

目次

- 1章 インTRODakション
- 2章 先行研究
- 3章 仮説
- 4章 方法
- 5章 分析結果
- 6章 考察
- 7章 まとめ

1章 INTRODUCTION

1-1 はじめに

近年、我が国の産学官連携は、科学技術・イノベーション政策が、研究開発だけでなく社会的価値を生み出す政策へと変化してきたことによって、2020年に科学技術基本法が改正され「人文・社会科学」の振興が法の対象に加えられたことで、これまで政策において見過ごされてきていた人文社会系分野の知の活用注目するようになってきた。第三次産業のサービスが中心となる社会では、知が源泉であり、俯瞰的な視野で物事を捉えることの必要性も高まったことで、自然科学のみならず、人文社会科学も含めた総合知を活用できる仕組みの構築が求められてきている。

しかし、人文社会科学系の連携については実績が未だ少なく、どういった体系で連携が進められるかについては、企業・大学・行政ともに理解する団体は少ない。産学官連携の場面で人文社会系分野の知識の導入が不十分な理由について、南（2023）は政策的制約から人文社会系分野の知の活用が進んでこなかったこと、人文社会系分野の評価や実態把握が困難なこと、連携の体系化がなされてこなかったこと、産学官それぞれにおいて人文社会系分野への人的資源が十分投入されていないことをあげており、連携のモデル化や効果測定、支援に関する部分で更なる整理が必要な領域であることが伺える。

そこで本研究では、まず人文社会科学分野における産学官連携について、先行研究から実績の多い連携形態とその効果を整理したうえで、その連携形態に関する現在の実態について実証分析を行うことで、効果を最大化する連携体制を実現させるための適正な連携支援について検討を行う。

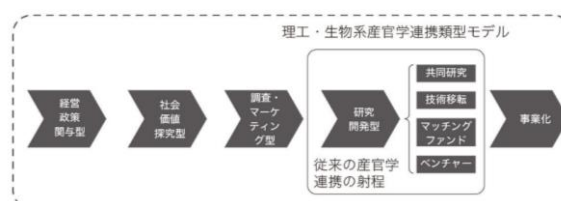
本研究における産学官連携の定義は、原山（2005）の「産学官連携の主体はあくまでも『産』と『学』であり、連携を通じて価値の最大化を目指し、『官』は文教政策や科学技術政策などの政策を通じて、個々の主体と社会の最適解の調整を目指すために規制緩和や補助金などのインセンティブを与える役割を担う」という定義に従い、産学官連携の主体は産と学でありつつ、産学連携を調整する行政の介入の形態をとる産学官連携を対象として扱うものとする。

また、本稿では、日本学術振興会の当時の区分に従い、「平成29年度科学研究費助成事業 系・分野・分科・細目表」（以下、科研費分類表）を活用し、科研費分類表上の「系」別（人文社会系、理工系、生物系、総合系）に学問領域を分類する。人文社会科学の定義についてはこの人文社会系に依拠し、人文社会系の知を活用する産学官連携を本稿における人文社会系産学官連携と定義する。

1-2 人文社会科学における産学官連携の分類

前述したように、人文社会科学分野における産学官連携のモデルについては明確に定義された例は少ない。そのうちの南（2023）の研究では、産学官連携の大半である共同研究や技術移転、マッチングファンド、ベンチャーを通じて事業化を目指す、理工・生物系分野に偏重した従来の産学官連携と比較して、人文社会系の産学官連携はより広範であり、経営関与や政策関与、テーマ探索、調査マーケティングなど技術開発の前段階も含めて広く人文社会系分野は寄与しているとする連携モデル（図1）を示している。そのうち経営関与とは、大学教員が企業の意思決定の場面において、学術的知見からの視座をもって助言やアドバイスをするをを通じて企業の意思決定に関与する形態を指し、特に人文社会科学専攻の大学教員が兼業や企業役員に就任し、自身の知見を経営に活かすケースが多くみられている。

表1. 人文社会系分野の産学官連携類型モデル



出所：「人文社会系産学官連携——社会に価値をもたらす知（2023）図表5-3」

これまでの産学官連携政策では技術開発こそがイノベーションを創出するものとして、技術開発に先立つ前段階の場面で産学官連携を広く捉えることはなされてこなかった結果、その技術開発の前段階の連携について、効果を検証して、効果に応じた適正な支援体制を敷くまでは至っていないことは想像に難くない。本研究における実態調査では、本連携モデルにおける経営関与型の連携に注目する。

1-3 本研究の目的、リサーチクエスト

本研究では、企業経営関与型の連携に注目して、その実態を定量的に把握し、実態に即した支援のあり方を分析する。経営関与型の主なケースである、大学の教員が社外取締役として自身の知見を経営に活かす教員の企業役員登用については、国内では南（2022）や赤萩ら（2022）がその実態について分析を行っているが、対象とする分野や観察数も十分ではなく、管見の限り他に国内の先行研究は見当たらない。また、教員の企業役員登用は、大学本部を経由せず、教員個人が属人的につながり役員として登用されることがほとんどであり、連携にあたっての組織的な仕組みが存在していない。

本連携形態の効果を明らかにすることは、今後積極的に促進支援をすべき連携形態かを判断する一助となる。そして、大学の企業役員登用効果が高い企業特性を明らかにし、現状連携実績の多い企業特性と効果の高いとされる企業特性とに乖離が生じていないかを明らかにすることは、より効果の高い連携に本形態を昇華させるための支援を検討する一助となる。よって、本研究のリサーチクエストは以下となる。

リサーチクエスト：

人文社会科学領域を専攻する教員が社外取締役として企業に関与した際、企業価値を向上させる十分な効果があるのか。

リサーチクエストを検証するために、企業ROAに対する教員社外取締役登用の効果関係に着目し、あわせて教員

が企業役員に登用されやすい企業特性や現状の産業別の実績分布についても整理を行う。

2章 先行研究

前述した通り、教員の社外取締役登用に関する実態や効果について先行研究は少ないが、一般的な社外取締役の登用決定要因や効果検証については研究が多くなされている。

宮島・小川（2012）は、社外取締役登用における決定要因と、社外取締役登用における企業価値向上への効果に関する実証研究を実施している。社外取締役登用の決定要因について、分析結果から、事業の複雑性、モニタリングの必要性、外部者からの企業内情報獲得の困難さを特性にもつ企業で正の相関を、経営者の交渉力が高い企業と負の相関を示すことが示された。

なお、企業内の情報獲得が困難な企業であること（当該研究では、代理変数としてR&D比率、無形固定資産比率、時価簿価比率（以下PBR）を設定）が、社外取締役登用に有意に正の相関を示しながらも、反して社外取締役登用の効果検証では、企業情報獲得の困難性が高い企業群では、社外取締役登用は企業価値（当該研究では産業調整済ROA）向上に対し、負の相関を示す場合があり、むしろ企業情報獲得の困難性が低い企業群において、正の相関があることを明らかにした。

本先行研究では、情報獲得の困難性（以降情報獲得コスト）の特性において、社外取締役を登用する傾向がある企業特性と効果がでる企業特性において不適正なずれが生じていることが確認でき、より社外取締役登用における効果を最大限発揮させるためには、このずれを是正する支援が必要であると考え。2019年末の会社法改正（施行2021年3月）に伴い社外取締役の義務付けがなされてから、これらのズレは依然として存在したままなのか、また教員の社外取締役登用というケースでは、一般的な社外取締役登用のケースと異なる様態を示すのか検討する余地がある。

また、本先行研究では社外取締役の選任や社外取締役比率の上昇は、平均的にはROA向上に寄与せず、情報獲得コストの高低を考慮した場合のみ、有意にその影響が示されている。

