

きょうだい構成が親の教育期待に与える影響の検討

—子どもの数・出生位置・性別に着目して—

苔米地 なつ帆

(東北大学大学院教育学研究科 博士前期課程)

1. はじめに

「どの程度の学歴を得るか」は、個人の最終的な地位達成に大きな影響を及ぼす一要因である。そのため、社会学の領域においては、個人が「どの程度の学歴を得たいと思っているか」(=教育期待¹)も、地位達成のプロセスにおいて重要な意味を持つものとして位置づけられてきた。そしてこれまで、個人の教育期待がどのように形成されているのかということや、時代によって教育期待がどのように変化してきたのか、ということについての研究が進められてきている(片瀬 2005 など)。

本稿では、個人の教育期待の形成において重要であると思われる「親の教育期待」に着目し、その規定要因について検討する。Sewell らが考案した地位達成のモデルであるウィスコンシン・モデルでは、子どもにとって親は「重要な他者」であり、教育期待形成に影響を与えるとされている(片瀬 2005; Sewell et al. 1970)。「重要な他者」である親が抱く教育期待が、子どもの教育期待に影響を与え、それが教育達成(=最終的な学歴)につながっていくとするならば、親の教育期待がどのような要因によって規定されるのかを検討することを通して、子どもの教育達成メカニズムの一端をとらえることが可能になるはずである。

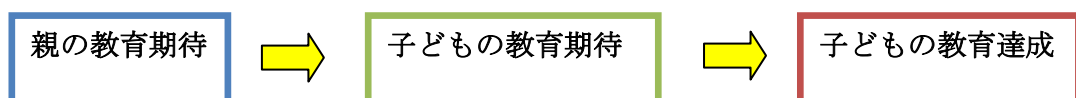


図1 親の教育期待が子どもに与える影響の概念モデル

¹ ここでは教育期待という言葉を用いたが、ほぼ同様の意味で教育アスピレーションという言葉を用いている文献が多い(アスピレーションとは、「社会的諸資源を具体的目標とした達成要求」(中山・小島 1979)を意味する。教育アスピレーションはその下位類型の一つである)。しかし、藤原(2009)が指摘するように、自身が望む学歴の獲得が困難であると判断して進路を決めるケースが多く存在すると考えられるため、今回は教育期待という言葉を用いることとする。

上述のことを前提としたうえで、本稿では親の教育期待を規定する要因として特に「子どものきょうだい構成」をとりあげて検討することを目的とする。その理由として、親が子どもの教育達成のために教育投資を行う際に、そのリターンが最大になるように投資を行うとする「選択的投資モデル」(Becker 1981)の存在が挙げられる。このモデルに沿って、親が戦略的に教育投資を行っていると仮定するならば、親がそれぞれの子どもの異なる教育期待を抱いており、その教育期待にもとづいて投資がなされていると考えることができるためである。より具体的な検討課題については、次章にて述べることとする。

2. 先行研究と検討課題

地位達成のメカニズム研究の文脈において、親が子どもに心理的な影響を与えることを初めてモデルに導入したのは、Sewell ら(Sewell et al. 1970)である。ウィスコンシン・モデルと呼ばれるこのモデルは、Blau and Duncan による地位達成モデル(Blau and Duncan 1967)に、心理的な側面の影響を新たに加えて展開したものという位置づけをなされてきた(片瀬 2005)。このモデルにおいて重要なのは、子どもの教育達成は出身階層の影響のみではなく、「重要な他者」である親の心理的な影響を受けて決まると考え、家族による子どもの社会化効果に重きを置いている点である。ウィスコンシ・モデルの提唱後、家族と教育達成とを結びつける新たな視点が生まれ、研究が展開されてきた。

ウィスコンシン・モデルに沿って考えてみると、「重要な他者」の影響である親の教育期待が、子どもの教育期待や教育達成に影響を与えていることとなる。例えば宮寺(2006)は、子どもの教育に関する意志決定には親が強く影響を与えていると述べており、親の教育期待は子どもの教育達成のプロセスの中で、無視できない要因であることを示唆している。

しかし、親の教育期待研究や、家族に関する視点を重視した教育期待研究はあまり行われていない。教育期待研究の多くは、高校生本人の属性を中心とした、高校生本人の教育期待に焦点を当てているためである。そのような状況下ではあるが、家族に関する要素をとり上げて親の教育期待やその規定要因を検討した先行研究として、片瀬(2005)や藤原(2009)の研究を挙げることができる。片瀬(2005)は父親の教育期待について、主にきょうだい構成との関連を検討しており、藤原(2009)は母親の教育期待について、相互依存モデルを用いた親子同時分析によって、教育期待の規定要因を検討している。

