

親の離婚・再婚と子どもの学歴

平沢和司

(北海道大学大学院文学研究院)

【要旨】

調査対象者とその現在または過去の配偶者の離死別や再婚に関して、NFRJ18 データでは、NFRJ08 データと比べて詳細な情報が収集されている。本稿ではそれを活かして、調査対象者を親として、その子どもの学歴（教育年数）に親の婚姻状況が影響しているかどうかを分析した。その結果は以下のとおりである。(1) 親の婚姻状況では、初婚継続が約 8 割を占める。子どもの出生前や 20 歳以降に離死別を経験した者を含めると、子どもが出生してから 20 歳まで婚姻が継続していた親は約 9 割に上る。(2) 初婚継続の親を持つ子どもと再婚後に生まれた子どもの学歴は平均的に高く、親が離別や再婚を経験している子どもの学歴は低い。(3) その傾向は、親の学歴や（若年層に限れば）親の世帯所得を統制しても、また離死別経験者に関して実際に養育した親かどうかを考慮しても、変わらない。つまり出生から 20 歳になるまで親の婚姻が継続しているかどうかと、子どもの学歴には関連があると考えられる。(4) 離死別によるひとり親の下で育った期間と、子どもの教育年数とは関連が認められない。ただし、世帯年収の測定などデータにはいまだ課題があり、子どもの学歴に家族構造が固有の影響を与えているかどうかについては、慎重に判断する必要がある。

キーワード：婚姻状況、初婚継続、離婚、再婚、学歴

1. 問題関心

子どもの学歴に親の学歴や職業そして世帯所得が影響することはよく知られている。そうした社会階層論の視点からの議論では、暗黙のうちに両親の揃った定位家族を念頭においていることが多い。けれども離婚率の上昇もあって、近年ではひとり親の下で育った子どもの教育達成にも関心が向けられるようになってきている。この分野の研究を主導してきた稲葉（2011a, 2011b, 2016）による一連の研究では、親が離婚してひとり親の下で育った子どもの学歴は、ふたり親世帯の子どもに比べて顕著に低いことが明らかにされている（余田 2012、斉藤 2018 も参照）。さらに親の再婚を経験した子どもの学歴も、同様に低いことが指摘されている。

こうした研究によって、家族構造が出身階層とともに子どもの学歴に影響しているとの知見はほぼ頑健だと判断されるが、分析に用いられたデータにはやや難があった。NFRJ データについて言えば、2008 年調査（以下 NFRJ08 という）では、調査時点でひとり親（離死別無配偶）であるかどうか、再婚者については最初と現在の配偶者との結婚の時期はわかるが、ひとり親と再婚者のいずれも、（前の）婚姻がいつ終了したか（離死別年）が不明であ

る。そのため子どもがどのくらいの期間、ひとり親の下で育ったかは知りようがなかった。さらに、ひとり親に至っては、子どもの学歴がほぼ確定する 20 歳の時点で、離死別しているかどうかすらわからなかった¹。それに対して 2018 年調査（以下、本調査という）では、離死別年を尋ねているので、上記の問題がクリアされている。さらに対象者の離死別の回数、離死別した後に養育する必要のある子どもの有無、および離死別した元配偶者の学歴なども尋ねており、格段に情報量が増えた。本稿では、こうした改良されたデータを活かした分析を行う。

本稿の課題をより具体的に述べれば、親の婚姻状況を従来の区分（初婚継続・ひとり親・再婚）よりも詳細に類型化すること、親の学歴や世帯年収などを統制してもそうした親の婚姻状況が子どもの学歴に影響しているのかを検証すること、である。そうした検討を通じて、子どもの学歴にとって、親の学歴や世帯年収といった出身階層のほかに、あるいはそれらと関連しながら、家族構造がどこまで固有の影響を与えているかを明らかにすることが最終的な目標である。

2. データ

第 4 回全国家族調査（NFRJ18）データ ver2（2019 年 10 月配布版）を用いる。同調査の母集団は、2018 年末時点で 28～72 歳（1946～1990 年生まれ）の全国に居住する男女で、そこから住民基本台帳を用いた層化 2 段抽出法によって確率抽出された 289 地点の 5500 人が標本である。それらに対して、2019 年初頭に訪問留置法または郵送法によって調査票調査が実施された。最終的な有効回収数は 3033、回収率は 55.15%であった。

3. 分析対象者と変数

3.1 調査対象者の婚姻状況

はじめに NFRJ18 の調査対象者とその配偶者の婚姻状況を確認しておく。調査対象者については調査時点の婚姻状況（問 8、有配偶・無配偶・未婚）と過去の離死別経験の有無（問 16、17）を、対象者の現在の配偶者については離死別経験の有無（問 8-6）を組み合わせ、表 1 を作成した。有配偶なのは表中の□で囲まれた 2258 人（組）である。そのうち対象者と配偶者いずれも離死別経験のない、いわゆる「初婚継続」は 1906 人で、84.4%を占めている。そのほかの夫婦はいずれかまたは双方が離死別後に再婚をしたか、無回答の者である。そのうち 51 人は再婚どうしということになる²。

