

きょうだい数と学歴に関する基礎的分析

平沢 和司
(北海道大学)

A Note on the Effects of Sibship Size on Educational Attainment
HIRASAWA Kazushi

NFRJ03 データにおける本人学歴、父学歴、きょうだい数および出生順位に関して、それらの分布を男女別・年齢別に概観したうえで、きょうだい数および出生順位が教育達成にどう関連しているかを分析した。その結果、高齢コーホートの女子をのぞいて、基本的にはきょうだい数が多い者ほど平均的には教育年数が短いこと、ただし独子だけはやや傾向が異なること、男子ではとくに中年と若年コーホートで出生順位の遅い者ほど平均的には教育年数が短いこと、が示された。さらに父親の教育年数を統制してもきょうだい数が本人の教育年数に負の有意な影響を与えていることを、若年コーホートで確認した。これらは基本的に NFRJ98 での知見と一致していた。

キーワード：きょうだい数、出生順位、学歴

1. 目的

きょうだい構成が教育達成に影響することはひろく知られている。出身階層（父学歴や父職）を統制しても、きょうだい数のより多い者ほど男女とも平均的には教育年数が短くなる傾向にある。出生順位の影響は我が国では出生コーホートによって異なり、高齢コーホートでは出生順位の早い者が、若年コーホートでは逆に遅い者が、教育年数が短くなることが指摘されている。近年では 1985 年 SSM データを分析した近藤（1996）や、1998 年 NFRJ データを分析した平沢（2004）によって、これらの傾向が確かめられている。

近代化や産業化の進展にともなって、教育達成や職業達成に対する出自の属性的な要因の影響が弱まるとの主張もあるが、上記の研究はかならずしもそうとは言い切れないことを示唆している。父親の不在、きょうだい数、出生順位など質問紙調査で客観的に把握できる変数に限ってみても、定位家族は地位達成にいぜんとして影響を与えているようである。そこで本稿では、(1) これらの問題を NFRJ03 データで考察するときに必要な基礎的な変数（学歴・きょうだい数・出生順位）について、おもに男女別・年齢別の傾向を概観するとともに、(2) きょうだい数が父学歴を統制しても本人学歴に影響しているかどうかを確認する。

2. 学歴

2-1 本人の学歴

表 1 は本人の学歴（問 4 (1)）の分布を 5 歳刻みで男女ごとに示したものである。NFRJ03 ではあらたに、最後に行った学校を卒業（修了）したか、在学中かについても尋ねている（問 4 (2)）ので、中退を考慮した学歴と、中退と卒業を区別しない学歴の双方について知ることができる。中退者は

表1. (中退を考慮した) 本人学歴の分布 (%)

		NFRJ03					国勢調査	
		人数	中学校	高校	専門学校	短大・高専	大学・大学院	大学・大学院
男子	28-32歳	275	7.6	41.8	15.6	3.3	31.6	31.5
	33-37歳	266	10.2	41.4	10.9	4.1	33.5	33.3
	38-42歳	283	5.3	40.6	12.4	2.1	39.6	35.6
	43-47歳	276	8.3	39.9	5.4	5.1	41.3	36.8
	48-52歳	316	12.7	42.4	5.7	6.3	32.9	29.3
	53-57歳	387	16.8	45.5	6.7	7.5	23.5	23.9
	58-62歳	335	32.2	37.0	6.3	4.5	20.0	18.7
	63-67歳	339	31.3	42.8	2.1	4.4	19.5	15.4
	68-72歳	312	43.6	36.9	1.9	2.6	15.1	13.9
	73-77歳	141	56.0	29.8		6.4	7.8	9.8
	全体	2,930	21.2	40.5	6.8	4.6	26.9	25.7
女子	28-32歳	326	4.9	40.5	15.6	23.9	15.0	17.0
	33-37歳	354	5.1	43.8	15.5	23.2	12.4	14.0
	38-42歳	378	2.4	37.0	21.7	25.9	13.0	13.0
	43-47歳	331	4.2	42.6	18.1	23.6	11.5	13.1
	48-52歳	356	10.4	47.8	9.8	20.8	11.2	9.2
	53-57歳	405	13.1	57.8	8.6	14.1	6.4	6.1
	58-62歳	392	32.1	48.2	7.1	7.9	4.6	4.1
	63-67歳	298	35.9	51.0	3.7	6.4	3.0	2.7
	68-72歳	259	51.0	37.8	5.4	3.5	2.3	1.9
	73-77歳	183	56.8	36.6	2.2	4.4		1.2
	全体	3,282	18.8	45.0	11.4	16.3	8.5	8.5

