

HTMLデータに基づく役員情報データベースの構築

——取締役人数と年齢に関する妥当性検証——

高 須 悠 介

1. はじめに

本稿の目的は企業の開示した有価証券報告書のHTMLファイルから構築された役員情報データベースの概要を説明し、そのデータ内容に関して、既存研究の発見事項を踏まえた分析を行うことでデータベースの質を検証することにある¹。本稿で取り上げるデータベースは、2004年3月期から2020年3月期までに日本の上場企業が提出した有価証券報告書のHTMLファイル(61,748ファイル)をアイエヌ・情報センターの総合企業情報データベース「eol」(以下、eol)から収集し、筆者が開発したプログラム²に基づいて構築されたデータベースである。

本研究の背景は大きく2つある。1つは会計情報が「コストのかかる私的情報」であるという指摘である(Blankespoor et al. 2020)。情報は分析してこそ価値を見出すことができるものである一方で、その情報処理にはコストがかかる。このため、会計情報は伝統的には「コストのかからない公的情報」とみなされてきたものの、実際には情報処理コストの存在によって、「コストのかかる私的情報」とみなすこともまた可能である(Blankespoor et al. 2020)。情報通信技術の進展に伴い、企業のディスクロージャーは紙ベースから電子ベースへと切り替わることで、有価証券報告書に代表される企業情報は確かに容易に入手可能となっている。しかしながら、データ分析の基本である他社比較(クロスセクション分析)、異時点比較(時系列分析)、および他社・異時点の同時比較(パネル分析)の際に必要な大規模なデータを効率的に収集し、分析するには相応の知識と技術が求められており、その観点からはデータが広く一般に行き渡り、容易に活用できる状況にはなっていないように思われる。本研究では企業情報のなかでも注目される機会の多い役員情報(有価証券報告書の「役員の状況」)に注目し、企業が開示したHTMLファイルをCSV形式の構造化データへと変換するプログラムの開発ならびに公開を通じ、企業データのさらなる利活用の促進を試みる。

研究背景の2つめは科学研究におけるデータの入手可能性と再現性の問題である。企業情報の多くはEDINETや企業ホームページを通じて無償で公開されているものの、実証研究に必要な

¹ 本研究は日本学術振興会科学研究費若手研究「データサイエンス手法を用いた会計データベース構築とその活用」(研究代表者:高須悠介, 課題番号:21K13398)の助成を受けている。

² プログラムおよび使用マニュアルは筆者のホームページ(<https://takasu-labo.net>)にて公開を予定している。

不可欠な構造化データが無償公開されていることは稀であり³、構造化データの購入にはコストがかかる。また、研究に必要なデータが既存の有償データベースによってカバーされていない場合には研究者自身によって手収集することになり、金銭的・時間的コストがさらにかかるため、こうした有形・無形のコストがデータ入手の制約となる。これら入手制約のあるデータ、特に手収集されたデータは貴重なデータベースとなり、新たな事実を明らかにする鍵となりえる一方で、再現性の問題を生じさせる。Hail et al. (2020) に従い、再現性 (reproducibility) を「研究者が、方法、サンプル、期間についてわずかではあるが合理的な範囲での差異を含む可能性のある類似のセッティングにおいて、査読を経て発表された研究の知見を確認できること」(Hail et al., 2020, p.521, 筆者訳) と定義した場合、入手制約のあるデータに基づいて組成されたサンプルは他の研究者が類似のセッティングを用いる障壁となる。データの共有 (data sharing) はこの問題の解決策となり得るものの、Hail et al. (2020) が指摘するように、有償データベースの使用にはライセンスが必要であり、データそのものを広く研究者間で共有することは困難である。この問題に対し、比較的入手が容易なXBRLファイルやHTMLファイルから構造化データを構築するプログラムがあれば、そのプログラムを共有することで同一のデータセットを入手することが可能となる。これにより、研究の再現可能性が向上し、再現可能な研究を土台として、さらなる研究を積み上げることができると考えられる⁴。

こうした研究背景の下、本稿では構築したデータベースの紹介に加え、取締役会規模と取締役年齢を中心にデータの妥当性を各種調査レポートや先行研究と比較することで検証する。これら検証を通じて先行研究と比較可能な結果が得られれば、本データベースの質を一定程度担保できると考えられる。ここで取締役会規模と取締役年齢に注目している理由は構築されたデータベースのなかでも執筆時点で比較的高い精度でデータの収集が可能と予想されるためである。この点に関連した本データベースの抱える課題については第5節で詳述する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、日本のディスクロージャー制度の電子化や既存手法の問題点について触れた後に、本データベースの概要について説明する。第3節では、データベースの内容について記述統計を中心に紹介する。第4節では取締役会規模とリスクテイクの関係性、取締役年齢と企業価値の関係性についての実証分析結果を提示する。第5節は本稿のまとめであり、現状のデータベースの問題点や今後の展望について説明する。

2. データベース構築

2.1 電子情報によるディスクロージャー

我が国における有価証券報告書等の電子開示は金融庁のEDINET (Electronic Disclosure for

³ 全国銀行協会のホームページで公開されている邦銀の財務情報 (全国銀行財務諸表分析) はその例外の一つである。

⁴ 本研究で用いているHTMLファイルはeolから収集しているため有償のデータベースとなっている。しかしながら、eolは多くの経済・経営系の大学で利用可能となっていると考えられることから相対的には入手のハードルが低いと考えられる。また、本研究の加工プログラムを修正することでEDINETから無償で収集可能なインラインXBRLファイルに適用することが可能と考えられる。

⁵ 以下の内容は金融庁の公表している「有価証券報告書等の電子開示システム概要説明資料」(https://www.fsa.go.jp/common/budget/kourituka/03_h31/process/03_r01_08.pdf, 2022/1/7アクセス) を参考にしている。

Investors' NETwork) を通じて行われている⁵。EDINETの稼働は2001年6月の有価証券報告書等の任意提出から始まり、2004年6月には有価証券報告書等のEDINETによる提出が義務化されている。その結果、坂上(2011)が指摘するように実質的に2004年3月期決算の有価証券報告書から電子データ(HTMLファイル)による企業情報の取得が可能となっている。その後、2009年3月期決算より財務諸表本体についてのXBRLファイルの提出が義務化され(坂上 2011)、2013年9月にはインラインXBRLファイル⁶の導入及びXBRLファイルの提出範囲の拡大、2019年3月にはXBRLの詳細タグ付け項目の拡大が行われている。特に、2019年3月の詳細タグ付け項目の拡大では、これまで包括タグとして表全体を一つのタグ情報として識別していた内容を表内の各セルの情報に詳細タグが付けられることで個々のデータの識別が容易となっている。この対象の拡大には「役員の状況」も含まれており、例えば、従来では有価証券報告書における「役員の状況」全体に単一の包括タグが付されることで包括タグによって囲まれた範囲が「役員の状況」を表していることのみが判別可能であった。一方で、詳細タグの拡充は個々の役員の氏名や生年月日、略歴など表内の個々のセルに対して、その内容を表す詳細タグが付されるため、「役員の状況」に示される個々の情報を識別することが可能となっている。この構造を活用すると役員情報データベースの構築はより容易となるものの、2019年3月期以降の観測値に限られてしまうことから、本研究で構築されたプログラムではXBRLファイルを利用することなく、HTMLファイルにのみ基づいてデータベース構築を行っている。

上述のように有価証券報告書等の電子データはEDINETから収集可能であり、EDINET APIが公開されているため、プログラムを通じて大量のデータを一括で取得することが可能である。しかしながら、有価証券報告書の縦覧期間が5年と定められているため、EDINETから収集可能なデータは直近5年間に限定されることになる。本研究では可能な限りの大規模なデータベースを構築するため、有価証券報告書の電子提出が義務化された2004年6月以降に提出された有価証券報告書(実質的には2004年3月期決算以降の有価証券報告書)のHTMLファイルをeolから収集している。

2.2 既存手法の問題点

本研究では、収集したHTMLファイルからスクレイピングによって役員情報を抽出し、データベースを構築する。HTMLによって記述された「役員の状況」はtableタグによる表形式で表現されており、主にこのtableタグ内をパースすることで役員情報を取得する。本研究のプログラムはPython言語をベースとして記述されており、HTMLのtableタグのパースにはpandasライブラリのread_htmlメソッドを使用することが考えられる。read_htmlメソッドはHTMLのtableタグの内容をデータフレーム形式に変換するメソッドであり、構造化データを作成する上でも有益である。しかしながら、read_htmlメソッドの使用には少なくとも2つの問題点がある。

1つめの問題点は、一部のHTMLファイルにおいて、「役員の状況」で表示される略歴の年月(略歴年月)と内容(略歴内容)の対応関係がread_htmlメソッドによって失われることである。図1はこの問題点の例示である。図1 パネルAはHTMLファイルのブラウザ上での表示、パネルBは実際にread_htmlメソッドを用いて取得したデータフレームを示している。パネル

⁶ HTMLファイルにXBRLタグを埋め込むファイル形式であり、HTMLのブラウザ表示機能を活かしつつ、XBRLタグによって各データ項目へのアクセスが容易となっている。

パネルA ブラウザ上でのHTMLデータ (抜粋) の表示例

代表取締役 専務	—	石 井 道 夫	昭和10年11月2日生	昭和29年3月 昭和61年6月 平成3年6月 平成4年6月 平成5年6月 平成13年10月 平成15年2月	株式会社福島相互銀行(現 株式 会社福島銀行)入行 同行常務取締役中通りブロック長 同行常務取締役人事担当 同行退職 当社取締役 当社専務取締役 当社代表取締役専務(現任)	2
-------------	---	---------	-------------	---	---	---

パネルB read_html メソッドでの取得例

代表取締役専務	—	石 井 道 夫	昭和10年11月2日生	昭和29年3月 昭和 61年6月平成3年6 月平成4年6月平成 5年6月平成13年10 月平成15年2月	株式会社福島相互銀行(現 株式会 社福島銀行)入行同行常務取締役中 通りブロック長同行常務取締役人 事担当同行退職当社取締役当社専 務取締役当社代表取締役専務(現	2
---------	---	---------	-------------	--	---	---

(出所) ゼビオ株式会社の2005年3月期有価証券報告書のHTMLデータから筆者作成。

図1 アドホックな対応の問題に関する例示

Aでは各略歴年月がそれぞれの指す略歴内容と行単位で結びついており、略歴年月と略歴内容の対応関係が表現されている。一方でパネルBでは略歴年月と略歴内容それぞれがひとまとまりの文字列になっており、略歴年月と略歴内容の対応関係が失われている。この原因はそれぞれ1つのセル内で複数の年月情報(内容情報)が記述されており、その対応関係がHTML上の表示位置にのみ依存して表現されているためである(以降、アドホックな対応の問題)。read_htmlメソッドが表示位置の情報を反映せずに個々のセルを取得する結果、図1パネルBに示されたように一つのセルに複数の年月情報、内容情報が記載され、どの略歴年月がどの略歴内容に対応しているかが判別不可能となってしまう。略歴情報の対応関係は個々の役員の就任時期や役員経験の長さなどを捉えるために必要不可欠であるため、この問題点はデータベース構築に深刻な影響を及ぼすことになる。

