

投稿：論文

2000年代における貧困指標の変動要因 ——要因分解を通じた分析——

徳富 智哉*¹, 浦川 邦夫*²

抄 録

本稿では、2000年代における貧困指標の変動の要因を明らかにした。分析のために、貧困指標（貧困率と2乗貧困ギャップ率）の変化を、平均所得の変化、所得格差の変化、各世帯類型に属する世帯員割合（構成比）の変化、貧困線の変化という4つの要因に分解し、各要因が世帯類型別にどの程度影響しているのかを測定した。使用したデータは、厚生労働省の「国民生活基礎調査」の個票データ（2001, 2004, 2007, 2010）である。

分析の結果、2000年代の貧困率の変化については、平均所得の低下と高齢者世帯の構成比の上昇が貧困率を上昇させていたが、その影響が貧困線の下落によって相殺され、結果として貧困率がほとんど変動していないことが分かった。一方、2乗貧困ギャップ率の変化は有意な負の値を取っていた。これは、貧困層内での所得格差の縮小が有意な負の影響を与えているためである。世帯類型別の結果からは、子供のいる夫婦世帯、高齢者2人以上から成る世帯、三世帯世帯において、貧困線下落の影響が大きく、貧困線付近に貧困層が固まって存在していることが示された。また、その他に区分される世帯（世帯主65歳以上）は、2つの貧困指標の上昇に有意な正の影響を与えていた。

キーワード：貧困、要因分解

社会保障研究 2018, vol.2, no.4, pp.551-565.

I はじめに

近年、日本の貧困が大きな問題となっている。2000年代には、OECDの貧困に関する国際比較において、日本の貧困率が先進国の中で上位に位置することが指摘され〔Förster and Mira d'Ercole (2005)〕、小塩・浦川 (2008) においても、日本の貧困が深刻化していることが個票データを用いた推計によって示されるなど、貧困の実態は以前か

ら明らかにされつつあった。厚生労働省は2009年、「国民生活基礎調査」にもとづき、はじめて日本の貧困率を公式に発表し、2011年には過去の調査をもとに1985年以降の貧困率を公表した。それによると、1985年に12.0%だった貧困率は、2012年には16.1%にまで上昇しており、貧困率が上昇した要因を解明することの重要性が改めて浮き彫りになっている。

しかし、2000年代に限ると貧困率の推移（世帯員ベース）は、15.3%（2000年）、14.9%（2003年）、

*¹ 九州大学大学院経済学府 博士後期課程*² 九州大学大学院経済学研究院 准教授

15.7% (2006年), 16.0% (2009年) とほぼ横ばいとなっている〔厚生労働省 (2014)〕。これは社会全体の所得水準の低下によって貧困線 (等価可処分所得の中央値の半分) が下がり, 貧困と判定される基準が厳しくなっている影響が大きい。実際, 2000年に年137万円だった貧困線は, 2009年には125万円にまで減少している。

貧困線を例えば2000年時点 (137万円) に固定すると, 2003年, 2006年, 2009年時点で貧困とみなされる人が増え, 貧困率は上昇傾向を示すようになる。相対的貧困率だけに注目すると, こうした事実が見落とされるため, いくつかの先行研究では貧困線を固定したときの貧困率も計算されている〔Förster and Mira d' Ercole (2005); 小塩 (2010); 小塩・浦川 (2008)〕。

貧困指標が変化する要因は主に4つある。第1は, 低所得層の所得水準の低下である。小塩・浦川 (2008) や小塩 (2010) で指摘されているように, 2000年代には, 社会のさまざまな世帯タイプの平均的な所得水準が低下した。これによって低所得層の所得水準が押し下げられ, 貧困率を上昇させたと考えられる。

第2は, 所得格差の拡大である。たとえ平均的な所得水準が変化しなくても, 格差が拡大すれば, 低所得層の増加や彼らの所得低下により, 貧困率が上昇してしまう可能性がある。

第3は, 各世帯類型に属する世帯員割合 (以下, 構成比) の変化である。例えば, 高齢者世帯に属する世帯員の比率が上昇すると, 高齢層が貧困率の上昇に及ぼす影響は大きくなるだろう。というのも, 日本の社会において, 高齢層は貧困に陥るリスクが高いからである。事実, 所得格差の研究では, 高齢者比率の上昇が格差の拡大に影響を与えていることが示されている〔大竹・齊藤 (1999); 小塩 (2004); 小島 (2002); 白波瀬・竹内 (2009)〕。それゆえ, 貧困率の変化を分析するときも構成比の変化を考慮する必要がある。

そして, 第4は, 上述した貧困線自体の変化である。社会全体の所得水準の変化に伴い, 相対的に

設定される貧困線も変わり, 貧困率が変動する可能性がある。

このように, 貧困指標の変化にはさまざまな要因が混在しており, その実態についてできる限り正確な把握が求められている。本稿は, 上述の問題意識を踏まえ, 2000年代における貧困指標の変化を, 平均所得の変化, 所得格差の変化, 構成比の変化, 貧困線の変化という4つの要因に分解し, それぞれの効果が世帯類型別にどのような影響を及ぼしていたかについて, 「国民生活基礎調査」の個票データを利用した分析を行う。

貧困の要因について検討した日本の先行研究としては, 阿部 (2006), 小塩 (2010) などが挙げられる¹⁾。阿部 (2006) は, 1984年から2002年までの「所得再分配調査」をもとに, 再分配所得で測った貧困率を, 「当初所得による効果」, 「税・社会保障制度による貧困削減効果」, 「人口構成比」の3つに分解している。そして, 3つの要素のうち1つだけを変化させたときに再分配所得の貧困率がどの程度変化するかをシミュレーションしている。分析結果として, 人口の高齢化よりも各年齢層の貧困率の変化の方が全体に与える影響が大きいことが示されている。

小塩 (2010) は, 1997年から2006年までの「国民生活基礎調査」の個票データを用いて, 貧困率の変化を「人口動態要因」, 「貧困線シフト要因」, 「それ以外の要因」に分解している。「それ以外の要因」は, 貧困線を1997年時点に固定したときの貧困率の変化を表している。分析の結果, 「人口動態要因」と「それ以外の要因」が貧困率を上昇させている一方で, 「貧困線シフト要因」, すなわち貧困線の下方シフトによって貧困率の上昇が相殺され, 貧困率の変化が大幅に小さくなっていることが明らかにされている。

本稿は2つの点で先行研究と異なっている。第1に, 2000年代 (2001, 2004, 2007, 2010) の個票データを用いることで, 比較的新しいデータによる貧困の要因分解を行っている。第2に, Son (2003) が提唱した要因分解の手法を応用し, 平均

¹⁾ 橋木・浦川 (2006) は, さまざまな所得要素が貧困率に与える影響を検証しており, 特に高齢者世帯において, 公的年金と医療サービスが貧困率の削減に貢献していることが示されている。

所得の変化, 所得格差の変化, 構成比の変化, 貧困線の変化という4つの要因に注目した分析を行っている。小塩(2010)が「人口動態要因」と「貧困線シフト要因」で説明できない部分を「それ以外の要因」としているのに対して, 本稿の分析手法では「それ以外の要因」に当たる部分を平均所得の変化と所得格差の変化とによる影響に分解しており, より詳細に貧困率の変化の要因を分析することが可能となる。

本稿の構成は次の通りである。Ⅱ節では, 使用するデータの特徴と世帯の分類の仕方について説明する。Ⅲ節では, 貧困指標を分解する方法を説明する。そして, Ⅳ節では分析結果を示して解釈し, Ⅴ節において結論をまとめる。