注. 空欄は該当者がいないことを示す。学歴が不明な者を除いて集計。

国勢調査の出典と数値の算出方法は注(1)を参照。

全体の約5%たらずなので両者にそれほど大きな違いはないが、本稿では実態をよりリアルに反映していると考えられる中退を考慮した学歴を用いる。具体的には、高校を中退した者の学歴は中学校に、専門学校、短大・高専、大学を中退した者は高校に、大学院を中退した者は大学にそれぞれカウントしている。大学卒業・大学院修了者の年齢別分布は、4年制大学進学率（18歳時）の推移とほぼ同じ趨勢を示しているといっていよう。

なお同表の最右列には参考までに、平成12年国勢調査における「大学・大学院」の比率を示しておいた⁽¹⁾。同調査は2000年に実施でされているので、そのときたとえば25～29歳であった人は、NFRJ03が実施された2003年には28～32歳になっている。その間に学歴が変わった人はきわめて少数であろうし、国勢調査も「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から、両調査の分布を比較することは許されよう。すでに全国家族調査委員会（2005：39）で確認されているとおり、表1からは男女ともに少なくとも「大学卒業・大学院修了者」の比率は、NFRJ03が国勢調査と大きく乖離していないことがわかる。男子でNFRJ03が国勢調査にくらべて、大学・大学院卒業（修了）者の比率がやや高いが、その差は最大で4.5ポイント（43-47歳）である。

2-2 配偶者の学歴

表2は問9付問5から、配偶者のうち大学卒業・大学院修了者が占める比率を、配偶者の年齢5歳刻みで性別に示したものである。本稿では配偶者学歴を分析には用いないが、対象者の子どもからみれば調査対象者本人が女性のばあいその配偶者の学歴が父学歴になるので、参考までに掲げておいた。本人以外の学歴については中退の情報がないので、ここに掲げられているのは卒業と中退を区別しない学歴である。

表2. 配偶者の年齢別 大学・大学院卒業（修了）者の比率（％）

配偶者の性別	男子		女子	
	人数	大学・大学院	人数	大学・大学院
27歳以下	20	10.0	48	12.5
28-32歳	131	31.3	175	13.7
33-37歳	235	38.7	231	12.6
38-42歳	286	42.3	266	16.2
43-47歳	260	50.4	251	15.1
48-52歳	291	35.7	302	10.9
53-57歳	361	29.9	331	6.6
58-62歳	305	22.3	326	3.4
63-67歳	263	20.9	249	3.6
68-72歳	223	17.5	205	2.0
73-77歳	143	9.8	44	
78歳以上	71	4.2	2	
全体	2,589	30.0	2,430	9.01

注. 学歴が不明な者を除いて集計。

表3. 父親の年齢別学歴分布（％）

	人数	中学校	高校	専門学校	短大・高専	大学・大学院
48-52歳	18	27.8	55.6	5.6	5.6	5.6
53-57歳	169	25.4	47.3	6.5	2.4	18.3
58-62歳	351	31.1	47.0	2.6	1.7	17.7
63-67歳	402	32.6	47.0	1.7	1.7	16.9
68-72歳	476	44.7	39.9	0.8	1.5	13.0
73-77歳	395	47.8	31.9	2.3	3.8	14.2
78歳以上	451	59.6	23.1	2.2	6.7	8.4
全体	2,262	42.4	38.2	2.3	3.1	14.1

