

中小企業の価格設定行動と価格硬直性*

—「中小企業景況調査」個票データを用いた分析—

日本政策金融公庫総合研究所研究員

山口 洋 平

要 旨

2012年11月以降、日本銀行による大規模な金融緩和や海外経済の回復に支えられ、わが国は景気拡大局面に入った。この間、失業率は低下し、需給ギャップの縮小も進んだが、消費者物価上昇率は低い水準にとどまっている。デフレ脱却への道筋は、依然としてみえていない。

背景には、企業の価格設定行動の変化がある。本稿では、当研究所が実施する「中小企業景況調査」の個票データを用いて、中小企業の価格設定行動の特徴とその変化を整理し、足元まで続く物価低迷の原因を探る。

主な結果は以下のとおりである。第1に、期間別に企業の価格改定確率を推計すると、時間を経るごとに価格改定確率が低下しており、企業の価格設定行動の硬直性が強まっていることがわかる。

第2に、中小企業の価格設定行動を確認するため、販売価格の変化（上昇、低下）を被説明変数とした回帰分析を行うと、状態依存変数（売上げ、仕入価格など）の係数が有意となっており、わが国の中小企業においても状態依存的な価格設定行動が確認できる。ただし、その影響は時間依存的な要素と比べると小さい。

第3に、期間別に状態依存変数の係数の変化を確認すると、特に仕入価格の係数について著しい低下がみられる。これは渡辺（2018）などによる、わが国における「価格据え置き慣行の定着」という主張と整合的である。

* 本稿の作成に当たっては、慶應義塾大学商学部・山本勲教授からご指導をいただいた。ここに記して感謝したい。ただし、ありうべき誤りはすべて筆者個人に帰するものである

1 はじめに

(1) 問題意識

2012年11月以降、日本銀行による大規模な金融緩和や海外経済の回復に支えられ、わが国は景気拡大局面に入った。この間、失業率は低下し、需給ギャップの縮小も進んだが、消費者物価上昇率は低い水準にとどまっている。デフレ脱却への道筋は、依然としてみえていない。

なぜ、足元で物価が上昇しないのか。これまで、多くの研究者がその原因を探るべく、分析を進めてきた。こうしたなか、近年、需要側ではなく、供給側である企業の価格設定行動にデフレの原因を求める議論が増えている。すなわち、日本の企業は需要が拡大しても、あるいは仕入価格や人件費が上昇しても、販売価格を据え置く傾向がある。その傾向は年々強まっており、景気拡大局面においても物価が上昇しない一つの原因となっている。渡辺(2018)は、これを「価格据え置き慣行の定着」と呼んでいる。

デフレの原因を企業の価格設定行動に求める議論は、直感的に理解しやすい。企業は価格の引き上げにより、顧客を失うことを過度に恐れる。そのため、仕入価格や人件費が上昇しても販売価格へ転嫁せず、利幅の縮小を受け入れるか、その他のコストカットにより調整を行う。価格に対する消費者の視線が厳しくなるなか、価格を据え置く傾向はますます強まっていく。

もっとも、企業の価格設定行動と、その時代ごとの変化をデータによって検証するのは、それほど簡単ではない。価格硬直化の動きを確認するだけであれば、マクロデータによっても分析は可能だろう。だが、個々の企業が需要や仕入価格、人件費などの変化をどのように販売価格に反映させているかまではわからない。

一方、個票データを用いた分析には、データ制約の問題が生じる。過去、消費者物価指数の個票データを用いた品目レベルの価格改定頻度に関する分析は、多くなされてきた。しかし、これらの個票データでは、品目レベルの価格変動の背景にある企業の価格設定行動を把握することまではできない。

企業の価格設定行動を分析するには、個社ごとの販売価格の動きと同時に、それに影響を与える需要や仕入価格、人件費の変動といった企業が直面する状態の変化を同時に追跡したデータが必要となる。こうした条件を満たすデータの 하나가、日銀短観などに代表される、景況関連調査の個票データである。実際、欧州などを中心に、景況関連調査の個票データを用いて企業の価格設定行動を分析した研究が、少ないながらも存在する。一方、わが国においては、こうした個票データが一般には公開されていないこともあり、研究はほとんど進んでいない。長期にわたってデフレが続くわが国では、海外とは異なる企業行動がみられる可能性もある。

本稿では、当研究所が実施する「中小企業景況調査」の個票データを用いて、中小企業の価格設定行動の特徴を分析するとともに、その時代ごとの変化を整理する。特に注目するのは、企業が需要、仕入価格、人件費といった自社の状況ないしは経済環境の変化をどのように販売価格へ反映させているのか、それはどのように変化しているのかである。

本稿の分析対象は用いるデータの特性上、中小企業に限定されている。それでも、中小企業がもつインパクトの大きさを鑑みれば、わが国の中小企業の価格設定行動を分析することは、重要な意味をもつはずである。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では企業の価格設定行動に関する先行研究を確認する。第3節では、中小企業において販売価格を改

定する頻度が時間の経過に伴いどのように変わったのかについて、生存時間分析と呼ばれる手法を用いて考察する。第4節では、本稿の主眼である、中小企業の価格設定行動の決定要因とその変化を回帰分析により整理する。そして、これらの結果を基に、価格設定行動の変化が足元まで続くデフレにもたらした影響を検証していく。第5節では、企業属性別にみた価格転嫁の状況の違いについて分析を行う。第6節では、中小企業の価格設定行動が硬直化している背景を考察する。第7節では、本稿のまとめと今後の課題について述べる。

(2)「中小企業景況調査」の概要

本論に入る前に、今回用いる「中小企業景況調査」（以下、景況調査と呼ぶ）の概要について説明する。景況調査は、当研究所がわが国の中小企業の景気動向を把握するために毎月実施している調査である。調査対象は日本政策金融公庫中小企業事業と取引のある企業900社であり、調査対象地域は三大都市圏（首都圏、中京圏、近畿圏）に限定されている。対象業種の構成は製造業が7割、卸売業が2割、その他が1割となっており、小売業、サービス業は含まれていない。

調査票では、調査月の売上げ、利益、価格等に関する質問について、プラス、中立、マイナスに相当する選択肢が用意されており、企業はそこから一つを選択する方式となっている。例えば、売上げであれば、前月比で「増加」「横ばい」「減少」から一つを選択する。今回の分析では、売上げ、販売価格、仕入価格、残業時間の四つの質問項目を用いる。それぞれの質問内容と選択肢の内容を表-1に示した。

サンプルは過去に回答が少なかった企業についてのみ入れ替えるため、長年にわたって連続回答している企業が多く存在する。本稿では、1997年1月～2017年12月までの21年間の個票データを使用した。

表-1 景況調査の質問項目と選択肢

質問項目	選択肢		
売上げ (前月比)	増 加	横ばい	減 少
販売価格 (前月比)	上 昇	横ばい	低 下
仕入価格 (前月比)	上 昇	横ばい	低 下
残業時間 (前月比)	増やしている	変わらない	短縮化を 図っている

資料：日本政策金融公庫総合研究所「中小企業景況調査」(以下、断りのない限り同じ)

2 先行研究

過去、個票データを用いて企業の価格設定行動を分析した研究は、消費者物価指数等のデータを用いたものが多い。こうした分析のうち代表的なものとしては、欧州10カ国における消費者物価指数の個票データを用いて各国の価格改定頻度の特徴を分析したDhyne *et al.* (2006) や米国の消費者物価指数の個票データを用いたKlenow and Kryvtsov (2008) などがある。わが国における価格設定行動の分析としては、消費者物価指数の個票データを用いて価格改定に関するハザード関数を推計した池田・西岡 (2006) や、消費者物価指数の原データである小売物価統計のデータを用いて価格改定頻度等を分析した才田・肥後 (2007) などがある。

