

熊本学園大学産業経営研究第41号抜刷

2022年3月発行

# 監査役等の会計専門性と監査人選任議案に対する 議決権行使の関係

山 本 健 人

熊 本 学 園 大 学

産 業 経 営 研 究 所

# 監査役等の会計専門性と監査人選任議案に対する 議決権行使の関係

山 本 健 人

## 1 はじめに

本稿の目的は、監査役等の会計専門性と定時株主総会に提出された監査人の選任議案（以下、監査人選任議案）に対する議決権行使の関係について、アーカイバル・データを用いた実証分析により明らかにすることである<sup>1</sup>。

コーポレートガバナンス・コードの原則4-11では、「監査役には、適切な経験・能力及び必要な財務・会計・法務に関する知見を有する者が選任されるべきであり、特に、財務・会計に関する十分な知見を有している者が1名以上選任されるべきである」とされている。業務監査や会計監査といったモニタリング活動が監査役等の役割であることを踏まえると、専門性を高めることでこれらの活動は有効になると期待できる。

監査役等の専門性を高めることでモニタリング活動が有効になるか、学術界では証拠の蓄積が進められてきた。特に、財務会計や監査の領域では、専門性の中でも「会計専門性」に注目し、「監査役等の会計専門性を高めることで財務報告に対するモニタリング活動はより有効になるのか」というテーマを扱った先行研究が豊富にある<sup>2</sup>。そこでは監査役等の会計専門性と財務報告の特性の関係が分析され、会計専門性が高いほどモニタリング活動が有効に機能していることを示唆する財務報告の特性が見られる

か検証される。分析に用いられる財務報告の特性には、利益調整や会計発生高の質（Bédard et al. 2004; Dhaliwal et al. 2010; 浅野 2015; 岩崎 2009; 山本 2017）、修正再表示や不正会計（Abbott et al. 2004; Farber 2005; 奥村 2014）、会計上の保守主義（Krishnan and Visvanathan 2008; 首藤・岩崎 2009）など様々あるが、多くの先行研究で監査役等の会計専門性が高いほどモニタリング活動が有効になることが報告されている。

以上のように、監査役等の会計専門性がモニタリング活動にどのような影響を及ぼすか解明する研究がある一方で、利害関係者の意思決定への影響に注目した研究もある。例えば、アメリカを対象にした先行研究では、会計専門性を備えた人物の監査委員会への就任に対し株式市場はポジティブに反応するが、退任に対してはネガティブに反応することが報告されている（Davidson et al. 2004; DeFond et al 2005; Singhvi et al. 2013）。また、同じくアメリカを対象に、監査委員会の会計専門性の程度が株主総会における議決権行使に影響を及ぼすことも報告されている（Raghunandan and Rama 2003）。これらの先行研究が示唆することは、監査役等の会計専門性の影響は利害関係者の意思決定まで及ぶ可能性があるということである。

日本を対象に監査役等の会計専門性について実証的に分析した先行研究はあるものの、多く

<sup>1</sup> 監査役・監査等委員・監査委員をまとめて「監査役等」としている。

<sup>2</sup> アメリカを対象とした研究では「監査役等」ではなく、「監査委員会」が対象になる。

はモニタリング活動に注目しており、利害関係者の意思決定に注目したものは少ない。そこで本稿では、後者の観点について分析することとし、影響を受ける意思決定として「監査人選任議案に対する議決権行使」を取り上げる。その理由は、2014年の会社法改正により監査人選任議案に対する議決権行使において、株主は監査役等の特性を考慮するようになった可能性があるためである<sup>3</sup>。改正前の会社法では、採用する企業統治形態によって、監査人選任議案の内容を決定する会社機関は異なっていた。しかし、改正後はその役割が監査役等に統一された。このような法改正を通じて、株主は監査役等の特性を考慮した上で監査人選任議案に対する議決権行使を行うようになった可能性がある。そこで、「監査人選任議案に対する議決権行使」を影響の波及先とすることとした。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、先行研究をレビューし、仮説を設定する。第3節では、分析モデルと分析サンプルの抽出方法について述べる。第4節では、基本統計量と分析結果を示し、第5節で本稿をまとめる。

