



Title	トービンQを凌駕する企業パフォーマンス指標の探求
Author(s)	趙, 婉辰; 鯉口, 庄吾; 大澤, 弘幸; 渡部, 元博; 櫻田, 讓
Citation	Discussion Paper, Series B, 204, 1-18
Issue Date	2022-09
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/86706
Type	bulletin (article)
File Information	DPB204.pdf



[Instructions for use](#)

Discussion Paper, Series B, No.2022-204

トービン Q を凌駕する企業パフォーマンス指標の探求

趙婉辰 鯉口庄吾 大澤弘幸 渡部元博 櫻田譲

2022 年 9 月

北海道大学大学院経済学研究院

060-0809 札幌市北区北 9 条西 7 丁目

トービン Q を凌駕する企業パフォーマンス指標の探求

北海道大学大学院経済学院 修士課程 2 年 趙婉辰
北海道大学大学院経済学院 博士後期課程 2 年 鯉口庄吾
新潟経営大学経営情報学部 大澤弘幸
北海道大学大学経済学部 4 年 渡部元博
北海道大学大学院経済学研究院 櫻田 譲

1. はじめに

近年、経済社会の復興に向けて、コーポレートガバナンス(以下「CG」と略称)の強化は経済産業省が取り組む重要なプロジェクトの一つとなっている。平成 26 年に決定された「『日本再興戦略』改訂 2014」において、日本の「稼ぐ力」を取り戻すため、改訂戦略の鍵として「企業が変わる」ことが挙げられた。その中で「日本企業の「稼ぐ力」、すなわち中長期的な収益性・生産性を高め、その果実を広く国民(家計)に均てんさせるには何が必要か。まずは、コーポレートガバナンスの強化により、経営者のマインドを変革し、グローバル水準の ROE の達成等を一つの目安に、グローバル競争に打ち勝つ攻めの経営判断を後押しする仕組みを強化していくことが重要である」と言及されている¹。

その後、「『日本再興戦略』改訂 2014」で示された CG 変革の方向に基づき、日本の成長戦略の一環として「コーポレートガバナンス・コード(原案)」(以下「コード原案」と略称)が策定された。企業の持続的発展と中長期的な価値向上を図るためには、ガバナンス機能のみならず、健全な企業家精神の発揮が求められる。そのため、コード原案は「攻めのガバナンス」の実現を目的としており、リスク回避と不祥事防止を過度に強調していない。その上、コード原案の原則 4-2 により、「経営陣の報酬については、中長期的な会社の業績や潜在的リスクを反映させ、健全な企業家精神の発揮に資するようなインセンティブ付けを行うべき」とされる。また、この原則の補充説明では、「経営陣の報酬は、持続的な成長に向けた健全なインセンティブの一つとして機能するよう、中長期的な業績と連動する報酬の割合や、現金報酬と自社株報酬との割合を適切に設定すべき」とされる²。原則 4-2 からわかるように、企業価値を高めるためには、「攻めのガバナンス」を行うと同時に、リスクを適度にコントロールする必要がある。よって株式報酬はリスクを反映し得る手段として、より十分に重視されるべきである。

コード原案の提唱以外に、「海外投資家からは「株式を持たない経営陣は信用できない」との声も多く、役員が株主と同じ目線になる株式報酬の選択が相次ぐ。そのため役員株式報酬制度を導入している企業が続々と増えており、令和元年 5 月の時点で上場企業の 42%

¹ 「日本再興戦略」改訂 2014:未来への挑戦

² 「コーポレートガバナンス・コード原案: 会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために」

を占める見通しである³。

この現状を踏まえると、株式報酬制度が経営者の行動に与える影響を探る必要があるといえる。すなわち、経営者に株主としての立場を与えることで、企業価値の最大化を効果的に促すことを期待している。この問題は以前から注目されており、多くの研究が検討を試みてきたが、結論は一致していない。そこで本研究では近年のCG改革の背景を踏まえ、東証一部上場企業をサンプルとして経営者の株式保有を主な関心としてトービン Q（以下「Q」と略称）に与える影響を分析した後、Qを凌駕する新たな企業価値指標として総合評価指標の生成を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2章では経営者の株式所有が企業価値に及ぼす影響を与えるかについての5つの研究を紹介し、それらを踏まえて、第3章ではモデルを構築し、主成分分析による総合評価指標の合成過程を紹介する。その後、第4章で経営者の持株比率とQ、総合指標の回帰分析結果をそれぞれ示す。

2. 経営者による株式所有と企業価値に関する先行研究

本研究の目的はQを凌駕するパフォーマンス指標を開発することである。しかしQに及ぼす影響の中で経営者による株式所有が要因として大きいことは多くの先行研究が指摘しており、本研究においても踏まえなければならない。そこで経営者による株式所有が企業価値に及ぼす影響を分析した論文として本節で（表1）に示す通り5つの論文をまとめた。

Morck et al. [1988,pp.293-301]は、経営者の株式保有比率とQによる企業価値との関係を検証した。当該研究では、区分的線形回帰分析法を用いて経営者の持株比率を分析している。サンプルは横断面データで、1980年のフォーチュン上位500社のうち371社を選んだ。企業価値は経営者持株比率の増加に伴い、N型の変化傾向を示している。つまり持株比率5%未満の区間の企業価値は上昇傾向にあり、5%以上25%未満の区間は比率の増加に伴って企業価値は下降し、最後に25%以上の区間はごくわずかな傾きで徐々に企業価値は上昇していく。

McConnell & Servaes[1990,pp.595-604]は、企業価値と株式所有構造との間には関数関係が存在する可能性があるという。分析対象はいずれもニューヨーク証券取引所またはアメリカン証券取引所に上場している企業であり、具体的には1976年の1,173社と1986年の1,093社である。彼らは、全役員持株比率(*INOWN*: Insider Ownership)、大株主持株比率(*Blockholder Ownership*)および機関投資家持株比率(*INSTO*: Institutional Investors Ownership)を説明変数とする回帰分析を試みている。ここで大株主持株比率は3つの変数で構成されている。すなわち最も多くの株式を保有している大株主の株式保有比率(*LB1*)、すべての大株主の株式保有比率(*LB2*)、そして大株主が存在する場合は1、それ以外を0とするダミー変数(*LB3*)である。分析の結果、*INOWN*と企業価値の間には顕著な逆U字型の関係があり、*INOWN*が75%の場合、同比率が0%の場合よりも企業価値が高いことが分か

