

定位家族構造と教育達成の関連

—コーホート比較による長期的趨勢の把握*¹—

齊藤 裕哉

(首都大学東京大学院)

本稿の目的は、定位家族構造と教育達成の関連の長期的趨勢を明らかにすることである。特に、母子世帯に焦点を当て、高校進学ならびに高等教育進学についてふたり親世帯と母子世帯の間の格差の趨勢を明らかにする。これまで、母子世帯出身者とふたり親世帯出身者の教育達成格差は米国を中心に検討が進められ、日本においても 2000 年代後半から研究の蓄積が進み、教育達成について母子世帯出身者は不利な状況にあることが指摘されている。しかし、日本での研究は蓄積が多いとは言いがたく、異なるデータを用いて検証する必要がある。そのため、本稿では「社会階層と社会移動全国調査」のうち、2005 年と 2015 年を合併したデータを用いて、定位家族構造と教育達成の関連をコーホート別に検討した。その結果、以下の点が明らかになった。(1) 高校進学に対する母子世帯の不利は、男性では近年のコーホートでは確認されなくなっているが、女性では依然として母子世帯出身者の不利が存在する。(2) 高等教育進学については、男女とも戦後に生まれたコーホートから母子世帯とふたり親世帯の高等教育進学格差が生じている。(3) 母子世帯が高等教育進学について抱える不利は、男性では本人の学業成績によって説明されるが、女性では世帯の経済状態、本人の学業成績では説明されない。

キーワード：家族構造 教育達成 母子世帯 ふたり親世帯

1. 問題の背景

2000 年代後半から子どもの貧困に注目が集まり、日本において貧困状態に陥って生活している子どもが無視できないほどに存在することが認識されるようになった。このような認識が広まった背景には、阿部彩による研究成果が大きく寄与したと考えられるが、これらの研究が示しているように、子どもの貧困はとりわけ新しい問題というわけでもない(阿部 2008)。例えば、2016 年の『国民生活基礎調査』によれば、相対的貧困状態にある世帯で暮らす子どもの割合は 13.4%であるが、1985 年時点ですでに 10.9%という値を示している(厚生労働省 2017a)。この値は子どものうちおよそ 10 人に 1 人は貧困世帯で生活を送っていたことを意味し、30 年以上前から子どもの貧困が存在していたことを示している。

このように、子どもの貧困は以前から存在していたが、その中でもひとり親世帯は貧困に陥るリスクが極めて高い。前述の『国民生活基礎調査』ではひとり親世帯の貧困率についても報告されており、1985 年から 2015 年までの期間に彼らの貧困率が 50%を下回ることはない。ひとり親世帯は日本社会の中で長期にわたり困難な生活を強いられており、子どもの貧

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

困問題を抱える典型的な世帯である。さらに母子世帯に限定すると、2015年の平均所得は243.4万円であり、児童のいる世帯全体の平均所得707.8万円のおよそ34%の所得で生活している。こうした状況について日本の母子世帯の母親の就労率は高いが、非正規労働など不安定で低賃金の就労をしているために、貧困状態に陥りやすくなっていることが指摘されている(赤石 2014)。

このように母子世帯の大きな問題の1つは貧困であるが、貧困以外にも住環境や育児など様々な問題を抱えている。その中でも、教育の問題は極めて重要であると言える。母子世帯では勉強机や参考書など学習環境の物質的な剥奪や、学費や学校外教育投資の費用の工面が困難であること、それに伴う学業成績の悪化や進学機会の喪失など多岐にわたる問題が指摘されてきた。特に、高校や短大・高専、大学への進学といった教育達成格差の存在は、その後の職業生活や様々なライフ・チャンスに影響を及ぼすため、重要な課題であると言えよう。本稿では、こうした問題関心のもと、高校進学率や高等教育進学率が上昇してきた日本社会の中で、母子世帯の教育達成上の不利が存在していたのか、さらにどのような要因によってその不利が生み出されていたのかを明らかにしたい。

2. 先行研究ならびに分析枠組み

2.1 先行研究

家族構造と教育達成についての研究は、アメリカなどでは既に膨大な研究が蓄積されている(McLanahan 1985; Biblarz and Raftery 1999; McLanahan et al. 2013)。これら多くの研究において、母子世帯を含むひとり親世帯は、学業や教育達成に困難を抱えていることが指摘されてきた。一方、日本において、このような問題が大規模な社会調査データによって検証されるようになったのは2000年代後半からである²。例えば、稲葉は「社会移動と社会階層全国調査」の2005年データを用いて、15歳時点で父親が不在であることが教育達成に与える影響を検討している(稲葉 2008, 2011)。その結果、父不在世帯出身者は、高校進学や高等教育進学など教育達成において不利を抱えており、父存在世帯出身者との格差が長期的に存在していることを明らかにした。さらに、父不在/父存在世帯出身者の間の格差は近年のコーホートにおいて拡大していることも示されている。こうした傾向は、「全国家族調査」を用いた分析においても確認されている(余田 2012; 稲葉 2016)。その中でも余田(2012)は、出生年と家族構造の交互作用項を用いて、教育達成に対する母子世帯の影響の時代的变化を分析し、出生年が新しいほど母子世帯の不利が拡大している点を明らかにしている。

² 三輪(2005)も大規模な社会調査データを用いて、父不在者の分析を行っているが問題関心が異なる。また菊池(2007)や大石(2007)は15歳時点での家族構造と教育達成や現在の生活状況の関連について分析を行っているが、サンプルサイズがn=584と比較的地小さく対象地域が首都圏に限定されているなどの限界を持つ。

このような母子世帯とふたり親世帯との教育達成格差が生じる要因の1つとして考えられてきたのは、世帯の貧困状態である (McLanahan 1985)。日本の母子世帯は労働市場において非正規労働に従事するものが多く、貧困状態に陥るリスクが高い状態が長期的に維持されていることは度々指摘されてきた (周 2014)。そのため貧困による教育達成格差の説明は、日本の母子世帯についても有効だと考えられるが、前述の研究から、そうした結果は得られていない。

以上の先行研究を踏まえると、日本において家族構造間には教育達成の格差が存在し、それは特に高等教育以上への進学について顕著であるが、それが生じる原因については貧困以外の要因の存在が示唆されたにとどまっている。またこれらの先行研究では、母子世帯内部の差異については十分に検討できていないという限界もある。母子世帯内部の差異とは、父親とは死別か生別か、母子世帯の母親が有職か無職か、母子以外の同居者の有無などの違いであり、厚生労働省が実施する『全国ひとり親世帯等調査』においては、これらの差異によって母子世帯が異なること状況に置かれることが示されている (厚生労働省 2017b)。

