

ひとり親世帯の形成と社会階層*¹

斉藤知洋

(東京大学大学院)

【論文要旨】

従来の世代間移動研究は、出身階層として父親の階層的地位を代表させる「伝統的アプローチ」が広く用いられてきた。しかし、離婚や再婚・同棲の増加といった近年の家族変動より、従来の分析枠組みから除外される人々（例：母子世帯（父不在）出身者）が増大しつつある。家族生活の不安定化と複雑化は、社会階層との密接な関係が指摘される一方で、日本国内の階層研究はこれまで家族の変化に対して大きな関心を向けてこなかった。

本稿では、家族変動が社会階層研究に及ぼす影響を探索するために、離別ひとり親世帯の形成と社会階層の関係に着目した分析を行った。具体的な分析方法とその結果は、以下のとおりである。

第1に、夫（父親）の職業階層と離婚リスクの関連を分析した。分析結果からは、近年ほど離婚リスクが上昇しており、最近の初婚コーホート（1990-2015年）では約1割程度が配偶者との離別を経験していた。さらに離婚リスクは、上層・下層サービスで最も低く、半熟練・非熟練マニュアルで最も高かった。そのことは、近年ほど「伝統的アプローチ」から脱落する子どもは、低い職業的地位に位置する父親を持つケースに集中しやすいことを含意する。

第2に、離別母子世帯の形成を規定する要因を検討した。有配偶女性の離婚リスクは、自身の職業階層のみならず、初婚年齢が若いこと、末子年齢が高いこと、子ども期に両親との離婚を経験することが離婚リスクを高めていた。

キーワード：世代間移動研究・出身階層・ひとり親世帯・離婚

1. 問題の所在：人口・家族変動と世代間移動研究

従来の世代間移動研究では、親世代と子世代の社会的地位を比較し、その類似性を測ることで社会全体の開放性や流動性を評価することに主たる関心が置かれてきた。社会階層とは、社会成員を各人の社会的資源（収入・学歴・威信・文化・社会関係など）の総量に基づいて序列化・区分した集団であり、親世代の地位を出身階層、子世代のそれを到達階層と呼ぶ。日本国内の実証分析は、出身階層間の移動機会の格差を表す「相対的移動」が時代を通じて安定的であり、その移動パターンも欧米諸国のそれと類似していることを繰り返し示してきた（Ishida et al. 1991; 原・盛山 1999; 石田 2008; 石田・三輪 2009 など）。

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

表1 有配偶率離婚率とひとり親世帯に属する子どもの割合

年	標準化有配偶離婚率(‰) (基準:1985年)		ひとり親世帯で暮らす18歳未満の子どもの割合(%)	
	男性	女性	母子世帯	父子世帯
1950	6.4	4.8	—	—
1955	4.4	3.7	—	—
1960	3.4	3.1	—	—
1965	3.0	3.0	—	—
1970	3.6	3.5	—	—
1975	4.6	4.8	2.9	0.5
1980	5.7	6.0	3.3	0.6
1985	8.9	8.8	4.1	0.7
1990	9.7	9.9	4.4	0.7
1995	14.1	14.1	4.8	0.7
2000	17.9	18.5	6.1	0.7
2005	19.4	21.1	7.8	0.9
2010	19.2	22.0	8.8	0.9
2015	19.3	21.7	8.7	0.8

(注)「人口動態統計」(厚生労働省)・「国勢調査」(総務省)をもとに筆者作成。

標準化有配偶離婚率は15-59歳人口の集計値。

ところが、近年見られる人口・家族変動は、従来の階層研究の分析枠組みに対して多くの修正を要請するものとなっている。そのひとつとして、出身階層の測定方法が挙げられる。従来の分析では、人々の出身階層は労働市場に最も参与する男性世帯主(父親)の階層的地位によって代表させる「伝統的アプローチ」(Goldthorpe 1983)が広く用いられてきた。しかし、近年では離婚や再婚、同棲などによる新たなパートナーシップ・家族形成のパターンが見られつつあり(国立社会保障・人口問題研究所 2017)、子どもが生育する家族にも変化が生じている。それにより、出身階層を測定するうえで重要となる父親(実父)が子ども期に不在である人々も増大傾向にある。本稿では、その典型例であるひとり親世帯に焦点をあてることにしたい。

表1は、「人口動態統計」(厚生労働省)および「国勢調査」(総務省)をもとに日本の標準化有配偶離婚率(1985年時点の人口・年齢構造を基準)とひとり親世帯のもとで暮らす子どもの割合を示したものである。戦後まもなく、日本の離婚率は漸減傾向を示していたが、1970年以降に入ると離婚率は上昇に転じた。さらに1990年以降には、有配偶離婚率の上昇が顕著に見られる。2015年時点では有配偶率離婚率が男性は19.3%、女性は21.7%となっており、離婚率が底打ちとなった1965年と比較するとそれぞれ6.4倍、7.2倍の増大である。

離婚率の上昇は、その夫婦間に未成年の子がいる場合には、離別ひとり親世帯の形成とそ

表2 ひとり親世帯の形成要因

(%)

調査年	母子世帯			父子世帯		
	死別	生別		死別	生別	
		離別	その他		離別	その他
1978年	49.9	37.9	12.2	—	—	—
1983年	36.1	49.1	14.8	40.0	54.2	5.8
1988年	29.7	62.3	8.0	35.9	55.4	8.7
1993年	24.6	64.3	8.9	32.2	62.6	2.9
1998年	18.7	68.4	11.5	31.8	57.1	7.8
2003年	12.0	79.9	8.0	19.2	74.2	5.9
2006年	9.7	79.7	9.8	22.1	74.4	3.0
2011年	7.5	80.8	11.7	16.8	74.3	8.8
2016年	8.0	79.5	11.6	19.0	75.6	4.5

(出典) 「全国母子世帯等調査」「全国ひとり親世帯等調査」(厚生労働省)をもとに報告者作成。「不詳」の割合は省略。

こで育つ子どもの量的拡大を意味する。表1を見ると、母子世帯のもとで暮らす18歳未満人口は、1975年時点では2.9%程度であったが、1990年には4.4%、そして2015年には8.7%まで上昇している。父子世帯も合わせると、2000年代以降にはおよそ1割弱の子どもがひとり親世帯のもとで生活しているといえる²。

