

教育達成ときょうだい構成

性別間格差を中心に

平尾 桂子
(上智大学)

Gender, Sibling and Educational Attainment

HIRAO Keiko

教育達成に対するきょうだい構成、特に性差について、NFRJ03のきょうだいデータを用いて検証した。分析対象は、きょうだい全体が健在で、父親が継父・義父でなく、最も若いきょうだいが調査時点で19歳以上の調査回答者(3,106人)およびそのきょうだい(4,139人)を合わせた7,245件である。進学先が1)大学以上、2)短大・専門学校、3)高校以下を被説明変数とする多項ロジスティック分析の結果、以下の点が明らかになった。第一に、男の子は四年制大学、女の子は短大という教育達成の性分離が、単に性別間だけではなくきょうだい間でも認められること。第二に、きょうだい数は、「四人以上」に較べて「三人以下」の場合に教育達成が高い傾向が認められるものの、その関係は必ずしも直線的なものではないということ。第三にコホートやきょうだい数、父親の学歴はいずれも男女によって異なる効果を及ぼしているということである。親の選択的教育投資行動とともに、親の資源をめぐるきょうだい間のダイナミズムが、個人の教育達成に影響を与えていることが示唆される。

キーワード：教育達成、きょうだい構成、性別格差

1. 問題の所在

子どもの教育達成に対して定位家族の属性が大きな影響力を持つことは広く知られている(Blau and Duncan 1967; Hauser and Featherman 1977)。親の社会階層や文化資本、社会関係資本の多寡などの生得的な属性は、個人の教育達成のベースラインを形成するといっても過言ではない。定位家族の属性もさることながら、同じ家族内でも出生順位に応じて生まれ落ちる社会的配置は異なってくる。たとえば長子として「弟妹がいる環境」と、末子として「兄姉がいる環境」とでは、まったく違う社会関係を経験する。

子どもの教育達成ときょうだい構成に関する研究系譜は、19世紀にまで遡ると言われ(Steelman *et. al.*, 2002: 244)、これまで欧米社会を中心に膨大な知見が得られてきた。その中で最も一貫性が高いのは、きょうだい数が多いほど教育達成が低いという負の相関関係である。

「資源希釈仮説」(Blake 1986)は、この現象を説明する最も有力な仮説として多くの研究で支持されてきた。家族が持つ様々な資源が、貯水槽の水が配管を通じて各戸に分配されるように、子どもの数(戸数)が多ければ多いほど一人当たりにかかる親の資源も少なくなるというものがある。しかし、子ども一人当たりには配分される資源は一様に少なくなるのではなく、性別、出生順

位、きょうだい構成(性比、男(女)きょうだいの有無/数、等)によって異なっている(Steelman *et. al*, 2002)。

この現象を説明するために、主に人的資本論の立場からは、「選択的投資仮説」が提唱されてきた(Becker 1981)。これは、家族を再生産の単位とみなし、親が経済/時間資源の制約内で選択的かつ戦略的に子どもに教育投資しているとする。

両者の仮説はかならずしも排他的なものではないが、後者はきょうだい数をモデルに組み込んだ上で、特に資源配分過程における親の主体性を強調する点が異なっている。たとえるならば、前者は貯水槽から配管に流れる水の量を調節する主体を特定しないのに対し、後者は各戸に分配される水の量を制御する調整人の役割を想定する。あるいは配管の太さが一様でないとも言える。

子どもの教育達成に対する定住家族の影響の強さを、11カ国¹の全国抽出データに基づき国家間、家族間、家族内(きょうだい間)の3段階HLM(Hierarchical Linear model)にて比較検討したSibenとGraaf(2003)によれば、全体的な子どもの教育達成の分散のうち、家族間の相違によるものは34%にすぎず、37%はきょうだい間の違い、28%は国家間の相違によるものであると推定している。しかし国家間の分散にはシステマティックな関連は見いだせず、産業化や個人化の度合い、政治体制によるものというよりも、親がそれぞれ社会・経済状況に応じて戦略的かつ選択的に資源配分した結果であると結論づけている。