## 2 先行研究のレビューと仮説設定

株主総会では取締役の選任議案（以下、取締役選任議案）や剰余金の配当・処分に関する議案などに対して議決権行使が行われる。近年、日本を対象に議決権行使を扱った研究は見られるようになったが、監査人選任議案に注目したものは筆者の知る限り存在しない（月岡 2017；浅田・山本 2019；河内山・岩田 2021）。一方、国外に目を向けると、アメリカを中心に監査人選任議案に対する議決権行使に類似するものを

扱った研究が行われている<sup>4</sup>。

アメリカでは、2002年7月に成立したサーベインズ・オックスリー法の施行以降、上場企業の監査人は監査委員会によって選ばれている<sup>5</sup>。その際、株主による議決権行使は法的に義務付けられていないが、監査委員会が選んだ監査人に対する承認を得る目的で議決権行使を求めることが認められている。そして、この承認を目的とする議決権行使の決定要因を解明する研究が行われている。

例えば、Raghunandan (2003) や Mishra et al. (2005) は、監査報酬と比べて非監査報酬が多い監査人の承認を目的とする議案に対して、反対票や棄権票への投票率（以下、反対・棄権票率）が高いことを発見している。また、Dao et al. (2008) や Dunn et al. (2021) は、継続監査期間が長期化した監査人の承認を目的とする議案に対し、反対・棄権票率は高いことを発見している。非監査報酬が相対的に多くなっている状態は監査以外の業務から得られる報酬への依存度が高いことを意味し、継続監査期間の長期化は企業との馴れ合いが起きていることを意味するため、監査人の独立性低下が懸念される。先行研究の発見事項は、独立性低下が懸念される監査人の承認に対し株主は反対の意思を表明することで、早期の交代を促していることを示唆する。

一方、監査人の独立性低下が懸念される場合であっても、反対・棄権票率が抑えられる場合があることを Raghunandan and Rama (2003) は発見している。Raghunandan and Rama (2003) は、承認対象となっている監査人の独立性低下が懸念される状況であっても、企業と監査人の関係をモニタリングする監査委員会の

<sup>3</sup> 2014年6月20日に「会社法の一部を改正する法律」が第186回国会にて可決成立し、改正後の会社法は、同年6月27日に公布、2015年5月1日から施行された。

<sup>4</sup> アメリカ以外を対象にした研究としてドイツを対象にしたものがあるが、ワーキングペーパー段階の研究であり、その数は1つである。

<sup>5</sup> サーベインズ・オックスリー法第301条では、“*The audit committee of each issuer, in its capacity as a committee of the board of directors, shall be directly responsible for the appointment, compensation, and oversight of the work of any registered public accounting firm employed by that issuer*”と定められている。

質が良ければ、そのような懸念は緩和され、反対票や棄権票は投じられにくいと予想した。そこで、承認対象となっている監査人の独立性の程度を非監査報酬比率（非監査報酬÷監査報酬）で捉え、それと議決権行使の関係が監査委員会の質によって異なるのか分析した。その結果、非監査報酬比率と反対・棄権票率には正の関係が見られるものの、監査委員会の質が良い（監査委員全員が独立取締役で、会計・財務の専門家が1名いる）場合、その関係が緩和されていることを発見した。Ragunandan and Rama (2003) の発見事項は、監査人を承認するかどうかの議決権行使を行う際、株主は監査人の特性だけでなく、監査人と密接な関係を有する会社機関の特性を考慮していることを示唆する。

ここまでの内容を整理すると、アメリカでは、承認対象（議決権行使対象）となっている監査人の独立性低下が懸念される場合、株主は反対の意思を表明するが、会社機関の特性によってはその行動が変化するということになる。一方、日本の場合、監査人の独立性が議決権行使の決定要因になる可能性は低い。なぜなら、株主に議決権行使が求められるのは新たに監査人を選任する時（監査人選任議案が提出された時）であり、議決権行使対象である監査人の独立性を判断できる情報（例えば、監査報酬と非監査報酬の金額など）がないためである<sup>6</sup>。そのため、監査人と関連する会社機関である監査役等の特性が決定要因となっている可能性は高いと考えられる。また、2014年の会社法改正により監査役等が監査人選任議案の内容を決定することになったことを受けて、監査人を選ぶ能力を監査役等が有しているかによって議案の良し悪しを判断するようになった可能性もある。監査業界に精通している人物（例えば、公認会計士や税理士）が監査役等に含まれていれば、その監査

