

祖父母との同居と中学生の教育期待

——多様な家族構造における祖父母との同居の効果

小椋滉平（平成29年度卒業）

【指導教員解題】

小椋滉平「祖父母との同居と中学生の教育期待——多様な家族構造における祖父母との同居の効果」は、平成29年度に文学部社会学コースで提出された卒業論文のうち優秀卒業論文賞を受賞した論文である。小椋論文は、現代の多様化する家族構造のなかで教育・地位達成過程における多世代居住の効果に注目した研究である。本稿は、家族社会学の専門的な研究論文を幅広くサーベイしており、さらに独自の観点からデータの分析を行い、先行研究に新たな知見をもたらしたと評価することができる。原著は25,000字を超える長文のものであったが、本稿の採録にあたっては、軽微な箇所を減らしたのみで、大幅な変更は行わなかった。本論文の文献サーベイ、問題設定、分析など、いずれの点においても完成度が高く、下級生が今後卒業論文を作成するにあたってお手本として参考にできるはずである。（川野英二）

1 はじめに

これまで、多くの研究が子ども期にどのような家族で過ごすかによって、その後の教育達成や地位達成が影響を受けることを明らかにしてきた。たとえば、稲葉昭英（2011a）と余田翔平（2012a）は、ひとり親世帯出身者が教育達成において不利に直面していることを明らかにした。しかし、これらの研究は、父子世帯や母子世帯など、限られた形態の家族構造にしか注目してこなかった。図1が示すように、日本の離婚率は1998年以降、2%前後で推移しており、今後も、ひとり親世帯だけでなく再婚世帯の数が増えていくことが予想される。従来の研究は、こうした離婚率の上昇に伴って多様化する家族を取りこぼしてきた。これに対して、余田（2014）は、多様な家族構造を考慮し、父子世帯や母子世帯、再婚世帯だけでなく、母子世帯や再婚世帯内の多様性にも着目する研究を行った。このような多様な家族構造を取り上げた研究は数が限られており、研究を蓄積していく必要がある。

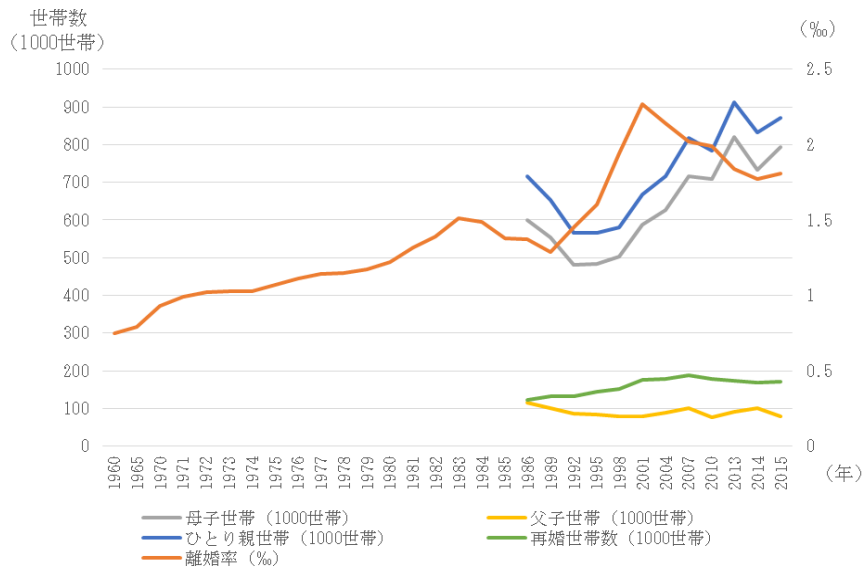


図1 母子世帯・父子世帯・ひとり親世帯・再婚世帯の数と離婚率の推移

- 注) 1) 再婚世帯数の推移は、厚生労働省(2017)をもとに作成
 2) 母子世帯・父子世帯・ひとり親世帯数の推移は、厚生労働省(2016)をもとに作成
 3) 母子世帯・父子世帯・ひとり親世帯数の推移において1995年は、兵庫県を含まない。
 4) 離婚率の推移は、国立社会保障・人口問題研究所(2017)をもとに作成。
 5) 離婚率の推移において、1947～72年は沖縄県を含まない。
 6) 離婚率=年間離婚届け出数÷年間離婚届け出数×1000

また、近年に入り、多世代効果(祖父母や曾祖父母, 3世代以上離れた家族や親族が及ぼす影響)という視点から、教育達成格差や地位達成格差を捉えようとする動きがある(荒牧 2011, 2012, 2013)。こうした研究は、これまでの教育達成や地位達成に関する研究の多くが、核家族を研究枠組みとしてきた中で画期的なものである。しかし、あえて課題を挙げるとすれば、家族構造の多様性を考慮していないことが挙げられる。家族構造と教育達成との関連を検討した研究によって、家族構造の違いによって、教育達成がどのように影響を受けるのか、そのメカニズムが違ふことが明らかにされており(余田 2014)、多世代効果も家族構造の違いによって、その影響の発現メカニズムが異なることが予想できる。そのため、多世代効果の検討をする際にも、家族構造の多様性を考慮する必要があると筆者は考える。

教育達成に対する家族構造の効果や、多世代効果を検討した先行研究を踏まえ、本稿では、中学3年生とその保護者を対象にした社会調査データを用いて、家族構造の多様性を考慮しつつ、子どもの教育期待に対する多世代効果を検討することにする。なお、使用するデータから得られる、3世代以上離れた家族や親族に関する情報が限られているため、多世代効果のなかでも、とくに祖父母との同居の効果を検討することにする。

2 先行研究の検討と研究課題 —教育達成格差を2つの視点から捉える—

本章では、家族構造と教育達成格差の関連についての研究を振り返るとともに、新たに注目され始めた「多世代効果」を取り上げながら、本稿の研究課題とそれに対する筆者の仮説を明確にする。

2.1 家族構造と教育達成格差

様々な先行研究によって、ひとり親出身者が二人親世帯出身者よりも、教育達成や学力、教育アスピレーションにおいて不利な立場にあることが明らかにされてきた。

たとえば、余田（2012b）は、東北大学教育文化研究会によって継続的に実施されてきた「教育と社会に対する高校生の意識調査」のうち、1999年度から2007年の間に実施された3回分の調査のデータを用いた分析により、父親の不在が高校進学の場合で進学校への進学機会を狭め、トラッキングの効果を媒介して、高校進学後の低い教育アスピレーションの形成にも影響を与えていることを明らかにした。また、男子よりも女子のほうが父不在の影響を強く受けており、母子世帯の女子はより早期の段階で高い教育期待を断念しており、女子が親の意向を早い段階で内面化している可能性も指摘している。この点は、稲葉（2012）も同じ指摘をしている。しかし、これらの研究には、なぜ父不在がこのような効果をもつかというメカニズムに言及していない点や、父子世帯に着目していない点で課題が残されていた。

これに対し、余田（2012a）は、2000年から2003年にまでの、大阪商業大学JGSS研究センターによる、「日本版総合社会調査（以下、JGSS）」の累積データを用いた分析によって、父子世帯を含むひとり親が1920年から一貫して教育達成において不利な立場にあることを明らかにした。稲葉（2011a）も、「社会階層と社会移動全国調査（以下、SSM全国調査）」を用いた分析から、母子世帯（父不在世帯）の短大以上への進学率、すなわち教育達成について同様の指摘をしている。また、近年ほど、父親存在世帯の進学率が上昇と母子世帯の進学率の停滞によって、教育達成の格差が拡大していることも指摘している。加えて、余田（2012a）は、家族構造が教育達成に影響を与えるメカニズムにも言及している。そして、「経済的剥奪仮説」に基づき、二人親とひとり親の経済的な格差を統制しても、なお教育達成において有意な差が残ること、母子世帯よりも父子世帯は経済的に有利であるにもかかわらず、父子世帯出身者と母子世帯出身者との間で教育達成の程度にほとんど違いが見られないことから、教育達成格差について経済的要因以外の要因を解明する必要性が示された。この課題に対しては、「関係的剥奪仮説」を検討した白川俊之（2010）が応えている。

白川（2010）は、Organisation for Economic Co-operation and Development

(OECD, 経済協力開発機構) による「Programme for International Student Assessment (PISA)」と呼ばれる国際的な学力に関する調査の2002年のデータを用いた分析によって、日本とアメリカにおいて、母子世帯の子どもの学力の低さの背後で、経済的な不利が要因として働いていること、父子世帯の子どもの学力の低さは、経済的な不利からあまり説明できないだけでなく、関係的剥奪仮説からも説明できないことを明らかにした。この結果を受けて、白川(2010)は、経済的剥奪仮説や関係的剥奪仮説という限られた仮説のみよって、教育達成格差発生のメカニズムを理解することの限界を指摘している。

