【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

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ると考えられる。

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，政府がカーボンユ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「部門別の規制的措置に関する公約」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℃政策，1.5℃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だす産業政策である」[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り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「政治的コスト仮説」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コスト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コスト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。

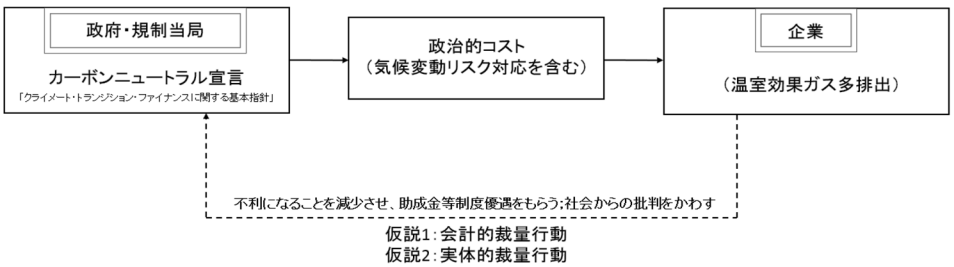
環境規制が企業の政治的コストにつながり，裁量行動をさらに活性化させることは，これまでの研究でも明らかにされている。例えば，米国では 1980 年の包括的環境対応・補償・復興法により，化学産業が有害化学廃棄物を浄化する義務があるとされ，浄化費用を賄うために，主に化学産業が資金を提供するスーパーファンドが設定された。当該スーパーファンドに起因する政治的コストに対応して，米国の化学企業は大幅な減益の裁量行動を行ったことが明らかにされている（Cahan *et al.*, 1997）。また，Johnston and Rock（2005）は，環境問題を政治的コストと結びつけ，浄化コストの責任企業が特定さ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ると考えられる。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「政治的コスト仮説」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	−0.322					
	(p値)	(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	−0.252					
	(p値)	(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	−0.059					
	(p値)	(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	−0.075					
	(p値)	(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	−0.202					
	(p値)	(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	−0.188					
	(p値)	(0.852)					

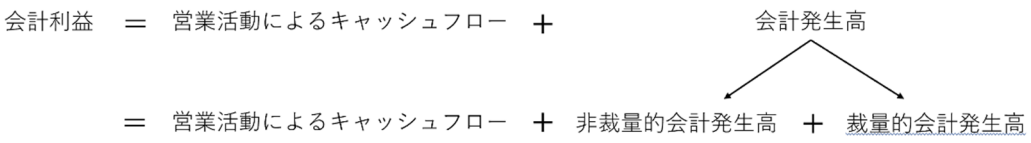
表１には，サンプル企業の業種分布が示されている。また，コントロールサンプルとして，グリーン成長戦略およびトランジション・ファイナンス推進ロードマップの非対象分野の製造業で GHG 排出の少ない企業を選定した。Cahan *et al.*（1997）を参考して，これらの企業は，金融業（銀行，証券，保険およびその他金融業）を除く上場企業であり，総資産が最も近い企業を選び，規模を一致させた。表２ではサンプル企業とコントロール企業の総資産（年度別）の基本統計量，およびこれらの平均値の差の検定（t 検定）の結果を示している。検定結果として，サンプル企業とコントロール企業の総資産額はおおよそ同等となり，差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



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。

会計発生高＝ 税引後経常利益－営業活動によるキャッシュフロー　　(1)

会計発生高＝（Δ流動資産－Δ現金預金）－（Δ流動負債－Δ資金調達項目）－
（Δ長期性引当金＋減価償却費）　　(2)

また図２からも確認できるように，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り，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）。

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

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

「CFO 修正 Jones モデル」：$会計発生高_j = \alpha + \beta_1 (\Delta売上高 - \Delta売上債権)_j + \beta_2 償却性固定資産_j + \beta_3 \Delta営業活動によるキャッシュフロー_j + \varepsilon_j$　　(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，以下のような手順で行う。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。

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

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

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

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

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年の間の変動；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，$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$ および $CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$ 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 $DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$，$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$，$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$ 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。