役等によって決定された議案を株主はより信頼すると予想される。そこで、本稿では、以下の仮説を設定する。

**仮説：監査役等の会計専門性と監査人選任議案に対する反対・棄権票率は負の関係にある。**

### 3 リサーチ・デザイン

#### 3.1 分析モデル

本稿では、以下の分析モデルを最小二乗法により推定することで、仮説を検証する。表1は各変数の定義である。

$$\begin{aligned} Ln\_VOTE = & \alpha + \beta_1 EXP + \beta_2 IND + \beta_3 PRE\_ \\ & BIG + \beta_4 POST\_BIG + \beta_5 SIZE + \beta_6 ROA + \beta_7 \\ & LEV + \beta_8 BUSY + YEAR + \varepsilon \end{aligned}$$

通常、決算日（ $t$ 期の終了）を迎えると、3ヶ月以内（ $t+1$ 期中）に定時株主総会が開催され、その2週間前までに定時株主総会における各議案が記載された招集通知が計算書類・事業報告とともに株主へ送られる（会社法第299条・第437条）。そして、定時株主総会が終了すると、臨時報告書で各議案に対する議決権行使結果が開示される（金融商品取引法第24条の5第4項、企業内容等の開示に関する内閣府令第19条第2項第9号の2（ハ））。以上の流れをまとめたものが図1であり、分析モデルで用いる各変数の測定時点は図1における $t$ 期や $t+1$ 期を指す。

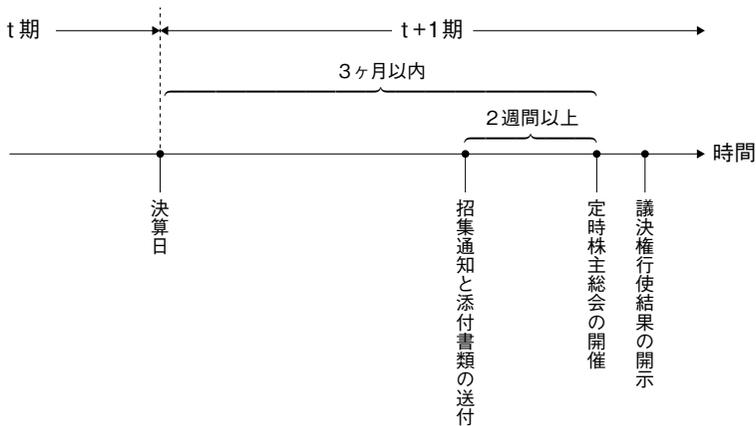
本稿では、定時株主総会における議決権行使結果が記載された臨時報告書より、監査人選任議案に対する賛成票数・反対票数・棄権票数を手作業で入手した。そして、以下の計算式で算

<sup>6</sup> 監査人の任期は選任後1年以内に終了する事業年度のうち最終のものに関する定時株主総会の終結の時までであるが、その定時株主総会において別段の決議がなければ再任されたものとみなされる（会社法第338条第1項・第2項）。

表1 変数の定義

変数	定義
<i>VOTE</i>	<i>t</i> + 1 期の定時株主総会における監査人選任議案に対する反対・棄権票率 (単位は %)
<i>Ln_VOTE</i>	<i>VOTE</i> の自然対数
<i>EXP</i>	<i>EXP_ACC</i> , <i>EXP_AUD</i> のいずれか
<i>EXP_ACC</i>	<i>t</i> 期末において公認会計士または税理士の資格保有者が監査役等に含まれていれば1, そうでなければ0をとるダミー変数
<i>EXP_AUD</i>	<i>t</i> 期末において公認会計士の資格保有者が監査役等に含まれていれば1, そうでなければ0をとるダミー変数
<i>IND</i>	<i>t</i> 期末における社外役員である監査役等の人数 / <i>t</i> 期末における監査役等の人数
<i>PRE_BIG</i>	前任 ( <i>t</i> 期) の監査人が大手監査事務所であれば1, そうでなければ0をとるダミー変数
<i>POST_BIG</i>	監査人選任議案で大手監査事務所が後任 ( <i>t</i> + 1 期) の監査人とされていれば1, そうでなければ0をとるダミー変数
<i>SIZE</i>	<i>t</i> 期末の資産合計の自然対数
<i>ROA</i>	<i>t</i> 期の営業利益 / <i>t</i> 期末の資産合計
<i>LEV</i>	<i>t</i> 期末の負債合計 / <i>t</i> 期末の資産合計
<i>BUSY</i>	<i>t</i> + 1 期の定時株主総会が6月に実施されていれば1, そうでなければ0をとるダミー変数
<i>YEAR</i>	決算年ダミー