片瀬(2005)と藤原(2009)の研究結果から、いくつかの知見を導出することができる。まず、子どもの数は親の教育期待に影響をほとんど与えないということである。片瀬(2005)の分析によると、90年代以降、きょうだい数の多い女子高校生ほど父親の教育期待が低くなる傾向の出現が確認されており、この点には十分に注意しなければならないが、男子高校生の結果や藤原(2009)の結果もあわせて考えると、概ね子どもの数は親の教育期待に影響を与えていないということになる。また、親の教育期待を規定する要因として親の学歴がプラ

スの効果を持っていることも、両者の結果における共通点である。しかし、親の職業に関しては若干相違点があり、片瀬(2005)が、男子高校生の父親が抱く教育期待には父親の職業が影響を与えているとする一方で、藤原(2009)は、母親の教育期待は親の職業に影響を受けないとしている。この違いについては、分析対象が父親か母親かの違いが影響を与えていると推測される。加えて、子どもの性別によって、親の教育期待には違いがあるということが示されている。片瀬(2005)の分析では、子どもが女子である場合に父親の教育期待が下がる傾向がみられている。他方、藤原(2009)の分析でも、女子の場合には母親が四年制大学進学を期待しにくいという結果が得られている。これらのことから、子どもの性別と親の教育期待の間には、関連があると考えられる。

子どもの数と性別以外のきょうだい構成と親の教育期待については、片瀬(2005)が、子どもの出生順位に関して検討を行っている。その結果、1時点のみではあるが、男子かつ第1子の場合(=長男の場合)に父親の教育期待が高くなるという結果が得られた。その他の時点における長男や長女に関しては、長子であることの影響はみられなかった。

以上をふまえると、子どもの属性によって決定されるきょうだい構成の影響を受けて、親が特定の子どもに対して選択的に、高い教育期待を抱く可能性があることがわかる。そこで本稿では、片瀬(2005)の行ったきょうだい構成と親の教育期待の関連の再検討を行うことを目的とする。具体的には、親の教育期待と①子どもの数、②子どもの出生位置²、③子どもの性別、④長男・長女の場合の関連について分析を行う。そして最後に、藤原(2009)が示しているような、親に関する要因³を統制したうえで、きょうだい構成が親の教育期待に影響を与えているかを、多変量解析によって検討する。先行研究の知見を踏襲すると、きょうだい構成と親の教育期待の関連に着目した場合、特に子どもの性別によって親の教育期待が異なっていると思われる。親の教育期待が性別によって傾斜的に配分されているならば、それに基づいた親の選択的な資源投資が行われている可能性は十分にあり、それが結果的に教育達成の性別間格差につながっていくと考えられる。

3. データと変数

3.1. データ

本稿で用いるデータは、2011年7月下旬に東北大学教育学部・教育学実習(統計的調査実習)と山形大学地域教育文化学部・社会調査演習が共同で実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査」をもとに作成されたものである。調査の対象となったのは20

² 長子や末子などといった、きょうだいの中での位置を示す。

³ 藤原(2009)では、家族・家庭に関する要因とされている。本稿では、子どもの属性を示すきょうだい構成に関する変数と明確に区別するため、親に関する要因とした。

～40歳の学校を卒業している男女である。実査は郵送法⁴で行われた。計画サンプルサイズは500名であり、有効回収数は447名（有効回収率は89.4%）であった。

3.2. 変数

本稿では、表1に示す変数を使用して分析を行っている。

まず、親の教育期待を表す変数として、「期待教育年数」と「教育期待四大卒以上ダミー」を用いた。「期待教育年数」は、「回答者が中学生のころ、両親がどの程度の教育達成を期待していたと思うか」という質問の回答に、年数を割り振ったものである。例えば、両親が高卒の教育達成を期待していた場合には、12年となる。また、「教育期待四大卒以上ダミー」は、両親の教育期待が4年制大学卒業以上(=1)か、それ未満(=0)かという2値の変数とした。

次に、親に関する情報を表す変数として、「親学歴(教育年数)」と「親四大卒ダミー」、「親職業威信スコア」を使用した。「親学歴(教育年数)」と「親四大卒ダミー」は、父親と母親のうち学歴が高い方を選択し、片方だけの情報を用いている。親学歴は教育年数を、親四大卒ダミーには最終学歴が四年制大学以上の場合を1、それ未満の学歴の場合に0を割り当てている。「親職業威信スコア」は、「調査対象者が15歳当時の両親の具体的な仕事内容」に、職業威信スコア(太郎丸 1998)を割り当てたものである。この変数も「親四大卒学歴ダミー」と同様に、両親のうち職業威信スコアが高い方の値を採用した。

