



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

「小売物価統計調査」を用いた価格粘着性の計測

才田友美*

yumi.saita@boj.or.jp

高川泉**

izumi.takagawa@boj.or.jp

西崎健司***

肥後雅博****

masahiro.higo@boj.or.jp

No.06-J-02
2006年1月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 調査統計局経済分析担当 ** 調査統計局景気動向担当

*** 総務人事局（ニューヨーク州立大学バッファロー校）**** 調査統計局経済分析担当

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ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

「小売物価統計調査」を用いた価格粘着性の計測

才田友美^{*}・高川泉[†]・西崎健司[‡]・肥後雅博[§]

2006年1月

【要 旨】

本稿は、消費者物価指数（CPI）の原資料である「小売物価統計調査」の品目別・都市別平均価格データ（1989～2003年）を用いて、価格粘着性をはじめとする価格改定の特性について計測したものである。計測結果から以下のことが分かった。価格粘着性は、財では低く、サービスでは高いなど品目間で大きなばらつきがある。時系列変化をみても、1990年代以降、財で価格粘着性が低下する一方で、サービスでは顕著に高まっている。価格改定パターンをみると、価格改定はランダムに生じているわけではなく、改定確率はこれまでの価格改定の履歴の影響を受けている。品目間でのばらつきも大きく、時系列的に一定ではないなど、その性質は複雑である。こうした特性のばらつきには、生産コストに占める労働コスト比率の違いや価格改定コストの大小、企業の価格戦略の変化などが影響を与えており、カルボ型など既存の価格設定に関する理論モデルでは、容易には説明できないものである。

Keywords：消費者物価指数、価格粘着性、価格改定頻度、ハザード確率、時間依存型価格設定、状態依存型価格設定

JEL classifications：E31、D40、C41

本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局共催による「1990年代以降の日本の経済変動」に関する研究会（2005年11月24、25日）の第3セッション報告論文である。分析にあたっては、総務省統計局から「小売物価統計調査」のデータ提供を受けたほか、荒井千恵氏（日本銀行調査統計局）、山岡理恵氏（同）の多大な協力、萩原佐和子氏（同）の助言を得た。有賀健教授（京都大学）、西村清彦審議委員（日本銀行）をはじめ研究会参加者の方々、青木浩介先生（LSE）、清水誠氏（総務省統計局）、関根敏隆氏（BIS）、さらに川本卓司氏、木村武氏、白塚重典氏、早川英男氏、三尾仁志氏をはじめ日本銀行スタッフから有益なコメントを得た。記して感謝の意を表したい。ただしあり得べき誤りは筆者に属する。また本稿の内容・意見は筆者の個人的見解であり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

^{*}日本銀行調査統計局経済分析担当（E-mail:yumi.saita@boj.or.jp）

[†]日本銀行調査統計局景気動向担当（E-mail:izumi.takagawa@boj.or.jp）

[‡]日本銀行総務人事局（ニューヨーク州立大学バッファロー校留学中）

[§]日本銀行調査統計局経済分析担当（E-mail:masahiro.higo@boj.or.jp）

1 はじめに

価格の粘着性はマクロ経済学における大きな関心事である。価格が粘着的であると、経済にショックが作用しても価格調整が直ちに行われないうために資源配分に歪みが生じる¹。価格の粘着性が高まると経済の均衡状態への回復に時間を要することから、社会の経済厚生が低下が長く続くことになる。

日本では、1990年代以降、実質成長率の変動が不安定化している一方で、インフレ率の変動は安定化している（桜・佐々木・肥後[2005]）。この事実は、インフレ率とGDPギャップとの関係を表すフィリップス曲線の傾きがフラット化している可能性を示している。この点について、宮尾[2001]やNishizaki and Watanabe[2000]でも同様の指摘がなされている。フィリップス曲線がフラット化する要因には様々なものが存在するが、価格の粘着性の高まりはその一つの要因である。価格の粘着性が高くなればなるほど、財・サービスの需給環境（GDPギャップ）の変化が財・サービスの価格に反映されるのに時間がかかるからである。

こうした理由から、価格の粘着性について、これまで様々な研究が行われてきた。一連の研究には幾つかの分析手法が存在する。その一つは、企業への聞き取り調査から価格改定頻度を算出するものである。その代表的な研究はBlinder et al.[1998]である。米国では、企業や財・サービスごとに価格改定頻度に大きなばらつきがみられること、価格改定頻度の中位数が年1回程度であるとの結果を得ている。日本においても、日本銀行調査統計局[2000]が東証1部上場企業630社に対してアンケート調査を行い、年1~2回価格改定を行う企業が最も多いという結果を得ている。

第2の方法は、ミクロデータを用いて価格粘着性を推計するものである。わが国では、消費者物価指数（CPI）あるいは企業物価指数（CGPI）の品目指数を用いた分析が少数ながら存在する。大日・有賀[1995]は、利潤最大化条件から価格伸縮的な場合における目標価格を算出し、実際の価格が目標価格へどのように調整されるかを計測した。その結果、CPIとWPI（現CGPI）には、価格変化幅や価格変化確率について非対称性（下方硬直性）が存在しており、その非対称性はCPIの方がより顕著であること、価格変化幅は品目間でばらつきが大きい一方、価格変化確率はばらつきが小さいこと、こうした価格反応の特性はインフレ率に強く依存すること、などを明らかにしている。さらに、淵・渡辺[2002]は、中間投入の情報を用いて限界費用を計測し、産業別にニュー・ケインジアン型フィリップス曲線を推

¹ 正確には、資源配分に歪みが生じるには、価格が粘着的であるほか、価格改定が非同時的になされることも必要である。

計している。その結果、 価格粘着性の度合いが産業間でばらつきが大きいこと、 製造業よりもサービス業での価格粘着性が高いこと、 価格下落局面の方が上昇局面よりも価格粘着性が高いこと、などを明らかにしている。ただし、こうした分析には一定の限界がある。価格粘着性を個別の取引価格ではなく、品目ごとに個別価格を集計した指数で計測しているほか、粘着性の計測結果が、計測に用いる生産関数やフィリップス曲線などモデルの仮定に依存するためである。

このため、品目指数よりもさらに細かい品目別・調査店舗別の価格データを用いて、価格改定頻度や価格改定パターンなど価格改定の特性を示す統計量を直接算出しようというアプローチが、近年急速に盛んになってきている。この方法のメリットは、同一品目内に大量の価格データが存在することから、追加的なモデルを導入せずに価格改定に関する統計量を直接計測することが可能である点である。

米国については Bils and Klenow[2004]が分析結果を報告している。また、ユーロ・エリアでは、ECB が域内各国中央銀行と共同で進めているインフレの粘着性に関するリサーチ・プロジェクト（研究成果は Dhyne et al.[2005]に要約されている）において分析が行われている。これらの研究では、企業に対するアンケート調査と比較して価格改定頻度が大きいこと、財・サービスによって価格改定頻度にばらつきがあること、が報告されている。同時に、価格改定の間隔が不規則で、時系列的に一定ではないなど、価格改定パターンが複雑であることも報告されている。このように、価格の粘着性に関する実証研究はようやく蓄積が進み始めたところで、現在のところは、その結果は「なぞ」に満ちている。

本稿でも、以上の既存研究の流れに沿って、日本の CPI の原資料である「小売物価統計調査」の都市別・品目別の平均価格データを用いて、価格改定頻度、価格改定パターン、価格改定ごとの価格改定率について分析を行う。大量の小売価格データを用いて価格改定に関する各種統計量を直接計測する試みは、筆者の知る限り日本では初めてである。この手法は、上述したとおり、計測面で様々なメリットを有している。一方で、本分析ではあくまで価格データから観察される価格改定頻度を計測することから、企業が価格の見直しを行ったが、価格改定の必要がなく、結果的には価格改定を行わなかったケースは「価格改定」とはカウントしない。よって、構造パラメータとしての価格改定確率(価格見直し頻度)とは異なる可能性がある。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、本稿での分析データである「小売物価統計調査」の特徴点および各種指標の計測方法について述べる。3 節では、財・サービスあるいはカテゴリー別の価格改定頻度のばらつき度合いや 1990 年代以降の時系列変化、 価格改定がランダムに生じるのか、それともこれまでの価格

改定の履歴に左右されるかといった価格改定パターンの特徴とその時系列変化、価格改定ごとの価格改定率の頻度分布、などの価格改定の特性について分析する。4 節では、3 節で明らかになった価格改定の特性を決定する要因について、財・サービスの生産コストに占める労働コストの比率、価格改定コストの大小、市場構造の変化、などに着目して考察する。5 節では、価格粘着性の計測結果を踏まえ、1990 年代以降の価格粘着性の変化がフィリップス曲線のフラット化の要因となりうるのか、複数の手法を用いて検証する。6 節では、本稿で得られた結果をまとめる。

2 データおよび計測方法

(1) 分析データ「小売物価統計調査」の特徴

本分析で使用する価格データは「小売物価統計調査」(総務省統計局)である²。同調査では、国民生活上重要な商品の小売価格、サービス料金および家賃を毎月調査している。CPI は、同調査の価格データと「家計調査」から算出される品目別・調査対象市町村別ウエイトを用いて作成される。そのため、CPI の価格粘着性は「小売物価統計調査」の価格データを用いて分析することができる。

(2) 分析対象とする品目ならびに都市の選定

分析対象品目の選定

本分析では、CPI・598 品目のうち 493 品目(財:456 品目のうち 372 品目、サービス:142 品目のうち 121 品目<2000 年基準>)をカバーしている(図表 1(1))。CPI の採用品目のうち、以下の品目については、本分析の対象からは除外している。

- a) CPI が「小売物価統計調査」以外の価格データを用いて作成されている品目
- b) 季節商品であるため、年間継続して価格データを得ることのできない品目
- c) 調査対象市町村ごとの公表価格の集計価格数が多いため、価格改定頻度の分析に適さない品目
- d) 2002 年から新規採用されるなど価格データの時系列が短い品目

ちなみに、複数の調査価格を集計するモデル式³で指数が作成される品目は a)に該当するが、カバレッジを広げるために「小売物価統計調査」の価格データで価格

² 「小売物価統計調査」の概要について詳しくは補論 1 を参照。

³ 料金体系が多様で価格も一様ではない品目(サービスに多い)については、複数の価格を調査し、一定の計算式に沿って指数を作成している。これをモデル式と呼ぶ。

動向を代表できる場合には分析対象に含めている。

分析データのカバレッジ

分析データのカバレッジは、ウエイトベース（2000年基準）で、総合では68%である。財は84%とかなり高いが、サービスは51%に止まる（図表2）。そのため、分析データに占める財：サービスの構成比は63：37であり、実際のCPI（同51：49）と比べ財のウエイトが大きい。カテゴリー別⁴にみると、財では85～100%とカバレッジの高いカテゴリーが多いが、季節商品が多い生鮮食品および繊維製品、パソコン、乗用車が除外された他の工業製品ではやや低い。サービスでは、公共サービスのうち家事関連、教育関連、教養娯楽関連、一般サービスのうち外食、家事関連、医療福祉関連、教育関連で85～100%とカバレッジが高い。一方、家賃（公営・公団公社家賃、民営家賃、持家の帰属家賃）、診療代、航空運賃、固定・移動電話通信料が含まれておらず（図表1(2)）、一部カテゴリーではカバレッジが低い。

品目別・調査対象都市別の調査価格数

本分析では、調査対象167市町村のうち、毎月の価格が公表されている人口15万人以上71都市⁵の価格を用いる。公表価格は都市ごとの単純平均価格であり、都市ごとの集計価格数は1から42の範囲内ではらついている（図表3）。

分析対象期間

本分析の分析対象期間は1989年1月から2003年12月までの15年間（180ヶ月）である。バブル期のインフレ率が高まった時期（1991年の前年比：総合+3.3%、財+3.7%、サービス+2.7%）から、1990年代後半以降の穏やかなデフレの時期（2002年の前年比：総合▲0.9%、財▲1.8%、サービス+0.0%）を含んでいる。

（3）計測方法

価格粘着性を示す3つの指標、価格改定頻度、ハザード確率分布、価格改定ごとの価格改定率を、品目ごとに計測する。各カテゴリーの集計値は、品目ごとの計測値をCPIウエイト⁶で加重平均して求める。

⁴ 本分析ではCPI財・サービス分類指数における分類に従ってカテゴリー別に分析する。各カテゴリーに含まれる主な品目については図表1(1)参照。

⁵ ただし、調査対象都市が順次追加されてきたことから、1989～1993年では68都市、1994～1998年では70都市であり、71都市ベースとなったのは1999年以降である。

⁶ 1989～1993年までは1990年基準、1994～1998年は1995年基準、1999～2003年は2000年基準、のCPI品目ウエイトを用いている。

価格改定頻度

価格改定頻度は、価格粘着性を示す基本的な指標である。月ごとに価格改定された都市数を計測対象 71 都市で除して価格改定頻度（価格改定確率）を算出する。価格改定頻度は月毎の振れが大きいことから、各年の年平均値および 1989～1993 年、1994～1998 年、1999～2003 年の各 5 年平均値をベースに分析を行う。

ハザード確率分布

t 期におけるハザード確率は、「 $t-1$ 期から t 期までの間、連続して価格改定されない価格が t 期に価格改定される条件付確率」として定義される⁷。価格改定が全くランダムに生じるのか、それとも各期の価格改定頻度が、前期までの価格改定の有無に左右されるのか、例えば一定期間ごとに改定される傾向を持つのか、など価格改定パターンを観察するのに適した指標である。

価格改定頻度が同一でも価格改定パターンには大きな違いが生じる。例えば、価格改定頻度が 10% / 月である場合を考えよう。全価格の 10% が毎月価格改定される場合には、条件付き確率は全ての期間で 10% の一定の値を取る（カルボ型価格設定モデル < Calvo [1983] >）。また 10 ヶ月ごとに全価格が改定される場合には、価格改定されない期間 10 ヶ月の条件付き確率のみが 100% となり、ほかの期間はゼロとなる（テイラー型価格設定モデル < Taylor [1979] >）。全価格のうち 10% の価格のみが毎月改定され、残り 90% の価格が一切価格改定されない場合は、条件付き確率は、最初の 1 ヶ月目が 100% に近い値となり、2 ヶ月目以降はゼロとなる。このように、価格改定パターンも価格粘着性の性質を左右する。

価格改定ごとの価格改定率

価格変化率は「価格改定頻度」と「価格改定ごとの価格改定率」との積で決まる。そのため、物価変動の性質を知るには、価格改定頻度だけでなく、価格改定ごとの価格改定率の大きさにも着目する必要がある。価格改定率の大きさは、当該品目に作用するショックの大きさのほか、価格改定コストの大小などの影響を受けている。

価格改定率の頻度分布から、品目ごとの価格改定コストの有無も観察できる。ゼロ近傍の価格改定率において頻度の落ち込みがみられる場合には、価格改定コストが存在すると判断できる。価格改定コストが存在すると、望ましい価格改定率がゼロに近づくにつれて価格改定のメリットが価格改定のコストを下回るようになり、価格改定頻度が低下する、というメカニズムが働く。こうしたメカニズムが存在す

⁷ ハザード確率の推定方法については、補論 2 を参照。

るかどうかは、価格粘着性の性質を考察する上では重要なポイントである。

なお、ハザード確率分布ならびに価格改定率の頻度分布の計測では、都市ごとの調査価格数の違いが計測結果に与える歪みを取り除くため、価格数がほぼ同一であるその他の県庁所在市（33都市）とその他の人口15万人以上の都市（22都市）の55都市⁸ベースで計測する。またデータ数を十分に確保するため、5年ごとに3期間（1989～1993年、1994～1998年、1999～2003年）に分けて算出する。

（4）価格改定の定義

本稿の分析では「価格改定」をどのように定義するかが重要である。ここでは、各品目・調査対象都市ごとに「前月の価格」と「当月の価格」を比較し、価格が変化している場合、当月に「価格改定」が生じたと定義する。ただし、以下の2つのケースでは、価格が変化していても「価格改定」とみなさない。

- ・ 銘柄変更：総務省統計局が調査対象となる基本銘柄の内容を変更した場合⁹
- ・ 消費税導入および税率変更：価格改定が消費税転嫁相当分に止まった場合

（銘柄変更の扱い）

総務省統計局が実施する全国一斉の「基本銘柄改正」では、調査対象となる銘柄内容が変化するため、調査価格の水準が変化する。しかし、本分析では、これを「価格改定」とみなさない。すなわち、「前月の旧銘柄と当月の新銘柄の価格差はすべて新旧銘柄の品質差である¹⁰」とみなしている。

（消費税の扱い）

消費税導入（1989年4月：税率3%）と税率改正（1997年4月：3→5%）において消費税転嫁に伴う価格変化を価格改定とはみなさない¹¹。端数調整の都合で税率と完全に同一の比率では価格転嫁されない品目があることを考慮し、「価格改定」

⁸ ただし、調査対象都市が順次追加されてきたことから、1989～1993年では52都市、1994～1998年では54都市であり、55都市ベースとなったのは1999年以降である。

⁹ 「小売物価統計調査」における銘柄変更のうち、各調査対象店舗で指定された基本銘柄が販売されなくなったために行われるマイナーな銘柄変更については、EU諸国について分析を行っている Dhyne et al.[2005]における手法と平仄を合わせて「価格改定」とみなしている。

¹⁰ 本分析における「銘柄変更を価格改定とみなさない」という扱いにおいては、「銘柄変更時にはオーバーラップ法を適用して品質調整を行い、かつ前月と当月で新銘柄の価格が変化しない」ことを仮定している。実際には、直接比較法が適用される場合や前月から当月までに価格が変化する場合もあることから、価格改定頻度を若干過小評価していることとなる。

¹¹ 消費税導入・税率変更については、a) いかなる調整もせずに価格変化したものを「価格改定」とみなす、b) 当該月にすべて銘柄変更されたと考えて、全てを「価格改定」から除外する、との取り扱いもあるが、本分析ではa)とb)の中間的な取り扱いをしている。

とはみなさない範囲に一定の幅（±0.5%）を持たせる。具体的には以下のとおり。

<1989年4月>

（改定頻度）前月比変化率が+2.5～3.5%の場合「価格改定」とはカウントしない。

（改定率）上記で「価格改定」とみなされたものについて、+3%を控除して算出。

<1997年4月>

（改定頻度）前月比変化率が+1.44～2.44%の場合「価格改定」とはカウントしない。

（改定率）上記で「価格改定」とみなされたものについて+1.94%を控除して算出。

なお、本分析では、調査店舗変更によって価格が変化している場合でも、データ上識別できないことから「価格改定」とカウントする^{1,2}。この取り扱いは、同一価格調査地区内における店舗変更に伴う価格変化を、そのまま物価指数の変化に反映させているCPIの取り扱いと整合的である。

3 計測結果から分かる価格改定の特性

本節では、価格粘着性の性質を表す3つの指標、価格改定頻度、ハザード確率、価格改定ごとの価格改定率、の計測結果を順に整理する。

（1）価格改定頻度

まず、1999～2003年の5年平均値を用いて、横断面、すなわち財・サービス別、カテゴリーあるいは品目ごとの価格改定頻度の特徴を明らかにする。次に1989～2003年までの年平均値を用いて1990年代以降の時系列変化をみていく。同時に諸外国の計測結果との比較を行い、日本における価格改定頻度の特徴点を整理する。

横断面（財・サービス別、カテゴリー別、品目別）の特徴

（計測結果）

価格改定頻度の横断面の特徴を1999～2003年の5年平均値から捉えてみよう。CPI総合ベースの価格改定頻度は23.1%/月である。そのうち、財の価格改定頻度は33.5%/月と大きな値となる一方、サービスでは5.1%/月と極めて小さな値である（図表4）。このように財とサービスでは改定頻度に大きな格差がある。また、

^{1,2} ちなみに、総務省統計局の調査（調査員調査による品目を対象）によると、2003年7月～2005年6月の2年間の価格変動のうち、約12%が店舗変更に伴うものとの結果が得られており、価格改定頻度に与えるインパクトはさほど大きくない。これは、「小売物価統計調査」では、代表性が失われぬ限り、同一店舗で継続的に価格調査を行うのを原則としているためである。

カテゴリー間の価格改定頻度の格差は極めて大きい。例えば、価格改定頻度が最も大きい生鮮食品では 92.1% / 月に達する一方で、最も小さい公共・運輸通信関連サービスでは 0.4% / 月に過ぎず、両者の格差は 200 倍以上にも達する。個別品目の価格改定頻度の分布からは、品目間のばらつきは大きいことが確認できる(図表 5)。特に財のばらつきが大きく、その傾向は食料工業製品や他の工業製品で顕著である。このようにカテゴリー、品目いずれでみても、ばらつきは非常に大きい。

(国際比較)

日本の価格改定頻度の計測結果を米国ならびに EU 諸国における分析結果と比較してみよう。まず、Dhyne et al.[2005]が採用した各国共通 50 品目¹³による比較分析を日本に適用する。その結果によると、日本の価格改定頻度は EU 諸国(10~23% / 月)よりは大きく、米国とほぼ同水準である¹⁴(図表 6(1))。カテゴリー別では、財については非加工食品(生鮮食品や肉類)を中心に日本の改定頻度が大きい一方で、サービスについては日本の改定頻度が他国と比較して格段に小さくなっている。

さらにサービスの価格改定頻度について、品目別データが利用可能な米国の結果(Bils and Klenow[2004]: 1995~1997年の平均値)と比較する(図表 6(2))と、公共・運輸通信関連、外食および一般・家事関連において日本の価格改定頻度が米国よりも顕著に小さくなっているのが目立っている。

時系列変化: 1989年から2003年まで

(計測結果)

次に 1989年から2003年までの時系列変化をみてみよう。CPI 総合ベースでは、1989年から1994年にかけては価格改定頻度が幾分低下(1989年: 22.2 1994年: 19.0% / 月)している(図表 7)。1995年以降は上昇に転じており、2000年以降、

¹³ 品目の選定等国際比較の手法については補論 3 を参照。

¹⁴ 価格改定頻度の国際比較については、以下の点に注意する必要がある。諸外国では店舗別価格データを用いて計測しているが、日本では、店舗別価格を都市別に平均したデータであることから、改定頻度は高めに計測されている。日本では、短期間の「特売」が計測対象から除外される一方で、諸外国では、短期間の「特売」による価格改定が含まれており、日本の改定頻度が低めに計測されている。以上の2つの要因がCPI総合ベースの価格改定頻度に与えるインパクトを大ざっぱに見積もってみる。について、都市別に調査価格数が異なることを利用して一定の前提条件(店舗別価格の改定頻度ならびに同一都市内の店舗別価格の改定が同時的に生じる度合い、各々が都市によらず同一)の下で、店舗別価格の改定頻度を試算してみた。その結果によると、日本の価格改定頻度は、店舗別価格を用いる諸外国よりも7~9% / 月の過大評価である。一方、については、米国・フランス・オーストリアで計測された短期間の「特売」による改定頻度の押し上げ効果から判断すると、「特売」を含まない日本の改定頻度は、諸外国と比べ3~5% / 月の過小評価であることが推測される。以上のように、2つの要因の効果は相当程度相殺されるため、本文の定性的な結論には大きくは影響しない。

上昇テンポがやや加速している（2000年：21.7 2003年：24.8%/月）¹⁵。

こうした動きは財の価格改定頻度の上昇を反映したもの（1989年：28.3 1994年：26.8 2003年：35.8%/月）である。カテゴリー別にみる（図表8）と、電気・都市ガス・水道の価格改定頻度が1996年頃から大幅に上昇しているのが目立つ。これは、燃料費の変動相当分を消費者に転嫁する「燃料費調整制度」が導入され、四半期ごとに価格改定が行われるようになったためである。このほか、食料工業製品、他の工業製品、繊維製品などのカテゴリーで価格改定頻度が上昇している。一方、サービスの価格改定頻度は1990年代を通じて低下している（1989年：11.1 1999年：3.8%/月）。2000年以降は上昇に転じているが、その上昇幅は小幅である（2003年：5.8%/月）。カテゴリー別では、外食、一般・家事関連、公共・運輸通信関連での低下が目立つ（図表9）。反対に、自由化に伴い自動車保険料（任意）の改定頻度が高まった公共・家事関連の価格改定頻度が上昇している。

このように財は1995年以降改定頻度が上昇している一方で、サービスでは1990年代を通じて低下しており、財とサービスでは動きは大きく異なる。財の寄与がサービスの寄与を上回ったことから、CPI総合では1995年以降、価格改定頻度が上昇に転じ、2000年以降上昇テンポが加速傾向にある。

（国際比較）

価格改定頻度の推移について、他国の計測事例をみてみよう。Bils and Klenow[2004]による米国の計測結果（1995～2002年）によると、1995～1998年では20～21%/月だったものが、2000年以降23～24%/月に上昇しており、小幅であるが上昇傾向がみられる。1996～2003年までの時系列推移を報告しているイタリア（Veronese et al.[2005]）でも、1998年頃をボトムに価格改定頻度が上昇している。このように諸外国においても、日本と同様の傾向がみられる。

（計測結果の解釈）

価格改定頻度は時間的に一定ではなく、変動している。この要因としては、以下の点が指摘可能である。その一つは、燃料費調整制度の導入や価格自由化などの規制変更である。財については、こうした要因が価格改定頻度を押し上げる効果がかかり大きいと考えられる。サービスについては、価格変化率がゼロ近傍に低下する過程で、価格改定を行うメリットが価格改定を行うコストを下回るようになった結

¹⁵ 1997年に一時的に価格改定頻度が上昇しているのは、消費税率引上げに伴い、価格改定頻度が一時的に上昇した（消費税率引上げに伴う値上げ幅を税率引上げ相当分よりも小幅に止める実質値下げが広範にみられた）ものである。消費税が導入された1989年についても同様の理由から価格改定頻度が一時的に押し上げられていると考えられる。

果、価格改定頻度が低下している可能性がある。実際、1999～2003年では、公共・運輸通信関連サービス、外食および一般・家事関連サービスにおいて、日本の価格改定頻度は米国よりも顕著に小さかった一方で、インフレ率が高く、その水準が米国並みであった1989～1993年には、日本の価格改定頻度は大きく、米国に近い水準となっていた（前掲図表6(2)）。この事実は、価格改定頻度がインフレ率の水準に依存していることを示唆する。

（2）ハザード確率分布から分かる価格改定パターンの特徴

次にハザード確率分布を推定して価格改定パターンをみてみよう。最初に1999～2003年のハザード確率分布を用いて、財・サービス、カテゴリー別、品目別の価格改定パターンの特徴を整理する。次に1989～1993年、1994～1998年、1999～2003年、3つの期間のハザード確率分布を比較して、その時系列変化をみていく。

横断面（財・サービス別、カテゴリー別、品目別）の特徴

（計測結果）

1999～2003年のハザード確率分布から横断面の特徴を整理する。財については、直前の価格改定からの経過期間（以下、経過期間と略）1ヶ月で確率が最大となり、経過期間が長くなるにつれて低下する右下がりの確率分布となっている（図表10(2)）。一方、サービスでは、経過期間1ヶ月での確率は小さく、6、8、12、24ヶ月でピークを持っている（図表10(3)）。特に12ヶ月における確率が大きい。このように、財とサービスとでは価格改定パターンが大きく異なる。CPI総合ベースでは、経過期間1ヶ月で確率が最大、経過期間が長くなるにつれて確率が小さくなる右下がりの確率分布となっているが、経過期間6ヶ月、12ヶ月において低いピークを持っている（図表10(1)）。

以上の結果から、価格改定パターンは以下の2つのタイプに分類できることが分かる。

- ・タイプ1：経過期間1ヶ月で確率が最大、経過期間が長くなるにつれて確率が低下する右下がりの確率分布
- ・タイプ2：経過期間6、8、12、24ヶ月でピークを持つ確率分布

分類結果¹⁶によると、CPI総合では、ウエイトベースで66%がタイプ1に、25%がタイプ2に分けられる（図表11、12）。財については、ウエイトベースで81%が

¹⁶ 本分析における実際のカテゴリ分けでは、経過期間1ヶ月で確率のピークを持つものをタイプ1、経過期間2ヶ月以上で確率のピークを持つものをタイプ2と分類している。

タイプ1に分類され、タイプ2は電気・都市ガス・水道、出版物など14%の品目に止まっている。サービスでは、ウエイトベースで44%の品目がタイプ2に分類され、タイプ1の40%を上回る¹⁷。医療福祉関連、教育関連といった公共料金が多くを占めるカテゴリーでは全品目がタイプ2に分類される。一方、一般サービスのうち、外食、家事関連、教養娯楽関連では、一部の品目がタイプ2に分類されるに止まる。

(国際比較)

諸外国(米国、フランス、イタリア、オーストリア、ベルギー)におけるハザード確率分布の計測結果¹⁸をみると、いずれの国においてもCPI総合ベースでは持続期間1ヶ月で最大となり、持続期間が長くなるにつれて確率が低下する右下がり分布であり、同時に6、12、24ヶ月に小さなピークを持っている。カテゴリー別の計測結果(フランス、イタリア、オーストリア)をみると、財では持続期間1ヶ月でピークを持つ右下がりの確率分布を持つ一方、サービスでは12ヶ月に大きなピーク、6、24ヶ月に小さなピークをもつタイプ2型の価格改定パターンとなっている。このように日本と諸外国の価格改定パターンはかなり類似している。

(計測結果の解釈：2種類の価格改定パターン)

以上の結果から、価格改定がランダムに生じる品目、すなわち経過期間の長短によらず条件付き確率が一定となる品目は全く存在しないことが分かる。実際の価格改定パターンは、直前の価格改定からの経過期間の長さによって価格改定確率が変化する、より複雑な性質を有している。こうした特性は、価格設定モデルとして最も頻繁に用いられるカルボ型モデルでは説明することはできない。

タイプ1では、ハザード確率は経過期間の減少関数となっている。CPI総合、財・サービス、各カテゴリーについては、その算出対象に価格改定頻度が異なる多様な品目が含まれることが右下がりの確率分布を持つ要因であるとも考えられる。もっとも、単一の財・サービスで構成される個別品目についても右下がりの確率分布が得られており、この考え方では説明できない。計測結果をみると、同一品目内に改定頻度が大きい都市の価格と改定頻度が小さい都市の価格が混在しており¹⁹、これ

¹⁷ タイプ1とタイプ2の比率の合計値が100%とならないのは、1999～2003年の間に価格改定が殆ど生じていないために判別不能となっている品目が存在するためである。判別不能品目が占める比率は以下のとおりである。CPI総合：9%、財：5%、サービス：16%。

¹⁸ 詳しくは以下の論文を参照。米国：Klenow and Kryvtsov[2005]、フランス：Baudry et al.[2004]、イタリア：Veronese et al.[2005]、オーストリア：Baumgartner et al.[2005]、ベルギー：Aucremanne and Dhyne [2005]。

¹⁹ 例えば、1999～2003年における食料工業製品の価格改定頻度(55都市ベース)の平均値が30.0%に対して標準偏差は19.5%にも達しており、都市ごとのばらつきは極めて大きい。

が右下がりの確率分布を生み出す原因となっている。その理由としては、調査店舗に「特売」等を頻繁に行うために改定頻度が高い店舗（スーパー、ディスカウントストアなど）と、改定頻度が低い店舗（コンビニエンスストア、一般小売店など）の双方が含まれ、都市によってその構成比が異なる点²⁰が考えられる。

