

論文

販売費および一般管理費のコスト・ビヘイビア

平井裕久^{*}

椎葉 淳⁺

<論文要旨>

本稿の目的は、日本企業を対象として、販売費および一般管理費のコスト・ビヘイビアを調査することにある。具体的には、日本企業においてコスト・ビヘイビアの非対称性、すなわちアクティビティの水準が大きくなったときのコストの増加額が、アクティビティの水準が小さくなったときのコストの減少額よりも大きいことが観察されるかどうかを検証する。検証の結果、コスト・ビヘイビアが非対称的であることが確認されたが、アメリカ企業を対象とした Anderson et al. (2003) の結果と比べると、日本企業においては、コスト・ビヘイビアの非対称性はより長期にわたって観察されることが明らかになった。本稿ではまた、アクティビティの変化の大きさとキャパシティの利用度が、コスト・ビヘイビアの非対称性にどのような影響を与えているかを検証することにより、コスト・ビヘイビアが非対称になる原因について考察している。

<キーワード>

販売費および一般管理費, コスト・ビヘイビア, 非対称性, キャパシティの利用度

Cost Behavior of Selling, General, and Administrative Costs

Hirohisa Hirai

Atsushi Shiiba

Abstract

This paper investigates the cost behavior of selling, general, and administrative costs (SG&A) in Japanese firms. We confirm the basic results of Anderson et al. (2003) who investigated the cost behavior in U.S. firms. The results imply an asymmetric cost behavior—the magnitude of an increase in costs associated with an increase in activity is greater than the magnitude of a decrease in costs associated with an equivalent decrease in activity. However, we provide evidence that as compared to the U.S. firms, the Japanese firms require more time to adjust the SG&A costs to the desired level in response to a decline in demand. Furthermore, in order to investigate the reason for the asymmetric cost behavior, we examine whether the magnitude of the change in activity and current capacity utilization affect the cost behavior.

Key Words

Selling, general, and administrative costs, Cost behavior; Asymmetry, Capacity utilization

2005 年 9 月 25 日 受付

2006 年 1 月 6 日 受理

^{*}名古屋商科大学会計ファイナンス学部

⁺大阪大学大学院経済学研究科

Submitted 25 September 2005

Accepted 6 January 2006

^{*} Faculty of Accounting and Finance,

Nagoya University of Commerce and Business

⁺ Graduate School of Economics, Osaka University

1. はじめに

伝統的に原価計算システムは、コストがアクティビティの水準に対して比例的に変化することを仮定している¹。また、Noreen (1991) が理論的に明らかにしているように、活動基準原価計算が有用な情報を提供する条件の一つとしても、コストがアクティビティの水準に対して比例的に変化することが指摘されている²。しかしながら、このようなコスト・ビヘイビアに関する特徴が実際に成り立つかどうかについては、最近までほとんど検証されておらず、フィールド・スタディあるいは公表データを用いた実証研究などによって証拠を蓄積していく必要があると言える。

アメリカ企業についてこのようなコスト・ビヘイビアの特徴を検討している研究としては、Cooper and Kaplan (1998, p.247), Noreen and Sonderstrom (1994, 1997), Anderson et al. (2003) などがある。これらの研究では、上述のようなコストとアクティビティの間の比例的な関係は、現実には成り立っていないことを主張している。ここで Noreen and Sonderstrom (1994, 1997) はワシントン州の病院の間接費を対象にしており非公表のデータに基づいている一方で、Anderson et al. (2003) はアメリカ企業の販売費および一般管理費（販管費）について、公表データを用いた検証を行っている。特に、Anderson et al. (2003) では、コスト・ビヘイビアの非対称性、すなわちアクティビティの水準が大きくなったときのコストの増加額が、アクティビティの水準が小さくなったときのコストの減少額よりも大きいことを明らかにしている³。そこではコスト・ビヘイビアが非対称になる理由として、経営者は売上の増加よりも減少に対しては、すぐには経営資源を調整しない傾向にあり、意思決定に遅れがあることなどを指摘している。また Balakrishnan et al. (2004) は、アメリカの49の診療所のデータを用い、コスト・ビヘイビアの非対称性についてより詳しく検討している。そこでは、アクティビティの変化の大きさ、およびキャパシティの利用度によっても、コスト・ビヘイビアの非対称性の程度は影響を受けるとの仮説を提示し検証を試みている。以上がアメリカ企業を対象としたコスト・ビヘイビアの非対称性に関する主要な研究であるが、日本企業について実際のデータに基づいてこのようなコスト・ビヘイビアの特徴を考察している研究は存在していない。