最後に、きょうだい構成を規定する、子どもに関する情報を表す変数は「子どもの数」「出生順位」「出生位置」「男性ダミー」「長男ダミー」「長女ダミー」である。「子どもの数」は、回答者のきょうだい数を示している⁵。図1を見るとわかるとおり、2人・3人きょうだいが多く、4人きょうだいはほとんどいない。この分布と同様の結果が、全国規模の調査であるNFRJ03⁶を用いても得られていることより、きょうだい数の分布に関して本データに特有の傾向や大きな逸脱はないと考えられる(藤見・西野 2009)。「出生順位」は何番目に生まれたかを示す変数である。また、「出生位置」は回答者のきょうだい内における位置を示す指標で、図3がその分布である。本データは2人きょうだいの人の割合が多いため、長子や末子が多くなっている。「男性ダミー」は回答者が男性の場合を1、女性の場合を0としている。「長男ダミー」と「長女ダミー」はそれぞれ、長男である場合を1、それ以外が0、長女である場合を1、それ以外が0となるような変数である。

⁴ ただし、事前のウェブ調査に回答したモニターからランダムに選び出されている。

⁵ 本稿では、データ上の本人およびそのきょうだいの情報を「子ども」としてとらえており、回答者の親を「親」としている。

⁶ 2003年実施の第2回全国家族調査(National Family Research of Japan 2003)

表 1 記述統計量

	最大値	最小値	平均値	標準偏差
【親の教育期待】				
期待教育年数	18	9	15.08	1.66
教育期待四大卒以上ダミー	1	0	0.72	0.45
【親に関する変数】				
親学歴(教育年数)	18	0	12.71	4.59
親四大卒ダミー	1	0	0.43	0.50
親職業威信スコア	84.3	0	31.01	27.95
【子どもに関する変数】				
子どもの数	4	1	2.30	0.73
出生順位	4	1	1.56	0.71
出生位置	3	0	1.68	1.04
男性ダミー	1	0	0.50	0.50
長男ダミー	1	0	0.39	0.49
長女ダミー	1	0	0.39	0.49
N=433				

