

## 第3章

# 不平等・貧困計測の経済学

### 1. はじめに

所得格差の問題は 1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて大いに議論された。その議論の発端になった橘木(1998、2006)では 1980 年代以後、日本の所得分配は不平等化していることを「所得再分配調査」を用いて示している。

橘木の見立てでは、不平等の原因として、失業の増加、非正規雇用の増加、賃金決定の分権化、税の再分配効果の低下、社会保険料の逆進性、高齢化、単身家計の増加などを挙げていた。また、不平等が増加する中で、貧困の拡大と階層の固定化が進行しているという議論を展開している。

大竹(2005)では(1)高齢化と単身世帯・二世帯が増加したことが不平等拡大の主因であり、勤労世帯間での所得格差が広範に見られる、いわゆる格差社会が訪れたとは言えないこと、(2)同一年齢内所得格差は高齢者ほど大きく、高齢者内での所得再分配政策を考える必要があること、(3)賃金格差はアメリカに見られるようには拡大していないこと、を示すことによって、橘木の議論に修正を迫った。

大竹ではあまり議論されていないが、若者の中には定職に就けずに、フリーターになり、さらには家庭内に引きこもる者も少なくないことから、若年者内での不平等の増加が見られることも事実であろう。これらの現象が統計的に有意に観察されるまでにはまだ時間がかかるかもしれないが、彼らが高齢者になった時に見出されるであろう所得格差を考えたときには、現時点で何らかの若年者雇用支援政策を導入する必要があることは政策担当者やその分野の研究者の間では合意されていることである。

言うまでもないことだが、日本における不平等や貧困の問題は 1980 年代に急に意識されだしたものではない。横山源之助(1949)や河上肇(1947)の著作に見られるように明治、大正の時代より大いに関心を引きつけてきた課題であった。

第二次世界大戦後、財閥解体や農地解放、華族制度廃止など戦前の支配勢力の経済力は大きく縮小していった。それに代わって台頭してきた新興勢力もあったが、1960 年代までは、かなり貧しくも平等な社会であったと言える。

世界の学界では、Atkinson(1970) and Sen(1976)によって不平等と貧困が理論的に比較可能な形で提示され、この分野の研究が本格的に始まった。日本でもその影響を直接に受けた世代から、青木(1979)、高山(1980)、石川(1991、1999)、橘木(1998、2006)らの研究が生まれてきている。

ところで、Atkinosn(1970)や Sen(1976)の指標からすでに 36-42 年を経ているが、

新たな指標が次々に開発されている訳ではない。本章でサーベイするように主要な理論的、概念的な研究は 1980 年代までに出尽くしている感がある。しかし、それは不平等や貧困に関心が無くなったということではなく、より現実的に不平等や貧困の原因を探り、それを削減することに関心が移ってきたと考えるべきであろう<sup>1</sup>。また、コンピュータの計算能力の飛躍的増加と家計マイクロデータが利用可能になることによって、様々な実証研究が容易にできるようになった。そしてグローバル化と国際的な援助協力の進展のおかげで、われわれは以前よりはるかに多様な個々人の経済状況を知り、それをデータとして分析することが可能になった。

しかし Banerjee and Duflo (2011) が論じているように、一つの理論や政策で全員の不平等や貧困の問題が解決できないことは明らかである。われわれがすべきことは貧困者の生活の実態や選択の論理を理解すること、そしてそれらを実証的に分析すること、それらの知見を蓄積し、多くの人の間で共有し、さらに再試験することだろう。そうして初めて、貧困者の実態や貧困の罫のメカニズムが理解できるようになるだろう。

では日本における不平等や貧困の問題をどう捉えればいだろうか。横山(1949)では明治時代の最貧層の生活が描かれているが、それは現在の発展途上国の貧困の実態とほぼ同じレベルか、あるいはそれ以下の姿である。しかし、現在ではそのような極貧層は日本にはほとんどいなくなったと言えよう。すなわち、絶対的貧困はある程度解消されていると考えられる。ところが、本章でも用いるように貧困率を相対的なものとみて計測する限り、不平等や貧困は、社会が続く限り残る。どのような状態に達すれば不平等や貧困の問題から社会は解放されたと言えるのであろうか。

図 3-1 は『家計調査』の 2002 年 1 月から 2011 年 4 月までのデータに含まれている名目年間収入(万円)を対数をとってヒストグラムとして描いたものである。ここではデータに含まれている全てのデータを使っており、何の恣意性も加えていない。図から明らかなように、日本の家計所得はほぼ対数正規分布に従っていると言えようである。図 3-2 は同じデータを年ごとのヒストグラムで表したものである。

図 3-3 は同じデータを消費者物価指数で実質化し、また世帯員数の平方根を簡便な等価尺度として使い、実質等価年収を計算したものを対数とをとり、ヒストグラムとして描いたものである。これも基本的には対数正規分布に従っているように見える。図 3-4 は同じデータを年ごとのヒストグラムで表したものである。

ここで、明らかなことは、『家計調査』が日本の家計の実態をある程度正確に把握できているとすれば、日本の所得分布の中心部分の形状は基本的には対数正規分布に従っており、特別な歪みや不連続性が所得分布の中に見られる訳ではないということである。より厳密に統計を調べれば、裾野部分における分布はパレート分布に近いことが知られており、1 つの分布型で全てが説明できるということではないが、所得分布の全体像を考える上では対数正規分布をベンチマークとして使うことが出来るのではないだろうか<sup>2</sup>。

<sup>1</sup> 例えば、Banerjee and Duflo (2011) は世界の貧困問題の具体実践的な解決方法について論じている。

<sup>2</sup> Roy(1951)では、各種の能力が正規分布に従っており、それらが互いに無相関であれば、多

日本の相対的貧困率は OECD 基準で比較すると 2000 年代半ばには、15.7%で、メキシコの 18.4%、トルコの 17.5%、米国の 17.1%に次いで 4 番目に貧困率が高いとされている(OECD 加盟国の平均は 10.6%)。しかし、この数字や OECD のランキングはわれわれの実感には合わない。少し前の数字として橋木(1998、p.32)に掲載されている表 1.6「OECD 諸国における相対的貧困率」を見ると、日本の数値は 1984 年 7.3%、1989 年 7.5%、1994 年 8.1%となっており、とりわけ貧困率が高い国とは記録されていない<sup>3</sup>。1995 年以後、OECD で報告される日本の相対的貧困率の数字が急速に悪化したのは基礎となる統計として『社会生活基礎調査』(厚生労働省)を使うようになってからである<sup>4</sup>。

一概に不平等・貧困計測といっても使用する統計によって、数字がかなり違ってくることには気を付ける必要がある。これはそれぞれの統計が違った目的で、違った標本設計に基づき、違った調査方法で行われているためであり、同じ定義の統計を同じ国のデータについて計算しても、出てくる数値はかなり違ったものになる。

## 2. 不平等の計測

本節での主たる目的は税の所得再分配機能を評価する上で必要な不平等指標の定義およびその理論的背景を紹介することにある。しかし、より広い意味で、所得格差をどう考えるのか、どのように修正すればいいのかということも考えてみたい。

初期の不平等分析は、不平等指標を計算して、それを時系列、クロスセクション、クロスカントリーで比較するということに用いられることが多かった。現在では、それぞれの所得分布のポジションにおける個人や家計の属性がどのように変わるのか、あるいは部分的なポジションの入れ替わりが社会的厚生を改善するのかといった、よりきめの細かな議論が出来るようになってきている。

青木(1979)で論じられているように、不平等を考える際に以下の 3 つの原理に基づいて判断することが便利である。

(1) ピグー・ドールトンの移転原理: 相対的高所得者から相対的低所得者への、所得

---

変量の正規分布を集積した所得分布は対数正規分布に従うことを示して、所得が対数正規分布となることの理論的基礎を与えた。Roy モデルとして知られるこの考え方は、労働経済学で広く使われている。

<sup>3</sup> 橋木(1998)の OECD の相対的貧困率の数値は『全国消費実態調査』から計算されたものだと推察できる。この水準は本章での数字と近い。

<sup>4</sup> OECD で他国の使用している統計を調べたところ、『家計調査』系の統計を使っている国、『社会生活基礎調査』系の統計を使っている国、『国勢調査』系の統計を使っている国、パネル調査系の統計を使っている国など多様であり、とても同一の標本設計で調査された統計を用いた比較にはなっていないことがわかった。各国の統計数字の時系列的な変化を見ることは意味があるが、国際比較でランキングをすることは、この枠組みでは無意味である。

- 順位を逆転させることのない所得移転によって、不平等度は減少する<sup>5</sup>。
- (2) 相対的不平等回避の逓増、不変、逓減の原理: 各人の所得を比例的に  $\theta$  倍だけ増大させたとして、 $\theta$  当たりの不平等度の増加  $\{I(\theta x) - I(x)\}/\theta$  をとり、 $\theta \rightarrow 0$ とした時の極限值が正、0、負となるに応じて相対的不平等回避が逓増、不変、逓減するという<sup>6</sup>。
- (3) 絶対的不平等回避度逓減、不変の原理: 各人の所得を等絶対額  $\theta$  だけ増加させたとする。 $\theta$  当たりの不平等度の増分  $\{I(x + \theta) - I(x)\}/\theta$  をとり、 $\theta \rightarrow 0$ とした時の極限值が負、0 となるに応じて絶対的不平等回避度逓減、不変であるという<sup>7</sup>。

これらの 3 原理を基準にしながら、本研究で用いる不平等指標を見て行こう<sup>8</sup>。

$y_i$  は所得、 $\mu$  は平均所得、 $n$  は人口 (家計数) を表す時、分散は次のように定義される。この指標はピグー・ドールトンの移転原理を満たし、相対的不平等回避度は逓増、絶対的不平等回避度は不変である。