この限界を乗り越える研究に、余田(2014)の研究がある。内閣府によって2011年に実施された「親と子の生活意識に関する調査」を用いた余田(2014)の研究は、多くの研究が言及してこなかった(白川(2010)は例外)格差形成のメカニズムにまで踏み込んだ説明的な分析、すなわち、子どもの教育達成に対する家族構造の効果を説明する仮説の検証を行っている。具体的には、4つの仮説を検討している。第一に、前出の「経済的剥奪仮説」である。第二に、「役割モデル仮説(社会化仮説)」である。この仮説は、親の不在が子どもの高い教育に対する動機付けをもたなくなるといふものである。第三に、「家族ストレス仮説」である。子どもは、親の離死別による喪失感や不安感、再婚相手との関係に問題を抱きやすい。また、離婚や再婚に伴う地理的な移動による心理的適応が要求されるほか、人間関係の喪失、社会関係資本からのサポートの欠如に直面する。こうしたストレスフルな家族構造の変化が、教育達成を阻害するというのが家族ストレス仮説である。第四に、「セレクション仮説」である。これは、家族構造と子どものアウトカムとの関連は、家族構造に先行する要因による疑似相関であるとする仮説である。

さらに、余田(2014)は、稲葉(2011a)も指摘しているように、これまでの研究の多くが母子世帯ばかりに着目してきたことを批判し、非初婚継続世帯の内部の多様な家族構造を取り上げることで、従来の研究で見逃されてきた格差を明らかにした。これは、先行研究において、母子世帯と父子世帯では、子どもの教育達成や教育期待、学力などにおける二人親世帯との格差を説明する要因が異なることが明らかになっていることを踏まえている。たとえば、稲葉(2012)は、内閣府により2011年に実施された「親と子の生活意識に関する調査」を用いた分析を行っている。この分析では、子どもの性別と家族構造によって学習態度や成績、教育期待(理想的な学歴)に大きな差異があることがわかった。そして、これらの差異が家族構造固有の効果なのか、あるいは他の要因で説明されるものであるかを詳細に検討した結果、成績や教育期待における母子世帯と二人親世帯の差異は、そのほとんどが経済的な不利から説明された。しかし、父子世帯については、経済的な不利や学歴から説明することはできなかった。この結果は、母子世帯と父子世帯には質的な相違が存在することを示している。これに関連して、子どもの教育達成についてもひとり親のジェンダーが大きな影響をもつことを、斎藤知洋(2014)が別のデータを用

いた分析から指摘している。斉藤（2014）は、2000年、2001年、2002年、2008年、2010年に実施された「JGSS」のデータを用いて、高等教育段階以前の本人の15歳時成績、高校進学、高校退学に対するひとり親世帯の影響を検討した結果、各教育段階において、ひとり親世帯の効果は母子世帯と父子世帯間では異なっており、ひとり親のジェンダーが子どもの教育達成に大きな影響をもつことが示唆されたとしている。また、前述した白川（2010）の研究も学力形成のメカニズムが、ひとり親のジェンダーによって異なることを指摘している。以上のような知見から、母子世帯に注目するだけでは、教育に関する様々な格差を十分に理解できないことがわかる。余田（2014）は、非初婚継続世帯という概念を用いることで、母子世帯だけでなく、父子世帯、再婚世帯における教育期待の格差も把握している。

以上2つの点から、従来研究の課題を乗り越えた余田（2014）による分析の結果、非初婚継続世帯の形成を関連する要因を統制してもなお、家族構造の効果は残されていた。分析の結果は、家族ストレス仮説と整合的であり、子ども期の定位家族が安定的であることが教育達成にとって重要であることを明らかにした。なお、家族構造の効果の一部は、経済的資源の不足や親の学歴などによって説明できることも指摘している。

こうした先行研究を踏まえ、本稿では以下の2点を行うことにする。第一に、分析の際に、余田（2014）によって、家族構造の効果を説明することが判明している要因を考慮する。これにより、他の要因の影響を排した家族構造の違いによる差異を把握することができる。第二に、非初婚継続世帯内部の多様性にも注目する。非初婚継続世帯は、従来研究ではあまり取り上げられてこなかった父子世帯や再婚世帯を含んだ概念であるとともに、質的に異なることが指摘されている、内部の多様な世帯に注目することで、教育達成格差の実態をより細やかに理解できると考えられる。

なお、以上の研究とは対照的に、大石亜希子（2007）と菊地英明（2007）は、教育達成に対して家族構造が影響力をもっていないことを指摘している。大石（2007）と菊地（2007）は、2006年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した「社会生活に関する実態調査」を用いた分析の結果、15歳時にひとり親で生活していたことは、教育達成に対して有意な効果をもっておらず、15歳時の経済的な不利が有意であると報告している。このように、一部の研究では、教育達成について家族構造の効果が確認されていないことにも留意し、本稿では、そもそも家族構造の効果が存在するのかどうかにも注目したい。

2.2 新しい視点－「多世代効果」の登場

これまで挙げてきたような、教育達成や地位達成に対する家族の影響に関する研究について、近年、新しい視点に立つものが登場している。それは、「Multigenerational Effects（多世代効果）」、つまり、祖父母や曾祖父母、3世

代以上離れた家族や親族が及ぼす影響を検討する視点である。近年、盛り上がり始めた多世代効果についての研究であるが、日本では、早くも1980年代後半から、子学歴（孫世代の学歴）に対する祖父学歴の効果を検討する研究が行われていた。

尾嶋史章（1988）は、祖父学歴が子学歴に対して、父親学歴とは独立した効果を与えていることを明らかにした。ただし、祖父学歴の効果は、父親学歴が相対的に高学歴を有する場合のみ、条件付きで観察されたものであり、2世代間にわたって相対的に高学歴を達成することで有利な付加的な効果が生じているとしている。また、高学歴を2世代にわたって達成することにより、その知識や価値志向などの何らかの「文化資本」が蓄積されたために、次世代の高等教育への進学率が高まったと解釈できる可能性にも言及している。しかし、調査からはこうした文化資本が実際に形成されたかは検証できないとしている。また、このデータは、1985年に大阪大学人間科学部経験社会学・社会調査法講座により実施された、岡山県御津町の旧宇垣村を調査地とする、「社会階層と社会移動地域調査（SSM地域調査）」により得られたデータと、1955年に同地区で日本社会学会によって実施されたSSM全国調査の精密調査により得られた特定地域のデータを使用している。1955年の時点において、旧宇垣村が、町村を代表する地域、すなわち、山陽地方、東北地方における人口数、産業構成、学歴構成の上で平均的な地域として、精密調査地域に選ばれているとはいえ、特定の地域において祖父学歴の効果が観察されたに過ぎない。この課題に応えた研究に、菊池城司ら（1987）による研究がある。菊池ら（1987）は、1955年から1985年にかけて計4回実施された「SSM全国調査」のデータを用いた分析により、全国的なデータにおいても、尾嶋（1988）と同様の結果を得ている。つまり、祖父学歴が子学歴に対して、独立した効果を与えていることを明らかにした。また、尾嶋（1988）では取り上げられなかった母親学歴にも有意な効果があることを示している。これに対して、片岡栄美（1990）は、1955年以降、祖父学歴の効果は弱まってきていると指摘している。片岡（1990）は、1955年と1985年の「SSM全国調査」の比較を通じて戦後の三世代学歴移動がどのように変容してきたのかを検討した結果から、祖父学歴の効果が弱体化していると結論づけた。1955年データでは、尾嶋（1988）が指摘したように、祖父学歴が子学歴に対して有利あるいは不利な要因として作用していた一方で、1985年のデータでは、不利に作用することはあっても有利に作用していないことが確認された。すなわち、1955年から1985年にかけて、祖父学歴の効果が減少した社会に変化してきたと指摘している。

このように、片岡（1990）によって、時代の変化によって祖父学歴の効果の弱まりが指摘されていることから、多世代効果に着目する意義はないように思われる。しかし、荒牧草平（2011, 2012, 2013）は、現代においても、子どもの教育達成に対して、祖父母学歴が独自の効果をもつことを指摘している。

