

# ミクロ計量経済学入門：

## 第6回 個人家計別物価指数の構築

北村行伸

一橋大学経済研究所

2006年7月15日

### 概要

連載の第6回はミクロ統計データを集計して政策的に有用な経済指標を構築する方法について解説したい<sup>1</sup>。これまでの議論とはちがひ、回帰分析などはつかわずに、ミクロ統計データの統計的性質を分析している。これもミクロ統計の重要な利用方法の一つであることを理解していただきたい。

## 1 はじめに

消費者行動を現実的に観察すると、消費者は同じ財であっても異なる場所では異なる価格で購入をすることがあるし、しかもその嗜好や消費パターンは時間とともに変化する。また、生産者側の技術進歩によって高性能の新製品が供給され、また市場の動向によっても価格は大きく変化する。これらの要因を考慮しつつ、しかも迅速かつ簡便に物価の変化をまとめ上げる指数を構築することが、消費者物価に関係者にとっての課題である。しかしながら、それらを全て取り込んだ実証上の指数は、統計情報量の制約などから、いまだに開発されてはいない<sup>2</sup>。

現実の消費者物価指数は、上述のような問題に対応しつつ、過去からの系列の連続性も考慮しながら、漸進的に改良が重ねられている<sup>3</sup>。また、物価指数の理論的研究については森田(1989)、Afriat(2005)、Diewert(1981,1987,1990)、Diewert and Nakamura(1993)、Deaton and Muellbauer(1980)、Pollak(1989)などで包括的に論じられてきたが、近年、実証研究としていくつか興味深い結果が出ている。

<sup>1</sup>本稿において用いた『平成11年(1999)度全国消費実態調査』の個票データは2005年度に総務省統計局から目的外利用の許可を得たものである。

<sup>2</sup>理論上はDiewert(1976,1978,1981)などによってかなり厳密な議論がなされており、真の消費者物価指数の在り得べき姿はかなりわかってきたが、それを実際に応用して真の消費者物価指数を実用化するのには現状では難しい。

<sup>3</sup>最近の日本の消費者物価指数の課題については白塚(1998)や清水(2006)を参照されたい。現在、総務省統計局では2005年基準に基づく物価指数を準備中であり、チューハイ、カーナビ、DVDレコーダなどの調査品目を入れ、ミシン、鉛筆、ビデオテープなどが廃止されるなどの入れ替えが予定されている。

Slesnick (2001) は、所得ではなく消費に基づいて生活水準や貧困を測ろうとするものであって、その際に用いる物価指数は家計属性グループ別（人種、性別、所得、年齢別）に構築したものを、世帯構成員の消費量を調整するための等価尺度も家計別に推計すべきであるとの方法論を提示し、それを実証している。

Amble and Stewart (1994) や Hobijn and Lagakos (2003) は高齢者向けの消費者物価指数を構築し、それに基づいて社会保障給付を調整すべきであるという議論をしている。Newhouse (2001) はアメリカの医療費物価指数におけるバイアスを指摘している。特に医療技術の進歩や新医薬品の登場は真の医療費を計測することを困難にしている。医療費の増加が見込まれる中、医療費物価指数のバイアスを出来る限り除去することが必要であり、そのための方法を論じている。

Aguiar and Hurst (2005a) は退職者の食料品支出は低下しているように見えるが、これは食料の家計内生産などによって補われ、食料消費量自体に大きな変動はないことを示している。これは支出と消費の区別の重要性を指摘した研究であり、消費バスケットのあり方を考える上でも参考になる。Aguiar and Hurst (2005b) は POS 情報を用いて異なった消費者が同一財を異なった価格で買っている実態を分析している。それによれば、最も高い価格で買っているのは、中年、高所得者、大家族であり、彼らにとっては買い物の時間費用が、安い価格の店を探すよりも、相対的に高いからであるという議論がなされている。

これら一連の研究は集計した物価指数を論じるのではなく、品目別に細かく物価実態を調査すること、そして消費者の属性に応じて消費パターンが違い、それを物価指数に反映させるべきであるという発想に基づいている。POS 情報のような新しい統計情報を利用することも重要だが、既存のマイクロデータを用いて消費者行動の多様性を取り込むことは可能である。その方面での研究が、わが国ではこれまで殆ど見られないことから、今回は『全国消費実態調査』の個人家計別消費情報を用いて新たな物価指数を構築し、現在用いられている政府消費者物価指数と比較しながら、政策含意を考えることにしたい。

## 2 個人家計別物価指数の考え方

個人家計別物価指数は個人家計別の財別消費を基に、消費バスケットを構築し、それに全国同一の物価を掛け合わせて求めるものであって、構築そのものは極めて単純な作業である。ここでは、Deaton and Muellbauer(1980, Chapter 7) や Slesnick(2001, Chapter 2) に従って、個人家計別物価指数の理論的背景について簡単に解説しておきたい。

ここで  $x_i$  財と  $x_j$  財の 2 財選択する場合を考えてみよう。図 1 に示した通り、それぞれの価格  $p_i$  と  $p_j$  を所与とした予算制約式が CT で与えられ、家計 1 は点 A で効用を最大化しており、家計 2 は点 A' で効用を最大化している<sup>4</sup>。消費者物価指数で用いられているラスパイレス物価指数は、基準年の消費バスケットを固定しているため、家計 1 のウェイトは OA を通る線上（これは消費所得曲線と呼ばれる）に固定されることになる。ここで  $x_i$  財の価格  $p_i$  が上昇したとすると、家計 1 のウェイトは点 A に固定されているので、予算制約式は CT から ES に変化する。すなわち、ラスパイレス物価指数は次のように表せる。

$$P_1^L(p_i, p_j, A) = \frac{OE}{OC}$$

真の物価指数は価格が変動しても効用が一定 ( $u_1$ ) となるように財需要を変化（代替）させる。その場合、新たな相対価格の基で同じ効用を維持できる点は B で与えられる。この時の真の物価指数は次のように定義できる。

$$P_1^T(p_i, p_j, u_1) = \frac{OD}{OC}$$

明らかに  $OE > OD$  なので、

$$P_1^L > P_1^T$$

となる。これはラスパイレス物価指数が効用一定の真の物価指数に対して上方バイアスがあることを意味している。

家計 2 が同様の価格変化に直面した場合は次のような変化が起こる。まず、ラスパイレス物価指数は次のようになる。

$$P_2^L(p_i, p_j, A') = \frac{OE'}{OC}$$

効用一定 ( $u_2$ ) の真の物価指数は次のようになる。

$$P_2^T(p_i, p_j, u_2) = \frac{OD'}{OC}$$

ここでも同様にラスパイレス物価指数は真の物価指数に対して上方バイアスがある。

$$P_2^L > P_2^T$$

しかし、家計 1 と家計 2 では  $x_i$  財と  $x_j$  財の 2 財の選好が異なっているため、バイアスの大きさも異なってくる。

$$P_1^L - P_1^T = \frac{OE - OD}{OC} > \frac{OE' - OD'}{OC} = P_2^L - P_2^T$$

<sup>4</sup>ここではそれぞれの家計が同じ予算制約式に直面していることを想定しているが、実際には予算制約式も違っていることが一般であることに注意されたい。

