

論文

実体的裁量行動の要因に関する実証分析

山口朋泰

〈論文要旨〉

本稿の目的は、経営者の実体的裁量行動に影響を与える要因を包括的に解明することである。具体的には、(1) 売上操作、(2) 裁量的費用の削減、(3) 過剰生産という利益増加型の実体的裁量行動が、契約 (①政府契約、②債務契約)、証券市場 (③成長性)、利益ベンチマーク (④損失回避のインセンティブ)、コーポレート・ガバナンス (⑤経営者交代、⑥経営者による株式保有、⑦金融機関による株式保有)、会計的裁量行動とのトレードオフ (⑧会計上のフレキシビリティ、⑨監査の質) に影響を受けるか否かを検証する。分析の結果、上記 3 タイプの実体的裁量行動は、負債比率が高いほど、及び経営者交代前に増大し、規模が大きいほど減少することが示唆された。また、売上操作や過剰生産は損失回避のインセンティブによって促され、金融機関の株式保有比率が高いほど抑えられるという結果も得られた。裁量的費用の削減については、会計上のフレキシビリティが低いほど助長され、経営者持株比率が相対的に低い範囲と高い範囲では抑制傾向になり、経営者持株比率の中間範囲では促進傾向になることも示唆された。

〈キーワード〉

実体的裁量行動、利益マネジメント、利益ベンチマーク、コーポレート・ガバナンス、会計的裁量行動とのトレードオフ

Determinants of Real Discretionary Behavior

Tomoyasu Yamaguchi

Abstract

This paper examines some determinants of managers' real discretionary behavior in detail. Specifically, this paper investigates whether (1) sales manipulation through price discounts, (2) reduction of discretionary expenses such as R&D and advertising expenses, and (3) overproduction in order to report lower cost of goods sold are affected by government contract, debt contract, growth expectations, incentive to avoid losses, managerial turnover, managerial ownership, financial institutional ownership, accounting flexibility, and audit quality. The results indicate that three types of real discretionary behavior mentioned above are increased with debt ratio and managerial turnover, and decreased with firm size. Evidence also suggests that sales manipulation and overproduction were more frequently being done to avoid losses, and were restrained through financial institutional ownership. I find the reduction of discretionary expenses was induced by low accounting flexibility. Moreover, the reduction of discretionary expenses decreases within both relatively low and high levels of managerial ownership, but increases within intermediate levels of managerial ownership.

Key Words

Real discretion, Earnings management, Earnings benchmarks, Corporate governance, Tradeoff between real discretion and accounting discretion

2010 年 4 月 20 日 受付
2011 年 1 月 27 日 受理
東北大学大学院経済学研究科博士後期課程
(日本学術振興会特別研究員 DC)

Submitted 20 April 2010
Accepted 27 January 2011
Doctoral Course, Graduate School of Economics and
Management, Tohoku University
(JSPS Research Fellow)

1. はじめに

近年の利益マネジメント (earnings management) に関する研究では、利益を調整する方法として実体的裁量行動 (real discretion) に着目した研究の蓄積が高まりつつある¹。実体的裁量行動とは、実際の取引活動を変更して会計利益を調整することである。例えば、押し込み販売、研究開発費や広告宣伝費等の削減、固定資産の売却などがある。これに対して、会計方法を変更して会計利益を調整することは会計的裁量行動 (accounting discretion) と呼ばれる。例えば、減価償却方法、棚卸資産の評価、貸倒引当金の見積もりの変更などがある (岡部 1994a)。

会計的裁量行動と比べ、実体的裁量行動は規制の強化によって制限することが困難であるとされる。Ewert and Wagenhofer (2005) は、会計基準の厳格化によって会計的裁量行動が制限されると、実体的裁量行動が増加することを合理的期待均衡モデルで示している。また、Cohen et al. (2008) は、SOX 法 (Sarbanes-Oxley Act) 成立後に会計的裁量行動が減少し、実体的裁量行動が増加したことを実証している。わが国でも、いわゆる日本版 SOX 法が 2008 年 4 月 1 日以後に開始する事業年度から上場企業に適用されたが、米国と同様、それまで以上に実体的裁量行動が増加した可能性がある。そのため、わが国企業を対象とした実体的裁量行動の研究がますます重要になってきている。

そのような中で、わが国企業を対象にサーベイ調査を行った須田・花枝 (2008) は、経営者が会計的裁量行動よりも実体的裁量行動を選好する傾向にあること、そして目標利益を達成するためなら企業価値を犠牲にしても良いと考える経営者がいることを明らかにしている。また山口 (2009b) は、利益増加型の実体的裁量行動が企業の将来業績に悪影響を及ぼすことを実証している。経営者の実体的裁量行動が企業価値を低下させるとすれば、これは利害関係者にとって望ましくない。それにもかかわらず、経営者はなぜ実体的裁量行動を行うのであろうか。

この疑問に答えるために、本稿では経営者の実体的裁量行動に影響を与える諸要因の解明を試みたい。具体的には、(1) 売上操作、(2) 裁量の費用の削減、(3) 過剰生産という利益増加型の実体的裁量行動が、契約に関する要因 (①政府契約、②債務契約)、証券市場に関する要因 (③成長性)、利益ベンチマークに関する要因 (④損失回避のインセンティブ)、コーポレート・ガバナンスに関する要因 (⑤経営者交代、⑥経営者による株式保有、⑦金融機関による株式保有)、会計的裁量行動とのトレードオフに関する要因 (⑧会計上のフレキシビリティ、⑨監査の質) に影響を受けるか否かを検証する。

これまで、会計手続き選択の要因を包括的に検証した研究 (Hagerman and Zmijewski 1979; Zmijewski and Hagerman 1981 など) や、利益ベンチマーク達成の観点から裁量的会計発生高 (discretionary accruals) の調整に影響する要因を包括的に検証した研究 (Matsumoto 2002; 首藤 2010 など) はいくつかあるが、実体的裁量行動の要因を包括的に検証した研究は少なく、研究の蓄積が求められている²。

本稿の特徴を明らかにするために、実体的裁量行動の要因を分析した先行研究を概観しよう。経営者交代に関して、Butler and Newman (1989) は、退任前の経営者が研究開発費の削減、設備投資の削減、及び過剰生産を行うと予測したが、予測と一致する結果は得られなかった。これに対して Dechow and Sloan (1991) は、退任前年度の経営者が研究開発費や広告宣伝費を削減した証拠を得たうえで、その行動が経営者の株式保有によって抑制されることを示唆している。

株式所有構造が研究開発費に与える影響を分析した研究もある。Bange and De Bondt (1998) は、経営者や機関投資家による持株比率が高いほど、研究開発費によってアナリストの予想利

益に近づける操作が抑制されることを示した。Bushee (1998) は、機関投資家の持株比率が高い企業ほど、減益回避のために研究開発費を削減する可能性が低下することを示した。わが国企業を対象とした木村 (2003) は、経営者持株比率が高い企業や安定株主の持株比率が高い企業ほど減益回避のために研究開発費を削減する可能性が低いと予測し、安定株主の持株比率に関して予測と一致する結果を得ている。また野間 (2009) は、金融機関の持株比率が高いほど、経営者予想利益達成や減益回避のために研究開発費を削減する可能性が低いことを示した。

損失回避に焦点を当てて実体的裁量行動の要因を検証した Roychowdhury (2006) は、わずかな利益を示す企業が売上操作、裁量的費用の削減、及び過剰生産をしたことを示唆し、これらの行動が有利子負債の存在、流動負債比率、及び成長性に伴って増加し、機関投資家の持株比率が高いほど減少することを示した³。わが国企業を対象にした Pan (2009) も損失回避に焦点を当て、有利子負債の存在や流動負債比率に伴って販売費及び一般管理費の削減が拡大し、成長性や流動負債比率が高いほど売上操作と過剰生産が増大したものと整合する結果を得ている。

近年、会計発生高を増やす余地、すなわち会計上のフレキシビリティ (accounting flexibility) が実体的裁量行動に影響する要因として注目されている。例えば Zang (2007) は、会計上のフレキシビリティが低いほど、経営者が販売費及び一般管理費の削減や過剰生産を行ったことを示唆した⁴。また Wang and D'Souza (2006) も、会計上のフレキシビリティが低い企業ほど、研究開発費の削減を利用して前期利益を達成する可能性が高くなることを示した。

先行研究に対する本稿の特徴は、これまでの利益マネジメント研究の成果を踏まえ、初期に検証されてきた契約に関する要因から、証券市場に関する要因、利益ベンチマークに関する要因、コーポレート・ガバナンスに関する要因、そして近年特に注目を集めつつある会計的裁量行動とのトレードオフに関する要因に至るまで、利益増加型の実体的裁量行動の要因を包括的に解明しようとするところにある。特に、売上操作や過剰生産に影響を与える要因、会計的裁量行動とのトレードオフが利益増加型の実体的裁量行動に与える影響については先行研究でもあまり分析されていない点である。さらに、本稿では経営者持株比率と利益増加型の実体的裁量行動の間に非線形関係を仮定した分析を行う。わが国企業に関しては、すでに Teshima and Shuto (2008) が裁量的会計発生高の絶対値と経営者持株比率が非線形関係にあることを実証しているが、利益増加型の実体的裁量行動についてはそういった証拠が未だ存在せず、本稿の貢献となることが期待される。

