
特集：小さな世帯の増加と社会保障

親の配偶関係別にみたひとり親世帯の子どもの貧困率 ——世帯構成の変化と社会保障の効果——

田宮 遊子*

抄 録

本研究は、ひとり親世帯に属する子どもの相対的貧困率を推計し、貧困率の変化要因について、親の配偶関係や性別による違い、社会保障の制度改革の影響に焦点をあてて検討した。分析には、「国民生活基礎調査」個票データを用いた。ひとり親世帯の子どもの貧困率は、離別母子で最も高く、次いで死別母子と未婚母子・父子の貧困率が高い傾向にある。父子世帯の子どもの貧困率は、母子世帯よりも低位に推移していた。次に、税・社会保障制度による貧困削減効果は、母子世帯において死別の場合により大幅な効果がみられた。離別母子では、2006年以降一定の貧困削減効果がみられるようになった。さらに、ひとり親の子どもの貧困率の変化の要因分析の結果、当初所得での貧困率を上昇させる主要因は当初所得の変化であるが、2000年代後半以降はそれを税・社会保障の貧困削減効果で相殺することで貧困率の上昇を抑制していた。離別母子の増加といったひとり親の構成割合の変化は、当初所得の影響よりは小さいものの、貧困率の引き上げに一定程度寄与していた。

キーワード：子どもの貧困、貧困率の動向、貧困率の変化要因、離別・死別・未婚のひとり親

社会保障研究 2017, vol.2, no.1, pp.19-31.

I はじめに

日本において、子どものいる世帯のうち、特にひとり親世帯の相対的貧困率が高く、その経済的貧困は深刻な水準にある。ただし、同じひとり親世帯であっても、離別か死別か未婚かという親の配偶関係の違いや、母子世帯か父子世帯かという親の性別の違いによって、経済的状況は異なっている。親の配偶関係や性別によって所得水準が異なるのは、一般的には、就労によって得られる収入の差によるが、特にひとり親世帯に関しては、

社会保障制度の違いによる影響が無視できない。ひとり親の配偶関係や性別によって、社会保障の受給可能性は異なっており、死別の場合には年金が、離別・未婚の場合には児童扶養手当が主として支給の対象となる。父子世帯に関しては、児童扶養手当や遺族基礎年金といったひとり親を対象とした社会保障の対象に含まれるようになったのは近年のことである。

現在、ひとり親のなかでは社会保障の水準が相対的に高い死別母子世帯が減少する一方で、離別や未婚の母子世帯が増加傾向にある。こうした人口学的な特徴は、ひとり親の子どもの貧困率全体

*神戸学院大学経済学部 准教授

を悪化させる要因になっている可能性がある。また、児童扶養手当、遺族基礎年金、児童手当や生活保護といった社会保障の制度改正も、ひとり親の子どもの貧困率の変化に影響を及ぼしていると考えられる。

そこで本研究では、ひとり親の配偶関係や性別、社会保障制度と子どもの貧困率との関係について検討する。具体的には、①ひとり親の配偶関係と性別が子どもの貧困率にどの程度の違いをもたらすのか、②ひとり親の配偶関係、性別によって税・社会保障制度の貧困削減効果には違いがあるのか、③ひとり親の配偶関係の変化や社会保障の制度改正は子どもの貧困率の変化にどの程度の影響を及ぼしているのか、という3点について分析を行う。

II 先行研究

ひとり親の子どもの相対的貧困率については、ふたり親世帯の子どもの比較から、その特徴が示されている。厚生労働省による相対的貧困率の公表統計によれば、1985年から2012年の間、大人が二人以上と子どもからなる世帯の貧困率が9.6%から12.7%の間を推移しているのに対し、大人が一人と子どもからなる世帯では、50.1%から63.1%の間を推移しており、ひとり親世帯の貧困率の高さが目立つ〔厚生労働省(2014)〕。また、阿部(2010)は、1995年、2004年、2007年の「国民生活基礎調査」を用いて子どもの貧困率を推計している。子どもが属している世帯類型ごとに見ると、母子世帯の貧困率の高さが突出していることが示されている〔阿部(2010), pp.45-48〕。

ただし、母子世帯が貧困世帯に占める割合は小さく、全世帯の貧困率に与える影響は限定的であることが指摘されている。「所得再分配調査」の個票データを用いて貧困率を推計した橘木・浦川(2006)によれば、相対的貧困率でみた貧困世帯に占める母子世帯のシェアは1995年で4.6%、2001年で4.7%と大きくはない。また、相対的貧困率

全体への寄与率(貧困者に占める各世帯類型の割合)は、単身世帯が12.4%(1995年)、20.2%(2001年)、高齢単身世帯が21.1%、20.9%であるのに対し、母子世帯では4.6%、4.7%と比較的小さい〔橘木・浦川(2006), pp.80-89〕。

このようなふたり親世帯との比較や、各世帯類型との比較からひとり親世帯の貧困の程度を考量するだけでなく、ひとり親世帯内の貧困率の違いについても検討されている。就労状況の違いと貧困率の関係に着目した分析として、Förster and Mira d'Ercole(2005)、および、OECD(2008)では、親が就労しているか否かによる各国の貧困率の差を示している。2000年〔Förster and Mira d'Ercole(2005), pp.34-35〕、および、2000年代半ば〔OECD(2008), pp.137-138〕のいずれの時点においても、親が就労しているひとり親世帯の貧困率は無業の場合と比べて低下する傾向にあり、OECD平均値で見ると、就労することはひとり親の貧困リスクを約6割低下させていた。ところが、日本ではこの傾向に反して両者の差が小さく、2000年時点ではむしろ就労している場合に貧困率が高くなっている。親が就労しているひとり親世帯の貧困率は、2000年時点でトルコに次いで、2000年代半ばでは比較している国の中で最も高い数値となっている。日本のひとり親は就労していても貧困から脱することのできないワーキング・プアの特徴が顕著であることがわかる。