また、タイプ2はもう一つの代表的な価格設定モデルであるテイラー型価格設定モデルの性質と類似している。ここでタイプ2に該当する品目のうち、電気代、都市ガス代、公共・家事関連、教育関連（公共・一般）、一般・医療福祉関連の各カテゴリーに属する品目は、少数の事業者が財・サービスを提供する公共料金が多く、毎年4月などに一斉に価格改定する性質を持っている（図表13(1)）。一方で、一般・家事関連、教養娯楽関連では、価格改定はばらばらに実施される（図表13(2)）。以上のように、タイプ2型の品目は、詳しくみると2つのグループに区分可能である。

ハザード確率分布の時系列変化

（計測結果）

以上述べた特徴は時間とともにどう変化してきたのであろうか。1989～1993年、1994～1998年、1999～2003年、3期間のハザード確率分布の変化をみてみよう。

CPI総合ならびに財については、経過期間1ヶ月で確率が最大となる右下がりの確率分布を持つことに変化はない（図表14(1)(2)）。もっとも、最近になるほど短い経過期間でのハザード確率が上昇している。これは、財の価格改定頻度の上昇が、短周期変動の増大によって生じていることを示している。こうした特徴は食料工業製品や他の工業製品など幅広いカテゴリーでみられる（図表15(1)～(4)）。一方、サービスでは、全ての経過期間においてハザード確率が低下しており、価格改定頻度の低下が周期によらず生じている（図表14(3)、15(5)(6)）。

（計測結果の解釈）

ハザード確率分布の形状は時期によって異なり、カルボ型やテイラー型等の時間依存型モデルでは説明はつかない。個別品目をみても、1989～1993年から1999～2003年にかけて、タイプ2からタイプ1へ価格改定パターンが変化している品目が多くのカテゴリーでみられる（図表16）。このように、価格改定パターンがインフレ率の水準などの経済状況や規制変更等で変化する性質を持っている。もっとも、標準的な状態依存型価格設定モデル（例えばCaplin and Spulber[1987]、Dotsey, King

²⁰ Álvarez et al.[2005]は、カルボ型価格改定ルールで価格改定を行うが、その平均改定期間が異なる価格設定者を複数設定することで、スペインのCPIおよびPPIにおける右下がりのハザード確率分布が説明可能であることを示している。

and Wolman[1999]^{2 1})では、価格改定から得られるメリットは時間が経過するにつれて増大するため、ハザード確率は経過時間とともに増加していく右上がりの分布をもつと考えられる。本稿で得られたハザード確率分布はこうした標準的な状態依存型モデルとも一致していない。本分析の計測結果を既存の理論モデルで解釈するのは容易ではない。

(3) 価格改定ごとの価格改定率：価格改定コストとの関係

価格改定率については、まず 平均価格改定率について 1999～2003 年のデータを用いて横断面(財・サービス別、カテゴリー別、品目別)の特徴を整理し、時系列変化(1990～1993 年→1999～2003 年)についても分析する。さらに 価格改定率の頻度分布を算出して、価格改定コストとの関係について詳しく分析していく。

平均価格改定率：横断面の特徴と時系列変化

(横断面の特徴：1999～2003 年)

CPI 総合ベースの平均価格改定率は、引き上げ時で 6.5%、引き下げ時で 5.6%と引き上げ時の方がやや大きい(図表 17(1))。マクロのインフレ率がゼロ近傍だったにもかかわらず、平均価格改定率は大きいのが特徴である。カテゴリー別にみると、財では生鮮食品、他の工業製品、繊維製品においては価格改定率が大きく、石油製品、電気・都市ガス・水道では小さい(図表 17(2))。サービスでは、公共・運輸通信、一般・家事関連、同・教養娯楽関連で価格改定率が大きく、教育関連(公共・一般)、一般・医療福祉関連では小さい(図表 17(3))。タイプ 2 型の価格改定パターンであり、かつ価格改定が特定時期に集中する公共料金が多くを占めるカテゴリーで平均価格改定率が小さい傾向がみられる。

(時系列変化 1990～1993 年→1999～2003 年)

1990～1993 年と 1999～2003 年との 2 時点間の変化をみてみよう。CPI 総合ベースでは目立った変化はない(図表 18)。カテゴリー別にみると、財のうち生鮮食品、石油製品、電気・都市ガス・水道で平均価格改定率が縮小している。一方で、繊維製品、他の工業製品では拡大している。サービスでは、公共・家事関連、教育関連(公共・一般)、一般・医療福祉関連の各カテゴリーで縮小傾向が目立つ。

^{2 1} Dotsey, King and Wolman[1999]は、各々の企業が、企業ごとに異なる価格改定コストに直面しながら、価格改定を行うかどうかを時点ごとに決定する理論モデルを構築し、各期の価格改定確率はインフレ率の水準と正の相関を有する、経過期間が長くなるにつれて価格改定を行うメリットが増大することから、ハザード確率が経過期間とともに増加していく右上がりの確率分布を持つ、との結果を得ている。

このように、タイプ2型の価格改定パターンを採り、公共料金が多くを占めるカテゴリーでは平均価格改定率が縮小している。これらのカテゴリーでは、インフレ率が低下するなか、1回当たりの平均価格改定率を縮小させることで、価格改定頻度もさほど減少させず、特定の時期に一齐に価格改定する慣習を維持している。一方、同じサービスでも、外食、一般・家事関連、教養娯楽関連といったタイプ1型の価格改定パターンを採る品目が多いカテゴリーでは、平均価格改定率は殆ど変化せず、インフレ率の低下に伴い、価格改定頻度が平行に低下している。

価格改定率の頻度分布

(計測結果)

平均価格改定率の大きさは、当該品目に作用するショックの大きさを反映しているほか、価格改定コストの大小にも影響を受けている可能性がある。その点を明らかにするため、品目ごとに価格改定率の頻度分布(1999~2003年)をみてみよう。

この期間はゼロインフレ期であることから、変化率ゼロ近傍で頻度のピークをもつ品目が多いが、詳しくみると、変化率ゼロ付近で頻度の落ち込みがみられ、ゼロから2~10%程度離れたところで2つのピークを持つ頻度分布を持つ品目と、そうした頻度の落ち込みが見られない品目がある(図表19)。前者では、価格改定コストが大きいため価格改定率がある一定水準に達しないと、価格改定のメリットがそのコストを上回らず、価格改定が行われないう傾向がある。そのため、変化率ゼロ近傍での価格改定頻度が小さくなっていると解釈される。逆に、後者では価格改定コストが小さいために、頻度の落ち込みが生じていないと解釈される。

それでは、どのカテゴリーにおいて価格改定コストが大きく、変化率ゼロ近傍での頻度の落ち込みがみられるのだろうか。本稿では、品目ごとに落ち込みの有無をチェック²²してみた。図表20は、頻度の落ち込みがあると判断される品目がそのカテゴリーに占めるウエイト構成比を、カテゴリー別に集計したものである。50%以上の品目に頻度の落ち込みが検出されるカテゴリーは、財では、出版物、繊維製品、他の工業製品(半耐久財、非耐久財)、食料工業製品、生鮮食品であり、サービスでは、公共・教養娯楽関連、同・運輸通信関連、外食、一般・家事関連、同・教養娯楽関連の各カテゴリーである。これらのカテゴリーでは、価格改定コストが大きく、インフレ率が小さい場合には価格改定が生じにくい。

逆に、財のうち、他の農水畜産物、他の生鮮商品、電気・都市ガス・水道、石油製品、サービスでは、医療福祉関連(公共・一般)、教育関連(同)の各カテゴリー

²² 変化率ゼロ近傍で頻度の落ち込みが存在するかどうかの判定基準については補論4を参照。

ーでは、頻度の落ち込みがみられる品目は少ない。これらのカテゴリーでは価格改定コストが小さい品目が多く、ごく小さな価格改定率でも価格改定が生じている。

(計測結果の解釈)

価格改定コストの大小を決定する要因について、現時点で十分な知見を得ることは難しいが、その要因を探るため、価格改定コストが小さいカテゴリーについて、以下の2つのグループに類型化して考察してみよう。

第1のグループは、価格改定頻度が大きいカテゴリーである。石油製品、他の農水畜産物(米など)、他の生鮮商品(肉類など)が該当する。これらのカテゴリーでは個別の供給ショックによる影響を受けて価格が伸縮的であることから、価格改定コストが小さいのはごく自然である。むしろ、価格の伸縮性が高い生鮮食品において、頻度の落ち込みがみられる品目が多い(51%)のが意外である。これは、1円未満の価格改定を行うことができないとの制約が価格水準の低い生鮮食品で影響が大きいためである。

第2のグループは、タイプ2型の価格改定パターンを採る、公共料金的な性格が強いカテゴリーである。電気・都市ガス・水道、公共・家事関連、医療福祉関連(公共・一般)、教育関連(同)が該当する。これらのカテゴリーについては、価格改定パターンが影響を及ぼしていると考えられる。少数の事業者が財・サービスの供給を行う公共料金が多く、毎年4月などに一斉に価格改定を行うなど価格改定がルール化されている点が価格改定コストを小さくする要因である。

4 考察：価格改定の特性はどのような要因で決まるのか？

3節でみた価格改定の特性 - 財とサービスおよびカテゴリー間での特性の違いおよび時系列変化 - は、どのような要因で決まるのであろうか。以下の3つの仮説について考察してみよう。

(1) 労働コスト比率と価格改定頻度/改定パターンとの関係

価格改定頻度は、財で大きく、サービスでは小さい。価格改定パターンも、財では殆どの品目がタイプ1であるのに対し、サービスでは、一定期間ごとに価格改定を行うタイプ2の品目が40%以上を占める。財とサービスにおける価格改定頻度や価格改定パターンの違いには、生産コスト構造、特に労働コスト比率の違い、が影響しているのではないかというのが第1の仮説である。

労働コスト比率と価格改定頻度

「2000年産業連関表」(総務省統計局)のデータを用いて、品目別の生産コストに占める労働コスト比率を算出する²³。その結果をカテゴリー別に集計すると、財の各カテゴリーでは労働コスト比率は2~25%と低い水準に止まる一方で、サービスの各カテゴリーでは35~78%と高い。労働コスト比率と価格改定頻度との関係を見ると、労働コストが占める比率が高いカテゴリーほど価格改定頻度が低いという負の相関がみられる(図表21(1))²⁴。品目別データでも同様の負の相関がみられる(図表21(2))。これは、賃金改定が年1回に限定されるなど、他のコスト項目と比較して労働コストの改定頻度が小さく、労働コストが占める比率が高いサービスでは価格改定を頻繁に行う必要性が低くなるためである。このように生産コストに占める労働コスト比率が高い品目ほど、賃金の粘着性の影響を受けて、価格粘着性が高くなりやすい。一方、労働コスト比率の低い財では、労働以外の投入要素のコストの変動に左右される。そのため、価格改定頻度の高い投入要素の比率が高い品目で価格改定頻度が大きな値となる。

さらにカテゴリー別の労働コスト比率と価格改定頻度の変化率との関係を見ると、労働コスト比率の高いカテゴリーほど価格改定頻度の減少率(1989~1993年1999~2003年)が大きい(図表22(1))。品目別データでも概ね同様の傾向がある(図表22(2))。これは、1990年代以降、賃金上昇率が低下した結果、生産コスト変動率が縮小したことを反映している。賃金上昇率の低下を受けて賃金改定頻度も低下(図表23)しており、労働コスト比率の高いサービスにおいて価格改定を行う必要性が一段と低下している。このように、賃金粘着性の高まりが価格粘着性の高まりに寄与しているほか、価格改定コストの存在を通じて、賃金自身の粘着性を高める以上に価格の粘着性がより顕著に高めている可能性もある。

労働コスト比率と価格改定パターン

労働コスト比率と価格改定パターンとの関係を見ると、労働コスト比率が70%以上では9割の品目がタイプ2である。もっとも、タイプ2の比率は、労働コスト比率50~70%では約4割に、同20~30%では1割以下に低下している(図表24)。春

²³ 本稿では、労働コストを雇用者所得と営業余剰の和と定義して、この労働コストを消費者購入価格ベースでみた生産額(生産額に商業マージンおよび国内貨物運賃を上乗せした金額)で除して算出している。営業余剰を雇用者所得に加えるのは、営業余剰に含まれる混合所得は個人事業者自身の労働所得と考えられること、サービスでは個人事業者の占める比率が高い品目が多いこと、を勘案したためである。労働コスト比率の詳しい算出方法は補論5を参照。

²⁴ なお、労働コストを雇用者所得のみと定義した場合でも、価格改定頻度(水準、変化率)との相関関係(図表21、22)について、ほぼ同様の結果が得られている。

闘に代表されるように、賃金改定は年1回に限定されることが多いことから、労働コスト比率が高いサービスの各品目では、この影響を受けてタイプ2型の価格改定パターンとなっていると考えられる。このように、労働コスト比率の大小は価格改定パターンにも大きな影響を与えている。

労働コスト比率と価格の下方硬直性

本稿では、価格改定率の頻度分布が右に歪んでおり、マイナスの価格改定を行う頻度が極めて少ない、ただし、価格引き下げ時に価格改定率が大きくなる傾向がある場合、価格の下方硬直性²⁵があるとみなすこととしよう。価格改定率の頻度分布をみると、公共サービスのうち教育関連、一般サービスのうち家事関連、教育関連、教養娯楽関連の多くの品目では、1989～1993年には価格の下方硬直性が存在していたことが分かる(図表25)。労働コスト比率との関係を見ると、1989～1993年の時点では、労働コスト比率70%以上ではほぼ全品目で、50～70%では半数以上の品目において価格の下方硬直性が観察される。一方で、労働コスト比率の低い財・サービスでは価格の下方硬直性は観察されない。

サービスでは、多くの品目で価格の下方硬直性が1994～1998年にも引き続き観察される。これには1990年代後半まで存在していたとされる賃金の下方硬直性(黒田・山本[2005])が影響していると考えられる。ちなみに1999～2003年には、殆どの品目で価格の下方硬直性はみられなくなった。これには、賃金の下方硬直性が1998年以降に観察されなくなっていること(黒田・山本[2005])と一定の関係があると考えられる。サービスでは、近年になるほど価格粘着性は高まっている一方で、粘着性の非対称性はみられなくなっている。以上のように、賃金改定の特性は労働コスト比率の高いサービスの価格改定の特性に大きな影響を及ぼしている。

(2) 価格改定頻度とインフレ率との関係

第2の仮説は、価格改定頻度がインフレ率の水準に依存しているため、インフレ率が低下すると価格改定頻度が低下するというものである。多くの品目では、一定の大きさの価格改定コストが存在することから、価格改定を行うメリットが価格改定のコストを上回る水準まで価格改定率が大きくなると価格改定は生じない。ディスインフレが進み、望ましいインフレ率がゼロに近づくと、多くの品目で望ましい価格改定率が最小価格改定率を下回るため、価格改定頻度は低下する。これが1990年代におけるサービスの改定頻度低下の要因となっている可能性がある。

²⁵ 本稿では、品目別の頻度分布を観察することで、価格の下方硬直性の有無を主観的に判別している。より定量的な判別については、今後の課題としたい。

実際、サービスのうち、1989～1993年から1999～2003年までの価格改定頻度の減少率が大きい公共・運輸通信関連、外食、一般・家事関連においては、変化率ゼロ近傍で頻度分布に落ち込みが存在する品目の占める比率が高い(図表26(1))。さらに、一般サービスのカテゴリーごとに、頻度分布に大きな落ち込みがある(価格改定コストが大きい)品目のグループ、落ち込みがない(価格改定コストが小さい)品目のグループに区分して、価格改定頻度の減少率の格差をみる。外食、教育関連、教養娯楽関連では、前者の減少率が有意に大きく(図表26(2))、価格改定コストの大きさと1990年代における価格改定頻度の低下との間に一定の関係が存在する。

しかしながら、財については、価格改定コストが大きいカテゴリーにおいても、価格改定頻度の低下がみられず、むしろ価格改定頻度が1990年代後半以降上昇している場合が多い(図表26(1))。少なくとも、価格改定コストの存在のみで財の価格改定頻度の変動を説明することは困難である。

(3) 価格改定頻度 / 価格改定パターンと市場構造との関係

財の多くのカテゴリーにおける価格改定頻度の上昇を説明する要因として、市場構造要因が考えられる。以下ではこの第3の仮説を取り上げる。

規制変更：価格自由化および料金決定ルールの変更

米、化粧品、自動車保険料(任意)については、1990年代以降、価格自由化が進んだことから、価格改定頻度が上昇している。また、電気代や都市ガス代については、燃料費調整制度が導入されたことから、価格改定頻度が顕著に上昇している。このように公共料金の価格改定ルールの変更が価格改定頻度を上昇させている。

小売段階での競争環境の変化：「特売」等価格戦略の発動

食料工業製品、繊維製品、他の工業製品の各カテゴリーでは、1990年代後半以降、価格改定頻度が着実に上昇している。その一つの要因として、企業の経営戦略の一環として「特売」等の価格戦略の発動頻度が増加²⁶した可能性がある。例えば、小売店業態別のディスカウント販売実施比率は近年上昇傾向にある(図表27(1))。

「全国消費実態調査」(総務省統計局)によると、スーパー、ディスカウントストアでの購入比率が近年急速に増加している(図表27(2))。その変化は「小売物価統計調査」の店舗選定にも反映され、「特売」実施頻度の高い大規模小売店が占める比率が増加している。食料工業製品・各品目の価格改定頻度の上昇率(1989～1993

²⁶ 「小売物価統計調査」では、7日以内の特売は価格調査の対象には含まれないが、より長期間行われる特売については調査対象として取り込まれる。

年平均→1999～2003年平均)をみると、スーパー、ディスカウントストアでの購入比率が大きく上昇している品目において、改定頻度の上昇率が大きい傾向がある(図表27(3))。このように大規模店舗比率の増加が価格改定頻度を押し上げている。

「特売」等価格戦略の発動は、食料工業製品、繊維製品、他の工業製品などの財で顕著にみられる。これは、サービスでは、非線型価格体系の採用やサービスの提供形態の多様化によって顧客を差別化するのが容易であり、「特売」等の価格戦略を用いる必要性が低い一方で、財では「特売」等の価格戦略が顧客差別化に有効であると企業が認識しているためである。顧客差別化を企図する企業の価格戦略が、財・サービス間の価格粘着性の動きの違いに影響を与えている可能性がある。

データからみた特性：一時的価格変動の増大

の結果からは、「特売」等の価格戦略発動の増加および大規模店舗が占める比率の上昇に伴い、趨勢的な物価変動には反映しない一時的価格変動が生じる頻度が増加していると予想される。その点を2つの手法で検証する。

第1に、食料工業製品、繊維製品、他の工業製品の幅広い品目において、経過期間1～6ヶ月のハザード確率が上昇し、短周期変動の頻度が高まっている(前掲図表15)。品目別では、食料工業製品のうち、めん類、菓子類、飲料、酒類などで顕著な変化がみられる(図表28)。これは、「特売」等価格戦略発動の頻度が増加したことを反映していると解釈できる。

次に、品目別・都市別価格データから自己回帰モデルを推計²⁷し、それから得られるインパルス応答をみてみよう。この応答をみることで価格改定に伴う価格変動のうち、どの程度が残存して趨勢的な変動となるかを判断できる。趨勢的な変動とならない成分は「特売」等の価格戦略発動による一時的な価格変動²⁸が寄与していると考えられる。分析結果による(図表29)と、サービスでは趨勢的な変動比率が高く、かつ時系列変化も小さい。一方、食料工業製品、繊維製品、他の工業製品については、1999～2003年にかけて趨勢的な変動比率が低下し、一時的変動の寄与が増加している。特に食料工業製品のうち、めん類、菓子類、飲料、酒類において一時的変動比率の上昇が顕著である(前掲図表28)。最近では「特売」等に起因する一時的変動の増大が価格改定頻度を押し上げる働きをしている可能性²⁹がある。

²⁷ 推計方法については補論6を参照のこと。

²⁸ 「特売」のほか、天候の変動等一時的な供給ショックによっても一時的な変動が生じる。

²⁹ 1989～1993年は、インフレ率が高い時期であったため、価格を上昇させるショックが持続的に生じやすく、趨勢的な変動比率を高めている(一時的な変動比率を低めている)可能性がある。一方で、1999～2003年には、緩やかなデフレ期であるため、そのようなショックが生じにくかった点が、同時期の一時的な変動比率の上昇に影響している可能性がある。

5 価格粘着性の評価：フィリップス曲線のフラット化との関連

1990年代以降、財の価格改定頻度が上昇する一方で、サービスの価格改定頻度は低下している。両者を集計したCPI総合では価格改定頻度は上昇している、すなわち価格粘着性は低下しているとの結果が得られる。この計測結果はCPI総合ベースで観察されるフィリップス曲線フラット化とは相反するように思われる。そこで、この結論がどの程度の頑健性を持つのかを複数の手法で検討してみよう。

(1) 試算1：供給ショックを控除した価格改定頻度による比較

まずCPI総合ならびに財から、供給ショックに相当する農水畜産物、石油製品、電気・都市ガス・水道を控除したコアベースの価格改定頻度を算出し、1989～1993年と1999～2003年とを比較する。上記の 카테고리では価格が伸縮的であり、上記のショックは需給ギャップの変動とは独立となる場合が多いことから、フィリップス曲線の傾きへのインパクトを考慮する際には、除外して考えることができる³⁰。

1990年代以降、肉類や米において供給ショックに伴う大幅な価格変動を経験したほか、電気・都市ガス・水道では、燃料費調整制度の導入から価格改定頻度が高まるなど、一時的な供給ショックや制度変更が相当程度影響している。これらのショックを控除したコアベースをみる(図表30(1))と、財およびCPI総合ベース、いずれも価格改定頻度は上昇している(財・コア：19.2～25.9%/月、CPI総合・コア：14.2～16.2%/月)。このように供給ショックを除いても、財およびCPI総合ベースの価格改定頻度が上昇しているという結論には変化はない。

(2) 試算2：ハザード確率分布を用いたサバイバル比率による比較

品目別の価格改定頻度の分布を、1989～1993年と1999～2003年の2時点で比較すると、後半でばらつきが増加している。特に価格改定頻度の極端に小さい品目の構成比が増加している。ショックが発生して一定期間が経過すると価格改定されずに残り、経済に歪みをもたらす品目は、価格改定頻度が極端に低い品目に限定されることから、価格粘着性の評価には、価格改定頻度の「加重平均値」だけでなく、価格改定頻度が極端に低い品目が占める比率が重要である。価格改定頻度の「加重

³⁰ Aoki[2001]は、価格伸縮部門と価格粘着部門からなる2部門一般均衡モデルからニュー・ケインジアン型フィリップス曲線を導出している。導出結果から、フィリップス曲線の傾きは価格粘着部門に属する財の価格改定頻度の大きさによって変化することが示されている。本稿で供給ショックに該当するとみなしたカテゴリ(農水畜産物、石油製品、電気・都市ガス・水道)を価格伸縮部門、他のカテゴリを価格粘着部門と考えると、試算1の考え方と合致する。

平均値」のみで価格粘着性を評価するのはミスリーディングである。

その点を考慮すると、初期時点からの経過時間ごとに価格改定されずに残っている価格の比率を試算して、価格粘着性を評価するのが有益である。3節(2)で推定したハザード確率を用いて、経過期間ごとに「価格改定されずに残存する比率(サバイバル比率)」を以下の計算式から算出する。

$$(t \text{ 期のサバイバル比率}) = (t-1 \text{ 期のサバイバル比率}) \times [1 - (t \text{ 期のハザード確率})]$$

試算結果をみると以下のとおり(図表 31)。財のサバイバル比率は、経過期間によらず 1989~1993 年と比べて 1999~2003 年には大幅に低下している(経過期間 12 ヶ月: 44.33%)。この点は、財から農水畜産物、電気・都市ガス・水道、石油製品を除いたコアベースでも変化はない(同 12 ヶ月: 48.40%)。このように財の価格粘着性は低下しているとの結論に変化はない。サービスについては、24 ヶ月時点では 61%から 76%へサバイバル比率が 15%上昇しており、その上昇幅は経過期間が長くなるほど大きい。サービスの価格粘着性が高まっているとの結論にも変化はない。価格改定頻度が極端に低い品目での価格改定は緩やかにしか進まないため、初期時点で生じたショックが波及するのに相当な期間を要する。

CPI 総合ベースでは、経過時間が長くなるにつれてこの期間での低下幅が小さくなっており、1999~2003 年における 24 ヶ月時点のサバイバル比率は 1989~1993 年と同水準(48%)となる。価格粘着性は、経過期間が短いと低下しているが、経過期間が長くなると横ばいである。CPI 総合・コアベースでみると、12 ヶ月時点のサバイバル比率はほぼ横ばい(57.58%)となり、24 ヶ月時点では 51%から 56%へと 5%上昇している。CPI 総合・コアベースでは、経過期間が長くなると価格粘着性が高まっている。以上の結果は、ショックが作用してからの経過時間によって、フィリップス曲線の傾きが変化する(経過時間が短い時点では傾きが大きくなるが、時間が経過すると傾きが小さくなる)可能性があることを意味している。

(3) 試算 3: 財・サービスのウエイト構成比を変更した場合の比較

本分析では、サービスのカバレッジが財よりも低いため、CPI 総合ベースでは、現実の CPI ウエイト構成比(財: サービス = 51: 49)と比べ、分析データにおける財のウエイトが高い(同 = 63: 37)。そのため、財の価格粘着性の低下が CPI 総合ベースにより強く反映されている。こうした歪みが生じるのは、分析データにおいて、サービスのカバレッジが低いためである。この点を補正するため、財・サービス別に計算された価格改定頻度、サバイバル比率を CPI 総合ベースへと集計する際

に、現実のCPIのウエイトを用いる。

まず、価格改定頻度について集計ウエイトを変更する。供給ショックを控除したCPI総合・コアベースでは、価格改定頻度はほぼ横ばいとなる(1989~1993年:13.3%、1999~2003年:13.7%/月<図表32(1)>)。サバイバル比率についてみると、CPI総合コアベースでは、経過時間12ヶ月時点で1989~1993年の59%から1999~2003年の63%へと上昇しているほか、24ヶ月時点では53%から60%へと7%上昇している(図表32(2))。サバイバル比率でみるとCPI総合・コアベースでの価格粘着性が高まっているとの結果が得られる。

もっとも、この試算では、分析対象外となっているサービスの品目について価格改定頻度およびサバイバル比率が、分析対象であるサービスの平均値と一致することを前提としており、かなり強い仮定を置いている点に留意が必要である。分析対象外サービスの価格粘着性の程度や時系列変化について十分な情報が得られない³¹ことから、以上の結果にはかなりの幅を持ってみるべきだろう。

以上の3つの試算に基づいて価格粘着性の変化を評価すると、近年では財の価格粘着性が低下している、サービスの価格粘着性が顕著に高まっている、との結果は頑健である。近年、ウエイトが高まってきているサービスについては、価格粘着性の高まりがフィリップス曲線フラット化の一つの要因となっている可能性が高い。実際、1999~2003年のサービスの価格改定頻度は1989~1993年の約6割にまで低下している。ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線では、その傾きは価格改定頻度の2乗にほぼ比例する³²ことから、サービスについては、価格改定頻度の低下がフィリップス曲線の傾きを約4割の水準にまで低下させるインパクトを持っている。一方、CPI総合ベースでは、農水畜産物、電気・都市ガス・水道、石油製品といった供給ショック、ショックが作用してからの経過時間、財とサービスのウエイト構成比、の取り扱いを変更すると、価格粘着性について様々な結果が得られることから、その変化について明確な結論を得ることは難しい。

³¹ 分析対象外品目のうち5割以上のウエイトを占めるのは、家賃関係品目(民営家賃、持家の帰属家賃、公営・公団公社家賃)である。家賃は通常2年ごとに契約更改される。住宅金融公庫の調査(1998年4月時点:住宅金融公庫[1999]P188参照)によると、家賃改定が行われたのは契約更改物件のうち27%に止まっていた。これは、家賃改定には一定の価格改定コストが存在することから、家賃上昇率がゼロ近傍になると価格改定のメリットが小さくなったためであると判断される。1990年の家賃上昇率(前年比)は約3%であったことから、バブル期(1989~1993年)の家賃改定頻度は1999~2003年よりはかなり高かったのではないかと推測される。

³² 例えばWalsh[2003]のP239を参照。

6 おわりに

本稿では、CPI の原資料である「小売物価統計調査」の品目別・都市別平均価格データ（1989年～2003年）を用いて価格粘着性の分析を行った。3節の計測結果から以下の点が分かった。価格改定頻度については、財の改定頻度が大きく、サービスの改定頻度が極端に小さく、ばらつきが大きい。この違いは諸外国と比べても顕著である。また、価格改定頻度は時系列的に一定ではなく、1995年以降、財が上昇している一方で、サービスは低下しており、この点でも対照的である。

次に、ハザード確率分布を用いて価格改定パターンの形状を観察した。財では経過期間1ヶ月で確率が最大となる右下がり分布を持つタイプ1型の品目が大多数を占める一方、サービスでは、経過期間12ヶ月等でピークを持つタイプ2型の品目が半数を占める。また、ハザード確率分布は時系列的に一定ではなく、インフレ率等経済状態に依存するなど性質が複雑である。そのため、カルボ型など既存の時間依存型モデルで表現するのは難しく、標準的な状態依存型モデルとも合致しない。

さらに価格改定ごとの価格改定率について分析を行った。多くの品目では、価格改定コストが存在し、変化率ゼロ近傍に頻度の落ち込みがみられたが、価格が伸縮的なカテゴリー、および価格改定パターンがタイプ2型で、価格改定が一斉に行われる公共料金のカテゴリーでは、価格改定コストが小さく、頻度に落ち込みがみられなかった。価格改定パターンが価格改定コストの大小に影響を及ぼしている。

4節では以上で指摘した価格改定の特性について考察した。生産コストに占める労働コスト比率との関係を見ると、労働コスト比率が高い品目ほど価格改定頻度が小さく、1990年代を通じて価格改定頻度の減少率が大きいことが分かった。労働コスト比率の高い品目で、賃金上昇率や賃金改定頻度の低下が価格改定頻度に影響を及ぼしている。価格改定パターンや価格の下方硬直性の有無についても同様である。

次に、価格改定コストと価格改定頻度の関係についてみると、価格改定コストが大きいサービスでは、インフレ率がゼロ近傍に低下するなかで価格改定頻度が減少している傾向がみられた。インフレ率がゼロ近傍まで低下した結果、価格改定のメリットが価格改定のコストを下回る事例が増加したことを反映したものである。

さらに、市場構造の変化との関係を見ると、価格自由化など規制変更が影響しているほか、「特売」実施頻度の増加および「特売」頻度の高い大規模店舗が占める比率の高まりが、財の価格改定頻度を大幅に上昇させる要因であることが分かった。財とサービスの価格粘着性の動きの乖離には、財では、顧客差別化の手段として「特売」等の価格戦略が多用される一方で、サービスでは、非線型価格体系の採用やサービス提供形態の多様化によって顧客を差別化することが容易であるため、価格戦

略を用いる必要性が低いという事情が影響している。

5節では、本稿での計測結果を踏まえ、1990年代以降の価格粘着性の変化がフィリップス曲線のフラット化の要因となりうるのか、複数の手法を用いて検証した。その結果、農水畜産物、電気・都市ガス・水道、石油製品といった供給ショック、ショックが作用してからの経過時間、財とサービスのウエイト構成比、についての取り扱いを変更しても、価格粘着性が、財では低下し、サービスでは顕著に高まっているとの結論は頑健である。少なくとも、近年、ウエイトが高まってきているサービスについては、価格粘着性の高まりがフィリップス曲線フラット化の一つの要因となっている可能性が高いといえる。もっとも、CPI総合については、農水畜産物・石油製品などの供給ショックやウエイトの取り扱いによって価格粘着性の変化について様々な結果となることから、明確な結論を得ることは難しい。