図1 決算日から議決権行使結果の開示まで



出される *VOTE* を作成し, その自然対数である *Ln\_VOTE* を被説明変数とした<sup>7</sup>。 *Ln\_VOTE* はその値が小さくなるほど, 監査人選任議案に対する反対・棄権票率が低いことを意味する。

$$VOTE = \frac{\text{反対票数} + \text{棄権票数}}{\text{賛成票数} + \text{反対票数} + \text{棄権票数}} \times 100$$

<sup>7</sup> 訂正報告書があった場合には訂正後の票数を用いた。また, 自然対数にするため *VOTE* が0であるサンプルは除外した。

つぎに、説明変数のうち監査役等の会計専門性を表す変数は *EXP* であり、*EXP\_ACC* または *EXP\_AUD* のいずれかを用いて分析モデルを推定する。これらの変数の作成方法は以下のとおりである。まず、議決権行使結果が記載された臨時報告書より開催された定時株主総会を特定し、その招集通知に添付される事業報告から *t* 期の決算日において在籍していた監査役等を特定した。つぎに、公認会計士か税理士の資格を保有している人物が含まれているかを確認し、公認会計士または税理士の資格保有者が含まれていることを表すダミー変数 *EXP\_ACC* と、公認会計士の資格保有者が含まれていることを表すダミー変数 *EXP\_AUD* を作成した<sup>8</sup>。本稿では、*EXP* に用いた変数が1の値をとる場合に、監査役等の会計専門性が高いと判断することとし、*EXP* の係数は統計的に有意な負の値になると予想する。

最後に、*EXP* 以外の説明変数はコントロール変数であり、*IND* は会計専門性以外の監査役等の特性、*PRE\_BIG*・*POST\_BIG* は議決権行使時に株主が把握できる監査人の情報、*SIZE*・*ROA*・*LEV*・*BUSY*・*YEAR* は企業特性や定時株主総会の開催時期をコントロールする目的で含めた<sup>9</sup>。

### 3. 2 分析サンプルの抽出

本稿では、2015年5月1日から2018年12月31日までに提出された臨時報告書のうち、定時株主総会における監査人選任議案に対する議決権行使結果が記載されたものを当初サンプルとした<sup>10</sup>。具体的には、まず、株式会社プロネクサスが提供する企業情報データベース『eol』の

全文検索機能を用いて、2015年5月1日から2018年12月31日までに提出された臨時報告書のうち、提出事由が「株主総会の議決権行使結果」であり、「監査人」というキーワードを含むものを収集した<sup>11</sup>。そして、全ての記載内容を確認し、定時株主総会における監査人選任議案に対する議決権行使結果を記載していないものを除外することで当初サンプルを特定した。

つぎに、当初サンプルとされた臨時報告書に記載されている定時株主総会の招集通知を『eol』、財務データ等を東洋経済新報社の『財務データ・ダイジェスト版（2009年4月期～2020年3月期版）』より入手し、以下の要件に該当するものを除外することで分析サンプルを抽出した。表2はサンプルの抽出過程である。

- 要件(1)：招集通知と臨時報告書に記載された監査人選任議案の内容が異なる
- 要件(2)：招集通知に添付される書類が添付されていない
- 要件(3)：新たな会社機関として監査人を設置した
- 要件(4)：前後で共同監査（共同監査事務所による監査を含む）を受けている
- 要件(5)：前任の監査人が一時的会計監査人である
- 要件(6)：金融業に属している
- 要件(7)：決算月数が12ヶ月でない
- 要件(8)：分析に必要なデータが入手できない

