

親との死別／離婚・再婚と子どもの教育達成

稲葉 昭英

(首都大学東京大学院人文科学研究科)

【要旨】

NFRJ08 および NFRJ98,NFRJ08 を併用しながら、親の死別・離別・再婚を経験した子どもたちの教育達成について分析を行う。NFRJ98,NFRJ08 を利用した分析の結果から、15 歳時点での父親との死別を経験した人々と、そうでない人々の間には一貫して高校進学率・大学進学率に関して差異が示された。ただし、この差異は大きなものではなく、また格差自体は存続しているものの、死別経験者も非死別経験者と同様に進学率の時代的な変化を経験していた。

次に、NFRJ03,NFRJ08 を用いて親の離婚を経験した子どもたちの高校進学率・大学進学率について分析を行った。ただし、親子の同居歴自体は測定されていないため、現在離別無配偶である場合にはその子は離別を経験したものとし、現在再婚の場合は、その子は再婚を経験したという仮定をおいている。この結果、親の離別・再婚を経験した子どもたちは初婚継続家庭で育った子どもたちに比して高校進学・大学進学などの教育達成が低く、この差異は非常に大きいことが示された。大きな格差は時代的にもほとんど縮小していなかった。

このように、非初婚継続家族の経験は子どもの教育達成において大きな不利を伴うことが確認された。非初婚継続家族で育つことは家族の資源性に恵まれないことが多く、社会移動において制約条件となるだけでなく、おそらくはメンタルヘルスなどにも不利な要因となることが予想される。改めて、家族が安定的であることが個人にとって大きな意味を持つことが示されたことになる。

キーワード：離婚、ステップ家族、教育達成、ひとり親家族、不平等

1. はじめに

これまでのわが国の家族研究が想定していた家族の基本形を「標準型」と呼ぶなら、そうした標準型はおおよそ初婚継続家族ととらえることができるだろう(稲葉 2011)。もちろん、家族研究者は初婚が継続していない家族や夫婦関係が存在しない家族の存在を知ってはいたが、そうした家族を対象に積極的な理論化をはかろうとはしてこなかった。母子世帯や父子世帯に関する研究は概してこれらの世帯のおかれた困難な状況を「社会問題」として指摘するものが多かったが、それらの対象に体系的な理論化を行ったり、家族変動論的な視点にもとづいた趨勢分析をおこなう試みはほとんどなかった。

こうした中で、徐々にこうした非初婚継続家族について理論化や趨勢分析を試みる研究が出現し始めている。これらの研究は、非初婚継続家族の経験は、そこで育った子どもた

ちのその後のライフコースに大きな影響を与えること、そうした経験は初婚継続家族に比して大きな格差を伴うものであること、こうした格差が今日でも継続的に観察されることなどを明らかにしてきた。

本研究の目的は、この延長線上にある。親の死別、離婚、再婚を経験した子どもたちの学歴達成や、その後の親子の関係の変化に注目し、非初婚継続家族の経験とその後のライフコースの関連を分析する。また、そうした経験の歴史的な変化にも分析を試みる。具体的には、NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 の三つのデータを用いて、親の死別と学歴達成、親の離別・再婚と子どもの学歴達成の関連を検討する。

2. 先行研究

アメリカでは離婚や再婚が個人のライフコースに及ぼす影響や、ひとり親家族と二人親家族との比較などに関する研究は膨大に存在する。

最近の McLanahan & Percheski (2008) のレビューに準拠すれば、おおよそ以下のようなことを指摘できる。まず、ひとり親が発生する主因は歴史的にみて死別、離別、婚外出生の順に変化しており、近年では婚外出生にもとづく母子世帯の増加が顕著である。なお、婚外出生はいわゆる未婚の母による出産と、同棲中のカップルからの出産の2者にわかれる。2000年時点で、婚外出生のおよそ半数が同棲中のカップルからの出産だという。同棲カップルは、出産後に結婚へと移行するケースもあるが、同棲関係が解消されて、未婚の母へと至ってしまうケースのほうが多いとされている。この結果として、未婚の母と子からなる母子世帯は一貫して増加している。

母子世帯の発生率はエスニシティと関連することが知られている。一般に母子世帯の発生率は黒人に高く、近年の未婚の母と子どもという組み合わせは黒人に多い。いまや、黒人の子の3分の2が婚外出生から生まれるという（白人は4分の1以下、ヒスパニック系では2割から5割）。また、中卒以下の初等学歴出身女性の出産の3分の2が婚外出生によるが、どの学歴層でも黒人に母子世帯の発生率が高い。

このように、アメリカでは結婚と出産が連動せず、両者が独立化する傾向が強まっており、世帯の構成が母子を中心に編成され、核家族をその内部に持たない世帯が増加している。母子世帯で育った子どもたちは、二人親で育った子どもたちに比較して高校中退率が高く、大学進学率が低いなどの教育達成の不利を経験する。教育達成の不利は就業機会に制約を与え、社会移動の機会を制限するものとなる。このために、低賃金で不安定な就労形態をとるものが多く、貧困・低所得な状態が形成されることになる。

また、成人期のメンタルヘルスが安定しないなどの問題も持つことが多く (Amato and Sobolewski 2001)、このことは就労の不安定性をさらに助長すると同時に、夫婦関係の安定性にも影響を与え、離婚の経験率も高める。こうして、母子世帯が再生産され、母子世帯・低所得・低い学歴達成・不安定な就業という連鎖が代代的に維持されていくことになる。

日本でこうした研究がはじまったのはごく最近のことである(阿部 2008)。日本ではアメリカとはちがひ、婚外出生の比率が一貫して低く、この傾向にあまり変化は見られない。婚外出生が低い理由は、端的に言えば結婚と出産の結びつきが強く、出産を婚姻関係のもとで行うべきであるとする規範の強さに由来すると考えられ、この結果として妊娠中絶件数も多く、また妊娠従属婚(いわゆる「できちゃった婚」)が多いと考えられている(善積 1993)。

さて、稲葉(2008, 2011)は SSM2005 のデータをもとに、15 歳時点で父が死亡していた・不在だった人たちを「父不在者」とし、父が存在していた人たちと学歴達成の差異を検討した。この結果、とくに大学進学について両者の間には大きな格差が存在し、この格差が戦後ほとんど改善されていないこと、とくに女子にこの傾向が大きいことを見いだした。

余田(2010)は他の SSM データを合併し、上記の傾向を確認した。このように、ひとり親世帯出身者の学歴達成上の不利や、社会移動上の不利は日本でも観察されている。ただし、稲葉や余田の分析では離別者と死別者が父不在者として一括して扱われているため、その内実が不明な部分がある。稲葉(2008)では、死別と父不在を区分した分析が一部で行われているが、離別と死別が明確に区分されているわけではない¹。

また、アメリカではステップファミリーの経験が子どもに及ぼす影響も分析されている。アメリカでは、今日 18 歳未満の子どもの二人に一人が母子世帯を経験するとされ、11~18% が幼年期にステップファミリーを経験するとされている。また、ステップファミリー出身の子の教育達成はやはり母子世帯と同様に低く、また継親との関係に問題を抱える場合も少なくないという(McLanahan and Bumpass 1988)。ただし、教育達成の低さは、母子世帯の経験の長さ由来なのか、ステップファミリーでの経験由来なのかは必ずしも明らかではない。ステップファミリーは母子世帯形成後に形成されることが多いため、母子世帯で育ったことによる不利が疑似的にステップファミリー出身者で示されているということなのかもしれない。一方で、継親との関係の悪さが早期の離家を促すという指摘もあり、ステップファミリーが固有の難しさを抱えているとも考えられる。

このように、非初婚継続家族の経験は、概して子どものライフコース上の不利と関連していることになる。結婚と出産の関連が弱まれば、非初婚継続家族が多く形成されることになる。非初婚継続家族の増加は、初婚継続家族との格差に対する関心と格差の解消に向けた社会的対応を要求する。格差が解消されれば、非初婚継続家族は選択されやすいものとなり、さらに増加していくことが予想される。

しかし、日本のように結婚と出産の関連が強い社会では非初婚継続家族の発生は離婚に大きく規定されることになる。結婚と出産の関連が強いことは、非初婚継続家族の増加は急激なものとなりにくく、このために初婚継続家族との間の格差も可視化されにくい。実

¹ SSM の場合、15 歳時点の父の職業が問われているだけで、「父はいなかった」のカテゴリが用意されているほか、死別年から親の死別を割り出すことができる。しかし、父の職業が回答されている場合でも、同別居状況自体はわからない。

際に、これまでの日本の家族研究は非初婚継続家族への関心は大きなものではなかったし、社会階層論と対応させた研究はほとんどなかったはずである。

3. 方法

3.1 研究課題と仮説

本研究では、親の死別・離別および再婚と子どものライフコースの関連を、子どもの学歴達成、現在の親子関係などの指標によって検討する。基本的な研究課題は、初婚継続家族と非初婚継続家族の間にこうした格差が存在するのかどうかを確認すること、およびそうした格差の時代的な変化を把握することである。