¹ そのためたとえば稲葉（2016：132）では、子どもの学歴確定前に離婚が生じたという仮定をおいている。

² 調査時点で無配偶・離死別経験ありの対象者（304 人）のなかには、少数だが 2 回以上離別をした（つまり 1 回は再婚している）者がいるので、この表だけから再婚経験者の総数を算出することはできない。

表1. 調査対象者とその配偶者の離死別経験の有無

		調査対象者の現在の配偶者				(計)
		離死別経験なし	離死別経験あり	離死別経験無回答	非該当	
調査対象者	調査時点で有配偶	離死別経験なし	1906	103	18	2027
		離死別経験あり	72	51	3	126
		離死別経験無回答	90	2	13	105
	調査時点で無配偶	離死別経験あり				304
		未婚				466
	配偶関係無回答					5
(計)		2068	156	34	775	3033

(注) □内が有配偶者で計2258人。

表2. 調査データと調査項目

調査データ	NFRJ08	NFRJ18	NFRJ18
親	調査対象者	調査対象者	調査対象者の親
子ども	調査対象者の子ども	調査対象者の子ども	調査対象者
親学歴	○	○	○
親職業	△	△	×
子20歳時の親の経済状況	△	△	×
子20歳時の親不在	△	○	○
親の離婚経験	○	○	○
親の前配偶者との離死別年	×	○	×
親の再婚経験	○	○	×
親の再婚年	○	○	×
子の養育者	×	○	△
子の学歴	上位3人	上位3人	本人のみ

(注) ○は調査項目にあり、×はなし、△は一部把握可能を意味する。

3.2 分析対象者

分析を始めるにあたって、上記の調査対象者を親と扱うか子どもと扱うか、言い換えれば調査対象者の子どもの学歴を従属変数とするか、対象者本人の学歴を従属変数とするか、を決める必要がある。NFRJ データは初回の 1998 年調査から、調査対象者を中心にその親と子どもに関する情報を収集しているため、学歴についてはいずれも可能である。ただし、表 2 に示したとおり、子どもの学歴を説明する変数に関しては、調査対象者の情報量が多い。そこで本稿では、調査対象者を親とし、その子どもの学歴を従属変数とすることにした。

表 1 には NFRJ18 調査の回答者全員が含まれているが、いま述べた理由から、以下では調査時点で 20 歳以上（1998 年以前生まれ）の子どもがいる者を親として分析対象とする。20 歳を下限にしているのは、浪人を含めて大学へ進学したか否かがほぼ確定できるからである。以下では分析対象となる子どもを、対象子と呼称する³。NFRJ18 では、過去の同調査と同様に、長子から第 3 子までの学歴などがわかるように設計されている。つまりきょうだいデータを構築できる。本稿ではその利点を活かして、きょうだい（親からみれば子ども）上位（最大）3 人の出生年・性別・学歴、きょうだい数、親の学歴、子どもからみた親の婚姻

³ 1998 年を跨いでその前後に生まれた者がいるきょうだいでは、1998 年以前に生まれた者だけを対象子にしている。そのため対象子数ときょうだい数が一致しない家族がある。

状況（後述）のすべてが有効な 1356 家族、対象子数で 2738 人を分析の対象とする⁴。

3.3 変数

注意を要する変数について、その作成方法を記しておく。表 3 に、それ以外の変数を含めて分布を示した（親の婚姻状況の分布は表 4 参照）⁵。

親の婚姻状況

表 1 は調査対象者とその配偶者の婚姻状況であるが、本稿では調査対象者を親として扱うので、その子ども（対象子）からみた親の婚姻状況（以下、単に親の婚姻状況という）を別途、確認しておく必要がある。分類方法はいろいろありうるが、ここでは子どもが生まれてから 20 歳になるまで、親の婚姻が継続していたか、言い換えればその間に親が離死別や再婚を経験したか（以下、継続条件という）を基準に、子どもごとに分類した。「子どもごとに」というのは、きょうだいのなかでも 20 歳まででそれらの経験の有無が異なる場合があるからで、20 歳を区切りにしているのは、子どもの学歴がほぼ確定し養育がひとまず終わる時期だからである。なお、親には、調査対象者のみならず現在あるいは過去の配偶者も含まれる。

継続条件を満たすのは、表 1 の「初婚継続」の親だけではなく、再婚後に子どもが生まれ婚姻が継続している親や、子どもが 20 歳を過ぎてから配偶者と離死別した親も含まれる。ただし、学歴に対する離別や再婚の影響を確認するのに備えて、子どもの出生前に再婚を経験した親は「婚姻継続（出生前再婚）」、子どもが 20 歳を過ぎてから配偶者と離別した親は「婚姻継続（子 20 歳～離別）」、死別した親は「婚姻継続（子 20 歳～死別）」、再婚した親は「婚姻継続（子 20 歳～再婚）」として区別した。

