

2023 社会関連会計研究 Vol.35



日本社会関連会計学会

The Japan Corporate Social Accounting and Reporting Association

発刊に寄せて

向 山 敦 夫 (大阪公立大学)

宮崎修行前会長の後任として、2022 年秋に会長に就任いたしました。日本社会関連会計学会会則の(附則)の3に「本会の事務局は、大阪市立大学商学部内におく」とあり、長く事務局を担当してきたので、会長職にはいまだ違和感が拭えない。大阪市立大学(現大阪公立大学)商学部に置いてきた学会事務局は、2023 年の全国大会後に全面的に愛知大学に移管することになり、過渡期の全国大会は会長兼事務局の立場で迎えることになる。

本年度も『社会関連会計研究』が発刊され、研究論文5編と前年度の大会での統一論題関係の論文4編が掲載されている。編集の労をとっていただいた新編集委員長の越智信仁先生に感謝したい。また、今年度は全国大会、東・西日本部会のすべてが対面での開催となった。リモートでの開催を余儀なくされたこの3年間の経験は学会の開催方法の新たな可能性を提供してくれてはいるが、今は対面での開催を素直に喜び、準備に奔走していただいた各準備委員長に感謝申し上げたい。

さて、2022 年の役員選挙では理事三選禁止規程を厳格に適用したため、理事の顔ぶれが大きく若返った。この理事会を率いていくのは会長の重要な責務だが、学会運営のピンチと捉えるのではなく、学会の活性化に繋げるチャンスと捉えたい。毎年の入退会を経験しつつ会員数は200人前後をキープしているが、その年齢構成は明らかに変化を見せている。1988 年 9 月 15 日創立の本学会、さらにはその前身である「企業生産性研究会」から「付加価値研究会」・「社会関連会計研究会」の創生期の段階で学会を支えていただいた先達は既に少なくなり、新たな若手研究者が入れ替わる形で増えている。本学会の創立総会(第1回全国大会)は五反田にあった現在は閉館している「ゆうぼうと(東京簡易保険会館)」で開催され、第2回全国大会は翌1989 年 5 月 29 日に私の前任校である愛媛大学の赴任時代に、道後の「にぎたつ会館」で行われたことが懐かしく思い出される。

少し思い出に浸りすぎたが、会計に関係する学会が多すぎる現状にあり、学会へのかかわり方も徐々に変化している。このところスタディグループの申請がなく、寂しい思いをしていたが、せっかくの機会を活かしていただきたい。「お客さん」としてではなく、学会を支える「主役」としてぜひ活躍していただきたい。若い層の活力のみが学会の将来を支える源泉であると信じている。

本学会の共通テーマである「企業と社会との関連性」や「企業の社会的責任(CSR)」について、日本経済新聞に ESG や企業の社会的価値、サステナビリティ情報に関する記事が載らない日がないほどに注目を集めている。長きにわたって研究対象としてきた本学会からしてみれば、ようやく時代が追いついてきたかと思わないではないが、投資情報として ESG 投資への有用性の観点で、財務情報を補完する「非財務情報」として位置づけるその研究スタンスは、本学会の歩み

とは大きく異なっているように感じられる。時代の要請は移ろい、さまざまな論拠があつてよいのだが、企業価値や投資のための情報として位置づけられている現状を先達はどのように見ているのか、現世では無理かもしれないが、いつか機会があれば尋ねてみたいと思っている。

2023 年 11 月

目 次

発刊に寄せて

【研究論文】

カーボンニュートラル宣言と温室効果ガス多排出企業の裁量行動

仙場 胡丹・徐 寧・東田 明 1

農業法人における予算管理システムと経営計画の企業業績への影響

家串 哲生 27

TCFD情報開示と管理主義

ーマイケル・パワーのリスク管理論の視点から

孫 琦 43

電力業におけるTCFD枠組みへの準拠性に関する分析

ー戦略への影響に着目して

山崎 智子 61

サステナビリティ配慮型研究開発の開示実態に関する研究

平澤 賢嗣・天王寺谷 達将 79

【特集】

第35回全国大会統一論題「脱炭素化への経営・会計問題」

解題ー脱炭素化への経営・会計問題

村井 秀樹 93

脱炭素化に向けた海事産業の動向とポセイドン原則の会計問題

宮地 晃輔 103

脱炭素の政策と会計の役割—公会計の観点から

山本 清 117

脱炭素化に向けた二酸化炭素の回収・利用・貯留（CCUS）技術の活用と会計問題

川島 和浩 131

学会行事

Research in Corporate Social Accounting and Reporting

Volume 35 December, 2023

Articles

Carbon Neutral Declaration and Discretionary Behavior by High Greenhouse Gas
Emitting Companies

Hu Dan Semba, Ning Xu, Akira Higashida 1

Effects of Budgetary Planning and Control and Management Planning on
Corporate Performance in Agricultural Corporations

Tetsuo Iekushi27

TCFD Disclosures and Managerialization: Viewing from Michael Power's Philosophy
of Risk Management

Qi Sun43

Analysis of the Electricity Industry's Compliance with the TCFD Framework:
Focusing on the Impact on Strategy

Satoko Yamazaki61

Research on the Actual Condition of Disclosure of Sustainability-oriented R&D

Kenji Hirasawa, Tatsumasa Tennojiya79

Special Feature

Management and Accounting Issues for Decarbonization: Plenary Session at the 35th
Annual Meeting of the JCSARA

Problem Explanation: Management and Accounting Issues for Decarbonization

Hideki Murai93

Accounting Issues on the Trend of Maritime Industry and the Poseidon Principles in for Decarbonization	
<i>Kousuke Miyaji</i>	103
Public Policy and Accounting for Decarbonization: Perspectives from Public Sector Accounting	
<i>Kiyoshi Yamamoto</i>	117
Utilization of CCUS Technology and Accounting Issues for Decarbonization	
<i>Kazuhiro Kawashima</i>	131

Published by
The Japan Corporate Social Accounting and Reporting Association
Aichi University, Faculty of Business Administration
4-60-6 Hiraike-cho, Nakamura-ku, Nagoya 453-8777 Japan

カーボンニュートラル宣言と 温室効果ガス多排出企業の裁量行動

仙 場 胡 丹 ・ 徐 寧 ・ 東 田 明

要旨

日本では、気候変動問題対応政策の一環として 2020 年 10 月に 2050 年までカーボンニュートラル実現が宣言され、「クライメート・トランジション・ファイナンスに関する基本指針」が示されている。本稿では、当該宣言が温室効果ガス（GHG）多排出企業に与える影響について分析されている。具体的には、2016-2022 企業年度を分析対象とし、2020 年のカーボンニュートラル宣言の前後での、企業の会計的および実体的裁量行動について分析されている。実証分析の結果、GHG 多排出企業は 2019 年度から利益減少型の会計的裁量行動を取り始め、2020 年度が大幅な利益減少型の会計的裁量行動を行ったが、2018 年度以前には当該行動がなかったことが示されている。また、実体的裁量行動の側面では、研究開発費について多排出企業が少ない傾向にあり、また宣言直前の 2018-2020 年度において設備投資額が増加傾向にあったことが示された。本稿は、規制とその効果との視点から規制当局や政策立案者等関係者に示唆を与えるものであることが期待される。

1 はじめに

カーボンニュートラルをめぐる議論は 2016 年の「パリ協定」をきっかけとして、脱炭素社会実現への取り組みの一環として世界規模で加速化されている。日本において 2020 年 10 月に 2050 年までカーボンニュートラル実現が宣言され、また「クライメート・トランジション・ファイナンスに関する基本指針」が提示されている。一方、会計研究の文脈で企業の裁量行動に関する先行研究では、既に規制等に敏感な企業が規制や政治的動きに対応して、裁量行動を行うことが確認されている (Cahan, 1992; Cahan *et al.*, 1997; Han and Wang, 1998; Jiang *et al.*, 2022; Yang and Tang, 2022)。そこで、本稿では、日本におけるカーボンニュートラル

キーワード：カーボンニュートラル宣言 (Carbon Neutral Declaration), 温室効果ガス多排出企業 (high greenhouse gas emitting companies), 会計的裁量行動 (accounting discretionary behavior), 実体的裁量行動 (real discretionary behavior), 政治的コスト (political cost)

宣言という一連の政治的動きが当該政策に敏感である温室効果ガス（greenhouse gas: GHG）多排出企業に影響を及ぼすかについて調査する。

会計研究では、政府や規制等と企業行動との関係について、Watts and Zimmerman (1978) に遡ることができ、Watts and Zimmermanは、その著書*Positive Accounting Theory* (1986) にも当該関係について記述している。同書 (p. 231) によれば、規制当局等が報告利益を利用するため、企業経営者は報告利益を減らす会計手続きを採用するインセンティブを持ち、また、「相対的に小さい報告利益額は、その企業に不利になるようなことを政府が行う可能性を減少させ、政府が助成金を与える可能性を高める（須田訳, 1991, 243頁）」。これは、いわゆる「政治的コスト仮説」と呼ばれるものであり、政府や規制等が様々なグループ間の富の移転を実現する力を持っていることから、企業は、それに対応するために、メディアにおける社会的責任キャンペーン、政府へのロビー活動、利益を最小化するための集計手順の選択など、さまざまな工夫を行うとしている (Watts and Zimmerman, 1978, p. 115)。このように、規制と関わる企業は政治的コスト仮説のもと、利益に関わる裁量的行動を行うインセンティブを持つが、日本におけるカーボンニュートラル宣言という政治的イベントが企業の裁量的行動を引き起こしているかについて明らかとなっていないため、本稿ではこの課題に取り組むこととした。

裁量行動は、企業の収益性や財務状況について財務情報利用者を誤解させるため、あるいは報告させた財務数値に大きく依存する契約上の結果を変更するための財務報告の変更である (Healy and Wahlen, 1999) とされている。また岡部 (1994) によれば、裁量行動は、会計的裁量行動と実体的裁量行動に分けられる。会計的裁量行動は、例えば、減価償却、棚卸資産の評価、貸倒引当金の見積もりなどの方法を変更するなどの行動である。一方、実体的裁量行動は、押し込み販売、研究開発費や広告宣伝費等の削減、固定資産の売却などの実際の取引活動を変更するなどの行動である。そこで、本稿では、企業の裁量行動を確認するために、会計的裁量行動および実体的裁量行動の2つの側面から確認することにした。

本稿におけるもうひとつの背景は、カーボンニュートラル宣言の特殊性にある。近年、気候変動問題は、経済的、社会的、政治的な意味合いから環境の持続可能性に関心を持つ投資家・貸し手・株主を含む多くのユーザーグループの関心を引くものであると考えられる。気候変動リスクは、企業パフォーマンスに直接的または間接的な影響を及ぼすと予想される。Huang *et al.* (2018) によれば気候変動リスクは、第1に企業が保有する資産に物理的なダメージを与え、その資産の価値だけでなく、その資産によって生み出されるはずだった経済的な利益も減少させる可能性があるもので、第2に事業運営を中断させ、生産性を低下させる可能性があるものであるとしている。気候変動を引き起こす温室効果ガス（GHG）を削減するため、各国からカーボンニュートラルを目指すことが次々と宣言された。政府レベルの宣言であったことから、企業は当該政府方針に対応するため、政治的コストが生じると予測される。気候変動問題に対処するためのカーボンニュートラル達成宣言という新たな環境規制が、企業の財務報告実

務の重要な側面である裁量行動に影響を与えられられる。

本稿では、2016-2022 年度における GHG 多排出企業を調査対象とし、政府がカーボンニュートラルを目指すことを宣言した 2020 年の前後において、それらの企業の会計的裁量行動および実体的裁量行動の 2 つの行動について分析している。実証分析した結果、GHG 多排出企業は 2019 年度から利益減少する裁量行動を行い始め、2020 年度が大幅な利益減少をもたらす会計的裁量行動を行ったが、2018 年度以前には会計的裁量行動が行われなかったと示されている。また、実体的裁量行動の側面では、①研究開発費について、GHG 多排出企業が少排出企業に比べ元々少ない傾向にあり、②設備投資額について、カーボンニュートラル宣言前の 2018-2020 年度において、GHG 多排出企業が少排出企業に比べ多い傾向にあることが示されている。本稿は、日本の資本市場における気候変動問題に対処する政治的動向と企業の裁量的会計行動の関係に関する最初の研究であると理解されるため、学術的貢献を有するものであると考えられる。また本稿は、規制とその効果との視点から実務的に規制当局や政策立案者にとって示唆を与えるものであるとも理解される。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では、本稿の背景として、カーボンニュートラル実現に関連する規制や関連する政策の概要を説明する。第 3 節では、気候変動問題に起因する政治的コストと裁量行動に関する文献レビューを行い、仮説を提示する。第 4 節では、実証分析のデータと方法論として、サンプル選択、主要変数、回帰モデルや主たる分析手法および追加的分析手法について説明する。第 5 節では結果、また第 6 節は結論を提示する。

2 規制に関する背景：カーボンニュートラルについて

気候変動問題に対する社会の関心は高まっており、様々な面で企業経営にも大きな影響を与えることが想定される。特に、2015 年にフランスのパリで開催された国連気候変動枠組条約第 21 回締約国会議（COP21）での「パリ協定」の採択を契機として、脱炭素社会実現への取り組みが世界規模で加速化している。パリ協定の目的は世界共通の長期目標として世界の平均気温上昇を産業革命以前に比べて 2℃より十分下回るレベルに保つとともに、1.5℃に抑える努力を追求すること（2℃目標）である¹⁾。

世界の主要各国が脱炭素化に向けて目標を掲げている²⁾。アメリカは 2030 年までに 2005 年と比べ、二酸化炭素排出量を 50～52%削減し、2050 年までに温室効果ガスの排出をネットゼロにすると表明した。EU は 2030 年までに 1990 年と比べ、二酸化炭素排出量を 55%以上削減し、2050 年までに温室効果ガスの排出をネットゼロにすると表明した。気候変動の議論では途上国に位置付けられることが多い中国は、2030 年より前に二酸化炭素排出量がピークアウトすることを目指すともに、2030 年までに 2005 年と比べて GDP 当たり二酸化炭素排出量を 65%

以上削減し、2060 年までに二酸化炭素の排出をネットゼロにすると表明した。インドは 2030 年までに 2005 年と比べて GDP 当たり二酸化炭素排出量を 33~35%削減し、2070 年までに温室効果ガスの排出をネットゼロにすると表明した。また日本は、2030 年までに 2013 年と比べて二酸化炭素排出量を 46%削減し、2050 年までに温室効果ガスの排出を全体としてゼロにする、すなわち「2050 年カーボンニュートラル (CN)、脱炭素社会の実現を目指す」ことを宣言した (2020 年 10 月)。

こうした各国政府の方針に沿って、企業においてもカーボンニュートラルを目指す動きが進んでおり、その中には日本企業も多く含まれている。このように世界的に「2050 年カーボンニュートラル」という目標を掲げ、その実現に向けて投資をする流れも加速しており、地球温暖化への対応に加えてビジネスの潮流も変化している。2050 年にカーボンニュートラルを実現するためには、これまでの技術開発では、脱炭素社会への移行が困難であると思われ、先進国各国ではカーボンニュートラルを達成するために必要な技術開発や設備投資を促進する政策が立案されてきている³⁾。アメリカはカーボンニュートラルを達成するため、バイデン政権は、気候変動対策として「部門別の規制措置に関する公約」と「持続可能なインフラ・クリーンエネルギー投資に関する公約」を発表した。「持続可能なインフラ・クリーンエネルギー投資に関する公約」については、政権 1 期目の 4 年間でインフラ、自動車、公共交通、電力、建物・住宅、イノベーション、農業・自然保護等の分野に 2 兆ドルの投資を行うと発表した。EU は「環境配慮と経済成長の両立」および「2050 年にカーボンニュートラル実現」を目指すため、欧州グリーン・ディールの取り組みとして、「クリーンで安価・安全なエネルギー、クリーンな循環型経済の産業戦略、エネルギー・資源効率的な建築及び改修、持続可能なスマートモビリティ、生物多様性およびエコシステムの保全、農場から食卓まで、汚染ゼロ実現に向けた目標」等の政策分野に 10 年間で欧州投資銀行を主軸として官民合わせて約 1 兆ユーロの投資を確保し、研究開発から社会実装までの各段階を幅広くカバーしている⁴⁾。中国は政策を計画中であり、「中国低炭素発展戦略および移行シナリオに関する研究」において、既存政策、強化政策、2°C政策、1.5°C政策の 4 つの政策シナリオタイプをあげ、それぞれのシナリオ実現に必要な 2020 年~2050 年のインフラ関連の予想投資総額は、全体では約 71 兆元、100 兆元、127 兆元、174 兆元にのぼると発表した⁵⁾。