また、同じ物価の変化に対して、同一の指数算式を使っても、家計別に違った物価指数が計算されることを意味している。例えば、家計1と家計2のラスパイレス指数を比較すると、明らかに家計1の方が家計2よりも物価指数は高い。

$$P_1^L = \frac{OE}{OC} > \frac{OE'}{OC} = P_2^L$$

これは、家計1は値上がりした財  $x_i$  をかなり多量に消費しており、その消費パターンを維持しようとすれば生計費がかなり上昇せざるを得ないのに対して、家計2はもともと、財  $x_i$  をそれほど消費しておらず、消費パターンを維持しても物価上昇の生計費への効果は限定されていることを反映している。

このように、同じ予算制約で同じ価格変化の下でも、消費バスケットが違うだけで、物価指数は違ってくる。個別家計はそれぞれ違った予算制約の下で違った選好に基づいて消費しており、また違った価格で財を購入していると考えられるので、実際に個別家計が直面している物価はかなり多様なはずである。

これまでの消費者物価指数の考え方は、個々の家計はそれぞれ効用関数を持っているが、それが相似拡大的 (homothetic) であり加法性 (additivity) を満たしていることを前提にすると、社会的効用関数 (community preference fields) が定義でき<sup>5</sup>、それに基づいた物価指数が計算できる。しかし、現実には個々の効用関数の相似拡大性は保証されておらず、事前に一つの効用関数にまとめるよりは、個々の家計毎に物価指数を計算し、それを後で統計的に集計した方が、個人家計別の情報が反映され、政策分析にも有用なのではないかと考えられる。この集計問題については後ほど再び触れる。

以下では、現在用いられている統計局の消費者物価指数の作り方を踏襲しながら、個人家計別物価指数の構築方法とその性質について述べる。

品目  $i$  の  $t$  時点における財を価格  $p_{it}$ 、購入数量  $x_{it}$  だけ購入すると考え、物価指数の基準時点を0期、比較時点を  $t$  期とすると、一般にラスパイレス物価指数は次のように表せる。

$$P_{ot}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}x_{i0}}{\sum_{i=1}^n p_{i0}x_{i0}} = \sum_{i=1}^n w_{i0} \times \frac{p_{it}}{p_{i0}}, \quad w_{is} = p_{is}x_{is} / \sum_{i=1}^n p_{is}x_{is}, \quad s = 0, 1, 2, \dots$$

ここで  $w_{is}$  が消費者物価指数で用いられている財別のウェイトである。実際の消費者物価指数では、全国の消費財  $i$  の全消費に対するシェアを求めて、それに財  $i$  の物価の基準年比を掛け合わせることで求めている。

これに対して個人家計  $j$  のシェアに基づく個人家計  $j$  ラスパイレス物価指数は次のように定義できる。

<sup>5</sup>この点に関しては Gorman (1995) の一連の研究を参照されたい。

$$P_{ot}^{jL} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} x_{i0}^j}{\sum_{i=1}^n p_{i0} x_{i0}^j} = \sum_{i=1}^n w_{i0}^j \times \frac{p_{it}}{p_{i0}}, \quad w_{is}^j = p_{is} x_{is}^j / \sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j, \quad s = 0, 1, 2, \dots$$

ちなみに、全国版ラスパイレス物価指数と個人家計別ラスパイレス物価指数ではウェイトが全国の消費財  $i$  の全消費に対するシェアと個人家計  $j$  の消費財  $i$  の個人家計  $j$  の総消費に対するシェアが違うだけで、物価は同じものである<sup>6</sup>。

ウェイト  $w_{is}$  と  $w_{is}^j$  の違いは次のように議論できる。まず、全国消費者物価指数のウェイト  $w_{is}$  であるが、これは次のような構造をしている。

$$w_{is} = \frac{\sum_{j=1}^m p_{is} x_{is}^j}{\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j}$$

これは、全国民を一家族と考えると、分母で全員の消費額をもとめ、それで分子の消費財  $i$  の総消費額を割ったものである<sup>7</sup>。これは個人家計のウェイトを加重平均したものをさらに、個人家計  $j$  について集計すれば一致する。すなわち、個人家計別ウェイトをその家計の総消費額でウェイト付けしたものは次のように表せる。

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j}{\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j} w_{is}^j = \frac{\sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j}{\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j} \left( \frac{p_{is} x_{is}^j}{\sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j} \right) = \frac{p_{is} x_{is}^j}{\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j}$$

これを個人家計  $j$  について集計すれば全国消費者物価指数のウェイトに一致する。

個人家計別物価指数のウェイトの算術平均は次のように表せる。

$$\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m w_{is}^j = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left( \frac{p_{is} x_{is}^j}{\sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j} \right)$$

これも全国消費者物価ウェイト  $w_{is}$  とは異なっている。

<sup>6</sup>厳密に言えば、個々の家計の購入先は違い、その価格も異なるはずである。真の個人家計別物価指数を構築しようとすれば、同一家計の購入した財の数量と価格をパネルデータとして蓄積する必要があるが、これを実施することは現時点では非常に難しい。

<sup>7</sup>この方法でウェイトを求めると、この指数から個人家計別物価指数に分解することは出来なくなる。別の言い方をすれば、この形で集計するということは、個別家計の分布問題は扱わないことを意味している。

上の3式を比べて判るように、個人家計別物価指数と現行の消費者物価指数とでは情報量に違いがあり、そこに個人家計別物価指数を構築する意義がある。この点は集計問題に関わる重要な問題なのでさらに議論をしてみたい。

現行の消費者物価指数の作り方は、個人家計別の消費需要をプールさせることによって、個人家計との対応を消費ウェイトを作る時点で遮断している。それに対して、個人家計別物価指数は個人家計の消費バスケットに基づいて物価指数を計算した上で、集計を行っている。この方法では個人家計との対応が最後までつくので、個人家計属性と物価指数との関係を論じることができる。また、現行の消費者物価指数は全国平均の物価指数1本に全ての情報が集約されており、分布情報は一切無い。個人家計別物価指数は家計の数だけの物価指数が利用できる所以分布情報は十分に取れる。

例えば、貯蓄率についてマクロ集計値が欲しい場合には、社会全体の貯蓄総額を可処分所得総額で割って求めるのが普通である。なぜなら、家計別に貯蓄率を求めてその算術平均を求めると、所得規模の違いによる貯蓄額水準の違いが考慮されずに、家計毎のウェイトを1としてしまうことになるからである。また、家計別の貯蓄率の社会全体の可処分所得に占める各家計の可処分所得のウェイトを掛けた加重平均を求めれば、社会全体の可処分所得に対する個人家計の貯蓄率を求めることになり、それを全て足し合わせるとマクロの貯蓄率になる。

物価指数は貯蓄のように規模の要因が重要かどうかは議論を深める必要がある。これまで、消費者物価指数を論じるときに、消費総額の多寡によって、物価の重み付けをして、高額消費者の直面している物価により大きなウェイトを置くべきであるとは誰も考えてこなかったかもしれないが、実際に行っていることは上式の構造から明らかなように、消費総額でウェイト付けした指数を個人家計に関して集計したものなのである。個人家計別物価指数は消費総額によるウェイト付けはせずに個々の物価指数を見ていくという意味で、民主的な指数あるいはアプローチであると言えることができる。

