

2014年 3月修了

早稲田大学大学院商学研究科

修 士 論 文

題 目

法人税率引下げに関する報告利益管理

研究指導 会計情報研究指導

指導教員 辻 正雄

学籍番号 35121003-9

氏 名 飯塚 智之

謝辞

本論文作成にあたり、辻正雄先生（早稲田大学）、河榮徳先生（早稲田大学）、奥村雅史先生（早稲田大学）から貴重なご意見・ご指摘をいただきました。また、高原康太郎氏（早稲田大学）、高橋克幸氏（早稲田大学）からも大変有意義なコメントをいただきました。ここに記して感謝を申し上げます。最後に、本論文中における誤りはすべて著者の責に帰するものであります。

概要書

本論文の目的は、2012年4月より適用される法人税率引下げにおける経営者の報告利益管理について多角的に検証し、その要因・手段を明らかにすることである。

報告利益管理とは、「経営者が一定の意図をもって報告利益に対して裁量を行使する¹⁾」ということである。企業が公表する会計情報は、多くの利害関係者の意思決定に利用される。そのため、経営者は報告利益管理を行うインセンティブを有し、経営者と情報利用者間に存在する情報の非対称性が機会主義的にこれを可能にしている。実証会計理論においては、その背景および経済的帰結に関心が寄せられてきた。

納税は、企業および税務当局以外の利害関係者にとっては費用と同等物である。したがって、経営者は税コストを最小化するような報告利益管理を行うという税コスト仮説が主張されてきた (Scholes et al. 1992, Guenther 1994, Maydew 1997, Lopez et al. 1998, 岡部 1998, 鈴木・岡部 1998, 渡辺 2005, 太田・西澤 2007)。法人税法に関する報告利益管理の先行研究は後述するが、2000年以前の法人税率変更における経営者の報告利益管理は数多く行われてきた。しかし、1999年に行われた法人税率引下げから10数年の月日を経て行われる法人税率引下げは企業のおかれる環境が過去のそれとは大きく異なっている。会計ビッグバンを経て現在のわが国の会計は大きな変化を遂げ、かつ企業のグローバル化によって企業の形態は2000年以前とは大きく異なっている。本論文では、2012年4月から適用される法人税率引下げに関する経営者の報告利益管理について、会計的裁量行動、実体的裁量行動、会計利益と課税所得の差異 (BTD) および法人税等調整額の点から検証する。

会計的裁量行動は、これまでの経営者の報告利益管理に関する先行研究に則して裁量的発生項目額を推定するだけでなく、課税計算に影響を与える報告利益管理と課税計算に影響を与えない報告利益管理のそれぞれについて検証を行う。わが国では確定決算主義によって会計利益と課税所得は強く結び付いており、多くの先行研究では会計利益と課税所得の一致を前提とした分析が行われている。しかしながら、山田(2012)では、1998年および1999年の法人税率引下げの直前期において企業は裁量的に課税計算に影響を与える項目をコントロールし税コスト最小化を図っていることが明らかにされたように、実際には会

¹ 奥村(2004) p.263

計利益計算と課税所得計算が完全に一致しているわけではなく、会計利益と課税所得の間には差異が生じている。したがって、当該法人税率引下げ期においても課税計算に影響を与える報告利益管理と課税計算に影響を与えない報告利益管理それぞれについて検討する。

実体的裁量行動は、会計的裁量行動とならび報告利益管理の主たる方法として考えられている。実体的裁量行動とは、「実際の取引活動の変更によって、測定する事実そのものを動かして会計利益を調整する方法²」である。須田・花枝(2008)によって、わが国の企業の経営者は会計的裁量行動よりも実体的裁量行動を選好する傾向があることが明らかとなった。また、Cohen et al. (2008)はSOX法成立後に会計的裁量行動が減少し、実体的裁量行動が増加したことを示した。日本版SOX法が2008年4月より適用されていることから、経営者の報告利益管理には実体的裁量行動が選好されると考えられる。

BTD および法人税等調整額は、米谷(2005)が挙げているように次の点から経営者の報告利益管理と関連している。会計利益算出には経営者の裁量の余地がある一方で、課税所得計算は税法で厳格に規定されており、会計利益と比較して経営者の裁量が働く余地が小さいとされる。したがって、経営者が何らかのインセンティブをもって会計利益を調整する場合、BTDが生じ、法人税等調整額が計上されることになる。

すなわち、BTD および法人税等調整額が経営者の報告利益管理を反映しているのであれば、BTD および法人税等調整額は経営者の報告利益管理を推定する上で有効な情報となると考えられる。

分析の結果、法人税率引下げ直前期には利益減少型の報告利益管理および実体的裁量行動が行われている結果が示され税コスト仮説とは整合的な結果が得られた。さらに、経営者は法人税率変更直前期において課税計算に影響を与える項目をコントロールすることで税コスト最小化を図るような報告利益管理を行っていることも明らかとなった。一方で、課税計算に影響を与えない項目に関する報告利益管理は異なる結果を示した。したがって、経営者は裁量的に課税計算対象項目と課税計算対象外項目のそれぞれで異なる報告利益管理を行っている可能性があるという結果が示された。これらの結果を踏まえ追加検証を行った結果、会計利益が課税所得を大きく上回っている企業では利益減少型を、会計利益が課税所得を大きく下回っている企業では利益増加型の報告利益管理を行っていることが明らかとなった。さらに、経営者の報告利益管理のインセンティブを明らかにするために、

² 山口(2008) p.134

法人税等調整額をその主たる発生原因に分解して分析を行った結果、繰延税金資産の追加的な発生の抑制または優先的な解消が確認された。つまり、経営者は税引前利益を計算する過程において報告利益管理を行い、税金費用を直接利用した報告利益管理を行っていないことが示された。

最後に、今後の課題をいくつか挙げる。まず、本論文における追加検証において奥田・山下・米谷(2006)が挙げたBTDの推定式を用いた。奥田・山下・米谷(2006)が挙げているようにこれにはいくつかの問題を有しており、推定式そのものに検討の余地があるされている。また、山口(2008)が述べているように経営者は実体的裁量行動および会計的裁量行動のどちらのコストも考慮しており、「実体的裁量行動が会計的裁量行動から独立であることを暗黒の前提にしている³⁾」ため本論文における分析結果の有効性には限界が生じている。BTDの規模によって経営者の報告利益管理の形態が異なることが明らかになったため、今後は実体的裁量行動と会計的裁量行動がどのような組み合わせで行われているかという「最適ミックス(optimal mix)⁴⁾」を把握することが課題の一つとして数えられるだろう。また、本研究において、法人税等調整額を繰延税金資産および負債の変動額に分解したが、そのどちらもまた数多くの発生原因を有しているため、経営者の報告利益管理を詳細に分析するためにはさらなる原因の究明が必要である。このような点の解決を今後の課題としたい。

³⁾ 山口(2008) p.154

⁴⁾ 岡部(1994) p.56

目次

1章	はじめに	7
2章	先行研究	9
2.1	報告利益管理に関する総論	9
2.1.1	利益分布アプローチ	9
2.1.2	裁量的発生項目に関する先行研究	10
2.1.3	実体的裁量行動に関する先行研究	15
2.2	法人税法の総論	19
2.2.1	法人税法の構造と推移	19
2.2.2	法人税法にかかる裁量行動に関する先行研究	24
2.2.3	会計利益と課税所得の差異（BTD）に関する先行研究	26
3章	仮説の設定	29
3.1	仮説1	29
3.2	仮説2	30
4章	リサーチ・デザイン	31
4.1	会計的裁量行動による検証	31
4.1.1	裁量的発生項目額の推定	31
4.1.2	DBTA・DBOAの推定	32
4.2	実体的裁量行動による検証	34
5章	サンプル・データ	34
6章	分析結果	35
6.1	会計的裁量行動に関する分析結果	35
6.1.1	仮説1の分析結果	35
6.1.2	仮説1.1	40
6.2	仮説2	47
7章	追加検証	51
7.1	会計利益と課税所得の差異（BTD）に関する分析	51
7.2	検証モデルとサンプル	52
7.2.1	BTDの推定または測定方法	52
7.2.2	法人税等調整額の発生原因別による分析	53

7.3 検証結果.....	55
7.3.1 2011年度においてBTDの規模が大きいサンプルの裁量的発生項目額.....	55
7.3.2 法人税調整額による分析結果.....	65
8章 結論および今後の課題.....	73
補遺.....	76
補遺1 損失回避の報告利益管理に関する分析.....	76
補遺2 BTD20%基準による追加検証の結果.....	78
引用・参考文献.....	81

1章 はじめに

本論文の目的は、2012年4月より適用される法人税率引下げにおける経営者の Earnings management（以下、報告利益管理という）について多角的に検証し、その要因・手段を明らかにすることである。

報告利益管理とは、「経営者が一定の意図をもって報告利益に対して裁量を行使する⁵」ということである。企業が公表する会計情報は、多くの利害関係者の意思決定に利用される。そのため、経営者は報告利益管理を行うインセンティブを有し、経営者と情報利用者間に存在する情報の非対称性が機会主義的にこれを可能にしている。実証会計理論においては、その背景および経済的帰結に関心が寄せられてきた。

納税は、企業および税務当局以外の利害関係者にとっては費用と同等物である。したがって、経営者は税コストを最小化するような報告利益管理を行うという税コスト仮説が主張されてきた（Scholes et al. 1992, Guenther 1994, Maydew 1997, Lopez et al. 1998, 岡部 1998, 鈴木・岡部 1998, 渡辺 2005, 太田・西澤 2007）。法人税法に関する報告利益管理の先行研究は後述するが、2000年以前の法人税率変更における経営者の報告利益管理は数多く行われてきた。しかし、1999年に行われた法人税率引下げから10数年の月日を経て行われる法人税率引下げは企業のおかれる環境が過去のそれとは大きく異なっている。会計ビッグバンを経て現在のわが国の会計は大きな変化を遂げ、かつ企業のグローバル化によって企業の形態は2000年以前とは大きく異なっている。本論文では、2012年4月から適用される法人税率引下げに関する経営者の報告利益管理について、会計的裁量行動、実体的裁量行動、会計利益と課税所得の差異（Book-Tax Differences：以下BTDという）および法人税等調整額の点から検証する。

会計的裁量行動は、これまでの経営者の報告利益管理に関する先行研究に則して裁量的発生項目額を推定するだけでなく、課税計算に影響を与える報告利益管理と課税計算に影響を与えない報告利益管理のそれぞれについて検証を行う。わが国では確定決算主義によって会計利益と課税所得は強く結び付いており、多くの先行研究では会計利益と課税所得の一致を前提とした分析が行われている。しかしながら、山田(2012)では、1998年および1999年の法人税率引下げの直前期において企業は裁量的に課税計算に影響を与える項目

⁵ 奥村(2004) p.263

をコントロールし税コスト最小化を図っていることが明らかにされたように、実際には会計利益計算と課税所得計算が完全に一致しているわけではなく、会計利益と課税所得の間には差異が生じている。したがって、当該法人税率引下げ期においても課税計算に影響を与える報告利益管理と課税計算に影響を与えない報告利益管理それぞれについて検討する。

実体的裁量行動は、会計的裁量行動とならび報告利益管理の主たる方法として考えられている。実体的裁量行動とは、「実際の取引活動の変更によって、測定する事実そのものを動かして会計利益を調整する方法⁶」である。須田・花枝(2008)によって、わが国の企業の経営者は会計的裁量行動よりも実体的裁量行動を選好する傾向があることが明らかとなった。また、Cohen et al. (2008)はSOX法成立後に会計的裁量行動が減少し、実体的裁量行動が増加したことを示した。日本版SOX法が2008年4月より適用されていることから、経営者の報告利益管理には実体的裁量行動が選好されると考えられる。

BTD および法人税等調整額は、米谷(2005)が挙げているように次の点から経営者の報告利益管理と関連している。会計利益算出には経営者の裁量の余地がある一方で、課税所得計算は税法で厳格に規定されており、会計利益と比較して経営者の裁量が働く余地が小さいとされる。したがって、経営者が何らかのインセンティブをもって会計利益を調整する場合、BTDが生じ、法人税等調整額が計上されることになる。

すなわち、BTD および法人税等調整額が経営者の報告利益管理を反映しているのであれば、BTD および法人税等調整額は経営者の報告利益管理を推定する上で有効な情報となると考えられる。

分析の結果、法人税率引下げ直前期には利益減少型の報告利益管理および実体的裁量行動が行われている結果が示され税コスト仮説とは整合的な結果が得られた。さらに、経営者は法人税率変更直前期において課税計算に影響を与える項目をコントロールすることで税コスト最小化を図るような報告利益管理を行っていることも明らかとなった。一方で、課税計算に影響を与えない項目に関する報告利益管理は異なる結果を示した。したがって、経営者は裁量的に課税計算対象項目と課税計算対象外項目のそれぞれで異なる報告利益管理を行っている可能性があるという結果が示された。これらの結果を踏まえ追加検証を行った結果、会計利益が課税所得を大きく上回っている企業では利益減少型を、会計利益が課税所得を大きく下回っている企業では利益増加型の報告利益管理を行っていることが明

⁶ 山口(2008) p.134

らかとなった。さらに、経営者の報告利益管理のインセンティブを明らかにするために、法人税等調整額をその主たる発生原因に分解して分析を行った結果、繰延税金資産の追加的な発生抑制または優先的な解消が確認された。つまり、経営者は税引前利益を計算する過程において報告利益管理を行い、税金費用を直接利用した報告利益管理を行っていないことが示された。

本論文の構成は次の通りである。第2節で先行研究のレビューを行い、第3節では仮説の設定を行い、第4節ではリサーチ・デザインについて説明する。第5節では分析に使用したサンプルの選択基準を説明し、第6節では分析結果を、第7節では前節の分析結果を踏まえ追加検証を行った。最後に、第8節では結論と今後の課題について述べる。

2章 先行研究

2.1 報告利益管理に関する総論

奥村(2004)や須田・首藤(2004)が指摘するように、企業の経営者が行っている報告利益管理を推定しようとする実証分析は以下の二種類の方法に大別できる。

1. 会計利益における利益分布の不規則性を報告利益管理が行われている証拠とする方法
2. 裁量的会計発生項目額の大小を報告利益管理が行われている証拠とする方法

以降で、上述した二種類の実証分析の方法を概観していく。

2.1.1 利益分布アプローチ

Burgstahler and Dichev(1997)

Burgstahler and Dichev(1997)は、1976年から1994年の期間で、Compustat から必要なデータが入手可能な約70,000 観測値を対象に当期純利益の水準と変化額を分布させた。その結果、ゼロをわずかに下回る観測値数は非常に少なく、わずかに上回る観測値数は非常に多い、ということが明らかとなった。これは経営者が減益および損失を回避することを目的とし、報告利益を調整していることを示唆している。なお、四半期利益ベースでも

減益および損失回避の報告利益管理が行われていることが示されている。

また、追加的な検証として、増益の連続計上期間に応じてサンプルを分割した利益分布の調査が行われている。その結果、連続して減益を回避している企業ほど、ゼロ付近の分布の不規則性が目立っており、より報告利益管理が行われていることが明らかとなった。

利益分布アプローチは、従来の裁量的発生高を用いた分析と比較して、測定誤差などの問題が軽減されるため、報告利益管理を検出する能力には長けているとされる。

2.1.2 裁量的発生項目に関する先行研究

現代の会計学における損益計算が発生主義会計に基づいて行われている以上、会計発生項目が生じることは当然である（大鹿 2005）。先行研究では、経営者が報告利益を歪めるために裁量行動を行った際に生じた会計的発生項目額を究明することに注力されている。非裁量的発生項目額（non-discretionary accruals：以下 NDA という）を推定し、発生項目総額（total accruals：以下 TA という）との差額を裁量的発生項目額（discretionary accruals：以下 DA という）の代理変数とする手法が採用されている。以下、裁量的発生項目額を推定するモデルを挙げていく。

Healy(1985)

Healy(1985)は、会計利益をベースに得られるボーナス額の最大化を目的とし、経営者が報告利益管理を行う可能性があることを指摘した。会計利益が事前に決められた水準から一定の上限に達するまで、会計利益の額に準じたボーナス額が決定される企業を対象として、会計利益がこの上限を超えるサンプル、会計利益が下限を下回るサンプル、およびこれら以外の三グループにサンプルを大別しボーナス額最大化を目的とした経営者の報告利益管理について検証を行った。分析の際に、Healy(1985)は調査対象期間中の会計発生項目額の平均をゼロと仮定し、裁量的発生項目額の代理変数として発生項目総額そのものを用いて以下の定義式を構築した。

$$DA_t = TA_t$$

上述の式は裁量的発生項目推定にあたり、運転資本金会計発生項目を構成する各項目（売

上債権、仕入債務)が毎期変動しないという仮定が暗黙裡に置かれている点には注意したい。

分析の結果、Healy(1985)は報告利益管理を行っても会計利益が下限利益を上回ることが出来ない企業の経営者および上限額を超える会計利益を計上可能な経営者は、当期の会計利益を減少させ次期以降に繰り延べるインセンティブを持ち、利益減少型の報告利益管理を行っている結果を示した。また、これらの企業の経営者は下限額以上の会計利益を計上可能な企業の経営者よりも計上している会計的発生項目額が小さいことが明らかとなった。一方、下限額以上、上限額以下の範囲の会計利益を計上可能な企業の経営者は、ボーナス額最大化を目的とし会計利益を増加させるインセンティブを持ち、利益増加型の報告利益管理を行っていることを明らかにした。

DeAngelo(1986)

DeAngelo(1986)は、経営者による自社株購入 (management buyout) の際に行われる報告利益管理について検証した。複数期間にわたり増益を報告している企業は、株式市場において高い評価を受けて株価が上昇する可能性がある一方で、減益を初めて報告した時点において大きく株価が下落すると言う経験的根拠が存在する。DeAngelo(1986)は、この経験的根拠に基づき自社株購入の際に経営者は報告利益管理を行うインセンティブが存在し、またそれを実行し得る可能性を示唆した。

