

三世代同居と相対的剥奪

藤間 公太*

抄 録

近年、子ども育てる者へのサポート資源として三世代同居に注目が集まっている。しかしながら、三世代同居をすることが子どもを育てる者の生活に与える影響については、これまで十分に検討されてこなかった。

本稿では、「第2回 生活と支え合いに関する調査」の個票データを利用し、居住環境、世帯の生活、個人の生活の3つの側面について、相対的剥奪の状況に対する三世代同居の効果を検討した。

分析の結果、三世代同居をしていることは、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれにかかわる相対的剥奪スコアのいずれに対しても有意な負の効果を持たなかった。それどころか、三世代同居をしていることは、居住環境剥奪スコアおよび個人生活剥奪スコアを高める有意な正の効果を示していた。

以上の結果からは、既に提案されているような三世代同居の推進のための住宅政策のみならず、三世代同居を選択しなくても生活できるような公的支援も併せて拡充することの必要性が示唆された。

キーワード：三世代同居、相対的剥奪、第2回 生活と支え合いに関する調査

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp.300-310.

I 問題の所在

子どもを育てる者への公的、私的なサポートの必要性が徐々に認識されるなか、近年では三世代同居に注目が集まっている。例えば2015年に発表された「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」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。都心部における待機児童問題に代表されるように、子どもを育てる者への支援は不足している現状にある。そうしたなかで、子どもからみた祖父母世帯をサポート資源として活用することで、子育てにかかる親世代の心身の負担を軽減したり、親世代の仕事と子育ての両立を支援することなどが目指されているといえる。

しかしながら、三世代同居が本当に資源となりうるのかという点についての検証は、いまだ十分蓄積されていない。たしかに、子どもの祖父母が

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部 第2室長

子どもを育てる者（特に母親）にとって重要なサポート資源であることは指摘されている〔落合（1989）、厚生省人口問題研究所（1996）〕。その一方で、シングルマザーと同居する祖父母世代は経済的困難を抱えている確率が高いとも指摘されている〔Shirahase and Raymo（2014）〕。後者の指摘に鑑みるならば、三世代同居をすることは、必ずしも子育てをする者の助けとはならない可能性もあるということになるだろう。

以上を踏まえ本稿では、居住環境、世帯の生活、個人の生活の3つの側面について、相対的剥奪の状況に対する三世代同居の効果を明らかにすることを目的とする。相対的剥奪を被説明変数とする理由は、Ⅲで述べるとおり、この指標が「現在の所得のみによる指標よりも生活に密着した指標」〔阿部（2006）、p.253〕であるためである。

Ⅱ 先行研究

（1）子育てをする者へのサポートの減少

まず、松田（2008）の整理に依拠して、子育てをする者へのサポートの変容や、サポートの効果についてどのように論じられてきたのかを確認しておこう。松田によると、子育てをする者へのサポートは、時代とともに弱くなっている。日本においては、高度成長期にいわゆる近代家族が普及したことに伴い、専業主婦が子育てを中心的に担うようになったが、その時期にも親族や子育て仲間など、母親を支える存在はいた〔落合（1993）〕。とはいえ、家事使用人が自宅に住み込んでいたときとは違い、常日頃から祖父母に子どもの面倒を任せられるわけではないし、子育て仲間を頼るにも限界がある。また、家族の独立性が高くなり、親は親族や地域の干渉を避けて子育てができるようになった反面、サポートが必要であれば、自分自身で支援してくれる人を見つけ、協力を仰ぐことが必要となった〔松田（2008）、pp.5-6〕。

サポートの減少が帰結する問題としては、親の育児不安や子どもへの発達の影響が指摘されている。前者の育児不安とは、「子どものことでどうしたらよいか分からなくなったり、子どものこと

