

法人税率変更と企業の利益調整行動*

Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes

太田浩司(兵庫県立大学 准教授)

Koji Ota, University of Hyogo

西澤賢治(武蔵大学 博士後期課程)

Kenji Nishizawa, Musashi University

2007年4月19日受付；2007年8月22日改訂稿受付；2007年9月14日論文受理

要 約

本論文は、法人税率引上げと引下げの両方の変更を対象にして、企業は税コストを最小化するような利益調整行動をとると主張する。税コスト仮説の検証を行っている。最初に、利益調整を包括的に捉える尺度である裁量の発生高を用いて企業の利益調整行動を調査したところ、企業は税率引上げ直前期には利益増加型、逆に税率引下げ直前期には減少型の利益調整を行っていた。また、税率変更幅の大きい企業ほどより積極的に利益調整を行っていた。これは、企業が税率変更に対応して節税を行っていることを示しており、税コスト仮説を支持する強い証拠であるといえる。次に、税率変更時における利益調整がどのような方法で行われているのかを究明するために、会計発生高の構成要素である個別発生項目を対象に調査したところ、棚卸資産の変化について、税率引上げと引下げの両方の場合で、裁量の発生高と整合的な動きが観察された。これは、経営者が生産量を意図的に調整して、固定製造費の棚卸資産への配賦額を変化させることによって利益調整を行っている可能性を示唆するものである。

Summary

This paper investigates whether earnings are managed in response to expected changes in corporate income tax rate. The results show significantly higher discretionary accruals for the year prior to the tax rate increase and lower discretionary accruals for the year prior to the tax rate reduction. The magnitude of tax rate changes is also positively related to the degree of shifts in discretionary accruals. These findings indicate that firms respond flexibly to tax rate changes to attain tax savings. This paper also attempts to gain insights into how earnings are managed by examining specific accruals. The empirical tests reveal that inventory changes exhibit movements that are consistent with tax savings. One possible explanation for this finding is that managers may engage in earnings management through varying production levels to affect the amount of fixed manufacturing costs absorbed into inventories.

1. はじめに

企業は様々な利害関係者と契約を通じて結ばれ

ており、企業が獲得した成果は利害関係者間で配されることになる。納税は、分配の原資となる

企業の成果を減少させるため、税務当局以外の利

*本稿は、第1回現代ディスクロージャー研究カンファレンス（2007年6月2日早稲田大学日本橋キャンパスにて開催）での発表論文を加筆・修正したものである。会場では、司会の坂上学先生（大阪市立大学）およびコメンテーターの中條祐介先生（横浜市立大学）、フロアーからは、柴健次先生（関西大学）および高須教夫先生（兵庫県立大学）から貴重なコメントを頂きました。また査読段階においては、2人の匿名レフェリー、そして誰にもまして、エディターの薄井彰先生（早稲田大学）からは大変貴重なご意見および多大なご示唆を賜りました。ここに記して感謝申し上げます。

害関係者にとってはコストとみなされる。そこで税コスト仮説は、企業は税コストを最小化するような利益調整行動をとると主張している。日米両国における研究では、法人税率引下げというイベントを利用して税コスト仮説の検証が行われており、企業は税率引下げ直前期に利益を減少させる利益調整行動をとるといふ、税コスト仮説を支持する結果が報告されている。

しかしながら、これらの研究は全て税率引下げ時における検証で、引上げ時における検証は未だ行われていない。もし税コスト仮説が正しいのであれば、税率引上げ時には引下げ時と反対の利益調整行動が観察されるはずであり、それは税コスト仮説を両面から支持する包括的証拠となりうる。残念ながら米国では、1970年代以降法人税率がほぼ一貫して低下しているため税率引上げ時の検証は行えないが、わが国では1989年の税制改正以前までは法人税率が増加基調にあったので、引上げ・引下げの両方の検証が可能である。

また近年の利益調整研究では、利益調整を検出する方法として、裁量的発生高を企業の利益調整を捉える尺度に用いる研究が多い。この方法は企業の利益調整行動を包括的に検証できるという利点があるが、その反面、企業が具体的にどのような方法を用いて利益調整を行っているかについては明らかにし得ないという欠点がある。

そこで本論文では、最初に法人税率の引上げと引下げの両方を対象とした税コスト仮説の検証を裁量的発生高を用いて行い、次に会計発生高を構成する個別発生項目に着目し、企業の利益調整の具体的な方法を調査している。また最後に追加検証として、1989年度税制改正という特殊なイベントを用いて、税率変更幅の大きさと利益調整の大きさとの関係を調査している。

2. 背景

2.1 法人税率変更に関する税コスト仮説

法人税率の変更は政府による長期の審議を経て決定されるので、経営者はその間に税率変更を見越して裁量行動をとる余地がある¹⁾。米国では、1986年の税制改正で法人税率が2年間で46%から34%へと大きく引下げられたので、このイベントを用いて税コスト仮説を検証する研究が数多く見られる(Scholes *et al.* 1992; Guenther 1994; Maydew 1997; Lopez *et al.* 1998)。その中でもGuenther (1994)は、近年の利益調整研究で頻繁に用いられているJonesモデルに依拠するモデルで推定された流動会計発生高を用いて、企業は税率引下げ直前期に利益減少型の裁量行動をとっていると報告している。また1986年の税制改正では、1987年と1988年の2年間で法人税率が12%引下げられたわけだが、移行規則により、12月決算企業の法人税率は各年6%ずつの引下げであったのに対し、5～7月決算企業の税率は1988年に一気に11～12%引下げられるという変則的なものであった。そこでLopez *et al.* (1998)では、Guenther (1994)同様のリサーチデザインを用いて、企業間で異なる引下げ税率の影響を調査し、変更初年度の引下げ税率の大きい企業ほど、変更直前期により大きな利益調整行動をとると報告している。

一方、わが国においても1989年度税制改正で、法人税率が2年間で42%から37.5%へと段階的に引下げられたので、このイベントを用いて鈴木・岡部(1998)が税コスト仮説の検証を行っている。鈴木・岡部(1998)は、DeAngeloモデルによる裁量的発生高を用いて、繰越欠損金のある企業群と好業績企業群の利益調整額の差をマッチド・ペア方式で比較し、好業績企業群は繰越欠損金のある企業群よりも税率の低い期間に利益移転を行う傾向があるという証拠を示している。

以上、日米の先行研究では税コスト仮説を支持する結果が得られているが、これらは何れも法人税率引下げというイベントを取扱っており、引上げについては未だ研究が行われていない。また税率引上げで利益調整を行うということは、税率が相対的に低い現在において多くの利益を計上することを意味している。これは、税務戦略の基本的コンセプトのひとつである、将来に課税を遅らせることによって税コストの現在価値を低下させることができるという課税繰延べとは反対の帰結を意味しており（渡辺2005）、税率変更特有の税務戦略が観察されるという点でも興味深いものである²⁾。

