



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## デフレ期における価格の硬直化：原因と含意

渡辺 努\*

E-mail: watanabe@e.u-tokyo.ac.jp

渡辺 広太\*\*

No.16-J-2  
2016年2月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

\* 東京大学大学院経済学研究科

\*\* 明治大学総合数理学部・東京大学大学院経済学研究科

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 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

# デフレ期における価格の硬直化：原因と含意

渡辺努\*

渡辺広太†

初稿：2015年2月3日

改訂稿 2015年12月28日

## 要旨

我が国では1995年から2013年春まで消費者物価（CPI）が趨勢的に低下するデフレが続いた。このデフレは、下落率が毎年1%程度であり、物価下落の緩やかさに特徴がある。また、失業率が上昇したにもかかわらず物価の反応は僅かで、フィリップス曲線の平坦化が生じた。デフレがなぜ緩やかだったのか、フィリップス曲線がなぜ平坦化したのかを考察するために、本稿ではデフレ期における価格硬直性の変化に注目する。本稿の主なファインディングは以下のとおりである。

第1に、CPIを構成する588の品目のそれぞれについて前年比変化率を計算すると、ゼロ近傍の品目が最も多く、CPIウエイトで約50%を占める。この意味で価格硬直性が高い。この状況は1990年代後半のデフレ期に始まり、CPI前年比がプラスに転じた2013年春以降も続いている。この価格硬直性の高まりがフィリップス曲線を平坦化させた。

第2に、前年比がゼロ近傍の品目の割合とCPI前年比の関係をみると、CPI前年比が低ければ低いほど（CPI前年比がゼロに近づけば近づくほど）ゼロ近傍の品目の割合が高くなるという関係がある。インフレ率が低下すると価格据え置きに伴う機会費用が小さくなるためと解釈できる。1990年代後半以降の価格硬直化は、グローバル競争などの外生的要因によるものではなく、CPIインフレ率の低下に伴って内生的に生じたことを示唆している。

第3に、品目別価格変化率の分布の形状を米国や英国などと比較すると、米国などでは上昇率2%近傍の品目が最も多く、最頻値がゼロの日本の分布と異なっている。また、価格変化率の品目間のばらつきをみても、米国などではインフレ率が2%近傍のときにばらつきが最小値をとるのに対して、日本ではゼロインフレでばらつきが最小になる。これらの結果は、米国などでは各企業が毎年2%程度の価格引き上げを行うことがデフォルトなのに対して、日本ではデフレの影響を引きずって価格据え置きがデフォルトになっていることを示唆している。

第4に、シミュレーション分析によれば、長期にわたってデフレ圧力が加わると、実際の価格が本来あるべき価格水準を上回る企業が、通常よりも多く存在する状況が生まれる。つまり、「価格引き下げ予備軍」（できることなら価格を下げたいと考えている企業）が多い。一方、実際の価格が本来あるべき価格水準を下回る「価格引き上げ予備軍」は少ない。この状況では金融緩和が物価に及ぼす影響は限定的である。我が国では、長期にわたるデフレの負の遺産として、「価格引き下げ予備軍」が今なお多く存在しており、これがデフレ脱却を難しくしている。

\*東京大学大学院経済学研究科。E-mail: watanabe@e.u-tokyo.ac.jp 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の共催による第6回コンファレンス「物価変動とその中での経済主体の行動変化」（2015年11月26日開催）提出論文である。本稿の作成に際しては、青木浩介、植田和男、白塚重典、寺西勇生、早川英男、肥後雅博、門間一夫、吉川洋、Christian Broda, Roberto Rigobon, David Weinsteinの各氏との議論が有益であった。記して感謝したい。本稿は日本学術振興会科学研究費基盤研究S「長期デフレの解明」（課題番号：24223003）の研究活動の一環として作成された。

†明治大学総合数理学部・東京大学大学院経済学研究科。

# 1 はじめに

我が国では1990年代半ば以降、消費者物価（CPI）が下落する傾向にあり、デフレーションが続いてきた。デフレからの脱却を目指し、政府と日本銀行はいくつかの施策を実施してきた。1999年から2000年に日銀の政策金利であるコールレートをゼロに下げ「ゼロ金利政策」を採用したのに続き、2001年から2006年には「量的緩和政策」を行った。最近では、2013年1月に物価上昇率の目標値としてCPI上昇率2%を掲げる物価目標政策を開始した。さらに2013年4月には2%の物価目標を2年以内に達成するとアナウンスし、その実現に向けてベースマネーの量を2年間で2倍にする「量的・質的緩和政策（Quantitative Qualitative Easing, QQE）」を開始した。

CPI総合（除く生鮮）前年比をみると、2013年5月にゼロに戻した後、6月以降はプラスに転じ、2014年4月には1.5%まで回復した（消費税率引き上げの直接的な影響を除いた計数）。しかし、それ以降は消費需要の低迷とともに徐々に伸びが鈍化してきており、2014年10月以降は消費増税分を除くと前年比が1%を割り込んで推移している。こうした中で日銀は国債買い入れの増額など追加的な金融緩和の実施を10月31日に決定する一方、政府は消費需要のさらなる落ち込みを回避するために2015年10月に予定されていた消費税率引き上げの延期を決定した。

こうした状況にあって物価の現状と先行きについて不透明感が強まっており、物価目標2%を本当に達成できるのか、そもそも2%という物価目標は高過ぎるのではないかといった意見も聞かれる。本稿の目的は、物価目標2%の達成がこれほどに難しい理由を探ることであり、それを通して物価目標2%の実現可能性を評価することである。

1990年代半ば以降続いてきたデフレについては既にいくつかの研究が存在する<sup>1</sup>。また、2013年4月

に始まったQQEが物価に及ぼす効果についても既に多くの研究や論考が発表されている。しかし、これらの多くは、1990年代半ば以降のデフレ進行とそこからの脱却過程を切り離して論じており、一貫した説明がなされていない。本稿ではデフレ進行の過程とそこからの脱却の過程を統一的に理解することを試みる。

この点で本稿が注目するのは、1990年代半ば以降のデフレが非常に緩やかな物価下落だったという点である。この時期のCPIは、下落率の大きい月で2%、全体を均してみると1%弱であった。つまり、デフレとは言っても緩やかなデフレであり、デフレがデフレをよぶというような激しいデフレや、一時期多くの人が懸念したデフレスパイラルには至らなかった。もちろん激しいデフレを回避できたということ自体は望ましいことである。しかしデフレからの脱却という観点からは、価格が中途半端にしか下がらなかったために、上昇に転じるモメンタムが弱い可能性がある。

本稿の分析手法の特徴は、消費者物価統計の品目別データや品目別・都市別データなど、CPI総合として集計される前のデータを多用するという点である。日本の消費者物価指数は「マーガリン」や「シャンプー」といった品目から構成されており、品目の総数は588である。その品目のそれぞれについて約570の価格が毎月収集されている。したがって毎月収集される価格の総数は約25万に達する。大雑把に言えば、毎月公表されるCPI総合はこの大量の価格の平均値である。平均値が大量の価格の特徴を示す重要な統計量であることは間違いない。しかし平均値が全てではない。それ以外の統計量 — 例えば大量の価格の変化の頻度分布の最頻値や高次のモーメント — も価格の動きに関する情報を豊富に提供してくれる。本稿では、品目別の価格上昇率の分布がどのような形状をしているか、どう変遷してきたかを見ることにより、平均値の変化の背後にある仕組みを探っていく。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では我が国のデフレの特徴 — 特に、物価下落の緩やかさとフィリップス曲線の平坦化現象 — について事実関係を整理する。第3節では消費者物価統計の品目別の価格変化率の分布の形状がどのような特徴をも

<sup>1</sup>例えば、2014年1月に発行されたAsian Economic Policy Reviewは我が国のデフレを特集しており（“Persistent Deflation and Monetary Policy”）、デフレのマクロ・ミクロ分析、賃金デフレ、円相場との関係など諸側面に関する論文が収められている（Asian Economic Policy Review, Vol. 9, Issue 1, January 2014）。詳しくは以下のURLを参照。<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/aepr.2014.9.issue-1/issuetoc>

つか、どのように変遷してきたかを調べる。第4節では価格硬直化の原因を探るために、(1)前年比がゼロ近傍の品目の割合とCPI前年比の関係と、(2)品目別価格変化率の分散とCPI前年比の関係について調べる。第5節では、データから見える事実を理論モデルを用いて説明する。第6節は本稿の結論である。

## 2 1990年代半ば以降のデフレの特徴

### 2.1 緩やかな物価下落

1990年代半ば以降の物価の動きに関する事実を確認するところから始めよう。図1はCPIの月次前年比を示している。CPI上昇率はバブル崩壊後低下を続け1990年代半ばにはマイナスとなった。その後、資源・穀物価格の上昇などで2008年に一時的にプラスに戻ったが、趨勢的にはCPIが下落する状況が続き、物価の持続的な下落、つまりデフレーションが進行した。2013年春以降はこの状況に変化が生じつつあり、CPI前年比は2013年5月にゼロに戻した後、6月以降はプラスに転じ、2014年4月には1.5%まで回復した(消費税率引き上げの直接的な影響を除いた計数)。ただし、それ以降は消費需要の低迷とともに徐々に伸びが鈍化してきており、2014年10月以降は消費増税分を除くと前年比が1%を割り込んで推移している。

我が国のデフレーションには2つの特徴がある。第1に、デフレが長期にわたったということである。90年代半ば以降、20年にわたって物価下落が続いており、長期デフレといってよい。しかしデフレの速度という観点でみると、CPI前年比のマイナス幅は大きいときでも2%であり、均してみれば1%弱に過ぎず、我が国のデフレは緩やかである。これが第2の特徴である。つまり、物価下落の速度は緩やかだがそれが長期間続いた点に特徴がある。

この2つの特徴は、米国の大恐慌期のデフレと比べるとより明らかである。この時期のデフレは年率8%を超える激しいデフレであった。我が国のデフレ率が1%未満だったことと比較するとその差は顕著

である。一方、大恐慌期のデフレは約3年で終息しており、継続期間は短い。この点でも日本のデフレと異なっている。

この2つの事例は国も違えば時代も違うので、デフレ率と継続期間の彼我の差が何に起因するのかを特定するのは容易でない。しかし原因のひとつと考えられるのは、メーカーや流通業者の価格設定行動の違いである。

大恐慌期の米国では、Gordon (1981) が指摘するように、企業が需要や供給に応じて価格を迅速に反映させていた。つまり価格が伸縮的であった<sup>2</sup>。これに対して近年の日本では価格の伸縮性が低下しており、需要や供給の条件が変化しても企業は価格を即座には変更しない傾向が強まっている。例えば、我が国のメーカーを対象としたアンケート調査では「需要や供給の条件が変わっても即座には価格を変えない」と回答する企業の割合が90%を超えている(阿部他 2008)。また、2013年度の経済財政白書のアンケート調査でも、限界費用の増加を全て転嫁すると答えた企業は21%に過ぎず、不完全にしか転嫁できないと回答する企業が大勢を占めている(「半分の転嫁」23%、「半分未満」12%、「全く転嫁できない」26%)。

### 2.2 フィリップス曲線の平坦化

1990年代半ば以降の日本のデフレが緩やかだったとしても、それは価格を急ピッチで下げる必要がなかったかかもしれない。急ピッチで下げる必要がなかったので下げなかったということであれば何の問題もない。しかし事実はそうではない。企業は価格を下げるべき状況にあったにもかかわらず十分に下げなかった可能性が高い。

この点は我が国のフィリップス曲線の変遷から確認できる。図2は横軸に失業率を縦軸にCPI上昇率をとり、各年の値をプロットしたものである。フィリップス曲線の別名は総供給曲線であり、企業の価

<sup>2</sup>Gordon (1981) は、名目GDPの変化に反応して数量(実質GDP)と価格(GDPデフレーター)がどれだけ変化するかを計測した結果、1920年代は名目GDPの変化に対して主として価格が反応しており、その度合いは他の時期に比べて高かったと指摘している。つまり、大恐慌の前夜には需要(=名目GDP)の変化に対する価格の感応度は高まっており、その意味で価格硬直性は低下していた可能性がある

格設定行動を表すものである。図からわかるように、70年代および80年代には失業率が下がると物価上昇率が上がるという関係が存在した。つまり、需要が増えると生産が増加し失業率が低下する。それに伴って生産の限界費用が増加する。これが物価上昇率を押し上げる — こうした関係が存在した。

しかし90年代以降、この関係が急速に弱まっている。90年代のフィリップス曲線の傾きはそれ以前に比べだいぶ小さくなり、2000年以降は傾きがほぼゼロになっている。2000年以降について詳しくみると、景気変動に伴い失業率は3.9%から5.4%の範囲で変動しているが、それにもかかわらず、CPI前年比は最低で-1.4%（2009年）、最高で1.4%（2008年）と変動幅が小さく、多くの年で物価はほとんど動いていない。つまり、2000年以降、景気の低迷に伴い失業率が上昇する中でCPIは十分に下落していない。この意味で、企業は本来価格を引き下げるべきときに価格を下げなかった可能性がある。

この現象はフィリップス曲線の平坦化とよばれている。フリードマンは高インフレ期におけるフィリップス曲線の垂直化を指摘したが、それと正反対の水平化現象が2000年以降の日本で起きている。なお、図2では横軸に失業率をとっているが、横軸を産出量ギャップ（Output gap）— 実際のGDPが潜在GDPから何パーセント乖離しているかを示す指標 — に代えても同じ現象が確認できる。

フィリップス曲線の平坦化はデフレ脱却に関して重要な含意をもつ。QQEや財政刺激などによって需要が喚起されればその分、失業率や産出量ギャップは改善する。しかしフィリップス曲線の傾きが小さければ、失業率や産出量ギャップが改善してもそれが物価上昇に結びつきにくく、デフレ脱却は困難である。

Watanabe (2013) は、産出量ギャップを用いたフィリップス曲線の傾きを計測し、それに基づいて、物価上昇率を2%引き上げるには産出量ギャップを10.5%上昇させる必要があるとの試算結果を出している。仮に潜在GDPの成長率を1%とすると、1年間で5.3%の産出量ギャップの引き上げには実質GDPを年間6.3%の速度で成長させる必要があり、それは非現実的である。裏を返せば、需要喚起だけでデフレから脱却するのは不可能であり、フィリップス曲

線の傾きを元に戻す、あるいはフィリップス曲線を上にシフトさせることが不可欠である<sup>3</sup>。しかし図2に示した2013年と2014年の点を見ると、これまでのところフィリップス曲線に顕著な変化は起きていない。

## 2.3 財・サービス別にみたフィリップス曲線の傾き

次に、図3では、フィリップス曲線の傾きを財とサービス別に計測した結果を示している。一般に、サービスは価格が硬直的で、それとの対比では財の価格は伸縮的と言われている。この違いは、サービスの限界費用がもっぱら賃金で決まっっていて、その賃金の硬直性が強いと説明されることが多い。しかしここでの関心は、財とサービスの価格硬直性の違いそのものではなく、最近のフィリップス曲線の傾きの変化が財・サービスのどちらに起因するかである。

図の青線はCPI総合前年比の月次データを被説明変数、失業率の月次データを説明変数とする回帰から得られた傾きを示している。例えば2000年3月の計数は、2000年3月を終点とする36か月間を対象期間とした推計から得られたものである。青線で示した傾きは1987年3月には-6であったが（失業率が1%改善すると消費者物価総合の上昇率が6%上昇する）、90年代後半に急速にゼロに近づいており、2000年3月の値はほぼゼロとなっている。その後、傾きは-1から-2の間で推移している。2013年以降はどちらかと言えば傾きが小さくなる傾向がある。

次に、CPI総合から財だけを取り出して、その前年比を被説明変数として同様の回帰を行った結果を赤線で示してある。緑線はサービスの結果である。これらの傾きを計測する際の説明変数は総合指数の場合と同じ（経済全体の）失業率である。赤線は緑線よりも下にあり、財の方が失業率の変化に対して敏感であることを示している。

しかしここで注目すべきは、財とサービスともに、傾きの低下がみられることである。財の傾きは93年

<sup>3</sup>2%の物価目標を達成するには需要喚起だけでは不十分であり、フィリップス曲線の傾きや位置を変えなければならないという指摘は日銀のボードメンバーからも頻繁になされた。

に-8であったが、その後急速に縮小し、2000年にはほぼゼロになっている。一方、サービスの傾きも1993年以降、緩やかに縮小しており、2002年にはほぼゼロになっている。ここでの結果は、財あるいはサービスのどちらか一方だけで傾きの変化が起きているのではなく、財とサービスの両方の寄与によってフィリップス曲線の平坦化が生じていることを示している。

### 3 品目別価格変化率の分布

フィリップス曲線の形状についてはフリードマンなどにより多くの研究蓄積があるが、最近の研究では、各企業の価格の更新頻度がフィリップス曲線の傾きを決める重要なパラメーターのひとつと考えられている。例えば、各企業の価格更新という事象がポアソン過程に従って起きると仮定する Calvo (1983) の設定の下でフィリップス曲線を導出すると、その傾きは各期に価格更新イベントがどれくらいの確率で起きるかによって決まる。価格更新の起きる確率が高い場合にはフィリップス曲線の傾きは大きくなる（垂直に近くなる）。その反対に、価格更新の起きる確率が低ければ、価格更新が減多に起きないので、失業率の変化に代表される景気の変動があったとしてもそれがすぐには価格に織り込まれない。そのためフィリップス曲線の傾きが小さくなる（水平に近くなる）。

フィリップス曲線の傾きに関するこの理解を前提とすると、90年代後半からの傾きの変化は、価格の更新頻度が低下することによってもたらされた可能性がある。更新頻度の低下は実際に起きたのか。更新頻度の低下が起きたとすればそれはどの品目・どの商品で起きたのか。更新頻度の低下が起きた原因は何なのか。本節では、こうした問いに対する答えを探るために、消費者物価統計の品目別内訳を用いて、品目別の価格上昇率の分布の形状の特徴やその遷移を調べる。

