

税効果会計による利益調整と コーポレート・ガバナンスの関係

黛 紘汰

(埼玉大学経済学部4年生)

目 次

- はじめに
- 税効果会計
 - 税効果会計の概要
 - 税効果会計の会計処理
 - 回収可能性と評価性引当額
 - 税効果会計による利益調整のスキーム
- 先行研究の整理
 - 税効果会計による利益調整
 - 税効果会計と利益調整
 - 倒産企業における税効果会計と利益調整
 - 利益調整とコーポレート・ガバナンス
 - 委員会設置会社と利益調整
 - 取締役会の構造と利益調整
- 仮説構築
 - 取締役会の規模
 - 独立社外取締役比率
 - 役員持株比率
 - 指名委員会等設置会社
- リサーチデザイン
 - 分析モデル
 - サンプル
- 検証結果
 - 裁量的評価性引当額

6.2 分析結果

7. 追加分析

7.1 取締役会の規模

7.2 独立社外取締役比率

7.3 指名委員会等設置会社

7.4 まとめ

8. おわりに

Appendix

A.1 分析モデル

A.2 サンプル

A.3 分析結果

引用文献

1. はじめに

本稿は、税効果会計による利益調整の実態を明らかにし、税効果会計における経営者の裁量の介入を抑制する方法を発見することを目的としている。

税効果会計とは、財務会計と税務会計の考え方の違いから生ずる、税引前当期純利益の額と法人税等の額のずれを修正する手続きのことである。これは、両者を合理的に対応させ、財務諸表における意思決定有用性を向上させることを目的として導入されている。しかしながら、税効果会計の手続きにおいては、経営者の裁量が介入する余地があるため、意思決定有用性を大きく低下させる利益調整¹に利用されていることが報告されている（一ノ宮 2005；積 2018）。そのため、このような状況は、税効果会計の目的と相反しているといえる。

それでは、利益調整はどのようにすれば抑制できるのだろうか。経営者の機会主義的な行動を統制する仕組みとしては、コーポレート・ガバナンスが挙げられる。実効性の高いコーポレート・ガバナンスを行うことができれば、経営者は機会主義的な行動をとりにくくなるため、利益調整は抑制されるだろう。一方、実効性の低いコーポレート・ガバナンスを行った場合、経営者の機会主義的な行動を統制できず、利益調整を抑制することができない可能性がある。実際に、両者の関係を検証した先行研究では、コーポレート・ガバナンスは利益調整を抑制する場合と、抑制できない場合があることが確認されている（方 2011；矢澤 2004）。

加えて、日本においては、多額の繰延税金資産が計上される傾向にあるため（積 2018）、税効果会計によって調整可能な利益の額が大きいことが予想される。したがって、税効果会計による利益調整を抑制する、実効性の高いコーポレート・ガバナンスの特徴を発見することができれば、日本

において調整される利益の額を縮小させることができる可能性がある。ゆえに、税効果会計による利益調整とコーポレート・ガバナンスの関係を分析することには大きな意味があると考えられる。両者の分析を通して、税効果会計による利益調整の実態を明らかにし、税効果会計における経営者の裁量の介入を抑制する方法を発見することが、本稿の目的である。

日経平均採用銘柄225社を対象に、2016年から2018年までの期間について、繰延税金資産に関するデータを手収集し、税効果会計による利益調整の実態を確認している。その結果、本稿のサンプルの91.1%が税引前当期純利益の1%を超える規模で税効果会計による利益調整を行っていることが確認されている。さらに、税効果会計によって調整される利益の額が平均的に税引前当期純利益の26.0%であることが明らかになっており、税効果会計による利益調整が大きな規模で行われていることが分かる。これらのことから、経営者は、税効果会計の手続きにおいて、その裁量を介入させている可能性が高いといえる。そこで筆者は、そうした裁量の介入を抑制するために、一定の算式によって評価性引当額を求めることを提案している。

また、税効果会計による利益調整とコーポレート・ガバナンスの関係を分析したところ、次のような結果が得られている。第1に、役員持株比率が高いほど税効果会計による利益調整は抑制されることが確認されている。これは、役員による自社株式の保有が、コーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなっているためだと考えている。第2に、取締役会の規模、独立社外取締役比率および指名委員会等設置会社制度と税効果会計による利益調整の間には、関係があるとはいえないことが明らかになっている。

さらに、役員による自社株式の保有が、コーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなり、その実効性を高めるのか否かを検証するために、役員持株比率と取締役会の規模、独立社外取締役比率、指名委員会等

設置会社制度それぞれとの交差項を分析モデルに組み込み、追加分析を行っている。この結果、役員持株比率の高い取締役会は、その規模が小さいほど、税効果会計による利益調整を抑制することが明らかになっている。よって、役員による自社株式の保有はコーポレート・ガバナンスのインセンティブとして機能することが推察される。一方で、役員持株比率を考慮した場合においても、独立社外取締役および指名委員会等設置会社制度は税効果会計による利益調整に影響を与えないことが確認されている。自社株式の保有による強いインセンティブが働いている状態においても、このような結果が示されていることから、これらの制度の実効性は高くないと考えられる。

以上から、役員による自社株式の保有は、実効性の高いコーポレート・ガバナンスであるといえるだろう。さらに、独立社外取締役および指名委員会等設置会社制度は、実効性の高くないコーポレート・ガバナンス制度である可能性が示唆されており、筆者は、これが社外取締役の高い独立性に起因するものであると考えている。

本稿には、3つの貢献がある。第1に、繰延税金資産の回収可能性の判断に経営者の裁量が介入している証拠を提示している。本稿の分析によれば、税効果会計による利益調整額は、平均的に税引前当期純利益の26.0%であることが明らかになっている。第2に、税効果会計における経営者の裁量の介入を抑制するために、一定の算式によって評価性引当額を求めることを提案している。第3に、役員による自社株式の保有が、税効果会計による利益調整を抑制する実効性の高いコーポレート・ガバナンスであることを明らかにしている。ただし、本稿は、繰延税金資産に関するデータを手収集する都合上、分析対象企業を日経平均採用銘柄としている。そのため、本稿で得られたこれらの結果が、日経平均採用銘柄以外の企業にはあてはまらない可能性があることには注意が必要である。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で税効果会計を概説し、第3節

において先行研究を整理したうえで、第4節では仮説を構築する。続いて第5節でリサーチデザインを、第6節では分析結果を報告する。さらに、第7節で追加分析を行い、第8節では本稿をまとめている。

2. 税効果会計

ここでは、ASBJ²（1998a；1998b；2015；2018）及びJICPA³（1999）を基に、税効果会計の概要、会計処理及び税効果会計を用いた利益調整について説明していく。

2.1 税効果会計の概要

税効果会計とは、財務会計と税務会計の考え方の違いから生ずる、税引前当期純利益の額と法人税等の額のずれを調整する手続きのことである。

財務会計における利益は、収益の額から費用の額を減算することで求められる。これに対し、税務上の課税所得は益金の額から損金の額を減算して算定される。この場合の収益の額と益金の額は、それぞれ大部分は一致するが若干の相違があり、費用の額と損金の額についても同様である。これは、財務会計が適正な期間損益計算を目的として利益を計算するのに対し、税務会計は課税の公平を目的として課税所得の計算を行っているためである。

そして、損益計算書に計上される法人税等の額は、税務上の課税所得に基づいて計算される。この法人税等の額を何ら調整しないまま損益計算書を作成した場合、税務会計と財務会計のずれによって、法人税等の額と税引前当期純利益には対応関係がなくなる。ゆえに、損益計算書の可読性は低下してしまい、利害関係者の意思決定有用性を損なってしまう。

そこで、税効果会計は、損益計算書において法人税等の額を適切に期間配分することで、上記の問題を解決する。さらに、この会計処理は損益計

算書において税引前当期純利益と法人税等を合理的に対応させ、利害関係者の意思決定有用性を高めることを目的としている⁴。

2.2 税効果会計の会計処理

2.1において、収益と益金または費用と損金には相違が生じることを説明したが、その相違を税効果会計上、差異という。この差異は永久差異と一時差異に分けられ、永久差異は税務上、損金または益金に算入されないものをいう。一方、一時差異は、費用と損金または収益と益金の認識時点が異なるために発生する差異を指す。つまり、永久差異は永久に解消することがなく、一時差異は長期的に観察すれば解消する差異である。

そして、税効果会計の対象となるのが一時差異である。一時差異には将来減算一時差異と将来加算一時差異の2種類があり、それぞれ解消する際に課税所得を減額または増額させる税効果⁵を有している。例えば、将来減算一時差異は、引当金の繰入超過額⁶や減価償却超過額など、将来加算一時差異は有価証券の評価益、積立金方式による圧縮記帳などにより生ずる。図1は、将来減算一時差異（賞与引当金の繰入額）の、課税所得を減額する税効果を表した図である。

加えて、税効果会計の会計処理における勘定科目には、将来減算一時差異の額に法定実効税率⁷を乗じた金額である繰延税金資産、将来加算一時差異の額に法定実効税率を乗じた金額である繰延税金負債が用いられる。先述したとおり、将来減算一時差異は差異の解消時に課税所得を減額する効果を有するため、繰延税金資産は将来の税金支払い額の減少額を示す。一方、将来加算一時差異は差異の解消時に課税所得を増額する効果を有するため、繰延税金負債は将来の税金支払いの増加額を示す。また、これらの相手勘定には法人税等調整額を用いる。