そこで本論文では、法人税率変更における税コスト仮説の検証を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利益調整を行い、反対に、引上げ直前期には利益増加型の利益調整を行う」という仮説を検証することを主目的としている。

2.2 利益調整研究のフレームワーク

利益調整の定義は、必ずしも一義に定まっているわけではなく、研究者によって相違がみられるが（Beneish 2001; 奥村2006）、「何らかの意図を有した会計利益の調整」であるという点では一致している。そして利益調整は、実体的利益調整と会計的利益調整に分けることができる。実体的利益調整とは、企業に実際に物理的あるいは経済的な変化をもたらすような利益調整方法である。一方、会計的利益調整とは、見積もりや会計方針の変更といった会計処理を通じて行われる利益調整方法である。両者の違いを端的に述べれば、期中に実際に何らかの行動をとって行われるのが実体的利益調整で、期末後に経理部で行われるのが会計的利益調整である。

今日の会計研究において、企業の利益調整を検

出する方法は、概ね次の(a)～(e)に大別できる。

- (a) 利益の分布を観察する。
- (b) 会計発生高を調査する。
- (c) 裁量的発生高を調査する。
- (d) 個別の発生項目や会計処理方法を調査する。
- (e) 個別の損益項目を調査する。

(a)は、何らかの閾値を基準とした利益のヒストグラムを作成し、その分布が閾値の前後で不連続になっていないかどうかを調査するものである。これは非常に視覚的に訴えるものであり、閾値としては、赤字・黒字、減益・増益、アナリスト予想を下回る・上回るといったものが用いられている（Degeorge *et al.* 1999; 首藤2005）。

次に、利益は、キャッシュフローと会計発生高とに分解される。そして企業の利益調整はキャッシュフローではなく、経営者の見積りや裁量を必要とする会計発生高により表れるのではないかと考えて、利益の会計発生高部分を取り出して利益調整を調査しているのが(b)である（Healy 1985）。

しかし、会計発生高も、その全てを経営者が意図的に生じさせている訳ではなく、企業の通常の営業活動上必然的に生じる部分もある。そこで、会計発生高から通常の営業活動上生じるであろう非裁量的部分を除去することで裁量的部分を抽出して、経営者の利益調整行動を調査しているのが(c)である。この会計発生高を裁量的発生高と非裁量的発生高とに分解するのに用いられるモデルは多数存在するが、現在ではJones (1991)を嚆矢とするモデルが最も普及している³⁾。

(b)および(c)による方法は、それぞれ会計発生高と裁量的発生高に、企業の利益調整が反映されているだろうというものである。これらの方法は、包括的に企業の利益調整行動を調査できるという利点があるが、その反面、企業が実際にどのような方法で利益調整を行っているかを具体的に示してはくれない（Healy and Wahlen 1999;

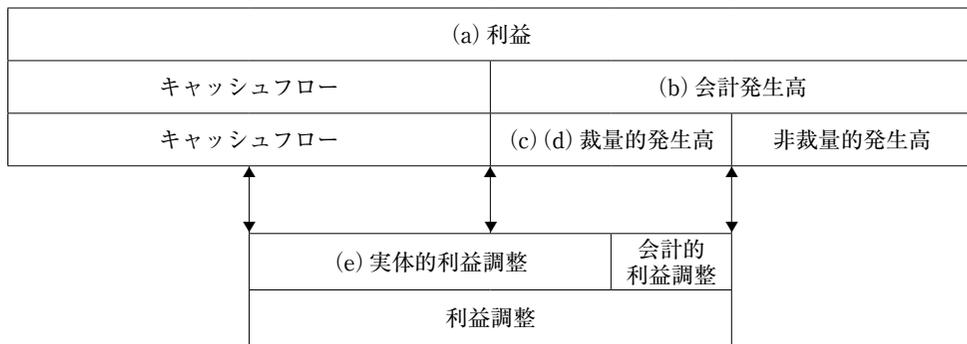
Beneish 2001)。そこで、会計発生高を構成する個別の発生項目や会計処理方法の変更に焦点をあて、企業がどのようにして利益調整を行っているのかを調査しているのが(d)である (McNichols and Wilson 1988; Marquardt and Wiedman 2004)。

最後に、企業の利益調整は、会計発生高のみに反映されているわけではなく、実体的利益調整のようにキャッシュフローを伴って行われる利益調整も存在する。そこで企業の利益調整を、会計発

生高を用いて調査するのではなく、研究開発費や特別損益項目の変化といったキャッシュフローを含む個別の損益項目を用いて調査しているのが(e)である (Scholes *et al.* 1992; Bushee 1998)。

本論文では、上記に示した利益調整の検出方法のうち本研究で実施可能な(b)～(e)を用いて税コスト仮説の検証を行う。なお表1は、利益構成要素と利益調整の対応を図示したものである。

表1 利益構成要素と利益調整の対応図



注) 利益 = キャッシュフロー + 会計発生高
 会計発生高 = 非裁量的発生高 + 裁量的発生高
 利益調整 = 会計的利益調整 + 実体的利益調整

3. リサーチデザイン

3.1 対象となる税率変更

本論文では、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にして、企業の利益操作について調査を行う⁴⁾。税率引上げと引下げまでの期間の法人税率等の推移が、それぞれ表2パネルAとパネルBに示されている。税率引上げについては、1981年4月1日以降始まる事業年度に適用される基本税率が40%から42%に、また利益の配当分に対して適用されていた軽課税率についても30%から32%へと引上げられた。増税規模は6200億円に達し、実効税率は配

当性向を30%とすると49.47%から51.56%へ上昇した。

一方、税率引下げについては、1999年4月1日以降始まる事業年度に適用される法人税率が34.5%から30%、事業税率も11%から9.6%へと引下げられた。減税規模は2兆3000億円に達し、実効税率は46.37%から40.87%へと低下した。なお表2にもあるように、1998年度にも法人税率は37.5%から34.5%へ引下げられている。しかしながら、この1998年度法制改正では、法人税率が引下げられる一方で、引当金等の縮小・廃止による課税ベースの拡大に伴う大幅な増税も併せて実施されており、実質的には法人税減税はなかつ

たに等しいと評されている（居林1998）。そこで政府は、本来景気刺激対策を意図して行われた1998年度の法人税減税は不十分であったとして、事後的に急遽翌年度の1999年度税制改正で、大

規模な法人税減税を実施したという経緯がある。本論文ではこのような事情を考慮して、1998年度税制改正を法人税率引下げのイベントから除外している。

表2 1981年度と1999年度税制改正における実効税率及びその構成項目の推移

パネルA：税率引上げ

会計年度	法人税率		住民税率 (%)	事業税率 (%)	実効税率 (%)
	留保分 (%)	配当分 (%)			
FY 1975～1980	40.0	30.0	17.3	12.0	49.47
FY 1981	42.0	32.0	17.3	12.0	51.56

