

経営者予想の誤差と価値関連性

日本ディスクロージャー研究学会
第5回研究大会
於 青山学院大学

本日のアジェンダ

- 経営者の業績予想
- 研究背景
- 先行研究
- 回帰式
- 結果
- まとめ

経営者の業績予想

東証をはじめ、日本の証券取引所は上場企業に対し、1会計年度に本決算・中間決算時に、経営者に次期の業績予想を提示することを要求する。

さらに、上場有価証券の発行者の会社情報の適時開示等に関する規則の第5条によると、実現値または、改訂後の予想値が改訂前より以下の基準を超える場合、経営者は業績予想の修正を適時に開示しなければならない。

- (1) 売上高基準： ・ 10%以上の差
- (2) 営業利益基準： ・ 30%以上、かつ改定額が純資産の5%以上の場合
- (3) 経常利益基準： ・ 30%以上、かつ改定額が純資産の5%以上の場合
- (4) 純利益基準： ・ 30%以上、かつ改定額が純資産の2.5%以上の場合

東証によれば、東証上場企業の96.2%が予想値を開示している。

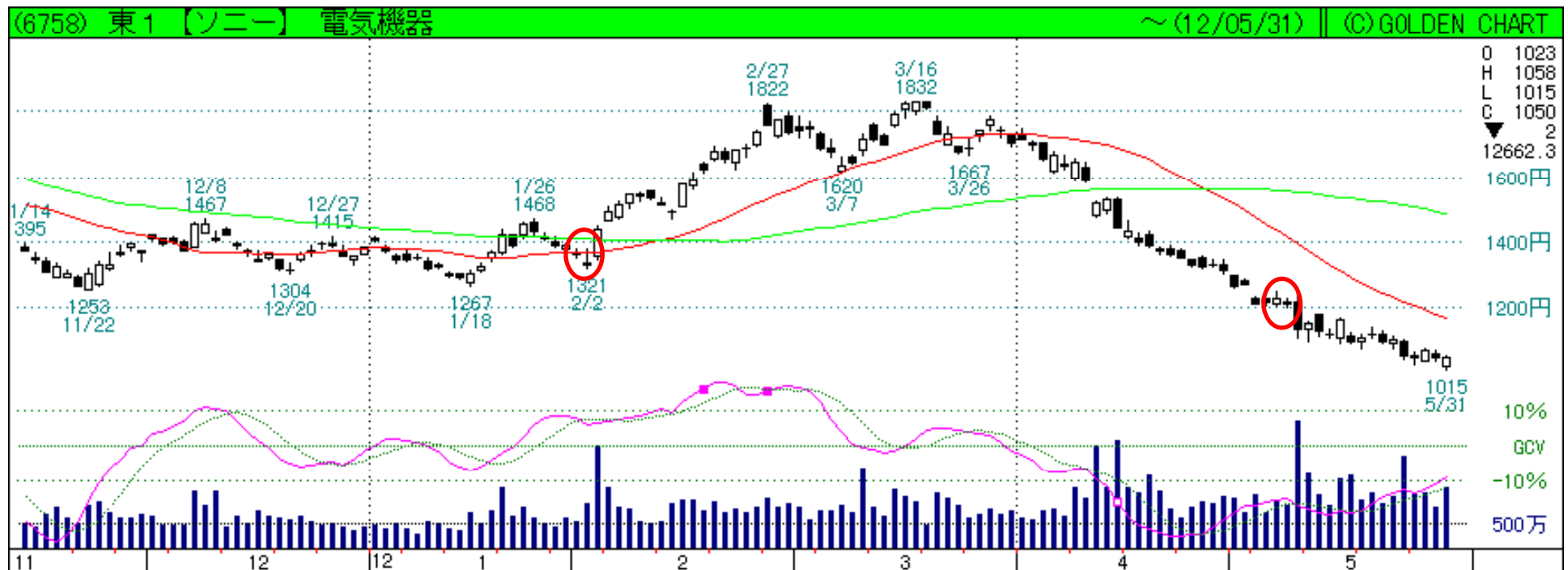
研究背景

任天堂株式会社が2012/1/26に2012年3月期の連結業績予想を下方修正した。(Δ200億→Δ650億)

一方、2012年3月期の当期純利益の実績はΔ432億



任天堂株式会社が2012/2/2に2012年3月期の連結業績予想を下方修正した。(Δ900億→Δ2,200億)
 一方、2012年3月期の当期純利益の実績はΔ4,566億



本研究の目的

経営者予想の開示戦略が企業の株価にどのような影響を与えるのかを明らかにする。

経営者予想の誤差

定義：利益の実現値と最終予想値の差である。

2000～2010年に経営者予想利益が決算利益と一致する(経営者予想の誤差がゼロ)データはわずか6%

当期利益と経営者予想利益の差が30%以上(経営者予想の誤差が30%以上)のデータは11%

ラチェット効果

Feltham et al.(2006)などの研究によると、経営者が報酬契約を再交渉できるような状態において、経営者は最終的に報酬が最大化になるように意図的に1期目に手を抜き、株主が2期目の業績に対する期待を下げる。

そして、2期目に、株主の期待より高い業績を実現することによって、最終的に手を抜かなかった場合より高い報酬を受け取る。

意図的に株主の期待を下げ、その後株主の期待より高いパフォーマンスを実現し、報酬を高くする効果

先行研究

Degeorge et al.(1999)では、経営者が特定の利益ベンチマークをどの順番で優先しているかを分析する。

損益ゼロ→前期利益→アナリスト予想値の順番で優先していることを明らかにした。

須田・花枝(2008)のサーベイ調査では、日本の経営者は自らの業績予想値を最重視する傾向があり、アナリストの利益予想値を重視する答えた経営者は少なかった。

太田(2002)は1979～1999年のデータを用いて、経営者予想利益の価値関連性を調べた。

株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の3つの変数の中で経営者予想利益の価値関連性がもっとも高い。

Soffer et al.(2000)によると、利益の実現値と予想値の差を5段階に分類し、経営者予想の誤差が大きく計上した企業の株式に超過リターンがある。

浅野(2009)は経営者の業績予想行動、経営者の業績予想に対する市場の評価について分析を行った。

(1)決算発表時点で経営者予想の誤差がマイナスになることを回避するインセンティブがある。

(2)期中に業績予想を下方修正し、経営者予想の誤差がプラスになるような行動では見抜かれる。一方、裁量的アクルールにより、経営者予想の誤差がプラスになるような行動では十分に見抜かれない。

回帰式

$$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_4 \text{YEAR2002} - 2010_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$MVE_{i,t}$: 企業iのt期の決算発表日の時価総額

$B_{i,t}$: 企業iのt期の株主資本の簿価

$E_{i,t}$: 企業iのt期の当期純利益

$MFE_{i,t}$: 企業iのt期の純利益と直近の純利益の予想値との差

データ

2000～2009年度(2001年3月期～2010年3月期)金融業界を除く
経営者予想が取得できる

サンプルサイズ: 10,137 firmyears

経営者予想利益が決算利益と一致するデータ: 22件

経営者予想利益が決算利益より高いデータ(負の誤差): 5,116件

経営者予想利益が決算利益より低いデータ(正の誤差): 4,999件

記述統計

変数	サンプルサイズ	最小値	中間値	平均値	最大値
$MVE_{i,t}$	10,137	543	146893	31610	2582773
$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10,137	0.000	0.756	1.189	4.970
$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10,137	0.000	0.836	1.332	5.625
$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10,137	-0.912	-0.002	0.080	0.990
$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10,137	-2.729	-0.002	-0.038	2.580

相関表

	$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$
$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	1.000			
$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.417	1.000		
$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.397	0.524	1.000	
$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.163	0.395	0.454	1.000

結果

切片	$\frac{B_{1,t}}{MVE_{1,t-1}}$	$\frac{E_{1,t}}{MVE_{1,t-1}}$	$\frac{MFE_{1,t}}{MVE_{1,t-1}}$	Adj. R2	サンプルサイズ
-0.946	0.004	0.004	0.006	0.173	10,137
(-2.153)	(25.041)	(3.494)	(3.036)		
**	***	***	***		

年度別

年	切片	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	Adj.R2	N
2001	-2.094 (-5.056)***	0.007 (14.542)***	-0.002 (-2.978)***	0.003 (4.178)***	0.1952	686
2002	-2.29 (-9.671)***	0.005 (31.499)***	0.001 (1.22)	0.002 (2.715)**	0.1966	965
2003	-1.519 (-2.725)***	0.000 (5.323)***	0.007 (4.773)***	-0.002 (-2.235)**	0.1806	974
2004	-0.575 (-1.137)	0.001 (9.570)***	0.002 (1.913)*	-0.004 (-2.581)**	0.171	1025
2005	-0.163 (-0.276)	0.001 (9.681)***	0.001 (1.936)*	0.002 (1.743)*	0.1704	1054
2006	0.153 (0.151)	0.001 (12.616)***	0.001 (2.268)**	-0.001 (-1.641)	0.1644	1065
2007	-0.448 (-0.439)	0.001 (9.500)***	0.001 (1.742)*	0.001 (1.859)*	0.1366	1053
2008	-0.008 (-0.005)	0.000 (4.548)***	0.000 (2.028)*	-0.002 (-1.987)**	0.1218	1023
2009	-1.609 (-1.552)	0.001 (2.076)**	0.001 (1.388)	0.000 (1.401)	0.1372	1146
2010	-1.375 (-1.804)*	0.001 (9.786)***	0.002 (2.055)**	-0.003 (-2.433)**	0.1626	1146

回帰式

$$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_4 \text{INDLOW} \\ + \beta_5 \text{INDLOW} \times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_6 \text{YEAR2002-2010}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

INDLOW : 企業*i*の業績予想が業界平均より低いダミー

結果

切片	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	INDLOW	$INDLOW \times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	Adj. R2	サンプル サイズ
-1.072	0.004	0.009	0.007	-0.264	0.002	0.249	10,137
(-6.842)	(32.249)	(2.956)	(3.156)	(-2.354)	(2.792)		
***	***	***	***	**	***		

表7 モデル(2)の推定結果(年別)

年	切片	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	INDLOW	$INDLOW \times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	Adj. R2	サンプル サイズ
2001	-1.813 (-4.019)***	0.006 (13.701)***	-0.002 (-2.930)***	0.002 (3.591)***	-0.139 (-2.231)**	0.001 (2.083)**	0.149	383
2002	-2.881 (-9.520)***	0.006 (31.360)***	0.001 (1.155)	0.001 (2.193)**	-0.160 (-2.455)**	0.000 (1.676)*	0.265	394
2003	-1.371 (-2.411)**	0.000 (4.571)***	0.006 (4.001)***	-0.003 (-2.261)**	0.152 (-2.338)**	0.004 (2.887)***	0.282	373
2004	-0.392 (-1.802)*	0.001 (9.125)***	0.001 (1.830)*	-0.004 (-2.413)**	-0.235 (-2.541)**	0.005 (2.749)***	0.264	378
2005	-0.166 (-0.205)	0.001 (9.104)***	0.001 (1.884)*	0.001 1.763*	0.074 (1.348)	0.001 (1.905)*	0.256	361
2006	-0.927 (-1.986)**	0.001 (12.314)***	0.000 (2.263)**	-0.001 (-1.583)	-0.187 (-1.958)**	0.002 (3.866)***	0.258	460
2007	-0.016 (0.920)	0.001 (8.920)***	0.001 (1.670)*	0.000 1.583	0.000 (-0.046)	0.000 (1.997)**	0.243	435
2008	0.083 (0.727)	0.000 (3.824)***	-0.001 (-1.961)**	-0.002 (-2.024)**	-0.169 (-2.646)**	0.002 (2.294)**	0.211	418
2009	1.428 (-1.474)	0.000 (1.924)*	0.000 (1.296)	0.000 0.837	-0.328 (-2.616)**	0.000 (1.929)*	0.250	365
2010	-1.253 (-2.904)***	0.001 (9.717)***	0.001 (1.992)**	-0.003 (-2.294)**	-0.112 (-1.542)	0.003 (2.455)**	0.271	460

まとめ

本研究は経営者の予想利益と当期利益の差である経営者予想の誤差の価値関連性について分析を行った。

株主は経営者予想の誤差を評価する点では先行研究の結果とは整合的である。

先行研究では、経営者が期中に業績予想の下方修正により経営者予想の誤差がプラスになるような行動が株主に見抜かれる。一方、本研究では業界平均より低い業績予想により経営者予想の誤差がプラスになるような行動が株主に評価される。

ご清聴ありがとうございます

経営者予想の誤差と価値関連性

黄耀偉

1. はじめに

東証をはじめ、日本の証券取引所は上場企業に対し、経営者に次期の業績予想をその提示することを要求している。その結果、日本の上場企業は年次決算短信と中間決算短信の2度にわたり、次の決算に対する経営者の業績予想を公表されるようになる。また、上場有価証券の発行者の会社情報の適時開示等に関する規則の第5条(予想値の修正等)によれば、上場企業の売上高、営業利益、経常利益又は純利益について、公表された直近の予想値に比べて当該上場会社が新たに算出した予想値又は当連結会計年度の決算における差異(投資家の投資判断に及ぼす影響が重要なものとして基準に該当するものに限る)が生じた場合は直ちにその内容を開示しなければならない。売上高基準の場合では10%以上増減とし、利益基準の場合では30%以上増減とする。この規定により、重要事実である基準を超える場合、経営者は業績予想の修正を適時に開示しなければならない。

つまり、日本企業は決算短信による定期的に2回の経営者予想以外に、不定期に業績予想の修正を開示している。

これは米国をはじめ、他の国に例に見ないほど予想情報が開示される仕組みであり、東証によれば、東証上場企業の96.2%がこれらの予想値を開示している。こうした点から見ると、日本企業の経営者による業績予想は有用な投資判断情報として利用されているとあって良いであろう。

また、企業の業績予想について投資家が利用する情報は主に経営者予想とアナリスト予想である。経営者予想とは、企業の経営者が開示する自社の次期の業績への見通しであり、アナリスト予想は証券アナリストが独自の調査によって作成された予想である。前述したように日本市場の特徴によって、経営者予想利益は投資家にとって極めて重要かつ有用な投資判断情報である。また、本稿の目的は経営者予想利益と実際の報告利益の差が株価にどのように影響を与えるのかを検証するため、経営者予想と報告利益の差である経営者予想の誤差と価値関連性を分析する。

経営者予想利益と実際の報告利益の差が株価に影響を及ぼす理由の1つはラチェット効果であると考えられる。

ラチェット効果について、Feltham et al. (2006)によると、経営者が報酬契約を再交渉できるような状態において、経営者は1期間目に払う努力を低くし、株主が次期の業績に対す

る期待値を意図的に下げる。そして、2 期目株主の期待より高いパフォーマンスを出すことによって、ボーナスなど通常より高い報酬をもらう。このように、株主の事前の期待値を下げ、そして、利益の実現値が期待値より高いことによって、1 期間目に払う努力を低くしなかったより高い報酬を受け取ることになる。上記の効果をラチェット効果という。

Feltham et al. (2006)をはじめ、多くの先行研究は一般的に前期の業績の実現値を次期業績への期待値の代わりとして使用している。それは前述したように、米国をはじめ、日本以外の国において、企業の経営者による業績予想が要求されていない。一方、日本企業の経営者による業績予想は有用な投資判断情報として利用されている。そのために、本稿では企業の前期の利益の実現値ではなく、直近の経営者による利益の予想値を用いて、経営者が意図的に企業の業績を低く開示し、投資家の事前期待値を下げることによって、決算時の利益の実現値を良く見せることによって、株価を上昇させることになるかどうかを検証する。

本稿は太田(2002)をはじめ、先行研究に倣い、経営者予想の誤差の価値関連性を調査する。以下、2 章では先行研究について示し、3 章ではサンプルと検証方法および分析結果について説明し、そして、4 章で本稿のまとめおよび限界、課題について述べる。

2. 先行研究

経営者予想の実証研究では、経営者による予想値と利益の実現値の差について、Soffer et al. (2000)によると、利益の実現値と予想値の差を 5 段階に分類し、経営者予想の誤差が大きく計上した企業の株式に超過リターンがある。また、Kaszniak(1999)、須田・首藤(2001)では、利益の実現値が経営者による予想値より下回ると、経営者は正の裁量的アクルールをとるように利益に正のバイアスをかける。さらに、太田(2002)では 20 年間の上場企業のデータを用いて、株主資本簿価、報告利益、経営者予想利益の 3 つの変数の中で経営者予想利益の価値関連性が最も高く、報告利益は経営者予想利益の存在する下ではほとんど価値関連性を持たないことを指摘した。

一方、理論的研究について、Beyer(2009)は 2 期間の理論モデルを用いて、マネージャーである企業の経営者の最適な利益予測戦略を分析した。モデルの中に経営者予想の誤差の二乗項を企業のリスクの指標として用いた。経営者予想の誤差の二乗項が株価を下げる効果を持つと考えた。佐藤(2006)により、「会計の重要なサービス機能には、他の情報源の正確性をチェックする役割である。」ここでは、報告利益である会計情報が他の情報源である経営者予想の正確性をチェックし、その誤差が大きくなると、株価を下げる効果を持つと考える。一方、経営者がラチェット効果を用いて、高い報酬をより簡単に受け取るような報酬契約を再交渉する。

経営者予想についての研究は多く存在しているが、経営者予想と報告利益の差である経営者予想の誤差についての研究があまりなく、本稿では経営者予想の誤差と価値関連性を分析することによって、経営者の情報開示戦略を分析する。

3. サンプルと検証方法

3.1 サンプル

本稿の分析対象は、2000年度から2009年度金融(銀行・証券・保険)を除く全上場企業で、経営者予想が取得可能な企業である。経営者予想は中間決算発表以降に業績予想の修正を行った企業であれば修正後の値を使用し、修正を行わなかった企業は中間決算短信の予想値を使用する。サンプルサイズは10,439である。分析では企業の決算報告の日の時価総額を利用している。本稿で使用している経営者予想のデータは日経メディアマーケティング株式会社の「日経 NEEDS-FinancialQuest データベース」から、連結財務データおよび株価は、日経メディアマーケティング株式会社の「日経 NEEDS:社会科学情報検索システム」から入手している。また、外れ値が回帰分析に与える影響を考慮するために、各変数について、平均値±(3.25×標準偏差)の範囲外にあるデータをサンプルから排除した。

本稿で用いた変数の基本統計量は表1に示してある。3.3で詳しく説明する。

3.2 検証方法

価値関連性の検証について、Ohlson(2001)、太田(2002)に倣い、企業価値を被説明変数とし、株主資本簿価、報告利益、経営者予想の誤差の3つの説明変数に回帰する。また、コントロール変数として、年度ダミー(YEAR2002-2010)をモデルに加え、推定を行う。回帰式は以下に示す。

$$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_4 YEAR2002 - 2010_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

各変数について、説明する。まず、非説明変数である企業価値 $MVE_{i,t}$ は*i*企業の*t*期の決算発表日の時価総額である。先行研究では*t*期末の3ヵ月後の株価を用いたが、本稿では、企業の決算発表日の時価総額を用いている。その理由として、企業の決算以外のイベントの効果を最小化するためである。また、株式分割などの影響を受けない各企業の時価総額を使用する。

説明変数について、 $B_{i,t}$ は t 期の株主資本の簿価である。 $E_{i,t}$ は i 企業の t 期の当期利益の実現値である。 $MFE_{i,t}$ は経営者予想の誤差であり、利益の実現値と予想値の差である。経営者は株主が次期の業績に対する事前期待を低くなるように誘導し、次期の業績目標が容易に達成できるように、経営者予想を低めに抑制する行動を動機づけることがある。また、モデルに含まれる全ての変数の規模の調整を行うために $t-1$ 期の決算発表日の翌日の時価総額で割っている。さらに、年度による影響をコントロールするために、前述した3つの説明変数に年度ダミー変数(YEAR2001-2010)をモデルに加えた。

3.3 分析結果

まず、表1はモデルの変数の記述統計を示している。特に注目したいのは経営者予想の誤差では、その平均値および中間値はそれぞれ-0.038と-0.002であり、共にマイナスである。全データの中に経営者予想の誤差の値がマイナスのデータの数 は 5,116 であり、約 50.5%に占める。また、平均値が中間値より小さいことから、利益の実現値より予想値を高く開示する経営者もいることが分かる。現状として、ラチェット効果を期待し、予想値を低く開示する経営者が少ないことを意味している。