今後の課題について述べてみよう。本稿では、価格改定頻度、価格改定パターン、価格改定ごとの価格改定率について事実を整理し、価格改定頻度や価格改定パターンを左右する要因について一定の考察を行うことができた。しかしながら、本稿での考察は考え得る要因の一部に止まっているのも事実である。他の要因が寄与している可能性は否定できないだろう。また、品目ごとの価格改定コストの違いがどのような要因で決まるのかについては十分な分析はできていない。「小売物価統計調査」の価格データを用いることで、価格の粘着性についての知見は深まったと考えられるが、それでも、なお解明すべき点は少なくないのが実情である。

補論 1 「小売物価統計調査」の概要

本分析で使用する価格データは「小売物価統計調査」(総務省統計局)である。「小売物価統計調査」では、国民生活上重要な商品の小売価格、サービス料金および家賃を毎月調査しており、各品目の平均価格が調査対象市町村ごとに公表されている。

(調査品目)

品目ごとに調査対象銘柄が選定されている。調査対象市町村相互の価格水準の比較が可能なように、調査対象銘柄の基本属性について総務省統計局が詳細な基準を定めている。2003年12月現在、505品目、773銘柄を調査している。

(例)品目「マヨネーズ」:ポリ容器入り(500g入り)「キューピーマヨネーズ」

品目「納豆」 :糸ひき納豆、丸大豆納豆、小粒又は極小粒、発砲スチロール製容器入り(50g×3個)

品目「月謝(学習塾)」:学習塾、月謝、中学生を対象とした塾、2年生、学習内容が補習または進学、学習科目3科目、週2~3回(塾・コース指定)

(調査価格)

毎月1回、毎月12日を含む週の水~金曜日のいずれかの1日、調査対象店舗で実際に販売されている価格(消費税を含む)を調査³³する。ただし、期間7日以内の特売価格は調査対象から除外され、通常価格が代わりに調査される。

(調査対象市町村)

東京23区、都道府県庁所在地都市(46)、川崎市、北九州市、人口15万以上の都市(22)、同5~15万人の都市(26)、同5万人未満の都市(22)、町村(48)。全国で167市町村(2003年12月現在)である。

消費者物価指数(CPI)は、以下の手続きに従って作成される。調査対象市町村ごとに「小売物価統計調査」による品目別平均価格データを指数化する。その指数データを「家計調査」から算出される品目別・調査対象市町村別のウエイト³⁴で加重平均して全国の品目別指数を求める。さらに、全国の品目ウエイトを用いてCPI総合指数など上位集計指数を作成する。そのためCPIの価格粘着性は、「小売物価統計調査」の価格データを用いて分析することができる。

³³ 価格変動が激しい生鮮食品や切り花等については月3回調査される。

³⁴ 品目別・調査対象市町村別ウエイトは、「家計調査」における同一都市あるいは当該市町村が属する地方別都市階級別ウエイトを用いる。そのため、調査対象市町村の選定では「家計調査」の地域区分との整合性が配慮されている。

補論 2 ハザード確率の推定方法

ここでは、ハザード確率の推定方法と、打ち切りデータの取り扱いを説明する。

(ハザード確率の推定方法)

本稿でのハザード確率は「0 期から t-1 期までの間、連続して価格改定されない価格が t 期に価格改定される条件付確率」と定義される。推定にあたっては、複数ある推定手法の中から、EU 諸国の分析で一般的に用いられている Kaplan-Meier product limit estimator というノン・パラメトリックな推定量を採用した。推定量は、以下のように定義される。

$$\lambda(t) = \frac{h_t}{r_t},$$

ただし、 r_t は、観察された持続期間が少なくとも t であったスペル（同一価格の流列）の数であり、この持続期間の危険集合(risk set)と呼ぶ。 h_t は、時間 t で完了したと観測されたスペルの数である。

(打ち切りデータ <censored data> の取り扱い)

上記で推定されるハザード確率の推定に際しては、以下の点に留意する必要がある。データが一定の観察期間内に限定されているケースでは、 $\lambda(t)$ の推定時に持続期間の始期あるいは終期のデータが得られないデータ（打ち切りデータ）を h_t から控除する必要がある。打ち切りデータの持続期間は、真の持続期間より短く認定されるため、ハザード確率分布の形状に左方バイアスがかかってしまうからである。例えば、本来 12 ヶ月間改定されなかった価格が、その持続期間の中途（6 ヶ月目）で観察期間が終了した場合、価格の持続期間は 6 ヶ月間であると誤認定されることになる。

本分析における打ち切りデータは、以下のように整理できる。

左側打ち切りデータ

各品目データの一目のスペル（1989 年、1994 年、1999 年各 1 月開始のスペル）は、実際のデータの始期が観察期間以前に存在している可能性があるため、データが左側で打ち切られている（censored）とみなす。

右側打ち切りデータ

各品目データの最後のスペル（1993 年、1998 年、2003 年各 12 月終了のスペル）は、実際のデータの終期が観察期間以後に存在している可能性があるため、データが右側で打ち切られている（censored）とみなす。

ル)は、実際のデータの終期が観察期間以降に存在し、データの右側が打ち切られている可能性がある。また、価格調査が観察期間の途中で中断もしくは終了している品目は、観察された最後のスペルが右側打ち切りされている。

(打ち切りデータがハザード確率、サバイバル比率に及ぼす影響)

上記で打ち切りデータとみなされたスペルを h_t から除外する結果、ハザード確率は真の確率よりも過小推定されることになる。これを受け、ハザード確率を用いて推定されるサバイバル比率(定義は下記(1)式、本文より再掲)は、真の値より過大になる。

(t 期のサバイバル比率)

$$= (\text{t-1 期のサバイバル比率}) \times [1 - (\text{t 期のハザード確率})] \quad (1)$$

打ち切りデータの影響は、価格改定頻度の大きい財の各品目のように多数のスペル数が確保できる場合には、ほとんど影響をもたらさないが、サービスなど価格改定頻度が小さく、スペル数が少ない品目については、一定の影響を及ぼす。本来、そうした影響を最小限にするためには、データのサンプル期間をできる限り長くするのが望ましい。もっとも、本稿の分析でも示されているように、サンプル期間におけるハザード確率は時系列で一定ではないことから、本稿では15年間のサンプルを5年毎のサブサンプルに分割してハザード確率を求めることとしている。

補論 3-1 国際比較における品目選定

ここでは、米国と EU 諸国における分析結果を比較した Dhyne et al. [2005]で採用されている共通品目の選定基準を説明する。

(選定基準)

国連 93SNA による「個別消費の目的別分類 COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose)」の 2 桁コード分類を全てカバーするものとする。ただし、同時に CPI の主要コンポーネント (Unprocessed food, Processed food, Energy, Non energy industrial goods, Services) も全てカバーすることも条件とする。以上の条件のもと、ユーロ・エリアの 2000 年基準 HICP (Harmonized Index of Consumer Prices) ウェイトに従って、COICOP の 7 桁コード分類より 50 品目選定する。

(除外品目)

「医療サービス(COICOP 06)」と「教育(COICOP 10)」は、価格データが得られない国が多いため、分析対象外としている。また、一部の品目(家賃、自動車、電気・ガス・水道料、電話代)についても、同様の理由により対象外としている。

(日本の対応品目)

本稿の分析対象品目から、上記の基準に対応する品目を選定したところ、50 品目中 46 品目が紐付けられた (補論 3-2)。

補論 3-2 共通 50 品目リスト

COICOP	CPI	品目名	日本の対応品目
01 Food and non alcoholic beverages	Unprocessed food	steak fresh fish lettuce banana	牛肉(ロース) まぐろ レタス バナナ
	Processed food	milk sugar frozen spinach mineral water coffee	牛乳(店頭売り) 砂糖 冷凍調理コロッケ ミネラルウォーター インスタントコーヒー
02 Alcoholic beverages, tobacco and narcotics	Processed food	whisky beer in a shop	ウイスキーA ビール
03 Clothing and footwear	Non energy industrial goods	socks jeans sport shoes shirt	婦人ソックス 男子ズボン(ジーンズ) 運動靴(大人用) ワイシャツ(長袖)
	Services	dry cleaning (suit)	洗濯代(背広服上下)
04 Housing, water, electricity, gas and other fuels	Energy	gasoline (heating purpose)	灯油
	Non energy industrial goods	acrylic painting cement	塗料
	Services	hourly rate of an electrician hourly rate of a plumber	テレビ修理代 水道工事費
05 Furnishing, household equipment and routine	Non energy industrial goods	toaster electric bulb 1 type of furniture towel	電子レンジ 蛍光ランプ 整理だんす タオル
	Services	domestic serices	家事代行料
07 Transport	Energy	fuel (type1) fuel (type2)	ガソリン(レギュラー) ガソリン(プレミアム)
	Non energy industrial goods	car tyre	自動車タイヤ
	Services	hourly rate in a garage car wash balancing of wheels taxi	駐車料金 自動車整備費(定期点検) タクシー代
08 Communications	Services	fax machine	
09 Recreation and culture	Non energy industrial goods	television set dog food tennis ball construction game (Lego)	テレビ ペットフード(ドッグフード) サッカーボール 組立がん具
	Services	movie videotape rental photo development	映画観覧料 ビデオソフトレンタル料 現像焼付代
11 Restaurants and hotels	Services	hotel room glass of beer in a bar 1 meal in a restaurant hot-dog cola based lemonade in a bar	ビール(外食) カレーライス サンドイッチ コーヒー(外食)
12 Miscellaneous goods and services	Non energy industrial goods	toothpaste suitcase	歯磨き 旅行用かばん
	Services	haircut (men) haircut (ladies)	理髪料 ヘアークット代

(注) シャドー部は、対応する品目が無いことを示す。

補論 4 価格改定コストの判定基準

本稿では、「価格改定率の分布において、変化率ゼロ近傍の頻度が落ち込んでいる品目は、価格改定コストが大きい」と定義した。ここでの落ち込みの有無を判定する基準は、以下のとおりである。

(判定基準)

実際の価格改定率の分布におけるゼロ近傍の分布頻度が、正規分布におけるゼロ近傍の分布頻度に比して小さければ、ゼロ近傍の分布頻度が小さい、つまり価格改定コストが大きい。

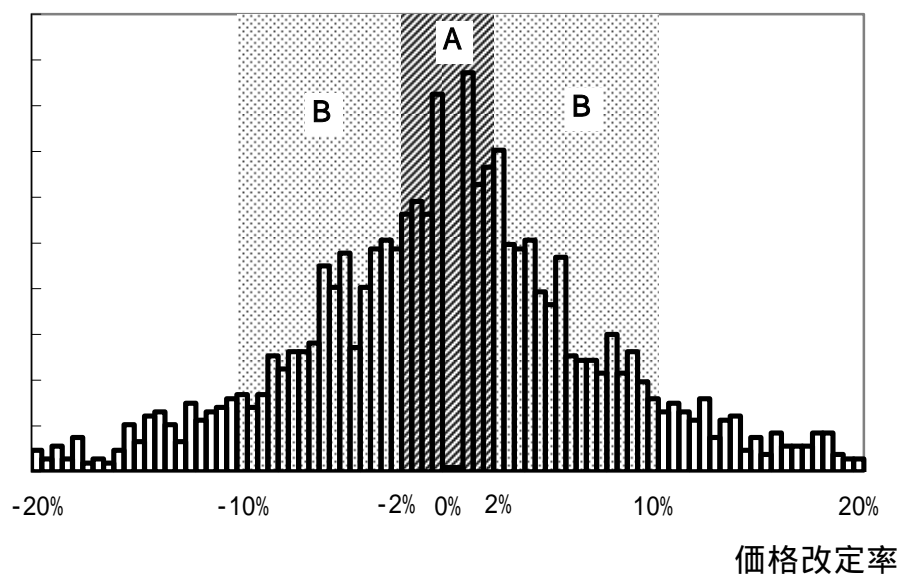
実際のゼロ近傍の分布頻度の定義 < 下図 >

$$\text{実際の分布データが} \frac{-2\% \sim +2\% \text{に分布する頻度} < \text{下図A部} >}{-10\% \sim +10\% \text{に分布する頻度} < \text{下図B部} >}$$

正規分布におけるゼロ近傍の分布頻度の定義

$$\text{正規分布に従うデータが} \frac{\frac{(-2\% + \mu) \sim (+2\% + \mu)}{\sigma} \text{に分布する頻度}}{\frac{(-10\% + \mu) \sim (+10\% + \mu)}{\sigma} \text{に分布する頻度}}$$

ただし、 μ と σ は、それぞれ当該品目の価格改定率の平均値と標準偏差である。



補論5 労働コスト比率の算出方法

ここでは、総務省統計局「2000年産業連関表」のデータを用いた労働コスト比率の算出方法を説明する。

（産業連関表とCPIの紐付け）

分析にあたって、2000年産業連関表の各部門と、本稿の分析対象であるCPIの品目（2000年基準）の紐付けを行う。紐付けに際してはCPI品目の調査対象銘柄の内容に合致するように産業連関表の部門と対応させている。ただし、自動車保険料や各種手数料については、産業連関表における生産額がCPIにおけるウエイトの概念と一致しないため、紐付けを行っていない。また、調査対象銘柄が人件費そのもの（いわゆる「人月単価」）となっている一部のサービス（左官手間代、植木職手間代、大工手間代、家事代行料）については、労働コスト比率を100%とした。

（労働コスト）

労働コストは、産業連関表の投入表における「賃金・俸給」「社会保険料（雇用主負担）」「その他の給与及び手当」「営業余剰」の合計値とした。ここで、「営業余剰」を含めているのは、個人事業者にとっては、営業余剰に含まれる混合所得も、労働コストとして勘案することが妥当であると考えられるからである。

（個人事業者が多く、労働コスト比率が高いと考えられる業種例：理髪業）

労働コスト比率（営業余剰を含まないベース）：30%

（営業余剰を含むベース）：69%

理髪業の場合、個人事業者が多いため、個人事業者自身の労働所得である混合所得（営業余剰）を含まないベースでは、労働コストを過小に計測しているといえよう。こうした例は、主にサービス業で複数みられるため、対応策として、本分析では営業余剰も労働コストに含めることとした。

ただし、この扱いは、法人事業者が多くを占める業態については労働コストの過大評価となっている点には留意が必要である。

（労働コスト比率）

労働コストが生産額に占める比率の算出には、本稿の分析対象である消費者物価指数の概念に合わせて、消費者の購入価格ベースでみた生産額を用いる必要がある。そこで、以下の方法で「生産者価格ベースの生産額」から算出した労働コスト比率

を「消費者の購入価格ベースの生産額」から算出した労働コスト比率に換算する。

$$\text{労働コスト比率(\%)} = \frac{\text{労働コスト}}{\text{国内生産額} \times \frac{\text{家計消費支出(購入者価格)}}{\text{家計消費支出(生産者価格)}}} \times 100$$

ただし、家計消費支出(購入者価格)は、「家計消費支出(生産者価格)」に「商業マージン」と「国内貨物運賃」を加えたものである。分母については、国内生産額に「家計消費支出(購入者価格) / 家計消費支出(生産者価格)」を掛けることで「消費者の購入価格ベースの生産額」となっている。

補論 6 自己回帰モデルによる趨勢的変動（一時的変動）比率の推計

価格改定は、それが、趨勢的な価格変動をもたらすものか、一時的な価格変動をもたらすのかによって、インフレ率のトレンドに与える影響が異なると考えられる。そこで、個々の品目について、価格改定がもたらす価格変動を上記、に分解することを試みる。

品目毎に都市別価格のパネル・データ（55 都市×60 ヶ月）を用いて価格改定幅の自己回帰モデル（（1）式）を推計し、0 期にショックが加わった際のインパルス応答を求める。11 期目における、残存したショックを「趨勢的変動」とみなし、消滅してしまったショックを「一時的変動」とみなす。

$$\Delta P_t = \alpha + \beta_1 \Delta P_{t-1} + \beta_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \beta_{12} \Delta P_{t-12} + u_t \quad (1)$$

ただし、 P_t は当該品目の t 期の価格、 α は定数項、 Δ は 1 階差を表す。推計手法は、Pooled OLS を用いた。なお、頑健性をチェックするため、Within Group 推計に基づいたインパルス応答も求めたところ、ショックの残存率の水準に僅かな差異がみられたものの、時系列方向の関係性（1990 年代を通して、ショック残存率が財では低下した一方、サービスでは高水準で推移した）は保たれた。

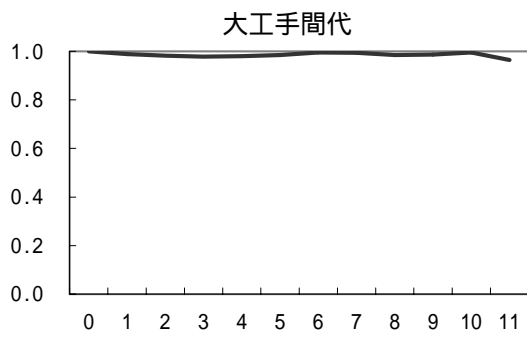
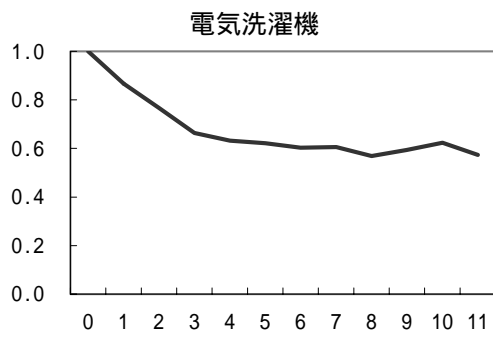
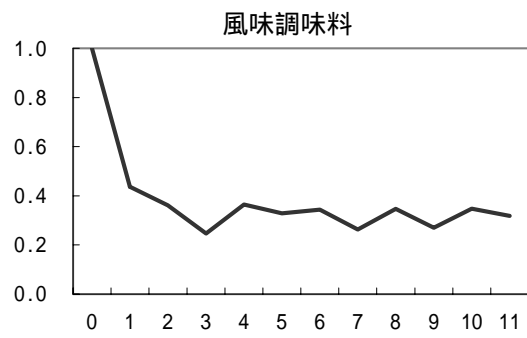
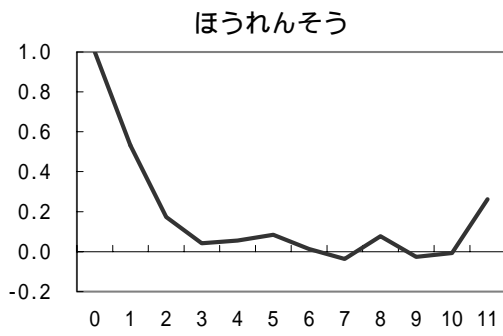
（銘柄変更の扱い）

推計に用いたデータにおける銘柄変更の扱いは、価格改定頻度の計測の際と異なる。銘柄変更時の品質調整方法として「直接比較法」を適用する品目は、銘柄変更時の価格変化をそのまま価格変化とみなす一方、「オーバーラップ法」を適用する品目については、以下のとおりデータ変換を行い、銘柄変更時に価格変化が生じないように接続している。

銘柄変更月（ t 期）以降の価格（ $i = 0$ ）

$$t+i \text{ 期の変換後価格} = t+i \text{ 期の価格} \times \frac{t-1 \text{ 期の価格}}{t \text{ 期の価格}}$$

(推計事例：1999～2003年)



参考文献

- Álvarez, Luis J., Pablo Burriel, and Ignacio Hernando [2005], “Do decreasing hazard functions for price changes make any sense?,” *European Central Bank Working Paper Series* 461, March 2005.
- Aoki, Kosuke [2001], “Optimal monetary policy responses to relative-price changes,” *Journal of Monetary Economics* 48:55-80, August 2001.
- Aucremanne, Luc, and Emmanuel Dhyne [2005], “Time-dependent versus state-dependent pricing: A panel data approach to the determinants of Belgian consumer price changes,” *European Central Bank Working Paper Series* 462, March 2005.
- Baudry, Laurent, Hervé Le Bihan, Patrick Sevestre and Sylvie Tarrieu [2004], “Price rigidity: Evidence from the French CPI micro-data,” *European Central Bank Working Paper Series* 384, August 2004.
- Baumgartner, Josef, Ernst Glatzer, Fabio Rumler, and Alfred Stiglbauer [2005], “How frequently do consumer prices change in Austria? Evidence from micro CPI data,” *European Central Bank Working Paper Series* 523, September 2005.
- Bills, Mark, and Peter J. Klenow [2004], “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices,” *Journal of Political Economy*, 112-5, 2004.
- Blinder, S. Alan, Elie R. D. Canetti, David E. Lebow, and Jeremy B. Rudd [1998], *Asking about prices: A new approach to understanding price stickiness*, Russel Sage Foundation, 1998.
- Calvo, Guillermo A. [1983], “Staggered prices in a utility-maximizing framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12:383-398, 1983.
- Caplin Andrew S., and Daniel F. Spulber [1987], “Menu costs and the Neutrality of Money,” *Quarterly Journal of Economics*, 102:703-725, 1987
- Dhyne, Emmanuel, Luis J. Álvarez, Hervé Le Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johannes Hoffman, Nicole Jonker, Patrick Lünemann, Fabio Rumler, and Jouko Vilmunen [2005], “Price setting in the euro area: Some stylised facts from individual consumer price data,” *European Central Bank Working Paper Series* 524, September 2005.
- Dotsey, M., Robert G. King, and Alexander L. Wolman [1999], “State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output,” *Quarterly*

Journal of Economics, 114:655-690 , 1999

- Klenow, Peter. J, and Oleksiy Kryvtsov [2005], “State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent U.S. inflation?,” *NBER Working Paper Series* 11043, January 2005.
- Nishizaki, Kenji, and Tsutomu Watanabe [2000], “Output-inflation trade-off at near-zero inflation rates,” *Journal of the Japanese and International Economics*, 14:304-326, 2000.
- Taylor, John B. [1979], “Staggered wage setting in a macro model,” *American Economic Review*, 69:108-113, 1979.
- Veronese, Giovanni, Silvia Fabiani, Angela Gattulli, and Roberto Sabbatini [2005], “Consumer price behaviour in Italy: Evidence from micro CPI data,” *European Central Bank Working Paper Series* 449, March 2005.
- Walsh, Carl E. [2003], *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, 2003
- 大日康史・有賀健 [1995]、「日本における価格硬直性の実証研究 ミクロモデルからのマクロ的インプリケーション」、『日本経済研究』 No.30、日本経済研究センター、1995年12月。
- 黒田祥子・山本勲 [2005]、「バブル崩壊以降のわが国の賃金変動：人件費および失業率の変化と名目賃金の下方硬直性の関係」、『金融研究』第24巻1号、日本銀行金融研究所
- 桜健一・佐々木仁・肥後雅博 [2005]、「1990年代以降の日本の経済変動 ファクト・ファインディング」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 05-J-10、2005年12月。
- 住宅金融公庫編 [1999]、「調査季報 平成10年度」No.1、[財]住宅金融普及協会、1999年1月。
- 日本銀行調査統計局 [2000]、「日本企業の価格設定行動 - 「企業の価格設定行動に関するアンケート調査」結果と若干の分析 - 」、『日本銀行調査月報』、日本銀行、2000年8月。
- 淵仁志・渡辺努[2002]、「フィリップス曲線と価格粘着性 - 産業別データによる推計 - 」、『金融研究』第21巻1号、日本銀行金融研究所。
- 宮尾龍蔵 [2001]、「GDPギャップの推計と供給サイドの構造変化」、『日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ 01-18、2001年10月。

分析対象品目と対象外品目

(1) 分析対象品目 (2000年基準)

		品目数		主な分析対象品目
		CPI	分析対象	
総合		598	493	
財		456	372	
農水畜産物	生鮮食品	61	45	まぐろ、レタス、バナナ
	その他生鮮商品	11	11	牛肉、豚肉、鶏卵、切り花
	他の農水畜産物	6	6	国産米、指定標準米、あずき
工業製品	食料工業製品	126	126	ちくわ、バター、ケーキ、ビール
	繊維製品	73	29	布団、婦人着物、ネクタイ
	石油製品	4	4	プロパンガス、灯油、ガソリン
	他の工業製品	159	140	電気冷蔵庫、洋服だんす、ティッシュペーパー、感冒薬、化粧水、指輪、たばこ
電気・都市ガス・水道		3	3	電気代、都市ガス代、水道料
出版		13	8	教科書、新聞代、単行本、週刊誌
サービス		142	121	
公共サービス	公営・公団公社家賃	2	0	
	家事関連サービス	12	11	下水道料、自動車保険料、印鑑証明手数料
	医療・福祉関連サービス	3	2	保育所保育料、通所介護料
	運輸・通信関連サービス	22	18	普通運賃 (JR、在来線)、バス代、はがき
	教育関連サービス	3	3	国立大学授業料、公立幼稚園保育料
	教養娯楽関連サービス	6	6	放送受信料、美術館入館料
一般サービス	外食	21	21	うどん、ハンバーガー、学校給食
	民営家賃	4	0	
	持家の帰属家賃	4	0	
	家事関連サービス	28	28	大工手間代、自動車整備費、理髪料、振込手数料
	医療・福祉関連サービス	4	4	出産入院料、マッサージ料金
	教育関連サービス	8	8	PTA会費、私立大学授業料、補習教育
	教養娯楽関連サービス	25	20	月謝、映画観覧料、遊園地入園料、獣医代

(2) 分析対象外の品目一覧 (2000年基準)

除外理由	品目数	品目名
a)	19	火災保険料、診療代、普通運賃 (JR、新幹線)、航空運賃、軽乗用車、小型乗用車 A / B、小型乗用車 (輸入品)、普通乗用車、普通乗用車 (輸入品)、固定電話通信料、移動電話通信料、外国バック旅行、持家の帰属家賃 (木造中住宅 / 非木造小住宅 / 木造小住宅 / 非木造中住宅)、パソコン (デスクトップ型 / ノート型)
b)	67	かつお、かき (貝)、えだまめ、りんご A / B、みかん、いよかん、なし、ぶどう A / B、かき (果物)、もも、すいか、メロン、いちご、さくらんぼ、温風ヒーター、電気ごたつ、電気カーペット、毛布、背広服 (夏 / 冬物)、男子上着、男子ズボン (夏 / 冬物)、男子コート、男子学校制服、婦人スーツ (合 / 夏 / 冬物 / ニット)、ワンピース (合 / 夏 / 冬物)、スカート (合 / 夏 / 冬物)、婦人スラックス (冬物)、婦人コート、婦人上着、女子学校制服、女児スカート (夏 / 冬物)、ワイシャツ (半袖)、スポーツシャツ (長 / 半袖)、男子セーター、ブラウス (長 / 半袖)、婦人 T シャツ (長 / 半袖)、婦人セーター (長 / 半袖)、子供 T シャツ (長 / 半袖)、子供セーター、男子シャツ (長袖)、男子ズボン下、男子パジャマ、マフラー、男子靴下 (夏 / 冬物)、子供タイツ、学習机、通学用かばん、サッカー観覧料、プロ野球観覧料
c)	7	民営家賃 (木造小住宅 / 木造中住宅 / 非木造小住宅 / 非木造中住宅)、公営家賃、公団公社家賃、宿泊料
d)	12	パソコン用プリンタ、ワープロ、化粧クリーム A、乳液 A、ファンデーション A、口紅 A、少年誌、趣味教養誌、生活情報誌、パソコン誌、女性誌、インターネット接続料

分析データのカバレッジ

	品目数		カバレッジ (%)
	CPI	分析データ	
1990年基準	561	476	84.8
1995年基準	580	493	85.0
2000年基準	598	493	82.4

(%)

	カバレッジ			ウエイト構成比(2000年)	
	1990	1995	2000	CPI	分析データ
総合	73.2	70.5	68.0	100.0	100.0
総合(除く持家の帰属家賃)	81.3	81.4	78.6	86.4	100.0
総合(除く生鮮食品)	73.0	70.2	67.5	95.5	94.9
総合(除く生鮮食品・持家の帰属家賃)	81.6	81.7	78.7	81.9	94.9
財	84.7	86.1	84.7	50.8	63.3
農水畜産物	87.1	87.1	86.6	7.8	9.9
生鮮商品	84.5	84.8	84.5	6.7	8.3
生鮮食品	76.9	77.5	76.8	4.5	5.1
その他生鮮商品	100.0	100.0	100.0	2.2	3.3
他の農水畜産物	100.0	100.0	100.0	1.0	1.5
工業製品	81.8	83.5	82.1	36.5	44.1
食料工業製品	100.0	100.0	100.0	13.7	20.2
繊維製品	39.1	39.2	40.7	5.6	3.4
石油製品	100.0	100.0	100.0	3.0	4.4
他の工業製品	85.1	85.0	77.3	14.1	16.1
電気・都市ガス・水道	100.0	100.0	100.0	4.8	7.1
出版物	100.0	100.0	90.7	1.7	2.3
サービス	58.8	53.9	50.6	49.2	36.7
サービス(除く持家の帰属家賃)	75.7	74.6	70.0	35.6	36.7
公共サービス	58.7	60.5	56.4	12.9	10.7
公営・公団公社家賃	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0
家事関連サービス	76.0	82.0	84.6	3.0	3.7
医療・福祉関連サービス			19.8	2.0	0.6
運輸・通信関連サービス	62.2	61.3	45.7	5.6	3.8
教育関連サービス	100.0	100.0	100.0	0.6	0.9
教養娯楽関連サービス	100.0	100.0	100.0	1.2	1.7
一般サービス	58.8	52.0	48.6	36.3	25.9
一般サービス(除く持家の帰属家賃)	83.6	81.0	77.7	22.7	25.9
外食	100.0	100.0	100.0	6.2	9.1
民営家賃	0.0	0.0	0.0	3.0	0.0
持家の帰属家賃	0.0	0.0	0.0	13.6	0.0
他のサービス	88.9	90.1	84.7	13.5	16.8
家事関連サービス	100.0	100.0	100.0	4.8	7.1
医療・福祉関連サービス	100.0	100.0	100.0	0.3	0.5
教育関連サービス	100.0	100.0	100.0	3.3	4.8
教養娯楽関連サービス	71.9	72.6	59.4	5.1	4.4

(図表 3)

品目別・調査対象都市別の調査価格数

(1) 調査対象都市ごとの収集価格数

都市区分	都市数	A 品目	B 品目	C 品目	D 品目
東京都区部	1	42	21	12	1
大阪市	1	12	12	6	1
横浜、名古屋、京都、神戸の各市	4	12	6	2	1
札幌、仙台、千葉、川崎、広島、福岡、北九州の各市	7	8	4	2	1
金沢、高松の各市	2	6	3	2	1
那覇市	1	6	6	3	1
その他の県庁所在市	33	4	3	2	1
その他の人口 15 万人以上の市	22	4	3	1	1