荒牧（2011）は、日本家族社会学会によって2008年に行われた「全国家族調査（以下、NFRJ08）」のデータを用いて、祖父学歴だけでなく、従来注目されてい

かった祖母学歴、オジオバ学歴と子学歴の相関関係とその趨勢について検討した。その結果、4つの知見を明らかにしている。第一に、祖父母学歴、オジオバ学歴は、子学歴と一定の相関があり、特にオジオバ学歴との相関は父母学歴と同程度であること、第二に、片岡（1990）の指摘に反して、これらの相関関係は、時代とともに強まっていること、第三に、こうした相関関係は、父母学歴を統制しても依然として統計的に有意であること、第四に、特にオジ学歴は、子学歴と相関が強く、オジの学歴が子学歴に対して有利にも不利にも作用することである。しかし、以上の4つの知見は明らかになったものの、これらの研究では祖父母学歴やオジオバ学歴の「効果」ではなく、子学歴との「相関関係」が指摘されたにとどまっている。そして、これらの知見をもとに、荒牧（2013）は、同じ「NFRJ08」のデータを用いて、祖父母学歴が子学歴に与える効果を詳細に検討した。その結果、父母の学歴を統制しても祖父母学歴が独自の効果をもつこと、ただし、その効果は祖父母-父母と高学歴が蓄積した場合に限られることを明らかにした。これは、低学歴が蓄積した場合にのみ、祖父学歴の効果が作用するという片岡（1990）の指摘とは対照的である。さらに、荒牧（2013）は、オジオバ学歴の効果についても「NFRJ08」を用いて詳細に検討し、祖父母学歴の効果についての知見と合わせて、子学歴に効果が伝えられるメカニズムの解釈も試みている。その結果、オジオバ学歴の効果とは、祖父母世代からオジオバを含む親世代へと継承された資源や資本が、何らかの理由によって親の学歴に発現しなかった一方で、オジオバの教育達成には効果を発揮した結果を表していると結論づけている。

以上のような多世代効果に関する研究は、依然として少ないものの、このように子どもの教育達成や地位達成に対する、祖父母などの親族の効果にまで視野を広げる必要性があると筆者は考える。というのも、荒牧（2011）が、

親族の独自効果が無視できないほどに存在するなら、教育達成の階層化メカニズムを考察する際にも、これまでのように核家族に着目するだけでは不十分だということになる。（荒牧 2011: 46）

と指摘している通り、祖父母やオジオバを含まない家族概念によって、教育達成や地位達成の格差の理解を試みることは、先行研究によって確認された多世代効果の影響を無視することになり、格差の実態を捉えることができない。多世代効果という視点から、前述した、子どもの教育達成に対する家族構造の効果を検討する研究に着目すると、3世代以上離れた家族や親族にまで視点を広げた研究はまだなされていないようである。そこで、本稿では、家族構造の効果を考慮しながら、子どもの教育達成に対する多世代効果を検討することにする。検討に使用するデータは、2011年に内閣府によって行われた「親と子の生活意識に関する調査」を使用することにする。このデータを使用する理由は、2つある。第一に、子ども期の格差を明らかにできる数少ないデータのひとつであるからである。前節で取り上げた、いくつ

かの先行研究（稲葉 2012；白川 2010；余田 2012b, 2014）は、家族構造の違いが子ども期の学力や教育期待における格差につながると指摘している。こうした研究は、家族構造の効果が人生の早い段階から発現することを示しており、教育達成格差是正への効果的な支援手法を考察するための重要な資料となっている。本稿をそうした資料の一助とするため、筆者は子ども期の格差に注目する、このデータを利用することにする。そのため、分析では実際の教育達成ではなく、その代替指標として子どもの教育期待（理想的な学歴）を用いることになる。第二に、父母不在の理由やその期間に関する情報があるため、分析の際に、家族構造を詳細に分類することができるからである。前節でも述べたように、本稿では非初婚継続世帯内部の多様性にも注目するため、家族構造を多くのカテゴリーに分類できることが重要である。そのため、父母不在の理由やその期間に関する情報を十分に含む、このデータを利用することにする。

ところが、このデータには、祖父母やオジオバに関する情報が非常に限られており、学歴等の基本的な属性も集計されていない。その限られた情報のうち、祖父母やオジオバと同居しているか否かに関するものがある。そこで、本稿では、この情報を利用して、祖父母やオジオバとの同居が子どもの教育期待に与える影響を検討することにする。ただし、荒牧は多世代効果について「同居自体が必ずしも直接に関与するわけではない」（荒牧 2013: 39）としており、本稿で観察するのは、厳密には、多世代効果というよりも「拡大家族との同居」の効果であることに注意したい。

2.3 祖父母との同居の効果の検討

では、子どもの教育期待に対する、祖父母やオジオバとの同居の効果とはどのような効果であると想定されるのか。これを想定するには、祖父母やオジオバを含む家族メンバーの間に、どのような関係性が存在するのかを明確にすることが重要である。というのも、家族構造の効果が、家族構造に付随する特徴的な属性（性別や学歴）や経済状況によってその一部が説明されたように、同居の効果も同居に付随する様々な要因によって説明されると予想できるからである。すなわち、同居に関わる要因のひとつである、同居人を含む家族メンバー間の関係性を明らかにすることは、同居の効果の一部を明らかにすることである。

本節では、祖父母やオジオバとの同居の効果がどのような性質をもっているかという仮説を立てる上で重要な研究を取り上げたい。しかし、オジオバとの同居に関する研究は、筆者に調べた範囲では確認できなかった。そのため、データ分析の裏付けとなる先行研究の得られないオジオバとの同居は、本稿では検討せず、「祖父母との同居」に焦点を当てることにする。よって、祖父母世代と親世代、孫世代との関係性に関する研究を取り上げる必要があるが、この2つの関係性のうち、十分に先行研究が蓄積された、祖父母世代と親世代の関係性に注目することにする。以下

で、祖父母世代と親世代の関係性に関する研究の知見をまとめるとともに、祖父母との同居の効果についての仮説を立てることとする。

大和礼子（2011）は、これまでの研究によると、祖父母との同居を規定する要因は大きく2つあるとしている。ひとつは、「規範的要因」である。子どもが跡継ぎであることや、非人口集中地区に住んでいること（人口集中地区と比較して親との同居という伝統的規範の影響が残りやすいと考えられる）、直系家族規範の文化伝統が強い地域に住んでいることは、同居を促進する傾向にある。もうひとつは、「状況的な要因」であり、同居しやすい状況に置かれている場合（つまり、同居するための資源がある場合）や、同居する必要がある場合（つまり、同居のニーズがある場合）は、同居が促進される。たとえば、子どもの経済力が低いため経済力のある親に頼る必要がある場合や、妻が正規雇用のため育児援助の必要から同居している場合などがある（岩間・大和・田間 2015）。本稿で取り上げる非初婚継続世帯のうち母子世帯は、初婚継続世帯と比較してとくに経済力が低い傾向にある（表1を参照）。また、母子世帯や父子世帯では、仕事と育児の両立のために、二人親世帯よりも育児援助のニーズが高いことも想像できる。こうしたことから、祖父母と同居するひとり親世帯の多くが、状況的な要因、とくに親世代のニーズのために同居していることが予想される。

また、親と子（祖父母世代と親世代）の関係とライフステージとの関連についての研究もある。田淵六郎（2009）、保田時男（2004）は、それぞれ2003年と1998年に実施された全国家族調査（NFRJ）のデータから、祖父母世代と親世代の関係はライフステージと密接に関連していることを指摘している。今回使用するデータのうち分析に使用する変数に欠損のなかった2891ケースにおける、保護者、すなわち親世代の平均年齢は、44.6歳であった。この年齢におけるライフステージでは、田淵（2009）、保田（2004）によると、祖父母世代から親世代への金銭的・非金銭的援助が優勢である時期（子育ての繁忙期、30代以下～40代）を過ぎ、親世代から祖父母世代への金銭的・非金銭援助が優勢となっている。

以上の、同居の規定要因に関する大和（2011）の研究、祖父母世代と親世代の関係に関する田淵（2009）と保田（2004）による研究の知見に基づいて、祖父母世代と親世代の関係性について整理すると次のようになる。まず、祖父母世代からのサポートに対する親世代のニーズから、祖父母との同居をする傾向にあると思われるひとり親世帯は、祖父母からの金銭的・非金銭援助を他の家族構造よりも多く授受していると考えられる。一方で、40代半ばという年齢を考慮すると、多くの家庭では祖父母世代へのサポートが主流である傾向にあり、親世代の負担となっていることが予想される。つまり、多くの親世代が祖父母へのサポートを行っている一方で、ひとり親世帯の親世代は、祖父母からのサポートを頼りにしているという構図が考えられる。ここで、教育達成に対する家族構造の効果は、経済的不利（経済的剥奪仮説）や家族構造の変化によるストレス（家族ストレス仮説）によって説明されて

いるという余田（2014）の知見を考慮すると、祖父母からの金銭的・非金銭な援助は、こうした不利な要因に対して補償的な働きをしていると考えられる。すなわち、ひとり親世帯は、祖父母と同居することで祖父母からの金銭的・非金銭援助を得やすくなり、こうしたサポートが経済的不利や家族構造の変化によるストレスの効果を抑制しているのではないかという仮説を立てることができる。

