

日本管理会計学会誌

# 管理会計学

*The Journal of Management Accounting, Japan*

2016年 第24巻 第1号

経営管理のための総合雑誌

## 論文

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響 ————— ● 安 酸 建 二  
— 管理会計からのアプローチ —

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響 ————— ● 佐久間智広  
— 株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証 —

日本企業におけるコストの反下方硬直性 ————— ● 北 田 智 久

広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究 ————— ● 福 田 正 彦

■ 学会誌執筆要領等

発行 日本管理会計学会  
The Japanese Association of Management Accounting

## 日本管理会計学会誌 『管理会計学』

日本管理会計学会誌『管理会計学』は、年2回発行される。本学会誌には、掲載区分として、論文の他、論壇、研究ノート、総合報告、事例研究、書評などがある。論文は、二重匿名方式によるレフェリー制度に基づき選定された後、掲載される。受理可能な論文の範囲には、その論文が学会誌編集委員会で制定された基準を満足している限り、管理会計学および関連分野に関する幅広いテーマが含まれる。その他の掲載区分の投稿原稿は、学会誌編集委員会で決定された基本政策に従って、論文の査読に準じた審査に基づき掲載される。投稿規程および執筆要領の詳細は、本号巻末に印刷されているので、それを参照されたい。

2014年4月から2017年3月末までの学会誌編集委員は次の通りである。

編集委員長	上 埜 進	(甲南大学)			
編集副委員長	青 木 雅 明	(東北大学)			
編集副委員長	長 坂 悦 敬	(甲南大学)			
常任編集委員	浅 田 孝 幸	(立命館大学)			
常任編集委員	佐 藤 絃 光	(早稲田大学)			
常任編集委員	杉 山 善 浩	(甲南大学)			
常任編集委員	鈴 木 孝 則	(早稲田大学)			
常任編集委員	園 田 智 昭	(慶応義塾大学)			
常任編集委員	安 酸 建 二	(近畿大学)			
編集委員			編集委員		
大 鹿 智 基	(早稲田大学)		大 下 丈 平	(九州大学)	
大 島 正 克	(亜細亜大学)		梶 原 武 久	(神戸大学)	
尾 畑 裕	(一橋大学)		木 村 彰 吾	(名古屋大学)	
片 岡 洋 人	(明治大学)		窪 田 祐 一	(南山大学)	
金 田 直 之	(学習院大学)		小 菅 正 伸	(関西学院大学)	
小 林 啓 孝	(早稲田大学)		澤 邊 紀 生	(京都大学)	
清 水 孝	(早稲田大学)		椎 葉 淳	(大阪大学)	
鈴 木 研 一	(明治大学)		水 野 一 郎	(関西大学)	
細 海 昌 一 郎	(首都大学東京)		三 矢 裕	(神戸大学)	
山 下 裕 企	(青山学院大学)		頼 誠	(兵庫県立大学)	
吉 田 栄 介	(慶応義塾大学)				

**JAMA**

日本管理会計学会誌

# 管理会計学

*The Journal of Management Accounting, Japan*

---

Volume 24, No. 1

2016

---

## 目 次

### ■ 論 文

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響

－ 管理会計からのアプローチ － ..... 安酸 建二 3

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響

－ 株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証 － ..... 佐久間智広 27

日本企業におけるコストの反下方硬直性 ..... 北田 智久 47

広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究 ..... 福田 正彦 65

■ 学会誌執筆要領等 ..... 79

# 日本管理会計学会

日本管理会計学会は、1991年7月に設立された。本学会は管理会計の研究、教育および経営管理実務に関心を持つ研究者や実務家から構成される組織である。会員には年2回学会誌『管理会計学』が送付される。

2014年4月から2017年3月までの役員の構成は次のとおりである。

会 長	原 田 昇 (目白大学)
副会長	青 木 雅明 (東北大学)
	大 島 正克 (亜細亜大学)
	木 村 彰吾 (名古屋大学)
	清 水 孝 (早稲田大学)

常務理事		常務理事	
浅田 孝幸 (立命館大学)		長坂 悦敬 (甲南大学)	
新江 孝 (日本大学)		長屋 信義 (産業能率大学)	
李 健泳 (新潟大学)		長谷川 泰隆 (麗澤大学)	
伊藤 和憲 (専修大学)		浜田 和樹 (関西学院大学)	
上埜 進 (甲南大学)		平岡 秀福 (創価大学)	
河合 久 (中央大学)		水野 一郎 (関西大学)	
菊井 高昭 (東京学芸大学)		皆川 芳輝 (名古屋学院大学)	
小菅 正伸 (関西学院大学)		門田 安弘 (筑波大学)	
清水 信匡 (早稲田大学)		柳 良平 (エーザイ株式会社)	
園田 智昭 (慶應義塾大学)		吉岡 正道 (東京理科大学)	
田坂 公 (久留米大学)		横山 和夫 (公認会計士)	
辻 正雄 (早稲田大学)			

理 事		理 事	
青木 章通 (専修大学)		佐藤 紘光 (早稲田大学)	
飯島 康道 (愛知学院大学)		澤邊 紀生 (京都大学)	
伊藤 克容 (成蹊大学)		白銀 良三 (国士舘大学)	
伊藤 嘉博 (早稲田大学)		鈴木 研一 (明治大学)	
井岡 大度 (国士舘大学)		鈴木 孝則 (早稲田大学)	
今林 正明 (目白大学)		平井 裕久 (高崎経済大学)	
内山 哲彦 (千葉大学)		星野 優太 (名古屋市立大学)	
大下 丈平 (九州大学)		宮本 寛爾 (大阪学院大学)	
小倉 昇 (青山学院大学)		森 久 (明治大学)	
尾畑 裕 (一橋大学)		安酸 建二 (近畿大学)	
梶原 武久 (神戸大学)		山下 裕企 (青山学院大学)	
片岡 洋人 (明治大学)		吉村 聡 (流通経済大学)	
小林 啓孝 (早稲田大学)		渡辺 岳夫 (中央大学)	

顧 問		監 事	
石崎 忠司 (松蔭大学)		小宮山 賢 (早稲田大学)	
田中 雅康 (東京理科大学)		斎藤 孝一 (南山大学)	
山田 庫平 (大原大学院大学)		鈴木 浩三 (東京都)	

参 事	
岩田 弘尚 (専修大学)	
庵谷 治男 (長崎大学)	
楠 由記子 (青山学院大学)	
杉山 善浩 (甲南大学)	
松田 康弘 (東北大学)	
間普 崇 (関東学園大学)	
吉岡 勉 (産業能率大学)	
渡邊 直人 (大東文化大学)	

本学会の年会費は次のとおりである。

正 会 員	：8,000円
準 会 員	：3,000円
賛 助 会 員	：1口 (50,000円) 以上

論 文

## 経営者利益予想に見られるラチェット効果 と予想誤差への影響

— 管理会計からのアプローチ —

安酸建二

<論文要旨>

日本の証券取引所に上場している企業は、証券取引所の要請に従って決算短信において次期の利益予想を発表する。近年の質問票調査は、この経営者利益予想が組織内部の利益計画や予算と密接に連動していることを明らかにしつつある。これは、予算をはじめとする管理会計の立場から経営者利益予想を研究する必要性を喚起する。本研究の目的は、管理会計の領域で蓄積された利益目標の設定におけるラチェット効果の知見に基づいて、経営者利益予想およびその予想誤差に見られる傾向が説明可能であることを示すことにある。分析の結果、経営者利益予想においてラチェット効果が見られ、さらに、ラチェット効果が経営者利益予想誤差に影響を与えていることも明らかになった。管理会計からのアプローチは、従来、財務会計の研究領域とされてきた経営者利益予想に関する理解を一層深めることに貢献する。

<キーワード>

ラチェット効果, 経営者利益予想, 経営者利益予想誤差, 利益目標, 予算差異

## Management Forecasts Ratcheting and its Effect on Management Forecast Errors: Management Accounting Perspective

Kenji Yasukata

**Abstract**

The Stock Exchange in Japan requires Japanese firms listed on the exchange to report management earnings forecasts in their annual press releases. Recent questionnaire surveys on management forecasts have revealed that they are closely linked with internal budgets. This finding calls for the management accounting perspective when studying management earnings forecasts. The purpose of this study is to explain the management earnings forecasts and forecast errors based on the idea of budget ratcheting. The empirical analysis indicates that budget ratcheting has an impact on management earnings forecasts and forecast errors, suggesting that management accounting approach enriches our understanding of management earnings forecasts.

**Keywords**

ratchet effects, management forecasts, management forecast errors, earnings targets, budget variances

2014 年 6 月 9 日 受付  
2015 年 5 月 27 日 受理  
近畿大学経営学部教授

Submitted : June 9, 2014  
Accepted : May 27, 2015  
Professor, Faculty of Business Administration, Kinki University

## 1. はじめに

日本の証券取引所に上場している企業は、証券取引所の要請に従って決算短信において次期の利益予想を発表する。この経営者利益予想に関する会計研究の主要な関心は、予想値と実際額の誤差に向けられている。この誤差は、予想値が実際額を上回るという意味で、一般的に楽観的な傾向にあることが知られている(Ota 2006; Kato et al. 2009; 阿部 2010)。この楽観性は、株価水準を維持したり資金調達を有利に進めたりするために、将来の業績見込みを経営者が恣意的に良く見せる結果であると説明される(円谷 2011; 清水 2007)。こうした見解は、経営者が利益に対する投資家の期待を調整する目的で、意図的にバイアスのかかった業績予想を発表するという「期待調整仮説 (expectations adjustment theory) 」(Ajinkya and Gift 1984) に根ざしている。

しかし、利益予想の精度が高いほど資本コストが低いという村宮(2005)の研究に基づくならば、予想誤差に観察されるシステムティックな偏りは資本コストを高め、企業価値を損ねる結果につながる。それでも現実に見られる経営者利益予想の偏りは、資本コストよりも優先される予想誤差の原因が、利益予想が行われるプロセスに存在することを示唆する。

経営者利益予想に関する近年の質問票調査は、経営者利益予想が組織内部の利益計画や予算と密接に連動していることを明らかにしつつある。日本 IR 協議会が 2010 年に実施したアンケート調査(全株式上場会社 3,739 社対象, 1,122 社回答, 回答率 30.0%)では、回答企業の 82.0%で「予想値は、各事業部門などが報告してくる数値を基に決められる」という結果が報告されている<sup>1</sup>。同協会の 2011 年の調査(全株式上場会社 3,644 社対象, 1,032 社回答, 回答率 28.3%)では、74.1%の企業で「社内の年次予算をベースに」予想値が作成され、70.4%の企業で「各事業部門が報告する数値を基に」予想値が作成されていると報告されている<sup>2</sup>。類似した結果は、円谷(2009)や黒川ほか(2009)でも報告されているし、新興市場上場企業を対象にした中條(2009)による調査でも、やはり類似した結果が報告されている。これらの調査は、黒川ほか(2009, p.45)が指摘するように、「予想数値は、会社の事業目標や計画を会計数値化したもの」であること、また、柳(2011)が指摘するように、対外的な利益予想開示が社内的な予算管理制度と表裏一体の関係にあり、大多数の企業で予算をベースに利益予想が作成されることを示唆している。

こうした一連の調査結果は、予算をはじめとする管理会計の立場から経営者利益予想を研究する必要性を喚起するが、管理会計の視点から行われた経営者利益予想の研究は驚くほど少ない<sup>3</sup>。本研究の目的は、経営者利益予想が予算を反映すると考え、管理会計の領域で蓄積された予算に関する知見に基づいて、経営者利益予想およびその予想誤差に見られる傾向が説明可能なことを示すことにある。このために本稿では、予算編成における利益目標の設定に見られる「ラチェット効果 (ratchet effect) 」に注目する<sup>4</sup>。

ラチェット効果とは、一般に、高い業績が達成された後に、達成すべき業績基準が引き上げられる傾向であると説明される(Milgrom and Roberts 1992, 邦訳 p.258)。予算編成という文脈においてラチェット効果を扱った管理会計研究は、今年度の利益目標に関する差異と次年度の利益目標の関係に注目し、今年度の利益目標に有利差異が生じた後の利益目標の引き上げに経営者は積極的である一方、不利差異が生じたとしても、その後の利益目標の引き下げには消極的であることを明らかにし、これをラチェット効果と呼んでいる(Leone and Rock 2002; Bouwens and Kroos 2011)。例えば、Leone and Rock (2002)は、今年度の利益目標に対する 1 ドルの有利差異が 0.90 ドルの次年度利益目標の増大をもたらすのに対して、1 ドルの不利差異は 0.40 ドルの

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
 - 管理会計からのアプローチ -

次年度利益目標の減少しかもたらさないことをある企業の内部データの分析から示している。

従来の経営者利益予想研究とは無関係に管理会計領域で発見された利益目標の設定におけるラチェット効果が、経営者利益予想において観察されるならば、経営者利益予想が予算と密接につながっていることを示す証拠となる。そこで、本研究では、経営者が決算短信で公表する利益予想および報告利益が、組織内部の年度予算上の利益目標額および実際額とそれぞれ一致していることを仮定して分析を行う。本研究の分析は、経営者利益予想にラチェット効果が見られることを示している。さらに、ラチェット効果が経営者利益予想誤差に影響を与えていることも分析から明らかになった。これらの発見は、経営者利益予想とその予想誤差が企業内部の予算の影響を受けていることを示唆している。これが本研究の会計研究に対する主たる貢献である。管理会計からのアプローチは、従来、財務会計研究の領域とされてきた経営者利益予想に関する理解を一層深めることに貢献する。

本稿の構成は以下の通りである。続く第2節では、予算編成において利益目標の設定に見られるラチェット効果を定義すると同時に、詳しく検討する。第3節では、ラチェット効果が経営者利益予想およびその予想誤差に影響を与えるという仮説を設定する。第4節では、仮説検証のための回帰式を示す。第5節では、回帰式を推定するためのサンプルを説明する。第6節では、推定結果を示す。第7節では、分析結果に考察を加え結論を述べると同時に、本研究の限界について触れる。

## 2. ラチェット効果

### 2.1. ラチェット効果の定式化とその解釈

次年度の利益目標の設定に見られるラチェット効果は、次の(1)式を通じてその存在が確認されている(Leone and Rock 2002; Bouwens and Kroos 2011)。

$$B_{t+1} - B_t = \alpha + \lambda_+(A_t - B_t) + \lambda_- \cdot D \cdot (A_t - B_t) \quad (1)$$

ただし、 $B_t$ は $t$ 期の予算上の利益目標額、 $A_t$ は $t$ 期の利益実際額、 $(A_t - B_t)$ は $t$ 期の利益目標に関する差異である。 $D$ は利益目標に関する不利差異を識別するダミー変数であり、 $A_t < B_t$ の場合(不利差異が生じた場合)に1をとり、他の場合に0をとる<sup>5</sup>。 $A_t = B_t$ の場合を除けば、 $D = 0$ は $t$ 期の利益目標に有利差異が生じたことを意味する。したがって、 $D = 0$ の場合、(1)式の $\lambda_+$ は、 $t$ 期から $t + 1$ にかけての利益目標変化額( $B_{t+1} - B_t$ )に、 $t$ 期の有利差異の何%が反映されるのかを表す。同じく、 $D = 1$ の場合、(1)式の $(\lambda_+ + \lambda_-)$ は、 $t$ 期から $t + 1$ にかけての利益目標変化額に、 $t$ 期の不利差異の何%が反映されるのかを表す。定数項 $\alpha$ は、 $t$ 期の有利差異や不利差異とは無関係に生じる $t$ 期から $t + 1$ 期にかけての利益目標変化額を表す。次年度の利益目標の設定に見られるラチェット効果とは、(1)式において、 $D = 0$ の場合 $\lambda_+ > 0$ 、 $D = 1$ の場合 $\lambda_+ + \lambda_- > 0$ かつ $\lambda_- < 0$ である(つまり、 $\lambda_+ > \lambda_+ + \lambda_- > 0$ である)ことを言う。

企業の内部データを利用してラチェット効果の存在を確認しようとした先行研究は、 $t$ 期の利益目標に有利差異が生じる場合( $D = 0$ の場合)の $\lambda_+$ と、不利差異が生じる場合( $D = 1$ の場合)の $(\lambda_+ + \lambda_-)$ が有意に異なり、 $\lambda_+ > \lambda_+ + \lambda_- > 0$ であることを示している(Leone and Rock 2002; Bouwens and Kroos 2011)。この結果は、 $D = 0$ の場合、仮に $\lambda_+ = 0.7$ であれば、 $t$ 期の有利差異の70%相当が $t$ 期から $t + 1$ 期にかけての利益目標変化額( $B_{t+1} - B_t$ )で増加することを意味する。また、 $D = 1$ の場合、仮に $\lambda_- = -0.2$ であれば、 $t$ 期の不利差異の50% ( $\lambda_+ + \lambda_- = 0.7 - 0.2$ )相当が

$t+1$ 期の利益目標変化額で減少することを意味する<sup>6</sup>。

さらに、 $\lambda_+$ および $\lambda_-$ をより明確に理解する上では、(1)式を次の(2)式のように整理することも有用である。

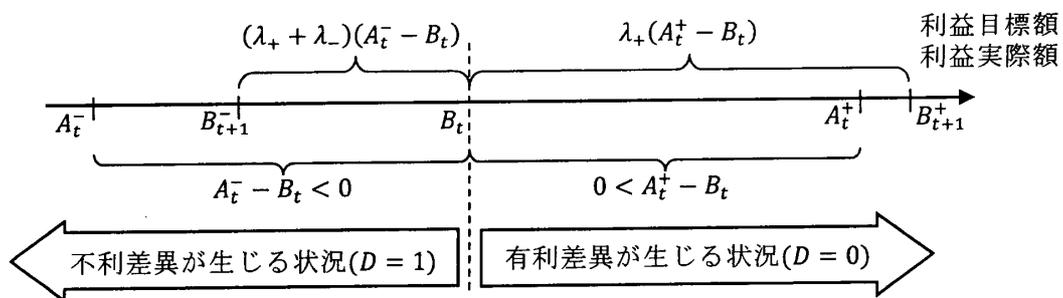
$$B_{t+1} = \alpha + (\lambda_+ + \lambda_- \cdot D) \cdot A_t + [1 - (\lambda_+ + \lambda_- \cdot D)] \cdot B_t \quad (2)$$

$D = 0$ の場合、(2)式は、 $B_{t+1} = \alpha + \lambda_+ \cdot A_t + (1 - \lambda_+) \cdot B_t$ となる。この式が意味するのは、 $t+1$ 期の利益目標額 $B_{t+1}$ は、 $t$ 期の利益実際額 $A_t$ と $t$ 期の利益目標額 $B_t$ を $\lambda_+$ で加重した値の合計に、それとは独立である利益目標の変化 $\alpha$ から成ることである(Weitzman 1980)。 $D = 0$ の場合、例えば、 $\lambda_+ = 0.7$ であれば、 $t+1$ 期の利益目標額 $B_{t+1}$ には、 $\alpha$ に加えて $t$ 期の利益実際額 $A_t$ の70%と利益目標額 $B_t$ の30%が組み込まれる。 $D = 1$ の場合も同様である。 $t+1$ 期の利益目標額は、 $t$ 期の利益実際額と利益目標額を $(\lambda_+ + \lambda_-)$ で加重した値の合計に、それとは独立である利益目標の変化 $\alpha$ からなる。(2)式でのラチェット効果も、(1)式同様 $\lambda_+ > \lambda_+ + \lambda_- > 0$ である。

## 2.2. ラチェット効果と次年度の利益目標

(1)式であれ(2)式であれ、次年度利益目標の設定に見られるラチェット効果は図1に要約される。図1の $B_{t+1}^+$ と $B_{t+1}^-$ は、それぞれ $t$ 期に有利差異と不利差異が生じた場合の $t+1$ 期の利益目標額を表している。 $A_t^+$ と $A_t^-$ は、 $B_t$ に対してそれぞれ有利差異と不利差異が生じる場合の $t$ 期の利益実際額であることを表している。したがって、 $A_t^+ > B_t > A_t^-$ である。なお、単純化のため、 $|A_t^+ - B_t| = |A_t^- - B_t|$ かつ $\alpha = 0$ として図1を作成している。

図1. 次年度の利益目標の設定に見られるラチェット効果のイメージ



(注)  $A_t^+$ と $A_t^-$ は、それぞれ $t$ 期に有利差異と不利差異が生じる場合の利益実際額であることを表している。 $B_{t+1}^+$ と $B_{t+1}^-$ は、それぞれ $t$ 期に有利差異と不利差異が生じた場合の $t+1$ 期の利益目標額を表している。また、 $\alpha = 0$ 、 $A_t^+ > B_t > A_t^-$ 、 $|A_t^+ - B_t| = |A_t^- - B_t|$ として作図している。

次年度利益目標の設定に見られるラチェット効果とは、 $\lambda_+ > \lambda_+ + \lambda_- > 0$ であり、次年度で達成すべきベンチマークとしての今年度の利益実際額そのものの重要性が一層高まる現象である。図1では、これは $|\lambda_+(A_t^+ - B_t)| > |(\lambda_+ + \lambda_-)(A_t^- - B_t)|$ として描かれている。

さらに、ラチェット効果の帰結として、今年度の利益実際額から見て、次年度利益目標がどの程度変化するのかについても図1に表現されている。 $t$ 期に有利差異が生じる状況での $t+1$ 期の利益目標の変化額は $(B_{t+1}^+ - A_t^+)$ であり、 $t$ 期の不利差異が生じる状況では $(B_{t+1}^- - A_t^-)$ である。

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
- 管理会計からのアプローチ -

### 3. 仮説設定

#### 3.1. 事業部門の管理者に対する業績連動報酬制度と予算編成

Leone and Rock (2002)を参考にして、目標設定にラチェット効果が見られる理由を、事業部門の管理者に対する次のような業績連動報酬（ボーナス）制度のモデルを用いて検討しよう。

$$E_{j,0}[Bonus_j] = \rho(a_{j,0} - b_{j,0}) + \sum_{t=1}^T r_t \rho (E_{j,0}[a_{j,t}] - E_{j,0}[b_{j,t}])$$

$a_{j,t}$ と $b_{j,t}$ は、それぞれ事業部門 $j$ の $t$ 期の利益実際額と利益目標額である。 $E_{j,0}[Bonus_j]$ は、事業部門 $j$ の管理者に長期的に与えられる業績連動報酬の割引現在価値の合計の期待値である。この業績連動報酬は、事業部門 $j$ に有利差異( $a_{j,t} - b_{j,t} > 0$ )が生じた場合のみ、有利差異に報酬係数 $\rho$ をかけることで算出される。したがって、業績連動報酬の下限はゼロである。 $E_{j,0}[a_{j,t}]$ は $t$ 期の利益実際額の期待値、 $E_{j,0}[b_{j,t}]$ は $t$ 期の利益目標額の期待値である。事業部門 $j$ の管理者に与えられる $t$ 期の業績連動報酬の期待値は $\rho(E_{j,0}[a_{j,t}] - E_{j,0}[b_{j,t}])$ であり、これは割引率 $r_t$ を通じて現在価値に変換される。また、 $t$ 期の実際利益額 $a_{j,t}$ が確定した後、 $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ は決定される。

#### 3.2. 事業部門の利益目標に有利差異が生じる場合の次年度利益目標

事業部門 $j$ の管理者に対するこのような業績連動報酬制度の下で、事業部門 $j$ の今年度の利益目標に有利差異が生じる場合 ( $a_{j,0} > b_{j,0}$ ) の次年度利益目標 $b_{j,1}$ の設定問題から検討しよう。

事業部門 $j$ の今年度の利益実際額 $a_{j,0}$ が良好であり、この結果、今年度の利益目標額 $b_{j,0}$ が達成されたことは、事業部門 $j$ の管理者の経営努力が一定であれば、今年度の事業環境が良好であったことを意味する。この時、事業環境に連続性が存在し、 $a_{j,0}$ と $a_{j,1}$ の間に正の相関が存在するならば、次年度の利益 $a_{j,1}$ も良好になることが予想される<sup>7</sup>。大日方(2013)は、 $t$ 期の全社利益実際額と $t+1$ 期の全社利益実際額の間には、持続的な関係が存在することを報告している。大日方(2013)は事業部門レベルのデータを用いた研究ではないとはいえ、その発見は事業環境に連続性が存在することを示唆する。したがって、事業部門 $j$ の次年度利益目標額 $b_{j,1}$ の引き上げが行われなければ、事業部門 $j$ の管理者に対する報酬は、その経営努力に対してではなく、事業環境に対して支払われることになる。

しかし、今年度の利益実際額 $a_{j,0}$ から見て、次年度利益目標額 $b_{j,1}$ の大幅な引き上げが行われると、事業部門の次年度利益目標 $b_{j,1}$ の達成は困難になる。このような目標設定が将来にわたって繰り返されるならば、 $t$ 期の利益目標 $b_{j,t}$ が達成され有利差異が生じる場合、 $t+1$ 期の利益目標 $b_{j,t+1}$ の達成はさらに困難になる。この結果、事業部門 $j$ の管理者が長期的に受け取ると期待する報酬の割引現在価値の合計 $\sum_{t=1}^T r_t \rho (E_{j,0}[a_{j,t}] - E_{j,0}[b_{j,t}])$ が減少する。したがって、事業部門 $j$ の利益目標に有利差異が生じた翌年に、事業部門 $j$ に対して大幅な増益目標を経営者が設定するならば、利益増大に対する十分なインセンティブを事業部門 $j$ の管理者に与えることが困難になる。そこで、経営者は、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ と同額、またはそれをわずかに上回る水準に次年度利益目標 $b_{j,t+1}$ を設定するであろう<sup>8</sup>。これによって、管理者に与えられるインセンティブを大きく減少させることなく、少額とはいえ利益のさらなる増大を事業部門の目標とすることが可能になる。

以上の議論から、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標に有利差異が生じる場合 ( $a_{j,t} > b_{j,t}$ )、事業部

門 $j$ の $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の設定において、 $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ が相対的に重視され、 $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ は相対的に軽視されることが予想される。

ここで、 $m$ 個の事業部門を持つ企業 $i$ の $t$ 期の全社的な利益目標額と利益実際額をそれぞれ $B_{i,t}$ と $A_{i,t}$ とすれば、 $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ 、 $A_{i,t} = \sum_{j=1}^m a_{j,t}$ と表すことができると本研究では仮定する。この時、 $t+1$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t+1}$ は、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に有利差異が生じる場合に設定される $t+1$ 期の事業部門 $j$ の利益目標額 $b_{j,t+1}$ を反映するはずである。したがって、 $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ 、 $A_{i,t} = \sum_{j=1}^m a_{j,t}$ を念頭に置けば、全社の利益目標額 $B_{i,t}$ に有利差異が生じる場合、全社的な利益目標額 $B_{i,t+1}$ の設定において、全社の利益実際額 $A_{i,t}$ が相対的に重視され、全社の利益目標額 $B_{i,t}$ が相対的に軽視されることが予想される。なお、この仮定が本研究の結論の一般性に与える影響については、第7節で議論する。

### 3.3. 事業部門の利益目標に不利差異が生じる場合の次年度利益目標

続いて、事業部門 $j$ の今年度の利益目標が未達成で不利差異 ( $a_{j,0} < b_{j,0}$ ) が生じる場合の次年度利益目標 $b_{j,1}$ の設定問題を検討しよう。事業部門 $j$ の今年度の利益実際額 $a_{j,0}$ が良好ではなく、この結果、今年度の利益目標額 $b_{j,0}$ が未達であることは、事業部門 $j$ の管理者の経営努力が一定であれば、今年度の事業環境が良好ではなかったことを意味する。この時、事業環境に連続性が存在し、 $a_{j,0}$ と $a_{j,1}$ の間に正の相関が存在するならば、次年度の利益 $a_{j,1}$ も良好ではないことが予想される。したがって、事業部門 $j$ の次年度利益目標額 $b_{j,1}$ の引き下げが行われなければ、事業部門 $j$ の管理者が受け取る報酬は、自らの経営努力ではなく、事業環境の影響を大きく受けることになる。

事業環境に連続性が存在する状況で、今年度に達成されなかった利益目標 $b_{j,0}$ より次年度利益目標 $b_{j,1}$ が低く設定されるならば、次年度の利益目標 $b_{j,1}$ は、今年度の利益目標 $b_{j,0}$ より容易に達成されると同時に、次年度の利益目標差異 ( $a_{j,1} - b_{j,1}$ ) は管理者の経営努力をより強く反映すると考えられる。この場合、事業部門 $j$ の管理者が次年度に受け取る報酬の期待値の割引現在価値  $r_{1\rho}(E_{j,0}[a_{j,1}] - E_{j,0}[b_{j,1}])$  は減少しない。しかし、利益目標の引き下げは、利益の増大を管理者に促す報酬制度自体が機能しない結果につながる。したがって、管理者に利益の増大に対するインセンティブを与える立場にある経営者は、事業部門 $j$ の次年度利益目標 $b_{j,1}$ の引き下げに消極的であると考えられる。

また、事業部門の利益目標に不利差異が生じる状況において、それに合わせて当該事業部門の次年度の利益目標を経営者が引き下げるならば、事業部門に対して不利差異が許容されるというメッセージを経営者は送ることになる。この結果、組織的に合意された達成すべき目標という意味での利益目標の規範性と、それを生み出す予算編成過程の権威が損なわれる。これは、マネジメント・コントロールの主要な手段である予算の機能低下につながる。この点でも、経営者は事業部門の次年度利益目標の引き下げには消極的であろう。

さらに、事業部門 $j$ の管理者に与えられる $t$ 期の利益目標 $b_{j,t}$ を中長期の平均で見れば、 $b_{j,t}$ は当該事業の資本コストを最低限満たす水準に設定されなければならない。これは、利益目標の引き下げには限界があることを意味する。利益目標に対して不利差異が生じる状況において、それに合わせて次年度の利益目標を引き下げることは資本コストの観点からも限界がある。

以上の議論から、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標に不利差異が生じる場合 ( $a_{j,t} < b_{j,t}$ )、経営者は、事業部門 $j$ の $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の引き下げには消極的であると考えられる。これは、(2)式の文脈では、 $t+1$ 期の事業部門 $j$ の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の設定において、 $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ が

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
- 管理会計からのアプローチ -

相対的に重視され、 $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ が相対的に軽視されることを意味する。

企業 $i$ の全社的利益目標額 $B_{i,t}$ と全社の利益実際額 $A_{i,t}$ は、それぞれ事業部門 $j$ の利益目標額 $b_{j,t}$ の合計 ( $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ ) と利益実際額 $a_{i,t}$ の合計 ( $A_{i,t} = \sum_{j=1}^m a_{j,t}$ ) であると本研究では仮定している。この仮定の下では、 $t+1$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t+1}$ は、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に不利差異が生じる場合に設定される $t+1$ 期の事業部門 $j$ の利益目標額 $b_{j,t+1}$ を反映するはずである。したがって、 $t$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t}$ に不利差異が生じる場合、 $t+1$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t+1}$ は大きく減少しないはずである。これは、(2)式の文脈では、 $t+1$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t+1}$ の設定において、 $t$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t}$ が相対的に重視され、 $t$ 期の全社の利益実際額 $A_{i,t}$ が相対的に軽視されることを意味する。

### 3.4. 仮説の設定

#### 3.4.1. 仮説1の設定

これまでの議論から、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に不利差異(有利差異)が生じる場合、 $t+1$ 期の事業部門 $j$ の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の設定において、 $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ が相対的に重視(軽視)され、 $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ が相対的に軽視(重視)されることが予想される。企業 $i$ の $t$ 期の全社的利益目標額 $B_{i,t}$ と利益実際額 $A_{i,t}$ は、それぞれ事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ の合計 ( $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ ) と利益実際額 $a_{i,t}$ の合計 ( $A_{i,t} = \sum_{j=1}^m a_{j,t}$ ) であるという仮定の下では、 $t$ 期の全社的利益目標額 $B_{i,t}$ に不利差異(有利差異)が見られる場合、 $t+1$ 期の全社的利益目標額 $B_{i,t+1}$ の設定において、 $t$ 期の利益目標額 $B_{i,t}$ が相対的に重視(軽視)され、 $t$ 期の利益実際額 $A_{i,t}$ が相対的に軽視(重視)されることが予想される。つまり、利益目標の設定におけるラチェット効果の存在が予想される。

このとき、経営者が決算短信で公表する利益予想と企業内部の予算上の利益目標が一致しているのであれば、経営者利益予想においてもラチェット効果の存在が認められるはずである。ここで、第 $i$ 企業の経営者が決算短信で公表する $t$ 期の利益予想額を $E_{i,t}^f$ 、それに対応する $t$ 期の報告利益額を $E_{i,t}^r$ として、それらが企業内部の $t$ 期の予算上の利益目標額 $B_{i,t}$ および実際額 $A_{i,t}$ とそれぞれ一致していると仮定すれば、 $B_{i,t} = E_{i,t}^f$ 、 $A_{i,t} = E_{i,t}^r$ と表すことができる。この仮定が本研究の結論の一般性に与える影響については、第7節において議論する。この仮定の下で、 $t$ 期の利益目標 $B_{i,t}$ に不利差異( $A_{i,t} < B_{i,t}$ )が生じる場合とは、報告利益が経営者利益予想を下回る( $E_{i,t}^r < E_{i,t}^f$ ) 場合である。一方、 $t$ 期の利益目標 $B_{i,t}$ に有利差異( $A_{i,t} > B_{i,t}$ )が生じる場合とは、報告利益が経営者利益予想を上回る( $E_{i,t}^r > E_{i,t}^f$ ) 場合である。これまでの議論から、 $t$ 期の報告利益が経営者利益予想を下回る(上回る)場合、 $t+1$ 期の経営者利益予想の設定において、 $t$ 期の経営者利益予想が相対的に重視(軽視)され、 $t$ 期の報告利益が相対的に軽視(重視)されることが予想される。以上の考察から、次の仮説1を設定する。

仮説1： $t$ 期の報告利益が経営者利益予想を下回る(上回る)場合、 $t+1$ 期の経営者利益予想の設定において、 $t$ 期の経営者利益予想が相対的に重視(軽視)され、 $t$ 期の報告利益が相対的に軽視(重視)される。

#### 3.4.2. 仮説2の設定

事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に有利差異( $a_{j,t} > b_{j,t}$ )が生じる状況下での $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の設定問題から検討しよう。この場合、これまで検討してきたように、 $t+1$ 期の利益

目標額 $b_{j,t+1}$ の設定では、 $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ が相対的に重視され、利益目標額 $b_{j,t}$ が相対的に軽視されることが予想される。これは、利益目標の設定に見られるラチェット効果である。この時、事業部門 $j$ の事業環境に連続性が存在し、 $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ と $t+1$ 期の利益実際額 $a_{j,t+1}$ の間に正の相関が存在するならば、事業部門 $j$ の $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の達成は相対的に容易なはずである。予算研究の文脈では、利益目標額 $b_{j,t+1}$ のタイトネス (tightness) は相対的に低い水準にあるともいえる<sup>9</sup>。したがって、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に有利差異が生じる場合、当該事業部門の $t+1$ 期の利益目標の達成は比較的容易なはずである。