教育投資の「主体」である親が「合理的行動」をとると仮定すれば、金銭的・時間的資源の予算制約内で、投資効率が高い子どもに優先的に教育投資するはずである。もちろん、能力の高い子ども、将来性のある子どもほど投資効率が高いと考えるのが妥当だが、幼少時の子どもの将来性は未知数である。従って、親は限られた情報をもとに「投資先」を決定しなくてはならない。その際、子どもの性別は重要な意味を持つてくる。

日本の場合、教育達成の性差が大きいことが知られている。四年制大学、短大を含めた大学等進学率は2003年時点で男子43%、女子47%と女子の方が高く、その傾向は1974年に32%水準で男子に女子が追いついてから過去30年以上も続いてきた。しかし、周知のように、進学先の内訳では、男子は圧倒的多数が四年制大学に進学していたのに対し、女子は長年にわたって短期大学への進学率が四年制大学への進学率を上回るという高等教育の性分離が続いてきた。四年制大学への進学が短大への進学を上回るという真の「女性の高学歴化」は、1996年からようやく観測されるようになった、比較的新しい現象である。

Brinton(1988, 1992, 1993)は、労働市場での性分離と男女間の賃金格差、さらに家庭内では比較優位に基づく性別役割分業が相互に補完する形で、日本では女性の人的資本の発達が構造的に妨げられてきたと主張する。確かに、労働市場における賃金格差を見れば、女子よりも男子に教育投資した方が収益率は高い。また、1974年の『賃金センサス』を元に推定した矢野(1982)によれば、女性の教育収益率は高卒で7%、短大卒で12%、大卒で10%であり、女性間の教育の収益率は短大卒で最も高かった。1960年代半ばから始まる高等教育の「マス化」が、男子は四年制大学、女子は短大という高等教育の性分離を内在したまま進展したというのも、その当時、女子の教育収益率は短大の方が高かったことから説明できる。

1995年のSSMを使ったOno(2004)は、女性が大学進学する確率は男性の約15%にすぎないと推定している²。また、「消費生活に関するパネル調査」の初年度データを用いて、女性の大学進学確率を推定したEdwardsとPasquale(2003)は、両親の学歴や収入の他に、塾通いの経験や私立高

校出身といった家庭内での教育投資の影響が大きいことを示している。つまり、女性は大学に進学する確率が男性に比べて非常に低く、進学できた人は親の社会階層が高くなおかつ教育熱心であるという条件が整った恵まれたケースなのである。

すでに SSM や NFRJ98 を使った先行研究では、日本でもきょうだい数が教育達成に負の影響を及ぼしていることが確認されているが（平沢和司，2004；近藤博之，2000；Ishida 1993）、きょうだい構成、特に男子きょうだいの影響についてはかならずしも一致した結果は得られていない。上記の Ono（2004）は、男子きょうだいの存在が男女間の教育達成の「代替性」に負の影響を及ぼしているという知見を得ているが、Edwards と Pasquale（2003）では、大学進学確率には男きょうだいの有無による有意差はみられない。もっとも、きょうだい構成（男女比、男きょうだいの有無、女きょうだいの有無）の影響は他国の研究でも一貫した結果が得られているわけではない。

以上の議論をふまえて、本研究の分析課題を以下の通り設定する。

第一に教育達成に対するきょうだい数の影響を確認した上で、性別の影響を検証する。第二に、コホートや定位家族の属性、きょうだい数の影響には性別によりどのような差異が見いだされるか。さらに、総計データで観測される高等教育の性分離（男子は四年制大学、女子は短大）には家庭内での教育投資がどのように関わっているのか。たとえばきょうだい数が多い女子は短大に進学したのか。これらを NFRJ03 のきょうだいデータを用いて検証する。

2．研究方法

2-1 分析対象

学歴達成に対するきょうだい構成の影響を分析する場合、調査設計から二つのアプローチが考えられる。第一に、調査対象者が親としての情報を提供しているケース、第二に、調査対象者が子どもとして情報を提供しているケースである。前者では、彼（女）らの子どもの学歴達成を被説明変数として、調査回答者の属性および子どもの数、きょうだい構成などを説明変数としてモデル化する。それに対して後者では、調査回答者とそのきょうだいの学歴達成を被説明変数とし、彼（女）らの親の属性と回答者のきょうだい数、及び回答者とそのきょうだいそれぞれの出生順位などを説明変数としてモデル化する。