本稿では、これらの差異の中から母子世帯となった理由に着目する。父親と死別した場合には死別母子世帯となり、離婚などの理由の場合には生別母子世帯となるが、この2つの世帯で大きく異なる点は、母子世帯に対する所得保障などの公的な制度であろう (藤原 2010)。母子世帯への制度的な対応は戦前には救護法、母子保護法、軍事扶助法によって、戦後間もない時期には旧生活保護法によって行われていた。1952年には国民年金法の制定と同時に死別母子世帯に対する母子年金、母子福祉年金が創設される。

一方、生別母子世帯については年金制度による所得保障は存在しなかったが、彼女たちの経済的困窮や社会保障制度の必要性が議論され、1962年に児童扶養手当法が成立した。児童扶養手当は、一時は受給対象年齢の引き上げなど拡充される傾向も見られたが、70年から80年代にかけての離婚率の上昇などにより、徐々に削減される傾向にある³。

このように死別母子世帯と生別母子世帯では、利用できる公的な制度に違いがみられ、世帯の経済状態も異なっている。前述の『全国ひとり親世帯等調査』やその前身にあたる『全国母子世帯等調査』では、生別母子世帯は死別母子世帯より平均年間収入が少ないことが明らかにされている (厚生労働省 2012)。2010年の全国母子世帯等調査によれば、死別母子世帯の平均年間収入は451万であり、それに対し生別母子世帯は278万円である。

母子世帯になった理由により社会保障制度が異なり、世帯の状況にも違いが生じていることは示され、こうした状況がそこで生活していた子どもの教育達成に差異を生じさせることが予想されるだろう。そのため、本稿では死別母子世帯と生別母子世帯に分析の焦点を絞り、教育達成の長期的な趨勢を母子世帯の差異を考慮して検討する。

³ 母子世帯に対する公的な制度の変遷については下夷 (2008) や湯澤 (2013) などに詳しい。

2.2 分析枠組み

本稿では、母子世帯出身者の教育達成の長期的な趨勢を把握するため、出生コーホート別に分析を行う。ここでは出生コーホートを、以下の3つに区分する。すなわち、「1935年から1944年生まれ」、「1945年から1969年生まれ」、「1970年から1994年生まれ」である。「1935年から1944年生まれ」のコーホートは、戦争の影響により母子世帯となる可能性が高かったと考えられるため、ここを1つの区分とした。そして残り戦後生まれを25年ずつに分割し、2つのコーホートとした。コーホートの区分については、母子世帯へ支援制度の変化や高校進学率、高等教育進学率の変化に対応させたものを用いることも可能である（例えば尾嶋2002）。しかしデータ全体に含まれる母子世帯のサンプルの小ささを考慮し、男女別に死別母子世帯と生別母子世帯の分析を進めることが可能になるようなコーホートを作成した。

上記を踏まえ、分析では以下の仮説を検証する。

H1-1：高校進学に対する死別母子世帯出身者の不利は近年のコーホートでは確認されない。

H1-2：高校進学に対する生別別母子世帯出身者の不利は近年のコーホートでは確認されない。

H2-1：高等教育進学に対する死別母子世帯出身者の不利は一貫して維持されている。

H2-2：高等教育進学に対する生別母子世帯出身者の不利は一貫して維持されている。

多変量解析では、高校進学と高等教育進学のダミー変数を従属変数とした2項ロジスティック回帰分析を行う。分析のモデルは比較の観点から稲葉（2008）と同様のモデルを使用する。すなわち、以下の通りである。

MODEL1： 統制変数 + 死別母子世帯ダミー + 生別母子世帯ダミー

MODEL2： MODEL1 + 15歳時点の暮らし向き

MODEL3： MODEL2 + 15歳時点での学業成績

3. データと変数

3.1 データ

本稿では「社会階層と社会移動全国調査」（以下、SSM調査）のうち、2005年データと2015年データを統合して使用する。この2つのデータを使用するのは、SSM調査のうち、2005年データと2015年データにおいて定位家族の家族構造を把握することが可能なためである。2.2節で述べたように、母子世帯はデータ全体に占める割合が少ないため、サンプルサイズが少数になることがしばしば問題として指摘される。2つのデータを統合して用いるのは、この問題に対処するためでもある。

2つのデータを統合し、下記に示す変数に欠損値を含まないケースは最終的に10,833ケースとなった。

3.2 独立変数

本稿の分析の主な独立変数は、定位家族構造である。SSM 調査では、調査対象者の父親と母親の死亡年、15 歳時点の両親の不在状況を尋ねている。それらの質問項目を用いて、下記のように家族構造の変数を作成した。

まず分析対象をふたり親世帯出身者と母子世帯出身者に限定するため、15 歳時点で母親が不在または死亡しているものについては、欠損値扱いとした。次に父親の死亡年と対象者の年齢を対応させ、15 歳時点で父親が死亡していたものを「死別母子世帯」とした。最後に、15 歳時点の父親の職業の回答から、父親の存在／不在を判断し、父親が不在であるものを「生別母子世帯」とした。なお、2015 年データでは 15 歳時点での父親の不在理由が尋ねられており、厳密に「死別」と「生別」を区別することが可能であるが、本稿ではサンプルサイズを多くすることを優先し、2005 年と 2015 年で同じ手続きを行うため上記の作業手順に従った。

以上の手続きから、「ふたり親世帯」、「死別母子世帯」、「生別母子世帯」の 3 つのカテゴリを持つ変数を作成した。多変量解析では、「ふたり親世帯」を基準カテゴリとして使用し、ふたり親世帯出身者と死別・生別母子世帯出身者を比較する。

3.3 従属変数

従属変数は、本人の到達学歴である。本人の到達学歴として高校進学ダミーと高等教育進学ダミーを用いる。高校進学ダミーは、高校以上の学校段階へ進学していれば 1 を、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。また高等教育進学ダミーは高等教育機関に進学していれば 1、それ以外を 0 とするダミー変数として作成した。

3.4 その他の変数

上記以外の分析に用いる変数は、出生コーホート、女性ダミー、きょうだい数、15 歳時の暮らし向き、15 歳時の成績、母親教育年数である。出生コーホートは既に述べように、3 つのカテゴリを作成した。すなわち、「1935 年から 1944 年生まれ」、「1945 年から 1969 年生まれ」、「1970 年から 1994 年生まれ」である。女性ダミーは、対象者の性別が女性であれば 1、男性であれば 0 の値をとる変数として作成した。きょうだい数は連続量として分析に投入した。15 歳時の暮らし向きは 5 件法で測定されており、値が大きいほど暮らし向きが豊かになるように変数を加工した。この手続きは 15 歳時の成績についても同様であり、どちらの変数も連続量として分析に用いる。最後に母親教育年数は連続変数として分析に投入する。

