

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—

平沢 和司

(北海道大学大学院文学研究科)

【要旨】

出身階層を統制しても、きょうだい構成が教育達成に影響することはよく知られている。その影響は、家族間効果（きょうだい数）と家族内効果（出生順位・きょうだいの性別・性別の組み合わせなど）に分けられる。このうち家族間効果を知るには、調査対象者本人が無作為抽出されている本人データがあればよい。それに対して家族内効果を正確に推計するには、同じ親のもとで育ったきょうだいの教育達成を直接比較できるきょうだいデータが必須である。NFRJ08 はきょうだいデータとしても分析できるので、対象者本人のきょうだいの情報を利用して、共分散構造分析とマルチレベル分析をおこなった。その結果、①きょうだい数が教育達成にもたらす負の効果は、男女とも、若年コーホート（1971～80年）をふくめていずれのコーホートでも確認された。その効果は、中年後期コーホート（1941～55年）で強かった可能性がある。②出生順位が教育達成にもたらす効果については、高齢コーホート（1926～40年生まれ）と中年後期コーホートでは出生順位の遅いきょうだいの学歴が高く、中年前期コーホート（1956～70年生まれ）と若年コーホートでは早いほうが高かった。こうした正から負への効果の変化は1955年生まれころを境におきたと考えられる。きょうだいデータは、家族の観察されない個別性を統制するうえできわめて有効であり、今後のさらなる活用が期待される。

キーワード：教育達成、きょうだい数、出生順位、マルチレベル、共分散構造分析

1. 問題

1.1 きょうだい構成が教育達成に与える影響とその理論

戦後の日本において教育達成に違いをもたらす主要な要因は、時期によって程度の違いがあるとはいえ出身階層である（近藤・古田 2009）。出身階層の具体的な指標としては、父親の職業や両親の学歴あるいは家計の所得を用いることが多い。これらはいずれも本人の定位家族の状況を表す変数であるから、問題関心によっては家族に関する他の変数を加えることができる。そのなかで測定が容易で何らかの影響が予想される変数として、きょうだい構成がある。具体的には、きょうだい数・出生順位・出生間隔・きょうだいの性別・性別の組み合わせなどである。これらのうち、きょうだい数は家族間の差異を表すことか

ら教育達成に対する家族間効果といわれる。他方、出生順位など他の変数は、きょうだいのなかでの差異を表すことから、家族内効果として区別するのが通例である。

こうしたきょうだい構成が教育達成に与える影響について包括的に検討した Steelman et al. (2002) によれば、他の変数を統制しても、きょうだい数は負の効果（きょうだい数が多い家族の出身者ほど教育達成が低い）があり、それはデータや時期を問わず安定している。それに対して家族内効果についてはかならずしも一貫した結果が得られていないものの、出生順位は負の効果（遅いほうが低い）があるとする研究が多いようだ（たとえば Black, Devereux and Salvanes 2005）。

なぜそうなるのだろうか。おもな理論仮説は3つある。まず合流モデル (Confluence Model) は、おもに心理学の視点から、子どもの知的レベルは出身家族全員の知的レベルの平均によって決まると考える (Zajonc and Markus 1976; Zajonc and Sulloway 2007)。それゆえ定家家族のなかでの①子ども数が多いほど、②出生順位が遅いほど、そして③兄弟との出生間隔が狭いほど、子どもの知的レベルが下がるという。それが低い教育達成につながると解釈される。つまり家族に合流する子どもが多いほど、そして遅れて合流する者ほど不利ということだ。知的レベルをどう測定するか、それが教育達成とどう関連しているのか、という問題があるとはいえ興味深い理論仮説である。

他方、社会学で著名なのは資源希釈モデル (Resource Dilution Model) である。子ども数が多いと、両親が子どもひとりひとりに振り向ける資金・時間・注意が希釈されること、分割できない家庭内の資源をきょうだい同士で奪い合うこと、家族のなかで大人の占める比率が下がるため大人の語彙や会話に触れる機会が少ないことから、教育達成が低くなるという (Blake 1981)。また長子はライバルである弟妹が生まれるまで親の資源を独占できるので有利とされる。大人の占める比率に着目する下りを読めば、この理論仮説がさきの合流モデルを下敷きにしていることは明かであろう。ただ、家計所得のように、分割すればきょうだいひとりひとりの取り分が薄められる資源を、資源希釈仮説は強調する。

それに対して選択的投資モデル (Selective Investment Model) は、きょうだい数が多くてもひとりあたりの取り分が一様に減少するとは限らないと考える (Becker 1981)。親が予算制約のもとで子どもの特性に応じて、選択的に教育投資を行うことを想定するからである。ただし有望な投資先かどうかを、(とくに子どもが小さいうちは) 見極めるのが難しいため、子どもの性別や出生順位がその指標になりやすい。労働市場での優位性や生涯賃金に対する高等教育の収益率を考慮すれば、親は娘よりは息子に選択的に教育投資するのが合理的である (Brinton 1988)。また末子のなかには、親が現役世代を引退後に高等教育を受ける年齢に達するため、進学を断念せざるを得ない者がいるだろう。実際に観察される現象が、親の合理的な選択の結果であるかどうかは究極的にはわからないものの、高等教育に対する家計負担が重い我が国では、じゅうぶん検討に値する理論仮説である。

1.2 これまでの知見と本稿の課題

ただしこれらのモデルはかならずしも排他的でなく、理論仮説をよほど厳密に観察可能な含意（である作業仮説）に置き換えなにかぎり、いずれの理論仮説が立証されたのかを特定するのは難しい。そもそも合流モデルを検証できるような知的レベル（たとえば知能指数）に関するデータは、我が国ではほとんどない。したがってどの理論仮説が成立するかを識別するよりは、データから傾向とその変化を読みとることに重点をおくほうが現実的であろう。

そこで我が国の近年の知見を約言すれば、以下の通りである¹。まずきょうだい数の効果に関しては、近藤（1996）が1985年SSM（社会階層と社会移動に関する全国調査）データ（以下、SSM85のように表記する）から、きょうだいの数は父職や父学歴ほどではないが子どもの教育達成に対して、とくに男子で強い負の影響をもっており、それは1916～35年生まれに比べてより若いコーホートで顕著であると述べている。石田（1999）もまたSSM75データに比べて95年データの20～64歳で、きょうだいの数の負の効果が増大したことを指摘している。さらにNFRJ98データでも、父教育年数と父職を統制してもきょうだいの数は、男子の場合いずれのコーホートでも本人の教育年数に対して負の影響を与えていることが確認され、しかもその効果は、1921～1940年生まれに比べてきょうだいの数が少ないより若年の1941～1970年生まれでむしろ顕著なことが示唆された（平沢2004）。ただしより若いコーホートになるときょうだいの数の負の効果については、弱まったとする報告がなされている。尾嶋・近藤（2000：36）はSSM95データから、1961～74年生まれコーホートでは効果の低減を確認しており、SSM05データでは、1971～80年生まれの男性ではきょうだいの数の効果じたいが有意でなくなっている（平沢・片瀬2008）。他方でNFRJ03データでは、1971～75年生まれの男女で、負の効果が確認されている（平沢2007、平沢・片瀬2008：注3）。

出生順位の効果については、近藤（1996）がSSM85データからきょうだいの数を統制すれば順位の効果は小さいものの、概して負の効果（遅いほうが低い）があるとしている。NFRJ98データでは、1921～40年生まれの男性では正の、1956～70年生まれでは負の効果が確認されており（平沢2004）、SSM05データでは1941～55年生まれでは正の、1956～70年生まれでは負の効果が弱いながらも検出されている（平沢・片瀬2008）。保田（2009）は、多変量解析ではないものの、1955年生まれ以前は第2子が、それ以降では第1子が高いことをNFRJ03データから示した。若年のコーホートでは出生順位の早い者が有利とする結果が多いようだ。他方、尾嶋・近藤（2000）では、1946～60年生まれでは負の効果があるものの、1961～74年生まれでは有意でなくなっていた。

このようにデータ、コーホート区分および分析方法が異なるので約言するのは難しいが、かならずしも整合的な結果が得られているわけではない。そこで本稿では以下の3点を分析課題とする。すなわち、①きょうだいの数が教育達成に与える負の影響はどう変化してき

¹ 白佐（2003）にきょうだい関連研究の一覧がある。

表1.NFRJ・SSMデータの調査項目

データの種類	調査項目	NFRJ98	NFRJ03	NFRJ08	SSM95・05
本人データ	本人学歴(中退かどうか)	○(×)	○(○)	○(×)	○(○)
	生存きょうだい数(死亡きょうだい数)	○(○)	○(○)	○(○)	○(×)
	出生順位	○	○	○	○
	父学歴(母学歴)	○(×)	○(○)	○(○)	○(○)
	父職	○	×	×	○
きょうだいデータ	本人のきょうだい(上位3人)の学歴	×	○	○	×
	本人の子ども(上位3人)の学歴	○	○	○	×