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

$$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_j \times Post_t + \varepsilon_{t,j} \quad (11)$$

$$RDE_{t,j}/TA_{t-1,} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_j \times Post_t + \varepsilon_{t,j} \quad (12)$$

$$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_j \times Post_t + \varepsilon_{t,j} \quad (13)$$

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*	*CFO*	*EAR*	*REV*	*RDE*	*CAPEX*	*TAC/TA*	*PPE/TA*	*Δ CFO/TA*	*RDE/TA*	*CAPEX/TA*	*NDAC/TA*	*DAC/TA*
2016-2019年度	サンプル企業	企業年度(N)	288	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	67,051	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	29,207	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	107,815	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	-32,712	-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	660,083	1,435,481	174,320	481310	0.273	0.564	0.182	0.059	0.127	0.258	0.122
	コントロール企業	企業年度(N)	289	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	49,763	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	81,291	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	91,185	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	-12,419	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	2,501,414	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	-9.284***	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**	-9.358***	0.380	9.328***	-4.262***	-0.150	2.746***
2020-2021年度	サンプル企業	企業年度(N)	144	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	86,231	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	91,368	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	246,761	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	5	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	178,651	474,489	0.196	0.522	0.104	0.049	0.133	0.186	0.106
	コントロール企業	企業年度(N)	144	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	49,362	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	14,781	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	89,904	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	27	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	497,556	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、それぞれ両側検定の0.10, 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値はウィルコクスンの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；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；REV＝売上債権；NDAC＝非裁量的会計発生高；DAC＝裁量的会計発生高；
RDE＝研究開発に関する変数；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$Treat_j \times Post_t$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	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,}$		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	
	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，$RDE_{t,j}/TA_{t-1,}$と $CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$ の $Treat_j \times Post_t$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

	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$					
	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

	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$					
	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	−0.003	−0.001	−0.009	−0.008	−0.016	−0.013
（t 値）	(−0.663)	(−0.206)	(−1.616)	(−1.480)	(−2.668)***	(−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	−0.019	−0.019	−0.019	−0.019	−0.016	−0.017
（t 値）	(−4.864)***	(−5.144)***	(−5.303)***	(−5.273)***	(−4.569)***	(−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 $\Delta CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$						
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コスト（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。宣言後の政治的コスト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　年度別業種別回帰係数と Adj.R^2 の値