#### 3.1 品目別価格変化率分布の形状と変遷

図4では消費者物価を構成する588の各品目について価格変化率（前年同月比）を計算し、その頻度分

布を示している。縦軸は横軸の各ビンに含まれる品目のCPIウエイトの合算値である。青線は最近時点（2014年3月）の分布であり、黒線は日銀によるデフレ脱却策（物価目標の設定とQQEの開始）が始まる直前の時点（2012年12月）での分布である。青線を見ると、密度は-0.75%から-0.25%のビン、-0.25%から+0.25%のビンに集中しており、この2つのビンだけで全体の約50%を占めていることがわかる。2014年3月のCPI総合の前年比は+1.3%であるが、全ての品目の価格が一律に1.3%で上昇しているわけではなく、品目間で大きなばらつきがある。しかもそのばらつき具合はかなり極端であり、およそ半数の品目は前年比で据え置きの方、残りの半数の品目が全体の平均を引っ張り上げるという不自然なかたちになっている。

これを黒線で示した2012年12月時点と比較すると、分布の右のテール（価格が上昇した品目）が厚くなる一方、左のテール（価格が下落した品目）は薄くなっており、これがCPI前年比の上昇（2012年12月の-0.2%→2014年3月の+1.3%）を引き起こしていることがわかる。このように分布のテールには変化が見られるが、その一方で分布の中央部分（前年比ゼロの近傍）の形状はほぼ同じであり、ゼロ近傍の品目突出して多いという分布の特徴が2012年時点でも確認できる。このことは、ゼロ近傍の品目突出して多いという特徴がデフレ期から今に至るまで変わらず続いていることを示している。

分布の中央部分が高いという形状がいつ生まれたかを調べるために、図5では前年比ゼロ近傍の品目が全体に占める割合を計算している。ここでは「ゼロ近傍」の定義として、前年比±0.5%、前年比±0.3%、前年比±0.1%、前年比0%の4種類を用いている。各年について前年比がゼロ近傍にある品目を特定し、それらの品目のCPIウエイトの合算値を縦軸に示してある。例えば、紫色で示した前年比±0.5%をみると、70年代の高インフレ期には10%から20%と低水準だった。つまり、高インフレ期にはどの品目も前年比が高く、前年比がゼロ近傍に止まるのは特別な事情をもつ品目に限定されていた。その後、80年代に入ると全体のインフレ率が落ち着いてくる中でゼロ近傍の品目の割合も高まりを見せ、

20%をやや上回る水準で推移していた<sup>4</sup>。

ゼロ近傍の品目の割合が目立った変化が生じたのは1995年からであり、消費税率引き上げの影響でゼロ近傍の品目の割合がゼロになった1997年を除くと、1995年から1999年まで上昇を続けた。1999年の値は55%に達しており、その後、現在に至るまで高水準が続いている。この時期の分布の変化を詳しくみると(図6)、1993年3月の時点では分布のピークは+2.25%から+2.75%のビンであったが、時間とともにピークが移動し1999年3月にはゼロ近傍がピークになり、現在とほぼ同じ形状の分布が出現した。

ここで注意しておきたいのは、図4や図6の分布のピークは正確にゼロではなく、ゼロとその周辺という点である。ゼロの周辺にピークが生まれる状況としては、価格の小幅な変化が頻発していることが考えられる。もうひとつの可能性としては、各品目指数を構成する個別価格の大部分で前年比が正確にゼロだが、ごく少数の価格で前年比がゼロから乖離しているため、品目指数を構成する価格を集計すると前年比がゼロから僅かにずれるということが考えられる。どちらなのかを知るには、消費者物価統計の原統計である小売物価統計に掲載されている個別価格の変化をみる必要がある<sup>5</sup>。小売物価統計でこの点をチェックすると、個別価格の小幅な変化が頻発しているということは起きておらず、どちらかと言えば、小幅な価格変化の頻度は大幅な価格変化の頻度に比べて低いことが確認できる。したがって、前年比ゼロ近傍の品目が増えているのは品目指数を構成する個別価格の多くが前年比で据え置かれているためと結論できる。

図7では、各品目について、品目指数を構成する個別価格のうち前月から変化した割合(価格の更新割合)を1995年と2013年の2時点について計算し、その結果を散布図で示してある。図の作成には小売物価統計を用いている<sup>6</sup>。図の各点は品目を表

<sup>4</sup>1989年にはゼロ近傍の割合がほぼゼロになっているがこれは消費税導入に伴って税込価格が上昇したことを反映している。同様に1997年も消費税率の引き上げに伴ってゼロ近傍の割合がゼロになっている。

<sup>5</sup>消費者物価統計の各品目指数は167の市町村から収集された価格を平均したものであり、小売物価統計には市町村レベルの価格が掲載されている。

<sup>6</sup>小売物価統計の個別価格を用いて、更新される価格の割合を

し、その品目の1995年時点での価格更新割合を縦軸に、2013年時点での割合を横軸に示してある。1995年時点で価格更新割合が10%を上回る品目(つまり価格が伸縮的な品目)は2013年にはさらに価格更新割合が高くなる傾向がある。一方、1995年時点で価格更新割合が10%未満の品目(つまり価格が硬直的な品目)をみると、2013年に価格更新割合が大きく低下するものが少なくない。つまり、元々価格が硬直的な品目(例えば「タクシー代」や「理髪料」など)でさらに硬直性が高まる傾向が見られる。この価格硬直性の上昇が品目別分布のゼロ近傍のピークを生んでいる。

以上の結果をまとめると、1990年代後半に価格の硬直化が進み、前年比ゼロ近傍の品目が顕著に増えた。この時期はCPI総合がマイナス圏に入りデフレが始まった時期であり、フィリップス曲線の平坦化が始まった時期でもある。価格の硬直化がフィリップス曲線を平坦化させ、それが緩やかなデフレをもたらした可能性を示唆している。この点については第4節で詳しく検討する。

## 3.2 他国の品目別価格変化率分布との比較

1990年代後半以降の品目別価格変化率の分布の形状がいかに特異かは同時期の他国の分布と比較するとよくわかる。図8には米国、カナダ、英国の2014年3月における品目別価格変化率の分布を示してある。まず米国についてみると、2%から3%の間に分布のピーク(最頻値)がある。ゼロ近傍の密度も低くはないが2-3%のピークはそれを大きく上回っており、日本の分布とは異なる形状となっている。米国では2-3%前後の価格引き上げを行うことがいわばデフォルトになっており、特殊な事情がある場合を除き、米国企業はその範囲での価格引き上げを毎年行っていると解釈できる。一方、日本では価格を据え置くことがデフォルトになっており、これが分布の差を生んでいると考えられる。なお、この月の米国のCPI総合の前年比は+1.5%であり、日本とさほど変わらない。CPI総合の違いでは分布の違いを説明できない。

計算した研究としては才田・肥後(2007)がある。

図8のカナダは1-2%の範囲に分布のピークがあり、英国も同じく1-2%に分布のピークがある。つまり、米国を含む3か国とも2%近傍に分布のピークがある。これらの国は2%の物価目標を掲げており、その水準と分布のピークがほぼ一致している。これは、中央銀行のアナウンスによって企業の物価予想が2%近傍にアンカーされたと解釈することも可能であるが、物価目標政策の成果なのか否かはこの図だけでは判断できない。ここから言えるのは、これら3か国では、物価が毎年2%程度上がるということについて価格を設定する企業の間でコンセンサスが確立されているということである。

上記3か国は最近デフレを経験しておらずその点で日本と事情が異なっている。そこで図9では、最近デフレを経験したスイスの品目別分布を示してある。スイスはリーマンショック後の2009年夏に最初のデフレを経験した後、2012年夏にも再度デフレを経験している。2つの図はそれぞれの時期の分布を示している。2つの図に共通する特徴として、分布のピークは1%-2%の水準にあり、ゼロからずれている。しかし分布の左のテールが厚くなっており、これが全体の平均値を引っ張るかたちでCPI総合前年比がマイナスになっている。分布の左のテールの厚みは自国通貨高に伴って輸入品の価格が下落したことを反映したものと考えられる。自国通貨高による価格低下にもかかわらず多くの企業は1-2%の価格引き上げを行っており、デフレ下にあっても物価上昇に関するコンセンサスが維持されていることを示唆している。

次に図10ではデフレを経験したもうひとつの事例としてギリシャの分布を示している。ギリシャは債務危機後の景気停滞から物価上昇率が低下し、2013年3月以降はCPI総合の前年比がマイナスに落ち込み、最近月(2014年8月)もマイナスとなっている。デフレ率は1%から3%であり、日本とよく似た緩やかなデフレが進行している。図10に示したのはデフレ率が最も大きかった2013年11月の分布である(2013年11月のCPI総合前年比は-2.9%)。図からわかるように上昇する品目はほとんどなく、分布の左のテールは厚く長くなっている。分布のピークは-2%から-3%の付近にある。ゼロ近傍の品目の頻度は高くなく、日本のデフレ期のような価格硬直化

は見られない。需要の落ち込みが非常に深刻で、全品目にわたるデフレが進行しているように見える。

### 3.3 QQEの前と後の比較

最後に、前年比ゼロ近傍の品目が2013年春以降の日銀の金融緩和の下でどのようにインフレに貢献したのか(しなかったのか)を見ておこう。図11では、2012年12月と2014年3月の2時点における品目別前年比の同時分布を示している。図4に示したのはこの同時分布の周辺分布である。2014年3月と2012年12月のそれぞれの周辺分布のピークがゼロ近傍にあることは既にみたとおりであるが、図11からわかるように、同時分布のピークは2次元平面でのゼロ近傍(つまり、2012年時点の値がゼロ近傍で2014年時点の値もゼロ近傍)にある。2012年時点でゼロ近傍にいた品目は2014年時点でも同じくゼロ近傍にいることを意味しており、価格の硬直化が特定の品目に偏在していることを示唆している。

偏在の様子を詳しく見るために表1では2012年時点から2014年時点への遷移確率を示している。2012年3月の時点で前年比がプラスだった品目、ゼロだった品目、マイナスだった品目に分け、それぞれについて2014年3月時点で前年比がどのように変わったかを示している。一番上の行を例に表の見方を説明すると、2012年時点でマイナスの品目の中で2014年時点でもマイナスの品目は23%であり、ゼロに遷移した品目は30%、プラスに遷移した品目は48%である。なお、ここでは前年比が-0.75%から+0.75%の品目を「ゼロ」、それより上を「プラス」、下を「マイナス」と定義している。

表1の結果をみると、2012年時点でゼロだった品目のうち2014年もゼロに居座った品目は79%であり、非常に高い。一方、2012年時点でゼロの品目のうち2014年にプラスに遷移したのは16%に過ぎない。つまり、2012年時点でゼロだった品目は、日銀による物価目標政策やQQEが進行する過程でCPIインフレ率の引き上げにはあまり貢献していない。一方、2012年時点でプラスだった品目のうち64%は2014年時点でもプラスを維持し、CPIインフレ率の引き上げに貢献している。また、2012年時点でマイナスだった品目のうち48%はプラスに転じており、



これもインフレ率の引き上げに貢献している。価格が伸縮的な品目はCPIインフレ率の改善に貢献してきた一方、価格の硬直的な品目は前年比ゼロ近傍に止まる傾向があり、CPIインフレ率改善の阻害要因になっている。

## 4 価格硬直化の原因

### 4.1 価格硬直化に関する仮説

価格の硬直化はなぜ起きたのか。本節ではこの点について詳しく見ていく。1990年代後半に価格の硬直化が起きた理由としては大きく分けて2つ考えられる。第1は構造変化である。1990年代後半に企業の価格設定方法に何らかの変化が生まれ、それが原因で価格硬直性が高まった可能性がある。そうした構造変化の候補としては企業間の競争環境の変化が考えられる<sup>7</sup>。

価格硬直化の原因が構造変化であるとするれば、今後も価格硬直性の高い状態が続くとみるべきだろう。そうだとすれば、フィリップス曲線の傾きが元に戻ることも期待できない。しかし、価格硬直化が構造変化によって生じたのではなく、内生的に生じたのだとすれば、事情は大きく異なる。これが第2の可能性である。

価格硬直性が内生的に変化する仕組みはメニューコストモデルを用いて説明できる。Ball et al. (1988) や Caballero and Engel (1992) が指摘したように、CPI総合で測ったインフレ率が非常に高いときには、各企業にとっては価格更新をしないことで失う利益が大きい。ライバル企業が価格を引き上げている中で自分だけが乗り遅れてしまうからである。価格を更新しないことに伴う利益の逸失がメニューコストを上回るので、各企業はメニューコストを支払って

<sup>7</sup>1990年代後半は中国を始めとする新興国で新たな企業の台頭が本格化し、グローバルな競争が激しさを増した時期である。そうした中で各企業は限界費用が変化してもそれを価格に転嫁できないという状況が生まれた可能性がある。そうした見方については、例えば、Rogoff (2003) や Sbordone (2007) を参照。Ball (2006) はグローバル化で企業の価格設定行動が変わったとの見方に否定的な見解を示している。また、Mizuno et al. (2010) はオンライン市場における価格競争の激化を例にとり、仮に限界費用が増加してもライバル企業が価格を引き上げない中で自分だけが価格を引き上げると大量の顧客を失うという懸念を各企業がもつ結果、どの企業も価格を上げられないという状況に陥っている可能性を指摘している。

でも価格更新を行うことを選択する。その結果、価格は伸縮的になり、フィリップス曲線の傾きは大きくなる（垂直に近くなる）。その反対に、インフレ率がゼロ近傍にあるときには価格更新をしないことで失う利益はさほど大きくない。逸失利益がメニューコストよりも小さいので各企業は価格更新を見送る。価格は硬直的になり、フィリップス曲線の傾きは小さくなる（水平に近くなる）。このように価格硬直性は経済全体のインフレ率の高低に応じて変化する内生変数である。

1990年代後半以降の価格の硬直化がこのような内生的な仕組みによって生じているのであれば、今後、経済全体のインフレ率が上昇する過程で価格硬直性が低下し、フィリップス曲線の傾きも元に戻るということになる。

### 4.2 価格据え置き品目の割合とインフレ率の関係

価格の硬直化が構造変化といった外生的な要因で生じたのか、それとも内生的な要因で生じたのかを知るには、価格硬直性と経済全体のインフレ率の関係を調べるという方法が考えられる。Ball et al. (1988) の議論が正しければ、価格が更新されない品目の割合はCPI総合前年比と負の相関をもつはずである。

図12では、1971年1月から2014年3月までの各月について価格が前年同月比で上昇した品目の割合、価格が下落した品目の割合、価格が不変の品目の割合をそれぞれ算出し、横軸にCPI総合前年比、縦軸にそれぞれの割合をとり、月次データをプロットした。なお、ここでは前年同月比が厳密にゼロ%のときに「価格不変」と定義し、前年同月比が正のときに価格が上昇、負のとき価格が下落としている。なお、前年比が消費増税の影響を受ける1989年4月-1990年3月、1997年4月-1998年3月の期間は分析の対象からはずしている。

まず、価格が上昇した品目の割合とCPI総合前年比の関係をみると、青で示した71年-94年の時期はCPI総合前年比が高ければ高いほど価格が上昇する品目が多いという関係がある。これはBall et al. (1988) の指摘と整合的である。同様の関係は赤で示した1995年-2014年についても見られるが、青点と

赤点は CPI 総合前年比 3%の辺りで屈折している。1995 年以降、CPI 総合前年比がゼロ以下に下がる局面で、価格が上昇する品目の割合は減少しているが、その減少のピッチは 71 年-94 年を上回っている。

次に、価格下落品目の割合をみると、青で示した 71 年-94 年の時期には CPI 総合前年比が上昇するに従って下落品目の割合が低下するという傾向が見られる。しかし、下落品目の割合は、上昇品目の割合と同じく、CPI 総合前年比 3%の辺りで屈折しており、CPI 総合前年比がマイナスになると、急速に下落品目の割合が増えている。

線形で回帰すると、71 年-94 年の時期は CPI 総合前年比が 1%ポイント下落すると価格上昇の品目の割合が 1.3%ポイント低下する一方、価格下落品目の割合は 0.9%ポイント上昇しており、価格上昇品目の割合の低下の方が上回っている。この結果、CPI 総合前年比が 1%ポイント低下すると価格不変の品目の割合が 0.4%ポイント増加した。価格不変品目の割合の図（図 12 の左下の図）に示した青点が右下がりになっているのはこの関係を表している。言い換えると、CPI 総合前年比が低下する（ゼロに近づく）につれて価格不変の品目の割合が増え、価格硬直性が増している。この結果は、価格硬直性が Ball et al. (1988) の主張する内生的な仕組みで生じた可能性を示唆している<sup>8</sup>。

ただし、図 12 には Ball et al. (1988) のモデルでは説明しにくい点もある。標準的なメニューコストモデルでは価格引き上げと引き下げで同じコストがかかるかと想定する。そうであるとすれば、CPI 前年比がゼロからプラスに行くときと、ゼロからマイナスに行くときとで、対称になるはずである。したがって、価格不変品目の割合は、CPI 前年比がゼロのときに最大値をとり、CPI 前年比がそこからプラス方向に行くときもマイナス方向に行くときも、対称に低下していくはずである。しかし価格不変品目の割