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 \quad (1)$$

分散の問題点は、平均所得の水準に依存するために、平均所得の異なる状況の不平等度の比較には向いていないことである。

標準偏差 ( $\sigma$ ) の平均 ( $\mu$ ) に対する比率である変動係数 (CV: coefficient of variation) は、分散の平均所得への依存を回避している。ピグー・ドールトンの移転原理を満たし、相対的不平等回避度は不変、絶対的不平等回避度は逓減である。

$$CV = \frac{1}{\mu} \sqrt{\frac{1}{n} \sum (y_i - \mu)^2} = \frac{\sigma}{\mu} \quad (2)$$

変動係数を二乗したものを平方変動係数 (SCV: squared coefficient of variation) と呼び、これも格差指標として用いられることがある。この指標はピグー・ドールトンの移転原理は満たし、相対的不平等回避度は不変、絶対的不平等回避度は変動係数

<sup>5</sup> これはローレンツ準順序による所得分配の順序づけと同値であることが Rothschild and Stiglitz (1970) で証明されている。

<sup>6</sup> 相対的不平等回避度が不変であるとは、平等性に関する評価が絶対水準には依存しないことを意味しており、平均独立であるという。また、ドールトンは相対的不平等回避度逓減を所得の等比例的付加の原理と呼んでいる。

<sup>7</sup> ドールトンは絶対的不平等回避度逓減を所得の等量付加の原理と呼んでいる。後に見るように Atkinson (1970) が不平等回避度の概念を使っているが、ここでの概念とは違うことに注意されたい。

<sup>8</sup> 各種の不平等指標あるいは格差指標に関する説明は、Sen (1973)、青木 (1979)、高山 (1980)、Champernowne and Cowell (1998)、Cowell (2011)、Lambert (2001) などを参照されたい。また、近年の日本の実証研究については大竹 (2005)、橘木・浦川 (2006)、小塩 (2010) などを参照。

と同様に逡減する。

$$SCV = \frac{1}{\mu^2} \frac{1}{n} \sum (y_i - \mu)^2 = \frac{\sigma^2}{\mu^2} \quad (3)$$

対数標準偏差(SDL: standard deviation of logarithms)は次のように定義されている。Sen(1973)で不平等指標として検討されている。Sen(1973)によれば、対数をとることで、低所得層内での所得移転により高いウェイトを置き、また、所得の絶対数から解放されることで、単位に依存しない指標となる。しかし、この指標は所得が高くなるに従って、厚生関数の凸性を満たさなくなり、不平等指標として望ましくなくなる。

$$SDL = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (\ln y_i - \ln \mu)^2} \quad (4)$$

この指標はピグー・ドールトンの移転原理は満たし、相対的不平等回避度は不変、絶対的不平等回避度は変動係数と同様に逡減する。

相対平均偏差(RMD: relative mean deviation)は相対的不平等回避度不変、絶対的不平等度回避度逡減の原理を満たすが、ピグー・ドールトンの移転原理は満たしていない。

$$RMD = \frac{1}{n\mu} \sum |\mu - y_i| \quad (5)$$

この相対的偏差は各所得と平均所得の差の絶対値に依存しているために、平均所得以上(以下)の所得間での移転に対して不感応であるということが問題なのである。この問題を回避する指標が次に論じるジニ係数である。実際、不平等計測で最も多く用いられている指標がジニ係数(G: Gini coefficient)である。これは次のように定義できる。社会が  $n$  世帯で構成され、世帯所得が  $y_i$  で与えられ、 $n$  世帯の平均所得は  $\mu$  とする。また所得は小さい順に  $y_1 \leq y_2 \leq y_3 \leq \dots$  と並べるとする。ジニ係数は次のように表すことができる。

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum \sum |y_i - y_j| \quad (6)$$

ジニ係数は、社会を構成する任意の 2 世帯 ( $i, j$ ) の所得を無作為抽出して並べ、その 2 世帯の所得差の絶対値の平均を計算し、その値の平均所得  $\mu$  に対する比率を見たものである。この指標では、所得分布が完全平等であれば、 $G$  は 0 となる。逆に第  $n$  世帯が社会の所得を独占し、その他の  $n-1$  世帯の所得がゼロであれば、 $G$  は 1 となる。ジニ係数はピグー・ドールトンの移転原理を満たし、相対的不平等回避度は不変、

絶対的不平等回避度は逡減する<sup>9</sup>。

ところで、このジニ係数は 1905 年にアメリカの経済学者マックス・ローレンツが発表したローレンツ曲線からも求めることが出来る<sup>10</sup>。すなわち、ローレンツ曲線とは、世帯を所得の低い順番に並べ、横軸に世帯の累積比をとり、縦軸に所得の累積比をとって、世帯間の所得分布をグラフ化したものである。所得の均等分配を表す 45 度線とローレンツ曲線とで囲まれる部分の面積の二倍がジニ係数に相当する。

Theil 指標(TI)はエントロピー概念に基づく尺度で、次のように定義される。

$$TI = \frac{1}{n} \sum \frac{y_i}{\mu} \left( \ln \frac{y_i}{\mu} \right) = \frac{1}{n} \sum \mu \ln \left( \frac{1}{\mu} \right) - \sum y_i \ln \left( \frac{1}{y_i} \right) \quad (7)$$

Theil(1967)は、ある事象の起こる確率 $p$ の逆数の対数をその確率の比重和をエントロピー(期待情報価値)と呼んだ。この定義によるとエントロピーは各事象が等確率で起こった時に最大値をとる。この確率を所得に入れ替えて、所得が完全に均等に分配された時のエントロピーの最大値から所得のエントロピーを引けば、一つの不平等尺度になる。これが Theil 指標である。

Theil 指標はピグー・ドールトンの移転原理を満たし、相対的不平等回避度は不変、絶対的不平等回避度は逡減する。

この指標は対数の性質を利用して、様々な要因に分解することができるので便利である。

平均所得と各人の所得の比の対数値を平均値をとった平均対数偏差(MLD: mean log deviation)も指標として用いられることがある。この指標はピグー・ドールトンの移転原理を満たし、相対的不平等回避度は不変、絶対的不平等回避度は逡減である。

$$MLD = \frac{1}{n} \sum \ln \left( \frac{\mu}{y_i} \right) = \ln \mu - \frac{1}{n} \sum \ln y_i \quad (8)$$

この指標は、右辺から明らかのように、社会全体の平均所得の対数値から、各個人の所得の対数値の平均を差し引いた値に等しい。すなわち、同じ平均所得の下でも、所得の散らばりが大きいほど平均対数偏差の値は大きくなる。逆に、所得の散らばりが同じでも、平均所得の水準が高いほど平均対数偏差の値は小さくなる。

この平均対数偏差も所得格差をその社会を構成する各グループ内部の所得格差

<sup>9</sup> ジニ係数に関して繰り返される批判として、一定の所得格差をもつ人々間のピグー・ドールトン移転であっても、より小さな所得水準間の移転の方が、大きな所得水準間の移転より望ましいという価値判断(移転効果の逡減原理)は満たさないという点がある。ジニ係数の移転効果は所得水準ではなく、所得順位に依存しており、中位所得者間あるいは高位所得者間の移転効果の方が低所得者間の移転効果より高く評価される可能性が高い。

<sup>10</sup> ローレンツ曲線の学説史的展望は木村(2004)を参照。

と、グループ間の所得格差に分割できる。

これまで統計的な計測の方法として考えられてきた不平等指標を、社会的厚生関数を用いて理論的に解明しようとする試みが Atkinson(1970)によって始められた。彼の提示した不平等指標、アトキンソン指数(AI: Atkinson Index)は次のような考え方に基づいている。

まず、アトキンソンは個人が危険回避的な効用関数を持っており<sup>11</sup>、社会的厚生関数はそれを加算したものと定義している。すなわち、アトキンソンの社会的厚生関数は次のように定義されている。

$$W = \sum_{i=1}^n \frac{y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \quad \text{if } \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1 \quad (9)$$

$$W = \sum_{i=1}^n \ln y_i \quad \text{if } \varepsilon = 1 \quad (10)$$

次いでアトキンソンは、上式の社会的厚生水準  $W$  を維持するように、社会の構成員全員の所得を等しくする水準、均等分配等価所得 (equally distributed equivalent income) を決めた。それは次のように表せる。

$$M = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)} \quad \text{if } \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1 \quad (11)$$

$$M = (\prod_{i=1}^n y_i)^{1/n} \quad \text{if } \varepsilon = 1 \quad (12)$$

この  $M$  と実際に観測される平均所得 ( $\mu$ ) を比較するというのがアトキンソン指数である。具体的な式は次のように定義されている。

$$AI = 1 - \frac{M}{\mu} = 1 - \frac{1}{\mu} \left( \frac{1}{n} \sum y_i^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)}, \quad 0 < \varepsilon, \varepsilon \neq 1 \quad (13)$$

この指数はピグー・ドールトンの移転原理を満たし<sup>12</sup>、相対的不平等回避度は不変、絶対的不平等回避度は逡減する。

$\varepsilon$  は Atkinson(1970) が不平等回避度と解釈したもので、本稿では 0.5, 1.0, 1.5, 2.0 と設定して AI を計算している。 $\bar{y}$  は全体の平均所得である。 $\varepsilon$  が大きくなるに従って、

<sup>11</sup> アトキンソンは相対的危険回避度 ( $\varepsilon$ ) が所得水準に関係なく一定となる効用関数 (CRRA: constant relative risk aversion) を想定している。

<sup>12</sup> ただし  $\varepsilon = 0$  の時は、ピグー・ドールトンの移転原理は満たさない。この場合は、高所得者から低所得者への所得移転によって、社会的厚生関数が変化しないためである。

社会的厚生評価において、低所得者への比重が高まることを意味している。 $\varepsilon \rightarrow \infty$ の時、ロールズのマックス・ミン原理(社会の最貧層の所得を最大化する社会的厚生関数が規定される)を表現していることになる<sup>13</sup>。

