

# 物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意

白塚重典

## 要 旨

中長期的な経済成長を促進するための環境を整える基礎的な条件として物価安定が重要との点については、異論は少ないであろう。しかしながら、金融政策運営上の物価安定の定義については、必ずしもコンセンサスが得られている訳ではなく、物価上昇率の望ましいレベルを計数的に示すのは容易ではない。また、明確な定義を与えた場合にも、観察される消費者物価指数や卸売物価指数、GDPデフレータといった各種の物価指標の変動には、様々な一時的なショックが影響している。このため、物価安定の基盤が維持されているか否かを判断することは、極めて難しい。

本稿では、これらの問題を踏まえ、金融政策運営上、目標とすべき物価安定の定義を再検討するとともに、各時点において価格変動が著しく大きい品目の影響を控除した異常値修正指標 (*limited influence estimator*) を利用することにより、物価変動の基調が把握できるかどうかを検証する。その分析結果からは、異常値修正指標を利用することで、円高や原油価格高騰といった一時的な攪乱要因の影響が調整され、基調的な物価変動がよりの確に捕捉されること、前年比・前月比の指標を組み合わせることで、基調的な物価変動の水準と方向性の評価がより明確になること、といった点が明らかとなった。これらの分析結果は、異常値修正指標が、物価の基調変動に関する情報を提供する有用な指標の一つとなり得ることを示しており、今後ともその活用の方策を検討していくことが重要と考えられる。

キーワード：金融政策、物価安定、基調的物価変動、異常値修正指標、物価変動分布の歪みと裾の厚さ

本稿の作成に当たっては、北川源四郎教授（統計数理研究所）、高木信二教授（大阪大学）、福田慎一助教授（東京大学）から有益なコメントを頂戴した。また、マイケル・ブライアン（米国クリーブランド連邦準備銀行）との議論も本稿の改善に有益であった。なお、本稿の内容及び意見は筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

白塚重典 日本銀行金融研究所 (E-Mail: shigenori.shiratsuka@boj.or.jp)

## 1. はじめに

本稿では、物価変動の中から一時的なショックの影響を控除し、政策判断に有効な情報となる基調的な物価変動を反映した物価指標の構築可能性を検討する。また、この物価指標を使ったケーススタディとして、1980年代後半以降の物価変動の評価を試みる。

金融政策の最終目標は、一般に「物価の安定」であるとされる。金融政策には、その発動から物価変動に影響が及ぶまでに長いラグが存在するため、予防的（pre-emptive）に運営していく必要がある。この場合、物価統計によって計測された物価変動を、一時的かつ限定的な変動と持続的かつ全体的な変動に分解し、金融政策が対応すべき物価変動の基調的な変化を的確に把握することが重要となる。しかしながら、実際に観測される消費者物価指数や卸売物価指数、GDPデフレーターといった各種の物価指標の変動には、様々な一時的なショックが影響している。このため、物価の基調的な変動が安定しているか否かを判断することは、極めて難しい作業である。

従来、「物価の基調的な変動」をみようとする場合、わが国では、「消費者物価指数・総合」から天候不順等の一時的な要因の影響を強く受ける生鮮食品の変動を控除した「消費者物価指数・生鮮食品を除く総合」（いわゆるCPI除く生鮮）に注目してきた<sup>1</sup>。しかしながら、生鮮食品が天候要因等、一時的な要因の影響を受けやすいとしても、常時それだけが攪乱要因となっているとは限らない。また、物価の総合指数に一時的な攪乱要因をもたらすショックの分布が歪んでいると、個別品目の物価指数を加重平均した指標は、ショックの影響を受けた品目の価格変動にひきずられやすい<sup>2</sup>。

本稿では、現行物価指標の抱える問題を念頭に置き、物価の基調的な変動を捕捉するための指標として、各時点における個別品目の価格変動の両端に分布する部分の影響を控除した異常値修正指標（limited influence estimator）の有用性を検討する。これは、各時点におけるクロスセクション方向の情報を活用することによって、物価変動の基調的な要素を反映した恒久的な変動成分を抽出する試みと理解することもできよう。

異常値修正指標について、クリーブランド連銀のプライアン等は、一連の論文の

1 諸外国でも、食料品、燃料を控除するケースが多い。例えば、米国では、CPI総合から食料品、燃料を控除した系列を「コア・インフレ率」と呼んでいる。

2 さらに、物価指数は品質調整の問題をはじめとする計測誤差の問題を抱えている。物価指数の計測誤差は、ラスパイルズ指数算式が生計費の変動を過大評価すること、年々向上する財サービスの品質向上が適切に調整されていないこと、新製品が登場してから、調査対象に取り込まれるまでにタイムラグが大きいこと、といった理由から、一般には上方バイアスをもたらしており、物価上昇率の過大評価につながっている。また、金融政策へのインプリケーションを考える上では、この物価指数の計測誤差は、その時々々の経済環境、技術革新のテンポ等に依存して変動している可能性が高く、必ずしもコンスタントではないとの点に留意する必要がある。なお、CPIの計測誤差を巡る問題に関する詳細は、白塚 [1995] を参照のこと。

中で、物価変動の予測力、マネーサプライのとの関係、基調的な物価変動の捕捉といった様々な観点から、同指標のパフォーマンスが良好であると主張している<sup>3</sup>。また、インフレーション・ターゲティング採用国であるニュージーランドでは、実際にこうした指標を政策判断に利用しており、同連銀のロジャーは、物価変動の基調をみるために、どのような品目を除去するかとの判断から恣意性を排除できるとのメリットを指摘している<sup>4</sup>。

以下、本稿の構成は概要次のとおりである。まず、第2節では、金融政策運営上、物価の安定をどう定義し、どう捕捉していくべきか、という点が検討される。次に第3節、第4節では、一時的変動要因・季節変動要因を順次取り上げ、現行物価指標によって物価の基調的な動向を捕捉しようとする場合、どのような問題があり、これをどう補正していくべきかを議論する。続く第5節は、第3節、第4節の議論を踏まえ、実際に異常値修正指標を試算し、1980年代後半以降のわが国の物価情勢判断を振り返る。最後の第6節では、結びとして本稿での実証結果を整理するとともに、金融政策運営上のインプリケーションを議論する。また、補論では、前月比ベースの異常値修正指標構築に際して行った各品目のX-12-ARIMAによる季節調整オプションの設定を示す。

本稿における結論を予め要約すると以下のとおりである。

- 1) 中長期的な経済成長を促進するための環境を整える基礎的な条件として物価安定が重要との点については、異論は少ないであろう。しかしながら、金融政策運営上の物価安定の定義については、必ずしもコンセンサスが得られている訳ではなく、物価上昇率の望ましいレベルを計数的に示すのは容易ではない。また、明確な定義を与えた場合にも、観察される消費者物価指数や卸売物価指数、GDPデフレーターといった各種の物価指標の変動には、様々な一時的なショックが影響している。このため、物価安定の基盤が維持されているか否かを判断することは、極めて難しい。
- 2) 本稿で提示した異常値修正指標は、様々な一時的ショックの影響を補正し、物価の基調変動を捕捉するための有用な指標の一つになり得ると考えられる。特に、物価の基調的な変動を捕捉する上では、前年比ベースと前期比ベースの異常値修正指標、及びCPI総合（あるいは除く生鮮）の前年比、季節調整済み前月比といった指標を組み合わせることで、基調的な物価変動の水準と方向性がより明確になる。

3 Bryan and Cecchetti [ 1994 ]、Cecchetti [ 1996a, 1996b ] を参照。

4 Roger [ 1994 ] を参照

- 3) 1980年代後半から1990年代前半にかけては、「バブル期」と呼ばれるように、資産価格が大きく上昇・下落し、実体経済面でも大きな変動を経験した。この時期の物価情勢の判断としては、物価の安定基調が維持されていたとの判断が一般的である。しかしながら、本稿での分析結果を踏まえると、物価上昇率は、1988年央をボトムとして、1990年末にかけてピークアウトするまでの間に、ゼロ近傍から4%を超える水準にまで大きく高まっており、バブル期においても物価の安定基調が維持されたとの判断には疑問が呈されること、円高に伴う1986～87年にかけてのデフレインパクトが過大評価されていた可能性も大きいこと、等が指摘される。
- 4) 金融政策が実体経済、物価に波及するまでのラグは長く、予防的な (pre-emptive) 政策運営が重要であると考えられる。この点を踏まえると、物価情勢の基調判断においては、前年比ベースでの物価指標による物価上昇の水準評価とともに、前月比ベースの指標による方向性の評価の両者を併せてチェックしていくことが重要と考えられる。

## 2. 金融政策の最終目標としての物価安定

本節では、物価安定の定義とその尺度として物価指標にどのような修正を加えるべきかを議論する。そこでは、金融政策運営上意味のある基調的な物価変動の安定を確保することは、一定の物価上昇率の目標値を実現することとは必ずしも一致しないことを指摘する。

### (1) 物価安定の考え方

物価安定を定義する考え方としては、萌芽的な考えも含め、許容ターゲット・ゾーン重視、「物価安定下の持続的経済成長」重視、予想形成重視、の三つの考え方に大別される。

#### イ．許容ターゲット・ゾーン重視

まず第一の考え方は、物価変動について、許容可能なターゲット・ゾーンを設けることができ、インフレ率はその範囲の中にある限り、景気情勢等をにらんで金融政策を発動しよう、というものである。このアプローチでは政策目標間にレキシコグラフィックな順位付け (辞書的序列) があると考え、まず物価を最重視し、それが目標範囲内にある限りにおいてその他の目標も考慮する。しかし、第二階層以下の目標 (例えば経済成長や雇用) がいくら良い成果を収めても、第一階層の目標 (物価) が少しでも損なわれれば、金融政策は失敗したと考える。

許容ターゲット・ゾーン重視の最も典型的な例として、近年、欧米各国で採用する国が増加しているインフレーション・ターゲットティングの枠組みが指摘でき

る<sup>5</sup>。この枠組みでは、金融政策の最終目標となるインフレ率の目標レンジが予め公表される。また、FRBの一部のエコノミストが提唱しているオポチュニスティック・アプローチもこうした考え方に近い<sup>6</sup>。

この考え方は、中央銀行の行動の成果を物価上昇率という形で客観的に評価しやすいという点で大きな利点がある。他方、バブル期の反省という観点からみると、仮にこの時期にターゲット・ゾーンを設けていたとして、一体どういう物価指数を選び、また具体的にどのような幅でターゲット・ゾーンを設けていれば的確な金融政策運営になっていたのか、という問いに答えることが重要になる。

#### ロ。「物価安定下の持続的経済成長」重視

第二は、持続的な経済成長と整合的な物価変動を物価安定とする考え方である。これは換言すると、実体経済・物価の大きな変動を極力回避することを目標にすることに近い<sup>7</sup>。しかし、物価安定は持続的成長の必要条件であっても十分条件ではない<sup>8</sup>。また、持続的成長のために必要とされる物価変動のオペレーショナルな定義の困難さと相俟って、「安定させるべき物価指標は何であったか」という問題が残ることになる。

#### ハ．予想形成重視

もう一つの考え方は、経済主体のインフレ期待の安定化を重視するものである。これは、経済の安定と効率性の最大化を実現するための必要条件として、物価安定、特に人々のインフレ期待の鎮静化が重要であることを主張するものであると理解さ

5 インフレーション・ターゲットの詳細については、日本銀行調査統計局 [1994]、白塚 [1996] を参照のこと。なお、カナダ連銀副総裁のFreedman [1996]、英蘭銀行エコノミストHaldene [1996] は、インフレーション・ターゲットがインフレ予測を中間目標として運営されていると指摘している。この考え方に立てば、インフレーション・ターゲットは、実質的に後述の第3の立場である予想形成重視にほぼ等しいと考えられる。

また、インフレーション・ターゲットに基づく政策運営を、金融政策の「ルールと裁量」という観点からみると、物価上昇率の目標レンジを意識しつつ、供給ショックに裁量的に対応するということになる。これは、インフレーション・ターゲットは、K%ルールのような厳格な政策ルールと理解するのではなく、Bernanke and Mishkin [1997] が指摘するように「制約条件付き裁量」(constrained discretion)であり、政策運営の透明性と整合性を高めるための枠組みであると理解することが適切と考えられる。また、インフレーション・ターゲットと政策ルールに関する理論的な議論については、白塚・藤木 [1997] を参照のこと。

6 オポチュニスティック・アプローチは、物価安定を究極的な目標と位置づけるものの、インフレ率が長期的な目標値からそれほど乖離していない水準にあるか、あるいはその水準から一段と乖離する可能性が高くないのであれば、物価に影響を与える好ましいショックの可能性を念頭に置いて、拙速な政策対応を控えるべきであるとの考え方。詳細については、Orphanides and Wilcox [1996] を参照。