Ⅱ データ

本稿では, 厚生労働省による「国民生活基礎調査」の個票データ(匿名データ)を使用する。データの年度は, 2001年, 2004年, 2007年, 2010年であり, 要因分解ではこれら4カ年分のデータを使用する²⁾。個票データの性質上, 個人ベースのデータではあるが, 所得等は世帯全体でしか把握できず, 税・社会保険料, 社会保障給付の詳細な項目別の金額についてはわからない点に注意が必要である。

本稿で用いる所得は, 等価可処分所得である。まず, 世帯の可処分所得を次のように定義する³⁾。

世帯の可処分所得＝総所得－税－社会保険料
 総所得＝雇用者所得＋事業所得＋農耕・畜産所得
 ＋家内労働所得＋財産所得

＋公的年金・恩給＋雇用保険
 ＋児童手当等＋その他の社会保障給付金
 ＋仕送り＋企業年金・個人年金等
 ＋その他の所得

税＝所得税＋住民税＋固定資産税
 社会保険料＝医療保険料＋年金保険料
 ＋介護保険料
 ＋その他(雇用保険料など)

ここで, 総所得に社会保障の現物給付は含まれていない。本稿では, 各世帯の可処分所得を世帯人数の平方根で割ることで等価可処分所得を算出し, それぞれの世帯員に割り当てて世帯員ベースで所得の貧困を分析する。なお, 所得水準は総務省統計局の消費者物価指数で調整し, 2000年価格表示としている。

貧困線については, 所得分布の中央値の50%(相対的貧困基準)を用いる。生活保護基準を貧困線とすることについては, 例えば, 老齢加算, 母子加算, 児童養育加算以外の加算や, 生業扶助, 出産扶助, 葬祭扶助といった現金給付についての把握が困難であるという問題がある。また, 「国民生活基礎調査」の個票データは, 秘匿性の観点から地域情報が提供されておらず, ある世帯がどの級地に住んでいるのかを知ることができない。そのため本稿では, 生活保護基準ではなく相対的貧困基準を用いることとする⁴⁾。

税・社会保険料額が不詳の世帯や等価可処分所得がマイナスの世帯は, データの信頼性を考慮して分析から削除した。また, 単身世帯に含まれる単身赴任世帯の存在は, 単身世帯の分析結果の解釈に影響を及ぼすが, 単身赴任世帯のサンプルサ

²⁾ 本稿で用いる個票データは, 統計法第36条に基づき, 厚生労働省から提供されたデータである。これらは, 3年周期で実施する「大規模調査年」のデータに対応している。リサンプリング率(提供レコード件数/調査本体のサンプルサイズ)は, それぞれ24.5%(2001年), 22.8%(2004年), 22.5%(2007年), 22.9%(2010年)であり, 厚生労働省が「国民生活基礎調査の概況」で公表している分析結果のデータとは, サンプルサイズが異なっている。個票データの詳細な情報は, 下記のサイトを参照されたい。「平成22年国民生活基礎調査の個票データ仕様及び利用上の注意(データA及びB共通)」http://www.mhlw.go.jp/toukei/itaku/dl/chui_h22.pdf

³⁾ この定義は2010年の所得票に基づいている。なお, 2001年の所得票では「雇用保険」と「児童手当等」の項目が存在せず, これら二項目は「その他の社会保障給付金」に含まれている。

⁴⁾ 山田(2014)は, 相対的貧困基準を用いた場合と生活保護基準を用いた場合とで, 貧困層がどの程度重複しているのかを分析している。分析の結果, 生活保護基準の設定の仕方にもよるが, 5-9割の貧困層が重複していることが示されている。

イズが小さいため、分析から除外した。これらの作業によって、サンプルサイズは、2001年21,301→19,071人、2004年16,070→11,861人、2007年14,293→11,420人、2010年15,901→11,093人となった。

本稿では、分析を行う上で、データを13の世帯類型に分類した。具体的には、「単身65歳未満(男性)」、「単身65歳未満(女性)」、「夫婦のみ」、「夫婦子供あり(末子6歳未満)」、「夫婦子供あり(末子6-19歳)」、「夫婦子供あり(末子20歳以上)」、「母子世帯」、「単身高齢者(男性)」、「単身高齢者(女性)」、「高齢者2人以上」、「三世帯」、「その他(世帯主65歳未満)」、「その他(世帯主65歳以上)」である⁵⁾。65歳未満の単身世帯や65歳以上の単身高齢者世帯については、性別による貧困リスクの差に注目するため、男女ごとの類型とした。また、夫婦子供あり世帯については、子供の就学状況(就学前、初等中等教育、その後)と世帯の貧困リスクとの関係に注目するため、3種類の区分とした。その他世帯には、ひとり親でかつ子供が20歳以上の世帯が主に含まれている。注意しなければならないのは、「夫婦子供あり」と「高齢者2人以上」の指す範囲が狭い点である。「夫婦子供あり」に当てはまるのは、夫婦と未婚の子供のみから成る世帯だけで、ほかの者が同居する世帯は「その他」に分類される。「高齢者2人以上」に関しては、65歳以上の高齢者のみで構成される世帯だけが含まれ、1人でも高齢者でない者がいればほかの世帯類型に分類される。

最後に、以下の点に注意されたい。第1に、「国民生活基礎調査」の個票データでは、個人や世帯が特定されないように、観測値の一部が削除または加工されている。観測値が削除されているのは、世帯人数が8人以上の世帯、父子世帯、要介護者が2人以上いる世帯、年齢階級の差が大きい夫

婦がいる世帯、年齢差の大きいまたは小さい親子のいる世帯、同一年齢階級に4人以上がいる世帯である。観測値が加工されているのは、「総所得」、「税・社会保険料」である。これらの値には上限が設けられ、上限を超える場合、その値を当該の上限値に置き換えている⁶⁾。第2に、本稿の分析に用いた個票データは、先述の通り、秘匿性を確保する観点からウェイト、居住地域、税・社会保険料、社会保障給付の細目などの情報が付与されていない。第3に、所得については、調査年の前年の状況を調査している。例えば、2001年調査では、2000年の1年間の状況を調査している。そのため、分析結果を示すときは、2001年、2004年、2007年、2010年と表記せず、2000年、2003年、2006年、2009年と表記する。

III 分析の枠組み

I節で述べたように、貧困指標の変化を説明する要因としては、平均所得の変化、所得格差の変化、貧困線の変化、各世帯類型に属する世帯員割合(構成比)の変化の4つが考えられる。この4つの影響を計測するには、貧困指標の変化を分解する必要がある。Datt and Ravallion (1992)は、貧困指標の変化を平均所得の変化に伴う貧困指標の変化(成長部分; growth component)、ローレンツ曲線の変化に伴う貧困指標の変化(再分配部分; redistribution component)、それ以外の残差(residual)の3つに分解している。Kakwani (2000)は、貧困指標の変化を成長部分と再分配部分とに分解し、かつ残差の残らない方法を提示している。一方、Son (2003)は、貧困指標の変化を、グループごとの成長部分と再分配部分、さらに構成比の変化の影響の3つに分解する方法を提示している⁷⁾。

⁵⁾ 世帯員の中に以下の者が含まれる場合、その者については回答しないこととされている。(i) 世帯に不在の者。これに該当するのは、単身赴任者、出稼ぎ者、長期出張者(おおむね3か月以上)、遊学中の者(実家から通学する学生は調査対象に含まれる)、社会福祉施設の入所者、長期入院者(住民登録を病院に移している者)、預けた里子、収監中の者、そのほかの別居中の者である。(ii) 世帯票調査日以降に転出入した世帯および世帯員、住み込み、またはまかない付きの寮・寄宿舎に居住する単身世帯。

