

教育達成にきょうだい構成が与える影響の趨勢分析*¹

菅米地なつ帆
(東京大学)

【論文要旨】

本稿の目的は、2015年SSM調査データに含まれるきょうだいデータを用いて、教育達成にきょうだい数や出生順位が与える影響とその趨勢を検証することである。教育達成を従属変数としたマルチレベル分析による結果、以下のことが明らかになった。まず、きょうだい数は教育達成に対して負の影響を与えており、2人きょうだいに比べて一人っ子の方が教育達成が高く、4人以上のきょうだいになると低くなる。そしてそのような傾向には1960年代～70年以前とそれ以降ではほとんど違いがみられなかった。2人きょうだいと3人きょうだいの間には差がみられなかったことから、きょうだい数と教育達成の関連は単純な線形関係ではなく、「一人っ子かどうか」と「4人以上かどうか」というところに境界があると考えられる。次に、出生順位は教育達成に対して負の影響を与えているが、その影響は縮小していることが示された。以上の結果から、少子化の進展した1960年代以降に生まれた世代においても、きょうだい構成にかんする要因が教育達成に影響を与えうることを指摘できる。さらに1971年以降に生まれた世代については、きょうだいの中の誰かが高い学歴を獲得する、あるいは獲得させるというよりは、きょうだい内では教育達成の程度が類似したり、同程度になるように資源が分配されている可能性が示唆される。

キーワード：教育達成、きょうだい数、出生順位

1. 問題の所在

戦後の日本社会では高等教育機関への進学率が上昇して高学歴化が進んだが、教育機会や教育達成における出身階層間の格差は依然として存在し、それに対する多くの研究が蓄積されてきた(近藤・古田2009; 荒牧2000など)。それらに加えて、きょうだい数や出生順位といった生得的な属性の影響に着目し、教育達成にそれらが与える影響の検証もまた、数々おこなわれてきた。きょうだい数などのきょうだい構成要因に焦点化した既存研究の知見を概観すると、きょうだい数が多いと教育達成が低くなること、出生順位の影響は世代によって異なっているということが明らかにされている(荒牧・平沢2016; 藤原2012; 保田2009)。

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

このようなきょうだい構成と教育達成の関連は、出身階層を統制してもみられるものであることから、親の学歴や職業ではとらえきれないような、家族背景要因が子どもの教育達成にとって重要であるといえる。

きょうだい数が教育達成に負の影響をもたらすことについては、家族が保有し子どもに投資する資源が有限であり、子どもの数が多くなればなるほど一人当たりの獲得資源が少なくなるためであると考察されてきた。資源希釈モデルおよび資源希釈論と称されるこのメカニズムの存在は、日本以外の多くの国で、そして世代を超えて指摘されているものである (Yu & Su 2006; Blake1985)。

一方、出生順位の影響が世代によって異なる点について具体的に述べると、戦前から 1955 年以前に生まれた世代では出生順位が遅い方が教育達成に有利であったが、それ以降の世代では順位が早い方が有利であるという研究が多い。このような変化がみられている理由として、かつての日本では長男が家業を継承する代わりに、次三男には学歴をつけさせるという傾向があったこと、そのような傾向が戦後なくなり、先行的に家族の資源を享受できる長子が有利になるようになったことが指摘されている。また、特に 1940 年代～1950 年代前半生まれの世代については、高等教育機関への進学タイミングが進学率の急激に上昇した時期であったために、高学歴化の波を受けて出生順位が遅い子どもの方が教育達成が高くなったのではないとも考えられている (荒牧・平沢 2016)。このように、家族の在り方の変化や産業構造の変化、高学歴化などの影響を受け、出生順位のもつ意味が変化してきたのだと考えられる。なお、「長男には家を、次三男には学歴を」というように親がそれぞれの子どもに応じて選択的に学歴を得させようとすることについては、選択的投資モデルと呼ばれる枠組みで説明することが可能である (Becker 1981)²。また、出生順位だけでなく性別についても、このメカニズムにもとづく解釈がなされることがよくある。具体的には、女子よりも男子に資源を投資した方がそのリターンが大きくなると予想されるために男子への資源投資が多くなり、結果として学歴における性差が生じるとされている (Parish and Willis 1993; Brinton 1993)。

ここまで述べてきたようなきょうだい構成と教育達成の関連についての研究の多くは、当然のことながら「きょうだいのいる子ども」を対象としてきた。何人きょうだいなのか、きょうだい内で 1 番目に生まれたか最後に生まれたか、きょうだい内で長男にあたるかどうかなど、きょうだいのいる個人の教育達成およびそれを規定するメカニズムがいかなるものが問われてきたのである。ところが戦後の日本社会においては、少子化が進展した。戦後間もないころには合計特殊出生率は 3.5 を超えており、4 人以上のきょうだいがいることが珍

² 資源希釈モデルと選択的投資モデルによって説明されるメカニズムは背反するものではなく、実際には双方のメカニズムが機能して親から子どもへの資源投資がおこなわれていると考えられる。