次に、教員が取締役となった際の効果に関する研究として、Choら（2017）は、大学教員を取締役に登用する企業は、登用しない企業よりも高いCSRパフォーマンスを示す傾向があることを示している。ただし、大学教員の専門分野によって効果が異なり、理工・生物系分野を専攻する大学教員が取締役に登用された場合のみCSRパフォーマンスに正の相関があることが示されている。一方で、赤萩ら（2020）は、日本の情報通信業の企業を対象に、専攻が戦略（経営学・経済学・法学）系統と情報通信技術に関連する技術系統に細分化した大学教員の登用効果を検証した結果、戦略系統では正の効果を、技術系統では負の効果を企業業績に対して持つことが明らかになった。

大学教員を企業役員として登用することで企業業績に効果を示す一方、専攻によって効果に差が出る可能性が国内外の研究で示されているが、より広範囲の企業種別を対象とした国内研究の更なる整理が必要である。

人文社会科学分野の企業役員登用の実態調査として、南（2022）は、企業の監査役や取締役にとだけ大学教員が就任しているか、国内上場企業売上上位200社を対象に調査した結果、200社中193名の大学教員を企業役員に登用しており、そのうち人文社会系分野が76%と理工系よりも実績が多いことを示している。より標本数を拡げて調査した場合も、

教員役員の登用率や専攻分野の分布は同様の結果が示されるのか、教員の企業役員登用に関する実態の一般化について、支援のための判断材料として状況をより正確に説明する必要がある。

先行研究を踏まえ、本研究では、教員の社外取締役登用における決定要因の整理、そして教員の専門領域ごとの効果検証、情報獲得コストの特性にかかる登用実態とその効果のズレの検証、教員登用の実績把握に注目して検証を行うこととする。

3章 仮説

前章までの課題背景及び先行研究により、本研究では以下の4つの仮説を検証する。

仮説1：教員の社外取締役登用は、先行研究で示される一般的な社外取締役導入決定要因と同様に、事業の複雑性、モニタリングの必要性、情報獲得コスト、財政リスクが高い企業ほど登用されやすく、経営者の交渉力が低いほどに登用されやすい。

教員を社外取締役に登用する場合でも、一般的な社外取締役導入との特異性はなく、宮島らの先行研究で導かれた社外取締役導入における決定要因と同様の結果が示されることを想定している。なお、財政リスクに関する仮説については、宮島らの研究において事業の複雑性として解釈されていた負債比率について、財政リスクを表す指標の代理変数として筆者が置き直し予測したものである。

仮説2：教員社外取締役の導入効果について、情報獲得コストが低い企業特性をもつ企業群においてのみ正の影響を与える。

先行研究において、一般的に社外取締役の導入効果は情報獲得コストが低い場合においてのみ、ROAと正の相関を示し、情報獲得コストが高い場合はかえって負の相関を示す場合があるとしているが、教員の場合でも専門性の高い企業情報を読み解くことは困難であり、先行研究と同様の結果が得られると想定している。

仮説3：教員社外取締役の導入効果について、人文社会系専攻の教員登用においてのみ正の影響を与える。

教員社外取締役のアドバイス・モニタリングの便益においては、経営判断という上流の領域では、より汎用性の高い専門性をもつ人文社会科学が活かされやすいという仮定のもと、赤萩らの先行研究結果を支持するものである。

仮説4：人文社会系分野の教員は会社業種に影響をうけず、理工・生物系分野の教員よりも多く社外取締役として登用されている。

外部取締役を登用する企業としては、専門技術に関するアドバイスの期待以上に、経営判断の立場から経営に関する専門的アドバイスを業種問わずに期待していることを仮定し、人文社会系分野の実績が大きいと想定した。

4章 方法

4-1：データ

本研究のデータは、2018 年から 2022 年の 5 年間のパネルデータで、国内で上場している企業の I R 情報及び企業役員の経歴情報を、企業価値検索サービスサイト「Ullet」及び上場企業の I T 情報が長期で閲覧できる企業分析サイト「IRBANK」等を主なデータソースとし筆者が作成したものである。欠損値のあるデータを除いた 1207 社を対象とし、該当する個票 6035 件分のデータを用いて分析を行う。

また、大学教員が社外取締役として登用された情報については、企業役員の略歴から、大学教員が就任している事例を調査した。教員の専攻については科学技術振興機構が運営するサイト「researchmap」や各大学のホームページより取得学位種別を調査し、得られた取得学位を基に「科研費分類表」に紐づけ分類した。2023 年度末時点で教授の肩書（客員教授・招聘教授を除く）を持ち、教員と社外取締役とを兼務する教員を現役教員（以降、現役教員社外取締役）とし、教員経歴はあるが 2023 年度末時点で教授職として働いていないものや現役教員を含めたものを教員歴のある社外取締役員（以降、教員歴あり社外取締役）として区分している。なお、企業の取締役数及び社外取締役数については、役員四季報と東京証券取引所が運営するコーポレート・ガバナンス情報サービスより取得した。

4-2：変数

仮説 1 検証

(1) 従属変数

教員が社外取締役に導入される決定要因を分析するため、教員歴あり社外取締役、または現役教員社外取締役にに関する変数【導入（ダミー変数）、導入人数、導入月数】を設定した。

(2) 主要な独立変数

主要な独立変数について、宮島・小川（2012）は社外取締役の決定要因は、事業の複雑性、モニタリングの必要性、情報獲得コストが高い企業ほど登用されやすいことを検証結果より示していることから、独立変数は宮島らの変数設定から拡張して以下のとおり設定している。

事業の複雑性を形成する企業規模について、先行研究に準じ総資産の対数値を代理変数として設定する。宮島らが示すように、社外取締役のアドバイスの便益は、事業が複雑である程高いため、事業の複雑性に依りて教員取締役導入率が高まると想定する。また、Linck ら（2008）の研究結果では、伝統的大企業は独立性の高い取締役会構成をとることから、企業年齢が高いほどに教員社外取締役導入の可能性が高まることを想定し、企業年齢を事業の複雑性のもう 1 つの変数として設定する。

企業の財政リスクを表す代理変数として、負債比率を設定した。外部負債への依存度が高まるほどに、経済学や金融学、経営学の専門的視点におけるアドバイスの便益を求めて、教員社外取締役の導入が増加することを想定している。

教員社外取締役によるモニタリングの必要性の代理変数として、キャッシュフロー比率を設定する。齋藤（2011）によると、経営に伴うプライベートベネフィットが大きい企業ほど、社外取締役の導入確率は低く、社外取締役人数が少ない結果を得たことから、日本では取締役会構成を事実上経営者が決定しているため、株主ではなく、経営者にとって好ましい取締役会構成が実現されていることを示している。しかし、社外取締役導入の義務化によって、経営者の意向のみに依存

した決定ではなくなる傾向が予測され、営業活動 CF が高くなるほどにモニタリングの必要性が高まり、モニタリングの便益を求めて教員社外取締役の導入は高くなると想定する。

情報獲得コストの代理変数として PBR と R&D 比率と無形資産比率を設定する。将来成長性が高く、将来の不確実性が高い場合や、研究開発投資や無形固定資産投資によって企業特長的知見の重要性が高まることで、社内外での情報の非対称性が高まることは、企業外部の社外取締役が有効な助言や適切なモニタリングを行うことが困難になり、社外取締役導入率は下がると考えられる（Adams ら（2007））が、国内研究（長瀬（2016）、宮島ら（2012））での先行研究結果に倣い、合理的な選択から外れて、成長性及び企業情報の社内外の非対称性が高いほどに教員社外取締役導入はされやすいと想定する。

経営者の交渉力の代理変数として、前期 ROA を設定した。Hermalin ら（1998）の研究では、パフォーマンスの悪化している企業が追加的に社外取締役に導入する結果が示されていることから、前期 ROA が低下することで経営者の交渉力が低下し、企業が最適な取締役構成を選択する意向が強くなり、教員社外取締役に登用されやすくなることを想定している。