³ 日本経済新聞朝刊,令和元年05月28日。

った。また、*LB*はいずれの場合においても、いずれの年においても、20%の有意水準ですら獲得することができなかった。但し(*INO+LB2*)の二次関数の解析結果は単独項の係数が正を示し、二乗項の係数が負を示し、両者とも有意性を伴った。この結果は大株主と内部経営者の協調によって企業価値に影響を及ぼすとの筆者の予想に一致する。最後に *INSTO* を *INOWN*、*INOWN* の二乗項と共に説明変数として分析モデルに投入したところ、*INSTO* の係数は両年の分析において有意に正であった。この分析結果は機関投資家が内部関係者に企業価値を向上させる行動を促す効果があることを示唆している。

(表1) 経営者による株式所有と企業価値に関する5つの先行研究

先行研究	Morck et al. [1988]	McConnell & Servaes [1990]	Mehran [1995]	手嶋 [2000]	三輪[2011]
被説明変数	Tobin' Q	Tobin' Q	Tobin' s Q, ROA	Tobin' Q	Tobin' Q
説明変数	取締役持株比率	役員持株比率	CEO持株比率	役員持株比率	役員持株比率 社長級の持株比率
被説明変数との関係	N型	逆U字型	線形関係	逆U字型	線形・3次
コントロール変数	負債比率	○	○	○	○
	企業規模	○	○	○	○
	研究開発費比率	○	○		○
	広告宣伝費比率	○	○		○
	成長機会			○	○
	その他	業種ダミー		既存資産が総資産額に占める割合・ビジネスリスク	

(先行研究をもとに筆者作成)

Mehran[1995,pp.163-178]はOLSを用いて、役員報酬の構造、所有権及び企業業績の関係を明らかにした。分析対象は1979年並びに1980年の間でランダムに選択した製造業153社の報酬データを用いた。この論文では、報酬水準よりも報酬構造に着目し、企業の所有権構造や取締役会の仕組みを背景に役員報酬を調査した。株式ベースの報酬について、主な分析結果は次の3点になる。一つ目は、トップ経営者や全役員の株式保有比率が高い企業ほど、役員報酬制度における株式ベースの報酬が少ないことを示している。二つ目は、社外取締役の比率と株式ベースの報酬の間に正の相関関係が得られた。最後は、外部の大株主の株式保有比率が高い企業ほど、株式報酬の利用率が低いという結果が発見された。また企業業績に関する研究結果からは、企業の業績と株式ベースの役員報酬や経営者が保有する株式の割合は、いずれも正の相関関係にあることが確認された。これらの発見は役員報酬と企業業績がより密接に結びつき、経営者の企業価値向上へのインセンティブが報

酬の水準ではなく、報酬の形式に由来することを示している。

手嶋[2000,pp.44-53]は経営者の株式所有が企業統治に及ぼす影響を明らかにするため、経営者の持株と企業価値との間に線形・非線形いずれの関係が認められるか検証した。業種間の異なる規制が企業に及ぼす影響を弱めるため、サンプルは平成10年に日本の東証一部市場に上場していた製造業650社を対象とした。経営者持株比率に関する変数は、全役員持株比率(*DIR*)、金融機関持株比率(*FIN*)、事業法人持株比率(*CORP*)を採用した。*FIN*と*CORP*を説明変数とした理由は、持ち合い株主は企業にとって長期的かつ安定的な株主となり、経営者からは自己に有利なインサイダーとして扱われるとの着想による。また持ち合い株主は企業の外部者であるため、経営者に対する監督機能が効いて経営改善に役立つ可能性がある一方、投資先企業との間に業務上の関連があれば、外部株主の投資先企業に対する監督機能が弱まる可能性がある。したがって持ち合い株主と企業価値の間にも非線形関係が存在する可能性がある。そのため企業に対する督促・インセンティブ機能を有する持ち合い株主を説明変数とすることには意義がある。分析結果から、*DIR*と企業価値の間には逆U字型の関係があり、*DIR*が20%程度になると企業価値が最大化されることが示された。*FIN*と*CORP*が内部株式保有者と見なされるかどうかを検証するため、手嶋[2000,p.50]はそれぞれの説明変数(*DIR+CORP*)と(*DIR+CORP+FIN*)をモデルに投入したが、いずれも統計的に有意な結果は得られなかった。このことは、日本企業の経営者持株比率と持ち合い株主の持株比率がそれぞれ独立して企業価値に作用していることを示している。

三輪[2011,pp.133-145]も同様に経営者の持株比率と企業価値の関係を分析したが、手嶋[2000]の経営者定義を拡張し、役員のほか、社長級の経営者と社外取締役の2種類の説明変数を加えた。平成18年時点で東証一部に上場している1,123社をサンプルとし、*Q*を被説明変数とし、それぞれ社長級人物の持株比率、社外取締役持株比率、役員持株比率を説明変数としてOLSによる分析を行った。社長級人物と役員全体⁴の株式所有はいずれも企業業績と1次、3次の関数関係にあるが、社外取締役の持株比率と企業業績の間には有意な統計的関係は見られなかった。サンプルの基本統計量によると、社長や全役員の持株比率に比べて、社外取締役の持株比率が著しく低いことがわかる。株式保有比率が極めて低い社外取締役にとっては、株主の利益よりも、社長の意見に従うほうが重要かもしれないため、企業価値の成長を促す効果も限られる可能性がある。

3. リサーチデザイン

3-1. 企業価値に関する変数の検証

本研究で採用する被説明変数は企業価値であるが、その測定方法について簿価(時価)純資産価額法やDCF法など様々な存在するものの、(表1)が示すように*Q*や総資本事業利益率

⁴ 参考までに「役員全体」とは三輪[2011, p. 150]に依れば「監査役(会)設置会社の場合、取締役(代表取締役を含む)および監査役」を指し、「委員会設置会社の場合、取締役および執行役(代表執行役を含む)」を指すと定義している。

(*ROA*)が経営指標として多用される。企業価値の代理変数としての *Q* や *ROA* に対して従来より様々な評価がされている。そもそも *Q* は株式時価総額と負債の合計を総資産で割った指標であり、資本市場ベースで算出される企業業績であるから、将来の収益性に対する資本市場の期待を表している。このため *ROA* や *ROE* などの財務指標よりも、会計基準や粉飾決算の影響を受けにくい (Bennouri et al.[2018,p.272])。そのほか、Mehran[1995,p.170]により *Q* は業績の評価よりも企業の成長機会を代表しているだけであるとの所見も存在する。他方、*ROA* は財務数値によって算出される指標であり、企業利益が役員報酬の決定に非常に大きな影響を与えることから、*ROA* も企業パフォーマンスの代理とみなされることも多い。しかしながら企業価値の代理変数としての *ROA* には、経済収益率 (Economic Rates of Return) に関する情報が十分に表れていないなどの欠点がある。また、企業の経営過程は複雑であり、事業内容も多面的であるため、それぞれの点を考慮した上で評価を行うべきとの所見もある (稲岡[2003,p.19])。