要件(1)～(5)は本稿に特有のものであるため、その目的について述べる。まず、要件(1)(2)は特殊なケースを除外するために課した。後任の監査人としていた監査事務所に問題が発生したり、

<sup>8</sup> 事業報告では監査役等に財務および会計に関する相当程度の知見を有しているものがある場合、そのことが開示される（会社法施行規則第121条第9号）。この記載情報から公認会計士や税理士の資格を保有しているか確認した。

<sup>9</sup> 本稿では、有限責任あずさ監査法人、有限責任監査法人トーマツ、EY 新日本有限責任監査法人、PwC あらた有限責任監査法人を大手監査事務所とした。

<sup>10</sup> 2014年に改正された会社法の施行日が2015年5月1日であることから収集期間の起点となっている。

<sup>11</sup> 『eol』の全文検索機能では書類条件が設定でき、「株主総会の議決権行使結果」を提出事由とする臨時報告書（HTML形式）を検索することができる。

表2 サンプルの抽出過程

当初サンプル	411
以下、除外	
要件(1): 招集通知と臨時報告書に記載された監査人選任議案の内容が異なる	△3
要件(2): 招集通知に添付される書類が添付されていない	△4
要件(3): 新たな会社機関として監査人を設置した	△5
要件(4): 前後で共同監査（共同監査事務所による監査を含む）を受けている	△19
要件(5): 前任の監査人が一時会計監査人である	△35
要件(6): 金融業に属している	△10
要件(7): 決算月数が12ヶ月でない	△5
要件(8): 分析に必要なデータが入手できない	△7
最終サンプル	323

企業との間で問題が発生した場合、監査人選任議案が撤回されたり、株主から別の監査事務所を候補とする修正動議が提出されることがある。また、定時株主総会の招集通知には計算書類・事業報告が添付されるが、決算関連の手続きが完了していないことを理由に、それらが添付されない場合がある。このようなケースを除くため要件(1)(2)を課した。

要件(3)(4)(5)は、監査人選任議案に対する議決権行使を行う際の状況を可能な限り統一させるために課した要件である。新たに監査人を会社機関として設置する場合、株主総会の決議が必要になる。ただし、このことは企業統治形態の変更を意味するため、既に監査人を会社機関として設置している場合は株主が置かれた状況が異なる。そこで要件(3)を課した。また、監査人選任議案が可決されることで監査人は交代することになるが、「監査人A→監査人B」といった単純な交代もあれば、それ以外の場合も考えられる。その代表的なものが、交代前後のいずれかで共同監査を受けている場合である。共同監査の解消（開始）が生じる場合や共同監査内の一部で交代が生じる場合と、単純な交代とは株主が置かれた状況は異なるため要件(4)を課した。最後に、要件(5)は実質的な監査人の交代を伴わないことが多いため課した。期中において

監査人の辞任や解任があると一時会計監査人が選任される場合がある。しかし、前任が一時会計監査人の場合、同じ監査人を再任する内容の監査人選任議案が提出されるケースが多く見られた。実質的な交代を伴うか否かで株主が置かれた状況は異なるため、要件(5)を課した。

## 4 分析結果

### 4.1 基本統計量と相関係数

表3のパネルAは基本統計量である。本稿では異常値の影響を緩和するため、すべての連続変数について、分布の1パーセント以下(99パーセント以上)の値を、1パーセント(99パーセント)の値へ置換した。なお、異常値処理は年ごとではなく、全サンプルを対象に行った。

VOTEを見てみると、監査人選任議案に対する反対・棄権票率は平均で1%に満たないことが分かる。つまり、監査人選任議案は、基本的には賛成多数で可決されると言える。ただし、最大値は4.523%であることから、否決されるほどではないものの反対票や棄権票が多く投げられるケースも稀にあると言える。