がわずらわしいように思えてイライラしたりする状態である」〔松田（2008）、p.7〕。広い人間関係を有していなかったり、父親の子育てへの協力が少ない場合、母親の育児不安は高くなると指摘されている〔牧野（1982）、牧野・中西（1985）〕。後者の子どもの発達については、育児ネットワークは子どもに認知的な刺激や行動のモデルを与えたり、「親の育児力」を高めるなどして、子どもの発達を促す効果があるといわれている〔Cochran and Brassard（1979）、服部・原田（1991）、松田（2008）〕。

くわえて、サポートの減少は少子化の一因とも言われている。子育てが「ワンオペ」〔藤田（2017）〕となったことにより、親の子育てに対する負担感や不安が増大し、その結果として少子化が進行しているということである〔人口問題審議会（1998）〕。「育児ネットワークの支えが弱まったことは、母親の育児の負担や不安を高めただけでなく、社会全体における少子化の進行という結果ももたらしたのである」〔松田（2008）、p.8〕。

（2）三世代同居、近居についての研究

子育てをする者へのサポートが減少する中で、祖父母との三世代同居や近居に期待が高まっていることは前節で述べたとおりである。それでは、三世代同居や近居は、子育て世代へのサポート資源としてどのように論じられてきたのであろうか。

三世代同居、近居が子どもを育てる親に与える効果については、統一した見解は出されていない。例えば母親の育児不安との関連について、「核家族世帯よりも三世代世帯の方が、母親の育児不安度が低く、育児満足度が高い」との指摘がある〔松田（2008）、pp.97-98〕。また、就業している者の（これから第1子を持つことも含め）追加の子どもを持つことへの希望に対しては、職場における休暇取得の自由度といった要因よりも、三世代同居をしていることの方が正の効果を持つことも指摘されている〔藤間（2017）〕。他方で、居住距離が近いことは祖父母世代が孫育てに参加する傾向を高めるものの、居住距離と母親の子育てへの不安には関連がないことや、祖父母の関与は

過少、過多な場合と比べて中庸な場合の方が母親の子育てへの不安は低い傾向にあることが指摘されている〔八重樫ほか(2003)〕。また、近くに暮らすことで、子育てに関する価値観やライフスタイルの違いをめぐる摩擦が引き起こされるとの指摘もある〔角川2009；井関・白井2010〕。

三世代同居が子どもに与える影響についても議論がなされている。例えば、三世代同居の子どもはそうでない子どもに比べて情動をコントロールしやすく、その背景には母親と祖母との双方に気をつかいながら生活していることや、非三世代同居家族よりも多くの大人に囲まれて暮らしていることがあると指摘されている〔浜(1993)〕。また、祖父母との同居と学校生活に対する子どものストレス反応との関連を検討した研究においては、子どもにとっては日常生活の中で母方祖母の存在がストレスナーになっている可能性があること、母方祖母は子どもに対して保護的な役割が過剰になったり、愛情が過多になる場合と、子どもを監視する役割が過剰になる場合とで二極化する傾向にあることが示唆されている〔赤平・大嶋(2002)〕。

支援を要請される祖父母世代の側に着目した研究もある。例えば、文献研究の知見にもとづき、孫の育児に参加している祖父母は精神的に良い影響と悪い影響の双方を受けており、そのように精神的健康を左右する要因は複数考えられることを示すものや〔小松ほか(2010)〕、インターネット調査から、祖父母の6割近くが「本来子育ては親が行うべきだが、一方で孫の世話を娘や息子のために引き受けるべき」という複雑な意識を抱いていることを指摘するものなどである〔北村(2015)〕。このほか、兵庫県における調査にもとづき、どの年代の祖父母世代も、自分の親族内の新たな孫に対しては6割の者が支援意向を持つのに対し、親族以外への支援意向を持つ者の割合は4割に満たないこと、祖父母は孫とのかかわりを肯定的に感じる一方で身体的な疲労も感じており、特に活発に支援を行っている年齢層でその傾向が高いことが示唆されている〔新道(2013)〕。