この一方、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に不利差異 ( $a_{j,t} < b_{j,t}$ ) が生じる場合、 $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の設定では、ラチェット効果により、 $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ が相対的に軽視され、利益目標額 $b_{j,t}$ が相対的に重視されることが予想される。この時、事業部門 $j$ の事業環境に連続性が存在し、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ と $t+1$ 期の利益実際額 $a_{j,t+1}$ の間に正の相関が存在するならば、事業部門 $j$ の $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の達成は相対的に困難なはずである。予算研究の文脈では、利益目標額 $b_{j,t+1}$ のタイトネスは相対的に高い水準にあるともいえる。したがって、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に不利差異が生じる場合、当該事業部門の $t+1$ 期の利益目標の達成は比較的困難なはずである。以上の考察から、事業部門 $j$ の $t+1$ 期の事業部利益実際額 $a_{j,t+1}$ が利益目標額 $b_{j,t+1}$ を上回る程度は、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標 $b_{j,t}$ に不利差異 ( $a_{j,t} < b_{j,t}$ ) が生じる場合よりも、有利差異 ( $a_{j,t} > b_{j,t}$ ) が生じる場合の方が大きいことが予想される。

本稿では、企業 $i$ の全社の利益目標額 $B_{i,t}$ と利益実際額 $A_{i,t}$ は、それぞれ事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ の合計 ( $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ ) と利益実際額 $a_{j,t}$ の合計 ( $A_{i,t} = \sum_{j=1}^m a_{j,t}$ ) であると仮定している。 $t+1$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t+1}$ と実際利益額 $A_{i,t+1}$ との差異 ( $A_{i,t+1} - B_{i,t+1}$ ) は、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に不利差異が生じる場合と有利差異が生じる場合にそれぞれ設定される $t+1$ 期の事業部門 $j$ の利益目標およびそのタイトネスを反映するはずである。したがって、全社の実際利益額 $A_{i,t+1}$ が全社の利益目標額 $B_{i,t+1}$ を上回る程度は、企業 $i$ の $t$ 期の利益目標 $B_{i,t}$ に不利差異 ( $A_{i,t} < B_{i,t}$ ) が生じる場合よりも、有利差異 ( $A_{i,t} > B_{i,t}$ ) が生じる場合の方が大きいことが予想される。これは、 $t+1$ 期の全社の利益目標額 $B_{i,t+1}$ の設定に見られるラチェット効果の帰結に関する予想である。

仮説1の場合と同様、経営者が決算短信で公表する利益予想と企業内部の予算上の利益目標が一致していると仮定すれば、報告利益が経営者利益予想を上回る程度に対してもラチェット効果が影響することが予想される。 $t$ 期の利益目標 $B_{i,t}$ に不利差異 ( $A_{i,t} < B_{i,t}$ ) が生じる場合とは、 $t$ 期の報告利益がその予想値を下回る ( $E_{i,t}^r < E_{i,t}^f$ ) 場合である。一方、 $t$ 期の利益目標 $B_{i,t}$ に有利差異 ( $A_{i,t} > B_{i,t}$ ) が生じる場合とは、 $t$ 期の報告利益がその予想値を上回る ( $E_{i,t}^r > E_{i,t}^f$ ) 場合である。したがって、 $t$ 期の報告利益額 $E_{i,t}^r$ が $t$ 期の経営者利益予想 $E_{i,t}^f$ を下回る場合よりも上回る場合に、 $t+1$ 期の経営者利益予想 $E_{i,t+1}^f$ の達成はより容易であることが予想される。以上の議論から、 $t+1$ 期の経営者利益予想の設定にラチェット効果が見られることを前提として、次の仮説2を設定する。

**仮説2**： $t+1$ 期の報告利益 $E_{i,t+1}^r$ が経営者利益予想 $E_{i,t+1}^f$ を上回る程度は、 $t$ 期の報告利益が $t$ 期の経営者利益予想を下回る ( $E_{i,t}^r < E_{i,t}^f$ ) 場合より、 $t$ 期の報告利益が $t$ 期の経営者利益予想を上回る ( $E_{i,t}^r > E_{i,t}^f$ ) 場合の方が大きい。

## 4. 分析モデル

### 4.1. 仮説1を検証するための分析モデル

経営者利益予想をデータとして用いてラチェット効果の存在に関する仮説1を検証するため、第*i*企業*t*期の利益目標額 $B_{i,t}$ と利益実際額 $A_{i,t}$ を、第*i*企業*t*期の経営者利益予想額 $E_{i,t}^f$ と報告利益額 $E_{i,t}^r$ にそれぞれ置き換える。これは、 $B_{i,t} = E_{i,t}^f$ 、 $A_{i,t} = E_{i,t}^r$ という仮定を本稿では置くことを意味する。この仮定と(1)式に基づいて、次の(3)式を設定する。なお、各変数の右肩の添え字*f*と*r*は、それぞれ予想された“forecasted”値と報告された“reported”値であることを意味する。また、(1)式の文脈での利益目標に関する不利差異 ( $A_{i,t} < B_{i,t}$ ) を識別するダミー変数*D*は、(3)式では報告利益が経営者利益予想を下回ったこと ( $E_{i,t}^r < E_{i,t}^f$ ) を識別するダミー変数として理解される。*D*は、*t*期の報告利益が経営者利益予想を下回る場合に1をとり、他の場合に0をとる。財務会計領域における経営者利益予想研究の文脈では、このダミー変数は利益予想が楽観的であることを識別するダミー変数である。仮説1の検証は、 $\beta_1 > \beta_1 + \beta_2 > 0$ を確かめることによって行われる。

$$E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f = \eta + \beta_1 \cdot (E_{i,t}^r - E_{i,t}^f) + \beta_2 \cdot D \cdot (E_{i,t}^r - E_{i,t}^f) \quad (3)$$

仮説1の検証は、(3)式の推定を通じて行われるのではなく、(3)式の説明変数と被説明変数をそれぞれ*t*期末の総資産額でデフレートし、さらに複数のコントロール変数を加えた次の(4)式の推定を通じて行われる。

$$\frac{E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} = \beta_1 \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \beta_2 \cdot D \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \delta_1 \cdot Loss_{i,t} + \delta_2 \cdot GDP_t + \delta_3 \cdot SalesGrowth_{i,t} + \delta_4 \cdot \ln MktValue_{i,t} + \sum_{t=1999}^{2011} \delta_t \cdot FY_t + \sum_{i=1}^n \eta_i \cdot FE_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(4)式は、固定効果モデルとして定式化される。固定効果モデルの定式化にはいくつかの方法があるが、ここではLSDV (Least-Squares Dummy-Variable) モデルを採用し推定を行う。したがって、企業の個別効果 $FE_i$ をダミー変数として扱う。 $FE_i$ は、第*i*企業 ( $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ) のデータである場合に1、他の場合に0を取るダミー変数である。固定効果モデルとして(4)式を定式化する理由は、観察不可能かつ時間を通じて変化しない企業の個別効果 $FE_i$ に、個々の企業に固有の業績予想開示戦略ないし開示方針や、予算管理能力や目標達成能力が含まれると考えられるためである<sup>10</sup>。この場合、説明変数である*t*期の報告利益と経営者利益予想の差異 ( $E_{i,t}^r - E_{i,t}^f / Ast_{i,t}$ ) は、個別効果 $FE_i$ の影響を受けると考えられる。個別効果 $FE_i$ の影響を分析から取り除く目的で、固定効果モデルを採用する。

また、次のコントロール変数を(4)式に組み込む。 $Loss_{i,t}$ は、第*i*企業の*t*期の純利益が赤字である場合に1をとり、他の場合に0をとるダミー変数である。これは、前年度利益が赤字の場合に次年度の報告利益が経営者利益予想を下回る傾向にある（経営者利益予想が楽観的になる）という先行研究の結果に基づく(Rogers and Stocken 2005; Ota 2006)。 $GDP_t$ は、*t*期の対前年度GDP成長率である。Ota (2006) は1979年から1999年の期間においてGDP成長率と経営者利益予想の誤差が強い相関関係にあることを発見している。この研究では、GDPが上昇する場合、報告利益が経営者利益予想を上回る傾向にある一方、GDPが減少する場合、報告利益が経営者利益予想を下回る傾向にあることが示されている。これは経営者がマクロ経済のトレンドを正確に予想できず、過去の経済状況に基づいて予想を行う結果であると解釈されている(Ota 2006, p.274)。

$SalesGrowth_{i,t}$ は、第*i*企業の*t*期の対前年度売上高成長率である。Ota (2006) は、高成長企業において報告利益が経営者利益予想を上回る傾向にあることを発見している。これは、Skinner and Sloan (2002)が報告しているように、高成長企業が予想値を達成できなかった場合の市場の反応は特に大きいため、控えめな予想を行うことで経営者が予想値の未達を避けようとする結果だと解釈されている<sup>11</sup>。 $\ln MktValue_{i,t}$ は、第*i*企業の*t*期末時点の株式時価総額を対数変換した値であり、企業規模を示す変数である。Ota (2006)では、大企業の経営者が公表する予想値は、利害関係者に対するコミットメントとみなされるため、控えめな予想を行うことで予想値の未達を経営者は避けようとするという仮説が立てられ、これを支持する証拠が得られている。 $FY_t$ は年度に関するダミー変数である。これは、利益予想誤差を年度毎に分析すると報告利益が経営者利益予想を上回る年度もあれば、下回る年度もあるという先行研究に基づく(乙政・榎本 2007)。

#### 4.2. 仮説2を検証するための分析モデル

経営者利益予想をデータとして仮説2を検証するため、(3)式の被説明変数を、*t*+1期の報告利益額と経営者利益予想額の差異( $E_{i,t+1}^r - E_{i,t+1}^f$ )に置き換え、次の(5)式を得る。

$$E_{i,t+1}^r - E_{i,t+1}^f = \theta + \gamma_1 \cdot (E_{i,t}^r - E_{i,t}^f) + \gamma_2 \cdot D \cdot (E_{i,t}^r - E_{i,t}^f) \quad (5)$$

ラチェット効果の存在を前提として、*t*+1期の報告利益 $E_{i,t+1}^r$ が経営者利益予想 $E_{i,t+1}^f$ を上回る程度は、*t*期の報告利益が*t*期の経営者利益予想を下回る ( $E_{i,t}^r < E_{i,t}^f$ ) 場合より、*t*期の報告利益が*t*期の経営者利益予想を上回る ( $E_{i,t}^r > E_{i,t}^f$ ) 場合の方が大きいという仮説2の検証は、 $\gamma_1$ と $\gamma_2$ の関係を確かめることによって行われる。

まず、(5)式を経営者利益予想誤差( $E_{i,t}^r - E_{i,t}^f$ )に関する自己回帰モデルとして見ることも可能である。自己回帰モデルを用いて経営者利益予想誤差の特徴を分析した先行研究によれば、*t*期の予想誤差の大きさが*t*+1期の予想誤差に影響を与えること、つまり、予想誤差に持続性が存在することが報告されている(Ota 2006; 清水 2007)。したがって、 $\gamma_1 > 0$ であることが予想される<sup>12</sup>。仮説2の検証は、図2が示すように、 $\gamma_1 > 0$ として、 $-\gamma_1 < \gamma_1 + \gamma_2$ 、つまり $0 < 2\gamma_1 + \gamma_2$ であることを確かめることで行われる。なお、単純化のため、 $\theta = 0$ として図2は描かれている<sup>13</sup>。

もともと、 $-\gamma_1 < \gamma_1 + \gamma_2$ であるとしても、( $\gamma_1 + \gamma_2$ )の関係について図2にあるような3つ場合を事前に検討しておくことが、(6)式の推定結果を解釈する上で不可欠である。以下では、それぞれの場合を検討しておこう。

まず、仮説2が予想する通り $-\gamma_1 < \gamma_1 + \gamma_2$ であるとしても、図2の(1)が示すように、 $-\gamma_1 < \gamma_1 + \gamma_2 < 0$ となるかもしれない。 $\gamma_1 + \gamma_2 < 0$ であることは、組織内部の予算編成において*t*+1期の利益目標の設定にラチェット効果が見られるとしても、*t*+1期の利益目標が達成可能な水準に設定されることで、*t*+1期の利益目標に有利差異が生じることを意味する。予算研究の文脈では、*t*+1期の利益目標のタイトネスは相対的に低い水準にあるとも解釈できる。

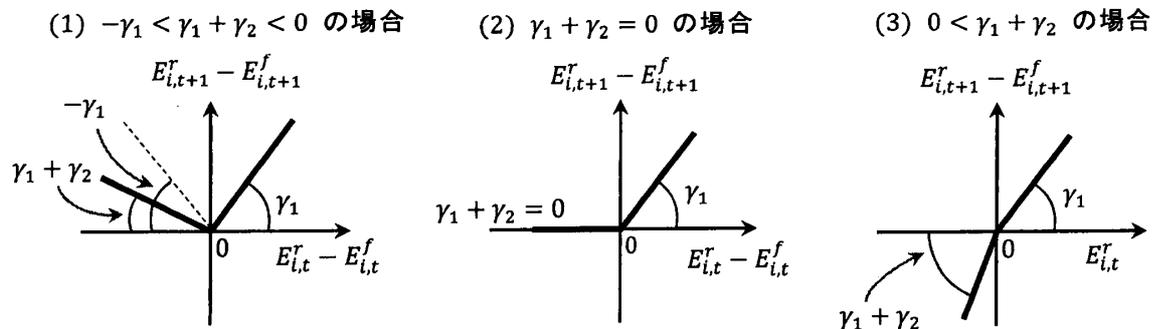
続いて、図2の(2)が示すように、 $\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ となることも考えられる。これは、*t*+1期の報告利益と経営者利益予想の差異がゼロとなることを意味する。この時、*t*+1期の報告利益と経営者利益予想の差異は、*t*期の報告利益と経営者利益予想の差異では説明されない。

最後に、図2の(3)が示すように、 $0 < \gamma_1 + \gamma_2$ となることも考えられる。 $0 < \gamma_1 + \gamma_2$ は、*t*+1期の報告利益は*t*+1期の経営者利益予想を下回ることを意味する。この原因は、組織内部の予算編成において*t*+1期の利益目標の設定にラチェット効果が働いたことにより、*t*+1期の利益目標が達成可能な水準にまで引き下げられないことにあると考えられる。予算研究の文脈では、

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
 - 管理会計からのアプローチ -

$t+1$ 期の利益目標のタイトネスは相対的に高い水準にあるとも解釈できる。

図 2. (5)式の係数と仮説 2 の検証



仮説2の検証は、(5)式の推定を通じて行われるのではなく、(5)式の各変数をそれぞれ $t$ 期末の総資産額でデフレートし、(4)式と同様のコントロール変数を加えた次の(6)式を通じて行われる。また、(4)式と同様の理由で、(6)式も固定効果モデルとして定式化されている。

$$\frac{E_{i,t+1}^r - E_{i,t+1}^f}{Ast_{i,t}} = \gamma_1 \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \gamma_2 \cdot D \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \delta_1 \cdot Loss_{i,t} + \delta_2 \cdot GDP_t + \delta_3 \cdot SalesGrowth_{i,t} + \delta_4 \cdot \ln MktValue_{i,t} + \sum_{t=1999}^{2011} \delta_t \cdot FY_t + \sum_{i=1}^n \theta_i \cdot FE_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

## 5. サンプル

(4)式と(6)式を推定するために収集した財務データは、1997年から2012年の期間に、少なくとも3年以上東京証券取引所一部または二部に上場していた企業の連結財務データである。3年以上という条件は、被説明変数が $t$ 期のデータに加え $t+1$ 期のデータを必要とすること、コントロール変数である売上高成長率の計算に $t$ 期と $t-1$ 期の売上高が必要であることに由来する。また、日本の会計基準を適用している企業に限定してデータの収集を行った。銀行業、証券業、保険業についてはデータ収集の対象から除いた。これらの条件を満たすデータを、日経NEEDS Financial QUESTを利用して収集した。

ある事業年度の経営者利益予想として本研究で利用する予想値は、ある事業年度の利益予想として決算短信で最初に公表される連結経常利益と連結純利益の通年予想である。この利益予想は、ある事業年度の期初時点での予算目標とのかい離が最も小さいと考えられる。営業利益予想を用いないのは、この予想が2007年からの公表であるため、十分なサンプル数が確保できないためである。

(4)式および(6)式のダミー変数とGDP成長率を除く各変数について、その上下0.25%を異常値とみなしてサンプルから除外した。決算期の変更に伴って、決算期間または経営者利益予想が12ヶ月と異なる観測値についてもサンプルから除外した。この結果、(4)式の推定において、経常利益(純利益)については28,383(28,321)企業一年の観測値からなるサンプルが得られた。また、(6)式の推定において、経常利益(純利益)については28,293(28,237)企業一年の観測値からなるサンプルが得られた。表1にサンプルの記述統計量を示す。

表1パネルAは、経常利益と純利益についての経営者予想の全サンプルの記述統計量である。

$t$ 期末の総資産額で調整された報告利益と経営者予想との差異 $(E_{i,t}^r - E_{i,t}^f)/Ast_t$ の平均値は、経常利益（純利益）で $-0.79\%$  ( $-1.39\%$ )である。経営者利益予想は、予想が報告利益を上回るといって楽観的傾向にあるといえる。(4)式の被説明変数である経営者による経常利益（純利益）予想の変化 $(E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f)/Ast_t$ の平均値は $+0.16\%$  ( $+0.12\%$ )である。利益予想はわずかながら増大する傾向にある。

パネルBは、報告利益が経営者利益予想を上回った場合（全社的利益目標に有利差異が生じた場合）に注目する記述統計量である。 $t$ 期末の総資産額で調整された報告利益と経営者予想との差異 $(E_{i,t}^r - E_{i,t}^f)/Ast_t$ の平均値は、経常利益（純利益）で $+1.31\%$  ( $+1.01\%$ )であり、経営者によって予想される経常利益（純利益）の変化 $(E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f)/Ast_t$ の平均値は $+1.47\%$  ( $+0.98\%$ )である。パネルCは、報告利益が経営者利益予想を下回った場合（全社的利益目標に不利差異が生じた場合）に注目する記述統計量である。 $t$ 期末の総資産額で調整された報告利益と経営者予想との差異 $(E_{i,t}^r - E_{i,t}^f)/Ast_t$ の平均値は、経常利益（純利益）で $-2.52\%$  ( $-2.90\%$ )であり、経営者によって予想される経常利益（純利益）の変化 $(E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f)/Ast_t$ の平均値は $-0.92\%$  ( $-0.43\%$ )である。

パネルBとパネルCの結果から、 $t$ 期の報告利益が経営者利益予想を上回った場合に見られる $t+1$ 期の利益予想の増加の程度 $(E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f)/Ast_t$ は、 $t$ 期の報告利益が経営者利益予想を下回った場合に見られる $t+1$ 期の利益予想の減少の程度 $(E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f)/Ast_t$ よりも大きいことが読み取れる。これは、ラチェット効果の存在を示唆すると同時に、ダミー変数を通じて、 $t$ 期の報告利益が経営者利益予想を下回ったかどうかを識別する必要性を示唆している。

表1. 経営者利益予想に関する記述統計量

	経常利益				純利益			
	Mean <sup>d)</sup>	SD <sup>d)</sup>	Med <sup>d)</sup>	N <sup>d)</sup>	Mean <sup>d)</sup>	SD <sup>d)</sup>	Med <sup>d)</sup>	N <sup>d)</sup>
<b>パネルA: サンプル全体</b>								
$t$ 期の報告利益と予想値の差異 <sup>a)</sup>	-0.79	3.59	-0.16	28,383	-1.39	4.94	0.29	28,321
利益予想の変化 <sup>b)</sup>	0.16	2.79	0.19	28,383	0.12	2.35	0.10	28,321
$t+1$ 期の報告利益と予想値の差異 <sup>c)</sup>	-0.80	3.73	-0.13	28,293	-1.47	5.35	0.27	28,237
<b>パネルB: <math>E_{i,t}^r &gt; E_{i,t}^f (D=0)</math>の場合</b>								
$t$ 期の報告利益と予想値の差異 <sup>a)</sup>	1.31	1.45	0.83	12,838	1.01	1.25	0.57	10,984
利益予想の変化 <sup>b)</sup>	1.47	2.30	0.98	12,838	0.98	2.07	0.65	10,984
$t+1$ 期の報告利益と予想値の差異 <sup>c)</sup>	-0.09	2.88	0.20	12,799	-0.58	3.83	0.01	10,958
<b>パネルC: <math>E_{i,t}^r &lt; E_{i,t}^f (D=1)</math>の場合</b>								
$t$ 期の報告利益と予想値の差異 <sup>a)</sup>	-2.52	3.89	-1.30	15,545	-2.90	5.74	1.12	17,337
利益予想の変化 <sup>b)</sup>	-0.92	2.70	-0.42	15,545	-0.43	2.35	0.19	17,337
$t+1$ 期の報告利益と予想値の差異 <sup>c)</sup>	-1.38	4.23	-0.47	15,494	-2.03	6.05	0.49	17,279

a)  $(E_{i,t}^r - E_{i,t}^f)/Ast_t$ として計算される。

b)  $(E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f)/Ast_t$ として計算される。

c)  $(E_{i,t+1}^r - E_{i,t+1}^f)/Ast_t$ として計算される。

d) Meanは平均値、Medは中央値、SDは標準偏差を表す。平均値と中央値は%で表示されている。Nの単位は企業一年である。

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
 - 管理会計からのアプローチ -

続いて、(6)式の被説明変数である  $t+1$  期の報告利益と経営者予想との差異  $(E_{i,t}^r - E_{i,t}^f)/Ast_t$  を見ておこう。経常利益（純利益）についての平均値は、パネル B の  $t$  期の報告利益が経営者利益予想を上回った場合で  $-0.09\%$  ( $-0.58\%$ )、パネル C の  $t$  期の報告利益が経営者利益予想を下回った場合で  $-1.38\%$  ( $-2.03\%$ )、パネル A のサンプル全体でも  $-0.80\%$  ( $-1.47\%$ ) である。特に、経常利益、純利益ともに、報告利益が経営者利益予想を下回った年度の翌年に、報告利益が経営者利益予想を下回る程度が大きいことがわかる。これもやはり、ダミー変数を通じて、 $t$  期の報告利益が経営者利益予想を下回ったかどうかを識別する必要性を示唆している。

## 6. (4)式と(6)式の推定結果

### 6.1. (4)式の推定結果

表 2 は、固定効果モデルによって(4)式を推定した結果を要約した表である<sup>14</sup>。ベース・モデル (base model) は、コントロール変数が追加される前のモデルであり、フル・モデル (full model) は、コントロール変数が追加された後のモデルである。以下では、フル・モデルに注目して議論を展開する。

表 2. (4)式の推定結果

$$\frac{E_{i,t+1}^f - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} = \beta_1 \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \beta_2 \cdot D \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \delta_1 \cdot Loss_{i,t} + \delta_2 \cdot GDP_t$$

$$+ \delta_3 \cdot SalesGrowth_{i,t} + \delta_4 \cdot \ln MktValue_{i,t} + \sum_{t=1999}^{2011} \delta_t \cdot FY_t + \sum_{i=1}^n \eta_i \cdot FE_i + \varepsilon_{i,t}$$

	経常利益		純利益	
	Base model	Full model	Base model	Full model
$\hat{\beta}_1$	0.999*** [46.59]	0.985*** [46.24]	0.875*** [30.68]	0.832*** [29.12]
$\hat{\beta}_2$	-0.567*** [-17.36]	-0.558*** [-16.98]	-0.795*** [-24.85]	-0.728*** [-22.81]
$\hat{\delta}_1$		0.010*** [20.64]		0.014*** [21.94]
$\hat{\delta}_2$		0.002*** [13.44]		0.002*** [11.70]
$\hat{\delta}_3$		0.005** [3.00]		0.014*** [8.92]
$\hat{\delta}_4$		0.000 [0.32]		0.001** [3.07]
adj R <sup>2</sup>	0.408	0.459	0.120	0.202
N	28,383	28,383	28,321	28,321
$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0$	0.432	0.427	0.080	0.104
$\beta_1 + \beta_2 = 0$ を帰無仮説とする F 統計量と有意確率	F(1, 25414) = 632.94	F(1, 25397) = 497.91	F(1, 25357) = 79.36	F(1, 25340) = 92.27
( )内は自由度	P = 0.000	P = 0.000	P = 0.000	P = 0.000

\*\*1%水準で有意, \*\*\*0.1%水準で有意。

[ ]内は不均一分散 (heteroscedasticity) に対して頑健な White の t 値である。

パネル分析の通常の報告様式に従って、年度の固定効果および個別効果の係数は省略した。

$\sum_{i=1}^n \eta_i \cdot FE_i$  について、経常利益（純利益）を被説明変数とする分析での企業数は、 $n = 2967$  ( $n = 2962$ ) である。

利益を経常利益（純利益）とする分析では $\hat{\beta}_1 = 0.985$  ( $\hat{\beta}_1 = 0.832$ ) であり、統計上も 0.1%水準で有意である。総資産額で調整されているが、この結果は、保守的な  $t$  期の経営者経常利益（純利益）予想に見られる誤差の 98.5% (83.2%) 程度が、 $t+1$  期の経営者経常利益（純利益）予想で増加することを意味する。また、 $\hat{\beta}_2 = -0.558$  ( $\hat{\beta}_2 = -0.728$ ) であり、統計上も 0.1%水準で有意である。 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0.427$  ( $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0.104$ )、0.1%水準で有意であることから、楽観的な  $t$  期の経営者経常利益（純利益）に見られる誤差の 42.7% (10.4%) 程度が、 $t+1$  期の経営者経常利益（純利益）予想で減少すると言える。(4)式の推定結果は、 $\beta_1 > \beta_1 + \beta_2 > 0$ であることを示しており、仮説 1 と整合的である。これは、 $t+1$  期の経営者利益予想にラチェット効果が働いている証拠である。

## 6.2. (6)式の推定結果

表 3 は、固定効果モデルによって(6)式を推定した結果を要約した表である。

表 3. (6)式の推定結果

$$\frac{E_{i,t+1}^r - E_{i,t+1}^f}{Ast_{i,t}} = \gamma_1 \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \gamma_2 \cdot D \cdot \left( \frac{E_{i,t}^r - E_{i,t}^f}{Ast_{i,t}} \right) + \delta_1 \cdot Loss_{i,t} + \delta_2 \cdot GDP_t$$

$$+ \delta_3 \cdot SalesGrowth_{i,t} + \delta_4 \cdot \ln MktValue_{i,t} + \sum_{t=1999}^{2011} \delta_t \cdot FY_t + \sum_{i=1}^n \theta_i \cdot FE_i + \varepsilon_{i,t}$$

	経常利益		純利益	
	Base model	Full model	Base model	Full model
$\hat{\gamma}_1$	0.220*** [7.92]	0.234*** [8.75]	0.391*** [8.23]	0.309*** [6.51]
$\hat{\gamma}_2$	-0.236*** [-5.97]	-0.206*** [-5.33]	-0.423*** [-7.08]	-0.356*** [-5.98]
$\hat{\delta}_1$		0.000 [0.72]		-0.004** [-3.11]
$\hat{\delta}_2$		-0.002*** [-6.80]		-0.001*** [-4.16]
$\hat{\delta}_3$		-0.007** [-2.68]		0.003 [0.72]
$\hat{\delta}_4$		-0.008*** [-10.93]		-0.002* [-2.18]
$adj R^2$	0.295	0.367	0.305	0.341
$N$	28,293	28,293	28,237	28,237
$\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2$	-0.016	0.028	-0.031	-0.047
$\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ を帰無仮説とする F 統計量と有意確率	F(1, 25335) = 0.61	F(1, 25318) = 1.68	F(1, 25279) = 1.96	F(1, 25262) = 2.95
( )内は自由度	P = 0.435	P = 0.195	P = 0.161	P = 0.086
$2\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2$	0.204	0.262	0.359	0.262
$2\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ を帰無仮説とする F 統計量と有意確率	F(1, 25335) = 56.34	F(1, 25318) = 80.91	F(1, 25279) = 64.89	F(1, 25262) = 28.15
( )内は自由度	P = 0.000	P = 0.000	P = 0.000	P = 0.000

\*5%水準で有意，\*\*1%水準で有意，\*\*\*0.1%水準で有意。

[ ]内は不均一分散 (heteroscedasticity) に対して頑健な White の t 値である。  
パネル分析の通常の報告様式に従って、年度の固定効果および個別効果の係数は省略した。  
 $\sum_{i=1}^n \theta_i \cdot FE_i$ について、経常利益、純利益を被説明変数とする分析とともに、 $n = 2956$ である。

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
 - 管理会計からのアプローチ -

フル・モデルに基づいて(4)式の推定結果を検討したように、(6)式についてもフル・モデルに基づいて推定結果を検討しよう。利益を經常利益(純利益)とする分析では $\hat{\gamma}_1 = 0.234$ ( $\hat{\gamma}_1 = 0.309$ )であり、統計上も0.1%水準で有意である。また、 $\hat{\gamma}_1$ がプラスであることは、経営者利益予想誤差の持続性に関する先行研究とも整合的である(Ota 2006; 清水 2007)。総資産額で調整されているとはいえ、この結果は、 $t$ 期の報告利益が利益予想を上回る場合、 $t+1$ 期においても報告利益が利益予想を上回る傾向にあることを示している。具体的には、 $t$ 期の經常利益(純利益)の報告額と予想額の差異の23.4%(30.9%)程度、 $t+1$ 期の經常利益(純利益)の報告額が予想額を上回ることを意味する。

また、経営者利益予想が楽観的な場合に推定される $\hat{\gamma}_2$ に注目すると、經常利益(純利益)について $\hat{\gamma}_2 < 0$ であり、 $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$ ( $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = -0.047$ )である。 $\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ を帰無仮説とするF検定の結果は、 $F(1, 25318) = 1.68$ ,  $p = 0.195$ ( $F(1, 25262) = 2.95$ ,  $p = 0.086$ )であり5%水準でも帰無仮説を棄却できない。この結果は、 $t$ 期の報告利益が $t$ 期の経営者利益予想を下回る場合、 $t+1$ 期の報告利益 $E_{i,t+1}^r$ が経営者利益予想 $E_{i,t+1}^f$ を上回るとも下回るともいえないことを意味する。

$2\gamma_1 + \gamma_2$ の値に目を向けると、いずれの分析でもその値はプラスであり、F検定の結果は0.1%水準で統計上も有意であることを示している。このことから、(6)式の推定結果は、 $t+1$ 期の報告利益 $E_{i,t+1}^r$ が経営者利益予想 $E_{i,t+1}^f$ を上回る程度は、 $t$ 期の報告利益が $t$ 期の経営者利益予想を下回る( $E_{i,t}^r < E_{i,t}^f$ )場合より、 $t$ 期の報告利益が $t$ 期の経営者利益予想を上回る( $E_{i,t}^r > E_{i,t}^f$ )場合の方が大きいことを示している。これは、仮説2を支持する証拠である。

### 6.3. 追加的分析

表4は、1990年代のデータと2008年のデータを除外した分析結果を要約した表である。

表4. フル・モデルによる(4)式の $\beta_1$ と $\beta_2$ 、(6)式の $\gamma_1$ と $\gamma_2$ についての推定結果					
(4)式の推定結果			(6)式の推定結果		
	經常利益	純利益		經常利益	純利益
$\hat{\beta}_1$	0.969*** [43.74]	0.846*** [27.67]	$\hat{\gamma}_1$	0.182*** [6.70]	0.250*** [5.06]
$\hat{\beta}_2$	-0.530*** [-15.20]	-0.738*** [-21.53]	$\hat{\gamma}_2$	-0.127** [-3.25]	-0.268*** [-4.40]
$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$	0.439	0.108	$\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2$	0.055	-0.018
$\beta_1 + \beta_2 = 0$ を帰無 仮説とするF統計 量と有意確率 ( )内は自由度	F(1, 21272) =447.43 P = 0.000	F(1, 21216) = 82.01 P = 0.000	$\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ を帰無 仮説とするF統計 量と有意確率 ( )内は自由度	F(1, 21209) = 6.64 P = 0.010	F(1, 21153) = 0.40 P = 0.525
			$2\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2$	0.237	0.232
			$2\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ を帰無 仮説とするF統計 量と有意確率 ( )内は自由度	F(1, 21209) = 65.29 P = 0.000	F(1, 21153) = 19.43 P = 0.000
adj R <sup>2</sup>	0.474	0.211		0.374	0.356
N	24,207	24,148		24,135	24,078

\*\*1%水準で有意, \*\*\*0.1%水準で有意。

[ ]内は不均一分散(heteroscedasticity)に対して頑健なWhiteのt値である。

1997年から2012年のサンプル期間は、いわゆる1990年代後半の金融危機、2008年のリーマン・ショックを含んでいる。年度に関するダミー変数 $FY_t$ が、(4)式と(6)式には組み込まれているとはいえ、経済の混乱期において、利益目標の設定そのものが影響を受ける可能性を否定できない。そこで、1990年代のデータと2008年のデータを除外した分析も実施した。フル・モデルに基づく(4)式と(6)式それぞれの推定結果の主要な部分のみを表4に示す。表4の結果は、係数の大小関係および符号条件の点で、表(2)および表(3)の結果と概ね一致している<sup>15</sup>。仮説検証という点でも、(4)式の推定結果は、 $\beta_1 > \beta_1 + \beta_2 > 0$ であることを示しており、仮説1は支持される。(6)式の推定結果は、 $-\gamma_1 < \gamma_1 + \gamma_2$  ( $0 < 2\gamma_1 + \gamma_2$ )であることを示しており、仮説2も支持される。年度ダミー $FY_t$ が、経済環境の影響を十分に吸収していると考えられる。

## 7. 結論

### 7.1. 発見事項の要約と考察

#### 7.1.1. 発見事項の要約

仮説1と仮説2に関連する部分のみに注目して、利益を経常利益とする(4)式の推定から得られる $\hat{\beta}_1$ および $\hat{\beta}_2$ 、(6)式の推定から得られる $\hat{\gamma}_1$ および $\hat{\gamma}_2$ をそれぞれ図3と図4に要約する。 $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$ であるが、 $\gamma_1 + \gamma_2 = 0$ をF検定から棄却できないため、 $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0$ として図4を作図している。また、図3と図4ともに、定数項をゼロとして作図している。なお、被説明変数を純利益とする推定結果に基づいても結論は変わらないことも指摘しておく。

