

厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))

「我が国の貧困の状況に関する調査分析研究」

分担研究報告書

「子育て世帯の構造と相対的剥奪の状況」

研究分担者 藤間 公太 (国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部)

要旨

目的: 本研究の目的は、18歳以下の子どもがいる世帯が直面している相対的剥奪の状況に、世帯構造による差がみられるのか否かを分析することにある。

方法: 「第2回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析(子育てをしている者の生活についての分析)にて作成された集計表等を活用して議論する。具体的には、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活状況それぞれに関する相対的剥奪スコアと世帯構造との関連についての分析の部分を用いる。

結果: 居住環境、世帯の生活、個人の生活と分けてみたときに、相対的剥奪をめぐる状況の世帯構造による差は必ずしも一貫したものではなかった。具体的には、居住環境に関してはふたり親世帯(三世代)のみが有意な正の効果を示し、世帯の生活に関してはいずれの世帯構造も有意な効果を示さず、個人の生活に関しては全ての世帯が有意な正の効果を示した。

考察: ふたり親世帯(三世代)のみが居住環境の剥奪に有意な正の効果をもたらしたことについては、このタイプの世帯の地域による偏在が関係していると考えられる。個人の生活状況に対していずれの説明変数も有意な効果を示したことから、2つの可能性が考えられる。第1に、三世代同居の有無にかかわらずひとり親世帯が有意な正の効果を示したことについては、先行研究でも指摘されてきた、ひとり親家庭の困難の影響が考えられる。第2に、ふたり親世帯(三世代)も有意な正の効果を示したことについては、実は祖父母世代が資源となりえておらず、むしろ剥奪状態のリスク要因である可能性である。世帯の生活に対していずれの説明変数も効果を示さなかったことについては、変数の性質のバラツキの影響を受けた可能性がある。

結論: 子どもをもつ世帯への支援は、世帯構造別のニーズの差や、各世帯タイプがどのような地域に偏在しているのかを踏まえて展開される必要がある。今後は、都道府県別の状況を分析モデルに組み入れたり、夫婦のみの世帯と比してふたり親世帯(二世代)がどのような状況にあるのかについての分析も行い、本稿の議論を精査する必要がある。

A 研究の目的

本研究の目的は、子育て世帯が直面している相対的剥奪の状況に、世帯構造による差がみられるのか否かを分析することにあ

る。その際、次の2つの点が本稿の主な関心となる。第1に、相対的剥奪を居住環境、世帯の生活の状況、個人の生活の状況と分けて見たときに、世帯構造の効果が一貫し

ているのかという点である。第2に、三世代同居が相対的剥奪の状況を改善させるのか否かという点である。

いわゆる子どもの貧困が社会問題となって早くも10年以上が経過した。この間、「子どもの貧困元年」(2008年)、「子どもの貧困対策の推進に関する法律」(2013年)、「子供の貧困対策に関する大綱」(2014年)などさまざまな対策が展開されているが、依然としてこの問題が解決に向かっていないといえる状況にはなっていない。

子どもの貧困が問題とされる大きな理由の1つは、次の世代に貧困が再生産される可能性があるためである。社会階層論が「世代間移動」の発生しづらさという観点から指摘してきたように、日本社会は出身家庭の経済状況、学歴、職業達成の結びつきが非常に強い(藤間 2018)。つまり、経済状況が苦しい家族で育つ子どもは、教育面で何らかの不利を経験し、高い学歴を達成することができず、その結果、不安定な就労状況に陥りやすい、ということである(佐藤 2008; 平沢ほか 2013)。そのようなライフコースをたどった者が親になったとき、その子どもも同じような不利を経験する可能性があるということが、貧困の再生産論の問題関心である。

なかでも、ひとり親家庭が直面する不利については、多くの研究蓄積がある。日本における離婚は年々増加しており、現在は3組に1組の夫婦が離婚するといわれている(Raymo et al 2013)。これに伴い、有子核家族世帯に占めるひとり親世帯の割合も1975年以降緩やかな上昇を続け、2015年には約25%に達している。つまり、子どもがいる核家族世帯の4つに1つがひとり親世

