

親の教育投資におけるきょうだい間差別

—子どもの数・出生順・性別に着目して—

小野 ルチャ

概要

子どもの教育を論ずるとき、きょうだいの構成や性別により親の投資に差があることが、多くの研究者の注目を集めている。例えば、きょうだいの数が多いと教育達成が低くなるという現象を説明した Blake (1989) の「資源希釈説」を始め、親の投資が出生順や性別などにより異なることを示した Becker (1991) の「選択的投資仮説」など、これまでに多くの知見が得られてきた。本稿では、これらの知見と、大学全入時代といわれる現代日本における親の子どもに対する教育投資について、日本や海外の先行研究を比較し検討する。また、従来の研究が達成された学歴を分析しているのに対し、本稿は子どもが親に期待されている学歴を「教育期待度」と定義し、親の教育投資を測る指標とした数少ない研究である。

分析に用いたデータは、2013年1月に行われた「教育と就業に関する web 調査」(主査:川口章)で、調査対象者は全国の20歳から49歳までの配偶者のいる男女合計1,494名である。分析の結果、Blake (1989) の「資源希釈説」や Becker & Lewis (1974) の「質と量の代替性説」に見られる、きょうだいの数と親の教育投資の負の相関については、本研究では統計的に有意な結果は確認できなかった。Becker (1991) の「選択的投資仮説」で言われているように、投資価値が高いと親が感じている子どもは男の子、特に長男であることは本稿でも検証された。その他、子どもの年齢別に教育期待度を分析した結果、子どもが幼いときのほうが教育期待度が高く、子どもの年齢が高くなるにつれて、低くなるのが検証された。

1. はじめに

子どもの教育を論ずるとき、子どものきょうだいの出生順や数などのきょうだい関係、そして性別などにより、親の投資に差があることが、多くの研究者の注目を集めている。例えば、きょうだいの数が多いと教育達成が低くなるという現象を説明した Blake (1989) の資源希釈説を始め、親の投資が出生順や性別などにより異なる事を説明した Becker (1991) の選択的投資仮説など、これまで多くの知見が得られてきた。本稿ではこれらの知見と、大学全入時代といわれる現代日本では、親の子どもへの教育投資に違いが見られるのかどうかを、子どものきょうだい数、出生順などのきょうだい関係、性別などの要因と、親の属性という視点から、明らかにすることを目的としている。

本稿の問題意識の背景には現代日本における教育の変化がある。文部科学省の2003年と2013年の「学校基本調査」で、両年の大学進学率(学部)を比較してみると次のようになる。2003年度の大学進学率は男子47.8%、女子34.4%、全体で41.3%であり、2013年度は男子55.6%、女子45.8%、全体で50.8%である。これからわかるように、この10年間の大学進学率の男女差は、13.4%から9.8%に縮まっており、男女それぞれの大学進学率も、この10年間で10%弱増えている。それは次のような理由が考えられる。

OECD (2012) の報告によると、日本において、後期中等教育(高校)が最終学歴である男性の就業率が85.7%、失業率が6.4%であるのに対し、大学型高等教育(大学)または大学院のプログラムを修了した場合、就業率は92.0%であり、失業率は3.4%である。女性については、

後期中等教育(高校)から大学型高等教育(大学)へと学歴が上がることにより、就業率は61.2%から68.4%に上昇し、失業率は5.0%から3.2%に低下するとしている。このように、大学に進学した場合とそうでない場合とでは、その後の就業などに違いが出てくるからである。

しかし、この10年間は、大学全入時代に突入した時でもあった。2003年には定員割れで閉学した大学も現れた。日本私立学校振興・共済事業団が行った2013年度の「学校法人基礎調査」でも45.47%の私立大学が定員割れをしている。このように、大学や学部を選ばなければ誰でも大学に入れる状態になってきている。その結果、単に大学を卒業したというだけでは、学歴が高いとはみなされなくなりつつある。