⁶⁾ 具体的な上限値は次の通りである。「総所得」では、単身世帯で1,100万円、2人以上世帯で2,200万円、「税・社会保険料」では、単身世帯で250万円、2人以上世帯で490万円となっている。

本稿では、構成比の変化の影響にも注目するため、Son (2003) の分解手法を基礎とした要因分解を行う。ただし、Son (2003) では、貧困線を固定したときの貧困指標の変化を分解しているため、貧困線をどの時点に固定するのが問題として残る。そこで本稿では、Son (2003) の手法を応用し、貧困線を変化させたときの貧困指標の変化を分解する手法を提示する。

まず、分析に用いる貧困指標について説明する。分析には、Foster *et al.* (1984) の提唱したFGT指標を用いる。この指標は、貧困指標 P をいくつかのサブグループに対する貧困指標に加法分離することができるため、要因分解に適した指標である〔Zheng (1997)〕。 n 人から成る社会に q 人の貧困者がいるとき、FGT指標は次のように定義される。

$$(1) P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha$$

ここで、 z は貧困線、 y_i は個人 i の所得である。また、 α はパラメータで、貧困線からの所得の落ち込みをどれだけ重く評価するのかを表している。 $\alpha=0$ のとき、 P_0 は貧困率 (headcount ratio) となる。 $\alpha=1$ のとき、 P_1 は貧困ギャップ率 (poverty gap ratio) となる。これは、貧困層について、所得が貧困線をどの程度下回っているのかに注目した指標である。また、 $\alpha=2$ のとき、 P_2 は2乗貧困ギャップ率 (squared poverty gap ratio) となる。これは、貧困ギャップ $(z - y_i)/z$ が大きい極貧層に対し、そのギャップをより重く評価する指標である。

本稿では、貧困の実態を正確に捉えるため、貧困率 P_0 ($\alpha=0$) に加え、2乗貧困ギャップ率 P_2 ($\alpha=2$) を分析に用いる。貧困率は解釈がしやすいが、Sen (1976) で述べられているように、単調性公理 (monotonicity axiom) を満たしていない。

すなわち貧困率には、貧困層がさらに貧困化しても変化しないという問題がある。一方、2乗貧困ギャップ率 P_2 は、貧困線からの乖離を考慮している点で、貧困率だけでは分からない情報を捉えている。さらに P_2 は、移転性公理⁸⁾ (transfer axiom) など、貧困指標が満たすべき公理 (axiom) の多くを満たしている〔Zheng (1997); 橋木・浦川 (2006)〕。貧困ギャップ率 P_1 も貧困線からの乖離を考慮しているが、移転性公理のほか、複数の公理を満たしていないため、分析には用いなかった。

FGT指標は、貧困線 z 、平均所得 μ 、ローレンツ曲線 $L(p; \pi)$ の3つの情報を与えることで推定が可能となる〔Datt (1998)〕。それゆえ、FGT指標は

$$(2) P(z, \mu, L(p; \pi))$$

のように表すことができる。ただし、 p は個人を所得の低い者から順に並べたときの累積割合、 L は p に対応する所得の累積割合、 π は3次元のパラメータ・ベクトルである。こうすることで、 μ の変化は平均所得の変化と、 $L(p; \pi)$ の変化は格差の変化と解釈できる。(2)式にもとづくFGT指標 (貧困率 P_0 、貧困ギャップ率 P_1 、2乗貧困ギャップ率 P_2) は次のように計算される (詳細は、Villaseñor and Arnold (1989) とDatt (1998) を参照)。

$$(3) P_0 = -\frac{1}{2m} \left[n + r(\bar{b} + 2z/\mu) \left[(\bar{b} + 2z/\mu)^2 - m \right]^{-1/2} \right]$$

$$(4) P_1 = P_0 - (\mu/z)L(P_0; \bar{\pi})$$

$$(5) P_2 = 2P_1 - P_0 - \left(\frac{\mu}{z} \right)^2 \left[\bar{a}P_0 + \bar{b}L(P_0; \bar{\pi}) - \frac{r}{16} \ln \left(\frac{1 - P_0/s_1}{1 - P_0/s_2} \right) \right]$$

⁷⁾ Son (2003) では、成長部分の効果について、「集団全体の成長効果」と「グループ間での成長の差の効果」に分解した公式もあわせて提示している。

⁸⁾ 移転性公理とは、ほかの事情が一定の場合、貧困層内の貧者から貧困層内の富者への所得移転が起こると貧困指標は必ず上昇する、という公理である。

ただし、

$$e = -(\bar{a} + \bar{b} + 1 + \bar{d}), m = \bar{b}^2 - 4\bar{a}, n = 2\bar{b}e - 4\bar{d}, \\ r = (n^2 - 4me^2)^{1/2}, s_1 = (r - n)/2m, s_2 = -(r + n)/2m$$

である。また、 $\bar{a}, \bar{b}, \bar{d}$ は推定されたパラメータ・ベクトル $\bar{\pi}$ の要素である⁹⁾。(2)式にもとづくFGT指標は $\bar{\pi}$ を推定する過程を伴うため、(1)式の、 y_i を使って計算したFGT指標とは完全には一致しない。

今、2000年から2009年にかけての2時点間の貧困指標の変化を分解する方法を考えよう。まず平均所得の変化の影響は、貧困線とローレンツ曲線とを固定し、平均所得だけを変化させたときのFGT指標の変化である。しかし、貧困線とローレンツ曲線の固定については、2000年の時点で固定する方法と2009年の時点で固定する方法との2つがある。両者を2000年の時点で固定した場合、FGT指標の変化は $P(z_{00}, \mu_{09, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) - P(z_{00}, \mu_{00, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi}))$ となり、2009年の時点で固定した場合は $P(z_{09}, \mu_{09, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) - P(z_{09}, \mu_{00, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi}))$ となる(「00」は2000年、「09」は2009年を意味する)。ここで、 μ_{tk} は時点 t における世帯類型 k の平均所得、 $L_{tk}(p; \bar{\pi})$ は時点 t における世帯類型 k のローレンツ曲線である。また、貧困線とローレンツ曲線のうち、一方を2000年に固定し、他方を2009年に固定することもできるため、固定の仕方は全部で4通りある。この問題を解決するには、4通りの固定の仕方でFGT指標の変化を計算し、それらの平均を取れば良い¹⁰⁾。そうすると、世帯類型 $k (= 1, 2, \dots, 13)$ における平均所得の変化の影響は、

$$(6) (\Delta P_k)_{Inc} = \frac{1}{4} [P(z_{00}, \mu_{09, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{00}, \mu_{00, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi}))$$

$$+ P(z_{00}, \mu_{09, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{00}, \mu_{00, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) \\ + P(z_{09}, \mu_{09, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{09}, \mu_{00, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) \\ + P(z_{09}, \mu_{09, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{09}, \mu_{00, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi}))]$$

と表すことができる。

格差の変化の影響は、貧困線と平均所得とを固定し、ローレンツ曲線だけを変化させたときの、すなわち、 $L_{tk}(p; \bar{\pi})$ を変化させたときのFGT指標の変化である。これについても、貧困線と平均所得の固定の仕方は4通りあるが、平均所得の変化の影響と同様、4通りのFGT指標の変化を計算し、それらの平均を取れば良い。すなわち、格差の変化の影響は以下のように定義される。

$$(7) (\Delta P_k)_{Ineq} = \frac{1}{4} [P(z_{00}, \mu_{00, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{00}, \mu_{00, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) \\ + P(z_{00}, \mu_{09, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{00}, \mu_{09, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) \\ + P(z_{09}, \mu_{00, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{09}, \mu_{00, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) \\ + P(z_{09}, \mu_{09, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) \\ - P(z_{09}, \mu_{09, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi}))]$$

