

どもの貧困率の変化要因を解明するために必要な分析のひとつといえよう。

2、研究方法

本研究は、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データを用いた二次分析により、世帯の構成、子どもの年齢、親の性別ごとに相対的貧困率を推計する。本研究では、2001年、および、2013年調査のデータを用いる。なお、個票データについては、「統計法（平成19年法律第53号）第32条」の規定に基づき、調査票情報の提供を受けている。

本分析での相対的貧困率は、OECD定義による相対的貧困率を用いている。すなわち、等価可処分所得の中央値の50%を貧困線とし、貧困線に満たない世帯員の割合をいう。

3、結果

① 「国民生活基礎調査」、および「国勢調査」における三世帯世帯の状況

まず、子どものいる世帯について、「国民生活基礎調査」、および「国勢調査」における世帯の構成割合とその変化をみていく。

表1は、国勢調査による20歳未満の世帯員のいる世帯に占める母子・父子・夫婦世帯の割合を示している。国勢調査での母子（父子）世帯の定義は、「未婚、死別又は離別の女親（男親）と、その未婚の20歳未満の子供のみから成る一般世帯」となっている。2010年調査より、この従来の母子（父子）世帯に加え、「母（父）子世帯（他の世帯員がいる世帯を含む）」世帯も新たに集計されることとなった。ただし、「他の世帯員」には20歳以上の子供は除かれる。

表2は、国民生活基礎調査による20歳未満の子どもが属する母子、父子、夫婦世帯の割合を示している。ここでは、20歳未満の子どもが属する世帯が核家族世帯（夫婦と子どものみからなる世帯、ひとり親と子どものみからなる世帯）か、三世帯世帯（夫婦と子どもと祖父母からなる世帯、ひとり親と子どもと祖父母からなる世帯）かを区別している。三世帯世帯には、国勢調査の三世帯世帯の定義に従い、さらに他の世帯員も加わっている世帯や、4世代世帯についても含めている。

表1と表2は、それぞれ、同居世帯の定義の違い、並びに、世帯数、子どもの数で推計しているという違いがあるものの、ここでは核家族世帯と同居世帯の割合とその変化の動向をつかむために両者の特徴を比較する。国勢調査では、20歳未満の世帯員のいる世帯のうち、同居母子世帯を含む母子世帯は、2000年から2010年にかけて全体の約5%から約8%に増加している。父子世帯の全体に占める割合は小さいものの、10年間で約1%から約2%へ増加している。同居世帯の割合の変化をみると、夫婦世帯ではその割合が低下し、2割を切るに至っている一方で、母子世帯・父子世帯はともに、同居世帯の割合が高くなっている。母子で同居世帯割合は3割、父子は約6割にのぼる。

国民生活基礎調査からは、20歳未満の子どもの過半数が夫婦世帯に属しているが、母子

世帯の割合は 2001 年から 2013 年にかけて、約 4%前後から約 8%前後に上昇している。三世帯世帯については、夫婦世帯では減少しているのに対し、母子世帯では微増傾向にある。ただし、国勢調査の結果と異なり、国民生活基礎調査ではひとり親世帯に占める三世帯同居世帯の子どもの割合は、微増あるいは低下傾向にある。父子世帯については、サンプル数自体が少ないことに注意が必要であるが、母子世帯に関しては、国民生活基礎調査で母子のみの世帯がサンプルから落ちやすい傾向にある可能性があるのかもしれない。

② 世帯構成別にみた子どもの貧困率

次に、20 歳未満の子どもの貧困率を世帯構成別にみていく（表 3、表 4）。ここでは、世帯構成を 7 分類している。すなわち、夫婦と子のみの世帯、母子のみの世帯、父子のみの世帯、三世帯夫婦世帯、三世帯母子世帯、三世帯父子世帯、その他とした。

母子世帯の貧困率は極めて高いものの、01 年に約 66%、12 年に約 55%と約 10%ポイント低下している。また、三世帯母子世帯の場合、貧困率は各年約 31%、約 22%と依然として低くはないものの、低下傾向にあるだけでなく、母子のみの世帯の貧困率を大きく下回る数値となっている。

他方で、夫婦世帯の貧困率は、夫婦と子のみ、三世帯ともにこの間上昇傾向にある。また、夫婦世帯と父子世帯では、三世帯の場合に貧困率が高くなっており、母子世帯とは異なる傾向がみられる。

父子世帯はサンプル数が小さいので分析には注意が必要だが、父子のみ世帯では貧困率が低下しているが、三世帯父子では逆に上昇していることがみてとれる。

以上のように、20 歳未満の子どもにとって、三世帯同居によって貧困率が低下する場合と、逆の場合もみられた。また、時系列変化をみると、三世帯同居の場合に貧困率が低下傾向にある世帯と、逆に貧困率が上昇傾向にあるものがあつた。このように、三世帯同居が子どもの貧困リスクを低下させるかどうかについて、世帯横断的な明確な傾向をみてとることは難しい。

③ 子どもの年齢別、世帯構成別にみた子どもの貧困率

さらに、20 歳未満の子どもの貧困率を世帯構成に加え、子どもの年齢も加味して示したものが表 3、表 4 である。夫婦と子、ひとり親と子、三世帯夫婦と子の世帯では、子どもの年齢が高くなるにつれて貧困率が低下する傾向がみられる。しかしながら、三世帯ひとり親と子、および、その他世帯では、そのような傾向がみられず、特にその他世帯では、子どもが 15 歳以上 20 歳未満のときに貧困率が顕著に高くなる傾向がみてとれる。また、三世帯同居は、夫婦世帯、ひとり親世帯ともに、子どもの年齢が高くなるほど同居する割合が増える傾向がみられる。