2.4 研究課題

これまでの先行研究を踏まえた本稿の研究課題と、それに対する仮説を整理しておきたい。本稿では、内閣府によって2011年に実施された「親と子の生活意識に関する調査」を用いて、非初婚継続世帯内の多様性を考慮しつつ、子どもの教育期待（4年制大学（大学院を含む）進学希望率）における初婚継続世帯と非初婚継続世帯との格差が、祖父母との同居の有無によってどのように異なるか、つまり祖父母との同居の効果を検討することである。これに対する筆者の予想は、非初婚継続世帯のうち、ひとり親世帯は、祖父母と同居することで祖父母からの金銭的・非金銭援助を入手しやすくなり、こうしたサポートが経済的不利や家族構造の変化に伴うストレスの効果を抑制することで、初婚継続世帯との教育期待の格差が観察されなくなるというものである。よって、分析によって検証する作業仮説は、「祖父母と同居するひとり親世帯は、祖父母の同居する初婚継続世帯との間に、子どもの4年生大学以上進学希望率において有意な差がない」である。ただし、祖父母からどれだけ金銭的・非金銭な援助を受けているかという点について、使用するデータには十分な情報が含まれていない。そのため、仮説から導出される予測がデータと整合的であるかどうかを検討することにする。なお、検証は、家族構造×祖父母同居の交互作用項を用いた2項ロジスティック回帰分析で行う。

3 データ・変数の概要

3.1 データの概要

分析では、内閣府によって2011年10月27日～11月6日にわたって実施された、「親と子の生活意識に関する調査」のデータを使用した。この調査は、全国の平成8年4月2日～平成9年4月1日生まれの男女（中学3年生）及びその保護者を母集団として、層化2段無作為抽出法によって抽出された。実査は、調査員による訪問留置、訪問回収で実施された。なお、設計標本サイズ4000票に対して、有効回収数と回収率は、保護者調査で3197票（79.9%）、子調査で3192票（79.8%）であった。分析においては、使用する変数に欠損のない2891ケースを対象とした。

3.2 変数の概要

3.2.1 従属変数

従属変数は、子ども調査票において測定された中学生の教育期待である。調査票の質問は、「あなたは現実的にどの学校までいくことになると思いますか」というワーディングで実施された。回答選択肢は、「中学校まで」、「高等学校まで」、「専門学校まで（高等学校卒業後に進学するもの）」、「高等専門学校・短期大学まで」、「大学まで」、「大学院まで」、「その他」の7つが用意されている。ダミー変数として分析に使用できるように、「中学校まで」、「高等学校まで」、「専門学校まで（高等学校卒業後に進学するもの）」、「高等専門学校・短期大学まで」、「その他」を0、「大学まで」、「大学院まで」を1とする変数へと置換した。分析の際には、4年制大学（大学院を含む）への進学（以下、大学進学）を希望するかどうかのダミー変数として使用する。

3.2.2 独立変数

独立変数は、家族構造である。余田（2014）にならい、家族構造は、初婚継続世帯、離別母子世帯（子0-6歳）、離別母子世帯（子7-15歳）、死別母子世帯、父子世帯、再婚世帯（ステップなし）、再婚世帯（ステップあり）の7分類とする。これ以上分類を行うと、各カテゴリーに該当するサンプル数が十分に確保できなくなるため、以上の7分類にとどめることにした。分析の際には、初婚継続世帯を参照カテゴリーとするダミー変数としてモデルに投入する。以下、それぞれの家族構造のカテゴリー作成方法を述べる。

初婚継続世帯

カテゴリーの作成には、以下の3つの質問への回答を利用する。1つ目は、保護者調査票の問3「今回対象となられたお子さん（以下「お子さん」という）との続柄を教えてください」である。回答選択肢は、「実父」、「実母」、「義父（養父）」、「義母（養母）」、「兄」、「姉」、「祖父」、「祖母」、「その他の親族」、「その他」の10個が用意されている。2つ目は、保護者調査票の問40「その配偶者のほうは、あなたにとって最初に結婚した相手ですか」である。回答選択肢は、「最初に結婚した相手」、「再婚した相手」の2つである。3つ目は、保護者調査票の問41「その配偶者のほうと今回調査対象となられたお子さんとの続柄は次のどれにあたりますか」である。回答選択肢は、「実父」、「実母」、「義父」、「義母」の4つである。初婚継続世帯は、これら3つの質問に対して、次の二通りの回答のうち、どちらかを行った場合とする。ひとつは、問3で「実父」、問40で「最初に結婚した相手」、問41で「実父母と回答した場合」である。もうひとつは、問3で「実母」、問40で「最初に結婚した相手」、問41で「実父」と回答した場合である。

離別母子世帯（子0-6歳）

これは、母子世帯のうち、子どもが0～6歳の時に離別している世帯を指している。カテゴリーの作成には、以下の5つの質問への回答を利用する。

1つ目は、保護者調査票の問1「あなたの性別をお答えください」である。回答選択肢は、「男」と「女」の2つである。2つ目は、前述の問3である。3つ目は、保護者調査票の問19「問18の世帯員のほうはどなたですか」という質問である。回答選択肢は、複数選択が可能で、「あなたの子ども」、「あなたの配偶者（内縁も含む）」、「あなたの親」、「あなたの配偶者の親」、「あなたの兄弟姉妹」、「あなたの配偶者の兄弟姉妹」、「その他の親族」、「親族以外のほう」の8つが用意されている。データには、それぞれの選択肢について、「選択」、「非選択」の2値変数がそれぞれ存在している。4つ目は、保護者調査票の問39「あなたには、現在、配偶者（内縁の関係も含む）がいますか」という質問である。回答選択肢は、「現在、配偶者がいる」、「いない（離別した）」、「いない（死別した）」、「いない（結婚したことはない）」の4つが用意されている。5つ目は、保護者調査票の問39で「いない（離別した）」を選択した者を対象とした「何年前に離別されましたか」という質問である。回答は、自由記述方式で実施されている。離別母子世帯（子0-6歳）は、問1で「女」、問3で「実母」あるいは「義母（養母）」、問19で「あなたの子ども」を選択し、「あなたの配偶者（内縁も含む）」を選択せず、問39で「いない（離別した）」を選択し、9年前～15年前以内に離別した場合とする。

離別母子世帯（子7-15歳）

これは、母子世帯のうち、子どもが7～15歳の時に離別している世帯である。カテゴリーの作成には、離別母子世帯（子0-6歳）カテゴリーの作成でも利用した5つの質問を利用する。離別母子世帯（子0-6歳）からの変更点は、離別が0～8年前以内に起きていることである。

死別母子世帯

これは、母子世帯のうち、配偶者との死別によって形成されている世帯である。カテゴリー作成には、保護者調査票の問1、問3、問19、問39という4つの質問を利用する。死別母子世帯は、問1で「女」、問3で「実母」あるいは「義母（養母）」、問19で「あなたの子ども」を選択し、「あなたの配偶者（内縁も含む）」を選択せず、問39で「いない（死別した）」と回答した場合とする。

父子世帯

カテゴリーの作成には、死別母子世帯のカテゴリーの作成で利用した4つの質問を利用する。父子世帯は、保護者調査票の問1で「男」、問3で「実父」あるいは「義父（養父）」、問19で「あなたの子ども」を選択し、「あなたの配偶者（内縁も含む）」を選択せず、問39で「いない（死別した）」と回答した場合とする。

む) 」を選択せず、問39で「いない(離別した)」あるいは「いない(死別した)」と回答した場合とする。

再婚世帯(ステップなし)

これは、再婚世帯のうち、親と調査対象の子どもとの間にステップ関係のない世帯である。カテゴリの作成には、保護者調査票の問3、問40、問41という3つの質問を利用する。再婚世帯(ステップなし)は、問3で「実母」あるいは「実父」、問40で「再婚した相手」、問41で「実母」あるいは「実母」と回答した場合とする。

再婚世帯(ステップあり)

これは、再婚世帯のうち、親と調査対象の子どもとの間にステップ関係のある世帯を指している。カテゴリの作成には、再婚世帯(ステップなし)カテゴリの作成で利用した3つの質問を利用する。再婚世帯(ステップあり)は、次の二通りの回答のうち、どちらかを行った場合とする。ひとつは、保護者調査票の問3で「実父」あるいは「実母」、問40で「再婚した相手」、問41で「義父(養父)」あるいは「義母(養母)」と回答した場合である。もうひとつは、保護者調査票の問3で「義父(養父)」あるいは「義母(養母)」、問40で「再婚した相手」、問41で「実父」あるいは「実母」と回答した場合である。