これまでの先行研究の成果をもとにすれば、以下のような仮説が立てられる。

- (1) 早期に親の死別を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して学歴達成が低い。
- (2) 早期に親の離別を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して学歴達成が低い。
- (3) 親の再婚を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して学歴達成が低い。
- (4) 親の再婚を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して親子関係がよくない。

3.2 分析のデザインとデータ

NFRJデータでは親の死別と回答者の学歴達成や現状の諸指標との関連を検討できると同時に、回答者およびその配偶者の結婚経歴をもとに、回答者の世帯と子どもの学歴達成や現状の諸指標との関連を検討することができる。ただし、前者は親の死亡年を利用することで死別経験者とそれ以外を比較することができるが、親の離別や再婚などについての情報は得られないため、これらについては分析することができない。後者は、回答者や配偶者の結婚経歴から離別や再婚が子どもに及ぼす効果を検討することができるが、離別年については情報がないために、指標としては粗いものになるという限界をもつ。

さて、NFRJ98、NFRJ08データでは、親の死別年から15歳以前に親が死亡していたかどうかを判定できる。まず、親の早期死別の効果について、回答者の達成学歴などを従属変数として分析を行う。この分析では、親の死別・存命の情報がわからない場合をのぞき、すべての回答者が対象となる。NFRJ03データは親の死亡年が測定されていないため、この分析に用いることはできない。

ついで、回答者本人および配偶者の結婚経歴を利用して、親の離婚・再婚と子どもの学歴達成などについての分析を行う。対象者は結婚歴があり、子どものいる者に限定される。

子どもは第1子に限定することとし、かつ第1子の年齢が20歳以上の者に限定した²。ただし、この方法をとった場合には、若年のコーホートでは早く結婚し子どもをもった者が過大に抽出され、遅く結婚した者はデータに含まれない可能性がでてくる。このため、分析は回答者ではなく子どもの出生コーホートによって対象者を区分し、統計量を比較することとした。

この方法のもう一つの問題は、親（回答者）の離婚・再婚は把握できるが、その子どもとの同居歴はわからないことである。回答者が離別無配偶であっても、離別した相手（元配偶者）は再婚して当該の子どもと同居していた可能性がある。同様に、回答者が再婚していても、子どもがその家族で育ったとは限らない。このように、回答者の結婚歴は子どもの家族歴と必ずしも一致せず、子どもの家族歴を再現することはできない。この点はNFRJデータの大きな限界であり、本研究の致命的な欠点ともいえる。以下の分析では、親の離婚・再婚の効果をこうした出来事を経験していないグループ（初婚継続群）と比較していくことになるが、離婚・再婚は必ずしも「ひとり親で子どもが育った」「再婚家庭で子どもが育った」ことと同じではないことに注意する必要がある。対処法としては、親の性別と離婚・再婚を組み合わせる方法が考えられる。近年の離婚は母親側が親権を持つことが多いために、親の離婚後に子どもは母親との同居が圧倒的に多いと考えられるからだ。この方法は不完全ではあるが、このデータで可能な唯一の対処法である。

この分析においてはNFRJ03,NFRJ08の2つのデータを合併して用いた。NFRJ98は配偶者についての結婚経歴を測定していないため、使用を断念した。以下では使用するデータによって大きく2つの分析に分かれるため、それぞれごとに方法・分析・考察の順で論じる。

4. 父親の死別と子どもの学歴達成

4.1 変数

以下では、NFRJ98とNFRJ08を用いて、父親の早期死別（以下死別と略）と本人の学歴達成の関連を検討する。学歴達成に関する変数は、高校卒業、大学進学（短大・高専を含む）の2つを用いた。父の死別は、15歳時点で父が死亡している場合とした。父の死別の時期が不明な場合は欠損値としてデータから除外する。

4.2 親の死別の状況

表1に、15歳以前の親の死亡状況についての結果を回答者の出生コーホートごとにまとめた。15歳時点で父が死亡していた者は一番古い1920年代出生コーホートで25%、40-49

² マルチレベルモデルを用いてすべての子どもの学歴達成を対象にすることも考えたが、ひとり親は構造的に子ども数（子のきょうだい数）が少なくなる可能性があり、また出生順位などの変数をモデルに投入することにはデータ間に制約関係があるために、ここでは慎重を期して第1子のみを取り上げることにした。

年コーホートまで約 17%と高い。以降の戦後のコーホートでは大きく値は低下し、父の早期死別が次第にマイナー化していくことがわかる。

ただし、これらの数字には問題も存在する。NFRJ98、08 の2つのデータで、表1の父死亡状況の発生率が有意に異なるのである。すべてのコーホートにおいて、いずれも NFRJ98 のほうが父死亡の発生率が有意に高く、回答者の性別などを統制してもこの効果は消えない。とりわけ、1940-49 年出生コーホート、50-59 年出生コーホートでは両者に 10%ポイント以上の差異がみられる（データの無いコーホートを除けば、すべてのコーホートで有意差あり）。

表1 NFRJ98・NFRJ08 合併データにおける回答者の15歳時父との死別状況

本人出生コーホート	父健在	父死亡	NFRJ98 父死亡	NFRJ08 父死亡	計
1920-29	554(74.7)	188(25.3)	188(24.3)	----	742(100.0)
1930-39	1109(76.9)	334(23.2)	292(24.3)	42(17.4)	1443(100.0)
1940-49	2138(83.1)	435(16.9)	337(22.1)	98(9.4)	2573(100.0)
1950-59	2286(90.6)	238(9.5)	201(14.0)	37(3.4)	2524(100.0)
1960-69	2310(94.7)	129(5.3)	98(7.2)	31(2.9)	2439(100.0)
1970-80	1271(98.4)	21(1.6)	8(5.6)	13(1.1)	1292(100.0)
合計	9968(87.8)	1345(12.2)	1124(17.5)	221(4.8)	11013(100.0)

本来、2つのデータで15歳時の父死亡状況に有意差が示されることはおかしなことだが、可能性としては①2つのデータの標本構成の違い、②データを採取した時期の差異、が考えられる。①は、NFRJ98 に比して NFRJ08 は高齢者、女性の回収率が低い（稲葉、2010）、高齢層について非標本誤差が大きいこと。②は、同一の出生コーホートに属する対象者が、NFRJ98 の調査時点（1999 年）では記憶が比較的正確であったのに対して、NFRJ08 の調査時点（2009 年）では記憶があいまいで、父死亡年が欠損値となっている可能性、である。データの欠損値の分布を検討してみると、NFRJ08 では父の死亡時年齢が回答されているにもかかわらず、父の生年が欠損値であるために、死別年が同定できず欠損値となっているものが多い。この理由は別途分析する必要があるが、NFRJ98 に比較して NFRJ08 の質問項目が多く、回答者による見落としが生じたのかもしれない。

父の早期死亡を経験した人たちに健康問題が発生しやすければ、同一の出生コーホート内では NFRJ98 よりも NFRJ08 で死亡や健康上の理由によって標本から脱落していることが考えられ、こうしたセレクションバイアスに起因している可能性も考えられる。

4.3 教育達成の状況

4.3.1 父非死別群・死別群別にみた教育達成

15歳時父死別群と非死別群の教育達成の差を見てみよう。図1に高校進学率を、図2に大学進学率（短大以上への進学率）を示す。もっとも若い対象者でも調査時点で28歳なので、学歴達成はほぼ完了しているとみなすことができる。

高校進学、大学進学いずれもパターンは似ており、父死別群は非死別群に比して進学率は一貫して低い。高校進学率は、男女ともに両群の差はそれほど大きくはなく、ほぼ同じ時代的变化を示している。ただし、格差は小さいながらも縮小せず存続している傾向を見て取ることができる。

