



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 企業の価格見通しの硬直性 ：短観DIを用いた分析

鎌田 康一郎\*

kouichirou.kamada@boj.or.jp

吉村 研太郎\*\*

kentarou.yoshimura@boj.or.jp

No.10-J-3  
2010年2月

日本銀行  
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

\* 企画局（現金金融機構局）、\*\* 企画局（現金金融市場局）

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

## 企業の価格見通しの硬直性：短観 DI を用いた分析\*

鎌田 康一郎<sup>†</sup>・吉村 研太郎<sup>‡</sup>

2010年2月

### 【要旨】

『企業短期経済観測調査』（短観）の販売価格判断 DI と仕入価格判断 DI には、実際の物価指数の動向と比較して、それぞれ、「下落」超、「上昇」超になり易いという傾向（バイアス）がある。こうしたバイアスは、回答にあたっての企業心理が影響している面もあると考えられ、統計作成段階で修正することは難しい。そこで本稿では、定性データである DI を、回答バイアスを除去した上で定量化する手法を提案する。同手法を短観の販売価格の先行き判断 DI に適用したところ、製造業全体でみて、販売価格の上昇を予想している企業の 7 割に回答バイアスがあることが分かった。こうしたバイアスは、川下の業種ほど大きくなるという傾向がある。また、企業規模別の仕入価格変化率を推計し、販売価格動向と比較したところ、中小企業は、2000 年代半ばの仕入価格の高騰を販売価格に転嫁できておらず、賃金や利益の圧迫要因となっていたことが分かった。さらに、こうした企業規模別の価格データをもとに、従来は計測の難しかった企業規模別の実質生産性上昇率の推計を行ったところ、一人当たり名目付加価値の企業規模間格差の拡大は、価格転嫁力格差のみならず、実質生産性上昇率格差の拡大が背景になっていた点も明らかとなった。

---

\* 本稿の作成に当っては、一上響、上田晃三、白塚重典、関根敏隆、中山興、西崎健司、肥後雅博、藤木裕、淵仁志の各氏をはじめとする日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。また、柴崎彩奈氏からは、計数作成においてご協力を頂いた。この場を借りて感謝の意を表したい。もちろん、あり得べき誤りは、全て筆者に帰属する。なお、本稿に記された内容や意見は、全て筆者個人に属し、日本銀行および企画局、金融機構局、金融市場局の公式見解を示すものではない。

† 日本銀行企画局（現・金融機構局、kouichirou.kamada @ boj.or.jp）

‡ 日本銀行企画局（現・金融市場局、kentarou.yoshimura @ boj.or.jp）

## 1. はじめに

中央銀行にとって、企業の価格見通しを観察することは重要である<sup>1</sup>。第1に、川上企業の価格変動は、多かれ少なかれ、川下企業の価格へと転嫁され、最終的には消費者物価へと波及する。第2に、企業が仕入価格の上昇のうち、どの程度を販売価格に転嫁できるかによって、企業収益が左右され、設備投資計画に織り込まれることなどを通じて、景気循環を引き起こし、これが物価動向全般に影響を及ぼす。このように、企業取引における価格動向は、金融政策の目的である物価の安定に深く関わっており、その先行きに関する企業の見方には、政策上重要な情報が含まれている。

企業活動に関わる価格動向を把握する指標としては、日本銀行が毎月作成・公表している『企業物価指数』が代表的である。また、日本銀行では、四半期毎の『企業短期経済観測調査』（短観）において、調査先企業に対し、販売価格と仕入価格について、最近の動向と先行き3か月後の見通しを尋ねている。調査結果は、販売価格判断DIと仕入価格判断DIという形で公表されている<sup>2</sup>。両DIは、業種別、企業規模別など、様々な形で集計されており、企業物価指数を補完するものとして、多面的な情報を提供している。

これまで、短観の販売価格判断DIと仕入価格判断DIについては、両者の動きに整合性がない点がしばしば指摘されてきた。図表1をみると、1970年代以来、仕入価格判断DIがゼロ近傍もしくは「上昇」超で推移しているのに対し、販売価格判断DIはほと

---

<sup>1</sup> 企業や家計のインフレ予想の重要性や、その把握のための中央銀行における取り組み全般については、関根・吉村・和田 [2008]を参照。本稿はそのバックグラウンド・ペーパーであり、2007年までのデータに基づくものである。

<sup>2</sup> 価格に関する判断項目の選択肢は、「上昇」、「もちあい」、「下落」の3つである。DI（ディフュージョン・インデックス）は、「上昇」と答えた企業の割合（%）から「下落」と答えた企業の割合を差し引いて計算される。販売価格判断の設問では、回答企業の主要製商品の販売価格または主要サービスの提供価格について、仕入価格判断の設問では、回答企業の主要原材料購入価格（外注加工費を含む）または主要商品の仕入価格についての判断を尋ねている。

んどの期間で「下落」超となっている。これを額面どおりに受け取ると、価格面からみた企業活動の収益性は、30年もの長きにわたり、一貫して下落基調にあったことになる。また、価格判断DIと企業物価指数の間でも、整合性のある動きをしているとはいえない。例えば、1990年代から2000年代前半にかけて、企業物価指数の伸び率がゼロ%近傍から小幅のマイナスで推移する一方、短観の販売価格判断DIは「下落」超幅を急速に拡大しており、両者の動きに乖離が見られる<sup>3</sup>。また、逆に、仕入価格判断DIは、企業物価指数に比べて、やや上方に乖離しているように見える。実際、度数分布で比較してみると、企業物価指数の動きと比べて、販売価格判断DIは「上昇」超、仕入価格判断DIは「下落」超の頻度が小さい(図表2)。

短観の価格判断DIに見られるこうした非整合性の原因としては、企業がアンケート調査に対し、偏りのある回答を行う可能性が考えられる。例えば、企業には、日本銀行に対して、販売価格が上昇すると回答しないインセンティブがある(あるいは、販売価格が上昇すると回答するインセンティブがない)。この場合には、企業の販売価格に関する回答に、上方硬直性ないし下方バイアスが生じる<sup>4</sup>。同様に、企業には、日本銀行に対して、仕入価格が下落すると回答しないインセンティブがある(あるいは、仕入価格が下落すると回答するインセンティブがない)。この場合には、仕入価格に関する回答に、下方硬直性ないし上方バイアスが生じる。すなわち、観察される回答の偏り(バイアス)は、統計調査方法上の問題ではなく、それを超えた企業心理が生じさせる面があると考えられる<sup>5,6</sup>。こうしたバイアスがなぜ生じるのかは、それ自体興味深いテーマ

---

<sup>3</sup> 物価上昇が広範に見られた1979～80年のオイル・ショック期でも販売価格判断DIが40に満たない水準に止まっているなど、物価上昇率が高かった時期においても、販売価格判断DIと物価指数上昇率の間には乖離がみられる。

<sup>4</sup> より一般的に、何らかの理由で、企業が価格判断において悲観的な見方をする(仕入価格の上昇率をより高く、販売価格の上昇率をより低く見積もる)傾向がある場合にも、同様のバイアスが生じる。また、販売価格判断について回答する企業のインセンティブとしては、自社が顧客に対して価格を上げたいときに、「販売価格が上昇している」ことを示す短観の結果を用いることで、顧客に対する交渉力を高めようとする、といった可能性も考えられる。ただし、後者の場合には、本稿の仮説やデータが示している偏りの方向とは逆方向のインセンティブとなる。

<sup>5</sup> 例えば、調査の回答企業に対して、「販売価格は本当は上昇していますよね」と再確認するようなヒアリングを行えば、企業の回答をある方向に誘導してしまうことになる。

であるが、本稿の範囲を超えるため、ここでは、こうしたバイアスが存在していることを前提に話を進め、このような企業の回答行動を「回答バイアス仮説」と呼ぶこととする。

回答バイアス仮説を考慮することの一つのメリットは、価格判断 DI という定性的なデータから、価格変化率という定量的な情報を抽出するための標準的な手法であるカールソン・パーキン法 (Carlson and Parkin [1975]) が、わが国データに適用可能となることにある。なぜなら、価格判断 DI の場合、企業物価指数の動きと整合的ではないため、従来のカールソン・パーキン法から適切な結果を得ることができないという問題があった<sup>7</sup>。本稿では、先に提示した回答バイアス仮説に基づき、回答バイアスを取り除いた上でカールソン・パーキン法を適用する新たな手法を提示する。本稿の手法を用いることによって、短観に収録されている豊富な定性データを定量データに適切に変換することが可能となり、業種別の価格転嫁の状況や先行き予想に関する分析なども含め、データの応用範囲が格段に広がる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、従来のカールソン・パーキン法を拡張し、回答バイアスを除去した上で定性データを定量化する手法（以下、修正カールソン・パーキン法）を提示する。3節では、修正カールソン・パーキン法を短観の価格判断 DI に適用し、企業の期待インフレ率を推計する。また、業種毎に修正カールソン・パーキン法を適用し、業種間の回答バイアスの違い等を探る。4節では、企業規模別に修正カールソン・パーキン法を適用し、大企業・中小企業間の一人当たり名目付加価値の格差に対して、企業規模間の価格支配力の格差が及ぼす影響について検討を加える。5節では、本稿で得られた主な結論を整理する。

---

<sup>6</sup> 鎌田 [2008]は、『生活意識に関するアンケート調査』の個票データを用いて、家計の物価見通しに下方硬直性が存在する可能性を示した。

<sup>7</sup> 加納 [2006]も、カールソン・パーキン法のもつこうした問題を指摘し、その解決を試みている。

## 2. 回答バイアスと修正カールソン・パーキン法

本節では、最初に、本稿の基礎となるカールソン・パーキン法について、その考え方を簡単に整理する。次に、サーベイ調査における企業の回答バイアスについて、具体的な定式化の方法を解説する。その上で、そうした回答バイアスの修正をカールソン・パーキン法に取り入れる手法を提示する。

### (1) 従来のカールソン・パーキン法

短観の販売価格判断 DI を例にとり、標準的なカールソン・パーキン法の考え方を整理しよう。図表 3 は、個々の企業が予想する価格変化率 (%) の分布を描いたものである。予想価格変化率は、平均  $\mu_t$ 、標準偏差  $\sigma_t$  の正規分布で与えられると仮定する ( $t$  は時間を示す)。個々の企業は、先行きの販売価格に関する設問に対し、「上昇」、「もちあい」、「下落」の 3 つの選択肢の中から回答する。その際、予想する価格変化率がある閾値  $\delta$  % を上回る場合には「上昇」、 $-\delta$  % を下回る場合には「下落」、 $\delta$  % から  $-\delta$  % の間の場合には「もちあい」と回答すると仮定する。

「上昇」と回答した企業の割合を  $r_{1t}$ 、「下落」と回答した企業の割合を  $r_{3t}$  とすると、次の関係式が成り立つ。

$$r_{1t} = 1 - \Phi\left(\frac{\delta - \mu_t}{\sigma_t}\right), \quad (2-1)$$

$$r_{3t} = \Phi\left(\frac{-\delta - \mu_t}{\sigma_t}\right). \quad (2-2)$$

ただし、 $\Phi(\bullet)$  は標準正規分布の累積密度関数である。いま、2 つの変数  $\alpha_t$ 、 $\beta_t$  を次のように定義する。

$$\alpha_t \equiv \Phi^{-1}(1 - r_{1t}), \quad (2-3)$$

$$\beta_t \equiv \Phi^{-1}(r_{3t}). \quad (2-4)$$

これらを用いて、(2-1)式と(2-2)式を  $\mu_t$  と  $\sigma_t$  について解くと、

$$\mu_t = -\delta \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t}, \quad (2-5)$$

$$\sigma_t = 2\delta \frac{1}{\alpha_t - \beta_t}. \quad (2-6)$$

次に、未知数である閾値  $\delta$  の値を決定するために、次の関係式を仮定する。

$$\sum_t \mu_t = \sum_t x_t. \quad (2-7)$$

ただし、 $x_t$  は  $t$  期に実現した販売価格の変化率である（例えば、企業が3か月後のインフレ率を予想している場合には3か月後に実現したインフレ率）。つまり、企業の予想する販売価格変化率の期間平均は、実際の価格変化率の期間平均と一致していると仮定する。このとき、(2-5)式と(2-7)式から、 $\delta$  が次のように求められる。

$$\delta = -\frac{\sum_t x_t}{\sum_t \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t}}. \quad (2-8)$$

こうして求められた  $\delta$  の値を (2-5)式と(2-6)式に代入すると、 $\mu_t$  と  $\sigma_t$  の値を特定化することができる。

## (2) 修正カールソン・パーキン法

短観の価格判断 DI には、企業の回答バイアスが存在する可能性がある。すなわち、企業には、販売価格が上昇すると回答しないインセンティブがある（あるいは、販売価格が上昇すると回答するインセンティブがない）ので、販売価格に関する回答には、上方硬直性ないし下方バイアスが生じている可能性がある。また、企業には仕入価格が下落すると回答しないインセンティブがある（あるいは、仕入価格が下落すると回答するインセンティブがない）ので、仕入価格に関する回答には、下方硬直性ないし上方バイアスが生じている可能性がある。ここでは、サーベイ調査の回答にバイアスの存在が予想される場合における、カールソン・パーキン法の修正方法を示す。なお、まず販売価格判断 DI の場合を解説し、次にそれを踏まえて、仕入価格判断 DI に対する対応方法に

ついて述べる。

本稿では、販売価格判断に関する回答がもつ上方硬直性ないし下方バイアスを次のような形で具体的に定義する。すなわち、販売価格が上昇すると予想している企業のうち、割合  $\rho_t$  の企業は「上昇」と回答するが、残りの割合  $(1-\rho_t)$  の企業は「もちあい」と回答する<sup>8</sup>。以下では、この  $\rho_t$  を「不偏回答率」と呼ぶ。

ここでのポイントは、企業の「予想」が、必ずしも「回答」と一致していないという点である。この点を図表4に則して説明すると以下のとおり。いま、先行きの販売価格について、上昇を予想している企業の割合を  $r_{1t}^*$ 、もちあいを予想している企業の割合を  $r_{2t}^*$ 、下落を予想している企業の割合を  $r_{3t}^*$  とする。ただし、上昇を予想している企業のうち、 $\rho_t \times r_{1t}^*$  のみが「上昇」と回答し、残りの  $(1-\rho_t) \times r_{1t}^*$  は「もちあい」と回答する。つまり、「もちあい」と回答する企業の割合が  $(1-\rho_t) \times r_{1t}^*$  だけ膨らむ一方、「上昇」と回答する企業の割合は同じだけ減少する。その結果、サーベイ調査の結果では、「上昇」と回答した企業の割合が  $r_{1t}$ 、「もちあい」と回答した企業の割合が  $r_{2t}$ 、「下落」と回答した企業の割合が  $r_{3t}$  となったとする（ $r$  に\*印が付いている場合は企業の「予想」、\*印がない場合は企業の「回答」を示すことに注意）。

上昇を予想した企業のうち、 $\rho_t \times r_{1t}^*$  のみが実際に「上昇」と回答することから、前掲(2-1)式は次のように書き換えられる。なお、「下落」と回答した企業の割合に関する(2-2)式は不変である。

$$r_{1t} = \rho_t \left\{ 1 - \Phi \left( \frac{\delta_t - \mu_t}{\sigma_t} \right) \right\}, \quad (2-9)$$

$$r_{3t} = \Phi \left( \frac{-\delta_t - \mu_t}{\sigma_t} \right). \quad (2-10)$$

---

<sup>8</sup> この他の可能性として、販売価格の先行きについて「もちあい」と考えている企業の一部が「下落」と回答することを想定することもできる。しかし、本稿では、上述のインセンティブの問題に加え、「3つの選択肢があるとき、日本人は中央の選択肢を選びやすい」（谷岡 [2007]）との指摘も考慮し、「上昇」と考えている企業の一部が「もちあい」と回答する、と仮定している。



また、 $\alpha_t$ を再定義し、次の $\alpha'_t$ とする。なお、 $\beta_t$ は不変である。

$$\alpha'_t \equiv \Phi^{-1}(1 - r_{1t} / \rho_t), \quad (2-11)$$

$$\beta_t \equiv \Phi^{-1}(r_{3t}). \quad (2-12)$$

(2-9)～(2-12)式を $\mu_t$ と $\sigma_t$ について解くと、

$$\mu_t = -\delta \frac{\alpha'_t + \beta_t}{\alpha'_t - \beta_t}, \quad (2-13)$$

$$\sigma_t = 2\delta \frac{1}{\alpha'_t - \beta_t}. \quad (2-14)$$

ここで、不偏回答率 $\rho_t$ をどのように推計するかが問題となる。 $\rho_t$ は、時間と共に変化しうる変数であり、様々な定式化の可能性がある。本稿では、 $\rho_t$ を次のような関数によって記述できるものと仮定する（ $f$ の具体的な形は後述）。

$$\rho_t = f(\theta, \varphi_t). \quad (2-15)$$

つまり、 $\rho_t$ は、時間に依存する変数 $\varphi_t$ と時間に依存しないパラメータ $\theta$ によって決まると仮定する。変数 $\varphi_t$ は、企業が置かれている外部環境等の変化を表すものと解釈することができる。また、パラメータ $\theta$ は、企業の回答行動の特性を表すものであり、不偏回答パラメータと呼ぶこととする。本稿では、 $\theta$ が1つのパラメータからなっていると仮定する。複数のパラメータを想定することもできるが、その場合には、それらを推計するために制約式を増やす必要がある。本稿では、できるだけ緩やかな制約の下で分析を行うため、パラメータの数を極力絞ることとした。

$\alpha'_t$ は $\rho_t$ の関数であり、 $\rho_t$ は $\theta$ の関数であることから、(2-13)式と(2-14)式から $\mu_t$ と $\sigma_t$ を求めるためには、 $\delta$ と $\theta$ という2つの未知数を決定する必要がある。そこで、次の2つの式を条件式として加える。

$$\sum_t \mu_t = \sum_t x_t, \quad (2-16)$$

$$\sum_t \sigma_t = T\sigma_x. \quad (2-17)$$

(2-16)式は、従来のカールソン・パーキン法でも仮定されたものであり、新たに追加された条件式は、標準偏差に関する(2-17)式である。すなわち、企業の予想する販売価格変化率の各期における標準偏差は、期間を通して均してみれば、実際の価格変化率の標準偏差と一致していると仮定する<sup>9</sup>。これは、実際の価格変化率の分散が大きな経済や業種では、各期の企業の予想する価格変化率の散らばりも大きくなることを意味しており、自然な仮定であろう。

(2-13)、(2-14)、(2-16)、(2-17)式から  $\delta$  を消去すると、

$$-2 \frac{\sum_t x_t}{T\sigma_x} \sum_t \frac{1}{\alpha'_t - \beta_t} = \sum_t \frac{\alpha'_t + \beta_t}{\alpha'_t - \beta_t}. \quad (2-18)$$

これに、(2-11)、(2-12)、(2-15)式を代入して解くと、 $\theta$  の値を求めることができる。 $\theta$  の値が求めれば、(2-11)式と(2-15)式から  $\alpha'_t$  が決まるので、(2-13)式と(2-16)式から、 $\delta$  を次のような形で求めることができる。

$$\delta = - \frac{\sum_t x_t}{\sum_t \frac{\alpha'_t + \beta_t}{\alpha'_t - \beta_t}}. \quad (2-19)$$

こうして得られた  $\delta$  と  $\theta$  を(2-11)～(2-15)式に代入することより、 $\mu_t$  と  $\sigma_t$  の推計値を得る。

次に、前述した関数  $f$  の形状について検討しておこう。まず、不偏回答率  $\rho_t$  のとり得る範囲は、以下のように、 $r_{1t}$  と  $r_{3t}$  の大きさに依存しており、しかも、時間と共に変化することに注意されたい。

$$\frac{r_{1t}}{1 - r_{3t}} \leq \rho_t \leq 1. \quad (2-20)$$

---

<sup>9</sup> ここでの「企業の予想する販売価格変化率の各期における標準偏差」は、「ある代表的企業の予想の確率分布」の標準偏差ではなく、各期における「企業毎の予想の違い」によるばらつき、を指している点に留意が必要である。また、ここでは、毎期の標準偏差が実際の価格変化率の標準偏差と等しいことは仮定していない。あくまで、各期の標準偏差の期間平均が、実際の価格変化率の標準偏差に等しいことを仮定しているという点で、幾分緩やかな仮定と考えられる（加納 [2006]）。