これらに加えて、三世代同居の推進を少子化対

策と位置づけることへ疑義を呈する議論もある。先述の通り、三世代同居の推進には、祖父母をインフォーマルなサポート資源として活用することで、子育てにかかる親世代の負担を軽減するねらいがある。そしてその背後には、「子育てにかかる負担が軽減されれば、人々は今よりも多くの子どもをもつはずだ」との想定がある。しかしながら、全体的な傾向として三世代同居は地方部に多くみられ、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こと〔筒井(2016)〕、三世代世帯の住宅の多くは建築年が古いことなどから〔平山(2016)〕、三世代同居を推進する政策は必ずしも少子化対策として有効性を持ちえないと論じられている。また、そもそも親族が育児ニーズに柔軟に対応することには限界がある可能性も指摘されている〔余田・新谷(2018)〕。

以上のように、三世代同居については、子どもを育てる親、育てられる子ども、支援を期待される祖父母それぞれに着目して研究がなされている。また、少子化対策として三世代同居、近居を推進することに関しては、住宅事情の地域差等の観点から疑義も呈されている。

しかしながら、三世代同居をすることが子育て世帯の生活や暮らしぶりにどのような影響を及ぼすのかについて、直接的に検討した議論は管見の限りあまりみられない。子どもをもつことは生活に大きな変化をもたらす。場合によっては親世代の生活を苦しくすることもあるだろう。祖父母世代を子育て世帯へのサポート資源として活用すべく三世代同居することの妥当性を論じるためには、そもそも三世代同居によって生活の状況に差異が出るのかを検討することが必要である。

そこで本稿では、「第2回 生活と支え合いに関する調査」の個票データを利用し、居住環境、世帯の生活、個人の生活の3つの側面について、相対的剥奪の状況に対する三世代同居の効果を検討していく。

Ⅲ 方法

1 データ

本稿では、「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。

「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」を目的として2017年に実施された全国調査である（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、2017年7月1日現在の世帯の状況および個人の状況について調査された。「調査方法は配票自計、密封回収方式による。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）。

後述の通り、子育て世帯の生活状況は多面的に

把握される必要がある。「第2回 生活と支え合いに関する調査」では、居住環境、世帯の生活、個人の生活という3つの側面から相対的剥奪の状況についてたずねている。その点で、子育て世帯の生活の状況を詳細に分析するのに適したデータといえる。

2 分析に使用する変数

(1) 被説明変数

被説明変数は、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれに関する相対的剥奪スコアである¹⁾。相対的剥奪とは、「人々が社会で通常手にいれることのできる栄養、衣服、住宅、居住設備、就労、環境面や地理的な条件についての物的な標準にこと欠いていたり、一般に経験されているか享受されている雇用、職業、教育、レクリエーション、家族での活動、社会活動や社会関係に参加できない、ないしはアクセスできない」状態を指す〔Townsent (1993)〕²⁾。Townsent (1993)は12種類の指標を用いて相対的剥奪の測定を試みたが、阿部彩によると、この「相対的剥奪指標」の特徴は以下の点にある。

相対的剥奪指標の特徴は、当該社会で期待される生活行動を具体的にリストアップし、その有無を指標化している点である。換言すれば、相対的剥奪は社会のなかで比較的に低所得であるという不平等の理論で片付けられるものではなく、ある一定の生活水準以下では社会の中で期待される生活様式を享受できない、という絶対的な概念なのである……生活行動は、現在の所得以外の要因（例えば、貯蓄や持ち家）にも影響されるため、相対的剥奪指標は、現在の所得のみによる指標よりも生活に密着した指標といえることができる〔阿部 (2006), p.253〕。

子育てには経済面、身体面、精神面、時間面など、さまざまな側面での負担が必要とされる。そ

¹⁾ 以下述べる通り、本稿ではすべてのスコアについて変数を足し合わせる方法で作成したが、そのほかの作成方法の方が妥当である可能性もある。この点については今後検討することとした。