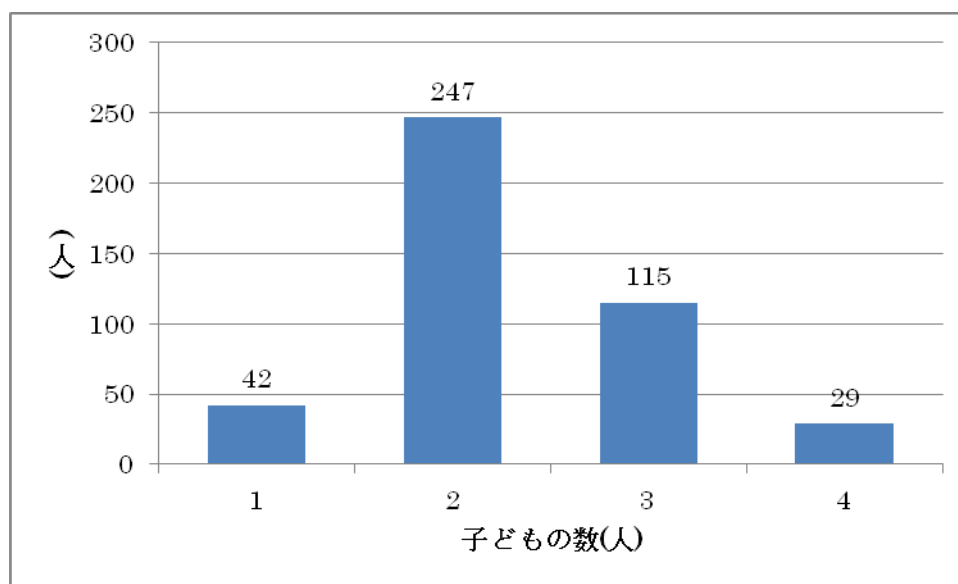


図 2 子どもの数(回答者のきょうだい数) N=433

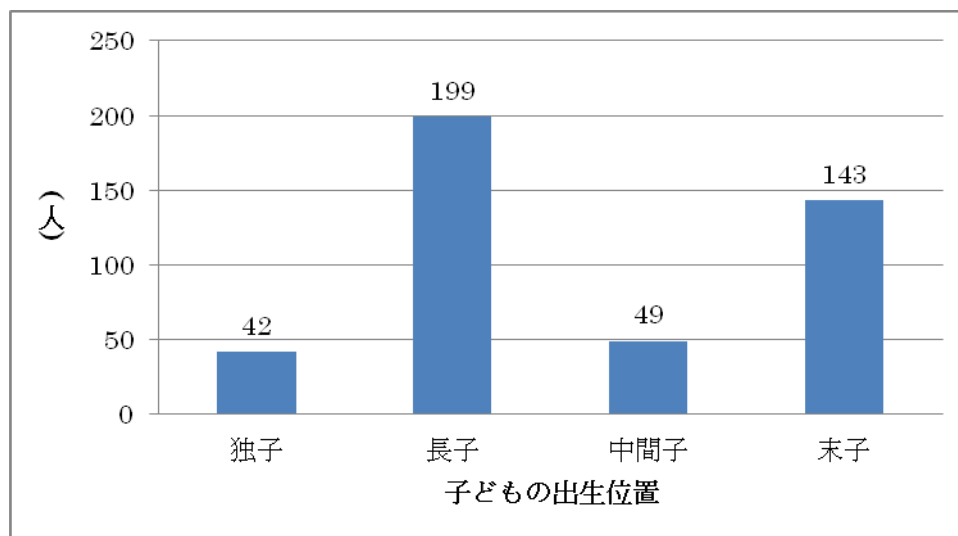


図3 子どもの出生位置(回答者の出生位置) N=433

4. 分析結果

4.1. 子どもの数と親の教育期待の関連

はじめに、子どもの数と親の教育期待に関連があるのかを検討する。先行研究の知見をふまえると、子どもの数と親の教育期待には関連がないと考えられる。しかし、子どもへの資源配分モデルの1つである資源希釈モデル⁷(Blake 1989)から考えてみると、子どもの数が多くなるとそれぞれの子どもに配分される資源の量が少なくなる。家庭の経済的状況や配分可能な資源の量を把握している親が、どの子どもにも平等に配分しようとする、つまりどの子どもにも同程度の教育達成を求めるならば、子どもの数が多くなると1人の子どもへの教育期待は下がると推測される。資源希釈モデルを前提とすれば、子どもの数と親の教育期待の間には関連があると考えることが可能なのである。したがって、子どもの数と親の教育期待の関連を再検討することには、十分に意味があると思われる。

検討の結果が、図4と表2である。図4を見てみると、子どもの数が4人以上の場合に、子どもに四大卒未満の学歴を望んでいた、つまり高い学歴を求めていなかったと考えられる親の割合がわずかに高くなっている。しかし、子どもの数が増えるにつれて四大卒未満の学歴を望む親が増えているわけではなく、子どもの数が1~3人の場合は親の教育期待割合に大きな違いはないように見える。表2をもとにカイ2乗検定を行うと、その結果は統計的に有意ではなく、子どもの数と親の教育期待との間には関連がないといえる。

⁷ 子どもの数が多くなると1人あたりに配分される資源が薄められ、教育達成に不利が生じるとするモデル。

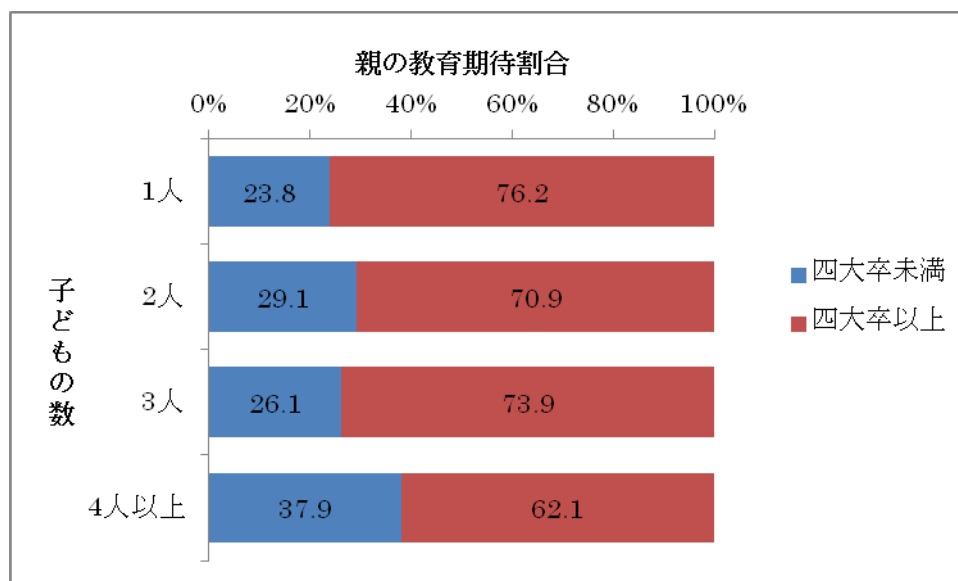


図4 子ども数ごとにみた親の教育期待割合

表2 子ども数と親の教育期待のクロス表

		親の教育期待		N
		四大卒未満	四大卒以上	
子どもの数	1人	10	32	42
	2人	72	175	247
	3人	30	85	115
	4人以上	11	18	29
カイ2乗値(自由度)=2.101(3),p>.1				