第 1 の不等号は、もちあいを予想している企業の割合  $r_{2t}^*$  は、定義上マイナスにならないという制約である。これは、以下の条件式から  $r_1^*$ 、 $r_2^*$ 、 $r_3^*$  を消去することによって得られる。

$$r_{3t}^* = r_{3t}, \quad \rho_t r_{1t}^* = r_{1t}, \quad r_{1t}^* + r_{2t}^* + r_{3t}^* = 1,$$

$$0 \leq r_{1t}^*, r_{2t}^*, r_{3t}^* \leq 1, \quad 0 \leq \rho_t \leq 1. \quad (2-21)$$

こうした  $\rho_t$  の範囲に関する制約条件を満たす関数  $f$  として、本稿では、次の関数を標準ケースとする。なお、時間に依存する変数  $\varphi_t$  として、その期の「上昇」、「下降」の回答割合 ( $r_{1t}, r_{3t}$ ) を用いた<sup>10</sup>。

$$\rho_t = f(\theta, r_{1t}, r_{3t}) = (1-\theta) \frac{r_{1t}}{1-r_{3t}} + \theta. \quad (2-22)$$

この式は、 $\theta$  が  $0 \leq \theta \leq 1$  を満たす限り、 $\rho_t$  が(2-20)式で表される条件を常に満たすという便利な性質を持っている。また、 $\rho_t$  は  $r_{1t}/(1-r_{3t})$  の増加関数となっている。これは、「上昇」と回答した企業の割合が増えたとき、その背後で、上昇を予想した企業の割合のみならず、正直に答えた企業の割合も増えていると考えることを意味している。周りに「上昇」と回答する企業が増えれば、自分も「上昇」と回答しようとするというのは、受け入れやすい仮定であろう<sup>11</sup>。

### (3) カテゴリー別サーベイ・データの分析への応用

ここでは、カテゴリー別の DI は利用可能であるが、カテゴリー別の価格データが存在しない場合に、修正カールソン・パーキン法を適用するための計算プロセスについて

<sup>10</sup>  $\varphi_t$  については、同時点の ( $r_{1t}, r_{3t}$ ) ではなく、そのラグ項 ( $r_{1t-1}, r_{3t-1}$ ) を用いることも考えられる。しかし、①その場合には、(2-21)式の制約条件を満たす定式化が難しくなることに加え、②企業としても、自社の属する業界の価格動向を把握することはある程度可能であるとみなせることから、同時点項を用いることとした。

<sup>11</sup> (2-20)式を満たすもう 1 つの自然な定式化として、 $\rho$  を定数とすることが考えられる。しかし、補論 B (1) で議論するように、この場合には推計値に歪みが生じ、適切な定式化とはいえない。こうした点からも、(2-22)式の定式化は望ましい性質を備えている。

述べる。例えば、企業の仕入価格の動向や先行き予想について、大企業、中小企業といった企業規模別に分析を行いたいとしよう。この場合、企業規模別の仕入価格判断 DI は利用可能であるが<sup>12</sup>、企業規模別の仕入価格のデータが存在しない（全規模合計の価格データとしては企業物価指数を利用可能）。したがって、修正カールソン・パーキン法を先に説明したそのままの形で利用することはできない。しかし、このような場合でも、若干の修正を施すことによって、修正カールソン・パーキン法を適用し、カテゴリー別の価格動向を定量的に推計することができる。以下、そのために必要な追加的仮定と、その下での具体的な計算手続きについて述べる。

修正カールソン・パーキン法をカテゴリー別のサーベイ・データに適用する場合も、基本的な考え方は変わらない。カテゴリー*i*の企業のうち、「上昇」と回答した割合を $r_{1it}$ 、「下落」と回答した割合を $r_{3it}$ とすると、次の関係式が成り立つ。

$$r_{1it} = \rho_{it} \left\{ 1 - \Phi \left( \frac{\delta_i - \mu_{it}}{\sigma_{it}} \right) \right\}, \quad (2-23)$$

$$r_{3it} = \Phi \left( \frac{-\delta_i - \mu_{it}}{\sigma_{it}} \right). \quad (2-24)$$

$\alpha'_{it}$  と  $\beta_{it}$  を次のように定義すれば、 $\mu_{it}$  と  $\sigma_{it}$  について解くことができる。

$$\alpha'_{it} \equiv \Phi^{-1}(1 - r_{1it} / \rho_{it}), \quad (2-25)$$

$$\beta_{it} \equiv \Phi^{-1}(r_{3it}), \quad (2-26)$$

$$\mu_{it} = -\delta_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}}, \quad (2-27)$$

$$\sigma_{it} = 2\delta_i \frac{1}{\alpha'_{it} - \beta_{it}}. \quad (2-28)$$

---

<sup>12</sup> 後述するように、企業規模別の販売価格については、『規模別企業物価指数』（中小企業庁）を用いることができる。

ここで、前節と同じ考え方に従えば、次の2つの制約条件が必要となる。

$$\Sigma_t \mu_{it} = \Sigma_t x_{it}, \quad (2-29)$$

$$\Sigma_t \sigma_{it} = T \sigma_{xi}. \quad (2-30)$$

いま、全カテゴリー合計の価格変化率  $x_t$  は存在するが、カテゴリー別の価格変化率  $x_{it}$  がデータとして存在しないとしよう。この場合、これらの等式は制約条件として利用できない。そこで、次の関係式を利用して、さらに集計を進める。ここで、 $s_i$  はカテゴリー  $i$  に分類される企業の売上シェア、 $\sigma_{ii,jt}^2$  はカテゴリー  $i$  の企業が予想する価格変化率とカテゴリー  $j$  の企業が予想する価格変化率の共分散を表す。企業物価指数の算出に用いられるウェイトには各製品の取引額シェアが参照されるが、ここではその近似として、カテゴリー  $i$  に分類される企業の売上シェアを用いた。

$$\mu_t \equiv \Sigma_i s_i \mu_{it}, \quad (2-31)$$

$$\sigma_t \equiv (\Sigma_{ij} s_i s_j \sigma_{ii,jt}^2)^{1/2}. \quad (2-32)$$

その上で、(2-29)、(2-30)式の代わりに、次の2つの制約条件を与える。

$$\Sigma_t \mu_t = \Sigma_t x_t, \quad (2-33)$$

$$\Sigma_t \sigma_t = T \sigma_x. \quad (2-34)$$

すると、

$$\Sigma_t x_t = \Sigma_t \Sigma_i s_i \mu_{it} = -\Sigma_t \Sigma_i s_i \delta_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}}, \quad (2-35)$$

$$\begin{aligned} T \sigma_x &= \Sigma_t (\Sigma_{ij} s_i s_j \sigma_{ii,jt}^2)^{1/2} = \Sigma_t (\Sigma_{ij} s_i s_j \psi_{ij} \sigma_{it} \sigma_{jt})^{1/2} \\ &= 2 \Sigma_t \left( \Sigma_{ij} s_i s_j \psi_{ij} \delta_i \delta_j \frac{1}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} \frac{1}{\alpha'_{jt} - \beta_{jt}} \right)^{1/2}. \end{aligned} \quad (2-36)$$

ただし、 $\psi_{ij}$  はカテゴリー  $i$  の企業が予想する価格変化率とカテゴリー  $j$  の企業が予想する価格変化率の相関係数であり、次の条件を満たす。

$$\begin{cases} \psi_{ij} = 1 & \text{for } i = j, \\ -1 \leq \psi_{ij} \leq 1 & \text{for } i \neq j. \end{cases} \quad (2-37)$$

解くべきパラメータの数を最小化するため、価格変化率の閾値  $\delta_i$  は、企業の規模に依存しないと仮定する。

$$\delta_i = \delta. \quad (2-38)$$

したがって、(2-35)式と(2-36)式は、

$$\Sigma_t x_t = -\delta \Sigma_t \Sigma_i s_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}}, \quad (2-39)$$

$$T\sigma_x = 2\delta \Sigma_t \left( \Sigma_{ij} s_i s_j \psi_{ij} \frac{1}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} \frac{1}{\alpha'_{jt} - \beta_{jt}} \right)^{1/2}. \quad (2-40)$$

これらから  $\delta$  を消去すると、

$$-2 \frac{\Sigma_t x_t}{T\sigma_x} \Sigma_t \left( \Sigma_{ij} s_i s_j \psi_{ij} \frac{1}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} \frac{1}{\alpha'_{jt} - \beta_{jt}} \right)^{1/2} = \Sigma_t \Sigma_i s_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}}. \quad (2-41)$$

また、不偏回答率  $\rho_{it}$  を決定する関数  $f$  のパラメータ  $\theta_i$  も、企業の規模に依存しないと仮定する。すなわち、

$$\rho_{it} = f(\theta_i, r_{1it}, r_{3it}) = (1 - \theta_i) \frac{r_{1it}}{1 - r_{3it}} + \theta_i, \quad (2-42)$$

$$\theta_i = \theta. \quad (2-43)$$

ここで、相関係数  $\psi_{ij}$  を外生的に設定すると  $\theta$  を解くことができる。 $\theta$  が求められると、(2-25)、(2-26)、(2-39)、(2-42)式から、 $\delta$  を次のような形で求めることができる。

$$\delta = - \frac{\Sigma_t x_t}{\Sigma_t \Sigma_i s_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}}}. \quad (2-44)$$

$\delta$  が決まると、(2-27)式と(2-28)式から、 $\mu_{it}$  と  $\sigma_{it}$  が得られる。

なお、全ての  $i$  と  $j$  について  $\psi_{ij} = 1$  である場合、(2-41)式は次式のように簡単化され

る。

$$-2 \frac{\sum_t x_t}{T \sigma_x} \sum_i \sum_i s_i \frac{1}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} = \sum_i \sum_i s_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}}. \quad (2-45)$$

#### (4) 仕入価格の回答バイアスと修正カールソン・パーキン法

これまでの節では、販売価格判断 DI に上方硬直性ないし下方バイアスがあると想定し、そうしたバイアスを修正してカールソン・パーキン法を適用する手法を提案した。ここでは、仕入価格に関する企業の回答にバイアスがある場合について述べる。基本的な考え方は、販売価格判断 DI に対するときと同じであるが、仕入価格に関する企業の回答バイアスは、図表 2 でみたように、販売価格に対するものとは逆方向である点で異なる。すなわち、企業には仕入価格が下落すると答えないインセンティブがある（仕入価格が下落すると答えるインセンティブがない）ため、仕入価格に関する回答には下方硬直性ないし上方バイアスがある可能性がある。そこで本稿では、具体的には、仕入価格が下落すると予想している企業のうち、割合  $\rho_i$  の企業は「下落」と回答するが、残りの割合  $(1-\rho_i)$  の企業は「もちあい」と回答する、と想定した。こうした仮定を踏まえて得られた、仕入価格データを扱う場合の修正カールソン・パーキン法の算出式については、補論 A に列挙する<sup>13</sup>。

### 3. わが国企業の価格見通し

本節では、前節で導出した修正カールソン・パーキン法を用い、短観の価格判断 DI (先行き) と企業物価指数を組み合わせ、企業からみた販売価格と仕入価格の予想変化率を推計する。従来のカールソン・パーキン法を短観の価格判断 DI に適用すると、限られたサンプル期間でしか適切に推計ができない他、推計ができる場合でも、期待インフ

---

<sup>13</sup> すなわち、販売価格判断 DI における回答バイアスと仕入価格判断 DI における回答バイアスについて、「もちあい」を挟んで対称形であることを想定している。実際、データから得られるバイアス回答率  $(1-\rho_i)$  の平均) をみると、販売価格判断 DI については 0.73、仕入価格判断 DI については 0.67 と、大きくは乖離していないことが確認できる。

レ率と企業物価指数の動きの乖離が大きいという問題があった。しかし、前節の手法を用いて、回答バイアスが存在する可能性を考慮すると、サンプル期間に依らず、企業物価指数の動きと整合的な期待インフレ率の系列が得られる。また、業種別データを用いれば、業種間の特徴についても分析することができる。

### (1) 従来のカールソン・パーキン法による結果

図表 5 は、短観の販売価格判断 DI（製造業・全規模合計）に従来のカールソン・パーキン法を適用した結果である。 $r_{1t}$ 、 $r_{3t}$ をそれぞれ販売価格判断の選択肢別社数構成比における「上昇」、「下落」の構成比とし、物価指数 $x_t$ には企業物価指数（工業製品、前期比）を用いた。

しかし、前述のように、販売価格判断 DI には下方バイアスがあるとみられるため、カールソン・パーキン法を用いて、適切な結果を得ることができない。サンプルを販売価格判断 DI（先行き）のデータ始期である 1974 年第 3 四半期から 2007 年第 4 四半期までとすると、プラスになるべき閾値 $\delta$ が $-0.51\%$ とマイナスの値で推計されてしまう。これはカールソン・パーキン法の条件を満たしていない。したがって、この閾値 $\delta$ の下で求められた期待インフレ率は不適切である。

簡便な対応策としては、かなり恣意的ではあるが、プラスの閾値 $\delta$ が得られるように推計期間を変更するという方法がある。例えば、推計始期を 1983 年第 1 四半期に変更すると、閾値 $\delta$ の推計値は $0.28\%$ とプラスになり、それに対応する期待インフレ率の時系列が得られる。しかし、図表 5 から明らかなように、計算された期待インフレ率は、実際の企業物価指数の動きから大きく乖離したものとなり、これが 3 ヶ月後という短期の予測であることを踏まえると、妥当な結果であるとは考えにくい。また、推計から除外した期間（1974 年第 3 四半期～82 年第 4 四半期）は、石油危機によってインフレ率が大きく上昇した時期を含んでおり、このように物価変動が大きくなる時期にこそ、期待インフレ率の動向が政策上重要な論点となる。したがって、そうした時期をカバーできないという点は、分析ツールとしての有用性を低下させてしまう。こうしたことから



も、前節で展開したように回答バイアスを考慮してサーベイ・データを分析することの意義が確認されよう。

## (2) 修正カールソン・パーキン法による推計結果

次に、同じ販売価格判断・選択肢別社数構成比（製造業・全規模合計）と企業物価指数（工業製品、前期比）のデータ（1974年第3四半期～2007年第4四半期）に、修正カールソン・パーキン法（2節（2））を適用した。まず、閾値 $\delta$ の推計値は0.71%と正の値となり、カールソン・パーキン法の必要条件が満たされた（図表6、製造業）。推計期間を調整することなく、石油危機の時期も含めて、短観の全調査期間を対象とした分析が可能となった。また、推計結果によると、販売価格が上昇すると予想している企業のうち、「もちあい」と回答する企業の割合、すなわち、バイアス回答率 $(1-\rho_t)$ は、全期間で平均すると0.73となった。つまり、約7割の企業に回答バイアスがあることが示唆された。こうして求めた回答バイアスを除去すると、企業の期待インフレ率が、企業物価指数から大きく乖離することなく推移していることが分かる<sup>14</sup>（図表7）。これは、短観の先行き予想が3ヶ月後と短期のものであり、予想が実績値と極端に乖離するとは考えにくいことを踏まえると、妥当な性質である。

短観から得られた期待インフレ率の予測について、その精度を3ヵ月後のインフレ率（前期比）の実現値に対する予測誤差で評価してみた。その結果、①過去のインフレ率による自己回帰（AR）モデルに基づく予測値、②前期実績値から横ばいとした予測値のいずれよりも予測誤差が小さいことが確認された（図表8、製造業）。これは、短観の販売価格判断に関する回答に、企業物価動向の先行きに関する有益な情報が含まれていることを示唆している。

推計された期待インフレ率の標準偏差を図表9、回答バイアス修正後の選択肢別社数構成比を図表10、そこから求められる回答バイアス除去後の販売価格判断DIを図表11に示した。原油をはじめとする原材料価格等が高騰した2007年頃には、バイアス除去

---

<sup>14</sup> 補論Aで述べるとおり、仕入価格に関しても同様の性質が観察される。

前の販売価格判断 DI がようやくゼロ近傍で推移していたのに対し、バイアス除去後ははっきりとプラスで推移しており、上昇と予想している企業の割合が大幅に増加していたことが分かる。当時の企業物価指数の実績値の動きや、価格高騰に関する一般の認知度の高さを思い起こしても、回答バイアス除去後の販売価格判断 DI がより説得的な動きを示していることが分かる。

なお、ここでは 1974 年第 3 四半期から 2007 年第 4 四半期までを推計期間としているが、異なる推計期間のデータを用いて算出した場合の影響については、補論 B（2）で確認する。

### （3）業種別にみた回答バイアスと期待インフレ率

前節では、製造業全体の回答バイアスおよび期待インフレ率を分析対象としていたが、本節では業種別に期待インフレ率を推計し、業種間の違いについて検討を加える。具体的には、業種別の販売価格判断 DI（先行き）と、企業物価指数（類別指数、前期比）<sup>15</sup> を用いて、2 節（2）の修正カールソン・パーキン法を適用した。

推計されたパラメータを確認すると、製造業全体のデータでは 7 割程度と推計されていたバイアス回答率は、業種によってかなりばらつきがあることが分かる（図表 12）。具体的には、電気機械を例外として<sup>16</sup>、石油・石炭製品や紙・パルプなど、市況性の強い川上業種でバイアス回答率（ $1 - \rho_i$ ）が低く、逆に、製品加工度の高い川下業種でバイアス回答率が高くなる傾向があることが分かった（素材業種の平均値は 0.49、加工業種は 0.68）。

バイアス回答率の業種間の差異は、製商品の市況性の程度と、それに由来して各業種の販売価格に金融政策が及ぼす影響度の違いを反映している可能性がある。そもそも、

---

<sup>15</sup> なお、非製造業の一部の業種についても試算を行っているが、対応する物価指数として、卸売業には企業物価指数（総平均）、小売業には消費者物価指数（財）、サービス業には消費者物価指数（持家の帰属家賃を除くサービス）を用いた。しかし、企業向けサービスの物価動向を考慮できていないなど課題も多いため、本稿では特に中心的には扱っていない。

<sup>16</sup> 電気機械のバイアス回答率が他の加工業種と大きく異なるのには、価格動向をみる上での品質調整の有無が影響しているのかもしれない。

日本銀行の金融政策がある業種の販売価格に影響を及ぼすことができないならば、その業種に属する企業には、短観において予想と異なる回答をするインセンティブは小さい。川上業種では、製商品の差別化が相対的に難しく、世界市場で価格が決まる市況性製商品が多いため、日本銀行の金融政策の影響は比較的小さい。したがって、川上業種では、川下業種と比べバイアス回答率は低くなると考えられる。

次に、業種別の予測誤差をみてみよう（図表 8）。ほとんどの業種で、短観の販売価格判断 DI から回答バイアスを除いて推計された期待インフレ率は、AR モデルによる予測や横ばい予測よりも、予測誤差が小さくなっている。さらに、その予測誤差の改善の程度は、市況性の強い川上業種よりも、川下業種で顕著となる傾向があることが分かった。

予測誤差の改善度合いに大きな差が生じる背景には、製商品の市況性の程度と、それに由来して企業の価格支配力に差が生ずることを反映していると考えられる。先に指摘したとおり、川上業種では販売価格が国際商品市況によって決まることが多い。このような場合、先行きの価格を見通す上で、各企業が私的にもつ追加的情報は少ない。一方、川下業種では、製商品の差別化が可能であり、企業の価格設定力も比較的強い。この場合は、各企業が私的にもつ情報が多くなり、短観 DI を用いることによる予測誤差の改善度合いが大きくなると考えられる。

