

## 第13章 ミクロデータからマクロ経済分析へ： 多様性とその集計問題

### 1 はじめに

第12章ではミクロ経済学的な比較静学のアプローチが、ミクロデータを使った実証分析にどのように応用できるかを論じた。そこでは、還元主義の立場に立って、できるだけその他の条件をコントロールして、ある特定の政策の効果を抽出するという点に関心がもたれていた。

本章ではミクロデータを条件に応じて分離するのではなく、ある特定の属性や性質に応じて集計してマクロ経済学的な解釈を行う、あるいはマクロ経済政策への含意を導くという観点からミクロデータを扱ってみたい。

経済政策の究極的な目的が国民の生活や福祉厚生の向上にあるとすれば、それは個別の事例を扱う法律や政治・社会政策あるいは医療の問題とは異なり、社会全体に共通する問題を解決することに他ならない。しかし同時に、社会に多様な経済主体が共存している時に、その違いを考慮せずに機械的に集計しても意味のある情報は得られない。従って、ここでの問題はどのように意味のある情報に集計するかということにある。また、そのためにはどこに多様性の源泉があるかを確定する必要もある。

一般には、個人や家計の多様性は(1)消費行動などに表れる嗜好、(2)家計属性として知られている、家計主の年齢、家計主の性別、家計構成員数、家計構成員に占める子供の数、高齢者の数、家計内の給与所得者数、居住地域、家計主の学歴、家計構成員の学歴・学齢等、(3)家計の主要な経済変数である所得総額、資産総額(金融資産総額、実物資産総額)、負債総額、貯蓄額、雇用状況、勤務先業種、年金・社会保障給付、納税額、社会保障負担額等に分けることができる。このうち、(1)(2)はある程度固定的なものであるのに対して、(3)は時間とともに変動するリスクを伴うものである。実際の多様性問題は、(1)(2)のような固定的な属性を扱う場合と(3)のような経済変数の変動リスクを扱う場合に分けることができる。

では、これらの多様性に基づく経済主体をどのように集計すればいいのだろうか。これには大まかに二つの方法がある。第1は統計的集計であり、関心のあるミクロデータを家計や個人の属性や経済変数に応じて集計する方法である。これは単純な総和をとることもあれば、算術平均や加重平均をとる

こともある。この方法を最も大掛かりに体系付けたものが、国民経済計算体系 (SNA) である。

第2の方法は、計量経済学的集計であり、一般にパラメトリックなモデルを推計してパラメータを求めることで、統計情報を集約することが多い。これは本書の中で繰り返し用いてきた手法であり、何度か指摘したように、多様性が含まれているデータに対しては不均一分散の問題があるために、そのバイアスに対処したパラメータ分散を計算して、パラメータの有意性を見る必要がある。またマイクロデータは一般には非線形であり、属性の分布に関して特定の仮定をおく必要がある。

経済政策の立案あるいはその評価に関して、統計的に集計された数値、例えば、国内総生産 (GDP) や消費者物価指数 (CPI) が用いられることは良く知られているが、マイクロデータから GDP や CPI ほどには集計されていないセミマクロ集計量が作れば、政策分析により幅広い情報が得られるだろう。ミクロ計量経済学モデルを推定する場合にも、多様性が誤差項のショックに反映されるとすれば、理論モデルを厳密に定式化し、他のモデルと識別可能な誤差項の仮定をおくことで、様々なリスクに直面している経済主体の行動パラメータを、より正確に推定することができる。本章ではそれらの方法に関して解説をし、具体的に家計別物価指数の構築の仕方とその政策への含意を明らかにしたい。

## 2 多様な経済主体の集計問題

多様な経済主体の集計問題に関しては Blundell and Stoker(2005) が優れた展望を与えているので、ここではこの論文を参考にしながら、問題の本質を明らかにしておきたい。

まずはじめに、家計の財別消費需要関数に関して考えよう。ここでは集計された需要に関心があり、多様性の源泉は予算制約と嗜好・家計属性の違いにあるとしよう。

$t$  期における  $j$  財 ( $j = 1, 2, \dots, J$ ) の  $i$  家計 ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) における財別消費需要は  $q_{ijt}$  と表すとし、それに対応する価格は  $p_{jt}$  とする。家計の予算制約は  $m_{it} = \sum_{j=1}^J p_{jt} q_{ijt}$  である。家計の財別消費需要関数は次のように表せる。

$$q_{ijt} = g_{jt}(p_t, m_{it}, z_{it})$$

ここで、 $z$  は家計属性を表している。サンプルの平均消費需要と平均予算は次のように定義できる。

$$\sum_i q_{ijt} / n_t, j = 1, 2, \dots, J. \quad \sum_i m_{it} / n_t$$

ミクロデータが十分大きく、サンプルバイアスは無視できると考えれば、これらのサンプル平均は全人口の平均として扱うことができる。

$$E_t(q_{ijt}), j = 1, 2, \dots, J. \quad E_t(m_{it})$$

さらにこのデータからは家計属性  $z_{it}$  の分布に応じて財別消費需要を部分集計することも可能である。

先の家計財別消費需要は理論的には次のように集計できるはずである。

$$E_t(q_{ijt}) = \int g_{jt}(p_t, m_{it}, z_{it}) dF(m_{it}, z_{it})$$

ここで  $F(m_{it}, z_{it})$  は予算制約と家計属性の  $t$  期におけるクロスセクション分布を表している。この分布に関する仮定をどのようにおくかによって現実的な集計が行われる。完全集計 (exact aggregation) アプローチでは家計の嗜好や需要が予算制約や家計属性と簡単な関係で表示できると考える。すなわち家計財別消費需要関数は次のように表せるとする。

$$g_{jt}(p_t, m_{it}, z_{it}) = b_{0j}(p_t)m_{it} + b_{1j}(p_t)m_{it} \ln m_{it} + b_{2j}(p_t)m_{it}z_{it}$$

ここで  $z_{it}$  は高齢者家計なら 1、それ以外であれば 0 をとるようなダミー変数で表されると考える。さらに、係数は価格  $p_t$  の関数であるとする。家計平均消費需要は次のように表せる。

$$E_t(q_{ijt}) = b_{0j}(p_t)E(m_{it}) + b_{1j}(p_t)E(m_{it} \ln m_{it}) + b_{2j}(p_t)E(m_{it}z_{it})$$

係数は個人家計と集計モデルで同じになる。ここでは家計平均消費需要が家計平均予算や平均 ( $m_{it} \ln m_{it}$ ) や平均 ( $m_{it}z_{it}$ ) で推定できることを想定している。ここでの問題は、個人家計の需要関数が社会全体の需要関数と一対一対応しているということではなく、それが成り立つための条件は何かということを確認し、現実のデータでそれが成り立っていないければ、すなわち、説明変数の分布の歪みや変数間での個人家計の相対的位置関係が移動するはずなので、それらの影響を詳しく調整して、関数型をさらに特定化する必要があるということである。

また、家計属性などの分布が時間を通して安定していれば、それは消費需要関数から削除しても影響がない場合もある。この関係を利用することで、多様性の分布をより少ない変数に絞り込むことができる。

