

刈り込み平均指数を利用した 基調的物価変動の分析

三尾仁志 / 肥後雅博

要 旨

本稿では、CPIの個別品目の価格変化率を利用して、基調的な物価変動成分を抽出することを狙った「CPI刈り込み平均指数」の特性を分析する。

分析によると、個別品目の価格変化率分布の両裾15%ずつを控除した「CPI刈り込み平均指数」は、従来、基調的なインフレ率を反映する指標として広く用いられてきた「CPI除く生鮮指数」と比較し、特定品目の極端な価格変動によって生じる物価指数の一時的変動をより効果的に控除しており、基調的なインフレ率を示す指標としての有用性が高い。

現在のインフレ率に、こうした品目限定的・一時的要素がどの程度影響しているかを評価する際には、『価格が極端に変動している品目の価格変化率と、他の様々な品目の平均的な価格変化率との間の乖離幅』に注目することが有用である。こうした視点から、物価変動の基調的要素と一時的要素を分離することで、過去の政策運営の評価、現在の物価変動の要因分析、将来のインフレ率予測、に関する情報が増加すると期待できる。

一方、刈り込み平均指数から控除された品目の価格変動情報が、将来の物価変動に関する『先行指標』的情報を含む恐れもあるため、本指数を、将来を展望した場合の物価変動圧力を示す指標として利用する場合には、指数から控除された品目の価格変動が、いかなる要因により生じているかの分析を併用することがより望ましい。

キーワード：基調的なインフレ率、刈り込み平均指数、
個別品目の価格変化率分布、一時的な供給ショック

本稿の作成に当たっては、福田慎一助教授（東京大学）から大変有益なコメントを頂戴したほか、白塚重典氏（シカゴ連邦準備銀行出向中）の厚意により、同氏作成の統計プログラムを利用させて頂いた。また、マイケル・ブライアン氏（クリーブランド連邦準備銀行エコノミスト、前金融研究所客員研究員）との議論からは多くの有益な示唆を得た。特に記して感謝したい。

三尾仁志 / 肥後雅博 日本銀行金融研究所研究第1課
(E-mail: hitoshi.mio@boj.or.jp, masahiro.higo@boj.or.jp)

1. はじめに

本稿は、基調的なインフレ率を抽出する指標として、最近米国を初め、英国、カナダ、ニュージーランド等で研究が行われている「刈り込み平均（trimmed mean）指数」の有用性について検討を加えたものである。具体的には、わが国の「CPI（消費者物価指数）総合指数」について「刈り込み平均化」を行って作成された指数の特性を分析するとともに、作成した「CPI刈り込み平均指数」から政策運営上有用な情報を抽出する可能性やその方法について検討する。なお、「刈り込み平均化」が具体的にどのような操作を意味するかについては、先行研究の例等も引きつつ、以下本文中でその概略を解説する予定であるが、とりあえず、ここで直感的な説明を加えれば、CPIを構成する品目の価格変化率分布の両端から、一定割合の品目を控除（即ち、価格が他の品目に比べ著しく変動している品目を集計上無視）し、残った品目の価格変化率を加重平均して指数の変化率を計算する手法である。

一般にCPIを初めとする物価指数は、市場取引の過程で観察される様々な財・サービスの価格情報を、ウエイト付けして集計したものであるため、個別品目が一時的要因により大幅な価格変動を示した場合、集計された物価指数自身も一時的に大きく変動する傾向がある。このため、観察された物価指数から基調的なインフレ率を抽出することは、実際には困難な作業である。従来、CPIを用いて基調的なインフレ率を評価する際には、総合指数から一時的要因により価格が激しく変動すると先験的に見做される特定の品目を予め控除した、いわゆる「コア・インフレ指数」が多くの国々で広く用いられてきた。「コア」から除外される品目は国ごとの事情により異なるが、わが国では、従来生鮮3品目を控除したいわゆる「CPI除く生鮮指数」の変動が注目されてきた。

これに対し、「刈り込み平均指数」は、特定の品目を先験的に控除するのではなく、各時点での個別品目の価格変化率を利用して、他の品目に比べて価格変動が著しい品目の一定割合をシステムティックに控除することで、基調的なインフレ率を抽出しようとするものである。本稿では、わが国のCPIの88品目の前年比データを用いて、「刈り込み平均指数」を構築し、その特性を詳細に分析する。

本稿の分析から得られる結論を予め要約すれば、以下の通りである。

「刈り込み平均指数」に関する米国での先行研究では、i) 同指数が一時的要因を反映した短周期の物価変動成分を除去することに成功しており、かつ、ii) こうした指数は、基本的には「貨幣的要因」によって生ずるインフレを反映するため、マネーサプライから刈り込み平均指数への統計的因果関係が存在する、ことが主張されている。しかし、わが国のCPIの88品目（分類）の前年比価格変化率系列を用いて構築された「刈り込み平均指数」は、おおよそ周期3年までの変動成分をほぼ均等に総合指数から控除しており、短周期の変動成分のみを除去しているとは見做し難いほか、M2+CDから「刈り込み平均指数」への（Grangerの意

味での)因果関係も認められない。

このような先行研究との相違が生じた理由を明らかにするために、刈り込み平均指数から控除される品目を詳しくみると、「生鮮関連品目」のほか、「公共関連品目」、「エネルギー関連品目」のウエイトが大きく、基本的には、当初意図された通り、外生的・品目限定的な要因(相対価格ショック)により生じる一時的な物価変動成分が控除されていることが判る。しかし、これらショックの中には、エネルギー関連品目のように、前年比で評価すると持続期間が1年を超えるものが含まれているため、わが国の「前年比刈り込み平均指数」は、先行研究が主張するような「短周期の変動成分のみを除去する」との性質を有さないものと考えられる。

こうした分析結果を踏まえて考えると、わが国の「刈り込み平均指数」は、先行研究が主張するような、「貨幣的要因」のみを純粹に反映したインフレ率を抽出するものとは考えられないが、「CPI除く生鮮指数」と比較すると、相対価格ショックにより生じる一時的な物価変動成分をより効果的に控除しており、経験的に言えば、一定の条件(後述)を付した上で、基調的なインフレ率を示す指標と見做すことが可能である。さらに、「総合指数前年比」と「刈り込み平均指数前年比」の乖離差(以下、『相対価格ショック成分』と呼ぶ)の変動を併せて分析することで、i)中期的なインフレ率予測の改善やインフレ率の変動要因の識別に資することや、ii)相対価格ショックが、内生的・マクロ的な物価変動に転化されていないか、あるいは、相対価格ショックに対する政策対応が適切であったか否かの事後チェックに用いることが可能であり、こうした点にその政策運営上の有用性が認められる。

以下の本稿の構成は次の通りである。2.で刈り込み平均指数の概要を説明し、先行研究について簡単に紹介する。3.では、様々な刈り込み率の刈り込み平均指数を作成し、それらの推移を比較した後、VARモデルを推定し、30%刈り込み平均指数の変動と他のマクロ変数の変動との統計的因果関係をチェックする。4.では相対価格ショック成分の品目別寄与度分解を行い、その発生原因について考察するとともに、こうした品目の相対価格変動の影響を、基調的なインフレ率から控除することの妥当性を検討する。5.では価格変化率分布のダイナミズムを考慮に入れたインフレ率予測関数を推計し、価格変化率分布の歪みに関する情報の具体的な利用方法を提案する。これらの分析を踏まえ、6.では、結論として刈り込み平均指数の有効な利用法や、価格変化率分布のダイナミズムに注目することによって得られる物価変動についての政策運営上有用な情報について整理する。

2. 刈り込み平均指数の概要と目的、先行研究

本節では、刈り込み平均指数の概要について解説を加えるとともに、Bryan and Cecchetti [1994] 他や、白塚 [1997] 等の、一連の先行研究を簡単に概観しておく。

(1) 刈り込み平均指数の概要

刈り込み平均値 (trimmed mean) とは、標本空間の標本点を値の小さな順に並べ替え (順序統計量という概念) 値の大きな標本点と小さな標本点の一定割合を無視して、残った標本点の値で平均値を作成する、分布の中心尺度のひとつである。

この尺度をCPIに適用したBryan and Cecchetti[1994]他や白塚[1997]では、まず各期の個別品目の価格変化率を計算し、次にそれぞれに支出額ウエイトを与え、最後に個別品目の価格変化率分布¹の両裾に位置する品目(群)の一定割合を「刈り込む(0ウエイトを与える)」ことにより、CPI刈り込み平均指数が作成されている(図2-1)²。

1 因みにこの分布の分散は「相対価格変動の散らばりの尺度」、歪度は「相対価格変動の歪みの尺度」を示している。相対価格変動が全くない場合、全ての品目の価格変化率は等しいため、分散は0になる。インフレ率と相対価格変動の関係についての過去の研究については補論1を参照。

2 これを数式で表すと、

$$TM(2\alpha) = \frac{1}{1 - \frac{2\alpha}{100}} \sum_{i=k+1}^{n-l} w_{(i)} x_{(i)} \quad \text{ただし、} \quad \sum_{i=k+1}^{n-l} w_{(i)} = 1 - \frac{2\alpha}{100} \quad (2-1)$$

$TM(2\alpha)$ CPI片側 $\alpha\%$ (両側 $2\alpha\%$)刈り込み平均指数

$x_{(i)}$ 第*i*番目に価格変化率の小さい品目の価格変化率

$w_{(i)}$ 第*i*番目に価格変化率の小さい品目の支出額ウエイト ($\sum_{i=1}^n w_{(i)} = 1$ で基準化)

k 個別品目の価格変化率分布の左片側で刈り込まれる品目数

l 個別品目の価格変化率分布の右片側で刈り込まれる品目数

この(2-1)式で、標本加重平均値(総合指数)は $\alpha=0$ 、加重中央値は $\lim_{\alpha \rightarrow 50}$ という特殊ケースと解釈できる。また、 $\alpha=0$ の全く刈り込みを実施しない系列は、近似的に加重幾何平均指数の変化率系列である。時点*t*の第*i*品目の価格を p_i^t 、総和が1となるよう基準化されたウエイトを w_i とすれば、集計された物価指数の*s*期間を通じた変化率は近似的に、

$$\sum_{i=1}^n w_i (p_i^t / p_i^{t-s} - 1) \cong \sum_{i=1}^n w_i \ln(p_i^t / p_i^{t-s}) \quad (2-2)$$

と表せる。(2-2)式の右边を変形すると、

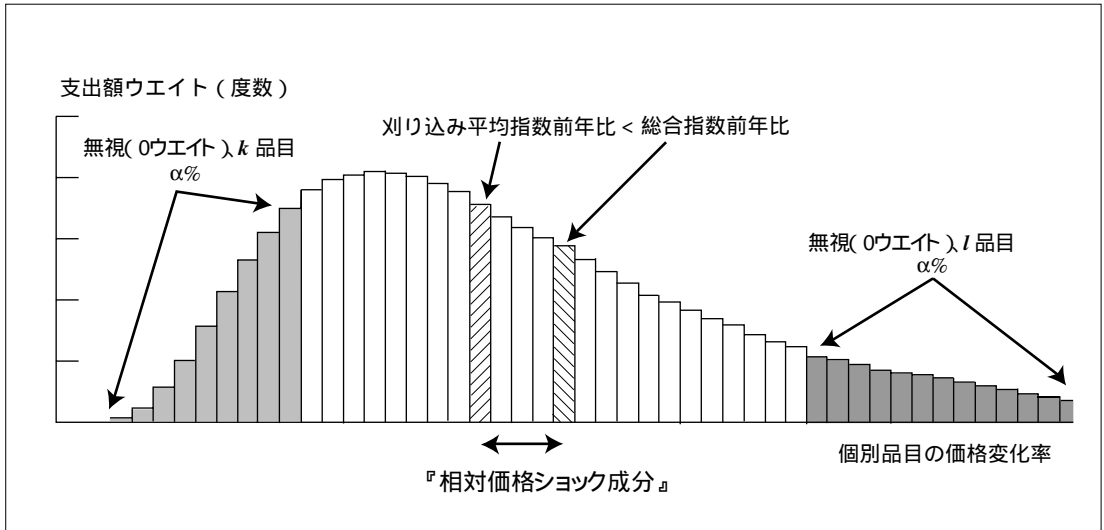
$$\left(\sum_{i=1}^n w_i \ln p_i^t \right) - \left(\sum_{i=1}^n w_i \ln p_i^{t-s} \right) = \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^t)^{w_i} \right\} - \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i} \right\} \quad (2-3)$$

が得られるが、これは近似的に

$$\prod_{i=1}^n (p_i^t)^{w_i} / \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i} - 1 \quad (2-4)$$

となり、加重幾何平均指数の変化率となる。本稿では、ウエイト w_i を基準改訂時ごとに変更しているため、5年間隔連鎖ウエイトを採用していることとなる。このようにして求めたCPIの近似的加重幾何平均指数の前年比系列と、通常の加重算術平均指数の前年比系列を比較したところ、ほとんど差がないため、以下で分析対象となる指数は、全てこの近似的加重幾何平均指数に概念を統一している。

図2-1 刈り込み平均指数と個別品目の価格変化率分布



言い換えれば、刈り込み平均指数は、価格の変動が他の品目に比べて著しい品目を集計上無視することにより、物価の一时的変動成分を控除し、基調的なインフレ率を抽出することを企図した指標である。従来、わが国で基調的なインフレ率を評価する際に注目されてきた「CPI除く生鮮指数」³も同様に、価格変動が激しいとされる生鮮品目を予め控除することで、基調的なインフレ率を抽出することを企図した指標であるが、刈り込み平均指数は、控除する品目を先験的に特定せず、各時点での個別品目の価格変化率分布の形状に基づいて決定するとの特徴を有する。

一般に、図2-1のように価格変化率分布が、右に歪んでいる（分布の歪度が正の場合）、総合指数前年比と刈り込み平均指数前年比の間には、『総合指数前年比 > 刈り込み平均指数前年比』という大小関係が成立し、両者の乖離差は、価格変化率分布の歪み度合いを反映する。従って、価格変化率分布の歪み度合いが大きい場合には、どちらの指数を用いるかによって、各時点でのインフレ率の評価に大きな差が生じることになる。本稿では、この乖離差を『相対価格ショック成分』と呼び、その性質を詳細に分析する。

3 CPI総合指数から、生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物を控除して構築された「特定品目控除型コア」指数である。これら3品目が95年基準総合指数に占めるウェイトは5.0%。なお、CPI88品目の構成とそのウェイトの推移についての詳細は補論2を参照。