図表 13～15 は、業種別の期待インフレ率の推計値である。紙面の都合上、素材業種、加工業種<sup>17</sup>、2000 年代半ばに価格上昇率が高まった石油・石炭製品、食料品のみを取り上げている。まず、素材業種の期待インフレ率は、加工業種よりも全体的に高く、変動幅も大きい。これは、素材業種の方が、加工業種よりも実際の価格上昇率が平均的に高く、また、変動幅も大きいことを反映している。素材業種の期待インフレ率が 2004 年の段階ですでにプラスに転化していたのに対し、加工業種の期待インフレ率は 2007 年第 4 四半期になって漸くゼロ%を上回るようになった。また、石油・石炭製品の期待イ

---

<sup>17</sup> 対応する企業物価指数は、素材業種、加工業種にそれぞれ該当する類別指数を、2005 年基準国内企業物価指数の類別ウェイトで加重平均して作成。

インフレ率は、第2次石油危機が収束して以降、比較的落ち着いて推移していたが、2005年以降、上昇幅が再び拡大しているように見える。食料品の期待インフレ率についても、2004年にプラスに転化した後、加速度的に上昇していたことが読み取れる。

#### 4. 企業規模間の一人当り名目付加価値格差の背景

景気動向をみる上で、大企業と中小企業の一人当り名目付加価値の格差が指摘されることがある。例えば、原材料価格が大きく上昇した2007年頃には、「中小企業の経営状況が相対的に厳しいのは、大企業と中小企業間の価格転嫁力の差が原因である」といった議論があった。価格転嫁力の規模間格差をみるためには、販売価格、仕入価格の両方について、企業規模別の動向を観察する必要がある。企業規模別の販売価格については、『規模別企業物価指数』（中小企業庁）が利用可能である。しかし、規模別の仕入価格指数は、いまのところ存在しない。このため、規模別の販売価格と仕入価格の動向を定量的に分析することができなかった。原材料価格など仕入価格の上昇に対する販売価格への価格転嫁力について取り上げた先行研究の多くは、物価指数そのものでなく、販売価格判断DIと仕入価格判断DIの動きを比較するといった定性分析に止まらざるを得なかった<sup>18</sup>。

もちろん、短観のDIは企業の見方を反映したものであり、こうした分析には有益な情報が多く含まれていると考えられる。しかし、これまでに見てきたように、調査結果に回答バイアスが存在している場合、DIの原系列が価格動向を適切に表しているとは限らない。実際、企業規模別の販売価格判断DIと『規模別企業物価指数』の動きを比べると、その姿は対照的である。例えば、前者では90年代、ほぼ一貫して中小企業が大企業を下回っている（図表16）。すなわち、中小企業の販売価格の方が、大企業の販売価格よりも価格上昇率が低かったように見える。一方、『規模別企業物価指数』では、中小企業の販売価格上昇率が大企業のそれを上回っており、全く逆の結果となっている

---

<sup>18</sup> 例えば、中小企業庁 [2005]、日本銀行 [2007]。

(図表 17)。これらのどちらを分析で用いるかによって、導かれるインプリケーションも異なる。このことは、企業規模間格差について議論する際、DI のみを用いた分析だけでなく、実際の物価指数を用いて定量的に分析を行うことの重要性を示唆している。

しかし、前述のとおり、販売価格については『規模別企業物価指数』が利用可能な一方、規模別の仕入価格の統計データは存在しない。そこで本稿では、短観の企業規模別の仕入価格判断 DI (最近) を用いて、2 節 (3) を応用した補論 A (2) の手法により、企業規模別の仕入価格指数の実績値を推計することを試みる。補論 A (2) の手法は、カテゴリー ( $i$ ) 別の DI を利用して、全カテゴリーで集計されたひとつの物価系列  $x_t$  から、カテゴリー別に複数の物価系列  $x_{it}$  を抽出することを可能にする。ここでは、短観の企業規模別仕入価格判断 DI を用いて、仕入価格に対応する企業物価指数 (需要段階別・用途別指数、素原材料+中間財) というひとつの時系列から、企業規模別に複数の仕入価格指数 (前期比) を推計する。こうして求められた規模別の仕入価格 (推計値) と販売価格 (『規模別企業物価指数』) から、大企業と中小企業それぞれの価格転嫁力を推計し、その結果を利用して、企業規模間の一人当り名目付加価値の格差について考察する<sup>19</sup>。

### (1) 規模別仕入価格・販売価格

図表 18 は、補論 A (2) の修正カールソン・パーキン法によって、規模別仕入価格 (前期比) を推計した結果である<sup>20</sup>。これをみると、実際の企業物価指数 (需要段階別・

<sup>19</sup> 短観では、企業規模を「大企業」、「中堅企業」、「中小企業」の 3 つに分類しており、本節で企業規模別の仕入価格指数の推計を行うにあたって、この 3 規模に対して推計を行った。次節以降では、そのうちの「大企業」と「中小企業」を比較することによって、企業規模間の格差について考察する。

<sup>20</sup> 本節では、補論 A (2) (2 節 (3)) の手法を用いるに当たって、 $\psi_{ij} = 1$  を仮定し、(A-15) 式を用いた。これは、同じマクロ経済ショックに直面している以上、大企業の直面するインフレ率と中小企業の直面するインフレ率の動きに大きな差はないということを意味している。この完全相関の仮定が、どの程度推計結果に影響を及ぼしているのかを確認するため、相関係数  $\psi_{ij}$  の値によって、推計される期待インフレ率がどの程度異なるのかについて検証を行った。その結果、「大企業と中小企業の間で直面するインフレ率にある程度の相関がある」との自然な仮定 (例えば、 $\psi_{ij} = 0.5$ ) の下では、推計結果の違いは限定的である

用途別指数、素原材料+中間財)の前期比系列に比べて、振れは小さいものの、大企業、中小企業とも、企業物価指数の動きと整合的な系列が得られている。ただし、中小企業の仕入価格判断 DI が大企業のそれよりも高めに推移していることを反映して、中小企業の仕入価格上昇率は大企業よりも概して高かったとの推計結果となった<sup>21,22</sup>。

図表 19 は、仕入価格としてこの推計値、販売価格として『規模別企業物価指数』の実績値を用いて、企業規模別に販売価格と仕入価格の動向を見たものである<sup>23</sup>。これによると、90年代までは、仕入価格、販売価格とも、大企業よりも中小企業の方が上昇率が高かった。しかし、90年代末以降、仕入価格については、中小企業の上昇率が相対的に高い傾向が続いた一方、販売価格については、企業規模間の上昇率差は縮小し、2007年末の時点でその差はほぼ消滅している。こうした90年代末以降の価格転嫁状況の変化が、近年になって企業規模間格差の拡大がしばしば指摘されるようになった背景の1つと考えられるが、この点については次節以降で再度議論する。

図表 20 は、こうした企業規模別の仕入価格、販売価格について、修正カールソン・パーキン法による先行き見通しを示したものである<sup>24</sup>。これをみると、2007年末の時点で、中小企業は、かつてのように大企業以上の販売価格引き上げが再び可能になると予想していた一方、仕入価格については、中小企業の方が先行きの値上がりは厳しいと見

---

ことが確認された(補論B(3)に詳細)。また、各企業規模のシェア  $s_i$  には、短観の企業規模別売上高(実額、2006年度)に基づくシェアを用いた。

<sup>21</sup> こうした推計値には、補論A(2)の手法において、不偏回答率  $\rho_i$  を特徴づける関数  $f$  のパラメータ  $\theta$  および閾値  $\delta$  が、企業規模に関わらず一定であると仮定したことが影響している可能性がある。実際、販売価格について、企業規模別販売価格判断 DI と『規模別企業物価指数』を用いて推計してみると、大企業と中小企業で異なるパラメータの推計値が得られる。補論B(4)では、こうした仮定が及ぼす影響の大きさは、以後の議論の定性的な結論を変えるものでないことを確認している。

<sup>22</sup> 中小企業の仕入価格上昇率が大企業よりも高いことの一因としては、仕入契約における中小企業の交渉力の弱さが考えられる。

<sup>23</sup> 当期の前期比計数は振れが大きいため、グラフでは後方4期移動平均を掲載している。

<sup>24</sup> 具体的には、販売価格については、企業規模別の販売価格判断 DI(先行き)と『規模別企業物価指数』を用いて、2節(2)の修正カールソン・パーキン法を適用した。仕入価格については、企業規模別の仕入価格判断 DI(先行き)と『企業物価指数(需要段階別・用途別指数、素原材料+中間財)』を用いて、補論A(2)の手法を適用した。

込んでいたことが分かる<sup>25</sup>。

## (2) 規模別の付加価値デフレータの変化

次に、前節で求めた販売価格と仕入価格を基に、価格面からみた企業の利益や賃金の動向を検討するため、企業規模別の付加価値デフレータを試算する。付加価値デフレータは、ユニット・レーバー・コストとユニット・プロフィット等の和に等しく、価格面からみた企業の賃金や利益の動向を表した指標といえる。図表 21 と図表 22 は、次の近似式を用いて、大企業と中小企業それぞれについて、付加価値デフレータ変化率の推移を見たものである<sup>26</sup>。

$$\begin{aligned} \text{付加価値デフレータの変化率} &\equiv [1 / (1 - \text{売上高材料費比率})] \times \\ &(\text{販売価格の変化率} - \text{売上高材料費比率} \times \text{仕入価格の変化率}) \quad (4-1) \end{aligned}$$

これによると、大企業では、2005 年頃から付加価値デフレータの伸び率はマイナス

<sup>25</sup> こうした結果を『企業行動に関するアンケート調査』（内閣府）と比較すると、両者は整合的な結果となっている。企業に対するこのアンケート調査では、年に 1 回、主力製品の今後 1 年間の平均仕入価格、平均販売価格の増減率の見通しを、「20%以上」、「10%以上～20%未満」、「5%以上～10%未満」、「0%以上 5%未満」、「0%」、「-5%超～0%未満」、「-10%超～-5%以下」、「-20%超～-10%以下」、「-20%以下」の 9 つの選択肢から選ぶ形式で尋ねている。2008 年 1 月の調査時点における、各階級値による加重平均値をみると、以下のとおり。

	平均仕入価格	平均販売価格
資本金 100 億円以上	+4.3%	+1.1%
資本金 10 億円未満	+6.9%	+1.8%

調査対象が上場企業に限られ、規模区分の定義も異なる他、3 か月後でなく 1 年後を予測しているなど短観とは異なるが、①いずれの企業規模でも、仕入価格上昇率は販売価格上昇率よりも高い（賃金や収益が圧迫されている）が、②規模の小さな企業の方が、大きな企業よりも、仕入価格と販売価格の予想上昇率の差が大きいといった点で本稿の推計と同様の特徴がみられる。なお、この調査は年 1 回の実施に限られているのに加え、仕入価格、販売価格に関する本設問で資本金規模別の集計結果が公表され始めたのは 2003 年度と最近であるため、今後の時系列の蓄積が待たれる。

<sup>26</sup> 簡単のため、売上高材料費比率の変化などの構造変化をゼロとした近似計算を行っている。短期的にはそうした影響は限定的と考えられることから、前四半期比の変化を捉える上では十分な近似と考えられる。なお、(4-1)式における売上高材料費比率には、短観における「材料費」と「売上高」の実額の比（1997～2006 年度の平均）を用いた。

で推移しており、かつ、そのマイナス幅は拡大傾向にあった。ただし、そうしたマイナス基調は 80 年代後半から続いており、2007 年と同程度の低下率も過去に度々経験していたことが分かる。一方、中小企業の付加価値デフレーター上昇率は、90 年代まではゼロ近傍で推移していた。しかし、2000 年頃から低下し始め、2000 年代半ばから、その低下ペースが加速している。

大企業、中小企業の付加価値デフレーター上昇率を直接比較してみると（図表 23）、石油危機の前後を除いて、90 年代までは、中小企業の付加価値デフレーター上昇率は大企業よりも高かった<sup>27</sup>。しかし、90 年代末頃からその差は縮小している。さらに 2005 年頃以降の原材料価格高騰の下では、大企業と中小企業の関係は反転し、中小企業の付加価値デフレーター上昇率は大企業を下回って推移することとなった。このことは、近年の中小企業の価格転嫁力の弱まりが、価格面から中小企業の利益や賃金を圧迫していたことを示している。また、図表 24 は、図表 20 の結果を基に、付加価値デフレーター上昇率に関する企業の先行き見通しをみたものである。ここから、「価格面からみた大企業・中小企業間の違いの図式は先行きも変わらない」と企業が予想していることが分かる。

### （3）企業規模間の一人当り名目付加価値格差へのインプリケーション

企業規模間の格差について価格面だけでなく包括的に議論するには、『法人企業統計年報』（法人年報、財務省）に収録されている企業規模別の一人当り名目付加価値のデータが利用可能である。一人当り名目付加価値は、一人当り賃金や利益に対応した概念である。ここでは、この企業規模別の一人当り名目付加価値と、前節で得られた企業規模別付加価値デフレーターの動向を合わせて分析することによって、賃金や利益に表れる企業規模間格差のうち、どの程度が価格転嫁力の差に依存しているのかを明らかにしたい。具体的には、企業規模別の一人当り名目付加価値上昇率を付加価値デフレーター上昇

---

<sup>27</sup> 労働省 [1992]は、中小企業の販売価格上昇率が大企業よりも高い点に着目し、その背景として、中小企業では賃金コストの上昇の影響が大きいと分析している。これは、付加価値デフレーターの上昇率が高いことが中小企業の販売価格上昇率を押し上げていることを指摘しているといえ、本稿の結果と整合的である。



率と実質労働生産性上昇率に分解することを考える<sup>28,29</sup>。

図表 25 は、一人当り名目付加価値の変動を要因分解した結果である。まず、大企業の一人当り名目付加価値は、80 年代以降、一貫してプラスで推移している（上段）。内訳をみると、80 年代半ばのプラザ合意による円高以降、付加価値デフレータ上昇率が基調的にマイナスで推移する中、それを実質労働生産性の上昇で補っている姿がみてとれる。

一方、中小企業では、90 年代後半以降、それ以前は上昇していた一人当り名目付加価値が、マイナス成長に転じている（図表 25 中段）。内訳をみると、以前はゼロ近傍で推移していた付加価値デフレータ上昇率が、2000 年代以降、大きくマイナス寄与している。これは、価格交渉力に劣る中小企業が、原材料価格高騰等の影響を受け、企業収益や賃金が価格面から圧迫されていることを反映している。ただし、そうした価格面の動きだけでは、一人当り名目付加価値上昇率の低下の全てを説明することはできない。むしろ、それ以上に、90 年代以降、実質労働生産性上昇率のプラス寄与が大きく剥落している点が重要である。

図表 25 下段は、中小企業（中段）と大企業（上段）の差をとり、一人当り名目付加価値上昇率の企業規模間格差をみたものである。90 年代前半までは、ほとんど規模間格差が拡大していなかった（伸び率の差がゼロ近傍であった）のに対し、90 年代後半以降、中小企業の上昇率が大企業に対して大きく鈍化している<sup>30</sup>。こうした状況が、近

---

<sup>28</sup> 大和田 [2002]は、企業規模別の名目労働生産性（名目付加価値額／従業員数）の動きを時系列で確認しているが、企業規模別のデフレータが存在しないために、企業規模別の実質労働生産性の動向が扱うことができないことを指摘している。本稿では、企業規模別のデフレータとして4節（2）での推計値を用いることで、実質化を可能にしている。

<sup>29</sup> なお、厳密に言えば、付加価値デフレータ推計値が対象としている名目付加価値（＝売上高－材料費、短観ベース）と、法人年報の名目付加価値（＝人件費＋動産・不動産賃貸料＋租税公課＋営業利益）の定義は、概念的に大きく異なるものではないものの、完全に一致するものではない。したがって、実質労働生産性上昇率の算出結果については、多少の幅をもってみる必要がある。

<sup>30</sup> 実際、法人年報における一人当り人件費の推移をみると、90 年代までは企業規模間で伸び率に大きな差はなかったが、90 年代後半以降、中小企業における上昇率が大企業を下回るようになっている（図表 26）。

年しばしば指摘される、いわゆる「企業規模間の格差問題」に対応していると考えられる。内訳をみると、中小企業の実質労働生産性上昇率は大企業に比べて低い傾向があるが、80年代後半から90年代前半までは、それが中小企業の付加価値デフレータ上昇率の相対的な高さによって補われていた。しかし、90年代後半以降、付加価値デフレータ上昇率はプラス寄与が剥落し、規模間格差の拡大要因（伸び率の差に対する下押し要因）として寄与するようになった。ただし、90年代前半まではほぼゼロであった一人当たり名目付加価値上昇率の規模間格差は、2000年代半ばでは4%程度に広がっているが、こうした付加価値デフレータ上昇率の変化で説明されるのは、そのうちの半分程度である。残りの半分は、中小企業における実質労働生産性上昇率の相対的な低下によって説明される。すなわち、企業規模間の格差問題を議論する際、大企業に比べて中小企業の価格転嫁力が相対的に弱まっているという点も重要であるが、中小企業の実質労働生産性上昇率そのものが低下してきているという点も重要な論点であることを忘れてはならない。

図表 27 は、法人季報のデータと前節の企業規模別付加価値デフレータの推計値を用いて、企業規模別の実質労働生産性上昇率を①実質付加価値率要因、②実質資本回転率要因、③実質資本装備率要因の3つに分解したものである。大企業をみると（上段）、実質資本装備率の上昇が実質労働生産性向上に寄与してきたことに加え、近年では、実質資本回転率の改善が実質労働生産性を大きく押し上げている。一方、中小企業では（中段）、90年代前半までは顕著だった資本装備率の上昇によるプラス寄与が、近年は限定的になっており、これが中小企業の実質労働生産性上昇率を低下させる一因となっている。90年代後半に顕現化したといわれている、金融機関によるいわゆる「貸し渋り」が、企業の資金調達を困難化させ、以前のような資本装備率の上昇を難しくした可能性がある。ただし、中小企業と大企業の格差についての要因分解をみると（下段）、2000年代半ばにおける実質労働生産性上昇率格差拡大の最大の要因は、実質資本回転率（資本効率）の上昇率格差であったことが分かる。そして、そうした構図は、この20年間、好不況に関わらず、大きく変わっていない。すなわち、特に近年問題とされることが多い企業規模間格差だが、実のところ、その背景には、それ以前から続く日本経済におけ

る構造的な問題が横たわっているのである<sup>31</sup>。

## 5. おわりに

実際の物価指数の動向と比較して、短観の販売価格判断 DI はマイナスになる頻度が高く、仕入価格判断 DI はプラスになる頻度が高い。このバイアスのため、価格判断 DI に従来のカールソン・パーキン法を適用すると、正の値となるべき閾値が負の値で推計されるなど、適切な結果を得ることができない。このため、価格判断 DI という定性データを定量データに変換して分析するには、かなりの制約があった。

本稿では、そうした問題を解決するため、DI という定性データに存在しうる回答バイアスを除去した上で、定性データを定量化する手法を提案した。短観の販売価格判断 DI (先行き) に同手法を適用したところ、製造業平均で見ても、販売価格の上昇を見込んでいる企業のうち約 7 割に回答バイアスがあることが分かった。業種別の推計では、回答バイアスの程度や、短観データを用いることによる予測誤差の改善度合いには、業種間に差があることが分かった。また、統計としては存在しない企業規模別の仕入価格変化率を推計し、これを企業規模別の販売価格動向と比較することによって、これまでは DI による定性的な分析が多かった企業規模間の一人当り名目付加価値の格差について、定量的な分析を試みた。本分析は、これまでに述べてきたとおり、多くの仮定に基づいた推計ではあるものの、日本のデータを用いた研究としてはおそらく初めてのものと考えられる。その結果、近年の企業規模間格差拡大には、中小企業の価格転嫁力の弱まりのみならず、企業規模間の実質生産性上昇率格差の拡大が寄与していることが明らかに

---

<sup>31</sup> 厚生労働省 [2007]は、同じく法人季報を用いて、名目労働生産性を名目付加価値率、名目資本回転率、名目資本装備率に要因分解している。基本的な手法は本稿と同じものであるが、本稿では企業規模別付加価値デフレータ上昇率を推計し、各要素を実質化した点で異なる。厚生労働省 [2007]によると、名目資本回転率要因は、近年の企業規模間格差拡大の一因にはなっているが、主因であったようには見えない。しかし、本稿の分析では、中小企業の名目資本回転率は付加価値デフレータの上昇によって押し上げられてきたことが示唆され、実質化したベースでみると、中小企業の資本回転率上昇率は相対的にみて常に低く、規模間格差拡大の主因であるとの結果となった。名目値で分析を行ったときと、実質値でみたときでは、導かれるインプリケーションが異なってくる一例といえる。