日本も 2015 年 10 月に発表された 2050 年カーボンニュートラル宣言を踏まえて、2020 年 12 月に、経済産業省が中心となる 10 の機関が、「2050 年カーボンニュートラルに伴うグリーン成長戦略」を策定した。この「グリーン成長戦略」は「温暖化への対応は経済成長の制約やコストであるという従来の発想を転換し、積極的な対策により産業構造や社会経済の変革をもたらし、経済と環境の好循環を作り出す産業政策である」⁶⁾。

グリーン成長戦略では、今後成長が期待される「14 の重要分野ごとに、高い目標を掲げた上で、現状の課題と今後の取組みを明記し、予算、税、規制改革・標準化、国際連携など、あら

ゆる政策を盛り込んだ実行計画を策定」している⁷⁾。温室効果ガスの排出量の8割以上を占めていること、2050年までに成長が期待され、国際的な競争力を強化できる分野であることと、目標達成によって経済効果や雇用効果が期待できることといった基準で、主にエネルギー関連産業、輸送・製造関連産業、家庭・オフィス関連産業から14分野を選定している。

政府がその関連政策の一環である「クライメート・トランジション・ファイナンスに関する基本指針」を策定している。パリ協定の実現には、世界的にも膨大な規模の投資額が必要とされ、日本政府は、「2050年カーボンニュートラル、脱炭素社会の実現に向けて、再エネ等の既に脱炭素の水準（グリーン）にある事業への取組みに加えて、温室効果ガス（GHG）多排出産業を中心に省エネ・燃料転換等を含む着実な脱炭素化に向けた移行（トランジション）への取組みに対するファイナンスが重要」であるとしている⁸⁾。経済産業省はトランジション・ファイナンス⁹⁾を推進するため、GHG排出量が多い産業に脱炭素社会の実現に向けて移行の方向性を示したロードマップを策定した。2021年度は鉄鋼、化学、セメント、電力、ガス、石油などの7分野のロードマップを策定した。このロードマップを参照して、金融機関等は企業が資金調達を行う際において脱炭素に向けた当該企業の戦略や取組みがトランジション・ファイナンスの対象者として適格かどうかを判断する¹⁰⁾。

本稿は、本節で述べた実態的・政策的背景を参考にして、サンプル選択時に特に、「クライメート・トランジション・ファイナンスに関する基本指針」に関わる企業を選定している。

3 先行文献レビューと仮説

本節では、先行研究レビューとして、企業の裁量行動に影響を与える要因に関する研究、政治的コスト仮説に関する研究、および気候変動問題に関する研究といった領域の研究を取り上げる。

企業の裁量行動は、経営者が財務報告および取引の構造化において自らの判断で財務報告を変更する際に発生する（Healy and Wahlen, 1999）。裁量行動については会計的裁量行動と実体的裁量行動の2つの側面から議論できる（岡部, 1994）。会計的裁量行動について、経営者は利益を調整するために用いる最も重要な手段として会計発生高（accruals）があり、状況に応じて利益を増加させたり減少させたりするような会計行動をとることによって、利益をコントロールする（4.2を参照されたい）。一般的に、経営者は裁量的発生高（discretionary accruals）を利用して利益を調整する。裁量行動に関する研究では裁量行動を判別するため、裁量的発生高を用いて研究モデルが構築されている。一方、実体的裁量行動について研究するための重要なポイントは、対象となる実体的裁量行動を反映する財務数値の水準や変化を利用して、実体的裁量行動の有無や程度を特定することである（山口, 2011）。これまで、実体的裁量行動を捕捉するモデルが展開され、山口（2011）では実体的裁量行動の実証研究がレビュー

されている。実体的裁量行動の実例として、押し込み販売、研究開発費や広告宣伝費等の削減、固定資産の売却などの実際の取引活動を変更するなどの行動があげられる（岡部, 1994）。

利害関係者をミスリードすること、投資家のリターンを歪曲すること、経済を弱める可能性があることから、企業の裁量行動は非倫理的な行動であると考えられている（Obid and Demikha, 2011）。Hearly and Wahlen（1999）は、裁量行動の発生理由として、資本市場の動機、契約の動機、規制の動機の3つを挙げ、それぞれのケースについて幅広く実証研究が行われていると指摘している。具体的には、資本市場の動機としては、株価を維持するためや予測利益を達成するためなどの理由で利益を調整することが挙げられる。契約の動機については、経営者と株主との報酬契約および債務契約である。例えば、経営者の報酬を維持するため利益を調整すること、配当制限条項の抵触を回避するため企業が利益を調整することなどが挙げられる。規制の動機については、独占禁止法などの政治的な規制や、税金の規制、業界の規制などがある。規制への抵触を逃れるために裁量行動を行うことが示されている。

政府や規制等が様々なグループ間の富の移転を実現する力を持っていることから、企業は、それに対応するために、メディアにおける社会的責任キャンペーン、政府へのロビー活動、利益を最小化するための集計手順の選択など、さまざまな工夫を行うとしている（Watts and Zimmerman, 1978, p. 115）。企業は、規制等から受けるマイナスの影響を最小限にするために、利益を低く調整する（Watts and Zimmerman, 1978; 1986）ことが「政治的成本仮説」と呼ばれる。このような理論に基づき、先行研究では、企業は潜在的な政治的成本に反応して利益減少型の裁量行動を実施する傾向があることが示されている（Cahan, 1992; Patten and Trompeter, 2003; Boland and Godsell, 2020）。

近年、環境問題はますます深刻化しており、気候変動問題に対処するための諸規制によって、企業が受ける政治的成本が以前よりはるかに高くなっていると考えられる。気候変動問題は、社会経済活動に大きな影響を与える可能性がある。たとえば、気候変動は固定資産に物理的なダメージを与え、資産の経済価値だけでなく、資産から生み出される将来のアウトプットも減少させるため、企業のパフォーマンスに大きな悪影響をもたらす（Huang *et al.*, 2018）。気候変動が資産の価値を低下させる経路は2点考えられる。一つ目は気温上昇に起因する気象災害が資産の価値低下を直接的に加速させることである。二つ目は資産の収益性、知識の生産性、労働生産性の低下により、発生するはずだったアウトプットが変化する可能性である（Graff Zivin and Neidell, 2014）。こうした気候変動リスクに強く晒される企業は、利益を下方修正する調整を行う可能性が高いことが示唆されている。気候変動問題に関わる企業が容易に世論に曝され、その企業が環境関連規制の対象となる可能性をさらに高めている。当局から規制される可能性を高めるような非難を受ける場合、企業はそれに応じて利益を減らすような裁量行動を行う可能性がある。先行研究により、業界規制の対象となりうるサンプル企業において利益減少型の裁量行動が発見されている（Key, 1997; Monem, 2003）。規制当局が気候

変動問題に関して規制を強化すれば、企業にとって政治的コストの増加につながることが予想される。

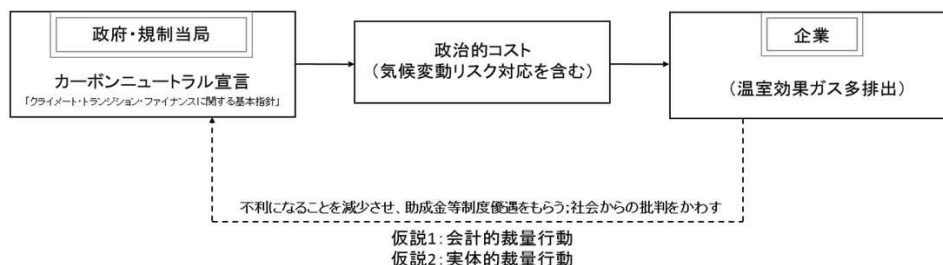
環境規制が企業の政治的コストにつながり、裁量行動をさらに活性化させることは、これまでの研究でも明らかにされている。例えば、米国では1980年の包括的環境対応・補償・復興法により、化学産業が有害化学廃棄物を浄化する義務があるとされ、浄化費用を賄うために、主に化学産業が資金を提供するスーパーファンドが設定された。当該スーパーファンドに起因する政治的コストに対応して、米国の化学企業は大幅な減益の裁量行動を行ったことが明らかにされている（Cahan *et al.*, 1997）。また、Johnston and Rock（2005）は、環境問題を政治的コストと結びつけ、浄化コストの責任企業が特定される時期の企業の裁量行動活動を調査し、潜在的責任当事者と特定され、浄化コストへの多額の支払いを避けるために、利益を減らす裁量行動を行ったことを明らかにしている。最近の研究では、Ding *et al.*（2021）は、気候変動リスクが企業の財務報告の選択に与える影響を調査し、気候変動リスクが高い国の企業は、会計的裁量行動および実体的裁量行動の両方に従事する可能性が高いことを示唆している。また、国レベルのガバナンスの質が当該2つの裁量行動に対する抑止効果を強化することも分かった。さらに、サブサンプル分析では、先進国企業、環境に敏感な産業に属する企業、損失を計上している企業において、気候変動リスクと裁量行動の関連性がより顕著であることも示唆された。Yang and Tang（2022）は大気汚染が裁量行動に及ぼす影響を推計し、大気汚染による政治的コストを軽減するために、大気汚染企業は利益減少型裁量行動によって、もっともらしい低い水準に向かって利益を操作するという研究結果が得られた。Jiang *et al.*（2022）は、大気汚染と会計的裁量行動の因果関係を調査し、大気汚染が強くなると、企業はより多くの裁量行動を行うことが示された。さらに、世論に関連した政治的コストが裁量行動に影響する研究としてHan and Wang（1998）がある。当該研究では、イラク軍によるクウェート侵攻を契機として石油およびガソリンの価格が高騰した時期の1990年において、アメリカの石油精製会社が利益減少型の裁量行動を行っていたことを示した。Han and Wang（1998）は異常事態の発生により製品価格が急上昇している企業が便乗値上げや儲けすぎの批判を回避し、それに関する政治的圧力を最小にするため利益減少する裁量的会計行動を行なったと主張している。

気候変動問題に対処するためのカーボンニュートラル宣言という新たな環境規制が企業の財務報告実務の重要な側面である裁量行動に影響を与えと考えられる。規制当局は、政策実現のために関連企業（特にGHG多排出産業）に対して規制を強める動機を持つ。政治的コスト仮説の論理によれば、①カーボンニュートラル規制によって企業にとっての潜在的コストが存在すること、②規制当局の判断にはカーボンニュートラル規制を受ける産業の利益が目安となるものに含まれること、そして③規制当局の判断結果に対する相対的不確実性があることがいえる。そこで、カーボンニュートラル規制を受ける企業は2020年には「許容範囲」の下限で利益を報告するインセンティブがあると予測される。一方、コストはすべての関連産業にとって等

しくないことから、利益減少型の裁量行動を行うインセンティブは産業間によって異なっていくことが予想される。

これまでの先行研究レビューおよび本稿における仮説を図表化したのが図 1 である。まず、政府や規制当局が 2020 年カーボンニュートラル宣言をしたが、その関連政策として、「クライメート・トランジション・ファイナンスに関する基本指針」もある。当該規制の動きが Watts and Zimmerman (1978; 1986) に代表されるような「政治的成本仮説」を通じて、企業（特に GHG 多排出企業）に影響を及ぼし、それらの企業が不利になるような規制等が生じる可能性を減少させ、助成金等の優遇措置を受けやすくする (Watts and Zimmerman, 1986, p. 231) ように、政府や規制当局に働き続ける構造である (図 1)。また、企業（特に GHG 多排出企業）がカーボンニュートラルに十分に取り組んでいないのに利益が大きいと、社会からの批判を受けやすくなるし、そのことが炭素税などの環境規制の導入を促進させる可能性があり、さらに、環境コストの内部化が不十分であるとの批判も考えられ、社会からの批判をかわすため、裁量行動を行うとも考えられる (図 1)。企業による裁量行動が会計的・実体的の両面があることから、ここでは、2つの側面から仮説を検討する。

図 1 カーボンニュートラル宣言と企業の裁量行動における仮説



第 1 に、会計的裁量行動の観点で、カーボンニュートラルをめぐる議論は 2016 年の「パリ協定」によって脱炭素社会実現への取り組みが世界規模で加速化している。日本では政府が 2020 年 10 月にカーボンニュートラル実現を宣言し、関連する政策が打ち出されている。こうした動きに呼応して環境税などの環境関連規制も議論されているため、カーボンニュートラル規制の影響を受ける可能性の高い企業 (GHG 多排出企業) は、2020 年からそれまでよりも利益減少型の裁量行動を行うインセンティブを持つと予想される (図 1)。そこで本稿では、以下の仮説を設定する。

H1: カーボンニュートラル規制の影響を受ける企業 (GHG 多排出企業) は、コントロール企業と比べ、2020 年度から利益減少型の会計的裁量行動を行う傾向がある。

第 2 に、実体的裁量行動の観点で、脱炭素に向けた企業の戦略・取り組みがトランジション・ファイナンスに適合しない企業は、規制により金融機関等からの資金調達が困難になり、企業

の存続にも影響すると考えられる。一方で、社会的にはカーボンニュートラル実現のための積極的な活動が期待されているため、当該規制を受けやすい企業は自発的に、将来のために関連研究開発や設備投資を行い、償却を通じて費用が増額することで、利益減少につながる可能性も考えられる。そこで本稿では、以下の仮説を設定する。

H2a：カーボンニュートラル規制の影響を受ける企業（GHG 多排出企業）は、コントロール企業と比べ、2020 年度から研究開発費が多く計上される傾向がある。

H2b：カーボンニュートラル規制の影響を受ける企業（GHG 多排出企業）は、コントロール企業と比べ、2020 年度から設備投資額が多く計上される傾向がある。

4 研究方法

4.1 サンプルの選定

本稿の企業サンプルは、2021 年度に策定されたトランジション・ファイナンス推進のためのロードマップの対象経済産業分野の製造業（エネルギー系・素材系）である。つまり、鉄鋼、化学、セメント、石油、パルプ・紙の5分野からサンプル企業（GHG排出の多い企業）を抽出する。

2016 年の「パリ協定」の採択を契機として、脱炭素社会実現への取り組みが世界規模で加速化している。また、カーボンニュートラル宣言の前の数年間は気候変動に関する取り組みが既に進展していたため、企業はその前より行動する可能性がある。そこで本稿では、2016-2022 年度の企業サンプルを調査対象とし、財務諸表データは日本経済新聞社『NEEDS-Financial QUEST』より入手した。これらのサンプルは決算期間が 12 ヶ月であること、調査に必要なデータが取得可能であることを必須条件とする。以上の条件でサンプリングを行なったところ、最終的に 72 社のサンプルが調査対象となった。これらのサンプル企業はなるべく影響力が大きい企業を抽出している。例えば、化学業界において石油化学に欠かせない企業を選択している。