²⁾ 訳文は柴田 (1997) による。

これらの負担と、公的、私的サポートとのそれぞれの多寡が、子育て世帯、およびそこで生活する個人の状況に影響を及ぼすと考えられる。それゆえ、子育て世帯の生活状況をみるためには「現在の所得以外の要因」も考慮に入れる必要がある。これが、相対的剥奪の状況を被説明変数とする理由である。

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とし、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、負担感が重いと感じない場合を0、感じる場合を1とし、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とし、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) 説明変数

説明変数は、三世代同居の有無である。世帯票

のデータより作成された世帯タイプ変数を用い、18歳未満の子どもがいる世帯のうち、「二人親世帯（二世代）」、「ひとり親世帯（二世代）」の場合に0の値を、「二人親世帯（三世代）」、「ひとり親世帯（三世代）」の場合に1の値をとる合成変数を作成した。「その他の有子世帯」については、分類や解釈が困難であり、該当するケース数もリストワイズ前で30と少ないため、欠損値とした。

(3) 統制変数

統制変数は、性別のダミー変数（男性=0、女性=1）、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）、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）、末子年齢、を用いる。なお、回答者本人の年齢は、末子年齢との相関が強いため投入していない。末子年齢を優先した理由は、子育て中の世帯や個人の生活の状況は、本人の年齢よりも末子の年齢からより多くの影響受けるであろうと判断したためである³⁾。

次節では、以上の変数を用いた重回帰分析を行い、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれにおける相対的剥奪の状況に対する三世代同居の効果を検討していく。分析には「第2回 生活と支え合いに関する調査」の世帯票と個人票をマージしたデータを用いる。なお、三同居の有無によって子どもを育てている者の生活の状況がどう変わるのかを分析するという本稿の目的に則し、分析は18歳未満の子どもがいる者に対象を限定して行うこととする。

IV 結果⁴⁾

1 居住環境

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。

³⁾ 念のため本人年齢の各被説明変数への効果を確認したところ、いずれも有意な効果はみられなかった。

⁴⁾ 本節各項で示されるNや変数の記述統計量は、それぞれリストワイズ後のものである。

表1 使用する変数の記述統計量（居住環境）

	N=2,916			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値
居住環境剥奪スコア	1.070	1.293	0	8
三世代同居の有無	0.136	0.343	0	1
女性ダミー	0.525	0.499	0	1
等価世帯所得（対数）	5.473	0.717	0	9.380
就業状況				
就業	0.850	0.357	0	1
失業	0.047	0.212	0	1
非就労	0.103	0.304	0	1
最終学歴				
小・中学校卒	0.018	0.134	0	1
高等学校卒	0.346	0.476	0	1
短大・高専卒	0.158	0.365	0	1
大学・大学院卒	0.327	0.469	0	1
その他（専門・専修）卒	0.150	0.357	0	1
末子年齢	7.897	5.254	0	17

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：	N=2,916			
	モデル1		モデル2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
居住環境剥奪スコア				
三世代同居の有無	0.363	0.070 ***	0.348	0.069 ***
女性ダミー			-0.027	0.053
等価世帯所得（対数）			-0.254	0.034 ***
就業状況（ref：就業）				
失業中			0.068	0.114
非就労			0.047	0.084
最終学歴（ref：高等学校卒）				
小・中学校卒			0.362	0.179 *
短大・高専卒			-0.222	0.074 **
大学・大学院卒			-0.251	0.060 ***
その他（専修学校、専門学校）卒			-0.168	0.073 *
末子年齢			0.000	0.005
切片	1.021	0.026 ***	2.560	0.189 ***
調整済みR2乗	0.009		0.040	

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、三世代同居をしていることには、居住環境剥奪スコアを高める有意な効果が確認される。すなわち、三世代同居をしている場合、していない場合に比して居住環境に関する相対的剥奪の度合い

が高いということになる。

統制変数を投入した後も、三世代同居をしていることは有意な正の効果を示している。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。就業状況については有意な効果を示していない。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示している。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。末子年齢は、有意な効果を示していない。