最後に、理論的な指標ではなく、純粹に統計的な不平等指標として分位中央値比率(quantile ratio あるいは quantile median ratio)も便利で計算が簡単な指標としてよく使われる。特に、所得の最上位層や最下位層には異常なデータが含まれているために、あるいはそれらが識別されることを回避するためにコーディングされることがあるが、分位の所得の割合として計算すれば、これらコーディングの影響は受けない。ここでは中央値に対する下位 10%の所得の割合 P10/P50 および、上位 10%の割合 P90/P50 を用いるほか、P90/P10、P75/P25、P75/P50、P25/P50 なども計算した。

### 3. 不平等の実態

これまで説明してきた不平等指標を用いて、2002年から2011年までの日本の名目年収と実質等価年収について計測した結果を表 3-1 と表 3-2 に載せてある<sup>14</sup>。2004年、2009年の数値は『全国消費実態調査』の結果と近い値をとっており、日本の『家計調査』系統計に共通する分布情報を反映しているといえる<sup>15</sup>。

名目平均年収は2002年の650万円から2011年の585万円まで約65万円低下している。同じく実質等価年収では2002年の369万円から2011年の343万円まで約26万円低下していることになる。等価尺度で調整したことを勘案しても、実質値での低下が名目値ほどには下がっていないのは、デフレの影響が出ているためだろう。

家計主の平均年齢は2002年の54歳から2011年の57歳まで3歳増えている。『家計調査』の家計主平均年齢が57歳ということは、かなりの高齢化に達していることを意味する。女性が家計主である比率は2002年で7.5%が2011年には9.5%にまで伸びている。これは夫と死別し、子どもと暮らしている高齢女性が増えているからである。

不平等指標の数値は、どの指標も2000年代にはほぼ安定しており、名目年収で測ろうが、実質等価年収で測ろうが、ほぼ等しい値をとっている。言うまでもないが、定義により実質等価年収の方が絶対値は多少小さい。

### 4. 貧困の計測

<sup>13</sup> この場合も、最貧層への所得移転でない限り、ピグー・ドールトンの移転原理は評価されない。

<sup>14</sup> 本章では『家計調査』(総務省統計局)の個票データを用いている。当データの利用を許可していただいた総務省統計局に対して感謝したい。

<sup>15</sup> 田辺・鈴木(2011)は日本における13種類の所得調査データを用いてジニ係数を計算している。彼らによるとジニ係数のトレンドは所得調査の種類により大きく異なる。ちなみに、『家計調査』と『全国消費実態調査』はジニ係数が低い値で安定している統計グループに入っている。



不平等の問題を考える時に、必ず意識されるのが所得分布の下の方に位置する貧困者の問題である。貧困者とは所得分布の最底辺にいる人々を指すとしても、正確にどの所得以下で貧困であると決めればいいのか。あるいは、貧困と非貧困の境目を貧困線で区分したとして、貧困であるという状態をどのような統計で示すことが適切だといえるだろうか。

まず貧困線を決めるに当たっては、絶対的アプローチとして、生きていくうえで最低限必要な食料や衣料、住居、そして医療費をもとに計算して積み上げていくという考え方がある。最低必要な額は社会の経済発展の水準に応じて変わってくるという意味では真に絶対的なものではあり得ないが、少なくとも、ある社会で「人前に出ても恥ずかしくない能力」(アダム・スミスの定義)をもって貧困線とするという考え方である。発展途上国も最近では一括して議論することは難しくなっているが、国連や世銀では、おおよそ1人1日1ドル、年間400ドルの生活を貧困の基準として、貧困撲滅政策を打ち出している。

それに対して相対的アプローチというものも考えられている。これは、社会の中の最下層に属する人々は、いかに絶対水準で「人前に出ても恥ずかしくない能力」を与えられていたとしても、相対的には貧しいと考えることは決しておかしいことではない。先進国では憲法に基本的な最低水準の生活を保障する条文が必ず含まれており、その最低水準は、多くの場合、相対的なものとして描かれている。

また、相対的アプローチと言っても、必ずしも一元的なものではない。例えば、相対的剥奪(relative deprivation)と平均的剥奪(average deprivation)という概念がある。これは、社会全体の中で自分の位置が著しく低いことと貧困者の中で自分の位置が上位にあること、どちらが貧困を計る上で重要なのかという議論である。簡単には答えられる問題ではないが、避けて通れない問題である。

Sen(1976)は貧困指標をある種の公理系として提示し、従来の貧困指標との違いを明確化した。彼が提示した公理は(1)単調性公理(monotonicity axiom:他の条件を所与として、貧困線以下の個人の所得が低下すれば、貧困指標は単調に増加する)、(2)移転公理(transfer axiom:他の条件を所与として、貧困線以下の個人からその人より所得の高い人への純粋な所得移転は、貧困指標を増加させる)、(3)相対的衡平性公理(relative equity axiom: $i$ と $j$ のペアに対して、 $j$ の厚生が $i$ の厚生より高ければ、 $i$ により高いウェイトを置く)、(4)序数的順序ウェイト公理(ordinal rank weights axiom:所得格差を示すウェイトは個人間の厚生比較をした場合の順位と等しい)、(5)単調厚生公理(monotonic welfare axiom:所得 $y$ の順位は厚生 $W$ の順位とすべてのペアに対して、厳密に対応している)、(6)標準化貧困指標公理(normalized poverty value axiom:全ての貧困者の所得が等しければ、以下で示すように、貧困指標は相対的貧困率と所得ギャップの積で表せる)の6つである。とりわけ、Senの指標は最後の(4)(5)(6)を満たすことを要求するものである<sup>16</sup>。

<sup>16</sup> 橋木・浦川(2006)が論じているように、Senは指標、貧困層の所得分配の変化に対しては反応するが、サブグループへの分離が不可能であり、その後の拡張の一つの方向としては、貧困指標のサブグループへの分解可能性を考慮する指標の開発にあった。もう一つの拡張は、Sen指標で

以下ではこれまで使われてきた貧困指標<sup>17</sup>を順に検討していきたい。貧困を示す指標として最も一般的なものが相対的貧困率(HR: headcount ratio)である。これは、社会全体における所得分布の中位所得の半分以下の所得層(これを社会における貧困線:poverty line と定義する)に入る人数を全サンプル数で割った人口比率である。

貧困線を $z$ 、各世帯の所得を $y$ 、所得分布の密度関数を $f(y)$ とすれば、所得を連続数と見なせば、相対的貧困率は次のように定義できる。

$$HC = \int_0^z f(y)dy \quad (14)$$

あるいは離散型で示せば、

$$HC = \frac{q}{n} \quad (15)$$

$q$ は貧困線以下の人口、 $n$ は総人口を表す。

この指標は、社会の中で何人ぐらいが貧困線以下の生活をしているかを表したものであって、どれぐらい貧困かという貧困の数量的程度を表したものではない。またこの指標の拡張として貧困線のさらに半分以下に属する人数を全サンプルで割った人口比率として極貧率(EPHC: extreme poverty headcount ratio)も計算できる。相対的貧困率は単調性公理を満たさない。

貧困線以下にいる世帯の平均所得( $\mu_p$ )を貧困線上の所得( $z$ )で割った数値を所得ギャップ率(IGR: income gap ratio)と呼ぶが、これは貧困線以上に貧困世帯を引き上げるのにどれぐらいの所得移転が必要かを捉える指標になる。

$$IGR = \frac{\mu_p}{z} \quad (16)$$

さらに、社会における貧困の変化を要因分解できる指標として、貧困ギャップ率(PGR: poverty gap ratio)は次のように定義されている。

$$PGR = \int_0^z \left(\frac{z-y}{z}\right) f(y)dy \quad (17)$$

---

用いられているジニ係数で計測する不平等指数に関する改善にあった。

<sup>17</sup> 貧困指標の詳細な検討に関しては高山(1980)、橋木・浦川(2006)、Lambert(2001)、Kakwani(1980a,b)などを参照。

この指標は次のようにサブグループに関する貧困指標の加重平均として表現できる。

$$P(y; z) = \sum_{k=1}^K \frac{n^k}{n} P(y^k; z) \quad (18)$$

ここで、 $P(y; z) = \left(\frac{z-y}{y}\right)$  は母集団の貧困レベル、 $P(y^k; z) = \left(\frac{z-y^k}{y^k}\right)$  は第  $k$  グループの貧困レベル、 $n$  は母集団数、 $n^k$  は第  $k$  グループに属する個人(世帯)数を表している。

橋本・浦川(2006、p.67)によれば、この指標における貧困レベル  $P(y; z) = \left(\frac{z-y}{y}\right)$  は貧困線と自分の所得とのギャップから生じる喪失感を示した関数であり、彼らはこれを喪失感関数(deprivation function)と呼んでいる。この指標は貧困の頻度と強度を両方考慮した指標であるが、移転公理は満たさない。

以下では単調性公理と移転公理を満たす分配感応的な貧困指標を紹介する。Watts 指標(Watts, 1968)は所得が非常に低い極貧層の貧困ギャップに対して敏感に反応する指標である。この指標の貧困線( $z$ )を平均所得( $\mu$ )、貧困層の数 $q$ を母集団全体の数 $n$ に置き換えると、Theil の不平等指標に一致する。

$$P^{Watts}(x; z) = \int_0^z (\ln z - \ln y) f(y) dy \quad (19)$$

PRG を Foster, Greer and Thorbecke (1984)が一般化して提案したのが FGT 指標である。

$$P^{FGT}(\gamma) = \int_0^z \left(\frac{z-y}{z}\right)^\gamma f(y) dy \quad \gamma \geq 0 \quad (20)$$

ここで、 $\gamma$  は貧困回避度(aversion to poverty)を表している。すなわち、 $\gamma=0$  であれば、相対的貧困率(HC)、 $\gamma=1$  であれば、貧困ギャップ率(PGR)になる。 $\gamma>1$  の時、移転公理を満たす。さらに、 $\gamma>2$  の時、移転感応公理(transfer sensitivity axiom: 同じ額の所得移転でも、より低所得の個人からの移転に対しては貧困指標が高くなる)が満たされる。このようにパラメータ  $\gamma$  の値が高くなるにつれて、貧困層内の所得分配の変化に反応する程度が強まることを意味している。実際の計測ではパラメータ  $\gamma$  を {0.5, 1.5, 2.0, 2.5, 3.0, 3.5, 4.0, 4.5, 5.0} の 9 種類用いている。