「全国母子世帯等調査」³(厚生労働省)からも、ひとり親世帯の形成要因に大きな変化が生じていることがうかがえる。表2によると、調査開始まもない1980年前後では、母子世帯と父子世帯の形成要因として配偶者との死別が36.1~50%近くを占めていた。しかし、医療技術の進歩や平均寿命の伸長によって現役勤労世代の死亡率が大幅に低下し、近年では離別によるひとり親世帯の形成が大勢を占めている。最新の2016年時点では、離別が全体に占める割合が母子世帯で79.5%、父子世帯で75.6%に達している。

こうしたひとり親世帯の子どもの量的増大と質的变化は、階層研究の従来の分析枠組みから系統的に除外される層の拡大を意味する。しかし、これまでの国内の社会階層研究は、家族の変化に対する関心が総じて乏しく(稲葉2012)、人口・家族変動が人々の社会移動に及ぼす影響について欧米諸国と比べても十分な議論がなされてきたとは言い難い。

そこで本稿では、出身階層としてひとり親世帯が増大することが、日本の社会階層研究に

² 「国勢調査」を用いて10-14歳の子どもの独立母子世帯(ひとり親と20歳未満の子どものみから成る世帯)比率を推計した稲葉(2012)によると、2010年時点では11.4%の子どもが独立母子世帯での生活を経験しているという。これに他の成人親族を含む同居母子世帯を合わせると、母子世帯の比率は16.3%に達する(稲葉2012)。

³ 最新の平成28(2016)年度調査より、「全国ひとり親世帯等調査」に名称が変更された。

いかなる影響を与えるかについて試論する。具体的には、SSM2015を用いて、初婚有子世帯の離婚リスクと社会階層の関連とその規模を検証することで上記の問いに答える。

2. 先行研究

2.1 出身階層の測定とひとり親世帯

世代間移動分析の研究関心は、大きく2つに分けられる。ひとつ目は、親世代と子世代の職業的地位の比較をもとに、世代を越えた階層的再生産の程度とそのマクロ趨勢に関する予測仮説（例：産業化命題・FJH仮説など）を評価することである。もうひとつは、親世代の階層的地位が子世代に継承・伝達される社会的メカニズムを検証することである。その方法として、前者では（世代間）移動表分析、後者では個人のライフコースを時間軸に据えた地位達成分析がしばしば用いられてきた。

いずれの分析にせよ、人々の所属階層を決定する際には、その基本単位は家族（世帯）であることが多い。Sørensen（2005）によれば、家族とはそれに所属する各成員が有する社会的資源をプール・共有する社会集団であり、諸資源を次世代に伝達させる再生産機能を有する。すなわち、家族は階層システムのひとつであり、自ら生産手段を持たない子どもの出身階層は親世代の地位によって代表される。実証研究では、世帯の主たる稼得者である父親の職業情報をもとに出身階層が測定されることが多い。日本の階層研究の代表的なデータである「社会階層と社会移動全国調査」（SSM調査）では、父親の主な職業や回答者が15歳時点の父職を尋ねており、分析ではそれらの情報をもとに出身階層を捉えてきた。

こうした「伝統的アプローチ」（Goldthorpe 1983）が前提とするのは、出身階層の基本単位である家族（世帯）内に父親が少なからず存在する点にある。戦後日本社会では、産業化の過程で現役勤労世代は結婚して子どもを持ち、他の親族とは独立した世帯を構えることが標準的なライフコースとして定着した。離婚率が低調であり、核家族制と性別役割分業体制が普及した時代では、伝統的アプローチに基づく世代間移動分析は現実的にも妥当性を持つことになる。ゆえに、日本の階層研究では子ども期に父親が不在であったケースは分析から除外されること主流であった（三輪 2005; 稲葉 2012）⁴。

それでは、先述のように母子世帯を中心にひとり親世帯が増大している現代日本社会では、伝統的アプローチがどの程度妥当性を持ちうるのだろうか。ここで注意すべきは、ひとり親世帯という新たな家族形態の増加それ自体が直接的な問題となるわけではない点である。と

⁴ この点に関しては、安田（1971）が世代間移動分析における家族の問題の1つとして取り上げた「親の死亡時期の問題」（1971: 151）とも密接に関係する。安田は、親の地位が息子の地位に最も影響力を与えるのが子の就職時期であるとすれば、その時期に親が健在か否かは子どもの社会移動にとって重要な問題となりうることを指摘する（安田 1971）。安田自身は、死別ひとり親世帯を明示的に想定していないが、社会移動を純粋な個人的現象としてだけでなく、家族集団の視点からも捉える必要性を主張している。

いうのも、ひとり親世帯の形成が全ての社会階層で確率的（ランダム）に生じているのであれば、従来の分析枠組みから得られる推定値にバイアスは一切生じえないからである。しかしながら、近年のひとり親世帯の主要因である離婚行動は、生活機会格差の指標として社会階層と密接な関係にあることがしばしば指摘されている（Goode 1956; McLanahan and Percheski 2008）。日本においても、配偶者との離別リスクは低学歴層が高学歴層よりも高く、近年ではその学歴間格差が拡大傾向にあることが示されている（福田 2009; 林・余田 2014）。それと連動する形で、母子世帯は二人親世帯と比較して、低所得・低学歴層を中心に構成されている（日本労働研究機構編 2003）。

これらの知見を踏まえると、従来の階層研究で見落とされてきた人々とは出自的背景として低階層のケースに集中していたことになる。その典型例は母子世帯であるが、問題はそれだけに留まらない。世帯内に父親が存在する父子世帯や、継父と実母から成るステップファミリーの子どもは従来の分析枠組みに含まれる。しかし、父親の階層的地位の情報のみを用いて出身階層を操作化する限り、父親がいる家族内部の差異は一切考慮されない。近年では、出身階層の測定に際して父親と母親双方の職業情報を用いた世代間移動分析が行われている（Beller 2009; 三輪 2011）。しかし、そこでの分析対象は子ども期に両親がともに世帯内に存在する初婚継続家族を暗黙の前提としている。そのため、階層的地位の継承性とそのプロセスに着目する世代間移動分析では、出身階層に対してどのような「家族像」を想定するかが今後重要となるだろう。