西文彦・菅まりの一連の研究では、近年のひとり親世帯の人口動態の特徴について、2000年の「国勢調査」の公表統計、および、2005年の同調査の全数の約1%を抽出した「国勢調査抽出速報集計用データ」から分析されている¹⁾。1990年以降、母子世帯は増加傾向にあり、配偶関係別にみると、離別と未婚で増加傾向にあり、死別は減少傾向にある〔西・菅(2006a;2006b;2006c)〕。また、家族類型にも特徴が認められており、母子世帯では、母と子以外の親などの世帯員を含む世帯が3割を占め、また、その数が増加している。核家族以外の母子世帯の増加率は、2000年から2005年に

¹⁾ 西・菅の研究では、「子と同居で配偶者のいない15～49歳の女性」をシングル・マザー、「子と同居で配偶者のいない15～49歳の男性」をシングル・ファーザーと定義し、子どもの年齢の制限はおいていない。

かけて26.4%増と、母と子のみの母子世帯の同期間の増加率8.8%を大幅に上回っていた〔西・菅(2007b)〕。父子世帯については、配偶関係(離別・死別・未婚)別の割合に母子と大きな違いはないが、親等を含む核家族以外の世帯の割合が高く、父と子のみの核家族世帯の割合を上回るという特徴が示されている〔西・菅(2007a; 2007b)〕。

核家族以外のひとり親世帯が増加傾向にあるなかで、親と子のみの独立母子世帯か、それ以外の大人(主として祖父母)と同居している同居母子世帯なのかという世帯構造の違いについて、子どもの貧困率との関係に着目した最初の研究が阿部(2005)である。阿部(2005)では、「国民生活基礎調査」の1998年、1999年、2001年の個票データを用いてひとり親の子どもの貧困率を推計している。同居母子世帯の子どもの貧困率は、独立母子世帯の半分程度であることから、親などとの同居が母子世帯の経済状況の改善に寄与している。同じく「国民生活基礎調査」の1986年から2007年までの大調査年の個票データを用いたShirahase and Raymo(2014)でも、母と子以外の同居者の有無別に母子世帯の貧困率を推計している。母と子のみの母子世帯の貧困率は52~65%の間を推移しているが、親などと同居している同居母子世帯については貧困率が半減しており、同居母子世帯を含めた母子世帯全体で貧困率を推計すると51~61%の間を推移し、同居母子世帯を含めない場合の貧困率を12~20%低下させていた。また、同居母子世帯において、同居している者の所得が無かった場合、その貧困率(1995年から2007年までの平均値)は31%から79%に上昇すると推計されている。これは、母親本人の収入が無かった場合の貧困率、社会保障給付が無かった場合の貧困率のいずれの場合の推計値よりも高位であった。このことから、同居母子世帯では同居している親の所得をシェアすることで母と子のみの母子世帯よりも貧困リスクを低下させることが示されている〔Shirahase and Raymo(2014)〕。

核家族以外のひとり親世帯の増加だけでなく、離別・未婚が増加し、死別が減少傾向にあるというひとり親の人口学的変化もまた、貧困率の変動

に影響を及ぼす可能性がある。例えば、「平成23年度全国母子世帯等調査」では、ひとり親世帯は、親の配偶関係、性別によって異なる経済的状況下にあることが示されている。母子世帯の母の年間就労収入の平均は、死別で256万円、離別で176万円、未婚で160万円であり、世帯の年間収入の平均はそれぞれ、451万円、276万円、306万円と、死別で高く生別(離別、未婚)で低い傾向がある。また、母子世帯全体でみた母の年間就労収入の平均は223万円、世帯の年間収入の平均は291万円であったのに対し、父子世帯では、それぞれ、380万円、455万円であり、母子世帯の収入は父子世帯の6割程度にとどまっている。このように、ひとり親の配偶関係や性別によって所得水準が異なる傾向がみられるが、親の配偶関係別の子どもの貧困率については、先行研究では推計されていない。

次に、ひとり親の子どもの貧困率の増減要因について検討した研究として、まず、家族構成の変化と子どもの貧困率の変化要因を推計している Eggebeen and Lichter(1991)が挙げられる。Eggebeenらは、1960年から1988年までの米国の子どもの貧困率の変化について、子どものいる家族の5類型(夫婦世帯、夫婦とほかの成人の世帯員のいる世帯、母子世帯、母子世帯とほかの成人の世帯員のいる世帯、父子世帯)の構成割合、親の就労状態、親の人種による変化がどの程度寄与しているのか、センサスの個票データを用いて推計している。それによれば、1960年から1988年までの母子世帯や未婚の親の増加といった家族構成の変化は、子どもの貧困率の上昇に顕著な影響を及ぼしており、家族構成が1960年水準であったならば、1988年の米国政府の子どもの貧困率の公式値は3分の1に低下する。また、1980年代の子どもの貧困率上昇分の46%(絶対貧困基準でみた貧困率)、同59%(相対貧困基準でみた貧困率)が家族構成の変化によるものと推計されている〔Eggebeen and Lichter(1991)〕。

日本のひとり親に関する研究では、阿部(2006)が「所得再分配調査」の個票データを用いて1987年から2002年の子どもの貧困率の変化要因を分析している。阿部(2006)では、Förster and Mira d'

Ercole (2005) が1990年代半ばから2000年までのOECD加盟国の相対的貧困率の変化要因について、世帯の有業者数の変化による効果、税・社会保障の再分配効果、市場所得の貧困率の効果の3要因に分解して分析した方法 (Shift-share分析) を応用し、子どものいる世帯における母子世帯割合の変化による効果、税・社会保障の再分配効果、市場所得の効果の3要因に分解して子どもの貧困率上昇の要因を推計している。それによれば、1987年から2002年までの子どもの貧困率の上昇は、母子世帯以外の有子世帯の市場所得での貧困率の上昇の影響が大きく、母子世帯割合の増加の影響は小さいという結果が示されている (阿部2006)。

Ⅲ 使用データと分析方法

本研究では、ひとり親世帯の貧困率がどのように推移しているのか、貧困率の増減要因は何かを明らかにするために、ひとり親の配偶関係と社会保障の再分配効果に焦点をあて、貧困率の推計と要因分解をおこなう。