表1 サンプル企業とコントロール企業の業種の分布

サンプル企業			コントロール企業		
業種	CO2排出量 ^(注1)	サンプル数	業種	CO2排出量 ^(注1)	サンプル数
化学	156	30 (41.67%)	食品	20	5 (6.94%)
石油	83	5 (6.94%)	繊維	8	9 (12.50%)
鉄鋼	155	13 (18.06%)	非鉄金属製品	7	13 (18.06%)
パルプ・紙	21	9 (12.50%)	電気機器		30 (41.67%)
窯業	29	15 (20.83%)	精密機器	6 ^(注2)	6 (8.33%)
			医薬品		3 (4.17%)
			その他製造		6 (8.33%)
合計		100 (100%)	合計		100 (100%)

(注1) 出所：経済産業省 2019年度 総合エネルギー統計

※ (簡易表) 炭素単位表における「総合計/帰属排出」を44/12倍した値；単位：MtCO2

(注2) 電気機器、精密機器、医薬品、その他製造の合計値

表 2 サンプル企業とコントロール企業の総資産（年度別）の基本統計量

	総資産 (TA) 百万円	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	N
2016 年度	サンプル企業	991,766	558,899	1,413,380	53,692	7,261,923	72
	コントロール企業	1,072,343	587,184	1,589,322	44,331	9,663,917	72
	t値 (p値)	-0.322 (0.748)					
2017 年度	サンプル企業	1,064,844	582,146	1,572,834	55,454	8,457,555	72
	コントロール企業	1,132,903	618,129	1,671,936	52,664	106,603	72
	t値 (p値)	-0.252 (0.802)					
2018 年度	サンプル企業	1,117,428	613,445	1,632,606	58,455	8,477,811	72
	コントロール企業	1,133,354	628,425	1,622,715	57,278	9,626,592	72
	t値 (p値)	-0.059 (0.953)					
2019 年度	サンプル企業	1,131,148	618,598	1,586,702	57,495	8,011,292	72
	コントロール企業	1,151,176	647,043	1,640,213	58,564	9,930,081	72
	t値 (p値)	-0.075 (0.941)					
2020 年度	サンプル企業	1,192,068	652,075	1,627,917	64,177	8,058,818	72
	コントロール企業	1,251,261	661,259	1,883,840	59,903	1,852,853	72
	t値 (p値)	-0.202 (0.840)					
2021 年度	サンプル企業	1,327,020	669,577	1,869,866	63,062	9,648,219	72
	コントロール企業	1,390,159	697,964	2,159,753	61,409	13,887,502	72
	t値 (p値)	-0.188 (0.852)					

表 1 には、サンプル企業の業種分布が示されている。また、コントロールサンプルとして、グリーン成長戦略およびトランジション・ファイナンス推進ロードマップの非対象分野の製造業で GHG 排出の少ない企業を選定した。Cahan *et al.* (1997) を参考して、これらの企業は、金融業（銀行、証券、保険およびその他金融業）を除く上場企業であり、総資産が最も近い企業を選び、規模を一致させた。表 2 ではサンプル企業とコントロール企業の総資産（年度別）の基本統計量、およびこれらの平均値の差の検定（t 検定）の結果を示している。検定結果として、サンプル企業とコントロール企業の総資産額はおおよそ同等となり、差異が有意ではなかった。サンプル企業とコントロール企業の比較により、本稿の対象企業の裁量的会計行動を検証できると考えられる。

4.2 裁量的会計発生高の推定

本稿においては企業の経営者の会計的裁量行動の代理変数として裁量的会計発生高 (Discretionary Accruals: DAC) を用いることとする。裁量的会計発生高 (DAC) は会計利益の中で企業経営者が裁量できる部であり、会計発生高 (Accruals; Total Discretionary Accruals: TAC) から非裁量的会計発生高 (NDAC) を控除することで算定される。また、会計

発生高は、会計利益から営業活動によるキャッシュフローを控除した差額である。会計利益、営業活動によるキャッシュフロー、会計発生高 (TAC)、非裁量的会計発生高 (NDAC)、裁量的会計発生高 (DAC) の関係を表すと、図 2 のようになる (須田・山本・乙政, 2007)。

図 2 裁量的会計発生高と会計利益の関係

$$\begin{aligned} \text{会計利益} &= \text{営業活動によるキャッシュフロー} + \text{会計発生高} \\ &= \text{営業活動によるキャッシュフロー} + \text{非裁量的会計発生高} + \text{裁量的会計発生高} \end{aligned}$$

出所：須田・山本・乙政 (2007, 90 頁) を参照し、筆者作成。

須田・山本・乙政 (2007) によれば、会計発生高の算定方法は 2 つがある。1 つは、会計利益から営業活動によるキャッシュフローを控除する方法である ((1) 式)。もう 1 つは、会計発生高の計算要素を個別に加算・減算していく方法である ((2) 式)。キャッシュフロー計算書が入手できることから、本稿は (1) 式を用いて会計発生高を算定する。

$$\text{会計発生高} = \text{税引後経常利益} - \text{営業活動によるキャッシュフロー} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} &= (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) - \\ &\quad (\Delta \text{長期性引当金} + \Delta \text{減価償却費}) \end{aligned} \quad (2)$$

また図 2 から確認できるように、裁量的会計発生高を算定するためには、(1) 式で計算された会計発生高より、非裁量的発生高を控除する必要がある、そのため非裁量的発生高を推定する必要がある。これまでに様々な推定手法が開発されてきている。Jones (1991) が開発された「Jones モデル」を初め、それに基づき、Dechow *et al.* (1995) が「修正 Jones モデル」を提案し、更に、Kasznik (1999) が「CFO 修正 Jones モデル」を提唱した ((3) (4) (5) 式を参照されたい)。

$$\text{「Jones モデル」：会計発生高}_j = \alpha + \beta_1 \Delta \text{売上高}_j + \beta_2 \text{償却性固定資産}_j + \varepsilon_j \quad (3)$$

$$\text{「修正 Jones モデル」：会計発生高}_j = \alpha + \beta_1 (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{売上債権})_j + \beta_2 \text{償却性固定資産}_j + \varepsilon_j \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{「CFO 修正 Jones モデル」：会計発生高}_j &= \alpha + \beta_1 (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{売上債権})_j + \beta_2 \text{償却性固定資産}_j + \\ &\quad \beta_3 \Delta \text{営業活動によるキャッシュフロー}_j + \varepsilon_j \end{aligned} \quad (5)$$

須田・首藤 (2004) により「CFO 修正 Jones モデル」((5) 式) のほうが日本のデータに当てはまりが良いと示されていることから、本稿では、「CFO 修正 Jones モデル」を用いて、同一

産業のクロスセクション型推定を行い、非裁量的会計発生高を計算する。具体的には、まず、(1) 式を (6) 式に書き換え会計発生高 (TAC) を求める考え方とする。次に、以下のよう手順で行う。まず、(5) 式を具体的に書き換えたものとして、TAC を被説明変数とし、(7) 式の「CFO 修正 Jones モデル」に基づき重回帰分析を行い、各変数のそれぞれの回帰係数を推定する。次に、推定されたそれぞれの係数を (8) 式に代入し、各企業のその期の実績値も代入し非裁量的会計発生高 (NDAC) の推定値を求める。最後に、各年の TAC の実績値から、モデルから導かれた推定値 (NDAC) をマイナスし、裁量的会計発生高を求める ((9) 式)。また、(6) ~ (9) 式において、分散不均一性 (heteroscedasticity) 問題を緩和させるためそれぞれの変数を前期末の総資産でデフレートさせている。

$$TAC_{i,j}/TA_{t-1,j} = EAR_{i,j}/TA_{t-1,j} - CFO_{i,j}/TA_{t-1,j} \quad (6)$$

$$TAC_{i,j}/TA_{t-1,j} = \alpha_0 (1/TA_{t-1,j}) + \beta_1 (\Delta SALES_{i,j} - \Delta REV_{i,j}) / TA_{t-1,j} + \beta_2 PPE_{i,j} / TA_{t-1,j} + \beta_3 \Delta CFO_{i,j} / TA_{t-1,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (7)$$

$$NDAC_{i,j}/TA_{t-1,j} = \hat{\alpha}_0 (1/TA_{t-1,j}) + \hat{\beta}_1 (\Delta SALES_{i,j} - \Delta REV_{i,j}) / TA_{t-1,j} + \hat{\beta}_2 PPE_{i,j} / TA_{t-1,j} + \hat{\beta}_3 \Delta CFO_{i,j} / TA_{t-1,j} \quad (8)$$

$$DAC_{i,j}/TA_{t-1,j} = TAC_{i,j}/TA_{t-1,j} - NDAC_{i,j}/TA_{t-1,j} \quad (9)$$

ただし、TAC=会計発生高；TA=総資産；EAR=税引後経常利益；CFO=営業活動によるキャッシュフロー；SALES=売上高；PPE=償却性固定資産； ε =誤差項；REV=売上債権； Δ =(t-1) 年から t 年間の変動；NDAC=非裁量的会計発生高；DAC=裁量的会計発生高；右下のそれぞれの添字は、年度および企業を示している。

本稿で注目する裁量的会計発生高は正と負の両方の値を取る可能性がある。裁量的会計発生高の値が正の場合は経営者が利益増加型の裁量行動をとろうとしていることを意味し、負の場合には経営者が利益減少型の裁量行動をとろうとしていることを意味している。

4.3 研究開発に関する変数 (RDE)、設備投資に関する変数 (CAPEX)

日本経済新聞社『NEEDS-Financial QUEST』より入手した「財務 (短信・有報) データベース」では、研究開発費と設備投資額がそれぞれ開示され、それらを研究開発に関する変数 (RDE) と設備投資に関する変数 (CAPEX) として利用する。裁量的会計発生高と同様に、それぞれの説明変数を前期末の総資産でデフレートさせる。つまり、 $RDE_{i,j}/TA_{t-1,j}$ および $CAPEX_{i,j}/TA_{t-1,j}$ となる。本稿では、カーボンニュートラル達成宣言の 2020 年度とその後 2021 年度において、コントロール企業よりサンプル企業の研究開発費または設備投資額が多い傾向にあると予想している (H2a; H2b)。

4.4 主たる分析手法と追加検証に用いる分析手法

本稿では、差分の差分 (Difference-in-Difference: DID) 法を主たる分析手法とし、仮説 1 および 2 に対して検証していく。DID 法は施策の効果の因果関係を統計的に評価する際などに活用されている (伊藤, 2017)。具体的には、一般的な DID 法の分析モデル (式 (10)) を使って、コントロール変数 (Covariates_{*j*}) を用いないで回帰分析を行う¹¹⁾。次に、 Y_j を $DAC_{t,j}/TA_{t,j}$, $RDE_{t,j}/TA_{t,j}$, $CAPEX_{t,j}/TA_{t,j}$ に書き換えると、式 (11) (12) (13) になる。DID 法の結果について、注目すべきはダミー変数 $Treat_j$ とダミー変数 $Post_t$ の交差項 ($Treat_j \times Post_t$) の係数の α_3 の有意性となるが、その他の係数も確認することができる。仮説 1 を検証するのに、(11) 式における係数の α_3 の有意性が注目され、有意であれば仮説 1 が支持される。また、仮説 2 を検証するのに、(12) および (13) 式における係数の α_3 の有意性が注目され、それぞれ有意であれば仮説 2 が支持される。

$$Y_j = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_j \times Post_t + \alpha_4 Covariates_j + \varepsilon_{t,j} \quad (10)$$

$$DAC_{t,j}/TA_{t,j} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_j \times Post_t + \varepsilon_{t,j} \quad (11)$$

$$RDE_{t,j}/TA_{t,j} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_j \times Post_t + \varepsilon_{t,j} \quad (12)$$

$$CAPEX_{t,j}/TA_{t,j} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_j \times Post_t + \varepsilon_{t,j} \quad (13)$$

ただし、 $Treat_j$: 企業 j が処置群に属することを示すダミー変数 (GHG 多排出企業 (サンプル企業) = 1; GHG 少排出企業 (コントロール企業) = 0); $Post_t$: 時間 t が処置後であることを示すダミー変数 (カーボンニュートラル宣言後 = 1; カーボンニュートラル宣言前 = 0)

また、追加検証に用いる分析手法は、主に Cahan *et al.* (1997) を参考にし、差の検定を用い、 t 値に注目する。

5 分析結果

5.1 基本統計量

表 3 は、本稿における 2 つの仮説を検証するために用いた回帰分析 (具体的に式 (7) ~ (9) および式 (11) ~ (13)) における変数などの基本的統計量を示すものである。仮説 1 および 2 に合わせて、2016-2019 年度および 2020-2021 年度におけるサンプル企業 vs. コントロール企業の差の検定結果も列記している。表 3 から 3 点が読み取れる (総資産 TA をコントロールした変数を重視する)。第 1 に、総資産 TA について、サンプル企業 vs. コントロール企業の差がないことが確認できることから、表 2 と同様に、本稿におけるサンプル企業とコントロール企業のペアリングの有効性が確認できる。

第 2 に、仮説 1 にかかわり、裁量的会計発生高変数 (TAC/TA および DAC/TA) に注目すると、裁量的発生高についてはサンプル企業がコントロール企業よりも利益減少型を採用する傾向 (たとえば、2020-2021 年度平均値 -0.008 対 0.007 ; -0.010 対 0.005) があることがわかった。また、2020-2021 年度のほうが 2016-2019 年度より当該差における有意性が増加している (たとえば、DAC/TA 平均値の差の検定の t 値が 2.116 から 3.438 に増加) ことも確認できる。

第 3 に、仮説 2 にかかわり、研究開発費変数 (RDE/TA) に注目すると、研究開発費については、サンプル企業がコントロール企業より有意に少ない (平均値の差の検定の t 値が 10.3 あるいは 6.9 である。) ことがわかり、それが研究開発費そのもの (RDE) を見た場合でも同様な傾向である。また、仮説 2 にかかわり、設備投資変数 (CAPEX/TA) に注目すると、サンプル企業は、コントロール企業よりも有意に多くの設備投資をしていることがわかった (平均値の差の検定の t 値が -3.3 あるいは -2.3 である)。

表 3 は基本統計量の全容であり、仮説 1 および 2 に対して予備的見解を示すものであるが、詳しい分析については、5.2 の主たる分析結果および 5.3 の追加的検証結果に委ねる。また回帰モデル (7) 式の業種別・年度別の推定結果を付録 1、また年度別の DAC/TA ; RDE/TA ; CAPEX/TA の基本統計量を付録 2 で確認できる。