図3. (4)式の推定結果の要約

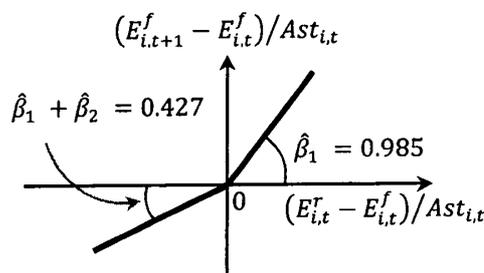
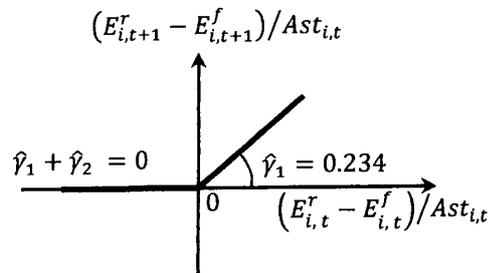


図4. (6)式の推定結果の要約



#### 7.1.2. 仮説1の検証結果とその考察

図3が示すように、 $t$ 期から $t+1$ 期にかけての経常利益予想変化額は、 $t$ 期の経常利益が予想値を上回る場合と下回る場合とで、非対称な動きを見せることがわかる。これはラチェット効果の影響であり、仮説1を支持する証拠である。(2)式を念頭に、 $t$ 期の経常利益が予想値を上回る場合に観察される $\hat{\beta}_1 = 0.985$ を解釈すれば、この推定値は、全般的傾向として、 $t$ 期の報告利益額 $E_{i,t}^r$ が $t+1$ 期の経営者経常利益予想 $E_{i,t+1}^f$ としてほぼそのまま使われることを意味する。

まず、経営者利益予想が組織内部の全社利益目標と一致する( $E_{i,t}^f = B_{i,t}$ )と同時に、事業部門の予算上の利益目標を反映する( $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ )と考える本稿の立場からこの発見を検討しよう。この発見は、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に有利差異が生じる場合、経営者は当該事業部門の $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ を $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ とほぼ同額に設定することで、 $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ が容易に達成可能な水準に置かれることを意味する。3.2節で検討したよ

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
 - 管理会計からのアプローチ -

うに、このような利益目標の設定によって、事業部門の管理者に与えられるインセンティブを大きく減少させることなく、利益のさらなる増大を事業部門の目標とすることが可能になる。

もっとも、他の解釈も可能である。経営者に対する利益目標の達成圧力の存在が知られている(Burgstahler and Dichev 1997; Degeorge et al. 1999; 須田・首藤 2000; 野間 2004; 首藤 2005; 2010; Burgstahler and Eames 2006)。この圧力は、利益に関する市場の期待を形成するベンチマークあるいは閾値(threshold)として現れる。須田・花枝(2008)の質問票調査によれば、日本企業の経営者は、業績のベンチマークとして自らが公表する経営者利益予想を最も重視し、それに次いで前年度利益を重視するという<sup>16</sup>。また、利益平準化行動<sup>17</sup>(earnings smoothing)に関する研究から、増益が継続している企業の株価は高い水準にあるが、連続増益が途切れた時点で株価が大幅に下落するというペナルティを経営者が受けることも明らかになっている(Myers et al. 2007; 首藤 2010, 第5章)。

このとき、今年度の報告利益 $E_{i,t}^r$ が経営者利益予想 $E_{i,t}^f$ を上回る状況( $E_{i,t}^r > E_{i,t}^f$ )では、経営者は連続増益を狙って、 $t$ 期の報告利益 $E_{i,t}^r$ から見れば小幅な増益予想 $E_{i,t+1}^f$ を発表すると考えられる。これによって、 $t+1$ 期の増益目標 $E_{i,t+1}^f$ を $t+1$ 期の実際額 $E_{i,t+1}^r$ が容易に上回るならば、利益のベンチマークとしての前年度利益と経営者利益予想が同時に達成される( $E_{i,t}^r < E_{i,t+1}^f < E_{i,t+1}^r$ )。さらに、 $E_{i,t+1}^r$ に対して小幅な増益目標 $E_{i,t+2}^f$ を設定するというサイクルを繰り返していけば、連続増益が達成される。したがって、経営者利益予想に関する本研究の発見は、利益のベンチマークとしての前年度利益と経営者利益予想の同時達成を目指す経営者行動の結果であるとも理解できる。さらに、このように考えた場合、次年度利益の経営者予想に見られるラチェット効果とは、今年度の報告利益 $E_{i,t}^r$ が経営者利益予想 $E_{i,t}^f$ を下回る(上回る)場合より上回る(下回る)場合に、次年度で達成すべきベンチマークとしての今年度の報告利益 $E_{i,t}^r$ の重要性が、今年度の予想利益額 $E_{i,t}^f$ と比べて相対的に高くなる(低くなる)現象としても理解できる。

予算編成過程に注目する解釈も可能である。特に、事業部門の管理者が関与する参加型の予算編成過程を想定すれば、事業部門 $j$ の $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ と $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ がほぼ同額であることは、事業部門の管理者がスラックを予算に組み込むことに成功した結果であるという解釈も可能である。中長期的に達成すべき利益目標の上昇を抑制するため、3.1節で述べたような報酬制度の下で、利益目標を大きく上回るような利益が達成され、 $t$ 期の $(a_{j,t} - b_{j,t})$ がプラス方向に大きくなると、事業部門の管理者が受け取る $t$ 期の業績連動報酬 $\rho(a_{j,t} - b_{j,t})$ は増大する。しかし、 $t$ 期の利益実際額 $a_{j,t}$ が、ラチェット効果により $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の設定において重視されると、将来の利益目標額 $b_{j,t+n}$ が上昇する。この結果、 $b_{j,t+n}$ の達成が困難になり、将来の報酬の割引現在価値の総額 $\sum_{t=1}^T r_t \rho(E_{j,0}[a_{j,t}] - E_{j,0}[b_{j,t}])$ が減少する。これは、結局、事業部門の管理者の報酬である $E_{j,0}[Bonus_j]$ の減少につながるとされる<sup>18</sup>。そこで、事業部門 $j$ の管理者は、 $t$ 期の利益目標額 $b_{j,t}$ に有利差異が生じる状況( $a_{j,t} > b_{j,t}$ )では、 $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ にスラックを織り込み、利益目標額 $b_{j,t+1}$ を可能な限り低い水準に抑えるよう行動するであろう。事業部門の利益目標額が全社的な利益目標額に反映され、全社的な利益目標額が経営者利益予想として公表されるならば、経営者利益予想に見られるラチェット効果は、事業部門の予算スラック行動の結果であるかもしれない。

もっとも、 $t$ 期の報告利益額 $E_{i,t}^r$ と $t+1$ 期の経営者経常利益予想 $E_{i,t+1}^f$ がほぼ等しいことから経営者、事業部門の管理者ともに利益が得られる、あるいはペナルティを回避できるため、利益目標の設定主体が経営者なのか部門管理者なのかについては、部門レベルではなく企業レベルで集約された財務データを利用する本研究では扱うことができない。利害が一致した両者の

協調行動である可能性もある。この問題は、本稿の範囲を超える。

この一方、 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0.427$ であることは、 $t$ 期の経常利益が予想値を下回る場合、その差異の42.7%相当しか $t+1$ 期の経常利益予想が減少しないことを意味する。換言すれば、 $t$ 期の報告利益額から見て、高い利益予想値が $t+1$ 期に設定される傾向にあると言える。経営者利益予想が組織内部の全社利益目標と一致する( $E_{i,t}^f = B_{i,t}$ )と同時に、事業部門の予算上の利益目標を反映する( $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ )と考える本稿の立場からは、事業部門 $j$ の $t$ 期の利益目標 $b_{j,t}$ に不利差異が生じる場合、経営者は事業部門 $j$ の $t+1$ 期の利益目標額 $b_{j,t+1}$ の引き下げに消極的あることをこの発見は示唆している。これは、事業部門の管理者に対して利益の増大を促す立場にある経営者行動として自然である。仮説設定において検討したように、不利差異は許容されないというメッセージを、経営者が事業部門の管理者に対して発しているといえよう。

### 7.1.3. 仮説2の検証結果とその考察

図4に示されるように、 $t$ 期の経常利益が予想値を上回る場合には、 $t+1$ 期の経常利益は予想値を上回る傾向にあるが、 $t$ 期の経常利益が予想値を下回る場合には、 $t+1$ 期の経常利益は予想値からかい離するとは言えない。この発見は、仮説2を支持する。引き続き、経営者利益予想が組織内部の利益目標と一致する( $E_{i,t}^f = B_{i,t}$ )と考える本稿の立場から、仮説2の検証結果を考察しよう。

固定効果モデルによる(6)式の定式化において、個々の企業に固有の業績予想開示戦略ないし開示方針や、予算管理能力や目標達成能力が含まれると考えた。この仮定に基づいて、個別効果 $FE_i$ を(6)式に組み込み、(6)式を推定した。したがって、個々の企業に固有の要因が除去された後の結果として、係数の推定値 $\hat{\gamma}_1 = 0.234$  (0.1%水準で統計上有意)と $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$  (統計上の有意性は認められない)が得られたと考えることができる。このとき、 $\hat{\gamma}_1 = 0.234$ と $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$ は、少なくとも組織内部で設定される利益目標のタイトネスを反映するはずである。

したがって、組織内部の $t$ 期の経常利益目標に有利差異が生じる場合、 $\hat{\gamma}_1 = 0.234$ は、 $t+1$ 期の経常利益目標のタイトネスが相対的に低い水準にあることを意味する。これは、(4)式の推定結果が示すように、利益目標の設定にラチェット効果が見られ、 $t+1$ 期の利益目標が $t$ 期の利益実際額とほぼ同額であるためであろう。事業環境に連続性が存在し、今年度の利益と次年度の利益の間に正の相関が存在するならば、次年度の利益も良好になることが予想される。経常利益目標の設定にラチェット効果が影響することによって、 $t+1$ 期の利益目標の達成が容易になる結果、経常利益について $t$ 期の有利差異の23.4%程度、 $t+1$ 期の利益に有利差異が生じると解釈できる。

一方、 $t$ 期の経常利益目標に不利差異が生じる場合、(4)式の推定結果が示すように、不利差異の42.7%相当しか $t+1$ 期の利益目標が減少しない。 $t$ 期の純利益目標に不利差異が生じる場合については、10.4%相当しか $t+1$ 期の利益目標が減少しない。換言すれば、 $t$ 期の利益実際額から見て、高い利益目標が $t+1$ 期に設定される傾向にある。事業環境に連続性が存在し、今年度の利益と次年度の利益の間に正の相関が存在するならば、 $t+1$ 期の利益目標のタイトネスは $t$ 期のそれから大きく低下せず、相対的に高い水準にあることを意味する。しかし、 $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$ に統計上の有意性が認められないことから、 $t+1$ 期の利益目標に不利差異も有利差異も生じるとはいえない。

これは、経営者または事業部管理者(あるいは両者)が、2期連続の利益目標の未達を回避しようとした結果であると解釈できる。また、本稿が想定する事業部管理者に対する業績連動

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
 - 管理会計からのアプローチ -

報酬制度の下では、事業部利益目標に不利差異が生じる場合、事業部管理者は報酬を得ることができない。しかも、 $t+1$ 期の利益目標は $t$ 期の利益目標から大きく減少せず、達成が困難である。 $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$ は、事業部管理者が報酬を得ようと利益目標の達成をより強く動機づけられた結果かもしれない。

このような発見とそれに対する解釈は、経営者利益予想誤差に関する研究蓄積に対して新たな知見を提供する。例えば、経営者利益予想に関する先行研究では、予想値が実際値を上回る（下回る）という意味での $t$ 期の経営者利益予想の楽観的（保守的）が、 $t+1$ 期も継続する傾向にあることが報告されている(Ota 2006; 清水 2007)。しかし、本稿の発見は、 $t+1$ 期の予想の楽観性あるいは保守性が、 $t$ 期の予想が楽観的である場合と保守的である場合とで大きく異なることを示している。(6)式を経営者利益予想誤差に関する自己回帰モデルとして見るならば、 $\hat{\gamma}_1 = 0.234$  (0.1%水準で統計上有意) と  $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$  (統計上の有意性は認められない) は、 $t$ 期の利益予想が保守的な場合 ( $D = 0$ の場合)、 $t+1$ 期の予想の保守性は持続的である一方、 $t$ 期の利益予想が楽観的な場合 ( $D = 1$ の場合)、 $t+1$ 期の予想の楽観性は持続的であるとは言えないことをそれぞれ意味する。こうした特徴が経営者利益予想に見られる理由は、ラチェット効果とその帰結としての利益目標のタイトネスによって説明可能である。

## 7.2. 本研究の会計研究への貢献と限界

予算編成では利益は予想されるものではない。利益は目標として設定されるものである。こうした発想に立つ管理会計研究から発見されたラチェット効果が、経営者利益予想の変化および報告利益と利益予想との差異を説明する上で一定の説明力を持つことは、経営者利益予想が予算編成と密接につながっていることを示す証拠となる。管理会計からのアプローチは、従来、財務会計研究の領域とされてきた経営者利益予想に関する理解を一層深めることに貢献すると言える。

最後に、本研究の限界について述べておかななくてはならない。第1に、本稿では、企業 $i$ の全社利益目標額 $B_{i,t}$ と全社利益実際額 $A_{i,t}$ は、それぞれ事業部門 $j$ の利益目標額 $b_{j,t}$ の合計 ( $B_{i,t} = \sum_{j=1}^m b_{j,t}$ ) と利益実際額 $a_{j,t}$ の合計 ( $A_{i,t} = \sum_{j=1}^m a_{j,t}$ ) であると仮定した。事業部門が子会社として設置されている場合は、この仮定はある程度の妥当性を持つかもしれない。しかし、親会社内部の事業部門を考える場合、例えば、経常利益の計算過程に含まれる受取利息や支払利息などの金融活動から生じる損益が、事業部門の収益と費用に組み込まれているかどうかは定かではない。この仮定が常に成立すると考えるだけの証拠は、これまでのところ存在しないといえる。したがって、事業部門に対する利益目標の設定に見られるラチェット効果、その帰結としての利益目標のタイトネスという観点から、利益予想額の変動や実際額と予想額との差異を完全には説明できない。事業部門の利益額の合計と全社的な利益額の差額について十分な情報がない以上、この差額の影響を分析から取り除くことは今のところ不可能である。

第2に、企業 $i$ の経営者が決算短信で公表する利益予想および報告利益が、企業内部の予算上の利益目標および実績値とそれぞれ一致している ( $B_{i,t} = E_{i,t}^f$ ,  $A_{i,t} = E_{i,t}^r$ ) と本研究では仮定した。第1節で述べたように、経営者利益予想に関するアンケート調査は、およそ7割の予想が組織内部の予算目標と一致していることを示しているが、これは同時に、約3割の予想はそうではないことも示している。この約3割の予想には、何らかの経営者バイアスがかかっていると解釈できる。どの予想値にどの程度のバイアスがかかっているのかを知る術がない以上、このバイアスの影響を取り除くことは今のところ不可能である。

ラチェット効果が経営者利益予想の変化や報告利益と利益予想との差異に対して一定の説明力を持つことは、本稿の分析から明らかである。しかし、本研究の仮定が現実と食い違うことに起因して、ラチェット効果が経営者利益予想に対して持つ真の説明力は、本稿の分析では十分に取り出すことができていないかもしれない。逆に、分析結果から読み取ることができる説明力は過大に評価されているかもしれない。こうした問題は確かめようがないため、分析結果の一般化にはなお慎重な姿勢が求められる。

## 謝辞

レフェリーのお二人から大変丁寧なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。また、学会や研究会の参加者からも多くの貴重なコメントをいただいた。特に、神戸大学管理会計研究会、青山学院大学管理会計研究会、早稲田大学会計研究所セミナー、日本組織会計学会研究会の参加者にお礼申し上げたい。なお、本研究は、JSPS 科研費 26380637 の助成を受けたものである。

## 注

- 1 日本 IR 協会のウェブサイト参照されたい。 <https://www.jira.or.jp/>  
また、この調査の報告書「第 17 回『IR 活動の実態調査』(2010 年度)」は次の URL からダウンロードできる。 <https://www.jira.or.jp/jira/jsp/usr/activities/pdf/gaiyou2010.pdf>
- 2 この調査の報告書「第 18 回『IR 活動の実態調査』(2011 年度)」は次の URL からダウンロードできる。 [https://www.jira.or.jp/jira/jsp/usr/activities/pdf/newsrelease\\_20110419.pdf](https://www.jira.or.jp/jira/jsp/usr/activities/pdf/newsrelease_20110419.pdf)
- 3 数少ない例外の一つは、安酸(2012)である。この研究ではコストの下方硬直性の観点から経営者業績予想が研究されている。
- 4 ラチェット (ratchet) とは、歯車が逆転しないようにするための歯止めを意味する。
- 5 ラチェット効果に関する初期の文献では、有利差異の場合のみを対象に考察が展開されている(Weitzman 1980)。
- 6 有利差異とは  $A_t - B_t > 0$  の状況である。したがって(Ota 2006)って、 $\lambda_+ > 0$  の場合、(1)式の  $\lambda_+(A_t - B_t)$  はプラスの値をとるため、 $t$  期から  $t+1$  期にかけての利益目標変化額  $(B_{t+1} - B_t)$  は増加する。同じく、不利差異とは  $A_t - B_t < 0$  の状況である。したがって、 $\lambda_+ + \lambda_- > 0$  の場合、(1)式の  $(\lambda_+ + \lambda_-)(A_t - B_t)$  はマイナスの値をとるため、 $t$  期から  $t+1$  期にかけての利益目標変化額  $(B_{t+1} - B_t)$  は減少する。
- 7 この点については、佐藤(2009)を参照されたい。
- 8 Fisher et al. (2006, p.514)は、この状態を“full ratcheting”と呼んでいる。
- 9 タイムな予算コントロール (tight budgetary control) については、例えば Van der Stede (2001)を参照されたい。また、望ましい予算目標のタイトネス (tightness) については様々な見解や研究結果がある。この点に関する包括的な議論については、李ほか(2010)を参照されたい。
- 10 例えば、Ota (2006)や清水(2007)は、経営者利益予想誤差に対する自己回帰分析から、経営者利益予想誤差に持続性が見られることを示している。また、鈴木(2013)は、management forecasts innovation (MFI) の自己回帰分析から、MFI には持続性が見られることを発見している。この発見に基づいて、鈴木(2013, p.8)は、「日本企業は平均的には継続的にある方向性をもって業績予想情報を開示すること」が示唆されると述べている。
- 11 ベンチマークの未達成に対するペナルティとして、経営者報酬の減額や経営者交代の可能性が高まることや(首藤 2000; 乙政 2004)、株価の著しい低下が生じること(Bartov et al. 2002; Skinner and Sloan 2002; 浅野 2009a; 2009b)が明らかにされている。
- 12  $\gamma_1 < 0$  の場合も検討することは可能であるが、 $\gamma_1 < 0$  は経営者利益予想誤差の持続性に関する先行研究の結果と矛盾する。(5)式あるいは(6)式を推定した結果  $\gamma_1 < 0$  が得られるならば、

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
 - 管理会計からのアプローチ -

- 本研究に重大な瑕疵があると判断される。したがって、 $\gamma_1 < 0$  の場合の検討は行わない。
- <sup>13</sup>  $\gamma_1 > 0$  であるとしても、 $\theta$  の大きさによっては  $t+1$  期の報告利益は経営者利益予想を下回ることもあり得る。 $\gamma_1 (\gamma_1 + \gamma_2)$  は、あくまでも  $t$  期の有利差異 (不利差異) のどの程度が、 $t+1$  期に継承されるのかを意味する。
- <sup>14</sup> (4)式および(6)式に対して、ランダム効果モデルによる推定も行ったが、Hausman 検定により固定効果モデルが支持された。また、固定効果モデルに対する F 検定の結果は、個別効果の導入に統計上の意味があることを示していた。「誤ったモデルを残さない、あるいは誤ったモデルに基づいて結論を導くことを回避するという仮説検定の哲学(北村 2005, p.59)」に従うという点でも、固定効果モデルによる推定結果を本稿では採用する。
- <sup>15</sup> 表 4 が示すように(6)式の推定結果は、経常利益について  $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.055$  (1%水準で有意) である。この一方、全期間をサンプルとする表 3 の分析結果は、 $\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 = 0.028$  (統計上の有意は認められない) である。表 4 に基づくならば、 $t$  期に不利差異が生じる場合、 $t+1$  期にも不利差異が観察されるといえる。この点のみが、全期間をサンプルとする表 3 の分析結果と異なる。
- <sup>16</sup> 須田・花枝(2008)の質問票調査によれば経営者が重視するのは、上位から順に、1)自社が公表した予想値 (「とても重視する」と「重視する」の合計の回答率 97.09%)、2)前年度利益 (同 87.23%)、3)黒字の確保 (同 74.95%) である
- <sup>17</sup> 利益平準化とは、連続増益のような安定的かつ持続的な利益成長を実現するために、企業業績が好調な場合は利益減少型の調整が行われ、反対に業績が不調な場合には利益増加型の調整が行われることを指す(首藤 2010, p.138)。この背後には、「変動が少ないスムーズな利益流れは、会社がスムーズな発展を実践している証左である(黒川 2009, p.116)」という市場関係者の見方があると言われる。
- <sup>18</sup> これは、“dynamic incentive problem”と呼ばれる(Weitzman 1980)。

## 参考文献

- 阿部圭司. 2010. 「経営者による利益予想(1)(2) - 予想誤差に関する実証分析 -」『産業研究(高崎経済大学附属研究所紀要)』 45 (2):40-58; 46 (1):16-36.
- Ajinkya, B. B., and M. J. Gift. 1984. Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations. *Journal of Accounting Research* 22 (2):425-444.
- 浅野敬志. 2009a. 「経営者の業績予想と市場の評価」(黒川行治編著 『日本の会計社会 - 市場の質と利益の質 -』 第 7 章所収, 中央経済社.)
- . 2009b. 「経営者の利益予想バイアスと市場反応」『会計・監査ジャーナル』 21 (12):81-88.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn. 2002. The Rewards to Meeting or Beating Earnings Expectations. *Journal of Accounting and Economics* 33 (2):173-204.
- Bouwens, J., and P. Kroos. 2011. Target Ratcheting and Effort Reduction. *Journal of Accounting & Economics* 51 (1/2):171-185.
- Burgstahler, D., and I. Dichev. 1997. Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1):99-126.
- Burgstahler, D., and M. Eames. 2006. Management of Earnings and Analysts' Forecasts to Achieve Zero and Small Positive Earnings Surprises. *Journal of Business Finance & Accounting* 33 (5-6):633-652.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. 1999. Earnings Management to Exceed Thresholds. *Journal of Business* 72 (1):1-33.
- Fisher, J. G., J. R. Frederickson, and S. A. Pfeffer. 2006. Budget Negotiations in Multi-Period Settings.

- Accounting, Organizations and Society* 31 (6):511-528.
- Kato, K., D. J. Skinner, and M. Kunimura. 2009. Management Forecasts in Japan: An Empirical Study of Forecasts That Are Effectively Mandated. *The Accounting Review* 84 (5):1575-1606.
- 北村行伸. 2005. 『パネルデータ分析』一橋大学経済研究叢書 53 岩波書店.
- 黒川行治. 2009. 「利益の質と非効率な市場」(黒川行治編著『日本の会計社会—市場の質と利益の質—』第2章所収, 中央経済社.)
- 黒川行治・内藤文雄・柴 健次・林 隆敏. 2009. 「企業内容開示において開示される利益情報が有すべき情報内容は何か」『週刊経営財務』 2911:41-50.
- Leone, A. J., and S. Rock. 2002. Empirical Tests of Budget Ratcheting and Its Effect on Managers' Discretionary Accrual Choices. *Journal of Accounting and Economics* 33 (1):43-67.
- 李 建・松木智子・福田直樹. 2010. 「予算管理」(加登 豊・松尾貴巳・梶原武久編著『管理会計研究のフロンティア』第5章所収, 中央経済社.)
- Milgrom, P. R., and J. Roberts. 1992. *Economics, Organization and Management*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall. 奥野正寛・伊藤秀史・今井晴雄・西村理・八木 甫訳 1997. 『組織の経済学』NTT出版.
- 村宮克彦. 2005. 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」『証券アナリストジャーナル』 43 (9):83-97.
- Myers, J. N., L. A. Myers, and D. J. Skinner. 2007. Earnings Momentum and Earnings Management. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 22 (2):249-284.
- 中條祐介. 2009. 「中小規模企業の IR・財務報告に関する実態調査—新興市場を中心に—」『信金中金月報』 8 (11):4-23.
- 野間幹晴. 2004. 「アクルールズによる利益調整—ベンチマーク達成の観点から」『企業会計』 56 (4):49-55.
- Ota, K. 2006. Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan. In *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, edited by G. N. Gregoriou and M. K. A. G. Gaber: Elsevier, 267-294.
- 大日方 隆. 2013. 『利益率の持続性と平均回帰』中央経済社.
- 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・榎本正博. 2007. 「日本企業における経営者の業績予想の動向」『産業経理』 67 (1):47-57.
- Rogers, J. L., and P. C. Stocken. 2005. Credibility of Management Forecasts. *The Accounting Review* 80 (4):1233-1260.
- 佐藤紘光. 2009. 「ダイナミック・インセンティブ—ラチェット効果の分析—」(佐藤紘光編著『契約理論による会計研究』第6章所収, 中央経済社.)
- 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.
- 清水康弘. 2007. 「経営者予想に含まれるバイアスの継続性とミスプライシング」『証券アナリストジャーナル』 45 (8):80-96.
- 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研究—」『千里山商学』 52:83-123.

経営者利益予想に見られるラチェット効果と予想誤差への影響  
—管理会計からのアプローチ—

- . 2005. 「利益調整研究の新展開」『専修大学会計学研究所報』 12:1-47.
- . 2010. 『日本企業の利益調整—理論と実証—』中央経済社.
- 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.
- 須田一幸・首藤昭信. 2000. 「日本企業の利益調整行動」『産業経理』 60 (1):128-139.
- 鈴木智大. 2013. 「業績予想の開示戦略と経済的帰結」『研究所レポート プロネクサス総合研究所』 (7):5-16.
- 円谷昭一. 2009. 「会社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』 47 (5):77-88.
- . 2011. 「業績予想コミュニケーションの重要性—IR 実態調査の結果を踏まえて」『企業会計』 63 (11):44-50.
- 安酸建二. 2012. 「経営者業績予想におけるコスト予想に関する実証研究 —管理会計からのアプローチ—」『会計プロGRESS』 13:29-42.
- 柳 良平. 2011. 「業績予想に係る投資家サーベイと脱予算経営による改善」『企業会計』 63 (11):1635-1641.
- Van der Stede, W. A. 2001. Measuring 'Tight Budgetary Control'. *Management Accounting Research* 12 (1):119-137.
- Weitzman, M. L. 1980. The "Ratchet Principle" and Performance Incentives. *The Bell Journal of Economics* 11 (1):302-308.
- <https://www.jira.or.jp/> (日本 IR 協議会)

論 文

## マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響

—株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証—

佐久間 智広

〈論文要旨〉

本研究の目的は、ビジネスユニットのマネジャーの個人差が自身のユニットの業績に与える影響を検証することにある。経営者やマネジャーが誰であるかによって意思決定が異なり、その結果として業績も異なるということは、多くの企業実務や経営学の研究において前提となっている。しかしながら、マネジャーが誰であるかによって担当するビジネスユニットの業績にどの程度の違いが生じるのかについて、理論的予測は必ずしも一貫しておらず、実証的な証拠も示されていない。そこで本研究では、株式会社ドンクにおける店舗別の財務・人事データを用いて、マネジャーの個人差が組織業績に与える影響の有無とその大きさを推定した。検証の結果、マネジャーの個人差は、ビジネスユニットの業績に対して経済的に重要な影響を与えるということを発見した。加えて、推定された個人差は、マネジャーのキャリア、年齢の違いと有意に関係していることを発見した。

〈キーワード〉

マネジャー、個人差、人的資源、業績、階層線形モデル(HLM)

## The Influence of Managers on Their Business-Units' Performance

Tomohiro Sakuma

**Abstract**

This paper investigates whether and how managers affect their business-unit's performance. Although it is often assumed that managers can exert idiosyncratic influence on their business-units' performance, this is neither theoretically consistent nor empirically tested. Using proprietary archival data from a bakery firm, DONQ Co., LTD., I estimate the shop managers' effect on the units' performance and find them to be statistically and economically significant. I further show that the estimated manager-specific effects are associated with their career and age.

**Key Words**

Manager, Style, Human resource, Performance, Hierarchical linear model (HLM)

---

2014年6月2日 受付  
2015年8月21日 受理  
松山大学経営学部講師

---

Submitted : June 2, 2014  
Accepted : August 21, 2015  
Lecturer, Faculty of Business Administration, Matsuyama University

## 1. はじめに

### 1.1 目的

「組織は人である」という格言がいたるところで使われることから分かるように、経営者が誰か、マネジャーが誰かによって企業やビジネスユニットの業績に大きな違いが生まれることは、多くの企業実務や経営学の研究において前提となっている<sup>1</sup>(Crossland and Hambrick 2011; Fulmer and Ployhart 2014)。経営者の個人差が企業業績に有意な影響を与えていることは幾らかの研究で発見されている(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Crossland and Hambrick 2011; Ge et al. 2011; Hambrick and Quigley 2014)ものの、マネジャーの個人差がビジネスユニットの業績にどのような影響を与えているのかについての客観的な証拠はほとんど示されてこなかった。そのため、最も重要な経営資源(Fulmer and Ployhart 2014)であるとされる人が、実際にどれほど重要であるのかは明らかになっていない。

以上のような背景から、本研究ではマネジャーの個人差が組織業績にどの程度の影響を与えるかを明らかにすることを第1の目的とする。もしマネジャーの個人差が業績に影響を与えるのであれば、次にどのような個人が業績に良い(悪い)影響を与えるのか、という疑問が生じる。そこで、個人差を規定する要因を探索することを第2の目的とする。

### 1.2 必要性と意義

マネジャーの個人差と業績の関係を明らかにすることは以下の2点の意義をもつ。第1に、マネジャーの個人差と業績の関係を明らかにすることは、個人差の一部に注目した先行研究の前提条件についての実証的証拠を示すことにつながる。個人の組織コミットメントやモチベーションといった個人属性に注目する先行研究では、個人差が組織の業績に大きな影響を与える、という前提が置かれている(Augier and Teece 2005; Fulmer and Ployhart 2014)。しかし、そもそもマネジャーが誰かによって業績がどの程度変動するのか、という根本的な疑問が明らかになっていない。もしマネジャーの個人差が業績にあまり影響を与えないのであれば、個人の属性や心理状態を良好なものにする施策を講ずることは組織業績に貢献しないかもしれない。本研究の分析を通じて個人差に注目した既存研究の前提条件を明らかにすることで、これらの研究の成果を組織業績への影響の大きさと関連付けて再検討することができる。

第2に、マネジャーの個人差が業績に与える影響を数量的に把握することは、実務におけるインセンティブ・システムの設計や人的資源開発への投資意思決定の指針となりうる。マネジャーの違いがどの程度の業績の違いをもたらすのかという情報は、インセンティブ強度をどの程度に設定すれば良いのか、人的資源開発の施策にどの程度投資するか等の意思決定に利用可能であると考えられる。さらに、どのようなマネジャーの業績が高いのかを明らかにすることで、どのようなマネジャーを登用すべきか、どのように教育すべきか、といった企業の行動に有用な情報を提供しうる。

### 1.3 研究方法

研究目的を果たすため、パンの製造・販売店を運営する株式会社ドンクの財務データおよび人事データを用いた定量的分析を行う。ドンクは、同業態の店舗を約200店有する。各店舗の

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
 -株式会社ドシンの店舗データを用いた定量的検証-

店長は、共通の業績評価システムのもとで他の店長と同一の業績指標に責任を持ち、評価される。そのため、同一の業務内容と業績責任を持ち、共通の業績評価システムで評価される数多くのマネジャーのサンプルを確保できる。

本研究では、店舗と店舗に所属する店長、という階層性を持つこのサンプルの分析に適合する階層線形モデルを使ってマネジャーの個人差が業績へ与える影響の有無とその大きさの検証、および個人差を規定する要因の析出を行うことにする。

本論文の構成は次のとおりである。次の2節ではマネジャーの個人差と業績の関係についての理論、および実証研究を整理し、研究課題を設定する。3節ではリサーチサイトの概要を説明し、作業仮説を提示する。その上で、データ、そして推定モデルを示す。4節では推定結果を示した上で、結果を考察する。5節では、4節で推定した個人差を規定する要因を探索する。6節で研究の結果をまとめ、研究の貢献と限界を述べる。

## 2. 先行研究のレビューと課題の設定

マネジャーの個人差が組織の意思決定や業績に大きな影響を与えることは、多くの経営学の研究において暗黙的に前提とされてきた(Crossland and Hambrick 2011; Fulmer and Ployhart 2014)。しかしながら、この当たり前とも思える前提に関して、経済学理論、戦略論等の理論ベースによって見解が異なる(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Lazear et al. 2015)。さらに、マネジャーの個人差の業績への影響について実証的に明らかになっているわけでもない。そこで本研究では、ノウハウや知識、キャリアパス、教育、経験、性格等の違いによって生じるマネジャーの違いを包括して「個人差」として扱い、個人差と業績の関係をテーマとする先行研究をレビューすることで、研究課題を設定する。

### 2.1 マネジャーの個人差と業績の関係

新古典派経済学の視点に立つと、マネジャーは均質的に、最も合理的な意思決定を行うと想定される(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003)。この想定の下では、マネジャーは互いに完全な代替関係にある(Bertrand and Schoar 2003)。同じ組織の同じ職務、職位のマネジャーは誰であっても最も合理的な意思決定を行うということを前提とするため、マネジャーの個人差が自身が責任を持つビジネスユニットの業績に影響を与えることを捨象している。

エージェンシー理論の考えの下では、マネジャーの組織内での行動はリスクに対する態度等に依りて異なることが想定される(Milgrom and Roberts 1992)。ただし、この文脈において個々のマネジャーが別々の行動をとるのは、コントロールが行き届いていない時である(Bertrand and Schoar 2003)。一般にマネジャーはマネジメント・コントロール・システムによって組織目標達成のために経営資源を効果的、効率的に獲得、利用するよう動機づけられる(Anthony et al. 1965, p. 2; Gibbons and Roberts 2013; Merchant and Van der Stede 2012, p. 6)。つまりマネジャーは、マネジメント・コントロール・システムを通して組織目標達成のために最も合理的な意思決定を行うようコントロールされているため、彼らの個人差が意思決定や業績に影響を与えることは想定されない。

一方で、リソース・ベースの経営学の考えに従って、個人差を人的資源と捉えるインタングブルズ(無形資産)・マネジメントの文脈では、マネジャーの個人差が競争優位に影響を与える