一方、欧州を中心に、景況感調査の個票データを用いて企業の価格改定行動を分析した研究が、いくつか存在する。

Lein (2010) はKOFスイス経済研究所が四半期ごとに実施する景況感調査の個票データを用いて、製造業における価格設定行動の決定要因を分析している。同論文では、後述する状態依存変数と時間依存変数が企業の価格改定行動に与える影響を分析し、少なからず状態依存的な価格設定行動がみられること、特に仕入価格が与える影響が顕著に大きいことを示している。また、ドイツ

IFO経済研究所が実施する月次の景況感調査の個票データを用いて、Lein (2010) と同様の手法で企業の価格設定行動を分析した論文としてSchenkelberg (2013) がある。

一方、Loupas and Sevestre (2013) はフランス中央銀行が実施する月次の景況感調査の個票データを用いて、企業の状態依存的な価格設定行動を分析している。同論文はLein (2010) やSchenkelberg (2013) とは異なり、状態依存変数の変化の累積値を説明変数として用いたうえで、やはり状態依存的な価格設定行動が確認できること、特に仕入価格の影響が大きいことを示している。

Stahl (2010) は、2004年に実施されたIFO景況感調査の特別調査を用いて、企業の価格改定に関する契約の有無、契約期間、価格改定において重視する項目等を分析している。また、これらのデータをIFO景況感指数の定例調査の個票データに接続し、特別調査の回答ごとのハザード率の比較を行っている。その結果、契約形態から時間依存的性質が強いと考えられる企業においても、少なからず状態依存的な価格設定行動がみられることなどを示している。

Bachmann *et al.* (2018) はSchenkelberg (2013) と同じくIFO景況感調査の個票データを用いて、個々の企業の見通しと実績の差から計算される先行きの不確実性の上昇が、企業の価格設定行動へ与える影響を分析している。その結果、理論研究であるVavra (2014) の主張のとおり、不確実性の上昇が企業の価格改定確率を上昇させることを示している。

ただし、これらの個票データは大企業、中堅企業に関するものが多く、現在のところ中小企業の価格設定行動については明らかになっていない。また、日本の景況関連調査の個票データを用いて、同様の分析を行った研究は見当たらないため、わが国の企業の価格設定行動の決定要因については

現在のところ明らかではない。さらに、いずれの研究も、企業の価格設定行動に関する時間的な変化には焦点を当てていない。

つまり、これらの研究と比較した本稿の特徴は、①中小企業に特化した分析であること、②デフレが長期化しているわが国の企業の価格設定行動に焦点を当てた分析であること、③価格設定行動の時間の経過に伴う変化に焦点を当てていることなどが挙げられる。

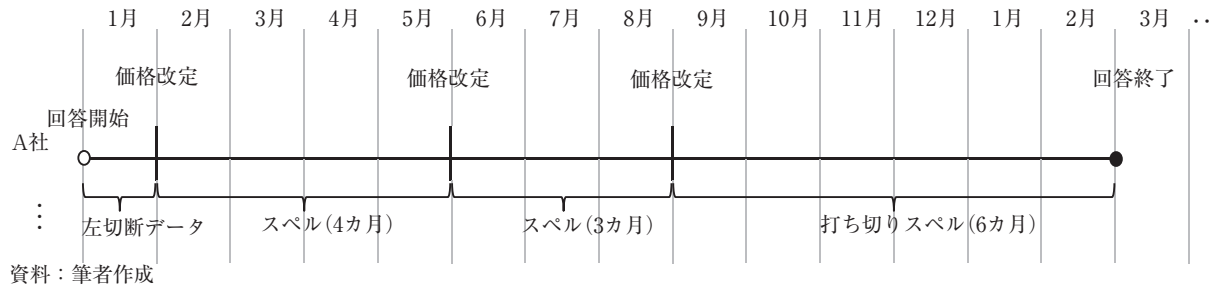
3 価格改定確率の推移

中小企業が販売価格を改定する頻度はどのように変化しているのだろうか。以下では、企業の価格設定行動を分析する前段階として、生存時間分析を用いて中小企業の販売価格の改定確率とその変遷を確認する。分析手法はIFO景況感指数の個票データを基に価格設定行動に関する生存時間分析を行ったStahl (2010) を参考にした。結論を先にいえば、時間の経過に伴い、中小企業の価格改定確率は低下していることがわかる。

生存時間分析とは、ある状態が、各時点まで持続する平均的な確率（累積生存確率と呼ぶ）の推計などを行う手法である。ここでは、企業が前回の販売価格の改定から価格を据え置き続ける期間を生存時間とみなし、累積生存確率を推計する。つまり、累積生存確率は企業が販売価格を各時点まで据え置き続ける平均的な確率である。なお、ここで価格改定とは、販売価格が前月比で「上昇」または「低下」すること、価格据え置きとは販売価格が前月比で「横ばい」となることを指す（前掲表－1）。

推計に用いるデータのプロットを示したのが図－1である。企業が回答を開始してから、回答を終了するまでの連続回答データを価格改定系列と呼ぶ。企業が価格改定を行ってから、次の価格改定を行うまでの期間をスぺルと呼び、その長さが販

図－1 生存時間分析で用いるデータの概念図



売価格を据え置く期間に相当する。

こうしたスペルのうち、ある企業が回答を開始してから最初の価格改定を行うまでのデータ（左端のデータ）を左切断データと呼ぶ。一方、価格改定が行われてから、次の価格改定が行われる前に回答が終了しているデータ（右端のデータ）を打ち切りスペルと呼ぶ。例えば、図－1のA社の価格改定系列は一つの左切断データと二つのスペル、一つの打ち切りスペルを含んでいる。

累積生存確率は、各企業のスペルから計算される。左切断データは前回の価格改定時期が不明であるため、計算対象から除外する。また、図－1で示したとおり、一つの企業からは複数のスペルを取り出すことが可能である。しかし、価格改定頻度の高い企業からはより多くのスペルが取り出されるため、推計にバイアスがかかる。そのため、一つの企業から、一つのスペルをランダムに取り出している。例えばA社の場合、一つの打ち切りスペル（6カ月）と二つのスペル（3カ月、4カ月）から、一つを選ぶ。

取り出された各企業のスペルを用いて、各月の生存確率を次のように計算する¹。

$$\frac{t\text{カ月目まで価格改定がないスペル}}{(t-1\text{カ月目まで価格改定がないスペル})-(t-1\text{カ月目の打ち切りスペル})}$$

こうして計算された1カ月目からtカ月目までの単月の生存確率を掛け合わせる。これが、tカ月

目の累積生存確率、すなわち企業が前回の価格改定後、tカ月目まで価格を据え置き続ける平均的な確率である。

以下では累積生存確率の差分（1－累積生存確率）を価格改定確率と呼び、分析を進める。これは前回の価格改定からtカ月目までに、企業が価格改定を行う平均的な確率だと考えればよい。

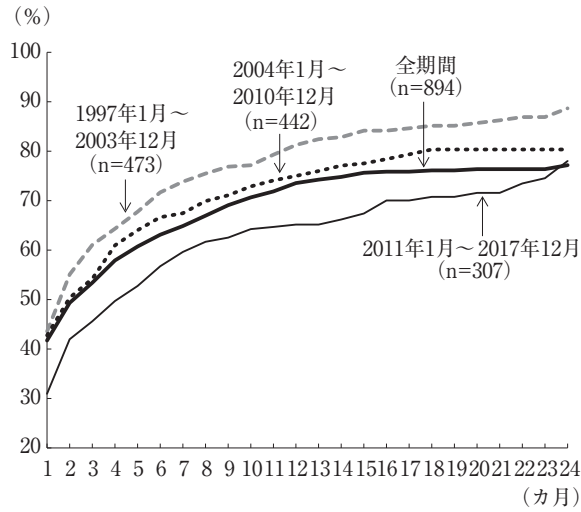
図－2は、企業の価格改定確率を示している。最初に、全期間をサンプルとした価格改定確率を確認すると、上昇、低下にかかわらず、前回の改定から1カ月目までに価格を改定する確率は、4割程度となっている。2カ月目以降、徐々に上昇した後、12カ月目までに改定する確率は約7割となり、その後はほぼ横ばいとなる。つまり、7割程度の企業は年1回以上のペースで価格改定を行う一方、3割の企業は、それ以降も価格を据え置く傾向がある。