7 三重野前日銀総裁は、1994年5月のきさらぎ会における講演で、「『物価の安定』は物価指数の安定ではない。物価の背後にある経済の動きが、中長期的にみてバランスのとれた持続的な成長であって、はじめて真の物価の安定であるといえる」(三重野 [1994]) と述べている。

8 なお、物価と経済成長の関係については、最近の「新しい経済成長理論」(New Growth Theory) に関する実証研究の中で、Fischer [1993]、Barro [1995] が物価安定は経済成長にプラスの影響を与えることを示している。新しい経済成長理論を巡る議論については、例えばBarro and Sala-i-Martin [1995]、藤木 [1996] を参照のこと。

れる<sup>9</sup>。

こうした考え方に立つと、仮に統計として表れる物価上昇率が落ち着いていても、いつまでも低金利を維持することが将来に対する経済主体の期待を著しく強化させる場合には、早めに金利を引き上げることによって将来物価が上昇しないように努めることになる。この考え方は、物価指数の安定を目標としつつ、持続的経済成長を視野に収めるという点で、物価安定の定義に関する上記二つの考え方を概念的に統合した側面を持っている。一言でいえば、「持続的な物価安定」を目標とする考え方である。物価安定に関するこの第三の定義は、インフレ期待の鎮静化という尺度を持つだけ第二の定義よりは概念的に明確ではあるが、物価インデックス債など期待インフレ率を直接測定するツールがわが国には未だ存在しないため<sup>10</sup>、第二の定義と同様な問題が残ることになる。

## (2) 金融政策の最終目標としての物価安定

以上、物価安定に関する三つの定義を検討したが、いずれの定義を採るべきかという点については、必ずしも一般的なコンセンサスが得られている訳ではない。

しかしながら、新しい日本銀行法の下では、日本銀行の金融政策の目標が物価安定であることが明示されている。また、その究極的な目標は、国民の経済厚生の上にあると考えられる。このように考えると、新しい日本銀行法の下では、何らかの尺度における「物価自体の安定」が求められるとともに、そのことを通じ、経済の安定性を確保し、中長期的な経済成長を実現するための前提条件を提供することが要求されているということになる。これは、第三の定義である「期待形成重視」の考え方から導かれる「持続的な物価安定」を目標とすることに近いと考えられる。

無論、上述した意味での物価安定は、将来の物価動向を強く念頭に置いているものだけに、単に統計上に表れる物価上昇率が低いといった表面的な物価安定とは必ずしも同義ではない。従って、物価上昇率そのものの望ましい水準として定義され得るものではない。

こうした考え方に沿った一つの方向は、実際の物価上昇率と同時に期待インフレ率を計測することである。そのためには、こうした情報を含む物価インデックス債の新設や既存の金融市場の動向から得られる情報の抽出などが考えられる。

今一つの方向は、物価指標自体に内在する基調的な動向を取り出すというものである。この場合、従来は、「消費者物価指数・総合」から天候不順等の一時的な要因の影響を強く受ける生鮮食品の変動を控除した「消費者物価指数・生鮮食品を除

9 例えば、FRBのグリーンズパン議長は、1996年8月に開催された「物価安定を求めて」(Achieving Price Stability)と題するカンザス・シティ連邦準備銀行主催のコンファランスにおいて、金融政策が追求すべき物価安定の定義について、「中央銀行家の眼からは、物価安定を政策運営上定義すると、『経済主体の意思決定に際し、将来の一般物価水準の変動を最早、考慮する必要がない状態』ということになる」(Greenspan [1996])と述べている。

10 物価インデックス債の市場取引価格から期待インフレ率を導出する手法の詳細については、北村[1995]を参照のこと。

く総合」(いわゆるCPI除く生鮮)に注目してきた。しかしながら、物価指標の表面的な変動には、様々な一時的ショックが影響しており、こうした基調的な物価変動に関する情報の抽出は、簡単なことではない。このため、物価の安定度合いを測る代理変数として使われている、消費者物価指数(CPI)や卸売物価指数(WPI)、GDPデフレーターといった物価指標自体に修正を加える方策を検討することが考えられる。

本稿は、上述した二つの方向性の中で、後者に沿った検討成果を示したものである。

### (3) 物価安定の捕捉

金融政策で達成されるべき物価の安定を「持続的な物価安定」と定義し、その変動を基調的な物価変動と考えると、金融政策が注目すべき物価指標は、物価変動のうち季節的な変動や一時的な変動の影響を除去した、趨勢的・循環的な変動と考えられる。すなわち、物価変動を

$$(\text{物価変動}) = (\text{トレンド}) + (\text{季節変動}) + (\text{一時的変動})$$

と表した時、季節変動・一時的変動といった一過性の要因を控除したトレンド部分ということになる<sup>11</sup>。あるいは、季節変動と一時的変動を広い意味での一時的な変動要因、トレンドを恒久的な変動要因と考えることもできよう。

従来、データ変動を一時的な変動要因と恒久的な変動要因に分離する試みは、時系列データ分析の枠組みでも行われてきた。例えば、Beveridge and Nelson [1981] は一変数時系列モデルにより、また、Blanchard and Quah [1989] は二変数時系列モデルにより、この問題にアプローチしている。ただし、前者については、Watson [1986] が指摘するように、一時的な要因と恒久的な要因の相関関係に一定の仮定を置く必要があり、この仮定次第で異なる推計結果が得られるとの問題がある。また、後者についても、外生的なショックが多数存在する場合については問題が生じる。

本稿では、クロスセクション方向でみた物価変動の分布が、一般に正規分布と異なり、左右に非対称で、かつ裾の重い形状となっているとの事実に着目し、各時点におけるクロスセクション方向の情報を活用することにより、物価変動の基調的な要素を反映した恒久的な変動要素を抽出することを試みる。具体的には、各時点における個別品目の価格変動の両端に分布する部分を取り除くことで、コアとなる部分の情報のみを利用する異常値修正指標 (limited influence estimator) を構築する。

11 ただし、ここでの「トレンド」は、確定的トレンド (deterministic trend) だけでなく、確率トレンド (stochastic trend) を含む、恒久的な変動要素である。すなわち、トレンドの各期毎の変化は一定ではなく確率変数とみなし、循環的な変動も確率トレンドそのものの変動と捉える。換言すると、確率変数である各期のショックが累積することにより、現在の物価水準が規定され、一度生じたショックが恒久的な影響を有していると考えられる。

これは、一般に、中央値（median）あるいは刈り込み平均値（trimmed mean）と呼ばれる統計量である。

このアプローチは以下のような二つの大きなメリットを有している。まず第一に、推定値がロバストなことである<sup>12</sup>。物価変動のクロスセクション方向の分布が正規分布から乖離している場合、加重平均値はロバスト推定値とならないが、中央値あるいは刈り込み平均値を利用することで、この点を補正できる<sup>13</sup>。

第二は、実務的な簡便さである。政策判断指標としての有用性という観点からは、計算手法の簡便さは極めて重要である。この点、これらの統計量は、物価指数の品目データを入手すれば、加重平均を行うだけで容易に計算することができる。また、各時点毎に利用可能な情報だけを利用しているため、一般的な時系列分析手法と異なり、新しい時系列が追加されても、過去の結果は遡及的な影響を受けない。

以下、第3節、第4節では、恒久的な物価変動成分である基調的な物価変動を抽出する上で控除されるべき、一時的な攪乱要因、季節性の二つについて順次検討する。

### 3. 一時的な攪乱要因の影響

本節では、まず、一時的な攪乱要因の影響を考察し、その影響を補正する考え方として、異常値修正指標の有用性を検討する。

#### (1) CPIの抱える問題

##### イ．特定の品目を控除するアプローチ

わが国では、「物価の基調的な変動」をみる場合、「消費者物価指数・総合」から天候不順等の一時的な要因の影響を強く受ける生鮮食品の変動を控除した「消費者物価指数・生鮮食品を除く総合」（CPI除く生鮮）を見ることが多い。しかしながら、生鮮食品を控除するだけで、一時的な攪乱要因が十分調整されているかは疑問の余地が大きい<sup>14</sup>。

12 本稿では、「ロバスト」との用語を、基本的な仮定からの小さな乖離により大きな影響を受けないとの意味で用いる。ロバスト推計量の詳細については、Huber [1981] を参照のこと。

13 異常値修正指標の効率性を評価する考え方については、Bryan, Cecchetti, and Wiggins II [1997] において詳細に検討されている。

14 状況に応じて、生鮮食品のほかに、石油関連製品、公共料金等を控除するケースも見られるが、いずれにしても、特定の品目を控除するという点で、以下に指摘するような攪乱要因の不安定性という問題を抱えている。

図1 CPI前年比の変動係数の推移（後方5年間）

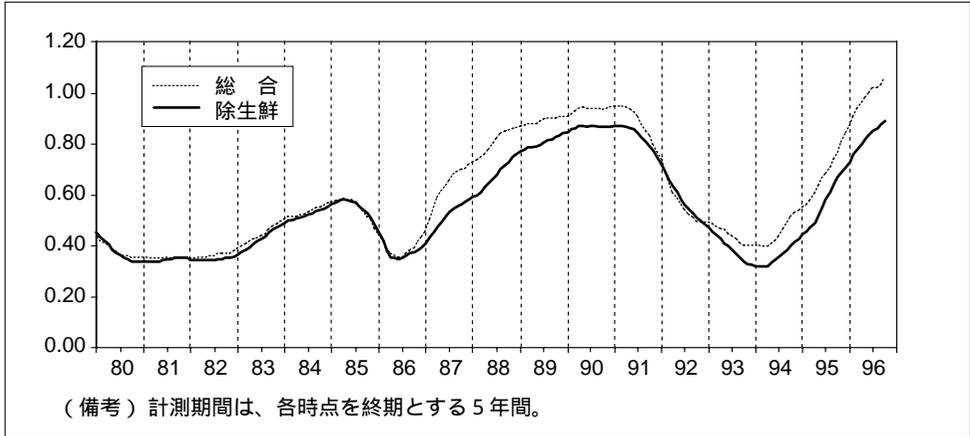


図1は前年比の変動係数の大きさをCPI総合と除く生鮮について比較したものである。これにより、生鮮食品を控除することによって、物価指数変動がどれだけ低下しているかを確認すると、一部の期間を除いてCPI除く生鮮は総合を下回って推移しており、前年比の変動は小幅化している。しかしながら、その低下幅は、時期によって異なるほか、低下幅自体も大きいとはいえない。

この結果は、CPI除く生鮮をもって基調的な物価変動を評価することは難しい可能性を示唆している。これは、攪乱要因をもたらす品目が、必ずしも生鮮食品のような特定品目ばかりとは限らないこと、また、全品目の加重平均値はその時々の一時的な攪乱要因を反映して大きく変動した品目の影響を強く受けやすいこと、といった問題を、CPI除く生鮮のような特定の品目を控除するアプローチでは解決できないためと考えられる。

ロ．攪乱要因の不安定性

そこで、CPIを構成する品目の中でどのようなものが一時的な攪乱要因となりやすいかをチェックしてみる。そのために、表1として、前年同月比ベースでみた物価変動分布の両端15%ずつの範囲に、どのような費目に属する品目が含まれるかを整理した。この表には、各基準時毎の期間について、上段に当該費目全体のウエイト、中段に異常値（変動率分布の両端15%ずつに含まれる品目）のウエイト、下段に異常値のウエイトの変動係数をそれぞれ示している<sup>15</sup>。