つぎに、EXPを見てみると、EXP\_ACCの平均値は0.585、EXP\_AUDの平均値は0.424と

表3 基本統計量と相関係数

パネルA：基本統計量

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
<i>VOTE</i>	323	0.634	0.893	0.010	0.126	0.278	0.717	4.523
<i>Ln_VOTE</i>	323	-1.219	1.277	-4.565	-2.070	-1.279	-0.333	1.509
<i>EXP_ACC</i>	323	0.585	0.493	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>EXP_AUD</i>	323	0.424	0.495	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>IND</i>	323	0.759	0.169	0.500	0.667	0.667	1.000	1.000
<i>PRE_BIG</i>	323	0.678	0.468	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>POST_BIG</i>	323	0.372	0.484	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>SIZE</i>	323	9.621	1.706	6.623	8.466	9.328	10.458	14.965
<i>ROA</i>	323	0.029	0.108	-0.504	0.009	0.039	0.079	0.314
<i>LEV</i>	323	0.468	0.218	0.067	0.296	0.474	0.624	0.969
<i>BUSY</i>	323	0.598	0.491	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

(注) 連続変数については異常値処理後の基本統計量を記載している。

パネルB：相関係数

	<i>Ln_VOTE</i>	<i>EXP_ACC</i>	<i>EXP_AUD</i>	<i>IND</i>	<i>PRE_BIG</i>	<i>POST_BIG</i>	<i>SIZE</i>	<i>ROA</i>	<i>LEV</i>	<i>BUSY</i>
<i>Ln_VOTE</i>		0.02	0.05	0.14*	-0.12*	-0.15*	-0.25*	-0.24*	0.08	0.11
<i>EXP_ACC</i>	0.01		0.72*	0.10	0.04	-0.13*	-0.14*	-0.07	-0.08	-0.05
<i>EXP_AUD</i>	0.04	0.72*		0.21*	0.08	0.00	-0.09	-0.01	-0.06	-0.05
<i>IND</i>	0.13*	0.12*	0.25*		-0.02	-0.18*	-0.32*	-0.04	-0.04	-0.18*
<i>PRE_BIG</i>	-0.11*	0.04	0.08	-0.02		0.26*	0.14*	0.08	-0.12*	-0.03
<i>POST_BIG</i>	-0.16*	-0.13*	0.00	-0.19*	0.26*		0.47*	0.18*	-0.06	0.11
<i>SIZE</i>	-0.23*	-0.14*	-0.07	-0.35*	0.17*	0.48*		0.27*	0.13*	0.20*
<i>ROA</i>	-0.27*	-0.07	-0.04	-0.02	0.10	0.14*	0.23*		-0.17*	-0.17*
<i>LEV</i>	0.09	-0.07	-0.05	-0.05	-0.13*	-0.07	0.11*	-0.14*		-0.02
<i>BUSY</i>	0.12*	-0.05	-0.05	-0.22*	-0.03	0.11	0.18*	-0.08	-0.02	

(注) 左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数であり、\*は5%水準で統計的に有意であることを表す。

なっている。つまり、サンプルの約60%には公認会計士や税理士の資格保有者である監査役等が在籍しており、40%超は公認会計士の資格保有者である監査役等が在籍していると言える。山本(2017)では、2014年3月末時点または2015年3月末時点で東証1部・2部に上場していた3月連結決算企業3,349企業・年のうち、およそ半分に会計専門職(公認会計士または税理士)の資格を保有する監査役が在籍していることが報告されている。それと比べて、*EXP\_*

*ACC*の平均値が若干高いことから、監査役等の会計専門性が高い企業では監査人の交代が生じやすいと考えられる。この他にも、*PRE\_BIG*の平均値は0.678であるのに対し*POST\_BIG*の平均値は0.372であり、大手監査事務所から監査人を交代する割合よりも、大手監査事務所へ監査人を交代する割合が低くなっている。このことは大手監査事務所離れが起きていることを示唆する。

表3のパネルBは変数間の相関係数である。

$Ln\_VOTE$  と  $EXP$  には統計的に有意な相関は見られない。続いて、説明変数間の相関を見てみると、 $EXP\_ACC$  と  $POST\_BIG$  に統計的に有意な負の相関が見られる。これは監査役等の会計専門性が高いと、後任の監査人に大手監査事務所を選ばない傾向があることを示唆する。一方、 $PRE\_BIG$  と  $POST\_BIG$  には統計的に有意な正の相関があることから、大手監査事務所による監査を継続して受ける傾向があると言える<sup>12</sup>。