表3でまとめた変数間のピアソン相関係数を見ると、3つの説明変数はいずれも株価と正の相関が見られる。時価総額と株主資本の簿価の相関係数が最も高く、0.417である。一方、経営者予想の誤差との相関が最も低く、0.163しかない。さらに、株主資本の簿価と当期利益の相関係数は0.524である。説明変数間の相関が疑われるが、多重共線性の程度を示す指標である VIF (Variance-Inflation Factor) はすべてベンチマークを下回った¹。以下、分析結果をもとに仮説の検証を行う。

表2の分析結果から、モデルの調整済み R^2 は先行研究と比べてかなり低いことが分かる。それは技術革新などによって投資家が昔より簡単に企業の情報を得られることによって相対的に決算発表の結果が株価に対する増分説明力が低下していると考えられる。

モデルの結果について、まず、3つの説明変数はともに正に1%水準で有意である。その中に説明力が最も高いのは株主資本の簿価であり、当期利益と経営者予想の誤差の説明力は同程度である。この結果は先行研究の結果と整合的である。

次に、経営者予想の誤差について、詳しく説明する。経営者予想の誤差が企業の時価総額に対し、正に1%水準で有意である。つまり、経営者予想の誤差が大きくなると、企業の時価総額も高くなる。その理由の1つは上記したラチェット効果であると考えられる。経営者予想の値を低く開示することによって、株主が企業の次期の業績に対する事前期待値を下げる。そして、決算発表時の業績を株主の事前期待よりも良い業績を発表し、株価が反応する。しかし、表4で示している年別の推定結果を見ると、経営者予想の誤差は企業の時価総額に対

し、必ずしも有意に説明できていない。表4の結果から、株主資本の簿価は持続的に企業の時価総額に対し正に有意である。しかし、経営者予想の誤差は企業の時価総額に対し、正に有意の場合もあれば、負に有意の場合もある。この現象を説明するために以下のモデルを追加する。

$$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_4 \text{INDLOW} + \beta_5 \text{INDLOW} \times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}} + \beta_6 \text{YEAR2002} - 2010_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

モデル(1)にダミー変数INDLOWとそのダミー変数と経営者予想の誤差のインタラクシオン項を追加した。ダミー変数INDLOWは企業*i*の*t*期の経営者予想値が業界平均より低い場合に1、そうでない場合に0とする。なお、本稿では東証の業種を用いて業界平均を算出する。ダミー変数INDLOWが1の4,027firmyearsである。全データの約40%である。また、係数ダミー変数INDLOW $\times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$ の平均値は-0.004である。モデル(2)の変数間の相関は表5でまとめた。定数項ダミーのINDLOWと企業の当期利益、係数ダミーとの相関係数がマイナスである。業界平均より低い経営者予想を開示した企業の当期利益および経営者予想の値は高い予想値を開示している企業より低い。

モデル(2)の結果を表6と7でまとめた。係数ダミーのINDLOW $\times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$ に注目してほしい。

まず、表6の結果から業界平均より低い経営者予想を開示した企業のほうの経営者予想の誤差が高く開示した企業よりも株価を有意に説明している。また年度別で回帰分析した結果から見ても有意になっている年が多い。さらに、すべての年度の β_3 と β_5 の合計が正ⁱⁱである。つまり、経営者が業界の平均より低い利益予想を開示し、株主が次期の業績に対する期待が低くなるように誘導し、その後、株主の期待より良い業績を決算発表することによって、株主に良いサプライズを与える。

一方、本稿のデータでは、経営者予想をマイナスに開示した企業の次期の当期利益がマイナスになる場合がほとんどである。さらに、その後の当期利益の値は経営者予想値より低いことが多い。それ利益平準化として考えられる。まず、経営者が次期に損失が出ることを予想したとき、本当の予想値より小さい損失の経営者予想を開示する。そうすることによって、投資家に次期の業績がマイナスであることを認識させる。さらに複数回の適時開示を行い、経営者予想を少しずつ損失の実現値になるように情報を更新する。このような開示によって、

株価の暴落を阻止する。

4. まとめおよび限界

本稿では経営者の予想利益と当期利益の差である経営者予想の誤差の価値関連性を調査することによって、経営者予想の開示行動を分析する。本分析から、経営者予想の誤差は株価と価値関連性がある。特に、業界平均より低い経営者予想を開示した企業が決算発表時に経営者予想より高い利益を計上すると、株価にそれを反応することが分かった。株主はラチェット効果によって、経営者予想の誤差を評価することが分かった。それは Soffer et al. (2000) の結果と整合的である。しかし、経営者予想の誤差の価値関連性は株主資本簿価と当期利益より低い。

この理由について、ラチェット効果を利用し、経営者予想の誤差を用いて、企業の決算時の業績を良く見せることはあくまでも経営者の開示戦略の1つに過ぎない。例えば、須田・首藤(2001)が指摘したように経営者は経営者予想に近づけるように利益調整を行い、報告利益と予想利益との差がないように裁量的アクルーアルを計上する。このような利益調整行動も経営者の開示戦略であると考えられる。さらに、開示戦略は企業の真の業績に影響を与えないために、株主資本の簿価や当期利益である財務情報と比べると、株価、時価総額に対する説明力が低いことは当然かもしれない。

一方、経営者予想の誤差を変数としてモデルに追加しても、株主資本簿価と報告利益の増分説明能力が著しく減少するのではなく、価値関連性に与える影響はそれとも大きくない。そのため、経営者予想の誤差はラチェット効果を意味していると考えられる。

本稿の限界として、上場有価証券の発行者の会社情報の適時開示等に関する規則の第5条(予想値の修正等)によると、売上や利益がある一定の水準より大きく変動するとき、企業の経営者は適時開示をしなければならない。このような強制的な開示と自発的な開示の情報の質が違う。業績予想のデータを強制的開示と自発的な開示に分けて分析すると、違った結果が得られる可能性がある。

また、ラチェット効果の理論研究は多く、ラチェット効果によって経営者の報酬に与える影響について分析する。本稿の結果では経営者がラチェット効果を用いて企業の株価、時価総額を向上させることが言えるとしてもラチェット効果が経営者の報酬に与える効果について分析しなかった。以上の2点を今後の検討課題としたい。

5. 参考文献

- A. Beyer (2009) "Capital Market Prices, Management Forecasts, and Earnings Management" *The Accounting Review* 84 (6). pp.1713-1747
- Feltham, G, R. Indejikian, and D. Nanda (2006) "Dynamic incentives and dual-purpose accounting" *Journal of Accounting and Economics* 42 pp.417-437
- Kaszniak, R. (1999) "On the association between voluntary disclosure and earnings management" *Journal of Accounting Research* 37 (1). pp.57-81
- Ohlson J. (2001) "Earnings, book values, and dividends in equity valuation: An empirical perspective." *Contemporary Accounting Research* 18 (Spring). pp.107-120
- Soffer, L., R. Thiagarajan, and B. Walther. (2000) "Earnings preannouncement strategies" *Review of Accounting Studies* 5 (1). pp.5-26
- 太田浩司 (2002) 「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」『証券アナリストジャーナル』第40巻第3号, 85-109頁
- 太田浩二 (2005) 「予想利益の精度と価値関連性—I/B/E/S, 四季報, 経営者予想の比較—」『現代ファイナンス』18, 141-159頁
- 円谷昭一 (2009) 「企業業績予想における経営者バイアスの影響」『証券アナリストジャーナル』第47巻第5号, 77-88頁
- 佐藤紘光『会計情報の理論—情報内容パースペクティブ 第1章』John A. Christensen and Joel S. Demski, 中央経済社, 1-15頁
- 須田一幸・首藤昭信(2001) 「経営者の利益予測と裁量的会計行動」『産業経理』第61巻第2号, 46-56頁
- 野間幹晴(2008) 「経営者予想とアナリスト予想—期待マネジメントとハーディング」『企業会計』Vol.60 No.5, 756-762頁

表 1 記述統計

変数	サンプルサイズ	最小値	中間値	平均値	最大値
$MVE_{i,t}$	10, 137	543	146893	31610	2582773
$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10, 137	0.000	0.756	1.189	4.970
$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10, 137	0.000	0.836	1.332	5.625
$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10, 137	-0.912	-0.002	0.080	0.990
$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	10, 137	-2.729	-0.002	-0.038	2.580

表 2 モデル(1)推定結果

切片	$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	Adj. R2	サンプルサイズ
-0.946	0.004	0.004	0.006	0.173	10, 137
(-2.153)	(25.041)	(3.494)	(3.036)		
**	***	***	***		

表 3 モデル(1)相関表

	$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$
$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	1.000			
$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.417	1.000		
$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.397	0.524	1.000	
$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.163	0.395	0.454	1.000

表 4 モデル(1)の推定結果(年別)

年	切片	B	E	MFE	Adj.R2	N
2001	-2.094 (-5.056) ***	0.007 (14.542) ***	-0.002 (-2.978) ***	0.003 (4.178) ***	0.1952	686
2002	-2.29 (-9.671) ***	0.005 (31.499) ***	0.001 (1.22)	0.002 (2.715) **	0.1966	965
2003	-1.519 (-2.725) ***	0.000 (5.323) ***	0.007 (4.773) ***	-0.002 (-2.235) **	0.1806	974
2004	-0.575 (-1.137)	0.001 (9.570) ***	0.002 (1.913) *	-0.004 (-2.581) **	0.171	1025
2005	-0.163 (-0.276)	0.001 (9.681) ***	0.001 (1.936) *	0.002 (1.743) *	0.1704	1054
2006	0.153 (0.151)	0.001 (12.616) ***	0.001 (2.268) **	-0.001 (-1.641)	0.1644	1065
2007	-0.448 (-0.439)	0.001 (9.500) ***	0.001 (1.742) *	0.001 (1.859) *	0.1366	1053
2008	-0.008 (-0.005)	0.000 (4.548) ***	0.000 (2.028) *	-0.002 (-1.987) **	0.1218	1023
2009	-1.609 (-1.552)	0.001 (2.076) **	0.001 (1.388)	0.000 (1.401)	0.1372	1146
2010	-1.375 (-1.804) *	0.001 (9.786) ***	0.002 (2.055) **	-0.003 (-2.433) **	0.1626	1146

表5 モデル(2)相関表

	$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	INDLOW	INDLOW $\times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$
$\frac{MVE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	1					
$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.417	1				
$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.397	0.524	1			
$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.163	0.395	0.454	1		
INDLOW	0.005	0.051	-0.101	-0.213	1	
INDLOW $\times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	0.190	0.322	0.126	0.783	-0.234	1

表6 モデル(2)推定結果

切片	$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	INDLOW	INDLOW $\times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	Adj. R2	サンプル サイズ
	-1.072	0.004	0.009	0.007	-0.264	0.002	10,137
	(-6.842)	(32.249)	(2.956)	(3.156)	(-2.354)	(2.792)	
	***	***	***	***	**	***	

表 7 モデル(2)の推定結果(年別)

切片	$\frac{B_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{E_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	$\frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	INDLOW	INDLOW $\times \frac{MFE_{i,t}}{MVE_{i,t-1}}$	Adj. R2	サンプル サイズ
-1.813 (-4.019) ***	0.006 (13.701) ***	-0.002 (-2.930) ***	0.002 3.591 ***	-0.139 (-2.231) **	0.001 (2.083) **	0.149429	383
-2.881 (-9.520) ***	0.006 (31.360) ***	0.001 (1.155)	0.001 2.193 **	-0.160 (-2.455) **	0.000 (1.676) *	0.265143	394
-1.371 (-2.411) **	0.000 (4.571) ***	0.006 (4.001) ***	-0.003 (-2.261) **	0.152 (-2.338) **	0.004 (2.887) ***	0.281714	373
-0.392 (-1.802) *	0.001 (9.125) ***	0.001 (1.830) *	-0.004 (-2.413) **	-0.235 (-2.541) **	0.005 (2.749) ***	0.264286	378
-0.166 (-0.205)	0.001 (9.104) ***	0.001 (1.884) *	0.001 1.763 *	0.074 (1.348)	0.001 (1.905) *	0.256	361
-0.927 (-1.986) **	0.001 (12.314) ***	0.000 (2.263) **	-0.001 (-1.583)	-0.187 (-1.958) **	0.002 (3.866) ***	0.258	460
-0.016 (0.920)	0.001 (8.920) ***	0.001 (1.670) *	0.000 1.583	0.000 (-0.046)	0.000 (1.997) **	0.242571	435
0.083 (0.727)	0.000 (3.824) ***	-0.001 (-1.961) **	-0.002 (-2.024) **	-0.169 (-2.646) **	0.002 (2.294) **	0.210857	418
1.428 (-1.474)	0.000 (1.924) *	0.000 (1.296)	0.000 0.837	-0.328 (-2.616) **	0.000 (1.929) *	0.250286	365
-1.253	0.001	0.001	-0.003	-0.112	0.003	0.270571	460

(-2.904)	(9.717)	(1.992)	(-2.294)	(-1.542)	(2.455)
***	***	**	**		**

- ⁱ 本研究において、VIFのベンチマークは10で設定している。このベンチマークについては Kennedy (1998)を参照されたい。説明変数のなかでもっとも大きなVIFの値は3.4であったため、この基準を十分に下回っていると判断した。
- ⁱⁱ 界平均ではなく、業界の中間値より低いダミー変数を加えて回帰しても結果がほとんど変わらなかったため、おおむね頑健な結果を得たといえる。

減価償却費が企業の設備投資行動に与える影響

—平成 19 年度税制改正は企業の設備投資を促進させたのか—

渥美 健人（慶應義塾大学大学院修士課程修了）

黄 耀偉（慶應義塾大学大学院博士課程）

村上 裕太郎（慶應義塾大学准教授）

【論文要旨】

本研究では、企業レベル・データを用いて経営者の設備投資行動を検証することを目的としている。特に本研究で注目したいのは、会計上の減価償却費が経営者の投資意思決定に重要な影響を与えているのではないか、という点である。会計上の減価償却費は、実質的な価値の減価というよりも、費用配分という側面が強く、あくまでも期間損益計算を適切に行うためのものと考えられてきた。しかし、本研究の分析結果は、減価償却費の金額自体が経営者の設備投資に影響を与えていることを示唆している。そして、原価償却費がキャッシュ・フローや ROA などの変数よりも投資に強い影響を与えていることとこの投資に与える影響は製造業の方が非製造業よりも大きい。

さらに、本研究から得られた分析結果は、平成 19 年度税制改正が企業の設備投資にどのような影響を与えているのか、あるいは、平成 23 年度税制改正大綱が企業の設備投資にどのような影響を与えようとしているのかについても、推察することができる。平成 19 年度税制改正は、「税負担の削減による設備投資の増加のみならず、減価償却費の増加自体が設備投資の増加をもたらした」ということがわかった。また、平成 23 年度税制改正大綱については、「法人税減税によるキャッシュ・フロー増加を通じて設備投資を増加させる効果はあるが、タックス・シールド減少による設備投資の減少、および減価償却費の見直しによる設備投資の減少の可能性もある」ことを予想した。

減価償却費が企業の設備投資行動に与える影響

—平成 19 年度税制改正は企業の設備投資を促進させたのか—

渥美 健人（慶應義塾大学大学院修士課程修了）

黄 耀偉（慶應義塾大学大学院博士課程）

村上 裕太郎（慶應義塾大学准教授）

1 はじめに

設備投資とは、企業が行う土地、建物、機械等の有形固定資産の取得やソフトウェア等の無形固定資産の取得など、企業の成長に不可欠なものであり、経営者にとって特に重要な意思決定の1つであると考えられている。宮川・田中（2009）は、GDPの需要項目のひとつである設備投資が、他の項目よりも脚光を浴びてきた理由について、「GDPに占めるシェアは民間家計消費支出を下回るにもかかわらず、その変動が大きいため、景気循環に大きな影響を与えるとみなされてきた」と述べている¹。海外においても設備投資の重要性は認識されており、そのさまざまな効果が分析されている。たとえば、McConnell and Muscarella (1985)は、イベント・スタディの手法を用いて、企業が新規の設備投資をアナウンスした前後の株価リターンを比較し、有意に正の超過リターンが得られたことを発見した。また、Klammer et al. (1991)は、競争環境のなかで、設備投資は企業の長期存続に不可欠であると主張している。さらに、設備投資が経済厚生に与える影響を分析した Harris and Raviv (1996)のような研究もある。このように、設備投資が重要であるという前提にたてば、経営者の設備投資の意思決定を分析することは非常に重要である。しかしながら、経営者の設備投資意思決定を財務データにまで掘り下げて行っている研究は、いまだ十分とはいえない。

そこで本研究では、企業レベル・データを用いて経営者の設備投資行動を検証することを目的としている。特に本研究で注目したいのは、会計上の減価償却費が経営者の設備投資意思決定に重要な影響を与えているのではないかと、いう点である。会計上の減価償却費は、実質的な価値の減価というよりも、費用配分という側面が強く、あくまでも期間損益計算を適切に行うためのものと考えられてきた²。したがって、減価償却費

は企業の利益には影響を与えるものの、経営者の投資意思決定とは本来無関係であるはずである。しかしながら、先行研究では、定額法・定率法といった減価償却方法の違いが経営者の投資意思決定に影響を与えていることを発見しているものもある。また、サイモンズ（2009）によれば、投資意思決定に際し、「有形固定資産（設備、プラント、機械など）の購入に必要とする資金額合計が年間の減価償却費を超えてはならない、あるいは、年間維持費が年間減価償却費を超えたときにのみ設備更新のために資金を用意する」などのガイドラインや制約条件を設けることがあると指摘している。

ただし、確定決算主義を採用し、企業会計と税法とのつながりが強い日本においては、法人税法の規定にしたがって会計上の減価償却費を計上している企業が多い。そして、法人税法上の減価償却は、税負担の違いを通じて実体に影響を及ぼす可能性がある。具体的には、減価償却費を法定償却限度額いっぱい計上するか否かで、実際のキャッシュ・フローに影響を与えるため、それが経営者の投資活動に影響を与える可能性がある。しかし、本研究では、キャッシュ・フローが設備投資に与える影響を考慮してもなお、減価償却費が経営者の設備投資に影響を与えていることを示唆している。

さらに、本研究から得られた分析結果は、平成 19 年度税制改正が企業の設備投資にどのような影響を与えているのか、あるいは、平成 23 年度税制改正大綱が企業の設備投資にどのような影響を与えようとしているのかについても、重要な示唆を与えている。特に、平成 19 年度税制改正の効果に関しては、日本経済新聞（2008 年 5 月 25 日）において、「設備投資を促進するために減価償却制度の変更がなされたが、経営環境の悪化もあり、その影響は限定的である」と書かれているが、政策を評価するためには、経営環境の悪化という要因をコントロールする必要がある。本研究では、重回帰分析により、景気要因や設備投資に影響を与える他の要因をコントロールした結果、減価償却制度の変更が 2 つのチャンネルを通じて設備投資を増加させていることがわかった。1 つは、一般的に言われているように、減価償却費の増加が税負担を削減させ、企業の営業キャッシュ・フローを増加させることにより、それが設備投資を増加させる経路である。もう 1 つは、減価償却費の額自体が設備投資のベンチマークとなっており、直接的に設備投資を増加させる経路である。さらに、変数の影響を比較すると、減価償却費の額自体が企業の設備投資に強いインパクトを与えていること、および減価償却費が設備投資に与える影響は、製造業のほうが非製造業よりも大きいことも発見した。

本論文の構成は次のとおりである。第 2 節で先行研究のレビューと本研究の位置づけ

を述べ、第3節で仮説設定とその仮説を検証するためのリサーチ・デザインを構築する。第4節では、サンプルと基本統計量を説明し、第5節では分析結果について述べる。第6節では、第5節で得られた分析結果から税制改正の効果を推察し、第7節において結論と今後の課題を述べる。