DeAngelo(1986)は検証の際に、Healy(1985)の推定方法について以下の問題点があることを指摘した。

1. 非裁量的発生項目額が裁量的発生項目額を上回る場合、発生項目総額を裁量的発生項目額の代理変数として直接利用することには問題があること
2. 減価償却費の影響で発生項目額は負の値を示すケースが多いため、利益減少型の報告利益管理が行われたという結論が誤導されてしまう可能性があること

DeAngelo(1986)は、発生項目総額が繊細な推移を見せるという仮定に基づき、前期の発生項目総額を当期の非裁量的発生項目額の推定値とし、前期から当期における発生項目総額の変動額を裁量的発生項目とした。それが以下の定義式である。

$$DA_t = TA_t - TA_{t-1}$$

Jones(1991)

Jones(1991)は、米国国際貿易委員会（International Trade Commission：以下 ITC という）が国内産業保護政策の実施にあたり、主な調査対象として企業の会計数値を挙げていることに着目した。米国の企業の経営者は市場において有意性を享受することができる保護政策を受けるために、ITCによる輸入制限措置を誘発することを目的とした利益減少型の報告利益管理を行うという仮説を検証した。Healy(1985)や DeAngelo(1986)において検証されたケースと異なり、

1. この報告利益管理によって生じる輸入制限措置で不利益を享受することになるのは不特定多数の消費者であること
2. ITC が報告利益管理を究明するインセンティブを有しないこと

などの理由から輸入制限措置を誘発することを目的とした広範な報告利益管理を行う機会を経営者が有していることを指摘している⁷。

仮説の検証にあたり、Jones(1991)は非裁量的発生項目額が一定であるという仮定を緩和し、企業を取り巻く経済環境の変動を考慮に入れたモデルを提示した。不可避免的に発生する非裁量的発生項目額を取り除くことを試みるために、Jones(1991)は会計発生項目額の変化と償却性有形固定資産取得原価の関数を仮定した。会計発生項目額の変化については、企業を取り巻く経済環境の変化に応じて売上高が変化し、売上債権、棚卸資産、支払債務といった運転資本会計発生項目額は売上高の変化に相関しているものとみなしている。また、償却性有形固定資産取得原価は会計発生項目の一部であり、非裁量的に生じる減価償却費をコントロールすることを意図したものである。以上を踏まえ、Jones(1991)は非裁量的発生項目額の推定に売上高の対前年度変化額と償却性有形固定資産額を含めた回帰式を提案した（以下この回帰式を Jones モデルという）。

⁷ Jones(1991) p.193-194

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

A = 総資産額

TA = 発生項目総額

ΔSales = 売上高の増減額

PPE = 償却性固定資産取得原価総額

裁量的発生項目額は、上式より推定を行う。まず各企業の推定期間の時系列データを用いて各回帰係数を推定し、推定された回帰式に各企業のサンプル対象期間のデータを入れることでその期待値を非裁量的発生項目額とし、これと発生項目総額との差から裁量的発生項目額を導出する。すなわち、

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \left(b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \right)$$

である。Jones(1991)が提案したモデルは、発生項目の主要な構成要素として挙げられる非裁量的に生じる減価償却費をコントロールする一方で、企業を取り巻く経済環境の変動といえる売上高の変化を非裁量的発生項目額推定に入れた点が、初期の研究と異なるものであるとされている。

Dechow et al. (1995)

Dechow et al. (1995)は、Jones(1991)が提示した Jones モデルにおいて（暗黙裡に）仮定されている、売上高の大きさが非裁量的に決定するという点に異を唱え、これらの問題点の修正を試みている⁸。売上高の変化が非裁量的なものであると仮定されているが、仮に売上高を調整することによって報告利益管理が行われるのであれば、裁量的発生項目額の一部が非裁量的発生項目額とみなされることになる。また、Jones モデルには回帰係数を推定する観測値数に関する問題も存在する。当該モデルでは調査対象企業の報告利益管理の存在を仮定するより前の期間のデータを利用し回帰係数の推定を行うが、推定期間が長期に渡ればそれに従って、企業内部の構造的変化を考慮しなければならない可能性が高く

⁸ Dechow et al. (1995) p.199

なってしまう。また、推定期間内の異常値に大きな影響を受ける可能性があり、発生項目額推定に際し必要な変数が欠落してしまう可能性もあるという問題が存在する。

Dechow et al. (1995)では、まず、売上高を通じて経営者が報告利益管理を行うと、裁量的発生項目額の一部が非裁量的発生項目額とみなされてしまう問題の改善が試みられている。推定式は以下のものであり、Jones モデルにおける売上高の変化から売上債権の変化を差し引くことによって、非裁量的発生項目額を推定する（以下この回帰式を修正 Jones モデルという）。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

ΔRec = 売上債権増減額

このモデルは、すべての信用販売の変化が報告利益管理の結果であることを前提としており、現金販売よりも信用販売に関する収益認識において経営者の裁量が働きやすいと考えられている。

Kasznik(1999)

Kasznik(1999)は、Dechow(1994)が営業キャッシュ・フロー（cash flow from operations : CFO）と発生項目総額が負の相関を有していることを明らかにした結果を受けて、営業キャッシュ・フローの変化に起因する非裁量的発生項目額を取り除くことを目的とし、修正 Jones モデルの独立変数に営業キャッシュ・フローの変化額を追加したモデルを提示している。この推定式は以下の通りである（以下この回帰モデルを CFO 修正 Jones モデルという）。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_3 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

CFO = 営業活動キャッシュフロー

Kasznik(1999)では、個別企業の時系列データを用いて回帰係数を推定するのではなく、業種ポートフォリオを用いたクロス・セクショナル・データを用いて推定を行っている。そして、特に日本ではこの CFO 修正 Jones モデルの説明力が高いことが、須田・首藤(2004)により報告されている。

2.1.3 実体的裁量行動に関する先行研究

実体的裁量行動 (real discretion) とは、会計方法の変更により報告利益管理を行う会計的裁量行動 (accounting discretion) とは異なり、実際の取引活動を変更して会計利益を調整することである。例えば、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がある。

実体的裁量行動は、会計的裁量行動と比べて規制の強化によって制限することが困難であるとされる。Ewert and Wagenhofer (2005)は、会計基準の規制強化によって会計的裁量行動が制限されると、その影響で実体的裁量行動が増加すること明らかにした。また、Cohen et al. (2008)は、SOX 法 (Sarbanes-Oxley Act) 成立後に会計的裁量行動による報告利益管理が減少し、実体的裁量行動が増加したことを実証している。わが国でもいわゆる日本版 SOX 法が 2008 年 4 月 1 日以後に開始される事業年度から上場企業に適用されたことで、米国同様に経営者の裁量行動にも影響を与え実体的裁量行動が増加した可能性がある。

木村(2003)

木村(2003)は、企業の経営者の研究開発費に関する近視眼的行動、つまり「目標利益を達成するために研究開発投資を削減する」という実体的裁量行動を行う可能性と、負債比率、経営者の所有割合、金融機関及び事業法人の所有割合といった企業のガバナンス構造との関係性について分析している。

分析の結果、負債比率が高い場合には、近視眼的行動を取る可能性が高いこと、日本におけるガバナンス構造の特徴とされる安定株主による所有割合が高い場合、企業の近視眼的行動が抑止される可能性が高いことが示唆された。

Roychowdhury (2006)

Roychowdhury (2006)は、損失回避を対象イベントとして実体的裁量行動の要因を検証し

た。その結果、わずかな利益を示す企業が売上操作、裁量的費用の削減、過剰生産という手段を用いて実体的裁量行動を行っていることを示唆した。また、実体的裁量行動は有利子負債の存在、流動負債比率、成長性に正に相関し、機関投資家の持ち株比率には負に相関する結果を示した。

売上操作とは、「一時的な値引販売や信用条件の緩和等により、経営者が年間の売上高を一時的に増加させようとする操作⁹」とされる。利幅が正の数値である限りにおいて、売上高操作が行われると当期純利益は増加する。しかし、値引販売を行う事で売上1単位当たりのキャッシュ・インフローは減少する一方で、対売上高あたりの製造原価は増加する。また、信用条件の緩和も実質的に値引販売と同様の効用であるとみなされるため、売上代金の回収期間に渡るキャッシュ・インフローは減少する。

裁量的費用の削減とは、経営者の裁量によって調整可能な研究開発費や広告宣伝費等を削減することによる利益増加の操作である。裁量的な費用を削減すると、当期純利益は増加する。しかし、裁量的費用が現金支出である場合、当該支出の減少はキャッシュ・アウトフローを低下させる。

過剰生産とは、期待需要を超過する製品の製造によって、利益を増加させる操作である。製造業においては、生産量を増加させることにより製品1単位当たりにかかる固定製造間接費を低下させることが可能である。これにより、売上原価は減少し売上総利益を増加させることが可能である。過剰生産を行うと、対売上高の製造原価が著しく高くなる。また、過剰生産により発生した製品費用は、製造した期では現金回収されない製造費用と在庫負担による保管費用が生じることになる。その結果、営業活動によるキャッシュ・フローが正常水準よりも低くなる。

Roychowdhury(2006)は、前述した三つの視点から実体的裁量行動を調査するべく Dechow et al. (1998)を基礎にした以下の推定式を提示した。

⁹ 山口(2008) p.136

$$CFO_{i,t} / A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_i(1 / A_{i,t-1}) + \beta_1(Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$DE_{i,t} / A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1 / A_{i,t-1}) + \beta_1(Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$PD_{i,t} / A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1 / A_{i,t-1}) + \beta_1(Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta Sales_{i,t-1} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

CFO=営業活動によるキャッシュ・フロー

DE=裁量的費用

PD=製造原価（売上原価＋期末棚卸資産－期首棚卸資産）

A=期末総資産

Sales=売上高

$\Delta Sales$ =売上高の増減額

上述した(4)式から(6)式をそれぞれ各年毎に最小二乗法で各係数を推定し、これらの係数の企業-年の期待値を算出し、これを正常な営業活動による値とする。各企業-年の実際値と推定された期待値の差を異常値として識別する。この異常値をそれぞれ、異常営業キャッシュ・フロー（abCFO）、異常裁量的費用（abDE）、異常製造原価（abPD）と称する。

異常キャッシュ・フローや異常裁量的費用の値が高い、または異常製造原価の値が低いほど利益増加型の実体的裁量行動を行ったことを示すようになる。

須田・花枝(2008)

須田・花枝(2008)は、企業の財務報告が裁量的に実施される要因や程度を分析し、日本企業による財務戦略をサーベイ調査（survey research）によって分析している。既存の研究の多くが大量の公表データを用いて特定の理論に基づいた仮説を設定し、公表データから統計的に仮説を検証するアーカイバル調査（archival research）であることに対して、経営者の声を直接聞くことのできるサーベイ調査は特定の理論が実務と整合的であるか否かを判断でき、あるいは複数の理論が実務とどの程度整合的であるかということと比較することができるアーカイバル調査を補完する有力な分析手法である。

サーベイ調査による分析の結果、日本企業の経営者は外部に公表する業務指標としての利益、報告利益の目標値として自社が公表している予測値を重要視し、予測値を達成することによって市場の信頼を獲得することが株価を上昇させると考えている結果を得た。米国企業と比較すると利益平準化には消極的であり、利益予想達成を重要視していることが示唆された。そして、経営者は予測値を達成することが裁量行動のインセンティブになる傾向がある。裁量行動にも特徴があり、会計上の対応、つまり会計的裁量行動よりも実際の支出等を抑える実体的裁量行動によって報告利益管理を行う傾向が日本企業にはあるということが示された。

山口(2008)

山口(2008)は、利益額がゼロ、前期利益、経営者の予想利益という3つの利益ベンチマークを達成しない場合に、日本企業の経営者は利益増加型の実体的裁量行動によってこれらを達成するということを分析している。山口(2008)は、実体的裁量行動のうち売上高操作、裁量的費用の削減、過剰生産について利益ベンチマーク達成の観点から検証している。

分析の結果、日本企業の経営者は損失回避のために、低価格販売による売上高増大、研究開発費や広告宣伝費等の裁量的費用の削減、売上原価の低減を目的とした過剰生産という利益増加型の実体的裁量行動を行っている結果を示唆した。また、減益回避についても同様であり、利益増加型の実体的裁量行動を行っていることを示唆する結果を得ている。しかし、予想利益達成を目的とした実体的裁量行動を行っているという確たる証拠を得るには至っていない。なお、損失回避または減益回避が同時に疑われるような場合に限り、予想利益の達成に関して実体的裁量行動の可能性を示唆する結果が示された。

山口(2011)

山口(2011)は、政府契約や債務契約といった契約に関する要因、成長性という証券市場に関する要因、損失回避のインセンティブによる利益ベンチマークに関する要因、経営者交代、経営者の株式保有や金融機関の株式保有などのコーポレート・ガバナンスに関する要因、会計上のフレキシビリティや監査の質といった会計的裁量行動とのトレードオフに関する要因といった多角的な見地から企業の実体的裁量行動を分析している。山口(2011)では、Roychowdhury(2006)が挙げた三つの実体的裁量行動の経済的帰結を以下の三点にま

とめ分析を行った¹⁰。

1. 売上高操作や過剰生産は、売上高に比べて異常に高い製造原価を導くと考えられる。
2. 裁量的費用の削減は、売上高に比べて異常に低い裁量的費用を導くと考えられる。
3. 売上高操作や過剰生産は当期の営業活動によるキャッシュ・フローに負の影響を及ぼし、裁量的費用の削減は当期の営業活動によるキャッシュ・フローに正の影響を与えると考えられる。そのため、営業活動によるキャッシュ・フローが実体的裁量行動から受けるネットの影響は定かではない。

分析の結果、政府契約や債務契約が利益増加型の実体的裁量行動にも影響を与えることが示唆された。利益ベンチマークに関する要因では、利益増加型の実体的裁量行動が損失回避のインセンティブに影響を受けることが示唆された。コーポレート・ガバナンスに関する要因も実体的裁量行動に影響を与えている結果を得た。また、会計上のフレキシビリティが低いほど裁量的費用が削減することが示唆された。つまり、実体的裁量行動の分析を行うに当たり、会計的裁量行動とのトレードオフを考慮する必要があるという結果を得たことになる。山口(2011)は、様々な状況下で実体的裁量行動の要因について包括的な証拠を提示している。

2.2 法人税法の総論

2.2.1 法人税法の構造と推移

2.2.1.1 法人税法と確定決算主義

わが国の法人税の申告納税制度は、法人税法において確定決算主義によるものであることが規定されている（法人税法第 74 条第 1 項）。確定決算主義の内容としては、平成 8 年 11 月税制調査委員会の法人課税小委員会報告では、

- (1) 商法上の確定決算に基づき課税所得を計算し、申告すること。
- (2) 課税所得計算において、決算上、費用又は損失として経理されていること（損金経理）

¹⁰ 山口(2011) p61.

等を要件とすること。

(3) 別段の定めがなければ、『一般に公正妥当な会計処理の基準に従って計算する』こと。

と述べられている。

法人税法において、収益および費用が「一般に公正妥当と認められる会計処理の基準に従って計算されるものとする」（22条4項）と規定されていることからわかるように課税所得計算上の益金や損金の前概念として企業会計上の収益や費用が用いられるため、課税所得は企業利益から誘導される概念であるということは明白である。したがって、決算調整を経て確定した決算利益を基礎とし、申告書における第二次的な加減算による調整の後に課税所得が算定されることとなっている。

2.2.1.2 法人税率の推移と背景

ここでは、これまでの税制改革に伴う法人税率の推移を論じていく。近年の税制改革に伴う法人税率の推移は図表1に示した。図表1を参照しつつ、近年の法人税率の変動に関する時代背景を概観する。

まず1980年の増税については、1970年および1974年の所得税の減税に伴う財源確保のために法人税率は40%まで増税されてきたところに、オイルショックが起こったことがさらなる増税の要因である。オイルショックの影響によって国家財政は大打撃を受けた。かかる国難に対して、国家財政の再建を目的として法人税率はこれまでの40%から42%へ引き上げられた。

1983年には、オイルショックの影響を受けて低迷していた日本経済がその影響を脱し回復の兆しが見え始めた時期である。回復の兆しが見え始めたことで個人支出・消費を増加させたいとの目的から所得税率が引き下げられた。所得税率引下げの反動により、法人税率は暫定的に42%から43.3%へ引き上げられることとなった。

1989年には、日本経済が復調し、企業の業績が増大したことで国家の税収入は増大した。その結果、暫定的に引き上げられていた法人税率は引き下げられることとなった。

1990年には、「所得税及び法人税の課税の在り方については、税負担の公平の確保、税制の経済に対する中立性の保持及び税制の簡素化の必要性等を踏まえ、今後の我が国の経済の状況等を見極めつつ、我が国の経済社会の構造的な変化、国際化の進展等に対応した

