



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：再論

才田友美*

yumi.saita@boj.or.jp

肥後雅博**

masahiro.higo@boj.or.jp

No.07-J-11
2007年8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：再論◆

才田友美*・肥後雅博†

2007年8月

【要 旨】

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（1989～2003年）を用いて価格粘着性の特性について分析した。得られた主要な結果は以下のとおりである。①価格粘着性は財では低く、サービスでは高い、といった大きな違いがある。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、サービスで顕著に高まるなど、格差が拡大している。②ハザード確率の形状をみると、「右下がり型」となる品目が多いが、「伸縮型」や「テイラー型」の品目も存在する。③多くのカテゴリーで、近年のCPIインフレ率の低下には、価格改定頻度の低下が寄与しており、価格改定1回ごとの価格改定率の変化は殆ど寄与していない。④カテゴリー間の価格粘着性のばらつきやその時系列変化には、生産コストに占める労働コスト比率の違いや企業の特売行動の変化が影響している。

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、一橋大学経済研究所物価研究センター主催「Inflation Dynamics in Japan, US and EU」コンファランス（2007年6月28日）報告論文であり、「小売物価統計調査を用いた価格粘着性の計測」（日本銀行ワーキングペーパーシリーズ06-J-02、2006年）を大幅に改訂したものである。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、西崎健司氏、高川泉氏、中村康治氏、荒井千恵氏、孝壽綾子氏、山岡理恵氏、萩原佐和子氏ら日本銀行スタッフの協力を得た。有賀健教授（京都大学）、John Leahy教授（New York大学）、加納和子先生（Queen's大学）、青木浩介先生（LSE）、Andrew Levin氏（FRB）、清水誠氏（総務省統計局）、「Inflation Dynamics in Japan, US and EU」コンファランス、「1990年代以降の日本の経済変動」研究会ならびに「金融政策研究会」参加者の方々、多数の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。その一つは、価格粘着性と経済変動との関係である。価格粘着性が存在すると、経済にショックが作用しても価格調整が直ちに行われぬ。そのため、物価の変動は安定化する一方で、実質 GDP の変動は増幅し、経済の均衡状態への回復に時間を要することとなる。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]）。価格粘着性の存在が、こうした経済変動の特徴の変化に影響を与えている可能性がある。

もう一つの関心事は、価格粘着性がもたらす資源配分の歪みについてである。価格が粘着的である場合、経済にショックが作用しても価格が直ちには変化しないことから、価格が粘着的な財・サービスと伸縮的な財・サービスとの相対価格が変動して資源配分に歪みが生じる。そのため、経済が均衡状態を回復するまでの間、社会の経済厚生が低下することとなる。こうした経済厚生の高下の大きさは、①価格粘着性の大きさがどの程度か、②異なる財・サービス間でのばらつきはどの程度か、③価格粘着性の大きさは、時期によらず一定なのか（時間依存型）、それとも経済状態（例えばインフレ率）の変化に応じて変化するのか（状態依存型）、によって左右される。

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。第一の方法は、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、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。

第二の方法は、消費者物価指数（CPI）や生産者物価指数（PPI）を作成する原データである商品・サービス別・調査店舗別の個別価格データを用いて、価格改定頻度やハザード確率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である。米国については、Bils and Klenow[2004]が、CPI の価格改定頻度は企業アンケート調査の結果と比較して高い（25%/月）との結果を示した。

また、ユーロ・エリアでは、ECB と各国中央銀行が共同で行った価格粘着性に関するリサーチ・プロジェクト（Inflation Persistence Network）において分析が行われた。CPI についての研究成果をまとめた Dhyne et al.[2006]によると、①EU 諸国の価格改定頻度は 15%/月と、米国よりも大幅に低いこと、②生鮮食品や石油製品の改

定頻度が高く、加工度の高い工業製品やサービスの改定頻度が低いなど、カテゴリー間の異質性が大きいこと、③マクロのインフレ率がプラスでも、価格引き下げが頻繁に行われること、④低インフレの下でも価格改定1回ごとの価格改定率は大きいこと（8～10%）などが分かっている。

さらに最近では、Nakamura and Steinsson[2007]が米国のCPIデータを用いて詳細な分析を行い、①「特売」による価格改定を除外すると価格改定頻度は9～11%/月へと大幅に低下し、企業アンケート調査による計測結果に近い水準に止まること、②マクロのインフレ率がプラスであっても、価格の引き下げが頻繁に行われていること、③インフレ率の変化に応じて価格改定頻度は変化する一方で、価格改定1回ごとの価格改定率は変化しないこと、④個別品目のハザード確率の形状は、最初の数ヶ月間は右下がり、その後はフラットとなるとの結果を示した。さらに、①～③の分析結果は、メニュー・コスト型価格改定モデルと整合的であると述べている。

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、ハザード確率、サバイバル比率、価格改定1回ごとの価格改定率について分析を行う。

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、価格改定頻度の計測結果を取り上げ、財・サービス間、カテゴリーごとの価格改定頻度のばらつきや1990年代以降の時系列変化、について明らかにする。4節では、ハザード確率とサバイバル比率を計測し、その性質を分析する。5節では、インフレ率の変化に際して価格改定頻度が変化するのか、それとも価格改定1回ごとの価格改定率が変化するのか、すなわち、価格設定行動が状態依存型に近いのか、それとも、時間依存型に近い性質を有するのか、を明らかにする。6節では、本分析で明らかになった価格設定行動の特性を左右する要因について、財・サービスの生産コストに占める労働コストの比率、規制変更や「特売」頻度の増加など市場構造の変化、に着目して考察する。7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。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

① 分析対象品目の選定

本分析データは、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〉）をカバーする（図表1(1)）。CPIの採用品目のうち、以下の品目については、分析対象から除外している。

- a) 「小売物価統計調査」以外の価格データを用いてCPIが作成されている品目
- b) 季節商品であるため、継続した価格データを得ることのできない品目
- c) 品目別・調査対象市町村別の集計価格数が多い品目
- d) 2002年から新規採用され、価格データの時系列が短い品目

具体的には、財では、衣料品の相当部分、乗用車、パソコン、サービスでは、家賃、診療代、航空運賃、固定・移動電話通信料が除外されている（図表1(2)）。

② 分析データのカバレッジ

分析データのカバレッジは、ウェイトベース（2000年基準）で、CPI総合で68%である。財は84%と高いが、サービスは51%に止まる（図表2）。これは、サービスでウェイトの大きい家賃が除外されているためである。分析データに占める財：サービスの構成比は63：37と、実際のCPI（同51：49）と比べ財の構成比が高い。

③ 調査価格の性質

「小売物価統計調査」では、品目ごとに調査対象商品・サービスの内容が詳細に指定され、全国で同一の商品・サービスが調査されている。調査頻度は原則として毎月1回であり、調査対象店舗での実売価格（消費税を含む）が調査される。なお、調査時点で期間7日以内の特売価格は除外され、通常の価格が代わりに調査される。このため、本分析の価格は短期間の「特売」の影響を受けていない。

④ 調査対象都市別・カテゴリー別の集計価格数

価格データは、複数の店舗での調査価格を品目別・都市別に平均した価格である。本分析では、集計価格数の多い大都市（16都市）を除外した中小55都市¹の価格データを用いる（図表3(1)）。1都市当たりの集計価格数はほぼ3程度であり、調査対

¹ 「小売物価統計調査」では、167市町村で価格調査が行われ、そのうち、71都市については平均価格が毎月公表されている。都市ごとの集計価格数は都市の規模や品目によって異なる。本分析では、集計価格数の違いによって生じる価格改定頻度に対する歪みを回避するため、集計価格数がほぼ同一である中小55都市（県庁所在都市および人口15万人以上の都市）の価格のみを用いている。ちなみに、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。

象都市間における集計価格数のばらつきは小さくなっている（集計価格数の平均値：CPI総合 2.7、財 2.9、サービス 2.4）²（図表 3(2)）。

⑤ 分析期間

分析期間は 1989 年 1 月から 2003 年 12 月までの 15 年間である。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%）、その後のインフレ率が低下した時期、さらに 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%）を含む。

（3）計測方法

4 つの指標、価格改定頻度、ハザード確率、サバイバル比率、価格改定 1 回ごとの価格改定率、を品目ごとに計測する。カテゴリ別、財・サービス別、CPI 総合の値は、品目ごとの計測値を CPI ウェイト³で加重平均して求める。

① 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 55 都市で除して価格改定頻度を算出する。価格改定頻度が高いほど価格粘着性は低く、逆に価格改定頻度が低いほど価格粘着性は高い。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 年平均値を分析対象とする。

本分析では、店舗ごとに収集された価格を都市別に平均した価格を用いて価格改定頻度を算出するため、個別価格から算出される「真の値」よりも計測値は大きくなる。そのため、価格改定頻度の水準を他国の計測結果と直接比較することは難しい。もっとも、集計価格数は時期によらず一定であり、多くのカテゴリで集計価格数が 3 程度とほぼ等しいことから、価格改定頻度の時系列変化やカテゴリ間の比較が可能である。

② ハザード確率・サバイバル比率

t 期におけるハザード確率は、「0 期から t-1 期までの間、連続して価格改定されなかった価格が t 期に価格改定される（条件付）確率」として定義される⁴。

² 公共サービスの各カテゴリや電気・都市ガス・水道、出版物では、供給者が 1 事業者に限定される、あるいは全事業者の販売価格が同一であることから、集計価格数が 1 となっている。

³ 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 品目ウェイトを用いている。

⁴ ハザード確率の推定方法については、補論 1 を参照。

$$\text{(t 期のハザード確率)} = \text{(t 期に価格改定される価格の数)} / \text{(t-1 期までに価格改定されなかった価格の数)}$$

ハザード確率の形状を観察することで、(a) 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確率が前期までの価格改定の有無に左右される、すなわち、価格改定されない期間が長くなるほど、(b) 価格改定されやすくなるのか、それとも (c) 価格改定されにくくなるのか、といった価格粘着性の性質を把握することができる。価格改定されなかった期間を横軸にとってハザード確率のグラフを描くと、ハザード確率の形状は、(a) のケースでは水平に、(b) のケースでは右上がりに、(c) のケースでは右下がりとなる。

さらに、全ての価格のうちで、t 期まで継続して価格改定されないで残っている価格の比率を t 期のサバイバル比率（累積生存率）と定義する。サバイバル比率は、各期のハザード確率を用いて以下の式から算出できる。

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

サバイバル比率をみることで、ショックが価格にどの程度の時間で反映されるのか（価格粘着性がどの程度の大きさか）が分かる。価格粘着性による資源配分の歪みの程度は、長期間、価格改定されない品目が占める比率に左右されることから、サバイバル比率をみることは有益である。本分析では、ハザード確率ならびにサバイバル比率を 3 期間（1989～1993 年、1994～1998 年、1999～2003 年）に分けて算出する。

③ 価格改定 1 回ごとの価格改定率

インフレ率は「価格改定頻度」と「価格改定 1 回ごとの価格改定率」に分解できる。インフレ率が増加する際に、価格改定頻度と、価格改定 1 回ごとの価格改定率の、いずれが増加するのかを観察すると、「時間依存型」（価格設定行動が常に一定で、予め決められた間隔ごとに価格改定を行う）であるのか、それとも「状態依存型」（経済状態＜インフレ率＞によって価格設定行動が変化する）であるのか、が分かる。カルボ型（Calvo [1983]）に代表される時間依存型モデルでは、価格改定頻度は一定であるから、インフレ率の変化は価格改定 1 回ごとの価格改定率が増加して吸収される。一方、状態依存型であるメニュー・コスト型モデルでは、ショックの大きさにも依存するが、インフレ率の変化は価格改定頻度が増加することで吸収される場合が多い。

また、価格改定率の頻度分布からは、価格改定率に下限が存在するか（価格改定

コストが大きいか) どうかも観察できる。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減少して、価格改定コストを下回ることから、価格改定頻度が低下する。こうしたメニュー・コスト型モデルのメカニズムが存在するかどうか、価格粘着性による資源配分の歪みを考察する上で重要である。

(4) 価格改定の定義

本分析では、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⁵
- ・ 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

① 商品・サービス変更の扱い

全国一斉の「基本銘柄改正」では調査対象商品・サービスの内容が変更され、価格水準が変化するが、本分析では「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⁶」とみなす。

② 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。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」とはみなさない範囲に一定の幅（±0.5%）⁷を持たせる。

なお、本分析では、店舗変更による価格変化についても、データ上識別できない

⁵ 「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.[2006]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。

⁶ 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。

⁷ 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+1.44～2.44%の場合「価格改定」とカウントしない。

（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。

ことから「価格改定」とみなす⁸。この取り扱いは、同一調査地区内における店舗変更に伴う価格変化を、物価指数の変化に反映させるCPIの取り扱いと同一である。

3 計測結果（1）：価格改定頻度

本節では価格改定頻度の計測結果を整理する。まず1999～2003年の5年平均値を用いて、財・サービス別、カテゴリーごとの価格改定頻度の特徴をみる。次に1989～2003年の年平均値を用いて時系列変化をみていく。

（1）横断面（財・サービス別、カテゴリー別）の特徴

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総合の価格改定頻度は21.4%/月である。そのうち、財では31.1%/月と大きな値となる一方、サービスでは4.5%/月と極めて小さい（図表4(1)）。このように財とサービスでは、価格改定頻度に大きな格差がある。

カテゴリー間の価格改定頻度の格差はさらに大きい。価格改定頻度が最も大きい生鮮食品では91.1%/月に達する一方で、最も小さい公共サービス・運輸通信関連では0.3%/月、一般サービス・家事関連でも2.6%/月に過ぎず、両者の格差は30～300倍にも達する（図表4(2)(3)）。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も確認できる（図表5(1)）。Dhyne et al.[2006]が採用した共通50品目⁹について米国やEU諸国の計測結果と比較すると、日本における価格粘性のばらつきは米国やEU諸国と比べて際だって大きいことが分かる（図表5(2)）。

なお、価格改定頻度を価格引き上げ時、引き下げ時、各々の改定頻度に分解してみると、期間中のインフレ率がゼロ近傍であったこともあり、価格引き上げ頻度と価格引き下げ頻度はほぼ等しくなっている（図表6）。

（2）時系列変化：1989年から2003年まで

① 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総合では、1989年から1994年にかけて価格改定頻度が幾分低下したが、1995年以降は上昇に転じた。2000年以降、上昇テンポがやや加速している（図表7(1)）¹⁰。

⁸ 総務省統計局の調査（調査員調査による品目を対象）では、2003年7月～2005年6月の2年間に生じた価格改定のうち、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、同一の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。

⁹ 品目の選定等国際比較の手法については補論2を参照。

¹⁰ 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

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である（図表 7(2)）。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は、燃料費の変動分を消費者に転嫁する「燃料費調整制度」が導入されたため、1996年頃から大幅に上昇している。このほか、食料工業製品、他の工業製品などでも価格改定頻度が上昇している。このように財の価格改定頻度の動きは、期間中のインフレ率の低下とは逆の動きである。

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。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（図表 7(3)）。こうしたサービスの価格改定頻度の動きは、期間中のインフレ率の低下と平行である。カテゴリー別では、一般サービス（外食、家事関連）の改定頻度の低下が目立つ（図表 9）。他方、公共サービスについては横ばい圏内である。

さらに、価格改定頻度の推移を、価格引き上げ頻度と引き下げ頻度とに分けてみる（図表 10）と、サービスでは、インフレ率の低下に伴って価格引き上げ頻度が顕著に低下しているが、価格引き下げ頻度は、期間中ほぼ一定であり、インフレ率低下の動きとは無相関である。

② 計測結果の解釈

価格改定頻度は時間的に一定ではない。この要因の一つとして、燃料費調整制度の導入や価格自由化などの規制変更が挙げられる。財については、こうした要因が相当程度寄与している。一方、サービスについては、インフレ率の低下と価格改定頻度の低下が平行に生じるなど、インフレ率と価格改定頻度は正の相関をもつ。さらにインフレ率は価格引き上げ頻度とは相関する一方、引き下げ頻度とは相関しない。サービスがもつこうした特徴は、Nakamura and Steinsson[2007]による米国 CPI の計測結果と一致している。

財とサービスの計測結果は、価格設定行動が「時間依存型」ではないことを示している。さらに、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果、価格改定頻度が低下した可能性、すなわち、価格改定頻度がインフレ率の水準に依存する「状態依存型」である可能性を示している。

が一時的に上昇した（消費税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）ためである。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。

4 計測結果（2）：ハザード確率とサバイバル比率

次に、ハザード確率ならびにサバイバル比率を算出して、価格改定パターンを詳細にみてみよう。最初に1999～2003年のハザード確率とサバイバル比率を用いて、財・サービス別、カテゴリー別、品目別の特徴を整理する。次に1989～1993年、1994～1998年、1999～2003年、3期間におけるハザード確率の変化をみていく。

（1）横断面：財・サービス別の特徴

① 計測結果

1999～2003年のハザード確率から横断面の特徴を整理する。財については、全体としてハザード確率の水準が高い。また、ハザード確率の形状は右下がりであり、その傾きはかなり急である。価格改定されない期間1ヶ月で確率が最大となり、期間が長くなるにつれて確率は急速に低下する（図表11(2)）。サバイバル比率をみても、その低下ペースは急速であり、期間1年で22%まで低下している。財の価格粘着性はかなり低いことが分かる。

一方、サービスでは、ハザード確率の水準が低く、緩やかに右下がりである。さらに、価格改定されない期間6、12、24ヶ月で確率のピークを持つ（図表11(3)）。特に12ヶ月のピークが目立ち、1年ごとに改定される価格が多いことを示している。サバイバル比率をみると、期間1年で58%、2年で46%と低下ペースは緩やかである。サービスの価格粘着性はかなり高い。このように、ハザード確率やサバイバル比率でみても、財とサービスとの異質性は大きい。

② 計測結果の解釈

ハザード確率の形状が右下がりとなる事例は、諸外国の研究¹¹でも多数みられている。ハザード確率が右下がりとなるのは、価格改定されない期間が長い価格ほど、価格改定されにくくなることを意味している。こうした特性は、既存の理論では説明しがたいものである。例えば、代表的な時間依存型モデルであるカルボ型価格改定モデルでは、ハザード確率は水平となるほか、典型的なメニュー・コスト型価格改定モデル（例えばCaplin and Spulber[1987]、Dotsey, King and Wolman[1999]¹²）で

¹¹ 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：Aucremann and Dhyne [2005]。

¹² 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、①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、②価格改定されない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、ハザード確率が価格改定されない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。

は、価格改定によって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、ハザード確率の形状は右上がりとなる。

もっとも、ハザード確率の形状が個別品目ごとに異なる場合には、財・サービスごとに集計されたハザード確率が右下がりとなることが知られている。例えば、Álvarez et al.[2005]は、カルボ型価格改定ルールに従って価格改定を行うが、その改定確率の水準が異なる品目を集計すると、ハザード確率が右下がり形状となることを示している¹³。

(2) 横断面：品目別の特徴

① 計測結果

次にハザード確率を品目別に算出する。個別品目のハザード確率の形状は以下の3つのタイプに分類できる。

(タイプ1：伸縮型)

殆ど毎月価格が改定されるため、ハザード確率の水準が極めて高い(図表 12(1))。1 四半期程度で全ての価格が改定され、サバイバル比率がすぐにゼロとなる(ハザード確率も期間 1 四半期程度で打ち切り)。価格は極めて伸縮的である。価格改定頻度が高い生鮮食品のほぼ全品目、その他生鮮商品に含まれる鶏卵や切り花などが含まれる(図表 13(1))。サービスには該当する品目は存在しない。

(タイプ2：右下がり型)

価格改定されない期間 1 ヶ月でピークを持ち、期間が長くなるにつれて、ハザード確率が低下する右下がりの形状を持つ(図表 12(2))。これまでみてきた集計ハザード確率と同様の形状である。伸縮型と比べてハザード確率の水準は低く、価格粘着性は高い。財では、生鮮食品、電気、都市ガスを除いた全ての品目が右下がり型に該当する。サービスでは、一般サービス(外食、家事、教養娯楽関連)の多くの品目が含まれる。

もっとも、財とサービスでは、ハザード確率の水準が異なることもあり、同じ右下がりとはいえ、その形状は異なっている。財では、ハザード確率は急な傾きを持つ右下がりであり、価格改定されない期間 1 ヶ月のハザード確率の水準が高く、期間が長くなるにつれてハザード確率が急速に減少する(図表 13(2)・例 1)。一方、サービスでは、緩やかな右下がり形状であり、期間 1 ヶ月のハザード確率の水準は

¹³ マクロショックと個別企業に対する生産性ショックの2種類のショックを導入している Golosov and Lucas[2007]のモデルを、複数部門に拡張した Enomoto[2007]では、メニュー・コスト型モデルの枠組みの下で、ハザード確率の右下がり形状を説明することに成功している。

低く、価格改定されない期間が長くなってもハザード確率の低下幅が小さくなっている（図表 13(2)・例 2）。

（タイプ 3：テイラー型）

価格改定されない期間 6、12、24 ヶ月でハザード確率のピークを持つ（図表 12(3)）。財では電気代、都市ガス代、サービスでは、公共サービス、一般サービスの医療福祉、教育関連の各品目ならびに教養娯楽関連の一部品目（習い事の月謝など）がテイラー型 (Taylor [1979]) に該当する（図表 13(3)）。これらの多くは公共料金であり、毎年 4 月ないし 10 月に一斉に価格が改定される傾向がある¹⁴。

② 計測結果の解釈

品目別でも、ハザード確率の右下がり形状は解消されない。「小売物価統計調査」では、品目ごとに全国でほぼ同一の商品・サービスを調査しており、同一品目内の価格データに異なる商品・サービスが含まれることによる影響は生じていない。しかし、品目ごとに都市別の価格改定頻度をみると、同一品目内に改定頻度が大きい都市の価格と小さい都市の価格が混在している¹⁵。これは、「特売」を頻繁に実施するため、価格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、「特売」を実施しないために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）が存在し、都市ごとにその店舗構成比が異なるためである。店舗ごとの価格改定頻度の水準が異なる場合には、個別品目のハザード確率の形状は右下がりとなる。

実際、多様な小売店で販売される財の各品目では、店舗間の価格設定行動の大きな違いを反映して、ハザード確率の右下がり度合いが顕著となっている。一方で、零細な個人業者が供給主体である一般サービスの各品目では、ハザード確率の右下がり度合いは緩やかである。価格設定行動の異質性がハザード確率の右下がり形状を生じさせる要因であることが示唆される。小売店の異質性が完全に排除された場合でも、ハザード確率の形状が右下がりとなるのかは興味深い論点である。

ちなみに、本稿と同一のデータ¹⁶を用いて、品目別・都市別価格のタイプ分けを行った池田・西岡[2006]では、ハザード確率の形状は、「伸縮型」、「テイラー型」のほか、ハザード確率が右上がりとなる「増加型」、ハザード確率が低水準で一定となる「カルボ（低位一定）型」、4つのタイプに分類できるとの結果を得ている。

¹⁴ 一般サービス・教養娯楽関連の品目（習い事の月謝等）については、価格改定のタイミングが個別価格ごとにバラバラに到来する非同時的な価格改定となっている。

¹⁵ 例えば、1999～2003 年における食料工業製品の価格改定頻度の平均値が 29.9%に対して、その標準偏差は 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。

¹⁶ 池田・西岡[2006]の分析期間は 2000～2004 年であり、本稿の分析期間とは幾分異なっている。

同論文では、右下がりのハザード確率を持つ品目は存在せず、本分析でみられるような右下がり形状は、増加型と低位一定型との合成で生じるみかけのものであると結論づけている。

（3）ハザード確率・サバイバル比率の時系列変化

こうした特徴は時間とともにどう変化してきたのであろうか。CPI インフレ率が年率 3%程度で上昇していた 1989～1993 年から、ほぼゼロインフレであった 1999～2003 年の期間におけるハザード確率、サバイバル比率の変化をみてみよう。

財のハザード確率については、価格改定されない期間 1 ヶ月で確率が最大となる右下がり形状に変化はない（図表 14(2)、図表 15(1)①）。もっとも、1999～2003 年では価格改定されない期間が短いところでハザード確率が上昇しており、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が分かる。サバイバル比率も大幅に低下しており、価格粘着性は近年になるほど低下している。一方、サービスでは、全期間においてハザード確率が低下している（図表 14(3)、図表 15(1)②）。サバイバル比率は大きく上昇し、価格粘着性が高まっている。このように、財とサービスの異質性は最近ではさらに拡大している。

また、個別品目のハザード確率の形状をみると、1989～1993 年から 1999～2003 年にかけて、テイラー型から右下がり型へ変化している品目がある（図表 15(2)）。ハザード確率の形状がインフレ率の変化や規制変更等で変化する可能性があることを示している。こうした結果を既存の理論モデルで解釈するのは容易ではない。