ローレンツ曲線 $L_{tk}(p; \bar{\pi})$ の変化は、貧困率 P_0 の場合は、 $\bar{b} \in \bar{\pi}$ および m, n, r の変化を通して影響を与える。一方、2乗貧困ギャップ率 P_2 の場合は、 $\bar{a}, \bar{b} \in \bar{\pi}$ および r, s_1, s_2, P_0, P_1 の変化のほか、 $L(P_0; \bar{\pi})$ の変化にも影響を受ける。 $L(P_0; \bar{\pi})$ は貧困層の有する等価可処分所得が全体の所得に占める割合(以下、貧困層の所得割合)である。(5)式から、 $L(P_0; \bar{\pi})$ が上昇(減少)すると P_2 は減少(上昇)することがわかる。例えば、 P_0 が0.2(20%)

⁹⁾ ローレンツ曲線のパラメータ・ベクトル $\bar{\pi}$ の推定手順は次の通りである。まず、二次曲線 $ap^2 + bpL + cL^2 + dp + eL + f = 0$ を考える。ローレンツ曲線は $(p, L) = (0, 0), (1, 1)$ を必ず通過するので、 $f = 0$ と $e = -(a + b + c + d)$ が導かれる。ここで、 $c = 1$ と仮定すると、 $e = -(a + b + 1 + d)$ となる。 e を二次曲線の式に代入して整理し、 $L(1 - L) = a(p^2 - L) + bL(p - 1) + d(p - L)$ を得る。この式に切片なしのOLSを適用すれば、推定値 $\bar{a}, \bar{b}, \bar{d}$ を得ることができる(詳細はVillaseñor and Arnold (1989)を参照)。

¹⁰⁾ 平均を取る手法は、Kakwani (2000)とSon (2003)でも用いられている。

から0.3 (30%) に上昇したとしよう。このとき、図1 (a) のように格差が拡大すると、 P_0 が上昇するのはもちろん、 $L(P_0; \bar{\pi})$ の減少によって P_2 も上昇する。一方、図1 (b) においては、社会全体の格差は拡大しているが、貧困層の周辺では逆に縮小している。このときは、 P_0 の上昇に伴って $L(P_0; \bar{\pi})$ も上昇し、 P_2 を減少させることがある。 P_2 の減少は、貧困層内の格差が縮小し、極貧層の生活が改善していることを意味する。しかし、 P_0 の上昇を伴っていることから、貧困層の厚みは増している。このような現象が起こり得るため、格差の変化の影響 $(\Delta P_k)_{Ineq}$ は、 P_0 と P_2 とで符号が反対になる可能性があることに注意する必要がある。

そして、貧困線の変化の影響は、平均所得とローレンツ曲線とを固定し、貧困線だけを変化させたときのFGT指標の変化である。これについては、平均所得とローレンツ曲線を固定する時点をそろえることで、後に出てくる、要因分解に必要な (10) 式が成り立つようになる。固定する時点が変化前の時点と変化後の時点の2通りであるた

め、貧困線の変化の影響は以下のように定義される。

$$(8) (\Delta P_k)_{Line} = \frac{1}{2} [P(z_{09}, \mu_{00, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) - P(z_{00}, \mu_{00, k}, L_{00, k}(p; \bar{\pi})) + P(z_{09}, \mu_{09, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi})) - P(z_{00}, \mu_{09, k}, L_{09, k}(p; \bar{\pi}))]$$

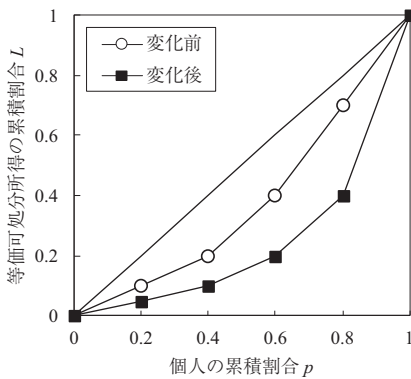
Son (2003) は、FGT指標の変化が次式のように表されることを示している¹¹⁾。

$$(9) \Delta P \doteq \sum_{k=1}^{13} \bar{f}_k \Delta P_k + \sum_{k=1}^{13} \bar{P}_k \Delta f_k$$

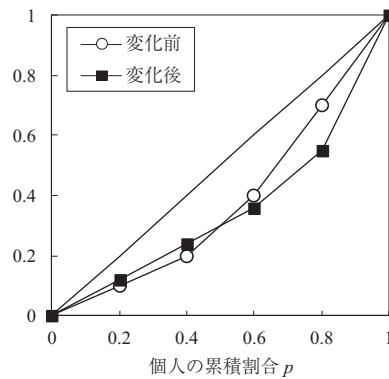
ただし、 Δf_k は世帯類型 $k(k=1, 2, \dots, 13)$ の構成比の変化である。また、 $\bar{f}_k = (f_{2001, k} + f_{2010, k})/2$ 、 $\bar{P}_k = (P_{2000, k} + P_{2009, k})/2$ である。ここで、

$$(10) \Delta P_k = (\Delta P_k)_{Inc} + (\Delta P_k)_{Ineq} + (\Delta P_k)_{Line}$$

であることに注意すると、(9) 式は以下のように



(a) 社会全体で格差が拡大した場合



(b) 貧困層の有する所得割合が上昇した場合

図1 ローレンツ曲線の変化の例

¹¹⁾ Son (2003) は貧困線固定という条件のもとで (9) 式を示しているが、貧困線を変化させた場合でも (9) 式は同様に成り立つ。また、Son (2003) では (9) 式の両辺がイコールで結ばれている。イコールが成立するのは、両辺の P_l と P_{lk} を (1) 式を用いて計算したときである。一方、本稿ではVillaseñor and Arnold (1989) の手法を用いたローレンツ曲線の推定を行っており、貧困指標の計算に (2) 式を用いている。(2) 式を用いた場合、個々の P_l と P_{lk} の計算に π の推定を伴うため、(1) 式から求めた P_l 、 P_{lk} とは若干異なる値を取り、(9) 式のイコールが成り立たなくなる。そのため、本稿では (9) 式にニアリーイコールを使用している。(9) 式と (10) 式から導かれる (11) 式についても同様である。

なる。

$$(11) \Delta P \doteq \sum_{k=1}^{13} \bar{f}_k (\Delta P_k)_{Inc} + \sum_{k=1}^{13} \bar{f}_k (\Delta P_k)_{Ineq} \\ + \sum_{k=1}^{13} \bar{f}_k (\Delta P_k)_{Line} + \sum_{k=1}^{13} \bar{P}_k \Delta f_k$$

(11) 式の第1項は平均所得の変化の影響 $(\Delta P_k)_{Inc}$ を含んでいる。同様に、第2項は格差の変化の影響を、第3項は貧困線の変化の影響を、第4項は構成比の変化の影響をそれぞれ表している。それゆえ、以後は第1項から第4項までを、所得効果¹²⁾、格差効果、貧困線効果、構成効果と呼ぶことにする。

IV 分析結果

表1は、2000年から2009年（以後、2000-2009）にかけての平均所得（等価可処分所得、万円）とその変化を世帯類型別に示したものである。表から明らかなように、2000-2009では全体で平均所得が約18万円減少している。世帯類型別では、「夫婦子供あり（末子20歳以上）」で約48万円、「そ