2.2 家族構造と社会移動

欧米諸国では、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、それが社会移動を含む子どものライフコースに及ぼす影響を検証した実証研究が豊富に蓄積されている（McLanahan and Percheski 2008; Tach 2015）。とくにアメリカでは、1970年代以降に離婚や再婚・同棲・婚外出産といった家族生活の不安定化と複雑化を経験し、いち早く階層研究者の間でも上記の問いに対して注意が払われてきた⁵。Bumpass and Laley（1995）によれば、アメリカではおよそ半数の子どもが成人期までの一定期間にひとり親世帯のもとでの生活を経験しているという⁶。

実証研究の多くは、家族構造と子どもの社会経済的地位達成の関連を検証したものである。

⁵ たとえば、Blau and Duncan（1967）は16歳時に至るまでの大部分を父親または母親と過ごしていなかった人々を「欠損家族（broken family）」出身者とみなし、同群の地位達成上の不利を検証した。

⁶ Andersson（2002）によれば、子どもが15歳時までに両親の婚姻関係の解消を経験する割合は、既婚夫婦のもとで生まれたケースでは35%、同棲夫婦のもとでのそれは78%だという。Bumpass and Laley（1995）も指摘するように、アメリカでは同棲カップルの扱いによってひとり親世帯の割合が大きく変化する。

その知見を要約すると、ひとり親世帯や再婚世帯出身者は初婚二人親世帯の者よりも、教育修了年数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 (Biblarz and Raftery 1999)。日本においても、2000 年代以降に SSM 調査や「日本版総合的社会調査」(JGSS) を用いた実証研究から同様の知見が得られている。すなわち、父不在の子どもは、両親がともに存在する子どもよりも大学進学率が低く、家族構造間の進学機会格差が拡大傾向にある (稲葉 2011; 余田 2012)。加えて、母不在の子どもについても父不在出身者と同程度の不利が確認されている (余田 2012)。

さらには、家族構造を考慮した世代間移動表分析を用いた研究も、アメリカでは少なからず存在する (Biblarz and Raftery 1993; Biblarz et al. 1997)。そこでの注目すべき知見は、ひとり親世帯や再婚世帯といった非典型的な家族形態の増大は、社会移動全体の流動性を高めるというものである。Biblarz et al. (1997) によれば、親世代と子世代 (息子) の職業的地位の継承度は、初婚二人親世帯群で最も高く、それ以外の世帯群では低い傾向にある。その内実を見ると、子どもと血縁関係を持つ母親が不在である父子世帯や再婚世帯群では、世代間の職業的地位の連関が最も弱い。これらの結果から、同論文では親世代の職業的地位を子世代に伝達させるうえで、実母が世帯内に存在するかどうかが決定的に重要となると結論付けている。

日本においても、非伝統的な家族構造の増大が少なからず観察されていることから (表 1)、欧米諸国の知見が日本の世代間移動についても適合するかは検証の余地がある。

2.3 研究課題

以上を整理すると、ひとり親世帯をはじめとする新たな家族構造の出現は、世代間の階層的再生産や機会の不平等を捉えてきた日本の社会階層研究に対しても一定の影響を及ぼす可能性がある。しかしながら、日本では離婚や再婚といった家族移行とその規定要因に関する実証研究が極めて少なく、その影響度については推測の領域を出ていない。

そこで本稿では、子どもを持つ初婚有配偶者の離婚リスクに焦点をあて、主に 2 つの研究課題に取り組む。第 1 の研究課題は、従来の出身階層分類から見落とされてきた離別ひとり親世帯がどの程度存在し、その脱落傾向と出身階層 (父親の職業階層) の間に関連が見られるかについてマイクロデータをもとに記述・把握するものである。最近では、日本における離婚リスクと社会階層の関連を検証した定量的研究が蓄積されつつある (加藤 2005; 三輪 2007; 福田 2009; Raymo et al. 2013; 林・余田 2014 など)。しかし、それらの研究は個人の離婚リスクとその階層差に着目したものであり、子どもを持たない有配偶者も分析対象に含まれている。また、その多くが社会階層の指標として学歴を用いており、社会階層研究が最も重要視する職業階層が離婚行動に与える影響に関してはほとんど検討されていない。初職階層 (夫初職) を扱った三輪 (2006, 2007) によれば、ホワイトカラー層や農業層よりもブル

一カラー層で離婚リスクが高いという。本稿では、回答者（親世代）の職歴情報をもとに子ども出生時の職業的地位を（子どもから見た）出身階層と見なしたうえで、人口再生産を達成した有子世帯ケースに限定した分析を新たに行う。

第2の研究課題は、近年ではひとり親世帯の大部分を占める離別母子世帯の形成（表2）を促進・抑制する諸要因を多変量解析より明らかにすることである。ひとり親世帯出身者の地位達成に関しては、日本では近年蓄積されつつある研究領域であるが（稲葉 2011；余田 2012）、ひとり親世帯の形成要因そのものを扱った研究は極めて少ない。家族構造の因果効果を評価する際には、ひとり親世帯形成前の要因と形成後の要因を識別することが重要となる（McLanahan et al. 2013）。母子世帯の発生を規定する要因についてより直接的に検証した数少ない研究として、「21世紀出生時縦断調査」（厚生労働省）の個票データを用いた稲葉（2013）が挙げられる⁷。その知見を要約すると、夫の学歴水準や世帯所得が低いこと、初婚時年齢が早い夫婦ほど母子世帯が有意に発生しやすい。本稿では、欧米諸国で指摘されてきたその他の要因（例：末子年齢・両親との離死別経験の有無など）についても同時に検討する⁸。それにより、日本の離別母子世帯がどのような階層的地位や個人属性を持った人々によって構成されているかを明らかにする。

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%）であった。多変量解析では、使用回答に有効回答が得られた5,075ケース（男性2,332ケース、女性2,743ケース）を用いる。ここでの、分析対象は初婚経験があり、かつ初婚継続期間中に少なくとも1人以上の実子を持つ者（初婚年1954-2015年）である。

SSM2015の特長は、回答者の婚姻歴と回答者自身の子ども（最大4人）に関する情報を詳細に尋ねている点にある⁹。過去のSSM調査は、回答者に対して調査時点の婚姻状況のみを

⁷ データの調査対象は、2001年の特定期間のうちに出生した子どもであり、その10年後（小学4年生に相当）に母子世帯であるか否かを従属変数とした二項プロビットモデルによる推定を行っている。その際、パネルデータの脱落傾向を考慮したHeckmanの二段階推定を用いている。

