

家族構造と教育達成過程

—JGSS を用いたひとり親世帯出身者の分析—

齊藤 知洋

東北大学教育学部*

Family Structure and Educational Attainment Process
Analysis of Children from Single-Parent Families by JGSS Data

Tomohiro SAITO

Faculty of Education,

Tohoku University*

The aim of this paper was to investigate the process where children from single-parent families have difficulty in advancing to higher education, compared to children from two-parent families.

Previous researches revealed that children raised in single-parent families were less likely to attain higher education than their counterparts from two-parent families and some parts of this disadvantage could be explained by the level of single-parent household income. This paper additionally examined the effects of single-parent family on the academic performance at the age of 15, the advancement to high school, and the dropout from high school as the determinants of enrollment in higher education.

By using JGSS Data, the following was found: children from single-parent families had already faced the educational disadvantages before they attended higher education. Furthermore, the effects of single-parent family on the advancement to higher education were mediated by the level of academic achievement at the age of 15. Finally, the effects of single-mother family were different from those of single-father family in each educational stage.

Key Words: JGSS, single-parent family, educational attainment

本稿の目的は、ひとり親世帯出身の子どもが高等教育進学において不利を被るプロセスを検討することである。先行研究によって、ひとり親世帯で育った子どもは二人親世帯出身の子どもに比べ、高等教育への進学率が低く、その不利はひとり親世帯の経済状況によって一部説明されることが明らかにされている。

本稿では、さらに高等教育段階以前の15歳時成績、高校進学、高校退学に対するひとり親世帯の影響について分析した。その結果、(1) ひとり親世帯出身の子どもは高等教育進学以前の段階で教育達成上の不利を被っている、(2) 先行研究で示されたひとり親世帯の高等教育進学への直接効果の一部は15歳時成績を媒介した間接効果であったことが示された。さらに、各教育段階におけるひとり親世帯の効果は母子世帯と父子世帯間では異なっており、ひとり親のジェンダーが子どもの教育達成に大きな影響を持つことが示唆された。

キーワード：JGSS、ひとり親世帯、教育達成

*論文執筆当時の所属

1. はじめに

1.1 研究背景

2000年代以降、労働市場や産業構造の劇的な変化に伴い、日本においてワーキングプアやネットカフェ難民といった貧困問題について社会学や労働経済学をはじめとする様々な研究領域において幅広い議論が展開されてきた。事実、日本の貧困率はOECD諸国の中でも著しく高いことが指摘されており、相対的貧困率⁽¹⁾は、1985（昭和60）年から2009（平成21）年の過去25年にかけて12.0～16.0%を推移し、年々増加傾向にある（厚生労働省 2011）。こうした貧困問題の議題の1つとして、近年ではさらに子どもの貧困問題が取り上げられるようになった。子どもの貧困率（18歳未満人口のうち相対的貧困者に該当する子どもの割合）は1985（昭和60）年の10.9%から2009（平成21）年では15.7%となっており（厚生労働省 2011）、家庭の経済的困窮に直面する子どもが増加傾向にあることが推測される。

とりわけ、こうした家庭の貧困問題に直面するリスクが高い子どもが存在する。それは両親の死別や離別によって、父親または母親が不在である「ひとり親世帯」のもとで暮らす子どもである。ひとり親世帯で育つ子どもの相対的貧困率は、1997（平成9）年の63.1%を上限として1985（昭和60）年～2009（平成21）年において50～60%を推移しており（厚生労働省 2011）、欧米諸国や他のアジア諸国に比べ一貫して高い（阿部 2008）。一方で、二人親世帯の相対的貧困率は過去25年において9.6～12.7%を推移しており、ひとり親世帯の貧困率は二人親世帯に比べ一貫して際立って高いといえる。

このように家庭の経済的基盤が脆弱であるひとり親世帯で育った子どもが、その後のライフコースにおいて不利を被ることは容易に想像ができる。家庭の経済的事情により、二人親世帯に比べ子どもへの教育投資が少なくなり、結果として低い教育達成に結びつく。そして、その低い教育水準を媒介として後の低い初職達成や低所得に至るといった世代間の貧困再生産の構図である。もしこのような構図が成立するならば、子ども期の父親または母親の不在が子どもの学業達成、教育達成に及ぼす影響を看過することはできないだろう。それは、教育社会学や社会階層・移動研究が注目してきた出身階層間の教育機会の不平等と密接に関わる問題であるからである。しかし、日本におけるひとり親世帯の子どもの教育達成を分析した実証研究は、後述の通り国外に比べて十分に蓄積されているとはいえない。さらに、ひとり親世帯出身者の教育達成上の不利が生じるメカニズムを日本の学校制度における一連の教育達成過程に即しながら解明する試みはいまだになされていない。

したがって、本稿では、ひとり親世帯出身者の教育達成過程に着目して、子ども期の家族構造が15歳時の成績、高校進学、高校退学、高等教育進学に及ぼす影響を包括的に検証していく。

1.2 先行研究と分析課題

はじめに、国内外におけるひとり親世帯出身者の教育達成をめぐる先行研究の知見について整理する。

子どもの教育達成や初職達成における社会的不平等の生成メカニズムを明らかにすることは、社会階層・移動研究の長年にわたる課題の1つとなっている。そして、これらの達成を規定する大きな要因として、父親の職業によって測られる「出身階層」が大きく働くことは周知の事実である。しかし、三輪（2005）が指摘するように、従来の社会階層・移動研究では地位達成の過程で父親が不在、または無職の子どもは欠損値として扱われ、分析から除外されることが多かった。そのため、ひとり親世帯出身者の教育達成に関する研究は日本においては極めて少ない。しかし、近年では稲葉（2011）や余田・林（2010）のように父親が不在の母子世帯で育った子どもの教育達成や初職達成を日本の全国調査データを用いて実証分析した研究が蓄積されつつある。稲葉（2011）は2005年SSM調査（『2005年社会階層と社会移動全国調査』）を用いて15歳時に父親がいなかった子どもの教育達成について分析を行い、父不在の子どもは二人親世帯出身者に比べ教育達成水準が低いことを明らかにしている。また、余田・林（2010）は、分析対象を子どもの初職達成まで広げ、1975年・1985年・2005年SSM調査の合併データを用いることで、母子世帯出身者の教育達成、地位達成格差を時系列で分析した。

