

# きょうだい数・出生順位と学歴

平沢 和司

(北海道大学医療技術短期大学部)

The Effects of Sibsize and Birth Order on Educational Attainment

HIRASAWA Kazushi

1998 年全国家族調査 (NFR98) のデータ (男子 3323 人、女子 3662 人) を用いて、本報告ではつぎの 2 点を明らかにした。第 1 は、父教育年数と父職をコントロールしても調査対象者本人のきょうだい (兄弟姉妹) 数は、コーホート I (1921~1940 年生まれ) の女子をのぞいて、本人の教育年数に対して負の効果をもっていた。しかもその効果はきょうだい数が少ないより若年のコーホート II (1941~1955 年生まれ) およびコーホート III (1956~1970 年生まれ) でむしろ顕著なことが示唆された。第 2 は本人の第 1 子と第 2 子の教育年数を比較すると、コーホート II と III の双方で長男と次男、長女と次女の教育年数が一致するきょうだいが多く、同性のきょうだい間で教育年数が異なる場合は、コーホート II では第 2 子のほうが第 1 子よりも教育年数の長いきょうだいが多く、コーホート III では逆であること、などが明らかになった。日本でもきょうだいの類似性や対称性に関するさらなる実証的研究が望まれる。

キーワード：きょうだい数、出生順位、教育達成

## 1. 問題

### (1) きょうだい構成に着目する背景

我が国における大学・短大への進学率は戦後 55 年の間に一桁代からほぼ 50% へ上昇した。専門学校を含めれば、今日では同年齢の半数以上の者が何らかの中等後教育を受けていることになる。日本の高等教育は、トロウ (1973) のいうエリート型からマス型を経てまさにユニバーサル (アクセス) 型の時代へ突入したといえる。このような高学歴化が進行している社会にあって、ある個人がどこまで教育を受けるかはどのようなメカニズムによって決まるのであろうか。さまざまな要因が考えられるが、それらをいちおう獲得的な要因と生得的な要因に分けるのが通例である。かつては高等教育の普及に伴って、教育達成に対する生得的な要因の影響は弱まると予測していた時期もあった。しかし現実には出身階層・階級によって教育を受ける年数には違いがある。しかもこの事実は 1955 年以降 5 回にわたる SSM データによってくりかえし確認されている<sup>(1)</sup>。

それではなぜ出身階層・階級によって教育達成が異なるのか。この問いに対して欧米では、文化資本論・アスピレーション論・家計負担説などさまざまな仮説が検討されている。それらの強調点は異なるが、ほとんどが家族に着目している点では共通している。たとえばフランス社会を念頭においたブルデューの文化資本論はつぎのように解釈できよう。大学入試が万人に開かれた試験によって行われていることに目を奪われて、近代社会がメリトクラシー社会であると誤解してはならない。支配階級は正統的な文化資本を家庭で子供に相続させることを通じて階級を迂回的に再生産している、と。つまり階級によって、家庭における子供の社会化のあり方が異なることに注目しているのである。こうした視点にたった研究は数多い。なかでもコーン（1977：189-203）が、アメリカにおいても階級によって両親の価値観が異なり、それが子育てに反映することを実証した研究はよく知られている。

ただしここで注意すべき点がある。それは階層・階級と、家族における親子関係・雰囲気あるいは子供の社会化のあり方とが、ほぼ一意に対応しているのかどうかという点である。もし両者の相関が高いのであれば、教育達成に対する生得的要因としては階層・階級に関する変数を投入すれば十分であって、そのうえさらに家族に関する変数を組み込む必要はないであろう。たとえば階層・階級によって出生力がいちじるしく異なるのであれば<sup>(2)</sup>、そのこと自体は重要な知見であるが、教育達成に対する効果という点では階層・階級変数に着目すれば事足りる。それに対してもし階層・階級変数と家族変数があまり相関していないのであれば、同じ階層・階級でも子供の社会化（家族変数）が異なることになるから、それを別に組み込むことに意義がある。現実にはいまのところ階層・階級と子供の社会化との関連は明らかとは言い難い。したがって教育達成の差異を分析するにあたっては、生得的な変数として階層・階級に関する変数とともに、家族に関する変数も組み込むことがまずは求められる。

もっとも家族に関する変数といっても、子供の社会化に関する変数や親子関係に関する変数を質問紙調査によって捉えるのは容易でない<sup>(3)</sup>。調査対象者本人の養育環境は回顧的なデータになってしまい信頼性がいちじるしく低い。また本人の子供に関しても教育達成が判明するのは20歳過ぎであるから、1回の調査で得られるデータには同様な問題が生じる。入念な縦断的調査を繰り返さないかぎり、家族変数を正確に捉えることはできないであろう。さらに以下で分析に使用するNFR98データは留め置き調査によるため、生得的変数として利用できる家族変数はきょうだい数・出生順位などごくわずかである。

とはいえきょうだい構成に関する変数に着目すると、今回のNFR98データは従来のSSMデータとは異なる利点がある。これまでのSSMデータでは調査対象者本人のきょうだい数と出生順位が尋ねられている。したがってきょうだい数によって教育達成を説明する場合、当然のことながら親の異なる者どうしを比較することになる<sup>(4)</sup>。それに対してNFR98データでは、調査対象者本人のきょうだい数と出生順位のほかに、本人の子供数とそのう

ち健在の第3子までの学歴などが調査されている。つまり実際のきょうだいの教育達成を直接比較できるのである<sup>6)</sup>。

この点はじつはもう一つの利点を有している。近藤（1996：20-21）によれば、こういふことである。もし同じ家族のなかで育ったきょうだいどうしの教育達成があまり似ていなければ、きょうだいに共通に作用した家族環境はないとみなせる。それに対して「キョウダイどうしの相関が高ければ、個々の家族には固有の雰囲気が存在するとみなして、その影響力を階級的な特徴を統制して吟味してみればよい」。こうした視点にたって1980年代以降アメリカではおもに LISREL を用いて、きょうだいの類似性に関する分析や、家族背景がきょうだいひとりひとりに等しく影響しているかどうかというきょうだいの対称性に関する分析（たとえばティーチマン 1995）が進められている。