なった。

本稿で提案した修正カールソン・パーキン法を用いることで、様々な定性データを定量データに変換することが可能となり、短観をはじめとするサーベイ・データの応用範囲は格段に広がる。短観には、最近・先行き別、業種別、企業規模別など、様々な集計単位で豊富な定性データの長期時系列が収録されている。これらのデータを定量分析に活用することで、日本経済に対する理解が多面的に、一層深まることが期待される。

## 補論A. 仕入価格の回答バイアスとカールソン・パーキン法

### (1) 回答バイアスを考慮した修正カールソン・パーキン法の計算式

まず、次の方程式を解くことによって、 $\theta$ の値を求める。

$$-2 \frac{\sum_t x_t}{T\sigma_x} \sum_t \frac{1}{\alpha_t - \beta'_t} = \sum_t \frac{\alpha_t + \beta'_t}{\alpha_t - \beta'_t}. \quad (\text{A-1})$$

ただし、

$$\rho_t = (1 - \theta) \frac{r_{3t}}{1 - r_{1t}} + \theta, \quad (\text{A-2})$$

$$\alpha_t \equiv \Phi^{-1}(1 - r_{1t}), \quad (\text{A-3})$$

$$\beta'_t \equiv \Phi^{-1}(r_{3t} / \rho_t). \quad (\text{A-4})$$

$\theta$ の値が決まれば、 $\rho_t$ 、 $\alpha_t$ 、 $\beta'_t$ が決まるので、これらの値を次式に代入して、 $\delta$ 、 $\mu_t$ 、 $\sigma_t$ の値を得る。

$$\delta = - \frac{\sum_t x_t}{\sum_t \frac{\alpha_t + \beta'_t}{\alpha_t - \beta'_t}}, \quad (\text{A-5})$$

$$\mu_t = -\delta \frac{\alpha_t + \beta'_t}{\alpha_t - \beta'_t}, \quad (\text{A-6})$$

$$\sigma_t = 2\delta \frac{1}{\alpha_t - \beta'_t}. \quad (\text{A-7})$$

これらの計算式に、短観の仕入価格判断・選択肢別社数構成比（先行き、製造業）と企業物価指数（需要段階別・用途別指数、素原材料＋中間財）を適用すると、仕入価格に関する期待インフレ率の前期比を得る（図表 28）。

(2) カテゴリー別サーベイ・データの分析への応用

$\psi_{ij}$  に適当な数値を外生的に与え、次の方程式を解くことによって、 $\theta$  の値を求める。

$$-2 \frac{\sum_t x_t}{T \sigma_x} \sum_t \left( \sum_{ij} s_i s_j \psi_{ij} \frac{1}{\alpha_{it} - \beta'_{it}} \frac{1}{\alpha_{jt} - \beta'_{jt}} \right)^{1/2} = \sum_t \sum_i s_i \frac{\alpha_{it} + \beta'_{it}}{\alpha_{it} - \beta'_{it}}. \quad (\text{A-8})$$

ただし、

$$\rho_{it} = (1 - \theta) \frac{r_{3it}}{1 - r_{1it}} + \theta, \quad (\text{A-9})$$

$$\alpha_{it} \equiv \Phi^{-1}(1 - r_{1it}), \quad (\text{A-10})$$

$$\beta'_{it} \equiv \Phi^{-1}(r_{3it} / \rho_{it}). \quad (\text{A-11})$$

得られた  $\theta$  から、 $\rho_{it}$ 、 $\alpha_{it}$ 、 $\beta'_{it}$  を求め、次式に当てはめると、 $\delta$ 、 $\mu_{it}$ 、 $\sigma_{it}$  を得る。

$$\delta = - \frac{\sum_t x_t}{\sum_i s_i \sum_t \frac{\alpha_{it} + \beta'_{it}}{\alpha_{it} - \beta'_{it}}}, \quad (\text{A-12})$$

$$\mu_{it} = -\delta \frac{\alpha_{it} + \beta'_{it}}{\alpha_{it} - \beta'_{it}}, \quad (\text{A-13})$$

$$\sigma_{it} = 2\delta \frac{1}{\alpha_{it} - \beta'_{it}}. \quad (\text{A-14})$$

特に、全ての  $i$  と  $j$  について  $\psi_{ij} = 1$  である場合、(A-8) 式は次式のように簡略化される。

$$-2 \frac{\sum_t x_t}{T \sigma_x} \sum_t \sum_i s_i \frac{1}{\alpha_{it} - \beta'_{it}} = \sum_t \sum_i s_i \frac{\alpha_{it} + \beta'_{it}}{\alpha_{it} - \beta'_{it}}. \quad (\text{A-15})$$

## 補論B. モデルの定式化に関する頑健性の確認

### (1) 不偏回答率関数

2節(2)では、不偏回答率 $\rho_t$ を決める関数 $f$ について、(2-22)式のような定式化を行った。しかし、代替的な定式化として、回答バイアスの程度は時間に依らず一定、すなわち $f(\theta) = \theta$ とすることも、自然な仮定である。ここでは、こうした代替的な定式化を用いた場合に、推計される販売価格の期待インフレ率がどのように異なるかを見た上で、(2-22)式の定式化が望ましい性質を備えたものであることを確認する。なお、関数 $f$ を一定値とする場合でも、(2-20)式の制約式は満たさなければならないから、関数 $f$ は実際には次のような形をとる必要がある(図表29)。

$$f(\theta) = \max\left(\theta, \frac{r_{1t}}{1-r_{3t}}\right). \quad (\text{B-1})$$

(B-1)式を基に推計されたパラメータの値および期待インフレ率は図表30のとおりである。図中、石油危機のあった1980年第2四半期に前期比で25.4%という極端な値をとっていることが分かる。カールソン・パーキン法の条件式から、期待インフレ率の期間平均は実績値の期間平均と等しくなければならないので、この極端に高い値を相殺するために、それ以外の期間の推計値が物価指数の実績値に比べて一律に低く推計されている。このように、関数 $f$ を一定値と仮定すると、求められる推計値が全体的に歪んだものとなる。

### (2) 推計期間

ここでは、異なる推計期間のデータを用いて修正カールソン・パーキン法を適用した場合に、推計値がどの程度変わるかを確認する。図表31は、推計期間を①1978年第1四半期からの10年間とした場合、②1988年第1四半期からの10年間とした場合、③1998年第1四半期からの10年間とした場合の3ケースについて、販売価格の期待イン

フレートを推計したものである。これをみると、推計期間によって期待インフレ率の振れの大きさが異なる。これは、推計期間が最近になるほど、インフレ率の実績値の変動幅が小さくなっていることを反映して、推計される閾値  $\delta$  が小さくなっていることが影響している。しかし、いずれの推計期間を用いても、2004 年以降に期待インフレ率がプラスで推移している点に変わりはない。また、推計されたバイアス回答率  $(1-\rho_t)$  も、推計期間による違いは  $\pm 0.1$  の範囲内に収まっている。ただし、直近の 10 年間のサンプルでは、以前に比べてバイアス回答率がやや高まっていることが示唆された。

### (3) 規模別物価指数データの相関係数

4 節では、修正カールソン・パーキン法をカテゴリー別サーベイ・データに応用する際（2 節（3）および補論 A（2）の手法）、計算式の簡単化も意図して、企業が直面する仕入価格上昇率が企業規模間で完全相関（ $\psi_{ij} = 1$ ）していると仮定した。しかし、規模間でなんらかの相関があることに異論はないとしても、完全相関の仮定はやや強すぎるとの意見もあろう。ここでは、企業規模間の相関係数に関して、①ある程度の相関はあるが、完全相関ほどではないケース（ $\psi_{ij} = 0.5$ ）と②やや極端な想定として、無相関のケース（ $\psi_{ij} = 0$ ）について推計を行い、頑健性チェックを行った。なお、 $\psi_{ij}$  が負のケースは、企業規模によって直面する仕入価格上昇率が反対の方向に動くケースであり、現実には考えにくいと、予め除外した。

図表 32 は、それぞれのケースにおける仕入価格上昇率の推計値を比較したものである。なお、紙幅を節約するため、大企業の推計値のみを示した。これをみると、定性的な変化に大きな違いはないものの、局面によって、標準ケース（完全相関）とケース②（無相関）の間では、前期比の推計値でみて 1%ポイント程度の違いが生じることが分かった。ただし、企業規模が異なるとはいえ、同じマクロ経済ショックに直面している下で相関が全く無いと考えるのも極端である。そこで、標準ケースとケース①（中程度の相関）の間で比較してみると、両者の差は概ね 0.3%ポイント程度と限定的であることが確認された。企業が直面する価格上昇率に企業規模間である程度の相関があるとの自然な想定範囲では、 $\psi_{ij} = 1$  とする仮定が推計結果に大きな影響を及ぼしてはいない。



#### (4) 規模別不偏回答パラメータ

2節(3)および補論A(2)の手法では、閾値 $\delta_i$ と不偏回答率を規定するパラメータ $\theta_i$ は、カテゴリー(企業規模)によらず一定値であると仮定していた。しかし、これらのパラメータは、カテゴリー毎に異なる可能性がある。実際、DI、物価指数とも規模別データが揃っている販売価格(前者は販売価格判断DI、後者は『規模別企業物価指数』)について、企業規模別に2節(2)の修正カールソン・パーキン法を適用してみると、大企業と中小企業では異なるパラメータが推計される。パラメータ $\theta_i$ は、大企業で0.25、中小企業で0.10となり、中小企業の方がバイアス回答率が高い。

仕入価格については、規模別物価指数がないため、2節(2)の手法による規模別の推計はできない。そこで、簡便法として、販売価格における不偏回答率パラメータに関する大企業と中小企業の差( $0.25-0.10=0.15$ )が、仕入価格における不偏回答率パラメータに関する大企業と中小企業の差に等しいとの仮定をおいて、再度推計を試みた<sup>32</sup>。図表33がその結果である。これを図表18と比較すると、大企業・中小企業間の仕入価格上昇率差が小さくなり、80~90年代では、その差はほぼ消滅している。これは、中小企業の方が大企業よりも回答バイアスが大きいと想定したため、両者のDIのレベル差の一部がバイアスの違いに起因していると計算されるためである。ただし、2000年代以降は、図表18と同様、中小企業の仕入価格上昇率が企業よりも高いとの推計結果が得られた。

大企業と中小企業で回答バイアスの程度が違っていると仮定した場合でも、仕入価格(推計値)と販売価格(『規模別企業物価指数』)から計算される付加価値デフレータ上昇率は、90年代までは中小企業の方が高いが、近年、その差が縮小しているとの結論は変わらない。したがって、4節(3)の議論から得られる企業規模間格差に関するインプリケーションについても、こうした仮定の違いによって大きく変わるものではない。

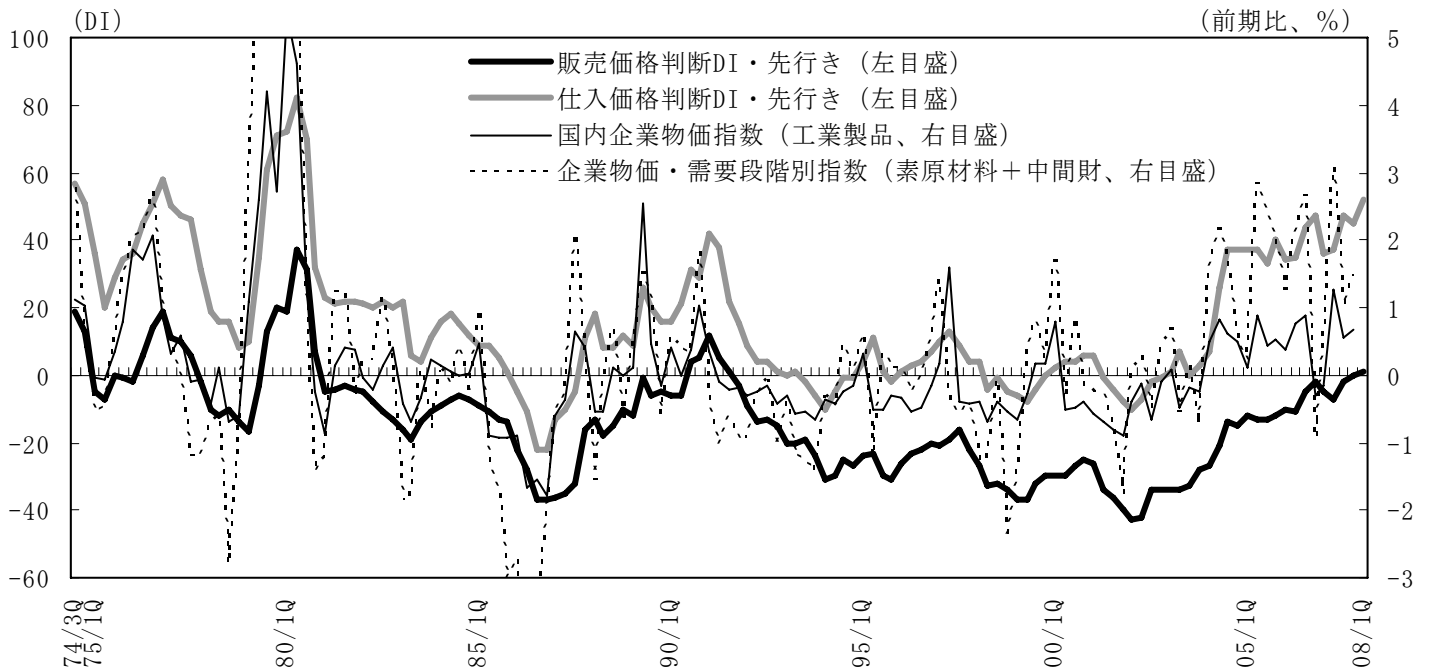
---

<sup>32</sup> 単純化のため、閾値 $\delta_i$ については、企業規模間の違いはないとの仮定を引き続き用いた。

## 【参考文献】

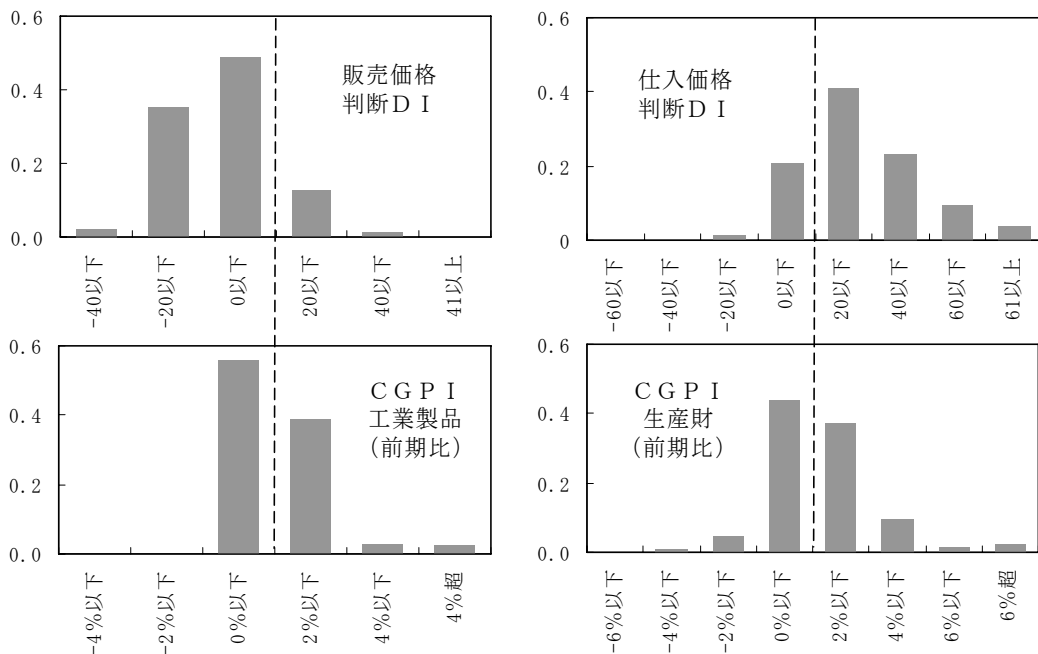
- 大和田雅英、「資本と労働の効率」、『フィナンシャル・レビュー』第 62 号、財務省財務総合政策研究所、2002 年
- 加納 悟、『マクロ経済分析とサーベイデータ』、一橋大学経済研究叢書 54、岩波書店、2006 年
- 鎌田康一郎、「家計の物価見通しの下方硬直性：『生活意識に関するアンケート調査』を用いた分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、WP08-J-8、2008 年
- 厚生労働省、『平成 19 年版労働経済の分析』、2007 年
- 関根敏隆・吉村研太郎・和田智佳子、「インフレ予想 (Inflation Expectations) について」、日銀レビューシリーズ、2008-J-15、2008 年
- 谷岡一郎、『データはウソをつく 科学的な社会調査の方法』、ちくまプリマー新書、2007 年
- 中小企業庁、『2005 年版中小企業白書』、2005 年
- 日本銀行、「経済・物価情勢の展望 (2007 年 10 月)」、2007 年
- 労働省、『平成 4 年版労働経済の分析』、1992 年
- Carlson, J. A. and M. Parkin, “Inflation Expectation,” *Economica*, 42, 1975, pp.123-138

図表 1. 短観の販売価格判断 DI と仕入価格判断 DI



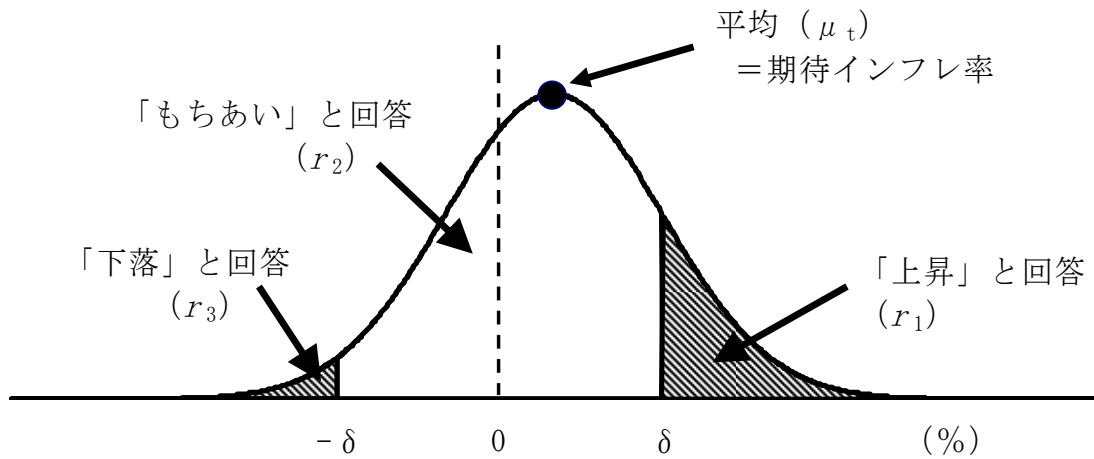
(注) 先行き計数は、3ヶ月前時点での予測計数。例えば、2008/1Qの先行き計数は、2007/4Q調査時点での3ヶ月後予測。特に断りのない限り、以降の図表も同じ。