このように企業価値の代理変数として広く採用される指標には、いくつかの欠点があり、企業の経営状況を捕捉するためには、多面的な情報を組み合わせて判断する必要がある。したがって仮に単一または少数の指標を用いて企業価値を測定する場合、客観的、全面的な経営成果を捉えることが出来ない。また実際に財務数値を用いて企業の経営状況を分析する場合には、財務専門家による長期的な知識と経験に頼ることが多く、そのような評価結果は客観性に欠ける (野口・寺西[1986,p.99])。

そこで本研究では企業の経営状況を総合的に評価するために主成分分析を用いて複数種類の財務数値や経営指標から総合得点を求め、これを新たな企業価値指標とする。この新たな企業価値指標を本稿においては *Score* と呼称するが、詳細は後述する。主成分分析は総合指標を合成する際、より客観的に複数の変数に重み付けを行うことができるため、学力、消費者満足度、企業、国のランキングなどを評価する際によく使われる手法である (寺島,[2018,pp.225-226])。

3-2. 企業価値に影響を及ぼす変数

本節では企業価値に及ぼす変数群の考察を行うが、既に経営者持株比率の影響については本稿 2. の先行研究において言及した。そこで本節では主に経営者持株比率以外のコントロール変数について検証するが、被説明変数や経営者持株比率を含めた本研究における分析モデルに投入される全ての変数の定義を (表 2) に示した。コントロール変数は大きく 2 つに分けられ、CG に関する変数と財務数値に分類される。

まず企業価値に最も影響を及ぼすと考えられる経営者持株比率について検討する。経営者が持株比率を上昇させることで発生するインセンティブ効果を検討するために、2. にお

いて言及した先行研究を踏まえ、まずは役員持株比率⁵（以下「*DIR*」と略称）並びに社長級⁶持株比率（以下「*CEOIR*」と略称）の2変数に注目する。会社法上の役員であり、有価証券報告書に記載された役員による経営意思決定が最大の影響力を発生させると考え、手嶋[2000,p.47]と同様に *DIR* に注目する。またこれとは別に三輪[2011,p.134]に依れば社長級の経営者の行った意思決定は一般の役員と比較して企業価値に及ぼす影響が大きいとの指摘もあるため、社長級持株比率も企業価値に影響を及ぼす変数に加えた。なお、*DIR* 並びに *CEOIR* はそれぞれ役員持株数並びに社長級経営者の持株数を発行済株式総数で除して得た指標であることを付言しておく。

次に企業価値に影響を及ぼすコントロール変数として *CG* 変数と財務数値に分けて言及する。まず *CG* 変数の中で社外取締役持株比率（以下「*IDIR*」と略称）と社外取締役人数（以下「*LnID*」と略称）に注目する。いずれも社外取締役に關する変数であるが、一般的に社外取締役は企業と利害関係のない外部者とされているが、企業の業務執行を担当するのではなく、企業経営を監督し、株主のために最大の利益を得るために行動する役割を担う。しかし、社外取締役は必ずしも独立性を有しておらず、社長の意思決定に影響される可能性があるため、彼らが本来有する監督能力を喪失する場合もある。このため社外取締役が企業の価値向上にいかなる影響を及ぼすのかは明らかではない（三輪[2011,pp.136-137]）。そこで社外取締役に關する2つの変数を投入することとした。なお、社外取締役制度を採用していない企業があるため、ここでは Armstrong et al.[2015,p.9]にしたがって社外取締役の人数 *n* に1を加えて自然対数化している。このような変数の加工によって社外取締役に關するサンプルに対しても自然対数変換を実施することが可能となる。

3つ目に国内機関投資家持株比率(以下「*INST*」と略称)に關して、経営学者は機関投資家が意思決定や企業パフォーマンスに及ぼす影響を強調している。一般的に個人投資家が保有する株式数と比較して、機関投資家は株式を大量保有する。その結果として機関投資家は経営者の行動を監視し、影響を与える機会と能力を高める (Zolotoy et al.[2021,p.791]) ため、*INST*が企業価値に影響をもたらすと予想している。

4つ目の *CG* 変数としてストックオプション（以下「*SO*」と略称）制度の導入の有無に關するダミー変数を投入する。*SO* 制度によって株式インセンティブの一つの方法として経営者による企業価値創出を促すと期待され、平成9年の商法改正後に日本で正式に認められた。Kato et. al.[2005,p439]に依れば、*SO* 制度は企業価値を高めるインセンティブを創出することで効率化を図ることができると指摘する。一方オプションベースの報酬は、エ

⁵ 参考までに「役員持株比率」とは手嶋[2000, p. 47]に依れば「有価証券報告書に記載された各役員の持株の合計が発行済株式数に占める比率(DIR)」と定義される。

⁶ 参考までに「社長級」とは、三輪[2011, p. 149]に依れば「社長や会長、相談役、頭取、総裁、CEO、COO等の肩書きを有する者」と定義される。

ージェンシー問題を増加させる可能性がある。SO 制度を採用すると経営者は収益を操作し、情報を公開する時期をコントロールする場合もある。短期的に株価を引き上げる投資を選択したり、企業の内在的価値を犠牲にしたりする動機を持ち得る。実際には、企業価値に対する SO 制度の有用性についても議論が続いている。よって SO ダミーもコントロール変数としてモデルに投入する。

(表 2) 分析モデルに投入される各変数の定義

分類	変 数 名		略 称	定 義
被説明変数	トービンQ		<i>Q</i>	(株式時価総額+負債合計) ÷ 総資産
	総合得点		<i>SCORE</i>	第1主成分スコア
説明変数	経営者持株比率	役員持株比率	<i>DIR</i>	役員持株数 ÷ 発行済み株式数
		社長級持株比率	<i>CEOIR</i>	社長級が保持株数 ÷ 発行済み株式数
コントロール変数	C G 変 数	社外取締役持株比率	<i>IDIR</i>	社外取締役持ち株数 ÷ 発行済み株式数
		社外取締役役人数	<i>LnID</i>	LN(1+社外取締役役人数)
		国内機関投資家持株比率	<i>INST</i>	信託勘定株式保有比率+生保特別勘定株式保有比率 (ニッセイ基礎研究所算出)
		SO制度導入のダミー変数	<i>SO</i>	1:導入している、0:導入していない
	財務数値	企業規模	<i>SIZE</i>	総資産の自然対数
負債比率		<i>DR</i>	負債の部 ÷ 自己資本 × 100	
売上高成長率		<i>GROW</i>	(当期売上高 - 前期売上高) ÷ 前期売上高 × 100	

(eol, NEEDS-Cges をもとに筆者作成)