図1 将来減算一時差異の発生と解消

第1期：賞与引当金250円を計上		第2期：賞与250円を支給	
(財務)			
収 益	500	収 益	500
費 用	250	費 用	0
利 益	250	利 益	500
	差異の発生		差異の解消
(税務)			
益 金	500	益 金	500
損 金	0	損 金	250
課税所得	500	課税所得	250

資格の大原（2018）を参考に筆者作成

設例1 将来減算一時差異の発生

第1期において賞与引当金250円を計上したことにより差異が発生した。法定実効税率は40%である。

（借方） 繰延税金資産 100 （貸方） 法人税等調整額 100

設例2 将来減算一時差異の解消

第2期において賞与を支給し、差異が解消した。法定実効税率は40%である。

（借方） 法人税等調整額 100 （貸方） 繰延税金資産 100

さらに、法人税等調整額には費用の調整としての性格があるため、借方に残っている場合には法人税等の額を増額し、貸方に残っている場合にはこれを減額する。このことを財務諸表において示しているのが図2である。

図2 繰延税金資産の仕訳と財務諸表上の表示

第1期

(借方) 繰延税金資産 100 (貸方) 法人税等調整額 100

<税引前当期純利益以下の表示例>

税引前当期純利益	250	
法人税、住民税及び事業税	100	
法人税等調整額	<u>△100</u>	0
当期純利益	250	

第2期

(借方) 法人税等調整額 100 (貸方) 繰延税金資産 100

<税引前当期純利益以下の表示例>

税引前当期純利益	250	
法人税、住民税及び事業税	100	
法人税等調整額	<u>100</u>	200
当期純利益	50	

2.3 回収可能性と評価性引当額

ASBJ (1998a) は、繰延税金資産について、将来の回収可能性を毎期見積もることを要求している。加えて、ASBJ (2015) は、収益力に基づく課税所得⁸の十分性、タックス・プランニング⁹の存在及び将来加算一時差異（繰延税金負債）の十分性を基礎として、繰延税金資産の回収可能性の判断を行うことを要求している。ここでは、収益力に基づく課税所得の十分性を例に挙げ、回収可能性判断の説明を行う。

課税所得の十分性が繰延税金資産の回収可能性判断の要件となっているのは、繰延税金資産の将来の課税所得を減少させる、という税効果が実現

するか否かは、将来の課税所得の大きさに依存しているためである。換言すれば、将来の課税所得が小さければ、繰延税金資産の課税所得を減少させる税効果の実現できない可能性があるということである。図3及び図4は、将来の課税所得が十分に見込まれる場合とそうでない場合における繰延税金資産の回収可能性判断を表したものであり、いずれも当期を第3期としている。

図3 繰延税金資産の回収可能性があると見込まれる場合

第1期：賞与引当金250円を計上		第2期	第3期	第4期：賞与250円を支給	
(財務)					
収 益	500	500	500	収 益	500
費 用	250	0	0	費 用	0
利 益	250	500	500	利 益	500
(税務)					
益 金	500	500	500	益 金	500
損 金	0	0	0	損 金	250
課税所得	500	500	500	課税所得	250

※ 第3期において、第4期の見積もり課税所得がプラスであるので、繰延税金資産の回収可能性があると見込まれた。第4期における繰延税金資産の課税所得を減額するという税効果が存在しているため、評価減は行われない。

図3および図4のように、回収可能性の判断は繰延税金資産の解消時における課税所得の見積りにもとづき行われる。その結果、回収可能性がないと見積もられた繰延税金資産の額は、評価性引当額として控除¹⁰しなければならない。なお、評価性引当額は勘定科目ではなく、財務諸表に注記として表示される。

図4 繰延税金資産の回収可能性がないと見込まれる場合

第1期：賞与引当金 250 円を計上		第2期	第3期	第4期：賞与250 円を支給	
(財務)					
収 益	500	400	300	収 益	200
費 用	250	0	0	費 用	0
利 益	250	400	300	利 益	200
(税務)					
益 金	500	400	300	益 金	200
損 金	0	0	0	損 金	250
課税所得	500	400	300	課税所得	△50

※ 第3期において、第4期の見積もり課税所得がマイナスになったので、繰延税金資産の回収可能性がないと見込まれた。第4期における繰延税金資産の課税所得を減額するという税効果が消失したので、繰延税金資産の評価減を行う。

繰延税金資産の回収可能性低下により評価性引当額を増額する場合、図2で示したように、その変化額は法人税等調整額を通じて税引後当期純利益を減少させる。同様に、繰延税金資産の回収可能性が向上し、評価性引当額を減額する場合、その変化額は税引後当期純利益を増加させる。

図5 評価性引当額と財務諸表上の表示

第1期

(借方) 法人税等調整額 100 (貸方) 繰延税金資産 100

注記 評価性引当額 100

<税引前当期純利益以下の表示例>

税引前当期純利益	250
法人税、住民税及び事業税	100
法人税等調整額	<u>100</u> 200
当期純利益	50

第2期

(借方) 繰延税金資産 100 (貸方) 法人税等調整額 100

注記 評価性引当額 0

<税引前当期純利益以下の表示例>

税引前当期純利益	250
法人税、住民税及び事業税	100
法人税等調整額	<u>△100</u> 0
当期純利益	250

2.4 税効果会計による利益調整のスキーム

先述したとおり、ASBJ (2015) は、収益力に基づく課税所得の十分性、タックス・プランニングの存在及び将来加算一時差異の十分性を基礎として、繰延税金資産の回収可能性の判断を行うことを要求している。しかし、経営者がその判断をどのように行っているのかを第三者が観察することは難しく、その観察の役割は会計監査人に依存している。実際に、積 (2018) は、会計監査においてそうした観察ができていない証拠を提示しており、経営者が機会主義的な行動をとる場合、回収可能性の判断に裁量

を介入させることは容易であるといえる。実際に、本稿のAppendixにおいて、経営者の回収可能性判断が、上述の3要件のうち収益力に基づく課税所得の十分性のみによって拠している可能性を発見しており、6.1において経営者が回収可能性判断にその裁量を介入させている証拠を提示している。

また、2.3で述べたように、回収可能性判断により生ずる評価性引当額は、法人税等調整額を通じて、税引後当期純利益に影響を及ぼす。つまり、回収可能性の判断において、経営者が機会主義的な行動をとり、その裁量を介入させた場合には、評価性引当額の裁量的な設定が可能となり、税引後当期純利益を調整することができるのである（積 2018）。

3. 先行研究の整理

3.1 税効果会計による利益調整

3.1.1 税効果会計と利益調整

積（2018）は、税効果会計における経営者の裁量行動と関連する制度との関係性を分析している。

経営者は、目標利益が達成できなかった場合に発生する、株式市場及び契約上のペナルティを回避するため、その目標を達成するモチベーションを有している。特に、多額の繰延税金資産が計上される傾向にある日本企業では、経営者による将来事象の見積もりに基づく裁量の余地が大きく、利益調整が容易な状況にあるといえる。これらのことから、「経営者は目標利益の達成に向けて評価性引当額を通じた利益平準化を行う」「経営者は目標利益を達成するため、評価性引当額を裁量的に減少させ、利益増加型の利益調整を行う」という仮説を立て検証している。

サンプルは、2000年3月期から2016年3月期までの分析対象期間において、条件を満たす12,483企業・年である。被説明変数には裁量的評価性引当額¹¹を用い、回帰分析を行っている。分析の結果、裁量的な評価性引

当額を通じた利益調整が、損失回避を目的として積極的に行われている可能性があることを発見している。加えて、減益回避や経営者業績予想達成を目的とする利益調整は行われていない可能性が高いことを報告している。

3.1.2 倒産企業における税効果会計と利益調整

一ノ宮（2005）は、倒産企業に焦点を当て、税効果会計と利益調整の関係を実証的に解明している。

2.で述べたとおり、経営者は、利益を捻出するために税効果会計を利用する可能性があると考えられる。倒産の危機に直面した企業は、金融機関からの与信継続を図り、倒産を回避するために、損益面において相応の水準の成果を示す必要がある。よって、倒産の危険がある企業は、利益調整などの会計政策を使用するインセンティブがあると想定される。つまり、このような企業は、税効果会計による利益調整を行い、利益を捻出すると考えられるため、「倒産企業は税効果会計を利益調整に利用した可能性が高い」という仮説を立て、分析を行っている。

上記の仮説は、倒産企業と非倒産企業を比較することによって検証されている。倒産企業のサンプルは、2000年4月から2004年3月に倒産し、税効果会計を適用した175企業である。非倒産企業は、一定の条件を満たす1999年から2002年までの5,508企業である。「倒産企業と非倒産企業との繰延資産計上額には差がない」といったいくつかの帰無仮説を用いて分析を行ったところ、仮説を積極的に否定する証拠は得られなかったため、税効果会計を裁量的に適用することによる増益が起こっている可能性が示唆される。