(注) 那覇の A 品目のうち、生鮮の価格数は 9 である。

< 品目区分 >

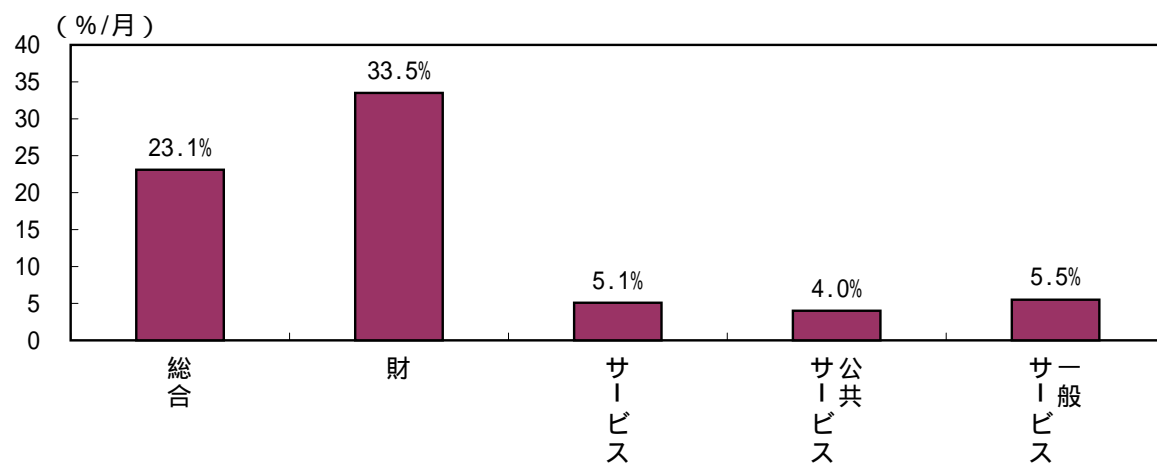
	財	サービス
A 品目	魚介・野菜・日用雑貨	畳表取替費、板ガラス取替費、履物修理代
B 品目	被服・家具・電気器具	一般・外食
C 品目	調味料・文房具	一般・家事関連（大工手間代等）の一部
D 品目	水道料	公共・家事関連、公共・運輸通信の一部

(2) 特殊な取り扱いをする品目（主なもの）

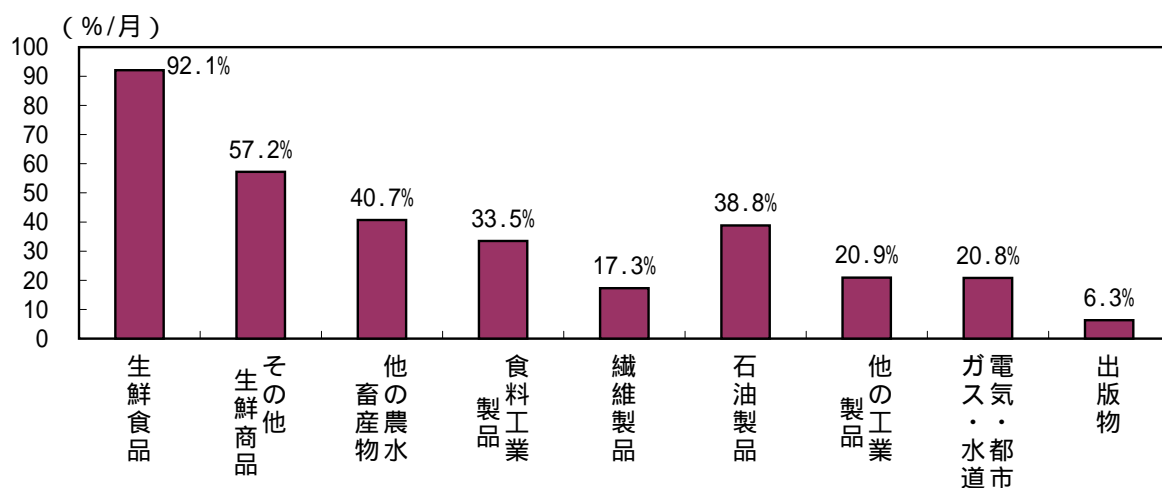
取り扱い	品目名
全国統一品目 全国 1 価格のみ	たばこ、出版物、公共・家事関連（粗大ゴミ処理手数料、自動車保険料）、公共・運輸通信の一部（高速自動車国道料金、郵便料金等）、国立大学授業料、レンタカー料金
全対象を悉皆調査	公共・教育関連および一般・教育関連の大半
東京都区部 10、その他の都市 3 価格	一般・教養娯楽関連の大半、運送料、補習教育、PTA 会費（県庁所在市は 5 価格）、学校給食（同）、弁当、車庫借料、駐車料金

価格改定頻度・総合 / カテゴリー別 (1999 ~ 2003年)

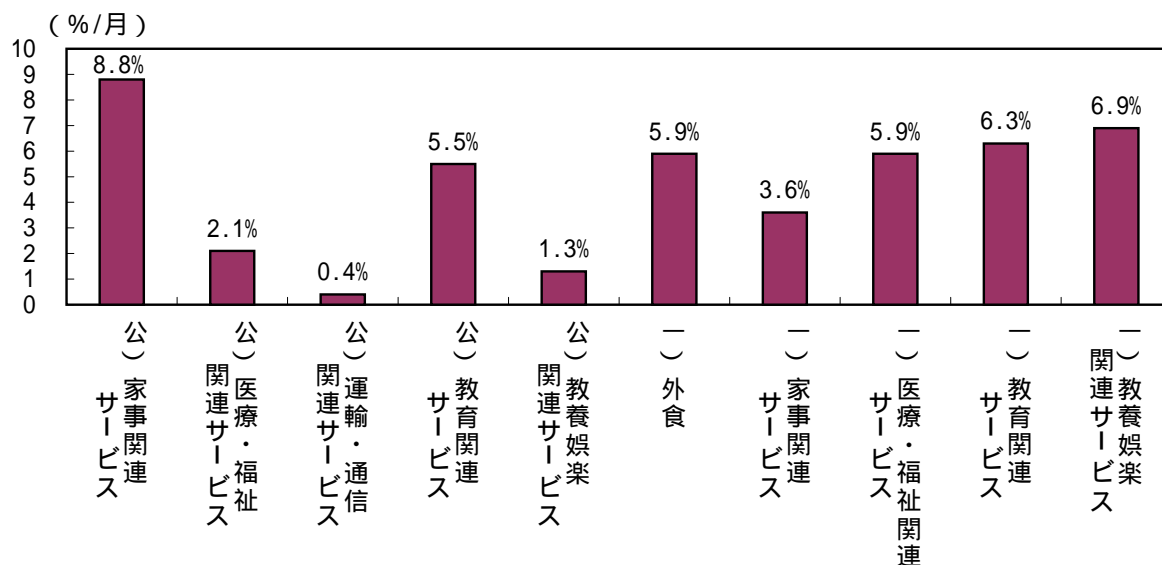
(1) 総合・財・サービス



(2) 財・カテゴリー別

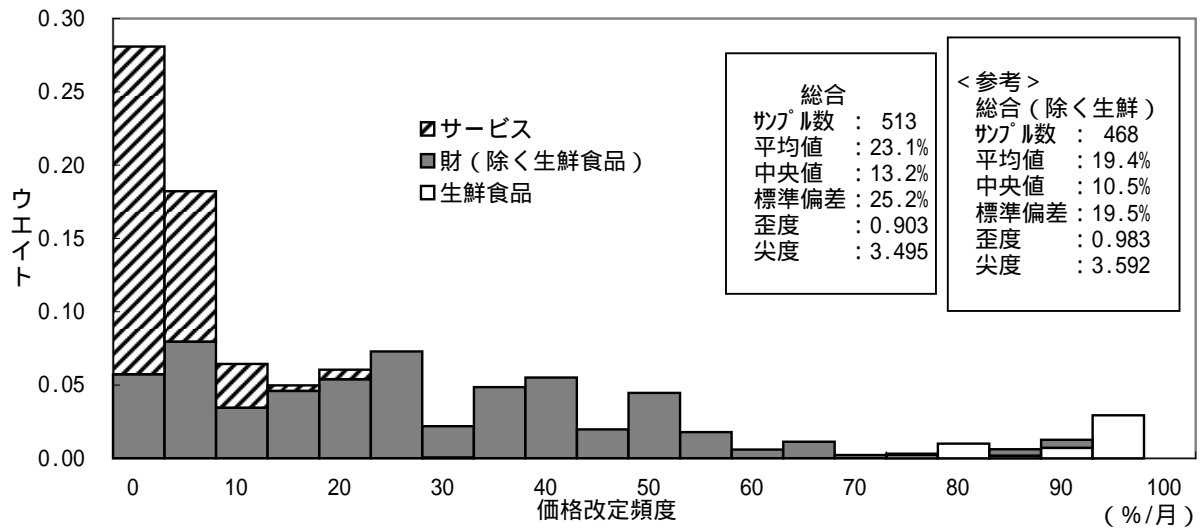


(3) サービス・カテゴリー別

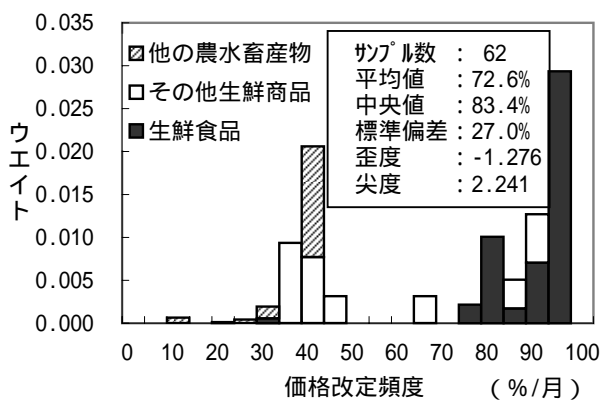


価格改定頻度の分布 (1999 ~ 2003年)

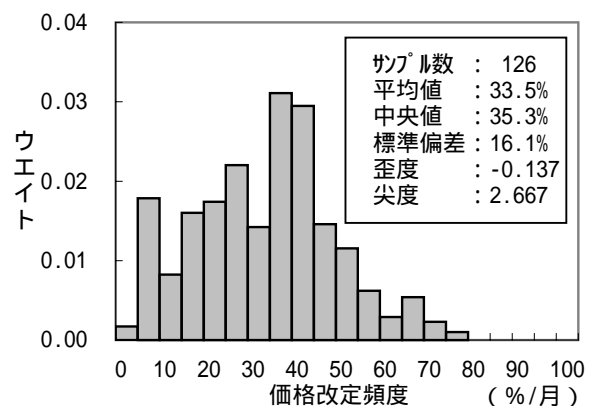
(1) 総合



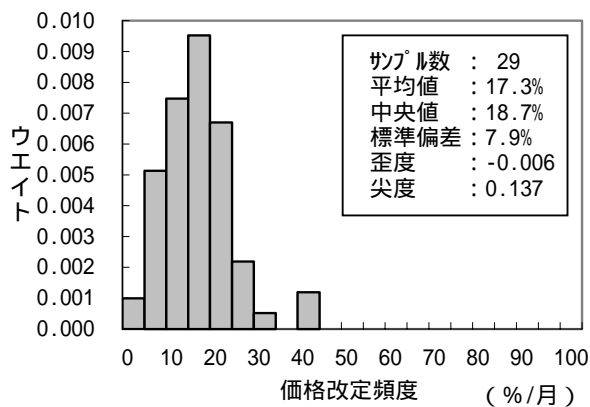
(2) 農水畜産物



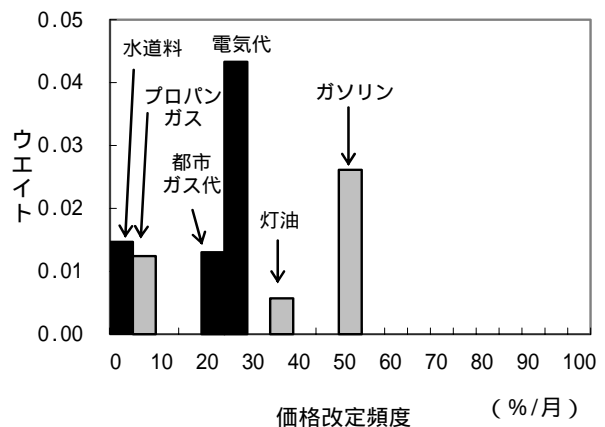
(3) 食料工業製品



(4) 繊維製品

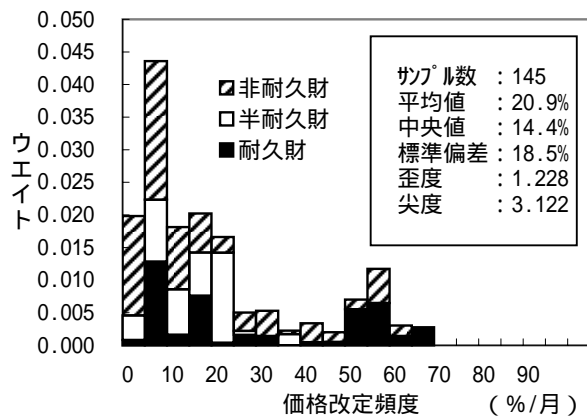


(5) 石油製品、電気・都市ガス・水道

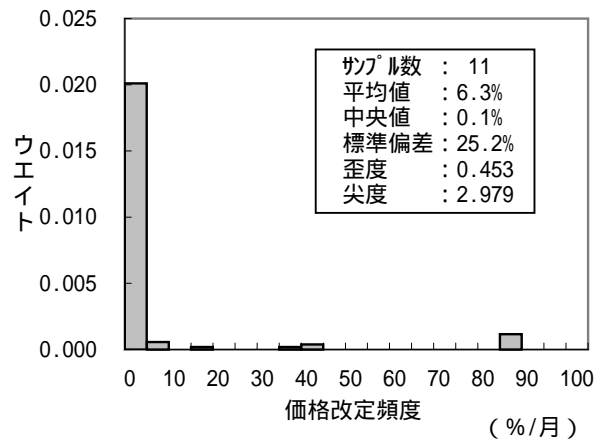


(図表 5 - 2)

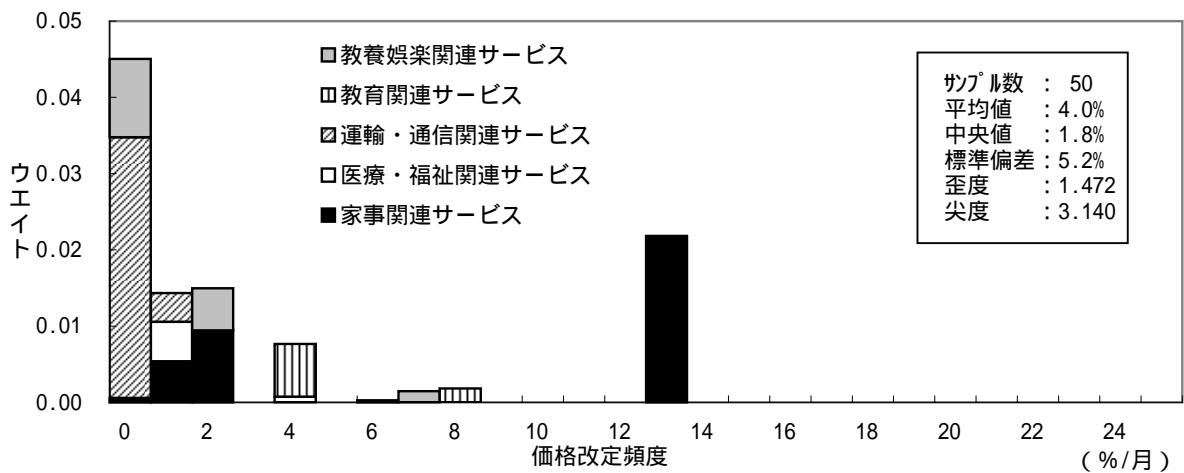
(6) 他の工業製品



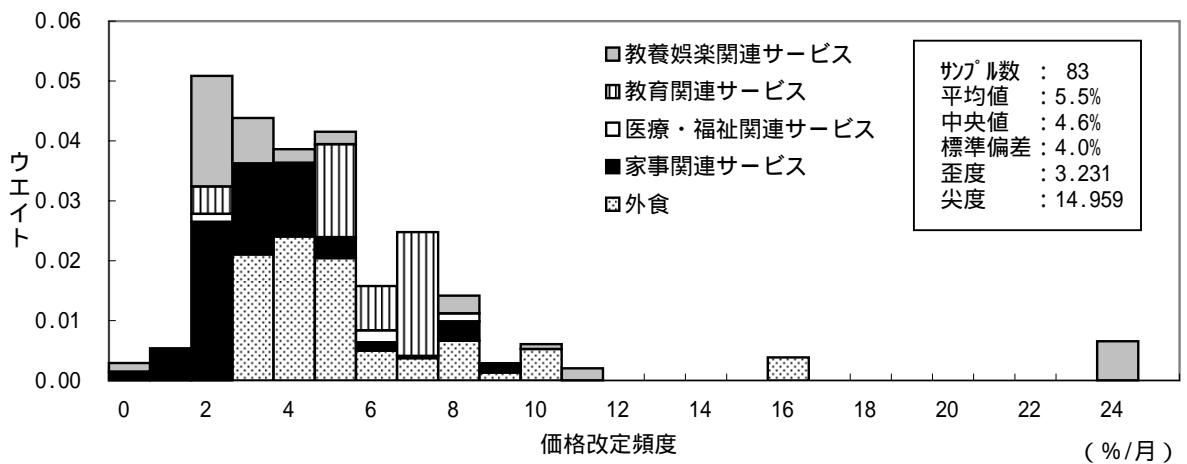
(7) 出版物



(8) 公共サービス



(9) 一般サービス



(図表 6)

価格改定頻度の国際比較

(1) 50品目ベースでの比較

(単位: % / 月)

国名	Unprocessed food		Processed food		Energy		Non energy industrial product		Services		合計		調査時期
		順位		順位		順位		順位		順位		順位	
日本	71.8	1	30.8	1	50.9	9	22.7	1	3.9	10	24.8	1	1999~2003年
米国	47.7	5	27.1	2	74.1	4	22.4	2	15.0	1	24.8	1	1995~1997年
オーストリア	37.5	6	15.5	8	72.3	7	8.4	7	7.1	5	15.4	8	1996~2003年
ベルギー	31.5	7	19.1	5	81.6	2	5.9	9	3.0	11	17.6	6	1989~2001年
ドイツ	25.2	9	8.9	11	91.4	1	5.4	11	4.3	9	13.5	9	1998~2004年
スペイン	50.9	4	17.7	6	n.a.	n.a.	6.1	8	4.6	7	13.3	10	1993~2001年
フランス	24.7	10	20.3	4	76.9	3	18.0	3	7.4	4	20.9	5	1994~2003年
イタリア	19.3	11	9.4	10	61.6	8	5.8	10	4.6	7	10.0	11	1996~2003年
ルクセンブルグ	54.6	3	10.5	9	73.9	5	14.5	4	4.8	6	23.0	3	1999~2004年
オランダ	30.8	8	17.3	7	72.6	6	14.2	6	7.9	3	16.2	7	1998~2003年
ポルトガル	55.3	2	24.5	3	15.9	10	14.3	5	13.6	2	21.1	4	1992~2001年

(注) 各国ウエイトを使って計算された値。
(資料) Dhyne et al.[2005]から引用(日本以外)。

(2) 日米比較: サービス各品目

(単位: % / 月)

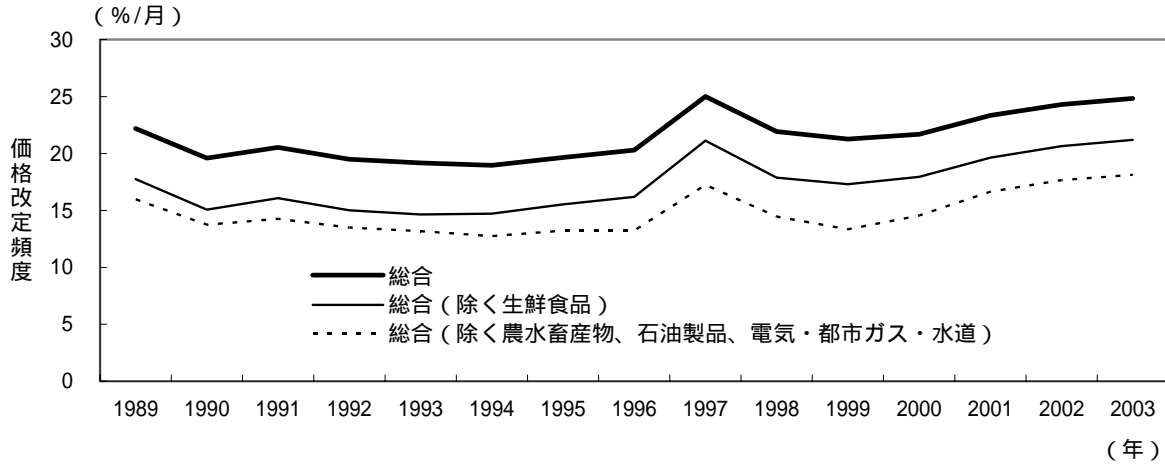
品目名(日本)	日本				品目名(日本)	米国			
	89-93	94-98	99-03	95-97		89-93	94-98	99-03	95-97
公共サービス					一般サービス				
家事関連サービス					外食				
下水道料	4.3	4.9	2.0	7.9	外食	10.5	7.9	5.9	8.8
自動車保険料	3.2	1.7	13.0	15.5	他のサービス				
医療・福祉関連サービス					家事関連サービス				
保育所保育料	--	--	1.8	7.2	家事関連サービス	10.3	6.2	3.6	9.8
通所介護料	--	--	4.4	5.1	植木職手間代	13.1	8.9	3.5	11.5
運輸・通信関連サービス					家事代行料	7.1	4.1	1.9	6.5
電車運賃	1.5	1.6	0.5	10.2	洗濯代(背広服上下)	15.7	8.7	8.3	5.1
バス代	4.2	3.6	0.5	20.3	自動車整備費等	4.1	3.9	3.3	15.1
タクシー代	6.4	1.9	0.1	5.0	駐車料金	5.3	2.8	1.9	3.7
高速自動車国道料金	3.4	3.4	0.0	3.2	テレビ修理代	5.3	5.1	5.1	6.1
郵便料金	0.1	3.4	0.0	5.6	理髪料	15.5	9.1	2.7	3.9
運送料	5.9	2.1	1.3	9.4	美容院	14.1	8.9	4.6	4.3
教育関連サービス					医療・福祉関連サービス				
公立高校授業料	6.2	5.4	4.8	9.3	出産入院料(国立)	9.5	11.0	8.4	11.4
国立大学授業料	8.5	8.5	8.5	10.1	教育関連サービス				
公立幼稚園保育料	8.4	8.2	6.8	7.2	私立中学校授業料	7.9	6.9	5.4	9.3
					私立大学授業料	9.4	8.1	7.4	7.7
					私立幼稚園保育料	8.4	8.2	6.8	7.2
					教養娯楽関連サービス				
					レンタカー料金	--	--	2.1	41.3
					月謝(英会話)	--	--	3.5	6.9
					映画観覧料	13.3	11.2	3.6	8.8
					現像焼付代	2.6	3.4	3.6	5.3
					獣医代	--	--	2.0	6.5

(注) 日米で品目範囲がおおよそ一致したものについて比較している。
(資料) Bils and Klenow[2004]

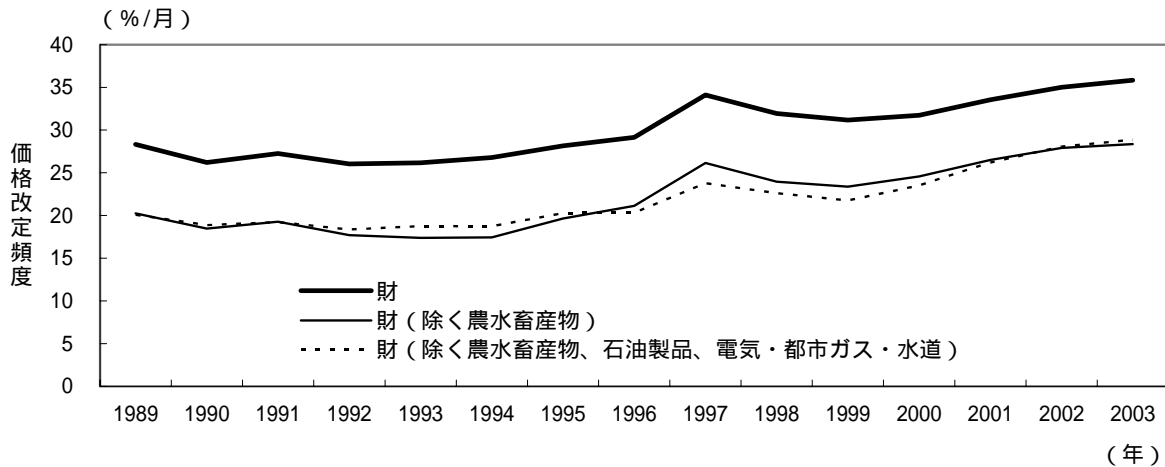
(図表 7)

価格改定頻度の推移 (暦年平均 : 1989 ~ 2003年)

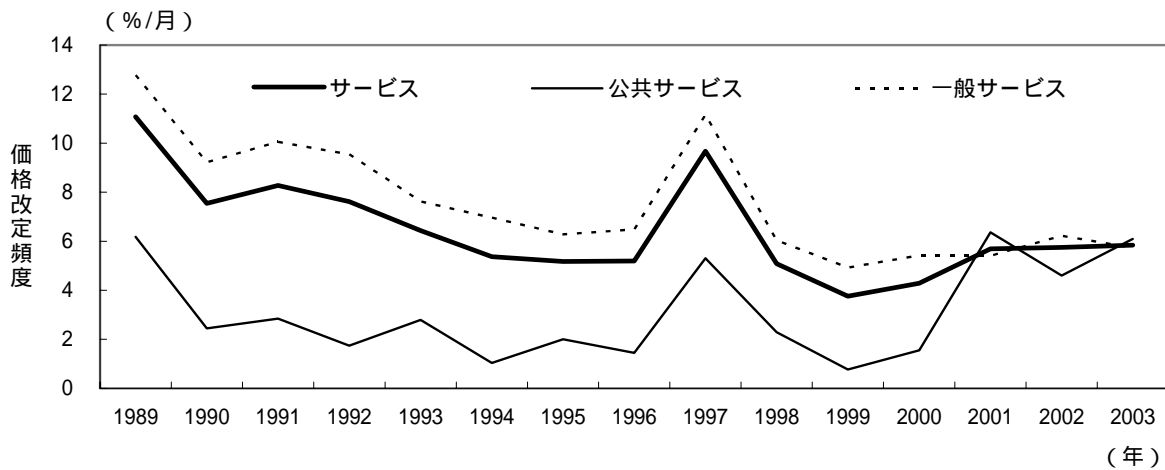
(1) 総合、総合 (除く生鮮食品)、総合 (除く農水畜産物、石油製品、電気・都市ガス・水道)



(2) 財、財 (除く農水畜産物)、財 (除く農水畜産物、石油製品、電気・都市ガス・水道)

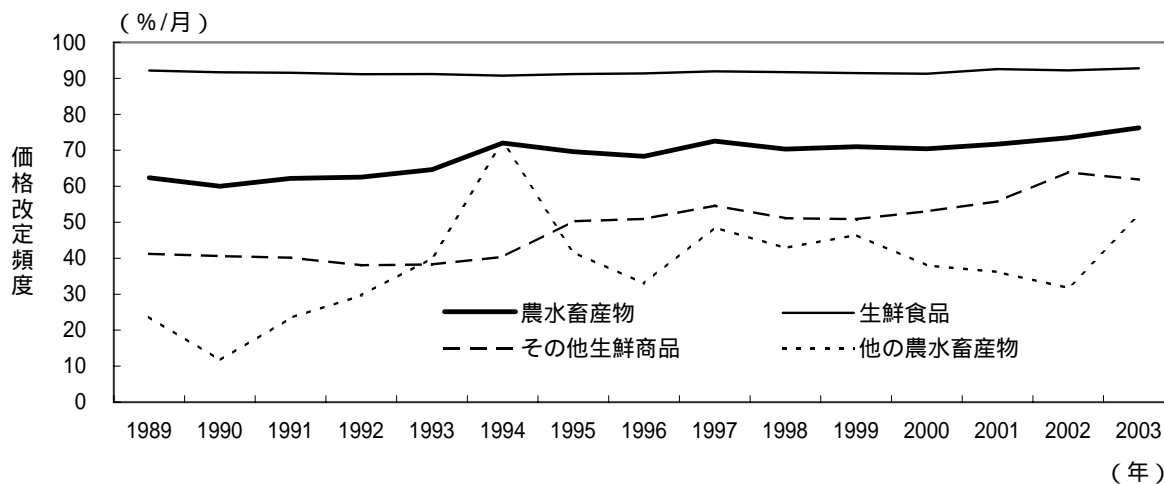


(3) サービス、公共サービス、一般サービス

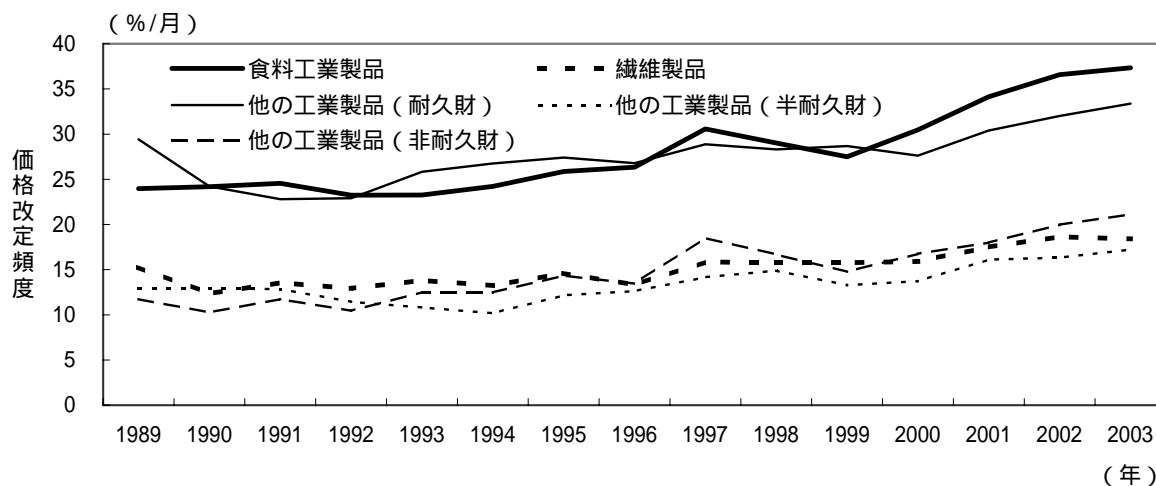


価格改定頻度の推移 (暦年平均 : 1989 ~ 2003年) : 財

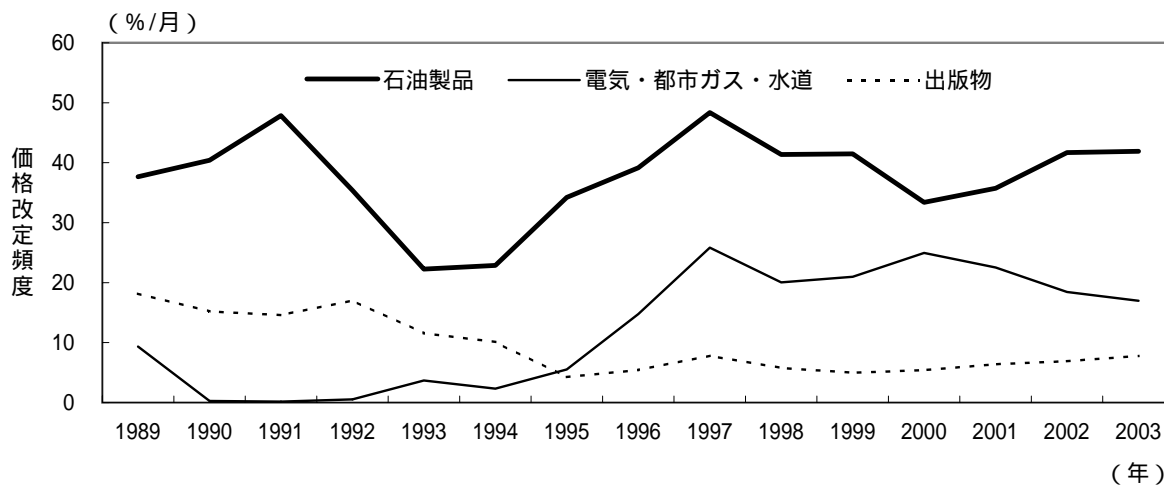
(1) 農水畜産物 (計)、生鮮食品、その他生鮮商品、他の農水畜産物



(2) 食料工業製品、繊維製品、他の工業製品 (耐久財・半耐久財・非耐久財)