本稿の分析には、厚生労働省「国民生活基礎調査」を使用する。同調査は、3年ごとの大規模調査とその間の簡易調査とがあるが、ひとり親世帯の子どもについて十分な標本数を確保するため、本研究では前者を使用する。具体的には、1995年、2001年、2007年、2013年に実施された大規模調査の個票データを用いる。本研究は経済的貧困に着目することから、国民生活基礎調査の調査票のうち、主として所得票の個票データを用い、補足的に世帯票を所得票とマッチングさせたうえで用いる。

ここでひとり親世帯の子どもとは、配偶者のいない女親・男親と同居する未婚の20歳未満の子と定義する。ひとり親世帯には、ひとり親と子どものみからなる世帯だけでなく、ほかの世帯員のいるひとり親世帯も含める。ほかの世帯員のなかには、子どもからみた続柄で、祖父母、おじやおば

といった者が含まれるが、最も多いのが祖父母であるので、三世代同居世帯がほかの世帯員のいるひとり親世帯の大勢を占めると考えられる²⁾。

本分析はひとり親世帯の構成による貧困率の違いに着目することから、ひとり親世帯を親の配偶関係と性別とで分類する。すなわち、離別母子世帯、離別父子世帯、死別母子世帯、死別父子世帯、未婚母子・父子世帯の5つのカテゴリーに分ける。未婚ひとり親世帯はその標本数が少数であったため、未婚母子と未婚父子をひとつのグループにまとめる。そのうえで、まず、ひとり親世帯の5類型別に子どもの相対的貧困率を算出する。ここでの相対的貧困率は、等価可処分所得の中央値の50%に満たない者の割合とする。

次に、税・社会保障制度による再分配効果をみるために、当初所得、可処分所得それぞれの貧困率を推計する。ここで当初所得とは、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、仕送り、企業年金・個人年金等、そのほかの所得 (社会保障給付金を除く) を合計したもの、可処分所得は、当初所得から税金、社会保障料をマイナスし、社会保障給付金 (公的年金・恩給、雇用保険、児童手当等、そのほか社会保障給付金) を足したものと定義する。

本稿では、阿部 (2006) で推計された子どもの貧困の変化要因についての分析手法をひとり親世帯の子どもに適用し、貧困率の増減の要因を3つの要素、すなわち、ひとり親の構成割合の変化、当初所得の変化、税・社会保障による貧困削減効果に分解した貧困率のShift-share分析を行う。貧困率の変化の要因をみるために、まず、ひとり親世帯の子どもの貧困率をひとり親世帯の構成比 (α)、可処分所得の貧困率 $\{PR(DI)\}$ 、当初所得の貧困率 $\{PR(MI)\}$ 、税・社会保障による貧困削減効果 $(1-\beta)$ に分解する (1式)。次に、調査時点 (t_1) からその後の調査時点 (t_2) で、3要素のうち2要素は一定とし1要素のみ変化したと仮定して貧困率を推計する。すなわち、 t_1 、 t_2 間で当初所得の変化が貧困率に及ぼした影響をみるためには、当

²⁾ 「平成23年度全国母子世帯等調査」では、子ども以外に同居している者がいる世帯のうち、約7割が親との同居であった。

初所得で算定した貧困率は t_2 時点の値を用い、ひとり親の構成比、税・社会保障による貧困削減効果は t_1 時点の値で固定し、貧困率を推計する。また、税・社会保障による貧困削減効果の影響をみる場合には、ひとり親の構成比、当初所得で算定した貧困率は t_1 時点の値で固定し、ひとり親の構成比の変化による影響をみる場合には、当初所得で算定した貧困率と税・社会保障による貧困削減効果の値は t_1 時点で固定して貧困率を推計する。

$$\begin{aligned} \text{PR(DI)}_t &= \sum \text{PR(DI)}_t^i \\ &= \sum [\text{PR(MI)}_t^i \times (1 - \beta)_t^i] \times a_t^i \dots\dots (1) \end{aligned}$$

PR(DI)_t^i : ひとり親の各タイプ(i)の t 時点での可処分所得で算定した貧困率

PR(MI)_t^i : ひとり親の各タイプ(i)の t 時点での当初所得で算定した貧困率

$(1 - \beta)_t^i$: ひとり親の各タイプ(i)の t 時点での税・社会保障による貧困削減効果

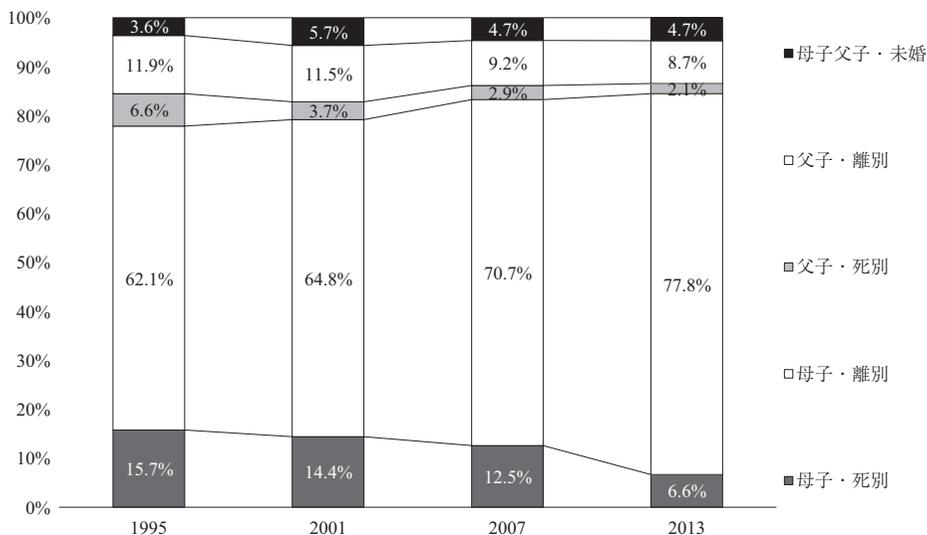
a_t^i : ひとり親の各タイプ(i)の t 時点での構成比

Ⅳ 分析結果

1 ひとり親世帯の子どもの構成割合

まず、ひとり親世帯に属する子どもについて、ひとり親世帯の5分類（離別母子世帯、離別父子世帯、死別母子世帯、死別父子世帯、未婚ひとり親世帯）に分け、その構成割合の変化をみていく（図1）。2013年時点でひとり親世帯の子どもの大半が離別母子世帯に属しており、死別、未婚はともに1割を切り、離別・死別父子世帯はあわせて1割強となっている。1995年からの変化をみると、離別母子が約6割から約8割を占めるまでに増加する一方で、死別母子は16%から7%へと半減している。未婚ひとり親世帯の割合には大きな変化はなく、4~6%の間を推移している。離別・死別父子世帯は、1995年の約2割から約1割程度の割合に低下している。