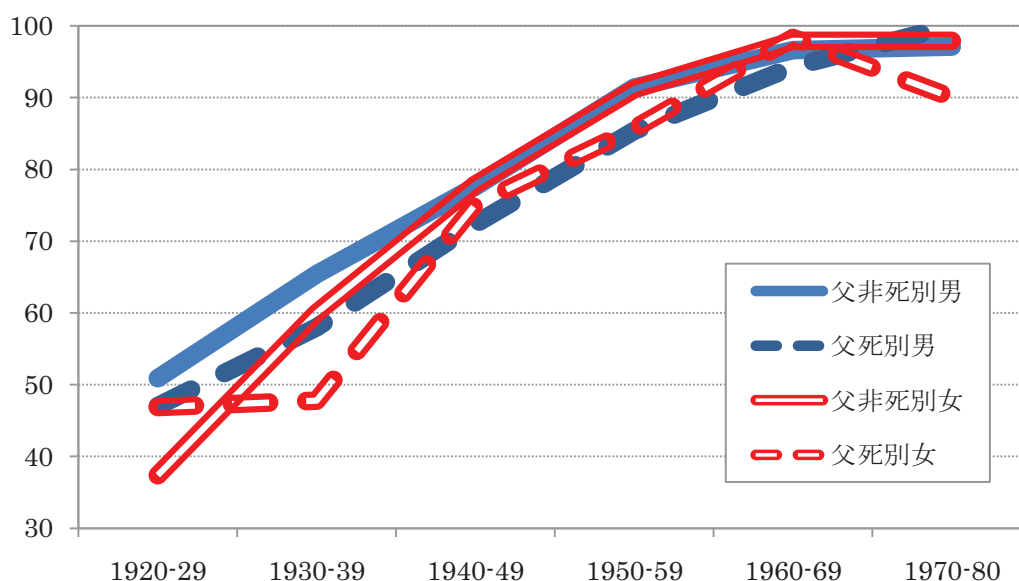


図1 15歳時父非死別群・死別群の男女別出生コホート別高校進学率

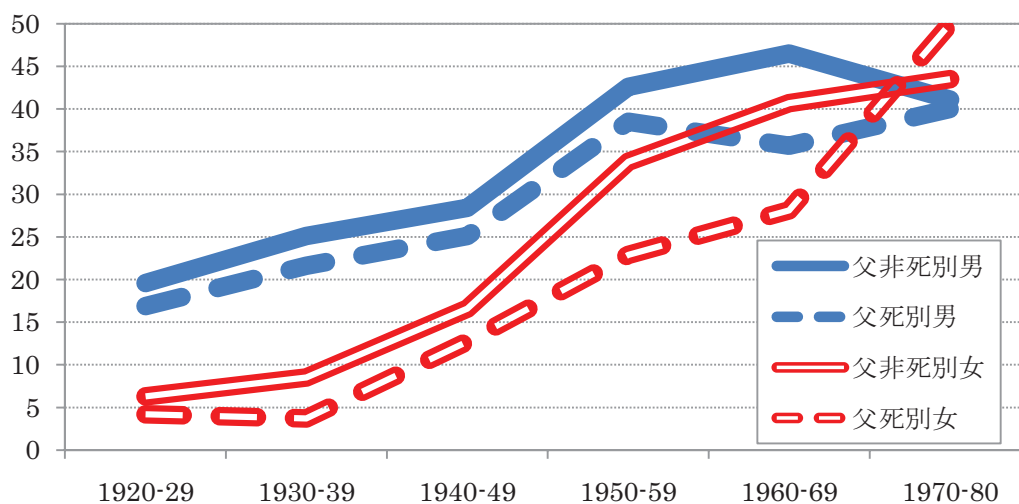


図2 15歳時父非死別群・死別群の男女別出生コホート別大学進学率

大学進学率は直近のコーホートでは父死別群の女子がもっとも進学率が高いという結果に至っているが、標本数が小さいため、解釈には慎重になるべきである。それ以外はやはり父死別群が常に進学率が低く、とりわけ 60 年代出生コーホートで両群の差異が大きなものとなる。直近のコーホートを除けば、格差が存続してきたことがやはり読み取れる。ただし、後述の離別の場合と比較すると、死別群は格差はあるとはいえ、時代とともに進学率が非死別群とほぼ同様に上昇している点には注目しておく必要があるだろう。

父死別群と非死別群の間には高校進学、大学進学いずれについても有意な格差が存在していた。ただし、この格差は拡大しているというわけではなく、非死別群の進学率の上昇に連動して死別群も進学率の上昇が生じている。60 年代の大学進学に関しては、両群の間での格差が拡大しているが、この原因は現時点では解明できない。

4.3.2 父の早期死別は子どもの教育達成を阻害するか？

以上の結果は単純に 2 変数の関連を検討したものであり、真の効果の検討には他の変数を統制する必要がある。使用可能な変数はわずかであり、本人の性別（男性=1、女性=0）、きょうだい数、本人出生年（1900 を引いて 3 ケタの数値に変換）、データ種別（NFRJ08=1、NFRJ98=0）の 4 変数を統制変数、15 歳時の父死別を独立変数として、高校進学（高校進学=1、非進学=0）および短大以上への進学（進学=1、非進学=0）を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った。分析に使用する変数の記述統計量を表 2 にまとめて示す。

表 2 分析に使用された変数の記述統計量

変 数	平均	標準偏差	最小値	最大値
NFRJ08 データ(=1)	0.42	0.49	0	1
男性(=1)	0.48	0.50	0	1
きょうだい数	2.76	2.14	0	14
出生年	52.39	14.04	21	80
15 歳時父死亡(=1)	0.12	0.33	0	1
高校進学(=1)	0.83	0.38	0	1
大学進学(=1)	0.31	0.42	0	1

n=10,801

なお、主効果のみのモデルと、15 歳時父死亡と出生年の交互作用効果を含めたモデル（父死亡の効果が出生年によって異なることを考慮したモデル）の両方を試みたが、交互作用はいずれの従属変数についても顕著なものではなかったため、主効果のみのモデルの結果（オッズ比）を表 3 に示す。

分析の結果は高校進学、短大以上への進学ともに類似したものとなった。15 歳時の父の死別はどちらの学歴達成にも有意な効果を示しており、父が死亡しているほど学歴達成は

低く、この傾向は短大以上への進学のほうが顕著であった。なお、出生年との交互作用効果は有意ではなかったため、父死別群と父存在群の格差自体は、それほど変動せずに今日まで推移してきたということになる。

このほかに、性別(男性=1)と15歳時父死別の交互作用効果を投入したところ、高校進学では有意な効果は示されなかったが(オッズ比 0.985)、大学進学では有意な効果が示された(同 1.71、 $p<.001$)。15歳時点で父の死亡を経験している男性の大学進学率はそれほど低くはなく、父非死別群との差異はほぼ見られないのに対して、父死別を経験している女性の大学進学率は著しく低く、男女間で大きな格差が生じている。大学進学に関してとくに女性で父不在(死亡+離別)群に著しい不利が生じることは稲葉(2008, 2011)や余田(2010)でも報告されており、改めて死別に関しても確認されたことになる。

表3 本人学歴達成に対するロジスティック回帰分析の結果(オッズ比)

独立変数	従属変数	
	高校進学	短大以上への進学
NFRJ08 データ(=1)	0.97***	0.81***
男性(=1)	1.07	1.57***
きょうだい数	0.86***	0.78***
出生年	1.08***	1.02**
15歳時父死亡(=1)	0.74***	0.68***
-2LL	7786.16	12290.29
χ^2	2080.36***	1095.80***
Pseudo R ²	.211	.082

* $p<.05$ ** $p<.01$ *** $p<.001$ n=10,801

4.3.3 母学歴を統制した分析

さて、以上の分析の問題点は15歳時父死別が出身家庭の経済状態や階層的地位と関連している場合に、これらが統制されていないという点である。直観的にはきょうだい数も家庭の経済状態や階層的地位と関連していることが予想されるが、きょうだい数自体が時代とともに減少しているために、代理変数として使用するには難しい側面がある。

その他に使用可能な代理変数として父学歴があげられるが、父学歴は欠損値がきわめて多く、NFRJ98では15歳時父死別者の21%強が、NFRJ08では同33%強が欠損値であり、分析に用いることは難しい。そこで、データをNFRJ08のみに限定し、NFRJ08のみで測定されている母学歴を出身家庭(定位家族)の階層的地位の代理変数として投入した分析を最後に行う(NFRJ98では母学歴は測定されていない)。なお、欠損値は15歳時父死別群で18.6%、父存在群で11.5%とここでも多く、この分析でも限界があることは否めない。

母学歴は教育年数に変換し、先ほどのロジスティック回帰モデルに統制変数として追加

した。なお、この分析で使用するデータは NFRJ08 のみであるため、先のモデル中の統制変数の一つであったデータ種別を示す NFRJ08 (ダミー) は削除する。この結果を表 4 に示す。

表 4 本人学歴達成に対するロジスティック回帰分析の結果 (オッズ比)
その 2 母教育年数を統制した NFRJ08 による結果

独立変数	従属変数	
	高校進学	短大以上への進学
男性(=1)	0.89	1.53***
きょうだい数	0.85***	0.78***
出生年	1.07***	1.00
母学歴	1.81***	1.47***
15 歳時父死別(=1)	0.70	0.59**
-2LL	1742.83	4510.78
χ^2	490.21***	624.33***
Pseudo R ²	.220	.122

*p<.05 **p<.01 *** p<.001 n=3,903

高校進学に関しては、母学歴を投入すると 15 歳時父死別の有意な効果が消失する。しかし、短大以上への進学に関してはオッズ比の大きさは先の分析よりも大きな格差を示しており、有意な効果は維持される。高校進学に関して示された父死別群・非死別群の差異は家庭の階層的地位の低さの疑似効果である可能性があるが、オッズ比自体は先ほどの有意な効果を示した場合と同程度であり、標本数が減少した結果有意にならなかった可能性がある。しかし、短大以上への進学に関しては明確な効果が示された。高校進学が一般化し、高校在学中は父死別家庭に対して児童扶養手当や遺族年金などが支給されるなど、家庭の経済状態を補てんする制度的な支援が比較的整っているのに対して、大学進学後にはそうした支援は存在しない。こうした支援がない状態では、高卒後に自発的に就職を選択したり、進学を断念する子どもが出現することが容易に想像できる。高校進学と短大以上への進学に見られる差異は、制度が子どもの教育のどこまでを支えているか、によって生じた差異であると考えられる。