3.2.3 統制変数

保護者学歴

保護者の学歴は、両親のどちらかが4年制大学(大学院を含む)を卒業しているか否かというダミー変数を投入する。ダミー変数は「あなたが最後に卒業(中退を含む)した学校、あるいは現在、在学している学校は次のどれにあたりますか」という質問と、「配偶者(配偶者だった方)が最後に卒業(中退を含む)した学校、あるいは現在、在学している学校は次のどれにあたりますか」という質問への回答を利用する。前者の回答選択肢は、「中学校」、「高等学校」、「専門学校(高等学校卒業後に進学するもの)」、「高等専門学校・短期大学」、「大学」、「大学院」、「その他」の7つである。後者では、これらに「わからない」が追加された8つが用意されている。この2つの質問において、回答者本人と配偶者の両者とも「中学校」、「高等学校」、「専門学校(高等学校卒業後に進学するもの)」、「高等専門学校・短期大学」、「その他」、「わからない」にあたる場合を0、両者のどちらか一方が「大学」または「大学院」である場合を1とする変数を作成する。分析の際には、保護者が大卒であるか否かのダミー変数として使用する。

保護者中3時学業成績

保護者の中学3年生時の学業成績は、「あなたが中学3年生のとき、あなたの成績

は学年の中でどれくらいだったでしょうか」という質問への回答を利用する。回答選択肢は「上のほう」、「やや上のほう」、「真ん中あたり」、「やや下のほう」、「下のほう」、「どれにもあてはまらない」の6つが用意されている。「どれにもあてはまらない」を除く5つの回答選択肢に対して、成績が上に行くほど数値が大きくなるように1～5までの整数が配点される。

保護者中3時両親不和

保護者が中学校3年生時に、その両親が不和であったか否かは、保護者調査票の間31「あなたが中学3年生のとき、あなたのご両親はどのような様子でしたか」という質問への回答を利用する。回答の選択肢は、複数選択が可能であり、「父と母は仲良くやっていた」、「父と母のあいだには口論や争いが絶えなかった」、「父と母は別居していた」、「ひとり親だった」、「親とは一緒に暮らしていなかった」、「この中にあてはまるものはない」の6つが用意されている。データでは、それぞれの選択肢について、「選択」、「非選択」の2値変数がそれぞれ存在している。「父と母の間には口論や争いが絶えなかった」を選択したか否かの2値変数について、「選択」を1、「非選択」を0に置換する。

保護者中3時一人親世帯

保護者が中学校3年生時に一人親世帯で生活していたか否かは、前述した保護者調査票の間31の回答を利用する。「ひとり親だった」を選択したか否かの2値変数について、「選択」を1、「非選択」を0に置換する。

等価世帯所得

等価世帯所得の算出には、世帯収入と世帯人員数を把握する必要があるため、以下の2つの質問への回答を利用する。ひとつは、「あなたの世帯の収入をすべて合計すると、去年1年間において、税込みでおよそいくらくらいになりますか」という質問である。回答選択肢は、「100万円未満」、「100万円～200万円未満」、「200万円～250万円未満」、「250万円～300万円未満」、「300万円～350万円未満」、「350万円～400万円未満」、「400万円～550万円未満」、「550万円～700万円未満」、「700万円～850万円」、「850万円～1,000万円未満」、「1,000万円～1,200万円未満」、「1,200万円以上」の12個が用意されている。もうひとつは、保護者調査票の間18を利用し、算出は以下の手順で行った。(1)カテゴリー変数である世帯収入を連続変数に変換する。具体的には、「100万円～200万円未満」を「150」のように分類の中間値(単位は「万円」)へと置き換えた。ただし、「100万円未満」と「1,200万円以上」は、それぞれ「100」、「1,200」とした。(2)連続変数にした世帯収入を、世帯人員の平方根で除す。以上、この手順で算出を行った。

祖父母同居

子どもが祖父母と同居しているか否かは、保護者調査票の問19の回答を利用する。「あなたの親」あるいは「あなたの配偶者の親」の少なくともどちらか一方が「選択」である場合を1、どちらも「非選択」である場合を0とする変数を作成する。分析の際には、祖父母同居ダミー変数としてモデルに投入する。

4 分析結果

4.1 記述統計量

4.1.1 クロス集計表 — それぞれの家族構造の特徴

表1は、家族構造別にみた使用変数のクロス集計表である。まず、家族構造の分布に注目すると、初婚継続世帯が全体の82.5%を占めており、残りの17.5%が非初婚継続世帯によって構成されていることがわかる。非初婚継続世帯の内訳をみると、離別母子世帯が全体の9.7%を占めており、非初婚継続世帯の半分以上を占めていることになる。

次に、家族構造と子どもの教育期待との関連をみていく。初婚継続世帯の子どもの59.6%が大学進学を希望しているのに対して、非初婚継続世帯の子どもの大学進学を希望する割合は総じて低くなっている。また、非初婚継続世帯の中にも大きなバラつきが存在している。死別母子世帯では46.7%、再婚世帯（ステップなし）では43.7%と40%以上の子どもが大学進学を希望している一方で、父子世帯の18.9%を筆頭に、離別母子世帯（子0-6歳）では33.6%、離別母子世帯（子7-15歳）では29.4%、再婚世帯（ステップあり）では33.6%と、かなり低い大学進学希望率となっている。

また、親（回答者）の15歳時の学業成績も、同様の傾向にある。つまり、非初婚継続世帯は15歳時の学業成績が低い層で形成されやすいことがわかる。そして、非初婚継続世帯の親（回答者）が15歳時に両親不和を経験していたり、ひとり親世帯

表1 記述統計量

	4年制大学 進学希望	親大卒	親中3時 両親不和	親中3時 ひとり親	親中3時 成績	等価世帯収入	祖父母同居	基数 (%)
初婚継続世帯	59.6%	48.0%	11.9%	6.9%	3.33 (1.09)	329.7 (148.9)	15.3%	2386 (82.5)
離別母子世帯 (子0-6歳)	33.6%	18.0%	17.2%	13.9%	2.84 (1.11)	160.7 (94.2)	23.0%	122 (4.2)
離別母子世帯 (子7-15歳)	29.4%	21.3%	21.9%	9.4%	2.89 (1.14)	150.7 (98.2)	18.1%	160 (5.5)
死別母子世帯	46.7%	40.0%	6.7%	13.3%	3.23 (1.07)	197.7 (125.2)	16.7%	30 (1.0)
父子世帯	18.9%	15.1%	17.0%	9.4%	2.94 (1.23)	248.3 (139.3)	35.8%	53 (1.8)
再婚世帯 (ステップなし)	43.7%	35.2%	26.8%	8.5%	2.85 (1.17)	268.9 (153.1)	18.3%	71 (2.5)
再婚世帯 (ステップあり)	29.0%	21.7%	20.3%	15.9%	2.87 (1.20)	236.5 (128.1)	13.0%	69 (2.4)
全体	54.9%	43.7%	13.3%	7.7%	3.25 (1.11)	306.1 (153.8)	16.2%	2891 (100.0)

注) 斜体の部分は平均値 (標準偏差)

で暮らしていた割合が、初婚継続世帯と比較して概ね高くなっている。このことは、余田（2014）も指摘しているように、子ども期の定位家族の不安定性と、成人後の婚姻行動との間に一定の関連があることを示唆している。

つづいて、世帯収入に注目すると、非初婚継続世帯は初婚継続世帯よりも総じて低い傾向にあることがわかる。具体的には、初婚継続世帯が329.7万円であるのに対して、非初婚継続世帯の中でもとくに低い離別母子世帯（子7-15歳）では150.7万円と、150万円以上の差がある。ここから、女性のひとり親の厳しい経済状況が浮き彫りとなっている。一方で、死別母子世帯は、197.7万円と、離別母子世帯よりも高い世帯収入を得ている。これは、遺族年金等の社会保障給付が受けられるためであると考えられる。全体の構造としては、初婚継続世帯の等価世帯収入が最も高く、次いで父子世帯と再婚世帯が高く、母子世帯が最も低くなっている。

最後に、家族構造と統制変数である祖父母同居ダミー変数との関連をみていく。度数の分布から、離別母子世帯（子0-6歳）と、父子世帯において、祖父母と同居している割合がとくに高いことがわかる。具体的には、祖父母と同居する世帯が初婚継続世帯の15.3%を占めているのに対して、離別母子世帯（子0-6歳）では23.0%、父子世帯では35.8%となっている。一方で、再婚世帯で（ステップあり）は13.0%と最も低い割合となっている。また、離別母子世帯（子7-15歳）で18.1%、死別母子世帯で16.7%、再婚世帯（ステップなし）で18.3%と初婚継続世帯よりも若干高い割合となっている。先ほどの等価世帯収入と合わせると、収入の少ない母子世帯の多くが、親世代のニーズから祖父母と同居しているという2章での筆者の予想と整合的な結果である。また、離別母子世帯では離婚からの経過年数が長いほうが、年収が高い傾向にあるにもかかわらず、祖父母との同居の割合が5%ほど高いことも興味深い。これは、離婚からの経過年数によって、祖父母からの援助の得やすさが異なることを示唆している。加えて、母子世帯よりも年収の多い父子世帯で、祖父母と同居する割合が母子世帯よりも高いことも興味深い。これは、祖父母世代からの非金銭的な援助へのニーズが高いことや、規範的な要因、つまり跡継ぎである息子として祖父母世代との同居が求められていることから、説明できると考えられる。