業種	年度	2016									2017									2018								
	係数	α_0	t値	β_1	t値	β_2	t値	β_3	t値	Adj.R^2	α_0	t値	β_1	t値	β_2	t値	β_3	t値	Adj.R^2	α_0	t値	β_1	t値	β_2	t値	β_3	t値	Adj.R^2
化学	N	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
	平均値	38.639	2.106**	0.184	3.218***	0.015	0.887	−0.278	−4.189***	0.133	38.243	2.163**	0.338	11.372***	−0.018	−1.195	−0.696	−13.152***	0.569	44.844	2.036**	0.081	5.859***	0.041	2.325**	−0.354	−5.654***	0.346
	中央値	38.632	2.106	0.184	3.222	0.015	0.887	−0.278	−4.191	0.133	38.216	2.161	0.337	11.363	−0.018	−1.188	−0.695	−13.140	0.569	45.020	2.042	0.081	5.830	0.041	2.311	−0.356	−5.689	0.345
	標準偏差	0.053	0.002	0.000	0.019	0.000	0.005	0.000	0.009	0.000	0.150	0.014	0.005	0.057	0.001	0.042	0.004	0.075	0.002	0.957	0.032	0.002	0.162	0.001	0.065	0.012	0.194	0.004
	最小値	38.580	2.098	0.182	3.120	0.014	0.863	−0.279	−4.191	0.131	38.193	2.153	0.337	11.331	−0.022	−1.417	−0.716	−13.550	0.569	39.778	1.865	0.081	5.815	0.040	2.280	−0.356	−5.689	0.345
	最大値	38.916	2.112	0.184	3.222	0.015	0.890	−0.277	−4.142	0.133	39.034	2.237	0.365	11.674	−0.018	−1.188	−0.695	−13.102	0.578	45.020	2.042	0.092	6.717	0.047	2.772	−0.290	−4.627	0.366
石油	N	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
	平均値	585.014	0.553	0.209	1.128	−0.015	−0.112	−0.679	−2.928**	0.391	2462.595	1.182	0.099	0.578	−0.240	−1.023	0.390	0.578	−0.180	516.496	0.881	0.118	1.652	−0.058	−0.789	−0.246	−0.950	0.356
	中央値	448.292	0.440	0.220	1.207	0.008	0.081	−0.655	−2.873	0.378	2388.135	1.186	0.075	0.585	−0.227	−1.025	0.349	0.545	−0.140	443.187	0.785	0.111	1.587	−0.048	−0.679	−0.266	−1.060	0.362
	標準偏差	286.453	0.277	0.027	0.125	0.049	0.402	0.053	0.293	0.065	119.165	0.026	0.065	0.132	0.033	0.066	0.059	0.045	0.070	157.619	0.302	0.014	0.278	0.023	0.324	0.043	0.159	0.055
	最小値	448.292	0.398	0.160	0.922	−0.102	−0.831	−0.774	−3.412	0.322	2388.135	1.141	0.055	0.380	−0.298	−1.113	0.349	0.545	−0.302	443.187	0.640	0.111	1.375	−0.099	−1.360	−0.266	−1.060	0.269
	最大値	1096.711	1.048	0.223	1.207	0.008	0.081	−0.655	−2.610	0.499	2661.516	1.212	0.214	0.752	−0.220	−0.925	0.473	0.632	−0.140	798.314	1.409	0.143	2.121	−0.048	−0.548	−0.169	−0.712	0.422
鉄鋼	N	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13
	平均値	195.744	1.701*	0.315	3.516***	−0.034	−1.130	−0.482	−5.050***	0.412	156.007	1.758*	0.125	1.988*	−0.072	−2.259**	−1.001	−11.553***	0.775	87.296	1.026	0.004	0.058	0.035	1.297	0.042	0.417	0.070
	中央値	195.744	1.701	0.315	3.516	−0.034	−1.130	−0.482	−5.050	0.412	156.007	1.758	0.125	1.988	−0.072	−2.259	−1.001	−11.553	0.775	87.296	1.026	0.004	0.058	0.035	1.297	0.042	0.417	0.070
	標準偏差	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	最小値	195.744	1.701	0.315	3.516	−0.034	−1.130	−0.482	−5.050	0.412	156.007	1.758	0.125	1.988	−0.072	−2.259	−1.001	−11.553	0.775	87.296	1.026	0.004	0.058	0.035	1.297	0.042	0.417	0.070
	最大値	195.744	1.701	0.315	3.516	−0.034	−1.130	−0.482	−5.050	0.412	156.007	1.758	0.125	1.988	−0.072	−2.259	−1.001	−11.553	0.775	87.296	1.026	0.004	0.058	0.035	1.297	0.042	0.417	0.070
窯業	N	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
	平均値	21.309	0.356	0.018	0.211	−0.035	−1.205	−0.303	−2.480**	0.107	−39.273	−0.592	0.206	1.413	0.032	0.823	−0.425	−3.717***	0.295	−3.670	−0.059	0.440	3.951***	0.007	0.186	0.090	0.513	0.623
	中央値	21.944	0.367	0.018	0.210	−0.036	−1.230	−0.303	−2.479	0.108	−38.491	−0.581	0.206	1.409	0.032	0.803	−0.425	−3.720	0.294	−3.249	−0.053	0.441	3.958	0.007	0.174	0.090	0.512	0.623
	標準偏差	2.460	0.041	0.000	0.001	0.003	0.099	0.000	0.006	0.003	3.028	0.046	0.002	0.015	0.003	0.078	0.002	0.011	0.006	1.630	0.026	0.002	0.027	0.002	0.046	0.001	0.003	0.001
	最小値	12.415	0.207	0.018	0.210	−0.036	−1.230	−0.304	−2.503	0.094	−50.220	−0.758	0.206	1.409	0.032	0.803	−0.425	−3.720	0.294	−9.560	−0.153	0.434	3.853	0.007	0.174	0.090	0.512	0.623
	最大値	21.944	0.367	0.018	0.213	−0.026	−0.846	−0.303	−2.479	0.108	−38.491	−0.581	0.213	1.467	0.044	1.106	−0.417	−3.678	0.315	−3.249	−0.053	0.441	3.958	0.014	0.354	0.093	0.526	0.626
パルプ・紙	N	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9
	平均値	305.349	2.425**	0.034	0.224	−0.121	−5.206***	−0.125	−0.677	0.568	236.776	2.105**	0.378	1.9*	−0.143	−5.257***	−0.576	−3.970***	0.574	218.119	1.723	−0.035	−0.186	−0.078	−3.055***	−0.146	−0.657	0.241
	中央値	306.859	2.445	0.034	0.225	−0.121	−5.211	−0.128	−0.692	0.567	238.513	2.121	0.374	1.784	−0.143	−5.244	−0.573	−3.953	0.571	218.720	1.733	−0.034	−0.181	−0.078	−3.064	−0.147	−0.662	0.242
	標準偏差	4.528	0.058	0.000	0.003	0.000	0.013	0.007	0.044	0.002	5.212	0.050	0.011	0.047	0.002	0.041	0.011	0.050	0.007	1.803	0.031	0.004	0.016	0.000	0.028	0.002	0.014	0.001
	最小値	293.274	2.271	0.033	0.216	−0.122	−5.211	−0.128	−0.692	0.567	222.878	1.972	0.374	1.784	−0.147	−5.366	−0.607	−4.104	0.571	213.311	1.641	−0.045	−0.229	−0.078	−3.064	−0.147	−0.662	0.238
	最大値	306.859	2.445	0.034	0.225	−0.121	−5.170	−0.106	−0.559	0.572	238.513	2.121	0.406	1.924	−0.143	−5.244	−0.573	−3.953	0.593	218.720	1.733	−0.034	−0.181	−0.078	−2.862	−0.141	−0.620	0.242