15 ここで異常値としてカウントする物価変動分布の両端15%ずつに含まれる品目は、下図におけるシャドウ部分に相当する。

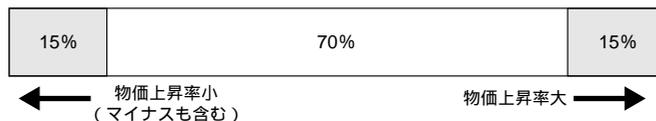


表1 異常値の品目別発生分布

|                    | 食料/<br>除生鮮 | 生鮮    | 住居    | 光熱・<br>水道 | 家具家<br>事用品 | 被服    | 保健・<br>医療 | 交通・<br>通信 | 教育    | 教養<br>娯楽 | その他   |
|--------------------|------------|-------|-------|-----------|------------|-------|-----------|-----------|-------|----------|-------|
| 計測期間：1971/01-75/12 |            |       |       |           |            |       |           |           |       |          |       |
| ウエイト               | 0.297      | 0.083 | 0.120 | 0.044     | 0.054      | 0.098 | 0.032     | 0.076     | 0.033 | 0.107    | 0.055 |
| 平均値                | 0.069      | 0.038 | 0.020 | 0.000     | 0.017      | 0.025 | 0.018     | 0.018     | 0.006 | 0.052    | 0.037 |
| 変動係数               | 0.345      | 0.673 | 1.148 | 5.481     | 0.461      | 0.810 | 0.695     | 0.982     | 2.145 | 0.386    | 0.195 |
| 計測期間：1976/01-80/12 |            |       |       |           |            |       |           |           |       |          |       |
| ウエイト               | 0.302      | 0.078 | 0.121 | 0.045     | 0.051      | 0.099 | 0.027     | 0.083     | 0.033 | 0.115    | 0.047 |
| 平均値                | 0.071      | 0.055 | 0.007 | 0.020     | 0.018      | 0.004 | 0.005     | 0.037     | 0.023 | 0.042    | 0.019 |
| 変動係数               | 0.233      | 0.336 | 1.709 | 1.084     | 0.781      | 1.914 | 1.506     | 0.482     | 0.646 | 0.334    | 0.549 |
| 計測期間：1981/01-85/12 |            |       |       |           |            |       |           |           |       |          |       |
| ウエイト               | 0.288      | 0.069 | 0.121 | 0.058     | 0.048      | 0.089 | 0.029     | 0.103     | 0.038 | 0.107    | 0.049 |
| 平均値                | 0.053      | 0.051 | 0.004 | 0.017     | 0.013      | 0.011 | 0.009     | 0.062     | 0.029 | 0.036    | 0.015 |
| 変動係数               | 0.229      | 0.294 | 1.822 | 1.367     | 0.515      | 1.250 | 0.976     | 0.414     | 0.476 | 0.358    | 0.446 |
| 計測期間：1986/01-90/12 |            |       |       |           |            |       |           |           |       |          |       |
| ウエイト               | 0.269      | 0.060 | 0.138 | 0.065     | 0.047      | 0.080 | 0.028     | 0.116     | 0.041 | 0.110    | 0.046 |
| 平均値                | 0.031      | 0.041 | 0.024 | 0.049     | 0.014      | 0.025 | 0.004     | 0.032     | 0.028 | 0.038    | 0.011 |
| 変動係数               | 0.545      | 0.343 | 1.375 | 0.482     | 0.589      | 0.819 | 1.520     | 0.617     | 0.647 | 0.416    | 0.963 |
| 計測期間：1991/01-95/12 |            |       |       |           |            |       |           |           |       |          |       |
| ウエイト               | 0.258      | 0.056 | 0.148 | 0.055     | 0.044      | 0.086 | 0.031     | 0.118     | 0.047 | 0.112    | 0.045 |
| 平均値                | 0.046      | 0.042 | 0.020 | 0.004     | 0.020      | 0.030 | 0.009     | 0.038     | 0.036 | 0.042    | 0.012 |
| 変動係数               | 0.358      | 0.311 | 0.477 | 3.245     | 0.184      | 0.661 | 0.903     | 0.631     | 0.515 | 0.362    | 0.806 |

(備考) 1. 物価変動は各月の前年同月比。また、異常値としては、物価変動の上位・下位15%ずつをカウント。  
 2. ウエイトは、それぞれの期間における最新基準時点のウエイト(例えば、1971年1月から75年12月は1970年基準ベース)。

まず、生鮮食品をみると、全体に占めるウエイトは低下してきているが、異常値としては、その大半の4~6%程度がカウントされているほか、その変動係数も小さい。このため、生鮮食品は、かなりコンスタントに異常値に含まれていると考えられる。

他方、生鮮食品以外の費目をみると、食料(生鮮食品を除く)、通信、教養娯楽、教育費、被服といった費目に属する品目が異常値となっているケースが多い。これらの費目は、変動係数も総じて低く、比較的コンスタントに異常値となっていると推測される。しかしながら、これらの費目全体のウエイトとの対比でみると、異常値としてカウントされるのはごく一部であり、特定の品目を控除することで、これらの費目における一時的な攪乱要因を控除することは難しい可能性が高い。

#### 八．物価変動分布の歪みと裾の厚さ

一時的な攪乱を及ぼす部門別ショックの分布が歪んでいる場合、個別品目の物価指数すべてを対象として加重平均すると、変動の大きな品目の影響をより強く反映する結果となり、部門別ショックの影響をすべて相殺することはできない。従って、総加重平均値は、基調的な物価変動を見極めようとする上で必ずしも適切な情報を提供することにはならない。むしろ、各時点における個別品目の価格変動の両端に

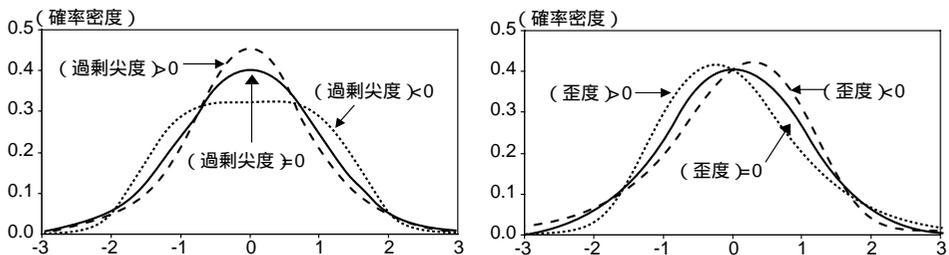
分布する部分を取り除くことにより、コアとなる部分の情報のみを抽出する異常値修正指標 (limited influence estimator) をみるのが望ましいということになる。

そこで、CPIの個別指数変動の分布形状をみるため、CPIを1970年まで継続して遡及できる88分類の時系列データを使って、歪度・過剰尖度を計算した結果を図2に示した<sup>16</sup>。

まず、分布形状が左右にどの程度歪んでいるかを測る尺度である歪度をみると、物価上昇率の上下に合わせて左右に分布形状が歪んでいることがわかる。すなわち、個別物価指数の変動は、物価上昇率が高い局面では、歪度が正の方向に大きくなり、分布形状が右方向に歪んでいる。逆に、物価上昇率が低くなってくると、歪度が負となり、左方向に歪むことになる<sup>17</sup>。

また、分布の裾の厚みを示す過剰尖度は、総じてプラスの大きな値をとっており、個別物価指数の分布形状は裾の厚い形状 (fat-tail) となっていることが確認される。さらに、歪度・尖度のデータから、物価変動分布の正規性を検定すると、全期間のうちで約9割の時点で、5%の有意水準で分布の正規性が棄却される<sup>18</sup>。この結果は、価格変動の分布が、異常値の影響を強く受けて、左右非対称で、かつ裾の重い形状となっていることを示している。従って、各時点における個別品目の価格変動の両端に分布する部分を取り除くことにより、コアとなる部分の情報のみを抽出する異常値修正指標をみるのが望ましいと考えられる。

16 歪度、過剰尖度は、分布の3次及び4次のモーメントで、それぞれ分布の「歪み」(左右非対称性)、「尖り」(分布の幅と高さの関係)の度合いを表す統計量である。歪度、過剰尖度は、正規分布においていずれもゼロの値をとる。歪度については、右に歪んだ分布では正、左に歪んだ分布だと負の値となる。また、過剰尖度は、正の値の場合は、高い裾の重い (fat-tail) 形状となり、一方、負の場合は、分布の裾の軽い形状となる。それぞれの統計量のイメージを示すと下図の通りとなる。



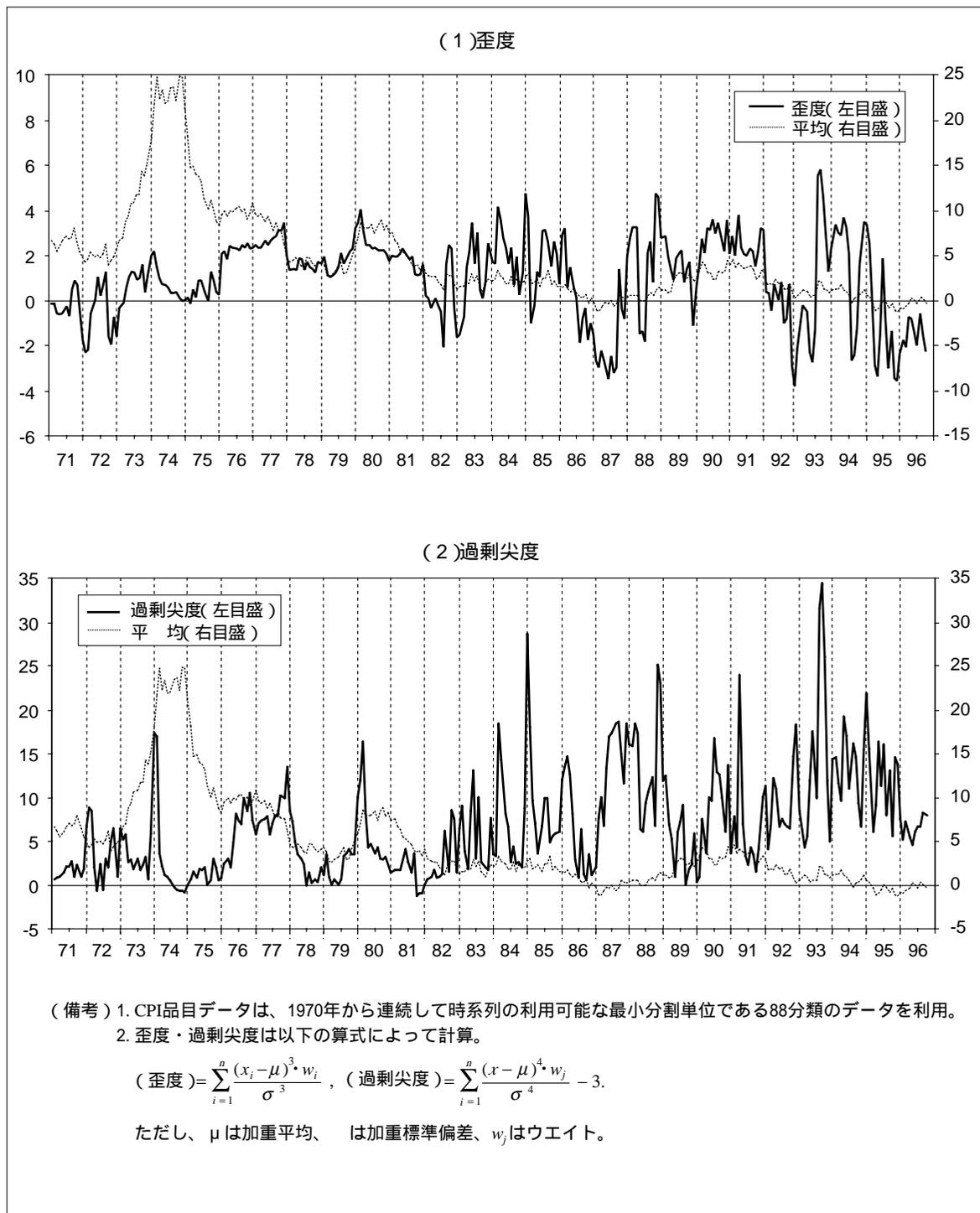
(資料) 吉羽 [1996] を一部修正。

17 米国でも、Ball and Mankiw [1995] が、PPI (36分類) を使って物価変化率の分布形状を検証し、物価上昇局面では左方に、物価下落局面では右方に大きく歪んでいるとの結果を得ている。

18 分布の正規性を検定する統計量は次式のとおりで、自由度2のカイ二乗分布に従う。例えば、Greene [1996] 第6章を参照のこと。

$$(\text{正規性検定統計量}) = (\text{サンプル数}) \times \left[ \frac{(\text{歪度})^2}{6} + \frac{(\text{過剰尖度})^2}{24} \right] \sim \chi^2(2)$$

図2 物価変動分布の高次モーメント



(2) 異常値修正指標

イ. 異常値修正指標の基本的な考え方

異常値修正指標は、ある時点における物価指数の変動に対する特異値の影響を除去した系列であり、大きく分けて「加重中央値」(weighted median)と「刈り込み加重平均値」(trimmed weighted mean)の二つがある。すなわち、加重中央値は、各時点における物価変動率について、各品目のウエイトを考慮して計算した中央値を時系列的に接続して作成される。また、刈り込み加重平均値は、絶対値でみた価格変動率の大きい品目をある一定ウエイト分だけ除去した上で、残りの品目について変動率を加重平均し、これを時系列的に接続している。一般に、加重中央値と刈り込み加重平均値は、特異的な変動の影響を排除しているため、単純な加重平均値に比べモデレートな動きになると考えられる<sup>19</sup>。