本稿の構成は次のとおりである。第2節は仮説の設定を行い、第3節はリサーチ・デザインについて説明する。第4節では実証結果を示し、第5節はまとめと今後の課題について論じる。

2. 仮説の設定

2.1. 契約に関する要因

2.1.1. 政府契約

政府契約に関して、企業の規模は経営者の利益マネジメントに影響を与えることが知られている。規模が大きい企業は、規模が小さい企業と比べて政治的圧力を受けやすく、税金等の政治コストが大きくなる。そのため、規模の大きい企業の経営者ほど利益を減らす会計手続き選択を行うと考えられる (Watts and Zimmerman 1986)。これは規模仮説と呼ばれ、多くの先行研究において規模が大きい企業ほど利益減少型の会計的裁量行動をとることが実証されている (例えば、Hagerman and Zmijewski 1979; Zmijewski and Hagerman 1981; 岡部 1994a; 須田 2000)。

本稿では、実体的裁量行動と規模の関係を検証する。規模の大きい企業ほど利益を減らすインセンティブがあるとすれば、規模の大きい企業の経営者ほど、利益増加型の実体的裁量行動を抑えると予測される⁵。そこで、仮説1を設定した。

仮説1 規模の大きい企業の経営者ほど、利益増加型の実体的裁量行動を抑える。

2.1.2. 債務契約

債務契約において、財務制限条項 (debt covenants) または財務上の特約は債権者の利害を守るために設定される。財務制限条項には、配当の制限、追加借り入れの制限、投資の制限、運転資本の維持、純資産の維持などがある。財務制限条項に違反すると、社債の繰上償還、融資の引き揚げ、あるいはより厳しい条項設定などが行われる可能性があり、そのコストは大きい⁶。そのため、経営者は財務制限条項の違反を回避するために、利益を増加させる強い動機を持つ。

財務制限条項違反への接近度合いを大量のサンプル企業について個々に調べるのは困難であるため、多くの先行研究では、負債比率の高い企業ほど財務制限条項に違反する可能性が高いと仮定し、負債比率を代理変数に用いている。負債比率が高い企業の経営者ほど利益増加型の会計的手続きを選択する、という仮説は負債比率仮説と呼ばれている (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000 など)。

稲村 (2009) によれば、わが国企業においては負債比率が高いほど財務制限条項が厳しく設定されており、負債比率は条項違反接近度の代理変数になりうるという⁷。そこで本稿でも、負債比率を用いて検証したい。具体的には、負債比率が高い企業ほど財務制限条項に違反する可能性が高くなるために、利益を増やすインセンティブが強まると予測し、仮説2を設定した。

仮説2 負債比率が高い企業の経営者ほど、利益増加型の実体的裁量行動を行う。

2.2. 証券市場に関する要因

2.2.1. 成長性

成長性が高い企業は、証券市場からの成長期待が高いため、利益公表時の市場反応が大きいことが知られている。例えば、Collins and Kothari (1989) は、成長性が高い企業ほど利益に対する市場反応が大きいことを示した。また、Skinner and Sloan (2002) は、高成長企業の株価が、低成長企業の株価と比べ、アナリスト予想の未達に対してより大きく負に反応することを示した。このことは、成長性が高い企業ほど、証券市場から利益に対するプレッシャーを受けることを示唆している。それゆえ、成長性の高い企業の経営者は、証券市場の期待を裏切らないように、利益を増やす動機に駆られるだろう。

Roychowdhury (2006) や Pan (2009) では、成長性の高い企業ほど損失回避のために実体的裁量行動を行ったことが示唆されている。本稿では損失回避に限定せず、全般的に、高い成長性が利益増加型の実体的裁量行動を助長するか否かを検証したい。そこで、仮説3を設定した。

仮説3 成長性が高い企業の経営者ほど、利益増加型の実体的裁量行動を行う。

2.3. 利益ベンチマークに関する要因

2.3.1. 損失回避のインセンティブ

実体的裁量行動が損失回避のために利用されることを示した多くの先行研究がある。例えば、Baber et al. (1991)、岡部 (1994b)、小嶋 (2004) は、経営者が損失回避のために研究開発費を削減したことを示した。Roychowdhury (2006) では、わずかな利益を示す企業に焦点を当て、当

該企業が損失回避のために売上操作、裁量的費用の削減、及び過剰生産をしたことを示唆した⁸。わが国企業を対象に、Roychowdhury (2006) と同様の検証を行った Pan (2009) や山口 (2009a) も、これらの実体的裁量行動が損失回避のために行われたことを示唆している。山口 (2009a) では、減益回避や経営者予想利益達成についても検証されているが、実体的裁量行動に関する強い証拠は得られていない。利益分布アプローチによる検証でも、わが国企業は損失回避の利益マネジメントが特に顕著であることが示されている (Suda and Shuto 2006; 首藤 2010)。

以上から、わが国企業の経営者は利益ベンチマークの中でも損失回避のインセンティブが強く、損失を回避するために実体的裁量行動を行うと予測される。なお、利益マネジメントによって辛うじて損失を回避した企業の利益は小さい可能性が高いと考えられる。そこで Roychowdhury (2006) などの先行研究と同様に、わずかな利益を示す企業を損失回避が疑われる企業として特定し、当該企業に利益増加型の実体的裁量行動が観察されるか否かを検証したい。そこで、仮説 4 を設定した。

仮説 4 わずかな利益を示す企業の経営者は、その他の企業の経営者と比べて利益増加型の実体的裁量行動を行っている。

2.4. コーポレート・ガバナンスに関する要因

2.4.1. 経営者交代

経営者交代と利益マネジメントに関する先行研究では、通常、退任前経営者や新任経営者の利益マネジメントが調査されている。このうち本稿では退任前経営者に焦点を当てる。退任前の経営者は、以下の 2 つの理由で利益を増やす動機があると考えられる。

第 1 に、在任期間の最終年度に報酬額を高める動機である。経営者は在職中の企業経営にのみ関心を持ち、退任後の企業業績には直接の興味を示さないため、株主や債権者の富を犠牲にして、在職期間中に自己の便益を増加させる意思決定をする可能性がある (Jensen and Meckling 1976, 351)。これは期間問題 (horizon problem) と呼ばれており、経営者は退任直前に意思決定が近視眼的になるおそれがある (Dechow and Sloan 1991)。わが国企業において、経営者報酬契約の多くは明示的ではないが、会計利益と経営者報酬の間には強い正の関連がある (乙政 2004; 乙政・椎葉 2009 など)。そのため、次年度に定年退職あるいは解任を予期している退任前経営者は意思決定が近視眼的となり、最後の報酬額を高めるために利益を増やす動機がある。

第 2 に、業績悪化を隠蔽する動機である (Murphy and Zimmerman 1993)。業績が悪化した場合、経営者は強制的に交代させられる可能性が高くなる (Kaplan 1994; 首藤 2000; 乙政 2004)。また、業績悪化を理由に交代させられた経営者は、同様の条件で再就職することが困難になる (胥 1999)。したがって、業績悪化のために強制的な解任に脅かされていた退任前経営者は、業績悪化を隠して解任を回避するために利益を増やす動機がかなり強かったと考えられる (Pourciau 1993; 首藤 2010)。以上の議論から、退任前の経営者は報酬を増やすため、あるいは解任を回避するために利益を増やす行動をとると予測し、仮説 5 を設定した。

仮説 5 経営者交代前年度の経営者は、その他の経営者と比べて利益増加型の実体的裁量行動を行う。

2.4.2. 経営者による株式保有

経営者による自社株式の保有が、株主のために行動する経営者のインセンティブ (以下、努力インセンティブ) に与える影響について、先行研究ではアラインメント効果とエントレンチ

メント効果の2つが指摘されている (Morck et al. 1988; Short and Keasey 1999; 手嶋 2004; Teshima and Shuto 2008; 首藤 2010). アラインメント効果とは、経営者が株式を多く保有するほど、経営者自身の富と企業価値が強く連動するため、努力インセンティブが大きくなるという効果である (Jensen and Meckling 1976). 一方、エントレンチメント効果とは、経営者が株式を保有するほど議決権が増加するため、経営者解任や敵対的買収といった規律付けが働かなくなり、努力インセンティブが低下するという効果である。

これらの相反する2つの効果に関して Morck et al. (1988) は次のように考察している。アラインメント効果は経営者持株比率のあらゆる範囲で生じるが、エントレンチメント効果は経営者の地位が強固となるような持株比率がある程度大きい範囲で生じる。ただし、解任や敵対的買収の脅威がなくなる持株比率 50%に近づくにつれてエントレンチメント効果は通減し、50%に達するとエントレンチメント効果の発生は見込まれない。以上の考察を踏まえ、Morck et al. (1988) は、Tobin's Q を努力インセンティブの代理変数として使用し、経営者持株比率が 0%~5%の範囲ではアラインメント効果が、5%~25%の範囲ではエントレンチメント効果が、25%超の範囲では再びアラインメント効果が支配的となることを実証している。

Teshima and Shuto (2008) はこうした経営者の株式保有と努力インセンティブの間にある非線形の関係について理論モデルを構築したうえで、わが国企業を対象とした実証分析を行っている。具体的には、裁量的会計発生高の絶対値を努力インセンティブに反する機会主義的行動の代理変数として使用し、経営者持株比率が 0%~13.6%の範囲ではアラインメント効果が、13.6%~38.8%の範囲ではエントレンチメント効果が、38.8%を超えると再びアラインメント効果が支配的となることと整合的な結果を得ている。