5 計測結果（3）：価格改定 1 回ごとの価格改定率

本節では、まず、価格改定 1 回ごとの価格改定率について詳しく分析する。次に、インフレ率の変化に、価格改定頻度、価格改定 1 回ごとの価格改定率、いずれの変化が寄与してきたのかを分析する。さらに、価格改定 1 回ごとの価格改定率の頻度分布を品目ごとに観察する。

（1）価格改定 1 回ごとの平均価格改定率

1999～2003 年のデータを用いて、価格改定 1 回ごとの平均価格改定率について横断面（財・サービス別、カテゴリー別）の特徴を整理する。次に、時系列変化（1990¹⁷～1993 年→1999～2003 年）について分析する。

¹⁷ 1989 年については、消費税導入と同時に物品税・酒税の税率が大幅に変更された影響があることから、価格改定率の計測から除外している。

① 平均価格改定率：横断面の特徴：1999～2003年

CPI総合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16(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、価格改定1回ごとの平均価格改定率は大きな値となっている。また、財、サービス、各々の全平均では殆ど違いはない。カテゴリー別にみるとばらつきがみられ、財では生鮮食品、他の工業製品、繊維製品では平均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16(2)）。サービスでは、公共サービスの教育関連、一般サービスの教育、医療福祉関連では小さな改定率である（図表16(3)）。

② 平均価格改定率：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、財、サービスいずれにおいても、引き上げ時ならびに引き下げ時の価格改定率が幾分縮小しているが、その縮小幅はCPIインフレ率の低下より小さめである（図表17(1)）。もっとも、サービスの各カテゴリーのうち、公共サービスでは、引き上げ、引き下げいずれの価格改定率も大幅に縮小しているほか、一般サービスの医療福祉、教育関連でも同様に縮小する傾向がみられる（図表17(3)）。

（2）インフレ率変化への寄与：価格改定頻度と価格改定1回ごとの価格改定率

近年のCPIインフレ率の低下に、価格改定頻度、価格改定1回ごとの価格改定率、各々の変化がどの程度寄与してきたのだろうか。1990～1993年と1999～2003年の各平均値を用いて、2時点間のインフレ率の低下を、価格改定頻度の変化（「価格引き上げ頻度の低下」、「価格引き下げ頻度の増加」）、および価格改定1回ごとの価格改定率の変化（「価格引き上げ時の価格改定率の縮小」、「価格引き下げ時の価格改定率の拡大」）、に寄与度分解する。

① 計測結果

CPI総合では、インフレ率の低下に対して、価格引き下げ頻度の増加が6割、価格引き上げ時の価格改定率の縮小が4割の寄与をもっており、価格改定頻度と価格改定率の寄与がほぼ等しくなっている（図表18(1)）。

財全体では、価格引き下げ頻度の増加、価格引き上げ時の価格改定率の縮小がほぼ同程度の寄与をもっている。一方で、価格引き上げ頻度も増加しており、インフレ率を押し上げる寄与も生じている。カテゴリー別では、生鮮食品で価格改定率（価格引き上げ時の価格改定率の縮小）の寄与が目立つ以外は、殆どのカテゴリーで価

価格改定頻度（価格引き下げ頻度の増加）の寄与が大きくなっている（図表 18(2)）。このように、財の 카테고리別では、価格改定頻度の変化の寄与が目立っている。

一方、サービスでは、価格改定頻度の変化のうち、価格引き上げ頻度の低下がインフレ率の低下に大きく寄与しており、価格改定率の縮小は殆ど寄与していない（図表 18(1)）。 카테고리別でも、サービスの大半の 카테고리においては、価格引き上げ頻度の低下の寄与が最も大きくなっている。もっとも、公共サービス・教育関連、一般サービス・医療福祉、教育関連では、価格改定率（価格引き上げ時の価格改定率の縮小）の寄与もかなり大きく、価格改定頻度と価格改定率の寄与が同程度となっている（図表 18(3)）。

② 計測結果の解釈：ハザード確率の形状との関係

インフレ率が変わる際に、価格改定頻度、価格改定 1 回ごとの価格改定率、いずれが変わるかは、価格設定行動がどのようなタイプかで異なる。時間依存型では、価格改定頻度は一定であるから、インフレ率の変化は価格改定 1 回ごとの価格改定率の変化で吸収される。一方、状態依存型では、インフレ率の変化は価格改定頻度の変化で吸収される場合が多い。

上記の計測結果によると、財・サービスの大半の 카테고리（除く生鮮食品、公共サービス・教育関連、一般サービス・医療福祉、教育関連）では、インフレ率の変化は価格改定頻度の変化に吸収されており、状態依存型の性質をもっている。一方、生鮮食品、公共サービスの教育関連、一般サービスの医療福祉、教育関連では、価格改定頻度の変化のほか、価格改定 1 回ごとの価格改定率の変化もインフレ率の変化に寄与しており、状態依存型と時間依存型、双方の性質を併せ持っている。

この結果を、ハザード確率の形状と対応させると、ハザード確率の形状が「右下がり型」となる品目では状態依存型となる一方で、「伸縮型」や「テイラー型」となる品目では、時間依存型、状態依存型、双方の性質を併せ持っている場合が多いことが分かる。

（3）価格改定 1 回ごとの価格改定率の頻度分布

多くの 카테고리において、状態依存型モデルが持つ性質と合致することが示された。代表的な状態依存型モデルであるメニュー・コスト型価格改定モデルでは、最適な価格水準が現在の価格水準から一定以上乖離しないと価格改定のメリットがコストを上回らないことから、価格改定 1 回ごとの価格改定率には一定の下限が存在することが予想される。この場合、個別品目の価格改定率の頻度分布において、価格改定率ゼロ近傍で頻度の落ち込みがみられるはずである。

① 計測結果

価格改定率の頻度分布（1999～2003年）をみると、改定率ゼロ付近で頻度の落ち込みがあり、ゼロから2～10%程度離れたところで2つの頻度のピークを持つ品目と、そうした頻度の落ち込みが存在しない品目がある（図表19）。それでは、どの品目に価格改定率に一定の下限が存在し、改定率ゼロ近傍での頻度の落ち込みがみられるのだろうか。品目ごとに落ち込みの有無をチェック¹⁸してみた。

図表20(1)は、頻度の落ち込みがある品目が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。財のうち、食料工業製品、他の工業製品（半耐久財、非耐久財）など大半のカテゴリー、ならびに一般サービスの殆どのカテゴリーと公共サービスの一部（教養娯楽、運輸通信関連）では、5割以上の品目で頻度に落ち込みがみられる。これらのカテゴリーでは、価格改定率には一定の下限が存在し、価格改定はまとめて行われる傾向がある。

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、石油製品の各カテゴリー、サービスのうち、公共サービスの大半のカテゴリーと一般サービスの一部（医療福祉、教育関連）では、頻度の落ち込みがみられない。これらのカテゴリーでは、ごく小さな価格改定率でも価格改定が生じている。

② 計測結果の解釈

価格改定率の頻度分布の落ち込み（価格改定率の下限）の有無と、(2)の寄与度分解で示された、インフレ率の変化に占める価格改定頻度の変化の寄与率との関係を見てみよう。図表20(2)は、頻度分布に落ち込みが存在する品目の比率とインフレ率の変化に占める価格改定頻度の変化の寄与率との相関をカテゴリー別にみたものである。財では明確な関係はないが、サービスでは両者は高い相関がある。サービスでは、価格改定率に一定の下限が存在するカテゴリーにおいて、インフレ率の変化は価格改定頻度の変化で吸収される傾向が強い。以上のように、サービスの多くのカテゴリーでは状態依存型の価格設定行動が支持される¹⁹。

6 考察：価格の粘着性を左右する要因とは何か？

価格改定頻度は、財で大きく、サービスでは小さい。ハザード確率の形状をみて

¹⁸ 価格改定1回ごとの価格改定率ゼロ近傍において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3を参照。

¹⁹ もっとも、池田・西岡[2006]は、インフレ率の分散分解を応用したKlenow and Kryvtsov[2005]の手法を2000～2004年の「小売物価統計調査」のデータに適用し、価格設定行動は時間依存型と解釈することができるとの結果を得ている。

も、財では殆どの品目が伸縮型ないしは右下がり型であるのに対し、サービスでは、一定期間ごとに価格改定を行うテイラー型の品目がかなりの比率を占める。こうした価格粘着性やハザード確率の形状の違い、ならびにその時系列変化は、どのような要因に左右されるのであろうか。以下の2つの要因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・ハザード確率の形状との関係

財とサービスにおける価格粘着性の違いには、生産コスト構造、特に労働コスト比率の違い、が影響している可能性がある。

① 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)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²⁰。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、サービスでは35~78%と高くなる。労働コスト比率と価格改定頻度との関係をみると、労働コスト比率が高いカテゴリーほど価格改定頻度が低いとの負の相関がある(図表21(1))²¹。品目別データでも同様の負の相関がある(図表21(2))。これは以下の要因のためであると考えられる。賃金の変化率は緩やかであることから、労働コスト比率が高いサービスでは、価格改定頻度を頻繁に行う必要性が低く、価格改定頻度は低くなりやすい。一方、労働コスト比率の低い財では、素原材料や中間財のコスト変動の影響を受ける。素原材料や中間財のコスト変動率は大きくかつ頻繁であることから、価格改定頻度は高くなりやすい。

さらに、労働コスト比率と価格改定頻度の変化率(1989~1993年→1999~2003年)との関係をみると、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が大きい(図表22(1)(2))。これは、近年の賃金上昇率の低下に伴い、生産コスト変化率が低下したことを反映している(図表23)。賃金変動の安定化は、労働コスト比率の高いサービスの価格粘着性の高まりに大きく寄与している。

② 労働コスト比率とハザード確率の形状

労働コスト比率とハザード確率の形状との関係をみる。労働コスト比率が70%以上の品目では9割がテイラー型である。テイラー型の比率は、労働コスト比率50

²⁰ 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4を参照。

²¹ 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。

～70%では約3割に、同20～30%では1割弱に低下する（図表24）。賃金改定は年1回に限定されるなど、賃金設定行動はテイラー型となることが多いため、労働コスト比率が高い品目では、テイラー型となりやすいと考えられる。このように労働コスト比率の大小はハザード確率の形状にも影響を与えている。

③ 労働コスト比率と価格の下方硬直性

ここでは、価格改定率の頻度分布が右に歪んでおり、価格引き下げ頻度が極めて小さいが、価格引き下げが起こった際の改定率は大きくなる場合、価格の下方硬直性²²があるとみなそう。1989～1993年時点では、公共サービス・教育関連のほか、一般サービスの多くの品目で、価格の下方硬直性が存在していた（図表25）。労働コスト比率との関係では、労働コスト比率70%以上ではほぼ全品目、50～70%では半数以上の品目で、価格の下方硬直性が観察された。一方で、労働コスト比率の低い品目では価格の下方硬直性は観察されなかった。

1994～1998年においても、サービスの多くの品目で価格の下方硬直性がみられたが、1999～2003年には、殆どの品目で価格の下方硬直性が消失した。これは賃金の下方硬直性が1998年以降に観察されなくなったこと（黒田・山本[2005]）と対応している。このように、賃金改定の特性はサービスの価格改定の特性に影響を及ぼしている。

（2）価格改定頻度／ハザード確率の形状と市場構造の変化との関係

1990年代以降、サービスでは価格改定頻度が低下している一方、財では、インフレ率の低下にもかかわらず、価格改定頻度が増加している。このような価格改定頻度の増加が生じる要因としては市場構造の変化が考えられる。

① 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、自動車保険料では、1990年代以降価格自由化が進んだことから、電気代や都市ガス代については、燃料費調整制度が導入（1996年）されたことから、価格改定頻度が各々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。

② 小売段階での競争環境の変化：「特売」の実施頻度の高まり

食料工業製品、他の工業製品では、1990年代後半以降、価格改定頻度が着実に上昇している。これは、「特売」の実施頻度が増加したためである。小売業態別のデ

²² 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。

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 26(1)。「小売物価統計調査」では、期間 7 日以内の特売は価格調査の対象には含まれないが、特売の継続期間がより長期になると価格調査対象に含まれるようになる。さらに、各家計の商品購入先も、「特売」実施頻度の高いスーパー、ディスカウントストアへのシフトが進んでいる（図表 26(2)）。食料工業製品・各品目の価格改定頻度の上昇率（1989～1993 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購入する割合が大きく上昇した品目で、価格改定頻度の上昇率が大きくなっている（図表 26(3)）。

「特売」の実施は、食料工業製品、他の工業製品などの財で顕著にみられる。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のが容易であり、「特売」を行う必要性が低い一方で、財では「特売」実施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の価格粘着性の低下を生じさせている可能性がある。

③ 一時的価格変動の増大

「特売」実施頻度が増加することによって、財の各品目で趨勢的な物価変動とは無関係の一時的変動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。

まず、ハザード確率の形状をみてみよう。食料工業製品を中心に、価格改定されない期間 1～6 ヶ月の短周期のハザード確率が上昇している（前掲図表 15、図表 27）。

次に価格データから自己回帰モデルを推計し、インパルス応答を求める²³。インパルス応答をみることで、初期時点に発生した価格ショックが永続的な価格変化をもたらすかどうかを判定できる。分析結果による（図表 28）と、財では食料工業製品や他の工業製品等多くのカテゴリーで 1999～2003 年にかけて永続的な変動が占める比率が低下して、一時的変動の比率が高まっている。一方で、サービスにおいては、インパルス応答の形状に変化はなく、一貫して永続的な変動が占める比率が高くなっている。

この事実は、財の多くのカテゴリーで生じている価格改定頻度の増加（価格粘着性の低下）は、一時的な価格変動から生じたものであり、特売の実施頻度の増加が影響していることを示している。特売の実施頻度の増加分を控除すると財の価格改定頻度は上昇していない可能性があること、言い換えると、マクロの景気変動に対応した価格粘着性は、低下していない可能性があること、が推測される。

²³ 推計方法については補論 5 を参照のこと。

7 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。計測結果から以下の点が分かった。

まず、価格改定頻度の計測結果によると、財の価格改定頻度が高く、サービスの価格改定頻度が極端に低い、といった大きな違いがある。この財とサービスの間の差異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、財において上昇している一方で、サービスでは低下しており、近年になるほど、財とサービスとの価格改定頻度の格差が拡大傾向にある。

次に、ハザード確率ならびにサバイバル比率の形状を観察した。ハザード確率についてみると、財では、価格改定されない期間 1 ヶ月で確率が最大となる右下がり形状であり、その傾きはかなり急となっている。一方で、サービスでは、価格改定されない期間 6、12、24 ヶ月で確率のピークを持つ、緩やかな右下がり形状となっている。サバイバル比率をみると、財のサバイバル比率は、サービスのそれと比較してかなり低めである。このように、ハザード確率やサバイバル比率でみた価格粘着性は、財・サービス間で大きく異なる。さらに、品目別のハザード確率を形状から分類すると、生鮮食品が「伸縮型」に、公共サービスや一般サービスの一部（医療福祉、教育関連）が「テイラー型」に、その他の大多数の品目が「右下がり型」に分けることができた。また、ハザード確率は時系列的に変化するなど、その性質は複雑である。

続いて、バブル期（1990～1993 年）とデフレ期（1999～2003 年）の 2 時点間におけるインフレ率の低下が、価格改定頻度、価格改定 1 回ごとの価格改定率、いずれの変化で説明できるか、寄与度分解を試みた。その結果、ハザード確率の形状が右下がり型となる多くの財・サービスのカテゴリーでは、インフレ率の低下には主に価格改定頻度の低下が寄与しており、価格改定 1 回ごとの価格改定率はほとんど寄与していないことが分かった。これは、価格設定行動が状態依存型の性質を有することを示唆する。一方で、ハザード確率の形状が伸縮型となる生鮮食品、テイラー型となる公共サービス、一般サービスの一部では、インフレ率の低下には、価格改定頻度および価格改定 1 回ごとの価格改定率、双方の低下が寄与している。これは価格設定行動が状態依存型、時間依存型、双方の性質を有することを意味している。ちなみに、価格改定率の頻度分布からは、サービスの多くの品目で価格改定率に下限値が存在し、メニュー・コスト型（状態依存型）価格改定モデルがもつ特性がサポートされた。

このほか、価格粘着性を左右する外生的な要因として、以下の2つの要因について考察した。第1の要因は生産コストに占める労働コスト比率である。分析結果によると、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。労働コスト比率の高いサービスでは、賃金上昇率の安定化が価格改定頻度の低下に大きな影響を与えている。第2の要因は市場構造の変化である。分析結果によると、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が財の価格改定頻度を大幅に上昇させる要因となっている。このため、財における価格改定頻度の高まりが、マクロの景気変動に対応した価格粘着性の低下を意味しない可能性があることが分かった。

最後に、今後の課題について述べる。第1に、個別品目のハザード確率の形状が右下がりとなる要因である。本分析では、小売店舗における価格設定行動の異質性とその要因であると推定したが、それについての詳細な検証が必要である。店舗別の価格データが利用可能であれば、こうした分析が可能となる。第2に、価格改定頻度とインフレ率との関係の頑健性である。本分析では、多くのケースで価格改定頻度がインフレ率に依存するとの結果が得られ、価格設定行動が状態依存型であることが示唆された。しかし、本分析の対象期間では、CPIインフレ率は年率▲1%から+4%の範囲の変動に止まっている。高インフレ期である1970年代の分析が可能であれば、こうした結論の頑健性がより明瞭になると期待できる。第3は、財における価格改定頻度の上昇がどんなインプリケーションを持つかである。本分析では、7日間を超えるより長期間の特売を価格データから取り除くことができないため、特売を完全に除外したベースの価格改定頻度が上昇しているかどうかについては明確な結論を得ることができない。さらに、今回計測された、特売による価格変動を含んだ価格改定頻度の上昇が、マクロの景気変動に対応した価格粘着性の変化とどの程度関係を有するのか、十分な検証はできていない。この点について、さらなる研究が望まれる。

補論1 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を説明する²⁴。

(ハザード確率の推定方法)

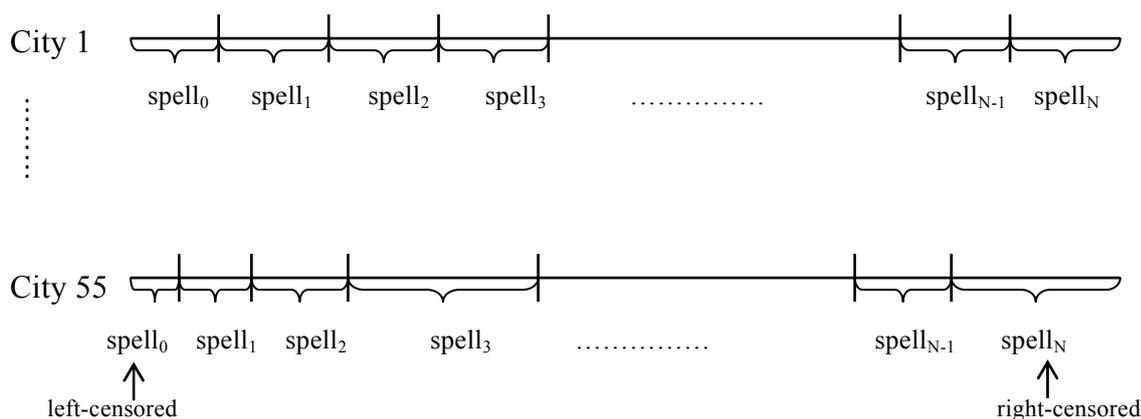
本稿でのハザード確率は「0期から t-1 期までの間、連続して価格改定されない価格が t 期に価格改定される条件付確率」と定義される。推定にあたっては、複数ある推定手法の中から、EU 諸国の分析で一般的に用いられている Kaplan-Meier product limit estimator というノン・パラメトリックな推定量を採用した。推定量は、以下のように定義される。

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

ただし、 h_t は、t 期に価格改定されたSPELLの数であり、 r_t は、少なくとも t-1 期まで価格改定されなかったSPELL（同一価格の流列）の数であり、危険集合(risk set)と呼ぶ。

(SPELLの数え方)

ハザード確率は、品目ごとに 55 都市の平均価格データを用いる。SPELL (spell) は、価格を改定してから、次に改定するまでの価格の流列として定義される。



同一の都市の価格に存在するSPELLの系列を価格改定系列 (trajectory) と呼ぶ。ハザード確率は、同一品目の全都市の価格改定系列に含まれるSPELL数を、価格改

²⁴なお、打ち切りデータの取り扱い、SPELL数の取り扱い、カテゴリー別の集計方法、の3点を初稿（「小売物価統計調査」を用いた価格粘着性の計測：日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 06-J-02、2006年）から変更している。

定されない期間 (duration) ごとにカウントして算出する。ここで、各標本期間の始期から 1 回目の価格改定の期間のスペルを左切断スペル (left-censored spell)、最後のスペルを右切断スペル (right-censored spell) と呼ぶ。左切断スペルについては、標本期間始期以前の最後の価格改定の時期が、右切断スペルについては、標本期間終了後の最初の価格改定の時期が、各々分からないため、これらの切断スペルについては、真の「価格改定されない期間 (duration)」は不明である。こうした点を考慮して、ハザード確率の計測においては、左切断スペルは計測対象から除外し、右切断スペルについては、少なくとも切断されるまでの期間については価格改定されないと考えて、その分については計測対象に含めるのが通例である。本分析においても、この取り扱いに従って計測を行っている。

(個別品目におけるハザード確率の算出におけるスペル数の取り扱い)

十分に大きなサンプルを用いてハザード確率を推計する際には、同一品目に含まれる価格改定系列ごとにランダムに 1 つのスペルを抽出して、ハザード確率を推計するのが通例である。仮に、各価格改定系列から 1 つではなく全てのスペルを抽出してハザード確率を計算すると、価格改定されない期間が短いスペルが多数抽出されるため、価格改定されない期間の短いところで、ハザード確率が上方バイアスを持つ。こうした上方バイアスの発生を避けるためには上記の取り扱いが有効である。

もっとも、本稿は、55 都市、60 ヶ月という小標本を用いており、ランダム・サンプリングに適さない。なかでも、長期間価格改定されずに持続するスペルは、切断データとして扱われやすく、スペルとして現われにくい。そこで、このようなデータの不足を補うため、スペル数の計測にあたっては、各価格改定系列から全てのスペルを抽出することとした。

その際に、算出されるハザード確率が上方バイアスを持つのを避けるために、都市ごとの価格改定系列 (trajectory) のウエイト (各スペルのウエイトの合計) が、どの都市についても等しく 1 となるように、同一価格改定系列内の各スペルに対して「都市ごとのスペル総数の逆数」をウエイトとして与えることとする。各々のスペルにそのウエイトを乗じたウエイト基準化済みスペル数 (品目 j における価格改定されない期間 k の同スペル数 : $S_{j,k}$) を算出する。このウエイト基準化済みスペル数を用いて、各品目のハザード確率を計算する。

具体例を用いて説明する。品目「時計」において、都市 A では 20 個のスペル (価格改定されない期間 2 ヶ月のスペルが 10 個、4 ヶ月のスペルが 10 個)、都市 B では 10 個のスペル (同 2 ヶ月が 2 個、同 4 ヶ月が 4 個、10 ヶ月が 4 個) が存在する

としよう。その場合、ウエイト基準化済みスペル数(S)は以下のように算出できる。

$$\text{価格改定されない期間 2 ヶ月のスペル数} : S_{watch,2} = 10/20 + 2/10$$

$$\text{価格改定されない期間 4 ヶ月のスペル数} : S_{watch,4} = 10/20 + 4/10$$

$$\text{価格改定されない期間 10 ヶ月のスペル数} : S_{watch,10} = 4/10$$

このウエイト基準化済みスペル数を用いて、品目「時計」のハザード確率を計算する。

補論 2-1 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. [2006]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 2-2)。

補論 2-2 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 蛍光灯 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 ヘアースタイル代

(注) シャドー部分は、対応する品目がないことを示す。

補論3 改定率ゼロ近傍における頻度の落ち込みの有無の判定基準

本稿では、以下の判定基準を満たす場合には、「価格改定率の頻度分布において、価格改定率ゼロ近傍で頻度に落ち込みが存在する」と判断する。

(判定基準)

① 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、②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、価格変化率ゼロ近傍の分布頻度が小さい（頻度に落ち込みがある）。