パネルB：税率引下げ

会計年度	法人税率 (%)	住民税率 (%)	事業税率 (%)	実効税率 (%)
FY 1991～1997	37.5	17.3	12.0	49.99
FY 1998	34.5	17.3	11.0	46.37
FY 1999	30.0	17.3	9.6	40.87

注) 会計年度は表記されている年の4月1日から翌年の3月31日までの期間を表している。

実効税率 = |法人税率 × (1 + 住民税率) + 事業税率| / (1 + 事業税率) なおパネルAの実効税率は、配当性向30%で計算している。

太字は本研究の調査対象となった会計年度を表している。

3.2 利益調整の検出方法

3.2.1 会計発生高による調査

本論文では2.2節で示した利益調整の検出方法のうち(b)～(e)を用いて税コスト仮説の検証を行う。最初に(b)の会計発生高については、以下の式を用いて算定している。なお1999年度に施行された税効果会計の適用初年度の影響を除くために、繰延税金資産・負債に関する項目は除いている。

会計発生高 = (Δ流動資産 - Δ現金・預金 - Δ投資・財務活動に関する流動資産項目^{*1}) + Δ固定資産から控除される貸倒引当金 - (Δ流動負債 - Δ投資・財務活動に関する流動負債項目^{*2}) - Δ固定負債から控除される引当金 + 損益計算書からの非キャッシュ項目^{*3}

- 減価償却費実施額 - 繰延資産償却額

営業キャッシュフロー = 税引後経常利益^{*4} - 会計発生高

ただし、Δは期中増減額を示しており、

^{*1} Δ投資・財務活動に関する流動資産項目 = Δ有価証券 + Δ短期貸付金 + Δ自己株式 + Δ金銭の信託、

^{*2} Δ投資・財務活動に関する流動負債項目 = Δ短期借入金 + Δコマース・ペーパー + Δ一年内返済の長期借入金 + Δ一年内償還の社債・転換社債 + Δ設備関係支払手形 + Δ設備関係未払金、

^{*3} 損益計算書からの非キャッシュ項目 = 営業外収益に属する資産処分益・評価益 - 営業外費用に属する資産処分損・評価損、

*⁴ 税引後経常利益 = 当期純利益 - {(特別利益 - 特別損失) × (1 - 実効税率*⁵)}

*⁵ 実効税率 = {法人税率 × (1 + 住民税率) + 事業税率} / (1 + 事業税率)、である。

表3 パネルAは、税率引上げおよび引下げ直前期である、1980年度と1998年度の会計発生高を上記の式を用いて算定したものである。

3.2.2 裁量的発生高による調査

次に(c)の裁量的発生高の調査では、多数存在する推定モデルの中から修正Jonesモデル(Dechow *et al.* 1995)とForward Lookingモデル(Dechow *et al.* 2003)を用いて裁量的発生高を算定している⁵⁾。また推定方法としては、日経中分類(33業種)に基づいて、業種ごとに固定効果のパネル推定を行っている⁶⁾。修正Jonesモデル、Forward Lookingモデルは以下に示されている。なお、定数項を含む全ての変数は、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されている。

〈修正Jonesモデル〉

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_i FIRM_i/A_{i,t-1} + \alpha_1 (\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t})/A_{i,t-1} + \alpha_2 PPE_{i,t}/A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

〈Forward Lookingモデル〉

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \beta_i FIRM_i/A_{i,t-1} + \beta_1 ((1+k) \Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t})/A_{i,t-1} + \beta_2 PPE_{i,t}/A_{i,t-1} + \beta_3 TA_{i,t-1}/A_{i,t-1} + \beta_4 GR_SAL_{i,t}/A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

ただし、 TA = 会計発生高、 $FIRM$ = 各企業のダミー変数、 $\Delta REV = \Delta$ 売上高、 PPE = 償却対象有形固定資産 + 無形固定資産 + 投資不動産 + 繰延資産、 $\Delta AR = \Delta$ 受取手形 + Δ 売掛金 - Δ 流動資産から控除される貸倒引当金、 GR_SAL = 今期から翌期にかけての売上高の成長率、 A = 期末総資産額、下添字 i と t はそれぞれ個別企業と期を表している。また k は売上高の変化に対する売

上債権の変化を表し次の式で推定されている。

$$\Delta AR_{i,t}/A_{i,t-1} = \gamma_i FIRM_i/A_{i,t-1} + k \Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

裁量的発生高は、実際の会計発生高から会計発生高の予測値(非裁量的発生高)を差し引いたもの、すなわち予測誤差として求められる。さらに本論文では、Guenther (1994) や Lopez *et al.* (1998) に従って、予測誤差をその標準偏差で除した標準化裁量的発生高を算定し、それを利益調整の検証に用いている。

$$NDA_{i,t+1}/A_{i,t} = Predicted TA_{i,t+1}/A_{i,t}$$

$$DA_{i,t+1}/A_{i,t} = TA_{i,t+1}/A_{i,t} - NDA_{i,t+1}/A_{i,t}$$

$$SDA_{i,t+1} = DA_{i,t+1}/A_{i,t} / \sigma_{i,t}$$

ただし、 NDA = 非裁量的発生高、 $Predicted TA$ = 会計発生高の予測値、 DA = 裁量的発生高、 SDA = 標準化裁量的発生高、 σ = 予測誤差の標準偏差である⁷⁾。

3.2.3 個別発生項目による調査

(d)の個別発生項目による調査では、Thomas and Zhang (2002)、Marquardt and Wiedman (2004)、Chan *et al.* (2006) に従って、会計発生高の主要な構成要素である売上債権、棚卸資産、仕入債務、減価償却費の4つを調査している。

表3 パネルBは、減算方式で算定されているパネルAの会計発生高を、個別発生項目のインパクトを見るために加算方式で算定し直したものである。わが国でも米国同様に、売上債権、棚卸資産、仕入債務、減価償却費の4つが、会計発生高の計算項目の中で最も大きなウェイトを占めていることが伺える。