と考えられている(Augier and Teece 2005)。マネジャーのノウハウ、知識、キャリアパス、教育、経験といった個人差は、個人が保有し、個人とともに移動するインタンジブルズであり、人的資源と呼ばれる(MERITUM 2001)。この人的資源の異質性が自身のビジネスユニットの異質性につながり、結果として業績の違いをもたらす(Kristandl and Bontis 2007; Marr and Roos 2005)。この研究文脈の視点に立つと、マネジャーの個人差が自身のビジネスユニットの意思決定や業績に有意かつ大きな影響を与えることが予測される。

上記のように、理論によって異なる前提が置かれるマネジャーの個人差とビジネスユニットの意思決定および意思決定の帰結としての業績との関係であるが、実証的な証拠が十分に蓄積されているとはいえない。個人差と業績の関係を想定しない経済学の文脈に依拠した実証研究では、個人差を誤差として扱い、インセンティブ等の注目する要因の違いがマネジャーの行動に一樣に影響を与え、結果として業績に影響を与える様を検証する。一方の個人差と業績の関係を想定する理論に依拠した研究もまた、想定した以外の個人差の多くの要因を誤差として扱う。管理会計領域の実証研究では、例えば組織コミットメント(Lau and Moser 2008)、従業員の満足度(Banker and Mashruwala 2007)、公正感や自己効力感(Burney et al. 2009; Burney and Widener 2013; Lau and Moser 2008)、組織市民行動(Burney et al. 2009; Burney and Widener 2013)といった個人属性が業績に影響を与えることが発見されてきた。しかしながら、先行研究で取り上げられた個人属性はあくまでも個人差を形成する一部分である。これらの研究が検証しているのは、モチベーションやコミットメントといった個人差のうちの一部である個人属性を抽出して定量化した尺度と業績との間にある関係であり、それぞれの研究が注目する特定の個人属性以外の個人差は誤差として扱われる。そのため、経済学ベースの実証研究、従業員の個人属性に注目した実証研究、どちらの研究も個人差を捉えておらず、これらの研究からは、本研究が注目する個人差とビジネスユニットの業績との間の関係は明らかにならない。

## 2.2 個人差に注目した先行研究

個人差を対象とした実証研究がほとんど行われてこなかったのは、個人差全体を測定し、分析に加えることが方法論的に困難であること、そしてデータの獲得が困難であることによる。ただし、経営者の個人差を対象とした先行研究はいくつか存在する。

Bertrand and Schoar (2003)は、公表財務データと経営者の在籍情報を組み合わせてパネルデータを作成し、業績に対する経営者の固定効果を推定することで、個人差にアプローチした。彼らは、企業業績や経営者の意思決定を表す変数を従属変数にとり、年度の固定効果、企業の固定効果、その他コントロール変数とともに経営者の固定効果を回帰した。彼らは推定された経営者の固定効果を、年度・企業・その他年度とともに変動する企業レベルの要因をコントロールした上で生じる、業績に対する経営者の個人差(彼らは経営者の"Style"と呼称した)の影響であると解釈した。検証の結果、経営者の固定効果、つまり経営者の個人差が、業績や投資、財務、組織的実務といった多くの範囲の企業の決定に有意かつ大きな影響を与えていることが発見された。Bamber et al. (2010)は Bertrand and Schoar (2003)と同様の方法を用いて、複数企業を渡り歩いた経営者の固定効果が自発的な業績予測の公表に与える影響を検証した。その結果、予測頻度、予測の正確性、予測によって伝えられる内容、そして予測の正確性についてのバイアスに経営者の固定効果が有意に関係していることを発見した。Ge et al. (2011)も同様の方法を用いて、CFOの固定効果が裁量的会計発生高やオフ・バランスシート活動、会計操作等の会計実務に有意に関係していることを発見した。

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
-株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

このような経営者の固定効果を用いて経営者の個人差が業績に与える効果を推定するモデルに対して、そのモデルとは別に業績の分散を分解することで経営者の個人差の効果の大きさを推定する方法(Variance Partition Methodology: VPM)を用いて、上のアプローチでは検証できなかった「経営者の個人差は業績にどの程度の影響を与えるのか」を統計的に推定する研究も存在する(Hambrick and Quigley 2014). Crossland and Hambrick (2011)は、階層線形モデル(HLM)を用いて企業業績の変動に CEO の違いが与える影響を検証した。その結果、ROA や ROIC, ROS といった企業の業績の変動のうち、いくらかの割合はマネジャーの効果によって変動すること、そしてその変動の大きさは国ごとに違うことが発見された。例えば経営者の権限が大きいとされるアメリカでは、ROA の変動のうち 15%が経営者の違いで説明されるが、経営者の権限が小さいとされる日本では 6%であったと推定された。

これらの先行研究は、経済学において誤差として扱われる経営者の個人差が、業績や意思決定の違いをもたらす重要な要因であることを示した(Bertrand and Schoar 2003)。しかし、データの入手可能性から、組織内のマネジャーを対象とした研究は行われていない(Lazear et al. 2015)。

組織内のデータを用いた数少ない研究のひとつである Lazear et al. (2015)は、テクノロジーベースの企業の生産データを用いた分析から、監督者が労働者の生産性に優位な影響を与えることを発見した。下位 10%点の監督者と上位 10%点の監督者との間には 9名のチームにおいて労働者 1人分以上の生産性の違いをもたらし、この影響は部下への教育のスキルの違いから生じることを発見した。彼らの研究は組織内の人材を対象とした数少ない先行研究である。ただし、この研究では、研究対象がチームであり、監督者はチームメンバーの生産性や、自身のチームの業績責任を持つ存在ではないと考えられる。そのため、この研究の対象である監督者は組織の業績責任と権限を持ち、自身のビジネスユニットに関する意思決定を行うようなマネジャーではない。

## 2.3 研究課題

マネジャーの個人差と業績の間には、理論ベースによって異なる前提が設けられている。しかしながら、どちらの理論ベースに立った研究も、マネジャーの個人差が業績にどれほどの影響を与えるのか、という前提条件に対する実証的証拠を示していない(Lazear et al. 2015)。経営者を対象とした研究では、経営者の個人差が業績や意思決定に大きな影響を与えることが発見されているが、マネジャーもまた経営者と同じく、個人差が業績に大きな影響を与えているのか否かは未だ検証されていない実証的課題である。

マネジャーも経営者と同様、個人差を意思決定に反映させ、業績に影響を与えている可能性がある。しかしながら、マネジャーは経営者にコントロールされる立場にある。一般に、マネジャーに与えられる権限や責任は経営者より小さい。そのため、業績に個人差を反映させる余地が小さく、経営者と同じように個人差が業績に大きな影響を与えない可能性もある。

経営者の個人差を対象とした実証研究を行うためには、企業の業績データに加え、経営者の所属に関するデータをパネルデータとして利用する必要があった。特に後者のデータは獲得が難しいため、研究の数が少なかった。マネジャーを対象とする場合、社内のビジネスユニットごとに集計された業績データおよび人事データを用いる必要があるため、データの入手がさらに困難となる。そのため、マネジャーを対象とした研究はほとんど行われていなかった。以上から本研究は、未だ実証的課題として残された「マネジャーの個人差は業績に大きな影響を与えるのか」に取り組むこととする。

### 3. 研究のセッティング

#### 3.1 リサーチサイト

課題を検証するため、株式会社ドンク(以下ドンクと表記)における各店舗のデータを用いる。ドンクは、百貨店等を中心としたインスタペーカリーの先駆的存在であり、今なおリーディングカンパニーである。創業100年を超え、国内外に約200店舗を展開する。インスタペーカリーの業態では、セントラルキッチンで作った冷凍パン生地を店舗に配送し、店舗の窯で焼き、販売する企業も少なくないが、ドンクは各店舗で毎日の気温や湿度に合わせて粉から生地を作り、焼き上げて販売する。このような方式を取ることで、高品質で新鮮なパンを販売することができる。しかし、各店舗に技能の高い職人を抱えることや製造のための設備やスペースを設けることを必要とするため、コストは割高となる(三矢 2007)。加えて、セントラルキッチンで作成された冷凍品を用いる場合に比べて生産のリードタイムが長く、当日の生産量の可変性が小さいため、適切な販売予測に基づいた生産の意思決定が重要となる。

本研究において注目するマネジャーは各店舗の店長である。各店舗はプロフィット・センターであり、店長が裁量権を持つ管理可能な範囲で店舗の利益責任を持つ。店長は、自身の店舗の売上高、労働生産性<sup>2</sup>、そして貢献利益の予算比および前年同月比によって評価を受ける。

彼らが店舗を管理し、業績目標を達成するために重要とされているのは、失敗・売れ残り等によって生じるロスを減らすこと、パート・アルバイトを含む人員の適切な管理、そして効果的な販売活動である(三矢 2007)。ドンクでは、各店舗の店長が、当日の天気や近隣の行事等から需要を予測し、製品ミックス(品揃え)や生産量を決定する。店舗ごと、時期ごと、更に細かくはその日の天気や周囲の催し等によって変動する適切な製品ミックスや生産量を予測し、リードタイムを勘案しながら、適切なタイミングで、適切な商品を適切な数量生産することで売れ残りによる廃棄のロスを減らすことが求められる。残品や、失敗品によるロスは集計され、店舗管理の重要な指標とされている。また各店舗の人員の多くはパートやアルバイトであるため、店長は日々の人件費をある程度コントロールすることができる。その時々によって変わる混雑具合に合わせて適切な人員を適切な人数配置することなどを通じた、人件費のコントロールをうまく行うことが求められる。複数のタスクをこなせる人員を育成することを通して、人件費の額に影響を与えることができる。このような権限を持つ一方で、店長は値下げを行う権限を持たない。また、一部の店舗オリジナルの製品を除き、価格の決定権を持たない。つまり売上高に直接影響する売値をコントロールする権限はほとんど持たない。

このような役割から、店長はプロフィット・センターの長であるが、管理可能性の高い業績指標はコストであり、コストに関する意思決定が店舗の利益目標の達成のために重要であることが分かる。ただし、一見直接影響を与えづらいと考えられる売上高もマネジャーによって大きく異なること、つまり「売る能力」が存在することも知られている。「売れる店長」は効果的な商品構成・ディスプレイ・販売促進活動を通して、同じ費用のもとでも、売上高を伸ばすことができると考えられている。逆に、顧客がほしい商品を切らせることによって生じる売り逃しは、売上高に悪影響を与える。そのため、売上高も店長にとって管理可能な指標であると考えられており、店長を評価する際に重要な業績指標とされる。

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

### 3.2 作業仮説の設定

このようなリサーチサイトの特性を踏まえ、前節で設定した本研究の課題をより具体的な作業仮説に置き換えることとする。ドンクの店長にとって管理可能性が高いロスや人件費といったコストに関する意思決定は、利益目標の達成を左右する重要な要因である。もし、店長が一律に最も合理的な意思決定を行うのではなく、個人差が業績に影響を与えるならば、ロス・人件費という管理可能性の高いコスト項目がマネジャーの違いによって大きく変動すると考えられる。ここから次の仮説を設定する。

H1: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与としたロスの変動に影響を与える。

H2: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与とした人件費の変動に影響を与える。

一方で、予めレシピで分量が決められている材料費については、一部の店舗オリジナル、エリアオリジナル品を除いて同じ商品に対して同じ分量が用いられる。そのため、材料費はマネジャーが誰であるかにかかわらず売上高の変動に対して一定の割合で推移すると考えられる。ここから、次の仮説を設定する。

H3: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与とした材料費の変動に影響を与えない。

総費用にはロスや人件費のようにマネジャーの個人差が影響を与えると予測される費目に加え、光熱費、テナント料など、マネジャーの意思決定に関わらず固定的に発生する費用が含まれる。そのため、マネジャーたちの個人差は、総費用に対して影響を与えるが、ロスや人件費ほど大きな影響を与えないと予測される。

H4: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与とした総費用の変動に影響を与える(ただし、ロスや人件費よりは影響が小さい)。

上記のようにマネジャーの「売る能力」が存在する場合、売上高がマネジャーの違いによって大きく変動すると考えられる。そこで、次の仮説を設定する。

H5: マネジャーの個人差は、費用の変動を所与とした売上高の変動に影響を与える。

ドンクの各店舗はプロフィット・センターであり、店舗で集計される最も集約された業績指標は営業利益である。もし、上記のロス、人件費、売上高の変動にマネジャーの個人差が大きな影響を与えたとしたら、利益にもまた影響を与えることが予想される。

H6: マネジャーたちの個人差は、利益の変動に影響を与える。

### 3.3 データ・変数・推定モデル

仮説を検証するための分析には、ドンクの店舗ごとの月次財務データおよび店長の所属に関する人事データを用いる。本研究の課題を検証するにあたって、ドンクのデータは以下の2点から適していると言える。第1に、各店舗の月次財務データ、および店長の人事データの両方を利用できる。マネジャーがビジネスユニットの業績に与える影響を検証するためには、ビジネスユニットの財務業績データと、マネジャーの所属に関する人事データが必要となる。しかし、このような社内アーカイバルデータを入手することは非常に困難である(Matsumura and Shin 2006; Moers 2006)。ドンクのデータは本研究の課題を検証することができる貴重なデータである。第2に、共通の職務内容で、なおかつ共通のマネジメント・コントロール・システムで管理されるマネジャーのサンプルを多数得られる。これによって業務内容や業績責任、業績評価など、マネジャーの個人差以外の要因がコントロールされた状況で、マネジャーの個人差と業績の関係を検証することができる。

本研究における業績、つまり従属変数は店舗ごとに集計されたコスト(ロス、人件費、材料費、

そして総費用), 売上高, 労働生産性および貢献利益の変動である。ロス(製造段階での失敗や売れ残りによって生じた材料の費用)である。人件費には社員, パート・アルバイトの人件費, 交通費や法定福利費, 賞与引当金, 退職金<sup>3</sup>等が含まれる。材料費は店舗のコスト構造の中で比較的多くの割合を占める, 店舗で消費された材料費の合計である。総費用は店舗の業績測定に用いられるすべての費用である。また, 労働生産性は, 粗利益を人件費で割って計算され, マネジャーの業績評価に用いられる利益指標である。貢献利益は, 売上高と変動費の差額でありマネジャーの評価に用いられる最も集約された指標である。

これらの業績変数とマネジャーの個人差の関係を検証するため, 階層線形モデル(Hierarchical linear model: HLM)を用いた分析を行う。HLMとは, データの階層関係を組み込んだ統計技法である。本研究で用いるデータには, 店舗とそこに属するマネジャーという階層関係がある。このような階層関係を考慮しないまま回帰分析を行うと, 誤差項に級内相関が生じ, 分散が不均一となる。具体的には, 同一店舗の  $t$  期の業績と  $t+1$  期の業績との間には他店舗の  $t$  期の業績との間にはない相関関係があることが推測される。同様に, あるマネジャーが店長であった時の業績には, 他のマネジャーが店長であった時の業績との間にはない相関関係があることが推測される。HLMを用いることで, このようなデータの階層関係によって生じる級内相関の問題に対処できる(新井ほか 2014; Ho et al. 2014; Misangyi et al. 2006)。

さらに, HLMは本研究の仮説を検証するにあたって重要な特性を持つ。すなわち, HLMを用いると, 階層別に分解した誤差項の分散の相対的な割合を示すことができる。これは, 従属変数の分散が階層関係の中のどのレベルで, どの程度説明できるかを推定することができる, ということの意味する(新井ほか 2014; Crossland and Hambrick 2011; Mollick 2012; Misangyi et al. 2006)。HLMのこの特性を利用すると, 業績の変動のうちどの程度の割合がマネジャーレベルで説明できるかを推定することができる。

経営者を対象とした先行研究では, 前述のように経営者の固定効果を用いて経営者の個人差が業績に与える効果を推定するものも存在する(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Ge et al. 2011)が, 本研究では以下の3つの理由からHLMを採用する。まず第1に, 固定効果を用いたモデル化は, データの特性を適切に表現できているとはいえないためである。固定効果を用いたモデルでは, 店舗の効果と店舗に所属するマネジャーの効果が独立かつ並列の要因として扱われる。上述のように, 店舗と店舗に所属する店長, という構造が存在することを鑑みると, 固定効果によるモデル化よりも, 階層関係を想定したHLMのほうがデータに適合していると言える。第2に, 固定効果を用いる場合, マネジャーの所属する店舗の固定効果とマネジャーの固定効果の間の多重共線の問題を避けるため, サンプルを2店舗以上の店長を経験したマネジャーのものに限定する必要があるため, 分析に用いることができるサンプル数が限定される。HLMを用いることで, サンプルの大幅な削減を避けることができる。第3に, 店舗や期間, マネジャーの固定効果を含める固定効果モデルは, 非常に多くの独立変数をモデルに含めることになり, 自由度が下がる(有効性が低くなる)という問題を持つ。HLMを用いることで, 固定効果モデルに比べ有効性の高い推定結果が得られる。

本研究で検証する業績は, いずれかの店長の指揮下にあるという意味で, 店長にネストされる。さらに店長は, いずれかの店舗に所属するため, 店舗にネストされる。一般的なHLMは, 図1の左のように各階層が完全な入れ子構造になっていることを仮定している。しかし, 本研究で用いるデータでは, 店長がサンプル期間内に複数の店舗に所属している(図1右)<sup>4</sup>。このように下位構造であるマネジャーが複数の上位構造, つまり店舗に所属している特殊な階層構造

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

(クロス分類構造)を持つデータを分析するためには、クロス分類モデル(Cross-Classified Model)の適用が必要になる。そのため下記に示す(1)式を用いる。

$$y_z = \beta_0 + \gamma_t + \beta_k X_z + u_{shop(z)}^{(3)} + u_{manager(z)}^{(2)} + e_z \quad (1)$$

このモデルの従属変数である  $y_z$  は、任意の年月における任意の店舗  $z$  の業績の前年同月比を対数表示したものである。  $y$  にはロス(Loss)、人件費(Person)、材料費(Material)、総費用(Total)、売上高(Sales)の前年同月比を対数表示したもの、労働生産性(Labor)、営業利益(Cont)の前年同月比のいずれかを代入する。それぞれの業績変数を前年同月比としたことにより、月ごとの需要の変動の影響が排除できる。マネジャーは前年同月の業績を店舗管理のベンチマークとしており、業績評価の際にも前年比が用いられるため、前年同月比はマネジャーの意思決定に利用される情報とも整合する。

右辺の  $\beta_0$  は切片、  $\gamma_t$  は、期間の固定効果(月次のダミー変数として推定式に含める)、  $\beta_k$  は業績レベルでの固定効果である。  $X$  の内容は従属変数ごとに異なる。まずコスト(ロス、人件費、材料費、総費用)を従属変数にとった推定では、売上高の変動を対数表示したもの、すなわち  $\log(Sales_t / Sales_{t-12})$  を含める。ロスを従属変数にとった推定の際には、ロスの金額は材料費に依存するため、材料費の変動  $\log(Material_t / Material_{t-12})$  を加える。同様の理由で、材料費を従属変数とする推定にはロスの変動  $\log(Loss_t / Loss_{t-12})$  を加える。売上高を従属変数にとる際には、総費用の変動  $\log(Total_t / Total_{t-12})$  を含める。

$u_{shop(z)}^{(3)}$  は業績  $y_z$  に対する店舗レベル(レベル 3)の効果、  $u_{manager(z)}^{(2)}$  はマネジャーレベル(レベル 2)の効果、そして  $e_z$  は業績レベルの誤差項である。これらはそれぞれ確率変数であり  $u_{shop(z)}^{(3)} \sim N(0, \sigma_{u(3)}^2)$ 、  $u_{manager(z)}^{(2)} \sim N(0, \sigma_{u(2)}^2)$ 、  $e_z \sim N(0, \sigma_e^2)$  であるとする。このモデルにおける  $u_{manager(z)}^{(2)}$  はマネジャーの違いによって生じる業績  $y_z$  の分散を表す。このマネジャーの効果が各従属変数に対して有意に関係するか否か、そして、マネジャーの効果が業績の変動のどれほどの割合を占めるかを推定することを通して、仮説を検証する。

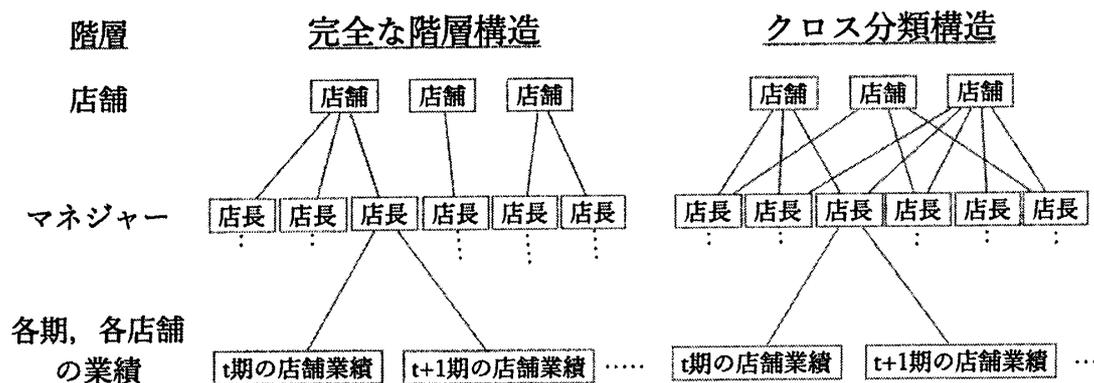


図1 データの階層関係

## 4. 結果

### 4.1 記述統計

本項では、分析に用いるデータの説明を行い、記述統計量を示す。表1はデータの記述統計

量である。10,578 の元サンプルからコスト、売上高の数値が 0 以下、前年同月比が 10%未満、もしくは 200%以上の異常サンプル<sup>5</sup>を除外した上で、前年業績が存在しないなどの理由で前年同月比が作成できないサンプルを除外した。さらに本研究で用いる最も集約された業績指標である貢献利益について、上下 1%を除外した 8,639 サンプルを分析に利用した。それぞれの業績指標は、前年同月比として表示している。なお、このデータには 203 店舗のデータが含まれており、2006 年 3 月から 2011 年 2 月までの 60 ヶ月のサンプル期間内に店長を務めたのは 278 名であった。

表 1 記述統計量

業績指標	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
売上高(Sales)	8,639	.968	.108	.305	1.866	店舗数
材料費(Material)	8,639	.954	.131	.305	1.958	203
ロス(Loss)	8,639	.976	.256	.100	2.000	店長数
人件費(Person)	8,639	.988	.118	.292	1.982	278
総費用(Total)	8,639	.967	.099	.258	1.538	期間
労働生産性(Labor)	8,639	.995	.129	.257	1.996	60
貢献利益(Cont)	8,639	.951	.733	-3.796	5.802	

## 4.2 仮説の検証

本項では、上記データを用いて(1)式を推定した結果を示し、作業仮説を検証する。表 2 は(1)式の推定結果であり、店舗・マネジャー・およびその他の誤差によって生じる分散のみを表示している。(1)式のモデルは、線形モデル、および店舗レベルのランダム効果のみを加えた 2 レベルモデルよりも有意に当てはまりがよく(表 2 の下 2 行のカイ二乗検定、それぞれ  $p < .001$ )、マネジャーの効果が存在することが示唆される。また、各々の業績指標について、ランダム効果の推定値を正規確率プロットで確認したところ、店舗、マネジャーの効果はおおよそ正規的であることが見てとれた(正規確率プロットの結果は省略)。

表 2 (1)式におけるランダム効果の推定結果

	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
$u_{shop(z)}^{(3)}$	.008 (.001)	.002 (.000)	.001 (.000)	.001 (.000)	.001 (.002)	.003 (.000)	.034 (.007)
$u_{manager(z)}^{(2)}$	.011 (.001)	.003 (.000)	.002 (.000)	.001 (.000)	.001 (.000)	.004 (.000)	.040 (.007)
$e_z$	.053 (.001)	.007 (.000)	.006 (.000)	.004 (.000)	.004 (.000)	.011 (.000)	.464 (.007)
$\chi^2$ (liner)	861 .71	1225 .43	695 .66	479 .07	895 .89	982 .81	343 .57
$\chi^2$ (2level)	352 .49	763 .64	451 .39	208 .74	426 .57	565 .80	122 .41

推定値下の()内は標準誤差。  $\chi^2$ 横の()内は比較対象のモデル。

次に、マネジャーの個人差が業績に与える影響の大きさを確認するため、ランダム効果部分の各階層の VPC (Variance Partition Coefficient)を算出する。VPC は、誤差変動全体の中での、レ

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

ベルの違いが原因で生じる誤差変動の割合であり、業績に対する各レベルの効果の程度と解釈できる(Misangyi et al. 2006; Mollick 2012). VPC を見ることでコストの変動を説明する際に店舗、マネジャーの各レベルの違いが業績変数の分散のうちどの程度の割合を説明するのか、ということがわかる。VPC は、それぞれのレベルの推定された分散を全体の分散で除することで得られる。例えばマネジャーレベルの VPC は以下の(2)式から得られる。

$$VPC_{u(2)} = \frac{\sigma_{u(2)}^2}{\sigma_{u(3)}^2 + \sigma_{u(2)}^2 + \sigma_e^2} \quad (2)$$

表 3 は従属変数それぞれについて(1)式の推定結果を(2)式に代入し、計算した店舗、店長、そして残差各レベルの VPC である。まずロスに関しては、マネジャーレベルの VPC が.148 と推定された。これは、売上高、材料費を一定とした時のロスの前年同月比の変動のうち約 15% がマネジャーの違いで説明できることを意味する。同様に売上高を一定とした時の人件費の前年同月比の変動の約 23% がマネジャーの違いで説明できる。これは、店舗の違いによって説明される業績変動と比べても大きく、H1, H2 と整合する結果である。材料費や総費用に関しても、それぞれ約 17%, 約 12% の変動がマネジャーの違いで説明できる。材料費は製品あたりの使用量がマニュアル等で決められているため、マネジャーの違いによって大きく変動することはない、という H3 の予測に反して大きな割合の変動がマネジャーの違いによって説明されるという結果が観察された。総費用に関しては、マネジャーが管理することが出来ない百貨店へのコミットメントや水道光熱費等、固定的に発生する費目が反映されるため、他のコスト指標に比べマネジャーの違いによって生じる変動が小さかったと考えられる。この結果は H4 に整合する。

売上高に関しては、マネジャーの VPC が.186 であった。これは店舗の売上高の前年同月比業績の変動の約 19% がマネジャーの違いで説明されることを意味する。マネジャーの個人差が、売上高の変動に大きな影響を与える、という H5 と整合する結果である。また利益指標である労働生産性の VPC は.212 と大きい、貢献利益は.073 と、他と比べて小さかった。ロスや材料費、人件費、売上といったマネジャーの違いによって生じる変動が大きい項目によって集計される労働生産性は、マネジャーの違いによって変動する割合が大きく H6 に整合する結果であった。しかし、総費用と同様に固定的に発生する費目が影響する貢献利益についてはマネジャーの違いによって生じる効果は小さかった。

表 3 分散情報(VPC)

従属変数 レベル	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
店舗	.108	.185	.116	.100	.169	.147	.064
マネジャー	.148	.234	.174	.120	.186	.212	.073
残差	.744	.581	.709	.780	.644	.641	.863

追加的に、このマネジャーの違いによって説明される分散が具体的にどの程度の業績の差をもたらすのかを確かめる。表 4 は(1)式で推定されたマネジャーのランダム効果の、マネジャーごとの予測値(Best Linear Unbiased Predictor)の記述統計量である。この予測値は個々のマネジャーの業績をあげる能力の代理変数であると解釈できる<sup>6</sup>(Bamber et al. 2010; 中嶋ほか 2013)。こ

の情報をを用いて、能力が高い(コストが低い、もしくは売上高が高い)マネジャーと能力が低いマネジャーを比較し、マネジャーごとの具体的な業績の違いを見る。まずロスについて、上位10%のマネジャーと下位10%のマネジャーの間には.185の差がある。これは、売上高を所与とした時、期待されるロスの変動  $\log(Loss_t / Loss_{t-12})$  に.185の差があることを意味する。対数である.185を真数に変換すると  $\exp(.185) = 1.203$  となる。これはつまり前年同月比が約20%異なることを意味する。人件費でも  $\exp(.118) = 1.125$ 、約13%の差がある。ロス、人件費について、マネジャーの個人差の違いによって生じる業績変動は大きく、マネジャーの効果は、経済的に重要な(Economically Significant)影響を与えていると言える。これはH1、H2と整合する結果である。

材料費では  $\exp(.063) = 1.065$ 、約7%の差であり変動が小さい。材料費はそもそもの業績の変動が少ないため、マネジャーの違いによって生じる経済的影響が他の業績に比較して小さい。材料費の変動の約17%という大きな割合がマネジャーの違いによって説明されるが、マネジャーの違いによって生じる業績変動の大きさは必ずしも大きくないということを示す。この点においてはH3に整合する結果であると言える。総費用では  $\exp(.044) = 1.045$ 、約5%の差がある。総費用は、マネジャーの意思決定に関係なく生じる固定費の影響を受けるため、マネジャーの違いによる経済的影響が材料費よりもさらに小さい。ここから、総費用の変動に対するマネジャーの効果の総費用に対する経済的影響は必ずしも大きくないと言える。

売上高に関しては、 $\exp(.065) = 1.067$ 、つまり約7%の差がある。売上高も材料費と同様、そもそもの業績の変動が少ないため、マネジャーの違いによって生じる経済的影響がロスや人件

表4 マネジャーのランダム効果の予測値の記述統計量

	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
サンプル数	278	278	278	278	278	278	278
平均値	0	0	0	0	0	0	0
標準偏差	.083	.046	.032	.019	.027	.051	.145
最小値	-.307	-.187	-.125	-.091	-.104	-.140	-.525
下位10%	-.089	-.058	-.032	-.023	-.034	-.064	-.142
上位90%	.096	.060	.031	.021	.031	.066	.177
最大値	.249	.122	.206	.063	.086	.173	.723
ロス	1						
人件費	.377 (.000)	1					
材料費	-.128 (.033)	-.186 (.002)	1				
総費用	.295 (.000)	.680 (.000)	.395 (.000)	1			
売上高	-.166 (.006)	-.317 (.000)	-.323 (.000)	-.539 (.000)	1		
労働生産性	-.312 (.000)	-.749 (.000)	-.289 (.001)	-.771 (.000)	.771 (.000)	1	
貢献利益	.015 (.798)	-.127 (.035)	-.226 (.000)	-.258 (.000)	.458 (.000)	.373 (.000)	1

表の下段はピアソンの積率相関係数を示す。()内はp値。

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
-株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

費と比較して小さい。これはH5の予測とは異なる。マネジャーの違い、すなわち「売る能力」は確かに存在し、売上高の変動の大きな割合を説明する要因であったが、そのマネジャーの違いによって生じる業績変動は必ずしも大きくない。

労働生産性は対数表示していないため、単純に10%点と90%点の差分をとると.130であった。これは労働生産性が上位のマネジャーと下位のマネジャーの間には、前年同月比に13%の差があることを意味する。同様に、貢献利益の上位、下位のマネジャーの推定値の差は32%であった。労働生産性に比べ、貢献利益に関するマネジャーの違いによって説明される業績変動の割合は小さいが、上位のマネジャーと下位のマネジャーの業績の差はそれぞれ13%、32%であり、利益尺度もまた、マネジャーの違いが経済的に重要な影響を与えており、特に貢献利益のマネジャーの違いによる業績への影響が大きいことが見てとれた。

表4下部の相関係数から、人件費と労働生産性には強い負の相関があることが見てとれる。これは人件費を管理する能力が労働生産性を高めるために重要であることを示唆する。また、総費用の推定値と売上高の推定値には負の相関がある。これは、コストを管理する能力が高いマネジャーは売上高を高める能力も高い傾向があることを示す。また、売上高の推定値と労働生産性の推定値の間にも強い正の相関が見てとれる。これは労働生産性を高めるためには人件費の低くする能力に加え売上高を高める能力が重要であることを示す。

## 5. マネジャーの個人差を規定する要因

### 5.1 個人差を規定する要因

本節では、(1)式で推定し、表4にまとめられた業績を高める能力は、どのような要因によって規定されるのかを探索する。マネジャーの業績を高める能力を規定する要因として、マネジャーの観察可能な特性、特に社内でのキャリアと年齢に注目する。

マネジャーたちは、自身の職能の経験から業務に関する知識やノウハウを得る。また、現在の機会や問題を認識する視点を形成する(Hambrick and Mason 1984; Bamber et al. 2010)。機会や問題を認識する視点が異なると、それを基にした意思決定も異なる。そのため、経験したキャリアの違いは、4.2の分析で発見したマネジャーごとの業績の違いをもたらす要因であると予測できる。

ドンクの店長は販売、生産、管理部門、カフェの4つの職能のいずれかうちいくつかを経験する。販売は、店頭での接客や陳列等を担当し、生産は、各店舗における製パンを担当する。管理部門は店舗経営から離れた管理部門での勤務、カフェはカフェ業態での勤務である。店舗運営に直結する職務は販売と生産であり、販売と生産の経験が店舗の管理に関する知識やノウハウと関連していると考えられる。そのため、販売と生産の経験に注目する。

表5は、分析対象のマネジャーの各職能の経験の有無に関するクロス集計表である。なお、キャリアに関するデータの制限により、278名のマネジャーのうち203名のサンプルのみを用いている。表5を縦に見るとすべてのマネジャーが販売または生産うち少なくともひとつの職能を経験していることがわかる。カフェ業態は一般の店舗に比べ少ないため、カフェ職能を担当した経験のあるマネジャーは少ない(24名)。

年齢もまた、マネジャーの個人差を規定する要因とされる。年齢は、マネジャーの価値観や認知スタイルを規定し、それゆえ意思決定に影響を与える要因であるとされる(Bamber et al.