継続条件を満たさない親とは、子どもが出生から 20 歳までに離死別を経験した親である。その間に再婚した親は「再婚（出生～20 歳）」、再婚しておらず子どもが 20 歳のとき（実際には調査時点でも）無配偶なのが「離別ひとり親」「死別ひとり親」である⁶。なお、少数だが、20 歳のとき無配偶でかつ 2 回以上離別（または離別と死別）した親は「離別ひとり親（複数回離別）」とした⁷。また子どもが 20 歳までに配偶者と離別して、子どもが 20 歳以降

⁴ 1356 家族のうち対象子が 1 人なのが 308 家族、2 人が 714 家族、3 人が 334 家族である。なお、家族数は親である調査対象者の数でもある。詳しくは表 3 の「家族数と対象子」を参照。データの型でいえば、ケースの単位が家族（親）なのがいわゆるワイドデータ、対象子なのがロングデータである。

⁵ 表 3 の「親の性別」に関連して本調査の回答者全員に占める女性比率は 52.8%であるが、子どもを持つ者に限ると 56.3%である。また「親の出生年」で最年長が 1946 年生まれなのは、本調査が 1946～1990 年生まれを対象者にしているからである。

⁶ 調査対象者と離別した配偶者が、その後、再婚して調査対象者になっていれば、「離別ひとり親」ではなく「再婚（出生～20 歳）」に分類される可能性もある。しかし、離別した元配偶者のその後の婚姻状況はわからないため、そうしたことは考慮できない。

⁷ 調査時点で無配偶、かつ 2 回以上離別していると、調査票の設計上、はじめての結婚の結婚年と離婚年しかわからない。つまり 2 回目の結婚年や離婚年は不明である。そのため子どもが離別を経験したことは確かだが、再婚を経験したかはわからない（2 度目の結婚以降の出生かもしれない）ので、「再婚（出生～20 歳）」とは念のため分けた。

に再婚した親は「離別ひとり親（子 20 歳～再婚）」とした⁸。

子ども学歴・教育年数

調査対象者の第 1 子から第 3 子までの学歴（問 26（ア））を、中学は 9、高校は 12、専門学校（高卒後）と短大・高専は 14、大学は 16、大学（6 年制）・大学院は 18 を与えて、それぞれの教育年数とした。本調査では卒業と中退・在学は区別できない。日本社会では大卒か否かが社会的に重要な意味を持っているため、そうした 2 分法あるいは短大・専門学校などを独立させた 3 分法をよく用いる。しかし後におこなうマルチレベル分析でカテゴリカルな変数を従属変数とした場合、扱いが難しい面がある。そこで本稿では、従属変数を量的変数である教育年数に置き換えて回帰分析に投入することとした。このほうが回帰係数を直感的に理解しやすいという利点がある。

子ども出生年

回帰分析では、出生年から 1900 を引いて投入した。

親学歴

親学歴の捉え方はいくつかあるが、ここでは本人（問 3）と現在の配偶者（問 8-7）の学歴を組み合わせ、教育年数の長いほう（以下のより後ろのカテゴリー）を優先して「いずれも中学・高校」「どちらかが短大・高専・専門学校（高卒後）」「どちらかが大学・大学院」「いずれも大学・大学院」の 4 つに分けた。たとえば高校と大学の組み合わせは「どちらかが大学・大学院」に分類される。本調査では離死別した過去の配偶者の学歴（問 17-3）もわかる。そのため子どもからみた親の婚姻状況が「ひとり親」のケースでも上記の原則で分類した⁹。「再婚（出生～20 歳）」の一部では、過去と現在の配偶者の学歴がどちらもわかるが、より後の（現在の）配偶者の学歴を用いて上記の原則で分類した。ただし、いずれも本人か配偶者の学歴が無回答の場合、有効なほうの学歴を用いた。子ども学歴と同様に卒業と中退・在学は区別できない。なお、親学歴は説明変数なので、カテゴリカルなまま用いる。

世帯年収

調査対象者世帯（生計をともにしている家族）の昨年 1 年間の収入（税込み）（問 54）を指す。「収入はなかった」は 0、「100 万円未満」は 50 万円、「1400 万円以上」は 1500 万円、それ以外は選択肢の中央値を与え世帯年収額とした。そのうえでケース数がほぼ 3 等分になるように「350 万円以下」「500～700 万円」「750 万円以上」に分けた。調査票の選択肢を反映して、区分が離散的になっている。欠損値の場合は、調査対象者と配偶者の合計額で補填した。なお、世帯年収は調査時点の情報であるから、調査時点で 20 歳くらいの子どもの

⁸ 以上のほかに夫婦とも離死別経験がないにもかかわらず婚姻年が第 1 子出生年よりかなり遅いケースや、離死別経験があっても初婚年・再婚年などが無回答のため類型を確定できないケースがあった。これらは第 1 子が 1998 年以前生まれの親の 3.8%（54 ケース）を占めていた。一括して「その他」として分析対象に含めることも考えたが、多様なケースが含まれていて解釈が難しいため分析から外した。

⁹ 子どもからみた親の婚姻状況はきょうだい内で異なるケースが少数あるので、それに応じて厳密には親学歴も異なることになる。しかし、後の分析で親学歴は家族レベル変数に位置づけているので、きょうだい内で親学歴が異なると分析が煩雑になる。そこで親学歴の分類は「第 1 子」からみた親の婚姻状況によることとした。