ここで、本分析で用いるデータの標本の特徴を国勢調査から確認しよう。2010年の国勢調査から母子世帯と父子世帯の定義が拡張された。従来



注：ひとり親世帯とは、ひとり親と20歳未満で未婚の子どもから成る世帯、および、ひとり親と20歳未満で未婚の子どもとそのほかの世帯員から成る世帯を含めたものである。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」より筆者推計。

図1 ひとり親世帯の子どもの構成割合の推移（国民生活基礎調査）

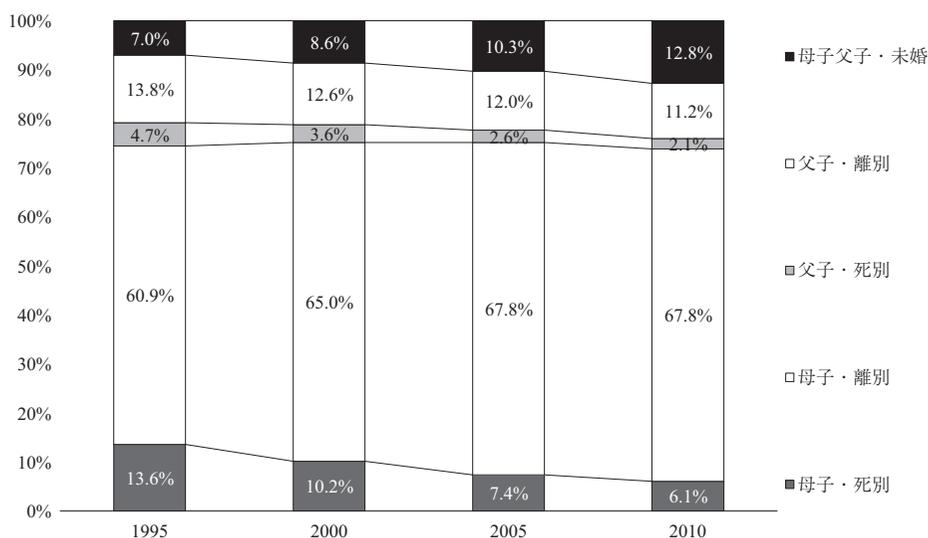
「未婚、死別又は離別の女（男）親と、その未婚の20歳未満の子供のみから成る一般世帯」に加え、母子（父子）および「他の世帯員」を含めた一般世帯も集計されることとなった。ひとり親世帯では、三世代同居を含めた核家族以外の世帯が増加している傾向にあることから〔西・菅（2007a；2007b）〕、この定義の拡張で、母子・父子世帯に属する子どもをより正確に捕捉できるようになっている。図2は、国勢調査のひとり親世帯の新定義に基づく週及データを本研究の5類型にあわせて、その割合を示している。ただし、本研究では子どもの数をベースにしているのに対し、国勢調査では世帯数を示しているため、単純な比較はできない。国民生活基礎調査でのひとり親の子どもが属する世帯の構成割合（図1）と国勢調査での母子・父子世帯の構成割合（図2）とを比較すると、構成比の増減についてはおおむね同様の傾向を示している。すなわち、離別母子が多数を占め、かつ、増加傾向にある一方で、死別母子が減少傾向にあり、また、父子世帯の割合は低下傾向にある。た

だし、未婚母子・父子については、国勢調査に比べて国民生活基礎調査でその割合が小さくなっている。また、国勢調査では未婚母子・父子が増加傾向にあり、2005年時点で死別母子世帯の割合を超えるに至っている。本研究のデータでは、未婚母子・父子が過少に、離別母子が過大に捕捉されている可能性があることに留意が必要となる。

2 ひとり親世帯の子どもの貧困率の推移

ひとり親世帯の子どもの属する世帯を5分類（離別母子、死別母子、離別父子、死別父子、未婚母子・父子）に分け、それぞれの相対的貧困率を算出した。図3は各世帯類型の貧困率の1994年から2012年までの推移を示している。

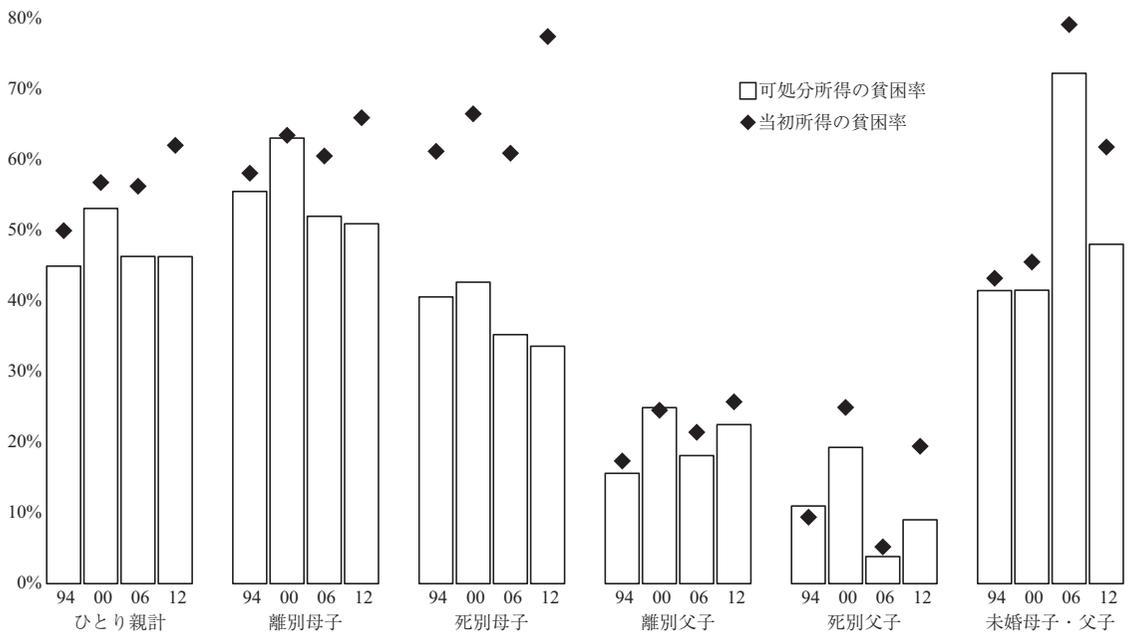
まず、ひとり親の子ども全体の子どもの可処分所得の貧困率に着目すると、1994年の45%から2000年にかけて上昇し、同年をピーク（53%）に2006年にかけて低下し、以後46%でほぼ横ばいとなっている。可処分所得の貧困率を配偶関係別にみると、離別母子世帯の子どもの貧困率が顕著に高い。離