2010; Bertrand and Schoar 2003; Hambrick and Mason 1984). 経営者を対象とした研究では、年齢が高いほど保守的で成長性が低いと予測・実証されている(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Hambrick and Mason 1984). 店舗のマネジャーも同様に、年齢が高いほど保守的で、成長性が低いと予測できる。その結果、前年同月比の業績は年齢が高いほど低くなることが予測される。また、年齢が高いほど、後の昇進の可能性が低くなり、昇進によってもたらされる長期的インセンティブの効果が弱まると考えられる(Campbell 2008; Gibbs 1995; Merchant and Van der Stede 2012). ここから、年齢が高いほど前年同月比業績を高めるモチベーションが下がり、業績が低くなることが予測される。マネジャーの2011年時点での年齢は、平均44.46、標準偏差7.96、最小値30、最大値62であった。

表5 マネジャーのキャリア(経験した職種)のクロス集計表

カフェ・管理部門の経験			販売・生産の経験				計
			両方あり	販売のみ	生産のみ	両方なし	
カフェ	なし	管理部門なし	80	47	0	0	127
		管理部門あり	16	7	29	0	52
	あり	管理部門なし	9	9	0	0	18
		管理部門あり	1	4	1	0	6
計			106	67	30	0	203

## 5.2 分析方法と結果

マネジャーの業績をあげる能力とマネジャーが経験した職能、および年齢の関係を検証するため、以下の(3)式を推定する。

$$u_{m,y}^{(2)} = \alpha_0 + \alpha_1 Sales\_or\_Baking_m + \alpha_2 Admin_m + \alpha_3 Cafe_m + \alpha_4 Age_m + \varepsilon_{m,y} \quad (3)$$

従属変数 $u_{m,y}^{(2)}$ は、(1)式で推定し表4で記述統計量を示したマネジャーのランダム効果の予測値( $\hat{u}_{manager(z)}^{(2)}$ )である。 $m$ はマネジャー、 $y$ は業績変数(ロス・人件費・材料費・総費用・売上高・労働生産性・貢献利益)を表す。ただし、推定の際には推定値を標準化したものを用いる。 $Sales\_or\_Baking$ は店舗管理に直結する職能である販売・生産職能のうち、販売と生産両方を経験している場合0、販売の経験があり、生産の経験がない場合に1、生産の経験があるが販売の経験がない場合に2をとるカテゴリ変数である。 $Admin, Cafe$ はそれぞれ管理部門、カフェの職能を経験していたら1をとるダミー変数である。 $Age$ はマネジャーの2011年時点での年齢である。

(3)式の結果の解釈は、従属変数によって異なる。ロスから総費用までのコストを従属変数にとった推定式の従属変数は、マネジャーが売上高を所与としたコストの変動に与える影響であるため、小さいほうが良い業績であると言える。そのため、回帰係数が負であることが望ましい。一方売上高、労働生産性、貢献利益は大きいほうが良い業績であるといえ、回帰係数が正であることが望ましい。

表6は(3)式の推定結果をまとめたものである。 $Sales\_or\_Baking$ は0、すなわち販売、生産両方を経験した場合を基準として推定しているため、推定結果には販売のみを経験したもの

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

(Sales)と生産のみを経験したもの(Baking)が表示されている。推定の結果、生産のみを経験したマネジャーは、販売のみを経験したマネジャー、販売・生産両方を経験したマネジャーに比べ有意に人件費が高い、すなわち人件費の管理能力が低い( $p < .01$ )<sup>7</sup>。この結果は、顧客の動向や需要を予測し、人員をコントロールする際に販売職能の経験が有用であることを示唆する。労働生産性指標も同様の結果であったが、これは人件費における差が影響していると考えられる。また、販売のみを担当したマネジャーは、販売・生産両方を経験したマネジャーよりも有意に売上高が低い( $p < .05$ )。これは、売上高を高めるためには販売で培う知識、ノウハウのみでなく、生産に関する知識、ノウハウが必要であることを示唆する。貢献利益について、販売、生産のどちらかのみを経験したマネジャーは、販売・生産両方を経験したマネジャーに比べ業績が低い( $p < .1$ )。ここから店舗の利益を高めるためには、販売、生産両方の経験が重要であることが示唆される。

年齢については、材料費以外のすべてのコスト項目で、業績と正の関係、つまり年齢の増加に伴いコストが高くなる(ロス、人件費、総費用それぞれ  $p < .05, p < .1, p < .1$ )。また、売上高、労働生産性、貢献利益と負の関係、つまり年齢の増加に伴い業績が低くなる(売上高、労働生産性、貢献利益それぞれ  $p < .05, p < .01, p < .1$ )。これは、予測と一貫した結果であった。

表 6 (3)式の推定結果

	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
<i>Sales</i>	.023 (.150)	-.113 (.175)	.144 (.190)	-.004 (.160)	-.302** (.149)	-.127 (.151)	-.297* (.167)
<i>Baking</i>	.241 (.216)	.490*** (.176)	-.179 (.199)	.155 (.184)	-.164 (.203)	-.400** (.186)	-.284* (.165)
<i>Admin</i>	-.154 (.228)	.354 (.227)	-.679** (.263)	-.052 (.206)	.361 (.263)	.236 (.217)	.575** (.233)
<i>Cafe</i>	-.022 (.243)	.436* (.228)	.224 (.220)	.492** (.218)	-.140 (.202)	-.343* (.179)	.081 (.237)
<i>Age</i>	.022** (.011)	.018* (.013)	.008 (.013)	.018* (.010)	-.029** (.011)	-.034*** (.010)	-.021* (.011)
<i>cons</i>	-1.004** (.474)	-.924 (.562)	-.300 (.578)	-.857* (.466)	1.384*** (.503)	1.645*** (.473)	.977* (.514)
<i>n</i>	203	203	203	203	203	203	203
<i>R</i> <sup>2</sup>	.003	.071	.033	.033	.045	.078	.034

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$ . ()内は分散不均一頑健標準誤差。R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数。

## 6. まとめ

### 6.1 結果の要約

本研究では、「マネジャーの個人差は業績に大きな影響を与えるのか?」という研究課題を設定し、ドンクのデータを用いて検証した。階層線形モデルを用いた結果から、以下の2点を発見した。

(1) マネジャーの個人差は業績に有意(Statistically Significant)な影響を与える。

マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与としたコストの変動、コストの変動を所与とし

た売上高の変動、そして利益の変動の7~23%を説明する要因であった。特に人件費や売上高、労働生産性といった項目について、マネジャーが誰かによって業績の変動の大きな割合が説明されることを発見した。一方、総費用や貢献利益といったマネジャーの意思決定に関係のない固定費を含む業績尺度は、マネジャーの違いによって説明される業績の変動が小さかった。

(2) マネジャーの個人差は業績に対して経済的に重要な(Economically Significant)影響を与える。

マネジャー個々人が業績に与える影響の推定値を、業績を管理する能力の代理変数と解釈し、能力が高い(コストが低い、売上が高い、もしくは利益が高い)マネジャーと能力が低いマネジャーを比較した結果、ロス・人件費・労働生産性について、マネジャーの個人差の違いによって生じる業績変動は大きく、マネジャーの能力の差が経済的に重要な影響を与えているといえた。一方、そもそもの業績の分散が小さい材料費、総費用、売上高は、上位10%点のマネジャーと下位10%点のマネジャーの間の業績差が10%未満であり、マネジャーの能力差が業績に与える影響は限定的であった。元々の業績の変動が大きい貢献利益については、マネジャーの違いによって大きな業績変動が起こると推定された。

また、階層線形モデルで推定したマネジャー毎の推定値を用いて、「マネジャーの個人差を規定する要因」を探索した。その結果、以下の2点を発見した。

(1) マネジャーのキャリア(経験した職能)は、マネジャーの業績を管理する能力と有意に関係する。

店舗の運営に直結する販売と生産の2つの職能の経験の有無は、マネジャーの人件費や売上高、利益を管理する能力と有意に関係していた。特に、生産のみを経験しているマネジャーは販売のみを経験したマネジャーや、販売・生産両職能を経験したマネジャーよりも有意に人件費が高く・労働生産性が低い。また、両職能を経験したマネジャーは販売のみを経験したマネジャーよりも売上高が高く、販売・生産どちらかのみを経験したマネジャーよりも貢献利益が高い。

(2) マネジャーの年齢は、マネジャーの業績を管理する能力と有意に関係する。

マネジャーの意思決定が反映されにくい材料費以外のコスト、売上高、利益指標について、マネジャーの年齢が高いほどコストが高く、売上高と利益が低い。

## 6.2 研究の貢献・限界

本研究の結果は、研究課題を明らかにすることによる理論的貢献および管理会計研究の方法論に対する貢献を持つ。第1に、本研究の結果は、マネジャーの個人差とビジネスユニットの意思決定や業績との関係に関する理論予測について、実証的証拠を示した。経済学ベースの研究では、個人差が業績に与える影響は限定的であることが想定され、分析の際には誤差として扱われていた。リソース・ベース経営学を理論ベースとした研究では、人的資源が業績に大きな影響を与えることを想定するものの、実証研究では、特定の個人属性以外の個人差を誤差として扱われていた。そのためこれらの研究の前提条件である「個人差は業績に大きな影響を与えない(与える)」ということに対する実証的証拠は提示されてこなかった。本研究では、実証的課題として残されていたマネジャーと業績の関係を定量的に示した。特に、マネジャーの個人差は業績に有意な影響を与えること、そして(その大きさは業績指標によって異なるが)この影響は誤差として無視できないほど大きな場合があることを示した。

第2に、コストや売上高に対してマネジャーが与える影響を数値で表現した本研究の成果は、

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

業績評価やインセンティブ報酬といった管理会計の幅広い研究文脈に対する応用可能性を持つ。業績評価に関する理論的考察では、マネジャーの努力の差がどの業績指標に現れ、どの程度の影響を与えるのか、つまり業績指標の正確性と感度に関する情報が、インセンティブの設計において重要であるとされてきた(Banker and Datar 1989)。しかしながら、このような情報を得ることは困難である。そのため業績評価に関する実証研究のほとんどは「どの指標が管理可能か」、つまり業績指標の正確性までしか考慮せずに検証を行ってきた。本研究ではアーカイバルデータを用いて「どの指標のどのぐらいの割合がマネジャーの違いによって変動するか」を推定した。この推定値は業績指標の感度に関する情報とも言える。この情報を用いることでマネジャーの業績評価における正確性と感度に関する理論をより精緻に検証できると考えられる。

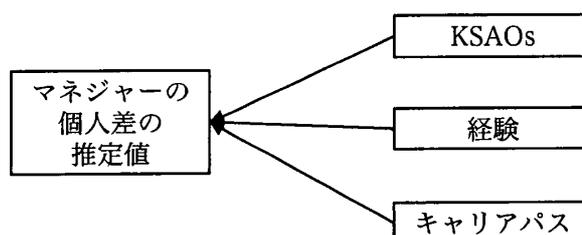


図 2 今後の研究の方向性: マネジャーの能力を規定する要因の検証

第3に、本研究ではコストや業績に対するマネジャーの個人差の予測値を、業績を管理する能力の代理変数として用い、業績を管理する能力を規定する個人の特性に関するさらなる分析を行った。本研究のように、まずマネジャーの個人差と業績の関係を推定した上で、業績に影響を与える要因を検証することで、マネジャーは業績にどの程度の影響を与えるのかを明らかにした上で、どのような特徴を持つ従業員を採用すればよいのか、どのようなキャリアを積み重ねればよいのか、といったより実践的な研究課題を検証することができる。本研究で検証した年齢やキャリア以外にも、先行研究で用いられてきた個人属性の代理変数(例えば、知識・スキル・能力・その他(KSAOs)や教育、性格、モチベーションやコミットメント(Cherian and Farouq 2013)など)とマネジャーの業績を管理する能力の関係を検証することが有用であると考えられる(図2)。

第4に、本研究は階層線形モデルを用いた検証が管理会計研究にとって有用であることを示した、という意味で方法論における貢献をもつ。新井ほか(2014)は、シミュレーションを用いて、階層線形モデルの管理会計研究における有用性を提唱した。本研究は実際のデータでの分析を通して、階層線形モデルの管理会計研究での有用性を示し、彼らの主張を補強する。管理会計研究で用いられるデータ、特に企業内のアーカイバルデータには多くの場合、部署、部長、課、課長といった階層構造が存在する。このような組織の階層構造を分析に取り込むことでより精緻な分析、もしくはこれまでになかった視点からの新たな分析を行うことができる可能性がある。

本研究は、1社のデータを用いた分析である点に限界がある。本研究では、同一の業績責任を有し、同一のマネジメント・コントロール・システムによってコントロールされる多くのマネジャーのサンプルを用いたため、マネジャーの職務や組織システムに関する要因がコントロールされた状態で、マネジャーの違いが業績に与える影響の大きさを定量的に推定することが出来た。しかしながら、このような研究上の利点は、研究の限界と表裏一体の関係にある。本

研究は理論的予測を検証する定量的実証研究であり、高い内的妥当性を有する一方で外的妥当性は低く、この結果をどの程度他の企業、業界に一般化できるかは明らかではない。これは1社のデータを用いた定量的研究に共通する限界である(Bol et al. 2010; Bouwens and Kroos 2011; Campbell 2008; Matsumura and Shin 2006)。個人差、特に組織内のマネジャーの個人差に注目した研究は、まだ緒についたばかりであり、先行研究が非常に少ない(Lazear et al. 2015)。与えられた責任や権限が異なる他の組織においても、個人差の効果が存在するのか、存在する場合、どの程度の大きさなのか等を検証する研究が望まれる。

## 謝辞

研究機会とデータを提供いただいた株式会社ドンクに感謝申し上げます。また、本論文の作成にあたり、計3名の匿名のレフェリーの先生方から大変丁寧かつ貴重なアドバイスを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

なお、本研究は2013年度メルコ学術振興財団研究助成を受けて行った研究成果の一部です。

## 注

- 1 経営者とは CEO, CFO などのトップ・マネジメントを指す。組織内のマネジャーとは経営者以外の管理職、特にビジネスユニットの管理者とし、以後マネジャーと表記する。
- 2 労働生産性は、付加価値/人件費=(売上高-売上高原価)/人件費で計算される。
- 3 ここでの退職金は、退職に伴う公休買い上げの金額を指す。
- 4 半数弱(47%)が2店舗以上に所属していた(異動の平均は.651回、標準偏差.831、最小0回、最大4回)。
- 5 このような異常サンプルは開店直後(もしくは準備期間)や閉店直後(もしくは閉店処理期間)といった、営業がなされていない期間のものである。
- 6 売上の変動を所与としたコストはより低いほうが好ましいため、ロス、人件費、材料費、総費用の推定値は低いほど能力が高いと解釈できる。一方、コストの変動を所与とした売上高の変動、利益は高いほうが好ましいため、売上高、労働生産性、貢献利益の推定値は高いほど能力が高いと解釈できる。
- 7 生産のみを経験したマネジャーと販売のみを経験したマネジャーの間の差を確認するため、基準となるカテゴリを1、すなわち販売のみを経験したマネジャーとした検証を行った。その結果、生産のみを経験したマネジャーは販売のみを経験したマネジャーよりも有意に高いことが示された( $p < .01$ )。

## 参考文献

- Anthony, R. N., J. Dearden, and R. F. Vancil. 1965. *Management Control Systems: Cases and Readings*. Homewood, IL: Irwin.
- 新井康平・大浦啓輔・加登豊. 2014. 「顧客収益性の統計的分析: 管理会計研究へのマルチレベル分析の適用可能性」原価計算研究 38(2): 78-88.

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響  
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

- Augier, M., and D. Teece. 2005. An Economics Perspective on Intellectual Capital. In *Perspectives on Intellectual Capital*, edited by B. Marr. Boston, MA: Butterworth-Heinemann, 3-27.
- Bamber, L. S., J. Jiang, and I. Y. Wang. 2010. What's My Style? The Influence of Top Managers on Voluntary Corporate Financial Disclosure. *The Accounting Review* 85(4): 1131-1162.
- Banker, R. D., and S. M. Datar. 1989. Sensitivity, Precision, and Linear Aggregation of Signals for Performance Evaluation. *Journal of Accounting Research* 27(1): 21-39.
- Banker, R. D., and R. Mashruwala. 2007. The Moderating Role of Competition in the Relationship Between Nonfinancial Measures and Future Financial Performance. *Contemporary Accounting Research* 24(3): 763-793.
- Bertrand, M., and A. Schoar. 2003. Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies. *The Quarterly Journal of Economics* 118(4): 1169-1208.
- Bol, J. C., T. M. Keune, E. M. Matsumura, and J. Y. Shin. 2010. Supervisor Discretion in Target Setting: An Empirical Investigation. *The Accounting Review* 85(6): 1861-1886.
- Bouwens, J., and P. Kroos. 2011. Target Ratcheting and Effort Reduction. *Journal of Accounting and Economics* 51(1-2): 171-185.
- Burney, L. L., C. A. Henle, and S. K. Widener. 2009. A Path Model Examining the Relations among Strategic Performance Measurement System Characteristics, Organizational Justice, and Extra- and In-role Performance. *Accounting, Organizations and Society* 34(3-4): 305-321.
- Burney, L. L., and S. K. Widener. 2013. Behavioral Work Outcomes of a Strategic Performance Measurement System-based Incentive Plan. *Behavioral Research in Accounting* 25(2): 115-143.
- Campbell, D. 2008. Nonfinancial Performance Measures and Promotion-based Incentives. *Journal of Accounting Research* 46(2): 297-332.
- Cherian, J., and S. Farouq. 2013. A Review of Human Resource Accounting and Organizational Performance. *International Journal of Economics and Finance* 5(8): 74-83.
- Crossland, C., and D. C. Hambrick. 2011. Differences in Managerial Discretion across Countries: How Nation-level Institutions Affect the Degree to Which CEOs Matter. *Strategic Management Journal* 32(8): 797-819.
- Fulmer, I. S., and R. E. Ployhart. 2014. "Our Most Important Asset": A Multidisciplinary/Multilevel Review of Human Capital Valuation for Research and Practice. *Journal of Management* 40(1): 161-192.
- Ge, W., D. Matsumoto, and J. L. Zhang. 2011. Do CFOs Have Style? An Empirical Investigation of the Effect of Individual CFOs on Accounting Practices. *Contemporary Accounting Research* 28(4): 1141-1179.
- Gibbons, R., and J. Roberts. 2013. Economic Theories of Incentives in Organizations. In *The Handbook of Organizational Economics*, edited by R. Gibbons and J. Roberts. Princeton, NJ: Princeton University Press, 56-99.
- Gibbs, M. 1995. Incentive Compensation in a Corporate Hierarchy. *Journal of Accounting and Economics* 19(2-3): 247-277.
- Hambrick, D. C., and P. A. Mason. 1984. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *The Academy of Management Review* 9(2): 193-206.
- Hambrick, D. C., and T. J. Quigley. 2014. Toward More Accurate Contextualization of the CEO Effect on Firm Performance. *Strategic Management Journal* 35(4): 473-491.

- Ho, J. L. Y., A. Wu, and S. Y. C. Wu. 2014. Performance Measures, Consensus on Strategy Implementation, and Performance: Evidence from the Operational-level of Organizations. *Accounting, Organizations and Society* 39(1): 38-58.
- Kristandl, G., and N. Bontis. 2007. Constructing a Definition for Intangibles Using the Resource Based View of the Firm. *Management Decision* 45(9): 1510-1524.
- Lau, C. M., and A. Moser. 2008. Behavioral Effects of Nonfinancial Performance Measures: The Role of Procedural Fairness. *Behavioral Research in Accounting* 20(2): 55-71.
- Lazear, E. P., K. L. Shaw, and C. T. Stanton. 2015. The Value of Bosses. *Journal of Labor Economics* 33(4): 823-861.
- Marr, B., and G. Roos. 2005. A Strategy Perspective on Intellectual Capital. In *Perspectives on Intellectual Capital*, edited by B. Marr. Boston, MA: Butterworth-Heinemann, 28-41.
- Matsumura, E. M., and J. Y. Shin. 2006. An Empirical Analysis of an Incentive Plan with Relative Performance Measures: Evidence from a Postal Service. *The Accounting Review* 81(3): 533-566.
- Merchant, K. A., and W. A. Van der Stede. 2012. *Management Control Systems: Performance Measurement, Evaluation and Incentives*. Harlow, England: Financial Times/Prentice Hall.
- MERITUM. 2001. *Final Report: MEasuRING Intangibles To Understand and improve innovation Management (MERITUM)*.
- Milgrom, P. R., and J. Roberts. 1992. *Economics, Organization, and Management*. Englewood Cliffs, NJ.: Prentice-Hall.
- Misangyi, V. F., H. Elms, T. Greckhamer, and J. A. Lepine. 2006. A New Perspective on a Fundamental Debate: A Multilevel Approach to Industry, Corporate, and Business Unit Effects. *Strategic Management Journal* 27(6): 571-590.
- 三矢裕. 2007. 「日次決算導入がもたらす組織行動への影響: 株式会社ドンクにおけるアクションリサーチ」原価計算研究 31(1): 1-13.
- Moers, F. 2006. Doing Archival Research in Management Accounting. In *Handbooks of Management Accounting Research*, edited by C. S. Chapman, A. G. Hopwood and M. D. Shields: Elsevier, 399-413.
- 中嶋哲夫・梅崎修・井川静恵・柿澤寿信・松繁寿和編著. 2013. 『人事の統計分析: 人事マイクロデータを用いた人材マネジメントの検証』ミネルヴァ書房.

## 論文

## 日本企業におけるコストの反下方硬直性

北田 智久

## 〈論文要旨〉

本稿は、日本企業におけるコスト・ビヘイビアの非対称性について分析する。具体的には、日本企業におけるコストの反下方硬直性に関して、Banker et al. (2014)の分析枠組みを用いて分析する。すなわち、売上高が増加する際のコストの増加率に比べて、同額の売上高の減少の際のコストの減少率の方が大きいという現象が観察されるかどうかを検証する。分析の結果、日本企業の売上高と販管費の間には、下方硬直性と反下方硬直性の両方が観察された。さらに、分析期間を拡張すると、下方硬直性と反下方硬直性が観察されるのは、それぞれ過去の売上高が連続した増加または減少傾向を示すときのみであるということがわかった。また、前期に売上高が減少する場合よりも、前期に売上高が増加する場合、当期の売上高の増加の程度を所与とすると販管費は平均してより大きく増加する。さらに、Banker et al. (2014)を拡張して、業種ごとのコスト・ビヘイビアを分析すると、販管費の反下方硬直性が観察されない業種が存在することがわかった。

## 〈キーワード〉

コスト・ビヘイビア, 非対称性, 下方硬直性, 反下方硬直性, 販売費および一般管理費

## Cost Anti-stickiness in Japanese Firms

Tomohisa Kitada

## Abstract

This paper investigates asymmetric cost behavior in Japanese firms. Particularly, I examine cost anti-stickiness in Japanese firms following research conducted by Banker et al. (2014). I document whether a magnitude of a decrease in costs associated with a decrease in sales is greater than a magnitude of an increase in costs associated with an equivalent increase in sales. The results show that in Japanese firms, current Selling, General and Administrative Costs are sticky conditional on a prior sales increase and anti-sticky conditional on a prior sales decrease. Furthermore, Japanese firms have sticky and anti-sticky behavior only when prior periods show a trend of continuous increases or decreases in sales, respectively. For a given magnitude of a current sales increase, costs rise to a greater extent on average following a prior sales increase than following a prior sales decrease. I examine cost stickiness and anti-stickiness in three industries and find observation of cost anti-stickiness is industry-dependent.

## Key Words

Cost behavior, Asymmetry, Stickiness, Anti-stickiness, Selling, General, and Administrative Costs

2015 年 1 月 23 日 受付  
2015 年 11 月 6 日 受理  
神戸大学大学院経営学研究科博士課程後期課程

Submitted : January 23, 2015  
Accepted : November 6, 2015  
Doctoral Student, Graduate School of Business Administration,  
Kobe University

## 1. はじめに

### 1.1 コスト・ビヘイビア研究の対象

伝統的な原価計算の考え方は、資源の獲得または削減が活動の量に比例するという関係を前提としている。この前提の下では、資源が獲得（削減）されると、それに対応するコストが比例的に増加（減少）する。したがって、コストは活動の量に比例して増減するはずである。しかし、近年の経験的研究では、コスト・ビヘイビアの非対称性が観察されている(e.g., Anderson et al., 2003; Weiss, 2010; Banker et al., 2014)。具体的には、コストの下方硬直性(cost stickiness)とコストの反下方硬直性<sup>1</sup>(cost anti-stickiness)と呼ばれる現象である。

コスト・ビヘイビアの非対称性に関する研究は、企業が公表する財務諸表上の数値の背後にあるマネジャーの資源に関する意思決定を捉えようとしている(安酸, 2012)。マネジャーの資源に関する意思決定の帰結は、コスト・ビヘイビアへと反映されると考えられている。しかし、マネジャーの意思決定を直接観察することは困難である。そこで、企業が公表する財務データを用いて、マネジャーの資源に関する意思決定を間接的に観察することが有効である。

多くの先行研究は、コスト・ビヘイビアを販売費及び一般管理費（以下、販管費）の変動によって、そして活動の量の変動を売上高の変動によって代理している(e.g., Anderson et al., 2003; Weiss, 2010; Banker et al., 2014)。これらの代理変数を用いた分析結果を解釈するためには、まず、資源とコストの関係を検討しておかねばならない。なぜなら、観察可能なコスト・ビヘイビアの分析から、観察不可能（あるいは観察困難）なマネジャーの資源に関する意思決定を論理的に推論できないからである。

そこで、本稿では、先行研究にしたがい、資源に関連付けてコストを捉えるキャパシティ・コストの立場からコスト・ビヘイビアを考察する(安酸・梶原, 2009; 安酸, 2012)。キャパシティ・コストの文脈で言う資源とは、組織が保有する物的な生産力、販売力、輸送力、人的な労働力などを指す。このとき、キャパシティ・コストは、物的・人的・組織的キャパシティを準備し維持することに関連して発生するコストだとされる(櫻井, 2012, p.258)。Kaplan and Cooper(1998, p.118)は、キャパシティ・コストの考え方を採用し、コストに関して次の関係を示している<sup>2</sup>。

$$\text{投入された資源のコスト} = \text{利用された資源のコスト} + \text{未利用のキャパシティ・コスト} \quad (1)$$

いま、左辺の「投入された資源のコスト」は、企業が事業活動に投入した資源に関連するコストを表す。これは、企業が公表する財務諸表へと反映される。右辺の第一項である「利用された資源のコスト」とは、事業活動に投入された資源の内、実際に消費された資源のコストである。右辺の第二項である「未利用のキャパシティ・コスト」とは、事業活動に投入された資源と実際に消費された資源との差である資源の未利用部分（資源スラック）を維持するためのコストである。この関係から分かるように、投入された資源は必ずしもすべて利用されるわけではなく、利用されない資源も存在する。

## 1.2 コストの下方硬直性と反下方硬直性

コストの下方硬直性とは、売上高が増加する際のコストの増加率に比べて、同額の売上高が減少する際のコストの減少率の方が小さいという現象である(Anderson et al., 2003)。この現象が観察される理由の一つとして、合理的意思決定説が指摘されている(Anderson et al., 2003; 安酸・梶原, 2009b)。合理的意思決定説によると、コストの下方硬直性は次のように説明される。

いま、売上高が減少し、マネジャーがその減少を一時的であると考えているとする。このとき、マネジャーが売上高の減少に応じて一旦資源を削減してしまうと、売上高が後に回復した場合、マネジャーは再び資源を獲得しなければならなくなる。しかし、そうした資源の調整には、資源調整コストが生じる。資源調整コストとは、資源レベルの変更に必要なコストである。Anderson et al. (2003)は、資源調整コストとして、従業員との雇用関係の解消に伴う費用(severance pay)や新たな従業員の雇用に伴う採用・訓練費用などを挙げている。さらに、彼らはこのような現金支払い費用に加えて、同僚が解雇された従業員のやる気の低下なども資源調整コストとしている。これらは投入された資源を調整することにかかるコストである。

もし、売上高の減少時における資源の保持から生じるコストと比べて、売上高の減少時における資源の削減とその後の売上高の回復時における資源の再獲得から生じるコストの方が大きいとマネジャーが考えるとき、マネジャーは売上高の減少に合わせて資源を削減しないだろう。これは、資源スラックが生じる結果につながる。(1)に照らすと、売上高減少時には、投入された資源のコストはあまり減少しないが、利用された資源のコストが減少し、未利用のキャパシティ・コストが増加する。

一方、売上高が増加する場合、その増加に対応するためには、マネジャーは追加的に資源を獲得しなければならない。したがって、売上高増加時には、売上高減少時に想定されるような資源スラックは生じない。(1)式に照らすと、投入された資源のコストが増加し、それに伴い利用された資源のコストが増加する。これらの売上高の増減時におけるマネジャーの資源に関する意思決定の違いが、コストの下方硬直性を生む。

ただし、コストは必ずしも下方硬直的ではなく、反下方硬直的な場合もあることが観察されている(Weiss, 2010; Banker et al., 2014)<sup>3</sup>。コストの反下方硬直性とは、売上高が増加する際のコストの増加率に比べて、同額の売上高が減少する際のコストの減少率の方が大きいという現象である(Weiss, 2010)。Banker et al. (2014)は Anderson et al. (2003)の分析モデル(以下、ABJモデル)を2期間モデルへと拡張することにより、前期の売上高の増減が今期のコスト・ビヘイビアに影響を与える二つの経路を分析可能とした。二つの経路とは、資源スラックによる経路とマネジャーの将来の売上高の期待による経路である。これらの経路からの影響を分析に組み込むことによって、Banker et al. (2014)は、コスト・ビヘイビアの非対称性に関する理論および経験モデルの精緻化を行った。このことにより、彼らは、コストの反下方硬直性と下方硬直性がどのような状況において観察されるかを特定している。

第一の経路は資源スラックによる経路である。マネジャーは(前々期と比べて)前期に売上高が減少したときに限り、その期において資源スラックを許容可能なレベルまで保持する。一方、前期に売上高が増加した場合、マネジャーはその売上高の増加に対応するために追加的に資源を獲得する。前期に追加的な資源の獲得が必要な場合とは、すでに資源が最高度で利用されている場合である。この場合、今期に資源スラックは持ち越されないはずである。したがって、前期に売上高が減少した場合と比べて、前期に売上高が増加した場合、今期に持ち越される資源スラックはより小さくなる。すなわち、前期の売上高の変動が今期の資源スラックの保

有量に影響を与えるのである。

前期に売上高が減少した場合、マネジャーは許容可能なレベルまで資源スラックを抱える。このとき、今期に売上高が増加すると、マネジャーはその資源スラックを利用して売上高の増加に対応することができる。すなわち、マネジャーは追加的に資源を獲得しなくても、資源スラックを活用することによって、売上高の増加に対応することができる。(1)式に照らすと、今期のコストに関して、投入された資源のコストはあまり増加しないが、未利用のキャパシティ・コストが減り、利用された資源のコストが増える。

前期に売上高が減少し、今期の売上高も減少する場合、マネジャーは前期に許容可能なレベルまで資源スラックを保持しているので、今期にはこれ以上資源スラックを保持することができない。もしマネジャーが今期にさらなる資源スラックを保持するならば、未利用のキャパシティ・コストが大きくなり、利益を圧迫してしまうこととなる。したがって、マネジャーは売上高の減少に合わせて、資源を削減しなければならない。ただし、資源調整コストが資源を保持するコストより大きいとマネジャーが考える範囲内で、マネジャーは許容可能な資源スラックを維持し続けると考えられる。

すなわち、(1)式では、未利用のキャパシティ・コストは変化せずに、投入された資源のコストの減少に合わせて、利用された資源のコストが減少する。これらのことから、売上高が前期減少する場合、今期のコストは反下方硬直的となる。つまり、コストの反下方硬直性は、未利用のキャパシティ・コストの増大による利益の圧迫を回避するマネジャーの資源に関する意思決定を表している。

続いて、前期に売上高が増加した場合を検討する。この場合、マネジャーは売上高の増加に合わせて、その期に必要な資源をすでに獲得していると考えられる。このとき、今期に売上高が増加すると、マネジャーは今期に必要な資源を追加的に獲得しなければならない。なぜなら、マネジャーは資源スラックを保持しておらず、資源を追加的に獲得しなければ、売上高の増加に対応できないため利益獲得の機会を逸失することとなる。他方、今期に売上高が減少すると、マネジャーは許容可能なレベルまで資源スラックを保持することができる。このとき、マネジャーは資源維持にかかるコストより、資源削減のために必要となる資源調整コストの方が大きいと捉えている。したがって、前期に売上高が増加すると、コストの下方硬直性が観察される。

コスト・ビヘイビアに影響を与える第二の経路は、マネジャーが抱く将来の売上高の期待による経路である。売上高の変動のトレンドは、マネジャーの将来の売上高に対する期待に影響を与える(Banker et al., 2014)。前期に売上高が増加(減少)した場合、マネジャーは将来の売上高に対して楽観的(悲観的)になると考えられる。マネジャーが将来の売上高に対して楽観的なとき、今期に売上高が減少しても、マネジャーはその後すぐに売上高が回復すると考える傾向にある。したがって、今期に売上高が減少したとしてもマネジャーは資源の保持を選択し、この結果、コストが下方硬直的になると考えられる。

一方、マネジャーが将来の売上高に対して悲観的な場合、今期にさらに売上高が減少すると、マネジャーは積極的に資源を削減するだろう。なぜなら、資源スラックの維持にかかるコストを将来の売上高から回収することができず、今期だけでなく将来的にも企業利益を過剰に低下させてしまうとマネジャーは考えるからである。したがって、マネジャーが将来の売上高に対して悲観的な場合、コストの反下方硬直性が生じる。

第一と第二の経路が前期の売上高の増加時にコストの下方硬直性を引き起こし、前期の売上高の減少時にコストの反下方硬直性を引き起こす(Banker et al., 2014)。しかし、ABJモデルに基

づく研究は、これら二つの経路を十分に考慮してこなかった。その結果、ABJモデルでは、これら二つの経路を内包する平均的な今期のコスト・ビヘイビアが推定される(Banker et al., 2014)。

Banker et al. (2014)は、前期の売上高の増減がコスト・ビヘイビアに影響を与える二つの経路を分析したという点において意義がある。ABJモデルを拡張することにより、前々期から前期への売上高の変動が今期のコスト・ビヘイビアを特徴づけることを彼らは明らかにした。これらの現象がマネジャーの意図的な資源に関する意思決定の帰結であるとする、非対称なコスト・ビヘイビアはマネジャーの合理的な意思決定を反映していることとなる。

すなわち、コストが下方硬直的になる場合には、マネジャーは資源を維持するコストより資源の削減と再調達から生じる資源調整コストの方が大きいと考え、資源に関する意思決定を行っている。一方、コストが反下方硬直的になる場合には、マネジャーは資源の削減と再調達から生じる資源調整コストより資源を維持するコストの方が大きいと考え、資源に関する意思決定を行っている。これらの資源に関する意思決定の帰結は、コスト・ビヘイビアを通じて利益へと反映される。マネジャーが複数の会計期間を通じて利益を最大化しようとして行う資源に関する意思決定が、コストの下方硬直性および反下方硬直性という現象として観察される。この点において、これらの現象は企業の合理的な資源に関する意思決定を反映している。

### 1.3 先行研究の議論と本稿の問題意識

コストの下方硬直性は合理的意思決定説だけでなく、資源調整遅延説やエージェンシー理論の観点からも説明される。資源調整遅延説では、売上高が減少する速度に対して、コスト低減が間に合わなかった結果、コストが下方硬直的になる可能性が指摘されている(安酸・梶原, 2009a)。しかし、この理由では、コストの反下方硬直性の説明はできない。なぜなら、反下方硬直的なコストとは、売上高の減少速度よりコストの低減速度が大きい状況を指すからである。

また、資源に関する意思決定を行うマネジャーの選好もコストの下方硬直性に影響を与える。たとえば、Anderson et al. (2003)や Chen et al. (2012)は、もしマネジャーが権力拡大(empire building)に対して選好を持つのなら、マネジャーは自らの管理下にある資源を最大化するように動機づけられると指摘している。このとき、マネジャーは売上高増加時には過剰に資源を獲得し、売上高減少時には資源を削減しない(Banker and Byzalov, 2014)。こうした資源に関する意思決定は、コストの下方硬直性を強めることとなる。

その他に、産業構造や規制といった国によって異なる要因がコスト・ビヘイビアに影響を与えることも知られている(Calleja et al., 2006; Banker et al., 2013)。Calleja et al. (2006)は、コーポレート・ガバナンスと経営に対する監視体制(managerial oversight)が国ごとに違うことを指摘し、それがコスト・ビヘイビアに与える影響を指摘した。Banker et al. (2013)は、雇用保護法制(employment protection legislation)の厳しさが国によって異なることを指摘した上で、それがコスト・ビヘイビアに与える影響を分析した。これらの研究はコスト・ビヘイビアが国によって違うことを示唆している。

また、日本企業でも業種によってコスト・ビヘイビアは異なる(安酸・梶原, 2009a)。安酸・梶原(2009a)は、販管費の下方硬直性を観察することができない業種の存在を確認した。すなわち、日本企業におけるコストの下方硬直性の程度は業種によって異なることが示唆される。

以上の先行研究から、コスト・ビヘイビアにおける非対称の存在が明らかとなっている。さらに、非対称性の程度は国や業種によって異なることがわかった。日本企業では、コストの下方硬直性の存在が示され(平井・椎葉, 2006)、その程度は業種によって異なることが明らかにさ

れている(安酸・梶原, 2009a). しかし, 日本企業においてコストの反下方硬直性が存在するのかどうかは明らかにされておらず, 検証すべき課題として残っている. 日本企業におけるコストの反下方硬直性の存在を検証することは, 日本企業のマネジャーが資源に関する合理的な意思決定を行っているかどうかを検証することを意味する. 前期の売上高の減少に応じて, 今期にコストの反下方硬直性が観察されるならば, マネジャーは資源量を合理的に調整しているといえる.