4.2. 子どもの出生位置と親の教育期待の関連

次に、子どもの出生位置と親の教育期待との関連を検討する。片瀬(2005)は男子高校生と女子高校生に分けて分析を行っており、また、特に長子に焦点を当てていたため、きょうだい構成の中でどの位置にいるかについての詳細な検討はなされていない。しかし、教育達成研究においてはきょうだいの中で何番目に生まれたかによって教育達成が異なってくるという数々の結果が得られており、教育期待についても同様に、出生位置との関連を検討することが必要であると思われる。検討の結果が、図5と表3である。

図5をみると、長子や末子に対しては、親のうち約70～75%が四大卒以上の学歴を望んでいる。他方、中間子⁸に対しては、長子や末子に比べて高い学歴を望んでいる親が10%以

⁸ 中間子は、3人きょうだいの2番目、4人きょうだいの2番目と3番目…というように、それぞれのきょうだいのうち長子でも末子でもない子どものことである。

上も少なくなっていることがわかる。カイ 2 乗検定の結果、10%水準で統計的有意に子どもの出生位置と親の教育期待には関連があるという結果が得られた。この結果はおそらく、出生位置が中間子にあたる人々のうち両親から高い学歴を期待されていなかったと考えている人々の割合が、比較的高かったためではないかと考えられる。しかし、今回分析に用いているデータのうち、中間子にあたる人は全体の 392 人に対しわずか 49 人しかいない。これは、中間子にあたる人というのは少なくともきょうだいが 3 人いなければならないということ、たとえ 3 人以上のきょうだい構成だとしても、その中で長子や末子以外でなければならないということから、サンプル内の中間子にあたる人が少なくなってしまうためであろう。有意水準が 10%であったこと、中間子にあたる人が少なかったことを考慮すると、子どもの出生位置と親の教育期待の間に関連があるとは言い切れないため、この点に関しては今後、さらなる分析が必要であろう。

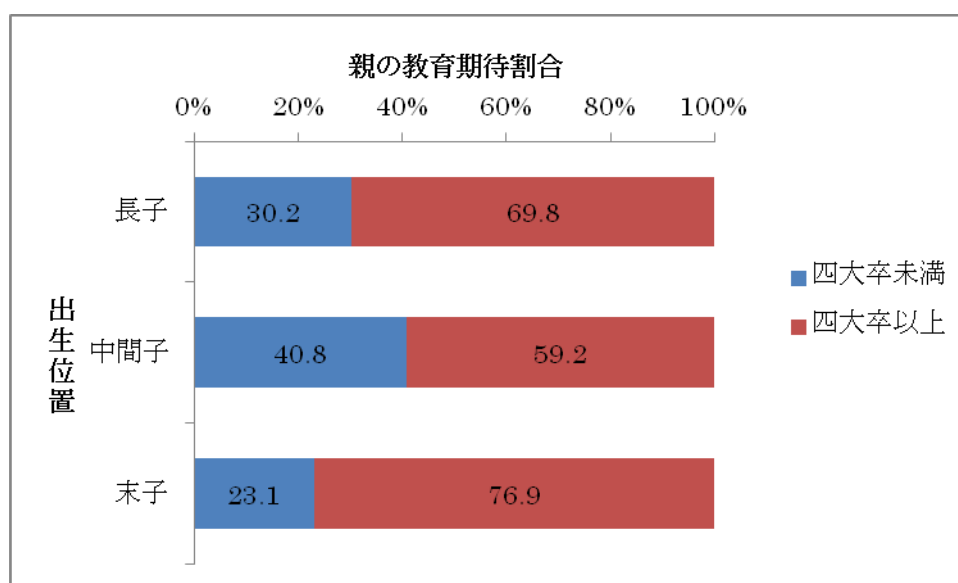


図 5 出生位置ごとにみた親の教育期待割合⁹

表 3 出生位置と親の教育期待のクロス表

		親の教育期待		
		四大卒未満	四大卒以上	N
子どもの出生位置	長子	60	139	199
	中間子	20	29	49
	末子	33	110	143
カイ2乗値(自由度)=5.897(2),p<.1				

