

母子世帯の子どもと職業達成*¹

斉藤知洋

(東京大学大学院)

【論文要旨】

1970年代半ば以降の離婚率に上昇に伴い、幼少期をひとり親世帯のもとで過ごす人々が量的に拡大傾向にある。近年では、日本においてもひとり親世帯出身者が二人親世帯と比較して教育達成水準が低いことが明らかにされている。欧米諸国では、子ども期の家族構造とライフコースの関連に関する実証研究が蓄積されている一方で、国内ではひとり親世帯で育つことの不利が学卒後に持ち越されるかについては十分に検討されていない。

本稿では、母子世帯出身者の社会経済的地位達成について、職業達成に焦点をあてて検討した。SSM2015を用いた分析の結果、次の諸点が明らかとなった。第1に、近年の出生コーホート(1975-95年)ほど、母子世帯出身の男性は二人親世帯群と比較して専門・大企業ホワイトカラーへの入職率が低い傾向にある。この傾向は、初職・現職・30歳時職業いずれの地位指標でも観察された。第2に、こうした家族構造間の職業達成格差に対する本人学歴の説明力は、初職達成についてのみ高く、それ以外の指標では総じて小さい。

これらの分析結果は、子ども期の家族構造は学卒後の職業キャリアに対しても持続的に直接効果を持つことを示している。母子世帯出身者の職業達成上の不利は、現職および30歳時点での非正規雇用割合の高さからも確認された。この点は、低所得・貧困層の世代的再生産がひとり親世帯出身者の間で生じやすいことを示唆するものである。

キーワード：家族構造・母子世帯・職業達成

1. 問題の所在

2000年代以降、「子どもの貧困」をめぐる政策的議論が社会的な関心を集めている(阿部2008, 2014; 子どもの貧困白書編集委員会2009)。「国民生活基礎調査」(厚生労働省)の推計によれば、子どもの貧困率²は1985年時点で10.9%程度であったが、その後上昇し続けて2012年には16.3%と上限に達する(厚生労働省2017)。最新の2015年では、同貧困率は13.9%まで減少したものの、依然として7人に1人の子どもが相対的貧困ラインを下回る世帯のもとで生活している。ただし、子どもがいる全ての世帯について一様に貧困率が上昇しているわけではなく、ひとり親世帯(とくに母子世帯)の貧困率が極めて高い。ひとり親世帯(大人が1人いる世帯)の貧困率は2015年時点で50.8%を示し、二人親世帯(大人が2人以上いる

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

² 等価世帯所得の中央値の半分に満たない状態を「相対的貧困」と定義し、その基準に満たない17歳以下世帯員の割合を指す。

世帯)の10.7%に比べて顕著に高い。こうしたひとり親世帯の経済的貧困は、ある一世代の生活水準を低下させるだけでなく、そこで生育する子どもの福祉にも多大な影響を及ぼしうる。

社会階層・移動研究は、世代間にわたる機会の不平等や社会移動の規定構造・パターンを明らかにすることに主たる分析関心を置いてきた。しかしながら、離婚率の上昇に伴って量的に拡大傾向にあるひとり親世帯については、その分析枠組みから長年除外されてきた。なぜなら、子ども期の出自的背景を測定する際には、父親の職業的地位を用いる「伝統的アプローチ」(Goldthorpe 1983)が主流であったためである。こうした研究動向は、洋の東西を問わず観察されており、日本の階層研究においても2000年代に入るまで強く見られた³。ひとり親世帯のもとで生育した人々の社会経済的地位達成については、我が国では近年ようやく着手されつつある研究領域だといえる。

欧米諸国では、主に親の婚姻上の地位によって規定される世帯形態を「家族構造」(family structure)と概念化し、家族構造と子どものライフコースの関連に関する研究が数多く蓄積されている(McLanahan and Percheski 2008)。過去半世紀近くにわたる実証研究の多くは、ひとり親世帯のもとで育った子どもは二人親世帯群と比較して、教育達成水準や職業的地位が低い傾向にあることがほぼ一貫して指摘されている(Duncan and Duncan 1969; McLanahan and Bumpass 1988; McLanahan and Sandefur 1994; Biblarz and Raftery 1999)。子ども期の家族構造が、ジェンダーや人種と並んでライフコース上の成否を規定する個人属性のひとつであることはいまや「定説」となっている。

日本においても、近年ではひとり親世帯の教育達成上の不利が全国規模の確率標本データを用いた実証研究から明らかにされつつある。具体的には、15歳時点で父親が不在であった母子世帯出身者は、二人親世帯群よりも大学進学率が低く、家族構造間の教育達成格差が拡大傾向にある(稲葉 2008, 2011; 余田 2012)。同様の傾向は、父子世帯(母不在)出身者についても認められており、その不利は母子世帯群と同程度に存在するという(余田 2012)。

このように、国内の実証分析はライフコースの初期に生じる教育達成に焦点をあてており、後の就業や家族形成に対する家族構造の影響について検証したものが未だほとんど見られない。低所得・貧困層の世代的再生産の観点からは、子ども期の家族的環境が一個人の生涯にわたって中長期的な影響を持つことが推測されるが、我が国のひとり親世帯出身者のライフコースに関しては未解明な部分が多い。

そこで本稿は、母子世帯出身者が受ける社会的不平等が教育達成後にも持ち越されるのか、という基本的な問いについて特に「職業達成」に着目して検討する。本稿の構成は、以下のとおりである。次節では、ひとり親世帯の社会経済的地位達成に関する国内外の先行研究を