注. ○は当該項目を尋ねていることを、×は尋ねていないことを示す。

たか。とくにより若年のコーホート（1971～80年生まれ）でも、負の効果はあるのか。②出生順位の効果は、正（遅いほど高い）から負へと変化したのか、あるいは消滅したのか。変化したとすればいつ頃が境か。③家族間効果（きょうだい数）と家族内効果（出生順位など）は、いずれが教育達成に強く影響するのか、である。

1.3 本人データときょうだいデータ

こうした点を検証するにはどのようなデータが必要だろうか。それは分析課題によって異なるといえる。家族間効果を知ることが主目的であれば、SSMデータやNFRJデータのように、分析対象者本人が無作為抽出されているデータで十分である。これを本稿では本人データ（respondent data）と呼ぶ。他方、家族内効果を知ることが主目的であれば、対象者本人のきょうだいか子どもの学歴がわかるデータが必要になってくる。こちらはきょうだいデータ（sibling data）と呼ばれる²。もちろん本人データでも、出身階層やきょうだい数を統制すれば、出生順位のような家族内効果をいちおう求めることができる。ただしその場合はどんなに分析を工夫しても、親の異なる子どもを比較していることにはかわりはない。したがってそれぞれの家族やきょうだいに固有の状況を完全に統制することはできないので、出生順位の純粋な効果を取り出すのは難しい。それに対してきょうだいデータでは、同じ親の元に生まれたきょうだいを直接比較するので、この難点が一举に解決する。しかも家族間効果を同時に検討できるのは言うまでもない。

このようにきょうだいデータは、家族の観察されない個別性すなわち固定効果を統制するうえできわめて有効である。そのことは Teachman and Crowder（2002）や Sieben and De Graaf（2003）などで強調されている。それにもかかわらず、我が国ではなぜか存在してこなかった。全国データとしては、1965年SSMデータで本人の男きょうだいの学歴（安田1971）を、2006年職業と人間調査で本人の子どもの学歴を尋ねているのが例外である。こうしたなかでNFRJは1998年の初回からきょうだいデータとして分析が可能な構造になっている。しかも本人の子ども上位3人の学歴と、生存しているきょうだい上位3人の学歴の双方を調べている³。これら2つのきょうだいデータは、やはり分析目的に応じて使い分けるのがよいだろう（表1参照）。というのも本人の子どもを用いる場合には、その親つ

² 海外の主要なきょうだいデータについては平沢（2002）を参照。

³ ただし初回のNFRJ98では、本人のきょうだいの学歴は尋ねていない。

まり本人に関する情報（たとえば職業や年収など）が比較的豊富であるもの、分析対象が子どもになるため、きょうだいデータとしての年齢層は狭くならざるを得ない。それに対して本人のきょうだいをを用いる場合には、出身階層にあたる情報が父親と母親の学歴しかないものの、年齢層はきわめて広がる。

本稿では、きょうだい数や出生順位の効果の変化に関心があるので、年齢層が広い本人のきょうだいを分析対象にする。ただし従来の研究結果は保田（2008, 2009）をのぞいてすべて本人データによっている。そこでそれらとの比較を容易にするために、以下 4.1～4.3 では本人データを、4.4 と 4.5 できょうだいデータを用いた結果を報告することにした。なお、ここでのきょうだいデータは、世帯や家族を単位としてではなく、きょうだいのうちのひとりを実無作為抽出しているにすぎないので、きょうだい数が多い家族が過剰にデータに含まれていることに留意しなければならない（近藤 1996：注 9）。

2. データと分析対象者

データは、NFRJ08ver.4 である。層化 2 段無作為抽出法によって抽出された 9400 人に対して訪問面接法で実査を行い、5203 人から有効な回答が得られた。有効回収率は 55.4% である。

本人データにおける分析対象者は、1941（昭和 16）年～1980（昭和 55）年生まれ（2008 年に 28～67 歳）の 4708 人（男性 2202 人、女性 2506 人）である。調査対象者のうちもっとも高齢の層（1936～40 年生まれ）は除いた。これは NFRJ98 や SSM05 での分析結果と比較しやすくするためである。ただし変数の分布を示した表 2 には、1936～40 年生まれも掲載しておいた。

きょうだいデータの分析対象者は、原則として第 2 子が 1926～85 年生まれ（23～82 歳）のきょうだい 4082 組、10,552 人（独子を含む）である。

3. 変数

教育年数：本人が「最後に行った学校」（問 3（1））を教育年数に置き換えた。中学は 9、高校は 12、専門学校（高卒後）、短大・高専は 14、大学は 16、大学院・大学（6 年制）は 18 とした。中退と卒業は区別できない。学歴は、教育年数のほかに、学校段階（大卒か高卒かなど）で質的変数として捉えることもできるが、本稿では教育年数を最終的な従属変数とした共分散構造分析を行うのに備えて、学校段階は用いない。

父教育年数：本人の教育年数と同様に問 14（イ）を数値化した。出生年から旧制の学校を卒業した者を推測できないわけではないが、卒業年がわからないのでここでは新制と同じ値を与えた。母親の学歴も尋ねているが、他の調査結果との比較を容易にするために、今回は分析に用いなかった。なお、出身階層を表す変数としては父親の職業を知りたいと

ころであるが、尋ねていない。

きょうだい数：問 15 では、調査時に健在な兄・姉・弟・妹の数、およびすでに死亡していた兄・姉・弟・妹の数を尋ねている。それらの和に 1 を加えて、きょうだい数を求めた。つまり本人を含む数値である。5 人以上のばあい一律に 5 を与えて分析している箇所には、その都度注記した。なお、NFRJ08ver.4 から、健在なきょうだい数のどれかひとつの続柄に 1 以上の数値が記入されていれば、他の無回答は 0 と見なす措置がとられた。死亡きょうだい数も同様である。この措置を施してもなお、健在な兄で 5203 人の 1.5%、姉で 1.3%、弟で 1.4%、妹で 1.4% に無回答を含む 88 ケースが残る⁴。同様に、死亡した兄で 25.0%、姉で 24.8%、弟で 26.2%、妹で 25.6% が無回答である。健在のきょうだいすべてが無回答は 1.3% (66 ケース) であり、そのうち 17 ケースは死亡したきょうだいのいずれかが有効なケース、のこり 49 ケースは健在および死亡したきょうだいすべてが無回答のケースである。後者の 49 ケースには高齢者が多いので、無回答を 0 とみなしてよいのかどうか迷うところではあるが、ここではそう判断した。要するに、無回答は一律に 0 と見なすわけであり、きょうだい数に関して欠損値があるケースはないことになる。

出生順位：直接尋ねていないので、健在な兄と姉、死亡した兄と姉の数の和に 1 を加えて求めた。マルチレベル分析では、家族（つまり本人のきょうだい）内平均からの偏差で中心化した値を用いた。

男性ダミー：男性は 1、女性は 0。マルチレベル分析では、家族（つまり本人のきょうだい）内平均からの偏差で中心化した値を用いた。

長男（長女）ダミー：兄（姉）がいない場合に 1、それ以外は 0。これらが 1 であっても、第 1 子とは限らない。

男（女）きょうだい数：兄と弟（姉と妹）の合計数。本人は含まれない。

きょうだい第 1 子～第 4 子学歴（教育年数）：本人学歴と、「1 番年上のきょうだい」から「3 番目のきょうだい」の学歴（問 15 (エ)）をもちいて、きょうだいで最大 4 人の学歴がわかる。これらの学歴を本人と同様に教育年数に置き換えて、きょうだい第 1 子教育年数～きょうだい第 4 子教育年数と呼称する。ただしきょうだい情報は健在なきょうだい上位 3 人しかないので、本人の出生順位が 5 以降のばあい（272 ケース、5.2%）は、きょうだい第 4 子学歴は不明である。なお、高齢の回答者のばあい、調査時に死亡していたきょうだいが多くなるので、以上でたとえば第 1 子とされた者が、死亡したきょうだいを含めると第 1 子ではない可能性がある。

コーホート：きょうだい数の分布や大学進学率の推移から 3 つのコーホートを設定した。2008 年に 53～67 歳（1941～55 年生まれ）を中年後期コーホート、38～52 歳（1956～70 年生まれ）を中年前期コーホート、28～37 歳（1971～80 年生まれ）を若年コーホートとした。18 歳で大学に進学したと仮定すれば、この区分は男女とも大学・短大進学率の急上昇

⁴ つまりすべての続柄が無回答か、またはいずれかの続柄に最初から 0 が記入されていてかつ他の続柄が無回答のケースである。

表2. 高等教育卒業者の比率・平均きょうだい数(本人を含む)