2つめの問題点は、一部のHTMLファイルにおいて、役員間で各項目(役職名、氏名、生年月日など)のHTML上での列数が異なるケースが散見されることである。図2はこの問題の例示であり、パネルAはHTMLファイルのブラウザ上での表示、パネルBは実際にread_htmlメソッドを用いて取得したデータフレームを示している。パネルAでは各列単位で役名、職名、氏名といった情報が記述されている。一方でパネルBでは3列目の内容に職名と氏名が混在してしまっている。これはHTML上でtable内のセルを結合させる処理(colspanなど)が役員間で統一されていないことに起因している(以降、セル結合の問題)。HTML上で列の幅が調整されているため、ブラウザ表示した場合には問題なく表示されるが、HTMLをパースしてデータフレームに変換する際には元々の表の行列形状が再現されることになり、このような問題が生じる。

以上の問題点を踏まえ、本研究ではread_htmlメソッドを使わず、BeautifulSoupライブラリを用いて、tableタグに含まれるtrタグ(行を表現)とtdタグ(セルを表現)を一つ一つ解析する手法を選択している。

パネルA ブラウザ上でのHTMLデータ (抜粋) の表示例

代表取締役 執行役員 副社長	広報・お客さま情報・企業文化・宣伝制作・ビューティソリューション・環境対策・CSR担当 風土改革・取締役会直轄委員会担当	岩 田 喜美枝	昭和22年4月6日生	昭和46年4月 平成13年1月 平成15年12月 平成16年4月 平成16年6月 平成17年4月 平成18年4月 平成19年4月 平成20年4月 平成20年6月 平成21年4月 平成22年4月	労働省入省 厚生労働省雇用均等・児童家庭局長 当社常勤顧問 当社CSR部長 当社取締役 当社執行役員 H&BC事業担当 国内アウトオブ資生堂事業担当 人事・秘書担当 お客さま情報担当(現) 当社執行役員常務 当社執行役員副社長(現) 企業文化・広報担当(現) 風土改革・取締役会直轄委員会担当(現) 当社代表取締役(現) 環境対策担当(現) ライフクオリティビューティープログラム担当(現) 宣伝制作・ビューティソリューション・CSR担当(現)	(注) 3	20
取締役 執行役員 専務	グローバル事業(国際事業・中国事業・プロフェッショナル事業)担当 国際事業部長	カーステン・フィッシャー	昭和37年9月7日生	昭和54年10月 平成8年3月 平成11年1月 平成15年7月 平成16年7月 平成18年10月 平成19年1月 平成19年10月 平成20年4月 平成20年6月 平成22年4月	シュワルツコフ㈱入社 シュワルツコフ㈱ 代表取締役社長 ウエラジャパン㈱ 代表取締役社長 ウエラAG エグゼクティブ・バイスプレジデント ザ ブロクター アンド ギャンブル カンパニー コーポレート・オフィサー プロフェッショナル・ケア・プレジデント 当社常勤顧問 当社執行役員常務 国際事業担当(現) 当社国際事業部長(現) プロフェッショナル事業担当(現) 当社プロフェッショナル事業部長 中国事業担当(現) 当社取締役(現) 当社執行役員専務(現)	(注) 3	17

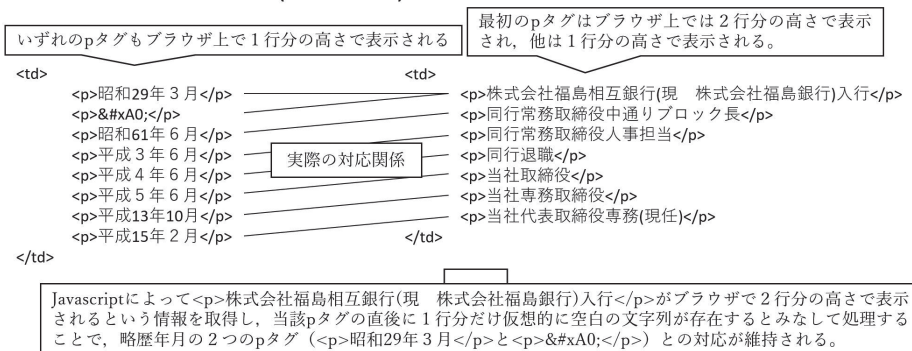
パネルB read_html メソッドでの取得例

役名	職名	職名	氏名	生年月日
代表取締役 執行役員副 社長	広報・お客さま情報・企業文化・宣伝制作・ビューティソリューション・環境対策・CSR担当風土改革・取締役会直轄委員会担当	広報・お客さま情報・企業文化・宣伝制作・ビューティソリューション・環境対策・CSR担当風土改革・取締役会直轄委員会担当	岩 田 喜美枝	昭和22年4月6日生
取締役 執行 役員専務	グローバル事業(国際事業・中国事業・プロフェッショナル事業)担当国際事業部長	カーステン・フィッシャー	カーステン・フィッシャー	昭和37年9月7日生

(出所) 株式会社資生堂の2010年3月期有価証券報告書のHTMLデータから筆者作成。

図2 セル結合の問題に関する例示

HTMLのソースコード(一部省略)



本プログラムでの出力結果

役職名	氏名	生年月日	略歴年月	略歴内容	所有株式数 (単位:株)
代表取締役専務	石井道夫	19351102	195403	株式会社福島相互銀行(現株式会社福島銀行)入行	2000
			198606	同行常務取締役中通りブロック長	
			199106	同行常務取締役人事担当	
			199206	同行退職	
			199306	当社取締役	
			200110	当社専務取締役	
			200302	当社代表取締役専務(現任)	

(出所) ゼビオ株式会社の2005年3月期有価証券報告書のHTMLデータから筆者作成。

図3 アドホックな対応の問題に対する本プログラムの実行例

2.3 本プログラムの概要

本プログラムでは既存手法の抱える2つの問題(アドホックな対応の問題とセル結合の問題)について以下の方針をとることによって解決している。

アドホックな対応の問題に関しては、各セルで表示されている一塊の文字列(pタグやdivタグでくくられた文字列もしくはbrタグによって改行された文字列)のブラウザ表示上の高さ(行高)や改行文字数をJavaScriptによって取得し⁷、個々の略歴年月と略歴内容の対応関係をこれら情報によって維持している。図3はこの具体例を示している。

セル結合の問題に関しては、tableタグに含まれる各セルを表現するtdタグ(もしくはthタグ)

⁷ JavaScriptで行高や改行文字数を取得する場合、使用するブラウザによって得られる数値が異なる。プログラム開発を進めるなか、本研究で用いるHTMLファイルに関しては(特にサンプル期間前半のファイルの)多くがInternet Explorer(以降、IE)に最適化されていると判断されたため、本プログラムはIEでの使用を想定している。しかしながら、2022年6月16日をもってIEはサポート終了となり、IE自体を利用することは困難となる。この問題への対応として、配布予定のプログラムではIEの代わりにEdgeのIEモードを利用している。また、JavaScriptによって取得した各HTMLファイルの行高情報、改行文字数情報を本プログラムと合わせて公開予定である。これによって、IEを利用できない環境であっても本プログラムを実行することが可能となる。

HTMLのソースコード(一部省略)

```
<tr>
  <td style="border-right:windowtext 1pt solid">代表取締役執行役員副社長</td>
  <td colspan="2" style="border-right:windowtext 1pt solid">広報 ～中略～ 委員会担当</td>
  <td style="border-right:windowtext 1pt solid">岩田喜美枝</td>
  <td>昭和22年4月6日生</td>
</tr>
<tr>
  <td style="border-right:windowtext 1pt solid">取締役執行役員専務</td>
  <td style="border-right:windowtext 1pt solid">グローバル事業～中略～国際事業部長</td>
  <td colspan="2" style="border-right:windowtext 1pt solid">カーステン・フィッシャー</td>
  <td>昭和37年9月7日生</td>
</tr>
```

HTMLの表示イメージ

列方向へセルを結合するcolSpanが異なる列で指定されているため、以下のような表示イメージとなる。

代表取締役執行役員 副社長	広報 ～中略～ 委員会担当	岩田喜美枝	昭和22年4月6日生
取締役執行役員専務	グローバル事業～中 略～国際事業部長	カーステン・フィッシャー	昭和37年9月7日生

行ごとに縦罫線で区切られている範囲を1列として認識することによって各列のズレを修正する。
(最終的な出力では役名と職名が結合されているため3列表示となっている。)

本プログラムでの出力結果

役職名	氏名	生年月日
代表取締役執行役員副社長(広報・お客さま情報・企業文化・宣伝制作・ビューティソリューション・環境対策・CSR担当風土改革・取締役会直轄委員会担当)	岩田喜美枝	19470406
取締役執行役員専務(グローバル事業(国際事業・中国事業・プロフェッショナル事業)担当国際事業部長)	カーステン・フィッシャー	19620907

(出所) 株式会社資生堂の2010年3月期有価証券報告書のHTMLデータから筆者作成。

図4 セル結合の問題に対する本プログラムの実行例

のstyle情報における縦罫線の指定 (border-right:windowtext 1pt solidなど) に基づき、同一の縦罫線の範囲に含まれるセルを同一の列を構成する文字列として特定することでこの問題を解決している。図4はこの具体例を示している。

ここで紹介した問題以外にもHTMLファイル形式の役員情報をCSVファイルへ変換する際には様々な克服すべき課題が存在しており、その多くが本研究のプログラムで解決されている⁸。また、HTMLファイル上での誤植 (各情報の抜け漏れ、誤字脱字、罫線の消失など) によってプログラム処理が困難なHTMLファイルも存在するため、これらHTMLファイルはHTMLファイル自体に必要最小限の修正を加える関数をプログラムに別途追加することで通常のプログラム処理が可能となるように対応している。

⁸ 実際のプログラムの詳細はプログラムの配布元にて公開を予定している。

パネルA ブラウザ表示例

役職名	氏名	生年月日	略歴		任期	所有株式数 (千株)
取締役会長 (代表取締役)	内山田 竹 志	1946年 8月17日生	1969年 4月 1998年 1月	当社入社 当社第2開発センターチーフエンジニア就任 当社取締役就任 当社常務取締役就任 当社専務取締役就任 当社取締役副社長就任 当社取締役副会長就任 当社取締役会長就任	(注) 5	普通株式 77
取締役副会長 (代表取締役)	早 川 茂	1953年 9月15日生	1977年 4月 2005年 6月 2007年 6月 2007年 9月 2008年 6月	トヨタ自動車販売㈱入社 当社広報部長就任 当社常務役員就任 トヨタ モーター ノース アメリカ㈱取締役社長就任 トヨタ モーター ノース アメリカ㈱取締役社長退任	(注) 5	普通株式 38
取締役社長 (代表取締役)	豊 田 章 男	1958年 5月 3日生	1984年 4月 2000年 5月 2000年 6月 2002年 6月 2003年 6月 2005年 6月 2008年 6月 2009年 6月 2015年 6月 2018年 5月	当社入社 当社Gazoo事業部主査兼国内業務部業務改善支援室主査就任 当社取締役就任 当社常務取締役就任 当社専務取締役就任 当社取締役副社長就任 トヨタ モーター ノース アメリカ㈱取締役会長兼CEO就任 当社取締役社長就任 東和不動産㈱代表取締役会長就任 一般社団法人日本自動車工業会会長就任	(注) 5	普通株式 4,752