図表 2. 価格判断 DI (先行き) と企業物価指数前期比の度数分布

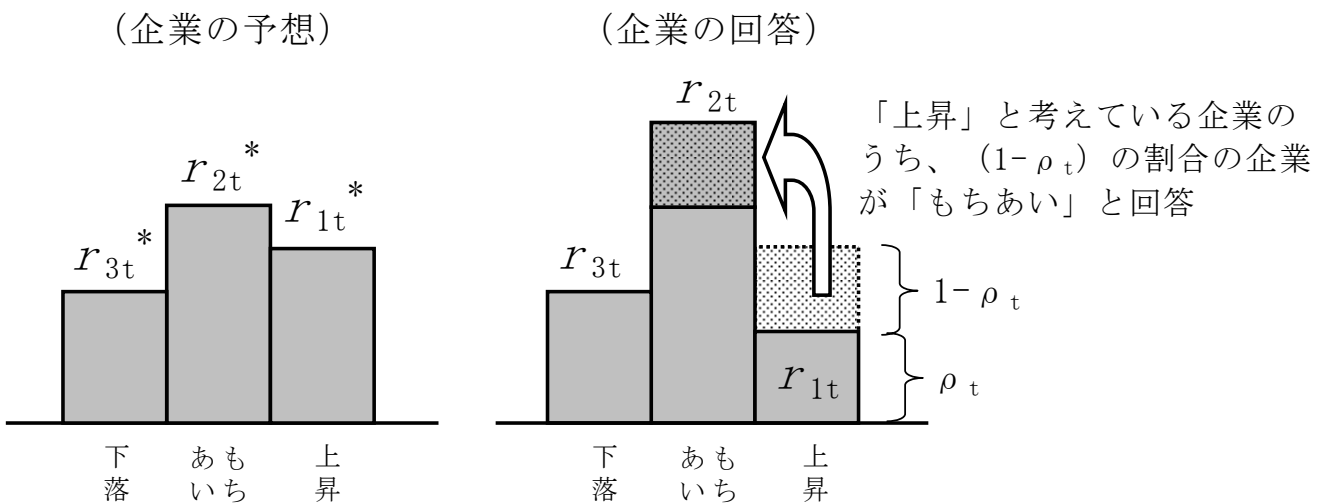


(注) 集計期間は1974年第3四半期～2007年第4四半期。

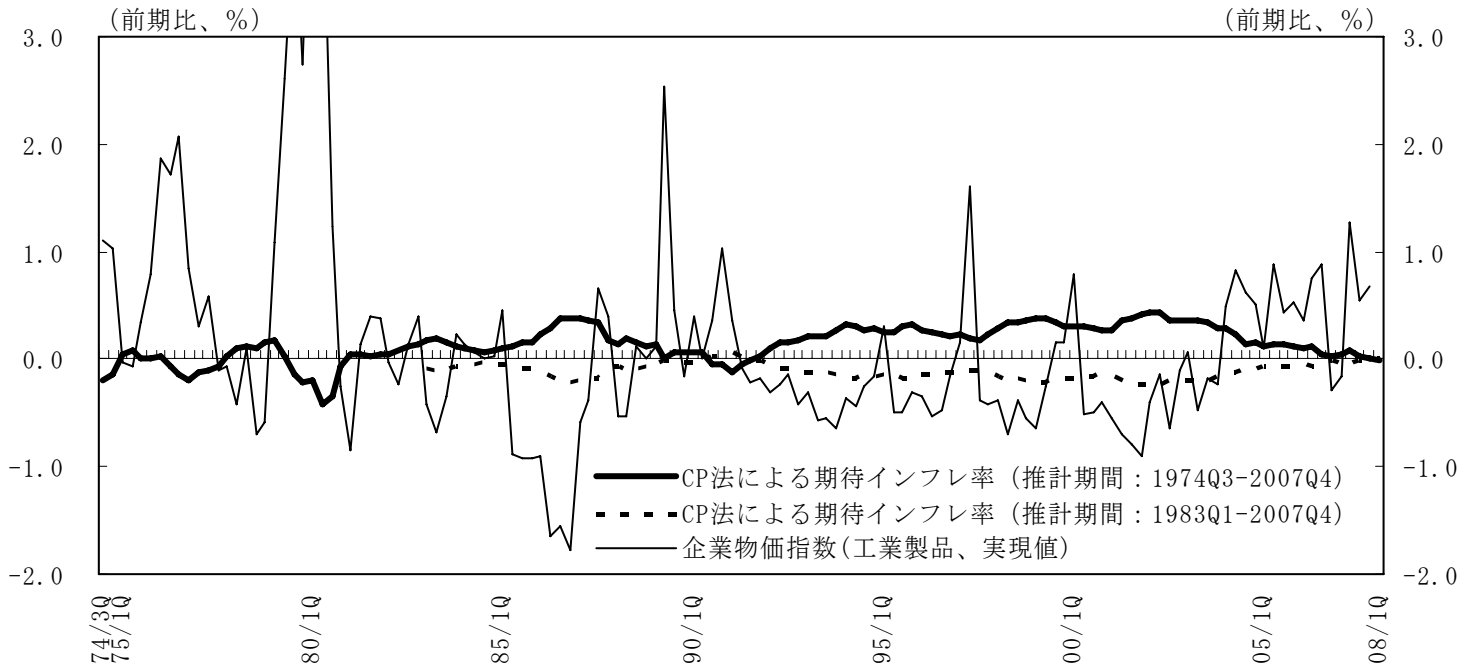
図表 3. カールソン・パーキン法 (概念図)



図表 4. 販売価格判断 DI における下方バイアスの考え方



図表 5. 従来のカールソン・パーキン法による期待インフレ率

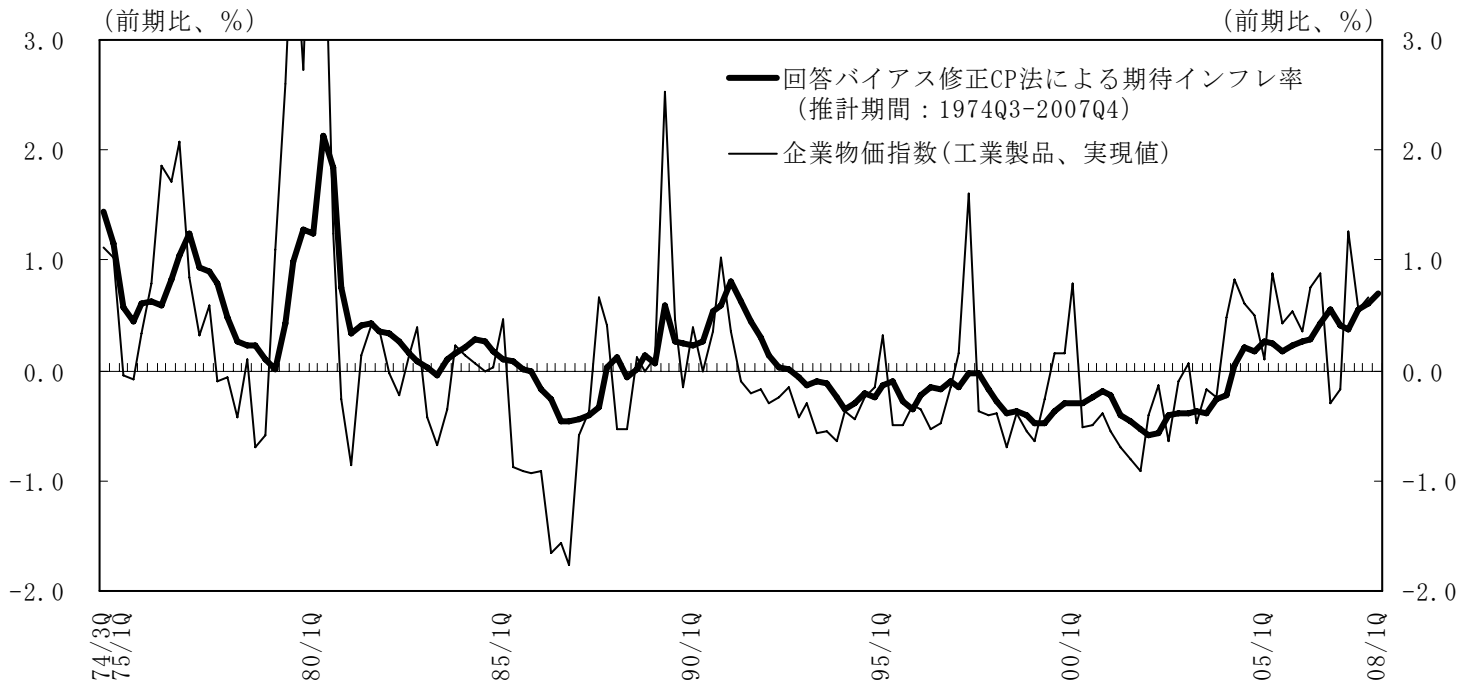


図表 6. 修正カールソン・パーキン法による推計値

	実績値		カールソン・パーキン法	修正カールソン・パーキン法			
	平均 (%)	標準偏差 (%)	閾値 (%)	閾値 (%)	不偏回答率パラメータ	不偏回答率	バイアス回答率
	$\Sigma x_t / T$	$\sigma_x$	$\delta_{cp}$	$\delta$	$\theta$	$\rho_t$ の平均	$(1 - \rho_t)$ の平均
製造業	0.15	1.03	-0.51	0.71	0.18	0.27	0.73
素材業種	0.35	1.69	-2.13	1.19	0.26	0.37	0.63
繊維	0.07	1.48	-0.29	1.28	0.30	0.37	0.63
木材・木製品	0.31	3.39	-1.81	2.82	0.36	0.45	0.55
紙・パルプ	0.20	2.25	-4.21	2.08	0.62	0.69	0.31
化学	0.28	1.83	-1.96	1.57	0.33	0.42	0.58
石油・石炭製品	1.26	5.08	6.15	5.17	0.90	0.93	0.07
窯業・土石製品	0.32	1.18	-1.57	0.78	0.17	0.28	0.72
鉄鋼	0.41	1.96	-3.29	1.29	0.32	0.45	0.55
非鉄金属	0.24	4.36	-1.11	3.42	0.38	0.47	0.53
加工業種	-0.24	0.60	0.65	0.70	0.84	0.85	0.15
食料品	0.43	1.04	-11.47	0.93	0.20	0.28	0.72
金属製品	0.26	0.94	-0.77	0.52	0.10	0.20	0.80
一般機械	0.06	0.55	-0.19	0.45	0.14	0.20	0.80
電気機械	-0.74	0.98	1.15	1.18	0.82	0.83	0.17
輸送用機械	-0.10	0.46	0.21	0.40	0.27	0.32	0.68
精密機械	-0.07	0.48	0.14	0.39	0.14	0.19	0.81
その他製造業	0.29	1.00	-1.16	0.62	0.12	0.22	0.78
卸売	0.14	1.05	-2.25	1.05	0.47	0.54	0.46
小売	0.33	1.05	36.50	1.14	0.34	0.41	0.59
サービス	0.67	1.06	-6.05	0.69	0.06	0.15	0.85

(注) 販売価格判断 DI (先行き) にカールソン・パーキン法および修正カールソン・パーキン法を適用した場合の推計値。平均、標準偏差、閾値は前期比ベース。推計期間はデータ始期 (業種によって異なる。製造業全体では 1974 年第 3 四半期) ~2007 年第 4 四半期。

図表 7. 修正カールソン・パーキン法による期待インフレ率



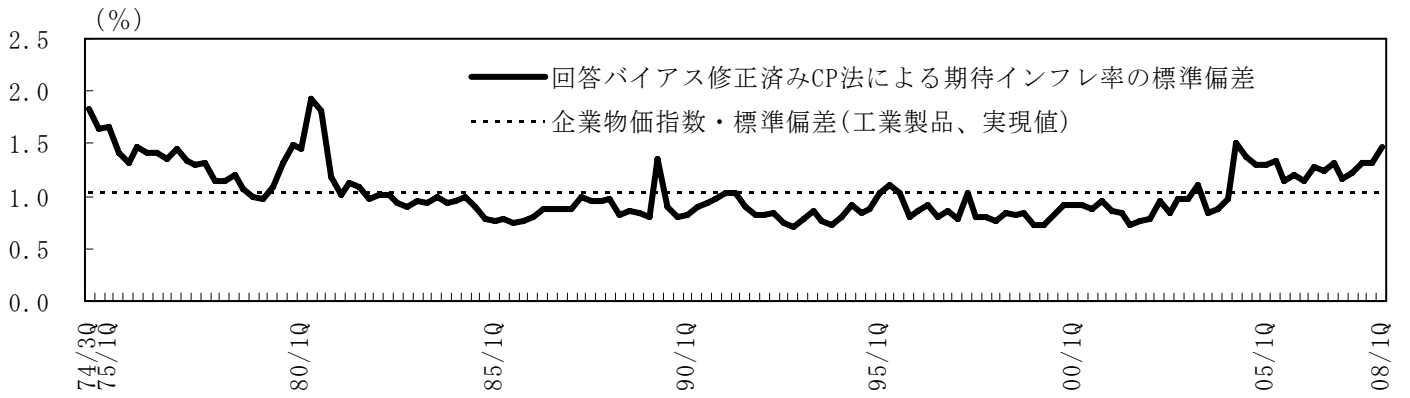
図表 8. 修正カールソン・パーキン法による推計値の予測誤差

	予測誤差の比		予測誤差		
	修正CP法/ AR	修正CP法/ 前期実績	修正CP法	AR	前期実績
製造業	0.93	0.87	0.47	0.51	0.55
素材業種の平均	0.93	0.86	1.98	2.08	2.32
鉄鋼	0.77	0.75	0.96	1.24	1.28
化学	0.81	0.77	0.91	1.12	1.18
窯業・土石製品	0.91	0.92	0.51	0.55	0.55
繊維	0.91	0.72	0.97	1.06	1.36
木材・木製品	0.95	0.87	2.37	2.51	2.72
石油・石炭製品	0.98	0.83	5.50	5.63	6.63
非鉄金属	1.02	0.93	3.75	3.68	4.03
紙・パルプ	1.07	1.12	0.90	0.84	0.80
加工業種の平均	0.78	0.73	0.42	0.54	0.55
一般機械	0.55	0.49	0.18	0.33	0.37
電気機械	0.69	0.86	0.86	1.24	1.00
食料品	0.77	0.76	0.36	0.47	0.47
金属製品	0.80	0.75	0.51	0.64	0.68
輸送用機械	0.85	0.60	0.23	0.27	0.39
その他製造業	0.89	0.97	0.46	0.51	0.47
精密機械	0.95	0.68	0.32	0.34	0.48
卸売	0.90	0.89	0.50	0.56	0.56
小売	1.10	0.55	0.80	0.73	1.46
サービス	1.47	0.80	0.52	0.35	0.65

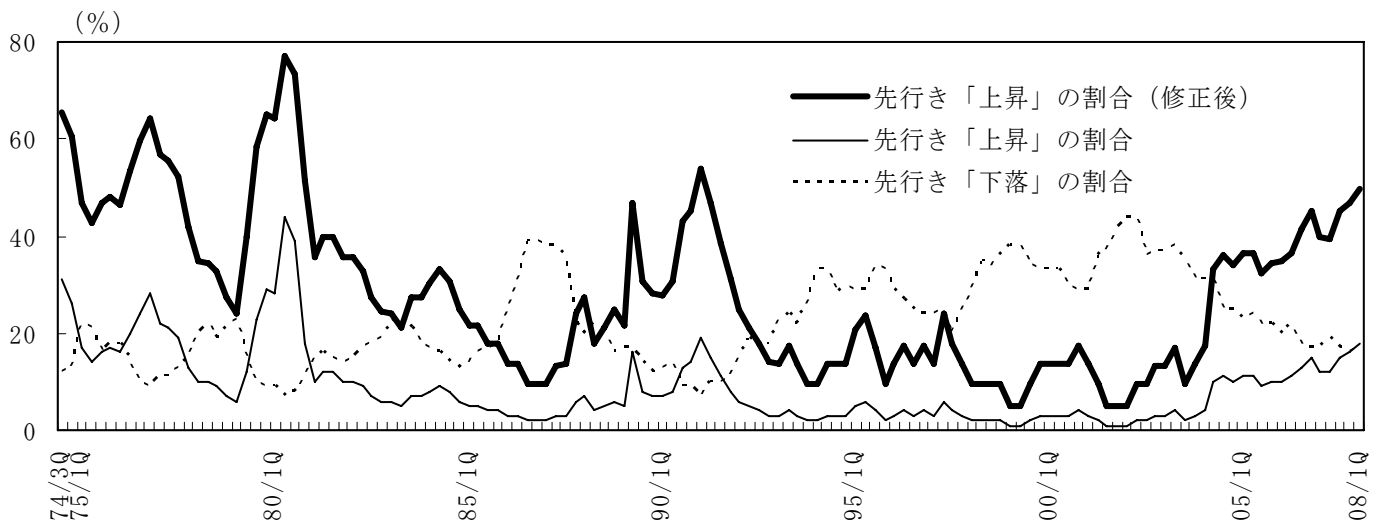
- (注) 1. 修正カールソン・パーキン法による推計値は、予測対象となる期の前期までのデータを用いた推計に基づく。
2. 予測誤差は、1983年第1四半期～2007年第4四半期（消費税導入・引き上げの影響が大きい1989年第2四半期および1997年第2四半期を除く）を対象とし、「推計値マイナス実現値」の二乗和/98四半期の平方根により算出。なお、データが連続して得られない一部業種については、2007年第4四半期から遡って連続してデータが得られる期間までを対象とした。
3. 自己回帰（AR）モデルについては、予測対象期の5期ラグまでを用いて、AICを最小とするラグ数を選択した。