⁹ きょうだいがいる人のみに注目するために、本分析では独子を除いている。

4.3. 子どもの性別と親の教育期待の関連

続いて、子どもの性別と親の教育期待の関連を検討する。性別によって教育達成に違いがあることは、日本だけでなく多くの国で共通の見解である。男性の方が高い教育達成を獲得し、女性の教育達成は男性に比べて低い。さらに日本では、男性は四年制大学、女性は短期大学というようなジェンダー・トラックスの存在が示唆されており(平尾 2006)、男女間での教育達成の違いは、重要なテーマとして取り扱われてきた。親の教育期待についても、子どもの性別によって異なっているとする結果が先行研究から示されている(片瀬 2005, 藤原 2009)。したがって、先行研究と同様の結果が得られるかどうかを確認する。

図 6 が、子どもの性別ごとに親の教育期待割合を示したものである。これを見ると、やはり男性の方が、親に高い学歴を望まれていたとする割合が高い。表 4 はクロス集計の結果であるが、カイ 2 乗検定をしたところ、性別と親の教育期待の間には 0.1%水準で統計的有意に関連があることが示された。親は子どもの性別によって異なる教育期待を抱いており、男性により高い学歴を望んでいるということが明らかとなった。

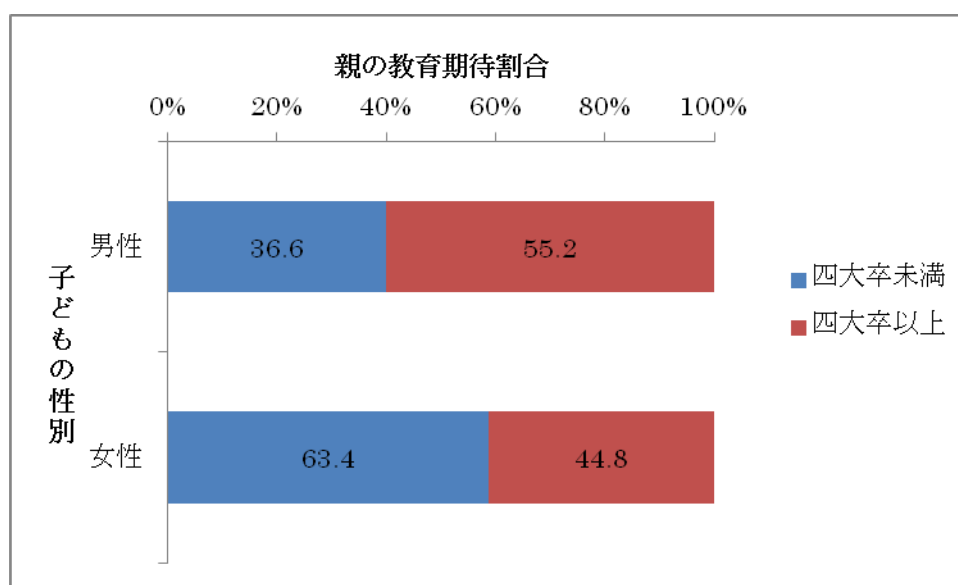


図 6 性別ごとにみた親の教育期待割合

表 4 性別と親の教育期待のクロス表

		親の教育期待		N
		四大卒未満	四大卒以上	
子どもの性別	男性	45	171	216
	女性	78	139	217
カイ2乗値(自由度)=12.155(1), $p<.001$				

4.4. 長男・長女と親の教育期待の関連

単に性別による違いだけではなく、性別と出生順位の組み合わせによる効果が存在していることも考えられる。例えば片瀬(2005)が示したように、長男であればその他のきょうだいよりも四年制大学への進学が望まれるということが、図7と表5は、長男と長女、そしてそれ以外のきょうだいと、親の教育期待割合との関連をみたものである。図7をみると、長男が四大卒以上の学歴を期待される傾向が強いことがわかる。一方、長女はそれ以外のきょうだいよりも四大卒以上の教育期待を抱かれているわけではない。表5から求められるカイ2乗値より、性別と出生順位の組み合わせと、親の教育期待の間には関連があることがわかる。この結果をみる限り、長男である場合、子どもは親から高い学歴を望まれているといえよう。他方、女性は男性に比べ高い学歴を望まれず、それはたとえ長子であっても変わらない傾向であると思われる。