としては、出身家庭の経済状況を表す指標として用いることができる。しかしそれ以外の子どもにとっては年長であればあるほど、指標としての信頼性は下がっていく。したがってあくまで参考に止め、子どもが20～39歳のケースに限って用いる。より年長の子どもが成人したころの調査対象者（親）の経済状況を表す質問は、残念ながら調査票に含まれていない。きょうだい数

調査対象者の子ども数（問24）を指す。1～3人はそのまま、4人以上は一律に4を与えた。

表3. 各変数の分布

	家族単位		対象子単位		対象子単位		
	人	%	人	%	人	%	
(調査対象者である)親の性別					子どもの性別		
男性	588	43.4	1176	43.0	男性	1387	50.7
女性	768	56.6	1562	57.0	女性	1351	49.3
(計)	1356	100	2738	100	(計)	2738	100
親の出生年					子どもの出生年		
1946～55年	634	46.8	1387	50.7	1958～68年	15	0.5
1956～65	474	35.0	963	35.2	1969～78	649	23.7
1966～75	241	17.8	380	13.9	1979～88	1065	38.9
1976～86	7	0.5	8	0.3	1989～98	1009	36.9
(計)	1356	100	2738	100	(計)	2738	100
親の学歴					子どもの教育年数(学歴)		
いずれも中学・高校	580	42.8	1210	44.2	9(中学)	43	1.6
どちらかが短大・高専・専門学校	293	21.6	571	20.9	12(高校)	729	26.6
どちらかが大学・大学院	353	26.0	700	25.6	14(専門学校・短大・高専)	726	26.5
いずれも大学・大学院	130	9.6	257	9.4	16(大学)	1104	40.3
(計)	1356	100	2738	100	18(大学院)	136	5.0
					(計)	2738	100
子ども数(きょうだい数)					平均/標準偏差(年)	14.4	1.9
1	164	12.1	164	6.0			
2	764	56.3	1424	52.0	子どもの出生順位		
3	378	27.9	1016	37.1	1	1356	49.5
4(～9)	50	3.7	134	4.9	2	1048	38.3
(計)	1356	100	2738	100	3	334	12.2
平均/標準偏差	2.2	0.7	2.4	0.7	(計)	2738	100
家族数と対象子数					(参考)親の世帯年収(1979年以降生まれの子ども)		
1	308	22.7	308	11.2	～350万円	607	31.3
2	714	52.7	1428	52.2	500～700万円	695	35.8
3	334	24.6	1002	36.6	750万円～	638	32.9
(計)	1356	100	2738	100	(計)	1940	100

4. 分析

4.1 親の婚姻状況の分布

親の婚姻状況の分布は表4のとおりである。家族単位でも、対象子単位でも分布はほとんど変わらないので、以下では対象子単位の数値に言及する。全体の80.4%が初婚継続の親であるが、再婚後に子どもが生まれ20歳になるまで婚姻が継続していた親や、子どもが20歳以降に離死別をした親を含めると、広義の「婚姻継続」の親は89.3%に上る(表4のA列)。他方、ひとり親は8.1%(D列)である。厚生労働省(2018)の国民生活基礎調査によれば、2019年時点で児童(18歳未満の未婚の者)のいる世帯に占めるひとり親家庭

の比率は 6.5%であった。本調査とひとり親の定義が若干異なるため直接比較できないものの、ほぼ同じ実態を捉えているといつてよいだろう。

また、子どもが出生から 20 歳までに再婚した親は 2.6%で、子どもの年齢にかかわらず再婚経験のある親は 5.0% (C 列、子どもの出生前を含めれば 7.2%) である。またひとり親をふくめて子どもが 20 歳までに離別を経験した親の比率を求めると 9.8% (B 列) であった。稲葉 (2016: 135) に、20~39 歳の子どものうち親の再婚や離婚を経験した者の比率が掲載されている。それによれば NFRJ03 と 08、父か母でやや数値が異なるが、再婚は 3%程度、離婚は 7%程度と読み取れる¹⁰。離婚率は上昇傾向にあるので、本稿の結果はそれと矛盾しないと考えられる。

なお、子どもの出生年の範囲が 40 年に及ぶので、念のため 1979~1998 年生まれの分布を表 4 の右端に示しておいた¹¹。親が若いため婚姻継続 (子 20 歳~死別) の比率がやや低いほかは、全年齢層の傾向とほとんど変わりはない。