最後に財務数値に言及するが、(表 1) の 5 つの先行研究を横断的に観た中で採用頻度の多い企業規模(*SIZE*)、負債比率(*DR*)、成長機会(*GROW*)を本研究においても採用する。このうち成長機会の代理変数として先行研究では売上高に占める研究開発費の割合を用いているが、非製造業などでは研究開発費のデータが得られず、欠損扱いとなるため、大沼・櫻田[2016,p.90]を踏まえ、売上高成長率を本研究において採用する。

3-3. 新たな企業価値指標の作成

3-3-1. 変数縮約による企業価値指標の開発事例

本節では最も広く支持されている企業価値測定指標である *Q* を凌駕する新たな企業価値指標を設計するが、その目的は本稿 3-1. においても言及した通り、従来企業価値指標として用いられる *Q* や *ROA* には Mehran[1995,p.170] や 稲岡[2003,p.19] が指摘するように指標としての偏りや限界があると考えからである。そこで *Q* を凌駕する新たな企業価値指標として主成分分析を利用して複数の財務数値や経営指標から主成分得点を算出し、これを *Score* と呼称する。このような試みに類似する事例として日本経済新聞社が作成した評価指標と 2 つの研究事例に言及する。

まず日本経済新聞社が開発した評価指標についてであるが、同社は企業の評価順位付けを行うために昭和 54 年 (1979 年) に多変量解析法を用いて NEEDS-CASMA と呼ばれる総合評価システムを作成した。この評価システムでは評価項目のウェイトや具体的に用い

る財務数値は社会情勢に応じて変化するが、財務数値を基本的には規模、収益性、安全性、成長力の4つに分類した。そして企業の社会性がますます重視されるようになり、平成6年に日本経済新聞社が日経リサーチと共同で新たな評価システムとしてPRISMを開発した。この新たな評価システムにより持続可能性や法律遵守などの分野で貢献している企業を特定することができる(秋本[2001,pp.251-253])。

次に主成分分析を用いて新たな評価指標を開発した2件の研究事例を概観する。まず阿部・于[2007,pp.56-70]の研究であるが、中国企業の経営状態に対する理解を深めるため、中国国内に登録された1,489社の上場企業を分析対象とし、サンプルの2000年から2005年までの6年間の財務データを分析した。当該6年間の複数の財務指標の変化を単変量解析により比較した。分析の結果、中国企業が分析期間中に強い成長性を示したが、一方で収益性指標の悪化を観察している。これは市場が発展する一方で、企業間で激しい競争を引き起こし、その結果として収益が上がりにくい状況に陥っていると考えられる。そこで主成分分析を用いて収益性・安全性・効率性・成長性・企業規模の5つの領域から選ばれた10の財務指標を1つの総合得点として合成した。この総合得点は企業間の総合評価に用いたが、総合得点の分布を業種別に見ると全般的に鉱業が高く、農林水産業のそれは相対的に低いとの結論に至っている。

主成分分析を用いた新たな指標を探求した2つ目の事例として、後藤[2003]の研究に注目する。当該論文では優良企業と経済的貢献度との間に相関が確認されるかについて主成分分析を用いて検証している。優良企業の測定には日本経済新聞が公表している優良企業ランキングを用いた。他方、経済的貢献度の測定は主成分分析を用いて企業の付加価値から生成した貢献と資金循環の貢献に関する変数を縮約して主成分得点を算出した。そして最後に優良企業と経済的貢献度との間の相関関係を分析し、「優良企業は経済的貢献度が高い」という常識を覆す結果を得ている。

3-3-2. 主成分分析による総合得点の算出

前節で概観した通り、NEEDS-CASMAや日経プリズム等多変量分析によって財務指標、社会性等の方面から企業の優良性を順位付けする例は以前からも存在している。本研究では、総合評価指標を合成する際に、阿部・于[2007]が用いる経営分野の指標を参考とし、企業の社会貢献を測る他の指標も考慮した。青木(1997, p.33)によると、「企業付加価値の合計が生産国民所得と原則的に一致し、また、企業付加価値の分配構造は分配国民所得のそれと合致するものとして説明される。この意味で、付加価値は、個々の企業のなした社会経済的貢献度を示す指標である」と言える。以上の観点から本研究では付加価値率を企業の社会性を測る指標として取り上げた。また付加価値の計算構造について理論的には純付加価値を用いる方が正しいが、実際に用いる場合には減価償却費の評価の違いや比較期間の違いなどの問題が散見される。そのため実用上は粗付加価値の方が多用される⁷(青木

⁷ 参考までに青木[1997, pp. 34-35]に依れば、粗付加価値より純付加価値を採用すべきであり、理論的に

[1997,pp.34-35])。そこで本研究では先行研究を踏まえて収益性・安全性・成長性・効率性・社会性の5つの観点から(表3)の通り、10指標を用いて主成分得点を算出する。

(表3) 新たな企業価値指標を作成するための10指標

分類	変数名	略称	定義
収益性	総資本事業利益率	ROA	(営業利益+受取利息・配当金+持分法による投資利益-持分法による投資損失=事業利益) ÷ 使用総資本の2期平均 × 100
	自己資本利益率	ROE	(当期純利益 ÷ 自己資本の2期平均) × 100
	EBITDAマージン	EBITDAM	(税引前当期純利益+支払利息・割引料+減価償却費 (PL) = EBITDA) ÷ 売上高
安定性	流動比率	CR	流動資産 ÷ 流動負債 × 100
	当座比率	QR	{当座資産 ÷ (流動負債+新株予約権-自己新株約権)} × 100
	自己資本比率	ER	(自己資本 ÷ 使用総資本) × 100
成長性	売上高成長率	GROW	(当期売上高-前期売上高) ÷ 前期売上高
	売上総利益成長率	GPR	(当期売上総利益-前期売上総利益) ÷ 前期売上総利益
効率性	経営資本回転率	OAT	売上高 ÷ 経営資本の2期平均
社会性	付加価値率	ADV	[(人件費+減価償却費(PL)+賃借料+支払利息・割引料+少数株主利益+租税公課(販売費及び一般管理費)+租税公課(その他営業外費用)+法人税、住民税及び事業税+当期純利益=粗付加価値] ÷ 売上高 × 100

(eolをもとに筆者作成)

さて、主成分分析は次元縮約の考え方を用いて、複数の観測変数から元の情報をできるだけ保持しながら、少数の潜在変数にまとめる統計技術である。しかし個々の観測変数の単位が異なるため、主成分分析によって実データから直接求められる総合指標に合理的な解釈を与えることは困難である。そこで分析を開始する前に各観測変数を標準化し、そのうえで主成分分析を実施する⁸。Z₁, Z₂, ..., Z_i 等各主成分では、以下に示すように X₁, X₂, ..., X_j の線形結合で表す。

$$Z_1 = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \dots + a_{1j}X_j$$

$$Z_2 = a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{2j}X_j$$

.....