表3 基本統計量と差の検定

	TA	SALES	PPE	GPO	EAR	REV	RDE	CAPEX	TAC/TA	PPE/TA	ΔCFO/TA	RDE/TA	CAPEX/TA	NAC/TA	DAC/TA
サンプル企業 2016-2019年度	企業年度 (N)	288	288	288	288	288	284	279	286	286	284	282	277	284	284
	平均値	1,076,297	912,921	263,890	77,070	168,737	18,904	56784	-0.004	0.256	0.000	0.016	0.055	-0.001	-0.003
	中央値	576,722	416,329	130,256	39,770	88,675	5,838	30440	-0.006	0.265	0.001	0.011	0.054	0.001	-0.005
	標準偏差	1,546,413	1,497,584	398,708	108,609	224,359	33,348	80752	0.042	0.084	0.038	0.013	0.022	0.033	0.030
	最小値	53,692	26,333	937	-421,024	4,961	4	805	-0.140	0.001	-0.205	0.000	0.011	-0.091	-0.101
	最大値	8,477,811	11,129,630	2,392,871	707,106	1,435,481	174,320	481310	0.273	0.564	0.182	0.059	0.127	0.258	0.122
コントロールド企業 2016-2019年度	企業年度 (N)	289	289	289	289	289	289	284	286	286	284	286	281	284	284
	平均値	1,122,421	992,024	193,981	84,747	85,580	209,293	54,623	0.001	0.190	0.003	0.036	0.048	-0.001	0.002
	中央値	617,461	438,026	96,353	38,420	38,473	13,208	22,939	0.001	0.174	-0.001	0.028	0.042	-0.002	0.003
	標準偏差	1,620,227	1,631,922	287,759	119,491	122,460	369,055	86,153	0.039	0.087	0.034	0.030	0.027	0.022	0.033
	最小値	44,331	13,574	4,939	-142,148	6,072	29	332	-0.186	0.011	-0.134	0.000	0.005	-0.080	-0.160
	最大値	106,603	9,480,619	1,774,856	727,168	770,354	507,827	436,452	0.147	0.530	0.129	0.157	0.188	0.076	0.134
t値	0.350	0.607	-2.416**	0.807	1.9288*	1.594	5.362**	-0.307	1.581	-0.284	0.906	10.302***	-3.256**	-0.101	2.116**
z値	0.544	0.808	-2.675***	0.928	1.815*	-0.040	5.366***	-1.290	2.178**	-0.358***	0.380	9.328***	-4.262***	-0.150	2.746***
サンプル企業 2020-2021年度	企業年度 (N)	144	144	144	144	144	142	141	144	144	144	142	141	144	144
	平均値	1,259,544	955,029	308,131	88,101	185,702	20,332	60,881	-0.008	0.263	-0.006	0.016	0.051	0.002	-0.010
	中央値	652,075	377,071	143,129	41,620	26,793	5,981	33,361	-0.008	0.273	-0.003	0.012	0.049	-0.001	-0.009
	標準偏差	1,748,242	1,546,100	437,531	124,569	162,194	34,228	85,269	0.047	0.082	0.043	0.013	0.019	0.039	0.032
	最小値	63,062	27,816	7,455	-31,999	-58,620	6,450	1,268	-0.145	0.035	-0.216	0.000	0.017	-0.092	-0.129
	最大値	9,648,219	1,921,759	2,294,584	679,094	965,635	1,498,469	474,489	0.196	0.522	0.104	0.049	0.133	0.186	0.106
コントロールド企業 2020-2021年度	企業年度 (N)	144	144	144	144	144	143	143	144	144	144	143	143	144	144
	平均値	1,320,710	998,702	230,478	94,556	104,457	229,052	51,506	0.007	0.196	-0.002	0.032	0.044	0.003	0.005
	中央値	680,135	448,270	114,337	40,155	44,718	92,985	23,300	0.006	0.183	-0.007	0.029	0.040	-0.004	-0.001
	標準偏差	2,020,602	1,609,786	349,964	135,211	166,378	421,089	74,669	0.050	0.086	0.041	0.024	0.030	0.034	0.039
	最小値	59,903	12,322	-5,100	103,660	-56,174	3,998	258	-0.118	0.009	-0.207	0.000	0.002	-0.084	-0.085
	最大値	13,887,502	10,264,602	2,047,116	793,128	1,169,690	2,978,149	388,700	0.275	0.475	0.160	0.111	0.239	0.183	0.150
t値	0.275	0.235	-1.663*	0.421	0.941	1.066	3.598**	-0.986	2.650***	-6.798***	0.813	6.921***	-2.343**	0.160	3.438***
z値	0.224	0.498	-1.999**	0.260	1.902*	-0.106	3.475***	-1.134	2.697***	-6.690***	-0.030	6.249***	-3.928***	0.325	3.325***

注：***は、それぞれ両側検定0.01、0.05、0.01の有意水準を指している。t値は平均値の差の検定の統計量；z値はウィルコクソン順位和検定の統計量。変数については、下記のようになる。
TAC＝会計発生高；TA＝総資産；EAR＝税引後経常利益；GPO＝営業活動によるキャッシュフロー；SALES＝売上高；PPE＝固定資産；REV＝売上債権；NAC＝非裁量の会計発生高；
RDE＝研究開発費に関する変数；CAPEX＝設備投資に関する変数。また変数が割る「TA」のところ（右側から7個のカラム）の「TA」は前年度のTAである。なお、データがないところについて、
データ数を「0」と数えるところがある。

5.2 主たる分析結果：差分の差分（Difference-in-Difference: DID）法による

表 4 では、4.4 で示した (11) (12) (13) 式の推定結果が順に示されている。DAC_{t,j}/TA_{t-1,j} の Treat×Post_t の α_3 は -0.009 であり、t 値 (-1.87) が 10% 水準であるものの有意であり、仮説 1 を支持するやや弱い証拠を提示している。

表 4 サンプル企業とコントロール企業の差分の差分（DID）分析

変数	DAC _{t,j} /TA _{t-1,j}		RDE _{t,j} /TA _{t-1,j}		CAPEX _{t,j} /TA _{t-1,j}	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
Constant	0.002 (0.002)	1.180	0.036 (0.001)	27.620***	0.048 (0.001)	32.580***
Treat	-0.006 (0.003)	-2.020**	-0.020 (0.002)	-10.830***	0.007 (0.002)	3.230***
Post	0.002 (0.003)	0.660	-0.004 (0.002)	-1.840*	-0.004 (0.003)	-1.680*
Treat×Post	-0.009 (0.005)	-1.870*	0.004 (0.003)	1.230	0.000 (0.004)	0.060
N	856		853		842	
Adj. R2	0.022		0.153		0.022	

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1；括弧内は標準偏差

一方、RDE_{t,j}/TA_{t-1,j} と CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j} の Treat×Post_t の α_3 は 0.004 と 0.000 であり、t 値 (1.23, 0.06) が両方とも有意ではなかった。これら交差項が有意でないため、仮説 2a および仮説 2b は支持されない。一方、(12) 式において、Treat の係数がマイナスで有意であり、Post の係数がマイナス有意であることは、GHG 多排出企業が研究開発費について、コントロール企業と比べて少なく、それがカーボンニュートラル宣言後にさらに少なくなっていることを示している。また、同様に、(13) 式において、Treat の係数がプラス有意で、Post の係数がマイナス有意であることは、GHG 多排出企業が設備投資額について、コントロール企業と比べて多く、それがカーボンニュートラル宣言後に少し少なくなっていることとして理解できる。

5.3 仮説 1 に関する追加的検証：カーボンニュートラル宣言後会計的裁量行動について

本稿では仮説 1 に関わる追加的検証方法について Cahan *et al.* (1997) を参考にしている。まず、サンプル企業における 2016 年度から 2021 年度までの裁量的会計発生高の推定値を表 5 にまとめている。表 5 から 2 点が読み取れる。(1) サンプル企業において、2016 年度、2017 年度、2018 年度では、裁量的会計発生高の推定平均値は -0.001, -0.003, -0.002 であり、t 検定は有意ではなかった。(2) 2019 年度では、裁量的会計発生高の推定平均値は -0.007 であり、t 値 (-1.722) の両側検定に基づき 10% 水準で有意であった。2020 年度では、裁量的会計

発生高の推定平均値は-0.011であり、t 値 (-2.839) の両側検定に基づき 1%水準で有意であった。2021 年度では、裁量的会計発生高の推定平均値は-0.009 であり、t 値 (-2.44) の両側検定に基づき 5%水準で有意であった。これらの結果は、2019 年度からサンプル企業が通常より利益減少型の裁量行動を実施したことが示唆されている。つまり、有意水準は僅かだが、カーボンニュートラル宣言の前年度からサンプル企業では既に減少型の裁量行動が実施されている。

表 5 サンプル企業の裁量的会計発生高の t 検定

	DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}					
	2016 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2020 年度	2021 年度
平均値	-0.001	-0.003	-0.002	-0.007	-0.011	-0.009
(t 値)	(-0.404)	(-0.934)	(-0.506)	(-1.722)*	(-2.839)***	(-2.440)**
中央値	-0.005	-0.005	-0.009	-0.004	-0.007	-0.011
最小値	0.029	0.029	0.029	-0.101	-0.129	-0.107
最大値	-0.083	-0.067	-0.062	0.069	0.056	0.106
標準偏差	0.122	0.078	0.081	0.033	0.032	0.031
サンプル数	71	70	71	72	72	72

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 6 コントロール企業の裁量的会計発生高の t 検定

	DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}					
	2016 年度	2017 年度	2018 年度	2019 年度	2020 年度	2021 年度
平均値	0.002	-0.002	0.007	0.002	0.005	0.004
(t 値)	(0.632)	(-0.405)	(1.691)*	(0.435)	(1.225)	(0.771)
中央値	0.005	-0.002	0.006	0.002	0.012	-0.003
最小値	0.030	0.033	0.034	-0.160	-0.080	-0.085
最大値	-0.092	-0.079	-0.087	0.095	0.102	0.150
標準偏差	0.068	0.098	0.134	0.035	0.036	0.043
サンプル数	70	70	72	72	72	72

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

また、コントロール企業の裁量的会計発生高の同時期における結果を示しているのが表 6 である。これは、本稿のサンプル企業は GHG 多排出の企業に集中しているため、2019 年度からの有意な負の裁量的会計発生高の推定平均値は気候変動取り組みとは無関係の経済全体の影響によるものである可能性があることから、コントロール企業の裁量的会計発生高についても検証する必要がある。表 6 では、コントロール企業において、2016 年度から 2021 年度までの裁量的会計発生高の推定値が示されている。2017 年度以外は裁量的会計発生高の平均値は正であり、2018 年度を除いて t 検定は有意ではなかった。この結果から、コントロール企業は 2018 年度が少しプラス方向で利益調整する傾向だったが、その他の年度は利益調整が存在しないことを示唆している。

表 7 サンプル企業とコントロール企業の裁量的会計発生高の差の t 検定

サンプル企業 - コントロール企業 $\Delta DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$						
年度	2016	2017	2018	2019	2020	2021
平均値の差 (t 値)	-0.003 (-0.663)	-0.001 (-0.206)	-0.009 (-1.616)	-0.008 (-1.480)	-0.016 (-2.668)***	-0.013 (-2.024)**

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 7 は、サンプル企業とコントロール企業の裁量的会計発生高の差の t 検定結果を示している。2016 年度から 2019 年度までは、サンプル企業とコントロール企業の裁量的会計発生高の差の推定平均値は-0.003, -0.001, -0.009, -0.008 であり、t 値の両側検定に基づき有意な結果ではなかった。2020 年度では、サンプル企業とコントロール企業の裁量的会計発生高の差の推定平均値は-0.016 であり、t 値 (-2.668) の両側検定に基づき 1%水準で有意であった。2021 年度では、サンプル企業とコントロール企業の裁量的会計発生高の差の推定平均値は-0.013 であり、t 値 (-2.024) の両側検定に基づき 5%水準で有意であった。これらの結果は、2020 年度からコントロール企業と比べ、サンプル企業は利益減少型の裁量行動を採用する傾向があったことを示唆している。

以上の追加的検証による結果からは仮説 1 がおおむね支持されていると理解できる。

5.4 仮説 2 に関する追加的検証：カーボンニュートラル宣言後実体的裁量行動について

本稿では研究開発費と設備投資額の水準や変化を利用して、実体的裁量行動の有無や程度を特定する。表 8 は、サンプル企業とコントロール企業の研究開発費の差の t 検定結果を示している。2016 年度から 2021 年度まで、サンプル企業とコントロール企業の研究開発費の差の推定平均値は-0.019, -0.019, -0.019, -0.019, -0.016, -0.017 であり、t 値の両側検定に基づき 1%水準で有意であった。これらの結果は、6 年ともコントロール企業と比べ、サンプル企業の研究開発費は少ない傾向があったことを示唆している。

表 8 サンプル企業とコントロール企業の研究開発費の差の t 検定

サンプル企業 - コントロール企業 $\Delta RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$						
年度	2016	2017	2018	2019	2020	2021
平均値の差 (t 値)	-0.019 (-4.864)***	-0.019 (-5.144)***	-0.019 (-5.303)***	-0.019 (-5.273)***	-0.016 (-4.569)***	-0.017 (-4.696)***

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表9 サンプル企業とコントロール企業の設備投資額の差のt検定

		サンプル企業 − コントロール企業 $\Delta \text{CAPEX}_{t,j} / \text{TA}_{t-1,j}$				
年度	2016	2017	2018	2019	2020	2021
平均値の差	0.002	0.006	0.009	0.011	0.010	0.004
(t 値)	(0.387)	(1.296)	(2.174)**	(2.519)**	(2.470)**	(0.703)

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表9は、サンプル企業とコントロール企業の設備投資額の差のt検定結果を示している。2016年度、2017年度、2021年度では、サンプル企業とコントロール企業の設備投資額の差の推定平均値は0.002、0.006、0.004であり、t値の両側検定に基づき有意な結果ではなかった。2018年度、2019年度、2020年度では、サンプル企業とコントロール企業の設備投資額の差の推定平均値は0.009、0.011、0.010であり、t値の両側検定に基づき5%水準で有意であった。これらの結果は、2018年度、2019年度と2020年度においては、コントロール企業と比べ、サンプル企業の設備投資額は多い傾向があったことを示唆しているが、2016年度、2017年度、2021年度ではコントロール企業と比べ、サンプル企業の設備投資額が多い傾向は見られなかった。

以上の追加的検証による結果からは仮説2が支持されていないと理解できる。

7 結論

本稿では、2020年のカーボンニュートラル宣言に関わってGHG多排出企業の裁量行動について分析した。カーボンニュートラル宣言という政治的動きにより、政治的コストが発生し、それに対応するためにGHG多排出企業が会計的・実体的裁量行動を行うかもしれないことをシナリオ（図1）として2つの仮説として立て（3節）、検証を試みた。

会計的裁量行動を確認するための仮説1（カーボンニュートラル規制の影響を受ける企業（GHG多排出産業）はコントロール企業と比べ、2020年度から利益減少型会計的裁量行動を行う傾向がある。）について、おおむね支持される検証結果であった。まず、主たる分析結果（表4）によれば、2020年度以降では、裁量的会計発生高について、サンプル企業がコントロール企業よりも減少傾向にあることが、DID分析手法の下で確認された。また、仮説1について追加的検証を行った結果、カーボンニュートラル宣言後、関連企業（GHG多排出企業）は2019年度から利益減少型会計的裁量行動を取り始め、2020年度から利益減少型会計的裁量行動を行ったが、2018年度以前には裁量的会計発生は有意でなかった（表7を含む5.3を参照されたい）。それに対して、コントロール企業（GHG排出少排出企業）では、6年間とも利益減少型会計的裁量行動が行われていなかった（表6）。

また実体的裁量行動を確認するための仮説 2（カーボンニュートラル規制の影響を受ける企業（GHG 多排出の企業）はコントロール企業と比べ、2020 年度から研究開発費または設備投資額が多い傾向がある。）について、一貫した検証結果が得られなかった。まず、主たる分析結果（表 4）によれば、2020 年度以降では、研究開発費または設備投資額について、サンプル企業がコントロール企業よりも減少傾向にあることが DID 分析手法の下で、確認されなかった。

一方、仮説 2 についての追加的検証結果を加えると、研究開発費についてサンプル期間の 2016-2022 年度の 6 年間とも GHG 少排出企業と比べ、GHG 多排出企業の研究開発費は少ない傾向があったことを示唆している（表 4；表 8）。さらに設備投資額について、2018-2020 年度においては、GHG 少排出企業に比べ GHG 多排出企業の設備投資額は、増加する傾向があったが、2016-2017 年度、2021 年度においては当該傾向がなかったこともわかった（表 9）。