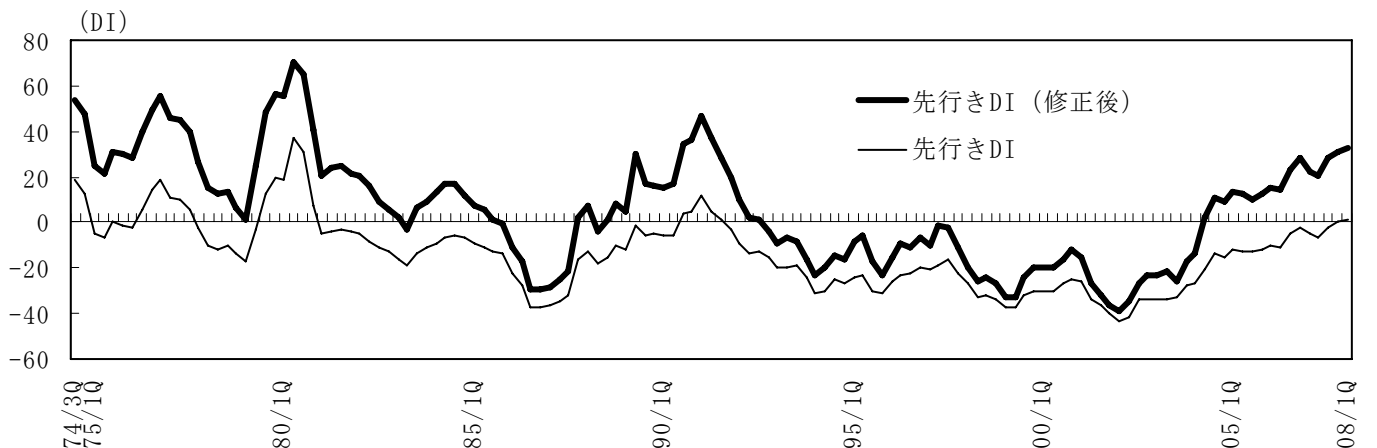
図表 9. 期待インフレ率の標準偏差



図表 10. 回答バイアス修正後の「上昇」「下落」回答割合



図表 11. 回答バイアス修正後の販売価格判断 DI

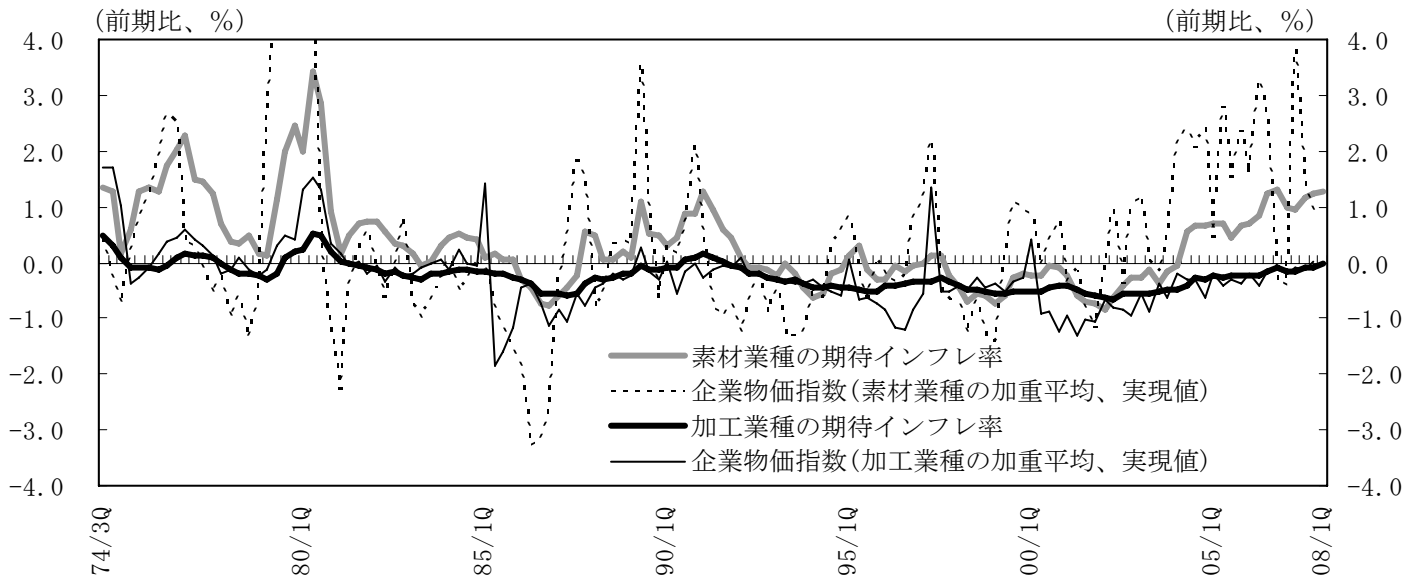


図表 12. 業種別にみたバイアス回答率

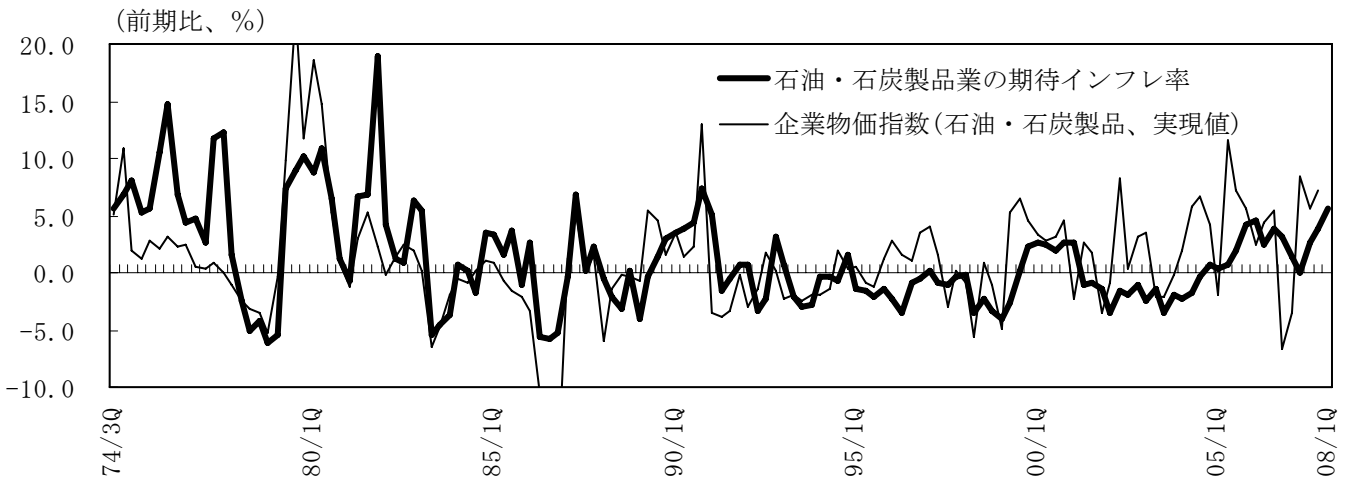
	(1- $\rho_t$ ) の平均
製造業	0.73
素材業種の平均	0.49
石油・石炭製品	0.07
紙・パルプ	0.31
非鉄金属	0.53
鉄鋼	0.55
木材・木製品	0.55
化学	0.58
繊維	0.63
窯業・土石製品	0.72
加工業種の平均	0.68
電気機械	0.17
輸送用機械	0.68
食料品	0.72
その他製造業	0.78
一般機械	0.80
金属製品	0.80
精密機械	0.81
卸売	0.46
小売	0.59
サービス	0.85

(注) 図表 6 から抜粋し、素材業種・加工業種別に、バイアス回答率の小さい業種の順に並び替えたもの。「素材業種の平均」「加工業種の平均」は、それぞれに属する各業種の平均をとったものであり、図表 6 とは異なる。

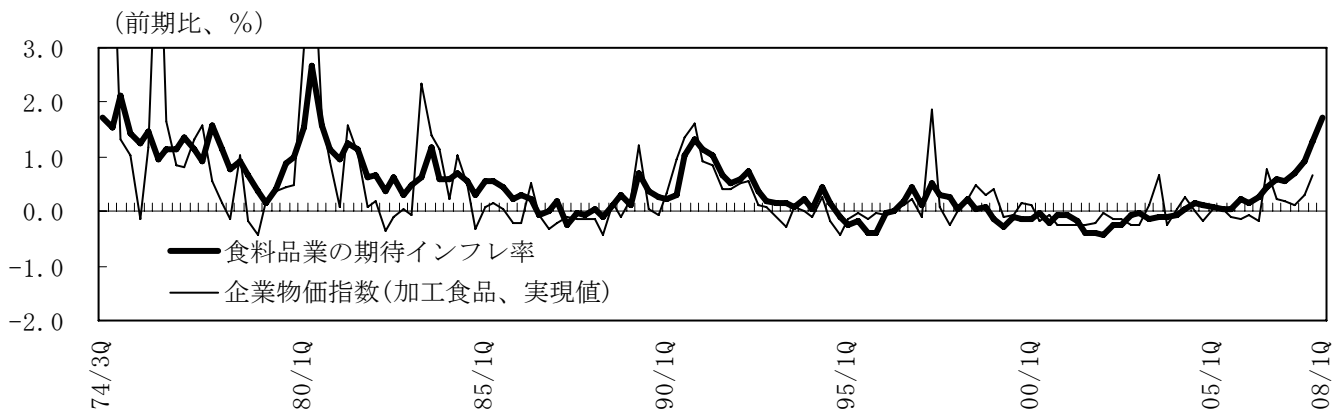
図表 13. 素材業種・加工業種の期待インフレ率



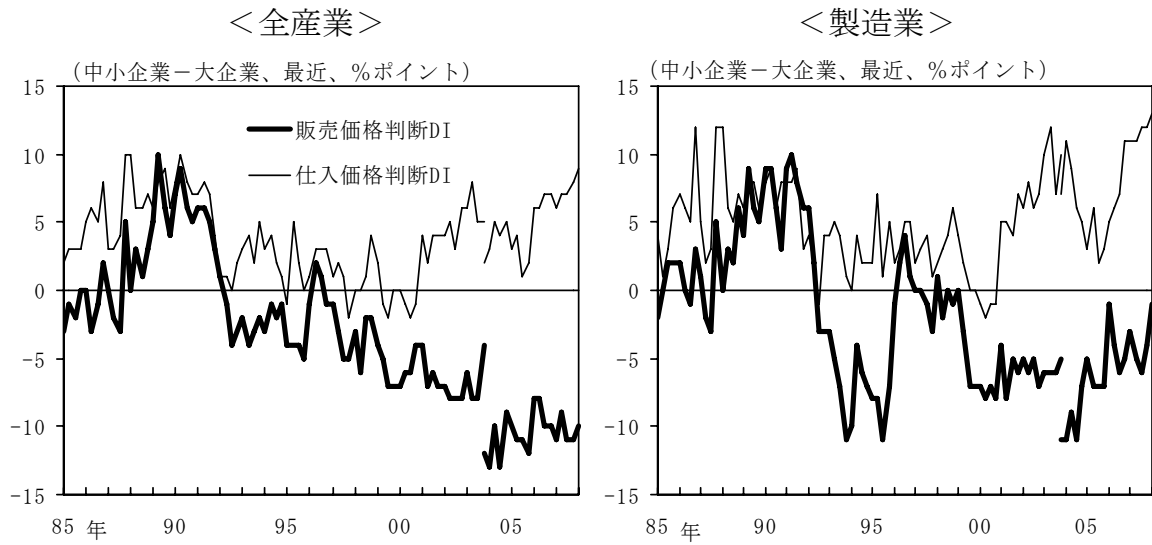
図表 14. 石油・石炭製品の期待インフレ率



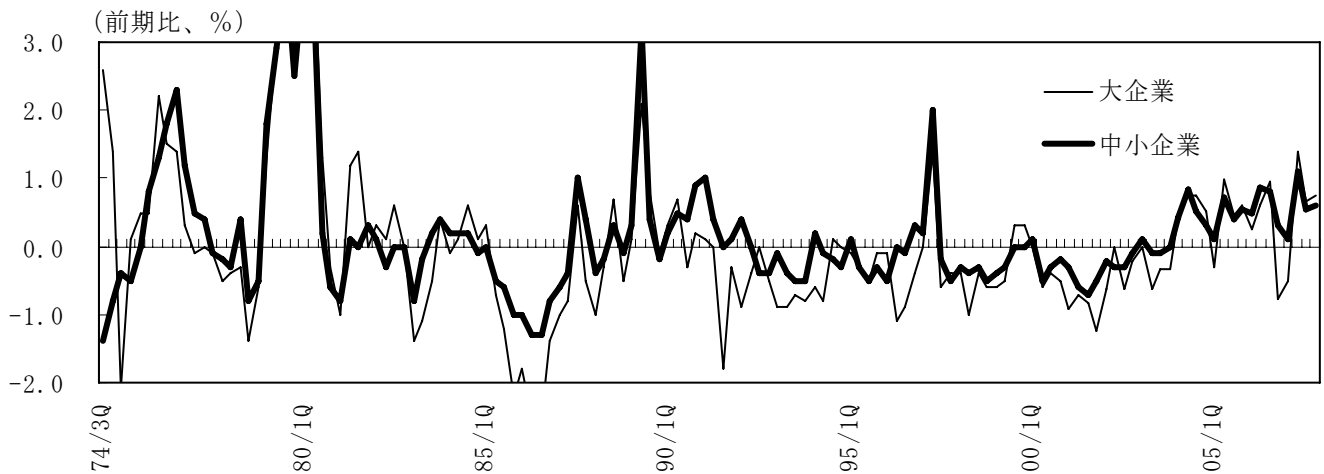
図表 15. 食料品の期待インフレ率



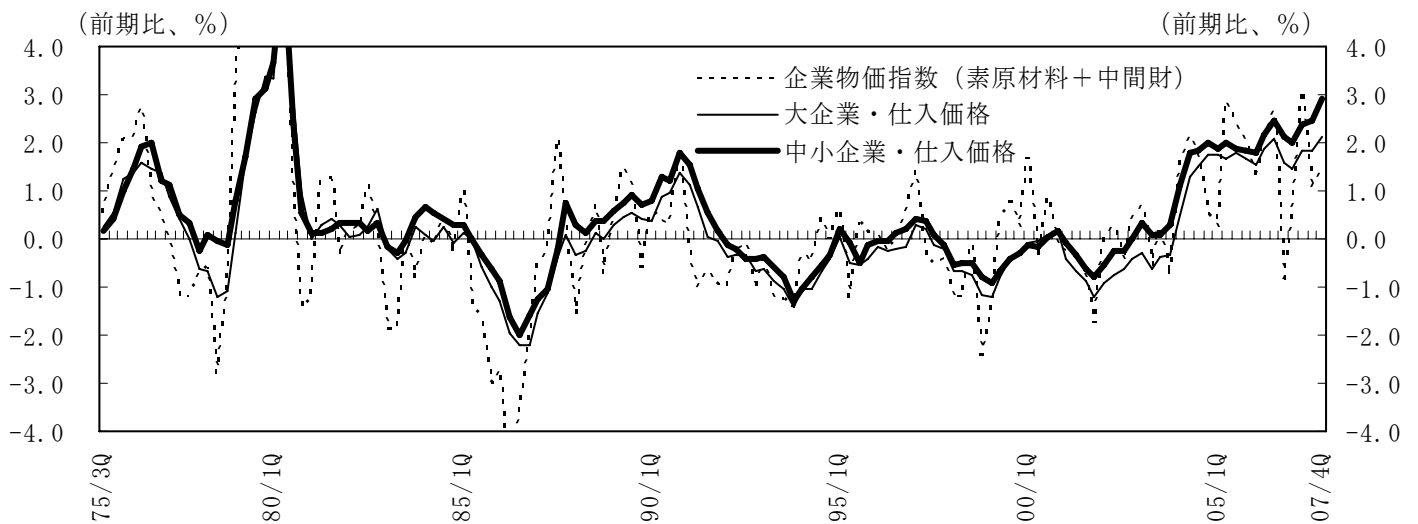
図表 16. 価格判断 DI (最近) からみた規模間格差



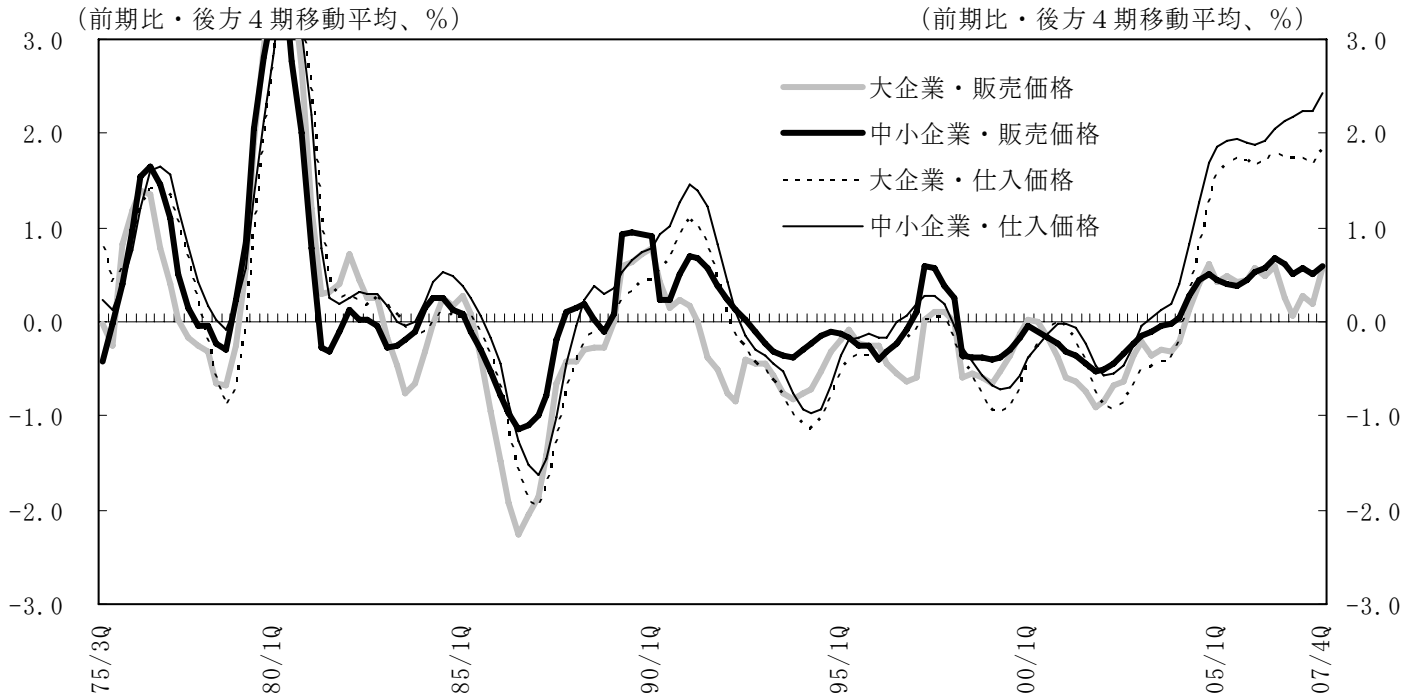
図表 17. 規模別企業物価指数



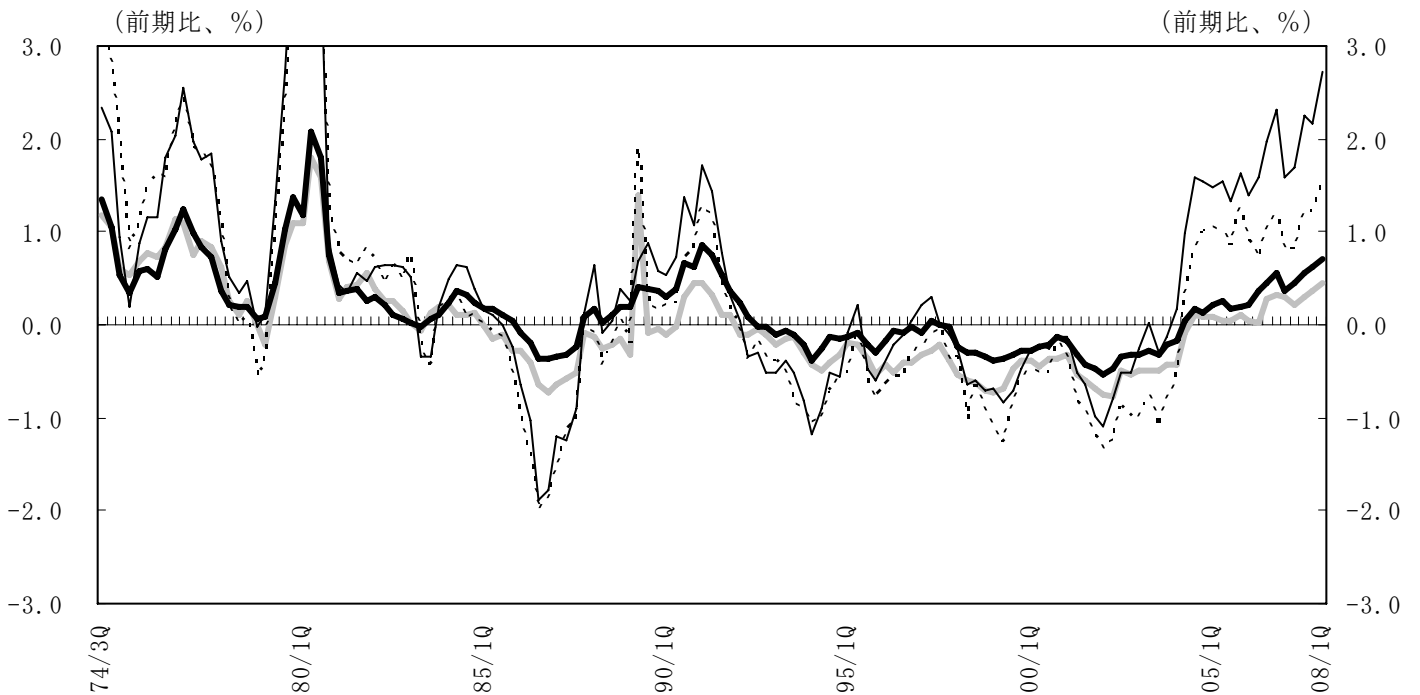
図表 18. 修正カールソン・パーキン法による規模別仕入価格 (当期)