次に、財別消費需要ではなく、総消費を考えてみよう。ここでは多様性の源泉が予算制約や嗜好・家計属性そのものにあるのではなく、所得および資産にかかるリスクにあると考える。このようなリスクを考えるということは、

家計が異時点間の消費平準化を行う上で、どのような形で顕在化し、また消費者信用が供給されているのか、これらのリスクに対する保険機能は働くのかといった問題に発展する。

以下では一時的リスク (transitory risk) か恒常的リスク(permanent risk) か、マクロリスク(aggregate risk) か個別リスク(individual/idiosyncratic risk) か、これらのリスクを掛け合わせた4つのリスクを軸に考えたい。

具体的には所得を一時的所得 ( $y_{it}^T$ ) と恒常所得 ( $y_{it}^P$ ) 次のように分解できるとする。

$$y_{it} = y_{it}^P + y_{it}^T$$

一時的所得には系列相関はないとしよう。恒常所得はランダムウォークに従うと考える。

$$y_{it}^P = y_{it-1}^P + \eta_{it}^P$$

ここで誤差項  $\eta_{it}^P$  は系列無相関である。

さらに、恒常所得と一時的所得の誤差項は次のように分解できるとしよう。

$$\begin{aligned}\eta_{it}^P &= \eta_t + \varepsilon_{it} \\ y_{it}^T &= u_t + v_{it}\end{aligned}$$

ここで  $\eta_t$  は恒常的マクロショック、 $\varepsilon_{it}$  は恒常的個別ショックを表している。 $u_t$  は一時的マクロショック、 $v_{it}$  は一時的個別ショックを表している。個別ショックはクロスセクションで平均ゼロの分布に正規化できると仮定する。すなわち、 $E_t(\varepsilon_{it}) = 0$ 、 $E(v_{it}) = 0$  とする。

家計別所得の確率過程は次のように表せる。

$$\Delta y_{it} = \eta_t + \varepsilon_{it} + \Delta u_t + \Delta v_{it}$$

社会全体の平均所得 (家計別所得の平均) の確率過程は次のように単純化できる。

$$\Delta E_t(y_{it}) = \eta_t + \Delta u_t$$

家計は期待効用 (例えば2次関数型:  $U_{it}(c_{it}) = -1/2(a_{it} - c_{it})^2$ ) を資産・所得制約の下で最大化するように消費量を決めており、その際には家計属性が影響を与えるというのが一般的想定である。このような想定の下で、所得に上述のようなショックが含まれる場合、消費量はどのように決まるだろうか。

(1) 個別ショックもマクロショックも保険できない場合。

家計の消費成長率は次のように表せる。

$$\Delta c_{it} = \beta' \Delta z_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} + \tau_t(\Delta u_t + \Delta v_{it})$$

ここで  $\tau_t$  は一時的所得変化が終身年金に含まれている比率 (the annuitization rate) を表す。消費の期待成長率は家計属性の変化に対応している。

$$E^{t-1}(\Delta c_{it}) = E(\Delta c_{it} | \Omega_{it-1}) = \beta \Delta z_{it}$$

ここで  $\Omega_{it-1}$  は家計  $i$  の  $t-1$  期における情報量を表している。

社会全体の消費成長率は次のように集計できる。

$$\Delta E_t(c_{it}) = \beta' \Delta E_t(z_{it}) + \eta_t + \tau_t \Delta u_t$$

(2) 個別ショックは保険できるがマクロショックは保険できない場合。

この場合、家計の消費成長率は次のようになる。

$$\Delta c_{it} = \beta' \Delta z_{it} + \eta_t + \tau_t \Delta u_t$$

社会全体の消費成長率は

$$\Delta E_t(c_{it}) = \beta' (\Delta E_t(z_{it}) - \Delta z_{it}) + \Delta c_{it}$$

となる。これは社会全体の消費成長率は家計の消費成長率に家計属性の予想外の変化を加えたものとして表現できることを意味している。

(3) 個別ショックもマクロショックも保険できる場合。

この場合は、ショックは全て保険されることで、消費成長率には影響を与えない。

家計消費成長率は次のようになる。

$$\Delta c_{it} = \beta' \Delta z_{it}$$

社会全体の消費成長率は次のようになる。

$$\Delta E_t(c_{it}) = \beta' \Delta E_t(z_{it})$$

これらのケースをさらに敷衍して、消費者が個別ショックとマクロショックを識別できない場合や効用関数に他の定式化を用いた場合などを検討して、消費関数モデルの誤差項に入ってくるショックを厳密に識別することができれば、家計属性の違う家計が各種のショックに対して、どのような消費の変化を起こすかを知ることができる。実際、Bludell, Pistaferri and Preston (2003) は the Panel Survey of Income Dynamics (PSID) と the Consumers Expenditure Survey (CES) を用いて一時的所得ショックと恒常的所得ショックが家計消費にどのような影響を与えたかを実証し、一時的所得ショックに

対しては、低所得家計を除いて何らかの保険機能があること、若年層や高学歴層は恒常的所得ショックに対してもある種の保険を持っていること、しかし、完全保険 (complete insurance) モデルは全ての家計に当てはまらないことを明らかにしている。

### 3 家計別物価指数の考え方

本節以下では集計問題に関する一つの応用例として、北村 (2008) で議論した家計別物価指数の考え方を紹介したい。

家計別物価指数は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、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>1</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ので、家計 1 のウエイトは 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 のウエイトは点 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、新たな相対価格の下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。

<sup>1</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。

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ので、バイアスの大きさも異なってくる。

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

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もとでも、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もと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、それに基づいた物価指数が計算できるということであった<sup>23</sup>。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

<sup>2</sup>この点に関しては Gorman (1995) の一連の研究を参照されたい。

<sup>3</sup>太田 (1983) は個別家計の効用関数の関数型が異なっても、ヒックス型支出関数を集計することで、現行のラスパイレス型消費者物価指数に近似できることを示しており、社会的効用関数の存在が消費者物価指数導出のための十分条件ではあるが必要条件ではないことには注意を要する。

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。

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、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エイトである。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によって求めている。

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

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

ちなみに、全国版ラスパイレス物価指数と家計別ラスパイレス物価指数ではウエイトが全国の消費財  $i$  の全消費に対するシェアと家計  $j$  の消費財  $i$  の家計  $j$  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>4</sup>。

ウエイト  $w_{is}$  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エイト  $w_{is}$  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て、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>5</sup>。これは家計  $j$  の  $i$  財への支

<sup>4</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。真の家計別物価指数を構築しようとするれば、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>5</sup>この方法でウエイトを求めると、この指数から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、家計別の分配問題は扱わないことを

出を家計全体の支出で加重平均したウエイト ( $w_{is}^j$ ) をさらに、家計  $j$  について集計すれば一致する。すなわち、家計別ウエイトをその家計の総消費額でウエイト付けしたものは次のように表せる。

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

これを家計  $j$  について集計すれば全国消費者物価指数のウエイトに一致する。

家計別物価指数のウエイトの算術平均は次のように表せる<sup>6</sup>。

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

これも全国消費者物価ウエイト  $w_{is}$  (富豪主義的ウエイト) とは異なっている。

上の3式を比べてわかるように、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、そこに家計別物価指数を構築する意義がある。