分析に使用する変数の記述統計量は表 1 に示した。

表 1 分析に使用する記述統計量

	男性	女性
N	4906	5927
家族構造		
死別母子世帯	4.3	4.2
生別母子世帯	3.4	3.1
ふたり親世帯	92.3	92.7
コーホート		
1935-1944	20.0	18.2
1945-1969	50.0	48.8
1970-1994	30.0	32.9
教育達成		
高校進学ダミー	88.3	88.6
高等教育ダミー	38.5	30.9
15歳時暮し向き*	2.9(0.9)	3.0(0.9)
15歳時学業成績*	3.2(1.1)	3.2(1.0)
母親教育年数*	11.0(2.2)	11.1(2.2)
きょうだい数*	2.2(1.6)	2.2(1.6)

*連続変数は平均値(標準偏差)

4. 分析

4.1 母子世帯と母子世帯出身者の状況

多変量解析を行う前に、記述的に母子世帯と母子世帯出身者の状況がどのように変化してきたのかを確認する。まず、定位家族構造の構成割合をコーホートごとに示したものが表 2 である。表 2 は男女別に示しているが、男女によって傾向が異なるということはない。

まず死別母子世帯について見てみると、戦前生まれのコーホートでは、死別母子世帯の割合が高く、コーホート全体のうち、男女それぞれ 10.3%、11.1%を占めている。その後の出生コーホートでは、死別母子世帯が全体に占める割合は減少し、70 年から 94 年生まれのコーホートでは男女それぞれで 1.4%と 1.3%となっている。これには戦災により父親と死別したものが多く反映されていると考えられる。戦後から生活水準の上昇や、医療の進歩や公衆衛生の環境が改善されたことなど伴う、平均寿命が伸長により、15 歳時点で父親が死亡しているケースは発生しにくくなったのだろう。

次に生別母子世帯であるが、戦前生まれのコーホートでは全体のうち、およそ 4%を占めており、死別母子世帯に比べるとその割合は小さい。続く 45 年から 69 年生まれのコーホートではこの割合は約 2.5%まで減少する。しかし、70 年から 94 年生まれのコーホートでは、この割合は増加に転じ、戦前生まれのコーホートと同様の水準となった。

戦前生まれのコーホートでは、戦争の影響で 15 歳時点において父親は不在だったが、父親が死亡しているかどうか定かではない人々も存在する。そのような人々が生別母子世帯に含

まれていることにより、その他のコーホートに比べ、生別母子世帯の割合がやや高くなったものと考えられる。一方で、70年から94年生まれの出生コーホートでの生別母子世帯の割合の増加は、離婚率の上昇による母子世帯の増加を反映したものだろう。長期的には、古いコーホートで割合が多かった死別母子世帯は減少し、その反対に、生別母子世帯が新しいコーホートで増加していることが確認された。

次に、15歳時点での暮らし向きについて示したものが表3である。表3には、家族構造別に平均値を示している。まず、全体として古いコーホートから新しいコーホートになるにつれ、15歳時点での暮らし向きの平均値が上昇していることがわかる。しかし、全体的な暮らし向きの上昇の一方で、家族構造間の差は依然として維持されたままとなっている。いずれのコーホートにおいてもふたり親世帯の平均値が最も高く、生別母子世帯の平均値が最も低い。

この2つの世帯の暮らし向きの平均値の差に注目してみると戦前生まれのコーホートから最も新しいコーホートにかけて、その差は0.53、0.58、0.61ポイントと推移し、その格差が少し拡大していることがわかる。もちろん、この15歳時点での暮らし向きという変数は、当時の暮らし向きについての回顧的、主観的な評価であるため、実際にどの程度、所得や生活水準の差が存在していたかは定かではない。しかし、戦前から近年に至る長期間において、

表2 家族構造の構成割合

	男性				女性			
	死別母子	生別母子	ふたり親	N	死別母子	生別母子	ふたり親	N
1935-1944	10.3%	3.9%	85.8%	980	11.1%	4.4%	84.5%	1080
1945-1969	3.4%	2.5%	94.1%	2455	3.8%	2.4%	93.8%	2895
1970-1994	1.4%	3.5%	95.1%	1471	1.3%	4.4%	94.3%	1952
合計	4.2%	3.1%	92.7%	4906	4.3%	3.4%	92.3%	5927

表3 15歳時点での暮らし向き

	男性				女性			
	死別母子	生別母子	ふたり親	合計	死別母子	生別母子	ふたり親	合計
1935-1944	2.25	2.05	2.58	2.53 **	2.50	2.51	2.99	2.91 **
1945-1969	2.46	2.31	2.89	2.87 **	2.66	2.61	3.04	3.02 **
1970-1994	2.88	2.69	3.30	3.27 **	2.96	2.57	3.34	3.30 **

** : p<0.01 * : p<0.05

表4 15歳時点での学業成績

	男性				女性			
	死別母子	生別母子	ふたり親	合計	死別母子	生別母子	ふたり親	合計
1935-1944	3.19	3.37	3.32	3.30	3.37	3.28	3.34	3.34
1945-1969	3.31	3.03	3.26	3.26	3.17	3.07	3.31	3.30 *
1970-1994	2.75	2.69	3.13	3.11 **	3.00	2.63	3.22	3.19 **

** : p<0.01 * : p<0.05

ふたり親世帯に比べ母子世帯では厳しい生活状況が持続していたことが窺える。

続いて、15歳時点での学業成績について、表4にその平均値を示した。まず、戦前生まれの出生コーホートについて確認すると、死別母子世帯出身者の平均値が最も低く、生別母子世帯出身者の平均値が最も高くなっている。この出生コーホートにおいては、家族構造間の差が大きくなり、さらに統計的に有意ではない。次の45年から69年生まれのコーホートでは、生別母子世帯出身者の平均値が最も低くなり、前のコーホートから約0.34ポイント減少している。反対に死別母子世帯出身者の平均値は0.12ポイントほど上昇し、このコーホートにおいては最も高くなっている。

さらに最も新しい70年から94年生まれのコーホートになると、死別母子世帯出身者と生別母子世帯出身者の平均値はそれぞれ、0.34ポイントと0.56ポイントずつ減少しており、それまでコーホートに比べより低い値を示している。この間、ふたり親世帯出身者の15歳時点での成績の平均値も減少を続けているが、母子世帯出身者の減少幅に比べると相対的に小さく、最も新しいコーホートでは、ふたり親世帯出身者と母子世帯出身者の差は顕著となった。