パネルB 本プログラムの実行例

役職名	氏名	生年月日	略歴年月	略歴内容	任期	所有株式数 (単位:株)	役員番号	役名フラグ
取締役会長(代表取締役)	内山田竹志	19460817	196904	当社入社	(注)5	77000	1	1
			199601	当社第2開発センターチーフエンジニア就任			1	1
			199806	当社取締役就任			1	1
			200106	当社常務取締役就任			1	1
			200306	当社専務取締役就任			1	1
			200506	当社取締役副社長就任			1	1
			201206	当社取締役副会長就任			1	1
			201306	当社取締役会長就任			1	1
取締役副会長(代表取締役)	早川茂	19530915	197704	トヨタ自動車販売㈱入社	(注)5	36000	2	1
			200506	当社広報部長就任			2	1
			200706	当社常務役員就任			2	1
			200709	トヨタモーターノースアメリカ㈱取締役社長就任			2	1
			200906	トヨタモーターノースアメリカ㈱取締役社長退任			2	1
			201204	当社専務役員就任			2	1
			201506	当社取締役・専務役員就任			2	1
			201704	当社取締役副会長就任			2	1
			201801	㈱国際経済研究所代表取締役就任			2	1
取締役社長(代表取締役)	豊田章男	19560503	198404	当社入社	(注)5	4752000	3	1
			200005	当社Gazoo事業部主査兼国内業務部業務改善支援室主査就任			3	1
			200006	当社取締役就任			3	1
			200206	当社常務取締役就任			3	1
			200306	当社専務取締役就任			3	1
			200506	当社取締役副社長就任			3	1
			200806	トヨタモーターノースアメリカ㈱取締役会長兼CEO就任			3	1
			200906	当社取締役社長就任			3	1
			201506	東和不動産㈱代表取締役会長就任			3	1
			201805	一般社団法人日本自動車工業会会長就任			3	1

(出所) トヨタ自動車株式会社の2020年3月期有価証券報告書のHTMLデータから筆者作成。

図5 HTMLデータのブラウザ表示例と本プログラムの実行例

図5 パネルAおよびパネルBは実際のHTMLファイルをブラウザ表示した場合のスクリーンショット (パネルA) と本プログラムによって取得したCSVファイルをテーブル形式で表示した場合のスクリーンショット (パネルB) を示している。本プログラムでは、役員情報を8列もしくは9列の表形式で表現している。第1列は役職名を示している。実際のHTMLファイルにおいて、企業によっては役名 (取締役、監査役など) と職名 (社長、担当部門など) を別々の列として表現しているケースが見られるものの、その場合には役名列に示された文字列の直後に職名列で示された文字列を括弧書きで挿入することで1列に変換している。第2列は氏名列である。企業によっては振り仮名が加えられているケースや括弧書きで英名が記載されているケースが見られるが、これらは一律削除している。第3列は生年月日であり、HTMLファイル上で和暦表示の場合には西暦表示に変換し、誕生年・月・日を8桁の数字で表現している。第4・5列は略歴情報であり、略歴年月と略歴内容の対応は行表示によって再現されている。略歴年月が和暦表示の場合には西暦表示に変換し、年・月を6桁の数字で表現している⁹。第6列は任期列である。役員の状況において任期情報は2006年12月以降の決算から開示されているため、それ以前の観測値については任期列が存在しておらず、合計で8列表示のCSVファイルとなっている。なお、任期情報の多くは図5のように注記を参照する形式をとっているため、本プログラムだけでは任期情報を活用することは難しい状態となっている¹⁰。第7列は所有株式数である。所有株式数は企業によってHTMLファイル上での単位 (1株, 10株, 100株など) が異なるため、本プログラムでは1株表示に統一している。また従業員持株会などを通じた株式所有数が外数として別記されている場合には可能な限り所有株式数に反映している。第8, 9列は便宜的にプログラムによって追加された列であり、第8列は各行がどの役員に対応しているかを把握しやすくするための役員ごとの通し番号、第9列は取締役であれば1、監査役であれば2をとるフラグを示している。

続く第3節では、本節で紹介したプログラムを用いて取得した61,748企業・年の役員情報の記述統計を提示する。

3. 役員情報データベースの記述統計

3.1 サンプルと記述統計

本研究のサンプルはeolの書類検索機能から「役員の状況」のHTMLファイルが収集可能な2004年3月期から2020年3月期までのJASDAQを含む日本の全上場企業 (金融業を含む) を対象としており、61,748企業・年¹¹から構成されている。

⁹ 一部のHTMLファイルでは略歴年月に関して、年号のみしか記載がない場合が見られた。その場合には198700のように月に当たる部分をゼロとして表現している。

¹⁰ 今後の展望として、脚注情報を活用するプログラムの公開ならびにその妥当性検証を予定している。なお、第3, 4節で用いられている社外取締役変数では当該プログラムを試験的に適用し、同変数を作成している。

¹¹ データ収集タイミングの都合により、2020年4月20日決算の企業が1観測値のみ含まれている。

表1 本稿の役員データベースの記述統計量

2004年3月期から2020年3月期までの全上場企業を対象として集計した結果を示している。*BOARD_SIZE*は取締役の人数(人)、*DIRAGE*は決算期末時点での取締役の平均年齢(歳)、*TOPAGE*は決算期末時点での経営トップの年齢(歳)を示している。

Variables	Observations	Mean	Std. Dev.	Min	25%	50%	75%	Max
<i>BOARD_SIZE</i>	61,748	7.99	3.19	3	6	7	10	50
<i>DIRAGE</i>	61,748	57.04	5.68	25.5	54.5	58.11	60.78	74.33
<i>TOPAGE</i>	61,729	57.95	8.62	25	53	60	64	92

表1は本プログラムによって収集された各観測値のCSVファイルを集計し、取締役情報に関する記述統計量を示している。データの妥当性検証の一環として、いくつか特徴的な値について実際の観測値を示す。*BOARD_SIZE*は取締役の合計人数を捉えている。*BOARD_SIZE*の最大値(50人)は鹿島建設株式会社の2004年3月期有価証券報告書に記載されている取締役の人数である。*BOARD_SIZE*の最小値については複数の観測値が最小値(3人)をとっている。*DIRAGE*は取締役の平均年齢を示している。*DIRAGE*が最も高い観測値(74.33歳)はオリエンタルチエン工業株式会社の2011年3月期有価証券報告書に記載されている取締役の平均年齢である。一方で最も*DIRAGE*が若い観測値(25.5歳)は株式会社ドリコム(2006年3月期有価証券報告書に記載されている取締役の平均年齢である。*TOPAGE*は経営トップ¹²の年齢を示している。なお、一部の観測値では現状のプログラムによって経営トップが特定できていないため¹³、観測値がフルサンプルよりも若干減少している(61,729観測値)。*TOPAGE*の最大値(92歳)は佐藤食品工業株式会社の2018年3月期有価証券報告書に記載されている佐藤仁一氏および株式会社ヤマザキの2017年3月期有価証券報告書に記載されている山崎好夫氏である。一方で最も若い経営トップ(25歳)は株式会社キャンドウの2010年11月期有価証券報告書に記載されている城戸一弥氏および株式会社リブセンスの2011年12月期有価証券報告書に記載されている村上太一氏である。

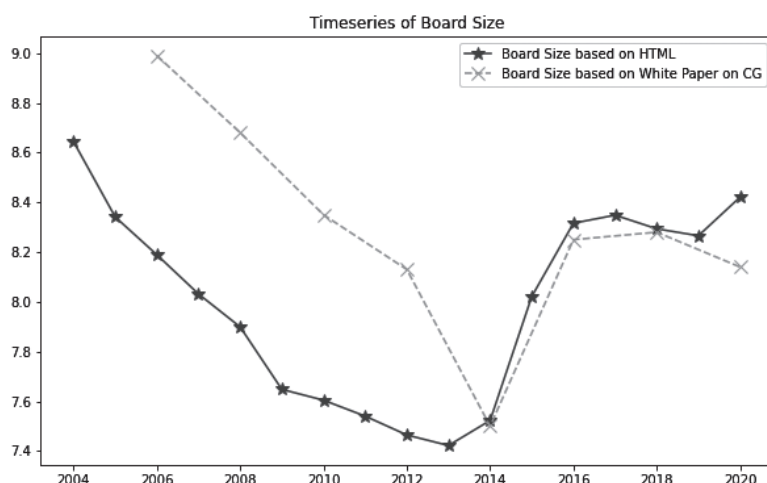
3.2 役員情報の時系列推移

本項では役員情報の時系列推移について確認していく。

図6は取締役人数のクロスセクション平均の時系列推移を示している。東京証券取引所が隔年で公表している「コーポレートガバナンス白書」(以下、CG白書)によって取締役人数のクロスセクション平均の(隔年)時系列データが入手可能であるため、同データと比較している。なお、CG白書は発行年によって異なるものの概ね7～10月を終点とした1年間を集計対象としている点(本プログラムでの集計値は12月を終点とした1年間)、2012年まで東証一部・二部・

¹² 役員の状況において①役職名が社長もしくは頭取、②役職名が最高経営責任者、CEO、③役職名が代表取締役であり、他の役員に代表取締役がいない、④有価証券報告書の代表者、の順に経営トップを特定している。

¹³ 有価証券報告書の表紙に記載されている代表者が取締役を兼務しない執行役であるケースなどが該当する。



実線は本稿のデータベース、破線は東京証券取引所のコーポレートガバナンス白書からそれぞれ収集、集計した取締役人数の時系列推移を示している。

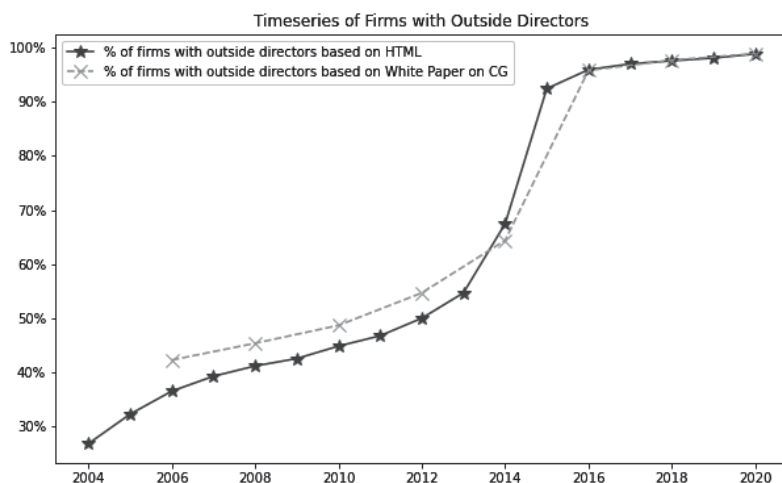
(出所) 筆者作成。

図6 取締役の時系列推移

マザーズ上場企業のみを収集対象としている点（本プログラムはJASDAQや地方証券取引所も収集対象としている）で差異があることに注意されたい。図6から、本データベースおよびCG白書のデータとともに2000年代中頃から2010年代中頃まで取締役人数は減少傾向にあることが分かる。この点は宮島・新田（2007）が指摘している取締役会の規模縮小が継続して進められてきたことを示唆している。2012年までCG白書に基づく取締役人数の平均値が本データベースの平均値を上回っているが、これはCG白書の収集対象企業が東証一部・二部・マザーズに限定されているため相対的に企業規模が大きく、その結果として取締役人数も多くなっているものと推察される。CG白書のデータ収集対象にJASDAQが含まれ、本データベースとデータカバレッジが類似している2014年以降については平均値の推移は概ね一致していることが分かる。なお、2020年に関しては両データ間で差異が生じているように思われるが、本データベースに含まれる観測値が2020年3月期までに限定されていることから再び収集対象企業に違いが生じていることが一因として考えられる。