2 先行研究のレビューと本研究の位置づけ

本節では、本研究と関連性の高い文献を簡単にレビューし、本研究の位置づけを述べる。まず、研究の1つの分類方法として、マクロ・レベル、産業レベル、企業レベルのうち、どのレベルのデータを使用するか、ということがあげられる。本研究は、上場企業の公表財務データを使用した研究であるので、企業レベル・データを用いた研究と関連性が高い³。たとえば、花崎・竹内（1997）は、日米仏製造業の企業レベル・データを用いて、設備投資行動を国際比較し、日本の設備投資の特徴を明らかにしている。分析の結果、日本の設備投資は、他国と比較してキャッシュ・フローに対する感応度が高く、メインバンク制がエージェンシー・コストの削減という面で必ずしも効果的とはいえないと結論づけている。また、藤岡（2007）は、中小企業を対象に経常利益、景気変動と企業の投資の関係を分析した。その結果、中小企業の設備投資は大企業と比較して、1四半期程度景気に先行しているということを発見している。さらに、中小企業の設備投資関数を推計した結果、特に製造業においては内部留保の増加が設備投資水準を高めているということも導き出している。このように、企業レベルのデータを用いた研究においても、中小企業を分析する、あるいは国際比較をする、といったようにその焦点はさまざまである。

本研究の特徴としてもう一点重要なことは、減価償却費と設備投資の関係を分析している点である。このような分析は、日本においては我々の知る限り存在せず、海外においても非常に少ない。たとえば、Verdugo（2006）は、メキシコにおける減価償却費による投資減税と企業の投資の関係について、マクロ・データを用いて分析している。その結果、メキシコにおいて減価償却費を追加で償却する制度が採用された期間において企業の投資が増加した、という結果を得ている。さらに、Jackson et al.（2009）は、定額法や定率法といった減価償却費の会計処理方法が、企業の投資意思決定に与える影響を分析している。その結果、定率法による償却方法を選択した企業は、定額法を選んだ企業より投資に対して積極的であることを示した。さらに、定率法から定額法に移行

した企業においては、移行前の期間に比べ移行後の期間に投資額の減少がみられることを発見した。

以上より、本研究の位置づけと貢献をまとめると、次のようになる。これまでの既存研究では、企業レベルで設備投資の意思決定を分析しているものは存在するが、減価償却費に注目した研究は少なく、日本においては本研究がはじめてである。さらに、Jackson et al. (2009) は減価償却費の会計処理方法が企業の投資意思決定に与える影響を分析しているが、本研究では減価償却の方法ではなく、減価償却費の金額自体が投資行動に与える影響を検証している。彼らの研究では、減価償却の方法は実体に影響を及ぼすものではなく、経営者の心理的要因で設備投資に影響を与えていると主張しているが、本研究ではむしろ、経営者が設備投資をする際、会計上の減価償却費（の額）が設備投資のベンチマークになっている可能性を分析している。

3 仮説設定とリサーチ・デザイン

本節では、「経営者の設備投資意思決定に影響を与える要因」を考え、仮説を構築していく。一般的に、経営者の投資意思決定は、投資による限界的な便益とコストの大きさに依存して決まると考えられている（Garrison and Noreen 2003; Hilton 2002; Horngren et al. 2005）。たとえば、Graham and Harvey (2001) は、米国の最高財務責任者（CFO）の 75% が正味現在価値（Net Present Value: NPV）法に基づいてほぼすべての投資案件を評価していることを発見した。しかし一方で、NPV のような計算だけで経営者の投資意思決定が説明できないことも指摘されている（Klammer and Walker 1984）。また、日本においても、2011 年度経済産業省企業金融調査のなかで設備投資に関するアンケート調査を行っており、業種別設備投資の動向、目的別設備投資の構成比、設備投資額が増減した要因等について記述している。たとえば、平成 22 年度における投資目的については、34.6% が「生産能力増強」、26.8% が「更新維持補修」、12.3% が「研究開発」となっており、設備投資額が増加した要因（平成 21 年度）については、42.9% が「既存設備の更新時期の到来」、22.1% が「新商品・新サービスへの先行」、14.0% が「需要・販売が増加」となっている。

本研究では、先行研究および企業金融調査のアンケート結果等を参考にしながら、経営者の設備投資意思決定に影響を及ぼす要因として以下のような変数を考える。

① キャッシュ・フロー

一般的に、企業の内部者（経営者）と外部者（債権者、株主等）の間には、エージェンシー関係から生じる資源配分上のロス（エージェンシー・コスト）が存在することにより、外部調達資金はキャッシュ・フローに比べ割高になると言われている。そのため、設備投資はある程度キャッシュ・フローに制約される。したがって、キャッシュ・フローが多い企業ほど、資金的な制約が緩むことから、設備投資が増加することが予想される。連結キャッシュ・フロー計算書においては、営業活動によるキャッシュ・フロー、投資活動によるキャッシュ・フロー、財務活動によるキャッシュ・フローという3つに分類されているが、本研究では特に、設備投資にもっとも影響を与えるキャッシュ・フローとして、営業活動によるキャッシュ・フローを考える。なぜならば、営業活動によるキャッシュ・フローは、本業の事業活動によって生み出されるキャッシュを表しており、営業活動によるキャッシュ・フローの範囲内で投資が行われているかどうかということが適正投資水準の指標の1つとされるからである。したがって、「営業活動によるキャッシュ・フローが大きいほど、設備投資を増加させる」という仮説をたてる。さらに、「営業活動によるキャッシュ・フローが設備投資額に与える影響は、製造業と非製造業で異なる」という仮説も検証する。この仮説に関しては、事前に符号の予想は行わない。営業活動によるキャッシュ・フローが追加的に1円増加したときの設備投資増加額が大きいほうが、より資金制約に直面していると考えられることができる。

② 減価償却費

本研究で最も注目したいのが、減価償却費の設備投資額に与える影響である。先述した企業金融調査によれば、設備投資の目的として「生産能力増強」と回答している企業は、平成9年度において42.2%であったのが、平成22年度において34.6%と減少している。一方、「更新維持補修」と答えている企業は、平成9年度において12.7%であったのが、平成22年度においては26.8%と増加している。平成9～22年度は、日本経済が停滞していたと考えられる時期であり、設備投資の目的が「生産能力増強」から「更新維持補修」へとシフトしてきたことがうかがえる。設備投資の目的が「更新維持補修」である場合、会計上の減価償却費が1つのベンチマークになると考えられる⁴。したがって、本研究では、「（前期の）減価償却費の大きい企業ほど設備投資額が大きい」という仮説をたてる。ここで、前期の減価償却費を変数に用いるのは、当期の設備投資額が当期の減価償却費に影響してしまうからである。すなわち、「減価償却費が大きくなると設備投資額が大きくなる」のではなく、「設備投資額が大きくなると減価償却費が

大きくなる」という逆の因果関係を排除するために、当期ではなく前期の減価償却費用を用いている。さらに、「減価償却費の設備投資額に与える影響は、製造業と非製造業で異なる」という仮説もたて、この仮説についても事前の符号予想は行わない。減価償却費に対する投資反応度が大きな業種ほど、「更新維持補修」目的の投資を中心に行なっている、あるいは、投資の際のベンチマークに減価償却費をより重視していることが推測できる。

ここで注意すべきことは、減価償却費とキャッシュ・フローの関係である。限界税率が正であれば、定額法から定率法への償却方法の変更、あるいは平成 19 年度税制改正等によって減価償却費が増加した場合、タックス・シールド効果によりキャッシュ・フローが増える⁵。キャッシュ・フローが増えると、投資が増加するか否かは①の仮説によって検証される。ここで減価償却費を変数として追加する意味は、減価償却費自体が投資の意思決定に影響を与えているかどうかを検証するためである⁶。

③ 期首有利子負債・支払金利

伝統的なモディリアーニ＝ミラー定理にしたがえば、資本市場が完全なもとで、企業の資金調達と設備投資意思決定は切り離して考えることが可能である。ところが、現実には、情報の不完全性や非対称性の存在により、資本市場の完全性はみだされず、企業の資金調達や資本構成が投資意思決定に影響を及ぼす可能性がある。ここでは、負債比率が高い企業ほど財務リスクが高いと評価され資金調達の制約が強まることを考慮し、「負債比率が高いほど、設備投資を抑制する」という仮説をたてる。また、資金調達の面では、投資のコストとして支払金利が重要であるため、「支払金利が高いほど、設備投資を抑制する」という仮説もたてる。

④ 総資産経常利益率 (ROA)

企業金融調査によると、企業の資金調達方法として、メインバンクによる貸し出しが無担保で行われていることが多いということがわかる。このような融資を継続的に受けるためには、企業が銀行に対する信用力を維持していくことが重要であり、銀行は企業の正常な活動から規則的・反復的に生じる経常利益を重視することが推測できる。この経常利益は、企業の資金調達を有利にするという側面だけでなく、現在(当期)における投資機会の代理変数であると考えられることも可能である。したがって、「ROAが高いほど、設備投資を増加させる」という仮説をたてる。

⑤ 製造業・非製造業の違い(定数項ダミー)

企業金融調査によると、売上高に占める設備投資の割合は、近年において製造業よりも非製造業のほうが高いという結果が得られている。本研究におけるサンプルの基本統計量からも、この傾向は観察することができる。したがって、「設備投資の水準は、非製造業のほうが製造業よりも有意に大きい」という仮説をたてる。

⑥ 法人実効税率

経営者が NPV 法等によって設備投資意思決定をする場合、その投資による将来キャッシュ・フローの予測が重要である。企業の直面する法人限界税率が高いほど、当期のキャッシュ・フローは減少するが、タックス・シールドによる節税効果も大きくなるため、将来キャッシュ・フロー（の経営者による予測）は増加する。限界税率が当期のキャッシュ・フローを変化させ、それが設備投資に与える影響は①のキャッシュ・フローの仮説で検証される。一方、設備投資の将来キャッシュ・フローに対する経営者の予測は、限界税率が高いほど高くなるため、「法人実効税率が高くなると、設備投資は増加する」と仮説をたてる。本来であれば、経営者の投資意思決定は限界税率によってなされるため、限界税率を説明変数に加えるのが望ましいが、繰越欠損金の有無や各種税額控除制度の適用の有無などを公表データから判断するのは難しいため、法人実効税率で代用する。

⑦ 株価純資産倍率（PBR）

純資産、すなわち株主からの払込資金たる資本金と資本剰余金、およびこれまでの利益の蓄積である利益剰余金を元手として、企業が資金を運用した結果、キャッシュ・フローが生まれる。PBR は、この将来にわたるキャッシュ・フローの現在価値と純資産との比率であるため、株式市場において企業が生み出す将来キャッシュ・フローの投資家による評価を表しているとも考えることもできる。このため、投資家が、「企業が将来キャッシュ・フローをより多く生みだす」と予想すれば PBR は上昇し、逆に「将来キャッシュ・フローの見通しが悪くなる」と予想すれば PBR は低下する関係にある。このように、PBR は企業の将来に対する投資家の期待を含むため、設備投資の機会にどれだけ恵まれているかを表わす変数として考えることが可能である。したがって、「PBR が高いほど、設備投資を増加させる」という仮説をたてる。

以上の変数を用いて、経営者の設備投資行動の要因を分析するが、データの制約上、設備投資の定義について仮定が必要である。まず 1 つは、新規資産の購入額をグロスの値で測るか、購入額から売却額を引いたネットの値で測るかという問題である。本研究

においては、後述する設備投資変数のうち、一方をグロス、もう一方をネットとして定義した。もう1つは、連結キャッシュ・フロー計算書上の投資活動によるキャッシュ・フローのうち、どの内訳項目を用いるか、という問題である。投資活動によるキャッシュ・フローはおもに、定期預金の増減、有価証券および投資有価証券の取得・売却による収支、有形・無形固定資産の取得・売却による収支、および子会社株式の取得・売却による収支等である。本研究では、純粋な意味での設備投資とは有形固定資産および無形固定資産の取得であると考え、投資活動によるキャッシュ・フローのうち、「固定資産の取得による支出（有形固定資産の取得による支出＋無形固定資産の取得による支出）」を設備投資と定義する（設備投資モデル）。しかしながら、より広義には、企業の買収等による投資も設備投資に含めたほうが妥当であるかもしれない。ただし、投資有価証券や子会社株式の取得等のデータは欠損値が多かったため、それを0として扱うのか欠損値として扱うのかで結果が大きく変わる可能性がある。そこで、設備投資モデルと比較してサンプル・サイズが大きく変わらない「投資活動によるキャッシュ・フロー」をもう1つの被説明変数として定義した（投資CFモデル）。要約すると、「設備投資モデル」では狭義のグロスの設備投資を表し、「投資CFモデル」では広義のネットの設備投資を表していると解釈することができる⁷。したがって、本研究では以下の2つの推計モデルについて重回帰分析を行い、係数の有意性と符号から仮説を検証する。

【設備投資モデル】

$$\begin{aligned}
 \text{設備投資}_t = & \alpha + \beta_1 \text{営業CF}_t + \beta_2 \text{製造業ダミー} \times \text{営業CF}_t + \beta_3 \text{減価償却}_{t-1} \\
 & + \beta_4 \text{製造業ダミー} \times \text{減価償却}_{t-1} + \beta_5 \text{ROA}_t + \beta_6 \text{製造業ダミー} \times \text{ROA}_t \\
 & + \beta_7 \text{製造業ダミー} + \beta_7 \cdot \text{法人実効税率}_t + \beta_8 \cdot \text{利子率}_t \\
 & + \beta_9 \cdot \text{負債比率}_{t-1} + \beta_{10} \cdot \text{PBR}_{t-1} + \sum_{t=2001}^{2009} \beta_t \text{年次ダミー}_t + \varepsilon
 \end{aligned}$$

【投資CFモデル】

$$\begin{aligned}
\text{投資CF}_t = & \alpha + \beta_1 \text{営業CF}_t + \beta_2 \text{製造業ダミー} \times \text{営業CF}_t + \beta_3 \text{減価償却}_{t-1} \\
& + \beta_4 \text{製造業ダミー} \times \text{減価償却}_{t-1} + \beta_5 \text{ROA}_t + \beta_6 \text{製造業ダミー} \times \text{ROA}_t \\
& + \beta_6 \text{製造業ダミー} + \beta_7 \cdot \text{法人実効税率}_t + \beta_8 \cdot \text{利子率}_t \\
& + \beta_9 \cdot \text{負債比率}_{t-1} + \beta_{10} \cdot \text{PBR}_{t-1} + \sum_{t=2001}^{2009} \beta_t \text{年次ダミー}_t + \varepsilon
\end{aligned}$$

さらに、上記仮説であげた変数以外にも、各年度における景気やマクロ変数等の影響をコントロールするため、年次ダミーをモデルに組み込んでいる。

4 サンプルと基本統計量

本研究では、2010年3月末日時点で公開していた企業のうち、銀行・証券・保険業・その他金融業及び不動産業を除く一般事業会社を分析対象企業とし、2000年度から2009年度までを分析対象期間とする⁸。ただし、分析に前年度の変数を必要とするため、1999年度から2009年度までの連結財務データおよび株価が得られた企業を抽出した。なお、本研究で使用している連結財務データおよび株価は、日経メディアマーケティング株式会社の「日経 NEEDS:社会科学情報検索システム」から入手している。また、外れ値が回帰分析に与える影響を考慮するために、法人実効税率および利子率以外の変数について、平均値±(3.25×標準偏差)の範囲外にあるデータをサンプルから排除した。さらに、税金等調整前当期純損失を計上した企業については、直面する限界税率が他の企業と大きく異なる可能性があり、タックス・プランニングのインセンティブも異なる可能性があるため、これらもサンプルから排除した。また、法人実効税率については、分子の法人税等が負の場合は0、実効税率が1を上回る場合は1として調整している。

本研究で用いた変数の基本統計量および変数の定義は、表1～3に示してある。はじめに、変数の定義から説明する。先述したように、被説明変数は、設備投資モデルにおいて「固定資産の取得による支出」、投資CFモデルにおいて「投資活動によるキャッシュ・フロー」を用いているが、両変数とも連結キャッシュ・フロー計算書の内訳であるので、企業の投資水準がマイナスの値で表されている。よって、両変数にマイナス1をかけて、投資額がプラスになるように定義している⁹。次に、営業活動によるキャッシュ・フローは、キャッシュ・イン・フローがプラスで定義されているので、そのまま

の符号で用いる。また、減価償却費については、当期の設備投資額が当期の減価償却額に影響を与えるため、逆の因果関係を避けるために前期の変数を用いている。なお、これらの変数については、企業規模をコントロールするため、すべて期首の総資産でデフレートしてある。ROA については経常利益 ROA を用い、法人実効税率は法人税等調整額を含まないカレントな実効税率を用いている。また、利子率については、財務データから各企業が直面している利子率を計算して定義（支払利息を期中平均有利子負債で割る）し、負債比率および PBR については期首の変数を用いている。これらも、減価償却費と同じく、当期の設備投資額が負債比率あるいは PBR に与える影響を避けるためである。

基本統計量をみると、表 1 の設備投資と投資 CF は平均値、中央値ともにほぼ同じ値をとっているが、そのばらつきは投資 CF のほうが大きいことがわかる。これは、投資 CF が固定資産以外の定期預金増減や有価証券の取得・売却等を含むネットの投資額となっているからであると推測できる。また、表 2 および表 3 をみると、製造業の設備投資および投資 CF が 4%前後であるのに対し、非製造業におけるそれらの変数は 6%前後となっている。この結果は、企業金融調査の設備投資割合（対売上高比で製造業の設備投資比率 3.18%、非製造業の設備投資比率 6.08%）とも整合的である。また、製造業と非製造業の PBR の平均値を比較すると非製造業のほうが高く、分析対象期間を通じて非製造業の株式のほうがマーケットから高く評価されていたことがうかがえる。

次に、図 1~3 は、本研究における主要な変数である減価償却費、設備投資、および投資 CF（すべて総資産でデフレートしたもの）の平均値の時系列推移を表している。図 1 をみると、平成 19 年度税制改正後の 2008 年 3 月期（2007 年度）より、製造業・非製造業ともに減価償却費が急激に増加している。製造業においては、2009 年 3 月期（2008 年度）にピークをむかえ、翌年は少し減少している一方、非製造業においては、増加率は鈍っているものの、税制改正以降一貫して減価償却費が増加していることがわかる。また、図 2 は同一期間における設備投資の推移を表している。製造業・非製造業ともに、2000 年 3 月期から減少傾向であったのが、2006 年 3 月期あたりで底をうち、その後徐々に上昇傾向にあることがわかる。特に、平成 19 年度税制改正以降、設備投資は順調に回復しているように見える。ところが、図 3 をみると、投資 CF の時系列推移は 2009 年 3 月期以降大きく減少している。この原因は、投資 CF が有価証券の売却を含むネットの投資額であり、2008 年度におけるリーマン・ブラザーズ破綻に端を発

する金融ショックにより、各企業が多額の有価証券を手放したためであると考えられる。

表 1 基本統計量 (全データ)

変数名	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
設備投資 t	0.046	0.035	0.047	0.000	0.243
投資 CF_t	0.045	0.035	0.077	-0.291	0.492
営業 CF_t	0.059	0.059	0.068	-0.403	0.298
減価償却 $t-1$	0.035	0.031	0.022	0.000	0.109
ROA_t	0.051	0.042	0.066	-0.596	0.210
法人実効税率 t	0.360	0.382	0.258	0.000	1.000
利子率 t	0.036	0.018	0.384	0.000	0.964
負債比率 $t-1$	1.203	0.484	6.796	0.000	7.178
PBR_{t-1}	1.587	1.034	5.035	-1.571	8.342

変数の定義

設備投資 t :	— 固定資産の取得による支出 / 期首総資産
投資 CF_t :	— 投資活動によるキャッシュ・フロー / 期首総資産
営業 CF_t :	— 営業活動によるキャッシュ・フロー / 期首総資産
減価償却 $t-1$:	— 減価償却費 $t-1$ / 期首総資産
ROA_t :	— 経常利益 / 期首総資産
法人実効税率:	— 法人税等 / 税金等調整前当期純利益
利子率 t :	— 支払利息 / 期中平均有利子負債
負債比率 $t-1$:	— 期首有利子負債 / 期首純資産
PBR_{t-1} :	— 期首株式時価総額 / 期首純資産

表 2 基本統計量 (製造業)