の他（世帯主65歳以上）」で約40万円の減少が見られる。また、「単身65歳未満（女性）」では平均所得が約29万円減少している。

表2は、各世帯類型に属する世帯員割合（構成比）とその変化を示している。表を見ると、「高齢者2人以上」の構成比が4.2%ポイント上昇している。反対に、「三世代」と「夫婦子供あり（末子6-19歳）」では構成比の減少が目立っており、それぞれ7.6%ポイント、3.1%ポイント減少している。

表3は、貧困率 P_0 と2乗貧困ギャップ率 P_2 の値とその変化を世帯類型別に示している。表を見ると、多くの世帯類型で P_0 と P_2 の値が減少していることが分かる。 P_0 では、「母子世帯」、「単身高齢者（男性）」、「高齢者2人以上」の減少幅が大きく、それぞれ26.5%ポイント、6.1%ポイント、6.2%ポイント減少している¹³⁾。 P_2 では、「母子世帯」と「単身高齢者（男性、女性）」の減少幅が大きく、それぞれ9.5、3.5、2.3減少している。一方で、「単身65歳未満（男性）」は、 P_0 が6.5%ポイント、 P_2 が1.5上昇している。これは、全世帯類型のなかで最大の上昇幅である。全体では、貧困率の変化が

表1 世帯類型別にみた平均所得（等価可処分所得、万円）

	2000	2003	2006	2009	変化 (2000 2009)
単身65歳未満（男性）	275.8	295.1	269.2	257.9	-18.0
単身65歳未満（女性）	228.3	215.7	201.2	199.5	-28.8
夫婦のみ	358.1	352.2	336.6	338.1	-20.0
夫婦子供あり（末子6歳未満）	236.2	260.6	255.7	254.2	18.0
夫婦子供あり（末子6-19歳）	323.6	320.9	312.7	329.1	5.6
夫婦子供あり（末子20歳以上）	384.0	369.9	346.9	335.7	-48.4
母子世帯	124.2	126.5	121.7	157.4	33.2
単身高齢者（男性）	215.7	208.7	209.6	218.2	2.5
単身高齢者（女性）	158.5	149.2	165.7	156.3	-2.2
高齢者2人以上	257.7	236.9	234.6	241.8	-15.9
三世代	329.6	309.8	314.0	330.0	0.5
その他（世帯主65歳未満）	302.5	300.4	306.2	280.9	-21.6
その他（世帯主65歳以上）	295.1	273.2	261.0	254.7	-40.4
全 体	311.2	298.5	292.3	293.4	-17.8

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データより著者作成。

¹²⁾ 本稿における「所得効果」は、「代替効果」と対になる用語ではないので注意されたい。

¹³⁾ 山田・四方（2016）は、総務省「全国消費実態調査」の個票データを用いて、高齢者世帯の貧困率をグループ別に計算している。その値を本稿の貧困率と比較すると、前者のほうが明らかに低くなっている。この点は、内閣府・総務省・厚生労働省（2015）の調査においても指摘されており、サンプリング法の違いなどが理由として述べられている。

-0.04と非常に小さく、2乗貧困ギャップ率の変化は-0.30となっている。

次に、2000-2009のFGT指標の変化を、所得効果、格差効果、貧困線効果、構成効果の4つに分解した結果は表4で示される。一番左下にある「合計」は、4つの効果が社会全体でどれだけ大きな影響を与えているのかを示している。なお、表3の $\Delta P_0 = -0.04$ と $\Delta P_2 = -0.30$ 、および表4の $\Delta P_0 =$

-0.003と $\Delta P_2 = -0.36$ が一致していない理由は以下の通りである。表3の ΔP_0 と ΔP_2 は(11)式の左辺を、表4の ΔP_0 と ΔP_2 は右辺を計算している。そして、脚注11で述べているように、FGT指標の計算に(2)式を用いた場合は、計算に π の推定を伴うため、(11)式のイコールが成り立たない。表3と表4の数値は(2)式を用いて計算されているため、2つの表の ΔP_0 と ΔP_2 は若干異なる値を取るこ

表2 各世帯類型に属する世帯員割合

	2001 (%)	2004 (%)	2007 (%)	2010 (%)	変化 (2001-2010) (%ポイント)
単身65歳未満(男性)	2.0	2.0	2.5	2.4	0.4
単身65歳未満(女性)	1.7	1.6	1.8	1.9	0.2
夫婦のみ	9.4	10.9	10.7	11.5	2.1
夫婦子供あり(末子6歳未満)	10.7	13.7	11.2	10.6	-0.1
夫婦子供あり(末子6-19歳)	17.2	17.2	14.6	14.1	-3.1
夫婦子供あり(末子20歳以上)	14.4	12.6	14.5	15.0	0.6
母子世帯	1.0	1.3	1.6	1.1	0.1
単身高齢者(男性)	0.6	0.8	1.0	1.4	0.8
単身高齢者(女性)	2.6	3.3	3.2	3.2	0.6
高齢者2人以上	6.3	8.8	9.0	10.5	4.2
三世帯	23.2	16.8	18.2	15.6	-7.6
その他(世帯主65歳未満)	7.3	7.3	6.8	7.4	0.1
その他(世帯主65歳以上)	3.4	3.7	5.0	5.3	1.9

注：構成比は「国民生活基礎調査」の調査年のものなので、2001年、2004年、2007年、2010年と表記している。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データより著者作成。

表3 世帯類型別にみたFGT指標

	貧困率(P_0)			2乗貧困ギャップ率(P_2)		
	2000	2009	変化	2000	2009	変化
単身65歳未満(男性)	23.92	30.41	6.49	4.11	5.63	1.52
単身65歳未満(女性)	34.50	34.32	-0.18	5.94	5.71	-0.23
夫婦のみ	14.39	12.81	-1.59	1.88	1.85	-0.04
夫婦子供あり(末子6歳未満)	16.82	14.35	-2.47	2.22	2.13	-0.09
夫婦子供あり(末子6-19歳)	8.44	9.61	1.16	1.00	1.07	0.07
夫婦子供あり(末子20歳以上)	9.79	10.02	0.23	1.12	0.99	-0.12
母子世帯	68.65	42.14	-26.51	17.76	8.26	-9.50
単身高齢者(男性)	34.08	27.94	-6.14	7.35	3.81	-3.54
単身高齢者(女性)	51.03	48.92	-2.11	11.30	8.99	-2.31
高齢者2人以上	20.05	13.86	-6.19	2.81	1.64	-1.17
三世帯	12.05	10.75	-1.30	2.48	1.25	-1.23
その他(世帯主65歳未満)	19.93	22.20	2.27	3.75	3.51	-0.24
その他(世帯主65歳以上)	23.93	23.45	-0.48	3.75	3.94	0.19
全体	15.86	15.82	-0.04	2.48	2.18	-0.30

注：貧困線は、2000年は138.2万円、2009年は127.8万円である。貧困率の単位はパーセントである。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データより著者作成。