(2) 刈り込み平均指数を巡る先行研究

基調的な物価変動成分としての刈り込み平均指数の有用性を指摘した代表的研究は、米国におけるブライアンとチェケッティの一連の分析である (Bryan and Cecchetti [1994] 他)。ブライアンとチェケッティは、貨幣の中立性が成立していることを前提に、個別品目の価格変化率は、マネーサプライの変化率、即ち貨幣的要因により決まるインフレ率と、品目固有の外生的相対価格ショック (ノイズ) の和により構成されていると仮定する⁴。

$$P_{i,t} = p^{money}_t + x_{i,t} \quad (2-5)$$

ただし、

| | |
|---------------|-----------------------------------|
| $p_{i,t}$ | t 期の第 i 品目の価格変化率 |
| p^{money}_t | t 期の貨幣的要因による (長期的) インフレ率 |
| $x_{i,t}$ | t 期の第 i 品目への外生的相対価格ショック (ノイズ) |

このモデルでは、(定義によって) 全ての品目 i について $x_{i,t}$ を集計したものはゼロになるため、個別品目の価格変化率の集計値 $p_t = p_{i,t}$ は p^{money}_t に一致する。しかし、実際には、相対価格の調整が短期間では完全には行われないこと等から、価格変化率の分布に歪みが生じ、両者に乖離が生ずることとなる⁵。ブライアンとチェケッティは、こうした場合の p^{money}_t に相当する成分としてのCPI総合指数、CPI刈り込み平均指数、CPI「コア」指数⁶のパフォーマンスを、マネーサプライとのグレンジャー因果性テストや、将来のCPIの予測力等の観点から比較した結果、両側100%刈り込み平均指数である加重中央値⁷が、最も p^{money}_t に近い成分であるとした (Bryan and Cecchetti [1994])。彼らは、 p^{money}_t に相当する成分はCPI前月比変化率の長期の中心移動平均値で捕捉可能であるが、各々の時点では、直近期の長期の中心移動平均値を算出できないため、刈り込み平均指数が代替的に有用と結論づけている⁸ (Bryan and Cecchetti [1994]、Cecchetti [1997])。

4 彼らは相対価格ショックの中身として、「季節変動パターンの変化、広範囲にわたる資源のショック、為替レートショック、間接税の変更、瞬間的には完了しない価格調整等」を挙げ、これらを全てノイズと見做している (Cecchetti [1997])。しかし、政策運営上これらのショックの影響を全て無視すべきかどうかは、必ずしも自明ではない点には注意が必要である。

5 こうした議論の概要は補論1を参照。

6 米国では「コア」指数の定義は時を追って変化してきた。現在は「CPI exclude food & energy」が「コア」指数として用いられている。

7 脚注1を参照。

8 経済変数の移動平均化は、その基調的な変動成分を抽出する手法として幅広く用いられている。移動平均化を含む様々な時系列的手法をわが国のCPIに適用し、基調的な物価変動の抽出を試みた研究として、肥後・中田 [1998] を参照。肥後・中田 [1998] は、時系列的手法による基調的な変動成分の抽出には、新たな観測データが追加される度に末端 (直近およびデータ開始) 時期の基調的な変動成分が無視し得ぬ大きさを改訂されるとの問題が存在することを指摘している。

日本での先行研究は白塚 [1997] である。白塚は、日本のCPIを88品目（分類）に分解し、刈り込み平均指数前年比を作成して、その推移を総合指数前年比や除く生鮮指数前年比の推移と対比した。その結果、80～81年や86～87年の期間において両者のパスに大幅な乖離が発生することを明らかにした。この時期がオイルショックや為替レートの急激な変動によるショックが発生した時期とよく符合することから、特定品目に対して発生した一時的ショックが、一時的な物価変動を引き起したとの見解を示した。その上で、刈り込み平均化は一時的ショックの影響をうまく排除すると考えられるため、基調的なインフレ率を抽出する有効な手法となり得ると結論づけている。

3. わが国の「CPI前年比刈り込み平均指数」の性質：先行研究との比較

本節では、まず様々な刈り込み率を持つCPI刈り込み平均指数を作成し、CPI除く生鮮指数の推移と比較して、その性質を概観する。さらに、作成した刈り込み平均指数が、米国の先行研究で主張されているように、一時的な変動成分のみを除去することに成功しているか、マネーサプライからの因果関係が認められるという意味で、その変動が「貨幣的要因」によるインフレ率を反映していると見做されるかを、それぞれ、刈り込み平均指数の変動のスペクトル分析、VARモデルによるグレンジャー因果性検定により、実証的に確認する。なお、本稿では分析対象とする変動のタイムスパンとして前年比を採用した⁹。

(1) 刈り込み平均指数前年比の推移

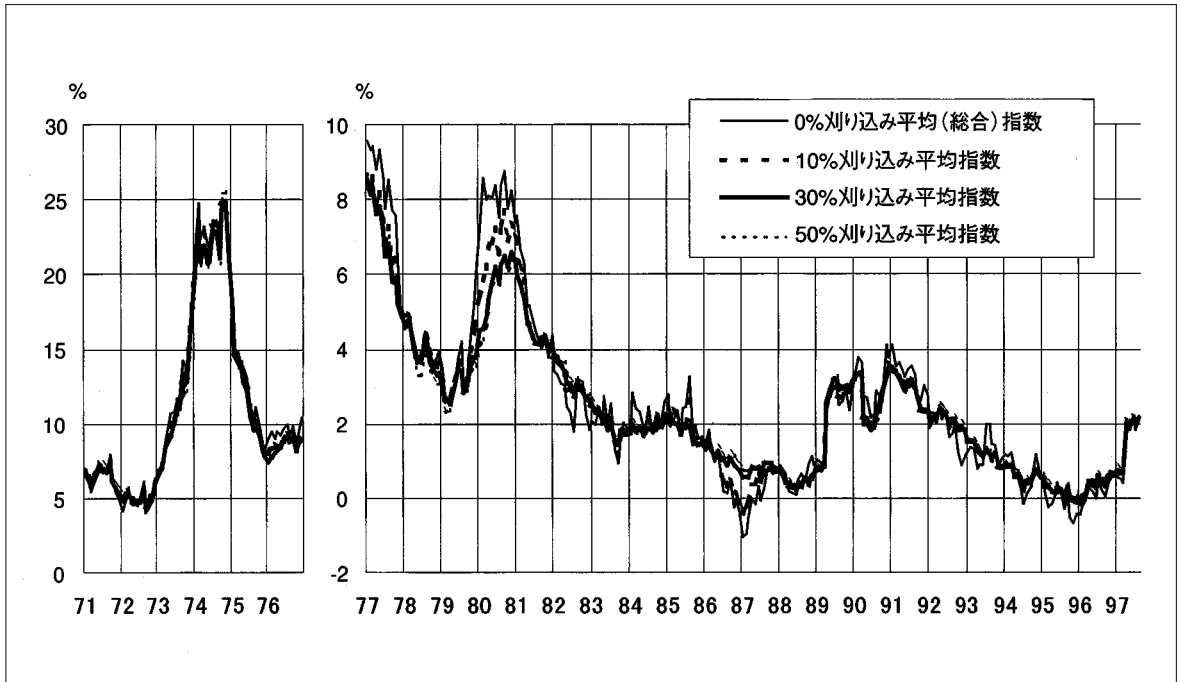
図3-1は、わが国のCPI前年比について、様々な刈り込み率の「刈り込み平均指数」系列を試算し、その推移を概観したものである。これらを比較すると、CPI両側10%刈り込み平均指数（以下、両側を省略）と30%刈り込み平均指数の時系列的推移には相違する時期が見られる（特に80-81、86-87年）ものの、0%刈り込み平均指

9 基調的なインフレ率を評価するに当たっては、前年比指数の変動を見るのが一般的となっている（肥後 [1999]）。この背景には、季節調整の問題を簡便に回避する、12ヶ月分の変動を均すことで指数の短周期の変動による撓乱を控除する等の意図があると思われる。一方、前年比には、前月比に比べ、変動パターンの転換点の発見が遅れるとの指摘（木村 [1996]）があるほか、データの構築段階で既に時系列的加工が施されているため、時系列的な実証分析結果の解釈には注意が必要である、といった問題点が存在する。特にこの点に関しては、ある時点で価格水準に対して生じた1回限りの（once for all）のレベルシフト・ショックの影響が、前年比指数上では1年間持続することとなるため（後述表4-1を参照）、基本的には前月比ベースで行われている米国での先行研究との対比においては、その解釈に注意が必要である。

本稿の分析であえて前年比を分析の対象としたのは、刈り込み平均指数の有用性を、従来の基調的なインフレ率を示す指標と同じ基準で比較考量する観点を重視したとともに、88品目の季節調整をX12-ARIMAで行ったところ、同定されるARIMAモデルが推計期間により変化しやすく、前月比指数は安定性の観点から問題があると判断したためである。なお、日本における88品目のX11による季節調整済前月比指数を用いて、本稿同様の分析を行ったものとして、Bryan and Cecchetti [1999] を参照。

数（以下、総合指数¹⁰）と10%刈り込み平均指数、および30%刈り込み平均指数と50%刈り込み平均指数の間にはほとんど差が見られない。

図3-1 刈り込み平均指数前年比系列



そこで、Bryan, Cecchetti and Wiggins II[1997] の手法を援用し、CPIの中心移動平均と最も近い動きをするという意味での最適な刈り込み率を、日本のCPIについて算出したところ、最適刈り込み率は30%との結果が得られたため、以下では、「30%刈り込み平均指数」を分析対象とする¹¹。

10 脚注2を参照。

11 最適刈り込み率算出の詳細については、補論3を参照。

図3-2 CPI総合指数前年比と30%刈り込み平均指数前年比の乖離差の推移



次にCPI総合指数前年比と30%刈り込み平均指数前年比およびその乖離差（『相対価格ショック成分』）をみると（図3-2）、73～77年、80～81年、86～87年の3局面で、両者の間に大幅な乖離が発生し、特に第2次オイルショック期である80～81年の両者の乖離差はピーク時で4%にも達したことが、こうした乖離差はいずれの局面でも一定期間を経て消滅したことが判る。他方、加重平均指数前年比がマイナスを記録した95年の物価下落局面では、乖離差はほとんど存在しない。これら観察結果からは、白塚 [1997] が指摘した通り、70年以降幾つかの局面で価格変化率分布に歪みが生じ、これらの局面ではCPI30%刈り込み平均指数前年比とCPI総合指数前年比は、インフレ率に関する異なった数値情報をもたらすこと、こうした歪みの発生は（ある程度の期間を経れば消滅するという意味で）一時的現象であったことが判る。

（2）CPI刈り込み平均指数の変動のスペクトル分析

次に、CPI総合指数やCPI30%刈り込み平均指数、CPI除く生鮮指数の前年比がどのような周期成分の変動で構成されているかを、スペクトル解析を用いて分析する。

図3-3 CPI総合指数、30%刈り込み平均指数、除く生鮮指数の前年比のスペクトル分布

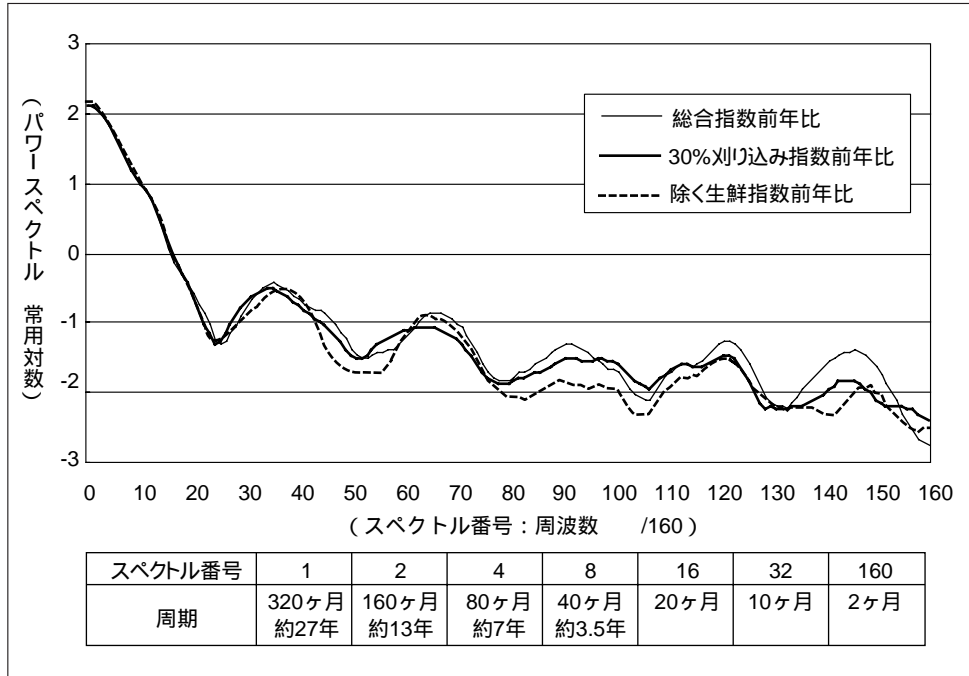


図3-3はCPI30%刈り込み平均指数や総合指数、除く生鮮指数の前年比のパワースペクトルの分布を示したものである。パワースペクトルとは、データの変動を、フーリエ変換を用いて、異なる周期成分の線形結合で表現した場合の、各々の周期ごとの変動の寄与度を示したものである¹²。図の横軸にはスペクトル番号（周期の逆数）、縦軸にはパワースペクトルが示されている。スペクトル番号は周期の逆数であるため、番号が小さい成分は、長周期の成分に相当する。図3-3を以下の3つの周期域に分割してみると、30%刈り込み平均指数前年比の変動成分は、総合指数前年比や除く生鮮指数前年比に比べ、幾つの特徴を持っていることが判る。

まず、3年超（横軸で0～9番のスペクトル番号を持つパワースペクトル）の周期成分に注目すると、いずれの指数のパワースペクトルもほぼ等しい。約4ヶ月～3年未満（同10～80番）の周期では、30%刈り込み平均指数前年比、除く生鮮指数前年比のいずれのパワースペクトルも総合指数前年比に比べて小さいが、30%刈り込み平均指数前年比と除く生鮮指数前年比のパワースペクトルの大小関係は明確ではない。最後に2～4ヶ月のごく短い周期域（同80～160番）に注目すると、30%刈り込み平均指数前年比は、総合指数前年比に比べてパワースペクトルが小さいが、除く生鮮指数前年比のそれはさらに小さく、この周期成分が少ないことが判る。