変数名	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
設備投資 t	0.0417	0.0330	0.0375	-0.0101	0.1631
投資 CFt	0.0393	0.0326	0.0671	-0.1356	0.2926
営業 CFt	0.0577	0.0581	0.0569	-0.2312	0.1199
減価償却 t-1	0.0347	0.0313	0.0208	0.0004	0.1004
ROAt	0.0473	0.0401	0.0563	-0.1207	0.2105
法人実行税率 t	0.3456	0.3607	0.2601	0.0000	1.0000
利子率 t	0.0343	0.0185	0.3037	0.0000	0.9056
負債比率 t-1	1.0367	0.4081	6.9490	0.0000	6.3578
PBRt-1	1.3579	0.9877	4.7456	-1.5711	8.3421

表 3 基本統計量 (非製造業)

変数名	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
設備投資 t	0.0579	0.0423	0.0646	0.0000	0.2429
投資 CFt	0.0607	0.0442	0.0958	-0.2913	0.4921
営業 CFt	0.0612	0.0613	0.0917	-0.4030	0.2976
減価償却 t-1	0.0352	0.0304	0.0261	0.0001	0.1090
ROAt	0.0622	0.0460	0.0869	-0.5956	0.2005
法人実行税率 t	0.3969	0.4293	0.2500	0.0000	1.0000
利子率 t	0.0390	0.0175	0.5441	0.0000	0.9640
負債比率 t-1	1.6392	0.7749	6.3561	0.0000	7.1783
PBRt-1	2.2002	1.2157	5.6920	-0.1633	7.6145

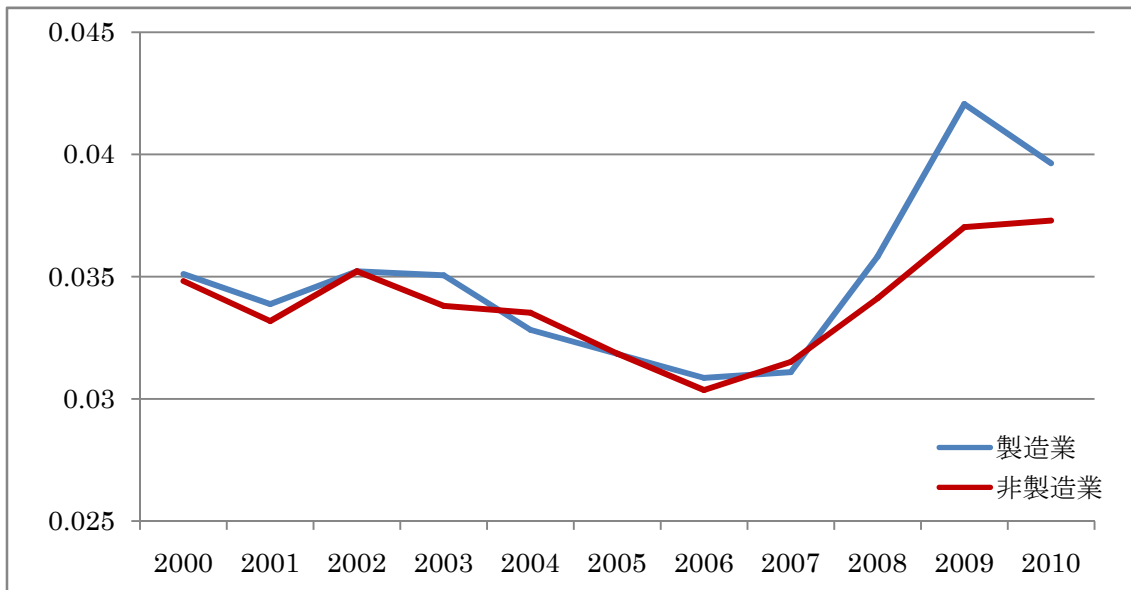


図1 減価償却費／総資産（平均値）の時系列推移

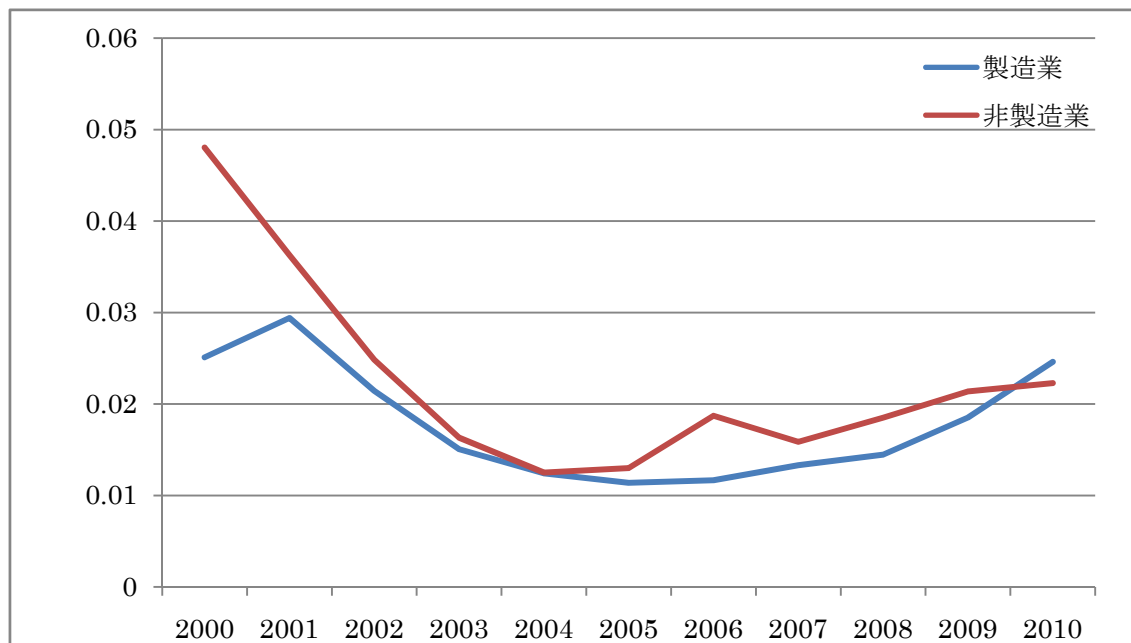


図2 設備投資／総資産（平均値）の時系列推移

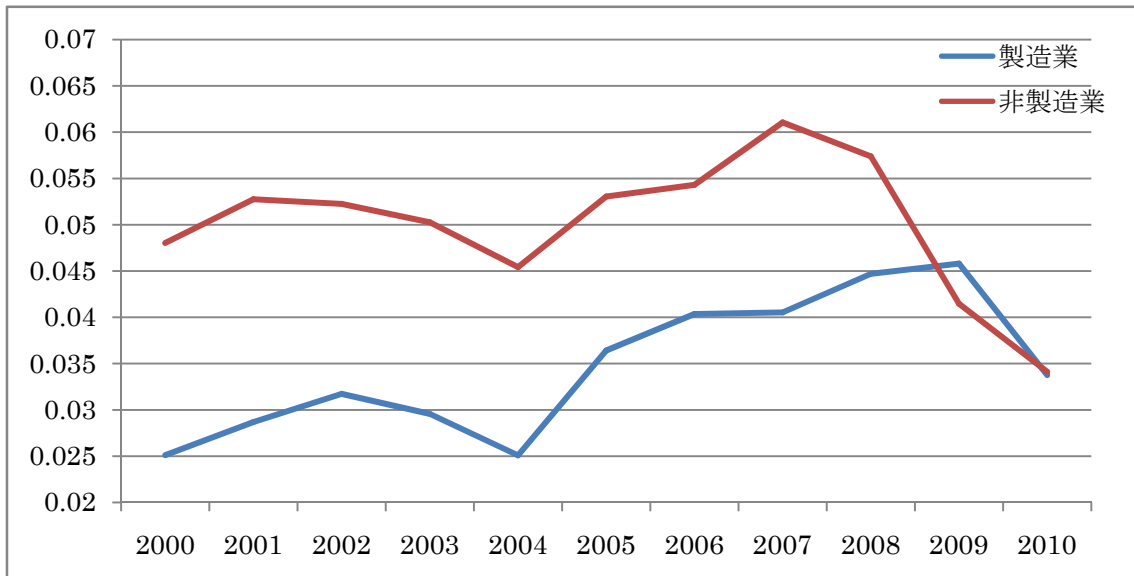


図3 投資CF 設備投資／総資産（平均値）の時系列推移

5 分析結果

推計結果は表4および表5にまとめている。まず、設備投資モデルと投資CFモデルとを比較すると、修正済み決定係数がそれぞれ0.313および0.176であるので、設備投資モデルのほうが当てはまりがよいことがわかる。また、係数ダミーをいくつか用いているため、説明変数間の相関が疑われるが、多重共線性の程度を示す指標であるVIF (Variance-Inflation Factor)はすべてベンチマークを下回った¹⁰。以下、分析結果をもとに仮説の検証を行う。

まず、営業キャッシュ・フローと設備投資の関係であるが、どちらのモデルにおいても正で有意（設備投資モデルでは1%水準、投資CFモデルでは5%水準）となっているので、「営業キャッシュ・フローが大きいほど、設備投資を増加させる」という仮説は支持された。次に、営業キャッシュ・フローにかかる製造業係数ダミーであるが、どちらのモデルにおいても係数は負となっているものの、有意な結果は得られなかった。したがって、「営業キャッシュ・フローが設備投資に与える影響は、製造業と非製造業で異なる」という仮説は支持されなかった。

次に、本研究で最も重要な変数である減価償却費は、どちらのモデルにおいても正で有意（1%水準）となった。したがって、「前期の減価償却費が大きいほど、設備投資を増加させる」という仮説が支持された。さらに注目すべきは、その標準化係数の大きさである¹¹。設備投資モデルにおける減価償却費の標準化係数は、すべての変数のなか

で一番大きく (0.4425)、投資 CF モデルにおいても PBR の次に大きい (0.2157)。これは、経営者が投資意思決定をする際、減価償却費を最も重要なベンチマークの 1 つと考えていることを示唆している。さらに、減価償却費にかかる係数ダミーをみると、どちらのモデルにおいても正で有意（設備投資モデルでは 5%水準、投資 CF モデルでは 1%水準）となっていることから、「前期の減価償却費が設備投資に与える影響は、非製造業よりも製造業のほうが大きい」ということがわかった。この推計結果は、製造業のほうが「更新維持補修」目的の投資を中心に行なっている、あるいは、製造業のほうが設備投資の際のベンチマークに減価償却費を重視している、というような可能性を示唆している。

ROA の係数については、どちらのモデルにおいても正で有意（1%水準）となった。したがって、「ROA が高いほど、設備投資を増加させる」という仮説は支持された。ただし、ROA にかかる係数ダミーについては、設備投資モデルでは有意ではなく、投資 CF モデルでは負で有意（1%水準）となった。したがって、投資 CF モデルに関してのみ、「経常利益の増加が設備投資に与える影響は、非製造業のほうが大きい」ということがわかった。ただし、この結果は両モデルで異なるため、頑健なものとはいえない。

次に、定数項の製造業ダミー変数は、両モデルとも負で有意（1%水準）であった。したがって、「製造業よりも非製造業のほうが、設備投資が大きい」という仮説は支持された。この結果は、企業金融調査において、売上高に占める設備投資の割合が、製造業において 3.18%であったのに対し、非製造業において 6.08%であったこととも整合的である¹²。

法人実効税率については、両モデルとも、正で有意（1%水準）となった。したがって、「法人実効税率が高いほど、設備投資割合を増加させる」という仮説は支持された。

最後に、資金調達に関わる 2 つの変数についてであるが、支払金利については両モデルとも有意とならなかったのに対し、負債比率については両モデルとも負で有意（1%水準）となった。したがって、「支払金利が高いほど、設備投資を抑制する」という仮説は支持されなかったが、「負債比率が高いほど、設備投資を抑制する」という仮説は支持された。花崎・竹内（1997）においては、支払金利と負債比率ともに、有意性の高い結果は得られていないが、本研究においては、負債比率については有意な結果を得ている。

表 4 推計結果 (設備投資モデル)

	予想される符号	係数	有意確率	標準化係数
定数項		0.0009	0.611	
営業 CF _t	+	0.0439	0.008	0.0466
製造業ダミー×営業 CF _t	?	-0.0206	0.321	-0.0226
減価償却 t-1	+	0.8722	<0.001	0.4425
製造業ダミー×減価償却 t-1	?	0.0733	0.038	0.0413
ROA _t	+	0.1012	<0.001	0.1287
製造業ダミー×ROA _t	?	0.0179	0.286	0.0200
製造業ダミー	-	-0.0143	<0.001	-0.1507
法人実効税率 t	+	0.0043	0.001	0.0260
利子率 t	-	-0.0016	0.163	-0.0110
負債比率 t-1	-	-0.0005	<0.001	-0.0511
PBR _{t-1}	+	0.0018	<0.001	0.0823
2001 ダミー		0.0095	<0.001	0.0658
2002 ダミー		0.0112	<0.001	0.0774
2003 ダミー		0.0073	<0.001	0.0513
2004 ダミー		0.0060	<0.001	0.0436
2005 ダミー		0.0104	<0.001	0.0745
2006 ダミー		0.0155	<0.001	0.1122
2007 ダミー		0.0172	<0.001	0.1252
2008 ダミー		0.0194	<0.001	0.1424
2009 ダミー		0.0162	<0.001	0.1178
修正済み決定係数			0.313	
サンプル・サイズ			11,040	

表 5 推計結果 (投資 CF モデル)

	予想される符号	係数	有意確率	標準化係数
定数項		0.0233	<0.001	
営業 CF _t	+	0.0299	0.050	0.0273
製造業ダミー×営業 CF _t	?	-0.0175	0.448	-0.0138
減価償却 t-1	+	0.6539	<0.001	0.2157
製造業ダミー×減価償却 t-1	?	0.1691	0.003	0.0608
ROA _t	+	0.3372	<0.001	0.2963
製造業ダミー×ROA _t	?	-0.1608	<0.001	-0.1199
製造業ダミー	-	-0.0122	<0.001	-0.0814
法人実効税率 t	+	0.0109	<0.001	0.0460
利子率 t	-	0.0007	0.654	0.0038
負債比率 t-1	-	-0.0009	<0.001	-0.0531
PBR _{t-1}	+	0.0028	<0.001	0.1284
2001 ダミー		-0.0011	0.691	-0.0050
2002 ダミー		0.0039	0.145	0.0184
2003 ダミー		0.0001	0.977	0.0004
2004 ダミー		0.0008	0.751	0.0040
2005 ダミー		0.0012	0.632	0.0062
2006 ダミー		0.0100	<0.001	0.0509
2007 ダミー		0.0098	<0.001	0.0506
2008 ダミー		0.0126	<0.001	0.0662
2009 ダミー		0.0123	<0.001	0.0651
修正済み決定係数			0.176	
サンプル・サイズ			11,508	

6 平成 19 年度税制改正と平成 23 年度税制改正大綱

本節では、前節で得られた推計結果から平成 19 年度税制改正および平成 23 年度税制改正大綱が企業の設備投資にどのような影響を与えたのか、あるいはこれから与えようとしているのかを推察したい¹³。

6.1 平成 19 年度税制改正とその効果

昨今の国内景気の悪化や国際会計基準へのコンバージェンスの流れを受け、平成 19 年度の税制改正において、国際的なイコール・フットィングと投資の促進を意図して、減価償却制度の抜本的見直しが行われた。減価償却制度の改正は、実に 40 余年ぶりの大改正であった。

減価償却制度見直しの主な内容は、以下の 2 つである。

- ①平成 19 年 4 月 1 日以後に取得する新規取得資産について償却可能限度額（減価償却をすることができる限度額）と残存価額（耐用年数経過時に見込まれる処分価額）を廃止し、耐用年数経過時に 1 円（備忘価額）まで償却できるようにするとともに、定率法の算定方法として、250%定率法¹⁴を導入する。
- ②平成 19 年 3 月 31 日以前に取得した既存資産について、償却可能限度額まで償却した後、5 年間で 1 円まで均等償却ができるようにする。

過去の税制改正においては、中小企業等投資促進税制や中小企業情報技術基盤強化税制など、投資の促進を意図した税制改正が行われてきたが、平成 19 年度税制改正は、投資促進を広く大企業にも波及させることを意図して実施されたものと考えられる。この改正により、償却を終えた古い設備を抱える企業は、上記②を通じて 1 円まで減価償却費を損金とすることが可能であり、平成 19 年 4 月 1 日以降に新規投資した資産については、従来残存価額を 10%と設定して減価償却費を計上していたのに比べ、より多額の減価償却費を損金とすることが可能となった。事実、図 1 をみると、税制改正以降、製造業・非製造業ともに減価償却費（対総資産）が増加していることがわかる。

この政策の効果を本研究の分析結果から推察すると次のようになる。減価償却費の増加は、2 つのチャンネルを通じて設備投資を増加させている可能性がある。1 つは、減価償却費の損金算入限度額が増えたことにより、法人税等の支払額が減少し、営業キャッシュ・フローを増加させ、それにより設備投資を増加させる影響である。ただし、この

営業キャッシュ・フローにかかる標準化係数は、設備投資モデルで 0.0466、投資 CF モデルで 0.0273 となっており、他の変数と比較しても影響は小さい。また、減価償却費 1 円の増加は営業キャッシュ・フローを 1 円増加させるわけではなく、 $(1 \times \text{税率})$ 円しか増加させないため、設備投資への影響はさらに小さくなる。むしろ注目すべきは、(前期の)減価償却費の金額自体が設備投資へ直接与える影響であり、先述したように、標準化係数は両モデルで高い値となっている。さらに、減価償却費が設備投資に与える影響は、製造業のほうが大きいということも分析からわかった。要約すると、平成 19 年度税制改正の効果は、「税負担の削減による設備投資の増加のみならず、減価償却費の増加自体が設備投資の増加をもたらし、さらにその効果は製造業で大きかった」ということが本研究の分析結果から推察できる。

6.2 平成 23 年度税制改正大綱とその予想される影響

本節では、平成 23 年度税制改正大綱が企業の設備投資へ与える影響について、本研究の分析結果と照らし合わせながら、考えていく¹⁵。平成 23 年度税制改正大綱の法人課税における概要は以下のとおりである。

- ① 法人実効税率を 5%引き下げる。
- ② 中小法人に対する軽減税率を 18%から 15%へ 3%引き下げる。
- ③ 法人実効税率の引き下げとあわせ、財源確保のための課税ベースの拡大として以下のことを行う。
 - a. 特別償却や準備金制度等の租税特別措置の廃止・縮減のほか、減価償却速度の見直し
 - b. 大法人に係る欠損金の繰越控除の一部制限（相殺できる翌年の所得が 8 割に制限される、繰越控除期間が 7 年から 9 年に伸びる）
 - c. 研究開発減税制度の縮小
- ④ 雇用や投資を促進するため、雇用を一定以上増加させた企業に対する税額控除制度（増加 1 人当たり 20 万円）（雇用促進税制）、先進的な低炭素・省エネ設備を取得した場合の特別償却制度、国際的に競争優位性を持ちうる大都市を対象とする国際戦略総合特別区域（仮称）内における特別償却・税額控除及び所得控除制度、グローバル企業のアジア地域統括拠点や研究開発拠点を呼び込むための所得控除制度を創設する。

平成 23 年度税制改正大綱の本研究に關係する部分を要約すると、法人実効税率の引き下げおよび減価償却速度の見直しということである。特に、減価償却速度の見直しについては、「減価償却制度について、平成 23 年 4 月 1 日以後に取得する減価償却資産の定率法の償却率は、定額法の償却率（1 / 耐用年数）を 2.0 倍した数（現行 2.5 倍した数）とします」と記載されており、減価償却速度を遅くする（単年度の償却額を減少させる）内容となっている。本研究の分析結果に照らし合わせると、まず、法人実効税率の低下は 2 つのチャンネルにより、設備投資に影響を与える。1 つは、税率低下にともなうキャッシュ・フローの増加を通じて設備投資を増加させる効果、およびタックス・シールドの減少を通じて設備投資を減少させる効果である。標準化係数はあくまでも限界的な効果であるため、平成 23 年度税制改正大綱が各変数をどれくらい変化させるかを測定しなければ効果の大小の比較は難しいが、税率を引き下げれば経営者は設備投資を増やすというような単純な結果にはならない可能性があることについて、注意すべきである。また、減価償却速度の見直しは、平成 19 年度税制改正と全く逆の効果が予想される。すなわち、減価償却費を減少させると、キャッシュ・フローの減少を通じて設備投資を減少させ、さらに減価償却費の減少自体が設備投資を減少させる可能性がある¹⁶。