以上のように子どもの年齢が上がるほど、三世帯同居の割合が高くなる傾向があるものの、貧困率との関係は一定ではなかった。このことは、三世帯同居が貧困率を低下させる

か否かについて、夫婦世帯とひとり親世帯とで異なる影響があることが推察される。

4、考察

以上の分析から、日本における子どもの貧困率と三世代同居の関係について示唆されることをまとめよう。

子どものいる世帯をひとり親かふたり親かによって貧困率の違いをみるだけでなく、さらに、それぞれの世帯の三世代同居の場合も考慮し、それらの間に貧困率に違いがあるのか、違いがあるのであればそれが生じる要因について検討するために、まず、世帯構成を核家族世帯（夫婦と子のみの世帯、母子世帯、父子世帯）、三世代同居世帯（夫婦と子と祖父母、母子と祖父母、父子と父母）という世帯分類を国民生活基礎調査の個票データから作成した。本研究の分析年に関しては、国民生活基礎調査では、国勢調査と比べ、母子世帯、父子世帯で同居世帯割合が高めだったが、近年では逆に低めとなっていることが示唆された。この点に関しては、両調査間の定義の違い、国勢調査では世帯単位で比率を出しているが、国民生活基礎調査では子ども側からみた集計となっているなど、厳密な比較になっていないことに留意が必要である。

次に、世帯の構成、特に、ひとり親かふたり親か、核家族世帯か三世代同居世帯かに着目し、子どもの貧困率をみると、三世代同居によって貧困率が低下する場合と、逆の場合があり、また、時系列変化において、三世代同居で貧困率が低下傾向にある世帯と、逆に貧困率が上昇傾向にある世帯構成とがあった。このことは、三世代同居が子どもの貧困リスクを必ずしも低下させわけではなく、夫婦世帯とひとり親世帯とで共通の傾向をみとめることは難しいことが示唆された。

さらに、世帯の構成に加え、子どもの年齢も考慮して貧困率をみると、子どもの年齢が上がるほど、三世代同居の割合が高くなる傾向があるものの、貧困率との関係は一定ではないことから、三世代同居が貧困率を低下させるか否かは、夫婦世帯とひとり親世帯とで異なる影響があると考えられる。

本分析からは、三世代同居が子どもの貧困に与える影響について、ごく大まかな傾向を示した。世帯の構成、とくに三世代同居か各家族世帯かによってなぜ貧困率に違いが生じるのか、また、各世帯構成において時系列による変化がなぜ生じるのか、ひとり親とふたり親世帯とでなぜ同居率や同居による貧困率の影響が共通の傾向を示していないのかについて、さらなる分析の必要性が示唆された。

謝辞

本研究は、国民生活基礎調査に係る調査票情報について、「統計法（平成 19 年法律第 53 号）第 32 条」の規定に基づき、調査票情報の提供を受けた。

引用・参考文献

内閣府、総務省、厚生労働省、2015年12月18日「相対的貧困率等に関する調査分析結果」

<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2009/pdf/hinkonritsu.pdf>

総務省統計局『平成22年国勢調査 調査結果の利用案内 ユーザーズガイド』

<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/users-g/pdf/00.pdf>

総務省統計局、2014『平成22年国勢調査最終報告書 日本の人口・世帯（上巻－解説・資料編）』

表1 国勢調査による20歳未満の世帯員のいる世帯に占める母子・父子・夫婦世帯の割合

	母子のみ	母子+その他	同居世帯割合
2000	4.3%	0.9%	17.3%
2005	5.4%	1.2%	18.8%
2010	5.7%	2.4%	30.1%

	父子のみ	父子+その他	同居世帯割合
2000	0.6%	0.4%	41.6%
2005	0.7%	0.5%	44.5%
2010	0.7%	0.9%	56.6%

	夫婦と子のみ	3世代世帯	同居世帯割合
2000	64.0%	23.6%	26.9%
2005	64.9%	21.3%	24.7%
2010	66.7%	18.4%	21.6%

「国勢調査」公表統計より作成

表2 国民生活基礎調査による20歳未満の子どもが属する母子、父子、夫婦世帯の割合

(世帯票)

	母子のみ	母子+祖 父母	同居世帯 割合
2001	4.1%	1.5%	26.5%
2013	6.6%	2.3%	25.5%

(所得票)

	母子のみ	母子+祖 父母	同居世帯 割合
2001	3.7%	1.4%	27.0%
2013	6.1%	2.3%	27.8%

	父子のみ	父子+祖 父母	同居世帯 割合
2001	0.6%	0.6%	50.1%
2013	0.7%	0.5%	41.6%

	父子のみ	父子+祖 父母	同居世帯 割合
2001	0.5%	0.5%	52.1%
2013	0.5%	0.5%	49.3%

	夫婦と子 のみ	3世代世 帯	同居世帯 割合
2001	64.2%	23.1%	26.4%
2013	71.1%	13.2%	15.7%

	夫婦と子 のみ	3世代世 帯	同居世帯 割合
2001	65.1%	25.3%	28.0%
2013	73.1%	14.0%	16.1%

「国民生活基礎調査」個票データより作成

表3 20歳未満の子どもの相対的貧困率

(世帯構成別、2001年所得、%)

夫婦と子	10.8
母子	65.8
父子	21.4
3世代夫婦と子	12.7
3世代母子	31.1
3世代父子	29.0
その他	38.2
計	14.9

表4 20歳未満の子どもの相対的貧困率

(世帯構成別、2012年所得、%)

夫婦と子	11.2
母子	55.4
父子	16.7
3世代夫婦と子	13.5
3世代母子	22.3
3世代父子	35.7
その他	43.7
計	16.6

「国民生活基礎調査」個票データより作成

表5 20歳未満の子どもの相対的貧困率(家族類型別、子どもの年齢5歳階級別)