<sup>8</sup>Gagnon (2009) は、メキシコのマイクロ価格データを用いて、1994-1995 の高インフレ期から 90 年代後半の低インフレ期に移行する中で価格の更新頻度が低下したことを示した。Gagnon (2009) によれば、低インフレ期には、インフレ率が 1%ポイント上昇すると価格上昇の割合が 0.35%ポイント増える一方、価格下落の割合は 0.22%ポイント減る。その結果、価格不変の割合は 0.13%ポイント減る。また、インフレ率と価格硬直性の間の負の相関は、高インフレ期にはより強くなる。Nakamura and Steinsson (2008) はインフレ率と価格硬直性の間に負の相関が存在することを、米国のマイクロ価格データを用いて確認している。

合は、CPI 前年比がマイナスのときには、そうなっておらず、対称性が崩れている。

この傾向は、価格不変品目の定義を、前年比厳密にゼロから、前年比ゼロ近傍（前年比が± 0.5%の範囲）に変更するとさらに顕著であり（図 13 を参照）、この場合には、CPI 前年比がゼロからマイナスの方向に変化したときに価格不変品目の割合がむしろ高まっているようにも見える。対称性が保たれていないという結果は、価格引き下げの際のメニューコストが価格引き上げの際のメニューコストより大きいという意味で価格の下方硬直性が存在する可能性を示唆している<sup>9</sup>。

最後に、図 14 では各品目の毎月の価格更新幅が CPI 前年比とどう関係しているかを調べている。インフレ率は価格更新される品目の割合と価格更新の幅の掛け算で決まる。図 14 では、ある月に価格が上昇・下落した品目のそれぞれについて価格更新幅（前年比で何%上昇したか）を測り、その平均値を算出した。縦軸には更新幅を、横軸には CPI 前年比をとっている。青の点は 1971 年-1994 年の各月を、赤の点は 1995 年-2014 年の各月を示している。左の図は価格上昇品目の結果を、右の図は価格下落品目の結果を示している。

青で示した 1971 年-1994 年をみると、インフレ率の上昇とともに価格上昇品目の引き上げ幅が大きくなる傾向が確認できる。一方、価格下落品目については、価格引き下げ幅はインフレ率の水準にかかわらずほぼ一定である。この 2 つの結果はマイクロ価格データを用いた先行研究の結果と同じである。価格引き上げ幅がインフレ率と正の相関をもつという結果は、インフレ率が高くなればなるほど、各品目を構成する個別価格のうちで上昇するものが増えるためと解釈できる。

次に、赤で示した 1995 年-2014 年をみると、CPI 前年比のマイナス幅が大きくなるに従って価格引き

<sup>9</sup>マイクロ価格データを用いたこれまでの研究は全てインフレ率が正の時期を扱っており、インフレ率が負のときにインフレ率と価格硬直性がどう関係するかについては研究例がない。Gagnon (2009) の研究もインフレ率が正の時期に主たる焦点があるが、メキシコでは 2001 年と 2002 年に生鮮野菜・果物が天候要因で下落し、CPI 財の前年比がマイナスになった。この時期には CPI 財で測ったインフレ率が下がると（ゼロから離れると）価格硬直性が低下するという傾向があり（Gagnon (2009) の図 4 を参照）、対称性が見える。ただし、デフレが観察されたのは数ヶ月と短く、これが頑健な傾向か否かは判別できない。

上げ幅が小さくなる一方、価格引き下げ幅が拡大している<sup>10</sup>。デフレ期に価格引き上げ幅が縮小し価格引き下げ幅が拡大すること自体は驚くことではないが、注目すべきは両者の大小関係である。線形で推計すると、CPI 前年比の1%ポイントの低下は、価格引き上げ幅を0.53%ポイント縮小させる一方、価格引き下げ幅を0.28%ポイント拡大させるという結果になり、価格引き下げ幅の拡大が価格引き上げ幅の縮小に比べ小さい。この結果は、図12、図13と同じく、デフレ期において価格が下がりにくかったことを示している。

### 4.3 品目別価格上昇率のばらつきとインフレ率の関係

4.2節では品目別価格上昇率の分布から、価格上昇・下落・不変の確率を算出し、それらがインフレ率にどのように依存するかを調べた。これに対して Vining and Elwertowski (1976) は、品目別価格上昇率の分布の分散に注目し、高インフレ期には分散が大きくなることをデータから示した。その後、Parks (1978) や Fischer (1981) などにより、品目別価格上昇率の品目間のばらつき (Relative Price Variability) がインフレ率とともに上昇することが確認されてきた。

RPV とインフレ率の関係はメニューコストモデルを用いると以下のように説明できる<sup>11</sup>。メニューコストが存在すると、ある期に価格更新を経験したか否かの違いによって企業間・商品間で価格に差異が生まれ、これが価格のばらつきの源泉となる。したがって、価格の更新頻度が非常に高い場合には (価格が非常に伸縮的な場合には) 更新頻度が上昇すると RPV が低下するという関係がある。しかし、Sheshinski and Weiss (1977) や Weiss (1993) が明らかにしたように、(1) 価格更新のタイミングが企業間・商品間でずれていて、(2) しかも価格更新の際の価格変更幅がインフレ率との対比で十分に大きいという条件が

満たされる場合には、価格更新頻度の上昇に伴って RPV が上昇する<sup>12</sup>。頻繁な価格更新の結果、異なる価格がたくさん誕生するからである。4.2節でみたように、インフレ率が上昇すると価格の更新頻度は上昇するが、この2つの条件が満たされる場合には、それに伴って RPV も上昇する。

メニューコストモデルによれば、インフレ率がゼロからマイナスへと向かうデフレ期には、デフレ率が大きくなるに従って価格更新頻度が再び上昇するはずであり、それに伴って RPV も上昇するはずである。この点は Fischer (1981) などによって認識されてはいたもののデータを用いた検証例はない。日本のデータを用いてこの点を確認してみよう。

まず図15では、CPI インフレ率が変わると品目別価格上昇率分布の形状がどのように変化するかを見るために、横軸にCPI インフレ率を、縦軸にその月の品目別価格上昇率分布の分位点を示してある。CPI インフレ率が高いときには分布のばらつきが大きく、CPI インフレ率がゼロに近づくにつれてばらつきが小さくなるという傾向が見てとれる。また、CPI インフレ率がマイナスになるとばらつきが再び大きくなる傾向も確認できる。

次に図16では、品目別価格上昇率の分布のばらつきを測る指標として、品目別価格上昇率の分布の90%分位点と10%分位点の差を用いる。図の横軸はCPI インフレ率、縦軸はそのインフレ水準に対応するばらつき指標の値を示す。例えば、CPI インフレ率6%に対応する縦軸の値は、CPI インフレ率6%近傍を記録した月を特定し、それらの月における品目別価格上昇率の分布の90%分位点と10%分位点の差を計算したものである。日本の結果は青線で示しており、CPI インフレ率が10%からゼロへと低下するにつれて品目別価格上昇率のばらつきが小さくなること、また、CPI インフレ率がゼロを下回るとばらつきが再び大きくなることを確認できる。

図16の日本以外の3本の線は米国、カナダ、スイスのデータから計算した結果を示している。興味

<sup>10</sup> 価格上昇品目の価格引き上げ幅の縮小は、品目を構成する個別価格のうちで上昇するものが減ったためと解釈できる。同様に、価格下落品目の価格引き下げ幅の拡大は、品目を構成する個別品目のうちで下落するものが増えたためと解釈できる。

<sup>11</sup> メニューコストモデル以外の説明も可能である。例えば、Choi (2010) は Calvo モデルをベースに説明しているほか、Hajzler and Fielding (2014) は消費者サーチモデルを用いて説明している。

<sup>12</sup> Weiss (1993) は、この2つの条件が満たされるか否かは実証的な問題とした上で、RPV とインフレ率に関するこれまでの研究成果を踏まえ、moderate inflation の下ではこの2つの条件が満たされるとしている。ただし、極端に高いインフレの下では、価格更新が企業間・商品間で同期し、価格変更幅も小刻みになるので、インフレ率が高まるに従って RPV は小さくなる指摘している。

深いことに、CPI インフレ率が3%を上回るときには日本を含む4本の線がほぼ重なっており、CPI インフレ率とばらつきとの関係が国の違いを超えて成立していることを示唆している。ところが、CPI インフレ率が3%を下回ると、日本ではばらつきがさらに低下するのに対して、他の3か国ではCPI インフレ率1%の辺りを底にばらつきが反転上昇している。つまり、インフレ率とRPVの関係は線形ではなくU字型であり<sup>13</sup>、U字の底が日本ではCPI インフレ率がゼロであるのに対して、その他の国ではCPI インフレ率が1%近辺という違いがある。

U字の底に対応するインフレ率の水準は、その水準でメニューコストがゼロということの意味する。日本ではインフレ率がゼロのときにメニューコストがゼロになるのに対して、その他の国では1%のインフレ率のときにメニューコストがゼロになる。日本以外の国では、価格を年間1%引き上げることがいわば慣例となっており、従ってメニューコストがかからないと解釈できる。別な言葉で言えば、日本以外の国では、年間1%の“indexation”が存在する。これに対して日本では、そうしたindexationは存在しない。図8で見たように、品目別価格上昇率の分布の最頻値は米国等では正の水準なのに対して日本ではゼロであるが、その背景にはindexationの有無があると考えられる<sup>14</sup>。

#### 4.4 価格硬直化とフィリップス曲線平坦化の関係

1995年以降のデフレ期に価格硬直性が高まったという結果は、フィリップス曲線の平坦化がこれによって起きた可能性を示唆している。以下ではこの

<sup>13</sup>CPI インフレ率とRPVが線形ではなく非線形の関係にあることは米国等のデータを用いた最近の研究でも指摘されている。例えば、Choi (2010) や Choi et al. (2011) では、正のインフレ率の水準(2%程度)でRPVが最小値をとり、インフレ率がそこから離れるに従ってRPVが上昇することが示されている。

<sup>14</sup>ここでのindexationは、年間1%の価格引き上げが売買契約書に記載してあるという意味ではなく、年間1%程度の価格引き上げが企業・消費者の間で暗黙の慣行になっているという意味である。Okun (1981) は、こうした価格変更に関する慣行を「ノルム (inflation norm)」とよんでいる。ノルムはインフレ率の過去の値に応じて変化するが、景気循環のような短い時間スケールでの変動ではなく、長期の趨勢によって決まる。また、金融政策などの政策のレジームやその他の経済制度もノルムを決める要因である。

ことを直接確認するために、実際には価格が据え置かれていた品目が、据え置きではなく更新されていたと仮定し、その仮定の下でCPI前年比を再計算し、フィリップス曲線の傾きを調べるというシミュレーションを行う。

品目*i*のある月*t*におけるインフレ率を $\pi_{it}$ と表記する。その品目のCPIウエイトは $\omega_i$ とする。価格上昇品目の平均上昇率 $\pi_t^U$ を

$$\pi_t^U \equiv \frac{\sum_{\{i|\pi_{it}>\theta\}} \omega_i \pi_{it}}{\sum_{\{i|\pi_{it}>\theta\}} \omega_i} \quad (1)$$

と定義する。ここで $\theta$ は価格上昇の閾値を定めるパラメータである。例えば、 $\theta = 0.005$ は、ある品目の価格変化率が0.5%を超えたときに価格上昇品目とみなすという意味である。同様に、価格下落品目の平均下落率 $\pi_t^D$ を

$$\pi_t^D \equiv \frac{\sum_{\{i|\pi_{it}<-\theta\}} \omega_i \pi_{it}}{\sum_{\{i|\pi_{it}<-\theta\}} \omega_i} \quad (2)$$

と定義する。

価格不変品目の集合は $\{i | -\theta \leq \pi_{it} \leq \theta\}$ である。これらの品目の価格は実際には不変であったわけだが、これらの品目の価格が仮に不変でなかったとすればCPI前年比がどのように変わっていたかを以下の2つの方法で計算する。第1のインフレ率 $\hat{\pi}_t$ は $\pi_t^U$ と $\pi_t^D$ の加重和であり、次のように定義される。

$$\hat{\pi}_t \equiv \frac{\pi_t^U \sum_{\{i|\pi_{it}>\theta\}} \omega_i + \pi_t^D \sum_{\{i|\pi_{it}<-\theta\}} \omega_i}{\sum_{\{i|\pi_{it}>\theta \text{ or } \pi_{it}<-\theta\}} \omega_i} \quad (3)$$

ここでは、価格不変品目の一部を価格上昇に、一部を価格下落に変更している。その際の上昇と下落の割り振りは、その月における実際の価格上昇品目の割合( $\sum_{\{i|\pi_{it}>\theta\}} \omega_i$ )と実際の価格下落品目の割合( $\sum_{\{i|\pi_{it}<-\theta\}} \omega_i$ )を用いている。つまり、インフレ率のこの定義では、価格不変品目の割合の増減がCPI前年比に及ぼす影響(特に、失業率に対する物価の感応度に及ぼす影響)は完全に除去するが、価格不変品目が本来、上昇すべきだったのか下落すべきだったのかについては、強い仮定を設けていない。

これに対して、第2のインフレ率 $\hat{\pi}_t$ では、価格不変品目は、本来は価格が下がるべきだったにもかかわらず、価格の下方硬直性のために価格不変に止

まったく仮定し、価格不変品目をすべて価格下落に振り分ける。第2のインフレ率の定義は以下のとおりである。

$$\hat{\pi}_t \equiv \pi_t^U \sum_{\{i|\pi_{it}>\theta\}} \omega_i + \pi_t^D \sum_{\{i|\pi_{it}<-\theta \text{ or } -\theta \leq \pi_{it} \leq \theta\}} \omega_i \quad (4)$$

図17では、1995年以降の月次データを用いて(3)式と(4)式で定義されるインフレ率を計算し、それを用いてフィリップス曲線を描いている。まず(3)式で定義されるインフレ率を用いて描かれるフィリップス曲線を見ると(図の青い四角で示してある)、実績よりも幾分前年比が小さくなっているものの、その差は小さい。フィリップス曲線の傾きも実績と同じく非常に小さい。これに対して、(4)式で定義されるインフレ率を用いて描かれるフィリップス曲線では(図の赤い丸で示してある)、前年比が実績と比べかなり小さくなっている。例えば、リーマンショック直後の2009年のインフレ率は実績では-1.6%であったがこのシミュレーションでは-4.3%となっている。これを反映してフィリップス曲線の傾きも実績に比べ大きくなっている<sup>15</sup>。これらの結果は、1995年以降、本来は下落すべき品目が価格の下方硬直性のために不変にとどまり、それが原因でフィリップス曲線の平坦化が生じたことを示している。

## 5 Ssモデルとその含意

本節では、ゼロ近傍のインフレで価格が内生的に硬直化する状況において金融政策が物価に及ぼす効果についてモデルを用いて検討する。具体的には、Caballero and Engel (2007) のSsモデルを用いて、デフレが長く続いた後で金融緩和に転じた場合の効果について調べる。

<sup>15</sup>ただし、フィリップス曲線が80年代並みの傾きを取り戻したかというところはなっていない。図14で確認したように、価格の下方硬直性は価格の更新幅にも影響を及ぼしている。しかし、ここでのシミュレーションでは、価格硬直性が価格の更新割合に及ぼす影響しか考慮できていない。フィリップス曲線の傾きが十分に大きくなっていないのはそのためと考えられる。

### 5.1 一般化されたSsモデル

Caballero and Engel (2007) に従って、価格更新が起こる確率を以下のように定式化する。各企業は商品の最も適切な価格を知っているが、価格更新にはメニューコストがかかるため、企業は常時その最適価格を実現するわけではない。商品*i*の最適価格の対数値を $p_{it}^*$ 、またその時間差分を $\Delta p_{it}^*$ と表記する。 $\Delta p_{it}^*$ は次のように決まると仮定する。

$$\Delta p_{it}^* = \Delta m_t + v_{it} \quad (5)$$

$\Delta m_t$ は全ての商品に共通なショックである(したがって添え字*i*がついていない)。この中には貨幣供給量の変更といった金融政策ショックも含まれる。一方、 $v_{it}$ は商品に固有のショックである。

商品*i*の*t*期における実際の価格(の対数値)を $p_{it}$ と表記する。*t*期の期初の価格は $p_{it-1}$ であり、企業は*t*期の価格である $p_{it}$ を $p_{it}^*$ へと更新するのか、それとも更新を見送るのかを選択する。更新を見送った場合、indexationが適用され、*t*期の価格は機械的に $p_{it-1} + \bar{\pi}$ となる。ここで $\bar{\pi}$ はindexationに伴う価格変化である<sup>16</sup>。

その選択は次のように行われる。まず企業は、更新を見送った場合の価格 $p_{it-1} + \bar{\pi}$ が $p_{it}^*$ からどれだけ離れているかを計算する。 $p_{it-1} + \bar{\pi}$ の $p_{it}^*$ からの乖離率を $x_{it}$ と表記し

$$x_{it} \equiv p_{it-1} + \bar{\pi} - p_{it}^* \quad (6)$$

と定義する。企業が長い間価格更新を行っていなかったとすれば $x_{it}$ は、正にせよ負にせよ、大きな値をとるはずである。逆に、ごく最近価格更新を行ったばかりであるとすれば、 $x_{it}$ はゼロに近い値をとっているはずである。このように $x_{it}$ には企業の価格更新の履歴に関する情報が込められている。この意味で $x_{it}$ は「状態」を表す変数である。

*t*期において企業が価格を更新するか否かは $x_{it}$ に依存している。 $x_{it}$ がゼロから大きく離れていれば企業は価格を更新することを選ぶだろう。逆に $x_{it}$ がゼ

<sup>16</sup>Calvoモデルにindexationを導入した例としてはYun (1996)がある。Calvo (1983)では、每期ランダムに選ばれる企業だけが価格更新を行うと仮定した。これに対してYun (1996)は、選ばれない企業についても、一定率で、機械的な価格変更を行うと仮定した。本稿でも、Yun (1996)と同じく、indexationによる価格変更幅は一定としている。