表 4. 親の婚姻状況の分布と子どもの平均教育年数・大卒比率

	家族単位 (注1)		対象子単位									
	人	%	人	%	A %	B %	C %	D %	教育年数 年	大卒比率 %	構成比率 (注2)%	教育年数 (注2)年
初婚継続	1083	79.9	2202	80.4	○				14.6	48.4	81.6	14.7
婚姻継続 (出生前再婚)	30	2.2	61	2.2	○				14.8	55.7	2.7	14.8
婚姻継続 (子20歳~再婚)	11	0.8	17	0.6	○		○		13.5	29.4	0.5	13.8
婚姻継続 (子20歳~離別)	26	1.9	39	1.4	○				14.1	30.8	1.4	13.9
婚姻継続 (子20歳~死別)	61	4.5	127	4.6	○				14.0	36.2	2.2	13.6
再婚 (出生~20歳)	37	2.7	71	2.6		○	○		13.3	22.5	2.8	13.3
離別ひとり親	74	5.5	151	5.5		○		○	13.5	25.2	6.1	13.6
離別ひとり親 (複数回離別)	17	1.3	32	1.2		○	○	○	12.7	15.6	1.2	12.7
離別ひとり親 (子20歳~再婚)	9	0.7	16	0.6		○	○	○	13.7	31.3	0.7	13.5
死別ひとり親	8	0.6	22	0.8				○	15.0	63.6	0.8	14.8
(計)	1356	100	2738	100	89.3	9.8	5.0	8.1	14.4	45.3	1940人	14.5

(注1) 家族単位の数値は、第1子の親の場合。

(注2) 1979年以降生まれで、世帯所得が有効なケースの数値。

4.2 親の婚姻状況と子どもの学歴

分析の第一歩は、親の婚姻状況ごとに子どもの学歴が異なるかを確認することである。表 4 の右側に示したとおり、全体の 8 割を占める初婚継続の親をもつ子どもの平均教育年数は 14.6 年で、婚姻継続 (出生前再婚) の 14.8 年に次いで高い。他方、全体の 5.5% を占める離別ひとり親では 13.5 年と低くなっている。初婚継続の子どもと離別ひとり親の子どもの平均教育年数の差は約 1 年なので大した差ではないように思えるかもしれないが、大学進学者の比率はそれぞれ 48.4% と 25.2% で、およそ 2 倍の開きがある。また再婚の場合は 13.3 年 (22.5%) と、離別ひとり親と同様に低い。そのほかの再婚に関わる類型 (C 列に○) は、おしなべて学歴が低い。ただし、子どもの出生前の再婚であれば、初婚継続と大差ない。それらとは対照的に、死別ひとり親は、ケース数が少ないとはいえ、15.0 年 (63.6%) で高い。

¹⁰ 数値が記載されていないため、図表の棒グラフを読み取った。

¹¹ 表 5 のモデル 3 に備えて、世帯年収が欠損値でない 1940 ケース (対象子単位) に限った。

要するに、初婚継続の親を持つ子どもの学歴は平均的に高く、親が離別や再婚を経験している子どもの学歴は低い。一言でいえば、死別と20歳以降に親が再婚したケースをのぞいて、20歳になるまで親の婚姻が継続しているかどうかと、子どもの学歴には関連があると考えられる。

4.3 マルチレベルモデルによる回帰分析

ただし以上は、親の婚姻状況と子どもの学歴とのゼロ次の連関である。親の学歴が低いと離婚の確率が高いこと (Raymo, Fukuda and Iwasawa 2013) が知られているので、親の婚姻状況 (離別や再婚) と子どもの学歴 (低い) の連関は擬似的かもしれない。そこで親学歴のほかに子どもの学歴に影響しそうな変数を統制したうえでも先の連関が見られるかを、回帰分析を用いて確かめる必要がある。

その際、ロングデータで対象子に対して通常の回帰分析を行うと、家族という括りを見無視する (独子でない限り同じ親を多重に数える) ことになり、ケースの独立性という回帰分析の前提を満たさない。それを確かめるべく、マルチレベル分析のヌルモデルで ICC (級内相関係数、家族レベルの誤差分散がそれと個人レベルの誤差分散の和に占める比率) を求めると、 $0.494 (=1.824 / (1.824 + 1.869))$ であった (表5のモデル1)。これは ICC として低い数値とはいえないので、やはり家族レベルと個人レベルを峻別できるマルチレベル分析を用いるのが妥当といえる。家族間で子どもの学歴が違うことは、これまでの階層研究から明らかであり、ICCが高くなるのは予想通りの結果であるが、言い換えれば子どもの学歴が家族内 (同じきょうだい) であれば似る傾向のあることがあらためて確認されたことになる。

そこで以下では子どもの性別・出生年・出生順位を個人レベル (対象子単位) の説明変数として、きょうだいに共通の親学歴・親の婚姻状況・きょうだい数を家族レベル (家族単位) の説明変数として、いずれも固定効果を、切片のみにランダム効果を設定し、子どもの教育年数を従属変数としたマルチレベル分析をおこなった。その結果、モデル2では、他の条件が等しければ、家族レベルでは親の学歴が低いと、またきょうだい数が多いと子どもの学歴が平均的には低いことが示されている。個人レベルでは、同じきょうだい内であっても女性であると、また出生順位が遅いと学歴が低い。以上は従来 (たとえば荒牧・平沢 2016、平沢 2018) と一致しており、周知のとおりである。