上記の先行研究は、経営者持株比率が低い範囲と高い範囲ではアラインメント効果が支配的となり、経営者持株比率の中間範囲ではエントレンチメント効果が支配的となることを示唆している。利益増加型の実体的裁量行動については、将来業績を悪化させる可能性が高いので (山口 2009b; Cohen and Zarowin 2010)、経営者の努力インセンティブが大きい場合には控えられ、経営者の努力インセンティブが小さい場合にはより実行されるだろう。したがって、アラインメント効果が支配的となる経営者持株比率が低い範囲と高い範囲では、利益増加型の実体的裁量行動を抑える傾向が強くなると予測される。一方で、エントレンチメント効果が支配的となる経営者持株比率の中間範囲では、利益増加型の実体的裁量行動を実行する傾向が強くなると予測される。このことを検証するために、仮説6を設定した。

仮説6 経営者持株比率が相対的に低い範囲ないし高い範囲にある企業の経営者は持株比率が高くなるほど利益増加型の実体的裁量行動を抑え、経営者持株比率が中間範囲にある企業の経営者は持株比率が高くなるほど利益増加型の実体的裁量行動を行う。

2.4.3. 金融機関による株式保有

わが国において、銀行などの金融機関は、企業との長期的な関係を維持するために株式相互持ち合いを通じて安定株主になることが多い⁹。安定株主の存在は、敵対的買収の脅威や株式市場の近視眼的な圧力から経営者を解放し、長期的な視野に立った経営を促すとされる (例えば、Abegglen and Stalk 1985)。経営者が長期的視野に立った経営を行うとすれば、将来の収益性を悪化させる可能性がある利益増加型の実体的裁量行動を抑えるであろう。

また、企業と株式を持ち合う金融機関の中でもメインバンクは、経営者をモニターし、企業経営に規律を与える役割を果たすと指摘されている (Prowse 1992; Sheard 1994)。メインバンク

は株主かつ融資者であるため企業をモニタリングするインセンティブが強く、企業の内部情報なども共有されるため (Douthett and Jung 2001, 137), モニタリングの能力も高い。金融機関の持株比率が高いほどメインバンクの規律付けが強くなるとすれば、経営者は将来の収益性を阻害するような行動を控えると予測される¹⁰。以上の議論から、仮説7を設定できる。

仮説7 金融機関持株比率が高い企業の経営者ほど、利益増加型の実体的裁量行動を控える。

2.5. 会計的裁量行動とのトレードオフに関する要因

2.5.1. 会計上のフレキシビリティ

経営者が会計的裁量行動で利益を増やす余地は無制限ではない。経営者は一般に認められた会計原則 (GAAP) の枠内で会計処理を行う必要があるため、会計的裁量行動で利益を増やす余地には元々限界がある。さらに、過去に会計的裁量行動によって利益を増やすほど、当期に会計的裁量行動で利益を増やす余地は小さくなると考えられる。

これに関連して、Barton and Simko (2002) は、損益計算書と貸借対照表の相互関連のために、貸借対照表に蓄積された純資産の水準は過去の会計発生高操作を部分的に反映すると論じ、その上で、過去の会計発生高操作が「純資産－現金及び市場性のある有価証券＋総負債」で定義される純営業資産 (net operating assets) に蓄積されること、及び期首の純営業資産が大きいほど当期に会計発生高を増やす余地が小さいことを示唆した¹¹。

会計発生高を増やす余地は会計上のフレキシビリティと呼ばれており、これまでも実体的裁量行動に影響することが示唆されている (例えば、Wang and D'Souza 2006; Zang 2007)。期首の純営業資産が大きく、会計上のフレキシビリティが低いほど、会計的裁量行動で利益を増やすコストは高くなるだろう。そのさい、利益を増やしたいと考える経営者は実体的裁量行動により大きく依存すると予測される。そこで、仮説8を設定した。

仮説8 期首の純営業資産が大きい企業の経営者ほど、利益増加型の実体的裁量行動を行う。

2.5.2. 監査の質

いくつかの先行研究で、大規模監査法人は小規模監査法人よりも監査の質が高いことが論証されている (Simunic 1980; DeAngelo 1981 など)。監査の質と会計的裁量行動の実証したものとして、例えば Becker et al. (1998) がある。そこでは、大手監査法人はその他監査法人よりも監査の質が高いために利益増加型の会計選択を制限すると予測し、すべての会計選択の正味の影響を捉えるとして裁量的会計発生高を代理変数に用いて検証を行っている。分析の結果、大手監査法人の監査を受ける企業は、その他監査法人の監査を受ける企業と比べて裁量的会計発生高が低いことを示した。Francis et al. (1999) も同様の結果を示し、その結果は大手監査法人ほど利益増加的な会計発生高操作を抑制することを示唆すると論じている。

以上の先行研究から、監査の質は間接的に利益増加型の実体的裁量行動に影響を与える可能性があると考えられる。すなわち、大手監査法人がその他監査法人と比べて利益増加型の会計的裁量行動を制限するとすれば、大手監査法人の監査を受ける企業ほど会計的裁量行動で利益を増やすコストが高くなり、相対的に利益増加型の実体的裁量行動のコストが低くなると予測される。ゆえに、大手監査法人の監査を受ける企業ほど、経営者は実体的裁量行動で利益を増やそうとするのではないだろうか。そこで、仮説9を設定した。

仮説9 大手監査法人の監査を受ける企業の経営者は、その他の企業の経営者と比べて利益増加型の実体的裁量行動を行う。

3. リサーチ・デザイン

3.1. 実体的裁量行動の測定と代理変数

本節では、売上操作、裁量的費用の削減、及び過剰生産について Roychowdhury (2006, 340-341) を参考にして論じ、それらを測定するモデルと代理変数について説明する。

売上操作は、一時的な値引販売や信用条件の緩和によって、販売数量を増やし、年間売上高を増加させようとする操作である。利幅がプラスである限り、当期の利益は増加する。ただ、値引販売を行うと、売上1単位当たりのキャッシュ・インフローが低下し、対売上高で見た製造原価を増加させる。また信用条件の緩和も実質的には値引きであるので、売上代金の回収期間にわたるキャッシュ・インフローを低下させる。

裁量的費用の削減は、経営者の裁量で調整可能な研究開発費や広告宣伝費などを削減して、利益を増やすことである。裁量的な費用を削減すると、裁量的費用は低下する。ただし、裁量的費用が現金で支払われると、当該支出の減少はキャッシュ・アウトフローを低下させる。

過剰生産は、期待需要を超過する数量の製品を生産して、利益を増加させる行動である。製造業においては、生産量を増やして、製品1単位当たりの固定製造間接費を低くすることができる。それによって、売上原価が減少し、当期利益が増加する。過剰生産を行うと、対売上高で見た製造原価が異常に高くなる。また、過剰に生産された製品に関しては、製造した期には現金回収されない製造費用と保管費用が生じる。その結果、営業活動によるキャッシュ・フローは売上高を所与とした正常水準よりも低くなる。なお、非製造業でも期待需要よりも多くの商品を仕入れることで、売上原価を低くして、利益を増やす可能性がある(中野 2008, 11)。そこで、Roychowdhury (2006) と同様に、売上原価と棚卸資産変化額の合計として製造原価を定義する。この定義によれば、非製造業においても代理変数としての製造原価が算出される。

ここで3タイプの実体的裁量行動が財務数値に与える影響を要約すれば、売上操作や過剰生産を行うと、営業活動によるキャッシュ・フローが異常に低くなり、製造原価が異常に高くなる。また裁量的な費用を削減すると裁量的費用が異常に低くなり、営業活動によるキャッシュ・フローが異常に高くなる。なお、営業活動によるキャッシュ・フローに対する影響が一意的ではないため、代理変数として使用する際には注意が必要である。さしあたり本稿では、営業活動によるキャッシュ・フローを売上操作と過剰生産の代理変数として取り扱うことにする¹²。

売上操作、裁量的費用の削減、過剰生産の水準を測定するために、式(1)から式(3)を推定する。このモデルは、Dechow et al. (1998) を基に Roychowdhury (2006) が提示したものである¹³。

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

$$DE_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$PD_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

CFO=営業活動によるキャッシュ・フロー

DE=裁量的費用¹⁴

PD=製造原価(売上原価+期末棚卸資産-期首棚卸資産)

A=期末総資産 S=売上高 ΔS=売上高の前期との差額 i=企業 t=年

式(1)から式(3)をそれぞれ産業一年ごとに最小二乗法で推定し、得られた係数を用いて各

企業一年の期待値を求め、これを正常なビジネス活動による値とする¹⁵。次に、各企業一年の実際値から期待値を控除して、ビジネス活動の異常な部分を識別する。この異常な部分をそれぞれ異常営業キャッシュ・フロー、異常裁量的費用、異常製造原価と呼ぶことにする。

そして、異常営業キャッシュ・フローと異常裁量的費用の値に-1を乗算したものをそれぞれ abCFO, abDE とし、異常製造原価の値はそのまま abPD という代理変数にする。こうすることで、各代理変数の値が高い(低い)ほど、利益増加型の実体的裁量行動を行った(控えた)ことを示すようになる。具体的には、abCFO あるいは abPD が高い(低い)ほど売上操作及び過剰生産を行い(控え)、abDE が高い(低い)ほど裁量的費用の削減を行った(控えた)とみなす。