$$Z_i = a_{i1}X_1 + a_{i2}X_2 + \dots + a_{ij}X_j$$

上記の関係式中の a は各主成分に対する各観測変数の重みであり、関係式の係数は固有

は正しいとされている。減価償却費を前給付に含めて計算したものを純付加価値といい、含めないものを粗付加価値という。減価償却費は原価評価か時価評価かに依って計上額に大きな隔たりをもたらすのが常であり、また定率法による場合、その計上額に期間比較障害をもたらす。それ故、実務上の有用性の観点から粗付加価値を採用することが多い。

⁸ 参考までに内田(2011, pp. 168-169)に依れば、データの標準化とは、各データから平均値を引いて標準偏差で除す。標準化されたデータは平均値0、標準偏差1となる。変数ごとにデータを標準化することによって、変数間の単位の相異を消却することができる。データを標準化せずに、実データで主成分分析する方法を分散共分散行列による主成分分析といい、標準化したデータで主成分分析する方法を相関行列による主成分分析という。いずれの行列を採択するかは判断基準は次に依る通りであり、①各変数の測定単位が異なる場合は相関行列を採用し、②各変数のばらつきの違いを反映させたい場合は分散共分散行列を採用する。③各変数のばらつきの違いを反映させたくない場合は相関行列を採用し、④上記①~③以外の場合に両方を採用するという。

ベクトルである。 X_j は各観測変数を表す。上記の関係式にデータを代入し算出された得点が主成分得点である。また SPSS で算出した主成分得点は相関行列による主成分分析を実施しており標準化されている。標準化された主成分得点を計算するのに必要な重みを主成分得点係数という。このときの第 i 主成分の j 番目の主成分得点係数 b_{ij} の計算式は次のようになる。 λ は固有値であり、対応する主成分に何個分の観測変数の情報が含有されるかを表す（寺島[2018, pp.226-232]）。

$$b_{ij} = \frac{a_{ij}}{\sqrt{\lambda_i}}$$

よって主成分得点 $Score_i$ の算式は下記の通りであり、 X_1, X_2, \dots, X_j は標準化処理を経ている。

$$Score_i = b_{i1}X_1 + b_{i2}X_2 + \dots + b_{ij}X_j$$

3-3-3. 変数縮約の結果

まず、固有値が 1 以上であることを抽出の基準とすると、今回の分析では 3 つの主成分が抽出された。10 指標を主成分分析によって縮約した結果は（表 4）並びに（表 5）に示す通りであり、（表 4）における第 1 主成分の寄与率 40.205%は、第 1 主成分が 10 指標の全データの 40.205%の情報量を担っていることを意味する。第三主成分までの累積寄与率は 76.674%に達しており、抽出された三つの主成分が 10 指標の全データの約 76%の情報量をカバーしていることを示している。

次に（表 4）は 3 つの主成分の各観測変数の負荷量を示しており、これらの負荷量によって各主成分の特徴を分析することが可能となる。第 1 主成分の主成分負荷量⁹がすべて正であり、総合指標の条件を満たしていることが確認できる。第 1 主成分のうち 7 指標の負荷量が 0.5 より大きく、その中で負荷量が最も高い 2 指標が ROA、EBITDA マージンであることその他、安定性指標も総じて高いことから、第 1 主成分は利益の創造性と経営の安定性を象徴すると考えられる。本研究では第 1 主成分のスコアを企業業績評価の代理変数の 1 つとして選択し、この総合指標がより全面的かつ客観的に企業価値を表すと判断した。

他方、第 2 主成分においてプラスの負荷量が最も大きい 2 つは、売上高成長率と売上総利益成長率であり、成長力を表している。マイナスの負荷量の絶対値が最も大きい 2 つは、流動比率と自己資本比率であり、安定性の指標となる。最後に第 3 主成分のうち負荷量の絶対値が 0.5 より大きい指標は 2 つあり、効率性を表す経営資本回転率との間に正の相関を認め、社会性を表す付加価値比率との間に負の相関があることを示している。

⁹ 参考までに寺島（2018, pp. 228-229）に依れば、求められた主成分と各観測変数の相関係数を主成分負荷量という。第 i 主成分の j 番目の負荷量 r_{ij} は以下の様に計算できる。主成分負荷量は $-1 \leq r_{ij} \leq 1$ の値を取り、解釈も通常の相関係数と同様である。

$$r_{ij} = a_{ij} \sqrt{\lambda_i}$$

(表 4) 主成分負荷量行列

項目	第1主成分	第2主成分	第3主成分
ROA	0.841	0.303	-0.023
ROE	0.632	0.558	-0.188
EBITDAM	0.816	-0.07	-0.494
CR	0.677	-0.584	0.255
QR	0.722	-0.521	0.333
ER	0.618	-0.58	0.223
GROW	0.362	0.675	0.217
GPR	0.402	0.669	0.178
OAT	0.32	0.362	0.632
ADV	0.701	-0.068	-0.517
固有値	4.02	2.397	1.25
寄与率(%)	40.205	23.967	12.502
累積寄与率(%)	40.205	64.172	76.674

(SPSS をもとに筆者作成)

最後に (表 5) の主成分得点係数行列により、*Score* の計算式は下記の通りである。計算式中の各観測変数は標準化処理を経ている。

(表 5) 主成分得点係数行列

項目	第1主成分	第2主成分	第3主成分
ROA	0.209	0.126	-0.018
ROE	0.157	0.233	-0.150
EBITDAM	0.203	-0.029	-0.395
CR	0.168	-0.244	0.204
QR	0.180	-0.218	0.266
ER	0.154	-0.242	0.178
GROW	0.090	0.282	0.173
GPR	0.100	0.279	0.142
OAT	0.080	0.151	0.505
ADV	0.174	-0.028	-0.413

$$Score = 0.209 \times Z_{ROA} + 0.157 \times Z_{ROE} + 0.203 \times Z_{EBITDAM} + 0.168 \times Z_{CR} + 0.180 \times Z_{QR} \\ + 0.154 \times Z_{ER} + 0.090 \times Z_{GROW} + 0.100 \times Z_{GPR} + 0.080 \times Z_{OAT} + 0.174 \times Z_{ADV}$$

3-4. 基本統計量と相関係数表、そして分析モデルの構築

3-4-1. 分析対象の基本統計量

本研究では経営者の株式保有比率と企業価値の関係を分析するため、平成 31 年 1 月 1 日から令和元年 12 月 31 日 (2019 年) に東京証券取引所 1 部に上場している 2,010 社を分析対象とした¹⁰。財務数値は eol データベースから取得し、CG のデータは NEEDS-Cges に