個人所得課税及び法人課税の制度を構築する中で、その抜本的な見直しを行うものとする。」

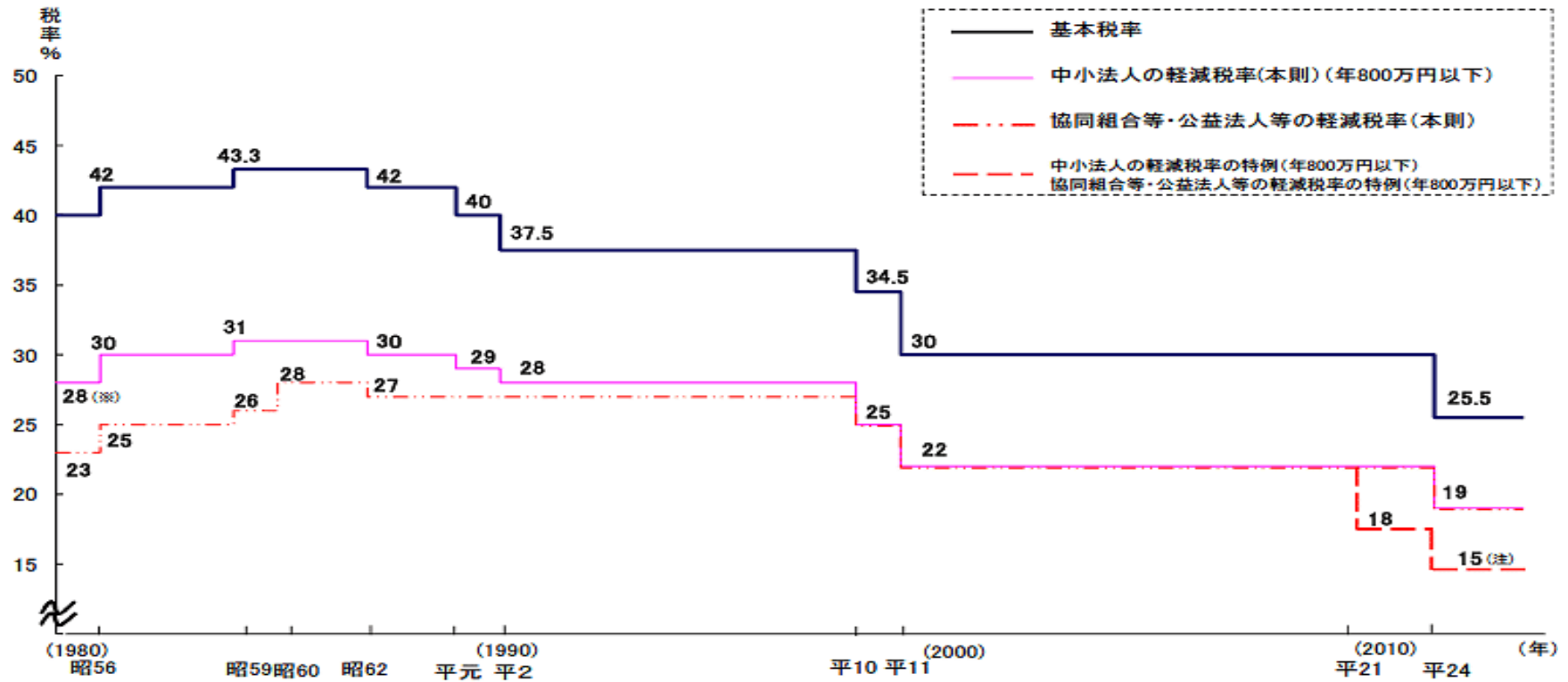
¹¹として、法人税率が40%から37.5%に引き下げされた。

1998年には、課税ベースの適正化を図ることを目的とした税制改正が行われ、この際に法人税率は37.5%から34.5%まで引き下げられた。

1999年には、経済の国際化が進行し日本の法人税率が諸外国の法人税率に比べて高いことをうけて、国内法人が本社を海外へ移転することで税収が減少してしまうのではないかと危惧されたため、法人税率は国際水準並みの30%まで引き下げた。

¹¹ 財務省(1999) p.3

図表 1：法人税率の推移



(注) 平成 24 年 4 月 1 日から平成 27 年 3 月 31 日の間に開始する各事業年度に適用される税率。

(※) 昭和 56 年 4 月 1 日前に終了する事業年度については年 700 万円以下の所得に適用。

(出所) 財務省『法人税率の推移』

2.2.1.3 平成 23 年度法人税法改正の背景と概要

税制調査会の「平成 23 年度税制改正大綱」が発表されたことにより、平成 23 年度における法人税法の改正では、平成 24 年度からの法人税率が引き下げられることが明らかとなった。法人税率が引き下げられる他に、税収確保のための課税ベースの拡大の諸改正を行う旨も記載されていた。

この改正が行われた背景には、「デフレから脱却し、日本経済を本格的な成長軌道に乗せていくため、国内企業の国際競争力強化と外資系企業の立地を促進し、雇用と国内投資を拡大することが喫緊の政策課題となっています。こうした観点から、先進国の中で米国と並んで最も高い水準にある我が国の国税と地方税を合わせた法人実効税率について、『申請料戦略』（平成22年6月18日閣議決定）の方針の下、課税ベースの拡大等により財源確保を図りつつ、引下げを行います。」¹²という旨が記載されており、低迷を続けるわが国の経済復活には企業の成長が不可欠であることから行われた改正である。

「平成23年度税制改正大綱」では、国税と地方税を合わせた法人実効税率を5%引き下げることとし、法人税率は改正前の30%から25.5%まで引き下げられる旨が示された。これは、「我が国企業の国際競争力の向上や我が国の立地環境の改善が図られるとともに、『日本国内投資促進プログラム』で示されたように我が国企業が国内の投資拡大や雇用創出に積極的に取り組み、これらが相まってデフレからの早期脱出につながることを期待されます。」¹³という旨の下に行われた。国際的な市場で活動しているわが国の企業が諸外国の企業と同じ市場で競争する上で法人税等の税負担が競争力の足かせとならぬようにし、諸外国の企業がわが国への積極的な投資活動を行うよう促すことでわが国の経済成長に期するよう行われたのが当該改正である。

法人税率引き下げにかかる各税率を図表 5 に示した。このように、法人実効税率と普通法人は改正前 40.69%から 35.64%へ、中小法人は年 800 万以下の部分に関しては原則 22%（特例 18%）から 19%（特例 15%）へと引き下げられることが示された¹⁴。

¹² 財務省(2010b) p.17

¹³ 同上 p.18

¹⁴ 中小法人で、年 800 万超の部分に関しては普通法人と同様に扱われる。

図表 2：平成 23 年度税制改革における法人税率

	改正前		改正後	
		年800万円以下		年800万円以下
普通法人	30%	—	25.5%	—
(参考)法人実効税率(国税+地方税(東京都))		40.69%	35.64%	
中小法人	30%	22% (18%)	25.5%	19% (15%)
公益法人等、協同組合等(単体)及び特定の医療法人(単体)	22%	(18%)	19%	(15%)
協同組合等(連結)及び特定の医療法人(連結)	23%	(19%)	20%	(16%)
特定の協同組合等の特例税率(年10億円超)	26%		22%	

(出所) 財務省(2010a)「平成 23 年度税制改正」p7.

なお、法人税率引下げの法律公布までの間に、東日本大震災の復興との関係から、平成 24 年度 4 月 1 日から平成 27 年 3 月 31 日以内に開始する事業年度開始の日から同日以後 3 年経過する日までの期間内の日の属する事業年度について法人税額(基準法人税額)の 10%を復興特別法人税として新たに課することが示され、同復興特別法人税創設と同時期に法人税率引下げが行われることとなった。

2.2.2 法人税法にかかる裁量行動に関する先行研究

米谷(2005)

米谷(2005)は、2000 年 3 月期より実施された税効果会計適用以後の全上場企業をサンプルに減益回避、損式回避、予測利益達成を目的とした経営者の報告利益管理を検出する上で、法人税等調整額と裁量的会計発生項目のどちらが有効な情報となり得るのかということについて実証的に分析している。

法人税等調整額と経営者の報告利益管理には次の二つの点において関連している。一つは、会計処理の選択適用を通じた経営者の会計利益の報告利益管理を法人税等調整額は反映している可能性があるという点である。会計処理の選択適用と経営者と情報の利用者たる利害関係者の間に存在する情報の非対称性が機会主義的に報告利益管理を行う余地を与え、経営者が報告利益管理を行う機会が数多く存在している。しかし、一方で課税所得算出は税法によって厳格に規定されているため、会計基準に従う会計利益の計算に比べて経営者の裁量が働く余地が小さいと考えられている。したがって、経営者が会計利益の報告利益管理を行う場合、会計利益と課税所得の差が生じ、法人税等調整額が増減することになる。その結果、法人税等調整額は報告利益管理が反映されている可能性がある。

また二つ目は、経営者が法人税等調整額を直接利用することで報告利益管理を行う可能性があるという点である。法人税等調整額を操作することで税金費用が増減させ、報告利益をコントロールすることができる。しかし、米谷(2005)は「ボトムラインの直前で報告利益をコントロールできるという意味で、法人税等調整額は経営者にとって報告利益管理

の最終手段になっている可能性がある。」(p. 587)とも述べている。

分析結果では、法人税等調整額は損失回避を目的とした報告利益管理を検出する場合しか有効な情報とならず、一方で CFO 修正ジョーンズ・モデルによって推定された裁量的会計発生項目は、減益回避、損失回避を目的とした報告利益管理を検出する上で有効な情報となることが実証された。

太田・西澤(2008)

太田・西澤(2008)は、1981年度の法人税率引上げと1999年度の法人税率引下げを対象イベントとし、法人税率変更における税コスト仮説の検証を税率引上げ・引下げの両面から包括的に行うために「企業は、法人税率引下げ直前期には利益減少型の報告利益管理を行い、反対に、引上げ直前期には利益増加型の報告利益管理を行う」という仮説を実証的に検証している。

納税は企業の利益を減少させるため、税務当局以外の利害関係者にとってはコストとみなされる。したがって、企業は税コストを最小化するような報告利益管理をとるという税コスト仮説が主張される。日米両国において、法人税率の変更に関する実証的な研究が多く行われてきた(Scholes et al. 1992, Guenther 1994, Maydew 1997, Lopez et al. 1998, 岡部 1998, 鈴木・岡部 1998, 渡辺 2005, 太田・西澤 2007)。しかし、これら多くの研究は全て税率引下げ時期における検証で、引き上げ時期における検証は行われてこなかった。もし、税コスト仮説が正しいのであるならば、税率引上げ時には引下げ時と反対の報告利益管理が観察されるはずであり、税コスト仮説を両面から支持することで包括的証拠となりうると主張している。

分析結果では、企業は税率引下げ直前期には利益減少型の報告利益管理を行っているというこれまでの税コスト仮説を支持すると同時に、税率引上げ直前期には利益増加型の報告利益管理を行っているという結果を得た。これにより、税コスト仮説を両面から包括的に支持する結果が得られた。また、1989年度の税制改正を対象とした追加検証では、法人税率の引下げ幅が大きい企業ほど報告利益管理をより積極的に行っているという税コスト仮説を支持する強い証拠を示すことができた。

山田(2012)

山田(2012)は、1998年度から1999年度にかけて行われた法人税率引下げというイベントを対象に、報告利益と課税所得の関係が企業の報告利益管理行動に与える影響について分析している。日本では確定決算主義によって会計制度と法人税制が強く結び付いている。会計制度と法人税制は逆基準性と表現されるように、しばしば税制の詳細な規定が会計上の利益計算に影響を与えることが指摘されてきた。したがって、発生項目から裁量的課税計算対象発生項目(discretionary book tax accruals: 以下、DBTAという)と裁量的課税計算対象外発生項目(discretionary book only accruals: 以下、DBOAという)を推計

し、課税所得計算の対象となる裁量的発生項目と対象とならない裁量的発生項目がどのように報告利益管理に利用されているのか、またそれらがどのような関係性にあるのかを分析している。

会計制度と法人税制の目的の違いから、日本においては報告利益と課税所得に差異が生じている。つまり、経営者は課税所得に影響する裁量的課税計算対象項目による報告利益管理と、課税所得に影響しない裁量的課税計算対象外項目による報告利益管理が可能であることになる。Calegeri (2000)は、企業が状況に応じて課税計算対象発生項目と課税計算対象外発生項目を用いた報告利益管理を使い分けていることを示唆している。これに倣い、発生項目から DBTA と DBOA を抽出し、報告利益のベンチマークの達成を目的とした企業の両発生高の推移を観察した。

分析結果は、企業は法人税率の引下げ直前期に DBTA を減少させ、税率引下げ後に繰り延べるような課税所得の調整を行うという結果が得られた。この時、DBTA の年次推移は DBOA とは異なる動きを見せていた。これに対して、報告利益のベンチマークに達しない企業では、両発生項目を増加させている結果が得られた。これらの結果より、利益増加型の報告利益管理が疑われる企業において、DBTA を減少させた企業ほど DBOA を増加させる傾向があり、企業は報告利益を増加させるために、税コストの小さな DBOA を必ずしも優先的に用いるわけではないという実証結果を示している。

2.2.3 会計利益と課税所得の差異 (BTD) に関する先行研究

U. S. Treasury (1999) が BTD の拡大を指摘した以後、米国では BTD 関連の議論が頻繁に行われてきた。BTD に注目が集まる理由は、BTD が単に算出目的の異なる会計利益と課税所得の間に生じる差異であるだけでなく、経営者による報告利益管理の結果を反映したものであると考えられているからである。

米国では、会計利益の計算と課税所得の計算が比較的独立しており、経営者は課税所得に影響を及ぼすことなく会計利益を操作することが可能である。その結果、BTD に経営者の報告利益管理の影響が反映されていると考えられている。一方で、日本では確定決算主義に基づいて課税所得が計算されるため会計と税務の結びつきが米国と比較して強い。したがって、米国で BTD の規模が拡大傾向にあるのに対して日本の BTD の規模は小さく、BTD 関連の議論はまだ少なく、BTD 関連の情報の有用性についてはそのほとんどが明らかにされていない状態であるとの指摘もある。

Mills and Newberry (2001)

Mills and Newberry (2001) は、公開企業及び非公開企業の納税申告書データを用いて BTD と経営者の報告利益管理の関係性についての分析を行った。

分析の結果、経営者が報告利益管理を行うインセンティブを有している企業ほど BTD の

規模が大きくなることが明らかとなった。つまり、市場圧力に晒されている公開企業、財政状態が悪化している企業といった利益創出のインセンティブが強い企業において、BTDの規模が正に大きくなっている結果を示した。また、わずかな増席を達成した減益回避企業はわずかな減益となった企業と比較して、BTDの規模が大きく正になっていることも指摘した。

Phillips, Pincus, and Rego(2003)

Phillips, Pincus, and Rego(2003)は、減益回避、損失回避およびアナリスト予想の達成を目的とした経営者の報告利益管理を発見する上で、BTDが追加的な情報となり得ることを分析した。

分析の結果、減益回避、損失回避およびアナリスト予想の達成を目的として経営者が報告利益管理を行った場合、BTDが大きく正となることを明らかにした。また、BTDが経営者の報告利益管理を発見する上で、会計発生項目額や異常会計発生項目額に対して追加的な情報を有することも主張している。

Hanlon(2005)

Hanlon(2005)は、BTDが経営者の報告利益管理を捕捉するのであれば、BTDが大きく正または負の企業は一期後の期間で会計発生項目額の反転が生じるため、利益の持続性は低いと考えられるという議論に基づき、BTDと利益の持続性との関係性について分析を行った。

分析の結果、大規模なBTDが生じている企業・年度はBTDの規模が小さい企業・年度に比べて利益の持続性が低くなることを明らかにした。

奥田・山下・米谷(2006)

奥田・山下・米谷(2006)は、BTDに関する研究の動向を確認した上で、日本企業のBTDの年度別・産業別傾向や個別企業に関する実体的・実証的な分析を行っている。

BTDの測定または推定方法は奥田・山下・米谷(2006)が挙げるようにこれまで大きく三つの方法が提案されている。以下に示す通りである。

1. 税効果会計により算出された法人税等調整額を用いる方法

$$BTDI = \frac{\text{法人税等調整額}}{\text{法定税率}} \quad (7)$$

2. 会計利益と実際の申告所得の差異を直接的に計算する方法

$$BTD2 = \text{税金等調整前当期純利益} - \text{申告所得} \quad (8)$$

3. 課税所得を納税額から推定した上で会計利益との差異を計算する方法

$$BTD3 = \text{税金等調整前当期純利益} - \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税及び事業税}}{\text{法定税率}} \quad (9)$$

米国では一般に実際の申告所得を入手することが困難であるため、1 または 3 の方法が用いられるケースが多い。一方で、日本では 2006 年度に申告所得の公示制度が廃止されるまでの間は申告所得が 4,000 万円以上である場合に限り申告所得を公示されていたため 2 の測定式を用いることが可能であった。奥田・山下・米谷(2006)は上記の推定式それぞれを用いて分析を行っている。

分析の結果、3 つの BTD 指標の年度別の傾向はいずれも全体的に負の値を取っており、確定決算主義により日本では正の BTD が生じにくいという結果を示した。また、産業別に BTD の傾向を分析した結果では、BTD1 と BTD2 の規模に関しては年度を通じて製造業が非製造業を上回っている傾向があることが明らかとなった。ただし、この差は近年小さくなっている結果も示した。BTD3 については、製造業と非製造業の差は製造業の BTD が非製造業の BTD を上回る形で拡大していることも明らかとなった。また、このような傾向は業種ごとに異なることも明らかとなった。

また、個別企業を取り上げケース分析も行っている。その結果、正の BTD が生じる理由として、繰延税金資産の減少、損金不算入項目である永久差異の発生、あるいは繰延欠損金の当期利用が主な理由として挙げられることが明らかとなった。また、BTD 間の乖離が生じている理由として、益金不算入である永久差異の存在や、税額控除や留保金課税といった申告所得計算とは別に算定される税金が強く影響していることも示された。

山下・後藤・平井(2007)

山下・後藤・平井(2007)は、日本の BTD が有する情報の一つの可能性として利益の持続性に焦点をあて、BTD が持続性低下の指標として有用であるかどうかを分析している。また、BTD の規模がどの程度大きくなった場合に持続性低下の危険な水準に達するかという点についても検討している。

分析において、Hanlon(2005)では BTD について上下 20%を BTD の規模が大きい企業・年度の基準として用いられているが、日本企業の場合は上位 20%のデータが正の BTD の規模が大きいとは考えにくいとしているため、山下・後藤・平井(2007)は上下 10%を規模が大