不平等指標に関して Atkinson(1970)が革命的なアイデアを提示したことを受けて、Sen(1976)は公理論に基づく貧困指標を初めて提示し、貧困指標の考え方を一変させた。

Sen は先に論じた単調性公理と移転公理の重要性を指摘しつつ、その際に、功利主義的に、効用の基数性や異人間の効用比較可能性の仮定は用いずに、序数的な順序付けだけで貧困指標を構築しようとした。そこで用いたのが相対的衡平性公理 (relative equity axiom) と序数的順序ウェイト公理 (ordinal rank weights) である。

これらの公理を満たす貧困指数が Sen 指標である。

$$P^{Sen} = HC \left[ IGR + (1 - IGR) \left\{ 1 - G_p \left[ \frac{q}{1+q} \right] \right\} \right] \quad (21)$$

$$\rightarrow HC [IGR + (1 - IGR)G_p] \text{ as } q \rightarrow \infty \quad (22)$$

$G_p$  は貧困者内の所得分配のジニ係数を表している。Sen 指標は基本的に貧困率、貧困ギャップ率、貧困層内の所得分配のジニ係数をかけ合わせたものである<sup>18</sup>。平均所得  $\mu$  が上がれば、Sen 指標は低下する。また、すべての貧困者の所得が等しくなれば Sen 指標は  $P^{SEN} = HC \cdot IGR$  となる (標準化貧困指標公理)。

Sen の指標はその後、いくつかの問題点が指摘され、拡張が試みられた。Kakwani(1980a)は Sen 指標が序数的ウェイトを使っていることに関して、貧困者間の移転に対してジニ係数は感応的でないことを理由に、Sen の序数的ウェイトに、任意のべき乗  $k (> 1)$  を掛けることを提案した。これによって Sen 指標はより大きな貧困ギャップ間での移転に対して反応することになった<sup>19</sup>。Thon(1979)は序数ウェイトの問題を様々な所得移転に対する指標の感応性の枠組みで検討して、次のような指数を提案した。

$$P^{Thon} = \frac{2}{n(n+1)z} \sum_{i=1}^q g_i (n+1-i) \quad (23)$$

ここで  $g_i = z - y_i$  すなわち貧困ギャップである。これは Sen 指標の導出過程で出てくる式 (Sen, 1976, p.224, (15)式) とほぼ同じだが、最初の分数の分母が  $(q+1)nz$  となっている点が違う。

Takayama(1979)は貧困指標において、貧困線以上の所得を得ている人々の存在が、社会的剥奪あるいは相対的剥奪に全く影響を与えていないという問題点を指摘した。すなわち、Sen 指標において用いられている、貧困層内の所得分配の代わりに、貧困線以上の所得は貧困線と等しくするように置換した ( $y_i^* = z$  if  $y_i \geq z$ )、上からの打ち切り (censored) 所得分配を考えた。

<sup>18</sup> Clark, Hemming and Ulph (1981, p.519)で指摘されているように、Sen 指標は貧困者内の所得分配を表すジニ係数を、貧困者内の貧困ギャップのジニ係数に置き換えることも可能である。

<sup>19</sup> これはジニ係数が2種類の所得分配が交差する場合に同じ値になっても、どちらの分配が望ましいかが判断できない問題と直接かかわる欠点であり、Kakwani(1980a)の提案はそれを回避するための手段である。

$$p^{Takayama} = HC[(1 - \xi)IGR + \xi G], \quad \xi = 1 - (1 - HC)\frac{z}{\bar{y}} \quad (24)$$

ここで、 $\bar{y}$ は上からの打切り所得分配の平均、 $G$ は貧困層内の所得分配のジニ係数である。Takayama 指標は、実際には、上からの打切り所得分配のジニ係数 ( $G_{censored}$ )と等しいことを意味している。

$$p^{Takayama} = G_{censored} \quad (25)$$

Sen 指標が多数の貧困者が存在する下での指標であったのに対して、Takayama 指標は先進国の貧困をより強く意識し、相対的剥奪という側面をより強調したものになっている<sup>20</sup>。以下で紹介する Clark, Hemming and Ulph (1981)は Takayama(1979)をさらに拡張したものである。

Clark, Hemming and Ulph (1981)は個人所得に関して社会的評価(損失)関数を次のように定義している。

$$u(y_i) = \left(\frac{1}{\beta}\right) [\min(z, y_i)]^\beta, \quad \beta \leq 1 \quad (26)$$

この定式化では、貧困線以上の所得はすべて貧困線と等しいと考えることを意味し、所得分布が貧困線で切断(truncated)された形になっている。また  $\beta$  は不平等回避度を表すパラメータである。

次いで、ベンサム型社会的厚生関数を定義する。

$$\begin{aligned} w(y_p, z, \beta) &= \sum_i u(y_i), \quad i = 1, 2, \dots, n \\ &= \left(\frac{1}{\beta}\right) \sum_i y_i^\beta + \left[\frac{n-q}{\beta}\right] z^\beta, \quad i = 1, 2, \dots, q \end{aligned} \quad (27)$$

$y^*$ を Atkinson(1970)が導入した均等分配等価所得(全世帯に関する)であるとする、次のように表現できる。

$$\left(\frac{n}{\beta}\right) y^{*\beta} = \left(\frac{q}{\beta}\right) y_p^{*\beta} + [(n - q)/\beta] z^\beta \quad (28)$$

<sup>20</sup> Takayama 指標は Sen の Normilisation 公理(基準化公理)を満たさない。これは、貧困者の所得が等しくなれば、Sen の貧困指標は  $HCIGR$ となり、所得分配問題は無くなることを意味しているが、Takayama は社会全体での貧困者の相対的な位置を考えれば分配問題が消滅することはないという立場をとっている。

ここで $y_p^*$ は貧困線以下の世帯に対する均等分配等価所得を表す。これを整理して書き直すと次のようになる。

$$y^* = \left\{ HC[(1 - AI)\bar{y}_p]^\beta + z^\beta(1 - HC) \right\}^{1/\beta} \quad (29)$$

ここで $AI = 1 - (y_p^*/\bar{y}_p)$ は貧困線以下の世帯に対する Atkinson 不平等指標を表している。Clark, Hemming and Ulph (1981)はこれらの情報を用いて次のような貧困指標を提案した。

$$P^{CHU}(\beta) = 1 - \left( \frac{y^*}{z} \right) = 1 - \left\{ HC[(1 - AI)(1 - I)]^\beta + (1 - HC) \right\}^{1/\beta} \quad (30)$$

この指標は、貧困線以下の世帯に対する均等分配等価所得と貧困線の比率を見ているが、もし、均等分配等価所得が貧困線と等しければ、貧困はないことを示唆するものである。CHU 指標のパラメータ $\beta$ は{0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90}の5種類について計算している。

## 5. 貧困の実態

これまで説明してきた貧困指標を用いて、2002年から2011年までの日本の名目年収と実質等価年収について計測した結果を表3-3と表3-4に載せてある。2004年、2009年の数値は『全国消費実態調査』の結果と近い値をとっており、日本の『家計調査』系統計に見られる分布情報を反映しているといえる。

分布全体の基本統計は表3-1と表3-2と同じである。家計属性について見ておこう。家計主年齢は名目年収では2002年の60歳から2011年の63歳と極めて高いことがわかる。実質等価年収ではすこし若くなり2002年の56歳から2011年の59歳まで増えている。しかし、これでも全体の平均世帯主年齢から見ると高くなっている。このことは、明らかに、貧困が高齢者に集中していることを意味している。

家計構成員は名目年収で2.5人、実質等価年収で3.1人とほぼ安定している。女性家計主の比率は名目年収で2002年に23%であったのが2011年には28%にまで伸びている<sup>21</sup>。実質等価年収では2002年に23%が2011年には27%とこれも増えている。分布全体の女性比率が10%弱であったことを考えると、貧困が女性に集中していることがわかる。

さらに、勤労者数について見ると、名目年収でほぼ0.9人程度、実質等価年収で1.1人程度である。15歳以下数は名目年収で0.3人程度であり、実質等価年収では

<sup>21</sup> わが国の母子家庭の母親の80%以上が就労しているにも関わらず、58%が貧困線以下にあると言われている。

0.7 人と多少多くなっている。逆に 65 歳以上数は名目年収で 0.9 人程度であるのに対して実質等価年収では 0.7 人程度である。

負債保有率は名目年収でほぼ 19%程度と安定している、実質等価年収では 24%程度と少し高くなっている。

名目年収と実質等価年収を分けているのは、貧困線である。前者の場合は家計総年収であり、2002 年の 287 万円から 2011 年の 252 万円まで約 35 万円低下している。後者の場合は実質等価尺度で測った一人当たり年収であり、2002 年で 162 万円から 2011 年の 148 万円まで 14 万円ほど低下している。

各種の貧困指標について見ると、相対的貧困率(HC)は名目年収で 2002 年の 10%から 2011 年の 7.9%まで多少の上下はあるが、基本的には低下してきている。実質等価年収でも 2002 年の 8.3%から 2011 年の 6.7%までこれも多少の上下はあるものの基本的には低下基調にある。この数字は、生活保護受給者が戦後最高に達し、それがさらに拡大しているという議論とどう対応づければいいのか。これに関しては、われわれは、貧困線以下に入る人の属性が変化し、いざという時のための資産の備えのない家計、真の意味での貧困者が貧困線以下の層で増えているのではないかと考えている。

また、貧困線の半分以下の所得しかない家計の人口比率を表す極貧率は名目年収で 2002 年には 0.9%が 2011 年には 0.5%にまで低下している。実質等価年収ではさらに少なく、2002 年には 0.6%が 2011 年には 0.3%となっている。実際に貧困線の半分とは、2011 年については名目所得で 126 万円、実質等価所得で 74 万円である。この所得で現在の日本で生きていくことは極めて難しく、実際にこの水準の所得で暮らしている人は 0.5%以下という数字は妥当であろう。