NFRJ03 は「親としての回答者」「子どもとしての回答者」の両面から情報を収集するよう設計されているため、両方の分析アプローチが可能ではあるが、本研究では後者の枠組みを採用する。具体的には回答者とそのきょうだいをそれぞれレコード系列として組み直して統合した上で分析に使用する。

後者のアプローチを選んだ理由は、回答者の子どもの教育達成を被説明変数とするためには末子が 19 歳以上に限られるためサンプル数が限られることと、それに伴い出生コホートも限定されるためである。

しかし、本研究で採用した「親としての回答者」アプローチにも難点がある。代表的なものは親情報の信頼性である。子どもとしての回答者が提供する親の属性は回想に基づくものであり、完全に信頼できるとは言い難い。親の属性も時間軸上で変化することもあり、回答者（とそのきょうだい）の教育達成に最も重要な時期であるそれぞれの学齢期（Mare 1980）の親の属性情報を得ることは、回想法ではまず不可能である。また、回答者の親の情報に（死亡などの理由により）代表性が

確保されないというバイアスが生じることは避けられない。特に NFRJ03 では、親に関する情報は「生存している親」についてのみ収集されているため、分析に使用できるサンプルは、厳密には親が生存している比較的若いコホートに限られる。また、きょうだい内では出生順位が低いケースが多いことが考えられる。NFRJ03 では、父親が健在のケースは 39%、母親が健在のケースは 58%、父・母ともに健在かつ実の親であるサンプルは 32%にすぎない。

こうしたデータの欠落を補うために、本研究では、定住家族の属性を表す代替変数として父親の学歴を用い、無回答と死亡の双方を含む「不詳・死亡」というカテゴリーを設定することにした。

さらに NFRJ03 で得られるきょうだい情報は、健在のきょうだいに限られる上、健在のきょうだいについても、回答者から見て上位 3 人までの情報に限定される。そのため、平沢（2001：87）が指摘するように、すべてのきょうだいの出生順位を特定することは不可能である。たとえば回答者の年齢が他の 3 人のきょうだいと比較して最も若く、きょうだい（回答者を含めて）5 人以上いる場合には、回答者が 4 人目の子どもか 5 人目の子どもなのか特定することができない。

この点を考慮し、本研究では分析対象を「死亡したきょうだいがいない」ケースに限定するとともに、きょうだい数に関しては、カテゴリー変数とした上で「四人以上」を一つのカテゴリーとして扱うこととした。もっとも、子どもが増えることによって減少する一人当たりの家庭内資源は調和数列（ $1/x$ ）に従うと考えられることから、きょうだい数が多くなればなるほど、一人当たりの減少分は少なくなる。（きょうだい数が 1 人か 2 人の違いは、10 人と 11 人の違いよりずっと大きい）。そのため、きょうだい情報が上位 3 人というデータ制約も当該分析にはさほど大きな支障にはならないと判断した。

従って、分析対象としたサブサンプルは、1) きょうだい全てが健在で、2) 父親が継父・義父でなく、3) 一番若いきょうだいが調査時点で 19 歳以上の調査回答者（3,106 人）およびそのきょうだい（4,139 人）を合わせた 7,245 件である。

2-2 分析方法と変数の定義

先行研究で採用している教育達成の測定方法は何通りかあるが、本研究では大学 / 短大・高専 / 高校以下というカテゴリー変数を採用する。その理由は、第一に子どもにどの程度の教育を受けさせるかという親の判断は非連続的かつ多段階的な決定と考えるからである。それは、1) 高等教育を受けさせるか否か、2) 受けさせるとすれば短大か四年制大学という非連続的な判断によるもので、14 年にするか 15 年にするかという連続的なものではない。第二に、家計の面からみても、受験料や入学金など支払いなど、特に上級学校への進学した初年度の負担は進学後二年目以降の年に比べてはるかに大きいこと。第三に、本研究が、総計的なデータで観測される高等教育の性分離（男子は四年制大学、女子は短大）に家庭内教育投資がどのように関連しているのかを検証することを目的の一つとしているためである。