本稿の目的は、日本企業の公開データを用いて販管費のコスト・ビヘイビアを調査することにより、コスト・ビヘイビアに関する理解を深め、また原価計算システムを考える上での基礎的証拠を提示することにある⁴。ここで販管費に注目するのは、製造原価のコスト・ビヘイビアについては主としてコスト・ドライバーに関するデータが入手困難であることに起因して実施が難しいのに対し、販管費は売上高をコスト・ドライバーの代理変数とすることで公表データのみを用いて検証が可能になることによる。本稿では第一に、アメリカ企業の販管費のコスト・ビヘイビアを調査した Anderson et al. (2003) の分析枠組みに依拠して、日本企業においてもコスト・ビヘイビアの非対称性が観察されるかどうかを検証する。コスト・ビヘイビアは、企業行動あるいは経営者の意思決定と密接な関係があると予想されることから、国によって異なる可能性がある。

本稿では、日本企業について得られた結果とアメリカ企業を対象とした Anderson et al. (2003) の結果を比較し、日本企業とアメリカ企業の間で販管費のコスト・ビヘイビアがどのように異なっているか、さらには企業行動あるいは経営者の意思決定がどのように異なっているかについて考察する。本稿では第二に、販管費のコスト・ビヘイビアの非対称性について、その原因をより詳細に検討する。すなわち、Balakrishnan et al. (2004) で指摘されているアクティビティの変化の大きさとキ

キャパシティの利用度を考慮して、それらが販管費のコスト・ビヘイビアの非対称性にどのような影響を与えているかを考察する。Anderson *et al.* (2003) ではこれらの要因は考慮されておらず、また Balakrishnan *et al.* (2004) では販管費に関する検証はなされていない。本稿では特にキャパシティの利用度について、人的資源と物的資源に対する利用度の代理変数を用いて、販管費のコスト・ビヘイビアの非対称性についての考察を行う。

本稿で得られた結果は次のように要約できる。まず、日本企業についてもアメリカ企業と同様に、コスト・ビヘイビアの非対称性が観察された。その特徴としては、Anderson *et al.* (2003) におけるアメリカ企業の結果と比較すると、コスト・ビヘイビアの非対称性はより長期にわたって観察されることが明らかになった。このような結果が得られる一つの理由としては、アメリカ企業と比べて日本企業の意思決定はより遅いことに起因する可能性を指摘できる。また、コスト・ビヘイビアの非対称性の原因については次のような結果が得られた。すなわち、第一に売上高が連続して減少した場合には、コスト・ビヘイビアはより対称的になる。第二に売上高の変化額が大きい場合、コスト・ビヘイビアはより非対称的になる。また第三に、物的資源の利用度が低いほど、コスト・ビヘイビアはより対称的になる。

本稿は次のように構成されている。第二節では、販管費のコスト・ビヘイビアについて、本稿で検証する仮説を設定する。また仮説を検証するために用いる実証モデルを提示する。第三節では、本稿で用いるデータとサンプル選択について説明する。そこではまた基本統計量を示す。第四節ではまず、アメリカ企業を対象とした Anderson *et al.* (2003) にしたがって、日本企業についても販管費が売上高の増減に対して非対称的に変化するかを検証する。そして検証の結果、販管費について、コスト・ビヘイビアが非対称的であることが明らかにされる。次にこのようなコスト・ビヘイビアの性質をいくつかの視点からさらに詳細に検討する。特に、本稿ではアクティビティの変化の大きさとキャパシティの利用水準について考慮した上で、販管費のコスト・ビヘイビアについての検証を試みる。最後に第5節において、要約と今後の課題が示される。

2. 仮説の設定と検証方法

2. 1 コスト・ビヘイビアの非対称性に関する基本仮説

本稿ではまず、Anderson *et al.* (2003) にしたがって、コスト・ビヘイビアの非対称性に関する基本的な仮説を提示する。これらの仮説は Anderson *et al.* (2003) と同じであることから、ここでは簡潔に記述する。

伝統的なコスト・ビヘイビアのモデルは、経営環境および経営者のインセンティブを考慮したものになっていない。例えば、経営者は売上高の僅かな変化に対して経営資源をすぐには調整しないかもしれない。特に経営資源を増加させるときと減少させるときとは、異なる反応を示す可能性がある。なぜなら、将来の需要に対する不確実性が存在する状況の下で、売上高が減少したときに経営資源を減少させるコストには、従業員を解雇したときに生じる諸手当、解雇による従業員のモラルの低下などがあり、これらの点で売上高が増加したときに経営資源を増加させるコストよりも大きいと考えられる。また、経営者には現状の規模を維持したいというインセンティブを有する可能性もある。以上から、将来の需要に対する不確実性が大きく、事前にコミットした資源を減少させることにより大きなコストがかかるならば、売上高の減少に対して経営資源を減少させることを遅らせる可能性がある。このことから販管費について、次の仮説1が導かれる。