重要なのはこれらを統制しても、いま着目している親の婚姻状況が有意な効果を維持していることである。具体的には、初婚継続に比べて子どもが20歳までに親が離別や再婚を経験していると、子どもの学歴が低い。係数は非標準化なので説明変数の相対的な影響力を比較することはできないが、子どもの学歴がどの程度異なるかを知ることができる。たとえば子どもが20歳までに親の離婚や再婚を経験していると初婚継続の親を持つ子どもと比べて、教育年数がおよそ1年短くなる。すでに述べたとおり、ゼロ次の連関では、1年の差は大学進学率でおよそ2倍の違いに相当するので、実質的な差があると考えざるを得ない。

ただしこのモデル2には、高等教育を受けるかどうかに影響する親の経済状況を直接的

に示す変数が投入されていない。したがって経済状況が親学歴や婚姻状況などに紛れ込んで、係数にバイアスが生じている可能性がある。そこで、1979年以降生まれの子どもに限定して世帯年収を追加したのがモデル3である¹²。若年層（調査時点で20～39歳）に限ったのは、世帯年収が調査時点でしか測定されていないからである。そのため年収額じたいではなく、年収額によってケース数をほぼ3等分し、経済階層における親のおおよその位置によって、進学に影響する経済状況を統制しようと試みた¹³。その結果は、モデル2と基本的に変わりなかった¹⁴。つまりここまでの分析結果からは、親の婚姻状況と子どもの学歴は連関があると結論づけられる。

表5. 子どもの教育年数を従属変数とする回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3
固定効果			
切片	14.438 ***	15.224 ***	15.977 ***
親の学歴(基準=いずれも大学・大学院)			
いずれも中学・高校		-2.047 ***	-1.810 ***
どちらかが短大・高専・専門学校		-1.377 ***	-1.145 ***
どちらかが大学・大学院		-0.688 ***	-0.539 *
親の婚姻状況(基準=初婚継続)			
婚姻継続(出生前再婚)		0.255	0.229
婚姻継続(子20歳～再婚)		-0.931 *	-0.893
婚姻継続(子20歳～離別)		-0.447	-0.486
婚姻継続(子20歳～死別)		-0.219	-0.789 *
再婚(出生～20歳)		-1.144 ***	-1.180 ***
離別ひとり親		-0.995 ***	-0.885 ***
離別ひとり親(複数回離別)		-1.377 ***	-1.421 ***
離別ひとり親(子20歳～再婚)		-0.922	-1.230 *
死別ひとり親		0.142	0.292
きょうだい数		-0.174 **	-0.107
親の世帯年収(基準=500～700万円)			
350万円以下			-0.226 *
750万円以上			0.076
子どもの性別(基準:男性)		-0.298 ***	-0.262 ***
子どもの出生年		0.018 **	0.006
子どもの出生順位		-0.163 ***	-0.168 **
変量効果			
家族レベル分散	1.824	1.094	1.022
個人レベル分散	1.869	1.817	1.814
適合度			
パラメーター数	3	19	21
-2LL	10921.795	10459.493	7389.798
ケース数			
家族レベル	1356	1356	1057
個人レベル	2738	2738	1940

(注)モデル3は1979年以降生まれの子どものみが対象。くわしくは本文参照。

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

¹² 1979年以降生まれの対象子数は2074人だが、世帯年収に欠損のあるケースがあるためモデル3の対象子数は1940人になっている。

¹³ 世帯年収が大括りのため、親の性別（つまり母子世帯か父子世帯など）はモデルに投入していない。

¹⁴ モデル3では、婚姻継続（子20歳～死別）や離別ひとり親（子20歳～再婚）が有意になっているが、いずれもケース数が少ないため、ここでは解釈を控える。他方で、子どもの出生年は有意でなくなっている。対象子が大学へ進学した1997年以降、大学進学率は漸増しているものの、対象子では出生年が遅いほど教育年数が長いという連関は認められない。また、きょうだい数が有意でなくなっている。ゼロ次の連関では負の効果があるものの、回帰分析では出生順位の効果がより強いようだ。

4.4 養育者

しかし、モデル3で世帯年収を投入したといっても、ひとり親や再婚者に分類されている親が、回答した子どもを養育したとは限らない。実際には離別した元配偶者や親族などが養育しているのに、当該の子どもについて年齢や学歴を回答しているだけかもしれない。この点に関して NFRJ08 までは、確認する術がなかった。しかし本調査では「離死別された後、あなたがいっしょに暮らして養育する必要のあるお子さんはいましたか」（問 17-7）を尋ねている。この情報を用いれば、実際に子どもを養育したひとり親や再婚した親は収入が低いために、子どもの学歴が低くなることをより明快に示せるかもしれない。

そこでまず婚姻状況がひとり親か再婚経験のある親 95 人に限って、離別後の養育子の有無を確かめると、その 68.4%は養育子がいたと答えていた¹⁵。ついで養育子の有無によって世帯年収を比べてみると、たしかに養育子がいた親の平均が約 490 万円、いなかった親が約 530 万円で、いたほうが若干低いものの、有意な差とまではいえなかった¹⁶。さらに養育子の有無をダミー変数としてモデル3に加えてみたが、モデル3で得られた結論に変化はなかった¹⁷。したがって、セレクションバイアスはないと考えられる。つまり実際に子どもを養育していないひとり親や再婚した親がモデル3の分析対象に混入しているために、結果に歪みをもたらしたとはいえない。