次に、期間ごとの変化をみてみよう。ここでは、サンプルを単純に、7年間ずつ三つの期間（1997年1月～2003年12月、2004年1月～2010年12月、2011年1月～2017年12月）に分割したうえで、企業の価格改定確率が期間ごとにどのような変遷をたどったのかを確認する。価格硬直性が高まっていれば、グラフは下方にシフトすることになる。

図－2の期間別のグラフをみると、時間が経つにつれ、下方にシフトしていることがわかる。例

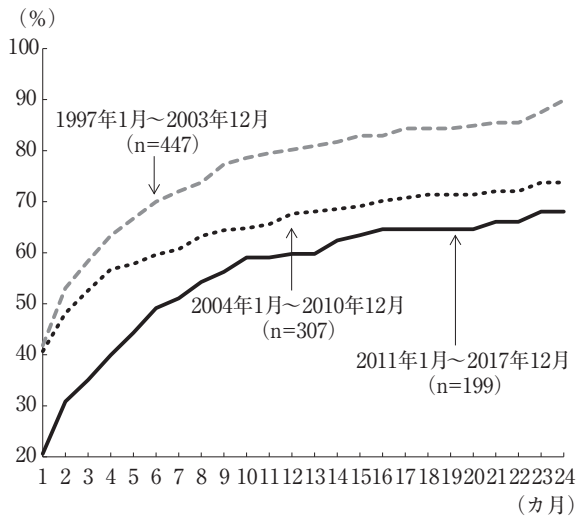
¹ ここで用いる生存確率の推計法は最も簡便なものであり、Kaplan-Meier法と呼ばれる。

図－2 価格改定確率の推移



(注) サンプルは左切断後、12カ月以上の価格改定系列から取り出されたスペルに限定している（以下、図－3、4について同じ）。

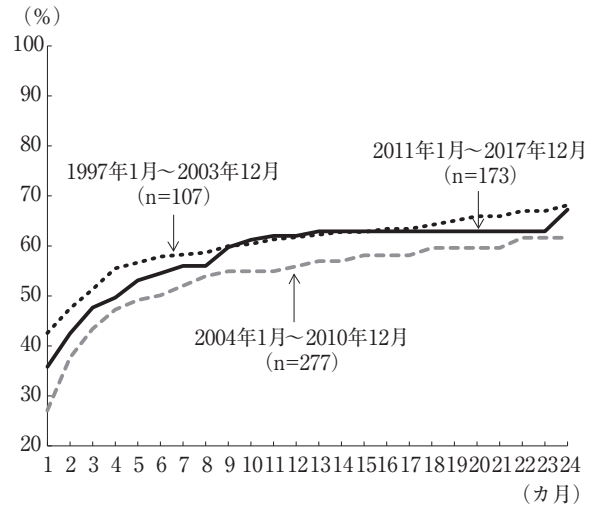
図－4 価格改定確率の推移（価格低下→価格低下）



例えば、1997年1月～2003年12月において、24カ月目までに価格を変更する確率は9割程度であった。しかし、2011年1月～2017年12月では、その確率がおよそ7割にまで低下している。つまり、価格硬直性は高まっている。

もっとも、ここで定義している価格改定は、上昇、低下のいずれも含んでいる。価格改定確率の低下は、価格上昇、価格低下、どちらの変化によって生じたものだろうか。以下では、図－1の価格

図－3 価格改定確率の推移（価格上昇→価格上昇）



改定の概念を価格上昇（低下）に置き換え、同様の推計を行った。ここでの価格改定確率は、前回価格を上昇（低下）させてから、 t カ月目までに価格を上昇（低下）させる確率を表す。

前回価格を上昇させてから、 t カ月目までに価格を上昇させる確率を示した図－3をみると、改定確率が最も高いのは1997年1月～2003年12月までの期間である。その後、2004年1月～2010年12月において大きく低下した後、2011年1月～2017年12月では再び上昇している。少なくとも、足元の販売価格は2004～2010年ごろと比較すると、上昇しやすくなっている。

一方、前回価格を低下させてから、 t カ月目までに価格を低下させる確率を推計した図－4をみると、時間を経るごとにグラフが下方にシフトしている。つまり、販売価格は、以前と比較して低下しにくくなっている。

以上の結果をまとめよう。図－2でみたように、中小企業の価格改定確率は低下、すなわち価格硬直化が進んでいる。とはいえ、硬直化が進んでいるのは、価格が上昇しにくくなったのではなく、価格が低下しにくくなったことによるところが大きい。この結果だけを見ると、企業の価格設定を巡る環境は、改善しているようにみえる。

ただし、ここまでの分析は、仕入価格や人件費といった、企業の状態変化が販売価格へ与える影響を織り込んでいない点に注意が必要だ。例えば、本稿の分析対象期間は、原油価格の上昇などを背景に、仕入価格が大きく上昇した期間が含まれている。そのため、仕入価格上昇の結果として、販売価格が低下しにくくなった可能性はある。その際、仕入価格の上昇に見合った十分な価格転嫁ができないのであれば、中小企業の価格設定を巡る環境が改善したとはいえないだろう。重要なのは、こうした変化を企業がどの程度、販売価格へ反映できるのか、その程度は改善しているのかである。

4 価格設定行動の決定要因と変化

(1) 価格設定行動の決定要因

こうした企業の価格設定行動の変化をどのように分析すればよいだろうか。一つの方法は、販売価格の上昇（ないしは低下）を被説明変数とした回帰分析を各期間で行い、説明変数の係数の大きさの変化を確認することだろう。問題は、何を説明変数とするかである。説明変数を決める際には、そもそも企業の価格設定行動が何によって決定されるかを整理する必要がある。

以下では、企業の価格設定行動を説明するために、過去、多くの研究で提示されてきた、二つの仮説を検証する。一つは、企業の価格設定が企業自身の状態変化や経済環境の変化に応じて決まるとする、状態依存仮説である。この仮説によれば、企業は自身の売上げ、仕入価格、人件費といった状態や経済環境の変化に応じて、販売価格を変更する。例えば、売上げが大きく増加し、生産余力が少なくなると、企業にとっては価格を上昇させることが利益を増やすために望ましい行動となる。あるいは、仕入価格が上昇するならば、販売

価格へ転嫁し、利幅を維持することが企業にとって望ましい行動だろう。だが、販売価格を変更するためにはコストがかかる。そのため、状態変化の幅がある水準を超えたときにのみ、企業は販売価格を変更する。

もう一つの仮説は、企業の価格設定は状態変化にかかわらず決まるとする、時間依存仮説である。代表的なモデルとしては、事前に価格設定に関する契約期間が定められており、一定のタイミングでしか価格を変更できないとするテイラー型モデル（Taylor,1980）や価格改定のタイミングが一定の確率で各企業へランダムに訪れるとするカルボ型モデル（Calvo,1983）がある。

もちろん、現実の企業の価格設定行動は、状態依存、時間依存のいずれかに単純に分類できるものではないだろう。ここでの関心は、わが国の中小企業の価格設定行動は、どちらの側面がより強くみられるかである。