CG白書では社外取締役選任企業の割合もまた収集可能である。本データベースにおいて社外取締役の特定はプログラムの開発段階であり、本稿公開時点では公開予定のプログラムに含めていないが、参考までに図7において社外取締役選任企業比率の時系列推移を示している。

図7から両データにおいて2010年代中頃から社外取締役を選任している企業の割合が急上昇していることがわかる。同時期には東京証券取引所による独立取締役確保の努力義務を課す規則の改正（2014年2月）、コーポレートガバナンス・コードの策定（2015年6月）といったコーポレートガバナンス改革が推し進められており、この流れに対応する形で上場企業における社



実線は本稿のデータベース、破線は東京証券取引所のコーポレートガバナンス白書からそれぞれ収集、集計した社外取締役選任企業の割合に関する時系列推移を示している。

(出所) 筆者作成。

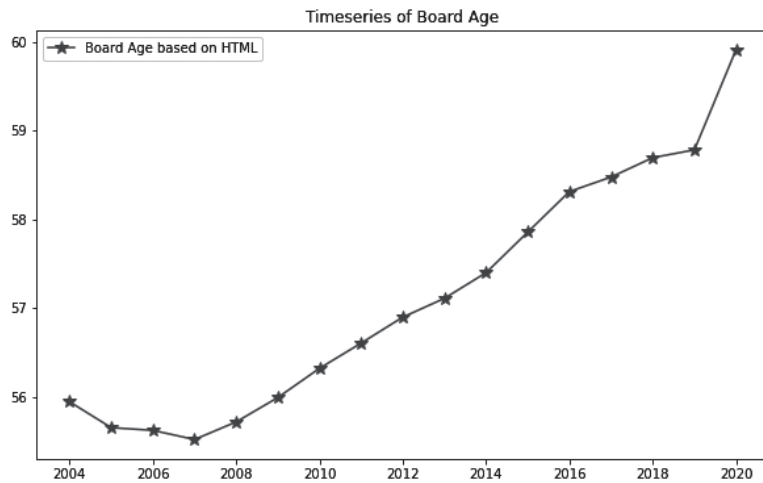
図7 社外取締役選任企業割合の時系列推移

外取締役選任企業の割合が高まっていることが確認できる¹⁴。両データを比較すると、図6における取締役人数と同様に2012年まではCG白書に基づく社外取締役選任企業の割合が本データベースに基づく社外取締役選任企業の割合を一貫して上回っていることが分かる。この理由もまた同様にCG白書の集計対象企業が相対的に大規模な企業に限定されていることに起因しているものと推察される。一方で、2014年以降に関して両データベースの差異はほとんど観察されておらず、2020年段階では社外取締役選任企業比率が98.9% (CG白書)、98.85% (本データベース) とほぼ一致しており、ほとんどの上場企業が社外取締役を選任していることが分かる。

図8は取締役の平均年齢、図9は経営トップの年齢に関するクロスセクション平均の時系列推移を示している。取締役の平均年齢、経営トップの年齢のいずれについても近年上昇基調にあることが見て取れる。本データに関して、同一母集団を対象としたものではないものの、帝国データバンクによる「全国社長年齢分析」¹⁵では非上場企業も含めた企業の社長の平均年齢について1990年から一貫して上昇基調にあることが明らかにされている。また、過年度も含め

¹⁴ ただし、両データベースの集計はあくまでも社外取締役であり、独立性の要件は課していない。

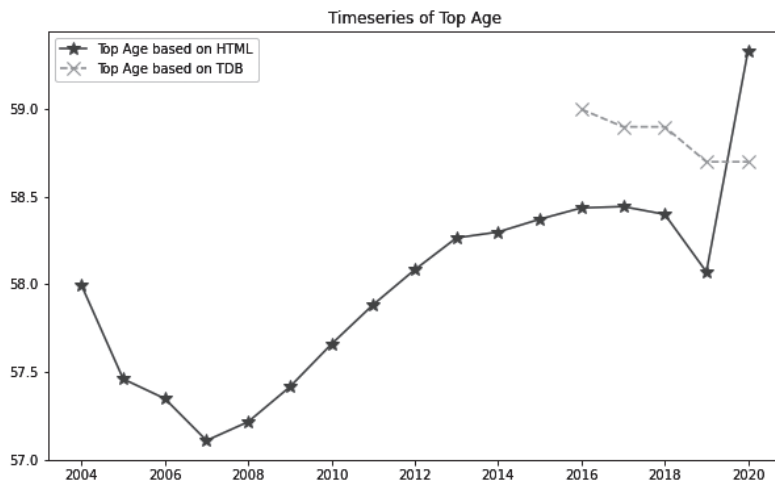
¹⁵ 全国社長年齢分析 (2018年) (<https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p180106.pdf>)
 全国社長年齢分析 (2019年) (<https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p190110.pdf>)
 全国社長年齢分析 (2020年) (<https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p200108.pdf>)
 全国社長年齢分析 (2021年) (<https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p210202.pdf>)
 いずれも帝国データバンクによる調査である (2022年1月7日アクセス)。



本稿のデータベースに基づいて観測値ごとに取締役の平均年齢を算定し、暦年ごとに観測値をまとめて算定された平均値の時系列推移を示している。

(出所) 筆者作成。

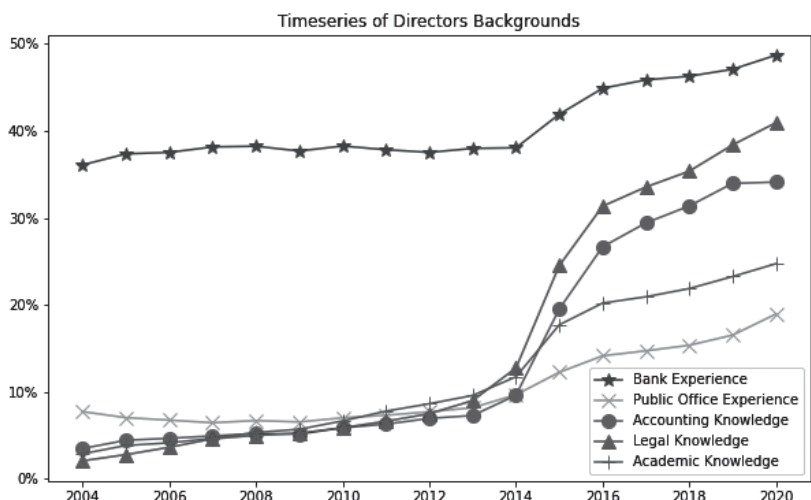
図8 取締役の平均年齢の時系列推移



実線は本稿のデータベース、破線は帝国データバンクによる全国社長年齢分析からそれぞれ収集、集計した経営トップの平均年齢の時系列推移を示している。

(出所) 筆者作成。

図9 経営トップの平均年齢の時系列推移



本稿のデータベースに基づいて、各観測値に関して当該職務経験（銀行・司法・行政・会計財務・学識）を有する取締役を選任している企業の割合に関する時系列推移を示している。なお、銀行での職務経験は略歴に（日本銀行を除く）「銀行」の文字列がある場合には当該取締役を銀行での職務経験があるとみなしている。司法での職務経験は略歴に「弁護士」、「検事」、「裁判官」の文字列がいずれか1つでもある取締役を司法での職務経験があるとみなしている。行政での職務経験は略歴に各省庁もしくは「日本銀行」の文字列が1つでもある取締役を行政での職務経験があるとみなしている。会計財務での職務経験は略歴に「公認会計士」、「税理士」の文字列が1つでもある取締役を会計財務での職務経験があるとみなしている。学識経験については略歴に（客員教授を除く）「教授」の文字列がある取締役を学識経験者とみなしている。

（出所）筆者作成。

図10 取締役の職務経験の時系列推移

た同調査では2016年以降¹⁶について上場企業の社長の平均年齢が収集可能であるため、図9では比較のために同調査に基づく平均年齢も合わせてプロットしている。両データを比較すると、2016年以降では経営トップの平均年齢の上昇が両データともに頭打ちしていることが確認できる。なお、本データベースのサンプルが3月決算までに限定されている2020年を除き、両データの間には0.7歳前後の差が安定して観察される。この差については、本データベースにおける年齢の測定が決算期末に基づいて行われている一方で、帝国データバンクのデータベースでは翌年1月時点での年齢に基づいて行われているためであると考えられる。

最後に図10は取締役の職務経験（銀行・司法・行政・会計財務・学識）について、取締役のなかに当該職務経験を有する取締役が含まれている企業の割合の時系列推移を示している。本

¹⁶ 同調査は公表年の1月時点における結果であるため、図9における本データベースとの対応では2018年の調査結果を2017年に対応させるなど、1年分ずらして表示している。なお、2016年の値は2018年の調査結果において対前年比が記載されているため、当該データを用いている。

データベースでは各取締役の略歴内容を「役員の状況」に記載されている通りに収録しており、キーワード検索を組み合わせることで、各取締役の職務経験を一定程度把握することが可能である。2021年6月に公表された改訂コーポレートガバナンス・コードでは各取締役の知識・経験・能力を一覧化したスキルマトリックスの開示が推奨されており（改訂コーポレートガバナンス・コード補充原則4-11①）、各取締役がどのようなスキルを有しているのか判別することには一定の意義があると考えられる。図10から、2つの特徴が見て取れる。第1に、2014年以前では3割以上の企業で銀行での職務経験を有する取締役が選任されている一方で、その他の職務経験を有する取締役の選任は限定的であった。日本企業では伝統的に銀行との関係が重視されてきたと考えられるため、銀行での職務経験を有する取締役を選任することで銀行との関係の維持・強化が期待されているのかもしれない。第2に、2014年以降、すべての職務タイプにおいて当該経験を有する取締役が選任される傾向が高まっており、取締役会における職務経験の多様性、ひいてはスキルの多様性が高まっている可能性がある。図7で示されたように2014年以降では社外取締役の選任企業割合が急上昇しており、このスキルの多様性の向上は社外取締役を通じて達成されていると考えられる。