彼らの知見を要約すると、(1) 母子世帯と二人親世帯間の教育達成格差は近年ほど拡大傾向にあり、(2) 母子世帯出身者の低い地位達成は本人の学歴を媒介としたものであることの2点に集約される。さらに、余田 (2012a) は、日本版総合的社会調査 (JGSS) の 2000 年から 2003 年調査までの合併データを用いて、ひとり親世帯出身者の教育達成上の不利が父子世帯出身者についても当てはまることを明らかにしている。ただし、ひとり親世帯の負の効果は家庭の経済的要因 (15 歳時の世帯収入) のみでは十分に説明することができないという点が彼らの分析課題として挙げられている。

日本においてこのような研究蓄積が見られる一方で、国外では 1960 年代以降にアメリカを中心として、Blau and Duncan (1967)の地位達成モデルの枠組みから、ひとり親世帯出身者のライフコースを実証分析する研究が数多く蓄積されている (Duncan and Duncan 1969; McLanahan and Sandefur 1994; Biblarz and Raftery 1999)。それらの研究蓄積から、ひとり親世帯で育った子どもは、二人親世帯出身者に比べ、後期中等教育時点の学力水準や教育アスピレーション、高等教育進学といった教育達成水準が低く、中途退学率が高いことが指摘されている (McLanahan and Sandefur 1994; Park 2007, 2008)。日本の先行研究で得られた知見は、国外の先行研究のそれとほぼ一致しているといえる。しかし、日本においてはひとり親世帯出身者の高等教育進学や初職達成の不利に着目した研究に留まり、欧米の先行研究に見られるように、到達学歴に至るまでの教育達成過程上の不利を分析した研究は数少ない⁽²⁾。とりわけ、学力試験を中心とした客観的かつ公正な選抜制度を採用している日本の学校入試制度のもとでは、ある教育段階での教育達成が、連続的にその後の教育達成水準を大きく左右すると考えられる。そのため、二人親世帯とひとり親世帯間の高等教育進学率のちがいが生じる要因を明らかにする上で、それ以前の一連の教育段階における家族構造間の差異について丹念に検討を進めることは一定の意義があるといえるだろう。

以上の先行研究の課題を踏まえ、本稿では図 1 の分析モデルに従って、ひとり親世帯出身者がどのような教育達成過程を経て、高等教育進学において不利を受けているのかをより詳しく検討していく。分析モデルに基づけば、従来の日本における先行研究では、子ども期の家族構造から高等教育進学への直接のパスの効果とその媒介要因として家庭の経済的要因に注目してきたことになる。本稿では、高等教育進学に到達するまでの過程として、「15 歳時の学力」「高校進学」「高校退学」まで射程を広げた分析を行うこととする。加えて、本稿では高等教育進学として、高等教育を「短期大学・高等専門学校 (以下、短大・高専)」と「4 年制大学」に細分化し、家族構造間の進路選択プロセスの相違を検討する。さらに、従来の研究では経済的困窮に直面するリスクが母子世帯に比べて低いという理由であまり着目されてこなかった父子世帯についても分析対象に加える。本稿の分析課題として次の 2 点を挙げる。第一に、教育達成過程として位置づけられる 15 歳時の学力、高校進学、高校退学においてひとり親世帯で育った子どもは二人親世帯に比べて不利を被っているかを検証する。第二に、15 歳時の成績を除く、3 つの教育達成過程を表す変数について、子ども期の家族構造間の差異が生じる要因を、多変量解析を用いて検討していく。

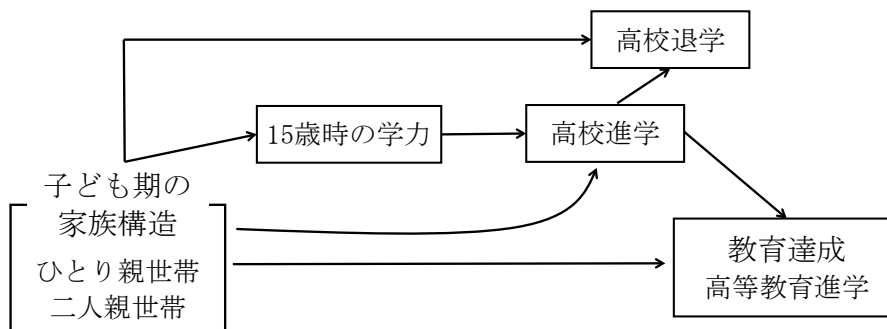


図 1 分析モデル

2. 使用データと変数

本稿の分析で用いるデータは2000年から2010年にわたって計8回実施された日本版総合的社会調査(JGSS)のうち、JGSS-2000、-2001、-2002、-2008、-2010年の合併データ(以下、JGSSデータ)である。JGSSデータは、日本に在住する満20歳から89歳の男女を対象にして調査が行われている。また、サンプルの抽出には層化二段抽出法が用いられている。本稿の分析目的の性質上、分析対象となるのは、全ケースのうち、1935-89年生まれである回答者14,759ケースである(後述する分析の性質上、最終的なサンプルサイズは12,468ケースとなる)。

はじめに、本稿において重要な独立変数である「家族構造」を表す変数について説明しておく。JGSSデータには、回答者が15歳時の父親および母親の従業上の地位を尋ねた質問項目が含まれている。この質問項目に対し、「当時、父親はいなかった」または「当時、母親はいなかった」と回答した者をそれぞれ「母子世帯出身者」、「父子世帯出身者」と操作的に定義づけた。ただし、父親および母親がともに不在であったと回答した者は分析から除外した。先行研究では、ひとり親世帯での生活期間やひとり親世帯の形成要因(死別・離別・未婚)と形成時期が子どもの教育達成やwell-beingに影響を及ぼすことが指摘されている(Biblarz and Gottainer 2000)。しかし、JGSSデータは片親が不在となった原因や時期を尋ねていないため、これらの効果について検討することはできない。したがって、本稿では15歳時点で父親または母親が不在という家庭環境のもとで生活していた子どもを「ひとり親世帯」出身者と位置付けるに留まる。さらに、本人の基本的な属性として性別(男性=1)、出生コーホートを共変量として用いる。