¹⁰ 平成 31 年 1 月 1 日からの 1 年間に有価証券報告書を 2 回提出した企業は 4 社存在し、それらはいずれも

よる。なお、金融・保険業界は取引内容が特殊で総資産や負債などのデータが他の業種と比較困難である（松田[2012,p162]）ため、分析対象の中から金融・保険業を除外した。

基本統計量は（表 6）に示す通りであり、2 種類の被説明変数の有効サンプル数が異なるものの、欠損値を排除した結果、最終的なサンプル数は 1,725 を得た。その他、2 つの経営者持株比率である *DIR* と *CEOIR* の最小値は共に 0 であり、最大値は約 80% である。両変数共に第 3 四分位数と最大値の差が大きいことから経営者の株式保有比率に大きな乖離が認められる。また社外取締役人数の最小値が 0 となるサンプルも多く、社外取締役を設置していない企業もあることを示している。また、本節では回帰分析を行うが、その際、異常値が分析結果に及ぼす影響を極力排除するために各変数に対して *winsorize* 処理をし、1%分位未満のデータを 1%分位数に置き換え、99%分位超のデータを 99%分位数に置き換えた。

（表 6）分析対象の基本統計量

分類	略称	度数		最小値	四分位			最大値	平均値	標準偏差
		有効	欠損値		第1	第2	第3			
被説明変数	<i>Q</i>	1,894	116	0.000	0.943	1.158	1.731	50.871	1.776	2.361
	<i>SCORE</i>	1,726	284	-2.450	-0.688	-0.226	0.461	4.987	0.000	1.000
説明変数	<i>DIR</i>	1,894	116	0.000	0.188	1.030	6.008	82.102	6.826	12.991
	<i>CEOIR</i>	1,894	116	0.000	0.058	0.341	3.561	81.326	5.423	11.540
コントロール変数	<i>IDIR</i>	1,894	116	0.000	0.000	0.001	0.012	11.765	0.047	0.388
	<i>LnID</i>	1,894	116	0.000	1.099	1.099	1.386	2.400	1.248	0.275
	<i>INST</i>	1,894	116	0.000	5.480	9.930	15.193	67.510	10.809	7.415
	<i>SO</i>	1,894	116	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	0.330	0.471
	<i>SIZE</i>	1,769	241	7.431	10.406	11.337	12.440	19.472	11.482	1.648
	<i>DR</i>	1,769	241	5.920	46.950	84.010	145.845	2041.460	115.742	116.193
	<i>GROW</i>	1,743	267	-62.870	0.160	3.740	8.950	128.540	5.670	12.532

3-4-2. 変数間の相関

各変数間の相関を把握するために Pearson 相関分析の結果を（表 7）に示す。同表は 1,725 社の欠損値の無い完全なデータの相関係数表である。セル内の上段が相関係数であり、下段が有意確率となる。2 つの経営者持株比率の間で強い相関を示す結果は先験的に予見できたことであるため、これら 2 変数が同時投入されないように分析モデルを構築すべきである。この 2 変数の強い相関の他に多重共線性を憂慮するような強い変数間の相関は見あたらない。*DIR* と *CEOIR* との間に観られる極めて強い正の相関関係から社長職位を担う経営者たちが経営陣全体の株式保有状況に大きな影響を与えていると言える。

その他では *SO* は *DIR* や *CEOIR* に対し有意水準 1% で正の関係性を認めるが、Kato et.al.[2005,p453] が指摘する通り、*SO* 制度の導入は経営者の保有株式数を増加させるとの知見に整合する。また Kato et.al.[2005,p.449] はインセンティブまたは監督メカニズムが存在する場合には、*SO* 制度が採用される可能性が低いことを示しているが、本稿では *SO* と

決算期の変更であった。その 4 社とは INPEX (1605 括弧内は証券コード。以下同様)、江崎グリコ (2206)、ペプチドリーム (4587)、ピジョン (7956) であり、いずれも事業年度内に 12 ヶ月を有する初回提出の情報を分析対象に加えた。

INST との間にそのような相関関係を発見することは出来なかった。最後に企業規模との関係で *DIR* 並びに *CEOIR* との間に負の関係性が認められ、*LnID* 並びに *INST* との間に正の関係性がそれぞれ 1%水準超で認められる。特に後者について社外取締役の人数は大企業に多く存在し、その様な大企業は機関投資家による持株割合が高いことが看取される。

(表 7) 変数間の相関係数表

	<i>DIR</i>	<i>CEOIR</i>	<i>IDIR</i>	<i>LnID</i>	<i>INST</i>	<i>SO</i>	<i>SIZE</i>	<i>DR</i>	<i>GROW</i>
<i>DIR</i>	1.000								
<i>CEOIR</i>	0.956 0.000	1.000							
<i>IDIR</i>	0.278 0.000	0.232 0.000	1.000						
<i>LnID</i>	-0.153 0.000	-0.129 0.000	0.051 0.033	1.000					
<i>INST</i>	-0.222 0.000	-0.206 0.000	-0.099 0.000	0.180 0.000	1.000				
<i>SO</i>	0.229 0.000	0.235 0.000	0.141 0.000	0.061 0.012	0.013 0.581	1.000			
<i>SIZE</i>	-0.399 0.000	-0.367 0.000	-0.257 0.000	0.311 0.000	0.396 0.000	-0.121 0.000	1.000		
<i>DR</i>	0.05 0.036	0.056 0.019	0.014 0.549	0.092 0.000	-0.004 0.873	0.008 0.740	0.241 0.000	1.000	
<i>GROW</i>	0.27 0.000	0.253 0.000	0.11 0.000	-0.014 0.559	-0.045 0.059	0.162 0.000	-0.159 0.000	0.075 0.002	1.000

3-4-3. 分析モデルの定立

本節では企業経営者の株式所有が企業価値の向上に寄与するか否かを探るため、前節までに先行研究を踏まえた上で説明変数を検討した。既に明らかにしている通り、本研究における最大の関心事は *Q* を凌駕する企業価値指標の生成である。3 節 3 項において 10 変数を主成分分析によって合成し、第 1 主成分からなる *Score* を生成した。この変数が企業価値指標として *Q* を凌駕することを明らかにしたい。そこでまず model.1-1 並びに model.2-1 によって *DIR* 並びに *CEOIR* 等を含む 9 変数による分析モデルが *Q* をいかなる程度説明するのか自由度調整済み決定係数を観察する。

model.1-1

$$Q_i = DIR_i + IDIR_i + LnID_i + INST_i + SO_i + SIZE_i + DR_i + GROW_i + IndustryDummy_i + u_i$$

model.2-1

$$Q_i = CEOIR_i + IDIR_i + LnID_i + INST_i + SO_i + SIZE_i + DR_i + GROW_i + IndustryDummy_i + u_i$$