注：ここでの母子（父子）世帯とは、「国勢調査」の「女親（男親）と子供から成る世帯」のうち、「未婚、死別又は離別の女親（男親）と未婚の20歳未満の子供のみから成る世帯」、および、「未婚、死別又は離別の女親（男親）とその未婚の20歳未満の子供およびほかの世帯員（20歳以上の子供を除く。）から成る世帯」を合わせたものである。これらの合計値から構成割合を算出している。

出所：総務省統計局（2014）、「表13-7」, 「表13-10」より筆者作成。

図2 母子・父子世帯の構成割合の推移（国勢調査）



注：当初所得でみた貧困率が50.0%で、可処分所得でみた貧困率が45.0%の場合、5.0 (=50.0-45.0) ポイント分が税・社会保障による貧困削減効果となる。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」より筆者推計。

図3 ひとり親世帯の子どもの再分配前後の相対的貧困率の推移（配偶関係別，性別，%）

別では1994年から2000年にかけて56%から61%に上昇した後、2012年にかけて51%に低下した。死別母子世帯の子どもの貧困率は、1994年の41%から2012年には34%に低下している。これはひとり親全体の貧困率よりも低い値で推移しており、その差は13%ポイントまで拡大している。未婚母子・父子世帯の子どもの貧困率は、1994年の42%から2006年は72%にまで上昇し、2012年には48%に低下している。ただし、未婚母子・父子世帯の子どものについては、標本数が少ないことに留意する必要がある。父子世帯の子どもの貧困率は、母子世帯よりも低位に推移している。離別父子世帯の子どもの貧困率は約16%から約25%の間で増減しており、死別父子世帯では約4%から約20%の間で推移している。母子世帯の子どものと同様に、死別よりも離別で貧困率が高い。

3 再分配前後の所得でみたひとり親世帯の子どもの貧困率

次に、税・社会保障による貧困削減効果を見るために、可処分所得でみた貧困率と、当初所得でみた貧困率とを比較する（図3）。ひとり親世帯全体では、当初所得でみた貧困率よりも可処分所得でみた貧困率が低位となる傾向があり、税・社会保障制度による貧困削減効果がみられる。ただし、1994年と2000年はその効果が弱く、5%ポイント以下の削減にすぎない。2006年と2012年は一定の再分配効果がみられ、それぞれ、約10%ポイント、約16%ポイント貧困率を引き下げていた。

ひとり親世帯の類型別にみると、死別母子世帯の子どもの場合は、当初所得での貧困率が5類型中最も高いが、税・社会保障での再分配効果が大きく、可処分所得でみた貧困率は離別母子よりも低位に推移している。しかも、死別母子への貧困削減効果は年々上昇しており、1994年では21%ポイント、2012年では約44%ポイント貧困率を引き下げ

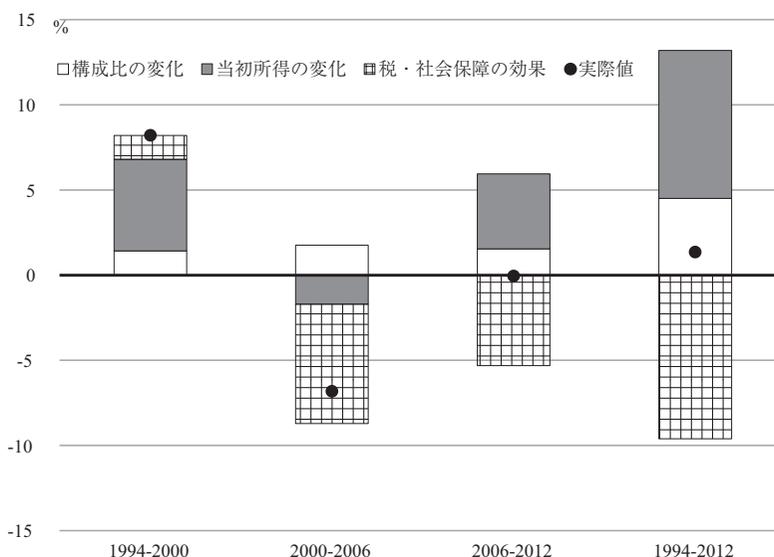
ていた。他方で、そのほかの世帯類型では、貧困削減効果は小さく、当初所得でみた貧困率と可処分所得でみた貧困率との差が小さい。2012年になってようやく、離別父子を除く離別母子、死別父子、未婚母子・父子で貧困率の削減効果が10%ポイントを超えた。ひとり親世帯の子どもの最大多数を占める離別母子では、2006年と2012年で貧困削減効果が強くなっており、それぞれ、約9%ポイント、15%ポイント貧困を抑制していた。父子世帯の子どものみは母子世帯に比べて貧困率が低位にとどまっているが、税・社会保障による貧困削減効果は弱く、1994年の死別父子、2000年の離別父子では、可処分所得でみた貧困率がむしろ高くなる、いわゆる逆転現象がみられた。