³ こうした問題点を踏まえ、三輪(2005)は従来の出身階層分類に「父不在・父無職層」を加えた地位達成分析を行っている。

レビューし、研究課題を提示する。第3節ではデータと分析手法を説明し、第4節で分析結果を示す。最後に、第5節では得られた知見を総括したうえで考察を加える。

2. 先行研究

2.1 ひとり親世帯出身者の社会経済的地位達成

欧米諸国では、1960年代に急速な離婚率の上昇を経験したアメリカを中心に、ひとり親世帯出身者の職業的地位を含む社会経済的地位達成に関する実証研究が数多く存在する。階層研究のなかでは、Blau and Duncan (1967) が家族構造の影響にいち早く着目した研究として位置づけられる。「地位達成モデル」を適用した分析により、子ども期に両親のいずれかが不在であった家族を指す「欠損家族」(broken family) は、子どもの教育修了年数に対して負の影響を持つことを明らかにした (Blau and Duncan 1967)。同研究を嚆矢として、欧米諸国ではひとり親世帯の職業を含む社会経済的地位達成上の不利が時代を通じて安定的に見られることが繰り返し示されている (Duncan and Duncan 1969; McLanahan and Sandefur 1994; Biblarz and Raftery 1999)。

これと同時に、家族構造と地位達成の関連が生じるメカニズムについても数多くの仮説検証がなされてきた。具体的には、ひとり親世帯の人的資本投資の寡少性(流動性制約)に着目した「経済的剥奪仮説」、子に対するペアレンティングの役割を重視する「社会化仮説」、離婚や再婚といった家族移行を子どもにとってストレスフルなイベントとみなす「家族ストレス仮説」などが提唱されている (McLanahan 1985; Biblarz and Raftery 1999)。各々の仮説が強調する側面は異なるが、いずれも親世代が社会的資源や価値規範を子世代に伝達するという家族の再生産機能を前提としている (Biblarz and Raftery 1993)。他方で、ひとり親世帯と職業達成の間には関連がないとする仮説も見られる。たとえば、離別ひとり親世帯は、その形成以前に夫婦間の緊張やコンフリクトが生じることが予想される。そのため、ひとり親世帯出身者に観察される地位達成上の不利は、同世帯形成に先行するセレクション要因によるものであると主張する (McLanahan et al. 2013)。その傍証として、夫婦間の意思決定に依らずに生じやすい死別母子世帯の子どもは、離別母子世帯と比べると教育・職業達成水準がより高いことが報告されている (Biblarz and Gottainer 2000)。このように、欧米諸国の先行研究のなかでも用いられるデータや統計手法によって、得られる知見がやや混在している。

日本では、2000年代以降にひとり親世帯の教育達成に焦点をあてた研究が着実に蓄積されつつある。その代表的な研究として、「2005年社会階層と社会移動全国調査」(SSM-2005J) と「日本版総合的社会調査」(JGSS) をそれぞれ用いた稲葉 (2008, 2011) と余田 (2012) がある。分析結果からは、日本においても母子世帯および父子世帯出身者の大学進学機会上の不利が存在し、その拡大傾向が示されている。さらに、家族構造間の教育達成格差は世帯の経済的要因のみに還元されず、それ以外の要因によっても生じていると結論付けている。高

学歴化が進行する中で、ひとり親世帯出身者は高校進学機会や高校退学リスクの側面でもその不利が大きい（斉藤 2014）。実際の進学機会のみならず、ひとり親世帯に属する中学3年生は、自身が抱く教育期待（現実的な将来の到達学歴）やメンタルヘルスが相対的に低水準にある（稲葉 2012）。これらの結果は、家族構造間の差異が義務教育修了の段階ですでに生じており、後の地位達成上の不利に強く結びついていることが示唆される。

2.2 ひとり親世帯の不利は職業達成に持ち越されるのか？

先述のとおり、日本ではひとり親世帯出身者の地位達成に関する実証研究が過去10年余りと歴史が浅く、子女の教育達成に注目した研究が大勢を占める。欧米諸国の知見からは、ひとり親世帯のもとで育つことが、教育達成後の職業キャリアに対しても連続的に不利な影響を与えることが大いに予想される。

日本においても、ひとり親世帯と職業達成の関連を検証した研究が少なからず存在する。そのひとつとして、SSM調査の1975・1985・2005年の累積データを用いた余田・林（2010）が挙げられる。余田・林（2010）では、早期父不在者⁴の初職達成に着目し、専門・大企業ホワイトカラー職（専門・大W）への入職率を中心に検討している。分析によると、早期父不在群は、父存在群と比較して安定成長期（1973年）以降にブルーカラー職として労働市場への参入傾向が強まり、初職として専門・大W職へ入職する割合が小さい。しかし、こうした早期父不在群の初職達成上の不利は、それに先行する教育達成によって十分説明されるという。これらの結果は、教育水準を統制した場合には家族構造が子どもの職業達成に及ぼす直接的な効果は見られないことを意味する。

余田・林（2010）の知見からは、日本では子ども期の家族構造が地位達成に及ぼす直接的な影響力は、個人のライフコースが進むほど総じて弱まるものと推測される。学歴達成を扱った実証研究では、こうした人々のライフチャンスに対する出身階層効果の弱体化を「ライフコース仮説」（Shavit and Blossfeld eds. 1993）と呼ぶ。この仮説では、ライフコース初期段階での地位達成の成否は、その意思決定や社会的資源の多寡のいずれにおいても親世代の要因が強く作用するが、加齢に伴ってその影響力から解放されることを前提とする。この仮説を職業達成の文脈にまで拡張するならば、家族構造間の地位達成格差は教育達成・初職達成で比較的大きく、それ以降の職業キャリアでは縮小または消失するものと考えられる。