国民生活基礎調査2001年(2000年所得)

	0-4歳	5-9歳	10-14歳	15-19歳	20歳未満計
夫婦と子	13.6	12.0	8.8	8.7	10.8
ひとり親と子	84.3	71.3	56.4	53.2	61.1
3世代夫婦と子	14.7	12.0	12.9	12.0	12.7
3世代ひとり親と子	34.6	22.5	37.4	29.7	30.5
その他	27.0	23.2	22.9	50.0	38.2
計	15.3	15.3	13.2	15.8	14.9

構成割合(ウエイト付)					
	0-4歳	5-9歳	10-14歳	15-19歳	20歳未満計
夫婦と子	75.7	65.7	62.7	58.0	65.1
ひとり親と子	1.5	4.8	5.0	6.0	4.4
3世代夫婦と子	19.8	25.5	27.9	26.2	25.0
3世代ひとり親と子	1.2	1.9	1.7	2.4	1.8
その他	1.8	2.2	2.7	7.4	3.6
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

「国民生活基礎調査」個票データより作成

表6 20歳未満の子どもの相対的貧困率(家族類型別、子どもの年齢5歳階級別)
国民生活基礎調査2013年(2012年所得)

	0-4歳	5-9歳	10-14歳	15-19歳	20歳未満計
夫婦と子	12.1	10.6	11.5	10.7	11.2
ひとり親と子	68.2	56.7	55.9	42.1	52.1
3世代夫婦と子	19.1	13.7	10.9	12.5	13.5
3世代ひとり親と子	28.8	11.3	28.9	27.0	24.9
その他	30.2	31.9	30.1	56.6	43.7
計	14.8	15.1	17.6	18.1	16.6

構成割合(ウエイト付)					
	0-4歳	5-9歳	10-14歳	15-19歳	20歳未満計
夫婦と子	83.6	75.0	69.0	64.3	72.4
ひとり親と子	2.4	8.0	11.4	11.2	8.6
3世代夫婦と子	10.3	12.4	13.2	14.4	12.7
3世代ひとり親と子	1.7	2.3	3.5	3.4	2.8
その他	1.9	2.2	2.9	6.7	3.5
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

「国民生活基礎調査」個票データより作成

2000年代の子育て世帯の貧困指標の変化

九州大学 浦川邦夫

九州大学 徳富智哉

要 旨

本稿の目的は、2000年代に貧困指標が上昇した要因を明らかにすることである。現在、厚生労働省は1985年以降の相対貧困率を公表している。それによると、2000年代の貧困率は横ばいで推移しており、一見、貧困が深刻化していないように見受けられる。しかし、生活水準の低下による貧困ラインの下方シフトが、貧困を見えづらくしている側面があり、貧困ラインを2000年の水準に固定すると、貧困率は2000年代を通じて拡大の傾向にある。

本稿では、2000年代の「国民基礎調査」の個票データに基づき、所得要因、格差要因、構成要因の3つのそれぞれの要因が、2000年代の貧困にどの程度の影響をもたらしているかをSon(2003)の要因分解の手法を用いて検証した。また、分析対象としては、主に子どもと一緒に生活を営んでいる子育て世帯の貧困の変化に注目し、子育て世帯の貧困が他の世帯グループと比べてどのような影響を持っているか考察した。

要因分解の手法を用いた分析の結果、2000年代の子育て世帯の貧困の拡大は、(1)「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」の所得減少（所得効果）や、(2)「夫婦子ども有り世帯（末子6歳未満）」と「夫婦子どもあり世帯（末子6歳-20歳未満）」のグループ内の所得格差の拡大（格差効果）などが主な要因であることが示された。

1. はじめに

わが国の2000年代の相対貧困率は、「国民生活基礎調査」を用いた推計によると、概ね横ばいで推移している。図1は2000年から2009年にかけての日本の相対貧困率の推移（世帯員ベース）を示したものである。貧困ラインを各年で変動させるケース（実線）の貧困率はほとんど変化しておらず、2000年と比較して減少していることがわかる。しかし、これは社会全体の生活水準の低下から貧困ラインが下がり、貧困と判定される基準が厳しくなっていることによるところが大きい。貧困ラインは世帯人数を調整した等価可処分所得の中央値の50%に設定されているが、実際、2000年に年間135.5万円だった貧困ラインは、2009年には123.8万円にまで減少している。

一方、図1の点線で示した折れ線グラフは、貧困ラインを2000年時点（等価可処分所得=135.5万円）に固定したときの貧困率の推移を示している。このように貧困ラインを固定すると、貧困率は明らかに上昇傾向にあることがわかる。すなわち、仮に2000年の貧困ラインで固定した場合を見ると、貧困に陥る人の数は増加しており、貧困の程度が深刻化している。

本稿の目的は、このような2000年代の貧困率の変化の要因について、主に子育て世帯に焦点をあてて明らかにすることである。主な要因としては、次の3つが考えられる。第1は、小塩・浦川(2008)でも指摘されているように、社会の様々な世帯グループの生活水準が低下したことによるものである。特に、2000年代後半は、世界金融危機の影響で、日本の金融市場だけでなく、労働市場も非典型雇用を中心に大きな影響を受けた。失業やワーキングプアの増加は、貧困の増加に少なからぬ影響をもたらしたと考えられる。

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さらなる所得低下により、貧困指標が上昇してしまう可能性がある。したがって、社会全体でみた平均的な景気の変化が、貧困に陥りやすい低所得層の所得変化に連動しているのか、あるいはそれほど関連していないのかを検証する必要がある。