## (2) 既存研究と分析課題

ここまでの議論をふまえて、本稿の分析課題を示せばおもに以下の2点に要約される。

ひとつはきょうだい数と出生順位が、出身階層に関する変数とは別に、教育達成に対して負の効果を有しているかどうかを検証することである。きょうだい数の効果に関して欧米ではブラウ（1978：295-330）をはじめ数多くの研究がある。たとえばブレイク（1989：55-66）は OCG データや GSS データを用いて、男女とも各コーホートできょうだい数が教育達成に対してマイナスの効果があることを実証している。日本では SSM データを用いた研究が少数ながら行われている。たとえば1985年データを重回帰分析とパス解析によって検討した近藤（1996：22-24）は、きょうだい数は父職や父学歴ほどではないが子供の教育達成に対して（とくに男子でかなり強い）負の影響をもっており、それは若いコーホートで顕著であると指摘している。また1995データを LISREL によって分析した片岡（1998：49-54）は、家族の財政状態の代理変数としてきょうだい数を投入し、学歴に対する負の直接効果の有無は性別とコーホートによって異なることを見いだしている<sup>6)</sup>。さらに1975年データを用いた Ishida（1993：63-64）ならびに1975、95年データを用いた石田（1999：49）は英米両国との国際比較を行い、いずれもきょうだい数が教育達成に対して負の効果があることを実証し、90年代の日本ではきょうだい数の影響力が増大したことを指摘している。このようにきょうだい数が教育達成に与える影響は、なかば答えの出た問題ですらある。しかしコーホートや出生順位による効果の違いにも配慮しながら NFR データを分析することは、家族研究の出発点としての意義はあるであろう<sup>7)</sup>。

もうひとつは実際のきょうだいの教育達成を比較することである。そこでの中心テーマは、きょうだい間で知的能力や教育達成に類似性がみられるかどうか、あるとすればなぜかである。ベニンら（1984）は、出身階層をコントロールしたうえで、きょうだいの組み合わせのうち長男一次男の教育達成がもっとも類似しているとした。ハウザーら（1989）はきょうだいの教育達成が類似するのは、長子から次子以降への影響だけではなく、双方

向的な影響もあると指摘している。さらに縦断的データを用いた研究（たとえばクオ（1997）など）も行われている。それに対して日本では実際のきょうだいと比較した研究はほとんど見当たらない。その例外は1965年SSMデータを用いた近藤（1996：28）で、「長男と次男の学歴が同じである割合が70.7%、兄が優位している割合が13.8%、弟が優位している割合が15.5%」であることを明らかにしている。本稿ではコーホートや性別を考慮したうえで、実際のきょうだいの教育達成がどの程度似ているのかを検証することにした。

## 2. データ

1998年全国家族調査（NFR98）のデータを用いる<sup>(8)</sup>。母集団は1998年10月現在、全国の市町村に居住する1921～1970年生まれ（28～77歳）の男女である。抽出標本数は10,500、そのうち回収数は6985（男子3323、女子3662）、回収率は66.52%である。実査は1999年1月に訪問留め置き法で実施された。

## 3. 分析

### (1) きょうだい数・出生順位が学歴に与える影響

#### (a) 変数

分析における従属変数は学歴である。まず学歴を表1の通り教育年数に換算し<sup>(9)</sup>、重回帰分析を行った。さらに1960年代からは高等教育機関への進学率が上昇したことを考慮して、男子は大学へ進学したかどうか、女子は短期大学あるいは大学へ進学したかどうかでダミー変数を構成し、それを従属変数としてロジスティック重回帰分析を行った。

他方、回帰分析における独立変数は複数の生得的な変数、つまり出身階層、生育地、およびきょうだい構成である。出身階層はおもに父学歴と父職で測定することが多い。本稿でもそれにならい、父学歴は本人学歴と同様に教育年数に換算して投入した。父職は農業であったかどうか、経営者・管理職であったかどうかの2つのダミー変数で捉えることにした。というのも本調査では、本人が15歳ころの父親の職業を「1. 経営者、役員、理事、課長相当以上の管理職」「2. 常時雇用されている一般従業者」「3. 農林漁業の自営業」「4. 農林漁業以外の自営業」「5. 臨時雇い・パート・アルバイト・内職」「6. その他」に区分して尋ねているだけだからである。したがって父職を職業威信尺度に変換したり、就業先規模（従業員数）と組み合わせた職業分類を作成することは、断念せざるを得なかった<sup>(10)</sup>。

生育地は本人の育った地域が、大都市か否かのダミー変数で捉えた。ただし育った市町村名を尋ねてあとでコーディングしたのではなく、回答者自身が大都市か否かを判断している。つまり調査票では「あなたが小学校卒業までの間に、一番長く暮らしていた地域は、次のどれにあたりますか」と尋ね、「1. 農村・山村・漁村」「2. 地方小都市」「3. 県庁所在地・それと同等以上の大都市」のいずれかを選択してもらっている<sup>(11)</sup>。そのためやや