従属変数となるのは、高校進学、高校退学の経験の有無、高等教育進学である。「高校進学」は最終的に進学した学校が高校以上と回答した者を高校進学者とした。また、「高校退学」は高校に入学した者のうち、「高校退学」と回答した者を高校退学者とした。「高等教育進学」は高校卒業者のうち、

(1) 高等教育に進学したか否か、(2) 高等教育機関の種類の2つの基準をもとに作成した「非進学(高校以下)」「短大・高専」「4年制大学」の多値変数を用いる⁽³⁾。

そして、家族構造間の高校進学、高校退学、高等教育進学の差異を説明する要因として、家庭が保有する経済的資源と文化的資源、そして本人の学業成績が考えられる。そこで、家庭の経済的資源を表す変数として「15歳時の暮らし向き」を用いた。この変数は、「1.平均よりかなり少ない」～「5.平均よりかなり多い」の5件法で尋ねられている。今回の分析では、これらの回答項目をもとに15歳時の家庭の経済水準を「下位層」、「中位層」、「上位層」の3つのカテゴリに区分し、「中位層」を基準とした2つのダミー変数を作成した⁽⁴⁾。また、家庭の文化的資源として「親の最終学歴」を使用した。最終学歴については、欠損値を考慮して「高校以下」を基準とした「短大・高専・4年制大学」「無回答」⁽⁵⁾の2つのダミー変数を作成した⁽⁶⁾。なお、ひとり親世帯についてはひとり親の最終学歴を、二人親世帯の場合は両親の中で学歴が高い一方を採用した。本人の学業成績については「15歳時の成績」を使用した。この変数は「1.下の方」～「5.上の方」の5件法で尋ねられており、15歳時の暮らし向きと同様に、本人の学業水準を「下位層」、「中位層」、「上位層」に区分した上で2つのダミー変数を用いる⁽⁷⁾(基準:「中位層」)。

3. 分析結果

3.1 家族構造と15歳時の成績・高校進学・高校退学・高等教育進学の諸関連

はじめに、15歳時に父親または母親が不在であった「ひとり親世帯」出身者の基本的属性と15歳時の成績、高校進学、高校退学、そして短大・4年制大学進学に関連について概観していく。

表1は出生年をもとに分析ケースを4つに区分⁽⁸⁾し、出生コーホート別(1935-46年3,904ケース/1947-61年5,146ケース/1962-71年2,767ケース/1972-89年2,942ケース)に見た母子世帯および父子世帯出身者の割合を示している。4つの出生コーホートのうち、ひとり親世帯出身者の割合が多いのは母子世帯・父子世帯ともに1935-46年コーホートである(母子世帯12.2%、父子世帯2.7%)。これはこのコーホートが第二次世界大戦の開始および終戦とちょうど重なる時期であるため、戦災な

どによって片親または両親を失う子どもが多いためであると考えられる。他の出生コーホートについては、母子世帯出身者は4.4～6.3%、父子世帯出身者は1.1～1.7%を推移している。『全国母子世帯等調査』によると、日本においては、離婚後の子どもの親権は母親が担う割合が高度経済成長期以降高まっており、2011（平成23）年時点では全体の約8割を占めている。したがって、父子世帯は母子世帯に比べ形成されにくく、全体的に占める割合は低い。

表1 出生コーホート別・ひとり親世帯出身者の割合

出生コーホート	母子世帯		父子世帯	
	割合	N	割合	N
1935-46年	12.2%	476	2.7%	107
1947-61年	6.3%	324	1.7%	88
1962-71年	4.5%	123	1.1%	30
1972-89年	4.4%	130	1.3%	38
合計	7.1%	1053	1.8%	263

次に、図2は、15歳時の暮らし向き（下位層）の分布を家族構造別に示したものである。全ての出生コーホートについて、母子世帯が下位層を占める割合が二人親世帯や父子世帯に比べ一貫して高い。一方で、二人親世帯と父子世帯の間には大きな差異は見られない。このことから、父子世帯に比べ、母子世帯の方が経済的困窮に直面するリスクが高いことが推測される。また、親の最終学歴のうち、短大・高専・4年制大学が占める割合は、二人親世帯20.7%、母子世帯6.7%、父子世帯11.3%であった。つまり、母子世帯や父子世帯は、二人親世帯に比べ、低学歴層に偏っている傾向にあるといえる。

図3は、図2と同様に家族構造別に15歳時の成績（上位層）の分布を示している。二人親世帯出身者は、全ての出生コーホートについて約50%程度を推移しているのに対し、ひとり親世帯出身者は近年のコーホートほど二人親世帯出身者に比べ、学業水準が低い（母子世帯22.8～44.3%、父子世帯10.5～46.7%）。つまり、経済的困窮に直面しにくいと考えられる父子世帯についても子どもの学業達成の不利が当てはまるといえる。先行研究により、ひとり親世帯出身者は二人親世帯に比べ学力水準が低いことが指摘されていることから（Park 2007）、図3の結果は先行研究の知見と一致していると評価してよいだろう。