仮説1：売上高が大きくなったときの販管費の増加額は、売上高が小さくなったときの販管費の減少額よりも大きい。

なお、ここでは Anderson et al. (2003) にしたがって、販管費のコスト・ドライバーを売上数量と仮定し、また売上数量の代理変数として売上高を用いている⁵。

仮説1を検証するために次のモデル(I)を推定する。

モデル(I)：

$$\log \left[\frac{SG \& A_{i,t}}{SG \& A_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] + \beta_2 * Decrease_Dummy_{i,t} * \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t}$$

ここで、 $SG \& A_{i,t}$ は企業 i の t 期における販管費、 $Rev_{i,t}$ は企業 i の t 期における売上高、 $Decrease_Dummy_{i,t}$ は $t-1$ 期から t 期において企業 i の売上高が減少すれば1、そうでなければ0の値をとるダミー変数である。また $\log$ は自然対数を表している。

このような定式化では、 $Decrease_Dummy_{i,t}$ は売上高が増加したときに0となることから、係数 β_1 は売上高の増加1%に対して販管費が何%増加するかを表している⁶。また、 $Decrease_Dummy_{i,t}$ は売上高が減少したときに1となることから、係数 β_1 と係数 β_2 の和は売上高の減少1%に対して販管費が何%減少するかを表している。したがって、仮説1のようなコスト・ビヘイビアの非対称性が存在するならば、 $\beta_1 > 0$ を所与とすると、 $\beta_2 < 0$ となるはずである。なお、原価を変動費と固定費に分解する伝統的なモデルが成立しているならば、売上高の増加と減少に対して原価は対称的に変化するのはずであり、これは $\beta_2 = 0$ に対応している。

次にコスト・ビヘイビアの特徴についての仮説を提示する。売上高の変化は、製品・サービスの短期的な市況を反映しているかもしれないし、長期的な需要のシフトを反映しているかもしれない。もしも長期的な需要のシフトを反映していると確信するに足る証拠が得られれば、経営者は経営資源を減少させる可能性は高くなると考えられる。そこで需要の減少がどのような理由によって生じているのかを評価するために、有用な情報が得られるまで意思決定を遅らせるかもしれない。この結果、長期的にみればコスト・ビヘイビアの非対称性は小さくなると予想される。そこで次の仮説2および仮説3を提示する。

仮説2：長期的にはコスト・ビヘイビアはより対称的になる。

仮説2を検証するために、2年間、3年間、および4年間集計したデータを用いてモデル(I)を検証する。また、仮説2と同じ理由から、次の仮説3を提示する。

仮説3：コスト・ビヘイビアの非対称性は、その後の期において調整される。

すなわち、 $t-1$ 期の売上高の減少に対して t 期以降に経営資源が調整され販管費が減少すると考える。この仮説3を検証するためにモデル(I)を拡張した次のモデル(II)を推定する。

モデル(II)：

$$\log \left[\frac{SG \& A_{i,t}}{SG \& A_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] + \beta_2 * Decrease_Dummy_{i,t} * \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right]$$

販売費および一般管理費のコスト・ビヘイビア

$$+ \beta_3 \log \left[\frac{Rev_{i,t-1}}{Rev_{i,t-2}} \right] + \beta_4 * Decrease_Dummy_{i,t-1} * \log \left[\frac{Rev_{i,t-1}}{Rev_{i,t-2}} \right] + \varepsilon_{i,t}$$

この式を推定し、 $0 < \beta_4$ であれば仮説の通りである。すなわち、 $t-1$ 期の売上高の減少に対して t 期に経営資源の調整がなされ、 t 期の販管費が減少すると考える。

2. 2 売上高変化とキャパシティ利用度がコスト・ビヘイビアに与える影響

この節ではコスト・ビヘイビアの非対称性について、その原因に関する仮説を設定する。まず、Anderson *et al.* (2003) において指摘されているように、売上高が連続して減少した場合、それは長期的な需要のシフトを反映している可能性が高いと考えられる。したがって、そのような状況では売上高の減少に対してすばやく販管費を削減すると予想される。そこで、Anderson *et al.* (2003) にしたがって、次の仮説を設定する。

仮説4：売上高が連続して減少した場合には、コスト・ビヘイビアはより対称的になる。

次に、Balakrishnan *et al.* (2004) が指摘しているように、アクティビティの変化の大きさとキャパシティの利用度もコスト・ビヘイビアの非対称性に影響を与える可能性がある。まず、売上高の減少額が大きいときには、より長期的な需要のシフトを反映しており、売上高の減少に対してすばやく販管費を削減すると予想される。このとき次の仮説5が導かれる。