出生年	年齢 (2008年)	コーホート	n	高等教育(高専・短大・大学・大学院)卒業者の比率(%)								平均きょうだい数(人)			
				男性				女性				世帯調査	NFRJ08	NFRJ08	SSM05
				NFRJ08	国勢調査	NFRJ08	SSM05	国勢調査	NFRJ08	SSM05					
1936-40	68-72		495	17.2	22.3	15.9	8.1	5.8	4.5	4.09	3.99	5.16	5.04		
1941-45	63-67	中年後期	587	20.8	24.2	21.0	11.6	8.8	6.1	3.98	3.83	4.51	4.44		
1946-50	58-62	"	743	26.9	27.0	25.1	18.5	18.6	13.1	3.61	3.60	3.97	3.80		
1951-55	53-57	"	601	33.3	37.7	32.5	26.5	27.2	16.6	3.20	3.13	3.36	3.26		
1956-60	48-52	中年前期	568	42.4	44.2	36.4	38.5	36.3	29.1	2.81	2.62	2.74	2.83		
1961-65	43-47	"	589	43.0	43.4	39.5	41.2	32.7	29.2	2.45	2.47	2.54	2.46		
1966-70	38-42	"	528	42.4	39.0	38.2	43.8	39.7	31.2	2.40	2.43	2.48	2.45		
1971-75	33-37	若年	610	42.2	36.8	32.4	49.2	37.7	41.9	2.41	2.37	2.39	2.43		
1976-80	28-32	"	482		44.1	35.8		47.5	45.4	2.42	2.43	2.47	2.40		
中退者・きょうだいの範囲				含まない	含む	含まない	含まない	含む	含まない	健在のみ	健在のみ	健在/死亡	15歳時生存		

注. 1.NFRJ08のきょうだい数は「無回答」をすべて0とみなして集計。学歴は「その他」(0.7%)「無回答」(0.7%)を除いて集計。
 2.SSM調査は2005年実施。出典は平沢・片瀬(2008)。
 3.国勢調査は2000年実施。出典は総務省統計局(2002)第12表と同局ホームページ国勢調査第23表。第12表の「総数」(最左列)に占める「短大・高専」「大学・大学院」の比率を、本表の出生年にあわせて表示。「中途退学した人はその前の卒業学校」を答えることになっている。1976-80年生まれには在学者が多いので掲載していない。なお、2005年調査では学歴は調査されていない。
 4.世帯動態調査は2004年実施、年齢区切りが上記より1歳若いほうにずれて集計されている。出典は国立社会保障・人口問題研究所編(2007)。

期、停滞期、再上昇期におおむね対応する。なお後半で用いるきょうだいデータでは、これに高齢コーホート(1926~40年生まれ、68~82歳)が加わる。

4. 分析

4.1 教育達成・きょうだい数・出生順位の分布

表2は、5歳刻みの出生コーホートごとに、高等教育を受けた者の比率と平均きょうだい数の分布を、他の調査データとともに示したものである。高等教育を受けた者とは、国勢調査の区分にあわせて、高専・短大・大学・大学院卒業者を指す。国勢調査は全数調査であるのに対して、NFRJ08は標本調査なので、それらの数値が完全に一致することはまずないし、そもそもNFRJ08には中退者が含まれているので、厳密には比較できない。しかし参考までに両者を見比べると、NFRJ08は男女とも1971~80年生まれと、1961~65年生まれの女性で、当該学歴の比率が顕著に低くなっている。他方、きょうだい数については、コーホートごとの平均値を示した。標本が大きい2004年世帯動態調査とNFRJ08の健在なきょうだい数が、また調査時期が近接しているSSM05の15歳時に生存していたきょうだい数とNFRJ08の健在および死亡したきょうだい数が、それぞれいずれのコーホートにおいて似た数値を示している。要するに、きょうだい数については問題ないと考えられるのに対して、学歴については男女とも若いコーホートで学歴の低い者がやや過剰に含まれている点に留意する必要がある。

つぎに出生年とコーホートごとに、表3はきょうだい数の分布を、表4は出生順位の分布を示したものである。中年後期コーホート内では、きょうだい数が劇的に減少している。それに対して、より若いコーホートでは、減少傾向は弱まってむしろ安定して推移してい

表3.出生年別きょうだいの分布(%)

出生年	年齢(2008年)	独子	2人	3人	4人	5人以上	n
1941-45	63-67	7.5	8.0	19.6	19.8	45.1	587
1946-50	58-62	3.9	14.7	27.7	22.2	31.5	743
1951-55	53-57	5.8	22.0	36.9	18.8	16.5	601
(中年後期コーホート)		5.6	14.9	28.1	20.4	31.0	(1931)
1956-60	48-52	8.6	42.1	31.3	9.7	8.3	568
1961-65	43-47	8.3	47.4	32.3	9.0	3.1	589
1966-70	38-42	8.3	50.6	32.4	5.3	3.4	528
(中年前期コーホート)		8.4	46.6	32.0	8.1	4.9	(1685)
1971-75	33-37	7.7	55.2	31.6	3.6	1.8	610
1976-80	28-32	5.6	50.0	38.2	4.8	1.5	482
(若年コーホート)		6.8	52.9	34.5	4.1	1.6	(1092)

注. 調査時に死亡していたきょうだいを含む。

表4.出生年別出生順位の分布(%)

出生年	年齢(2008年)	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子以降	n
1941-45	63-67	31.7	19.4	15.3	13.5	20.1	587
1946-50	58-62	30.4	27.2	17.5	8.9	16.0	743
1951-55	53-57	32.9	29.0	19.6	9.7	8.8	601
(中年後期コーホート)		31.6	25.4	17.5	10.5	15.0	(1931)
1956-60	48-52	46.3	26.8	16.4	6.0	4.6	568
1961-65	43-47	45.3	36.7	13.4	3.4	1.2	589
1966-70	38-42	47.2	37.5	11.7	1.5	2.1	528
(中年前期コーホート)		46.2	33.6	13.9	3.7	2.6	(1685)
1971-75	33-37	46.4	41.0	11.3	0.8	0.5	610
1976-80	28-32	39.4	44.6	13.9	1.9	0.2	482
(若年コーホート)		43.3	42.6	12.5	1.3	0.4	(1092)

注. 調査時に死亡していたきょうだいを含め順位を確定した。

る。中年前期コーホートと若年コーホートでは、2人きょうだいがほぼ半数を占めており、1956～60年生まれで4人以上の比率が若干高いほかは、それぞれのコーホート内での分布も似ていることがわかる。また出生順位は、1976～80年生まれをのぞいていずれの出生年でも第1子の比率が高い。それは中年前期コーホートと若年コーホートで顕著で、約45%が第1子である。ただしきょうだい数4人以上の比率がきわめて低くなった若年コーホートでは、第2子の比率が第1子に迫るか逆転している。

ここで3つのコーホートの特徴を約言すれば、①中年後期コーホートでは、高学歴化ときょうだい数の減少が同時に進行していた、②中年前期コーホートでは高学歴化が一時的にストップし、きょうだい数の減少も鈍化し安定していた、そして③若年コーホートでは、きょうだい数は中年前期コーホートとそれほど変わらないものの再び高学歴化が生じた、といえる。

4.2 出身階層ときょうだい数

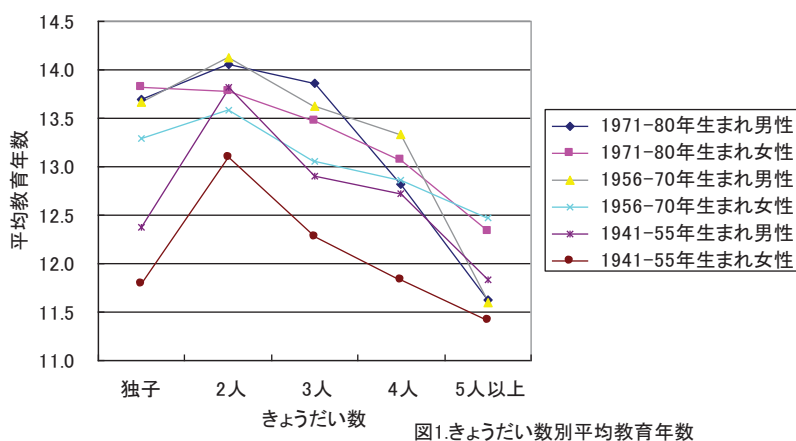
出身階層を統制して、きょうだい構成による教育達成への影響を検討する前に、出身階層ときょうだい数の関係を確認しておく。NFRJ08では父親の職業を尋ねていないので、出身階層を表す変数としては、父親と母親の教育年数しかない。表5は、後の分析に用い

表5. 父親教育年数ときょうだい数の相関係数

		NFRJ08	SSM05
男性	中年後期コホート(1941～55年生まれ)	-.170 ***	-.256 ***
	中年前期コホート(1956～70年生まれ)	-.133 ***	-.173 ***
	若年コホート(1971～80年生まれ)	-.018	-.025
女性	中年後期コホート(1941～55年生まれ)	-.155 ***	-.209 ***
	中年前期コホート(1956～70年生まれ)	-.155 ***	-.204 ***
	若年コホート(1971～80年生まれ)	-.033	.046