ここで、家族構造と職業達成の関連について国内外で知見が一致していないと疑問を持つかもしれないが、その要因のひとつとして分析で扱われる職業変数のちがいが挙げられる。欧米諸国の職業達成に着目した研究は、調査時点の職業的地位（現職に相当）を扱ったもの

⁴ 分析では、15歳時点で父親が不在であったか否かをもとにカテゴリ化を施しているため、世帯内に父親が存在する二人親世帯や父子世帯は同一の「父存在群」に含まれていると考えられる。

が多い (Biblarz and Raftery 1999; Biblarz and Gottainer 2000)。そのため、どの時点の職業情報を用いるかによっても分析結果が大きく異なる可能性がある。稲葉 (2011) によれば、早期に父不在を経験した男性は、近年ほど初職のホワイトカラー比率の低いことに加え、その後の転職回数も多く、調査時点の世帯年収が低いという。詳細な分析結果については言及されていないが、そうした早期父不在経験者の不利は、本人の教育年数を統制しても観察される (稲葉 2011)。したがって、ひとり親世帯の職業達成上の不利とその規定構造については、複数の職業情報をもとに再評価する必要があるだろう。

以上の知見をもとに、本稿では3つの研究課題を設定する。第1に、子ども期の家族構造と職業達成の関連が、職業キャリアの出発点である初職以外の指標でも観察されるのかを検証する。本稿では、使用データの制約とひとり親世帯出身者の職業キャリアの問題に焦点化する目的から、二人親世帯／母子世帯出身の男性に分析対象を限定する。第2の研究課題は、家族構造と職業達成の関連がそれに先行する教育達成格差によって十分説明されるのかというものである。そして第3に、職業達成に対する家族構造の影響が近年ほど拡大 (縮小) しているかという時代趨勢に関する問いを検討する。

3. データと方法

3.1 データと変数

使用データは、「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査) の 2015 年データ version.070 (以下、SSM2015 と略記) である。SSM2015 は、2014 年 12 月末時点で 20～79 歳の日本国籍を持つ男女を対象母集団とし、層化 2 段無作為抽出法によって調査対象者が抽出されている。調査方法は、面接調査と留置調査を併用し、有効回収率は 7,817 ケース (有効回収率 50.1%) である。

本稿の重要な概念である家族構造の操作化について説明する。SSM2015 では、父親と母親の「15 歳時点の職業」について尋ねている。この質問項目に対して、「(当時) 父親はいなかった」もしくは「(当時) 母親はいなかった」と回答したケースをそれぞれ父不在者、母不在者とみなす。これらの回答情報をもとに、両親がともに存在した世帯を二人親世帯、父親が不在であった世帯を母子世帯 (父不在世帯)、母親が不在であった世帯を父子世帯 (母不在世帯)、両親が不在であった世帯を両親不在世帯とする。作成された 4 カテゴリのうち、本稿の主たる分析対象は、二人親世帯および母子世帯出身者である。

従属変数を表す職業達成は、母子世帯出身者の職業経歴を詳細に検討する目的から、3 時点の職業情報——初職・現職・30 歳時点⁵——を用いる。また、各時点の職業的地位指標と

⁵ 30 歳時職業とは、最終学歴が高校卒の者は初職入職後 12 年、大卒者では同入職後 8～9 年程度に相当する。到達階層を 40 歳時点の職業で測定する研究も見られるが (佐藤 2000 など)、その場合若年層のケースの多くが分析から除外されてしまう。どの時点の職業情報を用いる

して職業階層を利用する。職業階層は、従業上の地位と企業規模を考慮した SSM 総合職業分類をもとに「専門・大企業ホワイトカラー」（専門・大 W）・「中小企業ホワイトカラー」（中小 W）・「ブルーカラー」・「自営・農業」の 4 カテゴリーを用いる。

他の共変量として、出生年・15 歳時暮らし向き・本人学歴・親学歴を用いる。15 歳時暮らし向きは、五件法（「1.豊か」～「5.貧しい」）から成り、値が高いほど暮らしが良いことを表すように反転化している。本人学歴は、短大以上を 1、それ以外を 0 とする二値変数である。親学歴は、二人親世帯群では父母のうち学歴の高い一方を、母子世帯群は母親の学歴をそれぞれ用いる。

3.2 分析方法

以下では、大きく 3 つの分析を進める。まず、SSM2015 に含まれるひとり親世帯出身者の分布と教育達成水準について確認する。つづいて、分析対象を二人親／母子世帯の男性に限定したうえで、家族構造と職業達成の関連について記述的分析を行う。最後に、これらの記述的分析を踏まえた上で、男性の職業達成に対する家族構造（母子世帯）の効果について多変量解析をもとに検討する。具体的には、階層構造において上位層を占めており雇用面でも安定性が高いと考えられる専門・大企業ホワイトカラーか否かを従属変数とした二項ロジットモデルによる推定を行う。

ここで注意を促したいのは、職業達成に関する分析では、注目する指標によってその対象ケースや出生コーホートが若干異なる点である。たとえば、30 歳時点の職業階層を見る場合には、当然ながら調査時点で 30 歳以上の回答者のみが分析対象となる。同様に、現職については調査時点で労働市場に参入している者が分析に含まれる。本来ならば、全ての諸条件を統一したうえで各指標の分析結果を比較することが望ましい。しかし、本稿では SSM2015 で得られた最新の出生コーホートの情報を十分活用することを優先し、このような分析方略を採ることにしたい。