図3に示した概念図に則してやや具体的に各種の物価指標の作成方法をみると、まず、「単純加重平均値」では、図に示した10品目の上昇率をそれぞれのウエイトで加重平均し、2.0%との結果が得られる。また、ウエイトを加味していない「単純中央値」は、上位から5番目と6番目の単純平均である2.0%となる。これに対して、「加重中央値」では、中央値を計算する際、すべての品目を均等に扱うのではなく、ウエイトを加味して、累積ウエイトがちょうど50になる(全体を100と仮定)品目の上昇率をとるため、上位から6番目の1.5%がその値となる。さらに、「刈り込み加重平均値」では、一定割合(ここでは上下10%ずつ)の品目を控除した上で加重平均を行うことから、最も上昇率の大きい15%と、最も小さい-7.0%が加重平均の対象から除外され1.5%との結果が得られる。

図3 各種物価指標の作成方法(概念図)

| 単純加重平均値 = 2.0% |      | 単純中央値 = 2.0% |      | 加重中央値 = 1.5% |      | 10%刈り込み加重平均値 = 1.5% |                 |
|----------------|------|--------------|------|--------------|------|---------------------|-----------------|
| ウエイト           | 上昇率  |              |      |              |      |                     |                 |
| 10             | 15.0 | 10           | 15.0 | 10           | 15.0 | <del>10</del>       | <del>15.0</del> |
| 5              | 6.0  | 5            | 6.0  | 5            | 6.0  | 5                   | 6.0             |
| 10             | 4.0  | 10           | 4.0  | 10           | 4.0  | 10                  | 4.0             |
| 10             | 3.5  | 10           | 3.5  | 10           | 3.5  | 10                  | 3.5             |
| 10             | 2.5  | 10           | 2.5  | 10           | 2.5  | 10                  | 2.5             |
| 10             | 1.5  | 10           | 1.5  | 10           | 1.5  | 10                  | 1.5             |
| 15             | 1.0  | 15           | 1.0  | 15           | 1.0  | 15                  | 1.0             |
| 5              | -0.5 | 5            | -0.5 | 5            | -0.5 | 5                   | -0.5            |
| 15             | -2.5 | 15           | -2.5 | 15           | -2.5 | 15                  | -2.5            |
| 10             | -7.0 | 10           | -7.0 | 10           | -7.0 | <del>10</del>       | <del>-7.0</del> |

19 変化率を加重平均することは、指数レベルで幾何平均することとほぼ同値である。従って、異常値修正指標では、CPI計測誤差の要因の中で唯一システムチックに補正可能な指数算式の問題が調整されていると考えられる。なお、物価指数の計測誤差の詳細については、白塚[1995]を参照のこと。

#### ロ．異常値修正指標の理論的背景

物価変動分布が、左右非対称な歪んだ形状となることを説明する考え方として、メニューコストの存在と左右非対称な価格ショックにより説明するモデル (Ball and Mankiw [1995]) と、部門間でのショックの累積的な波及により説明するモデル (Balke and Wynne [1996]) の二つがある。

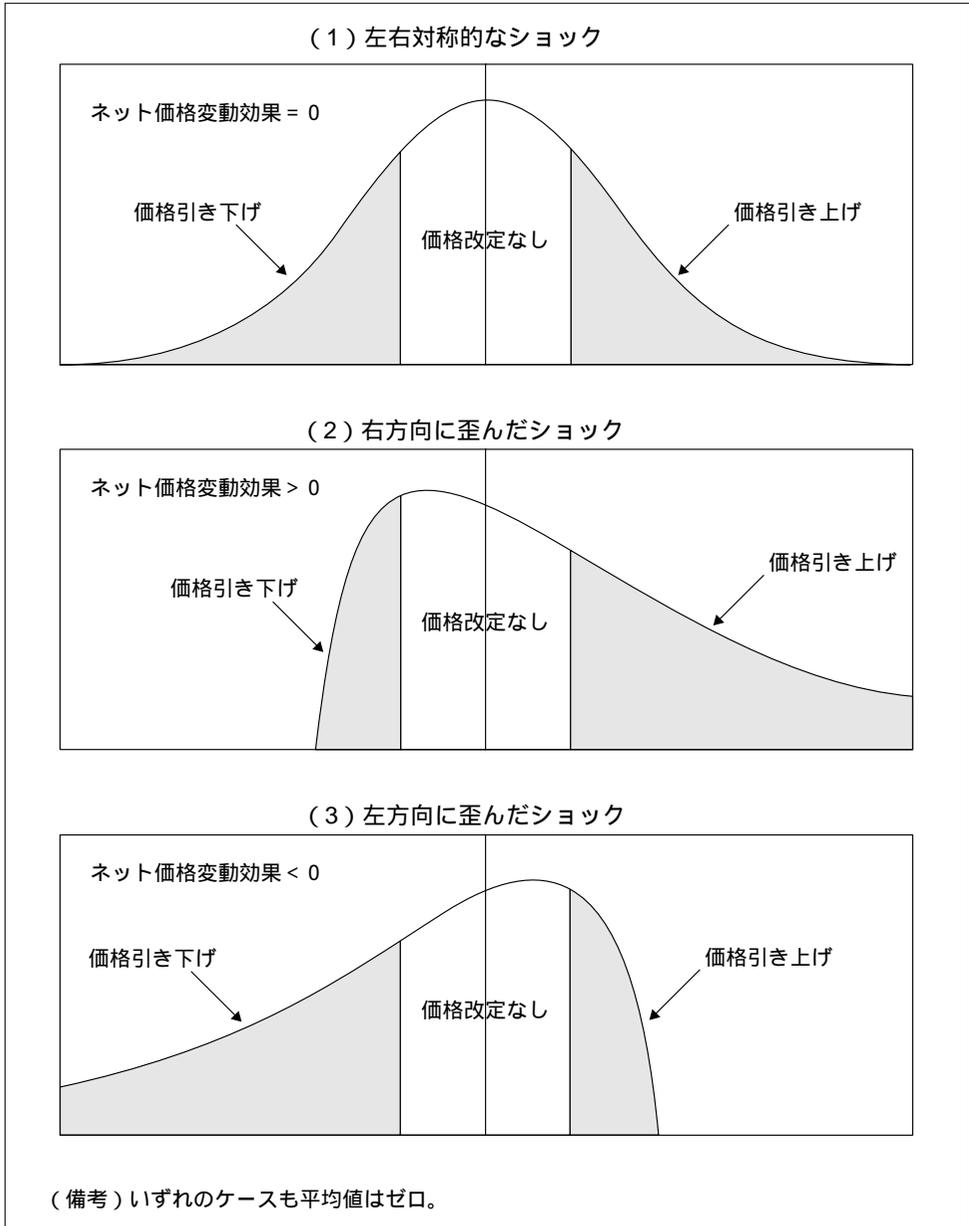
まず、Ball and Mankiw [1995] は、価格改定に費用を要するとのメニューコストの存在を仮定し、部門別に生じるショックが左右非対称である場合には、分布形状の歪みの方向に一般物価水準が変動するとのモデルを示した。

この点を図4を使って直観的に説明しておく。一般に、メニューコストが存在すると、企業は、直面したショックの影響がメニューコストよりも小さければ価格を据え置こうとする。この場合、ショックの分布が平均値ゼロで、かつ左右対称の形状をしていれば、価格を引き上げる動きと引き下げる動きが相殺し合い (シャドー部分の面積が左右対称となる)、平均値は不変である (上段のケース)。しかしながら、分布が右方向に歪んでいれば、平均値がゼロであっても、価格引き上げの動きが引き下げの動きを上回り (シャドー部分の面積が右側の方が左側よりも大)、一般物価水準は上昇することになる (中段のケース)。逆に、左方向に歪んでいる (シャドー部分の面積が左側の方が右側よりも大) と一般物価水準は低下する (下段のケース)。

一方、Balke and Wynne [1996] は、価格が伸縮的な動学的均衡モデルにおいて、部門間の投入・産出関係に非対称な構造が存在すると、左右対称的なショックが生じる場合でも価格変動分布には歪みが生じ、これと一般物価の変動間に正の相関が生じることを示した。すなわち、経済に生じるショックが大きいほど物価上昇は大きくなる。また、投入・産出構造が一定であるため、大きなショックが起きるほど、物価変動分布の歪みが増幅されることになる。

これら二つのモデルはいずれも、物価変動分布の歪みと一般物価の変動の間に正の相関が生じることを示すものである。しかしながら、ボール＝マンキュー・モデルでは、価格が伸縮的となる長期においては、価格変動分布の歪みと物価上昇率の関係は消滅すると考えられる。一方、バルク＝ワイン・モデルでは、価格変動分布と物価変動の関係は持続的となる。従って、両者のモデルの仮定のどちらがドミナントな要因として、価格変動分布の歪みと物価上昇率の短期的な相関を発生させているかによって、両者の長期的相関は異なることになる。

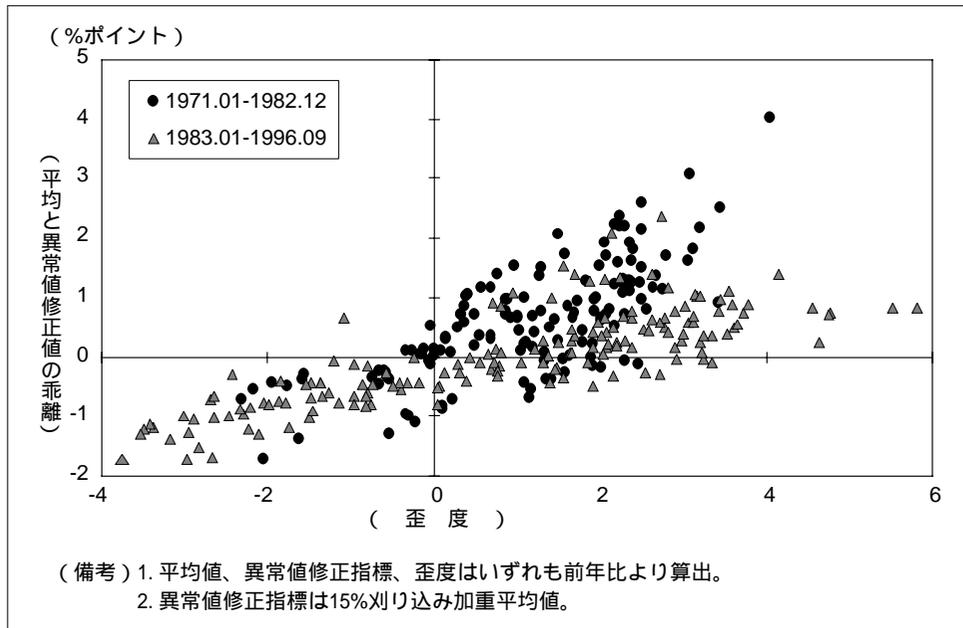
図4 価格ショックの分布形状



#### 八．異常値修正指標による分布の歪みの補正

異常値修正指標によって、どの程度物価変動分布の歪みが調整されているかを確認するために、平均値と異常値修正値の乖離と物価変動分布の歪みの関係をプロットしてみると、図5に示した通り正の相関が観察される。これは、物価変動分布の歪みの方向に平均値が動くとの影響を、異常値修正指標が補正していることを示すものである<sup>20</sup>。