業種	年度	2019									2020									2021								
	係数	α_0	t値	β_1	t値	β_2	t値	β_3	t値	Adj.R^2	α_0	t値	β_1	t値	β_2	t値	β_3	t値	Adj.R^2	α_0	t値	β_1	t値	β_2	t値	β_3	t値	Adj.R^2
化学	N	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
	平均値	61.891	2.321**	0.311	13.907***	0.000	0.005	−0.428	−8.111***	0.527	104.115	3.901***	0.332	12.824***	0.012	0.746	−0.367	−6.056***	0.526	81.691	1.759*	0.201	5.213***	0.004	0.209	−0.456	−7.006***	0.343
	中央値	62.033	2.326	0.311	13.902	0.000	0.011	−0.429	−8.116	0.527	104.111	3.901	0.332	12.827	0.012	0.749	−0.367	−6.056	0.526	81.830	1.763	0.200	5.206	0.004	0.211	−0.456	−7.009	0.343
	標準偏差	0.778	0.029	0.001	0.032	0.001	0.029	0.002	0.030	0.001	0.039	0.002	0.000	0.010	0.000	0.013	0.000	0.001	0.000	0.614	0.013	0.003	0.034	0.000	0.007	0.001	0.012	0.001
	最小値	57.774	2.168	0.311	13.879	−0.003	−0.145	−0.429	−8.116	0.527	104.033	3.890	0.332	12.789	0.011	0.681	−0.369	−6.061	0.526	78.553	1.694	0.200	5.206	0.003	0.173	−0.456	−7.009	0.342
	最大値	62.037	2.326	0.316	14.076	0.000	0.011	−0.420	−7.951	0.533	104.305	3.901	0.332	12.827	0.012	0.749	−0.367	−6.054	0.526	81.830	1.763	0.214	5.395	0.004	0.211	−0.454	−6.944	0.349
石油	N	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
	平均値	1603.426	1.639	0.037	0.421	−0.230	−2.706*	−0.931	−2.163*	0.546	579.921	0.489	0.060	0.633	−0.111	−0.665	0.072	0.291	0.222	−61.175	0.172	0.218	3.901**	0.031	0.087	−0.482	−3.602**	0.883
	中央値	1486.863	1.594	0.038	0.433	−0.215	−2.769	−0.908	−2.143	0.560	519.067	0.488	0.062	0.687	−0.102	−0.682	0.064	0.278	0.290	−260.373	−0.281	0.201	2.808	0.067	0.669	−0.469	−2.702	0.863
	標準偏差	208.095	0.232	0.003	0.018	0.028	0.337	0.045	0.183	0.077	96.553	0.031	0.004	0.077	0.015	0.037	0.013	0.028	0.093	613.708	1.155	0.029	2.433	0.095	1.398	0.049	2.204	0.051
	最小値	1486.863	1.389	0.033	0.391	−0.279	−3.073	−1.011	−2.449	0.418	519.067	0.447	0.054	0.521	−0.136	−0.682	0.064	0.278	0.110	−539.856	−0.527	0.201	2.808	−0.137	−2.410	−0.565	−7.535	0.853
	最大値	1967.098	2.022	0.041	0.453	−0.215	−2.151	−0.908	−1.938	0.629	740.180	0.534	0.062	0.687	−0.102	−0.599	0.093	0.342	0.290	1015.103	2.228	0.268	8.254	0.091	0.839	−0.437	−2.366	0.975
鉄鋼	N	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13
	平均値	101.482	0.796	−0.096	−1.187	−0.090	−2.519**	−0.519	−4.949	0.552	187.526	1.763*	0.247	4.170***	−0.063	−1.843*	−0.233	−3.011***	0.578	24.681	0.184	0.204	4.280***	−0.057	−1.088	−0.612	−6.813***	0.625
	中央値	101.482	0.796	−0.096	−1.187	−0.090	−2.519	−0.519	−4.949	0.552	187.526	1.763	0.247	4.170	−0.063	−1.843	−0.233	−3.011	0.578	24.681	0.184	0.204	4.280	−0.057	−1.088	−0.612	−6.813	0.625