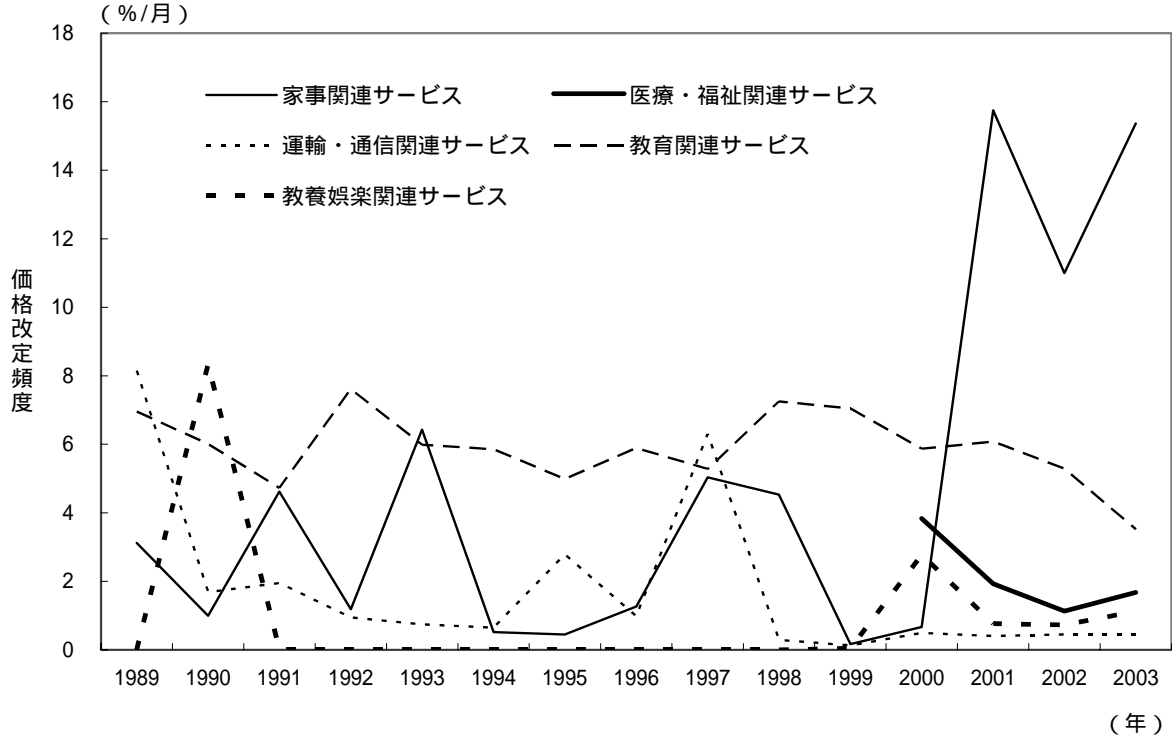
(3) 石油製品、電気・都市ガス・水道、出版物



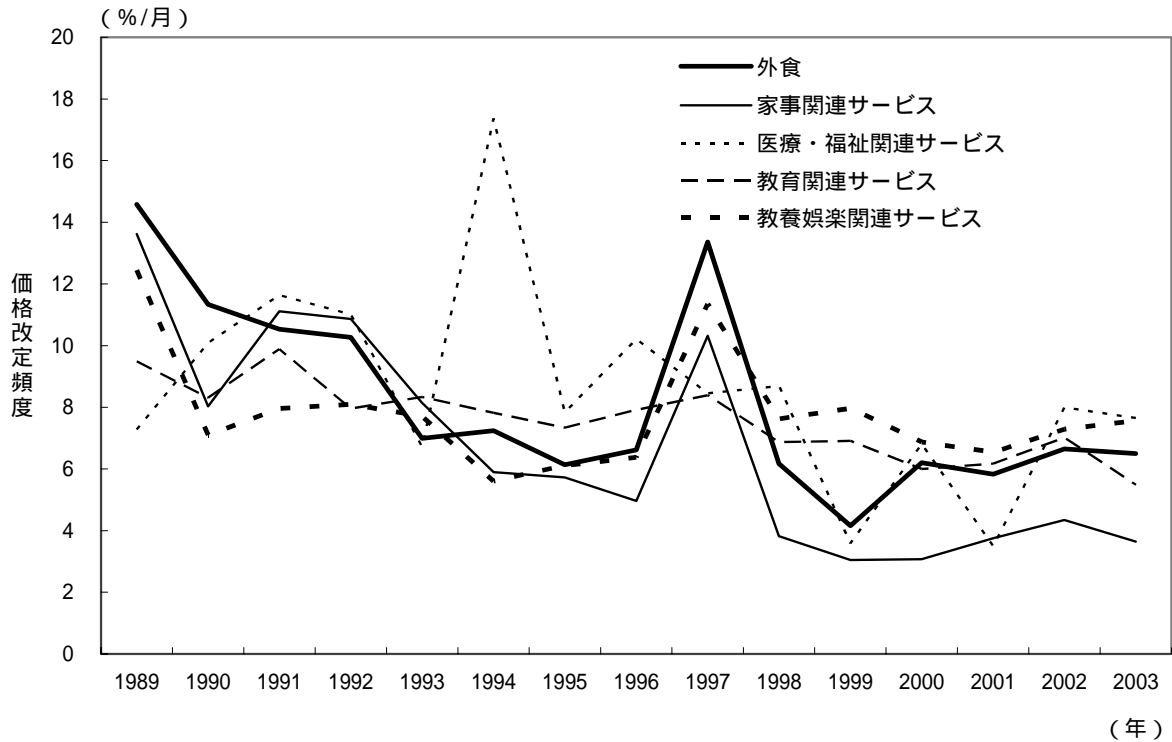
(図表 9)

価格改定頻度の推移 (暦年平均 : 1989 ~ 2003年) : サービス

(1) 公共サービスの内訳

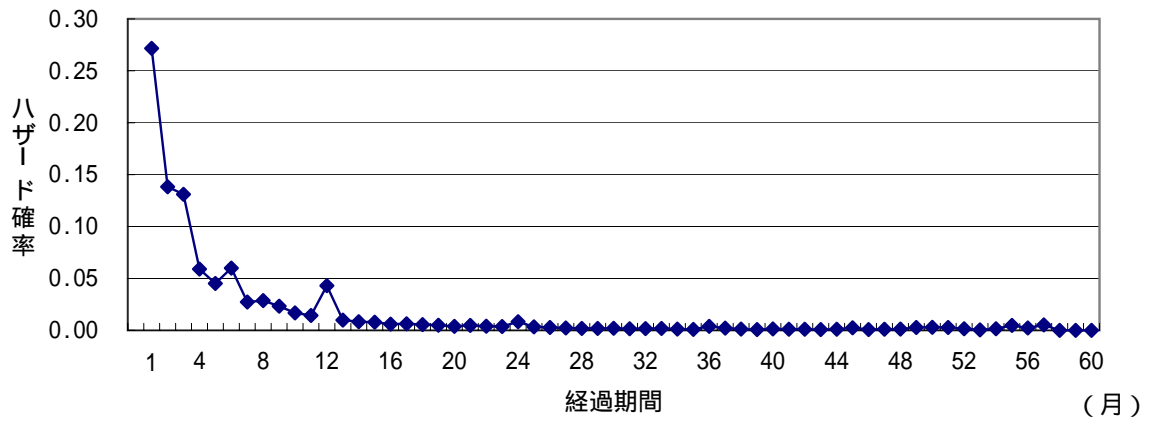


(2) 一般サービスの内訳

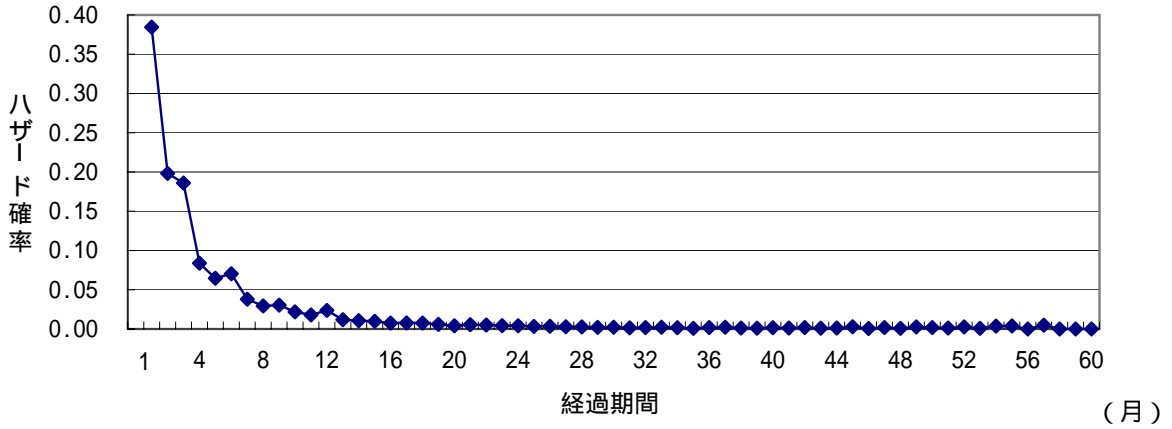


ハザード確率分布 (1999 ~ 2003年)

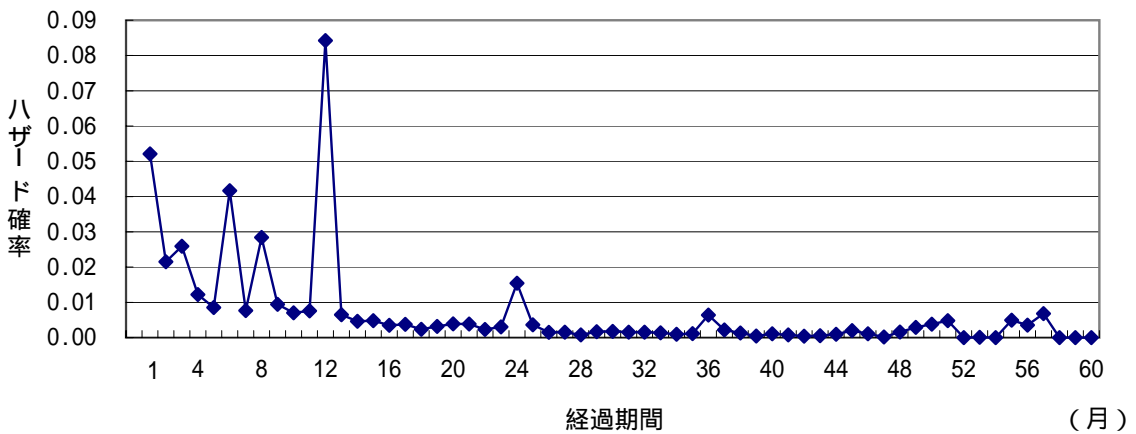
(1) 総合



(2) 財



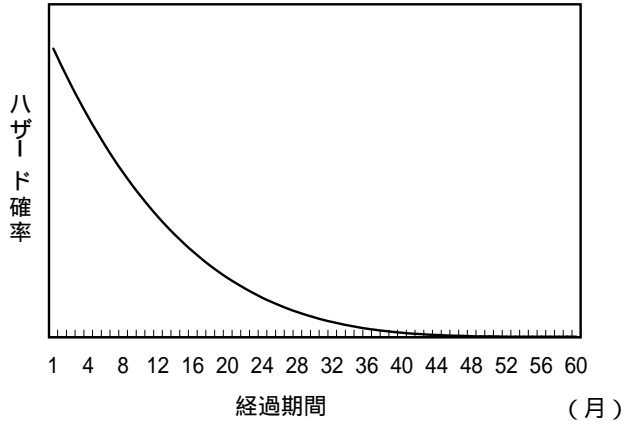
(3) サービス



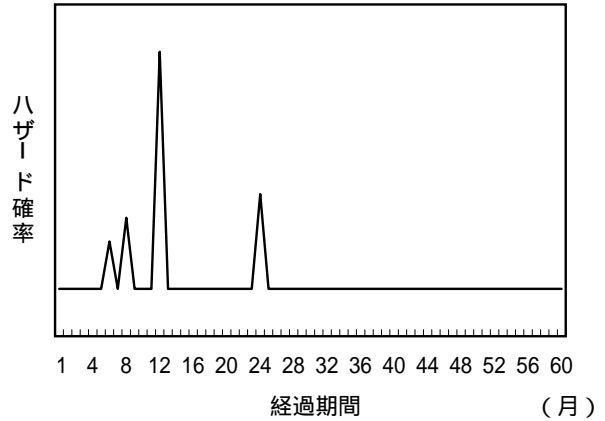
ハザード確率分布：2種類の価格改定パターン

(1) ハザード確率分布：2種類の価格改定パターン

タイプ1：1ヶ月最大・右下がり分布
(裾野の広さは様々)



タイプ2：経過期間6ヶ月、8ヶ月、12ヶ月、24ヶ月で最大となる分布



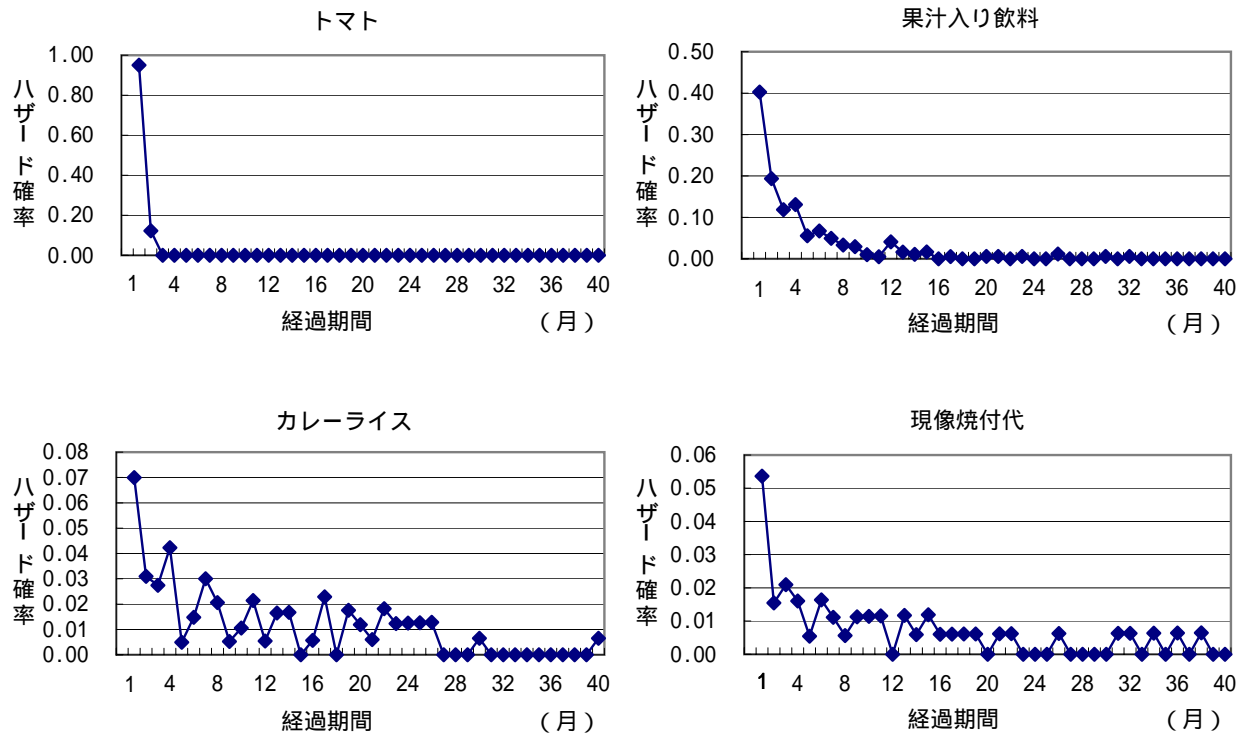
(2) 個別品目のハザード確率分布 (1999～2003年)

	タイプ1		タイプ2		判別不能なもの 品目数
	品目数	品目	品目数	品目	
財	352	右記以外の全品目	14	乳酸菌飲料B、ビール、帽子、電子オルガン、ボールペン、アルバム、セロハン粘着テープ、植木鉢、電気代、都市ガス代、水道料、教科書、学習参考教材、週刊誌C	6
公) 家事関連サービス	0		4	下水道料、し尿処理手数料、粗大ごみ処理手数料、自動車保険料(任意)	7
公) 医療・福祉関連サービス	0		2	保育所保育料、通所介護料	
公) 運輸・通信関連サービス	0		1	運送料	17
公) 教育関連サービス	0		3	公立高校授業料、国立大学授業料、公立幼稚園保育料	
公) 教養・娯楽関連サービス	1	美術館入館料	1	プール使用料	4
一) 外食	17	右記以外の全品目	4	コーヒー(外食)、学校給食(小学校低)、学校給食(小学校高)、学校給食(中学校)	
一) 家事関連サービス	16	右記以外の全品目	12	左官手間代、植木職手間代、ふすま張替費、大工手間代、家事代行料、モップレンタル料、自動車整備費(マフラー交換)、自動車オイル交換料、車庫借料、駐車料金、腕時計修理代、振込手数料C	
一) 医療・福祉関連サービス	0		4	出産入院料(国立)、出産入院料(公立)、マッサージ料金、人間ドック受診料	
一) 教育関連サービス	0		8	PTA会費(小学校)、PTA会費(中学校)、私立中学校授業料、私立高校授業料、私立大学授業料、私立短期大学授業料、私立幼稚園保育料、補習教育	
一) 教養・娯楽関連サービス	7	右記以外の全品目	11	被服賃借料、月謝(英会話)、月謝(書道)、月謝(音楽)、月謝(水泳)、月謝(洋裁)、自動車教習料、テニスコート使用料、ボウリングゲーム代、マージャン遊技料、獣医代	2
サービス	41		50		30
総合	393		64		36

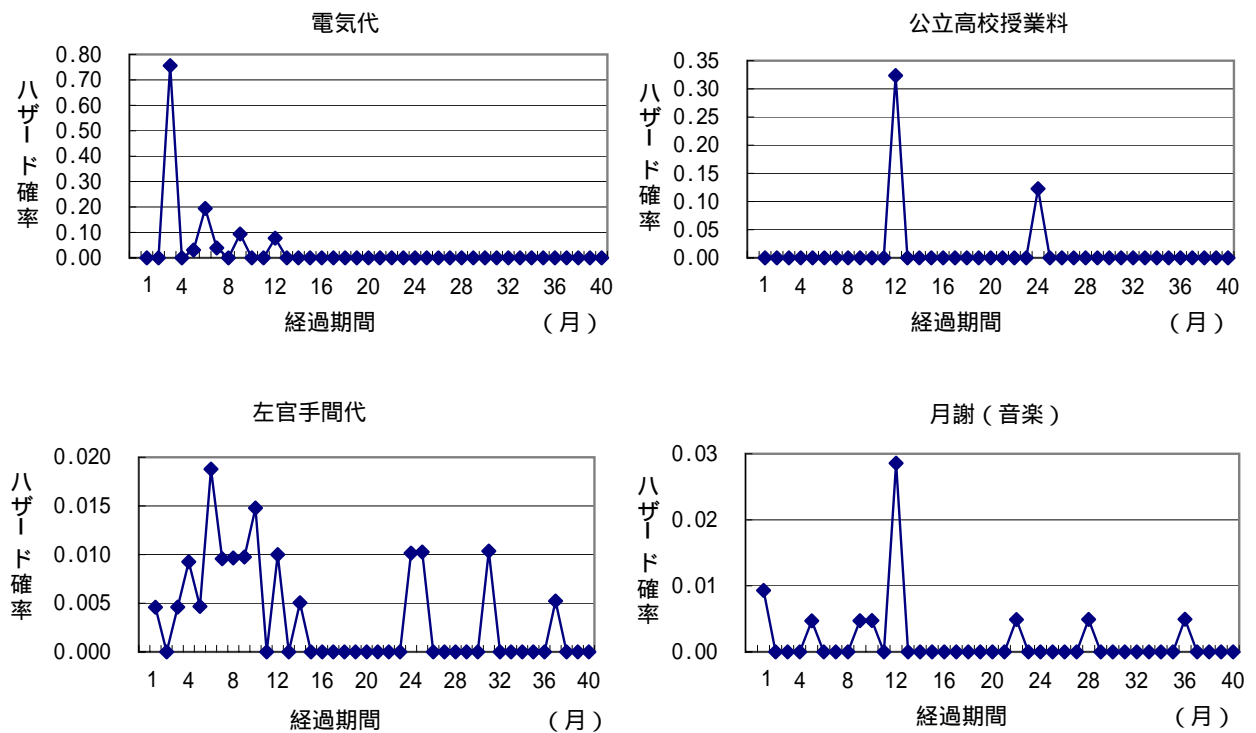
(図表12)

個別品目のハザード確率分布 (1999 ~ 2003年)

(1) タイプ1



(2) タイプ2

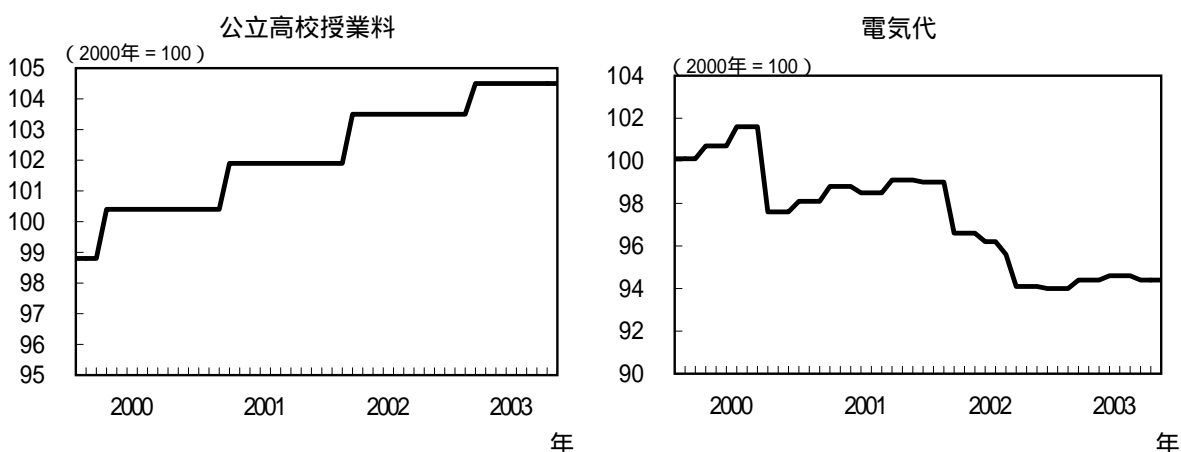


価格改定パターン：タイプ2の特性

(1) 特定の時期に一斉に価格改定されるグループ

カテゴリー	品目名
電気・都市ガス・水道	電気代、都市ガス代
出版物	教科書、週刊誌C、学習参考教材
サービス 公共・家事関連	し尿処理手数料、粗大ごみ処理手数料、振込手数料、自動車保険料
サービス 公共・教育	国立大学・公立高校授業料、幼稚園保育料
サービス 公共・医療福祉	通所介護料
サービス 一般・外食	学校給食（小学校低・高学年、中学校）
サービス 一般・家事関連	振込手数料
サービス 一般・医療福祉	出産入院料（公立・国立）、人間ドック受診料
サービス 一般・教育	私立中学・高校・短大・大学授業料、私立幼稚園保育料、補習教育
サービス 一般・教養娯楽	月謝（洋裁）

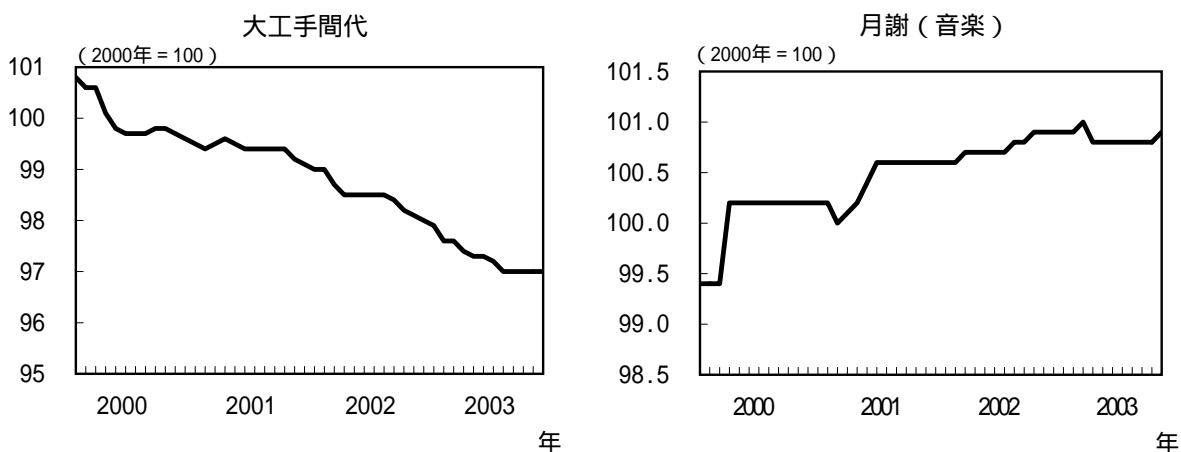
当該品目のCPIの推移の例（2000年基準）



(2) 価格改定の時期がばらついているグループ

カテゴリー	品目名
他の工業製品	アルバム、セロハン粘着テープ、ボールペン
サービス 一般・家事関連	大工手間代、植木職手間代、左官手間代、ふすま張替費、腕時計修理代、モップレンタル料、自動車整備費（マフラー交換）、自動車オイル交換料、車庫借料、駐車料金
サービス 一般・医療福祉	マッサージ料金
サービス 一般・教養娯楽	月謝（書道/水泳/音楽）、ボウリングゲーム代、マージャン遊技料