7 結論と今後の課題

本研究では、企業レベル・データを用いて経営者の設備投資行動を検証することを目的に分析を行った。特に本研究で注目したのは、会計上の減価償却費が経営者の投資意思決定に与える影響についてである。会計上の減価償却は、実質的な価値の減価というよりも、費用配分という側面が強く、あくまでも期間損益計算を適切に行うためのものと考えられてきた。しかしながら、分析をした結果、サイモンズ（2009）が指摘したように、減価償却費は経営者の投資意思決定に際し、重要なベンチマークとなっている可能性があることがわかった。具体的には、経営者は、前期の減価償却費が増加するほど当期の設備投資を増やし、他のキャッシュ・フローや ROA などの変数よりも投資に強い影響を与えていることも示唆された。さらに、減価償却費が設備投資に与えている影響は製造業のほうが大きい、ということもわかった。

本研究で得られた分析結果から、平成 19 年度税制改正の効果を推察し、平成 23 年度税制改正大綱の影響を予想した。その結果、平成 19 年度税制改正は、「税負担の削

減による設備投資の増加のみならず、減価償却費の増加自体が設備投資の増加をもたらした」ということを推察することができた。また、平成 23 年度税制改正大綱については、「法人税減税によるキャッシュ・フロー増加を通じて設備投資を増やす効果はあるが、タックス・シールド減少による設備投資の減少、および減価償却費の見直しによる設備投資の減少の可能性もある」ことを予想した。

しかしながら、本研究にはいくつかの点で限界がある。1 つ目は、(前期の) 減価償却費と設備投資の関係はあくまでも相関関係であり、それが本当に因果関係を示しているのかについてはさらなる考察が必要となる点である。2 つ目は、経営者の設備投資意思決定は、もっと長期的な計画視野 (ホライズン) によって決定されている可能性である。これらの点については、インタビューやアンケート調査等、定性的な情報も考慮しながら仮説を再構築し、追加の検証を行っていくことが必要であり、今後の課題としたい。

【脚注】

1 宮川・田中 (2009) では、日本、米国、英国、韓国における市場経済部門の設備投資/GDP 比率を時系列で比較している。日本の設備投資/GDP 比率は、1980 年代から約 20 ~25%で推移しており、この比率は韓国より低いものの、一貫して米国や英国を上回っている。

2 詳細については桜井 (2011) を参照されたい。

3 たとえば、マクロ・レベルでは先述した宮川・田中 (2009)、産業レベルでは花崎 (2002) 等がある。

4 先ほども述べたように、厳密には、会計上の減価償却と税法上の減価償却は区別して考える必要がある。会計上の減価償却については、定額法・定率法・級数法・生産高比例法等によって費用配分を行うことが企業会計原則 (注解 20) において記載されているのみである。今回の平成 19 年度税制改正は、あくまでも税法上の減価償却制度の変更であるため、理論上、会計上の減価償却とは無関係である。しかし、桜井 (2011) でも指摘しているように、企業は税法上の減価償却方法と異なる方法をとることも可能であるが、税効果会計が必要となるため、大部分の企業が税法上の減価償却制度 (法定耐用年数) を財務会計でも利用しているのである。

5 赤字企業や黒字であっても繰越欠損金が存在する企業は、限界税率がゼロの可能性もある。その場合、タックス・シールドによるキャッシュ・フロー増加はない。

6 ここでも、当期ではなく、前期の減価償却費を変数として用いる理由がある。それは、当

期の減価償却費は当期の営業活動によるキャッシュ・フローに影響を与えてしまうため、説明変数間の相関が高くなる恐れがあるためである。

7 グロスのはグロスと、ネットのはネットと比較することも考えたが、データの制約の問題から、比較するサンプル・サイズ同士がどうしても大きく異なってしまうため、グロスの設備投資とネットの投資 CF を比較している。推計結果としては、どちらも大きく変わらないため、おおむね頑健な結果を得たといえる。

8 ここで注意すべきなのは、本研究においては決算期ベースでデータを作成しているため、2001年というデータは2001年3月期、すなわち2000年度を表している点である。したがって、2001年ダミーというのは、2001年3月期（2000年度）ダミーを表している。

9 「固定資産の取得による支出」はグロスの値であるので、つねにマイナスの値をとるのに対し、「投資活動によるキャッシュ・フロー」はネットの値であるため、プラスの値をとる可能性がある。このとき、変数にマイナス1をかけるとネットで取得が超過している場合に投資 CF はプラス、ネットで売却が超過している場合に投資 CF はマイナスとなることに注意されたい。

10 本研究において、VIF のベンチマークは10で設定している。このベンチマークについては Kennedy (1998) を参照されたい。説明変数のなかでもっとも大きな VIF の値は6.5であったため、この基準を十分に下回っていると判断した。

11 標準化係数とは標準化偏回帰係数とも呼ばれ、変数の値を平均0、分散1に標準化した場合の偏回帰係数を表わす。標準化係数を用いれば、金額の大小がコントロールされるので、個々の説明変数が被説明変数に及ぼす影響を比較することが可能となる。

12 ただし、このアンケート結果は、本研究の推計期間にわたる数字ではないことに注意されたい。

13 ルーカスの批判 (Lucas, 1976) によると、政策変更は経済主体の行動自体を変化させる可能性があり、過去のデータから推計された結果を将来に当てはめることについて問題視している。この点について、本研究では、平成19年度税制改正以降のみのサンプルでも検証を行った結果、減価償却費については全推計期間による分析とほぼ同様の結果を得ている。

14 250%定率法とは、定額法の償却率（1/耐用年数）を2.5倍した率を償却率とする定率法により償却費を計算し、この償却費が一定の金額（残存年数による均等償却の償却費）を下回る事業年度から残存年数による均等償却に切り換えて、耐用年数経過時に1円まで償却する方法をいう。

15 東日本大震災の影響もあり、平成23年度税制改正大綱の内容がそのまま実現される可能性は低い。日本経済新聞（2011年6月26日）によると、「復興構想会議が復興財源として臨時増税の検討を求めたのを受け、政府は増税の具体策の検討に入る。所得税や法人税の税額を一定割合上乘せする「定率増税」が有力で、来年にも実施する公算が大きい」と、短期的かもしれないが、法人税減税とは逆の増税が実施される可能性がある。

16 ここでの推察の大前提は、平成23年度税制改正大綱の内容が実施された後も、本研究の推計期間における結果が維持されるということである。

【参考文献】

- 経済産業省 (2011) 『企業金融調査』
- 桜井久勝 (2011) 『財務会計講義』 第 12 版, 中央経済社
- 花崎正晴・竹内朱恵 (1997) 「日本企業の設備投資行動の特徴について—マイクロデータに基づく国際比較」 財務省財務総合政策研究所 『フィナンシャル・レビュー』, June-1997, pp.1-29.
- 藤岡由子 (2007) 「中小企業の設備投資関数についての一考察」 関西学院大学大学院経済学研究科研究会 『関西学院経済学研究』 第 38 号.
- 宮川努・田中賢治 (2009) 「設備投資分析の潮流と日本経済—過剰投資か過少投資か—」 内閣府経済社会総合研究所, *ESRI Discussion Paper Series*, No. 218, pp.1-43.
- ロバート・サイモンズ (2009) 『戦略評価の経営学』 ダイヤモンド社.
- Garrison, R., and E. Noreen (2003) *Managerial Accounting*, 10th ed. McGraw-Hill, New York, NY.
- Graham, J., and C. Harvey (2001) “The theory and practice of corporate finance: evidence from the field,” *Journal of Financial Economics* 60 (2-3), pp.187-243.
- Harris , M., and A. Raviv (1996) “The capital budgeting process: incentives and information,” *The Journal of Finance* 51 (4), pp.1139-1174.
- Hilton, R. (2002) *Managerial accounting: creating value in a dynamic business environment*, 5th ed. McGraw-Hill, New York, NY.
- Horngren, C., G. Sundem, and W. Stratton (2005) *Introduction to management accounting*, 13th ed. Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Jackson, S., X. Liu, and M. Cecchini (2009) “Economic consequences of firms’ depreciation method choice: Evidence from capital investments,” *Journal of Accounting and Economics* 48 (1), pp.54-68.
- Kennedy, P. (1998) *A guide to econometrics*, 4th ed. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Klammer, T., B. Koch, and N. Wilner (1991) “Capital budgeting practices—a survey of corporate use,” *Journal of Management Accounting Research* 3, pp.113-130.

-
- Klammer, T., and M. Walker (1984) "The continuing increase in the use of sophisticated capital budgeting techniques," *California Management Review* 27 (1), pp.137-148.
- Lucas, R. (1976) "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, pp.19–46.
- McConnell, J., and C. Muscarella (1985), "Corporate capital expenditure decisions and the market value of the firm," *Journal of Financial Economics* 14 (3), pp.399-422.
- Verdugo, R. (2006) "Tax Incentives and Business Investment: New Evidence from Mexico," *Working Paper*.

1 はじめに

1990年代以降、日本の上場企業の株式所有構造は大きく変化をとげている。1960年代から1970年代にかけて形成された金融機関と企業間の株式持合、および事業会社同士の株式持合が1990年代に入って解消されていった¹。長年、企業間の株式持合は、メインバンク制と並んで、日本型企业経営の大きな特徴とされていた。敵対的企業買収の防止、長期的視点に立った企業経営、および企業経営のリスク・シェアリングという3つの面から、株式持合は企業経営を安定させる効果を発揮してきた一方で、持合による経営者の裁量範囲の拡大がコーポレート・ガバナンスの弱体化および非効率的な経営をもたらしたといわれている（岡部，2007）。しかし近年、企業間の株式持合の解消が急激にすすみ、外国人投資家はその受け皿となったため、株式市場における外国人投資家の存在感が増してきている。その結果、外国人投資家による経営への監視の目が一層厳しくなり、経営者は外国人投資家を意識した経営を迫られているという指摘は多い（神田，2001；藤島，2005；日本経済新聞，2006²）。

本研究の目的は、このような株式所有構造の変化、とりわけ外国人投資家による株式所有の拡大が日本企業の税負担削減行動（tax aggressiveness）へ与える影響を実証的に分析することである。後述するように、2000年代に入ってから外国人投資家による企業経営への規律づけに関する研究が数多くなされるようになり、外国人持株比率が企業価値に与える影響について様々な研究成果が得られている。しかしながら、先行研究では、外国人投資家の存在がどのようなプロセスを経て企業価値を向上させているのかについて明らかにできていない。企業価値向上に寄与する一因として、われわれが特に注目したのは、外国人投資家による「税のコスト意識」である。森信（2010）は、「外国人株主の比率が増え、会社法の改正など規制緩和も進み、税をコストととらえる動き」を指摘している。また、新日本アーンストアンドヤング（2009）によると、「最高財務責任者（CFO）の評価は企業グループにおける連結ベースの実効税率の低減がその評価の重要項目として注目され、多くの企業で税務戦略の立案と導入が行われていた」と

¹ 岡部（2007）の推計によると、株式の持合比率は、1987年度末に18.3%だったのに対し、2002年度末では7.4%にまで低下してきている。さらに、1990年代半ば以降は、金融機関、事業会社とも株式持合を解消していったことを示している。また、伊藤（2011）では、2000年代に入ってから持合解消は進み、2009年度末時点の持合比率は6.5%であると推計している。

² 2006年5月9日朝刊「外国人投資家内需企業の株保有拡大」。

述べられている。実効税率の低減、すなわち税引後利益の最大化を重要視する背景には、それを配当原資とする株主の監視の目があるからに他ならない。外国人投資家の「税のコスト意識」について、これらの指摘はあるものの、データをもとに検証された研究はわれわれが知る限り存在しない。さらに、先行研究でも重要性を指摘していた「外国人投資家の存在と企業価値向上との関係の要因を明らかにすること」に対し、1つの要因を示すという意味で、本研究は重要である。本研究の分析の結果、外国人持株比率が上昇するほど、企業は税負担削減行動に積極的になり、金融危機後にその影響は弱まるということがわかった。

本論文の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、株主構成による企業活動の変化、とくに税負担削減行動について概観し、外国人投資家の存在と税負担削減行動の関連性について述べる。次の第3節では、本研究に関する分野の先行研究を紹介する。第4節では、仮説の設定を行い、税負担削減行動の指標およびコントロール変数を検討し、分析モデルを構築する。またここで、サンプルおよび各変数の基本統計量を示す。第5節では分析結果を示し、第6節では、頑健性の検証を行う。最後に第7節で結論および今後の課題を述べ、本論文を締めくくる。

2 研究背景

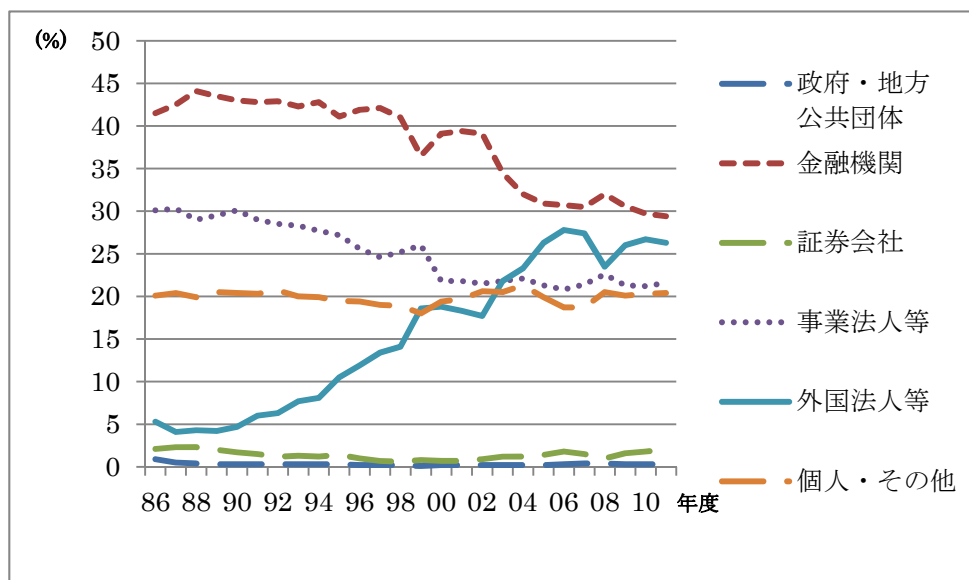
2.1 株主構成の変化

長年、金融機関による大量株式保有や企業間の株式持合は、日本型企业経営の大きな特徴といわれてきた。しかし、図表1の上場企業の株式に対する各部門の保有比率の推移をみると、最近20年間において、金融機関や事業法人などが少しずつその比率を低めていることがわかる。一方で、外国人（外国籍個人、外国籍法人）による保有比率は、1990年前後を境に上昇をはじめ、2002年以降はその勢いがさらに加速している。個人保有比率は大きな変化が見られないことから、外国人投資家が持合解消の受け皿になっていることがわかる³。これは、一時的なブームというよりはむしろ持続的な傾向といえ、今後も株式持合の解消がすすみ、外国人投資家によるさらなる保有増加が見込まれる（ちなみに、2008年度については、経済全般にわたって深刻な危機に陥ったことを

³ 加えて、持合株式の売却に伴い、企業が自社株買いたしたケースも多い。

背景として、利益確定、資産圧縮等による大幅な売り越しが続いたことを反映したものと考えられる)。

図表1 最近20年間の投資部門別株式保有比率推移(2012年3月31日現在)



出典) 東証証券取引所「平成23年度株式状況調査の調査結果について」

従来の日本企業は、株式持合により株主の発言力を弱め、株主が経営に関与することを避けようとするのが一般的だったといわれている。しかし、図表1のように、外国人投資家の保有比率が上昇したことは、それだけ上場企業において彼らの発言力が増したことを意味する。外国人投資家の増加により、経営に対する監視の目が一層厳しくなり、経営者は外国人投資家を意識した経営を迫られているという指摘は多い。

外国人投資家による投資は、経営権の取得や経営への参加を目的とした「直接投資」と資産運用を目的とした「間接投資(ポートフォリオ投資)」に大別される。「直接投資」は、経営への直接参加により、経営の規律づけを行うことができる。間接投資は、投資先企業の経営に直接参画しないものの、投資収益を高めるため、経営者に対する株式の売却と議決権の行使の両面でモニタリングを行い、経営を規律づけることができる⁴。

⁴ 岩壺・外木(2006)では、外国人持株比率が33.4%超のものを直接投資、それ以外を間接投資として定義している。本研究における分析において、直接・間接投資は区別していない。

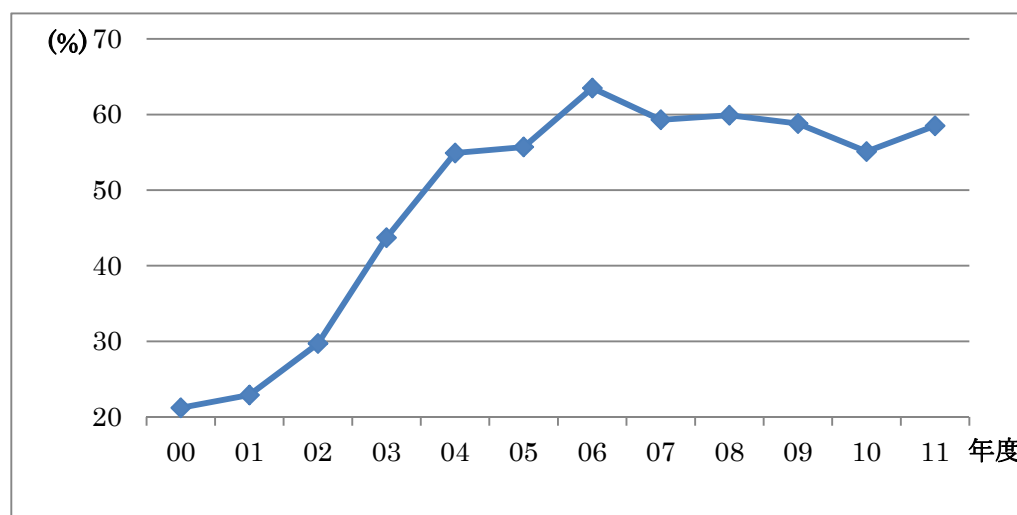
株式の売却が経営の規律づけを行う方法となっていることを裏付けるものとして、投資部門別の株式売買回転率がある⁵。岩壺・外木（2006）によると、外国人投資家の売買回転率は、個人投資家や国内の投資信託よりもはるかに高く、外国人投資家が活発に売買していることを示している。株式保有率が高く、かつ売買回転率の高い外国人投資家の行動は、株価への影響も大きい⁶。したがって、企業経営者は株価を高く維持するために、外国人投資家からの評価を気にする必要があるが生じるのである。つまり、株式の売却圧力が企業経営を規律づけているといえる。

もう一方の経営の規律づけを行う方法である議決権行使については、株主総会への参加で経営の規律づけを行っている。実際、外国人株主の増加によって、資本の効率改善や利益分配に関する要求が、株主総会での議決権行使などを通じて多くなされるようになった。図表2に示した通り、2002年の株主総会で議案に対して「否」の意思表示をした外国人投資家がいた企業の比率は29.7%であったが、2004年には54.9%と大幅に増加し、2006年には63.5%にまで増えている。2011年調査によると、反対議案の上位3つは、取締役選任議案(838件)、監査役選任議案(618件)、剰余金の処分(287件)となっている。このように、外国人投資家は「モノ言う株主」として、企業業績に陰りが見えるようなことがあれば、経営陣に退陣を迫るという意思表示を躊躇なく突きつけているのである。近年、国内投資家の株主総会への積極参加から、外国人投資家のみを「モノ言う株主」と呼べなくなっているとはいえ、外国人投資家が企業経営に大きな影響を及ぼしていることに違いはないだろう。

⁵ 投資部門別売買回転率とは、各投資部門の1年間の株式の購入と売却の平均をその投資部門の前年度末の株式保有代金と今年度末の株式保有代金の平均で割ったもののことである。

⁶ 岩壺・外木（2006）では、外国人持株比率が高いほどトービン q のばらつきが大きいことを示しているが、株価ボラティリティが大きな銘柄に外国人投資家が投資しているという可能性があることには注意が必要である。