4.5 再婚

ここまでの回帰分析の結果は、子どもの学歴にとって重要なのは、出生から20歳まで親の婚姻が継続していることだと約言できる。このことは、再婚した親を持つ子どもの学歴が低いことをある程度、説明しているようにみえる。

離死別してひとり親になった者にとって、再婚は経済的に浮上する（世帯年収が増える）機会と想定される。とくにひとり親の約87%は女性（厚生労働省 2017）で、女性の賃金は男性より一般的に低いので、再婚による経済的なメリットは大きいはずである。実際、再婚した親の世帯年収（約590万円）は、離別ひとり親（約480万円）や離別ひとり親（離別2回以上）（約350万円）より、平均的には高い¹⁸。もちろんこれは同一人物での経時的な変化ではなく別人の比較であり、しかもケース数が離別ひとり親を除いて少ないので、断言は慎むべきだろう。とはいえ、再婚した親の世帯年収がやや高いにもかかわらず、その子どもの教育年数は、離別ひとり親の子どもと大差ない。したがって、経済的な状況ももちろん重要

¹⁵ 1979年以降に生まれた第1子のうち親の婚姻状況がひとり親か再婚で、世帯年収と養育子の有無すべてが有効な親95人（家族単位）を対象にした。親の性別では、養育子がいるのは男性（33人）の39.4%に対して、女性（62人）は83.9%であった。

¹⁶ 離別した元配偶者からの支援がすべて年収に反映されているとは限らないが、それを確かめることはできない。

¹⁷ 養育子ダミーは有意でなかった。そのほかの回帰係数はモデル3と多少異なっていたが、有意かどうかは変わりなかった。

¹⁸ 親の婚姻状況がひとり親か再婚で、養育者が有効な95ケース（家族単位）における集計。ひとり親には父子家庭が含まれているため、世帯年収が高くなっている。

であろうが、それだけでは子どもの学歴の低さを説明できず、親の婚姻状況がやはり重要なことが示唆される。

参考までに、きょうだいの学歴を直接比較できるワイド型データの利点を活かして、第1子（1979年以降生まれ）の親の婚姻状況が再婚である29ケース（家族単位）のうち、第2子か第3子が婚姻継続（出生前再婚）である（つまり再婚後に生まれた）7ケースについて、学歴を比べてみた。その結果いずれのケースでも、第2子か第3子の学歴は第1子と同じか高かった。少数の事例であり、大学進学率が漸増するなかでは後に生まれた者の学歴が高くなりやすいので、あくまで事例の域を出ないが、再婚が子どもの学歴にとって不利なことは窺える。

表6. ひとり親期間と教育年数

	ひとり親期間の (人)	ひとり親期間の 平均(年)	教育年数との 相関係数
第1子	129	9.5	-0.017
第2子	97	9.2	-0.053
第3子	35	10.9	-0.092

4.6 ひとり親期間

以上、親の婚姻状況と子どもの学歴が関連していることを検証してきた。残された問題はそれがなぜか、である。一般にはひとり親や再婚した親の世帯年収が、婚姻継続の親より低いため子どもの学歴が低くなる、という因果が想定される¹⁹。もし親の婚姻状況が年収に（完全に）媒介されて子どもの学歴に影響するのであれば、親の婚姻状況に年収を追加した回帰分析では、親の婚姻状況の直接効果が（消えるか）弱まるはずである。しかし、該当する多くの変数の係数は絶対値が小さくなってはいるが、有意でなくなったわけではない（表5に親の婚姻状況のみのモデルは示していない）。その理由としては、すでに述べたとおり、年収の測定が厳密でないことが考えられる。それは否定できないが、かりに年収が適切に測定されていても、年収だけが媒介するのではないために、親の婚姻状況の直接効果が残っていることは十分に考えられる。そうであるならば、残った直接効果を説明する年収以外の媒介変数とは何だろうか。

その候補と考えられるのがひとり親の長さである。さきの回帰分析の結果が示すのは、親の学歴や育った家庭の経済状況が同じであっても、子どもが20歳まで両親の婚姻が継続していることが、子どもの学歴にとっては有利だということである。それを裏返して言えば、ひとり親の下で育った期間が長いほど不利なのかもしれない。けれどもNFRJ08までのデータではこの点を確かめようがなかったが、本調査で離婚した年を尋ねたことによって可能となった。そこで、ひとり親か再婚した親の子どもについて、ひとり親の下で育った期間（以下、ひとり親期間という）を算出してみた。その期間は出生順位によって多少異なるものの、平均10年前後であった（表6）。そのうえで教育年数との相関係数を求めてみたが、有意な

¹⁹ もちろん年収が婚姻状況に影響することはあり得るが、ここでは逆の因果で考える。

相関は認められなかった。つまりひとり親期間は、新たな媒介変数とは考えにくいということである。

5. 結論と議論

本稿での分析結果をまとめれば、以下のとおりである。

(1) 親の婚姻状況では、初婚継続が約 8 割を占める。子どもの出生前や 20 歳以降に離死別を経験した者を含めると、子どもが出生してから 20 歳まで婚姻が継続していた親は約 9 割に上る。