5. 離別・再婚と子どもの教育達成

5.1 変数

続いて、NFRJ03 と NFRJ08 を用いて親の離別・再婚と第 1 子 (20 歳以上) の学歴達成の関連を検討する。対象者 (親) は結婚歴のあるもの、有配偶のものとし (両者を総称する概念が既婚者である)、現在の家族の状態を離別無配偶、死別無配偶、再婚、初婚継続に分

類した（これらは、一般に家族構造 family structure と呼ばれるものと対応するため、以下この区分を家族構造とよぶ）。なお、夫婦を単位とするため、再婚は配偶者に離婚歴があれば、回答者に離婚歴がない場合でも再婚とした。

ここで問題になるのが、回答者（親）の離別や再婚の時期である。離別の発生時期は調査票上で測定されておらず、わかるのは調査時点で離別無配偶かどうかのみである。調査時点の離別無配偶には第 1 子の学歴達成完了後に離婚が生じたケースも含まれている。離婚の多くは結婚後 5 年以内で成立するが、中年期以降の離婚も一定数発生する。本研究では調査時点で離別無配偶者の子は、すべて離別世帯出身者とみなすが、指標としては不完全であることは認識しておく必要がある。

なお、人口動態統計などでは結婚期間別の離婚発生率の正確な数値はわからない。たとえば、厚生労働省『離婚に関する統計（平成 21 年度）』では、結婚期間別の離婚件数と、全離婚件数に占めるその構成割合が提示されているが、特定の年齢で結婚は多く発生するために、どちらの指標も出生コーホートの人口規模の影響を受ける。発生率が同じでも、出生コーホートの人口が増加すれば、見かけ上はその期間の離婚発生率が増加することになる。次善の方法は、有配偶者の年齢別離婚発生率を求めることである。2005 年について、算出した数値は以下の表 5 のようになる（数字は離婚率ではなく、離婚発生件数であり、当該の人口集団を 100%とした時の離婚発生率）。

表 5 有配偶者の年齢別離婚発生率(2005 年)

年 齢	男性	女性
15～19	4.59	7.46
20～24	4.92	4.84
25～29	2.44	2.32
30～34	1.63	1.52
35～39	1.23	1.08
40～44	0.90	0.76
45～49	0.66	0.50
50～54	0.46	0.29
55～59	0.28	0.18

出典：厚生労働省（2009）

表 5 から明らかなように、離婚発生率は若年の夫婦ほど高く、男女ともに 40 代以降は 1% を下回る。第 1 子が 20 歳以上の場合、もっとも若い夫婦でも調査時年齢が 30 代後半と考えられるため、第 1 子の教育達成終了後に発生する離婚はきわめて少数であると考えられる。このため、本研究で採用する分析デザインには不完全な点はあるものの、大多数の離婚が第 1 子の教育達成終了前に生じているとみなすことは、それほど無理なことではない

と考えられる。

再婚については、直近の再婚の時期は調査票上で測定されている。したがって、第 1 子の誕生以前に再婚がなされていた場合には、第 1 子と両親の間に継親子関係が成立していないため、ここでは再婚とはみなさないことにする。再婚は、第 1 子誕生後に再婚した場合のみに限定されることになる。

ただし、既述のように、第 1 子が再婚世帯で育ったかどうかはデータ上は識別できない。同様に、離別無配偶世帯で育ったかどうかも識別できない。あくまでもここでの分析は、回答者の世帯構成（家族構造）と、第 1 子の学歴達成の関連を検討するものであり、第 1 子の定位家族の家族構造と学歴達成の関連が検討されているわけではないことに注意が必要である。

こうした制約をもつために、以下の分析では親の性別と親の離婚・再婚との交互作用もあわせて検討する。

学歴達成についての従属変数は先の分析と同じで、第 1 子の学歴達成（高校進学、短大以上への進学の 2 変数）である。このほか従属変数として親子関係の良好度を用いる（後述）。

5.2 分析方法

従属変数が 2 件法の場合にはロジスティック回帰分析を基本とする。従属変数が 4 件法の場合（関係良好度など）は、従属変数の分布にかなり偏りがあるために、順序ロジットと重回帰（OLS）を併用した。

5.3 離婚・再婚の状況

表 6 は、回答者の出生コーホート別に、表 7 は第 1 子の出生コーホート別に、回答者の離死別・再婚・初婚継続状況をまとめたものである。なお、再婚は第 1 子誕生後の再婚（第 1 子が同居していればステップファミリー）と、第 1 子誕生前の再婚をわけて集計している。

表6 回答者の出生コーホート別に見た回答者の婚姻上の地位（子ども20歳以上の者）

回答者出生 コーホート	初婚継続	第1子誕生 後再婚	離別無配偶	死別 無配偶	第1子誕生 生前再婚	計
1920-29	141(68.5)	5(2.4)	3(1.5)	51(24.8)	6(2.9)	206(100.0)
1930-39	1056(76.8)	42(3.0)	41(3.0)	200(14.4)	39(2.8)	1388(100.0)
1940-49	2056(83.4)	68(2.8)	105(4.3)	175(7.1)	60(2.4)	2464(100.0)
1950-59	1350(85.6)	52(3.3)	101(6.4)	47(3.0)	27(1.7)	1577(100.0)
1960-69	169(74.5)	21(9.3)	32(14.1)	3(1.3)	2(0.9)	227(100.0)
1970-80	0	2(100.0)	0	0		2(100.0)
合計	4782(81.6)	190(3.2)	282(4.8)	476(8.1)	134(2.3)	5864(100.0)

表6、表7は表1とは違い、回答者や子どもの15歳時点の親の配偶関係ではなく、調査時点（NFRJ03は2004年、NFRJ08は2009年）での配偶関係である。このため、年長コーホートほど親が高齢であるから、死別無配偶が多くなる。死別無配偶の数値はこの意味であまり意味がないが、再婚と離別無配偶については、ある程度趨勢を追うことができる。

表6で第1子誕生後の再婚は2~3%前後であるが、本人60-69年出生コーホートで9%強に達し、また離別無配偶も最近のコーホートほど比率が高く、60-69年コーホートでは14%に達している。近年ほど離婚が増加していることを確認できる。

表7 回答者の第1子（20歳以上）の出生コーホート別に見た回答者の婚姻上の地位

第1子出生 コーホート	初婚継続	第1子誕生 後再婚	離別無配 偶	死別 無配偶	再婚後第 1子誕生	計
1940-49	22(42.3)	7(13.5)	0	21(40.4)	2(3.9)	52(100.0)
1950-59	317(69.5)	17(3.7)	10(2.2)	101(22.2)	11(2.4)	456(100.0)
1960-69	1405(79.2)	54(3.1)	72(4.1)	210(11.8)	32(1.8)	1773(100.0)
1970-79	1962(84.6)	59(2.6)	119(5.1)	116(5.0)	62(2.7)	2318(100.0)
1980-89	1076(85.1)	53(4.2)	81(6.4)	28(2.2)	27(2.1)	1265(100.0)
合計	4782(81.6)	190(3.2)	282(4.8)	476(8.1)	134(2.3)	5864(100.0)

表7は第1子から見た親の配偶関係であるが、死別は年齢との関連が大きいため考察から除外すると、一番最初の戦中が含まれるコーホートを除けば、第1子誕生後の再婚が既婚者全体のほぼ3~4%前後で推移しており、また離別無配偶が暫増傾向にあることがわかる。ただし、離別無配偶は最大でも6%強で、回答者の出生コーホートで示された60-69年の14%という数字の高さが際立つことがわかる。

表6、表7の中で、以降では初婚継続、第1子誕生後再婚（再婚と略）、離別無配偶の子

子どもたちの学歴達成を比較する。既述のように、子どもはこれらの親と同居している（いた）とは限らないが、趨勢としては母子が同居するパターンが多い。回答者（親）の性別にみた、3つの家族構造は次の表8のようになる。

表8 回答者の性別と家族構造

性別	家族構造			合計
	初婚継続	再婚	離別無配偶	
男性	229 6(93.0)	96(3.9)	77(3.1)	2785(100.0)
女性	2486(89.3)	94(3.4)	205(7.4)	2469(100.0)
合計	4782(91.0)	190(3.6)	28.2(5.4)	5254(100.0)

表8では男女ともに初婚継続群が大半をしめるが、男性のほうが比率が高い。再婚は男女でそれほど比率に差はないが、再婚には回答者本人が再婚の場合と、配偶者が再婚の場合の両方が含まれることに注意されたい。離別無配偶は女性のほうが多く、比率は男性の倍以上になる ($\chi^2(4)=46.8$ $p<.001$)。この結果をみると、男性のほうが離別後に再婚しているともいえず、むしろ男性で離別無配偶のものが回収標本から脱落していると考えたほうがよさそうである。