2 世帯の生活

次に、世帯の生活について見ていこう。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。

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、三世代同居の有無は有意な効果を示していない。

同様に、統制変数を投入したモデル2でも、三世代同居の有無は有意な効果を示していない。統制変数については、等価世帯所得が高いことが有意な負の効果を示している。就労状況については、失業中であることが有意な正の効果を示している。

表3 使用する変数の記述統計量（世帯の生活）

	N=2,663			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯生活剥奪スコア	2.796	2.077	0	16
三世代同居の有無	0.129	0.335	0	1
女性ダミー	0.525	0.499	0	1
等価世帯所得（対数）	5.488	0.696	0.805	9.380
就業状況				
就業	0.843	0.363	0	1
失業	0.050	0.217	0	1
非就労	0.107	0.309	0	1
最終学歴				
小・中学校卒	0.017	0.130	0	1
高等学校卒	0.337	0.473	0	1
短大・高専卒	0.157	0.364	0	1
大学・大学院卒	0.339	0.473	0	1
その他（専門・専修）卒	0.150	0.357	0	1
末子年齢	7.617	5.223	0	17

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：	N=2,663			
	モデル1		モデル2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
世帯生活剥奪スコア				
三世代同居の有無	0.018	0.120	-0.033	0.113
女性ダミー			0.044	0.085
等価世帯所得（対数）			-0.880	0.056 ***
就業状況（ref：就業）				
失業中			0.415	0.179 *
非就労			-0.366	0.132 **
最終学歴（ref：高等学校卒）				
小・中学校卒			0.630	0.294 *
短大・高専卒			-0.310	0.119 **
大学・大学院卒			-0.601	0.096 ***
その他（専修学校，専門学校）卒			-0.290	0.118 *
末子年齢			0.020	0.007 **
切片	2.793	0.043 ***	7.755	0.312 ***
調整済みR2乗	0.000		0.127	

* < .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。

あることが有意な負の効果を示している。最終学歴については、小・中学校卒であることが有意な正の効果を、短大・高専卒、大学・大学院卒、その他卒であることが、有意な負の効果を示している。末子年齢については、有意な正の効果を示している。

3 個人の生活

最後に、個人の生活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。

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、三世代同居をしていることは有意な正の効果を示している。

統制変数を投入した後も、係数の値は小さくなるものの、三世代同居をしていることの有意な正の効果が確認できる。統制変数については、等価世帯所得が有意な負の効果を示している。就業状況については、失業中であることが有意な正の効果を示している。最終学歴については、小・中学校卒であることが有意な正の効果を、短大・高専

表5 使用する変数の記述統計量（個人の生活）

	N=2,929			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値
個人生活剥奪スコア	0.447	0.812	0	4
三世代同居の有無	0.136	0.342	0	1
女性ダミー	0.525	0.499	0	1
等価世帯所得（対数）	5.471	0.715	0	9.380
就業状況				
就業	0.852	0.355	0	1
失業	0.047	0.213	0	1
非就労	0.101	0.301	0	1
最終学歴				
小・中学校卒	0.019	0.138	0	1
高等学校卒	0.343	0.475	0	1
短大・高専卒	0.158	0.365	0	1
大学・大学院卒	0.329	0.470	0	1
その他（専門・専修）卒	0.150	0.357	0	1
末子年齢	7.926	5.262	0	17

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：	N=2,929			
	モデル1		モデル2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
個人生活剥奪スコア				
三世代同居の有無	0.103	0.044 *	0.082	0.041 *
女性ダミー			0.077	0.031 *
等価世帯所得（対数）			-0.327	0.020 ***
就業状況（ref：就業）				
失業中			0.284	0.067 ***
非就労			0.005	0.050
最終学歴（ref：高等学校卒）				
小・中学校卒			0.336	0.102 **
短大・高専卒			-0.201	0.044 ***
大学・大学院卒			-0.278	0.035 ***
その他（専修学校，専門学校）卒			-0.170	0.043 ***
末子年齢			0.012	0.003 ***
切片	0.433	0.016 ***	2.220	0.112 ***
調整済みR2乗	0.002		0.146	