併せて産業ダミー（. ID）と年次ダミー（YD）も設定している。

仮説 2・3 検証

(1) 従属変数

教員の社外取締役導入による企業価値向上の効果を分析するため、企業価値の代理変数として、ROA を従属変数に設定した。

(2) 主要な独立変数

大学教員歴あり社外取締役、または現役大学教員社外取締役の変数【導入（ダミー変数）、導入人数、導入月数】を影響力の測定のために設定する。また、仮説 3 の検証においては教員の専攻別効果をみるため、上記カッコ内の変数の代わりに、人文社会系教員の社外取締役導入と理工系教員の社外取締役導入について、導入ダミー変数を設定する。

なお、独立変数として、情報獲得コストの特性によって、教員社外取締役導入効果に差が生じるかを確認するための交差項を設定する。情報獲得コストの代理変数として、教員社外取締役導入決定要因の検証において、高い係数値を以て有意に相関を示した PBR を用いて、第 1（4）四分位の PBR 企業群に 1 を与える低（高）PBR ダミー群と、教員社外取締役変数と PBR 低（高）ダミー群との交差項を変数に加えることとする。

他のコントロール変数として、宮島・小川（2012）の研究を参考に負債比率、企業年齢、総資産（対数値）、前期 ROA、取締役人数を設定する。各コントロール変数の説明は以下のとおりである。

負債比率は、節税効果としての正の効果と、財務レバレッジの増加によって利益の圧縮につながる負の効果の、両面を与える可能性をもつ指標として設定する。

企業規模は生産活動における規模の経済性や、他社の参入障壁の高さに関連するため企業価値に影響を与えうるとして総資産の対数値を設定する。

企業年齢について、年齢の高い企業であるほどに成熟した企業であることが多く、長期にわたる事業展開により、確立されたブランドや顧客基盤を持つことで、安定した収益をあげやすいことから、ROA に正に影響を与える指標として設定

する。

前期 ROA について、前期の高い ROA は市場の期待を高め、資金調達や新たなビジネス機会を引き寄せる好循環を生む可能性があり、ROA に正の影響を与える指標として設定する。

企業に設置された取締役数について、Nakano (2013) は取締役会のスリム化が、会社分割の促進などによる効率的な企業資産運用を促し、企業パフォーマンスを向上させていることを報告していることから、多すぎる取締役数は ROA に負の影響を与えることを想定して、変数に設定する。

併せて産業ダミー (ID) と年次ダミー (YD) も設定している。

分析に用いた変数の定義は表 2 に、分析に用いたダミー変数を除く変数の記述統計量は表 3 にそれぞれ示す。

== 表 2 変数一覧 == (p. 5)

== 表 3 基本統計量と教員歴のある社外取締役
導入・非導入企業比較 == (p. 5)

4-3 : 分析方法

(1) 仮説 1 検証

仮説を検証するために、教員社外取締役の導入、人数、導入月数の決定モデルは、以下のモデルを導入する。

$$OUT = \delta_0 + \delta_1 \text{COMPLEX} + \delta_2 \text{DEBT} + \delta_3 \text{MONITOR} + \delta_4 \text{INFOCOST} + \delta_5 \text{NEGOT} + \delta_6 \text{ID} + \delta_7 \text{YD} + u$$

ここで、OUT は、教員社外取締役にに関する変数であり教員社外取締役導入の有無 (ダミー変数)、人数、導入月数を採用する。説明変数 COMPLEX, DEBT, MONITOR, INFOCOST, NEGOT は事業の複雑性、負債比率、モニタリングの必要性、情報獲得コスト、経営者の交渉力を示す変数群であり、前節で説明した説明変数をそれぞれ設定している。また、ID は産業ダミー、YD は年次ダミーを示している。推計方法は、被説明変数が教員社外取締役の有無の場合にはロジット・モデル (Logit Model) を、教員社外取締役の人数及び教員社外取締役の導入月数の場合には、ゼロをとる観察値が多いためトービット・モデル (Tobit Model) を用いる。

(2) 仮説 2・3 検証

仮説 2 を検証するために、企業業績を決定する推定式は、以下のモデルを導入する。

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 \text{OUT} + \beta_2 \text{OUT} * \text{INFOCOST} + \beta_3 \text{DEBT} + \beta_4 \text{CAGE} + \beta_5 \text{LN}(\text{ASSET}) + \beta_6 \text{BOARD} + \beta_7 \text{PREROA} + \beta_8 \text{ID} + \beta_9 \text{YD} + u$$

被説明変数には ROA を、説明変数の OUT は教員社外取締役にに関する変数 (経歴あり及び現役教員それぞれの導入ダミー、人数、月数、対取締役比率) を用いる。

OUT*INFOCOST は前節で説明した、PBR の低 (高) 分位ダミーと社外取締役変数とその交差項を用いている。この相互作用項 (OUT*INFOCOST) の係数は、情報獲得コストの高い企業における教員社外取締役の導入が ROA に与える効果が、情報獲得コストが低い企業と比べてどの程度異なるのかを示す。

他の説明変数 DEBT、CAGE、LN(ASSET)、BOARD、PREROA は、前節で説明した変数である、負債率、企業年齢、総資産の対数値、取締役数である。また、ID は産業ダミー、YD は年次ダミーを示している。

推定方法は、固定効果モデルと、二段階最小二乗法 (以下 2SLS) を用いる。パネルデータ分析にあたって、ハウスマン検定によって全ての推計結果で固定効果モデルが採用されたため、変動効果ではなく固定効果モデルを採用し記載することとする。

また固定効果モデルによる推定量は被説明変数である ROA が説明変数に影響を与えるという逆の因果関係や、観測できない欠落変数によってバイアスを持つ可能性があるため、より正確な分析を行うにあたり、内生性を考慮した推定として操作変数法も用いる。なお、本稿では操作変数として、サンプルにおける同業種の教員社外取締役 (対社外取締役) 比率の平均値を用いることとするが、2SLS による分析は、弱操作変数の検定及び Sargan の過剰識別検定によって操作変数がモデルに外生的であることを検証できたモデルでのみ実施する。

仮説 3 においては、仮説 2 で用いた推定式について、OUT の説明変数を、人文社会系専攻教員導入ダミー変数と理工・生物系専攻教員導入ダミー変数にそれぞれ置き換えたモデルと比較することでそれぞれの影響を検討することとする。

4-4 : モデル

分析には、以下のモデルを用いる。

(1) 仮説 1 検証

仮説 1 の検証では以下の 10 個のモデルを用いる。被説明変数について、モデル 1~5 では教員歴あり取締役にに関する変数を、モデル 6~10 では現役教員取締役にに関する変数を用いて、導入ダミー変数、導入人数、導入月数、人文社会系専攻教員導入ダミー変数、理工系専攻教員導入ダミー変数の 5 つの被説明変数に対して、重回帰分析で推計するモデルで頑健性を分析する。

ダミー変数を被説明変数に用いるモデルについては Logit 分析を、それ以外の導入人数・導入月数については Tobit 分析を用いる。

(2) 仮説 2 検証

以下の 10 のモデルを用いる。モデル 11~16 は交差項を含まないモデルとして、情報獲得コストの影響は加味しない教員社外取締役の効果を検討するものである。なお、2SLS 分析については、弱操作変数の検定及び Sargan の過剰識別検定によって操作変数がモデルに外生的であることが検証できた教員歴あり社外取締役変数においてのみ検証するものとする。

モデル 11 : 教員歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 12 : 教員歴あり社外取締役導入月数を変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 13 : 教員歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、2SLS モデルで検証

モデル 14 : 教員歴あり社外取締役導入月数を変数に設定、2SLS モデルで検証

モデル 15 : 現役教員社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 16 : 現役教員社外取締役導入人数を変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 17~20 は交差項を含むモデルとして、情報獲得コストの影響を加味して、教員社外取締役の効果を検討する