4. 分析結果

4.1 ひとり親世帯の分布と教育達成

職業達成に関する分析に入る前に、SSM2015 に含まれるひとり親世帯出身者の分布とその教育達成水準について確認する。

表 1 は、10 歳刻みの出生コーホート別に母子世帯と父子世帯出身者のケース数を集計したものである。SSM2015 の全体ケース（ $n=7,673$ ）のうち母子世帯は 588 ケース、父子世帯は 159 ケース存在し、それぞれ 7.7%、2.1%を占める。母子世帯・父子世帯のいずれについても、

かは大きな問題となるが、本稿では初職入職後 10 年前後の職業をひとつの到達階層とみなすことにした。

表1 ひとり親世帯の分布

出生コーホート	家族構造			(N)
	二人親世帯	母子世帯	父子世帯	
1935-44年	81.5	14.4	4.1	(1,299)
1945-54年	90.4	7.6	2.0	(1,680)
1955-64年	94.0	4.8	1.3	(1,322)
1965-74年	93.0	5.6	1.4	(1,350)
1975-84年	92.9	5.6	1.6	(1,226)
1985-95年	89.3	8.4	2.3	(796)
計	90.3	7.7	2.1	(7,673)

(注)両親不在ケース(n=45)は集計から除外.

表2 ひとり親世帯の形成要因

出生コーホート	母子世帯				父子世帯			
	離別	死別	その他	(N)	離別	死別	その他	(N)
1935-44年	5.4	68.5	26.2	(187)	9.4	86.8	3.8	(53)
1945-54年	15.6	60.9	23.4	(128)	6.1	78.8	15.2	(33)
1955-64年	22.2	58.7	19.1	(63)	47.1	47.1	5.9	(17)
1965-74年	48.0	40.0	12.0	(75)	52.6	31.6	15.8	(19)
1975-84年	55.9	30.9	13.2	(68)	84.2	10.5	5.3	(19)
1985-95年	56.7	22.4	20.9	(67)	61.1	33.3	5.6	(18)
計	26.5	52.6	20.9	(588)	32.7	59.1	8.2	(159)

最も古い 1935-44 年出生コーホートでケース数が多く、その割合も高いことがわかる（それぞれ 14.4%、4.1%）。母子世帯および父子世帯群の割合は、1955-64 年コーホートで底打ちとなり、それ以降の新しいコーホートではその割合が上昇傾向にある。

つづいて、表2をもとにひとり親世帯の形成要因について検討する。過去のSSM調査と異なり、SSM2015では父親（母親）が不在であった理由（「離別」「死別」「その他」）を識別することができる。全体を俯瞰すると、近年の出生コーホートほど、父親（母親）が不在であった理由として「離別」と回答する割合が高くなる一方で、「死別」割合が減少している。第二次大戦の時期とちょうど重なる1935-44年コーホートでは、父親との死別が68.5%を占めており、離別の割合は5.4%に過ぎない。しかし、両者間の差異が徐々に縮小し、1965-74年コーホートでは母子世帯に占める離別の割合が死別のそれを初めて上回るようになる。最新の1985-95年コーホートでは離別割合が56.7%に達している。「その他」の割合は12.0~26.2%

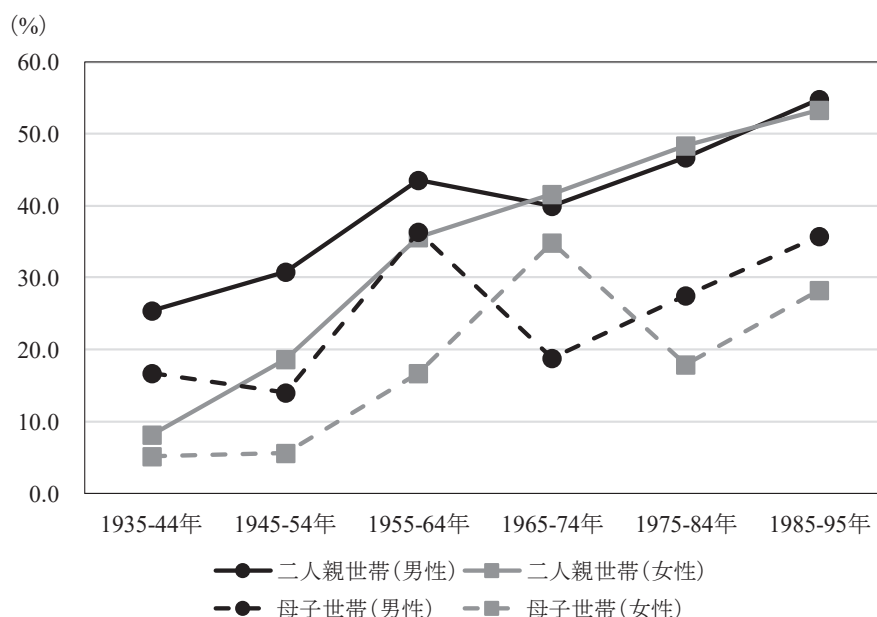


図1 出生コホート・家族構造別にみた大学進学率（短大以上％）

を推移し、一貫したトレンドを示していない。その内訳を把握することはできないが、父親の単身赴任や入院、(離婚を前提とした)別居などの要因が考えられる。父子世帯についても、サンプルサイズの少なさによる変動があるけれども、母子世帯とほぼ同様の傾向を示している。したがって、SSM2015は死別から離別へとひとり親世帯の主成分が大きく変化した日本の社会状況を反映しているといえる。