帯ということになる(藤間 2019)。そのようにひとり親家庭が増加しているにもかかわらず、いまだ支援体制が十分でないため、ひとり親家庭はさまざまな困難を経験する。具体的には、離婚前に出産による離職を経験し、職歴が中断されていることから、シングルマザーは不安定な就労に至りやすいこと(阿部・大石 2005)、柔軟な働き方が認められないことでシングルマザーが高いストレスを抱えやすいこと(阿部 2008)、ひとり親家庭で暮らす子どもが教育達成や(余田・林 2010; 余田 2012; 稲葉 2016)、親との関係性(志田 2015)で困難を抱える傾向にあることなどが指摘されている。

公的な支援が不足するなかで、近年では三世代同居に注目が集まっている。たとえば「一億総活躍社会の実現に向けて緊急に実施すべき対策——成長と分配の好循環の形成に向けて」(2015年)においては、「家族の支え合いにより子育てしやすい環境を整備するため三世代同居・近居の環境を整備する」、「三世代の『同居』や『近居』の環境を整備するため、三世代同居に向けた住宅建設・UR賃貸住宅を活用した親子の近居等を支援する」とされている。

以上の議論の意義は否定されるべきものではないが、子どもを育てる世帯がどのような困難を抱えているのか、それは世帯の構造によって差があるのかといった点について、十分には検討されていない点が1つの課題といえる。このことを明らかにすることは、政策的に何が優先されるべき課題なのかを考える手掛かりとなりうるだろう。また、三世代同居に期待が集まる他方で、シングルマザーと同居する親は経済的困難を抱えている確率が高いことも指摘されて

いる (Shirahase and Raymo 2014)。このことに鑑みると三世代同居をすること必ずしもひとり親世帯の助けにならない可能性もある。

以上を踏まえ本稿では、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活状況それぞれに関連する相対的剥奪の状況について、世帯構造の効果を明らかにすることを目的とする。

B 研究の方法

(1) データ

「第2回 生活と支え合いに関する調査」の詳細分析の一環として行った同調査データの課室内利用での集計分析（子育てをしている者の生活についての分析）にて作成された集計表等を活用して議論する。具体的には、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活状況それぞれに関する相対的剥奪スコアと世帯構造との関連についての分析の部分を用いる。

「第2回 生活と支え合いに関する調査」は、「人々の生活、家族関係と社会経済状態の実態、社会保障給付などの公的な給付と、社会的ネットワークなどの私的な支援が果たしている機能を精査し、年金、医療・介護などの社会保障制度の喫緊の課題のみならずその長期的なあり方、社会保障制度の利用と密接に関わる個人の社会参加のあり方を検討するための基礎的資料を得ること」を目的としたものである（国立社会保障・人口問題研究所 2018: 1）。

調査対象は、「厚生労働省が実施する『平成29年国民生活基礎調査』で全国を対象に設定された調査地区（1,106地区）内から無作為に選ばれた調査地区（300地区）内に居住する世帯主および18歳以上の個

人」であり、「平成29年7月1日現在の世帯の状況（世帯票）および個人の状況（個人票）」について調査された。「調査方法は配票自計、密封回収方式によった。その結果、世帯票の配布数（世帯票の調査客体数）16,341票に対して、回収票数は10,959票、有効票数は10,369票であった（回収率67.1%、有効回収率63.5%）。また、対象世帯の18歳以上の個人に配布した個人票の配布数（個人票の調査客体数）26,383票に対して、回収票数は22,800票であった（回収率86.4%）。ただし、回収票のうち重要な情報が抜けている3,000票は無効票として集計対象から除外したため、有効票数は19,800票、有効回収率は75.0%となった」（国立社会保障・人口問題研究所 2018: 1）。

本調査では、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活の状況という3つの観点から相対的剥奪の状況を尋ねている。その点で、生活の苦しさの内実を細かく分析するという本稿の目的に適したデータといえる。加えて、サンプルサイズが大きいことから、たとえばひとり親家庭を三世代同居の有無別に分けて分析することなども可能であり、世帯構造による差を詳細に見ることが可能となる。

(2) 分析に用いる変数

2-1 被説明変数

被説明変数は、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活状況それぞれに関する相対的剥奪スコアである¹。