これらの仮説に基づき、以下では2種類の説明変数を準備する。状態依存変数と時間依存変数である。まず、Loupas and Sevestre（2013）に従い、状態依存変数として、売上げの累積変化、仕入価格の累積変化、残業時間の累積変化という三つの変数を作成した。これらの変数は、直近で販売価格が変化してから、次に販売価格が変化するまでの各変数の変化の累積値を表している。

売上げの累積変化を例にとると、次のようになる。売上げの選択肢（前月比で「増加」「横ばい」「減少」）にそれぞれ1、0、-1の数字を割り振ったうえで、前回の価格変化から足元までの数字を足し合わせる。例えば、前回の価格変化以降「増加」「ほとんど変わらない」「増加」と回答した場合、累積変化は2となる。

累積変化が大きくなるほど、現在の販売価格の水準はあるべき水準から乖離していく。例えば、売上げの前月比増加が続くならば、生産余力は低下し、望ましい販売価格の水準はそれまでよりも

上昇するだろう。そして、乖離幅がある一定の水準に達したとき、それがトリガーとなって、企業は販売価格を引き上げる。

ここでは、売上げを例に累積変化の作成方法を説明したが、仕入価格や残業時間についても考え方は同様である。残業時間は人件費の増減の代理変数として用いている。すなわち、残業時間が増加（減少）すれば、人件費もまた増加（減少）すると想定している。

次に、企業の時間依存的行動、特にテイラー型の時間依存的行動を表す変数として、Lein (2010) やSchenkelberg (2013) に従い、テイラーダミーを作成した。テイラーダミー (t カ月) とは、直近の販売価格を t カ月前に変更した場合に1を、それ以外の場合には0をとるダミー変数である。企業の状態変化にかかわらず、 t カ月間隔で価格改定を行っているのであれば、テイラーダミーの係数は、正の値で有意となるはずである。ここでは1カ月、3カ月、6カ月、12カ月という四つのテイラーダミーを用意した。

ただし、本稿で用いる状態変化の累積変数には、内生性バイアスが生じることが知られている (Card and Sullivan, 1988)。さらに、売上げは単価×数量であることから、販売価格が上昇すると売上げも上昇するという、逆の因果性も存在する。そのため、内生性への対処が必要である。被説明変数が2値変数であるため、本来はプロビットモデル等の非線形モデルを基に、こうした問題に対処する必要がある。ただし、ここでは簡便な方法として、線形回帰を基に、2段階最小二乗法を用いることで内生性に対処した。

もし、わが国の企業は仕入価格の変動等にかかわらず価格を据え置く傾向が強いのであれば、状態依存変数の係数は小さくなるだろう。また、状態変化にかかわらず、一定のタイミングでしか価格を変更できないのであれば、時間依存変数の係数が大きくなる。

表-2は、1997年1月～2017年12月までのサンプルを対象とした推計を示している。被説明変数である価格上昇（低下）は、価格が上昇（低下）した際に1、その他の場合に0をとる2値変数である。価格上昇を被説明変数とした推計（左側の2列）をみてみよう。通常、最小二乗法と2段階最小二乗法を用いた推計結果を比較すると、売上げの累積変化および仕入価格の累積変化の係数が大きく異なっている。以下では2段階最小二乗法の結果を基に、検証を行っていく。

販売価格の上昇について、企業の行動は状態依存的、時間依存的、どちらの傾向が強くみられるのだろうか。表-2の2列目の推計の係数をみると、売上げの累積変化、仕入価格の累積変化の係数は正であり、1%水準で有意となっている。売上げ、仕入価格の上昇が販売価格の上昇確率を高めるという結果は、直感に合うものである。

ただし、売上げや仕入価格の変化が販売価格の上昇に与える影響は決して大きいものではない。仕入価格の1単位（前月比で「上昇」）の変化が販売価格の上昇確率に与える影響は、3.8%ポイントにすぎない。また、売上げの1単位の変化（前月比で「増加」）が与える影響は1.5%ポイントである。つまり、中小企業には状態依存的な行動がみられるものの、その程度は小さい。

さらに、残業時間の累積変化の係数は正であり、10%水準で有意ではあるものの、値はさらに小さくなっている。残業時間の1単位の変化（前月比で「残業時間を増やしている」）が与える影響は販売価格の上昇確率へ与える影響は0.1%ポイントにすぎない。

時間依存的な行動はどうだろうか。テイラーダミーは12カ月を除き1%水準で有意となっており、わが国の中小企業においても時間依存的な行動が確認できる。また、単純な比較はできないものの、状態依存変数よりも係数は大きい。例えば、テイラーダミー（3カ月）が価格上昇へ与える影

表－２ 価格設定行動の決定要因（1997年1月～2017年12月）

被説明変数	価格上昇		価格低下	
推計方法	最小二乗法	2段階最小二乗法	最小二乗法	2段階最小二乗法
売上げの累積変化	0.002 *** (0.000)	0.015 *** (0.001)	-0.003 *** (0.000)	-0.023 *** (0.001)
仕入価格の累積変化	0.001 *** (0.000)	0.038 *** (0.002)	-0.004 *** (0.000)	-0.038 *** (0.002)
残業時間の累積変化	0.000 *** (0.000)	0.001 * (0.000)	0.001 *** (0.000)	-0.004 *** (0.001)
テイラーダミー（1カ月）	0.140 *** (0.008)	0.191 *** (0.010)	0.320 *** (0.008)	0.303 *** (0.009)
テイラーダミー（3カ月）	0.019 *** (0.004)	0.063 *** (0.005)	0.041 *** (0.006)	0.026 *** (0.007)
テイラーダミー（6カ月）	0.011 *** (0.004)	0.044 *** (0.005)	0.011 (0.007)	-0.006 (0.008)
テイラーダミー（12カ月）	-0.009 ** (0.005)	0.010 (0.006)	-0.004 (0.009)	-0.016 * (0.010)
サンプルサイズ	48,672	45,625	48,672	45,625

- (注) 1 各推計には季節ダミー、年ダミー、業種ダミーが含まれているが、結果は省略している（表－3についても同じ）。
2 *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意であることを示す。括弧内はロバスト標準誤差を示す（以下表－4、6、図－5を除き同じ）。
3 2段階最小二乗法は売上げ、仕入価格、残業時間の累積変化を内生変数とみなし、各変数の変化分の4期までのラグを操作変数とした（以下図－5、表－6を除き同じ）。
4 左切断データは前回の価格改定時期が不明であり、状態依存変数の累積変化を計算できないため、サンプルから除外している（以下図－5、表－6を除き同じ）。
5 サンプルは最初の価格改定から12カ月以上、連続回答を行った価格改定系列に限定している（以下図－5、表－6を除き同じ）。

響は6.3%ポイントである。

同様の事実は、販売価格の低下を被説明変数とした推計からも確認できる。表－2の4列目の推計をみると、状態依存変数の係数は売上げ、仕入価格、残業時間のいずれも負の値であり、1%水準で有意となっている。例えば、仕入価格が低下すると販売価格も同様に低下するということであり、直感に合う結果である。ただ、価格上昇と同様、係数は小さい。販売価格の引き下げにおいても状態依存的な傾向は弱いといえる。

以上の結果をまとめると、次のようになる。状態依存変数が価格設定行動に与える影響が有意となっていることから、わが国の中小企業においても、状態依存的な価格設定行動はみられる。しかし、その程度は弱く、むしろテイラー型の時間依存的な傾向が強くみられる。こうした傾向は販売価格の上昇、低下いずれにおいても確認できる。