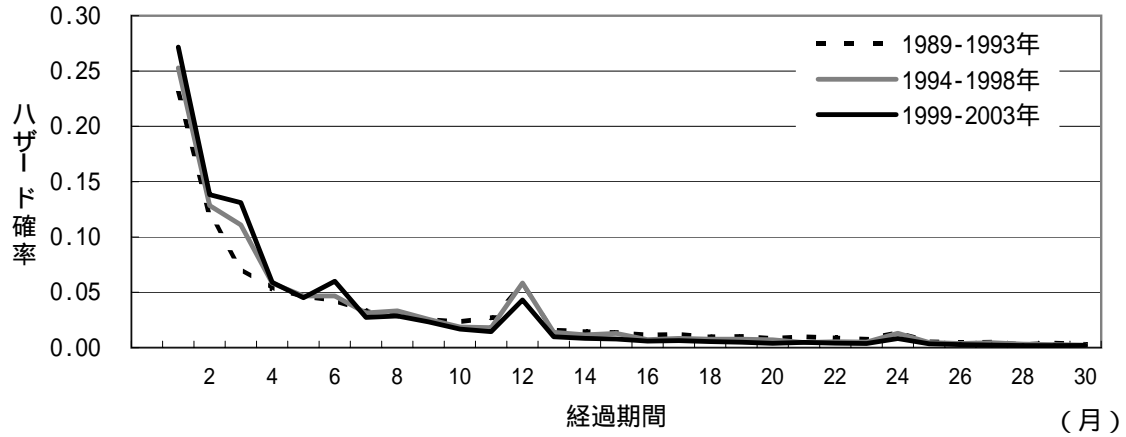
当該品目のCPIの推移の例（2000年基準）



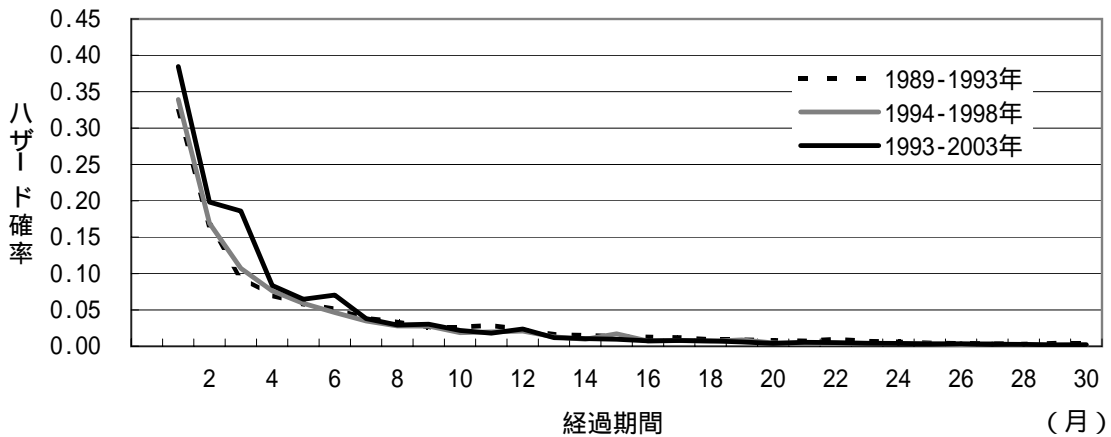
ハザード確率分布の変化

1989～1993年 1999～2003年

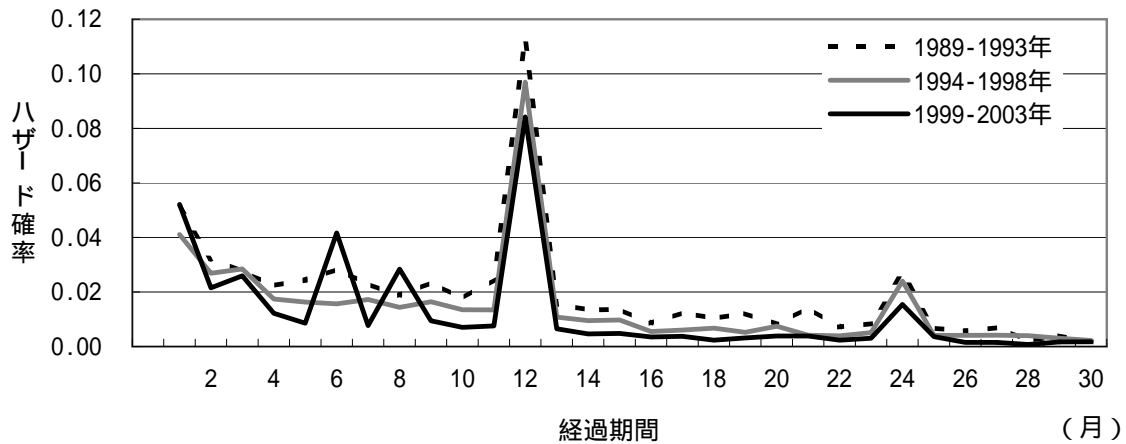
(1) 総合



(2) 財

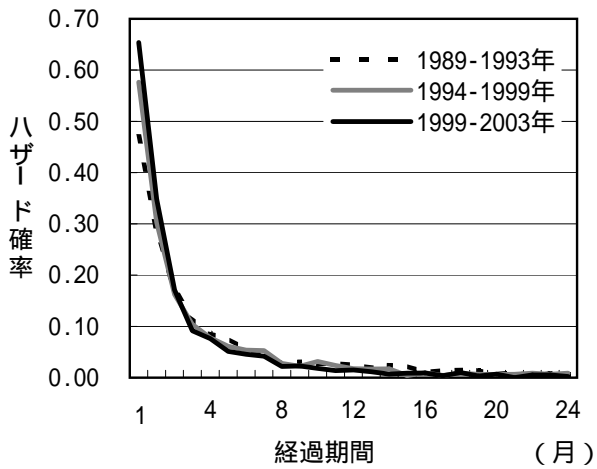


(3) サービス

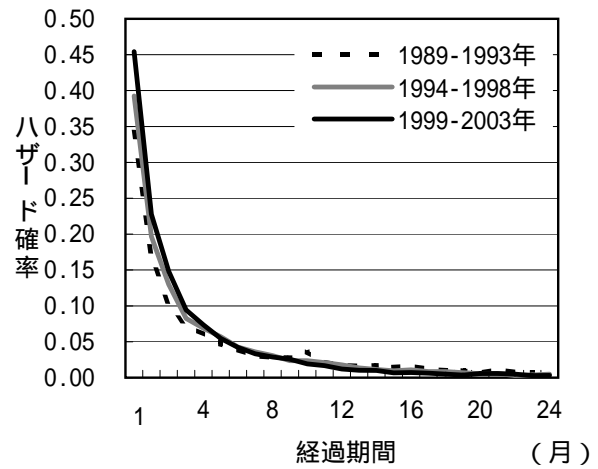


ハザード確率分布の変化：カテゴリー別

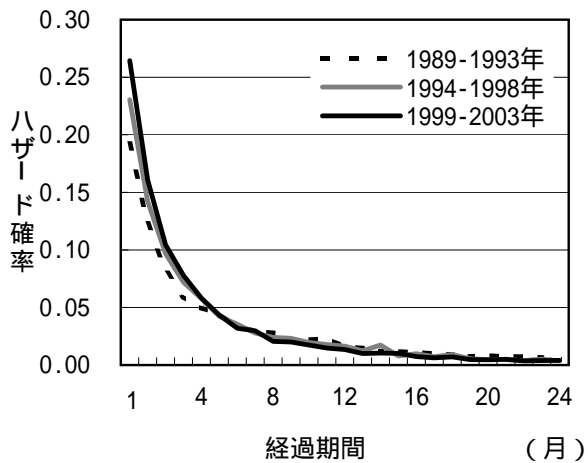
(1) その他生鮮商品



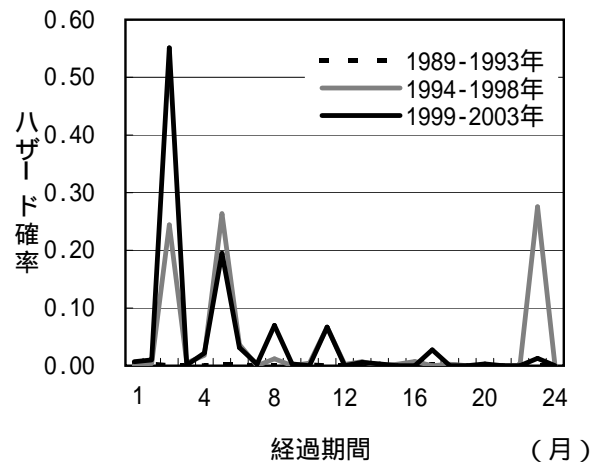
(2) 食料工業製品



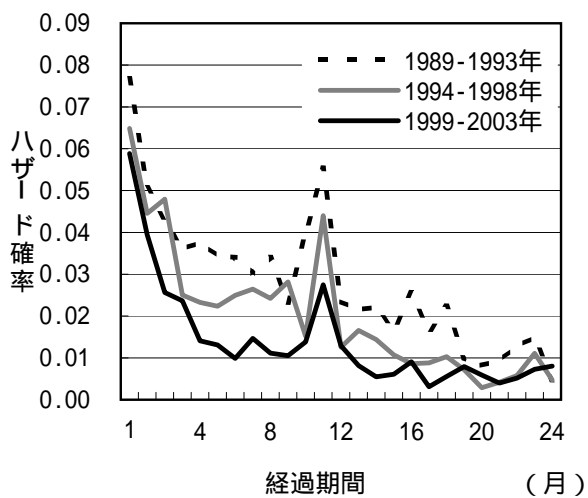
(3) 他の工業製品



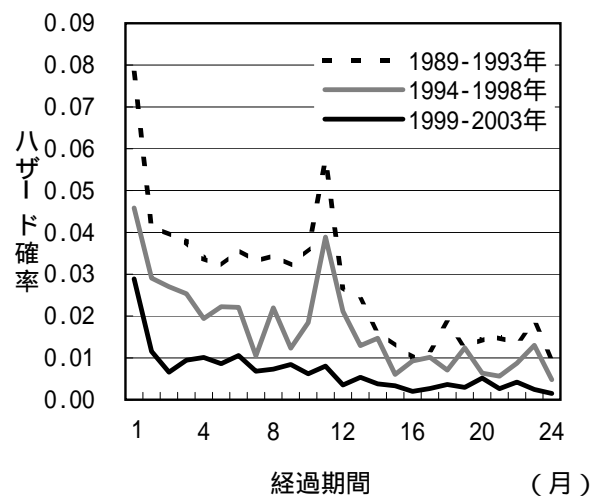
(4) 電気・都市ガス・水道



(5) 外食



(6) 一般・家事関連サービス



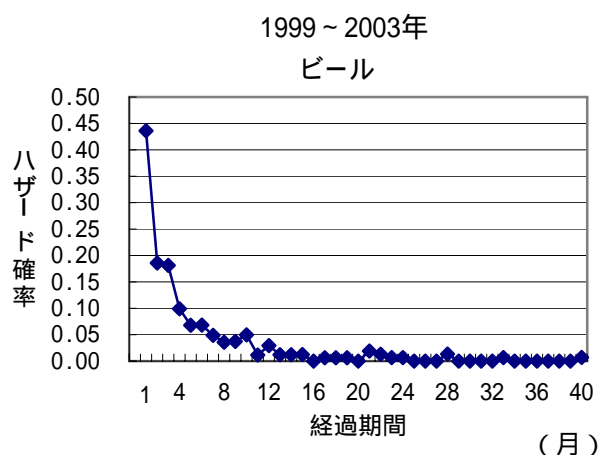
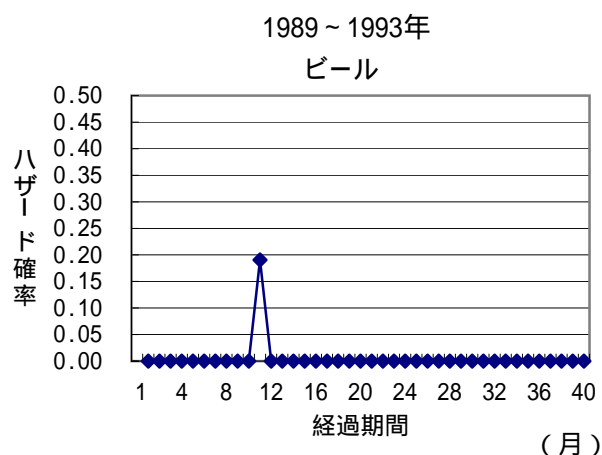
ハザード確率分布：価格改定パターンの変化

(1) 1989～1993年から1999～2003年にかけてタイプが2から1に変化した品目

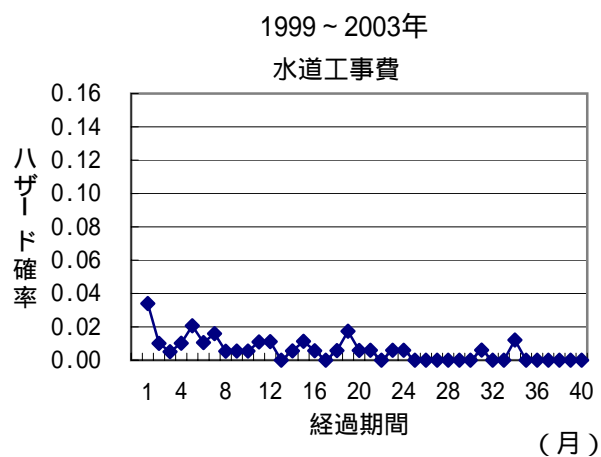
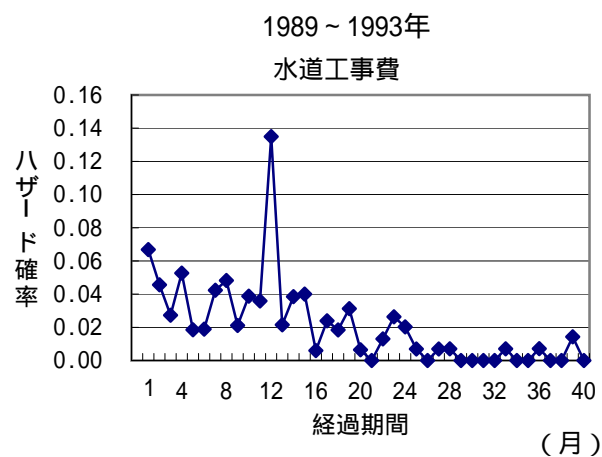
他の農水畜産物	指定標準米
食料工業製品	粉ミルク、食塩、清酒A,B,C、焼酎、ビール、ぶどう酒
出版	単行本A
他の工業製品	タオル、浴槽、座卓、置時計、ビタミン剤B、自動車タイヤ、ゴルフクラブ、テニスラケット、組立がん具、ヘアトニック、化粧クリーム、ファンデーション、口紅、乳液B
サービス 一般・外食	ぎょうざ、親子どんぶり
サービス 一般・家事関連	堀工事費、水道工事費
サービス 一般・教養娯楽	月謝(料理)、ゴルフ練習料金、写真焼付代

(2) 当該品目のハザード確率分布の例

市場構造の変化による変化事例

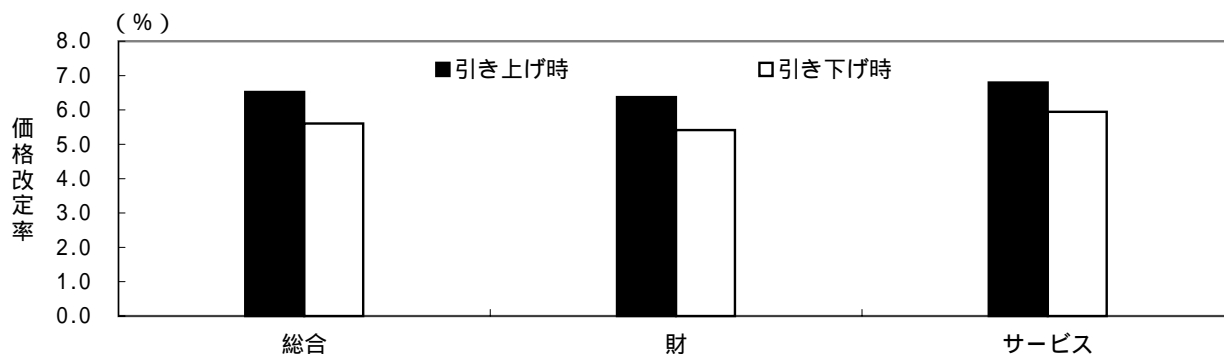


インフレ沈静化による変化事例

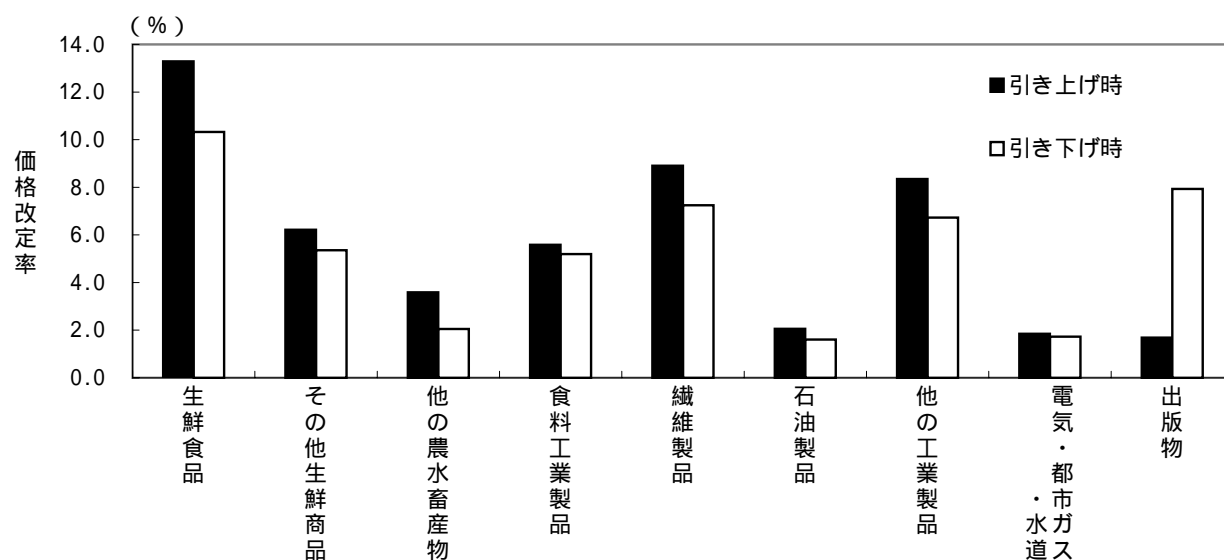


平均価格改定率・総合／カテゴリー別（1999～2003年）

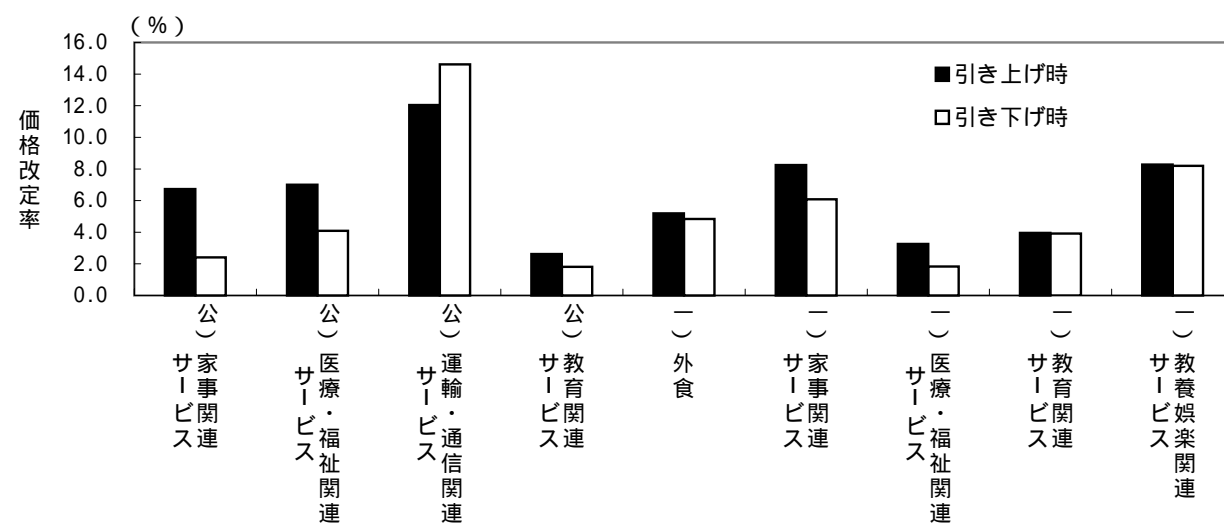
(1) 総合、財、サービス



(2) 財・カテゴリー別



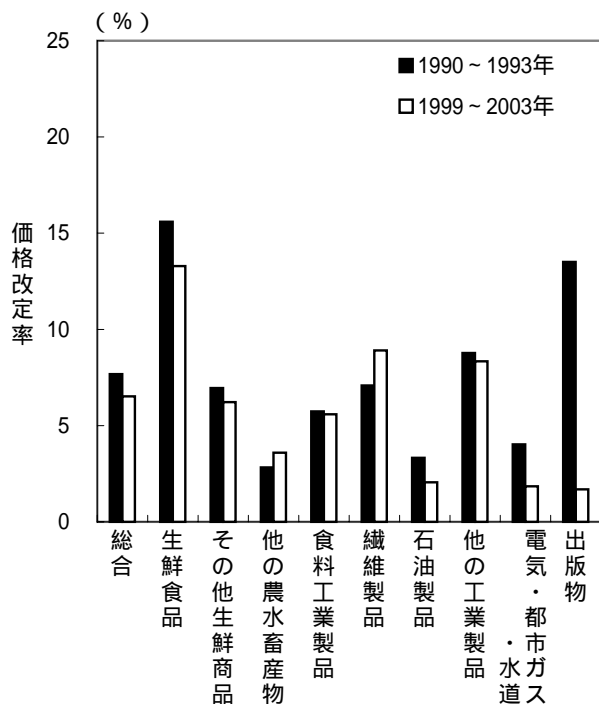
(3) サービス・カテゴリー別



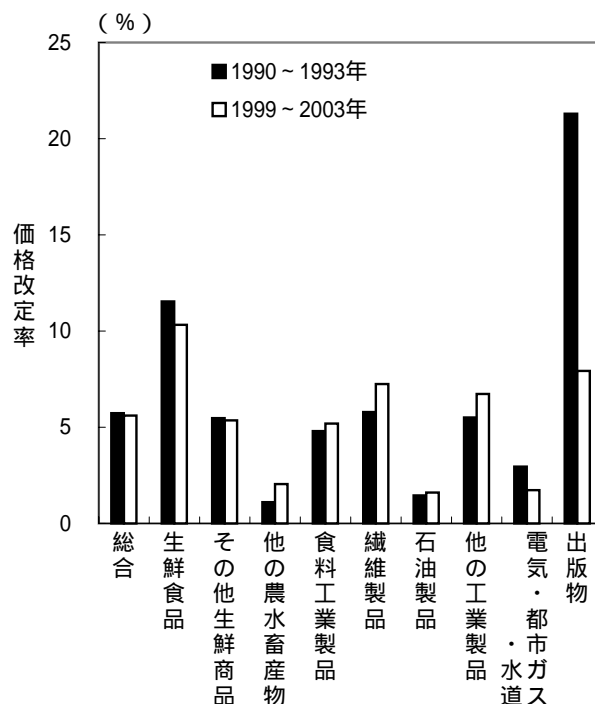
平均価格改定率の変化・カテゴリー別

1990～1993年 1999～2003年

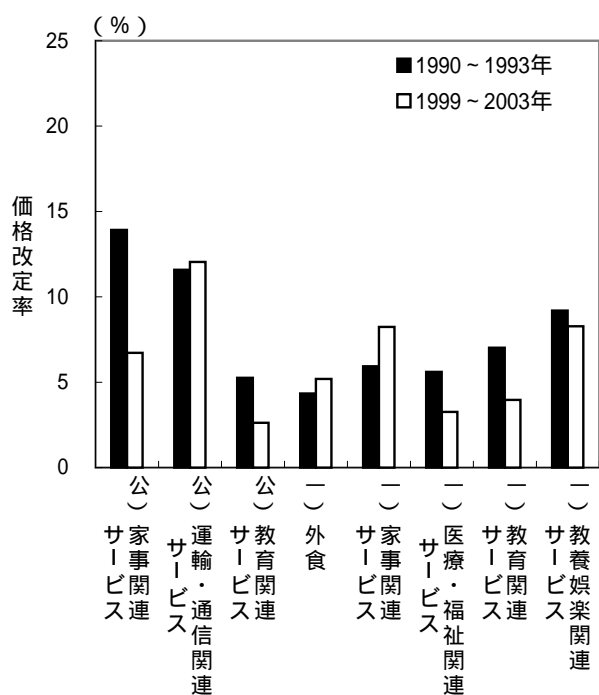
(1) 総合・財：引き上げ時における
価格改定率の変化



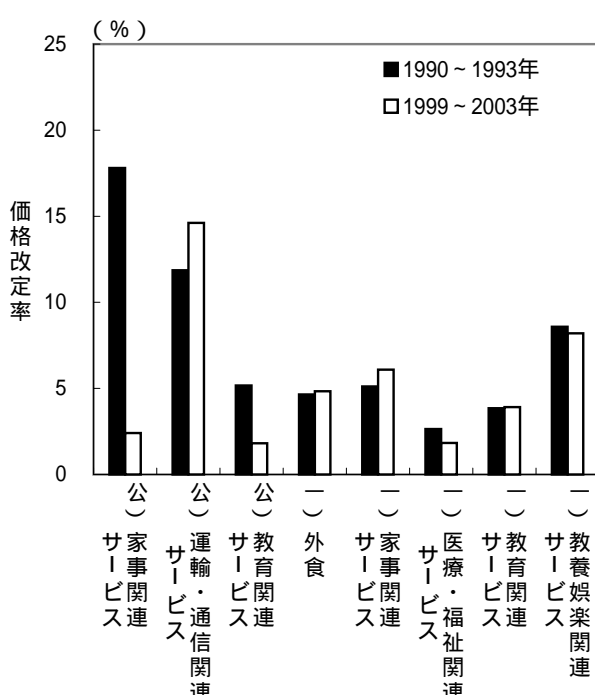
(2) 総合・財：引き下げ時における
価格改定率の変化



(3) サービス：引き上げ時における
価格改定率の変化

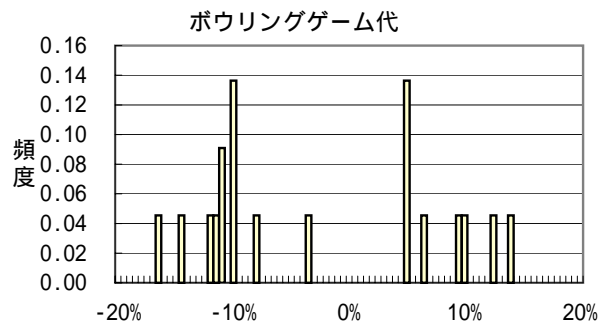
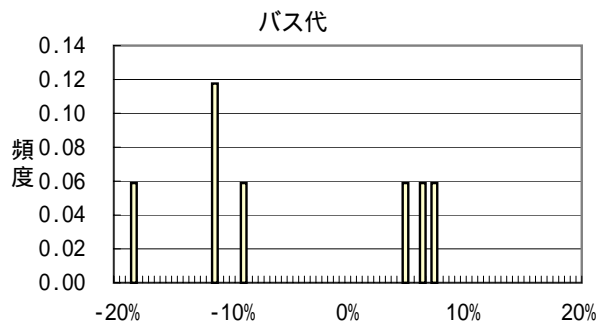
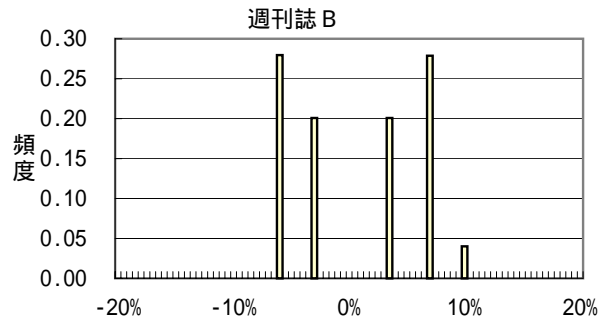
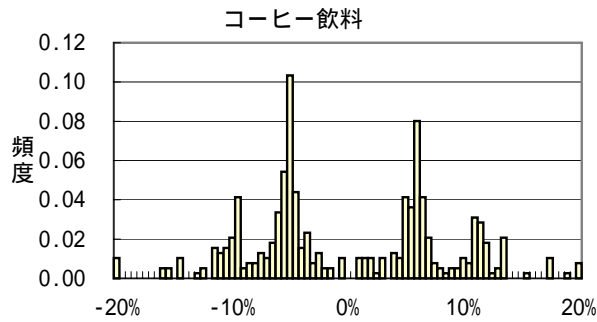


(4) サービス：引き下げ時における
価格改定率の変化

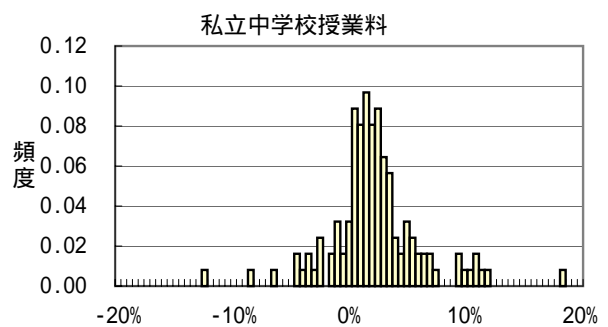
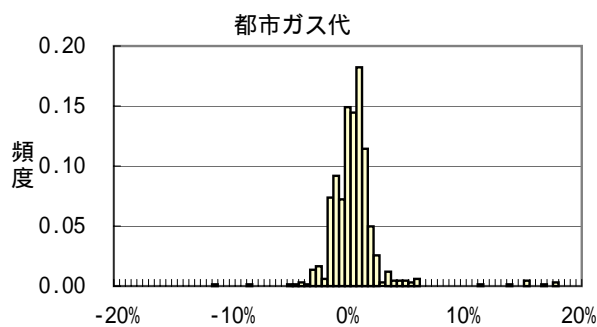
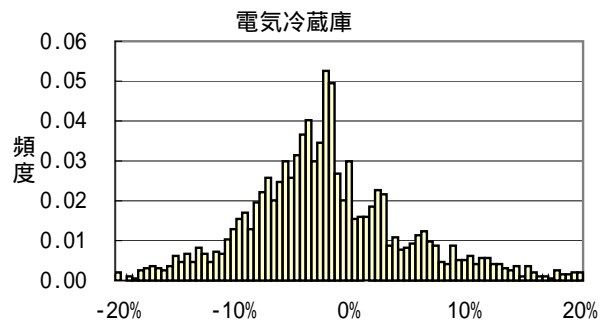
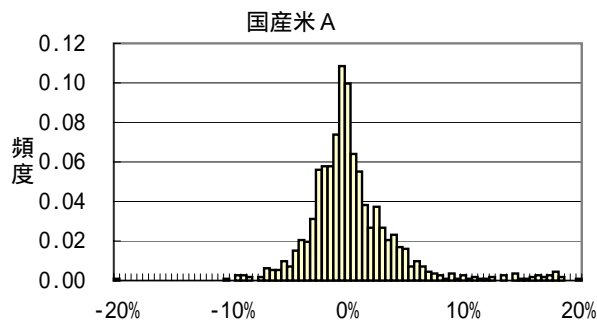


価格改定率の頻度分布 (1999 ~ 2003年)