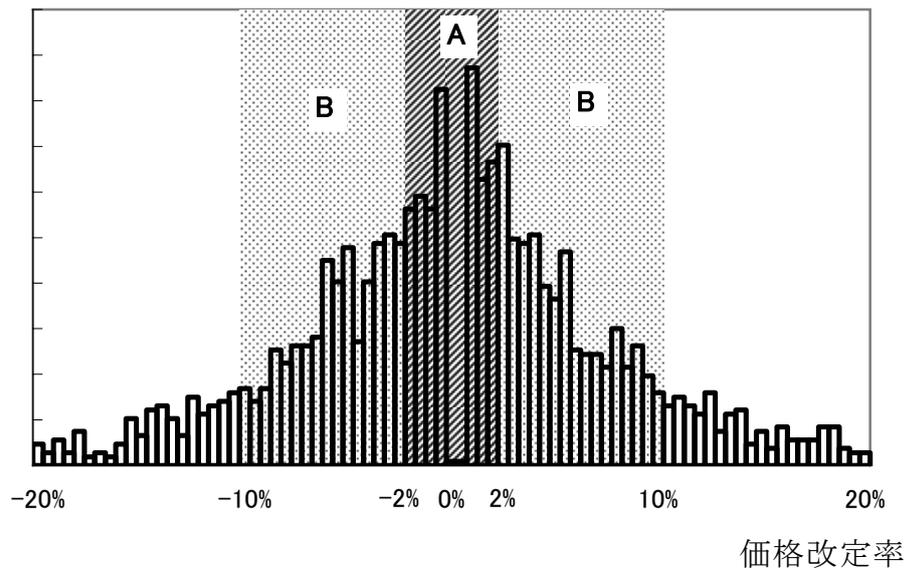
① 実際のゼロ近傍の分布頻度の定義<下図>

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

② 正規分布におけるゼロ近傍の分布頻度の定義

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

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4 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の概念がCPIにおけるウェ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5 価格ショックに対するインパルス応答の推計方法

初期時点に発生した価格ショックが、①価格水準の永続的な変化（シフト）をもたらすのか、それとも、②一時的な変化に止まるのか（元の価格水準に戻ってしまうのか）を調べるために、以下のような手順で価格ショックに対するインパルス応答を推計する。まず、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）を推計する。

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

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²⁵。

次に、推計された係数の値を（1）式に代入し、さらに（1）式を以下の（2）式のように価格水準の式に書き換える。

$$P_t = \hat{\alpha} + (1 + \hat{\beta}_1)P_{t-1} + (-\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3)P_{t-2} + \dots - \hat{\beta}_{12}P_{t-13} \quad (2)$$

（2）式から、初期時点に発生した価格ショックに対するインパルス応答を計算することができる。図表27と図表28および次ページの図表に、個別品目ならびに各カテゴリーのインパルス応答が示されている。

（銘柄変更の扱い）

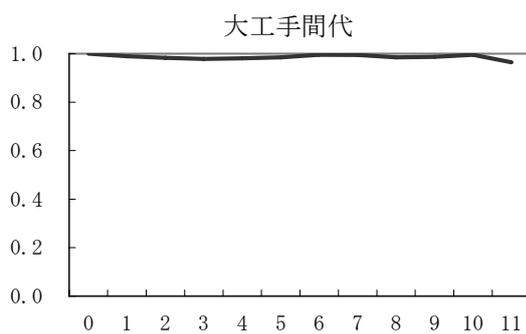
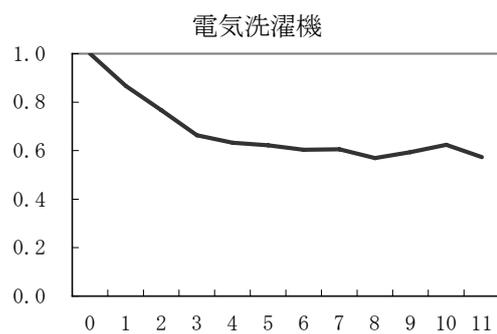
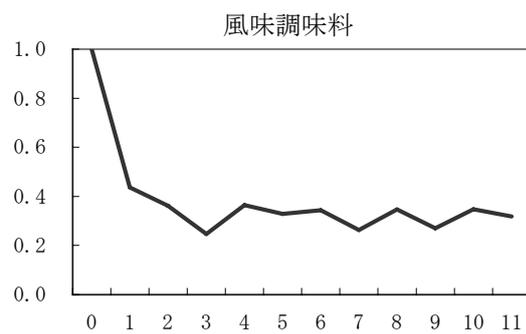
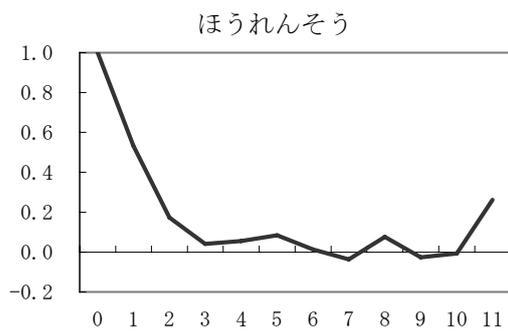
推計に用いたデータにおける銘柄変更の扱いは、価格改定頻度の計測の際と異なる。銘柄変更時の品質調整方法として「直接比較法」を適用する品目は、銘柄変更時の価格変化をそのまま価格変化とみなす一方、「オーバーラップ法」を適用する品目については、以下のとおりデータ変換を行い、銘柄変更時に価格変化が生じないように接続している。

銘柄変更月（ t 期）以降の価格（ $i \geq 0$ ）

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

²⁵ 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）は保たれることが確認できた。

(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.
- 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.
- Dhyne, Emmanuel, Luis J. Álvarez, Hervé Le Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johannes Hoffman, Nicole Jonker, Patrick Lünemann, Fabio Rumler, and Jouko Vilmunen [2006], “Price changes in the Euro area and the United States: Some facts from individual consumer price data,” *Journal of Economic Perspectives* vol.20, Number 2, pp.171-192.
- 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.
- Enomoto, Hidetaka [2007], “Multi-sector menu cost model, decreasing hazard, and

Phillips curve,” *Bank of Japan Working Paper Series* 07-E-3.

- Golosov, Mikhail, and Robert E. Lucas, Jr. [2007], “Menu costs and Phillips curves,” *Journal of Political Economy* vol.115, Number 2.
- 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.
- Nakamura, Emi, and Jón Steinsson [2007], “Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models,” mimeo.
- Taylor, John B. [1979], “Staggered wage setting in a macro model,” *American Economic Review*, 69:108-113.
- 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.
- 池田大輔・西岡慎一 [2006]、「価格設定行動とハザード関数—CPI ミクロデータを用いた実証分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 06-J-24。
- 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 卷 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・ファイディング—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 05-J-10。
- 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。

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、外国パック旅行、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

調査対象都市別・カテゴリー別の集計価格数

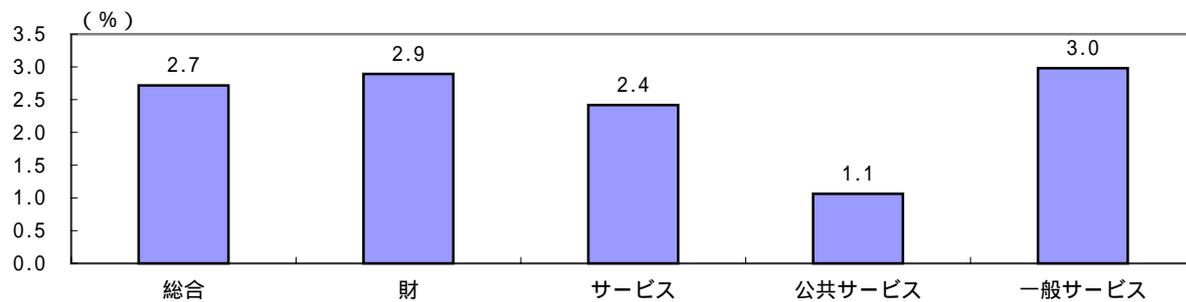
(1) 調査対象都市別の集計価格数

都市区分	都市数	A 品目	B 品目	C 品目	D 品目
大都市以外の県庁所在市	33	4	3	2	1
その他の人口15万人以上の市	22	4	3	1	1

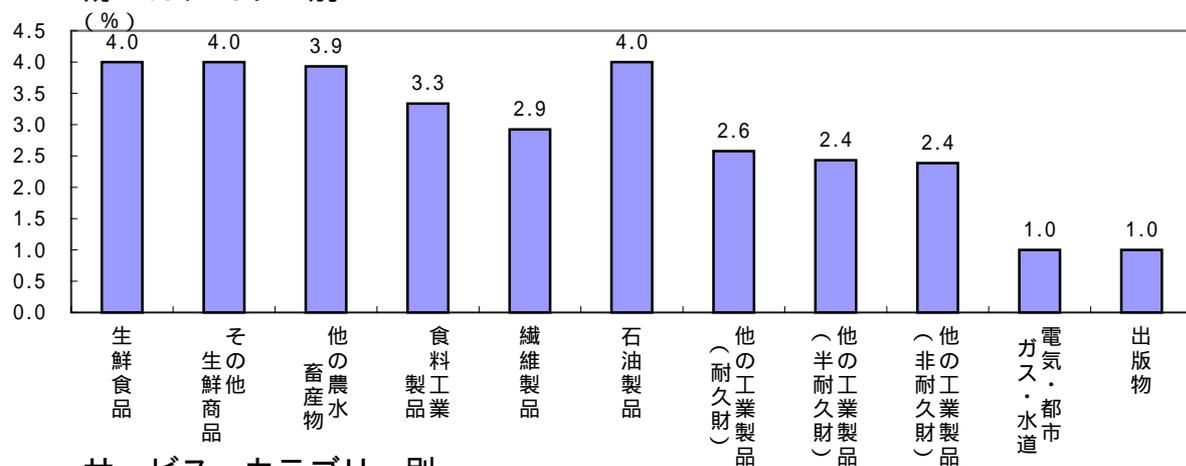
(注) 大都市とは、東京都区部、大阪、横浜、名古屋、京都、神戸、札幌、仙台、千葉、川崎、広島、福岡、北九州、金沢、高松、那覇の16都市である。

(2) カテゴリー別の平均集計価格数

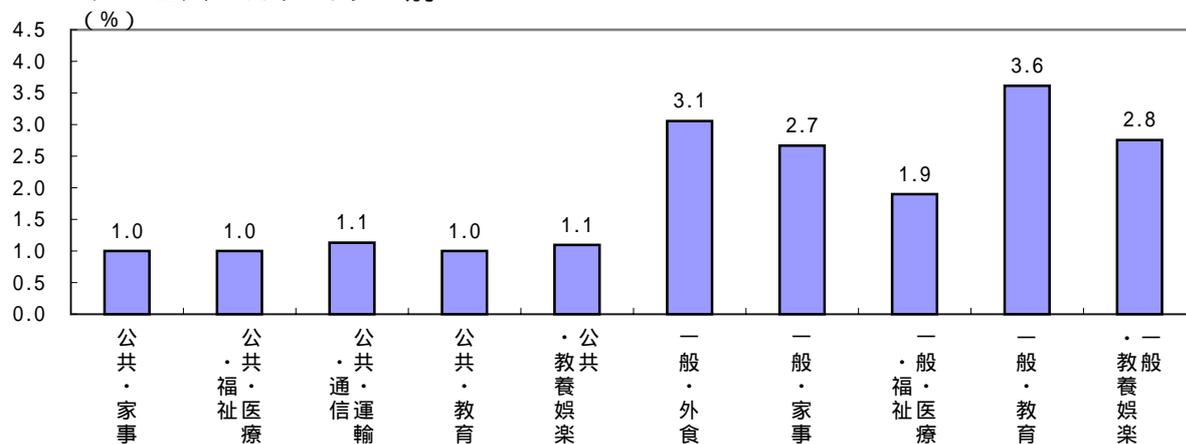
総合、財、サービス



財・カテゴリー別

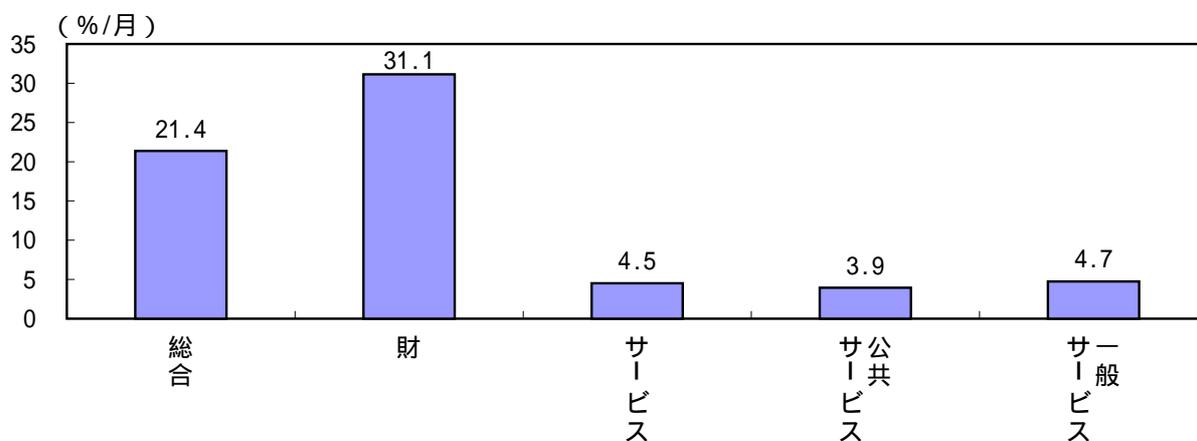


サービス・カテゴリー別

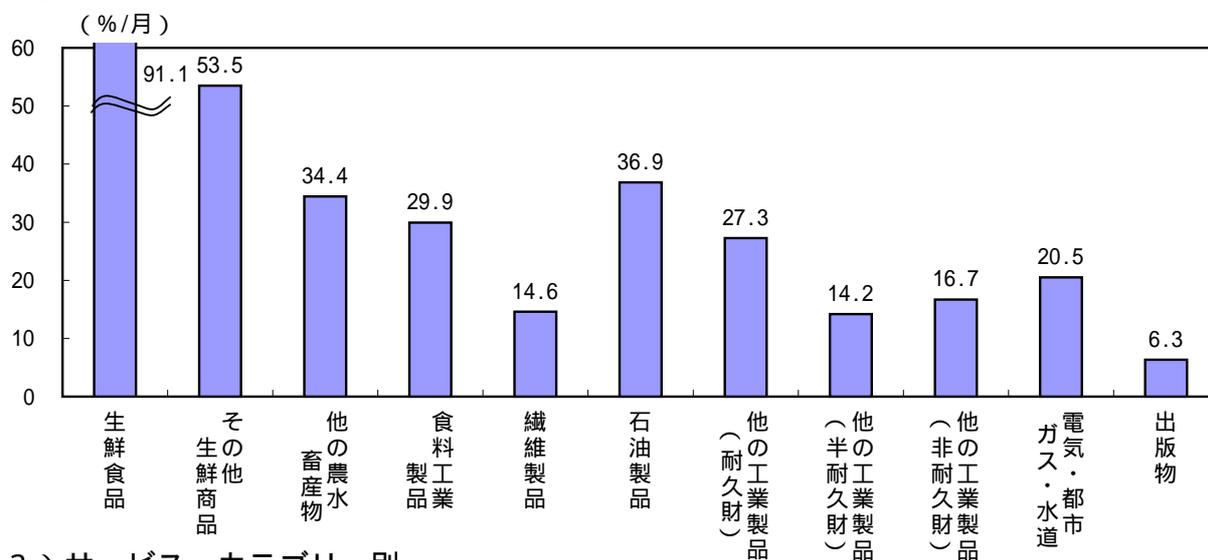


価格改定頻度・総合 / カテゴリー別 (1999～2003年)

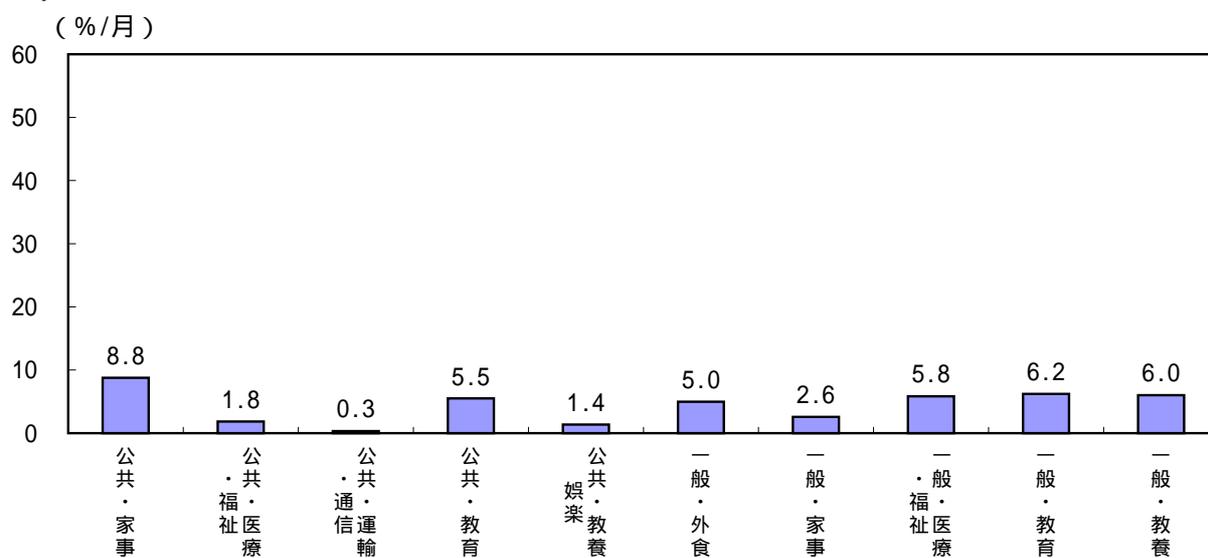
(1) 総合・財・サービス



(2) 財・カテゴリー別

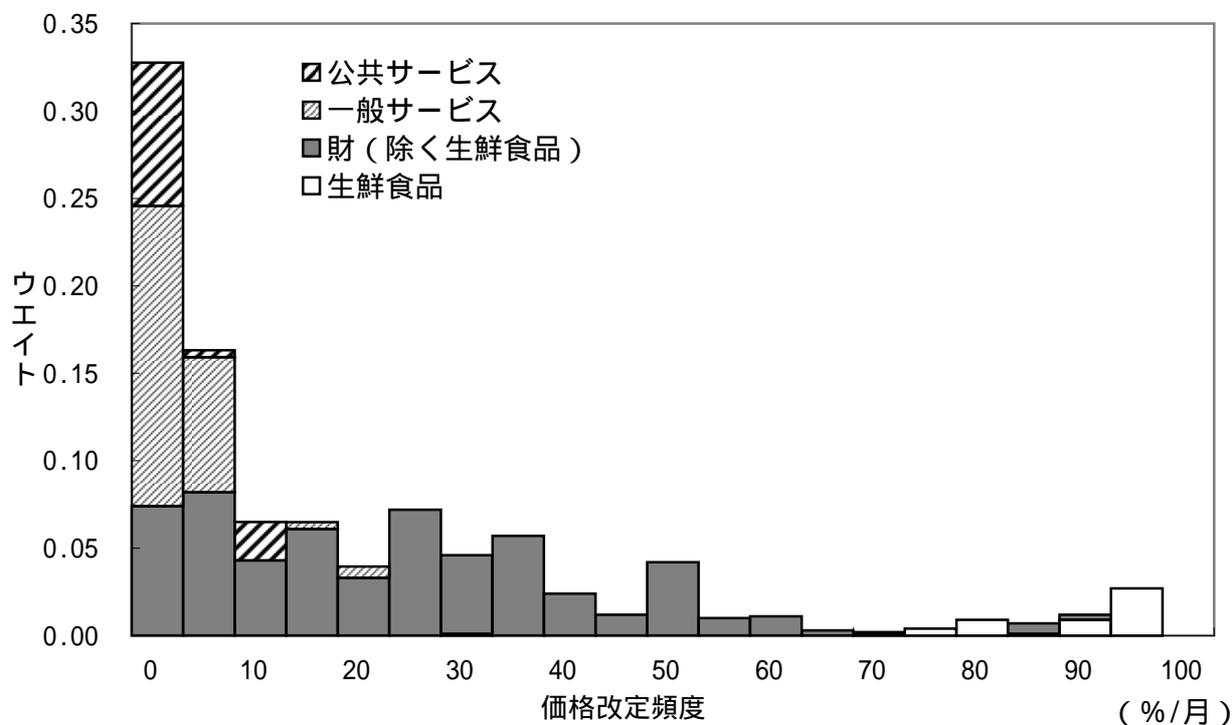


(3) サービス・カテゴリー別



価格改定頻度のばらつき (1999 ~ 2003年)

(1) 価格改定頻度の分布



(2) 価格改定頻度の国際比較 (50品目ベース)

(%/月)

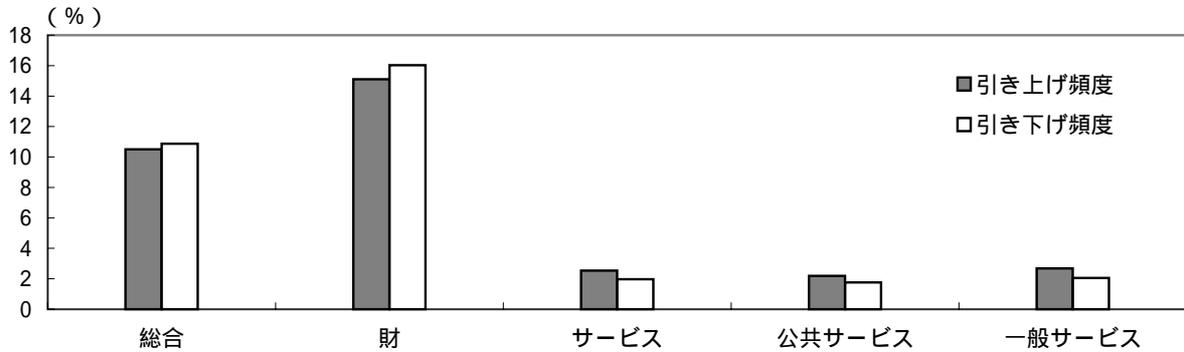
国名	Unprocessed food	Processed food	Energy	Non energy industrial product	Services	合計
日本	69.0	26.9	48.6	20.7	3.1	22.9
米国	47.7	27.1	74.1	22.4	15.0	24.8
EU	36.6	15.9	68.3	10.3	6.4	16.8

(注) 各国ウエイトを用いて計算された値。

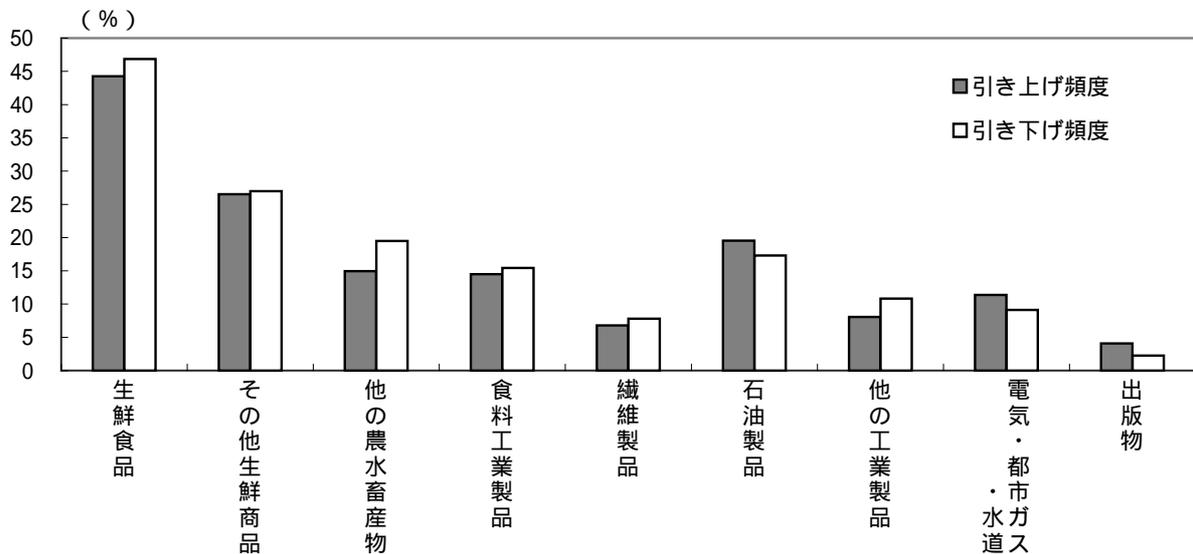
(資料) Dhyne *et al.* [2006] から引用 (日本以外)。

価格改定頻度・引き上げ/引き下げ別 (1999～2003年)