表4 FGT指標の要因分解の結果

	貧困率 (P_0)					2乗貧困ギャップ率 (P_2)				
	所得効果	格差効果	貧困線効果	構成効果	合計	所得効果	格差効果	貧困線効果	構成効果	合計
単身65歳未満 (男性)	0.06 (0.05)	0.15*** (0.05)	-0.06*** (0.01)	0.11** (0.05)	0.25*** (0.08)	0.02 (0.01)	0.04 (0.03)	-0.02*** (0.003)	0.02** (0.01)	0.05* (0.03)
単身65歳未満 (女性)	0.13** (0.06)	-0.06 (0.05)	-0.08*** (0.01)	0.07 (0.06)	0.07 (0.09)	0.03** (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02*** (0.003)	0.01 (0.01)	0.01 (0.03)
夫婦のみ	0.15** (0.06)	-0.11 (0.09)	-0.20*** (0.03)	0.28*** (0.05)	0.11 (0.12)	0.03** (0.01)	0.01 (0.04)	-0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.03 (0.05)
夫婦子供あり (末子6歳未満)	-0.26*** (0.06)	0.27*** (0.09)	-0.28*** (0.04)	-0.03 (0.06)	-0.29** (0.12)	-0.04*** (0.01)	0.08* (0.04)	-0.04*** (0.01)	-0.004 (0.01)	-0.01 (0.05)
夫婦子供あり (末子6-19歳)	-0.05 (0.05)	0.47*** (0.10)	-0.24*** (0.03)	-0.28*** (0.04)	-0.10 (0.12)	-0.01 (0.01)	0.06 (0.04)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.02 (0.04)
夫婦子供あり (末子20歳以上)	0.40*** (0.06)	-0.13 (0.09)	-0.23*** (0.03)	0.06 (0.04)	0.09 (0.12)	0.07*** (0.01)	-0.05 (0.04)	-0.04*** (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.04)
母子世帯	-0.18*** (0.06)	-0.05 (0.03)	-0.06*** (0.01)	0.01 (0.07)	-0.26*** (0.09)	-0.05*** (0.02)	-0.03* (0.02)	-0.02*** (0.003)	0.003 (0.02)	-0.10*** (0.03)
単身高齢者 (男性)	-0.01 (0.05)	-0.02 (0.05)	-0.04*** (0.01)	0.25*** (0.04)	0.18*** (0.06)	-0.001 (0.01)	-0.03 (0.02)	-0.01*** (0.001)	0.04*** (0.01)	0.01 (0.02)
単身高齢者 (女性)	0.03 (0.10)	0.06 (0.07)	-0.15*** (0.02)	0.31*** (0.10)	0.25* (0.14)	0.01 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.04*** (0.01)	0.06*** (0.02)	-0.004 (0.04)
高齢者2人以上	0.21** (0.09)	-0.48*** (0.12)	-0.25*** (0.04)	0.72*** (0.06)	0.20* (0.11)	0.03** (0.01)	-0.09*** (0.04)	-0.04*** (0.01)	0.09*** (0.01)	-0.004 (0.04)
三世帯	-0.01 (0.06)	0.07 (0.11)	-0.31*** (0.04)	-0.87*** (0.06)	-1.13*** (0.14)	-0.001 (0.01)	-0.18*** (0.06)	-0.06*** (0.01)	-0.14*** (0.02)	-0.38*** (0.06)
その他 (世帯主65歳未満)	0.17** (0.07)	0.18** (0.08)	-0.18*** (0.03)	0.02 (0.06)	0.19 (0.13)	0.04** (0.02)	-0.02 (0.04)	-0.05*** (0.01)	0.003 (0.01)	-0.02 (0.05)
その他 (世帯主65歳以上)	0.23*** (0.06)	-0.13* (0.07)	-0.13*** (0.02)	0.46*** (0.06)	0.43*** (0.11)	0.06*** (0.02)	-0.02 (0.03)	-0.03*** (0.004)	0.07*** (0.01)	0.08** (0.03)
合計	0.87*** (0.24)	0.23 (0.29)	-2.20*** (0.30)	1.10*** (0.12)	-0.003 (0.31)	0.18*** (0.05)	-0.28** (0.13)	-0.43*** (0.06)	0.18*** (0.03)	-0.36** (0.15)

注：貧困線は、2000年は138.2万円、2009年は127.8万円である。 P_0 内の数字の単位は%ポイントである。かっこ内の数値は、ブートストラップ法〔Wooldridge (2010), pp. 438-442〕により求めた標準誤差である(反復回数1,000回)。具体的な手順は次の通りである。①各年のサンプルサイズに等しい数の個人を復元抽出によって選び出し、新しいサンプルを構築する、②新しいサンプルを用いて各効果を計算する、③①と②の過程を1,000回繰り返し、各効果の推定値を1,000個ずつ得る、④1,000個の推定値を用いて不偏標準偏差を計算する。こうして求めた標準誤差からt値を計算し、有意性検定を行っている。***, **, *はそれぞれ、1%有意、5%有意、10%有意であることを示している。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データより著者作成。

とになる。

まず、貧困率 P_0 の結果を確認しよう。最下行の「合計」を見ると、所得効果と構成効果が1%水準で有意に正の値をとり、それぞれ0.87、1.10となっている。この2つの効果によって、2000-2009に貧困率が約2%ポイント上昇していることが分かる。ところが、貧困線効果が-2.20と大きな負の値を取っているため、所得効果と構成効果(お

よび格差効果)による貧困率の上昇が相殺され、結果として貧困率に大きな変化が見られなかったことが確認できる¹⁴⁾。

次に、各効果の影響について世帯類型に注目しながら見ていく。まず、所得効果については、「夫婦子供あり(末子20歳以上)」の値が最も大きく、0.40となっている。次に大きいのは「その他(世帯主65歳以上)」であり、その値は0.23である。

¹⁴⁾ 貧困率について、所得効果、格差効果、構成効果の3効果の和の有意性検定を行った結果、1%水準で有意に正であった。

「その他（世帯主65歳以上）」には、ひとり親と20歳以上の子のみで構成される世帯の世帯員割合が（表には示していないが）3-4割に達している。すなわち、所得効果が特に大きいのは成人した子供と同居する世帯類型であることが読み取れる。

格差効果については、「単身65歳未満（男性）」、「夫婦子供あり（末子6歳未満，末子6-19歳）」、「その他（世帯主65歳未満）」の値が有意に正となっている。これらの世帯類型内では、2000年代に格差が拡大し、それが貧困率の上昇に寄与している。一方、「高齢者2人以上」の値は有意に負であり、ほかの世帯類型の多くでは非有意であった。結果として、格差効果の合計は0.23で有意とはなっていない。

構成効果は所得効果を上回る水準であり、無視できない大きさとなっている。世帯類型ごとに見ると、「高齢者2人以上」の数値が0.72で最も大きく、「その他（世帯主65歳以上）」の0.46や「単身高齢者（男性，女性）」の0.25，0.31もほかの世帯類型と比べて高めの値となっている。したがって、高齢者世帯の構成比の上昇は、全体の貧困レベルの上昇にも相当寄与している。

貧困線効果は、すべての世帯類型において1%水準で有意に負である。絶対値で見て効果が大きいのは、「夫婦子供あり」の3類型の-0.28，-0.24，-0.23，「高齢者2人以上」の-0.25，「三世代」の-0.31である。これらの世帯類型では、貧困線付近に低所得層が固まって存在している点が特徴である。事実、貧困線の低下で貧困者が何人減ったのかを世帯類型別に計算すると¹⁵⁾、貧困線効果の絶対値にほぼ比例している（両者の相関係数は0.93）。

全体として貧困率の変化 ΔP_0 に影響を与えているのはどの世帯類型なのだろうか。貧困率 P_0 の最右列にある「合計」は、各世帯類型の ΔP_0 への影響力を示している。合計が有意に正であるのは、「単身65歳未満（男性）」、「単身高齢者（男性）」、「その他（世帯主65歳以上）」である。「単身65歳未満（男性）」は格差効果と構成効果が、「単身高齢