3.2 利益調整とコーポレート・ガバナンス

3.2.1 委員会設置会社と利益調整

方（2011）は、利益調整との関係の解明を通じて、委員会設置会社制

度¹²のコーポレート・ガバナンスにおける有効性を検証している。

会社法上、上場企業には委員会設置会社と監査役会設置会社の2つの類型が存在している。委員会設置会社制度は、それまで取締役会に求められていた監視と執行の役割を分離し、前者を取締役会、後者を執行役の機能と位置付けたものである。この目的は、それぞれの機能の有効性を高めることにある。加えて、経営者の監視に専念する取締役会の中に、取締役を指名する指名委員会や取締役の報酬を決める報酬委員会及び執行役の職務の監査を担う監査委員会を設置することとされている。これらの委員会は、経営者をモニタリングする立場の取締役を監視することができる。一方、監査役会設置会社は、指名委員会や報酬委員会に相当するものを設ける必要がなく、取締役への監視を行うことができない。

よって、委員会設置会社は、取締役に対する監視体制を有しない監査役会設置会社に比べ、経営者の行動をより厳格に監視することができるため「委員会設置会社では、監査役会設置会社より、経営者による利益調整が抑制される」という仮説が立てられる。

サンプルは、2003年1月から2009年10月までに委員会設置会社に移行した東証一部の非金融事業会社とし、この条件を満たしたのは183社である。回帰分析の結果、経営者による利益調整に対して委員会設置会社制度は、予想通り有効にはたらくことを明らかにしている。さらに、取締役会規模が大きいほど利益増加型の利益調整を抑制できず、企業規模が大きいほど利益減少型の利益調整が行われる可能性があることを示している。

3.2.2 取締役会の構造と利益調整

矢澤（2004）は、取締役会の構造が経営者の会計政策に影響を与えるか否かを検証している。

1999年度から2001年度を分析期間とし、4,786企業をサンプルとして分析を行っている。被説明変数には裁量的会計発生高、説明変数には調整前

利益が基準値¹³を下回るか否か、大きく上回るか否かを示すダミー変数に加えて、取締役会の構造を表す変数を使用している。調整前利益は修正 Jones モデルによって算出し、それが基準値を下回る場合には経営者は利益を捻出しようとするので、この係数は正になると予測される。大きく上回る場合には、翌期の基準値を達成するために利益を圧縮しようとするので、その係数は負になると予想される。

また、取締役会の構造の代理変数には、取締役会における社外取締役比率、監査役に占める社外監査役の比率、取締役の人数、役員員の平均持ち株比率及び役員員の平均在職年数を用いている。監査役は経営者に緊張感を与え、会計政策に対して規律効果を発揮することが期待される一方で、監査役監査の形骸化が叫ばれている現状を踏まえ、符号予測を行っていない。同様に、役員員の平均在職期間が長いほど監督能力が向上すると考えられ、一方で在職期間が長くなると経営者からの独立性が低下し、裁量的会計行動を抑止できなくなる可能性もあるため、これについても符号を予測していない。取締役の人数については、取締役会の肥大化により取締役会の意思決定と監督機能が低下するといわれており、先行研究の結果とも合致することから人数が多いほど裁量的会計行動を抑制できないと予想している。

分析の結果、社外監査役比率、取締役会の規模、役員員の持ち株比率については、すべてが正に有意であったが、役員員の平均在職年数は有意でないことが確認されている。また、社外取締役比率は、基準値を前年度の報告利益とした場合において、調整前利益がそれを下回るときには正に有意であり、大きく上回るときは負に有意となっている。このことは、社外取締役の多い企業ほど、経営者の裁量的会計行動を抑止できないことを示している。

4. 仮説構築

ここでは、コーポレート・ガバナンスと税効果会計による利益調整に関する仮説を構築する。

首藤（2000）によると、投資家やアナリストは、企業の利益の動向をくまなく観察しており、過年度の利益との比較は、企業分析のための基本的な手法となっている。加えて、企業が損失を計上した場合には、世間に与える負の影響が強い。したがって、減益や損失といった情報は、企業の利害関係者の意思決定を左右し、彼らとの間で結ばれる契約に重大な影響を与える。これらのことがインセンティブとして機能し、経営者は利益を調整する動機を持つ。そのため、経営者は減益や損失を回避するために、機会主義的な行動をとり、利益を調整することがあると考えられる。実際に、首藤（2000）はこの証拠を提示している。したがって、税効果会計における回収可能性の判断において、経営者が機会主義的な行動をとれば、評価性引当額の裁量的な設定が可能となり、税引後当期純利益を調整することができる。

また、コーポレート・ガバナンスは、「会社が、株主をはじめ顧客・従業員・地域社会等の立場を踏まえたうえで、透明、公正かつ迅速・果敢な意思決定を行うための仕組み」（JPX 2018a）である。したがって、実効性の高いコーポレート・ガバナンスを行うことができれば、経営者の意思決定は透明かつ公正なものになるため、経営者は機会主義的な行動をとりにくくなると考えられる。この場合、利益調整は抑制されるだろう。一方、実効性の低いコーポレート・ガバナンスを行った場合、経営者の機会主義的な行動を統制できず、利益調整を抑制できない可能性がある。

以上から、実効性の高いコーポレート・ガバナンスが行われていれば、税効果会計による利益調整は抑制されると考えられる。また、実効性の低

いコーポレート・ガバナンスが行われていれば、税効果会計による利益調整は抑制されないだろう。

4.1 取締役会の規模

取締役会は、企業の意思決定や経営者の監督を実行する機関である。その規模が大きくなると、株主利益を優先する者と私的な利益を優先する者との意見の対立が起きやすくなり、経営者のモニタリングを適切に行うことができない可能性がある。この場合には、コーポレート・ガバナンスの実効性が低くなり、税効果会計による利益調整を抑制することができないと考えられる。実際に、矢澤（2004）は、取締役会の規模が大きいほど、利益調整行動を抑制できないという証拠を提示している。このことから、取締役会の規模と税効果会計による利益調整には、正の関係があると推察されるため、次の仮説を設定する。

仮説1 取締役会の規模が小さいほど、税効果会計による利益調整は抑制される。

4.2 独立社外取締役比率

近年、代表取締役などと直接利害関係のない、独立社外取締役を導入する企業が増加している。実際に、東証一部のうち、2名以上の独立社外取締役を選任する上場企業は、2018年現在91.3%に上っている（JPX 2018b）。

独立社外取締役は、社内取締役と比較した場合、企業内のしがらみにとらわれにくいいため、経営者をより厳格に監視できる。実際に、Weisbach（1988）は社内取締役のみで構成される取締役会に比べ、社外取締役が含まれている取締役会のモニタリング能力が強固になることを示している。このことから、独立社外取締役のモニタリング能力はさらに強力であるこ

とが予想される。したがって、取締役会における独立社外取締役比率が高いほど、税効果会計による利益調整を抑制すると考えられる。よって、次の仮説を設定する。

仮説2 取締役会における独立社外取締役比率が高いほど、税効果会計による利益調整は抑制される。

4.3 役員持株比率

役員が自社の株式を所有することは、役員自身が株主の一員になるということである。ゆえに、自社株を保有している取締役は、株主の立場に立ってコーポレート・ガバナンスを行うようになると予想される。このことは、コーポレート・ガバナンスの実効性を高め、税効果会計による利益調整を抑制するであろう。実際に、Warfield et al. (1995) は、役員持株比率が高いほど、利益調整が抑制されるという証拠を提示している。以上より、次の仮説を設定する。

仮説3 役員持株比率が高いほど、税効果会計による利益調整は抑制される。

4.4 指名委員会等設置会社

会社法上、上場企業には指名委員会等設置会社を含む3つの類型が存在する。指名委員会等設置会社は、それまで取締役会に求められていた監視と執行の役割を分離し、前者を取締役会、後者を執行役の機能と位置付けている。この目的は、それぞれの機能の実効性を高めることにある。加えて、経営者の監視に専念する取締役会の中に、取締役を指名する指名委員会や取締役の報酬を決める報酬委員会及び執行役の職務の監査を担う監査委員会を設置することとされている。これらの委員会によって、経営者を

モニタリングする立場の取締役を監視することができる。また、それぞれの委員会に属する取締役の半数を社外取締役にしなければならない、と定められている（会社法 第四百条）。

一方、他の2つの類型では、指名委員会や報酬委員会に相当する委員会を設ける必要がなく、取締役への監視を行うことができない。よって、指名委員会等設置会社は、取締役に對する監視体制を有しない他の2つの類型に比べ、取締役が行うモニタリングの質が向上すると考えられる。このことによって、コーポレート・ガバナンスの実効性も高くなり、税効果会計による利益調整の抑制につながると予想できるため、以下の仮説を設定する。

仮説4 指名委員会等設置会社であれば、税効果会計による利益調整は抑制される。

5. リサーチデザイン

5.1 分析モデル

4.で構築した仮説を検証するため、本稿では最小二乗法を用いて回帰モデルの推定を行う。本稿で用いる分析モデルは次の(1)式である。なお、推計式の添え字のうち、iはそれぞれの企業、tは年を表す。

$$|ABVA_{i,t}| = \alpha + \beta_1 DirSize_{i,t} + \beta_2 DirOut_{i,t} + \beta_3 DirSh_{i,t} + \beta_4 Nominating_{i,t} + \beta_5 PCB_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 MtB_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