本項では公表されているデータ（CG白書）と比較することで本データベースの平均的な傾向に関する妥当性の検証を行った。その結果、取締役会規模や社外取締役の選任企業割合について、概ねCG白書と整合的な傾向が観察された。その後、取締役および経営トップの年齢や取締役の職務経験に関する時系列推移を概観してきた。続く第4節では、本データベースにおいて（筆者の主観ではあるものの）比較的ノイズの少なく、ある程度の精度が期待される取締役会規模と年齢に関して、先行研究で明らかにされてきた現象が再現可能であるかを検証する。

4. 役員情報データベースを用いた既存研究のレプリケーション

4.1 使用データ

本節では次のデータを用いて先行研究の再現を試みる。ここまで説明を行ってきた役員データベースは取締役人数、経営トップの年齢、取締役の平均年齢、取締役の合計所有株式数、社外取締役比率の算定に使用している。株式リターンおよび時価総額についてはRefinitiv社のEikonから取得しており、その他の財務データおよび企業属性データ（産業分類、設立日）は日経NEEDSから取得している。

4.2 取締役人数とリスクテイク

1つめの検証では、取締役人数と企業のリスクテイクの関係性について検証を行う¹⁷。大規模なグループではグループ内でのコンセンサスを得ることが困難となるため、最終的な結論が妥協の産物となり、極端な意思決定が行われにくいことを指摘した上で、先行研究では取締役人数と企業のリスクテイクの間に負の関係があることを指摘している（Cheng, 2008；Nakano and Nguen, 2012）。Nakano and Nguen（2012）は日本企業を対象として分析を行っており、

¹⁷ 本節におけるいずれの分析においても従属変数（リスクまたは企業価値）と取締役変数の間の内生性の問題に関してはほとんど対処されていないが、これは本節が先行研究との比較を目的としているためであり、仮説の厳密な検証はその目的ではないためである。

特に株式リターンボラティリティを従属変数とした場合には安定的な負の関係が見られることを明らかにしている¹⁸。本稿ではNakano and Nguen (2012) に沿ってリサーチデザインを設計し、取締役データに関して本データベースから組成された変数を用いることで彼らと同様の分析結果が得られるかを検証する。

Nakano and Nguen (2012) は東京証券取引所に上場する非金融事業会社群から2003年から2007年までの6,399企業・年 (1,324社) をサンプルとして抽出し、これら観測値を企業毎に集計することで、1,324観測値からなるクロスセクション分析を行っている。

本データベースでは2004年から2020年までのデータが収集可能であることから、分析期間を5年ずつ3つのウィンドウ (t=2005~2009, 2010~2014, 2015~2019) に分割し、彼らと同様に各企業の5年分のデータを1つの観測値としたクロスセクション分析を行う。具体的には①2005年から2019年までの金融業¹⁹を除く全上場企業、②決算期間が12ヶ月である観測値、③有価証券報告書を株主総会前に提出していない観測値²⁰、④少なくとも1つのウィンドウに関して5年間連続して分析に必要なデータ取得が可能な企業、をサンプル抽出要件としている。その結果、2,790観測値 (t=2005~2009), 2,976観測値 (t=2010~2014), 3,003観測値 (t=2015~2019)、の合計8,769観測値が本稿のサンプルとなる。これらサンプルを用いて、Nakano and Nguen (2012) を踏まえた以下の回帰式をクロスセクション推定する。

$$\begin{aligned} RISK_i = & \beta_0 + \beta_1 BRDSIZE_i + \beta_2 OUTDIR_i + \beta_3 SO_i + \beta_4 BRDOWN_i + \beta_5 FOREIGN_i + \beta_6 BANK_i \\ & + \beta_7 ASSET_i + \beta_8 LEV_i + \beta_9 CAPEX_i + \beta_{10} R\&D_i + \beta_{11} FIRMAGE_i \\ & + \sum \beta_j Industry_j + \varepsilon_i \quad (1) \end{aligned}$$

以下は変数定義であり、例示として、t=2005~2009をウィンドウとした場合の具体的な計算期間を括弧書きで併記している。従属変数の $RISK_i$ は企業iの過去60ヶ月月次株式リターンボラティリティ (2009年の決算期末から3ヶ月後を終点とした過去60ヶ月) である。独立変数の $BRDSIZE_i$ は取締役人数の過去5年平均の自然対数値 (2005年から2009年までの各決算期末の有価証券報告書に記載されている取締役データ²¹)、 $OUTDIR_i$ は取締役に占める社外取締役の割合の過去5年平均 ($BRDSIZE_i$ と同じ)、 SO_i はストックオプションが付与されている場合に1をとるダミー変数の過去5年平均 (2005年から2009年までの各決算期末の有価証券報告書に記載されている「ストックオプション制度の内容²²」データ)、 $BRDOWN_i$ は取締役の合計持

¹⁸ 実際にはNakano and Nguen (2012) は米国企業と比較した場合に日本企業の取締役会とは同質性が高く、米国企業ほど取締役会規模とリスクテイクの間の負の相関が観察されないことを指摘しており、株式リターンボラティリティ以外の尺度 (ROAボラティリティやシンプルQボラティリティ) では負の相関が弱いもしくは見られないことを報告している。

¹⁹ 日経業種中分類の47, 49, 51, 52に該当する観測値を除外している。

²⁰ 総会前に有価証券報告書を提出している場合には有価証券報告書提出時点で次期の取締役が確定していないためデータから除外している。

²¹ t+1期中に開催されるt期株主総会の後に提出された有価証券報告書の「役員の状況」に記載されている役員は主にt+1期の経営を担う役員であり、t期中の役員とは異なることが考えられる。そのため、従属変数に対して1期分のラグをとった説明変数を使うべきかもしれない。本節における分析では従属変数と同タイミングの説明変数を使っているが、従属変数に対して1期分のラグをとった説明変数を用いた場合でも4.2および4.3の分析結果に大きな差異は見られなかった。

株比率の過去5年平均 ($BRDSIZE_i$ と同じ²³⁾, $FOREIGN_i$ は外国人持株比率の過去5年平均 (2005年から2009年までの各決算期末時点の株式所有データ), $BANK_i$ は金融機関持株比率の過去5年平均 (2005年から2009年までの各決算期末時点の株式所有データ), $ASSET_i$ は総資産の過去5年平均の自然対数値 (2005年から2009年までの各決算期末時点の財務データ), LEV_i は対総資産有利子負債比率の過去5年平均 (2005年から2009年までの各決算期末時点の財務データ), $CAPEX_i$ は対売上高設備投資比率の過去5年平均 (2005年から2009年までの各決算期末時点の財務データ), $R\&D_i$ は対売上高研究開発費比率の過去5年平均 (2005年から2009年までの各決算期末時点の財務データ), $FIRMAGE_i$ は企業設立からの企業年齢の過去5年平均の自然対数値 (2005年から2009年までの各決算期末時点の企業属性データ), $Industry_j$ は産業jを示すダミー変数である。なお、各連続変数は分布の上下1%を1%点および99%点に置換することで異常値処理を行っている。

表2、表3は記述統計量および相関マトリックスを示している。表2から株式リターンボラティリティ ($RISK_i$) は平均10.63%であり、Nakano and Nguen (2012) の9.42%と比較して1%程度大きくなっている。この差異は、Nakano and Nguen (2012) のサンプル期間 (2003~2007) と比較して本稿のサンプル期間 (2005~2009, 2010~2014, 2015~2019) が世界金融危機や東日本大震災、その後の株式市場の回復といった市場環境の大幅な変動を含んでいることに起因していると考えられる。取締役人数については自然対数変換前 ($BOARD_SIZE_i$) で平均8.05人とNakano and Nguen (2012) の10.41人に比べて小さいことがわかる。これは図6における2000年代後半の取締役会規模の縮小傾向を反映しているものと予想される。表3の相関マトリックスからは、株式リスク ($RISK_i$) と取締役人数 ($BRDSIZE_i$) の間に負の相関 (Pearsonの相関係数で-0.30) が確認できる。

図11はサンプルに含まれる8,769観測値を取締役の人数 (5人~15人まで1人刻み、ただし5人以下は5人、15人以上は15人として集計) に応じてグルーピングし、各グループでの株式リスク ($RISK_i$) の平均値を図示している。図からも取締役人数の増加に従って、株式リスクが減少する傾向にあることが分かる。

表4は (1) 式をウインドウごとに推定した結果を示している。いずれのウインドウからも取締役人数 ($BRDSIZE_i$) が株式リスクに対して有意な負の影響を及ぼしていることが分かり、Nakano and Nguen (2012) と整合的な結果であるといえる。取締役人数のリスクテイクに対する限界効果については、2003年から2007年を対象としたNakano and Pascal (2012, p.377) の

²² 同変数の作成にあたってはeolから各観測値の有価証券報告書に記載された「ストックオプション制度の内容」に関するHTMLファイルを取得し、プログラムを通じてストックオプション制度の有無を変数化している。なお、同プログラムは筆者のホームページにて公開予定である。

²³ 「役員の状況」において個々の役員の持株数は取得可能であるものの、発行済株式総数や自己株式数に関する情報は取得可能ではない。そのため、本稿では日経NEEDSから取得できる期末時点の発行済株式総数から同時点の自己株式数を控除した株式数を流通株式数と定義し、取締役の合計持株数を流通株式数で除することで $BRDOWN_i$ を算定している。ただし、この手法には問題点が存在し、「役員の状況」における持株数が有価証券報告書提出日時点のデータである場合、期末時点から提出時点までの間に株式分割等によって発行済株式総数が変動してしまうと計算された変数にノイズが含まれることになる。この点について、一般に役員持株比率として利用されることが多いと考えられる日経NEEDSから取得できる役員持株数 (ただしこの持株数には監査役の持株数も含まれる) を用いた場合やRefinitiv Eikonから取得できる月次ベースの発行済株式総数を計算の分母に用いた場合の分析結果と比較を行ったが、分析結果自体に大きな差異は見られなかった。

表2 記述統計量：取締役人数とリスクテイク

本表は2009年、2014年、2019年の各決算期末をそれぞれ終点として過去5年間のデータから各変数を計算している。そのため、2005年から2009年までのデータに基づく2,790観測値、2010年から2014年までのデータに基づく2,976観測値、2015年から2019年までのデータに基づく3,003観測値、の合計8,796観測値の記述統計量を示している。*RISK*は各観測値のデータ収集期間の最終決算期末から3ヶ月後を終点とした過去60ヶ月の株式リターンの標準偏差(%)である。*BOARD_SIZE*は期末の有価証券報告書に記載された取締役の人数の過去5年平均(人)であり、*BRDSIZE*はその自然対数値である。*OUTDIR*は期末の有価証券報告書に記載された取締役に占める社外取締役の割合の過去5年平均(%)、*BRDOWN*は期末の有価証券報告書に記載された各取締役の合計持株比率の過去5年平均(%)である。*ASSET*は期末総資産簿価の過去5年平均の自然対数値、*LEV*は期末有利子負債の対期末総資産比率の過去5年平均(%)、*CAPEX*は対売上高・設備投資比率の過去5年平均(%)、*R&D*は対売上高・研究開発費比率の過去5年平均(%)である。*FOREIGN*は期末の外国人持株比率の過去5年平均(%)、*BANK*は期末の銀行持株比率の過去5年平均(%)である。*SO*は期末の有価証券報告書に記載された「ストックオプション制度の内容」においてストックオプションが付与されている場合には1をとるダミー変数の過去5年平均、*FIRM_AGE*は企業の設立年と決算年から計算された企業年齢の過去5年平均(年)であり、*FIRMAGE*はその自然対数値である。連続変数については上下1%を1%点および99%点に置換することで異常値処理を行っている。