以下ではさらに、富豪主義的ウエイトと民主主義的ウエイトの違いが消費者物価指数にどのような違いを与えるかを見ておこう。

ここで家計  $j$  の支出総額を次のように表す。

$$X^j = \sum_{i=1}^n p_{is} x_{is}^j$$

全家計の支出額から導かれる平均支出額は次のようになる。

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

家計の支出総額の分散は次のように表せる。

意味している。しかし、このウエイト自体は、支出の高い家計に高いウエイトを付けており、富豪主義的 (plutocratic) ウエイトと呼ばれている。この概念は Paris (1959) に始まり、Fisher (1956, 2003b) などを経て、Ley (2002, 2005) や ILO 他 (2004) でも論じられるようになってきた。

<sup>6</sup>これは家計支出の多寡によらずに家計数で割ったものであり民主主義的 (democratic) ウエイト (=  $1/m$ ) と呼ばれている。

$$\begin{aligned}
 \text{var}(X^j) &= \frac{1}{m} \sum_j (X^j - \bar{X})^2 \\
 &= \frac{1}{m} \sum_j (mw_{is}\bar{X} - \bar{X})^2 \\
 &= \frac{1}{m} \sum_j (mw_{is} - 1)^2 \bar{X}^2 \\
 &= m\bar{X}^2 \sum_j (w_{is} - \frac{1}{m})^2
 \end{aligned}$$

ここで  $w_{is}$  は富豪主義的ウエイト、 $1/m$  は民主主義的ウエイトを表す。ここから、支出分散はこの2つのウエイトの差の関数となっていることがわかる。すなわち、消費支出の分散を分配尺度と見れば、分配が拡散するほど、2つのウエイトによって測定される消費者物価指数の差も大きくなることを意味している<sup>7</sup>。逆に言えば、分散がゼロであれば、家計支出が全ての家計で均等であり、富豪主義的ウエイトと民主主義的ウエイトが一致していることを意味する。これが分配と2つの物価指数のウエイトの間にある明示的關係である。

このウエイトの関係を統計的に分析しておこう。図2は  $\text{expshare} = w_{is}$  と  $\text{indivgap2} = w_{is} - 1/m$  のレベルとその対数のヒストグラムを描いたものである。言うまでもなく、支出の分布は所得分布と同様に左に歪んだ分布をしており、一般には対数をとると正規分布に近づく対数正規分布に従っていると考えられる。図2もそれを裏付けている。 $\text{indivgap2}$  の対数表示が支出による富豪主義的ウエイトの正規性と比べて少し右に歪んでいるのは、 $\text{indivgap2}$  では支出ウエイトが平均以下の人では負の値をとり、対数がとれないために、表示から削除されているためである<sup>8</sup>。ウエイトの差について述べておくと、富豪主義的ウエイトの最大値と最小値の差は324倍、下から1%と99%の位置にあるウエイトの差は約15倍になっている。民主主義的ウエイトであれば全て同じウエイトであり差がないことを考えると、かなり大きな差を容認していることになる。

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価格で相対化した指数なのである<sup>9</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

<sup>7</sup>例えば、青木(1979, pp.88-90)を参照。分散を分配尺度として見た場合、ピグー・ドールトンの移転原理を満たす反面、支出水準に依存するために、平均支出が $\theta$ 倍異なるグループの分配を比較する場合、分散は $\theta^2$ 倍異なることになる。また、分散による分配尺度と整合的な社会的厚生関数は高額支出(所得)者により高い比重を置いたものになることが知られている。

<sup>8</sup>原理的には  $\text{indivgap2}$  は富豪主義的ウエイト ( $\text{expshare}$ ) から民主主義的ウエイト ( $1/m = \text{定数}$ ) を引いたものであるため、その分布は左に定数分だけずれたものになり、分布の形状は同じになるはずである。ここでは対数をとったために定義されないサンプルが出たために分布の形状が変わったのである。

<sup>9</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

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。

さらに、我々は物価を考えると、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、価格の基準年とウエ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『平成19(1999)年度全国消費実態調査』は1999年9月-11月に調査されており、消費ウエイトも1999年9月-11月平均となっており、ウエ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>1011</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家計別物価指数に基づくインフレ率の統計的性質を2つの側面から分析してみたい。第一に家計別インフレ率を個々のデータとして扱い、それぞれの家計の直面しているインフレ率を家計の属性やマクロ金融データとの関係で見るということであり、第二に家計別インフレ率を先に見た民主主義的ウエイトと富豪主義的ウエイトで集計した時系列の統計的特性を見ることと、総務省で提供されている平成12(2000)年基準の全国消費者物価指数および東京消費者物価指数に基づくインフレ率との比較を行う。

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などを論じている。

<sup>10</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月期の消費ウエイトから2000年基準の消費ウエイトにかけて、相対価格に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>11</sup>ウエイトの地域分布、年齢分布、所得分布やデータ構築の詳細に関しては北村(2008)を参照されたい。

#### 4.1 クロスセクション分析

家計別物価指数を構築する最大の理由は、家計別の物価指数およびそこから計算される家計別インフレ率の全国における分布を見ることによって、集計された消費者物価指数の時系列変動を観察しているだけでは把握できない、各種の分布問題、例えば、年齢構成、所得分配、地域格差などの問題の家計別物価指数への影響を見ることにある。すなわち、インフレという貨幣現象も家計別のミクロレベルにまで降りていくとかなり多様な表れ方をし、その表れ方にどのような傾向が見取れるかを分析することは、金融政策の新しい課題となることを示したい。

昨今、格差問題が話題になることが多いが、経済格差を消費量に基づく生活水準の差であると考え、消費バスケットの中身とその量が問題の中心にあることは明らかである。すでに見てきたように本章で用いている家計別ラスパイレス物価指数は家計別消費支出ウエイトによって計算されており、まさに消費バスケット情報を用いていることになる。ここでは消費バスケットを所与として物価指数を計算し、家計別インフレ率を導出しているため、分配あるいは消費から物価への因果関係を見ていることになる。

図3は家計別インフレ率のヒストグラムを4期間に分けて描いたものである。図より明らかなように、家計別インフレ率は各期間中ほぼ正規分布に従って分布している。また、第4期にはインフレ率のばらつきが収束し、ほとんど家計がゼロインフレ率の近傍に集中していたことがわかる。

逆に、消費需要関数に影響を与える変数として、年齢や家族構成などの人口学的要因、所得要因、雇用実態、マクロ金融要因などに加えて期待インフレ率や過去のインフレ率の加重平均である適格的インフレ率などが用いられることが多い。ここでは物価から分配や消費への因果関係を考えていることになる。

図4は地域別・期間別のインフレ率の中位値を表したものである。地域別インフレ率の特徴は1986-94年までは東京、愛知、大阪などの大都會が物価が高く、それ以外の地域では多少の差はあれ、インフレ率は低い。しかし、1995年以後、宮城や沖縄などの地方としてもインフレ率は高くなり、ついに2000-05年では青森、宮城、山形、福島などの東北地域および福岡、鹿児島、沖縄などの九州・沖縄地域が東京・愛知・大阪などの大都會のインフレ率を超えるようになっている<sup>12</sup>。

図5は年齢別・期間別インフレ率の中位値を表している。年齢別インフレ率の特徴は図5より明らかなように、80歳を超えるサンプルで中位値が大きくぶれているということである。これはこの年齢層のサンプル数が極端に少なくなるために生じているバイアスであると考えられる。