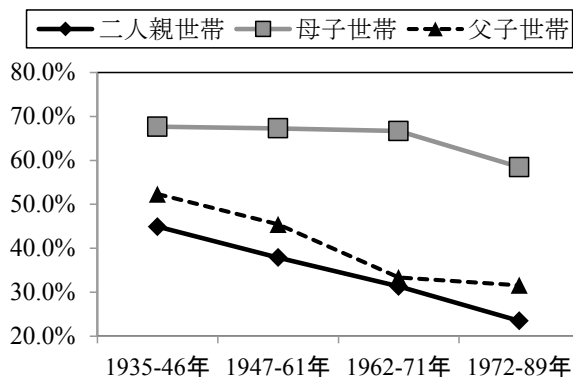


図2 15歳時の暮らし向き（下位層）

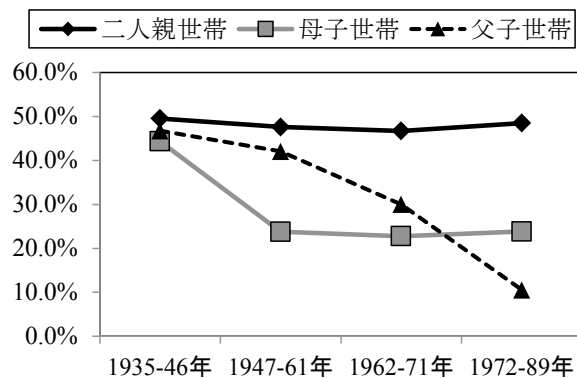


図3 15歳時の成績（上位層）

続いて、図4は、出生コーホート・家族構造別に高校進学率の趨勢を示している。全体の傾向として、近年になるほど家族構造にかかわらず、高校進学率が上昇していることがわかる。1962-71年コーホート以降では、ひとり親世帯出身者でも9割前後の進学率であり、高校進学者数は増加傾向にある。しかし、全てのコーホートにおいて、ひとり親世帯出身者は二人親世帯出身者に比べ、一貫して

高校進学率が低い傾向が維持されている。高校進学者の絶対数は増加している一方で、二人親世帯とひとり親世帯間の高校進学率の格差は全てのコーホートにおいて 5~10%ポイント程度を推移している。また、高校退学の割合は母子世帯出身者が 2.8%と最も高く、父子世帯出身者 (2.1%)、二人親世帯出身者 (1.4%) と続く (表 2)。つまり、ひとり親世帯出身者は相対的に高校退学に直面するリスクが高いといえる。

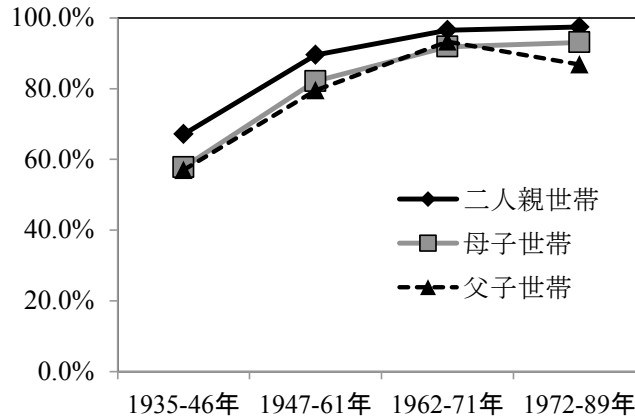


図 4 出生コーホート・家族構造別 高校進学率

表 2 家族構造別・高校退学者の割合

家族構造	高校		合計
	卒業	退学	
二人親世帯	11527 98.6%	169 1.4%	11696 100.0%
母子世帯	753 97.2%	22 2.8%	775 100.0%
父子世帯	188 97.9%	4 2.1%	192 100.0%
合計	12468 98.5%	195 1.5%	12663 100.0%

$$\chi^2=9.692, df=2, p<.01$$

図 5 および図 6 は、それぞれ短大・高専と 4 年制大学への進学率を出生コーホート・家族構造別に集計したものである。二人親世帯出身者は近年になるほど、高等教育進学率は上昇し、1972-89 年コーホートでは「短大・高専」は 22.7%、そして「4 年制大学」については 35.4%まで上昇している。このように、二人親世帯については、1960 年代以降の高学歴化に呼応して、短大・高専および 4 年制大学への進学率が上昇傾向にある。しかし、ひとり親世帯出身者は必ずしも二人親世帯出身者と同様のトレンドを辿っていない。母子世帯については、二人親世帯に比べて 1947-61 年コーホート以降、短大・高専については 5.2~13.3%ポイント、4 年制大学では 10.2~12.8%ポイントの進学率の差が見られる。一方、父子世帯では、短大・高専については 1962-71 年コーホートを除いて二人親世帯との間に 2.9~16.4%ポイントの進学率の差が見られる。4 年制大学への進学率について見ると、父子世帯は母子世帯同様、緩やかな進学率の上昇であり、1972-89 年コーホートでは 21.4%に留まる。これらを総合的に評価すると、全てのコーホートについて母子世帯および父子世帯出身者は二人親世帯出身者に比べ、高等教育進学率が相対的に低い傾向にあり、その差異は拡大傾向にあるといえる。

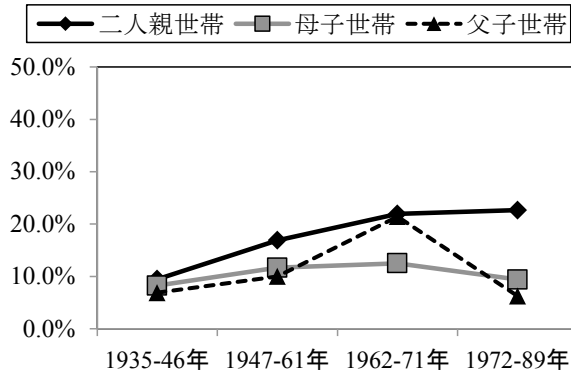


図5 家族構造別・短大・高専進学率

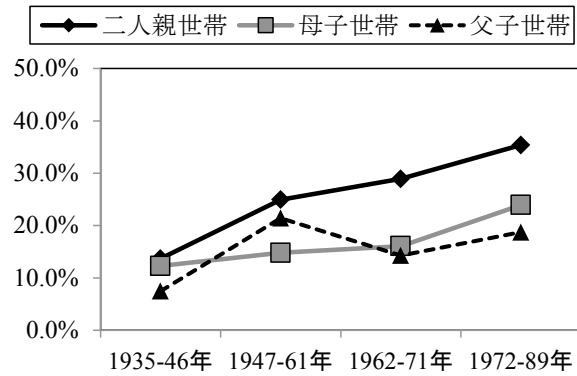


図6 家族構造別・4年制大学進学率

3.2 高校進学の規定要因

15歳時の家族構造が高校進学にどのように影響を与えているのかについて多変量解析を用いた検討を行う。分析手法は、「高校進学」したか否かを従属変数とする二項ロジスティック回帰分析を用いる(表3)。