5.4 教育達成の状況

表9に第1子の出生コーホート別・親の家族構造別にみた高校進学率を、表10に大学進学率を示す。なお、家族構造は初婚継続、再婚、離別の3カテゴリーで示している。

表9 家族構造別にみた第一子の高校進学率

家族構造	第一子出生コーホート				
	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79	1980-89
初婚継続世帯	21(95.5)	299(94.6)	1379(98.2)	1919(98.3)	1052(98.4)
再婚世帯	4(57.1)	14(87.5)	52(96.3)	53(89.8)	51(96.2)
離別世帯	0(0)	9(90.0)	67(95.7)	110(93.2)	75(96.2)

注：実数（%）。（%）は当該の人口集団において短大以上に進学した者の%を示す。

表 10 家族構造別にみた第一子の短大以上への進学率

家族構造	第一子出生コーホート				
	1940-49	1950-59	1960-69	1970-79	1980-89
初婚継続世帯	9(40.9)	140(44.6)	700(50.1)	1079(55.4)	637(59.8)
再婚世帯	1(14.3)	3(20.0)	19(35.2)	15(25.9)	19(36.5)
離別世帯	0(0.0)	1(10.0)	9(12.9)	37(31.4)	12(15.4)

注：実数（％）。（％）は当該の人口集団において短大以上に進学した者の％を示す。

高校進学についての表 9 では、度数の少ない 1940-49 年出生コーホートを除けば、全般的に 3 つの世帯群間の差異は小さい。それでも、初婚継続世帯で高校進学が高いことは一貫しており、再婚世帯と離別世帯はこれに比較すると進学率は低い。この点は、表 9 の 1940-49 年出生コーホートを除外した結果をグラフにした図 3 で明確になる。図 3 では、離別世帯の子よりも、再婚世帯の子に進学率が低い傾向が看取できる。高校進学率の差はそれほど顕著ではないが、それでも格差が存在することがわかる。

大学進学についての結果を示す表 10 では、親の家族構造間で顕著な差異が示された。初婚継続群は一貫して第一子の大学進学率を上昇させているが、再婚群と離別群は概して低く、その差異は 20%ポイントから 30%ポイントと、かなり大きい。表 10 から 1940-49 年出生コーホートを除外してグラフにしたものが図 4 である。一見して分かるように、初婚継続群、再婚群、離別群の順に第一子の大学進学率は低下し、3 群間の格差は近年になってもあまり縮小していない。とくに、再婚群の第一子の大学進学率が概して低いことに注目すべきだろう。Cherlin(1979)をはじめ、ステップ家族のもつ家族関係上の問題性の指摘はアメリカでは多いが、日本でも再婚世帯の女性にディストレスが高いことは報告されており（稲葉 2002）、何らかの問題の存在が示唆される。離別無配偶については、教育達成完了後に離婚したケースが少なからず含まれているが、それを差し引いても大学進学率が大幅に低いことが理解できる。

ただし、ここでいう再婚群は、あくまでも親の現在の家族構造であり、子どもがそこで育ったかどうかはわからない。そこで、高校進学率と大学進学率を、さらに親の性別・家族構造別に区分して集計してみよう。図 3, 4 と同じ 1950-89 年生まれについて、親の性別・子どもの出生コーホート別にまとめた結果を表 11 に示す。

4 重クロス集計と同じなので、セルの度数自体が小さくなり、やや分析は不安定になるが、高校進学率については、親が女性である場合、再婚・離別無配偶ともに初婚継続群よりも進学率が一貫して低く、また離別無配偶よりも再婚のほうがやや進学率が低い傾向がみられる。親が男性である場合には、再婚や離別無配偶で初婚継続よりも進学率が高い場合が散見されるが、おそらくこれは子どもが父親とは別の家庭で育ったからではないかと思われる。

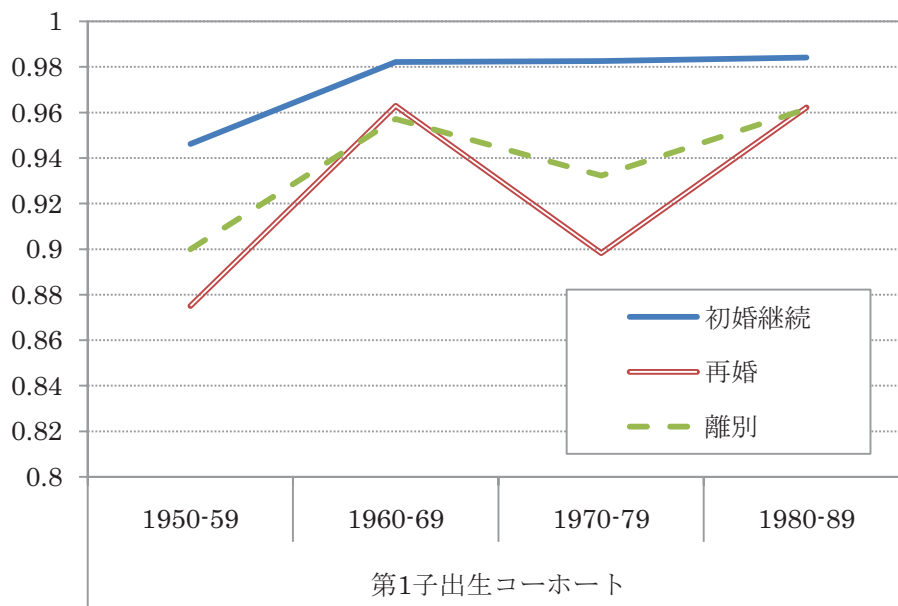


図3 家族構造別・第一子出生コーホート別に見た第一子の高校進学率 (%)

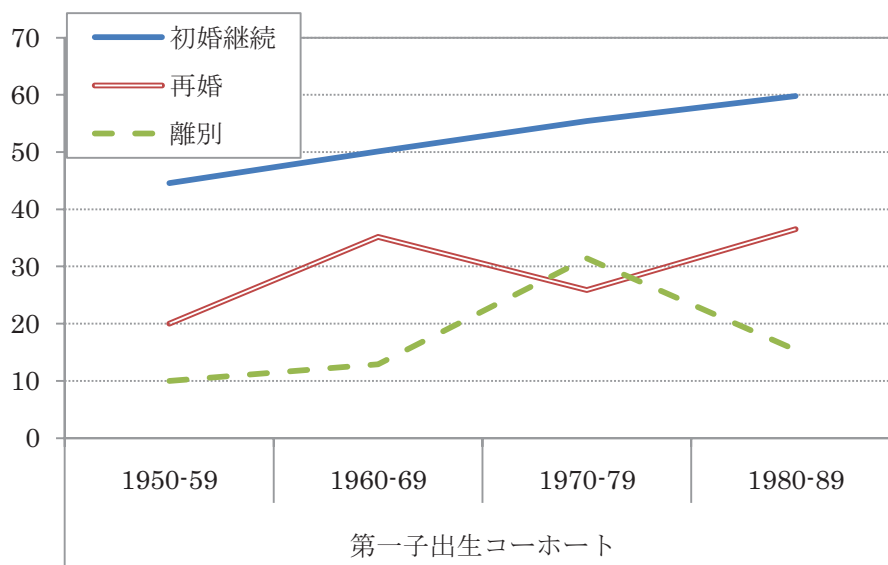


図4 家族構造別にみた第一子の大学進学率 (%)

表 11 親の性別・家族構造別・子どもの出生コーホート別にみた進学率

親性別・家族構造	子どもの出生コーホート			
	1950-59	1960-69	1970-79	1980-89
(高校進学率)				
女性・初婚継続	173(95.1)	720(98.2)	968(98.0)	545(98.0)
女性・再婚	8(80.0)	20(90.9)	25(96.2)	29(93.6)
女性・離別無配偶	8(88.9)	45(95.7)	79(94.1)	58(95.1)
男性・初婚継続	126(94.0)	659(98.2)	951(98.6)	507(98.8)
男性・再婚	6(100.0)	32(100.0)	28(84.9)	22(100.0)
男性・離別無配偶	1(100.0)	22(95.7)	31(91.2)	17(100.0)
(大学進学率)				
女性・初婚継続	86(47.5)	376(51.4)	541(54.9)	335(60.6)
女性・再婚	2(22.2)	5(22.7)	4(15.4)	11(36.7)
女性・離別無配偶	1(11.1)	6(12.8)	31(36.9)	10(16.4)
男性・初婚継続	54(40.6)	324(48.7)	538(55.9)	302(58.9)
男性・再婚	1(16.7)	14(43.8)	11(34.4)	8(36.4)
男性・離別無配偶	0(0.0)	3(13.0)	6(17.7)	2(11.8)

注：数字は度数（%）、当該の人口集団の中での進学者および進学率を示す。

大学進学率については、とくに親が女性の場合に初婚継続群とそれ以外の群との格差がきわめて明瞭である。表 11 の大学進学率についての結果を図 5 に示す。

図 5 では、親の性別にかかわらず、再婚・離別無配偶群の第一子の大学進学率は低い。親が女性の場合、再婚・離別無配偶はともに大学進学率は低く、70-79 年コーホートを除けば総じて離別無配偶に大学進学率が低いものの、両者の差異はそれほど大きいとはいえない。これに対して親が男性の場合は、再婚と離別無配偶の間の差異は大きく、とりわけ離別無配偶群の進学率が突出して低い。父子世帯出身者の大学進学率は母子世帯出身者よりも低いことが知られており、この中に父子家庭で育った子ども達が含まれているということなのかもしれない。男女差は再婚群で比較的大きく、親が男性の場合に進学率が比較的高く、女性の場合に低いという関係にある。