4 ひとり親世帯の子どもの貧困率の変化要因

以上のように、親が死別か離別かで子どもの貧困率に大きな差があるなかで、離別母子と比べて相対的に所得が高く、可処分所得でみた貧困率も低い死別母子が減少する一方で、離別母子世帯に属する子どもの割合が増加していることは、ひと

り親の子どもの貧困率全体を高くする要因となっている可能性がある。また、税・社会保障による貧困削減効果は死別母子で高く、離別では2006年以降プラスの効果のみられるようになってきていることから、ひとり親の子どもの貧困率と社会保障制度との間に何らかの関係があると推測される。そこで、ひとり親世帯の子どもの貧困率の変化要因を分析するために、貧困率の変化を3要素（ひとり親の配偶関係の構成割合の変化、当初所得の変化、可処分所得の変化）に分解し、3要素がどの程度貧困率の変化に寄与しているか分析した（図4）。

1994年から2012年にかけて、ひとり親の子どもの貧困率は、45.0%から53.2%の間で増減したが（図3）、この間、税・社会保障が貧困率を低下させ、当初所得とひとり親の構成比の変化が貧困率を引き上げる要因となっていたことが確認できる（図4）。次に、貧困率の増減要因を6年ごとにみていくと、まず、ひとり親の構成比の変化は、各期間2%ポイント未満の範囲で貧困率を引き上げていた。他方で、当初所得の変化や税・社会保障制



注：各要素の変化分が0以上の場合、貧困率を引き上げる要因となったことを示し、マイナスの値の場合、貧困率を引き下げる要因となったことを示す。

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」より筆者推計。

図4 ひとり親世帯の子どもの貧困率の変化要因

度による影響は、各期間で変動幅が大きく、また、貧困率を引き上げた期間、引き下げた期間とがあり、正負の方向が一貫していない。1994年から2000年の間、貧困率は8.2%ポイントと大幅に上昇している。この期間は当初所得の変化分が貧困率を大きく引き上げているが、税・社会保障も貧困率を上昇させる要因となっている。2000年から2006年の期間には貧困率が6.8%ポイントと大幅に低下したが、その要因としては税・社会保障による貧困削減効果が大きい(-7.0%ポイント)。くわえて、この間、当初所得の変化分も貧困率を引き下げていることが特徴的だ。つづく2006年と2012年の間の貧困率の変化はほぼ横ばい(0.1%ポイント低下)であった。これは、当初所得の変化、および、人口構成の変化による貧困率の引き上げを相殺できるほどに税・社会保障による貧困削減効果(-5.3%ポイント)があったことによる。

各変化要因に着目すると、ひとり親の構成比の変化は、各期間ほぼ一定に貧困率の引き上げに寄与していた。母子世帯のなかでも相対的に所得の高い死別母子世帯が減少する一方で、所得の低い離別母子世帯が増加することで貧困率を一定程度高めていると考えられる。当初所得の変化分については、就労収入の低下や、無業者の増加が貧困率を引き上げる要因となるが、2000年から2006年の期間のみ、貧困率を低下させている。この間、同データでひとり親世帯の当初所得の中位値は215万円から220万円に増加していることから、就労等による収入の上昇が貧困率を引き下げる要因となっていたことが確認できる³⁾。税・社会保障制度については、1994年から2000年の期間に貧困率を高める方向に機能していた。これは、ひとり親世帯が負担する税・社会保険料負担に比べ、社会保障制度からの給付水準が高くなかったことを

示している。つづく2000年から2006年、2006年から2012年の2期間では、いずれも社会保障による貧困削減効果が観察され、貧困率の上昇を抑制している。

V 考察

ここで、以上の分析をまとめよう。まず、ひとり親世帯に属する子どもの貧困率は、ひとり親の配偶関係と性別による違いがみられ、死別の場合に離別よりも低位にとどまり、また、母子よりも父子で低い水準であった。また、税・社会保障制度による貧困削減効果は、母子世帯に関して親の配偶関係が死別か生別(離別・未婚)かで異なり、前者でその効果が大きい。再分配前後の貧困率をみる限り、ひとり親世帯の子どもの約6割から8割を占める離別母子世帯の子どものみでは、税・社会保障による貧困削減効果が2000年まではきわめて限定的であったが、2006年以降その効果が一定程度みられるようになった。さらに、貧困率の増減要因についての分析では、当初所得の変化が貧困率上昇の主因であるが、ひとり親の構成割合の変化も、各期間一定程度貧困率を引き上げる方向に寄与していたことがわかった。また、税・社会保障による再分配効果については、1994年から2000年の期間で貧困率を引き上げていたが、それ以降の期間では貧困削減効果が大きくなり、貧困率の上昇を抑制していたことが明らかになった。

これらの分析結果について、ひとり親を対象とした社会保障、ひとり親の就労状況や世帯の特徴をふまえて解釈してみよう。まず、母子世帯の場合、おおむね、死別、離別、未婚の順で当初所得の貧困率が高い傾向があるが、可処分所得でみた貧困率は、離別、未婚、死別の順で高くなる。当初所得での貧困率が死別母子で高いのは、寡婦の

³⁾ また、「全国母子世帯等実態調査」では、この間シングルマザーの無業者が若干低下している(2003年16.7%、2006年14.6%)。同調査の就労収入の平均額も増加しており(162万円、171万円)、この期間のシングルマザーの就労状況の改善が確認できる。2011年の同調査でも前回調査より就労収入が増加しているが、この年の調査より収入に関する設問が変更されており、それ以前の調査との単純な比較ができなくなっている。すなわち、2007年調査までは収入金額を選択する方法であったが、2011年調査から収入金額を記入する方法に変更されており〔厚生労働省(2012)、表16-(1)-1、注5〕、本調査をもって時系列変化をみる際には留意が必要であろう。

就業率が離別の母より低いことがその要因と考えられる。他方で、死別母子の可処分所得でみた貧困率が離別母子の貧困率よりも低くなるのは、死別母子世帯に対する社会保障（遺族基礎年金、遺族厚生年金）の給付水準が高いことによると考えられる。逆にみれば、年金による所得保障の水準が高いことが、死別の母の就労率を低くする要因となっている可能性がある。