第3は人口構成比の変化である。たとえば、高齢化が進み、高齢者比率が上昇すると、もともと社会の中で貧困に陥るリスクの高い高齢層が貧困の上昇に及ぼす影響が大きくなると考えられる。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複数の研究で示されている（大竹・齊藤, 1999; 小塩, 2004, 白波瀬・竹内, 2009）。それゆえ、貧困の変化を分析するときも人口構成比の変化を考慮する必要がある。

要因分解を行っている日本の先行研究としては、阿部(2006)や小塩(2010)が挙げられる。阿部(2006)は、1984年から2002年の「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1つだけを変化させた時、再分配後所得の貧困率がどの程度変化するかシミュレーションしている。主な分析結果としては、人口の高齢化よりも、各年齢層の貧困率の変化の効果の方が、全体に与える影響が大きい

点を導き出している。

また、小塩(2010)は、1997年から2006年の個票データを用いることにより、貧困率の変化を「人口動態要因」、「貧困線のシフト要因」、「その他の要因」に分解した分析を行っている。そして、主な結果として、貧困率の変化は「貧困ラインの下方シフト」によって大幅に小さくなっている点を指摘している。

本稿は、以下の3つの点において上記の先行研究と異なっている。まず第1に、2000年代(2000年から2009年)の期間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、貧困指標の全体的な変化に大きな影響を与えた世帯グループを見きわめるため、Son(2003)が提唱したFGTタイプの貧困指標を用いた要因分解を活用している。そして、第3に、子どもと一緒に生活している子育て世帯に主に焦点をあて、他の世帯グループと比較した分析を行っている。

本稿の構成は次の通りである。2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。3節では、貧困指標を分解する方法を説明する。そして、4節では分析結果を示して解釈し、5節において結論をまとめる。

2. データ

2.1 使用データ

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年である。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ない点に注意が必要である。また、税・社会保険料のより詳細な細目については、匿名データからはわからない。

本稿では、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については、データの信頼性を考慮して分析から削除した。この作業によって、当初のサンプルから1割から3割のサンプルが除外された。結果として、サンプルサイズは、それぞれ2001年19038人、2004年11838人、2007年11440人、2010年11048人となった。

本稿の測定においては、それぞれの世帯の可処分所得(手取り)所得を世帯人数の平方根で除した等価可処分所得を各世帯員に割り当て、世帯員ベースで所得の貧困を分析することとする。まず、世帯の可処分所得は以下のように定義される。

世帯の可処分所得 = 総所得 - 税 - 社会保険料 - 個人年金・企業年金等の掛金

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。また、貧困ラインについては、等価可処分所得の所得分布の中央値の50%を用いる。

2.2 世帯類型

本稿では、分析を行う上で、世帯のグループ分けを行った。具体的には、「単身世帯」、「夫婦のみ世帯」、「夫婦子どもあり世帯（末子6歳未満）」、「夫婦子どもあり世帯（末子6歳～20歳未満）」、「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」、「母子世帯」、「単身高齢者世帯」、「高齢者2人以上世帯」、「三世帯世帯」、「その他世帯（世帯主65歳未満）」、「その他世帯（世帯主65歳以上）」の11個の世帯類型に分類した。なお、「夫婦子どもあり世帯」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あり、他の者が同居する世帯は「その他」に分類される。

3. 分析の枠組み

3.1 FGT指標による要因分解

貧困を分析する場合、貧困の異時点間における変動を複数の要因に分解することで、貧困の変化の具体的な理由が検証可能となる。Datt and Ravallion (1992)は、貧困指標の変化の原因を「生活水準の変化」、「格差の変化」、「人口構成比の変化」の3つの要素に分解することを提案している。具体的には、貧困指標の変化について、平均所得の変化に伴う変化（growth component）、ローレンツ曲線の変化に伴う変化（redistribution component）、それ以外の残差に伴う変化（residual）に分けた推定手法を提唱している。また、Kakwani (2000)も、貧困指標の変化を各グループ内の所得変化による効果と再分配による効果に分解して把握する手法を提示している。

本節では、まず上記の手法を応用したSon (2003)の要因分解の手法について解説する。Son (2003)は、Foster et al. (1984)によって提唱されたFGT指標((1)式参照)の2時点間の変化 ΔP が、以下の(2)式で分解可能であることを示した。

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

$$\Delta P = \sum_{k=1}^m \bar{f}_k(\Delta P_k)_{Inc} + \sum_{k=1}^m \bar{f}_k(\Delta P_k)_{Ineq} + \sum_{k=1}^m \bar{P}_k \cdot \Delta f_k \quad (2)$$

ここで、 Δf_k は2時点($t = 1, 2$)の間におけるグループ k の人口構成比の変化 $f_{2k} - f_{1k}$ を表す。また、 \bar{f}_k は2時点におけるグループ k の人口構成比の平均 $(f_{1k} + f_{2k})/2$ を表す。同様に、 ΔP_k は

グループ k の貧困レベルの2時点間の変化 $P_{2k} - P_{1k}$ を表し、 \bar{P}_k は2時点におけるグループ k の貧困レベルの平均 $(P_{1k} + P_{2k})/2$ を表す。

このとき、上の式において生活水準の変化の影響を示す $(\Delta P_k)_{inc}$ は、以下の(3)式で計算される。

$$(\Delta P_k)_{inc} = \frac{1}{2}[P(z, \mu_{2k}, L_{1k}(\pi, p)) - P(z, \mu_{1k}, L_{1k}(\pi, p))] + \frac{1}{2}[P(z, \mu_{2k}, L_{2k}(\pi, p)) - P(z, \mu_{1k}, L_{2k}(\pi, p))] \quad (3)$$