注. 学歴が不明な者を除いて集計。

NFRJ03 データで母集団から無作為抽出がなされているのは、いうまでもなく調査対象者本人だけであるから、その配偶者の学歴分布を国勢調査の分布と比較しても意味はないであろう。ただし、試みに配偶者学歴を表1の国勢調査の本人学歴と比較してみると、33～57歳の男子（つまり調査対象者は女子）で「大学卒業・大学院修了者」の比率がやや高い傾向にあることがわかる。もちろん標本誤差や非回答誤差の可能性もあるが、中退を考慮していないために高めになっていることを勘案しても、調査対象者の女性は高学歴の男性と結婚する傾向があるのかもしれない。ただし、女子の学歴（つまり調査対象者は男子）にはそのような傾向は見られない。配偶者選択に関する知見からの検討が必要であろう。

2-3 父親の学歴

表3は父親の学歴の分布（問17付問1(カ)）を、父親の年齢5歳刻みで示したものである。ただし全体数からわかるとおり、父学歴が把握できるのは36%にとどまる。その理由は調査票の設計から、調査時に生存している父親しか学歴がわからないことにある。高齢の父親ほど死亡している比率が高いので、本人が高齢のばあいその父親の学歴はほとんどわからないことになる。NFRJ03には、NFRJ98で尋ねていた父職や15歳時の居住地の都鄙度が無いなど、本人の定位家族に関する情報が皆無といってよい。そのなかで学歴も生存者しか把握できないというのは本稿にとって大きな制約であるが、致し方ない。

参考までに、生死に関わらず父学歴がわかるNFRJ98データを用いて、調査時に健在であった父親

表4. 父親出生コーホートごとの生死別義務教育修了者の比率

		学歴が義務教育(相当)者の比率(%)	全体(人)
1870-1890年生まれ	死亡	68.0	291
1891-1910年生まれ	生存	71.1	83
	死亡	66.6	1,773
1911-1930年生まれ	生存	52.4	1,209
	死亡	56.7	1,232
1931-1951年生まれ	生存	32.1	1,146
	死亡	38.0	150
全体			5,884

注. 1870-1890年生まれの父親に生存者はいない。この表のみNFRJ98データを利用。

表5. きょうだい数の分布(%)

	人数	独子	2人	3人	4人	5人以上	平均(人)
28-32歳	611	8.3	52.9	32.1	4.9	1.8	2.40
33-37歳	625	7.0	49.9	33.0	6.6	3.5	2.52
38-42歳	671	8.8	50.7	28.6	8.0	3.9	2.52
43-47歳	609	7.9	44.3	30.2	11.3	6.2	2.69
48-52歳	676	5.8	25.3	33.3	20.7	14.9	3.29
53-57歳	795	5.3	16.9	24.7	23.0	30.2	3.92
58-62歳	740	8.0	8.6	18.5	18.1	46.8	4.58
63-67歳	636	5.8	7.9	13.1	17.6	55.7	4.88
68-72歳	584	5.1	7.4	12.8	14.4	60.3	5.15
73-77歳	328	6.7	4.9	18.0	10.7	59.8	5.19
全体	6,275	6.9	27.5	24.7	14.1	26.9	3.65

注. きょうだい数が不明な者を除いて集計。

と死亡した父親とで、学歴に差があるのかどうかを示したのが表4である。マジョリティーである義務教育相当者の比率で見ると、学歴と生死とは関連がないようにみえる。表に掲げていない学歴にも大きな差異は見られないが、コーホートの区分の仕方によっても変わるから、断定的なことはいえない。しかも差異がないとしても、生存している父親の学歴を用いた分析結果を、死亡している父親へ敷衍できる保証は何もないが、参考にはなるだろう。