コストは売上高とともに企業利益を構成する重要な要素であるので, 日本企業の反下方硬直性に関して分析を行うことは, 日本企業のコスト・ビヘイビアを理解するのに役立つ. 日本企業のコスト・ビヘイビアを理解することは, ひいては, 日本企業の収益構造や利益変動の理解を深めることにほかならない.

以上の問題意識のもと, 本稿は, 日本企業の公表財務データを用いて売上高と販管費の間に反下方硬直性が観察されるかどうかを検証することを研究目的とする. 具体的には, Banker et al. (2014)の枠組みに沿って, コストの下方硬直性と反下方硬直性に関する分析を行う. さらに, Banker et al. (2014)の拡張として, 製造業, 小売業およびサービス業においてもコストの下方硬直性および反下方硬直性が生じるのかどうかを本稿では検証する. Banker et al. (2014)で提示された分析モデルを日本企業のデータおよび業種ごとのデータを用いて分析することは, 彼らの分析モデルの頑健性を確認することにも役立つ.

## 2. 仮説構築

Banker et al. (2014)は, 今期のコスト・ビヘイビアの非対称性が前期の売上高の増減によって決定されると主張している. すなわち, 前期の売上高の増減が今期に持ち越される資源スラックとマネジャーの将来の売上高に対する期待に影響を与え, それがコスト・ビヘイビアの非対称性につながる.

前期に売上高が増加した場合, マネジャーはその期に必要な資源を獲得する. その結果, 今期には資源スラックが前期からほとんど持ち越されない. 今期に売上高がさらに増加する場合, マネジャーは売上高の増加に応じて資源をさらに獲得する. なぜなら, マネジャーは資源をさらに獲得しなければ, 売上高の増加に対応できないため利益獲得の機会を逸してしまうからである. 一方, 前期に売上高が増加し, 今期に売上高が減少する場合, マネジャーは許容可能なレベルまで資源スラックを保持することができる.

したがって, 前期の売上高の増加を所与とすると, 今期のコストは下方硬直的になりそうである. 図1は, 前期の売上高の増加を所与として, 今期のコストの増減とコストの下方硬直性の関係を示している. 前期の売上高の増加を所与とした今期のコストの下方硬直性は, 伝統的な原価計算の考え方とは異なる. つまり, 売上高の増加に対するコストの増加率も売上高の減少に対するコストの減少率も同一であるということに反する. すなわち, 売上高の変化に対して, コストは比例的に変化しないことを意味する. これは既存のコストの下方硬直性に関する議論と一致した主張であり, ここから仮説1aが導かれる.

## 日本企業におけるコストの反下方硬直性

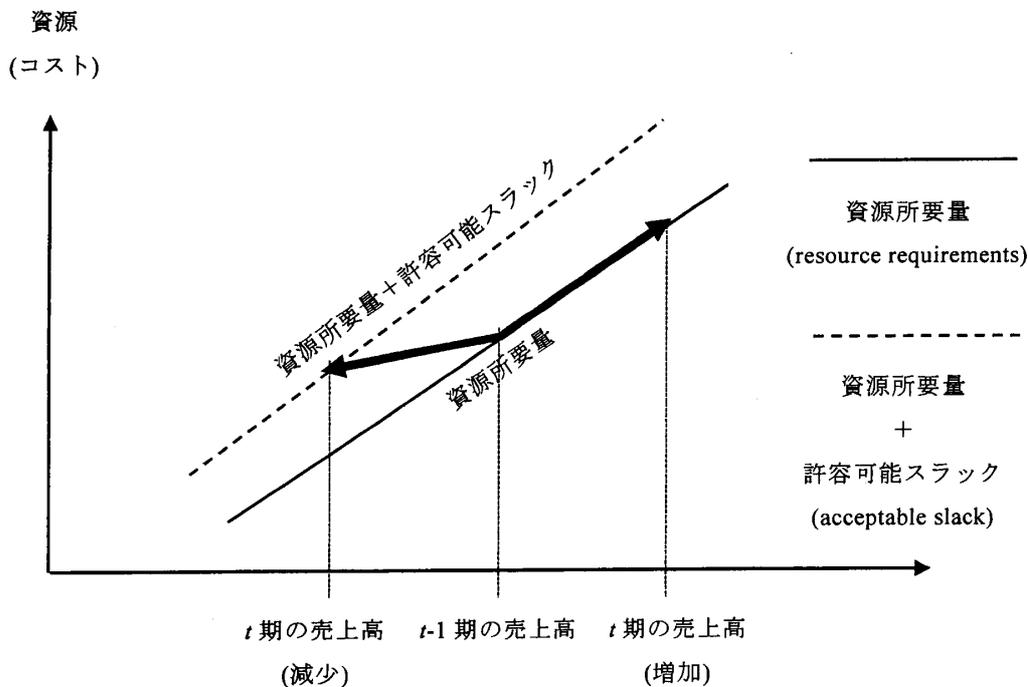
仮説 1a：前期の売上高の増加を条件とすると、今期のコストは平均して下方硬直的である。つまり、今期の売上高の減少に伴うコストの減少と比べて、同額の今期の売上高の増加に伴うコストの増加の方が大きい。

逆に、前期に売上高が減少した場合、マネジャーは前期において資源スラックを許容可能なレベルまで保持し、その資源スラックは今期へと持ち越される。このとき、今期に売上高が増加する場合、マネジャーは新たな資源を追加する前に、持ち越された資源スラックを利用することができる。その結果、マネジャーは売上高の増加に応じて資源を獲得せずに済む。一方、今期に売上高が減少する場合、許容可能な資源スラックのレベルを超えないように、マネジャーは資源を売上高の減少に応じて削減しなければならないだろう。

したがって、前期に売上高が減少した場合、今期の売上高の増加に伴うコストの増加と比べて、今期の同額の売上高の減少に伴うコストの減少は、より大きくなる。これがコストの反下方硬直性であり、図 2 は売上高の増減とコストの反下方硬直性の関係を示している。これらから、仮説 1b が導かれる。

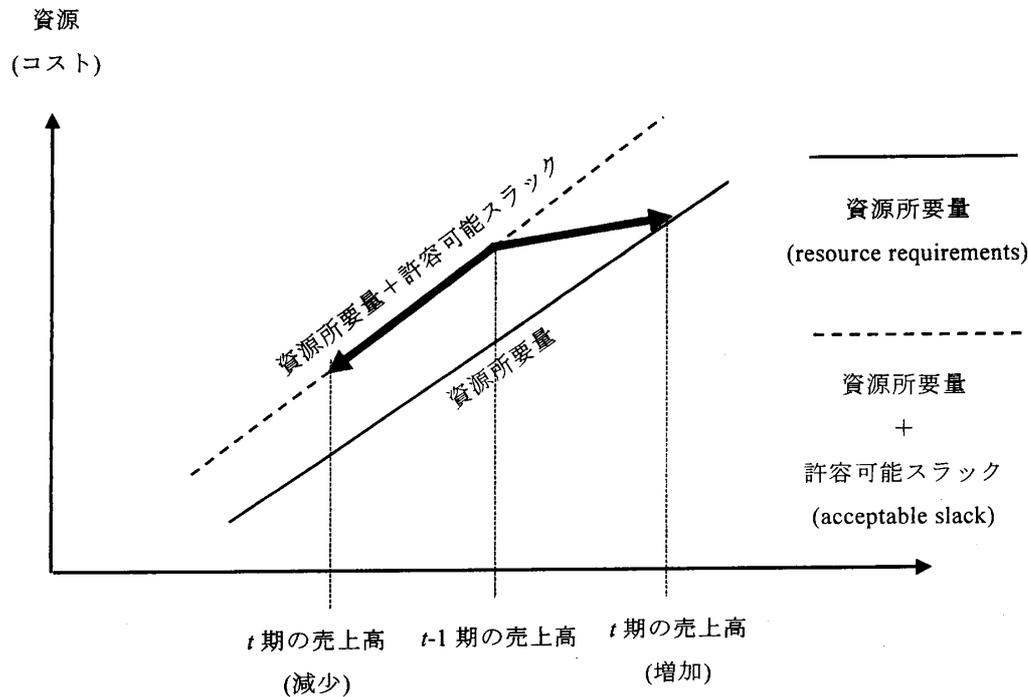
仮説 1b：前期の売上高の減少を条件とすると、今期のコストは平均して反下方硬直的である。つまり、今期の売上高の減少に伴うコストの減少と比べて、同額の今期の売上高の増加に伴うコストの増加はあまり大きくない。

図 1：前期の売上高の増加を条件としたコストの下方硬直性



出典：Banker et al. (2014, p.225), Figure 1, Panel A

図2：前期の売上高の減少を条件としたコストの反下方硬直性



出典：Banker et al. (2014, p.226), Figure 1, Panel B

前期の売上高の増減はまた、マネジャーの将来の売上高に対する期待にも影響を与える (Banker et al., 2014)。マネジャーは前期の売上高の増加（減少）を受けて、将来の売上高に対してより楽観的（悲観的）になる<sup>4</sup>。

マネジャーが前期の売上高の増加を受けて楽観的なとき、今期の売上高の減少の際に、より積極的に資源スラックを維持しようとする。なぜなら、将来の売上高に対して楽観的なマネジャーは、資源を維持するためのコストよりも資源調整コストの方が大きいと見積もるからである。ここでの資源調整コストとは、マネジャーが売上高の減少を一時的と考える場合に生じる資源の削減と再獲得にかかるコストである。将来の売上高に対して楽観的なマネジャーは、悲観的なマネジャーと比べて、今期の売上高が減少したとしても、その減少をより一時的と考え、資源を売上高の減少に応じて削減しないだろう。この楽観性は、前期の売上高の増加を条件とする今期のコストの反下方硬直性を強めるように作用するはずである。

逆に、マネジャーが前期の売上高の減少を受けて悲観的なとき、マネジャーは今期の資源スラックをより積極的に削減しようとする。なぜなら、将来の売上高に対して悲観的なマネジャーは、近い将来にさらなる資源削減の必要性を予想するからである。このとき、今期の売上高の減少に対して、マネジャーは資源調整コストと比べて資源を維持するためのコストの方が大きいと考えるだろう。将来の売上高に対して悲観的なマネジャーは、今期の売上高の減少に応じて資源を維持しても、その後の売上高の回復を期待していない。したがって、将来の売上高に対してマネジャーが楽観的な場合と比べて悲観的な場合、今期の売上高の減少に対して、コストがより大きく減少するだろう。すなわち、マネジャーが将来の売上高の減少に対して楽観的な場合と比べて悲観的な場合、今期のコストの反下方硬直性が強まると予想される。

また、マネジャーは資源削減のときだけでなく、売上高の増加に応じた資源獲得にも裁量を

有する可能性がある(Banker et al., 2014). マネジャーは将来の売上高に対して悲観的なとき、追加的に資源を獲得したがる。なぜなら、追加的に資源を獲得してしまうと、予想通り将来の売上高が減少する場合、それらの資源の獲得と廃棄にかかるコストを売上高から回収することは困難であり、将来、利益が圧迫されるからである。したがって、マネジャーが将来の売上高に対して悲観的なとき、今期の売上高が増加したとしても必要最低限の資源のみが追加されるだろう。

一方、マネジャーは将来の売上高に対して楽観的なとき、資源の拡大をためらわない。なぜなら、将来の売上高に対して悲観的なマネジャーと比べて楽観的なマネジャーは、拡大した資源をその後の期において、縮小しなければならないと予想しにくいからである。したがって、マネジャーが将来の売上高の変化に対して悲観的な場合と比べて楽観的な場合、今期の売上高の増加に対するコストはより大きく増加すると考えられる。

今期の売上高の変化に対するコストの変化の程度は、今期のコスト・ビヘイビアの非対称性の程度に影響を与える。すなわち、前期の売上高が増加し、かつ今期の売上高の増加に対して今期のコストが十分大きく増加する場合には、今期のコストの下方硬直性が強くなる。また、前期の売上高が減少し、かつ今期の売上高の増加に対してコストが必要最低限しか増加しない場合には、コストの反下方硬直性が強くなる。その結果、前期の売上高の増加を条件とする下方硬直性と、前期の売上高の減少を条件とする反下方硬直性を増加させる。以上の議論から仮説 2 が導かれる。

仮説 2：今期の売上高の増加の程度を所与とすると、前期に売上高が減少する場合と比べて、前期に売上高が増加する場合、コストは平均してより大きく増加する。

Banker et al. (2014)は、以上の仮説に加えて、追加的な指標（期末受注残高やアナリスト予想、GDP）がマネジャーの将来の売上高予想に影響を与えるとし、さらなる分析を行っている。しかしながら、本稿では次の理由により、それらの分析を行わない。第一に、日経 NEEDS Financial Quest ではアナリスト予想に関するデータが得られなかった。第二に、得られたデータのみで分析を試みたところ、欠損値が多く、サンプル・サイズが非常に小さくなった。

本稿はさらに、Banker et al. (2014)の拡張として、業種によるコスト・ビヘイビアの違いを分析する。業種によってコストの下方硬直性の程度が異なることは、先行研究によって明らかにされている(Subramanian and Weidenmier, 2003; 安酸・梶原, 2009a)。しかしながら、コストの反下方硬直性に関して、業種ごとにその程度が異なるのかどうかは明らかにされていない。そこで、安酸・梶原(2009a)と同様に、製造業、小売業、サービス業の三業種<sup>5</sup>において仮説 1a, 1b が成り立つのかどうかについても検証する。

### 3. リサーチ・デザイン

#### 3.1 サンプル・セレクションと記述統計量

本稿で使用するデータは、日経 NEEDS Financial Quest から抽出したものである。分析対象は、Banker et al. (2014)にならい 1979 年から 2009 年とし、国内の全上場企業（銀行・証券・保険を

除く)のうち、日本基準を採用している企業(上場廃止企業も含む)である。これらの財務データの中から、販管費が2期連続して取得できることと、売上高が3期連続して取得できることを条件として、分析対象を抽出する。さらに、本稿の分析対象は単独決算のデータである。

ただし、決算月数が12ヶ月に満たない場合と販管費が売上高を上回る場合はサンプルから除外している。また、インフレをコントロールするために、すべての財務的変数を消費者物価指数でデフレートしている<sup>6</sup>。さらに、すべてのデータに関して、上下1%でウィンザライズ(winsorize)している。このようにして抽出を行った結果、最終的なサンプル・サイズは72,586社・年(企業数3,839社)となった。変数の定義は表1にまとめられている通りである。

表1 変数の定義

変数	定義
$\Delta \ln SALES_{i,t}$	企業 <i>i</i> の <i>t</i> -1期に対する <i>t</i> 期の売上高の対数差分
$\Delta \ln SGA_{i,t}$	企業 <i>i</i> の <i>t</i> -1期に対する <i>t</i> 期の販管費の対数差分
$I_{i,t}$	<i>t</i> -1期に対して <i>t</i> 期に企業 <i>i</i> の売上高が増加している場合に1、それ以外の場合に0をとる変数
$D_{i,t}$	<i>t</i> -1期に対して <i>t</i> 期に企業 <i>i</i> の売上高が減少している場合に1、それ以外の場合に0をとる変数

表2のパネルAは1変量の記述統計量を示している。売上高の平均値(中央値)は114,864百万円(32,047百万円)であり、販管費の平均値(中央値)は17,075百万円(4,757百万円)である。さらに、平均して売上高の19.7%は販管費が占める(中央値は15.3%)。販管費率に関して、Banker et al. (2014)では平均値(中央値)が26.0%(22.5%)であった。販管費率は日本企業の方が小さい傾向にある。

表2のパネルBは、前期の売上高が増加または減少した場合の今期の売上高の記述統計量を示している。売上高が前期増加の場合、今期の売上高の平均値(中央値)は115,928百万円(32,895百万円)である。一方、売上高が前期減少の場合、今期の売上高の平均値(中央値)は112,599百万円(30,356百万円)である。売上高が前期増加の場合、今期の販管費の平均値(中央値)は17,404百万円(4,862百万円)である。他方、売上高が前期減少の場合、今期の販管費の平均値(中央値)は16,375百万円(4,528百万円)である。また、販管費率は、売上高が前期増加の場合に19.8%(中央値は15.3%)、前期減少の場合に19.4%(中央値は15.4%)である。

Banker et al. (2014)では、前期増加時の販管費率の平均値(中央値)は25.4%(22.1%)であり、前期減少時の販管費率の平均値(中央値)は27.1%(23.2%)であった。販管費率は、日本企業の方が小さい傾向にある。また、Banker et al. (2014)では、前期減少時の方が販管費率は高い傾向を示しているが、日本企業は前期増加時も減少時も同様の値を示している。

表2のパネルCは、今期と前期の売上高の増減に関するサンプルの分布を示している。全サンプルの内、68.0%の企業が前期に売上高が増加しており、32.0%の企業が前期に売上高が減少している。また、今期に売上高が増加しているのは64.9%の企業であり、今期に売上高が減少しているのは35.1%の企業である。2期連続で売上高が増加している企業は全体の44.1%を占め、逆に2期連続で売上高が減少している企業は全体の11.3%を占める。前期に売上高が増加し、今期に売上高が減少している企業は23.9%であり、その逆は20.7%である。

Banker et al. (2014)では、2期連続で売上高が減少している企業は全体の17.5%、前期減少か

## 日本企業におけるコストの反下方硬直性

つ今期増加の企業は 14.4%，前期増加かつ今期減少の企業は 19.6%，2 期連続売上高増加の企業は 48.5%であった。サンプルの傾向を比較すると，日本企業は Banker et al. (2014)のサンプルより，2 期連続で売上高が増加または減少している企業の割合が低い。しかし，売上高が前期増加かつ今期減少またはその逆の企業の割合は日本企業の方が高い。

表 2 のパネル D は今期と前期の売上高の増減に関する業種別のサンプルの分布を示している。製造業はおおむね全サンプルと同じような比率で分布している。しかし，小売業，サービス業は前期に売上高が減少している企業の割合は，それぞれ 22.6%と 24.0%と，全体のサンプルの比率(32.0%)と比べてやや低くなっている。

表 2 記述統計量

パネル A 一変量の記述統計量					
	平均値	標準偏差	第一四分位	中央値	第三四分位
売上高 (百万円)	114,864	273,232	13,161	32,047	87,647
販管費 (百万円)	17,075	36,891	1,876	4,757	13,711
販管費/売上高 (%)	19.7	15.5	9.5	15.3	24.0

パネル B 前期の売上高の増減に応じた記述統計量

	平均値		中央値	
	前期増加	前期減少	前期増加	前期減少
売上高 (百万円)	115,928	112,599	32,895	30,356
販管費 (百万円)	17,404	16,375	4,862	4,528
販管費/売上高 (%)	19.8	19.4	15.3	15.4

パネル C サンプルの分布

	今期増加		今期減少		計
	前期増加	前期減少	前期増加	前期減少	
前期増加	44.1%	23.9%	68.0%		
前期減少	20.7%	11.3%	32.0%		
計	64.9%	35.1%	100%		

パネル D 業種別サンプルの分布

	製造業			小売業			サービス業		
	今期増加	今期減少	計	今期増加	今期減少	計	今期増加	今期減少	計
前期増加	40.7%	24.7%	65.4%	57.7%	19.7%	77.4%	54.9%	21.1%	76.0%
前期減少	21.6%	13.0%	34.6%	16.8%	5.8%	22.6%	17.3%	6.7%	24.0%
計	62.3%	37.7%	100%	64.5%	25.5%	100%	72.2%	27.8%	100%

### 3.2 分析モデル

本稿では, Banker et al. (2014)にならい, ABJ モデルを 2 期間へと拡張したモデル A を用いて, 分析を行う。

モデル A :

$$\Delta \ln SGA_{i,t} = \beta_0 + I_{i,t-1}(\beta_1^{PIncr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + D_{i,t-1}(\beta_1^{PDecr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

ここで,  $\Delta \ln SGA_{i,t}$  ( $\Delta \ln SALES_{i,t}$ ) は企業  $i$  の  $t-1$  期に対する  $t$  期の販管費 (売上高) の対数差分である。対数差分をとることによって, 回帰係数は売上高の 1% の変化に対する販管費の変化率を表すことになる。  $I_{i,t-1}$  ( $D_{i,t-1}$ ) は  $t-2$  期に対して  $t-1$  期に企業  $i$  の売上高が増加 (減少) している場合に 1, それ以外の場合に 0 となるダミー変数である。同様に,  $D_{i,t}$  は  $t-1$  期に対して  $t$  期に企業  $i$  の売上高が減少している場合に 1, それ以外の場合に 0 となるダミー変数である。  $\varepsilon_{i,t}$  は誤差項である。

係数  $\beta_2^{PIncr}$  と  $\beta_2^{PDecr}$  が負であれば, 販管費が下方硬直的であることを意味する。すなわち, 売上高の増加に対する販管費の増加の程度と比べて, 同額の売上高の減少に対する販管費の減少の程度が小さいということである。逆に, 係数  $\beta_2^{PIncr}$  と  $\beta_2^{PDecr}$  が正であれば, 販管費が反下方硬直的であることを意味する。つまり, 売上高の増加に対する販管費の増加の程度と比べて, 同額の売上高の減少に対する販管費の減少の程度がより大きいということである。したがって, 仮説 1a は,  $\beta_2^{PIncr}$  が負であるかどうか, 仮説 1b は  $\beta_2^{PDecr}$  が正であるかどうかに着目して検証される。

$\beta_1^{PIncr}$  ( $\beta_1^{PDecr}$ ) は売上高が前期増加 (減少) の場合における, 今期の売上高の変動 1% あたりの今期の販管費の変動率を表している。したがって, 仮説 2 の検証は,  $\beta_1^{PIncr} > \beta_1^{PDecr}$  が成立するかどうかを確かめることで行われる。このことを確かめるために, (2) 式を変換したモデル A' を利用する。

モデル A' :

$$\Delta \ln SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_1^{PDecr} D_{i,t-1} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncr} I_{i,t-1} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecr} D_{i,t-1} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

仮説 2 を検証するには, (3) 式における  $\beta_1^{PDecr}$  が負であるかどうかを確かめてやればよい<sup>7</sup>。

また, Banker et al. (2014) と同様に, 3 期間に拡張したモデルによる分析も追加的に行う。

モデル B :

$$\Delta \ln SGA_{i,t} = \beta_0 + I_{i,t-2} I_{i,t-1} (\beta_1^{PIncrIncr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncrIncr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + D_{i,t-2} I_{i,t-1} (\beta_1^{PDecrIncr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecrIncr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + I_{i,t-2} D_{i,t-1} (\beta_1^{PIncrDecr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncrDecr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + D_{i,t-2} D_{i,t-1} (\beta_1^{PDecrDecr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecrDecr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで,  $I_{i,t-2}$  ( $D_{i,t-2}$ ) は  $t-3$  期に対して  $t-2$  期における企業  $i$  の売上高が増加 (減少) している場合に 1, それ以外の場合に 0 となるダミー変数である。その他の変数に関してはモデル A と同様である。このモデルでは  $t-3$  期から  $t-2$  期にわたる売上高の変化を考慮することにより, マネジャーの将来の売上高に対する楽観性 (悲観性) を 2 種類に分けることができる。つまり, 連続して売上高が増加-増加 (減少-減少) という傾向を示す場合と, 減少-増加 (増加-減少) という傾向を示す場合である。

先述したサンプルを対象として, これらの分析モデルを最小二乗法によって推定する。ただし, Banker et al. (2014) にならい, 企業と年を 2 要因とするクラスタリングに対して頑健な(two-

way cluster robust)標準誤差に基づく  $t$  検定を実施する

#### 4. 分析結果とその検討

モデル A に関する推定結果は表 3 の通りである。

表 3 モデル A の推定結果

係数	変数	予測符号	推定値 ( $t$ 値)	Banker et al. (2014)の結果
$\beta_1^{PIncr}$	$I_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.728*** (48.06)	0.741*** (55.01)
$\beta_2^{PIncr}$	$I_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	-	-0.423*** (-13.55)	-0.413*** (18.33)
$\beta_1^{PDecr}$	$D_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.396*** (15.44)	0.419*** (33.70)
$\beta_2^{PDecr}$	$D_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.133*** (3.72)	0.175*** (9.58)
	$N$		72,586	156,689
	調整済み決定係数		0.4577	0.4330

\*\*\*は 1%水準で有意であることを示している。

まず、 $\beta_1^{PIncr}$ が正、 $\beta_2^{PIncr}$ が負で 1%水準で有意であることから、売上高が前期増加の場合、今期の販管費は下方硬直的であるという仮説 1a を支持する結果となっている。これは、Banker et al. (2014)の結果と一致している。さらに、 $\beta_1^{PDecr}$ と $\beta_2^{PDecr}$ はともに正で 1%水準で有意であることから、売上高が前期減少の場合、今期の販管費は反下方硬直的である。この結果も、Banker et al. (2014)の結果と一致しており、仮説 1b は支持される。

したがって、売上高が前期増加の場合、今期の販管費は平均して下方硬直的となる。一方、売上高が前期減少の場合、今期の販管費は平均して反下方硬直的となる。つまり、日本企業においても売上高の変動に応じて、マネジャーが合理的に資源に関する意思決定を行っていることが示唆される。

また、モデル A'を推定すると、 $\beta_1^{PDecr}$ は-0.332 で 1%水準で有意である。したがって、仮説 2 は支持され、売上高が前期減少の場合と比べて、前期増加の場合の今期の売上高の増加に対する販管費の反応は大きい。なお、その他の係数は、 $\beta_1$  は 0.728、 $\beta_2^{PIncr}$ は-0.423、 $\beta_2^{PDecr}$ は 0.133 であり、それぞれ 1%水準で有意である。

モデル B はモデル A を 3 期間に拡張したものであり、その推定結果は表 4 に示されている。モデル B の推定結果を、Banker et al. (2014)で得られたそれと比較すると、本分析の結果では、 $\beta_2^{PDecrIncr}$ と $\beta_2^{PIncrDecr}$ に対する推定値が有意でなかったという点が異なる。すなわち、日本企業では、過去の売上高の変化が減少-増加または増加-減少という傾向を示すとき、今期の販管費は下方硬直的または反下方硬直的ではない。一方、過去の売上高の変化が増加-増加と続くとき、今期の販管費は下方硬直的となる。さらに、過去の売上高の変化が減少-減少と続くとき

き、今期の販管費は反下方硬直的となる。

表4 モデルBの推定結果

係数	変数	予測符号	推定値 ( <i>t</i> 値)	Banker et al. (2014)の結果
$\beta_1^{PIncrIncr}$	$I_{i,t-2}I_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.720*** (26.02)	0.782*** (55.24)
$\beta_2^{PIncrIncr}$	$I_{i,t-2}I_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	-	-0.344*** (-6.58)	-0.462*** (-18.55)
$\beta_1^{PDecrIncr}$	$D_{i,t-2}I_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.546*** (13.21)	0.589*** (43.03)
$\beta_2^{PDecrIncr}$	$D_{i,t-2}I_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	-	-0.023 (-0.24)	-0.209*** (-8.61)
$\beta_1^{PIncrDecr}$	$I_{i,t-2}D_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.517*** (8.19)	0.461*** (36.12)
$\beta_2^{PIncrDecr}$	$I_{i,t-2}D_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.201 (0.29)	0.086*** (3.91)
$\beta_1^{PDecrDecr}$	$D_{i,t-2}D_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.413*** (7.71)	0.367*** (22.21)
$\beta_2^{PDecrDecr}$	$D_{i,t-2}D_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.284*** (4.19)	0.273*** (12.25)
	<i>N</i>		67,930	143,677
	調整済み決定係数		0.4525	0.4267

\*\*\*は1%水準で有意であることを示している。

これらの結果は、日本企業において、連続した売上高の増加または減少というトレンドの下でのみ、今期の販管費の下方硬直性または反下方硬直性が観察されることを示している。このことは、マネジャーの将来の売上高に対する期待の傾向が国によって異なるかもしれないことを示唆している。

表5は、モデルAを業種別に推定した結果を要約した表である。製造業とサービス業においては、プールされたサンプルと同様の結果が得られ、コストの下方硬直性 ( $\beta_1^{PIncr}$ は正で、 $\beta_2^{PIncr}$ は負でともに有意である) と反下方硬直性 ( $\beta_1^{PDecr}$ と $\beta_2^{PDecr}$ が正で有意である) の存在が観察された。ただし、小売業においては、下方硬直性は存在する ( $\beta_1^{PIncr}$ は正で、 $\beta_2^{PIncr}$ は負で有意である) もの、反下方硬直性は存在しない ( $\beta_1^{PDecr}$ は正で有意であるが、 $\beta_2^{PDecr}$ は有意でない) という結果が得られた。すなわち、業種によっては反下方硬直性が観察されないという結果が得られた。

安酸・梶原(2009a)では、小売業における販管費の下方硬直性が検出されなかった。この点は本稿の結果と異なる。この結果の違いが生じた要因として、推定しているモデルが異なることが挙げられる。安酸・梶原(2009a)はABJモデルをベースとしており、前々期から前期にかけての売上高の変動は考慮していない。さらに、分析に用いたサンプルの期間やサンプル・サイズの違いが、異なる結果を生み出しているとも考えられる。

## 日本企業におけるコストの反下方硬直性

表5 モデルAの業種別推定結果

係数	変数	予測符号	推定値 ( <i>t</i> 値)		
			製造業	小売業	サービス業
$\beta_1^{PIncr}$	$I_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.672*** (16.91)	0.915*** (39.60)	0.718*** (17.73)
$\beta_2^{PIncr}$	$I_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	-	-0.356*** (-7.33)	-0.106*** (-5.45)	-0.378*** (-4.42)
$\beta_1^{PDecr}$	$D_{i,t-1}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.407*** (6.99)	0.854*** (7.33)	0.577*** (7.90)
$\beta_2^{PDecr}$	$D_{i,t-1}D_{i,t}\Delta \ln SALES_{i,t}$	+	0.217** (2.34)	0.001 (0.01)	0.106* (1.75)
<i>N</i>			38,916	4,406	8,573
調整済み決定係数			0.441	0.849	0.502

\*\*\*は1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意であることを示している。

## 5. おわりに

本稿では, Banker et al. (2014)の枠組みに従って, 日本企業の売上高と販管費の間の関係を分析した。その結果, 販管費のコスト・ビヘイビアに関して以下の五点を発見した。

第一に, Banker et al. (2014)と一致して, 前期の売上高が増加した場合, 今期の販管費は平均して下方硬直的である。第二に, Banker et al. (2014)と一致して, 前期の売上高が減少した場合, 今期の販管費は平均して反下方硬直的である。第三に, 分析を3期間で行うと, 今期の販管費の下方硬直性が観察されるのは, 前々期と前期において売上高が増加しているときのみである。逆に今期の販管費の反下方硬直性は, 前々期と前期において売上高が減少しているときのみ観察される。これらの結果は Banker et al. (2014)と異なる。第四に, 前期に売上高が減少する場合よりも, 前期に売上高が増加する場合, 今期の売上高の増加の程度を所与とすると今期の販管費は平均してより大きく増加する。第五に, 製造業, 小売業およびサービス業においてそれぞれ分析を行ったところ, 販管費の反下方硬直性が観察されない業種が存在する。

本稿の貢献は, Banker et al. (2014)の分析モデルを用いて, 日本企業においても販管費が反下方硬直的であるということを最初に示したという点にある。これは, Banker et al. (2014)の分析モデルが頑健であることを示している。また, 日本企業においても, マネジャーが合理的に資源に関する意思決定を行っていることも本稿の分析結果は示している。こうした発見は, 日本企業におけるコスト・マネジメントおよびコスト・ビヘイビアに関する理解を深めている。コスト・マネジメントやコスト・ビヘイビアに関する理解は, ひいては日本企業の収益構造や利益変動の理解に役立つであろう。

さらに, 本稿の分析からは, Banker et al. (2014)と同様な結果は必ずしも得られなかった。本稿の発見は, 日本企業において, 販管費の下方硬直性と反下方硬直性は連続した増加または減

少という売上高のトレンドの下でのみ、観察されることを示している。したがって、この結果は、コスト・ビヘイビアが国によって異なる可能性を示している。

### 謝辞

本稿は科学研究費補助金(基盤研究(C), 研究課題番号 26380598)の成果の一部である。本稿の作成にあたり、安酸建二先生(近畿大学)、新井康平先生(群馬大学)、福嶋誠宣先生(神戸大学大学院生)、梶原武久先生(神戸大学)および二人の匿名の査読者からは本稿が抱える課題を丁寧にご指導いただいた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、有り得べき誤謬はすべて筆者の責任に帰するものである。

### 注

<sup>1</sup>Cost anti-stickiness に対する定訳は筆者の知る限り存在しない。本稿では、コストの下方硬直性(cost stickiness)に対して、コストの反下方硬直性と呼ぶ。

<sup>2</sup>(1)式の関係をもより具体的に理解するために、次の具体例を考える。いま、宅配寿司チェーン事業を営んでいる企業があるとする。すると、本稿における「資源」とは、宅配寿司チェーン全体の店舗数や各店舗に帰属するバイクの数や従業員の数などのことを指す。「コスト」はこれらの資源を準備・維持するために必要なコスト、すなわち、全店舗の賃料やバイクの減価償却費、人件費などのことを指す。「未利用のキャパシティ・コスト」は、顧客から注文が入っていない時間、すなわちバイクや従業員の未稼働時間に発生する人件費などを指す。未稼働の時間にも保持しているバイクや従業員という資源が資源スラックに該当する。

<sup>3</sup>Weiss (2010)では、売上高に対して、販管費は下方硬直的、売上原価(cost of goods sold)は反下方硬直的な傾向が見られた。

<sup>4</sup>本稿のサンプルでは、売上高の対数差分に関して有意な正の自己相関(0.1742)が観察された。また、行動経済学の知見からも、マネジャーは過去のトレンドから将来のデータを推定すると示唆されることを Banker et al. (2014)は指摘している。したがって、前期の売上高の増減が、マネジャーの将来の売上高の期待に影響を与えられられる。

<sup>5</sup>本稿では、安酸・梶原(2009a)と同様に日経業種分類にしたがって業種を分類した。

<sup>6</sup>Banker et al. (2014)でも消費者物価指数を用いて財務的変数をデフレートしているため、本稿もそれにならった。ただし、Banker らは論文にデフレーターを明記していなかったため、著者に確認をした。なお、企業物価指数で財務的変数をデフレートしても同様の分析結果が得られた。

<sup>7</sup>元々のモデル A は次のモデルであった。

$$\Delta \ln SGA_{i,t} = \beta_0 + I_{i,t-1}(\beta_1^{PIncr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + D_{i,t-1}(\beta_1^{PDecr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

いま、 $\beta_1^{PDecr} = \beta_1^{PIncr} + \delta$ と仮定する。するとモデル A は次のように書き換えられる。

$$\Delta \ln SGA_{i,t} = \beta_0 + I_{i,t-1}(\beta_1^{PIncr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + D_{i,t-1}((\beta_1^{PIncr} + \delta) \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecr} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

さらに変形すると、

$$\Delta \ln SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1^{PIncr} (I_{i,t-1} + D_{i,t-1}) \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncr} I_{i,t-1} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t} + \delta D_{i,t-1} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecr} D_{i,t-1} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

となる。ただし、 $I_{i,t-1}$ と $D_{i,t-1}$ は、一方が1の場合、他方が0となるダミー変数なので、 $I_{i,t-1} + D_{i,t-1}$ は1である。したがって、

$$\Delta \ln SGA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1^{PIncr} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PIncr} I_{i,t-1} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t} + \delta D_{i,t-1} \Delta \ln SALES_{i,t} + \beta_2^{PDecr} D_{i,t-1} D_{i,t} \Delta \ln SALES_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

となる。ここで、先ほどの仮定から、 $\delta = \beta_1^{PDecr} - \beta_1^{PIncr}$ である。仮説2の焦点は $\beta_1^{PIncr} > \beta_1^{PDecr}$ かどうか、つまり、 $\beta_1^{PDecr} - \beta_1^{PIncr} < 0$ かどうかであった。すなわち、仮説2を検証するためには、(4)式において $\delta$ が有意に負であるかどうかを検証すれば良い。なお、 $\delta$ はモデルA'の $\beta_1^{PDecr}$ に該当する。

## 参考文献

- Anderson, M.C., R.D. Banker, and S.N. Janakiraman. 2003. Are Selling, General, and Administrative Costs “Sticky”? *Journal of Accounting Research* 41(1): 47-63.
- Banker, R.D., D. Byzalov. 2014. Asymmetric Cost Behavior. *Journal of Management Accounting Research* 26(2): 43-79.
- Banker, R.D., D. Byzalov, and L. Chen. 2013. Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior. *Journal of Accounting and Economics* 55(1): 111-127.
- Banker, R.D., D. Byzalov, M. Ciftci, and R. Mashruwala. 2014. The Moderating Effect of Prior Sales Changes on Asymmetric Cost Behavior. *Journal of Management Accounting Research* 26(2): 221-242.
- Calleja, K., M. Stelarios, and D.C. Thomas. 2006. A note on cost stickiness: some international comparisons. *Management Accounting Research* 17(2): 127-140.
- Chen, C.X., H. Lu, and T. Sougiannis. 2012. The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetric Behavior of Selling, General, and Administrative Costs. *Contemporary Accounting Research* 29(1): 252-282.
- 平井裕久・椎葉淳. 2006. 「販売費および一般管理費のコスト・ビヘイビア」 *管理会計学* 14(2): 15-27.
- 櫻井通晴. 2012. 『管理会計』同文館出版.
- Subramaniam, C. and M.L. Weidenmier. 2003. Additional evidence on the sticky behavior of costs, Working Paper, Texas Christian University.
- 安酸建二・梶原武久. 2009a. 「売上高変動に対する経営者の適応行動—原価データによる実証分析—」 *原価計算研究* 33(1): 64-75.
- 安酸建二・梶原武久. 2009b. 「コストの下方硬直性に関する合理的意思決定説の検証」 *会計プロGRESS* 10: 101-116.
- 安酸建二. 2012. 『日本企業のコスト変動分析』中央経済社.
- Weiss, D. 2010. Cost Behavior and Analysts' Earnings Forecasts. *The Accounting Review* 85(4): 1441-1471.