図表2 株主総会で議案に対して「否」の意思表示をした外国人投資家がいた企業比率



出典) 商事法務研究会「株主総会白書2011」

前述したように、本研究の目的は、株式所有構造の変化、とりわけ外国人投資家による株式所有の拡大が日本企業の税負担削減行動へ与える影響を実証的に分析することである。日本における外国人株主比率がとりわけ高いわけではなく、近年、国際分散投資の活発化に伴い、新興国市場における外国人株主比率も増加している⁷。しかし、外国人と国内投資家の投資行動やモニタリングの違いがこれほど明確である国はめずらしいだろう⁸。これまでの株式持合により、株主からの規律づけを免れてきた日本の経営者が、外国人株主比率の上昇によって、株主価値の向上を強く意識させられるようになったのか否かを検証することは、価値があるといえる。

2.2 外国人投資家の存在と税負担削減行動

本研究では、Chen et al. (2010)や山下・音川 (2009)と同様に、タックス・プランニング活動を通じて、課税所得の減少や税支払額の削減を行うことを税負担削減行動と定義する。

⁷ 詳細については、岩壺・外木 (2006) を参照されたい。

⁸ 藤島(2005)によると、日本における外国人投資家の約7割が米英の投資家であるとされる。岡部(2007)では、企業モニタリングを英米型と日本型に分類し、両者を対比させながら、いかに差異が大きいかについて述べている。

日本では、税負担削減行動が積極的に行われてこなかったといわれている⁹。図表4は、各国の主要電機メーカーの実質税負担率を示している（ここでいう実質税負担率とは、法人税等(税効果会計適用後)を税金等調整前当期利益で除したものを示し、表面税率から政策減税等の調整を行った後の財務諸表ベースの数値である）。日本と他国の電機メーカーを比べた場合、実質税負担率が乖離していることがわかる。もちろん、日本と台湾および韓国メーカーを比べた場合、この実質税負担率の乖離は法定実効税率の差が大きく起因している（実効税率とは、法人所得に対する租税負担の一部が損金算入されることを調整したうえで、税率を計算したものである）。具体的数字で見ると、日本の法定実効税率が40.69%であるのに対して、台湾および韓国の実効税率はそれぞれ17%、24.2%である。しかし、日本と米国で比べた場合、両国の法定実行税率に大差はなく、両国とも世界で最も高い水準にある（図表3参照）。それにも関わらず、実質税負担率は日本39.2%、米国31.5%と乖離している。この実質税負担率の差は、もちろん確定決算主義かどうかという制度の違いも大きく影響しているが、税務戦略つまり税負担削減行動を積極的に行っているか否かの違いも一因であると考えられる。

税務戦略をとるにあたって、日米間では税負担に関する認識が大きく異なる。日本企業の間では、長らく「税金はお国のために納めるもの」とした概念が浸透しており、税金を多く払うことが美德であるとの意識があった。したがって、経営上、法人税という税務コストの最小化を実践することは重要視されず、タックス・プランニングが積極的に行われてこなかったといわれている。企業の税務担当者は、税務当局の調査で指摘される事項を減らすことが役割とされてきた。

一方、米国企業では、法人税等の税金は純粋な「キャッシュ・アウト」と捉えており、国際連結経営に対応した税務戦略を積極的に行っている。しかも、節税の度合いが役員の評価に直接結びついている企業も多いため、経営者を中心に全社的に税務戦略がとられている。したがって、財務会計上の税金費用等の計算・情報管理、税務リスク管理のみならず、企業の経営戦略と整合性を保ち、各国間の税率差等を利用してプロアクティブに、かつ、創造的に税負担を軽減させようとすることを目指す傾向にある¹⁰。

⁹ 新日本アーンストアンドヤング（2009）を参照されたい。

¹⁰ もちろん、日米における税負担削減行動の違いが、課税当局の税務調査確率、加算税をはじめとするペナルティ、裁判での勝訴確率等が異なることに起因している可能性も十分にある。

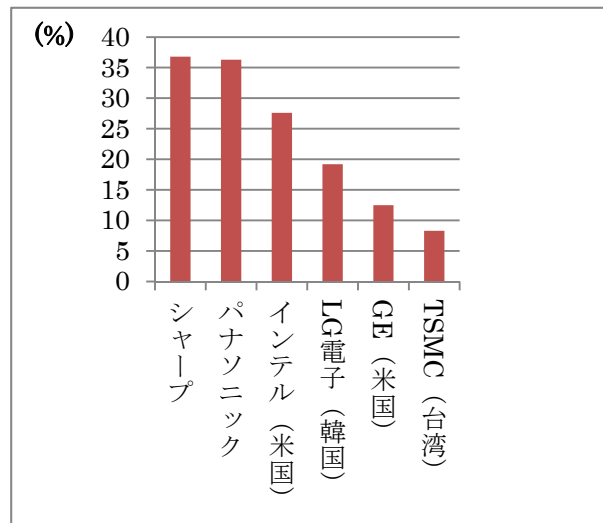
図表3 法人所得課税率の日米比較

	法人所得課税 実効税率	法人課税 実質税負担率 ¹¹
日本	40.69%	39.20%
米国	40.75%	31.50%

出典) 財務省「法人所得課税の実効税率の国際比較」、経済産業省「日本の産業を支える横断的構築について」

http://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/corporation/084.htm

図表4 各国・地域の電機メーカーにおける実質税負担率



出典) 「法人減税世界競う」『朝日新聞』2010年11月21日

税負担削減行動は、税引後利益およびキャッシュ・フローを増加させ、結果として企業価値を高めることになる。これによって、経営者が直接的あるいは間接的な報酬を得ることができるという便益がある一方で、リスクも伴う。リスクは大きく2つに分類できるといわれている。1つは、税務当局による調査を受けるリスクである。これは、日本または進出先の税務当局より税に関する調査を受けるリスクであり、法人税等に関する調査が含まれる。このような税務調査が行われた場合、企業は対応するための社内の

¹¹ 2006～2008年度連結ベースのデータを集計。対象企業は、Nikkei225(日経平均)、S&P社が株価指数として利用・公表しているS&P500(本社が米国以外にある企業を除く)、Europe350に採用されている企業のうち、財務データが取得可能な企業とする(金融・保険業および税金等調整前当期利益がマイナスの事業年度を除く)。

人的・時間的負担、税理士等のアドバイザーに支払うコスト負担が発生する。もう1つは、追徴課税を受けるリスクである。これは、主に日本又は進出先の税務当局より税務調査を受け、その結果、修正または更正に至った場合に発生する追徴税額の支払いに関するリスクである。追徴税額には、本税、過少申告加算税、延滞税、その他ペナルティとしての税が含まれる。加えて、これに関連するリスクには、更正内容に関する投資家への開示、新聞・雑誌報道等による企業ブランド・イメージ低下のリスク（レピュテーション・コスト）がある。

以上をまとめると、株主がどれだけ税負担削減行動を経営者に求めるかは、税に対するコスト意識がどれだけ強いのか、株主の税務リスクに対する耐性がどれだけ高いか、レピュテーション・コストをどれだけ見積もるか等、様々な要因を考える必要がある。しかしながら、そのすべての要因について外国人投資家の特性を検証することは難しい。そこで本研究では、国内投資家と外国人投資家との税のコスト意識の違いに注目し、外国人投資家が税負担削減行動を通じた経営の規律づけを行なうかどうかを検証する¹²。

3 先行研究と本研究の位置づけ

本節の文献サーベイでは、外国人投資家がモニタリングを行い、企業価値を向上させるという研究、および税負担削減行動に関する研究についてレビューし、どちらの研究分野でも、本研究で行う分析が未だなされておらず、かつ重要なテーマであることを示す。

2000年代に入ってから、外国人投資家による企業経営への規律づけに関する研究が数多くなされるようになり、外国人持株比率が企業価値に与える影響について様々な研究がなされてきた¹³。佐々木・米澤（2000）は、日本型ガバナンスが株主価値に与える影響を調べ、外国人持株比率が低いなどの日本型ガバナンスの特徴が強まるほど、トービンの q が低くなることを発見した。株主価値に影響を与える経路として、外国人持株

¹² 税務リスクに対する耐性やレピュテーション・コストについては、国内投資家と外国人投資家との違いとして定型化された事実は少ないように思われる。これらは株主構成よりもむしろ、大企業かどうかという点が大きい。企業規模に関しては、分析上コントロール変数に加えてある。

¹³ 海外の実証研究で外国人投資家をテーマにした研究としては、外国人投資家がどのような企業の株式を保有するかについての研究が多く（French and Poterba, 1991; Kang and Stulz, 1997 など）、その逆はほとんど存在しない。これは先述したように、外国人と国内投資家の投資行動やモニタリングの違いが日本ほど明確でないからだと推測できる。外国人投資家には着目していないが、株主所有構造の視点から分析を行った代表的な研究として、Demetz and Lehn (1985), Morck et al. (1988), McConnell and Servaes (1990)等がある。

比率が労働分配率を低下させることを示している。また、米澤・佐々木（2001）では、外国人投資家の存在が過剰投資を抑制することを発見し、「大手機関投資家の多くが企業系列に属するわが国株式市場において、外国人投資家は例外的に経営者に規律を与えうる投資主体」と述べている。増子（2001）では、企業が属するタイプごとに見合ったファイナンス選択やコーポレート・ガバナンスの対応の必要性について実証分析を行い、外国人持株比率の上昇は経営の効率性を高める効果があるとしている。また、西崎・倉澤（2003）は、時価総額が大幅に下落した1990年代以降のわが国株式市場において、外国人投資家は唯一保有株式価値が上昇するなど、投資家・株主として国内投資家に勝るパフォーマンスであったことを発見し、外国人投資家の株主としてのモニタリング機能が優れていたと結論づけている¹⁴。平元（2002）もまた、外国人持株比率と企業価値に正の相関があることを示している。岩壺・外木（2006）は、株式所有と企業のパフォーマンスの因果関係を明らかにするために、両者の因果関係を検証した。これは、外国人投資家は企業価値の高い企業の株式を保有する傾向があることを示しているに過ぎないという逆の因果関係を強調する見方があるからである。分析の結果、外国人投資家は、企業価値が低くなると所有株式を増やす一方で、外国人持株比率が増加すると企業価値の上昇をもたらすことが示された。さらに青木（2008）では、外国人持株比率が高いほど事業集約化の選択確率が高いことを示し、「外国人投資家による株式保有が『選択と集中』を促すことで多角化の非効率を抑制し、企業価値の向上に寄与した」と述べている¹⁵。光定・蜂谷（2009）は、株式超過収益率と株主構成の関係を分析し、外国人持株比率は株式超過収益率に対して有意に正の影響を与えていることを示している。また、篠田（2010）では、2004年から2008年までの5年間にわたる製造業データを分析し、外国人投資家の存在が企業経営への一定の規律づけを促し、業績の改善をもたらしていることを発見した。さらに、ある一定水準の外国人持株比率を超えると、（業績改善という意味での）規律づけ効果が見られなくなることも指摘している。

次に、企業の税負担削減行動に関する先行研究に触れたい。Chen et al. (2010)およびHanlon and Slemrod (2009)等では、税負担削減行動をとることは経営者にとって2

¹⁴ 全サンプルを89年以前と90年以後に分割し、株式所有構造を表す変数（外国人持株比率、金融機関持株比率、事業会社持株比率等）がトービンの q に与える影響を分析した結果、90年以後は外国人持株比率のみが正に有意であったという分析結果を得ている。

¹⁵ 事業多角化の程度が高い企業ほど企業価値が下がるという現象（多角化プレミアム）が一般に観察されているが、多角化度合の高い企業の株式を外国人投資家が嫌っているという可能性もある。

種類の便益と2種類のコストがあると指摘している。第1の便益は、税コストの削減を行うことにより、企業価値を増加させ、報酬を得ることができることである。他の条件が同じであれば、税コストの削減は、税引後利益およびキャッシュ・フローを増加させ、結果として企業価値を高めることにつながる。そして、経営者が株式を所有していたり、業績連動型の報酬契約を結んでいたりすれば、税コストを削減するインセンティブはさらに強くなる。第2の便益は、複雑な課税所得減少活動を行うことによって経営者が自己の利益を追求し、それを隠蔽できる可能性があることである。第1のコストとしては、税務当局による調査リスクが増え、否認されることによる追加的な税コストが生じる可能性があることである。申告漏れなどの報道が企業の評判を落とし、追加的なキャッシュ・アウトフローを生じさせることも起こりうる（レピュテーション・コスト）。実際、Mills and Sansing (2000)は、税負担削減行動が反映されていると考えられる会計利益と課税所得の差異（book-tax difference）が大きくなると、アメリカ合衆国内国歳入庁（IRS）による税務調査の行われる可能性が高まることを示している。また、第2のコストは、経営者が自己の利益を追求している（第2の便益）と投資家に疑われることによって、株価が低くなることである。この点について、Hanlon and Slemord (2009)は、企業が税負担削減行動を行っているというニュースに対して、株価が負の反応を示すことを明らかにしている¹⁶。また、これらの先行研究では示されていないが、税負担削減行動を行うための経営者、また税務担当者の努力も重要なコストだといえる。合理的な経営者は、これら便益とコストを比較し、前者のほうが大きいと考えられる状況では、より積極的な税負担削減行動をとることになる¹⁷。

Khurana and Moser (2009)、山下・音川(2009)およびChen et al. (2010)は、株式所有構造と企業の税負担削減行動の関係を明らかにしている。とくに、米国企業を対象とした研究がさかんであり、Khurana and Moser (2009)では、長期間株式を保有する機関投資家の水準が高くなると、企業の永久差異が減り、税負担削減行動が抑制され、短期間株式を保有する機関投資家の水準が高くなると、永久差異が増え、税負担削減行動が積極的になることを示した¹⁸。またChen et al.(2010)では、family firm（創業者一族

¹⁶ 税負担削減行動を積極的に行うことによって、投資家が税務調査確率の上昇を予想する結果、株価が下がるという可能性もある。

¹⁷ 国内投資家と海外投資家の行動原理が異なる可能性として、両者の選好（税務調査に対するリスク回避度）の違いや情報の非対称性の存在等が考えられる。

¹⁸ 仮に外国人投資家が短期間株式を保有する主体だとすると、本研究は Khurana and Moser (2009)を

の持株比率が高い企業)は、そうでない企業に比べ、税負担削減行動が消極的になるという結果を導いている。とくに、長期間にわたって株を保有する(外部のモニタリング者としての)機関投資家がないfamily firmでは、経営者が税務当局から処罰され、追加的なペナルティを払うことや世間の評判が下がることを恐れ、税負担削減行動が消極的になると示している。Desai and Dharmapala (2006)では、株主のガバナンスの強い企業の税負担削減行動は、企業価値を増加させることを指摘している。日本企業を対象とした研究としては、株式持合という日本型経営の特徴が税負担削減行動にどのように影響するかを示した山下・音川 (2009)があげられる。この先行研究では、株式持合比率と経営者の税負担削減行動には、逆U字型の関係があることを導いている。つまり、株式持合比率が相対的に低い区間ではアラインメント効果、相対的に高い区間ではエントレンチメント効果が強くあらわれることを明らかにした。ここで、アラインメント効果とは、相手企業が脱税等で処罰されることによる追加的な税コストの発生や評判の低下、相手企業の株価が低くなることによる自社の業績の悪化を恐れ、持合企業間の相互牽制が強くなることを表す。このアラインメント効果により、税負担削減行動はより消極的になると考えられる。またエントレンチメント効果は、モニタリング機能が低下し、経営者が税コスト削減による直接的・間接的報酬の獲得やその他の自己の利益を優先させることから、税負担削減行動がより積極的になることを表す。

以上のような先行研究の結果から、外国人投資家の存在が企業経営の規律づけを促し、企業価値に正の影響を与えていること、および株式所有構造の違いによって税負担削減行動の影響が異なることがわかった。しかしながら、未だ日本企業の税負担削減行動についての研究は数少なく、とりわけ近年、株式所有構造を大きく変化させている要因の1つである外国人投資家の存在との関連性を調べている研究は、われわれが知る限り存在しない。さらに、外国人持株比率が企業価値に正の影響を与えていることを発見した研究は多いが、その要因を分析する研究については十分とは言い難いであろう。たとえば、西崎・倉澤 (2003)では、「外国人株主の投資家・株主としての行動と企業行動の変化の関係の実態については、なお不明な部分が多く、今後の研究の蓄積が待たれる」と述べており、岩壺・外木 (2006)では、「残された課題として、外国人投資家による

日本のデータで追試したものとなる。しかしながら、藤島 (2005)によると、ヘッジファンドが短期売買を繰り返し、外国人投資家の売買回転率が高くなっているが、日本企業の株式におけるヘッジファンドの運用資産残高割合は小さく、大部分は米英の年金基金が占めており、その特徴は「日本の年金基金と同様に中長期で株式を保有する一方、他の地域の投資家よりも議決権行使に積極的である」と述べている。

株式所有がどのように企業価値の上昇に貢献するのかについて検討すること」と指摘している。本研究では、先行研究で課題とされていた外国人投資家の存在がどのようなプロセスを通じて企業価値を高めているかを明らかにするという意味で、重要である。具体的には、外国人投資家が税務戦略をモニタリングすることによって、企業価値向上に寄与していることを示す。さらに、2008年におこった金融危機前後で外国人投資家による規律づけがどのように変化したのかについても分析する。

4 仮説設定とリサーチ・デザイン

本研究の目的は、近年、日本の株式市場において増加する外国人株主比率と、企業の税負担削減行動との関連性を実証的に分析することである。かつては、株式持合による安定株主が多く、株主のモニタリングが十分に機能していなかったと考えられる。しかし、株主構成が大きく変化し、とりわけ外国人投資家が経営の効率性や配当性向重視を求める傾向にあることから、モニタリングが強化され、それが企業の経営に影響を与えていると考えられる。外国人投資家の存在により、経営者は配当原資となる税引後利益を最大化する目的で、税負担削減行動がより積極的になると推測できる。そこで本研究では、次の仮説を検証する。

仮説1：外国人株主比率が上昇すると、企業の税負担削減行動は積極的になる。

さらに、2008年度におけるリーマン・ブラザーズ破綻に端を発した金融危機前後で、外国人投資家の税負担削減行動を通じた規律づけが変化したかどうかを検証する。図表1を見るとわかるように、2008年度において外国人の持株割合が大きく減少している。図表2を見ると、株主総会で議案に対して「否」の意思表示をした外国人投資家がいた企業比率は金融危機以後減少している。この原因として、外国人投資家が減少したことによる影響や外国人投資家（1人あたり）の発言力が弱まったこと等が考えられる¹⁹。宮島（2011）は、リーマン・ショック以後『行き過ぎた市場化』が指摘され、外国人投資家の増加が近視眼的な企業経営を誘発する、あるいは、雇用を犠牲にして経営者に

¹⁹ 外国人投資家の割合が減少して企業全体としての規律づけが弱まることと、外国人投資家1人あたりの発言力が弱まることは明確に区別する必要がある。回帰分析で得られる結果は、外国人持株比率が限界的に1単位上昇したときの効果、すなわち外国人投資家1人あたりの発言力がどのように変化したかを表している。

過度な報酬が支払われているといった批判が強まった」ことを指摘している。そこで本研究では、次の仮説を検証する²⁰。

仮説2：外国人株主比率が企業の税負担削減行動に与える影響は、金融危機後で抑制される。

4.1 税負担削減行動の指標

本研究では、Chen et al. (2010)および山下・音川 (2009) を参考に、税負担削減行動の指標を選択する。Chen et al. (2010)では、税負担削減行動の指標として、Effective tax rate(ETR), Cash effective tax rate (CETR), Manzon-Plesko (2002) book-tax difference (MPBT), Desai-Dharmapala (2006) residual book-tax difference (DDBT) の4つを用いて分析を行なっている²¹。山下・音川 (2009) では、持合株主比率が企業の税負担削減行動に与える影響を明らかにするため、3つの指標 (ETR, Current_ETR, MPBT) を使用している²²。本研究では、山下・音川 (2009) で用いられている指標のうち、2つ (ETRおよびCurrent_ETR) を選択することとする。なぜならば、MPBTについては2006年4月1日に「所得税法等の一部を改正する等の法律」が施行され、申告所得を含む公示制度が廃止されたため、データ取得が不可能となったためである²³。奥田他 (2006) では、法人税・住民税・事業税を法定税率で除したものを申告所得の代用として用いることによって、細部においては異なるが、同じような傾向をみることができるとされている²⁴。しかしながら、本研究で使用するのは連結財務諸表データであるため、法定税率を用いると、とりわけ海外子会社を多く含む企業の申告所得につい