最後に、家族構造と教育達成の関連を検討する。図1は、二人親世帯群と母子世帯群の大学進学率（短大以上）を出生コホート・男女別に示している。二人親世帯群では、近年のコホートほど大学進学率が上昇しており、1985-95年コホートでは男性54.8%、女性53.4%に達している。母子世帯群についても、同進学率の上昇傾向を示しているが、その伸長の程度は二人親世帯には及ばない。男性では1955-64年コホート、女性は1965-74年コホートを除けば、家族構造間の教育達成格差は維持・拡大傾向を示している。この結果は、稲葉（2008, 2011）や余田（2012）の知見とも整合的である。

4.2 母子世帯出身者の初職・現職・30歳時職業

それでは、母子世帯出身者は二人親世帯群と比べて、教育達成のみならずその後の職業達成においても不利を受けているのだろうか。以下では、分析対象を二人親/母子世帯出身の男性回答者に限定したうえで、上記の問いを検討する。

表3・表4・表5は、家族構造・出生コホート別にそれぞれ初職・現職・30歳時職の分布を示したものである。以下の分析では、出生コホートを「1935-54年」・「1955-74年」・「1975-95年」の3つに大きく区分する。各コホートは、その大多数が労働市場への新規

表3 出生コーホート・家族構造別にみた初職分布

出生コーホート		初職の分布(%)				+	*	非正規雇 用の割合 (%)	(N)
		専門・大 W	中小W	ブルーカ ラー	農業・自 営				
1935-54年	二人親世帯	31.2	13.7	45.3	9.9	+		4.1	(1,168)
	母子世帯	23.9	9.9	54.9	11.3			7.0	(142)
1955-74年	二人親世帯	39.5	14.3	42.4	3.8			6.7	(1,065)
	母子世帯	30.2	19.1	49.2	1.6			12.9	(63)
1975-95年	二人親世帯	37.1	15.8	44.6	2.4	*		20.8	(746)
	母子世帯	18.0	12.0	64.0	6.0			14.6	(50)

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定).

表4 出生コーホート・家族構造別にみた現職分布

出生コーホート		現職の分布(%)				+	*	**	非正規雇 用の割合 (%)	(N)
		専門・大 W	中小W	ブルーカ ラー	農業・自 営					
1935-54年	二人親世帯	19.3	10.3	24.4	46.1	+			69.4	(595)
	母子世帯	5.6	11.1	29.6	53.7				92.0	(54)
1955-74年	二人親世帯	38.9	11.9	33.0	16.2				9.4	(1,018)
	母子世帯	31.0	13.8	36.2	19.0				23.3	(58)
1975-95年	二人親世帯	41.6	11.9	37.8	8.7	**			11.4	(714)
	母子世帯	13.3	13.3	64.4	8.9				23.8	(45)

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定).

表5 出生コーホート・家族構造別にみた30歳時職業分布

出生コーホート		30歳時職業の分布(%)				+	*	**	非正規雇 用の割合 (%)	(N)
		専門・ 大W	中小W	ブルー カラー	農業・ 自営					
1935-54年	二人親世帯	31.7	12.9	37.9	17.6	*			3.0	(1,128)
	母子世帯	25.0	8.8	50.7	15.4				4.1	(136)
1955-74年	二人親世帯	39.3	12.7	37.5	10.5				3.9	(1,027)
	母子世帯	40.0	10.0	41.7	8.3				13.2	(60)
1975-95年	二人親世帯	42.1	11.1	37.3	9.5	**			9.1	(504)
	母子世帯	17.2	6.9	69.0	6.9				29.6	(29)

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定).

参入時に「高度経済成長期」(1935-54年)、「安定経済成長期～バブル経済期」(1955-74年)、「バブル崩壊後の平成不況期」(1975-95年)にそれぞれ対応している。

まず、表3をもとに初職の分布を確認する。全体のトレンドを見ると、各出生コーホート

において母子世帯群は専門・大企業ホワイトカラー（専門・大 W）への入職率が二人親世帯群のそれを下回っている。1935-54 年コーホートでは、二人親世帯群と母子世帯群の専門・大 W への初職入職率の差異は 7.3%と小さいが、後のコーホート（「1955-74 年」「1975-95 年」）ではそれぞれ 9.3%・19.1%と徐々に差異が広がっている。最新のコーホートでは、二人親／母子世帯間の専門・大 W 入職率の差異が 5%水準で統計的に有意となっている。他方、母子世帯群のブルーカラーへの入職率は、1935-54 年・1955-74 年コーホートでは二人親世帯群よりもそれぞれ 9.6%・6.8%程度高く、その差異がわずかに縮小傾向を示している。しかし、最近の 1975-95 年コーホートでは、同世帯間の差異が 19.4%と再び大きくなっている。表 3 には、被雇用者にケースを限定した非正規雇用率を家族構造別に算出した結果も示している⁶。初職においては、家族構造間の非正規雇用割合は 3.1～6.2%程度の差異があるが、1955-74 年コーホートについてのみ 10%水準で有意傾向が認められるに過ぎない。

つづいて、現職と 30 歳時職業の分析について見ていく（表 4・表 5）。いずれの指標も初職と同様に、専門・大 W への入職率は母子世帯群が二人親世帯群を下回る傾向にある。両群間の差異は 1955-74 年コーホートでは一旦縮小するものの、1975-95 年コーホートでは家族構造間の格差が顕著に現れている。同コーホートでは、二人親／母子世帯間の専門・大 W への入職率の差異が 1%水準で統計的に有意である。非正規雇用の割合については、現職・30 歳時職業の集計結果が初職の場合と大きく異なっている。現職では、1935-54 年コーホートで被雇用者のうち非正規雇用が占める割合が母子世帯群では 92.0%と突出しており、他の若いコーホートでも同割合は母子世帯群が二人親世帯群よりも 12.4～13.9%程度高い。30 歳時点の非正規雇用割合も、近年のコーホートほど家族構造間の差異が拡大傾向にある。1975-95 年コーホートでは、母子世帯群の非正規雇用割合は 29.6%であり、二人親世帯群よりも 20%近く上回る。