<sup>12</sup>第4期は前年同月比で表されたインフレ率が100を割り込んでいるので、実際にはデフレ状況にあり、東京・愛知・大阪が東北や九州地域よりも低かったということは大都會がより高いデフレに直面していたことを意味している。

図6は支出分位別中位値インフレ率を描いている。ここではでは明らかに傾向の時系列変化が見られる。すなわち、1986-1994年までは、支出額が高い家計の方がインフレ率が高かったが、1995-2005年では逆に高支出家計の方がインフレ率は低い傾向になっている。ここで用いた家計別物価指数の消費バスケットは固定されているので、インフレ率に変化をもたらしているのはもっぱら個別物価の変動であるが、これが、支出10分位で表されている所得分配に全く逆の効果をもたらすような構造変化が1995年から2005年の10年間のうちに発生したと考えられる。

ところで、統計上、北陸3県に高支出家計が多いことが知られているが、これらの県の平均インフレ率は必ずしも高くない点には注意を要する。これらの県民の支出パターンは1986年から2005年まで一貫して低インフレ率を維持するようなパターンであり、1995年以後に起こった構造変化の影響もあまり受けていないように見られる<sup>13</sup>。従って、ミクロレベルのデータで見ると、構造変化が全国規模で起こったという議論はできないように思われる。すなわち、この北陸3県のように家計行動が異質であると考えられる地域が存在しており、それを一括して議論するべきではないということである。むしろ、ミクロレベルのデータを観察するということが経済主体の異質性を見つける過程であると考えられるべきであろう。

## 4.2 時系列分析

前節では主として家計属性とインフレ率に関するクロスセクションでの関係を見たが、インフレ率とは時間を通じた物価指数の変動を扱うものであり、本質的にダイナミックな時系列データとして扱うことが適切な統計量である。本節では家計別インフレ率を先に論じた2つの集計方法、民主主義的集計(cpidemo)、富豪主義的集計(cpipluto)によって求めた時系列データと政府が公表している全国消費者物価指数の前年同月比(cpigr)、東京消費者物価指数の前年同月比(tokycpigr)を比較したい。

図7はcpidemo、cpipluto、cpigr、tokycpigrを図示したものである。これらの消費者物価指数に基づくインフレ率の導出では、最初の3つが共通の個別物価指数を用いており、全般的な形状、時系列の転換点については全て共通しており、その意味では、これらの指数の間に大きな違いはない。

しかし、4つの指数間の差をもう少し厳密に見る目的で次のように差(gap)を定義しよう。

$gap1=cpipluto-cpidemo$ 、 $gap2=cpipluto-cpigr$ 、 $gap3=cpidemo-cpigr$ 、 $gap4=cpigr-tokycpigr$ 。図8はそれぞれの定義によるインフレ率差である $gap1$ 、 $gap2$ 、 $gap3$ 、 $gap4$ を図示したものである。 $gap1$ は本章で構築した2つの消費者物価指数に基づくインフレ率の差を表しており、どちらの集計方

<sup>13</sup>県別の平均インフレ率を見る限り、第2期の富山を除いて一貫して全国平均以下である。

法がインフレバイアスを持つかを表している。図 8 が示すとおり 1995 年までは富豪主義的指数が民主主義的指数を上回っていることが多く、これまでの議論からも明らかなように、この期間においては高支出家計の方が高いインフレ率を経験していたことを反映している。しかし 1995 年以後は徐々に民主主義的指数の方が富豪主義的指数を上回るようになってきている。これも既に論じたように、この期間には低支出家計の方が高いインフレ率を経験していることを反映している。gap2 と gap3 は本章で構築した指数と政府の全国消費者物価指数との差を表している。ここで観察される傾向は最近になるにつれて差が小さくなってきているが、過去に遡るほど政府全国消費者物価指数の方がインフレバイアスを持っていることがわかる。これは政府の指数が 2000 年度の『家計調査』に基づいてウエイトが計算されているのに対して本稿でのウエイトは『1999 年度全国消費実態調査』に基づいていること、gap3 については集計方法も違うということを反映しているためであると考えられる。gap4 は政府指数の中で全国ベースと東京ベースを比較したものである。これも先に見たように 1995 年頃までは東京の方がインフレ率が高かったが、1997 年以後のデフレ期ではむしろ東京の方が全国平均と比べてデフレ気味であったことを示唆している<sup>14</sup>。

## 5 おわりに

本章ではミクロデータを条件に応じて分離するのではなく、ある特定の属性や性質に応じて集計してマクロ経済学的な解釈を行う、あるいはマクロ経済政策への含意を導くという観点から考えてみた。

ミクロデータに含まれている経済主体の多様性は多岐にわたっており、それを上手くコントロールしながら、マクロ経済政策に有用な含意を導き出すことが求められる。

本章では、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もちいて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) 家計別物価指数は正規分布に従っていること。このことによつて、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、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、消費ウエイトと価格変動の組み合わせで起こっている。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。

<sup>14</sup> さらに細かい政策含意については北村（2008）を参照されたい。

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、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だと言えよう。

## 6 STATA コード

北村 (2008) で用いたプログラムは 100 ページを超えるものであるが、ここではいくつかの部分について例示しておこう。

/\*クロスセクションの『全国消費実態調査』の個票データを 249 期間のパネルデータとしてファイルを拡張する\*/

```
use time1,clear
tostring time, replace
save time1, replace
forvalues var =1(1)55361 /*サンプル数-1*/{
append using time1
local var ='var'+1
save time'var', replace
}
save time_all, replace
```