## 論文

## 広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究

福田正彦

## &lt;論文要旨&gt;

本研究の目的は、ブランドを貨幣価値で評価したブランド価値に対し、広告宣伝費が正の影響を与えるか否かを明らかにすることである。このため、ブランド価値としては、CB バリュエーターによって算出された 2006 年から 2011 年の企業ブランド価値 (CBV) トップ 200 社を使用し、広告宣伝費との関係を共分散構造分析によって検討した。タイムラグについては、先行研究より、4 年前からの影響があることとし、分析した。この結果、広告宣伝費は、CBV に対して統計的に有意な正の影響を与えることが判明した。次に、広告宣伝の効果には差があることが先行研究によって明らかにされている。そこで CBV が前年に対し上昇した企業と下降した企業とを比較し、CBV が上昇した企業のほうが下降した企業よりも、広告宣伝費の CBV に対する効果が大きいとの仮説を設定し、多母集団分析をおこなった。その結果は、この仮説は支持されなかった。

## &lt;キーワード&gt;

無形資産, ブランド, ブランド価値, 広告宣伝費

## Empirical Study about Advertising Expenses' Effects on Brand Value

Masahiko Fukuda

## Abstract

The purpose of this study is to investigate the effects of advertising expenses on brand value. I select top 200 companies' corporate brand value (CBV) calculated by the model named 'CB valuator' during 2006 and 2011 and analyze the relationship between advertising expenses and CBV. Based on the previous studies, I assume a four-year lagged relation between advertising expenditures and CBV. The result of structural equation modeling (SEM) indicates that the effects of the advertising amount on the corporate brand value is positive and statistically significant.

Previous studies show that the effectiveness of advertising expenses varies. I set a hypothesis that the effectiveness of advertising expenses on CBV is larger in companies with an increase in their CBV than companies with a decrease in their CBV. This hypothesis is not supported.

## Key Words

Intangible, Brand, Brand Value, Advertising Expenses

---

2015 年 5 月 22 日 受付  
2015 年 12 月 11 日 受理  
文教大学情報学部非常勤講師

---

Submitted : May 22, 2015  
Accepted : December 11, 2015  
Lecturer, Information Dept., Bunkyo University

## 1. はじめに

内閣府は、2011年度の「年次経済財政報告」において、国際競争力を高めるために、研究開発費、ブランドの構築、組織運営の改善、教育訓練による人材の質向上などの無形資産の蓄積が必要であることを説いている。この背景には、ブランドなどの無形資産が重要であるとの認識が高まっていることがある。アメリカでは、無形資産の重要性を報告する研究が現れ(Blair and Wallman (2001), Lev(2001)), 日本においても企業価値を決定する要因は無形資産が主なものであるとの研究がなされている(伊藤2002)。これらの結果、代表的な無形資産のひとつであるブランドを貨幣価値によって評価するモデルが日本において発表された。2001年のCBバリュエーター(一ツ橋大学の伊藤邦雄教授が開発)と2002年の経済産業省モデル(ブランド価値評価研究会が開発)である。

ブランド価値の意義については、園田(2005)が4つの目的を挙げている。貸借対照表計上の目的、ブランド売買の目的、ブランド管理の目的、コミュニケーションの目的である。渡邊(2002)は、知的資産を評価する目的としてこれらに加え、M&Aの評価、税務上の評価、実施許諾における評価、担保価値の評価を挙げている。例えば、2006年におこなわれた花王によるカネボー化粧品の買収にあたっては、カネボーというブランド価値が買収金額 約4100億円の大半を占めたと言われる。またブランド管理を重視する企業(たとえば日産自動車(株))では、Interbrand社が毎年発表するブランド価値が社員へ伝達されている。

このような意義を有するブランド価値についての研究は、それぞれのモデルによって算出されたブランド価値の額が株価や株式収益に正の影響を与えるというものが多い。(Barth et al.(1998), 桜井・石光(2004), 朴・中條(2006), 伊藤・加賀谷(2006))。

一方で、ブランド価値を形成するものとして有力と言われる広告宣伝費のブランド価値への影響についての研究は限定されている。特に日本においては、筆者の知る限り実証研究がほとんど存在しない。そこで、本研究では、広告宣伝費がブランド価値へ影響を与えるかについて両者の関係を共分散構造分析によって検討する。

## 2. 先行研究と仮説の設定

### 2.1 ブランド価値

ブランドを貨幣価値で評価するモデルは複数存在する。もっとも古いと言われるのは、Interbrand社のものであり、1988年にランク・ホービス・マクドゥガル(RHM)社が所有するブランドを資産計上した際に、Interbrand社の評価額が使用された(田中2006)。Interbrand社は、現在でもBest Global Brands Top 100を発表している。

このほか日本においても、2001年に伊藤邦雄教授が発表した「CBバリュエーター」(伊藤・加賀谷(2001))、2002年に経済産業省が設置したブランド価値評価研究会によって公表された「経済産業省モデル」(経済産業省企業法制研究会(2002))、電通による「ブランドバリュエーション™」(馬渡(2005))、博報堂による「価格プレミアム法」(山之口(2005))などがある。

ブランド価値についての先行研究の状況を見てみよう。Simon and Sullivan (1993)は、1985年の製造業 638 社のデータを使用し、「ブランド価値＝同年の広告宣伝費＋1 年前の広告宣伝費＋企業の年齢＋ブランドによる市場占有率」という重回帰式から、各産業のブランド価値、各企業のブランド価値を算出した。緒方 (2004) は、Simon and Sullivan (1993)の概念を日本企業にあてはめ、1987 年～2001 年の東証 1 部と 2 部に上場している企業を対象にブランド価値を算出した。Barth et al. (1998)は、1991 年～96 年のアメリカの上場会社 183 社の Interbrand 社算出のブランド価値評価額が、財務諸表上の純資産および当期純利益の情報を所与としてもなお、株価を説明する関連性をもっていることを示した。桜井・石光 (2004) は、2001 年と 2002 年の上場企業 3000 社のブランド価値（経済産業省モデルによる）が、純資産と超過利益のみの場合と比べ、株価をよりよく説明することを明らかにした。朴・中條 (2006) は、1994 年から 2000 年の電気機器産業 124 社のブランド価値（経済産業省モデルによる）が株価に正の影響を与えることを明らかにした。伊藤・加賀谷 (2006) は、1993 年から 2003 年の銀行・保険・証券を除く 344 社について、ブランド価値（CB バリュエーターによる）が株式収益や株式時価総額に正の影響を与えることを明らかにした。

以上をまとめると、緒方 (2004) と Simon and Sullivan (1993)がブランド価値の算出方法についての提言であり、そのほかの研究は、あるブランド価値算出モデルから計算されたブランド価値が株価や株式収益に正の影響を与えることを示したものである。

## 2.2 広告宣伝と無形資産またはブランド

広告宣伝費は、研究開発費とともに、無形資産を形成する投資として研究がおこなわれてきた。広告宣伝と無形資産またはその一部であるブランドとの関係についての先行研究を見てみよう。

まず、無形資産に対する広告宣伝費の影響についての研究である。無形資産を表すものとして、Tobin's Q を使用する研究が多い。Hirschey and Weigandt (1985)は、1977 年の Fortune 500 を対象とした研究において、Tobin's Q を従属変数とし、広告宣伝費と研究開発費を独立変数とした回帰分析をおこない、広告宣伝費も研究開発費も Tobin's Q と正の関係があるとの結論を出している。Rao et al. (2004)も、1996 年から 2000 年の S&P500 社を対象とした研究において、広告宣伝費は Tobin's Q と正の関係があるとしている。Villalonga (2004)は、資産化された広告宣伝費が Tobin's Q に正の関係があったのは、対象とした 8 つの産業のうち 1 つだけであったとして、広告宣伝費の効果を否定した。日本においては、緒方 (2005)、緒方・佃 (2010) が無形資産を「負債＋株式時価総額－有形資産－金融資産」と定義した上で、研究開発費は無形資産と正の関係があったが、広告宣伝費は影響が限定的あるいは微弱という分析結果を出している。

次に、広告宣伝（費）とブランドの関係の先行研究を見てみよう。Kirmani & Wright (1989)は、285 人の女性による実験によって、広告宣伝費が高いと知覚されるほど、品質への期待が大きくなることを示した。Berger and Mitchell (1989)は、104 人の学生による実験によって、広告宣伝の繰り返しは、製品への直接体験と同様、製品への自信を持たせる効果があることを示した。

Moorthy & Zhao (2000)は、10 の商品を対象に大学の職員と学生による実験をおこない、広告宣伝費が知覚品質と正の関係があることを示した。Clark et al. (2008)は、2000 年～2005 年における 348 ブランドを対象とした研究において、広告宣伝費は認知率と知覚品質と正の関係があることを示した。竹内 (2010a) は、2001 年 10 月～2003 年 6 月のビデオ・リサーチの広告想起率を対象に、広告の投下量 (Gross Rate Point) が正の影響を与えることを示した。大石・畠山 (2011)

は、2010年度の広告宣伝費上位75社と、日経企業イメージ調査の関係について、広告宣伝費は企業認知度、好感度、企業イメージ（「親しみやすい」、「個性がある」）と正の相関関係があることを示した。

3番目に、広告宣伝費とブランド価値についての先行研究である。Chu and Keh (2006)は、Interbrand社の発表する1999年から2005年のTop 100 Brand Value Rankingの73ブランド、353サンプルの研究より、広告宣伝費が研究開発費や販売促進費よりも大きくブランド価値に影響を与えることを示した。Peterson and Jeong (2010)は、1991年から2010年のInterbrand社のTop 100 Brand Value Rankingの125ブランド、848サンプルから、広告宣伝費がブランド価値に正の影響を与えることを示した。

先行研究をまとめると、広告宣伝（費）と無形資産であるブランドとの研究は、マーケティングにおいてマイクロベースの研究が進んでいるものの、広告宣伝費とブランド価値についての研究は数も少なく、特に日本を対象にしたものは、筆者の知る限り存在しない。

### 2.3 仮説の設定

先行研究によって広告宣伝がブランドを形成することが示され、Chu and Keh (2006)とPeterson and Jeong (2010)は、ブランド価値に対して広告宣伝費が正の影響を与えることを示した。そこで筆者は、次のように仮説を設定する。

仮説1：広告宣伝費は、日本企業の企業ブランド価値に正の影響を与える。

ブランド価値を企業ブランド価値とした理由は、製品ブランドの価値が公表されていないこと、さらに、ブランド価値を算出するモデルをCBバリュエーターとしたが（リサーチ・デザインで説明）、このモデルは企業ブランド価値しか算出しないモデルであるからである。

次に、広告宣伝については、すべての広告宣伝が同じように有効であるわけではなく、その質によって効果に差のあることが竹内(2010b)によって指摘されている。そこで企業ブランド価値が前年より上昇している企業と、ブランド価値が前年より下降している企業との間で、広告宣伝費の効率に差があることが想定されることから、次の仮説を設定する。

仮説2：企業ブランド価値が前年より上昇した企業は、企業ブランド価値が前年より下降した企業よりも、広告宣伝費の企業ブランド価値への影響が大きい。

## 3. リサーチ・デザイン

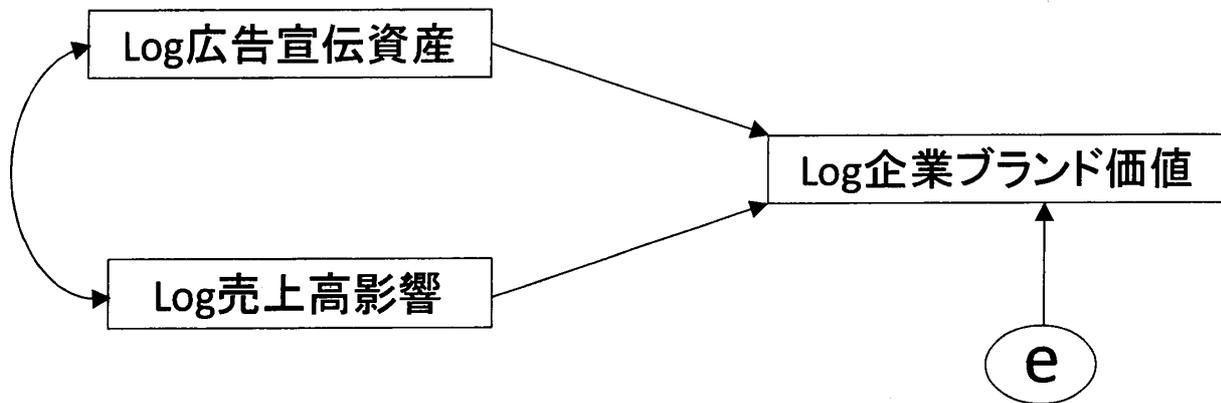
これらの仮説を検証するため、広告宣伝費と企業ブランド価値（以降CBVとする）との関係を中心とした共分散構造分析をおこなう。モデルは図表1のとおりである。

コントロール変数として売上高を加える。Interbrand社のBest Global Brands Top100やCBバリュエーターの発表するブランド価値の上位に入る企業ブランドは大企業のもが多く、売上高が多いことが商品の消費者へのプレゼンスを高め、企業ブランドの価値を高めるように働くと想定できるからである。広告宣伝費と売上高の関係については、先行研究などから相関関係が存在すると予想される。企業は商品の売り上げを伸ばすために広告宣伝をおこなう。一方、広告宣伝費は売上高に応じて予算化されており、売上高に影響を受けている（Hsu et al. (2002)）。

## 広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究

日本においても、広告宣伝費は景気に応じて増減する経費節減の対象となっている（経済産業省「特定サービス産業動態統計調査」（2008））。

図表1 モデル



このモデルにタイムラグをどのように入れるかを検討した。広告宣伝費の効果については、Tobin's Q や株式収益率に対しては同年や1年以内との研究が多い（Hirschey and Weigandt (1995)）。利益に対しては、様々なタイムラグが報告されている。Ravenscraft and Scherer (1982) は税引き前利益に対し1年以内、加藤(2005)は営業利益に対し同年、Eng and Keh (2007)はROAに対し4年前の広告宣伝費が、Graham and Frankenberger (2000)は営業利益に5年前から4年前の広告宣伝費の変化が、影響を与えるとしている。このほか、Moorthy and Zhao (2000)は知覚品質に対し、3年間の平均広告宣伝費が影響を与え、Peterson and Jeong (2010)はブランド価値に対し2年間の影響を与えることを示した。

以上より4年間のタイムラグまでを検証することとした。すなわち、 $CBV_t$  と同年の広告宣伝費  $t$  から4年前の広告宣伝費  $t-4$  までの関係を分析する。広告宣伝費は、年が変わっても自己相関が高いので、広告宣伝資産の概念を使用する。広告宣伝資産は、広告宣伝費の  $t$  年から  $t-4$  年の和とする。ただし、影響度については、古い広告宣伝は影響が小さく、最近の広告宣伝は影響が大きいと予想されることから、広告宣伝費には、その新しさに応じて重みをつける。同年 ( $t$ ) の広告宣伝費は  $5/5$  とし、 $t-1$  の広告宣伝費は  $4/5$ 、 $t-2$  の広告宣伝費は  $3/5$ 、 $t-3$  の広告宣伝費は  $2/5$ 、 $t-4$  の広告宣伝費は  $1/5$  とする。従い、広告宣伝資産は次のように定義される。

広告宣伝資産 = 広告宣伝費  $t$  +  $4/5$  広告宣伝費  $t-1$  +  $3/5$  広告宣伝費  $t-2$  +  $2/5$  広告宣伝費  $t-3$  +  $1/5$  広告宣伝費  $t-4$

売上高についても、その新しさによって影響度が異なると予想されることから、同様に新しさに応じて  $5/5$  から  $1/5$  までの重みをつけることとする。売上高影響は、次のように定義される。

売上高影響 = 売上高  $t$  +  $4/5$  売上高  $t-1$  +  $3/5$  売上高  $t-2$  +  $2/5$  売上高  $t-3$  +  $1/5$  売上高  $t-4$

これらを共分散構造分析によって検証していく。

次に使用するデータについては次のように選択した。

日本のブランド価値については、使用できるデータとして次の3つがある。

- ① 経済産業省モデル
- ② CB バリュエーター

## ③ Interbrand 社の発表する Best Global Brands Top 100

まず、経済産業省モデルは、広告宣伝費の営業費に占める割合をブランド起因率として、ブランド価値を算出する計算式に組み込んでいる<sup>1)</sup>。これは、本研究でおこなおうとしている検証にふさわしくないなので、除外した。

次に Interbrand 社の Best Global Brands Top 100 であるが、日本企業はわずか 10 社以下であり、サンプル数が不十分である。2009 年から Japan's Best Global Brands が 30 社発表されているが、これもサンプル数としては不十分であるので除外した。CB バリュエーターは毎年 200 社の CBV が発表されているので、サンプル数としてほぼ十分であるので CB バリュエーターの CBV を使用することとした。

CB バリュエーターの概要は次のとおりである。CB バリュエーターは、伊藤邦雄一橋大学教授が日本経済新聞社の協力を得て開発したモデルで 2001 年に登場した。同年 10 月 12 日付けの日本経済新聞において CBV 上位 20 社が、同日付の日経産業新聞で上位 200 社が発表された。その後、計算方法の大きな変更があった 2005 年を除き、2011 年まで毎年、CBV が日本経済新聞と日経産業新聞に発表された。計算方法はすべてが開示されていないが、その概念や計算に使用されたデータが伊藤 (2002) や各年の日経産業新聞に掲載されている。これを要約すると、CBV は、顧客スコア、従業員スコア、株主スコアからなる「CB スコア」と「CB 活用力」、「CB 活用機会」から計算される。それぞれに使用される情報および財務値は図表 2 のとおりである。

図表 2 CB バリュエーターの使用する情報

## 1) BS 法

CB スコア	プレミアム指標	認知指標	忠誠指標
顧客スコア	売上高営業利益率	日経企業イメージ調査の好感度	日経イメージ調査の「信頼性がある」「製品・サービスの質が良い」など
従業員スコア	営業利益/人件費・福利厚生費	大学生就職意向	同上
株主スコア	PBR 株価純資産倍率)	株式の購入意向	同上

CB 活用力	① ROA (事業資産営業利益率) ②ROA と CB スコアの関連性 ③アナリスト評価指数
CB 活用機会	業界ごとの CB スコアや活用力が無形価値 (株式時価総額 - 純資産額) の向上にどの程度結びついているかを分析することで算出

## 2) 損益計算書法: 税引き後営業利益 (NOPAT), CB スコア

出典: 伊藤 (2002) および日経産業新聞 (2008 年 6 月 10 日付) より筆者が作成

CBV のデータは、2006 年を 2006 年 4 月 24 日付の日経産業新聞より取得し、2007 年～2011 年は、<http://adweb.nikkei.co.jp/cb/rank/>より取得した。2004 年以前のデータについては、2005 年より大きな変更があり<sup>2)</sup>、データの継続性がなくなったので採用しないこととした。これに伴い、

## 広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究

2005年のCBVは、100位までしか発表されていないので、これも除外した。

広告宣伝費や売上高などの財務値は、銀行・保険・証券を対象外とし、『日経 NEEDS 企業財務データ』から取得した。ただし、広告宣伝費は開示が義務付けられていないので、企業ブランド価値のある会社のうち、データが入手できない企業も存在する。財務値は連結を優先し、連結がない場合は、単体を取得した。決算月数が12カ月に満たないデータは除外した。

決算年は、前年の4月から翌年3月に決算期を迎えた企業の財務値とした。たとえば、2005年の財務値は、2004年4月決算から2005年3月決算の企業を対象とする。これは、CBバリュエーターのブランド価値が3月期決算を中心に年の区切りをつけているからである。たとえば2006年版のCBVは、2005年3月期を中心とした決算と、2005年9月の日経企業イメージ調査を使用している。

広告宣伝資産と売上高影響については、5年間の継続的なデータが存在しない場合には、計算ができないので除外した。これに伴い、毎年200あるCBVのサンプルは、減少することとなった。この結果、年ごとの分析が統計的に難しくなり、2006年～2011年の企業ブランド価値をまとめて分析する。

広告宣伝資産、売上高影響、企業ブランド価値については、それぞれ対数化した。

## 4. 結果

### 4.1 記述統計量

基本統計量は図表3のとおりである。特徴的なことは、CBV、広告宣伝費、売上高の平均値が中央値よりも高く、上位の企業の規模が平均値をひき上げていることである。

図表3 基本統計量

	CBV	広宣資産	売上高影響	LogCBV	Log 広宣資産	Log 売上高影響
N数	539	539	539	539	539	539
平均値	484,619	106,360	6,127,553	5.294	4.634	6.428
中央値	172,409	45,713	2,521,818	5.237	4.660	6.402
最小値	30,069	739	30,933	4.478	2.869	4.490
最大値	10,745,749	1,356,355	67,970,948	7.031	6.132	7.832
標準偏差	1,097,606	200,884	10,072,402	0.506	0.597	0.545

広宣資産：広告宣伝資産。CBV、広告宣伝資産、売上高影響の単位：百万円

相関係数の結果は図表4のとおりである。この相関係数から次のような特徴が観察できる。LogCBVに対して、Log 売上高影響の方がLog 広告宣伝資産よりも相関が高い。

図表4 相関係数

	LogCBV	Log 広告資産	Log 売上高影響
LogCBV	1.0000		
Log 広告資産	0.4550	1.0000	
Log 売上高影響	0.5849	0.5809	1.0000

#### 4.2 仮説の検証結果

図表5が共分散構造分析の結果のまとめである。LogCBVに対し、Log 広告宣伝資産は、統計的に有意な正の関係がある。t年~t-4年の広告宣伝費は企業ブランド価値に正の影響を与えることが明らかになった。

モデルの適合度については、このモデルは飽和モデル<sup>4</sup>のため、CFIとGFIはすべて1、RMSEAは非表示となり、モデル適合性の問題はない。以上より、仮説1は支持された。

また、コントロール変数のLog 売上高影響についても、LogCBVに対し、統計的に有意な正の関係がある。売上高という企業の規模もブランド価値に対し、正の影響を与えることが明らかとなった。

広告宣伝費の標準化回帰係数と売上高の標準化回帰係数を比べると、売上高影響の標準化回帰係数の方が大きく、広告宣伝資産よりも売上高影響の方がCBVへの影響が大きいことがわかる。

図表5 共分散構造分析結果のまとめ

	標準化回帰係数	有意水準
Log 広告宣伝資産→LogCBV	0.174	***
Log 売上高影響→LogCBV	0.484	***
Log 広告宣伝資産⇔Log 売上高影響	0.581	***

適合度指標のCFIとGFIは1.000、RMSEAは非表示(飽和モデルのため)。⇔:相関係数。\*\*\*:1%、\*\*:5%、\*:10%

次に、仮説2についての検証である。結果は、図表6のとおりである。Log 広告宣伝資産のLogCBVに対する標準化回帰係数は、CBV上昇企業よりも下降企業の方が高い。両者の差が統計的に有意か否か差の検定をおこなったが、統計的に有意にならなかった。

## 広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究

図表6 多母集団分析の結果のまとめ

	標準化回帰係数	有意水準
Log 広告宣伝資産→LogCBV A	0.137	
Log 広告宣伝資産→LogCBV B	0.215	
差の検定量	1.222	
Log 売上高影響→LogCBV A	0.433	
Log 売上高影響→LogCBV B	0.52	
差の検定量	1.522	

A : CBV が前年から上昇した企業, B : CBV が前年から下降した企業. \*\*\*:1%, \*\*:5%, \*:10%

そこで、さらに等値制約による差の検定をおこなった。豊田 (2007 p.82) によれば、集団間で同じであると仮定される母数に等値制約を置き、そのモデルの適合の向上の程度によって、モデルにおける集団の等質性あるいは異質性を検討することができる。具体的には、CBV が上昇した企業群の広告宣伝費から CBV への標準化回帰係数を  $a$  とし、下降した企業群の広告宣伝費から CBV への標準化回帰係数を  $b$  とし、 $a=b$  という等値を設定したモデルと、等値を設定しないモデルとを比較し、適合度指標である AIC(Akaike Information Criterion)によって優れたモデルを明らかにする。AIC の値が低いモデルのほうが優れたモデルとなる。

その結果は、図表7のとおりである。等値制約ありの方の AIC が低く、モデルとして優れている。すなわち、上昇企業と下降企業の間には差があるとの結果にならなかった。

以上より、仮説2は、支持されなかった。

図表7 等値制約ありのモデルと等値制約なしのモデルの適合度比較

	AIC
等値制約あり	35.49
等値制約なし	36.00

等値制約 : CBV に対する広告宣伝資産の回帰係数を、CBV 上昇企業 = CBV 下降企業としたモデル

### 4.3 考察

#### 4.3.1 仮説1について

4期前からの広告宣伝費からなる広告宣伝資産が CBV に正の影響を与えることが検証され、広告宣伝費が CBV に正の影響を与えることが明らかになった。この理由について考察する。CB バリュエーターの計算には、図表2のとおり、各種の調査（日経企業イメージ調査、大学生就職意向、株式の購入意向）と財務値（売上高営業利益率、営業利益/人件費・福利厚生費、PBR,ROA）が使用されるが、広告宣伝費は、これらの各種の調査や財務値に影響をおよぼしたのであろうか。確かに広告宣伝費は、企業広告よりも製品広告のほうが量的に多いがこと知られているが、Aaker(1996) p.110, 田中 (2002) p.95, 築瀬 (2007) p.iii によると、日本企業の場合、製品広告に製品名だけでなく、同時に企業名も載せることが多い。製品広告であっても、一般人や大学生、投資家に企業名の認知度、企業イメージを向上させる効果があると考えられる。

さらに、広告宣伝費は、営業利益を向上させるとの先行研究もある (Grahame and

Frankenberger (2000), 加藤 (2005), Eng and Keh (2007) . 広告宣伝費が CBV 算出に使用された財務値を向上させたという理解も十分成り立つ. このように広告宣伝費は, CBV の計算に使用された各種調査と財務値, 両方に影響をおよぼすことによって, CBV を向上させたと理解できる.

#### 4.3.2 仮説 2 について

CBV 上昇企業の方が下降企業よりも広告宣伝の効果が高いという仮説 2 は支持されなかった. この理由について考察する. 竹内 (2010b) は, テレビ広告の質 (認知的反応と感情的反応) が購買意図に正の影響を与えることを示した. これに対し本研究は, 広告宣伝費と CBV の関係によって, 広告宣伝の効果に差があることを示そうとしたが, 広告宣伝費と CBV の間には各種の調査や企業業績を示す指標がある. 竹内 (2010b) がより直接的な効果であることに對し, 本研究は効果が現れるまでのプロセスが長いものであることが一因であると思われる.

## 5. おわりに

本章では, 広告宣伝費が無形資産であるブランド価値の形成に貢献するかいなかを検証するために, 仮説 1 を設定し, 広告宣伝資産と CBV の関係について共分散構造分析をおこなった. その結果は, 同年から4年前までの広告宣伝費から構成される広告宣伝資産は, CBVに對し, 統計的に有意な正の影響を与えることが判明した. 広告宣伝費は CBV 価値の形成に貢献することが検証された.

さらに, 広告宣伝の効率には差があることから, 仮説 2 を設定し, 前年からの CBV が上昇した企業と下降した企業の多母集団分析をおこなった. 結果は, 広告宣伝の質によって CBV に差があることが示されなかった.

次に本章の研究についての課題である. ブランド価値については CB バリュエーターというひとつのモデルによって算出されたものであり, 期間も 2006 年から 2011 年と限られたものである.

さらに, ブランド価値を形成することに貢献するのは, 広告宣伝以外のものもあろう. たとえば, スターバックスは, コーヒーをいれるスタッフへの訓練に費用をかけることが知られており, これは従業員への教育という無形資産への投資にあたる. こうした広告宣伝費以外の要素とブランド価値についても研究が必要である. これについては, 今後の課題とする.

### 謝辞

本論文の作成にあたっては, レフリーの先生方から適切な指摘をいただきました. ここに厚く御礼申し上げます.