これまで物価  $p_{it}$  は個別財の価格であるかのように扱ってきたが、実際には『小売物価統計調査』によって集められた価格を基準年基準で相対化した指数である<sup>8</sup>。この調査は毎月750人の調査員が3万店舗・事業所から約20万の価格を収集し、2万3千世帯から家賃を収集している。さらに、都道府県職員が2万6千価格、統計局職員が5千価格を収集している。このようにして集められた個別価格を月、品目、市町村、店舗別に単純平均して当該品目の価格 ( $I_{it}$ ) とする。さらに基準年、現在の消費者物価指数では2000(平成12年1月から12月)年の月別個別価格を単純平均して当該品目の基準時価格 ( $I_{i2000}$ ) を決める。2000年基準の価格で各月の価格を割って、2000年に全ての価格  $p_{it}$  が100になるように指数化したものを用いている。

<sup>8</sup>才田、高川、西崎、肥後(2006)では『小売物価統計調査』を用いて品目別の価格変動の粘着性を分析し、財とサービス間での粘着性の違いや、価格改定のパターンが多様であることを論じている。

さらに、我々は物価を考えるとときに、前年同月比でどのように変化したかを見るのが一般である。これを表示すると次のように表せる。

$$\frac{p_{it}}{p_{it-12}} = \frac{\frac{I_{it}}{I_{i2000}}}{\frac{I_{it-12}}{I_{i2000}}} = \frac{I_{it}}{I_{it-12}}$$

これは指数化した物価をさらに、前年同月比として表したものであり、基準年の影響が消えている。すなわち、この指数は実質的に連鎖指数になっている。本来ならば、価格の基準年とウェイトの基準年は一致している必要があるが、本稿で用いた『全国消費実態調査』は1999年9月-11月に調査されており、消費ウェイトも1999年9月-11月平均となっており、ウェイトの基準年と価格の基準年がずれていることになるが、価格を前年同月比として表すことによって、その問題を回避している<sup>9</sup>。

### 3 データと指数の構築

ここで用いるデータは大きく分けて3種類ある。第1に個人家計別の消費行動を捉えるために『全国消費実態調査』(1999年)を用いる。これは消費だけではなく、貯蓄や資産保有、耐久消費財購入などの情報も含まれており、標本も55000世帯を超える全国規模の調査である。また、この調査は消費者物価指数の作成に使われている『家計調査』の大調査の意味もあり、消費などの調査項目は全く同じ分類になっているので、消費者物価指数でもちいられている物価をそのまま当てはめることができる。第2に物価は統計局が消費者物価指数の元データとして公表している全国品目別価格指数を用いた。第3に、追加的な情報として金融マクロ変数である無担保コールレート、東証株価指数、対米ドル為替レート、M2CD残高などを用いた。これらは日本銀行のデータベースから用いた。

個人家計別物価指数の構築の手順を簡単に解説しておきたい<sup>10</sup>。

(1)『全国消費実態調査』(全消)の単身家計と2人以上家計を合わせた個人家計(55362家計)全体のIDを調べ、重複しているものを除いた(2142家計削除)。

(2)全消データを1985年1月から2005年9月までの249ヶ月の時系列方向に拡張し、個人家計別パネルデータ化した。

<sup>9</sup>厳密に考えると、消費が行われた時点で用いられていた価格ベクトルで支出を計測し、それに基づいて指数を作らなければ、バイアスが残る。ただし、1999年9-11月期の消費ウェイトから2000年基準の消費ウェイトにかけて、相対価格の大きなシフトが生じているとは考えられないので、実務的には問題はないと判断している。

<sup>10</sup>データ作成のプログラムはSTATAで書いた。作業自体は簡単なものであるが、データサイズがもともと55362家計249ヶ月分のパネルデータになり、1378万観測点に対して78の消費ウェイトと価格、さらに家計属性情報および金融マクロ変数加わることで、膨大なデータサイズになった。これをいかに効率的にデータ処理するかが問題となった。

(3) 価格データならびに金融マクロ変数を同一期間の時系列データとして整理し、全消に入っている個人家計数だけ拡張した。

(4) 全消データから、品目別物価に対応する消費財を抜き出し、消費ウェイトを計算する（消費財の収支がとれていない 539 家計を削除）。

(5) 全消データから不要な変数はすべて削除し、物価・金融マクロデータと合体した。

(6) 価格データと消費ウェイトから個人家計別物価指数を計算した ( $cpi78$ )。

(7) さらに個人家計別物価指数の前年同月比をとり、最終的に使う変数 ( $pi78$ ) を得た。

総務省の 2000 年基準の小分類による品目数は 596、中分類による品目数は 85 である。そのうち調査期間中 (1985-2005) に新しく入ってきた品目などがあり、指数の連続性がとれない品目を除いた中分類 78 品目に基づいて個人家計別物価指数を構築している。また、最終的に残った標本は 52681 家計である<sup>11</sup>。

## 4 データ分析

本節では、これまでの議論をもとに構築された個人家計別物価指数の統計的性質を (1) 指数の分布問題と (2) 指数の時間を通じた変化の問題、という 2 つの側面から分析してみたい。

物価指数を個人家計別に計算した結果を分析するに当たって、これを確率変数の集合と考え、その統計的性格を明らかにしよう。一般的には平均 (1 次モーメント) と標準偏差 (2 次モーメント) を見ることが多いが、ここでは、それに加えて非対称性の指標であり 3 次のモーメントである歪度 (skewness) と中心部分の尖り具合を表し、4 次モーメントである尖度 (kurtosis) も見ることにする。

ここで、歪度、尖度を見るのは、分布が正規分布に従っているかどうかを調べたいからである。分布が、何らかの理由で左右に歪んでいたり、必要以上に尖っていれば、政策判断をする場合に用いる消費者物価指数を選択する時に、単に平均値を見るだけでは不十分になるからである。すなわち、物価指数の分布が歪んでいれば、すでに述べたように、平均値と中位値と最頻値が一致せず、政策目標値をどこに取るかは議論の余地が出てくる。

ここで、Jarque and Bera (1980) が提案した正規性検定 (Normality Test Statistics) を用いて分布を検定しよう。まず、始めに歪度 (skewness: SK) を次のように定義する。ここで  $T$  はサンプル数、 $x$  は確率変数、 $\mu$  は  $x$  の平均値を表す。

<sup>11</sup>個人家計別物価の推定にあたっては、所得や資産の多寡は問題にせず (外れ値として処理せず)、出来るだけ多くの家計を標本に残すことにした。

$$SK = \left( \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x - \mu)^3 \right) / \left( \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x - \mu)^2 \right)^{1.5}$$

尖度 (kurtosis:K) は次のように定義される。

$$K = \left( \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x - \mu)^4 \right) / \left( \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x - \mu)^2 \right)^2$$

尖度は3を取るときが正規分布に従うことが知られているので、 $K-3 = EK$  (excess kurtosis: EK) と定義する。

$$EK = \left( \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x - \mu)^4 \right) / \left( \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x - \mu)^2 \right)^2 - 3$$

Jarque and Bera (1980) は  $SK$  と  $EK$  を組み合わせると、カイ二乗分布に漸近的に従うことを示し、正規性の検定量として提案した<sup>12</sup>。

$$\chi^2(2) \sim \frac{1}{6T} (SK^2 + \frac{1}{4}EK^2)$$

図2は個人家計別物価指数がどのように分布しているかを1年ごとにヒストグラムとして表示したものである。時間を通して平均値は100 (インフレゼロ値) から上下に乖離しているが、ヒストグラムにフィットさせた正規分布曲線とほぼ一致していることがわかる。いずれの時期も対称分布であり、どちらかに大きく歪むということはない。また、いずれの時期もヒストグラムから見る限り、分布は95から105の範囲に大半の個人家計は収まっており、インフレ家計もあればデフレ家計もほぼ均等に存在する。