ここで、 μ_{tk} は時点 t におけるグループ k の平均所得、 $L_{tk}(\pi, p)$ は時点 t におけるグループ k のローレンツ曲線である。 p は累積人員比率、 π はローレンツ曲線のパラメータのベクトルである。すなわち、生活水準の変化の影響は、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 指標の変化に対応する。ただし、ローレンツ曲線の固定については、変化前の時点 $t = 1$ に固定する方法と変化後の時点 $t = 2$ に固定する方法との2つがある。ここでは、両者の平均を生活水準の変化の影響とみなす。

一方、格差の変化の影響を示す $(\Delta P_k)_{ineq}$ は、以下の(4)式で計算される。

$$(\Delta P_k)_{ineq} = \frac{1}{2}[P(z, \mu_{1k}, L_{2k}(\pi, p)) - P(z, \mu_{1k}, L_{1k}(\pi, p))] + \frac{1}{2}[P(z, \mu_{2k}, L_{2k}(\pi, p)) - P(z, \mu_{2k}, L_{1k}(\pi, p))] \quad (4)$$

この式から明らかなように、格差の変化の影響は、貧困線と平均所得を固定し、ローレンツ曲線だけを変化させたときのFGT 指標の変化に対応する。こちらも、平均所得の固定について、変化前の時点あるいは変化後の時点に固定する方法が考えられるため、両者の平均を格差の変化の影響とみなす。

以上から、本稿では、(2)式の右辺第一項を所得効果、第二項を格差効果、第三項を構成効果と呼び、要因分解の分析に用いることとする。

3.2 ローレンツ曲線を用いた貧困指標の推定

Villasenor and Arnold(1989)は、所得データからローレンツ曲線 $L(\pi, p)$ を推定する上で下記の(5)式の一般的なGQタイプのローレンツ曲線 (General Quadratic Lorenz Curve)を用いると、あてはまりが非常によくなることを示した。

$$ap^2 + bpL + cL^2 + dp + eL + f = 0 \quad (5)$$

ローレンツ曲線 $(p, L(p)) = (0, 0), (1, 1)$ を必ず通ることから、 $f = 0, e = -(a + b + c + d)$ が導かれる。また、 $c = 1$ （楕円形）を仮定し、 $e = -(a + b + 1 + d)$ を二次関数に代入して整理すると、以下の(6)式を得る。

$$L(1 - p) = a(p^2 - L) + bL(p - 1) + d(p - L) \quad (6)$$

分析では、この上記の関数に切片なしのOLSを適用することで、各年のパラメータ $(\pi = (a, b, d))$ を計算し、ローレンツ曲線を推計する。

Datt and Ravallion(1992)、Datt (1998)は、GQタイプのローレンツ曲線の各パラメータ π 、平均所得 μ 、貧困ライン z をもとに、FGTタイプの貧困指標である貧困率 P_0 、貧困ギャップ率 P_1 、2乗貧困ギャップ率 P_2 が、それぞれ以下の(7)、(8)、(9)式のような計算で導出できることを示している。

$$P_0 = -\frac{1}{2m} [n + r(b + 2z/\mu)[(b + 2z/\mu)^2 - m]^{-1/2}] \quad (7)$$

$$P_1 = P_0 - (\mu/z)L(P_0) \quad (8)$$

$$P_2 = 2P_1 - P_0 - \left(\frac{\mu}{z}\right)^2 \left[aP_0 + bL(P_0) - \frac{r}{16} \ln \left(\frac{1 - P_0/s_1}{1 - P_0/s_2} \right) \right] \\ \left(m = b^2 - 4a, n = 2be - 4d, r = (n^2 - 4me^2)^{\frac{1}{2}} \right) \quad (9)$$

図2は、ローレンツ曲線の形状の変化が(1)式のFGT指標 P_α の変化に与える影響について検討するため、具体的な例を示したものである。 $P_0 = 0.2$ としよう。このとき、図2(a)のケースのように格差が全体的として拡大すると、通常は P_0 も P_2 も上昇する。一方、図2(b)のケースでは、所得格差が変化の前後で拡大しているものの、貧困層の周辺では縮小していることがわかる。この場合、 P_0 の上昇にともなって $L(P_0)$ が上昇することで P_2 が減少することがある。これを、貧困層の生活が改善したと見るか、あるいは貧困層の厚みが増しただけと見るかは判断が難しい。少なくとも、格差の変化の影響は異なる貧困指標に対して、符号が反対になる可能性があることに注意すべきであろう。

4. 推定結果

前節の要因分解手法を用いて、2000年から2009年にかけての貧困指標の変化について検討を加える。まず、表1は、世帯類型別にみた平均所得（可処分所得）の変化を示してい

る。

表から明らかなように、2000年から2009年にかけて所得をもっとも減らしたのは、「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」や「その他（世帯主65歳以上）」であり、平均で約45万円もの減少であった。一方、「夫婦子どもあり世帯（末子6歳未満）」と「夫婦子どもあり世帯（末子6歳～20歳未満）」については、平均所得は若干であるがむしろ上昇している。これらのグループと比べると「単身世帯」や「夫婦のみ世帯」の世帯グループの方が、この時期に所得の減少を経験していることがわかる。

次に、世帯類型別にみた2001年から2010年にかけての構成比の変化を示した表2を見ていく。表からは、「三世代世帯」の世帯構成割合が二時点間で約マイナス7.5%ポイントと最も減少し、次いで「夫婦子どもあり世帯（末子6歳～20歳未満）」が約マイナス3.1%ポイントの減少であることがわかる。一方、子どもを持たない「夫婦のみ世帯」は約2%ポイント上昇し、高齢者2人以上世帯は約4.3%ポイント上昇している。

