

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2012-2013 年度課題公募型二次分析研究会
家庭環境と親と子の意識に関する研究

研究成果報告書

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

2016 年（平成 28 年）8 月

はじめに

本報告書は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が毎年実施している課題公募型二次分析研究会のひとつとして 2012-2013 年度に実施された「家庭環境と親と子の意識に関する研究」の研究成果をまとめたものである。

分析対象となる「親と子の生活意識に関する調査」は、2011 年度に内閣府が中学 3 年生とその親を対象に実施した調査である。この調査は、もともと子どもの貧困問題が、「子ども・若者ビジョン」（子ども・若者育成支援推進本部，平成 22 年）において大きく取り上げられ、対応を推進する必要性が指摘されたことを受けて、内閣府が独自に実施したものである。母子家庭などの家族形態、暮らし向きなどの家庭の社会・経済的環境、地縁・血縁などのつながりが、親の教育観・子育て観などの価値観と意識に影響を与え、それが子どもの自身の学習などの行動、将来への見通しなどの意識に影響を与えているのではないかと、という仮説の下、調査・分析を行った。子どもにとっての不利な要因を是正するためには、どのような方策が可能なのかを考えるための基礎資料を得ることを目的としていた。その報告書（概要版）は 2012 年 5 月に内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室から刊行されている (http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/life/h23/pdf_index.html)。

この調査の企画・分析を担当した企画・分析委員の 5 人（石田浩，稲葉昭英，新保美香，平澤和司，藤原千沙）が、課題公募型二次分析研究会として SSJDA から調査データの利用申請を行い、2012 年度以降も調査の分析を継続していく目的で発足したのが、本研究プロジェクトである。内閣府からの早い段階での寄託があったことにより実現した。改めて調査を統括し寄託の道を速やかに開いてくれた「内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室」に感謝申し上げたい。

すでに企画段階で調査票の質問内容や構成について議論してきたメンバーなので、2 次分析の弱点である調査設計や調査実施にかかわる理解が不十分となる懸念がなく、調査データの一次分析に近い。その後、研究関心の近い若手研究者（卯月由佳，斉藤知洋，山口泰史，余田翔平）が、課題公募型共同研究に参加した。こうして多様なメンバーによりプロジェクトが構成されることとなった。2012 年度には 4 回、2013 年度には 3 回の研究会を開催し、それぞれ 2013 年 3 月 13 日（水）と 2014 年 3 月 29 日（土）に成果報告会を東京大学赤門総合研究棟センター会議室で行った。後者では同じく課題公募型共同研究である「高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性」と合同で成果報告会を開くことで、関連するテーマについて議論を深めることができた。

「親と子の生活意識に関する調査」データに基づく研究のテーマは、ひとり親家庭などの家族形態、親の所得などの経済的背景といった家庭環境が、親の教育観、子育て観など

の価値観・意識に影響を与え、そのことが子どもの生活態度、学習への志向性、意欲・関心、そして将来への見通しなどに影響を与えているのかを分析することにある。本調査の特色は、中学3年生の子どもと親がセットとなり、双方に調査を実施していることである。これにより親と子どもの意識や考え方の対応しているのか、どのような家庭環境の場合には親と子どもの意識に相関がみられるのか、といった家族を単位とした分析が可能となった。従来の子どもあるいは親のみを単位とした調査と比較すると、家族内のダイナミズムと親子の影響の与え方についてより踏み込んだ分析が可能となっている。

以下には、こうした利点を活かした3本の研究成果を収録した。

卯月由佳「親子で過ごす時間の社会経済的背景—世帯収入と母親の就業状況の効果に着目にして—」

斉藤知洋「現代中学生における母子間の教育期待形成—親と子の二者関係データによる検討—」

余田翔平「母子世帯の子どもの教育期待・学業成績—独立母子世帯と同居母子世帯との比較—」

卯月論文では親子で過ごす時間（親が平日に子どもと一緒に何かをしたり相手をしている1日あたりの平均時間）を、斉藤論文では母親と子どもの教育期待（現実的に行くことになると思う学校の段階（学歴））を、余田論文では子どもの教育期待と学業成績（5段階で自己評価した成績）をそれぞれ従属変数として、多変量解析を行っている。このように従属変数は重なりつつ異なっているものの、いずれも母親の社会的な位置や家庭における子どもへの関わり方に着目している点で共通する問題関心に基づいている。それゆえ読者が関心を持たれた論文のみならず、3本の論文を通読していただくと、先に述べた研究テーマへの理解がより深まると考えられる。これらの成果を礎として、さまざまな社会的不平等が生じるメカニズムが解明され、子どもにとって不利な状況が打破されることを願ってやまない。

2016年8月

石田 浩・平沢和司

研究会の概要

テーマ

家庭環境と親と子の意識に関する研究

使用データ

親と子の生活意識に関する調査, 2011 年

研究の概要

「はじめに」を参照

活動の記録

2012 年度

第 1 回研究会 (2012 年 6 月 24 日) : 研究関心の報告

第 2 回研究会 (2012 年 9 月 15 日) : 研究報告

第 3 回研究会 (2012 年 12 月 26 日) : 研究報告

第 4 回研究会 (2013 年 2 月 26 日) : 研究報告

成果報告会 (2013 年 3 月 13 日)

2013 年度

第 1 回研究会 (2013 年 6 月 22 日) : 研究報告

第 2 回研究会 (2013 年 11 月 30 日) : 研究報告

第 3 回研究会 (2014 年 3 月 9 日) : 研究報告

成果報告会 (2014 年 3 月 29 日)

親子で過ごす時間の社会経済的背景

——世帯収入と母親の就業状況の効果に着目して——

卯月由佳

(国立教育政策研究所)

本稿は、世帯収入と母親の就業状況が、親子で過ごす時間にどのような効果をもつか、中学3年生の親子を対象とした全国規模のデータを用いて検討する。世帯収入と母親の就業状況は、それぞれ収入制約と時間制約に関連する変数として着目する。分析の結果、平日に親子で1時間以上過ごす可能性は、等価世帯収入の上位25%に比べて下位25%で低いこと、母親が非就業の場合に比べて正規就業または非正規就業の場合に低いことが明らかとなった。ただし、母親が正規就業の世帯の世帯収入の効果と、母子世帯の世帯収入と母親就業の効果については、同様の結果が得られなかった。子どもの生活、人間関係、意識が親子で過ごす時間に与える効果も検討したが、親子で過ごす時間を減少させる子ども側の要因は性別以外にはなかなか見つけられなかった。ここからも、社会経済的背景からもたらされる収入制約と時間制約が親子で過ごす時間に及ぼす影響の重要性が示唆される。

1. 本研究の目的と背景

子どもの学校外での過ごし方は、学校内での過ごし方に比べれば、本人の意思や希望が反映された結果に見えるかもしれない。しかし、少なくとも子どもにとってどのような選択肢や制約があるか検討しなければ、本当に本人の意思や希望が反映されているかどうかはわからない。このことを検討する重要性は、学校外での過ごし方が、子どものウェルビーイングやライフチャンスに影響する場合に特に高い。

中学生にもなると、親から独立して自分の学習や趣味に時間を使ったり、特別な目的もなくひとりで過ごしたり、あるいは友人と過ごしたり連絡を取ったりすることも多くなるだろう。しかし、家族や子どもに関する社会科学の成果からは、中学生においても最低限の時間を親子で共有することがウェルビーイングの向上にとって重要であることが示唆される。特に Milkie et al. (2015) は、比較的low年齢の子ども(3~11歳)というより、思春期の子ども(12~18歳)にこそ親子で過ごす時間が重要であるにもかかわらず、この事実は十分に注目されていないとも指摘する。Milkie et al. (2015) の分析結果は、母親と何かを一緒にする時間が長いほど思春期の子どもが非行に走るリスクは低くなり(ただし行動と情緒、読解と数学のスコアには影響がない)、さらに母親と父親の両方と何かを一緒にする時間が長ければ、行動と数学スコアも向上することを示す。また、他の研究からも、親子で過ごす時間の長さや親子で食事の際にコミュニケーションを取ることは、10代の子どもの良好な自己評価やメンタルヘルスに関連することが明らかにされている(小西・黒

川 2000; Lam et al. 2012; Elgar et al. 2013; Offer 2013a, 2013b).

ところが、日本では近年（2000年から2006年にかけて）、親の労働時間の長時間化と同時に、平日に親子で過ごす時間の減少が見られる（内閣府 2009）。この傾向は特に父親に顕著であるが、母親にも見られる。労働時間の長時間化が親子で過ごす時間の減少につながっているとすれば、就業による時間制約が比較的大きい世帯で、親子で過ごす時間が比較的短くなっていると予想される。こうした傾向が確認されれば、子どものウェルビーイングの観点からも大人の労働時間の縮小が政策課題となるだろう。山本・黒田（2014）によれば、近年の男性正規雇用者の週当たり労働時間は1980年代に比べれば減少したが、2000年代に入り再び増加して1990年代より長く、また国際的に見ても長い。山本・黒田（2014）は、日本人の長時間労働は経済合理性によって全て説明できるわけではなく、習慣の中に非効率性が潜んでいることも多いため、是正の余地があると指摘する。

中学生の子どもをもつ多くの世帯にとって収入制約も課題となっており²⁾、収入制約を緩和するために却って時間制約が増加するといった状況も考えられる。女性の年齢別の労働力率はM字カーブを描き、40歳から50歳にかけて第2のピークがあることはよく知られているが、その理由として教育費の増大に備える世帯が増えること（大沢 1993）、父親の収入の伸びが停滞する世帯が増えること（西村 2007）が指摘されている。女性は多くの場合、非正規雇用として再就職するが、パート・アルバイトとしての就業に、より時間的拘束の強い就業に比べ、親子の接触頻度を増やす効果があるわけではないことも示されている（藤本 2001）。こうした状況において、適正な労働時間で十分な収入を得ながら、家庭生活に時間のゆとりを確保できるよう政策的に対応する必要性が生じている可能性がある。

他方、世帯収入に余裕があれば、労働時間を抑制する以外に、積極的に時間制約を緩和する手段を入手することも可能である。例えば、家事代行サービスの利用による家事時間の縮小や、交通の便が良い居住地の選択や便利な交通手段の利用による通勤時間の縮小により、親子で過ごす時間に対する時間制約を緩和できる。反対に、世帯収入に余裕がなければそうした解決策を取るのには難しく、時間制約もますます厳しくなりかねない³⁾。

こうした背景のもと本稿は、社会経済的背景に由来する世帯の収入制約と時間制約を間接的に示す変数として、世帯収入と母親の就業状況に着目し、それらが中学生の親子で過ごす時間にどのような影響を及ぼし得るか検討する。第2節で先行研究をレビューし、より具体的な分析課題を設定する。第3節で分析方法とデータを、第4節で分析結果を述べる。第5節で結論と本稿に残された課題を提示する。

2. 先行研究レビュー

大人の労働時間の長時間化と親子で過ごす時間の減少がマクロレベルで同時に起きているとしても、親の労働時間がもたらす時間制約が本当に親子で過ごす時間の減少を引き起こしているかは、個人レベルのデータに基づいて確認する必要がある。親が育児に使う時

間には、子どもと一緒に何かをして過ごすだけでなく、子どものために家事をする時間や、子どもを見守り、必要があればすぐ対応するため傍にいる時間なども含まれる。時間制約の多い親は、必ずしも子どもと一緒に過ごす時間を減らすのではなく、それ以外の時間を減らして調整している可能性もある。前節でも引用した Milkie et al. (2015) は、母親と子どもと一緒に何かをすることなく同じ場所にいる時間 (accessible time) と、母親と子どもと一緒に何かをする時間 (engaged time) を区別して分析し、子どものアウトカムに効果があるのは一緒に何かをする時間のみであることを明らかにした。ここから Milkie et al. (2015) は、直接分析したわけではないが、母親の就業は親子が同じ場所にいる時間を減らしながらも、親子と一緒に何かをする時間には影響せず、子どもへのネガティブな帰結が回避されているかもしれないと推察する。

中学生の親子で過ごす時間に対する社会経済的背景の効果について、個人レベルのデータに基づいた研究から何が明らかにされてきただろうか。10代の子どもの対象にその効果を分析した研究は、より低年齢の、直接的なケアが必要とされる低年齢の子どもの対象とした研究 (例えば Bianchi 2000; Guryan et al. 2008) に比べると多くはない。その中で Wight et al. (2009) は、米国では思春期の子どもの生活時間をめぐり、かたや自由放任を問題視する立場と、かたや過密に組まれたスケジュールを問題視する立場があることに着目し、15~17歳の生活時間について分析した。多面的な生活時間と世帯背景の関連について検討し、母親の就業と世帯収入に関しては次のことを明らかにしている。母親がフルタイム就業の場合は非就業の場合に比べ、親子で一緒に夕食を食べる傾向が低い。また、世帯収入で4つのグループに分けたとき最も低いグループに属する場合、2番目に低いグループに属する場合に比べ、親子で一緒に夕食を食べる傾向が低い。世帯収入の最も低いグループと上位2グループの差は統計的に有意ではないため、世帯収入との関連は線形ではないが、世帯収入分布で下位半分に位置する世帯においては、世帯収入の高いほうが親子で一緒に夕食を食べる傾向の高いことが示されている。

日本を対象とした研究は極めて少ないが、藤本 (2001) は、長子が高校生以下の親を対象に、子どもとの同伴行動の頻度が就業の特徴によりどう異なるか分析し、雇用形態による差はないことを示した。しかし、就業している親のみを分析対象としているため、親が非就業の場合には子どもとの同伴行動の頻度が高くなるかどうかは未確認である。佐藤 (2015) は母親の学歴が子どもの生活時間に与える影響について検討しているが、中学生と高校生で、家族と話したり過ごしたりする時間が母親の学歴により異なるという結果は示していない。母親の学歴は就業率を高めて時間制約を強めるとともに、収入を増加させて収入制約を緩和するため、時間制約と収入制約の効果が互いに打ち消し合う可能性もある。そうであれば、母親の学歴の効果が見られないとしても不思議ではない。いずれにしても、日本の中学生の親子で過ごす時間に対し、世帯収入と母親の就業の有無がどのような効果をもつか直接検討した研究はなかなか見当たらない。

より多面的な子どものアウトカムに対して、母親就業による収入制約の緩和と時間制約の増加のどちらがより大きな効果をもつかについても、日本でこれまで統一的な見解は示されていない。菅（2007）は、中学生の授業のサボタージュと喫煙に対して、母親の就業による時間制約がネガティブな効果をもたらすことを示したが、馬（2013）は18歳未満の子どもの健康、不登校、学力についての分析結果から、母親の就業による時間制約より母親の非就業または非正規雇用による収入制約のほうがネガティブな効果は大きいと論じる。

以上より、日本において社会経済的背景に由来する収入制約と時間制約が、親子で過ごす時間にどのような影響を及ぼし得るか、データで十分に検討されてきたとは言えない。本稿は、世帯収入と母親の就業状況が、中学生の親子で過ごす時間に対してそれぞれどのような効果をもつか、日本の全国サンプルのデータを用いて分析する。さらに、そうした効果が、時間制約や収入制約の特に大きいと考えられる世帯類型でどのように異なるか分析する。このような世帯類型については、第3節3.1項でより詳しく説明する。

3. 分析方法とデータ

3.1 分析方法

親子で過ごす時間を目的変数とし、世帯収入と母親の就業状況をそれぞれ説明変数とする回帰モデルを推定し、他の変数の効果を統制したときに、世帯収入あるいは母親の就業状況が親子で過ごす時間に対してどのような効果をもつか検討する。子どもは中学生になると、親と一緒に過ごす時間だけでなく、親から独立して過ごす時間も必要だと考えられるため、本稿は親子で過ごす時間がどれだけ長いだけでなく、日常的に必要な時間を取れているかに着目する。そこで、平日1日当たりに親子で過ごす時間が1時間以上か否かを示す二値変数を用い、二項ロジットモデルを推定する。1時間を必要十分な時間と判断する学術的な根拠があるわけではないが、本稿の分析対象者の約6割が1時間以上と回答していることと、親子で毎日朝食と夕食をとるにすればその時間は平均的には1時間を少し超えることから⁴、本稿は1時間を境界線として分析する。

世帯収入については、ニーズを満たす際に直面する収入制約としての側面に着目するため、世帯規模で調整済みの等価世帯収入の変数を用いる。母親の就業状況については、時間制約を直接的に示す労働時間と通勤時間の変数が入手できれば望ましいが、本稿で用いる調査データではそれらについて入手できないため、就業の有無と雇用形態を区別した変数を用いる。労働時間と通勤時間は、平均的には雇用形態により差が見られる。「2013年労働力調査」（総務省）によれば、母親の多くが該当すると考えられる「世帯主の配偶者」の週当たり平均労働時間は、正規雇用者で38.4時間、非正規雇用者で23.6時間である。また、「平成23年社会生活基本調査」（総務省）によれば、女性の1日当たり平均通勤時間は、正規雇用者で57分、非正規雇用者で38分である。そのため、雇用形態は母親の家庭での時間制約の差を示す指標になり得る。しかし、非正規雇用者の中には、収入を増加させる

ため2つ以上の仕事を掛け持ちして労働時間が長くなっている人も存在するかもしれない。そこで、雇用形態により区別した推定を行いながらも、正規就業者と非正規就業者の違いよりは、正規就業者、非正規就業者のそれぞれが非就業者とどう異なるかに焦点を合わせる。

以上の世帯収入および母親の就業状況の変数が、親子で1時間以上過ごすか否かに与える効果を推定するため、世帯収入または母親の就業状況には影響を及ぼし得るが、世帯収入または母親の就業状況からは影響を受けない変数を統制変数として二項ロジットモデルに投入する。3.2項で選択した統制変数について、3.4項でこれらの変数を説明変数とし、世帯収入と母親の就業状況をそれぞれ回帰モデルにより推定した結果について説明する。また、居住地の特性の効果を取り除くため、すべてのモデルで居住地の人口規模と地区を表す変数も統制する。

親子で過ごす時間に対する世帯収入と母親の就業状況の効果が、世帯の直面する収入制約あるいは時間制約の度合いによりどう異なるか検討するため、世帯類型ごとのサブ・サンプルに分けた推定も行う。そのような制約の比較的大きいと考えられる世帯類型として、世帯収入分布において下位半分の世帯、母親が就業している世帯、母子世帯、核家族世帯、関東大都市に居住する世帯を取り上げる。核家族世帯は三世帯同居世帯に比べて大人の数は少ない点で、家事育児における時間制約が大きいと仮定する。関東地方の人口集中地区に居住する場合、男女ともに全国的に見て通勤時間が比較的に長い（「平成23年社会生活基本調査」（総務省））、親が特に大きな時間制約に直面している可能性は高い。

既に指摘したように、中学生の子どもには親から独立して過ごす時間も必要だと考えられる。そして、特に親から独立した行動を取る傾向にある子どもは、親と過ごす時間が短くなることも予想される。具体的には例えば、学校外での学習時間が長い場合、塾や習い事に行っている場合、友人や親以外の大人との人間関係にも満たされている場合、一人で過ごすことが好きな場合などである。本稿は最後に、このような子どもの生活、人間関係、意識が親子で過ごす時間に対してどのような効果をもつか推定する。その結果をもとに、世帯収入と母親就業の効果の重要性について確認したい。

3.2 データと主な変数

本稿は、内閣府が2011年に実施した「親と子の生活意識に関する調査」（以下、「親子調査」）のデータを用いる。この質問紙調査は2011年10月末から11月初めにかけて、住民基本台帳をもとに層化2段無作為抽出した全国の中学3年生とその保護者1人の各4000人を対象に実施された。回収数は中学3年生が3,192人、保護者が3,197人であり、いずれも回収率は約80%である。保護者調査の回答は、調査対象となった子どもの両親のうちその子の普段の様子についてよく知っている方に、両親とも不在の家庭についてはその子の様子についてよく知っている保護者に依頼された。その結果、母親（実母または義母（養

母))による回答は回収数の 84.9%, 父親(実父または義父(養父))による回答は 14.6%, その他の保護者による回答は 0.7%であった。本稿は母親が保護者票に回答し, しかも使用する変数が全て揃っている 2363 組の親子(男子 1221 人, 女子 1152 人)のサンプルを分析対象とする。親子のそれぞれから収集された情報は, 各ペアで結合できる。