被説明変数は進学先を 1) 大学以上、2) 短大・専門学校、3) 高校以下とし、「高校以下」を基準とする多項ロジスティック分析を用いる。

説明変数は下記の通り定義した。

- 父親の学歴：
 - 大学以上
 - 不詳・死亡

高校以下（基準カテゴリー）

- きょうだい数：
 - 一人っ子
 - 二人きょうだい
 - 三人きょうだい
 - 四人以上（基準カテゴリー）
- 出生コホート：
 - IV 1966 年以降
 - III 1956-1965 年
 - II 1945-1955 年
 - I 1945 年以前（基準カテゴリー）
- 女性ダミー：1 = 女性

表1は、出生コホート別に各変数カテゴリーの割合を示したものである。

まず、コホートが若くなるに従い、教育水準が高くなっている。1945年以前のコホートでは、大学以上は14%にすぎないのに対し、1966年以降のコホートでは26%と倍増している。父親の学歴は、特に年配のコホートで「不詳・死亡」の割合が非常に高く分布に大きなゆがみが見られるため、分析結果の解釈には注意が必要である。定位家族の属性の重要な変数については、親の生死に関わらず情報を得る必要があり、今後のNFRJプロジェクトの課題として提起したい。

きょうだい数では、コホートが若くなるに従い少なくなる傾向が見られる。たとえば「四人以上」の割合は1945年以前のコホートでは64%と半数を大きく超えるのに対し、1966年以降のコホートでは10%である。「二人きょうだい」の割合は1945年以前のコホートでは9%、それが1966年以降のコホートで48%と増えている。その一方で、「一人っ子」の割合はコホートではさほど大きな違いは見られない。性別は、統計的にはコホート間で差があるが、その差は49%と54%である。

表1 記述統計

	-1945	1946-1955	1956-1965	1966-	計	² 検定
サンプル数	1747	1744	1823	1931	7,245	
学歴						
大学以上	13.7%	20.5%	24.4%	25.6%	21.2%	
短大・高専	9.1%	18.4%	28.2%	30.3%	21.8%	
高校以下	77.2%	61.1%	47.4%	44.1%	57.0%	***
父親学歴						
大学以上	0.3%	2.4%	6.6%	16.0%	6.6%	
不詳・死亡	94.9%	65.7%	37.4%	15.5%	52.2%	
高校以下	4.8%	32.0%	56.0%	68.5%	41.2%	***
きょうだい数						
1人	8.4%	4.6%	5.7%	4.9%	5.9%	
2人	8.6%	18.5%	41.3%	47.7%	29.6%	
3人	19.2%	33.4%	35.3%	38.1%	31.7%	
4人以上	63.8%	43.6%	17.7%	9.4%	32.8%	***
女性ダミー						
1=女性	50.3%	49.0%	54.4%	52.1%	51.5%	**

3. 分析結果

表2は、教育達成に対する多項ロジスティック回帰分析の推定結果である。四年制大学以上/高卒以下、短大・高専/高卒以下のロジットに対する変数の効果を、1)性差を考慮しないモデルを1-1、性差を考慮したモデルを1-2とし、2)後者をベースラインモデルとして性と他の変数の交互作用を投入したモデルをそれぞれ、モデル2、モデル3、モデル4とし、オッズ比(Exp(B))を掲載している。

3-1 四年制大学への規定要因

モデル1-1は、出生コホート、父学歴、きょうだい数のみを投入したモデルである。まず、出生コホートでは、コホートⅠ(1945年以前)較べてコホートⅡ(1946-55)、Ⅲ(1956-66)はともに四年制大学への進学確率が高くなっているが、コホートⅣ(1966年以降)では有意に達していない。これは全体的な進学動向を反映したものと思われる。大学・短大への進学率の推移は、男女ともに進学率が低かった1960年代前半まで(第一期)、1975年までの上昇期(第二期)、1990年までの停滞期(第三期)、それ以降の上昇期(第四期)と大体4つの時期に分けられる。図1はこうした進学動向の推移とそれぞれのコホートが18歳に達した時期を重ね合わせたものであるが、この図から分かるように、コホートⅣは、第三期に18歳に達したものと第四期に18歳に達した者が混在している。このグループでコホート効果が有意に達しなかったのはコホート内で四年制大学への進学率が変動しているためと考えられる。