表1 (1)式の変数の定義

変数	定義
$ ABVA_{i,t} $	t期の裁量的評価性引当額 (Appendixを参照のこと) の絶対値
$DirSize_{i,t}$	t期の取締役会人数 ÷ t-1期末総資産
$DirOut_{i,t}$	t期の取締役のうち独立社外取締役比率
$DirSh_{i,t}$	t期の役員持株比率
$Nominating_{i,t}$	t年に指名委員会等設置会社であれば1をとるダミー変数
$PCB_{i,t}$	t期の倒産可能性値
$ROA_{i,t}$	t期の総資産営業利益率
$MtB_{i,t}$	t期末の時価簿価比率
$Size_{i,t}$	t期末の総資産の自然対数
$Year$	年ダミー

分析モデルにおける被説明変数は、裁量的評価性引当額の絶対値 ($|ABVA_{i,t}|$) である。評価性引当額は、繰延税金資産の回収可能性判断によって生ずるものであるが、その判断にあたり、繰延税金資産のうち回収不能と見積もられた部分を評価性引当額として控除する必要がある。2.で述べた通り、この回収可能性の判断は、経営者の将来事象の見積もりに基づいて行われるため、評価性引当額の設定においては経営者の裁量が含まれる場合がある。したがって、評価性引当額は、裁量的に設定された部分と非裁量部分に分けることができ、(1)式においては、前者の裁量的評価性引当額 ($ABVA_{i,t}$) の絶対値を被説明変数としている。ここで、絶対値をとっているのは、評価性引当額を通じた利益調整の規模を測るためである。

また、コーポレート・ガバナンスの代理変数には、取締役会の規模 ($DirSize_{i,t}$)、独立社外取締役比率 ($DirOut_{i,t}$)、役員持株比率 ($DirSh_{i,t}$)、委員会等設置会社ダミー ($Nominating_{i,t}$) を用いている。ここでは、各変数の期待符号を検討する。まず、 $DirSize_{i,t}$ の期待符号はプラスである。分析結果が期待通りならば、取締役会の規模が小さければ、コーポレート・ガバナンスの実効性が高くなり、税効果会計による利益調整行動を抑制す

ることが示される。次に、独立社外取締役はコーポレート・ガバナンスの実効性を高めると考えられるため、 $DirOut_{i,t}$ の期待符号はマイナスとなる。そして、役員を持ち株比率が高ければ、株主の立場に立ってコーポレート・ガバナンスを行うようになると考えられるため、 $DirSh_{i,t}$ の期待符号はマイナスである。最後に、指名委員会等設置会社制度を導入している企業は、そうでない企業に比べ、コーポレート・ガバナンスの実効性が高くなると考えられる。よって $Nominating_{i,t}$ の期待符号はマイナスとなる。

さらに、これらの説明変数に加え、コントロール変数として $PCB_{i,t}$ （倒産可能性値¹⁴）を含めている。これは、企業の倒産可能性が高い場合に、経営者が裁量的に評価性引当額を減少させることで、利益を捻出することが考えられるためである（一ノ宮 2005）。この変数は、その値が小さいほど倒産可能性が高いことを示すため、期待符号はマイナスである。さらに、利益調整に関する先行研究（山口 2009）に倣い、企業業績、成長性及び企業規模をコントロールするために、 $ROA_{i,t}$ （総資産営業利益率）、 $MtB_{i,t}$ （時価簿価比率）および $Size_{i,t}$ （総資産の自然対数）を分析モデルに組み込んでいる。

5.2 サンプル

データの取得期間は、2014年に指名委員会等設置会社制度の改正が行われたことを踏まえ、2016年3月期から2018年3月期までとする。サンプルは2018年3月末における日経平均採用銘柄225社のうち、以下の条件をすべて満たす企業である。（1）決算期が3月である企業、（2）決算月数が12か月である企業、（3）金融業に該当しない企業、（4）日本基準¹⁵を採用している企業、（5）分析に用いる変数がすべて入手できる企業である。また、変数が連結財務諸表から得られる場合は、そちらを優先して用いる。（1）式における $DirSize_{i,t}$ 、 $DirOut_{i,t}$ 、 $DirSh_{i,t}$ 及び $Nominating_{i,t}$ はNEEDS-Cgesから、その他のデータはNEEDS-FinancialQUESTから入手

している。

本稿では3 σ 法による異常値算定を行っており、異常値は除外することで処理している。Appendixにおける(5)式により、 $|ABVA_{i,t}|$ (裁量的評価性引当額の絶対値)を算出することができたのは284件であり、異常値処理を経て最終的に本稿で取り扱うサンプル数は256件となった。

(1)式における変数の記述統計量は、表2の通りである。 $|ABVA_{i,t}|$ の平均値0.103から、繰延税金資産に対して10.3%の規模で税効果会計による利益調整が行われていることがわかる。

続いて、本稿で特に関心を寄せる4つの説明変数の特徴を確認する。第1に、 $DirSize_{i,t}$ の平均値は0.804である。この変数が前期末総資産で除されていることを考慮すると、本稿のサンプルにおける取締役会の平均的な人数は、14.1人(0.804 \times 17.57105千億円¹⁶⁾)ということが分かる。第2に、 $DirOut_{i,t}$ は、平均値が0.251になっている。つまり、本稿のサンプルは、取締役会のうち独立社外取締役を平均的に25.1%取り入れている。また、先ほど算出した取締役会の平均的な人数から、独立社外取締役の平均的な人数が3.5人であると推測できる。第3に、 $DirSh_{i,t}$ に注目すると、その平均値は0.100であるため、本稿のサンプルの役員持株比率は10%程度である。最後に、 $Nominating_{i,t}$ に目を向けると、その平均値は0.008である。つまり、本稿のサンプルのうち、指名委員会等設置会社制度を導入しているのは2.272件(0.008 \times 284件)であることが分かる。

表2 (1) 式の記述統計量 (N=284)

	Mean	Sd	Min	Q1	Median	Q3	Max
$ ABVA_{i,t} $	0.103	0.074	0.000	0.044	0.090	0.146	0.357
$DirSize_{i,t}$	0.804	0.196	0.238	0.655	0.764	0.929	1.379
$DirOut_{i,t}$	0.251	0.091	0.083	0.182	0.231	0.333	0.500
$DirSh_{i,t}$	0.100	0.135	0.004	0.038	0.065	0.096	0.874
$Nominating_{i,t}$	0.008	0.088	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$PCB_{i,t}$	-0.043	0.771	-3.350	-0.016	0.247	0.398	0.643
$ROA_{i,t}$	0.056	0.028	0.001	0.037	0.054	0.074	0.146
$MtB_{i,t}$	1.114	0.234	0.591	0.965	1.074	1.205	1.928
$Size_{i,t}$	13.890	1.000	11.161	13.041	13.841	14.584	16.747

6. 検証結果

6.1 裁量的評価性引当額

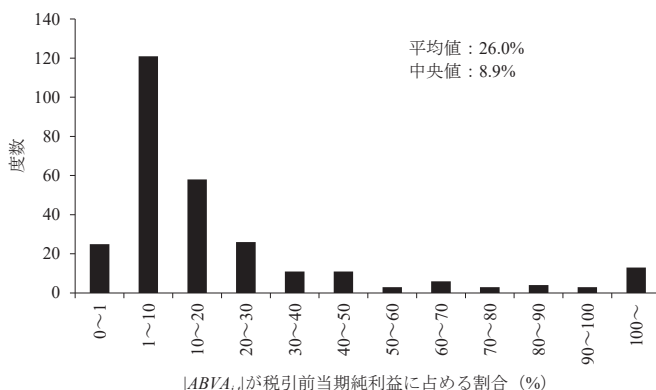
ここでは、税効果会計による利益調整の規模を明らかにするために、裁量的評価性引当額に焦点を当て、分析を行う。具体的には、裁量的評価性引当額の絶対値 ($|ABVA_{i,t}|$) が税引前当期純利益に占める割合を算出し、ヒストグラムに表す。なお、税効果会計による利益調整は繰延税金資産の回収可能性判断を利用して行われるため、その利益調整額は損益計算書における法人税等調整額にあらわれる。さらに、図6は、損益計算書において法人税等調整額が表示される位置を示している。この図からも読み取れるように、税引前当期純利益は税効果会計による利益調整の影響を受けていないと考えられるため、 $|ABVA_{i,t}|$ の比較対象として税引前当期純利益を用いている。

図6 損益計算書の表示例

税引前当期純利益	250
法人税、住民税及び事業税	100
法人税等調整額	<u>100</u> <u>200</u>
当期純利益	50

図7は、 $|ABVA_{i,t}|$ が税引前当期純利益に占める割合の分布である。この図から、多くの経営者は、税引前当期純利益の1%を超える規模で税効果会計による利益調整を行っていることがわかる。このようなサンプルは、全体の91.1%（259件）を占めている。さらに、 $|ABVA_{i,t}|$ が税引前当期純利益に占める割合が0%から1%以下のサンプルは、8.8%（25件）であることも確認されている。

図7 $|ABVA_{i,t}|$ が税引前当期純利益に占める割合の分布 (N=284)



また、 $|ABVA_{i,t}|$ が税引前当期純利益に占める割合の平均値は26.0%、中央値は8.9%となっている。積（2018）によれば、他国と比較した場合、日本は多額の繰延税金資産が計上される傾向にある。ゆえに、日本においては税効果会計によって調整可能な利益の額が大きいことが推察される。