4.2 高校進学と高等教育進学

次に、本稿の従属変数となる高校以上への進学と高等教育以上への進学について、記述的に家族構造との関連を検討していく。

表5は、家族構造ごとに高校以上への進学者の割合を求め、それを男女別に示したものである。まず表の左側に示した男性について見てみると、いずれのコーホートにおいてもふたり親世帯出身者の高校進学の割合は母子世帯出身者よりも高い水準になっている。さらにふたり親世帯出身者の傾向は、『学校基本調査』のようなマクロデータによって示されている高校進学率の上昇と対応している。

一方、母子世帯出身者は、戦前生まれのコーホートや45年から69年生まれのコーホートでは、ふたり親世帯出身者よりも高校進学の割合は少なく、この傾向は生別母子世帯出身者で顕著である。日本ではこの時期に、高校進学率は上昇し90%を超えるようになるが、生別母子世帯出身者には高校へ進学しないものが一定程度いたことが示されている。ただし、このふたり親世帯出身者と死別母子世帯出身者、生別母子世帯出身者の高校進学における差は、最も新しいコーホートでは小さくなり、母子世帯出身者でも高校進学の割合は90%を超えている。

こうした傾向は女性についても概ね同様だが、70年から94年生まれのコーホートのふたり親世帯出身者と母子世帯出身者の高校進学の割合の差が、男性に比べるとやや大きく、いずれのコーホートでも家族構造と高校進学との関連が有意となっている。戦前から戦後にかけての高校進学率の上昇の中でも、女性についてはいまだにふたり親世帯出身者と母子世帯出身者との格差が存在するといえるだろう。

表5 高校進学者の割合

	男性					女性				
	死別母子	生別母子	ふたり親	合計		死別母子	生別母子	ふたり親	合計	
1935-1944	63.4%	60.5%	70.0%	68.0%		53.3%	51.1%	65.4%	63.4%	**
1945-1969	86.7%	80.6%	91.1%	88.9%	**	84.5%	84.1%	92.0%	91.6%	**
1970-1994	90.0%	94.2%	97.2%	96.2%		88.0%	91.9%	98.6%	98.2%	**

** : p<0.01 * : p<0.05

表6 大学進学者の割合

	男性					女性				
	死別母子	生別母子	ふたり親	合計		死別母子	生別母子	ふたり親	合計	
1935-1944	19.8%	15.8%	23.5%	22.9%		7.5%	2.1%	8.7%	8.2%	
1945-1969	26.5%	22.6%	40.3%	39.4%	**	12.7%	10.1%	29.2%	28.1%	**
1970-1994	40.0%	26.9%	48.2%	47.3%	**	44.0%	18.6%	49.1%	47.7%	**

** : p<0.01 * : p<0.05

続いて高等教育への進学者（短大・高専以上への進学者）の割合を男女別に示したものが表6である。まず男性の結果について確認すると、いずれのコーホートにおいても生別母子世帯出身者の高等教育進学割合は最も低く、最新のコーホートにおいても26.9%にとどまっている。この間、ふたり親世帯出身者の高等教育進学割合は23.5%から48.2%へと24.7ポイント上昇したのに対し、生別母子世帯では11.1ポイントの上昇であり、生別母子世帯出身者には高等教育進学に対する障壁が存在することがわかる。

一方で、男性の死別母子世帯出身者については生別母子世帯出身者とは異なる傾向を確認することができる。戦前生まれのコーホートと45年から69年生まれのコーホートにおいては、死別母子世帯出身者の高等教育進学割合は、生別母子世帯出身者よりやや大きいが、ふたり親世帯出身者と比較すると決して高い水準ではなかった。しかし、最も新しい70年から94年生まれのコーホートでは、依然としてふたり親世帯出身者よりも高等教育進学割合は小さいものの、死別母子世帯出身者のうち40%が高等教育に進学している。死別母子世帯出身者の高等教育進学割合は、戦後生まれの2つのコーホートの間で、19.8%から40%へと20.2ポイント上昇しており、生別母子世帯出身者に比べ高等教育進学についてのふたり親世帯出身者との格差は相対的に小さいものとなった。

高等教育進学割合について女性の結果を見てみると、男性と同様の傾向が示されており、それがより顕著に表れている。戦前生まれのコーホートでは、男性に比べ全体的に高等教育進学割合が低く、最もその割合が高いふたり親世帯出身者でも8.7%である。このコーホートにおいて、死別母子世帯出身者の高等教育進学は7.5%とふたり親世帯出身者と大きな差は無いが、生別母子世帯出身者では2.1%と極めて低い値を示している。ただし、このコーホートにおいては、高等教育進学について家族構造間での格差に加え、男女間の格差も大きく、女性ではふたり親世帯出身者であっても高等教育進学には大きな障壁があったと言っていだろう。

続く 45 年から 69 年生まれのコーホートでは、ふたり親世帯出身者では高等教育進学割合が 29.2%に上昇し、もちろん男性との格差は存在するものの、高等教育への機会が徐々に開かれていくことを見てとることができる。しかし、母子世帯出身者の高等教育進学割合は死別と生別でそれぞれ 12.7%と 10.1%となっており、その割合は前のコーホートから上昇しているが、ふたり親世帯出身者との格差は拡大していることがわかる。そして 70 年から 94 年生まれの出生コーホートでは、ふたり親世帯出身者の高等教育進学割合は 49.1%まで上昇し、死別母子世帯出身者も 44.0%と急激な上昇を示している。しかし、生別母子世帯出身者ではこのコーホートにおいても、高等教育進学割合は 18.6%にとどまっている。

この結果から死別母子世帯出身者については、高等教育進学に対するふたり親世帯との格差が戦後から現在までに縮小してきたことがわかる。しかし、生別母子世帯出身者は 70 年から 94 年生まれのコーホートにおいても高等教育進学割合は男女それぞれ 26.9%と 18.6%であり、ふたり親世帯出身者と死別母子世帯出身者に比べ、高等教育進学が困難な状況にある。戦後生まれの 2 つのコーホート間で、高等教育進学割合は女性の生別母子世帯出身者では 8.5 ポイントしか上昇しておらず、このことが近年までふたり親世帯出身者との間で格差が維持されていることを顕著に示している。

さらに、女性の生別母子世帯出身者の高等教育進学割合は、男性よりも低い水準にある。死別母子世帯出身者やふたり親世帯出身者では男女間の高等教育進学割合の差が縮小されてきたのとは異なる傾向であり、女性の生別母子世帯出身者が高等教育進学に対して最も不利な状況であることが記述的に確認された。