本稿の目的変数である親子で過ごす時間については, 親が平日に調査対象の子どもと「一緒に何かをしたり, 相手をしている時間」の平均を回答した結果に基づき, 1 時間以上か否かを示す二値変数を作成する。ここには, 一緒に食事をする時間や会話をする時間などが含まれるが, 子どもが不在の状況で親が子どものために家事をする時間や, 子どもと一緒に何もせず同じ場所にいるだけの時間は含まれないと想定する⁵⁾。

主要な説明変数である世帯収入と母親の就業状況については, 以下の通りである。世帯収入は, 前項で述べた通り, 等価世帯収入の変数を用いる。世帯収入の効果は線形とは限らないため, 調査対象者を世帯収入の低い順に 4 つのグループに分け, 世帯収入が最も高いグループとそれ以外のグループの差を検討する。また, 世帯収入の無回答者は他の変数に比べて多いため分析対象に含めることとし, 無回答を識別するための値も設定する。母親の就業状況については, 就業の有無と主に雇用形態を基準にして調査対象者を正規就業, 非正規就業, 非就業の 3 つのグループに分類し, 前項で述べた通り, 非就業とそれ以外のグループの差を検討する。

世帯収入と母親の就業状況のそれぞれの効果を分析する際の, 統制変数は以下の通りである。世帯収入は世帯構成員の収入の合計であるため, 世帯構成員は誰か, 各々の世帯構成員の収入はいくらかによって主に決まる。「親子調査」からは各々の世帯構成員の収入は把握できないが, その収入の大部分は一般的に労働収入で, 労働収入に影響を与える就業状況や人的資本が世帯収入の決定要因になると考えられる。この観点から, 「親子調査」データで入手可能な変数のうち, 父親の就業状況(母子世帯については父親不在として識別)と学歴(母子世帯についてもデータあり), 母親の就業状況, 学歴, 年齢, 中 3 時の成績を統制変数として用いる。加えて, 母親の中 3 時の暮らし向きも統制変数として用いる。それは母親の実家の一時的な経済水準と恒常的な経済水準の両方を反映していると考えられるが, 後者を反映する部分が大きいと仮定すれば, それは出身世帯の経済水準に近づけようとする母親の収入増加行動や, 祖父母から孫への生活費と教育費の支援の有無や金額に影響を与える可能性があるためである。

母親の就業状況は, 父親の収入等の世帯の収入源, 母親の人的資本や就業意向, 育児や介護などのケア負担が影響を及ぼすと考えられる。「親子調査」から父親の収入を把握できないため, 父親の就業状況と学歴を統制変数として用いる。また, 父親の収入以外の収入源の指標として, 先述の通り母親の中 3 時の暮らし向きを用いる。母親の人的資本を示す変数として学歴, 年齢, 中 3 時の成績, 健康状態を用いる。就業意向は, 就業状況に影響を与えるが, 就業状況からは影響を受けていないとみなせる過去の意識について把握でき

ないため、省略する。介護負担については把握できないが、育児負担の指標として、中3以上の子どもの数（調査対象者の子ども1人に、その兄または姉の合計数を加えた数）と中3未満の子どもの数（調査対象者の子どもの弟または妹の合計数）を用いる。その他の変数を含め、本稿で用いる変数の詳細を付表1に、記述統計を付表2に示す。

3.3 親子で過ごす時間の分布

表1より、平日一日あたりに親子で1時間以上過ごす中学3年生の割合は63%である。この割合は世帯収入により異なることも確認される。ただし、差が見られるのは、最も世帯収入の高い第4四分位グループ（67%）とそれ以外のグループ（61~63%）の間である。最も収入の低いグループのみが、親子で過ごす時間の確保において特に不利になっている状況が起きているわけではない。また、母親の就業状況によっても差が見られることも確認される。非就業（68%）、非正規就業（63%）、正規就業（61%）の順に、親子で1時間以上過ごす割合が高い。

表1 平日一日あたりに親子で過ごす時間の分布：世帯収入別，母親の就業状況別

	全体			男子			女子		
	n	1時間未満の割合 (%)	1時間以上の割合 (%)	n	1時間未満の割合 (%)	1時間以上の割合 (%)	n	1時間未満の割合 (%)	1時間以上の割合 (%)
全体	2363	36.6	63.4	1221	41.5	58.5	1152	31.4	68.6
世帯収入									
第1四分位グループ	618	39.0	61.0	304	47.4	52.6	314	30.9	69.1
第2四分位グループ	569	36.9	63.1	290	41.7	58.3	279	31.9	68.1
第3四分位グループ	591	37.1	62.9	309	39.5	60.5	282	34.4	65.6
第4四分位グループ	516	32.8	67.3	269	37.9	62.1	247	27.1	72.9
無回答	69	37.7	62.3	39	35.9	64.1	30	40.0	60.0
母親の就業状況									
正規就業	533	39.0	61.0	275	45.1	54.9	258	32.6	67.4
非正規就業	1,292	37.5	62.5	657	41.7	58.3	635	33.2	66.8
非就業	538	32.0	68.0	279	37.6	62.4	259	25.9	74.1

出所：親と子の生活意識に関する調査（内閣府, 2011）

女子のほうが男子より親子で1時間以上過ごす割合は高く、男子で59%であるのに対し、女子で69%である。本稿の検討の対象は男女差ではないが、親子で過ごす時間に特に大きな差をもたらす変数は性別だとも言えそうである。世帯収入と母親の就業状況による差は男女の両方に見られる。世帯収入による差は男子より女子で小さく、後に示す回帰分析を女子のみを対象に行ったところ、世帯収入の第4四分位グループを基準としたとき、第1四分位グループの係数が5%水準で統計的に有意に0より大きくなるという結果は得られなかった。ただし、その係数および母親の就業状況の係数の大きさについて、全体を通じて男女で重要な違いはないと判断し、本稿は男女を統合したサンプルの推定結果を報告する。

3.4 世帯収入と母親の就業状況の推定結果

主な説明変数である世帯収入と母親の就業状況をそれぞれ目的変数とした回帰モデルを推定し、中学3年生の世帯収入と母親の就業状況がどのような変数に関連しているか確認する。世帯収入については、無回答のケースを分析対象から除外し、連続変数である等価世帯収入の自然対数を用いてOLS（最小二乗法）モデルを推定する⁶⁾。母親の就業状況については3つのアウトカムに関する多項ロジットモデルを推定し、非就業に対して正規就業に就く可能性、非正規就業に就く可能性のそれぞれがどれだけ高いかを示す。推定結果を表2にまとめる。以下、他の変数の効果を統制して得られた、5%水準で統計的に有意な推定値について記述する。

等価世帯収入は、父親が正規就業の場合に比べ、父親が不在（母子世帯）または無業の場合には60~70%低いことが示される。母親が非就業の場合に比べ、正規就業の場合は等価世帯収入が20%高いが、非正規就業の場合には統計的に有意な差がない。父親と母親の学歴、母親の中3時の成績と暮らし向きが高いほど、等価世帯収入も高い。母親が40歳以下の場合には、41歳以上の場合に比べ、等価世帯収入が低い。

母親就業の推定結果から共通に明らかになるのは、母親が非就業ではなく正規就業あるいは非正規就業に就く可能性は、母親の健康状況が良いほど高いこと、父親が大学卒以上の場合、母親の年齢が51歳以上の場合、中3未満の子ども（調査対象者の子どもにとって弟または妹）の数が多の場合に低いことである。また、母子世帯の母親は、非正規就業よりも正規就業に就く可能性が高いが、非就業よりはいずれかの形態で就業する可能性が高い。ほとんどの父親は正規就業に就いているため、父親の就業状況の効果については統計的に有意な推定値は得られなかった。正規就業と非正規就業の推定結果で異なるのは以下の点である。非就業ではなく正規就業に就く可能性は、母親の学歴が高卒以下の場合に比べて短大・高専・専門学校卒または大学卒以上の場合、また学歴とは独立に母親の中3時

表2 世帯収入と母親の就業状況の推定結果：回帰係数

	OLS	多項ロジット	
	等価世帯収入の 自然対数	母親の就業状況(基準:非就業) 正規就業	非正規就業
父親の就業状況(基準:正規就業)			
不在(母子世帯)	-0.694** (0.032)	1.334** (0.227)	0.426* (0.209)
非正規就業	-0.334** (0.053)	0.066 (0.344)	0.266 (0.266)
非就業	-0.644** (0.122)	-0.875 (0.534)	-0.680+ (0.362)
父親の学歴(基準:高校卒以下)			
短大・高専・専門学校卒	0.060+ (0.033)	-0.406+ (0.230)	-0.231 (0.177)
大学卒以上	0.218** (0.027)	-0.619** (0.173)	-0.434** (0.139)
母親の就業状況(基準:非就業)			
正規就業	0.207** (0.030)		
非正規就業	-0.020 (0.025)		
母親の学歴(基準:高校卒以下)			
短大・高専・専門学校卒	0.103** (0.024)	0.664** (0.157)	0.254* (0.127)
大学卒以上	0.202** (0.034)	1.096** (0.235)	0.121 (0.201)
母親の年齢(基準:41～50歳)			
40歳以下	-0.115** (0.027)	0.202 (0.188)	0.191 (0.152)
51歳以上	-0.009 (0.039)	-0.522* (0.244)	-0.513** (0.198)
母親の中3時の成績	0.078** (0.011)	0.171* (0.069)	-0.066 (0.057)
母親の中3時の暮らし向き	0.026* (0.011)	-0.214** (0.070)	-0.057 (0.058)
母親の健康状態		0.327** (0.060)	0.317** (0.049)
中3以上の子どもの数		0.094 (0.093)	0.081 (0.078)
中3未満の子どもの数		-0.393** (0.097)	-0.309** (0.078)
Number of observations	2294	2363	
Adjusted R square	0.412	-	
Log likelihood	-	-2211.9	

注:居住地の人口規模と地区を統制済み。括弧内の数値は標準誤差。+ p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01

出所:親と子の生活意識に関する調査(内閣府, 2011)

の成績が相対的に高かった場合に高く、他方で母親の中3時の暮らし向きが相対的に高かった場合に低い。それに対し、母親が大卒以上であること、母親の中3時の成績と暮らし向きは、母親が非就業ではなく非正規就業に就く可能性に対しては関連をもたない。

3.5 親子で過ごす時間の長さによる子どもの状況の差

親子で過ごす時間が子どものウェルビーイングに影響する可能性について第1節で述べたが、それについて分析することは本稿の課題としていない。しかし、親子で過ごす時間が子どものウェルビーイングと全く無関係であるか、あるいは親が子どものネガティブな状況に対処するために子どもの相手をする時間が長くなっている状況であれば、親子で過ごす時間を十分に確保することで子どものウェルビーイングが高まるのは期待しにくいことになる。そうではないことを確認するため、親子で過ごす時間の長さにより、子どもの状況にどのような差があるか見ておきたい。表3より、親子で1時間以上過ごす場合には、1時間未満の場合に比べ、学校での出来事、勉強や成績のこと、将来や進路のこと、友達のことなどについて母親とよく話をする割合が高い。また、母親と自分自身について肯定的な意識をもつ割合も比較的高く、特に男子では会話に関する高い自己効力感をもつ割合も高い。因果的効果の方向を特定できないため、親子で過ごす時間が長いために肯定的な意識や高い自己効力感をもつのか、反対に、肯定的な意識や高い自己効力感をもつために親子で過ごす時間が長くなるのかはもちろんわからない。少なくとも表3から示されるのは、親が子どものネガティブな状況に対処するために子どもの相手をする時間が長くなっているわけではないことである。親子で過ごす時間の長さが多くの子どもにとってウェルビーイングの向上につながる可能性は、「親子調査」のデータからも否定されていないと言えるだろう。

表3 子どもの状況・意識の分布：親子で過ごす時間の長さ別

	男子		女子	
	1時間未満	1時間以上	1時間未満	1時間以上
母親と「よく話をする」割合 (%)				
学校での出来事について	27.5	39.0	50.0	67.5
勉強や成績のことについて	31.0	44.2	39.2	54.8
将来や進路のことについて	31.4	38.9	38.9	50.7
友達のことについて	23.0	31.9	41.6	57.4
社会の出来事やニュースについて	13.4	17.4	11.5	21.1
趣味や習い事について	14.9	26.6	27.9	38.4
母親について「そう思う」または「どちらかと言えばそう思う」割合 (%)				
私に対して厳しいほうだ	52.8	51.4	53.4	51.2
私のことをよくわかっている	68.6	81.9	75.5	85.6
私のことを扱いにくいと感じている	32.4	25.2	27.9	19.3
私の勉強や成績についてうるさく言うほうだ	61.3	64.0	55.5	52.2
私にいろいろなことを話してくれる	61.4	76.2	75.2	82.9
私は、父や母の仕事についてよく知っている	67.2	81.1	74.1	82.4
自分について「そう思う」または「どちらかと言えばそう思う」割合 (%)				
私は自分自身に満足している	52.4	53.0	35.6	43.0
自分には長所があると感じている	70.5	73.3	62.1	69.9
自分の親から愛されていると思う	85.5	91.8	87.7	93.6
時々、自分は役に立たないと強く感じることもある	57.0	51.3	59.6	56.2
次のことが「十分できる」または「ある程度できる」割合 (%)				
自分の考えを人に説明する	68.1	75.4	72.0	73.7
人の話をよく聞く	78.5	83.9	86.5	89.8
よく知らない人とも会話できる	53.7	60.3	58.8	62.6
周りの人をまとめてひっぱっていく	39.8	46.5	43.7	49.9
面白いことを言って人を楽しませる	62.2	63.4	68.5	71.0
n(人:質問項目により若干異なるため最小～最大で表記)	461～ 503	671～ 708	346～ 362	757～ 790

出所：親と子の生活意識に関する調査（内閣府, 2011）

4. 分析結果

4.1 世帯収入の効果

表4より、子どもの性別、居住地の人口規模と地区のみを統制した場合、全世帯、母親が非正規就業の世帯、核家族世帯で、親子で過ごす時間に対する世帯収入の効果が見られる。全世帯では第4四分位グループと第1四分位グループの差のみが5%水準で統計的に有意であるが((1)列)、母親が非正規就業の世帯と核家族世帯では、第4四分位グループとの差は第1, 2, 3四分位グループの全てで5%または10%水準で統計的に有意である((5)列, (9)列)。また、この差は、父親と母親の就業状況、学歴、年齢、中3時の状況といった統制変数の効果を考慮したモデルでも残る((2)列, (6)列, (10)列)。世帯収入の因果的効果を示しているわけではないが、少なくとも、見かけ上の世帯収入の効果が、世帯収入に関連する代表的な世帯特性の変数によって代わりに説明されるわけではない。中3の子どもをもつ大部分の世帯では、世帯収入の高さが、親子で過ごす時間を取るための時間的余裕につながっている可能性がある。

他方、特に時間的制約の大きいと考えられる母親正規就業の世帯と母子世帯では、サンプルサイズが小さく標準誤差が大きくなったことも影響している可能性があるが、世帯収入の効果は統計的に有意ではない((3)列, (4)列, (7)列, (8)列)。関東大都市に居住する世帯についても同様である((11)列, (12)列)。エビデンスとしては弱い点に留意しつつも係数の大きさに着目すると、次のことが仮説的に言える。母親正規就業の世帯では、第4四分位グループに比べ第2四分位グループのほうが1時間以上親子で過ごす可能性が高くなっていることから、正規就業で働き、しかも世帯収入にも大きく貢献している母親は就業時間が特に長いため、子どもと過ごす時間が取りにくくなっているのではないだろうか。母子世帯では、第4四分位グループに比べ第1, 2, 3四分位グループのほうが親子で1時間以上過ごす可能性が高くなっていることから、ひとりで高収入を稼ぐ母親は、やはり就業時間が長く、子どもと過ごす時間を取るのが難しくなっているかもしれない。

表4 親子で過ごす時間（1時間以上 vs. 1時間未満）の二項ロジットモデルの推定結果：世帯収入の回帰係数

	全世帯		母親正規就業		母親非正規就業		母子世帯		核家族世帯		関東大都市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
世帯収入(基準:第4四分位グループ)												
第1四分位グループ	-0.299*	-0.366*	-0.238	-0.093	-0.503**	-0.654**	0.476	0.670	-0.355*	-0.472**	-0.312	-0.034
	(0.129)	(0.153)	(0.265)	(0.316)	(0.189)	(0.217)	(0.657)	(0.807)	(0.140)	(0.168)	(0.271)	(0.342)
第2四分位グループ	-0.205	-0.259+	0.137	0.246	-0.474*	-0.619**	0.688	0.964	-0.234+	-0.300+	0.041	0.110
	(0.132)	(0.142)	(0.263)	(0.301)	(0.193)	(0.206)	(0.691)	(0.799)	(0.142)	(0.155)	(0.270)	(0.301)
第3四分位グループ	-0.186	-0.217	0.013	0.063	-0.365+	-0.459*	1.301	1.443	-0.301*	-0.329*	-0.161	-0.150
	(0.129)	(0.133)	(0.250)	(0.263)	(0.190)	(0.195)	(0.859)	(0.929)	(0.137)	(0.141)	(0.237)	(0.253)
無回答	-0.223	-0.285	1.031	1.172	-0.774*	-0.889*	1.135	1.466	-0.193	-0.292	-0.938	-0.865
	(0.274)	(0.282)	(0.744)	(0.736)	(0.383)	(0.388)	(0.885)	(1.030)	(0.288)	(0.300)	(0.700)	(0.721)
統制変数群												
父母の就業状況・学歴・ 年齢・中3時の状況		✓		✓		✓		✓		✓		✓
性別・居住地の人口規模・ 地区	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Number of observations	2363	2363	533	533	1292	1292	302	302	2008	2008	531	531
Log likelihood	-1527.5	-1520.8	-343.1	-339.0	-835.2	-831.2	-186.5	-180.0	-1291.3	-1283.8	-342.2	-336.2

注: 括弧内の数値は標準誤差. + p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01

出所: 親と子の生活意識に関する調査 (内閣府, 2011)

4.2 母親の就業状況の効果

表5より、子どもの性別、居住地の人口規模と地区のみを統制した場合、全世帯と核家族世帯で、母親が非就業の場合に比べ、正規就業の場合と非正規就業の場合の両方において、親子で1時間以上過ごす可能性が低くなることが示される(1)列, (7)列)。父親の就業、父親と母親の学歴、年齢、中3時の状況といった統制変数の効果を考慮しても同様である(2)列, (8)列)。世帯収入下位半分の世界帯については、サンプルサイズが比較的小さくなり標準誤差が大きくなるためエビデンスとしては弱まるが、母親の正規就業と非正規就業の係数の大きさは全世帯の推定結果とほぼ同様である(3)列, (4)列)。関東大都市に居住する世帯については、さらにサンプルサイズが小さく標準誤差が大きくなるが、正規就業の係数の大きさは全世帯の推定結果と似ており、非正規就業の係数は大きくなるため統計的に有意である(9)列, (10)列) 7)。

母親の就業状況の効果において、他の世帯とは異なる傾向を示すのが母子世帯である(5)列, (6)列)。母子世帯では、正規就業の係数も非正規就業の係数も全世帯の推定結果より小さく、しかも標準誤差が大きいため統計的に有意ではない。これは、母子世帯の母親が就業しながらも子どもと過ごす時間を十分に確保しているというより、非就業の場合も子どもと過ごす時間を十分に確保しにくくなっているためだと推察される。母子世帯で非就業の母親は、就業できない理由を抱えており、その理由が子どもと過ごす時間を十分に確保できない理由と重なっている可能性がある。推定結果の表示は省略したが、母子世帯であること自体が、親子で過ごす時間を減少させる効果をもつ可能性が示唆されるものの、5%水準で統計的に有意な効果は得られなかった。