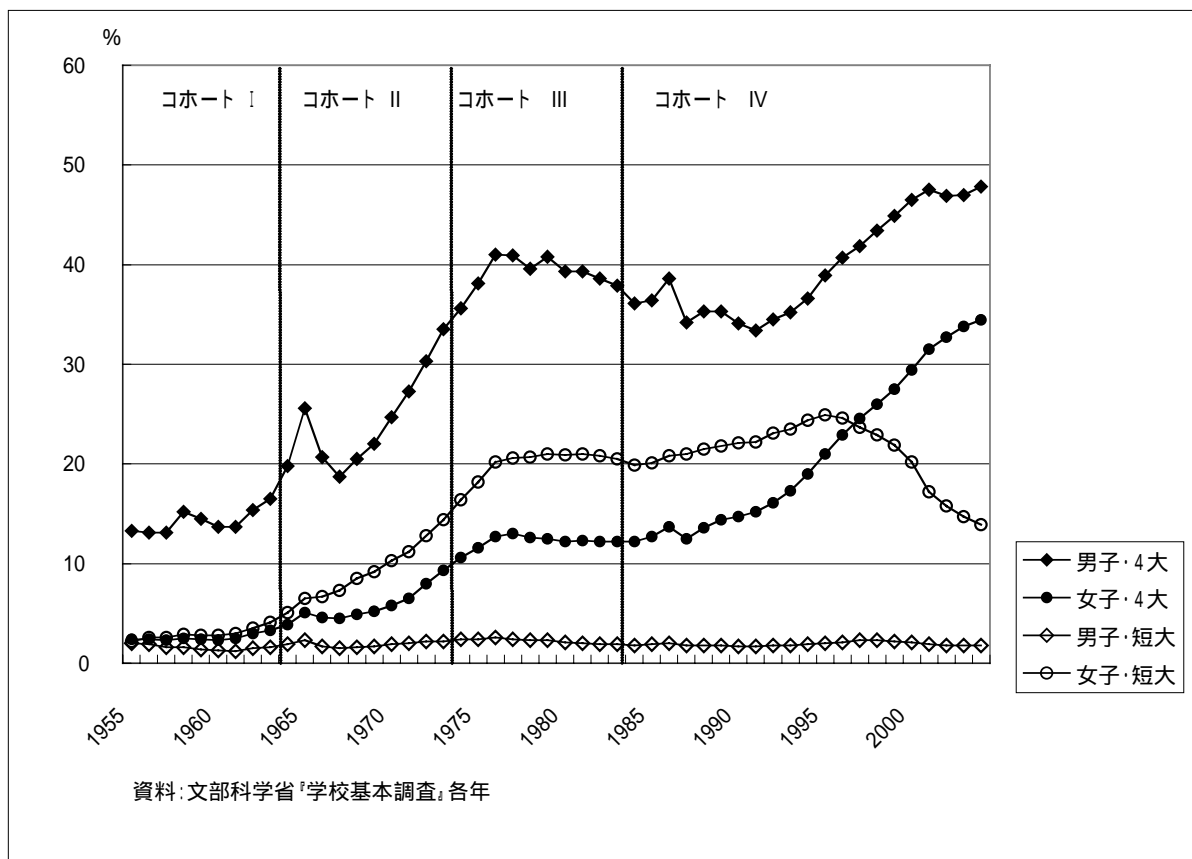


図1 大学・短大進学率の推移とコホート区分

父親の学歴は子どもの大学進学確率に大きな影響を与えている。父親の学歴が「大学以上」の場合は「高校以下」に比べて子どもが四年制大学に進学する確率が約12倍と非常に高い数値となっている。またきょうだい数も少ない方が大学進学率が高い結果となっている。しかし、一人っ子が必ずしも四年制大学への進学率が高いわけではない。

モデル1-2で最も目を引くのは、女性であることは男性であることに比べて大学進学確率が4分の1と非常に低くなっていることである。モデル1-1に比べて父親の学歴で大学以上の係数が高くなる以外、他の変数に大きな変化は見られない。