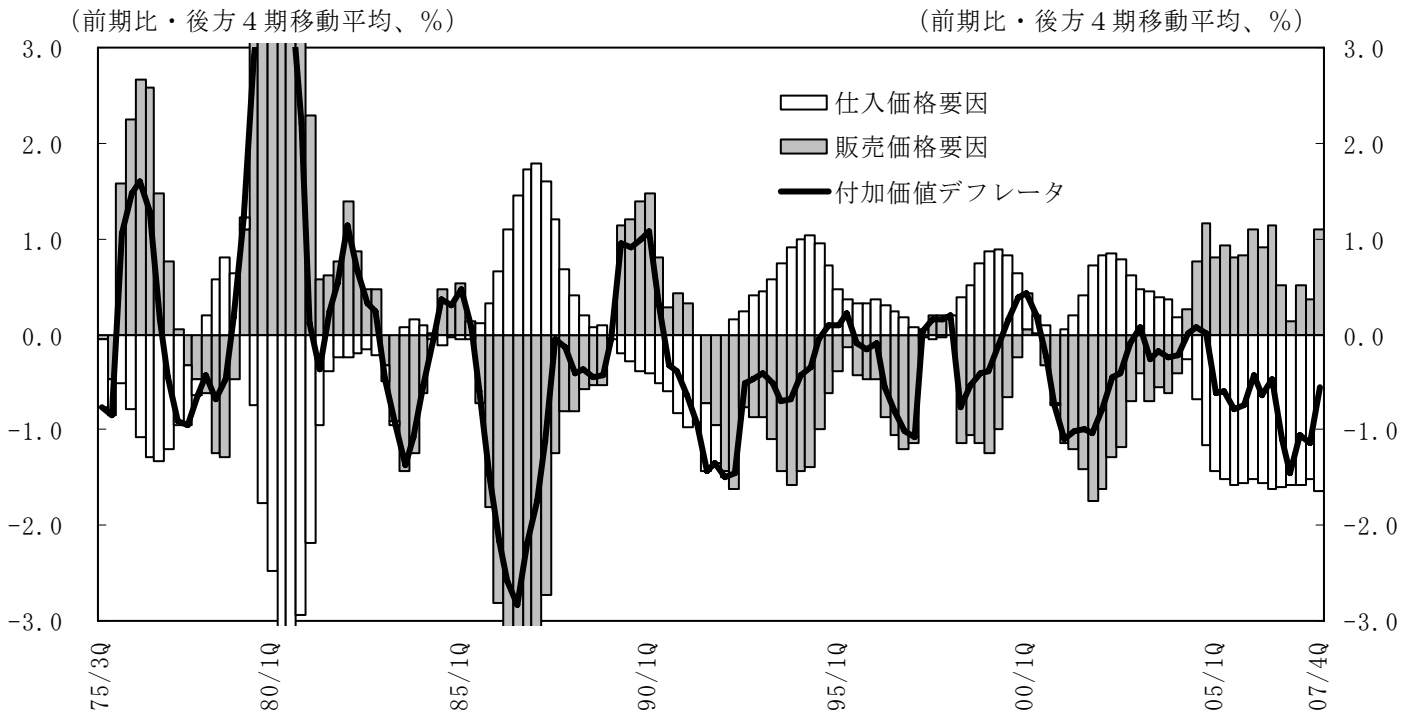
図表 19. 大企業・中小企業の販売・仕入価格（当期）



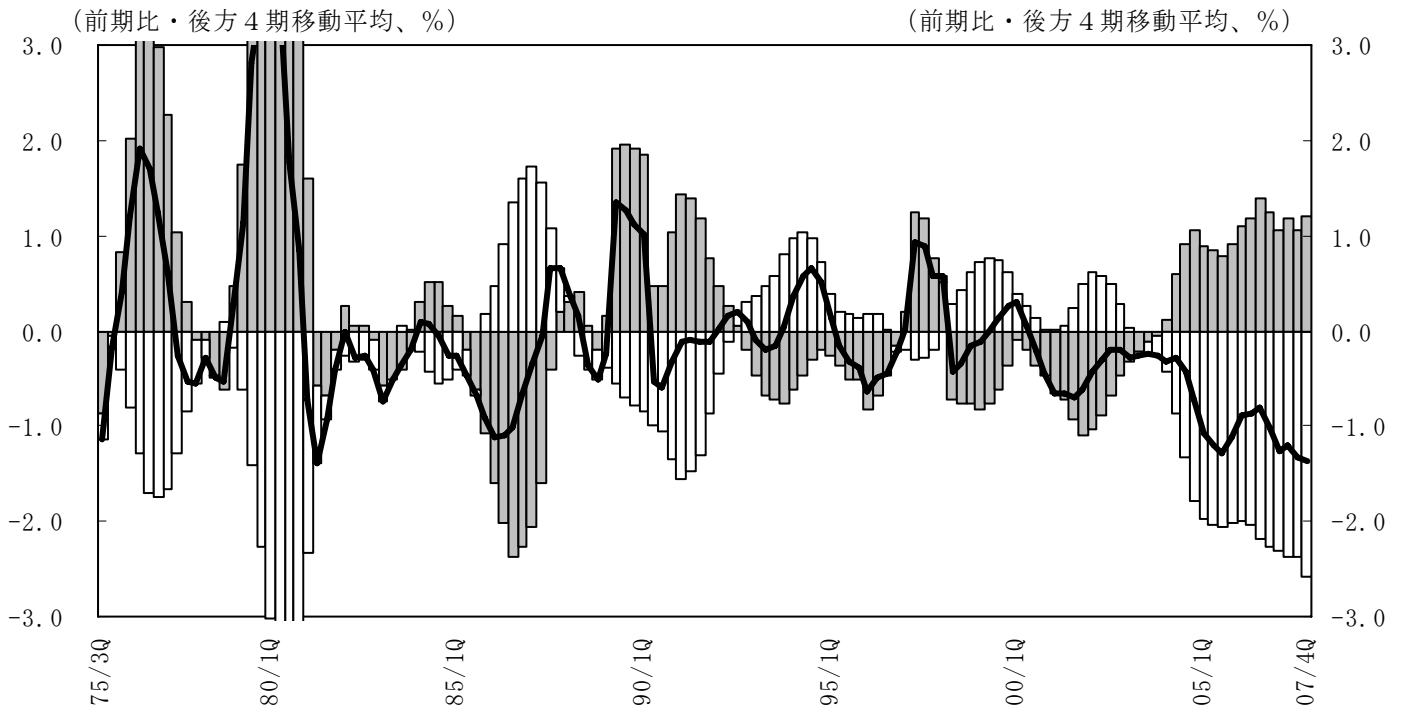
図表 20. 大企業・中小企業の販売・仕入価格（先行き）



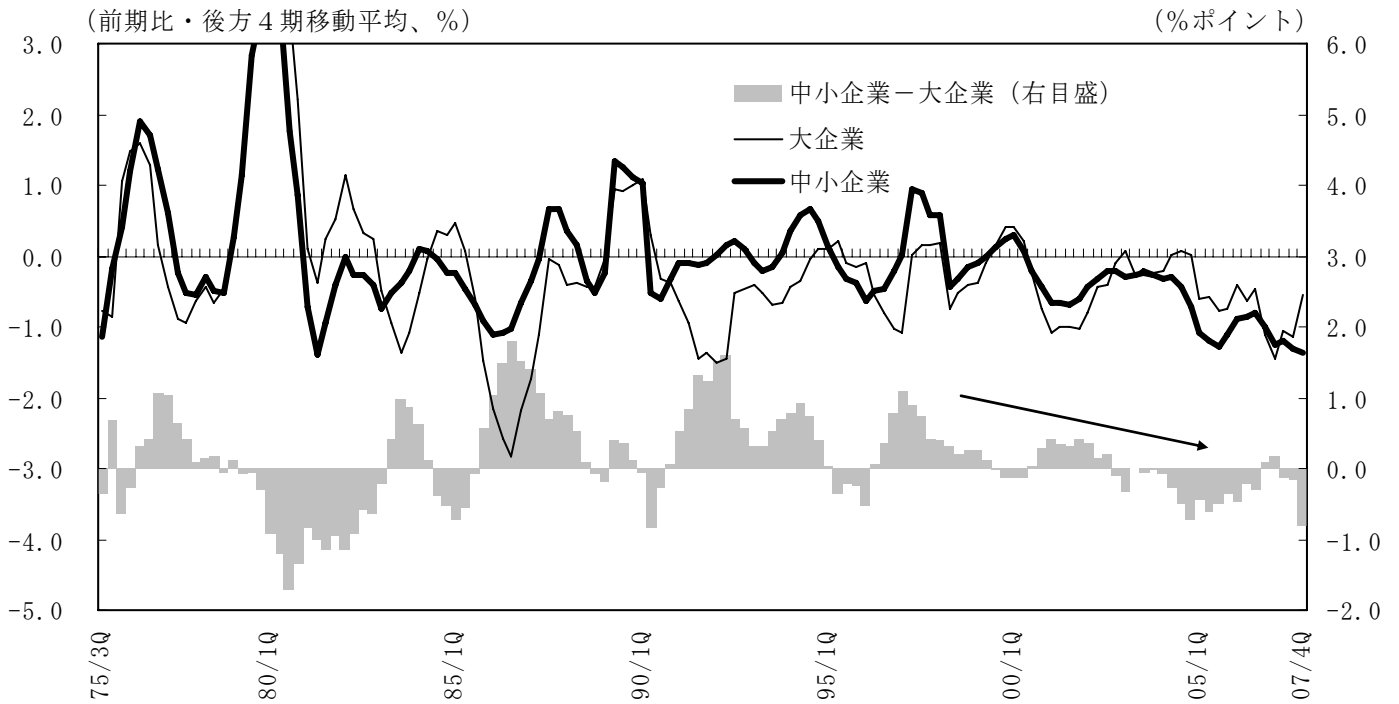
図表 21. 大企業の付加価値デフレーター（当期）



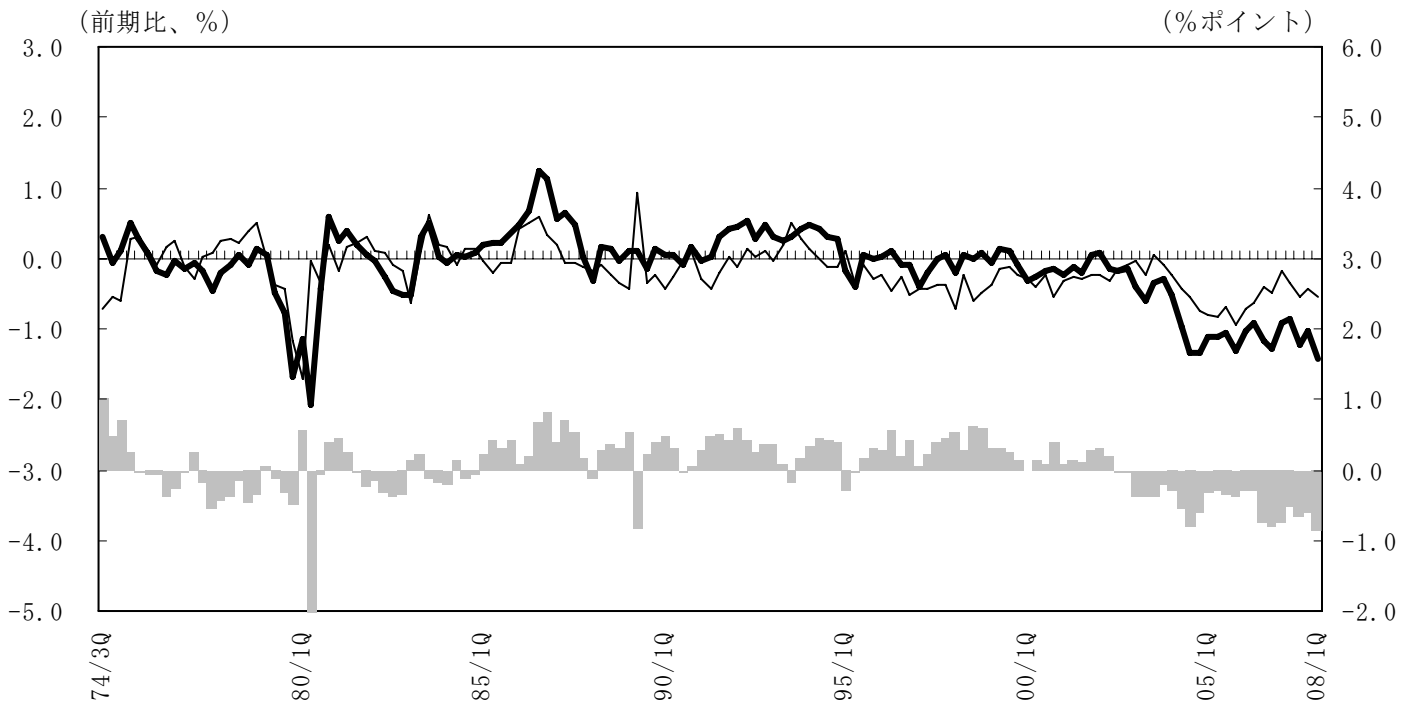
図表 22. 中小企業の付加価値デフレーター（当期）



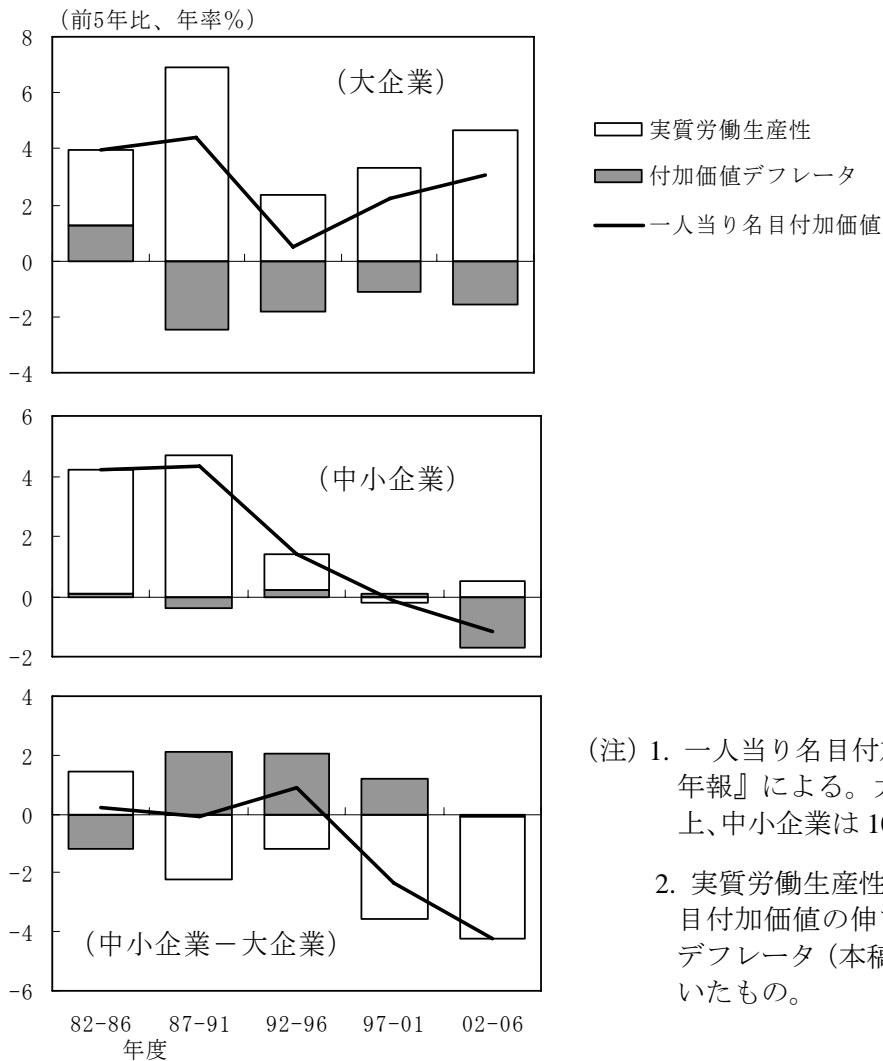
図表 23. 付加価値デフレータ（当期）の規模間格差



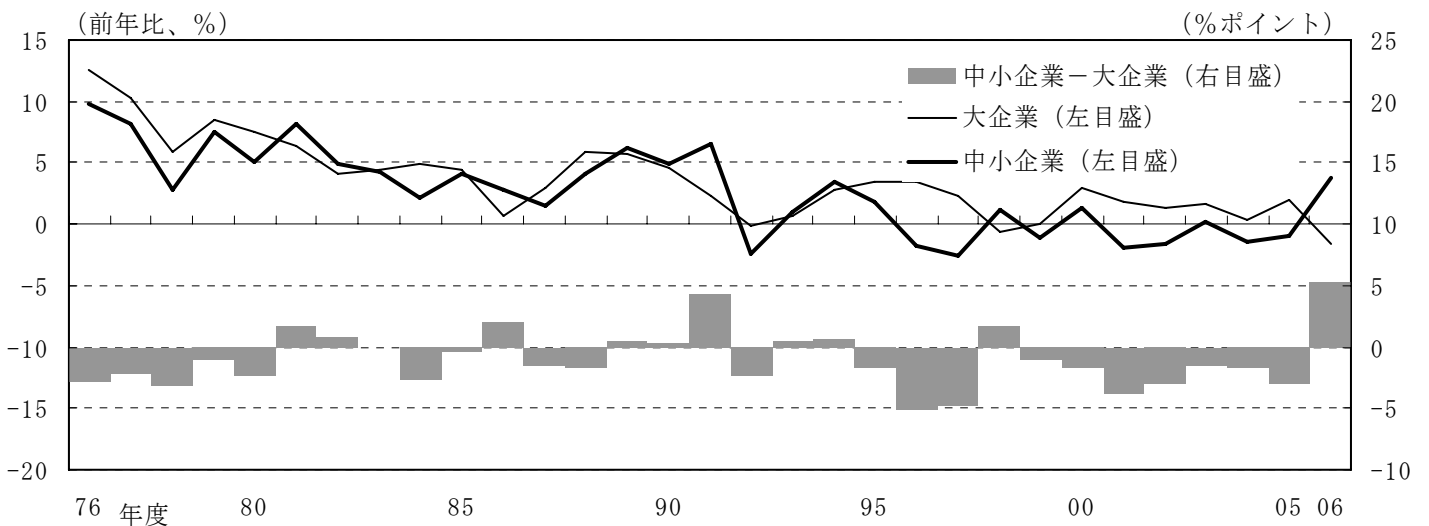
図表 24. 付加価値デフレータ（先行き）の規模間格差



図表 25. 一人当り名目付加価値

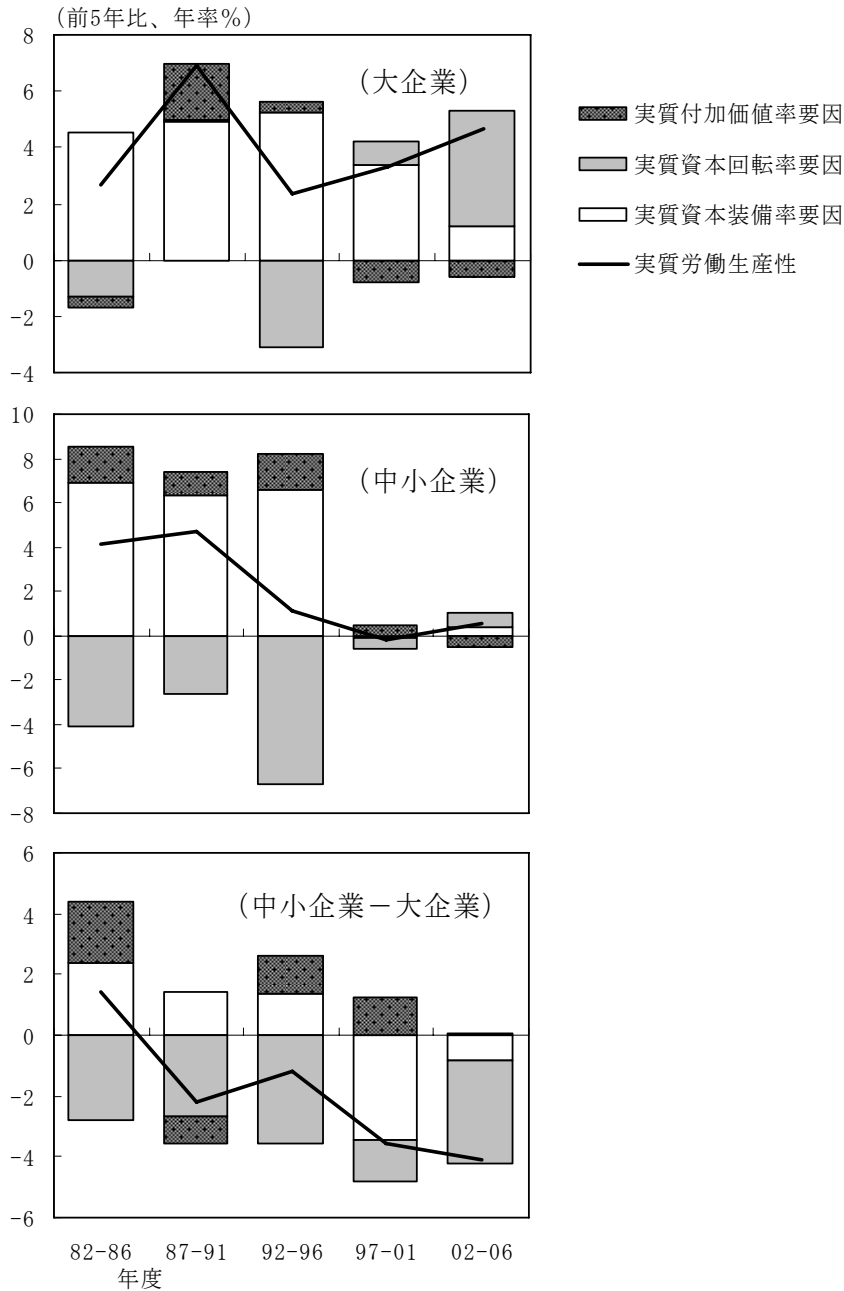


図表 26. 一人当り人件費 (法人年報)