Variables	Observations	Mean	Std. Dev.	Min	25%	50%	75%	Max
<i>RISK</i>	8,769	10.63	5.80	2.95	6.98	9.21	12.48	36.64
<i>BOARD_SIZE</i>	8,769	8.05	2.86	3.60	6.00	7.60	9.60	17.60
<i>BRDSIZE</i>	8,769	2.03	0.34	1.28	1.79	2.03	2.26	2.87
<i>SO</i>	8,769	15.59	14.58	0.00	0.00	14.13	25.16	57.78
<i>OUTDIR</i>	8,769	0.30	0.43	0.00	0.00	0.00	0.80	1.00
<i>BRDOWN</i>	8,769	8.33	13.68	0.01	0.30	2.00	10.41	76.58
<i>FOREIGN</i>	8,769	9.53	11.02	0.00	1.16	4.96	14.60	48.70
<i>BANK</i>	8,769	17.23	12.35	0.24	7.05	15.06	25.49	48.61
<i>ASSET</i>	8,769	10.52	1.64	7.19	9.38	10.35	11.48	15.23
<i>LEV</i>	8,769	18.63	16.80	0.00	3.59	14.79	30.00	65.36
<i>CAPEX</i>	8,769	4.52	4.94	0.00	1.47	3.22	5.74	31.72
<i>R&D</i>	8,769	1.58	2.92	0.00	0.00	0.34	1.93	17.84
<i>FIRM_AGE</i>	8,769	52.90	23.99	6.00	35.00	56.00	68.00	113.00
<i>FIRMAGE</i>	8,769	3.82	0.61	1.79	3.56	4.03	4.22	4.73

取締役人数の係数が-1.41であり²⁴、表4の2005～2009年のウィンドウ(-1.171)、2010～2014年のウィンドウ(-1.442)と比較的近い値をとっていることが分かる。ただし、最後のウィンドウ(2015～2019年)に関しては統計的に10%水準で有意となっており、頑健性に欠ける結果となっている。図7で示されているように同期間は社外取締役の選任企業が急激に上昇している期間であり、社外取締役を含めた取締役人数の経済的含意が変容しているのかもしれない。

²⁴ Nakano and Pascal (2012, p377) に示された実際の係数は-0.0141であるが、これは従属変数である株式リターンボラティリティを百分率表示ではなく、小数表示で用いているためであり、比較を容易にするために百分率に換算した値を示している。

表3 相関マトリックス：取締役人数とリスクテイク

本表は表2で示された8,769観測値を用いて計算された変数間の相関マトリックスを示している。左下三角行列はPearsonの相関係数、右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。各変数名の左にある数字は3列目以降の列番号と対応している。

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 <i>RISK</i>		-0.26	0.01	0.20	0.13	0.03	-0.19	-0.25	0.18	-0.04	0.11	-0.25
2 <i>BRDSIZE</i>	-0.30		0.07	-0.11	-0.35	0.35	0.47	0.60	0.03	0.14	0.10	0.32
3 <i>OUTDIR</i>	0.06	0.02		0.14	-0.16	0.20	-0.04	0.05	-0.05	0.06	0.01	-0.02
4 <i>SO</i>	0.22	-0.10	0.17		0.15	0.17	-0.09	-0.05	0.00	0.04	-0.01	-0.32
5 <i>BRDOWN</i>	0.23	-0.30	-0.05	0.21		-0.33	-0.43	-0.53	-0.03	-0.11	-0.19	-0.48
6 <i>FOREIGN</i>	-0.07	0.31	0.21	0.19	-0.18		0.49	0.65	-0.15	0.20	0.23	0.11
7 <i>BANK</i>	-0.25	0.46	-0.05	-0.07	-0.37	0.43		0.70	0.08	0.21	0.25	0.49
8 <i>ASSET</i>	-0.32	0.60	0.05	-0.03	-0.37	0.61	0.68		0.09	0.22	0.17	0.40
9 <i>LEV</i>	0.14	0.00	-0.05	0.00	0.04	-0.12	0.05	0.10		0.15	-0.14	0.06
10 <i>CAPEX</i>	0.03	0.09	0.07	0.06	-0.02	0.13	0.11	0.16	0.19		0.25	0.10
11 <i>R&D</i>	0.12	-0.01	0.09	0.11	-0.05	0.18	0.10	0.07	-0.15	0.11		0.23
12 <i>FIRMAGE</i>	-0.35	0.30	-0.11	-0.34	-0.45	0.06	0.41	0.33	-0.01	-0.01	0.00	

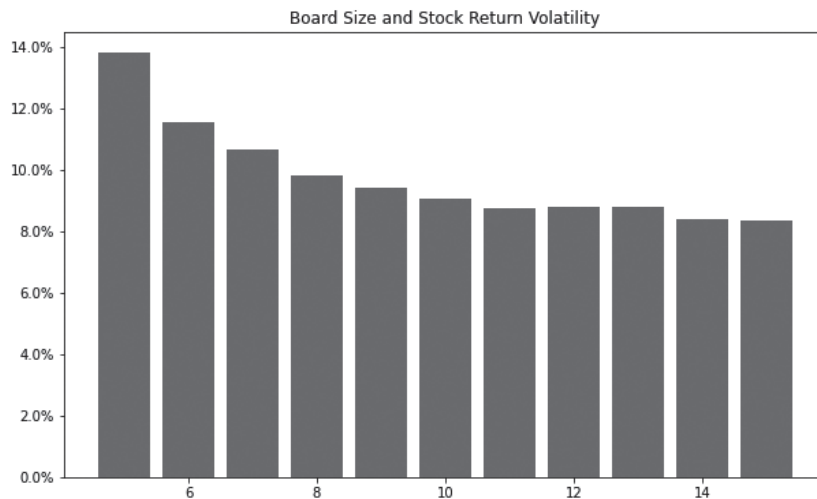


表2で示された8,769観測値に関して取締役の人数（5人～15人まで1人刻み、ただし5人以下は5人、15人以上は15人として集計）に応じてグルーピングし、各グループでの株式リターンボラティリティ (*RISK*) の平均値を算定し図示している。縦軸はグループの平均*RISK* (%), 横軸は取締役人数 (人) である。

(出所) 筆者作成。

図11 単変量分析：取締役人数とリスクテイク

表4 重回帰分析：取締役人数とリスクテイク

表2で示された8,769観測値を用い、3つの期間ごとに(1)式をクロスセクション推定した結果を示している。各変数の定義は表2を参照されたい。産業ダミーおよび定数項は表示を省略している。表中の角括弧はWhiteの標準誤差を示している。***, **, *はそれぞれ統計的に1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している(両側検定)。

Dep. Var.: <i>RISK</i>	2005-2009	2010-2014	2015-2019
<i>BRDSIZE</i>	-1.171*** [0.299]	-1.442*** [0.358]	-0.638* [0.377]
<i>OUTDIR</i>	0.023*** [0.009]	0.043*** [0.009]	0.029*** [0.010]
<i>SO</i>	1.282*** [0.230]	1.688*** [0.270]	0.852*** [0.208]
<i>BRDOWN</i>	-0.022** [0.011]	0.009 [0.010]	0.016* [0.010]
<i>FOREIGN</i>	0.074*** [0.014]	0.057*** [0.012]	0.082*** [0.010]
<i>BANK</i>	-0.010 [0.009]	0.003 [0.010]	0.000 [0.008]
<i>ASSET</i>	-0.762*** [0.113]	-1.317*** [0.120]	-1.326*** [0.093]
<i>LEV</i>	0.079*** [0.006]	0.085*** [0.007]	0.069*** [0.007]
<i>CAPEX</i>	0.029 [0.027]	0.035 [0.028]	-0.020 [0.020]
<i>R&D</i>	0.087 [0.054]	0.352*** [0.062]	0.202*** [0.045]
<i>FIRMAGE</i>	-2.131*** [0.248]	-2.051*** [0.240]	-1.472*** [0.167]
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes
Observations	2,790	2,976	3,003
Adj. R ²	0.288	0.337	0.304

4.3 取締役年齢と企業価値

2つめの検証として、取締役の年齢と企業価値の関係性について分析を行う。経営者の年齢は経験によって蓄積された経営者の能力の代理変数として企業価値に正の効果を有する可能性と加齢に伴う能力の衰えによる企業価値への負の効果を有する可能性の両面を指摘した上で、清水(2007, 2014)は経営者の年齢が企業価値に及ぼす影響について分析を行っている。その分析から、社長の年齢と取締役の平均年齢はそれぞれ企業価値との間に概ねU字の関係が存在

すること、この年齢効果は取締役の平均年齢により顕著であることが示唆されている。本稿では清水（2007）に沿ってリサーチデザインを設計し、取締役データに関して本データベースから組成された変数を用いることで清水（2007, 2014）と同様の分析結果が得られるかを検証する。

清水（2007）は2003年4月に東証一部に上場している3月決算の企業1,104社（金融業を除く）のデータを用いてクロスセクション分析を行っている。本稿では2004年から2020年までの全上場企業の役員情報を利用可能であることを踏まえ、各年について清水（2007）に倣った回帰式をクロスセクション推計し、それら推定結果に基づいて仮説検定を行うFama and MacBeth型の検証を行う。具体的には①2004年から2020年までの金融業を除く全上場企業、②決算期間が12ヶ月である観測値、③有価証券報告書を株主総会前に提出していない観測値、をサンプル抽出要件としている。その結果、2004年から2020年までの56,594企業・年が本稿のサンプルとなる。これらサンプルを用いて、清水（2007）を踏まえた以下の（2）式をFama and MacBeth回帰によって推定する。

$$\begin{aligned} \text{SIMPLEQ}_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{TOPAGE}_{i,t} + \gamma_2 \text{TOPAGE}_{i,t}^2 + \gamma_3 \text{DIRAGE}_{i,t} + \gamma_4 \text{DIRAGE}_{i,t}^2 + \gamma_5 \text{BRDSIZE}_{i,t} \\ & + \gamma_6 \text{OUTDIR}_{i,t} + \gamma_7 \text{BRDOWN}_{i,t} + \gamma_8 \text{ASSET}_{i,t} + \gamma_9 \text{LEV}_{i,t} + \gamma_{10} \text{CAPEX}_{i,t} \\ & + \gamma_{11} \text{R\&D}_{i,t} + \gamma_{12} \text{FIRMAGE}_{i,t} + \sum \gamma_j \text{Industry}_j + \epsilon_i \quad (2) \end{aligned}$$