ただ、以上の結果からすると、再婚群・離別無配偶群を男女別に分けなくてはならないほどパターンが異質ということはないようだ。

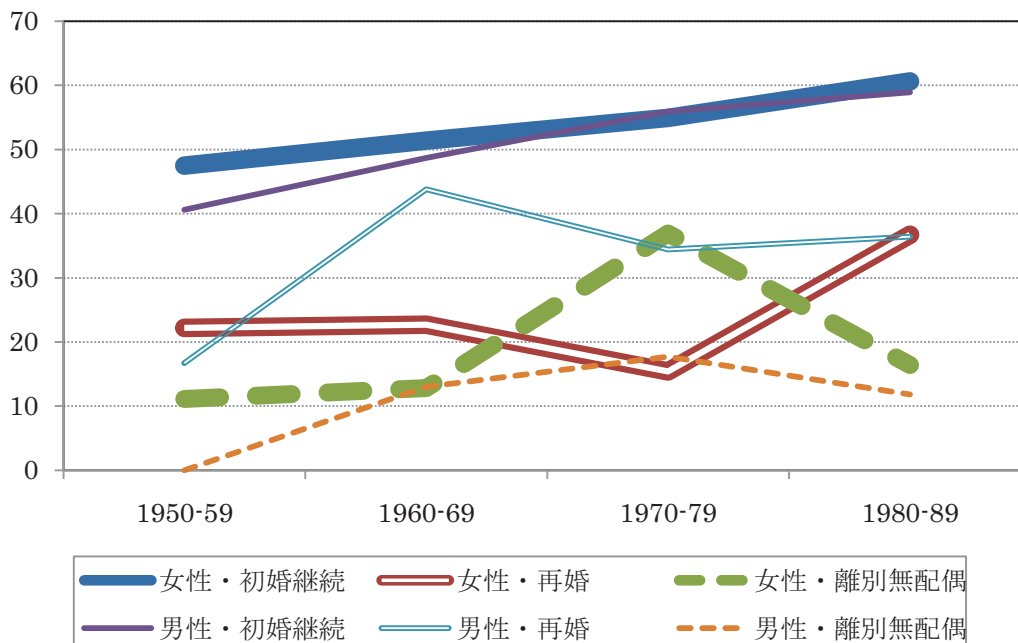


図5 親の性別・家族構造別・第一子の出生コーホート別にみた大学進学率

5.5 親の離婚・再婚の効果

記述統計上は、親の離婚・再婚（家族構造）が第一子の教育達成に大きな影響を与えていることが確認できたため、以下では統制変数をくわえた分析を行う。

統制変数はデータ種別（NFRJ08=1、NFRJ03=0としたダミー変数）、回答者の性別（男性=1、女性=0としたダミー変数）、回答者の子ども数、第一子の出生年³（1900を引いて下2ケタの数字で表記）、第一子の性別（男性=1、女性=0としたダミー変数）である。家族の社会経済的地位は直接測定している指標がないため、親の学歴を代理変数として使用する。回答者と配偶者の学歴のうち、高いほうの学歴を親学歴とした。したがって離別無配偶群では回答者の学歴が親学歴となる。なお、親学歴は必ずしも子どもの親の学歴とは一致しない点に注意が必要である（再婚群の回答者で、配偶者の学歴が親学歴となったが、子どもは回答者と同居していなかった、などの場合）。家族構造は、初婚継続をレファレンカテゴリーに置き、再婚世帯、離別世帯の2つのダミー変数を使用した。格差の時代的な縮小・拡大を検討するために、第一子出生年と2つの家族構造変数との交互作用も検討する。また、第一子の性別、回答者の性別との交互作用も検討する。

従属変数は高校進学、短大以上への進学のそれぞれダミー変数であり、分析においては、ロジスティック回帰を用いた。分析に使用する変数の記述統計量を表12に、ロジスティック回帰の結果を表13に示す。

³ 2つのデータを合併しているため、ここでは子どもの年齢ではなく出生年を変数とした。

表 12 分析に使用された変数の記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
NFRJ08 ダミー(=1)	0.45	0.50	0	1
親男性ダミー(=1)	0.47	0.50	0	1
子ども数	2.27	0.76	1	9
親教育年数	12.70	2.32	9	18
子の出生年	72.41	8.42	44	88
子男性ダミー(=1)	0.52	0.50	0	1
離別無配偶ダミー (=1)	0.05	0.22	0	1
再婚ダミー (=1)	0.04	0.19	0	1
第一子高校進学 (=1)	0.98	0.14	0	1
第一子大学進学 (=1)	0.52	0.50	0	1

n=5,191

表 13 第 1 子の教育達成を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果

独立変数	従属変数					
	高校進学			短大以上への進学		
	Model1	Model2	Model3	Model1	Model2	Model3
NFRJ08(=1)	1.00	1.02	1.00	1.17*	1.16*	1.17*
親男性(=1)	1.39	1.40	1.38	0.94	0.94	0.95
子ども数	0.76*	0.75*	0.76*	0.82***	0.82***	0.82***
子の出生年	1.00	1.00	1.00	0.99*	0.99*	0.99**
子男性(=1)	0.55**	0.44**	0.55**	1.01	1.02	1.01
親教育年数	1.45***	1.45***	1.45***	1.48***	1.43***	1.43***
離別 (=1)	0.43**	0.39	0.42*	0.31***	0.33***	0.37***
再婚 (=1)	0.28***	0.12***	0.29**	0.40***	0.38***	0.30***
離別×子男性		1.15			0.85	
再婚×子男性		5.11*			1.09	
離別×親男性			1.21			0.46*
再婚×親男性			0.91			1.74
-2LL	913.61	907.64	913.51	6355.98	6355.64	6349.05
χ^2	97.84***	103.82***	97.94***	835.28***	835.62***	842.21***
R ² (Pseudo)	(.097)	(.103)	(.097)	.116	.116	.117

N=5,191 *p<.05 ** p<.01 *** p<.001

記述統計量を概観すると、子どもの出生コーホートのレンジが1944-88年のおよそ45年であるが、短大以上への大学進学率が全体で52%と、かなり高い。学校基本調査などの統計によれば、大学進学率が50%を超えたのは2005年以降であり、2000年時点では49.1%である。NFRJデータについては、3つのデータすべてにおいて有配偶者の比率が母集団よりも高いことが知られているが（稲葉 2010）、この数値から考えると、標本自体が高学歴層に偏っているか、もしくは虚偽の回答がなされている可能性は否定できない。

続いてロジスティック回帰の結果に移る。まず、高校進学を従属変数とした分析では、離別・再婚それぞれのダミー変数が有意に子どもの進学率の低さと関連していた。初婚継続世帯出身者に比して、これらの世帯出身者は高校進学率が低い。とりわけ、離別よりも再婚世帯で進学率の低さが大きくなっている。また、子どもの性別と再婚世帯の間に有意な交互作用効果が示され、再婚群では性別によって進学率が大きく異なることがわかる。子どもが男性の場合には進学率が比較的高くなるが、女性の場合には低い。なお、子どもの出生年との有意な交互作用効果は示されず、こうした格差が時代とともに縮小しているわけでも、拡大しているわけでもないことがわかる。

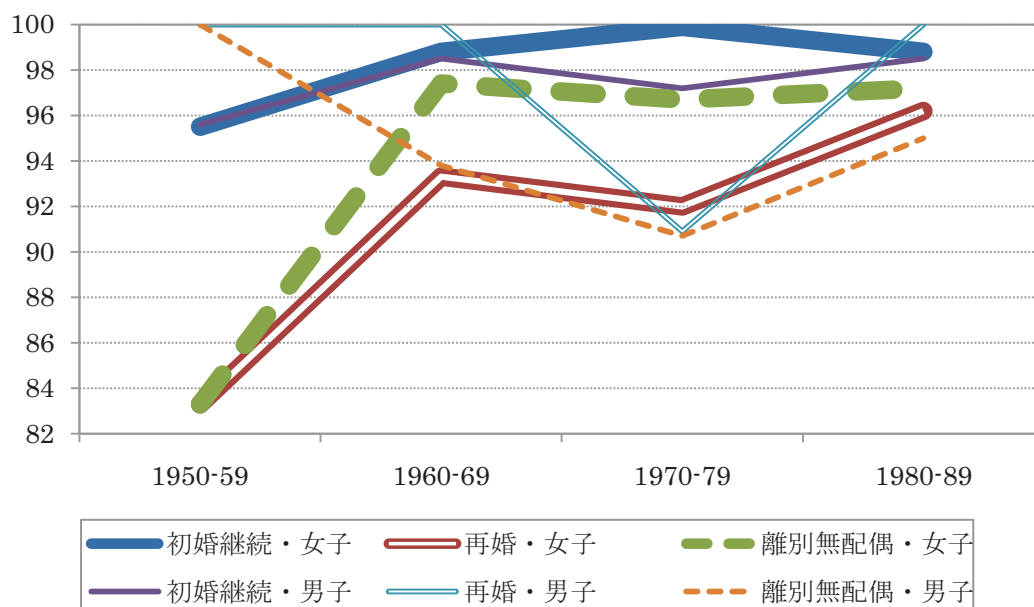


図6 子ども性別・家族構造別・第一子の出生コーホート別にみた高校進学率

続いて短大以上への進学については、同様に離別・再婚が子どもの進学率の低さと関連する。ここでは親の性別と離別の有意な交互作用効果が示され、親が男性の場合に、離別世帯において子どもの進学率がより低くなる。なお、子どもの出生年と親の離別・再婚との間に有意な交互作用効果は示されなかった。