表3 「高校進学」を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析

	model1 b(S.E.)	model2 b(S.E.)	model3 b(S.E.)
定数項	.731(.044) **	.888(.059) **	.611(.067) **
家族構造 (ref: 二人親世帯)			
母子世帯	-.512(.080) **	-.189(.083) *	-.120(.086)
父子世帯	-.640(.154) **	-.487(.160) **	-.494(.162) **
男性ダミー	.010(.050)	.055(.052)	.129(.055) *
出生コーホート (ref:1935-1946年)			
1947-61年	1.397(.056) **	1.409(.058) **	1.616(.061) **
1962-71年	2.565(.107) **	2.492(.108) **	2.871(.113) **
1972-89年	2.819(.115) **	2.567(.117) **	3.051(.122) **
15歳時の暮らし向き (ref:中位層)			
下位層		-.604(.057) **	-.479(.060) **
上位層		.373(.094) **	.334(.098) **
親の最終学歴 (ref:高校以下)			
短大・高専・4年制大学		2.147(.192) **	1.909(.194) **
無回答		-.544(.062) **	-.439(.065) **
15歳時の成績 (ref:中位層)			
下位層			-1.075(.070) **
上位層			1.075(.075) **
-2loglikelihood	10197.773	9579.215	8867.137
Pseudo R-square	.155	.206	.265
N		14759	

注: **p<.01 *p<.05 †p<.10(両側検定)

model1は家族構造を表す「母子世帯」「父子世帯」、本人の基本属性として男性ダミー、出生コーホート(基準:1935-46年)を投入した。母子世帯、父子世帯についてはともに1%水準で負の効果を示しており、係数の符号の向きから、ひとり親世帯出身者は、二人親世帯出身者に比べ高校進学率が低いことがわかる。オッズ比を見ると、二人親世帯と比して、母子世帯出身者は0.60、父子世帯出身者0.53である。また、出生コーホートを見てみると、近年になるほど係数が高い。これは図4で確認した通り、近年になるほど高校進学率が家族構造のちがいかかわらず全体的に上昇しているためである。

る。しかし、本人の基本属性をコントロールしても家族構造の効果は統計的に有意のままであるため、ひとり親世帯出身者と二人親世帯出身者の間には高校進学率において一定の格差が見られることがわかる。

model2 では、model1 で観察されたひとり親世帯の負の効果の要因を家庭の保有資源によってどの程度説明されるかを検討する⁹⁾。そのため、model2 では model1 に家庭の経済的資源および文化的資源として、それぞれ 15 歳時暮らし向きと親の最終学歴を追加した。その結果、これら 2 変数は 1%水準で有意に高校進学に影響を与えている。それぞれの係数から、家庭の暮らし向きが良く、そして親の最終学歴が高いほど、子どもは高校へ進学する確率が高いと解釈できる。しかし、家族構造の主効果は model1 に比べ、母子世帯では 63.1%(-.512→-.189)、父子世帯では 8.4%(-.640→-.487)と家庭の保有資源によって説明できる割合は母子世帯と父子世帯の間で大きく異なる。また、家庭の経済的資源と文化的資源をコントロールした上でも家族構造の主効果は依然として有意のままである。したがって、家庭の保有資源のみによってひとり親世帯出身者の高校進学の不利益を説明することはできない。

最後に、高校進学以前の教育達成が高校進学に与える影響を検討するために、model3 では model2 に 15 歳時の成績を投入した。15 歳時の成績は 1%水準で有意であり、成績が上位層であれば高校進学率が高まることを示している。これは、高校進学の規定要因として、高校進学以前の学業達成が大きな影響を持つことを考えれば、当然考えられる結果である。model2 における家族構造の負の効果と比較すると、母子世帯の主効果は-.189 から-.120 へと減少しており、統計的に有意ではなくなる。図 3 より、ひとり親世帯出身者は一貫して二人親世帯出身者に比べ、学力水準が低いことが明らかになった。model3 の分析より、母子世帯出身者の高校進学上の不利益は、15 歳時の成績を媒介としたものであると考えられる。しかし、父子世帯の主効果は model2 と model3 の間で大きな変化は見られず、依然として 1%水準で有意のままである。したがって、15 歳時の成績のみでは父子世帯出身者の高校進学選択のメカニズムを説明することはできない。

3.3 高校退学の規定要因

次に、15 歳時の家族構造が高校の中途退学に及ぼす影響とその規定要因について検討するため、前項同様、「高校退学」を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を行う。分析対象は実際に高校に進学した 12,663 ケース（母子世帯 775 ケース（6.1%）、父子世帯 192 ケース（1.5%））に限定される。

はじめに、家族構造間における退学率の差異を確認する（表 4）。model1 では家族構造を示す変数「母子世帯」「父子世帯」（基準：二人親世帯）、「男性ダミー」、「出生コーホート」（基準：1935-46 年）を投入した。基本属性のみをコントロールした段階で、父子世帯については統計的に有意な傾向は見られないが、母子世帯の主効果のみが 1%水準で有意である。オッズ比を見ると、二人親世帯に比べ母子世帯出身者は 1.95 と退学リスクが高い。そのため、高校退学については、母子世帯と二人親世帯の差異を説明しうる要因を以下のモデルで検討することにする。

model2 では、model1 に家庭の経済水準を表す「15 歳時の暮らし向き」と親の最終学歴を表す「短大・高専・4 年制大学」「無回答」（基準：高校以下）を投入した。「15 歳時の暮らし向き」が 1%水準で有意であり、上位層では負の効果、下位層では正の効果を示している。このことから、家庭の経済状況が良いほど子どもの退学リスクは低くなると読み取れる。また、親の最終学歴も統計的に有意であり、親の教育水準が子どもの退学行動に影響を与えることがわかる。これらの変数をコントロールすると、母子世帯の主効果は 32.2%減少し (.669→.453)、10%水準で有意傾向となる。母子世帯の子どもの退学リスクの高さは母子世帯の経済的困窮と母親の学歴によって一部説明することができるという。