ロからさほど離れていなければ価格更新を行わないことを選択するだろう。この意思決定を関数  $\Lambda(x_{it})$  で表すことにする。具体的には、 $\Lambda(x_{it})$  は、 $t$  期において最適価格からの乖離が  $x_{it}$  のときに企業が価格更新を選択する確率である。関数  $\Lambda(x_{it})$  は次のように決まっているとする。

$$\Lambda(x_{it}) = \begin{cases} 0 & \text{if } L \leq x_{it} \leq U \\ 1 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

ここで  $L$  は負のパラメーターであり、 $U$  は正のパラメーターである。(7) 式が意味するのは、 $x_{it}$  が  $L$  と  $U$  の間に収まり、ゼロからの乖離が小さい場合には、価格更新は行わない一方、 $x_{it}$  がその範囲からはずれた場合は（つまり、 $x_{it}$  が  $L$  より小さい負の値をとる場合や  $x_{it}$  が  $U$  より大きい正の値をとる場合は）、確率 1 で価格更新を行うということである。

(7) 式で表現される価格更新ルールは  $S_s$  ルールとよばれている。個々の価格  $p_{it}$  の変遷が (7) 式のルールに従うとして、これを集計することにより経済全体の物価水準  $p_t$  の変化率を計算できる。

$$\begin{aligned} \Delta p_t &= \int \Delta p_{it} di \\ &= - \int x \Lambda(x) f(x, t) dx + \bar{\pi} \end{aligned} \quad (8)$$

ここで  $f(x, t)$  は  $t$  期における  $x$  の分布（個々の商品の  $x$  の値が  $t$  期時点においてどのように分布しているか）を表す。 $x$  の分布は時々刻々変化するので、 $f$  は  $t$  に依存しており、その意味で  $f(x, t)$  と表記している。ある商品について最適価格からの乖離率が  $x$  であるとすると、その商品の価格が更新される確率は  $\Lambda(x)$  であり、それが更新された場合の価格変化率は  $-x$  である。また、乖離率が  $x$  である商品が全体に占める割合は  $f(x, t)$  である。この 3 つ（確率と変化率と割合）を掛け合わせ、それを  $x$  について積分することで価格更新を選択した企業の価格変化の合計を計算できる。

以上の設定の下で金融政策の効果を計算してみよう。いま経済は定常状態にあり、したがって  $x$  の分布も各期同じとする。その状態にある経済に対して  $m$  を限界的に増加させるといふショックを加える。 $m$  の増加は共通ショックであり、金融緩和と解釈で

きる。これに伴って経済全体の物価  $p$  がどれだけ変化するかを計算すると

$$\begin{aligned} \frac{dp}{dm} &= F_A(L) + (1 - F_A(U)) \\ &+ |L|f_A(L) + Uf_A(U) \end{aligned} \quad (9)$$

となる<sup>17</sup>。ここで  $f_A(x)$  は  $x$  の定常分布であり、 $F_A(x)$  はそれに対応する累積密度関数である。

ここで注目したいのは右辺第 2 項である。 $m$  が限界的に増加すると、全ての  $i$  について  $p_{it}^*$  が増加し、それに伴って全ての  $i$  について  $x_{it}$  が減少する。金融緩和前に  $x$  の値が  $L$  を僅かに上回っていた商品は、金融緩和後に  $x$  の値が  $L$  を下回る。そのため、この商品では金融緩和に誘発されて価格更新（価格を  $|x|$  だけ引き上げる）が起こる。一方、金融緩和前に  $x$  の値が  $U$  を僅かに上回っていた商品は、金融緩和後に  $x$  の値が  $U$  を下回ることになる。これらの商品では、金融緩和の結果、価格引き下げが中止となり、その分、全体の価格を押し上げる効果が生まれる。このように、金融緩和によって、価格引き上げの商品の数が増える一方、価格引き下げの商品の数が減る。金融緩和はこの両面で物価を押し上げる。

## 5.2 デフレ脱却に関する含意

最適価格からの乖離の定常分布 (9) 式からわかるように、金融緩和の効果は  $x$  がどのように分布しているかに依存している。既に述べたとおり、 $x$  は過去における価格更新の履歴を反映して決まっており、その意味で  $x$  の分布は価格を取り巻く過去の環境を反映している。それでは、デフレが長く続くことによって  $x$  の分布はどう変化するのだろうか。また、長期デフレで  $x$  の分布が変化したことは金融緩和の効果にどのような影響を及ぼすだろうか。以下ではこれらの点を数値例で調べる。

まず図 18 では様々な状況の下での  $x$  の定常分布を計算している。具体的には、 $\Delta m$ 、 $L$ 、 $U$  について次の 4 ケースを考える（ $\bar{\pi}$  の値については  $\bar{\pi} = 0$  と

<sup>17</sup>詳しくは Caballero and Engel (2007) を参照。

仮定)。

$$\Delta m = 0; \quad L = -0.1; \quad U = 0.1$$

$$\Delta m = +0.02; \quad L = -0.1; \quad U = 0.1$$

$$\Delta m = -0.01; \quad L = -0.1; \quad U = 0.1$$

$$\Delta m = -0.01; \quad L = -0.1; \quad U = 0.3$$

第1のケースは、(5)式の $\Delta m$ がゼロの場合である。中央銀行がゼロインフレを目標とするインフレターゲットングを行っているとして解釈できる。ケース2では $\Delta m$ が2%であり、2%のインフレを目標とするインフレターゲットングと解釈できる。ケース3では $\Delta m$ が-1%であり、物価を引き下げる圧力が加わっているにもかかわらず中央銀行が十分に対応せず、結果としてデフレを容認している状況と解釈できる。

ケース1から3では、いずれも、 $L = -0.1$ 、 $U = 0.1$ と設定してある。つまり、 $x$ が-10%から+10%の範囲にある限り価格を据え置くがその範囲からはみ出すと価格を更新するというルールである。このルールでは価格を据え置く範囲がゼロを中心に対称である。これに対してケース4では、 $U = 0.3$ としており、価格を据え置く範囲が非対称である。これは、 $x$ が大きな正の値をとっても（つまり、 $p$ が $p^*$ を大きく上回っても）価格を据え置くということであり、 $p$ を引き下げる方向の価格更新が起きにくいという意味で価格の下方硬直性を表している。

図18をみると、ケース1（黒線）では $x$ の定常分布はゼロを中心に対称である。しかし、ケース2（青線）では分布はゼロより左に偏っており、その反対に、ケース3（赤線）では分布はゼロより右に偏っていることがわかる。(5)式からわかるように、 $\Delta m$ が正のときには、 $x_{it}$ の値は時間とともに減少していき、 $x_{it}$ が $L$ に達すると価格引き上げが起これ、 $x_{it}$ がゼロに戻る。しかしその後、 $x_{it}$ は再び減少を始める。 $x_{it}$ がこうしたサイクルで動くため、 $x$ の定常分布は左に偏ることになる。 $\Delta m$ が負の場合はこの逆が起きる。

ケース3とケース4を比較すると、 $x$ の分布が右に偏るという性質はケース4（緑線）でさらに顕著である。 $\Delta m$ が負のときには $x_{it}$ の値は時々刻々増加していき、 $x_{it}$ が $U$ に達すると価格引き下げが起これ、 $x_{it}$ がゼロに戻るというサイクルを繰り返す。

この性質はケース3と4に共通であるが、ケース4は $U$ が大きいので、 $x_{it}$ が引き返す地点が遠くなる。このためケース4では定常分布の右への偏りが強くなっている。

**金融緩和シミュレーション** 次に上述の4つのケースについて金融緩和の効果を計測する。具体的には、経済が当初、定常状態にあるとし、その経済に対して $m$ の水準を1%増加させるというショックを加えたとする。金融緩和ショックの前後で、価格を引き上げる商品、価格を引き下げる商品の割合はそれぞれどのように変化するだろうか。

表2にシミュレーション結果が示されている。まずケース1では、 $\Delta m = 0$ 、つまり中央銀行がゼロインフレをターゲットにしている場合の結果を示している。金融緩和ショックを加える前の定常状態では、每期2.3%の商品で価格が引き上げられ、2.4%の商品で価格が引き下げられている。引き上げと引き下げがほぼ対称に起きている。しかし金融緩和ショックの直後には、価格引き上げ商品の割合が4.0%に増える一方、価格引き下げ商品の割合は1.3%に減っている。 $m$ の増加の結果、すべての商品で $p^*$ が増加し、 $x$ が減少する。そのため、 $x < L$ となる商品の数が増え、 $x > U$ となる商品の数が減っている。

次にケース2では、 $\Delta m = 0.02$ の下での経済に対して同様の金融緩和ショックを加えている。この場合も、価格引き上げ商品の割合は、ケース1と同じく増えており、価格引き上げ商品の割合はショック前が16.6%、ショック後は23.0%となっている。一方、価格引き下げ商品の割合はショック前もショック後も0.0%で変化がない。図16でみたように、 $\Delta m = 0.02$ の下では、 $x > U$ となる商品がもともとほとんど存在しない。そのため、金融緩和ショック前でも後でも、価格引き上げ商品はほぼゼロとなる。ケース1では、金融緩和は価格引き上げ商品の増加と価格引き下げ商品の減少という両面で物価を押し上げたが、ケース2では、もっぱら価格引き上げ商品の増加によって物価が押し上げられている。

ケース3とケース4では、デフレ経済（ $\Delta m = -0.01$ ）に金融緩和ショックを加えた場合の結果を示している。ケース3の結果をみると、価格引き上げ商品の割合はショック前の0.2%から0.4%へと増加

しているが変化はごく僅かである。一方、価格引き下げ商品の割合はショック前の8.8%からショック後の5.4%へと大きく減っている。図18でみたように、デフレ経済では、もともと $x < L$ の企業がほとんどいないが、それだけでなく、もう少しで $x$ が $L$ に届くという「価格引き上げ予備軍」も極めて限られている。そのため、金融緩和をしてもすぐに価格引き上げ商品が増えるということにはならない。

「価格引き上げ予備軍」が少ないという傾向はケース4ではより顕著であり、金融緩和で価格引き上げに変わる商品の割合はごく僅かである。さらにケース4では、価格引き下げ商品の割合の変化も少ない。価格引き下げ商品の割合はショック前の3.2%から1.9%へと1.3%減少しているが、これはケース3での価格引き下げ商品の割合の減少(3.4%の減少)を大きく下回っている。図16でみたように、ケース3でもケース4でも $x$ は正の領域に偏っているが、ケース4では $U$ が大きいために $x = U$ 近傍の商品の数がケース3に比べてそもそも少ない。そのため金融緩和で価格引き下げを中止する商品の数も少ない。

表2の結果が示すように、金融緩和の効果は緩和直前の経済がどのような状態であったかに依存する。本稿の関心からは、特に、デフレが長く続いた後で金融緩和を行ったとしても、企業は直ちに価格引き上げに転じるわけではなく、そのため緩和の物価押し上げ効果が限定的という点が重要である。しかし、このシミュレーションで見ているのは金融緩和の初期の効果だけであり、その点は注意が必要である。モデルに即して言えば、 $m$ の増加を継続していけば、 $x$ の分布は徐々に左へと移動し「価格引き上げ予備軍」が増える。最終的には価格引き上げ商品が増加する。つまり、初期の効果は限定的だが $m$ の増加を継続していけばいずれは物価上昇が起こる<sup>18</sup>。

<sup>18</sup>図19では、定常状態における価格上昇商品の割合、価格下落商品の割合、価格据え置き商品の割合が $\Delta m$ の値に依存してどのように異なるかを計算している。上段の図は $L = -0.1; U = +0.1$ の対称ケースの結果を、下段の図は $L = -0.1; U = +0.3$ の非対称ケースの結果を示している。上段の図をみると、 $\Delta m$ が正の値をとるときには、 $\Delta m$ が高ければ高いほど価格上昇商品の割合が大きくなる。価格下落商品の割合はゼロにはりついたままで不変である。一方、 $\Delta m$ が負の値をとるときには、その逆である。この結果、価格据え置き商品の割合は $\Delta m$ がゼロのときに最も大きくなっており、正負どちらの方向であれ、 $\Delta m$ がゼロから離れるに従って単調に減少している。 $L$ と $U$ が非対称のケースでは(下段の図)、 $\Delta m$ が負のときでも、価格下落商品の割合が低く、この結果、価格据え置き商品の割合は、 $\Delta m$ の負の値が

長期にわたるデフレは、 $x > 0$ の商品、つまり実際の価格が最適価格を上回るという商品を大量に創出した。デフレからの脱却は、これを一掃するところから始めなければならない、容易でないというのがモデルの含意である。

## 6 結論

本稿では、消費者物価の品目別データを用いて価格硬直性を計測し、我が国のデフレがなぜ緩やかだったのか、フィリップス曲がなぜ平坦化したのかについて考察した。本稿の主なファインディングは以下のとおりである。

第1に、CPIを構成する588の品目のそれぞれについて前年比変化率を計算すると、ゼロ近傍の品目が最も多く、CPIウエイトで約50%を占める。この意味で価格硬直性が高い。この状況は1990年代後半のデフレ期に始まり、CPI前年比がプラスに転じた2013年春以降も続いている。個人向けサービスなど特定の品目がゼロ近傍に止まる傾向がある。米国などでは上昇率2%近傍の品目が最も多く、我が国と異なっている。また、価格変化率の品目間のばらつきをみても、米国などではインフレ率が2%近傍のときにばらつきが最小値をとるのに対して、日本ではゼロインフレでばらつきが最小になる。これらの結果は、米国などでは各企業が毎年2%程度の価格引き上げを行うことがデフォルトなのに対して、日本ではデフレの影響を引きずって価格据え置きがデフォルトになっていることを示唆している。

第2に、前年比がゼロ近傍の品目の割合とCPI前年比の関係をみると、CPI前年比が高ければ高いほど(CPI前年比がゼロからプラス方向に離れれば離れるほど)ゼロ近傍の品目の割合が線形に減少するという関係がある。インフレ率が高まると価格を据え置くことのコストが大きくなるためと解釈でき、メニューコスト仮説と整合的である。この結果は、1990年代後半以降の価格硬直化が、CPI前年比の低下に伴って内生的に生じたことを示している。ただ

大きくなってもさほど減少せず、高止まっている。これは、実際のデータを用いて作成した図12及び図13の価格据え置き商品の割合が高止まっているのと整合的である。



し、ゼロ近傍の品目の割合はデフレ期に高止まる傾向があり、価格の下方硬直性を示唆している。

第3に、シミュレーション分析によれば、デフレ圧力が長期間加わると、実際の価格が本来あるべき価格水準を上回る企業が、通常よりも多く存在する状況が生まれる。つまり、「価格引き下げ予備軍」（できることなら価格を下げたいと考えている企業）が多い。一方、実際の価格が本来あるべき価格水準を下回る「価格引き上げ予備軍」は少ない。この状況では金融緩和が物価に及ぼす影響は限定的である。

## 参考文献

- [1] 阿部修人, 外木暁幸, 渡辺努 (2008). 「企業出荷価格の粘着性：アンケートとPOSデータに基づく分析」『経済研究』第59巻第4号, 2008年10月, 305-316頁.
- [2] 才田友美, 肥後雅博 (2007). 「小売物価統計調査」を用いた価格粘着性の計測：再論」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.07-J-11, 2007年8月.
- [3] Ball, Laurence M. (2006). “Has globalization changed inflation?” NBER Working Paper No. 12687.
- [4] Ball, L., and Mankiw, N. G. (1994). “Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations.” *Economic Journal*, 104(423), 247-61.
- [5] Ball, L., Mankiw, N. G., Romer, D. (1988). “The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-82.
- [6] Caballero, R. J., and Engel, E. M. (1992). “Price rigidities, asymmetries, and output fluctuations.” NBER Working Paper 4091.
- [7] Caballero, R. J., and Engel, E. M. (2007). “Price stickiness in Ss models: New interpretations of old results.” *Journal of Monetary Economics*, 54, 100-121.
- [8] Calvo, Guillermo A. (1983). “Staggered prices in a utility-maximizing framework.” *Journal of Monetary Economics* 12(3), 383-398.
- [9] Choi, Chi-Young (2010). “Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability.” *Journal of Money, Credit and Banking* 42(5), 769-798.
- [10] Choi, Chi-Young, Young Se Kim, and Roisin O’Sullivan (2011). “Inflation Targeting and Relative Price Variability: What Difference Does Inflation Targeting Make?” *Southern Economic Journal* 77(4), 934-957.
- [11] De Veirman, Emmanuel (2009). “What Makes the Output-Inflation Trade-Off Change? The Absence of Accelerating Deflation in Japan.” *Journal of Money, Credit and Banking* 41(6), 1117-1140.
- [12] Fischer, Stanley (1981). “Relative shocks, relative price variability, and inflation.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 381-441.
- [13] Gagnon, E. (2009). “Price setting during low and high inflation: Evidence from Mexico.” *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1221-1263.
- [14] Gordon, Robert J. (1981). “Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment.” *Journal of Economic Literature* 19(2): 493-530.
- [15] Hajzler, Christopher, and David Fielding (2014). “Relative price and inflation variability in a simple consumer search model.” *Economics Letters* 123(1), 17-22.
- [16] Krugman, Paul (2013). “Missing Deflation.” *The New York Times*, April 13, 2013.
- [17] Matheson, T., Sandri, D., and Simon, J. (2013). “The dog that didn’t bark: Has inflation been muzzled or was it just sleeping.” *IMF World Economic Outlook*, 1-17.