***p<.001。

注. NFRJ08のきょうだい数5人以上は一律に5人として算出。



る父親教育年数ときょうだい数（父親からみれば子ども数）の相関係数を、本人の出生コホート別に示したものである。それによれば、かつては有意な負の相関（父親の学歴が低いほど子どもが多い）があったものの、もっとも若いコホートでは有意ではなくなっている。その傾向は SSM05 と同じである。ここでは出身階層を父親教育年数でしか捉えていないので断言はできないものの、出身背景がきょうだい数を媒介して教育達成に影響を与える傾向は、しだいに弱まってきていると考えられる。つまり、かつての「二重の不利」（経済的資源の少ない親は子ども数が多い、Blau and Duncan1967）は解消されつつあり、とくに若いコホートの教育達成を分析する際には、出身階層ときょうだい数それぞれの直接効果に着目すればよい。

4.3 本人データを用いたきょうだい構成の影響に関する分析

4.3.1 きょうだい数の効果

図1は出身階層を統制せずにきょうだい数ごとに平均教育年数を示したものである。独子でなくきょうだいがいる場合は、きょうだい数が多いほど教育達成が低いことが示されている。この図では、その傾向が若年コホートでも消えないどころかむしろ強まったようにもみえる。ここで注目されるのは、とくに中年後期コホートで、独子の教育年数が短いことである。より若年コホートではその傾向は弱まっているとはいえ、資源稀釈仮

表6.教育年数を従属変数とした重回帰分析 数値は標準偏回帰係数

	NFRJ08				SSM05			
	M1	M2	M3	M4	M1'	M3'	M4'	M5
分析対象に独子を	含む	含まない	含まない	含まない	含む	含まない	含まない	含む
中年後期コーホート(1941~55年生まれ)男性								
父教育年数	.350 ***	.346 ***	.360 ***	.344 ***	.295 ***	.282 ***	.283 ***	.285 ***
父職業威信					.235 ***	.240 ***	.232 ***	.212 ***
15歳時暮らし向き								.120 ***
きょうだい数	-.126 ***	-.152 ***		-.181 ***	-.164 ***		-.205 ***	-.154 ***
長男ダミー				-.070 †			-.063 †	
男きょうだい数			-.088 *			-.136 ***		
女きょうだい数			-.054			-.115 **		
F	66.473 ***	67.680 ***	41.169 ***	46.418 ***	80.860 ***	57.289 ***	58.207 ***	65.500 ***
調整済みR ²	.153	.162	.148	.165	.259	.253	.256	.274
N	724	693	693	693	686	666	666	683
中年前期コーホート(1956~70年生まれ)男性								
父教育年数	.354 ***	.331 ***	.329 ***	.331 ***	.275 ***	.284 ***	.278 ***	.250 ***
父職業威信					.198 ***	.206 ***	.208 ***	.181 ***
15歳時暮らし向き								.156 ***
きょうだい数	-.121 **	-.160 ***		-.167 ***	-.157 ***		-.127 **	-.147 ***
長男ダミー				-.026			.070 †	
男きょうだい数			-.175 ***			-.167 ***		
女きょうだい数			-.152 ***			-.089 *		
F	54.017 ***	48.686 ***	33.918 ***	32.563 ***	44.103 ***	33.616 ***	33.685	37.821 ***
調整済みR ²	.149	.145	.150	.144	.192	.204	.204	.213
N	608	562	562	562	546	510	510	545
若年コーホート(1971~80年生まれ)男性								
父教育年数	.426 ***	.434 ***	.432 ***	.426 ***	.174 **	.146 *	.149 *	.183 **
父職業威信					.317 ***	.308 ***	.305 ***	.323 ***
15歳時暮らし向き								-.041
きょうだい数	-.146 **	-.170 ***		-.155 **	-.089		-.113 †	-.088
長男ダミー				.088 †			.002	
男きょうだい数			-.166 **			-.149 *		
女きょうだい数			-.109 *			-.088		
F	51.205 ***	53.288 ***	34.493 ***	36.984 ***	19.859 ***	12.656 ***	12.420 ***	15.020 ***
調整済みR ²	.198	.214	.208	.220	.175	.159	.157	.175
N	407	384	384	384	267	247	243	266
中年後期コーホート(1941~55年生まれ)女性								
父教育年数	.372 ***	.361 ***	.369 ***	.360 ***	.348 ***	.346 ***	.353 ***	.305 ***
父職業威信					.164 ***	.159 ***	.156 ***	.124 ***
15歳時暮らし向き								.212 ***
きょうだい数	-.186 ***	-.213 ***		-.236 ***	-.166 ***		-.210 ***	-.150 ***
長女ダミー				-.053			-.080 *	
男きょうだい数			-.109 **			-.144 ***		
女きょうだい数			-.141 ***			-.115 ***		
F	91.151 ***	91.390 ***	56.252 ***	61.697 ***	91.760 ***	65.555 ***	67.416 ***	83.333 ***
調整済みR ²	.192	.200	.187	.202	.255	.254	.258	.294
N	759	722	722	722	795	761	765	793
中年前期コーホート(1956~70年生まれ)女性								
父教育年数	.420 ***	.411 ***	.411 ***	.411 ***	.270 ***	.275 ***	.283 ***	.263 ***
父職業威信					.187 ***	.181 ***	.173 ***	.131 **
15歳時暮らし向き								.176 ***
きょうだい数	-.097 **	-.115 **		-.107 **	-.037		-.045	-.021
長女ダミー				.023			-.012	
男きょうだい数			-.089 *			-.067		
女きょうだい数			-.117 **			-.010		
F	96.135 ***	89.843 ***	60.683 ***	59.976 ***	36.171 ***	26.043 ***	54.616 ***	32.170 ***
調整済みR ²	.196	.197	.199	.197	.150	.152	.148	.173
N	781	723	723	723	599	560	562	597
若年コーホート(1971~80年生まれ)女性								
父教育年数	.427 ***	.425 ***	.424 ***	.424 ***	.348 ***	.346 ***	.353 ***	.305 ***
父職業威信					.164 ***	.159 ***	.156 ***	.124 ***
15歳時暮らし向き								.212 ***
きょうだい数	-.122 **	-.139 **		-.131 **	-.166 ***		-.210 ***	-.150 ***
長女ダミー				.040			-.080 *	
男きょうだい数			-.126 *			-.144 ***		
女きょうだい数			-.154 **			-.115 ***		
F	62.997	60.761	40.361 ***	91.935	91.760 ***	65.555 ***	67.416 ***	83.333 ***
調整済みR ²	.197	.201	.199	.201	.255	.254	.258	.294
N	506	475	475	475	795	761	765	793

***p<.001,**p<.01,*p<.05,†p<.10.

注: NFRJ08のきょうだい数5人以上は一律に5人として算出。SSM05の「15歳時暮らし向き」は1(貧しい)~5(豊かな)の5段階、くわしくは平沢・片瀬(2008)を参照。

説とは逆に独子の教育達成はむしろ低い点に留意すべきであろう。

つぎに教育年数を従属変数とした重回帰分析で、出身階層を表す父親教育年数を統制したうえできょうだい数の効果を確認しておく。表6のM1はもっともシンプルなモデルで、男女いずれのコーホートでもきょうだい数の負の有意な効果が確認できる。標準偏回帰係数の大きさで見ると、父親教育年数には及ばないものの、きょうだい数も無視できない効果を有している。ただしSSM05を用いたほぼ同様の分析(M1')を参照すると、男性の若年コーホートと女性の中年前期コーホートでは、きょうだい数に有意な効果がみられない⁵。いずれが正しいのかはここからだけではわからないが、若いコーホートでは負の効果が消えたかかからないほうがよさそうだ。なお、さきに述べたように独子の教育達成が低いので、独子を除いてみると、当然のことながらきょうだい数の標準偏回帰係数の絶対値が大きくなり、負の効果がより鮮明に表れている(M2)。

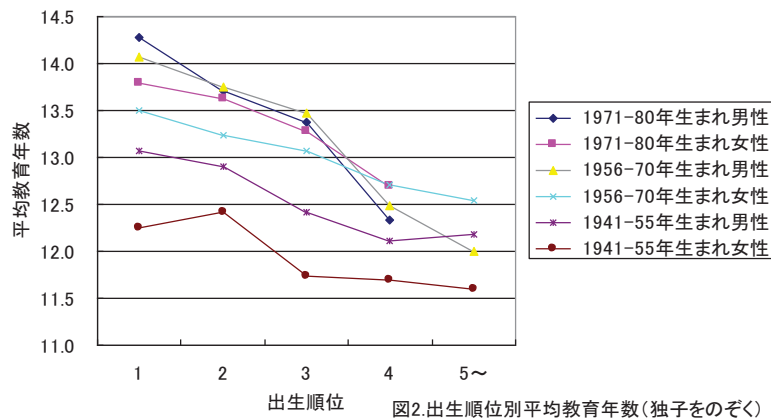
4.3.2 きょうだいの性別構成の効果

以上は、きょうだいの数の効果だけに着目した結果であるが、きょうだい数が同じであっても性別によってその影響力が異なることも考えられる。そこで、Ono(2004)が行っているように、M3(SSM05はM3')では、きょうだい数を男きょうだい数と女きょうだい数に分割して独立変数として投入した。ただし男きょうだい数+女きょうだい数+1人(本人)=きょうだい数という関係があるので、きょうだい数は独立変数から除外し、さらに分析対象者から独子を除いた。これは家族間効果であるきょうだい数と家族内効果であるきょうだいの性別構成を同時に検討しようとする巧妙な方法である。その結果、本人が男性で中年後期コーホート生まれを除いて、男きょうだいであっても女きょうだいであってもその数が増えるにしたがって、教育達成が低くなることが示された。男女を区別しないきょうだい数の負の効果が先に確認されている以上、当然の結果ではある。興味深いのは、標準偏回帰係数で見ると、どちらかといえば本人と同姓のきょうだい数のほうが異性のきょうだい数より強い負の影響があることだ⁶。これらの結果のうち、同性のきょうだい数の負の効果は資源の食い合いという意味で資源希釈仮説の妥当性を、同時にきょうだいの性別によって影響の大きさが異なることは選択的投資仮説の妥当性を、それぞれ示唆する結果である。