者（男性）」は構成効果が、「その他（世帯主65歳以上）」は所得効果と構成効果が4効果の合計に有意な影響を与えている。

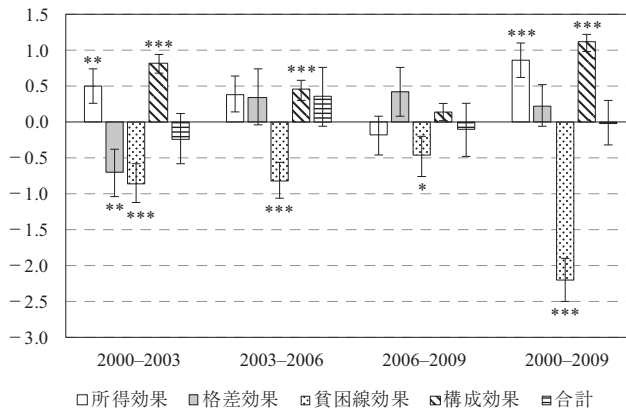
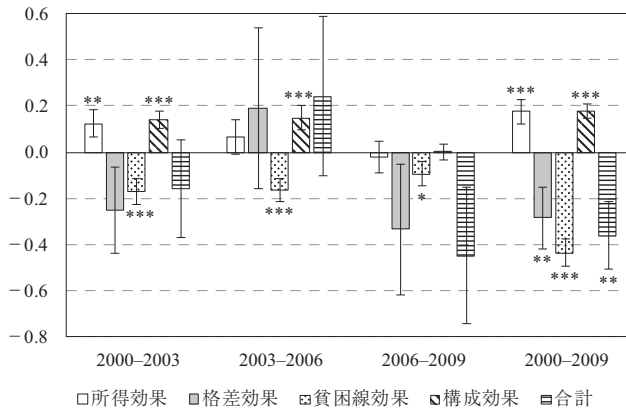
次に、2乗貧困ギャップ率 P_2 の結果を見ていこう。全合計を見ると、 ΔP_2 （=-0.36）は5%水準で有意となっており、貧困率の結果と異なっている。これは、格差効果の値が有意に負となっている影響が大きい。一方、所得効果、貧困線効果、構成効果については、符号・有意性ともに貧困率 P_0 の結果と同様である。

全体の格差効果（=-0.28）が有意に負となったのは、世帯類型別の格差効果が貧困率 P_0 の結果と異なっているからである。 P_0 では、「単身65歳未満（男性）」、「夫婦子供あり（末子6歳未満，末子6-19歳）」、「その他（世帯主65歳未満）」の格差効果が有意に正であったため、「高齢者2人以上」の有意な負の効果を相殺してしまい、全体の格差効果は有意にならなかった。しかし、2乗貧困ギャップ率 P_2 では格差効果が有意に正である世帯類型がなかった（あるいは10%有意でなかった）ため、「高齢者2人以上」と「三世代」の有意な負の効果を相殺しなかった。

なお、「三世代」の格差効果は、貧困率 P_0 で非有意だったが、2乗貧困ギャップ率 P_2 では1%水準で有意に負となっている。これは、Ⅲ節で説明したように、格差の変化の影響 $(\Delta P_k)_{Ineq}$ が貧困層の所得割合 $L(P_0; \pi)$ の変化の影響を受けるためだと考えられる。すなわち、「三世代」では、2000年代に貧困層内の格差が縮小し、それが P_2 の減少に寄与したものと解釈できる。

2乗貧困ギャップ率の変化 ΔP_2 （=-0.36）に影響を与えている世帯類型は、貧困率 P_0 と比べて変化している。 P_0 に関しては、「単身65歳未満（男性）」、「単身高齢者（男性）」、「その他（世帯主65歳以上）」において、各効果の合計が1%水準で有意に正であった。だが P_2 では、有意に正の影響を与えているのは「その他（世帯主65歳以上）」だけで、ほかの2グループでは非有意、または10%有意であった。

¹⁵⁾ 貧困線の変化による貧困者の減少数は、「夫婦子供あり」の3類型で51人，26人，36人，「高齢者2人以上」で44人，「三世代」で71人である。

(a) 貧困率 P_0 (b) 2乗貧困ギャップ率 P_2

注：エラーバーは、ブートストラップ法 [Wooldridge (2010), pp. 438-442] により求めた標準誤差を表している (反復回数1,000回)。ブートストラップ法の手順は表4の注を参照されたい。***, **, *はそれぞれ、1%有意、5%有意、10%有意であることを示している。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データより著者作成。

図2 各時点間のFGT指標の要因分解の結果

なお、2004年と2007年のデータも利用し、2000-2003、2003-2006、2006-2009の3つのケースについても要因分解を行った。その結果が図2(a) (貧困率 P_0) と図2(b) (2乗貧困ギャップ率 P_2) に示されている。図を見ると、2006-2009以外のすべてのケースで貧困線効果が1%水準で有意に負となっている。所得効果は、2000-2003において P_0 と P_2 の双方で有意に正の効果を持ち、構成効

果は2000-2003と2003-2006において、 P_0 と P_2 に対して有意に正の効果を持っていた。一方、格差効果は2000-2003にかけて、 P_0 で有意に負であった。2006-2009については、貧困線効果が10%水準で有意に負となっているだけで、そのほかの効果は非有意であった。

以上の結果を踏まえて、2000-2009の貧困指標の変化に特に影響を与えた世帯類型について考察

する。第1に、「その他（世帯主65歳以上）」は、貧困率 P_0 と2乗貧困ギャップ率 P_2 のいずれでも各効果の合計が有意な正の影響力を持っていた。そのため、2000年代は主にこの世帯類型が貧困レベルの上昇に少なからぬ影響を与えていると判断できる。特に、この世帯類型には、ひとり親と20歳以上の子のみで構成される世帯が多く含まれることから、社会が高齢化を迎えるなかで新たに発生してきた貧困層として注目される。

第2に、「母子世帯」と「三世帯」は、貧困率 P_0 と2乗貧困ギャップ率 P_2 の双方で各効果の合計が有意に負の値を取っていた。「母子世帯」で有意な負の結果が得られたのは、2000-2009年に貧困率が約26.5%ポイント減少したことによる影響が大きい。2000年代には児童手当の対象年齢の引き上げ（2006年に9歳から12歳に引き上げ）や3歳未満の支給額の引き上げ（2007年に第1子・第2子も月額10,000円）が実施されているため、社会保障制度の変更が一定の影響を与えている可能性が¹⁶⁾ある。

V おわりに

本稿では、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データ（2001, 2004, 2007, 2010）を用いて、2000年代における貧困指標の変動要因を分析した。要因として、平均所得の変化、所得格差の変化、各世帯類型に属する世帯員割合（構成比）の変化、貧困線の変化の4つに注目し、Son（2003）の手法を応用して、各効果が貧困指標の変化にどの程度影響を与えているのかを推定した。また、世帯類型別の各効果の大きさについても詳細な把握を試みた。貧困指標には、貧困率 P_0 のほか、貧困線からの乖離を考慮し、さらに多くの望ましい性質（公理）を満たしている2乗貧困ギャップ率

P_2 を用いた。

分析の結果、平均所得の低下（所得効果）や高齢者世帯などの構成比の上昇（構成効果）が貧困率 P_0 の上昇に影響を与えるものの、それらの効果を貧困線の下落（貧困線効果）が相殺し、結果として P_0 の変化がわずかな水準にとどまっていることが分かった。一方、2乗貧困ギャップ率 P_2 の変化は有意に負となっていた。これは、貧困層内の所得格差が縮小し、全体の格差効果が有意に負となったことが主な原因である。