4.1.2 3重クロス集計表—祖父母との同居と家族構造、大学進学希望の関係を探る

表2は祖父母同居有無別の家族構造×子どもの4年制大学進学希望人数の3重クロス集計表である。

まず、表全体の度数に注目すると、すべての非初婚継続世帯の行において度数が小さいことが分かる。とくに、祖父母と同居している場合の度数が、非常に小さくなっており、仮に子どもの大学進学期待において、初婚継続世帯との間に格差が存

在したとしても、それらの格差が統計的に有意な差として検出されない可能性があることに留意する必要がある。

次に、祖父母と同居していない家族構造について注目すると、初婚継続世帯の子どもの60.4%が大学進学を希望している一方で、非初婚継続世帯の子どもの大学進学希望率は総じて低い傾向にある。再婚世帯（ステップなし）では44.8%と比較的高く、父子世帯では23.5%と最も低い大学進学希望率となっている。そして、こうした特徴は、表1における家族構造別の大学進学希望率で観察されたものと共通している。

さらに、祖父母と同居する家族構造について注目する。祖父母と同居していない場合とは異なり、初婚継続世帯における子どもの大学進学希望率は55.3%と、再婚世帯（ステップあり）に次いで全体で2番目の高さである。最も高いのは死別母子世帯の80.0%となっている。また、非初婚継続世帯における子どもの大学進学希望率は、祖父母と同居していない場合と同様に、父子世帯が10.5%と最も低く、再婚世帯（ステップなし）が38.5%と比較的低いものの、概ね40~50%前後となっており、初婚継続世帯の大学進学希望率（55.3%）とは大きな差がないと言える。これらの特徴は、表1における家族構造別の大学進学希望率とは異なっている。

表2 祖父母同居有無別、家族構造×子どもの4年制大学進学希望人数（カッコ内は行%）

祖父母	家族構造	4年制大学進学希望				合計	
		希望する		希望しない			
同居	初婚継続世帯	202	(55.3)	163	(44.7)	365	(100.0)
	離別母子世帯 (子0-6歳)	14	(50.0)	14	(50.0)	28	(100.0)
	離別母子世帯 (子7-15歳)	12	(41.4)	17	(58.6)	29	(100.0)
	死別母子世帯	4	(80.0)	1	(20.0)	5	(100.0)
	父子世帯	2	(10.5)	17	(89.5)	19	(100.0)
	再婚世帯 (ステップなし)	5	(38.5)	8	(61.5)	13	(100.0)
	再婚世帯 (ステップあり)	5	(55.6)	4	(44.4)	9	(100.0)
同居していない	初婚継続世帯	1221	(60.4)	800	(39.6)	2021	(100.0)
	離別母子世帯 (子0-6歳)	27	(28.7)	67	(71.3)	94	(100.0)
	離別母子世帯 (子7-15歳)	35	(26.7)	96	(73.3)	131	(100.0)
	死別母子世帯	10	(40.0)	15	(60.0)	25	(100.0)
	父子世帯	8	(23.5)	26	(76.5)	34	(100.0)
	再婚世帯 (ステップなし)	26	(44.8)	32	(55.2)	58	(100.0)
	再婚世帯 (ステップあり)	15	(25.0)	45	(75.0)	60	(100.0)
全体		1342	(55.4)	1081	(44.6)	2423	(100.0)

以上を踏まえ、祖父母と同居しているか否かによって、それぞれの家族構造において、どのような差異があるのかを見る。まず、祖父母と同居している場合のほうが、同居していない場合よりも、子どもの大学進学希望率が低かったのは、初婚継続世帯、父子世帯、再婚世帯（ステップなし）である。具体的には、初婚継続世帯では、祖父母と同居している場合55.3%であるのに対して、同居していない場合は60.4%である。次に、父子世帯では、前者の場合10.5%、後者の場合23.5%である。ただし、父子世帯では、どちらの場合においても他の家族構造よりも著しく低い大学進学希望率となっている。最後に、再婚世帯（ステップなし）では、前者の場合38.5%、後者の場合44.8%である。これらの家族構造は、父親がいることが共通していることから、同居することで祖父母世代が経済力のある息子からの援助を受けている可能性や、規範的要因から同居していることが予想される。こうした祖父母との同居が親世代の負担となり、子どもの大学進学希望を抑制している可能性がある。これらとは対照的に、祖父母と同居している場合のほうが、同居しない場合よりも、子どもの大学進学希望率が高いのは、離別母子世帯、死別母子世帯、再婚世帯（ステップあり）である。離別母子世帯（子0-6歳）では、祖父母と同居している場合50.0%であるのに対して、祖父母と同居していない場合は28.7%である。離別母子世帯（7-15歳）では、前者の場合41.4%、後者の場合26.7%である。両者を比較すると、離婚から年数が経過しているほど、祖父母と同居しているか否かにかかわらず、子どもの大学進学希望率が高い傾向にあることがわかる。また、その差は祖父母と同居している場合のほうが大きくなっている。祖父母とどのタイミングで同居を開始したかは定かではないが、離婚後に同居を開始したと仮定すると、祖父母との同居期間が長いほど、大学進学希望率が高い可能性もある。

つづいて、死別母子世帯では、前者の場合80.0%、後者の場合40.0%と、他の家族構造よりも差が大きくなっている。最後に、再婚世帯（ステップあり）では、前者の場合55.6%、後者の場合25.0%である。前者では初婚継続世帯と並んで高い割合であったのに対して、後者では全体で2番目に低い割合となっている。

4.1.3 記述統計量の要旨

表1、表2から分かったことを、祖父母との同居の効果を説明する仮説の観点から整理する。

まず、祖父母が同居している場合、同居していない場合よりも初婚継続世帯と非初婚継続世帯の大学進学希望率の差は小さくなる。ただし、初婚継続世帯、父子世帯、再婚世帯（ステップなし）では同居していない場合のほうが、大学進学希望率が高い。これは、同居を規定する要因が家族構造によって異なることから説明できると考えられる。つまり、父親のいるこれらの家族構造では、援助のニーズをもつ祖父母との同居や、規範的要因による同居が負担となっていると予想できる。しかし、この予想からは、再婚世帯（ステップあり）では、祖父母と同居している場合

のほうが、大学進学希望率が高いことが説明できない。一方で、ひとり親世帯のうち、母子世帯では祖父母と同居している場合のほうが、大学進学希望率が高い。これは、ひとり親世帯は祖父母と同居することで、祖父母から金銭的・非金銭援助を得やすくなり、初婚継続世帯との教育達成格差が改善されるという筆者の仮説と概ね整合性がある。ただし、非初婚継続世帯内の差異に注目すると、ひとり親世帯のうち、父子世帯はこの仮説では説明されないことが分かった。また、離婚から年数が経過しているほど、祖父母と同居しているか否かにかかわらず、子どもの大学進学希望率が高い傾向にあることが判明したほか、祖父母との同居期間が長いほど、大学進学希望率が高い可能性も示された。しかし、祖父母と同居する家族構造のケース数が少ないことから、大学進学希望率における初婚継続世帯と非初婚継続世帯の差異が検出されていない可能性もある。

4.2 多変量解析による検討—祖父母との同居が子どもの大学進学希望に与える効果とは

子どもの大学進学希望に対する祖父母同居の効果について、2項ロジットモデルによって検討する。なお、以下のすべてのモデルでは、子どもの性別にかかわらず、子どもの大学進学希望に対する家族構造の効果は一定であると仮定されている。