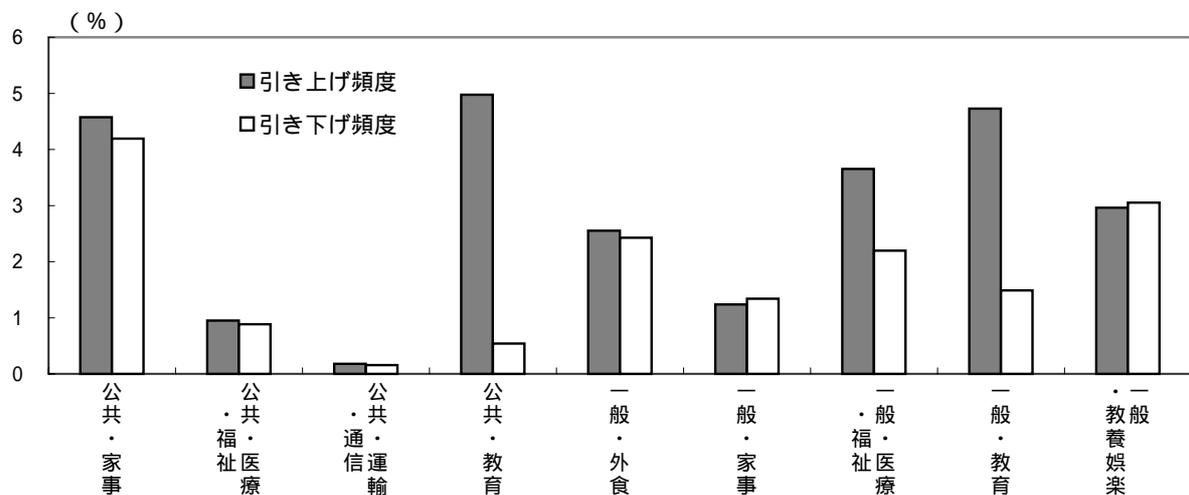
(1) 総合、財、サービス



(2) 財・カテゴリー別

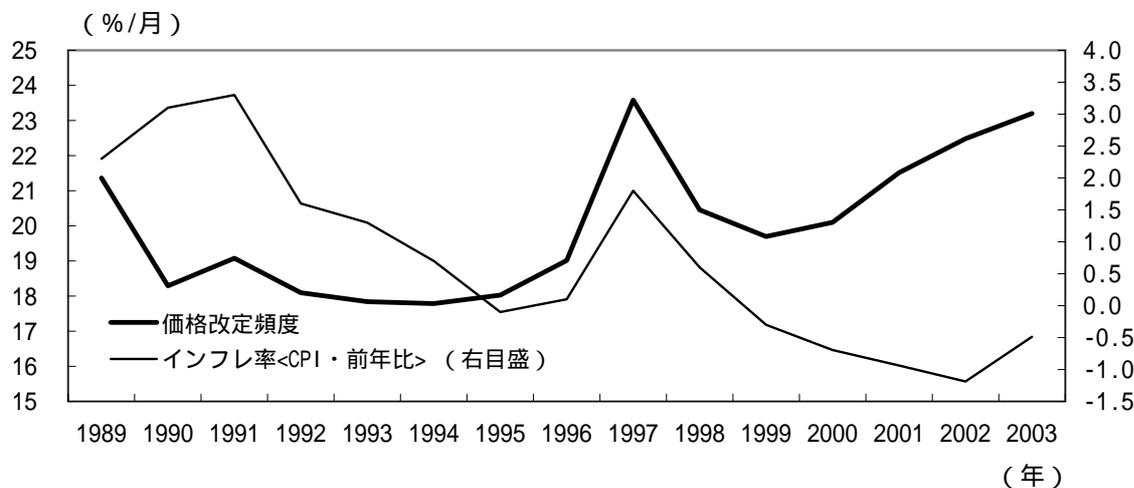


(3) サービス・カテゴリー別

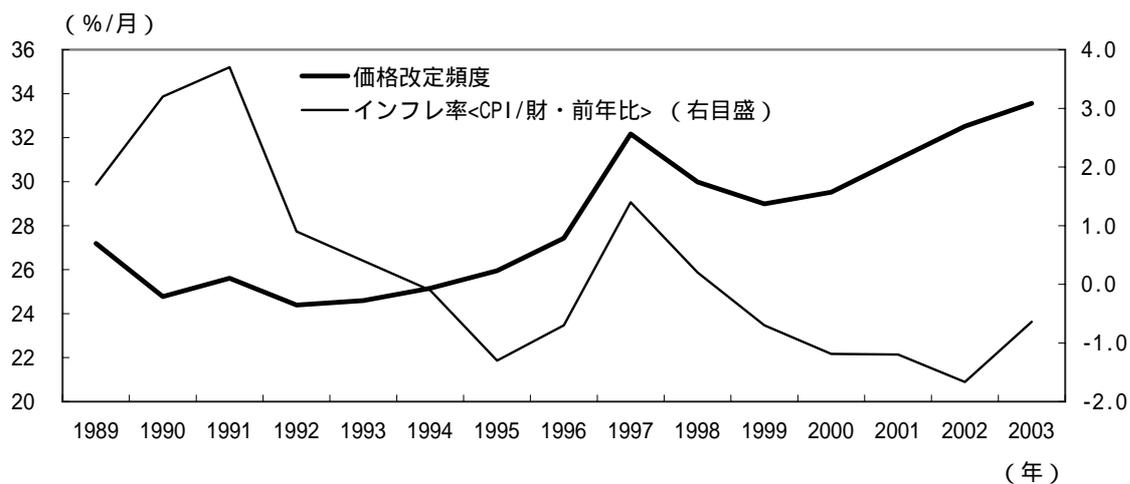


価格改定頻度の推移 (暦年平均 : 1989 ~ 2003年)

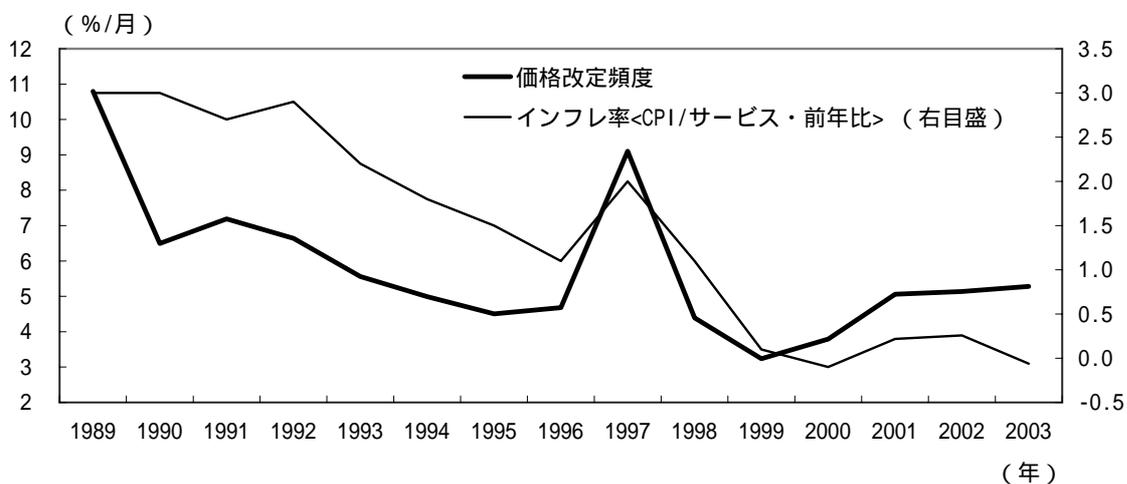
(1) 総合



(2) 財

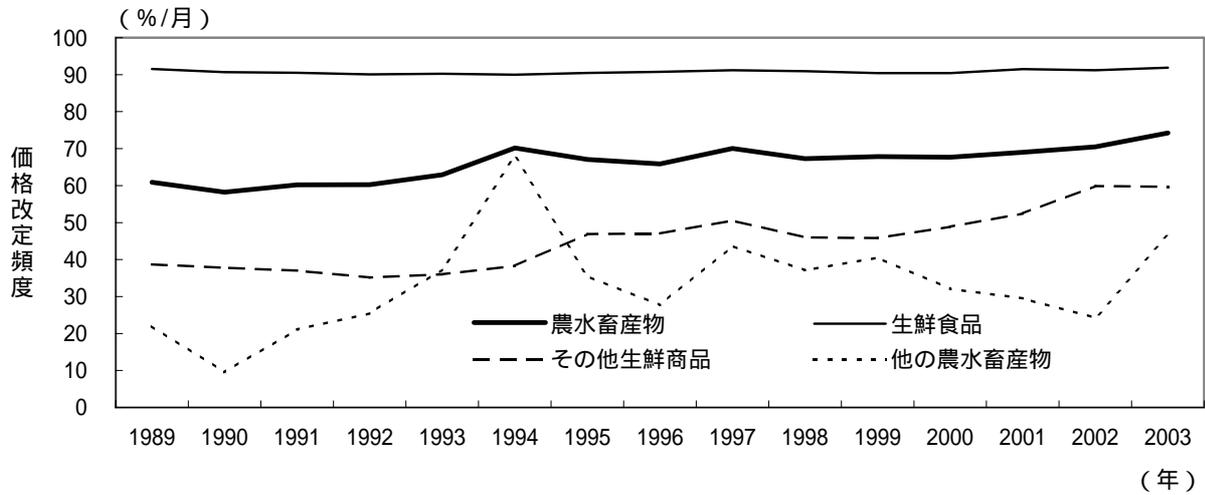


(3) サービス

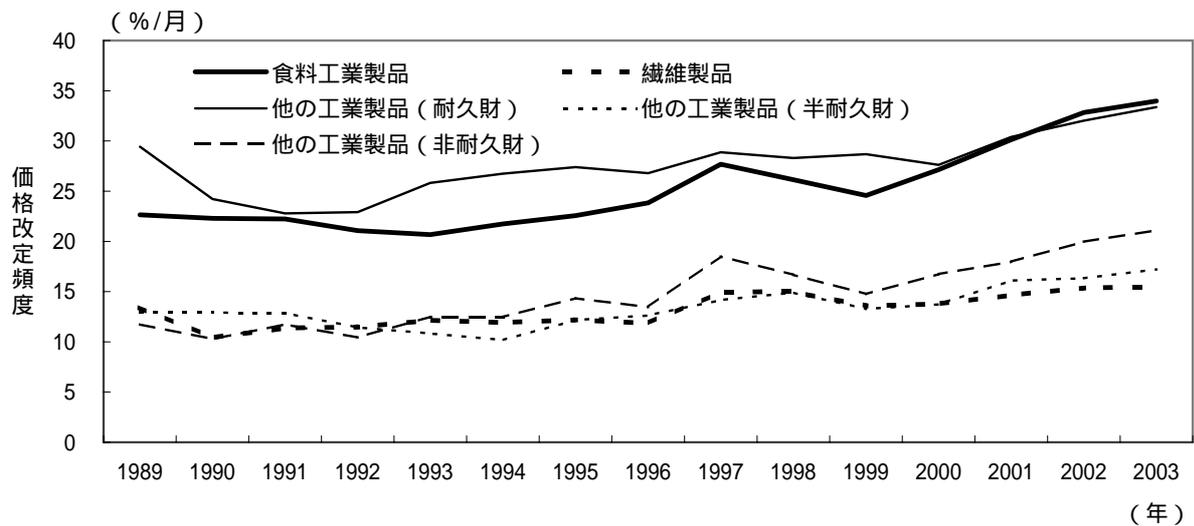


価格改定頻度の推移 (暦年平均：1989～2003年)：財

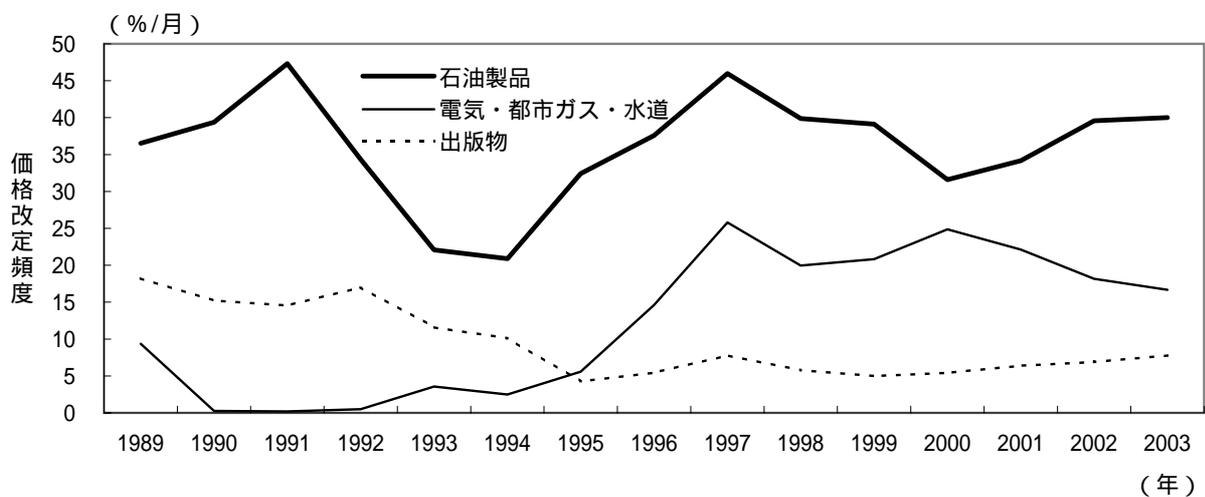
(1) 農水畜産物(計)、生鮮食品、その他生鮮商品、他の農水畜産物



(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)

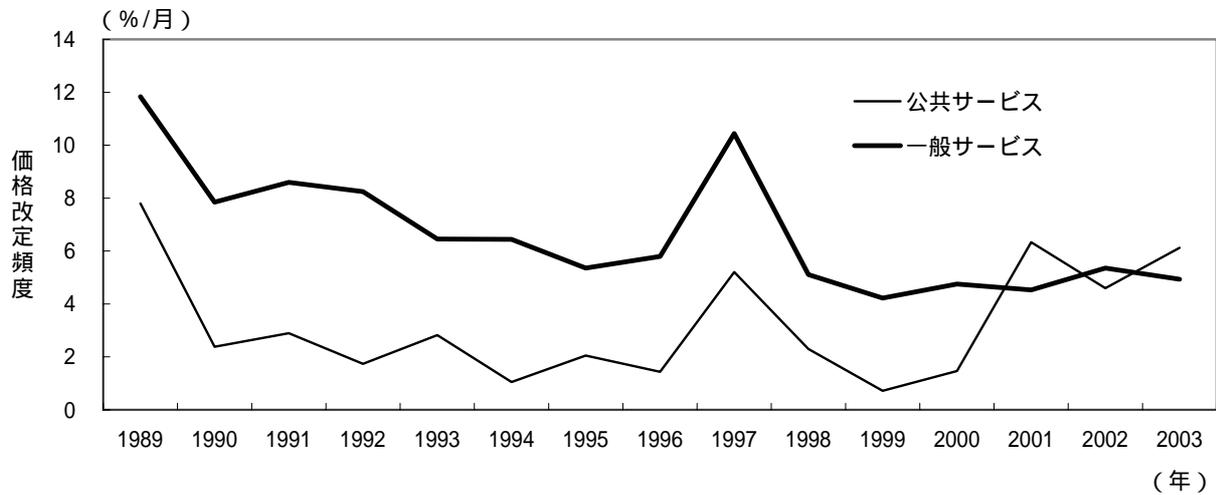


(3) 石油製品、電気・都市ガス・水道、出版物

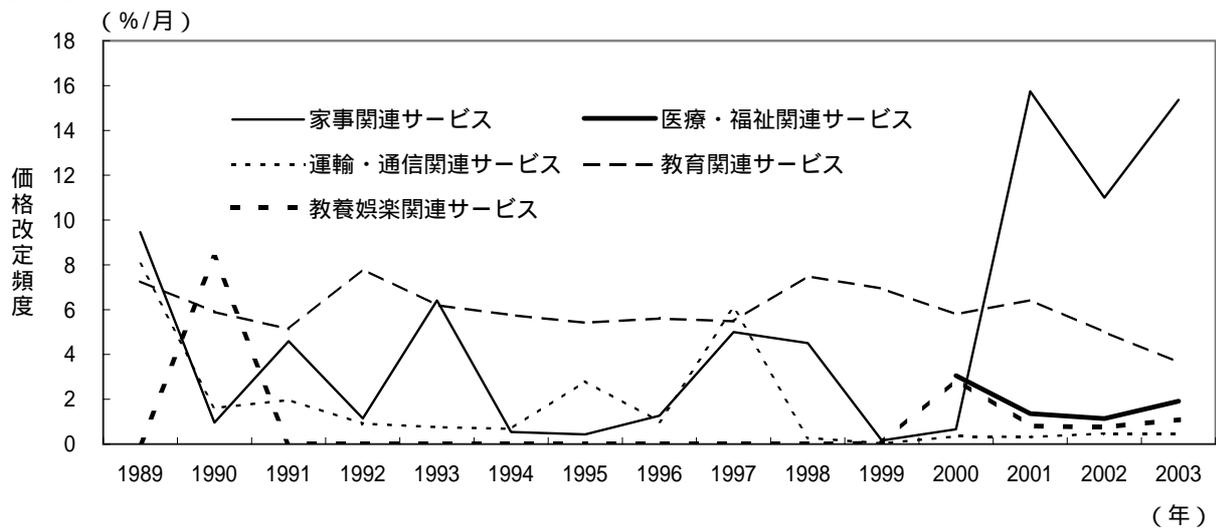


価格改定頻度の推移 (暦年平均：1989～2003年)：サービス

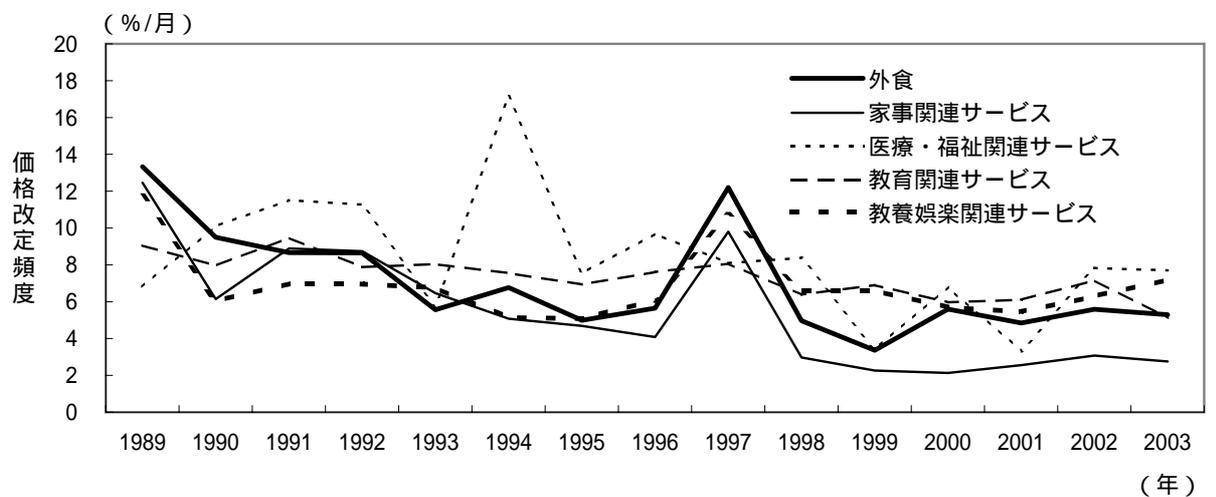
(1) 公共サービス、一般サービス



(2) 公共サービスの内訳

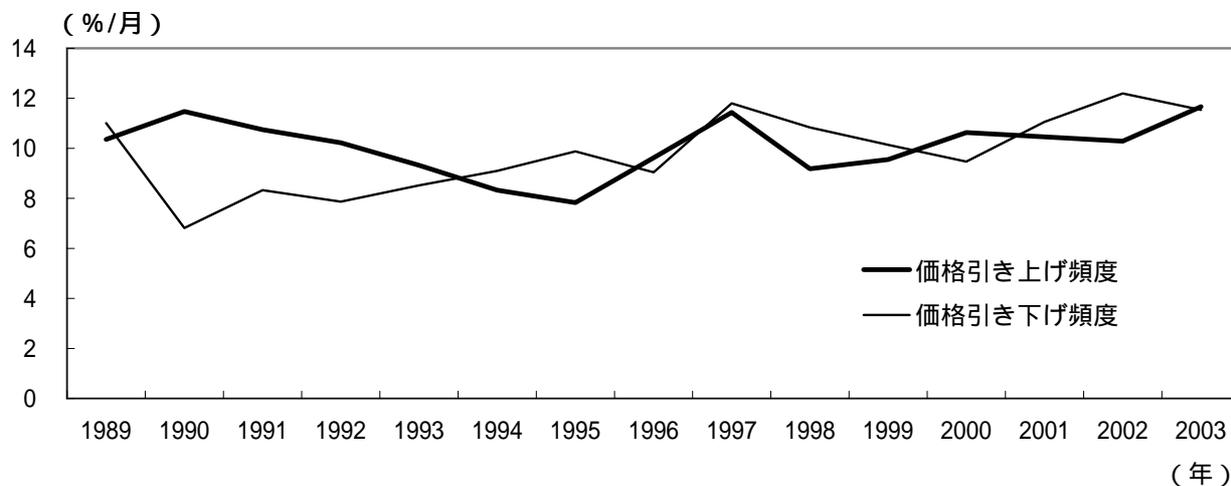


(3) 一般サービスの内訳

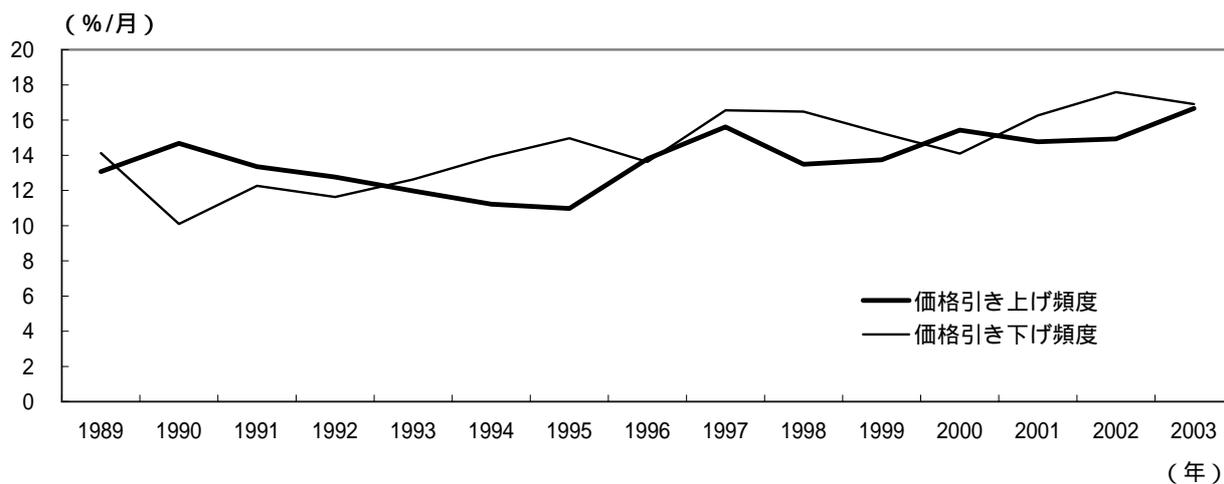


価格引き上げ/引き下げ頻度の変化(暦年平均:1989~2003年)