¹ 以下述べる通り、本稿では全てスコアについて関係する変数を足し合わせる方法で暫定的に作成したが、その他の作成方法については今後検討することとしたい。

居住環境については、世帯票において、住居にシャワーや水洗トイレといった設備があるか否か、採光の悪さがあるか否か、周辺に騒音や環境汚染、アクセスの悪さがあるか否かなどを尋ねている。必要な設備がある場合を0、ない場合を1、また、採光の悪さ、騒音、環境汚染、アクセスの悪さといったことがない場合を0、ある場合を1にそれぞれリコードし、足し合わせて合成変数を作成した（以下、この変数を居住環境剥奪スコアと呼ぶ）。

世帯の生活状況については、世帯票において、2日に1回以上主菜がとれているか、必要な出費を払うことができるか、急な出費に備えた貯蓄があるか、耐久消費財の状況、支出の負担感などについて尋ねている。必要なものがなかったり、出費や貯蓄ができない場合を0、ある／できる場合を1に、負担感が重いと感じない場合を0、感じる場合を1にそれぞれリコードし、足し合わせて合成変数を作成した（以下、この変数を世帯生活剥奪スコアと呼ぶ）。

個人の生活状況については、個人票において、保険に加入しているか、仕事用のスーツがあるか、携帯電話を持っているか、年に1回は旅行に行けるか、家族のためでなく自分で使えるお金があるかの5項目について、「あてはまる」、「あてはまらない(金銭的理由)」、「あてはまらない(必要ない)」の3つの選択肢で訪ねている。このうち、「あてはまる」と「あてはまらない(必要ない)」を0、「あてはまらない(金銭的理由)」を1にリコードし、足し合わせて合成変数を作成した（以下、この変数を個人生活剥奪スコアと呼ぶ）。

2-2 説明変数

説明変数は、世帯類型である。子どもがいる世帯については、「ふたり親世帯(三世代)」、「ふたり親世帯(二世代)」、「ひとり親世帯(三世代)」、「ひとり親世帯(二世代)」、「その他子どもがいる世帯」の5つに分類がなされている。このうち、サンプル数が少ない「その他子どもがいる世帯」を除外した4つを説明変数として用いる。参照カテゴリーは「ふたり親世帯(二世代)」とする。

2-3 統制変数

統制変数には、等価世帯所得(対数)、就業状況のダミー変数(就業【ref】、失業中、非就労)、性別のダミー変数(女性=0、男性=1)、本人年齢、末子誕生時の本人年齢、最終学歴のダミー変数(小・中学校卒、高等学校卒【ref】、短大・高専卒、大学・大学院卒、その他卒)、子どものことで頼れる人の有無(いる【ref】、いない、そのことでは人を頼らない)、を用いる。

以上の変数を用い、次節では、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活の状況それぞれについて、世帯構造の影響を検討していく。それぞれのNや変数の記述統計量はリストワイズ後のものである。

C 結果

(1) 居住環境に関する相対的剥奪

まずは居住環境の状況からみていこう。表1は使用する変数の記述統計量、表2は居住環境剥奪スコアを被説明変数とした重回帰分析の結果を示している。

表 1 使用する変数の記述統計量 (居住環境)

N=2,865

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
居住環境剥奪スコア	1.066	1.289	0	8
世帯構造				
ふたり親世帯 (三世代)	0.131	0.338	0	1
ふたり親世帯 (二世帯)	0.824	0.381	0	1
ひとり親世帯 (三世代)	0.005	0.070	0	1
ひとり親世帯 (二世帯)	0.040	0.196	0	1
等価世帯所得 (対数)	5.475	0.716	0	9.380
就業状況				
就業	0.849	0.359	0	1
失業	0.048	0.214	0	1
非就労	0.103	0.304	0	1
性別 (男性=0、女性=1)	0.527	0.499	0	1
本人年齢	40.997	7.055	20	69
未子誕生時の本人年齢	33.081	5.113	12	59
最終学歴				
小・中学校	0.018	0.134	0	1
高等学校	0.347	0.476	0	1
短大・高専	0.158	0.365	0	1
大学・大学院	0.328	0.469	0	1
その他 (専門・専修)	0.149	0.357	0	1
子どものことで頼れる人の有無				
いる	0.936	0.245	0	1
いない	0.043	0.203	0	1
そのことでは人を頼らない	0.021	0.144	0	1