最後に model3 では、15 歳時の成績が高校退学に及ぼす影響について検討する。その結果、15 歳時の成績は「下位層」のみ 1%水準で有意であり、学業達成が低いほど退学リスクが高まることを示している。15 歳時の成績をコントロールすると model2 において 10%水準で有意傾向であった母子世帯の主効果は統計的に有意ではなくなる。したがって、高校退学の規定要因として、高校進学段階の成績が大きな役割を持つといえる。

表4 「高校退学」を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析

	modell	model2	model3
	b(S.E.)	b(S.E.)	b(S.E.)
定数項	-4.286(.177) **	-4.486(.210) **	-4.488(.236) **
家族構造 (ref: 二人親世帯)			
母子世帯	.669(.232) **	.453(.238) †	.337(.240)
父子世帯	.358(.512)	.201(.514)	.034(.518)
男性ダミー	.399(.146) **	.382(.146) **	.299(.148) *
出生コーホート (ref:1935-1946年)			
1947-61年	-.184(.192)	-.190(.192)	-.335(.194) †
1962-71年	-.572(.247) *	-.521(.248) *	-.818(.252) **
1972-89年	.091(.202)	.260(.205)	-.120(.213)
15歳時の暮らし向き (ref:中位層)			
下位層		.419(.167) *	.323(.168) †
上位層		-.401(.205) †	-.432(.207) *
親の最終学歴 (ref:高校以下)			
短大・高専・4年制大学		-1.044(.306) **	-.901(.307) **
無回答		.473(.180) **	.401(.182) *
15歳時の成績 (ref:中位層)			
下位層			1.245(.186) **
上位層			-.233(.206)
-2loglikelihood	1989.450	1955.362	1889.536
Pseudo R-square	.012	.029	.062
N		12663	

注: **p<.01 *p<.05 †p<.10(両側検定)

3.4 短大・4年制大学への進学の規定要因

最後に、図5および図6で確認された家族構造間の短大・高専および4年制大学の進学率の差異を説明する要因を検討していく。分析対象は高校卒業生となるため、高校退学者を除外した12,468ケースに限定される。そのうち、母子世帯出身者は753ケース(6.0%)、父子世帯出身者は188ケース(1.5%)である。分析手法は、本人の最終学歴が「非進学(高校以下)」「短大・高専」「4年制大学」の3値変数を従属変数(基準:「非進学(高校以下)」)とした多項ロジスティック回帰分析を用いる(表5)。

はじめに、model1では独立変数として家族構造を表す「母子世帯」「父子世帯」(基準:二人親世帯)、男性ダミー、出生コーホート(基準:1935-1946年)のみを投入した。「母子世帯」「父子世帯」の効果は「短大・高専」「4年制大学」のいずれについても1%水準で有意であり、高等教育進学に負の効果を与えている。このことから、ひとり親世帯出身者は二人親世帯出身者よりも短大・高専および4年制大学への進学率が低いことがわかる。オッズ比を見てみると、短大・高専については二人親世帯出身者と比べて、母子世帯では0.50、父子世帯では0.47、4年制大学については母子世帯では0.61、父子世帯については0.54である。父子世帯は母子世帯に比べ、経済的困窮に直面するリスクが低いと考えられるが、子どもの高等教育進学については、母子世帯と同様に不利であることがこれらのオッズ比から見えてくる。また、男性ダミーは短大・高専では負の効果を示し、4年制大学については正の効果を与えている。これは、男女間で教育達成上のコースが異なるジェンダートラックの存在が要因として挙げられる。出生コーホートを見ると、短大・高専、4年制大学ともに近年になるほど回帰係数が上昇しており、この結果は近年になるほど高等教育への進学率が上昇していることを反映している。

model2では、model1に15歳時の暮らし向きと親の最終学歴(基準:短大・高専・4年制大学)を追加し、家族構造の効果が家庭の保有資源によってどの程度説明されるかを見る。追加したこれらの2変数は、ともに1%水準で有意である。15歳時の暮らし向きの係数の符号から、家庭の経済状況が

表5 「短大・高専」「4年制大学」進学を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析

(ref:非進学(高校以下))	model1		model2		model3	
	短大・高専 b(S.E.)	4年制大学 b(S.E.)	短大・高専 b(S.E.)	4年制大学 b(S.E.)	短大・高専 b(S.E.)	4年制大学 b(S.E.)
定数項	-1.591(.074) **	-1.750(.061) **	-1.622(.081) **	-2.127(.073) **	-1.931(.090) **	-3.146(.089) **
家族構造 (ref: 二人親世帯)						
母子世帯	-.703(.127) **	-.495(.100) **	-.395(.130) **	-.105(.107)	-.282(.131) *	-.041(.112)
父子世帯	-.763(.251) **	-.619(.201) **	-.672(.254) **	-.472(.214) *	-.581(.254) *	-.352(.224)
男性ダミー						
出生コーホート (ref:1935-1946年)						
1947-61年	.669(.082) **	.337(.063) **	.711(.083) **	.425(.067) **	.822(.084) **	.677(.071) **
1962-71年	1.080(.087) **	.662(.070) **	1.095(.088) **	.707(.074) **	1.270(.090) **	1.103(.079) **
1972-89年	1.245(.087) **	1.014(.068) **	1.145(.088) **	.865(.073) **	1.370(.091) **	1.358(.079) **
15歳時の暮らし向き (ref:中位層)						
下位層			-.507(.063) **	-.450(.056) **	-.480(.063) **	-.424(.059) **
上位層			.290(.068) **	.550(.062) **	.269(.069) **	.492(.065) **
親の最終学歴 (ref:高校以下)						
短大・高専・4年制大学			1.036(.074) **	1.857(.065) **	1.008(.075) **	1.787(.068) **
無回答			-.297(.081) **	-.444(.077) **	-.259(.082) **	-.355(.081) **
15歳時の成績 (ref:中位層)						
下位層					-.420(.086) **	-.742(.094) **
上位層					.591(.062) **	1.556(.060) **
-2loglikelihood	22773.688		21237.996		20073.266	
Pseudo R-square	.070		.132		.180	
N			12468			

注: **p<.01 *p<.05 †p<.10(両側検定)