仮説5：売上高の変化額が大きい場合には、コスト・ビヘイビアはより対称的になる。

また、キャパシティの利用度が高いときと低いときでは、売上高の変化に対する意思決定は異なるかもしれない。すなわち、キャパシティの利用度が高く経営資源の Slack が少ないときには、売上高の減少に対して経営者はあまり反応しないと予想される。逆に、キャパシティの利用度が低く経営資源の Slack が多いときには、売上高の減少に対して経営資源の調整を行う可能性が高いと予想される。したがってコスト・ビヘイビアの非対称性は、現状のキャパシティの利用度に影響を受ける可能性がある。このことから次の仮説6が導出される。

仮説6：キャパシティの利用度が低いほど、コスト・ビヘイビアはより対称的になる。

以上の仮説4から仮説6は、モデル(I)における β_2 を決定する要因を特定していると考えられる。そこで次のような関係を仮定する。

$$\beta_2 = \gamma_0 + \gamma_1 * Successive_Decrease_{i,t} + \gamma_2 * Change_Dummy_{i,t} + \gamma_3 * \log[Ass_{i,t}] + \gamma_4 * \log[Emp_{i,t}]$$

ここで $Successive_Dummy_{i,t}$ は $t-2$ 期から $t-1$ 期および $t-1$ 期から t 期の二期連続で企業 i の売上高が減少したときに 1、そうでなければ 0 となるダミー変数である。また $Change_Dummy_{i,t}$ は企業 i の t 期における売上高が 10%以上変化したときに 1、そうでなければ 0 となるダミー変数である。 $Ass_{i,t}$ と $Emp_{i,t}$ は企業 i の t 期におけるキャパシティの利用度の代理変数であり、それぞれ物的資源の利用度と人的資源の利用度と解釈する。これらは次の式によって定義する。

$$Ass_{i,t} = \frac{\text{総資産}_{i,t}}{\text{売上高}_{i,t}} - \frac{\text{企業 } i \text{ の属する産業の総資産合計}_t}{\text{企業 } i \text{ の属する産業の総売上高}_t}$$

$$Emp_{i,t} = \frac{\text{従業員数}_{i,t}}{\text{売上高}_{i,t}} - \frac{\text{企業 } i \text{ の属する産業の従業員数合計}_t}{\text{企業 } i \text{ の属する産業の総売上高}_t}$$

すなわち、物的資源（人的資源）の利用度である $Ass_{i,t}$ ($Emp_{i,t}$) は売上高で基準化した企業 i の t 期における総資産（従業員数）が、その企業 i の属する産業の平均と比べてどの程度乖離しているかによって定義している。ここで例えば、人的資源の利用度である $Emp_{i,t}$ は、人的資源のスラックの変数として、Mishina et al. (2004) などによって用いられているものである。なお、本稿ではどの企業がどの産業に属するかについては、日経 NEEDS（日本経済新聞社の総合経済データベースシステム）の業種分類を参考にして分類した。

上記の β_2 に関する式をモデル(I)に代入し、 $\beta_k = \gamma_{k-2}$ ($k=2, 3, 4, 5, 6$) と定義し直すと、次のモデル(III)を得る⁷。

モデル(III)：

$$\begin{aligned} \log \left[\frac{SG \& A_{i,t}}{SG \& A_{i,t-1}} \right] = & \beta_0 + \beta_1 \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] + \beta_2 * Decrease_Dummy_{i,t} * \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] \\ & + \beta_3 * Decrease_Dummy_{i,t} * \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] * Successive_Decrease_{i,t} \\ & + \beta_4 * Decrease_Dummy_{i,t} * \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] * Change_Dummy_{i,t} \\ & + \beta_5 * Decrease_Dummy_{i,t} * \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] * \log[Ass_{i,t}] \\ & + \beta_6 * Decrease_Dummy_{i,t} * \log \left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}} \right] * \log[Emp_{i,t}] + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

このモデル(III)において、 $\beta_3 > 0$ 、 $\beta_4 > 0$ であればそれぞれ仮説4、仮説5と整合的であり、また $\beta_5 > 0$ 、 $\beta_6 > 0$ であれば仮説6と整合的である。

3. データとサンプル選択

本稿で使用するデータは、日本経済新聞社が提供する日経 NEEDS 財務データから抽出した。分析対象は、Anderson et al. (2003) と同じく 1979 年度から 1998 年度までの 20 年とし、公開企業（金融、証券、保険業は除く）であり、対象期間中において決算期変更がなく、決算月数が 12 ヶ月の企業とした。また、分析の簡便性から、20 年間を通じてデータが入手可能な企業を対象とし、単独決算のデータを利用した⁸。さらに、必要なデータに欠損値がなく、販管費が売上高よりも大きいものは除外した。この結果 1,164 社が残り、サンプル数は 23,280 となった。