表3のモデル1は、余田（2014）にならい、独立変数である家族構造に加えて、統

表3 教育期待（4年制大学進学希望）を従属変数にした2項ロジットモデルの結果

	モデル1	モデル2	モデル3
切片	- 2.156*** (.168)	- 2.182*** (.170)	- 2.165*** (.171)
子性別（女性=1）	- 0.116 (.085)	- 0.116 (.085)	- 0.119 (.085)
家族構造（ref=初婚継続世帯）			
離別母子世帯（子0-6歳）	- 0.193 (.215)	- 0.199 (.215)	- 0.411 (.253)
離別母子世帯（子7-15歳）	- 0.412** (.199)	- 0.413** (.199)	- 0.490** (.226)
死別母子世帯	- 0.052 (.402)	- 0.048 (.402)	- 0.341 (.448)
父子世帯	- 1.449*** (.383)	- 1.475*** (.384)	- 1.069** (.446)
再婚世帯（ステップなし）	- 0.242 (.272)	- 0.244 (.272)	- 0.228 (.300)
再婚世帯（ステップあり）	- 0.762*** (.293)	- 0.758*** (.293)	- 1.029*** (.331)
親大卒ダミー	0.974*** (.093)	0.975*** (.093)	0.972*** (.093)
親中3時両親不和ダミー	- 0.110 (.127)	- 0.107 (.127)	- 0.099 (.128)
親中3時ひとり親ダミー	- 0.015 (.159)	- 0.013 (.159)	- 0.041 (.159)
親中3時成績	0.329*** (.043)	0.328*** (.043)	0.329*** (.043)
等価世帯所得	0.004*** (.0003)	0.004*** (.0003)	0.004*** (.0003)
祖父母同居ダミー		0.119 (.113)	0.018 (.126)
交互作用項（ref=初婚継続世帯*祖父母同居）			
離別母子世帯（子0-6歳）*祖父母同居			0.868* (.488)
離別母子世帯（子7-15歳）*祖父母同居			0.380 (.473)
死別母子世帯*祖父母同居			1.951 (1.274)
父子世帯*祖父母同居			- 1.225 (.907)
再婚世帯（ステップなし）*祖父母同居			- 0.080 (.708)
再婚世帯（ステップあり）*祖父母同居			1.634** (.779)
d. f.	12	13	19
N	2,891	2,891	2,891
-2LL	3275.3	3274.2	3261.6
McFadden's Pseudo-R ²	0.177	0.177	0.181
AIC	3301.3	3302.2	3301.6

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

制変数として、親大卒ダミー、親中学3年生時両親不和ダミー、親中学3年生時ひとり親世帯ダミー、親中学3年生時成績、等価世帯収入を投入した。

分析の結果、子どもの大学進学率に影響すると考えられる要因を統制しても、一部の家族構造の効果は統計的に有意であり、係数の符号が－であることから、初婚継続世帯よりも子どもの大学進学希望率が有意に低いことがわかる。具体的には、初婚継続世帯と比較して、子どもの大学進学希望率が（2段階のスケールにおいて）、離別母子世帯（子7-15歳）では0.412、父子世帯では1.449、再婚世帯（ステップあり）では0.762、それぞれ低下するという結果があらわれている。そして、これは余田（2014）のモデルと同じ結果を導くものとなった。つまり、経済的要因や非初婚継続世帯の形成と関連する要因を統制しても、家族構造の独自の効果が残されており、家族ストレス仮説と整合的な分析結果である。また、教育達成と家族構造は無関連であるとした大石（2007）や菊地（2007）の指摘とは対照的に、教育達成の代替指標である教育期待に対する、家族構造の効果が確認された。

モデル2では、祖父母同居ダミー変数を独立変数に追加した。祖父母との同居は、子どもの大学進学希望に対して、統計的に有意な効果をもっていない。また、どの非初婚継続世帯の係数においても、ほぼ変化は見られない。

モデル3では、家族構造×祖父母同居の交互作用項を独立変数に追加した。交互作用項に注目すると、符号がプラスであることから、祖父母と同居する離別母子世帯（子0-6歳）、再婚世帯（ステップあり）の子どものほうが、祖父母と同居する初婚継続世帯の子どもよりも、大学進学希望率が有意に高いことがわかる。また、離別母子世帯（子7-15歳）、死別母子世帯、父子世帯、再婚世帯（ステップなし）についても、初婚継続世帯との間に有意な差は検出されていない。これらのことから、モデル1・2において、初婚継続世帯との間に有意なマイナスの差があった離別母子世帯（子7-15歳）、父子世帯、再婚世帯（ステップあり）について、単純な家族構造の違いによる子どもの教育期待の差は消え、祖父母との同居によって子どもの教育期待が上がるか否かという点に、家族構造の違いがあらわれたことになる。具体的には、祖父母と同居する初婚継続世帯と比較して、子どもの大学進学希望率が（2段階のスケールにおいて）、離別母子世帯（子0-6歳）では0.868、再婚世帯（ステップあり）では1.634高く、他の家族構造でも、初婚継続世帯と比較して、大学進学希望率における格差があるとは言えないことがわかる。また、家族構造の主効果は、先ほど有意であった3つの家族構造は、いずれも依然として有意である。父子世帯では係数が絶対値で小さくなる一方で、離別母子世帯（子7-15歳）と再婚世帯（ステップあり）では係数が絶対値で大きくなっている。つまり、これらの家族構造では、祖父母と同居していない場合、祖父母と同居していない初婚継続世帯との間に、教育期待の格差があることが分かった。

5 結論と考察

家族構造の多様性を考慮しつつ、中学生の教育期待に対して、祖父母との同居がどのような効果を与えているかを検討してきた。これに対して、筆者は、非初婚継続世帯のうち、ひとり親世帯は、祖父母と同居することで祖父母からの金銭的・非金銭援助を入手しやすくなり、こうしたサポートが経済的不利や家族構造の変化によるストレスの効果を抑制することで、初婚継続世帯との教育期待の格差が観察されなくなるという仮説を立てた。分析結果は以下のように整理される。

まず、祖父母と同居する初婚継続世帯と比較して、祖父母と同居する非初婚継続世帯は教育期待が低いとは言えない。これは、筆者の仮説と概ね整合的な分析結果であった。しかし、筆者の予想に反して、ひとり親世帯だけでなく、再婚世帯においても教育期待の格差が検出されなかった。とはいえ、表2から、初婚継続世帯、父子世帯、再婚世帯（ステップなし）という父親のいる家族構造では同居していない場合のほうが、大学進学希望率が高いことが示されており、祖父母との同居がどのような家族構造においても、常に正の効果を及ぼしてはいないことも判明した。これは、援助する資源をもつ親世代（経済力のある息子）が、祖父母世代から受け取る援助よりも、祖父母世代への援助が優勢となるライフステージに差し掛かり、祖父母世代への援助が負担となっていることから説明できると考えられる。しかし、同じく父親のいる再婚世帯（ステップあり）では、対照的に祖父母と同居している場合のほうが、大学進学希望率が高く、他の家族構造と質的に異なる可能性がある。祖父母との同居が子どもの教育期待に対して、どのような影響を与えるかは、同居を規定する要因によって異なると考えられるが、データの限界からそれを検証することはできなかった。

また、非初婚継続世帯の中の差異に着目すると、興味深い知見を得ることもできた。離別母子世帯（子0-6歳）は初婚継続世帯よりも教育期待が有意に高かった一方で、親の離婚からの経過年数が短い、離別母子世帯（子7-15歳）では有意に高くならなかったのである。この違いは、モデル1でセレクション仮説や経済的剥奪仮説に関わる変数を統制しており、こうした仮説から説明することができない。そのため、親の離婚のタイミングが影響していることが予想できる。つまり、親の離婚から時間から経過したことで、それに伴う様々なストレスも軽減されていると考えられる。これは、余田（2014）の主張する家族ストレス仮説から導出される予想と合致するものである。さらに、表2が、祖父母との同居期間が長いほど大学進学希望率が高い可能性を示唆していることも合わせると、祖父母との同居が離別に伴うストレスを軽減しているという筆者の予想とも整合性のある分析結果である。

最後に、本稿の課題について言及しておきたい。本稿に残された課題は少なくないが、ここでは、分析において祖父母の属性を考慮していない点を挙げておく。様々な先行研究から、祖父母との同居を規定する要因によって、祖父母世代と親世

代の関係性（どちらからの援助が優勢となるか）が異なることは明らかとなっている（岩間ほか 2015）。また、祖父母学歴が子どもの教育達成に影響することも明らかになっている（荒牧 2011, 2012, 2013）。しかし、本稿で利用したデータからは、祖父母との同居を規定する要因や祖父母学歴を知ることができないため、子どもの教育達成に対する、祖父母との同居の効果のメカニズムは不明のままである。今後は、どのように祖父母との同居が子どもの教育達成に対して作用しているかを明らかにすることが課題である。また、こうしたデータの限界について、筆者は改善していくことが望ましいと考えている。分析で使用した「親と子の生活意識に関する調査」の関心は、親の意識と、子どもである中学生の将来の見通しや学習への志向性などの意欲関心との関連にある。そのため、祖父母などの親族が関連する質問は、同居に関する質問、援助や相談相手に関する質問があるのみで、学歴等の基本的な属性に関する質問は存在しない。しかし、2章にもあるように、いくつかの先行研究において、祖父母やオジオバの学歴が子どもの教育達成に与える影響、すなわち多世代効果の存在が指摘されている（荒牧 2011, 2012, 2013）。この指摘は、教育達成格差を理解する上で、親と子だけに焦点を合わせるだけでは十分でない可能性を示している。また、荒牧（2013）は、多世代効果の妥当性について、さらなる実証研究を積み重ねる必要があることに言及している。祖父母やオジオバの情報を含むデータの数が限られていることは、妥当性の検証を進める際の障害となる。こうした理由から、祖父母やオジオバの学歴や年齢などの基本的な属性に関する質問を設けることで、「親と子の生活意識に関する調査」を教育達成格差への理解を深化させる研究、多世代効果にまで視野を広げた研究に利用できるデータにすることが望ましいと筆者は考える。