- [18] Mizuno, T., Nirei, M., and Watanabe, T. (2010). “Closely Competing Firms and Price Adjustment: Some Findings from an Online Marketplace.” *The Scandinavian Journal of Economics*, 112(4), 673-696.
- [19] Nakamura, Emi, and Jon Steinsson (2008). “Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1415-1464.
- [20] Okun, Arthur M. (1981). *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*. Brookings Institution Press.
- [21] Parks, Richard W. (1978). “Inflation and relative price variability.” *The Journal of Political Economy*, 79-95.
- [22] Rogoff, Ken (2003). “Globalization and global disinflation.” *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 88(4), 45-80.
- [23] Sbordone, Argia M. (2007). “Globalization and Inflation Dynamics: The Impact of Increased Competition.” In Jordi Gali, Mark Gertler, eds., *International Dimensions of Monetary Policy*, 547-579. University of Chicago Press.
- [24] Sheshinski, Eytan, and Yoram Weiss (1977). “Inflation and costs of price adjustment.” *The Review of Economic Studies*, 287-303.
- [25] Tobin, J. (1972). “Inflation and unemployment.” *American Economic Review*, 62(1), 1-18.
- [26] Vining, Daniel R., and Thomas C. Elwertowski (1976). “The relationship between relative prices and the general price level.” *The American Economic Review*, 699-708.
- [27] Watanabe, Tsutomu (2013). “What’s Required to Stop Deflation?” *Japan Spotlight*, May/June 2013, Japan Economic Foundation, 30-35.
- [28] Weiss, Yoram (1993). “Inflation and Price Adjustment: A Survey of Findings from Micro-Data.” In *Optimal Pricing, Inflation, and the Cost of Price Adjustment*, edited by Eytan Sheshinski and Yoram Weiss. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- [29] Yun, Tack (1996). “Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles.” *Journal of Monetary Economics* 37(2), 345-370.

表1: 2012年から2014年の間の遷移確率

		2014年3月の前年比		
		マイナス	ゼロ	プラス
2012年12月 の前年比	マイナス	23%	30%	48%
	ゼロ	4%	79%	16%
	プラス	16%	20%	64%
無条件		11%	57%	32%

注: 前年比▲0.75%から+0.75%を「ゼロ」とする。

## 表2：金融緩和シミュレーション

	価格引き上げの割合			価格引き下げの割合		
	ショック前	ショック後	差	ショック前	ショック後	差
ケース1	2.3%	4.0%	+1.6%	2.4%	1.3%	-1.1%
ケース2	16.6%	23.0%	+6.4%	0.0%	0.0%	0.0%
ケース3	0.2%	0.4%	+0.2%	8.8%	5.4%	-3.4%
ケース4	0.1%	0.1%	+0.0%	3.2%	1.9%	-1.3%

注：mを1%増加させるショックを加える前と後における価格引き上げと引き下げの割合を表す。各ケースはテキストで示した4つのケースに対応している。すなわち、  
 ケース1：dm=0; L=-0.1; U=0.1  
 ケース2：dm=0.02; L=-0.1; U=0.1  
 ケース3：dm=-0.01; L=-0.1; U=0.1  
 ケース4：dm=-0.01; L=-0.1; U=0.3

# 図1: 消費者物価前年比

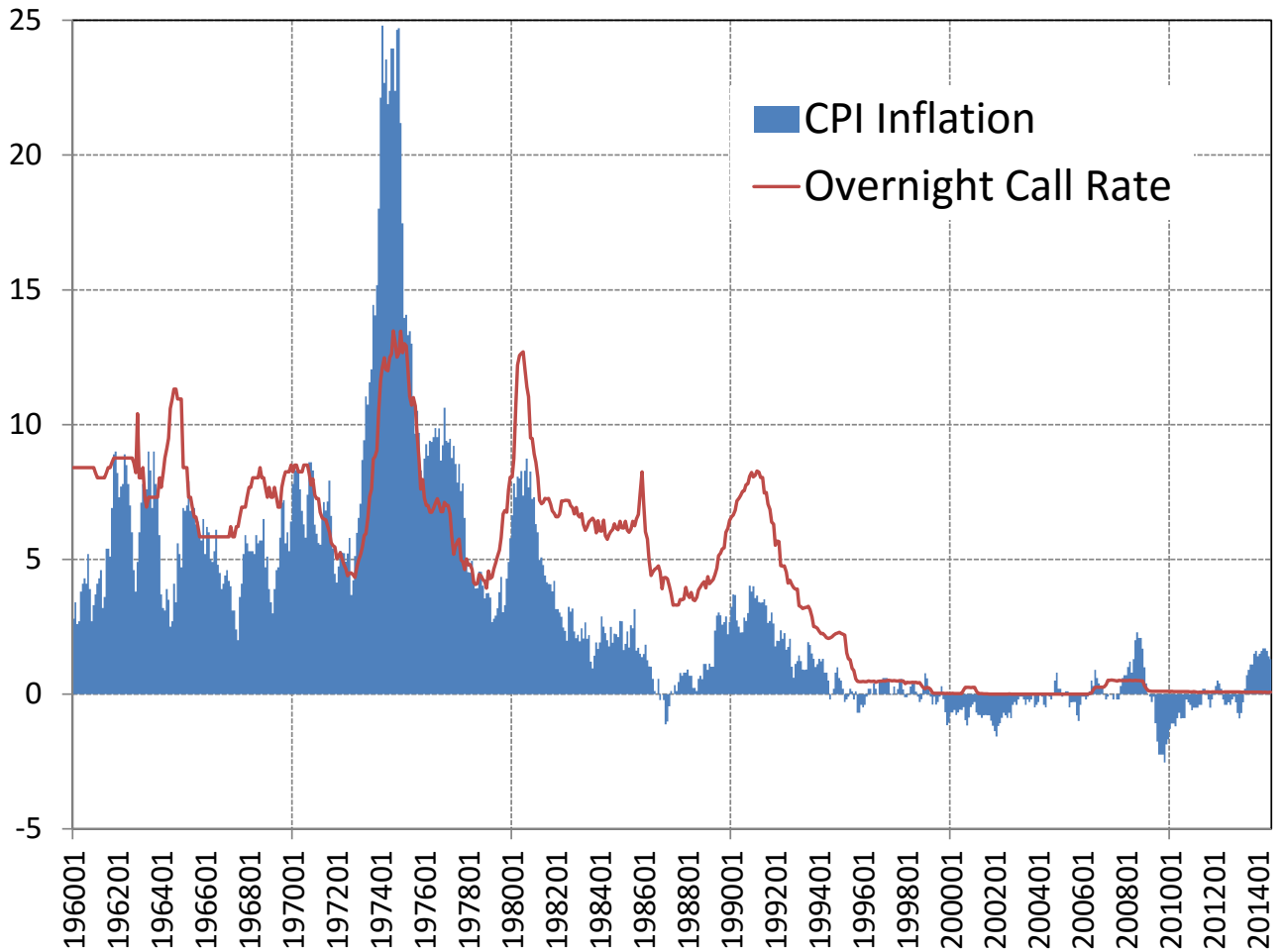
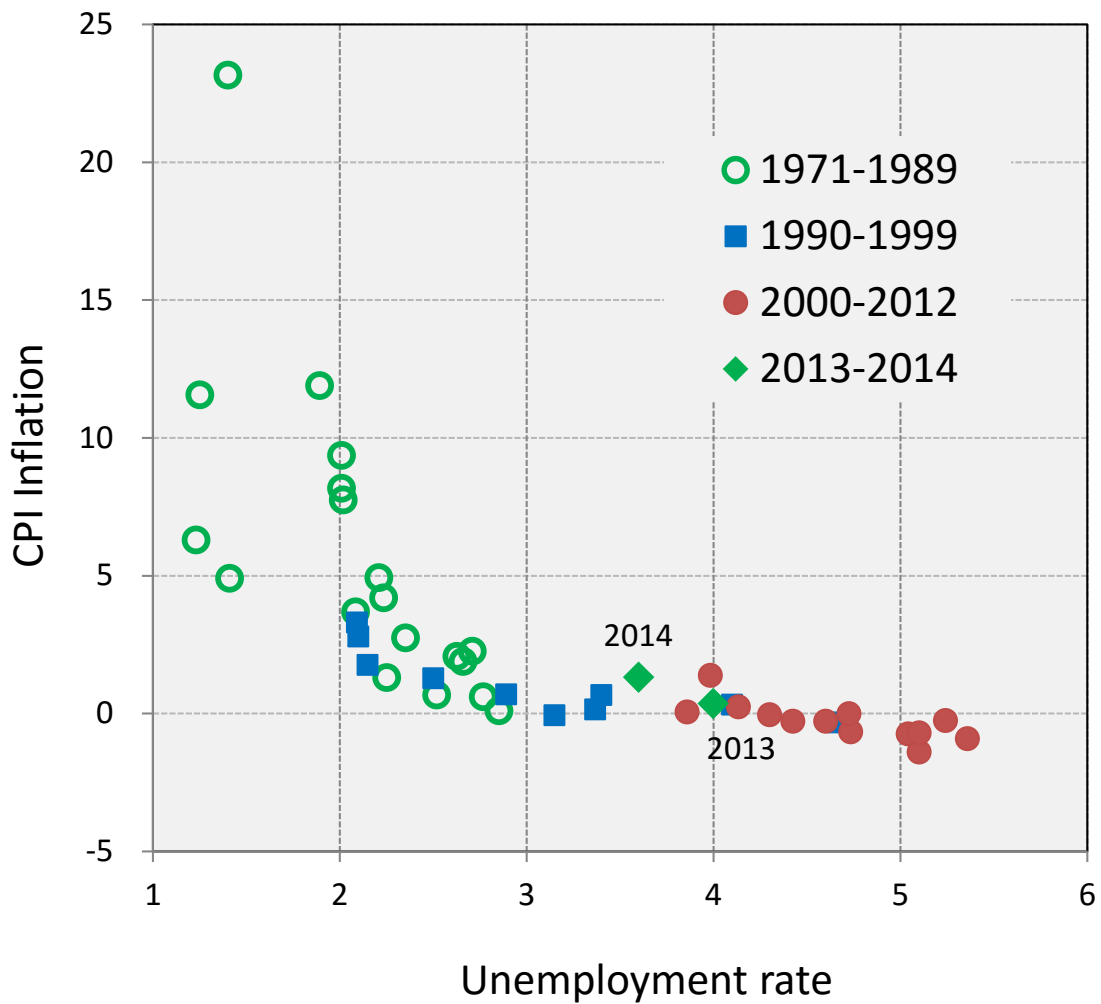
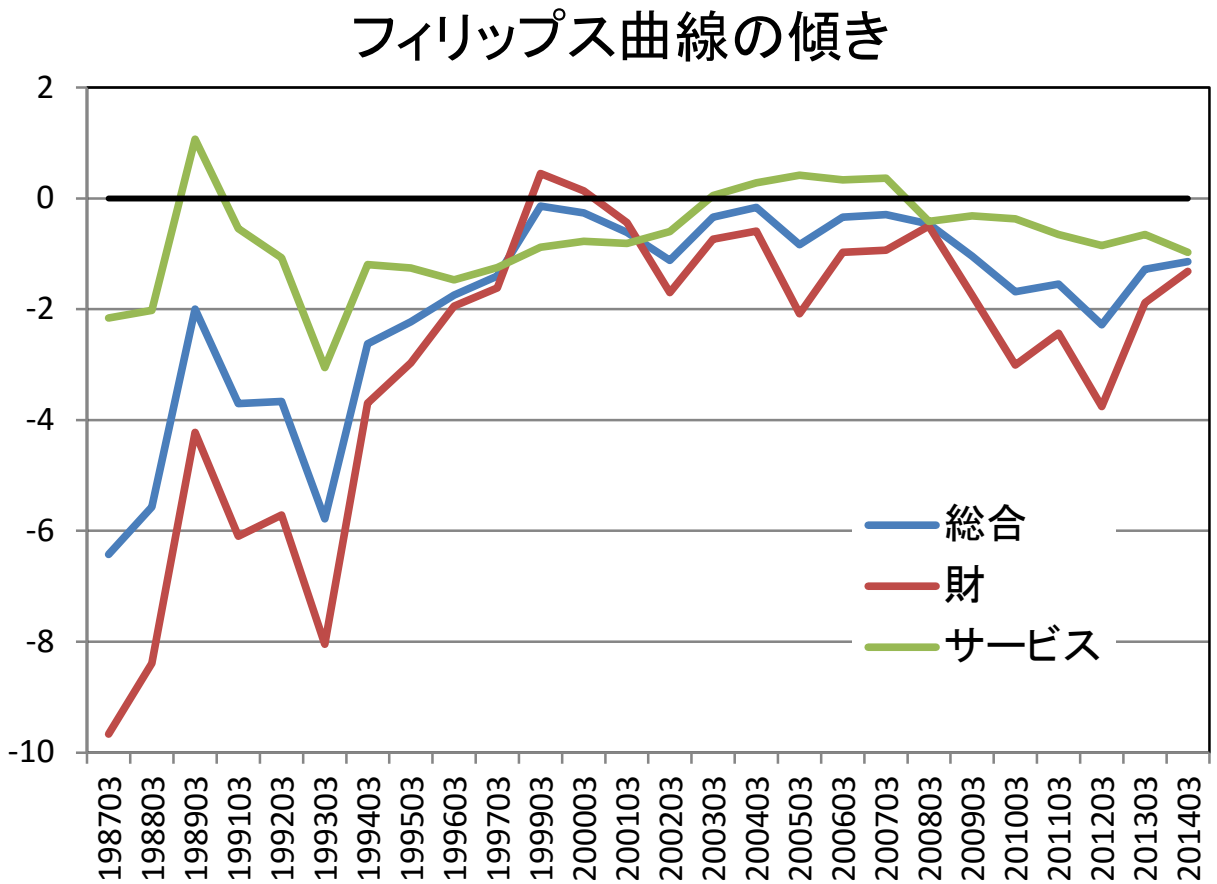


図2: フィリップス曲線

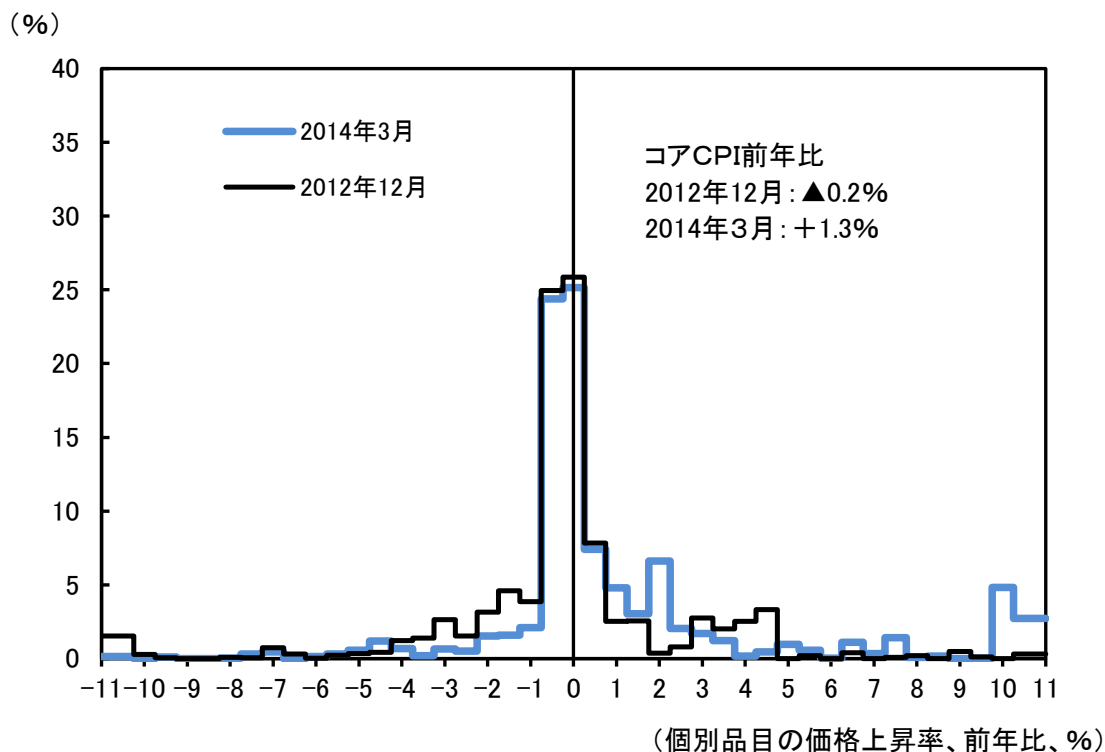


# 図3: 財・サービス別フィリップス曲線の傾き



# 図4: 品目別価格上昇率の頻度分布

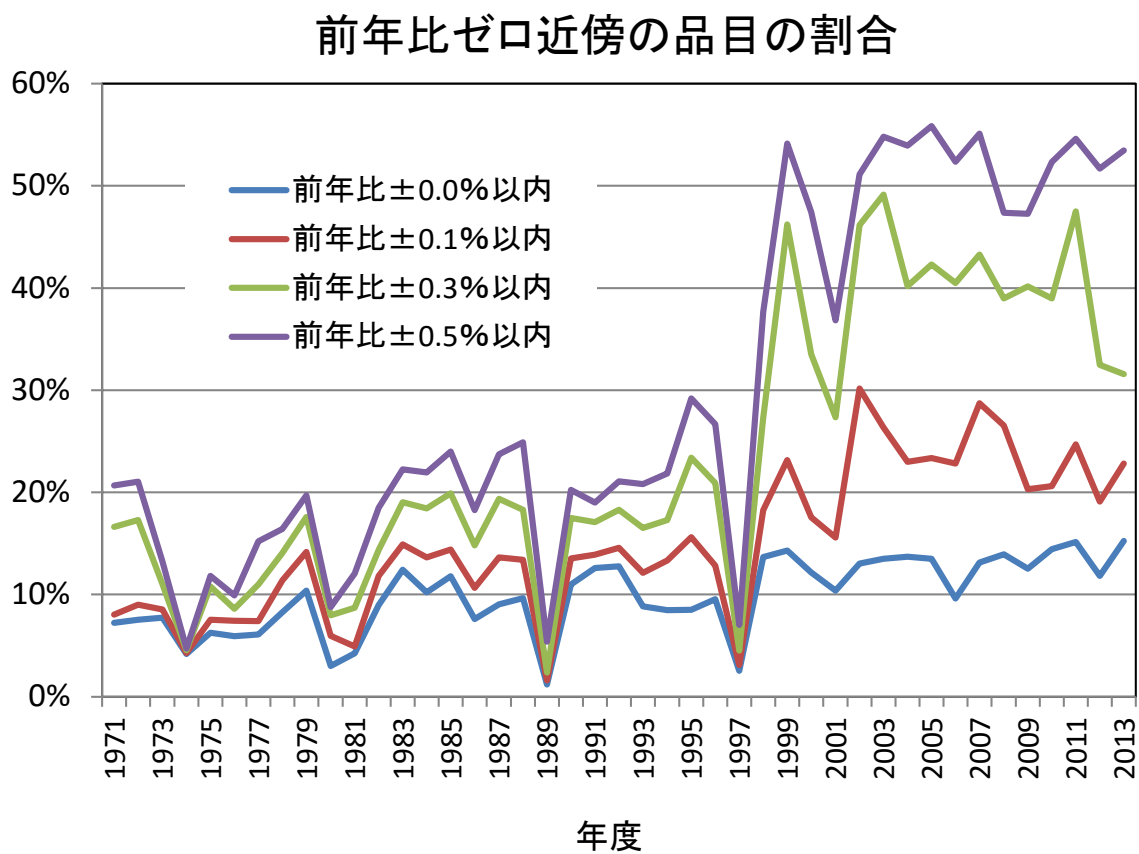
品目別価格上昇率の頻度分布  
(CPIウェイト・ベース、生鮮食品除く総合)