一方、母子世帯では母親の健康状態が良いほど親子で1時間以上過ごす可能性が低くなるという結果も出ている(6)列)。健康状態の良い母親のほうが就業する傾向にあるが、健康状態の変数を未投入の(5)列の推定結果でも、母親の就業状況の係数は統計的に有意ではなかった。すなわち、健康状態の良い母親が就業することそれ自体とは別に、子どもと過ごす時間を取りにくくなる理由を探す必要がある。仮説として考えられるのは、母子世帯の母親が、健康状態の良い場合には労働時間が特に長時間化しており、そのため子どもと過ごす時間を取りにくくなっている状況である。田宮・四方(2007)は、日本の母子世帯の母親は二人親世帯の母親に比べて平均的に労働時間が長く、両者の長さの差は国際的に見ても顕著に大きいことを明らかにした。母子世帯の状況を把握するには就業の有無や雇用形態だけでなく、労働時間についてのデータが必要だと考えられる。

表5 親子で過ごす時間（1時間以上 vs. 1時間未満）の二項ロジットモデルの推定結果：母親の就業状況の回帰係数

	全世帯		世帯収入下位半分		母子世帯		核家族世帯		関東大都市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
母親の就業状況(基準:非就業)										
正規就業	-0.308*	-0.326*	-0.287	-0.279	-0.042	0.117	-0.350*	-0.396**	-0.309	-0.277
	(0.131)	(0.136)	(0.197)	(0.207)	(0.409)	(0.485)	(0.142)	(0.148)	(0.270)	(0.286)
非正規就業	-0.248*	-0.265*	-0.294+	-0.315+	-0.196	-0.154	-0.258*	-0.277*	-0.546*	-0.544*
	(0.110)	(0.113)	(0.159)	(0.163)	(0.400)	(0.457)	(0.118)	(0.121)	(0.222)	(0.234)
母親の健康状態		0.004		0.013		-0.230*		0.005		-0.077
		(0.041)		(0.057)		(0.115)		(0.044)		(0.087)
中3以上の子どもの数		-0.110+		-0.073		-0.003		-0.109		-0.165
		(0.063)		(0.087)		(0.175)		(0.070)		(0.137)
中3未満の子どもの数		-0.223**		-0.229**		-0.600**		-0.204**		-0.345*
		(0.066)		(0.085)		(0.185)		(0.072)		(0.162)
統制変数群										
父の就業状況										
父母の学歴・年齢・中3時 状況		✓		✓		✓		✓		✓
性別・居住地の人口規模・ 地区	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Number of observations	2363	2363	1187	1187	302	302	2008	2008	531	531
Log likelihood	-1526.9	-1517.8	-766.0	-759.5	-188.2	-174.8	-1291.6	-1283.9	-340.9	-334.6

注: 括弧内の数値は標準誤差。 + p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01

出所: 親と子の生活意識に関する調査 (内閣府, 2011)

4.3 子どもの生活・人間関係・意識の効果

子どもの性別は親子で過ごす時間に差をもたらす大きな要因であることが、表1より示された。性別以外にも、子どもの生活、人間関係、意識などの面で、親子で過ごす時間を減少させ得る子ども側の要因があるか検討した結果が、表6である。

子どもの学校外学習時間の長さ((1)列)と塾・家庭教師・通信教育の利用((2)列)が、親子で1時間以上過ごすかどうかに関連するという結果は得られなかった⁸⁾。むしろ、勉強・芸術・スポーツの習い事をしている中3の子どもは、親子で1時間以上過ごす可能性が5%水準で統計的に有意に高いことが示された((2)列)。推定結果は省略するが、男女に共通してスポーツの習い事をしている場合に、男子については芸術の習い事をしている場合にも、親子で過ごす時間を十分に確保しやすいようである。芸術やスポーツの習い事は学習塾に比べて立地上の理由で親の送り迎えが必要になることが考えられ、また中3の11月に習い事を続けているのは、親の関与も強くなりがちな熱心なケースであるためかもしれない。

子どもの友人関係や親以外の大人との関係との関連についても検討した((3)列)。何でも話せる友だちやつきあっている異性の友だち、あるいは親以外に重要な大人がいれば、親と会話する時間が減ることも予想されるが、そのような推定結果は得られなかった。むしろ、親以外に重要な大人がいる場合には、親子で1時間以上過ごす可能性も高いことが示された。中3の子どもは、平均的には、親以外の親しい人間関係をもつことによって親と過ごす時間を減らすことはないようである。さらに、一人で過ごしているとき、あるいはパソコンや携帯電話を使っているときに楽しさを感じる場合に親子で過ごす時間が短くなる可能性について分析したところ、係数の向きは仮説通りネガティブであるが、十分に強いエビデンスは得られなかった((4)列)。

このように、親子で過ごす時間を減少させる子ども側の要因は、性別以外にはなかなか見つからない。子どもが家族と一緒に過ごしているときに楽しさを感じる場合に、親子で過ごす時間が長くなる傾向にあることは確認できるが((4)列)、楽しさを感じないから親子で過ごす時間が短いといった因果的効果を特定するのは困難である。また、起きるのが遅い場合は朝食時間が削られ、親子で会話する余裕もなくなると予想されるが、比較的早く起きる子どものほうが親子で過ごす時間が長い傾向については、10%水準で統計的に有意な推定結果を得たのみである((1)列)。家を出る時間がわからないため、起床時刻により朝の時間のゆとりを正確に測れない点に限界があるかもしれない。

表 6 親子で過ごす時間（1 時間以上 vs. 1 時間未満）の二項ロジットモデルの推定結果：子ども
の生活・人間関係・意識の回帰係数

	(1)	(2)	(3)	(4)
学校外学習時間(基準:1 時間未満)				
1 時間以上 2 時間未満	0.135 (0.117)			
2 時間以上 3 時間未満	0.121 (0.124)			
3 時間以上	0.197 (0.139)			
午前 7 時より前に起床する	0.179+ (0.092)			
塾・家庭教師・通信教育を利用している		-0.021 (0.102)		
勉強・芸術・スポーツの習い事をしている		0.289** (0.102)		
何でも話せる友だちがいる			-0.015 (0.142)	
つきあっている異性の友だちがいる			0.140 (0.119)	
親以外に重要な大人がいる			0.347** (0.103)	
家族と一緒に過ごしているときに楽しさを感じる				0.532** (0.088)
一人で過ごしているときに楽しさを感じる				-0.164+ (0.094)
パソコンや携帯電話を使っているときに楽しさを感じる				-0.103 (0.092)
統制変数				
成績・中学校の種類	✓	✓	✓	✓
性別・居住地の人口規模・地区	✓	✓	✓	✓
Number of observations	2363	2363	2363	2363
Log likelihood	-1525.6	-1524.8	-1522.1	-1507.3

注: 括弧内の数値は標準誤差. + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

出所: 親と子の生活意識に関する調査 (内閣府, 2011)

5. 結論

分析の結果、中学生が平日に親子で1時間以上過ごす可能性は、等価世帯収入の上位25%に比べて下位25%で低いこと、母親が非就業の場合に比べて正規就業または非正規就業の場合に低いことが明らかとなった。ここから、親子で過ごす時間に対して、世帯の収入制約と時間制約の両方がネガティブな効果をもたらすことが示唆される。ただし、サブ・サンプルに限定した分析から、母親が正規就業の世帯の世帯収入の効果と、母子世帯の世帯収入と母親の就業の効果については、同様の結果が得られなかった。母親が正規就業の世帯では、労働時間の長さから生じる時間制約が世帯収入の高さによっても十分に緩和されていない可能性がある。母子世帯については、世帯収入が全体の上位25%となるケースは極めて少なく、母親が非就業のケースも比較的少ないため、基準カテゴリーとしたケース自体がそれぞれ別の意味で特殊な状況に置かれていることも影響している可能性がある。また、今後の研究には労働時間など、母親が正規就業の世帯と母子世帯の時間制約をより詳細に捉えるデータが必要だと考えられる。子どもの生活、人間関係、意識が親子で過ごす時間に与える効果も検討したところ、親子で過ごす時間を減少させる子ども側の要因は、性別の他にはなかなか見つからなかった。ここからも、親子で過ごす時間にとって収入制約と時間制約の効果は重要であることが示唆される。

ただし、親子で過ごす時間が確保しにくくなっている場合に、個々の親が大きな心配をしたり、日常的に無理をしたり、また就業そのものから撤退する必要はない。表1のクロス表から、親子で過ごす時間に見られる世帯収入と母親の就業状況による差は、驚くほど大きくないことも読み取れるためである。しかし、適正な労働時間で十分な収入を得ることが現実的となり、世帯収入と母親の就業状況による親子で過ごす時間の差を縮小するような環境整備が進めば、そこから影響を受ける人数は多いため、政策的に対応する意義はあると考えられる。

本稿は、子どもの普段の様子をよく知っている方に依頼した調査で圧倒的に母親からデータを得られたため、父親ではなく母親に限定して分析した。しかし、育児の責任が母親だけにあることを前提としているわけではない。母親が子どもと過ごす時間の長さを十分に取れているかどうかは、父親が子どもと過ごす時間の長さを考慮に入れて考える必要があるはずである。この点については、今後の研究課題としたい。

[注]

- 1) ただし、2008年と2013年の間で小・中・高全ての学校段階の子どもが父親と過ごす時間に変化はないが、母親と過ごす時間は増加しているとの調査結果もある（ベネッセ教育総合研究所編2015）。
- 2) 本稿で用いる「親と子の生活意識に関する調査」（内閣府）のデータによれば、毎日の生活の上で「大きな病気・不時の災害など突然の出費のために備えが不足している」

- 家庭は 51%、「旅行・レジャー資金が不足している」家庭は 45%、「子どもの教育資金が不足している」家庭は 39%である（内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室 2012）.
- 3) 時間貧困の概念にこのような観点が入り入れられ、収入貧困と時間貧困の関連や、どちらか一方の貧困に陥るしかもう一方の貧困から抜け出せないような状況について分析されている（Vickery 1978; Burchardt 2008; 石井・浦川 2014）.
 - 4) 「平成 23 年社会生活基本調査」（総務省）の結果によれば、10～14 歳の朝食の平均時間は 26 分、夕食の平均時間は 41 分である.
 - 5) 住居に子ども部屋がなく、親子が同じ部屋で過ごす時間が長い場合に、特に何かを一緒にしているわけではなくても、より長めの時間を回答する傾向があるかもしれない. その場合、子ども部屋を持たない割合は低収入世帯で比較的高いと考えられるため、親子で過ごす時間の世帯収入による差は小さめに推定される可能性がある. しかし、中学生の子ども部屋所有率について公的統計からは確認できないものの、「日本子どもパネル調査」（慶應義塾大学）によれば 90%程度であり（敷島 2013）、その影響は小さいと想定される.
 - 6) 等価世帯収入には部分的に世帯規模が反映しているため、世帯収入を目的変数としたモデルを推定した場合と、等価世帯収入を目的変数とするモデルを推定した場合では、説明変数の係数が異なる可能性もある. しかし、「親子調査」データでは、世帯規模に関連する父親不在（母子世帯）のダミー変数の係数以外は、推定結果にほとんど違いがない.
 - 7) 推定結果の表示は省略したが、世帯収入の効果を推定したモデルで統制変数として母親の就業状況を投入した際、母親の就業状況の係数と標準誤差の大きさは、母親の就業状況を推定したモデルとほぼ同じであった. ここから、母親の就業状況の効果が見られる場合、それは世帯収入の効果とは独立であることが示唆される.
 - 8) 同じく「親子調査」のデータの分析結果をもとに、卯月（2015）は低収入世帯の子どもの学校外学習時間を増加させるための収入面での学校外学習支援が有効となり得ることを示したが、そのことが子どもの学習以外の生活に与える影響については検討していない. 本稿の分析結果は、学校外学習時間の増加や塾の利用により、少なくとも中 3 の子どもが親と過ごす時間は減少するわけではないことを示した点で、卯月（2015）の議論を補足する.

[謝辞]

本研究は JSPS 科研費 26780335 の助成を受けたものです. 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」（内閣府）の個票データの提供を受けました. また、本稿のもとになる分析について、東京大学社会科学研究所二次分析研究会「家庭環境と親と子の意識に関する研究」のメンバーからコメントをいただきました. 記して感謝申し上げます. 本稿に残される誤りの責任は全て筆者にあります.

[参考文献]

- ベネッセ教育総合研究所編, 2015, 『第2回放課後の生活時間調査報告書』.
- Bianchi, Sussane M., 2000, "Maternal Employment and Time with Children: Dramatic Change or Surprising Continuity?," *Demography*, 37(4):401-414.
- Burchardt, Tania, 2008, *Time and Income Poverty*, CASereport 57, London School of Economics and Political Science.
- Elgar, Frank J., Wendy Craig and Stephen J. Trites, 2013, "Family dinners, communication, and mental health in Canadian adolescents" *The Journal of Adolescent Health* 52(4): 433-438.
- 藤本哲史, 2001, 「働く親の就労特徴と子どもの同伴行動」, 渡辺秀樹編『現代日本の親子関係』日本家族社会学会全国家族調査 (NFR) 研究会, 51-62.
- Guryan, Jonathan, Erik Hurst and Melissa Kearney, 2008, "Parental Education and Parental Time with Children," *Journal of Economic Perspectives*, 22(3):23-46.
- 石井加代子・浦川邦夫, 2012, 「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』157(4):97-121.
- 菅万理, 2009, 「母親の就労が思春期の子どもの行動・学業に及ぼす効果——Propensity Score Matching による検証」, 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト, ディスカッションペーパーシリーズ 28.
- 小西史子・黒川衣代, 2000, 「親子のコミュニケーションが中学生の「心の健康度」に及ぼす影響」『日本家政学会誌』51(4): 273-286.
- Lam, Chun B., Susan M. McHale and Ann C. Crouter, 2012, "Parent-child Shared Time from Middle Childhood to Late Adolescence: Developmental Course and Adjustment Correlates," *Child Development* 83(6): 2089-2103.
- 馬欣欣, 2013, 「母親の就業状況が子どもの outcomes に及ぼす影響」『子育てと仕事の狭間にいる女性たち——JILPT 子育て世帯全国調査 2011 の再分析.』労働政策研究・研修機構, 労働政策研究報告書 159:79-106.
- Milkie, Melissa A., Nomaguchi, Kei M. and Denny, Kathleen E., 2015, "Does the Amount of Time Mothers Spend With Children or Adolescents Matter? ," *Journal of Marriage and Family*, 77:355-372.
- 内閣府, 2009, 『平成 20 年版青少年白書』.
- 内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室, 2012, 『親と子の生活意識に関する調査報告書』.
- 西村幸満, 2007, 「男性の仕事と生活の調和に関する実態分析」労働政策研究・研修機構編『仕事と生活——体系的両立支援の構築に向けて』234-250.
- Offer, Shira, 2013a, "Assessing the Relationship between Family Mealtime Communication and Adolescent Emotional Well-being Using the Experience Sampling Method," *Journal of Adolescence* 36(3): 577-585.

- Offer, Shira, 2013b, "Family Time Activities and Adolescents' Emotional Well-being, " *Journal of Marriage and Family*, 75(1):26-41.
- 大沢真知子, 1993, 『経済変化と女子労働——日米の比較研究』 日本経済評論社.
- 佐藤香, 2015, 「子どもの生活時間に与える母親の影響」, ベネッセ教育総合研究所編『第2回 放課後の生活時間調査報告書』 8-1-8-9.
- 敷島千鶴, 2013, 「JCPS2012 調査の概況」, Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series DP2012-009, Keio University.
- 田宮遊子・四方理人, 2007, 「母子世帯の仕事と育児——生活時間の国際比較から」 『季刊社会保障』 43(3): 219-231.
- 卯月由佳, 2015, 「収入世帯の子どもの不利の緩和に学校外学習支援は有効か——世帯収入が中学生の学校外学習時間に与える効果の分析をもとに」 『社会政策』 7(1):149-160.
- Vickery, Clair, 1978, "The Time-poor: A New Look at Poverty," *Journal of Human Resources*, 12(1): 27-48.
- Wight, Vanessa, R., Joseph Price, Suzanne M. Bianchi and Bijou R. Hunt, 2009, "The Time Use of Teenagers," *Social Science Research*, 38:792-809.
- 山本勲・黒田祥子, 2014, 『労働時間の経済分析——超高齢社会の働き方を展望する』 日本経済新聞出版社.

付表1 分析で使用する変数の詳細 (1/2)

変数	回答者	説明
親子で過ごす時間	親	1時間以上を1, 1時間未満を0とするダミー変数. 平日に子どもと一緒に何かをしたり, 相手をしている時間は平均するとだいたいどれくらいになるか, 「0分~15分未満」「15分~30分未満」「30分~1時間未満」「1時間~2時間未満」「2時間~3時間未満」「3時間~4時間未満」「4時間以上」の選択肢から一つを選んだ回答に基づく.
等価世帯収入	親	等価世帯収入(万円)の低い順に, 第1四分位グループ, 第2四分位グループ, 第3四分位グループ, 第4四分位グループとし, さらに無回答のケースを識別する5カテゴリーの離散変数. 去年1年間の税込み世帯収入について「100万円未満」から「1200万円以上」までの12個の選択肢から1つ選択された結果をもとに, 各収入幅の真ん中の値の1/10,000を割り当て連続変数へと変換. 「100万円未満」には75, 「1,200万円以上」には1,300をそれぞれ割り当て. こうして得られた数値を世帯人数の平方根で割った値が等価世帯収入(万円).
母親の就業状況	親	現在, 収入をとまなう仕事についていない場合を非就業とし, 仕事についている場合で「正規の職員・従業員」を正規就業, 「パート・アルバイト」「契約社員・嘱託」「派遣社員」を非正規就業とする離散変数. また, 雇用形態では分類できないが, 「会社・団体等の役員」「自営業主」を正規就業, 「家族従業者」「家庭での内職など」「その他」を非正規就業に分類.
母親の学歴	親	最終学歴が「高校卒以下」「短大・高専・専門学校卒」「大学卒以上」のいずれに当てはまるか示す離散変数.
父親の就業状況	親	現在, 収入をとまなう仕事についていない場合を非就業とし, 仕事についている場合で「正規の職員・従業員」を正規就業, 「パート・アルバイト」「契約社員・嘱託」「派遣社員」を非正規就業とすし, さらに父親不在(母子世帯)のケースを識別する離散変数. 雇用形態では分類できないが, 「会社・団体等の役員」「自営業主」を正規就業, 「家族従業者」「家庭での内職など」「その他」を非正規就業に分類.
父親の学歴	親	最終学歴が「高校卒以下」「短大・高専・専門学校卒」「大学卒以上」のいずれに当てはまるか示す離散変数. 保護者票への回答者である母親が配偶者について回答した結果に基づく. 母親に現在配偶者がいない場合は一番最近に離別・死別した相手について回答を求めているため, 母子世帯についても把握可能.
母親の年齢	親	1歳刻みでの回答を, 40歳以下, 41~50歳, 51歳以上に分類した離散変数.
母親中3時の成績	親	学年の中で1=下のほう, 2=やや下のほう, 3=まん中あたり, 4=やや上のほう, 5=上のほうを示す連続変数. 「どれにもあてはまらない」と回答したケースは3に分類.
母親中3時の暮らし向き	親	1=大変苦しい, 2=やや苦しい, 3=普通, 4=ややゆとりがある, 5=大変ゆとりがある, を示す連続変数.