しかなかった。しかしその後は合計特殊出生率が低下し、子どものいる家族であっても平均して2人きょうだいという社会が到来した（図1）。加えて2000年以降に生まれたより若い世代では、一人っ子の比率がますます増加している。このような子どもの数の減少やきょうだい規模の全体的な縮小（＝4人以上のきょうだいがいる家族が減り、一人っ子や2人きょうだいの比率が増大する）がみられているため、きょうだいのいる個人だけを分析の対象とするのではなく、一人っ子も含めてより包括的に検証・議論を蓄積していく必要が生じている。

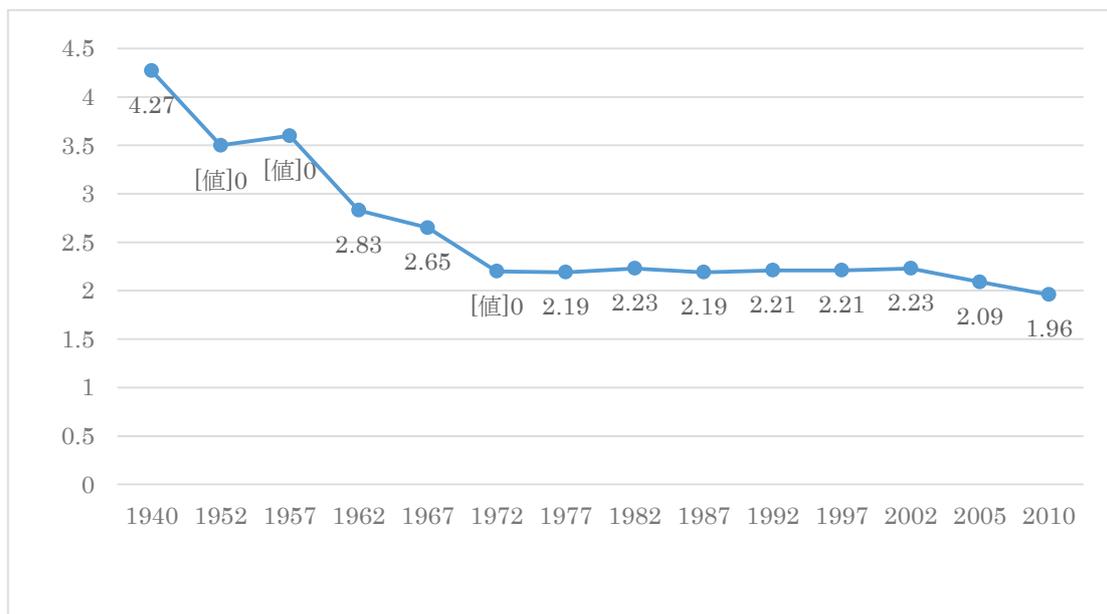


図1 夫婦の完結出生児数（結婚持続期間15年～19年）

出典：第14回出生動向基本調査（2010）

そこで本稿では、既存研究で明らかにされてきたきょうだい構成と教育達成の関連が最新のデータによってもみとめられるかどうかを検証するとともに、一人っ子を分析に加えられる場面では一人っ子も含めた検証をおこなう。そして、きょうだい構成と教育達成の関連メカニズムならびにその時代的变化について改めて考察することを目的とする。

2. 先行研究と検討課題

2.1 研究動向

地位達成のプロセスに対してきょうだいが及ぼす影響をとりあげた研究で有名なのは、Blau & Duncan（1967）によるものであろう。そこでは、出生順位やきょうだい数が本人の学歴に影響を与える要因であると考えられ、分析がおこなわれた。日本国内では、安田（1971）

が社会移動に対して家族的背景の要因が重要であるという視点のもとで、出生順位と教育達成の関連や、出生順位による世代間移動の分布の違いなどに言及したのが始まりであったようである。

きょうだい構成に焦点を当てた研究は必ずしも多いとは言えないものの、国内外でその蓄積が進められてきた。なかでもきょうだい数の影響に着目する研究は数多い。そして、きょうだい数が多いと教育達成が低くなるということが、ほとんどの研究の指摘するところである (Steelman et al. 2002 など)³。

きょうだい数の影響の趨勢については、きょうだい数の少ない戦後生まれの世代において、その影響が強いと見る知見もあれば (石田 1999; 近藤 1996)、1961-74 年生まれでは、きょうだい数の負の影響が弱まったとする知見も存在する (尾嶋・近藤 2000)。前者のおもな分析対象は 1960 年以前に生まれた世代であることから、きょうだい数の影響が強まったあと、その影響が安定的に負の状態を維持しているのではないかと考えることも可能である。

出生順位については、戦前生まれの世代については遅く生まれた方が教育達成が高かったが、戦後生まれの世代では早く生まれた方が教育達成が高いという効果の逆転がみられたことが指摘されている (平沢 2011; 保田 2009)。また、その転換点は 1955 年ごろであるということも示唆されている (荒牧・平沢 2016)。戦後に生まれた世代に限れば、その影響は負であるというのが一貫している点である。影響の趨勢については、藤原 (2012) が近年では出生順位の効果が弱まっていると指摘しており、尾嶋・近藤 (2000) は出生順位の効果がみられないとする結果を導出している。これらをふまえれば、戦後生まれの世代では出生順位の効果は負であったが、世代が若くなるほどにその影響は弱まっているあるいはもはや教育達成には影響を与えていないという状況がみられる可能性が考えられる。