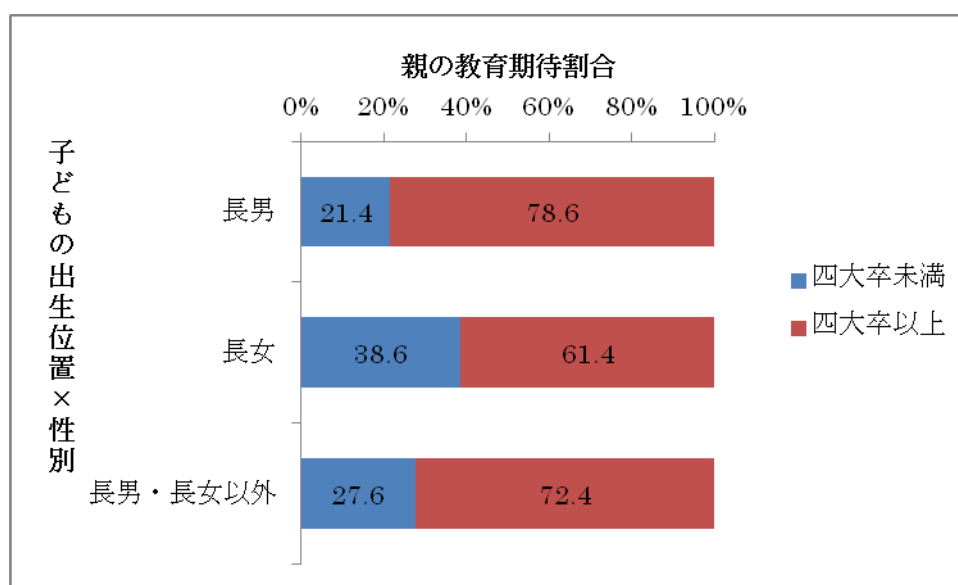


図7 子どもの出生位置と性別の組み合わせごとにみた親の教育期待割合

表5 子どもの出生位置 × 性別と親の教育期待のクロス表

		親の教育期待		
		四大卒未満	四大卒以上	N
子どもの出生位置 × 性別	長男	21	77	98
	長女	39	62	101
	長男・長女以外	53	139	192
カイ2乗値(自由度)=7.457(2), $p<.05$				

4.4. 親の教育期待の規定要因

これまで、子どもの数や性別など、きょうだい構成を規定する子どもの要素と親の教育期待との関連を検討してきた。この節では、片瀬(2005)が行っていた多変量解析に倣って、子どもに関する要素および親自身に関する要素が親の教育期待に影響を与えるのかどうかを検討する。

子どもに関する要素以外に、親の教育期待に特に影響を与えていると考えられるのは、親自身の学歴や職業などであろう。先行研究においてもそれらが影響を与えていることが示されていることから(片瀬 2005, 藤原 2009), 親自身の周辺状況によって、親の考え方・抱く期待が強く規定されていると思われる。そこで、子どもに関する要素の他に、両親の学歴および職業威信スコアを独立変数に加え、重回帰分析を行った(表 6)。結果、親の期待教育年数に対して親の学歴、出生順位¹⁰、長男ダミーの効果がプラスの方向に統計的に有意な影響を持っており、それ以外の変数は影響を持っていなかった。やはり親自身の学歴が、子どもへの教育期待に影響を与えていることが確認された。

この分析の結果で注目すべきなのは、親の学歴や職業を統制した状態で、出生順位と長男であることが統計的に有意に親の期待教育年数に影響を与えていることである。出生順位はプラスの影響力を持っているため、後に生まれた子どもほど、親の教育期待が高くなるということを意味している。しかし、長男ダミーの効果と出生順位の効果をあわせて考えてみると、3番に生まれた男性よりも、長男の方が親の期待教育年数が高くなるため、やはり「長男であること」には意味があると考えられる。男性ダミーの効果が統計的に有意ではなく、係数がマイナスなもの、長男ダミーの効果による影響を受けているためであると考えられる¹¹。

¹⁰ 出生位置変数を用いると、中間子のカテゴリに生まれが2番目、3番目の子どもが同時に含まれてしまうことになる。それを避けるために出生順位の変数をここでは使用した。

¹¹ 男性ダミーは、長男ダミーや長女ダミーを除いた分析においては統計的に有意にプラスの影響を与えていたが、長男ダミーや長女ダミーを投入することによって、その効果が消失してしまっている。

表 6 親の期待教育年数を被説明変数とする重回帰分析の結果

	B	S.E.	β
定数項	13.289 ***	0.504	
【親に関する説明変数】			
親学歴(教育年数)	0.084 ***	0.017	0.232
親職業威信スコア	-0.002	0.003	-0.026
【子どもに関する説明変数】			
子どもの数	-0.081	0.119	-0.036
出生順位	0.346 *	0.166	0.147
男性ダミー	-0.056	0.286	-0.017
長男ダミー	0.744 †	0.384	0.218
長女ダミー	0.405	0.260	0.119
R2		0.071	
調整済みR2		0.056	
N		433	
†;p<.1 *;p<.05 **;p<.01 ***;p<.001			

5. 結論

本稿では、親の教育期待が、きょうだい構成をかたちづくる子どもの数や子どもの性別などによって異なるのかどうか、特定の子どもの選択的に配分されているのかどうかを検討した。検討結果のうち特に重要だと思われるのは、子どもの数と親の教育期待の関連、長男に対して親が高い教育期待を抱くことである。