⁸ その詳細は、Ludwig（2005）などを参照されたい。

⁹ ただし、無作為抽出によって選出されたのは親世代にあたる調査回答者であるため、その子どもについてはその世代やコーホートの代表性を保証するものではない。ゆえに、表3で示される数値と同世代を無作為抽出したデータから得られる数値の間に乖離が生じることが考えられる。SSM2015に含まれる回答者の子ども情報については、本報告書に掲載の余田論文

尋ねており、初婚継続者と再婚経験者の峻別や再婚者の前配偶者との離死別時期について把握することが厳密にはできなかった。SSM2015では、初婚配偶者との離死別を経験したケースについて、初婚時年齢やその前配偶者の結婚時職業や学歴などの情報を新たに収集している。そのため、職業階層と離婚リスクの関連を検討するうえで、本データから得られる利点は大きい。

本稿の分析でとくに重要な変数は、回答者（親世代）の職業階層である。用いられる職業階層は、EGP 階級分類（Erikson and Goldthorpe 1992）である。分析に際しては、「上層・下層サービス」（I+II）、「事務販売」（III）、「自営・農業」（IVab+IVc+VIIb）、「監督的・熟練マニュアル」（V+VI）、「半熟練・非熟練マニュアル」（VIIa）の5カテゴリを作成した。分析目的の性質上、男性回答者は第1子出生時、女性回答者は結婚時点の職業階層を用いる。また、女性についてはこれらの職業階層に「無職」カテゴリを追加している。これらの職業階層指標は、回答者の子どもにとっては出身階層に相当する。

他の共変量は次のとおりである。本人学歴は、短大以上であるか否かを表す二値変数である。回答者の個人・世帯属性は、初婚年（1980年を基準としたセンタリング値）と初婚時年齢（16-19歳／20-24歳／25-29歳／30-34歳／35歳以上）、15歳時両親の有無（両親存在／両親離別／両親死別／その他）、末子年齢（0-4歳／5-9歳／10歳以上）の4つである。

従属変数は、離婚経験の有無である。分析では、離婚イベントの発生を1、それ以外を0とした二値変数を用いる。ただし、以下の分析で扱うのは初婚配偶者との離別経験であり、再婚によって生じうる2回以上の離婚イベントについては扱わない。

3.2 分析方法

本稿では、離婚イベントの発生の有無とそのタイミングに主たる関心が置かれる。そのため、分析では時間情報を十分にいかすことができるイベント・ヒストリー（生存時間）分析による検討を行う。

イベント・ヒストリー分析を行う際には、分析対象となるリスクセットと、リスクの開始時点およびその観察期間を定義することが重要である。本稿では、離別ひとり親世帯の形成と職業階層との関連を把握することを主たる分析目的としている。そのため、リスクセットは、子どもがいる世帯に属する初婚有配偶者とする。第1子出生をリスク開始時点とみなし、その子どもが成人に至るまでの20年間を観察期間とする¹⁰。したがって、初婚から第1子出生までの期間（無子期間）は分析から除外される。また、観察期間中に配偶者との死別を経

を参照されたい。

¹⁰ 第1子出生年が初婚年よりも1年先行するケースは、婚前出産とみなした。初婚年よりも2年以上先行するケースもわずかに観察されたが、その大部分が再婚によって生じた継子であることから分析から除外した。

験したケースについては、死別イベントが生じたその時点で観察打ち切り（右センサリング）とした。

多変量解析では、データセットをパーソン・イヤー・データ（person-year data）に変換したうえで、離散時間ロジットモデル（discrete-time logit model）による推定を行う。分析結果は、回答者の分析ごとに推定を行い¹¹、第1の研究課題については男性ケース、第2の研究課題については女性ケースの推定結果をもとに解釈を行う¹²。

4. 分析結果

4.1 離婚リスクのコーホート間比較

はじめに、初婚期間中に少なくとも実子を1人持つケースについて、第1子出生後の時間経過に伴って離婚リスクがどのように変化しているかについて Kaplan-Mayer（Kaplan-Mayer）法を用いて確認する。累積初婚継続率の推定は男女・初婚コーホート別（1954-74年／1975-89年／1990-2015年）に行い、その結果を図1に示した。

まず図1より、男女ともに近年の初婚コーホートほど配偶者との離別を経験する傾向を示していることが分かる。最も古い1954-74年コーホートでは、他のコーホートに比べて生存関数が緩やかに下降しており、第1子出生20年後には男性ケースは2.1%、女性ケースは4.8%

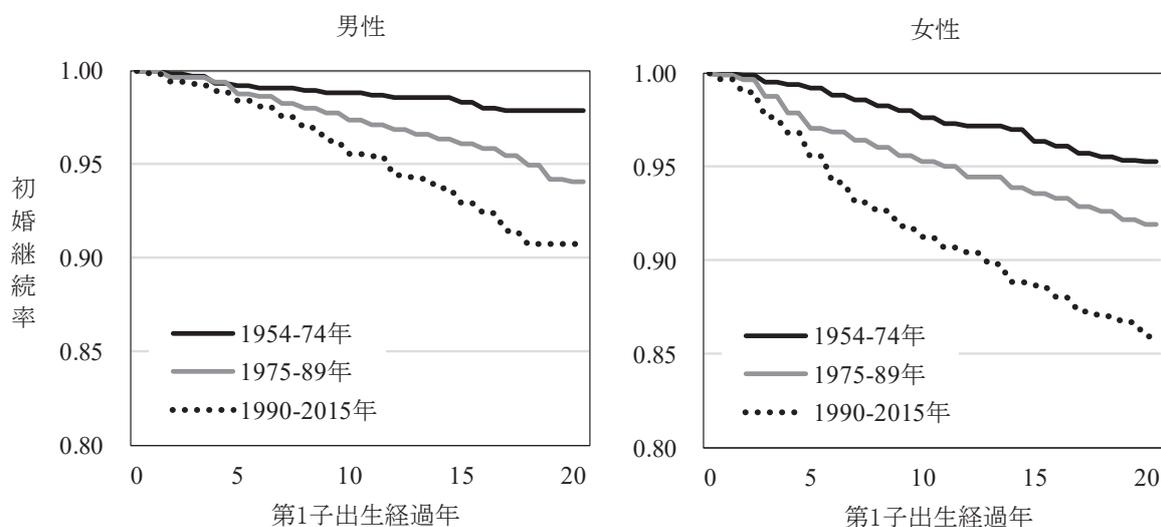


図1 カプラン・マイヤー法による初婚継続率の推定結果

¹¹ 回答者の性別ごとに分析を行うのは、離死別・再婚経験ケースについてはEGP階級分類を作成するために必要な初婚配偶者の職業情報（例：企業規模など）を把握できないためである。また、女性回答者については第1子出生時の初婚配偶者の職業階層を知りえない。