その他の貧困指標でも傾向は同じで、2002 年から多少の上下はあるが 2011 年にかけて徐々に改善されていることがわかる。

ここでの計測の結果をまとめると、女性世帯家計と高齢者世帯に貧困が集中しているということである。また、単身女性高齢者が貧困に陥った場合には生活保護申請は受理されやすく、そのことが生活保護者の増加につながっていると判断できる。

## 6. 貧困削減のための諸政策

貧困削減のためには何をすればいいのだろうか。われわれは貧困という状態への移行という観点から次の 3 つの分類をした。

### (1) 貧困に陥らないための政策

貧困という状態に陥らないためには、基本的には雇用が安定していることが大切である。その際、最低所得保障制度の一環として最低賃金制度がある<sup>22</sup>。最低賃金制度は 2007 年に改正され、セーフティーネットとしての最低賃金という考え方が確認さ

<sup>22</sup> 最低所得保障制度の全体像については駒村(2010)を参照。

れ、最低賃金水準が生活保護の水準以下とならないように整合性を図るという要請がなされた。最低賃金の引き上げは若年労働者の雇用機会を奪う可能性があるなど、副次的な負の効果も指摘されているが、ワーキング・プアーといわれる低賃金労働者が働きながら、貧困に陥っているという状況は、最低賃金制度で解決するしかないだろう。

しかし、経済状況の悪化によって、やむを得ず失業する場合もあるだろう。そこで機能するのが失業保険制度である。失業保険に入っている限り、次の仕事を探す間の生活はある程度保障される。この段階で、再び労働市場に復帰できれば、例え、失業保険受給期間中に貧困線以下に陥っても、一時的な非常事態ということで、大きな問題にはならないだろう。

また高齢の貧困者は公的年金の受給権のない人あるいは受給していても最低水準の受給者が多い。公的年金は制度としては国民皆年金を目指してきたが、経済的な理由や無知によって十分な保険料払い込みをして来なかった人もある程度いる。そういう状況に陥ることのないように、国民年金制度の説明を十分に行い、未納率を減らす努力をする必要がある。ただ、国民年金である基礎年金部分は既に税金の投入が行われており、全額税方式で資金を調達するという選択肢もあり得る。この点についての制度改革は早急に政治的決定を行う必要がある。

## (2) 貧困に陥った人の救済策

しかし、失業が長引いたり、就労できない健康状態に陥ったり、あるいは自らが蓄えていた資産を使い果たしてしまい、それ以上生活が続けられなくなった場合には、生活保護制度がある。2012年7月時点での生活保護受給者数は212万4669人、世帯数は154万9773世帯である。これは、日本の総人口は1億2779万人でありその8%は1182万人、総世帯数は2011年で5036万世帯、その8%の403万世帯が貧困線以下にいとすれば、生活保護受給者は貧困層総数の人口比で18%、世帯比で38%に相当する<sup>23</sup>。生活保護も、基本的には受給者の経済状況が回復すれば、受給停止となり、自立して生活を始めることが期待されるが、生活保護受給者の大半は高齢者であり、彼らが生活保護受給者から抜け出すことはあまり考えられない。また、若年、壮年層にとっては生活保護費と最低賃金の逆転現象が起こっているような地域では就労のインセンティブが低くなっている。ここでは就労して賃金を稼ぐことが十分高いインセンティブとなるような給付付所得税額控除などの制度設計が必要となる。

## (3) 貧困から脱出するための支援

ひとたび貧困に陥った人はその状態に止まり、生活保護制度等で支援し続ければ、その数は累積的に増えていくだろう。しかし、生活保護費にも限度があり、無制限に支援を続けられる状態にはない。

望ましい政策としては、貧困者が貧困線から脱出して、新たな貧困者が入ってくる

<sup>23</sup> もう一つよく使われる数字に生活保護利用率という数字があるが、これは生活保護受給者数を総人口で割ったもので、2011年時点では利用率は1.6%と他の先進国に比べて低いとされている。



という、循環が生じることであろう。高齢化社会で高齢貧困者が今後増えていくとすれば、若年、壮年層が生活保護制度からはじきだされ、しかも就業もできない状態が生じる可能性が高まる。ここでは、少なくとも就労できる世代にはジョブ・カード制度などの職業訓練制度を利用して、就労促進策を進める必要がある。さらには、企業などに対して雇用促進のための補助金制度なども活用すべきである。

## 7. おわりに

1980年代から見ると所得分配が悪化して、所得格差が広がってきたことは多くの実証結果が示す通りである。しかし、本章で見たように2000年代に入ってから、不平等も貧困も大きな変化は見られない。ただ、その内容は大きく変わってきているようである。

すなわち、例えば、貧困線以下の所得階層には社会全体の比率から見ればはるかに多くの高齢者、女性、およびその子供が含まれており、その傾向は増加していることがわかった。このことから明らかなように、不平等や貧困の計測は繰り返し行い、時代とともにその内容が変わってくる点に注意しなければならない。

これまでの研究では、所得分配を所与として、それがどのように分配されているか、あるいは時間とともにどのように分配が変化しているかを見てきた。しかし、所得分配の研究は本来であれば、労働者の賃金構造や労使間の所得分配の問題、資本所得と労働所得の取り扱いの問題など、所得の源泉に関する方向に進むべきものであろう。これは所得税や資産課税との関連でも重要な研究課題である。

## STATA コード

以下では本文中に用いた STATA プログラムの抜粋を掲載する。不平等、貧困指標の標準的なものについてはパッケージになっており、ここではそれを利用している。

```
histogram lnincome, bin(50) normal  
graph save Graph "LognormalIncomeDistribution.gph", replace /*図 3-1*/
```

```
histogram lnincome if year, bin(50) normal by(year)  
graph save Graph "LognormalIncomeDistribution2002-2011.gph", replace  
/*図 3-2*/
```

```
histogram lneqvlrealincome, bin(50) normal  
graph save Graph "LognormalEqvlrealIncome.gph", replace /*図 3-3*/
```

```
histogram Ineqvrealincome if year, bin(50) normal by(year)
graph save Graph "LognormalEqvrealIncome2002-2011.gph", replace
/*図 3-4*/
```

```
/**elimination of outlier 外れ値の処理 平均+4 標準偏差を超えるものを除外した**/
/*drop if income>=mean+4*std=2197.6*/
drop if income>=632.3092+4*391.321
/*5267 observations delated 5267/902354=0.0058 i.e. 0.58% 除外したサンプル
は全体の 0.58%である。*/
```

ここで用いた income は名目年間収入と世帯人数の平方根で割って、さらに消費者物価指数で実質化した実質等価年間収入のいずれかである。

```
/**inequality measure**/
/*you have to obtain inequal and atkinson measure by typing findit inequal in
command*/
/*inequal や atkinson というコマンドもインターネット上でダウンロードできる。findit
inequal とコマンドを打って、適切なプログラムをダウンロードすればよい。*/
/*表 3-1 と表 3-2*/
```

```
inequal income
```

```
inequal income if year==2002
inequal income if year==2003
inequal income if year==2004
inequal income if year==2005
inequal income if year==2006
inequal income if year==2007
inequal income if year==2008
inequal income if year==2009
inequal income if year==2010
inequal income if year==2011
```

```
atkinson income, epsilon(0.5)
atkinson income, epsilon(1)
atkinson income, epsilon(1.5)
atkinson income, epsilon(2.0)
```

```
/*以下は atkinson を不平等回避度( $\epsilon$ )のパラメータ毎に毎年計算させるコードである
*/
```

```

forvalues x = 2002/2011{
use FIES201206.dta,clear
keep if year==`x'
atkinson income, epsilon(0.5)
}

```

```

forvalues x = 2002/2011{
use FIES201206.dta,clear
keep if year==`x'
atkinson income, epsilon(1)
}

```

```

forvalues x = 2002/2011{
use FIES201206.dta,clear
keep if year==`x'
atkinson income, epsilon(1.5)
}

```

```

forvalues x = 2002/2011{
use FIES201206.dta,clear
keep if year==`x'
atkinson income, epsilon(2.0)
}

```

/\*ineqdec0 というコマンドもインターネット上でダウンロードできる。findit ineqdec0 とコマンドを打って、適切なプログラムをダウンロードすればよい。\*/

```

/**percentile ratio**/
ineqdec0 income

```

```

forvalues x = 2002/2011{
use FIES201206.dta,clear
keep if year==`x'
ineqdec0 income
}

```

```

/**poverty measures**/

```

/\*apoverity というコマンドもインターネット上でダウンロードできる。findit apoverity とコマンドを打って、適切なプログラムをダウンロードすればよい。\*/

```

/*表 3-3と表3-4*/

```

apoverty income, gen(poverty) all

/\*以下は apoverty というコマンドを年ごとに実施するためのコードである。\*/

```
forvalues x=2002/2011{
use FIES201206.dta,clear
keep if year == `x'
apoverty income, gen(poverty) all
}
```

## 参考文献

青木昌彦(1979)『分配理論』、筑摩書房

阿部彩(2008)『子どもの貧困 日本の不公平を考える』、岩波新書

阿部彩(2011)『弱者の居場所がない社会 貧困・格差と社会的包摂』、講談社現代新書

阿部彩、國枝繁樹、鈴木亘、林正義(2008)『生活保護の経済分析』、東京大学出版会

石川経夫(1991)『所得と富』、岩波書店

石川経夫(1999)『分配の経済学』、東京大学出版会

岩田正美(2007)『現代の貧困 ワークングプア/ホームレス/生活保護』、ちくま新書

大竹文雄(2005)『日本の不平等:格差社会の幻想と未来』、日本経済新聞社

小塩隆士(2010)『再分配の厚生分析:公平と効率性を問う』、日本評論社

河上肇(1947)『貧乏物語』、岩波文庫

木村和範(2004)「ローレンツ曲線の形成」、『北海学園大学経済論集』、第 51 巻第 3・4 号合併号、pp.59-98.