* < .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。

卒、大学・大学院卒、その他卒であることが、有意な負の効果を示している。末子年齢については、有意な正の効果を示している。

V 考察

本稿での分析結果をまとめよう。三世代同居をしていることは、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれにかかわる相対的剥奪状況のいずれに対しても有意な負の効果を持たなかった。それどころか、居住環境および個人の生活にかかわる剥奪に対して、有意な正の効果を示していた。すなわち、三世代同居をしている場合、していない場合と比して、居住環境にかかわる相対的剥奪の状況と、個人の生活にかかわる相対的剥奪の状況は悪いという結果が、本稿の分析から看取されたのである。

まず、三世代同居をしていることが居住環境剥奪スコアを高める有意な効果を示したことは、三世代同居世帯が暮らす住居の建築年が古いことを反映していると考えられる。筒井(2016)や平山(2016)の指摘にあった通り、三世代同居は、地方部で祖父母が建てた間取りの広い家で行われる傾向にあり、そうした住居は設備やアクセスの面で剥奪スコアが高くなると推察される。このことが子どもを育てる者の生活にどのように影響するのかについての解釈は容易ではないが、少なくとも全国サンプルで見たときに、三世代同居をしている者の居住環境が、そうでない者と比べて良い状況にあるとはいえない。居住環境が親世代の心身面での健康や子どもの育ちに何らかの影響を及ぼすのであれば、居住環境がよくない三世代同居世帯へ、住居の補修費用等の手当を支給することなどが求められるだろう。

次に、三世代同居をしていることが個人生活剥奪スコアを高める有意な正の効果を示したことから、2つの可能性が考えられる。1つ目は、実は祖父母世代は資源となりえておらず、むしろ相対的剥奪をもたらすリスク要因である可能性である。例えば、祖父母世代に介護ニーズが生じた結果三世代同居が選択されており、それによって子どもを育てる親世代の生活が苦しくなっているという可能性である。この可能性が正しいとすれば、三世代同居は子どもを育てる者の生活を改善

するどころか、かえって苦しめる作用を持つということになる。2つ目は、親と子どものみの世帯では生活が成り立たないほど苦しい状況にある層が三世代同居を選択しているという可能性である。本稿の分析結果を踏まえるならば、そのように必要にかられた者が三世代同居を選択してもなお、三世代同居をしていない層よりも相対的剥奪の状況が悪い、ということになる。もちろんこれらの考察は推測の域を出るものではないが、三世代同居が子どもを育てる者の生活の助けになるか否かは慎重に検討する必要があるだろう。

最後に、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だろうか。このことについては、合成変数作成のもとになった質問項目の性質にバラツキがあることの影響を受けた可能性がある。第Ⅲ節で述べたとおり、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。

以上の結果を踏まえるならば、三世代同居を選択する者への支援はもちろん、三世代同居を選択しない層への支援も充実させる必要があるだろう。たしかに、居住環境の剥奪スコアが三世代同居をしている場合に有意に高いという本稿での分析結果からは、既に提案されているような、三世代同居の推進のための住宅政策は意味あるものと評価できる。しかしながら、三世代同居をしている場合、個人生活剥奪スコアも有意に高かったという結果に鑑みるならば、住宅政策のみでは不十分であるといわざるをえない。本節での考察の通り、生活が苦しい層が三世代同居を選択しているとすれば、そうした人々が三世代同居を選択しなくても生活できるよう、公的支援を拡充することが必要であろう。三世代同居の推進は家族主義的な想定にもとづいており〔平山(2016)〕、核家族の限界を(修正)拡大家族の力で乗り越えようとする点で、「積極的家族主義」〔Leitner(2003)〕的な政策と位置づけられる。そうした政策にもも