実際に、本稿のサンプルにおいては、平均的に税引前当期純利益の26.0%の金額が、税効果会計によって調整されていることが明らかになっており、税効果会計による利益調整が大きな規模で行われていることが分かる。

Appendixにおいて算出した裁量的評価性引当額の分析によって、本稿のサンプルの91.1%が税引前当期純利益の1%を超える規模で税効果会計による利益調整を行っていることが確認されている。したがって、経営者は、税効果会計の手続きにおいて、その裁量を介入させている可能性が高いといえる。このことは、矢澤（2004）及び積（2018）と整合的である。さらに、本稿のサンプルにおいては、平均的に税引前当期純利益の26.0%の金額が、税効果会計によって調整されていることが明らかになっており、税効果会計による利益調整が大きな規模で行われていることが分かる。

現在の税効果会計制度が、繰延税金資産の回収可能性判断に、経営者の一定の判断を求めているのは、繰延税金資産、ひいては財務諸表が企業の実態を表示できるようにするためだと考えられる。つまり、税効果会計制度は、財務諸表における意思決定有用性を高い水準で確保するために、経営者に一定の判断を委ねていることが推測される。しかし、本稿の分析によれば、その判断の余地が利益調整に利用されていることが明らかになっており、このことは、財務諸表における意思決定有用性を著しく低下させている可能性が高い。ゆえに、こうした意思決定有用性の低下を防ぐために、税効果会計において経営者の裁量の介入を抑制することが必要であろう。

それでは、税効果会計の手続きにおいて、経営者の裁量の介入を抑制するためにはどうすべきなのだろうか。筆者は、ASBJ（2015）が求める回収可能性の判断要件に基づく画一的な算式を策定し、その算式によって評価性引当額を求めることを提案する。このことにより、回収可能性判断に経営者の裁量を介入させることが困難になり、財務諸表における意思決定有用性も向上すると考えられる。

6.2 分析結果

ここからは、税効果会計による利益調整とコーポレート・ガバナンスの分析を行う。5.1で示した(1)式の推定に先立ち、変数間の相関係数を確認することで、多重共線性の調査を行う。表3は相関マトリクスであり、Pearsonの相関係数を示している。 $ROA_{i,t}$ と $MtB_{i,t}$ の相関係数は0.565で有意となっており、他の値は有意な値をとっていない。このため、(1)式から $MtB_{i,t}$ を除外して推定を行ったが、表4に示す結果とさしたる相違はなかった。

$|ABVA_{i,t}|$ と各説明変数の関係を検討すると、 $DirSh_{i,t}$ は期待符号の通りであり、 $DirOut_{i,t}$ および $DirSize_{i,t}$ は期待符号と逆の値を示している。したがって、税効果会計による利益調整と取締役会の規模および役員持株比率には負の関係、社外取締役比率とは正の関係があることが示唆されるが、いずれも有意な値ではない。さらに、 $|ABVA_{i,t}|$ と $Nominating_{i,t}$ の間には相関が認められないため、指名委員会等設置会社制度は税効果会計による利益調整に影響を与えない可能性がある。

表3 相関マトリクス

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$ ABVA_{i,t} $ (1)								
$DirSize_{i,t}$ (2)	-0.045							
$DirOut_{i,t}$ (3)	0.091	-0.453						
$DirSh_{i,t}$ (4)	-0.133	0.062	-0.056					
$Nominating_{i,t}$ (5)	0.000	0.083	0.174	-0.016				
$PCB_{i,t}$ (6)	-0.260	-0.095	0.012	0.035	0.040			
$ROA_{i,t}$ (7)	-0.103	0.120	-0.043	0.014	0.036	0.165		
$MtB_{i,t}$ (8)	-0.102	0.191	-0.110	0.119	-0.053	-0.003	0.565	
$Size_{i,t}$ (9)	0.086	0.141	-0.072	-0.177	0.031	-0.309	-0.149	-0.168

※ 太字は5%水準で有意な値である。

(1) 式の分析結果は表4に示すとおりである。 $DirSh_{i,t}$ の係数は、

10%水準で有意な負の値であることから、仮説3「役員持株比率が高いほど、税効果会計による利益調整は抑制される」が支持される。これは、取締役による自社株式の保有がモニタリングのより強いインセンティブとなり、コーポレート・ガバナンスの実効性が高くなるためだと考えられる。また、 $DirSize_{i,t}$ 、 $DirOut_{i,t}$ 、 $Nominating_{i,t}$ の係数と、 $|ABVA_{i,t}|$ は統計的に有意な関係になかった。この結果は、取締役会の規模、独立社外取締役比率及び指名委員会等の有無が税効果会計による利益調整に影響を及ぼさないことを示唆している。

加えて、コントロール変数のうち $PCB_{i,t}$ の係数が1%水準で有意な負の値となっている。これは、倒産可能性が高いほど裁量的評価性引当額を通じた利益調整が行われることを示しており、一ノ宮（2005）と整合的な結果となっている。また、 $ROA_{i,t}$ 、 $MtB_{i,t}$ 、 $Size_{i,t}$ の係数は、統計的に有意な関係になかったため、税効果会計による利益調整と関係がないことが推察される。

表4 (1) 式の分析結果

	被説明変数 = $ ABVA_{i,t} $
<i>DirSize</i> _{<i>i,t</i>}	-0.002 [-0.08]
<i>DirOut</i> _{<i>i,t</i>}	0.069 [1.20]
<i>DirSh</i> _{<i>i,t</i>}	-0.062 [-1.84] *
<i>Nominating</i> _{<i>i,t</i>}	-0.012 [-0.22]
<i>PCB</i> _{<i>i,t</i>}	-0.025 [-3.96] ***
<i>ROA</i> _{<i>i,t</i>}	-0.049 [-0.25]
<i>MtB</i> _{<i>i,t</i>}	-0.021 [-0.84]
<i>Size</i> _{<i>i,t</i>}	-0.001 [-0.27]
<i>Constant</i>	0.141 [1.79] *
<i>Year</i>	yes
Adj-R-squared	0.068
N	256

※ 上段は説明変数の係数、下段はt値である。***、*はそれぞれ1%、10%の有意水準を示している。

7. 追加分析

6.2において役員持株比率が高いほど、税効果会計による利益調整は抑制されることが明らかになっている。取締役による自社株式の保有がモニタリングのより強いインセンティブとなるという考えが正しいとすると、これはコーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとして機能すると考えられる。したがって、役員が自社株式を保有した場合、独立社外取締役、指名委員会等設置会社制度を含む、取締役会におけるコーポレート・

ガバナンスの実効性が高まる可能性がある。

この見解を検証するために、役員持株比率と取締役会の規模、独立社外取締役比率、指名委員会等設置会社ダミーそれぞれとの交差項を（１）式にひとつずつ加え、拡張した分析を行う。なお、後述する（２）、（３）、（４）式における各変数の定義は、表１を確認していただきたい。

7.1 取締役会の規模

用いるモデルは、次の（２）式である。ここで注目するのは、 $DirSh_{i,t}$ （役員持株比率）と $DirSize_{i,t}$ （取締役会の規模）の交差項の係数である。交差項の係数の期待符号を検討するために、取締役会の規模と税効果会計による利益調整の関係を確認しておく。

$$\begin{aligned}
 |ABVA_{i,t}| = & a + \beta_1 DirSize_{i,t} + \beta_2 DirOut_{i,t} + \beta_3 DirSh_{i,t} + \beta_4 Nominating_{i,t} \\
 & + \beta_5 PCB_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 MtB_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} \\
 & + \beta_9 DirSh_{i,t} * DirSize_{i,t} + Year + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

取締役会は企業の意思決定や経営者の監督を実行する機関である。その規模が大きくなると、株主利益を優先する者と私的な利益を優先する者との意見の対立が起きやすくなり、経営者に対するモニタリングを適切に行うことができない可能性がある。ゆえに、取締役会の規模が小さいほど、コーポレート・ガバナンスの実効性が高くなり、税効果会計による利益調整を抑制すると考えられる。したがって、取締役会の規模と税効果会計による利益調整には、正の関係があると推察される。

本稿では、役員持株比率が高くなると、取締役会のコーポレート・ガバナンスの実効性が高くなると予想している。そのため、役員持株比率が低い場合と比べると、役員持株比率が高い場合には、取締役会の規模と税効果会計による利益調整との正の関係が強くなると考えられる。つまり、役

員持株比率が高い状況においては、規模の小さい取締役会が税効果会計による利益調整をより強く抑制するということである。したがって、役員持株比率は、両者の正の関係を増幅するといえることから、交差項の係数の期待符号はプラスとなる。

(2) 式の分析結果は、表5に示すとおりである。交差項の係数は、5%水準で有意となっており、符号は期待通りプラスである。このことから、役員持株比率が低い場合と比べると、役員持株比率が高い場合には、規模の小さい取締役会が税効果会計による利益調整をより強く抑制していることがわかる。

また、交差項の係数は有意な値を示したものの、 $DirSize_{i,t}$ の係数は有意になっていない。これは、取締役会の規模が小さいとしても、その役員が自社株式を有していない場合、すなわち強いインセンティブが存在しない場合には、取締役会は効果的に機能せず、コーポレート・ガバナンスの実効性は高くならないことを示唆しているものと考えられる。