正規性が満たされない可能性のある例外は1989年と1997年であるが、これはヒストグラムの山が2つになっている。言うまでもなく、これは1989年4月の消費税3%導入時と1997年4月の消費税3%から5%への引き上げを反映している。すなわち、2つの山の1つめは消費税導入前あるいは引き上げ前の山でありもう1つは消費税導入後あるいは引き上げ後の山である。これは消費税効果を調整すれば正規分布を満たすことが確認できる。

さらに1999年-2004年にかけてのデフレ期に分布の尖度が上昇し、平均値周辺に集中してきていることも見て取れる。これについて判断するためには、統計情報をさらに集める必要がある。図3は月毎に集計した個人家計別物価指数の平均 (左軸) と標準偏差 (右軸) である。これを見る限り2000年に入ってからデフレはある程度進行したが、それ以前の時期と比べて、標準偏差も含めて大きく変動したということはない。ところが、図4では個人家計別物価指数の歪度 (左軸) と尖度 (右軸) を計算してみると、歪度は1997年の消費税引き上げ時にはプラスに、2000年の消費者物価基準改定時<sup>13</sup>に大き

<sup>12</sup>Davidson and MacKinnon (2004, pp.660-663) も参照。

<sup>13</sup>2000年の基準改定時には、新規品目としてはじめてパソコンが入り、さらに物価変動における品質変化の調整方法であるヘドニック法を用いて価格指数が計算されるようになった。これらの対応は物価を引き下げる形で現れたと考えられる。

くマイナスに振れている<sup>14</sup>。尖度は1989年、1998年、2000年に急上昇している。また、2002年以後は正規分布の水準3からは乖離しているが、徐々に正規分布の水準に回帰しつつあることがわかる。

図5は品目別価格指数の月別の平均と標準偏差を載せたものである。一般的な傾向は図3の個人家計別物価指数の動きとほぼ同じ傾向を示している。図6は品目別価格指数の歪度と尖度を載せたものである。図4と比べて、歪度はそれほど大きくは変わっていないが、1986-8年、1992年、2000年にかけて大きくマイナスに振れている。尖度は個人家計別物価指数よりはるかに頻繁に上昇している。これは品目別価格の変動が連動していることを意味している。

図7は個人家計別物価指数( $pi78$ 、左軸)と統計局の品目別価格指数( $p_{it}$ 、右軸)に対して、正規性検定を行った結果が報告されている。自由度2のカイ2乗検定量は99%有意水準で0.020、95%有意水準で0.103なので、個人家計別物価指数は全期間にわたって99%以上の有意水準で正規性を満たしていることがわかる。全国価格指数は95%有意水準を満たしていない時期がしばしばある。とりわけ、2004年以後、品目別価格指数の変動が激しくなったのか、正規性を満たさなくなってきた。

図7の結果は示唆的である。すなわち、個人家計別物価指数は品目別価格指数の前年同月比をとったものに消費ウェイトを掛けたものであり、両者の動きは似ていることが予想されたが、実際には、個人家計数が膨大であり、消費ウェイトを掛けることによって、個人家計別物価指数は全て正規性を満たしたのに対して、品目別価格指数はそれほど安定していない。また、正規性に問題が生じる時期も個人家計別物価指数と品目別価格指数でずれている。このことは、品目別価格の変動が必ずしも個人家計別物価指数を直接変動させる訳ではなく、個人家計別の消費ウェイトの大きなものが変化すれば、個人家計別物価指数は変動するが、ウェイトが小さいものが変化しても指数はそれほど変化しないことを意味している。ラスパイレス指数の問題である消費需要の代替効果が反映されない点についても、価格変化が消費ウェイトを変化させることはないが、現実に需要代替が発生し、それが価格を変化させる可能性は残っている。すなわち、価格が上昇した結果、需要がシフトし、価格を低下させざるを得なくなれば、価格は異時点間で平準化する方向に動くと考えられる。

物価の議論では需要側面に注意を払わずに、価格変動そのものに関心が集中しがちであるが、個人家計別物価指数の変動は価格だけの現象ではなく、消費ウェイトと価格の組み合わせによってもたらされることがここで明らかになった。

<sup>14</sup>歪度は0が対照分布を意味し、プラスで右(インフレ方向)に歪み、マイナスで左(デフレ方向)に歪んでいることを意味している。尖度は3が正規分布の状態を示し、それより大きければ分布が尖っていることを意味する。

## 5 金融政策への含意

本節では、個人家計別物価指数が金融政策にどのような含意を持っているかを考えてみたい。金融政策は個人家計別物価に影響を与えていることは疑いはないが、本節では金融政策の家計厚生への評価をするのではなく、個人家計別物価指数から得られる情報が金融政策立案にいかにかに利用できるかを考えてみたい。

### 5.1 インフレ分布の問題

図2からも明らかなように、1980年代でもかなりの家計はデフレ状況にあった。現状でも全国消費者物価指数が安定的にプラスになったとしても40%以上の人々がデフレ下にいることはあり得る。このように、平均的な物価水準ですべてを理解し、政策判断することには限界があるというのが今回の講義の主たるメッセージである。

個人家計別物価指数を用いると、例えば、2000-2005年の間の平均物価指数は99.3917(すなわち0.6%のデフレ)であったが、分布情報を用いて、国民の80%が含まれるインフレ幅は $98.2777 < pi < 100.4283$ であり、平均からの乖離で表すと下限-1.114、上限1.0366となる。すなわち約1%の上下幅を持たせてターゲットを決めるとほぼ80%の人がその範囲内の物価水準で生活していることがわかる。因みに、下限-1.6019、上限1.4238とすると、すなわち約1.5%の上下幅を持たせると、国民の約90%がその範囲内に入ることがわかる。

現在、インフレ・ターゲティングを採用している国のインフレ目標値は一定の幅を持たせて表示することが多い、例えば、ニュージーランドは0-3%、カナダは1-3%、スウェーデン2%±1%、オーストラリアは2-3%という具合である。このターゲットの幅は、中央銀行のインフレに対する管理技術の問題として扱われているように思うが、個人家計別の分布情報を用いると、国民の何パーセントを含む範囲という定義の仕方ができる。

図2で見たように、デフレ期には個人家計別物価指数は中央に収束してきたことが判ったが、これを理解するには、才田他(2006)のように品目別物価の動向、デフレ(インフレ)普及のプロセスを丁寧に追う必要があるが、同時に、需要サイドの効果も分析する必要がある。とりわけ、デフレスパイラルを防いだメカニズムを明らかにする時、どのように需要代替が起こったのかを明らかにすることは決定的に重要である。ここでは本格的な個人家計パネルデータが無いので、需要シフトを分析することは出来なかったが、デフレ期の物価指数の動きを見ると、消費シェアの大きいものの価格はあまり変動せず、消費シェアの小さいものの価格変動が大きかったのではないかと判断される。消費シェアの大きいものの価格があまり変化しなかったというこ

との意味は、需要の価格弾力性が高かったがためにあまり価格を変動させることが出来なかったと考えればいいのか、逆に、価格弾力性が低い財・サービスの価格はそもそもあまり変動しないということなのか、需要の価格弾力性をさらに精査する必要がある。

また、これまで見てきたように、個人家計別物価指数は正規分布をしていたが、分布に歪みが出た時にどのように対処するればいいのか。どのような財の価格が変動した時に分布が最も歪むのだろうか。このような点についても答えを準備しておく必要があるし、そのためにも個人家計別物価指数を定期的に構築しておくべきである。