図5 平均値と異常値修正指標の乖離と物価変動分布の歪み



## 4. 季節変動の影響

物価変動の季節性は、一時的な攪乱要因に含めて考えることもできるが、これも物価の基調的な変動を捕捉することを難しくする要因の一つとなっている。

### (1) 季節調整の重要性

物価の趨勢的な変化の方向をみるためには、原系列から季節変動要因を除去する必要がある。この場合、最も簡便な季節調整方法として前年同期比をみるケースが

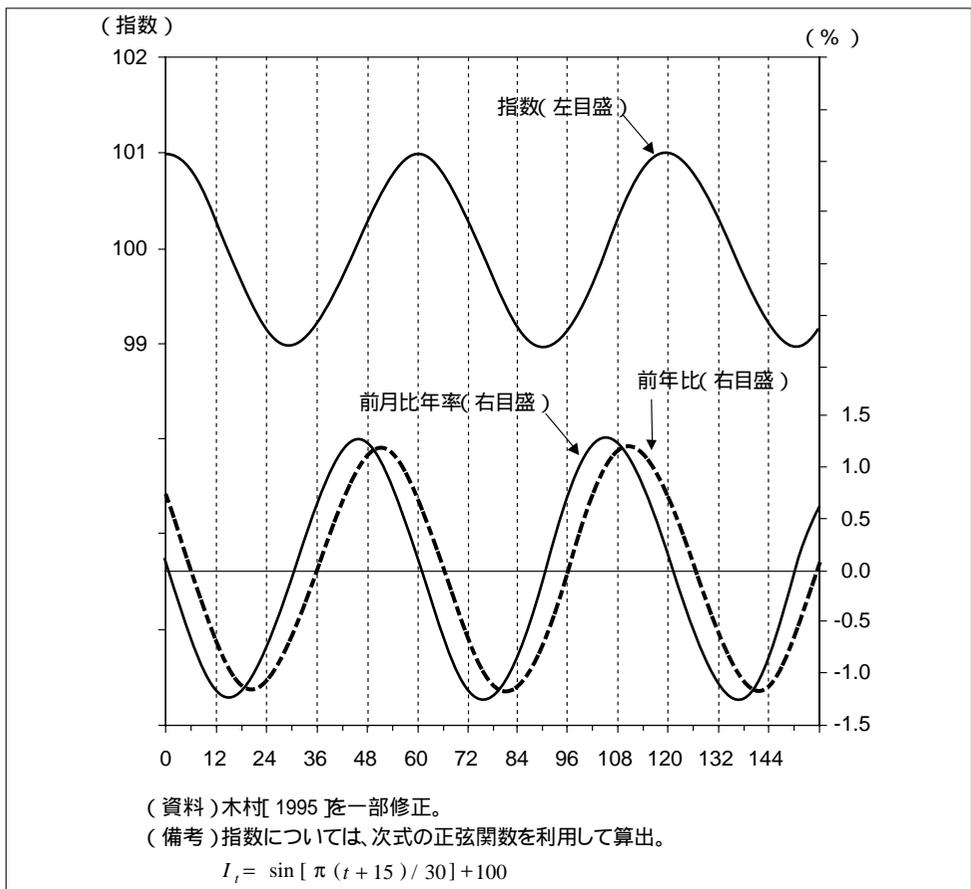
20 なお、物価変動と分布形状の歪みの間にある正の相関関係の統計的な頑健性については、Bryan and Cecchetti [1996] で、小標本バイアスの影響が大きいとの問題が指摘されており、引き続き検討が必要と考えられる。ただし、これは、異常値修正指標によって、物価の攪乱的な影響が控除され、基調的な変動をよりの確に捕捉できるとの結論に影響を与えるものではない。

多い。しかしながら、木村 [ 1995 ] で指摘されているように、前年同期比だけを見てみると、 当年の趨勢的な変動が同じであったとしても、前年の変動如何によって、前年同期比の動きは全く異なったものとなること、 前年同期比は趨勢的な変動の転換点について誤った情報を与えること、といった問題を生じさせることになる。

物価の基調判断においては、物価変動の循環パターンの転換点を見極めることが重要である。この場合、上記二つの問題点の中で後者の前年同期比の遅行性の問題が大きい。この点の具体的なイメージを把握するため、図 6 には、正弦関数から算出した仮説的な循環変動について、前月比と前年同月比の関係を示した。前月比は、循環成分がボトムからピークに至るまではプラスの値をとり、逆にピークからボトムまではマイナスの値をとり、循環変動の転換点を識別するための情報を提供している。これに対し、前年比の動きは、前期比に比べラグが存在している。また、このラグの大きさは周期や振幅に依存している。

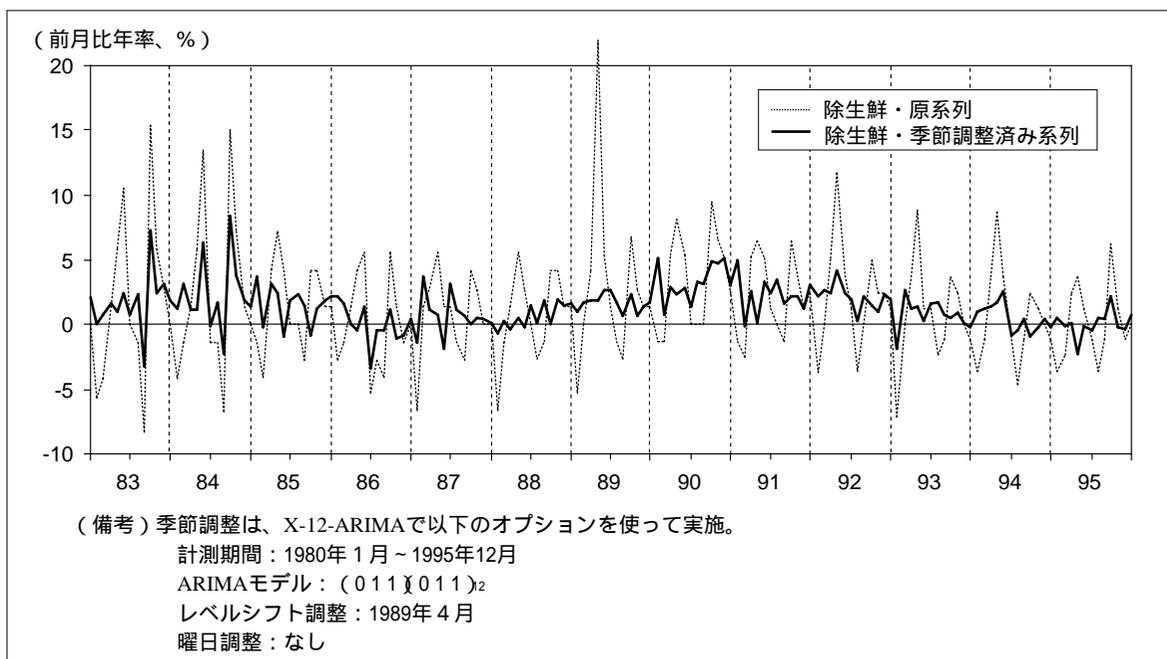
以上のような前年比の抱える問題点を踏まえると、物価の趨勢的な変化の方向性を確認するためには、前年同期比だけではなく、前期比を併せてみていくことが望ましいと考えられる。

図 6 前月比・前年比の先行・遅行関係



最近では、X-12-ARIMAと呼ばれる季節調整手法の利用が提唱されている。この季節調整手法を利用すると、季節調整替え時に季節調整済み系列が大幅に改定されてしまうとか、季節調整済み系列がしばしば不自然な変動を示すといった、従来の季節調整手法に指摘された問題に対してより柔軟に対応することが可能となる<sup>21</sup>。事実、同手法によって、CPI 除く生鮮を季節調整した系列と原系列の前月比の変動を比較すると、図7に示したとおり、季節調整済み系列は原系列に比べはるかにスムーズな動きを示し、趨勢的な物価変動の方向性はみやすくなっている。しかしながら、総合指数系列に対して季節調整を行っただけでは、変動の大きな品目の影響をより強く反映しやすいとの加重平均指数の問題点は解決されない。

図7 季節調整指数の動向



## (2) 季節変動要因の調整

そこで以下では、前年同期ベースの指標に加えて、季節調整済み前期比ベースの指標を構築するため、まず第一段階として、88分類の系列に対して季節調整を行った上で、第二段階として、次節で説明する異常値修正作業を施すとのステップを踏むことにする<sup>22</sup>。

21 X-12-ARIMAの詳細については、木村[1995、1996]を参照のこと。

22 個別品目の季節調整においては、以下のような事由から、原系列から季節変動成分のみを控除し、X-12-ARIMAで併せて推計される一時的変動成分は控除していない。一時的変動成分と趨勢・循環成分を分離するためには、毎回、X-12-ARIMAによる推計を行う必要がある。このため、従来から行われてきた、予め推計しておいた季節調整要素により季節調整を行うとの方式を踏襲するためには、季節変動成分のみを調整する扱いとする必要が高い。

なお、CPI構成品目の季節調整は、X-12-ARIMAを使って以下の手順で実施した（各系列の季節調整手続きの詳細は補論を参照）。すなわち、CPIの構成品目には、公共料金のように価格変更の頻度が少なく、かつ不定期に生じるものもみられ、必ずしもX-12-ARIMAのような季節調整手法に馴染むものばかりではない。このため、各品目の季節調整においては、まず、価格変動が階段状の公共料金関連品目<sup>23</sup>と、統計的に有意な季節変動が観察されない品目を季節調整の対象から除外した。その上で、X-12-ARIMAプログラムの機能の一つであるARIMAモデルの自動選択コマンドを使って季節調整を行った。この際、レベルシフト要因については、1989年4月の税制改革の影響が有意なもののみを事前・事後とも調整したほか、異常値要因については、自動検知されたものの中で統計的に有意なもののみ事前調整を行った。なお、自動選択コマンドで最適なARIMAモデルが特定化されない品目については、自己相関、偏自己相関のプロットから同定されたARIMAモデルの候補から、AIC規準によりモデルを特定化した。

## 5. 物価の基調的な変動を捕捉するための指標

本節では、まず、前節までの議論を踏まえ、基調的な物価変動を捕捉するための指標をどのように構築するかを検討し、その試算結果を示す。その上で、1980年代後半以降の物価変動を題材として、異常値修正物価指標を加味した物価情勢判断のケーススタディを行う。

### （1）異常値修正指標による物価情勢の判断

ここでは前年比ベースと前月比ベースの2種類の異常値修正指標を試算し、これらの指標を使って主として1980年代後半以降の物価情勢を検証する。物価情勢の判断において、前者は物価上昇率の水準を評価する時、また、後者は物価上昇率の加速度を評価する時に有用な指標であると考えられる。

なお、利用するデータは、1970年から最近時点まで連続して時系列データを利用可能な最小分類である88分類のデータを使う。また、以下では、異常値修正指標として、加重中央値、5、10、15、20、25%刈り込み平均値の6つの系列の中で、総じて安定性の高かった15%刈り込み平均値を利用する<sup>24</sup>。

23 公共料金等の階段状の価格変動が観察される品目については、1回の価格改定における変動が大きいため、後方3カ月移動平均をとることによって、指数変動を平滑化した。

24 6系列の変動係数を比較すると、絶対的に安定したパフォーマンスを示している系列は存在しない。しかしながら、15%以上の異常値を修正しても、必ずしも全般的な安定度は改善しないため、本稿では、異常値修正指標として15%刈り込み平均値を採用することにする。異常値修正指標として、どの指標が適切かとの点については、今後、金融・実体経済指標との関係等を含めた総合的な検討が必要と考えられる。

#### イ．前年比ベースの異常値修正指標

前年比ベースでの異常値修正指標の動向を図8に示した。異常値修正指標とCPI総合、生鮮食品を除く総合（除く生鮮）の変動を比較すると、総じて異常値修正指標が安定的に推移しており、異常値修正指標において、一時的な変動要因が相当程度調整されていると考えられる。