販売費および一般管理費のコスト・ビヘイビア

表 1 基本統計量

パネル A

	平均	標準偏差	最小値	第 1 四分位	中央値	第 3 四分位	最大値
売上高 (百万円)	201,211	1,015,051	69	15,695	39,437	109,395	21,403,613
販管費 (百万円)	21,816	58,677	9	1,969	5,220	15,954	1,055,158
販管費比率 (%)	17.62	15.09	0.46	8.75	13.63	21.69	99.70

パネル B

年度	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
販管費比率 (%)	16.06	15.76	16.20	16.57	16.60	16.57	16.84	17.50	17.63	17.43
年度	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
販管費比率 (%)	17.57	17.55	17.95	18.64	19.14	19.09	18.96	18.53	18.72	19.04

パネル C

	減少割合
売上高	33.9%
販管費	29.4%

表 1 のパネル A は、対象としたサンプルの売上高と販管費に関する基本統計量である。売上高の平均は 201,211 百万円（中央値は 39,437 百万円）であり、売上高に対する販管費の比率の平均は 17.62%（中央値は 13.63%）である。表 1 のパネル B は 1979 年度から 1998 年度までの年度ごとの販管費比率を示している。1979 年度では約 16%であったが、1998 年度では約 19%となっており、販管費比率が年とともに高くなっている傾向を示している。また表 1 のパネル C は売上高と販管費が前期と比較して減少した企業がサンプルのどの程度の割合かを示している。売上高はサンプルのうち 33.9%が減少しており、販管費はサンプルのうち 29.4%が減少している。

4. 検証結果

4. 1 コスト・ビヘイビアの非対称性

まず、モデル(I), モデル(II)で使用する $[SG\&A_{i,t} / SG\&A_{i,t-1}]$ および $[Sales_{i,t} / Sales_{i,t-1}]$ について、上下 0.5%ずつを異常値として除外した。この結果、サンプル数は 21,620 となった。その後、仮説 1 から仮説 3 までを検証するためにモデル(I)とモデル(II)を最小二乗法で推定した。仮説 2 の検証のために、モデル(I)については、2 年間、3 年間、および 4 年間集計したデータについても推定した⁹。これらの結果をアメリカ企業を対象とした Anderson et al. (2003) の結果と比較するかたちで要約したものが表 2 である。なお、本稿のデータはパネルデータであることから、固定効果推定、ランダム効果推定などパネル分析も行ったが、結果に大きな違いはなかった¹⁰。

表2 コスト・ビヘイビアの非対称性に関する基本仮説の検証結果—日本とアメリカ—

係数	モデル(I)		モデル(I)		モデル(I)		モデル(I)		モデル(II)	
	1年間		2年間		3年間		4年間		日本	アメリカ
	日本	アメリカ	日本	アメリカ	日本	アメリカ	日本	アメリカ		
$\hat{\beta}_0$	0.0189 23.64***	0.0481 39.88***	0.0334 21.94***	0.0574 25.12***	0.0498 20.17***	0.0603 16.31***	0.0719 23.05***	0.0783 16.67***	0.0135 14.72***	0.0333 25.90***
$\hat{\beta}_1$	0.6352 84.57***	0.5459 164.11***	0.7534 79.32***	0.6816 141.91***	0.7534 62.10***	0.7148 104.71***	0.7824 64.68***	0.7427 97.00***	0.5951 68.73***	0.5328 130.43***
$\hat{\beta}_2$	-0.1398 -8.95***	-0.1914 -26.14***	-0.2011 -8.60***	-0.1569 -13.40***	-0.1313 -4.24***	-0.0919 -5.56***	-0.1107 -2.84***	-0.0343 -1.76*	-0.1215 -7.27***	-0.1876 -23.47***
$\hat{\beta}_3$									0.1503 19.07***	0.1038 29.79***
$\hat{\beta}_4$									-0.0476 -2.79***	0.1042 13.23***
Adj. R ²	0.3927	0.3663	0.5190	0.5349	0.5550	0.5933	0.6007	0.6513	0.3967	0.3893
N	20,539	63,958	9,729	26,052	5,405	12,398	4,324	8,565	19,458	56,420

アメリカ企業については Anderson et al. (2003) の結果である。各係数について、上段は係数の推定値、下段は t 値を示している。また、* は 10% 有意、** は 5% 有意、*** は 1% 有意を意味しており、Adj. R² は自由度修正済み決定係数、N はサンプル数を示している。