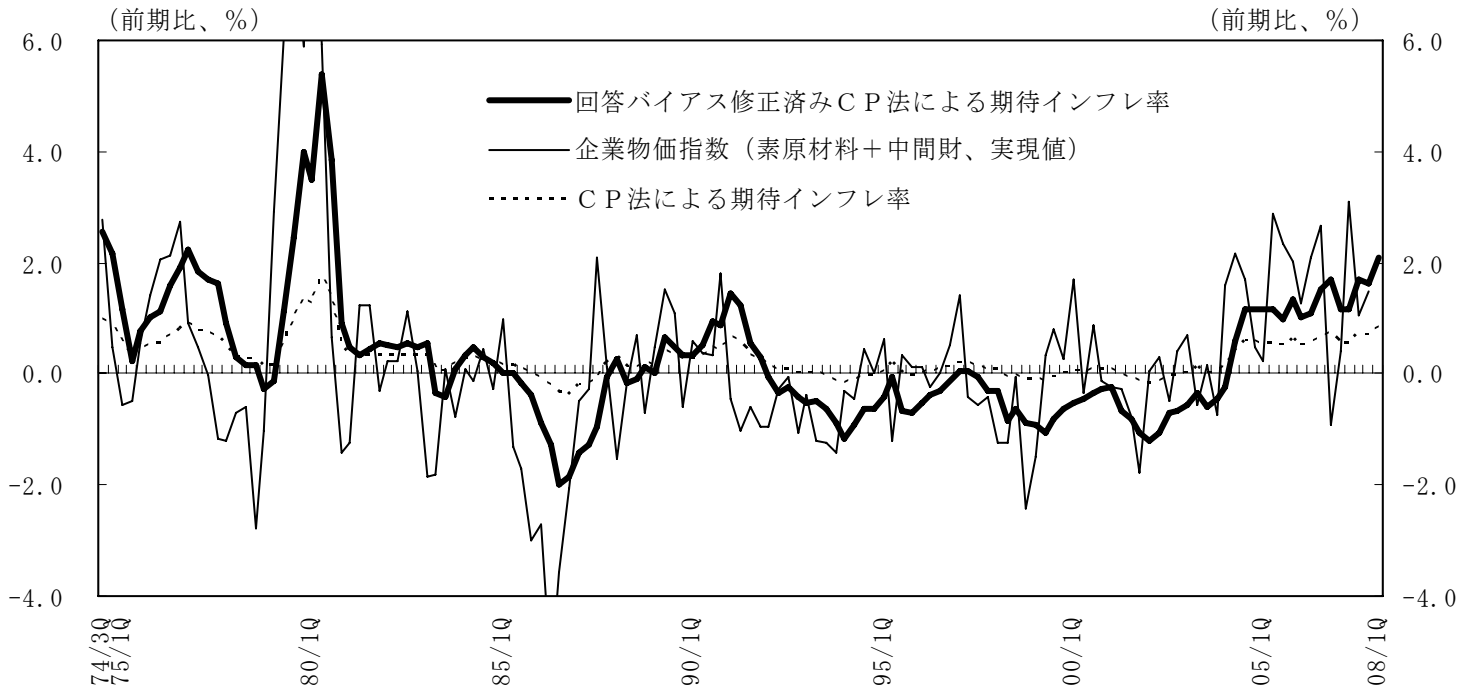
図表 27. 労働生産性上昇率格差の要因分解



(注) 各要因の定義は以下のとおり。なお、上2図では、有形固定資産デフレータの伸び率をゼロと仮定している。しかし、伸び率の企業規模間の差が小さい限り、その仮定は下図には影響しない。また、特に掲載したもの以外のデータは『法人企業統計年報』による。

実質労働生産性	= 実質付加価値 / 従業員数
実質付加価値率	= 実質付加価値 / 実質売上高
実質資本回転率	= 実質売上高 / 実質有形固定資産
実質資本装備率	= 実質有形固定資産 / 従業員数
実質付加価値	= 名目付加価値 / 規模別付加価値デフレータ (本稿試算)
実質売上高	= 売上高 / 規模別企業物価指数 (中小企業庁)
実質有形固定資産	= 名目有形固定資産 / 有形固定資産デフレータ (定数)

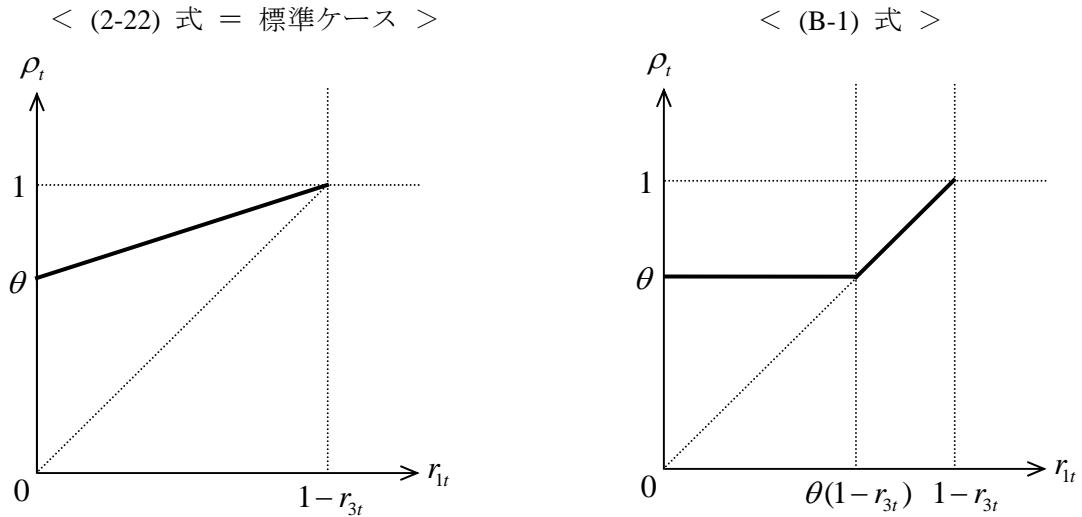
図表 28. 仕入価格の期待インフレ率



(注) 実績値の統計値およびカールソン・パーキン (CP) 法、修正カールソン・パーキン法におけるパラメータの推計値は以下のとおり。

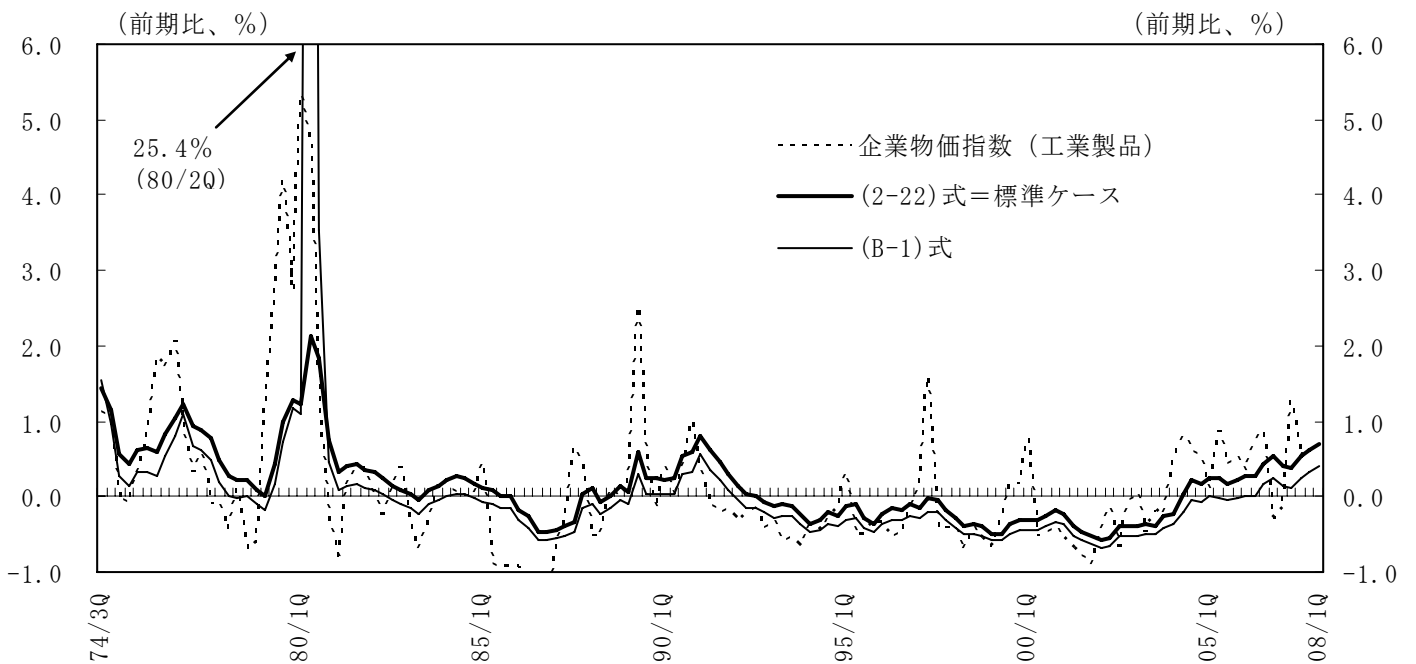
実績値	平均 0.27%、標準偏差 1.95%
CP法	閾値 ( $\delta_{cp}$ ) 0.75%
修正CP法	閾値 ( $\delta$ ) 1.74%、不偏回答率パラメータ ( $\theta$ ) 0.28、 不偏回答率 ( $\rho_t$ の平均) 0.33、バイアス回答率 ( $1-\rho_t$ の平均) 0.67

図表 29. 不偏回答率関数  $f$  の定式化

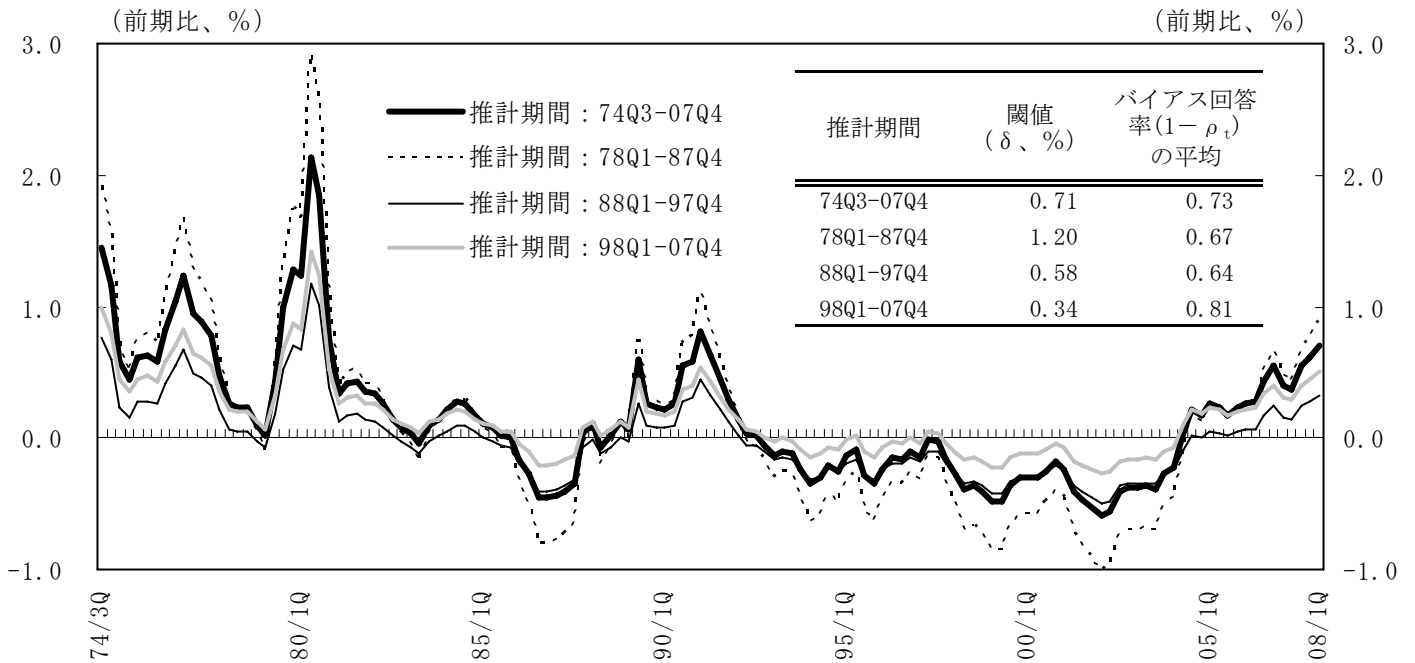


図表 30. 異なる関数  $f$  の定式化の下での期待インフレ率推計値

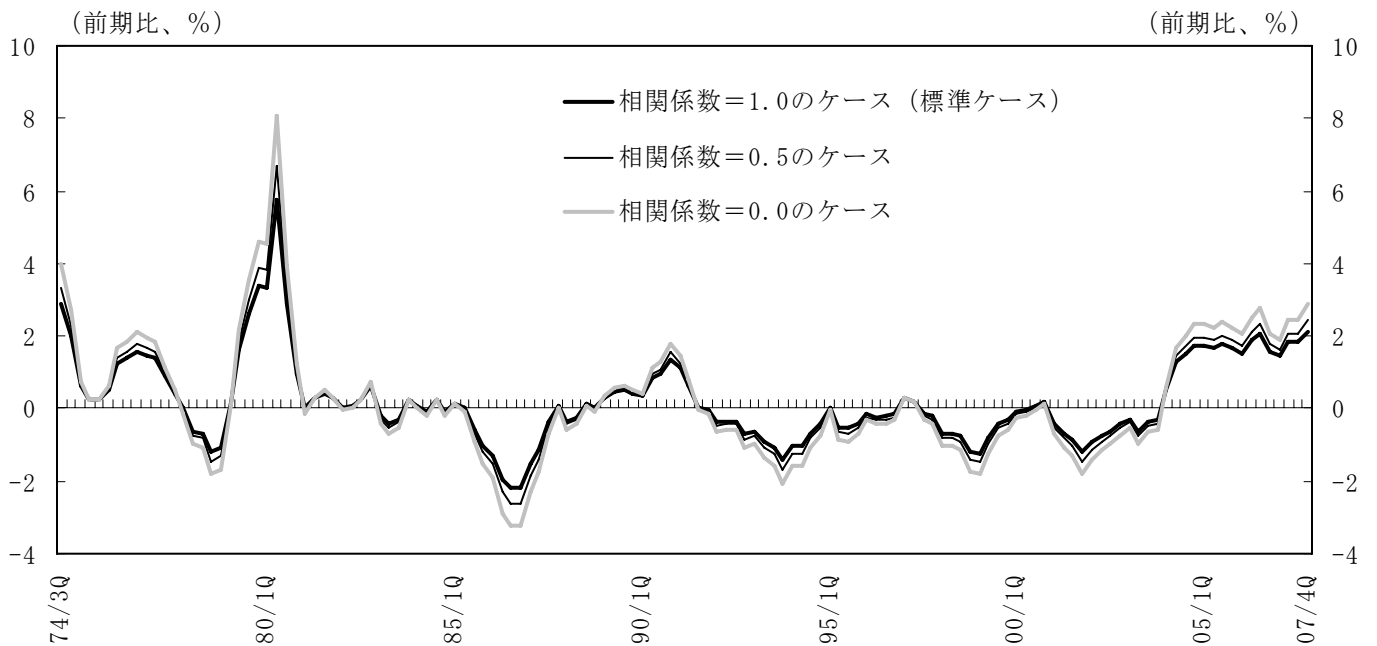
$f$ の関数形	(2-22) 式	(B-1) 式
$\delta$ (%)	0.71	0.79
$(1-\rho_t)$ の平均	0.73	0.52



図表 31. 異なる推計期間の下での期待インフレ率推計値

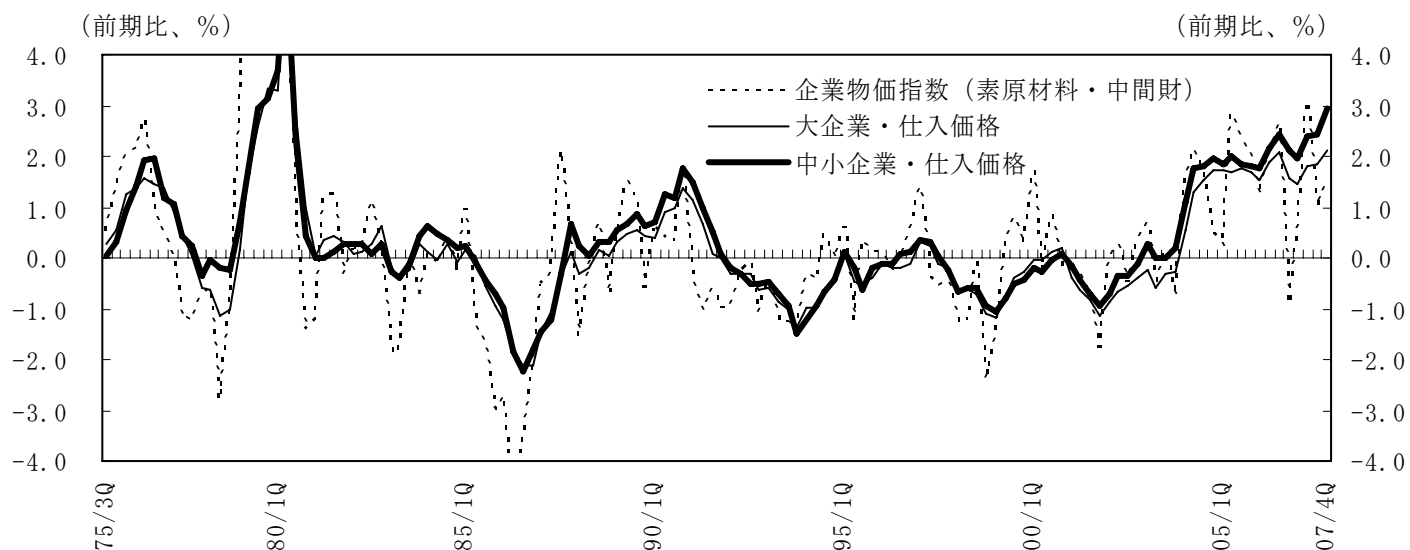


図表 32. 異なる規模間相関係数のもとでの仕入価格推計値



(注) 製造業・大企業。紙面の都合上、中堅企業、中小企業は省略した。

図表 33. 異なる不偏回答率パラメータの下での規模別仕入価格推計値



(注) 不偏回答率を決定するパラメータ $\theta$ について、大企業よりも中小企業の方が0.15だけ小さい（回答バイアスが大きい）と仮定したケース。