12 フーリエ変換等の周波数領域の時系列分析に関する詳細は山本 [1988] 等を参照。

この結果から、30%刈り込み平均指数は3年未満の周期を持つ全ての変動成分のウエイトをほぼ均等に総合指数から控除しているのに対し、除く生鮮指数は周期2～4ヶ月の短周期の変動成分を特に多く控除しており、刈り込み平均指数は、「短周期の物価変動成分のみを控除する」という特性を必ずしも有していないことが明らかとなった¹³。

(3) VARモデルの推計～5変量VARモデルによる因果性テスト

次に、先行研究が主張するような、刈り込み平均指数の変動が「貨幣的要因」によるインフレを反映しているとの仮説は、マネーサプライから刈り込み平均指数へのグレンジャーの意味での因果性¹⁴が存在するとの仮説検定を行うことで統計的に検定できる。本節ではこの仮説について5変量VARモデルを用いた検定を行う。同時に、相対価格ショック成分がモデル内のマクロ諸変数といかなる統計的因果関係を持つのかについてもチェックする。

利用した変数は以下の通りである。

レベル変数を使用したもの（大文字で表記）

金利 R : 有担保コール翌日物金利（年率）

変化率変数を使用したもの（小文字で表記）

生産 q : 鉱工業生産指数前年比

マネーサプライ m : M2+CD前年比

物価 pT : CPI30%刈り込み平均指数前年比

相対価格ショック成分

rps : CPI総合指数前年比-CPI30%刈り込み平均指数前年比

推計期間 1977年1月～1997年3月

ラグの次数 4次（AICにより選択）

消費税要因による物価上昇については日本銀行調査統計局推計値で調整済。

この推計に基づく因果性テストの結果を示したものが表3-1である。

13 本稿では各指数の前年比を分析対象としていることからスペクトル分析結果の解釈には若干注意が必要である。即ち、ある時点である特定品目の価格水準に対して生じた1回限り（once for all）のレベルシフト・ショックの影響が、前年比指数上では1年間持続することとなるため、持続的な（2年周期の）ショックと見做されることとなる（後述表4-1を参照）。従って、前年比ベースで識別される短周期（2～4ヶ月周期）のショックとは、ショックの直後に逆方向のショックが生ずる傾向のあるもの（典型的には生鮮食品の価格変動のように、天候要因等で一時的に上昇しても、原因が消滅すればまた下落するもの）である。ただ、本文中で述べたように、刈り込み平均指数は周期3年程度までの物価変動成分を控除しており、こうした点を考慮してみても、「短周期の変動のみを除去するという性質は有しない」ことには変わりはないものと考えられる（この点は、第4節で行う自己相関分析からも確認される）。

14 グレンジャーの因果性については山本 [1988] 第9, 10章等を参照。またその経済分析における利用可能性の限界については翁 [1985] を参照。

表3-1 因果性テストの結果

| | | 説明変数 | | | | | |
|-------|--|------|---------|-------|---------|---------|--------|
| F値 | | pT | rps | m | R | q | |
| 被説明変数 | | pT | 1310.11 | 1.35 | 0.22 | 4.90 | 2.42 |
| | | rps | 1.44 | 76.97 | 1.02 | 1.10 | 1.50 |
| | | m | 2.67 | 0.42 | 2346.94 | 1.03 | 0.41 |
| | | R | 1.56 | 2.76 | 2.82 | 2067.57 | 1.48 |
| | | q | 1.41 | 0.34 | 4.95 | 0.63 | 137.45 |

| P-value | | pT | rps | m | R | q | |
|---------|--|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 被説明変数 | | pT | *** | | | *** | ** |
| | | rps | | *** | | | |
| | | m | ** | | *** | | |
| | | R | + | ** | ** | *** | |
| | | q | | | *** | | *** |

(データの出所)

q : 鉱工業指数月報 (通商産業省大臣官房調査統計部)
R、m : 経済統計月報 (日本銀行調査統計局)
pT、rps : 消費者物価指数月報 (総務庁統計局)

Grangerの意味で統計的因果性の方向
(矢印の方向は先行・遅行関係を示す)

*** = 1%有意水準

** = 5%有意水準

* = 10%有意水準

+ = 20%有意水準

これをみると、マネーサプライは30%刈り込み平均指数に対して統計的先行性を有していない。加えて30%刈り込み平均指数は名目金利と生産から影響を受ける一方、逆にマネーサプライに影響を及ぼしている。この結果は、CPI30%刈り込み平均指数の変動が、様々なマクロ変数の変動と深い関係を有するとともに、その変動を単純な貨幣的現象として解釈することが難しいことを示す。即ち、わが国の前年比データを用いた場合、米国の先行研究の結果とは異なり、「刈り込み平均指数が貨幣的要因によるインフレを反映している」との仮説は支持されない¹⁵。

次に相対価格ショック成分 (表3-1でrpsに相当) の他のマクロ変数との統計的因果関係をみると、そのブロック外生性が高いことが判る。これは相対価格ショック成分が他のマクロ変数の変動により内生的に変動するものではなく、何らかの外生的要因により変動していることを示唆している。また、逆に相対価格ショック成分が金利以外のマクロ変数に対して何ら先行性を持っていないことも特徴である。

15 前述のように、本分析は、米国における先行研究をそのままわが国に適用したものであるが、その際、「基調的なインフレ率はマネーサプライ伸び率により決定される」ことが前提とされている。しかし、わが国のM2+CDの場合、資産価格変動等の影響を受けて大きく変動するM2+CDに比べ、物価の変動が極めて小さいこと、M2+CDの変動には、金融自由化や技術革新に起因し、必ずしも基調的なインフレ率に影響を与えるとは限らない成分が含まれ得ること、等から、M2+CDと物価の間の因果関係が検出されにくい傾向があることには注意が必要であろう。

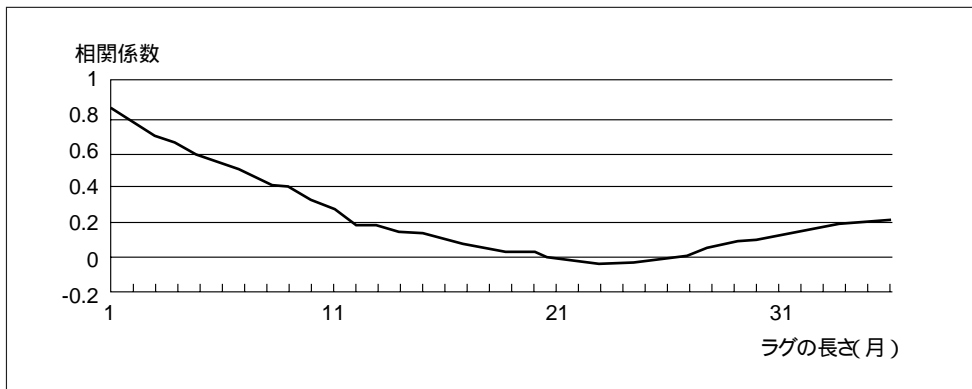
4. 相対価格ショック成分のコンポーネント分解

以上みてきたように、わが国の場合、「刈り込み平均指数」は、米国における先行研究結果が示す特性を必ずしも有していない。こうした相違が生ずる理由を詳しく分析するため、本節では、CPI総合指数前年比とCPI30%刈り込み平均指数前年比の乖離差（相対価格ショック成分）が、実際にどのような品目から構成されているかを分析する。その際注目されるのは、前節(3)でみたように、相対価格ショック成分のブロック外生性が高いことで、個別品目の価格変化率分布の歪みが何らかの外生的要因により生成されていた可能性が高い。本節では、相対価格ショック成分の時系列的特性を概観した後、コンポーネント分解を行って外生的要因の性質について検討し、刈り込み平均指数の変動を基調的なインフレ率と見做し得るかどうかを考察する。

(1) 相対価格ショック成分の自己相関係数

前節(2)のスペクトル分析から相対価格ショック成分の変動は、除く生鮮指数前年比の相対価格ショック成分（生鮮品目）の変動に比べ、より長い周期の変動成分を多く含むことが判る。

図4-1 相対価格ショック成分の自己相関係数

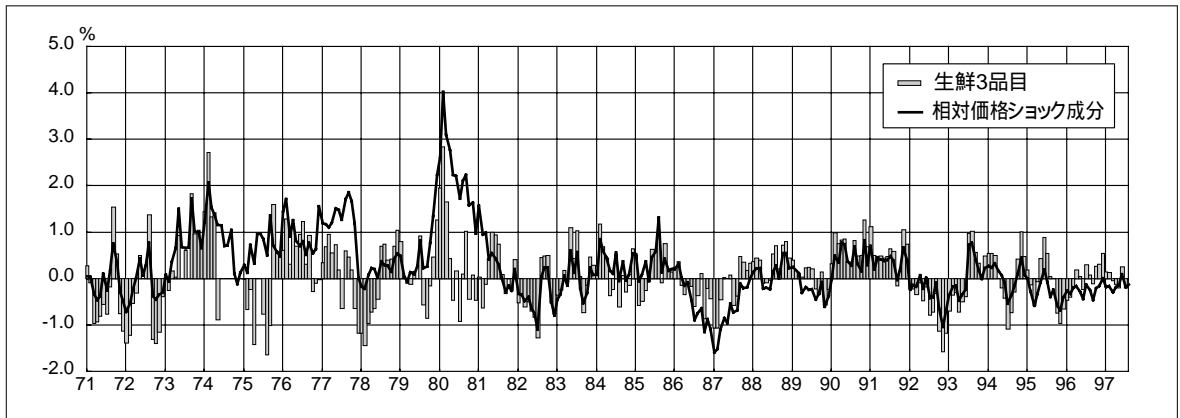


このことを、自己相関係数の観点からみってみる（図4-1）と、相対価格ショック成分には強い系列相関が存在し、その減衰期間は1.5～2年であることが判る。仮に相対価格ショック成分が短周期の成分を多く含むならば、こうした長いラグを持つ系列相関は観察されないはずであり、この結果からも30%刈り込み平均指数の相対価格ショック成分は、長周期の変動成分を含むことが示唆される。

(2) 相対価格ショック成分に対する個別品目のコンポーネント分析

(1)の分析結果を受け、ここでは、CPIの各コンポーネントが相対価格ショック成分の発生にどの程度寄与しているのかを分析する。

図4-2 相対価格ショック成分に対する生鮮品目の寄与度



まず、相対価格ショック成分とそれに占める生鮮3品目（生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物）の寄与度を比較したものが図4-2である。これをみると、生鮮品目は相対価格ショック成分が短周期で変動している局面で、その動きを大変よく説明する。これは、生鮮品目が短周期で価格変化率分布の両裾を移動していることを示している¹⁶。もっとも、生鮮品目の相対価格変動では、80～81、86～87年の期間のように、大きな相対価格ショック成分が連続して発生した局面を説明できない¹⁷。

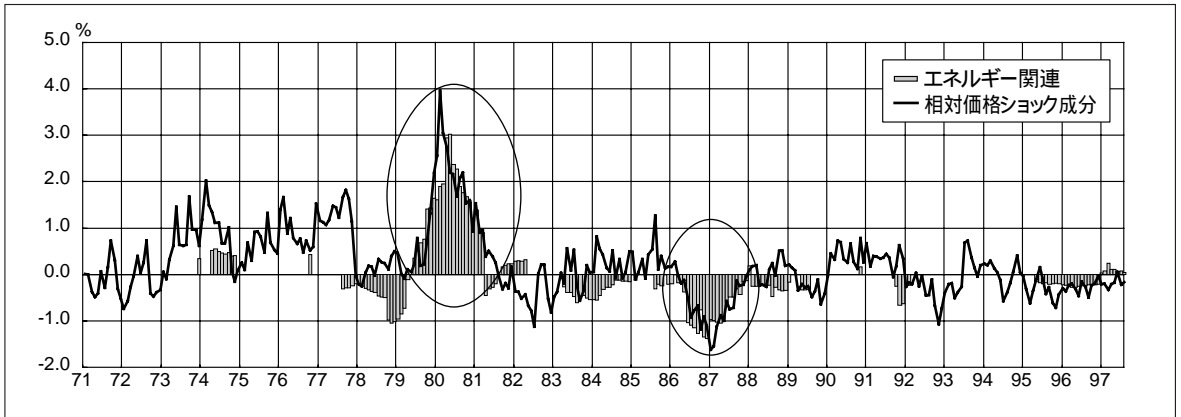
次に、図4-3はエネルギー関連品目が占める寄与度を示したものである¹⁸。エネルギー関連品目は、刈り込まれる頻度は生鮮品目に比べ少ないものの、1～2年間連続して刈り込まれ、寄与も大きい。特に80～81年の第2次オイルショックの原油価格高騰期、86～87年の円高・原油価格下落期に大幅な相対価格ショック成分が連続して発生したことは、エネルギー関連品目の寄与により説明でき、この時期の価格変化率分布の歪みが、エネルギー関連品目の大幅な相対価格変動により引き起こされていたことが明らかである。

16 計測期間中に、生鮮野菜は83.8%、生鮮果物は72.2%と極めて高い頻度で刈り込まれている。加えてこれらの品目は分布の左裾と右裾で刈り込まれる回数がほぼ同数であるとの特徴を併せ持つ。

17 例外として90～91年には、生鮮品目の価格変化率が、他の多くの品目の価格変化率を2年程度連続して大きく上回った。このように、ある品目の価格変化率が他の品目のそれと著しく異なる場合、その品目の相対価格は大きく変動している。脚注1を参照。