モデル(I)を1年間のデータに基づいて推定した結果、 $\hat{\beta}_1$ は 0.6352 となり 1% 水準で有意になった。このことは売上高 1% の増加に対して販管費は 0.64% 増加することを意味している。また、 $\hat{\beta}_2$ は -0.1398 と負になり 1% 水準で有意になっており、コスト・ビヘイビアの非対称性を支持する結果が得られた。また、 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0.4954$ であることから、売上高 1% の減少に対しては販管費は 0.50% しか減少しないという結果となっている。以上の結果は、売上高が大きくなったときの販管費の増加額は、売上高が小さくなったときの販管費の減少額よりも大きいことを意味しており、仮説 1 を支持している。なお、Anderson et al. (2003) の結果と比較すると、日本企業の方がコスト・ビヘイビアの非対称性は小さいという結果になっている。

次に、2年間、3年間、および4年間集計したデータについてモデル(I)を推定した結果を検討しよう。表 2 から $\hat{\beta}_2$ に対する推定値はそれぞれ -0.2011、-0.1313、-0.1107 となっており、すべて 1% 水準で有意となっている。ここでもしも仮説 2 の通り、長期的にはコスト・ビヘイビアがより対称的になるならば、長期間のデータに対する推定値ほど負の値でかつ絶対値ではより小さい値となるはずである。ここでの推定結果は大まかな傾向としては仮説 2 の通りであるが、2年間集計したデータに対する係数の推定値 (-0.2011) は、負になっているものの、1年間のデータに対する係数の推定値 (-0.1398) と比べると絶対値でより大きな値となっており、仮説と整合的ではない。2年間集計したデータについて販管費のコスト・ビヘイビアがより非対称的になっているという結果は、売上高の減少に対して販管費の調整が遅れている可能性を示唆している。したがって、アメリカ企業に対する検証を行った Anderson et al. (2003) では仮説通りの結果となっていることから、日本企

業は売上高の減少に対して販管費を減少させる意思決定がアメリカ企業よりも遅い可能性があると考えられる¹¹。なお、3年間および4年間集計したデータについての推定結果は仮説2と整合的である。

モデル(II)は、コスト・ビヘイビアの非対称性がその後の期において調整されるかどうかを検証するために推定した。仮説3が成り立つならば $0 < \hat{\beta}_4$ となるはずであるが、 $\hat{\beta}_4$ を推定した結果は -0.0476 で負となり1%水準で有意となった。このことは、一期前の売上高の変化に対しても販管費のコスト・ビヘイビアは非対称的であることを意味している。このような結果は仮説3を支持するものではないが、先に得られた仮説2の推定結果とは整合的であると考えられる。すなわち、もしも日本企業においては2年という期間では売上高の減少に対する販管費の調整が十分に行われないのであれば、コスト・ビヘイビアの非対称性はより長期にわたって観察されると考えられる。なお、Anderson et al. (2003) では、仮説3についてもアメリカ企業においては仮説通りの結果となることが報告されている。

4. 2 売上高変化とキャパシティ利用度の影響

次に、コスト・ビヘイビアの非対称性について、その原因に関する仮説を検証する。本稿では、仮説4から仮説6において、売上高が連続して減少した場合、売上高の変化額が大きい場合、およびキャパシティの利用度が低いほど、コスト・ビヘイビアはより対称的になるという仮説を提示した。この仮説を検証するためにモデル(III)を推定した。表3はこの結果を示したものである。

まず $\hat{\beta}_3$ は 0.1019 となり、1%水準で有意となっている。符号は正であることから、売上高が連続して減少した場合には、コスト・ビヘイビアはより対称的になるという仮説4を支持している。

次に仮説5については、 $\hat{\beta}_4$ は -0.1301 となり、1%水準で有意となっている。符号は負であることから、仮説とは逆に売上高の変化額が大きい場合、コスト・ビヘイビアはより非対称的になっている。このような結果となった一つの可能性としては、売上高の変化額が大きい場合、その期中に販管費を調整することが間に合わず、より大きな非対称性となって表れたことが指摘できる¹²。

最後に仮説6については、物的資源の利用度である $Ass_{i,t}$ に対する係数 $\hat{\beta}_5$ は 0.0598 となり、1%水準で有意となっている。符号は正であることから、物的資源のキャパシティの利用度が低いほど、コスト・ビヘイビアはより対称的になるとの仮説を支持している。他方、人的資源の利用度である $Emp_{i,t}$ に対する係数 $\hat{\beta}_6$ は -0.8160 となり、10%水準で有意とはならなかった。したがって、人的資源のキャパシティの利用度が低いほど、コスト・ビヘイビアはより対称的になるとの仮説は支持されなかった。以上から、キャパシティの利用度に関する仮説については、本稿の検証結果からは完全に支持されたとは言い難い。なお、キャパシティの利用度については、本稿で用いた代理変数が意味のある変数とはなっていない可能性も含め、今後キャパシティの利用度あるいは組織のスラックをより正確に反映した代理変数を考えていく必要があると思われる。より具体的には、総資産あるいは従業員数以外の指標を用いる、あるいは産業構造の変化を考慮するなどし、キャパシティの利用度自体の適切さを検証していくことが必要であると考えられる。