大きい企業・年度の基準として用いている。

BTD が利益、キャッシュ・フローおよび会計発生高の一期後の利益に対する持続性に関する情報を有しているかどうかを分析した結果、以下の三つの結論を示した。第一に、BTD が大きい企業・年度の税引前利益の持続性は、BTD の規模が小さい企業・年度の持続性と比べて低下する。第二に、BTD が大きい企業・年度の営業キャッシュ・フローの税引前利益に対する持続性は、BTD が小さい企業・年度の持続性に比べて低下する。第三に、BTD が大きい企業・年度の税引前会計発生項目額の税引前利益に対する持続性は、BTD が小さい企業・年度と比べて低下する。ただし、正の BTD については頑強な結果を得るに至っていないかった。また、ノンパラメトリック手法である決定木モデルを用いて分析した結果、総資産に対する BTD の割合が -0.106% よりも小さくなるか 0.267% よりも大きい場合が、利益等の持続性低下の危険水準であることを指摘した。

大沼(2010)

大沼(2010)は、BTD の拡大と経営者の報告利益管理の関係性について分析している。

分析の結果、経営者の報告利益管理と BTD の間には正の関係があるという結果が得られた。また、経営者の報告利益管理と租税回避行動は互いに調整し合う関係にあるということも明らかとなった。その中で、アメリカの先行研究とは対立する日本特有の結果が示された。アメリカ企業は租税回避行動と経営者の報告利益管理は同時に実行される傾向があるのに対して、日本企業はどちらか一方に重点を置き、結果的に他方が減少するという関係性が明らかとなった。これは、日本の租税制度が主たる要因であると結論付けている。

3 章 仮説の設定

3.1 仮説 1

平成 23 年 11 月 30 日「経済社会の構造の変化に対応した税制の構築を図るための所得税法等の一部を改正する法律」が成立したことにより、平成 24 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度より法人実効税率が 5%引き下げられることとなった。法人税率は現行の 30%から 25.5%に、国税と地方税を合わせた法人実効税率は 40.69%から 35.64%に軽減されることとなった。

納税は企業の利益を減少させるため、税務当局以外の利害関係者にとってはコストとみなされる。したがって、企業は税コストを最小化するような報告利益管理を行うという税コスト仮説が主張される。太田・西澤(2007)によると、1981 年度の法人税率引上げおよび 1999 年度の法人税率引下げを対象イベントとした分析の結果、企業は法人税率引下げ直前期には利益減少型の裁量行動を、法人税率引上げ直前期には利益増加型の裁量行動を行う

という税コスト仮説を支持する結果を得ている。

ここで、平成 24 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度に適用されることとなった法人税率および法人実効税率引下げを対象イベントとし、企業の報告利益管理について調査を行う。太田・西澤(2007)の分析結果より、平成 24 年 4 月 1 日以後の事業年度に適用される法人税率引下げは直前期において企業が報告利益管理行動を行う動機となり得ることが考えられる。したがって、当該税制改革について、以下の仮説を設定する。

仮説 1：平成 24 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度の直前期において、企業は利益減少型の報告利益管理行動を行う。

また、本研究ではさらに裁量的発生項目額を裁量的課税計算対象発生項目額 (DBTA) および裁量的課税対象外発生項目額 (DBOA) に分解し分析を行う。

Calegeri(2000)は、企業は状況に応じて DBTA と DBOA を用いた報告利益管理を使い分けけることを示唆した。当該期間の課税所得に影響する DBTA による報告利益管理と、当該期間の課税所得に影響しない DBOA による報告利益管理が可能であるならば、経営者はこれら 2 つの項目を組み合わせることで報告利益管理を行うことが考えられる。わが国では確定決算主義によって会計利益と課税所得は強く結び付いており、多くの先行研究では会計利益と課税所得の一致を前提とした分析が行われている。しかしながら、山田(2012)では、1998 年および 1999 年の法人税率引下げの直前期において企業は DBTA を減少させ税コスト最小化を図っていることが明らかにされたように、実際には会計利益計算と課税所得計算が完全に一致しているわけではなく、会計利益と課税所得の間には差異が生じている。したがって、本研究においても経営者は当該法人税率変更直前期において企業は DBTA および DBOA のそれぞれを用いて税コスト最小化を目的とした報告利益管理を行うことが考えられる。よって、以下の仮説を設定する。

仮説 1.1：平成 24 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度の直前期において、企業は DBTA を減少させる報告利益管理行動を行う。

3.2 仮説 2

須田・花枝(2008)は、わが国の企業の経営者は会計的裁量行動よりも実体的裁量行動を 선호する傾向があることを実証している。また、Cohen et al. (2008)は SOX 法成立後に会計的裁量行動が減少し、実体的裁量行動が増加したことを実証している。

我が国でも、いわゆる日本版 SOX 法が 2008 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度から上場企業に適用されている。Cohen et al. (2008)の実証結果より、SOX 法施行は制度的面か

ら実証的裁量行動が増加する要因となりうることが考えられる。そして、須田・花枝(2008)の実証結果より、そもそも我が国の企業の経営者の裁量行動にはある種の傾向があることが判明した。Roychowdhury(2006)も、実体的裁量行動が選好される理由として、

1. 会計的裁量行動は実体的裁量行動よりも監査人や規制当局の詳細な調査を招きそうであること
2. 会計的裁量行動単独では目標利益達成にリスクを伴うこと

としている。したがって、経営者は心理的要因を含め会計的裁量行動単独ではかかるコストが高いと判断し、実体的裁量行動を選好することが考えられる。

これらの結果より、平成 24 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度に適用されることとなった当該法人税率引下げおよび法人実効税率引下げに関する経営者の裁量行動にも SOX 成立以後であるという点、我が国の企業の経営者の報告利益管理の傾向という点から税コストを最小化するような報告利益管理を行う事が考えられる。したがって、以下の仮説を設定する。

仮説 2: 平成 24 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度の直前期において、企業の経営者は減少型の実体的裁量行動を行う。

4 章 リサーチ・デザイン

4.1 会計的裁量行動による検証

4.1.1 裁量的発生項目額の推定

本研究では、仮説 1 について 2012 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度にかかる法人税率引下げを対象イベントについて分析を行う。2012 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度を 0 期とし、直前期である -1, -2, -3 期におけるサンプル企業の裁量的発生項目額を調査する。

裁量的発生項目額推定において多数存在する推定モデルの中から、本論文では以下の推定モデルを採用する。

$$TA_{i,t} = \text{税引後当期純利益} + \text{特別損失} - \text{特別利益} - \text{営業キャッシュ・フロー}$$

Jones モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

A = 総資産額

TA = 発生項目総額

$\Delta Sales$ = 売上高の増減額

PPE = 償却性固定資産取得原価総額

修正 Jones モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

ΔRec = 売上債権増減額

CFO 修正 Jones モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_3 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

CFO = 営業活動キャッシュ・フロー

上述の(1)から(3)式の残差が裁量的発生項目額を表している。

なお、太田・西澤(2008)に準拠し定数項を含むすべての変数は不均一分散を緩和するために前期末の総資産額でデフレートしている。

また、日経中分類に基づく金融業を除いた 32 業種ごとのクロスセクション回帰による推定だけでなく、時系列分析による推定も同時に行った。

4.1.2 DBTA・DBOA の推定

裁量的発生項目額を裁量的課税計算対象発生項目額 (DBTA) および裁量的課税計算対象外発生項目額 (DBOA) に分解するにあたり、本研究では山田(2012)に従い以下のように推定する¹⁵。

$TBOA_t$ = 税引前当期利益 - 申告所得

$TBTA_t = TA_t - TBOA_t$

¹⁵ TBOA にはキャッシュ・フロー項目が含まれているが、TA にはキャッシュ・フロー項目が含まれていないため、TBTA の推定値が歪められている可能性がある点に注意したい。

TBTA : 課税計算対象発生項目額

TBOA : 課税計算対象外発生項目額

当該分析期間において実際の申告所得は公示されていないため、申告所得は奥田・山下・米谷(2006)に倣い法人税・住民税および事業税を法定実効税率で除したものを推定値として用いるものとする。

次に、TBTAとTBOAからDBTAとDBOAを推定する。DBTAとDBOAの推定には、Calegari(2000)および山田(2012)を参考にJonesモデル、修正JonesモデルおよびCFO修正Jonesモデルによって推定する¹⁶。

Jonesモデル

$$\frac{TBTA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$
$$\frac{TBOA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

修正 Jones モデル

$$\frac{TBTA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$
$$\frac{TBOA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

CFO 修正 Jones モデル

$$\frac{TBTA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_3 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$
$$\frac{TBOA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = b_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + b_1 \left(\frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + b_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + b_3 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

上述の式の残差が、DBTA および DBOA を表している。

また、日経中分類に基づく金融業を除いた 32 業種ごとのクロスセクション回帰による推定だけでなく、時系列分析による推定も同時に行った。

¹⁶ Calegari(2000)では、TBTA から DBTA を推定するモデルに償却性資産 (PPE) が含まれていない。これは、米国における課税所得計算から減価償却費が独立しているためである。また、山田(2012)では業績変動をインセティブとする報告利益管理の影響を裁量部分に反映させる目的で営業キャッシュ・フローを含んでいない。

4.2 実体的裁量行動による検証

仮説 2 の検証については、仮説 1 同様に 2012 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度を 0 期とし、直前期として -1, -2, -3 期における企業の実体的な裁量行動による裁量的発生項目額を調査する。

実体的裁量行動の裁量的発生項目額を推定するにあたり、山口 (2011) が採用している Roychowdhury (2006) によって提示された以下の推定モデルを当該研究においても採用する。

$$CFO_{i,t} / A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1 / A_{i,t-1}) + \beta_1(Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$DE_{i,t} / A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1 / A_{i,t-1}) + \beta_1(Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$PD_{i,t} / A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1 / A_{i,t-1}) + \beta_1(Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta Sales_{i,t} / A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta Sales_{i,t-1} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

CFO=営業活動によるキャッシュ・フロー

DE=裁量的費用

PD=製造原価 (売上原価+期末棚卸資産-期首棚卸資産)

A=期末総資産

Sales=売上高

$\Delta Sales$ =売上高の増減額

上述した式(4)から(6)をそれぞれ産業一年ごとに最小二乗法で推定し、得られた係数を用いて企業一年の期待値を求め、これを正常なビジネス活動による値とする。各企業一年の実際値から推定された期待値の差を求めビジネス活動の異常値を識別する。この異常値をそれぞれ、異常営業キャッシュ・フロー (abCFO)、異常裁量的費用 (abDE)、異常製造原価 (abPD) と称する。

5 章 サンプル・データ

本節において、本研究におけるサンプルの選択基準を示す。分析期間は 2009 年 3 月期から法人税率引下げ適用期である 2012 年の間で、わが国における上場廃止を含む全上場企業を対象に次の要件を満たすものをサンプルとして選択する。

1. 一般事業会社（銀行、証券、保険、その他金融業を除く）である。
2. 3月31日を決算日とする。
3. 決算月数が12カ月である。
4. 税引前当期純利益が0より大きいこと。
5. 同一の業種一年で10企業-年以上のサンプルがある。
6. 分析に必要なデータが使用するデータベースから入手可能である。

財務データは『日経 NEEDS-Financial QUEST』より入手した。また、時系列推定においては2000年3月期よりサンプルを取得し推定するものとする。以上の要件を満たすサンプル、税率変更にかかる報告利益管理に関する検証において4期にわたる7052企業-年となった。

6章 分析結果

6.1 会計的裁量行動に関する分析結果

6.1.1 仮説1の分析結果

仮説1の分析結果および基本統計量は以下の図表3~6の通りである。

法人税率引下げ適用期（0期）から-3期までの4期間分のサンプルを対象に各裁量的発生項目額推定モデルにおいて推定された裁量的発生項目額の推移が示されている。クロスセクション推定による分析では、いずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても直前期である-1期において負の裁量的発生項目額を有意に示す結果は得ることができなかった。一方で、すべての裁量的発生項目額推定モデルにおいて-2期に裁量的発生項目額が有意に正の値を示す結果が得られた。また、Jonesモデルおよび修正Jonesモデルにおいては-3期においても裁量的発生項目額が有意に正の値を示す結果が得られた。

時系列推定による分析結果では、すべての裁量的発生項目額推定モデルにおいて-1期に平均値で有意に負の値を示され、太田・西澤(2008)と整合的な結果が得られたことになる。しかし、いずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても-1期の中央値は正の値を示しており、この結果の頑健性は十分であるとは言い難いことに注意されたい。また、-3期においてすべての裁量的発生項目額推定モデルにおいて1%の有意水準で有意に負の値を示す結果が得られた。しかしながら、クロスセクション推定と時系列推定では-3期における結果が有意に得ることができたが、符号が異なる結果が示されている。これは、当該分析期間を対象に行った時系列推定にいくつかの問題点があることに起因している可能性があることに注意されたい。太田(2007)が挙げているように、「時系列推定には長期間の時系列データは突発的なマクロ経済的影響を受けやすく、それがモデルの推定に大きな影響を

与えてしまう¹⁷⁾という短所が存在する。当該分析期間では、米国の投資銀行であるリーマンブラザーズの破綻をきっかけに世界規模で起こった金融危機にわが国の企業が直面していた-3期(2009年度)、2011年3月11日に発生した東日本大震災の影響を受けている-1期(2011年度)および0期(2012年度)という分析期間に影響を与える可能性が高いマクロ経済的影響とみなされる事象が二件も発生している。したがって、時系列推定による分析結果に十分とは言えないということに注意したい。

以上の結果をまとめると、クロスセクション推定では仮説を有意に支持する結果を得ることはできなかった。しかし、時系列推定による分析では直前期にあたる-1期において負の裁量的発生項目額が発生しており、経営者が利益減少型の報告利益管理を行っていることを有意に説明する結果が得ることができた。よって、仮説1として設定した「平成24年4月1日以後に開始する事業年度の直前期において、企業は利益減少型の報告利益管理を行う。」は概ね支持できる結果が得ることができたと考える。

図表3：クロスセクション推定に関する基本統計量

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA1	7052	0.0041	0.1213	4.3644	0.0005	-0.8070
DA2	7052	0.0041	0.1211	4.4249	0.0004	-0.8165
DA3	7052	0.0037	0.1190	4.5474	0.0009	-0.6516
△Sales	7052	-0.1357	5.3805	9.1103	0.0081	-342.2283
(△Sales-△Rec)	7052	-0.1188	4.4622	7.3456	0.0025	-301.4519
PPE	7052	0.1586	0.1330	5.4992	0.1402	-0.3622
△CFO	7052	-0.0076	0.4844	1.6852	0.0025	-33.5857

注) DA1はJonesモデル、DA2は修正Jonesモデル、DA3はCFO修正Jonesモデルによって推定された裁量的発生項目額である。

¹⁷⁾ 太田(2007) p117

図表 4：時系列推定に関する基本統計量

Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	7002	-0.0089	0.6851	18.4182	0.0000	-45.6439
Δ Sales	7002	0.0349	1.2486	69.4491	0.0015	-8.4906
PPE	7002	-0.1235	20.8047	367.2147	-0.0090	-1065.2810

修正Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	7002	-0.0136	1.1071	18.4653	0.0000	-86.5195
(Δ Sales- Δ Rec)	7002	-0.0023	0.3840	5.6401	0.0000	-14.8085
PPE	7002	-0.4700	34.6114	127.8311	-0.0062	-2000.2264

CFO修正Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	7002	-0.0130	1.0539	7.8046	0.0000	-86.5195
(Δ Sales- Δ Rec)	7002	0.0350	0.4475	5.6401	0.0323	-17.6959
PPE	7002	-0.4387	34.9465	307.7018	0.0000	-2000.2264
Δ CFO	7002	-0.4457	1.2695	8.0151	-0.4554	-99.5118

図表 5：クロスセクション推定による仮説 1 の分析結果

Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1833	1990
平均値	0.0050	0.0069	0.0053	0.0000
中央値	0.0006	0.0007	0.0003	0.0006
t	1.8707	2.0942	1.3468	0.0000
t検定p値	0.0616 †	0.0364 *	0.1782	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.6377	0.4512	0.4760	0.8753

修正Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1833	1990
平均値	0.0051	0.0069	0.0053	0.0000
中央値	0.0004	0.0007	0.0001	0.0006
t	1.9055	2.1216	1.3634	0.0000
t検定p値	0.0569 †	0.0340 *	0.1729	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.5614	0.4615	0.3938	0.8970

CFO修正Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1833	1990
平均値	0.0042	0.0057	0.0056	0.0000
中央値	0.0013	0.0015	-0.0010	0.0016
t	1.6458	1.6996	1.4483	0.0000
t検定p値	0.1000	0.0894 †	0.1477	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.2960	0.2948	0.2687	0.1660

注) 1%の有意水準である場合には**、5%の有意水準である場合には*、10%の有意水準である場合には†を付す

図表 6 : 時系列推定による仮説 1 の分析結果

Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0090	-0.0005	-0.0407	0.0130
中央値	-0.0054	0.0000	0.0030	0.0002
t	-10.3187	-0.5773	-1.3711	1.2466
t検定p値	0.0000 **	0.5638	0.1705	0.2127
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.2203	0.0148 *	0.5177

修正Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0087	-0.0001	-0.0606	0.0140
中央値	-0.0052	0.0000	0.0028	0.0007
t	-10.0524	-0.1627	-1.2091	1.3062
t検定p値	0.0000 **	0.8708	0.2268	0.1916
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.1696	0.0099 **	0.3706

CFO修正Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0078	-0.0012	-0.0468	0.0039
中央値	-0.0067	0.0000	0.0038	0.0009
t	-4.0568	-0.9803	-0.9687	0.5348
t検定p値	0.0001 **	0.3271	0.3328	0.5928
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.7684	0.0107 *	0.4276