さらに、分析期間において、貧困率、2乗貧困ギャップ率を世帯類型ごとに推計した結果である表3をみていく。表を参照すると、2000年から2009年にかけて、「高齢者世帯」やサンプルサイズの少ない「母子世帯」を除く世帯類型において、貧困率、2乗貧困ギャップ率が増加していることがわかる。最も貧困率、2乗貧困ギャップ率が上昇したのは「単身世帯」であるが、子育て世帯も一定の貧困の上昇が確認される。また、世帯類型ごとの所得変化を示した表1とあわせて考えると、平均所得が低下する中で貧困レベルが増加したグループ（「単身世帯」、「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」、「その他（世帯主65歳未満）」、「その他（世帯主65歳以上）」と、平均所得が増加しているにも関わらず貧困レベルが増加したグループ（「夫婦子どもあり世帯（末子6歳未満）」、「夫婦子どもあり世帯（末子6歳～20歳未満）」）に分けることができる。

表4は、前節で示した要因分解の手法に基づき、2種類のFGT 指標($\alpha = 0, \alpha = 2$)の変化($\Delta P_0 = 2.56, \Delta P_2 = 0.21$)を所得効果、格差効果、構成効果の3つに分解した結果を世帯類型別に示している。

まず、貧困率(P_0)の変化を要因分解した推定結果を確認する。グループ名の最下段にある「合計」は、所得効果、格差効果、構成効果が社会全体でどれだけになるかを示している。この中では構成効果が最も大きく、 ΔP_0 の5割程度を占めていることがわかる。これは、「単身高齢者世帯」や「高齢者2人以上世帯」で値が大きくなっており、元々貧困に陥りやすい高齢者世帯が人口に占める割合の増加が、全体の貧困レベルの上昇にも寄与していることが読み取れる。

ただし、所得効果も比較的大きく、 ΔP_0 の4割強を占めている点が注目される。すなわち、格差や人口構成比の変化を考慮したとしてもなお、2000年代の生活水準の低下それ自体が、貧困率の上昇に大きな影響を与えていることが分かる。特に、子育て世帯について言えば、「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」の所得減少（所得効果）が、貧困の上昇に寄与している。

一方、格差効果は3つの効果の中で最も小さかった。値自体はプラスであり、社会全体の格差拡大が貧困率の上昇に一定の効果があったことが読み取れるが、貧困率の変化(ΔP_0)に与える影響が大きいとまでは言えない。ただし、「夫婦子ども有り世帯（末子6歳未満）」と「夫婦子どもあり世帯（末子6歳－20歳未満）」については他の世帯類型と比べて格差効果が大きく、グループ内の所得格差が拡大したことが貧困の拡大に寄与していることが読み取れる。

なお、 ΔP_0 に大きな影響を与えたのは、 ΔP_0 の最右列にある「合計」の値から判断すると、世帯類型別では「単身世帯」であったことが分かる。「単身世帯」は、各効果の値はそれほど大きくないが、すべての効果がプラスになっており、結果として2000年代の貧困化に大きく寄与した。

また、2乗貧困ギャップ率(P_2)の変化を捉えた表4の右側の結果を見ても、 P_0 と同様、「所得効果」と「構成効果」が ΔP_2 の主因であることが確認できる。 P_2 全体の変化で見た場合、「所得効果」は全体の ΔP_2 を上回っており、 P_0 よりも影響力が増している。

各グループが ΔP_2 に与える影響力については、 P_0 とやや異なる点に注意が必要であるが、全体として「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」の所得効果や「夫婦子どもあり世帯（末子6歳未満）」の格差効果が高く、「単身高齢者世帯」と「高齢者2人以上世帯」の構成効果が高い点は類似の結果であった。

格差効果については、合計では P_0 と符号が反対でマイナスとなっている。これは、 $(\Delta P_2)_{Ineq}$ がちょうど貧困線に位置する層のローレンツ曲線 $L(P_0)$ 上の値に影響を受けるためと考えられる。 P_2 の格差効果が全体でマイナスであるということは、貧困層が保有する所得の全体に占める割合が上昇し、貧困層の生活が改善している可能性を示唆している。その一方で、 P_0 の上昇によって貧困層の厚みが増したという単純な理由で、 $L(P_0)$ が上昇したという効果も含まれる。この点については、より詳細な検証が必要である。

P_0 と P_2 とで結果がやや異なるので、2000年代の貧困の変化において、影響力の強かったグループを正確に判別することは難しい。しかし、「単身高齢者世帯」、「高齢者2人以上世帯」、「その他の世帯（世帯主65歳以上）」などの世帯グループについては、いずれも強い影響力を持っていることが分かるので、貧困の増加に少なからぬ影響を与えていると判断できる。そして、成人の子どもと同居している「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」が、貧困に与える影響が高くなっていることも、2000年代の大きな特徴と言える。

5. おわりに

本稿では、厚生労働省「国民生活基礎調査」の4か年分(2001, 2004, 2007, 2010)の個票データ（匿名データ）を用いて、貧困ラインを2000年の水準に固定したときにFGT 指標が上昇する要因を分析した。貧困指標の変化の要因として、本稿では、所得水準の変化、世帯グループ内の所得格差の変化、各グループの構成割合の変化の3つの効果に注目し、Son(2003)の要因分解の手法を用いて、それぞれの効果が各世帯グループや全体の貧困変化にどのよ

うな影響を与えているかを推定した。とりわけ、子育て世帯の貧困変化に主に焦点をあて、生活水準の変化や格差の変化がどの程度影響しているかを他グループと比較しながら検討した。