(2) 初婚継続の親を持つ子どもと再婚後に生まれた子どもの学歴は平均的に高く、親が離別や再婚を経験している子どもの学歴は低い。

(3) その傾向は、親の学歴や若年層に限れば親の世帯所得を統制しても、また離死別経験者に関して実際に養育した親かどうかを考慮しても、変わらない。つまり出生から 20 歳になるまで親の婚姻が継続しているかどうかと、子どもの学歴には関連があると考えられる。

(4) 離死別によるひとり親の下で育った期間と、子どもの教育年数とは関連が認められない。

ただし、(3) は暫定的な結論と言わざるを得ない。その理由を、親の婚姻状況が子ども学歴を説明するという因果モデルの統制変数（親の婚姻状況より原則として時間的に前の変数）と媒介変数（後の変数）に分けて述べておく。まず統制変数のうち親学歴は問題ないと考えられるが、社会階層論で重視される親の職業が分析に投入されていない。これは離死別した配偶者の職業が測定されていないためである²⁰。他方、媒介変数として、世帯年収は明らかに情報として不十分である。その最大の理由は、くりかえしになるが、世帯年収が調査時点でしか測定されていないため、ほとんどの子どもにとって最終学歴到達後の情報であり、因果関係の時間的順序に反しているからである。さらに、子どもを養育するにあたってとくに離別した元配偶者からの支援の有無などの情報が欠けている。世帯年収に含まれているのかもしれないが、大学進学は大型の出費を伴うだけに、婚姻を継続している親を含めて、誰が子どもの進学の費用を負担しているかをもう少し特定できることが望ましい。

本稿の分析の範囲では、離別や再婚したいか、分析で統制できていないそうしたイベントを経験する人に共通する何らかの特性が、子どもの学歴の低さに関連していると考えられる。しかし、いま述べたような制約があるので、それが本当に家族構造に起因するのかの最終的な判断は慎重になされるべきであろう。離別した元配偶者という、人によっては思い出したくないことを調査で回答してくれた対象者の協力に報いるためにも、更なる調査の工夫と分析が望まれる。

²⁰ 2015 年 SSM 調査では本調査と同様に対象者の婚姻歴に関する情報を収集しており、離死別した元配偶者の職業についても測定している。

[備考]

NFRJ18 の調査概要の詳細については、第一次報告書を参照されたい。

(<https://nfrj.org/nfrj18publishing.htm>)

[文献]

- 荒牧草平・平沢和司, 2016, 「教育達成に対する家族構造の効果——「世代間伝達」と「世代内配分」に着目して」稲葉昭英・保田時男編『階層・ネットワーク』（第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第2次報告書第4巻）, 93-112.
- 平沢和司, 2018, 「世帯所得・親学歴と子どもの大学進学」中村高康・平沢和司・荒牧草平・中澤渉編『教育と社会階層——ESSM 全国調査からみた学歴・学校・格差』東京大学出版会, 107-128.
- 稲葉昭英, 2011a, 「親との死別/離婚・再婚と子どもの教育達成」稲葉昭英・保田時男編『階層・ネットワーク』（第3回家族についての全国調査（NFRJ08）第2次報告書第4巻）, 131-157.
- 稲葉昭英, 2011b, 「ひとり親家庭出身者の教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 I 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.
- 厚生労働省, 2017, 「平成 28 年度全国ひとり親世帯等調査結果の概要」
(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11920000-Kodomokateikyoku/0000188182.pdf>, 2021 年 3 月 30 日閲覧).
- 厚生労働省, 2020, 「令和 2 年国民生活基礎調査の概況」
(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa19/dl/14.pdf>, 2021 年 3 月 30 日閲覧).
- Raymo, J. M., S. Fukuda and M. Iwasawa, 2013, “Educational Differences in Divorce in Japan,” *Demographic Research*, 28:177-206.
- 斉藤知洋, 2018, 「母子世帯の子どもと職業達成」荒牧草平編『2015 年 SSM 調査報告書 2 人口・家族』141-157 (http://www.l.u-tokyo.ac.jp/2015SSM-PJ/02_08.pdf, 2021 年 3 月 30 日閲覧).
- 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.

Effects of Divorce and Remarriage on Educational Attainment of children in Japan

HIRASAWA Kazushi
(Hokkaido University)

It is well known that children's educational attainment depends upon parent's education, occupation, and household income in developed countries. By recent increasing rate of divorce in Japan, sociologists have been attracted to family structure as alternative factor of educational attainment. Does parent's divorce or remarriage affect children's education in Japan as well as in the United States? In this paper this hypothesis is examined. NFRJ18 data shows that educational attainment of children who experienced parent's divorce or remarriage until twenty years old is lower than those who grow up with two-parent families controlling parent's education and household income. But the length of single parent is not correlated to years of education. This outcome suggests that it is important for children to grow up under stabilized family structure.

Key words and phrases: divorce, remarriage, family structure, educational attainment