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には+を付す

6.1.2 仮説 1.1

仮説 1.1 の分析結果および基本統計量は以下の図表 7～10 の通りである。

法人税率引下げ適用期（0期）から-3期までの4期間分のサンプルを対象に各裁量的発生項目額推定モデルにおいて推定された裁量的課税計算対象発生項目額（DBTA）および裁量的課税計算対象外発生項目額（DBOA）の推移がそれぞれ示されている。クロスセクション推定では、修正 Jones モデルおよび CFO 修正 Jones モデルにおいて DBTA は直前期にあたる-1 期に 5%水準で平均値が有意に負の値を示す結果が得られた。しかしながら、中央値においては正の値を示しており、頑健な結果であるとは言い難いことに注意されたい。また、いずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても-3期において DBTA が有意に負の値を示す結果が得られた。一方で、DBOA は-1期においては有意な結果は得ることができなかったが、-3期および-2期において有意に正の値を示す結果が得られた。クロスセクション推定においては DBTA と DBOA が異なる動きを示した。

時系列推定では、いずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても-1期において DBTA が平均値で有意に負の値を示す結果が得られた。しかしながら、クロスセクション推定同様に中央値では正の値を示し、こちらも頑健な結果は示されなかった。また、すべての裁量的発生項目額推定モデルにおいても-3期および-2期で DBTA が有意に負の値を示す結果が得られた。DBOA では、-1期に Jones モデルのみ平均値が正であるが、いずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても有意に負の値を示す結果が得られた。また、-3期および-2期において修正 Jones モデルは有意に負の値を示しているが、Jones モデルおよび CFO 修正 Jones モデルでは有意に正の値を示す結果が得られ、時系列推定においても DBTA と DBOA では異なる動きを見せることが明らかとなった。しかし、前述したように時系列推定には当該分析期間内に突発的なマクロ経済的影響を与える事象が観察されているため、時系列推定の結果は多少の疑義を抱かざるを得ない。

以上の結果をまとめると、時系列推定とクロスセクション推定いずれの分析においても直前期にあたる-1期において DBTA は有意に負の値を示し、山田(2012)と整合的な結果を得ることができた。したがって、経営者は法人税率変更直前期において DBTA を減少させることで税コスト最小化を図るような報告利益管理を行っているという仮説は概ね支持することができたと考える。また、時系列推定とクロスセクション推定いずれの場合においても、DBTA と DBOA は異なる動きを見せている点にも注目したい。わが国では確定決算主義によって会計利益と課

税所得は強く結び付いているため、多くの先行研究では会計利益と課税所得の一致を前提とした分析が行われている。しかしながら、本分析の結果から明らかになったように DBTA と DBOA が異なる動きを見せている。したがって、経営者は裁量的に課税計算対象項目と課税計算対象外項目のそれぞれで異なる報告利益管理を行っている可能性があることが示された。これは、山田(2012)とも整合的な結果である。

図表7：クロスセクション推定による基本統計量

Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DBTA	7043	-0.0016	0.0755	0.6984	-0.0005	-1.6528
DBOA	7043	0.0057	0.1504	6.0667	0.0020	-0.7578
Δ Sales	7043	-1.3115	17.4216	9.1103	0.0255	-1233.2596
PPE	7043	0.1587	0.1328	5.4992	0.1403	-0.3622

修正Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DBTA	7043	-0.0016	0.0759	0.6980	-0.0003	-1.6522
DBOA	7043	0.0057	0.1507	6.0680	0.0019	-0.7577
(Δ Sales- Δ Rec)	7043	-1.1044	14.9589	7.3456	0.0188	-1066.4405
PPE	7043	0.1587	0.1328	5.4992	0.1403	-0.3622

CFO修正Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DBTA	7043	-0.0015	0.0703	0.5564	0.0003	-1.4588
DBOA	7043	0.0053	0.1533	6.0791	0.0022	-1.3371
(Δ Sales- Δ Rec)	7043	-1.1044	14.9589	7.3456	0.0188	-1066.4405
PPE	7043	0.1587	0.1328	5.4992	0.1403	-0.3622
Δ CFO	7043	-0.0695	0.7730	12.7626	0.0003	-33.5857

図表8：クロスセクション推定による仮説1.1の分析結果

DBTA(裁量的課税計算対象発生高)

Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1563	1657	1833	1990
平均値	-0.0040	-0.0009	-0.0021	0.0000
中央値	-0.0035	-0.0006	0.0031	-0.0008
t値	-2.1540	-0.4900	-1.0407	0.0000
t検定p値	0.0314 *	0.6242	0.2982	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0057 **	0.9627	0.0659 †	0.3549

修正Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1563	1657	1833	1990
平均値	-0.0040	-0.0009	-0.0019	0.0000
中央値	-0.0031	-0.0006	0.0031	-0.0007
t値	-2.1586	-0.4855	-0.9248	0.0000
t検定p値	0.0310 *	0.6274	0.3552	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0059 **	0.9288	0.0456 *	0.3569

CFO修正Jonesモデル				
	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1563	1657	1833	1990
平均値	-0.0039	-0.0009	-0.0015	0.0000
中央値	-0.0035	0.0005	0.0025	0.0006
t値	-2.1541	-0.5666	-0.8065	0.0000
t検定p値	0.0314 *	0.5711	0.4201	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0062 **	0.4531	0.0324 *	0.8401

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す

DBOA(裁量的課税計算対象外発生高)

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1563	1657	1833	1990
平均値	0.0090	0.0076	0.0075	0.0000
中央値	0.0051	0.0015	0.0001	0.0020
t値	2.8539	1.9241	1.4733	0.0000
t検定p値	0.0044 **	0.0545 †	0.1408	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.8758	0.0000 **

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1563	1657	1833	1990
平均値	0.0090	0.0076	0.0073	0.0000
中央値	0.0051	0.0015	0.0001	0.0020
t値	2.8581	1.9177	1.4264	0.0000
t検定p値	0.0043 **	0.0553 †	0.1539	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.7176	0.0000 **

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1563	1657	1833	1990
平均値	0.0083	0.0068	0.0071	0.0000
中央値	0.0048	0.0020	-0.0001	0.0023
t値	2.4973	1.6495	1.4051	0.0000
t検定p値	0.0126 *	0.0992 †	0.1602	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.5458	0.0000 **

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す

図表 9：時系列推定による基本統計量

Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DBTA	7002	-0.0091	0.6427	22.6579	-0.0002	-40.4954
△Sales	7002	0.0408	1.9747	111.8276	0.0000	-6.0833
PPE	7002	-0.1024	21.0333	591.6263	-0.0276	-946.9491
DBOA	7002	0.0001	0.2299	9.3129	0.0000	-9.3348
△Sales	7002	-0.0059	0.7681	14.5329	0.0003	-42.3786
PPE	7002	-0.0211	7.0331	157.6720	0.0000	-326.6674

修正Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DBTA	7002	-0.0123	0.9909	22.6473	-0.0002	-76.8317
(△Sales-△Rec)	7002	-0.0160	0.6573	7.5405	-0.0002	-35.3546
PPE	7002	-0.4987	31.1341	208.6658	-0.0245	-1778.0672
DBOA	7002	-0.0125	0.2519	4.6172	-0.0220	-9.6009
(△Sales-△Rec)	7002	0.0136	0.5116	38.2286	0.0004	-7.5259
PPE	7002	0.0286	4.9416	34.5269	0.0000	-222.1591

CFO修正Jonesモデル

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DBTA	7002	-0.0095	1.0256	31.1736	-0.0002	-76.8317
(△Sales-△Rec)	7002	0.0224	0.6797	7.5405	0.0272	-35.3546
PPE	7002	-0.6770	32.5223	289.0701	-0.0145	-1778.0672
△CFO	7002	-0.4499	1.0108	31.0593	-0.4722	-55.3324
DBOA	7002	-0.0035	0.4153	3.6467	0.0000	-29.1697
(△Sales-△Rec)	7002	-0.4987	31.1341	208.6658	-0.0245	-1778.0672
PPE	7002	0.2383	11.4554	442.7470	0.0000	-473.5289
△CFO	7002	0.0042	0.9937	28.9336	0.0000	-44.1794

図表 10：時系列推定による仮説 1.1 の分析結果

DBTA(裁量的課税計算対象発生高)

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0097	-0.0027	-0.0436	0.0176
中央値	-0.0067	0.0000	0.0037	0.0016
t値	-10.5985	-2.3023	-1.6403	1.4257
t検定p値	0.0000 **	0.0214 *	0.1011	0.1541
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.2102	0.0453 *	0.1915

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0096	-0.0024	-0.0537	0.0151
中央値	-0.0063	0.0000	0.0044	0.0014
t値	-10.6788	-2.0796	-1.2233	1.1998
t検定p値	0.0000 **	0.0377 *	0.2214	0.2304
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.3097	0.0110 *	0.1928

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0142	-0.0042	-0.0282	0.0070
中央値	-0.0080	0.0000	0.0059	0.0016
t値	-7.0837	-2.3644	-0.6056	0.7822
t検定p値	0.0000 **	0.0182 *	0.5449	0.4342
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0297 *	0.0089 **	0.1350

注) 1%の有意水準である場合には**、5%の有意水準である場合には*、10%の有意水準である場合には†を付す

DBOA(裁量的課税計算対象外発生高)

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	0.0007	0.0022	0.0029	-0.0046
中央値	0.0000	0.0004	-0.0028	-0.0017
t値	1.2054	2.8517	0.3084	-0.9731
t検定p値	0.2282	0.0044 **	0.7578	0.3306
Wilcoxon検定p値	0.0026 **	0.0000 **	0.0000 **	0.0015 **

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0186	-0.0138	-0.0198	0.0000
中央値	-0.0333	-0.0240	-0.0174	-0.0166
t値	-4.5457	-4.2463	-2.1552	0.0080
t検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.0313 *	0.9936
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	0.0064	0.0029	-0.0186	-0.0031
中央値	0.0000	0.0002	-0.0026	-0.0017
t値	2.4951	2.4444	-1.0153	-0.5920
t検定p値	0.0127 *	0.0146 *	0.3101	0.5539
Wilcoxon検定p値	0.0021 **	0.0000 **	0.0001 **	0.0012 **

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には+を付す

6.2. 仮説 2

仮説 2 の分析結果および基本統計量は以下の図表 11～14 の通りである。

クロスセクション推定では、異常キャッシュ・フローが-1 期に平均値で正の値を有意に示す結果が得られた。異常裁量的費用は、-3 期から-1 期にかけて平均値では正の値を有意に示す結果が得られた。異常製造原価についても同様に、-3 期から-1 期にかけて負の値を、0 期には正の値を有意に示す結果が得られた。平均値でいずれの推定額も利益減少型の実体的裁量行動を行っているという結果が示されたが、中央値ではいずれの推定額も利益増加型の実体的裁量行動を示している。

時系列推定では、異常キャッシュ・フローが-3 期に正の値を、-2 期と-1 期では負の値を示し、0 期では正の値を有意に示す結果が得られた。異常裁量的費用では-3 期から 0 期にかけて、いずれの期間においても有意に負の値を示す結果が得られた。異常製造原価についても同様に、-3 期から 0 期にかけてすべての期間で有意に負の値を示す結果が得られた。時系列推定においては、異常キャッシュ・フローおよび異常裁量的費用では-1 期において利益増加型の実体的裁量行動が観察され、異常製造原価においては利益減少型の実体的裁量行動が示された。異常キャッシュ・フローと異常裁量的費用ではクロスセクション推定とは異なる結果が示されたことになる。

以上の結果をまとめると、直前期にあたる-1 期において経営者の実体的裁量行動が行われたことが明らかとなった。しかし、クロスセクション推定では異常キャッシュ・フロー、異常裁量的費用、異常製造原価で利益減少型の実体的裁量行動が行われたことを有意に示す結果が得られたのに対して、時系列推定では異常キャッシュ・フローおよび異常裁量的費用において利益増加型の実体的裁量行動が行われたことを有意に示す結果が得られた。しかしながら、この結果の差異は当該分析期間において時系列推定を行う事に対する問題に起因するであろうことが考えられる。したがって、クロスセクション推定においては中央値では異なる結果を示しているものの、平均値では利益減少型の実体的裁量行動が行われているという有意な結果が得られたので、仮説 2 を概ね支持することができたと考える。

図表 11：クロスセクション推定に関する基本統計量

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
abCFO	7052	-0.0013	0.1111	1.6840	-0.0013	-5.4683
abDE	7052	0.0014	0.0936	1.2032	-0.0124	-0.4328
abPD	6486	-0.0018	0.1610	0.6669	0.0152	-1.4508
Sales	7052	1.1929	0.7174	10.1954	1.0267	0.0305
△Sales	7052	-0.1357	5.3805	9.1103	0.0081	-342.2283
△Sales(t-1期)	6486	-0.0427	5.3329	370.1795	-0.0031	-183.8684

図表 12：時系列推定に関する基本統計量

異常キャッシュ・フロー

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
abCFO	7002	0.0043	0.8211	33.3620	0.0000	-26.0206
Sales	7002	-0.0520	2.9118	21.5581	0.0000	-146.4794
△Sales	7002	0.0521	0.5369	15.4554	0.0431	-9.6934

異常裁量の費用

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
abDE	7002	-0.0015	0.0624	2.2141	-0.0005	-2.1553
Sales	7002	0.0510	0.6188	4.2118	0.0337	-33.0644

異常製造原価

	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
abPD	6422	-1.8427	3.0270	24.4814	-1.5091	-212.4398
Sales	6896	0.5828	10.2649	170.1828	0.7839	-545.1385
△Sales	6896	0.3055	19.7822	1152.2793	0.0002	-75.7418
△Sales(t-1期)	6896	0.0027	0.4975	24.3296	0.0000	-21.8497

図表 13 : クロスセクション推定による仮説 2 の分析結果

異常キャッシュ・フロー

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1833	1990
平均値	-0.0014	-0.0044	0.0001	0.0000
中央値	0.0004	-0.0023	-0.0040	0.0013
t	-0.6262	-1.0943	0.0359	0.0000
t検定p値	0.5313	0.2740	0.9714	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.6459	0.1448	0.0030 **	0.3842

異常裁量的費用

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1833	1990
平均値	0.0020	0.0031	0.0008	0.0000
中央値	-0.0111	-0.0121	-0.0128	-0.0128
t	0.8411	1.3524	0.3657	0.0000
t検定p値	0.4004	0.1764	0.7146	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **

異常製造原価

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1494	1486	1668	1838
平均値	-0.0025	-0.0052	-0.0002	0.0000
中央値	0.0148	0.0136	0.0163	0.0161
t	-0.6331	-1.1973	-0.0643	0.0000
t検定p値	0.5267	0.2314	0.9488	1.0000
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0001 **	0.0000 **	0.0000 **

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す。

図表 14：時系列分析推定による仮説 2 の分析結果

異常キャッシュ・フロー

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	0.0087	-0.0074	-0.0121	0.0256
中央値	0.0059	-0.0041	-0.0055	0.0059
t	6.5929	-4.3258	-0.6235	0.8540
t検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.5330	0.3932
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.0125 *	0.0021 **

異常裁量的費用

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1572	1657	1800	1973
平均値	-0.0019	-0.0011	-0.0025	-0.0005
中央値	-0.0004	-0.0006	-0.0008	-0.0005
t	-5.1983	-2.4325	-1.2900	-0.2645
t検定p値	0.0000 **	0.0151 *	0.1972	0.7915
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **	0.0203 *

異常製造原価

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	1494	1486	1637	1805
平均値	-1.7231	-1.8381	-1.8715	-1.9193
中央値	-1.3940	-1.5223	-1.5462	-1.5341
t	-51.3690	-52.8883	-40.3384	-15.8313
t検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **
Wilcoxon検定p値	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には+を付す。

7章 追加検証

7.1 会計利益と課税所得の差異（BTD）に関する分析

本研究ではいくつかの追加検証を行っている。

まず、本節までの分析結果で企業の経営者は課税所得に影響を与える項目と課税所得に影響を与えない項目それぞれにおいて異なる報告利益管理を行っている可能性が示唆された。会計利益に影響を与える報告利益管理と課税所得に影響を与える報告利益管理を経営者が使い分けることが可能であるならば、それらの結果は BTD に反映されると考えられる。したがって、本説までの分析結果を踏まえ BTD に関連した追加検証を行うものとする。

U. S. Treasury (1999)による BTD の拡大の指摘以後、米国では BTD 関連の議論が頻繁に行われてきた。BTD に注目が集まる理由は、BTD が単に算出目的の異なる会計利益と課税所得の間に生じる差異であるだけでなく、経営者による報告利益管理の結果を反映したものであると考えられているからである。

米国では BTD の規模が大きくなる場合が多いが、日本では確定決算主義が採用されているため課税所得に影響を及ぼすことなく会計利益を変化させることは米国と比較して困難であると考えられる。そのため、米国と比べ日本では経営者の報告利益管理の結果として BTD（特に正の BTD）が生じにくい環境であるとされる。とはいえ、Lev and Nissim(2004)や Hanlon et al. (2005)等が BTD 関連情報が投資家にとって有用である情報であることを示したように、また本節までの分析結果を踏まえると BTD は経営者の報告利益管理および租税回避行動によって生じた結果を反映していることが予想される。

また、米谷(2005)によって明らかにされたように法人税等調整額は経営者の報告利益管理を推定する上で有効な追加情報となるケースが存在する。これは、法人税等調整額が以下の二点から経営者の報告利益管理に関連していることが考えられるためである。

1. 法人税等調整額は会計処理の選択・変更をよる報告利益管理を反映している可能性がある点
2. 経営者が法人税等調整額を直接利用して報告利益管理を行う可能性がある点