世帯類型別の結果からは以下の点が示された。第1に、所得効果と構成効果の大きい世帯類型に一定の特徴が見られた。所得効果では、「夫婦子供あり（末子20歳以上）」や「その他（世帯主65歳以上）」といった、成人した子と同居する世帯において、平均所得の減少が貧困指標の上昇に影響を与えていた。構成効果では、「単身高齢者（男性、女性）」、「高齢者2人以上」など、高齢者世帯の世帯員割合の上昇が貧困の拡大に寄与していた。第2に、格差効果の有意性に関して、 P_0 で有意に正だったのが、 P_2 では非有意（または10%水準で有意）となっている世帯類型がいくつか存在していた。これは、 P_2 が貧困層内の所得格差の変化にも影響を受けるためである。第3に、「夫婦子供あり」の3類型、「高齢者2人以上」、「三世帯」において、貧困線効果が絶対値で見ても大きく、貧困線付近に貧困層が固まって存在していることが示された。第4に、2つの貧困指標の変化に影響を与えていたのは「その他（世帯主65歳以上）」であり、4つの効果の合計が P_0 と P_2 の両方で有意に正であった。

最後に本稿の分析を踏まえ、今後の研究課題を2つ述べる。第1に、「夫婦子供あり（末子20歳以上）」や「その他（世帯主65歳以上）」のように、一部の世帯類型で所得効果が貧困に与える影響が

¹⁶⁾ 個票データから計算した貧困率と公表データによる貧困率とは乖離がある。表3では、「母子世帯」の貧困率は2000年に68.7%、2009年に42.1%である。これに対し、「国民生活基礎調査」の公表データでは、子供がいる現役世帯のうち「大人が一人」の貧困率は、2000年に58.2%、2009年に50.8%である（「母子世帯」と「大人が一人」の違いは、子供の年齢の上限と父子世帯の有無である）〔厚生労働省（2014）〕。個票データではウェイトの情報が公開されていないため、本稿ではウェイトを用いない貧困指標の計算を行っている。そのことが推定値の乖離に影響を及ぼしていると考えられる。

無視できないことから、平均所得の変化の要因について分析を行うことである。第2に、「夫婦子供あり（末子6歳未満）」と「母子世帯」の平均所得が2000年代を通じて低下せず、所得効果が有意に負であったことを踏まえ、子育て世帯に対する税制や児童手当などの社会保障給付が、貧困削減にどのような効果を発揮していたか具体的に検証する必要がある。本稿で使用した個票データでは、社会保障給付ならびにその細目の金額が識別できないため、所得要素に注目した分析は今後の課題である。

(平成28年9月投稿受理)

(平成29年11月採用決定)

謝辞

本稿の執筆に際して、安藤道人氏（立教大学）、本誌の2名の匿名レフェリー、日本応用経済学会2016年度秋季大会および第8回貧困研究会の参加者から貴重なコメントを頂いた。また、分析にあたり、統計法第36条に基づき、厚生労働省「国民生活基礎調査」の匿名データの提供を受けた。記して感謝申し上げる。なお、本稿で示した表は、提供された匿名データを基に筆者が独自に作成・加工した統計であり、厚生労働省が作成・公表している統計等とは異なる。

参考文献

- Datt, G. (1998) "Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis," FCND Discussion Paper, No. 50, pp. 1-21.
- Datt, G. and Ravallion, M. (1992) "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures," *Journal of Development Economics*, Vol. 38, pp. 275-295.
- Förster, M. and Mira d' Ercole, M. (2005) "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s," OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 22, pp. 1-79.
- Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E. (1984) "A Class of Decomposable Poverty Measures," *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 761-766.
- Kakwani, N. (2000) "On Measuring Growth and Inequality Components of Changes in Poverty with Application to Thailand," *Journal of Quantitative Economics*, Vol. 16, pp. 1-17.
- Sen, A. (1976) "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement," *Econometrica*, Vol. 44, No. 2, pp. 219-231.
- Son, H. H. (2003) "A New Poverty Decomposition," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 1, pp. 181-187.
- Villaseñor, J. A. and Arnold, B. C. (1989) "Elliptical Lorenz Curves," *Journal of Econometrics*, Vol. 40, pp. 327-338.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, MIT Press.
- Zheng, B. (1997) "Aggregate Poverty Measures," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 11, No. 2, pp. 123-162.
- 阿部彩 (2006) 「貧困の現状とその要因——1980-2000年代の貧困率上昇の要因分解」, 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫(編)『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割』, 東京大学出版会, 111-140頁。
- 大竹文雄・齊藤誠 (1999) 「所得不平等化の背景とその政策的含意——年齢階層内効果, 年齢階層間効果, 人口高齢化効果」, 『季刊社会保障研究』, 第35巻, 第1号, 65-76頁。
- 小塩隆士 (2004) 「1990年代における所得格差の動向」, 『季刊社会保障研究』, 第40巻, 第3号, 277-285頁。
- (2010) 『再分配の厚生分析——公平と効率を問う』, 日本評論社。
- 小塩隆士・浦川邦夫 (2008) 「2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策」, 『季刊社会保障研究』, 第44巻, 第3号, 278-290頁。
- 厚生労働省 (2014) 「平成25年 国民生活基礎調査の概況」, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saisai/hw/k-tyosa/k-tyosa13/index.html> (2017年2月15日最終確認)。
- 小島克久 (2002) 「地域別に見た所得格差」, 『季刊社会保障研究』, 第38巻, 第3号, 229-238頁。
- 白波瀬佐和子・竹内俊子 (2009) 「人口高齢化と経済格差拡大・再考」, 『社会学評論』, 第60巻, 第2号, 259-278頁。
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』, 東京大学出版会。
- 内閣府・総務省・厚生労働省 (2015) 「相対的貧困率等に関する調査分析結果について」, <http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/soshiki/toukei/tp151218-01.html> (2017年2月17日最終確認)。
- 山田篤裕 (2014) 「相対貧困基準と生活保護基準で捉えた低所得層の重なり——国民生活基礎調査に基づく3時点比較」, 『三田学会雑誌』, 第106巻, 第4号, 101-119頁。
- 山田篤裕・四方理人 (2016) 「高齢者の貧困の構造変化と老齢加算廃止による消費への影響」, 『社会保障研究』, 第1巻, 第2号, 399-417頁。

(とくどみ・ともや)
(うらかわ・くにお)

Poverty Variation in Japan during the 2000s: Decomposition Analysis of Poverty Measure Changes

Tomoya TOKUDOMI*¹ and Kunio URAKAWA *²

Abstract

This paper presents an investigation of the determinants of change in poverty measures during the twenty-first century. To this end, we decompose changes of poverty measures (headcount ratio and squared poverty gap) into four components: mean income change, income inequality change, individual share change for each household type, and poverty line change. These components are calculated for households of several types to ascertain their effects on the poverty measure changes. The dataset we use is four-wave surveys administered by the Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan, Comprehensive Surveys of Living Conditions (2001, 2004, 2007, 2010).

Results demonstrate that both a decrease in mean income and an increase in shares of elderly households affect the headcount ratio increase of the 2000s. Their effects are offset by a decrease in the poverty threshold, leading to little change of the headcount ratio. Compared with the headcount ratio, the change of the squared poverty gap is significant and negative because of the negative impact of inequality reduction among poor people. Results obtained for the respective household types revealed that the poverty line effect influenced couples with children, households composed of two or more elderly members and three-generation households, and underscored the importance of low-income persons near the poverty line. Other household groups headed by someone older than 65 were strongly associated with increases in the two poverty measures.

Keywords : Poverty, Decomposition Analysis

*¹ Doctoral Program, Graduate School of Economics, Kyushu University

*² Associate Professor, Faculty of Economics, Kyushu University