以上の結果が、その他の要因を統制した場合にも確認されるのか、さらにふたり親世帯出身者と母子世帯出身者の間の差はどのような要因によって生じているのか、この点を明らかにするために、次に多変量解析を行う。

4.3 高校進学についての多変量解析

表 7 と表 8 には、男女それぞれの高校進学ダミーを従属変数としたロジスティック回帰分析の結果を示している。表 7 と表 8 には、列に MODEL1 から MODEL3 が並び、行にコーホートが古い順から上に並んでいる。

まず男性の結果を示した表 7 について確認すると、上段の戦前生まれのコーホートでは統制変数と死別母子世帯ダミー、生別母子世帯ダミーのみを投入した MODEL1 においても母子世帯の 2 つのダミー変数は有意ではなく、MODEL2、MODEL3 で 15 歳時の暮らし向きや 15 歳時の学業成績を投入してもこの結果に変化は生じない。

次に表の中段に示した 45 年から 69 年生まれのコーホートの結果を確認すると、MODEL1 において死別母子世帯ダミーは有意ではないが、生別母子世帯ダミーが有意な負の影響を示している。この生別母子世帯ダミーの影響は次の MODEL2 において 15 歳時の暮らし向きを

分析に投入することで有意ではなくなる。そのため、このコーホートでは生別母子世帯出身の男性は高校進学についてふたり親世帯よりも不利あったが、その原因は経済的な理由によるものだったと解釈できるだろう。

そして、70年から94年生まれのコーホートでは、戦前生まれのコーホートと同様にMODEL1からMODEL2、MODEL3までのいずれの分析結果においても、死別母子世帯ダミーと生別母子世帯ダミーは有意ではない。これらの結果から、男性については高校進学における死別母子世帯出身者とふたり親世帯出身者の格差は確認されなかった。一方、生別母子世帯については45年から69年生まれのコーホートにおいてが負の影響が示されたが、最も新しいコーホートではその影響も確認されず、近年に至るほどふたり親世帯出身者との差が確認されなくなったと言っていいだろう。

次に表8に示した女性の結果を確認する。まず戦前生まれのコーホートではMODEL1において、死別母子世帯ダミーと生別母子世帯ダミーが有意な負の影響を示している。さらに、この2つのダミー変数の負の影響は、MODEL2では有意ではなくなっており、経済的な状況によって母子世帯ダミーの負の影響が説明されていることがわかる。しかし、MODEL3において15歳時点での学業成績を投入すると、死別母子世帯ダミーの効果が再び有意となっている。

45年から69年生まれのコーホートでは、死別母子世帯ダミーはいずれのMODELにおいても有意ではない。生別母子世帯ダミーの結果は、戦前生まれのコーホートと同様であり、MODEL1で負の影響が確認され、MODEL2で暮らし向きを投入することで、その影響は有

表7 高校進学を従属変数とした2項ロジスティック回帰分析（男性）

		MODEL1			MODEL2			MODEL3					
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)			
1935-1944	きょうだい数	-0.108	0.037	**	0.898	-0.109	0.037	**	0.897	-0.109	0.041	**	0.897
	母親教育年数	0.440	0.066	**	1.552	0.421	0.067	**	1.524	0.359	0.072	**	1.432
	死別母子世帯	-0.446	0.231		0.640	-0.331	0.236		0.718	-0.339	0.254		0.713
	生別母子世帯	-0.577	0.357		0.562	-0.401	0.361		0.670	-0.558	0.401		0.573
	15歳時暮らし向き					0.364	0.078	**	1.438	0.252	0.086	**	1.287
	15歳時成績								0.926	0.084	**	2.524	
1945-1969	きょうだい数	-0.349	0.043	**	0.705	-0.318	0.044	**	0.728	-0.342	0.047	**	0.711
	母親教育年数	0.402	0.059	**	1.494	0.355	0.060	**	1.427	0.324	0.064	**	1.382
	死別母子世帯	-0.316	0.356		0.729	-0.074	0.363		0.929	-0.111	0.404		0.895
	生別母子世帯	-0.856	0.366	*	0.425	-0.507	0.374		0.602	-0.659	0.400		0.517
	15歳時暮らし向き					0.671	0.091	**	1.956	0.528	0.096	**	1.696
	15歳時成績								1.040	0.085	**	2.830	
1970-1994	きょうだい数	-0.304	0.124	*	0.738	-0.248	0.124	*	0.780	-0.321	0.133	*	0.725
	母親教育年数	0.457	0.090	**	1.579	0.400	0.091	**	1.492	0.315	0.092	**	1.370
	死別母子世帯	-1.149	0.797		0.317	-0.881	0.810		0.414	-0.371	0.881		0.690
	生別母子世帯	-0.796	0.633		0.451	-0.349	0.660		0.706	-0.245	0.670		0.783
	15歳時暮らし向き					0.612	0.206	**	1.845	0.504	0.200	*	1.655
	15歳時成績								0.931	0.170	**	2.536	

** : p<0.01 * : p<0.05

表 8 高校進学を従属変数とした 2 項ロジスティック回帰分析 (女性)

		MODEL1			MODEL2			MODEL3		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
1935-1944	きょうだい数	-0.180	0.035 **	0.835	-0.191	0.036 **	0.826	-0.186	0.038 **	0.830
	母親教育年数	0.559	0.063 **	1.749	0.544	0.065 **	1.723	0.504	0.067 **	1.656
	死別母子世帯	-0.659	0.213 **	0.518	-0.389	0.222	0.678	-0.491	0.230 *	0.612
	生別母子世帯	-0.782	0.324 *	0.457	-0.552	0.338	0.576	-0.588	0.352	0.555
	15歳時暮らし向き				0.700	0.080 **	2.015	0.617	0.083 **	1.853
	15歳時成績						0.674	0.085 **	1.961	
1945-1969	きょうだい数	-0.396	0.042 **	0.673	-0.360	0.044 **	0.698	-0.376	0.046 **	0.687
	母親教育年数	0.492	0.061 **	1.636	0.433	0.062 **	1.543	0.377	0.063 **	1.457
	死別母子世帯	-0.360	0.302	0.698	-0.073	0.315	0.930	-0.065	0.323	0.937
	生別母子世帯	-0.804	0.363 *	0.447	-0.515	0.367	0.598	-0.504	0.378	0.604
	15歳時暮らし向き				0.806	0.090 **	2.238	0.703	0.094 **	2.020
	15歳時成績						0.778	0.090 **	2.178	
1970-1994	きょうだい数	-0.304	0.121 *	0.738	-0.273	0.122 *	0.761	-0.304	0.130 *	0.738
	母親教育年数	0.418	0.102 **	1.519	0.359	0.103 **	1.431	0.285	0.104 **	1.330
	死別母子世帯	-2.348	0.672 **	0.096	-2.040	0.699 **	0.130	-1.926	0.788 *	0.146
	生別母子世帯	-1.864	0.457 **	0.155	-1.321	0.497 **	0.267	-0.638	0.534	0.528
	15歳時暮らし向き				0.679	0.230 **	1.971	0.462	0.198 **	1.587
	15歳時成績						1.582	0.235 **	4.866	