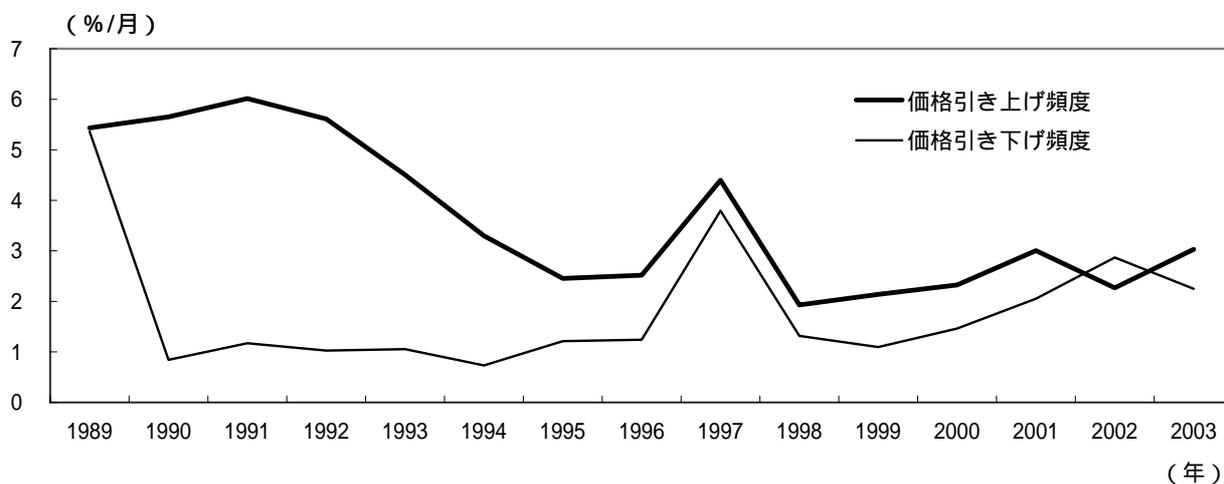
(1) 総合



(2) 財



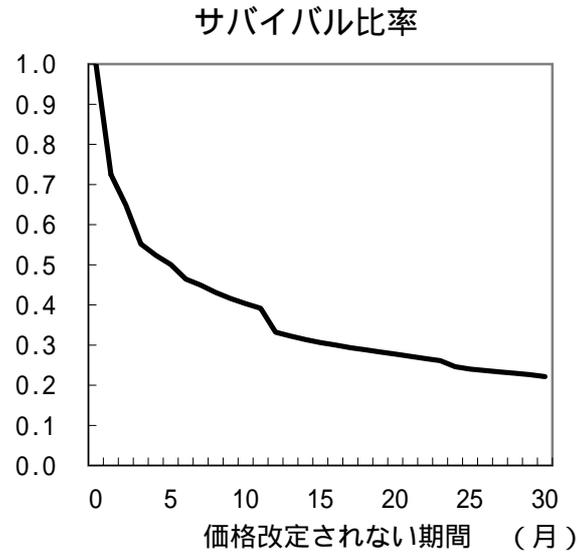
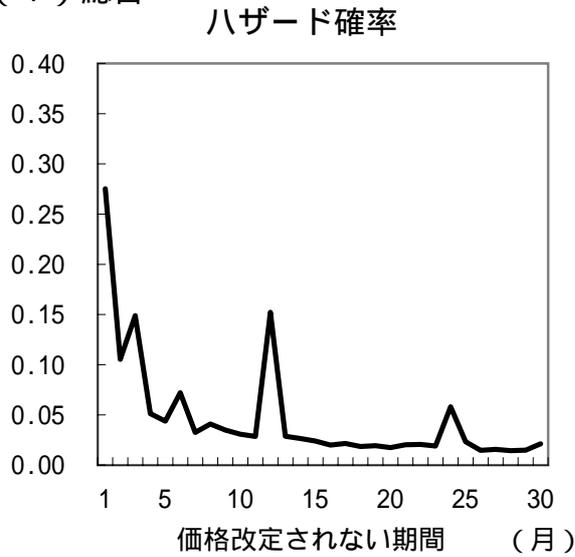
(3) サービス



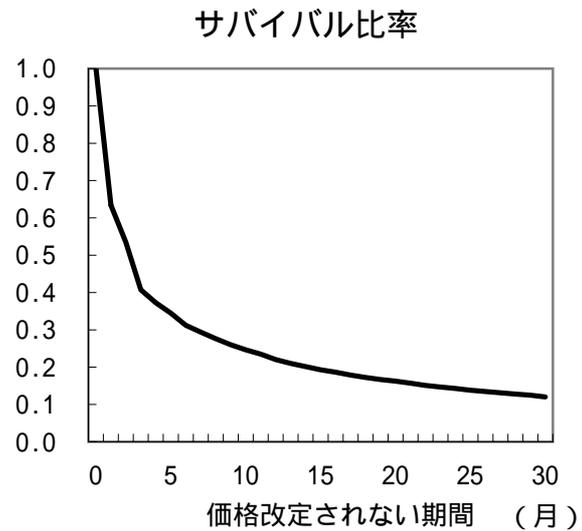
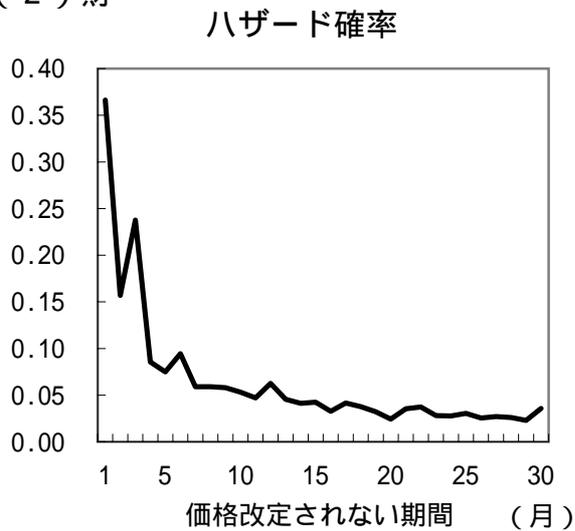
(図表11)

ハザード確率・サバイバル比率

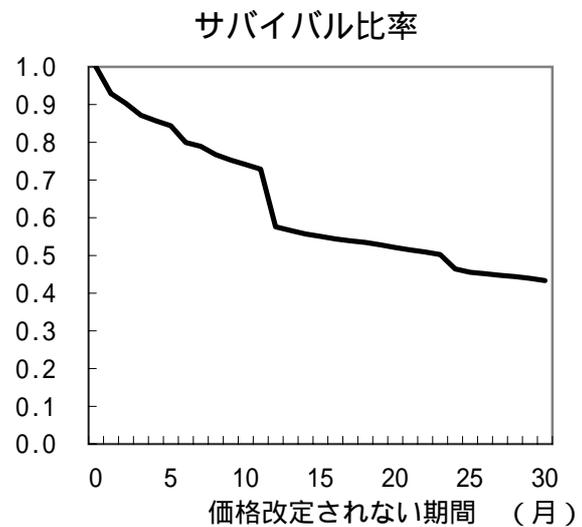
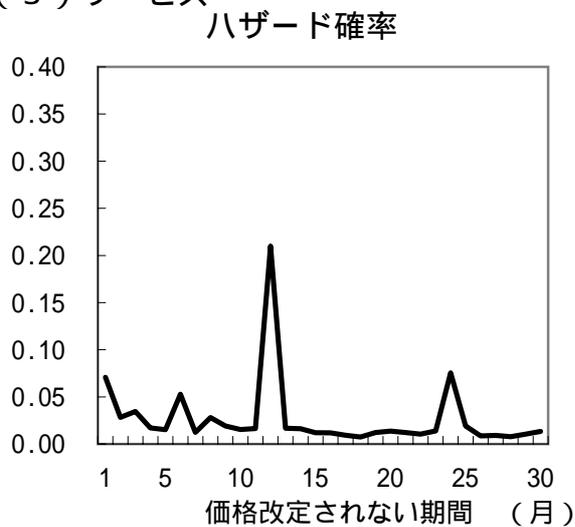
(1) 総合



(2) 財



(3) サービス



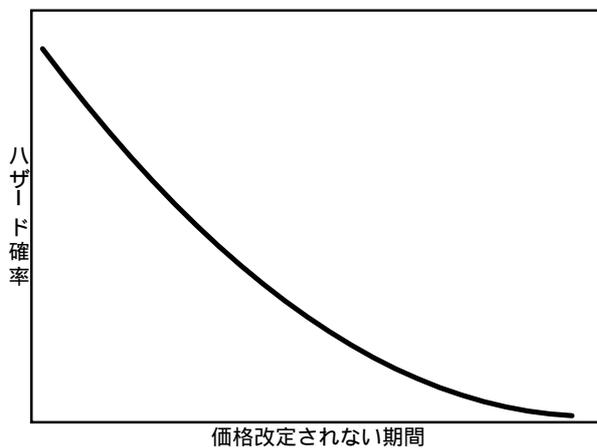
ハザード確率の形状：3つのタイプ

(1) 伸縮型



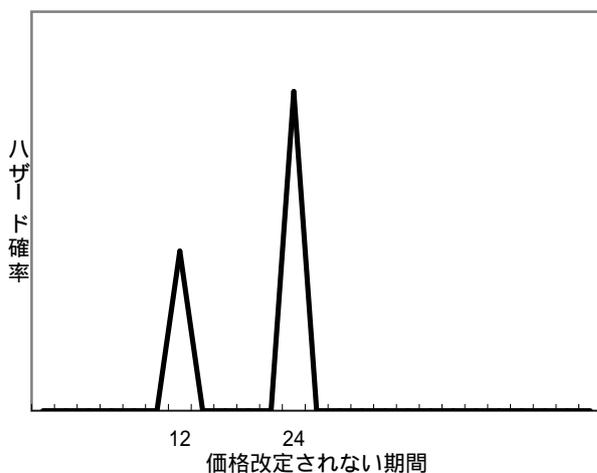
該当するカテゴリー（品目）	
財	生鮮食品・鶏卵・切り花
サービス	なし

(2) 右下がり型



該当するカテゴリー（品目）	
財	生鮮食品、電気代・都市ガス代以外の品目
サービス	一般サービス（外食、家事、教養娯楽関連）

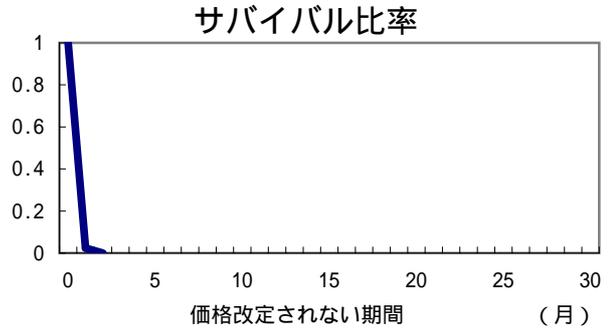
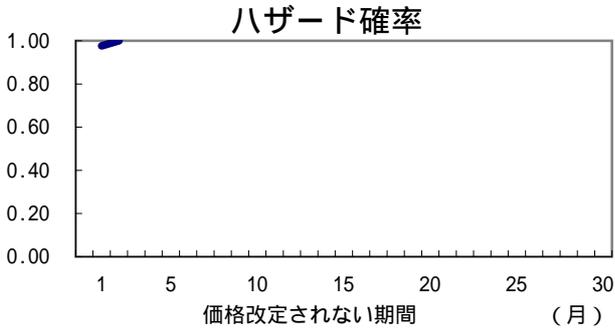
(3) テイラー型



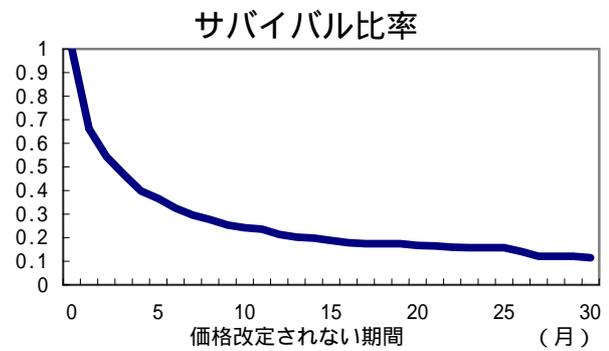
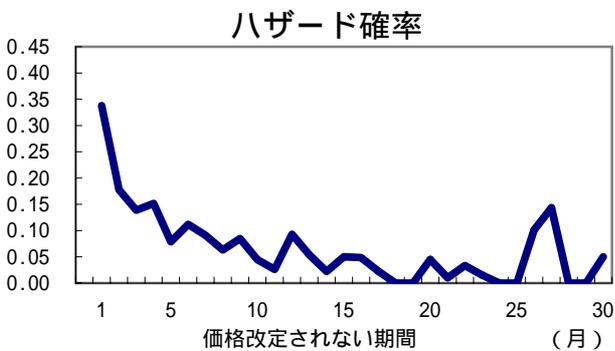
該当するカテゴリー（品目）	
財	電気代・都市ガス代
サービス	公共サービス、一般サービス（医療福祉、教育、教養娯楽関連の一部＜月謝など＞）

ハザード確率とサバイバル比率：タイプ別

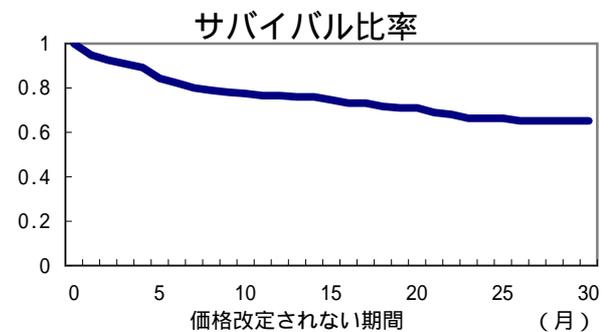
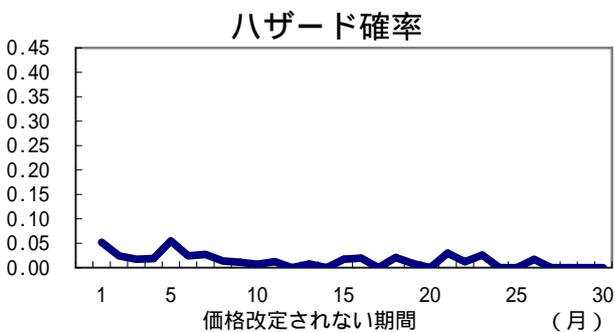
(1) 伸縮型：(例) トマト



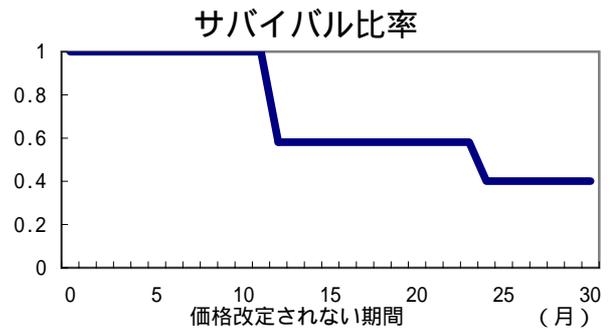
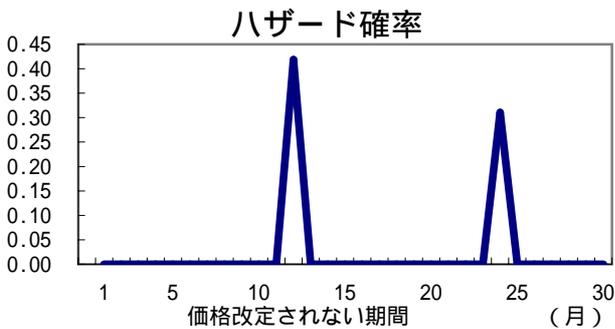
(2) 右下がり型：(例1) 果汁入り飲料



(2) 右下がり型：(例2) パーマネント代



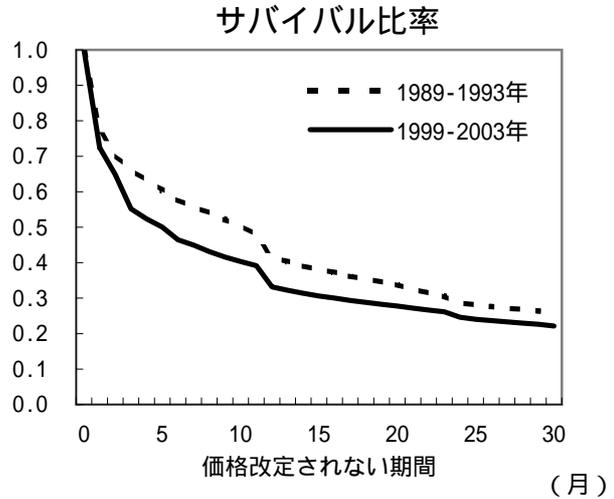
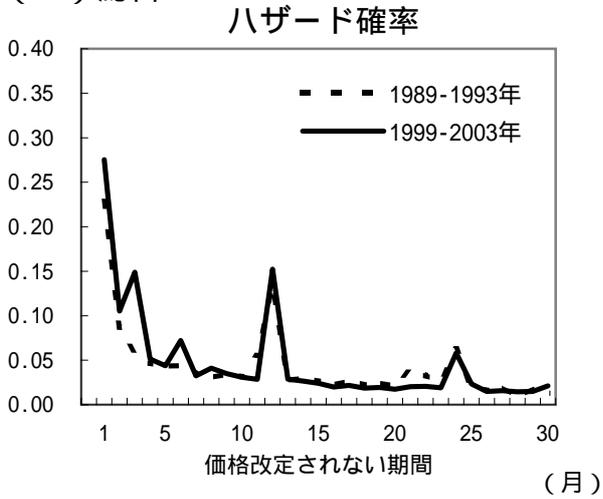
(3) テイラー型：(例) 公立高校授業料



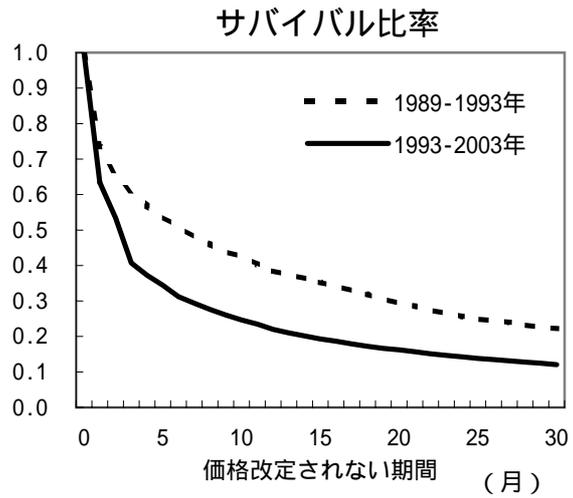
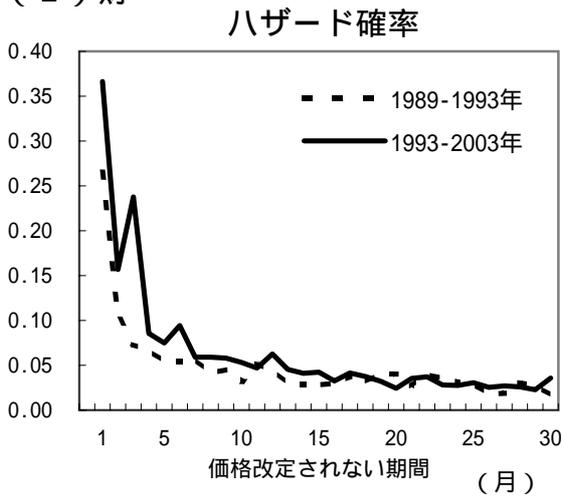
ハザード確率・サバイバル比率の変化

1989～1993年 1999～2003年

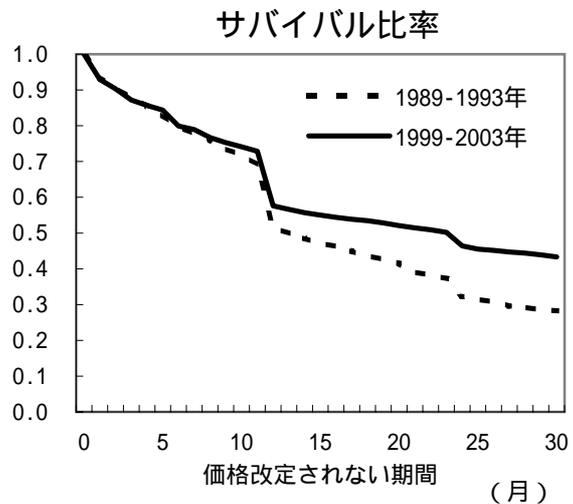
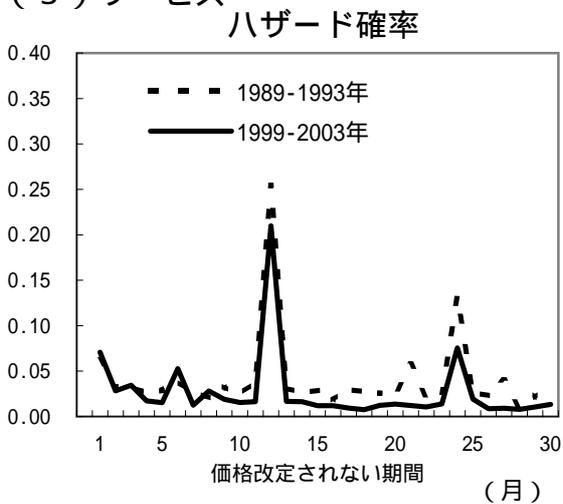
(1) 総合