（2）価格設定行動の硬直化

企業は、昔と比べて売上げや仕入価格の変化を販売価格に反映しやすくなっているのだろうか。それとも、反映しにくくなっているのだろうか。本稿の冒頭で触れた、「価格据え置き慣行の定着」という議論に基づけば、表－2で推計した状態依存変数の係数は時間を追うごとに小さくなるはずである。

表－3は、表－2の2列目の推計結果を3期間に分割したものである。売上げの累積変化の係数をみると、2004年1月～2010年12月の期間では前期間に比べて係数が上昇したものの、直近期では0.012にまで再び低下している。これは、売上げの1単位の上昇（前月比で「増加」）に対して、販売価格が上昇する確率が1.2%ポイントしか上がらないことを意味する。景気拡大期に入った直

表－3 価格改定行動の変化（価格上昇）

被説明変数	価格上昇	価格上昇	価格上昇	価格上昇
推計期間	全期間	1997年1月～2003年12月	2004年1月～2010年12月	2011年1月～2017年12月
売上げの累積変化	0.015 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.019 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)
仕入価格の累積変化	0.038 *** (0.002)	0.085 *** (0.006)	0.036 *** (0.002)	0.023 *** (0.002)
残業時間の累積変化	0.001 * (0.000)	-0.001 *** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
テイラーダミー（1カ月）	0.191 *** (0.010)	0.065 *** (0.006)	0.284 *** (0.015)	0.236 *** (0.014)
テイラーダミー（3カ月）	0.063 *** (0.005)	0.006 (0.005)	0.076 *** (0.010)	0.085 *** (0.010)
テイラーダミー（6カ月）	0.044 *** (0.005)	-0.001 (0.006)	0.056 *** (0.011)	0.052 *** (0.009)
テイラーダミー（12カ月）	0.010 ** (0.006)	-0.012 (0.010)	0.000 (0.011)	0.017 (0.010)
サンプルサイズ	45,625	16,399	15,844	13,382

近の期間においても、状態依存的な行動は限定的である。

仕入価格の累積変化の係数をみると、0.085、0.036、0.023と、時間を追うごとに低下していることがわかる。すなわち、わが国の中小企業は仕入価格の上昇を販売価格へ転嫁することが難しくなっている。

一方、テイラーダミーは1997～2003年の期間と比較して、それ以降の期間の係数は上昇している。状態依存的な行動とは対照的に、中小企業では、時間依存的な価格設定行動が強まっている。取引先からの要求が強まり、仕入価格等が上昇しても自らのタイミングでは値上げができないということかもしれない。また、表には示していないが、販売価格の低下を被説明変数とした結果でも、状態依存変数の係数は時間とともに低下している。

以上の結果をまとめると、近年、わが国の中小企業は需要やコストの変化に対して、上昇、低下を問わず販売価格を据え置く傾向が強まっている。これは、渡辺（2018）などが指摘する、わが国における「価格据え置き慣行の定着」という主

張と整合的な結果である。

こうした価格据え置き慣行の定着は、物価をどの程度押し下げたのだろうか。以下ではBlinder=Oaxaca分解と呼ばれる手法を用いて確認する。Blinder=Oaxaca分解は、被説明変数の変動を説明変数の水準の変動と、係数の変動に要因分解する手法である。ここでは前者の影響を「平均値の差による影響」、後者の影響を「企業行動の変化による影響」と呼ぶ。例えば、燃料価格の高騰などにより仕入価格の平均値が上昇すると、係数はプラスであるから、販売価格の上昇確率は押し上げられる。これが平均値の差による影響である。一方、企業が仕入価格等の上昇を販売価格へ反映しなくなると、係数が小さくなるため、販売価格の上昇確率は押し下げられる。これが企業行動の変化による影響である。

ここでの関心は、状態依存変数の係数の変化、すなわち売上げや仕入価格に対する企業の価格設定行動の変化が足元までの販売価格の上昇確率に与えた影響である。

表－4は推計結果である。販売価格の上昇確率の変化幅をみると、(1)から(2)の期間に6.6%

表－４ Blinder=Oaxaca分解（価格上昇のケース）

	(１) 1997年１月 ～2003年12月		(２) 2004年１月 ～2010年12月		(３) 2011年１月 ～2017年12月		(１) から (２) への変化幅		(２) から (３) へ の変化幅	
価格上昇確率 (平均値)	0.034		0.100		0.071		0.066		-0.030	
説明変数	係 数	平均値	係 数	平均値	係 数	平均値	平均値の 差による 影響	企業行動 の変化に よる影響	平均値の 差による 影響	企業行動 の変化に よる影響
売上げの累積変化	0.010	-0.609	0.019	-0.695	0.012	-0.213	-0.002	-0.006	0.006	0.002
仕入価格の累積変化	0.085	0.055	0.036	1.820	0.023	1.960	0.064	-0.088	0.003	-0.025
残業時間の累積変化	-0.001	-1.519	0.001	-2.282	-0.001	-1.887	-0.001	-0.005	0.000	0.003

(注) 係数は表－３の推計に基づく。テトラダミー、季節ダミー、年ダミー、業種ダミー、交絡項の表示は省略している。

ポイント拡大し、(２) から (３) の期間に3.0%ポイント縮小している。これらの変化を要因分解すると、(１) から (２) にかけての販売価格の上昇確率の拡大は、仕入価格の累積変化の平均値の差 (6.4%ポイント) に支えられていることがわかる。一方、企業行動の変化による影響はいずれもマイナスであり、特に仕入価格に対する企業行動の変化の影響は大きい (-8.8%ポイント)。(２) から (３) にかけては、売上げや残業に対する企業行動の変化による影響はプラスであるものの、その数字は小さい。また、仕入価格に対する企業行動の変化による影響は依然としてマイナスである (-2.5%ポイント)。

企業行動の変化がもたらした影響をどの程度の大きさと評価すればよいだろうか。(１)から(２)の間の企業行動の変化による影響を合計すると、販売価格の上昇確率への影響は、-9.9%ポイントとなる。同様に(２)から(３)の企業行動の変化による影響の合計は-2.0%ポイントである。総じてみると、(１) から (３) の間に、企業の価格設定行動の変化は販売価格の上昇確率を11.9%ポイントほど押し下げたことになる。直近期間の販売価格の上昇確率が7.1%にすぎないことを勘案すれば、企業の価格設定行動の変化は足元の販売価格の上昇確率に対して、相応の押し下げ効果をもっていたといえるだろう。

５ 価格転嫁の状況

(１)回帰分析からみた価格転嫁の状況

ここまでみたとおり、中小企業の価格据え置き慣行は強まっており、特に仕入価格の変化を販売価格へ反映させる傾向は時間が経つごとに弱まっている。それでは、どのような業種、規模の企業において、こうした変化がより強くみられるのだろうか。以下では補足的な分析として、企業属性別にみた価格設定行動の違い、特に仕入価格を販売価格に反映させる程度の違いを確認する。

最初に、前節まで行ってきた回帰分析を基に、業種別の価格設定行動の違いを確認しよう。ここでは、前掲表－２の販売価格の上昇を被説明変数とした推計に、業種ダミーと仕入価格の累積変化の交差項を加え、係数を確認した。

表－５は推計結果である。卸売業を参照変数としているため、係数がプラスの業種は卸売業と比較して仕入価格の上昇を販売価格へ転嫁しやすい業種、係数がマイナスの業種は、仕入価格の上昇を販売価格へ転嫁しにくい業種といえる。