本稿には、こうした課題があるものの、子どもの地位達成や教育達成に関する研究において、あまり注目されてこなかった3世代以上離れた親族（本稿では、祖父母）の影響について、非初婚継続世帯を中心とする多様な家族構造を考慮しつつ、一定の知見を示すことができた。これまで教育社会学や階層研究において、見落とされてきた非初婚継続世帯の困難が、近年になってようやく明らかにされてきたが、3世代以上離れた親族の影響、つまり多世代効果は、荒牧（2013）が指摘するように、依然としてその妥当性を検討している段階である。多くの先行研究は、限られた家族構造や親子2世代に注目してきたが、これでは地位達成や教育達成の格差や階層化を十分に理解することができない。余田（2014）や稲葉（2011a）が指摘しているように、これまでの研究が対象としてきた格差や不平等が、社会のどの部分に言及したものであるかを、もう一度考え直す必要があるのではないだろうか。

【注】

- 1) 親の婚姻上の地位に基づいた家族分類を指す。本稿では、初婚継続世帯と非初婚継続家族とを区別するための概念として用いる。厳密には、子どもが同居する親の婚姻上の地位（「現在、配偶者がいる」、「離別」、

- 「死別」、「未婚」によって定義されるため、家族ではなく世帯の分類である(余田 2014)。
- 2) どのコース(学校)に入るかにより、その後の進路選択の機会と範囲が限定されることを指している(余田 2012b)。
 - 3) ひとり親家族の形成が貧困を通じて、子どもの低い教育達成につながるという仮説(余田 2012a)。具体的には、定位家族が貧困の場合、学習機会が制限され、高い学力を形成することが困難であることや、高い学力を有している場合でも経済的事情から進学を断念することが想定される。
 - 4) 親子関係に埋め込まれた資源(子どもの行動の監督や子どもに向けられた期待、子どもとの緊密な会話といった広い意味での教育的関与)の不足によって、教育上の不利を被っているという仮説(白川 2010)。
 - 5) 世帯内に一組の初婚継続世帯(初婚を継続させている1組以上の夫婦関係が含まれる家族)も含まない家族のことを指す。この世帯類型は、家族研究において、理論化の際に前提とされる標準型家族の多くが、初婚の継続を前提とする夫婦関係を含んでいるに基づいている(稲葉 2011b)。
 - 6) 「普段一緒にお住まいで、生計を共にしている方(世帯員)は、あなたを含めて何人ですか」というワーディングで、回答は自由記述方式で実施された。
 - 7) 単身赴任や学業で世帯を離れている人、老人福祉施設などの社会福祉施設に入所している人は除いている。また、旅行や出張などで一時的に自宅を離れている人や船員など就業場所を移動する人は含んでいる。また、病院に入院している人は含むが、住民登録を病院に移している人は含まない。
 - 8) 成人カップルの少なくとも一方が以前のパートナーとの間にうけた子どもと、現在のパートナーとの継親子関係を指す。日本では、元配偶者との離別や死別を経験した成人男性が再婚することによって形成される家族が多い(神原ほか編 2009)。
 - 9) 世帯所得を世帯人員の平方根で除して算出する。生活水準を考えた場合、世帯人員が少ない方が、生活コストが割高になることを考慮するため、世帯人員の平方根を用いて計算する。

【文献】

- 荒牧草平, 2011, 「学歴の家族・親族間相関に関する基礎的研究——祖父母・オジオバ学歴の効果とその変動」稲葉昭英・保田時男編『第3回家族についての全国調査(NFRJ08) 第2次報告書 第4巻——階層・ネットワーク』日本家族社会学会 全国家族調査委員会, 45-60.
- , 2012, 「孫の教育達成に対する祖父母学歴の効果——父方母方の別と孫の性別・出生順位に着目して」『家族社会学研究』24(1): 84-94.
- , 2013, 「教育達成に対する『家族』効果の再検討——祖父母・オジオバと家族制度に着目して」『家計経済研究』97: 33-41.
- 稲葉昭英, 2011a, 「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 [1] 格差と多様性』東京大学出版会, 239-52.
- , 2011b, 「NFRJ98/03/08から見た日本の現状と変化」『家族社会学研究』23(1): 43-52.
- , 2012, 「ひとり親世帯と子どもの進学期待・学習状況」内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室編『親と子の生活意識に関する調査 概要版』, 106-13.
- 岩間暁子・大和礼子・田間泰子, 2015, 『問いからはじめる家族社会学——多様化する家族の包摂に向けて』有斐閣.
- 神原文子・杉井潤子・竹田美知編, 2009, 『よくわかる現代家族』ミネルヴァ書房.
- 片岡栄美, 1990, 「三世代間学歴移動の構造と変容」菊池城司編『現代日本の階層構造 3 教育と社会移動』東京大学出版会, 57-83.
- 菊地英明, 2007, 「排除されているのは誰か?——『社会生活に関する実態調査』からの検討」『季刊社会保障研究』43(1), 4-14.
- 菊池城司・尾嶋史章・片岡栄美, 1987, 「171 教育と社会移動——1985年SSM調査データを中心に1 高学歴化の社会基盤 2 教育機会へのアクセスに関する趨勢分析 3 三世代学歴移動の構造 I-7部会 社会移動と教育 1」『日本教育社会学会大会発表要旨集録』39: 64-69.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2017, 「人口統計資料集(2017改訂版) 表6-2 種類別離婚数および離婚率 1883~2015年」, (2017年12月13日取得, http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2017RE.asp?fname=T06-02.htm&title1=%87Y%81D%8C%8B%8D%A5%81E%97%A3%8D%A5%81E%94z%8B%F4%8A%D6%8CW%95%CA%90I%8C%FB&title2=%95%5C%82U%81%7C%82Q+%8E%ED%97%DE%95%CA%97%A3%8D%A5%90%94%82%A8%82%E6%82%D1%97%A3%8D%A5%97%A6%81F1883%81%602015%94N).

- 厚生労働省, 2016, 「平成28年度 国民生活基礎調査 結果の概要 I 世帯数と世帯人員の状況 1 世帯構造及び世帯類型の状況 表1 世帯構造別, 世帯類型別世帯数及び平均世帯人員数の年次推移」, (2017年12月13日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa16/dl/02.pdf>).
- , 2017, 「平成28年度 人口動態統計特殊報告『婚姻に関する統計』の概況 統計表 統計表1初婚・再婚別にみた婚姻件数及び婚姻率(人口千対)の年次推移 昭和22～平成27年」, (2017年12月13日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/tokusyu/konin16/dl/02.pdf>).
- 内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室, 2011, 『親と子の生活意識に関する調査 報告書(概要版)』.
- 大石亜希子, 2007, 「子どもの貧困の動向とその帰結」『季刊社会保障研究』43(1): 54-64.
- 尾嶋史章, 1988, 「世代間社会移動の分析」直井優・尾嶋史章編『経験者科学・社会調査叢書 I 農村社会の構造と変動——岡山市近郊農村の30年』大阪大学人間科学部経験社会学・社会調査法講座, 14-32.
- 斉藤知洋, 2014, 「家族構造と教育達成過程——JGSSを用いたひとり親世帯出身者の分析」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』14: 11-23.
- 白川俊之, 2010, 「家族構成と子どもの読解力形成——ひとり親家族の影響に関する日米比較」『理論と方法』25(2): 249-66.
- 田淵六郎, 2009, 「結婚した子と実親・義理の親とのつながり——子からみた親子関係」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJからみたその姿』有斐閣, 166-85.
- 大和礼子, 2011, 「父との同居と母との同居——規定要因はどう異なるか?」田淵六郎・嶋崎尚子編『第3回家族についての全国調査(NFRJ08) 第2次報告書 第2巻——世代間関係の動態』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 15-36.
- 保田時男, 2004, 「親子のライフステージと世代間の援助関係」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査(NFRJ98)による計量分析』東京大学出版会, 347-65.
- 余田翔平, 2012a, 「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.
- , 2012b, 「母子世帯の高校生の教育達成過程——家族構造とジェンダーによる不平等の形成」『社会学研究』90: 55-74.
- , 2014, 「家族構造と中学生の教育期待」『社会学年報』43: 131-42.

【謝辞】

本稿における「親と子の生活意識に関する調査」の二次分析に当たり, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから〔「親と子の生活意識に関する調査, 2011」(内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室)〕の個票データの提供を受けた。

大阪市立大学文学部(平成29年度卒業)

おぐら こうへい