2.2 家族「間」と家族「内」を区別する

当然のことながら、きょうだい数は家族ごとに異なっている。一人っ子の家族もあれば、5 人きょうだいの家族もある。すなわち、きょうだい数は家族ごとに異なる属性要因であると考えることができる。たとえば出身階層や親の年齢、祖父母との同居の有無などといった要因も、家族ごとに異なるものであるといえる。このような視点に立てば、出身階層やきょうだい数の影響は、「家族間効果」とみなすことができよう。

その一方で、出生順位は子ども一人ひとりに個別に付与される属性であるため、同じ家族内の個人ごとに異なるものである。また、それぞれの子どもの年齢や性別、習い事の有無やその金額なども、個人ごとに異なってくる。これらの影響については「家族間効果」と対比して「家族内効果」と呼ぶことができる。

³ 若年男性についてはきょうだい数の効果がみられない、とする知見も存在する (平沢・片瀬 2008)。

前節で述べたとおり、家族的背景が教育達成に影響を与えていることを念頭に置くならば、家族「間」と家族「内」を区別することで、より精緻な議論が可能になる。きょうだい構成が教育達成に与える影響を検証している 2000 年代以降の論文では、多くがこの点を区別した分析・議論をおこなっているのが現状である（荒牧・平沢 2016; 藤原 2012; 苫米地 2012; 平沢 2011）。しかしながらこれまでの SSM 調査データでは、ごく一部⁴を除いて「同じ家族の子ども一人ひとり」の情報は収集されてこなかった。今回の 2015 年 SSM 調査においては、回答者の子どもについて、上から 4 番目の子どもまでの情報が得られる調査票が用いられている。したがって 2015 年 SSM 調査データを用いれば、きょうだい構成と教育達成の関連についてより適した方法でアプローチすることが可能になっている。

2.3 検討課題

前項で示した先行研究の到達点をふまえ、本稿では以下の課題に取り組むこととする。1 点目は、教育達成に対してきょうだい数が与える影響を確認することである。既存の研究の多くはきょうだがいる場合のみを分析の対象としているため、一人っ子ときょうだがいる場合の差異については明らかにしていない。そこで、まずはきょうだい数の効果をはじめとする家族間効果に焦点を当て、出身階層を統制したうえでもきょうだい数の効果がみられるのかを検証する。一人っ子であると家族内で資源分配をおこなう必要がないことから、きょうだがいる場合に比べて一人っ子の方が教育達成が高くなりやすいと考えられる。加えて、先行研究と同様に、きょうだい数が増えるごとに教育達成が低くなるかどうかを確認する。きょうだい数の負の影響については、どの世代、どのデータであってもほとんど一貫して確認されていることから、本稿の分析においてもこれまでと同じように、きょうだいの数が増えるごとに教育達成が低くなると推測できる。

次に、きょうだい数の影響の趨勢について検証する。戦後生まれの世代については、きょうだい数の影響が強まったとする知見と、弱まったとする知見がある。用いるデータと変数については次節で触れるが、本稿では 1970 年以前と 1971 年以後の 2 つの出生コーホートにおける趨勢を分析する。この世代については前述の知見のうち、きょうだい数の影響が弱まったとされる世代とそれより後の世代に相当する。よって、きょうだい数の影響がさらに遞減していくか、あるいは大きな変化がみられず、安定的に影響を及ぼすのではないかと考えられる。

きょうだい数の影響とその趨勢について確認したのち、きょうだいのいる場合に限定して出生順位の影響とその趨勢についても検証する。出生順位については先行研究の知見と同様に、出生順位が遅い方が教育達成に不利であるという仮説のもとで、分析をおこなう。出生

⁴ 1965 年 SSM 調査家族・きょうだいデータ

順位の影響の趨勢については、その影響が弱まってきているとする知見と影響がみられないとする知見が得られている。先行研究の分析対象となった世代よりもさらに若い世代を含む本稿の検討では、出生順位の影響がみられないという結果が得られる可能性が高いのではないかと予測される。

3. データと分析方法

3.1 データと変数

分析には2015年SSM調査データ（バージョン070）を用いる。2015年SSM調査データでは回答者の子どもについて、性別、出生年、実子か養子・継子か、同居しているかどうか、そして最後に通った学校の情報が得られる。これらが一人ひとりの子どもについて（上から4番目の子どもまで）尋ねられており、きょうだいデータとして分析に使用することが可能になっている。

本稿では教育達成にきょうだい構成がいかなる影響を与えているかを検証するため、分析対象となるのは末子年齢が24歳以上の子どもがいる回答者である。最終学歴がほぼ確定しているとみなすことができるからである。