以上を整理すると、最新のコーホートほど家族構造と職業達成の関連がいずれの指標を見ても有意に観察されている。分析ケースが異なるため厳密な比較はできないが、初職時点で見られた家族構造間の専門・大 W の所属率の差異が 30 歳時点でも頑健に確認できる。すなわち、二変量の関連からは子ども期の家族構造は初職後の職業キャリアにも持続的な影響を与えることが推察される。

4.3 母子世帯出身者の初職・現職・30 歳時職業

これまでの記述的分析をもとに、以下に他の共変量を統制したうえでも職業達成に対する家族構造の効果が認められるかを検討する。具体的には、初職・現職・30 歳時点の職業階層

⁶ 従業上の地位に関する情報をもとに、常時雇用されている一般従業者を「正規雇用」、パート・アルバイト、派遣社員、契約社員（嘱託を含む）、臨時雇用を「非正規雇用」とみなした。この指標では、自営業主や自由業者、家族従業者は集計から除外している。

が「専門・大企業ホワイトカラー」（専門・大 W）であるか否かを表す二値変数をそれぞれ従属変数とした二項ロジットモデルによる推定を行う。

その分析結果を表 6 と表 7 に示した。ここでは、家族構造の効果を表す係数を時点間で直接的に比較するために、出生コーホート別にモデル推定を行っている。表 6 のモデルは、家族構造・出生年・15 歳時暮らし向き・親学歴の 4 つを独立変数として投入している。全体の傾向として、最新の 1975-95 年出生コーホート群では母子世帯の効果が統計的に有意な負の効果を示している（初職では 10%水準で有意傾向）。それ以外では、現職の 1935-54 年コーホートについて家族構造の効果が 10%水準で有意傾向を示しているに過ぎない。係数の符号が負であることから、最近のコーホートでは、母子世帯群は二人親世帯群と比べて専門・大 W 職への入職確率が有意に低い。他の共変量については、いずれの推定結果からも親学歴の頑健な効果が確認できる。親学歴は、全てのコーホートについて 0.1%水準で有意であり、短大以上の高学歴の親を持つ子どもほど専門・大 W 職への入職確率が高い傾向にある。親学歴に比べると、15 歳時暮らし向きが職業達成に対する独自効果は初職を除けば非有意であり、その影響力は総じて小さい。表 6 の分析結果からは、家庭の経済的・文化的要因を統制したうえで、母子世帯のもとで育つことは子どもの職業達成上の不利を与えている。さらに、その影響力は現職や 30 歳時点といった後の職業達成においても持続的に見られる。

それでは、一連の地位達成に見られる家族構造間の差異はライフコース初期に見られた教育達成格差によって十分説明できるのだろうか。表 7 は、家族構造の効果を表す母子世帯ダミーの係数が統計的に有意（傾向）であった 1975-94 年出生コーホートについて、先のモデル（表 6）に本人学歴を追加した推定結果を示したものである。まず、本人学歴を表す短大以上ダミーは全てのモデルについて統計的に有意の効果を示しており、教育達成と職業達成の強い関連が確認できる。初職についてみると、表 6 で確認された母子世帯ダミーの係数が減少し（ $-0.711 \rightarrow -0.593$ ）、もはや統計的に有意ではなくなる。すなわち、家族構造間の初職達成格差はそれ以前の教育達成によってその大部分が説明されるということである。この結果は、同様に初職達成の規定要因を検討した余田・林（2010）の知見とも一致する。

しかしながら、他の 2 つの地位指標に関する推定結果は、初職達成のそれと同様の傾向を示していない。モデル間で係数比較を行うと、現職については母子世帯の効果がわずかに減少するが（ $-1.413 \rightarrow -1.350$ ）、30 歳時職では係数に大きな変化がみられない（ $-1.258 \rightarrow -1.250$ ）。いずれの指標も、母子世帯の主効果が 5%水準で残存しており、本人の教育達成水準による説明力が著しく小さい⁷。また、初職時の職業階層（「専門・大 W」ダミー）を統制したとしても、双方の結果に変わりがなかった（分析結果は省略）。このことは、初職で見られた家族構造間の地位達成格差が加齢を通じて縮小することがなく、父親の不在が職業キャリアに