係数が有意にプラスとなった業種をみると、非鉄金属製品製造業 (0.080)、木材・木製品製造業 (0.059)、鉄鋼業 (0.050) など高い数字となった。

表－5 業種ダミーと仕入価格の累積変化の交差項

業 種	係 数
飲食品製造業	-0.032 *** (0.008)
繊維・繊維製品製造業	0.005 (0.011)
木材・木製品製造業	0.059 *** (0.018)
紙・紙加工品製造業	0.003 (0.011)
化学工業	-0.002 (0.007)
窯業・土石製品製造業	-0.049 *** (0.006)
鉄鋼業	0.050 *** (0.011)
非鉄金属製品製造業	0.080 *** (0.017)
金属製品製造業	-0.026 *** (0.006)
一般機械器具製造業	-0.047 *** (0.005)
電気機械器具製造業	-0.044 *** (0.005)
輸送用機械器具製造業	-0.061 *** (0.008)
精密機械器具製造業	-0.025 *** (0.009)
その他製造業	-0.043 *** (0.008)
建設業	-0.015 ** (0.008)
印刷・同関連業	-0.053 *** (0.006)
運送業	-0.055 *** (0.006)
卸売業	(参照変数)

(注) 1 表－2の推計に業種ダミーと仕入価格累積変化の交差項を加えたもの。その他の説明変数の表示は省略している。

2 業種ダミーと仕入価格累積変化の交差項の操作変数として、業種ダミーと仕入れ価格の4期までのラグ項を加えている。

これらは、いわゆる素材関連業種であり、仕入価格の変化を販売価格へスライドさせることが容易

な業種であると考えられる。

一方、輸送用機械器具製造業（-0.061）、運送業（-0.055）、印刷・同関連業（-0.053）などで、マイナス幅が大きくなっている。輸送用機械器具製造業はいわゆる下請け取引が多く、仕入価格が上昇しても販売価格へ転嫁させるための交渉が難しいということかもしれない。また、運送業、印刷・同関連業などは過当競争が指摘される業種であり、直感的に理解しやすい結果である。

（2）交易条件からみた価格転嫁の状況

次に、企業属性別にみた価格転嫁状況の違いを別の視点から確認するため、交易条件を個票レベルで計算し、その分布や企業属性別の違いを確認する。

交易条件とは、販売価格と仕入価格の比率のことをいい、企業の収益力を表す概念である²。DIを用いて計算する場合、交易条件は販売価格DIから仕入価格DIを差し引いて求めるが、以下ではこの交易条件を個票レベルで計算していく。

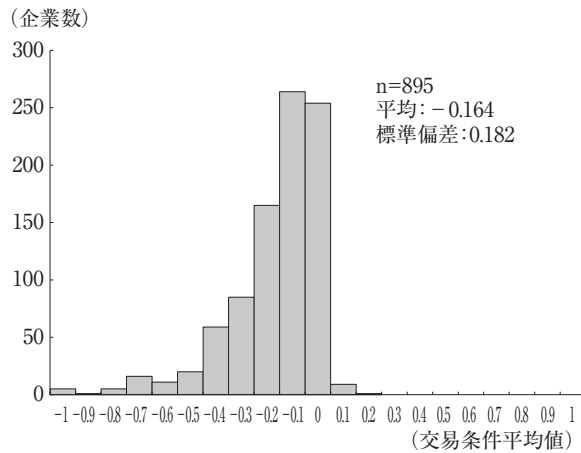
計算方法は次のとおりである。販売（仕入）価格の質問に対する回答「上昇」「変わらない」「低下」にそれぞれ1、0、-1の値を割り振る。そのうえで、販売価格の値から仕入価格の値を差し引く。例えば、ある企業がt期の販売価格を「変わらない」と回答し、仕入価格を「上昇」と回答した場合、t期の交易条件は-1である。よって、交易条件は2から-2までの数字をとる。

図－5は企業ごとの交易条件平均値のヒストグラムである。なお、期間中に回答した回数は企業ごとに異なるため、そのまま単純に比較することはできない。例えば、期間中に1カ月しか回答していない企業と、60カ月回答している企業の交易条件の平均値をそのまま比較することはできないだろう。ここでは、サンプルを各対象期間におい

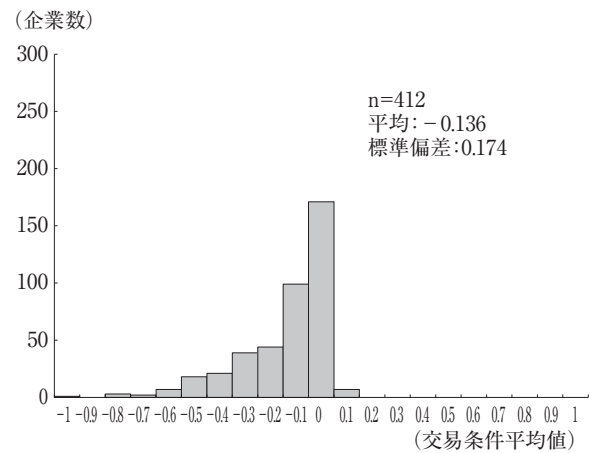
² 本来、交易条件とは輸出価格と輸入価格の比率として定義され、一国の対外的な購買力（輸出1単位で購買できる輸入財の量）を示す。ただし、企業の販売価格と仕入価格の比率を同じく交易条件と呼ぶことも多い。

図－5 交易条件平均値の分布（期間別）

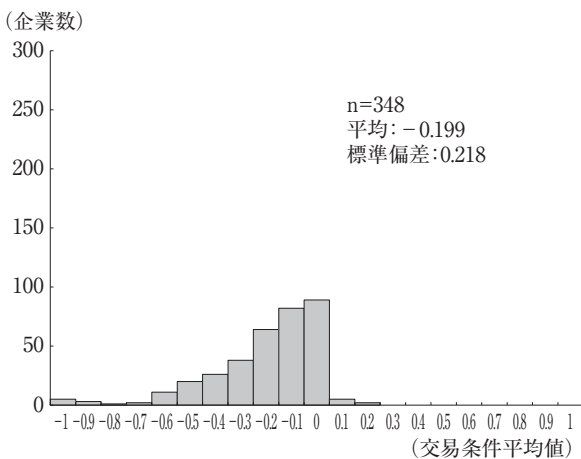
(1) 全期間（1997年1月～2017年12月）



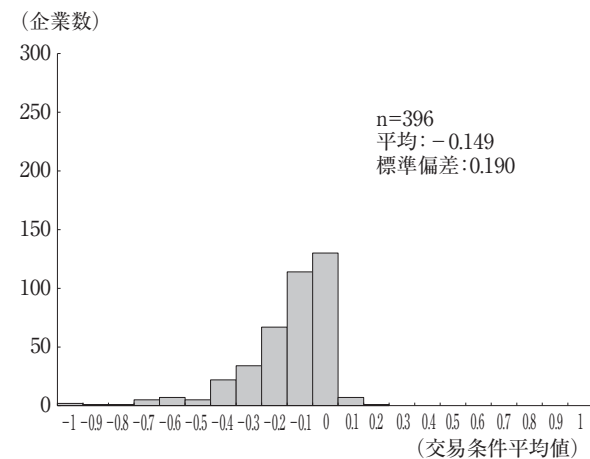
(2) 1997年1月～2003年12月



(3) 2004年1月～2010年12月



(4) 2011年1月～2017年12月



て60カ月以上、交易条件を計算できる企業に限定し、比較を行った。

ヒストグラムは生存時間分析、回帰分析と同様、全期間とともに、期間を7年ごと、三つに分割したものを示している。最初に、全期間のヒストグラムをみると、マイナス方向に大きく偏っていることがわかる。平均は-0.164である。マイナスの企業が多いということは、それだけ多くの企業において、仕入価格の上昇に対する販売価格への転嫁ができていないということになる。