会計処理の選択適用と経営者と情報の利用者たる利害関係者の間に存在する情報の非対称

性が機会主義的に報告利益管理を行う余地を与え、経営者が報告利益管理を行う機会が数多く存在している。しかし、一方で課税所得算出は税法によって厳格に規定されているため、会計利益と比較して課税所得では経営者の裁量が働く余地が小さいと考えられる¹⁸。したがって、経営者が会計利益の報告利益管理を行う場合、会計利益と課税所得の間に差が生じ、法人税等調整額が増減することになる。その結果、法人税等調整額は報告利益管理が反映されている可能性がある。

また、法人税等調整額を操作することで税金費用が増減し、報告利益をコントロールすることができる。しかし、米谷(2005)は「ボトムラインの直前で報告利益をコントロールできるという意味で、法人税等調整額は経営者にとって報告利益管理の最終手段になっている可能性がある。」(p. 587)と述べている。

以上のことを踏まえると、太田・西澤(2008)や本節までの分析結果が示したように法人税率変更直前期に経営者が税コストを最小化する目的で報告利益管理を行った場合、その影響を法人税等調整額が反映している可能性がある。したがって、BTDについて以降で追加検証を行い、米谷(2005)に倣い経営者がいかなるインセンティブをもって会計処理の選択・変更を行っているのかを特定するため、法人税等調整額の発生原因別に分析を行う。

7.2 検証モデルとサンプル

7.2.1 BTDの推定または測定方法

BTDを測定または推定する方法として大きく三つの方法が奥田・山下・米谷(2006)によって挙げられている。当該追加検証もここで挙げられた方法を用いるものとする。

BTDを測定または推定する方法は

1. 税効果会計により算出された法人税等調整額を用いる方法
2. 会計利益と実際の申告所得の差異を直接的に計算する方法
3. 課税所得を納税額から推定した上で会計利益との差異を計算する方法

の三つである。米国では、実際の申告所得を一般に入手することは不可能であるため、1 また

¹⁸ 本研究において、課税所得計算が会計利益の計算より経営者の裁量が働く余地が小さいという前提に基づき分析を行うものとする。

は3の方法が用いられている。一方で、日本は2006年度の課税所得公示制度廃止までの期間においては、申告所得が4,000万以上である場合に限り申告所得が公示されていたため、多くの先行研究では公示された課税所得額を用いる②の方法が用いられていた。また、日本では1998年に税効果会計が導入されて以降は①の方法を用いることも可能であった。3に関しては、期間を問わず財務諸表から推定することが可能である。

次にそれぞれの測定または推定式を提示する。

本研究において、奥田・山下・米谷(2006)に倣い他の指標との比較可能性を考慮し、法人税等調整額をそれぞれの年度の法定最高税率で除したものをBTD1として定義する(1の推定方法)。

$$BTD1 = \frac{\text{法人税等調整額}}{\text{法定税率}} \quad (7)$$

第二の指標は、会計利益と課税所得の差額である。本研究ではBTD2として次のように定義する(2の測定方法)。

$$BTD2 = \text{税金等調整前当期純利益} - \text{申告所得} \quad (8)$$

第三の指標は、財務諸表上のデータからのBTD2の推定値である。本研究では、BTD3を次のように定義する(3の推定方法)。

$$BTD3 = \text{税金等調整前当期純利益} - \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税及び事業税}}{\text{法定税率}} \quad (9)$$

当該追加検証では、対象とする期間において申告所得を入手することができないためBTDの推定値としてBTD3を用いる。

7.2.2 法人税等調整額の発生原因別による分析

大沼(2010)によってBTDは経営者の報告利益管理と正に関係する結果が示された。また、本節までの分析結果においても、経営者は税コスト最小化を目的とDBTAを減少させている一方

で、DBOAは増加させるような報告利益管理を行っているという有意な結果が示された。したがって、経営者がDBTAを減少させる一方でDBOAを増加させるような報告利益管理を行っているならば、BTDの規模は拡大することが考えられる。加えて、大沼(2010)が示した分析結果を踏まえると、BTDの規模が大きいほど経営者が報告利益管理を行っている可能性が高いことが予想される。Hanlon(2005)によると、BTD上下20%をBTDの規模が大きい企業・年度の基準として用いている。また、山下・後藤・平井(2007)によると日本の場合はBTD上下10%を基準に用いている。当該追加検証においては、山下・後藤・平井(2007)に倣いBTD3の上下10%を基準に分析を行う。

また、当該追加検証では米谷(2005)で採用されているPhillips, Pincus and Rego(2003)に基づいた以下の分析モデルを用いるものとする。

$$EM_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 DTE_{i,t} + \beta_3 DAC_{i,t} + \beta_4 \Delta CFO_{i,t} + \beta_j \sum_j Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

EM = 経営者の報告利益管理

DTE = 法人税等調整額

DAC = 裁量的発生項目額

$\sum ind$ = 業種のダミー変数

EM については、前述したようにBTDの規模が大きいほど経営者が報告利益管理を行っている可能性が高いという前提の下、BTDの値が上位(下位)10%に属している場合は1、それ以外の場合は0とする変数である。

経営者がどのような会計処理を選択・変更し報告利益管理を行っているかを特定するために、米谷(2005)で採用されているモデルを用いて法人税等調整額の発生原因別に分析を行う。法人税等調整額は繰延税金資産の変化額および繰延税金負債の変化額の合計値である。つまり、繰延税金資産が前年比で増加(減少)した場合は税金費用を減少(増加)させるような法人税等調整額が計上される。一方で、繰延税金資産が前年比で増加(減少)した場合は税金費用が増加(減少)させるような法人税等調整額が計上される。したがって、経営者が租税回避を目的とした報告利益管理を行う際にどのような会計処理の選択によるかを理解するために、法人税等調整額をその発生原因である繰延税金資産および繰延税金負債の変化額に分解し、分析を行う。回帰式(11)式のDTEを繰延税金資産の変化額による部分と繰延税金負債

の変化額による部分に分解した回帰モデルを以下に提示する。

$$EM_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \Delta DTA_{i,t} + \beta_3 \Delta DTL_{i,t} + \beta_4 DAC_{i,t} + \beta_5 \Delta CFO_{i,t} + \beta_j \sum_j Ind_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$\Delta DTA_{i,t}$ = 繰延税金資産の変動額

$\Delta DTL_{i,t}$ = 繰延税金負債の変動額

EMについては、回帰式(11)式と同様である。

経営者が会計利益を大きくしたいというインセンティブを持って報告利益管理を行った場合、収益>益金あるいは費用<損金となるような会計処理を選択する、もしくは収益<益金あるいは費用>損金となるような会計処理を選択しないであろう。その結果、前者は繰延税金負債の追加的な発生につながり、後者は繰延税金資産の追加的な発生の抑制（繰延税金資産の優先的な解消）に繋がる。このような考えに基づけば、 ΔDTA の符号はマイナス、 ΔDTL の符号はプラスとなると考えられる。

一方で、経営者が会計利益を抑えるまたは小さくしたいというインセンティブを持って報告利益管理を行った場合、税金費用を小さくするような法人税等調整額を計上することが考えられる。したがって、このような場合は ΔDTA の符号はプラス、 ΔDTL の符号はマイナスになると考えられる。

以上の分析を5節と同様の基準で選択されたサンプルを対象に2009年度から2011年度と直前期にあたる2011年度にグループ化し行うものとする。

7.3 検証結果

7.3.1 2011年度においてBTDの規模が大きいサンプルの裁量的発生項目額

ここでは、法人税率引下げ直前期にあたる2011年度においてBTDの規模が大きいサンプルを対象にクロスセクション推定による裁量的発生項目額、裁量的発生項目額を裁量的課税計算対象発生項目額(DBTA)と裁量的課税計算対象外発生項目額(DBOA)に分解したものを分析した。その分析結果および基本統計量は以下の図表15~19の通りである。

まず、2011年度においてBTDの規模が大きいサンプルの裁量的発生項目額について見ていく。BTD上位10%のサンプルでは、-すべての裁量的発生項目額推定モデルにおいて1期において

1%の有意水準で中央値で負の値を示しているが、平均値では正の値を示している。BTD 下位 10%のサンプルでは、-1 期においてすべての裁量的発生項目額推定モデルにおいて 1%の有意水準で正の値を示している。つまり、会計利益が課税所得を大きく上回っている企業において、本節までの分析結果同様に法人税率変更直前期において利益減少型の報告利益管理を行っていることが示された。しかし、一方で会計利益が課税所得を大きく下回っているような企業では、-1 期において利益増加型の報告利益管理が行われていることが明らかとなった。この結果は、先行研究および本節までの分析結果とは異なる結果を示したことになる。

同様のサンプルを対象に、裁量的発生項目額を裁量的課税計算対象発生項目額 (DBTA) と裁量的課税計算対象外発生項目額 (DBOA) に分解し分析を行った結果は以下の図表の通りである。

BTD 上位 10%のサンプルでは、DBTA が-1 期においていずれの裁量的発生項目額推定モデルでも 1%の有意水準で正の値を示す結果が得られた。また、法人税率引下げ適用期においても有意に正の値を示している。DBOA においても、いずれのモデルにおいても-1 期および 0 期において 1%の有意水準で負の値を示している。

BTD 下位 10%のサンプルでは、DBTA が-1 期および 0 期においていずれの裁量的発生項目額推定モデルでも 1%の有意水準で負の値を示す結果が得られた。一方で、DBOA はすべての裁量的発生項目額推定モデルにおいても-1 期において 1%の有意水準で正の値を示す結果が得られた。

以上の結果をまとめると、BTD 上位 10%のサンプル、つまり会計利益が課税所得を大きく上回っているサンプルでは、直前期にあたる-1 期において利益減少型の報告利益管理を行っている中で、DBTA では利益増加型を、DBOA については利益減少型の報告利益管理をそれぞれ異なるベクトルで行っていることが示された。つまり、BTD の規模が正に大きいようなサンプルでは DBTA を増加させ税コスト増大を図り、DBOA を減少させることで全体として利益減少型の報告利益管理を行っていることが示された。一方で、BTD 下位 10%のサンプル、つまり会計利益が課税所得を大きく下回っているサンプルでは、-1 期において利益増加型の報告利益管理を行っている中で、DBTA は利益減少型を、DBOA は利益増加型の報告利益管理を BTD 上位 10%とはそれぞれ反対の方向で行っていることが示された。つまり、BTD の規模が負に大きいようなサンプルでは、DBTA を減少させ、DBOA を増加させることで全体として利益増加型の報告利益管理を行っていることが示された。これらの分析結果から、BTD の規模が大きいサンプルでは BTD の規模を縮小させるような会計選択を行い、報告利益管理を行っている可能性が示めされた。

図表 15 : 基本統計量

BTD上位10%						
Jonesモデル						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	645	0.0077	0.2533	3.5993	-0.0075	-0.8556
DBTA	645	0.0204	0.1276	0.6984	0.0171	-0.9003
DBOA	645	-0.0126	0.2977	4.4996	-0.0190	-0.7578
△Sales	645	-2.9734	19.5223	9.1103	0.0014	-342.2283
PPE	645	0.1446	0.2465	5.4992	0.1078	0.0000
修正Jonesモデル						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	645	0.0076	0.2539	3.6092	-0.0069	-0.8555
DBTA	645	0.0207	0.1269	0.6980	0.0161	-0.8969
DBOA	645	-0.0132	0.2981	4.5061	-0.0191	-0.7577
(△Sales-△Rec)	645	-2.5233	16.6193	6.4787	-0.0020	-301.4519
PPE	645	0.1446	0.2465	5.4992	0.1078	0.0000
CFO修正Jonesモデル						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	645	0.0071	0.2109	3.0395	-0.0052	-0.4048
DBTA	645	0.0217	0.1121	0.5564	0.0142	-0.8061
DBOA	645	-0.0146	0.2547	3.8456	-0.0173	-0.7477
(△Sales-△Rec)	645	-2.5233	16.6193	6.4787	-0.0020	-301.4519
PPE	645	0.1446	0.2465	5.4992	0.1078	0.0000
△CFO	645	-0.1374	1.0181	4.6989	-0.0083	-13.9008

BTD下位10%						
Jonesモデル						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	653	0.0050	0.0657	0.3605	0.0029	-0.3282
DBTA	653	-0.0223	0.1023	0.4903	-0.0148	-1.3270
DBOA	653	0.0273	0.1011	1.5455	0.0232	-0.5726
Δ Sales	653	-3.7733	49.6008	8.9461	0.0327	-1233.2596
PPE	653	0.1554	0.1161	1.1634	0.1462	-0.0561
修正Jonesモデル						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	653	0.0051	0.0659	0.3605	0.0029	-0.3282
DBTA	653	-0.0226	0.1069	0.4905	-0.0144	-1.5454
DBOA	653	0.0277	0.1073	1.8055	0.0232	-0.5727
(Δ Sales- Δ Rec)	653	-3.2377	42.9277	7.3456	0.0179	-1066.4405
PPE	653	0.1554	0.1161	1.1634	0.1462	-0.0561
CFO修正Jonesモデル						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
DA	653	0.0045	0.0614	0.2577	0.0033	-0.3159
DBTA	653	-0.0199	0.1012	0.4895	-0.0126	-1.4334
DBOA	653	0.0243	0.1029	1.5856	0.0214	-0.5709
(Δ Sales- Δ Rec)	653	-3.2377	42.9277	7.3456	0.0179	-1066.4405
PPE	653	0.1554	0.1161	1.1634	0.1462	-0.0561
Δ CFO	653	-0.0689	0.8153	12.7626	0.0060	-6.5219

図表 16 : 2011 年度において BTD 上位 10% のサンプルの裁量的発生項目額

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0203	0.0167	0.0030	-0.0036
中央値	-0.0049	-0.0058	-0.0129	0.0012
t値	0.8520	0.6286	0.1392	-0.6256
t検定p値	0.3958	0.5306	0.8894	0.5323
Wilcoxon検定p値	0.4073	0.1862	0.0001 **	0.5104

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0204	0.0168	0.0024	-0.0038
中央値	-0.0037	-0.0057	-0.0126	0.0001
t値	0.8539	0.6307	0.1121	-0.6644
t検定p値	0.3948	0.5292	0.9109	0.5073
Wilcoxon検定p値	0.3940	0.1881	0.0001 **	0.4358

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0210	0.0110	0.0025	-0.0012
中央値	0.0027	-0.0046	-0.0122	-0.0005
t値	0.9520	0.6060	0.1295	-0.2520
t検定p値	0.3429	0.5455	0.8971	0.8013
Wilcoxon検定p値	0.9416	0.2394	0.0001 **	0.8699

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には+を付す

図表 17 : 2011 年度において BTD 下位 10% のサンプルの裁量的発生項目額

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	0.0024	-0.0012	0.0134	0.0037
中央値	0.0003	-0.0023	0.0068	0.0023
t値	0.4101	-0.1866	3.0367	0.9018
t検定p値	0.6824	0.8522	0.0027 **	0.3683
Wilcoxon検定p値	0.6233	0.7410	0.0003 **	0.7580

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	0.0026	-0.0013	0.0136	0.0038
中央値	0.0005	-0.0025	0.0071	0.0026
t値	0.4349	-0.2013	3.0312	0.9395
t検定p値	0.6644	0.8407	0.0028 **	0.3487
Wilcoxon検定p値	0.6070	0.7423	0.0004 **	0.6944

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	-0.0002	-0.0018	0.0155	0.0021
中央値	-0.0002	0.0029	0.0100	-0.0013
t値	-0.0360	-0.2814	4.0067	0.6623
t検定p値	0.9714	0.7788	0.0001 **	0.5086
Wilcoxon検定p値	0.8074	0.3689	0.0000 **	0.9358

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には+を付す

図表 18 : 2011 年度における BTD 上位 10% のサンプルの DBDA ・ DBOA

DBTA(裁量的課税計算対象発生項目額)

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0108	0.0009	0.0377	0.0258
中央値	0.0029	0.0031	0.0379	0.0133
t値	1.1556	0.0749	4.1160	2.8411
t検定p値	0.2500	0.9404	0.0001 **	0.0050 **
Wilcoxon検定p値	0.4531	0.1990	0.0000 **	0.0038 **

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0105	0.0007	0.0398	0.0253
中央値	0.0028	0.0031	0.0385	0.0122
t値	1.1330	0.0590	4.4272	2.8013
t検定p値	0.2593	0.9531	0.0000 **	0.0056 **
Wilcoxon検定p値	0.4417	0.2103	0.0000 **	0.0051 **

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0130	0.0050	0.0352	0.0280
中央値	0.0046	0.0051	0.0358	0.0151
t値	1.4790	0.5276	4.0512	3.4562
t検定p値	0.1416	0.5985	0.0001 **	0.0007 **
Wilcoxon検定p値	0.3746	0.1075	0.0000 **	0.0002

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す

DBOA(裁量的課税計算対象外発生項目額)

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0095	0.0158	-0.0348	-0.0294
中央値	0.0002	-0.0071	-0.0437	-0.0076
t値	0.3898	0.4854	-1.3858	-3.5517
t検定p値	0.6973	0.6281	0.1675	0.0005 **
Wilcoxon検定p値	0.2425	0.0020 **	0.0000 **	0.0002 **

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0099	0.0161	-0.0374	-0.0292
中央値	0.0003	-0.0071	-0.0447	-0.0076
t値	0.4040	0.4937	-1.4929	-3.5594
t検定p値	0.6869	0.6222	0.1372	0.0005 **
Wilcoxon検定p値	0.2387	0.0025 **	0.0000 **	0.0002 **

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	128	151	183	183
平均値	0.0079	0.0060	-0.0327	-0.0293
中央値	0.0010	-0.0058	-0.0426	-0.0065
t値	0.3569	0.2748	-1.3163	-3.7325
t検定p値	0.7218	0.7839	0.1897	0.0003 **
Wilcoxon検定p値	0.5168	0.0071 **	0.0000 **	0.0003 **

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す

図表 19：2011 年度における BTD 下位 10%のサンプルの DBDA・DBOA

DBTA(裁量的課税計算対象発生項目額)