	標準偏差	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	最小値	101.482	0.796	−0.096	−1.187	−0.090	−2.519	−0.519	−4.949	0.552	187.526	1.763	0.247	4.170	−0.063	−1.843	−0.233	−3.011	0.578	24.681	0.184	0.204	4.280	−0.057	−1.088	−0.612	−6.813	0.625
	最大値	101.482	0.796	−0.096	−1.187	−0.090	−2.519	−0.519	−4.949	0.552	187.526	1.763	0.247	4.170	−0.063	−1.843	−0.233	−3.011	0.578	24.681	0.184	0.204	4.280	−0.057	−1.088	−0.612	−6.813	0.625
窯業	N	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
	平均値	34.909	0.569	0.300	3.022***	0.024	0.744	−0.617	−4.922***	0.338	−66.520	−1.542	0.159	2.349**	0.006	0.195	−0.727	−8.010***	0.528	217.954	3.770***	0.095	1.331	0.019	0.544	−0.496	−6.846***	0.464
	中央値	35.446	0.578	0.300	3.024	0.023	0.723	−0.617	−4.924	0.337	−66.170	−1.534	0.159	2.348	0.005	0.173	−0.727	−8.008	0.528	218.179	3.777	0.095	1.331	0.019	0.536	−0.496	−5.852	0.464
	標準偏差	2.080	0.034	0.001	0.009	0.003	0.083	0.001	0.005	0.003	1.355	0.031	0.000	0.002	0.003	0.086	0.000	0.011	0.001	0.869	0.028	0.000	0.001	0.001	0.030	0.001	0.023	0.000
	最小値	27.389	0.445	0.296	2.991	0.023	0.723	−0.617	−4.924	0.337	−71.417	−1.655	0.159	2.348	0.005	0.173	−0.728	−8.051	0.528	214.812	3.669	0.095	1.331	0.019	0.536	−0.496	−5.852	0.464
	最大値	35.446	0.578	0.300	3.024	0.035	1.045	−0.613	−4.903	0.347	−66.170	−1.534	0.159	2.357	0.016	0.507	−0.727	−8.008	0.531	218.179	3.777	0.096	1.336	0.024	0.654	−0.493	−5.764	0.464
パルプ・紙	N	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9
	平均値	336.468	2.400**	0.123	0.858	−0.063	−2.792**	−0.661	−4.268***	0.571	247.509	2.120**	0.198	2.635**	−0.066	−2.909***	−0.561	−3.341***	0.639	−36.482	−0.206	0.282	1.595	−0.086	−1.835*	−0.567	−2.299**	0.160
	中央値	336.874	2.421	0.123	0.867	−0.063	−2.800	−0.661	−4.309	0.572	250.088	2.144	0.197	2.638	−0.067	−2.917	−0.557	−3.321	0.637	−35.554	−0.202	0.282	1.599	−0.086	−1.838	−0.567	−2.304	0.160
	標準偏差	1.218	0.063	0.001	0.026	0.000	0.026	0.002	0.124	0.005	7.738	0.072	0.004	0.050	0.001	0.026	0.013	0.060	0.007	2.784	0.014	0.000	0.014	0.000	0.010	0.001	0.013	0.000
	最小値	333.218	2.232	0.120	0.789	−0.063	−2.800	−0.661	−4.309	0.556	226.873	1.928	0.197	2.638	−0.067	−2.917	−0.595	−3.500	0.637	−43.906	−0.242	0.281	1.558	−0.087	−1.838	−0.570	−2.304	0.160
	最大値	336.874	2.421	0.123	0.867	−0.063	−2.722	−0.656	−3.937	0.572	250.088	2.144	0.209	2.787	−0.064	−2.839	−0.557	−3.321	0.657	−35.554	−0.202	0.282	1.599	−0.086	−1.809	−0.567	−2.265	0.161