本稿の分析結果からは、規制を受けやすい企業が潜在的政治的成本（気候変動リスク対応や世論への対応を含む）を嫌い、利益減少型会計的裁量行動を取っていることが確認できた。一方、これらの企業は将来のために行う行動（現状）が異なっており、研究開発費については GHG 多排出企業が元々少ない傾向にあり、また設備投資額については、GHG 多排出企業がカーボンニュートラル宣言までに増やそうとしているが、宣言後にコントロール企業と比べ、多い傾向は見られなかったことがわかった。宣言後の政治的成本に対して経営者は実体的裁量行動に反映させるまでのコストは負担しない（行動をとらない）として解釈できるかもしれない。

カーボンニュートラル宣言から 2 年という非常に短い期間を対象としていることから、今後は、長期的な分析を行う必要がある。また、輸送系について、非常に GHG 排出高い産業であり、特に自動車産業が注目されるべきであると考えられる。さらに実体的裁量行動に関わる要因についても更なる研究が必要であろう。これらについては、今後の検討課題としたい。

注

- 1) 外務省ホームページ「パリ協定」https://www.mofa.go.jp/mofaj/ila/et/page24_000810.html（最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。
- 2) 外務省ホームページ「気候変動 日本の排出削減目標」https://www.mofa.go.jp/mofaj/ic/ch/page1w_000121.html（最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。
- 3) グリーン社会の実現に向けた競争政策研究会「カーボンニュートラルと国際的な政策の動向及び企業への影響」https://www.meti.go.jp/shingikai/economy/green_shakai/pdf/004_06_02.pdf? 最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。
- 4) 同 3）。
- 5) 国立研究開発法人新エネルギー・産業技術総合開発機構技術戦略研究センター（NEDO TSC）レポート「COP26 に向けたカーボンニュートラルに関する海外主要国（米・中・EU・英の動向）」<https://www.nedo.go.jp/content/100938612.pdf>（最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。
- 6) 金融庁・経済産業省・環境省「クライメート・トランジション・ファイナンスに関する基本指針【案】」<https://www.env.go.jp/content/900517344.pdf?>（最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。

- 7) 経済産業省ホームページ「2050 年カーボンニュートラルに伴うグリーン成長戦略－「経済と環境の好循環」につなげるための産業政策－」<https://www.meti.go.jp/press/2020/12/20201225012/20201225012.html>（最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。
- 8) 同 3)。
- 9) トランジション・ファイナンスは、「脱炭素社会の実現に向けて長期的な戦略に則り、着実な GHG 削減の取組を行う企業に対し、その取組みを支援することを目的とした新しいファイナンス手法」である。経済産業省ホームページ「トランジション・ファイナンス」https://www.meti.go.jp/policy/energy_environment/global_warming/transition_finance.html（最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。
- 10) 経済産業分野におけるトランジション・ファイナンス推進のためのロードマップ策定検討会 https://www.meti.go.jp/shingikai/energy_environment/transition_finance_suishin/index.html（最終閲覧日：2023 年 10 月 19 日）。
- 11) DID 法では施策開始後の処置群（GHG 多排出企業群）と対象群（コントロール企業群）の差から、施策開始前の処置群と対象群の差（施策開始以前から存在した 2 つ群の差）を差し引くことで施策効果を求めると解釈されている。DID 法はもしも施策が起こらなかった場合、処置群の平均的結果と比較群の平均的結果は平行に推移するという平行トレンドの仮定が必要である。本稿では、平行トレンドの仮定が成り立つことを前提として進める。
- 12) 例えば、2019 年度は化学業界の 30 社について、 $1/TA_{t-1,j}$ 、 $\Delta SALES_{t,j} - \Delta REV_{t,j}$ 、 $\Delta CFO_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で 61.891, 0.311, -0.428 となり、有意な結果であった。 $PPE_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で 0 であり、有意な結果ではなかった。 $Adj.R^2$ の平均値は 52.7% であり、この回帰モデルでは会計発生高の推定をある程度捕捉できることを示唆するものであった。石油業界の 5 社について、 $PPE_{t,j} / TA_{t-1,j}$ 、 $\Delta CFO_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で -0.23, -0.931 となり、有意であった。 $1/TA_{t-1,j}$ 、 $\Delta SALES_{t,j} - \Delta REV_{t,j}$ の係数は平均で 1603.426, 0.037 であり、有意ではなかった。 $Adj.R^2$ の平均値は 54.6% であり、この回帰モデルでは会計発生高の推定をある程度捕捉できることを示唆するものであった。鉄鋼業界の 13 社について、 $PPE_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で -0.09 であり、有意であった。 $1/TA_{t-1,j}$ 、 $\Delta SALES_{t,j} - \Delta REV_{t,j}$ 、 $\Delta CFO_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で 101.482, -0.096, -0.519 であり、有意ではなかった。 $Adj.R^2$ の平均値は 55.2% であり、この回帰モデルでは会計発生高の推定をある程度捕捉できることを示唆するものであった。窯業の 15 社は $\Delta SALES_{t,j} - \Delta REV_{t,j}$ 、 $\Delta CFO_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で 0.3, -0.617 となり、有意な結果であった。 $1/TA_{t-1,j}$ 、 $PPE_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で 34.909, 0.024 であり、有意な結果ではなかった。 $Adj.R^2$ の平均値は 33.8% であり、この回帰モデルでは会計発生高の推定を一部捕捉できることを示唆するものであった。パルプ・紙の 9 社について、 $1/TA_{t-1,j}$ 、 $PPE_{t,j} / TA_{t-1,j}$ 、 $\Delta CFO_{t,j} / TA_{t-1,j}$ の係数は平均で 336.468, -0.063, -0.661 となり、有意な結果であった。 $\Delta SALES_{t,j} - \Delta REV_{t,j}$ の係数は平均で 0.123 であり、有意な結果ではなかった。 $Adj.R^2$ の平均値は 57.1% であり、この回帰モデルでは会計発生高の推定をある程度捕捉できることを示唆するものであった。なお、その他の年度の説明は省略とする。これらの結果、 $Adj.R^2$ は業種・年度ごとにより違いがあることがわかった、先行研究でも $Adj.R^2$ が高くなったり、低くなったりになったことがあった。例えば、Jones (1991) の $Adj.R^2$ は 23.2% であり、DeFond and Jaimbalvo (1994) は 53.7% であった。

付録1

業種	年度	2016					2017					2018					2019					2020					2021						
		年度	1	2	3	4	5	年度	1	2	3	4	5	年度	1	2	3	4	5	年度	1	2	3	4	5	年度	1	2	3	4	5		
化学	年度	38,639	2,108	3,238	0.015	0.987	-0.278	-1.899	0.133	38,353	2,107	3,338	11.722	-0.038	-1.05	-0.06	-0.569	0.169	44,841	2,067	0.881	5,869	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	
	平年度	38,639	2,108	3,238	0.015	0.987	-0.278	-1.899	0.133	38,353	2,107	3,338	11.722	-0.038	-1.05	-0.06	-0.569	0.169	44,841	2,067	0.881	5,869	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	
	中年度	38,632	2,098	3,188	0.015	0.987	-0.278	-1.791	0.133	38,316	2,097	3,337	11.713	-0.038	-1.08	-0.04	-0.569	0.169	44,801	2,067	0.881	5,869	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	
	標準年度	38,639	2,108	3,238	0.015	0.987	-0.278	-1.899	0.133	38,353	2,107	3,338	11.722	-0.038	-1.05	-0.06	-0.569	0.169	44,841	2,067	0.881	5,869	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	-0.354	-0.694	0.011	2.325	
	最大値	38,580	2,086	3,182	0.014	0.986	-0.279	-1.791	0.131	38,183	2,053	3,337	11.711	-0.022	-1.17	-0.16	-0.569	0.165	43,738	1,865	0.881	5,815	0.010	2.280	-0.356	-0.693	0.015	2.280	-0.356	-0.693	0.015	2.280	
石油	年度	38,914	3,222	4,013	0.013	0.989	-0.271	-1.142	0.133	39,004	3,222	4,013	11.674	-0.018	-1.18	-0.05	-0.702	0.178	43,692	2,892	0.692	6,177	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	
	平年度	38,914	3,222	4,013	0.013	0.989	-0.271	-1.142	0.133	39,004	3,222	4,013	11.674	-0.018	-1.18	-0.05	-0.702	0.178	43,692	2,892	0.692	6,177	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	
	中年度	38,504	3,053	3,787	0.018	0.987	-0.419	-1.298	0.131	38,626	3,053	3,787	11.626	-0.018	-1.298	-0.05	-0.702	0.178	43,692	2,892	0.692	6,177	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	
	標準年度	38,914	3,222	4,013	0.013	0.989	-0.271	-1.142	0.133	39,004	3,222	4,013	11.674	-0.018	-1.18	-0.05	-0.702	0.178	43,692	2,892	0.692	6,177	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	
	最大値	38,914	3,222	4,013	0.013	0.989	-0.271	-1.142	0.133	39,004	3,222	4,013	11.674	-0.018	-1.18	-0.05	-0.702	0.178	43,692	2,892	0.692	6,177	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	-0.280	-0.627	0.045	1.445	
鉄鋼	年度	185,144	1,701	3,316	-0.004	-1.120	-0.482	-0.650	0.112	186,007	1,728	3,125	1.988	-0.072	-1.259	-1.001	-11.653	0.175	81,296	1,628	0.044	6,658	0.035	1.267	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	
	平年度	185,144	1,701	3,316	-0.004	-1.120	-0.482	-0.650	0.112	186,007	1,728	3,125	1.988	-0.072	-1.259	-1.001	-11.653	0.175	81,296	1,628	0.044	6,658	0.035	1.267	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	
	中年度	185,144	1,701	3,316	-0.004	-1.120	-0.482	-0.650	0.112	186,007	1,728	3,125	1.988	-0.072	-1.259	-1.001	-11.653	0.175	81,296	1,628	0.044	6,658	0.035	1.267	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	
	標準年度	185,144	1,701	3,316	-0.004	-1.120	-0.482	-0.650	0.112	186,007	1,728	3,125	1.988	-0.072	-1.259	-1.001	-11.653	0.175	81,296	1,628	0.044	6,658	0.035	1.267	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	
	最大値	185,144	1,701	3,316	-0.004	-1.120	-0.482	-0.650	0.112	186,007	1,728	3,125	1.988	-0.072	-1.259	-1.001	-11.653	0.175	81,296	1,628	0.044	6,658	0.035	1.267	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	0.070	0.042	0.417	
資源	年度	21,944	0.367	0.018	0.271	-0.035	-1.206	-0.303	-2.689	0.107	-39,273	-0.362	0.236	1.413	0.032	0.827	-0.425	-3.719	0.034	0.440	3.947	0.007	0.886	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512		
	平年度	21,944	0.367	0.018	0.271	-0.035	-1.206	-0.303	-2.689	0.107	-39,273	-0.362	0.236	1.413	0.032	0.827	-0.425	-3.719	0.034	0.440	3.947	0.007	0.886	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512		
	中年度	21,944	0.367	0.018	0.271	-0.035	-1.206	-0.303	-2.689	0.107	-39,273	-0.362	0.236	1.413	0.032	0.827	-0.425	-3.719	0.034	0.440	3.947	0.007	0.886	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512		
	標準年度	21,944	0.367	0.018	0.271	-0.035	-1.206	-0.303	-2.689	0.107	-39,273	-0.362	0.236	1.413	0.032	0.827	-0.425	-3.719	0.034	0.440	3.947	0.007	0.886	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512		
	最大値	21,944	0.367	0.018	0.271	-0.035	-1.206	-0.303	-2.689	0.107	-39,273	-0.362	0.236	1.413	0.032	0.827	-0.425	-3.719	0.034	0.440	3.947	0.007	0.886	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512	0.823	0.090	0.512		
パルプ・紙	年度	305,349	2,425	0.034	0.224	-0.121	-0.366	-0.11	226,716	2,106	0.378	1.784	-0.143	-0.257	-0.576	-3.979	0.574	218,720	1,729	-0.033	-0.186	0.078	-3.057	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	
	平年度	305,349	2,425	0.034	0.224	-0.121	-0.366	-0.11	226,716	2,106	0.378	1.784	-0.143	-0.257	-0.576	-3.979	0.574	218,720	1,729	-0.033	-0.186	0.078	-3.057	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	
	中年度	306,859	2,425	0.034	0.224	-0.121	-0.366	-0.11	226,716	2,106	0.378	1.784	-0.143	-0.257	-0.576	-3.979	0.574	218,720	1,729	-0.033	-0.186	0.078	-3.057	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	
	標準年度	305,349	2,425	0.034	0.224	-0.121	-0.366	-0.11	226,716	2,106	0.378	1.784	-0.143	-0.257	-0.576	-3.979	0.574	218,720	1,729	-0.033	-0.186	0.078	-3.057	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	-0.146	-0.667	0.341	
	最大値	306,859	2,446	0.034	0.225	-0.121	-0.370	-0.108	228,513	2,127	0.406	1.921	-0.143	-0.244	-0.573	-3.853	0.593	213,728	1,729	-0.034	-0.181	0.078	-2.962	-0.147	-0.662	0.342	-0.147	-0.662	0.342	-0.147	-0.662	0.342	
化学	年度	61,891	2,627	0.311	13.807	0.000	0.005	-0.428	-0.811	0.527	104,115	3.907	0.332	12.824	0.012	0.746	-0.387	-0.605	0.526	81,691	1,759	0.201	2.573	0.004	0.299	-0.456	-0.709	0.004	0.299	-0.456	-0.709	0.004	0.299
	平年度	61,891	2,627	0.311	13.807	0.000	0.005	-0.428	-0.811	0.527	104,115	3.907	0.332	12.824	0.012	0.746	-0.387	-0.605	0.526	81,691	1,759	0.201	2.573	0.004	0.299	-0.456	-0.709	0.004	0.299	-0.456	-0.709	0.004	0.299
	中年度	62,433	2,526	0.311	13.802	0.000	0.011	-0.416	-0.716	0.527	104,111	3.907	0.332	12.827	0.012	0.749	-0.387	-0.605	0.526	81,830	1,763	0.200	2.596	0.004	0.271	-0.456	-0.709	0.004	0.271	-0.456	-0.709	0.004	0.271
	標準年度	61,891	2,627	0.311	13.807	0.000	0.005	-0.428	-0.811	0.527	104,115	3.907	0.332	12.824	0.012	0.746	-0.387	-0.605	0.526	81,691	1,759	0.201	2.573	0.004	0.299	-0.456	-0.709	0.004	0.299	-0.456	-0.709	0.004	0.299
	最大値	62,037	2,724	0.316	13.879	-0.003	-0.416	-0.429	-0.811	0.527	104,035	3.907	0.332	12.827	0.012	0.749	-0.387	-0.604	0.526	81,530	1,694	0.200	2.596	0.004	0.173	-0.456	-0.709	0.342	-0.456	-0.709	0.342	-0.456	-0.709
石油	年度	1603,426	1,639	0.037	0.421	-0.230	-2.706	-0.931	-2.163	0.546	579,921	0.699	0.000	0.637	-0.111	-0.665	0.672	0.291	222	-41,175	0.72	0.318	3.907	0.031	0.87	-0.482	-0.607	0.031	0.87	-0.482	-0.607	0.031	0.87
	平年度	1603,426	1,639	0.037	0.421	-0.230	-2.706	-0.931	-2.163	0.546	579,921	0.699	0.000	0.637	-0.111	-0.665	0.672	0.291	222	-41,175	0.72	0.318	3.907	0.031	0.87	-0.482	-0.607	0.031	0.87	-0.482	-0.607	0.031	0.87
	中年度	1606,954	1,594	0.038	0.415	-0.227	-2.697	-0.948	-2.143	0.508	596,967	0.698	0.002	0.687	-0.102	-0.662	0.64	0.278	0.290	-40,730	-0.281	0.201	2.939	0.067	0.809	-0.499	-0.702	0.067	0.809	-0.499	-0.702	0.067	0.809
	標準年度	1603,426	1,639	0.037	0.421	-0.230	-2.706	-0.931	-2.163	0.546	579,921	0.699	0.000	0.637	-0.111	-0.665	0.672	0.291	222	-41,175	0.72	0.318	3.907	0.031	0.87	-0.482	-0.607	0.031	0.87	-0.482	-0.607	0.031	0.87
	最大値	1607,098	2,022	0.041	0.437	-0.215	-2.651	-0.908	-1.938	0.628	590,180	0.647	0.004	0.654	0.521	-0.136	-0.662	0.694	0.278	0.110	-539,856	-0.107	0.201	2.969	-0.127	-0.49	-0.565	-0.732	-0.127	-0.49	-0.565	-0.732	-0.127
鉄鋼	年度	101,482	0.796	0.096	0.037	-0.096	-0.219	-0.519	-1.499	0.532	187,526	1,763	0.347	4.170	-0.063	-1.847	-0.233	-3.011	0.178	248,681	0.184	0.204	4.290	-0.057	-1.08	-0.612	-0.513	-0.057	-1.08	-0.612	-0.513	-0.057	-1.08
	平年度	101,482	0.796	0.096	0.037	-0.096	-0.219	-0.519	-1.499	0.532	187,526	1,763	0.347	4.170	-0.063	-1.847	-0.233	-3.011	0.178	248,681	0.184	0.204	4.290	-0.057	-1.08	-0.612	-0.						