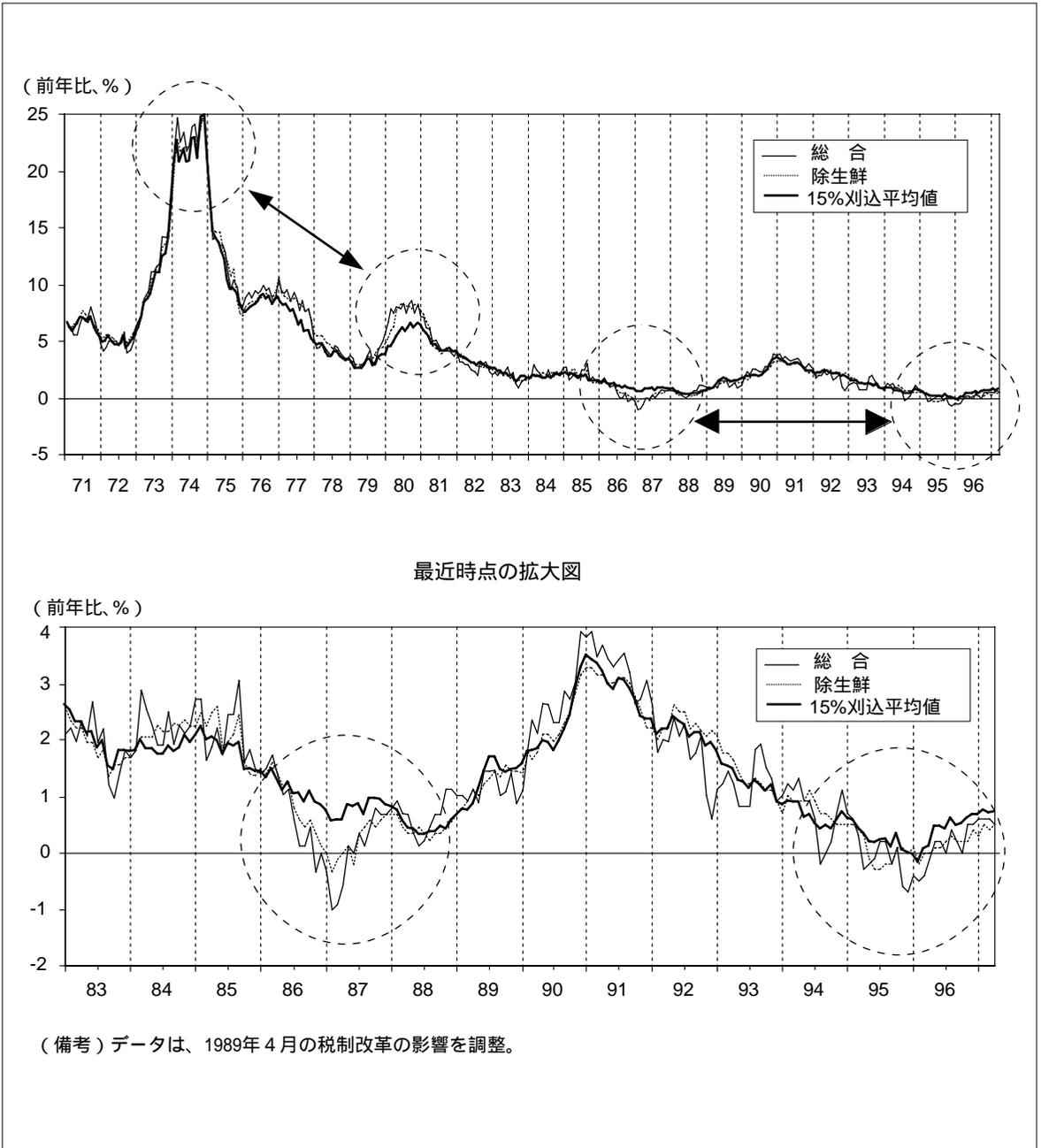
ここで、図中に丸で囲んだ四つの時点に注目する。四つの時点は、それぞれ第一次石油危機、第二次石油危機、プラザ合意後の円高、1995年の円高にそれぞれ対応している。

まず、第一次と第二次の石油危機時を比較すると、第一次石油危機における物価上昇率は、CPI総合・除く生鮮と異常値修正指標のいずれでも、ピーク時には前年比で24%にまで達しており、両者はほぼ同程度のレベルとなった。これに対して、第二次石油危機では、CPI総合・除く生鮮の上昇率は8.7%と、異常値修正指標の上昇率6.6%を大きく上回っている。この二つの局面におけるCPI総合・除く生鮮と異常値修正指標の変動の相違は、第一次石油危機時には、「狂乱物価」と呼ばれるように物価上昇があらゆる財・サービスに波及したのに対し、第二次石油危機時には「ホームメイド・インフレ化の回避」に成功し、物価上昇が一部の製品にとどまった、との経験によく符合している<sup>25</sup>。

同様の事象は、プラザ合意後の円高と1995年の円高の二つの円高局面における物価指標の動きにもみられる（前出図8の下段にこの時期の拡大図を掲示）。すなわち、プラザ合意後の円高局面においては、1987年前半にCPI総合・除く生鮮ベースの前年比がマイナスを記録した。しかしながら、この時期の異常値修正指標は、0.5%から1%の間で推移しており、両者に大きな乖離が生じた。これに対し、1995年に一時円ドルレートが80円/ドルにまで急騰した局面では、CPI総合・除く生鮮、異常値修正指標のいずれでも、物価上昇率はマイナスを記録し、プラザ合意後のような極端な乖離は生じていない。これは、プラザ合意後の円高による物価下落が、ごく一部の品目に限定的に強く作用したのに対し、1995年には、かなり広い財・サービスにデフレ圧力が働いていた可能性を示唆するものと考えられる。特に、この時の物価上昇率のボトムは、円高が一服した1995年末頃であり、円高以外の経済全体としてのデフレ・インパクトが大きかった可能性がうかがわれる。

25 Blinder [ 1982 ] は、食料品、エネルギー等の特定の品目を控除するアプローチにより、米国では、第一次・第二次石油危機ともに、上記特定品目における攪乱要因の影響が大きかったことを指摘している。

図8 異常値修正指標（前年比ベース）の推移



ロ．前月比ベースの異常値修正指標

次に、物価上昇率の加速度を評価するために、季節調整済み前期比ベースの異常値修正指標の動向を図9として試算した。同図には、15%刈り込み加重平均値のほか、図7で利用したX-12-ARIMAによる季節調整済み系列を併せてプロットして

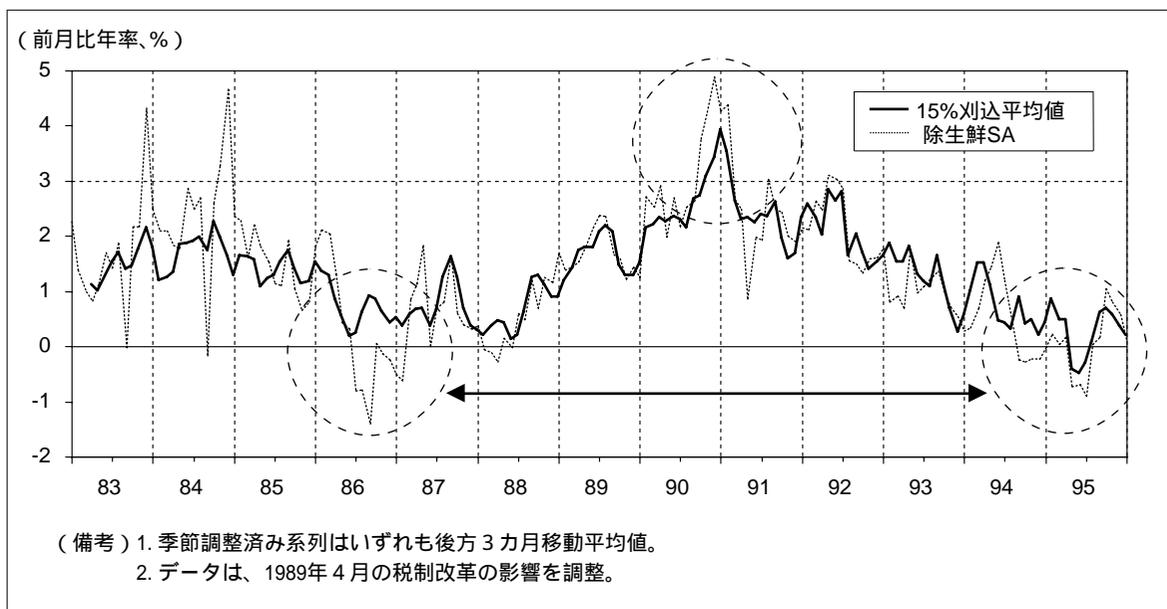
いる<sup>26</sup>。この図をみると、15%刈り込み加重平均値は、除く生鮮・季節調整済み系列とかなりパラレルに近い推移を示している。

しかし、やや仔細に両者の変動を比較してみると、次の二点が指摘される。まず第一は、1986年と1995年の円高が急速に進展した時期について、前者の時期には、除く生鮮・季節調整済み系列が異常値修正指標を大きく下回っているのに対し、後者の時期には、両者の間にはあまり大きな乖離はみられない。これは、前出図8に示した前年比ベースのCPI総合・除く生鮮と異常値修正指標を比較した結果と同様に、デフレ圧力が一部の品目に集中していたか、広範に及んでいたか、という相違に起因しているものと考えられる。

また、第二に、1990年後半の湾岸危機の際に、除く生鮮の季節調整済み系列が季節調整済み異常値修正指標を上回って上昇している点である。これは、この時期の物価上昇圧力の高まりが、湾岸危機に伴う原油高騰の影響を反映した一部の品目に特に強く表れていたことを示唆するものと考えられる。無論、異常値修正指標でも、4%近い水準にまで上昇したインフレ圧力は、相当程度大きかったことも事実である。

以上の考察は、季節調整済み前期比ベースの異常値修正指標と除く生鮮の季節調整済み系列を比較してみえていくことによって、基調的な物価変動の方向性をより明確にフォローし得ることを示していると考えられる。

図9 異常値修正指標（季節調整済み前月比ベース）の推移



26 15%刈り込み加重平均値及びCPI除く生鮮の季節調整は、1982年1月から1996年9月までのデータを利用して算出している。

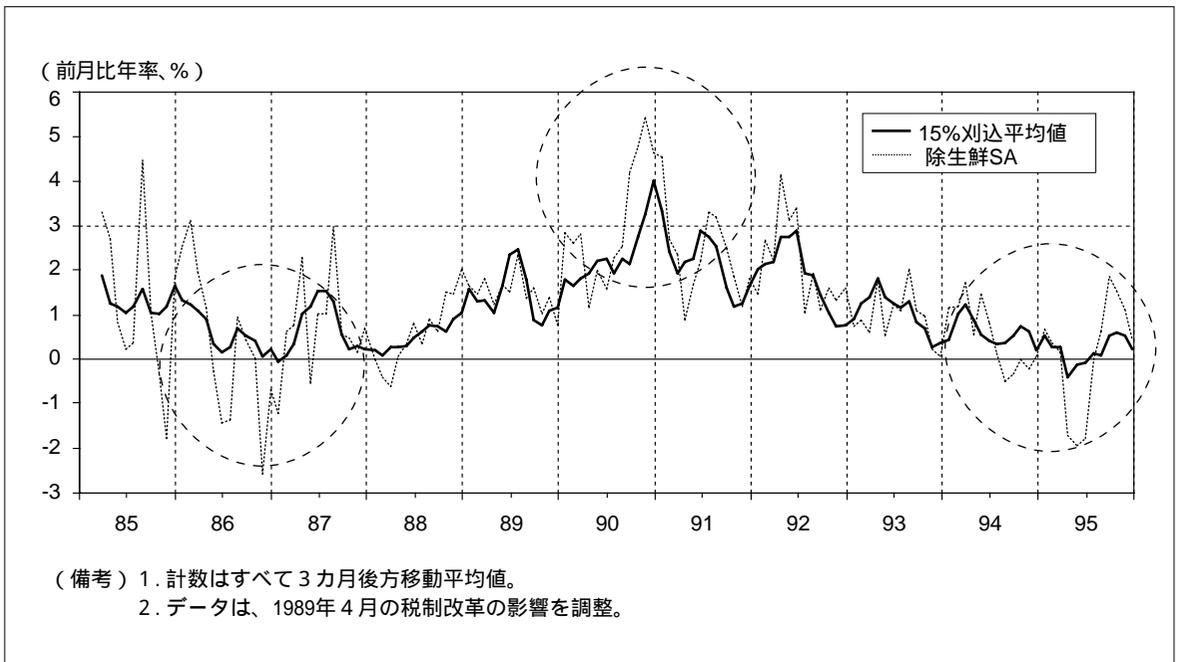
#### 八．各時点までに利用可能なデータによるシミュレーション

上述した前期比ベースの異常値修正指標においては、1982年1月から1996年9月までのデータを使って事後的に推計された季節調整済み系列を利用している。しかしながら、異常値修正指標の有効性を主張するに当たって、事後的に利用可能となる情報を使った分析を行うことはフェアでない。

そこで、以下では、各時点までで利用可能な情報のみを使った場合、ここまでの分析結果がどの程度影響を受け得るかをチェックしておく。具体的には、異常値修正指標、除く生鮮・季節調整済み系列のそれぞれについて、必要な季節調整を前年から過去5年分のデータを使って実施する。

図10に示した試算結果をみると、ここまでの分析と同様、プラザ合意後（1986～1997年）と湾岸危機時（1990年後半）において、15%刈り込み加重平均値とCPI除く生鮮・季節調整値の間に大きな乖離が観察され、物価へのショックが一部の品目に集中していたことが確認される。また、1994年から1995年にかけての円高進行時についても、15%刈り込み加重平均値とCPI除く生鮮・季節調整値の乖離が拡大しており、円高の影響だけでなく、経済全体のデフレインパクトが大きかったことが推察される<sup>27</sup>。

図10 各時点までに利用可能なデータによるシミュレーション



27 さらに、前出の図8に示した前年同月比ベースの計数については、事後的な情報を一切利用しておらず、前年比ベースと前月比ベースの異常値修正指標を並行してみいくことで、振れの相対的に大きい前月比ベースの変動から読み取れる情報を補正していくことは十分可能と考えられる。