付表1 分析で使用する変数の詳細 (2/2)

変数	回答者	説明
母親の健康状態	親	1=悪い, 2=どちらかと言えば悪い, 3=普通, 4=どちらかと言えば良い, 5=良い, を示す連続変数.
中3以上の子どもの数	親	調査対象の子どもの兄と姉の人数の合計に1を加えた値.
中3未満の子どもの数	親	調査対象の子どもの弟と妹の人数の合計.
学校外学習時間	子	1時間未満, 1時間以上2時間未満, 2時間以上3時間未満, 3時間以上の, 4カテゴリーの離散変数. 普段(月~金曜日), 学校の授業時間以外に, 塾などの時間も含め1日あたりどのくらい勉強するか, 「まったくしない」「30分より少ない」「30分以上, 1時間より少ない」「1時間以上, 2時間より少ない」「2時間以上, 3時間より少ない」「3時間以上」より1つを選んだ回答に基づく.
起床時刻	子	午前7時より前を1, それ以降を0とするダミー変数. 学校のある日はだいたい朝何時ごろ起きるか, 「午前6時より前」「6時~6時29分」「6時30分~6時59分」「7時~7時29分」「7時30分~7時59分」「8時~8時29分」「8時30分以降」より1つ選んだ回答に基づく.
塾・習い事	子	子どもが「学習塾・進学塾」「家庭教師」または「通信教育」を利用している場合を1, そうでない場合を0とするダミー変数. 「英会話・珠算などの勉強の習い事」「絵画・音楽・習字などの芸術の習い事」または「スポーツ」をしている場合を1, そうでない場合を0とするダミー変数.
友だちづきあい	子	「何でも話せる友だちがいる」と「つきあっている異性の友だち(彼氏・彼女)がいる」のそれぞれについて, 「あてはまる」「どちらかと言えばあてはまる」と回答した場合を1, 「どちらかと言えばあてはまらない」「あてはまらない」と回答した場合を0とする2個のダミー変数.
親以外の重要な大人	子	周囲に親以外で, 「信頼できる人」「気軽に相談できる人」「尊敬できる人」「自分のことを大切にしてくれる人」のいずれかがいると回答した場合を1, そうでない場合を0とするダミー変数.
楽しさを感じるとき	子	生活していて, どんなときに楽しさを感じるかという質問に対し, 「家族と一緒に過ごしているとき」「一人で過ごしているとき」「パソコンや携帯電話を使っているとき」のそれぞれについてあてはまる場合を1, そうでない場合を0とする3個のダミー変数.
中学校の種類	親	子どもが通う中学校が, 公立, 国立, 私立, 特別支援学校, その他のいずれかを示し, 無回答のケースを識別する離散変数.
成績	子	学年の中で1=下のほう, 2=やや下のほう, 3=まん中あたり, 4=やや上のほう, 5=上のほう, を示す連続変数. 「どれにもあてはまらない」と回答したケースは3に分類.

付表 2 記述統計 (1/3)

	全世帯 n=2363		世帯収入下位半分 n=1187		母親正規就業 n=533		母親非正規就業 n=1292		母子世帯 n=302		核家族世帯 n=2008		関東大都市 n=531	
	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.
親子で過ごす時間 1時間以上	0.63	0.48	0.62	0.49	0.61	0.49	0.62	0.48	0.62	0.49	0.64	0.48	0.63	0.48
世帯収入(基準:第4四分位グループ)														
第1四分位グループ	0.26	0.44	0.52	0.50	0.20	0.40	0.29	0.46	0.66	0.48	0.25	0.43	0.28	0.45
第2四分位グループ	0.24	0.43	0.48	0.50	0.21	0.41	0.26	0.44	0.21	0.41	0.23	0.42	0.20	0.40
第3四分位グループ	0.25	0.43	-	-	0.26	0.44	0.25	0.43	0.05	0.22	0.25	0.43	0.28	0.45
無回答	0.03	0.17	-	-	0.02	0.15	0.03	0.16	0.05	0.21	0.03	0.18	0.02	0.14
母親の就業状況(基準:非就業)														
正規就業	0.23	0.42	0.18	0.39	-	-	-	-	0.38	0.49	0.21	0.41	0.23	0.42
非正規就業	0.55	0.50	0.60	0.49	-	-	-	-	0.49	0.50	0.55	0.50	0.50	0.50
母親の学歴(基準:高校卒以下)														
短大・高専・専門学校卒	0.41	0.49	0.35	0.48	0.43	0.50	0.41	0.49	0.32	0.47	0.40	0.49	0.43	0.50
大学卒以上	0.14	0.35	0.06	0.23	0.21	0.41	0.11	0.31	0.07	0.25	0.15	0.36	0.21	0.41
父親の就業状況(基準:正規就業)														
父親不在(母子世帯)	0.13	0.33	0.22	0.41	0.22	0.41	0.11	0.32	-	-	0.12	0.33	0.12	0.33
非正規就業	0.04	0.20	0.07	0.26	0.03	0.18	0.05	0.22	-	-	0.04	0.20	0.06	0.23
非就業	0.02	0.13	0.03	0.16	0.01	0.10	0.01	0.11	-	-	0.02	0.13	0.01	0.11
父親の学歴(基準:高校卒以下)														
短大・高専・専門学校卒	0.13	0.33	0.13	0.34	0.11	0.32	0.13	0.34	0.12	0.32	0.12	0.33	0.14	0.35
大学卒以上	0.39	0.49	0.22	0.42	0.40	0.49	0.36	0.48	0.16	0.37	0.40	0.49	0.51	0.50
母親の年齢(基準:41~50歳)														
40歳以下	0.20	0.40	0.29	0.45	0.18	0.39	0.22	0.41	0.32	0.47	0.20	0.40	0.14	0.35
51歳以上	0.08	0.27	0.07	0.26	0.08	0.27	0.07	0.25	0.06	0.24	0.08	0.27	0.10	0.30
母親中3時の成績	3.23	1.09	2.94	1.06	3.47	1.12	3.12	1.05	2.97	1.14	3.24	1.10	3.34	1.12
母親中3時の暮らし向き	2.77	0.96	2.66	0.96	2.74	0.99	2.77	0.94	2.74	1.10	2.77	0.96	2.85	1.02

付表 2 記述統計 (2/3)

	全世帯		世帯収入下位半分		母親正規就業		母親非正規就業		母子世帯		核家族世帯		関東大都市	
	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.
母親の健康状態	3.64	1.11	3.49	1.13	3.73	1.08	3.71	1.08	3.39	1.23	3.65	1.11	3.71	1.13
中 3 以上の子どもの数	1.71	0.79	1.71	0.82	1.76	0.77	1.72	0.80	1.75	0.83	1.70	0.78	1.68	0.78
中 3 未満の子どもの数	0.67	0.77	0.76	0.83	0.59	0.75	0.65	0.73	0.59	0.80	0.67	0.77	0.58	0.66
学校外学習時間(基準:1 時間未満)														
1 時間以上 2 時間未満	0.28	0.45	0.29	0.45	0.30	0.46	0.28	0.45	0.29	0.46	0.27	0.44	0.27	0.44
2 時間以上 3 時間未満	0.25	0.44	0.23	0.42	0.29	0.45	0.25	0.43	0.23	0.42	0.26	0.44	0.23	0.42
3 時間以上	0.19	0.39	0.14	0.34	0.17	0.38	0.18	0.38	0.11	0.32	0.19	0.39	0.21	0.41
午前 7 時より前に起床する	0.52	0.50	0.49	0.50	0.53	0.50	0.52	0.50	0.49	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50
塾・家庭教師・通信教育を利用している	0.73	0.44	0.66	0.47	0.77	0.42	0.73	0.45	0.63	0.48	0.73	0.44	0.72	0.45
勉強・芸術・スポーツの習い事している	0.26	0.44	0.21	0.41	0.28	0.45	0.27	0.44	0.21	0.40	0.26	0.44	0.26	0.44
何でも話せる友だちがいる	0.89	0.31	0.88	0.33	0.89	0.31	0.90	0.31	0.87	0.34	0.89	0.32	0.89	0.32
つきあっている異性の友だちがいる	0.17	0.37	0.19	0.39	0.18	0.39	0.18	0.38	0.21	0.41	0.17	0.37	0.16	0.37
親以外に重要な大人がいる	0.77	0.42	0.75	0.43	0.78	0.42	0.77	0.42	0.73	0.44	0.76	0.42	0.77	0.42
家族と一緒に過ごしているときに楽しさを感じる	0.55	0.50	0.55	0.50	0.51	0.50	0.54	0.50	0.57	0.50	0.54	0.50	0.53	0.50
一人で過ごしているときに楽しさを感じる	0.37	0.48	0.38	0.49	0.38	0.49	0.36	0.48	0.40	0.49	0.37	0.48	0.41	0.49
パソコンや携帯電話を使っているときに楽しさを感じる	0.48	0.50	0.50	0.50	0.46	0.50	0.49	0.50	0.52	0.50	0.48	0.50	0.50	0.50
中学校の種類(基準:公立)														
国立	0.02	0.12	0.01	0.10	0.01	0.10	0.01	0.12	0.02	0.13	0.02	0.12	0.02	0.13
私立	0.10	0.30	0.07	0.25	0.11	0.31	0.10	0.29	0.09	0.28	0.11	0.31	0.19	0.39
特別支援学校	0.00	0.06	0.01	0.07			0.00	0.06	0.01	0.08	0.00	0.06		
その他	0.01	0.09	0.01	0.10	0.01	0.10	0.01	0.09	0.01	0.10	0.01	0.09	0.01	0.08
無回答	0.00	0.06	0.00	0.06	0.01	0.07	0.00	0.06			0.00	0.06		
成績	3.01	1.27	2.76	1.25	3.04	1.24	2.98	1.25	2.64	1.24	3.01	1.28	3.01	1.25

付表 2 記述統計 (3/3)

	全世帯		世帯収入下位半分		母親正規就業		母親非正規就業		母子世帯		核家族世帯		関東大都市	
	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.	平均値	S.D.
性別(基準:男子)														
女子	0.49	0.50	0.50	0.50	0.48	0.50	0.49	0.50	0.55	0.50	0.48	0.50	0.48	0.50
居住地の都市規模(基準:人口 20 万人以上の市)														
大都市(東京都区部, 政令指定都市)	0.23	0.42	0.20	0.40	0.21	0.41	0.22	0.41	0.22	0.42	0.24	0.43	0.46	0.50
人口 10 万人以上の市	0.17	0.38	0.19	0.39	0.17	0.37	0.18	0.39	0.17	0.38	0.17	0.37	0.23	0.42
人口 10 万人未満の市	0.24	0.43	0.25	0.43	0.27	0.45	0.24	0.43	0.27	0.45	0.22	0.42	-	-
町村	0.11	0.31	0.13	0.33	0.11	0.32	0.12	0.32	0.08	0.27	0.10	0.30	-	-
地区(基準:関東地区)														
北海道地区	0.04	0.21	0.06	0.25	0.02	0.14	0.06	0.24	0.06	0.23	0.04	0.21	-	-
東北地区	0.07	0.25	0.08	0.27	0.09	0.28	0.06	0.24	0.08	0.27	0.07	0.25	-	-
北陸地区	0.05	0.22	0.06	0.24	0.08	0.28	0.04	0.21	0.04	0.19	0.04	0.19	-	-
東山地区	0.05	0.22	0.05	0.23	0.04	0.20	0.06	0.23	0.04	0.19	0.04	0.20	-	-
東海地区	0.11	0.32	0.11	0.31	0.10	0.29	0.13	0.33	0.11	0.31	0.11	0.31	-	-
近畿地区	0.16	0.37	0.14	0.34	0.12	0.32	0.17	0.37	0.17	0.38	0.17	0.38	-	-
中国地区	0.06	0.25	0.07	0.26	0.07	0.25	0.06	0.24	0.05	0.21	0.06	0.25	-	-
四国地区	0.03	0.17	0.03	0.18	0.04	0.20	0.03	0.16	0.02	0.15	0.03	0.17	-	-
北九州地区	0.07	0.26	0.09	0.28	0.08	0.27	0.07	0.26	0.11	0.31	0.08	0.27	-	-
南九州地区	0.06	0.24	0.09	0.28	0.07	0.26	0.05	0.23	0.08	0.27	0.06	0.25	-	-

出所：親と子の生活意識に関する調査（内閣府, 2011）

現代中学生における母子間の教育期待形成 ——親と子の二者関係データによる検討——

齊藤知洋

(東京大学大学院人文社会系研究科)

本稿の目的は、母親と子ども（中学3年生）の教育期待（現実的進路希望）が出身家庭背景によってどのように規定されるかを明らかにすることである。

2011年に内閣府が実施した「親と子の生活意識に関する調査」の実母と子の二者関係データを用いて、各人の教育期待の形成に影響をもたらす社会経済的要因と一方（母親・子ども）から他方への進学期待の効果について検討した。具体的には、構造方程式モデルの下位モデルである多母集団同時分析をもとに、出身階層要因が母親と子どもの教育期待に及ぼす影響を男子・女子別に推定した。

主な分析結果は以下の2点である。第1に、世帯所得や母親の学歴などの出身階層要因の多くは、母親の教育期待のみに影響を及ぼし、子どもの教育期待は母親の教育期待によって強く規定されていた。第2に、これらの出身階層による母親／子どもの教育期待形成メカニズムは、子どものジェンダーによって顕著な差異は確認されなかった。

1. 問題の所在と目的

本稿の目的は、中学3年生の子どもとその保護者を対象に行われた社会調査データを用いて、子どもと母親の教育期待（現実的進路希望）が出身家庭背景によってどのように規定・形成されていくかを検証することである。本稿が扱う「教育期待」(educational expectation)とは、世帯の所得水準や子ども（自身）の学業成績などを鑑みて、現実的にどの程度までの学歴を獲得したいか（させたいか）に関する意識を指す¹⁾。

産業化を経験した先進諸国の多くは、高学歴化を経験し、日本もその例外ではない。戦後日本社会では、高度経済成長期から現在にかけて、後期中等教育および高等教育機関への進学率が上昇傾向にある。『学校基本調査』(文部科学省)によれば、2014(平成26)年時点で高校進学率は95%を超えて飽和状態に近づき、大学進学率(短期大学を含む)も男女ともに50%以上に達している。

社会全体の教育水準が上昇する一方で、出身階層・階級間の教育機会の不平等が安定的に維持・推移していることが、日本を含む多くの先進諸国で確認されてきた(Shavit and Blossfeld 1993; 荒牧 2000)。およそ半数の人々が高等教育機関に進学する現在では、大卒／非大卒という分断線によってライフコース上のさまざまな格差が生じていることも指摘されている(吉川 2006)。こうした社会的背景をもとに、出身階層(階級)と教育達成の関連を複数の理論的枠組み(文化資本論、合理的選択理論など)をもとに紐解く試みが社会階層研究を中心に展開されてきた(鹿又 2014)。

一連の先行研究の中で、親が抱く教育期待が、子どもの進学意欲の形成に寄与し、結果として実際の教育達成を規定するとする立場がある。その代表的な研究の1つがウィスコンシン・モデルである (Sewell et al. 1970; Sewell et al. 2004)。このモデルでは、親は世帯の社会経済的地位や子どもの学業成績をもとに子どもの将来の到達学歴を期待し、他方で子どもは親の教育期待を内面化させることで、結果的に高い教育達成を獲得すると理解される。こうした親子間の社会化過程の観点から、教育期待は出身階層と子どもの教育達成の関連を説明する重要な社会心理的変数としてみなされてきた。

日本においても、「教育期待」や「教育アスピレーション」という構成概念を導入しながら、教育達成の階層化メカニズムを解明する試みが数多くなされてきた (片瀬 2005; 尾嶋編 2001)。しかしその多くが、高校生を対象とした社会調査データを用いて、子どもの教育期待を規定する社会経済的要因について検討したものである。その場合、先行研究が目指す親自身の進学期待を正確に把握することが調査の設計上難しい。そのため、親の教育期待が子どもの進学行動に及ぼす社会的メカニズムの影響力やその程度を十分に評価できていない点が分析上の限界だといえよう。さらに、日本では教育制度上、高校進学時点で偏差値ランクや教育課程によって分岐した学校に人々が振り分けられる。それを考慮すれば、義務教育段階での親と子の進学希望の関連や出身階層の影響は、それ以降の進路選択を実質的に規定すると推測される。

以上を踏まえ、本稿では、中学3年生の子どもとその保護者の二者関係データを用いて、前期中等教育時点の子どもとその母親の教育期待が出身家庭背景によって規定されるメカニズムを検討する。その中で、子どもと母親の教育期待の関連を考慮することで、それぞれの教育期待の形成に影響を与える階層的要因について明らかにしていく。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、社会階層と教育に関する先行研究を教育期待に焦点を絞り整理したうえで、本稿の分析課題を提示する。第3節では、分析に使用するデータと変数、分析手法について説明する。第4節では、基礎分析および多変量解析の結果についてまとめる。最後に、第5節では、本稿の分析から得られた知見を総括した上で、今後の課題を提示する。

2. 先行研究と分析課題

2.1 社会階層と教育——媒介要因としての「教育期待」

従来の社会階層研究は、出身階層と人々の地位達成の間にみられる関連を説明するうえで、人々が将来、獲得したいと考える教育水準や職業に対する「望み」(ambition, aspiration) や「期待」(expectation) が重要な媒介変数となると捉えてきた。その中でも、人々の地位達成に対する親や友人などの「重要な他者」(significant others) による社会心理的影響の重要性を指摘した研究がウィスコンシン・モデルである (Sewell et al. 1969; Sewell et al. 1970)。このモデルでは、「重要な他者」である家族・教師・友人の助言や励ましが子どもの進学意

欲（教育アスピレーション）の形成に影響を与え、その進学意欲が高学歴を獲得することに結びつくことを指摘する。さらに、重要な他者による進学をめぐる助言の有無は、親の社会経済的要因や子どもの学業成績によって左右される。ウィスコンシン・モデルは、Blau and Duncan (1967) の地位達成モデルが看過してきた家族や世帯内部の相互作用や社会化の効果が子どもの地位達成過程において重要な役割を果たすことを強調する。

また、「教育期待」という構成概念を直接には導入していないが、出身階層間の教育達成格差を説明しようと試みる理論仮説の多くは、こうした親や子どもの進学期待の有効性を議論の前提としたものが多い。たとえば、Breen and Goldthorpe (1997) が提唱した相対的リスク回避 (Relative Risk Aversion) 仮説は、世代間の地位達成格差が維持・推移するメカニズムについて合理的行為理論の枠組みから説明を試みている。この仮説は、親やその子どもは、少なくとも出身階層・階級と同程度以上の階層・階級に到達できる学歴を獲得することを目標とし、それに見合った教育選択を行うとしている。つまり、親や子どもの到達学歴に関する選好や意欲は、出身階層（階級）間で異なっており、このことが高学歴化のもとで出身階層間の教育達成格差が維持される所以であると考えられる。

日本ではこれらの理論仮説に依拠しながら、主に高校生を対象とした社会調査データをもとに、子どもの教育期待の形成要因について検討が行われてきた（尾嶋編 2001；片瀬 2005）。高校生の教育期待に影響を与えるものとして、子どもの性別や学業成績などの個人的属性、親の職業・所得・学歴やきょうだい数などの階層的要因が指摘されている。子ども自身の認知的能力 (IQ) に加え、出身家庭背景が子どもの進路希望に対して有意な効果を与えているとする知見は、日本でも当てはまる。

ただし、子どもの進学希望や教育行動を規定すると考えられる親自身の教育期待を分析の俎上に載せた先行研究は極めて少ない（片瀬 2005；中澤 2009；藤原 2009）。データの制約に加え、先行研究では、子どもとその親の教育期待の規定要因は、それぞれ個別に分析が行われることが多い。この分析アプローチの問題点は、親と子どもの教育期待の一致度が高いこと（尾嶋編 2001；片瀬ほか編 2005；藤原 2009）に由来する。藤原 (2009) が指摘するように、親と子どもの教育期待間に関連がある場合、親または子どもの教育期待の規定要因を個別に検討したとしても、階層的要因がそれぞれの教育期待に独自の効果を与えるかについて峻別することができない。こうした問題に対処するために、藤原 (2009) は、高校生とその母親を対象とした二者関係データ (Dyadic Data) を用いて、親子間の教育期待の関連を統制した上で、それぞれの教育期待に影響を及ぼす階層的要因を同時に検証している。分析の結果、親の学歴や世帯所得といった家庭の社会経済的要因は、母親の教育期待のみに対して効果を持ち、高校生の期待に対しては自身の成績や高校の偏差値が影響を持っていた。

二者関係データを用いることの最大の利点は、家族や世帯を構成する両親と子どもの日常的な相互作用を分析に含めつつ、各人の教育期待に対して効果を持つ独自の要因を析出

できることにある。二者関係データの利用は、教育達成の階層化メカニズムを精微に捉えるうえで有効性が高いであろう。

もう一つの先行研究の課題として、高校進学以前の教育期待の形成要因に焦点を向ける必要性を指摘できる。出身階層間の教育達成の格差を検討する上で、家族の階層的要因に加え、進学する学校の種類（普通科・職業科・進学校など）や各国の教育制度体系（単線型・複線型）によるトラッキングの効果が指摘されている（Shavit and Müller 1998）。日本では、高校進学時に主に学力を基準とした選抜試験が実施され、それに基づいて生徒は異なる学科・偏差値（ランク）の高校に振り分けられる制度的文脈が存在する。このことは、高校進学以前の親と子どもの教育期待や教育選択行動がその後の高校進学、さらには高等教育進学を選択に対して連続的に影響を与える可能性を含意している。そのため、進路分化を経験していない義務教育段階の子どもとその親が抱く教育期待がどのような要因によって形成されるかを検討することも考慮すべきである。