表1 記述統計量

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
父親教育年数	1,949	12.69	2.57	9	18
母親教育年数	1,949	12.19	1.96	9	18
世帯年収300万円未満	1,949	0.22	0.41	0	1
世帯年収300-550万円未満	1,949	0.42	0.49	0	1
世帯年収550-950万円未満	1,949	0.22	0.42	0	1
世帯年収950-1250万円未満	1,949	0.07	0.26	0	1
世帯年収1250万円以上	1,949	0.06	0.24	0	1
きょうだい数	1,949	2.23	0.73	1	7
出生順位	4,333	1.72	0.76	1	4
男性ダミー	4,333	0.52	0.50	0	1
1971年以降生まれ	4,333	0.84	0.37	0	1
本人教育年数	4,333	14.25	1.93	9	18

従属変数には最終学歴のカテゴリを教育年数に変換したものをを用いる。独立変数は、家族間効果をとらえるものとして出身階層にかんする変数ときょうだい数、家族内効果をとらえるものとして個人の属性にかんする変数を用いた。出身階層については、父親の学歴と母親

の学歴を教育年数に換算したものと、世帯年収カテゴリを用いた。個人の属性にかんする変数としては、子どもの出生順位、男性ダミー、出生コーホート（1970年以前（=1960年代～1970年まで）／1971年以降）を用いた。記述統計量は、表1に示すとおりである。

また、分析対象者におけるきょうだい数の分布を図2に示した。1971年以降に生まれた世代については、一人っ子と2人きょうだいの比率が増加し、3人きょうだいの比率が減少していることが確認できる⁵。

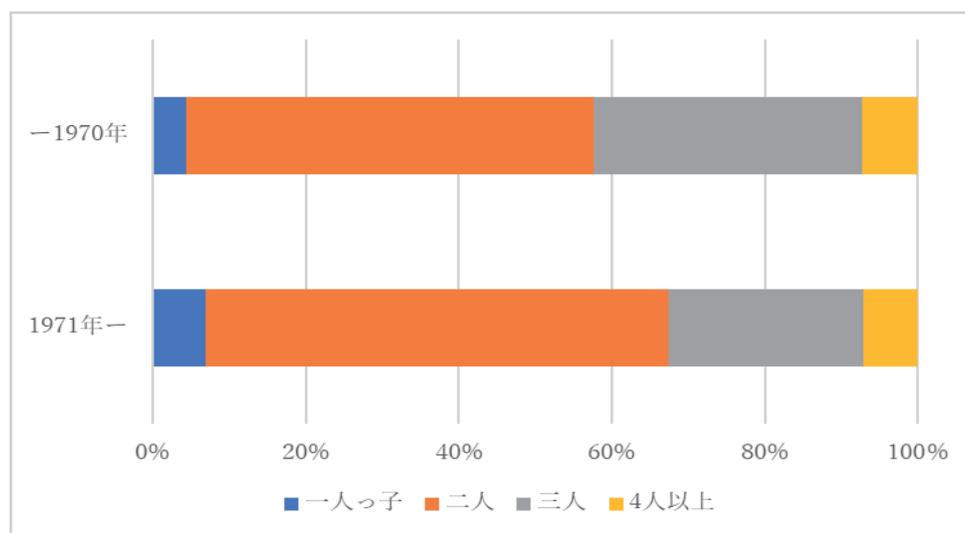


図2 分析対象者におけるきょうだい数の分布

続いて、きょうだい数別にみた教育達成、出生順位別にみた教育達成の分布を図3と図4に示した。図3からは、きょうだい数が多くなるほどに高等学校までの学歴である比率が高く、四年制大学以上の学歴を得ている比率が低いことがわかる。

⁵ 1970年以前生まれにおける4人以上きょうだいの内訳は、4人が75.8%、5人が19.6%、6人が3.0%、7人が1.5%であった。一方、1971年以降生まれにおける内訳は、4人が84.3%、5人が11.8%、6人が3.9%となっていた。

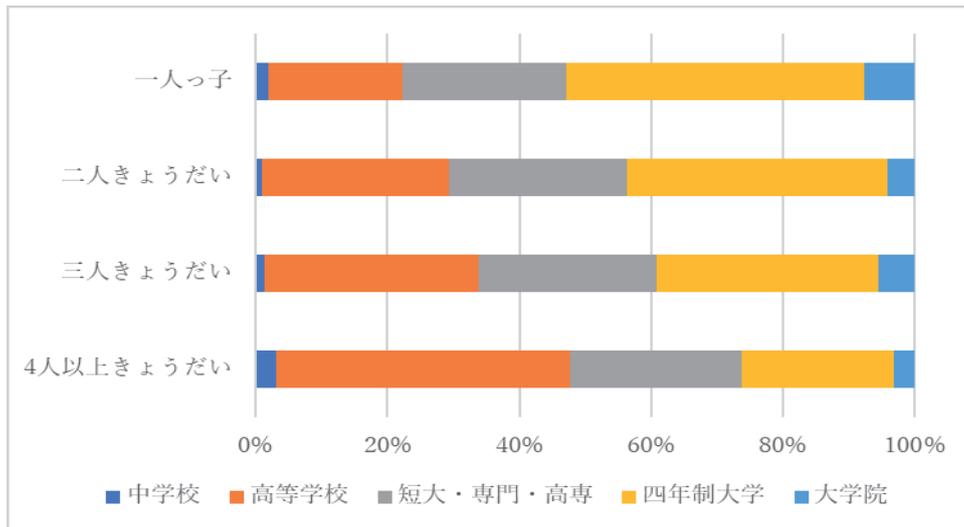


図3 きょうだい数別にみた教育達成の分布

図4からは、一人っ子であると四年制大学以上の学歴を得ている比率が高いこと、きょうだい内の1番目と2番目を比較した場合にはそこまで比率の違いが大きくないこと、3番目以降の生まれになると、四年制大学以上の教育達成となる比率が低くなっていることがわかる。