親の性別と離別との交互作用はすでに図5でみた結果と対応するので省略し、子どもの

性別・家族構造別・子どもの出生コーホート別の高校進学率の結果を図6に示す。図6では、改めて再婚群で男女差が大きいこと、女子に進学率が低い傾向が確認できる。

5.6 離婚・再婚と親子関係

以上のように、第一子の学歴達成は、初婚継続群に比較して離別・再婚群には少なからぬ不利が示された。こうした非初婚継続家族出身者の不利を説明する仮説がすでに先行研究によって複数提示されており、その検証も進められている。大別すれば、それらは非初婚継続家族の置かれている貧困が教育機会を制約すると考える経済的剥奪仮説、ひとり親で育つことでひとり親というライフスタイルが継承されると考える社会化仮説、離婚や再婚がストレスアとして子どもに作用し、親子関係の不和および子どもの離家を促進すると考えるストレス仮説、ひとり親では子どもへのケアや統制が不足し、学業成績の不振や学校文化への不適応が生じると考えるペアレンティング仮説（社会化仮説の下位仮説とみなされることもある）、などである（余田 2010; McLanahan and Bumpass 1988; Amato, and Sobolewski 2001）。

これらの仮説を直接に検討することはNFRJデータでは難しいが、家族ストレス仮説は親子関係が不安定化することが主張されている。そこで、最後にさきほどと同じモデルを用いて、調査時点での回答者と第一子との関係の良好度を従属変数とした分析を試みる。

第一子との関係良好度は、「この方との関係はいかがですか」という問いに対して、「良好」「どちらかといえば良好」「どちらかといえば悪い」「悪い」の4件法で回答を求めたものであり、得点は逆転させ、得点が高いほど良好な状態を示すものとした。なお、対象とする標本は前節と同じ、長子が20歳以上で、かつ現在の家族構造が初婚継続世帯、離別無配偶世帯、再婚世帯であるもの（ $n=5,198$ ）である。

関係良好度は平均3.67、標準偏差0.58と、多くは「良好」な状態にある。良好度の基本的なパターンを最初に確認しておこう。第一子の年齢を20代、30代、40代以上に区分し、親（回答者）の性別に平均値を算出した。この結果を、図7に示す。

図7から明らかなように、親との関係良好度がよいのは圧倒的に初婚継続群である。初婚継続群では第一子の年齢による差異や親の性別による差異はあまり見られず、一貫して親子関係は良好である。これに対して、離別無配偶群・再婚群はともに関係の良好度が初婚継続群と比較して低い。とりわけ、離別無配偶群の男性は子どもとの関係の悪さが際立つ。少なくとも、非初婚継続家族出身者とその親との関係は、初婚継続家族出身者に比較して不安定であることが推察される。

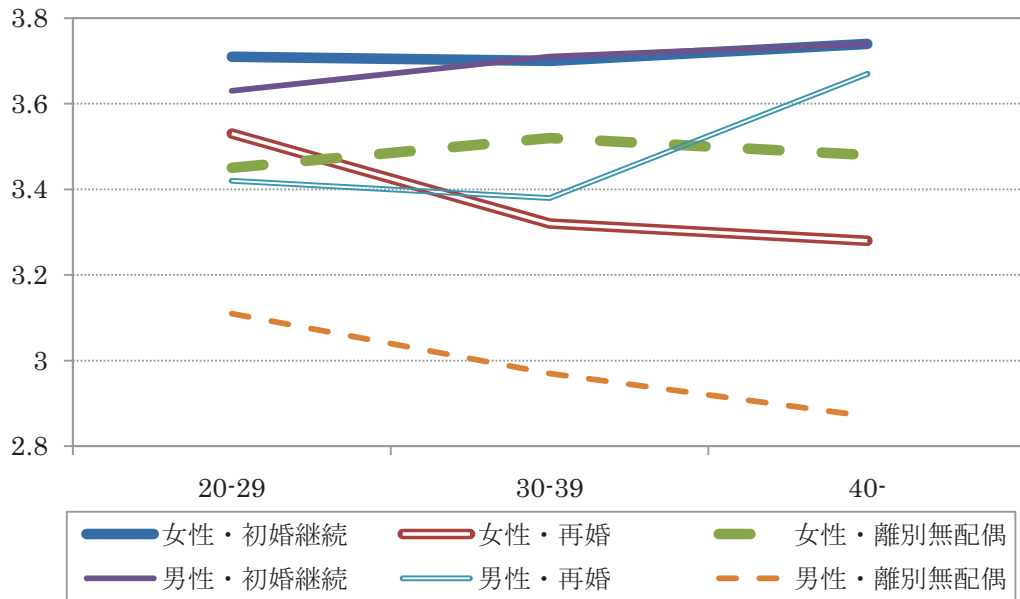


図7 親の性別・子どもの年齢別、家族構造別にみた第一子との関係良好度(平均値)

表14 第一子の親子関係良好度を従属変数とした分析の結果

独立変数	順序ロジット (オッズ比)			OLS (非標準化係数)		
	Model1	Model2	Model3	Model1	Model2	Model3
NFRJ08(=1)	1.09	1.09	1.09	0.01	0.01	0.01
親男性(=1)	0.88	0.88*	0.92	-0.04*	-0.04*	-0.02
子ども数	1.12**	1.11*	1.12**	0.02*	0.02*	0.02*
子の出生年	0.98***	0.98***	0.98***	-0.00***	-0.00***	-0.01***
子男性(=1)	0.60***	0.59***	0.61***	-0.12***	-0.12***	-0.12***
親教育年数	1.10***	1.10***	1.10***	0.02***	0.02***	0.02***
離別 (=1)	0.45***	0.41***	0.60***	-0.32***	-0.33***	-0.19***
再婚 (=1)	0.46***	0.43***	0.40***	-0.28***	-0.25***	-0.32***
離別×子男性		1.23			0.02	
再婚×子男性		1.13			-0.05	
離別×親男性			0.36***			-0.46***
再婚×親男性			1.33			0.09
-2LL	7395.66	7394.91	7382.27			
χ^2	198.63***	199.38***	212.03***			
R ²	.031	.026	.028	.04***	.05***	.04***

N=5,198 *p<.05 ** p<.01 *** p<.001

続いて、こうした関係を先ほどの表 13 と同じモデルを用いてより厳密に検討してみよう。第一子との関係良好度は、歪度-1.90、尖度 3.91 と正規分布からややずれるため、分析は同じモデルを順序ロジット、重回帰（OLS）それぞれを用いて検証した。なお、順序ロジットの結果は、重回帰と対応させやすいように、符号を逆転させた。この結果は表 14 のようなものとなった。

表 14 の順序ロジット、重回帰の結果はほぼ同じであった。

離別無配偶群（正確には親の離婚を経験している者）ほど、また再婚群ほど、親子間の関係の良好度は悪い。これらの関係はほぼ一貫して示された。なお、離別・再婚と子どもの性別との有意な交互作用は検出されなかったが、離別と親の性別の交互作用については有意な効果が示された。先ほどの図 7 で示されたように、離別無配偶群では親が男性であると子どもとの関係は悪い。再婚の場合には有意な効果は示されなかったので、離婚した男親と子どもとの関係が難しいといえそうだ。なお、子どもの出生年については顕著な交互作用効果は示されなかった。

先のグラフで確認したように、性別や年齢を超えて、非初婚継続家族出身者の親子関係が不安定であることが示されたことになる。この結果は、離別無配偶世帯やステップ家族世帯に見られる人間関係の問題などが、ストレスとして子どもに作用し、子どもの離家や他出を早めるという家族ストレス仮説と整合的である。ただし、ここでの結果は現時点での親子関係を測定しているのであり、また現時点で把握されている結婚経歴から過去の家族構造を類推しているという限界があることは認識されねばならない。本来は 15 歳時点での親の離別別状況、再婚状況が把握できることが望ましく、今後はこうしたデータが求められる。

6. 考察と結論

6.1 全体の要約

以上、本人の出身家庭の状況（親の早期死別）と本人の学歴達成、本人の結婚経歴をもとにした家族構造と第一子の学歴達成の関係について検討してきた。最初に提示した仮説については、以下のような結果となる。

- (1) 早期に親の死別を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して学歴達成が低い。

この仮説は大学進学については、ほぼ完全に支持された。さらに、大学進学において、この効果は女性に大きかった。高校進学については、母学歴を投入すると親の死別の有意な効果が消失するため、家族の社会経済的地位の疑似効果である可能性がある。