これらの検証結果は、役員による自社株式の保有がコーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなっていることを示すものだといえるだろう。

表5 (2) 式の分析結果

被説明変数 = $ ABVA_{i,t} $	
$DirSize_{i,t}$	-0.049 [-1.44]
$DirOut_{i,t}$	0.074 [1.30]
$DirSh_{i,t}$	-0.311 [-2.63] ***
$Nominating_{i,t}$	-0.008 [-0.15]
$PCB_{i,t}$	-0.026 [-4.23] ***
$ROA_{i,t}$	-0.065 [-0.33]
$MtB_{i,t}$	-0.019 [-0.79]
$Size_{i,t}$	-0.001 [-0.22]
$DirSh_{i,t} * DirSize_{i,t}$	0.326 [2.20] **
<i>Constant</i>	0.172 [2.16] **
<i>Year</i>	yes
Adj-R-squared	0.083
N	256

※ 上段は説明変数の係数、下段はt値である。***、**はそれぞれ1%、5%の有意水準を示している。

7.2 独立社外取締役比率

次に用いるのは、下に示す(3)式である。ここで関心を寄せるのは、 $DirSh_{i,t}$ (役員持株比率) と $DirOut_{i,t}$ (独立社外取締役比率) の交差項の係数である。交差項の係数の期待符号を検討するために、独立社外取締役比率と税効果会計による利益調整の関係を確認する。

$$\begin{aligned}
 |ABVA_{i,t}| = & \alpha + \beta_1 DirSize_{i,t} + \beta_2 DirOut_{i,t} + \beta_3 DirSh_{i,t} + \beta_4 Nominating_{i,t} \\
 & + \beta_5 PCB_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 MtB_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} \\
 & + \beta_9 DirSh_{i,t} * DirOut_{i,t} + Year + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

独立社外取締役は、企業内のしがらみにとらわれにくいことが予想できるため、社内取締役と比較した場合、より強固なモニタリングを行うことが可能であるとされている。よって、独立社外取締役は、コーポレート・ガバナンスの実効性を高め、税効果会計による利益調整を抑制すると考えられる。したがって、独立社外取締役比率と税効果会計による利益調整には、負の関係があると推察される。

独立社外取締役は、社内取締役と比較した場合、企業内のしがらみにとらわれにくいいため、経営者をより厳格に監視できる。実際に、Weisbach (1988) は社内取締役のみで構成される取締役会に比べ、社外取締役が含まれている取締役会のモニタリング能力が強固なることを示している。このことから、独立社外取締役のモニタリング能力はさらに強力であることが予想される。したがって、独立社外取締役は、コーポレート・ガバナンスの実効性を高め、税効果会計による利益調整を抑制すると考えられるため、両者の間には負の関係があると推察される。

本稿では、役員持株比率が高くなると、取締役会のコーポレート・ガバナンスの実効性が高くなると考えている。そのため、役員持株比率が低い場合と比べると、役員持株比率が高い場合には、独立社外取締役比率と税効果会計による利益調整との負の関係が強くなると予想できる。つまり、役員持株比率が高い状況においては、独立社外取締役が税効果会計による利益調整をより強く抑制するということである。したがって、役員持株比率は、両者の負の関係を増幅するといえることから、交差項の期待符号はマイナスとなる。

分析結果は表6の通りである。交差項の係数は有意にならなかったた

め、役員持株比率の高低は、独立社外取締役の税効果会計による利益調整を抑制する力に影響を与えているとはいえない。7.1において、役員による自社株式の保有がコーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなることが明らかとなったが、役員持株比率を考慮した場合においても、このような結果が示されていることから、独立社外取締役によるコーポレート・ガバナンスの実効性は高くないことが推察される。

表6 (3) 式の分析結果

被説明変数 = $ ABVA_{i,t} $	
<i>DirSize_{i,t}</i>	-0.005 [-0.19]
<i>DirOut_{i,t}</i>	0.066 [0.92]
<i>DirSh_{i,t}</i>	-0.084 [-0.66]
<i>Nominating_{i,t}</i>	-0.014 [-0.27]
<i>PCB_{i,t}</i>	-0.026 [-4.15] ***
<i>ROA_{i,t}</i>	-0.055 [-0.27]
<i>MtB_{i,t}</i>	-0.022 [-0.87]
<i>Size_{i,t}</i>	-0.001 [-0.13]
<i>DirSh_{i,t}*DirOut_{i,t}</i>	0.244 [0.42]
<i>Constant</i>	0.132 [1.67] *
<i>Year</i>	yes
Adj-R-squared	0.069
N	254

※ 上段は説明変数の係数、下段はt値である。***、*はそれぞれ1%、10%の有意水準を示している。

7.3 指名委員会等設置会社

最後に用いるのは、次に掲げる（4）式である。ここで着目するのは、 $DirSh_{i,t}$ （役員持株比率）と $Nominating_{i,t}$ （指名委員会等設置会社ダミー）の交差項の係数である。交差項の係数の期待符号を検討するために、指名委員会等設置会社制度と税効果会計による利益調整の関係を確認する。

$$\begin{aligned}
 |ABVA_{i,t}| = & \alpha + \beta_1 DirSize_{i,t} + \beta_2 DirOut_{i,t} + \beta_3 DirSh_{i,t} + \beta_4 Nominating_{i,t} \\
 & + \beta_5 PCB_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 MtB_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} \\
 & + \beta_9 DirSh_{i,t} * Nominating_{i,t} + Year + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

指名委員会等設置会社は、それまで取締役会に求められていた監視と執行の役割を分離し、経営者の監視に専念する取締役会の中に、経営者をモニタリングする立場の取締役を監視する委員会を設置するものである。このことにより、取締役への監視体制を持たない他の2つの類型に比べ、取締役はモニタリングをより適切に行うようになるだろう。このことによって、コーポレート・ガバナンスの実効性が高まり、税効果会計による利益調整の抑制につながると予想できる。したがって、指名委員会等設置会社と税効果会計による利益調整の間には負の関係があると推察される。

表7 (4) 式の分析結果

被説明変数 = $ ABVA_{i,t} $	
<i>DirSize_{i,t}</i>	-0.002 [-0.007]
<i>DirOut_{i,t}</i>	0.069 [1.20]
<i>DirSh_{i,t}</i>	-0.062 [-1.83] *
<i>Nominating_{i,t}</i>	-0.008 [-0.09]
<i>PCB_{i,t}</i>	-0.025 [-3.95] ***
<i>ROA_{i,t}</i>	-0.049 [-0.25]
<i>MtB_{i,t}</i>	-0.021 [-0.84]
<i>Size_{i,t}</i>	-0.001 [-0.27]
<i>DirSh_{i,t}*Nominating_{i,t}</i>	-0.053 [-0.05]
<i>Constant</i>	0.142 [1.78] *
<i>Year</i>	yes
Adj-R-squared	0.064
N	256

※ 上段は説明変数の係数、下段はt値である。***、*はそれぞれ1%、10%の有意水準を示している。

本稿では、役員持株比率が高くなると、取締役会のコーポレート・ガバナンスの実効性が高くなると考えている。そのため、役員持株比率が低い場合と比べると、役員持株比率が高い場合には、指名委員会等設置会社制度と税効果会計による利益調整との負の関係が強くなると予想している。すなわち、役員持株比率が高い状況においては、指名委員会等設置会社制度が税効果会計による利益調整をより強く抑制するということである。したがって、役員持株比率は、両者の負の関係を増幅するといえることか

ら、交差項の期待符号はマイナスとなる。

分析結果は、表7の通りであり、交差項の係数は有意にならなかった。よって、役員持株比率の高低は、指名委員会等設置会社における税効果会計による利益調整を抑制する力に影響を及ぼすとはいえない。7.1において、役員による自社株式の保有がコーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなることが明らかとなったが、役員持株比率を考慮した場合においても、このような結果が示されていることから、指名委員会等設置会社制度によるコーポレート・ガバナンスの実効性は高くないことが推察される。

7.4 まとめ

役員による自社株式の保有が、コーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなり、その実効性を高めるのか否かを検証するために、役員持株比率と取締役会の規模、独立社外取締役比率、指名委員会等設置会社制度ダミーそれぞれとの交差項を分析モデルに組み込み、追加分析を行っている。

この結果、役員持株比率の高い取締役会は、その規模が小さいほど、税効果会計による利益調整を抑制することが明らかになっている。よって、役員による自社株式の保有がコーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなっていることが推察される。また、役員が自社株式を有していない、すなわち強いインセンティブが存在しない場合には、取締役会は効果的に機能せず、コーポレート・ガバナンスの実効性は高くならない可能性も示唆される。

しかしながら、役員持株比率を考慮した場合においても、独立社外取締役および指名委員会等設置会社制度は税効果会計による利益調整に影響を与えないことが確認されている。自社株式の保有による強いインセンティブが働いた状態においても、このような結果が示されているこ