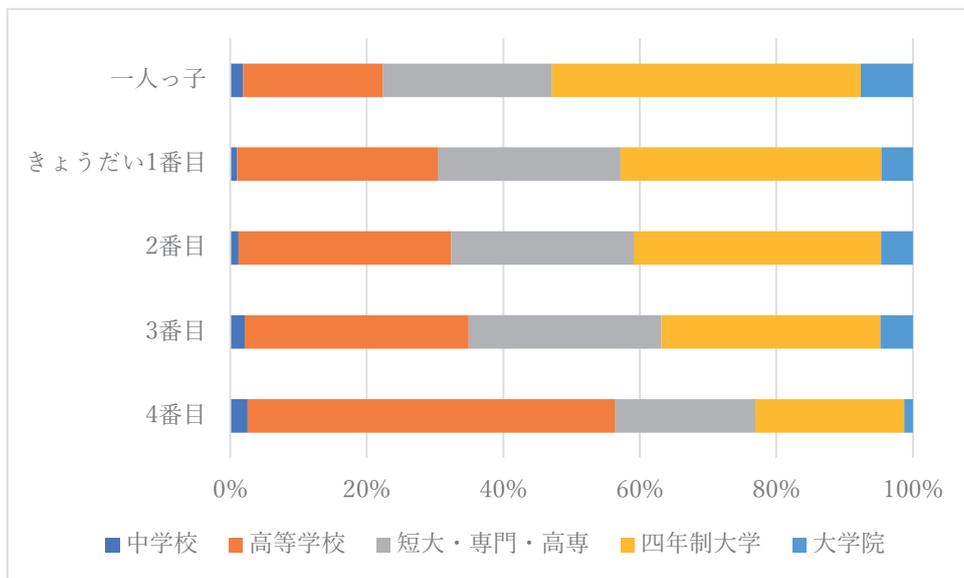


図4 出生順位別にみた教育達成の分布

3.2 分析方法

分析には、マルチレベル分析を用いた。マルチレベル分析は、データの構造が階層的である場合に適した分析手法として開発されたものである (Kreft and Leeuw 1998; Raudenbush and Bryk 2002)。たとえば学校—クラス—生徒のような構造や、親—子ども (きょうだい) の構造になっているようなデータは、マルチレベル分析による推定をおこなうのが望ましい。本

稿の分析では、第1水準が同じ家族内で異なる子ども一人ひとりの属性変数、第2水準が出身階層やきょうだい数など、家族間で異なる変数となる。

4. 分析の結果

4.1 きょうだい数の影響についての検証

はじめに、きょうだい数についての分析結果を確認しよう。表2は、マルチレベルモデルによる分析の結果を示している。

まず、切片のみを推定するヌル・モデル（モデル1）の結果を確認すると、ICCが0.448と高い値を示している。マルチレベルモデルを用いて分析するのが適していることを支持する結果といえ⁶、家族間効果を統制したうえで家族内効果の影響を検証するのが望ましいと判断できる。

続くモデル2では、両親の学歴や世帯年収、きょうだい数、男性ダミー、1971年以降生まれダミーを投入した。その結果として、まずは父親や母親の学歴が高いほど教育達成が高くなること、世帯年収が低い世帯に比べて高い世帯の方が教育達成が高くなることが確認された。すなわち、出身階層や家庭の経済状況が子どもの教育達成に影響を与えているということである。きょうだい数の効果については、2人きょうだいに比べて一人っ子の方が教育達成が高いこと、4人以上のきょうだがいる場合には教育達成が低いことが示されている。なお、このモデルのように2人きょうだいを基準とした場合には、3人きょうだいの係数がマイナスの値を示しているものの、統計的に有意に教育達成が低いという結果は得られなかった。また、男性ダミーは統計的に有意に正の効果をもち、男性の方が教育達成が高いといえる。最後に出生コーホートについては、1970年以前と1971年以降の間には違いがみられないという結果が得られた。

モデル3では、きょうだい数の効果が世代によって異なるかどうかについて交互作用項を投入して検証した。その結果、主効果および交互作用効果のほとんどにおいて統計的に有意な結果は得られなかった。加えてモデルの適合度検定をおこなった結果、統計的に有意なモデルの改善はみとめられなかったため⁷、1970年以前生まれと1971年以降生まれの間では、きょうだい数の影響に変化がみられなかったと判断されよう。