表1. 変数表

変数名	変数の内容	変数値
教育年数	本人・父親・子供の学歴をそれぞれ教育年数に置き換えた。なお調査票で中退と卒業が区別できないため、中退も卒業と同じ値を与えた。	新制中学校・旧制小学校・国民小学校・青年学校は9、新制高校・旧制中学・高等女学校・実業学校・師範学校は12、新制各種専門学校（新制高卒以降）・新制短大・高専・旧制高校・専門学校・高等師範学校は14、新制大学・旧制大学以上は16。
大卒ダミー		大学入学者は1、それ以外は0。
短大大卒ダミー		短大または大学入学者は1、それ以外は0。
父職農業ダミー		父親の職業が農林漁業の自営業は1、それ以外は0。
父職管理ダミー		父親の職業が経営者・役員・理事・課長相当以上の管理職（公務員をふくむ）は1、それ以外は0。
大都市ダミー	生育地が大都市であるかどうかを表す。	県庁所在地・それと同等以上の大都市は1、それ以外は0。
きょうだい数	回答者本人と調査時に死亡しているきょうだいをふくめたきょうだい数を表す。	1～15（1は独子）。
子供のきょうだい数	回答者の子供の数を表す。調査時に死亡している子供、養子、継子をふくむ。	0～9。
出生順位		1～3、4以降。
子供の出生順位		1～3。
長男ダミー	本人が長男であるか否かを表す。	長男は1、それ以外は0。

信頼性に欠けると考え、回帰分析に組み込んだモデルとそうでないモデルの双方を検討した。

きょうだい構成はきょうだい数と出生順位でみた。本稿でのきょうだい数は本人をふくむ数値である。出生順位に関しては、やや詳細な補足説明が必要であろう。というのも本調査では出生順位を調査票で尋ねていないため、本人ときょうだいの出生年から計算したが、それがかならずしも正しくない可能性があるからである。まず調査票では調査時に生存していた「1番年上のきょうだい」から「3番目のきょうだい」までの3人に関する情報しかない。したがってかりにきょうだい全員が調査時に生存していたとしても、5人以上きょうだいがいて本人が末子に近い場合には、本人の出生順位が4番目以降いくつなのかは確定できない<sup>(12)</sup>。その場合やむを得ず本稿では出生順位を「4以降」とした。また、調査時に死亡したきょうだいがいる場合、調査票ではその出生年を尋ねていないためわからない。それゆえ本人がたとえ第1子と計算されても、正しくは第2子以降の可能性もある。一般的にはきょうだい順位が上位の者ほどはやく死亡するであろうから、古いコーホートほどそうした可能性は高い<sup>(13)</sup>。要するに、きょうだいが4人以下でその全員が調査時に生存している場合は問題ないが、それ以外のケースの出生順位はあくまでも目安に過ぎない<sup>(14)</sup>。

いま述べた点はきょうだい構成を分析の中心におく本稿にとっては致命的ともいえる

表2. コーホート別 教育年数・きょうだい数など (男子)

コーホート	N	教育年数 平均	大卒者 比率%	父教育年数 平均	父職農業 比率%	きょうだい数 平均	きょうだい4人 以上の比率%
1921~25 I	144	11.3	10.4	9.9	40.3	5.82	82.6
1926~30 "	248	11.3	11.7	9.8	40.3	6.01	83.1
1931~35 "	264	11.7	18.6	10.1	40.9	6.11	83.3
1936~40 "	277	12.2	22.7	10.2	38.3	5.44	79.4
1941~45 II	291	12.2	22.0	10.1	34.4	4.93	69.1
1946~50 "	346	12.8	30.3	10.5	29.8	4.00	51.7
1951~55 "	329	13.5	37.7	10.5	22.8	3.37	33.4
1956~60 III	280	13.6	39.3	10.9	17.1	2.87	19.3
1961~65 "	292	13.8	39.0	11.5	16.1	2.55	13.4
1966~70 "	269	13.9	40.5	12.1	4.8	2.37	6.8
全体	2740	12.7	28.5	10.6	27.7	4.22	49.9

注. すべての変数が欠損値でない者のみを集計している。表3も同じ。

表3. コーホート別 教育年数・きょうだい数など (女子)

コーホート	N	教育年数 平均	短大大卒 者比率%	父教育年数 平均	父職農業 比率%	きょうだい数 平均	きょうだい4人 以上の比率%
1921~25 I	192	10.2	6.8	9.6	49.0	5.46	76.6
1926~30 "	253	10.6	5.9	9.9	40.3	5.99	81.4
1931~35 "	272	11.0	11.0	9.9	45.2	5.85	84.2
1936~40 "	280	11.4	18.9	10.0	36.1	5.61	80.0
1941~45 II	336	11.8	22.0	10.4	34.5	4.78	69.3
1946~50 "	388	12.3	30.2	10.5	27.6	4.16	54.6
1951~55 "	353	12.7	41.9	10.4	23.2	3.47	38.0
1956~60 III	303	13.0	48.2	11.0	19.1	2.99	23.4
1961~65 "	326	13.3	55.8	11.5	12.6	2.60	13.8
1966~70 "	311	13.3	54.7	12.0	5.8	2.55	12.2
全体	3014	12.1	31.5	10.6	27.9	4.22	51.1

問題である。したがってきょうだい構成が本人の学歴に与える影響に関しては、おもにきょうだい数を用いた。そして出生順位に関する分析は男子に限定し、長男であるかどうかのダミー変数を投入した。なお、その欠をいくらかでも補うために、出生順位については本人ではなくその子供のデータによって後半で分析することにした。

本稿では、全体を本人の出生年コーホートによって3つに分けた。すなわちコーホートIは1921(大正10)~1940(昭和15)生まれ、コーホートIIは1941(昭和16)~1955(昭和30)年生まれ、コーホートIIIは1956(昭和31)年~1970(昭和45)年生まれである。調査時の年齢でいえば、コーホートIは58~77歳、コーホートIIは43~57歳、コーホートIIIは28~42歳である。こうした区分はどう分けても恣意的な感を免れないが、ここでのコーホートIはいわゆる「昭和ヒトケタ世代」とその前後、コーホートIIは「団塊の世代」前後に該当するといつてよいだろう。