ものであり、固定効果モデルにおいて検証を実施する。

モデル 17：教員歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 18：教員歴あり社外取締役導入人数を変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 19：現任教員社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 20：現任教員社外取締役導入月数を変数に設定、固定効果モデルで検証

(3) 仮説 3 検証

仮説 2 のモデルに対応する形式で、OUT にあたる変数について、人文社会系専攻教員導入ダミー変数と理工系専攻教員導入ダミー変数を用い、固定効果モデルによる以下 8 つのモデルで、学問領域による教員社外取締役効果の違いを分析する。

モデル 21～24 は交差項を含まないモデルとして、情報獲得コストの影響を加味しない教員社外取締役の効果を検討するものである。

モデル 21：理工系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 22：人文社会系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 23：現役理工系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 24：現役人文社会系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 25～28 は交差項を含むモデルとして、情報獲得コストの影響を加味して、教員社外取締役の効果を検討する。

モデル 25：理工系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 26：人文社会系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 27：現役理工系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

モデル 28：現役人文社会系領域専攻教員経歴あり社外取締役導入ダミーを変数に設定、固定効果モデルで検証

表 2 変数一覧

変数	定義	出所
ROA	純利益/総資産	(a)
企業年数	決算期末時点での上場後経過年数（年）	(b)
総資産（対数）	資産合計の対数値	(a)
PBR（時価簿価比率）	株価/1株あたり純資産（BPS）	(a)
負債比率	負債/純資産	(a)
キャッシュフロー比率	営業活動CF/流動負債	(a)
無形固定資産比率	無形固定資産/純資産 × 100（%）	(a)(b)
R&D比率	研究開発費/総資産 × 100（%）	(a)
前期ROA	前期のROA	(a)
社外取締役人数	上場企業における期末時点に設置された社外取締役人数（人）	(e)(f)
取締役人数	上場企業における期末時点に設置された取締役人数（人）	(e)(f)
【教員歴のある/現任教員】社外取締役比率（対社外取締役数）	【教員歴のある/現任教員】社外取締役人数を社外取締役人数で除したもの	(b)(c)(d)(e)(f)
【教員歴のある/現任教員】社外取締役導入（ダミー）	【教員歴のある/現任教員】社外取締役が1人以上いる場合は 1、それ以外は 0 をとるダミー変数	(b)
【教員歴のある/現任教員】教員社外取締役導入人数	【教員歴のある/現任教員】社外取締役が企業に導入されている人数	(b)
【教員歴のある/現任教員】社外取締役導入月数	【教員歴のある/現任教員】社外取締役が登用されてからの経過月数	(b)
理工学系領域専攻の（教員歴のある/現任教員）社外取締役導入（ダミー）	理工学系を専攻している（大学教員歴のある/現任教員）社外取締役が1人以上いる場合は 1、それ以外は 0 をとるダミー変数	(b)(c)(d)
人文社会系領域専攻の（教員歴のある/現任教員）社外取締役導入（ダミー）	人文社会科学系を専攻している（大学教員歴のある/現任教員）社外取締役が1人以上いる場合は 1、それ以外は 0 をとるダミー変数	(b)(c)(d)
産業属性	JPX日本取引所グループ 業種別分類表中分類による区分	(a)
出所欄の(a)、(b)、(c)、(d)、(e)、(f)はそれぞれ、IRBANKネット、Uilletネット、researchmap（科学技術振興機構）、所属する大学ホームページ、役員四季報、コーポレート・ガバナンス情報サービス（東京証券取引所）を表している。		

表 3 基本統計量と教員歴のある社外取締役導入・非導入企業比較

変数	全企業（N:6035）				教員取締役導入企業（N=1315）				教員取締役非導入企業（N=4715）				予測	平均値の差 t-test
	平均	最小値	最大値	標準偏差	平均	最小値	最大値	標準偏差	平均	最小値	最大値	標準偏差		
ROA	3.2	-84.0	40.8	4.9	3.5	-67.7	40.8	5.0	3.2	-84.0	32.8	4.9	-	0.3671***
企業年数	38.6	0.0	73.0	22.1	45.3	0.0	73.0	22.3	36.8	0.0	73.0	21.7	+	8.522***
総資産（対数）	25.3	21.0	32.0	1.9	26.4	21.0	32.0	2.0	25.1	21.1	31.2	1.8	+	1.305***
PBR（時価簿価比率）	1.4	0.2	57.9	2.1	1.5	0.2	25.7	1.8	1.4	0.2	57.9	2.2	+	0.0798*
負債比率	70.5	0.0	5755.3	148.8	73.4	0.0	913.9	118.5	69.8	0.0	5755.3	156.2	+	3.6
キャッシュフロー比率	18.2	-350.9	337.0	23.7	18.9	-272.8	202.5	25.0	18.0	-350.9	337.0	23.3	+	1.0
無形固定資産比率	113.2	0.0	118440.0	2225.7	107.1	0.0	118440.0	3266.4	114.9	0.0	90625.0	1833.5	+	-7.84
R&D比率	1.0	0.0	17.3	1.7	1.4	0.0	13.9	2.1	0.9	0.0	17.3	1.6	-	0.559***
前期ROA	3.6	-84.0	40.8	3.9	3.7	-22.3	40.8	4.0	3.6	-84.0	32.8	3.9	-	0.2

（注）*、***はそれぞれ 10%、1 %で有意であることを示している。

5 章 分析結果

本章では、仮説毎に分析方法の結果について示す。

5-1：教員取締役の登用実績

まず仮説 4 における分析として、会社法により社外取締役

設置が義務付けられた前後である 2018 年から 2022 年の取締役構成の現状を明らかにすることとする。取締役構成に関する基本情報は、表 4 において整理した。

表 4-1 によれば、企業の社外取締役比率の平均は、2018

年の 27%から 2022 年にかけて 37%に増加し、教員歴のある社外取締役を選任する企業も、同期に 13%から 30%に増加した。特に教員の社外取締役登用はこの 5 年間で急激に増加したことが明らかとなった。

表 4-1 社外取締役の分布

	年度 観測数	全年度 6030	2022 1206	2021 1206	2020 1206	2019 1206	2018 1206
教員経歴あり社外取締役							
教員社外取締役導入企業 (導入：1、非導入：0)	平均値	21.8%	29.6%	26.3%	22.1%	17.8%	13.3%
	中央値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	標準偏差	41.3%	45.7%	44.0%	41.5%	38.3%	33.9%
教員社外取締役導入人数	平均値	0.249	0.357	0.303	0.249	0.194	0.142
	最大値	3.000	3.000	3.000	3.000	3.000	3.000
	標準偏差	0.505	0.605	0.547	0.498	0.437	0.376
教員社外取締役導入月数	平均値	10.938	16.926	13.467	10.441	7.909	5.948
	最大値	273.000	273.000	261.000	249.000	237.000	225.000
	標準偏差	29.152	35.611	31.763	28.198	24.905	21.976
教員社外取締役比率（対取締役）	平均値	2.7%	3.9%	3.3%	2.7%	2.1%	1.5%
	中央値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	標準偏差	5.6%	6.7%	6.0%	5.5%	4.9%	4.1%
教員社外取締役比率（対社外取締役）	平均値	8.3%	10.3%	9.6%	8.5%	7.5%	5.9%
	中央値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	標準偏差	18.7%	19.2%	18.9%	18.8%	19.1%	17.1%
現任教員社外取締役							
教員社外取締役導入企業 (導入：1、非導入：0)	平均値	15.4%	21.7%	19.0%	15.6%	12.1%	8.6%
	中央値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	標準偏差	36.1%	41.3%	39.2%	36.3%	32.6%	28.1%
教員社外取締役人数	平均値	0.170	0.251	0.212	0.171	0.128	0.090
	最大値	3.000	3.000	2.000	2.000	2.000	1.000
	標準偏差	0.418	0.508	0.461	0.414	0.353	0.301
教員社外取締役導入月数	平均値	7.775	12.333	9.623	7.315	5.497	4.108
	最大値	273.000	273.000	261.000	249.000	237.000	225.000
	標準偏差	25.506	31.625	27.813	24.533	21.668	19.152
教員社外取締役比率（対取締役）	平均値	1.8%	2.7%	2.3%	1.8%	1.3%	1.0%
	中央値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	標準偏差	4.6%	5.6%	5.0%	4.6%	3.9%	3.4%
教員社外取締役比率（対社外取締役）	平均値	5.7%	7.3%	6.7%	5.9%	4.9%	3.7%
	中央値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	標準偏差	15.3%	16.0%	15.9%	15.9%	15.2%	13.2%
社外取締役							
取締役人数	平均値	8.952	8.840	8.881	8.906	9.012	9.134
	中央値	9.000	9.000	9.000	9.000	9.000	9.000
	標準偏差	2.792	2.582	2.652	2.822	2.970	2.925
社外取締役人数	平均値	2.764	3.268	3.019	2.721	2.476	2.336
	中央値	3.000	3.000	3.000	3.000	2.000	2.000
	標準偏差	1.371	1.487	1.412	1.372	1.276	1.050
社外取締役比率	平均値	31.2%	36.8%	34.1%	30.8%	27.9%	26.5%
	中央値	33.3%	36.4%	33.3%	33.3%	27.3%	25.0%
	標準偏差	13.0%	12.4%	12.7%	13.1%	12.7%	11.2%