期間別のヒストグラムをみても、すべてにおいてマイナス方向への偏りが確認できる。特に、2004～2010年の期間における偏りは大きく、平均

値は-0.199である。背景にあるのは、資源価格の上昇だろう。2004年には30ドル／バレル程度だった原油価格は、2008年のピーク時には140ドル／バレル近くにまで上昇した。こうした資源価格の上昇が多くの中小企業の交易条件を悪化させたと考えられる。

交易条件が改善、維持、悪化した企業の割合はどの程度だろうか。ここでは、各期間において交易条件がプラスで有意に乖離している企業を「改善」、マイナスでゼロから有意に乖離している企業を「悪化」、ゼロから有意に乖離していない企業を「維持」と定義し、その割合を確認した。有意水準は5%としている。

表－6 交易条件の変化（期間別、規模別、業種別）

(単位：件、%)

(1) 期間別

1997年1月～2003年12月			
	改 善	維 持	悪 化
観測数	2	208	202
構成比	(0.5)	(50.5)	(49.0)

2004年1月～2010年12月			
	改 善	維 持	悪 化
観測数	3	110	235
構成比	(0.9)	(31.6)	(67.5)

2011年1月～2017年12月			
	改 善	維 持	悪 化
観測数	4	167	225
構成比	(1.0)	(42.2)	(56.8)

(2) 従業員規模別

30人未満

	改 善	維 持	悪 化
観測数	2	115	198
構成比	(0.6)	(36.5)	(62.9)

30人以上100人未満

	改 善	維 持	悪 化
観測数	1	125	281
構成比	(0.2)	(30.7)	(69.0)

100人以上

	改 善	維 持	悪 化
観測数	2	44	127
構成比	(1.2)	(25.4)	(73.4)

(3) 業種別

製造業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	4	194	475
構成比	(0.6)	(28.8)	(70.6)

卸売業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	1	71	83
構成比	(0.6)	(45.8)	(53.5)

建設業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	0	19	48
構成比	(0.0)	(28.4)	(71.6)

印刷・同関連業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	12	8	41
構成比	(19.7)	(13.1)	(67.2)

運送業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	0	11	30
構成比	(0.0)	(26.8)	(73.2)

(製造業の内訳)

飲食料品製造業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	0	18	30
構成比	(0.0)	(37.5)	(62.5)

繊維・繊維製品製造業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	2	16	29
構成比	(4.3)	(34.0)	(61.7)

金属製品製造業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	1	30	69
構成比	(1.0)	(30.0)	(69.0)

一般機械器具製造業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	1	13	80
構成比	(1.1)	(13.8)	(85.1)

電気機械器具製造業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	0	17	38
構成比	(0.0)	(30.9)	(69.1)

輸送用機械器具製造業

	改 善	維 持	悪 化
観測数	0	13	30
構成比	(0.0)	(30.2)	(69.8)

表－6は交易条件平均値が改善、維持、悪化した企業の割合を示している。(1)の期間別をみると、1997～2003年には交易条件を維持できた企業の割合は50.5%であったが、2004～2010年にはその割合が31.6%にまで低下している。その後、交易条件を維持できた企業の割合は上昇しているものの、その割合は42.2%と過半数に満たない。大半が景気拡大期に当たる2011年1月～2017年12月の期間においても、56.8%もの企業で、交易条件が悪化している。

次に、企業属性別の割合をみてみよう。表－6

(2)は従業員規模別にみた、交易条件平均値の改善、維持、悪化の割合を示している。意外なことに、交易条件が悪化している企業の割合は、企業規模が大きくなるごとに上昇する傾向がある。規模の大きい企業のほうが価格交渉力は強いように思えるが、そうはなっていない。表には示していないが、これを業種で細分化してみても同様の傾向がみとれる。少なくとも単純なクロス集計でみた場合、企業規模が大きくなるほど、交易条件が悪化した企業の割合は上昇するようだ。企業規模が大きくなるほど取引先数が多くなり、販売

価格の改定を行うためのコストが大きくなる結果、交易条件が悪化しやすいのかもしれない。

次に、業種別にみた交易条件平均値の改善、維持、悪化の割合を示したのが表－6（3）である。このうち、製造業の内訳については、サンプルサイズが40以上のもののみを表示している。結果をみると、卸売業は製造業よりも交易条件を維持している割合が高い。一方、運送業、建設業といった過当競争が指摘される業種や製造業においては、交易条件が悪化している企業の割合が高くなっている。

6 価格設定行動を変えた要因

ここまで、渡辺（2018）が指摘する「価格据え置き慣行」がわが国の中小企業に広まっていることを、景況調査の個票データを用いて確認してきた。それでは、何が企業の価格設定行動を硬直化させたのだろうか。渡辺・渡辺（2015）はその背景として二つの仮説を挙げている。

一つは、構造変化によって、企業行動が硬直化したという仮説である。例えば、グローバル化による企業間競争の激化や消費者の低価格志向の強まりといった変化は、企業の値上げを困難にするだろう。あるいは、企業がもつ先行き不透明感が高まれば、企業は価格を引き上げることを恐れ、硬直性が高まるかもしれない。これらは、企業努力によって変えられない外生的な要因である。

もう一つは、マクロ的な物価上昇率が低いときには、企業の価格設定行動は硬直化せざるをえないというものだ。マクロ的な物価上昇率が高い、すなわち周りの企業が価格引き上げを行うなかでは、価格を変えないことによる逸失利益が大きくなる。しかし、周りが価格を引き上げないなかでは、価格の変更のために発生するコストが逸失利益を上回るため、価格を据え置くことが最適な戦略となるだろう。この仮説によれば、価格設定行

動の変化は、マクロ的な物価上昇率によって説明できる。

本稿のデータから、前者の仮説を検証することは難しいが、後者の仮説を検証することはできる。具体的には、先述した回帰分析の説明変数に物価指数を加え、その係数を確認する。もし後者の仮説が正しいならば、物価指数を説明変数に加えることで、企業の価格設定行動の変化、すなわち状態依存変数の係数の期間ごとの低下がみられなくなるはずである。

ここでは物価指数として日本銀行「企業物価指数」の前年比伸び率を用いる。ただし、同調査が扱う品目の範囲に限りがあるため、サンプルは前掲表－4で示した業種のうち、飲食料品製造業からその他製造業までの14業種に限定した。そのうえで、各業種に対応する類別の企業物価指数を景況調査の個票データと接続し、前掲表－3と同様の回帰分析を行った。

表－7は分析結果を示している。ここでは企業物価指数を加えた影響を確認するため、各期間の推計の1列目に物価指数を加えなかった場合の結果を、2列目に物価指数を加えた場合の結果を示している。企業物価指数の係数をみると、有意ではあるが係数の値は大きくない。例えば、直近の2011年1月～2017年12月において、物価指数の前年比が1%ポイント上昇しても、販売価格上昇確率は0.8%ポイントしか上昇しない。

企業物価指数を加えることで、前掲表－3でみられた状態依存変数の係数の低下はみられなくなるだろうか。各期間の二つの推計を比較すると、企業物価指数を加えても、状態依存変数の係数に大きな変化はみられない。例えば、仕入価格の累積変化の係数は、各期間で0.051から0.049、0.030から0.026、0.026から0.023へと変わる程度である。その結果、状態依存変数のなかで販売価格への影響が最も大きい仕入価格の累積変化の係数は、企業物価指数を加えた後も、時間が経つにつれて低

表-7 企業物価指数が企業行動へ与える影響 (価格上昇のケース)

被説明変数 推計期間	価格上昇		価格上昇		価格上昇	
	1997年1月～2003年12月		2004年1月～2010年12月		2011年1月～2017年12月	
売上げの累積変化	0.009 *** (0.002)	0.009 *** (0.001)	0.014 *** (0.002)	0.013 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.010 *** (0.002)
仕入価格の累積変化	0.051 *** (0.004)	0.049 *** (0.004)	0.030 *** (0.002)	0.026 *** (0.002)	0.026 *** (0.002)	0.023 *** (0.002)
残業時間の累積変化	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 * (0.001)	-0.002 * (0.001)
企業物価指数		0.003 ** (0.001)		0.007 *** (0.001)		0.008 *** (0.001)
サンプルサイズ	11,721	11,721	11,143	11,143	8,708	8,708