⁷ ロジットモデルにおいてモデル間の係数比較を厳密に行う際には、KHB 法（Karlson et al. 2012）などによる媒介説明力の推定が提案されている。

対して中長期的に負の影響を与えることを示唆する。

表6 「専門・大企業ホワイトカラー」を従属変数とした二項ロジットモデル

(1) 初職	出生コーホート					
	1935-54年		1955-74年		1975-95年	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
家族構造 (ref. 二人親世帯)						
母子世帯	-.106	(.217)	-.245	(.298)	-.711	(.394) +
出生年 ^(a)	.012	(.012)	-.007	(.011)	-.019	(.015)
15歳時の暮らし向き	.206	(.068) **	.138	(.082) +	.182	(.099) +
親学歴 (ref. 高校以下)						
短大以上	1.152	(.190) ***	1.228	(.174) ***	1.022	(.164) ***
無回答	-.267	(.191)	-.636	(.228) **	-.497	(.340)
切片	-1.547	(.206) ***	-.817	(.349) *	-.707	(.657)
-2LL	1319.056		1229.089		874.499	
McFadden's R ²	.180		.185		.178	
N	1,310		1,128		796	
(2) 現職	出生コーホート					
	1935-54年		1955-74年		1975-95年	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
家族構造 (ref. 二人親世帯)						
母子世帯	-1.078	(.625) +	-.203	(.309)	-1.413	(.463) **
出生年 ^(a)	.089	(.025) ***	.008	(.011)	-.052	(.015) **
15歳時の暮らし向き	.077	(.118)	.051	(.085)	.078	(.100)
親学歴 (ref. 高校以下)						
短大以上	1.696	(.292) ***	1.156	(.175) ***	1.018	(.168) ***
無回答	.003	(.355)	-.785	(.241) **	-.153	(.316)
切片	-2.642	(.413) ***	-.932	(.362) *	1.237	(.660) +
-2LL	500.696		1234.016		858.297	
McFadden's R ²	.186		.139		.160	
N	649		1,076		759	
(3) 30歳時職業	出生コーホート					
	1935-54年		1955-74年		1975-95年	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
家族構造 (ref. 二人親世帯)						
母子世帯	-.179	(.218)	.186	(.290)	-1.258	(.520) *
出生年 ^(a)	.010	(.012)	.000	(.011)	-.050	(.031)
15歳時の暮らし向き	.073	(.068)	.046	(.084)	.030	(.121)
親学歴 (ref. 高校以下)						
短大以上	1.141	(.196) ***	1.320	(.177) ***	1.029	(.201) ***
無回答	-.083	(.188)	-.642	(.233) **	.052	(.391)
切片	-1.156	(.201) ***	-.739	(.356) *	1.172	(1.223)
-2LL	1520.740		1377.118		683.378	
McFadden's R ²	.028		.055		.051	
N	1,264		1,087		533	

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定).

(a) 出生年は1940年を基準としたセンタリング値.

表7 「専門・大企業ホワイトカラー」を従属変数とした二項ロジットモデル

	出生コーホート(1975-95年)					
	(1)初職		(2)現職		(3)30歳時職業	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
家族構造(ref.二人親世帯)						
母子世帯	-.593	(.420)	-1.350	(.480) **	-1.250	(.542) *
出生年 ^(a)	-.015	(.017)	-.054	(.017) **	-.056	(.033) +
15歳時の暮らし向き	.077	(.108)	-.017	(.108)	-.109	(.130)
親学歴(ref.高校以下)						
短大以上	.513	(.183) **	.545	(.186) **	.605	(.221) **
無回答	-.031	(.363)	.278	(.334)	.566	(.412)
本人学歴(ref.高校以下)						
短大以上	1.879	(.181) ***	1.672	(.179) ***	1.647	(.211) ***
切片	-1.363	(.721) +	.913	(.711)	1.167	(1.308)
-2LL	854.499		858.297		617.789	
McFadden's R ²	.178		.160		.142	
N	796		759		533	

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定).

(a) 出生年は1940年を基準としたセンタリング値.

5. 結論と考察

本稿は、SSM2015を用いて子ども期に父親が不在であった母子世帯出身者の職業達成について二人親世帯との比較分析を中心に検討してきた。得られた知見は、大きく2点に要約できる。

まず第1に、家族構造と子どもの職業達成の関連は、初職・現職・30歳時職業のいずれについても近年の出生コーホート(1975-95年)ほど有意に認められる。具体的には、母子世帯出身の男性は二人親世帯群と比べて、階層構造のなかでも上位層にあたる専門・大企業ホワイトカラーへの所属率が低い一方で、ブルーカラー・非正規雇用の割合が高かった。同コーホートは、離別母子世帯の占める割合が上昇の兆しを示し始めた時期とも重なる。近年のひとり親世帯出身者の教育達成格差の拡大と連動するかたちで、後の職業達成についても同様の不利が顕在化しつつある。

第2に、こうした二人親/母子世帯間の職業達成格差に対する本人学歴の説明力は注目する職業指標によって大きく異なっていた。母子世帯出身者の初職達成については、その直前に生じる教育達成上の不利によってその大部分が説明された。しかしながら、現職や30歳時職業については、家族構造間の差異を本人学歴によって説明できる部分が極めて小さい。さらに、教育達成や初職達成を統制したとしても、30歳時職業に対する家族構造の効果は残存していた。このことは、初職以後の職業キャリアに対して子ども期の家族構造が持続的な影響を与えることを示唆する。各指標の厳密な比較は難しいが、今回の分析結果からは後の地位達成ほど出自的属性の影響力が弱まるとする「ライフコース仮説」(Shavit and Blossfeld eds.

1993) のような予測は支持されない。

以上より、子ども期に父親が不在であった人々は、教育機会のみならず後の職業キャリアに対しても大きな不利を受けていることが明らかとなった。この点は、従来の社会階層研究の分析枠組みでは除外されてきた層の「見えざる格差」が生じつつあることを意味する。ひとり親世帯出身者が進学や就業の側面で「二重の不利」を受けることは、低所得・貧困層の世代間再生産の問題に直結する可能性もある。今後は、ひとり親世帯出身者が職業達成上の不利が生じるメカニズムをより詳細に検討する必要がある。

最後に、本稿の分析で残された課題について3点ほど述べておく。第1に、分析対象の再検討である。本稿は、複数時点の職業情報を用いるために、一部の分析ではその対象を30歳以上の者に限定した。これは、1985年以前に出生したケースに相当する。そのため、有配偶離婚率の上昇が本格化する1990年代以降に幼少期を過ごしたケースは分析には含まれていない。家族構造と職業達成の関連が直近の出生コーホートで拡大(縮小)トレンドを示すかについては、今後も注意深く観察を続ける必要がある。