(注)ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。  
ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と同+10.25%以上の品目の割合。

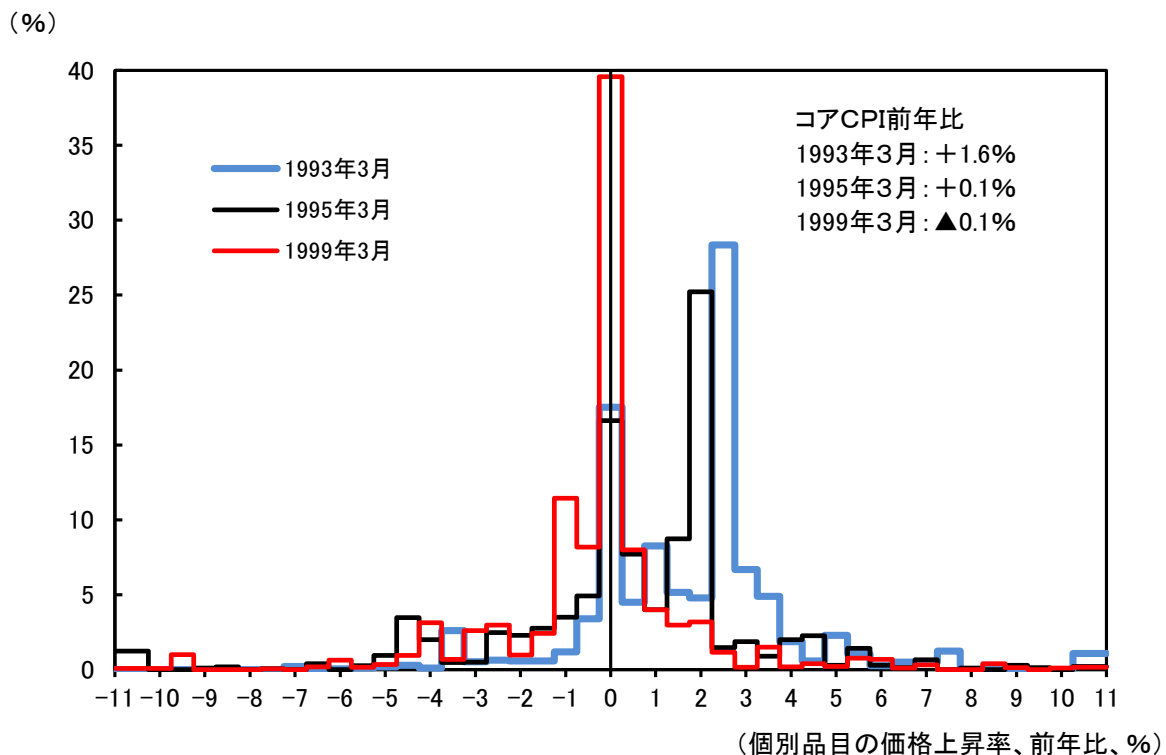


# 図5: 前年比ゼロ近傍の品目の割合



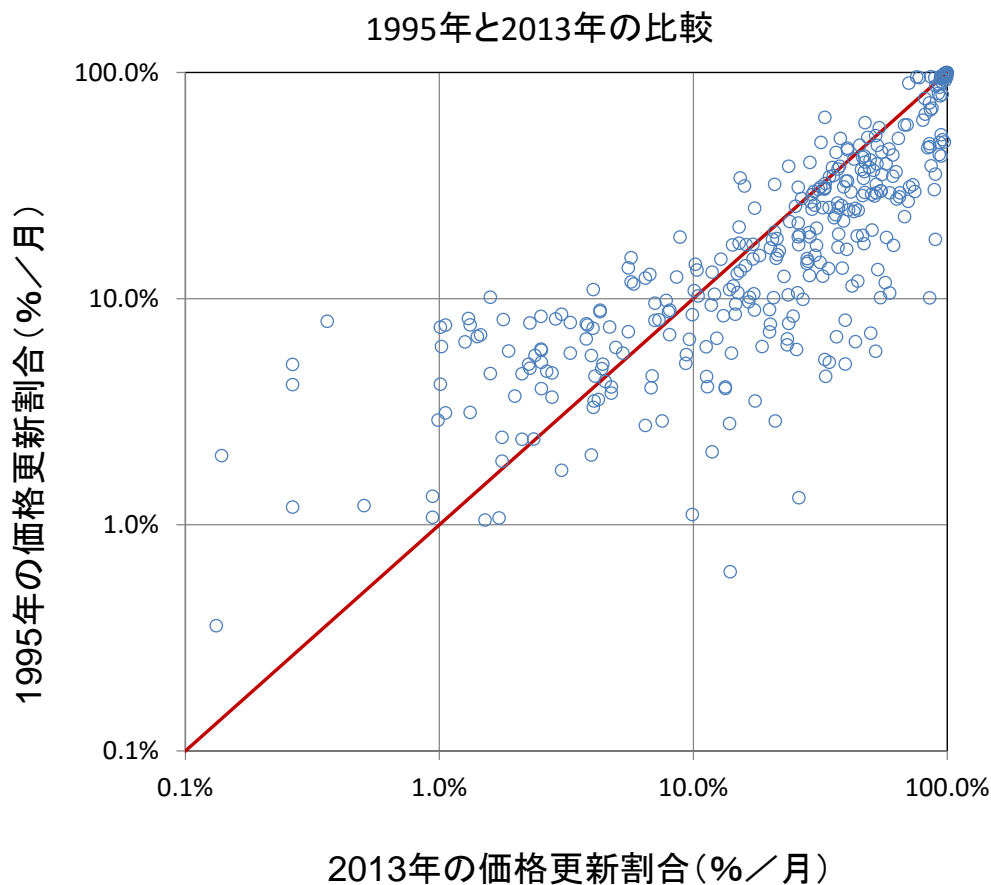
# 図6: 1990年代の品目別分布の変遷

品目別価格上昇率の頻度分布  
(CPIウェイト・ベース、生鮮食品除く総合)



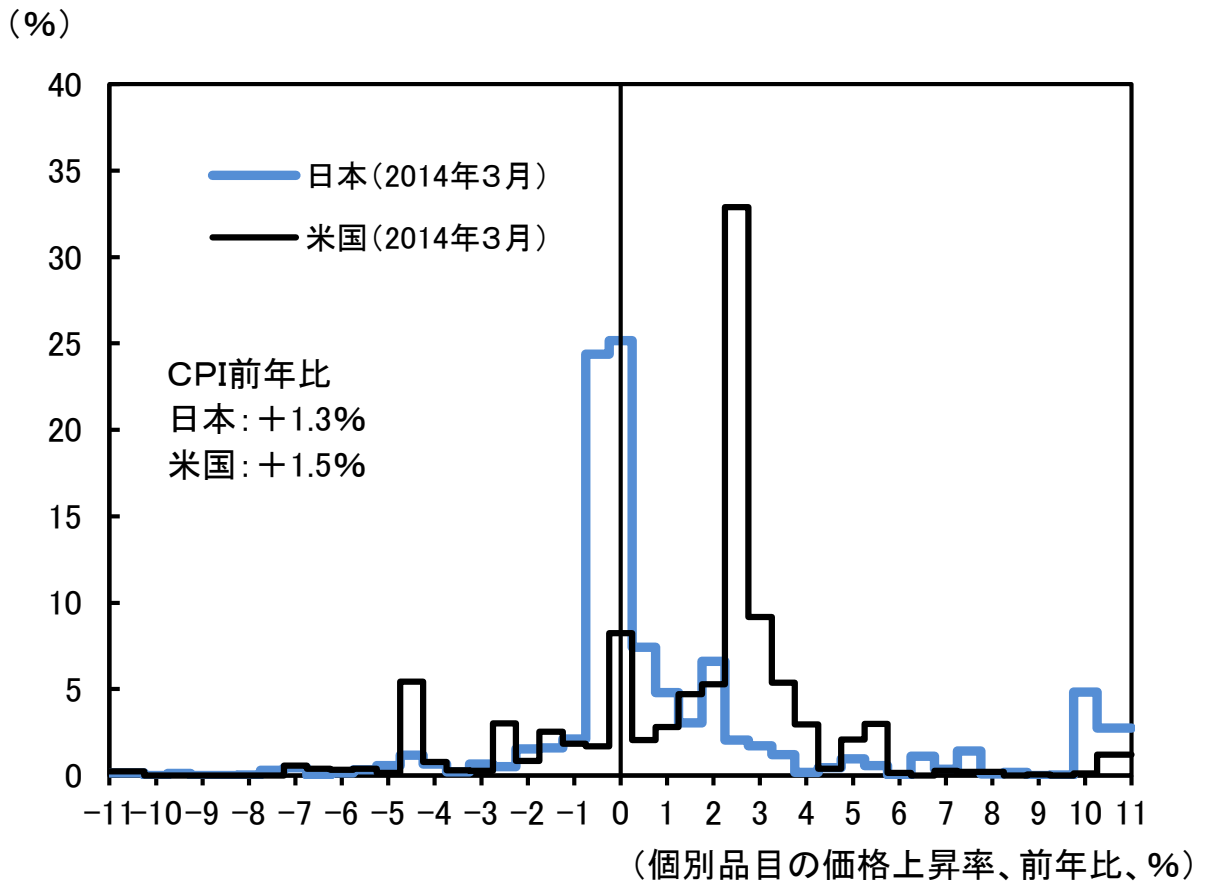
(注1) ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。  
 ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と+10.25%以上の品目の割合。