このモデルをベースラインとし、女性ダミーと他の変数との交互作用を投入したのが以下のモデルである。モデル2の推定結果は、上記のコホート効果は女性で強く、特に若いコホートで大きくプラスに作用していることを示している。この交互作用を投入することによりコホートの直接効果は消失するが、女性ダミーの直接効果のオッズ比はより低くなる。すなわち全体的には若いコホートで大学進学する女性が増えてはいるものの、女性であることそのものは、見かけ以上に大学進学に不利であるということを示唆する推定結果である。また、交互作用の投入によりコホートの直接効果は消失する。つまり、コホート効果の大きな部分は女性の大学進学の変化によるものでも解釈できる。

モデル3では父学歴と女性ダミーの交互作用を投入した。父親が大卒以上の学歴を持っていることは特に女性に強くはたらいており、交互作用の投入により父学歴の直接効果は低下する。父学歴が「大学以上」の場合は、直接効果が14倍から9倍へと低下し、「その他・不詳」のカテゴリーで

は有意差は見られなくなる。

モデル4ではきょうだい数と女性ダミーの交互作用を投入している。きょうだい数の影響は特に女性に強く影響し、係数だけをみれば一人っ子の女性が最も高い。

以上の結果から、きょうだい数、父親の学歴ともに先行研究の結果と整合的ではあるが、それぞれの影響は男性より女性に強くはたらいっているということが明らかになった。すなわち、同じきょうだい数が多い家庭に生まれても、女性として生まれた場合には男性として生まれた場合に較べてより大きな(負の)影響を被るということである。その逆に、父親の学歴が高い場合には女性であることのハンディが若干緩和される。しかし、総じて女性は男性よりも四年制大学への進学確率は男性のそれに較べて10%から30%と、非常に低い。

3-2 短大・専門学校への進学規定要因

短大・専門学校への進学確率に対するコホートの影響は、若いコホートほど強くプラスにはたらいっている(モデル1-1)。また父学歴の影響は、確かに大学以上では高校以下に較べて4.25倍と高い数値ではあるが、四年制大学への進学確率推定値に較べて低い。きょうだい数では、「二人きょうだい」の係数が最も高く、「一人っ子」、「三人きょうだい」と続く。

女性ダミーは、短大・専門学校への進学を促進する(モデル1-2)。女性は男性に較べて約2倍程度、短大・専門学校への進学確率が高い。この推定値は、コホートとの交互作用を投入したモデル2では若干低下している。四年制大学の場合と同じく、コホートと女性ダミーの交互作用は、コホートIに較べてコホートII、IIIともにプラスで有意の結果だが、コホートIVでは有意に達していない。コホートIVでは、1990年代前半以降に急激に女子の短大進学率が低下した時期に18歳を迎えたグループが混在しているためと考えられる。

父親の学歴は、短大・専門学校でも男性と女性では異なる作用をおよぼし、特に女性に強くプラスにはたらき、オッズ比は約2倍。しかし、父親の学歴の直接効果は2.63と大学進学 of 推定モデルの8.73に較べてその影響は小さい。きょうだい数との交互作用は、プラスではあるものの(傾向としてはきょうだい数が少ないほど進学率が高い)、「三人きょうだい」をのぞき有意に達していない。またその直接効果も交互作用を投入したモデルでは「二人きょうだい」以外は有意に達していない。このことから、必ずしもきょうだい数の多い女子が進学先として短大・専門学校を選択したわけではないことが明らかになった。

表2 教育達成に対する多項ロジスティック回帰分析の推定結果(オッズ比)