⁶ なお、通常の重回帰分析のモデルとの適合度検定の結果が統計的に有意であり、マルチレベルモデルによる推定の方が適していることも確認済みである。

⁷ 尤度比 χ^2 （自由度3）=2.86で、統計的に有意なモデルの改善はみとめられなかった。

表2 きょうだい数についてのマルチレベルモデルによる分析結果

	モデル1		モデル2			モデル3			
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		Coef.	S.E.		
父親教育達成			0.201	0.015	***	0.200	0.015	***	
母親教育達成			0.171	0.020	***	0.173	0.020	***	
世帯年収(Ref: 300万円未満)									
世帯年収300-550万円未満			0.331	0.085	***	0.326	0.085	***	
世帯年収550-950万円未満			0.249	0.099	*	0.248	0.099	*	
世帯年収950-1250万円未満			0.389	0.136	**	0.391	0.136	**	
世帯年収1250万円以上			0.629	0.148	***	0.629	0.148	***	
きょうだい数(Ref:2人)									
一人っ子			0.258	0.126	*	-0.043	0.264		
3人きょうだい			-0.104	0.071		-0.315	0.173	†	
4人以上きょうだい			-0.608	0.142	***	-0.704	0.288	*	
男性ダミー			0.448	0.049	***	0.448	0.049	***	
1971年以降生まれ			-0.050	0.083		-0.160	0.109		
×一人っ子						0.384	0.300		
×3人きょうだい						0.247	0.184		
×4人以上きょうだい						0.117	0.299		
定数項	14.284	0.037	***	9.230	0.215	***	9.317	0.222	***
ICC		0.448		0.331			0.330		
-2LL		17376.290		16682.598			16679.739		

Level1 N=4333 Level2 N=1969

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, † p<.1

4.2 出生順位の影響についての検証

続いて分析対象をきょうだいのいる個人のみにしぼったうえで、出生順位の影響についての分析をおこなった。その結果が表3である。

きょうだい数に焦点化した先ほどの分析と同様に、モデル5において出生順位の効果を投入し、モデル6において出生順位と出生コーホートの交互作用効果を投入している。モデル5の結果をみても、2人きょうだいと3人きょうだいの間には統計的に有意な違いがみられないことが示されている。また、出生順位については、統計的に有意な負の効果がみられることが明らかとなっている。すなわち、生まれが遅い子どもの方が、教育達成が低いということである。

表3 出生順位についてのマルチレベルモデルによる分析結果

	モデル4		モデル5			モデル6			
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		Coef.	S.E.		
父親教育達成			0.200	0.016	***	0.200	0.016	***	
母親教育達成			0.172	0.021	***	0.172	0.021	***	
世帯年収(Ref: 300万円未満)									
世帯年収300-550万円未満			0.350	0.088	***	0.347	0.088	***	
世帯年収550-950万円未満			0.283	0.102	**	0.282	0.102	**	
世帯年収950-1250万円未満			0.405	0.140	**	0.406	0.140	**	
世帯年収1250万円以上			0.649	0.153	***	0.651	0.153	***	
きょうだい数(Ref:2人)									
3人きょうだい			-0.070	0.073		-0.066	0.073		
4人以上きょうだい			-0.540	0.145	***	-0.533	0.145	***	
男性ダミー			0.465	0.050	***	0.464	0.050	***	
出生順位			-0.065	0.032	*	-0.260	0.089	**	
1971年以降生まれ			-0.076	0.086		-0.456	0.183	*	
×出生順位						0.220	0.094	*	
定数項	14.249	0.038	***	9.230	0.215	***	9.669	0.268	***
ICC		0.446		0.330			0.331		
-2LL		16487.451		15840.469			15834.967		

Level1 N=4123 Level2 N=1759

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, † p<.1

モデル6の交互作用項の結果に注目してみると、出生順位ならびに1971年以降生まれダミーの主効果が統計的に有意に負の効果を示している一方で、交互作用項の効果は統計的に有意に正の効果となっていることがわかる。つまり、1971年以降に生まれた子どもについては出生順位の負の影響が小さくなっているということを意味している。

5. 結論と今後の課題

本稿では、きょうだい数および出生順位が教育達成に与える影響とその趨勢について、2015年SSM調査データのきょうだいデータをもとに検証した。分析の結果明らかになったことは、以下に要約するとおりである。

まず、きょうだい数と教育達成の間には関連がみられ、2人きょうだいに比べて一人っ子の方が、教育達成は高くなる。ただし、2人きょうだいと3人きょうだいの間には大きな違いはなく、4人以上になると、教育達成が低くなる(図5)。加えてこれらの関係については、今回分析した世代については、時代的な変化がほとんどないと考えられる。