3.2. 検証方法

仮説を検証するために以下の式(4)を最小二乗法で推定する。このモデルは会計方針選択の要因を調査した Zmijewski and Hagerman (1981) を参考に、実体的裁量行動の水準を示す変数を従属変数、実体的裁量行動への影響が予測される各要因の代理変数を説明変数として設定した。また、経営者の株式保有に関する変数については、Short and Keasey (1999), Teshima and Shuto (2008), 及び首藤 (2010) を参考に3次関数としている。

$$\begin{aligned} RM = & \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 DEBT_{i,t} + \beta_3 MTB_{i,t} + \beta_4 S_NI_{i,t} + \beta_5 MGT_{i,t} + \beta_6 OWN_{i,t} \\ & + \beta_7 OWN^2_{i,t} + \beta_8 OWN^3_{i,t} + \beta_9 FIN_{i,t} + \beta_{10} NOA_{i,t} + \beta_{11} BIGN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

RM=abCFO, abDE, abPD

SIZE=前期末の株式時価総額の対数

DEBT=期首の有利子負債÷期首総資産¹⁶

MTB=前期末の時価簿価比率

S_NI=当期純利益÷期首総資産の値が0以上0.005未満であれば1, それ以外は0とするダミー変数¹⁷

MGT=社長もしくはCEOの交代年度の前年度であれば1, それ以外は0とするダミー変数

OWN=経営者持株比率: 期末時点の役員持株総数÷期末時点の発行済株式総数

OWN²=OWNの2乗

OWN³=OWNの3乗

FIN=金融機関持株比率: 期末時点の金融機関持株総数÷期末時点の発行済株式総数

NOA=期首の純営業資産÷前期の売上高¹⁸

BIGN=監査人に大手監査法人を含む場合は1, それ以外は0とするダミー変数¹⁹

従属変数は実体的裁量行動の代理変数であり、abCFO, abDE, abPD を用いてそれぞれ推定する。SIZEは規模を代理し、規模が大きい企業の経営者ほど利益増加型の実体的裁量行動を控えると予測されるため係数の期待符号は負である。DEBTは財務制限条項違反の接近度を代理し、この値が高い企業の経営者ほど利益増加型の実体的裁量行動を行うと予測されるため係数の期待符号は正である。MTBは成長性を代理し、成長性が高い企業の経営者ほど利益増加型の実体的裁量行動を行うと予測されるため係数の期待符号は正である。S_NIは損失回避が疑われる企業を示すダミー変数である。わずかな利益を示す企業の経営者は、その他の企業の経営者と比べて利益増加型の実体的裁量行動を行ったと予測されるため係数の期待符号は正である。

MGTについて、交代前年度の経営者は、その他の経営者と比べて利益増加型の実体的裁量行動を行うと予測されるので係数の期待符号は正である。

OWN, OWN^2 , OWN^3 について、経営者持株比率が相対的に低い範囲ないし高い範囲にある企業の経営者は持株比率が高くなるほど利益増加型の実体的裁量行動を控え、経営者持株比率が中間範囲にある企業の経営者は持株比率が高くなるほど利益増加型の実体的裁量行動を行うと予測されるので、OWN と OWN^3 の係数の期待符号は負で、 OWN^2 の係数の期待符号は正である。FINについて、金融機関持株比率が高い企業の経営者ほど、利益増加型の実体的裁量行動を控えたと予測されるため係数の期待符号は負である。NOAは会計上のフレキシビリティを示す代理変数であり、期首の純営業資産が大きい企業の経営者ほど利益増加型の実体的裁量行動を行うと予測されるため係数の期待符号は正である。BIGNは監査の質を代理し、大手監査法人の監査を受ける企業の経営者は、その他の企業の経営者と比べて利益増加型の実体的裁量行動を行うと予測されるため係数の期待符号は正である。なお、予測符号の一覧については表4を参照されたい。

3.3. サンプルとデータ

本稿の分析対象期間は2000年3月期から2008年3月期の間であり、連結財務諸表のデータを用いて分析する。サンプルについては次の(1)から(7)の要件を満たすものを選択した。

- (1) わが国の証券取引所のいずれかに上場している。
- (2) 銀行、証券、保険、その他金融業、電力、ガス、及び鉄道業に属していない²⁰。
- (3) 決算日が3月31日であり、決算月数が12カ月である。
- (4) 米国会計基準を採用していない。
- (5) 『日経 NEEDS 企業財務データ』において、研究開発費、(販) 広告宣伝費、(販) 拡販費・その他販売費、(販) 人件費・福利厚生費のうち、少なくとも1項目はゼロではなく、また(販) 役員報酬・賞与がゼロではない。
- (6) 債務超過ではない。
- (7) 同一産業かつ同一年度の中で、6企業－年以上のサンプルがある²¹。

この(1)から(7)の条件を満たし、必要となるデータがすべてデータベースから入手可能な企業を選択する。なお、財務データは『日経 NEEDS 企業財務データ』(日経メディアマーケティング)から、株価は『日経ポートフォリオ・マスター』(日経メディアマーケティング)から入手した。監査人については『eol』(イーオーエル)で入手したデータをもとに有価証券報告書や『監査報酬総覧』(税務研究会)によって手作業で確認した。また経営者交代年度の特定のために、『役員四季報』(東洋経済新報社)から経営者交代に関するデータを手作業で収集した。最終的に、サンプルサイズは13,266企業－年となった²²。

4. 検証結果

4.1. 記述統計量

表1は実体的裁量行動の水準を測定するために式(1)から式(3)を推定した結果を要約したものである。いずれのモデルにおいても売上高の水準を示す変数($S_{i,t}/A_{i,t-1}$ または $S_{i,t-1}/A_{i,t-1}$)の係数は正かつ有意である。また、式(3)の $\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}$ を除き、係数の符号はRoychowdhury(2006)と同様である²³。表2は各変数の基本統計量を示す²⁴。MGTの平均値は0.1433であり、

実体的裁量行動の要因に関する実証分析

表1 測定モデルの推定結果

	(1) CFO _{i,t} / A _{i,t-1}		(2) DE _{i,t} / A _{i,t-1}		(3) PD _{i,t} / A _{i,t-1}	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
定数項	0.0441***	8.6617	0.0358***	10.5110	-0.0978***	-13.7513
1 / A _{i,t-1}	-253.9800***	-2.8425	78.4986**	2.2418	-55.0525	-0.7069
S _{i,t} / A _{i,t-1}	0.0119**	2.1095			0.8775***	112.8690
S _{i,t-1} / A _{i,t-1}			0.0577***	17.8723		
ΔS _{i,t} / A _{i,t-1}	0.0601***	3.5075			-0.0643**	-2.0673
ΔS _{i,t-1} / A _{i,t-1}					-0.0743***	-3.1038
Adj-R ²	0.1506		0.2236		0.9121	

n=18,346

注)

***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意(両側検定)。

推定は251の産業一年ごとに行った。表示した係数は産業一年ごとの回帰にわたる平均値である。t値は産業一年ごとの回帰にわたる係数の標準誤差で係数平均値を除して算定したものである。また, Adj-R²は産業一年ごとの回帰にわたる自由度修正済み決定係数の平均値である。なお, 変数の定義は本文を参考のこと。

表2 基本統計量

	abCFO	abDE	abPD	SIZE	DEBT	MTB	S_NI	MGT	OWN	OWN ²	OWN ³	FIN	NOA	BIGN
平均値	-0.0012	0.0022	0.0039	23.5383	0.2313	1.2861	0.0708	0.1433	0.0596	0.0128	0.0039	0.2243	0.9268	0.8040
中央値	-0.0010	0.0096	0.0122	23.4001	0.2050	0.9418	0	0	0.0114	0.0001	0.0000	0.2015	0.8491	1
最小値	-0.1721	-0.2711	-0.4756	20.6377	0	0.2326	0	0	0.0001	0.0000	0.0000	0.0075	0.2319	0
最大値	0.1788	0.1309	0.2730	28.0011	0.7096	9.6888	1	1	0.4737	0.2244	0.1063	0.5775	3.1955	1
標準偏差	0.0515	0.0614	0.1105	1.4939	0.1822	1.2051	0.2565	0.3504	0.0963	0.0348	0.0143	0.1339	0.4670	0.3970

n=13,266

注)