とから、これらの制度の実効性は高くないことが推察される。

筆者は、その要因が社外取締役の性格にあると考えている。指名委員会等設置会社制度を導入する際には、それぞれの委員会に属する取締役の半数を社外取締役にしなければならないと定められている（会社法 第四百条）ことから、指名委員会等設置会社制度の実質は、社外取締役に期待されているモニタリング効果に依存したものと推察される。しかし、社外取締役は高い独立性を有しているがゆえに、社内の情報や業務に詳しくないため、経営者がとるべき合理的な経営行動を判断できず、適切なモニタリングができないことが予想される。すなわち、社外取締役は、自身の持つ高い独立性によって経営者を適切にモニタリングすることが期待されているにもかかわらず、その独立性が適切なモニタリングの妨げとなっている可能性がある。以上の見解が正しいとすれば、独立社外取締役や指名委員会等設置会社制度を導入した企業におけるコーポレート・ガバナンスは、社外取締役の高い独立性によって、その実効性が高くない状態にある可能性がある。

以上から、役員による自社株式の保有は、税効果会計による利益調整を抑制する実効性の高いコーポレート・ガバナンスであるといえるだろう。さらに、独立社外取締役および指名委員会等設置会社制度は、実効性の高くないコーポレート・ガバナンスである可能性が示唆されており、筆者は、これが社外取締役の高い独立性に起因する結果であると考えている。

8. おわりに

本稿は、税効果会計による利益調整の実態を明らかにし、税効果会計における経営者の裁量の介入を抑制する方法を発見することを目的としている。

日経平均採用銘柄225社を対象に、2016年から2018年までの期間につい

て、繰延税金資産に関するデータを手収集し、税効果会計による利益調整の実態を確認している。その結果、本稿のサンプルの91.1%が税引前当期純利益の1%を超える規模で税効果会計による利益調整を行っていることが確認されている。さらに、税効果会計によって調整される利益の額が平均的に税引前当期純利益の26.0%であることが明らかになっており、税効果会計による利益調整が大きな規模で行われていることが分かる。これらのことから、経営者は、税効果会計の手続きにおいて、その裁量を介入させている可能性が高いといえる。そこで筆者は、そうした裁量の介入を抑制するために、一定の算式によって評価性引当額を求めることを提案している。

また、税効果会計による利益調整とコーポレート・ガバナンスの関係を分析したところ、次のような結果が得られている。第1に、役員持株比率が高いほど税効果会計による利益調整は抑制されることが確認されている。これは、役員による自社株式の保有が、コーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなっているためだと考えている。第2に、取締役会の規模、独立社外取締役比率および指名委員会等設置会社制度と税効果会計による利益調整の間には、関係があるとはいえないことが明らかになっている。

さらに、役員による自社株式の保有が、コーポレート・ガバナンスの強いインセンティブとなり、その実効性を高めるのか否かを検証するために、役員持株比率と取締役会の規模、独立社外取締役比率、指名委員会等設置会社制度それぞれとの交差項を分析モデルに組み込み、追加分析を行っている。この結果、役員持株比率の高い取締役会は、その規模が小さいほど、税効果会計による利益調整を抑制することが明らかになっている。よって、役員による自社株式の保有はコーポレート・ガバナンスのインセンティブとして機能することが推察される。一方で、役員持株比率を考慮した場合においても、独立社外取締役および指名委員会等設置会社制度は

税効果会計による利益調整に影響を与えないことが確認されている。自社株式の保有による強いインセンティブが働いている状態においても、このような結果が示されていることから、これらの制度の実効性は高くないと考えられる。

以上から、役員による自社株式の保有は、実効性の高いコーポレート・ガバナンスであるといえるだろう。さらに、独立社外取締役および指名委員会等設置会社制度は、実効性の高くないコーポレート・ガバナンス制度である可能性が示唆されており、筆者は、これが社外取締役の高い独立性に起因するものであると考えている。

本稿には、3つの貢献がある。第1に、繰延税金資産の回収可能性の判断に経営者の裁量が介入している証拠を提示している。本稿の分析によれば、税効果会計による利益調整額は、平均的に税引前当期純利益の26.0%であることが明らかになっている。第2に、税効果会計における経営者の裁量の介入を抑制するために、一定の算式によって評価性引当額を求めることを提案している。第3に、役員による自社株式の保有が、税効果会計による利益調整を抑制する実効性の高いコーポレート・ガバナンスであることを明らかにしている。ただし、本稿は、繰延税金資産に関するデータを手収集する都合上、分析対象企業を日経平均採用銘柄としている。そのため、本稿で得られたこれらの結果が、日経平均採用銘柄以外の企業にはあてはまらない可能性があることには注意が必要である。

Appendix

(1) 式の被説明変数には、積(2018)の裁量的評価性引当額を準用しているため、ここではその説明を行う。

A.1 分析モデル

繰延税金資産の回収可能性判断を行う際には、回収することができないと見積もられた部分を評価性引当額として控除しなければならない。2.で述べた通り、この回収可能性の判断は、経営者の将来事象の見積もりに基づいて行われるため、評価性引当額の設定においては経営者の裁量が含まれる場合がある。このとき、注記されている評価性引当額は、裁量的に設定された部分（裁量的評価性引当額； $ABVA_{i,t}$ ）と、非裁量部分（評価性引当額； $DTAVA_{i,t}$ ）に分けることができる。（5）式には、 $DTAVA_{i,t}$ の判断に用いられると考えられるものを説明変数として組み込んでいるため、（5）式¹⁷を隔年ごとに回帰させた残差（ ε ）として $ABVA_{i,t}$ を算出することができる。

$$DTAVA = a + \beta_1 TAXCF_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 \Delta ROA_{i,t} + \beta_4 MtB_{i,t} + \beta_5 PCB_{i,t} + \beta_6 STRATEGY_{i,t} + \beta_7 FUTURE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

経営者の裁量的な評価性引当額の設定は、繰延税金資産に対する評価性引当額の水準に現れると考えられるため、（5）式においては、デフレーターとして繰延税金資産を用いている。また、変数の定義は表8の通りである。

表8 （5）式の変数の定義

変数	定義
$TAXCF_{i,t}$	t期における繰越欠損金の額
$ROA_{i,t}$	t期の総資産営業利益率
$\Delta ROA_{i,t}$	t期の総資産営業利益率 - t-1期の総資産営業利益率
$MtB_{i,t}$	t期の時価簿価比率
$PCB_{i,t}$	t期の倒産可能性値
$STRATEGY_{i,t}$	t期の税金費用 ÷ t期の税引前当期純利益
$FUTURE_{i,t}$	t期の繰延税金資産 - t期の繰延税金負債

ASBJ (2015) は、繰延税金資産の回収可能性の判断要件として、収益力に基づく課税所得の十分性、タックス・プランニングの存在及び将来加算一時差異の十分性を掲げているため、(5)式においてはこの3要件を説明変数として用いている。

まず、収益力に基づく課税所得の十分性についてである。繰越欠損金の水準をコントロールするために、 $TAXCF_{i,t}$ が用いられている。繰越欠損金は、過去の欠損金¹⁸の累積額を示すため、この額が大きいと将来企業が十分な課税所得を得ることができない可能性が高くなる。十分な課税所得がなければ、繰延税金資産の回収可能性は低下するため、評価性引当額は増加する。よって、期待符号はプラスである。また、 $ROA_{i,t}$ は収益力の代理変数として組み込まれている。収益力が向上するほど回収可能性は高くなり、評価性引当額は減少すると考えられるため、期待符号はマイナスである。収益力に関連して、 $MtB_{i,t}$ は企業の成長性をコントロールしている。これが高いほど、回収可能性は大きくなると考えられるので、評価性引当額は減少する。よって、予想される符号はマイナスである。さらに、企業が倒産した場合、収益は生じない。その結果、繰延税金資産の税効果は消失するため、企業の倒産可能性を表す $PCB_{i,t}$ をコントロールする。 $PCB_{i,t}$ はその値が小さいほど倒産可能性が高いことを示している。倒産可能性が高いほど、評価性引当額は増加すると考えられるので、期待符号はマイナスである。

次に、 $STRATEGY_{i,t}$ はタックス・プランニングの代理変数である。タックス・プランニングとは、将来の税金の発生についての計画を立てることをいい、ここでは資産の売却等による繰延税金資産の回収の戦略的な実行可能性及びそれを実際に行っているか否かをコントロールしている。これが行われていれば、評価性引当額は減少すると考えられるので、符号はマイナスと予想される。

最後に、 $FUTURE_{i,t}$ によって、将来加算一時差異（繰延税金負債）の

十分性がコントロールされている。繰延税金負債は、将来の課税所得を増額させる税効果を有しており、繰延税金資産の将来の課税所得を減額させる税効果と相殺される。そのため、繰延税金負債が十分に存在すれば、繰延税金資産の回収可能性は高くなり、評価性引当額は減少すると考えられる。したがって、繰延税金資産から繰延税金負債を減算した値である $FUTURE_{i,t}$ が小さければ小さくなるほど、評価性引当額も小さくなると予想されるので、期待符号はプラスである。

A.2 サンプル

サンプルは2018年3月末における日経平均採用銘柄225社のうち、以下の条件を満たす企業であり、対象期間は、2016年から2018年までとする。

(1) 決算期が3月である企業、(2) 決算月数が12か月である企業、(3) 金融業に該当しない企業、(4) 日本基準を採用している企業、(5) 分析に用いる変数がすべて入手できる企業である。また、変数が連結財務諸表から得られる場合は、そちらを優先して用いる。(5)式における $DTAVA_{i,t}$ 、 $TAXCF_{i,t}$ 、 $FUTURE_{i,t}$ は eol から手収集し、その他のデータは NEEDS-FinancialQUEST から入手している。また、本稿では 3σ 法による異常値算定を行っており、異常値は除外することで処理している。