各個別発生項目の裁量的部分($SD\Delta AR$ 、 $SD\Delta INV$ 、 $SD\Delta AP$ 、 $SD\Delta DEP$)は、3.2.2節の裁量的発生高の算定と同様の方法で、以下の式を用いて算定している。

$$\Delta AR_{i,t}/A_{i,t-1} = a_i FIRM_i/A_{i,t-1} + a_1 \Delta REV_{i,t}/$$

表3 税率変更直前期における会計発生高とその構成要素の大きさ

パネルA：減算法式による会計発生高算定		FY1980	FY1998
+ Δ 流動資産		0.0438	-0.0256
- Δ 現金預金		-0.0061	-0.0060
- Δ 投資財務活動に関する 流動資産項目	- Δ 有価証券	-0.0023	0.0027
	- Δ 短期貸付金	-0.0004	-0.0009
	- Δ 自己株式	-0.0000	0.0001
	- Δ 金銭の信託	-0.0000	0.0000
+ Δ 固定資産に対する引当金		0.0003	-0.0019
- Δ 流動負債		-0.0254	0.0248
+ Δ 投資財務活動に関する 流動負債項目	+ Δ 設備関係支払手形	0.0014	-0.0014
	+ Δ 短期借入金	0.0061	0.0015
	+ Δ コマーシャル・ペーパー	0.0000	-0.0008
	+ Δ 1年内返済の長期借入金	-0.0019	-0.0007
	+ Δ 1年内償還の社債・転換社債	0.0003	-0.0028
	+ Δ 設備関係未払金	0.0008	-0.0008
- Δ 固定負債に対する引当金		-0.0022	-0.0002
+ 損益計算書からの 非キャッシュ項目	+ 資産処分益・評価益	0.0017	0.0010
	- 資産処分損・評価損	-0.0000	-0.0020
- 減価償却実施額		-0.0324	-0.0292
- 繰延資産償却額		-0.0006	-0.0006
合計（会計発生高）		-0.0170	-0.0428

パネルB：加算法式による会計発生高算定		FY1980	FY1998
流動資産	+ Δ 売上債権	0.0141	-0.0185
	+ Δ 棚卸資産	0.0189	-0.0117
	+ Δ その他の流動資産項目	0.0020	0.0004
固定資産	+ Δ 引当金	0.0003	-0.0019
流動負債	- Δ 仕入債務	-0.0109	0.0162
	- Δ その他の流動負債項目	-0.0078	0.0036
固定負債	- Δ 引当金	-0.0022	-0.0002
損益計算書からの 非キャッシュ項目	+ 資産処分益・評価益	0.0017	0.0010
	- 資産処分損・評価損	-0.0000	-0.0020
	- 減価償却実施額	-0.0324	-0.0292
	- 繰延資産償却額	-0.0006	-0.0006
合計（会計発生高）		-0.0170	-0.0428

注) Δ その他の流動資産項目 = Δ 営業貸付金・営業投資有価証券 + Δ 前払金・前渡金 + Δ 未収入金 + Δ 未収収益 + Δ デリバティブ債権 + Δ 繰延ヘッジ損失 + Δ その他流動資産

Δ その他の流動負債項目 = Δ 未払金・未払費用・未払消費税 + Δ 未払法人税等 + Δ 前受金 + Δ 預り金 + Δ 従業員預り金 + Δ 前受収益 + Δ 割賦販売未実現利益 + Δ 賞与引当金・未払賞与 + Δ その他短期引当金 + Δ デリバティブ債務 + Δ 繰延ヘッジ利益 + Δ その他流動負債

太線で囲まれた項目は個別発生項目として調査対象となったものを表している。

マイナス項目の数値は符号を反転させている。

全ての変数は前期末の総資産でデフレートされている。

$$\begin{aligned}
 & A_{i,t-1} + a_2 \Delta AR_{i,t-1} / A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\
 \Delta INV_{i,t} / A_{i,t-1} &= \beta_1 FIRM_i / A_{i,t-1} + \beta_2 \Delta REV_{i,t} / \\
 & A_{i,t-1} + \beta_3 \Delta INV_{i,t-1} / A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\
 \Delta AP_{i,t} / A_{i,t-1} &= \gamma_1 FIRM_i / A_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta REV_{i,t} / \\
 & A_{i,t-1} + \gamma_3 \Delta AP_{i,t-1} / A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\
 \Delta DEP_{i,t} / A_{i,t-1} &= \delta_1 FIRM_i / A_{i,t-1} + \delta_2 \Delta PPE_{i,t} / \\
 & A_{i,t-1} + \delta_3 \Delta DEP_{i,t-1} / A_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

ただし、 $SD\Delta AR$ =売上債権の裁量的な部分、 $SD\Delta INV$ =棚卸資産の裁量的な部分、 $SD\Delta AP$ =仕入債務の裁量的な部分、 $SD\Delta DEP$ =減価償却費の裁量的な部分を表している。

上式は、Forward Lookingモデルに基づく、各個別発生項目の非裁量的部分を推定するモデルである。これらは、個別発生項目の持続性と、個別発生項目と関連すると思われる売上高や有形固定資産の変動の影響を考慮した推定モデルであるが、その有効性の是非について検証が行われているわけではないことには注意が必要である⁸⁾。

なお(e)の個別の損益項目については、企業の裁量行動による影響が大きと思われる、販売管理費(研究開発費や広告宣伝費等々)と特別損益項目を対象に同様の調査を行っている。しかしながら、Scholes *et al.* (1992)やBushee (1998)などの先行研究の結果とは異なり、何れも一貫した結果は得られておらず本文から省略している。

4. サンプル

税率引上げについては、裁量的発生高のパラメータ推定期間が1975~1979年度までの5年間で、調査期間が1980年度と1981年度である。一方、税率引下げについては、パラメータ推定期間が1991~1997年度までの7年間で、調査期間が1998年度と1999年度である⁹⁾。

サンプル選択は、税率引上げと引下げについて、

それぞれこれらの期間において次の基準で行われている。(i)証券市場に上場もしくは店頭市場に登録されている、(ii)三月決算企業である、(iii)サンプル期間中に決算期を変更していない、(iv)一般事業会社(金融、証券、保険、その他金融業を除く)である。

これら(i)~(iv)の選択基準によって、最終サンプルとして、税率引上げについては836社、税率引下げについては1,917社が得られた¹⁰⁾。なお必要なデータは、『日経財務データ』の個別財務諸表から収集している。

5. 検証結果と解釈

5.1 会計発生高、裁量的発生高の比較

税率引上げ、引下げにおける会計発生高と、修正JonesモデルおよびForward Lookingモデルによって算定された裁量的発生高の記述統計量が、それぞれ表4パネルA、パネルBに示されている。税コスト仮説からは、税率引上げ直前期には会計発生高および裁量的発生高がその前後の年に比べて高くなり(利益増加型)、また税率引下げ直前期にはその前後の年に比べて低くなる(利益減少型)ことが予想される。パネルAは、税率引上げ直前期であるFY1980の会計発生高および裁量的発生高の平均値・中央値がその前後の年に比べて高くなっており、パネルBは引下げ直前期であるFY1998の会計発生高および裁量的発生高の平均値・中央値がその前後の年に比べて低くなっていることを示している。