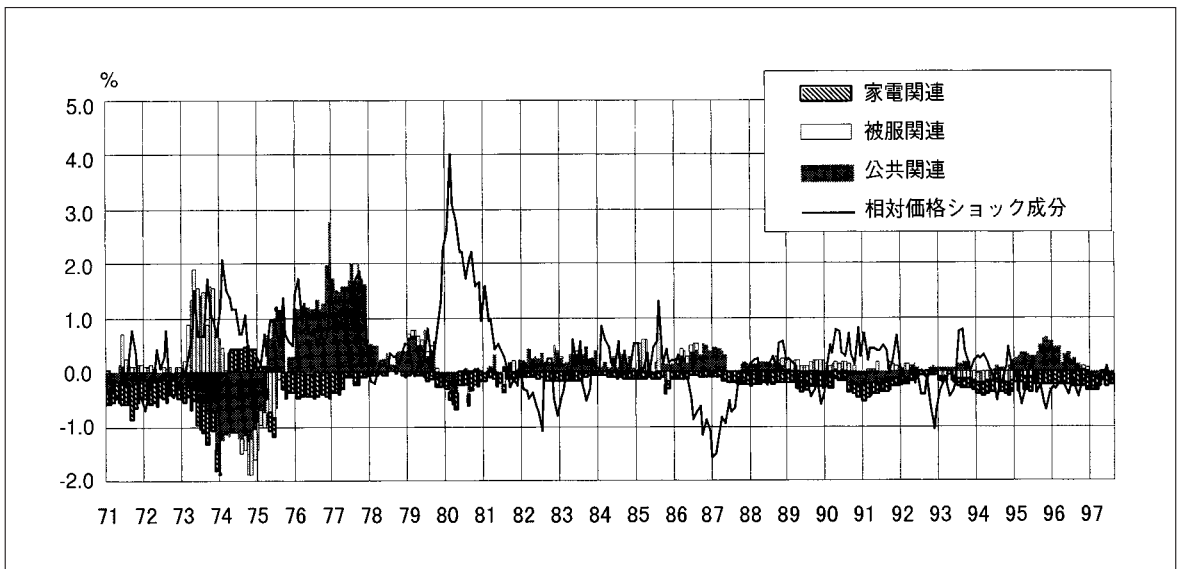
18 エネルギー関連品目とは、光熱・水道および自動車等維持費である。エネルギー関連品目のウエイトは95年基準指数で全体の10.5%を占める。品目の構成の詳細と、ウエイトの推移については補論2を参照。

図4-3 エネルギー関連品目の寄与度



なお、90年代入り後は、エネルギー関連品目が登場する頻度や寄与が減少している。この要因として第1にエネルギー関連品目のウエイトの低下、第2にオイルショックのような大きな相対価格変動を引き起こす外生的ショックそのものの減少が挙げられる¹⁹。

図4-4 公共・被服・家電品目の寄与度



19 90年の湾岸戦争時にこれらの品目が価格変化率分布の歪みの生成に全く寄与しなかったことは注目に値する。その原因として、原油価格の高騰した期間自体が短かったこととともに、消費者物価におけるエネルギー関連品目のウエイトの低下が挙げられる。経済企画庁 [1991] 等を参照。

生鮮・エネルギー関連品目以外で、相対価格ショック成分の生成に影響を与える品目の寄与を示したものが図4-4である。73～78年の相対価格ショックの発生と持続は、前半期が被服関連、後半期が公共関連品目で説明されることが判る²⁰。

このうち、公共関連品目は、その相対価格が全体の物価変動に対しラグを伴って変動している。時期ごとにやや子細にみると、まず第1次オイルショック期の73～74年、他の大半の品目の価格が大幅に上昇したにもかかわらず、公共料金は政策的に抑制されたため、相対価格が1年超の間連続して低下し、この間刈り込み平均指数から控除された。続く75～77年は、インフレが沈静化したため、様々な公共料金が一齐に引き上げられ²¹、一転して分布の右裾で連続して刈り込まれ、この時期の大幅な相対価格ショック成分の連続的な発生の主な要因となった。ゼロインフレ傾向が明確になった95～96年の局面でも、公共料金は価格変化率分布の右側に連続して位置し、CPI総合指数の下落を下支えしていた。

最後に、家電関連品目は、平均して0.2%未満と相対価格ショック成分への寄与度は極めて小さいものの、期間を通じ価格変化率分布の左裾に位置し続け、CPI総合指数を継続的に押し下げる要因として寄与していたことがみてとれる。

(3) 相対価格変動要因の整理と基調的な物価変動成分からの控除の適否

次に基調的なインフレ率の概念に照らし、実際に相対価格ショック成分を構成する品目を控除することの妥当性について検討する。

刈り込み平均指数が「基調的なインフレ率」を反映する第1の条件は、「刈り込み操作で控除された品目の相対価格変動が、品目限定的かつ一時的な要因により生じていること」である。なお、特定品目の相対価格が持続的に変動するような場合（品目限定的なショックが持続的に発生するようなケース）に、この影響を基調的なインフレ率から控除すべきか否かは、そうした種類のショックに起因するインフレ率のレベルシフトに対する望ましい政策対応についての考え方にも依存するので、先験的には不明である²²。

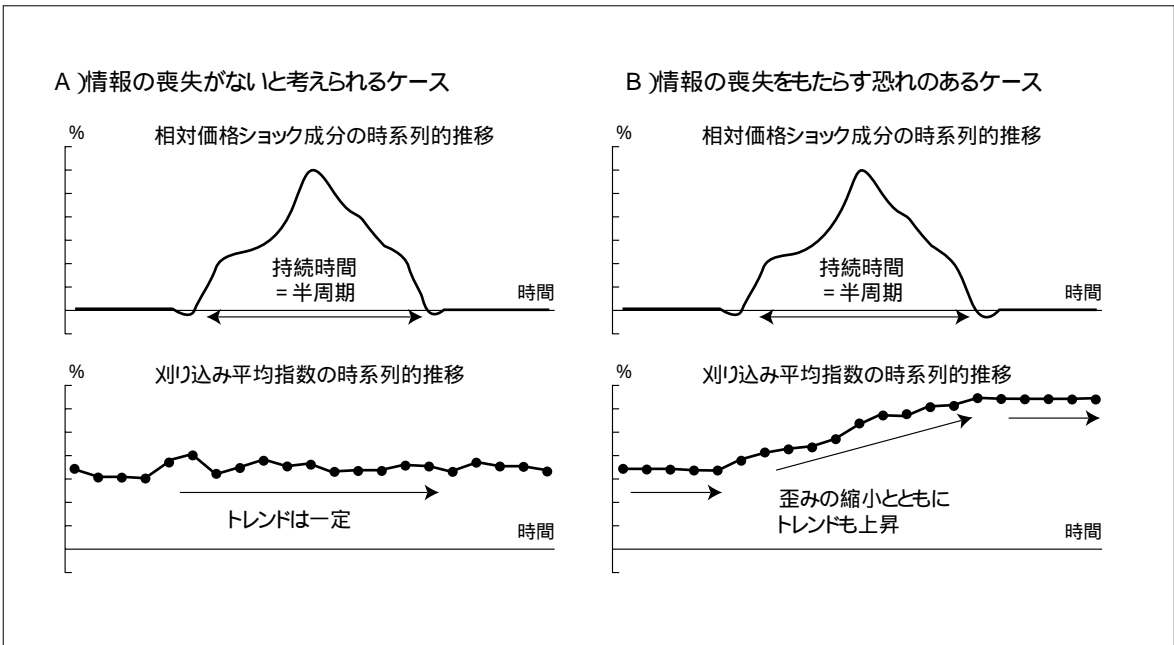
20 ここで家電関連に含まれる品目は家事用耐久財、冷暖房用器具、TV・ステレオ、その他の耐久財（95年基準指数に占めるウエイトは2.0%）、被服関連は和服、洋服、履物類、生地、糸（同 3.9%）、公共関連は交通、通信、教育、たばこ（同 10.8%）である。詳細は補論2を参照。

21 国鉄等鉄道料金、電話料金がこのような変動に寄与した。詳細は経済企画庁 [1973～1977] を参照。

22 特定品目の価格変化率が他の品目の価格変化率と持続的に乖離する場合（相対価格ショックが持続的な場合）、各期に生じた追加的なショックの分だけは、常に価格変化率分布に歪みが生ずるため、結果として総合指数で測ったインフレ率にはレベルシフトが発生する。従って、こうしたインフレ率のレベルシフトを容認しないとの政策的立場（インフレ率のレベルシフトをオフセットするような政策発動を行うべきとの立場）から言えば、相対価格ショックが持続的な場合には、その影響を控除することは適切でないこととなる。一方、価格硬直性の存在等によりマークアップ率が大きく変動し、マークアップ率の変動自体が、経済に対する新たなショックとして作用するような状況を考えると、インフレ率のレベルシフトを容認した方が景気安定化の観点から望ましいとの見方もある（馬場 [1995] のマークアップ率を巡る議論を参照）。ただ、いずれの立場から、一時的要因によるインフレ率の変動は、前述脚注21に示したような影響がない限り、無視した方が望ましいと考えられる。

第2の条件は、「刈り込まれた品目の価格変動情報に、将来の物価変動に関する『先行指標』の情報が含まれていないこと」である。第2の条件は、第1の条件とは異なり、抽出された基調的なインフレ率から、現時点での評価に止まらず、「将来を展望した場合の物価変動圧力」についての情報を得ようとする場合に課される条件であるが、物価変動に対して予防的な対応を求められる中央銀行にとっては、政策運営上重要なポイントである²³。

図4-5 相対価格ショック成分と将来の物価変動に関する『先行指標』的信息



23 ここで、品目限定的・一時的な相対価格変動が、先行きの物価変動に関する『先行指標』的信息を有する場合としては、以下のようなケースが考えられる。

品目限定的な供給ショックが、(中間投入構造を通じ)その他多数の品目に対して大きな価格波及効果を有し、マクロの総供給ショックとなるケース。この場合、ショック自身が一時的なものであれば、マクロの総供給ショックもまた一時的であるため、品目限定的なショックの影響を刈り込み化により控除することは本来差つかえない。

しかし、こうした品目限定的な供給ショックによる相対価格変動は、期待インフレを変化させることも考えられ、その場合、期待インフレの変化、マクロの総需要曲線のシフト、実際の物価変動という経路で、将来の物価変動を引き起こす可能性がある。こうしたケースでは、品目限定的・一時的な要因による価格変動が、将来の物価変動の『先行指標』的信息を有することとなる。かつて、原油はこうした要因の典型と考えられてきた。

本来、マクロ的な物価変動要因が変化しているにもかかわらず、価格の調整速度の違い等から、当初は一部品目の価格上昇として観察されるケース(典型的には、卸売物価指数に含まれる市況商品のようなケース)。

予防的な対応を求められる中央銀行にとっては、分析上こうした視点は極めて重要である。翁 [1995] 等を参照。

刈り込まれた品目の相対価格変動情報に、将来のインフレ率に関する情報が含まれているか否かを識別する手法としては、相対価格ショック成分の発生と消滅に伴ってインフレ率がレベルシフト（インフレ率のトレンドの変化）するか否かを確認することが有用である。図4-5のA)のケースでは、インフレ率のレベルシフトが生じていないため、刈り込み化による情報の喪失がなく、将来を展望した際にも、刈り込み平均指数で測ったインフレ率が、「これ以上ショックが発生しないと状況下での将来のインフレ率予測値（圧力）」として機能している。一方、図4-5のB)のケースでは、歪みの発生と縮小に伴って、インフレ率のレベルシフトが生じているため、刈り込み平均化が将来のインフレ率に関する情報の喪失をもたらす恐れがある。

この2つの基準に照らし、70年代以降の相対価格ショック成分に寄与した品目の相対価格変動要因や、その持続期間を整理し、基調的なインフレ率の観点から控除することの是非を整理したものが表4-1である。

[生鮮関連]

生鮮品目は、相対価格ショック成分のごく短周期の変動成分を構成し、刈り込まれる頻度も極めて高い。異常気象等の品目限定的、短期的要因（相対価格ショック）が主たる要因とみられるため、多くの場合、こうした品目の相対価格変動の影響を基調的なインフレ率から控除することは妥当であると考えられる。

もっとも、例外的なケースもある。90～91年の局面において、同品目は、通常とは異なり、2年にわたり価格変化率分布の右端に連続して位置した。この時期、生鮮品目の価格上昇率が、他の品目のそれよりも継続して高かったことは、労働需給の逼迫を示す兆候で、将来のインフレを警告する『先行指標』となっていたと考えられる²⁴。この場合、同品目を控除することは将来の物価変動についての情報を喪失させる恐れがあるため、前述第2の条件に照らすと、適切でない恐れがある。このケースは、基調的なインフレ率として、将来の物価変動圧力の役割を重視する場合、相対価格ショック成分が将来の物価変動に関し、『先行指標』の情報を持しているか否かを別途分析する必要があることを示唆している。

[公共関連]

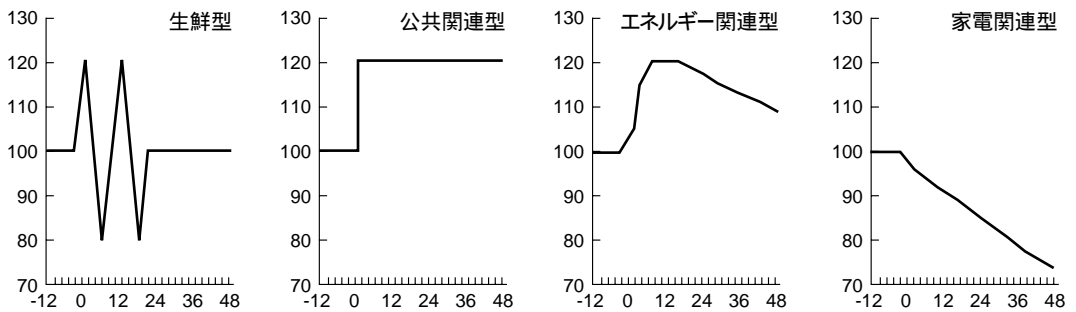
公共関連品目は、相対価格ショック成分のうち、1年程度持続する成分を構成する。これらの品目の価格改定は、表に示したように価格水準を恒久的に変更するものであるから、前年比価格変化率の変動、あるいは相対価格の変動は1年間持続する傾向がある。また、公共関連品目の価格改定は図4-4に示した通り、一般物価の変動に対しラグを伴い、見かけ上物価変動を均す性質を持つ。しかし、その相対価

24 この点に関しては経済企画庁物価局 [1990、1991] 等を参照。

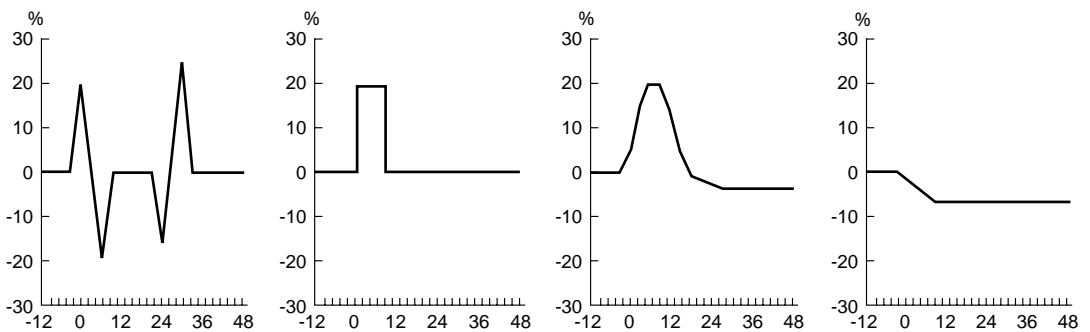
表4-1 各品目の相対価格変動要因

| 品目 | 前年比でみた ショックの持続期間 | ショックの性質 | 刈り込んでよいか | 留意点 |
|---------|---------------------|----------|----------|------------------|
| 生鮮関連 | 1年未満 | 天候不順等 | | 90～91年例外的に持続的な上昇 |
| 公共関連 | 1年 | 価格改定 | | ラグを伴って上昇 |
| エネルギー関連 | 1～2年 | 原油価格の変更 | | |
| 家電関連 | 観測期間通期 | 持続的な技術革新 | ? | 持続的要因による相対価格変動 |