このような時代に、子どもを育てている親達が子どもへの教育投資をどのように考えているのかを明らかにすることが重要になってくる。その理由は、日本の高等教育の特徴として、親が子どもの教育費の大半を捻出していることが挙げられる。OECD(2012)の報告では、日本は、高等教育における学生支援制度を改善するための努力をしてきているものの、ほとんどの学生にとって授業料は高く、その大部分が家計からの支出によって賄われている。日本の公的な大学型高等教育機関の学生は、2008年度～2009年度において授業料として平均4,602米ドルを支払っている。これは、データの存在するOECD加盟国の中では、アメリカ合衆国(6,312米ドル)、韓国(5,193米ドル)、イギリス(4,731米ドル)に次いで4番目に高い数字となっている。反対に、日本において公的な貸与補助や奨学金、給与補助を受けている学生は33%しかおらず、これに対し、アメリカ合衆国においては76%、イギリスにおいては94%の学生が学生支援を受けている。

このように日本の場合、子どもの教育達成は親の教育投資と深く関係していることが考えられる。そこで、本稿では現代日本における親の子どもへの教育投資を明らかにしていく。今まで多くの研究者により、子どものきょうだいの出生順や数などのきょうだい関係、性別などにより、親の投資に差が存在することが指摘されてきた。本稿でもその差が明らかになると考えられる。もしも、その差が多様な人材を必要とする現代社会における弊害をもたらす可能性

があるようであれば、その緩和策を、世界の先行研究の中から探ることは重要である。また、このことは、現代社会における日本の子どもの教育を考える上での一助になるものと考えられる。

親の子どもへの教育投資を測るのに、従来の研究は達成された子どもの学歴により分析をしている。それに対し本稿は子どもが親に期待されている学歴を分析した。このことにより、親が子どもに高い学歴を期待していても、子どもの学力などにより、達成された子どもの学歴に親の期待が反映されていないなどの齟齬が取り除かれ、子どもが親に期待されている学歴をより正確に把握することが可能になった。また従来と異なった方法を取ることで、今までと違った視点から親の子どもへの教育投資を捉えられるという点で、本稿は学術的貢献になるものと考えている。

また本稿では大学を「どこでもよいので大学まで行かせたい」という大学に対して明確な希望がない場合と、「有名私立大学に行かせたい」「国公立大学に行かせたい」など、定評のある大学に対して明確な希望がある場合とに分けた。それにより親達の、大学に対する期待の強さの違いを明らかにすることができると考えられる。

本稿の構成は、第2章で先行研究を紹介し、第3章では仮説を述べ、第4章では本稿の研究方法について述べる。第5章では分析結果を記し、第6章で考察をし、第7章まとめでは本稿の結論と今後の課題について述べる。

2. 先行研究

本章では今まで研究されてきた親の子どもへの教育投資についての先行研究を紹介する。2.1では親の子どもへの教育投資に関する理論について紹介する。2.2では日本における性別による差を説明するときによく議論される家父長制について紹介する。2.3と2.4は共に2000年以降の実証研究で、2.3は日本における研究、2.4は海外の国々における研究を取り上げ、どのような分析結果が得られているかを紹介する。2.5では日本における研究と海外における研究の結果を比較し、その違いを明らかにする。

2.1 きょうだい関係における先行研究

進化生物学の視点から人間の行動や心理を解明している長谷川寿一、長谷川眞理子(2000)は、鳥類の例を使い、きょうだい関係について次のように説明している。親はきょうだい関係にある子どもたちを必ずしも平等に扱わないことがある。そのことにより、きょうだい間に対立が生じ、その犠牲者はたいていが年少の弟妹である、と。そして、この現象に符合する人間社会の研究として、Rosenblatt & Skoogberg (1974)による非西欧社会の39文化の調査を挙げている。それによると、すべての文化で男性・女性にかかわらず、長子が年少のきょうだいよりも高い地位につき、家族内で慕われていた。