変数の定義は本文を参考のこと。

表3 相関係数表

	abCFO	abDE	abPD	SIZE	DEBT	MTB	S_NI	MGT	OWN	OWN ²	OWN ³	FIN	NOA	BIGN
abCFO	1													
abDE	0.053*** (0.000)	1												
abPD	0.293*** (0.000)	0.765*** (0.000)	1											
SIZE	-0.090*** (0.000)	-0.125*** (0.000)	-0.136*** (0.000)	1										
DEBT	0.048*** (0.000)	0.066*** (0.000)	0.070*** (0.000)	-0.195*** (0.000)	1									
MTB	-0.075*** (0.000)	-0.050*** (0.000)	-0.110*** (0.000)	0.365*** (0.000)	0.118*** (0.000)	1								
S_NI	0.069*** (0.000)	0.016* (0.067)	0.050*** (0.000)	-0.078*** (0.000)	0.120*** (0.000)	-0.054*** (0.000)	1							
MGT	0.017* (0.054)	0.023*** (0.009)	0.026*** (0.003)	0.011 (0.199)	0.009 (0.307)	0.010 (0.260)	0.007 (0.415)	1						
OWN	-0.073*** (0.000)	-0.051*** (0.000)	-0.115*** (0.000)	-0.219*** (0.000)	-0.027*** (0.002)	0.050*** (0.000)	-0.038*** (0.000)	-0.073*** (0.000)	1					
OWN ²	-0.069*** (0.000)	-0.048*** (0.000)	-0.107*** (0.000)	-0.152*** (0.000)	-0.001 (0.889)	0.079*** (0.000)	-0.031*** (0.000)	-0.049*** (0.000)	0.928*** (0.000)	1				
OWN ³	-0.062*** (0.000)	-0.045*** (0.000)	-0.096*** (0.000)	-0.118*** (0.000)	0.008 (0.372)	0.084*** (0.000)	-0.026*** (0.003)	-0.038*** (0.000)	0.829*** (0.000)	0.973*** (0.000)	1			
FIN	-0.038*** (0.000)	-0.044*** (0.000)	-0.037*** (0.000)	0.560*** (0.000)	0.054*** (0.000)	0.061*** (0.000)	-0.001 (0.882)	-0.011 (0.207)	-0.305*** (0.000)	-0.241*** (0.000)	-0.195*** (0.000)	1		
NOA	0.010 (0.258)	0.024*** (0.007)	0.025*** (0.004)	0.063*** (0.000)	0.235*** (0.000)	-0.041*** (0.000)	0.025*** (0.004)	0.006 (0.470)	-0.080*** (0.000)	-0.067*** (0.000)	-0.062*** (0.000)	0.054*** (0.000)	1	
BIGN	-0.047*** (0.000)	-0.042*** (0.000)	-0.061*** (0.000)	0.096*** (0.000)	-0.018** (0.037)	0.035*** (0.000)	-0.016* (0.061)	-0.009 (0.305)	0.052*** (0.000)	0.036*** (0.000)	0.025*** (0.000)	0.018** (0.037)	-0.037*** (0.000)	1

n=13,266

注)

***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意。また, () 内の数値は各相関係数のp値を示している。なお, 変数の定義は本文を参考のこと。

表4 仮説の検証結果

定数項	予測 符号	abCFO		abDE		abPD	
		推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
定数項	?	0.0605***	6.3017	0.1475***	12.904	0.2559***	12.5896
SIZE	-	-0.0022***	-5.1877	-0.0061***	-11.8933	-0.0099***	-10.8538
DEBT	+	0.0093***	3.3872	0.0091***	2.7889	0.0240***	4.1166
MTB	+	-0.0020***	-4.6742	0.0001	0.2430	-0.0053***	-5.9204
S_NI	+	0.0107***	6.1625	-0.0007	-0.3361	0.0111***	3.0040
MGT	+	0.0014	1.0894	0.0028*	1.8635	0.0049*	1.8062
OWN	-	-0.0827***	-3.0789	-0.1796***	-5.6166	-0.3010***	-5.2921
OWN ²	+	0.2187	1.2258	0.8771***	4.1286	0.8410**	2.2251
OWN ³	-	-0.3070	-1.0729	-1.3241***	-3.8865	-1.1257*	-1.8574
FIN	-	-0.0109**	-2.5467	0.0051	0.9919	-0.0044	-0.4811
NOA	+	-0.0005	-0.5031	0.0022*	1.8890	0.0018	0.8574
BIGN	+	-0.0042***	-3.7594	-0.0036***	-2.6537	-0.0102***	-4.2874
Adj-R ²		0.0229		0.0253		0.0467	

n=13,266

注)

***, **, *はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意 (両側検定). 変数の定義は本文を参考のこと.

経営者交代が平均して約7年に一回の割合で生じたことがわかる²⁵. また BIGN の値は, サンプルの 80%以上が大手監査法人の監査を受けたことを示す. 表3は変数間の相関係数を示している. abCFO, abDE, abPD の相互間の相関係数はすべて正かつ 1%水準で有意であり, 3タイプの利益増加型の実体的裁量行動が同時に行われたことを暗示する. abCFO と abPD の相関係数が正であることは, 売上操作と過剰生産の代理変数として abCFO の妥当性を高める.

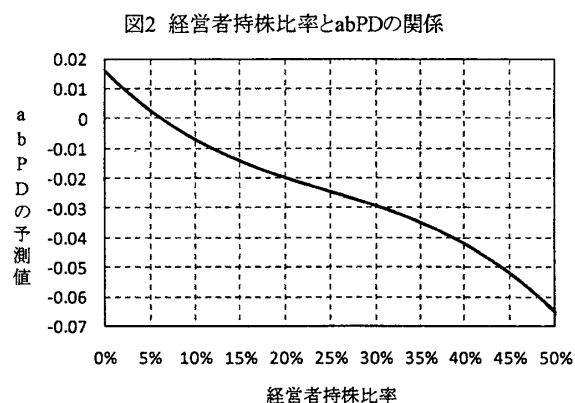
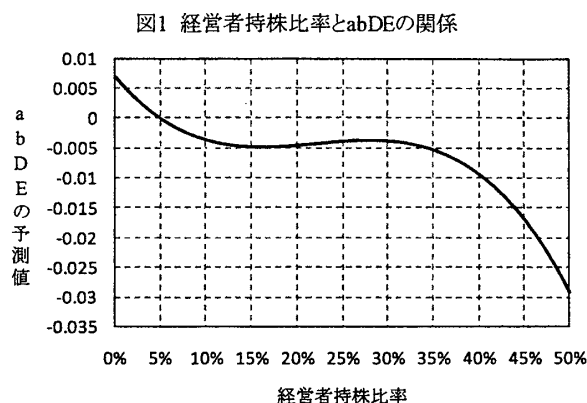
4.2. 仮説の検証結果

表4は, 仮説を検証するために行った式(4)の回帰分析の結果を示している.

SIZE の係数はすべて予測どおり負かつ有意であり, 仮説1を支持する. これは, 規模の大きい企業ほど, 経営者が売上操作, 裁量的費用の削減, 及び過剰生産を控えたことを示唆する. このことは, 規模の大きい企業の経営者は政治コストを減らすために利益を減らすインセンティブがある, という主張と整合する. DEBT の係数もすべて予測どおり正かつ有意で, 仮説2を支持する. これは, 負債比率の高い企業ほど, 経営者が売上操作, 裁量的費用の削減, 及び過剰生産を行ったことを示唆する. このことは, 負債比率の高い企業ほど財務制限条項の違反が接近し, 経営者は条項の締め付けから逃れるために利益を増やそうとする, という主張と一致する. つまり, 利益マネジメント研究の初期において主として会計的裁量行動について実証されてきた規模仮説と負債比率仮説が, 実体的裁量行動に対しても強く支持されたのである.

MTB の係数は予測と逆の符号で有意, あるいは有意ではなく, 仮説3は支持されない. S_NI の係数は, 従属変数が abCFO と abPD の場合には予測どおり正かつ有意であり, 仮説4を支持する. これは, 経営者が損失回避のために売上操作や過剰生産をより行ったことを示唆する. MGT の係数は, 従属変数が abDE と abPD の場合には予測どおり正かつ有意であり, 仮説5を支持する. このことは, 交代前年度の経営者が売上操作, 裁量的費用の削減, 及び過剰生産をより行ったことを示唆する.

経営者による株式保有について, 従属変数が abDE や abPD の場合に, OWN と OWN³ の係数は負かつ有意, OWN² の係数は正かつ有意となり, 予測どおりであった. この関係を, 式(4)に



依拠して図示したものが図1と図2である。abDEに関する図1を見ると、経営者持株比率が相対的に低い範囲と高い範囲においてabDEは減少傾向にあり、経営者持株比率の中間範囲においてはabDEが緩やかな増加傾向にあることがわかる。この結果は、経営者持株比率が相対的に低い範囲と高い範囲においては経営者持株比率が高くなるほど裁量的費用削減を控え、経営者持株比率の中間範囲においては経営者持株比率が高くなるほど裁量的費用削減を行うことを示唆し、仮説6を支持する。このことは、経営者持株比率の低い範囲と高い範囲においてはアラインメント効果が支配的となる一方で、中間範囲においてはエン trenチメント効果が支配的になるという議論と整合的である。なお、推定式から屈曲点を計算すると、abDEは経営者持株比率の0%～16.12%の範囲では減少し、16.12%～28.04%の範囲では増加し、28.04%超の範囲では再び減少する傾向にある²⁶。裁量的会計発生高の絶対値を対象としてTeshima and Shuto (2008) が算定した13.6%と38.8%という屈曲点と比べて、エン trenチメント効果が支配的となる範囲が狭いという結果になった。次にabPDに関する図2では、経営者持株比率の中間範囲におけるエン trenチメント効果は観察されず、全般的に経営者持株比率が高くなるほどabPDが低くなることが示されている。また、従属変数がabCFOの時は、経営者の株式保有に関する変数のうちOWNの係数のみが負かつ有意であった。したがって、売上操作と過剰生産については全般的にアラインメント効果が支配的であると解釈することもできよう。またFINの係数は、従属変数がabCFOの場合にのみ負かつ有意で、仮説7が支持される。これは、金融機関持株比率の高い企業の経営者ほど売上操作や過剰生産を控えたことを示唆する。