表5は、会計発生高と2つの裁量的発生高の対前年度差の統計的検定を行った結果を表している。パネルAの税率引上げでは、 Δ FY1980の会計発生高と裁量的発生高が平均値差・中央値差ともに全て有意に正の値となっており、 Δ FY1981についてもほぼ全て有意に負の値となっている。

表4 会計発生高、裁量的発生高の記述統計量

パネルA：税率引上げ						
推定モデル	会計年度	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
会計発生高	FY 1979	-0.026	0.073	-0.064	-0.026	0.007
	FY 1980	-0.017	0.065	-0.053	-0.015	0.017
	FY 1981	-0.022	0.059	-0.054	-0.023	0.011
修正 Jones モデル	FY 1979	0.127	1.133	-0.423	0.083	0.587
	FY 1980	0.297	1.271	-0.389	0.260	0.958
	FY 1981	0.101	1.033	-0.387	0.052	0.587
Forward Looking モデル	FY 1979	0.128	0.952	-0.404	0.105	0.618
	FY 1980	0.351	1.229	-0.345	0.350	1.031
	FY 1981	0.075	1.243	-0.457	0.066	0.619
パネルB：税率引下げ						
推定モデル	会計年度	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
会計発生高	FY 1997	-0.026	0.071	-0.050	-0.025	0.000
	FY 1998	-0.043	0.067	-0.066	-0.039	-0.014
	FY 1999	-0.040	0.090	-0.068	-0.036	-0.009
修正 Jones モデル	FY 1997	-0.025	1.294	-0.468	-0.016	0.408
	FY 1998	-0.315	1.438	-0.797	-0.218	0.247
	FY 1999	-0.301	1.968	-0.866	-0.218	0.308
Forward Looking モデル	FY 1997	-0.031	1.358	-0.484	-0.022	0.426
	FY 1998	-0.425	1.566	-0.901	-0.334	0.184
	FY 1999	-0.386	2.084	-0.970	-0.311	0.268

注) 会計発生高と裁量的発生高の定義は、それぞれ3.2.1.節と3.2.2.節を参照されたい。

表5 会計発生高、裁量的発生高の平均値および中央値差検定

パネルA：税率引上げ					
推定モデル		Δ FY1980	t 値/ z 値	Δ FY1981	t 値/ z 値
会計発生高	平均値差	0.009	2.828**	-0.005	-1.700
	中央値差	0.011	5.058**	-0.008	-2.606**
修正 Jones モデル	平均値差	0.170	3.218**	-0.196	-3.813**
	中央値差	0.176	4.511**	-0.208	-4.617**
Forward Looking モデル	平均値差	0.224	4.498**	-0.276	-5.863**
	中央値差	0.245	6.064**	-0.284	-6.534**
パネルB：税率引下げ					
推定モデル		Δ FY1998	t 値/ z 値	Δ FY1999	t 値/ z 値
会計発生高	平均値差	-0.017	-8.125**	0.003	1.204
	中央値差	-0.014	-11.403**	0.002	0.705
修正 Jones モデル	平均値差	-0.290	-7.207**	0.014	0.286
	中央値差	-0.202	-9.613**	0.000	-0.907
Forward Looking モデル	平均値差	-0.394	-10.329**	0.039	0.815
	中央値差	-0.312	-13.599**	0.024	-0.261

注) Δ FY1980 = FY1980 - FY1979、 Δ FY1981 = FY1981 - FY1980、 Δ FY1998 = FY1998 - FY1997、 Δ FY1999 = FY1999 - FY1998で前年度との差を表している。

平均値差の検定には対応のある t 検定、中央値差の検定には Wilcoxon 符号順位検定を用いている。

* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

一方、パネルBの税率引下げでは、 Δ FY1998の会計発生高と裁量的発生高が全て有意に負の値となっているが、 Δ FY1999については統計的有意性が得られていない。

全体的に、表5パネルAの税率引上げとパネルBの税率引下げの結果は、互いにミラーイメージとなっている。このことは、企業が税率引上げ直前期に利益増加型の、逆に引下げ直前期に利益減少型の操作を行っていることを意味しており、税コスト仮説を支持する強い証拠といえる。

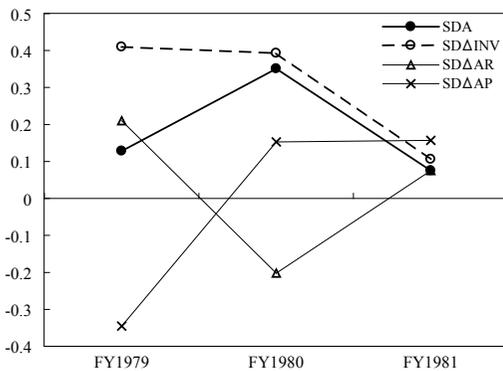
5.2 個別発生項目の比較

税率引上げ、引下げにおける、Forward Lookingモデルによる裁量的発生高と各個別発生項目の裁量的部分の推移が、それぞれ図1パネルA、パネルBに示されている¹¹⁾。個別発生項目のうち、売上債権 ($SD\Delta AR$) と仕入債務 ($SD\Delta AP$) については、裁量的発生高 (SDA) と連動した動きはみられず、また税率引上げと引下げでミラーイメージになるような動きもみられない。むしろ、売上債権が増加すると仕入債務も増加するというように、お互いを打ち消しあうように連動して動いていることが観察される。

一方、棚卸資産 ($SD\Delta INV$) については、税率引上げ直前期ではその翌年度よりも大きく、税率引下げ直前期ではその前後の年よりも小さくなっている。これは裁量的発生高 (SDA) の動きとほぼ一致している。表6は、個別発生項目の対前年度差の統計的検定を行った結果を表しているが、上記のような $SD\Delta INV$ の変動は統計的にも有意なものである。

最近の研究では、この棚卸資産の増減による会計発生高の変化が、利益調整の中心的な役割を占めている可能性を示唆する結果が報告されており (Thomas and Zhang 2002; 榎本2003; Chan *et al.* 2006)、その方法とは次のようなものである。現行の制度会計で採用されている全部原価計算では、固定製造費は生産量に応じて均等に配分されるので、販売量が一定だとすると、生産量を意図的に増やして棚卸資産を増加させると、製品1個当りの売上原価は低くなり利益は増加することになる。逆に、生産量を意図的に減らして棚卸資産を減少させると、製品1個当りの売上原価は高くなり利益は減少することになる。つまり固定製造費の一部を棚卸資産に吸収させたり吐出させたりすることによって利益調整を行うのである^{12), 13)}。