²⁰ 先行研究によると、金融危機後、外国人投資家の影響が強まる効果と弱まる効果を指摘されているため、事前の予想は行わない。

²¹ 詳細は、Manzon and Plesko (2002)および Desai and Dharmapala (2006)を参照されたい。なお、他の先行研究で使用している税負担削減行動の指標は、多岐にわたっている。ここで示した指標以外にも、永久差異、裁量的永久差異、短期・長期のCETR、および限界税率等が用いられている。それぞれの指標の特徴については、Hanlon and Heitzman(2009)を参照されたい。

²² 山下・音川 (2009) では、DDBTも指標の1つとして分析したが、MPBTと結果がほとんどかわらなかったため、論文から除外していると述べている。

²³ 2006年以前は、内閣府の税制調査会によって、課税所得が4000万円を超える企業については、その金額が公示されていた。

²⁴ Hanlon(2003)は、このような方法で課税所得を推定する場合の問題点を指摘している。

で誤差が大きくなってしまふ²⁵。したがって、本研究では先行研究で用いられている税負担削減行動の指標のうち、ETRおよびCurrent_ETRのみを選択するものとする。

1つめの指標であるETRは、法人税、住民税、事業税に法人税等調整額を加算し、それを税金等調整前利益で除したもので、本研究では次式のように定義する。

$$ETR_{i,t} = \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税} \cdot \text{事業税}_{i,t} + \text{法人税等調整額}_{i,t}}{\text{税金等調整前当期利益}_{i,t}}$$

i は企業、 t は年を表す。

2つめの指標であるCurrent_ETRは、法人税、住民税、事業税を、税金等調整前利益で除したもので、本研究では、次式のように定義する。

$$\text{Current_ETR}_{i,t} = \frac{\text{法人税} \cdot \text{住民税} \cdot \text{事業税}_{i,t}}{\text{税金等調整前当期利益}_{i,t}}$$

Current_ETRは、一時差異を加減算してない値であるため、誤差が大きくなる可能性が指摘されているが、実際の税支払額に近い値になるというメリットもある²⁶。ETR、Current_ETRについては、分母がマイナスとなったものはサンプルから除外した。ETRおよびCurrent_ETRについては、計算結果がマイナスとなった場合は0、1を超えた場合は1に値を置き換えているもの（ETR1、Current_ETR1）と、計算結果がマイナスとなった場合は0に値を置き換えているもの（ETR2、Current_ETR2）を用いている²⁷。4つの指標については、その値が小さければ小さいほど税負担が削減されるため、経営者が税負担削減行動に積極的であると解釈できる。

4.2 検証モデル

本研究では、次のモデルを用いて仮説の検証を行う。このモデルは、Chen et al. (2010) および山下・音川(2009)をもとに、改良したものである。

²⁵ 本研究で連結財務諸表データを使用する理由は、外国人投資家の目的が、連結ベースでの税引後利益最大化であるという指摘からである（新日本アーンストアンドヤング，2009）。

²⁶ 詳細は、Chen et al. (2010)、Hanlon and Shevlin (2002)等を参照されたい。

²⁷ 本研究では、連結財務諸表データを用いており、連結範囲に複数の課税主体が存在するため、指標が1を超える場合も多いため、1を超えているものを調整しない変数でも検証している。

$$\begin{aligned}
\text{TaxAgg}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{Foreign_Share}_{i,t} + \beta_2 \text{D_Foreign_Share}_{i,t} + \beta_3 \text{ROA}_{i,t} + \beta_4 \text{LEV}_{i,t} \\
& + \beta_5 \text{PPE}_{i,t} + \beta_6 \text{INTANG}_{i,t} + \beta_7 \text{DIV}_{i,t} + \beta_8 \text{SIZE}_{i,t} + \beta_9 \text{R\&D}_{i,t} + \beta_{10} \text{SGA}_{i,t} \\
& + \beta_{11} \text{FSALES}_{i,t} + \beta_{12} \text{NOL_DUMMY} + \beta_{13} \text{Industry_DUMMY} \\
& + \sum_{t=1999}^{2011} \beta_t \text{Year_DUMMY}_t + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned}$$

変数の定義：

TaxAgg

= 税負担削減行動の程度を表す4つの変数(ETR1, Current_ETR1, ETR2, Current_ETR2)

Foreign_Share = 外国人持株比率

$$\text{ROA} = \frac{\text{税金等調整前当期利益}}{\text{期首総資産}}$$

$$\text{LEV} = \frac{\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債}}{\text{期首総資産}}$$

$$\text{PPE} = \frac{\text{償却対象有形固定資産}}{\text{期首総資産}}$$

$$\text{INTANG} = \frac{\text{無形固定資産}}{\text{期首総資産}}$$

$$\text{DIV} = \frac{\text{受取配当金}}{\text{期首総資産}}$$

$$\text{R\&D} = \frac{\text{研究開発費}}{\text{期首総資産}}$$

$$\text{SGA} = \frac{\text{販売費および一般管理費} - \text{R\&D}}{\text{期首総資産}}$$

FSALES = 海外売上高比率

SIZE = 売上高の自然対数

NOL_DUMMY = 前期税金等調整前利益が負の時に1, それ以外は0をとるダミー変数

Industry_DUMMY = 製造業に1, それ以外は0をとるダミー変数

Year_DUMMY = 年次ダミー変数

D_Foreign_Share

= 金融危機ダミー (2009年以降を1, 2008年以前を0とするダミー変数)

× 外国人持株比率

被説明変数TaxAggは、4.1で記述した通り、税負担削減行動の程度を表す4つの指標である。Foreign_Shareは、外国人持株比率を表している。外国人持株比率が高いほど、税負担削減行動が積極的になるという仮説のもと、ETR1, ETR2, Current_ETR1およびCurrent_ETR2の係数について、 $\beta_1 < 0$ と予測する。また、上述したように、金融危機後に外国人投資家の税負担削減行動を通じた規律づけが弱まった可能性があるという仮説のもと、D_Foreign_Shareの係数である $\beta_2 > 0$ と予測する。

以下、コントロール変数について説明する。タックス・プランニングのインセンティブと投資機会を考慮するため、ROA, LEV, NOL_DUMMY, およびFSALESを説明変数に加える。ROAについては、収益性を表す変数であり、経常利益を期首総資産で除している。これは、収益性の高い企業ほどタックス・プランニングのインセンティブと投資機会があるという考えにもとづいている。そして、投資機会が多い企業は税額控除の利用可能性が増えるなどの理由により、節税効果の高い投資を利用できる余地が高くなると考え、税負担削減行動が積極的に行われると予測する。したがって、ROAの係数について $\beta_3 < 0$ と予測する。またLEVについて、有利子負債による資金調達には負債の節税効果を楽しむため、有利子負債による資金調達を行っている企業は、税負担が相対的に軽いと考えられる。したがって、 $\beta_4 < 0$ と予測する。NOL_DUMMYについては、前年度からの繰越欠損金がある企業は、それを利用することで税負担を削減することができるため、説明変数に加えている。前期末に繰越欠損金があれば、対象期に何もしなくても繰越欠損金の損金算入により税負担が軽減されるため、税負担削減行動の結果よりも低い税負担となる。本来、それをコントロールするために、繰越欠損金の額を変数として使うべきであるが、本研究の分析期間中において繰越欠損金の有無およびその金額のデータを取得することはできない。したがって本研究では、前期税金等調整前利益が負のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数を導入し、NOL_DUMMYの係数について $\beta_{12} < 0$ と予測する。最後に、海外売上比率をFSALESとして説明変数に加える。多国籍企業が海外支店をもつ場合、課税所得は日本の本店の課税所得と合算して、日本において法人税が課されるが、企業が海外子会社をもつ場合、海外の課税所得は当該国で法人税が課される。したがって、法定税率が日本より低い国に海外子会社

が存在する場合、海外で利益をあげれば、相対的に法人税支払額が小さくなる可能性がある²⁸。日本は世界でもっとも法人税率が高いと考えられるため、 $\beta_{11} < 0$ と予測する。

次に、償却費に関する会計上と税務上の取り扱いの違いをコントロールするため、PPE、INTANG、およびDIVを説明変数に加える。PPEは償却対象固定資産、INTANGは無形固定資産を期首総資産で除したものである。PPEについては、会計上、償却対象有形固定資産の耐用年数を短く見積もる場合、減価償却に関する会計上の費用が税務上の損金を上回ることになり、会計利益と課税所得の間に一時差異が生じる。INTANGにおいても、限度額以上の償却費を計上することで、税負担削減行動の指標に影響を及ぼす²⁹。これらの2変数については、限度額以上の償却をしている場合、被説明変数分母の税金等調整前利益を減少させる効果により係数が正になる可能性が大きい。早期償却をしているか否かとPPEおよびINTANGの大小との関係は定かでないため、事前の符号予測は行わない³⁰。DIVについては、税務上受取配当金の一部またはすべては益金不算入となり、永久差異が生じるため、税負担額が小さくなる³¹。したがって、DIVの係数について $\beta_7 < 0$ と予測する。

さらに、政策的に設けられている税額控除があり、それらをコントロールするために、R&DおよびSGAを説明変数に加える。R&Dは研究開発費であり、試験研究費の代理変数として用いる。研究開発に関する費用のうち、試験研究費については税額控除の対象となる可能性があるからである。とくに、2003年度に行われた税制改革によって税額控除が拡充されたため、試験研究費が税負担削減行動の指標に影響を及ぼすと考えられる。したがって、 $\beta_9 < 0$ と予測する。次に交際費については、会計上費用であるが税法上は損益算入が制限されているため、永久差異が生じる。したがって、交際費が増えるほど税負担が重くなる。交際費に関するデータのみを入手することはできないため、本研究では、販売費および一般管理費から研究開発費を除いたものを代理変数とし、期首

²⁸ 逆に、海外子会社が欠損となった場合、その欠損金を日本の親会社の所得から控除できないため、税負担額が重くなる可能性もある。

²⁹ 法人税法は、減価償却の計算の基礎となる取得価額の算定方法などを詳細に規定している。しかし、通常の減価償却額を超えて行われる特別償却は、特定の設備の取得促進（R&D投資など）を政策目的とする場合に用いられる。それは、設備導入年度及び早期において通常より多額の減価償却費の損金算入を認め、法人にとって税負担を軽減できる。

³⁰ 被説明変数がETRの場合、限度額以上の償却は、分母の税金等調整前利益だけでなく、分子の法人税等調整額にも影響を与えることに注意する必要がある。

³¹ 法人株主の受取配当については、特定株式等に係る受取配当等については、全額益金不算入とされ、特定株式等以外に係る受取配当金等については、80%まで益金不算入が認められている。

総資産で除したものをSGAと定義している。交際費の係数の符号については、 $\beta_{10} > 0$ と予測する。

最後に、規模をコントロールする説明変数としてSIZEを導入する。本研究では売上高の自然対数として定義し、規模の大きい企業ほどタックス・プランニングの能力が高い反面、税務当局の監視が厳しくなるというトレード・オフに直面していると予測する。どちらの影響が大きいかわかでないため、SIZEの係数について符号の予測は行わない。

その他に、景気変動や産業間の差異をコントロールするために、ダミー変数としてYear_DUMMYおよびIndustry_DUMMYを加えている。Year_DUMMYは年次ダミーであり、基準年は1999年3月期、Industry_DUMMYは製造業を1、非製造業を0として定義する。

4.3 サンプルと基本統計量

本研究では、2011年3月末日時点で公開していた企業のうち、銀行・証券・保険業・その他金融業及び不動産業を除く一般事業会社を分析対象企業とし、1998年度から2010年度までを分析対象期間とする³²。ただし、分析に前年度の変数を必要とするため、1997年度から2010年度までの連結財務諸表データおよび株価が得られた企業を抽出した。山下・音川（2009）においては、単体データを用いての分析を行なっているが、本研究では連結データを使用している。その理由は、外国人投資家はグループ全体でのタックス・プランニングに対する規律づけを行うだろうという前提にたっている。また、分析期間を税効果会計強制適用（1999年度）前からとっているのは、早期適用が認められていたためである³³。

本研究で使用している外国人持株比率のデータは、ブルームバーグ・エル・ピー社のデータベースから入手している。その他の連結財務諸表データは、日経メディアマーケティング株式会社の「日経 NEEDS:社会科学情報検索システム」から入手している。また、外れ値が回帰分析に与える影響を考慮するために、ETR1, Current_ETR1, ETR2, Current_ETR2, Foreign_Share およびダミー変数以外の変数について、1パ

³² ここで注意すべきなのは、本研究においては決算期ベースでデータを作成しているため、2001年というデータは2001年3月期、すなわち2000年度を表している点である。したがって、2001年ダミーというのは、2001年3月期（2000年度）ダミーを表している。

³³ われわれのサンプルにおいて、1998年度に税効果会計を早期適用している企業の割合は約24%であった。

一センタイル以下（99パーセンタイル以上）のものを1パーセンタイル（99パーセンタイル）の値に置換する異常値処理を施している³⁴。さらに、税金等調整前当期純損失を計上した企業については、ETRおよびCurrent_ETRの計算にあたって分母がマイナスとなるため、これらもサンプルから排除した。なお、ETR1とCurrent_ETR1については、分子が負の場合は0、1を上回る場合は1として調整している。そして、ETR2とCurrent_ETR2については、分子が負の場合は0として調整している。

本研究で用いた変数の基本統計量および変数の定義は図表5に示してある。被説明変数のETR1およびCurrent_ETR1の平均値は、それぞれ0.445と0.431となっており、若干ETR1が上回っている。また、ETR2およびCurrent_ETR2の平均値は、それぞれ0.412と0.401となっており、若干ETR2が上回っている。これは、サンプルの法人税等調整額の平均値が負であることと整合的である。また標準偏差については、Current_ETRのばらつきがETRよりも大きいことがわかる。また、金融危機後の外国人持株比率であるD_Foreign_Shareと全期間における外国人持株比率であるForeign_Shareの平均値は、それぞれ0.026と0.092となっており、Foreign_ShareはD_Foreign_Shareの3.5倍以上である。したがって、金融危機後、外国人投資家の持株比率が減少していることを示している。

各変数の相関については、図表6にまとめてある。Foreign_ShareとSIZEの相関が比較的高いことがわかる。ここから、外国人投資家が企業規模を考慮して投資しているということがうかがえる。この特徴は、「米国の投資家は資金規模が大きいいうえ、日本株だけではなく、欧州株やアジア株も一緒に運用していることが多いので、日本株の運用は大型株が中心となり、大企業の国際競争力やバリュエーションの国際比較を重視する」（菊池、2008）という記述と整合的である。

³⁴ サンプル・サイズを確保できるというメリットがあるため、本研究ではこのような方法（winsorize）を採用したが、異常値を排除しても分析結果に大きな違いはなかった。

図表 5 基本統計量 (全データ)

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
ETR1	0.445	0.424	0.285	0.000	1.000
Current_ETR1	0.431	0.414	0.316	0.000	1.000
ETR2	0.412	0.412	0.359	0.000	2.768
Current_ETR2	0.401	0.389	0.400	0.000	2.769
Foreign_Share	0.092	0.051	0.111	0.000	0.874
D_Foreign_Share	0.026	0.000	0.074	0.000	0.835
ROA	0.048	0.039	0.054	- 0.091	0.255
LEV	0.266	0.230	0.220	0.000	0.897
PPE	0.192	0.174	0.125	0.002	0.604
INTANG	0.018	0.007	0.031	0.000	0.203
DIV	0.001	0.001	0.001	0.000	0.005
SIZE	4.820	4.756	0.651	3.673	6.623
R&D	0.014	0.005	0.020	0.000	0.095
SGA	0.201	0.146	0.175	0.015	0.958
FSALES	0.145	0.000	0.212	0.000	1.000

変数の定義：

ETR _t :	(法人税・住民税・事業税+法人税等調整額) / 税金等調整前利益
Current_ETR _t :	法人税・住民税・事業税 / 税金等調整前利益
Foreign_Share _t :	外国人持株比率
D_Foreign_Share _t :	金融危機後ダミー×外国人持株比率
ROA _t :	経常利益 / 期首総資産
LEV _t :	(短期借入金+長期借入金+社債) / 期首総資産
PPE _t :	償却対象有形固定資産 / 期首総資産
INTANG _t :	無形固定資産 / 期首総資産
DIV _t :	受取配当金 / 期首総資産
SIZE _t :	売上高の自然対数
R&D _t :	研究開発費 / 期首総資産
SGA _t :	(販売費及び一般管理費－研究開発費) / 期首総資産
FSALES _t :	海外売上高比率
NOL_DUMMY:	前期税金等前調整利益が負の時に1,それ以外は0をとる
Industry_DUMMY:	製造業に1,それ以外は0をとる
Year_DUMMY _t :	年次ダミー

図表 6 変数間の相関係数

	ETR1	Current _ETR1	ETR2	Current _ETR2	Foreign _Share	ROA	LEV	PPE	INT ANG	DIV	SIZE	R&D	SGA	FSALE S	Industry _DUMMY	NOL_ DUMMY
ETR1	1.000															
Current_ETR1	0.784	1.000														
ETR2	0.853	0.534	1.000													
Current_ETR2	0.574	0.871	0.625	1.000												
Foreign_Share	-0.004	0.026	-0.021	0.006	1.000											
ROA	0.192	0.262	0.075	0.140	0.273	1.000										
LEV	-0.071	-0.087	-0.024	-0.036	-0.142	-0.280	1.000									
PPE	0.044	0.059	0.026	0.052	-0.045	-0.011	0.301	1.000								
INTANG	0.015	0.034	0.008	0.025	0.165	0.126	0.020	-0.057	1.000							
DIV	0.012	-0.000	0.008	0.001	0.037	-0.049	-0.087	-0.001	-0.085	1.000						
SIZE	0.102	0.099	0.067	0.079	0.444	-0.040	0.104	0.086	0.070	0.133	1.000					
R&D	-0.034	0.007	-0.026	0.008	0.238	0.122	-0.181	0.021	0.061	0.041	0.114	1.000				
SGA	0.049	0.083	0.028	0.054	-0.039	0.197	-0.063	-0.053	0.289	-0.181	-0.059	-0.080	1.000			
FSALES	-0.086	-0.049	-0.056	-0.031	0.332	0.080	-0.053	0.063	0.020	0.044	0.210	0.451	-0.187	1.000		
Industry _DUMMY	-0.068	-0.056	-0.040	-0.032	0.028	-0.040	-0.101	0.186	-0.167	0.158	-0.009	0.561	-0.118	0.358	1.000	
NOL_DUMMY	-0.207	-0.271	-0.108	-0.171	-0.123	-0.342	0.155	-0.047	-0.027	-0.051	-0.122	-0.020	-0.044	-0.003	0.039	1.000

5 分析結果

推計結果は図表 7 にまとめている。まず、被説明変数が ETR1 のモデルと Current_ETR1 のモデルを比較すると、修正済み決定係数がそれぞれ 0.103 および 0.149 であり、ETR2 のモデルと Current_ETR2 のモデルを比較すると、修正済み決定係数がそれぞれ 0.032 および 0.068 であることから、Current_ETR のモデルのほうが当てはまりがよいことがわかる。また、分子が負の場合のみ 0 として調整している ETR2 と Current_ETR2 のモデルより、分子が負の場合は 0、1 を上回る場合は 1 として調整している ETR1 と Current_ETR1 のモデルのほうが当てはまりがよいことがわかる。

まず、Foreign_Share の係数については、すべての被説明変数に関して 1% 水準で有意に負となったため、仮説 1 は支持された。すなわち、外国人持株比率が高いほど外国人投資家による規律づけが強まり、税負担削減行動がより積極的になったと考えられる。この要因としては、外国人投資家による経営効率の重視、配当支払の要求等が考えられる。