Steelman et al. (2002)は、社会学においても、きょうだい構成に対する関心は社会学そのものと同じくらい古くしており、これまで多く研究が積み重ねられてきたと述べている。そのなかで、多数の研究者により支持されてきた説の一つがBlake (1989)の「資源希釈説」である。これは、きょうだいの数が多いと教育達成度が低くなるという現象を説明している。この「資源希釈説」とは、親の持っている資源、例えば、子どもたちと交流する時間、感情、身体的なエネルギー、注意などが、きょうだいが多ければ多いほど一人当たりには配分される量が少なくなるという考え方である。

子どもに質を求める親は、子どもの数を制限するようになる。Becker & Lewis (1974)は、これらの現象を「質と量の代替性」という説により説明している。質と量は密接に関係しているので、子どもを多く持とうとすると一人ひとりの子どもに質の高い教育ができない。そこで、子どもを産む人数を少なくして、一人ひとりの子どもに質の高い教育を受けさせようとする、というのがこの説の考え方である。

子どもへの教育投資に影響するのはきょうだい数だけではない。きょうだいの構成や性別による影響も研究されている。Sieben & Graaf (2003)は学歴達成の相違の37.3%がきょうだいの構成に起因していることを指摘し、平尾(2006)は子どもの性別により学歴達成に差があることを述べている。これらの現象を説明する説に、Becker (1991)の「選択的投資仮説」がある。それは、限られた家庭内の資源はもっ

とも合理的かつ効率的に子どもたちに配分されるという説である。Becker (1991)の考える投資価値の高い子どもとは、稼働能力が高い男の子である。そして、家系存続に重要な役割を果たす長男に、他の子どもよりも相対的に多くの教育投資がなされることが合理的であるとしている。

次に性別による差を説明するときによく議論される家父長制について述べたい。

2.2 家父長制

瀬地山(1996)によると、家父長制という概念はさまざまな社会科学のディシプリンのなかで用いられてきたという。家父長制のもととなる家父長(patriarch)とは、一般的には族長を示し、特にキリスト教では『旧約聖書』におけるイスラエル族の祖先たちを指し、転じて司教や教皇を指すようになったとされている。

日本では、家父長制というと明治民法下での家制度を想起する人が多い。1898年に施行された明治民法(新民法)は、女性の処遇について現行民法とはかなり異なるところが多い。例えば、明治民法747条に、戸主は一家の長であり、扶養の義務を負うという、現行法にない戸主の義務があった。財産については810条で、夫は妻の財産を管理し、無償で使用するものと規定され、相続については970条で、家督相続は直系男子優先・単独相続ということが規定されている。

このように、明治民法は幕藩体制下の武士層で行われていた長男単独相続に基づく家制度を国家的規範として取り入れ、男性戸主(女戸主は例外)を中心として家が構成され、家族が作られる規範となった。1947年に現行民法に改定されて久しい現代では、明治民法の影響は薄くなってきたのではないかと考えられるが、個々人の生活の中に男子優先・長男優先は依然として規範として残っている。

では次に、2000年以降の子どもの教育について、子どものきょうだい関係や性別、親の投資などに関する実証分析を紹介する。まず、日本の実証研究について述べる。そして、その後2000年以降の海外の研究について紹介する。

2.3 日本の先行研究

日本の先行研究として、きょうだいの数や出生順などのきょうだい関係と性別に関する知見を示した、Ono (2004)、平尾 (2006)、橘木・八木 (2009) の研究を紹介する。

Ono (2004) は、1995年のSSM (Social Stratification and Mobility Survey) のデータを使用し、調査対象者には1995年に日本に住んでいるきょうだいのいる人の中から20歳～69歳の男女合わせて2,208人を選び、大学に入学したかどうかを被説明変数にして子どもの教育達成を分析している。平尾 (2006) は、「第2回家族についての全国調査 (NFRJ03)」のきょうだいデータを用いて、19歳以上の回答者3,106人とそのきょうだい4,139人の合計7,245人を調査対象者とし、調査対象者とそのきょうだいの学歴達成を被説明変数として分析結果を出している。橘木・八木 (2009) は、橘木科研データを用いて、きょうだい構成と学歴形成について分析している。