3. きょうだい数・出生順位

表5は本人のきょうだい数(問18付問1)の分布を、年齢5歳刻みで示したものである。NFRJ03はNFRJ98と同様に、調査時に健在であったきょうだいおよび死亡していたきょうだいの数がそれぞれわかる。ただし無回答が前者は0.4%(27人)たらずであるのに対し、後者は25.9%(1,632人)にのぼる。死亡したきょうだいをふくめたきょうだい数のほうが定位家族の状況を反映していると考えられるので、これは由々しき事態である。この問題に対しては3つの対応方法が考えられる。①健全なきょうだい数のみを用いる、②死亡きょうだい数については記入してある場合のみ利用する、③「死亡したきょうだい数が未記入なのは該当者がいないことを意味する」という前提をおき死亡したきょうだいをふくめたきょうだい数を算出する、である。①は正確で分析ケース数が多いが死亡したきょうだいの情報がまったく活かされていないし、②も正確だが分析ケース数が少なくなり、③は分析ケース数が多いがやや正確性に欠ける。いずれも一長一短であるが、③の前提はそれほど無理がないと考えられること、死亡したきょうだい数の情報を利用しつつ分析ケースをより多く確保すること、に重点をおいてここでは③の解決策を用いることにした。表5は③の方法によって求めたものである。

表6. 出生順位の分布 (%)

	人数	1	2	3	4	5以降
28-32歳	611	48.8	36.5	11.8	2.1	0.8
33-37歳	625	45.0	37.9	13.4	2.4	1.3
38-42歳	671	47.5	36.1	11.9	3.1	1.3
43-47歳	609	46.0	29.2	14.8	5.9	4.1
48-52歳	676	32.5	26.6	22.6	9.2	9.0
53-57歳	795	31.8	23.9	15.7	11.1	17.5
58-62歳	740	30.4	18.6	15.5	11.1	24.3
63-67歳	635	27.2	21.9	18.1	14.5	18.3
68-72歳	584	24.0	26.2	15.9	14.0	19.9
73-77歳	328	27.4	23.8	17.4	11.6	19.8
全体	6,274	36.3	28.0	15.7	8.4	11.5

注. きょうだい数が不明な者を除いて集計。

表5からは、独子はどのコーホートでも10%未満であり変化していないこと、調査時にほぼ45歳以下のコーホートでは2人きょうだいが半数弱を占めており、それより年長のコーホートで急激にきょうだい数が減少したような大きな変化はみられないことがわかる⁽²⁾。

表6は本人の出生順位の分布を、年齢5歳刻みで示したものである。出生順位は、問18付問1と上記の③方式で算出したきょうだい数から確定させた⁽³⁾。つまり死亡したきょうだいをふくめた順位である。そこではきょうだい数の減少にもなっており、47歳以下ではおよそ半数の者が第1子であることが示されている。ただし第2子以降でも、とうぜん長男や長女であり得るので、同表は長男や長女が半数いることを示しているわけではない。

4. きょうだい数・出生順位と学歴

以上で分析に用いる変数の基礎的な集計が出そろったので、本節ではきょうだい数および出生順位が本人の教育達成にどう関連しているかを概観する。これまでは教育達成を学歴というカテゴリカルな変数で捉えてきたが、紙幅の制約もあるので、ここでは学歴を教育年数という量的な変数に変換して、コーホートごとにきょうだい構成と教育年数の関連をみていく。具体的には、学歴が中学校の者の教育年数は9、高校は12、短大・高専は14、大学は16、大学院は18を割り当てた⁽⁴⁾。またコーホートは平沢(2004:337-338)と比較しやすいよう、高齢コーホート(1926~40年生まれ、調査時に63~77歳)、中年コーホート(1941~55年生まれ、48~62歳)、および若年コーホート(1956~1975年、28~47歳)に3区分した⁽⁵⁾。