/\*クロスセクションデータの中で一軒で 2 つあるいは 3 つの家計が含まれているものを落とす\*/

```
use time_all, clear
sort time
gen ch=1
by time : gen s_ch_=sum(ch)
drop if s_ch_>=53221
sort s_ch_ time
save time_new, replace
/*corresponding to 53220 households*/
```

```
use zensho.dta, clear
gen ch=1
sort code
by code : egen s_ch=sum(ch)
drop if s_ch>=2
keep code
```

```
save zensho1, replace

forvalues var =1(1) 248/*何ヶ月-1*/ {
  append using zenshonevcode
  local var ='var'+1
  save zensho'var', replace
}
save zensho_all, replace
/*create panel framework for cross section zensho and time series cpi*/
use zensho_all
sort s_ch_
merge s_ch_ using time_new
save match, replace
use match,clear
drop if _merge==2
save match1, replace

/*家計別支出ウェイトに 78 品目の価格を掛け合わせて集計した CPI 7 8
から 12ヶ月前からのインフレ率を計算する*/
gen cpi78_12=cpi78[_n-12] if code[_n]==code[_n-12]
gen pi78=(cpi78/cpi78_12)*100

/*政府公表の CPI とインフレ率を計算する*/
sort codenum time
gen p73_12=p73[_n-12] if codenum[_n]==codenum[_n-12]
gen pi=(p73/p73_12)*100
/*東京の CPI とインフレ率を計算する*/
sort codenum time
gen tokyocpi_12=tokyocpi[_n-12] if codenum[_n]==codenum[_n-12]
gen pitokyo=(tokyocpi/tokyocpi_12)*100

/*CPI とインフレ率を集計する*/
egen sumyc=total(yc)
gen ycshare=yc/sumyc
egen sumtotalexpend=total(totalexpend)
egen stdexpend=std(totalexpend)
gen varexpend=stdexpend^2
gen expshare=totalexpend/sumtotalexpend
gen lnexpshare=ln(expshare)
egen numberyc=count(yc)
egen numberexp=count(totalexpend)
```

```
sum numberyc numberexp
gen popshareyc=1/numberyc
gen popshareexp=1/numberexp
gen indivgap1= ycshare- popshareyc
gen lnindivgap1=ln(indivgap1)
gen indivgap2= expshare- popshareexp
gen lnindivgap2=ln(indivgap2)
gen indivgap2sq=indivgap2^2
egen sumindivgap2sq=total(indivgap2sq)
rename dd9 age
gen agesq=age*age
rename dd4 member
rename dd19 totalincome
gen member2=member*member
rename dd6 numb65plus
rename dd5 numb18below
encode agel, gen(agelnum)
encode ken, gen(kennum)
/*民主主義的ウェイトによる集計*/
gen CPIdemoi=pi78*popshareexp
bysort time: egen Poptotal=total(popshareexp)
gen CPIdemo=CPIdemoi/Poptotal
collapse (sum) CPIdemo, by(time)
/*富豪主義的ウェイトによる集計*/
gen CPIplutoi=pi78*expshare
bysort time: egen expsharetotal=total(expshare)
gen CPIpluto=CPIplutoi/expsharetotal
collapse (sum) CPIpluto, by(time)

/***グラフ作成****/
histogram lnexpshare, bin(50) normal/*図 2 上*/
histogram lnindivgap2, bin(50)normal/*図 2 下*/
histogram pi78, bin(50) normal title(2000-2005)/*図 3 他の年度も同様*/

twoway (mband pi78 kennum), title(2000-2005)/*図 4 他の年度も同様*/
twoway (mband pi78 age), title(2000-2005)/*図 5 他の年度も同様*/
twoway (mband pi78 expenddecile), title(2000-2005)/*図 6 他の年度も同
様*/

twoway (line cpidemo year) (line cipluto year) (line cpigr year) (line
tokycpigr year)/*図 7 */
```

```
tway (line gap1 year)
graph save Graph "gap1.gph", replace
tway (line gap2 year) (line gap3 year)
graph save Graph "gap2&3.gph", replace
tway (line gap4 year)
graph save Graph "gap4.gph", replace
graph combine gap1.gph gap2&3.gph gap4.gph/*図 8*/
```

## 参考文献

- [1] 青木昌彦 (1979) 『分配理論』、筑摩書房
- [2] 鶴飼博史、園田桂子 (2006) 「金融政策の説明に使われている物価指数」、『日銀レビュー』、2006-J-2, pp.1-10.
- [3] 太田誠 (1980) 『品質と価格 - 新しい消費者の理論と計測 - 』、創文社
- [4] 太田誠 (1983) 「私的消費者物価指数と社会的消費者物価指数」、『岡野行秀・根岸隆 (編) 『公共経済学の展開』、東洋経済新報社、第 6 章、pp.78-91.
- [5] 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』、岩波書店
- [6] 北村行伸 (2008) 「家計別物価指数の構築と分析」、『金融研究』 27 (3), pp.91-150.
- [7] 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.
- [8] 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
- [9] 白塚重典 (1998) 『物価の経済分析』、東京大学出版会
- [10] 森田優三 (1989) 『物価指数理論の展開』、東洋経済新報社
- [11] Afriat, S.N. (2005) *The Price Index and Its Extension*, Routledge.
- [12] Aguiar, M and Hurst, E.(2005a) "Consumption vs. Expenditure", *Journal of Political Economy*,113(5), pp.919-948.
- [13] Aguiar, M and Hurst, E.(2007) "Life Cycle Prices and Production", *American Economic Review*, 97(5), pp.1533-1559.

- [14] Amble, N. and Stewart, K. (1994) "Experimental Price Index for Elderly Consumers", *Monthly Labor Review*, 117(5), pp.11-16.
- [15] Bai, J and Ng, S. (2005) "Tests for Skewness, Kurtosis, and Normality for Time Series Data", *Journal of Business & Economic Statistics*, 23(1), pp.49-60.
- [16] Baker, D. (1998) *Getting Prices Right: The Debate over The Consumer Price Index*, M.E. Sharpe.
- [17] Bean, Charles. (2006) "Comments on Ken Rogoff: "Impact of Globalization on Monetary Policy"", presented at the 30th Annual Economic Symposium, Jackson Hall, Wyoming, Federal Reserve Bank of Kansas City. August 24-26, 2006.
- [18] Blundell, Richard, Pistaferri, Luigi, and Preston, Ian. (2003) "Consumption Inequality and Partial Insurance", University College London Discussion Paper 03/06.
- [19] Blundell, Richard and Stoker, Thomas M. (2005) "Heterogeneity and Aggregation", *Journal of Economic Literature*, 43, pp.347-391.
- [20] Bryan, Michael F. and Cecchetti, Stephen G. (1994) "Measuring Core Inflation", in Gregory N. Mankiw (ed) *Monetary Policy*, University of Chicago Press and NBER., pp.195-215.
- [21] Cecchetti, Stephen G. (1997) "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers", *Review of Federal Reserve Bank of St. Louis*, May/June 1997, pp. 143-155
- [22] Davidson, R. and MacKinnon, J.G. (2004) *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press.
- [23] Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980) *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press
- [24] Diewert, W.E. (1976) "Exact and Superlative Index Number", *Journal of Econometrics*, 4(2), pp.114-145.
- [25] Diewert, W.E. (1978) "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation", *Econometrica*, 46(4), pp.883-900.
- [26] 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.

- [27] 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.
- [28] Diewert, W.E.(ed) (1990) *Price Level Measurement*, North-Holland.
- [29] Diewert, W.E. and Nakamura, A.O.(eds) (1993) *Essays in Index Number Theory*, Volume 1, North-Holland.
- [30] Fisher, Franklin M.(1956) “Income Distribution, Value Judgements, and Welfare”, *Quarterly Journal of Economics*, 70(3), pp.380-424.
- [31] Fisher, Franklin M.(2003a) “A metric for assessing the “goodness” of income distributions and the effect of price changes”, *Journal of Economic Theory*, 109, pp.324-332.
- [32] Fisher, Franklin M.(2003b) “Price Index Aggregation: Plutocratic Weights, Democratic Weights, and Value Judgements”, MIT, mimeo.
- [33] 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.
- [34] 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.
- [35] Huang, K.X.D. and Liu, Z.(2005) “Inflation Targeting: What Inflation Rate to Target?”, *Journal of Monetary Economics*, 52, pp.1435-1462.
- [36] ILO/IMF/OECD/UNECE/Eurostat/The World Bank (eds) (2004) *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*, Geneva, ILO.
- [37] 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.
- [38] Kokoski, Mary.(2003) “Alternative Consumer Price Index Aggregations: Plutocratic and Democratic Approaches”, BLS Working Papers, No.370.
- [39] Ley, Eduardo.(2002) “On Plutocratic and Democratic CPIs”, *Economics Bulletin*, 4(3), pp.1-5.
- [40] Ley, Eduardo.(2005) “Whose inflation? A Characterization of the CPI plutocratic gap”, *Oxford Economic Papers*, 57, pp.634-646.