2.3.1 きょうだい数の影響

子どもの教育達成に対するきょうだい数の影響については、上記の3編ともきょうだい数が増大すると学歴が低下することを検証している。この知見はBlake (1989)の「資源希釈説」や、Becker and Lewis (1974)の「質と量の代替性説」と符合する。詳細を述べると、Ono (2004)はきょうだい数が増えると、大学への進学が減るとし、橘木・八木 (2009)は、きょうだい数が増大すると学歴が低下すると述べている。平尾 (2006)は、きょうだい数が3人以下の場合のほうが、4人以上の場合より教育達成が高い傾向があるが、その関係は直線的でないという結果を出している。また、平尾 (2006)は、きょうだい数の影響は男性よりも女性に強く働いていると述べ、きょうだい数だけでなく、その性別構成によっても違いがあることを指摘している。

2.3.2 出生順などのきょうだい構成による影響

子どもの教育達成に対するきょうだい構成・出生順の影響について、橘木・八木 (2009)は、長男であることは学歴を大きく高める効果を持つと述べている。この知見は、Becker (1991)の「選択的投資仮説」と符合する。また、橘木・

八木 (2009)は、サンプルを40歳以上と40歳未満に分けて、きょうだい構成と学歴形成との関係が、時系列的に変化しているかどうかを調べている。それによると、家庭内における選択的教育投資配分はサンプルの両群とも長男への集中配分傾向が一番高く、次に次男と続く。一方、女子に関しては、年齢が若い群のほうが姉・妹の間での平等な投資配分が行われるようになってきており、出生順が及ぼす影響についても性別による違いがあることが、検証されている。

2.3.3 性別の影響

子どもの教育達成に対する性別の影響について、男の子のほうが女の子よりも、教育投資の配分をされているということが、3編の先行研究すべてにおいて検証されている。この結果は、Becker (1991)の選択的投資仮説と符合する結果となっている。Ono (2004)の知見では、娘より息子のほうにより多く投資されていることが示されており、平尾 (2006)は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比べてより大きな負の影響を被ると述べている。橘木・八木 (2009)は、女子の場合においては、最年長であっても兄がいても、いずれにせよ長男との対比においては、女子であるがために学歴志向が低いとしている。

2.3.4 親の属性の影響

子どもの教育達成には親の属性も影響することが、多くの実証研究で検証されている。日本における先行研究でも、親の所得や学歴が子どもの教育達成に影響することが示されている。

親の所得の影響についてOno (2004)は、豊かな経済状況の家庭は子どもの大学入学を促進するとしており、親の所得が関係していることを指摘している。橘木・八木 (2009)は、子どもが15歳時、親が高所得であったか低所得であったかの違いが子どもの学歴形成に及ぼす影響を分析している。それによると、子どもが15歳時に高所得であることは学歴形成に正の影響があるが、低所得であることは負の影響があるという。

親の学歴の影響について、平尾 (2006)は、父親の学歴は子どもの大学進学確率に大きな影

響を与えていると述べている。そして、その影響は息子より娘に強く働いていることを明らかにしている。橋木・八木（2009）も、父親が高学歴であることは子どもの学歴形成に強く影響すると述べている。また、母親の学歴も子どもの学歴形成に影響するが、父ほどの影響力はないとしている。

以上のように、子どもの教育達成に影響を与えるきょうだい関係や性別、親の属性についての日本における先行研究について述べてきた。次の章では、世界の国々での先行研究について述べる。