2.2 分析課題

本稿では主に2つの分析課題を設定する。

第1に、親と子どもの教育期待を同時にモデルに含めることで、各人の教育期待形成に影響を与える家庭の階層的要因とその相対的規定力を明らかにする。今回の分析では、両親の中でもとくに母親の教育期待に焦点をあてる。先行研究においても、母親の教育期待や進学期待に着目したものが少ないながらも蓄積されている（中澤 2009; 藤原 2009）。日本では、「教育ママ」（本田 2004）に代表されるように、母親の教育に対する熱心さや教育戦略が子どもの学業達成を左右すると捉えられてきた。このことは、子育ての主たる担い手である母親と子どもの日常的な相互作用が、子どもの教育期待を形成する上で大きな影響を与えると予想される²⁾。また、我が国の教育費の私費負担率の高さを考慮すれば、子どもの進路選択や学校外教育をはじめとする教育投資の決定は、子どもよりも親の価値観や意向を強く反映していると予想される。したがって、親の学歴や世帯所得、きょうだい数などの家族・階層的属性は、子どもと比較して母親の教育期待を相対的に強く規定すると考えられる。

第二に、母親と子どもの教育期待が関連している場合、両者がどのような因果的関係にあるかを検討する。社会化理論に基づくと、母親と子どもの教育期待の関連を認めることが妥当であるが、両者の関連の有無がすぐに因果的メカニズムの識別を示すことにはならない。具体的には、「母親の教育期待→子どもの教育期待」や「子どもの教育期待→母親の教育期待」といった因果効果の「向き」については両者の関連だけでは把握できない。ウィスコンシン・モデルなどの社会化過程を前提とすれば、前者の因果関係（親から子への社会化効果）が想定できる。他方で、子どもの進学希望に応じて親も自身の教育期待を調整すると考えるならば、後者の因果関係（子→親への効果）も成立する可能性がある。こ

ここでは、母親と子どもの教育期待の因果の向きが一方向であるのか、または双方向であるのかを検証する。

第三に、出身家庭背景や母親が子どもに対して抱く教育期待の効果が子どもの性別によって異なるかを検討する。子ども自身の性別は、子どもと母親の教育期待の形成や子どもの教育達成を捉える上で特に注目すべき変数である。実際に、日本の母親は、女子よりも男子に対して高い教育期待を抱く傾向が指摘されている (Brinton and Lee 2001)。子どもの性別によって母親の期待する教育水準が異なるならば (例：男の子は四年制大学、女の子は短期大学)、そのことがジェンダー間の進路選択メカニズムの相違や教育達成格差に帰結すると推測される。本稿では、子どもの性別ごとに分析を行うことで、義務教育段階の子どもを持つ母親についても、先行研究と同様の傾向が認められるかについて検証する。

本稿ではこれらの分析課題に基づき、以下の3つの仮説を設定し、検証を進めていくことにする。

仮説1：「出身家庭背景は、子どもに比べて母親の教育期待形成に作用する」

仮説2：「母親と子どもの教育期待は互いに影響を及ぼし合う」

仮説3：「母親からの教育期待の効果は女子に比べ男子の方が強い」

3. データ・変数と分析手法

3.1 使用データ

本稿で使用するデータは2011年に内閣府が実施した「親と子の生活意識に関する調査」である。この調査は、調査時点(2011年10月27日～11月6日)で中学3年生(1996年4月2日～1997年4月1日生まれ)である全国の子どもとその保護者を調査対象にしている。住民基本台帳をもとに層化2段無作為抽出した全国中学3年生とその保護者各4,000人に対して質問紙調査を実施し、有効回収数は中学3年生3,192票(回収率79.8%)、保護者3,197票(回収率79.9%)であった。

本調査の最大の特徴は、子どもとその保護者に対して質問紙調査を実施し、子どもからは主に学校生活、家族関係、友人関係、学習時間、将来の進路希望を、保護者からは世帯の経済状況、最終学歴、子どもとの関係、子どもの進路希望などに関する情報を収集している点にある。そのため、調査時点の世帯収入や子ども・親の教育期待に関する情報を本データは、より正確に測定できていると推測される。こうした調査設計より、分析課題である母親および子どもの教育期待と階層的要因の関連を捉えるうえで、本調査データから得られる利点は大きい。

分析では、使用変数に有効回答が得られている2,292組の母親と子ども(男子1,184人、女子1,108人)の個票データを分析対象とする³⁾。

3.2 変数

本稿の重要なキーとなる従属変数は、母親と子どもの教育期待である。教育期待については、子どもとその保護者に尋ねた子ども（本人）の将来の現実的進路に関する質問項目を使用する⁴⁾。後述する多変量解析の都合上、家庭の経済状況や子どもの学力などを考慮した上で、現実的に進学する（してほしい）と考える到達学歴を教育年数に変換した（中学9年、高校12年、専門学校14年、短期大学・高等専門学校14年、大学（四大）16年、大学院18年）。

使用する独立変数は以下のとおりである。出身階層と子どもの個人属性を表す変数として、母親の学歴、きょうだい数、家族構造（二人親世帯／母子世帯）、等価世帯所得、子どもの学業成績の5変数を使用した。母親の学歴は、教育期待と同様に最終学歴と対応する教育年数に変換した。きょうだい数は、子ども票に回答した子ども本人を除く兄弟姉妹の人数を用いる（一人っ子の場合は0）。家族構造は、保護者票をもとに配偶者と死別または離別を経験し、調査時点で夫（父親）が不在である世帯を母子世帯（基準カテゴリ：二人親世帯）とした⁵⁾。等価世帯所得は、保護者票で回答された過去1年間の世帯収入をもとに算出した。具体的には、各回答項目（「100万円未満」「100～200万円未満」「200～250万円未満」「250～300万円未満」「300～350万円未満」「350～400万円未満」「400～550万円未満」「550～700万円未満」「700～850万円未満」「850～1,000万円未満」「1,000～1,200万円未満」「1,200万円以上」）の中央値⁶⁾を世帯人数の平方根で除した値を用いた。最後に、子どもの学業成績については、子ども票の自身の学年の中での成績上の位置づけを尋ねた質問項目をもとに、「1.下の方」～「5.上の方」の5尺度から成る連続変数を用いる。

各変数の要約統計量は表1に示した。

表1 要約統計量

変数	男子 (N=1,184)		女子 (N=1,108)		最小値	最大値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差		
母学歴	13.43	1.54	13.32	1.51	9.00	18.00
きょうだい数	1.39	0.84	1.36	0.84	0.00	7.00
母子世帯	0.13	0.33	0.15	0.36	0.00	1.00
等価世帯所得	155.18	87.64	152.76	87.99	14.29	550.00
子どもの学業成績	3.01	1.32	3.05	1.25	1.00	5.00
子どもの教育期待	14.57	2.02	14.65	1.74	9.00	18.00
母親の教育期待	14.71	1.82	14.62	1.61	9.00	18.00

3.3 分析手法

本稿では、先述の仮説を検証するために2種類の多変量解析を子どもの性別ごとに行う。

第1に、子どもと母親の教育期待を従属変数とした重回帰分析を行う。ここでは、親子間の教育期待の関連を考慮せずに各人の教育期待の形成要因を検討する。

第2に、構造方程式モデルの下位モデルの一種である多母集団同時分析を行う。構造方程式モデル (Structural Equation Modeling: SEM) は、構成概念間の因果関係を理論仮説に合わせて柔軟的にモデル化し、変数間の因果や関連を検証することができる。また、実際には観測されない潜在変数をパス解析の枠組みに適用することが可能である点に構造方程式モデルの最大の特徴がある。本稿では、潜在変数をモデルに組み込まないが、従属変数間に双方向の因果関係を想定することから、構造方程式モデルを用いることにする。

また、本稿では子どもの性別ごとに教育期待に対する出身家庭背景の相対的効果や母親と子どもの教育期待間の相互の影響力を見ていくことになる。その際、グループ別 (子どもの性別) にパラメータを推定し、両者の係数を直接比較することは十分な注意を要する (上山 2011)。こうした問題に対処するために、本稿では多母集団同時分析を行い、集団別のパラメータを同時に推定していく。

3.4 分析モデル

構造方程式モデルは、分析者が変数間の因果関係を柔軟に設定できるが、推定結果の信頼性はモデルの仮定が正しい場合に依存する。今回の分析では、ウィスコンシン・モデルや先行研究の知見をもとに図1の分析モデルを設定した。

分析モデルは主に3つの条件をもとに設定した。(1) 外生変数は四つの出身家庭要因 (母親の学歴、きょうだい数、家族構造、等価世帯所得) とし、互いに相関を認めた。(2) これらの外生変数は子どもの成績の高低に影響を与えると仮定し、出身家庭要因から子どもの学業成績へのパスを認めた。(3) 母親と子どもの教育期待は概念の定義上、家庭の社会的経済的地位と子どもの学業成績を準拠変数として形成されると考えられるため、出身家庭要因と子どもの学業成績からのパスを認めている。

次に、前節で提示した仮説が支持される場合に想定されるパスの効果について述べる。母親と子どもの教育期待の関連を認めたモデルにおいて仮説1が支持される場合、以下の

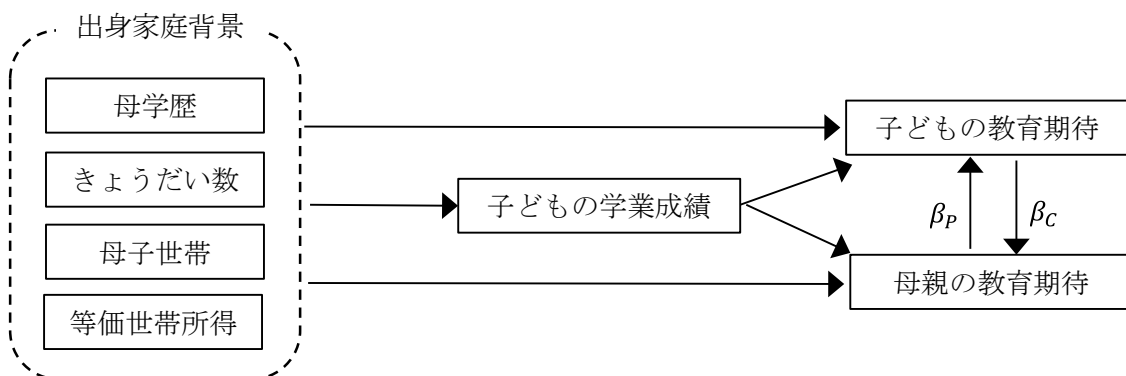


図1 分析モデル (β_P と β_C は標準化パス係数)

2つの結果が予想される。第1に、出身家庭背景を表す諸変数の効果は、母親の教育期待に対しては有意な効果を持つが、子どもの教育期待については非有意となる。第2に、出身家庭背景は、母親および子どもの教育期待の双方に対して有意な効果を持つが、相対的影響力は母親の教育期待の方が大きい。

仮説2の検証として、母親と子どもの教育期待の間にある関連パターンをもとにモデルの比較を行う。具体的には、(1) モデル1: 母親と子どもの教育期待の間にいずれのパスも想定しない ($\beta_p = 0, \beta_c = 0$)、(2) モデル2: 母親から子どもへのパスのみを認める ($\beta_p > 0, \beta_c = 0$)、(3) モデル3: 子どもから母親へのパスのみを認める ($\beta_p = 0, \beta_c > 0$)、(4) モデル4: 母親と子どもの教育期待の間に双方向のパスを認める ($\beta_p > 0, \beta_c > 0$) の4つを設定する。仮説2が支持される場合、モデル4が最適モデルとして採択されるはずである。

仮説3を踏まえ、多母集団同時分析では、グループ(性別)間に等値制約を課さないモデルをもとにパラメータ推定を行い、諸変数について推定されたパス係数が男女間で大きく異なるかをみていく。男女差が顕著な変数については、一方の係数を1に固定した上で再推定を行い、グループ間に有意な差異がみられるかを検証する。

4. 分析結果

4.1 クロス表による基礎検討

多変量解析の結果に入る前に、子どもと母親の教育期待の分布と両者の関連について確認しておこう。図2は、母親と子どもの教育期待の分布を示したものである。

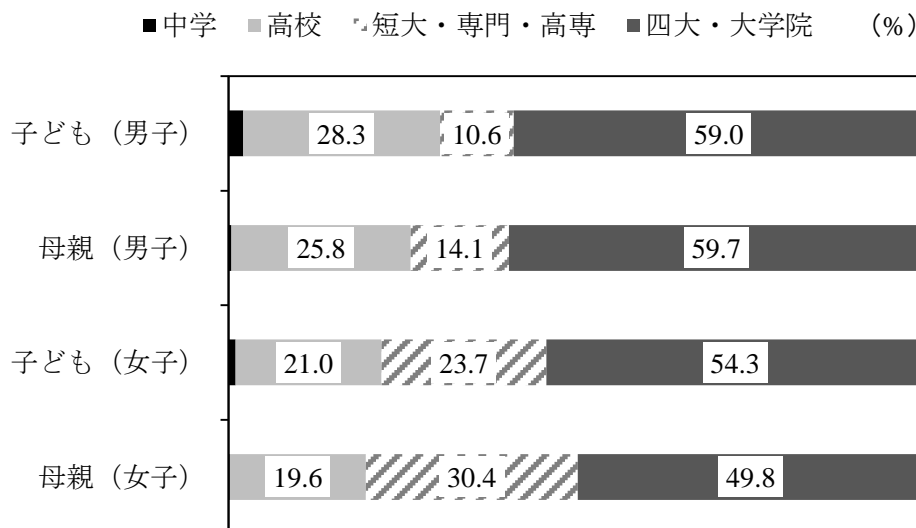


図2 中学生と母親の教育期待に関する度数分布

子どもについて見ると、男女ともにその半数以上が高等教育機関への進学を期待しているが、その内実は子どもの性別によって異なる。男子はおよそ6割近くが現実的な進路希望として四年制大学・大学院（四大・大学院）を選択し、女子と比較してわずかに比率が高い。女子は、短期大学・専門学校・高等専門学校（短大・専門・高専）を進路先として希望する割合が高く（23.7%）、男子に比べ約13%ポイント高い。短大以上の高等教育機関への進学希望が女子では全体の8割程度を占める一方で、男子については7割程度に留まっている。

同様の傾向は、母親の教育期待の分布についてもあてはまる。男子（息子）を持つ母親のうち、子どもの進路として四大・大学院を選択している割合が59.7%であり、女子（娘）を持つ母親に比較して約10%ポイント高い。他方、女子を持つ母親は、その3割程度が娘の現実的な進路として短大・専門・高専を選択しており、男子の母親がそれを選択する割合を上回っている。

次に、母親と子どもの教育期待の関連を捉えるために、二変数間の関連を子どもの性別ごとにクロス表で示した（表2・表3）。男子・女子ともに、母親と子どもの教育期待の関連は強く、クラメールのV係数はそれぞれ.514、.526である⁷⁾。クロス表の対角セルは、母親と子どもの教育期待が一致している割合（対角セルの総和÷全体合計）を示しており、男子では79.3%、女子では77.3%と一致率が極めて高い。この一致率の高さは、高校生と母親の教育期待を検討した他の先行研究においても同程度確認されており（片瀬ほか編2005; 藤原2009）、中学生と母親の教育期待についても同様の傾向が看取される。

表2 母親と男子の教育期待のクロス表

		男子の教育期待				(%)
		中学	高校	短大・ 専門・高専	四大・大学院	計
母親 の 教育 期 待	中学	3 (60.0)	2 (40.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	5 (100.0)
	高校	12 (3.9)	239 (78.4)	20 (6.6)	34 (11.1)	305 (100.0)
	短大・ 専門・高専	3 (1.8)	52 (31.1)	72 (43.1)	40 (23.9)	167 (100.0)
	四大・大学院	7 (1.0)	42 (5.9)	33 (4.7)	625 (88.4)	707 (100.0)
	計	25 (2.1)	335 (28.3)	125 (10.6)	699 (59.0)	1184 (100.0)

$\chi^2=939.79, df=9, p<.001, Cramer's V=0.514, 一致率（対角セル）=79.3%$

表3 母親と女子の教育期待のクロス表

		女子の教育期待				(%)
		中学	高校	短大・ 専門・高専	四大・大学院	計
		母親の教育期待	0 (0.0)	1 (50.0)	1 (50.0)	0 (0.0)
	中学	9 (4.2)	155 (71.4)	35 (16.1)	18 (8.3)	217 (100.0)
	高校	2 (0.6)	63 (18.7)	195 (57.8)	77 (22.9)	337 (100.0)
	短大・ 専門・高専	0 (0.0)	14 (2.5)	31 (5.6)	507 (91.9)	552 (100.0)
	四大・大学院	11 (1.0)	233 (21.0)	262 (23.7)	602 (54.3)	1108 (100.0)
	計					

$\chi^2=920.09, df=9, p<.001, Cramer's V=0.526, 一致率(対角セル)=77.3\%$

4.2 教育期待の規定要因——重回帰分析による検討

先述の度数分布およびクロス表による基礎分析を踏まえ、以下では重回帰分析を用いて、子どもと母親の教育期待の規定要因を個別に検討していく。

4.2.1 子どもの教育期待

はじめに、子どもの教育期待を従属変数とした重回帰分析の結果を見ていく(表4)。

モデル1では、独立変数として出身階層を表す変数(母学歴, きょうだい数, 母子世帯, 等価世帯所得)と子どもの学業成績を含めている。推定結果を見ると、子どもの性別にかかわらず、モデルに投入された全ての独立変数が子どもの教育期待に対して有意な効果を持つ。出身階層については、母親の学歴や世帯所得が高いほど、子どもは自身の教育期待を高める傾向にあり、その一方できょうだい数が多いことや、母子世帯のもとで育つことが教育期待を低下させる要因として作用している。子どもの学業成績についても統計的に有意な効果を有しており、自身の成績が良いと考える子どもほど高い教育期待を形成しやすい。標準化偏回帰係数(β)をみると、子どもの学業成績が出身家庭背景に関する変数と比較して自身の教育期待形成を規定する程度が大きく、この傾向は男女ともに共通している(男子: $\beta=.478$, 女性: $\beta=.442$)。

モデル2は、モデル1に対して母親の教育期待を独立変数に加えたものである。このモデルでは、モデル1で確認された出身家庭背景の効果を説明する媒介要因として、母親の教育期待がどれほど寄与しているかを検討する。母親の教育期待の効果は男女ともに0.1%水準で有意であり、母親が高い教育期待を抱くほど、子ども自身の教育期待水準も高まる傾向が看取される。注目すべきは、母親の教育期待を統制すると、モデル1で確認された

表4 子どもの教育期待の規定要因に関する重回帰分析（男女別）

	男子				女子			
	モデル1m		モデル2m		モデル1f		モデル2f	
	b (S.E.)	β	b (S.E.)	β	b (S.E.)	β	b (S.E.)	β
母学歴	.112 ** (.034)	.085	-.001 (.029)	-.001	.212 *** (.030)	.183	.041 (.026)	.035
きょうだい数	-.124 * (.058)	-.052	-.064 (.049)	-.027	-.126 * (.052)	-.061	-.013 (.042)	-.006
母子世帯	-.299 * (.145)	-.049	-.039 (.123)	-.006	-.212 + (.124)	-.044	-.046 (.100)	-.010
等価世帯所得	.005 *** (.001)	.199	.001 * (.001)	.061	.003 *** (.001)	.129	.001 + (.000)	.042
子どもの 学業成績	.732 *** (.037)	.478	.365 *** (.035)	.238	.617 *** (.036)	.442	.258 *** (.032)	.185
母親の 教育期待			.615 *** (.028)	.556			.667 *** (.027)	.615
切片	10.362 *** (.433)		4.308 *** (.459)		9.760 *** (.388)		3.467 *** (.405)	
Adjusted R ²	.372		.552		.368		.588	
N	1184				1108			