	モデル1-1	モデル1-2	モデル2	モデル3	モデル4
4大以上/高卒以下					
コホート IV (1966-)	1.16	1.16	0.85	1.18	1.17
コホート III (1956-1965)	1.47 ***	1.55 ***	1.21	1.57 ***	1.55 ***
コホート II (1946-1955)	1.42 ***	1.40 **	1.19	1.41 ***	1.41 ***
コホート I (-1945)	-	-	-	-	-
父学歴(大学以上)	11.56 ***	13.96 ***	13.28 ***	8.73 ***	13.58 ***
父学歴(不詳・死亡)	0.78 **	0.77 **	0.77 **	0.90	0.77 **
父学歴(高校以下)	-	-	-	-	-
一人っ子	2.08 ***	2.18 ***	2.20 ***	2.17 ***	1.77 **
二人きょうだい	2.77 ***	2.74 ***	2.77 ***	2.73 ***	2.26 ***
三人きょうだい	1.96 ***	1.99 ***	2.01 ***	1.98 ***	1.73 ***
四人以上	-	-	-	-	-
女性ダミー		0.25 ***	0.11 ***	0.30 ***	0.16 ***
女性ダミー×コホート(1966-)			3.43 ***		
女性ダミー×コホート(1956-1965)			2.65 ***		
女性ダミー×コホート(1946-1955)			2.10 **		
女性ダミー×コホート(-1945)			-		
女性ダミー×父学歴(大学以上)				2.24 **	
女性ダミー×父学歴(不詳・死亡)				0.61 **	
女性ダミー×父学歴(高校以下)				-	
女性ダミー×一人っ子					2.12 *
女性ダミー×二人きょうだい					2.03 ***
女性ダミー×三人きょうだい					1.68 *
女性ダミー×四人以上					-
男きょうだい有り					
短大/高卒以下					
	モデル1-1	モデル1-2	モデル2	モデル3	モデル4
コホート IV (1966-)	3.23 ***	3.23 ***	2.70 ***	3.22 ***	3.24 ***
コホート III (1956-1965)	3.36 ***	3.27 ***	2.23 ***	3.26 ***	3.27 ***
コホート II (1946-1955)	2.17 ***	2.18 ***	1.58 *	2.18 ***	2.19 ***
コホート I (-1945)	-	-	-	-	-
父学歴(大学以上)	4.25 ***	3.90 ***	3.96 ***	2.63 ***	3.90 ***
父学歴(不詳・死亡)	0.83 *	0.84 *	0.84 *	0.96	0.84 *
父学歴(高校以下)	-	-	-	-	-
一人っ子	1.49 **	1.44 *	1.44 *	1.44 *	1.31
二人きょうだい	2.00 ***	2.01 ***	2.02 ***	2.02 ***	1.77 ***
三人きょうだい	1.40 ***	1.40 ***	1.40 ***	1.40 ***	1.07
四人以上	-	-	-	-	-
女性ダミー		2.03 ***	1.42 *	2.24 ***	1.66 ***
女性ダミー×コホート(1966-)			1.36		
女性ダミー×コホート(1956-1965)			1.80 **		
女性ダミー×コホート(1946-1955)			1.65 *		
女性ダミー×コホート(-1945)			-		
女性ダミー×父学歴(大学以上)				2.01 *	
女性ダミー×父学歴(不詳・死亡)				0.80	
女性ダミー×父学歴(高校以下)				-	
女性ダミー×一人っ子					1.19
女性ダミー×二人きょうだい					1.24
女性ダミー×三人きょうだい					1.49 *
女性ダミー×四人以上					-
男きょうだい有り					
-2 対数尤度	1,547	811	771	788	792
² (Model Change)	1,101	1,838	39	23	18
自由度	16 ***	18 ***	6 ***	4 ***	6 ***

* p<.05 ** p<.01 *** p<.001

4 . 結論と今後の課題

以上の分析結果をまとめると以下の通りとなる。

第一に、男の子は四年制大学、女の子は短大という教育達成の性分離が、単に性別間だけではなくきょうだい間でも認められること。第二に、きょうだい数は、確かに「四人以上」に較べて「三人以下」の場合に教育達成が高い傾向が認められるものの、その関係は必ずしも直線的なものではないということ。第三に、コホートやきょうだい数、父親の学歴はいずれも男女によって異なる効果を及ぼしているということである。

これらの結果は、親の資源がきょうだい間で単に「希釈」されるのではなく、子どもへの教育(養育)投資に際して、親が、選択的・戦略的に資源配分していることを示唆しているといえる。性別という生得的な属性は、単に「個人の属性」であるとともに、「きょうだい間の位置」としても、教育達成に対して大きな影響を及ぼしている。