- 
- [41] Newhouse, J.P.(2001) “Medical Care Price Indices: Problems and Opportunities: The Chung-Hua Lectures”, NBER Working Paper, No.8168.
- [42] Pollak,R.A.(1989) *The Theory of The Cost-of-Living Index*, Oxford University Press.
- [43] Prais,S.J.(1959)“Whose Cost of Living?”, *Review of Economic Studies*, 26(2), pp.126-134.
- [44] Rogoff, Kenneth. (2006) “Impact of Globalization on Monetary Policy”, presented at the 30th Annual Economic Symposium, Jackson Hall, Wyoming, Federal Reserve Bank of Kansas City. August 24-26, 2006.
- [45] Ruud, Paul, A.(2000) *An Introduction to Classical Econometric Theory*, Oxford University Press.
- [46] Shorrocks, Anthony (1984) “Inequality Decompositions by Population Subgroups”, *Econometrica*, 52(6), pp.1369-1385.
- [47] Silver, Mick.(1997) “Core Inflation Measures and Statistical Issues in Choosing Among Them”, IMF Working Paper, WP/06/97.
- [48] Slesnick,D.T.(2001) *Consumption and Social Welfare, Living Standards and Their Distribution in the United States*, Cambridge University Press.
- [49] Slesnick, D.T.(2005) “Prices and Demand: New Evidence from Micro Data”, *Economics Letters*, 89, pp.269-274.