図1はコーホートと性別を統制したうえで、きょうだい数ごとに平均教育年数を、図2は出生順位ごとにやはり平均教育年数を示したものである。図1からは、高齢コーホートの女子をのぞいてきょうだい数が多い者ほど平均的には教育年数が短いことがわかる。とくに中年と若年のコーホートではその傾向が顕著である。ただし独子だけは異なり、きょうだい数と教育年数が完全に線形的な関係にないことにも留意する必要がある。

図2からは、高齢と中年コーホートの女子では、出生順位と教育年数とは関連がないように見えるのに対して、男子ではとくに中年と若年コーホートで出生順位の遅い者ほど、平均的には教育年数が短いことが示されている。ただし図2はきょうだい数を統制していないので、この傾向が出生順位独自の効果かどうかはわからない。これらは、NFRJ98での傾向と基本的には一致しているといっていよう。

つぎに出身階層を統制したうえでも、きょうだい数は教育年数に影響を与えているかどうかを確

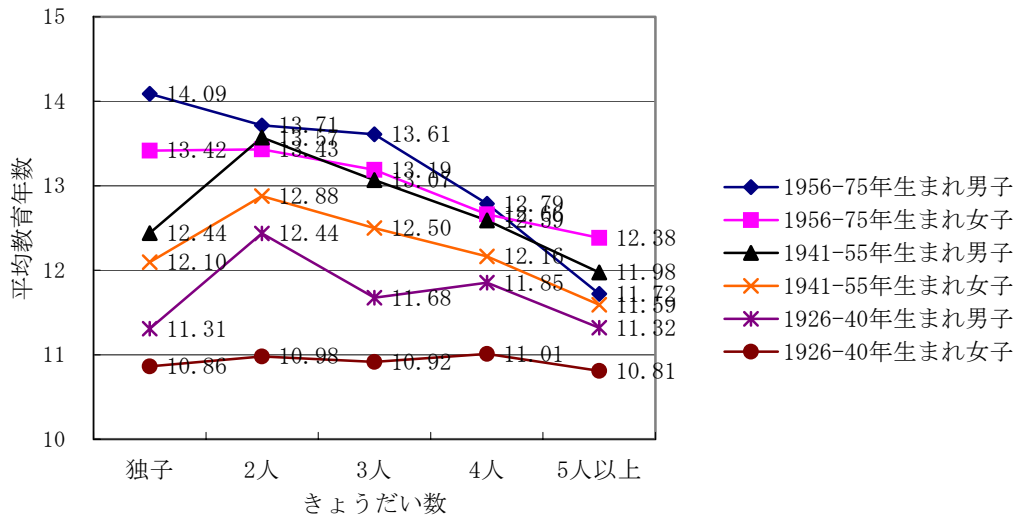


図1. きょうだい数別平均教育年数

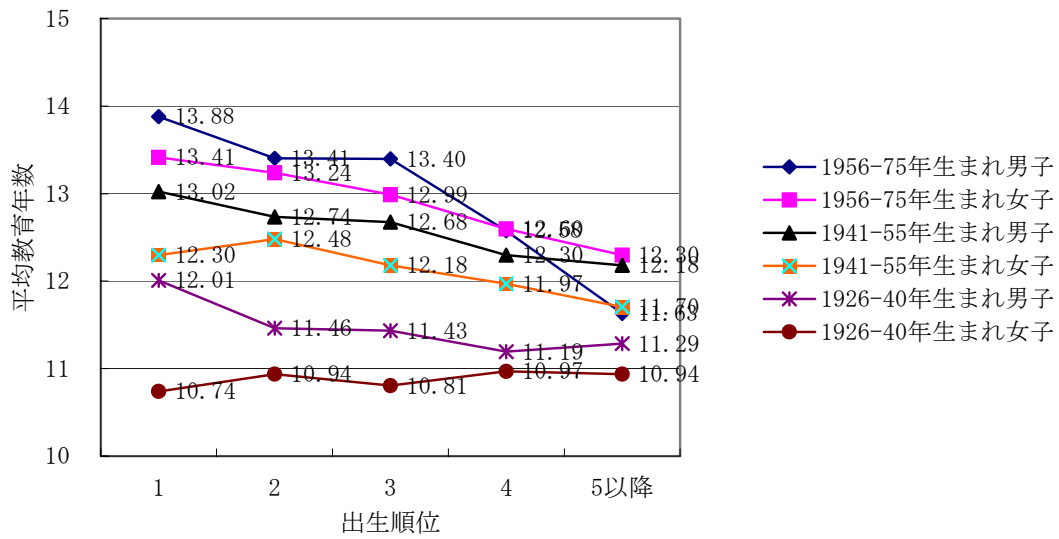


図2. 出生順位別平均教育年数

表7. 教育年数を従属変数とする重回帰分析

	男子	女子
独立変数	β	β
父教育年数	.320 ***	.369 ***
きょうだい数	-.132 ***	-.105 ***
R2	.119 ***	.155 ***
N	788	1009

注. 1956～1975年生まれを対象に分析。*** $p < .001$

認しておく。ただしさきに述べたように、NFRJ03では出身階層に関する変数は生存している父親の学歴しかないので、父親の多くが死亡しているコーホートでは分析ができない。そこで若年コーホートに限って、平均教育年数を従属変数に、父教育年数ときょうだい数を独立変数にして男女別に重回帰分析をおこなった。その結果は表7の通りである。男女とも父学歴を統制してもきょうだい数は教育年数に対して負の有意な効果を有していることがわかる。これも従来知見と同じである。