ちろん意義はあるものの、「脱家族化」オプションも同時に充実させることで、「選択的家族主義」を達成するような政策が求められるであろう〔落合(2015)、藤間(2018)〕。

VI 結論

本稿では、居住環境、世帯の生活、個人の生活のそれぞれについて、相対的剥奪の状況に三世代同居が与える影響との関連をみてきた。その結果、三世代同居は必ずしも相対的剥奪の状況を改善する効果を示しておらず、むしろ居住環境と個人の生活については、相対的剥奪スコアを高める効果を示していた。ここから、実は三世代同居をすることは子育てをする世代にとって資源にはなりえず、むしろ生活を苦しくするリスク要因である可能性を指摘し、三世代同居を推進するための住宅政策のみならず、三世代同居を選択せずとも生活していけるような公的支援が必要であると論じた。

本稿には残された課題もある。第1に、本来であれば、公営、あるいは民営の子育て支援サービスや、職場における両立支援制度の利用の有無が、三世代同居の有無の効果にどう影響を与えるのかも考慮するべきである。しかしながら、本稿で用いた「第2回 生活と支え合いに関する調査」においては、そうしたサービス、制度の利用の有無についての設問は小学生以下の子どもがいる者のみに限定して尋ねられているため、サンプルサイズ的大幅な減少が免れない。こうした事情から、本稿での分析においては当該項目を統制できなかった。第2に、世帯の生活への三世代同居の影響について、より検討する必要がある。先述の通り、「第2回 生活と支え合いに関する調査」における世帯の生活に関する剥奪についての質問項目には、事実ベースのものと主観ベースのものが混在している。本稿では両者をまとめて合成して被説明変数としたが、それらを別に分析したら結果が異なってくる可能性はあるだろう。第3に、三世代同居の発生を規定する要因についての分析である。本稿において示唆された生活が苦しい者

が三世代同居を選択している可能性や、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という先行研究における指摘に鑑みると〔小山(2012)〕、社会経済的地位や居住地域によって、そもそも三世代同居の発生が影響を受ける可能性がある。今後の研究課題としたい。

参考文献

- 阿部 彩(2006)「相対的剥奪の実態と分析——日本のマイクロデータを用いた実証研究」、『社会政策学会誌』No.16, pp.251-275。
- 赤平理紗・大嶋巖(2002)「三世代同居と母子の心理的ストレスの関連についての基礎的調査」、『こころの健康——日本精神衛生学会誌』Vol.17, No.1, pp.57-65。
- Cochran, M. M. and J. A. Brassard (1979) “Child Development and Personal Social Networks”, *Child Development*, Vol.50: 601-16.
- 藤田結子(2017)『ワンオペ育児——わかってほしい休めない日常』毎日新聞出版。
- 浜 治世(1993)「三世代同居家族における祖母-母親-子どもの感情的相互作用に関する実験的研究」、『感情心理学研究』Vol.1, No.1, pp.26-47。
- 服部祥子・原田正文(1991)『乳幼児の心身発達と環境——大阪レポートと精神医学的視点』名古屋大学出版会。
- 平山洋介(2016)「『三世代同居推進』の住宅政策をどう読むか」、『世界』, No.880, pp.107-18。
- 井関敦子・白井瑞子(2010)「実母からの授乳・育児支援の中で娘が体験した思いと、その思いに関係する要因」、『母性衛生』, Vol.50, No.4, pp.672-9。
- 人口問題審議会(1998)『人口減少社会、未来への責任と選択——少子化をめぐる議論と人口問題審議会報告書』ぎょうせい。
- 角川志穂(2009)「子育て支援に向けた祖父母学級導入の検討」、『母性衛生』, Vol.50, No.2, pp.300-9。
- 北村安樹子(2015)「祖父母による孫育て支援の実態と意識——祖父母にとっての孫育ての意味」、『Life design report』, Summer 2015, pp.15-24。
- 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」。
- (2019)「2018年 社会保障・人口問題基本調査 第6回全国家庭動向調査 結果の概要」。
- 小松紗代子・斎藤民・甲斐一郎(2010)「孫の育児に参加する祖父母の精神的健康に関する文献的考察」、『日本公衆衛生雑誌』, Vol.57, No.11, pp.1005-14。
- 厚生省人口問題研究所(1996)『現代日本の家族に関する意識と実態——第1回全国家庭動向調査(1993