#### (b) 分析対象者

本調査では本人の子供の学歴も調べているから、子供を対象者に分析することも可能である。しかし代表性が確保されているのは本人である。しかも子供を対象者にすると必然

的に高齢のコホート I に含まれる者がほとんどいなくなって対象者が減ってしまう。そこで分析対象者は調査対象者本人にした。

### (c) 結果

まず分析に用いた変数の傾向を記述しておこう。表 2, 3 は出生年コホート (5 歳刻み) ごとにきょうだい数、本人と父親の教育年数などを、男女別に示したものである。まず男子 (表 2) に着目する。教育年数は本人、父親ともに、年齢が若くなるにしたがって長くなっている。とくに高齢のコホート I の後半と中年のコホート II において本人の教育年数の伸びが顕著である。これは、かれらが大学に進学した時期にあたる 1950 年代後半から 75 年にかけて (4 年制) 大学進学率 (男子) が、20% 台から一気に 40% 台へ急伸したことを反映している。それは、コホート III が進学したであろうつぎの 15 年 (1975 ~ 90 年) の同比率が 35~40% で比較的安定しているのと対照的である。この傾向は、大卒者の比率がこの時期に高まっていることに、より直接的に表れている。

きょうだい数はほぼ一貫して減少していることがわかる。ただしその減り方はやはりコホートによって異なる。もっとも高齢のコホート I はゆるやかに減少しているとはいえ、平均 6 人前後で比較的安定している。それに対してコホート II はわずか 15 年の間に平均 5 人から 3 人強へいちじるしく減少している。若年コホート III も減少に歯止めがかかっていないが、減り方はコホート II ほどではない。この傾向は、きょうだいが 4 人以上の者が占める比率でみると、より顕著である。

以上が男子の傾向である。女子 (表 3) の傾向も父職やきょうだい数に関しては、当然のことながら男子とほとんど変わらない。注意を要するのは、本人の教育年数である。ひとつはコホートごとに比較すると女子の教育年数は男子のそれより低いものの、その差異はしだいに縮まってきていること、もうひとつは女子は大卒者と短大卒者をあわせた比率を掲げているため高齢コホートをのぞいて男子より高いが、大卒者だけでみるとまだ男子より低いこと、である。

つぎに学歴に対して生得的な変数がどのように影響しているのか、なかでもきょうだい構成は影響力があるのか、それらの効果はコホートごとに異なるのか、といった点に関して分析する。ここでは各コホート・性別ごとにそれぞれ 3 つのモデルを検討した。まず第 1 のモデル (M1) は教育年数を従属変数に、父教育年数・父職・きょうだい数を独立変数にした重回帰分析である<sup>(45)</sup>。第 2 のモデルは (M2) は M1 の独立変数に男子は長男であるかどうかというきょうだい順位に関する変数と生育地に関する変数を加えたモデル、女子は生育地に関する変数のみを加えたモデルである。そして第 3 のモデル (M3) は、男子は大卒者であるかどうかを従属変数に、父教育年数・父職・きょうだい数を独立変数にしたロジスティック重回帰分析である。女子は従属変数を、大学または短期大学卒業であるかどうかにかえて、同じくロジスティック重回帰分析を行った。なお生得的な変数をすべて含んだ M2 だけではなく M1 も分析するのは、M2 に追加したきょうだい順

表4. 本人学歴への重回帰分析(コーホートⅠ:1921~40年生まれ)

モデル	男子			女子		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
従属変数	教育年数			短大大卒ダミー		
独立変数	標準偏回帰係数			標準偏回帰係数		
			回帰係数 Exp( $\beta$ )			回帰係数 Exp( $\beta$ )
父教育年数	.327 ***	.325 ***	.302 1.352 ***	.323 ***	.308 ***	.677 1.968 ***
父職農業ダミー	-.129 ***	-.117 ***	-.597 0.550 *	-.163 ***	-.133 ***	-1.196 0.302
父職管理ダミー	.148 ***	.140 ***	.804 2.235 ***	.164 ***	.159 ***	-.836 0.433
キョウダイ数	-.071 *	-.071 *	-.074 0.929	-.031	-.023	-.216 0.806
長男ダミー		-.064 *				
大都市ダミー		.056			.092 **	
定数項			-4.381 ***			-10.334 ***
R <sup>2</sup>	.242	.246	.234	.239	.246	.384
△F	5.768 *			1.224		
N	933	912	933	997	991	997

注. \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001、M3のR<sup>2</sup>はNagelkerkeR<sup>2</sup>、△Fは本文参照。以下の表も同じ。

表5. 本人学歴への重回帰分析(コーホートⅡ:1941~55年生まれ)

モデル	男子			女子		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
従属変数	教育年数			短大大卒ダミー		
独立変数	標準偏回帰係数			標準偏回帰係数		
			回帰係数 Exp( $\beta$ )			回帰係数 Exp( $\beta$ )
父教育年数	.308 ***	.297 ***	.350 1.420 ***	.322 ***	.317 ***	.363 1.437 ***
父職農業ダミー	-.124 ***	-.093 **	-.891 0.410 **	-.070 *	-.053	-.617 0.540
父職管理ダミー	.158 ***	.149 ***	.810 2.248 **	.143 ***	.133 ***	.526 1.693
キョウダイ数	-.208 ***	-.198 ***	-.267 0.767 ***	-.142 ***	-.134 ***	-.256 0.774 **
長男ダミー		.001				
大都市ダミー		.132 ***			.074 *	
定数項			-3.508 ***			-5.803 ***
R <sup>2</sup>	.279	.297	.339	.213	.217	.236
△F	54.291 ***			26.142 ***		
N	966	949	966	1077	1075	1077

表6. 本人学歴への重回帰分析(コーホートⅢ:1956~70年生まれ)