(a) 税率引上げ



(b) 税率引下げ

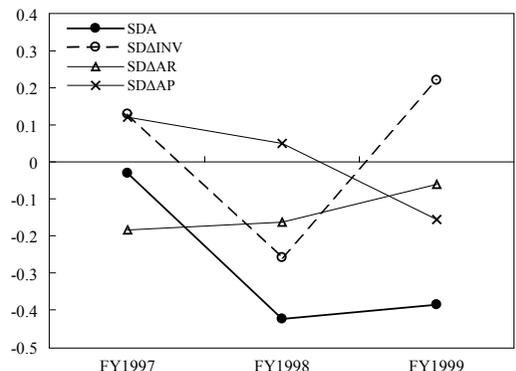


図1 裁量的発生高と個別発生項目の裁量的部分の推移

注) SDA =Forward Lookingモデルによって推定された裁量的発生高、 $SD\Delta AR$ =売上債権の裁量的な部分、 $SD\Delta INV$ =棚卸資産の裁量的な部分、 $SD\Delta AP$ =仕入債務の裁量的な部分、 $SD\Delta DEP$ =減価償却費の裁量的な部分を表しており、グラフはその平均値を表している。なお $SD\Delta AP$ はマイナス項目であるため符号を反転させている。

表6 個別発生項目の裁量的部分の平均値および中央値差検定

パネルA：法人税率引上げ							
発生項目		予想符号	Δ FY1980	t 値/ z 値	予想符号	Δ FY1981	t 値/ z 値
<i>SD</i> Δ <i>INV</i>	平均値差	+	-0.001	-0.014	-	-0.266	-4.873**
	中央値差		-0.059	-0.441		-0.201	-4.307**
<i>SD</i> Δ <i>AR</i>	平均値差	+	-0.391	-6.547**	-	0.257	4.115**
	中央値差		-0.287	-7.857**		0.241	6.622**
<i>SD</i> Δ <i>AP</i>	平均値差	-	-0.518	-9.754**	+	0.041	0.222
	中央値差		-0.473	-10.519**		0.090	2.347*
<i>SD</i> Δ <i>DEP</i>	平均値差	-	0.009	0.194	+	0.085	1.511
	中央値差		0.031	1.469		0.029	1.854

パネルB：法人税率引下げ							
発生項目		予想符号	Δ FY1998	t 値/ z 値	予想符号	Δ FY1999	t 値/ z 値
<i>SD</i> Δ <i>INV</i>	平均値差	-	-0.332	-8.672**	+	0.269	5.748**
	中央値差		-0.181	-9.647**		0.156	7.496**
<i>SD</i> Δ <i>AR</i>	平均値差	-	0.076	1.936	+	0.081	2.001*
	中央値差		0.127	4.310**		0.054	3.280**
<i>SD</i> Δ <i>AP</i>	平均値差	+	0.121	3.196**	-	0.163	4.006**
	中央値差		0.104	5.097**		0.066	4.904**
<i>SD</i> Δ <i>DEP</i>	平均値差	+	0.085	1.904	-	-0.265	-5.434**
	中央値差		0.082	3.083**		-0.227	-7.553**

注) 各個別発生項目の定義は図1を参照されたい。

Δ FY1980 = FY1980 - FY1979, Δ FY1981 = FY1981 - FY1980, Δ FY1998 = FY1998 - FY1997, Δ FY1999 = FY1999 - FY1998で、各個別発生項目の前年度との差を表している。*SD* Δ *AP*、*SD* Δ *DEP*は会計発生高の計算式におけるマイナス項目であるため、予想符号が逆になる。

平均値差の検定には対応のある t 検定、中央値差の検定には Wilcoxon 符号順位検定を用いている。

* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

本節の結果は、税率変更というイベントでは、一般的に経営者が操作しやすいとされる掛売、掛仕入以外の手段で利益調整行動が行われており、またそのような手段として棚卸資産が用いられた可能性があることを示唆するものと思われる。

6. 追加検証

6.1 1989年度税制改正

本節までで取り扱った、1981年度法人税率引上げと1999年度法人税率引下げという2つの税制改正では、法人税率が全ての企業で一律に変更されている。しかしながら、1989年度税制改正は、変更税率が企業によって異なるという特殊なものであった。

わが国では、1989年度まで課税所得の配当分

への二重課税を調整するために配当軽減制度が設けられており、内部留保分よりも10%程度低い税率が適用されていた。1989年度の税制改正ではその一本化を目的として、課税所得のうち内部留保分に対する税率を2年間で42%から37.5%へ引下げ一方で、配当分に対する税率は32%から37.5%へ引上げるといった措置がとられた。表7は、1989年度の税制改正までの実効税率およびその構成項目の推移を示しているが、課税所得の内部留保分と配当分でその変化が異なっていることがわかる。

つまり1989年度税制改正では、課税所得に占める配当分の割合が低い企業にとっては税率引下げとなったが、配当分の割合が高くなるほど税率引下げ幅は小さくなり、配当割合が45%を超えるような高配当企業の場合には、むしろ税率引上げ

表7 1989年度税制改正における実効税率およびその構成項目の推移

会計年度	法人税率		住民税率 (%)	事業税率 (%)	実効税率 (%)
	留保分 (%)	配当分 (%)			
FY 1981~1983	42.0	32.0	17.3	12.0	51.56
FY 1984~1986	43.3	33.3	17.3	12.0	52.92
FY 1987~1988	42.0	32.0	17.3	12.0	51.56
FY 1989	40.0	35.0	17.3	12.0	51.04
FY 1990	37.5	37.5	17.3	12.0	49.99

注) 会計年度は表記されている年の4月1日から翌年の3月31日までの期間を表している。

課税所得の内部留保分と配当分に対する異なる法人税率は1990年度に統合された。

実効税率 = {法人税率 × (1 + 住民税率) + 事業税率} / (1 + 事業税率) なお実効税率は、配当性向30%で計算している。

太字は本研究の調査対象となった会計年度を表している。

となってしまったのである¹⁴⁾。2.1節でも述べたように、Lopez *et al.* (1998)による米国の先行研究では、税率引下げ幅の大きい企業ほど利益調整による節税をより積極的に行うという結果が報告されている。そこで、本節の追加検証では、わが国の1989年度税制改正という特殊なイベントを用いて、企業によって異なる変更税率が利益調整行動に与える影響を検証する。

6.2 異なる変更税率が与える影響

6.2.1 検証モデルとサンプル

検証モデルは、Guenther (1994) および Lopez *et al.* (1998) に基づくもので、以下の回帰式で表される。

$$\Delta SDA88_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DPR_{i,t} + \alpha_2 ROA_{i,t} + \alpha_3 SHARE_{i,t} + \alpha_4 DEBTR_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

ただし、 $\Delta SDA88$ = Forward Looking モデルによって算出された、税率変更直前期1988年度の裁量的発生高の対前年度差、 DPR = 支払配当比率 (配当金総額を税引前当期純利益で除したものの1986~1988年度の3年間平均)、 ROA = 総資産事業利益率、 $SHARE$ = 安定株主比率 (上位10大株主の保有株数を発行済株式総数で除したものの)、 $DEBTR$ = 負債比率、 $SIZE$ = 企業規模 (総資産の自然対数値) を表している。