- 年)』, 厚生統計協会。
- 小山泰代 (2012) 「世帯変動の地域的傾向」『人口問題研究』, Vol.68, No.2, pp.18-36。
- Leitner, S. (2003) “Variety of Familialism: The Caring Function of the Family in Comparative Perspective”, *European Societies*, Vol.5, No.4, pp.353-75.
- 牧野カツコ (1982) 「乳幼児を持つ母親の生活と〈育児不安〉」, 『家庭教育研究所紀要』, 第3集, pp.35-56。
- 牧野カツコ・中西幸夫 (1985) 「乳幼児を持つ母親の育児不安——父親の生活および意識との関連」『家庭教育研究所紀要』第6集, pp.11-24。
- 松田茂樹 (2008) 『何が育児を支えるのか——中庸なネットワークの強さ』勁草書房。
- 落合恵美子 (1989) 『近代家族とフェミニズム』, 勁草書房。
- (1993) 「家族の社会的ネットワークと人口学的世代——60年代と80年代の比較から」, 蓮見音彦・奥田道大編『21世紀日本のネオ・コミュニティ』, 東京大学出版界。
- (2015) 「『日本型福祉レジーム』はなぜ家族主義のままなのか—4報告へのコメント」『家族社会学研究』Vol.27, No.1, pp.61-8。
- 柴田謙治 (1997) 「イギリスにおける貧困問題の動向——『貧困概念の拡大』と貧困の『基準』をめぐって」, 『海外社会保障研究』, No.118, pp.4-17。
- 新道由記子 (2013) 「祖父母と育児——祖父母のライフスタイルとしての育児支援」, 『季刊家計経済研究』, No.97, pp.23-32。
- 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 (2017) 「看護休暇の取得と追加の子どもを持つことへの希望」, 『育児・介護と職業キャリア——女性活躍と男性の家庭生活 (労働政策研究報告書 No.192)』, 独立行政法人労働政策研究・研修機構, pp.189-202。
- (2018) 「ケアの多元化と脱家族化」『大原社会問題研究所雑誌』, No.722, pp.58-69。
- Townsent, P. (1993), *The International Analysis of Poverty*, London: Harvester Wheatsheaf.
- 筒井淳也 (2016) 「三世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9月25日最終確認)。
- 八重樫牧子・江草安彦・李永喜・小河孝則・渡邊貴子 (2003) 「祖父母の子育て参加が母親の子育てに与える影響」, 『川崎医療福祉学会誌』, Vol.13, No.2, pp.233-45。
- 余田翔平・新谷由里子 (2018) 「母親の就業と祖父母からの育児支援——『個体内の変動』と『個体間の差異』の検討」, 『人口問題研究』, Vol.74, No.1, pp.61-73。

(とうま・こうた)

Three Generation Households and Relative Deprivation

Kota TOMA*

Abstract

Recently, attention has been focused on three-generation households as support resources for people who raise children. However, the impact of three-generation households on the lives of those raising children has not been fully studied.

Using data from the “Second National Survey on Social Security and People’s Life”, this paper examines the effects of three-generation households on the relative deprivation of people who raise children with regard to three aspects: living environment, household life, and individual life.

The analysis showed that three-generation households had no significant negative effect on any of the relative deprivation situations. On the contrary, it had significant positive effects on those aspects of household environment and personal life.

These results suggest that not only housing policy to promote the three-generation cohabitation, but also the public support that makes it possible not to live in three-generation households is needed.

Keywords : Three Generation Households, Relative Deprivation, Second National Suney on Social Security and Peoples Life

* Senior Researcher, National Institnte of Population and Social Security Research