出所)「第2回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果

表2 重回帰分析の結果（居住環境）

被説明変数： 居住環境剥奪スコア	モデル1		モデル2		N=2,865	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.		
世帯構造（ref: ふたり親世帯【二世帯】）						
ふたり親世帯（三世代）	0.370	0.071	***	0.365	0.071	***
ひとり親世帯（三世代）	0.352	0.344		0.082	0.341	
ひとり親世帯（二世帯）	0.285	0.123	*	0.045	0.128	
等価世帯所得（対数）				-0.235	0.035	***
就業状況（ref: 就業）						
失業中				0.076	0.114	
非就労				0.042	0.084	
性別（男性=0、女性=1）				-0.023	0.055	
本人年齢				-0.003	0.005	
末子誕生時の本人年齢				0.007	0.007	
最終学歴（ref: 高等学校）						
小・中学校				0.359	0.180	*
短大・高専				-0.249	0.074	**
大学・大学院				-0.264	0.061	***
その他（専修学校、専門学校）				-0.161	0.074	*
子どものことで頼れる人の有無（ref: いる）						
いない				0.348	0.118	**
そのことでは人を頼らない				0.422	0.165	*
切片	1.005	0.026	***	2.310	0.248	***
調整済みR二乗	0.010			0.043		

*<.05, **<.01, ***<.001

出所) 出所)「第2回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、ふたり親世帯（三世代）とひとり親世帯（二世帯）に有意な正の効果がみられた。すなわち、親と子どものみで暮らしているふたり親世帯と比して、三世代同居をしているふたり親世帯と、二世帯のひとり親世帯は、居住環境に関する相対的剥奪の度合いが高い。

統制変数を投入した後は、ひとり親世帯（二世帯）であることの効果は有意ではなくなり、ふたり親世帯（三世代）であることの効果のみが有意に示されている。統

制変数の効果をみると、等価世帯所得が有意な負の効果を示している。就業状況、性別、本人年齢、末子誕生時の本人年齢については、有意な効果はみられない。最終学歴が高等学校卒業であることと比べ、小・中学校卒業であることは有意な正の効果を、短大・高専卒であることや大学・大学院卒であることは、有意な負の効果を示している。子どものことで頼れる人がいないこと、あるいはそのことでは人を頼らないことは、いずれも有意な正の効果を示している。興味深いのは、「いない」よりも「そのことでは人を頼らない」の係数が大きいことであ

る。つまり、子どものことで頼れる人が「いない」と答えた者より、「頼らない」と答えた者の方が、居住環境の剥奪の状況が深刻であるという結果が示されているといえる。

(2) 世帯の生活に関する相対的剥奪

次に、世帯の生活に関する相対的剥奪の状況を見ていこう。表 3 は使用する変数の記述統計量を、表 4 は世帯剥奪スコアを被説明変数とした重回帰分析の結果を示している。

表 3 使用する変数の記述統計量（世帯の生活）

N=2,620				
変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯生活剥奪スコア	2.796	2.078	0	16
世帯構造				
ふたり親世帯（三世代）	0.124	0.330	0	1
ふたり親世帯（二世帯）	0.832	0.374	0	1
ひとり親世帯（三世代）	0.005	0.070	0	1
ひとり親世帯（二世帯）	0.039	0.193	0	1
等価世帯所得（対数）	5.491	0.696	0.805	9.380
就業状況				
就業	0.842	0.365	0	1
失業	0.050	0.219	0	1
非就労	0.108	0.310	0	1
性別（男性=0、女性=1）	0.526	0.499	0	1
本人年齢	40.702	7.028	20	66
末子誕生時の本人年齢	33.058	5.047	12	59
最終学歴				
小・中学校	0.017	0.130	0	1
高等学校	0.338	0.473	0	1
短大・高専	0.157	0.364	0	1
大学・大学院	0.339	0.474	0	1
その他（専門・専修）	0.149	0.356	0	1
子どものことで頼れる人の有無				
いる	0.939	0.240	0	1
いない	0.041	0.199	0	1
そのことでは人を頼らない	0.020	0.141	0	1