良いほど、高等教育への進学率が上昇するといえる。また、親の最終学歴を表す「短大・高専・4年制大学」が正の係数を示していることから、親の学歴が高いほど子どもの高等教育進学が促進されることがわかる。注目すべきは、家庭の経済的資源、文化的資源をコントロールした際に、家族構造の効果の減少分が母子世帯と父子世帯の間で異なる点である。母子世帯の効果は model1 に比して、短大・高専および4年制大学ではそれぞれ43.8%(-.703→-.395)、78.7%(-.495→-.105)の減少が見られ、4年制大学については統計的に有意ではなくなる。一方、父子世帯の効果は同様にそれぞれ11.9%(-.763→-.672)、23.7%(-.619→-.472)の減少に過ぎず、統計的有意のままである。母子世帯は経済的リスクに直面しやすいことに加え(図2)、母親の最終学歴が低い傾向にある。そのため、母子世帯の子どもの高等教育進学に及ぼす効果については家庭の経済的資源および文化的資源によってその大部分を説明することができる。しかし、父子世帯の効果についてはこれらの資源によって説明できる割合は母子世帯に比べてそれほど高くない。そのため、母子世帯と父子世帯の間には、子どもの高等教育進学について異なった進路決定や行動メカニズムが存在する可能性が示唆される。

model3 では、高等教育進学以前の教育達成を表す「15歳時の成績」を model2 に追加投入した。15歳時の成績は1%水準で有意であり、高等教育進学を規定する要因として働いている。これは、本人の学業成績が良いほどより高い学歴の獲得を志向し、その結果、高等教育への進学を達成するという構図を考えれば当然予想されうる結果である。続いて、15歳時の成績をコントロールした上で家族構造の効果は model2 と比較してどの程度減少したかを見ていく。短大・高専について見てみると、母子世帯および父子世帯の主効果はそれぞれ28.6%(-.395→-.282)、13.5%(-.672→-.581)の減少が見られ、本人の成績によってこれらの主効果の一部が説明されている。一方で、4年制大学について見ると、父子世帯の主効果は25.4%減少し(-.472→-.352)、15歳時の成績を統制するとその効果は統計的に有意ではなくなる。したがって、父子世帯出身者の4年制大学への進学率の低さは、子どもの学業達成によって規定されるといえる。母子世帯の主効果についても、model2 の段階で統計的に有意ではないものの、15歳時の成績を統制すると主効果の減少は著しい(-.105→-.041)。そのため、高等教育以前の学力形成が家族構造間の高等教育進学率の差異を説明する大きな要因であると結論付けられる。

4. 考察

本稿は、ひとり親世帯出身者における高等教育への進学が二人親世帯出身者に比べ不利である要因を教育達成過程に着目して分析を進めてきた。新たに得られた知見は、以下の3点に要約することができる。

第一に、ひとり親世帯出身者は二人親世帯出身者に比べ、高等教育段階以前の教育達成において不利を被っている。つまり、ひとり親世帯出身者は高等教育進学に至るまでの各教育段階において、低い学力水準と高校進学率、そして高い退学率といった高等教育への進学を阻害するリスクに直面しやすいということになる。

第二に、ひとり親世帯の教育達成に対する負の効果は、家庭の経済的資源・文化的資源に加え、15歳時の成績を媒介したものである。本稿では、ひとり親世帯が子どもの高等教育進学に与える負の効果の説明する要因として、高等教育進学以前の教育達成による媒介効果を検証した。その結果、家庭の保有資源に加え、15歳時の成績は子どもの高校進学、高校退学、高等教育進学に有意な効果があることがわかった。ひとり親世帯の子どもは相対的に15歳時の学力水準が低いことが確認された(図3)。このことは、15歳時の学力水準によって、ひとり親世帯出身者は教育達成の各局面において、連続的に不利に直面する機会が多く、義務教育修了時点および高卒時点での学校移行が二人親世帯出身者に比べ困難であることを示唆している。

第三に、教育達成過程上の不利を説明しうる要因は母子世帯と父子世帯では大きく異なる。本稿の分析において、高校退学に対する家族構造の効果は母子世帯のみに限定された。また、家庭の経済的資源や文化的資源、そして15歳時の成績をコントロールした際の、家族構造の主効果の減少率は二群間では大きく異なった。このことは、父親と母親のうちどちらが家庭内で不在であるかが子どもの教育達成に影響を与えていることを示唆している。母子世帯や父子世帯によって、家庭の経済的文化的資源の保有量や子どもへの教育的関与が異なるならば、ひとり親世帯内においても子どもの教育達成メカニズムに違いが見られる可能性がある。

これらの知見を総括すると、ひとり親世帯の子どもは家庭の保有資源のみでは説明できない複雑な教育達成プロセスを辿っているといえる。日本における従来の先行研究は、ひとり親世帯出身者の高等教育進学や初職達成に着目したものが多く、彼らの教育達成上の不利を家庭の経済的要因に求めることに終始していた。本稿は、子ども期の家族構造と高等教育進学の関連を高等教育進学以前の学力水準、高校進学率、退学リスクの観点から説明を試みてきた。その結果、戦後日本社会に見られる高学歴化ないし全体的な高等教育進学率の上昇の背後で、子ども期に両親がともに存在した二人親世帯と片親が不在のひとり親世帯の間には、安定的な教育機会の格差構造が存在していることが確認された。すなわち、子ども期に父親または母親が不在であることが、その後の学力形成や進路選択に大きな負の影響を持つといえる。さらに、母子世帯と父子世帯では異なった教育達成メカニズムが存在することが示唆されたことは特記すべき事項であろう。それは、家庭の経済的リスクでは説明しにくい父子世帯出身者の教育達成上の不利を子どもの進路プロセスによって説明できる可能性があるからである。したがって、父親または母親のうちどちらが不在であるかによって、子どもの進路決定や教育達成が経時的にどのように変化するかについては、両親と子どもを対象にした二者関係(親子間)データやパネルデータなどを用いて今後より検討する必要があるだろう。