企業ごとに異なる税率変更幅を捉えるために、配当金総額を税引前純利益で除した DPR を説明変数に加えている。すなわち、 DPR が低い企業ほど税率引下げ幅が大きく、変更直前期に利益減少型の利益調整を行うことによって節税の恩恵をより大きく享受できるのである。従って、税コスト仮説からは DPR の係数が正であることが予想される。また Guenther (1994) や Lopez *et al.* (1998) 等に基づいて、企業業績や財務報告コストの影響をコントロールするために、 ROA 、 $SHARE$ 、 $DEBTR$ 、 $SIZE$ をコントロール変数として加えている。被説明変数としては、税率変更直前期の裁量的発生高の対前年度変化額を Forward Looking モデルによって算定したものをを用いている。

サンプルは、4節と同じ基準で選択しており、裁量的発生高のパラメータ推定期間は1983~1987年度までの5年間、調査期間は税率変更直前期の1988年度である。これらの基準による最終サンプル数は973社であった。なお調査期間が税率変更直前期の1988年度のみであるのは、表7にもあるように、わが国の1989年度税制改正が2年連続の減税であるために税率変更初年度である1989年度の企業の節税行動の予想がつかないからである¹⁵⁾。

表8 回帰モデルの各変数間のピアソン相関係数

	$\Delta SDA88$	DPR	ROA	$SHARE$	$DEBTR$	$SIZE$
$\Delta SDA88$	1.000					
DPR	0.079	1.000				
ROA	0.057	-0.268	1.000			
$SHARE$	0.086	-0.020	-0.056	1.000		
$DEBTR$	-0.025	0.262	-0.106	-0.083	1.000	
$SIZE$	0.008	0.278	-0.120	-0.134	0.368	1.000

注) $\Delta SDA88$ = Forward Looking モデルによって算出された、税率変更直前期1988年度の裁量的発生高の対前年度差、 DPR = 支払配当比率（配当金総額を税引前当期純利益で除したものの1986～1988年度の3年間平均）、 ROA = 総資産事業利益率、 $SHARE$ = 安定株主比率（上位10大株主の保有株数を発行済株式総数で除したものの）、 $DEBTR$ = 負債比率、 $SIZE$ = 企業規模（総資産の自然対数値）を表している。

表9 回帰モデルの推定値

従属変数	定数項	DPR	ROA	$SHARE$	$DEBTR$	$SIZE$	$Adj.R^2$	観測値数
$\Delta SDA88$	-0.555	1.180	2.600	0.572	-0.411	0.014	0.018	960
(t 値)	(-1.47)	(3.08)**	(2.27)*	(2.34)*	(-1.29)	(0.49)		

注) 変数の定義は表8を参照されたい。

各セルの上段は係数推定値、下段括弧内はWhiteの標準誤差に基づく t 値を示している。

異常値の影響を除くためにスチューデント化された残差が3以上の観測値は除去している。

* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

6.2.2 検証結果

表8は、検証モデルの変数間のピアソン相関係数を示している。 DPR と $\Delta SDA88$ の相関係数は0.079と、予想通り正の相関があることがわかる。次に、検証モデルの推定結果が表9で示されている。 DPR の係数推定値は1.180と正であり、またこの推定値は1%水準で統計的にも有意である。このことは、利益に占める配当分の割合が低い低配当企業ほど1989年度税制改正による税率引下げ幅が大きく、減税の恩恵を大きく享受できるので、変更直前期により積極的に利益減少型の利益調整を行っていることを意味している。

コントロール変数では、 ROA と $SHARE$ が5%水準で正に有意である。 ROA の係数が正に有意であるのは、企業業績と裁量的発生高との関連を調査しているDechow *et al.* (1995)やKothari *et al.* (2005)の結果と整合的である。一方、

$SHARE$ の係数は、財務報告仮説からは負の値をとることが予想されており、表9の結果は財務報告仮説の予想と一致していない。

7. おわりに

税コスト仮説は、企業は税コストを最小化するような利益調整行動をとると主張している。先行研究では、税率引下げに限りそのような行動を確認していたが、税率引上げも含めた包括的な調査は行われておらず、またその具体的な方法も明らかではなかった。

そこで本論文では、最初に、1981年度税制改正による法人税率引上げと1999年度税制改正による法人税率引下げの両方のイベントを対象として、税コスト仮説の検証を行っている。結果は、企業は税率引上げ直前期には利益増加型、逆に税

率引下げ直前期には利益減少型の利益調整を行っていた。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利益調整をより積極的に行っていることが明らかになった。これらの結果は、企業が税率変更柔軟に対応して節税を行っていることを示しており、税コスト仮説を支持する強い証拠であるといえる。

次に利益調整の具体的な方法についての知見を得るために、個別発生項目による検証を行ったところ、棚卸資産について企業の節税行動と整合的な動きが観察された。これは、企業が生産量を意図的に調整して、固定製造費の一部を棚卸資産に吸収させたり吐出させたりすることによって利益調整を行っている可能性を示唆するものである。

〔注〕

- 1) 実際に税率変更が確定するのは、税率変更の前年度12月に公表される税制改正大綱によってである。
- 2) ただしこれは、企業には普段から課税繰延べのインセンティブがあり、それが税率変更時には相対的に変化するという意味である。
- 3) 会計発生高モデルの変遷やその詳細については、岡部(2004)および太田(2007)を参照されたい。
- 4) 税率変更は他の年度についても行われている。しかしながら、(i)リサーチデザインの問題として、税率変更年度以前に税率が一定である期間がある程度の長さが必要である、(ii)税率変更幅の大きさと企業の利益調整の大きさには正の相関があるとされており(Lopez *et al.* 1998)、変更幅の大きいイベントのほうが調査に適している、(iii)基本税率は引下げであるが配当軽減税率は引上げである場合には、配当性向によって増税となるか減税となるかが異なる(これについては6節の追加検証を参照されたい)、などの理由により調査対象から外している。
- 5) 修正Jonesモデルについては、Dechow *et al.* (1995)に基づいて、パラメータ推定には ΔREV を用い、非裁量的発生高の予測に際しては ΔREV から ΔAR を差し引いている。
- 6) 裁量的発生高の代表的な推定方法としては、企業ごとに時系列で推定する方法と、企業を業種別に分類してクロスセクションで推定する方法の二種類がある。しかしながら本研究は、法人税率変更という全ての企業に影響を与えるイベントに関する研究であるので、同年度同業種でサンプルとノンサンプル企業の存在が必要なクロスセクションによ