NOAの係数は、従属変数がabDEの場合には予測どおり正かつ有意であり、仮説8を支持する。これは、純営業資産が大きいほど会計上のフレキシビリティが低くなるために、経営者が代替的に裁量的費用を削減して利益を増やしたことを示唆する。なお、BIGNの係数はすべて有意であるが、符号は予測と逆であり、仮説9は支持されない。

ここで、BIGNの係数がすべて予測と逆の符号で有意であったことは検討する必要がある。このことは、Zang (2007) も同様であったことを考えると興味深い。大手監査法人の監査を受ける企業ほど利益増加型の実体的裁量行動を抑えるように見えるZang (2007) や本稿の結果は、大手監査法人ほど利益増加型の実体的裁量行動をするような企業の監査業務を引き受けない可能性が高い、と解釈することもできるかもしれない。大手監査法人のパートナーを調査したJohnstone (2000) によれば、クライアント企業のビジネス・リスク(将来の収益性や流動性などで代理される経済状況が悪化するリスク)が高いと判断した場合ほど、監査業務を引き受ける可能性が低下するという。大手監査法人が経営者による利益増加型の実体的裁量行動を観察し、当該行動を将来の収益性悪化につながるビジネス・リスクとして認識したとすれば、当該企業の監査業務を引き受けない可能性が高いと考えられるのである。

表5 利益増加型の実体的裁量行動の要因に関する調査結果の要約

	契約関係		証券市場	利益ベンチマーク	コーポレート・ガバナンス			会計的裁量行動とのトレードオフ	
	政府契約	債務契約	成長性	損失回避	経営者交代	経営者株式保有	金融機関株式保有	会計上のフレキシビリティ	監査の質
(予測される影響)	(抑制)	(促進)	(促進)	(促進)	(促進)	持株比率 低い範囲 高い範囲 (抑制) (促進)	(抑制)	(促進)	(促進)
売上操作・過剰生産	○	○	?	○	○	×	○	×	?
裁量的費用の削減	○	○	×	×	○	○	×	○	?

注)

仮説が支持された場合には○, 仮説が支持されない場合には×を表示している。ただし, 式(4)による回帰分析において代理変数の係数が予測と逆の符号で有意な値となった場合には?を表示している。

4.3. 追加的検証

本節では, 追加的検証の結果について述べる (表はない)。まず, 利益ベンチマークに関して, 減益回避と経営者予想利益達成のインセンティブを考慮した検証を行った。具体的には, わずかな増益を示すダミー変数 S_ANI (当期純利益の変化 ÷ 期首総資産の値が 0 以上 0.002 未満の場合に 1, それ以外は 0), わずかに正の予想誤差を示すダミー変数 S_FE (当期純利益の予想誤差 ÷ 期首総資産の値が 0 以上 0.001 未満場合に 1, それ以外は 0) を設定し, S_NI に加えて S_ANI と S_FE を同時に式 (4) に入れた検証, 及び S_NI に換えて S_ANI ないし S_FE を式 (4) に入れた検証も行ったが, S_ANI と S_FE の係数について統計的に有意な結果は得られなかった²⁷。

また, 検証結果の頑健性を確認するために, White (1980) の修正標準誤差に基づいて t 値を計算する方法で不均一分散を考慮したロバストな推定を行った。1 つの例外を除き, 検証結果は表 4 のものと同様であった。その例外とは, 従属変数が $abPD$ の時に OWN^3 の係数が有意ではなくなったことである。ただ図 2 で見たとおり, $abPD$ について, 経営者による株式保有に関する仮説は支持されていないため, その意味で結果の解釈を変えるものではない。したがって, 不均一分散を考慮しても, 本稿の結果は全般的に頑健であるといえる。

5. まとめと今後の課題

本稿では, 経営者の利益増加型の実体的裁量行動に影響を与える要因を包括的に分析した。表 5 は表 4 の分析から得られた発見事項を要約したものである。

契約に関する要因について, 多くの先行研究において会計的裁量行動の要因として明らかにされてきた政府契約や債務契約が, 利益増加型の実体的裁量行動にも影響を与えることが示唆された。これまでの利益マネジメント研究が, 主に会計的裁量行動に焦点を当てて契約関係の影響を明らかにしてきたことを考えれば, 興味深い発見事項である。

利益ベンチマークに関する要因について, 利益増加型の実体的裁量行動が損失回避のインセンティブに影響を受けることが示唆された。一方で, 減益回避や経営者予想利益達成のインセンティブを考慮して追加的検証を行ったが同様の結果は観察されなかった。したがって, わが国企業の経営者は損失回避のインセンティブが特に強いと考えられる。このことは, わが国企業において利益ベンチマークの中でも損失回避の利益マネジメントが特に顕著であることを示した Suda and Shuto (2006) などの先行研究の結果を裏付けるものである。

コーポレート・ガバナンスに関する要因も影響していた。まず、経営者交代について、本稿では退任前の経営者が利益増加型の実体的裁量行動を行うことが示唆された。これに対して、わが国企業の裁量的会計発生高について調査した首藤 (2010) では、退任前経営者による利益マネジメントは観察されていない。首藤 (2010) では強制的に交代させられた経営者を対象としているため一概には言えないが、退任前の経営者も須田・花枝 (2008) が示したように実体的裁量行動を選好しているのかもしれない。次に、経営者による株式保有について、経営者持株比率が相対的に低い範囲と高い範囲では裁量的費用の削減行動が抑制傾向となり、経営者持株比率の中間範囲では裁量的費用の削減行動が促進傾向となることが示唆された。先行研究で調査された Tobin'Q 等の業績に関する代理変数や裁量的会計発生高の絶対値などに限らず、利益増加型の実体的裁量行動についても経営者持株比率と非線形の関係が確認されたのである。

さらに、金融機関による株式保有比率が高いほど、経営者による売上操作や過剰生産が抑制されることが示唆された。このことは、安定株主の存在が経営者に長期的視野に立った経営を促す、あるいはメインバンクを中心とした金融機関が経営者を規律付けるという議論と整合的である。近年、企業と金融機関の株式持ち合い解消やメインバンクのモニタリング機能の低下がよく指摘されるが、少なくとも本稿のサンプルに関しては安定株主の存在やメインバンクのモニタリングが企業経営に効果的に作用したと解釈してもよいだろう。

また、会計上のフレキシビリティが低いほど、裁量的費用を削減することが示唆された。この結果は、Wang and D'Souza (2006) や Zang (2007) などの米国企業を対象とした先行研究とも一致している。この結果から導き出される重要なインプリケーションは、日米両国において、実体的裁量行動の分析を行うに当たっては会計的裁量行動とのトレードオフを考慮する必要があるということである。

なお、本稿で支持された結果について、利益増加型の実体的裁量行動の要因を促進要因と抑制要因に分類すれば、促進要因として、債務契約、損失回避のインセンティブ、経営者交代、低い会計上のフレキシビリティが挙げられる。また抑制要因として、政府契約、金融機関による株式保有が挙げられる。さらに、経営者による株式保有については、経営者持株比率の範囲によって促進要因にも抑制要因にもなりうる。先述のように、利益増加型の実体的裁量行動は将来の業績に悪影響を与える可能性がある (山口 2009b; Cohen and Zarowin 2010)。そのため、会計基準の設定、契約の設計、及びコーポレート・ガバナンスの設計などに当たっては、促進要因と抑制要因を区別することは重要である。例えば、会計基準の設定においては、会計的裁量行動の減少が実体的裁量行動の増加につながる可能性に配慮する必要がある。他にも、コーポレート・ガバナンスの設計のさいに、株式所有構造について検討すべきであろう。

利益マネジメント研究において、実体的裁量行動は会計的裁量行動ほど研究の蓄積が進んでいない。しかしながら、日米両国において企業経営者が会計的裁量行動よりも実体的裁量行動を選好することが示されている (Graham et al. 2005; 須田・花枝 2008)。そういった状況下で、実体的裁量行動の要因について包括的な証拠を提示したことに本稿の貢献がある。特に、研究の蓄積が浅い売上操作や過剰生産に影響する多くの要因を明らかにした点は新規性が高い。

ただし、包括的に検証することを重視したがゆえに、多くの改善余地が今後の課題として残されている。例えば、経営者交代について、交代のタイプを強制的交代と経常的交代、企業外部出身と企業内部出身などに分類して検証を行うことが挙げられる。交代のタイプによって、利益マネジメントに対する経営者のインセンティブが異なると考えられるからである (首藤 2010)。このように、各要因に対してより深い分析を行うことで、より多くの示唆を得ることが

できよう。また、本稿で対象とした3タイプの実体的裁量行動以外にも経営者が実施できる実体的裁量行動は存在し、9つの要因以外にも実体的裁量行動に影響を及ぼす要因はあろう²⁸。さらなる研究の蓄積が求められる。

謝辞

本稿は第37回現代会計政策研究会の報告内容を加筆・修正したものである。そのさい、木村史彦先生(東北大学)、胡丹先生(名古屋大学)、田澤宗裕先生(名城大学)、野口晃弘先生(名古屋大学)、星野優太先生(名古屋市立大学)、吉田和生先生(名古屋市立大学)から貴重なご意見をいただいた。また、匿名のレフリーの先生方から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げる。もちろん、本稿に残された誤りはすべて筆者の責に帰すべきものである。なお、本稿は平成22年度科学研究費補助金(特別研究員奨励費:課題番号21・8269)による研究成果の一部である。記して感謝したい。