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

先述の回帰モデル (7) 式で基づく推定結果における回帰係数と Adj.R² (業種・年度ごと) が示されているのが付録 1 である。

全体的に、(7) 式の Adj.R² が十分に大きく、会計発生高を捕捉するのに十分にあることが確認できている¹²⁾。また、サンプル企業とコントロール企業の裁量的会計発生高推定結果および研究開発費と設備投資額の年度別基本統計量を付録 2 にまとめている。

付録 2 裁量的会計発生高と研究開発費と設備投資額の年度別基本統計量

年度	Stats	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	N
サンプル 企業	2016 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	-0.001	-0.005	0.029	-0.083	0.122	71
	2016 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.016	0.011	0.014	0.000	0.059	70
	2016 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.052	0.051	0.020	0.013	0.104	68
	2017 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	-0.003	-0.005	0.029	-0.067	0.078	70
	2017 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.016	0.011	0.014	0.000	0.057	70
	2017 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.054	0.055	0.018	0.013	0.097	69
	2018 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	-0.002	-0.009	0.029	-0.062	0.081	71
	2018 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.016	0.011	0.013	0.000	0.053	71
	2018 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.056	0.055	0.024	0.015	0.127	70
	2019 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	-0.007	-0.004	0.033	-0.101	0.069	72
	2019 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.016	0.011	0.013	0.000	0.055	71
	2019 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.058	0.054	0.023	0.011	0.111	70
コントロール 企業	2020 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	-0.011	-0.007	0.032	-0.129	0.056	72
	2020 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.016	0.012	0.013	0.000	0.049	71
	2020 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.052	0.052	0.019	0.017	0.110	70
	2021 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	-0.009	-0.011	0.031	-0.107	0.106	72
	2021 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.016	0.012	0.013	0.000	0.046	71
	2021 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.050	0.047	0.020	0.022	0.133	71
	2016 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.002	0.005	0.03	-0.092	0.068	70
	2016 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.035	0.026	0.029	0.001	0.116	70
	2016 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.049	0.042	0.027	0.010	0.156	69
	2017 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	-0.002	-0.002	0.033	-0.079	0.098	70
	2017 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.037	0.029	0.032	0.001	0.157	72
	2017 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.049	0.040	0.031	0.005	0.188	69
	2018 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.007	0.006	0.034	-0.087	0.134	72
	2018 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.036	0.029	0.029	0.001	0.115	72
	2018 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.048	0.045	0.026	0.005	0.162	72
	2019 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.002	0.002	0.035	-0.160	0.095	72
	2019 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.035	0.029	0.029	0.000	0.128	72
	2019 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.047	0.043	0.024	0.005	0.137	71
	2020 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.005	0.012	0.036	-0.080	0.102	72
	2020 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.031	0.029	0.023	0.000	0.097	71
	2020 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.042	0.039	0.024	0.002	0.148	71
	2021 DAC _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.004	-0.003	0.043	-0.085	0.150	72
	2021 RDE _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.032	0.029	0.026	0.000	0.111	72
	2021 CAPEX _{t,j} /TA _{t-L,j}	0.046	0.041	0.035	0.003	0.239	72

参考文献

- Boland, M. and Godsell, D. (2020) "Local Soldier Fatalities and War Profiteers: New Tests of the Political Cost Hypothesis," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.70, No.1, pp.101-131.
- Cahan, S. F. (1992) "The Effect of Antitrust Investigations on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political-Cost Hypothesis," *The Accounting Review*, Vol.67, No.1, pp.77-95.
- Cahan, S. F., Chavis, B.M. and Elmendorf, R.G. (1997) "Earnings Management of Chemical Firms in Response to Political Costs from Environmental Legislation," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol.12, No.1, pp.37-65.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G. and Sweeney, A. P. (1995) "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, Vol.70, No.2, pp.193-225.
- DeFond, M., and Jaimbalvo, J. (1994) "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.17, No.1-2, pp.145-176.
- Ding, R., Liu, M., Wang, T. and Wu, Z. (2021) "The Impact of Climate Risk on Earnings Management: International Evidence," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.40, No.2, pp.106-118.
- Graff Zivin, J. and Neidell, M. (2014) "Temperature and the Allocation of Time: Implications for Climate Change," *Journal of Labor Economics*, Vol.32, No.1, pp.1-26.
- Han, J. C. and Wang, S. W. (1998) "Political Cost and Earnings Management of Oil Companies during the 1990 Persian Gulf Crisis," *The Accounting Review*, Vol.73, No.1, pp.103-117.
- Healy, P. and Wahlen, J. (1999) "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implication for Standard Setting," *Accounting Horizons*, Vol.13, No.4, pp.365-383.
- Huang, H., Kerstein, J. and Wang, C. (2018) "The Impact of Climate Risk on Firm Performance and Financing Choices: an International Comparison," *Journal of International Business Studies*, Vol.49, No.5, pp.633-656.
- Jiang, D., Li, W., Shen, Y. and Yu, S. (2022) "Does Air Pollution Affect Earnings Management? Evidence from China," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.72, pp.101-137.
- Johnston, D. and Rock, S. (2005) "Earnings Management to Minimize Superfund Clean-Up and Transaction Costs," *Contemporary Accounting Research*, Vol.22, No.3, pp.617-642.
- Jones, J. J. (1991) "Earnings Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.2, pp.193-228.
- Kasznik, R. (1999) "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.1, pp.57-81.
- Key, K.G. (1997) "Political Cost Incentives for Earnings Management in the Cable Television Industry," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.23, No.3, pp.309-337.
- Monem, R. M. (2003) "Earnings Management in Response to the Introduction of the Australian Gold Tax," *Contemporary Accounting Research*, Vol.20, No.4, pp.747-774.
- Obid, S. N. S. and Demikha, L. (2011) "Earnings Management: Islamic Perspective," *Asia Pacific Journal of Accounting and Finance*, Vol.2, No.1, pp.77-89.
- Patten, D. M. and Trompeter, G. (2003) "Corporate Responses to Political Costs: An Examination of the Relation between Environmental Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.22, No.1, pp.83-94.

- Watts, R. and Zimmerman, J. (1978) "Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards," *The Accounting Review*, Vol.53, pp.112-134.
- Watts, R. and Zimmerman, J. (1986) *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall, New Jersey. (須田一幸訳 (1991)『実証理論としての会計学』白桃書房。)
- Yang, M. and Tang, W. (2022) "Air Pollution, Political Costs, and Earnings Management," *Emerging Markets Review*, Vol.51, pp.100867.
- 伊藤公一郎 (2017)『データ分析の力：因果関係に迫る思考法』光文社新書。
- 岡部孝好 (1994)『会計報告の理論－日本の会計の探求』森山書店。
- 須田一幸・山本達司・乙政正太 (2007)『会計操作—その実態と識別方法，株価への影響』ダイヤモンド社。
- 須田一幸・首藤昭信 (2004)「経営者の利益予想と裁量的会計行動」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店，211-229 頁。
- 山口朋泰 (2011)「実体的裁量行動に関する実証研究のレビュー：捕捉方法の観点から」『東北学院大学経営学論集』第 1 巻，73-111 頁。

＜謝辞＞本稿の改善にあたり，匿名の 2 つの査読者先生ならびに本誌編集委員長の越智信仁先生から，丁寧なかつ貴重なご意見を頂戴できた。記して感謝の意を表す。本稿の研究は，JSPS 科研費 18K01932 および 22K01808 から支援を受けている。

仙場 胡丹 (名古屋大学大学院経済学研究科)
 徐 寧 (元 名古屋大学大学院経済学研究科博士前期課程)
 東田 明 (名城大学経営学部)

(2023 年 10 月 1 日 採択)

農業法人における予算管理システムと経営計画の 企業業績への影響

家 串 哲 生

要旨

近年、日本の耕種農業の中核的な担い手として農業法人に注目が集まっており、そのマネジメント・コントロールの構築が喫緊の課題となっている。しかしながら、未だ農業経営を対象としたその有用性に関する研究蓄積は十分ではない。そこで、本論文では、耕種農業法人における予算管理や短・中・長期経営計画活用の企業業績成長への影響を明らかにすることを試みた。具体的には、耕種農業法人の企業業績成長（従業員数の増加、安全性の向上）を生み出す、早期の予算管理導入や経営計画策定の組み合わせについて分析・検討を試みた。分析にはアンケート調査にもとづくデータ 14 件を対象に、必要条件及び十分条件の観点から、ファジィセット質的比較分析を用いて行った。

1 はじめに

日本の耕種農業は家族経営がその大部分を占めており、経営基盤の脆弱性を始め、担い手の高齢化や後継者の不在、労働力不足、地球環境への配慮等といった問題を抱えている。そういった中で、近年、耕種農業の中核的な担い手として農業法人に注目が集まっており、そのマネジメント・コントロール（以後、MC とする）の構築が喫緊の課題となっている¹⁾。MC とは、経営者が組織の目的達成のために資源を効果的かつ効率的に取得・利用することを確保するプロセスである（Anthony, 1965）。その中心的手段となるのが予算管理システム（以後、予算管理とする）であり、経営計画である²⁾。しかしながら、農業会計研究においては稲本（1984; 1990）等により農業法人における管理会計システムの活用が模索されてきたものの、未だその研究蓄積は十分ではないといえる。

キーワード：予算管理システム（budgetary planning and control system）、
経営計画（management planning）、マネジメント・コントロール（management control）、
fsQCA（fuzzy-set qualitative comparative analysis）、農業法人（agricultural corporation）

予算管理や経営計画は、これまで大企業を対象に研究蓄積が進んできたが、特に予算管理に関しては、2000 年以降、Davila and Foster (2005; 2007) 等により、中小企業、中でもスタートアップ企業における有用性が確認されている。スタートアップ企業の創業期の予算管理の採用については、Davila and Foster (2005; 2007) は企業成長（従業員数の増加）につながることを、同じく、新井他 (2012) は安全性の向上（営業キャッシュフローの黒字化）につながることを明らかにしている。さらに、彼らは、エージェンシー理論の観点から予算管理採用の促進・阻害要因も明らかにしている³⁾。しかしながら、中小企業といってもその属性は幅広く、規模の大小もさまざまである。そして、経営資源が限定的であり、かつ、小規模組織が過半を占める農業法人においても、予算管理や経営計画は有効なのであろうか。さらには、農業法人において、そのどのような組み合わせが有効なのであろうか。今日、その有用性は明らかになっていない。農業の産業的特徴として、生命産業であることがあげられる。また、農業法人の財務的特徴として、上西他 (2022) は他産業の中小企業と比較・分析し、①指標によつては、農業法人は他産業の中小企業と比肩していること、②米作農業と酪農業は安全性と収益性が高いこと、の 2 点を明らかにしている⁴⁾。

そこで、本論文では、農業法人における予算管理や経営計画活用の企業業績成長への影響を明らかにすることを目的とする。具体的には、耕種農業法人の企業業績成長に関して、創業期の予算管理導入や経営計画策定の組み合わせの活用がいかなる役割を果たすのか否かについて、分析・考察を行う。分析には、スモールデータを用い、かつ、因果複雑性を明らかにすることを試みることから、必要条件及び十分条件の観点からファジィセット質的比較分析 (fsQCA: fuzzy-set Qualitative Comparative Analysis) を用いる⁵⁾。本論文は、今日、農業ビジネスの主体として大きな注目を集めている農業法人に、予算管理の活用及び経営計画の策定に関する知見を提供することを意図している。

2 先行研究

管理会計研究における中小企業の MC、予算管理、及び経営計画に関する代表的な近年の研究をレビューする⁶⁾。Moore and Yuen (2001) は MC の目的や使用手法が企業の成長段階によって異なることを、Sandino (2007) は創業期の限定的資金のもとでの企業成長における、業績を計画し、コントロールする MC の重要性をそれぞれ示した。さらに、Granlund and Taipaleenmaki (2005) は MC のうち、予算管理が中小企業・スタートアップ企業において最も早く採用された管理会計システムであることを示した。

これらの既存研究を踏まえ、Davila and Foster (2005; 2007) は成長志向の強いスタートアップ企業（カリフォルニア州のシリコンバレーに所在するバイオテクノロジー企業及び情報技

術企業等) 78 社を対象に予算管理の採用時期と企業業績との関連性の検証を行った。その結果、早期の予算管理の採用が早期の企業成長(従業員数の増加)に影響を与えていることが明らかになった。これにより、予算管理採用の有用性が大企業のみならず、中小企業においても存在していることが示された。新井他(2012)は、これらの既存研究の限界点として、①サンプルデータが高い成長率を志向するベンチャー企業に限定されていること、②予算管理の導入成果の変数が企業の成長性に関する指標のみを取り上げており、安全性に関する指標との関連性が明らかになっていないことの2点を指摘した。その上で、Davila and Foster(2005; 2007)の方法論に準拠し、スタートアップ企業に限定せず、国内の中小企業145社のサンプルデータを基に、その予算管理活用の企業業績(安全性の向上)への影響を明らかにした。このように、創業期の中小企業における予算管理の有用性は確認されている。

中小企業の経営計画の有用性に関しては、製造業を対象に検証したPearce *et al.* (1987)や中小企業を対象としたものではないが、福嶋他(2013)や町田他(2020)などがある。福嶋他(2013)は、MCの構成要素である中期経営計画の諸要素(目的、策定プロセス、更新方法)が企業業績(総資産利益率)に与える影響を明らかにしている。管理会計研究において、経営計画はMCの基礎的構成要素とされながらも、その有用性の検証の研究蓄積は十分ではない。そういった中、福嶋他(2013)はアンケート調査及び公開財務データより収集した東京証券取引所1部上場企業の製造業(建設業を含む)108社のサンプルデータを用いて分析を行い、MCにおける経営計画の重要性を明らかにしている。町田他(2020)は、アンケート調査より収集した東京証券取引所1部上場企業365社のサンプルデータを用いてQCAを行い、企業業績に影響する中期経営計画の諸要素(目的、更新方法、計画期間、開示の有無、重視する業績指標、目標の達成可能性)の効果的な組み合わせについて分析を行った。その結果、非財務業績を含む総合的高業績を生み出している6つの組み合わせを示している。町田他(2020)は、Wolf and Floyd(2017)を引用しつつ、中期経営計画のさまざまな要素の効果的な組み合わせを示すことの必要性を強調している。