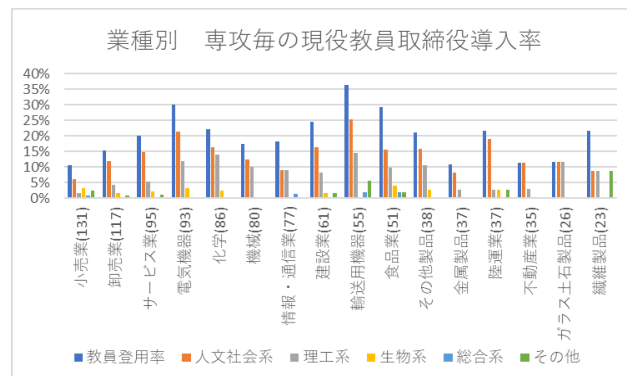
表 4-2 によれば、教員の専攻別の実績として、経営・経済・法学の社会科学において過半数を占めており、現任教員において特に同専攻の占める割合が年々増加傾向にあることが確認された。

表 4-2 教員社外取締役の専攻分布

(1) 教員経歴あり（現役含む）											
専門領域別 (年度)	教員経歴あり社外取締役導入企業数					全体	構成比				
	2022	2021	2020	2019	2018		2022	2021	2020	2019	2018
総計	357	317	266	215	160						
理工系専攻教員登用企業	93	83	76	62	50	24%	23%	23%	24%	26%	
生物系専攻教員登用企業	29	27	19	17	13	7%	7%	7%	6%	7%	
人文系専攻教員登用企業	13	13	9	7	4	3%	3%	4%	3%	2%	
社会科学（経営・経済・法）教員登用企業	225	201	172	138	102	55%	55%	55%	54%	53%	
社会科学（経営・経済・法以外）教員登用企業	13	12	11	8	6	3%	3%	3%	4%	3%	
総合系専攻教員登用企業	10	7	7	7	4	2%	2%	2%	2%	3%	
その他専攻教員登用企業	24	23	18	17	12	6%	6%	6%	6%	6%	
大別											
理工・生物系専攻教員登用企業	122	110	95	79	63	31%	31%	31%	31%	34%	
人文社会科学系専攻教員登用企業	244	219	185	146	106	60%	61%	61%	61%	59%	
総合系その他専攻教員登用企業	34	30	25	24	16	9%	9%	8%	8%	10%	
(2) 現任教員のみ											
専門領域別 (年度)	現任教員社外取締役導入企業数					全体	構成比				
	2022	2021	2020	2019	2018		2022	2021	2020	2019	2018
総計	262	229	188	146	104						
理工系専攻教員登用企業	66	59	52	43	34	24%	22%	23%	24%	28%	
生物系専攻教員登用企業	21	19	14	12	9	7%	7%	7%	6%	7%	
人文系専攻教員登用企業	13	13	9	7	4	4%	4%	5%	4%	3%	
社会科学（経営・経済・法）教員登用企業	162	140	118	88	59	53%	55%	54%	54%	49%	
社会科学（経営・経済・法以外）教員登用企業	11	10	10	7	6	4%	4%	4%	5%	4%	
総合系専攻教員登用企業	8	6	6	6	4	3%	3%	2%	3%	4%	
その他専攻教員登用企業	13	13	8	8	5	4%	4%	5%	4%	4%	
大別											
理工・生物系専攻教員登用企業	87	78	66	55	43	32%	30%	31%	31%	37%	
人文社会科学系専攻教員登用企業	180	157	132	96	64	61%	63%	62%	62%	58%	
総合系その他専攻教員登用企業	21	19	14	14	9	7%	7%	7%	7%	8%	

最後に表 4-3 において、産業別の各専攻領域の現任教員社外取締役登用率をそれぞれ示した。本表は産業別毎の標本数を括弧書きにしているとおり、標本数が 20 以上観測された産業分野を抽出し示している。産業別の標本数にばらつきはあるものの、広く産業分類に依らず現任教員は企業に社外取締役として登用されていることが確認できる。また、ほとんどの業種で社外取締役として登用されている教員は理工・生物系よりも人文社会系を専攻しているということが確認でき、特に人文社会系領域で実績の多い連携であることがわかり、仮説 4 は支持された。

表 4-3 教員社外取締役の産業分布（2022 年度）



5-2：仮説 1 検証結果

== 表 5 仮説 1 検証結果 == (p. 7)

教員の社外取締役導入の決定要因について、推計結果を表 5 に示す。各モデルにおいて、係数の有意性及び正負はおおよそ同様であることから、頑健性が示されている。

ただし、専攻別に比較した理工系教員導入モデルのみ、他と異なる決定要因の結果が示された。具体的には、PBR において他モデルとは逆の負の相関を示し、負債比率に関して唯一有意性を示し、逆に無形固定資産比率は有意性を唯一示していない。

教員歴あり社外取締役と現任教員社外取締役の導入モデル比較の結果として、係数の正負や大小に差異はみられず、有意性においてはモデル毎にいくつかの差はあるものの、決定的な違いはみられなかった。

次に主要な独立変数について、推計結果を解釈する。

事業の複雑性について、全てのモデルにおいて、決定係数が顕著に大きい値（モデル 5：0.226）を示した総資産（対数値）が、有意に正の相関があることが確認でき、事業の複雑性が高いほど正の相関を示すという一般的な社外取締役の決定における先行研究と同様の結果が示された。なお、企業年齢においては教員歴を持つ社外取締役人数を被説明変数とするモデル 2 で 5%水準で正の有意な差がみられた。

負債比率は前述のとおり理工系教員導入モデル 5.10 だけが負の有意性（モデル 5 決定係数：-0.0039）を示している。

モニタリングの必要性については、モデル 8 の現任教員の導入月数においてキャッシュフロー比率と有意に正の影響（決定係数：0.24）が示され、現任教員による社外取締役の継続性について、正の影響を示すことが確認できた。

情報獲得コストについては、理工系教員導入モデル 5・10 を除いた全てのモデルにおいて、おおよそどの変数におい

ても有意性を示し、正の相関が示され、一般的な社外取締役に関する先行研究と同様の結果となった。そのうち R&D 比率と PBR は、決定係数もおおよそ同程度（モデル 1 決定係数 R&D 比率:0.05 PBR:0.06）であり、一定の影響力が確認できている。無形資産比率は決定係数（モデル 1 :0.00003）が小さく影響はほとんどないことが推定される。理工系教員導入モデル 5 において、R&D 比率では正の相関が、PBR では負の相関が有意に示され、異なる相関が確認された。