個別品目の価格指数(レベル)の変動パターン



個別品目の前年比変化率のパターン

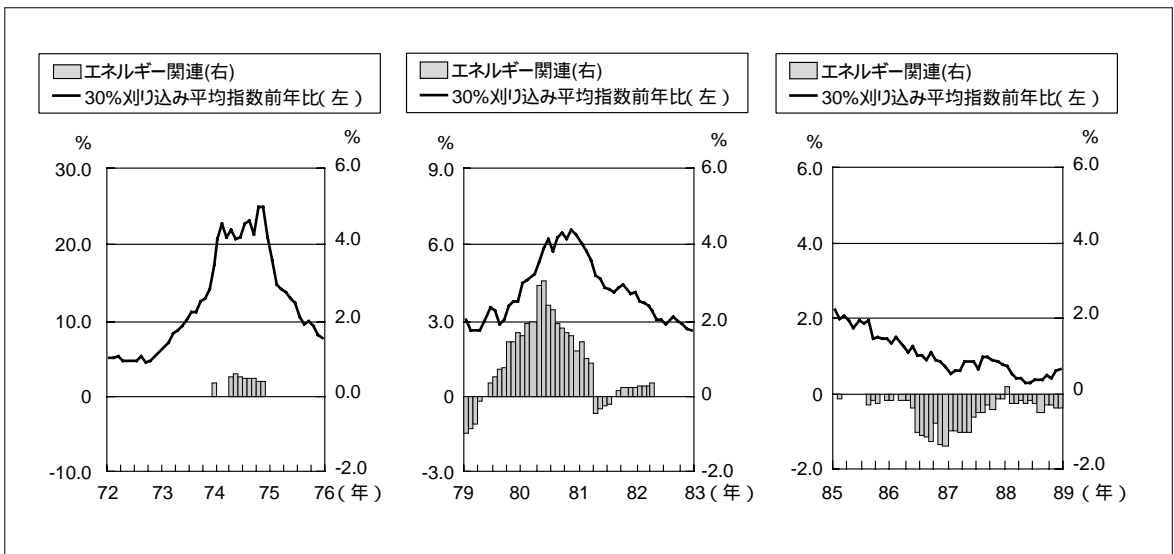


格変動は、前述の通りあくまで一時的なものに止まるため、基調的なインフレ率を構成する要素にはなり得ない。従って、公共関連品目の相対価格変動の影響を控除することは妥当と考えられる。

[エネルギー関連]

エネルギー関連品目は、相対価格ショック成分のうち、1~2年程度持続する成分を構成する。同品目の変動は、主に一時的かつ外生的要因による原油価格の変動により引き起こされていることから、これらの品目の相対価格変動の影響を基調的な物価変動から控除するのは妥当と考えられる。しかし、この点に関しては、「たとえ相対価格ショックを引き起こす要因が品目限定的、外生的なものであっても、ショックが将来の物価変動の『先行指標』的信息を含む、ないしは経済主体の期待インフレに変化をもたらす場合、こうした要因を控除するのは不適切ではないか」との疑問が、前述第2の条件を重視する立場から呈されるかもしれない。そこで、この点に関し、図4-5に示したインフレ率のレベルシフトの概念を用いて、過去エネルギー関連品目の相対価格変動が大きかった3局面について検討する。

図4-6 エネルギー関連品目に大幅な相対価格変動が生じた期間



まず、図4-6左の73~74年の第1次オイルショック期は、エネルギー関連品目の相対価格ショック成分への寄与が極めて小さい。これは、エネルギー関連品目と他の品目の価格上昇ペースにほとんど差がなかったことを意味している。その原因についての分析は本稿では行わないが²⁵、少なくともこの局面の刈り込み平均指数の推移は、基調的なインフレ率を反映したものであると言える。

25 最近、ショックの性質について先験的な制約条件を課した structural VARモデルを用いて、経済に発生したショックの種類を識別しようと試みる研究が盛んである。興味深い研究としてBermanke, Gertler and Watson [1997] を参照。彼らは米国のオイルショック時の産出量の減少が、総供給ショック（総供給曲線の左上方シフト）によるものか、それともこれに対応して発動された緊縮的金融政策（総需要曲線の左下方シフト）によるものかの識別を試み、緊縮的金融政策による産出量減少の影響が支配的であったとの結論を導いている。

図4-6中に示した79～81年の第2次オイルショック期では、エネルギー関連品目の相対価格ショック成分への寄与が80年央のピーク時で3%を超え（因みにこの時のインフレ率は、刈り込み平均指数では約6%、総合指数では約9%）、「エネルギー独歩高」の様相を呈していた。この間、刈り込み平均指数は3%からピーク時6%まで上昇した。しかし、その後相対価格ショック成分の解消とともにインフレ率は元の水準に戻っており、同成分が将来のインフレの『先行指標』的信息を含んでいた訳ではない。このため、この時期の刈り込み平均指数の変動は、基調的なインフレ率を反映していると考えられる。

最後に図4-6右の85年以降の円高・原油安局面では、エネルギー関連品目が大きくマイナスに寄与しているが、刈り込み平均指数の動きは安定しており、刈り込み平均指数の変動は、一貫して基調的なインフレ率を反映していたと解釈できる。また、この間のエネルギー関連品目の物価変動への影響は、限定的に止まったとも言えよう。

以上、原油価格に対し大きなインパクトが加わった3つの局面についてみると、いずれの時期にも、エネルギー関連品目の相対価格変動が、その後の物価変動に繋がったケースはみられない。このため、これらの品目の影響を控除することは、前述第2の将来の変動の予測を重視する立場に立った条件に照らしても正当と考えられる。

ただ、ここで注意を要するのは、この分析だけではエネルギー関連品目の相対価格ショックに直面して、政策対応が必要なかったとは断定できない点である。なぜなら、刈り込み平均指数自身の変動は、政策態度も含めたマクロ経済環境を反映しており、例えば、79～81年の局面で相対価格ショックを無視し、引き締め政策を發動しなかった場合、また85年以降の局面でも同様に、緩和政策を發動しなかった場合、刈り込み平均指数の推移が安定していたかどうかは判らないからである。

[家電関連]

家電関連品目は、期間を通じその相対価格を下落させている。これは、同品目の生産部門における継続的な技術進歩を反映していると考えられる。前述のように、こうした長期的・構造的要因によって価格が他の品目に比べて持続的に下落し続ける場合、その影響を基調的なインフレ率から控除することが適切か否かは、望ましい政策対応の在り方に関する立場にも依存するため、先験的には定かではない。

ただし、この問題が実質的な意味で刈り込み平均指数の信頼性に深刻な影響をもたらしたかと言えば、図4-4に示したように、家電関連品目の相対価格ショック成分に対する寄与は、過去平均して0.2%未満と極めて小さかったため²⁶、経験的には明らかに刈り込み平均指数の有用性に大きな問題を生じさせていない。

26 これはCPIに占める家電関連品目のウエイトが小さかった（3%弱）ことが一つの要因となっている。なお、このウエイトは過去一貫して低下傾向にある。補論2を参照。

以上の議論を纏めると、70年代以降、CPI総合指数前年比と刈り込み平均指数前年比との乖離差である相対価格ショック成分を発生させたのは、主として品目限定的・外生的な相対価格ショックである。相対価格ショック成分には、必ずしも短期的ではなく、1~2年程度持続する成分が含まれているが、こうした相対価格ショックがインフレ率をレベルシフトさせたと思われるケースは認められない。従って、わが国の刈り込み平均指数前年比は、米国における先行研究が主張するマネーサプライからの一方向の因果関係といった特性が実証的に認められないにもかかわらず、除く生鮮指数前年比と比較して、基調的なインフレ率を示す指標としてより望ましい特性を有するものと考えられる。

ただし、現状では寄与が小さいため問題とならないが、家電関連品目の長期的な相対価格変動の影響を控除し続けることの妥当性が定かではないほか、将来のインフレ圧力を予測する観点で基調的なインフレ率を捉えた場合、79~81年の第2次オイルショック期や85年以降のエネルギー関連品目、90~91年の生鮮品目等の価格変動情報が、将来の物価変動に関する何らかの情報を含んでいたことが完全には否定できない。このため、特に予防的観点を重視する立場に依拠する場合、刈り込み平均指数の変動のみに着目する利用法は必ずしも適当ではなく、相対価格ショック成分の中身やその発生要因に関する分析を併用することが、刈り込み平均指数の有用性をより高めると考えられる。

5. 価格変化率分布のダイナミクスと基調的物価変動に関する概念整理と相対価格ショック成分を用いた物価変動予測関数の推計

(1) 価格変化率分布のダイナミクスと基調的物価変動に関する概念整理

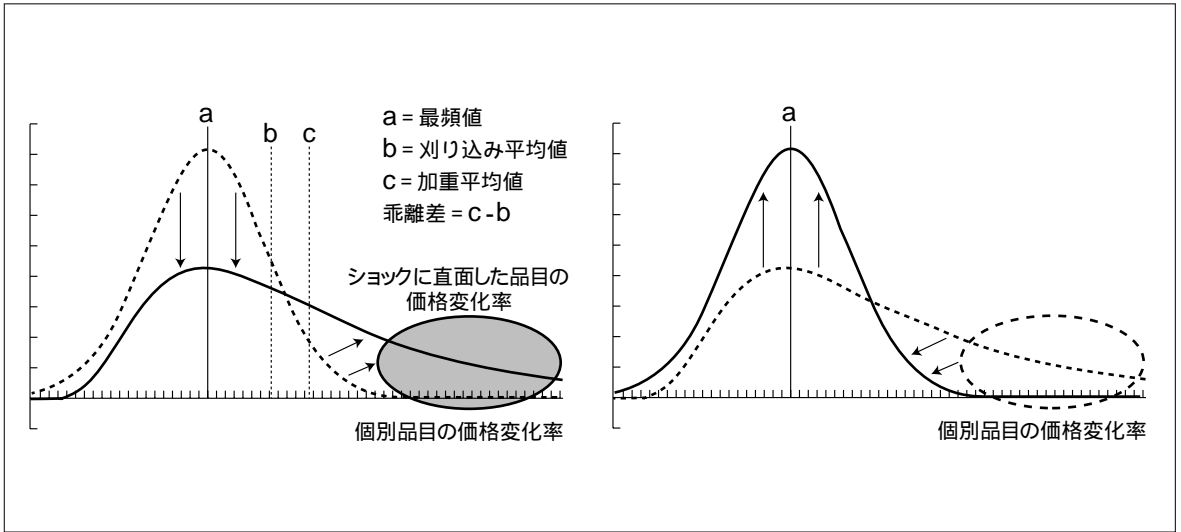
第3~4節での分析を受け、ここでは個別品目の価格変化率分布の情報をを用い、一時的な物価変動と基調的な物価変動を峻別する方法についての概念整理を行う。

特定品目に対して、品目固有の外生的ショックが発生し、その品目の価格上昇率が他の品目のそれを上回っている場合、物価変動に対する影響があくまで一時的に止まるケース(図5-1)と、基調的な物価変動として内生化するケース(図5-2)が存在すると考えられる。

こうした品目固有の外生的ショックの発生に伴い(ここでは、価格上昇ショックを想定)、どちらのケースでも価格変化率分布は右に歪み、CPI総合指数前年比は上昇する(cの水準)。このとき、CPI刈り込み平均指数前年比は、相対価格ショックの影響を控除しており、加重平均指数前年比ほど変動しない(bの水準)。このため、両者の間に乖離差(相対価格ショック成分、c-b)が発生するが、物価に対する影響があくまで一時的に止まるケース(図5-1)では、相対価格ショック成分は一定期間後に消滅し、総合指数前年比と刈り込み平均指数前年比は元のaの水準

図5-1 価格変化率分布のダイナミクス

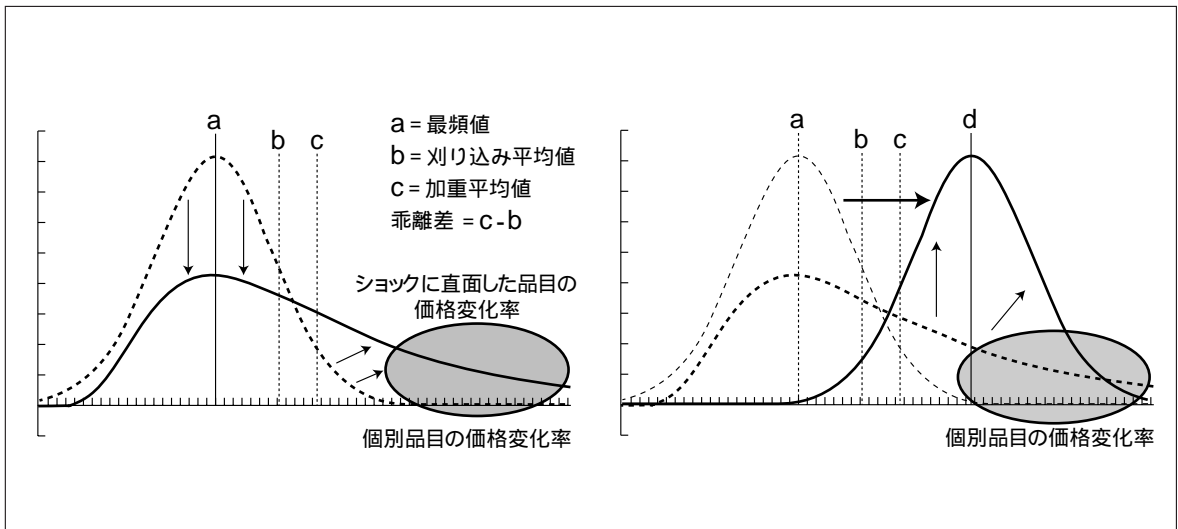
相対価格ショック成分が将来のインフレ率に関する先行指標的信息を含まないケース



に戻るであろう。この場合、相対価格ショック成分は将来のインフレ率に関する『先行指標』的信息を有していないと判断できる。この時、将来のインフレ圧力を示す指標としては、総合指数前年比ではなく、刈り込み平均指数前年比の方が望ましい。