注1：bは非標準化偏回帰係数， β は標準化偏回帰係数を表す。

2：*** p <.001, ** p <.01, * p <.05, + p <.10

出身家庭背景の効果を示す係数が大きく減少し、それらの多くが統計的に有意でなくなる点である。具体的には、母学歴・きょうだい数・母子世帯の効果は男女ともに非有意となり、等価世帯所得については男子では5%水準で有意、女子では10%水準で有意傾向となる。この結果は、モデル1で確認された出身家庭背景が子どもの教育期待に及ぼす効果の大部分は、母親の教育期待を媒介とした間接効果によるものであることを示唆している。標準化偏回帰係数(β)を見ると、母親の教育期待が子どもの教育期待に及ぼす効果が男女ともに最も大きく(男子: β =.556, 女性: β =.615)、子ども自身の学業成績がそれに続く(男子: β =.238, 女性: β =.185)。モデル2からは、母親が抱く進学期待や自身の学業達成を重要な参照基準としながら、将来の到達学歴を捉える子どもたちの姿が描き出される。

4.2.2 母親の教育期待

次に、母親の教育期待を従属変数とした重回帰分析の結果を見ていく(表5)。モデルの設定は、先述の子どもの教育期待を従属変数とした重回帰分析と同様である。

モデル1を見ると、出身階層を表す変数の多くが、母親の教育期待に有意な効果を与えている。また、子どもの学業成績は母親の教育期待に対して1%水準で正の効果を持っており、子どもの成績が良いほど母親は子どもに高い教育水準を獲得するように期待する傾向にある。標準化偏回帰係数(β)の値からみても、子どもの学業成績が持つ効果は、等価世帯所得や自身の最終学歴よりも相対的に大きく(男子: β =.431, 女性: β =.419)、母親の進学希望を規定するうえで重要な尺度となっている。

表 5 母親の教育期待の規定要因に関する重回帰分析（男女別）

	男子				女子			
	モデル1m		モデル2m		モデル1f		モデル2f	
	b (S.E.)	β	b (S.E.)	β	b (S.E.)	β	b (S.E.)	β
母学歴	.183 *** (.030)	.154	.131 *** (.025)	.110	.257 *** (.027)	.241	.145 *** (.022)	.136
きょうだい数	-.098 + (.050)	-.045	-.039 (.043)	-.018	-.169 *** (.046)	-.089	-.103 ** (.037)	-.054
母子世帯	-.422 ** (.127)	-.077	-.282 ** (.107)	-.052	-.248 * (.110)	-.055	-.136 (.089)	-.030
等価世帯所得	.005 *** (.001)	.249	.003 *** (.000)	.146	.003 *** (.000)	.141	.001 ** (.000)	.067
子どもの 学業成績	.597 *** (.032)	.431	.255 *** (.031)	.184	.538 *** (.032)	.419	.213 *** (.029)	.165
子どもの 教育期待			.467 *** (.021)	.517			.528 *** (.022)	.573
切片	9.840 *** (.377)		5.001 *** (.388)		9.434 *** (.345)		4.280 *** (.349)	
Adjusted R ²	.416		.583		.408		.616	
N	1184		1184		1108		1108	

注1：bは非標準化偏回帰係数， β は標準化偏回帰係数を表す。

2：*** $p < .001$ ，** $p < .01$ ，* $p < .05$ ，+ $p < .10$

モデル2は，モデル1に子どもの教育期待を独立変数として追加した。子どもの教育期待は，母親の教育期待に1%水準で有意な正の効果を与えており，子どもの教育期待が高いほど，母親の教育期待も上昇する傾向にある。表4との大きなちがいは，子どもの教育期待を統制したとしても，出身家庭背景を表す変数の多くは統計的に有意な効果を持ち続けている点である。標準化偏回帰係数 (β) より，母学歴や世帯所得と比較して，子どもの教育期待や学業成績は母親の教育期待に大きな効果を持っている。この結果より，母親は子どもの進学希望や学業成績を重要な判断材料とする一方で，家庭の経済状況や子ども数などの現実的な制約のなかで，子どもの将来の進学先を選択・希望する構図が読み取れる。

4.3 現代中学生と母親の教育期待形成——構造方程式モデルによる検討

4.2では，子どもと母親の教育期待に影響を及ぼす要因について重回帰分析を用いて検討を行った。しかし，これらの結果は，母親および子どもの教育期待に影響を及ぼす要因を個別に検討したものに過ぎず，表2・表3で確認された母子間の教育期待の関連は一切考慮されていない。以下では，構造方程式モデルの下位モデルである多母集団同時分析を行い，これらの問題に対処していく。

4.3.1 モデル選択

はじめに，3.4で提示した母親および子どもの教育期待の関連および因果的關係について仮定した4つモデルの中から最もデータと適合度が高いものを選択する。ここでは，モデ

ル適合度を表す 3 つの指標 (RMSEA・CFI・SRMR) の判定基準を満たしたモデルの中から、情報量基準 (BIC) を参照しながら最適モデルを選択していく。モデル適合度の推定結果は表 6 に示した。

表 6 モデル適合度の推定結果

	パスの有無		$\chi^2(df)*$	p 値	RMSEA	CFI	SRMR	BIC
	母親の 教育期待	子どもの 教育期待						
	β_P	β_C						
モデル1	×	×	882.401(6)	.000	.357	.763	.014	83264.02
モデル2	○	×	10.487(4)	.033	.038	.998	.007	82407.58
モデル3	×	○	32.006(4)	.000	.078	.992	.014	82429.10
モデル4	○	○	10.007(2)	.007	.059	.998	.007	82422.58

注*) 分析モデルと飽和モデルを比較した尤度比検定

RMSEA をみると、モデルの適合度が良いと判断される 0.05 以下の値を示したのはモデル 2 のみであった。許容範囲を 0.10 以下まで広げた場合、モデル 3 とモデル 4 も候補として残されるが、モデル 1 は説明力が十分ではない。つまり、母親と子どもの教育期待の関連を何も仮定していないモデルでは、データへの適合度が良いとはいえない。CFI は、1 に近いほどモデルのデータへの適合度が高いと評価され、0.95 以上の値であることが望ましい。これらを踏まえ、母親と子どもの教育期待の間に何らかのパスを認めた 3 つのモデル (2~4) の中から最適モデルを選ぶことにする。

情報量基準の BIC をみると、3 つのモデルの中で値が最も低いものはモデル 2 である。次に値が低いものは、モデル 4 であり、モデル 2 との差はそれほど大きくない。モデル 2 では、母親から子どもへの教育期待の効果のみを認めたモデルであるのに対し、モデル 4 は子どもから母親への教育期待の効果も認めた双方向の因果モデルである。しかし、モデル 4 をもとに、パラメータ推定を行うと子どもの教育期待から母親の教育期待への効果を表すパラメータ (β_C) は子どもの性別によらず非有意であり、それ以外の推定パラメータの結果はモデル 2 とちがいは確認されなかった (推定結果は省略)。そのため、モデルの儉約性を踏まえたうえで、本稿ではモデル 2 ($\beta_P > 0, \beta_C = 0$) を最適モデルとして採用する。

4.3.2 多母集団同時分析による推定結果

次に、モデル適合度より採択されたモデル 2 の推定結果をもとに、母親および子どもの教育期待と出身階層の関連について解釈を行う。

表 7 は、多母集団同時分析により推定された標準化パス係数を子どもの性別ごとに示したものである。はじめに、子どもの学業成績に対する出身家庭背景を示す変数の効果についてみていく。女子については、母学歴・きょうだい数・母子世帯・等価世帯所得の効果は全て統計的に有意である。係数の符号の向きから、家庭の社会経済的地位 (母学歴・

表7 多母集団同時分析による推定結果

	子どもの学業成績		子どもの教育期待		母親の教育期待	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子
母学歴	.174 ***	.186 ***	.007	.036	.149 ***	.228 ***
きょうだい数	-.042	-.111 ***	-.030	-.005	-.045 +	-.088 ***
母子世帯	-.027	-.069 *	-.005	-.008	-.077 **	-.056 *
等価世帯所得	.071 *	.103 **	.057 *	.038 +	.241 ***	.141 ***
子どもの学業成績			.209 ***	.166 ***	.412 ***	.400 ***
母親の教育期待 (β_p)			.549 ***	.606 ***		
子どもの教育期待 (β_c)					(a)	(a)
誤差項	.826 ***	.820 ***	.572 ***	.573 ***	.437 ***	.403 ***

(男性：N=1,184、女性：N=1,108)

注1：値は標準化偏回帰係数を表す。

2：*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

(a) 推定値を0と固定。

世帯所得)が高く、二人親世帯であり、きょうだい数が少ないほど子どもの学業成績は向上するといえる。ただし、男子についてはきょうだい数と母子世帯を除く変数にのみ有意な効果が認められる。

子どもの教育期待と母親の教育期待についてみると、両者の規定要因には顕著な差異がある。第1に、子どもの教育期待に有意な効果を与えているのは、自身の学業成績と母親の教育期待であり、等価世帯所得を除く出身階層を表す変数のほとんどが非有意である。この結果は、重回帰分析の結果とも符合しており、母親の教育意識の伝達による社会化効果が子どもの教育期待形成にとって極めて重要であることを示している。等価世帯所得は、男女ともに有意(傾向)であるが、その影響力は相対的に小さい。第2に、子どもの教育期待とは対照的に、母親については出身家庭背景を表す要因が教育期待の形成に影響を与えている。母親自身の学歴が高く、世帯所得が多く、二人親世帯であり、子ども数(きょうだい数)が少ないほど子どもに対して高い教育達成を期待する傾向にある。

先述の重回帰分析と大きく異なるのは、子どもと母親の教育期待の規定要因を同時に推定すると、母親の教育期待から子どもの教育期待に対する効果(β_p)のみが有意であり、逆方向の因果プロセスは確認されなかった点である。出身家庭の社会経済的地位によって形成される母親の教育期待が子どもの進路選択・希望に与える影響は大きい一方で、子どもの将来の進学希望水準によって母親は自身の教育期待を調整するという因果プロセスは、分析結果を見る限り有力な説明とはいえない。

最後に、推定パラメータに等値制約を課さずに男女別に効果の推定を行うと、子どもの性別によって標準化パス係数にちがいがみられる箇所がいくつか見受けられる。そこで、個々の変数について男子群の推定パラメータを1と固定し、女子群の係数が統計上有意で

あるか（男子群と女子群の間で効果の大きさにちがいがあるか）を検定した。その結果、全ての変数について効果の男女差は確認されなかった（表は省略）。したがって、中学生や母親の教育期待の階層化メカニズムは子どもの性別によって顕著な差異はないと判断される。

5. 結論

本稿では、子どもと母親の教育期待の関連を考慮したうえで、各人の教育期待の形成に影響を及ぼす階層的要因とメカニズムについて検討を進めてきた。分析の結果、得られた知見は以下の3点である。

第1に、子どもと母親の教育期待の関連を考慮すると、母親の学歴や等価世帯所得、きょうだい数、家族構造といった階層的要因は、とりわけ母親の教育期待に影響を与えていた。この結果は、世帯所得や親の学歴に代表される家庭の経済的文化的資源は、子どもではなく主として母親の教育意識や進路期待を強く規定していることを示す。この知見は、高校生と母親の二者関係データを用いた先行研究の結果とも一致する（藤原 2009）。中学3年生の子どもと母親の教育期待の形成過程においても、出身階層的要因はもっぱら母親の教育期待に対して強い規定力を持っていた（仮説1：支持）。

第2に、二変数レベルで確認された母親と子どもの教育期待の関連の背後には、母親が抱く教育意識が子どもの教育期待を規定する因果メカニズムが存在していた（仮説2：不支持）。具体的には、出身階層の社会経済的地位が母親の教育意識や選好に影響を与え、母親の期待が制約となって子どもの教育期待水準を形成していた。

第3に、母親の教育期待が中学生の教育期待に及ぼす影響は、子どもの性別間で顕著な差異は見られなかった（仮説3：不支持）。この結果は、母親は男子への教育期待が女子に比べ高いとする先行研究の知見（Brinton and Lee 2001; 藤原 2009）とは異なる。先行研究と異なる結果が得られた要因として、母親の教育期待の効果が子どもの性別によって異なるか否かは、子どもの進学段階に依存する可能性が挙げられる。今回の分析結果からは、少なくとも子どもが前期中等教育（中学3年）の時点では、母親の教育期待について明確な男女差があるとはいえない。

総括すると、子どもの教育期待（現実的進路期待）の階層化メカニズムを説明する上で、親の教育戦略や進学期待が寄与する部分が大いにあることが再確認された。母親の教育期待が出身家庭背景に比べて、中学3年生の子どもの進路希望を強く規定するという結果が得られたことは特記すべき事項である。義務教育段階の親と子の教育期待は、高等教育進学を見据えた進学先の高校選択（進学校などの高校ランク、普通科／職業科などの学科）を左右し、結果として階層間の教育達成格差に帰結すると考えられる。親と子の意識や期待がどのように相互作用しながら、現実としての教育達成を遂げ、階層間の社会的不平等

が生成されるか、という問いをより詳細に明らかにするために、親と子の二者関係データやパネルデータによる実証分析の蓄積が今後さらに求められる。

最後に、残された今後の課題について述べておく。第1に、分析モデルのさらなる改良が求められる。今回の分析では、出身階層を代表する重要な変数と考えられる父親の職業的地位や学歴をモデル内に投入していない。また、子どもと母親の教育期待を教育年数として扱っているため、高等教育機関の質的差異（短大・高専／四年制大学・大学院）について十分に考慮できていない。これらの問題点を改善することで、標本データとより適合度の高い分析モデルを発見し、親子間の教育期待の形成メカニズムやジェンダー差をより詳述できるだろう。第2に、子どもと母親の教育期待の形成に及ぼす要因やメカニズムが、出身階層（階級）間で異なる可能性がある。出身階層を一次元の連続変数ではなく、両親の学歴（例：大卒層／非大卒層）や所得水準（例：貧困層／富裕層）によって類型化し、集団間で子どもの進路期待に対する母親の教育期待の効果に多様性が存在するかについて検証する必要がある。それにより、学歴下降回避説（吉川 2006）や相対的リスク回避仮説（Breen and Goldthorpe 1997）などの理論仮説の経験的妥当性を示すことにつながるだろう。

[注]

- 1) 教育期待と類似した構成概念として教育アスピレーションがある。ただし、「アスピレーション」(aspiration)とは、現実的に実現可能かどうかにかかわらず抱く望み・希望であり、「期待」(expectation)とは明確に区別される(Kerckhoff 1974)。
- 2) もちろん、父親の教育期待を分析対象とする必要性がないことを意味しているわけではない。
- 3) 本調査の保護者票の回答者の内訳は、実母 84.8%、実父 14.5%、義父（養父）0.1%、義母（養母）0.1%、祖母 0.3%、その他 0.2%である。本稿の分析では、実母が回答した保護者票のみを使用している。
- 4) 本調査の具体的な質問文は以下の通りである（子ども票：「あなたは、現実的には、どの学校まで行くことになると思いますか」、保護者票：「あなたは、お子さんは、現実的にはどの段階の学校まで進むと思いますか」）。
- 5) 稲葉（2012）は、同調査データを用いて、ひとり親世帯の子どもの進学期待や学習状況、親子関係について詳細な分析を行っている。また、独立母子世帯と同居母子世帯の比較分析については本報告書の余田論文を参照のこと。
- 6) 「100万円未満」および「1,200万円以上」と回答した者については、それぞれ 100、1300 の値を割り当てた。
- 7) 多変量解析では、母親と子どもの教育期待は教育年数に変換している。そこで、母親と子どもの教育期待を教育年数に変換した上で相関係数を求めた結果、男子は.714、女子は.749であった。

[謝辞]

本稿の分析に当たり、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」(寄託者: 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ました。また、2013年度二次分析研究会(課題公募型研究『家庭環境と親と子の意識に関する研究』代表: 平沢和司・北海道大学教授)および成果報告会(2014年3月29日於: 東京大学)に参加された皆様から、本研究に対して大変貴重なご助言・コメントを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- 荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか——教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 15-36.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Free Press.
- Breen, R. and J. H. Goldthorpe, 1997, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.
- Brinton, M. C. and S. Lee, 2001, “Women’s Education and the Labor Market in Japan and South Korea,” in Mary Brinton ed., *Women’s Working Lives in East Asia*, Stanford: Stanford University Press, 125-50.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24(2): 283-99.
- 本田由紀, 2004, 「『非教育ママ』たちの所在」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, 167-84.
- 稲葉昭英, 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報告書』, (2014年5月5日取得, http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/life/h23/pdf_gaiyo.html) .
- 鹿又伸夫, 2014, 「何が進学格差を作るのか——社会階層研究の立場から」慶應義塾大学三田哲学会.
- 片瀬一男, 2005, 『夢の行方——高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会.
- ・木村邦博・阿部晃士編, 2005, 『「教育と社会に対する高校生の意識」調査——第5次調査報告書』東北大学教育文化研究会.
- Kerckhoff, A. C., 1974, *Ambition and Attainment: A Study of Four Samples of American Boys*, Washington, D.C.: American Sociological Association.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等——成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- 中澤渉, 2009, 「母親による進学期待の決定要因——マルチレベル分析による検討」ベネッセ教

- 育総合研究所編『学校教育に対する保護者の意識調査 2008 報告書』,82-93.
- 尾嶋史章編, 2001, 『現代高校生の計量社会学——進路・生活・世代』 ミネルヴァ書房.
- Sewell, W. H., A. O. Haller and G. W. Ohlendorf, 1970, "The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision," *American Sociological Review* 35(6): 1014-27.
- , R. M. Hauser, K. W. Springer and T. S. Hauser, 2004, "As We Age, A Review of the Wisconsin Longitudinal Study, 1957-2001," *Research in Social Stratification and Mobility*, 20: 3-111.
- Shavit, Y., and H. P. Blossfeld, eds., 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Stratification in Thirteen Countries*, Boulder, Colo.: Westview Press.
- , and W. Müller, eds., 1998, *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford England: Clarendon Press.
- 上山浩次郎, 2011, 「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容——多母集団パス解析による 4 時点比較」『教育社会学研究』 88: 207-27.

母子世帯の子どもの教育期待・学業成績 ——独立母子世帯と同居母子世帯との比較——

余田翔平

(国立社会保障・人口問題研究所)

本稿では、子どもの教育期待・学業成績について、独立母子世帯と同居母子世帯との比較を行う。独立母子世帯とは母親と子どものみからなる世帯、同居母子世帯とは母親・子ども・祖父母からなる世帯をそれぞれ指す。「親と子の生活意識に関する調査」の分析の結果、祖父母同居と関連する要因を考慮してもなお、独立母子世帯と比較して同居母子世帯は、子どもの教育期待・学業成績がともに高かった。本稿の分析結果は、祖父母同居によって母子世帯の子どもの教育達成上の不利が緩和される可能性を示唆するものである。しかし、シングルマザーにとって自身の親との同居は誰もが選択できるものではない。そのため、政策提言の観点からは、祖父母同居の効果を代替しうるサポートとは何かを明らかにしていくことが今後求められる。

1. 問題の所在と研究目的

1.1 家族構造と子どもの教育達成

2008年に阿部彩『子どもの貧困』が刊行され、厚生労働省が子どもの貧困率を公表するようになったことを背景に、貧困が子どもに及ぼす影響に高い関心が寄せられている。具体的には、子ども期に貧困世帯で育つことが認知的発達、健康、教育達成、成人期の貧困といったアウトカムにどれほどの影響をもたらすのか、貧困が子どもに与える影響を緩和するためにはどのような政策が有効であるのか、といった問題に注目が集まっている(阿部 2008, 2014)。

「子どもの貧困」が社会的・学術的関心を集め始めるのとほぼ同時期に、社会階層研究では、ひとり親世帯出身者の教育達成に関する研究が着手されるようになった(平沢ほか 2013)。日本のひとり親世帯の貧困率は極めて高いため(阿部 2008; Ezawa and Fujiwara 2005)、ひとり親世帯の子どもの教育達成を研究対象とすることで、子ども期の貧困経験が教育達成に及ぼす影響についても大きな示唆が得られると予想される。社会階層研究は父子間の地位の継承性に中心的な関心を払ってきたため、離別や死別などの理由で父が家庭に存在しないケース(多くはひとり親世帯出身者)は分析から除外されることが多かった。ところが、過去10年の間に、ひとり親世帯出身者の教育達成に関する実証研究が進められてきている。それらの研究によれば、二人親世帯出身者と比較してひとり親世帯出身者は、高校進学/卒業率、高等教育機関への進学率がいずれも低く、特に高等教育については格差が拡大する傾向にある(三輪 2005; 稲葉 2011; 余田 2012)。

1.2 拡大家族システムはひとり親世帯の子どもの不利を緩和するのか?