¹² 日本では、離婚後に妻が全児の親権を担う離婚件数に占める割合が1980年時点で7割を超え、1995年以降には8割以上に達する（「人口動態統計」（厚生労働省））。そのため、有子世帯の夫婦が離婚した場合、その多くが母子世帯を形成すると予想される。分析結果の解釈の一部は、その前提に依拠している。

程度が離別を経験しているに過ぎない。ところが、より最近のコーホート（1975-89年／1990-2015年）では生存曲線の低下が次第に大きくなっている。1990-2015年コーホートについては、男性では第1子出生10年後、女性では同5年後以降に生存関数の傾きが急勾配となり、初婚の累積生存率が大きく低下している。リスク観察終了時点（第1子出生20年後）では、同コーホートでは男性回答者の9.3%、女性回答者の14.0%が初婚配偶者との離別を経験している。ログランク検定の結果も、男女ともに初婚コーホート間の生存関数に1%水準で統計的に有意差があることを示している。

ここでのリスクセットは、子どもを持つ初婚有配偶者であるため、配偶者との離別経験率の上昇は、子どもから見れば両親との離別経験のリスク拡大を意味する。先に指摘した従来の世代間移動研究に対する懸念は、両親の離別に代表される家族移行を経験した子世代のケースが分析枠組みの中で適切に考慮されない点にある。そこで、データに含まれる回答者自身の子どもケースのうちどの程度が両親の離別を経験しているかを補足的に算出する。具体的には、分析単位を回答者（親世代）からその子ども（子世代）に変更したうえで、先と同様にカプラン・マイヤー法による推定を行う。リスク観察期間は各子どもが出生した時点から成人に至るまでの20年間とする。そこで推定される生存関数とは、実質的には両親の初婚継続率を表すことになる。子どもの出生コーホートは、分布が均等となるように3区分（1954-74年／1975-94年／1995-2015年）とした。

表3がその推定結果である。ここでは、出身階層の測定時点として扱われることが多い15歳時点の子どもの離別経験率に注目して検討を加えたい。15歳までに両親の離別を経験する割合は、1954-74年コーホートでは、男性回答者1.3%、女性回答者3.7%であるのに対して、他の2つのコーホートではそれぞれ4.3%・5.4%（1975-94年コーホート）、6.4・11.0%（1995-2015年）と着実に増大している。1995-2015年コーホートに属する子どもの多くが調査時点で15

表3 カプラン・マイヤー法による累積離婚経験率の推定結果（子どもベース）

		(%)				
		子ども出生経過年(男性回答者)				
出生コーホート		0年	5年	10年	15年	20年
1954-74年		0.0	0.5	0.8	1.3	1.6
1975-94年		0.0	1.1	2.6	4.3	5.7
1995-2015年		0.0	1.8	4.1	6.4	7.7
		子ども出生経過年(女性回答者)				
出生コーホート		0年	5年	10年	15年	20年
1954-74年		0.0	0.8	2.3	3.7	4.5
1975-94年		0.0	2.0	4.2	5.4	6.9
1995-2015年		0.0	4.2	7.8	11.0	12.9

歳に達していないことを考慮すると、同コーホートではおよそ1割強の子どもが両親との離別とそれに伴う家族移行（≒ひとり親世帯の形成）を経験していることが推測される。

4.2 職業階層と離別リスクの関連

つづいて、職業階層と離婚リスクの関連について4.1と同様にカプラン・マイヤー法を用いて検討する。職業階層は、男性回答者については第1子出生時点、女性回答者については初婚時点のものを用いる。

表4は、第1子出生15年後の累積離婚経験率を初婚コーホート・職業階層別に示したものである。男性ケース（表4上パネル）を見ると、近年のコーホートほど離婚経験率が上昇していることがほぼ全ての職業階層で観察される。しかし、その離婚リスクには階層差が見られ、上層・下層サービスが0.8～4.3%と他の職業階層と比較して累積離婚経験率が一貫して低い。最近の1990-2015年コーホートで累積離婚率（第1子出生後15年後）が1割前後を占める職業階層は、監督的・熟練マニュアル（V+VI）、半熟練・非熟練マニュアル（VIIa）である。なかでも、後者は離婚経験率が12.3%に達している。

女性ケースについても、結婚時の職業階層と離婚経験率には密接な関連が看取される（表4下パネル）。最近の初婚コーホートほど、累積離婚経験率が全体的に上昇している点は男性ケースと共通しているが、職業階層間の離婚リスクの差異が男性よりも大きく見える。1990-2015年コーホートについては、結婚時に半熟練・非熟練マニュアルである女性は、配偶者との離別経験率が最も高く（19.8%）、監督・熟練マニュアル（16.9%）と無職（13.2%）がそれに続く。このことは、職業階層構造のなかで相対的に不利な層が離別母子世帯を形成しやすいことを意味している。さらには、母親の社会階層と連動する形で、離婚後の経済水準の低下やシングルマザーの就業をめぐる困難が生じていることを示唆する。

表4 カプラン・マイヤー法による累積離婚経験率（職業階層別・第1子出生15年後）

		第1子出生時・職業階層(男性)				
初婚コーホート	上層・下層 サービス	事務販売	自営・農業	監督・熟練	半熟練・ 非熟練	
1954-74年	0.8	2.3	2.5	0.6	2.4	
1975-89年	1.9	2.9	6.2	4.5	5.3	
1990-2015年	4.3	5.7	3.6	8.3	12.3	
		初婚時・職業階層(女性)				
初婚コーホート	上層・下層 サービス	事務販売	自営・農業	監督・熟練	半熟練・ 非熟練	無職
1954-74年	2.7	3.0	2.6	6.5	3.8	5.6
1975-89年	5.1	3.7	7.7	2.8	11.5	12.9
1990-2015年	5.7	9.7	0.0	16.9	19.8	13.2

4.3 離婚リスクに対する出身階層の影響：離散時間ロジットモデルによる検討

これまでの記述的分析をもとに、出身階層と離別リスクの関連について多変量解析をもとに検討する。分析対象は、有子世帯に属する初婚有配偶者の男性ケースである。分析方法は、離婚の生起を従属変数とした離散時間ロジットモデルである。