(注)

- ¹ これまでの利益マネジメント研究においては会計方針の変更や会計発生高(accruals)といった会計的裁量行動に関するものが多く、実体的裁量行動の研究の蓄積は比較的浅い(厳密に言えば、会計発生高には、売上操作や過剰生産など実体的裁量行動の影響が含まれている)。
- ² Matsumoto (2002) はアナリスト予想利益達成に関して、首藤 (2010) は損失回避、減益回避、及び経営者予想利益達成に関して、それぞれ裁量的会計発生高の調整に影響する要因を分析している。
- ³ Roychowdhury (2006) は他にも、製造業ほど過剰生産を行うことを示唆した。さらに、利害関係者や規制当局に検出される可能性が低下するため、売上操作や過剰生産は売上債権及び棚卸資産の合計水準が高いほど増加する、という予測と整合的な結果を得ている。売上債権と棚卸資産の合計水準については、Pan (2009) も同様の結果を得ている。
- ⁴ なお Zang (2007) では、大手監査法人の監査を受ける企業ほど利益増加的な会計発生高操作のコストが高くなるため実体的裁量行動で利益を増やすと予測したが、検証結果はこの予測と一致するものではなかった。
- ⁵ 本稿では、Roychowdhury (2006) などの先行研究と同様に、実体的裁量行動のうち売上操作、裁量的費用の削減、過剰生産といった利益増加型の行動に焦点を当てている。そのため、各仮説において「利益増加型(利益減少型)の実体的裁量行動を行う」ではなく、「利益増加型の実体的裁量行動を行う(控える)」とした。
- ⁶ 例えば、財務制限条項に違反した91社を調査した Beneish and Press (1993) は、償還コストと資金再調達コストの合計が平均で株式時価総額の1.2%~2%に及ぶと推定している。
- ⁷ 稲村 (2009) は、わが国企業を対象に、負債比率が財務制限条項違反への接近度を代理しているか否かを検証している。その結果、第1の前提「負債比率が影響を与える会計数値が条項に使用されている」については成立しないが、第2の前提「負債比率が高いほど厳しい条項設定が行われる」については成立していることを示した。したがって、わが国では第2の前提に基づき、負債比率が条項違反への接近度の代理変数となり得ると考えられる(稲村 2009, 165)。
- ⁸ Roychowdhury (2006) では、わずかに正の予想誤差を示す企業にも焦点を当て、当該企業がアナリストの予想利益を達成するために売上操作、裁量的費用の削減、及び過剰生産をしたことと整合する結果を得ている。
- ⁹ 1990年代の金融危機などを経て金融機関と企業の株式持ち合い解消が進んだと言われるが、株式持ち合いの解消は日本企業全体に均等に進展するのではなく、金融機関と事業法人の合理的な選択の結果、株式持ち合いを継続する企業群と解消が進展する企業群に分化したと指摘されている(宮島他 2003, 230)。1999年度から2008年度にかけて上場企業における金融機関の持株比率(金額ベース)は30%~40%の範囲で推移しており(東京証券取引所 2009)、金融機関は依然として有力な株主であると言えよう。
- ¹⁰ 日本の独占禁止法第11条では、銀行の株式保有を、原則として企業の発行株式数の5%に制限しているが、メインバンクは必要とあればその他の金融機関と協調して議決権を行使できる。なお、メインバンクのモニタリングやコントロールが、企業の業績悪化や財務危機のさいに強まることは「状態依存型ガバナンス構造」として知られている(Aoki 1994)。そのことが実体的裁量行動に影響を与えるのか否かについては今後の検証課題としたい。
- ¹¹ 換言すれば、貸借対照表の貸方合計から、借方において会計発生高操作が及ばない部分を差し引いた残りの部分が純営業資産であり、そこには過去の会計発生高操作が蓄積していると考えられるのである。
- ¹² その根拠は、これまでの先行研究(Roychowdhury 2006; Pan 2009; 山口 2009a など)において、損失回避が疑われるわずかな利益を示した企業について、売上操作や過剰生産の証拠となる異常に低い営業活動による

- キャッシュ・フローが観察されたからである。Cohen et al. (2008, 765-766) も、裁量的費用の削減が営業活動によるキャッシュ・フローを高める可能性に言及したが、最終的には売上操作や過剰生産の帰結としての異常に低い営業活動によるキャッシュ・フローに着目している。
- ¹³ Roychowdhury (2006, 344 注 18) に従って、期首総資産の変化に起因する「基準化された従属変数 (例えば、 $CFO_{i,t}/A_{i,t-1}$) と基準化された売上高 ($S_{i,t}/A_{i,t-1}$) との疑似相関」を回避するため、 $1/A_{i,t-1}$ を測定モデルに含めた。
- ¹⁴ 本稿では、Roychowdhury (2006) や岡部 (1994b, 24) の議論に依拠した山口 (2009a, 2009b) を参考に、『日経 NEEDS 企業財務データ』上の項目から裁量的費用を次のように定義した。裁量的費用＝研究開発費＋(販)広告宣伝費＋(販)拡販費・その他販売費＋(販)人件費・福利厚生費。なお、本稿では山口 (2009a, 2009b) とは異なり、(販)役員報酬・賞与を裁量的費用から除いている。役員報酬・賞与は通常であれば経営者の裁量で調整できる費用であると考えられる。ただし本稿では、退任前経営者が経営者報酬を増やすために利益を増やす行動をとるという予測のもとで仮説 5 を設定しており、役員報酬・賞与を「裁量的費用」としてしまうと、「役員報酬を増やすために、裁量的費用(役員報酬)を減らす」という矛盾が生じる。そのため、(販)役員報酬・賞与を裁量的費用から除外している。なお、役員報酬・賞与がゼロのサンプルを除外したのは、「利益を増やした退任前経営者の役員報酬がゼロである」という矛盾を回避するためである。
- ¹⁵ 産業は日経業種分類の中分類 (36 業種) を用いた。本稿で使用するのは、36 業種中 29 業種である。
- ¹⁶ 本稿では、債務契約に関連する負債比率を算定するために、野間 (2009) に依拠して総資産有利子負債比率を用いた。なお、有利子負債は『日経 NEEDS 企業財務データ』上の項目から次のように算定した。有利子負債＝短期借入金＋コマーシャル・ペーパー＋1 年内返済の長期借入金＋1 年内償還の社債・転換社債＋社債・転換社債＋長期借入金。
- ¹⁷ 期首総資産で基準化した当期純利益が 0 以上 0.005 未満という区間幅は山口 (2009a) に依拠している。
- ¹⁸ 純営業資産は Barton and Simko (2002) を参考に、『日経 NEEDS 企業財務データ』上の項目から次のように算定した。純営業資産＝負債・純資産合計－現金・預金－売買目的有価証券貸借対照表計上額－その他有価証券合計貸借対照表計上額。「その他有価証券合計貸借対照表計上額」は、その他有価証券のうち時価のあるものの貸借対照表計上額を指す。なお、純営業資産を売上高で基準化したことも Barton and Simko (2002) に依拠した処理である。
- ¹⁹ 太田昭和センチュリー、新日本、トーマツ、朝日、あずさ、中央青山、みすず、あらた、の各監査法人を大手監査法人とした。
- ²⁰ 本稿と同じ 3 タイプの利益増加型の実体的裁量行動を分析した Roychowdhury (2006) や Pan (2009) は、金融業や規制産業をサンプルから除いている。本稿ではそれらを参考に産業を抽出した。なお、本稿と同じ産業抽出をしている研究として乙政 (2004, 143-144) がある。
- ²¹ Roychowdhury (2006) や Pan (2009) では、同一産業かつ同一年度の中で 15 企業－一年以上のサンプルがあるものに限定しているが、本稿ではサンプルサイズをできるだけ確保するために、式 (1) から式 (3) を産業一年ごとに推定するために最低限求められる同一産業かつ同一年度の中で 6 企業－一年以上のサンプルに限定している。
- ²² 式 (1) から式 (3) による実体的裁量行動の測定に当たっては、サンプルサイズを確保するために、式 (4) の独立変数に関するデータが収集できないことによって除外されたサンプルも使用する。
- ²³ 変数の基準化に総資産ではなく株式時価総額を用いたという相違はあるが、わが国企業を対象に $1/A_{i,t-1}$ を含めない測定モデルを用いた Pan (2009) は修正済み決定係数が高い点で本稿よりも優れている。ただ、Pan (2009) の CFO モデルと PROD モデルにおける $\Delta S_{i,t}$ の係数が有意でないのに対して、本稿ではそれぞれ 1% 水準、5% 水準で有意である。また、本稿のサンプルを用いて $1/A_{i,t-1}$ をモデルから除いて推定した場合、PD モデルの $\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}$ の係数と CFO モデルの $S_{i,t}/A_{i,t-1}$ の係数が有意ではなくなった。本稿では「売上高の水準や変化を所与とした場合に、営業キャッシュ・フローが異常に低くなり、製造原価が異常に高くなる」という売上操作や過剰生産を測定するさいの前提を優先し、 $S_{i,t}/A_{i,t-1}$ と $\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}$ が有意になる $1/A_{i,t-1}$ を入れたモデルを選択した。また、本稿のサンプルを用いると、 $1/A_{i,t-1}$ を入れた場合と除いた場合を比べて、 $1/A_{i,t-1}$ を入れた方が 3 つの測定モデルすべてで修正済み決定係数が高かったことも $1/A_{i,t-1}$ を入れた根拠である。
- ²⁴ abCFO, abDE, abPD, SIZE, DEBT, MTB, OWN, FIN, NOA については、異常値処理のため 1 パーセンタイル以下の値を 1 パーセンタイルの値に、99 パーセンタイル以上の値を 99 パーセンタイルの値に置換する処理 (winsorising) をしてすべての分析を行った。
- ²⁵ 1991 年 3 月期から 1995 年 3 月期の製造業を対象とした乙政 (2004, 192) による社長交代率 0.1293 と比べ若干高い。
- ²⁶ なお、図 1 と図 2 の作成、及び屈曲点の算定にあたっては、首藤 (2010) にしたがって、経営者持株比率以外の説明変数については平均値を用いた。
- ²⁷ わずかな増益とわずかな正の予想誤差を示す区間幅も、 S_NI と同じく山口 (2009a) に依拠したものである。
- ²⁸ 例えば最新の研究において、野間 (2009) ではアナリストが、岩崎 (2009) では監査役会の独立性が、実体的裁量行動を抑制することが示唆されている。こういった要因についても研究を蓄積していく必要がある。

