in the understanding of economic behaviors. *The Journal of Economic Perspectives*, pp.3-22.
- Kawaguchi, D., & Ma, W. (2008). "The causal effect of graduating from a top university on promotion: Evidence from the University of Tokyo's 1969 admission freeze". *Economics of education review*, 27(2), 184-196.
- Khanna V., Kim E. H., Lu Y. (2015) "CEO Connectedness and Corporate Fraud", *The*

- Journal of Finance*, Vol. LXX, No.3, pp1203-1252
- Kramarz, F., & Thesmar, D. (2013). Social networks in the boardroom. *Journal of the European Economic Association*, 11(4), 780-807.
- Krishnan J. (2005) "Audit Committee Quality and Internal Control: An Empirical Analysis" *The Accounting Review*, Vol. 80, No.2, pp649-675
- Onji K., Osada, T., & Vera, D. (2019). "Old-Boy Networks, Capital Injection, and Banks Returns: Evidence from Japanese Banks." *The 3rd Sydney Banking and Financial Stability Conference 2019* mimeo
- Poirier D. J. (1980) "Partial Observability in Bivariate Probit Models", *Journal of Econometrics* 12 (1980), pp.209-217
- Schoenherr, D. (2019). "Political connections and allocative distortions". *The Journal of Finance*, 74(2), 543-586.
- Uzun, H., Szewczyk S. H., Varma R. (2004) "Board Composition and Corporate Fraud" *Financial Analysis Journal*, Vol. 60, No.3 pp33-43
- Wang T. Y., Winton A., Yu X. (2010) "Corporate Fraud and Business Conditions: Evidence from IPOs", *The Journal of Finance*, Vol. LXV, No.6, pp.2255-2292
- Wang, T. Y. (2013). Corporate securities fraud: Insights from a new empirical framework. *The Journal of Law, Economics, & Organization*, 29(3), 535-568.
- Yu Lu & Diandian Ma (2019) "Internal Control Weakness: A Literature Review" *Accounting and Finance Research*, Vol.8, No.2, pp121-142