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.R^2（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.R^2 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	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	−0.001	−0.005	0.029	−0.083	0.122	71
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.016	0.011	0.014	0.000	0.059	70
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.052	0.051	0.020	0.013	0.104	68
	2017	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	−0.003	−0.005	0.029	−0.067	0.078	70
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.016	0.011	0.014	0.000	0.057	70
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.054	0.055	0.018	0.013	0.097	69
	2018	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	−0.002	−0.009	0.029	−0.062	0.081	71
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.016	0.011	0.013	0.000	0.053	71
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.056	0.055	0.024	0.015	0.127	70
	2019	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	−0.007	−0.004	0.033	−0.101	0.069	72
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.016	0.011	0.013	0.000	0.055	71
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.058	0.054	0.023	0.011	0.111	70
	2020	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	−0.011	−0.007	0.032	−0.129	0.056	72
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.016	0.012	0.013	0.000	0.049	71
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.052	0.052	0.019	0.017	0.110	70
	2021	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	−0.009	−0.011	0.031	−0.107	0.106	72
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.016	0.012	0.013	0.000	0.046	71
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.050	0.047	0.020	0.022	0.133	71
コントロール企業	2016	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.002	0.005	0.03	−0.092	0.068	70
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.035	0.026	0.029	0.001	0.116	70
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.049	0.042	0.027	0.010	0.156	69
	2017	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	−0.002	−0.002	0.033	−0.079	0.098	70
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.037	0.029	0.032	0.001	0.157	72
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.049	0.040	0.031	0.005	0.188	69
	2018	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.007	0.006	0.034	−0.087	0.134	72
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.036	0.029	0.029	0.001	0.115	72
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.048	0.045	0.026	0.005	0.162	72
	2019	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.002	0.002	0.035	−0.160	0.095	72
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.035	0.029	0.029	0.000	0.128	72
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.047	0.043	0.024	0.005	0.137	71
	2020	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.005	0.012	0.036	−0.080	0.102	72
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.031	0.029	0.023	0.000	0.097	71
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.042	0.039	0.024	0.002	0.148	71
	2021	$DAC_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.004	−0.003	0.043	−0.085	0.150	72
		$RDE_{t,j}/TA_{t-1,j}$	0.032	0.029	0.026	0.000	0.111	72
		$CAPEX_{t,j}/TA_{t-1,j}$	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.101316.

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.106818.

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.101737

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）