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	0.0013	-0.0052	-0.0533	-0.0228
中央値	0.0033	-0.0053	-0.0354	-0.0154
t値	0.1661	-0.6929	-5.9692	-3.4696
t検定p値	0.8683	0.4894	0.0000 **	0.0007 **
Wilcoxon検定p値	0.9862	0.3821	0.0000 **	0.0000 **

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	0.0014	-0.0052	-0.0543	-0.0229
中央値	0.0036	-0.0052	-0.0355	-0.0155
t値	0.1824	-0.6849	-5.4806	-3.4743
t検定p値	0.8556	0.4944	0.0000 **	0.0006 **
Wilcoxon検定p値	0.9954	0.4044	0.0000 **	0.0000 **

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	0.0001	0.0020	-0.0477	-0.0251
中央値	0.0000	0.0006	-0.0281	-0.0161
t値	0.0072	0.2894	-5.1510	-4.0672
t検定p値	0.9943	0.7727	0.0000 **	0.0001 **
Wilcoxon検定p値	0.9493	0.5122	0.0000 **	0.0000 **

注) 1%の有意水準である場合には**、5%の有意水準である場合には*、10%の有意水準である場合には†を付す

DBOA(裁量的課税計算対象外発生項目額)

Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	0.0011	0.0040	0.0668	0.0265
中央値	0.0106	0.0136	0.0421	0.0170
t値	0.1488	0.5955	7.2009	4.2980
t検定p値	0.8819	0.5524	0.0000 **	0.0000 **
Wilcoxon検定p値	0.0897 †	0.0012 **	0.0000 **	0.0000 **

修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	0.0011	0.0039	0.0679	0.0267
中央値	0.0099	0.0130	0.0421	0.0172
t値	0.1522	0.5780	6.4363	4.3390
t検定p値	0.8793	0.5641	0.0000 **	0.0000 **
Wilcoxon検定p値	0.0956 †	0.0014 **	0.0000 **	0.0000 **

CFO修正Jonesモデル

	検定期間			
	-3	-2	-1	0
サンプル数	130	157	183	183
平均値	-0.0003	-0.0039	0.0632	0.0272
中央値	0.0110	0.0090	0.0406	0.0178
t値	-0.0351	-0.5424	6.5938	4.5216
t検定p値	0.9721	0.5883	0.0000 **	0.0000 **
Wilcoxon検定p値	0.1312	0.0254 *	0.0000 **	0.0000 **

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す

7.3.2 法人税調整額による分析結果

追加検証では、法人税等調整額をその主たる発生原因である繰延税金資産および繰延税金負債の変動額に分解して分析を行うことで、経営者の報告利益管理はいかなる手段を用いられているのかという検証を行うものである。その分析結果および基本統計量は以下の図表 20～23 の通りである。

2009 年度から 2011 年度までの期間で分析を行った結果、BTD 上位 10%のサンプルではいずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても裁量的発生項目額は有意水準で負の値を示し、繰延税金資産の変動額も 1%の有意水準で負の値を示した。しかし、繰延税金負債の変動額は有意な結果を得ることはできなかった。また、符号条件は繰延税金資産の変動額は推定符号とも一致している結果が示された。一方で、BTD 下位 10%のサンプルではすべての裁量的発生項目額推定モデルにおいても裁量的発生項目額は有意な結果を得ることはできなかった。しかし、繰延税金資産の変動額はいずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても 5%の有意水準で負の値を示す結果を得ることができた。符号条件では、繰延税金資産が推定符号とは異なる結果を示した。

次に、分析期間を直前期にあたる 2011 年度に変更し追加検証を行った分析結果は以下の図表の通りである。

BTD 上位 10%のサンプルの分析結果では、いずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても裁量的発生項目額は有意に負の値を示す結果が得られた。しかし、繰延税金資産の変動額および繰延税金負債の変動額はいずれも有意な結果を得ることはできなかった。BTD 下位 10%のサンプルでは、いずれの裁量的発生項目額推定モデルにおいても裁量的発生項目額は有意な結果を得ることはできなかった。しかし、繰延税金資産の変動額は有意に負の値を示す結果を得ることができた。符号条件では、繰延税金資産の変動額が推定符号とは異なる負の値を示した。

また、同様の分析期間において BTD20%基準で分析を行った。BTD20%基準で分析を行った結果、いずれの裁量的発生項目額推定モデルの裁量的発生項目額は BTD10%とほぼ同様の結果が示された。しかし、いずれのサンプルにおいても繰延税金資産の変動額と繰延税金負債の変動額のどちらも有意な結果を得ることはできなかった¹⁹。

以上の結果をまとめると、直前期にあたる-1 期において BTD 上位 10%のサンプル、つまり

¹⁹ BTD20%基準による追加検証の結果は、補遺に記載している。

会計利益が課税所得を大きく上回っているサンプルでは利益減少型の報告利益管理が行われていることが明らかとなった。これは、本節までの分析結果と整合的な結果であり税コスト最小化を目的としたものであると考えられる。しかし、繰延税金資産の変動額および繰延税金負債の変動額のどちらも有意な結果を得ることができなかったため、経営者の報告利益管理に用いた手段を究明するには至らなかった。また、この結果は大沼(2010)で示された「BTDは報告利益管理と正の関係がある」という分析結果とは異なる結果が示されている点にも注意したい。一方で、BTD下位10%のサンプル、つまり会計利益が課税所得を下回っているようなサンプルでは報告利益管理が行われていることを有意に示す結果を得ることはできなかった。しかし、繰延税金資産の変動額が有意に負の値を示した。分析期間を2009年度から2011年までに拡大した結果では、BTD下位10%では2011年度と同様の結果であった。一方で、BTD上位10%のサンプルでは利益減少型の報告利益管理を示す有意な結果が得られた。また、繰延税金資産の変動額が有意に負の値を示す結果が示された。

さらに、符号条件より経営者がいかなる手段を用いて報告利益管理を行っているかという点にも着目したい。2009年度から2011年度におけるBTD上位10%のサンプルは、裁量的発生項目額が負の値を示しているのに対して、推定符号とは異なり繰延税金資産の変動額が負の値を示している。繰延税金資産の変動額が負であるということは、収益<益金あるいは費用>損金となるような会計処理を行っていないということである。2009年度から2011年度において会計利益が課税所得を大きく上回っているようなサンプルでは、利益減少型の報告利益管理を行っている一方で、収益<益金あるいは費用>損金とならないような会計処理を行っていることが明らかとなった。また、2011年度において会計利益が課税所得を大きく下回っているようなサンプルにおいても、同様の繰延税金資産の変動が示された。

図表 20：基本統計量

分析期間：2009-2011

BTD上位10%						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=1						
△DTA	495	-0.0495	0.3849	0.2842	-0.0004	-7.7865
△DTL	495	-0.0616	0.6931	0.0388	0.0000	-14.3892
DA1	495	-0.0118	0.1181	1.6274	-0.0092	-0.8556
DA2	495	-0.0119	0.1183	1.6264	-0.0090	-0.8555
DA3	495	-0.0082	0.1203	1.4886	-0.0091	-0.6369
△CFO	495	-0.1804	1.2491	12.7626	-0.0257	-13.9008
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=0						
△DTA	3963	-0.0092	0.0702	0.0605	0.0000	-1.2854
△DTL	3963	-0.0118	0.2275	0.3448	0.0000	-13.4886
DA1	3963	0.0053	0.1214	4.4140	0.0008	-0.3566
DA2	3963	0.0053	0.1212	4.4157	0.0008	-0.3562
DA3	3963	0.0049	0.1337	4.6203	0.0011	-1.2213
△CFO	3963	-0.0773	0.8438	1.7104	-0.0019	-33.5857

分析期間：2009-2011

BTD下位10%						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=1						
△DTA	495	-0.0269	0.1871	0.0817	0.0002	-2.1575
△DTL	495	-0.0167	0.1289	0.0824	0.0000	-2.0903
DA1	495	0.0099	0.0598	0.3605	0.0059	-0.3778
DA2	495	0.0100	0.0598	0.3605	0.0058	-0.3770
DA3	495	0.0106	0.0674	0.6667	0.0061	-0.3849
△CFO	495	-0.0987	0.8394	5.5000	0.0063	-12.1288
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=0						
△DTA	3963	-0.0092	0.0702	0.0605	0.0000	-1.2854
△DTL	3963	-0.0118	0.2275	0.3448	0.0000	-13.4886
DA1	3963	0.0053	0.1214	4.4140	0.0008	-0.3566
DA2	3963	0.0053	0.1212	4.4157	0.0008	-0.3562
DA3	3963	0.0049	0.1337	4.6203	0.0011	-1.2213
△CFO	3963	-0.0773	0.8438	1.7104	-0.0019	-33.5857

注) DA1 は Jones モデル、DA2 は修正 Jones モデル、DA3 は CFO 修正 Jones モデルによって推定された裁量的発生項目額である。

分析期間:2011

BTD上位10%						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=1						
△DTA	179	-0.0254	0.1991	0.2842	-0.0001	-2.2745
△DTL	179	-0.0300	0.3128	0.0388	0.0000	-4.1001
DA1	179	-0.0146	0.1495	1.6274	-0.0129	-0.7610
DA2	179	-0.0150	0.1498	1.6264	-0.0126	-0.7583
DA3	179	-0.0123	0.1313	1.4886	-0.0122	-0.3149
△CFO	179	-0.1621	1.2203	0.7114	-0.0098	-13.9008
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=0						
△DTA	1439	-0.0026	0.0359	0.0459	-0.0003	-1.0283
△DTL	1439	-0.0108	0.3564	0.1056	0.0000	-13.4886
DA1	1439	0.0051	0.1577	4.4140	0.0008	-0.3566
DA2	1439	0.0052	0.1578	4.4157	0.0006	-0.3562
DA3	1439	0.0051	0.1601	4.6203	0.0001	-0.3336
△CFO	1439	-0.0354	0.9147	0.5041	-0.0048	-33.5857

分析期間:2011

BTD下位10%						
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=1						
△DTA	179	-0.0065	0.0875	0.0817	0.0000	-1.1425
△DTL	179	-0.0167	0.1628	0.0824	0.0000	-2.0903
DA1	179	0.0113	0.0567	0.1863	0.0065	-0.2040
DA2	179	0.0113	0.0567	0.1872	0.0063	-0.2040
DA3	179	0.0136	0.0503	0.1919	0.0086	-0.1927
△CFO	179	-0.0339	0.4981	0.4056	-0.0012	-6.5219
	観測値	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
EM=0						
△DTA	1439	-0.0026	0.0359	0.0459	-0.0003	-1.0283
△DTL	1439	-0.0108	0.3564	0.1056	0.0000	-13.4886
DA1	1439	0.0051	0.1577	4.4140	0.0008	-0.3566
DA2	1439	0.0052	0.1578	4.4157	0.0006	-0.3562
DA3	1439	0.0051	0.1601	4.6203	0.0001	-0.3336
△CFO	1439	-0.0354	0.9147	0.5041	-0.0048	-33.5857

注) DA1 は Jones モデル、DA2 は修正 Jones モデル、DA3 は CFO 修正 Jones モデルによって推定された裁量的発生項目額である。

図表 21 : 相関係数

分析期間: 2009-2011

BTD上位10%

Jonesモデル				
	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	-0.0719	1		
DA	0.0331	-0.0479	1	
△CFO	-0.3743	-0.5330	0.0711	1

修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	-0.0722	1		
DA	0.0322	-0.0464	1	
△CFO	-0.3735	-0.5335	0.0702	1

CFO修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	-0.0534	1		
DA	-0.0339	0.0358	1	
△CFO	-0.3959	-0.5366	-0.0352	1

分析期間: 2009-2011

BTD下位10%

Jonesモデル				
	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.3018	1		
DA	0.0000	-0.0139	1	
△CFO	-0.6907	-0.6920	0.0249	1

修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.3018	1		
DA	0.0000	-0.0165	1	
△CFO	-0.6909	-0.6919	0.0277	1

CFO修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.2991	1		
DA	0.0198	0.0250	1	
△CFO	-0.6892	-0.6914	-0.0268	1

分析期間:2011

BTD上位10%

Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.3715	1		
DA	-0.0842	-0.1927	1	
△CFO	-0.5556	-0.9103	0.2053	1

修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.3708	1		
DA	-0.0817	-0.1875	1	
△CFO	-0.5552	-0.9100	0.1998	1

CFO修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.4543	1		
DA	-0.0594	-0.0384	1	
△CFO	-0.6311	-0.9062	0.0448	1

分析期間:2011

BTD下位10%

Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.3903	1		
DA	-0.0154	-0.0390	1	
△CFO	-0.4785	-0.9826	0.0371	1

修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.3903	1		
DA	-0.0147	-0.0369	1	
△CFO	-0.4785	-0.9826	0.0350	1

CFO修正Jonesモデル

	DTA	DTL	DA	△CFO
DTA	1			
DTL	0.3902	1		
DA	0.0144	0.0130	1	
△CFO	-0.4785	-0.9826	-0.0165	1

図表 22 : BTD10%基準による追加検証の分析結果 (分析期間 : 2009-2011 年度)

分析期間(2009-2011)		n=4458		
BTD上位10%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-1.8402	-3.3400	0.0008 **
△DTL	+	-0.1705	-1.2200	0.2212
DAC		-3.3696	-4.3200	<.0001 **
△CFO		0.1181	1.8700	0.0611 †
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-1.8322	-3.3400	0.0008 **
△DTL	+	-0.1711	-1.2300	0.2192
DAC		-3.3872	-4.3400	<.0001 *
△CFO		0.1180	1.8700	0.0611 †
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-1.7339	-3.1900	0.0014 **
△DTL	+	-0.2114	-1.4000	0.1605
DAC		-1.9284	-2.8700	0.0041 **
△CFO		0.1431	2.1700	0.0303 *
分析期間(2009-2011)		n=4458		
BTD下位10%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-1.5392	-2.3900	0.0169 *
△DTL	-	-0.1677	-0.4700	0.6417
DAC		0.0883	0.2400	0.8100
△CFO		0.1442	1.1400	0.2558
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-1.5400	-2.3900	0.0169 *
△DTL	-	-0.1681	-0.4700	0.6410
DAC		0.0983	0.2700	0.7879
△CFO		0.1444	1.1400	0.2553
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-1.5351	-2.3900	0.0169 *
△DTL	-	-0.1633	-0.4500	0.6505
DAC		0.1177	0.3500	0.7240
△CFO		0.1423	1.1200	0.2612

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す

図表 23：BTD10%基準による追加検証の分析結果（分析期間：2011年度）

分析期間(2011)		n=1618		
BTD上位10%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-2.0286	-1.3800	0.1684
△DTL	+	-0.0859	-0.1300	0.9005
DAC		-3.0095	-2.3800	0.0173 **
△CFO		0.1179	0.4100	0.6822
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-2.0268	-1.3800	0.1686
△DTL	+	-0.0850	-0.1200	0.9014
DAC		-3.0921	-2.4500	0.0143 *
△CFO		0.1174	0.4100	0.6827
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-2.1874	-1.2800	0.1997
△DTL	+	-0.3549	-0.4900	0.6213
DAC		-3.2186	-2.1900	0.0287 *
△CFO		0.2364	0.7800	0.4359
分析期間(2011)		n=1618		
BTD下位10%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-4.8670	-2.2900	0.0220 *
△DTL	-	-2.9436	-1.6200	0.1054
DAC		-0.0396	-0.0900	0.9276
△CFO		1.3431	1.8000	0.0723 †
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-4.8672	-2.2900	0.0220 *
△DTL	-	-2.9441	-1.6200	0.1053
DAC		-0.0390	-0.0900	0.9286
△CFO		1.3432	1.8000	0.0722 †
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-4.8717	-2.2900	0.0219 *
△DTL	-	-2.9513	-1.6200	0.1044
DAC		-0.0244	-0.0600	0.9538
△CFO		1.3462	1.8000	0.0716 †

注) 1%の有意水準である場合には**、5%の有意水準である場合には*、10%の有意水準である場合には†を付す

8章 結論および今後の課題

税コストとは、企業および税務当局以外の利害関係者にとっては費用である。したがって、企業は税コストを最小化するような報告利益管理を行うことが税コスト仮説では主張されている。先行研究では、これまで 2000 年以前の法人税率引下げまたは引上げを対象イベントとして研究が行われ税コスト仮説が支持されてきた。本論文では、これまでの先行研究を踏まえ 2012年4月以降に適用される法人税率引下げを対象イベントとし税コスト仮説を含め経営者の報告利益管理の検証を行っている。

分析の結果、法人税率引下げ直前期には利益減少型の報告利益管理が行われている結果が示され税コスト仮説とは整合的な結果が得られた。さらに、裁量的発生項目額を山田(2012)に倣い裁量的課税計算対象発生項目額(DBTA)と裁量的課税計算対象外発生項目額(DBOA)に分解し税コスト仮説を検証した。その結果、経営者は法人税率変更直前期においてDBTAを減少させることで税コスト最小化を図るような報告利益管理を行っていることが明らかとなった。また、わが国では確定決算主義によって会計利益と課税所得は強く結び付いているため、多くの先行研究では会計利益と課税所得の一致を前提とした分析が行われているが、分析の結果ではDBTAとDBOAが異なる動きが示された。したがって、経営者は裁量的に課税計算対象項目と課税計算対象外項目のそれぞれで異なる報告利益管理を行っている可能性があるという山田(2012)と整合的な結果が示された。

また、日本版SOX法施行以後であることからRoychowdhury(2006)に依拠し異常キャッシュ・フロー、異常裁量的費用、異常製造原価という観点から経営者の実体的裁量行動の分析を行った。その結果、直前期において利益減少型の実体的裁量行動を示唆する税コスト仮説を支持する結果が示された。