### 注

1 経済産業モデルの計算式は, 次のとおり (経済産業省企業法制研究会 (2002)) . ブランド価値 =  $PD/r \times LD \times ED$

PD: プレステージ・ドライバー, LD: ロイヤリティ・ドライバー, ED: エクステンション・ドライバー, r: 割引率

PD = 超過利益率  $\times$  ブランド起因率  $\times$  当社売上原価

=  $\{[(\text{当社売上高}/\text{当社売上原価}) - (\text{基準企業売上高}/\text{基準企業売上原価}) * 1] \times$

## 広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究

当社広告宣伝費比率（分母は営業費用）の過去5期平均] x 当社売上原価  
 \*1 基準企業売上高/基準企業売上原価とは、同一業種内の最低値

2 2004年CBVの財務データは2004年3月期決算のものを中心にしていたが、2005年CBVの財務データも同じものを使用した。詳細は、次を参照。

[http://adweb.nikkei.co.jp/cb/corporate\\_brand/topic0601.html](http://adweb.nikkei.co.jp/cb/corporate_brand/topic0601.html)

3 CBVと同年の広告宣伝費と売上高については、年数が一年ずれる。たとえば2011年のCBVの計算の根拠となった日経企業調査は2010年のものであり、財務値は2010年3月期中心のものである。従い、2011年のCBVと同年の広告宣伝費と売上高は2010年のものとなる。

4 飽和モデルとはパラメータに拘束をまったく課さないモデルである。何の拘束もないので、モデルをデータに完全に適合させることができる。（山本、小野寺（2002））

## 参考文献

- Aaker, David A. 1996. *Building strong brands*. The Free Press.
- Barth, Mary E., Michael B. Clement, George Foster, and Ron Kasznik. 1998. Brand Value and Capital Market Valuation. *Review of accounting studies*. 3: 41-68.
- Berger, Ida E. and Mitchell, Andrew A. 1989. The effect of advertising on attitude accessibility, attitude confidence, and the attitude-behavior relationship. *The journal of consumer research*. 16: 269-279.
- Blair, Margaret M. and Steven M. Wallman. 2001. *Unseen Wealth: Report of the Brookings Task Force on Intangibles*. Brookings Inst Pr. 『ブランド価値評価入門』広瀬義州他訳 中央経済社
- 朴恩芝, 中條良美. 2006. 「ブランド価値と株価評価－経産省モデルに基づく分析－」経営分析研究 22:93-103.
- Chu Singfat and Hean Tat Keh. 2006. Brand value creation: Analysis of the Interbrand-business week brand value ranking. *Market Lett*. 17:323-331.
- Clark, Robert C., Ulrich Doraszelski, and Michaela Draganska. 2008. Can't buy me love investigating the effect of advertising on brand awareness and perceived quality. *Stanford graduate school of business*. 1-35.
- Eng, Li Li and Hean Tat Keh. 2007. The effects of advertising and brand value on future operating and market performance. *Journal of advertising*. 36(4):91-100.
- Graham, Rodger C. Kristina D. Frankenberger. 2000. The contribution of changes in advertising expenditures to earnings and market values. *Journal of business research*. 50:149-155.
- Hirschey, Mark and Jerry J. Weigandt. 1985. Amortization policy for advertising and research and development expenditures. *Journal of accounting research*. 23(1):326-335
- Hsu, Maxwell K., Ali F. Darrat, Maosen Zhong, Salah S. Abosedra. 2002. Does advertising stimulate sales or mainly deliver signals? A multivariate analysis. *International journal of advertising*. 21:175-195.
- 伊藤邦雄. 2002. 「コーポレート・ブランドの評価と戦略モデル」ダイヤモンド・ハーバード・ビジネス・レビュー 27(3): 38-53.
- 伊藤邦雄, 加賀谷哲之. 2006. 「コーポレートブランド価値と株式市場の評価」『日本企業研究のフロンティア 2号』有斐閣 91-110.

- 加藤恵吉. 2005. 「投資活動の財務情報への影響分析」弘前大学経済研究 28(2): 1-11.
- 経済産業省企業法制研究会. 2002. 「ブランド価値評価研究会報告書」企業会計 54(8)付録.
- 経済産業省「特定サービス産業動態統計調査」. 2008.  
<http://www.meti.go.jp/statistics/toppage/report/bunseki/pdf/h19/h4a0803j2.pdf>
- Kirmani, Amna and Peter Wright. 1989. Money talks: perceived advertising expense and expected product quality. *Journal of consumer research*. 16:344-353.
- 小林章. 2001. 暖簾とコーポレート・ブランドー両概念の関係についてー. 年報財務管理研究. 15:75-82.
- Lev, Baruch. 2001. *Intangibles: Management, Measurement, and Reporting*. The Brookings Institution.
- 馬渡一浩. 2005. 「電通ブランド価値算定モデル「ブランドバリューキューブ™」『ブランド価値と価値創造』刈谷武昭編著 日経広告研究所.
- Moorthy, Sridhar and Hao Zhao. 2000. Advertising spending and perceived quality. *Marketing letters*. 11(3):221-233.
- 日経 BP コンサルティング調査第 2 部. 2005. 「ブランド・ジャパン：調査報告書.2005」日経 BP コンサルティング.
- 日経 BP コンサルティング調査第 2 部. 2006. 「ブランド・ジャパン：調査報告書.2006」日経 BP コンサルティング.
- 日経 BP コンサルティング調査第 2 部. 2007. 「ブランド・ジャパン：調査報告書.2007」日経 BP コンサルティング.
- 日経 BP コンサルティングブランド・センター. 2008. 「ブランド・ジャパン：データブック 2008」日経 BP コンサルティング.
- 緒方勇. 2004. 「株価を基礎としたブランド価値評価モデルの実証研究」管理会計学 13(1・2):25-38.
- 緒方勇. 2005. 「日本の製造業企業の広告宣伝投資と研究開発投資が無形資産形成に与える効果の時系列分析」管理会計学 4(1): 39-59.
- 緒方勇, 佃良彦. 2010. 「無形資産投資効果の持続性：日本企業における実証研究」山形大学人文学部研究年報 7: 101-120.
- 大石一, 島山仁友. 2011. 「企業に見る広告宣伝費と企業イメージ(下)」日経広告研究所報.
- Peterson, Robert A. and Jaeseok Jeong. 2010. Exploring the impact of advertising and R&D expenditures on corporate brand value and firm-level financial performance. *Journal of the academic marketing science*. 38:677-690.
- Ravenscraft, D. and F. M. Scherer. 1982. The lag structure of returns to research and development. *Applied economics*. 14:603-620.
- Rao, Vithara R. and Manoj K. Agarwal, and Denise Dahlhoff. 2004. How is manifest branding strategy related to the intangible value of a corporation? *Journal of marketing*. 68:126-141.
- 桜井久勝, 石光裕. 2004. 「ブランド価値の株価関連性と超過収益の獲得可能性」国民経済雑誌 189 (5):17-32.
- Simon, Carol J. and Mary W. Sullivan. 1993. The measurement and determinants of brand equity: a financial approach. *Market science*. 12(1):28-52.
- 園田智昭. 2005「ブランド評価の目的の観点から見た評価基準の選択」日経広告研究所報 2005 Oct-Nov:76-88.

## 広告宣伝費がブランド価値に与える影響についての実証研究

- 田中洋. 2002. 『企業を高めるブランド戦略』講談社現代新書.
- 田中英富. 2006. 「ブランドバリューマネジメント」青山マネジメントレビュー 9.
- 竹内淑江. 2010a. 第4章「広告認知と店頭販売による販売への影響」『広告コミュニケーション効果』千倉書房.
- 竹内淑江. 2010b. 第7章「テレビ広告の質的内容による累積効果」『広告コミュニケーション効果』千倉書房.
- 豊田秀樹. 2007. 『共分散構造分析[Amos編]』東京出版.
- Villalonga, Belen. 2004. Intangible resources, Tobin's q, and sustainability of performance differences. *Journal of economic behavior & organization*. 54:205-230.
- 築瀬允紀. 2007. 『コーポレートブランドと製品ブランド—経営学としてのブランディング—』創成社.
- 山之口援. 2005. 「博報堂におけるブランド価値測定法—価格プレミアム法について—」『ブランド価値と価値創造』刈谷武昭編著 日経広告研究所.
- 山本嘉一郎, 小野寺孝義. 2002 『Amosによる共分散構造分析と解析事例』ナカニシヤ出版
- 余田拓郎, 首藤明敏. 2006. 『B2Bブランディング—企業間の取引接点を強化する』日本経済新聞社.
- 渡邊俊輔. 2002. 『知的財産 戦略・評価・会計』東洋経済新報社.

## 学会誌執筆要領

2002年9月8日 常務理事会決定

2015年7月25日 常務理事会改正

### (総則)

第1条 本学会誌への投稿論文の執筆は本要領に従う。論文以外の投稿原稿もこれに準じるものとする。

### (投稿論文等の言語)

第2条 投稿論文の言語は日本語または英語のいずれかとする。

### (投稿論文の書式)

第3条 投稿論文は横書きとする。

2. 投稿論文等はワードプロセッサにより作成する。日本語による投稿論文は、A4版用紙に1枚42字×41行=1,722字とする。英語による投稿論文は、1枚500wordsを目安として作成する。

3. 日本語書体はMS明朝を使用する。また、英語書体はTimes New Romanを使用する。

### (投稿論文等の枚数)

第4条 投稿論文の枚数はワードプロセッサ原稿で15枚以下とする(本誌刷り上り15ページ以内となり、合計で25,830字が上限となる)。図、表、英文アブストラクト、日本語要旨に要するスペースもこれに含める。図や表は論文の本文中にそのままの形で入力し配置しておくこと。英文の論文の場合にも、ワードプロセッサ原稿で15枚以下とする。

原稿のタイプにより、学会誌編集委員会が妥当と認めた場合、前項の枚数を超えることができる。ただし、その場合には超過枚数につき印刷費の実費を掲載時に徴収するものとする。

### (投稿論文等の体裁)

第5条 投稿論文には通しページ番号を付ける。

2. 投稿論文の第1ページには内容を正確に表す表題、著者名と職位、および所属機関と部署を日本語と英語両方で書く(共著者についても同様)。また投稿者(共著の場合は代表者)の住所、氏名、電話番号、ファックス番号、eメールアドレスなどを明記する。

3. 日本語による投稿論文等は、第2ページに以下の諸項目を次の番号順でまとめて記す。

- ① 日本語による表題
- ② 日本語による著者名

- ③ 日本語による 10 行程度 (420 字) の論文要旨
  - ④ 日本語による 5 語程度のキーワード
  - ⑤ 英語による表題
  - ⑥ 英語による著者名
  - ⑦ 英語による 150words 程度の英文要旨 (Abstract)
  - ⑧ 英語による 5 語程度のキーワード (Keywords)
4. 英語による投稿論文等は, 第 2 ページに以下の諸項目を次の番号順でまとめて記す.
- ① 英語による表題
  - ② 英語による著者名
  - ③ 英語による 150words 程度の英文要旨 (Abstract)
  - ④ 英語による 5 語程度のキーワード (Keywords)
5. 投稿論文の第 3 ページ以降に本文, 謝辞, 注, 付録, 参考文献の順に記述する.

### (投稿論文等の書き方)

第 6 条 投稿論文等の書き方は以下を原則とする. これに合致しない場合は, 学会誌編集委員会は修正を要求したり, 修正を行うことができる.

2. 本文は章節項などで構成し, “1. ”, “2. 3”, “4. 5. 6”のような見出し番号とタイトルをつける.
3. 日本語による投稿論文は新仮名遣い, 常用漢字を用い, 平易な口語体で記す. 漢字については専門語はこの限りではない. 副詞, 接続詞, 連体詞, 助詞は原則として平仮名, 同音多義で誤読のおそれのあるものは漢字, 送り仮名は活用語尾を送る. 数字の書き方は, 原則としてアラビア数字を用いる. 成語・慣用語・固有名詞, 数量的意味のうすいものは漢字とする. 例えば, 一般的, 一部分, 第三者などである. ただし 19 世紀, 第 1 四半期などは例外とする. 英語による投稿論文も自然で正確な表現を用い, ネイティブスピーカー等の校正を受ける.
4. 約物の使い方
  - (1) 句点 (。)と読点 (、) は用いず, ピリオド (.) とコンマ (,) を用いる.
  - (2) 中グロ (・) はあまり使うと目立ちすぎるので, 名詞並列の場合等に使う. 欧文略字には中グロを使わないで, ピリオドを用いる.  
例: J. M. Keynes  
しかし最近ではピリオドを入れないものも多くなった. この場合は一般的な慣例に従う.  
例: EC, IMF, OECD など
  - (3) 引用文は「」を用い, クォーテーションマーク, 例えば“”などは, 欧文引用のみに用いる.
  - (4) 二重ヒッカケ『』は書名や重引用符に用いる.
  - (5) 述語および固有名詞の原綴りを書く時は, パーレン ( ) でくくった中に欧文を書く

く、必要な場合はキッコー [ ] やブラケット [ ] を用いてもよい。

(6) ダッシュは挿入句などの場合、2倍のものを使う。

(7) ハイフン—またはダブル・ハイフン=はシラビケーションのほか、複合語や外国固有名詞などを使う。

(8) リーダー・・・は中略の際に使う。

5. 人名は原則として原語で表記する。ただし、広く知られているもの、また印字の困難なものについてはこの限りではない。

6. 数式は別行に記し、末尾に通し番号を付ける。文中で使用する場合には特殊な記号を用いず、“a/b” “exp(a/b)”などの記法を用いる。数式は筆者による指定が大切であるから、複雑な場合は青色鉛筆で植字上の注意を書き入れる。数字や記号にはイタリックが多いから、必ず落ちないようにアンダーラインを朱記する。活字の格差は、大、中、小と指定する。上ツキ、下ツキは $a^c$ 、 $x_y$ のように指定する。C、D、P、S、Wなど大文字と小文字の字形の同じものは、はっきりと区別する。ギリシャ文字 $\alpha$ （アルファ）、 $\gamma$ （ガンマ）、 $\chi$ （カイ）、 $\omega$ （オメガ）と、アルファベットのa（エイ）、r（アール）、x（エックス）、k（ケイ）、w（ダブリュ）を区別する。

7. 注はなるべく使わない。やむをえず使用する場合は、通し番号を付け、本文中の該当箇所にその番号を記す。そして注釈文を本文のあとにまとめて記すこととする。

8. 数字はアラビア数字で横書きし、三桁ごとにコンマ（,）をつける。

9. 図および表の書き方

図および表（写真を含む）には“図 1”、“図 2”、“表 1”、“表 2”のように通し番号を付ける。投稿原稿は正確にパソコン等の用器を用いて、そのまま写植して版下に使えるように書く。ただし、そのまま写植して利用できない図や表を提出した場合は、版下作成の実費を掲載時に徴収するものとする。

### （参考文献）

第7条 文中で参照する文献および特に関連ある文献のみを、本文末に一括してリストする。

2. 参考文献のリストの順序は、欧文和文を区別せず、原則として本条第4項の方式で配列する。

3. 単行本の場合は、著者名、発行年、表題、発行所をこの順で記す（ただし、欧文書については、発行所の前に発行地を記す）。表題をイタリックにする。また雑誌論文は、著者名、発行年、表題、雑誌名、巻号、ページをこの順に記す。表題、書名および雑誌名等は略記しない。雑誌名をイタリックにする。

4. 参考文献の配列は著者の、あるいは第1著者の姓によってアルファベット順にする。下にその例を示す。

浅沼萬里. 1997. 『日本の企業組織 革新的適応のメカニズム』 東洋経済新報社.

- Fisher, J. G., J. R. Frederickson, and S. A. Peffer. 2000. Budgeting: An Experimental Investigation of the Effects of Negotiation. *The Accounting Review* 75(1): 93-114
- Hornigren, C.T., G. Fostrer, and S. M. Datar. 1997. *Cost Accounting—A Managerial Emphasis*. 9th edition. Englewood Clifs, NJ: Prentice Hall.
- Monden, Y. 1998. *Toyota Production System*. 3rd edition. Norcross, GA: Engineering & Management Press.
- Nishimura, A. 1995. Transplanting Japanese Management Accounting and Cultural Relevance. *The International Journal of Accounting* 30: 318 - 330.
- Palepu, K. G., Bernard, V. L., and Healy, P.M. 1996. *Business Analysis & Valuation*. Cincinnati, Ohio: South-Western Publishing Company. 斎藤静樹監訳, 筒井知彦, 川本淳, 村瀬安紀子訳
1999. 『企業分析入門』東京大学出版会.
- 佐藤紘光. 2000. 「企業の投資行動と業績評価」*管理会計学* 8(1・2): 17-31.
- 田中隆雄. 1997. 『管理会計の知見』森山書店.

#### (別刷り料金)

第8条 抜き刷りについては部数に応じて別刷り料金を徴収する。その料金は、別刷り希望を募ってその実費（論文のページ数と別刷り部数に応じる）を徴収する。

## 日本管理会計学会 学会誌レフェリー基準

### (目的)

第1条 この基準は、日本管理会計学会（以下「本学会」という。）が刊行する学会誌「管理会計学」（以下「本学会誌」という。）の編集およびレフェリーの業務を公正かつ効率的に推進するために、必要な事項を定めることを目的とする。

### (常任編集委員会の権限)

第2条 常任編集委員会は、査読者による投稿論文等にかかる査読結果の適切性について客観的、かつ公正な観点から判断し、必要あると認められる場合には、新たに別の査読者を選定し審査を継続したり、掲載の可否を決定することができる。

- 2 編集委員長、副編集委員長および常任編集委員は、必要ある場合は、投稿者と査読者の間に立って投稿者に査読者の真意を伝えたり、常任編集委員会の判断を示し、場合によっては新たに別の査読者を選定し審査を継続することができる。

### (研究領域による掲載可能性)

第3条 投稿論文等に係る「研究領域」の可否による本学会誌への掲載については、その研究領域課題の必要性と意義に関して常任編集委員会の判断によりこれを決定することができる。ただし、基本的には査読者が査読にあたってこれを判断してよいが、査読者が当該論文が研究領域の点で本学会誌に適さない旨の報告をした場合には、常任編集委員会の判断によりその意見を採択するか、あるいは査読者を変更するかの決定をすることができる。

### (査読者の審査事項)

第4条 査読者は、投稿論文の査読において、次の事項を審査するものとする。

投稿論文の評価は原則的に以下に示される独創性、貢献性、形式的適切性に基づいて行う。

（ただし、事例研究・総合報告・研究ノートなどに関する原稿については、それぞれのカテゴリーの趣旨に応じて形式的適切性に関して弾力的に評価する。）

- (1) **独創性**：会計学・経営学の領域からみて次の各項のいずれかを満たしていること。
  1. 問題設定、適用領域に独創性がある。
  2. 発見、知見、事例に独創性がある。
  3. 理論、方法論、技法、解法に独創性がある。
  4. アプローチ、モデル、システムに独創性がある。
- (2) **社会的ないし学術的貢献性**：会計学・経営学の領域からみて次の各項のいずれかを満たしていること。
  1. 学術的、技術的、または社会的課題に込んでいる。
  2. 実用化、改良、改善などによる成果がある。
  3. 波及効果、啓発効果がある。
  4. 理論や方法の拡張、体系化、視点の転換などの成果がある。
  5. 管理会計の領域との関連が深く貢献度が高い。

(3) **形式的適切性**：論文の構成と体裁について、以下の形式上の要件を満たし、論文として完結していること。

1. 「はじめに」(序論)の部分で次のことが明記されていること。

- 1) 目的ないし研究課題が明確に述べられている。
- 2) 研究の必要性と意義が明確に述べられている。
- 3) いかなる研究方法を採用するかが述べられている。
- 4) 研究課題に関する先行研究のサーベイが適切になされている。

(ただし、先行研究については別に節を設けてもよい。)

2. 論旨の展開が明確である。

3. 「まとめ」(結論)の部分で、研究目的に対する研究成果、主張点のまとめ(要約)が明記されている。

4. 内容や記述に誤りやあいまい性がない。

5. 数式、図、表等が正確であり、かつわかりやすく適切である。

(4) **論文の未公表性**

論文、著書等(学会における口頭による研究報告のためのレジュメ、予稿集、資料等を除く)によりすでに公表済みでないことを確認する。

(5) **論文の題名の妥当性**

タイトルが研究目的および研究成果を表現するのに妥当であるか否かを審査する。

(6) **論文の水準**

論文の内容が、関連する研究領域の教科書、入門書、解説書等の水準ではなく、学会誌として新しい知見を提示するものにふさわしい水準に達しているか否かを審査する。

#### (実証研究資料の提示請求)

第5条 査読者および常任編集委員会は、投稿論文等の研究が経験的方法に従っている場合には、投稿者に対してその研究に基づいた質問票や集計結果、公表可能な会社名リストなどの提示を求めることができる。

#### (その他)

第6条 本基準に則って「レフェリーのガイドライン」、「レフェリー所見(1)」書式および「査読結果の記録」書式を用意する。

第7条 本基準の改正は、常任編集委員会が発議し本学会の常任理事会において審議し決定するものとする。

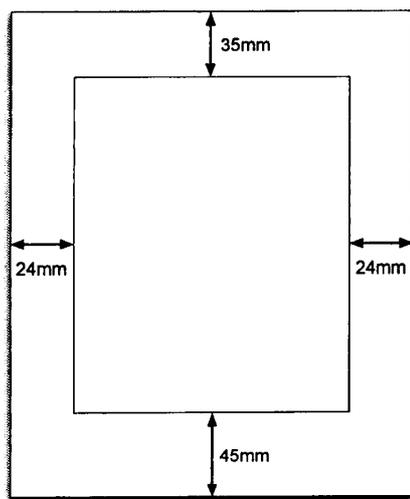
付則 本基準は、2002年10月1日より施行する。

## 学会誌の論文規格

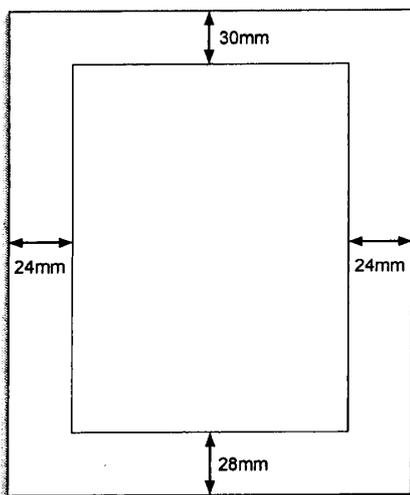
2015年4月 学会誌常任編集委員会

1. 論文等の原稿（A4サイズ）の上下と左右の余白については、以下のように設定する。

1.1 論文等の第1頁目（論題・氏名・要旨などを書く頁）の規格



1.2 論文等の第3頁目以降（本文を書く頁）の規格



## 2. 書体

日本語書体はMS WordによるMS明朝を使用する。また、英語書体はMS WordによるTimes New Romanを使用する。

### 【参考: Windows マシンの場合】

- ・ 「ページレイアウト」→「ページ設定」をクリック、「文字数と行数」のタブを選び、「フォントの設定」を選ぶと、日本語と英語のフォントを選べます。
- ・ 「ページレイアウト」→「ページ設定」をクリック、「余白」のタブを選ぶと、余白を設定できます。
- ・ 「ページレイアウト」→「ページ設定」をクリック、「文字数と行数」のタブを選ぶと、文字数と行数を設定できます。

### 【参考: マックの場合】

MS Word のデフォルトでは、MS 明朝 (和文) + Century (英文) という設定になっていますが、「書式」→「スタイル」のところで、英文が Times New Roman で入力されるように変更しますと、以前入力した文章も MS 明朝 (和文) + Times New Roman (英文) に変換されます。

## 3. 字のサイズ

### 3. 1 第1頁目における論題等のフォント：

論題は、日本語、英語とも 16 ポイントにし、ボールド (B) で太くする。英語論題は接続詞を除く各単語の頭文字に大文字を用いる。

サブタイトルと著者名は 14 ポイントにする。

メインタイトルとサブタイトルは中心揃えとする。

著者名(日本語、英語とも)は右揃えとし、氏名の頭文字に大文字を用いる。

〈論文要旨〉〈キーワード〉という表題は左揃えで 10.5 ポイントのボールド体とする。それぞれのテキストは改行し左揃えと記入する。

Abstract, Keywords という表題は中心揃えで 10.5 ポイントのボールド体とする。それぞれのテキストは改行し左揃えとする。

### 3. 2 論文等の節の字サイズとフォント：

14 ポイントでボールド体、節の数字は半角 (例えば、「2. 本研究の理論的フレームワーク」)

### 3. 3 論文等の款の字サイズとフォント：

12 ポイントでボールド体、款の数字は半角 (例えば、「2.1 管理可能利益と本部費配賦」) とする。

3. 4 論文等の本文, 謝辞, 注, 附録, 参考文献の字サイズ:10.5 ポイント

4. 行間

4. 1 論文等の節の直前行は 1.5 行空け, 直後行は 0.5 行空ける.

4. 2 論文等の款の直前行は 1 行空き, 直後行は行間を詰める (空きなし).

5. カラー

モノクロとする.

**【参考】**

『管理会計学』の製本は, 先生方から A4 サイズでご入稿頂く原稿を印刷所でジャーナル・サイズに縮小コピーし, そのまま製本しています. つきましては, 受理された論文等の執筆者におかれては, 『管理会計学』の過去の論文の様式, 学会誌執筆要領, 論文規格に合致しているかをよく精査願います. 入稿原稿は, ジャーナル・サイズにモノクロで縮小コピーして製本しますので, 細かな図表やカラー図表, 数式等の見え方を入念に確認下さい. 論文規格に合致させる作業は, 掲載される全論文の様式の一体性を確保するために不可欠なステップですので, 協力願います.

## 日本管理会計学会誌投稿申込書

日本管理会計学会  
学会誌編集委員会委員長 殿

下記の要領で、原稿を投稿致したく、ここに申し込みます。なお、投稿原稿は、学会誌執筆要領ならび論文規格に則し執筆しており、モノクロで印刷し提出しております。

申込日： 年 月 日

執筆者氏名 (英文表記)		会員 準会員 (いずれかを○で囲って下さい)	
執 筆 代 表 者	現住所	〒	TEL
	Eメール・アドレス		
	所属機関・部署 (英文表記)		
	同上 所在地	〒	TEL
	連絡先	自宅 所属機関 (いずれかを○で囲って下さい)	
投稿原稿の表題 (英文表題)			
投稿原稿の種類		論文 事例研究 総合報告 研究ノート その他 ( )	

(受付日： 年 月 日)

この用紙をA4版に拡大コピーしお使い下さい。また、日本管理会計学会のサイトからダウンロードできます。

---

2016年3月31日発行

日本管理会計学会誌

第24巻第1号

# 管理会計学

経営管理のための総合雑誌

---

編集委員長 上埜 進

発行・編集 日本管理会計学会

学会誌編集委員会

〒658-8501 兵庫県神戸市東灘区岡本8-9-1

甲南大学経営学部 杉山善浩研究室 気付

日本管理会計学会 学会誌編集委員会 委員長 上埜 進

電話 080-6130-3083

E-mail : ueno@konan-u.ac.jp

日本管理会計学会 事務局

〒169-8050 東京都新宿区西早稲田1-6-1

早稲田大学大学院会計研究科 清水孝研究室内

URL : <http://www.sitejama.org/>

E-mail : [jama-info@sitejama.org](mailto:jama-info@sitejama.org)

印刷所 株式会社 市川活版所

会員外分領価格 3,240円（本体3,000円）

## The Members of the 2014-2017 Editorial Board

<b>Editor in Chief</b>	<b>Susumu Ueno</b> , Konan University
<b>Associate Editor</b>	<b>Masaaki Aoki</b> , Tohoku University
<b>Associate Editor</b>	<b>Yoshiyuki Nagasaka</b> , Konan University
<b>Managing Editor</b>	<b>Takayuki Asada</b> , Ritsumeikan University
<b>Managing Editor</b>	<b>Hiromitsu Sato</b> , Waseda University
<b>Managing Editor</b>	<b>Yoshihiro Sugiyama</b> , Konan University
<b>Managing Editor</b>	<b>Takanori Suzuki</b> , Waseda University
<b>Managing Editor</b>	<b>Tomoaki Sonoda</b> , Keio University
<b>Managing Editor</b>	<b>Kenji Yasukata</b> , Kinki University
<b>Board member</b>	<b>Tomoki Oshika</b> , Waseda University
<b>Board member</b>	<b>Masakatsu Oshima</b> , Asia University
<b>Board member</b>	<b>Hiroshi Obata</b> , Hitotsubashi University
<b>Board member</b>	<b>Hiroto Kataoka</b> , Meiji University
<b>Board member</b>	<b>Naoyuki Kaneda</b> , Gakushuin University
<b>Board member</b>	<b>Yoshitaka Kobayashi</b> , Waseda University
<b>Board member</b>	<b>Takashi Shimizu</b> , Waseda University
<b>Board member</b>	<b>Kenichi Suzuki</b> , Meiji University
<b>Board member</b>	<b>Shoichiro Hosomi</b> , Tokyo Metropolitan University
<b>Board member</b>	<b>Hiroki Yamashita</b> , Aoyama Gakuin University
<b>Board member</b>	<b>Eisuke Yoshida</b> , Keio University
<b>Board member</b>	<b>Johei Oshita</b> , Kyushu University
<b>Board member</b>	<b>Takehisa Kajiwara</b> , Kobe University
<b>Board member</b>	<b>Shogo Kimura</b> , Nagoya University
<b>Board member</b>	<b>Yuichi Kubota</b> , Nanzan University
<b>Board member</b>	<b>Masanobu Kosuga</b> , Kwansei Gakuin University
<b>Board member</b>	<b>Norio Sawabe</b> , Kyoto University
<b>Board member</b>	<b>Atsushi Shiiba</b> , Osaka University
<b>Board member</b>	<b>Ichiro Mizuno</b> , Kansai University
<b>Board member</b>	<b>Hiroshi Miya</b> , Kobe University
<b>Board member</b>	<b>Makoto Yori</b> , Hyogo Prefectural University

*The Journal of Management Accounting, Japan* has various sections, such as articles, invited articles, research notes, case studies, and book reviews. Articles in the journal are selected through a double-blind referee system. The scope of acceptable articles embraces all subjects related to management accounting and management practices as long as the articles meet the criteria established for publication in the journal. The manuscripts except articles are also selected through the review by a single referee according to the policy set by the editorial board.

*The Journal of Management Accounting, Japan* will be published semiannually by the Japanese Association of Management Accounting: Susumu Ueno, Editor-in-Chief, c/o Yoshihiro Sugiyama, Konan University, 8-9-1, Okamoto, Higashi-nada-ku, kobe-shi, 658-8501, Japan.

Printed by Ichikawa Printing Co., Ltd.

Copyright © 2016, The Japanese Association of Management Accounting.

## The Japanese Association of Management Accounting

The Japanese Association of Management Accounting was founded on July 27, 1991. The Association is a voluntary organization of academicians, practicing professionals, and others involved in education and/or research in management accounting and management practices. Each member of the Association will receive the Journal of Management Accounting, Japan published semiannually by the Association.

### The Members of the 2014-2017 Executive Board of the Association

<b>President</b>	<b>Noboru Harada</b> , Mejiro University
<b>Vice Presidents</b>	<b>Masaaki Aoki</b> , Tohoku University
<b>Vice Presidents</b>	<b>Masakatsu Oshima</b> , Asia University
<b>Vice Presidents</b>	<b>Shogo Kimura</b> , Nagoya University
<b>Vice Presidents</b>	<b>Takashi Shimizu</b> , Waseda University

#### Executive Directors:

<b>Takayuki Asada</b> , Ritsumeikan University	<b>Yoshiyuki Nagasaka</b> , Konan University
<b>Takashi Arae</b> , Nihon University	<b>Nobuyoshi Nagaya</b> , Sanno University
<b>Gunyung Lee</b> , Niigata University	<b>Yasutaka Hasegawa</b> , Reitaku University
<b>Kazunori Ito</b> , Senshu University	<b>Kazuki Hamada</b> , Kwansai Gakuin University
<b>Susumu Ueno</b> , Konan University	<b>Shufuku Hiraoka</b> , Soka University
<b>Hisashi Kawai</b> , Chuo University	<b>Ichiro Mizuno</b> , Kansai University
<b>Takaaki Kikui</b> , Tokyo Gakugei University	<b>Yoshiteru Minagawa</b> , Nagoya Gakuin University
<b>Masanobu Kosuga</b> , Kwansai Gakuin University	<b>Yasuhiro Monden</b> , University of Tsukuba
<b>Nobumasa Shimizu</b> , Waseda University	<b>Ryohei Yanagi</b> , Eisai Co., Ltd.
<b>Tomoaki Sonoda</b> , Keio University	<b>Masamichi Yoshioka</b> , Tokyo University of Science
<b>Ko Tasaka</b> , Kurume University	<b>Kazuo Yokoyama</b> , Certified Public Accountant
<b>Masao Tsuji</b> , Waseda University	

### The Members of the 2014-2017 Board of Directors

<b>Akimichi Aoki</b> , Senshu University	<b>Hiromitsu Sato</b> , Waseda University
<b>Yasumichi Iijima</b> , Aichi Gakuin University	<b>Norio Sawabe</b> , Kyoto University
<b>Katsuhiko Ito</b> , Seikei University	<b>Ryoza Shirogane</b> , Kokushikan University
<b>Yoshihiro Ito</b> , Waseda University	<b>Kenichi Suzuki</b> , Meiji University
<b>Tomonori Inooka</b> , Kokushikan University	<b>Takanori Suzuki</b> , Waseda University
<b>Masaaki Imabayashi</b> , Mejiro University	<b>Hirohisa Hirai</b> , Takasaki City University of Economics
<b>Akihiko Uchiyama</b> , Chiba University	<b>Yuta Hoshino</b> , Nagoya City University
<b>Johei Oshita</b> , Kyushu University	<b>Kanji Miyamoto</b> , Osaka Gakuin University
<b>Noboru Ogura</b> , Aoyama Gakuin University	<b>Hisashi Mori</b> , Meiji University
<b>Hiroshi Obata</b> , Hitotsubashi University	<b>Kenji Yasukata</b> , Kinki University
<b>Takehisa Kajiwara</b> , Kobe University	<b>Hiroki Yamashita</b> , Aoyama Gakuin University
<b>Hiroto Kataoka</b> , Meiji University	<b>Satoshi Yoshimura</b> , Ryutsu Keizai University
<b>Yoshitaka Kobayashi</b> , Waseda University	<b>Takeo Watanabe</b> , Chuo University

#### Advisers

**Tadashi Ishizaki**, Shoin University  
**Masayasu Tanaka**, Tokyo University of Science  
**Kohei Yamada**, Ohara Graduate School of Accounting

#### Auditors

**Satoshi Komiyama**, Waseda University  
**Kouichi Saito**, Nanzan University  
**Kozo Suzuki**, Tokyo Metropolitan Government

#### Managers

**Hironao Iwata**, Senshu University  
**Haruo Otani**, Nagasaki University  
**Yukiko Kusu**, Aoyama Gakuin University  
**Yoshihiro Sugiyama**, Konan University  
**Yasuhiro Matsuda**, Tohoku University  
**Takashi Manami**, Kanto Gakuen University  
**Tsutomu Yoshioka**, Sanno University  
**Naoto Watanabe**, Daito Bunka University

**JAMA**

ISSN 0918-7863

*The Journal of Management  
Accounting, Japan*

Published by

THE JAPANESE ASSOCIATION OF MANAGEMENT ACCOUNTING

Volume 24, No. 1 2016

■ **Articles**

Management Forecasts Ratcheting and its Effect on —————● Kenji Yasukata  
Management Forecast Errors: Management Accounting Perspective

The Influence of Managers on Their Business-Units' —————● Tomohiro Sakuma  
Performance

Cost Anti-stickiness in Japanese Firms —————● Tomohisa Kitada

Empirical Study about Advertising Expenses' Effects on —————● Masahiko Fukuda  
Brand Value

■ **Manuscript Preparation Guidelines**

**JAMA**

ISSN 0918-7863

*The Journal of Management  
Accounting, Japan*

Published by

THE JAPANESE ASSOCIATION OF MANAGEMENT ACCOUNTING

Volume 24, No. 1 2016

■ **Articles**

Management Forecasts Ratcheting and its Effect on —————● Kenji Yasukata  
Management Forecast Errors: Management Accounting Perspective

The Influence of Managers on Their Business-Units' —————● Tomohiro Sakuma  
Performance

Cost Anti-stickiness in Japanese Firms —————● Tomohisa Kitada

Empirical Study about Advertising Expenses' Effects on —————● Masahiko Fukuda  
Brand Value

■ **Manuscript Preparation Guidelines**