表3のパネルBより説明変数間で高い相関は見られない。また、次節の分析で  $VIF$  を計算したが多重共線性が懸念される数値は見られなかった。以上より、多重共線性の問題は深刻でないものと考えられる。

#### 4.2 分析結果と考察

表4は分析結果であり、1行目には  $EXP$  に用いた変数を記載している。 $EXP$  の係数は負の値であるものの、統計的に有意な値ではないため、本稿の仮説は支持されない。

仮説が支持されなかった原因として、他の議案に対する議決権行使と同じ意思決定を監査人選任議案に対しても行っている可能性がある。本稿では、監査人選任議案とそれ以外の議案に対する議決権行使が区別して行われていることを想定していた。しかし、定時株主総会では監査人選任議案と同時に取締役選任議案などが提出されるため、それらの影響を受けている可能性がある。そのことを示唆する結果が表4で出ており、それが  $ROA$  の係数である。監査人の選任と企業業績は無関係であるにも関わらず、 $ROA$  の係数は統計的に有意な負の値となっている。この結果は、企業業績が良いほど、監査人選任議案に対する反対・棄権票率が低いと解釈できる。浅田・山本 (2019) は、企業業績が悪いほど取締役選任議案に対する賛成票率が低いことを報告しており、 $ROA$  の係数はそれと

表4 分析結果

	$EXP=EXP\_ACC$	$EXP=EXP\_AUD$
<i>Intercept</i>	-0.983 [-1.55]	-1.056* [-1.67]
<i>EXP</i>	-0.122 [-0.84]	-0.026 [-0.18]
<i>IND</i>	0.819* [1.81]	0.810* [1.75]
<i>PRE\_BIG</i>	-0.137 [-0.85]	-0.143 [-0.89]
<i>POST\_BIG</i>	-0.050 [-0.30]	-0.037 [-0.23]
<i>SIZE</i>	-0.137*** [-2.89]	-0.135*** [-2.83]
<i>ROA</i>	-2.352*** [-3.40]	-2.328*** [-3.35]
<i>LEV</i>	0.440 [1.33]	0.457 [1.39]
<i>BUSY</i>	0.395*** [2.83]	0.398*** [2.85]
<i>YEAR</i>	Included	Included
Obs.	323	323
Adj. $R^2$	0.12	0.12

(注) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを表す(両側検定)。また、括弧内の数値は、White (1980) の不均一分散調整後の  $t$  値である。

整合する。すなわち、 $ROA$  の係数が統計的に有意な負の値であることは、監査人選任議案に対する議決権行使が他の議案に対する議決権行使と同じように行われていることを示唆する。他の議案に対する議決権行使をコントロールし、監査人選任議案に固有の議決権行使部分を抽出した上で分析をすることで、異なる結果が得られる可能性はある。

#### 5 まとめ

監査役等に求める資質として専門性に注目が集まっており、財務会計や監査の領域では、会計専門性に関して多くの研究が行われてきた。

<sup>12</sup> 監査人を交代する際、後任の監査人がどのようなメカニズムによって決定されているのか興味深い問題である。

本稿では、日本で特に研究成果の蓄積が遅れている利害関係者の意思決定への影響に関する分析を行った。具体的には、影響を受ける意思決定として「監査人選任議案に対する議決権行使」を取り上げ、監査役等の会計専門性が高ければ、監査人選任議案に対する反対・棄権票率は低くなるという仮説について分析した。その結果、仮説は支持されなかったが、原因として監査人選任議案に対する議決権行使が他の議案と同様に行われている可能性を本稿では指摘した。

監査役等の会計専門性の影響を利害関係者の意思決定の観点から分析する研究は日本でほとんど行われておらず、そのような状況において1つの分析結果を提供した点は本稿の貢献と言える。しかし、本稿で用いた分析モデルには改善すべき点が多く残されている。また、本稿で取り上げていない意思決定についての分析も必要である。例えば、新たに監査役等に選任される人物の会計専門性の有無によって、監査役等の選任議案に対する議決権行使は異なるのか分析すれば、会計専門性の影響をより直接的に明らかにできる。また、会計専門性を有する監査役等の就任や退任に対する株式市場の反応を分析することも考えられる。これらの限界点は今後の課題としたい。