子どもの数は、親の教育期待に影響を与えていなかった。しかし、子どもの数が 4 人の場合のみ、少し四年制大学卒業以上の学歴を望む親の割合が比較的少なかったことに留意すべきである。現在の日本社会においては、きょうだいがいる場合、きょうだい数が 2～3 人であることがほとんどである。それゆえデータ上 4 人以上のきょうだいは少なくなってしまうが、そのようなきょうだいこそ、資源の希釈や資源の選択的投資が起こりやすくなる。したがって、きょうだい数が 4 人の場合に高い教育期待を抱かない親が多かったという結果は、統計的に有意な結果ではないにしろ重要であると思われる。

親の教育期待と性別の関連については、クロス集計の時点でかなり明確な男女差が認められた。教育達成の男女間格差があることもあわせて考えてみると、親が子どもの性別に応じて選択的に教育期待を定め、それが最終的には教育達成につながっているのではないかと考えられる。さらに、子どもが長男・長女の場合とそれ以外の場合とを比べてみると、長男の場合に、親は高い教育期待を抱いていた。これは、親の教育期待は「長男優先」志

向があるのではないか、と思わせる結果である。4章の最後に行った重回帰分析の結果でも、長男ダミーは統計的に有意な効果を持っていた。なぜ親が「長男優先」志向になるのかは、本稿の分析からは明らかにならないが、以下のような考察が可能である。まず1つ目に、「家を継ぐ・継がせる」という意識の存在可能性である。家制度はなくなったが、未だ人々の間には「家」という意識が残っている。したがって、家を継ぐ際に第一候補となる長男に、高い教育を受けさせることを望む親が多いのではないかと考えられる。また、家を継ぐかどうかは別としても、長男は成人後に親と同居する割合が他のきょうだいと比べて高い。したがって、ゆくゆくは自分の面倒を見てくれる存在として親が長男のことをとらえており、高学歴を期待するということも考えられる。これらのことから、長男に対する親の教育期待が高くなっており、親の学歴などの親に関する要素を統制しても、その傾向がみられたのではないかとと思われる。

親が子どもに抱く教育期待は、親が子どもの属性を考慮して選択的に定めている側面があることが、本稿から明らかとなった。そして、親の教育期待は、「重要な他者」の影響として子どもの教育期待や教育達成につながるものである。よって、子ども自身の教育期待に目を向けるだけでなく、子どもを取りまく家族によって生じる要因の中でも無視できない一要因として、引き続き親の教育期待に着目することが、これからの教育期待研究に必要であると考えられる。

最後に、本稿の限界点や今後の課題について触れておきたい。まず、今回の分析に使用した「親の教育期待」変数についてである。この変数は、回答者に尋ねた親の情報をもとにしているため、あくまでも回答者からみた親の教育期待である。親本人から直接情報を得ることができなかったためこのような形になってしまったが、実際の親の教育期待と、子どもが感受する親の教育期待が全く異なるということはあまり起こらないと思われるため、この点は本稿の限界点として認識したうえで分析を進めた。今後は、片瀬(2005)が使用しているような、親本人から情報を得ることができ、かつ子ども本人からも情報を得られるようなデータを用いた分析が必要であろう。また、きょうだい構成を正確に把握したうえで、かつ信頼性の高い分析を実行するためには、サンプルサイズの確保が求められる。例えば本稿の分析では、中間子にあたる人がわずか49人しかいなかった。大きなサンプルサイズでの検討が可能となれば、きょうだい構成と親の教育期待について、頑健な結果を得ることが可能となろう。

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: Free Press.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理

論と方法』 24(2):283-299.

藤見純子・西野理子,2009,『現代日本人の家族——NFRJ からみたその姿』 有斐閣ブックス.

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」『第2回家族についての全国調査(NFRJ03)第2次報告書』 日本家族社会学会全国家族調査委員会,2:17-271.

片瀬一男,2005,『夢の行方—高校生の教育・職業アスピレーションの変容』 東北大学出版会.

宮寺晃夫,2006,『教育の分配論——公正な能力開発とは何か』 勁草書房.

中山慶子・小島秀夫,1979,「教育アスピレーションと職業アスピレーション」 富永健一編『日本の階層構造』 東京大学出版会: 293-328.

Sewell, W. H., A. O. Haller and G. W. Ohlendorf, 1970, “The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision,” *American Sociological Review* 35(6): 1014-27.

太朗丸博,1998,「職業評定値および職業威信スコアの基本的特性」 都築一治編『職業評価の構造と職業威信スコア』 1995 年 SSM 調査研究会:31-44.