# 図7: 品目別価格更新割合の変化



注: 小売物価統計から品目別×都市別の価格が前月から異なっている場合に更新と定義する。品目毎に更新割合を算出。図の○は品目を表す。

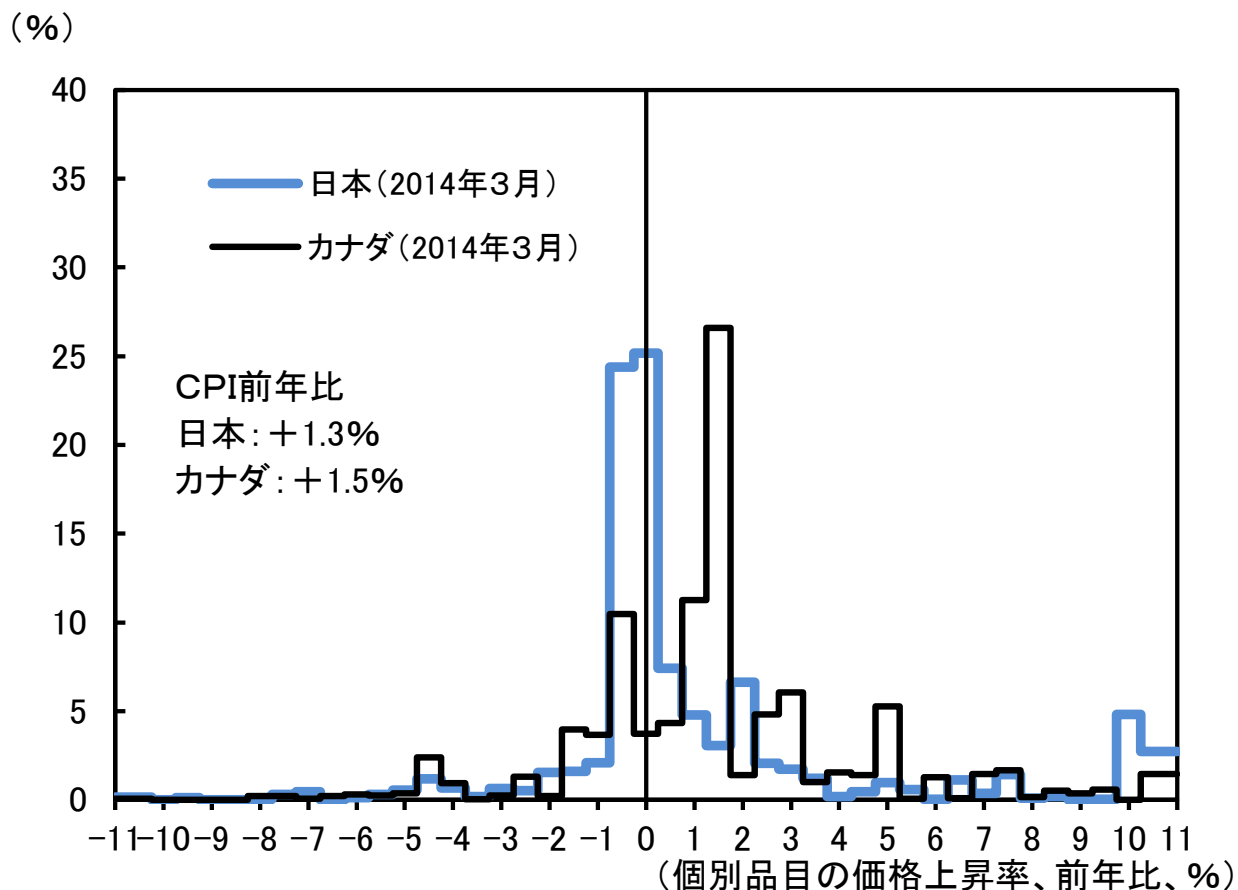
# 図8.1: 米国・カナダ・英国の品目別分布



(注1) 日本は生鮮食品除く総合、米国はAll items。

(注2) ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と同+10.25%以上の品目の割合。

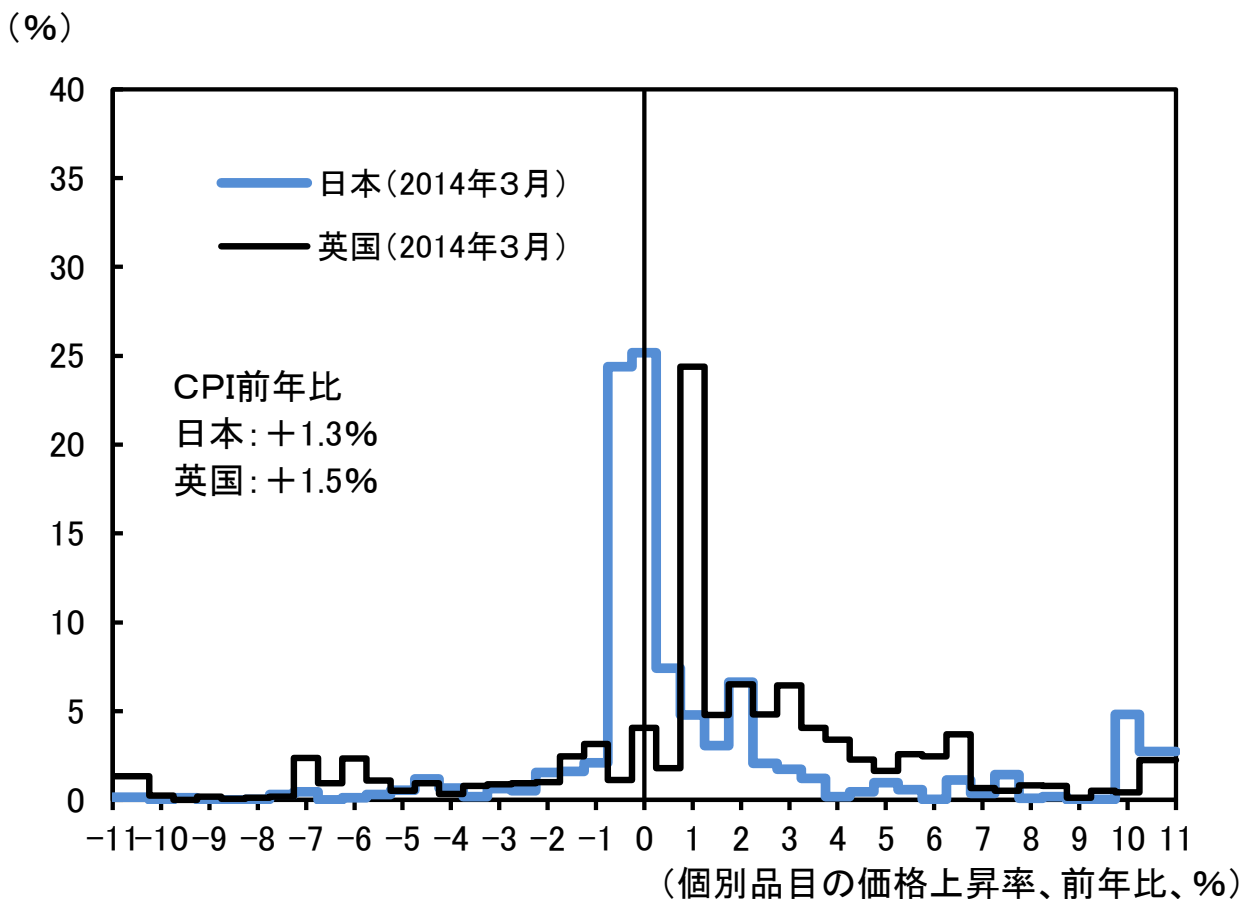
# 図8.2: 米国・カナダ・英国の品目別分布



(注1) 日本は生鮮食品除く総合、カナダはAll items。

(注2) ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と同+10.25%以上の品目の割合。

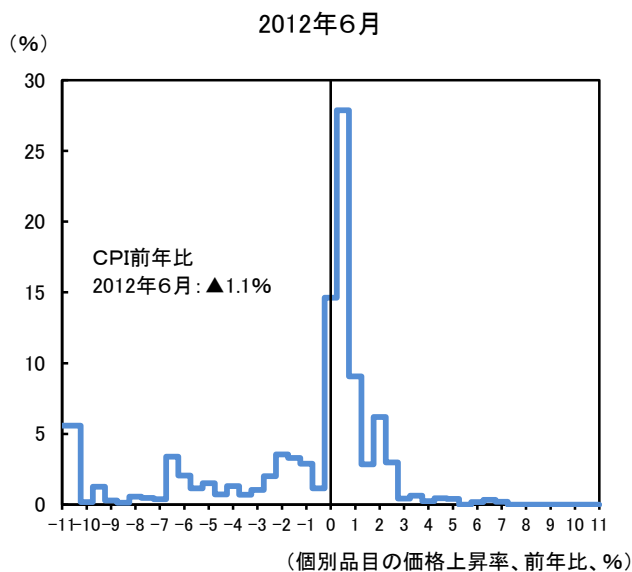
# 図8.3: 米国・カナダ・英国の品目別分布



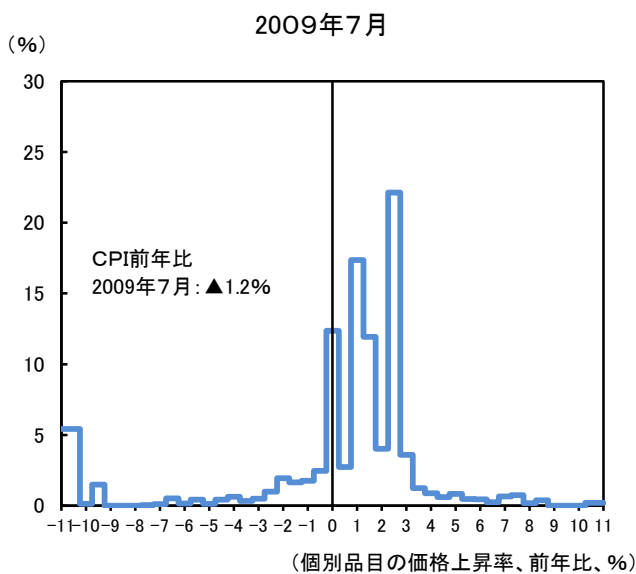
(注1) 日本は生鮮食品除く総合、英国は帰属家賃を含むCPIHのoverall index。

(注2) ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と同+10.25%以上の品目の割合。

# 図9: スイスの品目別分布

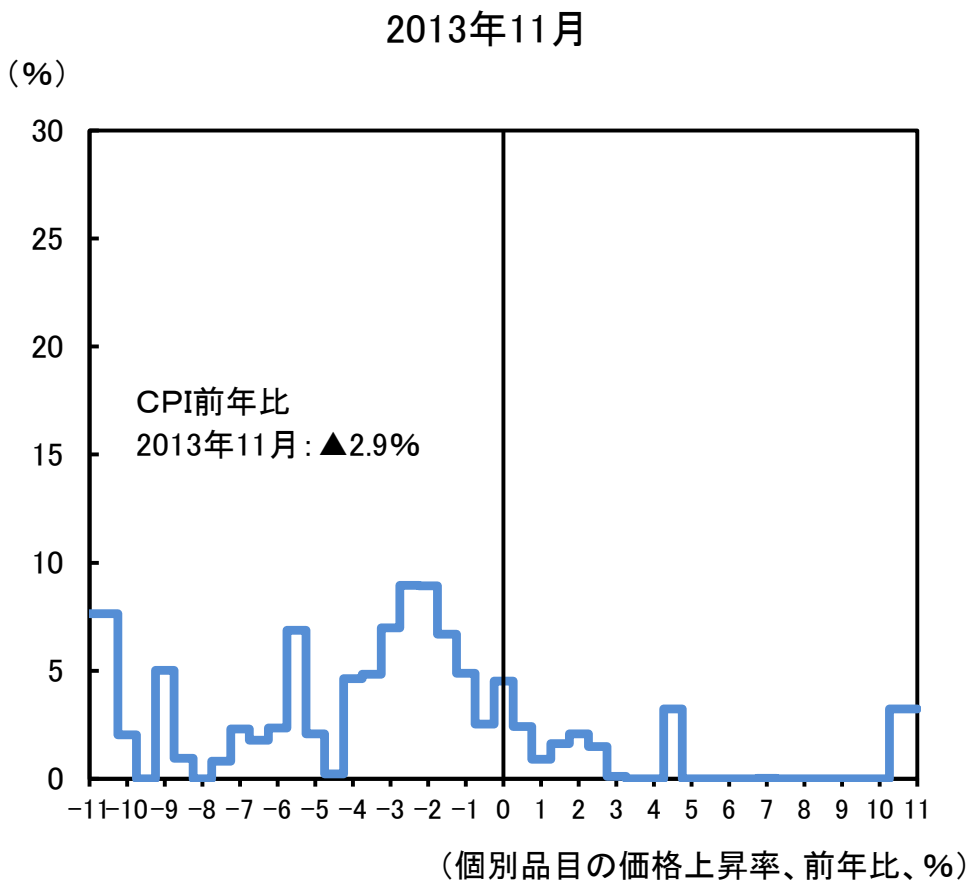


(注)ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と同+10.25%以上の品目の割合。



(注)ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と同+10.25%以上の品目の割合。

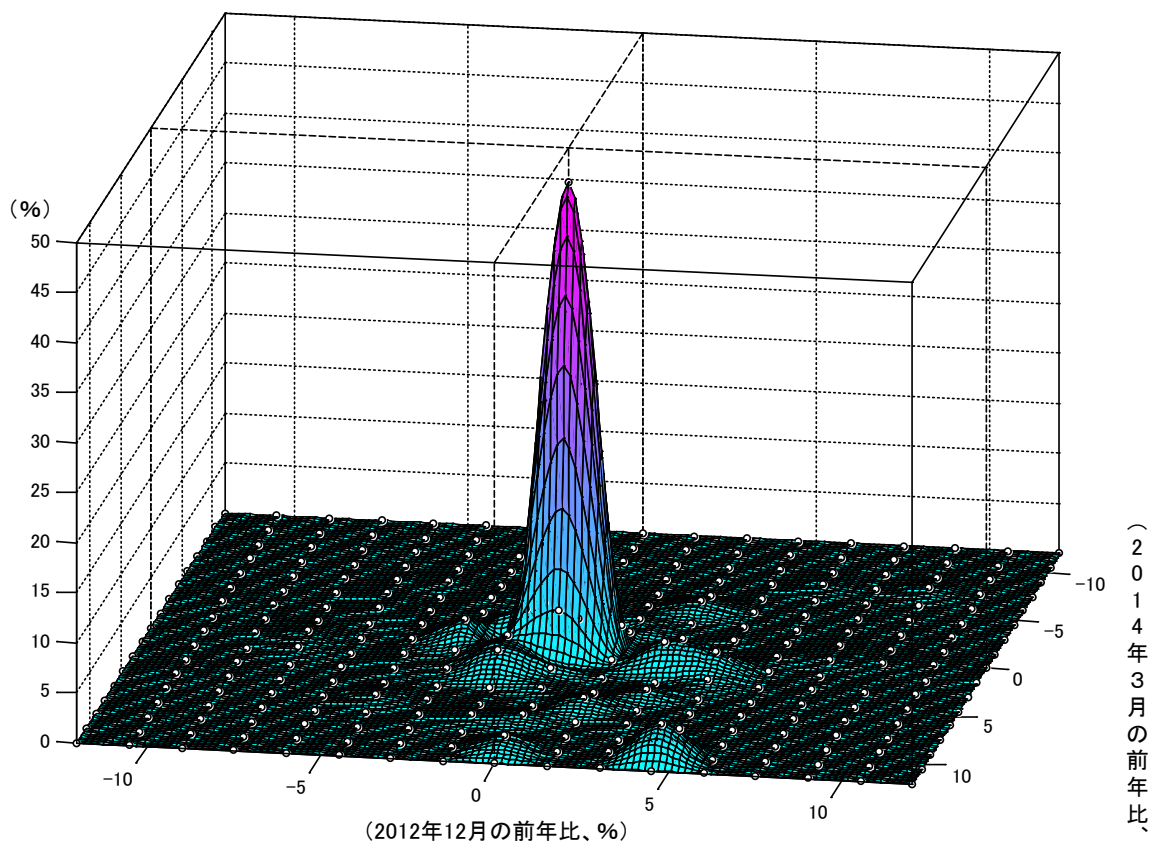
# 図10: ギリシャの品目別分布



(注) ヒストグラムの幅は0.5%ポイント(中心が±0%の範囲は前年比-0.25%~+0.25%)。ヒストグラムの両端は、前年比-10.25%未満と同+10.25%以上の品目の割合。



# 図11：2012年と2014年の品目別前年比の同時分布

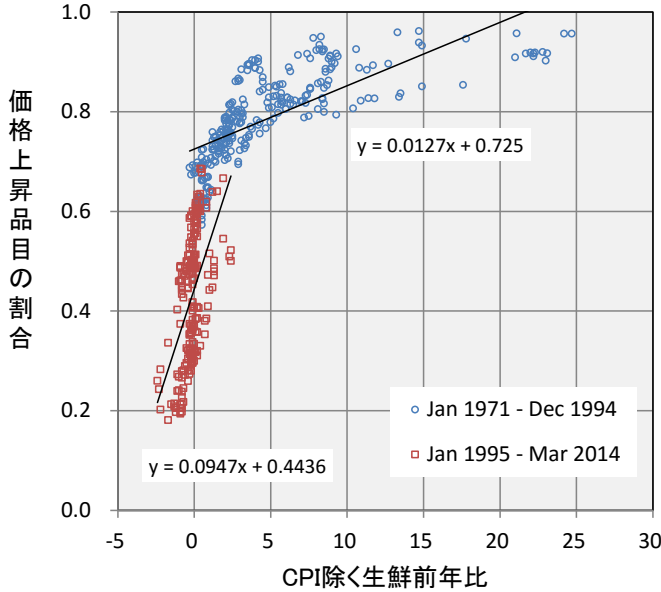


(注) 前年比1.5%ポイント幅で作成した同時分布(白抜きマーカ)を、3次内挿で補間(3次内挿の補間値がマイナスの場合は0で補間)し図表を作成。

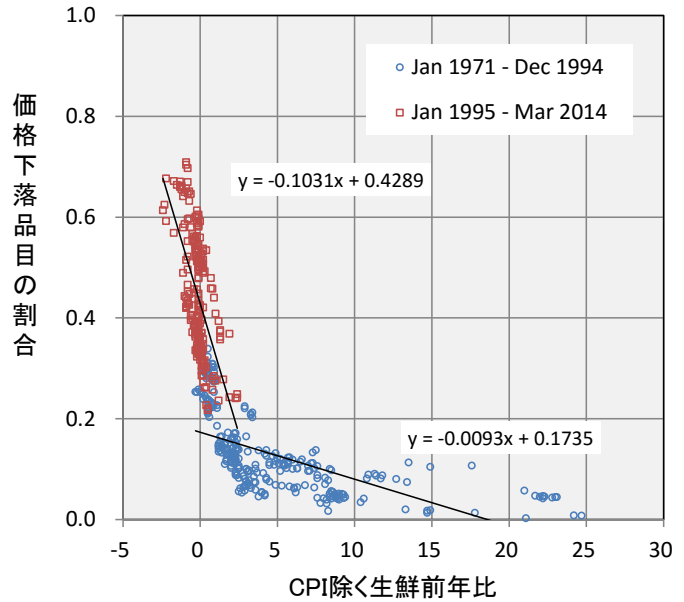
(2014年3月の前年比、%)

# 図12: 価格上昇・不変・下落品目の割合とCPIインフレ率の関係

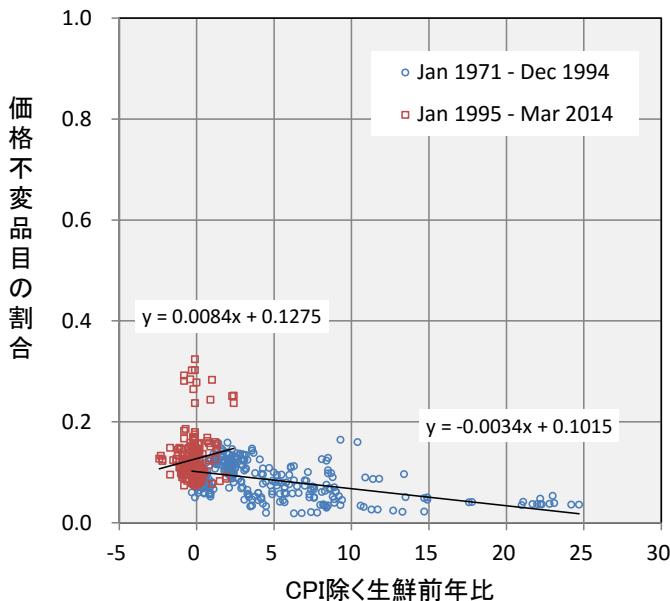
価格上昇品目の割合とCPIインフレ率の関係



価格下落品目の割合とCPIインフレ率の関係



価格不変品目の割合とCPIインフレ率の関係

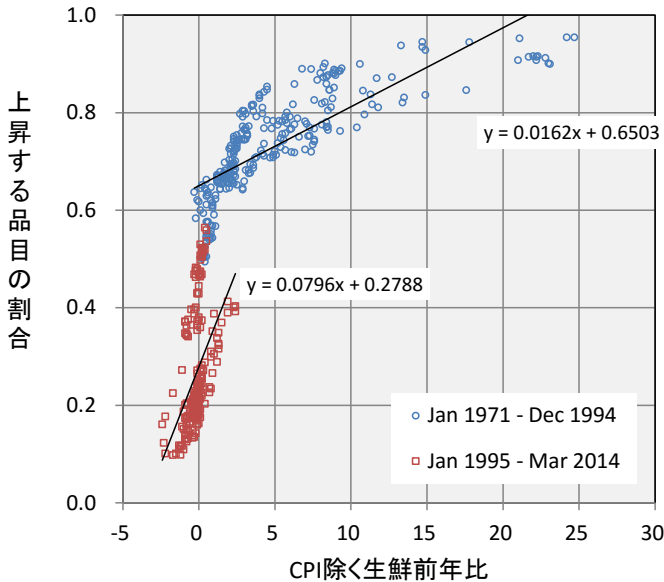


注1: 価格不変品目は前年比がゼロ%の品目。価格上昇品目は前年比がゼロ%超の品目。価格下落品目は前年比がゼロ%を下回る品目。縦軸はそれぞれの品目のCPIウエイトの合計値を表す。

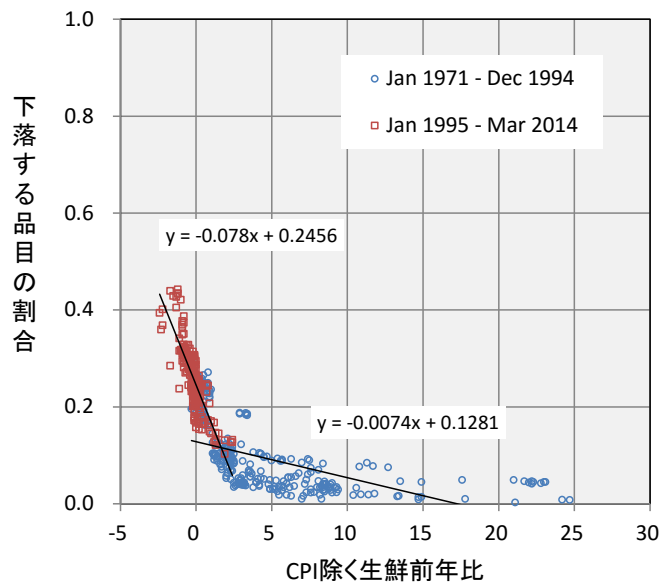
注2: 対象期間は1971年1月から2014年3月。ただし、前年比に消費税の影響が含まれる1989年4月から1990年3月、1997年4月から1998年3月は除外している。