## 5.2 物価指数の選択

今回の議論から明らかなように、消費者物価指数の理論は消費者行動の需要分析を基に構築されており、別名、生計費指数 (the cost of living index) と呼ばれている。一方、政策議論では物価変動の激しい、あるいは季節性のある生鮮食料品を除くベースでの消費者物価指数を計算したり、あるいはさらに石油などの燃料に関連した支出も除いたベースで消費者物価を見るべきだという議論が出ている。これは、消費者物価を経済の体温とみて、平常時の物価をコア・インフレを測るために、消費バスケットの中から価格変動の激しい財を除いたベースで再推計した消費者物価を見る方が適切であるという考え方を反映している。このような恣意的な調整が、消費者行動という観点から正当化されるかどうかはさらに議論する必要がある。Huang and Liu (2005) が明らかにしているように、インフレ・ターゲティングを採用している国も、どの物価指数を目標とするかについては一致した意見がある訳ではない。例えば、カナダでは食料費、燃料費、税金を除いた消費者物価指数を用い、フィンランドでは税金、住宅費、金利を除いた消費者物価指数を用いている。ニュージーランドでも税金と金利は外されている。それに対してイスラエル、スウェーデンなどでは通常の消費者物価指数を用いている。ここでは、生計費指数という考え方に則り、個人家計が消費した全ての財をウェイトに反映させている。消費バスケットから特定の財を除外することの経済的な意味について十分認識しておく必要がある。

## 6 おわりに

金融政策の中心的関心事は物価の安定にある。そのためには、物価に関する多様な情報を収集して、分析し、その動向をモニターして行くことが重要である。今回は、これまでほとんど議論されてこなかった消費需要側の情報を持ちいて個人家計別物価指数を構築し、いくつかの事実を発見をした。

まず、(1) 個人家計別物価指数は驚くほど見事な正規分布に従っていること。このことによって、分布平均（中位値と最頻値が一致）を見ながら政策運営をすることは正当化される。しかし、今後とも分布が正規性を維持するかどうかは不確実であるので、分布情報のとれる、個人家計別物価指数を利用すべきである。(2) 物価指数の変動は品目別価格の変動だけではなく、消費ウェイトと価格変動の組み合わせで起こっていること。個人家計別物価指数の3次、4次モーメント情報を用いることで、物価変動に関する家計への影響を見ることができる。これは金融政策にとって有用な情報となる。(3) 人口の80%はインフレの平均値 $\pm 1\%$ の幅に入っていること、などである。

低成長期の経済政策は究極的には誰かに得をもたらせば、誰かに損をもたらさざるを得ないことが多い。分配に対する配慮を最後まで持ち続ける政策を行うためには、分配情報をできるだけ最後まで維持できるような情報収集の仕組みを作るべきである。その意味でも、個人家計別物価指数を構築し、定期的にその分布をモニターすることが重要である。消費ウェイトは総合消費者物価指数の5年に1回の改訂に応じて『全国消費実態調査』のマイクロデータを用いて決めればいいので、管理上それほど大きな負担にはならないだろう。

今回で6回の連載は終了するが、質的データの分析手法である順序プロビット分析、多項ロジット分析、カウントデータ分析、パネルデータ分析の主要な手法であるダイナミックパネル分析、パネルトービット分析、パネルロジット分析などマイクロ計量経済学の重要トピックはカバーできなかった。これらについては機会を改めて解説したい。

## 参考文献

- [1] 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』、岩波書店
- [2] 北村行伸 (2006) 「個人家計別物価指数の構築と分析」日本銀行金融研究所セミナー資料 (2006年2月17日)
- [3] 才田友美、高川泉、西崎健司、肥後雅博 (2006) 「小売物価統計調査」を用いた価格粘着性の計測」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-02.
- [4] 清水誠 (2006) 「消費者物価指数の実際」、『経済セミナー』、2006年1月号、No.612, pp.50-56
- [5] 白塚重典 (1998) 『物価の経済分析』、東京大学出版会
- [6] 森田優三 (1989) 『物価指数理論の展開』、東洋経済新報社
- [7] Afriat, S.N. (2005) *The Price Index and Its Extension*, Routledge.
- [8] Aguiar, M and Hurst, E. (2005a) "Consumption vs. Expenditure", *Journal of Political Economy*, 113(5), pp.919-948.

- 
- [9] Aguiar, M and Hurst, E.(2005b) “Life Cycle Prices and Production”, NBER working paper series, No.11601
- [10] Amble,N. and Stewart, K.(1994) “Experimental Price Index for Elderly Consumers”, *Monthly Labor Review*, 117(5), pp.11-16.
- [11] Baker, D.(1998) *Getting Prices Right: The Debate over The Consumer Price Index*, M.E.Sharpe.
- [12] Davidson, R. and MacKinnon, J.G.(2004) *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press.
- [13] Deaton, A. and Muellbauer, J.(1980) *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press
- [14] Diewert, W.E.(1976) “Exact and Superlative Index Number”, *Journal of Econometrics*, 4(2), pp.114-145.
- [15] Diewert, W.E.(1978) “Superative Index Numbers and Consistency in Aggregation”, *Econometrica*, 46(4), pp.883-900.
- [16] Diewert, W.E.(1981) “The Economic Theory of Index Numbers: A Survey”, in Angus Deaton (ed) *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press.
- [17] Diewert, W.E. (1987) “Index Numbers”, in John Eatwell, Murray Milgate and Peter Newman (eds) *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, vol.2., pp.767-780.
- [18] Diewert, W.E.(ed) (1990) *Price Level Measurement*, North-Holland.
- [19] Diewert, W.E. and Nakamura, A.O.(eds) (1993) *Essays in Index Number Theory*, Volume 1, North-Holland.
- [20] Gorman, W.M.(1995) *Separability and Aggregation, vol.1, Collected Works of W.M.Gorman*, eds by Blackorby, C. and Shorrocks, A.F. Oxford University Press.
- [21] Hobijn, B. and Lagakos, D.(2003) “Social Security and the Consumer Price Index for the Elderly”, *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, 9(5), pp.1-6.
- [22] Huang, K.X.D. and Liu, Z.(2005) “Inflation Targeting: What Inflation Rate to Target?”, *Journal of Monetary Economics*, 52, pp.1435-1462.

- 
- [23] Jarque, C.M. and Bera, A.K.(1980) “Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals”, *Economics Letters*, 6, pp.255-259.
- [24] Newhouse, J.P.(2001) “Medical Care Price Indices: Problems and Opportunities: The Chung-Hua Lectures”, NBER Working Paper, No.8168.
- [25] Pollak,R.A.(1989) *The Theory of The Cost-of-Living Index*, Oxford University Press.
- [26] Slesnick,D.T.(2001) *Consumption and Social Welfare, Living Standards and Their Distribution in the United States*, Cambridge University Press.
- [27] Slesnick, D.T.(2005) “Prices and Demand: New Evidence from Micro Data”, *Economics Letters*, 89, pp.269-274.