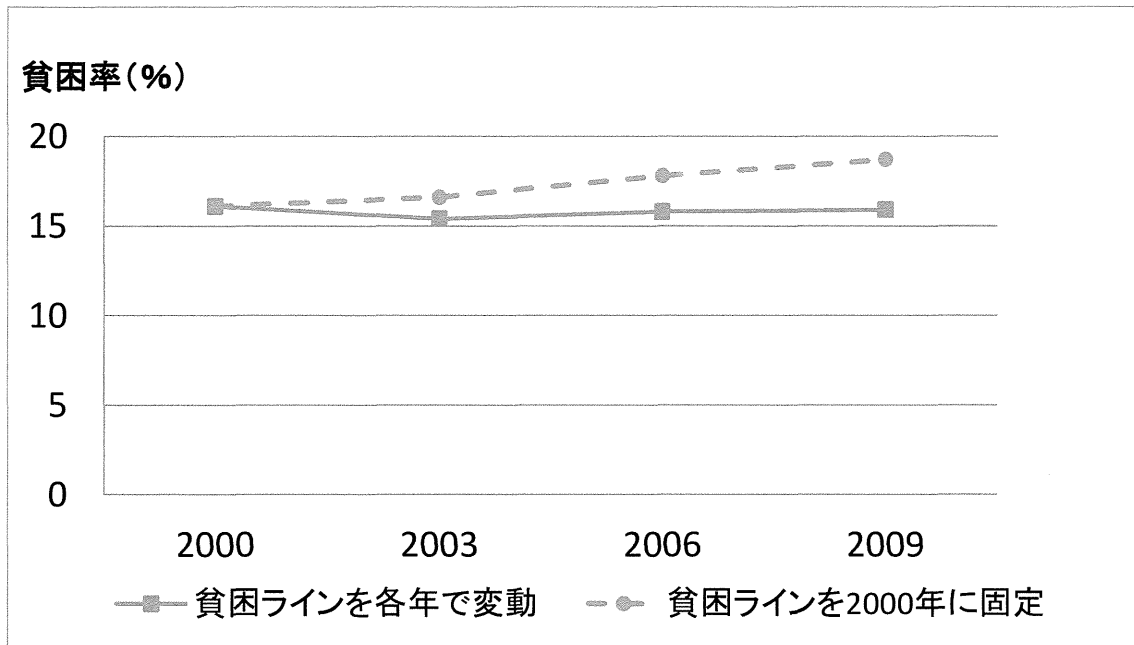
分析の結果、全体として見ると、2000年代のFGT 指標の上昇は、格差の変化や人口構成比の変化を考慮してもなお、その大半が生活水準の低下によって説明できることが分かった。子育て世帯について言えば、特に「夫婦子どもあり世帯（末子20歳以上）」で生活水準の低下が見受けられた。また、注目される点として、格差の影響についてみると、「夫婦子ども有り世帯（末子6歳未満）」と「夫婦子どもあり世帯（末子6歳－20歳未満）」に関して、格差効果が大きくなっており、これらのグループ内での所得格差の拡大は、貧困の増加に一定の影響をもたらしていることがわかった。

以上の考察を踏まえ、最後に今後の課題について述べる。第1は、分析結果から示されたように、成人の子どもと暮らす世帯の生活水準の低下や、就学前や小中高の子どもと暮らす世帯における所得格差の拡大のより根本的な原因を分析することである。子育て世帯における所得格差の拡大の原因については、世帯主の非正規雇用の増加、夫婦の働き方の組み合わせの変化、再分配政策の弱体化など、2000年代に生じた多様な側面を考慮する必要がある。たとえば、小塩(2014)では、日本では就労世代に対する再分配政策の規模が、高齢世代と比べて小さく、格差是正効果が弱体化している点が示されている。どのような政策が子育て世帯の貧困を実質的に減少させるかについて、他のデータの活用も踏まえた検証が望まれる。また、第2に、各効果の大きさの統計的な有意性をより厳密に確認することが必要である。とりわけ、各グループの所得効果や格差効果が統計的に有意であるかどうかの検証が重要であり、この点については著者達の今後の課題としたい。

浦川邦夫（九州大学大学院経済学研究院准教授）

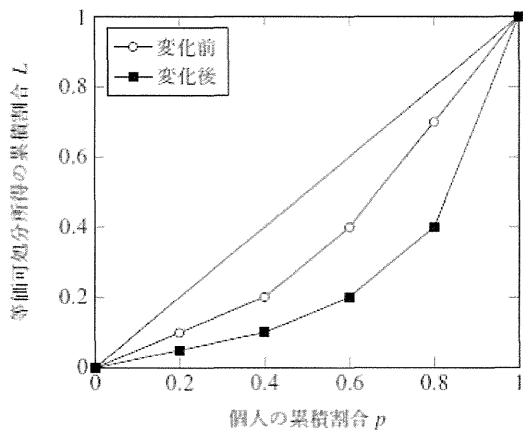
徳富智哉（九州大学大学院経済学府博士課程）

図 1 2000 年代の相対貧困率の変化

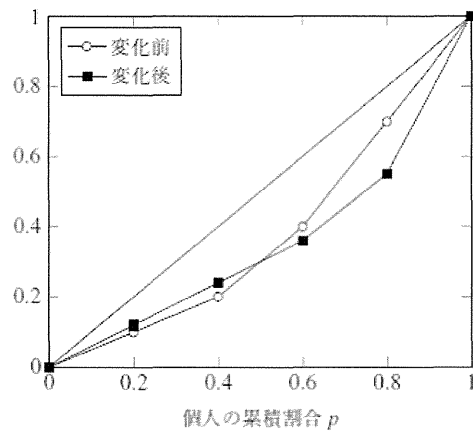


(出所) 厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データより著者作成。

図 2 ローレンツ曲線の変化の例



(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

表 1 世帯類型別にみた平均所得（可処分所得）の変化

	2000-2003	2003-2006	2006-2009	2000-2009
単身世帯	-15.30	-2.39	-11.35	-29.05
夫婦のみ世帯	-7.48	-14.76	-1.49	-23.73
夫婦子供あり世帯(末子6歳未満)	21.11	-3.60	-3.90	13.61
夫婦子供あり世帯(末子6-19歳)	2.08	-6.43	6.88	2.53
夫婦子供あり世帯(末子20歳以上)	-19.95	-18.91	-6.38	-45.23
母子世帯	3.45	-4.52	34.86	33.80
単身高齢者世帯	-10.97	15.07	-1.22	2.88
高齢者2人以上世帯	-22.00	-1.70	6.72	-16.98
三世帯世帯	-21.37	4.64	13.84	-2.89
その他(世帯主65歳未満)	-5.91	7.23	-25.80	-24.47
その他(世帯主65歳以上)	-22.99	-12.32	-6.57	-41.88