表3 売上高変化とキャパシティ利用度がコスト・ビヘイビアに与える影響の検証結果

係数	変数	予想される符号	モデル(III)
$\hat{\beta}_0$	切片		0.0195 14.85***
$\hat{\beta}_1$	$\log\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right]$	+	0.6385 32.89***
$\hat{\beta}_2$	$Decrease_Dummy_{i,t} * \log\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right]$	-	-0.086 -1.75*
$\hat{\beta}_3$	$Decrease_Dummy_{i,t} * \log\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right] * Successive_Decrease_{i,t}$	+	0.1019 4.12***
$\hat{\beta}_4$	$Decrease_Dummy_{i,t} * \log\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right] * Change_Dummy_{i,t}$	+	-0.1301 -4.32***
$\hat{\beta}_5$	$Decrease_Dummy_{i,t} * \log\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right] * \log[Ass_{i,t}]$	+	0.0598 2.72***
$\hat{\beta}_6$	$Decrease_Dummy_{i,t} * \log\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right] * \log[Emp_{i,t}]$	+	-0.8160 -1.01
Adj. R ²			0.3802
N			19,458

各係数について、上段は係数の推定値、下段は White (1980) の標準偏差に基づく t 値を示している。また、*は 10% 有意、**は 5% 有意、***は 1% 有意を意味しており、Adj. R² は自由度修正済み決定係数、N はサンプル数を示している。

5. おわりに

本稿では、日本企業の公開データを用いて、販管費のコスト・ビヘイビアについて考察してきた。本稿で得られた結果は次の通りである。まず、日本企業についてもアメリカ企業と同様に、コスト・ビヘイビアの非対称性が観察された。その特徴としては、Anderson et al. (2003) におけるアメリカ企業の結果と比較すると、コスト・ビヘイビアの非対称性はより長期にわたって観察されることが明らかになった。そして、このような結果が得られる一つの理由として、アメリカ企業に比べて日本企業は、販管費に影響を与える意思決定のスピードがより遅いことに起因する可能性があることを指摘した。また、コスト・ビヘイビアの非対称性の原因については次のような結果が得られた。すなわち、第一に売上高が連続して減少した場合には、コスト・ビヘイビアはより対称的になる。第二に売上高の変化額が大きい場合、コスト・ビヘイビアはより非対称的になる。ここで、この結果の解釈の一つとしては、売上高の変化額が大きい場合、その期のうちに販管費を調整することが間

に合わず、より大きな非対称性となって表れたことを指摘した。また第三に、物的資源の利用度が低いほど、コスト・ビヘイビアは対称的になるという結果を得た。しかしながら、人的資源の利用度については有意な結果が得られなかったため、キャパシティの利用度とコスト・ビヘイビアの関係については、頑健な証拠は得られなかったと考えている。

最後に今後の課題についていくつか指摘しておく。まず第一に、コスト・ビヘイビアの非対称性に影響を与える要因は本稿で指摘したものだけではないかもしれない。実際、Anderson et al. (2003) においては異なる要因が指摘されている。また、キャパシティの利用度については、本稿で用いた代理変数が意味のある変数とはなっていない可能性があり、キャパシティの利用度あるいは組織のスラックを正確に反映した代理変数を考えていく必要がある。このような点から、本稿におけるモデル(III)は今後さらに拡張していく必要があると考えている。また第二に、本稿では公表データを用いた販管費に関する実証研究であったが、製造原価についても調査していく必要があると考える。もっとも製造原価については公表データのみからでは検証が不可能であるため、データの収集を含め非常に難しい問題がある。しかしながら、Noreen and Soderstrom (1994, 1997) のように病院の原価などを調べる研究も数少ないが存在している。第三に、本稿を含めこれまでの研究において得られたように、コスト・ビヘイビアが非対称的であるとした場合に、どのような原価計算システムがより有用であるかを考える必要がある。コスト・ビヘイビアに関する実証的な証拠を蓄積していくとともに、そのような結果に基づいた原価計算システムに関する理論的な研究を行っていくことが重要であると考えている。

謝 辞

本研究は部分的に文部科学省科学研究費補助金（基盤研究(A)，課題番号 16203026）の補助を受けた。本稿の作成にあたり、浅田孝幸教授、および二人の匿名のレフェリーから有益なコメントを頂いた。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

¹ コストがアクティビティの水準に対して比例的に変化するとの仮定は、典型的には、配賦率を計算して間接費を配賦する手続きに表れている。また、原価を変動費と固定費に分解する際に、正常操業圏の範囲内で線形と仮定することにも表れている。この点については、例えば岡本 (2000, pp. 517-518) を参照のこと。なお、本稿の考察は、正常操業圏の範囲内であることを前提としている。また、伝統的なコスト・ビヘイビアの分析方法については、加登 (1980) に詳しい。