最後に、父学歴がきょうだい数を媒介として教育年数に影響する可能性があるかどうかを検討しておこう。論理的には学歴が低い父親のもとではきょうだいが多く、結果的に子どもの教育年数が短くなることはじゅうぶんに考えられる。そこで父教育年数ときょうだい数との相関係数を求めると、男子で-.017 ($p = .319$)、女子で-.103 ($p = .001$)であった。したがって、男子では無相関、女子では無相関とはいえないことになる。ここから男子では父学歴がきょうだい数を媒介として教育年数に影響することはないのに対して、女子ではその可能性があることになる⁽⁶⁾。ただし女子でもその間接効果は直接効果にくらべてかなり小さいといっていよう。

5. 最後に

以上で明らかになったことは、冒頭の要約の通りなので繰り返さない。その代わり今後の研究の展開について若干の展望を述べておきたい。ひとつは分析対象とする世代に関してである。本稿では調査対象者本人を中心に、その出身階層を統制したうえで、きょうだい数と出生順位が本人学歴に与える影響を吟味するというオーソドックスなアプローチをしている。しかしすでに述べたとおり、NFRJ03では出身階層に関する変数が実質的にほとんどないので、この方法はあきらかに限界がある。そこで世代を一つ下にずらすことが考えられる。つまり本人の子どもを中心に、その親つまり本人やその配偶者を子どもの出身階層とみなす方法である。これには焦点子をどう選ぶか、標本の代表性が確保されているか、本人が若年の場合は子どもの最終的な学歴が確定されていないので分析ケースが少ない点をどうするか、などいくつかの検討すべき課題がある。しかし本人に関する情報はきわめて豊富であるから取り組む価値はあるだろう。

もうひとつは、いわゆるきょうだい類似性に関してである。これは本人という「同じ」親の元で育ったきょうだいどうしの教育達成を直接比較して、その分散を家族間効果と家族内効果に分け、それらの相対的な比重を検討することである。NFRJ03は子ども学歴のほか、本人のきょうだいの学歴についても尋ねているので、この問題に対していくつかの方法で分析を試みるのが可能である。これらのふたつの課題については、現在とりまとめている別稿でくわしく論じることにして、ひとまず稿を閉じることにしたい。

付記

NFRJ98 データの分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「第1回全国家族調査 (NFRJ98)」の個票データの提供を受けた。