モデル	男子			女子		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
従属変数	教育年数			短大大卒ダミー		
独立変数	標準偏回帰係数			標準偏回帰係数		
			回帰係数 Exp( $\beta$ )			回帰係数 Exp( $\beta$ )
父教育年数	.375 ***	.370 ***	.328 1.388 ***	.322 ***	.318 ***	.320 1.377 ***
父職農業ダミー	.025	.030	-.056 0.946	-.027	-.023	-.058 0.945
父職管理ダミー	.098 **	.093 **	.558 1.747 ***	.092 **	.091 **	.485 1.624 *
キョウダイ数	-.174 ***	-.145 ***	-.287 0.750 ***	-.154 ***	-.151 ***	-.259 0.772 *
長男ダミー		.069 *				
大都市ダミー		.062			.029	
定数項			-3.658 ***			-5.512 ***
R <sup>2</sup>	.222	.231	.236	.187	.187	.181
△F	30.606 ***			24.857 ***		
N	841	831	841	940	940	940



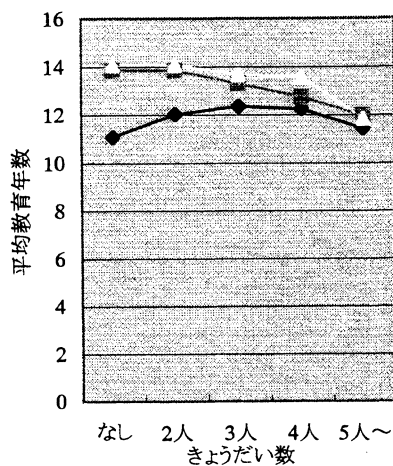


図1. きょうだい数別本人平均教育年数(男子)

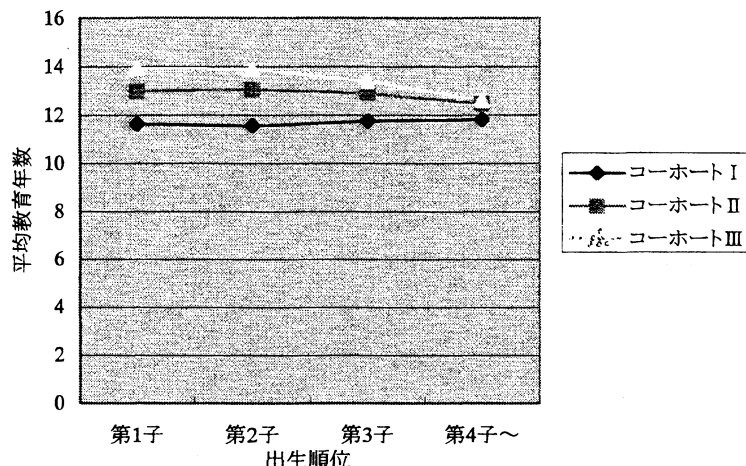


図2. 出生順位別本人平均教育年数(男子)

位と生育地に関する変数が、さきに述べたような問題点を有しているからである。その結果はコーホート別に表 4～6 に示すとおりであり、そこから明らかになる点は以下の 6 点にまとめられる。まず男子に注目する。

1. 生得的変数のなかで父教育年数と父職は、どのコーホートをとっても本人の教育年数 (M1)・大学に進学するかどうか (M3) に影響を与えている。これは SSM データなどで繰り返し検証されていることである。

2. きょうだい数は、父教育年数と父職をコントロールしてもなお、いずれのコーホートにおいても学歴に対してマイナスの影響を与えている<sup>(16)</sup>。つまり家族背景が同じでもきょうだい数がより少ない者のほうが、教育年数が長くなり、大学に進学する確率が高くなるということである。これも SSM データなどでの結果と一致している。

3. つまりきょうだい数は父教育年数と父職とは別に教育年数に対して独自の効果を持っていると見てよい。M1 からきょうだい数をのぞいたモデルと、それを加えた M1 との F 値の変化量を  $\Delta F$  で示したが、いずれも有意である。

4. ただしきょうだい数の効果の強さはコーホートによって異なっており、高齢のコーホート I よりはコーホート II と III で効果が強い可能性がある。標準偏回帰係数の値の大きさや、表には示されていないが、きょうだい数の寄与率がそれを示唆している<sup>(17)</sup>。とくにコーホート I は線形の負の効果は弱い。きょうだい数ごとに平均の教育年数を表した図 1 (男子) によれば、コーホート I ではきょうだい数が 3 人か 4 人のときに教育年数が最大になっている。つまりコーホート I ではきょうだい数が多いばかりではなく少なすぎても教育年数が短くなっていたのである。

5. M2 におけるきょうだい順位を表す長男ダミーに着目すると、コーホート I ではマイナスの、コーホート III では逆にプラスの効果があり、コーホート II では無関係であることが見てとれる。つまりきょうだい数をふくめて同じ背景を持つ者同士を比べると、高齢の

コーホートでは長男である者は次男以下よりも学歴が低かったということである。それが若年のコーホートでは逆転している。出生順位別に平均の教育年数を表した図 2 (男子)によれば、とくに若年のコーホートⅢでは出生順位が遅い者ほど学歴が低くなっている。ただしその効果は他の変数と比べてかなり小さいと考えられる。

他方、女子はどうであろうか。

6.父教育年数と父職に関しては、女子も男子とほぼ同じ傾向あるのに対して、きょうだい数に関しては男子と異なる点と共通点の双方がみられる。異なるのは、女子は高齢のコーホートⅠではきょうだい数が教育年数に対して効果を持っていない点である。共通しているのは、より若いコーホートⅡとⅢではきょうだい数の効果が強まっている可能性がある点である<sup>(18)</sup>。

以上の分析結果で注目されるのは、高齢のコーホートⅠよりは、きょうだい数のはるかに減少した若いコーホートⅡとⅢにおいて、むしろきょうだい数が学歴により強くマイナスの影響を与えていることである。これはやや意外な結果であるが、SSM データを分析した近藤 (1996) の指摘とほぼ一致している。