次に model.1-2 並びに同 2-2 による分析モデルの説明変数が今度は *Score* をいかなる程度説明するのか調整済み決定係数を観察し、model.1-1 並びに同 2-1 の間で比較する。先行研究である三輪[2011,p.141] や手嶋 [2000,p.48] では自由度調整済み決定係数が高いほど推定式の説明力がより高いとしており、複数モデルの分析結果の中から最も代表的な結論を

一組選んでいる。なお業種別の影響をコントロールするため、本研究では証券コード協議会の業種分類に基づいて全 33 業種のうち金融保険業 4 業種を除いた 29 業種のダミー変数を用いている。またその際の参照ダミーはサービス業である。

model.1-2

$$Score_i = DIR_i + IDIR_i + LnID_i + INST_i + SO_i + SIZE_i + DR_i + GROW_i + IndustryDummy_i + u_i$$

model.2-2

$$Score_i = CEOIR_i + IDIR_i + LnID_i + INST_i + SO_i + SIZE_i + DR_i + GROW_i + IndustryDummy_i + u_i$$

4. 分析結果

(表 8) は *DIR* を説明変数に投入した model.1-1 と model.1-2 による分析結果を示している。2 つの分析を比較すると、*Score* を被説明変数とした後者の自由度調整済み決定係数が高い。このことから *Q* に比し *Score* が企業価値測定上、優秀な指標であると言える。またその他に *DIR* はいずれのモデルにおいても 1%水準有意で正であり、一貫性のある結果が得られた。

(表 8) 役員持株比率が企業業績に及ぼす影響

	model. 1-1 <i>Q</i>					model. 1-2 <i>Score</i>				
	非標準化係数B	標準化係数β	t 値	有意確率	VIF	非標準化係数B	標準化係数β	t 値	有意確率	VIF
Intercept	2.924		12.360	0.000		0.814		5.091	0.000	
<i>DIR</i>	0.021	0.179	7.448	0.000	1.486	0.014	0.146	7.102	0.000	1.486
<i>IDIR</i>	-0.767	-0.037	-1.743	0.082	1.166	-0.106	-0.006	-0.355	0.722	1.166
<i>LnID</i>	0.040	0.009	0.395	0.693	1.190	0.025	0.007	0.367	0.714	1.190
<i>INST</i>	0.024	0.134	5.964	0.000	1.298	0.008	0.057	2.975	0.003	1.298
<i>SO</i>	0.294	0.109	5.101	0.000	1.165	0.107	0.050	2.755	0.006	1.165
<i>SIZE</i>	-0.105	-0.133	-4.968	0.000	1.847	-0.023	-0.037	-1.640	0.101	1.847
<i>DR</i>	-0.002	-0.133	-5.951	0.000	1.270	-0.005	-0.488	-25.739	0.000	1.270
<i>GROW</i>	0.026	0.212	9.925	0.000	1.171	0.028	0.290	15.950	0.000	1.171
<i>IndustryDummy</i>	YES					YES				
Adjusted R ²	0.327					0.512				
F値(有意確率)	24.267(0.000)					51.312(0.000)				
OBS	1725					1725				

(表 9) は *CEOIR* を説明変数に投入した model.2-1 と model.2-2 による分析結果を示している。こちらも (表 8) 同様に 2 つの分析を比較すると、*Score* を被説明変数とした後者の自由度調整済み決定係数が高い。そして *CEOIR* はいずれも 1%水準有意でポジティブであり、一貫性のある結果が得られた。

コントロール変数の分析結果に言及すると 4 つ全てのモデルにおいて概ね一致する結果を得た。まず社外取締役に関する 2 つの変数について企業価値との関係では、*Q* と社外取締役持株比率について Mehran [1995,p.178]は有意な正の関係性を認めたが、三輪 [2011,p.143]は有意な結果を獲得していない。また Mehran [1995,p.176]や清水

[2014,p.240]が Q と社外取締役比率との間に正の関係性を認めた。社外取締役が企業価値に及ぼす影響について代理変数が異なることによって異なる結果を導出する可能性があることを考慮し、本研究では社外取締役の持株比率だけでなく、社外取締役規模もコントロール変数に加えた。しかし（表 8）と（表 9）が示す通り本研究では統計的に有意ではない。このことから社外取締役の持株比率が低いために発言権を有することが困難であり、企業経営に対する有効な監視役を果たせていないと見ることができるであろう。

（表 9）社長級持株比率が企業業績に及ぼす影響

	model. 2-1 Q					model. 2-2 $Score$				
	非標準化係数B	標準化係数 β	t 値	有意確率	VIF	非標準化係数B	標準化係数 β	t 値	有意確率	VIF
Intercept	3.094		13.193	0.000		0.923		5.823	0.000	
$CEOIR$	0.020	0.144	6.129	0.000	1.399	0.013	0.117	5.861	0.000	1.399
$IDIR$	-0.523	-0.025	-1.190	0.234	1.147	0.051	0.003	0.173	0.862	1.147
$LnID$	0.011	0.002	0.106	0.916	1.184	0.006	0.002	0.093	0.926	1.184
$INST$	0.023	0.132	5.848	0.000	1.297	0.008	0.055	2.880	0.004	1.297
SO	0.296	0.109	5.098	0.000	1.169	0.109	0.051	2.766	0.006	1.169
$SIZE$	-0.112	-0.143	-5.298	0.000	1.837	-0.028	-0.045	-1.960	0.050	1.837
DR	-0.002	-0.130	-5.815	0.000	1.271	-0.005	-0.486	-25.515	0.000	1.271
$GROW$	0.027	0.219	10.221	0.000	1.165	0.029	0.296	16.222	0.000	1.165
$IndustryDummy$	YES					YES				
Adjusted R^2	0.320					0.508				
F値(有意確率)	23.536					50.404				
OBS	1725					1725				

これに対して $INST$ は4つの分析結果のいずれにおいても1%水準有意で正の関係性が認められた。90年代末から株式所有構造の変化に伴い機関投資家の持ち株数が急増した。2000年代以降、機関投資家の持分が半数以上を超える例も珍しくない。よって機関投資家は退出や助言などを通じ、経営者を実質的にモニタリングし、企業価値向上に役割を果たしたかもしれない（宮島・保田[2015,pp.3-4]）。