(2) 財



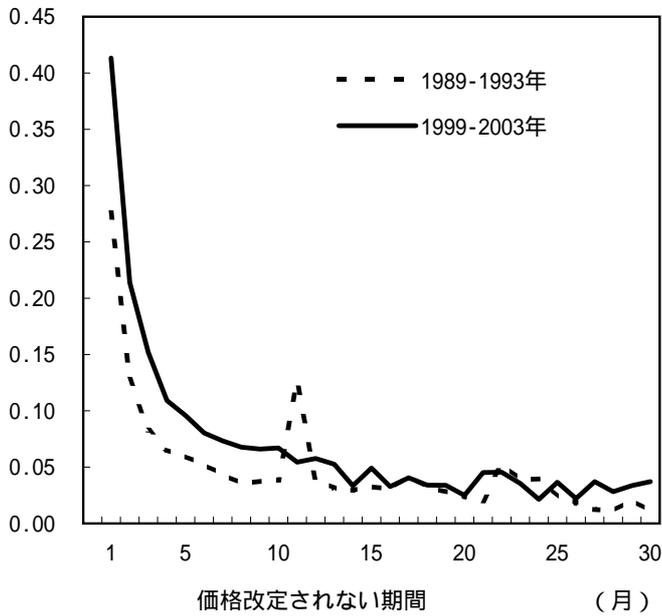
(3) サービス



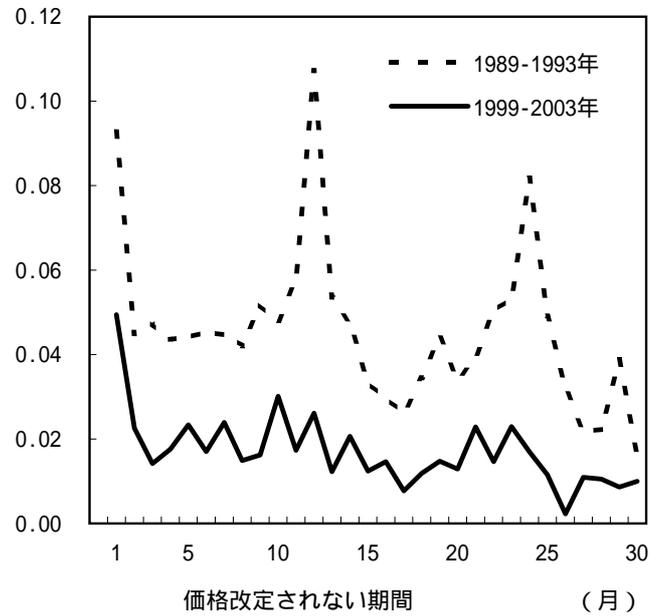
ハザード確率分布の変化

(1) カテゴリー別

食料工業製品

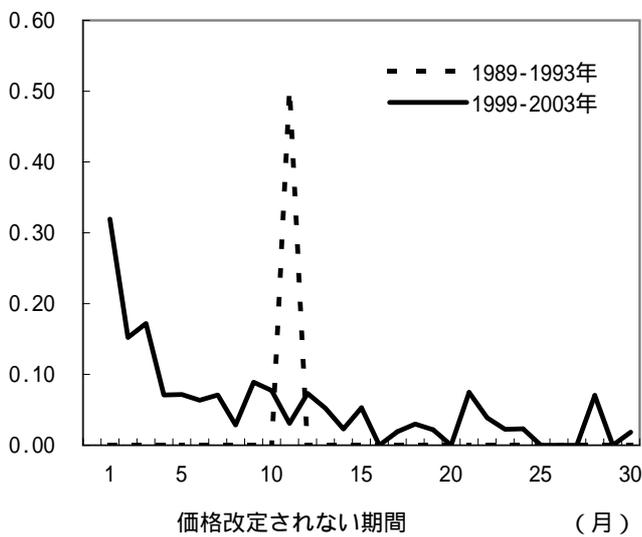


一般・家事関連サービス

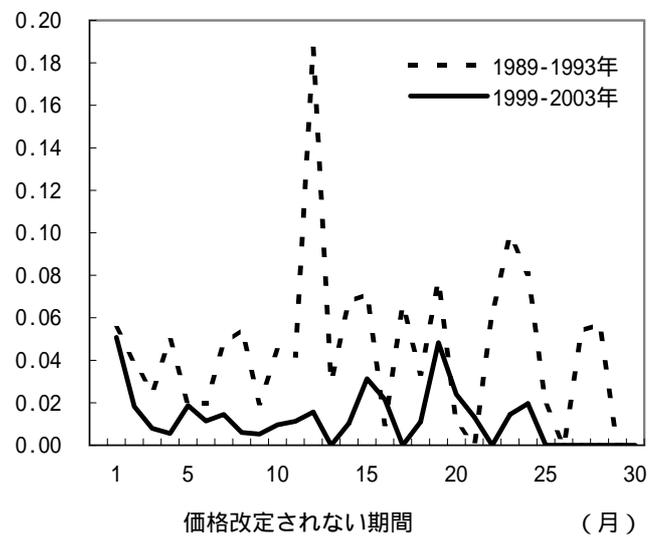


(2) 個別品目

ビール

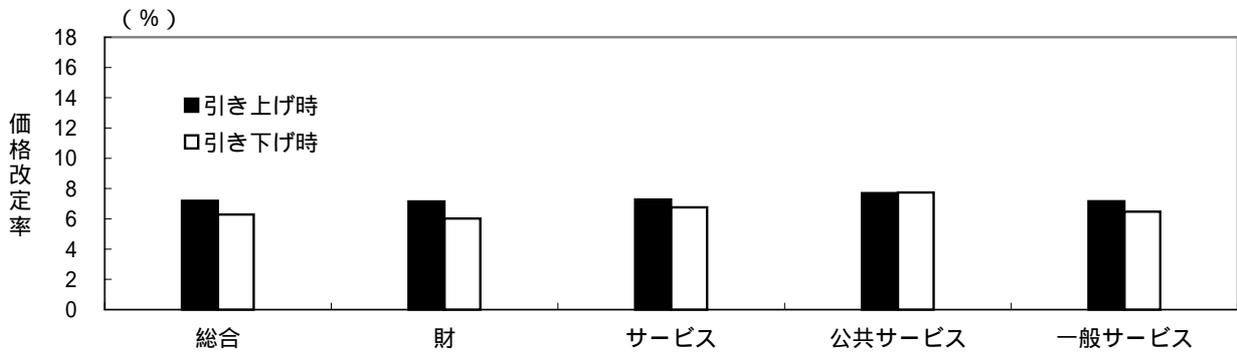


水道工事費

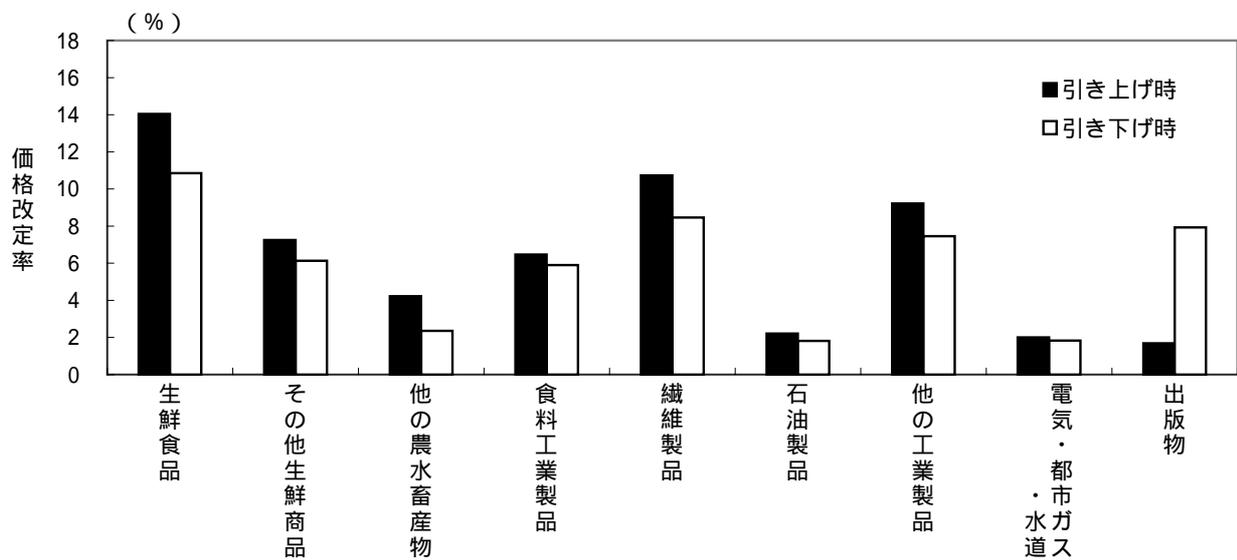


平均価格改定率・総合／カテゴリー別（1999～2003年）

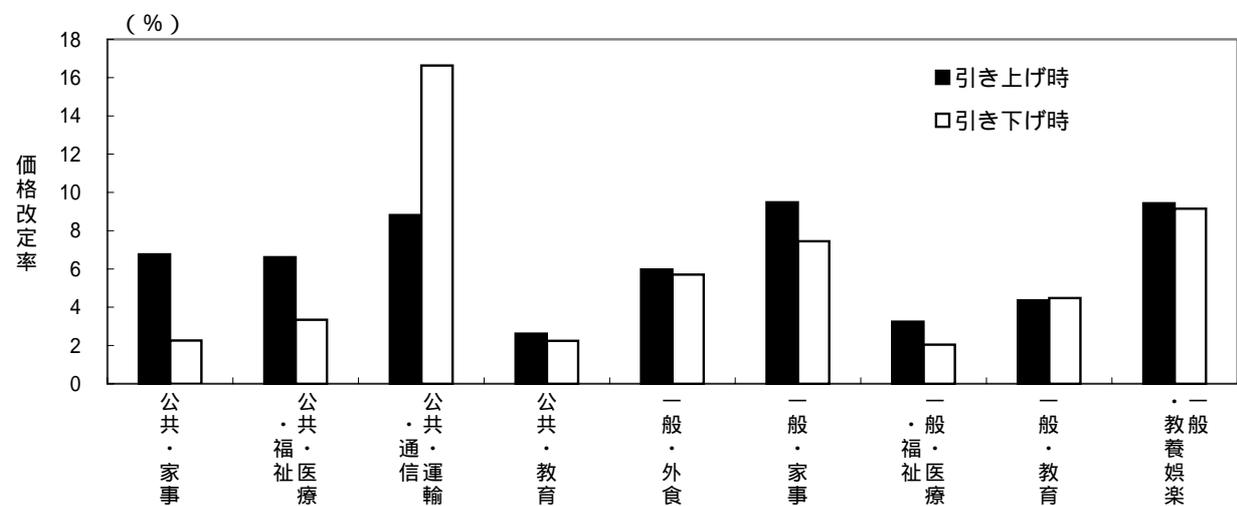
(1) 総合、財、サービス



(2) 財・カテゴリー別



(3) サービス・カテゴリー別



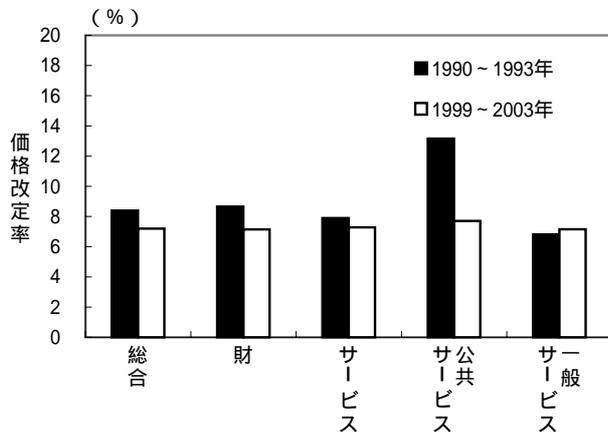
(図表17)

平均価格改定率の変化・総合/カテゴリー別

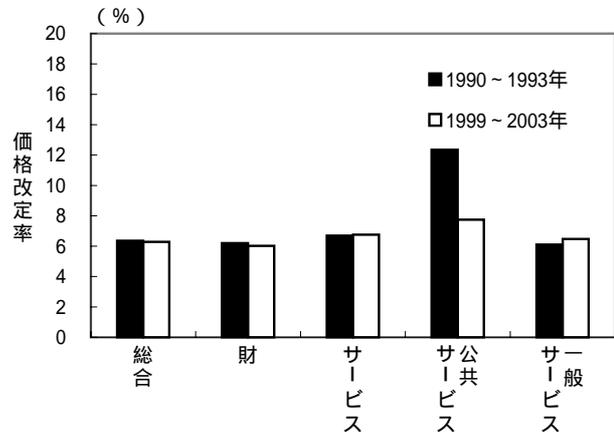
1990～1993年 1999～2003年

(1) 総合、財、サービス

引上げ時における価格改定率の変化

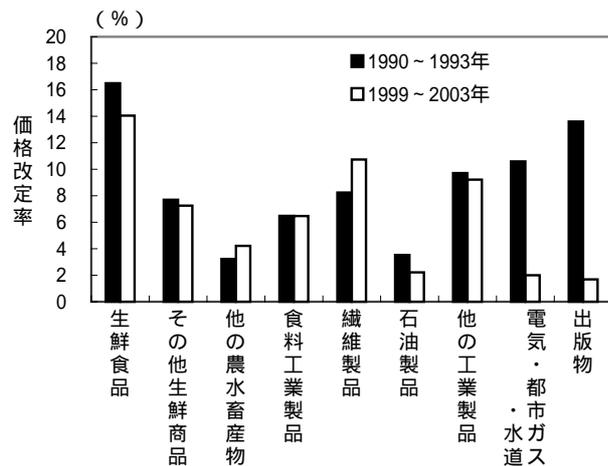


引下げ時における価格改定率の変化

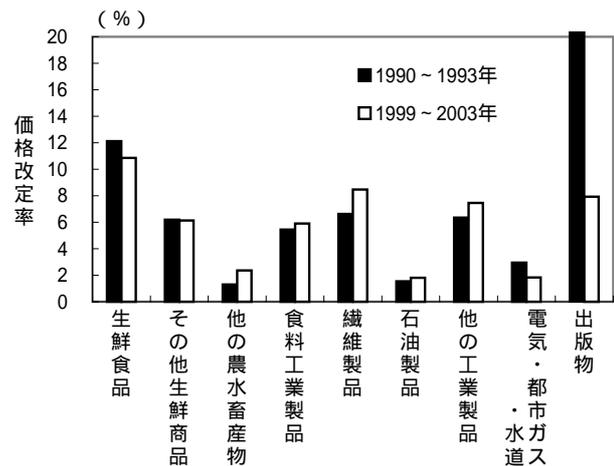


(2) 財・カテゴリー別

引上げ時における価格改定率の変化

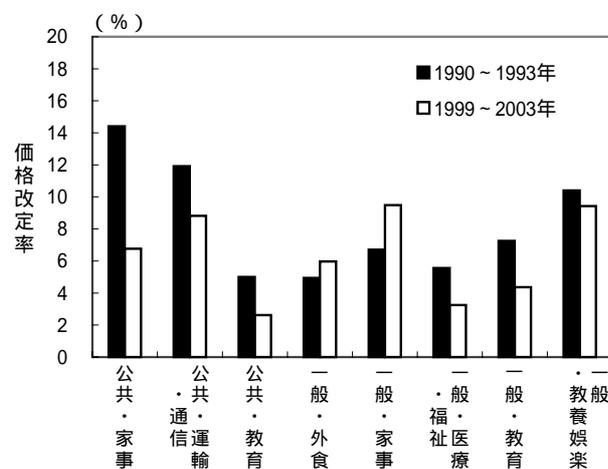


引下げ時における価格改定率の変化

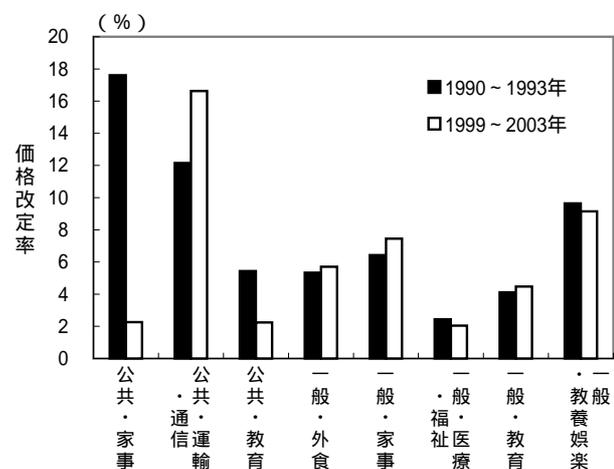


(3) サービス・カテゴリー別

引上げ時における価格改定率の変化

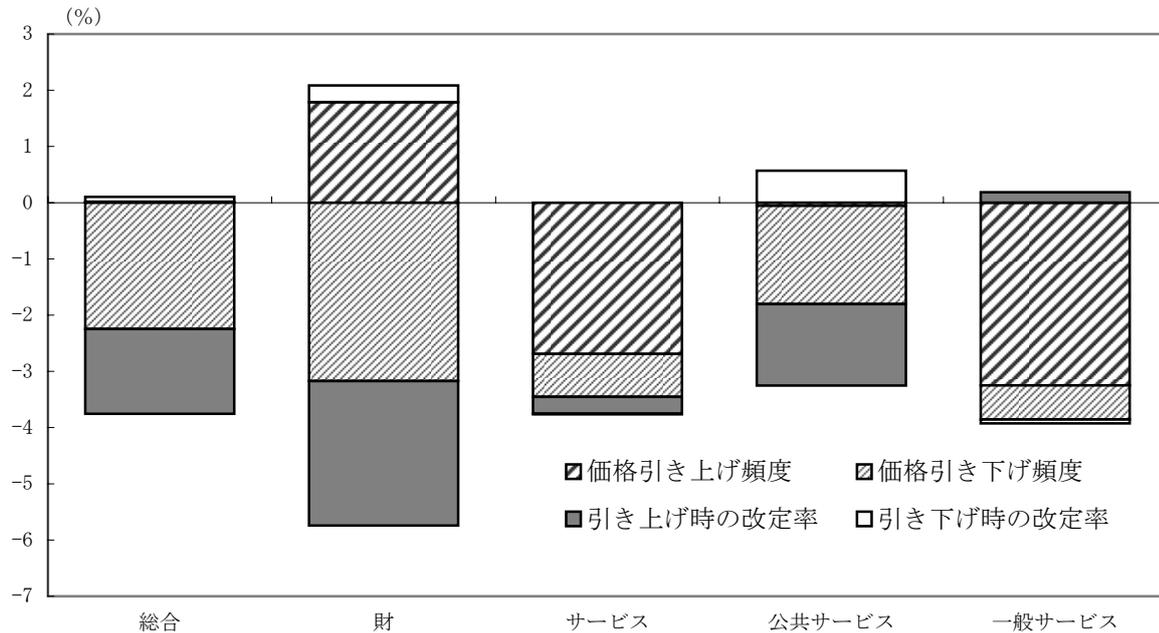


引下げ時における価格改定率の変化



インフレ率変化の寄与度分解 (1)

1990～1993年 → 1999～2003年



< 寄与度分解の方法 >

上記の寄与度分解は、以下の定義式に基づく。なお、各改定頻度は年率換算値。

インフレ率(π) = 価格上昇率 - 価格下落率

価格上昇率 = 価格の上昇頻度(F_i) × 上昇改定ごとの改定率(S_i)

価格下落率 = 価格の下落頻度(F_d) × 下落改定ごとの改定率(S_d)

$$\pi = F_i S_i - F_d S_d$$

よって、インフレ率の変化は以下のように表される。

$$\Delta \pi = (F_{u2} S_{u2} - F_{d2} S_{d2}) - (F_{u1} S_{u1} - F_{d1} S_{d1})$$

※添え字の1は1990～1993年、2は1999～2003年の数値であることを示す。

頻度と改定率への分解は、基準年の取り方により、以下の二通りの値が得られる。

$$\begin{aligned} \text{A} \quad \Delta \pi &= \{(F_{u1} + \Delta F_u)(S_{u1} + \Delta S_u) - (F_{d1} + \Delta F_d)(S_{d1} + \Delta S_d)\} - (F_{u1} S_{u1} - F_{d1} S_{d1}) \\ &= \underbrace{F_{u1} \Delta S_u - F_{d1} \Delta S_d}_{\text{改定率の寄与A}} + \underbrace{S_{u1} \Delta F_u - S_{d1} \Delta F_d}_{\text{頻度の寄与A}} + \underbrace{\Delta F_u \Delta S_u - \Delta F_d \Delta S_d}_{\text{残差}} \end{aligned}$$

or

$$\begin{aligned} \text{B} \quad \Delta \pi &= (F_{u2} S_{u2} - F_{d2} S_{d2}) - \{(F_{u,2} - \Delta F_u)(S_{u,2} - \Delta S_u) - (F_{d,2} - \Delta F_d)(S_{d,2} - \Delta S_d)\} \\ &= \underbrace{F_{u2} \Delta S_u - F_{d2} \Delta S_d}_{\text{改定率の寄与B}} + \underbrace{S_{u2} \Delta F_u - S_{d2} \Delta F_d}_{\text{頻度の寄与B}} + \underbrace{-\Delta F_u \Delta S_u + \Delta F_d \Delta S_d}_{\text{残差}} \end{aligned}$$

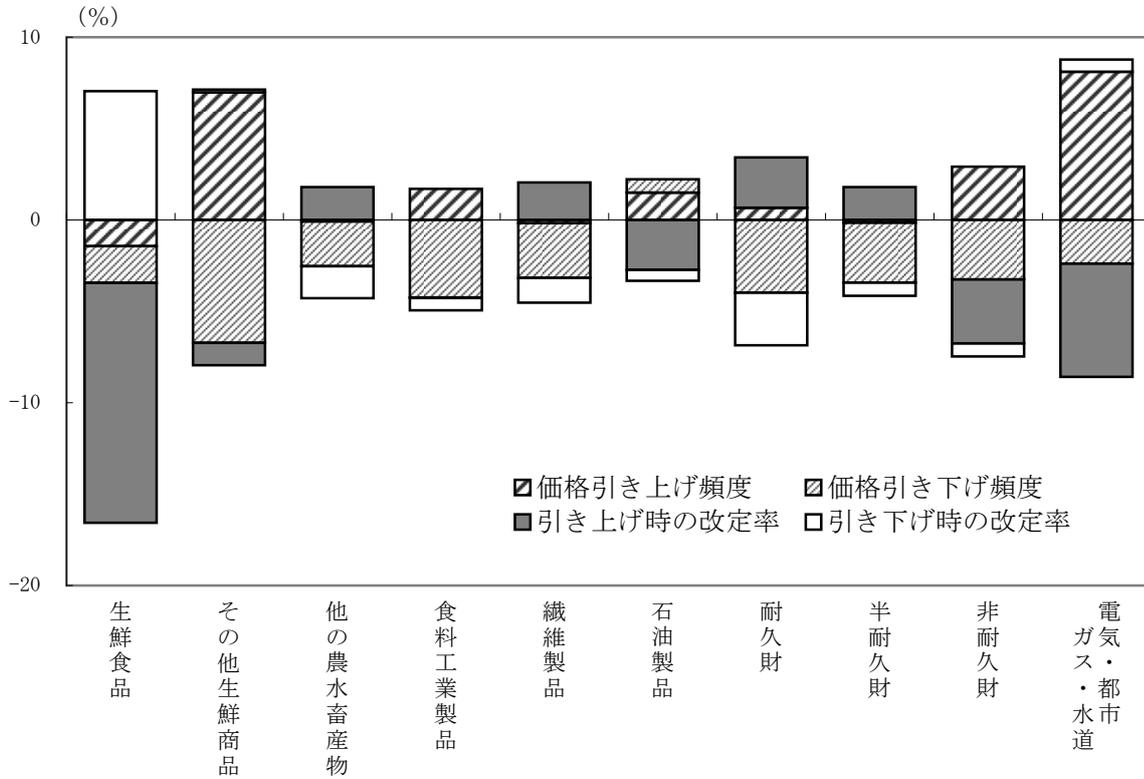
上記AとBの平均をとり、改定率および改定頻度の寄与度とした(残差は相殺される)。

(図表18-2)

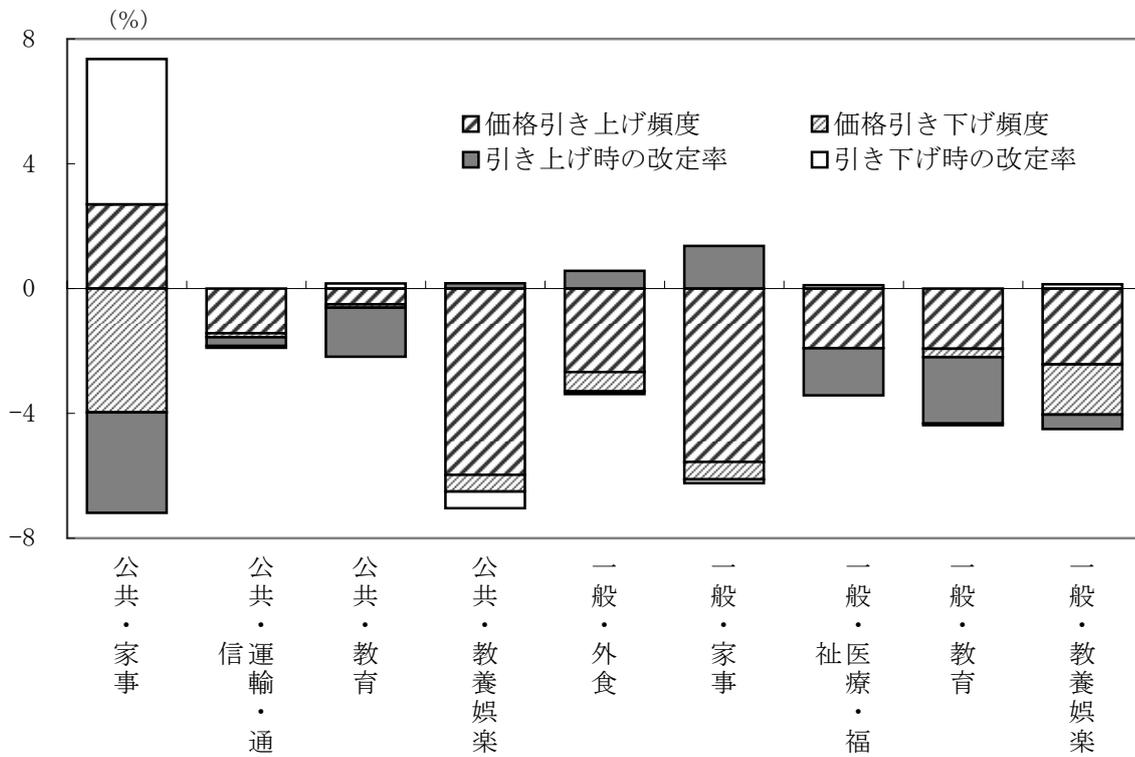
インフレ率変化の寄与度分解 (2)

1990~1993年 → 1999~2003年

(1) 財・カテゴリー別

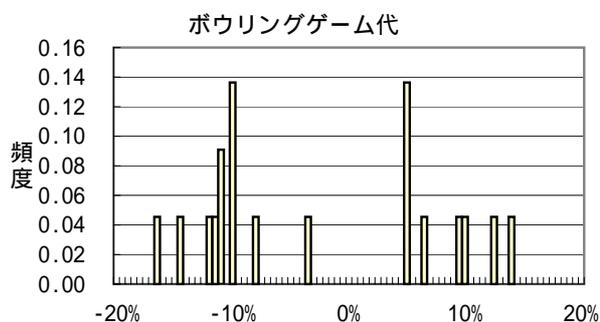
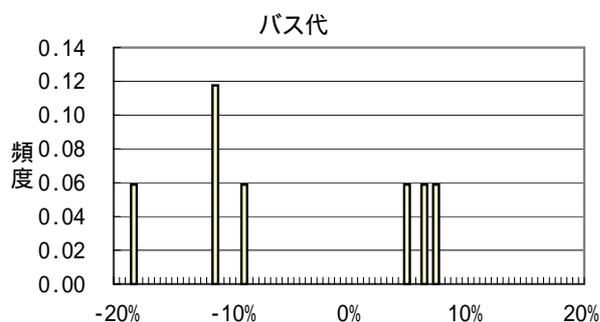
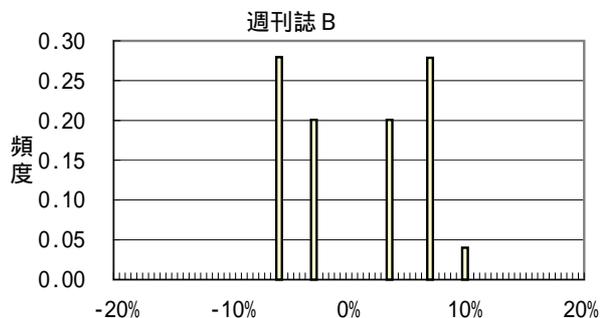
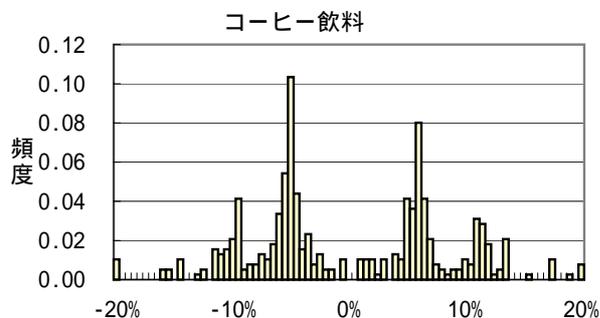