さらに、貧困率の時系列の変化を社会保障との関係から解釈してみよう。1996年と2000年の可処分所得でみた離別母子の貧困率は、当初所得でみた貧困率と大差がない。特に2000年の貧困率の削減幅はわずか0.4%ポイントにとどまっていた。1994年から2000年の期間に貧困率が大幅に上昇しており、これは当初所得による影響だけでなく、税・社会保障も貧困率の上昇に寄与していたことが貧困率の変化要因の分析から示されている。2000年までの貧困率の上昇をもたらした社会保障の要因として、1998年の児童扶養手当の制度改革が考えられる。この年、児童扶養手当の一部支給を受けられる所得の上限が、272万円（収入ベースで408万円）から、192万円（収入ベースで300万円）に大幅に引き下げられた。その結果、手当の支給が停止される者の割合が急増した〔田宮（2010）〕。児童扶養手当の対象者を厳しくすることが、貧困率を悪化させた可能性がある。

一方、2000年から2006年の期間の貧困率の低下は税・社会保障の効果によるところが大きく、また、2006年から2012年の期間も当初所得と構成比の変化による貧困率の上昇を再分配効果が相殺していた。また、2006年、2012年の両年において、離別母子、未婚母子・父子だけでなく、死別母子でも再分配後に貧困率の大幅な改善がみられることから、2000年以降の貧困削減効果は、配偶関係にかかわらず、すべてのひとり親世帯が対象となる社会保障制度によるものと推測される。つまり、2000年以降の貧困率の低下は、生活保護受給者の増加や、児童手当ならびに子ども手当の拡充の影響が大きく、児童扶養手当の影響は限定的で

あったと考えられる。

この間の児童扶養手当の制度改革は、2002年に実施されている。それまでの二段階支給（全部支給4.2万円、一部支給2.8万円、2011年度月額）から、所得に応じて42,370円から1万円まで（2012年度月額）10円刻みで手当の支給額を減額させる方式にかわった。あわせて、一部支給を受給できる所得の上限を年収ベースで300万円から365万円（所得ベースで230万円）へ引き上げる一方で、全部支給額を受給できる所得が204.8万円（所得ベースで90.4万円）から130万円（同57万円）へと大幅に引き下げられた。この制度改革は給付の抑制と拡充の両面をもつ。貧困線付近の低所得のひとり親で、従来全部支給を受けていた者が一部支給になる場合に給付削減となるが、新制度の手当の減額幅は減額であり、しかも所得が低い層では減額幅が小さい。このことから、制度改革による給付削減が貧困率を高める効果は限定的であったと考えられる。他方、新制度で手当が増額になるのは、従前に一部支給の児童扶養手当を受けていたが新制度で2.8万円以上の一部支給を受けることになった者、および、旧制度で支給が停止されていた年収300万円から365万円までの者で、改正後は支給停止が解かれる者である。貧困率に影響を及ぼすのは前者であるが、その数は少数にとどまろう。

生活保護に関しては、この間母子世帯の世帯保護率が上昇傾向にあり⁴⁾、貧困率を引き下げる一定の影響があったと推測される。さらに、児童手当に関しては、2000年以降制度拡充が図られた。旧児童手当、子ども手当、新児童手当と短期間で制度名が変わるなかで、その支給対象児童の拡大（2000年、2004年、2006年、2010年）、ならびに、支給額の引き上げ（2007年、2010年）という二方向からの制度拡充が進んだ（表1）。児童扶養手当とは対照的にはほぼ一貫して拡充されてきた児童手当は、貧困率削減に一定程度寄与したと考えられる⁵⁾。

また、社会保障ではなく、就労収入を含む当初

⁴⁾ 母子世帯の世帯保護率は、2000年10.61%、2006年11.75%、2012年16.23%と上昇傾向にある〔国立社会保障・人口問題研究所、「『生活保護』に関する公的統計データ』」。

表1 児童手当の制度改正の概要（2000年以降）

制度名	年	支給対象児童	支給額（月額）
旧児童手当	2000年	3歳未満から 小学校就学前まで引き上げ	第1・2子 5千円 第3子以降 1万円
	2004年	小学校3学年修了まで	
	2006年	小学校修了まで	3歳未満 1万円
	2007年		第1・2子 5千円 第3子以降 1万円
子ども手当	2010年4月～2011年9月	中学校修了まで	一律 1.3万円
子ども手当特別措置法	2011年10月～2012年3月		3歳未満 1.5万円
			3歳以上小学校修了まで 第1・2子 1万円 第3子以降 1.5万円
新児童手当	2012年4月	中学校修了まで	中学生 1万円
			〈所得制限内〉 3歳未満 1.5万円 3歳以上小学校修了まで 1・2子 1万円 第3子以降 1.5万円 中学生 1万円 〈所得制限超〉 5千円

出所：筆者作成。

所得の改善による貧困率の抑制については、2000年から2006年の期間の変化分の分解においてのみ観察された。この時期、ひとり親世帯の当初所得の中位値が上昇しており、また、無業割合も低下していることから、就労収入が増加し、貧困率の削減効果をもったと考えられる。しかしながら、2006年から2012年の期間には再び貧困率を引き上げる要因に転じている。就労状況の改善は貧困率の改善に寄与するが、それが景気の動向に付随した一時的なものであるのか、中長期的に安定して改善が進んでいるものなのか、慎重に判断する必要性を示唆している。

最後に、未婚ひとり親と父子世帯に属する子どもの貧困率について若干の考察をおこなう。ただし、いずれも国民生活基礎調査では標本数が小さい点に留意が必要である。まず、未婚ひとり親の貧困率は、当初所得、可処分所得でみた貧困率ともに離別よりも低くなっていた。これについて

は、未婚ひとり親については、ほかの世帯員と同居しているひとり親世帯の割合が離別世帯よりも高い〔西・菅（2007b）〕ことと関係しているかもしれない。収入のある世帯員が増えることで、未婚ひとり親世帯では世帯所得が相対的に高くなっている可能性がある。