(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が作成。

表 2 世帯類型別にみた構成比の変化

	2001	2010	変化(01-10)
単身世帯	3.9%	4.6%	0.7%
夫婦のみ世帯	9.4%	11.4%	2.0%
夫婦子供あり世帯(末子6歳未満)	10.7%	10.4%	-0.3%
夫婦子供あり世帯(末子6-19歳)	17.1%	14.0%	-3.1%
夫婦子供あり世帯(末子20歳以上)	14.3%	14.9%	0.6%
母子世帯	1.0%	1.1%	0.0%
単身高齢者世帯	3.3%	4.7%	1.4%
高齢者2人以上世帯	6.3%	10.6%	4.3%
三世帯世帯	23.2%	15.5%	-7.6%
その他(世帯主65歳未満)	7.3%	7.4%	0.1%
その他(世帯主65歳以上)	3.4%	5.3%	1.9%

(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が作成。

表 3 世帯類型別にみた貧困指標の推移

	貧困率 (P ₀)				2乗貧困ギャップ率 (P ₂)			
	2000	2003	2006	2009	2000	2003	2006	2009
単身世帯	28.1	31.4	34.8	35.6	4.8	6.4	8.9	6.5
夫婦のみ世帯	15.1	15.0	14.6	15.1	2.1	2.2	2.0	2.5
夫婦子供あり世帯(末子6歳未満)	17.0	13.1	13.8	17.2	2.2	1.2	1.1	2.8
夫婦子供あり世帯(末子6-19歳)	9.0	9.3	8.5	12.1	1.3	1.0	0.8	1.5
夫婦子供あり世帯(末子20歳以上)	9.6	8.8	13.1	11.9	1.2	1.2	1.7	1.6
母子世帯	69.0	69.0	66.0	48.1	18.5	19.8	15.1	9.4
単身高齢者世帯	46.8	52.5	46.2	47.0	10.4	11.3	10.4	8.8
高齢者2人以上世帯	20.4	22.5	22.4	16.7	3.0	3.7	3.0	1.9
三世代世帯	12.4	12.9	12.7	13.1	2.6	1.8	3.0	1.8
その他(世帯主65歳未満)	20.2	20.0	18.1	25.6	3.7	3.5	3.0	4.5
その他(世帯主65歳以上)	24.1	19.7	26.9	26.8	3.7	3.5	5.3	4.9
合計	16.1	16.6	17.8	18.7	2.6	2.7	3.0	2.8

(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が推定。

表 4 貧困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	構成効果	合計	所得効果	格差効果	構成効果	合計
単身世帯	0.21	0.11	0.22	0.55	0.06	0.02	0.04	0.114
夫婦のみ世帯	0.19	-0.19	0.30	0.30	0.04	0.00	0.05	0.082
夫婦子供あり世帯(末子6歳未満)	-0.22	0.25	-0.05	-0.02	-0.03	0.10	-0.01	0.060
夫婦子供あり世帯(末子6-19歳)	-0.02	0.43	-0.29	0.12	0.00	0.02	-0.04	-0.020
夫婦子供あり世帯(末子20歳以上)	0.46	-0.05	0.02	0.44	0.08	-0.02	0.00	0.070
母子世帯	-0.19	-0.03	0.02	-0.20	-0.06	-0.04	0.00	-0.092
単身高齢者世帯	-0.04	0.05	0.66	0.67	-0.01	-0.05	0.13	0.073
高齢者2人以上世帯	0.24	-0.55	0.79	0.48	0.04	-0.13	0.10	0.015
三世代世帯	0.04	0.10	-0.97	-0.83	0.01	-0.16	-0.17	-0.320
その他(世帯主65歳未満)	0.21	0.19	0.03	0.42	0.05	0.00	0.00	0.059
合計	1.15	0.15	1.23	2.52	0.24	-0.27	0.20	0.173

(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が推定。

付 記

本稿の執筆にあたり、2015年12月12-13日の貧困研究会（九州大学）の参加者ならびに2016年2月23日の子どもの貧困研究PJ（首都大学東京）の参加者から貴重なコメントを頂いた。

記して感謝申し上げます。なお、分析にあたっては、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。また、本稿で示した表は、提供された匿名データを基に筆者達が独自に作成・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*, 50, 1-21.
- Datt, G. and Ravallion, M. (1992) “Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures,” *Journal of Development Economics*, 38, 275-295.
- Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E. (1984) “A Class of Decomposable Poverty Measures,” *Econometrica*, 52(3), 761-766.
- Kakwani, N. (2000) “On Measuring Growth and Inequality Components of Changes in Poverty with Application to Thailand,” *Journal of Quantitative Economics*, 16, 1-17.
- Son, H. H. (2003) “A New Poverty Decomposition,” *Journal of Economic Inequality*, 1, 181-187.
- Villaseñor, J. A. and Arnold, B. C. (1989) “Elliptical Lorenz Curves,” *Journal of Econometrics*, 40, 327-338.
- 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。
- 小塩隆士(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(2014) 『持続可能な社会保障へ』 NTT出版。
- 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 卷，第3 号，278-290 頁。

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 卷，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 卷，第2 号，259-278 頁。