図1

家計別物価指数の概念図

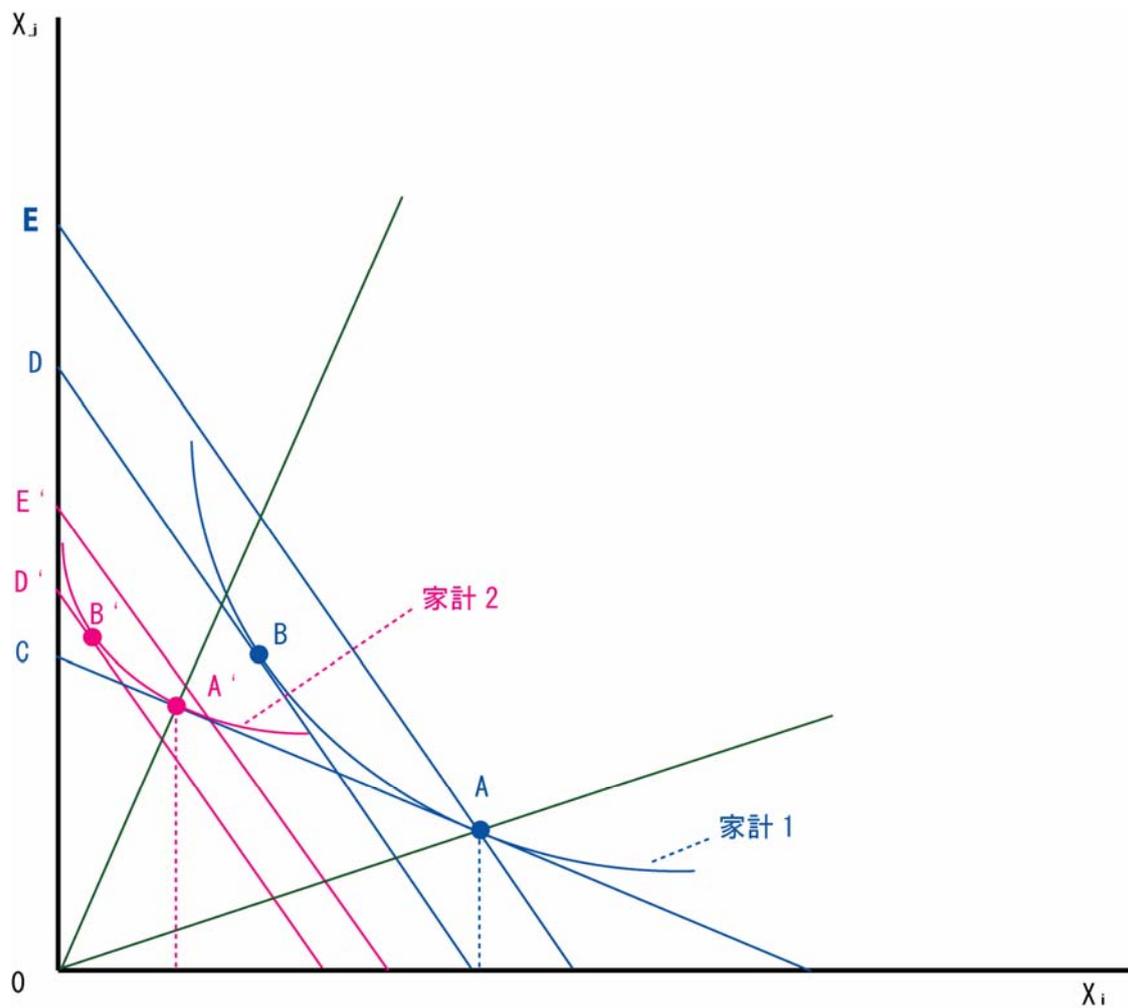


図2  
ウェイトのヒストグラム

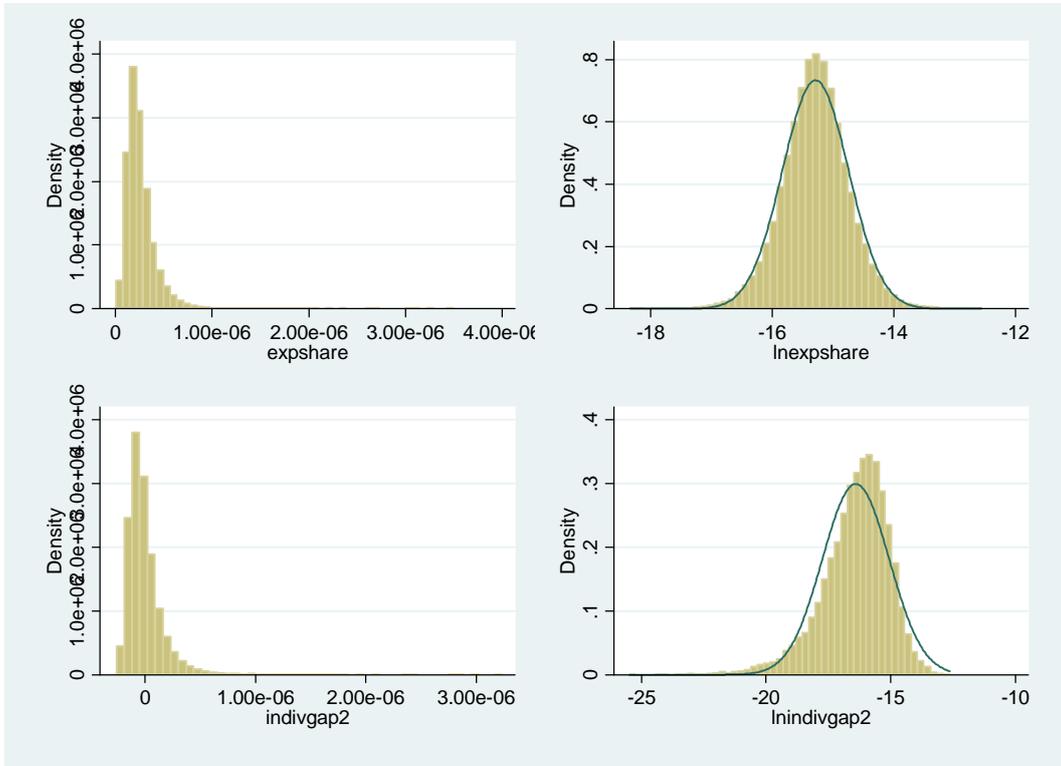


図3

家計別インフレ率のヒストグラム

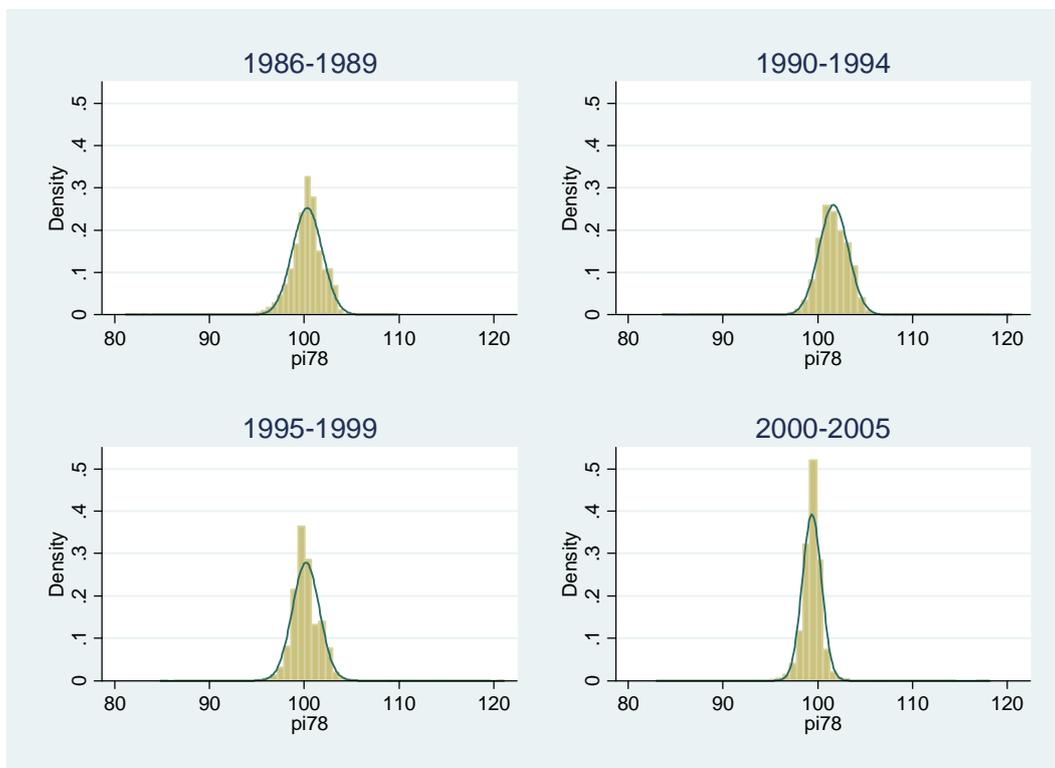
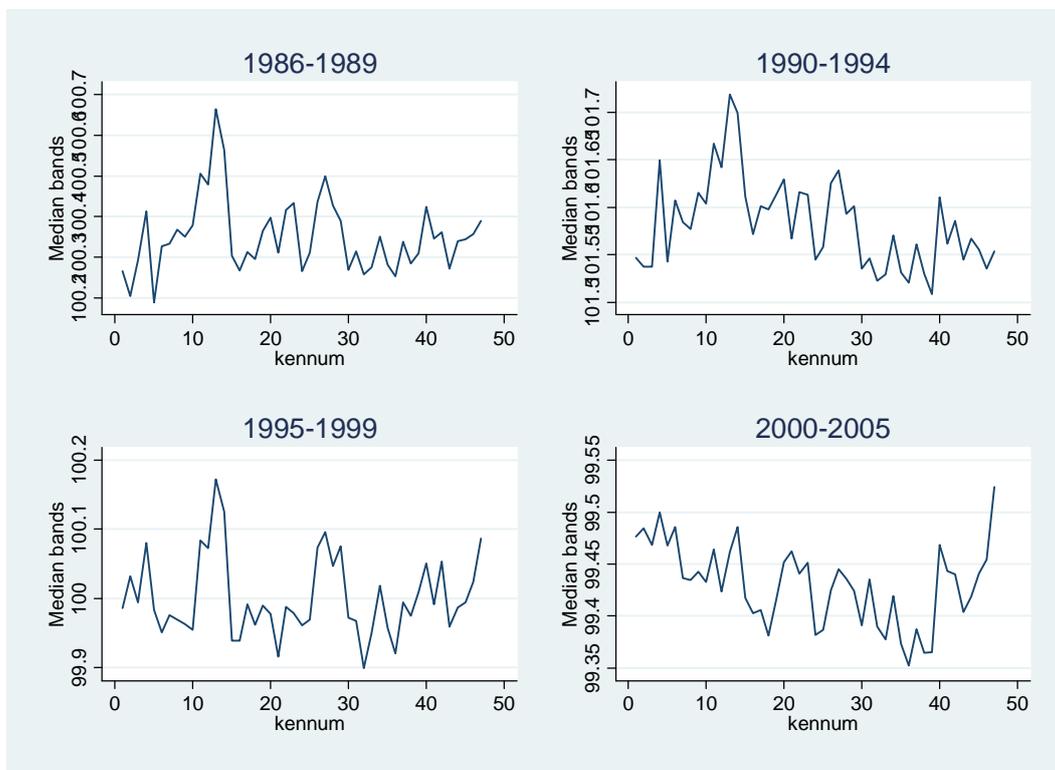