出所)「第2回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果

表 4 重回帰分析の結果（世帯の生活）

被説明変数： 世帯生活剥奪スコア	モデル1		モデル2			
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.		
世帯構造（ref: ふたり親世帯【二世帯】）						
ふたり親世帯（三世代）	0.003	0.123	-0.040	0.117		
ひとり親世帯（三世代）	1.939	0.575	**	0.816	0.544	
ひとり親世帯（二世帯）	0.835	0.210	***	-0.097	0.207	
等価世帯所得（対数）				-0.859	0.059	***
就業状況（ref: 就業）						
失業中				0.393	0.180	*
非就労				-0.342	0.134	*
性別（男性=0、女性=1）				0.053	0.088	
本人年齢				0.018	0.008	*
末子誕生時の本人年齢				-0.022	0.011	*
最終学歴（ref: 高等学校）						
小・中学校				0.652	0.298	*
短大・高専				-0.318	0.121	**
大学・大学院				-0.588	0.097	***
その他（専修学校、専門学校）				-0.268	0.119	*
子どものことで頼れる人の有無（ref: いる）						
いない				0.617	0.193	**
そのことでは人を頼らない				-0.045	0.272	
切片	2.754	0.044	***	7.752	0.406	***
調整済みR二乗	0.009			0.129		

*<.05, **<.01, ***<.001

出所)「第2回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、ひとり親世帯（三世代）、ひとり親世帯（二世帯）であることは、ふたり親世帯（二世帯）と比して、世帯剥奪スコアに対して有意な正の効果を有している。つまり、三世代同居の有無を問わず、ひとり親世帯である場合は、ふたり親世帯（二世帯）である場合と比べて世帯の生活に関する剥奪の状況が強いという結果である。

統制変数を投入したモデル2では、いずれの説明変数の効果も有意ではなくなる。統制変数については、等価世帯所得が高い

こと、非就労であること、末子誕生時の本人年齢が低いこと、最終学歴が高等学校卒業よりも高いことが、有意な負の効果を示している。一方、失業中であること、最終学歴が小・中学校卒であることと、子どものことで頼れる人がいないことが、有意な正の効果を示している。性別と子どものことで人を頼らないことは、有意な効果示していない。

(3) 個人の生活に関する相対的剥奪

最後に、個人の生活に関する相対的剥奪についての結果を示す。表 5 は使用する変

数の記述統計量を、表 6 は個人剥奪スコアを被説明変数とした重回帰分析の結果を示している。

表 5 使用する変数の記述統計量 (個人の生活)

N=2,877				
変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
個人生活剥奪スコア	0.446	0.811	0	4
世帯構造				
ふたり親世帯 (三世代)	0.130	0.337	0	1
ふたり親世帯 (二世代)	0.826	0.380	0	1
ひとり親世帯 (三世代)	0.005	0.070	0	1
ひとり親世帯 (二世代)	0.039	0.194	0	1
等価世帯所得 (対数)	5.473	0.715	0	9.380
就業状況				
就業	0.850	0.357	0	1
失業	0.048	0.214	0	1
非就労	0.101	0.302	0	1
性別 (男性=0、女性=1)	0.527	0.499	0	1
本人年齢	40.981	7.047	20	69
末子誕生時の本人年齢	33.039	5.103	12	59
最終学歴				
小・中学校	0.019	0.138	0	1
高等学校	0.343	0.475	0	1
短大・高専	0.158	0.365	0	1
大学・大学院	0.330	0.470	0	1
その他 (専門・専修)	0.149	0.357	0	1
子どものことで頼れる人の有無				
いる	0.936	0.245	0	1
いない	0.043	0.202	0	1
そのことでは人を頼らない	0.022	0.145	0	1

出所)「第2回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果

表6 重回帰分析の結果（個人の生活）

被説明変数： 個人生活剥奪スコア	モデル1		モデル2		N=2,877	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.		
世帯構造（ref: ふたり親世帯【二世帯】）						
ふたり親世帯（三世代）	0.107	0.044	*	0.101	0.042	*
ひとり親世帯（三世代）	0.812	0.214	***	0.396	0.200	*
ひとり親世帯（二世帯）	0.651	0.077	***	0.298	0.075	***
等価世帯所得（対数）				-0.288	0.021	***
就業状況（ref: 就業）						
失業中				0.299	0.066	***
非就労				0.031	0.050	
性別（男性=0、女性=1）				0.050	0.032	
本人年齢				0.007	0.003	**
末子誕生時の本人年齢				-0.008	0.004	*
最終学歴（ref: 高等学校）						
小・中学校				0.283	0.102	**
短大・高専				-0.206	0.044	***
大学・大学院				-0.282	0.035	***
その他（専修学校、専門学校）				-0.153	0.043	***
子どものことで頼れる人の有無（ref: いる）						
いない				0.519	0.069	***
そのことでは人を頼らない				0.382	0.096	***
切片	0.403	0.016	***	2.029	0.145	***
調整済みR二乗	0.029			0.169		