ところできょうだいによって希釈される資源は、父親の学歴や職業よりはむしろ家計所得であろう。残念ながらこの点をNFRJ08で確認することはできないものの、SSM05で定住家族の経済状態の代理変数として「15歳時の暮らし向き(5段階)」を加えたM5でも、もともときょうだい数の負の効果が認められたコーホートでは、その効果が消えていない

⁵ SSM05では独立変数に父親職業威信が加わっているため厳密には比較できないが、きょうだい数の効果がNFRJ08と異なるひとつの理由は、SSM05の男性若年コーホートと女性中年前期コーホートで、学歴の低い者が母集団より多く含まれていることにあると考えられる。

⁶ ただしSSM05(M4')では、本人が女性の場合、女きょうだいより男きょうだいの標準偏回帰係数が大きく、NFRJ08とは傾向が異なる。



ことから、こうしたきょうだい数の負の効果は、経済的あるいは文化的な差異にはかならずしも還元できない何らかの家族間の差を反映していると考えられる。ただしそれが何であるかはここからだけではわからないので、つぎに家族内のもう一つの差異である出生順位の効果をみてみよう。

4.3.3 出生順位の効果

図2は、独子をのぞいて、出生順位別に平均教育年数を示したものである。それによれば中年後期コーホートを除いて出生順位が遅いほど教育達成が低くなっている。概して第1子が有利である。ただしこの図ではきょうだい数を統制していないので、もともと教育達成の低いとくに第3子以降には、きょうだい数(が多いこと)の効果が多分に含まれている。そこできょうだい数を統制した結果(M4)をみると、男性では長男であると、中年後期コーホートでは負の、若年コーホートでは正の弱い効果が認められる⁷。前者は次三男仮説(長男が家の資産を継承する代償に次三男は教育投資をしてもらう)と整合的である。ただし中年後期コーホートのもっとも年長者(1941年生まれ)でさえ、大学に進学する年齢に達したときは高度経済成長が始まっていたことから、農家出身者を念頭においた次三男仮説だけで長男効果を説明するのは無理がある。むしろこのコーホートでは男性の大学進学率が15%から40%へ急伸したことから、出生順位が遅いものほどその恩恵を受けやすかったと考えたほうが自然であろう。とはいえ女性ではいずれのコーホートでも長女効果はみられないので、進学率上昇効果による解釈も万能ではない。

⁷ 長男(長女)ダミーは、兄(姉)がいないことを示す。したがって姉(兄)がいる場合も含まれるので、かならずしも第1子とは限らない。

表7. きょうだい第1子と第2子の学歴比較(きょうだいデータ)

第2子コーホート(出生年)	第1子=男, 第2子=男(1020組)			第1子=女, 第2子=女(1249組)			第1子=男, 第2子=女(1036組)			第1子=女, 第2子=男(1110組)		
	1=2	1>2	2>1	1=2	1>2	2>1	1=2	1>2	2>1	1=2	1>2	2>1
高齢(1926-40年生まれ)	58.3	22.0	19.7	72.6	10.0	17.4	56.7	25.2	18.1	57.3	7.0	35.7
中年後期(1941-55年生まれ)	61.3	18.1	20.6	68.1	11.4	20.4	51.7	34.4	13.9	51.4	10.1	38.5
中年前期(1956-70年生まれ)	56.2	25.3	18.5	57.6	25.5	16.8	44.0	40.5	15.5	46.8	18.8	34.4
若年(1971-85年生まれ)	60.5	24.7	14.8	60.7	21.8	17.5	42.2	35.7	22.1	46.4	25.3	28.4

注. 第2子が1926~85年生まれ(23~82歳)のきょうだいを集計。第1,2子に本人が含まれていないきょうだいを含む。きょうだい数は統制していない。1=2は第1子と第2子の学歴区分が同じことを、1>2は第1子が高いことを、1<2は第2子が高いことを示す。数値はコーホートときょうだいの組み合わせごとの比率(%)である。

4.4 きょうだいデータを用いた教育達成の類似性分析

4.4.1 第1子と第2子の教育達成の比較

そもそも出生順位の効果といっても、以上は異なる家族間で父教育年数ときょうだい数を統制したうえで擬似的に再現した結果である。やはり同じ家族のなかのきょうだい同士の教育達成を比較したいところである。すでに述べたとおり、幸いにしてNFRJ08はきょうだいデータを構築できるような設計になっているので、以下ではそのうち幅広い年齢層の分析を可能にする本人のきょうだいデータを用いる。

表7は、本人をふくめて最大4人のきょうだい情報のなかから、きょうだい数を統制せずに、第2子が23~82歳のきょうだいから、試みに第1子と第2子を取り出してその教育達成の異同を、第2子の出生コーホート別に示したものである。第2子の出生年によってコーホートを区別したのは、のちに第3子・第4子のきょうだい情報を用いた分析をおこなう際に、第2子の年齢がきょうだい全体の出生コーホートを表すのにふさわしいと考えたからである⁸。また学歴の異同は「中学(教育年数でいえば9年)」「高校(12年)」「高専・短大・専門学校(14年)」「大学・大学院(16年)」の4区分から求めた⁹。

まず第1子と第2子で性別の異なるきょうだいから見てみる。一般に女性より男性は学歴が高いので、長男-長女の順であれば第1子である長男のほうが、長女-長男の順であれば第2子であってもやはり長男のほうが、学歴が高いと予想される。実際に表6の右半分の結果は、だいたいその通りになっている。むしろ興味深いのは、平均的には男女間に学歴差があるにもかかわらず、第1子と第2子の学歴が同じきょうだいがほぼ半数いることである。ただし性別が異なるきょうだいでは、こうした性別の効果と出生順位の効果が混在しているため、この表から順位の効果だけを読み取るのは難しい。

そこでつぎに、第1子と第2子が同性のきょうだいをみると、ほぼ6割のきょうだいで両者の学歴が同じことがわかる(表7の左半分を参照)。他方、第1子と第2子の学歴が異なる男同士のきょうだいでは、1955年生まれコーホートまでは長男が高いケースと次男が高いケースが伯仲しており、どちらが有利かは微妙なところである。しかし1956年生まれ

⁸ このほかにすべてのきょうだいの年齢の平均を用いることもひとつの方法であろう。ただしこのデータではきょうだいのうち上位3人と本人の年齢しかわからないので、きょうだい数が5人以上の場合、きょうだい全体の平均年齢を算出することはできない。

⁹ 問題関心によっては、女性のみ短大を大学と同じ区分にすることも考えられるが、ここでは男女で同じ区分を用いた。

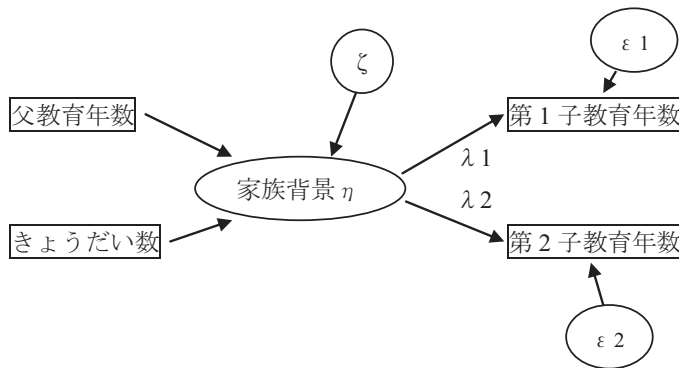


図3 共分散構造分析のMIMICモデル（自由度2）

以降のコーホートでは長男の高いケースが次男の高いケースよりやや多い。つまり第1子が有利である。女性同士のきょうだい（姉妹）では、1955年生まれコーホートまでは次女が高く、それ以降は長女が高い。要するに、男女とも同性のきょうだいでは、過半数が第1子と第2子の学歴が等しいものの、1955年生まれコーホートまではどちらかといえば第2子が、それ以降は第1子が高い傾向にある。これはNFRJ08で男女を区別せずに同様の分析を行った保田（2009）の結果と一致している。