駒村康平(2009)『大貧困社会』、角川 SSC 新書

駒村康平(編)(2010)『最低所得保障』、岩波書店

高山憲之(1980)『不平等の経済分析』、東洋経済新報社

田辺和俊、鈴木孝弘(2011)「多種類の所得調査データに基づく我が国の所得格差の検証」、東洋大学 mimeo

橋木俊詔(1998)『日本の経済格差』、岩波新書

橋木俊詔(2006)『格差社会 何が問題なのか』、岩波新書

橋木俊詔、浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』、東京大学出版会

橋木俊詔、山森亮(2009)『貧困を救うのは、社会保障改革か、ベーシック・インカム

- か』、人文書院
- 室住眞麻子(2006)『日本の貧困 家計とジェンダーからの考察』、法律文化社
- 山森亮(2009)『ベーシック・インカム入門』、光文社新書
- 山野良一(2008)『子どもの最貧国・日本 学力・心身・社会におよぶ諸影響』、光文社新書
- 湯浅誠(2008)『反貧困』、岩波新書
- 横山源之助(1949)『日本の下層社会』、岩波文庫
- Atkinson, Anthony, B.(1970a) "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2(3), pp.244-263.
- Atkinson, Anthony, B.(1970b) *Poverty in Britain and the Reform of Social Security*, Cambridge University Press.
- Atkinson, Anthony, B.(1975) *The Economics of Inequality*, Oxford University Press.
- Atkinson, Anthony, B.(1983) *Social Justice and Public Policy*, The MIT Press.
- Atkinson, Anthony, B.(1995) *Public Economics in Action: The Basic Income/Flat Tax Proposal*, Oxford University Press.
- Banerjee, Abhijit V and Duflo, Esther.(2011) *Poor Economics*, Public Affairs. (邦訳 アビジット.V.バナジー、エステル、デュフロ(2012)『貧乏人の経済学』、山形浩生(訳)、みすず書房)
- Champernowne, D.G. and Cowell, F.A.(1998) *Economic Inequality and Income Distribution*, Cambridge University Press.
- Citro, Constance F., Michael, Robert T.(eds.) (1995) *Measuring Poverty: A New Approach*, National Academy Press.
- Clark, Stephen, Hemming, Richard, and Ulph, David.(1981) "On Indices for The Measurement of Poverty", *Economic Journal*, 91, pp.515-526.
- Cowell, Frank A.(2011) *Measuring Inequality*, 3<sup>rd</sup> ed., Oxford University Press.
- Foster, J, Greer, J. and Thorbecke, E.(1984) "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, 52, pp.761-766.
- Hahn, Frank, H.(1951) "The Share of Wages in the National Income", *Oxford Economic Papers*, 3(2), pp.147-157.
- Kakwani, Nanak. C.(1980a) "On A Class of Poverty Measures", *Econometrica*, 48, pp.437-446.
- Kakwani, Nanak. C.(1980b) *Income Inequality and Poverty*, Oxford University Press.
- Lambert, Peter J.(2001) *The Distribution and Redistribution of Income*, 3<sup>rd</sup> ed., Manchester University Press.
- Leen, David., and Saez, Emmanuel. (2012) "Optimal Minimum Wage Policy in

- Competitive Labor Markets”, *Journal of Public Economics*, 96, pp.739-749.
- Lydall, Harold. (1968) *The Structure of Earnings*, Oxford University Press.
- Lydall, Harold. (1979) *A Theory of Income Distribution*, Oxford University Press.
- Rothschild, M and Stiglitz, J.E.(1970) “Increasing Risk: 1. A Definition”, *Journal of Economic Theory*, 2, pp.225-243.
- Roy, A.D.(1951) “Some Thoughts on the Distribution of Earnings”, *Oxford Economic Papers*, 3(2), pp.135-146.
- Schiller, Bradley, R. (2008) *The Economics of Poverty and Discrimination*, 10<sup>th</sup> ed., Prentice Hall, (邦訳 シラー、ブラッドリー・R. (2010)『貧困と差別の経済学』、松井範惇(訳)ピアソン)
- Shorrocks, Anthony F.(1995) “Revisiting the Sen Poverty Index”, *Econometrica*, 63(5), pp.1225-1230.
- Sen, Amartya (1973) *On Economic Inequality*, Oxford University Press.(邦訳 アマルティア・セン(1977)『不平等の経済理論』、杉山武彦(訳)、日本経済新聞社)
- Sen, Amartya (1976) “Poverty: An Ordinal Approach to Measurement”, *Econometrica*, 44, pp.219-231.
- Sen, Amartya (1982) *Choice, Welfare and Measurement*, Blackwell.
- Sen, Amartya (1984) *Resources, Values and Development*, Blackwell.
- Sen, Amartya (1992) *Inequality Reexamined*, Oxford University Press.(邦訳 アマルティア・セン(1999)『不平等の再検討』、池本幸生、野上裕生、佐藤仁(訳)、岩波書店)
- Takayama, Noriyuki.(1979) “Poverty, Income Inequality, and their Measures: Professor Sen’s Axiomatic Approach Reconsidered”, *Econometrica*, 47(3), pp.747-759.
- Theil, Henri.(1967) *Economics and Information Theory*, North-Holland.
- Thon, Dominique. (1979)“On Measuring Poverty”, *Review of Income and Wealth*, 25, pp.429-440.
- Thon, Dominique. (1983)“A Note on A Troublesome Axiom for Poverty Indices”, *Economic Journal*, 93, pp.199-200.
- Watts, H.W.(1968) “An Economic Definition of Poverty”, in D.P.Moynihan (ed.), *On Understanding Poverty*, Basic Books, pp.316-329.
- Wilkinson, Ricahrd(2005) *The Impact of Inequality: How to Make Sick Societies Healthier*, The New Press.(邦訳 ウィルキンソン、リチャード(2009)『格差社会の衝撃』、池本幸生、片岡洋子、末原睦美(訳)、書籍工房早山)
- Wilkinson, Richard and Pickett, Kate (2009) *The Spirit Level: Why more equal societies almost always do better*, Princeton University Press.(邦訳 ウィルキンソン、リチャード、ピケット、ケイト(2010)『平等社会』、酒井泰介(訳)、東洋

經濟新報社)

Zheng, B.(2000) “Minimum Distribution-Sensitivity, Poverty Aversion, and Poverty Ordering”, *Journal of Economic Theory*, 95, pp.116-137.

表3-1 不平等の計測 名目年収（万円）

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
基本統計										
平均	650.474	636.592	630.594	621.006	613.763	611.558	611.840	608.447	594.139	585.360
標準偏差	349.329	334.328	329.754	325.554	333.431	331.236	332.205	330.553	319.441	317.681
最小値	43	47	36	38	38	47	20	37	36	47
最大値	2185	2189	2185	2194	2195	2197	2192	2194	2197	2194
観察数	94187	94412	94381	94348	93635	93268	93295	93371	93249	52941
家計属性										
家計主年齢	53.698	53.828	54.133	54.685	55.247	55.613	55.717	55.807	56.207	56.669
家計構成員	3.179	3.180	3.167	3.123	3.094	3.082	3.079	3.081	3.069	3.032
女性家計主(%)	7.56	7.81	7.76	8.29	8.48	8.08	8.36	8.65	9.16	9.56
勤労者数	1.388	1.384	1.374	1.355	1.343	1.336	1.347	1.342	1.331	1.294
15歳以下数	0.622	0.622	0.618	0.591	0.573	0.569	0.573	0.579	0.568	0.553
65歳以上数	0.574	0.580	0.580	0.603	0.630	0.655	0.657	0.658	0.669	0.681
負債保有率(%)	37.095	35.767	35.624	33.181	32.138	32.631	33.414	33.006	33.283	13.929
Inequality Measures										
relative mean deviation (RMD)	0.208	0.203	0.202	0.203	0.208	0.208	0.208	0.208	0.206	0.207
coefficient of variation (CV)	0.537	0.525	0.523	0.524	0.543	0.542	0.543	0.543	0.538	0.545
standard deviation of logs (SDL)	0.538	0.514	0.514	0.517	0.528	0.525	0.525	0.524	0.519	0.519
Gini coefficient	0.288	0.281	0.281	0.281	0.288	0.288	0.288	0.288	0.285	0.287
Theil entropy measure	0.133	0.126	0.126	0.126	0.134	0.133	0.133	0.133	0.130	0.133
Theil mean log deviation measure	0.139	0.130	0.129	0.130	0.137	0.136	0.136	0.136	0.133	0.134
Atkinson inequality measures of income										
epsilon = 0.5	0.066	0.062	0.062	0.062	0.065	0.065	0.065	0.065	0.064	0.065
epsilon = 1.0	0.130	0.122	0.121	0.122	0.128	0.127	0.127	0.127	0.124	0.125
epsilon = 1.5	0.192	0.178	0.178	0.179	0.187	0.185	0.185	0.185	0.182	0.182
epsilon = 2.0	0.252	0.232	0.232	0.234	0.243	0.241	0.241	0.240	0.236	0.236
percentile ratio										
p90/p10	3.930	3.696	3.713	3.718	3.809	3.808	3.780	3.777	3.743	3.731
p90/p50	1.951	1.930	1.923	1.920	1.994	1.976	1.968	2.000	1.969	1.988
p10/p50	0.497	0.522	0.518	0.516	0.524	0.519	0.521	0.530	0.526	0.533
p75/p25	2.099	2.059	2.067	2.079	2.094	2.086	2.075	2.092	2.066	2.064
p75/p50	1.444	1.431	1.434	1.436	1.467	1.451	1.447	1.467	1.451	1.465
p25/p50	0.688	0.695	0.694	0.691	0.701	0.695	0.697	0.701	0.702	0.710