きょうだい数の影響が直線的なものではないという結果は、親の選択的な資源配分とともに、きょうだい間での社会的なダイナミズムの存在が、個人の教育達成に一定の影響を及ぼしていることを意味する。親の資源がきょうだい間の競争により単純に「希釈」されるのであれば、競争相手のいない「一人っ子」が最も有利となるはずである。しかし、分析結果の示すところは四年制大学、短大・高専進学ともに、「一人っ子」よりも「二人きょうだい」の方が進学確率は高い。言い換えると、一人っ子として親の資源を独占できる場合よりも、資源獲得への競争相手としてのきょうだいがいる方が、教育達成が高いという結果である。親の資源獲得の「競合相手」としてのきょうだいが互いに「切磋琢磨」することが、結果として親の資源の有効利用に結びついていると考えることもできるが、NFRJ03 データではこの点を直接的には検証できないのが残念である。

さらに、きょうだい数、父親の学歴は、いずれも男女によって異なる効果を及ぼしている。女性にとって父親が大学以上の学歴を持ち、さらにきょうだい数が少ないことが、四年制大学への進学を可能にする重要な条件となっていることは、親の資源に余裕のある場合に限って女子に高等教育を受けさせる余地がでてくるということを示唆している。この傾向は、今後学歴の高い世代が親となり、きょうだい数が少なくなることにより、さらに強化されることが予想される。

NFRJ03 では、親との援助関係については回答者本人との関わりについての情報しか得られていないため、親の選択的教育投資の結果としての子どもの「効用」についても直接的には検証できない。今後、さらに女性の高学歴化が予想される中、世代間の援助関係はどのように変化するのか。また、きょうだい構成、特に性別構成や男きょうだいの存在の影響についても、今回の分析では守備範囲に入れることができなかった。これらの点については今後の研究課題としたい。

註

¹ Sieben と Graaf が分析対象としたのは、オーストラリア、ブルガリア、チェコスロバキア、東ドイツ、西ドイツ、ハンガリー、オランダ、ポーランド、ロシア、スペイン、米国と、欧米に限られている。

² $\text{Exp}(-1.895)=0.1503$ (Ono 2004: 33)

参考文献

- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Blake, J. (1989). *Family Size and Achievement*. Berkeley, University of California Press.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan (1967). *The American Occupational Structure*. New York, Wiley.
- Brinton, M. C. (1988). "The Social-Institutional Bases of Gender Stratification: Japan as an Illustrative Case." *American Journal of Sociology* 94: 300-34.
- . (1992). "Christmas Cakes and Wedding Cakes. In *Japanese Social Organization*. Ed.T. S. Lebra. Honolulu, University of Hawaii Press: 79-107.
- . (1993). *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*. Berkeley, University of California Press.
- Edwards, L. N. and M. K. Pasquale (2003). "Women's Higher Education in Japan: Family Background, Economic Factors, and the Equal Employment Opportunity Law." *Journal of the Japanese and International Economics* 17(1): 1-32.
- Hauser, R. M. and D. L. Featherman (1977). *The Process of Stratification: Trends and Analyses*, Academic Press.
- Ishida, H. (1993). *Social Mobility in Contemporary Japan: Educational Credentials, Class and the Labour Market in a Cross-National Perspective*, Macmillian.
- Mare, R. D. (1980). "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of the American Statistical Association* 75(370): 295-305.
- Ono, H. (2004). "Are Sons and Daughters Substitutable? Allocation of Family Resources in Contemporary Japan." *Journal of the Japanese and International Economics* 18(2): 143-160.
- Sieben, I. and P. M. D. Graaf (2003). "The Total Impact of the Family on Educational Attainment: A Comparative Sibling Analysis." *European Societies* 5(1): 33-68.
- Steelman, L. C., B. Powell, et al. (2002). "Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges." *Annual Review of Sociology* 28(1): 243-269.
- 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』 第8巻、19-31頁。
- 平沢和司 (2001) 「きょうだい数・出生順位と学歴」 藤見純子編 『認知された家族ときょうだい関係』 (家族生活についての全国調査報告書 No.2-5) 日本家族社会学会 全国家族調査 (NFR) 研究会、83-97頁。
- (2004) 「家族と教育達成」 渡辺秀樹, 稲葉昭英 嶋香尚子編著 『現代家族の構造と変容 全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』 東京大学出版会。
- 矢野真和 (1982). 「女子教育の経済学」 市川昭午, 菊池城司 矢野真和編著 『教育の経済学』 東京, 第一法規出版、63-80頁