** : p<0.01 * : p<0.05

意ではなくなる。このコーホートでは、死別母子世帯出身者とふたり親世帯出身者の格差が確認されなくなったが、生別母子世帯出身者については依然としてふたり親世帯出身者との格差が生じており、その原因は経済的な理由によるものであった。

最後に 70 年から 94 年生まれのコーホートの結果を見ると、死別母子世帯ダミーはいずれの MODEL においても有意な負の影響が示されている。最も新しいこのコーホートでは、高校進学についての死別母子世帯出身者とふたり親世帯出身者の間の格差が再び生じており、さらにその格差は経済的な状況や学業成績によって説明されていない。一方、生別母子世帯ダミーは MODEL1 と MODEL2 において有意となっているが、MODEL3 で学業成績を投入すると、その影響が有意ではなくなる。このコーホートの生別母子世帯出身者がふたり親世帯よりも高校進学に不利なのは、経済的な事由よりも学業成績の低さが原因となっている。

以上の分析結果から、高校進学については男女で異なる傾向が示された。男性では 45 年から 69 年生まれのコーホートにおいて、生別母子世帯ダミーの有意な負の影響が示された点を除いて、母子世帯ダミーの影響は確認されなかった。そのため、仮説 H1-1 や仮説 H1-2 が支持されたといえるだろう。しかし女性では、45 年から 69 年生まれのコーホートの死別母子世帯ダミー以外はすべての母子世帯ダミーが MODEL1 において有意となっており、戦後の早い段階から近年に至るまで長期的にふたり親世帯出身者に比べ高校進学に困難を抱えていたことが示された。そのため仮説 H1-1 や仮説 H1-2 は女性については支持されなかった。

さらに、女性の結果で興味深い点は、戦前生まれのコーホートや、45 年から 69 年生まれのコーホートでは死別母子世帯ダミーや生別母子世帯ダミーの影響が、暮らし向きという経

済的な状況を示す変数によって説明されていたのに対し、直近のコホートでは経済的な状況を示す変数では説明できなくなっている点だろう。もちろん、近年においても母子世帯の貧困が根強く存在し続けていることから、高校進学について、世帯の経済状態が全く問題にならなくなったと言うことではないだろう。しかし、近年に至るほど、母子世帯出身者が高校進学に対して抱える不利の原因はより複雑になっていることが示唆される。

4.4 高等教育進学についての多変量解析

最後に高等教育進学を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果を示す。結果を男女別にまとめたものが表9と表10である。

表9の男性の結果についてみると、戦前生まれのコホートではどのMODELにおいても死別母子世帯ダミーも生別母子世帯ダミーも有意ではない。これは、このコホートではふたり親世帯出身者であっても、高等教育進学をするものの割合が高くないために、母子世帯出身者との明確な差が確認されなかったものだと考えられる。

しかし、次の45年から69年生まれのコホートの結果を確認すると、MODEL1において死別母子世帯ダミーも生別母子世帯ダミーも有意な負の効果が示されている。また、死別母子世帯ダミーの負の影響はMODEL2において、暮らし向きを投入することで有意ではなくなるが、MODEL3において再度有意となっている。一方、生別母子世帯ダミーの影響は、MODEL2、MODEL3においても依然として有意な結果を示している。このコホートは高

表9 高等教育進学を従属変数とした2項ロジスティック回帰分析（男性）

		MODEL1			MODEL2			MODEL3					
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)			
1935-1944	きょうだい数	-0.185	0.047	**	0.831	-0.177	0.047	**	0.837	-0.169	0.049	**	0.844
	母親教育年数	0.531	0.052	**	1.700	0.513	0.052	**	1.670	0.452	0.055	**	1.572
	死別母子世帯	-0.430	0.286		0.651	-0.319	0.289		0.727	-0.162	0.301		0.851
	生別母子世帯	-0.717	0.481		0.488	-0.535	0.487		0.586	-0.729	0.528		0.482
	15歳時暮らし向き					0.316	0.088	**	1.372	0.283	0.094	**	1.327
	15歳時成績									0.815	0.092	**	2.260
1945-1969	きょうだい数	-0.320	0.040	**	0.726	-0.297	0.040	**	0.743	-0.324	0.045	**	0.723
	母親教育年数	0.382	0.026	**	1.465	0.353	0.026	**	1.423	0.329	0.029	**	1.390
	死別母子世帯	-0.727	0.275	**	0.483	-0.549	0.280		0.577	-0.846	0.302	**	0.429
	生別母子世帯	-1.115	0.345	**	0.328	-0.880	0.352	*	0.415	-0.797	0.372	*	0.451
	15歳時暮らし向き					0.431	0.058	**	1.539	0.400	0.065	**	1.492
	15歳時成績									1.030	0.057	**	2.801
1970-1994	きょうだい数	-0.122	0.068		0.885	-0.101	0.068		0.904	-0.097	0.075		0.907
	母親教育年数	0.305	0.026	**	1.357	0.287	0.027	**	1.333	0.260	0.030	**	1.297
	死別母子世帯	-0.185	0.493		0.831	-0.057	0.500		0.945	0.057	0.603		1.059
	生別母子世帯	-1.048	0.339	**	0.350	-0.898	0.344	**	0.408	-0.722	0.371		0.486
	15歳時暮らし向き					0.267	0.072	**	1.306	0.232	0.082	**	1.261
	15歳時成績									0.994	0.066	**	2.701

** : p<0.01 * : p<0.05

表 10 高等教育進学を従属変数とした 2 項ロジスティック回帰分析 (女性)