表3-2 不平等の計測 実質等価年収（万円）

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<b>基本統計</b>										
平均	369.422	362.909	359.845	357.602	353.794	352.949	348.371	350.705	346.157	342.748
標準偏差	195.533	188.126	184.752	183.872	187.858	187.136	184.741	184.713	181.703	182.866
最小値	30.015	32.043	25.154	26.790	26.763	32.970	9.699	18.281	25.354	30.531
最大値	1525.160	1541.817	1511.915	1546.179	1542.778	1552.945	1525.641	1541.563	1546.974	1555.351
観察数	94187	94412	94381	94348	93635	93268	93295	93371	93249	52941
<b>家計属性</b>										
家計主年齢	53.698	53.828	54.133	54.685	55.247	55.613	55.717	55.807	56.207	56.669
家計構成員	3.179	3.180	3.167	3.123	3.094	3.082	3.079	3.081	3.069	3.032
女性家計主(%)	7.56	7.81	7.76	8.29	8.48	8.08	8.36	8.64	9.16	9.56
勤労者数	1.388	1.384	1.374	1.355	1.343	1.336	1.347	1.342	1.331	1.294
15歳以下数	0.622	0.622	0.618	0.591	0.573	0.569	0.573	0.579	0.568	0.553
65歳以上数	0.574	0.580	0.580	0.603	0.630	0.655	0.657	0.658	0.669	0.681
負債保有率(%)	37.095	35.767	35.624	33.181	32.138	32.631	33.414	33.006	33.283	13.929
<b>Inequality Measures</b>										
relative mean deviation (RMD)	0.198	0.194	0.193	0.193	0.197	0.198	0.197	0.197	0.195	0.196
coefficient of variation (CV)	0.529	0.518	0.513	0.514	0.531	0.530	0.530	0.527	0.525	0.534
standard deviation of logs (SDL)	0.510	0.489	0.488	0.489	0.501	0.497	0.497	0.496	0.494	0.493
Gini coefficient	0.278	0.271	0.270	0.269	0.276	0.275	0.275	0.275	0.273	0.274
Theil entropy measure	0.126	0.120	0.118	0.118	0.125	0.124	0.124	0.123	0.122	0.124
Theil mean log deviation measure	0.128	0.120	0.119	0.119	0.125	0.124	0.124	0.123	0.122	0.123
<b>Atkinson inequality measures of income</b>										
epsilon = 0.5	0.061	0.058	0.057	0.058	0.061	0.060	0.060	0.060	0.059	0.060
epsilon = 1.0	0.120	0.113	0.112	0.112	0.117	0.116	0.116	0.116	0.115	0.116
epsilon = 1.5	0.176	0.164	0.163	0.164	0.171	0.169	0.169	0.169	0.167	0.168
epsilon = 2.0	0.230	0.213	0.212	0.213	0.223	0.219	0.220	0.219	0.217	0.217
<b>percentile ratio</b>										
p90/p10	3.640	3.482	3.470	3.472	3.554	3.540	3.520	3.518	3.504	3.454
p90/p50	1.926	1.909	1.913	1.899	1.934	1.946	1.930	1.951	1.924	1.938
p10/p50	0.529	0.548	0.551	0.547	0.544	0.550	0.548	0.555	0.549	0.561
p75/p25	1.945	1.911	1.916	1.901	1.922	1.932	1.918	1.925	1.908	1.901
p75/p50	1.406	1.403	1.402	1.402	1.405	1.413	1.408	1.414	1.405	1.411
p25/p50	0.723	0.734	0.732	0.738	0.731	0.731	0.734	0.734	0.736	0.742

表3-3 貧困の計測 名目年収(万円)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
家計属性										
家計主年齢	60.258	60.257	60.477	60.918	61.211	62.641	62.609	62.628	62.545	63.251
家計構成員	2.562	2.590	2.574	2.527	2.535	2.475	2.526	2.538	2.532	2.528
女性家計主(%)	23.05	23.06	23.61	24.70	25.74	24.79	24.39	26.31	26.48	28.20
勤労者数	0.804	0.861	0.858	0.836	0.839	0.781	0.823	0.826	0.793	0.755
15歳以下数	0.341	0.341	0.338	0.312	0.305	0.252	0.294	0.284	0.297	0.309
65歳以上数	0.887	0.869	0.859	0.882	0.918	0.995	0.998	0.987	0.964	0.978
負債保有率(%)	19.869	20.532	19.815	18.525	17.307	19.202	16.713	18.637	17.784	7.444
観察数	9598	8387	8418	8529	8049	8067	8245	7732	7878	4178
Poverty Measures										
The poverty line	287.0	280.5	279.0	275.0	265.5	266.0	266.0	262.5	258.5	251.5
Headcount ratio %	10.104	8.883	8.843	8.942	8.596	8.572	8.720	8.281	8.448	7.892
Extreme poverty headcount ratio %	0.936	0.507	0.522	0.604	0.657	0.573	0.521	0.599	0.571	0.495
Aggregate poverty gap	627,656.00	464,392.50	462,900.00	483,584.00	454,657.50	448,340.00	441,134.00	405,015.00	409,013.00	211,390.00
Per capita poverty gap	6.664	4.919	4.905	5.126	4.856	4.807	4.728	4.338	4.386	3.993
Poverty gap ratio %	2.322	1.754	1.758	1.864	1.829	1.807	1.778	1.652	1.697	1.588
Income gap ratio %	22.979	19.740	19.879	20.843	21.275	21.082	20.386	19.955	20.084	20.118
Watts index	2.962	2.161	2.173	2.321	2.302	2.251	2.207	2.065	2.109	1.972
Index FGT (0.5) * 100	4.459	3.594	3.621	3.754	3.624	3.620	3.616	3.374	3.454	3.216
Index FGT (1.5) * 100	1.344	0.956	0.957	1.033	1.032	1.005	0.976	0.912	0.936	0.877
Index FGT (2.0) * 100	0.837	0.563	0.566	0.619	0.629	0.602	0.580	0.548	0.559	0.523
Index FGT (2.5) * 100	0.551	0.351	0.356	0.393	0.406	0.382	0.366	0.351	0.354	0.331
Index FGT (3.0) * 100	0.378	0.229	0.235	0.261	0.274	0.253	0.242	0.236	0.235	0.219
Index FGT (3.5) * 100	0.268	0.155	0.161	0.179	0.192	0.174	0.166	0.165	0.161	0.150
Index FGT (4.0) * 100	0.194	0.108	0.113	0.127	0.138	0.123	0.118	0.119	0.114	0.106
Index FGT (4.5) * 100	0.144	0.077	0.082	0.092	0.101	0.089	0.086	0.088	0.082	0.077
Index FGT (5.0) * 100	0.109	0.056	0.060	0.068	0.076	0.065	0.064	0.067	0.061	0.057
Clark et al. index (0.10) * 100	2.884	2.112	2.123	2.266	2.244	2.197	2.155	2.015	2.059	1.926
Clark et al. index (0.25) * 100	2.773	2.043	2.052	2.187	2.163	2.121	2.081	1.943	1.989	1.860
Clark et al. index (0.50) * 100	2.605	1.937	1.944	2.068	2.039	2.006	1.969	1.836	1.881	1.760
Clark et al. index (0.75) * 100	2.456	1.841	1.846	1.961	1.928	1.901	1.868	1.739	1.784	1.669
Clark et al. index (0.90) * 100	2.374	1.788	1.792	1.901	1.867	1.844	1.813	1.686	1.731	1.619
Thon index * 100	4.507	3.419	3.427	3.631	3.568	3.524	3.466	3.228	3.313	3.105
Sen index * 100	3.289	2.514	2.509	2.651	2.617	2.565	2.530	2.379	2.439	2.282
Takayama index * 100	2.237	1.695	1.699	1.801	1.772	1.749	1.719	1.602	1.644	1.542

表 3-4 貧困の計測 実質等価年収 (万円)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
家計属性										
家計主年齢	55.917	55.078	55.503	56.332	56.543	57.581	58.226	58.502	57.780	59.499
家計構成員	3.143	3.296	3.301	3.187	3.171	3.132	3.164	3.168	3.202	3.188
女性家計主(%)	22.68	21.53	22.51	24.40	23.39	24.19	27.64	25.04	25.29	26.72
勤労者数	1.076	1.153	1.140	1.127	1.116	1.053	1.120	1.135	1.106	1.042
15歳以下数	0.688	0.780	0.793	0.714	0.686	0.657	0.659	0.637	0.681	0.670
65歳以上数	0.722	0.706	0.690	0.729	0.763	0.807	0.828	0.817	0.765	0.843
負債保有率(%)	24.150	27.501	24.265	23.747	21.902	24.479	22.100	22.703	23.239	8.890
観察数	7909	6698	6668	7045	7077	6671	6837	6466	6773	3532
Poverty Measures										
The poverty line	162.289	158.987	158.150	157.214	154.438	153.486	151.573	152.237	150.816	148.241
Headcount ratio %	8.397	7.094	7.065	7.467	7.558	7.153	7.324	6.925	7.263	6.672
Extreme poverty headcount ratio %	0.623	0.253	0.337	0.320	0.468	0.357	0.396	0.389	0.328	0.348
Aggregate poverty gap	279,875.00	207,360.08	206,042.84	217,753.41	222,936.69	203,324.09	201,955.06	193,641.06	199,243.03	105,500.39
Per capita poverty gap	2.971	2.196	2.183	2.308	2.381	2.180	2.165	2.074	2.137	1.993
Poverty gap ratio %	1.831	1.382	1.380	1.468	1.542	1.420	1.428	1.362	1.417	1.344
Income gap ratio %	21.805	19.473	19.539	19.660	20.398	19.858	19.499	19.672	19.505	20.150
Watts index	2.295	1.678	1.690	1.795	1.915	1.738	1.753	1.685	1.734	1.648
Index FGT (0.5) * 100	3.594	2.870	2.860	3.038	3.119	2.924	2.964	2.800	2.922	2.753
Index FGT (1.5) * 100	1.035	0.738	0.745	0.791	0.852	0.768	0.768	0.744	0.766	0.729
Index FGT (2.0) * 100	0.628	0.424	0.434	0.460	0.509	0.447	0.446	0.440	0.446	0.425
Index FGT (2.5) * 100	0.401	0.256	0.267	0.283	0.322	0.275	0.275	0.276	0.274	0.262
Index FGT (3.0) * 100	0.268	0.162	0.172	0.181	0.213	0.176	0.178	0.181	0.176	0.168
Index FGT (3.5) * 100	0.184	0.105	0.115	0.120	0.145	0.117	0.120	0.124	0.117	0.113
Index FGT (4.0) * 100	0.130	0.071	0.079	0.082	0.102	0.080	0.084	0.087	0.080	0.078
Index FGT (4.5) * 100	0.094	0.049	0.055	0.057	0.074	0.056	0.060	0.063	0.056	0.055
Index FGT (5.0) * 100	0.070	0.034	0.040	0.041	0.054	0.040	0.044	0.047	0.040	0.040
Clark et al. index (0.10) * 100	2.239	1.643	1.653	1.757	1.870	1.700	1.714	1.646	1.697	1.612
Clark et al. index (0.25) * 100	2.160	1.593	1.601	1.701	1.806	1.647	1.658	1.591	1.643	1.561
Clark et al. index (0.50) * 100	2.039	1.516	1.520	1.616	1.709	1.564	1.574	1.507	1.560	1.482
Clark et al. index (0.75) * 100	1.930	1.446	1.447	1.539	1.621	1.489	1.497	1.431	1.485	1.410
Clark et al. index (0.90) * 100	1.869	1.407	1.406	1.496	1.573	1.447	1.455	1.389	1.443	1.370
Thon index * 100	3.573	2.706	2.705	2.873	3.017	2.782	2.796	2.671	2.775	2.636
Sen index * 100	2.599	1.963	1.972	2.092	2.208	2.020	2.035	1.958	2.029	1.903
Takayama index * 100	1.774	1.343	1.343	1.426	1.499	1.381	1.388	1.327	1.378	1.310