2.4 海外の先行研究

本章では、子どもの教育達成に影響を与えるきょうだい関係や性別、親の属性について研究した、海外の先行研究の中から8編を紹介する。まず、Bauer and Gang（2000）は、1996年のGerman Socioeconomic Panel（GSOEP）のデータを用い、ドイツに在住している人たちを、西ドイツ地区在住、東ドイツ地区在住、そしてドイツに在住している外国人、の3グループに分けて、教育におけるきょうだいの影響を比較している。Conley（2000）は、1989年のPanel Study of Income Dynamics（PSID）のデータを用い、アメリカにおいて、性別ときょうだいの増加が子どもの教育達成にどのような影響を及ぼすかを分析している。Vandenbergh（2007）は、2005年のThe Consortium of Household Panels for European Socio-Economic Research（CHER）のデータを用い、親の所得が第3次教育（大学などの高等教育）進学に及ぼす影響を、ベルギーとドイツ、ハンガリー、ポーランド、イギリスを比較し分析している。Shapiro and Tambashe（2001）は、1990年のHousehold Survey in Kinshasaのデータを用い、コンゴの貧困・家庭構造・経済的安定と子どもの教育への投資との関係だけでなく、性別による違いにも焦点を当てている。Maitra（2003）は、1996年のMatlab Health and Socio-Economic Survey（MHSS）のデータを用い、バングラディッシュの学校教育に影響を及ぼす個人と家庭のレベルの特徴を分析している。Morduch（2004）は、1993年のSouth Africa Integrated Household Surveyと1993年のNationally Representative Surveyのデータを用い、南アフリカとタンザニ

アにおける、姉妹がいることによる子どもの教育への影響について分析をしている。Pattaravanich et al.（2005）は、National Statistical Office（NSO）の1990年と2000年のデータを用いて、両年を比較したときのタイの若い男女の学校教育の変化における、世帯収入や社会状態、地域性などの影響を分析している。Pal（2004）は、1987～89年のWorld Institute of Development Economics Research（WIDER）のデータを用いて、インドの世帯収入と両親の選択が子どもの教育に及ぼす影響を研究している。以上8編の先行研究を参考にしながら、いくつかの要因が子どもの教育達成に与える影響を見ていきたい。

2.4.1 きょうだいの数による影響

子どもの教育達成に対するきょうだい数の影響について分析を行っているのは、Bauer & Gang（2000）とConley（2000）である。そして、どちらの先行研究も例外はあるが、きょうだい数による影響は少ないとしている。

2.4.2 出生順などのきょうだい構成の影響

子どもの教育達成に対する出生順の影響についてはVandenbergh（2007）が、きょうだいの中で一番年長者と、一番年少者とで比較している。その結果、年長者のほうが、年少者よりも就業年数が低いとしている。

次に、きょうだい構成について述べているのは、Bauer & Gang（2000）、Conley（2000）、Morduch（2004）である。しかし、これらの結果から、統一した知見が見出されない。

きょうだい数は、あまり関係ないと述べたBauer & Gang（2000）は、例外として、きょうだいによる影響は、西ドイツの男性はきょうだいが女性だけの場合、教育水準が低くなるということと、西ドイツ在住の外国人女性が女性だけのきょうだいの場合、教育水準が高くなることを述べている。

Conley（2000）のアメリカの研究では、男性は姉妹がいる場合のほうが、兄弟がいる場合より教育期間が短くなり、女性には兄弟がいる場合のほうが、姉妹がいる場合より教育期間が短くなるとされている。また、Pal（2004）はインドの研究で、兄がいる男の子の場合は就学する可能性が高くなるが、女の子の場合は兄がいても就学する可能性は高くならないと述べている。

Morduch (2004) は、タンザニアでは、調査対象者である子ども 5 人きょうだいの内、4 人すべてが女の子だけであると仮定した場合と、すべて男の子だけのきょうだいであると仮定した場合とで比べると、教育年数は姉妹だけの場合ほうが、0.44 年長くなるとしている。しかし、南アフリカでは、そのような効果が見られないと述べている。