分析結果は表5に示した。モデル1では、第1子出生時点における父親（男性回答者）の職業階層の主効果を検討している。共変量として、第1子出生経過年（二乗項を含む）・初婚年・初婚時年齢をモデルに投入している。まず、初婚年の効果は0.1%水準で統計的有意であり、近年ほど離婚リスクが高い傾向にある。このことは、図1の結果とも整合的である。ただし、ベースラインハザードの推定に用いた第1子出生経過年やその二乗項は非有意であった。職業階層を表すダミー変数を見ると、全ての変数について統計的に有意な効果を呈している。係数の符号が正であることから、上層・下層サービス（I+II）と比較して、それ以外の職業階層では離婚リスクが相対的に高い。係数が最も大きい半熟練・非熟練マニュアル（VIIa）では、離婚ハザードのオッズが4.02（ $=e^{1.391}$ ）倍に相当する。このことは、父親と子どもの職業的地位を比較した世代間移動分析では、出身階層として下位層に位置する子どもが両親の離婚により分析から脱落しやすいことを示す¹³。

モデル2では、職業階層と初婚年の交互作用項を独立変数としてモデル1に追加した。ここでは、離婚リスクに対する階層間格差が近年ほど拡大（縮小）しているかを確認する。その結果、いずれの交互作用項も統計的に有意な効果を示しておらず、職業階層の条件付き主効果を表す係数もモデル1と比べて大きく変化していない。つまり、近年の初婚コーホートほど離婚リスクが高まっている一方で、職業階層の効果は時代を通じて安定的なのである¹⁴。

最後に、モデル3ではモデル2に回答者学歴を追加した。その結果、高校以下の者と比較して、短大以上である者は離婚リスクが5%水準で有意に低い。この点は、学歴と離婚リスクの関連を分析した先行研究（福田 2009; 林・余田 2014）の知見とも一致する。職業階層の係数を見ると、モデル1において統計的有意であった自営・農業（Ivab+Ivc+VIIb）、監督的・熟練マニュアル（V+VI）は非有意、半熟練・非熟練マニュアル（VIIa）は5%で統計的有意となる。この結果は、一部の職業階層についてはその効果が学歴水準によって説明されることを意味している。しかしながら、事務販売（III）や半熟練・非熟練マニュアル（VIIa）については、学歴水準を統制したとしてもその効果が統計的有意のまま残存している。それは、他の階層変数を考慮したとしても、出身階層として脱落する職業階層とその子どもが一定数存在することを示唆する。

¹³ もちろん、この解釈は両親の離別後に母子世帯を形成する場合に限定される（注釈12を参照）。

¹⁴ 初婚年を連続変数ではなく、様々なコーホートに区切って再推定を行ったが、分析結果に大きな変化が観察されなかった（女性ケースについても同様）。

表5 離婚の生起に関する離散時間ロジットモデル（男性回答者）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
第1子出生経過年	.082	(.071)	.086	(.072)	.080	(.071)
第1子出生経過年(二乗)	-.003	(.003)	-.003	(.003)	-.003	(.003)
初婚年(ref.1980年)	.043	(.008) ***	.047	(.026) +	.045	(.008) ***
初婚時年齢(ref.25-29歳)						
16-19歳	2.790	(.527) ***	2.818	(.522) ***	2.633	(.540) ***
20-24歳	.720	(.242) **	.705	(.243) **	.656	(.241) **
30-34歳	-.008	(.327)	-.001	(.328)	-.005	(.327)
35-55歳	.791	(.415) +	.786	(.416) +	.740	(.414) +
職業階層(第1子出生時)						
(ref.上層・下層サービス(I+II))						
事務販売(III)	.990	(.417) *	1.136	(.496) *	.873	(.425) *
自営・農業(Ivab+Ivc+VIIb)	1.046	(.479) *	1.102	(.547) *	.765	(.509)
監督的・熟練(V+VI)	.922	(.410) *	.901	(.504) +	.635	(.432)
半熟練・非熟練(VIIa)	1.391	(.403) **	1.332	(.491) **	1.074	(.437) *
職業階層×初婚年						
事務販売(III)			-.025	(.031)		
自営・農業(Ivab+Ivc+VIIb)			-.018	(.031)		
監督的・熟練(V+VI)			.003	(.028)		
半熟練・非熟練(VIIa)			.012	(.028)		
本人学歴(ref.高校以下)						
短大以上					-.621	(.299) *
切片	-7.753	(.472) ***	-7.809	(.540) ***	-7.359	(.483) ***
-2LL	1291.355		1287.972		1286.696	
McFadden's R ²	.054		.056		.057	
n of events			110			
n of spells			38,176			

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定). S.E.は個人(N=2,332)をクラスターとした頑健標準誤差.

4.4 母子世帯形成の規定要因

つづいて、第2の研究課題である離別母子世帯の形成要因について詳しく検討する。ここでの分析対象は、有子世帯に属する初婚有配偶の女性回答者である。先の分析同様、離婚の生起を従属変数とした離散時間ロジットモデルによる推定を行う。

分析結果は表6のとおりである。モデル1は、妻の初婚時職業階層の主効果に注目し、他の共変量は先の男性ケース(表5のモデル1)と同様である。男性ケースと異なり、妻の職業階層が離婚リスクに及ぼす影響は限定的である。すなわち、半熟練・非熟練マニュアル(VIIa)と無職を表すダミー変数(基準:上層・下層サービス(I+II))のみが5%水準で有意な正の効果を示す。厳密な直接比較はできないが、それらの係数は男性の職業階層効果のそれよりも小さい。他の共変量の効果を見ると、第1子出産経過年が進むほど、最近の初婚年ほど、初婚時年齢が25-29歳より若いこと(早婚であること)が離婚リスクを有意に高