以下は変数定義である。従属変数の $\text{SIMPLEQ}_{i,t}$ は企業価値の代理変数であり、企業 i の t 年決算期末の会計情報および決算期末から3ヶ月後の時価総額を用いて計算されたシンプルQ（（総資産－自己資本簿価＋時価総額）÷総資産）である。独立変数の $\text{TOPAGE}_{i,t}$ は t 年決算期末の有価証券報告書に記載されている経営トップの決算期末時点での年齢、 $\text{DIRAGE}_{i,t}$ は t 年決算期末の有価証券報告書に記載されている取締役の決算期末時点での平均年齢であり、それぞれ企業価値とのU字の関係性を検証するために二次項（ $\text{TOPAGE}_{i,t}^2$ と $\text{DIRAGE}_{i,t}^2$ ）を含めている。 $\text{BRDSIZE}_{i,t}$ 、 $\text{OUTDIR}_{i,t}$ 、 $\text{BRDOWN}_{i,t}$ はそれぞれ t 年決算期末の有価証券報告書に記載されている取締役の人数の自然対数値、取締役に占める社外取締役の割合、取締役の合計持株比率である。 $\text{ASSET}_{i,t}$ は t 年決算期末の総資産の自然対数値、 $\text{LEV}_{i,t}$ は t 年決算期末の対総資産有利子負債比率、 $\text{CAPEX}_{i,t}$ は t 年決算期の対売上高設備投資比率、 $\text{R\&D}_{i,t}$ は t 年決算期の対売上高研究開発費比率、 $\text{FIRMAGE}_{i,t}$ は t 年決算期末時点における企業設立からの企業年齢の自然対数値、 Industry_j は産業 j を示すダミー変数である。なお、各連続変数は分布の上下1%を1%点および99%点に置換することで異常値処理を行っている。

表5、表6は記述統計量および相関マトリックスを示している。表5から従属変数であるシンプルQの平均値は1.32であり、清水（2007）の0.86に比べて高水準となっている。清水（2007）の分析時点である2003年はITバブル崩壊後の底値付近であり、相対的に低水準になっているものと考えられる。関心を寄せる経営トップや取締役の平均年齢（ $\text{TOPAGE}_{i,t}$ および $\text{DIRAGE}_{i,t}$ ）の平均値はそれぞれ57.94歳、57.08歳であり、清水（2007）の対応する60.5歳、59.8歳と比べて2～3歳ほど本稿のサンプルの経営陣は若くなっている。特に取締役の平均年齢は図8から2000年代中頃から上昇基調にあったことに反しているように思われるが、清水（2007）のサンプルが東証一部に限定されている一方で本データベースではその他の上場企業も含んでおり、相対的に経営陣が若いと考えられる新興企業も広くカバーしていることが一因として考えられ

表5 記述統計量：取締役年齢と企業価値

本表は2004年3月期から2020年3月期までの各決算期末を対象として集計された合計56,594企業・年の記述統計量を示している。*SIMPLEQ*は決算期末の会計情報および決算期末から3ヶ月後の時価総額を用いて計算されたシンプルQ（（総資産－自己資本簿価＋時価総額）÷総資産）である。*TOPAGE*は期末の有価証券報告書に記載された経営トップの年齢（歳）であり、*DIRAGE*は同時点の取締役の平均年齢（歳）、*BOARD_SIZE*は同時点の取締役人数（人）、*BRDSIZE*はその自然対数値である。*OUTDIR*は期末の有価証券報告書に記載された取締役に占める社外取締役の割合（％）、*BRDOWN*は期末の有価証券報告書に記載された各取締役の合計持株比率（％）である。*ASSET*は期末総資産簿価の自然対数値、*LEV*は期末有利子負債の対期末総資産比率（％）、*CAPEX*は対売上高・設備投資比率（％）、*R&D*は対売上高・研究開発費比率（％）である。*FIRM_AGE*は企業の設立年と決算年から計算された企業年齢（年）であり、*FIRMAGE*は企業年齢に1を加えた値の自然対数値である。連続変数については上下1％を1％点および99％点に置換することで異常値処理を行っている。

Variables	Observations	Mean	Std. Dev.	Min	25%	50%	75%	Max
<i>SIMPLEQ</i>	56,594	1.32	1.08	0.49	0.84	1.01	1.32	8.02
<i>TOPAGE</i>	56,594	57.94	8.50	35.00	53.00	60.00	64.00	76.00
<i>DIRAGE</i>	56,594	57.08	5.55	39.50	54.50	58.12	60.82	67.29
<i>BOARD_SIZE</i>	56,594	7.91	3.01	3.00	6.00	7.00	9.00	18.00
<i>BRDSIZE</i>	56,594	2.00	0.37	1.10	1.79	1.95	2.20	2.89
<i>OUTDIR</i>	56,594	15.96	16.09	0.00	0.00	14.29	25.00	62.50
<i>BRDOWN</i>	56,594	9.18	14.38	0.00	0.27	1.99	12.08	66.01
<i>ASSET</i>	56,594	10.37	1.68	6.94	9.21	10.22	11.37	15.18
<i>LEV</i>	56,594	19.06	18.06	0.00	2.52	14.73	30.99	70.42
<i>CAPEX</i>	56,594	4.47	5.71	0.00	1.03	2.76	5.60	36.04
<i>R&D</i>	56,594	1.54	3.06	0.00	0.00	0.24	1.78	19.39
<i>FIRM_AGE</i>	56,594	49.93	25.08	4.00	30.00	52.00	67.00	111.00
<i>FIRMAGE</i>	56,594	3.75	0.67	1.61	3.43	3.97	4.22	4.72

る。表6からは経営トップの年齢、取締役の平均年齢ともにシンプルQと負の相関（Pearsonの相関係数でそれぞれ-0.27、-0.33）を示していることが確認できる。ただし、相関係数では非線形関係が考慮されていない点には注意が必要である。

図12はサンプルを構成する56,594企業・年を経営トップおよび取締役の平均年齢をそれぞれ1歳刻みでグルーピングし、それぞれのグループでのシンプルQの平均値を図示している。各年齢グループにおいてサンプルサイズにばらつきがあるため、滑らかな線にはなっていないものの、経営トップの年齢と取締役平均年齢のいずれについても60歳前後まで年齢が上昇するにつれて企業価値が低下する傾向にあることが分かる。両変数とも60歳を過ぎた後には企業価値の明確な減少傾向は見られておらず、年齢と企業価値の関係性が非線形であることが示唆される。

表7はFama and MacBeth回帰による推計結果を示している。表7の左側の列（Without Quadratic Terms列）は（2）式から年齢に関する二次項を除外して推計した結果であり、経営トップの年齢（*TOPAGE_{i,t}*）と取締役の平均年齢（*DIRAGE_{i,t}*）のいずれも企業価値

表6 相関マトリックス：取締役年齢と企業価値

本表は表5で示された56,594観測値を用いて計算された変数間の相関マトリックスを示している。左下三角行列はPearsonの相関係数、右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。各変数名の左にある数字は3列目以降の列番号と対応している。

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 <i>SIMPLEQ</i>		-0.19	-0.23	-0.03	0.17	0.07	-0.08	0.03	0.05	-0.02	-0.33
2 <i>TOPAGE</i>	-0.27		0.55	0.26	-0.04	-0.24	0.27	0.03	0.06	0.16	0.35
3 <i>DIRAGE</i>	-0.33	0.61		0.32	0.17	-0.34	0.44	0.00	0.09	0.25	0.53
4 <i>BRDSIZE</i>	-0.12	0.27	0.34		0.06	-0.29	0.57	0.03	0.15	0.12	0.32
5 <i>OUTDIR</i>	0.18	-0.06	0.10	0.02		-0.15	0.04	-0.06	0.06	0.00	-0.02
6 <i>BRDOWN</i>	0.26	-0.28	-0.41	-0.28	-0.06		-0.51	-0.03	-0.11	-0.20	-0.46
7 <i>ASSET</i>	-0.22	0.29	0.45	0.57	0.04	-0.40		0.11	0.24	0.20	0.44
8 <i>LEV</i>	-0.10	-0.01	-0.04	0.00	-0.05	0.04	0.09		0.12	-0.13	0.06
9 <i>CAPEX</i>	0.04	0.01	0.01	0.07	0.06	-0.01	0.14	0.16		0.23	0.10
10 <i>R&D</i>	0.11	0.06	0.09	-0.01	0.08	-0.06	0.06	-0.13	0.10		0.27
11 <i>FIRMAGE</i>	-0.39	0.37	0.55	0.30	-0.10	-0.45	0.37	-0.02	-0.02	0.01	

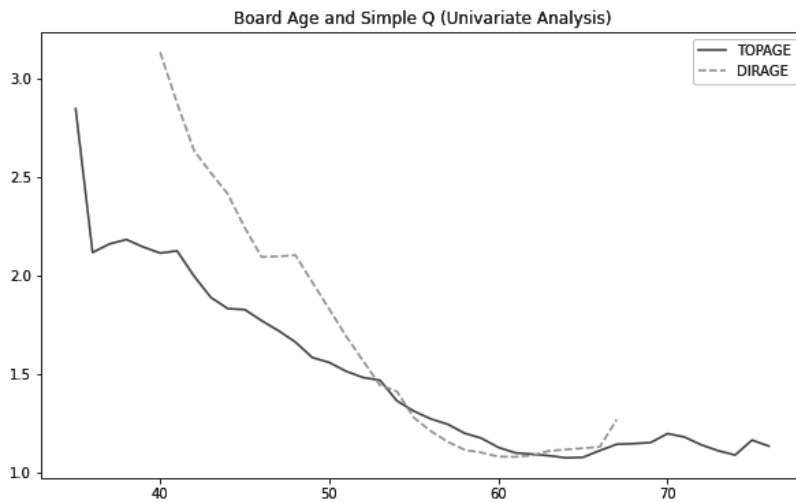


表5で示された56,594観測値に関して、経営トップの年齢、取締役の平均年齢をそれぞれ1歳刻みでグルーピングし、それぞれのグループにおけるシンプルQの平均値を図示している（実線は経営トップの年齢、破線は取締役の平均年齢に基づくプロット）。縦軸はグループの平均SIMPLEQ、横軸は経営トップの年齢（歳）もしくは取締役平均年齢（歳）である。

（出所）筆者作成。

図12 単変量分析：取締役年齢と企業価値

表7 重回帰分析：取締役年齢と企業価値

表5で示された56,594観測値を用い、Fama and MacBeth回帰によって(2)式(With Quadratic Terms列)と(2)式から年齢に関する二次項を除外した回帰式(Without Quadratic Terms列)を推定した結果を示している。各変数の定義は表5を参照されたい。産業ダミーおよび定数項は表示を省略している。表中の角括弧は標準誤差を示している。***, **はそれぞれ統計的に1%, 5%水準で有意であることを示している(両側検定)。