図5-2 価格変化率分布のダイナミクス

相対価格ショック成分が将来のインフレ率の先行指標的信息を含むケース



他方、後者のケース、つまり相対価格ショック成分が将来の物価変動についての『先行指標』的情報を含むケース（図5-2）では、相対価格ショック成分（c-b）の発生要因が、将来の物価変動と結びついているため、価格変化率分布の中心自体がシフトするのに伴い、総合指数前年比も刈り込み平均指数前年比もともにaからdに上昇し、相対価格ショック成分は消滅する。この場合、相対価格ショック成分は将来のインフレに関する『先行指標』的情報を含むこととなる。

従って、相対価格ショックの発生に伴って総合指数前年比が上昇（下落）した場合、相対価格ショック成分が収縮していく過程で、刈り込み平均指数前年比が上昇（下落）しているのか、それとも安定しているのかを評価することによって、相対価格ショックに伴う物価変動が内生化されていないかどうかをチェックすることが可能となる。また、将来の変動を予測する観点からは、相対価格ショック成分を発生させた要因が、あくまで一時的なものであるか、それとも物価変動の『先行指標』的情報を含むのかについて分析することで、将来生じるダイナミクスがどちらのパターンになり得るかが予見できる。さらに、現在のマクロ経済環境を所与として、これ以上新たな相対価格ショックが発生しないと条件の下での将来のインフレ率を予測することが可能になる。

(2) インフレ率予測関数の推計

次にこうした概念整理を受け、相対価格ショック成分を利用して、マクロ的な要因により生じるインフレに関する情報を抽出することを試みる。3～4節の分析から「相対価格ショック成分」の発生に伴う物価変動は、概ね一時的な物価変動であることが示唆されている（図5-1のケース）。このため、将来のインフレ率を予測する情報として「現在の相対価格ショック成分」を用いることにより、「相対価格ショックによる一時的な物価変動成分」に関する情報を分離し、インフレ率予測の改善が期待できる。

ここで、推計するインフレ率予測関数を以下のように定式化する。

$$CPIDOT_t - CPIDOT_{t-i} = \sum_{j=0}^n \beta_j RPS_{t-i-j} + u_t \quad (5-1)$$

ただし、 $CPIDOT_t$ t 期のCPI総合指数前年比

$TM(30)_t$ t 期のCPI30%刈り込み平均指数前年比

RPS_t t 期の相対価格ショック成分（ $CPIDOT_t - TM(30)_t$ ）

(5-1)式の左辺第2項を右辺に移項すると、

$$CPIDOT_t = CPIDOT_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j RPS_{t-i-j} + u_t \quad (5-2)$$

が得られ、CPI総合指数前年比を、CPI総合指数前年比のラグと相対価格ショック成分のラグという2つのコンポーネントにより推計していることが判る。

このモデルの特徴は、相対価格ショック成分を「相対価格ショックによる現在の一時的な物価変動要因」の代理変数として推計に加えることにより、相対価格変動による一時的な物価変動の影響を分離する点にある。

右辺第1項

現在の「マクロ的要因・相対価格ショック要因」双方による物価変動成分

右辺第2項以降

現在の「相対価格ショック要因」による一時的な物価変動成分

(5-2)式の右辺第1項は、現在のマクロ的要因・相対価格ショック要因双方による物価変動成分、右辺第2項以降は、現在の相対価格ショック要因による一時的な物価変動成分の代理変数となっており、パラメータ β は、将来のCPI総合指数前年比で測ったインフレ率が、現在の相対価格ショック成分からどの程度影響を受けるかを示している。この符号が負であれば、相対価格ショックにより発生した物価変動は、平均的にみて一定期間後にはショック発生以前の方向に「復元」することを示しており(図5-1に示したケース)相対価格ショックの影響による物価変動は一時的であったことになる²⁷。また、 $\beta_1, \dots, \beta_n = 0$ の場合、現在の価格変化率分布の歪み度合いに加えて、歪み度合いの時間的变化に関する情報が説明要因として加わることを示している。これらのラグ項は、相対価格ショックの中身により、相対価格ショック成分の持続期間が異なるとの前節の結論を定量的に捕捉することを意図している。

こうしてインフレ率予測値の誤差発生要因から「現在の相対価格ショックによる一時的な物価変動要因」を控除すると、残る予測誤差発生要因は、予測スパン内での、マクロ的要因の変化、新たな相対価格ショックの発生の2つになり、推計値は、これらの変化が生じない条件下でのインフレ率予測値である。

我々は、実際の推計を行うに当たり $i=18$ 、即ち1年半後のインフレ率を予測する関数を推計した。これは、金融政策の効果が顕現化するまでのラグを考えると、政策的に意味のある予測には、一定以上の期間が必要となる一方、予測スパンを延長すると、その間に新たなショックが重複して発生する確率が高くなり、予測誤差の発生要因を分離することが困難になるとの、ある種のトレードオフが存在することを考慮したためである。実際の推計では、 β の18~24期ラグを説明変数とした

27 特に $\beta_0 = -1, \beta_1, \dots, \beta_n = 0, u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ のケースでは、(5-1)式を

$$\text{CPI}D0T_i = \text{TM}(30)_{t,i} + u_t \quad (5-3)$$

と書き換えることができ、このとき、現在利用可能な情報から i 期先のインフレ率を予測する際には、30%刈り込み平均指数を用いることが望ましい。言い換えれば、 i 期先のインフレ率は平均的にみて、現在の30%刈り込み平均指数に「復元」している。

モデルを推計し、係数が0と有意に異なる19～23期ラグを説明変数から外して、再度推計を行った結果を採用した²⁸。

(3) 推計結果

$$CPIDOT_t - CPIDOT_{t-18} = -1.194 GAP_{t-18} - 0.989 GAP_{t-24} \\ (-6.576)^{***} \quad (-5.493)^{***}$$

自由度修正済決定係数 0.378、*s.e.* 1.846、DW統計量 0.12

カッコ内は *t* 値。***は1%有意水準で統計的に有意であることを示す²⁹。

β_0 と β_6 のパラメータ推定値はそれぞれ-1.194と-0.989である。 β_0 が概ね-1に近いことから、過去平均的にみて価格変化率分布の歪みの発生を伴う物価変動が、一年半後の時点では、30%刈り込み平均指数前年比の水準（図5-1、2でbに該当。より正確には、 β_0 は-1より若干小さいので、bよりさらにa方向に偏った水準）に「復元」していたこと、加えて、 β_6 も有意であることから、歪みの時間的変化の情報が、価格変化率分布の復元スピードを測る上で有用な情報となっていることが判る³⁰。

(5-1)式の推計値パスを図示したものが図5-3（上）である。図5-3（下）は推計を行う際に用いられている過去の刈り込み平均指数と価格変化率分布の歪みに関する情報である。これをみると、図中（イ）、（ロ）の期間で推計式は望ましい推計値パスを描くこと、また（ハ）、（二）の期間では、推計値も実績値との間に継続的な誤差を生じることが判る。

これらの点について子細にみると、

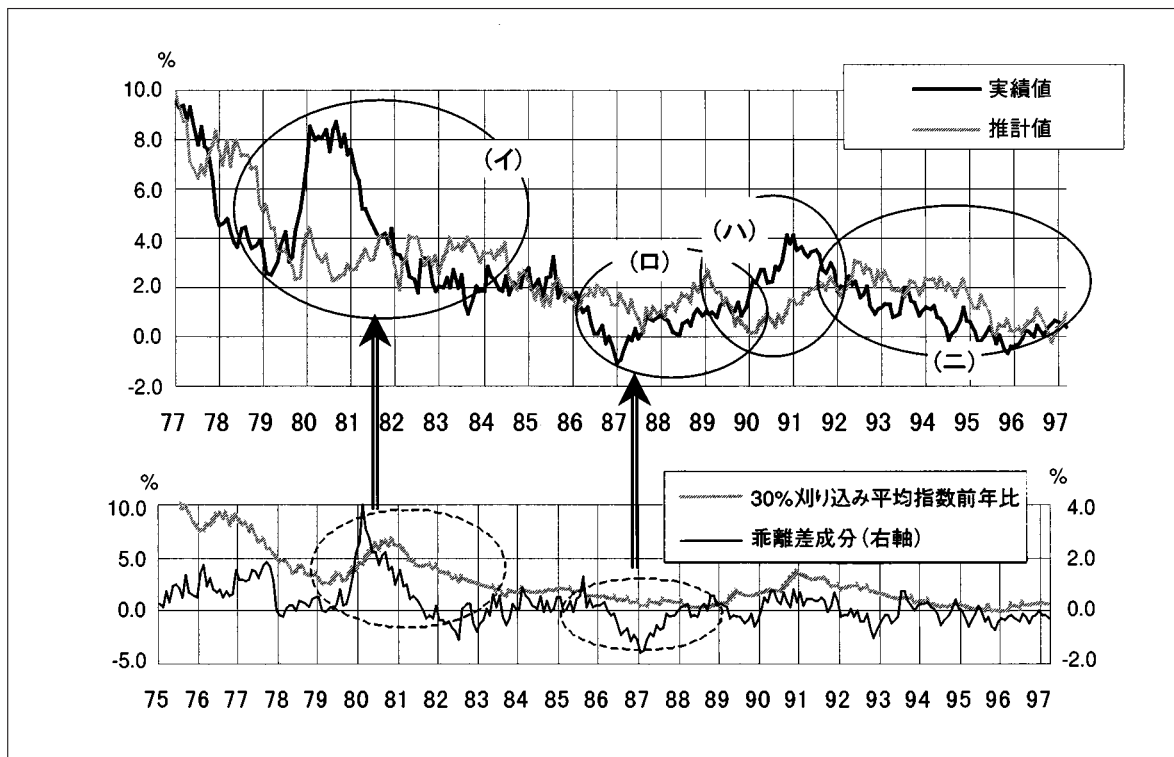
（イ）、（ロ）の期間では、相対価格変動分布を大きく歪めるショックが発生した79年央以降と85年央以降、(5-1)式の推計値と実績値には系列的に誤差が生じる。一年半後のショックの発生を現在の予測に織り込むことができない限り、こうした予測誤差の発生は回避し得ないが、政策運営上は、ショック発生を認識した時点で、さらなるショックが生じないとの条件下で将来のインフレ率予測が可能かどうかにより重要である。こうした視点から図5-3をみると、相対価格ショックの発生と消滅に伴う一時的な物価変動の効果を織り込むことで、これらのショックの発生とほぼ同時に、一年半先（81年後半、87年後半）のインフレ率を概ね予測することが可能であったことが判る。

28 予測スパンを1～2年の間で変更したり、説明変数として加える乖離差成分のラグの項数を変化させても図5-3に示される推計値のパスに大きな影響はない。

29 DW統計量が0.12と小さく、誤差項に正の一階の自己相関の存在が示唆されるため、*t*値が過大に推定されている恐れがあることには注意が必要であるが、ここで推計したインフレ率予測関数は、予測スパン内におけるマクロ的要因・品目限定的要因といった系統的要因の変化の可能性を排除するものではないため、DW統計量がこうした値をとることは、止むを得ないとの側面がある。

30 推計開始時を77年に固定し、終期を82年以降逐次変更しても、 β_0 と β_6 パラメータ推定値はそれぞれ1.11～1.25、0.97～1.21の範囲で安定している。これは推計期間を変更してもこの関数の推計値パスが極めて安定していることを意味している。

図5-3 実績値と推計値のパス



根本的には、価格変化率分布の歪みが図5-1のようにインフレ率がaの水準で消滅するか、図5-2のようにdの水準で消滅するかを決定するのはマクロ的要因であり、予測スパン内でマクロ的要因の変化によりインフレ率が変動しているとき、(5-1)式による予測値と実績値は継続的に乖離するはずである³¹。(ハ)と(ニ)のケースがこの状況に該当している。

31 マクロ的要因による物価変動としては、(1)通貨需要・供給の変動によって引き起こされる物価変動、(2)期待インフレ率の変化により実質金利が変化し、マクロで見た企業(家計)部門の投資(貯蓄)行動が変化し、総需要曲線がシフトすることにより生じる物価変動、(3)期待インフレ率の変動により、総供給曲線がシフトすることにより生じる物価変動等が考えられるが、これらのチャンネルが、現実経済の変動を説明する上で相対的にどの程度重要と考えるかは、現在も経済学者の論争が絶えない。繰り返しになるが、本稿ではマクロ的要因の識別の問題はあえて議論の対象とはしていない。

まず、(ハ)の期間では、87年初以降のインフレ加速が、85年後半以降の円高・原油安による価格変化率分布のマイナス方向への歪みによる一時的な物価下落の「復元」過程として説明できる。こうした一時的要因によって説明されるインフレの加速は88年末には終了し、新たな相対価格ショックが生じなかったため、89年初以降の推計値は1年半前のインフレ率水準に収束するような下落パスを描く。ところが現実には、90年末に4%のピークを迎えるまでインフレは加速し続け、推計値と実績値が継続的に乖離した。この乖離が個別品目に対する新たなショックによるものか否かをチェックすると、図4-2にみられるように、この時期生鮮品目が継続的に上昇したものの、その影響は軽微であった。従って、この時期のインフレ率の上昇はマクロ的要因により説明される可能性が高い。

同様に91年以降95年に至るまでの(ロ)の物価下落局面では、推計値と実績値の間に継続的に誤差が発生しているものの、生鮮品目の若干の変動以外に、相対価格の大きな変動をもたらすようなショックはほとんど存在しない。このため、この時期のインフレ率の下落はマクロ的要因による可能性が高い。

こうした結果から、CPI総合指数前年比を尺度とすれば、同程度のデフレ状況と評価できた87年初と95年後半の状況は、白塚[1997]に示されたように、中身としては大きく異なること、即ち、よりデフレ的であったと認識すべきは95年後半の局面であったことが判る。また89年初～90年末にかけては、インフレは何らかのマクロ的要因により加速していたことが示唆される。仮に物価変動を単変量で分析する場合、総合指数前年比のみを分析の対象としても、このような情報は得ることができない。

以上の分析により明らかになった価格変化率分布、特にその歪みに関する情報が持つ政策運営上の有用性を3点に纏める。

(1) 中期的なインフレ率予測の改善

個別品目に対する一時的ショックにより、相対価格が一時的に変動した場合でも、ショックの影響の減衰とともにその影響が収束するような、価格変化率分布の歪みの「復元」圧力が機能する場合、その効果を織り込むことで、中期的インフレ率予測はより改善する。