表6 離婚の生起に関する離散時間ロジットモデル（女性回答者）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
第1子出生経過年	.089	(.047) +	.089	(.047) +	-.001	(.057)
第1子出生経過年(二乗)	-.005	(.002) *	-.005	(.002) *	-.003	(.003)
初婚年(ref.1980年)	.048	(.006) ***	.059	(.017) **	.048	(.006) ***
初婚時年齢(ref.25-29歳)						
16-19歳	1.711	(.282) ***	1.710	(.286) ***	1.488	(.300) ***
20-24歳	.788	(.184) ***	.791	(.184) ***	.743	(.186) ***
30-34歳	-.234	(.389)	-.237	(.390)	-.251	(.390)
35-55歳	.174	(.610)	.163	(.612)	.135	(.614)
職業階層(初婚時)						
(ref.上層・下層サービス(I+II))						
事務販売(III)	.209	(.256)	.337	(.348)	.116	(.254)
自営・農業(Ivab+Ivc+VIIb)	-.401	(.746)	-.241	(.780)	-.531	(.745)
監督的・熟練(V+VI)	.509	(.386)	.675	(.449)	.359	(.385)
半熟練・非熟練(VIIa)	.715	(.295) *	.851	(.376) *	.496	(.298) +
無職	.860	(.268) **	.996	(.348) **	.758	(.267) **
職業階層×初婚年						
事務販売(III)			-.010	(.019)		
自営・農業(Ivab+Ivc+VIIb)			-.007	(.020)		
監督的・熟練(V+VI)			-.020	(.026)		
半熟練・非熟練(VIIa)			-.011	(.020)		
無職			-.011	(.020)		
本人学歴(ref.高校以下)						
短大以上					-.410	(.201) *
末子年齢(ref.0-4歳,時変)						
5-9歳					.722	(.254) **
10歳以上					.663	(.362) +
15歳時両親の有無(ref.両親存在)						
両親離別					.743	(.309) *
両親死別					-.399	(.426)
その他不在					.665	(.420)
切片	-6.825	(.328) ***	-6.961	(.396) ***	-6.414	(.332) ***
-2LL	2319.934		2319.414		2292.963	
McFadden's R ²	.051		.051		.062	
n of events			189			
n of spells			44,903			

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ (両側検定). S.E.は個人(N=2,743)をクラスターとした頑健標準誤差.

める傾向にある。

モデル2では、男性ケースと同様に、職業階層と初婚年の交互作用項をモデル1に追加したものである。しかし、いずれの交互作用項も統計的に有意ではなく、職業階層の効果は時代間で大きな変化が見られない。

最後に、モデル3では職業階層を統制したうえでの他の人口学的・家族的要因の影響を検

討する。具体的には、モデル1に本人学歴・末子年齢・15歳時両親の有無を独立変数として追加した。まず、学歴が短大以上の者は低学歴よりも離婚リスクが有意に低い点は男性ケースと共通している。また、末子年齢の効果も統計的に有意（傾向）を示しており、幼い子どもがいることが配偶者との離別を抑制している。注目すべきは、回答者が15歳時点までに両親の離別を経験することが、自身の離婚リスクを大いに高めている点である。初婚継続群（両親存在群）と比較すると、離別経験群の離婚ハザードのオッズが2.1 ($=e^{0.743}$) 倍である。この点は、欧米諸国で繰り返し指摘されてきた離婚の世代間伝達（Amato 1996）が日本においても支持されることを意味する¹⁵。

5. 結論と考察

本稿は、近年の人口・家族変動が社会階層研究（世代間移動研究）に対してどのような影響を与えうるかについて、離別ひとり親世帯の形成と社会階層の関連をもとに検討した。分析結果は、以下の3点に要約できる。

第1に、子どもがいる初婚有配偶者の離婚リスクは、近年の初婚コーホートほど高まっていた。最新の1990-2015年コーホートでは、分析対象者は第1子出生15年後には約8-12%、20年後には約9-14%程度が配偶者の離別を経験していた。それに伴い、マクロデータ（表1）から示された両親の離別を経験する子どもの量的増大もSSM2015から確認された。

第2に、職業階層と離婚リスクの間には密接な関連が存在していた。第1子出生時の職業階層が事務販売、自営・農業、監督・熟練マニュアル、半熟練・非熟練マニュアルである男性は、上層・下層サービスよりも妻との離別を経験しやすい。子世代から見れば、それは従来の世代間移動分析において脱落しやすい出身階層には明確な階層差があることを意味する。しかしながら、職業階層における離婚リスクの相対的格差は時代を通じて極めて安定的であった。

第3に、離別母子世帯の形成に寄与しやすい女性の離婚リスクについては、社会経済的地位（職業・学歴）とは独立に、それ以外の人口学的・家族的要因が強い影響力を持つ。具体的には、母親（女性回答者）の初婚年齢が20歳未満であることや、末子年齢が上昇するほど離婚リスクが高い。なかでも、回答者が15歳時に両親の離別を経験することにより自身の離婚リスクを有意に高めていた点は、欧米諸国で指摘されてきた離婚の世代間伝達（Amato 1996）が日本でも当てはまることを示す。

以上の結果を踏まえると、日本の社会階層研究においても、分析単位となる家族・世帯の

¹⁵ モデル3で新たに投入した独立変数の効果が初婚年を通じて一定であることを確認するために、各独立変数と初婚年の交互作用項を個別に投入した推定を追加的に行った。その結果、いずれの交互作用項も非有意となり、各独立変数の効果が時代間で拡大（縮小）する傾向は観察されなかった。

変化を注意深く検討する必要があるだろう。分析結果からは、出身階層を父親の職業的地位によって代表させる「伝統的アプローチ」によって従来の世代間移動分析から除外される層は、低階層の人々に集中していた。それにより、Tach (2015) が指摘するように世代間の職業的地位の連関を表す推定値に何らかのバイアスをもたらす可能性がある。

しかし、そのことは現代日本社会の階層構造や社会の開放性を測るうえで従来の分析枠組みの有効性が低下していることを必ずしも意味しない。最新の出生コーホート (1995-2015 年) でも、両親の離別を経験する子どもは 1 割強であり、その数値は家族の不安定性が高いアメリカよりも極めて低い (Bumpass and Raley 1995; Andersson 2002)。同コーホートの子どもは、その多くが調査時点 (2015 年) で労働市場に新規参入しておらず、最新の SSM2015 を加えた世代間移動分析においても家族変動の影響は総じて小さいともいえる。今後重要となるのは、分析単位である家族・世帯に対して一定の制約条件を明示的に課すことだと考えられる。そのためには、両親の職業的地位のみならず、同居世帯員やその続き柄といった子ども期の家族構造の情報を考慮したうえで、出身階層を測定することが有効であろう。

最後に、本稿に残された研究課題について言及しておきたい。本稿の分析では離別ひとり親世帯に焦点をあてたため、再婚・同棲・婚外子といった他の家族形成パターンの影響については検討できなかった。これらはいずれも家族の不安定化を表す指標であり、階層研究に対しても一定の影響を及ぼす可能性がある (Tach 2015)。加えて、職業階層が離婚リスクに及ぼす影響についてそのメカニズムを検討することができなかった。人口・家族変動と社会移動というマクロな関係のみならず、家族形成のパターンが職業階層によって異なるミクロ的過程に焦点化した分析が求められる。人口・家族変動の視点を社会階層研究に取り入れることは、今後も重要性を増すものでありさらなる研究蓄積が期待される。

[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]

Amato, Paul R.. 1996. "Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce." *Journal of Marriage and Family* 58(3): 628-40.