これらの結果を踏まえ追加検証として、会計利益と課税所得の差異(BTD)および法人税等調整額という観点からも当該イベントにおける経営者の報告利益管理に対して追加的に検証を行った。わが国における課税所得計算は確定決算主義に基づいて行われているため、会計利益と比較して課税所得計算には経営者の裁量が働きにくいとされているものの、本分析結果および山田(2012)の結果を踏まえると税コストを最小化するような報告利益管理が行われた場合、BTDおよび法人税等調整額はそれを反映していると考えられる。分析の結果、会計利益が課税所得を大きく上回っているサンプルではDBTAを増加させ税コスト増大を図り、DBOAを減少させることで全体として利益減少型の報告利益管理を行っていることが示された。一方で、

会計利益が課税所得を大きく下回っているサンプルでは、DBTA を減少、DBOA を増加させることで全体として利益増加型の報告利益管理を行っていることが示された。したがって、BTD の状況によって企業は異なるベクトルの報告利益管理を行っている結果が示された。この結果は大沼(2010)が示した「BTD は報告利益管理と正の関係がある」という分析結果とは異なる結果が示されている点にも注意したい。

さらに、経営者の報告利益管理のインセンティブを明らかにするために、法人税等調整額をその主たる発生原因である繰延税金資産および繰延税金負債の変動額に分解して分析を行った。分析の結果、直前期において 2011 年度において会計利益が課税所得を大きく下回っているようなサンプルでは、繰延税金資産の追加的な発生の抑制または優先的な解消を行い収益<益金あるいは費用>損金とならないような会計処理を行っていることが明らかとなった。

以上の結果より、経営者は法人税率引下げ直前期において利益減少型の報告利益管理を行っていることが明らかとなった。しかし、DBTA と DBOA、BTD による分析を行った結果、時系列推定において利益増加型の実体的裁量行動が確認され、経営者は DBTA と DBOA それぞれにおいて異なる報告利益管理を行っているだけでなく、BTD の規模によっても異なる報告利益管理を行っていることが観察された。しかし、いずれの場合においても繰延税金資産の追加的な発生の抑制または優先的な解消が確認された。米谷(2005)が「繰延税金資産を積み立てないということは、経営者が法人税等調整額を利益調整の最終手段として利用していないことを意味する²⁰⁾」と述べていることから、経営者は税引前利益を計算する過程において報告利益管理を行い、税金費用を直接利用した報告利益管理を行っていないことが示された。

最後に、今後の課題をいくつか挙げる。まず、本分析においてクロスセクション推定および時系列推定による二通りの分析を行った。しかしながら、クロスセクション推定と時系列推定では異なる結果を示したものがある。また、平均値と中央値の検定で異なる結果も示されており、結果の妥当性および頑健性に問題が生じている。加えて、分析に使用したモデルによって異なる結果が示されているため、これらの点も含めさらなる熟考が必要であると考えられる。

次に、本論文における追加検証において奥田・山下・米谷(2006)が挙げた BTD の推定式を用いた。奥田・山下・米谷(2006)が挙げているようにこれにはいくつかの問題を有しており、推定式そのものに検討の余地があるされている。また、山口(2008)が述べているように経営者は実体的裁量行動および会計的裁量行動のどちらのコストも考慮しており、「実体的裁量行動が

²⁰⁾ 米谷(2005) p.602

会計的裁量行動から独立であることを暗黒の前提にしている²¹」ため本論文における分析結果の有効性には限界が生じている。BTD の規模によって経営者の報告利益管理の形態が異なることが明らかになったため、今後は実体的裁量行動と会計的裁量行動がどのような組み合わせで行われているかという「最適ミックス (optimal mix) ²²」を把握することが課題の一つとして数えられるだろう。また、本研究において、法人税等調整額を繰延税金資産および負債の変動額に分解したが、そのどちらもまた数多くの発生原因を有しているため、経営者の報告利益管理を詳細に分析するためにはさらなる原因の究明が必要である。このような点の解決を今後の課題としたい。

²¹ 山口(2008) p.154

²² 岡部(1994) p.56

があることが考えられる。

このことを統計的に確認するために標準化差異を用いた検証を行い、ゼロの左側と右側に隣接する区間の標準化差異と、それ以外の区間における標準化差異の基本統計量を以下の図表 2 に示した。

図表 25：標準化差異の基本統計量

標準化差異の分析					
検証区間の値		検証区間以外の区間における標準化差異			
ゼロの左側の標準化差異	ゼロの右側の標準化差異	平均値	中央値	最小値	最大値
-11.823***	7.819***	-0.003	-0.078	-1.468	2.116

注) 1%の有意水準である場合には***、5%の有意水準である場合には**、10%の有意水準である場合には†を付す

ゼロの左側に隣接する区間の標準化差異は-11.823 であり、ゼロの右側の標準化差異の値は 7.819 となっている。おの両値は他の区間の標準化差異と比較しても最も大きい値となっており、統計的にも 1%水準で有意な値である。

また、当期純利益の分布のうち 0.0000000 から 0.0015625 の区分に該当する企業を損失回避の報告利益管理を行った企業であるものと仮定して、その前後三期間に渡る裁量的発生項目額の推移を分析した。その結果を以下の図表 3 に示した。

図表 26：損失回避の報告利益管理を行ったと仮定した企業の裁量的発生項目額の推移

Jonesモデル	検証期間						
	-3	-2	-1	0	1	2	3
サンプル数	407	504	603	788	721	661	590
平均値	0.003	0.002	0.003	0.006	-0.006	0	-0.002
中央値	0.002	0.003	0.003	0.002	-0.004	0	0.001
t値	1.087	0.782	1.168	3.305	-2.393	-0.054	-0.583
t検定p値	0.278	0.435	0.243	0.001**	0.017*	0.957	0.56
Wilcoxon検定p値	0.381	0.227	0.026*	0.001**	0.017*	0.873	0.545

修正Jonesモデル	検証期間						
	-3	-2	-1	0	1	2	3
サンプル数	407	504	603	788	721	661	590
平均値	0.003	0.002	0.002	0.006	-0.006	0	-0.002
中央値	0.001	0.003	0.003	0	-0.004	0	0
t値	1.085	0.747	1	3.036	-2.389	-0.068	-0.666
t検定p値	0.278	0.456	0.318	0.002**	0.017*	0.946	0.506
Wilcoxon検定p値	0.483	0.314	0.04*	0.006**	0.018*	0.812	0.634

CFO修正Jonesモデル	検証期間						
	-3	-2	-1	0	1	2	3
サンプル数	407	504	603	788	721	661	590
平均値	0.008	0.006	0.003	0.007	-0.003	-0.002	0
中央値	0.005	0.005	0.006	0.006	-0.001	0.001	0.003
t値	2.817	2.183	1.481	4.375	-1.286	-1.011	-0.024
t検定p値	0.005	0.029	0.139	0**	0.199	0.313	0.981
Wilcoxon検定p値	0.001**	0.002**	0**	0**	0.449	0.819	0.016

注) 1%の有意水準である場合には**、5%の有意水準である場合には*、10%の有意水準である場合には†を付す

各モデルにおいて0期の裁量的発生項目額が1%の有意水準で正となっており、またCFO修正Jonesモデルを除き、1期の裁量的発生項目額は5%の有意水準で負となっている。

補遺 2 BTD20%基準による追加検証の結果

山下・後藤・平井(2007)に従い、追加検証ではBTD10%基準に用いている。Hanlon(2005)によると、BTD上下20%をBTDの規模が大きい企業・年度の基準として用いている。よって、ここではBTD20%基準を用いた場合の追加検証の分析結果を示す。

図表 27 : BT D20%基準による追加検証の分析結果 (分析期間 : 2009-2011 年度)

分析期間(2009-2011)		n=3963		
BT D上位20%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-0.5213	-1.0300	0.3043
△DTL	+	-0.3230	-1.2200	0.2227
DAC		-1.0438	-2.6900	0.0072 **
△CFO		0.0651	1.0500	0.2927
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-0.5172	-1.0200	0.0660
△DTL	+	-0.3228	-1.2200	0.2222
DAC		-1.0483	-2.6900	0.0072 **
△CFO		0.0650	1.0500	0.2932
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-0.5134	-1.0300	0.3035
△DTL	+	-0.3257	-1.2800	0.2010
DAC		-0.7225	2.3700	0.0178 *
△CFO		0.0738	1.1800	0.2389
分析期間(2009-2011)		n=3963		
BT D下位20%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-0.3567	-0.6100	0.5418
△DTL	-	0.5670	-1.2100	0.2255
DAC		0.0380	0.1100	0.9106
△CFO		0.0825	0.9100	0.3641
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-0.3578	-0.6100	0.5407
△DTL	-	-0.5661	-1.2100	0.2261
DAC		0.0546	0.1600	0.8724
△CFO		0.0827	0.9100	0.3633
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	-0.3570	0.6100	0.5406
△DTL	-	-0.5642	-1.2100	0.2277
DAC		0.1074	0.3500	0.7296
△CFO		0.0819	0.9000	0.3660

注) 1%の有意水準である場合には**, 5%の有意水準である場合には*, 10%の有意水準である場合には†を付す

図表 28：BTD20%基準による追加検証の分析結果（分析期間：2011年度）

分析期間(2011)		n=1438		
BTD上位20%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-2.4296	-0.8600	0.3875
△DTL	+	0.8576	0.3900	0.6933
DAC		-0.7201	-1.7300	0.0828 †
△CFO		-1.2220	-1.8500	0.0639 †
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-2.4343	-0.8700	0.3866
△DTL	+	0.8498	0.3900	0.6960
DAC		-0.7174	-1.7300	0.0831 †
△CFO		-1.2165	1.8400	0.0651 †
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	-	-2.6737	-0.9500	0.3417
△DTL	+	0.7619	0.3500	0.7249
DAC		-0.7267	-1.7200	0.0847 †
△CFO		-1.1182	-1.7100	0.0866 †
分析期間(2011)		n=1438		
BTD下位20%				
Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	2.7938	0.5000	0.6194
△DTL	-	-3.7536	-3.0100	0.1027
DAC		-0.3493	0.0500	0.4106
△CFO		0.3557	0.4600	0.6458
修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	2.7870	0.5000	0.6202
△DTL	-	-3.7579	-1.6300	0.1023
DAC		-0.3426	-0.8100	0.4183
△CFO		0.3585	0.4600	0.6431
CFO修正Jonesモデル				
	推定符号	推定値	t値	p値
△DTA	+	2.5179	0.4500	0.6542
△DTL	-	-3.7780	-1.6400	0.1010
DAC		-0.3672	-0.8800	0.3778
△CFO		0.4141	0.5300	0.5935

注) 1%の有意水準である場合には**、5%の有意水準である場合には*、10%の有意水準である場合には†を付す

引用・参考文献

- 池田健一・金光明雄・北側教央・音川和久(2012)「会計利益と課税所得の差額情報による将来業績の予測能力」『神戸大学経営学研究科 Discussion paper』32.
- 榎本正博(1998)「実証会計学研究における会計発生高モデルの展開」『大阪大学経済学』48(2) :123-139.
- 大鹿智基(2005)「経営者予想利益の精度と裁量的発生項目額-株主総会活性化企業に関する実証分析-」『早稲田商學』409・410 :143-164.
- 太田浩司(2007)「利益調整研究における会計発生高モデルについて」『企業会計』59(4) :114-120.
- 太田浩司・西澤賢治(2008)「法人税率変更と企業の利益調整行動」『現代ディスクロージャー研究』8 :43-57.
- 大沼宏(2010)「租税回避と経営者裁量との関係性」『会計』177(6) :100-113.
- 岡部孝好(1994)『会計報告の論理-日本の会計の探究』森山書店.
- 岡部孝好(1998)「会計上の利益数値制御における税コスト仮説と財務報告コスト仮説」『國民經濟雜誌』178(2) :39-52.
- 奥田真也・山下祐企・米谷健司(2006)「会計利益と課税所得の差異(BTD)の傾向と決定要因:3種のBTDの比較」財団法人納税協会連合会『第2回勢に関する論文入選論文集』:32-74.
- 奥村雅史(2004)「報告利益管理に関する実証的研究の方法と課題について」『早稲田商學』400 :263-282.
- 加藤輝尚(2012)「中小企業の会計に関する基本要領と法人税法との親和性の一考察」『富山短期大学紀要』48 :75-86.
- 木村史彦(2003)「経営者の近視眼的投資行動と企業のガバナンス構造-研究開発投資水準の決定をめぐって-」『日本管理会計学会誌』11(1) :43-55.
- 米谷健二(2005)「経営者の利益調整と法人税等調整額」『一橋論叢』133(5) :586-607.
- 財務省(1999)「平成11年度税制改正の要綱」財務省.
- 財務省(2010a)「平成23年度税制改革」財務省.
- 財務省(2010b)「平成23年度税制改正大綱」財務省.
- 財務省(2011)「経済社会の構造の変化に対応した税制の構築を図るための所得税法等の一部を改正する法律第」財務省.

財務省『法人税率の推移』

http://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/corporation/082.htm (20140219 参照) .

首藤昭信(2010)『日本企業の利益調整』中央経済社.

鈴木一水・岡部孝好(1998)「予想される税率変更に対する発生処理額の裁量的調整」『産業経済』58(1) :54-66.

須田一幸・首藤昭信(2004)「経営者の利益予測と裁量的会計行動」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.

須田一幸・花枝英樹(2008)「日本企業の財務報告-サーベイ調査による分析-」『証券アナリストジャーナル』46(5) :51-69.

内閣府税制調査会(1996)「法人課税小委員会報告」内閣府.

枘岡源一郎・谷川喜美江(2013)「法人税法改正が税効果会計に与えるインパクト」『千葉商大論叢』50(2) :77-97.

宮啓(2010)「法人税法と企業会計に関する基礎的考察」神奈川大学大学院経営学研究科『研究年報』14 :139-149.

山下祐企・後藤晃範・平井祐久(2007)「日本における BTD 情報に関する一考察」*NUCB Journal of Economics and Information Science* 51(2) :186-196.

山口朋泰(2008)「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) :133-154.

山口朋泰(2011)「実体的裁量行動の要因に関する実証分析」『日本管理会計学会誌』19(1) :57-76.

山田哲弘(2012)「報告利益と課税所得の関係が利益調整行動に与える影響」『日本管理会計学会誌』20(2) :19-41.

渡辺智之(2005)『税務戦略入門』東洋経新報社.

Calegari, M. J., (2000) “The effect of tax accounting rules on capital structure and discretionary accruals.” *Journal of Accounting and Economics* 30(1) :1-31.

Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lyz. (2008) “Real and accrual-based earnings management in the pre-and post-Sarbanes-Oxley periods.” *The Accounting Review* 83(3) :757-787.

DeAngelo, Linda E., (1986) “Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyout of Public Stockholders.” *The Accounting Review* 61(3) :400-420.

Dechow, Patricia M. (1994) “Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm

- Performance: The Role of Accounting Accruals.” *Journal of Accounting and Economics* 18, Iss1 :3-42.
- Dechow, Patricia M., Richard G. Sloan, and Amy P. Sweeney (1995) “Detecting Earnings Management.” *The Accounting Review* 70(2) :1993-225.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P., and Watts, R. L. (1998) “The relation between earnings and cash flows” *Journal of Accounting and Economics* 25(2) :133. 168.
- David Burgstahler and I. Dichev (1997) “Earnings management to avoid earnings decreases and losses” *Journal of Accounting and Economics* 24 :99-126.
- Ewert, R. and A. Wagenhor (2005) “Economics effects of tightening accounting standards to restrict earnings management.” *The Accounting Review* 80(4) :1101-1124.
- Guenther, D., (1994) “Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes: Evidence from the 1985 Tax Reform Act.” *The Accounting Review* 69(1) :230-243.
- Hanlon, M. (2005) “The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Differences.” *The Accounting Review* 80(1) :137-166.
- Hanlon, M., S. K. Laplante, and T. Shevlin, (2005) “Evidence on the Possible information Loss of Conforming Book Income and Taxable Income” *Journal of Law and Economics* 48(2) :407-442.
- Healy, Paul M. (1985) “The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions.” *Journal Accounting and Economics* 7, Iss1-3 :85-107.
- Jones, J. J., (1991) “Earnings Management During Import Relief Investigations.” *Journal of Accounting Research* 29 :193-228.
- Kaszniak, Ron (1999) “On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management.” *Journal of Accounting Research* 37(1) :57-81.
- Lopez, T., Regier, P., Lee, T., (1998) “Identifying Tax-Induced Earnings Management Around TRA 86 as a Function of Prior Tax-Aggressive Behavior.” *The Journal of the American Taxation Association* 20(2) :35-56.
- Maydew, E., (1997) “Tax-Induced Earnings Management by Firms with Net Operating Losses.” *Journal of Accounting Research* 35(1) :83-96.
- Mills, L. and K. Newberry (2001) “The Influence of Tax and Non-Tax Costs on Book-Tax Reporting Differences: Public and Private Firms.” *Journal of the American Taxation*

Association 23(1) :1-19.

Phillips, J., M. Pincus, and S. Rego, (2003) "Earnings Management : New Evidence Based on Deferred Tax Expense." *The Accounting Review* 78(2) :847-874.

Phillips, J., M. Pincus, S. Rego and F. Wan, (2003) "Decomposing Changes in Deferred Tax Assets and Liabilities to Isolate Earnings Management Activities." Working Paper.

Lev, B., and D. Nissim, (2004) "Taxable Income, Future Earnings, and Equity Values." *The Accounting Review* 79(4) :1039-1074.

Scholes, M., Wilson, P., Wolfson, M., (1992) "Firms' Responses to Anticipated Reductions in Tax Rates: The Tax Reform Act of 1986." *Journal of Accounting Research* (30) :161-185.

U.S. Treasury (1999) "The Problem of Corporate Tax Shelters : Discussion, Analysis and Legislative Proposals." U.S. Government Printing Office.