注

- (1) 国勢調査における「大学・大学院」の比率は、総務省統計局 (2002 : 258、ウェブサイトで公開) 第12表の「小学校・中学校」「高校・旧中」「短大・高専」「大学・大学院」の総計に占める比率である (学歴不詳をふくむ「総数」に占める比率ではない)。なお本稿の趣旨とは直接関係ないが、国勢調査の調査票には「専門学校」という区分がないので、高卒後に専門学校を卒業しその後いずれの学校にも行かなかった者の学歴は論理的には「高校」となる。すべての該当者が国勢調査でそのように正しく答えているかは疑問であるが、NFRJ03の「高校」と「専門学校」をあわせた数値が、国勢調査の「高校」に該当することになる。国勢調査におけるすべての学歴の分布は全国家族調査委員会 (2005 : 40) の表4-4にある。また同書33頁には中退と卒業を区別しないNFRJ03での学歴の分布が示されている (表3-11)。
- (2) 調査時に生存していたきょうだい数については、標本数の多い第4回世帯動態調査 (1999年実施) と比較することが可能である。NFRJ98 データとの比較については平沢 (2004 : 333) を、NFRJ03 データについては全国家族調査委員会 (2005 : 141) の表11-3を参照。
- (3) NFRJ98 では出生順位を正確に確定できなかった反省から NFRJ98 検討研究会での議論を経て、おもに JGSS2000 を参考に、NFRJ03 のきょうだい構成に関する回答欄が設計された。それにもかかわらず死亡したきょうだい数の未記入が25%にも達し、結果的に全員の正確な出生順位を今回も確定できなかったことは残念であり、今後課題を残すことになった。
- (4) ここでは中退を考慮した学歴に本文中のとおり教育年数を割り当てた。なお中退者に関して、最後に行った学校をいつ中退したかわかればそれをもとに実際に在籍した年数から、より正確な教育年数を求めることが可能である。しかしその情報はないので、機械的に直前に卒業した学校の教育年数をもちいた。
- (5) ただし NFRJ98 での教育年数は中退を考慮していない年数なので、厳密には比較できない。
- (6) モデル内の変数はこの3つの観測変数しかないので容易に想像できるとおり、男子に関して父教育年数ときょうだい数は無相関であるとの制約を課して同じ回帰モデルでパラメーターを推定すると、そのモデルはじゅうぶんにデータに当てはまっていた ($\chi^2=221$, $p=.638$)。同じことだが、父教育年数からきょうだい数へのパスを設定したパス解析モデルを立てても、両変数間のパスは有意にはならない。ただし、これは量的変数間に線形的な関係がないことをいっているだけである。そこで念のためすべての変数を質的変数に変換して、父学歴 (A、中卒・高卒・中等後教育卒の3カテゴリー)、きょうだい数 (B、1人・2人・3人以上の3カテゴリー)、本人学歴 (C、父学歴と同じ3カテゴリー) で対数線形分析を行ってみると、対連関モデル ([AB][BC][AC], $G^2=11.2$, $df=8$, $p=.188$) と条件付き独立モデル ([AC][BC], $G^2=21.1$, $df=12$, $p=.049$) が最終候補に残った (いわゆる一様連関モデルは検討していない)。前者を採択すれば父学歴ときょうだい数に関連を認めることになり、後者を採択すればその関連を認めないことになる。これらすべてを勘案すると、少なくとも若年コーホート男子については父学歴のきょうだい数を媒介とした本人学歴への間接効果は、あったとしてもかなり弱いと考えられる。

文献

- 平沢和司, 2002, 「教育機会におけるきょうだい類似性」, 日本教育社会学会第 54 回大会報告資料.
- 平沢和司, 2004, 「家族と教育達成—きょうだい数と出生順位を中心に—」, 渡辺秀樹・稲葉昭英・
嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 327-346.
- 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.
- 総務省統計局, 2002, 『平成 12 年国勢調査報告第 3 卷その 1 全国編』日本統計協会.
- 全国家族調査委員会, 2005, 『第 2 回家族についての全国調査 (NFRJ03) 第一次報告書』日本家族社会学会.