結局、社会全体では女性より男性の学歴が高いなかで、およそ半数の家族は性別にかかわらずきょうだいの、少なくとも第1子と第2子の教育達成を等しくさせてきたようにみえる。教育達成におけるきょうだいの類似性をひとまず首肯する結果である。もちろんそれが、それぞれの家族の意志決定を反映した結果とは言い切れないが、家族を平等化の装置とみなすGriliches（1979）の主張もあながち現実離れしたものではない。とはいえ、同時に残り半数の家族は第1子と第2子の教育達成が異なっていることも事実であり、しかも以上は出身階層ときょうだい数を統制せずに出された結果である。これだけでは家族がきょうだいそれぞれの教育達成にどの程度影響しているのかはわからない。

4.4.2 きょうだい類似性に関する共分散構造分析

そこでつぎに共分散構造分析をもちいて、教育達成に対する家族間効果と家族内効果を検討してみよう¹⁰。具体的には、父教育年数ときょうだい数を観測変数とする「家族背景」という潜在変数を想定し、それらが第1子と第2子それぞれの教育年数（観測変数）を説明するMIMIC（多重指標多重原因）モデルを考える（図3参照）。ここで①家族背景（ η ）への攪乱項（ ζ ）によって、父教育年数ときょうだい数では観測されない家族背景が表現されている。これは潜在変数を想定しないパス解析などではそれぞれの教育年数の誤差項に含みこまれてしまう部分である。この潜在変数の決定係数をみれば、観測される部分の比

¹⁰ これらに関しては多くの研究があるが、包括的なものとしては Teachman, Day and Carver（1995）を参照。

表8. 若年コーホートきょうだいの共分散構造分析(きょうだいデータ)

第1子の性別	男	女	男	女
第2子の性別	男	女	女	男
家族背景の決定係数	.337	.396	.405	.527
第2子へのパス係数	1.037	.741	.712	1.275
第1子の決定係数	.378	.631	.400	.394
第2子の決定係数	.551	.422	.291	.440
χ^2	.272	2.338	2.124	1.415
p	.873	.311	.346	.493
n	211	244	214	223

注. 対象者は、第2子が1971～85年(23～37歳)のきょうだい。きょうだい数は統制していない。第1子・第2子に本人が含まれていないきょうだいを含む。第2子へのパス係数は第1子への係数を1に固定したときの非標準解。

率がわかる。つぎに②第1子と第2子の教育年数の決定係数から、家族背景という家族間の違いが、それぞれの教育達成にどの程度影響しているのかが示される。1から決定係数を引いた値が家族内効果と見なせる。これが大きければ、家族内の違いに考慮することの重要性が、より強く主張できる。なお、③家族背景から第1子教育年数へのパス係数 λ_1 (非標準解)を1に固定したとき、それと第2子へのパス係数 λ_2 を比較することと、②は(このモデルでは)計量的に同義である。

このモデルは Kuo and Hauser (1995) が用いているもっとも基本的なものである。第1子と第2子の性別およびそれらのコーホートがモデルに組み込まれていないので、性別の組み合わせとコーホートごとに同じモデルでパラメーターの推定をくりかえすことになる¹¹。コーホート間の比較や第3子・第4子を含めた分析は、このあとマルチレベル分析で行うので、ここではもっとも関心のある若年コーホートに限って、結果を表8に示した。

まず家族背景の決定係数をみると、観測変数で説明されるのは3～5割程度である。観測変数が2つなので低くはないが、残りの観測されない部分の大きさから、きょうだいデータを用いることの必要性が示唆される。つぎに第2子へのパス係数は、欧米の研究では0.7程度で、第2子へは第1子ほどにはきょうだいに共通の家族背景が影響しない、という結果が多いようだ¹²。それに対してここでの長女-長男の組み合わせでは、第2子への影響(1.275)のほうが第1子(1)より大きくなっている。最後に第1子と第2子の教育年数の決定係数をみると、共通の家族背景で説明できるのは4～6割程度である。裏返していえば残りは家族内効果とみなせる。それが無視できない大きさなので、家族間に着目するだけでなく、家族内の違いにも配慮したモデルが必要なことを示唆している。そこで家族内の違いをより詳細に検討するために、マルチレベル分析へ進むことにしよう。

¹¹ もちろん変化に関心があればコーホートによる多母集団の同時分析を行えばよい。また性別の影響を知りたいければ、Sieben, Huinink and De Graaf (2001) が行っているように、第1子と第2子の教育達成を潜在変数にかえて、それらをそれぞれの性別(観測変数)で説明するモデルが考えられる。

¹² このモデルでは変数の連関に興味があるので切片を0にしてある。したがって第1子と第2子へのパス係数の大きさは、実際の教育年数の大小を表さない。

表9. ワイドデータとロングデータ(架空例)

ワイドデータ						
ID1	きょうだい第1子教育年数	きょうだい第2子教育年数	きょうだい第3子教育年数	きょうだい第4子教育年数	きょうだい数	父親教育年数
20	9	12	16	非該当	3	12
21	16	14	非該当	非該当	2	16

ロングデータ						
ID2	ID1	出生順位	教育年数	きょうだい数	父親教育年数	
55	20	1	9	3	12	
56	20	2	12	3	12	
57	20	3	16	3	12	
58	21	1	16	2	16	
59	21	2	14	2	16	

注. きょうだい数が4人以下であれば、本人の教育年数は、ワイドデータではきょうだい第1子から第4子の教育年数のいずれかに含まれる。

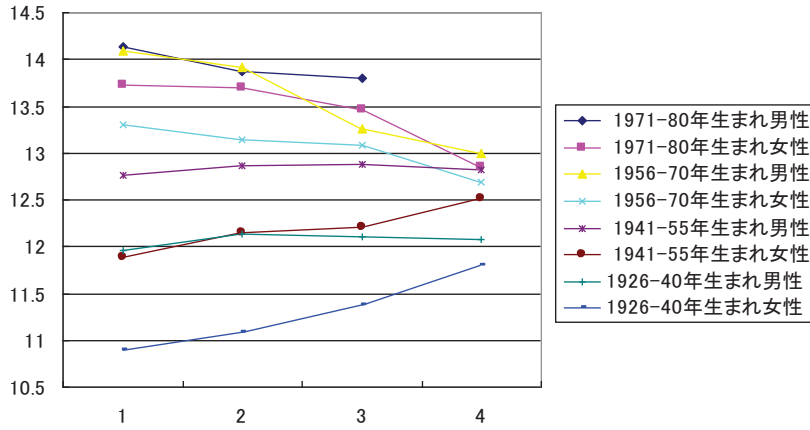


図4. 出生順位別平均教育年数(きょうだいデータ)
 コーホートは独子は本人、その他は第2子出生年による

4.5 きょうだいデータを用いたマルチレベル分析

4.5.1 データセットのかたちと基本モデル

ここまではきょうだいデータとはいえ、データセットとしては、調査対象者本人をケースの単位として、きょうだいに関する情報などがヨコに並んだ通常のかたち (Stata の用語で言えばワイドデータ) をしていた (表9 参照)。しかし (とくに SPSS で) マルチレベル分析を行うためには、調査対象者本人ならびにそのきょうだいひとりひとりを1ケースとして、きょうだいがタテに並ぶデータセット (ロングデータ) に変換する必要がある¹³。

その場合、もとの ID 番号 (表8 では ID1) はいわば家族を表す番号となり、その番号が同じであれば、父教育年数といったきょうだいに共通の変数には、とうぜん同じ値がはいる。かりにロングデータで通常重回帰分析を行ったとすれば、家族番号をダミー変数でモデルに加えないかぎり、きょうだい同士を赤の他人と見なすことになる。それは家族という括りを無視して分析するに等しい。つまり、ロングデータでは、個人レベル (マイクロ

¹³ この変換は Stata だけでなく、SPSS でも「データ」→「再構成」のウィザードで容易に行うことができる。

レベルともいう)の変数(出生順位・性別・教育年数)と、家族レベル(マクロレベル)の変数(きょうだい数や父教育年数など)とを区別することに、より意識的でなければならない。

こうした異なるレベルの変数が混在する場合に威力を発揮するのが、マルチレベル分析である。それは問題関心に応じて柔軟にモデリングすることが可能であるが、ここでの分析の焦点は、家族内効果である出生順位の効果とその変化である。そこでマルチレベル分析に先立って、きょうだいデータから、出生順位別の平均教育年数を示したのが図4である。図2ではどのコーホートもおおむね出生順位が遅い者ほど教育年数が短い、図4でそうなるのは若年と中年前期コーホートのみで、それより高齢のコーホートのとくに女性では、逆に遅い者のほうが長くなっている。つまり出生順位はコーホートと交互作用があり、1955年生まれころを境に効果が正(出生順位の遅いきょうだいが高い)から負へと転換したことがうかがわれる。これはNFRJ03で、本人の子どもによるきょうだいデータを分析した保田(2008,2009)の結論と一致している。