図 3-1 家計名目年収のヒストグラム 2002-2011 年

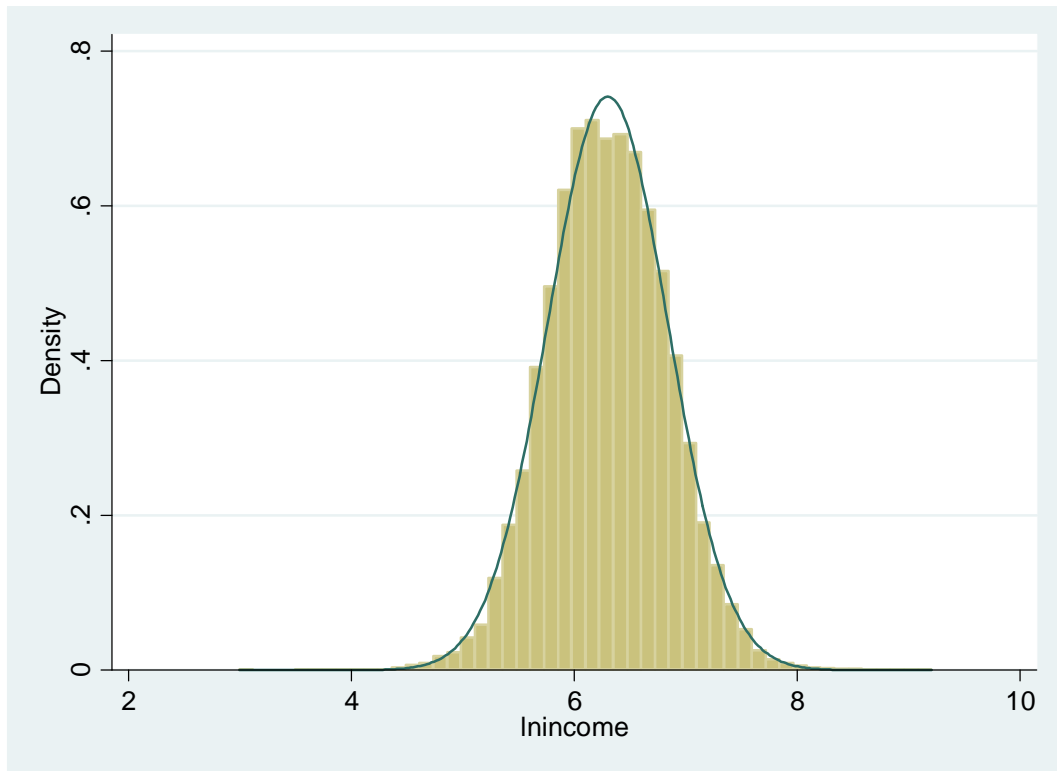


図 3-2 家計名目年収のヒストグラム 2002-2011 各年

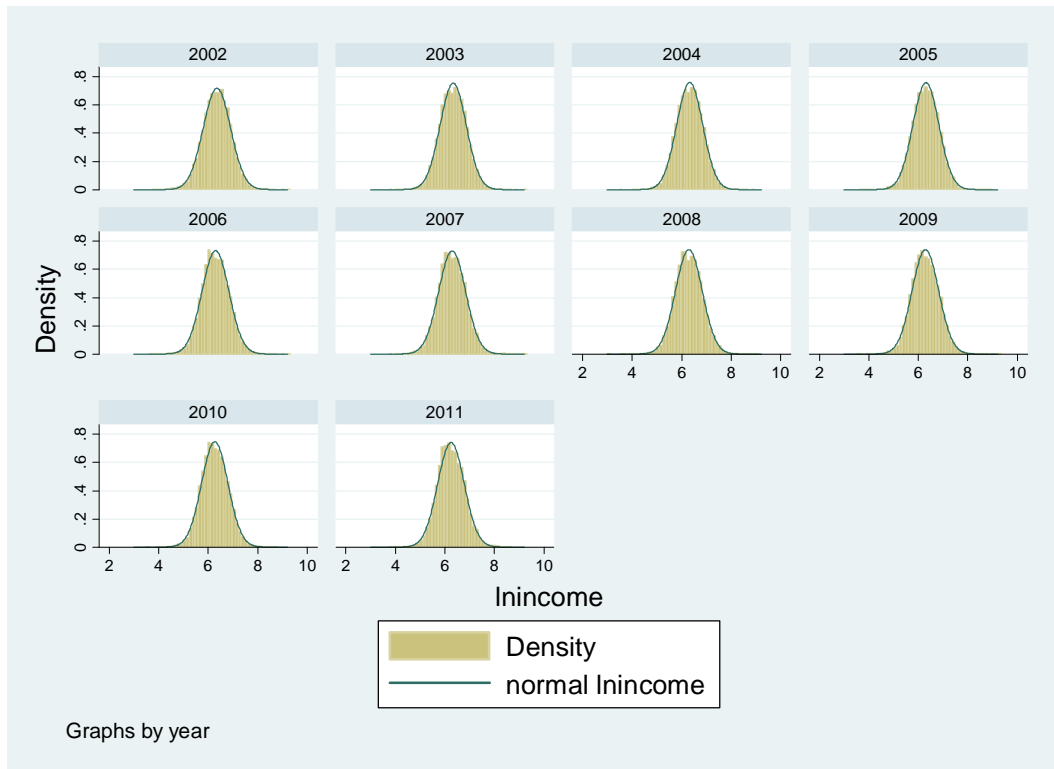


図 3-3 家計実質等価年収のヒストグラム 2002-2011 年(プール)

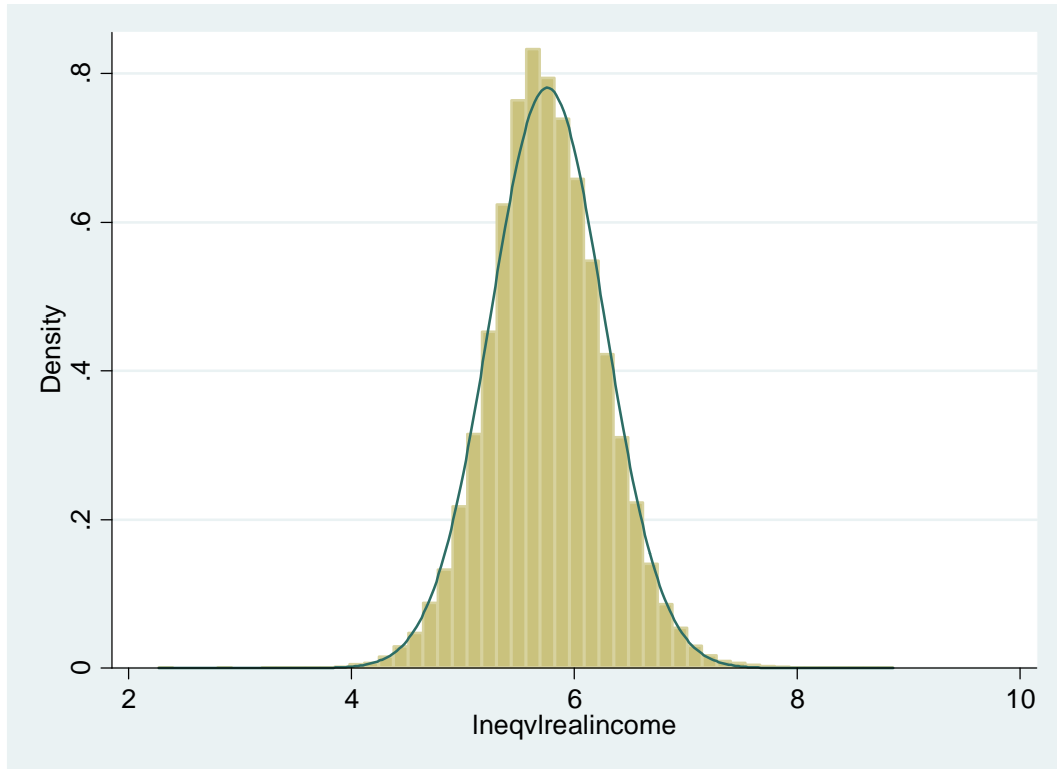


図 3-4 家計実質等価年収のヒストグラム 2002-2011 各年