- (2) 親の離別を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して学歴達成が低い。

この仮説は全面的に支持された。高校進学、大学進学ともに、離別家庭出身者は進学

率が低く、この傾向は男女を問わず存在し、初婚継続家族との格差が縮小していることはなかった。

- (3) 親の再婚を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して学歴達成が低い。

この仮説についても全面的に支持された。高校進学、大学進学ともに男女を問わずこの傾向は示され、格差が時代とともに縮小している傾向は見られなかった。

- (4) 親の再婚を経験した子どもたちは、初婚継続家族で育った子どもたちに比して親子関係がよくない。

第一子との関係の良好度について、仮説は全面的に支持された。ただし、再婚だけではなく、離別無配偶の親をもつ子どもたちも親との関係が悪く、とくに男親との関係が悪い傾向が示された。

6.2 非初婚継続家族の経験とライフコース

全体の分析から、定位家族が非初婚継続家族である場合には、初婚継続家族と比較して大きな格差が示されることはほぼ確認できたように思う。ただし、前半の親の死別の分析を除けば、厳密には過去の家族構造とその後のライフコースが検討されたわけではないため、今後の追試が必要である。「子ども離家後の親の離婚や再婚がそれほど多数を占めるものでなければ」という限定つきで本研究の結果は意味を持つことになる。

また、本研究であつかったのは死別無配偶、離別無配偶、再婚（ステップ）の3つの家族構造であるが、統計量からすれば死別無配偶群と初婚継続群の格差は比較的小さく、離別無配偶群と再婚群はそれぞれ同じくらい初婚継続群と大きな格差を伴っていた。死別は離別に比較して不利が小さいことは先行研究でも指摘されており（McLanahan and Bumpass 1988; 稲葉 2009）、同様の結果が示された。死別の場合には離別よりも遺族年金などの所得保障が受けられやすいこと、家族関係の慢性的・長期的な不和などに関連する側面が少ないことなどがこの理由として考えられる。

一方で、再婚群では離別無配偶群と同じくらい不利が経験されていた。これが、再婚にともなう家族関係の不安定化などの家族ストレスに起因しているのか、再婚前に形成されている「離別」の効果なのかは、離別無配偶の期間が測定されていないために分析上は判断できない。しかし、再婚群が離別無配偶群と進学率等の数字がそれほど大きな差異を示さないことを考えると、少なくとも再婚によって離別無配偶群の不利が解消されている側面は低いということになるのかもしれない。再婚世帯は構造的に貧困が予想されるものではないため、政策的にはあまり対象として注目されてこなかったが、子どもの福祉という点から改めて問題性を認識する必要がある。親子関係の良好度が低いことは、再婚が家族関係上の問題を生み、そのことが学歴達成や離家に影響を与えている可能性（つまり家族ストレス仮説）を示唆している。

6.3 時代的な変化・性別による変化

初婚継続家族と非初婚継続家族間の格差が縮小している傾向は観察されなかった。総じて、子の出生年と離別無配偶群、再婚群との有意な交互作用は示されず、格差が長期的に存続しているさまが示された。

この理由の一つは、配偶者との離別や死別といったイベントに対応した社会保障制度（社会手当を含む）が、一貫して子どもの大学進学を想定してこなかった点にあると思われる。多くの制度は子どもが18歳までの期間に限って制度の適用を定めており、それ以降の保障はし得ていない。親も、子ども自身も、こうした中で大学への進学よりは就職を選んでいく可能性がある。

同時に、非初婚継続家族をとりまく社会的な環境があまり変化していない可能性もあげられる。初婚継続家族内部の時代的な変化があまり大きく生じていない可能性は稲葉(2011a)が指摘しているが、以上の結果は非初婚継続家族も時代的な変化が乏しい可能性を物語っている。母子世帯についていえば、一貫して女性の就労率は高く、にもかかわらず世帯収入は低く、母親が周辺的な労働にしか従事していない状況（日本労働研究機構,2003）はおそらく、それほど変化していないように思われる。再婚は経済問題を解決する手段ではあるが、再婚の中で形成される親子の関係は不安定化することが多く、子どもにとっては家族の資源性を低下させることにつながる。このことは、子どもの社会移動にとって不利に働くだらう。もし、離婚や再婚が所得の低い階層で発生しやすいとすれば、所得の低さのみならず、家族関係の不安定性に起因する「家族の資源性の低さ」が低所得層の再生産を引き起こしている可能性がある。このように考えた場合、貧困の再生産の抑止には家族関係の安定性を維持することが重要な課題になるだろう。

また、子の性別による差異も示された。15歳までの期間中の父親の死別は、女性の大学進学率を低めており、また離別無配偶群・再婚群いずれにおいても、男性より女性で大学進学率が低かった。SSM データを用いた稲葉(2008, 2011b)や余田(2010)では、15歳時父不在が大学進学率に及ぼす効果は女性に大きいことが示されており、整合する結果が得られたといえる。家族構造の効果は、女性の大学進学に顕著に作用しており、非初婚継続家族の経験はとくに女性に不利に作用している。

分析結果をよくみると、子どもが男性のほうが離別無配偶群と再婚群の差異が大きく、女性ではこの差が小さいようだ。男性は再婚群よりも離別無配偶群のほうが進学率や親子関係の良好度が低下する傾向があるのに対し、女性は両者間にそれほどの差はない。男性の結果は社会化仮説のもとにある、ペアレンティング仮説と親和的で、ひとり親の場合に子どもへの統制が届かず、学業不振や非学校文化への接触によって学歴達成が低くなる、という仮説による説明が可能である。女性の場合は再婚群でも大学進学率が低いために、こうした統制の効果からの説明は難しい。女性の場合には、複数の仮説が共存している可能性（離別無配偶群の効果は経済的剥奪仮説、再婚群の効果は家族ストレス仮説など）が考えられるが、質的な研究をふくめて検討していく必要があるだろう。

[付記]

NFRJ98、NFRJ03 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SSJ データアーカイブから個票データの提供を受けた。

[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.

Amato, Paul R. and Juliana M. Sobolewski. 2001. The effects of divorce and marital discord on adult children's psychological well-being. *American Sociological Review*, 66: 900-921.

稲葉昭英, 2011a, 「NFRJ98/03/08 からみた日本の家族の現状と変化」『家族社会学研究』23(1): 43-52.

———, 2011b, 「ひとり親家庭出身者の教育達成」佐藤嘉倫・尾島史章編『21世紀の階層システム 第1巻 格差と多様性』東京大学出版会 (印刷中).

———, 2010, 「NFRJ08 のデータ特性: 予備標本、回収率、有配偶率」『家族社会学研究』22(1): 226-231.

———, 2008, 「「父のいない」子どもたちの学歴達成: 父早期不在者・早期死別者のライフコース」杉野勇・中井美樹編『ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』2005年SSM調査研究会, 1-19.

———, 2002, 「結婚とディストレス」『社会学評論』53(2): 69-84.

厚生労働省, 2009『離婚に関する統計 (平成21年度)』厚生統計協会.

McLanahan, Sara and Larry Bumpass, 1988."Intergenerational consequences of family disruption," *American Journal of Sociology*, 94: 130-152.

McLanahan, Sara and Percheski, Christine. 2008. Family structure and the reproduction of inequalities. *Annual Review of Sociology*, 34: 257-276.

日本労働研究機構編, 2003『母子世帯の母への就業支援に関する研究』日本労働研究機構.

余田翔平, 2010, 『家族構造と地位達成』東北大学文学研究科修士論文.

善積京子, 1993, 『婚外子の社会学』世界思想社.

Effects of Parental Death, Divorce and Remarriage on Children's Educational Attainment in Japan

Akihide INABA

Tokyo Metropolitan University

Recently, Japanese family scholars found that children who grew up in a lone mother family showed low educational attainment and other disadvantage over the life course compared to those grew up in a first marriage continuing (so called intact) family. This is well-known findings in United States, but in Japan, we still do not have enough information about the difference among those grew up in a divorced single parent family, widowed single parent family, and step family. This paper examines these family structure effects on children's educational attainment.

Results of the analyses showed following findings. Comparing to children who grew up in a first marriage continuing family, 1) Educational attainment of children who grew up in a widowed mother family is lower, especially for female children. 2) Educational attainment of children grew up in a divorced family is lower, especially for university entering. This inequality is larger among female children. 3) Educational attainment of children who experience parent's remarriage is lower. This inequality is also larger among females.

As a whole, we found large inequality of educational attainment between children grew up in a first marriage continuing family and those grew up in their counterparts. The disadvantage was especially large for university entering rather than high school entering. These inequalities have been maintained continuously since after World War II, that means inequality itself has not been reduced.

This 'unchanging structure' seems to be explained by the characteristics of Japanese social policies. Social security systems (pension, child allowance, etc) do not cover the duration after children graduate high school. This is why the inequality was large for entering university.

Finally, future direction for the research is discussed.

Key words and phrases: divorce, step family, educational attainment, single parent family, inequality