		MODEL1			MODEL2			MODEL3		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
1935-1944	きょうだい数	-0.152	0.065 *	0.859	-0.147	0.065 *	0.864	-0.138	0.067 *	0.871
	母親教育年数	0.493	0.065 **	1.637	0.459	0.066 **	1.583	0.397	0.069 **	1.488
	死別母子世帯	-0.202	0.389	0.817	0.031	0.397	1.031	-0.057	0.410	0.945
	生別母子世帯	-1.586	1.033	0.205	-1.327	1.037	0.265	-1.412	1.056	0.244
	15歳時暮らし向き				0.429	0.121 **	1.536	0.282	0.126 *	1.325
	15歳時成績							0.775	0.136 **	2.170
1945-1969	きょうだい数	-0.381	0.043 **	0.683	-0.362	0.043 **	0.696	-0.376	0.045 **	0.687
	母親教育年数	0.378	0.025 **	1.459	0.344	0.025 **	1.410	0.305	0.026 **	1.357
	死別母子世帯	-0.985	0.311 **	0.374	-0.894	0.319 **	0.409	-0.919	0.330 **	0.399
	生別母子世帯	-1.525	0.434 **	0.218	-1.332	0.444 **	0.264	-1.211	0.462 **	0.298
	15歳時暮らし向き				0.527	0.060 **	1.694	0.499	0.063 **	1.648
	15歳時成績							0.744	0.056 **	2.105
1970-1994	きょうだい数	-0.348	0.064 **	0.706	-0.347	0.065 **	0.707	-0.316	0.070 **	0.729
	母親教育年数	0.330	0.025 **	1.390	0.315	0.025 **	1.370	0.292	0.026 **	1.340
	死別母子世帯	-0.143	0.436	0.866	-0.032	0.442	0.968	-0.002	0.472	0.998
	生別母子世帯	-1.468	0.293 **	0.230	-1.296	0.297 **	0.273	-1.118	0.317 **	0.327
	15歳時暮らし向き				0.277	0.063 **	1.320	0.207	0.070 **	1.230
	15歳時成績							0.897	0.063 **	2.451

** : p<0.01 * : p<0.05

等教育進学率の上昇が顕著であった時期と部分的に重なっており、この時期の高等教育進学率の上昇はふたり親世帯出身者には機会の拡大につながったが、死別母子世帯出身者と生別母子世帯出身者には高等教育進学に対する障壁が依然として存在したことが示された。

次に、70年から94年生まれのコーホートのMODEL1では、死別母子世帯ダミーは有意ではなく、生別母子世帯ダミーのみが有意な負の影響を示している。そして、この生別母子世帯ダミーの影響は、MODEL2において暮らし向きを投入しても維持されるが、MODEL3において15歳時点での学業成績を分析に投入することにより、有意ではなくなる。

このコーホートでは、生別母子世帯出身者はふたり親世帯出身者に比べ、高等教育進学に対して不利を抱えており、それは世帯の経済状態よりも本人の学業成績によって説明されるということになる。男性の結果から、戦後の高等教育進学率の上昇期にふたり親世帯出身者と母子世帯出身者の間で、高等教育進学についての格差が生じ、生別母子世帯出身者はその後、高等教育への進学が困難な状況にあるといえる。

続いて、表10から女性の結果を確認する。まず戦前生まれのコーホートは、男性と同様に母子世帯の2つのダミー変数はどちらも有意ではない。記述統計でも確認したように、このコーホートに属する女性は、家族構造に関わりなく高等教育進学の割合が小さいことが現れているものだと考えられる。

45年から70年生まれのコーホートでも、男性の結果と同じようにMODEL1において2つの母子世帯ダミーが有意となっており、高等教育進学においてふたり親世帯出身者と母子世帯出身者の間で格差が生じはじめている。ただ、男性の結果と異なる点は、死別母子世帯ダミーも生別母子世帯ダミーも暮らし向きや学業成績を分析に投入しても依然として有意とな

っていることである。女性についてはどちらの母子世帯出身者も高等教育進学に対する不利は、世帯の経済状態や本人の学業成績以外の要因によって生じていることを示している。

最後に、女性の70年から94年生まれのコーホートの分析結果を見ると、生別母子世帯ダミーのみが有意な負の影響を示しており、死別母子世帯ダミーは有意ではない。そして1つ前のコーホートの結果と同様に、生別母子世帯ダミーの負の影響は暮らし向きや学業成績を投入したMODEL2、MODEL3においても依然として有意となっている。男性では、70年から94年生まれのコーホートの生別母子世帯ダミーの影響は学業成績によって媒介されていることが示されたが、女性ではそうした結果は確認されなかった。

死別母子世帯出身者と生別母子世帯出身者について、男女別に高等教育進学を従属変数として分析から男女で概ね共通の結果が得られた。戦前生まれの出生コーホートでは全体的な高等教育進学率の低さから家族構造間での格差は確認されなかったが、続く45年から69年生まれのコーホート以後は、家族構造間での高等教育進学の格差が確認されるようになった。そして、最も新しいコーホートでは、死別母子世帯出身者はふたり親世帯出身者と比べても高等教育進学に困難を抱えていないが、生別母子世帯出身者は依然としてふたり親世帯出身者よりも、高等教育への進学は困難である。

また、こうした困難を生じさせる原因は男性では本人の学業成績に求められるが、女性では世帯の経済状態や本人の学業成績以外の要因が存在していることを示唆している。以上の結果から、男女ともに仮説H2-1は支持されず、仮説H2-2は支持されたと見えよう。

5. まとめ

本稿では死別と生別によって母子世帯を区分し分析を試みた。男女差を踏まえたうえで本稿の知見をまとめると以下のようになる。

まず高校進学について男性はほとんどのコーホートで死別母子世帯出身者や生別母子世帯出身者とふたり親世帯出身者との格差は確認されなかった。また高等教育進学については、1945年から1969年生まれのコーホートにおいて、死別母子世帯出身者や生別母子世帯出身者が不利な状況にあることが確認された。生別母子世帯出身者はその後のコーホートにおいてもこの状況に変化はなかったが、死別母子世帯出身者ではふたり親世帯出身者との格差は確認されなかった。

一方、女性の母子世帯出身者は高校進学と高等教育進学のどちらについても長期的にふたり親世帯出身者との格差が存在することが明らかになった。死別母子世帯出身者では戦前生まれのコーホートで確認された高校進学についてのふたり親世帯出身者との格差は、次のコーホートでは確認されなかったが、最新のコーホートにおいて再び格差が生じていることが分かった。また高等教育進学については1945年から1969年生まれのコーホートのみ有意差が存在している。女性の生別母子世帯出身者は高校進学についてはすべてのコーホートにお