(2) 政策運営の適切さの評価

価格変化率分布の歪みの「復元」のパターンを観察することで、政策運営が概ね適切であったか否かの事後評価を行うことができる。図5-1の動きがみられる場合が「適切な政策運営」、図5-2の動きがみられる場合が「適切でない政策運営」の例である。

新たなショックが発生していないとの条件下でショックが一時的、外生的なものに止まった場合、インフレはショックの影響の減衰とともに沈静化するはずである。ところが、個別品目の相対価格ショックに伴って期待インフレ率が上昇したり、こ

うしたショックへの対応として、通貨供給量を不必要に増大させた場合、分布の中心自体がaからdに移ってしまい、物価の上昇が一時的でなくなる恐れが生じる。

従って、価格変化率分布の歪みの発生に伴って、刈り込み平均指数で測ったインフレ率がレベルシフトしているのか、それとも安定して推移しているのかをチェックすることによって、適切な政策運営がなされているかどうかを評価することが可能となる。本稿の分析によれば、70年代以降の供給ショックに対して発生した個別品目の価格変化率分布の歪みは、多くの場合図5-1のような過程を辿って消滅したことが観察されているため、政策運営は概ね適当であったと考えられる。しかしながらマクロ的要因により生じたと考えられる89年以降の物価上昇局面や、91年以降の物価下落局面での政策が十分予防的であったかとの点には疑問が残る。

注意を要するのは、たとえ個別品目の価格変化率分布の歪みが、図5-1のような過程を辿って消滅したことが観察されたとしても、それは単に外生的要因による一時的な物価変動が基調的な物価変動に波及しなかったことを事後的に意味するだけであり、事前的にも政策的対応が必要なかったことを意味している訳ではない点である。従って、相対価格の極端な変動を伴う個別品目の価格変動が、基調的な物価変動を生じさせる可能性が残っている点には十分な注意が必要である。

(3) 物価上昇の原因の識別

過去の基調的なインフレ率と相対価格ショックに関する情報を用いたインフレ率予測で、現在のインフレ率を説明できない場合、経済には新たな一時的、外生的な相対価格ショックが発生しているか、マクロ的要因が変化しているはずである。価格変化率分布の情報を有効に利用すれば、比較的早い段階に基調的な物価変動を察知し、分析することが可能となる³²。

従って金融政策の効果が浸透するまでにラグを伴うことを勘案すれば、価格変化率分布を巡る情報は適切な政策運営上極めて有用である。相対価格変動が含むミクロ的ショックの情報と、マネーサプライの動向やマクロ的需給ギャップ等のマクロ的情報を利用した分析を組み合わせることでより適切な物価動向の評価が可能となる。また、将来物価インデックス債が発行され、市場で形成される金利から、期待インフレ率に関する情報を抽出することが可能になれば、その値と価格変化率分布の中心の尺度との関係を比較することにより、より多くの情報を得ることが可能となろう。

32 無論、このような情報は、基本的には全て個別品目ごとの価格変動情報に含まれているので、あえて「刈り込み」といった操作を行わなくとも、個別品目の価格変動を注意深くモニターしていれば十分であるとの考え方も存在する。しかし、個別品目の価格変動のうち、どの程度がマクロ的な物価変動を反映したものであり、どの程度が個別的、一時的な相対価格変動要因に起因するものであるかを識別することは、必ずしも容易ではない。例えば、従来しばしば用いられてきた、「総合指数に対する品目別寄与度分解」では、品目ごとの寄与度が、インフレ率のトレンド回りではなく、原点回りで評価されてしまうため、相対価格変動情報を正確に識別することが難しい。刈り込み平均化操作は、こうした識別をある程度システムティックに行うことを可能にするという意味で、必要な情報を抽出するための有用な手法と考えられる。

6. 結論

本稿の結論を簡潔に纏める。

本稿では、基調的なインフレ率を抽出する目的で構築された「CPI前年比刈り込み平均指数」の特性を様々な角度から検討した。この結果、統計的にはマネーサプライ（M2+CD）からCPI前年比刈り込み平均指数への因果性は認められず、また、刈り込み平均化は、短周期の変動成分のみならず広範な周期成分を控除していることから、米国における先行研究が意図したような、ごく短周期のノイズを控除し、貨幣的要因によるインフレ率を純粋に抽出する指数としての機能を果たしている訳ではないことが明らかになった。

そこで、控除された成分の特性を詳細に分析したところ、「除く生鮮指数前年比」に比べ、様々な外生的・一時的物価変動成分を控除することに成功していることが判った。この結果からみて、過去一時的な価格変化率分布の大幅な歪みをもたらしたのは、主として外生的要因であったものと考えられる。こうした外生的ショックの中で支配的影響を持つ要因の種類が変化して、相対価格変動をもたらす品目を事前に特定することが困難である場合、事前に恣意的に控除品目を特定する必要のない「刈り込み平均化」は、「コア・インフレ」の概念を変更する必要がないという利点を併せ持っている。

ただし、こうした控除品目が示す外生的ショックは必ずしも短期的なものとは限らず、エネルギー関連品目のように1~2年程度持続する場合もある。また、これら外生的ショックが他の品目に波及してマクロ的な物価変動を引き起こす可能性も小さいとはいえ存在するため、刈り込み平均指数を将来のインフレ圧力を予測することを重視する観点から用いる際には、価格変化率分布の端に位置し、他の品目に比べ大きな価格変動を生じている品目が、物価指数の変動に対し、単に一時的な影響を有するに止まるのか、それとも将来の物価変動の『先行指標』的情報を含むのかについて、常に判断を加えつつ用いることが適当である。

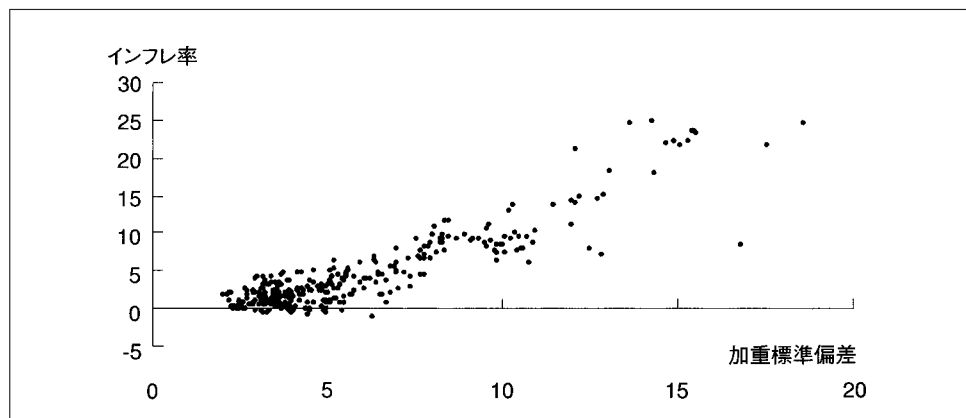
こうした結論を定量的な観点からサポートするため、価格変化率分布の歪みの尺度である相対価格ショック成分を説明変数として明示的に取り込んだ18ヶ月先のインフレ率予測関数を推計した結果、ある時点の価格変化率分布の歪み度合いと、刈り込み平均指数の水準の双方を同時に注意しておくことで、将来のインフレ率予測や過去の政策運営の評価、物価変動の要因分析といった政策運営上極めて重要な情報が得られることが確認された。

最後に、本稿の分析結果は、ミクロ的な価格変動情報を何らかの中心の尺度周りで相対的かつ包括的に評価する必要があることを示している。実際の個別品目の価格形成過程は「ミクロ的要因 + マクロ的要因」で成り立ち、「マクロ的要因」も時系列的に変化している以上、「ミクロ的要因」の影響を常に原点周りの寄与度で測ることは望ましくない。むしろ、「ミクロ的要因」の影響を刈り込み平均指数のような、価格変化率分布の歪みに対して変動しにくい性質を持つ中心の尺度周りで相対的かつ包括的に評価することで、個別品目に対する相対価格ショックの影響を正當に評価し、インフレ率予測や過去の政策運営の評価といった政策運営上極めて重要な情報を、より効果的に抽出する可能性が生まれる。

補論1 インフレ率と相対価格変動の相関関係に着目した一連の研究

通常のマクロ経済学に従えば、嗜好や技術的条件といった実体的な要因によって、モノとモノとの交換比率である相対価格が決定される。この時、個別品目の価格水準は、通貨単位を表示する機能を有するに止まる。他方、マクロのインフレ率については、 $M=kPY$ というケンブリッジ方程式の関係（ここでMは貨幣供給量、Pは一般物価水準、Yは実質産出量、kは流通速度の逆数）を通じ、少なくとも長期的には、貨幣供給量の伸び率により決定されると考えるのが一般的である（これを長期的な貨幣の中立性、または古典派の二分法の成立と呼ぶ）。このように、通常の経済学ではインフレ率と相対価格変動は、それぞれ貨幣的要因と実体的要因というお互いに独立な要因により決定され、お互いに相関はないと考えられている。ところが、実際には多くの国々においてインフレ率と相対価格変動は正の相関を持つことが経験的に知られている。

補1-1 日本のインフレ率とCPI加重標準偏差の推移



補1-1は、例としてCPIで測った日本のインフレ率と、CPIを構成する88品目の価格変動率から計算された加重標準偏差を図示したものである。ここで t 期の加重標準偏差 $STDEV_t$ は、(A-1)式で計算され、相対価格変動の度合いを示している。

$$STDEV_t = \sqrt{\sum_{i=1}^{88} w_{i,t} (p_{i,t} - p_t^*)^2} \quad (A-1)$$

ただし、 $w_{i,t}$ t 期の第 i 品目のウエイト（1で基準化）

p_t^* t 期のインフレ率（CPI加重平均指数前年比変化率）

$p_{i,t}$ t 期の第 i 品目の前年比価格変化率

（出所）消費者物価指数 総務庁統計局

補1-1をみると、本来お互い独立に決定され、無相関であるはずのインフレ率と相対価格変動は、実際には強い正の相関を有していることが判る。このような相関関係をどう理解すべきか、そしてこの経験的事実はマクロ経済のパフォーマンスあるいは政策運営手法に対し、どのような含意を持つのかについて、これまで様々な研究がなされてきた。

このうち、Barro [1976] は、予想されない貨幣供給量（貨幣的ショック）の変更が予期せぬ物価変動を引き起こし、この結果、各市場に「錯覚」が発生し、その「錯覚」に基づいた取引が実際に行われるため、相対価格が変動するとの貨幣的ショックの重要性を強調した議論を展開した。このモデルでは、貨幣的ショックが原因で相対価格変動は結果である。彼は貨幣的ショックが効率的な資源配分を妨げており、これを防ぐためには貨幣供給量の伸び率を一定に保つといったルールに従う政策運営を行うべきであるとの結論を導いた。

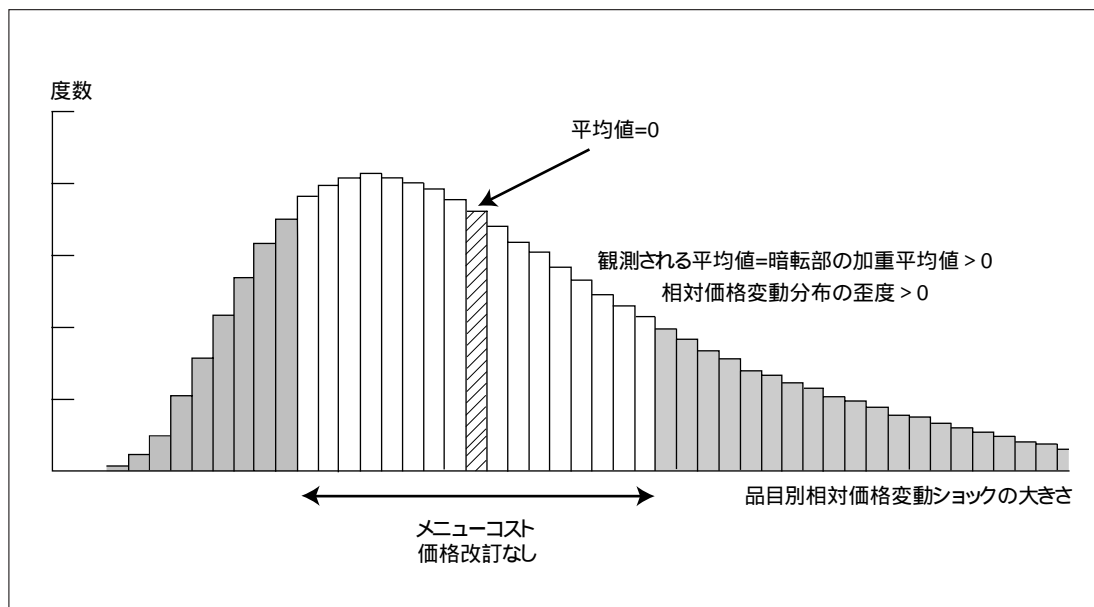
これに対し、Fischer [1981] は、この分野の研究の優れたサーベイを行った後、相対価格変動には貨幣的要因を含む様々な原因が存在するものの、少なくとも70年以降の米国では、特定の部門に対する実体的ショックが相対価格変動の主因であるとの見解を示した。

90年代に入り、Ball and Mankiw [1995] は、それ以前の一連の研究で注目されてきた個別品目の価格変化率の平均値（インフレ率）と分散（相対価格変動の散らばり尺度）の関係ではなく、平均値と歪度（相対価格変動の歪みの尺度）の関係に注目し、ニューケインジアン立場から価格硬直性の存在を擁護する議論を展開した。

ある品目に固有な実体的相対価格変動ショックは、他の品目の相対価格変動により相殺されるため、マクロの物価水準（インフレ率）には影響を与えないであろうと想定されることは既に述べた。しかし、相対価格変動ショックの分布形状が歪み、かつメニューコスト³⁴の存在により、微少な相対価格変動ショックを受けても実際には価格変更を実施しない部門が存在する時には、補1-2に示したように、インフレ率と歪度は正の相関を有するはずであるとの考えに基づき、彼らは、観察される平均値と歪度が正の相関を有することを示し、これがメニューコストの存在を裏付けていると主張した。