(2) サービス・カテゴリー別

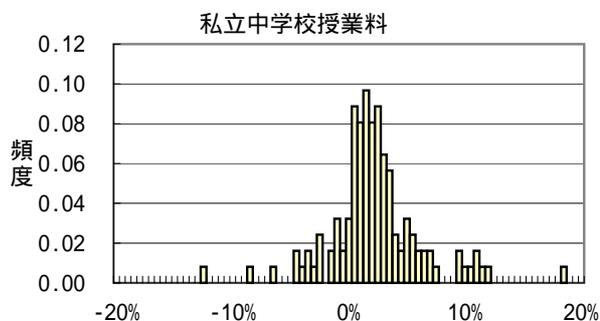
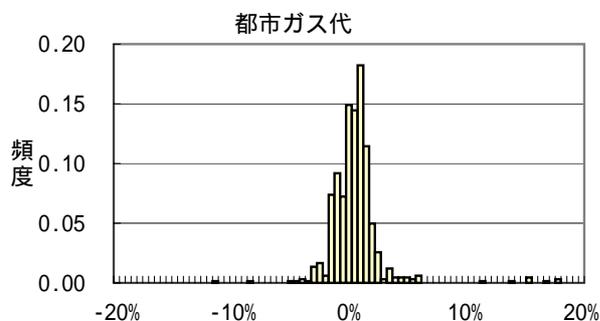
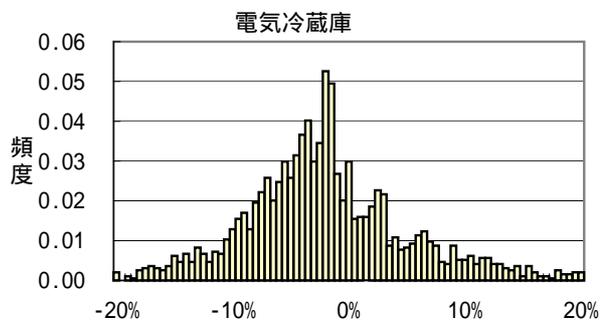
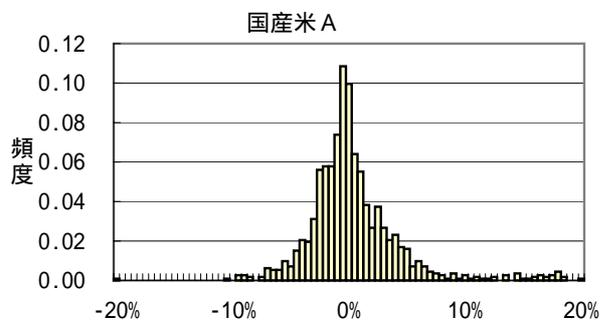


価格改定1回ごとの価格改定率の頻度分布 (1999 ~ 2003年)

(1) 価格改定率の下限が大きい品目

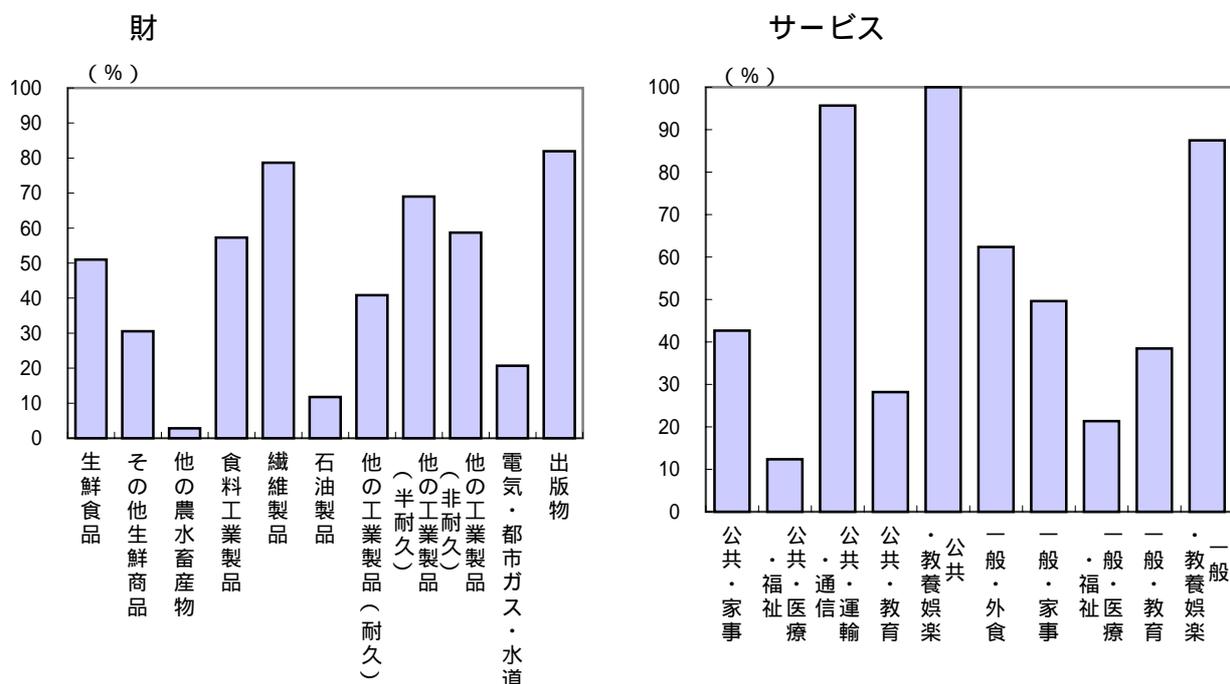


(2) 価格改定率の下限が存在しない品目



価格改定率の頻度分布の落込み

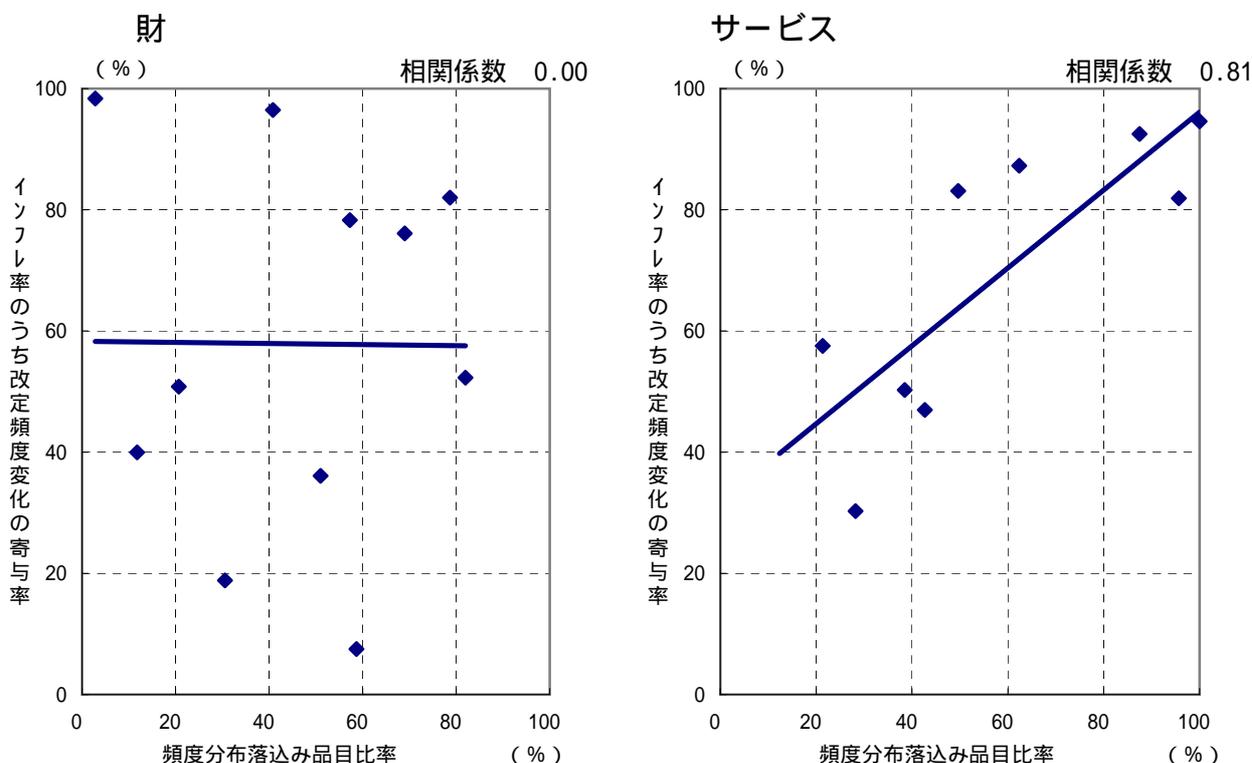
(1) 頻度分布に落込みがある品目の比率



(注 1) 品目比率は、ウエイトベースである。

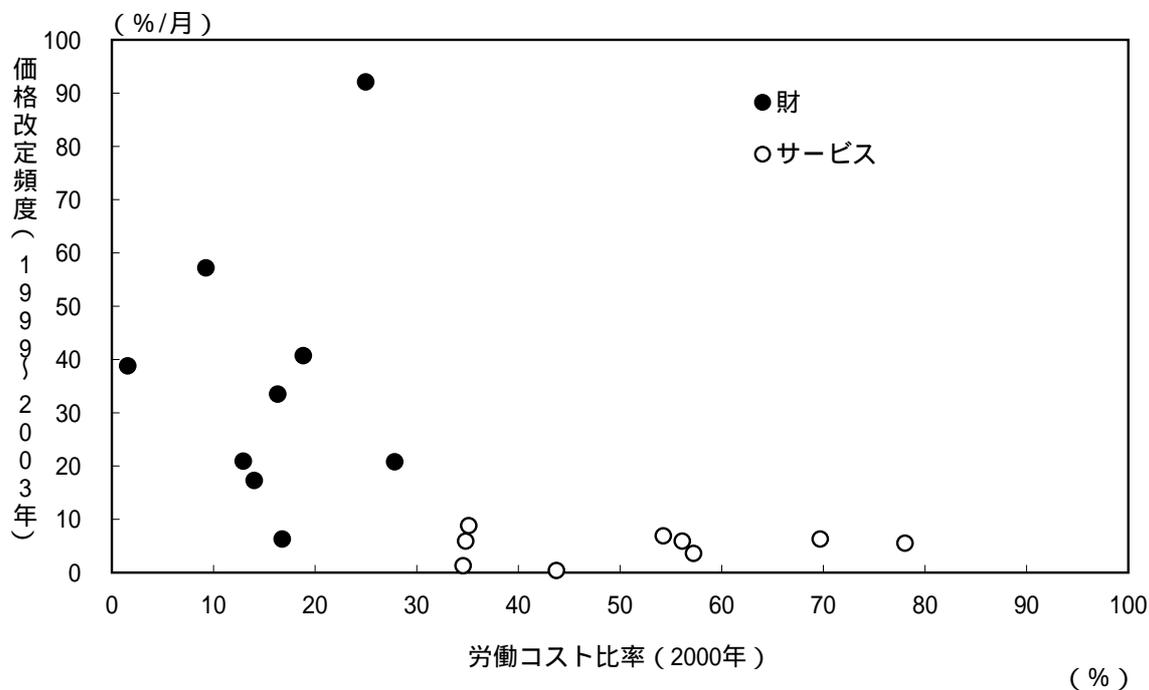
(注 2) 変化率ゼロ近傍の頻度が落ち込んでいるかどうかの判定基準は、補論 3 参照。

(2) インフレ率の変化に占める価格改定頻度の変化寄与率と 頻度分布に落込みがある品目の比率

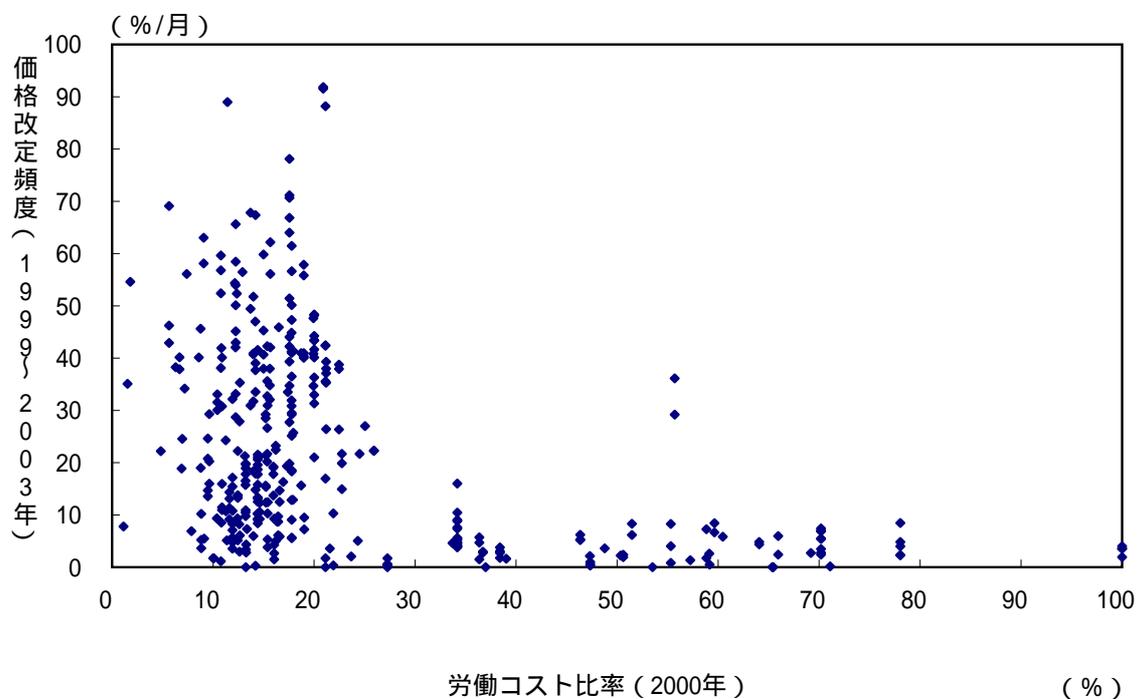


労働コスト比率と価格改定頻度 (1999～2003年)

(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4を参照。

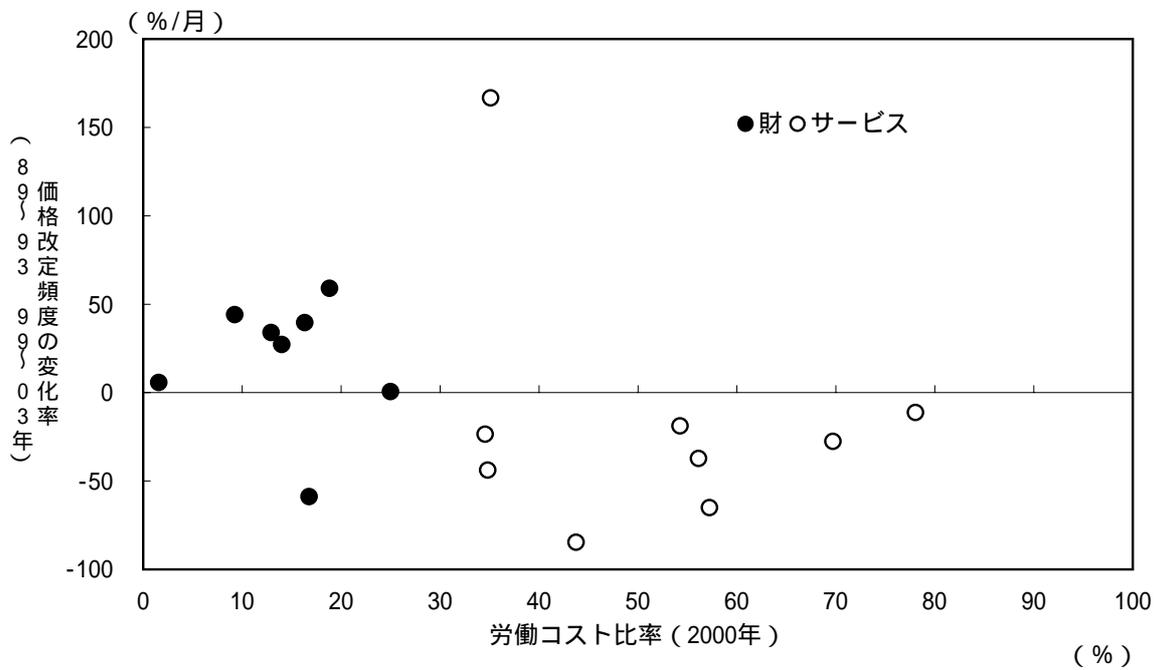
(注2) カテゴリー別の労働コスト比率は2000年基準のCPIウェイトで加重平均したもの。