いてふたり親世帯出身者との格差が存在し、高等教育進学も戦前生まれのコーホートを除いて格差が生じていることが明らかとなった。

このような結果から、母子世帯出身者のなかで死別よりも生別が、男性よりも女性が高校進学や高等教育進学において、より厳しい状況にあるといえる。遺族年金により死別母子世帯の生活の相対的な安定が図られてきたことや、1985年以降の児童扶養手当の削減に伴う生別母子世帯の生活の困窮などが母子世帯内部での差を生じさせた原因の1つとして考えられるかもしれない。しかし本稿の分析結果では、特に高等教育進学について生別母子世帯出身者の不利は、15歳時点の暮らし向きのみでは説明されなかった。これは先行研究とも一致する結果であり、世帯の経済状態には還元されない何らかの原因があることを示唆している。

この点について最新のコーホートの男性では、生別母子世帯出身者の不利は15歳の成績を投入すると確認されなくなることから、この生別母子世帯ダミーの影響は学業成績が媒介して高等教育進学に影響を与えていること意味している。この知見は、高校生を対象とした学力調査を分析した近年の研究結果とも対応する結果である（白川 2010；垂見 2015）。これらの研究では、学力形成において母子世帯とふたり親世帯の格差が指摘されており、本稿の結果もあわせれば、高等教育進学以前の学習状況に問題を抱え、それを理由に進学を断念していると考えられる。

女性については、ふたり親世帯出身者との格差を説明する要因は明らかにならなかった。この点について、仮説的にいくつかの要因が考えられ、例えば親の養育の仕方や親の教育期待を含む子育ての方針の違いが、子どもの高等教育進学に影響するかもしれない（Lareau 2011）。日本においても、世帯の社会階層によって子育ての仕方やその価値観などが異なることが指摘されており（本田 2008）、様々な資源が限られている母子世帯の母親が子育てや教育について、どのような意識や価値観を持っていたのか、その中でどのような戦略をとってきたのかという点などについて検討する必要があるだろう。

さらに資源の乏しい家庭が「不平等化装置」として機能してしまうことが指摘されていることを踏まえれば（藤原 2012）、母子世帯の母親の教育の戦略が子どもの性別によって変化し、女性にのみ不平等を生み出さざるをえなかったという可能性もある。これらはあくまで仮設にすぎず、本稿が用いたような回顧的なデータではこの仮説の検証には限界があるため、今後の課題としたい。

[文献]

阿部彩, 2008, 『子どもの貧困』岩波新書.

赤石千衣子, 2014, 『ひとり親家庭』岩波新書.

Biblarz, T. J. & A. E. Raftery. 1999. "Family Structure, Educational Attainment, and Socioeconomic Success: Rethinking the 'Pathology of Matriarchy'." *American Journal of Sociology*, 105(2):

321-65.

- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成——きょうだいデータに対するマルチレベル分析による検討」『ソシオロジ』174:41-57.
- 藤原千沙, 2010, 「ひとり親世帯をめぐる社会階層とジェンダー」木本喜美子・大森真紀・室住眞麻子編『社会政策のなかのジェンダー』明石書店, 136-157.
- 本田由紀, 2008, 『家庭教育の隘路：子育てに脅迫される母親たち』勁草書房.
- 稲葉昭英, 2008, 「『父のいない』子どもたちの教育達成——父早期不在者・早期死別者のライフコース」中井美樹・杉野勇編『ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』（「現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究」成果報告書）, 1-19.
- 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『現代の階層社会[1]：格差と多様性』東京大学出版会, 239-252.
- 稲葉昭英, 2016, 「離婚と子ども」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族1999-2009：全国家族調査[NFRJ]による計量社会学』東京大学出版会, 129-144.
- 菊池英明, 2007, 「排除されているのは誰か？——『社会生活に関する実態調査』からの検討」『季刊社会保障研究』43(1):4-14.
- 厚生労働省, 2012, 『平成23年度全国母子世帯等調査結果報告』.
- 厚生労働省, 2017a, 『平成28年国民生活基礎調査の概況』.
- 厚生労働省, 2017b, 『平成28年度全国ひとり親世帯等調査結果報告』.
- Lareau, A., 2011. *Unequal Childhood: class, Race, and Family Life*, University of California Press
- McLanahan, S. 1985, “Family Structure and the Reproduction of Poverty.” *American Journal of Sociology*, 90(4): 873-901.
- McLanahan Sara, Laura Tach, and Daniel Schneider, 2013, “The Causal Effects of Father Absence”, *the Annual Review of Sociology*, 39:399-427.
- 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.
- 尾嶋史章, 2002, 「社会階層と進路形成の変容——90年代の変化を考える」『教育社会学研究』70:125-142.
- 大石亜希子, 2007, 「子どもの貧困の動向とその帰結」『季刊社会保障研究』43(1):54-64.
- 下夷美幸, 2008, 『養育費政策にみる国家と家族：母子世帯の社会学』勁草書房.
- 白川俊之, 2010, 「家族構成と子どもの読解力形成——ひとり親家族の影響に関する日米比較」『理論と方法』25(2):249-266.
- 周燕飛, 2014, 「母子世帯のワーク・ライフと経済的自立」労働政策研究・研修機構.
- 垂見裕子, 2015, 「家族構成による学力格差」お茶の水女子大学編「平成26年度学力調査を

活用した専門的な課題分析に関する調査研究」, 21-29.

余田翔平, 2012, 「子ども期の家族構造と教育達成格差」『家族社会学研究』24(1):60-71.

湯澤直美, 2013, 「ひとり親世帯をめぐる分断の諸相」庄司洋子編『親密性の福祉社会学：ケアが織りなす関係』東京大学出版会, 69-94.

Relationship between Family Structure and Educational Attainment: Examining a Long Term Trend by Cohort Comparison

**Yuya SAITOH
(Tokyo Metropolitan University)**

This paper investigates the long-term relationship trends between family structure and educational attainment by comparing the educational attainment for those raised in a single-mother household to that for those in a two-parent household as evidenced by the individual's completion of higher education.

Previous studies have shown that, up until 2000 in Japan, individuals from single-mother households faced disadvantages in educational attainment, especially when entering a college or university. To verify the existence of the relationship between educational attainment and household structure using recent information, this paper uses data from SSM2005 and SSM2015.

An analysis of this data led to three main findings. First, in most recent birth cohorts, males who grew up in single-mother households do not face disadvantages when entering high school; females, from single-mother households, however, did face some disadvantages. Second, some differences were apparent in matriculation to higher education, such as college or university, for both males and females, between those from single-mother and two-parent households. Third, the disadvantages that the males faced in single-mother households when they entered higher education can be explained as being a result of their poor academic performance. For females, however, the disadvantages cannot be explained by any lack of economic resources or low academic performance.

Keywords: family structure, educational attainment, single-mother household, two-parent household