*<.05, **<.01, ***<.001

出所)「第2回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、いずれの変数も個人剥奪スコアに対して有意に正の効果を示している。係数の大きさをみると、ひとり親世帯（三世代）がもっとも大きな効果を有しており、次いでひとり親世帯（二世帯）、ふたり親世帯（三世代）となっている。

統制変数を投入した後も、係数の値は小さくなる者の、いずれの説明変数も有意な正の効果を示している。統制変数については、等価世帯所得、末子誕生時の本人年齢、

最終学歴が高等学校卒業よりも高いことが、有意な負の効果を示している。一方、失業中であること、本人年齢、最終学歴が小・中学校卒であること、子どもの人で頼れる人がいないこと、子どものことで人を頼らないことが、正の効果を示している。非就労であることと性別については、有意な効果は観察されていない。

D 考察

本稿では、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活の状況それぞれについて、世帯

構造の影響を検討してきた。結論としては、そのように居住環境、世帯の生活、個人の生活とを別々に検討してみると、相対的剥奪をめぐる状況の世帯構造による差は必ずしも一貫したものではなかった。具体的には、居住環境に関してはふたり親世帯（三世代）のみが有意な正の効果を示し、世帯の生活に関してはいずれの世帯構造も有意な効果を示さず、個人の生活に関しては全ての世帯が有意な正の効果を示した。

以上の結果はどのように解釈できるだろうか。ふたり親世帯（三世代）のみが居住環境の剥奪に有意な正の効果をもたらしたことについては、このタイプの世帯の地域による偏在が関係していると考えられる。三世代同居を含む世帯構造やその変動の状況には都道府県によって差があるものの（小山 2012）、全体的な傾向として三世代同居は地方部に多くみられ、また国の三世代同居推進施策も地方のように間取りに余裕がある状況を想定しているといわれる（筒井 2016）。本稿におけるふたり親世帯（三世代）は、そうした地方部で親（子どもからみた祖父母）が若いときに建てた家に居住している層であり、それゆえ居住環境に関しては剥奪スコアが高く出た可能性は考えられる。

個人の生活状況に対していずれの説明変数も有意な効果を示したことから、2つの可能性が考えられる。第1に、三世代同居の有無にかかわらずひとり親世帯が有意な正の効果を示したことについては、先行研究でも指摘されてきた、ひとり親家庭の困難の影響が考えられる。第2に、ふたり親世帯（三世代）も有意な正の効果を示したことについては、実は祖父母世代が資源

となりえておらず、むしろ剥奪状態のリスク要因である可能性である。たとえばふたり親世帯の三世代同居は、祖父母の介護ニーズが生じた結果なされており、それによって生活が苦しくなっているという可能性である。ひとり親世帯（二世帯）よりひとり親世帯（三世代）の係数が大きかったことから、この可能性は十分考えられる。もちろんこの解釈は推測の域を出るものではないが、三世代同居の効果については今後の研究でさらに検討する価値はあるだろう。

残る疑問は、なぜ世帯の生活に対してはいずれの説明変数も効果を示さなかったのか、ということである。このことについての解釈は容易ではないものの、変数の性質のバラツキの影響を受けた可能性がある。Bで述べたとおり、世帯の剥奪についての質問項目には、「2日に1回以上主菜がとれているか」といった事実ベースのものと、「支出の負担感」といった主観ベースのものが混在している。こうした性質が異なるものを1つの変数として合成したことが、説明変数の効果に何らかの影響を及ぼしたのかも知れない。

いくつかの統制変数については一貫した効果がみられた。いずれの被説明変数に対しても、等価世帯所得が高いことと学歴が高いことが負の相関を持ち、子どものことで頼れる人がいないことが正の相関を示していた。これらの結果は直観とも一致するものであろう。

なかでも重要と考えられるのは、「子どものことで頼れる人がいない」ことの効果である。この変数は常に有意な正の効果を示しており、また、係数も説明変数である世

帯タイプと同等かそれ以上に大きかった。つまり、子どもについて頼れる関係性を有しているかどうか、相対的剥奪の状況を左右するということである。先述の三世代同居のリスクの可能性も踏まえると、家族に限らず子どもについて頼れる関係性の構築が重要であることが示唆される。公的な相談機関等のますますの拡充が必要であると考えられよう。