第2に、ジェンダーの視点である。本稿は主に男性の職業達成に焦点をあてたため、女性のライフコースについて詳細な検討を加えなかった。余田・林(2010)が指摘するように、家族イベントと個人のライフコースの共時性が男性よりも女性で高いことが、従来の家族研究より明らかにされている。両親との死別・離別という家族イベントが、女性にとって後の家族形成・離婚行動にいかなる影響を与えるかについては、欧米諸国で実証研究が豊富に見られる(McLanahan and Bumpass 1988など)。日本においても、女性を分析対象に含めたうえで、子ども期の家族構造とライフコースの関連をさらに探求することが重要である。

そして第3に、セレクションバイアスの問題である。分析では、ひとり親世帯に先行する交絡要因として、親の学歴を用いた。もちろん、親学歴のみでは家族構造間の異質性を統制することはできず、家族構造の因果効果を評価するうえでしばしば批判を受ける点である(McLanahan et al. 2013)。その解決策として、傾向スコア法の適用や調査対象者を「親世代」としてその子どもの情報を収集する「前向きアプローチ」をもとに sibling fixed-effects モデルによる推定(Amato et al. 2010)を行うことなどが有効と考えられる。

我が国においても、人口・家族変動に伴うひとり親世帯の量的規模が拡大しつつある。そのことが、階層の再生産や機会の不平等を把握することを目指す社会階層研究にいかなる影響を与えるかについて、今後さらなる実証研究が望まれる。

[付記]

2015年SSMデータ(2017年2月27日版(バージョン070))の使用にあたっては、2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。

本報告の分析に際し、保田時男氏によるSSM2015 person-year data 変換 SPSS シンタックス

(v070 データ用 ver.2.0) を使用した。記して保田氏に感謝申し上げます。

[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.
- Amato, Paul R.. 2010. "Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments." *Journal of Marriage and Family* 72(3): 650-66.
- Biblarz, Timothy J., and Adrian E. Raftery. 1993. "The Effects of Family Disruption on Social Mobility." *American Sociological Review* 58(1): 97-109.
- Biblarz, Timothy J., and Adrian E. Raftery. 1999. "Family Structure, Educational Attainment and Socioeconomic Success: Rethinking the 'Pathology of Matriarchy'." *American Journal of Sociology* 102(2): 321-65.
- Biblarz, Timothy J. and Greg Gottainer. 2000. "Family Structure and Children's Success: A Comparison of Widowed and Divorced Single-Mother Families." *Journal of Marriage and Family* 62(2): 533-48.
- Blau, Peter M., and Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. Wiley.
- Duncan, Beverly and Otis D. Duncan. 1969. "Family Stability and Occupational Success." *Social Problems* 16(3): 273-85.
- Goldthorpe, John H.. 1983. "Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View." *Sociology* 17(4): 465-488.
- 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：239-52.
- 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 概要版』106-13.
- 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* 38: 283-313.
- 子どもの貧困白書編集委員会. 2009. 『子どもの貧困白書』明石書店.
- 厚生労働省. 2017. 「平成 28 年度国民生活基礎調査の概況」厚生労働省ホームページ. (2018 年 1 月 23 日取得. <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa16/index.html>).
- McLanahan, Sara, 1985. "Family Structure and the Reproduction of Poverty." *American Journal of*

- Sociology* 90(4): 873-901.
- 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*. Harvard University Press.
- McLanahan, Sara and Larry Bumpass. 1988. "Intergenerational Consequences of Family Disruption." *American Journal of Sociology* 94(1): 130-52.
- McLanahan, Sara, Laura Tach and Daniel Schneider. 2013. "The Causal Effects of Father Absence." *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）：223-33.
- 斉藤知洋. 2014. 「家族構造と教育達成過程：JGSS を用いたひとり親世帯出身者の分析」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集 14（JGSS Research Series11）』11-23.
- 佐藤俊樹. 2000. 『不平等社会日本：さよなら総中流』中央公論新社.
- Shavit, Yossi. and Hans-Peter Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality: Changing Educational Stratification in Thirteen Countries*. Westview Press.
- 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.
- 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.

Single Motherhood and Children's Occupational Attainment in Japan

Tomohiro SAITO
(Graduate Student, University of Tokyo)

Abstract

With the gradual rise in its divorce rate since the mid-1970s, Japan has experienced an increasing number of children from single-parent families. In recent years, it has been revealed that Japanese children raised in single-parent families are less likely to attain higher education than their counterparts from two-parent families. This requires that social stratification researchers examine whether childhood family structure persistently affects children's socio-economic success after graduation.

In this study, we evaluate the influence of family structure on children's socio-economic success, especially focusing on occupational attainment. By using the nationally representative dataset from the Social Stratification and Social Mobility Survey in Japan, 2015 (SSM2015), the analysis has produced the following two main findings. First, in the youngest birth cohort (birth years 1975–95), male children from single-mother families were less likely to engage in professional and large company white-collar employment than those in two-parent families. This tendency has been confirmed in their first occupations, current occupations, and occupations at the age of 30. Second, the negative association between family structure and first occupation could be fully explained by the differences in children's educational attainment. However, the direct effects of family structure on current occupation and occupational attainment at the age of 30 remained statistically significant, even after controlling for the children's levels of education and first occupation.

These findings show that in recent years, single motherhood has had a persistent direct effect on children's occupations after graduation. In addition, those from single-mother families show a higher probability of entering non-regular employment in their current occupations and occupations at the age 30. This result suggest that family structure contributes to the mechanism of the reproduction of inequality and poverty across generations.

Keywords: family structure, single-mother family, occupational attainment