経営者の交渉力について、代理変数である前期 ROA との有意な相関は確認できなかった。

5-3：仮説 2 検証結果

==表 6 教員社外取締役の導入効果 仮説 2 検証結果==
(p. 8)

ROA に対する教員社外取締役導入効果について、推計結果を表 6 に示す。

交差項を用いない平均的な教員社外取締役導入効果を測定するモデルのうち、10%水準ではあるが、現役教員社外取締役の導入または導入月数、及び内生性を考慮した教員歴のある社外取締役の導入月数において、ROA に正の有意性が示された。

固定効果モデルにおいて有意性を示したのはいずれも現役教員の導入変数であり、現役教員社外取締役の人数には有意性はみられなかったが、現役教員の社外取締役導入と会社業績向上とに正の相関が示された。

交差項をとりいれた情報獲得コストによる教員社外取締役導入効果を測定するモデルの検証については、情報獲得コストの高い企業群の ROA に対して、現役教員の導入及び導入月数と、教員経歴あり社外取締役人数において、5%水準で有意に正の相関が示された。これは先行研究との結果と異なる点

であり、決定係数についても、低情報獲得コスト企業群と教員社外取締役変数との交差項に比べ、高情報獲得コスト企業群と教員社外取締役変数との交差項の係数はいずれのモデルでも高い数値を示している。これらの結果は仮説とは逆の効果を示すものであり、仮説が否定される結果となった。

5-4：仮説 3 検証結果

== 表 7 専攻領域別の教員社外取締役導入効果 仮説 3 検証結果 == (p. 8)

専門領域別の教員社外取締役導入効果について、推計結果を表 7 に示す。

今回の推計では、表 4－2 で実績の多かった理工系と人文社会系 2 つの専門性の違いが、どのように教員社外取締役導入と企業 ROA の関連性に影響を与えるのかを検証した。

示された結果として、人文社会系を専門領域とする教員社外取締役導入のみ有意に ROA 向上に正の相関をもつことがわかった。

交差項を用いないモデルの段階で、現役・教員歴ありを問わず 5%水準で有意に ROA と正の相関をもっていることが示されており、人文社会系教員社外取締役導入によって平均的に ROA 向上に有意な正の影響を与える可能性が示された。

交差項導入モデルにおいても、仮説 2 検証の結果と同様に、10%水準ではあるが情報獲得コストの高い企業群において、人文社会系の現役教員導入のみ、有意に正の相関を示す結果となっており、その決定係数(1.42)の大きさは、表 6 で示された専攻を問わない教員社外取締役導入 (0.99) よりも大きいことから、人文社会系領域の知の活用については社外取締役導入との適正が高い可能性を示すことができた。

表 5 教員社外取締役導入決定要因の分析結果 仮説 1 検証結果

				教員歴を持つ社外取締役モデル					現役教員と兼務する社外取締役登用モデル				
被説明変数		教員社外取締役導入	教員社外取締役人数	教員社外取締役導入月数	人文社会系教員導入	理工系教員導入	教員社外取締役導入	教員社外取締役人数	教員社外取締役導入月数	人文社会系教員導入	理工系教員導入		
推計方法		Logit	Tobit	Tobit	Logit	Logit	Logit	Tobit	Tobit	Logit	Logit		
説明変数	予測	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8	モデル9	モデル10		
事業の複雑性 (X1)													
総資産（対数値）	+	0.3399*** (16.04)	0.2717*** (17.20)	13.2787*** (15.28)	0.3566*** (14.77)	0.2260*** (6.224)	0.3212*** (13.41)	0.2795*** (14.86)	14.0067*** (13.16)	0.3888*** (13.81)	0.2115*** (4.850)		
企業年齢	+	0.0033 (1.635)	0.0031** (1.968)	0.1591* (0.0648)	0.0031 (1.326)	0.0057* (1.800)	0.0031 (1.353)	0.0029 (1.527)	0.1465 (1.376)	0.0018 (0.6664)	0.0064 (1.587)		
モニタリングの必要性 (X2)													
キャッシュフロー比率	+	0.0019 (0.9750)	0.0014 (0.9422)	0.162* (1.845)	-0.0014 (-0.6103)	0.0069* (1.871)	0.0032 (1.561)	0.0025 (1.568)	0.2401*** (2.595)	-0.0008* (-0.3120)	0.006* (1.877)		
情報獲得コスト（成長性）(X3)													
時価簿価比率	+	0.0643*** (3.722)	0.0529*** (3.910)	2.9148*** (3.800)	0.0916*** (4.343)	-0.1303** (-2.170)	0.0603*** (3.328)	0.0579*** (3.684)	3.1233*** (3.471)	0.08*** (3.387)	-0.0796 (-1.447)		
情報獲得コスト（情報専門性）(X3)													
R&D比率	+	0.0591** (2.135)	0.0539*** (2.652)	3.6658*** (2.981)	-0.0395 (-1.189)	0.1242*** (3.135)	0.0477 (1.543)	0.0505** (2.076)	3.9390*** (2.615)	0.0937** (-2.184)	0.1305*** (2.909)		
無形資産比率	+	0.00003*** (2.829)	0.00002*** (2.618)	0.0013*** (2.682)	0.00004*** (3.696)	0.0002 (-0.8623)	0.00003*** (3.411)	0.00002*** (3.424)	0.0015*** (3.326)	0.0001*** (4.550)	-0.0001 (-0.7975)		
経営者の交渉力 (X4)													
前期ROA	-	-0.0012 (-0.1040)	-0.0018 (-0.2167)	-0.0889 (-0.1911)	-0.0145 (-1.144)	0.0047 (0.2135)	0.0141 (1.061)	0.0082 (0.8024)	0.4214 (0.7555)	0.0178 (1.119)	-0.0102 (-0.5038)		
財政リスク (X5)													
負債比率	+	-0.0002 (-0.9337)	-0.0001 (-0.6001)	-0.0145 (-1.399)	-0.0004 (-1.411)	-0.0039*** (-2.981)	0.0002 (0.0684)	-0.000002 (-0.01114)	-0.005 (-0.4316)	0.0001 (0.2752)	-0.0065*** (-4.052)		
産業ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
年度ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
Log Likelihood		-2755	-4043	-3170	-2229	-1205	-2276	-3172	-6840	-1751	-932		
Adjusted R-squared		0.1153			0.1062	0.0969	0.1049			0.1106	0.0809		
観測数		6030	6030	6030	6030	6030	1049	6030	6030	6030	6030		