# 図13: 前年比ゼロ近傍の場合

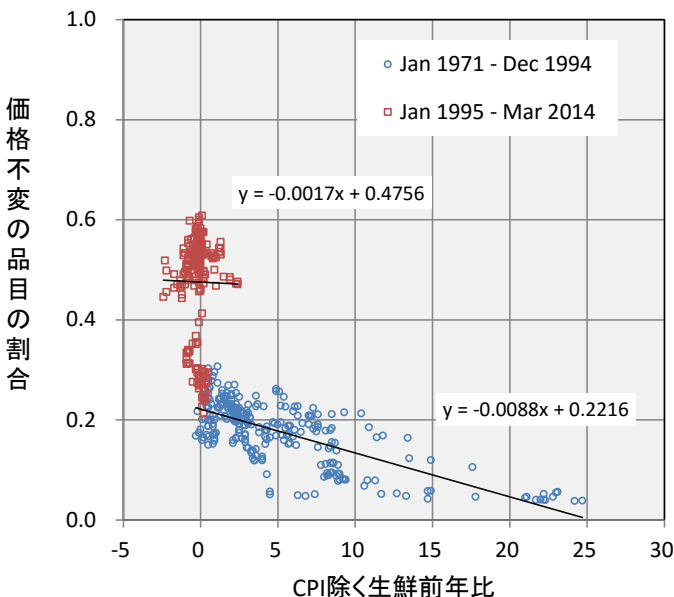
価格上昇品目の割合とCPIインフレ率の関係



価格下落品目の割合とCPIインフレ率の関係



価格不変品目の割合とCPIインフレ率の関係

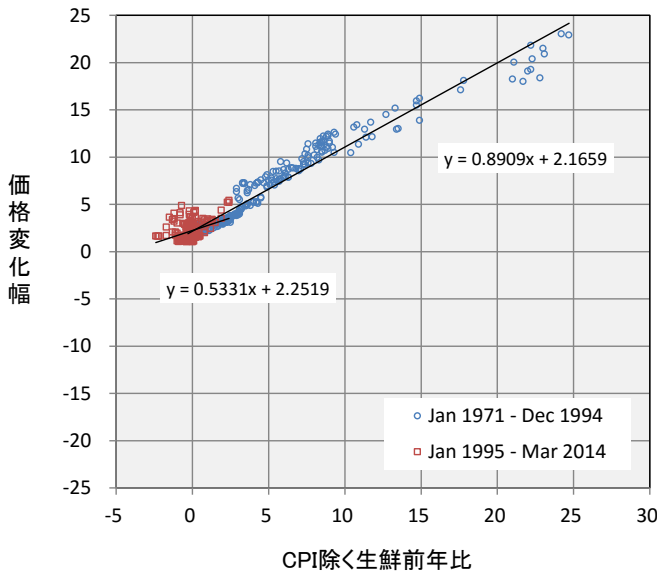


注1: 価格上昇品目は前年比が+0.5%超の品目。価格下落品目は前年比が▲0.5%を下回る品目。価格不変品目は前年比が▲0.5%から+0.5%の間の品目。縦軸はそれぞれの品目のCPIウエイトの合計値を表す。

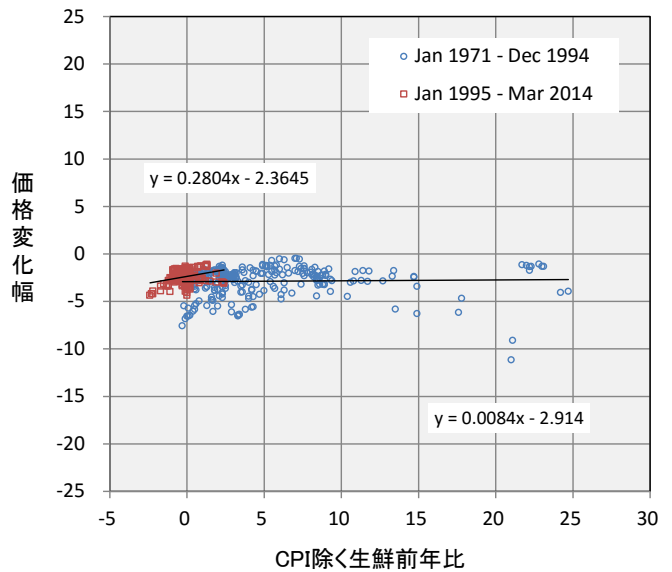
注2: 対象期間は1971年1月から2014年3月。ただし、前年比に消費税の影響が含まれる1989年4月から1990年3月、1997年4月から1998年3月は除外している。

# 図14: 価格上昇・不変・下落品目の平均価格変化幅とCPIインフレ率の関係

価格変化幅とCPIインフレ率の関係: 価格上昇品目



価格変化幅とCPIインフレ率の関係: 価格下落品目



注1: 価格上昇品目は前年比がゼロ%超の品目。価格下落品目は前年比がゼロ%を下回る品目。縦軸はそれぞれの品目の前年比をCPIウエイトを用いて加重和したもの。

注2: 対象期間は1971年1月から2014年3月。ただし、前年比に消費税の影響が含まれる1989年4月から1990年3月、1997年4月から1998年3月は除外している。

# 図15: 品目別価格変化率分布の分位点

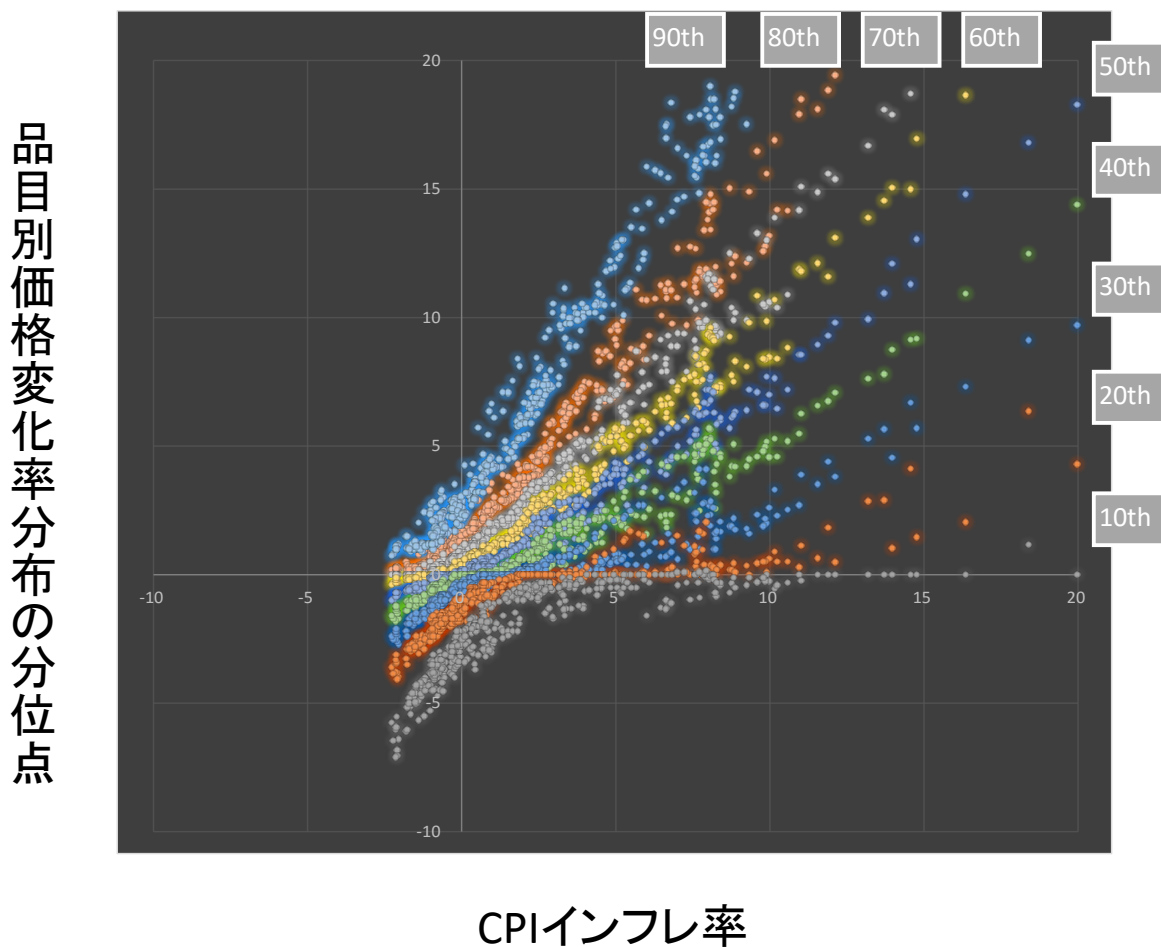
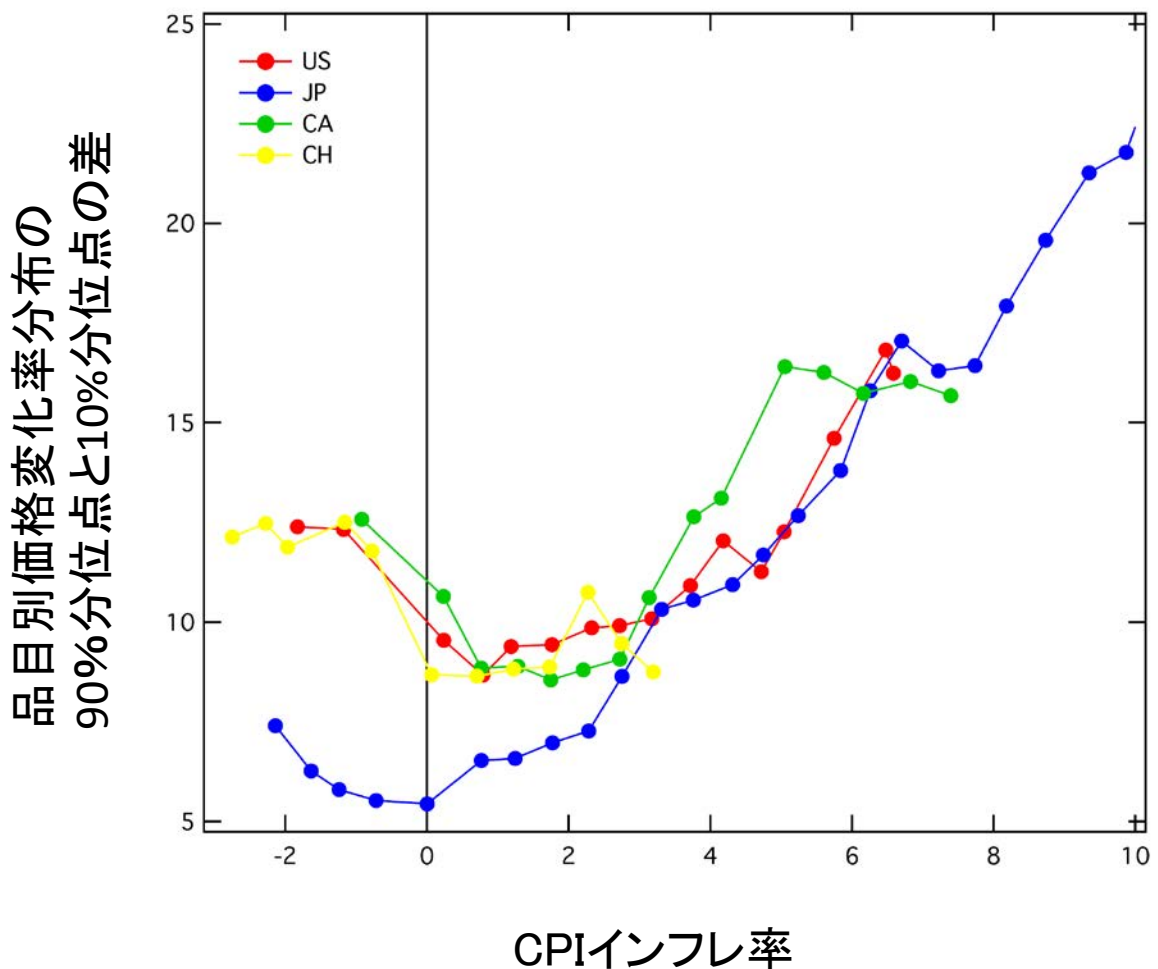
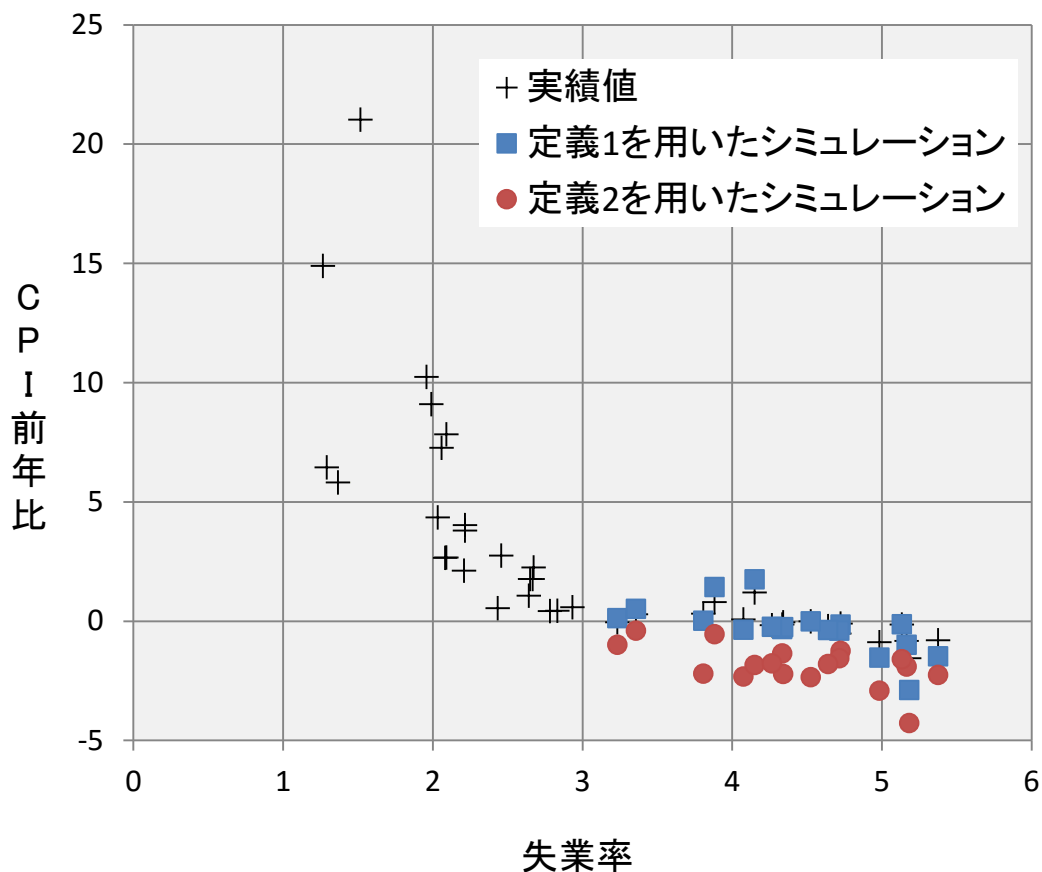


図16: 品目別価格変化率分布のばらつきとインフレ率の関係

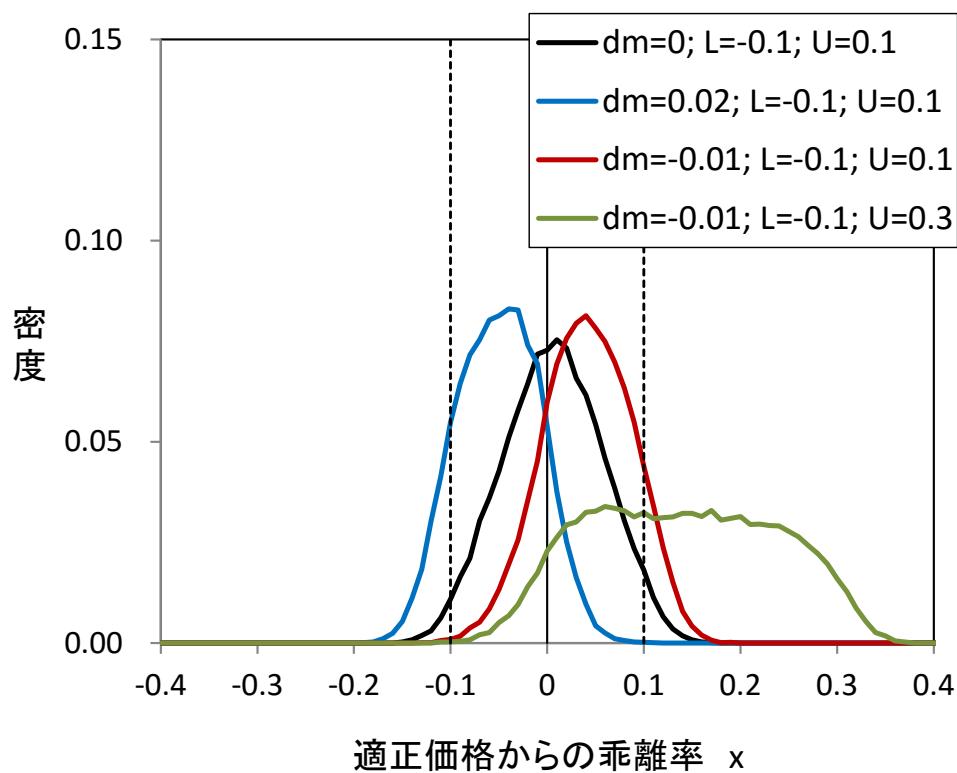


# 図17: 価格硬直化がなかった場合の フィリップス曲線



注: ■は本文(3)式で定義されるインフレ率を月次データにより算出した後、年度平均したもの。●は本文(4)式で定義されるインフレ率を月次データにより算出した後、年度平均したもの。

# 図18: 適正価格からの乖離の定常分布





# 図19: 定常状態における価格上昇・下落・不変商品の割合