34 メニューコストとは、企業が価格改定を実施するために支払うコストである。このコストが、価格改定を実施しない場合に生じる企業の損失を上回る場合、企業は価格改定を見送ることによって、価格改定を行わないケースと比べて生産者余剰を増大させることができる。この概念は価格硬直性の存在にミクロ的基礎づけを与えるものである。代表的文献としては、Mussa [1977]、Mankiw [1985]、Blanchard and Kiyotaki [1987]等を参照。また、そのマクロ経済学的位置づけについては、福田 [1995] 第7章等を参照。

補1-2 相対価格変動ショックの分布の歪みと平均値の関係



これに対し、Balke and Wynne [1996] は、価格硬直性の存在を仮定しないLong and Plosser [1983] の6部門からなるリアル・ビジネス・サイクル・モデルを用いて、それぞれの部門に対し、異なる時系列的特性と他部門への波及メカニズムを持つ生産性ショックを与えた場合の個別品目の価格変動をシミュレートした。その結果、同モデルの下でも、生産性ショックが系列相関を有していたり、ショックが産業連関構造を通じ他部門に波及する場合、個別品目の価格変化率の平均値（インフレ率）と歪度（歪みの尺度）が正の相関を有することを示して、ポールとマンキューの結論に疑問を呈した。

最近では、Debelle and Lamont [1997] が、都市ごとのインフレ率と相対価格変動のクロスセクションデータを用いて、両者の間に正の相関が観察されることを報告し、インフレ率と相対価格の関係を、マクロ的な貨幣的要因に帰する先述のBarro [1976] への疑問を呈している。

以上やや羅列的に先行研究を敷衍したが、最近では相対価格の変動要因としての貨幣的ショックの重要性を強調する議論は後退し、実体的ショックの重要性を強調する議論が支配的となりつつあるように見受けられる。事実、本稿の分析でも、クロスセクション方向にブレークダウンしてみると、相対価格の散らばりや歪みを大きくしている品目の多くを占めるのは、その時々の実体的ショックを受けたと考えられる品目であることが確かめられている。

ただ、何故インフレ率と相対価格変動が正の相関を有するのかとの疑問については、未だに議論が収束するには至っていない。両者の相関の原因を「価格硬直性」の存在に帰するのか、それとも「ショックが時系列的相関を有している」、「均衡へ

の動学的収束過程にある」と考えるかにより、政策的な含意は異なる。即ち、マンキューらが主張するように、この相関が価格硬直性の存在を裏付けているとすれば、マクロ的安定化を目指した裁量的政策が正当化されるわけであるが、バルクらが主張するように、その相関が単に時系列的相関を有する実体的ショックの存在を反映しているのであれば、この観察事実のみでは、裁量的政策を正当化することはできない。また、一口に実体的ショックと言っても、それが需要ショックなのかそれともバルクらが主張するような供給（生産性）ショックなのかによっても、望ましい政策対応が異なるであろうことは言うまでもない。

本稿での分析結果は、相対価格変動の主因が、部門固有の実体的な供給ショックであることを支持していると思われるが、本稿の分析はあくまで上記の理論的対立に明確な解答を与えることを企図している訳ではない。今後はこれらの理論的研究と、本稿で焦点を当てた相対価格変動分布のダイナミクスの実証的分析との接点を探ることで、インフレ率と相対価格変動との関係をより深く理解し、ひいては金融当局が対応すべき「基調的な物価変動」の概念を確立するための理論的バックボーンを整備していく必要があると考えられる。

補論2 消費者物価指数のウエイト変化とその推移

70年以降接続可能なCPI個別品目のうち、本稿の分析で特に注目した品目群のウエイトの推移は以下の通りである（小数点以下の四捨五入の都合上、計は必ずしも項目の合計とは一致しない）。

(1) 生鮮品目...生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物

| 品目名 / 基準年 | 万分比ウエイト | | | | | |
|-----------|---------|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 | 95 |
| 生鮮魚介 | 281 | 288 | 266 | 231 | 209 | 188 |
| 生鮮野菜 | 302 | 260 | 250 | 217 | 215 | 191 |
| 生鮮果物 | 250 | 227 | 170 | 154 | 137 | 117 |
| 計 | 833 | 775 | 686 | 602 | 562 | 496 |

(2) エネルギー関連品目...光熱・水道、自動車等維持費

| 品目名 / 基準年 | 万分比ウエイト | | | | | |
|-----------|---------|-----|-----|------|-----|------|
| | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 | 95 |
| 光熱・水道 | 437 | 450 | 582 | 649 | 553 | 590 |
| うち電気代 | 183 | 177 | 229 | 269 | 240 | 266 |
| ガス代 | 127 | 169 | 202 | 205 | 165 | 167 |
| 灯油 | 42 | 49 | 78 | 72 | 40 | 38 |
| その他の光熱 | 36 | 9 | 3 | 2 | - | - |
| 上下水道料 | 48 | 46 | 70 | 101 | 108 | 119 |
| 自動車等維持費 | 157 | 252 | 358 | 433 | 420 | 469 |
| うちガソリン | 100 | 156 | 213 | 216 | 176 | 173 |
| その他 | 57 | 96 | 145 | 217 | 244 | 296 |
| 計 | 594 | 701 | 940 | 1082 | 974 | 1058 |

(3) 公共関連品目...交通、通信、教育、たばこ

| 品目名 / 基準年 | 万分比ウエイト | | | | | |
|-----------|---------|-----|------|------|------|------|
| | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 | 95 |
| 交通 | 312 | 220 | 324 | 334 | 354 | 341 |
| 通信 | 155 | 184 | 206 | 214 | 221 | 216 |
| 教育 | 334 | 326 | 382 | 413 | 466 | 455 |
| たばこ | 211 | 139 | 137 | 115 | 92 | 72 |
| 計 | 1012 | 870 | 1050 | 1076 | 1133 | 1084 |

(4) 家電関連品目... 家事用耐久財、冷暖房用器具、TV・ステレオ、その他の耐久財

| 品目名 / 基準年 | 万分比ウエイト | | | | | |
|-----------|---------|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 | 95 |
| 家事用耐久財 | 129 | 118 | 78 | 75 | 67 | 60 |
| 冷暖房用器具 | 44 | 63 | 39 | 49 | 50 | 45 |
| TV・ステレオ | 176 | 86 | 73 | 78 | 61 | 52 |
| その他の耐久財 | 17 | 36 | 31 | 24 | 44 | 44 |
| 計 | 367 | 303 | 221 | 226 | 223 | 201 |

(5) 被服関連品目... 和服、洋服、履物類、生地、糸

| 品目名 / 基準年 | 万分比ウエイト | | | | | |
|-----------|---------|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 | 95 |
| 和服 | 116 | 100 | 78 | 59 | 54 | 39 |
| 洋服 | 309 | 347 | 336 | 318 | 353 | 273 |
| 履物類 | 90 | 99 | 93 | 82 | 82 | 66 |
| 生地 | 107 | 77 | 42 | 27 | 18 | 11 |
| 糸 | 17 | 11 | 6 | 10 | 4 | 3 |
| 計 | 641 | 633 | 556 | 497 | 511 | 391 |

以上のウエイトの推移の特徴として、以下の3点が挙げられる。

生鮮品目、家電関連品目、被服関連品目のウエイトは70年基準以降概ね一貫して下落していること。

エネルギー関連品目のうち、原油価格との繋がりが特に深いと思われる灯油・ガソリンのウエイトも80、85年基準をピークとして低下傾向にあること。

自動車等維持費のその他項目（自動車保険料等）や公共関連の教育のウエイトが高まっていること。

上記のウエイトの変化は、過去、CPI総合指数前年比とCPI刈り込み平均指数前年比との間に乖離差を生じさせた主な品目である生鮮やエネルギー関連品目が、相対価格ショック成分を発生させる影響力を弱めていることを示している。

相対価格ショック成分の大きさは、その品目に対するショックの大きさとともに、その品目のウエイトの大きさを反映する。このため、現在ウエイトが小さく相対価格ショック成分に対する影響力が小さい品目が、将来大きな乖離差の発生源となる可能性があり、CPI総合指数の新たな攪乱要因となる可能性が常に存在することに注意が必要である。

補論3 最適な刈り込み率の算出

以下ではBryan, Cecchetti and Wiggins II [1997] の手法を援用して、最も「基調的な変動を反映する」刈り込み率（ $\alpha\%$ ）を持つ刈り込み平均指数を探索する。まず、一定以上の期間をとったCPIの中心移動平均系列が基調的な物価変動を反映すると仮定する。続いて、この中心移動平均からの乖離が、最も小さくなるような刈り込み率を持つ刈り込み平均指数を、ヒストリカルデータの標本標準誤差（Root Mean Square Error=RMSE）を最小にするとの基準で探索する。

標本標準誤差を数式で表すと、

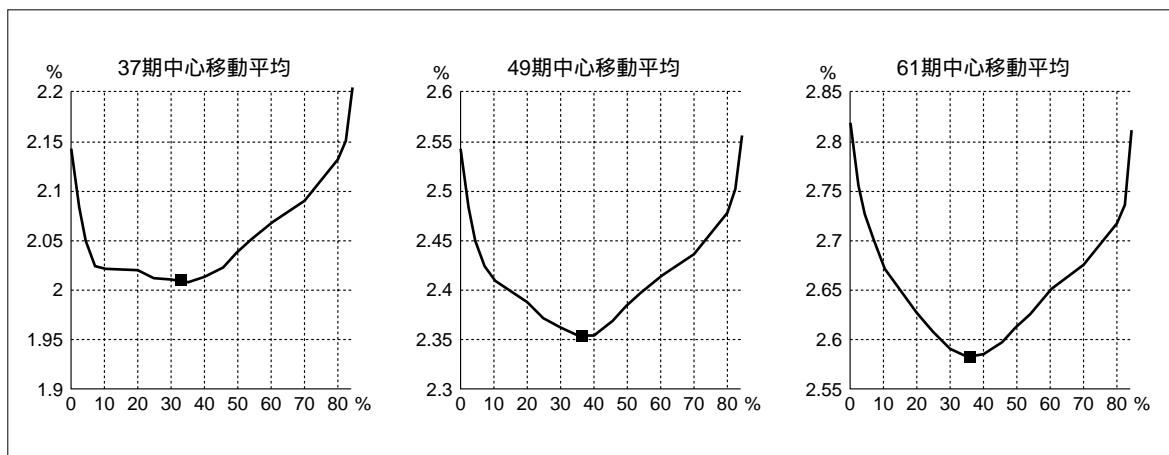
$$RMSE(2\alpha) = \sum_{t=1}^n \sqrt{\frac{(p_t^\alpha - \pi_t^{(\tau)})^2}{n}} \quad (C-1)$$

ただし、

- $RMSE(2\alpha)$ $2\alpha\%$ 刈り込み平均指数の標本標準誤差
- $\pi_t^{(\tau)}$ t 期の総合指数前年比 τ 期中心移動平均
- p_t^α t 期の $2\alpha\%$ 刈り込み平均指数前年比
- n サンプル数

この手法は、中心移動平均と最も似通った動きをする刈り込み平均指数を、 τ 期中心移動平均からの偏差自乗和を最小にするという基準で探索するものである。ただ、ここで τ の長さに分析結果が依存しないかどうかをチェックするため、 $\tau=37, 49, 61$ （それぞれ3、4、5年）の複数の中心移動平均をベンチマークとして用いる。この結果を示したものが補3-1である。

補3-1 3年超の中心移動平均からの各刈り込み平均指数の標本標準誤差



これらの図から、標本標準誤差を最小とする最適な刈り込み率は30%台半ばであり、ベンチマークの中心移動平均の長さには依存しないことが判る。この結果は、総合指数に対し刈り込み平均化の操作を行うことにより、中心移動平均系列により近い「滑らかな」系列を得ることができることを示している。本稿では、この30%刈り込み平均指数を最適刈り込み平均指数と見做して分析を行った。

参考文献

- 翁 邦雄、「Grangerの因果関係を用いた実証分析の再検討 通貨量と名目所得の「因果関係」を巡って」、『金融研究』第4巻第4号、日本銀行金融研究所、1985年12月
、「金融政策目標と中央銀行」、『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、「季節調整について」、IMES Discussion Paper No.96-J-2、日本銀行金融研究所、1996年
- 経済企画庁物価局編、『物価レポート』各年度版
- 馬場直彦、「内外価格差の発生原因について マークアッププライシングの実証分析を通ずる検討」、『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所、1995年7月
- 白塚重典、「物価の基調的な変動を捕捉するための指数の構築とその含意」、『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年9月
- 肥後雅博、「各種基調的変動からみた物価変動の評価」、IMES Discussion Paper No.99-J-3、日本銀行金融研究所、1999年
、「中田（黒田）祥子、「経済変数から基調的変動を抽出する時系列的手法について」、『金融研究』第17巻第6号、日本銀行金融研究所、1998年
- 福田慎一、『価格変動のマクロ経済学』、東大出版会、1995年
- 蓑谷千鳳彦、『計量経済学における頑健推定』、多賀出版、1992年
- 山本 拓、『経済の時系列分析』、創文社、1988年
- Balke, Nathan S., and Mark A. Wynne, "Supply Shocks and the Distribution of Price Changes," *FRB Dallas Economic Review*, First Quarter, 1996, pp.10-18.
- Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 1995, pp.161-93.
- Barro, Robert J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 2, 1976, pp.1-32.
- Bernank, Ben S., Mark Gertler and Mark Watson, "Systematic Monetary Policy and the Effect of Oil Price Shock," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1997, pp.91-157.
- Blanchard, Oliver J., and Nobuhiro Kiyotaki, "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand," *American Economic Review*, 77(4), 1987, pp.647-666.
- Bruno, Michael and Jeffrey D. Sachs, *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, 1985.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," in N.G.Mankiw eds. *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」, "The Monthly Measurement of Core Inflation in Japan," *IMES Discussion Paper No.99-E-4*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1999.

- , and Rodney L. Wiggins, "Efficient Inflation Estimation," *NBER Working Paper* No.6183, 1997.
- Cecchetti, Stephen G., "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers," *FRB St. Louis Review*, 78(3), 1997, pp.143-155.
- Debelle, Guy, and Owen Lamont, "Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities," *Journal of Political Economy*, 105(1), 1997, pp.132-152.
- Fischer, Stanley, "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings papers of Economic Activity*, 2, 1981, pp.381-431.
- Long, John B. Jr., and Charles I. Plosser, "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, 91(1), 1983, pp.39-69.
- Mankiw, N. Gregory, "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macro Economic Model of Monopoly," *Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 1985, pp.529-537.
- Mussa, Michael, "The Welfare Cost of Inflation and the Role of Money as a Unit of Account," *Journal of Money, Credit and Banking*, 9(2), 1977, pp.276-286.