#### (付記)

本稿は、JSPS科研費20K13663および熊本学園大学付属産業経営研究所の助成を受けた研究成果の一部である。また、筆者は神戸大学経営学研究科研究員であり、本稿の執筆にあたり、神戸大学の研究施設(電子ジャーナル)を利用した。

#### (参考文献)

- 浅田一成・山本零. 2019. 「株主総会における議決権行使の重要性について—取締役選任議案の実証分析—」『証券アナリストジャーナル』57(11): 71-81.
- 浅野信博. 2015. 「社外監査役専門性属性は財務報告の品質を高めるのか」『経営研究』66(3): 49-70.
- 岩崎拓也. 2009. 「監査役会と取締役会の特徴が利益調整に与える影響」『六甲台論集—経営学編—』56(1): 77-105.
- 奥村雅史. 2014. 『利益情報の訂正と株式市場』中央経済社.
- 河内山拓磨・岩田聖徳. 2021. 「取締役選任に関する株主行動の実態と影響」『会計』199(6): 71-85.
- 首藤昭信・岩崎拓也. 2009. 「監査役会および取締役会の独立性と保守主義の適用」『産業経理』69(1): 89-99.
- 月岡靖智. 2017. 「議決権行使結果が収益性に与える影響」『商学論究』64(3): 411-426.
- 山本健人. 2017. 「監査役会の会計・財務の専門性と利益マネジメント」『六甲台論集—経営学編—』64(2): 1-23.
- Abbott, L. J., S. Parker, and G. F. Peters. 2004. Audit committee characteristics and restatements. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 23(1): 69-87.
- Bédard, J., S. M. Chtourou, and L. Courteau. 2004. The effect of audit committee expertise, independence, and activity on aggressive earnings management. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 23(2): 13-35.
- Dao, M., S. Mishra, and K. Raghunandan. 2008. Auditor tenure and shareholder ratification of the auditor. *Accounting Horizons* 22(3): 297-314.
- Davidson, W. N., B. Xie, and W. Xu. 2004. Market reaction to voluntary announcements of audit committee appointments: The effect of financial expertise. *Journal of Accounting and Public Policy* 23(4): 279-293.
- DeFond, M. L., R. N. Hann, and X. Hu. 2005. Does the market value financial expertise on audit committees of boards of directors? *Journal of Accounting Research* 43(2): 153-193.
- Dhaliwal, D., V. Naiker, and F. Navissi. 2010. The association between accruals quality and the characteristics of accounting experts and mix of expertise on audit committees. *Contemporary Accounting Research* 27(3): 787-827.

- Dunn, R. T., N. G. Lundstrom, and M. S. Wilkins. 2021. The impact of mandatory auditor tenure disclosures on ratification voting, auditor dismissal, and audit pricing. *Contemporary Accounting Research* 38 (4) : 2871-2917.
- Farber, D. B. 2005. Restoring trust after fraud: Does corporate governance matter? *The Accounting Review* 80 (2) : 539-561.
- Krishnan, G. V., and G. Visvanathan. 2008. Does the SOX definition of an accounting expert matter? The association between audit committee directors' accounting expertise and accounting conservatism. *Contemporary Accounting Research* 25 (3) : 827-857.
- Mishra, S., K. Raghunandan, and D. V. Rama. 2005. Do investors' perceptions vary with types of nonaudit fees? Evidence from auditor ratification voting. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 24 (2) : 9-25.
- Raghunandan, K. 2003. Nonaudit services and shareholder ratification of auditors. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 22 (1) : 155-163.
- Raghunandan, K., and D. V. Rama. 2003. Audit committee composition and shareholder actions: Evidence from voting on auditor ratification. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 22 (2) : 253-263.
- Singhvi, M., D. V. Rama, and A. Barua. 2013. Market reactions to departures of audit committee directors. *Accounting Horizons* 27 (1) : 113-128.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4) : 817-838.