次に SO 制度導入もそれぞれ Q と $Score$ に有意な正の関係性を認めるが、 SO 制度のインセンティブ付与が実現されていることを示唆した結果であろう。また $SIZE$ は Q と $Score$ のいずれに対してもネガティブな影響を及ぼすが、被説明変数を Q とした model.1-1 並びに model.2-1 においてより顕著であり、1%水準有意である。 DR は1%水準で負の関係性を得たが、負債は節税効果を発揮する可能性がある（三輪[2011,p.140]）とされるものの、負債額が大きくなると共に企業にとってリスクが上昇し、直接的な利益をもたらさない（宮島・保田[2015,p.15]）。このため DR は企業価値にマイナスの影響を及ぼすことが本研究においても示された。最後に $GROW$ と企業価値の関係も1%水準有意かつポジティブであり、良好な成長性が企業の発展に寄与することが示された。

以上の分析結果から、経営者の持株比率と企業価値の間に正の相関関係が確認でき、アラインメント効果が認められると言えるが、近年 CG コードなどの改革により企業統治の状況が改善され、株式を利用したインセンティブメカニズムが期待される効果を上げたこ

と関係がある。エージェンシーコストが減少し、経営者が株主価値を最大化することに結び付いていることを示唆したと言える。

5. おわりに

本研究では、近年の CG 改革を研究背景として、経営者の持株比率が企業価値に与える影響について分析した。より確実な結果を得るために、本研究で先行研究に基づいて、2つの異なる被説明変数を用いて分析結果を比較した。先行研究でよく使われる Q に加えて、主成分分析によって企業を総合的に評価できる *Score* を合成した。今回の回帰結果から、経営者の持株比率と企業価値との間には正の相関関係があることが分かった。このことから、近年の企業統治改革が奏功し、機関投資家による監督等が経営者と株主の間の情報の非対称性を低下させ、さらに株式報酬制度による経営者と株主の利益不一致を解消した可能性があると考えられる。

最後に本研究における限界を4点挙げる。一つ目は主成分分析を用いて総合指標を構成する際に、付加価値率を用いて企業の社会貢献性を評価することを試みたが、ESG への配慮は不十分であった。二つ目は中小企業も同様に研究の意義が非常に高いが、データ入手ができないため、中小企業の分析も行えなかった。三つ目は回帰分析のモデル設定には、同時性バイアスがある可能性が高い。誤差項に含まれる本研究では考慮されていない変数は、説明変数と被説明変数の両方に影響を与える可能性がある。四つ目は主成分の構成変数と回帰モデルの説明変数に同じものがあるので、*Score* 採用のモデルはその影響を受けたこそ決定係数が高くなるという可能性がある。これらの限界について今後を取り組んでいく。

[後記] 本研究は渡辺が受けた石井記念証券研究振興財団による令和4年度証券研究学生団体研究助成の支援の他、鯉口が受けた石井記念証券研究振興財団による令和3年度大学院生への助成（博士後期課程）の支援、そして大澤が受けた石井記念証券研究振興財団による令和4年度研究助成金（グループ研究）の支援、並びに櫻田が受けた科学研究費・基盤(C)・課題番号17K04034の支援をそれぞれ受けている。いずれのご厚意に対しても謝してここに記す。

[後記2] 本稿は令和4年8月30日開催の学会報告において事前配布された報告要旨のフルペーパーである。

<参考文献>

(英文献)

Armstrong,C,S.,Blouin,J.L.,Jagolinzer, A.D. and D.F. Larcker[2015] Corporate governance, incentives, and tax avoidance, *Journal of Accounting and Economics* 60, pp.1-17.

Bennouri,M., Chtioui,T., Nagati, H. and M. Nekhili[2018] Female board directorship and firm

- performance: What really matters? *Journal of Banking & Finance*, Volume88, pp.267-291.
- Kato,H.K., Lemmon,M., Luo, M. and J. Schallheim[2005] An empirical examination of the costs and benefits of executive stock options: Evidence from Japan, *Journal of Financial Economics* , 78, pp.435-461.
- McConnel, J.J. and H. Servaes[1990] Additional evidence on equity ownership and corporate value, *Journal of Financial Economics* 27, pp.595-612.
- Mehran,H.[1995] Executive compensation structure, ownership, and firm performance, *Journal of Financial Economics* 38, pp.163-184.
- Morck, R., Shleifer,A. and R. W. Vishny[1988] Management Ownership and Market Valuation, *Journal of Financial Economics* 20, pp.293-315.
- Zolotoya,L., Sullivana,D., Martina,G.P. and R. M. Wiseman[2021] Stakeholder Agency Relationships: CEO Stock Options and Corporate Tax Avoidance, *Journal of Management Studies*, Volume58, Issue3, pp.782-814.

(和文献)

- 青木脩[1997]「社会関連会計と付加価値会計」『中京大学経済学論叢』9号, pp.29-39.
- 秋本敏男[2001]「企業評価の意義と手法に関する新しい展開」『経営研究所論集』24号, pp.239-257.
- 阿部圭司・于明[2007]「中国主要企業の財務諸表分析」『産業研究』42巻2号, pp.56-70.
- 稲岡潔・野口美津恵[2003]「キャッシュ・フローを含む連結財務分析指標の検証と業績評価モデル」『経営情報研究: 摂南大学経営情報学部論集』10巻2号, pp.17-64.
- 内田治[2011]『すぐわかる SPSS によるアンケートの多変量解析第3版』東京図書株式会社, pp.168-169.
- 大沼宏・櫻田譲[2016]「予想外の事象に直面する企業の企業評価を決定づける要因: 移転価格税制適用企業を題材にコーポレート・ガバナンスのあり方を探る」『年報経営ディスクロージャー研究』14号, pp.83-96.
- 後藤文彦[2003]「財務データでみた企業の優良性と経済的貢献度との関係」『京都マネジメント・レビュー』pp.1-11.
- 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巻6号, pp.235-246.
- 手嶋宣之[2000]「経営者の株式保有と企業価値」『現代ファイナンス』No.7, pp.41-55.
- 寺島拓幸[2018]『SPSS による多変量データ分析』東京図書, pp.225-241.
- 野口博司・寺西孝司[1986]「財務指標による取引企業の与信評価」『応用統計学』15巻2号, pp.99-114.
- 松田千恵子・白田佳子[2012]「非上場化企業の特性に関する研究」『2012年春季全国研究発表大会』A3-1, pp.161-164.

- 宮島英昭・保田隆明[2015]「株式所有構造と企業統治: 機関投資家の増加は企業パフォーマンスを改善したのか」『フィナンシャル・レビュー』 pp.3-36.
- 三輪晋也[2011]「日本企業における役員の株式所有と企業業績」『國土館大學政經論叢』 pp.133-152.
- 内閣府[2014]『「日本再興戦略」改訂 2014: 未来への挑戦』 p.4.
- 金融庁[2015]「コーポレートガバナンス・コード原案: 会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために」 pp.2-21.