図1  
個人家計別物価指数の概念図

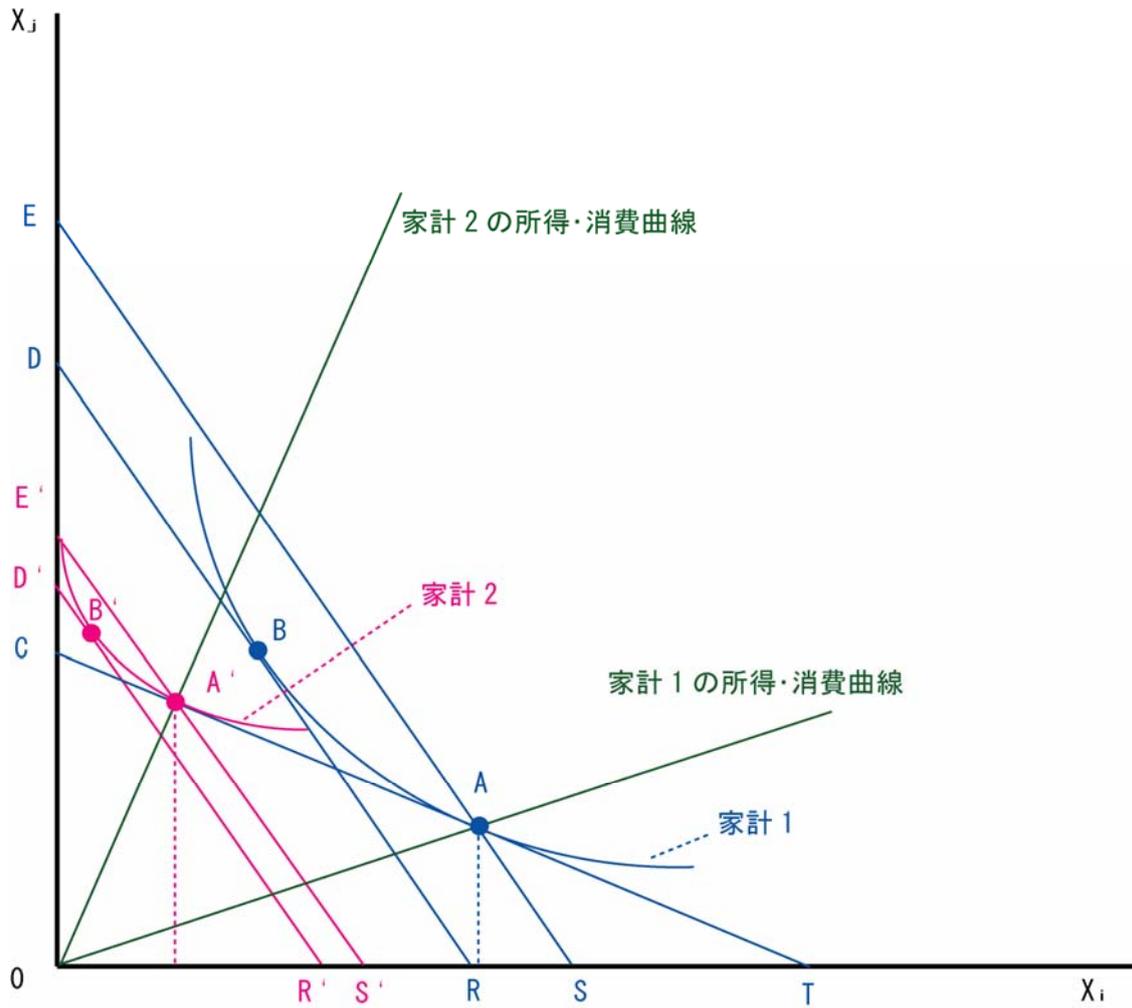


図2

個人家計別物価のヒストグラム

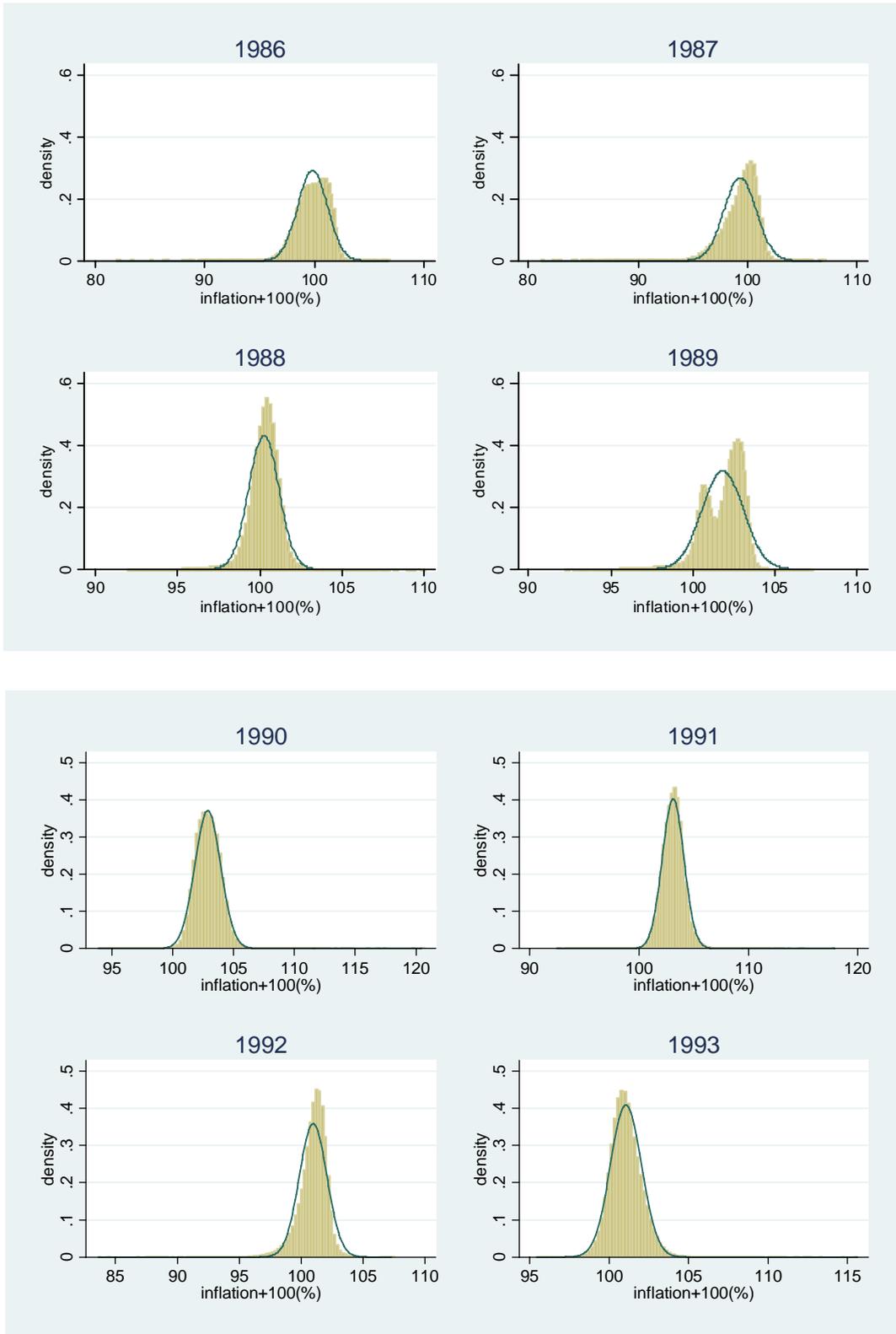


図2(続き)  
個人家計別物価のヒストグラム

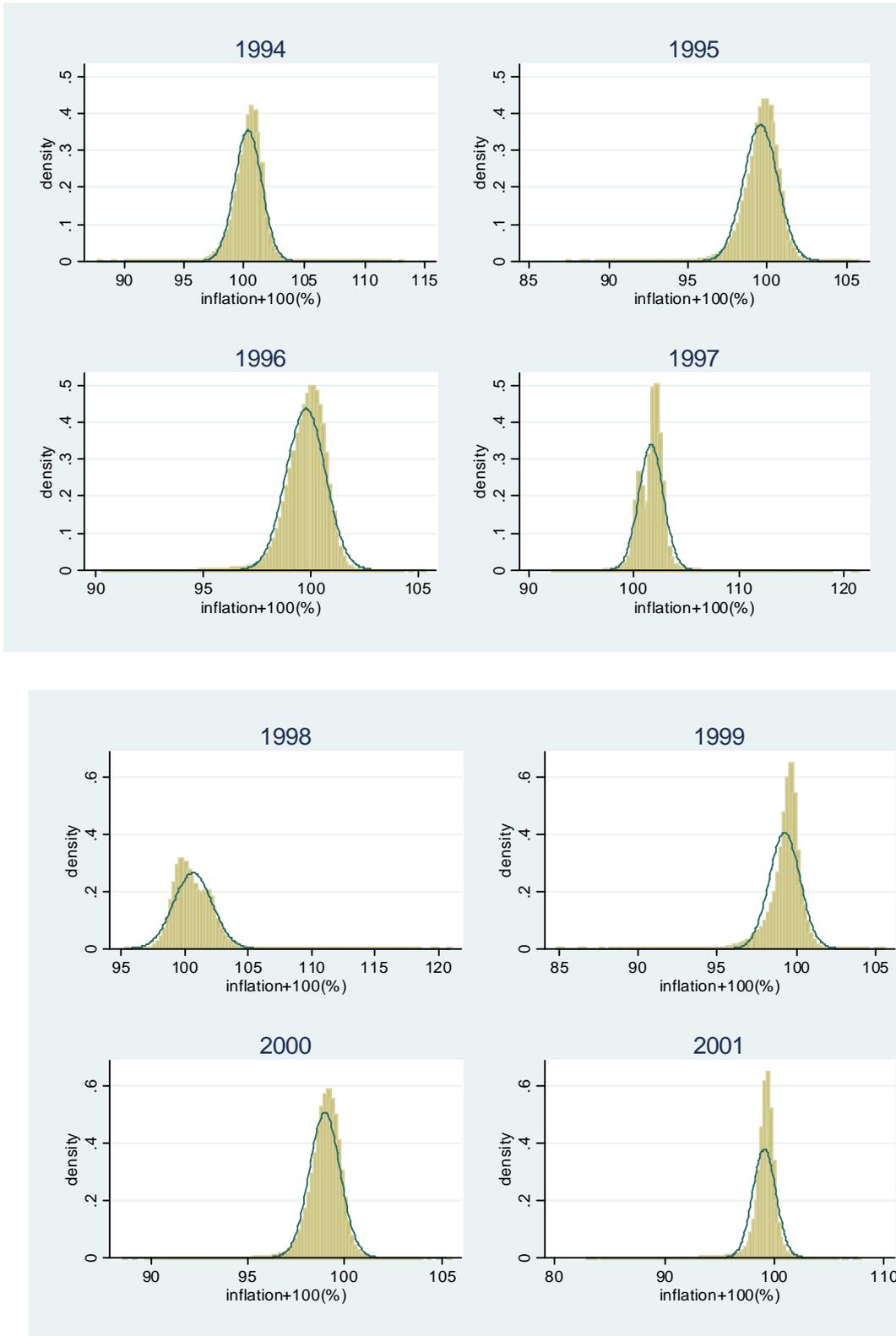