## (2) きょうだい間の学歴比較

出生順位によって学歴が異なるかどうかに関して、今度は対象者の子供のデータを用いて実際のきょうだいを比較する。

### (a) 変数

ここでは (1) でふれた以外の変数について述べておく。子供の出生順位について、調査票では調査時に死亡していた子供をふくめて対象者本人の第 1 子から第 5 子までの出生年などを尋ねたうえで、別の質問で、今度は生存子にかぎって年長 3 人の学歴などを尋ねている。よって学歴 (教育年数) に関して分析できるのは、第 3 子までに限られる。子供が 4 人以上いる回答者は現在子供を持つ者の 5.2% (308 人) に過ぎないが、そこに含まれる第 4 子以降 (の学歴) に関して分析することはできない。

子供の学歴は本人と同様に教育年数に換算した<sup>(19)</sup>。なお子供からみて親にあたる者、つまり本人の学歴については注意を要する。本人が男子の場合はその学歴を、本人が女子の場合は配偶者の学歴を用いた。また子供のきょうだい数は本人の子供数と同じである。

### (b) 分析対象者

分析対象者は、調査対象者のうち調査時にすべての子供が健在で、第 1 子が 1941~1970 年 (コーホートⅡ,Ⅲ) に生まれた者 2,505 人 (本人) に限った<sup>(20)</sup>。というのもきょうだい間の学歴を比較するためには、調査時点 (1999 年) で第 2 子・第 3 子の学歴が確定している必要があるからである。いま学歴が確定する年齢を大学に入学する 20 歳前後と仮定すれば、第 2 子・第 3 子が遅くとも 1979 年までに生まれていることが必要であり、そこから逆算して先の条件を設定した<sup>(21)</sup>。

表7. 対象者本人の子供 教育年数の比較

	コーホートII		III			II	III	II	III
第1子=第2子	60.0%	54.5%	第1子=第3子	55.4%	52.8%	第2子=第3子	60.4%	54.8%	
第1子>第2子	17.2%	27.5%	第1子>第3子	18.3%	27.2%	第2子>第3子	16.8%	20.7%	
第1子<第2子	22.8%	18.0%	第1子<第3子	26.4%	19.6%	第2子<第3子	22.8%	24.5%	
r	.588	.480		.466	.470		.567	.499	
N	645	1,527		345	506		346	507	

注. %はたて和Nに占める比率。コーホートは第1子出生年による。コーホートIIは1941～55年生まれ、IIIは1956～70年生まれ。きょうだい数・性別はコントロールしていない。

表8. 対象者本人の第1子と第2子 教育年数の比較

	コーホートII		III			II	III
長男=次男	70.5%	59.2%	長男=長女	49.0%	44.4%		
長男>次男	13.9%	27.4%	長男>長女	34.6%	42.4%		
長男<次男	15.6%	13.4%	長男<長女	16.3%	13.3%		
r	.662	.532		.541	.437		
N	173	387		153	399		

	II	III			II	III
長女=長男	53.6%	53.5%	長女=次女	65.8%	62.3%	
長女>長男	7.8%	17.2%	長女>次女	13.8%	21.8%	
長女<長男	38.6%	29.6%	長女<次女	20.4%	15.9%	
r	.555	.535		.703	.471	
N	166	379		152	353	

注. (不)等号の左側が第1子、右側が第2子を表す。

きょうだい数はコントロールしていない。

### (c) 結果

表7は実際のきょうだいのたとえば第1子と第2子の教育年数を比較し、教育年数が同じペア、第1子の教育年数が第2子より長いペア、その逆のペアに分け、それぞれの比率を第1子のコーホート別に表したものである。またr欄に示されているのはその組み合わせ（たとえば第1子と第2子）の教育年数の相関係数である。これらはきょうだい数と性別をコントロールしていない場合である。それによればコーホートIIでは、きょうだいがいる者の約6割は第1子と第2子の教育年数が等しかったこと、およそ4分の1は第2子の教育年数が第1子よりむしろ長いことがわかる。それに対してコーホートIIIでは、第1子の教育年数のほうが長いペアの比率が高くなっている。

もっとも一般に教育年数は女子より男子のほうが長いから、きょうだいの性別を考慮したほうが実態により迫れるであろう。そこで表8では、第1子と第2子のペアを、長男-次男、長男-長女、長女-長男、長女-次女の4つに分けて、実際のきょうだい間の教育年数を比較したものである。まずコーホートIIでは、きょうだい間で教育年数の一致度が高いのは、長男-次男と長女-長女の組み合わせであり、一致性がもっとも低いのは長男-長女の組み合わせであった。コーホートIIIにおいてもその傾向に変わりはない。つぎに教育年数が異なる同性のきょうだいをみると、コーホートIIでは第1子より第2子の教

表9. 第2子教育年数への重回帰分析

第2子の性別	男子		女子	
	コーホートII	III	II	III
父教育年数	.204 ***	.221 ***	.255 ***	.307 ***
きょうだい数	-.203 ***	-.078 *	-.165 **	-.051
第1子の教育年数	.502 ***	.401 ***	.454 ***	.326 ***
R <sup>2</sup>	.494	.295	.422	.278
N	270	690	221	682

注. 数値は標準偏回帰係数。コーホートは第1子の出生年による。表7注参照。

育年数が長かったのに対し、より若いコーホートIIIでは逆に同性のきょうだいでも第2子より第1子の教育年数が長い傾向にある。なぜ近年になって同性でも第2子より第1子のほうが教育年数が長いのか。この非対称性に関してはさらに分析する必要がある。なお、以上ではきょうだい数をコントロールしていないが、たとえば2人きょうだいに限定しても傾向はほとんど変化なかった。