この点を念頭において、マルチレベル分析では、もっとも基本的なランダム切片モデルを想定した。具体的には、ロングデータにおける各人の教育年数を従属変数にして、それを個人レベル変数と家族レベル変数で説明する回帰モデルである。ここでの個人レベル変数とは、ランダム効果を有する切片と、出生順位ならびに性別である。出生順位と性別の係数は、家族間で異ならないことを想定して固定効果とした。また家族レベルの変数とは、父親教育年数、きょうだい数およびきょうだい第2子の出生コーホートである¹⁴。なお先に述べたように、出生順位の効果は出生コーホートによって異なると思われるので、個人レベル変数と家族レベル変数とのいわゆるクロスレベル交互作用をモデルに含めた。

やや技術的なことであるが、個人レベルの性別と出生順位は、きょうだい内平均からの偏差によって中心化した値を用いた¹⁵。また以下では独子を含めて分析した。家族間効果を推定するうえでは、独子を含めたほうがよいと考えたからである¹⁶。

4.5.2 マルチレベル分析の結果

まずヌルモデルとして切片のランダム効果だけを投入したのが、モデル1である(表10)。切片が有意な効果を持っているが、これは全員の教育年数の平均が0年を帰無仮説にしている、有意になるのは当然である。むしろヌルモデルで重要なのは、ICC(級内相関係数)を確認しておくことである。これは家族間分散成分を、それと個人間分散成分の和

¹⁴ 第2子の出生年が不明できょうだい数が4人以下の場合は、本人の出生コーホートで代替した。同様に、独子を加えた分析では、独子自身(つまり回答者本人)の出生コーホートで代替した。

¹⁵ ただし表9のモデル5だけは解釈を容易にするために中心化をしなかった。Raudenbush et.(2000)はとくにマイクロレベル変数の効果に興味がある場合、中心化をすべきとしているが、そうした処置を行っていない研究もある。念のため他のモデルも中心化をせずに再計算したが、偏回帰係数がわずかに異なるだけで、結論に違いはなかった。

¹⁶ 独子を分析対象から除いても、その比率が低いこともあって、偏回帰係数が若干異なるだけで、結論に違いはなかった。

表10.教育年数を従属変数としたマルチレベル分析(きょうだいデータ)

独立変数	モデル1	モデル2	モデル3 高齢・中年後 期コーホート	モデル4 中年前期・若 年コーホート	モデル5	モデル6 (参考)本人 データ
切片	13.058 ***	10.257 ***	9.318 ***	10.849 ***	10.289 ***	10.561 ***
男性ダミー		.633 ***	.758 ***	.486 ***	.620 ***	.582 ***
出生順位		-.085 †	.259 ***	-.088 **	-.090 †	-.125
父教育年数		.333 ***	.383 ***	.304 ***	.332 ***	.320 ***
きょうだい数		-.213 ***	-.219 ***	-.315 ***	-.280 ***	-.277 **
モデル3以外は若年(1971~85年生まれ)が、モデル3は中年後期が基準						
高齢(1926-40年生まれ)		-.946 ***	-.514 ***		-2.054 ***	-1.833 ***
中年後期(1941-55年生まれ)		-.418 ***			-.631 **	-.830 ***
中年前期(1956-70年生まれ)		.080		.059	.007	-.168
出生順位×第2子出生年(1971~85年生まれ)が基準						
出生順位×高齢(1926-40年生まれ)		.215 ***			.289 ***	.276 *
出生順位×中年後期(1941-55年生まれ)		.388 ***			.389 ***	.368 **
出生順位×中年前期(1956-70年生まれ)		-.005			-.001	.092
きょうだい数×第2子出生年(1971~85年生まれ)が基準						
きょうだい数×高齢(1926-40年生まれ)					.109	.134
きょうだい数×中年後期(1941-55年生まれ)					-.167 *	-.076
きょうだい数×中年前期(1956-70年生まれ)					.033	.046
個人レベルの分散	2.328 ***	2.167 ***	2.291 ***	2.036 ***	2.166 ***	
切片の分散	2.581 ***	1.354 ***	1.690 ***	1.054 ***	1.323 ***	F=109.759 ***
-2LL	44242.280	41937.240	21163.859	20680.075	41873.945	R2= .259
n(個人レベル)	10552	10552	5228	5324	10552	4039
n(家族レベル)	4082	4082	1758	2324	4082	4039

***p<.001,**p<.01,*p<.05,†p<.10.

注 分析対象者は23~82歳の10552人(独子を含む)。きょうだいの学歴は調査時に生存している上位3人しかわからないので、本人学歴をふくめて、出生順位が最大で4までの者が分析対象になっている。独子のコーホートは、本人の出生年による。

で割って求められ、0 から 1 までの値をとりうる。ICC が高ければ家族の違いで説明できる割合が高い、つまり家族内では教育達成が似ていることを示す。実際に ICC は 0.53 と比較的高いので、家族(という単位)を分析に取り込むマルチレベル分析の必要性が確かめられる¹⁷。

つぎのモデルは、表には示していないが、モデル1に個人レベル変数のみを加えたものである。これだけでもモデル1に比べて推定すべきパラメーターが増えたにもかかわらず、-2LLが有意に下がっており、当然とはいえモデルの適合度が高まっている。さらに家族レベルの変数を加えたのがモデル2である。家族レベル変数の偏回帰係数から、出生コーホートが遅いほど、父親の教育年数が長いほど、そしてきょうだい数が少ないほど、平均的には教育年数が長い、という周知の事実が確認できる。注目されるのはこうした家族間の効果を統制したうえでの、個人レベル変数による家族内効果である。男性ダミーが正の、出生順位は(有意水準を10%にしたとき)負の効果を示している、同じ親のもとに生まれたきょうだいであっても、男性であるほうが、また出生順位のはやい者のほうが、平均的には教育年数が長いことがわかる。ただし出生順位と出生コーホートの交互作用項が、若年コーホートを基準にして高齢と中年後期コーホートで正の効果がある点に留意しなければならない。つまりこれらのコーホートに限って、出生順位の遅いほうが教育年数が長くなり、出生順位を負の主効果を相殺していたということである¹⁸。少々ややこしいので、モデル3では第2子出生年が1955年以前の者、モデル4は以降の者に2分した結果を併記

¹⁷ 成績を従属変数にして、学校をマクロレベル、個人をミクロレベルにしたマルチレベル分析では、ICCが0.3程度であることが多いようだ。それに比べてここでのICCはかなり高いといえる。

¹⁸ したがってこれらのコーホートは、最終的には中年前期あるいは若年コーホートよりは教育年数が平均的には低くなる。

しておいた。それによれば出生順位は、高齢と中年後期コーホートで正の、中年前期と若年コーホートで負の有意な効果が示されている。藤原（2011）は2006年職業と人間調査のきょうだいデータでマルチレベル分析を行い、1953～88年生まれで出生順位の負の効果を報告しているが、出生コーホートが若干異なるとはいえ基本的にここでの結論と一致している。

モデル5は、きょうだい数の効果がコーホート間で変化したかどうかを確かめるためのもので、中年後期コーホートのみきょうだい数との交互作用項が負の有意な効果を示している。つまりきょうだい数が多いことによる不利は、このコーホートで強かったと考えられる¹⁹。中年後期コーホートといえ、きょうだい数が激減するなかで、大学・短大進学率が急伸した世代である。その恩恵を被るかのごとく、出生順位が遅い者ほど学歴が高くなるとともに、きょうだい数が多いことは教育達成を高めるうえでひととき重荷なったということだろうか。

最後に参考までに、モデル5を本人データで行った結果が、モデル6である。肝心な出生順位は有意な効果を示しておらず、きょうだい数とコーホートとの交互作用もはっきりした傾向を読み取りにくい²⁰。その意味で、少なくともここでの基本的なモデルに限れば、マルチレベル分析を行ったからといって何か特別に新しいことがわかるわけではないものの、家族内効果に関しては推定すべきパラメーターが顕著にあらわれるというメリットはありそうだ。

5. 結論

1.2で提起した分析課題に即して結論を述べれば、以下の通りである。

- ①きょうだい数が教育達成にもたらす負の効果は、男女とも、若年コーホート（1971～80年）をふくめていずれのコーホートでも確認された。その効果は、きょうだいデータからは、大学・短大進学率が急伸しきょうだい数が激減した中年後期コーホート（1941～55年）で強かったことがうかがわれる。
- ②出生順位が教育達成にもたらす効果については、高齢コーホート（1926～40年生まれ）と中年後期コーホートでは出生順位の遅いきょうだいの学歴が高く、中年前期コーホート（1956～70年生まれ）と若年コーホートでは早いほうが高い。これは本人データでは、とくに女性では検出されなかったが、きょうだいデータでは男女とも有意な効果が認められた。こうした正から負への効果の変化は1955年生まれころを境におきたと考えられる。
- ③きょうだいデータを用いた共分散構造分析から、教育達成に対して、とくに若年コーホートで家族内効果は家族間効果（父教育年数ときょうだい数）に劣らない程度の影響を与