(1) 最小価格改定率大きい品目

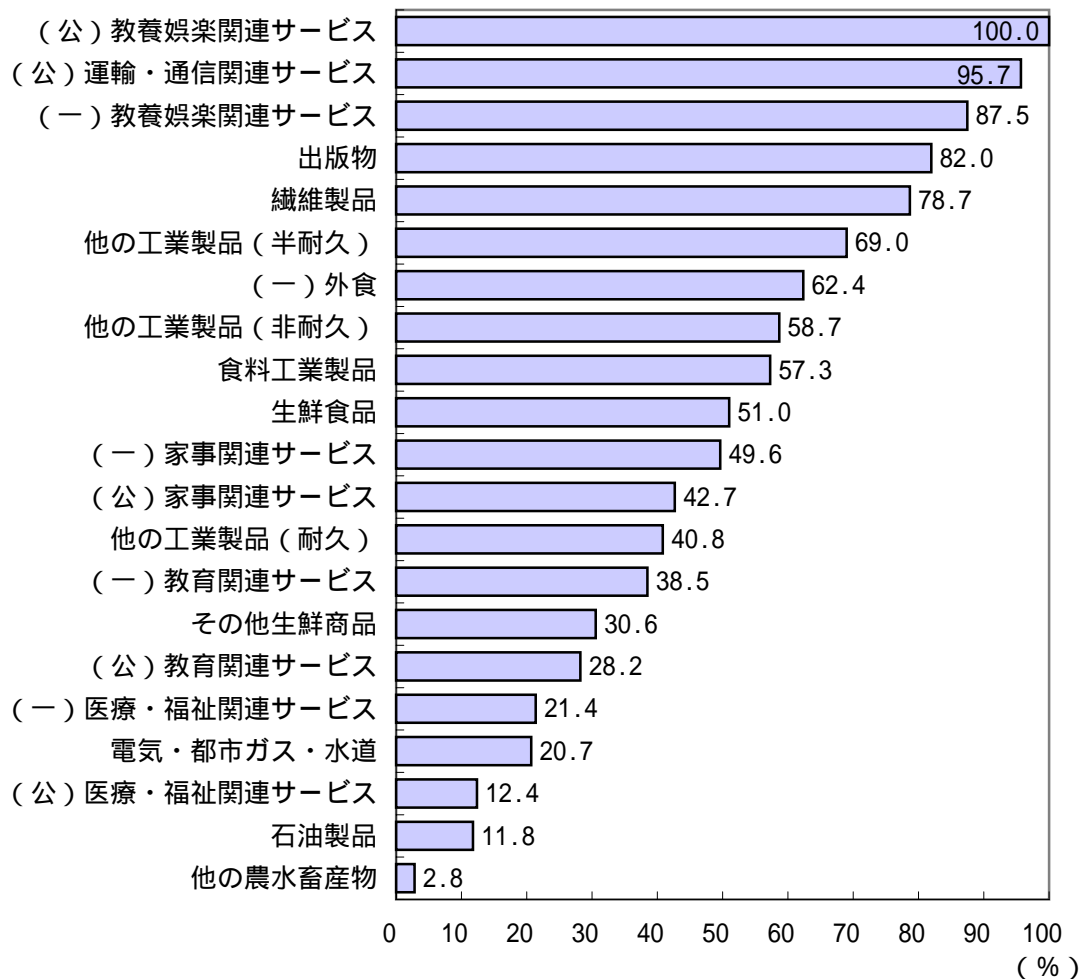


(2) 最小価格改定率小さい品目



価格改定コストが大きい品目が占める比率

変化率ゼロ近傍の頻度が落ち込んでいる品目が占める比率

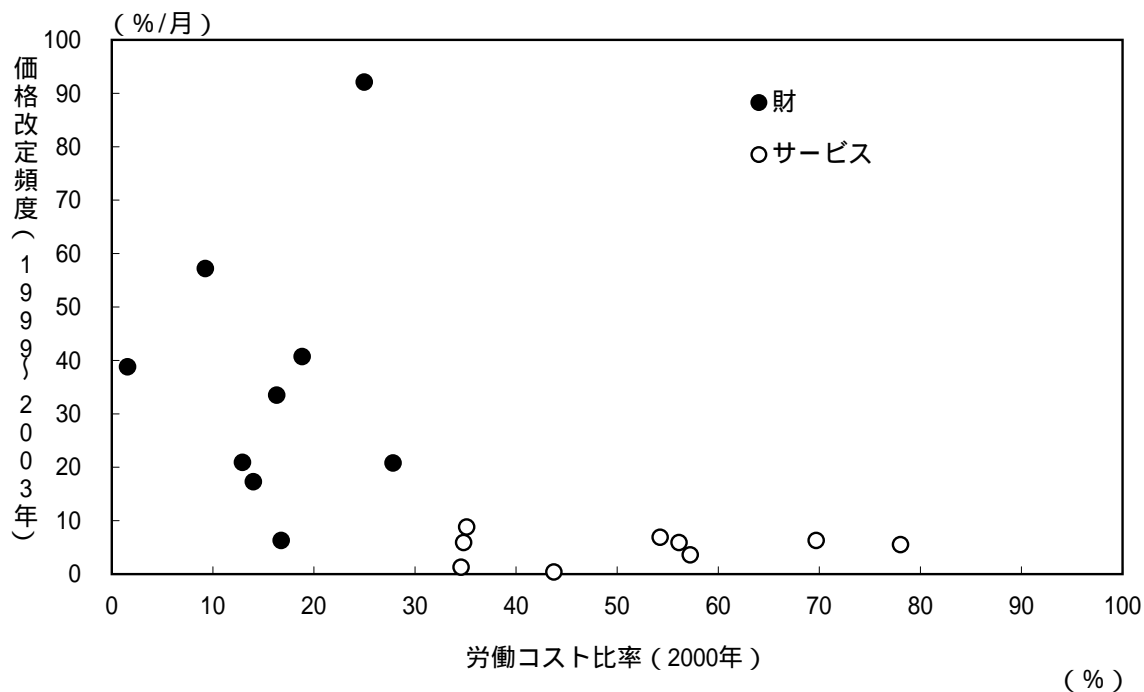


(注1) 品目比率は、ウエイトベースである。

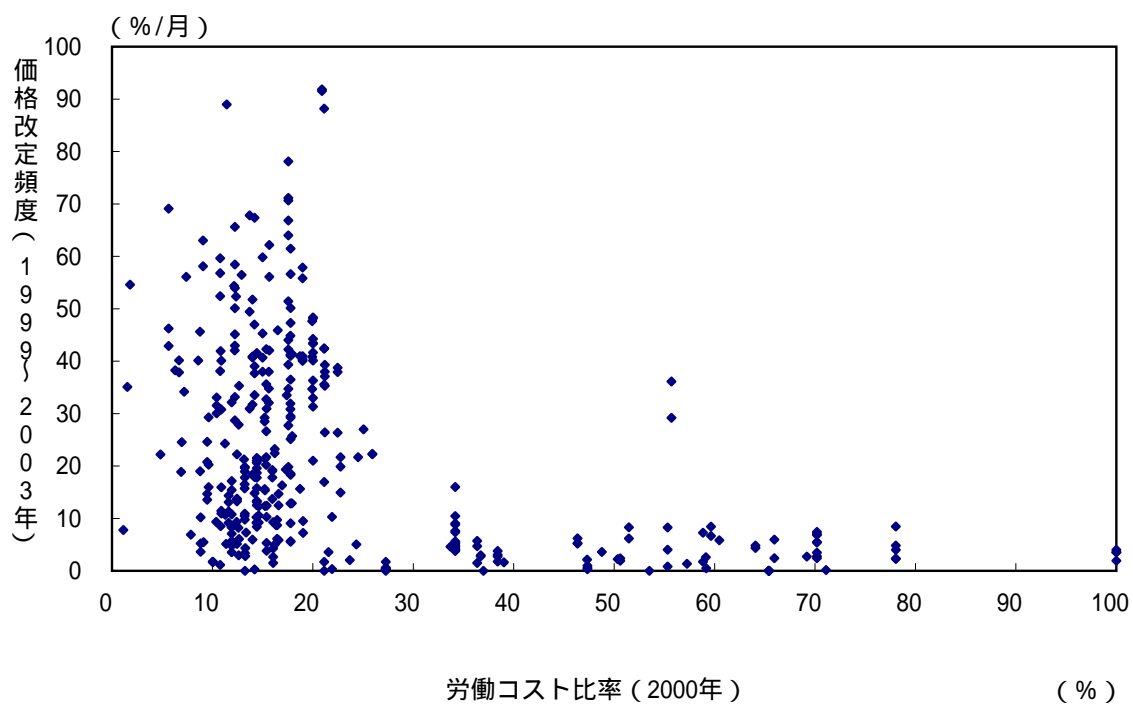
(注2) 変化率ゼロ近傍の頻度が落ち込んでいるかどうかの判定基準は、補論4参照。

労働コスト比率と価格改定頻度 (1999 ~ 2003年)

(1) カテゴリー別



(2) 品目別 (生鮮食品を除く)



(注 1) 労働コスト比率の算出方法は補論 5 を参照。

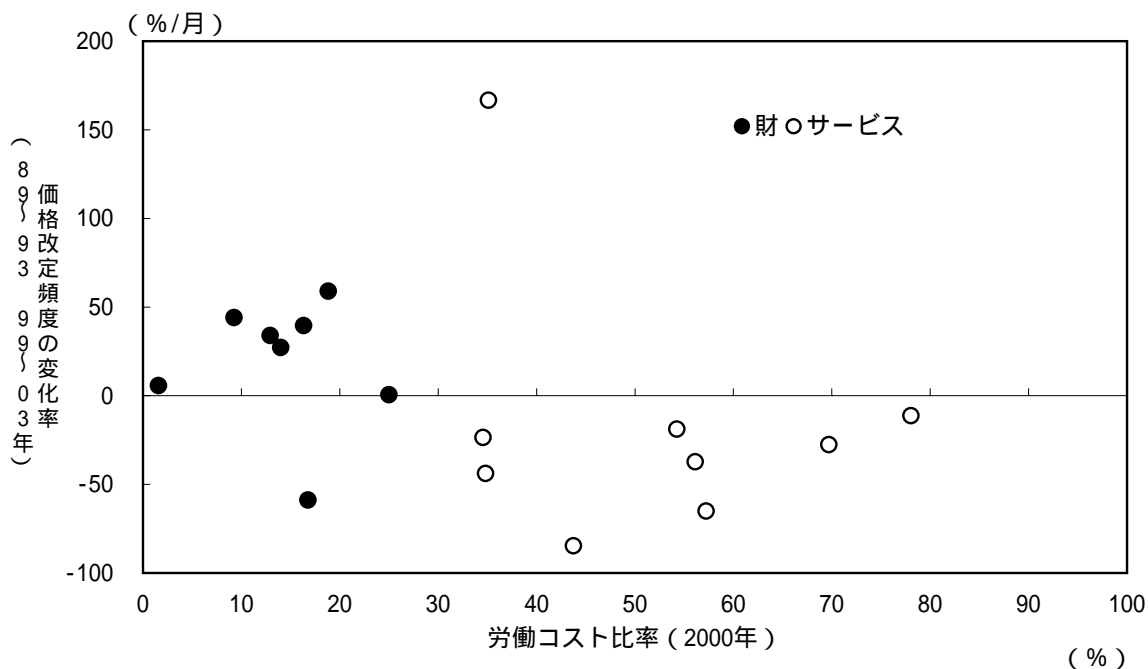
(注 2) カテゴリー別の労働コスト比率は2000年基準の C P I ウェイトで加重平均したもの。

(資料) 総務省統計局「2000年産業連関表」

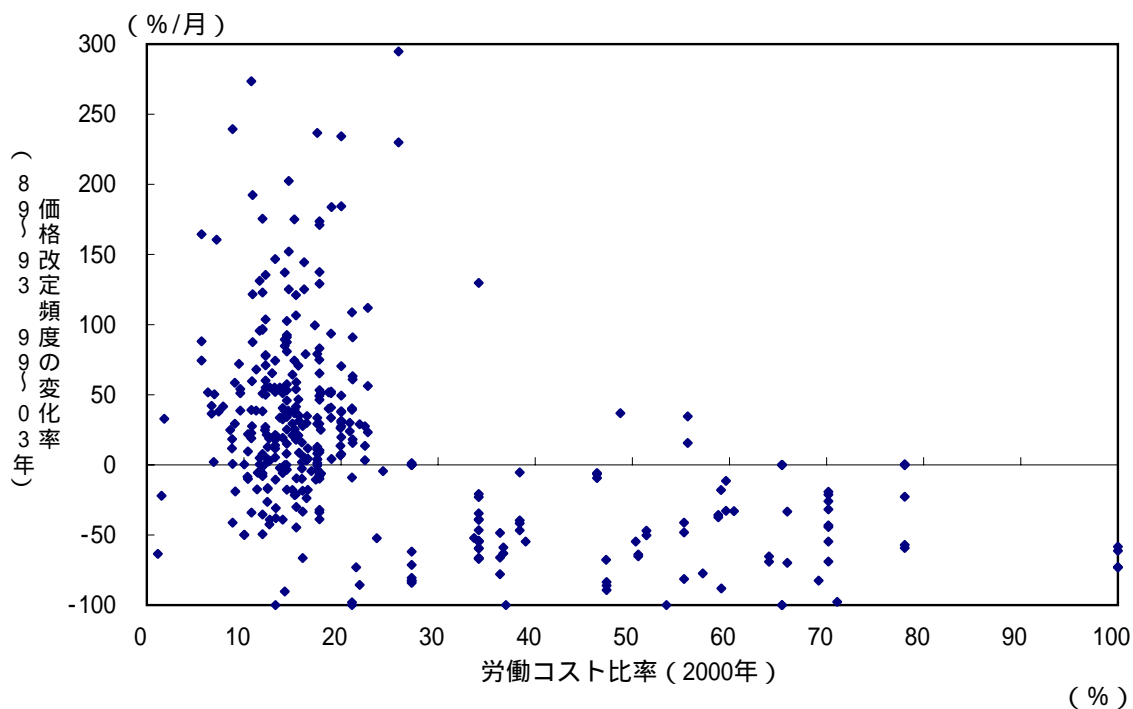
労働コスト比率と価格改定頻度の変化率

1989～1993年 1999～2003年

(1) カテゴリー別



(2) 品目別 (生鮮食品を除く)



(注 1) 労働コスト比率の算出方法は補論 5 を参照。

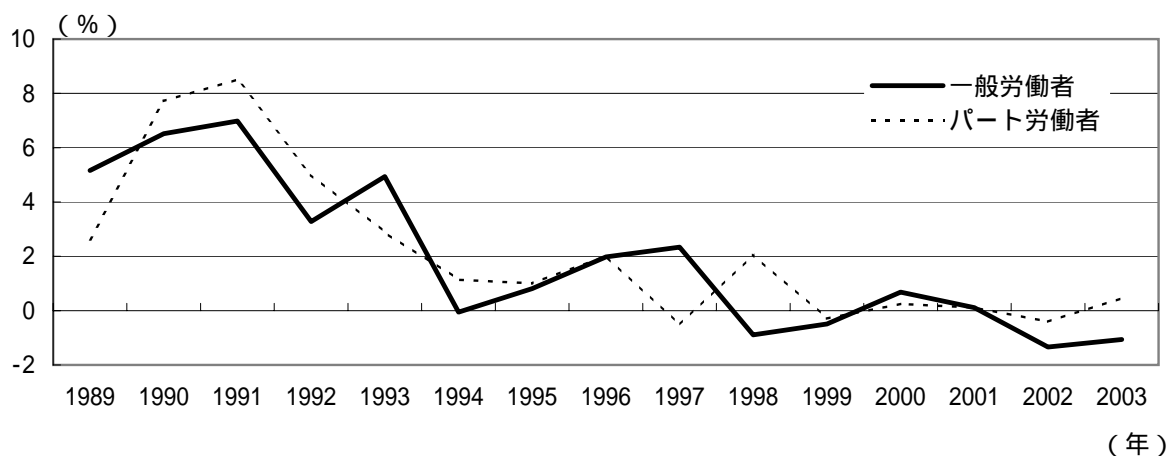
(注 2) カテゴリー別の労働コスト比率は2000年基準の C P I ウェイトで加重平均したもの。

(資料) 総務省統計局「2000年産業連関表」

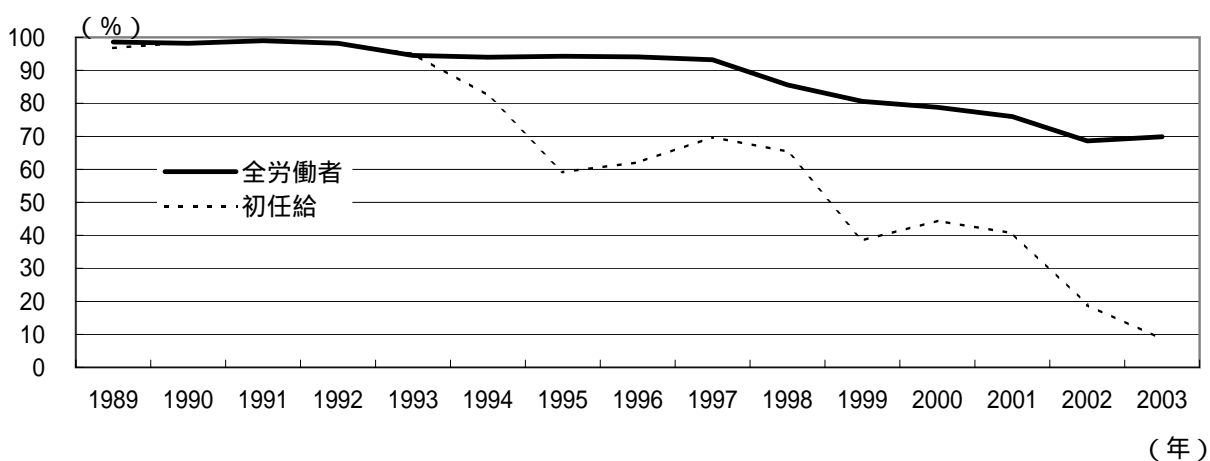
(図表23)

賃金上昇率と賃金改定頻度

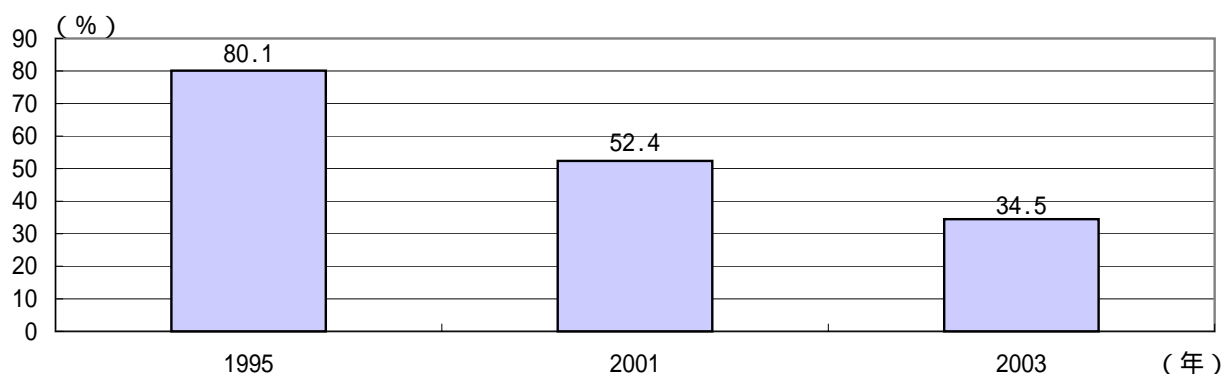
(1) 時間当たり賃金上昇率



(2) 賃金改定を行った労働者比率：正規労働者



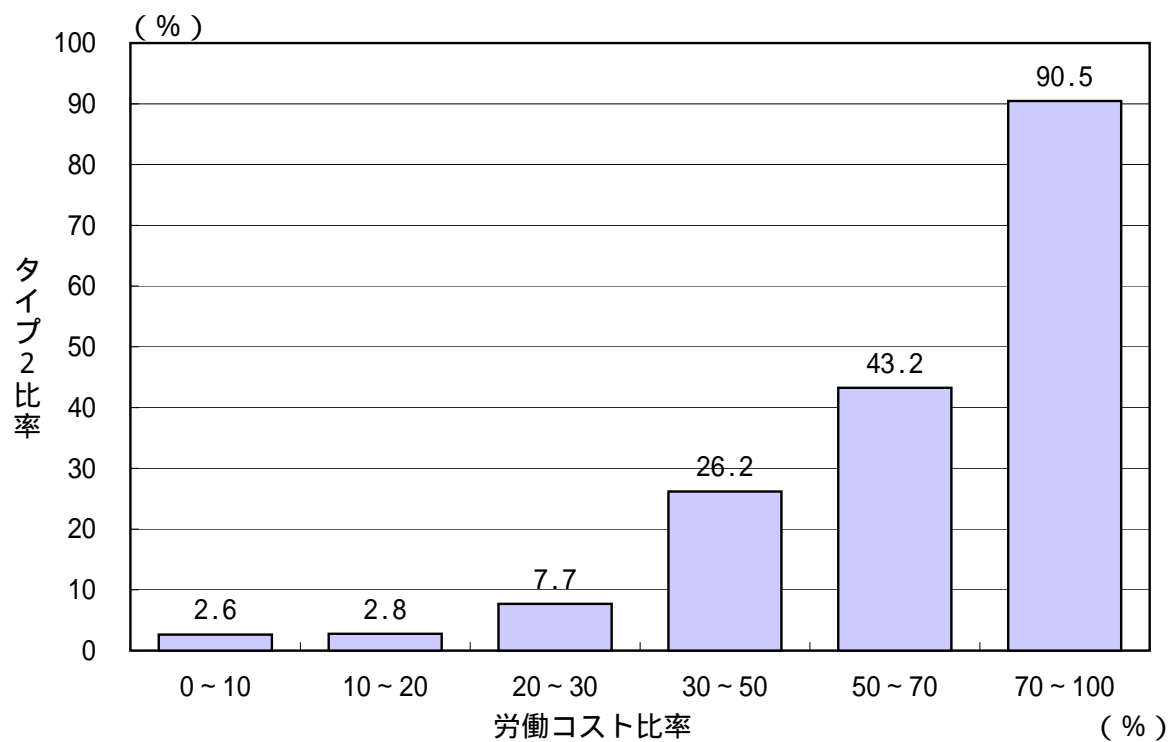
(3) 賃金改定を行った労働者比率：パート労働者



(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」
(社) 日本経済団体連合会「2004年3月卒『新規学卒者決定初任給調査結果』について」
厚生労働省「賃金引上げ等の実態に関する調査結果の概況」

労働コスト比率と価格改定パターン

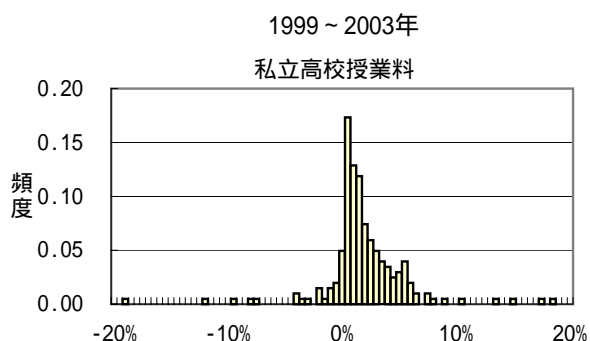
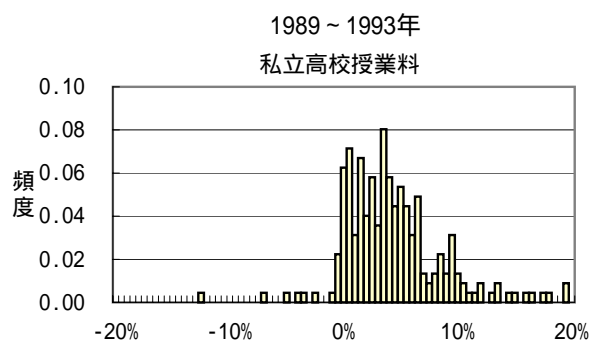
価格改定パターンがタイプ2となる比率(1999～2003年)



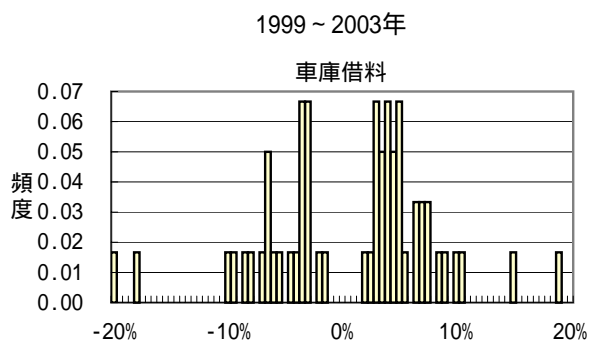
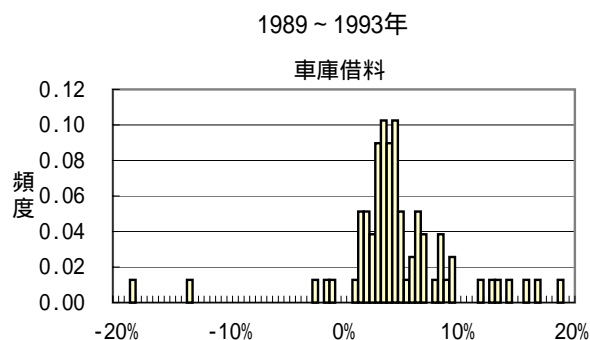
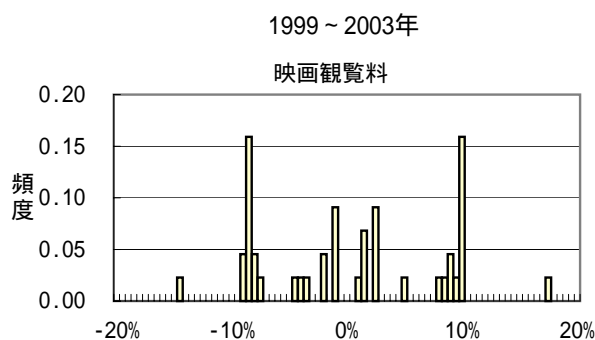
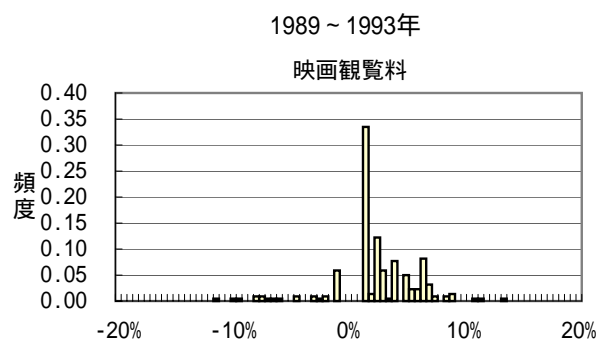
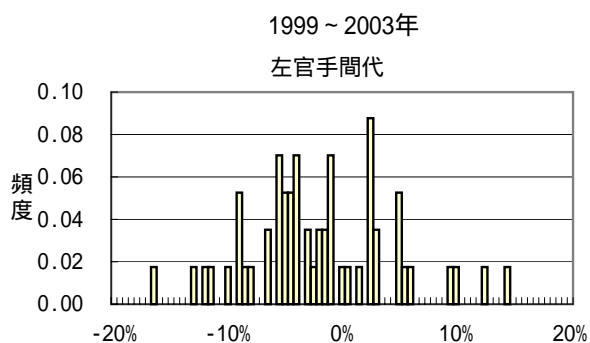
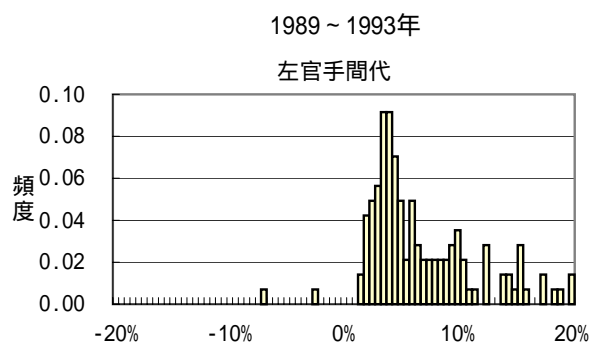
(注) 労働コスト比率の算出方法は、補論5を参照。

サービスにおける価格の下方硬直性の有無

(1) 下方硬直性が全期間に亘って維持されているケース



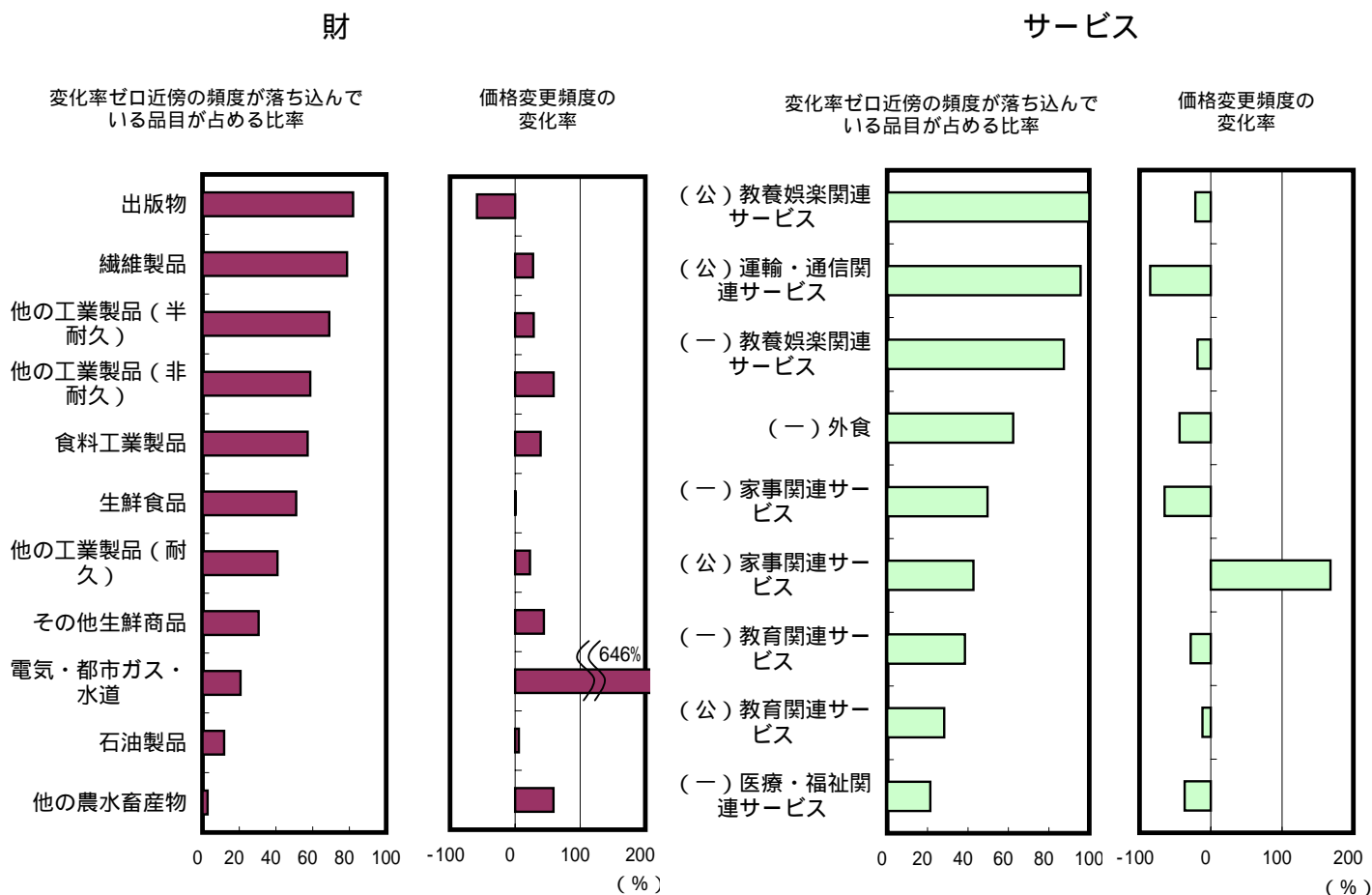
(2) 下方硬直性が1990年代に失われてしまったケース



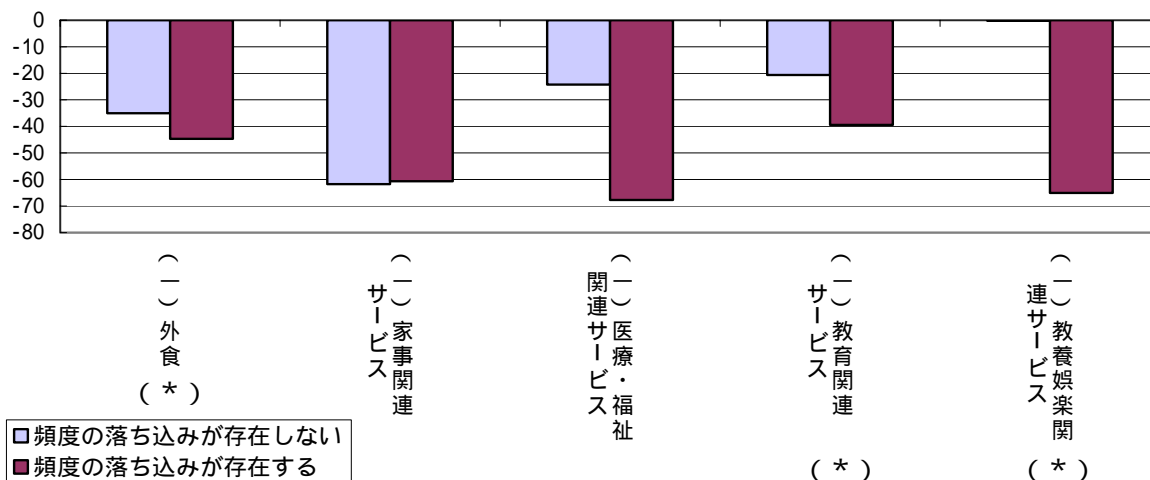
価格改定コストと価格改定頻度の変化率

1989～1993年 1999～2003年

(1) カテゴリー別



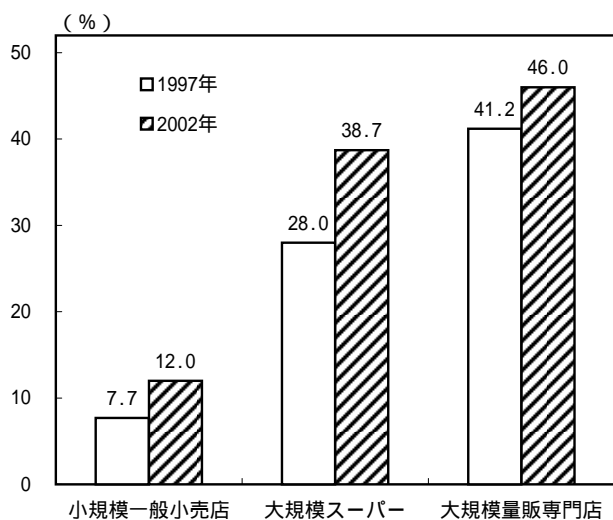
(2) 頻度の落ち込みが存在する品目と存在しない品目における価格改定頻度変化率の格差 一般サービスの各カテゴリーのケース