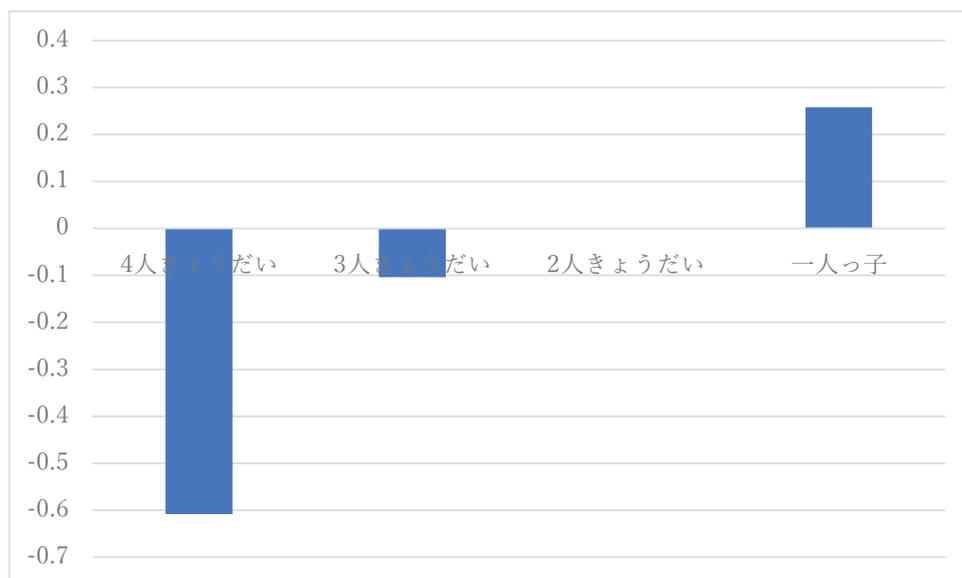


図5 きょうだい数の影響（2人きょうだいを基準とした場合の非標準化回帰係数）

また、出生順位と教育達成の間には関連がみられ、遅く生まれた子どもの方が教育達成に不利であることが明らかになった。ただし、70年以前生まれと71年以降生まれを比べると、71年以降に生まれた子どもたちについては、出生順位による負の影響が小さくなっていた（図6）。

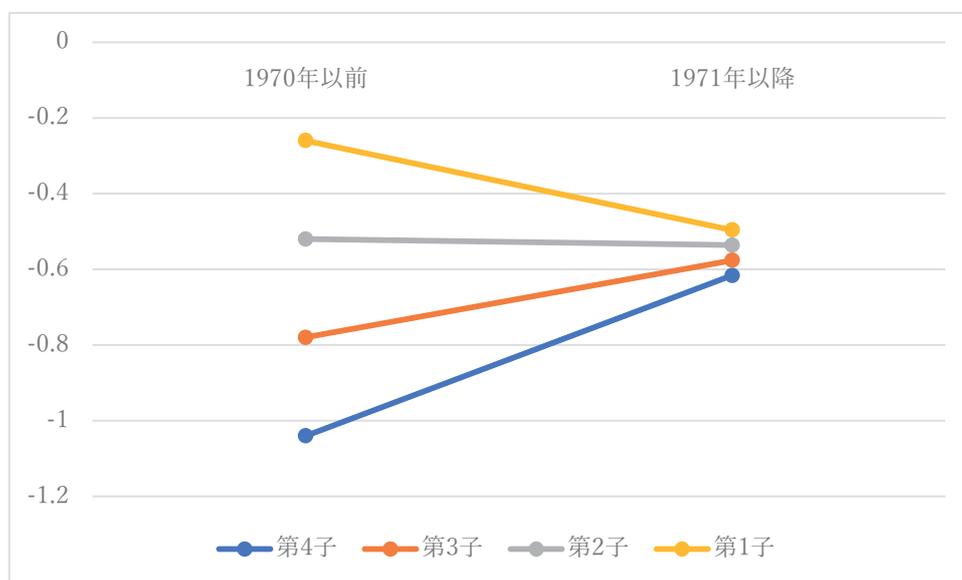


図6 出生順位の影響の変化（非標準化回帰係数）

以上の結果から、きょうだい構成にかんする要因は、少子化が進行した1960年代以降に生まれた世代においても教育達成に影響を与えうるということが指摘できる。とりわけ近年その比率が増加している一人っ子については、教育達成においては有利な状況にあるといえよう。その一方で、2人きょうだいと3人きょうだいの間には統計的に有意な違いがみとめら

れないことにも注目すべきである。きょうだい数と教育達成の関連については、単純な線形関係にはないことが本稿の分析から示唆される。子どもを何人もつかということは、ある程度親の選択によって決められるものである。高等教育機関への進学については私費負担の比率が高く、多くの経済的資源が必要となることは広く知られている。それゆえに子どもの数を選択（とくに制限）している家族が、時代とともにますます多くなってきているのではないだろうか。とりわけ子どもをもつ際の選択肢として、「一人っ子」と「きょうだいあり」の間にひとつ、「3人まで」と「4人以上」の間にひとつの大きな境界線があるのではないかと考えられる。

もうひとつ重要なポイントは、出生順位の影響が縮小傾向にある点である。本稿の分析では、1960年代から1990年代前半までの個人が対象となっている。荒牧・平沢（2016）は大学・短大進学率の推移ときょうだい数の変化について、1956-1970年生まれについては進学率の上昇が一時的に停滞しきょうだい数の減少も鈍化・安定し、1971-1980年生まれについてはきょうだい数の平均にはほぼ変化がない状態で、再び高学歴化が生じたとまとめている。この指摘をふまえて改めて本稿の分析結果を確認すると、日本社会で再び高学歴化が起こったタイミングで、出生順位の効果が縮小しているということになる。出生順位による差異が小さくなるということは、家族内では子どもの学歴が類似するということを意味する。すなわち、きょうだいの中の誰かに高い学歴を獲得させるというよりは、きょうだい全員が高い学歴を獲得するようになってきていると推測される。きょうだい数を制限し、さらに教育達成の程度が平等になるように、という家族の戦略が存在しているのかもしれない。今後もきょうだい内の差異が小さくなるならば、かえって家族間効果として表現されるような出身階層やきょうだい数といった家族の間の違いが顕在化し、これまでよりもその影響力が強くなりあられてくる可能性もあるだろう。