一方、D_Foreign_Share の係数について、ETR1 に関して 10% 水準、Current_ETR1 に関して 1% 水準、Current_ETR2 に関して 5% 水準で、ともに正で有意となった。ETR2 に関しては有意ではないが係数が正であるため、仮説 2 はおおむね支持された。これらの結果は、金融危機後に外国人投資家の税負担削減行動を通じた規律づけが弱まった可能性があるとして解釈することができる。

次に ROA の係数については、ETR1 に関して負で有意（1% 水準）であった一方、Current_ETR1、ETR2、および Current_ETR2 に関して正で有意（1% 水準）であった。ETR1 の結果は予測通りの符号で、収益性の高い企業ほどタックス・プランニングのインセンティブと投資機会があるということを示唆している。しかし、その他のモデルの結果は予想と逆であったが、山下・音川（2009）でも同じような結果が観察できる。LEV の係数は、ETR1、Current_ETR1、ETR2、および Current_ETR2 に関して負で有意（1% 水準）となり、予測通りの結果となった。すなわち、有利子負債比率の大きい企業ほど節税意識が高く、税負担削減行動に積極的である。

PPE の係数は、ETR1、Current_ETR1、ETR2、および Current_ETR1 に関してともに正で有意（1% 水準）である。したがって、PPE が大きな企業ほど、税法上の限度額を超えて償却費を計上している可能性があると考えられる³⁵。INTANG の係数は、Current_ETR1 および Current_ETR2 に関して正で有意（1% 水準）であった。一方、ETR1 および ETR2 に関して有意ではないが正であった。この結果は、PPE と同様に、INTANG が大きい企業ほど税法上の限度額を超えて償却費を計上している可能性を示唆している。DIV の係数は、ETR1 に関して 5% 水準、Current_ETR1 に関して 10% 水準

³⁵ 税法上の償却可能限度額を超えて減価償却を行った場合、Current_ETR の分母である税金等調整前利益は減少するが、分子である法人税・住民税・事業税は減少しないことから、Current_ETR が上昇する可能性がある。

で、正で有意となった。ETR2とCurrent_ETR2に関して有意ではないが、符号は正である。これは予測とは逆の符号であり、受取配当金の多い企業ほど実効税率が高かった。この原因としては、本研究の分析期間が海外子会社の受取配当金益金不算入規定導入前のデータを多く扱っているため、受取配当金の大きな企業ほど海外で稼いだ利益の節税メリットを享受できていなかった可能性がある。

SIZEの係数は、ETR1、Current_ETR1、ETR2、およびCurrent_ETR2に関して、ともに正で有意（1%水準）であった。この結果は、規模の大きい企業ほど税負担削減行動の機会が多くなるという効果よりも、大きい企業ほど税務当局からの監視が厳くなる効果（政治コスト）が上回ることを示しているのかもしれない。R&Dの係数は、ETR1とETR2に関して負であったが有意ではなく、Current_ETR1とCurrent_ETR2に関して正で有意（5%と10%水準）であった。この結果は、R&Dを積極的に行なっている企業ほど優遇税制の機会が増え、節税効果を享受しているという予測と逆の結果であった。これは、企業が会計上期間費用として研究開発費として一括計上していたものが、税法上は資産計上されるなどの理由で即時損金に算入できなかった可能性を示唆している。SGAの係数は、ETR1に関して有意ではないが正であり、Current_ETR1は1%水準で、ETR2およびCurrent_ETR2に関して正で有意（5%水準）であった。これは予測通りの結果で、交際費の損金不算入により永久差異が生じることによる影響であると考えられる。

FSALESの係数は、すべての被説明変数に関して負で有意（1%水準）であった。この結果は、海外売上高比率が高いほど相対的に税負担が軽いという予測と整合的である。Industry_DUMMYの係数は、ETR1、Current_ETR1、ETR2、およびCurrent_ETR2に関して負で有意（1%水準）となった。この結果は、製造業が非製造業よりも設備投資を行うため、よりタックス・プランニングの投資機会があるためだろうと考えられる。NOL_DUMMYの係数は、ETR1、Current_ETR1、ETR2、およびCurrent_ETR2に関して負で有意（1%水準）であった。この結果は予測通りで、繰越欠損金を有する企業がそれを利用することにより税負担を軽減できることを示している。

図表 7 推計結果 (OLS)

	ETR1			Current_ETR1		
	係数	有意確率	標準化 係数	係数	有意確率	標準化 係数
定数項	0.220	<0.001		0.220	<0.001	
Foreign_Share	- 0.002	<0.001	- 0.092	- 0.002	<0.001	- 0.074
D_Foreign_Share	0.001	0.052	0.018	0.001	0.005	0.024
ROA	- 0.669	<0.001	0.158	0.974	<0.001	0.197
LEV	- 0.071	<0.001	- 0.068	- 0.076	<0.001	- 0.062
PPE	0.088	<0.001	0.475	0.124	<0.001	0.048
INTANG	0.095	0.059	0.013	0.166	0.002	0.019
DIV	3.133	0.044	0.013	3.365	0.058	0.012
SIZE	0.048	<0.001	0.135	0.042	<0.001	0.102
R&D	-0.100	0.235	-0.009	0.198	0.040	0.015
SGA	-0.006	0.519	-0.047	0.043	<0.001	0.028
FSALES	- 0.090	<0.001	- 0.084	- 0.066	<0.001	- 0.053
NOL_DUMMY	- 0.085	<0.001	- 0.142	- 0.139	<0.001	- 0.199
Industry_DUMMY	- 0.020	<0.001	- 0.043	- 0.024	<0.001	- 0.044
DUMMY_2000	0.056	0.539	0.006	0.018	0.085	0.016
DUMMY_2001	- 0.023	0.001	- 0.025	0.003	0.781	0.003
DUMMY_2002	- 0.012	0.171	- 0.014	- 0.032	0.003	- 0.031
DUMMY_2003	- 0.012	0.184	- 0.014	- 0.028	0.006	- 0.027
DUMMY_2004	- 0.031	<0.001	- 0.036	- 0.056	<0.001	- 0.055
DUMMY_2005	- 0.063	<0.001	- 0.074	- 0.091	<0.001	- 0.092
DUMMY_2006	- 0.066	<0.001	- 0.079	- 0.097	<0.001	- 0.099
DUMMY_2007	- 0.049	<0.001	- 0.060	- 0.086	<0.001	- 0.090
DUMMY_2008	- 0.052	<0.001	- 0.065	- 0.089	<0.001	- 0.095
DUMMY_2009	- 0.077	<0.001	- 0.096	- 0.121	<0.001	- 0.129
DUMMY_2010	- 0.067	<0.001	- 0.084	- 0.089	<0.001	- 0.095
DUMMY_2011	- 0.074	<0.001	- 0.085	- 0.092	<0.001	- 0.090
修正済み決定係数	0.103			0.149		
サンプル・サイズ	23,105			23,105		

	ETR2			Current_ETR2		
	係数	有意確率	標準化 係数	係数	有意確率	標準化 係数
定数項	0.237	<0.001		0.220	<0.001	
Foreign_Share	- 0.002	<0.001	- 0.068	- 0.002	<0.001	- 0.056
D_Foreign_Share	0.000	0.415	0.008	0.001	0.011	0.024
ROA	0.417	<0.001	0.063	0.729	<0.001	0.098
LEV	- 0.053	<0.001	- 0.032	- 0.062	<0.001	- 0.034
PPE	0.069	<0.001	0.024	0.142	<0.001	0.044
INTANG	0.120	0.133	0.010	0.267	0.002	0.021
DIV	2.431	0.346	0.006	4.380	0.112	0.010
SIZE	0.053	<0.001	0.095	0.050	<0.001	0.081
R&D	-0.064	0.640	-0.004	0.312	0.044	0.016
SGA	0.006	0.677	0.003	0.064	<0.001	0.028
FSALES	- 0.084	<0.001	- 0.050	- 0.061	<0.001	- 0.032
NOL_DUMMY	- 0.077	<0.001	- 0.082	- 0.145	<0.001	- 0.138
Industry_DUMMY	- 0.018	<0.001	- 0.025	- 0.023	<0.001	- 0.029
DUMMY_2000	-0.005	0.752	-0.003	0.034	0.049	0.020
DUMMY_2001	- 0.021	0.147	- 0.015	0.044	0.014	0.028
DUMMY_2002	- 0.008	0.598	- 0.006	- 0.012	0.495	- 0.007
DUMMY_2003	- 0.021	0.140	- 0.015	- 0.018	0.267	- 0.012
DUMMY_2004	- 0.042	0.002	- 0.031	- 0.073	<0.001	- 0.049
DUMMY_2005	- 0.079	<0.001	- 0.059	- 0.116	<0.001	- 0.078
DUMMY_2006	- 0.077	<0.001	- 0.059	- 0.113	<0.001	- 0.077
DUMMY_2007	- 0.059	<0.001	- 0.046	- 0.106	<0.001	- 0.074
DUMMY_2008	- 0.056	<0.001	- 0.044	- 0.107	<0.001	- 0.076
DUMMY_2009	- 0.061	<0.001	- 0.048	- 0.130	<0.001	- 0.092
DUMMY_2010	- 0.078	<0.001	- 0.062	- 0.109	<0.001	- 0.078
DUMMY_2011	- 0.075	<0.001	- 0.054	- 0.109	<0.001	- 0.071
修正済み決定係数	0.032			0.068		
サンプル・サイズ	23,082			23,082		

6 追加分析（頑健性の検証）

本研究で用いた被説明変数のうち、ETR1とCurrent_ETR1については、0から1の間の値をとる割合変数となっている。この場合、OLSで推計された係数を用いて予測を行っても、予測値が0と1の範囲におさまる保証はない。この問題の一般的な回避方法として、被説明変数の対数オッズ比³⁶をとる方法があるが、いくつかの問題があると言われている。被説明変数が0または1の値をとるとき、対数オッズ比は調整される必要があるが、この際、離散データでない場合は問題となる³⁷。本研究の被説明変数のうちETR1とCurrent_ETR1は、負の値をとるものを0、1を超えるものを1として調整しているため、実際、0と1という値をとっているデータが多い。さらに変数は連続変数である。したがって、Papke and Wooldridge (1996)の手法（logit quasi-maximum likelihood estimator; QMLE）によって頑健性の検証を行う。この推計に用いた被説明変数をそれぞれ、ETR3およびCurrent_ETR3とし、分析結果は図表8にまとめている³⁸。図表8を見ると、Foreign_Shareの係数については、両モデルともに負で有意（1%水準）である。したがって、外国人持株比率が上昇すると、企業の税負担削減行動が活発になるという仮説1の頑健性を示すことができた。

³⁶ 被説明変数を y とした場合、対数オッズ比は $\log[y/(1-y)]$ となる。

³⁷ これらの問題点については、Papke and Wooldridge (1996)に詳しい。

³⁸ この推計モデルでは、金融危機後ダミーは入れていない。

図表 8 推計結果 (QMLE)

	ETR3			Current_ETR3		
	係数	有意確率	Z スコア	係数	有意確率	Z スコア
定数項	-1.411	<0.001	-22.10	-1.652	<0.001	-21.29
Foreign_Share	-0.009	<0.001	-11.92	-0.010	<0.001	-10.76
ROA	3.554	<0.001	24.58	5.577	<0.001	31.75
LEV	-0.289	<0.001	-8.26	-0.303	<0.001	-7.11
PPE	0.408	<0.001	6.95	0.580	<0.001	8.14
INTANG	0.312	0.176	1.35	0.641	0.022	2.29
DIV	19.071	0.011	2.53	4.380	0.003	2.92
SIZE	0.242	<0.001	20.08	0.260	<0.001	17.76
R&D	-0.446	0.270	-1.10	0.910	0.064	1.85
SGA	0.084	0.046	-1.99	0.102	0.047	1.99
FSALES	-0.414	<0.001	-10.98	-0.316	<0.001	-6.91
NOL_DUMMY	-0.401	<0.001	-21.04	-0.711	<0.001	-30.72
Industry_DUMMY	-0.071	<0.001	-4.30	-0.085	<0.001	-4.25
DUMMY_2000	-0.037	0.338	0.96	0.081	0.082	1.74
DUMMY_2001	-0.084	0.025	-2.24	0.017	0.712	0.037
DUMMY_2002	-0.028	0.444	-0.76	-0.115	0.010	-2.57
DUMMY_2003	-0.027	0.470	-0.72	-0.092	0.040	-2.06
DUMMY_2004	-0.111	0.002	-3.04	-0.218	<0.001	-4.93
DUMMY_2005	-0.252	<0.001	-6.93	-0.376	<0.001	-8.52
DUMMY_2006	-0.273	<0.001	-7.56	-0.416	<0.001	-9.46
DUMMY_2007	-0.195	<0.001	-5.43	-0.353	<0.001	-8.10
DUMMY_2008	-0.217	<0.001	-6.09	-0.377	<0.001	-8.71
DUMMY_2009	-0.316	<0.001	-8.87	-0.528	<0.001	-12.21
DUMMY_2010	-0.255	<0.001	-7.14	-0.336	<0.001	-7.75
DUMMY_2011	-0.280	<0.001	-7.58	-0.324	<0.001	-7.22
RMSE ³⁹	1.012			1.495		
サンプル・サイズ	23,105			23,105		

³⁹ Root Mean Square Error (平均二乗誤差)を表す。

7 結論

本研究では、連結財務諸表データを用いて株式所有構造の変化、とりわけ外国人投資家による株式所有の拡大が日本企業の税負担削減行動へ与える影響を実証的に分析した。従来の日本企業は、株式持合により株主の発言力を弱め、株主が経営に関与することを避けようとするのが一般的だったが、近年は外国人投資家の保有比率が上昇したことにより、企業において彼らの発言力が増した。株主意識の高い外国人投資家の増加により、経営に対する監視の目が一層厳しくなり、経営者がかれらを意識した経営を迫られるようになった結果、企業価値が向上したことを示した研究は多い。しかしながら、どのような経路を通じて外国人投資家が経営者を規律づけたのかについての研究は、未だ十分とは言い難かった。

分析の結果、外国人持株比率が高いほど外国人投資家による規律づけが強まり、税負担削減行動がより積極的になる可能性があることがわかった。この要因としては、外国人投資家による経営効率の重視、配当支払の要求等が考えられる。さらに、金融危機前後で外国人投資家の規律づけに変化があったかどうかを検証した結果、金融危機後には税負担削減行動を通じた規律づけが弱まっていることを示した。

最後に、本研究の限界と今後の課題を述べたい。本研究における外国人投資家の存在と税負担削減行動の関係は、あくまで相関関係であって因果関係ではない。すなわち、「外国人投資家が実効税率の低い会社の株式を好んで購入している」という逆の因果関係を排除できていないのである。因果関係の検証は、今後の課題としたい。また、本研究で用いた税負担削減行動の指標は2つであったが、さらに頑健な結果を得るためには、海外の先行研究でなされているように、追加でいくつかの指標による検証を行なうべきであると考えている。この点についても、今後の課題としたい。

【参考文献】

- [1] 青木英孝 (2008)「事業ポートフォリオの再編と事業統治 事業集約化からのアプローチ」
宮島英昭編『企業統治分析のフロンティア』日本評論社, 2008, pp.115-141.
- [2] 岩壺健太郎・外木好美 (2006)「外国人投資家の株式所有と企業価値の因果関係—分散不均一性による同時方程式の識別—」『経済研究』 58(1), pp.47-60.
- [3] 岡部光明 (2007)『日本企業とM&A』東洋経済新報社.
- [4] 奥田真也・山下裕企・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つのBTDの比較」財団法人納税協会連合会『第2回税に関する論文入選論文集』, pp.32-74.
- [5] 神田秀樹責任編集 (2001)『株式持合解消の理論と実務』財経詳報社.
- [6] 菊池正俊 (2008)『外国人投資家の視点』PHP研究所.
- [7] 佐々木隆文・米澤康博 (2000)「コーポレート・ガバナンスと企業価値」『証券アナリストジャーナル』 38(9), pp.28-46.
- [8] 篠田朝也 (2010)「わが国企業における株主による経営の規律づけに関する検討—外国人投資家を中心にした分析—」『立命館経営学』 48(5), pp.79-97.
- [9] 商事法務研究会編 (2000-2011)「株主総会白書」『商事法務』, No.1579, 1613, 1647, 1681, 1715, 1749, 1784, 1817, 1850, 1883, 1916, 1949.
- [10] 新日本アーンストアンドヤング (2009)『税務リスクの管理と会計実務—税務機能の向上からIFRS対応まで—』中央経済社.
- [11] 西崎健司・倉澤資成 (2003)「株主保有構成と企業価値—コーポレート・ガバナンスに関する一考察—」『金融研究』第22巻, pp.161-199.
- [12] 平元達也 (2002)「事業の多角化と企業価値」『現代ファイナンス』 12, pp.31-55.
- [13] 藤島裕三 (2005)「IRに迫られるグローバル化～高まる外国人投資家の影響力～」『経営戦略研究』 5, pp.64-69.
- [14] 増子信 (2001)「わが国企業のファイナンス選択とコーポレートガバナンス～企業タイプ別の分析から～」『フィナンシャル・レビュー』 60, pp.43-64.
- [15] 光定洋介・蜂谷豊彦 (2009)「株主構成と株式超過収益率の検証—市場志向的ガバナンスのわが国における有効性—」『証券アナリストジャーナル』 47(1), pp.51-65.
- [16] 森信茂樹 (2010)「法人税引き下げに着手せよ」『東京財団』,
<http://www.tkfd.or.jp/topics/detail.php?id=189>.
- [17] 山下裕企・音川和久 (2009)「日本における株式持合が税負担削減行動に与える影響」神戸大学 Discussion Paper Series 40, pp.1-20.
- [18] 米澤康博・佐々木隆文 (2001)「コーポレート・ガバナンスと過剰投資問題」『フィナンシャル・レビュー』 60, pp.90-105.
- [19] Chen, S., Q. Cheng and T. Shevlin (2010) “Are Family Firms More Tax Aggressive Than Non-Family Firms?” *Journal of Financial Economics* 95, pp.41-61.

- [20] Desai, M. A. and D. Dharmapala (2006) "Corporate Tax Avoidance and Firm Value," *The Review of Economics and Statistics* 91(3), pp.537-546.
- [21] Demsetz, H., and K. Lehn (1985) "The Structure of Corporate Ownership," *Journal of Political Economy* 93, pp.1155-1177.
- [22] French, K., Poterba, J. (1991) "Investor diversification and international equity markets," *American Economic Review Papers and Proceedings*, pp.222-226.
- [23] Hanlon, M. (2003) "What Can We Infer about a Firm's Taxable Income from Its Financial Statement?" *National Tax Journal* 56(4), pp.831-863.
- [24] Hanlon, M. and S. Hetizman (2009) "A Review of Tax Research," *Working Paper*.
- [25] Hanlon, M. and T. Shevlin (2002) "The Tax Benefits of Employee Stock Options: The Accounting and Implications," *Accounting Horizons* 16, pp.1-16.
- [26] Hanlon, M. and J. Slemrod (2009) "What does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement," *Journal of Public Economics* 93(1-2), pp.126-141.
- [27] Kang, J.K., and R. Stulz (1997) "Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan," *Journal of Financial Economics* 46, pp.3-28.
- [28] Khurana, K. and W. J. Moser (2009) "Shareholder Investment Horizons and Tax Aggressiveness," *Working Paper*.
- [29] Leslie E. Papke, Jeffrey M. Wooldridge (1996) "Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates," *Journal of Applied Econometrics* 11(6), pp.619-632
- [30] Manzon, G. and G. Plesko (2002) "The Relation between Financial and Tax Reporting Measures of Income," *Tax Law Review* 55(2), pp.175-214.
- [31] McConnell, J. J. and H. Servaes (1990) "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics* 27(2), pp.595-612.
- [32] Mills, L. F. and R. C. Sansing (2000) "Strategic Tax and Financial Reporting Decisions: Theory and Evidence," *Contemporary Accounting Research* 17(1), pp.85-106.
- [33] Morck, R. , A. Shleifer and R. W. Vishny (1988) "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics* 20, pp.293-315.

黄耀偉 (こう いうわい, 慶應義塾大学大学院経営管理研究科助教(有期)兼 後期博士課程)
 前川あすか (まえかわ あすか, 慶應義塾大学大学院経営管理研究科修士課程修了)
 村上裕太郎 (むらかみ ゆうたろう, 慶應義塾大学大学院経営管理研究科准教授)