次に、父子世帯については、市場所得でも可処分所得でも、その相対的貧困率は母子世帯よりも低位にとどまっている。ただし、税・社会保障による貧困削減効果は小さい傾向が続いていたが、離別父子では2006年以降貧困削減効果の若干の改善がみられる。これは、児童手当の改善に加え、2010年から父子世帯も児童扶養手当の支給対象になったことが影響している可能性がある。死別父子世帯については、2012年に税・社会保障による貧困削減効果が大幅に高まったが、離別父子と同様に、児童扶養手当の支給対象が拡大されたことによる効果であるかもしれない。2014

⁵⁾ 田中・四方（2010）では、2008年の家計データを用いて、子ども手当が増額された場合の貧困削減効果についてマイクロ・シミュレーションをしており、子ども手当が1.3万円を導入された場合はひとり親世帯の子どもの貧困率の削減効果はみられないが、2.6万円にした場合7.3%ポイントの貧困削減効果が見込まれるとしている。また、田中（2017）は、「全国消費実態調査」の2014年調査で子どもの貧困率が低下している要因として、子ども手当の導入を経た児童手当の給付水準の引き上げの影響がある可能性を指摘している。

年から死別父子に対しても遺族基礎年金が支給されることになっており、今後のデータではさらに貧困率の削減効果が高くなる可能性がある。

謝辞

本稿の分析は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「子どもの貧困の実態と指標の構築に関する研究」の一環として、厚生労働省「国民生活基礎調査」の昭和61年から平成25年の個票を、統計法第32条に基づく二次利用申請による使用の承認（厚生労働省発統0909第4号、平成22年9月9日付）を得て集計したものである。本研究はJSPS科研費JP26360057の助成を受けている。

参考文献

- 阿部彩（2005）「子どもの貧困」, 国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』, 東京大学出版会。
- （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析」, 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。
- （2010）「日本の貧困の動向と社会経済階層による健康格差の状況」, 内閣府男女共同参画会議監視・影響評価専門委員会『生活困難を抱える男女に関する検討会報告書－就業構造基本調査・国民生活基礎調査 特別集計－最終報告書』, pp.37-55。http://www.gender.go.jp/research/kenkyu/konnan/pdf/seikatsukonnan.pdf（2017年3月1日最終確認）。
- 厚生労働省（2012）「平成23年度 全国母子世帯等調査結果報告」http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/kodomo/kodomo_kosodate/boshi-katei/boshi-setai_h23/dl/h23_29.pdf（2017年3月1日最終確認）。
- （2014）「平成25年 国民生活基礎調査の概況」, http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/dl/16.pdf（2017年3月1日最終確認）。
- 総務省統計局編（2014）『日本の人口・世帯：平成22年

- 国勢調査最終報告書（上巻－解説・資料編）』, 日本統計協会。
- 橋木俊昭, 浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』, 東京大学出版会。
- 田中聡一郎, 四方理人（2010）「給付つき税額控除と子ども手当の貧困削減効果—マイクロ・シミュレーションによる分析」『貧困研究』, 第5巻, pp.99-109。
- 田中聡一郎（2017）「子どもの貧困率2%ポイント減を考える—平成26年全国消費実態調査の検討から」『週刊社会保障』, 第71巻第2913号, pp.54-59。
- 田宮遊子（2010）「母子世帯の最低所得保障」, 駒村康平編『最低所得保障』, 岩波書店。
- 西文彦, 菅まり（2006a）「シングル・マザーの最近の状況（その1）」『統計』, 第57巻第1号, pp.73-77。
- （2006b）「シングル・マザーの最近の状況（その2）」『統計』, 第57巻第2号, pp.83-86。
- （2006c）「シングル・マザーの最近の状況（その3）」『統計』, 第57巻第11号, pp.81-86。
- （2007a）「シングル・ファーザーの最近の状況」『エトトレ・ラ』, 第156号, pp.30-33。
- （2007b）「シングル・マザーとシングル・ファーザーの比較分析」『統計』, 第58巻第9号, pp.63-65。
- Esgebeen, David J. and Daniel T. Lichter（1991）“Race, family structure, and changing poverty among American children.” *American Sociological Review*., Vol.51, No.4, pp.801-817.
- Förster, Michael and Marco Mira d’ Ercole（2005）“Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s” OECD Social, Employment and Migration Working Paper, No.22, OECD, Paris.
- OECD（2008）*Growing unequal? : Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD, Paris.
- Shirahase, Sawako and James M. Raymo（2014）“Single Mothers and Poverty in Japan: The Role of Intergenerational Coresidence.” *Social Forces*, Vol.93, No.2, pp.545-569.

（たみや・ゆうこ）

Change in the Poverty Rate of Children in Lone Parent Households by the Difference in the Marital History of the Parents: the Influence of Family Structures and the Social Security System

Yuko TAMIYA*

Abstract

In this study, the relative poverty rate of children belonging to lone-parent households was estimated, and the change factors of poverty rate are examined with a particular focus on the differences found by the parent's marital history, by gender, as well as the influence of the transfers. For the analysis, the microdata from the "Comprehensive Survey of Living Conditions" was used. Differences were found in the poverty rate of children belonging to lone-parent households based on the marital history of lone-parents as well as the gender of the lone-parent. The trend showed that the divorced lone-mother households had the highest poverty rate followed by widowed and unmarried. The poverty rate of children in lone-father households was trending lower than in lone-mother households. Next, the effectiveness of taxation and social security system on poverty reduction substantially differed depending on whether or not the lone-mother households were due to being widowed or divorced, and a major reduction in poverty level was seen in cases where the mothers were widowed. In the case of divorced lone-mother households, since 2006, a certain amount of poverty reduction due to the effect of the taxation and cash transfers could be observed. Additionally, upon analyzing the change factors in children's poverty rate in lone-parent households since the year 2000, it was found that while the increase in the poverty rate had much to do with the changes of market income, since the latter half of the 2000's, that rise of poverty rate had been canceled out and controlled by the redistributive impact of transfers. While the impact of the changes in the composition ratio of lone-parents, such as the increase in divorced lone-mother households, are less than that of market income, it has to a certain extent contributed to the rise in the poverty rate.

Keywords : Child Poverty, Trends in Poverty Rate, Change Factors in Poverty Rate, Marital History of Lone Parents

* Associate Professor, Kobe Gakuin University