図2(続き)  
個人家計別物価のヒストグラム

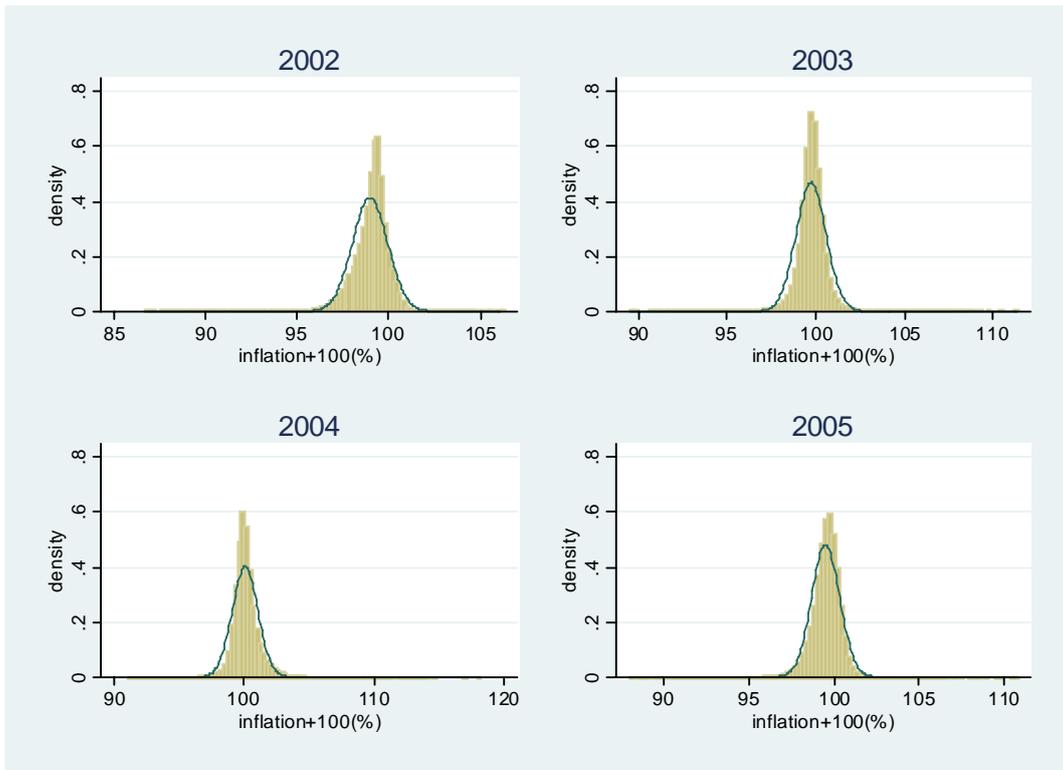


図3

個人家計別物価の平均と標準偏差

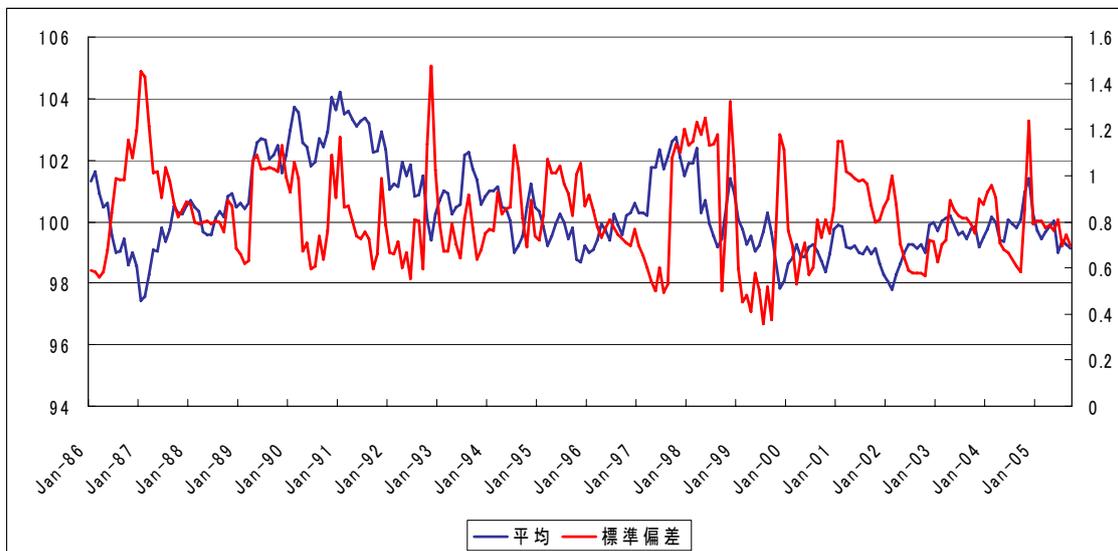


図4

個人家計別物価の歪度と尖度