参考文献

- Abegglen, J. C. and G. Stalk Jr. 1986. *Kaisha, the Japanese Corporation*, New York: Basic Books.
- Aoki, M. 1994. Monitoring characteristics of the main bank system: An analytical and developmental view, in Aoki, M. and H. Patrick (eds.), *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, Oxford University Press. (白鳥正喜監訳『日本のメインバンクシステム』東洋経済新報社, 1996).
- Baber, W. R., P. M. Fairfield, and J. A. Haggard. 1991. The effect of concern about reported income on discretionary spending decisions: The case of research and development. *The Accounting Review* 66 (4): 818-829.
- Bange, M. and W. De Bondt. 1998. R&D budgets and corporate earnings targets. *Journal of Corporate Finance* 4 (2): 153-184.
- Barton, J. and P. J. Simko. 2002. The balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review* 77 (Supplement): 1-27.
- Becker, C. L., M. L. DeFond., J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1): 1-24.
- Beneish, M. D. and E. Press. 1993. Costs of technical violation of accounting-based debt covenants. *The Accounting Review* 68 (2): 233-257.
- Bushee, B. 1998. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. *The Accounting Review* 73 (3): 305-333.
- Butler, S. and H. Newman. 1989. Agency control mechanisms, effectiveness and decision making in an executive's final year with the firm. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 145: 451-464.
- Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys. 2008. Real and accrual-based earnings management in the pre-and post-Sarbanes-Oxley periods. *The Accounting Review* 83 (3): 757-787.
- Cohen, D. A. and P. Zarowin. 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50(1): 2-19.
- Collins, D. W. and S. P. Kothari. 1989. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 11 (2-3): 143-181.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (3): 183-199.
- Dechow, P. M. and R. G. Sloan. 1991. Executive incentives and the horizon problem: An empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* 14 (1): 51-89.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2): 133-168.
- Douthett, E. B. and K. Jung. 2001. Japanese corporate groupings (Keiretsu) and the informativeness of earnings, *Journal of International Financial Management and Accounting* 12 (2): 135-159.
- Ewert, R. and A. Wagenhofer. 2005. Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management. *The Accounting Review* 80 (4): 1101-1124.
- Francis, J. R., E. L. Maydew., H. C. Sparks, and M. C. Building. 1999. The role of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 18 (2): 17-34.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial

- reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 (1-3): 3-73.
- Hagerman, R. and M. Zmijewski. 1979. Some economic determinants of accounting policy choice. *Journal of Accounting and Economics* 1 (2): 141-161.
- 稲村由美. 2009. 「利益マネジメント研究における負債比率仮説の前提に関する分析」 *企業会計* 61 (6): 160-166.
- 岩崎拓也. 2009. 「監査役会と取締役会の特徴が利益調整に与える影響」 *六甲台論集－経営学編* 56 (1): 77-105.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics* 3 (4): 305-360.
- Johnstone, K. M. 2000. Client-acceptance decisions: Simultaneous effects of client business risk, audit risk, auditor business risk, and risk adaptation. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 19 (1): 1-25.
- Kaplan, S. N. 1994. Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102 (3): 510-546.
- 木村史彦. 2003. 「経営者の近視眼的投資行動と企業のガバナンス構造－研究開発投資水準の決定をめぐる－」 *管理会計学* 11 (1): 43-55.
- 小嶋宏文. 2004. 「研究開発費における裁量的調整行動の実証分析」 *六甲台論集－経営学編* 50 (4): 59-73.
- Matsumoto, D. A. 2002. Management's incentives to avoid negative earnings surprises. *The Accounting Review* 77 (3): 483-514.
- 宮島英昭・原村健二・江南喜成. 2003. 「戦後日本企業の株式所有構造－安定株主の形成と解消－」 *フィナンシャル・レビュー* (68): 203-236.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1988. Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics* 20: 293-315.
- Murphy, K. J. and J. L. Zimmerman. 1993. Financial performance surrounding CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics* 16 (1-3): 273-315.
- 中野勲. 2008. 『企業会計情報の評価－社会的信頼性の観点から－』 中央経済社.
- 野間幹晴. 2009. 「研究開発投資とアナリスト・カバレッジ」 *会計・監査ジャーナル* 21 (2): 115-124.
- 岡部孝好. 1994a. 『会計報告の理論－日本の会計の探求－』 森山書店.
- 岡部孝好. 1994b. 「会計情報のブーメラン効果と研究開発費」 *JICPA ジャーナル* 6 (9): 23-27.
- 乙政正太. 2004. 『利害調整メカニズムと会計情報』 森山書店.
- 乙政正太・椎葉淳. 2009. 「業績連動報酬と会計情報の役割」 *会計* 176 (3): 440-453.
- Pan, K. C. 2009. Japanese firms' real activities earnings management to avoid losses. *The Journal of Management Accounting, Japan* 17 (1): 3-23.
- Pourciau, S. 1993. Earnings management and nonroutine executive changes. *Journal of Accounting and Economics* 16 (1-3): 317-336.
- Prowse, S. D. 1992. The structure of corporate ownership in Japan. *The Journal of Finance* 47 (3): 1121-1140.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3): 335-370.

- Sheard, P. 1994. Interlocking shareholdings and corporate governance in Japan, in M. Aoki & R. Dore (Eds.), *The Japanese Firm: Sources of Competitive Strength*, New York: Oxford University Press.
- 首藤昭信. 2000. 「コーポレート・ガバナンスと会計利益—経営者交代と企業業績に関する実証分析—」 千里山商学 (52): 82-123.
- 首藤昭信. 2010. 『日本企業の利益調整』 中央経済社.
- 胥鵬. 1999. 「入門コーポレート・ガバナンス (4) 取締役会と内部ガバナンス」 経済セミナー (534): 72-76.
- Short, H. and K. Keasey. 1999. Managerial ownership and the performance of firms: Evidence from the UK. *Journal of Corporate Finance* 5 (1): 79-101.
- Simunic, D. A. 1980. The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research* 18 (1): 161-190.
- Skinner, D. J. and R. G. Sloan. 2002. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies* 7 (2): 289-312.
- 須田一幸. 2000. 『財務会計の機能』 白桃書房.
- Suda, K. and A. Shuto. 2006. Earnings management to meet earnings benchmarks: Evidence from Japan. *Focus on finance and accounting research*, M. Neelan (ed.), Nova Science Pub Inc.
- 須田一幸・花枝英樹. 2008. 「日本企業の財務報告—サーベイ調査による分析—」 証券アナリストジャーナル 46 (5): 51-69.
- 手嶋宣之. 2004. 『経営者のオーナーシップとコーポレート・ガバナンス』 白桃書房.
- Teshima, N. and A. Shuto. 2008. Managerial ownership and earnings management: Theory and empirical evidence from Japan. *Journal of International Financial Management & Accounting* 19 (2): 107-132.
- 東京証券取引所. 2009. 『平成 20 年度株式分布状況調査結果の概要』 .
http://www.tse.or.jp/market/data/examination/distribute/b7gje6000000tl28-att/distribute_h20b.pdf
- Wang, S. and J. D'Souza. 2006. Earnings management: The effect of accounting flexibility on R&D investment choices. Working paper.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice Hall. 須田一幸訳. 1991. 『実証理論としての会計学』 白桃書房.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4): 817-838.
- 山口朋泰. 2009a. 「利益ベンチマークの達成と実体的裁量行動」 研究年報経済学 69 (4): 133-154.
- 山口朋泰. 2009b. 「機会主義的な実体的裁量行動が将来業績に与える影響」 会計プロGRESS(10): 117-137.
- Zang, A. 2007. Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation. Working paper.
- Zmijewski, M. and R. Hagerman. 1981. An income strategy approach to the positive theory of accounting standard setting/choice. *Journal of Accounting and Economics* 3 (2): 129-149.