農業会計研究においても、農業法人における管理会計システムの活用は模索されてきた。阿部(1989)は農業経営における管理会計採用の困難さをまとめ、稲本(1990)は農業法人における管理会計システムの活用を模索した。これらは、農業経営における管理会計に係る問題提起を行ったものである。また、農業法人のMCに関しては、飛田(2018)がケーススタディを、南石(2021)がアンケート調査による実態調査を、Florina *et al.* (2013)がその必要性や有用性についての言及を行っている。さらに、予算管理活用の有用性については、家串他(2023)が、Davila and Foster(2005; 2007)、新井他(2012)の方法論に準拠し、アンケート調査に基づく畜産農業法人67件のデータを用いて、予算管理活用の企業業績(従業員数の増加、安全性の向上)への影響を分析し、早期の予算管理導入が従業員数成長に負の影響を与えていることを明らかにしている。

3 研究課題

経営資源が脆弱な中小企業が成長していくためには、その希少な経営資源を適切な情報とMCを用いて活かしていくことが必要であろう(Mitchell and Reid, 2000)。それは、農業法人においても同様であろう。MC活用の際に、小規模組織が大部分を占める農業法人においても中小企業と同様の効果が得られるのではないかと考えられる。そこで、本論文は、これらの先行研究を承け、農業法人における高企業業績を生み出す予算管理及び経営計画の組み合わせを明らかにすることを試みたい。

本論文における企業業績、つまり結果は、先行研究(Davila and Foster, 2005; 2007; 新井他, 2012)に基づき、従業員成長及び安全性の向上の2つとする。予算管理の導入に関する成果として、Davila and Foster (2005; 2007)は企業の成長性を、新井他(2012)は成果を成長性だけに限定せず、安全性、具体的には営業キャッシュフローの黒字化を設定している。Davila and Foster (2005; 2007)は、予算管理を含むMCの採用が従業員成長率に与える影響を分析しており、新井他(2012)も予算管理と従業員成長との関係を分析している。本論文の対象である耕種農業法人にとっても、従業員数成長は生産性向上や経営規模の拡大等につながり、資金繰り等の経営基盤の強化に対する貢献は大きいことから、重要事項であるといえる。また、創業直後の早期の黒字化も農業経営の存続をかけた重要事項であるといえる。故に、従業員数の増加とともに、営業キャッシュフローの早期の黒字化といった安全性の向上にも力点を置く必要があると考える。

このように、本論文では、耕種農業法人における高従業員数成長や営業キャッシュフローの早期黒字化に関して、創業期の予算管理の活用や経営計画の構築はどのような役割を果たしているのか、を明らかにする。具体的には、高従業員数成長及び早期黒字化の実現の必要条件と十分条件を早期予算管理導入、経営計画(短期経営計画、中期経営計画、長期経営計画)の4つの原因条件の観点から考察する。

これらの課題を明らかにするために、以下、まず、次節で調査方法を述べ、使用データの概要を説明し、データの属性と基本統計量を示す。また、キャリブレーションの閾値について述べる。次に、第5節では従業員数成長及び早期黒字化に係る必要条件と十分条件に関する分析結果を示す。最後に、第6節で考察、第7節で研究の貢献や限界について述べる。

4 調査方法

4.1 使用データ

データは、2021年5月、有限会社ともえ産業情報発刊の農業法人データブック(ともえ産業

情報, 2011) 及び公益社団法人日本農業法人協会における会員名簿 (日本農業法人協会, 2021) に記載されている農業法人を対象に, 依頼状 2,258 件を配布し, 経理担当責任者あるいは社長・代表理事など, 会社の会計システムおよび MC に詳しい方に Google フォームによるアンケート調査票への回答を依頼した。依頼状は宛先不明や倒産等の理由により 294 件が返却され, 最終的な配布数は 1,964 件となった。この内訳は, メール 656 件, 自社ホームページへの問い合わせ 646 件, Facebook 43 件, FAX 368 件, はがき 251 件である。回答数は 98 件であり, 回収率は 5% であった。そしてさらに, これらのうち, 3 つの条件 (①農業法人の置かれたそれぞれの時代背景の相違に配慮し, 2010 年以降に創業, ②零細企業ではなく, 中小企業としての農業法人を対象とするため, 直近の従業員数 10 人以上, ③予算管理の有用性 (黒字化までの経過年数や従業員数の増加) を把握するために, 少なくとも創業後 3 年を経過) を満たしている農業法人 14 件を本論文の使用データとして用いた⁷⁾。調査票において, 「従業員数」は「法人設立から 3 年程度の期間における従業員数」⁸⁾ 及び「2019 年度における従業員数」, 「黒字化」は「営業キャッシュフローが初めて黒字化した時期 (法人設立より何期目)」と定義している。従業員数にはパート及び外国人技能実習生を含み, 日雇いアルバイトを含めていない。また, キャッシュフローの黒字化には補助金などは含めていない。「予算管理」は「単なる資金繰りではなく, 売上高や費用の見積もりを含んだ計画」と定義している。「短期経営計画」, 「中期経営計画」, 「長期経営計画」のそれぞれの計画期間は, 「1 年以内」, 「1 年超 5 年未満」, 「5 年以上」と定義している。

結果「高従業員数成長」は, 2019 年度における従業員数から法人設立から 3 年程度の期間における従業員数を差し引き, 法人設立から 3 年程度の期間における従業員数で除して算出した。同じく結果「早期黒字化」は, 黒字化を実現した期間を基に, 1 年目 10, 2 年目 9, 3 年目 8, 4 年目 7, 5 年目 6, 6 年目 5, 7 年目 4, 8 年目 3, 9 年目 2, 10 年目以降 1, いまだ赤字 0 と数値化した⁹⁾。原因条件のうち「予算管理導入」も同様に, 1 年目 10, 2 年目 9, 3 年目 8, 4 年目 7, 5 年目 6, 6 年目 5, 7 年目 4, 8 年目 3, 9 年目 2, 10 年目以降 1, いまだ採用せず 0 と数値化した。他の原因条件である「短期経営計画」, 「中期経営計画」, 「長期経営計画」は, 策定しているが 1, いまだ策定せずが 0 と 2 値に数値化した。

4.2 データの属性と基本統計量

データの属性を示しておく。法人形態は, 会社形態 10 (71.4%), 組合形態 (農事組合法人) 4 (28.6%), 法人区分は, 農地所有適格法人 13 (92.9%), 一般農業法人 1 (7.1%) である。営農類型別分布は, 水田作 3 (21.4%), 露地野菜作 2 (14.3%), 施設野菜作 3 (21.4%), 果樹作 4 (28.6%), 複合作 2 (14.3%) となっている。所在地別分布は, 東北 5 (35.7%), 関東 1 件 (7.1%), 東海 2 (14.3%), 近畿 2 (14.3%), 中国・四国 2 (14.3%), 九州・沖縄 2 (14.3%) である。直近の売上高は平均 19,383 万円, 標準偏差 18,538 万円, 最小 2,700 万円, 最大 67,840 万円である。直近の資本金あるいは出資金は平均 1,502 万円, 標準偏差 2,449 万円, 最小 178

万円, 最大 10,000 万円である。直近の従業員数は平均 22.9 人, 標準偏差 13.8 人, 最小 12 人, 最大 60 人である。また, 直近の値には, COVID-19 の影響を受けていない 2019 年度の数値を用いた。予算管理の採用率は 92.9% である。

データの耕種農業法人の大まかな特徴として, 大半の農業法人が農産物の生産だけでなく, その加工・販売事業も手がけていること, 環境保全・有機栽培への取り組みや, 2 つの農業法人が環境保全・農産物の安全基準である GAP (Good Agricultural Practices) 認証を取得しているなど, 食の安全や環境保全に力を注いでいる事例が多く見られること等があげられる。

結果及び原因条件の基本統計量は, 高従業員数成長が平均値 0.85, 標準偏差 0.33, 最小値 0.05, 最大値 1.00, 早期黒字化が平均値 6.21, 標準偏差 3.75, 最小値 0, 最大値 10, 創業時予算導入が平均値 7.36, 標準偏差 3.48, 最小値 0, 最大値 10, 短期経営計画が平均値 0.64, 標準偏差 0.48, 最小値 0, 最大値 1, 中期経営計画が平均値 0.86, 標準偏差 0.35, 最小値 0, 最大値 1, 長期経営計画が平均値 0.64, 標準偏差 0.48, 最小値 0, 最大値 1 である。

4.3 キャリブレーションと必要条件・十分条件

連続データである高従業員数成長, 早期黒字化, 早期予算管理導入については, キャリブレーションが必要である。キャリブレーションとは, データの値をファジィ集合で 0 と 1 との間の成員スコアに変換する手続きである。そこで, 結果及び原因条件のキャリブレーションのための閾値を Rihoux and Ragin (2009) 及びデータの基本統計量を参考に設定した。表 1 は, キャリブレーションの閾値を示したものである。それぞれ, 高従業員数成長が完全所属 0.4, 境界点 0.1, 完全非所属 0.0, 早期黒字化が完全所属 8.0, 境界点 6.0, 完全非所属 0.0, 早期予算管理導入が完全所属 8.0, 境界点 6.0, 完全非所属 0.0 と設定した。高従業員数成長はデータにおいて従業員の増加が確認できる「0.4」を完全所属に, 「0.1」を境界点とした。早期黒字化及び早期予算管理導入は, それぞれ, 「早期」を「3 年目」までと設定し完全所属「8.0」とし, 「5 年目」までを境界点「6.0」とした。

表 1 キャリブレーションの閾値

	完全所属	境界点	完全非所属
高従業員数成長	0.4	0.1	0.0
早期黒字化	8.0	6.0	0.0
早期予算管理導入	8.0	6.0	0.0

次に, これらのデータを用いて, 高従業員数成長及び早期黒字化のために必要な条件が, 4 つの原因条件 (早期予算管理導入及び短・中・長期経営計画) の中に存在するか否かを分析する。具体的には, 高従業員数成長や早期黒字化を実現している耕種農業法人において, これらの原因

条件が常に存在しているか否かについて分析する。

続いて、十分条件の解を算出するために、高従業員数成長及び早期黒字化につながる早期予算管理導入及び短・中・長期経営計画の組み合わせを求めていく。変数をコア条件、周辺条件、不在条件の3つで表現し、その要素の組み合わせが結果に与える影響を求める。まず、真理表の作成を行う。データを16(2の4乗)の条件組み合わせに割り当て、整合性の閾値を0.8以上と設定し、論理残余の行を排除する。そして、最後に、最簡解、中間解を求める。表2、表3は、それぞれ高従業員数成長の真理表、早期黒字化の真理表である。

表2 高従業員数成長の真理表

原因条件				結果	事例数	粗整合度	PRI 整合度	SYM 整合度
早期予算 管理導入	短期経営 計画	中期経営 計画	長期経営 計画	高従業員 数成長				
1	1	1	1	1	4	0.77	0.76	0.77
1	1	1	0	1	2	1.00	1.00	1.00
1	0	1	1	1	2	1.00	1.00	1.00
0	1	1	1	1	2	1.00	1.00	1.00
1	0	0	0	0	1	0.05	0.00	0.00
0	0	1	0	1	1	1.00	1.00	1.00
0	1	1	0	1	1	1.00	1.00	1.00
1	0	0	1	1	1	1.00	1.00	1.00

表3 早期黒字化の真理表

原因条件				結果	事例数	粗整合度	PRI 整合度	SYM 整合度
早期予算 管理導入	短期経営 計画	中期経営 計画	長期経営 計画	早期 黒字化				
1	1	1	1	0	4	0.63	0.58	0.65
1	1	1	0	0	2	0.60	0.56	0.57
1	0	1	1	0	2	0.12	0.00	0.00
0	1	1	1	1	2	1.00	1.00	1.00
1	0	0	0	1	1	0.99	0.99	1.00
0	0	1	0	1	1	1.00	1.00	1.00
0	1	1	0	1	1	1.00	1.00	1.00
1	0	0	1	1	1	1.00	1.00	1.00

5 分析結果

5.1 創業期の予算管理及び短・中・長期経営計画活用が高従業員数成長に及ぼす影響

5.1.1 必要条件の分析結果

表4は、必要条件の分析結果を示したものである。高従業員数成長のために必要な条件が、早期予算管理導入及び短・中・長期経営計画の4つの原因条件の中に存在するか否かを分析した結果である。ここでは、整合度0.9を基準値に設定し、それを超える値に注目した。その結果、早期予算管理導入0.72も高い値ではあるものの、中期経営計画のみが0.91で基準値を上回る結果となった。これにより、中期経営計画が高従業員数成長の必要条件であることが明らかになった。

表4 必要条件の分析結果（高従業員数成長）

	整合度	被覆度
早期予算管理導入	0.72	0.82
短期経営計画	0.66	0.88
中期経営計画	0.91	0.91
長期経営計画	0.66	0.88
早期予算管理導入の不在	0.06	0.03
短期経営計画の不在	0.48	0.19
中期経営計画の不在	0.47	0.48
長期経営計画の不在	0.47	0.19

5.1.2 十分条件の分析結果

表5は、十分条件の分析結果を示したものである。当表の●は存在条件を、⊗は不在条件を示している。また、これらの大きな表示はコア条件を、小さな表示は周辺条件であることを示している。コア条件には、最簡解が、周辺条件には、複雑解や中間解が含まれている。印がない箇所は中立条件であることを示している。

当表では、高従業員数成長を実現する3つの組み合わせが同定された。組み合わせm1は、中期経営計画がコア条件であり、短期経営計画が周辺条件として同定されている。早期予算管理導入と長期経営計画は中立条件である。m2は、長期経営計画は採用せず、遅く予算管理を導入し、かつ、中期経営計画（コア条件）が同定されている。短期経営計画は中立条件である。m3は、短期経営計画を採用せず、長期経営計画（コア条件）、かつ、早期予算管理導入（周辺条件）が同定されている。中期経営計画は中立条件である。

解被覆度は0.92であり、これらの3つの条件の組み合わせが、結果の92%を説明していることがわかる。解整合度は0.99であり、組み合わせ結果の妥当性が99%であることを示している。整合度の値も組み合わせm1が0.88、m2とm3が共に1.00と非常に高い値を示している。粗

被覆度の値も m1 が 0.66, m2 が 0.13, m3 が 0.25 であり, その重要性は高いと判断できる。固有被覆度も m1 が 0.61, m2 が 0.08, m3 が 0.25 となっており, それぞれ, 結果の説明力を高めることに貢献している。

表 5 十分条件の分析結果 (高従業員数成長)

	m1	m2	m3
早期予算管理導入		⊗	●
短期経営計画	●		⊗
中期経営計画	●	●	
長期経営計画		⊗	●
整合度	0.88	1.00	1.00
粗被覆度	0.66	0.13	0.25
固有被覆度	0.61	0.08	0.25
解被覆度		0.92	
解整合度		0.99	

5.2 創業期の予算管理及び短・中・長期経営計画活用が早期の営業キャッシュフローの黒字化に及ぼす影響

5.2.1 必要条件の分析結果

表 6 は, 必要条件の分析結果を示したものである。早期黒字化のために必要な条件が, 早期予算管理導入及び短・中・長期経営計画の 4 つの原因条件の中に存在するか否かを分析した結果である。ここでも, 整合度 0.9 を基準値に設定し, それを超える値に注目した。その結果, 中期経営計画が 0.79 で高い値であったものの, 基準値を上回るものは存在しなかった。これら 4 つの原因条件は早期黒字化の必要条件ではないことが明らかになった。

表 6 必要条件の分析結果 (早期黒字化)