² Noreen (1991) については、片岡 (2004) においても詳しく検討されている。

³ Anderson et al. (2003) では、このようなコスト・ビヘイビアの非対称性を、コストが硬直的である (“sticky”) と表現している。本稿では、コスト・ビヘイビアの非対称性に用語を統一している。

⁴ 販管費は、制度上は原価計算の対象とはなっていないものの、コストとアクティビティの関係については製造原価と共通点があると予想される。例えば、販管費に含まれる給料と労務費、あるいは製造原価に含まれる減価償却費と販管費に含まれる減価償却費など、類似の意思決定が影響を与える項目が両者に存在している。このことから、本稿では販管費を直接の考察対象としているものの、得られた結果は原価一般に関する一つの実証的証拠を提供するものと考えている。

⁵ 本稿では、Anderson et al. (2003) にしたがって、販売費と一般管理費のコスト・ドライバーはと

もに売上数量であることを仮定し、また売上数量の代理変数を売上高としている。しかし、厳密には、販売費と一般管理費、あるいはそれらの内訳項目によって、コスト・ドライバーは異なる可能性がある。そのような可能性を考慮し、適切な代理変数が公開データとして入手可能であるならば、今後追試を行い本稿の結果が頑健であるかを検証する必要があるだろう。このような点は本稿では扱っていない。

⁶ 連続複利のケースでは、現在の x 円は一年後に xe^r 円となる。ここで r は利子率であり、 e は自然対数の底（ネイピアの数）である。このとき、 $\log \frac{xe^r}{x} = \log e^r = r$ となる。したがって、モデル(I)

は販管費の変化率を被説明変数とし、売上高変化率を説明変数としていると解釈できる。

⁷ このモデル(III)は、内容は異なっているが、Anderson et al. (2003) のモデル(III)と同様の方法で導出している。なお、Anderson et al. (2003) のモデル(III)の検証も行ったが、有意な結果は出なかったため、本稿では報告していない。

⁸ 比較的最近に公開された企業が含まれていない点では、サンプル選択にバイアスが生じている可能性がある。本稿では、特に仮説2の検証の際に複数年間のデータを集計する必要があるが、明確な基準による集計が困難であった。このため、対象とする20年間全てのデータが入手可能な企業にサンプルを限定した。

⁹ 集計の際には重なりがないようにした。なお、3年間の集計の際には、1979年度と1980年度を除く18年間のサンプルを対象とした。

¹⁰ パネル分析については、例えば北村(2005)を参照のこと。

¹¹ ここでは販管費のみをとりあげているため、売上原価などについても同様の証拠が得られるかを今後検討していく必要があると考える。

¹² $Change_Dummy_{it}$ について、もともとは売上高が10%以上変化したときに1をとるダミー変数としていたが、3%以上変化したとき1をとるダミー変数と5%以上変化したときに1をとるダミー変数を用いて同様の検証を行った。その結果はいずれのダミー変数を用いても係数が有意とはならなかった。

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: 47-63.
- Balakrishnan, R., M. J. Petersen, and N. Soderstrom. 2004. Does capacity utilization affect the “stickiness” of cost? *Journal of Accounting, Auditing, and Finance* 19: 283-299.
- Cooper, R. and R. Kaplan. 1998. *The Design of Cost Management Systems: Text, Cases, and Readings*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Mishina, Y., T. G. Pollock, and J. F. Porac. 2004. Are more resources always better for growth? Resource stickiness in market and product expansion. *Strategic Management Journal* 25: 1179-1197.
- Noreen, E. 1991. Conditions under which activity-based costs provide relevant costs. *Journal of Management Accounting Research* 3: 159-168.
- Noreen, E., and N. Soderstrom. 1997. The accuracy of proportional cost models: Evidence from hospital service departments. *Review of Accounting Studies* 2: 89-114.
- Noreen, E., and N. Soderstrom. 1994. Are overhead costs strictly proportional to activity? Evidence from hospital service departments. *Journal of Accounting and Economics* 17: 255-278.
- White, H. 1980. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.

販売費および一般管理費のコスト・ビヘイビア

- 岡本清. 2000. 『原価計算（六訂版）』 国元書房.
- 加登豊. 1980. 『コスト・ビヘイビアの分析技法』 大阪府立大学経済研究叢書.
- 片岡洋人. 2004. ABC の基礎的構造と意思決定. 『管理会計学』 第 12 巻第 2 号: 61-74.
- 北村行伸. 2005. 『パネルデータ分析』 岩波書店.