¹⁹ ただし藤原（2011）では、1969～87年生まれでは、きょうだい数の負の効果は失われたとしている。

²⁰ ただしこれには、モデル6に比べてモデル5は標本の大きさが大きいので、標準誤差が小さくなり、有意になりやすいことも影響している。

えている。

なかでも②は、従来の本人データでははっきりしなかった点であり、本稿の最大の知見といえるであろう。出生順位の効果の変化が、きょうだい数の急激な減少と高学歴化がいずれも一息ついた時期に生じたことは興味深い。その原因が、家族をとりまく環境の変化にあるのか、それとも家族内における資源分配の変化にあるのか、あるいは双方なのか、今後はそれらを識別することが求められる。

ただし以上の結論には多少の留保が必要である。①データの制約から出身階層を父教育年数だけで捉えている点をまず断っておかなければならない。②高齢コーホートは調査時に死亡しているきょうだいの比率がかなり高いうえに、きょうだい数が多いので、調査時に生存しているきょうだい上位3名のみ情報から得られたここでの結果が、そのまま正しいという保証はない。参考程度にみるべきであろう。NFRJ03できょうだいデータを分析した保田(2008)が、死亡率を理由に1946年以降生まれに対象者を限定しているのは適切である。他方、③若年コーホート(1971~80年生まれ)は、4.1で述べたとおり、学歴の高い者の比率が母集団より若干低いので、更なる検討が必要である。さらに④技術的なことではあるが、きょうだい数と出生順位はいうまでもなく完全に独立ではなく、とくに独子の扱いが難しい。本稿では独子をのぞいた再計算でも同じ傾向が確認されているので特段の問題ではないと思われるものの、モデルの洗練が求められる。

したがって今後の課題としては、まずNFRJ08の本人の子どもによるきょうだいデータの分析と、NFRJ98ならびにNFRJ03データとの更なる比較が急務である。これによってさきの②と③を検討することが可能となる。また家族内効果のうち本稿ではおもに出生順位をとりあげたが、きょうだいの性別の構成や出生間隔(Kuo and Hauser 1997; Hauser and Kuo 1998; Bauer and Gang 2001; 保田 2008 など)についての検討が求められる。NFRJ98の本人の子どもによるきょうだいデータでマルチレベル分析をおこなったLee(2009)が、大卒の男きょうだいの有無によって姉妹の教育達成が異なることを示しているが、分析モデルはかなり複雑である。ここは保田(2008)が行っているように、まずは記述レベルの分析でモデルを考案し、平尾(2006)やHirao(2008)のような分析に展開することが現実的であろう。

こうしてみるときょうだい構成が教育達成に与える影響に関する近年の分析は、基本的にきょうだいデータに基づいていることに気がつく。クロスセクショナルデータに比べてパネルデータが豊富な情報量を誇るように、本人データに比べてきょうだいデータは大きな可能性を秘めているといえる。それらを活用して、とくに性別構成の複雑なメカニズムをいかにシンプルなモデルで説明するか、分析者の手腕が問われている。学歴というあまり答えたくない質問に回答して下さった方々に少しでも報いるために、上記の課題について近日中に稿をあらためたい。

[付記]

本稿を作成するにあたって、SSM データを 2005 年 SSM 調査研究委員会の許可を得て利用した。

[文献]

- Bauer, Thomas and Ira N. Gang, 2001, "Sibling Rivalry in Educational Attainment: The German Case," *Labour* 15 (2) : 237-255.
- Blake, Judith, 1989, *Family Size and Achievement*. University of California Press.
- Black, E. S., P. J. Devereux and K. G. Salvanes. 2005. "The More The Merrier? The Effects of Family Size and Birth Order on Children's Education" *The Quarterly Journal of Economics*. 120(2) 669-700.
- Blau, Peter. M. and Otis D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*. Wiley.
- Becker, Gary.S., 1981, *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.
- Brinton, Mary C., 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*. University of California Press.
- 藤原翔, 2011, 「きょうだい構成と教育達成—マルチレベルモデルによる出生順位効果の分析」『第 62 回 関西社会学会大会報告要旨集 2011』
- Griliches, Z., 1979, Sibling Models and Data in Economics *The Journal of Political Economy* 87(5):S37-S64.
- Hauser, Robert M. and Hiang-Hui Daphne Kuo, 1998, "Does the Gender Composition of Sibship Affect Women's Educational Attainment?" *The Journal of Human Resources* 33 (3) : 644-657.
- 平尾桂子, 2006, 「教育達成ときょうだい構成—性別間格差を中心に」, 日本家族社会学会全国家族調査委員会『第 2 回家族についての全国調査第 2 次報告書』 2:17-27.
- Hirao K., 2008, "Effects of Sibship Size and Gender on Educational Attainment in Japan" *JGSS Research Series* 4:33-44.
- 平沢和司, 2002, 「きょうだいデータを用いた家族・教育達成研究の変遷」『北海道大学医療技術短期大学部紀要』 15 : 9-16.
- , 2004, 「家族と教育達成—きょうだい数・出生順位を中心に—」 渡邊秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編著『現代家族の構造と変容』 東京大学出版会, 327-346.
- , 2007, 「きょうだい数と学歴に関する基礎的分析」 日本家族社会学会全国家族調査委員会『第 3 回全国家族調査に向けて』 3-11.
- 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『教育達成の構造』(2005 年 SSM 調査シリーズ 5) 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.
- 国立社会保障・人口問題研究所編, 2007, 『現代日本の世帯変動—第 5 回世帯動態調査—』 厚生統計協会.
- 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.

- Kuo, Hsiang-Hui Daphne and Robert M. Hauser.,1995, "Trends in Family Effects on Education of Black and White Brothers," *Sociology of Education* 68:136-160.
- , 1997, "How Does Size of Sibship Matter? Family Configuration and Family Effects on Educational Attainment," *Social Science Research*. 26: 69-94.
- Lee, K. Schulz, 2009, "Composition for Resources: A Reexamination of Sibship Composition Models of Parental Investment" *Journal of Marriage and Family* 71:263-277.
- 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.
- Ono, Hiroshi, 2004, "Are sons and daughters substitutable? Allocation of family resources in contemporary Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 18:143-160.
- 白佐俊憲, 2003, 『きょうだい関係とその関連領域の文献集成』(全4冊), 川島書店.
- Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models : Applications and data analysis methods* 2nd ed. Sage.
- Sieben, Inga and Johannes Huinink, and Paul M. De Graaf 2001. "Family Background and Sibling Resemblance in Educational Attainment," *European Sociological Review* 17(4):401-430.
- Sieben, Inga and Paul M. De Graaf 2003. "The Total Impact of the Family on Educational Attainment: A Comparative Sibling Analysis," *European Societies* 5 (1) : 33-68.
- 総務省統計局, 2002, 『平成12年国勢調査報告第3巻その1全国編』, 日本統計協会.
- Steelman, Lala C., Brian Powell, Regina Werum, and Scott Cater, 2002, "Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges," *Annual Review of Sociology* 28:243-269.
- Teachman, J. D. and R. D. Day and K. P. Carver, 1995, "The Impact of Family Environment on Educational Attainment," B. A. Ryan eds. *The Family-School Connection*. 155-203. Sage.
- Teachman, J. and K. Crowder, 2002, "Multilevel Models in Family Research: Some Conceptual and Methodological Issues" *Journal of Marriage and Family* 64:280-294.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』東京大学出版会.
- 保田時男, 2008, 「教育達成に対するきょうだい構成の影響の時代的变化」『大阪商業大学論集』第150号 人文・自然・社会篇, 115-125.
- , 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』有斐閣, 36-45.
- Zajonc R.B. and G. B. Markus, 1976, "Birth Order and Intellectual Development" *Psychological Review* 82(1): 74-88.
- Zajonc, R. B. and F. J. Sulloway, 2007, "The Confluence Model: Birth Order as Within-Family or Between-Family Dynamic?" *Personality and Social Psychology Bulletin* 33(9): 1187-1194.

The Effects of Sibling Configuration on Educational Attainment

HIRASAWA Kazushi

Hokkaido University

It is well known that in postwar Japan the sibling configuration has effected on educational attainment after controlling for social origin. The effects are divided into between-family effect and within-family effect. To estimate within-family effect precisely we have to access sibling data in which we can compare directly educational attainment of each sibling. The NFRJ08 survey data as sibling data shows that (1) sibship size has had negative effects for men and women born from 1926 to 1980, (2) birth order has had positive effects for men and women born from 1926 to 1954, but negative effects for men and women born from 1955 to 1980 by multilevel analysis. For sibling data are very useful for controlling unobservable family character, we hope further empirical analysis by using sibling data.

Key words and phrases: educational attainment, sibship size, birth order, multilevel modeling, structural equation modeling