	整合度	被覆度
早期予算管理導入	0.68	0.60
短期経営計画	0.66	0.69
中期経営計画	0.79	0.61
長期経営計画	0.53	0.62
早期予算管理導入の不在	0.09	0.12
短期経営計画の不在	0.39	0.37
中期経営計画の不在	0.00	0.01
長期経営計画の不在	0.26	0.24

5.2.2 十分条件の分析結果

表7は、十分条件の分析結果を示したものである。早期黒字化を実現する3つの組み合わせが同定された。組み合わせm1は中期経営計画（コア条件）と短期経営計画は策定されず、早期予算管理導入のみとする組み合わせが同定されている。長期経営計画は中立条件である。m2は、長期経営計画を策定せず、遅い予算管理導入（コア条件）、かつ、中期経営計画策定が同定された。短期経営計画は中立条件である。m3は、コア条件が遅い予算管理の導入であり、周辺条件として短期経営計画と中期経営計画の策定が同定された。長期経営計画は中立条件である。

解被覆度は0.99であり、これらの3つの条件の組み合わせが、結果の大部分を説明していることがわかる。解整合度は0.58であり、組み合わせ結果の妥当性が約6割であることを示している。整合度の値も組み合わせm1が0.99、m2とm3が共に1.00と非常に高い値をしめしている。粗被覆度の値もm1が0.21、m2が0.17、m3が0.26であり、その重要性は高いと判断できる。固有被覆度もm1が0.21、m2が0.10、m3が0.20となっており、結果の説明力を高めることに貢献している。

表7 十分条件の分析結果（早期黒字化）

	m1	m2	m3
早期予算管理導入	●	⊗	⊗
短期経営計画	⊗		●
中期経営計画	⊗	●	●
長期経営計画		⊗	
整合度	0.99	1.00	1.00
粗被覆度	0.21	0.17	0.26
固有被覆度	0.21	0.10	0.20
解被覆度		0.99	
解整合度		0.58	

6 考察

本研究では、耕種農業法人における高従業員数成長や営業キャッシュフローの早期黒字化を生み出す、予算管理や経営計画のそれぞれ3つの組み合わせを導出した。

まず、耕種農業法人において高従業員数成長を生み出す条件として、m1：短期と中期の経営計画を策定する、m2：早期の予算管理導入と長期経営計画は重視せず、中期経営計画を策定する、m3：早期の予算管理導入、かつ、短期経営計画を重視せず、長期経営計画を策定する、の3つの組み合わせが明らかになった。これらは、①中期の経営計画策定を重視するパターン（m1、

m2)と②長期経営計画と早期の予算管理導入を組み合わせるパターン(m3)の大きく2つに分けられる。これに関して、先行研究では Davila and Foster (2005; 2007) は、早期の予算管理導入は従業員数の成長に影響を与えることを明らかにしている。また、畜産農業法人を研究対象とした家串他(2023)では、逆に、早期の予算管理の導入が従業員数の抑制効果をもたらすことを明らかにしている。これは予算管理の財務規律付け機能が経営にとって従業員の過度な成長を抑制していると推測されている。つまり、畜産農業法人が中小規模組織であるが故に不要不急の人的資源の採用を避けた結果だと考えられている。本研究は、家串他(2023)と異なる結果を示唆し、Davila and Foster (2005; 2007)と合致している。そして、本研究では、創業後、早期の予算管理の導入だけではなく、5年以上先を見通した長期の経営計画と組み合わせることの有用性を示唆した。これについては、経営資源が脆弱な耕種農業法人においては、早期の予算管理の導入と同時に、長期間の人的資源の維持や確保に関する経営計画を構築しておくことが求められていると解釈できる。さらに、短・中期経営計画策定との組み合わせのケースの有用性も示唆されている。昨今の農業法人における担い手の高齢化、後継者の不在、労働力不足といった状況下において、人的資源を確保していくためには、Florina *et al.* (2013)の指摘と同様に、経営計画を軸とするMCの策定の重要性が求められているといえよう。

次に、耕種農業法人において、営業キャッシュフローの早期の黒字化を生み出す条件は、m1：短・中期事業計画の策定は重視せず、かつ、早期の予算管理の導入を行う、m2：早期の予算管理導入を重視せず、かつ、長期経営計画を策定する、m3：早期の予算管理導入を重視せず、かつ、短・中期経営計画の策定を行う、の3つの条件の組み合わせが明らかになった。これらは、①農業法人の創業後、早期の予算管理導入を重視するパターン(m1)と②短・中期経営計画を策定する組み合わせのパターン(m2, m3)の大きく2つに分けられる。Davila and Foster (2005; 2007)や新井他(2012)では、早期の予算管理導入が早期の営業キャッシュフローの黒字化へ影響を与えていることが確認されている。これは本研究結果のパターン1の組み合わせと合致している。耕種農業法人においても早期の予算管理導入は、早期のキャッシュフローの黒字化を生み出しているといえる。パターン2の組み合わせでは、それぞれ短期、短・中期の経営計画策定がみられ、耕種農業法人における経営計画の有用性が確認できる。本研究と類似した研究結果として、福島他(2013)は経営計画が業績(ROA)に有意な影響を与えるとしている。町田他(2020)はfsQCAを用いて、総合的な高業績に影響を与えている中期経営計画の要素の組み合わせを明らかにしている。中小規模経営である耕種農業法人においても不確実性の高い産業基盤の下、長期ではなく、比較的見通しがつきやすい短・中期の経営計画策定が求められているといえる。

7 おわりに

本研究では、アンケート調査にもとづく14件のデータを用いて、fsQCAにより、耕種農業法人における高従業員数成長や営業キャッシュフローの早期黒字化を生み出す、予算管理や経営計画の組み合わせについて分析を行った。

分析結果に基づく本研究の貢献として、以下の3点を上げておきたい。1点目は、事例研究にもとづく結果ではあるが、耕種農業法人における予算管理の導入と経営計画が企業業績向上を生み出していることを示したことがあげられる。2点目は、企業業績に影響を与える予算管理と経営計画の組み合わせを明らかにしたことである。3点目は、経営実務への貢献である。本研究結果は今日の農業法人の喫緊の課題であるMC構築に関する一定の貢献があるものとする。

しかし、本研究には3点の限界が存在する。1点目は、使用データについてである。本研究は、研究対象である耕種農業法人を、水田、露地・施設野菜、果樹などの営農形態を一括りにして分析を行った。しかしながら、これらのそれぞれの営農形態に適したMCの組み合わせが存在することも予想される。そこで、今後の研究には、それぞれ水田、露地・施設野菜、果樹の営農形態ごとの分析の検討を行うことが望まれる。2点目は、変数である経営計画の諸要素についてである。本研究では原因条件として、経営計画を短・中・長期の3つの期間に分類・設定し、分析を行った。経営計画については、その内容に関して精緻な分析を行う必要があると考えられる。例えば、福嶋他（2013）や町田他（2020）は企業業績に影響を与える原因条件として、中期経営計画の諸要素を用いて分析を行っている。このように、耕種農業法人においても、原因条件に経営計画の諸要素を取り込んだ、予算管理や経営計画活用の企業業績成長への影響分析を行うことが望まれる。3点目は、外部支援機関についてである。本研究は農業法人のみを研究対象として分析を行った。農業分野の特徴として、様々な外部支援組織が整備されていることがあげられる。例えば、各都道府県には農業普及指導センターや農業試験研究機関等の公的機関が整備され、様々な経営情報の提供が、行政機関では補助金や生産調整奨励金等の資金情報の提供がそれぞれ行われている。こういった中で、経営資源が限定的な耕種農業法人はそれらの外部のネットワークを用いてそれを調達している。また、家串他（2023）では、畜産農業法人における企業業績向上に対する外部支援組織の重要性が指摘されている。今後の研究には、これらの外部支援組織との関係性を取り込んだ分析を行うことが望ましいと考えられる。

注

- 1) 農業法人とは、農業を営む法人の総称である。
- 2) Anthony（1965）以降、MC研究の対象範囲は拡大傾向にあり、Merchant and Van der Stede（2023）は、MCの範囲を経営者層に加えて現場の責任者や従業員も含めて捉えている。本論文では、Merchant and Van der Stede（2023）のフレームワークに基づいて分析を行う。

- 3) エージェンシー理論とは、組織の関係者を「依頼人」(経営者)と「代理人」(従業員)でとらえる経済理論である。
- 4) 上西他(2022)は、米産業と酪農業の収益性が高い要因として、前者は、直接販売による高付加価値化及び補助金等による政策的支援を、後者は、生乳の流通構造及び技術革新による影響を、それぞれあげている。
- 5) QCA は、集合論及びブール代数を用いて、結果がどのような原因条件によって生じているかを分析する手法である。fsQCA の「fs」とは「ファジィ集合」を表し、成員の値が0と1の間をとることを許容することで、従来のブール集合を拡張したものである(Rihoux and Ragin, 2009)。また、必要条件とは、結果が生じるときにすべての事例に共通して存在する原因条件であり、十分条件とは、その条件を満たせばいずれの事例においても必ず結果が生じる条件である。そして、QCA は一般に質的なデータを扱い、小・中規模のデータセットの分析に有用な手法であるといえる(Rihoux and Ragin, 2009)。
- 6) 横田他(2020)は、1965年から2015年までの日本におけるMC研究の展開動向をまとめている。また、牧野(2020)は、日本における中小企業の管理会計研究のシステマティック・レビューを行っており、その結果を3点にまとめている。1つ目は、中小企業の管理会計研究はわずかしかな点、2つ目は、中小企業の管理会計研究の採用要因やアウトカムについての一般化可能性の検証が十分でない点、そして3つ目として、中小企業の業績は管理会計の利用によって多くのアウトカムを得ている点である。
- 7) 本論文のデータの元となったアンケート調査票は、Davila and Foster(2005)や新井他(2012)を参考に作成した。
- 8) 「3年程度」としているのは、アンケート調査票の段階で「法人設立から3年程度の期間」としたためであり、その意は「3年あるいは3年前後」である。
- 9) 黒字化を実現した期間が早期であるほど、点数を高くするように設定した。予算管理導入も同様に設定した。

参考文献

- Anthony, R. N. (1965) *Planning and Control Systems: A Framework for Analysis*, Harvard Business School Press.
- Davila, A. and Foster, G. (2005) "Management Accounting Systems Adoption Decisions: Evidence and Performance Implications from Early-Stage/Startup Companies," *The Accounting Review*, Vol.80, No.4, pp.1039-1068.
- Davila, A. and Foster, G. (2007) "Management Control Systems in Early —Stage Startup Companies", *The Accounting Review*, Vol.82, No.4, pp.907-937.
- Davila, T. (2004) "An Exploratory Study on The Emergence of Management Control Systems: Formalizing Human Resources in Small Growing Firms," *Accounting, Organizations and Society*, Vol.30, No.3, pp.223-248.
- Demski, J. and Feltham, G. (1978) "Economic Incentives in Budgetary Control Systems," *The Accounting Review*, Vol.53, No.2, pp.336-359.
- Florina, P. M., Lile, R., Camelia, R. L. and Bogdan, C. (2013) "Management Control from Agricultural Point of View," *Agricultural Management / Lucrari Stiintifice Seria I, Management Agricol*, Vol.15, No.3, pp.113-118.
- Granlund, M. and Taipaleenmaki, J. (2005) "Management Control and Controllorship in New Economy Firms —A Life Cycle Perspective," *Management Accounting Research*, Vol.16, No.1, pp.21-57.

- Merchant, K. and Van der Stede. (2023) *Management Control Systems: Performance Measurement, Evaluation and Incentives*, 5th Edition, Pearson Education.
- Mitchell, F. and Reid, G. C. (2000) "Editorial. Problems, Challenges, and Opportunities: The Small Business as a Setting for Management Accounting Research," *Management Accounting Research*, Vol.11, No.4, pp.385-390.
- Moore, K. and Yuen, S. (2001) "Management Accounting Systems and Organizational Configuration: A Life-Cycle Perspective," *Accounting, Organizations and Society*, Vol.26, No.4-5, pp.351-389.
- Pearce, J., Freeman, E. and Robinson Jr, R. (1987) "The Tenuous Link between Formal Strategic Planning and Financial Performance," *Academy of Management Review*, Vol.12, No.4, pp.658-675.
- Rihoux, B. and Ragin, C.C. (2009) *Configurational Comparative Methods: Qualitative Comparative Analysis (QCA) and Related Techniques*, Sage. (石田淳・齋藤圭介訳 (2016) 『質的比較分析 (QCA) と関連手法入門』 晃洋書房。)
- Sandino, T. (2007) "Introducing the First Management Control Systems: Evidence from the Retail Sector," *The Accounting Review*, Vol.82, No.1, pp.265-293.
- Wolf, C. and Floyd, S. W. (2017) Strategic Planning Research: Toward a Theory-driven Agenda, *Journal of Management* 43(6): 1754-1785
- 阿部亮耳 (1989) 「農業における管理会計の課題」『農業計算学研究』第 21 巻, 1-11 頁。
- 新井康平・梶原武久・慎下伸一郎 (2012) 「スタートアップ企業における予算管理システムの有用性」『原価計算研究』第 36 巻第 1 号, 58-67 頁。
- 家串哲生・Li Ting Ting (2023) 「畜産農業法人における予算管理システムの有用性」『農業経営研究』第 61 巻第 3 号, 13-18 頁。
- 稲本志良 (1984) 「農業法人における会計の課題と方法：農業生産法人の管理会計を中心に」『農業計算学研究』第 22 巻, 13-21 頁。
- 稲本志良 (1990) 「農業管理会計と線型計画法」『農業計算学研究』第 17 巻, 22-32 頁。
- 伊丹敏之 (1986) 『マネジメント・コントロールの理論』岩波書店。
- 上西良廣・南石晃明 (2022) 「産業別・営農類型別にみた農業の財務的特徴に関する研究：TKC 経営指標 (BAST) を用いた分析」『九州大学大学院農学研究院学芸雑誌』第 77 巻第 2 号, 73-88 頁。
- 企業予算制度研究会編 (2018) 『日本企業の予算管理の実態』中央経済社。
- 福岡誠宣・米満洋己・新井康平・梶原武久 (2013) 「経営計画が企業業績に与える影響」『管理会計学』第 21 巻第 2 号, 3-21 頁。
- 飛田努 (2018) 「管理会計理論から検討する農業法人における会計実践」『農業および園芸』第 93 巻第 5 号, 409-421 頁。
- ともえ産業情報 (2011) 『農業法人データブック 2011』ともえ産業情報。
- 南石晃明 (2021) 『ファクトデータでみる農業法人：経営者プロフィール、ビジネスの現状と課題、イノベーション』農林統計出版。
- 日本農業法人協会 (2021) 「会員名簿」,
https://hojin.or.jp/common/common_category/disclosure/membership_list/ (2021 年 5 月 1 日アクセス)。
- 牧野功樹 (2020) 「中小企業の管理会計研究 ―システムティック・レビューによる統合の試み―」『管理会計学』第 28 巻第 1 号, 71-95 頁。

町田遼太・上田巧・妹尾剛好・横田絵理（2020）「日本企業における中期経営計画のコンフィギュレーション—質的比較分析（QCA）による探索的研究—」『原価計算研究』第44巻第2号，98-111頁。

横田絵理・乙政佐吉・坂口順也・河合隆治・大西靖・妹尾剛好（2020）「わが国マネジメント・コントロール研究の展開—51年間の文献調査に基づいて—」『会計プロGRESS』第21号，17-31頁。

＜謝辞＞本稿の査読にあたり，編集委員長の越智信仁先生や査読者の先生方より大変有益なご指摘・ご助言を賜りました。心より感謝申し上げます。

家串 哲生（山形大学農学部）

（2023年10月1日 採択）