(資料) 総務省統計局「2000年産業連関表」

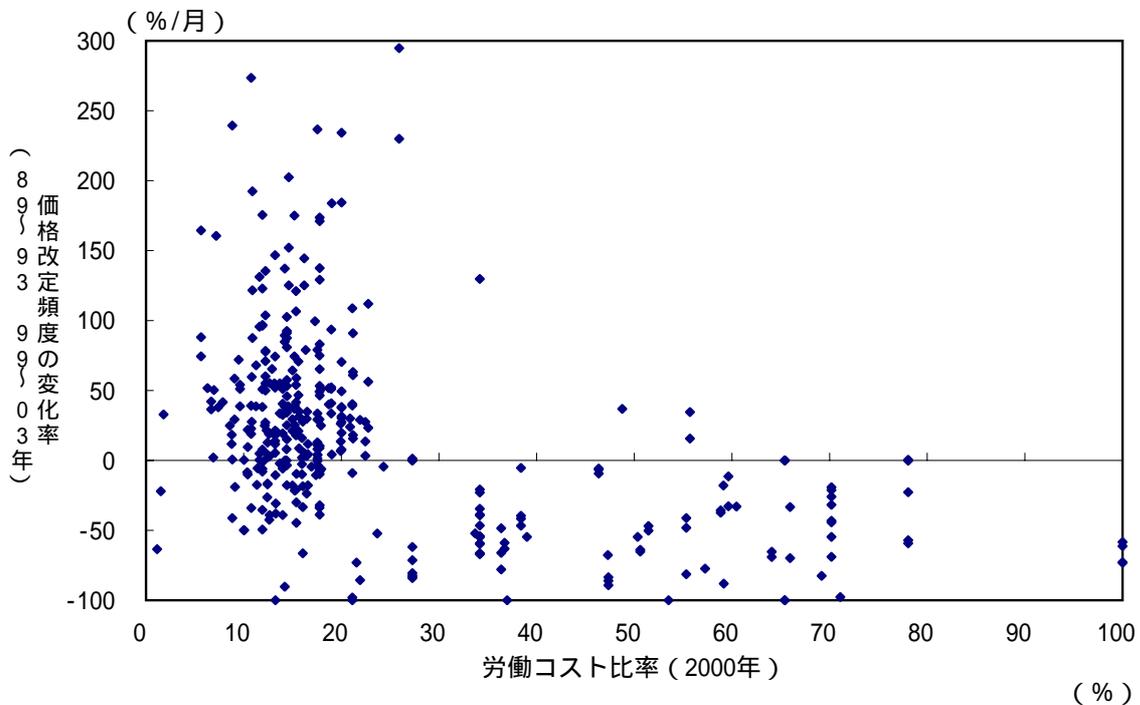
労働コスト比率と価格改定頻度の変化率

1989～1993年 1999～2003年

(1) カテゴリー別



(2) 品目別（生鮮食品を除く）



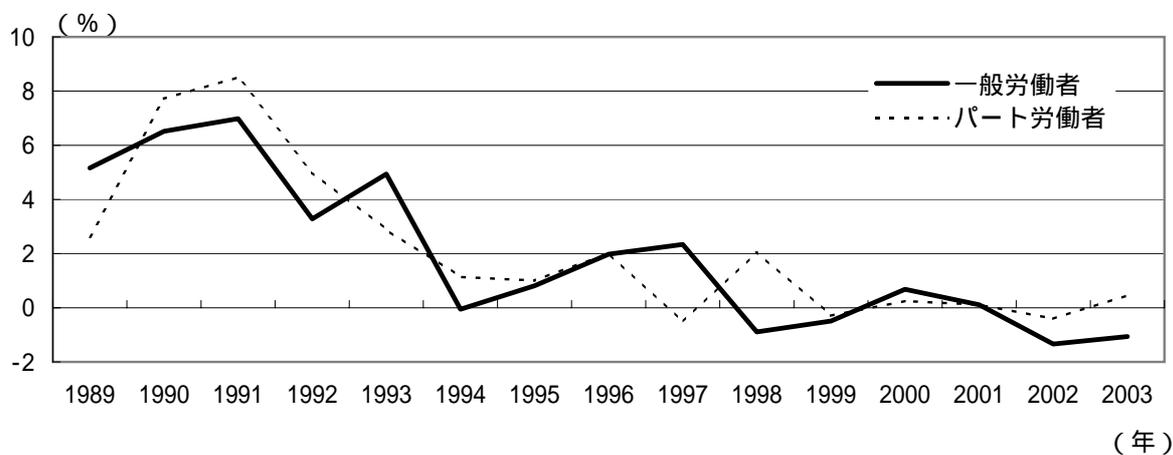
(注1) 労働コスト比率の算出方法は補論4を参照。

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

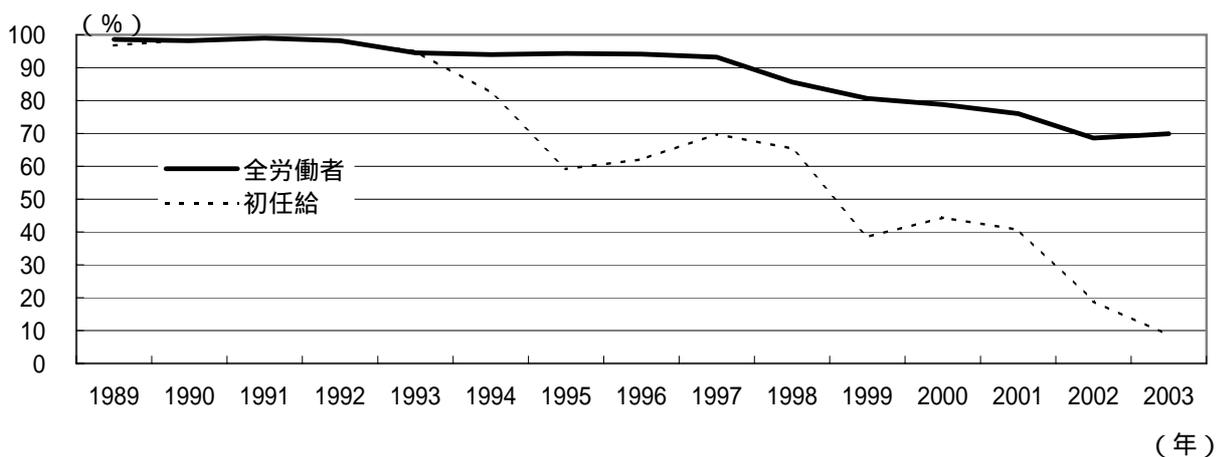
(資料) 総務省統計局「2000年産業連関表」

賃金上昇率と賃金改定頻度

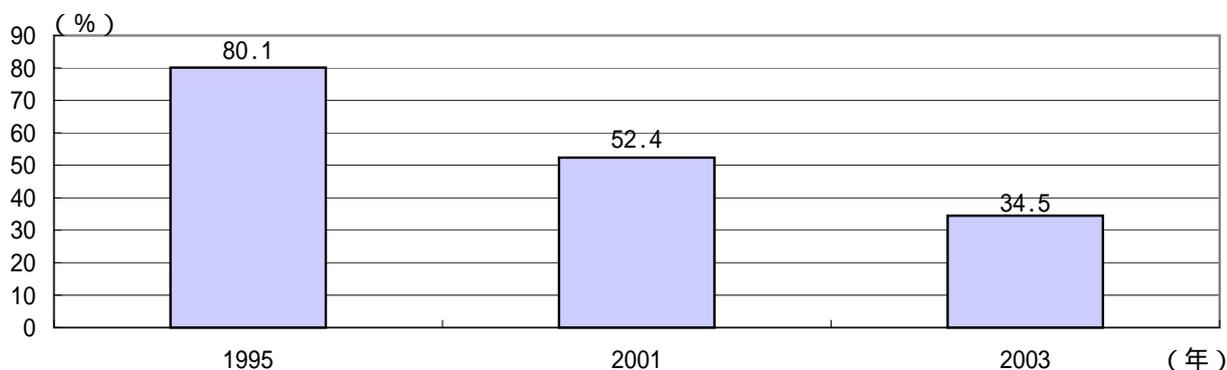
(1) 時間当たり賃金上昇率



(2) 賃金改定を行った労働者比率：正規労働者



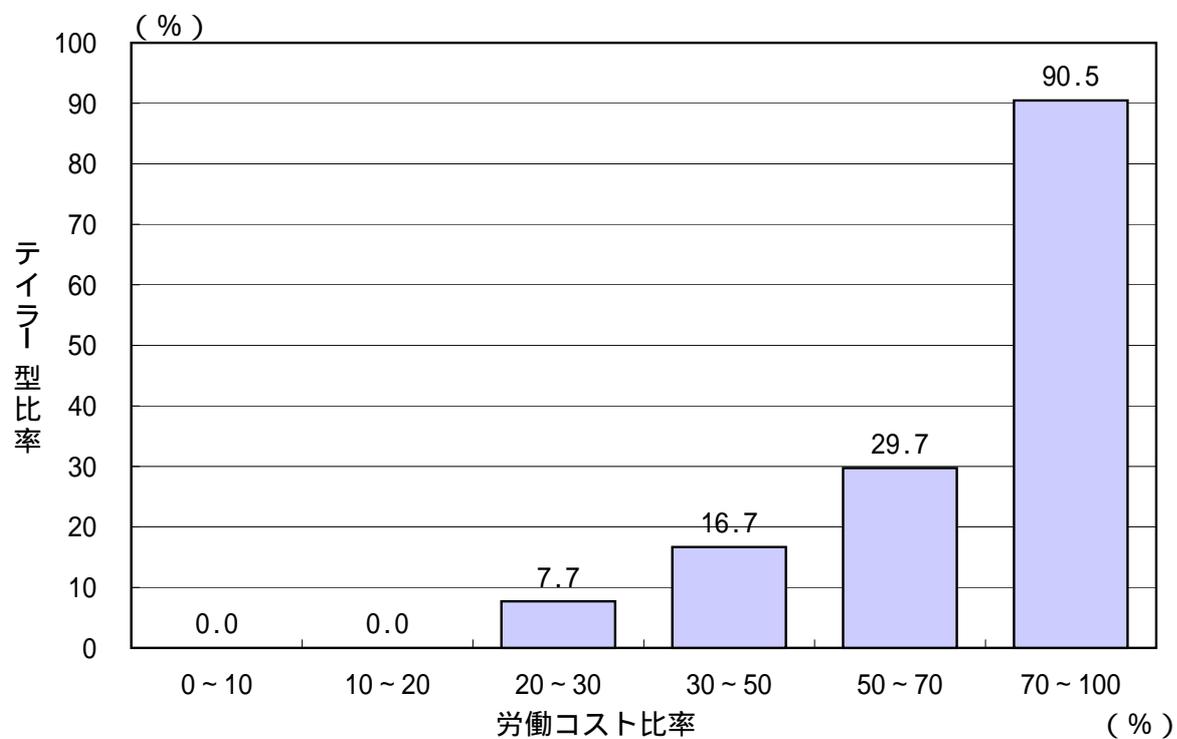
(3) 賃金改定を行った労働者比率：パート労働者



(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

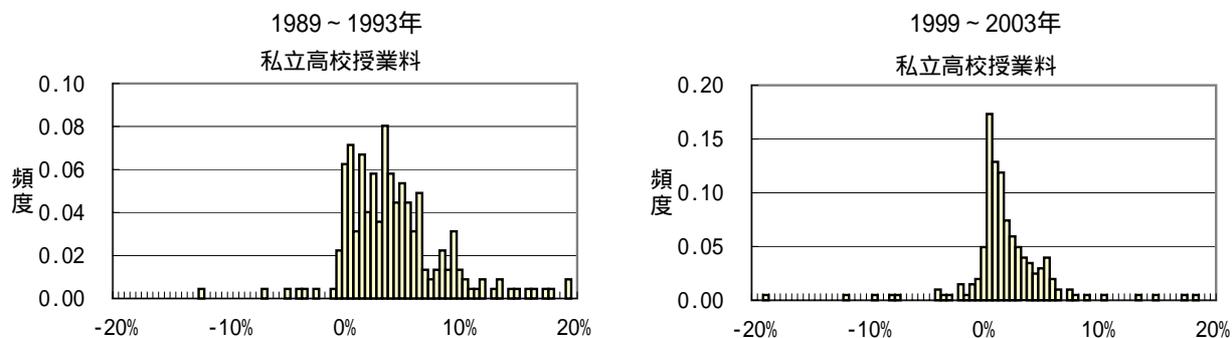
価格改定パターンがテイラー型となる比率 (1999 ~ 2003年)



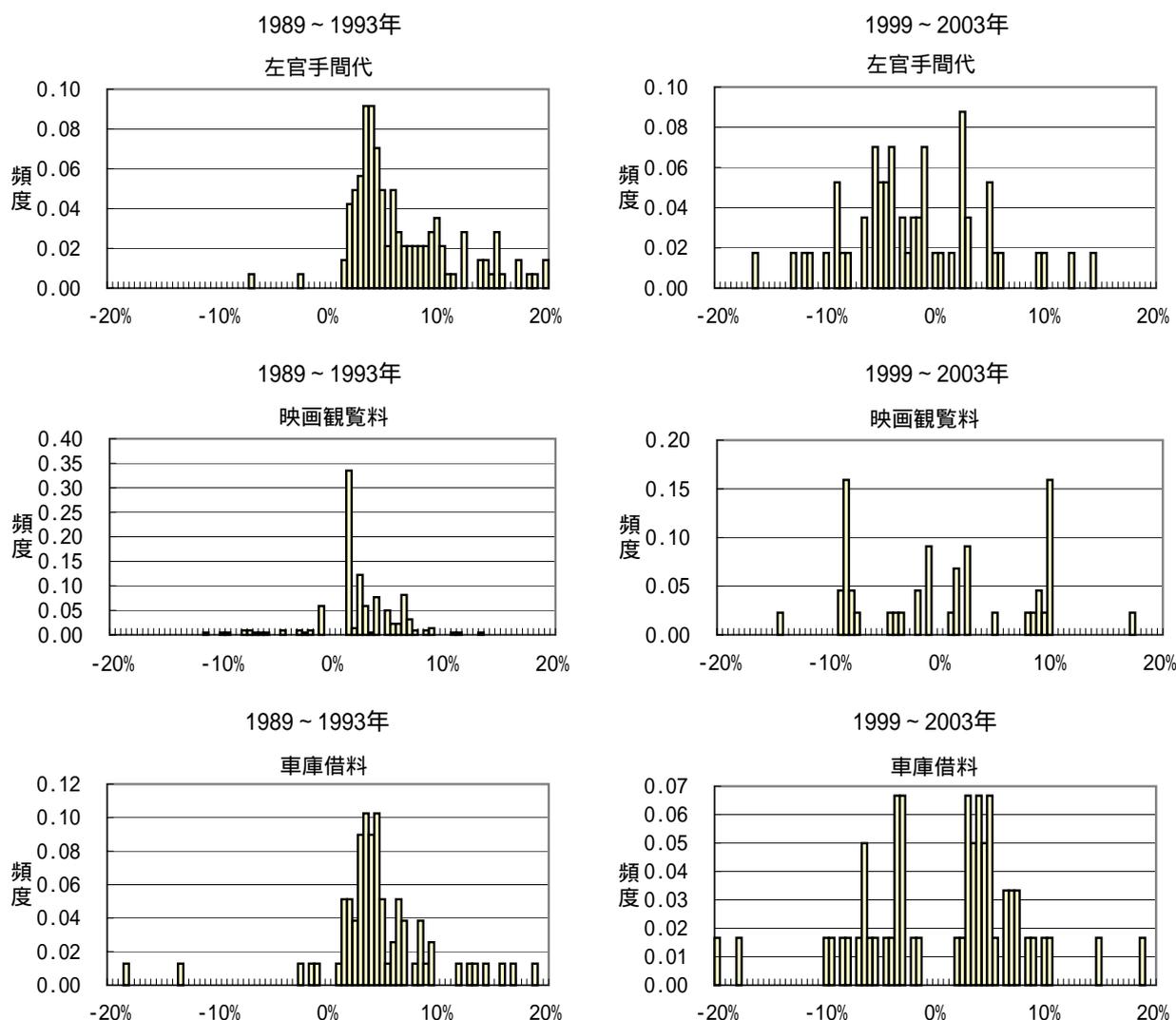
(注) 労働コスト比率の算出方法は、補論 4 を参照。

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

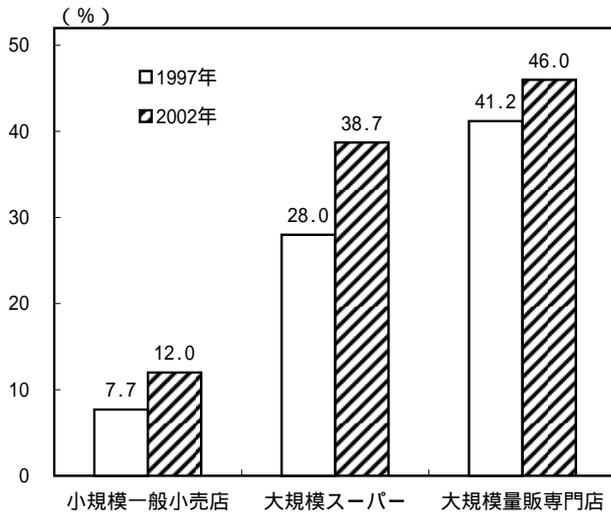


(2) 下方硬直性が1990年代に失われてしまったケース

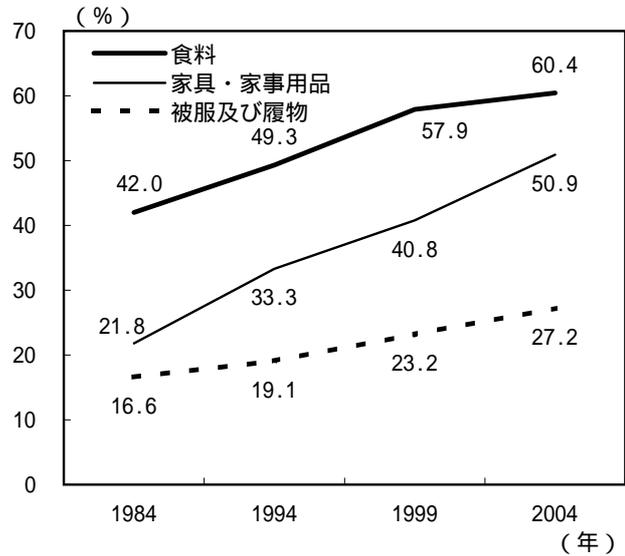


小売店の環境変化と価格改定頻度

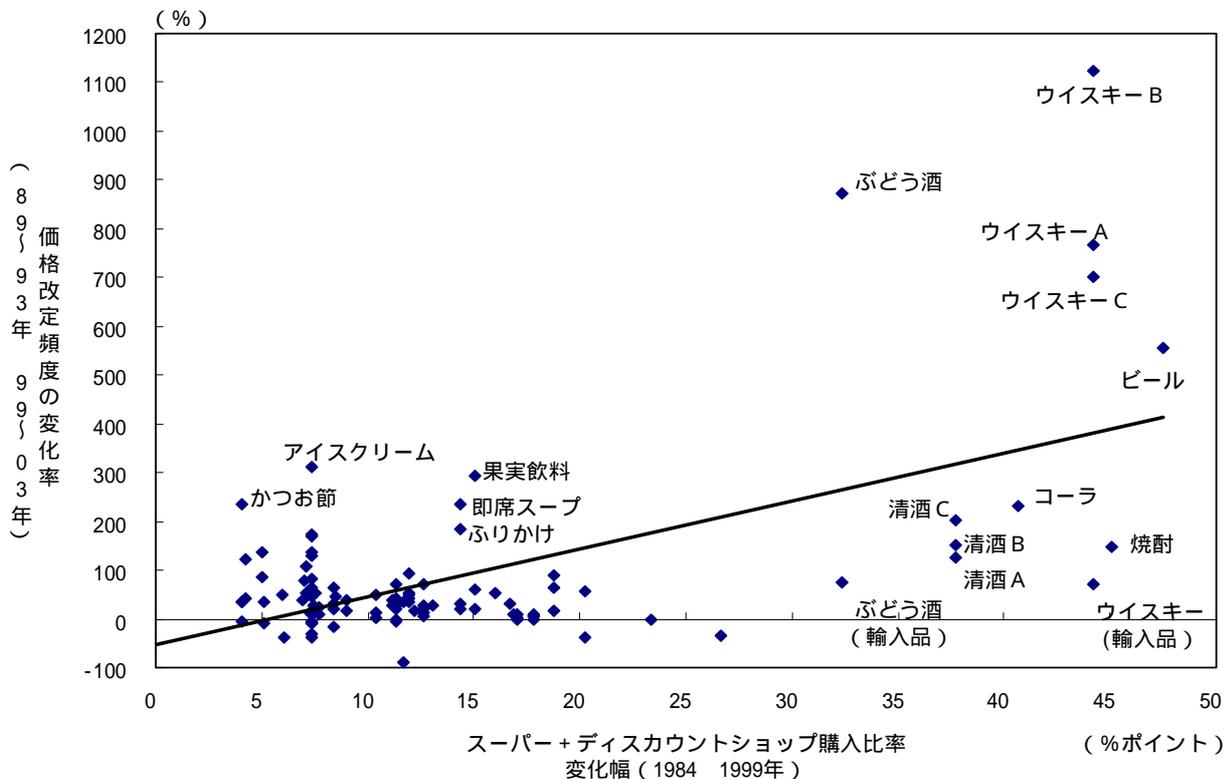
(1) ディスカウント販売を行っている店舗の割合



(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



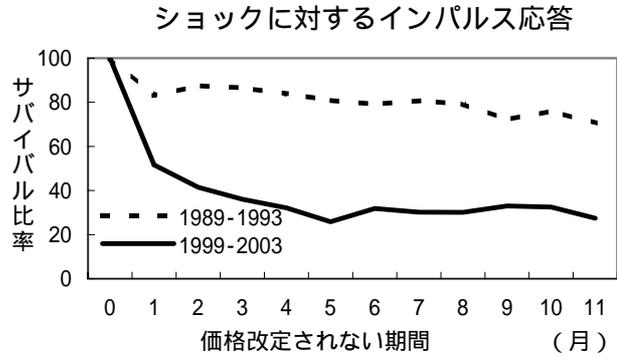
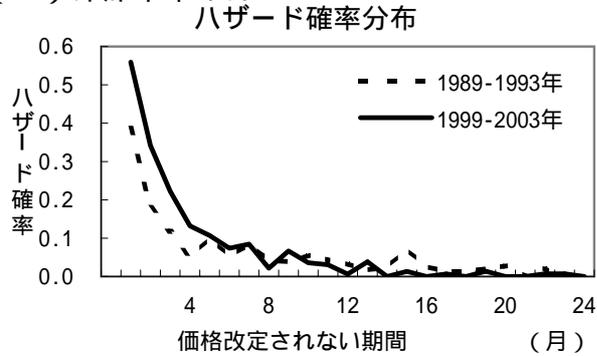
(3) 「スーパー+ディスカウントショップ」購入比率と価格改定頻度(食料工業製品)



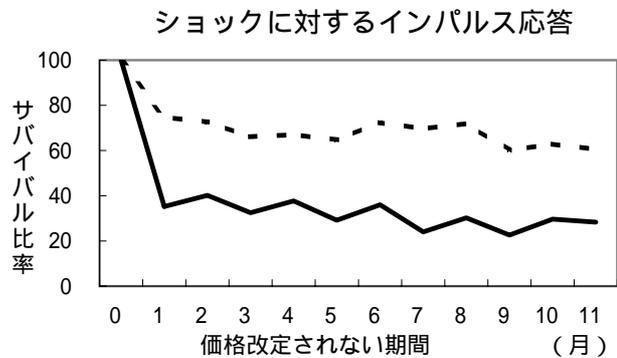
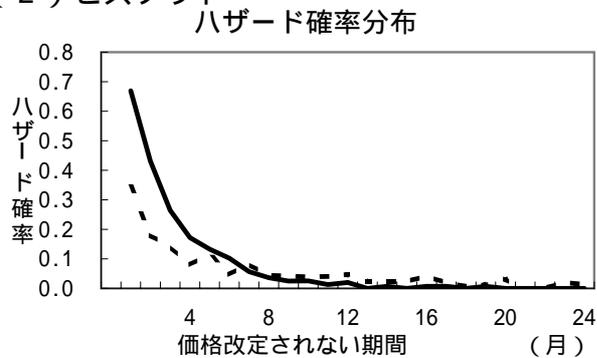
(資料) 総務省統計局「全国物価統計調査報告」、「全国消費実態調査報告」
 (注) (2)、(3)の購入比率は、二人以上世帯の全世帯ベース。

一時的価格変動の増大

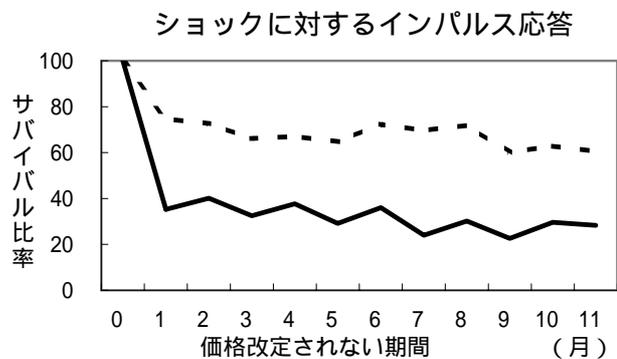
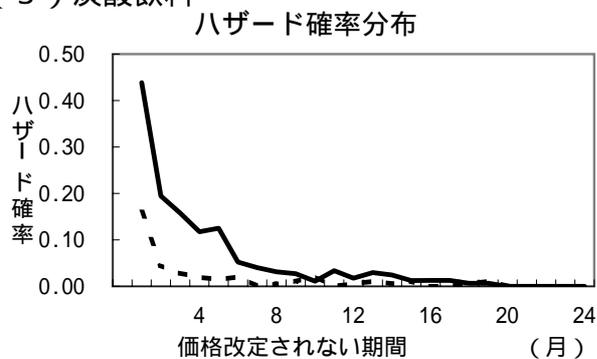
(1) 即席中華めん



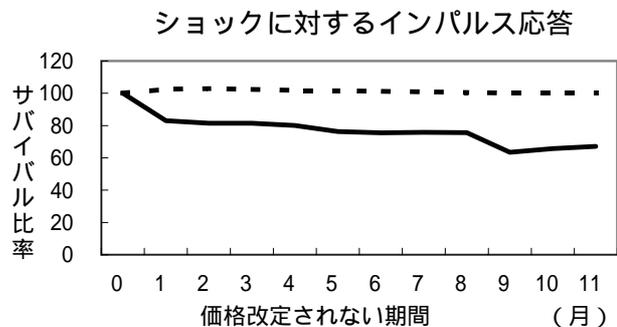
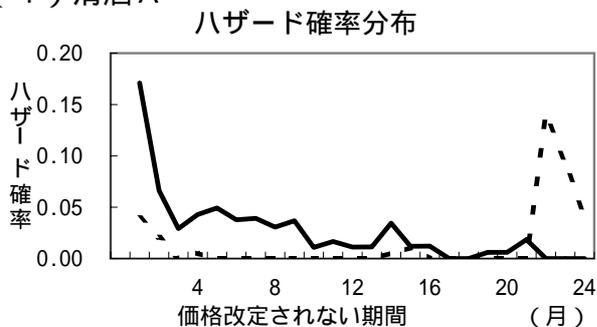
(2) ビスケット



(3) 炭酸飲料

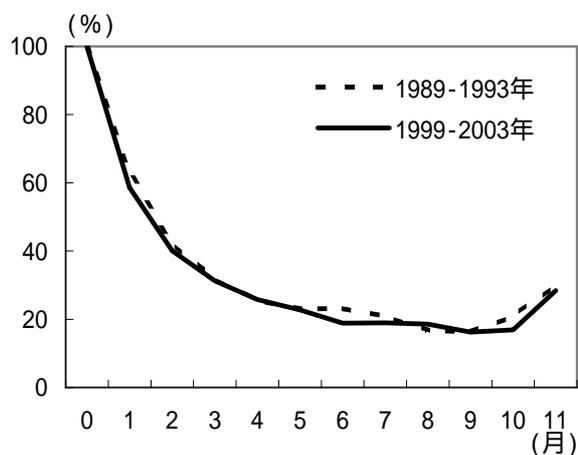


(4) 清酒 A

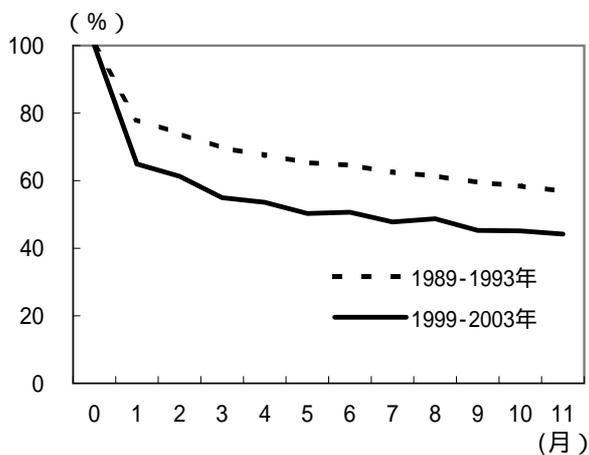


ショックに対するインパルス応答

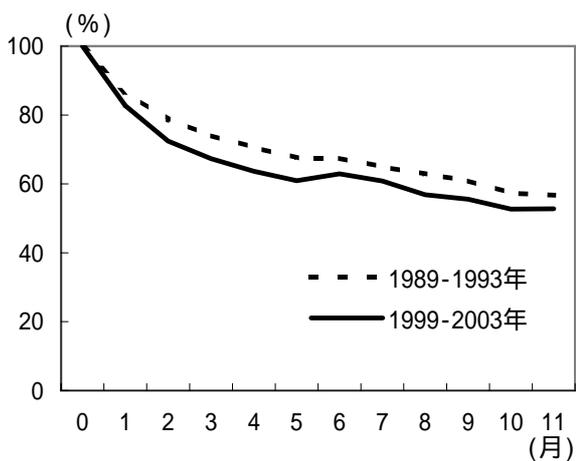
(1) 生鮮食品



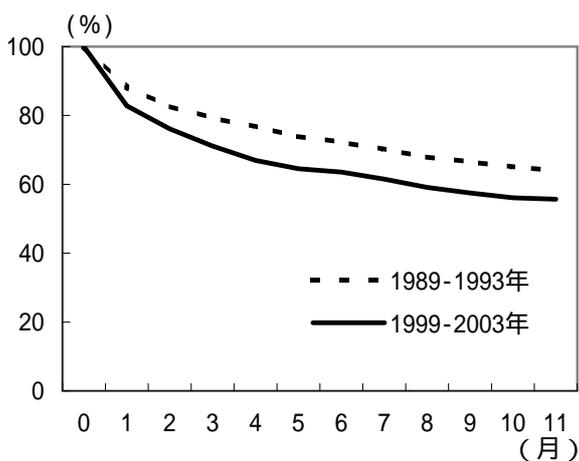
(2) 食料工業製品



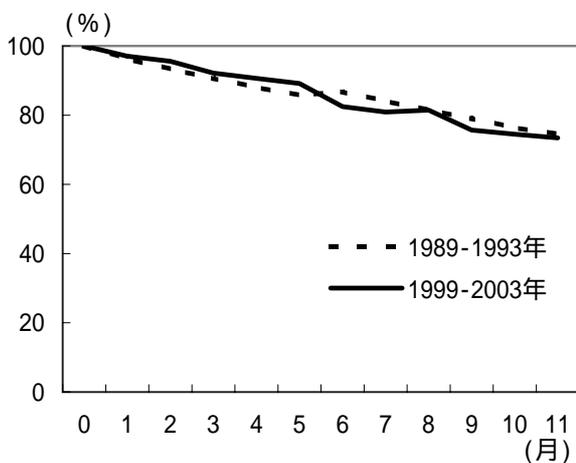
(3) 繊維製品



(4) 他の工業製品



(5) 公共サービス



(6) 一般サービス