以上で趨勢は把握できるが、出身階層やきょうだい数はコントロールされていない。そこで第2子の教育年数を従属変数に、父教育年数（出身階層）、きょうだい数、第1子の教育年数を独立変数にして重回帰分析を行った。その結果を示した表9によれば、父教育年数ときょうだい数をコントロールしても、第1子の教育年数が第2子のそれに与える影響はかなり強いことがわかる。

#### 4. 結びに代えて

分析の結果は冒頭に要約した通りなので、ここでは繰り返さないことにし、以下では今後の検討課題に関して2点ほど述べておきたい。ひとつは、出身階層をコントロールしてもなぜきょうだい数が教育達成に負の影響をあたえるのか、とりわけきょうだい数が少ないより若いコーホートのほうがきょうだい数の効果が強いように見えるのはなぜか、そのメカニズムを明らかにすることである。おそらく階層・階級に完全には還元されない要因があって、それがきょうだい数として表れている可能性があるが、それはなにか。このデータだけではその答えを得ることはできない。これに関して、親が将来の子供の教育を見越して子供の数を戦略的に決めているとする近藤（1990：4）の見解は示唆的である。もうひとつは、実際の同性きょうだいの教育達成がコーホートIIIでは非対称的（第1子が第2子より高い）なのはなぜかである。教育費が予想以上に高騰して予算制約が厳しくなったからか。きょうだいの教育達成の一致度だけではなく、どの学歴レベルで非対称的になるかなど、さらなる分析が必要である。それらは類似性に関するより洗練された分析手法の活用とともに、別途まとめたいと考えている。

きょうだい構成は誰にとっても身近な事象であるために人口に膾炙される機会も多い（たとえば畑田 1993）。研究者の間でも日本では、出生順位とパーソナリティ、子供の量と質といったテーマの研究<sup>(22)</sup>は行われているのに対して、きょうだい構成と学歴・地位達成を主題にとりあげた研究は近年、寡聞にして聞かない。しかしキョウダイ数や出生

順位に関する分析は、家族研究に対してはもとより、教育を受ける機会の不平等や階層の再生産に関する研究にも光明を与えてくれるように思えてならない。

## 注

- (1) この点に関して SSM データを用いた分析は数多いが、たとえば今田（1999：6-8）、原・盛山（1999：16-19）を参照。
- (2) この点に関してはデュモンの社会的毛管現象仮説をはじめ、多くの研究がある。1995 年 SSM データを用いたものとしては岩澤（1998）を参照。
- (3) 近藤（1996：20）は先行研究をふまえて地位達成研究における家族に関する変数を、父職などの「家族背景」、世態類型・家族規模・きょうだい構成などの「家族構造」、および家族の雰囲気・親子関係・社会化のあり方などの「家族環境」に分け、それぞれが地位達成研究に対してもつ意義を検討している。本文中で捉えることが難しいといったのは、ここでいう「家族環境」に相当する。
- (4) SSM データも 65 年調査にかぎって、対象者本人の男きょうだいの教育達成を比較できる。安田（1971：250）を参照。
- (5) ただし本人のきょうだいの学歴は調査されていない。
- (6) 大内（1998：155-158）も 1995 年 SSM データを用いて、父職業威信と父教育年数をコントロールしても兄弟姉妹数が 1945 年以降生まれの本人教育年数に負の影響があることを指摘している。ただしその重回帰分析は、ケース数から判断する限り性別を統制せずになされている。
- (7) 出生順位が教育達成に与える効果に関する研究も多くある。古くはパイヤー（1966）が、独子が有利で中間子が不利であるとしている。安田（1971）は、独子・長子のみならず末子の学歴も中間子のそれより有意に高いと結論づけている。さらに出生順位と地域移動の関連もとくに我が国においては古くからのテーマであり、多くの研究がある。最近のものとしては 1965 年 SSM データを用いた粒来（1995）を参照。
- (8) データの詳細に関しては、日本家族社会学会（1999, 2000）を参照。
- (9) 旧制の学校制度では、正確には尋常小学校には 6 年、高等小学校には 8 年、旧制中学・高等女学校・実業学校のほとんどには 11 年、高等師範学校には 15 年、旧制大学の一部には 17 年を与えるべきであろう。本人は卒業年、父親も出生年がわかるから、それに基づいて旧制の学校卒業者を割り出し、これらの数値を与えることは不可能ではない。しかしこれらの数値と本稿の数値とはほとんどのケースで 1 年しか異ならないこと、調査票では尋常小学校と高等小学校が区別されていないこと、おなじく中退者と卒業者が区別されていないこと、などからこれだけを厳密にしても意味はないと考え、表 1 のとおり換算した。
- (10) 留め置き調査で父職を正しく把握することにはさまざまな困難が付きまとうが、次回以降は職業区分をもう少し細かくすることを検討すべきであろう。
- (11) なお、この質問文はやや曖昧である。まず選択肢の区分が厳密ではない。さらに回答者が育った時代には農村であった地域が、現在では地方小都市のばあい、回答者はどちらを選択すべきか迷ったであろう。したがって実査後にコーディングの手間がかかるが、市町村名を記入してもたったほうがよいように思われる。
- (12) そのほかに本人ときょうだいの出生年が同じケースがある。これには双子の場合とそうでない場合がありうるが、本人の出生月を考慮しても両者を区別できないケースがあるた