Dep. Var.: <i>SIMPLEQ</i>	Without Quadratic Terms	With Quadratic Terms
<i>TOPAGE</i>	-0.0064*** [0.0007]	-0.0402*** [0.0066]
<i>TOPAGE</i> ²		0.0003*** [0.0001]
<i>DIRAGE</i>	-0.0342*** [0.0039]	-0.3874*** [0.0397]
<i>DIRAGE</i> ²		0.0032*** [0.0003]
<i>BRDSIZE</i>	0.0882*** [0.0146]	0.1190*** [0.0158]
<i>OUTDIR</i>	0.0071*** [0.0007]	0.0065*** [0.0007]
<i>BRDOWN</i>	0.0060*** [0.0013]	0.0047*** [0.0011]
<i>ASSET</i>	-0.0104 [0.0081]	-0.0212** [0.0089]
<i>LEV</i>	-0.0048*** [0.0011]	-0.0048*** [0.0011]
<i>CAPEX</i>	0.0046*** [0.0009]	0.0048*** [0.0009]
<i>R&D</i>	0.0373*** [0.0051]	0.0374*** [0.0052]
<i>FIRMAGE</i>	-0.3077*** [0.0363]	-0.2804*** [0.0331]
Industry Fixed Effects	Yes	Yes
Observations	56,594	56,594
Avg. Adj. R ²	0.278	0.2969

(*SIMPLEQ*_{*i,t*}) に負の影響を及ぼしていることが分かる。表7の右側の列(With Quadratic Terms列)は年齢と企業価値の非線形関係を想定した(2)式の推定結果を示している。二次項に注目すると、経営トップの年齢と取締役の平均年齢のいずれも有意な正の値(それぞれ0.0003, 0.0032)を示している。このことは経営陣の年齢と企業価値の間にはU字の関係性が存

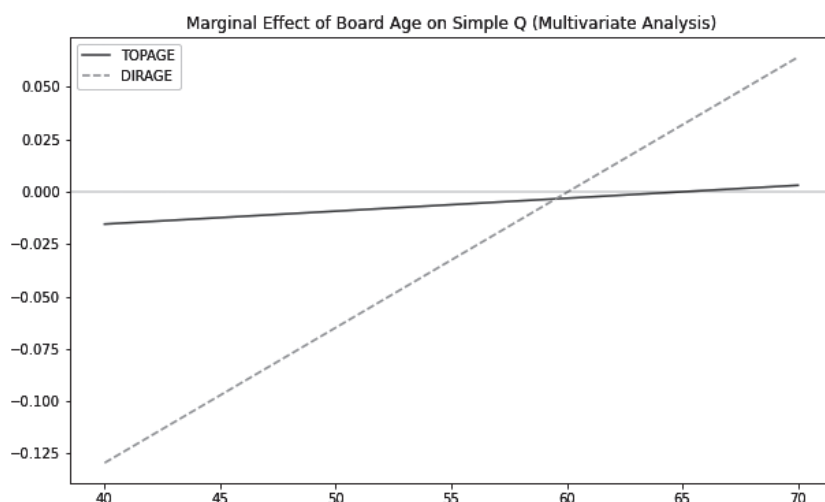


表7に示された推定結果を用いて、経営トップの年齢（実線）と取締役の平均年齢（破線）がシンプルQに及ぼす限界効果を図示している。横軸は年齢（歳）を表しており、縦軸はシンプルQへの限界効果を表している。それぞれの限界効果は（2）式を経営トップの年齢（*TOPAGE*）、取締役の平均年齢（*DIRAGE*）それぞれについて偏微分することで求められる。具体的には経営トップの年齢の限界効果は、 $2 \times 0.0003082 \times TOPAGE - 0.0401548$ 、取締役の平均年齢の限界効果は $2 \times 0.00032249 \times DIRAGE - 0.3873864$ によって算定している。なお、描画の精度を向上させるため、表7では省略されている桁数まで考慮して限界効果を算定している。

（出所）筆者作成

図13 企業価値に対する取締役年齢の限界効果

在していることを意味する。その限界効果に関して見るために、図13はそれぞれの推定係数を用いて40歳から70歳までの範囲で年齢（横軸）がシンプルQに及ぼす限界効果（縦軸）を示している。図から経営トップの年齢に関しては65歳前後、取締役の平均年齢に関しては60歳前後まで、加齢はシンプルQに対して負の限界効果を有しており、それ以降の年齢では限界効果が正に転じている。例えば、取締役の平均年齢が45歳前後では図から限界効果は約-0.1であり、平均年齢が1歳上昇するとシンプルQが0.1だけ減少することが見て取れる。清水（2007, 2014）は経営トップの年齢に関しては65歳前後、取締役の平均年齢は62歳前後まで加齢の限界効果が負であることを指摘しており、本分析結果は概ね同一のものであるといえる。また、限界効果の絶対値の大きさは企業価値への影響度を捉えていると考えられるが、ほぼすべての年齢において経営トップの年齢よりも取締役の平均年齢のほうが限界効果の絶対値が大きく、前者よりも後者が企業価値により影響を及ぼしていることが示唆される。

なお、表7において取締役人数（*BRDSIZE_{it}*）の係数は有意な正の値となっており、同係数が有意な負であることを報告している清水（2007, 2014）と相反する結果となっている。ただし、表6の相関係数では取締役人数とシンプルQの間には負の相関が確認されていること、

(2) 式において一部の変数を除外した場合には取締役人数の係数は有意な負となることが確認されており、また清水 (2007, 2014) とはサンプルサイズが大幅に異なることから、本稿ではこれ以上の検証を行わないものの、さらなる検討が必要と思われる。

4.4 小括

本節では先行研究で明らかにされた取締役人数とリスクテイクの関係性 (Nakano and Nguen, 2012) と取締役の年齢と企業価値の関係性 (清水, 2007; 2014) について、本研究で構築した役員データベースを用いて追試を行った。その結果から、取締役人数とリスクテイクの負の関係および取締役の年齢と企業価値のU字の関係性といった先行研究の発見を支持する分析結果が得られており、このことは本データベースの妥当性を高めるものであると考えられる。

5. おわりに

本稿では企業の提出した有価証券報告書のHTMLデータについてプログラミングを通じて構築された役員情報データベースを紹介し、そのデータベースの質に関して分析を行った。その分析から、先行する調査や研究によって指摘されてきた日本企業の取締役会の特性に関する経年変化と整合的な動きが本データベースにおいて観察され、先行研究で明らかにされた取締役会特性の経済的影響 (リスクテイク、企業価値) についても本データベースから組成された取締役変数によって捕捉可能であることが示された。これら分析結果は本データベースの質的妥当性を一定程度担保するものであると考えられる。もちろん役員データベースの妥当性に関してはより多面的に検証することが可能であり、これは今後の課題としたい。

このように本稿において本データベースの質に関して検証を行ってきたものの、現時点で明らかになっている課題もまた存在している。課題の1つは「役員の状況」に記載されている各役員の氏名や生年月日、略歴がまとめられた表に付随している脚注情報の活用である。この脚注には社外取締役や社外監査役、役員間での親族関係、役員の任期といった情報が記載されており、これら情報を取り込んでデータベースを構築することによって本データベースの活用範囲がさらに拡大することが期待される。しかしながら脚注はHTMLデータ上でtableタグの外側に配置されることが多く、どのように脚注を特定し、そこに記載されたテキスト情報を収集するかは、tableタグの解析に特化した本稿のプログラムとはまた別のプログラムとして処理する必要がある。この脚注の解析プログラムに関しては現在開発を進めているが、本稿で提示した社外取締役データのようにその一部はある程度データ収集可能な段階にある。

別の課題としては略歴情報の取得精度の向上が挙げられる。図5パネルBに示されたように、現在のプログラムにおいて略歴は略歴年月と略歴内容という2列によって表現されている。ここで、どの略歴年月および略歴内容がどの役員に対応しているかという点でのデータ取得精度は (主観ではあるが) 十分な精度が達成できていると考えられる。しかしながら、一部の観測値における特定の役員の個々の略歴に関して、略歴年月と略歴内容の対応関係 (例えば、略歴年月「2020年3月」と略歴内容「当社取締役就任」といった対応関係) が崩れているケースが確認されている。このズレはいくつかの原因によって生じている。例えば、表示が最適化されているブラウザの違いが原因となる。本稿ではIEでのブラウザ表示に基づいてHTMLデータの解析を行っているが、HTMLデータによってはChromeやFirefoxでのブラウザ表示に最適化さ

れているケースが見られ、この場合にはIE上での表示が崩れ、対応関係が失われてしまうケースが見られる。他の原因として、異なる2つの略歴年月と略歴内容の対応関係が、略歴内容と略歴年月についてそれぞれ1つのテキストタグ(pタグなど)内でブラウザ上での自然改行を通じて表現されているケースがある。本稿のプログラムは、1つのテキストタグは1つの略歴年月または略歴内容を表現している、もしくは改行タグ(brタグ)を用いて略歴年月と略歴内容を対応させていることを前提に構築されており、自然改行のみによる対応の表現は考慮されていない。これら問題は現在解決されておらず、その結果として本データベースでは略歴年月と略歴内容の対応のずれが生じうる。ただし、このズレが生じる場合であっても、その影響は当該観測値のすべての役員のすべての略歴に生じるのではなく、一部の役員の略歴の一部に生じることが多い。略歴年月と略歴内容の対応関係は、一部の経営者や取締役²⁵の在任期間を測定する上で重要な情報となるため、このようなズレは改善が望まれる。これら論点については今後の課題としたい。

参 考 文 献

- Blankespoor, E., E. Dehaan, and I. Marinovic. 2020. "Disclosure Processing Costs, Investors' Information Choice, and Equity Market Outcomes: A Review." *Journal of Accounting and Economics* 70(2) : 101–344.
- Cheng, S. 2008. "Board Size and the Variability of Corporate Performance." *Journal of Financial Economics* 87(1) : 157–176.
- Hail, L., M. Lang, and C. Leuz. 2020. "Reproducibility in Accounting Research: Views of the Research Community." *Journal of Accounting Research* 58(2) : 519–543.
- Nakano, M., and P. Nguyen. 2012. "Board Size and Corporate Risk Taking: Further Evidence from Japan." *Corporate Governance: An International Review* 20(4) : 369–387.
- 坂上学. 2011.『会計人のためのXBRL入門新版』, 同文館出版.
- 清水一. 2007.「経営者の年齢と企業評価―社長や取締役の若返りは企業価値の向上に役立つか―」『証券アナリストジャーナル』45(1) : 131–142.
- 清水一. 2014.「経営者の年齢とグローバル化が企業価値に与える影響について」『大阪経大論集』64(6) : 235–246.
- 宮島英昭・新田敬祐. 2007.「日本型取締役会の多元的進化：その決定要因とパフォーマンス効果」神田秀樹・財務省財務総合政策研究所編『企業統治の多様化と展望』きんざい.

〔たかす ゆうすけ 横浜国立大学大学院国際社会科学研究院准教授〕

〔2022年1月20日受理〕

²⁵ データベースに含まれる各企業に関して、最初期の観測値（例えば、2004年以前から上場している企業であれば2004年の観測値）に含まれる役員については略歴を解析することで就任時期を特定する必要がある。一方で、その後の期間に新しく選任された役員であれば、前年の観測値に含まれていないことから1年以内の誤差で就任時期を推定することが可能である。