(注) 2. 括弧内は t 値を示している。標準誤差は、頑健標準誤差を使用。

3. *, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示している。

表 6 教員社外取締役の導入効果 仮説 2 検証結果

従属変数：ROA	教員独立社外取締役	モデル11	モデル12	モデル13	モデル14	モデル15	モデル16	モデル17	モデル18	モデル19	モデル20
		導入	導入月数	導入	導入月数	現役・導入	現役・導入月数	導入	人数	現役・導入	現役・導入月数
説明変数	推定方法	固定効果	固定効果	2 SLS	2 SLS	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
教員独立社外取締役（導入ダミーor 導入人数or導入月数）		0.3517 (1.329)	0.3148 (1.466)	0.0437 (0.3437)	0.0028* (1.776)	0.612* (1.747)	0.0018* (1.654)	0.1261 (0.4800)	0.0305 (0.1534)	0.2873 (0.9817)	0.0139 (1.387)
教員独立社外取締役 × 低情報獲得コスト（低PBR群）ダミー								0.1891 (0.5206)	0.3046 (1.073)	0.0071 (1.546)	0.0048 (1.071)
教員独立社外取締役 × 高情報獲得コスト（高PBR群）ダミー								0.7821 (1.378)	0.8891** (1.982)	0.9907** (2.000)	0.9906** (2.028)
低情報獲得コスト（低PBR群）ダミー（第 1 四分位）								-1.061*** (-5.022)	-1.0896*** (-5.191)	-1.0793*** (-5.446)	-1.0629*** (-5.307)
高情報獲得コスト（低PBR群）ダミー（第 4 四分位）								1.0057*** (3.606)	0.9529*** (3.463)	1.01636*** (3.712)	1.0255*** (3.790)
負債比率		-0.0008*** (-3.071)	-0.0085*** (-3.071)	-0.0058*** (-5.873)	-0.0058*** (-5.904)	-0.0065*** (-3.07)	-0.0085*** (-3.074)	-0.0087*** (-3.054)	-0.0087*** (-3.054)	-0.0087*** (-3.053)	-0.0087*** (-3.057)
企業年齢		-0.1420 (-0.2392)	-0.1499 (-0.2527)	-0.0097*** (-3.535)	-0.0096** (-3.575)	-0.1455 (-0.2449)	-0.1585 (-0.2688)	-0.0164 (-0.027)	-0.0248 (-0.0408)	-0.0223 (-0.0364)	-0.0349 (-0.0573)
総資産（対数値）		4.40514*** (2.873)	4.3932*** (2.865)	0.1944*** (4.264)	0.1899 (4.634)	4.3957*** (2.872)	4.3835*** (2.869)	4.3149*** (2.825)	4.3140*** (2.811)	4.2800*** (2.803)	4.2634*** (2.804)
前期ROA		0.1366** (2.291)	0.1368** (2.299)	0.6438*** (18.59)	0.6427*** (18.63)	0.1361** (2.277)	0.1360** (2.293)	0.1367** (2.263)	0.1365** (2.263)	0.1359** (2.246)	0.1355** (2.247)
取締役人数		0.0374** (2.004)	0.0376** (2.019)	0.0655 (0.2269)	0.0326* (1.947)	0.0377** (2.022)	0.037** (1.987)	0.0350* (1.907)	0.0354* (1.925)	0.2873* (1.920)	0.3489* (1.902)
産業ダミー	No	No	No	Yes	Yes	No	Yes	No	No	No	No
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R-squared（固定効果 Within R-squared）	0.113195	0.113243	0.363	0.363	0.113645	0.1139	0.122	0.1226	0.1226	0.1231	0.1236
観測数	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030

（注） 1. カッコ内はt値を示している。標準誤差は、頑健標準誤差を使用。
2. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%で有意であることを示している。

表 7 専攻領域別の教員社外取締役導入効果 仮説 3 検証結果

従属変数：ROA	教員独立社外取締役	モデル21	モデル22	モデル23	モデル24	モデル25	モデル26	モデル27	モデル28
		理工系	人文社会系	現役・理工系	現役・人文社会系	理工系	人文社会系	現役・理工系	現役・人文社会系
説明変数	推定方法	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
教員独立社外取締役導入（人文社会系領域or 理工系領域）		-0.0753 (-0.2429)	0.6203** (2.347)	0.0021 (0.0057)	1.0470** (2.298)	-0.868** (-2.539)	0.7132** (2.108)	-0.4488 (-1.069)	0.6311* (1.685)
教員独立社外取締役 × 低情報獲得コスト（低PBR群）ダミー						0.483 ↑ (1.434)	-0.0143 (-0.0278)	0.3397 (0.8908)	-0.0709 (-0.1041)
教員独立社外取締役 × 高情報獲得コスト（高PBR群）ダミー						1.16 ↑ (1.563)	0.4516 (0.6767)	1.2846 (1.583)	1.4243* (1.881)
低情報獲得コスト（低PBR群）ダミー（第 1 四分位）						-1.0620*** (-5.099)	-1.0271*** (-5.104)	-1.0374*** (-5.100)	-1.0155*** (-5.223)
高情報獲得コスト（高PBR群）ダミー（第 4 四分位）						1.0833*** ↑ (4.153)	1.1116*** (4.096)	1.1200*** (4.336)	1.0416*** (3.871)
負債比率		-0.0085*** (-3.073)	-0.0085*** (-3.071)	-0.0085*** (-3.072)	-0.0085*** (-3.070)	-0.0087*** (-3.061)	-0.0087*** (-3.054)	-0.0087*** (-3.057)	-0.0087*** (-3.051)
企業年齢		-0.1323 (-0.2231)	-0.1371 (-0.2302)	-0.1311 (-0.2211)	-0.1410 (-0.2361)	-0.6736*** (-5.491)	-0.0120 (-0.0195)	-0.0128 (-0.0210)	-0.0008 (-0.0013)
総資産（対数値）		4.4149*** (2.871)	4.4001*** (2.672)	4.4145*** (2.871)	4.3946*** (2.873)	4.3725*** (2.835)	4.3307*** (2.832)	4.3442*** (2.814)	4.2857*** (2.818)
前期ROA		0.1372** (2.312)	0.1357** (2.264)	0.1372** (2.312)	0.1349** (2.247)	0.1384** (2.320)	0.1363** (2.244)	0.1380** (2.310)	0.1339** (2.184)
取締役人数		0.0374** (2.002)	0.0379** (2.023)	0.0374** (2.003)	0.038** (2.060)	0.0356* ↑ (1.928)	0.0360* (1.955)	0.0361* (1.956)	0.0358* (1.952)
産業ダミー	No	No	No	No	No	No	No	No	No
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Within R-squared	0.1129	0.1141	0.1129	0.1145	0.1217	0.1226	0.1226	0.1215	0.1241
観測数	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030	6030

（注） 1. カッコ内はt値を示している。標準誤差は、頑健標準誤差を使用。
2. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%で有意であることを示している。

6 章 考察

それぞれの分析結果について考察する。

本研究の目的は、大学教員が社外取締役として企業に関与することが、企業価値を向上させる十分な効果をもたらすかの効果検証を行うことである。そして、現状の大学教員の社外取締役登用実態について、教員社外取締役導入効果が発揮される企業特性を持つ企業へ適切に教員が登用されているかを検証することである。

仮説 1 の検証結果より、大学教員を社外取締役に登用する際の決定要因は、複雑性の代理変数である総資産と情報獲得コストを示す変数において有意差を得たことで、一般的な社外取締役会構成の決定要因に関する先行研究の実証結果とおおよそ同様であることが確認できた。

次に仮説 2 の検証結果を読み解き、教員の社外取締役登用効果について検討を行う。本検証結果として、非常に興味深

いことに、情報獲得コストの高い企業群の ROA に対して、現役教員の導入において正の相関が示された。仮説 1 の実証結果を加味すると、情報獲得コストが高い企業特性を持つ企業では、教員社外取締役導入を行う傾向がある可能性があり、かつ現役教員社外取締役導入によって企業業績を向上できる可能性があることが明らかとなった。現状の実態として、教員社外取締役導入は適材配置となっている可能性が高く、連携効果の最大化という観点で適正な連携のあり方が実現できていると考えられる。

この結果は宮島らの先行研究結果である、情報獲得コストの低い企業における一般的な社外取締役の選任は、有意に正のパフォーマンス効果を持つ一方、情報獲得コストの高い企業における一般的な社外取締役の選任は、有意な効果を持たないか、むしろ負のパフォーマンス効果を持つ、という結果と異なるものとなった。Adams らの先行研究の検証結果によ

る所見とも異なる結果である。

なお、情報獲得コストの変数として用いた PBR は成長性を代表していると解釈でき、成長性が高いことが教員社外取締役の効果を生んでいるので、実は情報獲得コストといっても成長性の要素が影響していると解釈出来る。