Andersson, Gunnar. 2002. "Children's Experience of Family Disruption and Family Formation: Evidence from 16 FFS Countries." *Demographic Research* 7: 343-64.

Beller, Emily, 2009. "Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-First

- Century: Why Mothers Matter," *American Sociological Review* 74: 507-28.
- 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 Adrian E. Raftery and Alexander Bucur. 1997. "Family Structure and Social Mobility." *Social Forces* 75(4): 1391-41.
- Blau, Peter M., and Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. Wiley.
- Bumpass, Larry L. and Raley Kelly R.. 1995. "Redefining Single-Parent Families: Cohabitation and Changing Family Reality." *Demography* 32(1): 97-109.
- Erikson, Robert and John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Clarendon Press.
- 福田亘孝. 2009. 「配偶者の別れと再びの出会い：離別と死別、再婚」藤見純子・西野理子編『現代日本の家族』有斐閣, 72-84.
- Goldthorpe, John H.. 1983. "Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View." *Sociology* 17(4): 465-488.
- Goode, William J.. 1956. *After Divorce*. The Free Press.
- 原純輔・盛山和夫. 1999. 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 林雄亮・余田翔平. 2014. 「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』101: 51-62.
- 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. 「家族の変動と社会階層移動」『三田社会学』17: 28-42.
- 稲葉昭英. 2013. 「社会階層と母子世帯の発生についてのパネルデータ分析」『縦断調査を用いた生活の質向上に資する少子化対策の研究』（厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業 平成24年度総括研究報告書. 研究代表者・吉田崇）: 97-106.
- 石田浩. 2008. 「社会移動の国際比較と趨勢」直井優・藤田英典編『講座社会学13 階層』東京大学出版会: 221-56.
- Ishida, Hiroshi, John H. Goldthorpe and Robert Erikson. 1991. "Intergenerational Class Mobility in Post-War Japan." *American Journal of Sociology* 96(4): 954-92.
- 石田浩・三輪哲. 2009. 「階層移動から見た日本社会：長期的趨勢と国際比較」『社会学評論』59(4): 648-62.
- 加藤彰彦. 2005. 「離婚の要因：家族構造・社会階層・経済成長」熊谷苑子・大久保孝治編『コホート比較による戦後日本の家族変動の研究 全国調査「戦後日本の家族の厚み」

- (NFRJ-S01) 報告書No.2』: 77-90.
- 国立社会保障・人口問題研究所. 2017. 『現代日本の結婚と出産：第15回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書』 国立社会保障・人口問題研究所.
- Ludwig, F. Lowenstein. 2005. "Cause and Associated Features of Divorce as Seen by Recent Research." *Journal of Divorce and Remarriage* 42(3-4): 153-71.
- McLanahan, Sara and Christine Percheski. 2008. "Family Structure and the Reproduction of Inequalities." *Annual Review of Sociology* 34: 257-76.
- 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.
- 三輪哲. 2006. 「離婚と社会階層との関連に関する試論的考察」『共同社会の到来とそれをめぐる葛藤：夫婦関係（SSJDA Research Paper Series 34）』東京大学社会科学研究所, 45-60.
- 三輪哲. 2007. 「なぜ離婚リスクは社会階層により異なるのか」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房: 29-43.
- 三輪哲. 2011. 「世代間移動における出身階層測定の再検討」『社会学評論』62(3): 266-83.
- 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.
- Raymo, M. James, Setsuya Fukuda and Miho Iwasawa. 2013. "Educational Differences in Divorce in Japan." *Demographic Research* 28: 177-206.
- Sørensen, Annemette. 2005. "Family Structure, Gender Roles, and Social Inequality." Svallfors Stefan ed.. *Analysing Inequality: Life Chances and Social Mobility in Comparative Perspectives*, Stanford University Press. 108-28.
- Tach, Laura. 2015. "Social Mobility in an Era of Family Instability and Complexity." *Annals of the American Academy* 657: 83-96.
- 安田三郎. 1971. 『社会移動の研究』東京大学出版会.
- 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.

Formation of Single-Parent Families and Social Stratification

Tomohiro SAITO
(Graduate Student, University of Tokyo)

Abstract

A long tradition of intergenerational social mobility research has measured children's class positions (class origin) by means of their fathers' occupational positions, which is widely referred to as the "conventional approach." However, recent family changes such as the rise in divorce, remarriage, and cohabitation have contributed to an increasing number of children from nontraditional families that the conventional approach has failed to include in its analytical framework. It is well known that the instability and complexity of family life are closely associated with social stratification, but past stratification research in Japan has paid little attention to these family changes.

This study aims to explore the potential influence of family changes on social stratification research, mainly focusing on the relationship between the formation of divorced single-parent families and occupational class.

The first analysis examines the association between the husband's occupational class, which corresponds to class origin for their children, and divorce risk. The results show that in recent years, first-marriage couples are more likely to divorce, and in the youngest cohort (first marriage occurred between the years 1990–2015), about 10 percent of couples divorced. The upper/lower service class (I+II) shows the lowest divorce risk, and the skilled or unskilled manual class (VI+VIIa) has the highest likelihood of experiencing a divorce. These findings imply that recent children from less-advantaged classes are more likely to be excluded in the past intergenerational mobility analysis.

The second analysis focuses on the determinants of the formation of a divorced single-mother family. Among married women, their occupational positions at first marriage as well as other demographic or family backgrounds have an independent effect on divorce risk. In addition, earlier first marriage, the growth of the youngest child, and the experience of parental divorce in childhood increase statistically the likelihood of their own divorce.

Keywords: intergenerational social mobility research, class origin, single-parent family, divorce