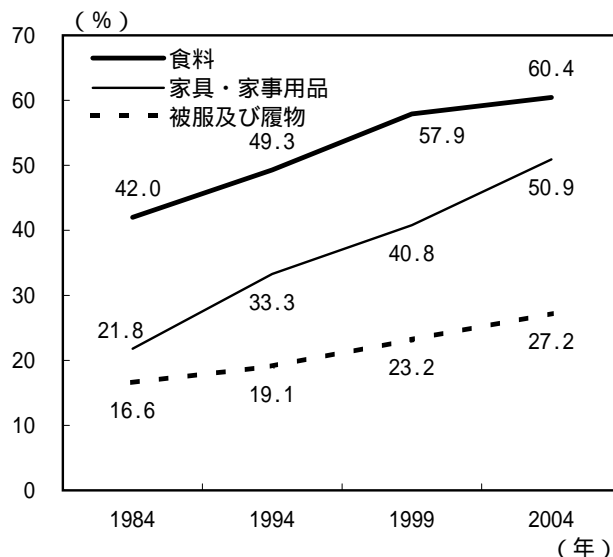
(注) (*) が付いているカテゴリーは、「頻度の落ち込みが存在する品目と、落ち込みが存在しない品目で、価格改定頻度変化率の平均値が等しい」という帰無仮説が5%有意水準で棄却されたことを示す(t検定)。

小売店の環境変化と価格改定頻度

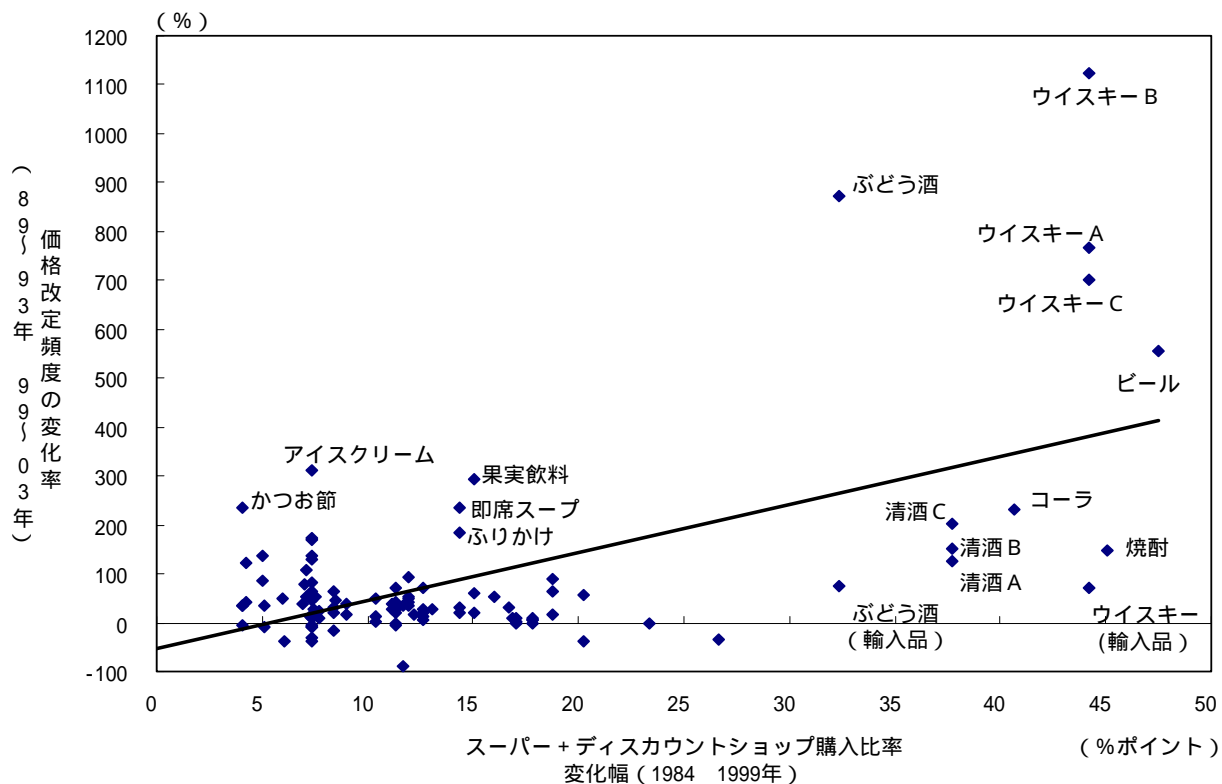
(1) ディスカウント販売を行っている店舗の割合



(2) 消費者の購入先比率の変化
「スーパー+ディスカウントショップ」の比率



(3) 「スーパー+ディスカウントショップ」購入比率と価格改定頻度 (食料工業製品)

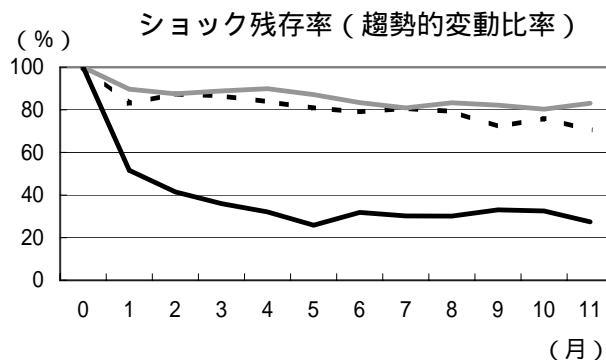
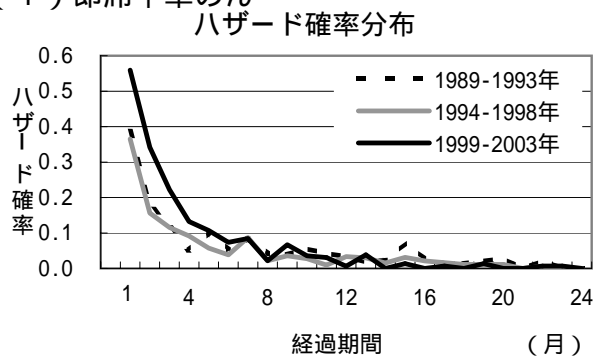


(資料) 総務省統計局「全国物価統計調査報告」、「全国消費実態調査報告」

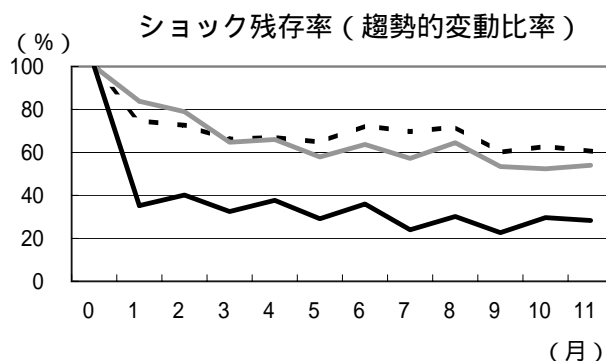
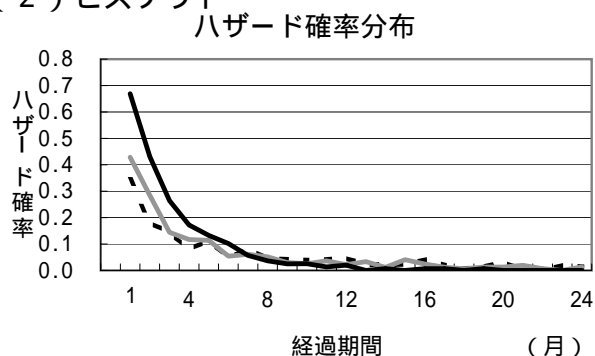
(注) (2)、(3)の購入比率は、二人以上世帯の全世帯ベース。

一時的価格変動の増大

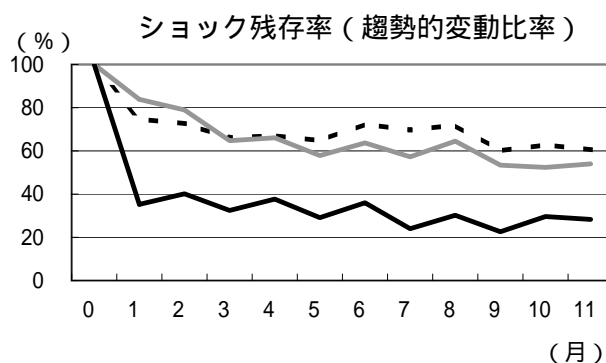
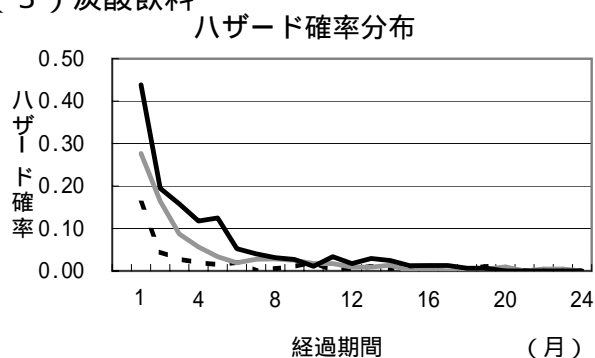
(1) 即席中華めん



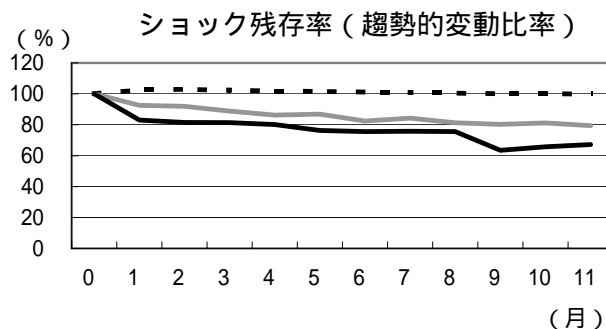
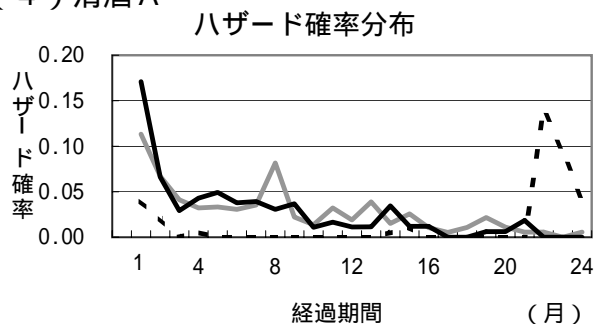
(2) ビスケット



(3) 炭酸飲料

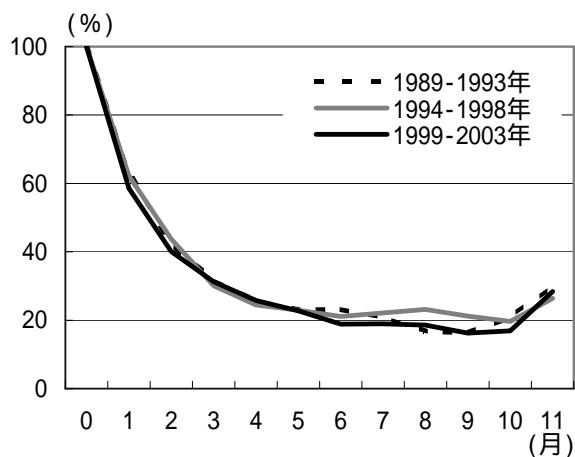


(4) 清酒 A

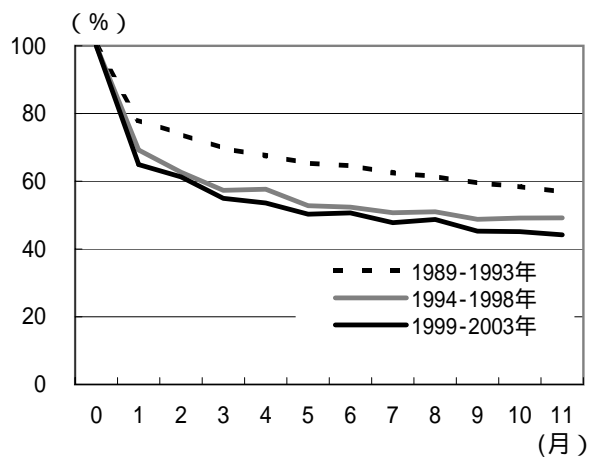


ショック後11ヶ月目までのショック残存率（趨勢的変動比率）

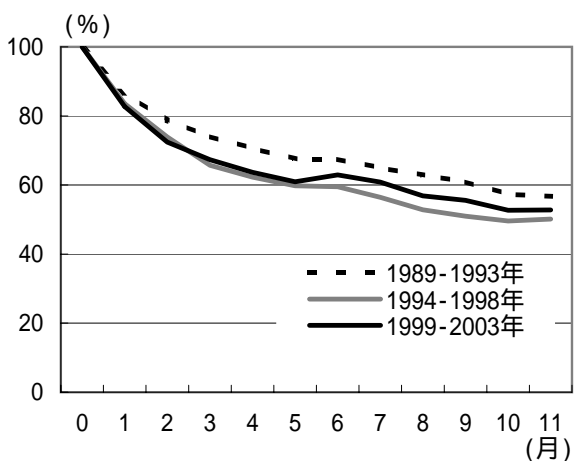
(1) 生鮮食品



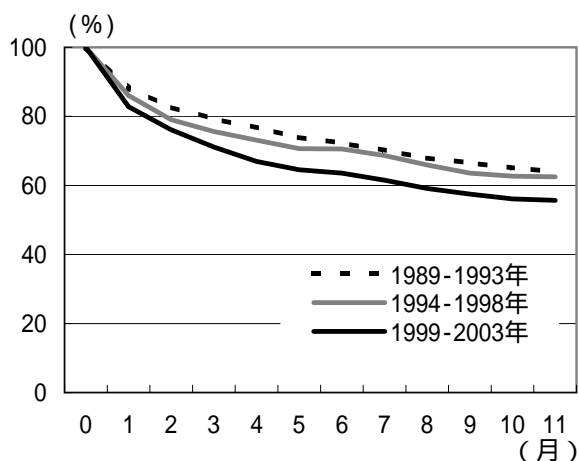
(2) 食料工業製品



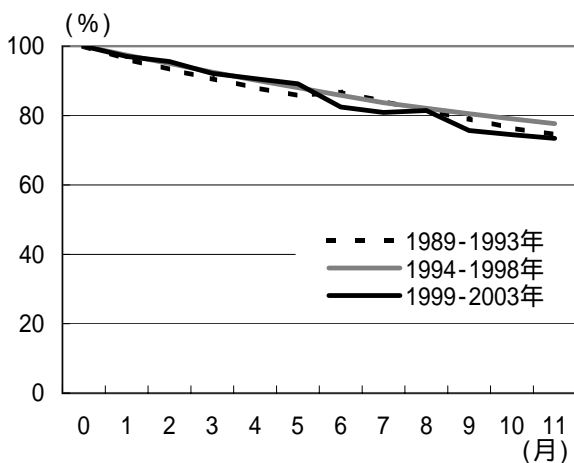
(3) 繊維製品



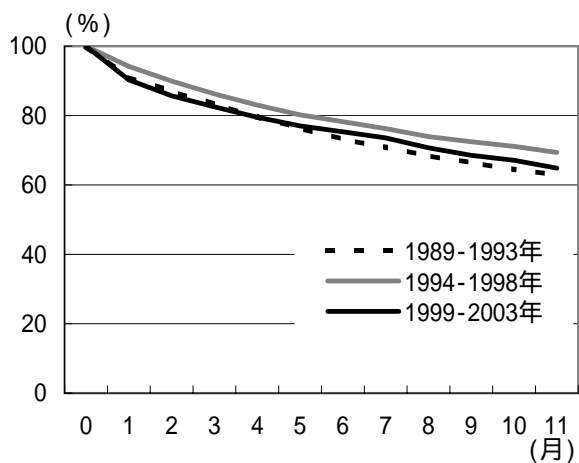
(4) 他の工業製品



(5) 公共サービス

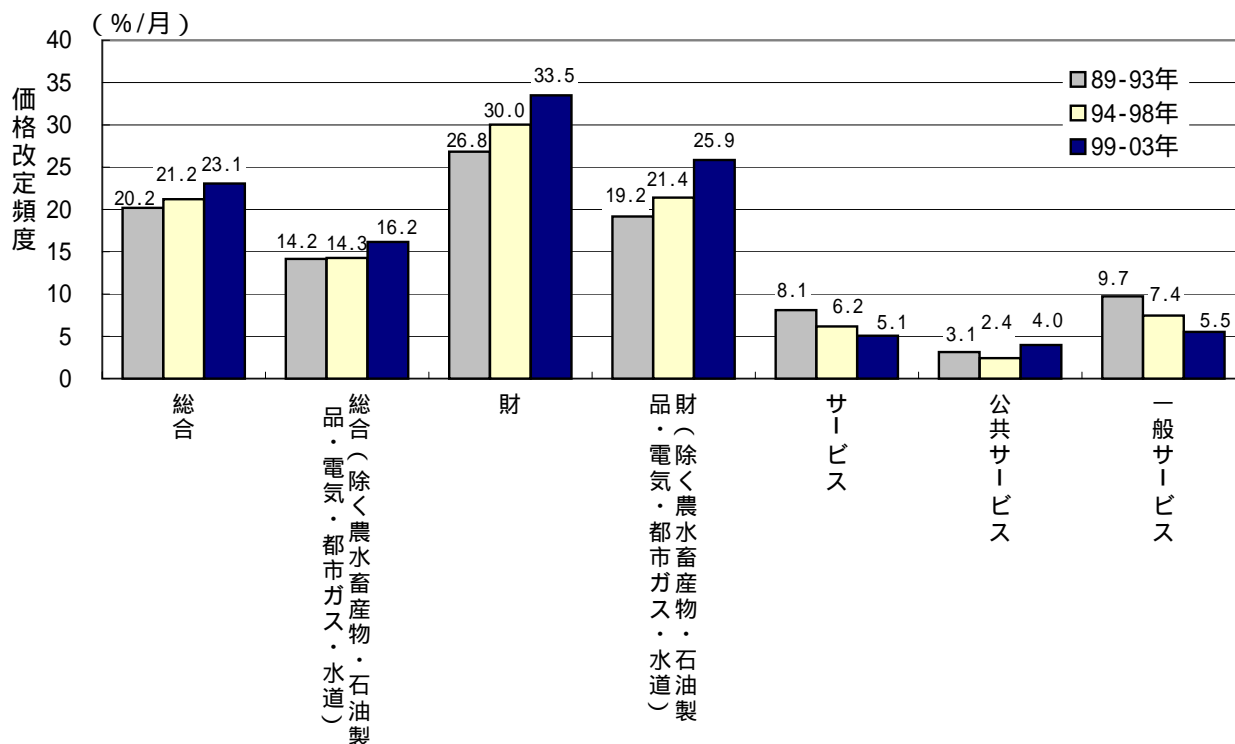


(6) 一般サービス

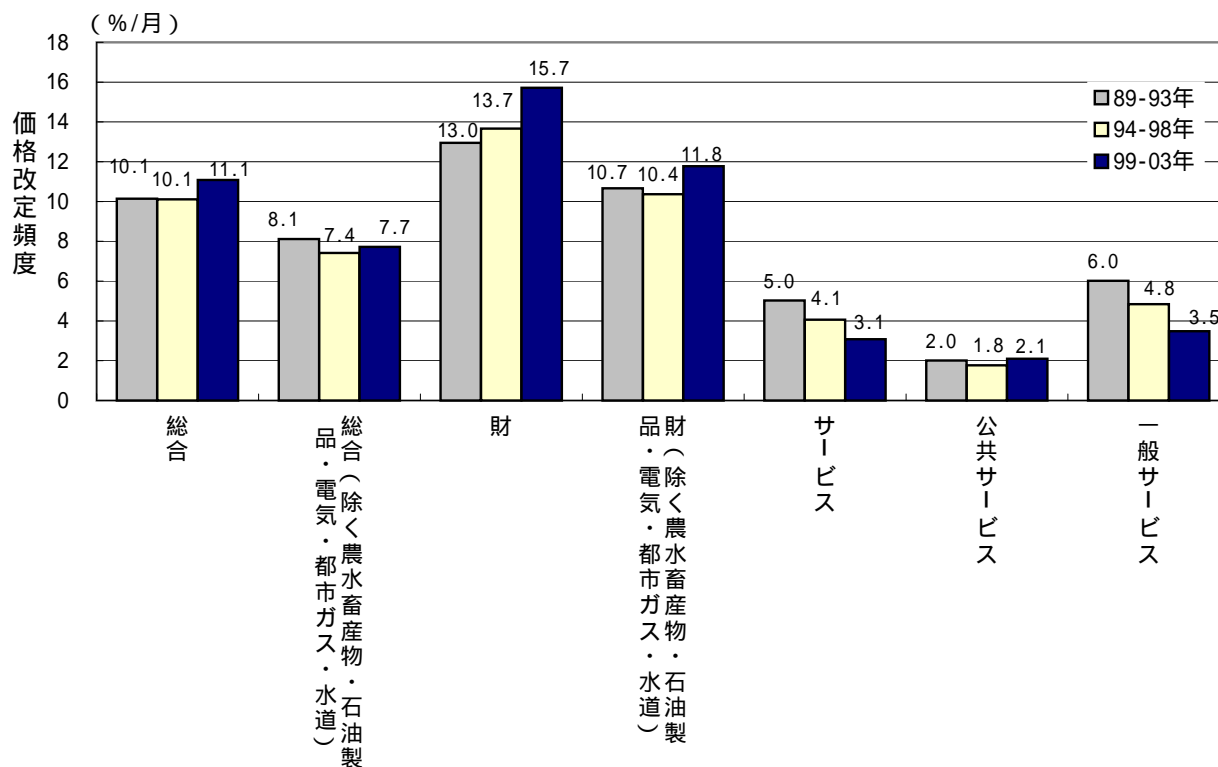


供給ショックおよび一時的価格変動を控除した価格改定頻度

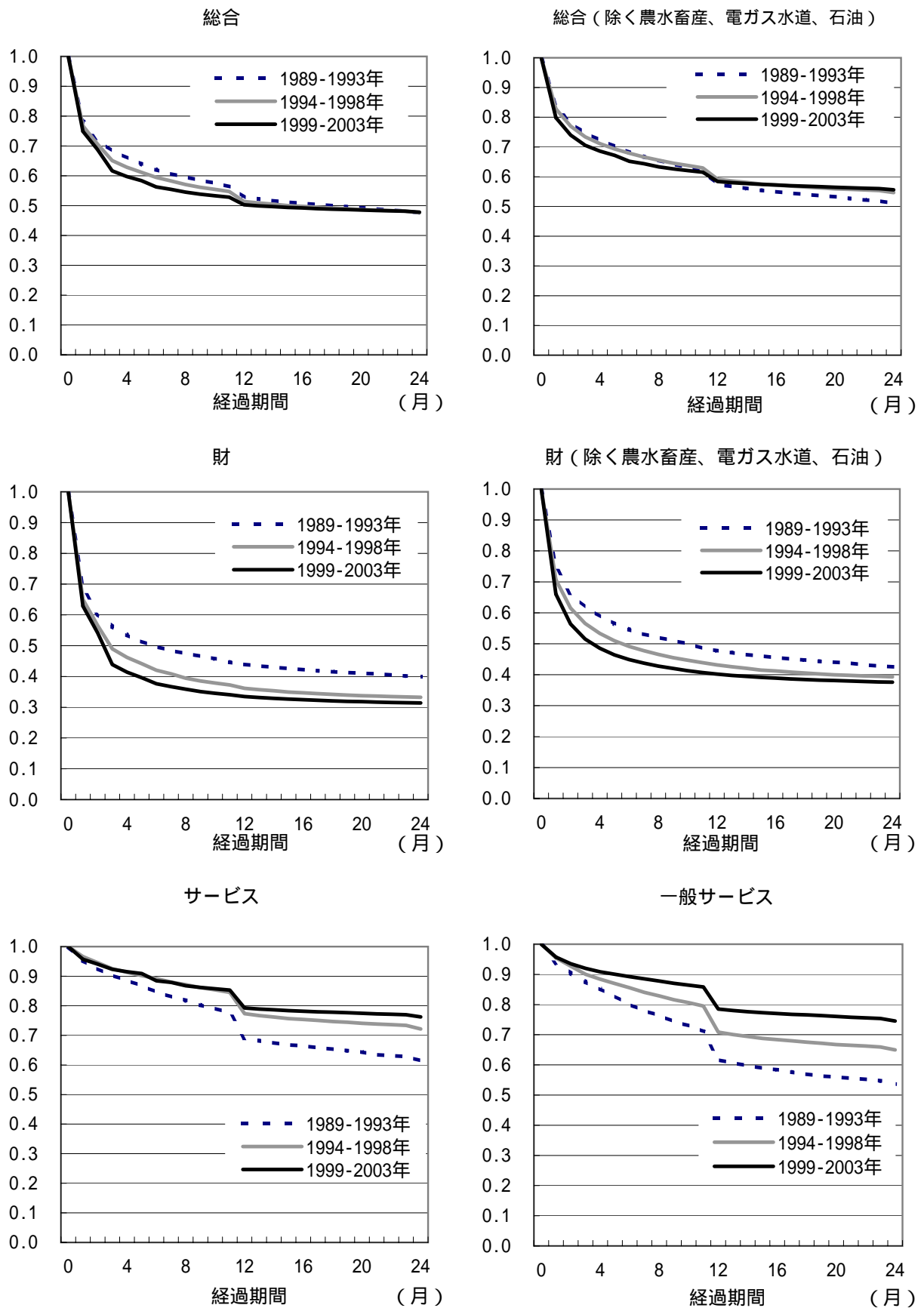
(1) 供給ショックを控除した価格改定頻度



(2) 供給ショックに加え一時的価格変動を控除した価格改定頻度

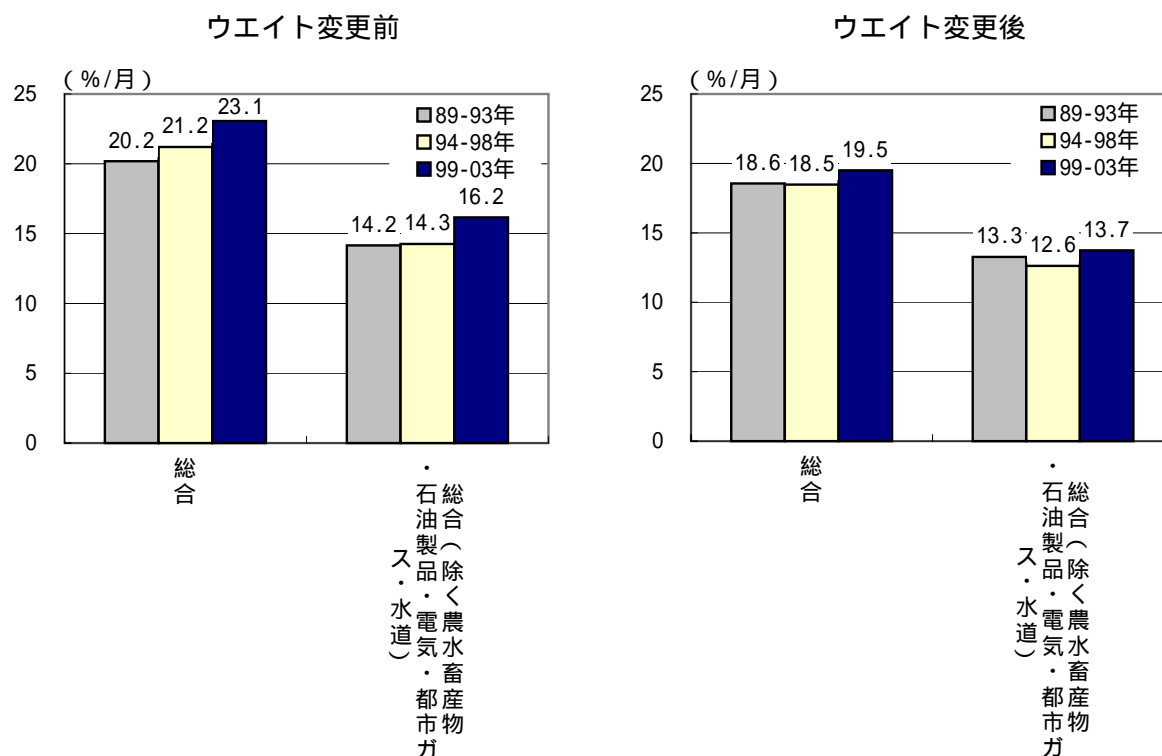


サバイバル比率の変化

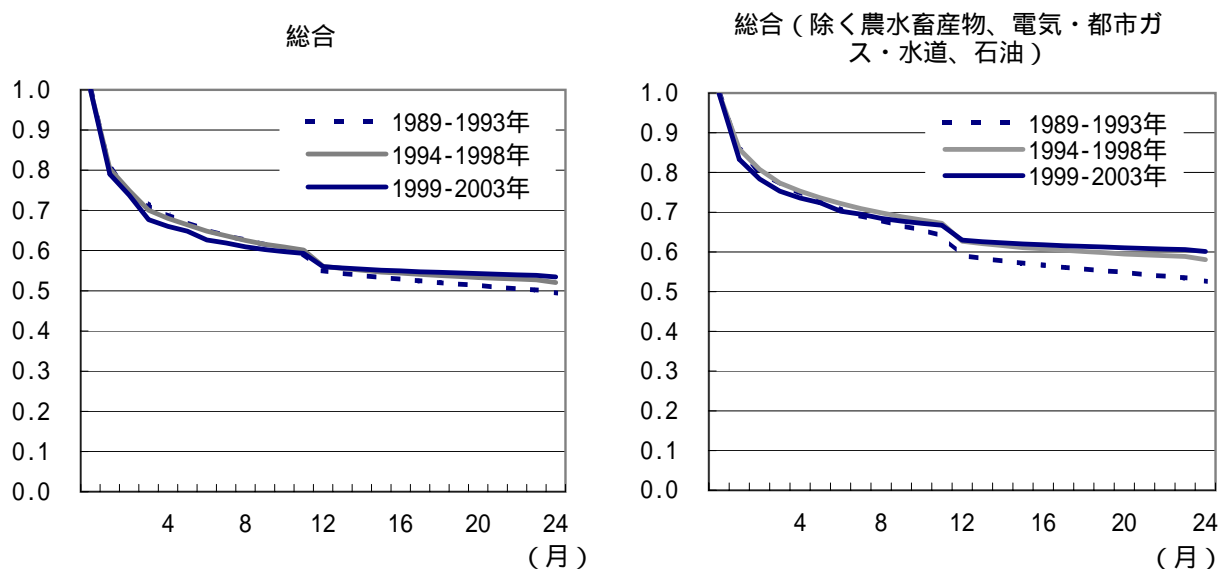


財・サービスウェイトを変更した 価格改定頻度とサバイバル比率

(1) 価格改定頻度



(2) サバイバル比率 (ウエイト変更後)



(注 1) ウエイト変更前は、供給ショック控除ベース (図表30)。

(注 2) ウエイト変更後は、図表30、31で得られた財とサービスの値を総合ベースに集計する際に、分析対象のウェイト (財 : サービス = 63 : 37) ではなく、現実のCPIウェイト (財 : サービス = 51 : 49) を用いたもの。