上述のように、家族構造（親の婚姻歴にもとづいた家族分類）が子どものライフコースに及ぼす影響に関する研究が進展しつつある。ところが、こうした問題については、アメリカを中心とする欧米諸国ですでに膨大な研究の蓄積がある¹⁾。その知見をここですべて紹介することはできないけれども、ひとり親世帯出身者が教育達成上の不利を被っているという結果は、欧米の研究でも繰り返し確認されてきた。

それでは、家族構造と子どもの教育達成との関連を取り上げるとき、日本という事例の意義はどこにあるのだろうか。本稿では、拡大家族システムに着目したい。拡大家族システムとは、家族研究では一般的な用語ではないが、本稿では、多世代同居規範が根強く家族成員間の相互援助を重視する家族制度を指す用語として用いる。アメリカと比較すると、日本では離別した母親は自身の親と同居する傾向にある（Raymo et al. 2004）。Raymo らも指摘する通り、こうした世帯形成パターンによってひとり親世帯の子どもの不利が緩和されるのか否かを明らかにすることは、重要な研究課題のひとつである。

拡大家族システムの役割に着目した研究として、「OECD 生徒の学習到達度調査 (PISA)」のデータを分析した Park (2007) がある。Park によると、アメリカと比較してアジア諸国では、家族構造（二人親世帯／ひとり親世帯）と子どもの読解力との関連が弱い。こうした結果が得られた理由として、Park は拡大家族システムを挙げている。アジア諸国では自分の親と同居するシングルマザーの割合が比較的高く、ひとり親世帯の子どもの祖父母から種々のサポートを得られるためである。また、仮にシングルマザーが親と同居していなかったとしても、家族による相互援助の規範が強ければ、世帯を超えて親族からのサポートを受けることが期待できる。

しかしながら、Park の研究は拡大家族システムの強さを測定しているわけではなく、ひとり親世帯が親族ネットワークからどれほどのサポートを受けているか、あるいはひとり親世帯が祖父母と同居しているか、などの点はデータから示されていない。そのため、「拡大家族システムによってひとり親世帯の子どもの不利が緩和される」という結論は解釈の域を出ない。

1.3 研究目的

以上の既存研究を踏まえ本稿では、子どものアウトカム（教育期待・学業成績）について、母親と子のみからなる「独立母子世帯」と、母親・子・祖父母からなる「同居母子世帯」とを比較する。離死別後に子どもを連れて定位家族に復帰するというパターンは、拡大家族システムのひとつの特徴として捉えることができる。そこで、独立母子世帯と同居母子世帯とを比較することで、「拡大家族システムはひとり親世帯の子どもの不利を緩和するのか？」という問いに対してより直接的にアプローチすることを試みる。

もちろん、祖父母同居の有無、言い換えれば多世代同居のみが拡大家族システムを定義づけるわけではない。独立母子世帯であっても、祖父母や親族から経済的支援や育児サポ

ートを受けている可能性は十分考えられる。しかし、そうしたサポートの有無をデータから把握することは容易でない。一方で、祖父母の同居は変数の操作化が比較的容易であることから、本稿では祖父母の同居のみに着目する。なお、以下では特に断りのない限り、「親（母親）」は子どもから見た親（母親）、「祖父母」は子どもから見た祖父母をそれぞれ意味する。

本稿の研究目的について付言すべき点が2つある。第1に、本稿の分析は、厳密な意味では、祖父母同居の「因果効果」の検証になっていない。その理由は2.2にて述べるが、独立母子世帯と同居母子世帯のどちらが形成されるかはランダムに決定されるものではなく、母親やその定位家族の属性と一定の関連を示すためである。本稿ではこうしたセレクションバイアスの問題に一定の配慮をしつつも、より精緻な因果分析は今後の課題としたい。

第2に、分析対象は母子世帯に限定する。シングルファーザーにとっても、自身の親と同居することは、特に家庭内の子どもへのケアを代替するための重要な手立てとなっているかもしれない。しかし、父子世帯については十分なケース数を確保することができないため、以下の分析からは除外する。

2. 祖父母の同居の効果

2.1 直接効果と緩衝効果

分析に入る前に、「母子世帯の子どものアウトカムに対して祖父母同居の効果が見られる」とはどういう状況を指すのかについて整理しておきたい。

母子世帯で育つことの不利が祖父母の同居によって緩和される場合、2つのパターンが想定されうる²⁾。ひとつは図1の左のパネルのように、家族構造（初婚世帯／母子世帯）に関わらず、祖父母と同居している世帯は、そうでない世帯よりも子どものアウトカム（学業達成、教育達成、メンタルヘルスなど）が良い場合である。これは、祖父母同居の「直接効果」と言える。もうひとつは、祖父母同居の効果は母子世帯の間でのみ観察される場合である。母子世帯が初婚世帯よりも経済的に困窮していることは冒頭で述べたとおりである。仮に、経済的支援をはじめとするサポートが必要な世帯において祖父母の同居が特に大きな効果を持つとすれば、図1の右のパネルのような交互作用効果が観察されるだろう。本稿ではこれを、祖父母同居の「緩衝効果」と呼ぶ。

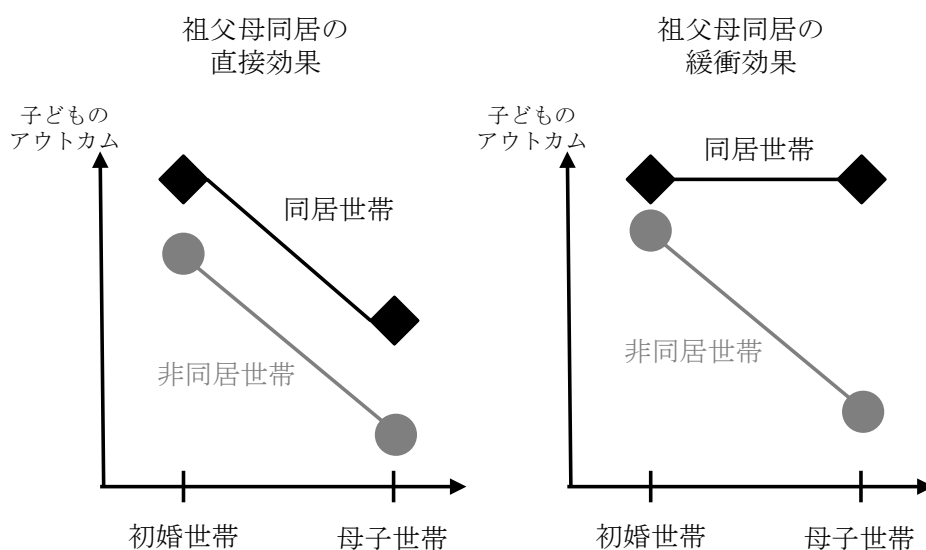


図1 祖父母同居の直接効果と緩衝効果

2.2 セレクションバイアス

このように、祖父母同居の効果は直接効果と緩衝効果に大別できる。しかし、使用するデータが横断データである以上、祖父母同居の「因果効果」の有無について、本稿の分析結果から強い結論を導き出すことは難しい。シングルマザーが自分の親と同居するか否かはランダムに選択されるわけではないためである。むしろ、一定の属性を持った母親が同居を選択しやすいという、セレクションの存在が予想される。

どのような女性が同居母子世帯を形成するのか（あるいは反対に独立母子世帯を形成するのか）に関する国内の先行研究は乏しい³⁾。ここでは、仮説の域を出ないものの、祖父母の同居と関連すると予想される要因を挙げておく。第1に、母親の属性である。たとえば、母親が低所得、低いメンタルヘルス、フルタイム就労といった属性を有する場合、手段的・情緒的サポートを求めて祖父母と同居するかもしれない。第2に、祖父母の属性である。祖父母が所得をはじめとする資源に乏しい場合、シングルマザーは自身の親に頼ることができない可能性がある。第3に、母親と祖父母との関係性である。離死別以前から母親と祖父母との関係性が悪い場合、母親は離死別後に同居母子世帯を形成することは難しいであろう。

本稿で使用するデータには、このようなセレクションを統制するための変数は極めて限られている。そのため、祖父母同居の因果効果の検証を行うことは難しいけれども、観察可能な共変量については可能な範囲でモデルに投入していく。

3. データと方法

3.1 データ

以下で使用するデータは 2011 年 10 月 27 日～11 月 6 日に内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室によって実施された「親と子の生活意識に関する調査」(以下、本調査と表記)である。本調査は、全国の 1996 年 4 月 2 日～1997 年 4 月 1 日生まれ(調査時点で中学 3 年生)の男女及びその保護者を対象とした標本調査である。本調査の詳細については、内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室(2012)を参照されたい。本稿では、保護者票の回答者が中学生の実母のケースに限定する。さらに、使用変数に欠測値を含んだケースを除外した結果、分析対象となるのは 2688 ケースであった。

3.2 変数

図 2 は本稿の分析モデルである。使用変数は大きく 4 つ—独立変数、従属変数、統制変数、媒介変数—に分けられる。以下、順に説明していく。

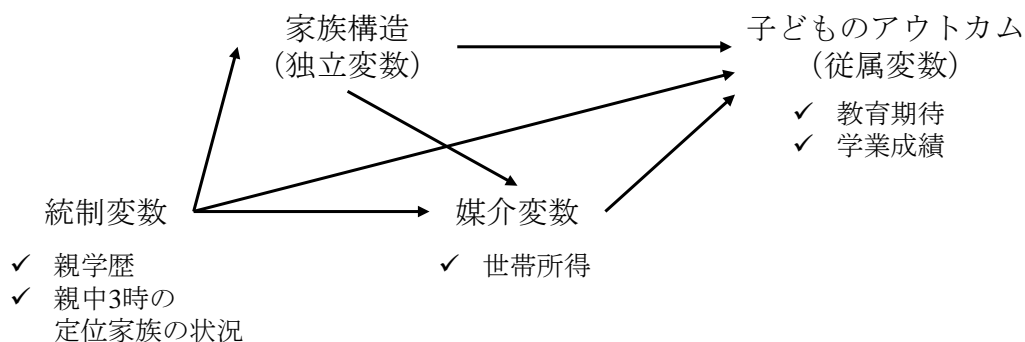


図 2 本稿の分析モデル

独立変数となるのは調査時点における家族構造である。家族構造は、親の婚姻上の地位と、祖父母との同居の有無との組み合わせによって 4 つに分類される(表 1 参照)。

表 1 調査時点の家族構造の分類

親の婚姻上の地位	祖父母の同居	
	同居	非同居
初婚有配偶	同居初婚世帯	独立初婚世帯
離別無配偶	同居母子世帯	独立母子世帯

注:「祖父母の同居」とは子どもの祖父・祖母の少なくとも 1 人と同居していることを指す。

従属変数は、子どもの教育期待と学業成績である。教育期待（「あなたは現実的にはどの学校まで行くことになると思いますか」）については、四年制大学進学希望を1、それ以外を0とするダミー変数を使用する。学業成績は、回答者の自己評価によって学年の中での成績が5件法で測定されており、得点が高いほど高成績を意味する。

統制変数は母親学歴と母親中3時の定位家族の状況である。母親学歴は最終学歴とし、卒業と中退の区別はしていない。母親中3時の定位家族の状況は、次の6変数によって測定される。(1)暮らし向き(5件法)、(2)「父と母は仲良くやっていた」、(3)「父と母の間には口論や争いが絶えなかった」、(4)「父と母は別居していた」、(5)「ひとり親だった」、(6)「親とは一緒に暮らしていなかった」である。いずれも母親の離死別の生起時点から見てかなり過去の情報であるけれども、母親の定位家族の経済状況や家族関係の代理指標として用いる。

媒介変数は、家族構造と子どものアウトカムとの関連を説明する変数である。以下の分析では等価世帯所得を用いる⁴⁾。等価世帯所得は、世帯所得の回答カテゴリの中間値を世帯人数の平方根で除して算出した。

なお、これらの他に、子どもの性別(女性を1とするダミー変数)と調査時の居住地区の都市規模も統制変数として使用する。稲葉(2012)によると、同居母子世帯の比率には大きな地域差がある。そのため、居住地域が調査時点の家族構造のセレクションに関与している可能性は十分考えられる。しかし、本調査からは離死別前の居住地域が分からないため、調査時の居住地域が同時点の家族構造の原因(離婚率が高い地域、同居母子世帯が形成されやすい地域に住んでいた)なのか結果(離死別後に他地域から移住してきた)なのかは分からない⁵⁾。そのため、調査時点の居住地区の都市規模は、統制変数としてモデルに投入するものの、結果の解釈は行わないこととする。

3.3 家族構造のコーディング

以下の分析では、家族構造と従属変数・統制変数との関連をそれぞれ記述統計量で示したのち、多変量解析に進んでいく。多変量解析では、家族構造をコントラスト・コーディング(contrast-coding)によってダミー変数化することで祖父母同居の効果を表現する。コントラスト・コーディングとは、関心のある独立変数のカテゴリが「入れ子構造」をなしている場合にしばしば有効なダミー変数の作成方法のひとつである⁶⁾。表1に示した家族構造の4カテゴリは、第1に母親の婚姻上の地位によって初婚世帯か母子世帯かに区別され、第2にその上で祖父母同居の有無によってそれぞれ2つのカテゴリに分類されている。コントラスト・コーディングは、母子世帯-初婚世帯という上位カテゴリ間における従属変数の差異だけでなく、独立初婚世帯-同居初婚世帯、独立母子世帯-同居母子世帯という各下位カテゴリ間の差異も1つの回帰モデルで同時に捉えることを可能にする方法であ

る。具体的には、表2に示した方法で各カテゴリにコードを割り当てる。

表2 家族構造のダミーコード (コントラスト・コーディング)

	D_1	D_2	D_3
独立初婚世帯	0.5	-1	0
同居初婚世帯	0.5	1	0
独立母子世帯	-0.5	0	-1
同居母子世帯	-0.5	0	1

この場合、 D_1 は「初婚世帯」と「母子世帯」との比較を表す。 D_2 は「独立初婚世帯」と「同居初婚世帯」との比較を、 D_3 は「独立母子世帯」と「同居母子世帯」との比較をそれぞれ意味する。以上のダミー変数を回帰モデルに投入したものが下記の式である（従属変数 y は子どものアウトカム）。

$$y = b_0 + b_1D_1 + b_2D_2 + b_3D_3 + e \quad (1)$$

これらのダミー変数の回帰係数は、祖父母同居の直接効果・緩衝効果の概念と対応付けることができる。祖父母同居の直接効果が見られれば、 b_2 と b_3 はともに有意になると予想される。一方で緩衝効果が存在すれば、 b_2 と b_3 のうち b_3 のみが有意になるはずである。一方、 b_1 は初婚世帯と母子世帯との間の差異を意味するため、本稿の問題関心からはやや外れる。しかし、先行研究と同様に初婚世帯よりも母子世帯のほうが子どものアウトカムが低ければ、 b_1 が有意となる。

なお、直接効果と緩衝効果は、主効果と交互作用効果を投入した回帰モデルで表現することもできる。子どものアウトカムを y 、母子世帯ダミーを S （母子世帯=1, 初婚世帯=0）、祖父母同居ダミーを G （同居=1, 非同居=0）をとした場合、交互作用を含むモデルは以下の式で表される。

$$y = b_0 + b_1S + b_2G + b_3SG + e \quad (2)$$

祖父母同居の直接効果のみが存在する場合、 b_2 は有意、 b_3 は非有意となる。一方で、緩衝効果のみが存在する場合は、 b_2 は非有意、 b_3 は有意となる。そして、直接効果と緩衝効果の両方が存在する場合は、 $b_2 \cdot b_3$ ともに有意になる。

交互作用効果を含んだ回帰モデルではなく、コントラスト・コーディングによるダミー変数を用いる理由は、独立母子世帯と同居母子世帯との直接的な比較を行うためである⁷⁾。

(2) 式に戻ると、交互作用項の回帰係数 b_3 は母子世帯ダミーが1を取るときに祖父母同居の主効果 b_2 に上乗せされる効果である。ここで注意すべきは、「母子世帯の間における祖父母同居の効果」は $b_1 + b_3$ であって b_3 ではないことである。そのため、独立母子世帯—同居母子世帯の間に従属変数の差異がどれほど存在するか、そして他の変数を統制したときにその差がどれほど変化するかを検討するためには、 $b_1 + b_3$ の有意性検定が必要になる。これ自体は単純傾斜性の検定 (Aiken and West 1991) によって可能であるけれども、コントラスト・コーディングを用いることで、独立母子世帯と同居母子世帯との比較をより容易に行うことが可能になる。

4. 分析結果

4.1 家族構造の分布

表3に家族構造別の記述統計量を示した。はじめに、家族構造の分布を見ておこう。分析サンプルのうち、母子世帯は12%を占める。母子世帯の内訳をみると、独立母子世帯が約8割、残りの2割が同居母子世帯である。2011年の全国母子世帯等調査では、母子世帯のうち、自身の親と同居するシングルマザーは28.5%と報告されている⁽⁸⁾。全国母子世帯等調査は20歳未満の子どもを含む母子世帯全体を対象にしているため、本調査データとの厳密な比較は難しい。しかし、いずれの調査データからも、母子世帯の中で同居母子世帯は少数派であることが確認できる。

なお、祖父母の同居の効果を検討する本稿の目的に照らし合わせれば、同居母子世帯のケース数は64とかなり少なく、より大規模な他の調査データを用いた追試が必要であろう。しかし、今回は試行的な分析として以下進めていく。

4.2 家族構造と子どものアウトカム

家族構造と従属変数（四年制大学進学希望率、学業成績）との関連は次の3点に要約できる。第1に、初婚世帯と比較して母子世帯は、子どものアウトカムがいずれも平均的に低い。第2に、初婚世帯の間では祖父母の同居の有無によって子どものアウトカムに大きな差異は見られない。第3に、一方で、独立母子世帯に比べて同居母子世帯は子どものアウトカムが平均的に高い。

以上を踏まえると、家族構造と子どものアウトカムとの関連は、図1の右のパネルに近いパターンを示したと言える。ただし、ここから直ちに、祖父母の同居によってひとり親世帯の子どもへの不利が緩和されている（言い換えれば、祖父母同居が緩衝効果を持つ）、と結論づけることはできない。母子世帯を形成する際に祖父母と同居するか否かはランダムに決まるわけではなく、母親・祖父母個人の属性や、両者の家族関係などに左右される可能性が十分に考えられるためである。