最後に、残された課題をまとめておきたい。本稿の分析では、1960年代～1990年代前半生まれまでが対象となっており、それ以降の世代については検証ができていない。若い世代ほど一人っ子の比率が高くなっていることから、より若い世代についてのデータを収集したうえでさらなる検証が待たれる。また、細かいが重要な点として、出身階層の情報をより柔軟にモデルに組み込むことが挙げられる。SSM調査は、回答者の職業経歴の詳細な情報が得られる点が強みである。今回の分析では、回答者を親、子どもをきょうだいとして分析に用いているため、たとえば第1子が誕生した時点の親の職業の情報を用いることや、それぞれの子どもの15歳時点の親の職業の情報を用いることなども可能である。そのように家族全体のライフヒストリーを意識したモデリングにも、今後挑戦していきたいと考える。

[文献]

荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか: 教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博

- 之編『日本の階層システム3：戦後日本の教育社会』東京大学出版会，15-35.
- 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・田渕六郎・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，93-112.
- Becker, G. S., 1981, *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Blake, J., 1985, "Number of Siblings and Educational Mobility," *American Sociological Review*, 50(1), 84-94.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, The Free Press.
- Brinton, M. C., 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, University of California Press.
- 藤原翔，2012，「きょうだい構成と地位達成：キョウダイデータに対するマルチレベル分析による検討」『ソシオロジ』57(1): 41-57.
- 平沢和司，2011，「きょうだい構成が教育達成に与える影響について：NFRJ08 本人データときょうだいデータを用いて」『第3回家族についての全国調査(NFRJ08) 第二次報告書』日本家族社会学会全国家族調査委員会，4: 21-42.
- 平沢和司・片瀬一男，2008，「きょうだい構成と教育達成」米澤彰純編『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』1-17.
- 石田浩，1999，「学歴取得と学歴効用の国際比較」『日本労働研究雑誌』472: 2-16.
- Ishida, H., 1993, *Social Mobility in Contemporary Japan: Educational Credentials, Class and the Labor Market in a Cross-National Perspective*, Macmillan.
- 国立社会保障・人口問題研究所，2010，『第14回出生動向基本調査』.
- 近藤博之，1996，「地位達成と家族：キョウダイの教育達成を中心に」『家族社会学研究』8: 19-31.
- 近藤博之・古田和久，2009，「教育達成の社会経済的格差：趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』59(4): 682-698.
- 尾嶋史章・近藤博之，2000，「教育達成のジェンダー構造」盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会，27-46.
- Parish, W. L. and Willis, R. J., 1993, "Daughters, Education, and Family Budgets: Taiwan Experiences." *Journal of Human Resources*, 28: 863-98.
- Steelman, L. C., B. Powell, R. Werum and S. Carter, 2002, "Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges," *Annual Review of Sociology*, 28: 243-269.
- 苦米地なつ帆，2015，「教育達成における性別間格差：家族環境ときょうだい構成が与える影響」『社会学研究』95: 101-123.
- 苦米地なつ帆，2012，「教育達成の規定要因としての家族・きょうだい構成——ジェンダー・出生順位・出生間隔の影響を中心に」『社会学年報』41: 103-114.
- 保田時男，2009，「きょうだい内での学歴達成」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族：NFRJから見たその姿』有斐閣ブックス.
- Yu, W. -H. and Su, K. -H., 2006, "Gender, Sibship Structure, and Educational Inequality in Taiwan: Son Preference Revisited," *Journal of Marriage and Family*, 68: 1057-68.

Trends in the Effect of Sibling Configuration on Educational Attainment *

Natsuho Tomabechi (University of Tokyo)

Abstract

The objective of this article is to examine trends in the effect of sibling configuration on educational attainment using data from the 2015 SSM survey, especially sibling data. A multilevel analysis of the data demonstrated the following findings. First, the number of siblings affects individuals' educational attainment. Only children tend to demonstrate a higher educational attainment than individuals with two siblings. Individuals with 4 or more siblings are likely to demonstrate a lower level of attainment than those with two siblings. This tendency has demonstrated almost no change from the 1960s to the early 1990s. Since no demonstrable difference in attainment is seen between individuals with two siblings and those with three siblings, the effect of the number of siblings on educational attainment may be nonlinear. Second, it is found that birth order has a negative effect on achievement. However, this effect has weakened over time. According to the above results, the number of siblings or birth order may affect an individual's educational attainment. In particular, children born in the 1970s or later may demonstrate the same levels of educational attainment as their siblings.

Key words: Educational Attainment, Number of Sibling, Birth Order

* The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001.