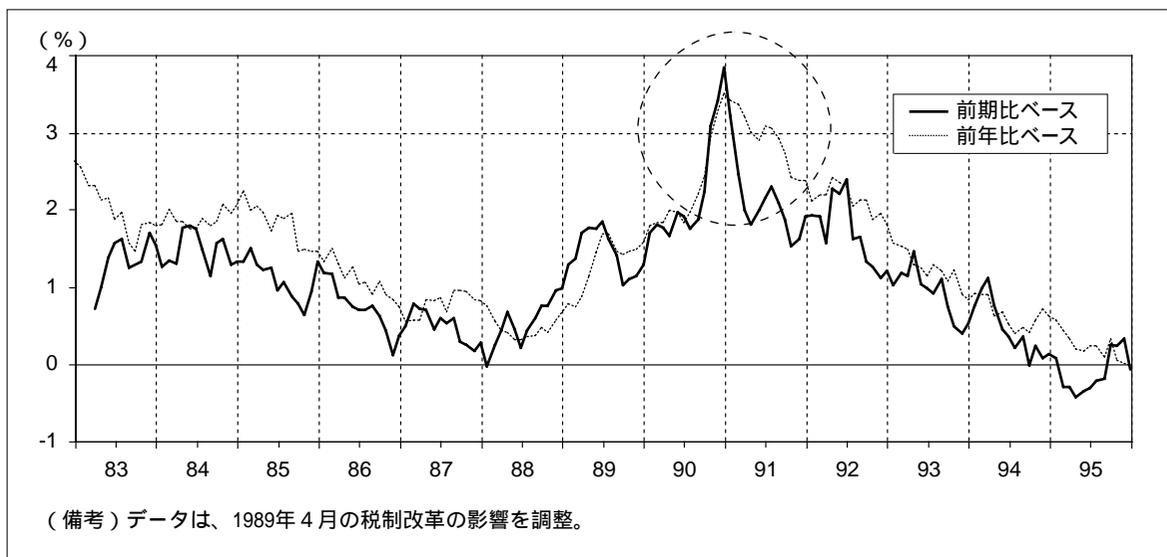
## 二．前年比ベースと前期比ベースの異常値修正指標の比較

最後に、前年比ベースと前期比ベースの異常値修正指標の変動を比較することにより、どのような点が明らかになるかを検討しておく。

図11には、15%刈り込み加重平均値について、前年比ベースの系列と前期比ベースの系列を併せてプロットした。この図をみると、1988年頃をボトムとして、1990年にかけて物価上昇テンポが急速に高まっている姿が見て取れる。また、物価上昇率は1990年末にピークを迎えた後、前年比ベースでは、1991年後半まで3%前後で推移しているが、前月比ベースでは、1991年入り後、依然として高水準ながら伸び率は急速に鈍化し、物価上昇テンポがピークアウトしていることが確認される。

ここで示された結果は、前年比ベースと前期比ベースの異常値修正指標、及びCPI総合（あるいは除く生鮮）の前年比、季節調整済み前月比といった指標を組み合わせてみることで、物価上昇の水準と方向性に関する基調的な判断がより明確に行えることを示している。

図11 前年比ベースと前期比ベースの異常値修正指標の比較



## ( 2 ) 1980年代後半以降の物価情勢の評価

1980年代後半から1990年代前半にかけては、「バブル期」と呼ばれるように、資産価格が大きく上昇・下落し、実体経済面でも大きな変動を経験した。この間の物価情勢の判断については、「基調的な物価安定は維持されていた」との見方が大勢を占めている。すなわち、この時期の経済変動に対する評価として、「一般物価水準が比較的安定的に推移する中で、資産価格が大幅に上昇・下落するとともに、景気の振幅も大規模なものとなった」とするのが一般的であろう。しかしながら、この時期の物価情勢の判断として、物価の安定基調が維持されていたとの判断は、果たして妥当なものであったのであろうか。

まず第一に指摘されるのは、物価上昇のテンポは、1988年央をボトムとして、1990年末にかけてピークアウトするまで、約2年半にわたって、ゼロ近傍から4%程度にまで大きく上昇したことである。

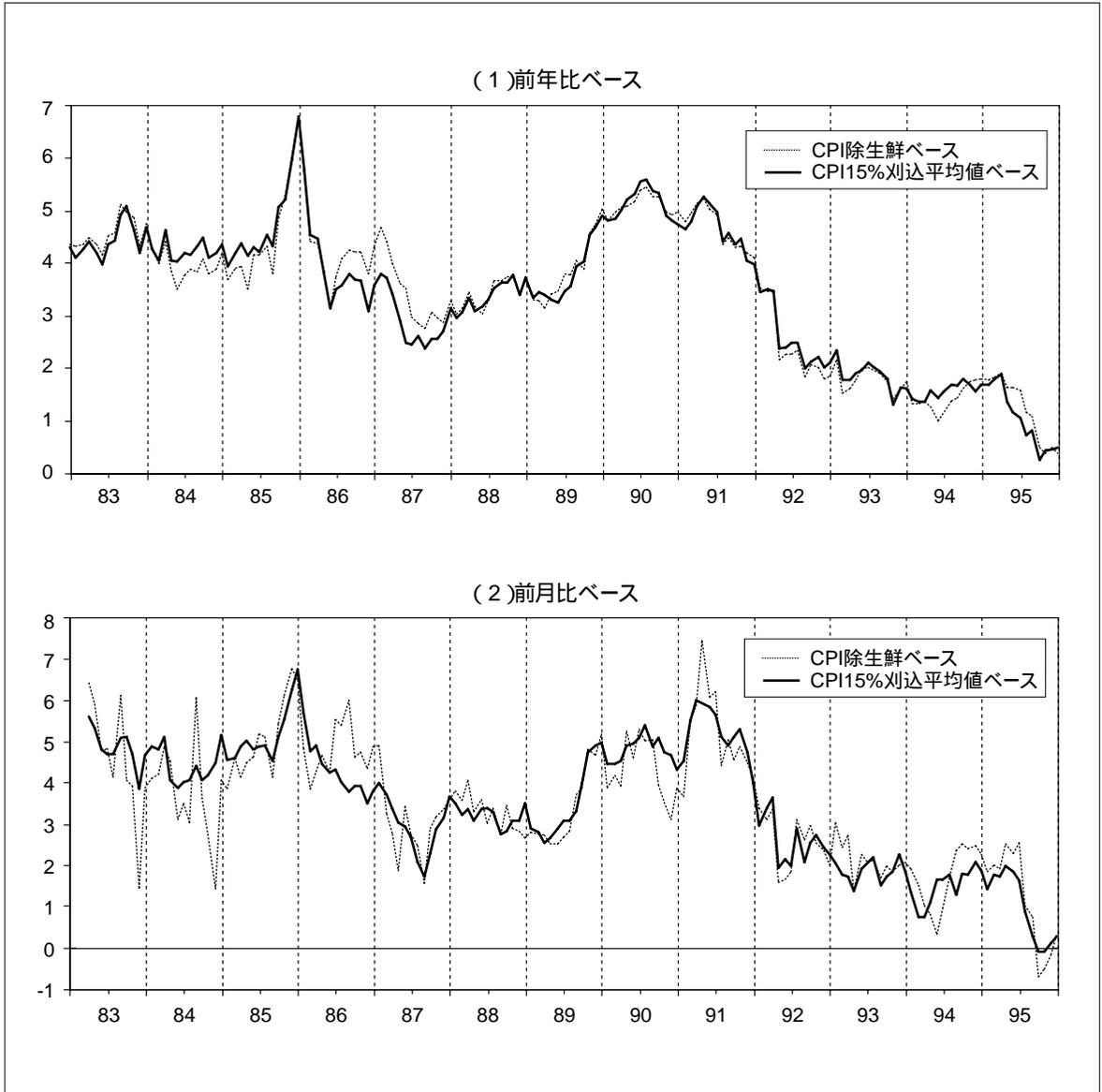
また第二に、円高に伴う1986～87年にかけてのデフレーションパクトが、過大評価されていた可能性も大きい。これは、1986年11月をボトムとする景気回復局面の中で、許容され得る物価上昇率の糊代が見掛けほど大きくなかったと理解することもできよう。

第三に、前年比でみた物価上昇率は、1991年半ば過ぎまで3%を超える水準で推移していたが、前期比ベースでは、1991年入り後に上昇率は急速に鈍化し、物価上昇のピークアウトがより明確に確認される。

金融政策が実体経済、物価に波及するまでのラグは長く、予防的な (pre-emptive) 政策運営が重要であると考えられる。この点を踏まえると、物価情勢の基調的な判断においては、前年比ベースでの物価指標による物価上昇の水準評価とともに、前月比ベースの指標による方向性の評価の両者を併せてチェックしていくことが重要といえよう。

なお、CPI総合(あるいは除く生鮮)と異常値修正指標との乖離がみられる局面においては、当然のことながら、物価指数を利用して実質化された指標の変動も異なってくる。図12には、コールレートをCPI除く生鮮、15%刈り込み加重平均値の両者で実質化した実質短期金利をプロットしている。公定歩合が5%から2.5%まで五度にわたって引き下げられた1986年から1987年前半にかけては、二つの物価指標の乖離が大きかった時期に当たり、実質短期金利の動きも異なる。特に、1986年央から末にかけては、CPIベースの実質金利はやや上昇している一方で、異常値修正指標ベースでは横這いで推移しており、この時期の金融緩和の度合いに対しては、異なった評価が下され得る。

図12 実質短期金利の推移



## 6. 結び

本稿では、金融政策運営上の物価安定の定義について議論した上で、物価変動の中から一時的なショックの影響を控除し、政策判断に有効な情報となる基調的な物価変動を反映した物価指標を検討した。また、この物価指標を使ったケーススタディとして、1980年代後半以降の物価変動の評価を試みた。

その分析結果からは、異常値修正指標は、様々な一時的ショックの影響を補正し、物価の基調的な変動を捕捉する上で有用な指標の一つとなり得ることが示された。特に、物価の基調的な変動を捕捉する上では、前年比ベースと前期比ベースの異常値修正指標、及びCPI総合（あるいは除く生鮮）の前年比、季節調整済み前月比といった指標を組み合わせて見ることで、基調的な物価上昇の水準と方向性がよりの確に捕捉可能となる。

なお、本稿で示した異常値修正指標を物価情勢判断の材料の一つとして活用していくために、今後の検討課題として以下の三点が指摘される。まず第一は、本稿で利用した異常値修正指標は、作業上の簡便性を確保するため、1970年以降連続した時系列が利用可能な88分類に分割したベースで構築されている。しかしながら、異常値修正指標は、変化率として計算されるため、各基準毎の系列をそのまま接続することができる。従って、各基準時における品目指数を使用することにより、5年毎のより詳細な分類での指数を作成し、これを接続することで、より精度の高い時系列が利用可能となる<sup>28</sup>。

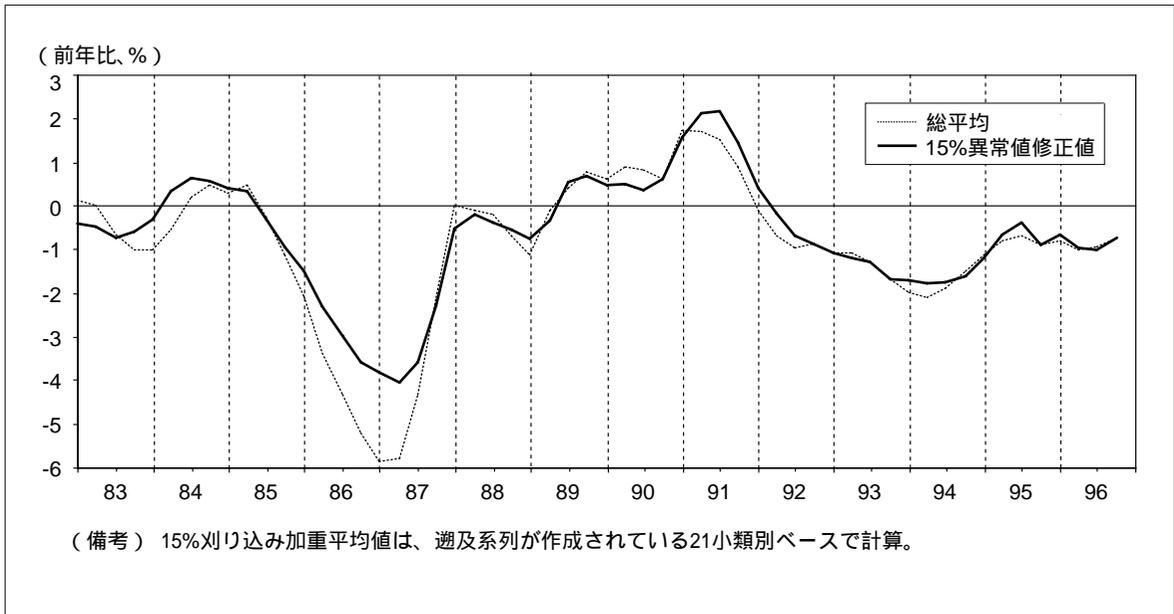
また第二に、本稿で示した異常値修正指標を使った物価情勢の判断は、図表を使っのナイーブな検証にとどまっている。無論、本稿で示されたとおり、図表をみることだけでも、物価の基調的な変動を捕捉する上での情報量は極めて大きなものがある。ただ、異常値修正指標について、予防的な政策運営を行う上での判断材料として活用することを検討していく上では、これらの物価指標とマネーを含む各種の金融・実体経済指標との関係に関する統計的なチェックを試みることも必要であろう。