表9 (5)式の記述統計量 (N=284)

	Mean	Sd	Min	Q1	Median	Q3	Max
$DTAVA_{i,t}$	0.395	0.015	0.041	0.185	0.340	0.527	0.999
$TAXCF_{i,t}$	0.220	0.012	0.000	0.064	0.141	0.321	0.783
$ROA_{i,t}$	0.058	0.002	0.001	0.038	0.057	0.078	0.153
$\Delta ROA_{i,t}$	0.003	0.001	-0.041	-0.004	0.002	0.013	0.051
$MtB_{i,t}$	1.155	0.017	0.591	0.973	1.084	1.250	2.182
$PCB_{i,t}$	-0.102	0.082	-19.105	-0.102	0.262	0.400	0.643
$STRATEGY_{i,t}$	0.331	0.011	0.029	0.231	0.296	0.354	1.382
$FUTURE_{i,t}$	0.490	0.024	-1.116	0.305	0.567	0.795	0.988

※ 2016年 (N=104)、2017年 (N=91)、2018年 (N=89) のデータを合わせて求めたものである。

(5) 式に関する基本統計量は以下の通りである。ここでは、主な説明変数である $TAXCF_{i,t}$ 、 $STRATEGY_{i,t}$ 、 $FUTURE_{i,t}$ に注目する。まず、 $TAXCF_{i,t}$ の平均値は0.220である。(5) 式の変数が、繰延税金資産(サンプル平均108,314百万円)でデフレートされていることを考慮すると、本稿のサンプルにおける平均的な繰越欠損金の額は、23,829百万円であることがわかる。次に、 $STRATEGY_{i,t}$ の平均値は0.331であるため、本稿のサンプルは平均的に35,851百万円の税金費用を支払っているといえる。最後に、 $FUTURE_{i,t}$ の平均値は0.490であり、本稿のサンプルの繰延税金負債の額は、平均的に53,073百万円であることが読み取れる。

A.3 分析結果

表7は、(5) 式の推定結果であるが、いずれの年においても残差が発生していたため、ここからも経営者が繰延税金資産の回収可能性判断において裁量を介入させていることがわかる。また、ASBJ (2015) は、収益力に基づく課税所得の十分性、タックス・プランニングの存在及び将来加算一時差異の十分性を基礎として、繰延税金資産の回収可能性の判断を行うことを要求している。しかし、どの年においても有意な値となったのは、収益力に基づく課税所得の十分性の代理変数である $TAXCF_{i,t}$ のみであり、他の係数は $ROA_{i,t}$ を除いて、一度も有意な値にならなかった。したがって、経営者の回収可能性判断は、主に収益力に基づく課税所得の十分性に基づいている可能性がある。さらに、各年数における分析モデルの決定係数は60%を上回っているため、説明力の高いモデルであるといえる。

表10 (5) 式の分析結果

	被説明変数 = $DTA VA_{i,t}$		
	2016	2017	2018
$TAXCF_{i,t}$	1.039 [12.09] ***	0.985 [12.72] ***	1.058 [12.33] ***
$ROA_{i,t}$	-0.425 [-0.61]	-2.06 [-2.79] ***	-0.512 [-0.74]
$\Delta ROA_{i,t}$	-1.77 [-1.60]	1.298 [1.38]	-0.272 [-0.20]
$MtB_{i,t}$	-0.012 [-0.18]	0.047 [0.64]	-0.069 [-1.01]
$PCB_{i,t}$	0.003 [0.34]	-0.011 [-0.51]	-0.010 [-0.43]
$STRATEGY_{i,t}$	0.007 [0.10]	0.028 [0.30]	0.020 [0.19]
$FUTURE_{i,t}$	-0.007 [-0.17]	0.023 [0.59]	-0.027 [-0.70]
<i>Constant</i>	0.213 [2.60] **	0.225 [2.66] ***	0.289 [3.73] ***
Adj-R-squared	0.629	0.683	0.686
N	104	91	89

※ 上段は説明変数の係数、下段はt値である。***、**はそれぞれ1%、5%の有意水準を示している。

【脚 注】

- 1 本稿では一ノ宮（2005）に倣い、利益調整を「基準・法令の範囲内において、利益を過大ないしは過少に計上する決算操作」と定義する。
- 2 ASBJは企業会計審議会の略称である。
- 3 JICPAは日本公認会計士協会の略称である。
- 4 税効果会計においては、一時差異が解消する年度の予測法定実効税率を用いて繰延税金資産及び負債を算定する資産負債法をとっている。これにより、将来の法人税等の支払額の影響を財務諸表に表示することができ、その期間比較性を保つことができる（一ノ宮 2005）。
- 5 税金軽減効果または税金加重効果を指しており、この点において資産性または負債性が存在するため、貸借対照表への計上が認められている。

- 6 債務確定基準に則り、税務上原則として引当金の計上は認められていない。そのため、引当金の繰入額は損金の額に算入されず、その引当金の取崩時に、認容されて損金となる。
- 7 法定実効税率は法人税、地方法人税、住民税及び事業税の各税率から計算される。
- 8 厳密には、一時差異等加減算前課税所得である。これは、将来の事業年度における課税所得の見積額から、当期末に存在する将来加算（減算）一時差異の額のうち、その事業年度において解消することが見込まれるものを除いた額をいう。本稿においては、一時差異が解消する年度を特定することが困難であったため、課税所得に置き換えて分析を行っている。
- 9 将来の税金の発生についての計画を立てることをいう。
- 10 回収可能性がないと判断された繰延税金資産には、資産性（税金軽減効果）がないといえる。資産性のないものを貸借対照表に計上することはできないので、その部分を評価性引当額として貸借対照表から控除するのである。
- 11 評価性引当額のうち、裁量的に設定される部分のことである。詳細はAppendixを参照していただきたい。
- 12 会社法の改正により、2014年から指名委員会等設置会社に変更されている。なお、委員会設置会社と指名委員会等設置会社の内部構造は同じであり、相違点は名称のみである。
- 13 ゼロと前年度の報告利益の2つである。
- 14 本稿は、白田（2003）に基づき、次式により企業の倒産可能性値を算出している。
- $$PCB_{i,t} = 0.01036 \times \text{総資本留保利益率} + 0.02682 \times \text{総資本税引前当期純利益率} \\ - 0.06610 \times \text{棚卸資本回転期間} - 0.0236 \times \text{売上高金利負担率} + 0.70773$$
- 15 日本基準を採用している企業を条件として設けているのは、日本基準とIFRSでは繰延税金資産の回収可能性に関する考え方が異なり、IFRSにおいては、評価性引当額の概念が存在しないためである。
- 16 本稿のサンプル、284件の前期末総資産の平均値である。
- 17 積（2018）では、これらの説明変数のほか、損失計上ダミーが含まれているが、本稿のサンプルにおいては損失計上企業が存在しなかったため、（5）式には含んでいない。
- 18 各事業年度の所得の金額の計算上、損金の額が益金の額を超える場合のその超える部分の金額をいう。財務会計上の損失に相当する金額である。

【引用文献】

- [1] ASBJ.1998a.「税効果会計に係る会計基準」
- [2] ASBJ.1998b.「『税効果会計に係る会計基準』の適用指針」
- [3] ASBJ.2015.「繰延税金資産の回収可能性に関する適用指針」
- [4] ASBJ.2018.「『税効果会計に係る会計基準』の一部改正」

- [5] JICPA.1999.「繰延税金資産の回収可能性の判断に関する監査上の取り扱い」
- [6] JPX.2018a.「コーポレートガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～」
- [7] JPX.2018b.「東証上場会社における独立社外取締役の選任状況、委員会の設置状況及び相談役・顧問等の開示状況」
- [8] 一ノ宮士郎. 2005. 「税効果会計と利益操作—倒産企業における実証分析」『経済経営研究』25（6）：1-85.
- [9] 資格の大原. 2018. 『税理士講座 簿記論 計算テキスト2』
- [10] 首藤昭信. 2000. 「日本企業の利益調整行動」『産業経理』60（1）：128-139.
- [11] 白田佳子. 2003. 『企業倒産予知モデル』中央経済社.
- [12] 積惟美. 2018. 「税効果会計をめぐる経営者の裁量に関する実証分析」博士論文
- [13] 方芳. 2011. 「コーポレート・ガバナンスと利益調整；委員会設置会社制度の有効性」『年報経営分析研究』（27）：51-60.
- [14] 矢澤憲一. 2004. 「コーポレート・ガバナンスと裁量的会計発生高；取締役会の構造を中心として」『一橋論叢』131（5）：509-527.
- [15] 山口朋泰. 2009. 「利益ベンチマークの達成と実体的裁量行動」『研究年報経済学』69（4）：445-466.
- [16] Warfield, T. D., Wild, J., and Wild, L. 1995. "Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings." *Journal of Accounting and Economics* 20（1）: 61-91.
- [17] Weisbach, M. 1988. "Outside directors and CEO Turnover." *Journal of Financial Economics* 20: 431-460.