る推定は不可能である。また時系列による推定も、法人税率変更は頻繁に行われるので、十分な期間のデータが確保できない。そこで本論文では、業種ごとに、パネルデータを用いて、各企業の裁量的発生高を推定している。時系列による推定では、モデルの定数項および他の説明変数の係数は各企業によって異なるが、業種別クロスセクションによる推定では、各業種に属する全ての企業について同じである。本論文で用いる業種別パネル推定は、定数項は各企業によって異なるが、他の説明変数の係数は各業種に属する全ての企業について同じであるので、いわば時系列推定と業種別クロスセクション推定の折衷法であるといえる。

- 7) 裁量的発生高は予測誤差であるので、その標準化に用いられる標準偏差 σ は次の式で推定される。 $\sigma = s\sqrt{1 + x_p'(X'X)^{-1}x_p}$ 、ただし s = 残差の標準偏差、 x_p = 予測期間の独立変数のベクトル、 X = 推定期間の独立変数の行列である。本論文では、 σ 推定の計算が煩雑であるので簡便法として s で代替している。
- 8) 全会計発生高の非裁量的部分を推定する会計発生高モデルについては、修正JonesモデルやForward Lookingモデルといったモデルが一般的に認知され広く用いられているが、個別発生項目の非裁量的部分を推定するモデル、すなわち個別会計発生高モデルについては、現在の段階では決定的なものが存在しない。従って、個別発生項目の裁量的部分の算定についてもアドホックなものとなっている。例えば、売上債権の変動に関する個別会計発生高の裁量的部分として、Marquardt and Wiedman (2004)では、今期の売上債権から前期の売上債権に今期の売上高成長率を乗じたものを差し引いた残りの部分を、Chan *et al.* (2006)では、今期の売上債権から、過去5年間の売上債権と売上高の平均比率に今期の売上高を乗じたものを差し引いた残りの部分を用いている。
- 9) なお税率引き下げに関しては、1998年度についても減税であったという事実を考慮して、パラメータ推定期間を1991~1996年度までの6年間、調査期間を1997~1999年度の3年間としての検証も併せて行っている。しかしながら、1998年度の裁量的発生高が最も低くなるという結果に変わりはない。
- 10) 本論文では、サンプル抽出において繰越欠損金の有無を区別していないが、繰越欠損金のある企業とない企業とは税コストへのインセンティブが異なる。そこで、鈴木・岡部(1998)の方法で、繰越欠損金の存在が疑われる企業を除いた検証も併せて行っているが、得られた結果にほとんど差が見られなかったため、本論文では繰越欠損企業の存在を無視している。
- 11) 減価償却費の裁量的部分($SD\Delta DEP$)については、他の個別発生項目に比べて数値が小さく年度間による変動もほとんど無かったため図1から割愛している。
- 12) それ以外にも、棚卸資産を用いた他の利益調整方法としては、期末棚卸資産評価の操作などが考えられる。
- 13) 棚卸資産の変動については、利益調整による説明以外にも、マクロ経済的理由による企業の在庫調整が考えられる。す

なわち企業は、好況時には棚卸資産を増加させ、不況時には棚卸資産を減少させる傾向がある。一方、政府は、好況時には税率を上げ、不況時には税率を下げる傾向がある。従って、図1の棚卸資産の動きは、企業の利益調整によるものではなく、企業のマクロ経済的理由による在庫調整と、政府のマクロ政策的動機による税率変更とが、偶然に一致した結果によるものかもしれないということが考えられる。

- 14) なお、企業全体では減税となっており減税規模は1兆8,000億円であった。
- 15) 米国における1986年税制改正も2年連続の減税であったので、本論文の先行研究であるGuenther (1994)とLopez *et al.* (1998)においても、やはり税率変更直前期の企業の利益調整行動にのみ焦点を当てている。そして税率変更期の企業の利益調整行動には全く有意な結果を得ていない。本研究でも税率変更期である1989年度について同様の検証を行っているが、全く有意な結果が得られておらず本文から省略している。

〈参考文献〉

- Beneish, M., 2001. Earnings Management: A Perspective. *Managerial Finance* 27 (12), 3-17.
- Bushee, B., 1998. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. *The Accounting Review* 73 (3), 305-333.
- Chan, K., Chan, L., Jegadeesh, N., Lakonishok, J., 2006. Earnings Quality and Stock Returns. *Journal of Business* 79 (3), 1041-1082.
- Dechow, P., Richardson, S., Tuna, I., 2003. Why Are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation. *Review of Accounting Studies* 8 (2-3), 355-384.
- Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A., 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 (2), 193-225.
- DeGeorge, F., Patel, J., Zeckhauser, R., 1999. Earnings Management to Exceed Thresholds. *Journal of Business* 72 (1), 1-33.
- 榎本正博, 2003. 「裁量的会計発生高と将来株式リターンの関連について—運転資本会計発生高を中心とした分析—」静岡大学『経済研究』第7巻3-4号, 145-168.
- Guenther, D., 1994. Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes: Evidence from the 1986 Tax Reform Act. *The Accounting Review* 69 (1), 230-243.
- Healy, P., 1985. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (1-3), 85-107.
- Healy, P., Wahlen, J., 1999. A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting. *Accounting Horizons* 13 (4), 365-383.
- 居林次雄, 1998. 「実現する法人税率の引下げ—課税ベースの拡大で減税帳消し—」『法律の広場』第50巻第2号, 64-65.
- Jones, J., 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2), 193-228.
- Kothari, S., Leone, A., Wasley, C., 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1), 163-197.
- 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), 37-56.
- Marquardt, C., Wiedman, C., 2004. How Are Earnings Managed? An Examination of Specific Accruals. *Contemporary Accounting Research* 21 (2), 461-491.
- Maydew, E., 1997. Tax-Induced Earnings Management by Firms with Net Operating Losses. *Journal of Accounting Research* 35 (1), 83-96.
- McNichols, M., Wilson, P., 1988. Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts. *Journal of Accounting Research* 26 (Supplement), 1-31.
- 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』第59巻第4号, 114-120.
- 岡部孝好, 2004. 「裁量的会計行動研究における総発生処理高アプローチ」神戸大学大学院経営学研究科Discussion Paper Series 2004. 14.
- 奥村雅史, 2006. 「報告利益の裁量的決定—実証的研究の動向と課題—」『証券アナリストジャーナル』第44巻第5号, 7-17.
- 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 (Supplement), 161-185.
- 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」『産業経理』第58巻第1号, 54-66.
- 首藤昭信, 2005. 「利益調整研究の新展開」『専修大学会計学研究所報』第12号, 1-47.
- Thomas, J., Zhang, H., 2002. Inventory Changes and Future Returns. *Review of Accounting Studies* 7 (2-3), 163-187.
- 渡辺智之, 2005. 『税務戦略入門』東洋経済新報社.