めに、出生順位を欠損値とした。

- (13) そのほかにたとえばきょうだい数が5人で回答者が第5子の男子である場合、第4子も男子であれば、本当はその第4子が長男であるが、第4子以降の性別はわからないから、回答者を長男としてしまっているケースがあり得る。
- (14) こうした問題が生じないように、次回以降の調査では出生順位そのものを調査票で尋ねるべきであろう。自分の出生順位をすぐに答えられない人はまずいないであろうから、そうしても回答負担はほとんど増えないであろう。なお、1995年SSM調査では、15歳時に生存していたきょうだい数、そのなかでの順位、さらに同性のなかでの順位を尋ねているが、出生順位を答えなかった者とわからないと答えた者は、わずか0.1%にすぎない。
- (15) 出身階層（父教育年数）ときょうだい数との相関は、コーホートIで-.181、コーホートIIで-.181、コーホートIIIで-.172（男子）と、とくに小さいとはいえないが、本稿の冒頭で述べた理由から、出身階層ときょうだい数を独立変数として同時に投入した。
- (16) ただしコーホートIIIにおいては父職農業ダミーの標準偏回帰係数が小さく有意でもない。またM1・M2は符号がプラスであるのに対し、M3では逆転している。父職農業ダミーと教育年数の相関係数は-.111ときわめて小さく符号もマイナスであることから、M1・M2における父職農業ダミーでいわゆる抑圧が起きていると考えられる。ただし父職農業ダミーをのぞいて分析しても他の独立変数の傾向にほとんど変化はない。けっきょくこのコーホートIIIにおいては学歴に対して父職が農業であるかどうかは影響しないと判断してよいであろう。
- (17) もっとも個々の独立変数の効果の大きさを正しく推定するのは容易ではない。異なる重回帰式の係数などを比べてコーホート間比較をすることには慎重であるべきだろう。
- (18) ただし女子のM1・M2では父職に関する2つのダミー変数が有意であるのに対して、M3では一部有意でなくなっている。これは素直に解釈すれば、父職は教育年数には影響するが、短大・大学進学には関係しないということになる。このデータではその可能性もあるが、他方で父職を2つのダミー変数で構成しているためにこうなっている可能性もある。
- (19) そのため調査票では区別されている「各種専門学校（高卒後）」と「短大・高専」は、ともに教育年数14年で区別されていない。
- (20) 子供の出生年と学歴を別の質問で尋ねているために、死亡した子供がいる場合、出生年と学歴との対応が一部不明なケースが生じる。そこで分析対象をすべての子供が生きているケースに限った。
- (21) 学歴が確定するのは、厳密には大学入学時ではなく卒業時であるが、調査票では大学中退と卒業を区別していないから、入学時に確定することになる。
- (22) たとえばシグノー（1991）、ベッカーの理論を下敷きにした八代（1993：132-159）などを参照。

## 文献

- Bayer, A.E., 1966, "Birth Order and College Attendance," *Journal of Marriage and the Family*, Nov., 480-484.
- Benin, M.H. and D.R. Johnson, 1984, "Sibling Similarities in Educational Attainment," *Sociology of Education*, Vol.57, 11-21.

- Blake, J., 1989, *Family Size and Achievement*, University of California Press.
- Blau, P.M. and O.D. Duncan, 1978, *The American Occupational Structure*, The Free Press.
- Cigno, A., 1991, *Economics of the Family*, Oxford University Press. (田中敬文・駒村康平訳, 1997, 『家族の経済学』.)
- 片岡栄美, 1998, 「教育達成におけるメリトクラシーの構造と家族の教育戦略」, 近藤博之編『教育と世代間移動』(1995年SSM調査シリーズ10), 35-66.
- Kohn, M.L., 1977, *Class and Conformity*, The University of Chicago Press.
- 近藤博之, 1990, 「家族規模と教育達成—移動構造の人口学的側面—」, 『人文論集』41, 静岡大学人文学部, 1-27.
- 近藤博之, 1996, 「地位達成と家族—きょうだいの教育達成を中心に—」, 『家族社会学研究』8, 19-31.
- Kuo, H.D.D. and R.M. Hauser, 1997, “How Dose Size of Sibship Matter,” *Social Science Research*, Vol.26, 69-94.
- 畑田国男, 1993, 『兄弟の社会学』, 講談社.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層』, 東京大学出版会.
- Hauser, R.M. and R. S-K. Wong, 1989, “Sibling Resemblance and Intersibling Effects in Educational Attainment,” *Sociology of Education*, Vol.62, 149-171.
- 今田高俊, 1999, 「平等社会の神話を越えて」, 『日本労働研究雑誌』No.472, 2-16.
- 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』No.472, 46-58.
- Ishida, H., 1993, *Social mobility in Contemporary Japan*, Macmillan.
- 岩澤美帆, 1998, 「世代間社会移動と出生力」, 佐藤俊樹編『近代日本の移動と階層: 1896-1995』(1995年SSM調査シリーズ2), 103-124.
- 日本家族社会学会, 1999, 『1998年家族についての全国調査コードブック』.
- 日本家族社会学会, 2000, 『家族生活についての全国調査(NFR98)1』.
- 大内裕和, 1998, 「戦後社会における出身階層・家族と教育達成」, 荻谷剛彦編『教育と職業—構造と意識の分析』(1995年SSM調査シリーズ11), 149-160.
- Teachman, J.D., 1995, “Sibling Resemblance and Similarities in Intellectual Skill,” *Sociology of Education*, Vol.68, 205-220.
- Trow, M.A., 1973, “Problems in the Transition from Elite to Mass Higher Education”. (天野郁夫・喜多村和之訳, 1976, 『高学歴社会の大学』.)
- 粒来香, 1995, 「兄弟順位と社会移動」, 佐藤俊樹編『階層・移動研究の現在』(平成6年度科学研究費報告書), 69-77.
- 八代尚宏, 1993, 『結婚の経済学』, 二見書房.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』, 東京大学出版会.

(2001年2月1日提出)

文部省科学研究費基盤研究 (A) : 10301010

家族生活についての全国調査 (NFR98) 報告書 No. 2-5

# 認知された家族ときょうだい関係

Recognized Families and Sibling Relations

藤見純子編

2001年9月

日本家族社会学会  
全国家族調査 (NFR) 研究会