資料：日本政策金融公庫総合研究所「中小企業景況調査」、日本銀行「企業物価指数」

(注) 表-3の推計の説明変数に企業物価指数(前年比、百分率)を加えたもの。テイラーダミー、季節ダミー、年ダミー、業種ダミーの表示は省略している。

下している。すなわち、マクロ的な物価指数の変動のみによって、企業行動の変化を説明することは難しい。

以上から、渡辺・渡辺(2015)が示した仮説のうち、マクロ的な物価上昇率に基づく仮説を支持することは難しいように思われる。今後さらなる検証が必要ではあるが、もう一つの仮説、すなわち競争の激化といった構造変化によって、企業行動の変化が生じた可能性が高い。

7 まとめ

本稿では、時間の経過とともに企業の価格据え置き慣行が強まってきた状況を明らかにした。こうした傾向があまりにも長く続いたために、値上げ交渉を行うという選択肢を考慮せず、いかにコストを抑えるかに腐心してきた中小企業も少なくないだろう。もちろん、取引先との力関係や他社との価格競争等を鑑みれば、こうした行動もまた、合理的な戦略の一つだったかもしれない。だが、中長期的に原材料価格や人件費の上昇が続くなか、販売価格を据え置き続ける戦略にも限界はやってくる。事業を維持するためには、いずれ価格戦略の見直しが必要となる。

足元では企業の価格設定行動が変わる兆しもあり

られる。2017年10月には、大手運送会社が27年ぶりの運賃値上げに踏み切った。これにより業界の機運も変わり、中小運送業において、値上げ交渉をしやすくなったとの声が多く聞かれるようになってきた。値上げが可能となった背景には、運送業界の人手不足や長時間労働の問題が報じられた結果、需要者の理解が得られやすくなったことがある。

こうした値上げの機運は、運送業に限らず幅広い業界でみられ始めている。長らく、わが国では価格は変わらないものという考えが根付いてきた。それは消費者だけではなく、企業も同様である。しかし、本来、価格を柔軟に変更することは、企業が利潤を追求するうえで有効な手段であるはずだ。販売価格を所与のものとしてとらえるのではなく、経営の戦略的要素としてとらえ直すことが、中小企業にとって必要なのではないだろうか。

最後に、本稿の分析の限界を踏まえ、今後の課題についてまとめる。第1に、本稿の分析は景況調査というデータの制約上、中小企業の価格設定行動に対象が絞られていた。そのため、大企業や中堅企業と比較したときの中小企業の価格設定行動の特徴を分析することができなかった。直観的に考えると、下請け取引が多い中小企業のほうが

自身のタイミングで価格変更を行えない可能性が高いと思われるが、前掲表－6でみたとおり逆の結果となる可能性もある。企業規模別でみた価格設定行動の違いを分析することは今後の課題である。

第2に、本稿ではデータの制約もあり、価格設定行動の硬直化の背景にある要因を十分に分析することができなかった。例えば、6節において挙げた競争環境の変化、消費者の嗜好の変化がどのように価格設定行動に影響を与えているのかについて、確定的なことはいえない。また、不確実性の上昇が価格設定行動の硬直化に影響している可能性もある。Bachmann *et al.* (2018) はIFO景況感指数の個票データから作成した不確実性指標（個々の企業を感じる先行きの不透明感を示す指標）が価格設定行動に与える影響を分析している。その結果、先行き不透明感の上昇が価格改定確率を上昇させることを示した。同論文で作成してい

る不確実性指標は景況調査の個票データを用いても同様に作成可能であるため、先行き不透明感が価格設定行動に与える影響を知ることは可能である。わが国の場合は海外と異なり、不確実性がいわゆる「様子見効果（wait-and-see effect）」を通じて企業の価格設定行動を抑制した可能性もある³。

第3に、本稿で使用した景況調査のデータはいわゆるカテゴリーカルデータ（数字ではなく、選択肢によって回答されたデータ）であり、販売価格や仕入価格の変化幅を考慮した分析までは行うことができなかった。しかし、本来、価格設定行動を分析する際は、企業が価格を上昇ないしは低下させたかだけでなく、その変化幅もまた重要な情報である。今後は価格変化に関する数量データを用いて、価格改定頻度だけでなく、変化幅まで考慮したうえで企業の価格設定行動を分析することが必要かもしれない。

<参考文献>

- 池田大輔・西岡慎一（2006）「価格設定行動とハザード関数－CPIマイクロデータを用いた実証分析－」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 06-J-24
- 才田友美・肥後雅博（2007）「『小売物価統計調査』を用いた価格粘着性の計測：再論」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 07-J-11
- 渡辺努（2018）「物価と企業行動 価格転嫁しやすい環境カギ」日本経済新聞、2018年7月19日朝刊
- 渡辺努・渡辺広太（2015）「デフレ期における価格の硬直化：原因と含意」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.16-J-2
- Bachmann, Rüdiger, Benjamin Born, Steffen Elstner, and Christian Grimme (2018) “Time-varying business volatility and the price setting behavior of firms.” *Journal of Monetary Economics*, <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2018.07.013>
- Calvo, Guillermo A. (1983) “STAGGERED PRICES IN A UTILITY-MAXIMIZING FRAMEWORK.” *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, pp.383-398.
- Card, David and Daniel Sullivan (1988) “Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment.” *Econometrica*, Vol.56(3), pp.497-530.
- Dhyne, Emmanuel, Luis J. Álvarez, Hervé Le Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johannes Hoffmann, Nicole Jonker, Patrick Lünemann, Fabio Rumler and Jouko Vilmunen (2006) “Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data.” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.20(2), pp.171-192.

³ Vavra (2014) によれば、不確実性の上昇は価格設定行動に二つの影響をもたらす。状態変数の予測の変動幅が拡大することで、価格の改定率が上昇する「ボラティリティ効果」と価格改定の調整コストに起因する「様子見効果」である。仮に様子見効果がボラティリティ効果を上回れば、不確実性の上昇は価格改定確率を低下させる。

- Klenow, Peter J. and Oleksiy Kryvtsov (2008) "STATE-DEPENDENT OR TIME-DEPENDENT PRICING: DOES IT MATTER FOR RECENT U.S. INFLATION?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.123(3), pp.863-904.
- Lein, Sarah M. (2010) "When do firms adjust prices? Evidence from micro panel data." *Journal of Monetary Economics*, Vol.57(6), pp.696-715.
- Loupias, Claire and Patrick Sevestre (2013) "COSTS, DEMAND, AND PRODUCER PRICE CHANGES." *Review of Economics and Statistics*, Vol.95(1), pp.315-327.
- Schenkelberg, Heike (2013) "The Determinants of Sticky Prices and Sticky Plans: Evidence from German Business Survey Data." *German Economic Review*, Vol.15(3), pp.353-373.
- Stahl, Harald (2010) "Price Adjustment in German Manufacturing: Evidence from Two Merged Surveys." *Managerial and Decision Economics*, Vol.31(2-3), pp.67-92.
- Taylor, John B. (1980) "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts." *Journal of Political Economy*, Vol.88(1), pp.1-23.
- Vavra, Joseph (2014) "INFLATION DYNAMICS AND TIME-VARIYING VOLATILITY: NEW EVIDENCE AND AN SS INTERPRETATION." *Quarterly Journal of Economics*, Vol.129(1), pp.215-258.