しかし、本稿では分析上の限界や残された課題も多い。本稿ではデータの制約上、15歳時に父親または母親が不在だった回答者を「ひとり親世帯」出身者と位置付けるに留まった。そのため、ひとり親世帯の形成要因(死別・離別)や形成時期、他の世帯員(祖父母、親戚など)との同居状況などを考慮することができなかった。これらひとり親世帯の形成要因や形成時点の子どもの年齢は子どもの教育達成を捉える上で重要な変数であると考えられる。日本のひとり親世帯についてもこうした家族的要因が複合的に子どものライフコースにどのような影響を与えうるのかについては今後の大きな課題であろう。

こうした課題は残されているものの、本稿の分析は従来の社会階層・移動研究において見落とされ

がちであったひとり親世帯出身者の教育達成上の不利をより精微に検討した点で一定の意義があるだろう。それは、出身階層として「家族構造」の概念を導入することにより、子ども期に片親を失ったひとり親世帯出身者のライフコースを分析するマイノリティ研究の一つの指針となったと考えられるためである。

本稿の分析より、ひとり親世帯を含めた新たな出身階層を測る尺度の再構築に加え、家族構造間における家族の教育機能の差異をより検討することが要請される。人々の教育達成や地位達成が子ども期の家族構造を考慮に入れた出身階層によっていかに規定されるのか、という問いに答えるために、社会階層研究と家族研究の融合が今後の研究で期待される。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

[注]

- (1) 相対的貧困率とは、等価可処分所得（世帯の可処分所得を世帯人数の平方根で除したもの）が全人口の中央値の半分未満の世帯員の割合を指す。
- (2) 近年では、ひとり親世帯出身者の進学する高校のタイプ・ランクや教育アスピレーションの形成を分析した研究が少なからず見受けられる。例えば、余田（2012b）は宮城県仙台市圏の高校 2 年生とその保護者を対象とした「教育と社会に対する高校生の意識調査」（東北大学教育文化研究会）の個票データを用いて、家族構造間の高校進学校への進学機会や教育アスピレーションにおける格差を検証している。
- (3) 本人の最終学歴を「新制短大・高専」と回答した者を「短大・高専」進学者、「旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校」「旧制大学・旧制大学院」「新制大学」「新制大学院」と回答した者を「4 年制大学」進学者とした。
- (4) 「15 歳時の暮らし向き」の欠損値については、元の 5 点尺度の回答を用いて、出生コホート別・家族構造別の平均値を割り当てた。その上で、「下位層」（1.00～2.50）、「中位層」（2.51～3.50）、「上位層」（3.51～5.00）と分類したカテゴリカル変数を作成した。
- (5) 「親の最終学歴」の欠損割合は二人親世帯 14.2%、母子世帯 25.3%、父子世帯 29.3%である。
- (6) 旧制学校については、「旧制尋常小学校」「旧制高等小学校」を「新制中学校」、「旧制中学校・高等女学校」「実業学校」「師範学校」を「新制高校」、「旧制高等学校・旧制専門学校・高等師範学校」「旧制大学」「旧制大学院」を「新制短大・高専・4 年制大学」と読み替え、先述のダミー変数に割り当てた。
- (7) 「15 歳時の成績」の欠損値処理とカテゴリカル変数の作成は、「15 歳時の暮らし向き」と同様である。
- (8) 尾嶋（2002）をもとに、高校および高等教育進学率の上昇局面から出生コホートを 4 つに区分した。1935-46 年コホートは戦前に生まれ、旧制の初等教育を経て、新制中学へ初めて入学する人々、1947-61 年コホートは高校・高等教育への進学率が急増し、高度経済成長期に上級学校への進学を迎える人々、1962-1971 年コホートは高等教育の抑制施策のもとで、男女とも進学率の上昇が停滞する時期にあった人々、1972-85 年コホートは第二次ベビーブーム世代にあたる人々にそれぞれ該当する（尾嶋 2002）。
- (9) インピュテーションによる効果をコントロールするために、「15 歳時の暮らし向き」「15 歳時の成績」についてインピュテーションを施した回答者を 1 としたダミー変数を共変量として投入している（表には不掲載）。以下、高校退学、高等教育進学分析についても同様である。

[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.
- Biblarz, Timothy J., and Raftery, Adrian E., 1999, “Family Structure, Educational Attainment, and Socioeconomic Success: Rethinking the ‘Pathology of Matriarchy,’” *The American Journal of Sociology*, 102(2): 321–365.
- Biblarz, Timothy J., and Gottainer, Greg, 2000, “Family Structure and Children’s Success: A Comparison of Widowed and Divorced Single–Mother Families,” *Journal of Marriage and Family*, 62(2): 533–548.
- Blau, Peter M., and Duncan, Otis D., 1967, *The American Occupational Structure*, Wiley.
- Duncan, Beverly, and Duncan, Otis D., 1969, “Family Stability and Occupational Success,” *Social Problems*, 16(3): 273–285.
- 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 現代の階層社会[1] 格差と多様性』東京大学出版会, 239–252.
- 厚生労働省, 2011, 「平成 22 年国民生活基礎調査の概況」
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa10/> (2012.12.20).
- Park, Hyunjoon, 2007, “Single Parenthood and Children’s Reading Performance in Asia,” *Journal of Marriage and Family*, 69(3): 863–877.
- Park, Hyunjoon, 2008, “Effects of Single Parenthood on Educational Aspiration and Student Disengagement in Korea,” *Demographic Research*, 18: 377–408.
- McLanahan, Sara, and Gary D. Sandefur, 1994, *Growing Up With a Single Parent: What Hurts, What Helps*, Harvard University Press.
- 三輪哲, 2005, 「父不在・無階層の帰結—将来の地位達成格差とその意味」尾嶋史章編『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』科学研究費補助金研究成果報告書: 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.
- 余田翔平・林雄亮, 2010, 「父親の不在と社会経済的地位達成過程」『社会学年報』39: 63–74.
- 余田翔平, 2012a, 「子ども期の家族構造と教育達成格差—二人親世帯／母子世帯／父子世帯の比較」『家族社会学研究』24(1): 60–71.
- 余田翔平, 2012b, 「母子世帯の高校生の教育達成過程—家族構造とジェンダーによる不平等の形成」『社会学研究』90: 55–74.