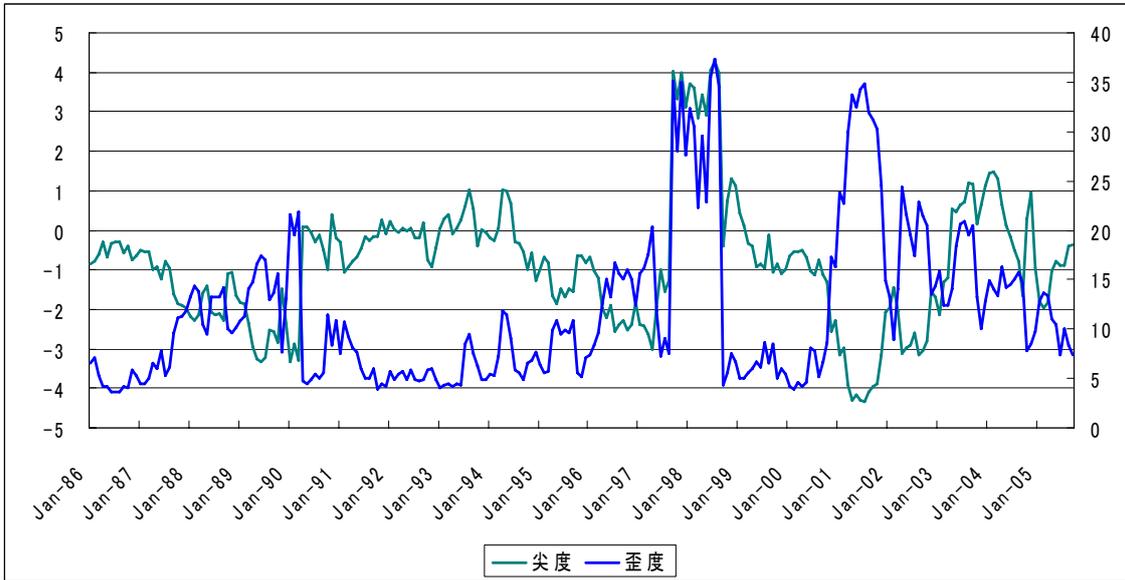


図5

品目別物価(同月内)の平均と標準偏差

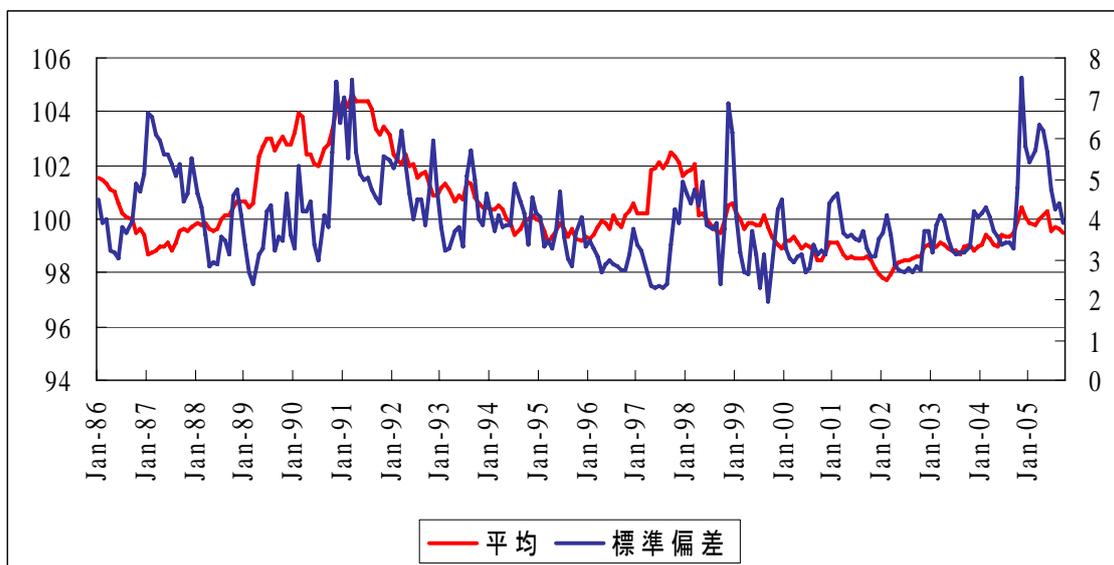


図6

品目別物価(同月内)の歪度と尖度

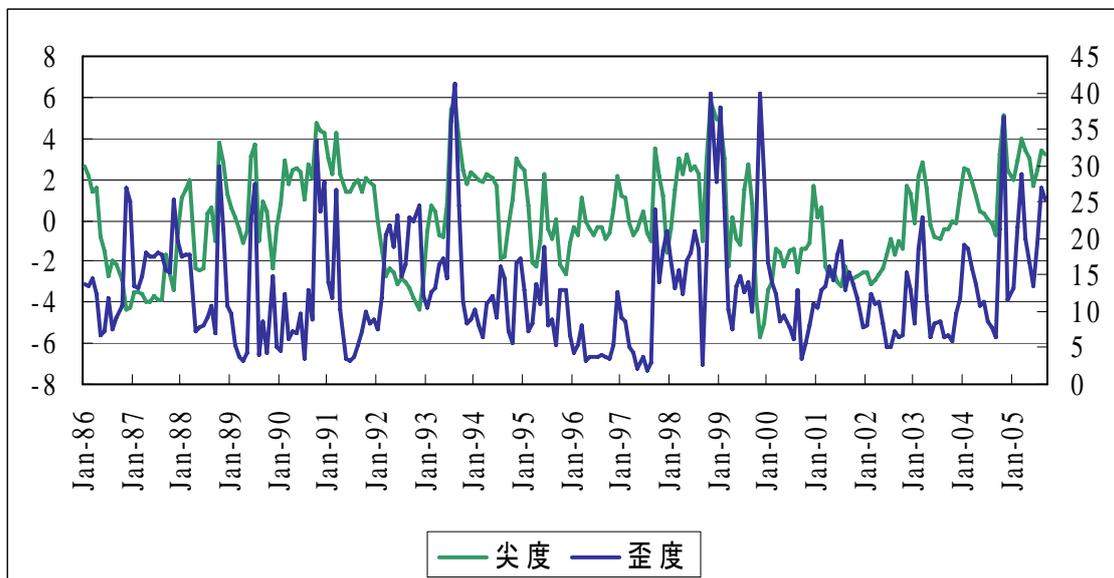


図7  
正規性検定量