先行研究と異なる結果を得た可能性として、以下の 3 つが考えられる。1 つ目に、教員社外取締役は、成長性の高い企業群において、経験に基づく判断以上に学術的な専門的知見に基づいて行われる経営評価や経営方針の提案が企業価値向上により効果的であり、他の社外取締役よりも適正がある可能性である。2 つ目は、社外取締役の義務化により、先行研究で調査された当時 2010 年頃には社外取締役を導入していなかった、成長性が高く且つ社外取締役導入による企業価値向上効果があるとされる特性も持つ企業が、近年、社外取締役を導入したことの影響である。3 つ目は、先行研究で設定された社外取締役効果検証における情報獲得コストに関する変数は、R&D 比率、PBR、無形資産比率、株価収益率の標準偏差の 4 変数を主成分分析によって要素を抽出して設定された変数であり、その変数が成長性以外の要素が主成分として抽出されたことで結果が異なった可能性である。

なお、本推計については、モデルの決定係数のあてはまりの問題や内生性の問題に完全に対応しきれていない可能性が高くあり、より精度の高い検証に基づいて判断を行う必要が十分にあるものの、大学教員の経営関与型連携における効果の可能性を示すことができたことは有用と考える。

次に仮説 3・4 の検証結果について、専門領域別の効果比較について検討を行う。本稿の検証により、人文社会系領域の教員は社外取締役として、ほとんどの産業分類において学術分野の中で一番の登用実績を得ており、アドバイスやモニタリングを行うことで、企業特性によらず平均的に企業価値を有意に上昇することに影響をあたえる可能性があることが明らかになった。成長性の高い企業群において、特に教員社外取締役導入効果が大きくなる可能性も確認された。

なお、理工系領域を専門にする教員の登用は、有意に ROA との相関は確認することが出来ず、人文社会系領域と比べて決定係数の大きさは小さく、時には負の値を示すケースが確認された。表 4-3 をみると理工系教員が登用される業種については、同程度以上に人文社会系の教員も登用されていることから、業種要因で負の影響が理工系、生物系領域だけに及んでいるとは考えにくい。

よって経営関与における連携では人文社会系領域に適性がある可能性がある。この結果は、赤萩ら（2020）の研究に一致する。先行研究が情報通信業に業種を限定していたという点と比べ、本稿では業種を広く対象にした結果であることから、より一般的な範囲で人文社会系の領域に適性があることを明らかにできた。

今後の課題として、より精度の高い分析モデルを導出し、各産業分類の特性を正確に把握して、学術領域と産業分類のそれぞれに合う適正の高い組み合わせについて検討し、その効果を定量的に検証することが出来れば、経営関与型の産学官連携をより効果の大きい取り組みにすることが出来ると考える。

7章 まとめ

本研究では、自然科学のみならず人文・社会科学も含めた総合知を活用できる産学官連携の仕組みの構築が求められていることに伴い、人文社会系に適した産学官連携の促進にむ

け、人文社会系連携の現状の実態と効果を検証することで、支援の必要性や方向性を明らかにすることを目指した。

人文社会科学の新たな産学連携の射程にある経営関与型の産学連携について、大学教員の社外取締役登用について調査対象とした。人文社会系領域を専攻分野にする教員が社外取締役として企業に関与した際、企業価値を向上させる十分な効果があるのかをリサーチクエスチョンとして、企業 ROA に対する教員社外取締役登用の効果に着目し、あわせて教員社外取締役役員を登用する際の決定要因について整理を行った。

検証の結果、大学教員を社外取締役に登用する際の決定要因は、一般的な社外取締役の決定に関する先行研究とおおよそ同様の結果を得た。また、企業 ROA に対する教員社外取締役登用の効果について、情報獲得コストの高い企業における一般的な社外取締役の選任は、ROA に有意な相関がないか、又は負の相関を持つという先行研究の結果に反して、現任教員社外取締役は情報獲得コスト（成長性）の高い企業の ROA に、有意に正の相関があることを明らかにした。これは現任教員の社外取締役登用の効果が、一般の社外取締役と比べて独自性をもつ可能性を示している。

また、教員の専門領域別の社外取締役登用効果について検討を行い、人文社会系領域の教員は、ほとんどの産業分類において学術分野の中で一番の登用実績を得ており、企業特性に依らず ROA 向上に有意に正の影響をあたえる可能性があることを明らかにした。

以上の本研究における検証結果によれば、人文社会系の現任教員を社外取締役に登用することが最も企業業績向上に影響を与え、特に成長性の高い企業群の登用においてその効果が高くなる可能性を示し、現状の実態として効果が予見されることが確認できた。課題として、高精度の分析モデルにて更なる検証が必要である。

支援のあり方として、現状の実態と、効果が大きいとされる企業特性を持つ企業への登用にずれは生じていない以上、金銭・人材リソースを割いて新たな支援を積極的に用意する必要はないと思われる。ただ、適材適所への現任教員社外取締役の配置が、中小企業を含んだより幅広い企業規模においても実現されるよう、教員の社外取締役の登用効果の独自性や企業特性毎・教員の専門分野毎の登用効果を今後も精緻に分析し、より具体的にその効果を企業に広く知らしめ、本連携を促進する必要がある。

（以 上）

主要参考文献(抄)

- 南了太（2023），「人文社会系産官学連携——社会に価値をもたらす知，株式会社明石書店」
- 原山優子（2005），「産学官連携とは？」，産学官連携ジャーナル, 7: 30-34
- 日本学術振興会（2017）「平成 29 年度科学研究費助成事業系・分野・分科・細目表」（2024 年 1 月 23 日閲覧）
https://www.jsps.go.jp/file/storage/grants/j-grants/naid/03_keikaku/data/h29/h29_koubo_06.pdf
- 南了太（2022），「経営関与型産官学連携の実証研究—大学教員の企業役員兼業・就任を事例として—」，産学連携学, 18（2）：42-54
- 赤萩雅弥、白倉悠翔、立元駿介、中村友哉（2022），「大学教

- 員の社外取締役登用と企業業績に関する実証分析」，一橋大学・慶応義塾大学・明治学院大学 合同ゼミ
- 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-」，商事法務，第1973号，81-95頁
- Cho Charles H., Jay Heon Jung, Byungjin Kwak, Jaywon Lee & Choong-Yuel Yoo (2017) "Professors on the Board: Do They Contribute to Society Outside the Classroom?" , Journal of Business Ethics, Vol. 141(2), pp. 393-409.
- Linck, James S., Jeffrey M. Netter, and Tina Yang (2008), "The Determinants of Board Structure" , Journal of Financial Economics, No. 87, No. 2, pp. 308-328.
- 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」，宮島英昭編著『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，181-213頁
- Adams, R., and Ferreira, D. (2007) "A theory of friendly boards" , Journal of Finance, Vol. 62, 217-250.
- 長瀬毅 (2016)「日本企業の取締役会改革における社外取締役及び執行役員の導入要因と効果に関する実証分析」，創立50周年記念論文集，1 323-360
- Hermalin, B., and Weisbach, M. (1998), Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO., American Economic Review ,Vol. 88, issue 1, 96-118.
- 内田交謹 (2012)「社外取締役割合の決定要因とパフォーマンス」，証券アナリストジャーナル，第50巻，第5号，8-18頁
- Nakano, Makoto, and Nguyen, Pascal (2013) , Does board size affect firm performance? Causal evidence using Japanese data, mimeo
- 江川雅子（2017）「社外取締役の役割—取締役会改革女性社外取締役の現状分析—」，証券経済研究，100，37-54
- 三輪晋也（2010）「日本企業の社外取締役と企業業績の関係に関する実証分析」，日本経営学会誌，第25号，p. 15-27
- 経済産業省(2020)「社外取締役の在り方に関する実務指針(社外取締役ガイドライン)」
- 経済産業省(2020)「社外取締役の在り方に関する実務指針(社外取締役ガイドライン) 参考資料1 社外取締役の声」
- 経済産業省(2020)「社外取締役の在り方に関する実務指針(社外取締役ガイドライン)参考資料2 社外取締役に関するアンケート結果」