第三は、WPIについてもCPI同様に、異常値修正指標の枠組みを活用することが考えられる。図13は、国内WPIについて、遡及指数が利用可能な21の小類別指数を使って前年比ベースでの15%刈り込み加重平均値を合成し、国内WPI総平均・前年比と比較している。この図をみても、プラザ合意後、湾岸危機時、1994～1995年の円高期の三つの時期について、CPI同様の情報を得ることができる。特に、WPIについては、ウエイトが工業統計表の出荷額ベースで作成されていることから、為替レートの変動等一時的な要因によって振れがちな素原材料の変動が増幅されやすいとの傾向を有していることを勘案すると、異常値修正指標の有用性は大きいと考えられる<sup>29</sup>。

28 ただし、CPI構成品目の季節調整を必要とする前期比ベースの異常値修正指標については、品目レベルでは基準時改定毎の時系列の連続性が確保されないため、品目よりも若干集計度の高い系列を利用する必要がある。

29 この点については、WPIウエイトをネット出荷額ベースに移行させるとの対応策も検討に値すると思われる。

図13 WPIの異常値修正指標



### 補論 . CPI構成目目の季節調整手続き

CPI構成目目の季節調整は、本文でも説明したとおり、X-12-ARIMAを使って以下の手順で実施した。

すなわち、CPIの構成目目には、公共料金のように価格変更の頻度が少なく、かつ不定期に生じるものもみられ、必ずしもX-12-ARIMAのような季節調整手法に馴染むものばかりではない。このため、各品目の季節調整においては、まず、価格変動が階段状の公共料金関連品目（表中の季節調整欄が「公共性」のもの）と、統計的に有意な季節変動が観察されない品目（同「未調整」のもの）を季節調整の対象から除外した。

その上で、X-12-ARIMAプログラムの機能の一つであるARIMAモデルの自動選択コマンドを使って季節調整を行った。この際、レベルシフト要因については、1989年4月の税制改革の影響が有意なもののみを事前・事後とも調整したほか、異常値要因については、自動検知されたものの中で統計的に有意なもののみ事前調整を行った。なお、自動選択コマンドで最適なARIMAモデルが特定化されない品目については、自己相関、偏自己相関のプロットにより同定されたARIMAモデルの候補から、AIC規準によりモデルを特定化した。

各品目の季節調整オプションを示すと次のとおりである。

| 項番 | 品目名            | 季節調整 | ARIMA                       |
|----|----------------|------|-----------------------------|
| 1  | 米類             | 調整済  | ( 520 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 2  | パン             | 調整済  | ( 011 X 210 ) <sub>12</sub> |
| 3  | めん類            | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 4  | その他の穀類         | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 5  | 生鮮魚介           | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 6  | 塩干魚介           | 調整済  | ( 113 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 7  | 魚肉練製品          | 調整済  | ( 111 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 8  | その他の魚介加工品      | 未調整  | ---                         |
| 9  | 生鮮肉            | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 10 | 加工肉            | 調整済  | ( 011 X 110 ) <sub>12</sub> |
| 11 | 牛乳             | 調整済  | ( 021 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 12 | 乳製品            | 未調整  | ---                         |
| 13 | 卵              | 調整済  | ( 012 X 210 ) <sub>12</sub> |
| 14 | 生鮮野菜           | 調整済  | ( 012 X 210 ) <sub>12</sub> |
| 15 | 乾物・海草          | 調整済  | ( 111 X 110 ) <sub>12</sub> |
| 16 | 大豆加工品          | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 17 | その他の野菜・海草加工    | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 18 | 生鮮果物           | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 19 | 果物加工品          | 調整済  | ( 310 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 20 | 油脂             | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 21 | 調味料            | 未調整  | ---                         |
| 22 | 菓子類            | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 23 | 調理食品           | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 24 | 茶類             | 調整済  | ( 122 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 25 | コーヒー・ココア       | 未調整  | ---                         |
| 26 | その他の飲料         | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 27 | 酒類             | 公共性  | ---                         |
| 28 | 外食             | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 29 | 家賃             | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 30 | 設備材料           | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 31 | 工事その他のサービス     | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 32 | 光熱・水道          | 調整済  | ( 012 X 210 ) <sub>12</sub> |
| 33 | 家事用耐久財         | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 34 | 冷暖房用器具         | 調整済  | ( 012 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 35 | 一般家具           | 未調整  | ---                         |
| 36 | 室内装備品          | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 37 | 寝具類            | 調整済  | ( 012 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 38 | 食器類            | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 39 | 台所用品           | 調整済  | ( 113 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 40 | その他の雑貨         | 調整済  | ( 421 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 41 | ティッシュ・トイレトペーパー | 未調整  | ---                         |
| 42 | 洗剤             | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 43 | 他の消耗品          | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 44 | 家事サービス         | 調整済  | ( 113 X 110 ) <sub>12</sub> |

| 項番 | 品目名        | 季節調整 | ARIMA                       |
|----|------------|------|-----------------------------|
| 45 | 和服         | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 46 | 洋服         | 調整済  | ( 213 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 47 | シャツ・セーター   | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 48 | 下着類        | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 49 | 履物類        | 調整済  | ( 221 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 50 | 生地         | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 51 | 糸          | 調整済  | ( 012 X 210 ) <sub>12</sub> |
| 52 | 靴下         | 調整済  | ( 522 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 53 | その他の被服     | 調整済  | ( 013 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 54 | 被服関連サービス   | 調整済  | ( 521 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 55 | 医薬品        | 調整済  | ( 012 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 56 | 保健医療品・器具   | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 57 | 保健医療サービス   | 公共性  | ---                         |
| 58 | 交通         | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 59 | 自動車        | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 60 | 自転車        | 調整済  | ( 310 X 110 ) <sub>12</sub> |
| 61 | 自動車等維持費    | 調整済  | ( 012 X 110 ) <sub>12</sub> |
| 62 | 通信         | 公共性  | ---                         |
| 63 | 教育         | 公共性  | ---                         |
| 64 | TV・ステレオ    | 調整済  | ( 120 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 65 | 楽器         | 調整済  | ( 011 X 210 ) <sub>12</sub> |
| 66 | その他の耐久財    | 調整済  | ( 322 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 67 | 文房具        | 調整済  | ( 211 X 111 ) <sub>12</sub> |
| 68 | 運動用具       | 調整済  | ( 110 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 69 | がん具        | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 70 | 切り花        | 調整済  | ( 111 X 110 ) <sub>12</sub> |
| 71 | その他の娯楽用品   | 調整済  | ( 310 X 110 ) <sub>12</sub> |
| 72 | 新聞代        | 公共性  | ---                         |
| 73 | 雑誌         | 調整済  | ( 210 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 74 | 書籍         | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 75 | 宿泊料        | 調整済  | ( 011 X 110 ) <sub>12</sub> |
| 76 | 月謝類        | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 77 | 受信料        | 公共性  | ---                         |
| 78 | 入場ゲーム代     | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 79 | その他娯楽サービス  | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 80 | 理美容サービス    | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 81 | 理容器具       | 未調整  | ---                         |
| 82 | 石けん類       | 調整済  | ( 011 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 83 | 化粧品        | 調整済  | ( 212 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 84 | かばん類       | 調整済  | ( 022 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 85 | 時計・指輪      | 調整済  | ( 014 X 210 ) <sub>12</sub> |
| 86 | その他の身の回り用品 | 調整済  | ( 012 X 011 ) <sub>12</sub> |
| 87 | たばこ        | 公共性  | ---                         |
| 88 | その他        | 公共性  | ---                         |

## 参考文献

- 北村行伸、「物価インデックス債と金融政策 実質金利と期待インフレ率を国債流通市場情報から導く方法とその応用」」、『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所、1995年9月
- 木村 武、「季節調整の方法とその評価について 各種手法の紹介と理論・実証分析のサーベイ」」、『金融研究』第14巻第4号、日本銀行金融研究所、1995年12月  
、「最新移動平均型季節調整法X-12-ARIMAについて」」、『金融研究』第15巻第2号、日本銀行金融研究所、1996年
- 白塚重典、「消費者物価指数と計測誤差 その問題点と改善に向けての方策」」、『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所、1995年7月  
、「インフレーション・ターゲティング対象物価指標を巡る論点整理」」、IMES Discussion Paper No. 96-J-15、日本銀行金融研究所、1996年  
・藤木 裕、「ウォルシュ・スペンソン型モデルについて インフレーション・ターゲティングの解釈を巡って」」、『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年9月
- 日本銀行調査統計局、「諸外国におけるインフレーション・ターゲティングの動向」、『日本銀行月報』、1994年12月号
- 藤木 裕、「新しい成長理論 (New Growth Theory) の実証研究 クロスカントリー・データによる実証研究のサーベイ」」、IMES Discussion Paper No. 96-J-16、日本銀行金融研究所、1996年
- 三重野 康、「日本銀行の金融政策の運営」」、『日本銀行月報』、日本銀行、1994年6月号
- 吉羽要直、「リスク・リバーサル取引の理論的含意について」」、『金融研究』第15巻第2号、日本銀行金融研究所、1996年4月
- Balke, Nathan S., and Mark A. Wynne, "Supply Shocks and the Distribution of Price Changes," *FRB Dallas Economic Review*, 1996, pp. 10-18.
- Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economic Studies*, 110(1), 1995, pp. 161-193.
- Barro, Robert J., "Inflation and Economic Growth," *Bank of England Quarterly Bulletin* 35(2), 1995, pp. 166-176.  
, and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, 1995.
- Beveridge, Stephen, and Charles R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Temporary Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle,'" *Journal of Monetary Economics* 7(2), 1981, pp. 151-174.
- Bernanke, Ben S., and Frederic S. Mishkin, "Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?," *Journal of Economic Perspectives* 11(2), 1997, pp. 97-116.
- Blanchard, Olivier Jean, and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Distribution," *American Economic Review* 79(4), 1989, pp. 655-673.

- Blinder, Alan S., "The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970s," in Robert E. Hall ed. *Inflation: Causes and Effects*, University of Chicago Press, 1982, pp. 261-282.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," in N. G. Mankiw ed. *Monetary Policy*, University of Chicago Press, 1994, pp. 195-215.
- , and                      , "Inflation and the Distribution of Price Changes," *NBER Working Paper No. 5793*, 1996.
- , and                      , and Rodney L. Wiggins II, "Efficient Inflation Estimation," *mimeo*, 1997.
- Cecchetti, Stephan G., "Inflation Indicators and Inflation Policy," *NBER Macroeconomic Annual*, 1996a, pp. 189-235.
- , "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers," *NBER Working Paper No. 5786*, 1996b.
- Fischer, Stanley, "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics* 32(3), 1993, pp. 485-512.
- Freedman, Charles, "What Operating Procedures Should Be Adopted to Maintain Price Stability? --- Practical Issues," in *Achieving Price Stability: A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 1996, pp. 241-285.
- Greene, William, H., *Econometric Anals*, 3rd ed., Macmillan, 1996.
- Greenspan, "Opening Remarks," in *Achieving Price Stability: A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 1996, pp. 1-5.
- Haldene, Andrew G., "Some Thoughts on Inflation Targeting," Paper presented for the Konstanz Seminar on June 4-7, 1996.
- Huber, Peter J., *Robust Statistics*, John Wiley & Sons, 1981.
- Orphanides, Athanasios, and David W. Wilcox, "The Opportunistic Approach to Disinflation," *FRB Finance and Economics Discussion Paper No. 96-24*, 1996.
- Roger, Scott, "Alternative Measure of Underlying Inflation," *Reserve Bank Bulletin 57(2)*, Reserve Bank of New Zealand, 1994, pp. 109-129.
- Watson, Mark W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics* 18(1), 1986, pp. 49-75.