関連して興味深い結果が観察されたケースとして、居住環境剥奪スコアに対して、「子どものことで頼れる人がいない」よりも「子どものことでは人を頼らないこと」の方が大きな正の効果を示したことをいまいちど挙げておきたい。日本が「福祉申請主義」(庄司 1988) であるという指摘を踏まえるならば、「頼らない」層には本来必要とされる支援が届いておらず、その結果として相対的剥奪状況がもたらされている可能性がここから考えられる。

E 結論

本稿では、居住環境、世帯の生活状況、個人の生活状況別に、相対的剥奪の状況と世帯構造との関連をみてきた。その結果、両者の関連は一樣ではなく、また三世代同居が必ずしも相対的剥奪スコアと負の相関を持つわけではないことが明らかになった。この結果から、地域による世帯タイプの偏在、ひとり親世帯が直面する困難、三世代同居が実は資源ではなくリスク要因であることの可能性を指摘した。

以上を踏まえると、子どもをもつ世帯への支援は、世帯構造別のニーズの差や、各世帯タイプがどのような地域に偏在しているのかを踏まえて展開される必要がある。

ひとり親世帯への支援に自治体間格差があることはすでに指摘されているが(藤原 2010)、本稿における居住環境の分析結果を踏まえるならば、地方におけるふたり親世帯(三世代)への住居支援も同様に必要になると考えられる。

ただし、本稿においては都道府県別の状況を分析モデルに組み入れられていない。また、子どもが居る世帯に限定して分析を行ったため、たとえば夫婦のみの世帯と比べてふたり親世帯(二世代)がどのような状況にあるのかについては明らかにできていない。本稿の議論は、これらのことを含めた分析によって精査される必要がある。今後の課題としたい。

参考文献

- 阿部彩、2008、『子どもの貧困——日本の不平等を考える』岩波書店。
- 阿部彩・大石亜希子、2005、「母子世帯の経済状況と社会保障」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、143-164。
- 藤原千沙、2010、「ひとり親世帯をめぐる社会階層とジェンダー」木本喜美子・大森真紀・室住眞麻子『社会政策のなかのジェンダー』明石書店、136-57。
- 平沢和司・古田和久・藤原翔、2013、「社会階層と教育研究の動向と課題——高学歴化社会における格差の構造」『教育社会学研究』93: 151-91。
- 稲葉昭英、2016、「離婚と子ども」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会、129-44。

- 国立社会保障・人口問題研究所、2018、「2017年 社会保障・人口問題基本調査 生活と支え合いに関する調査 結果の概要」。
- 小山泰代、2012、「世帯変動の地域的傾向」『人口問題研究』68(2): 18-36。
- Raymo, J. M., S. Fukuda & M. Iwasawa, 2013, “Educational differences in divorce in Japan,” *Demographic Research*, 28:177-206.
- 佐藤嘉倫、2008、「格差社会論と社会階層論——格差社会論からの挑戦に応じて」『経済理論』44(4): 20-8。
- 志田未来、2015、「子どもが語るひとり親家庭——『承認』をめぐる語りに着目して」『教育社会学研究』96: 303-23。
- Shirahase, S. and J. M. Raymo, 2014, “Single mothers and poverty in Japan: The role of intergenerational coresidence,” *CDE Working Papers 2014-01*, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin, Madison, WI.
- 藤間公太、2018、「社会的排除、相対的剥奪の測定に関する理論的考察——社会階層論の展開から」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）「我が国の貧困の状況に関する調査分析研究」平成 29 年度分担研究報告書、61-8。
- 、2019、「ひとり親家庭」西野理子・米村千代編『よくわかる家族社会学』ミネルヴァ書房（近刊）。
- 筒井淳也、2016、「三世代同居推進政策は有効か——データから見えてくること」（<https://synodos.jp/society/16033/2>: 2019年3月31日最終確認）。
- 余田翔平、2012、「子ども期の家族構造と教育達成格差——二人親世帯／母子世帯／父子世帯の比較」『家族社会学研究』24(1): 60-71。
- 余田翔平・林雄亮、2010。「父親の不在と社会経済的地位達成過程」『社会学年報』39: 63-74。

F 健康危険情報

特に記載すべき点はない。

G 研究発表

なし。

H 知的財産権の出願・登録状況

なし。