図4  
地域別中位値インフレ率



注)kennum は都道府県番号を表しており、具体的な対応は北村(2008、表1)の左端コラムを参照されたい。

図 5  
年齢別中位値インフレ率

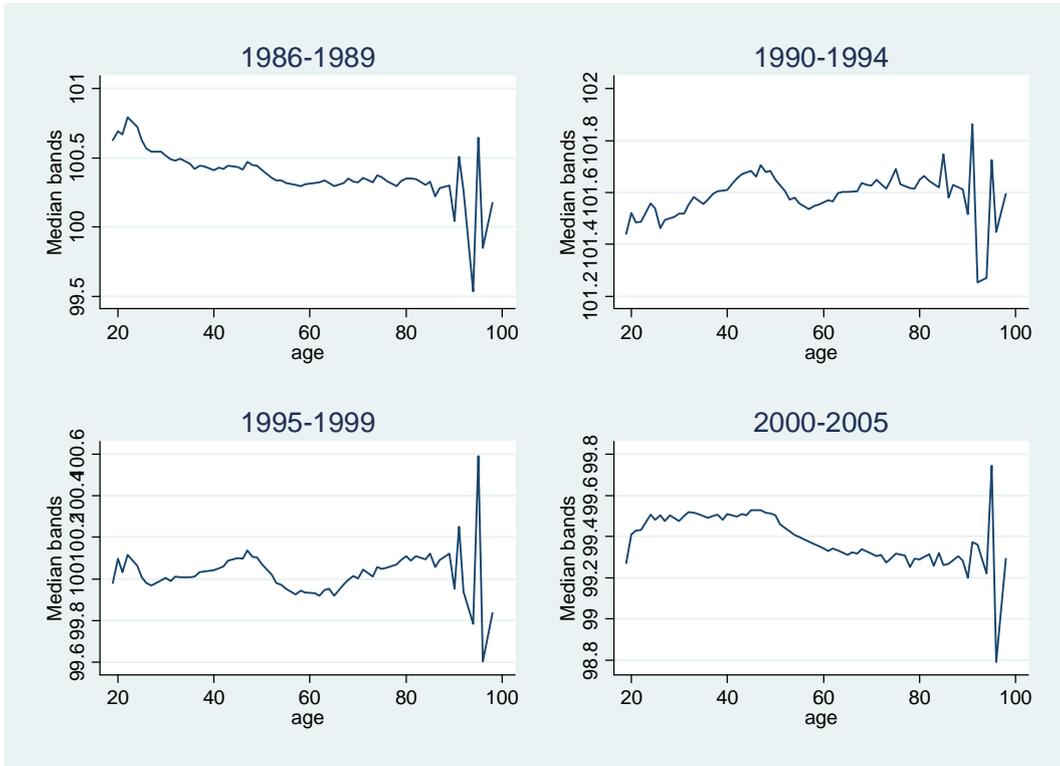


図 6

支出分位別中位値インフレ率

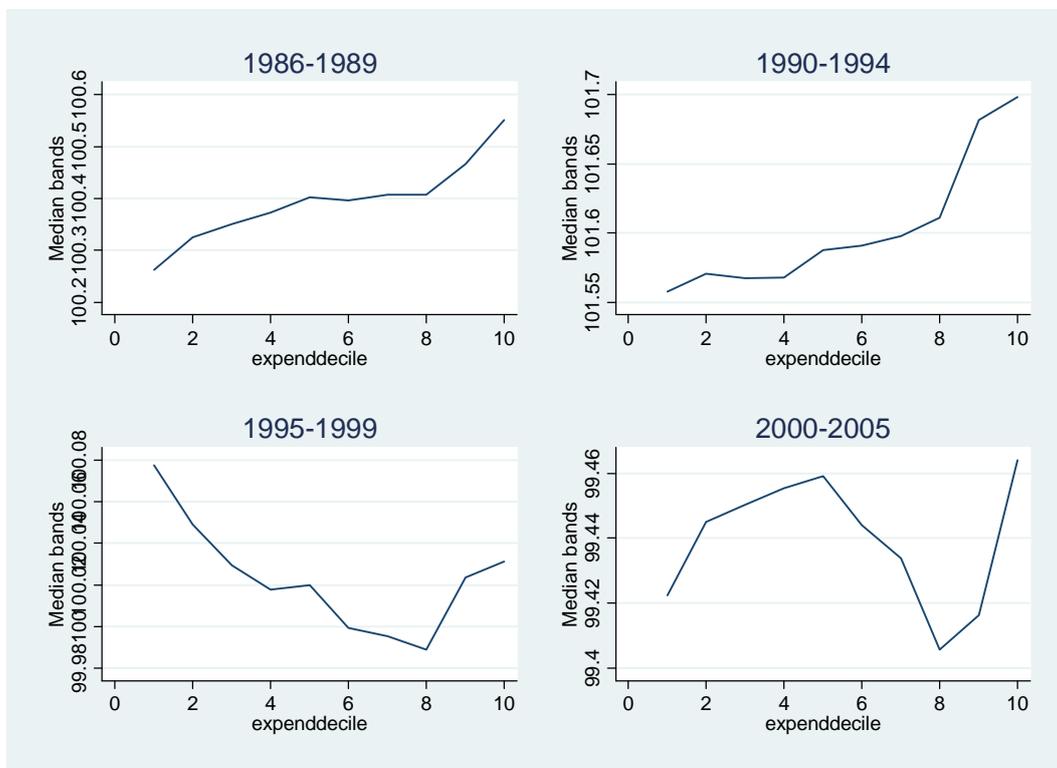


図 7

家計別インフレ率と政府消費者物価インフレ率

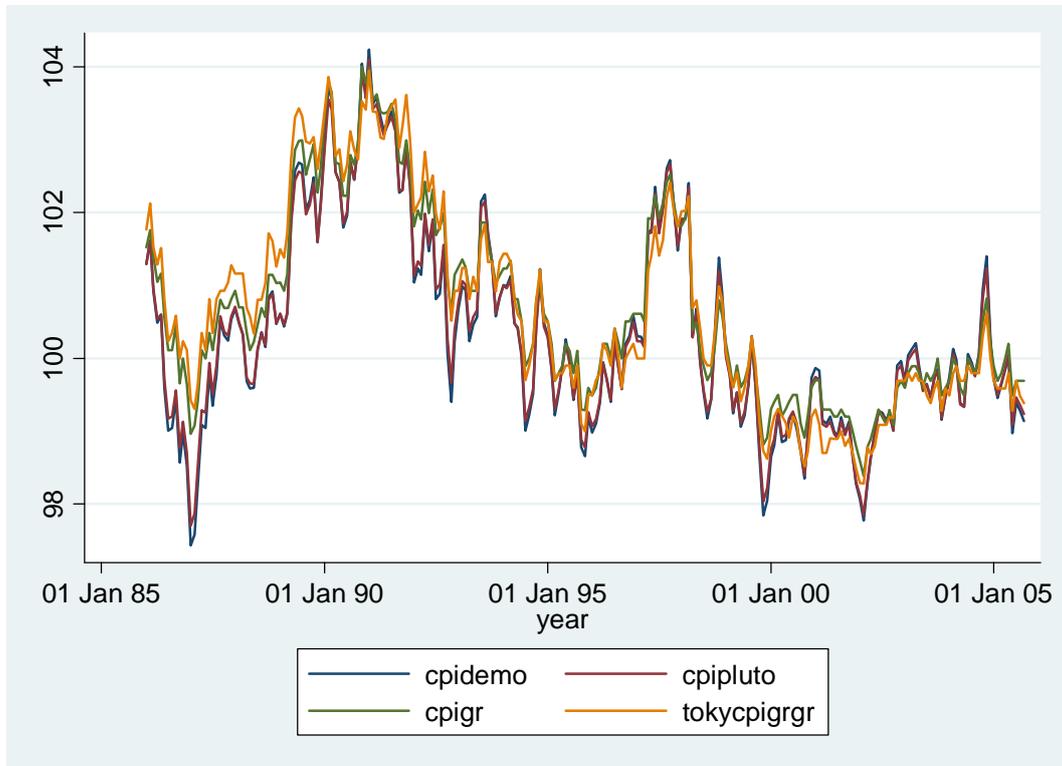


図8

家計別インフレ率と政府消費者物価インフレ率の差