表3 記述統計量

	独立 初婚世帯	同居 初婚世帯	独立 母子世帯	同居 母子世帯	計
子ども性別					
男性(%)	53.6	53.4	47.5	37.5	52.6
女性(%)	46.4	46.6	52.5	62.5	47.4
調査時の居住地域					
大都市(%)	24.0	14.4	22.8	15.6	22.4
市部(%)	65.6	67.6	69.5	76.6	66.5
町村部(%)	10.4	18.0	7.7	7.8	11.1
四年制大学進学希望率(%)	61.8	57.2	30.9	48.4	57.9
学業成績 ¹⁾	3.11 (1.27)	3.07 (1.22)	2.53 (1.20)	2.98 (1.32)	3.05 (1.27)
母親学歴					
中学(%)	0.9	0.3	5.4	4.7	1.3
高校(%)	37.5	41.1	53.3	37.5	39.5
短大・専門(%)	39.1	43.1	33.2	50.0	39.4
大学・大学院(%)	22.5	15.5	8.1	7.8	19.8
親中3時の定位家族					
暮らし向き ¹⁾	2.78 (0.94)	2.71 (0.88)	2.75 (1.08)	2.91 (0.99)	2.77 (0.95)
両親は仲良くやっていた(%)	72.4	74.9	54.1	60.9	70.7
口論や争いが絶えなかった(%)	11.7	12.0	20.1	12.5	12.6
両親は別居していた(%)	1.2	0.5	5.4	1.6	1.5
ひとり親だった(%)	6.9	6.5	10.4	9.4	7.2
親と一緒に暮らしなかった(%)	0.7	1.5	0.8	1.6	0.8
等価世帯所得 ¹⁾	341.4 (158.7)	290.6 (136.2)	151.7 (103.1)	166.4 (99.3)	311.8 (161.8)
基数	1998	367	259	64	2688
(%)	(74.3)	(13.7)	(9.6)	(2.4)	(100.0)

注1) 平均値(標準偏差)

4.3 どのような母親が同居母子世帯を形成しやすいのか

それでは、離死別後の祖父母との同居はどのような要因と関連しているのだろうか。表3には、家族構造別に見た、母親学歴・母親中3時の定位家族の状況が示されている。ここでは、独立母子世帯と同居母子世帯との比較のみに着目する。

母親学歴について見ると、独立母子世帯のほうが同居母子世帯よりも母親の学歴が低い。つづいて、母親の定位家族の状況について見ると、独立母子世帯のほうが、母親が中学3年時の暮らし向きが悪く、両親の不和を経験しており、両親が別居していた割合が相対的に高い。

母親の定位家族に関するこれらの情報はいずれも母子世帯が形成された時点のものではないため、注意が必要である。しかし、(かなり強い仮定ではあるものの) 定位家族の属性や家族関係が時間とともに劇的に変化しないという仮定を置くと、定位家庭の経済状況が悪く家族関係も不安定な場合、シングルマザーとなった際に自身の親との同居は選択されにくいと表3の結果から推察される。

4.4 多変量解析による検討

独立母子世帯／同居母子世帯の形成と関連する要因を統制してもなお、祖父母同居の効果は見られるのであろうか。さらに、祖父母同居の効果はどのような媒介要因によって説明されるだろうか。これらの点を検討するために多変量解析を行う。

表4 子ども教育期待(四年制大学進学希望)を従属変数にした二項ロジットモデル

	Model1		Model2		Model3	
	b (SE)		b (SE)		b (SE)	
切片	.536 (.120)	***	-.349 (.218)		-1.215 (.236)	***
子性別 (女性=1)	-.150 (.080)	+	-.138 (.085)		-.152 (.088)	+
都市規模(ref:大都市)						
市部	-.537 (.102)	***	-.444 (.108)	***	-.362 (.112)	**
町村部	-.967 (.149)	***	-.823 (.157)	***	-.677 (.163)	***
家族構造 ¹⁾						
D ₁ (母子世帯－初婚世帯)	.847 (.155)	***	.700 (.163)	***	.154 (.171)	
D ₂ (独立初婚世帯－同居初婚世帯)	-.055 (.058)		-.025 (.061)		.050 (.063)	
D ₃ (独立母子世帯－同居母子世帯)	.405 (.143)	**	.362 (.150)	*	.350 (.152)	*
母親学歴						
中学			-1.288 (.456)	**	-.937 (.460)	*
高校(ref)			-	-	-	-
短大・専門			.629 (.092)	***	.432 (.096)	***
大学・大学院			1.915 (.143)	***	1.442 (.150)	***
親中3時の定位家族						
暮らし向き			.133 (.049)	**	.133 (.050)	**
両親は仲良くやっていた			-.012 (.141)		-.061 (.146)	
口論や争いが絶えなかった			-.167 (.169)		-.168 (.176)	
両親は別居していた			-.034 (.375)		-.012 (.381)	
ひとり親だった			-.104 (.201)		-.030 (.207)	
親と一緒に暮らしていなかった			-.312 (.487)		-.187 (.498)	
等価世帯所得 ¹⁾					.004 (.000)	***
-2LL	3515.1		3222.4		3065.1	
N			2688			

+ p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

注1) 家族構造のコーディングについては表2参照

まずは、教育期待を従属変数にした分析結果（二項ロジットモデル）から見ていく（表4参照）。モデル1は、統制変数として子性別と都市規模、説明変数として家族構造を投入したモデルである。表2に示したように家族構造の効果は、コントラスト・コーディングによる3つのダミー変数によって表される。以下、ひとつずつ結果を解釈していく。D₁は母子世帯－初婚世帯の間の比較に対応するダミー変数であり、統計的に有意である。した

がって、「母子世帯」と「初婚世帯」という2つの上位カテゴリの間で、子どもの教育期待の格差が存在する。 D_2 と D_3 は、初婚世帯、母子世帯それぞれの下位カテゴリ間での比較を意味する。 D_2 は統計的に有意ではないため、初婚世帯の間では、祖父母同居の有無によって子どもの教育期待に差異があるとは言えない。一方、 D_3 はプラスに有意であるため、独立母子世帯に比べて同居母子世帯は子どもの教育期待が高いと解釈できる。

モデル2では、調査時点の家族構造に先行する要因を統制した。これらの変数を統制すると、家族構造の効果を示すダミー変数の係数は、いずれも絶対値で小さくなっている。すなわち、モデル1で見られた家族構造の効果には、(1) 母子世帯を形成するか否か、(2) 祖父母と同居するか否か、という2つのセレクションの効果が混在していたと考えられる。しかし、本調査で観察されている交絡要因を統制してもなお、母子世帯－初婚世帯の間の格差(D_1)、独立母子世帯－同居母子世帯の間の格差(D_3)は、依然として統計的に有意である。

こうした家族構造の効果を媒介する要因として、モデル3では等価世帯所得を独立変数に投入した。家族構造のダミー変数 D_1 の係数はモデル2のそれから絶対値で大きく減じ、統計的にも有意でなくなっている。すなわち、子どもの教育期待における初婚世帯と母子世帯との間の差異は、世帯所得の差異によって説明されている。一方、 D_3 はモデル2と比較しても係数にほとんど変化が見られない。これは、独立母子世帯と同居母子世帯との格差が世帯所得では説明できないことを意味する⁹⁾。

従属変数を学業成績とした場合(表5)も、子どもの教育期待の分析結果(表4)と結論は変わらない。一点付け加えておくと、表5はOLS推定による線形モデルであるため、モデル間でパラメータの比較を行うことで、直接効果・媒介効果・セレクション効果の大きさの比較が可能になる。たとえば、モデル1とモデル2との比較から、モデル1で見られた母子世帯－初婚世帯の間の差異の約30% ($= [.341 - .245] / .341$)はセレクションによって説明されることが分かる。同様に、独立母子世帯と同居母子世帯との差異の18% ($= [.225 - .184] / .225$)は、母親学歴や母親の定位家族の属性によって説明することができる¹⁰⁾。ただし、繰り返しておくと、ここでのセレクションの効果とは、あくまで観察された交絡要因のみによるものであることには注意が必要である。

表5 学業成績を従属変数にした重回帰モデル

	Model1		Model2		Model3	
	b (SE)		b (SE)		b (SE)	
切片	2.903 (.071) ***		2.572 (.123) ***		2.301 (.126) ***	
子性別 (女性=1)	.060 (.049)		.077 (.048)		.078 (.047) +	
都市規模 (ref: 大都市)	-.014 (.060)		.046 (.058)		.083 (.058)	
市部	-.008 (.090)		.091 (.088)		.151 (.087) +	
町村部						
家族構造 ¹⁾						
D ₁ (母子世帯－初婚世帯)	.341 (.095) **		.245 (.094) **		.066 (.096)	
D ₂ (独立初婚世帯－同居初婚世帯)	-.018 (.036)		-.005 (.035)		.020 (.035)	
D ₃ (独立母子世帯－同居母子世帯)	.225 (.088) *		.184 (.086) *		.181 (.085) *	
母親学歴						
中学			-.533 (.197) **		-.430 (.196) *	
高校 (ref)			-		-	
短大・専門			.337 (.055) ***		.261 (.055) ***	
大学・大学院			.723 (.068) ***		.534 (.072) ***	
親中3時の定位家族						
暮らし向き			.027 (.027)		.022 (.027)	
両親は仲良くやっていた			-.018 (.080)		-.027 (.079)	
口論や争いが絶えなかった			-.063 (.096)		-.057 (.095)	
両親は別居していた			-.119 (.203)		-.120 (.201)	
ひとり親だった			-.107 (.114)		-.079 (.113)	
親と一緒に暮らしていなかった			.295 (.269)		.324 (.266)	
等価世帯所得 ¹⁾					.001 (.000) ***	
Adj. R ²	.016		.066		.086	
N			2688			

+ p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

注1) 家族構造のコーディングについては表2参照

5. 結論・考察

本稿では、母親・子ども・祖父母からなる同居母子世帯と、母親と子どものみからなる独立母子世帯とを比較し、子どものアウトカムにどれほどの差異が見られるのかを検討してきた。最後に得られた知見を要約する。

第1に、母子世帯の間では、同居母子世帯は少数派であった。これは全国母子世帯等調査などの官庁統計からもすでに明らかにされているが、同居母子世帯が母子世帯全体の2～3割に過ぎないことはあらためて強調しておくべき点であろう。欧米と比較して日本では拡大家族システムが根強く残っていると考えられてきた (Park 2007) けれども、シングルマザーの間では自身の親と同居していない人々のほうが多数派を占めている。

第2に、女性が離死別後に独立母子世帯と同居母子世帯のどちらを形成するかは、母親

の個人属性や定位家族属性と関連していた。具体的にはまず、低学歴のシングルマザーよりも高学歴のシングルマザーのほうが、自身の親と同居していた。さらに、母親の定位家族が経済的に困窮しており家族成員間の関係も不安定な場合、独立母子世帯が形成される傾向にあった。

第3に、独立母子世帯と同居母子世帯のセレクションに関わる上記の観察可能な要因を統制してもなお、同居母子世帯のほうが独立母子世帯よりも子どものアウトカムが高かった。ただし、独立母子世帯と同居母子世帯との差異の一部は、セレクションの効果によって説明されていた。

第4に、祖父母同居の効果は世帯所得では説明できなかった。世帯所得によって説明されたのは、初婚世帯と母子世帯との間における子どものアウトカムの差異であった。一方で、独立母子世帯と同居母子世帯との差異は、世帯所得を統制する前後でほとんど変化が見られなかった。他の媒介要因としては、育児サポート、母親への情緒的サポートといったものが考えられるけれども、データの制約上、本稿ではこれらの要因について検討できなかった。

本稿の結果は、母子世帯の子どもの不利が祖父母同居によって緩和される可能性を示唆するものである。これは、アジア圏では家族構造と子どもの学力との関連が弱い理由を拡大家族システムに求める Park (2007) とも整合的な結果と言える。ただし、本稿では日本のデータを用いて、独立母子世帯と同居母子世帯との比較を行ったのみである。国際比較の観点からすれば、子どものアウトカムに対する家族構造の効果の国家間のバラつきが、同居母子世帯の比率など拡大家族システムを反映する変数によって実際にどれほど説明されるのかを次のステップとして明らかにしていく必要がある。

一方で、政策提言の観点からは本稿の結果をどのように評価できるだろうか。残念なことに、本稿の結果のみからは、母子世帯の子どもの不利を是正するための具体的な政策的インプリケーションを得ることは難しい。すべてのシングルマザーにとって自身の親との同居が選択可能であるわけではない。そのため、祖父母同居が母子世帯の子どもの不利を緩和することが明らかになったとしても、それ自体は政策提言の観点からすれば意義が小さい。さらに、離死別後に自身の親と同居する女性は、シングルマザーの中では比較的学歴が高く、定位家族の家族関係も安定的な人々であった。しかし本来、様々なサポートをより必要とするのは、低学歴で定位家族にも頼ることができないシングルマザーであるはずである。こうした女性とその子どもにこそ、何らかの政策的対応が求められる。

そこで今後問われるべきひとつの問題は、「祖父母同居の効果を代替しうるサポートとは何か」である。祖父母同居の効果を説明するものが育児サポートであるならば、公的な育児ケアが祖父母によるケアと同等の効果を持つのか。あるいは、育児サポートに限らず、1対1の関係で自分のことを特別にケアしてくれる大人がいることが子どもの逸脱行動の抑制・学力向上等に結びついているとすれば、たとえばメンター・プログラム¹¹⁾によって親

の離死別の影響を軽減することができるのか。今後は、こうした政策効果の測定が日本でも検討されるべきであろう。

最後に、本稿に残された課題を3点挙げておく。第1に、より大規模な調査データによる追試である。本稿で用いた社会調査データは回収率も高い良質なものであるけれども、同居母子世帯のケース数はかなり少ないと言わざるを得ない。そのため、独立母子世帯と同居母子世帯との比較を可能にする大規模調査を用いて、本稿の知見の追試が必要である。

第2に、セレクションバイアスへの対応である。独立母子世帯／同居母子世帯の形成は母親自身や定位家族の属性と一定の関連を示したが、本稿で使用可能な変数は極めて限定されていた。また、本稿の分析は、観察されていない交絡要因に対しては全く対処できていない。今後は、より精緻な方法でセレクション効果を統制することが求められる。

第3に、祖父母同居の効果を説明する仮説の構築・検証である。仮に、セレクションを考慮してもなお、子どものアウトカムに対する祖父母同居の効果が観察されたとしよう。その場合、なぜそうした因果関係が存在するのかを説明する必要がある。先述のように、本稿の結果からは世帯所得以外の媒介要因の存在が示唆される。政策提言に結び付けていくためにも、メカニズムの解明に向けた分析は重要な課題であろう。

[注]

- 1) アメリカの研究動向については McLanahan and Percheski (2008), McLanahan et al. (2013) を参照。
- 2) 以下の「直接効果」と「緩衝効果」の概念は、ソーシャル・サポート研究の中で用いられてきたものである。詳細は稲葉(2007)を参照されたい。
- 3) 例外として、北海道 K 市の母子世帯 48 人への聞き取り調査にもとづいた岩田(2001)がある。ただし、岩田の研究関心は母子世帯の祖父母同居に限定されたものではなく、母子世帯における親族援助の階層差が研究対象となっている。
- 4) 等価世帯所得以外にも、祖父母からの家事・育児サポートを重要な媒介要因として挙げることもできるけれども、本調査には世帯内の家事・育児分担に関する変数が含まれていない。
- 5) 同居母子世帯が形成される場合、母親と子の世帯に祖父母が移入するのではなく、祖父母の世帯に母親と子が移り住む(言い換えれば、母親が定位家族に復帰する)というパターンのほうが一般的であると予想される。そのため、調査時の居住地域は、祖父母の居住地域を反映している可能性が高く、セレクションにかかわる統制変数と位置づけるほうが妥当かもしれない。
- 6) コントラスト・コーディングについては、Hardy(1993)、斉藤(2014)などによる解説が詳しい。
- 7) これら2つの方法の違いは、家族構造の各カテゴリ平均値間の差異をどのように分解する

かに過ぎないため、いずれの方法を用いてもモデル全体の適合度指標は一致する。

- 8) 全国母子世帯等調査では、同居者の種別としてシングルマザーの親以外に、「兄弟姉妹」、「祖父母」、「その他」も挙げられている。これらの同居者のいずれかを含む世帯を同居母子世帯とみなした場合には、その割合は 32.5%となる。
- 9) ロジットモデルのような非線形モデルの場合、ここで行っているようなモデル間での係数の比較は本来相応しくない。ロジットモデルでは、新たな変数がモデルに追加されると、従属変数 (0-1 の 2 値) を規定する潜在変数 y^* の分散が変化するため、その変数と元からモデルに入っていた変数との相関がゼロであったとしても回帰係数の大きさは変化しうる (Long 1997: 70 など)。近年、ロジットモデルにおけるモデル間比較については、Karlson et al. (2012) や Breen et al. (2013) による KHB 法が考案されており、こうした方法を用いた分析は今後の課題としたい。国内における KHB 法の適用例としては藤原 (2014) や白川 (2014) がある。
- 10) モデル 2-3 の比較からは、(セレクションを一定程度は統制した) 家族構造の効果のうち、世帯所得がどれくらいの割合を媒介するかを算出することができる。 D_1 については世帯所得が媒介する割合は 73% ($=[.245-.066]/.245$) と大きく、反対に D_3 については、世帯所得の媒介効果の割合は 2% ($=[.184-.181]/.184$) と極めて小さい。
- 11) メンター・プログラムはアメリカで長い歴史を持つ貧困対策プログラムである (阿部 2014)。このプログラムは、子どもとメンター (大人のボランティアの相談相手) とを 1 対 1 でマッチングさせ、自分を特別にケアしてくれる「見守る大人」をつくることで、子どもの成長をサポートするものである。ひとり親世帯の子どもに対するメンターの重要性は McLanahan and Sandefur (1994) も主張している。

[謝辞]

二次分析にあたり、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」(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。

[参考文献]

- 阿部彩, 2008, 『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波書店。
- 阿部彩, 2014, 『子どもの貧困Ⅱ——解決策を考える』岩波書店。
- Aiken, Leona S., and Stephen G. West, 1991, *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*, Newbury Park, California: Sage Publications.
- Breen, Richard, Kristian B. Karlson, and Anders Holm, 2013, “Total, Direct, and Indirect Effects in Logit and Probit Models.” *Sociological Methods & Research* 42(2):164-91.
- Ezawa, Aya and Chisa Fujiwara, 2005 “Lone Mothers and Welfare-to-Work Policies in Japan and the

- United States: Towards an Alternative Perspective.” *Journal of Sociology & Social Welfare* 32(4):41-63.
- 藤原翔, 2014, 「選択肢特性が高校生の職業期待に与える影響——条件付きロジットモデルによる分析」『高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性』SSJ Data Archive Research Paper Series 52, 39-56.
- Hardy, Melissa A., 1993, *Regression with Dummy Variables*: Sage Publications.
- 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, 2007, 「ソーシャル・サポート, ケア, 社会関係資本」 『福祉社会学研究』 (4):61-76.
- 稲葉昭英, 2011, 「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.
- 稲葉昭英, 2012, 「同居母子世帯出現率の地域差：もうひとつの家族の地域性？」第22回日本家族社会学会大会報告要旨.
- 岩田美香, 2001, 「離別母子家族と親族の援助——母親の学歴からみた階層性」『教育福祉研究』 (7):57-72.
- Karlson, Kristian B., Anders Holm, and Richard Breen, 2012, “Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method,” *Sociological Methodology*, 42: 286–313.
- Long, Scott, 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*: Sage Publications.
- McLanahan, Sara. and Christine Percheski, 2008, “Family Structure and the Reproduction of Inequalities.” *Annual Review of Sociology* 34:257-76.
- McLanahan, Sara and Gary D. Sandefur, 1994, *Growing Up With a Single Parent: What Hurts, What Helps*, London: Harvard University Press.
- McLanahan, Sara, Laura Tach, and Daniel Schneider, 2013, “The Causal Effects of Father Absence.” *Annual Review of Sociology* 39(1):399-427.
- 三輪哲, 2005, 「父不在・無職層の帰結——将来の地位達成格差とその意味」『現代日本におけるジェンダーと社会階層に関する総合的研究』（基盤研究（B）（1）研究成果報告書, 研究代表者・尾嶋史章）, 223-233.
- 内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室, 2012, 『親と子の生活意識に関する調査概要版』.
- Park, Hyunjoon, 2007, “Single Parenthood and Children’s Reading Performance in Asia.” *Journal of Marriage and Family* 69(3):863-77.
- Raymo, James M., Iwasawa Miho, and Larry Bumpass, 2004, “Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns.” *Demographic Research* 11(14):395-420.
- 斉藤知洋, 2014, 「ダミー変数の利用」三輪哲・林雄亮編『SPSSによる応用多変量解析』オー

ム社, 99-113.

白川俊之, 2014, 「高校生の大学進学期待と社会階層——合理的選択理論にもとづく親学歴効果の説明」『高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性』SSJ Data Archive Research Paper Series 52, 163-79.

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.