2.4.3 性別による影響

子どもの教育達成に対する性別の影響についての研究結果は、男性優位、男女の差がない、女性優位、定まった男女差を説明することはできない、と 4 つに分かれている。女の子への教育投資は男の子へのそれより低いとしているのは、Conley (2000) のアメリカにおける研究と、Shapiro & Tambashe (2001) のコンゴにおける研究である。

性別による違いは見られないと述べているのは、Bauer & Gang (2000) のドイツにおける研究と、Morduch (2004) の南アフリカとタンザニアにおける研究である。

女性のほうが優位であると述べているのは、タイの研究をしている Pattaravanich et al. (2005) である。Pattaravanich et al. (2005) は、1990 年には男女同数であった 10 学年（高等学校）への進学率が、2000 年には女の子が男の子のほぼ 2 倍になったと述べている。その背景として、1990～2000 年の期間に起こったタイにおける就業機会の変化を挙げている。タイの最近の経済発展を支えているのは、主に製造物の輸出と観光である。女性が男性より低賃金で、反復作業に適応し、ストライキなどに参加が少ないと思われているために、女性の就業機会が増えているとしている。

また、Maitra (2003) の研究では、最近のバングラディッシュでは教育における男女差はなくなっているが、13～24 歳では、女の子の方が男の子より就学年数が長い傾向があると述べている。バングラディッシュでは、貧しいために、男の子の場合は幼いときから働き手となるが、そうではない女の子には教育に力を入れず、幼いうちに結婚させてしまうことがある。それを防ぐために、政府や NPO が女の子の教育のために助成をしている。それが、女の子の方が男の子より学校教育の年数が長い理由の一つで

あると述べている。

定まった男女差を説明することはできないと述べているのは Pal (2004) である。Pal のインドでの研究では、世帯収入は男の子にも女の子にも同じような効果を与えるにもかかわらず、男女差は存在すると述べられている。例えば、地方の成人女性の就業率が高くなると、女の子の就学率が高くなる。また、地方の男性の就業率が高くなると、男の子は学業より働きに行く可能性がより高くなるなどである。そして、子どもの就学における性差には大きな相違があり、議論を尽くしたとしても、この研究のサンプルでは、男女差の 3 分の 1 しか説明することはできないと述べている。

2.4.4 親の属性の影響

世界の先行研究でも子どもの教育達成に影響するとされている属性に、親の所得と教育が挙げられている。親の所得が子どもの教育達成に影響すると述べているのは、Shapiro & Tambash (2001)、Pattaravanich et al. (2005)、Maitra (2003) である。その中でも Vandenberghe (2007) は、親の所得が子どもの教育達成に及ぼす影響に焦点を当てて分析している。検証結果は、ドイツ・ベルギーは親の所得が子どもの教育達成に及ぼす影響はみられない。ポーランドは家庭の所得が、33% 増えると、3 パーcentageポイントほど第三次教育に行く人が増える。イギリスは 6 パーcentageポイント強の影響がある。ハンガリーは 20 パーcentageポイントの影響があるとしている。また、Bauer & Gang (2000) は、親の所得は子どもの教育達成に影響しないと述べている。このように親の所得による子どもの教育達成への影響は国により異なっている。

また、親の教育が、子どもの教育達成に影響すると述べているのは、Conley (2000)、Maitra (2003)、Pal (2004)、Pattaravanich et al. (2005) の研究である。しかし、Maitra (2003) が母親の学歴のほうが父親の学歴よりも子どもの教育達成に影響があると述べているのに対し、Pal (2004) は父親の学歴はより男の子の教育に影響し、母親の学歴は女の子の教育のみに影響するとしているというように、親の学歴が子どもの教育達成に及ぼす影響には違いが見られる。

では、次に今まで紹介してきた日本と海外の実証研究の結果を比較する。

2.5 日本と海外の先行研究の違い

海外の先行研究は、日本の先行研究と異なった結果を示している。きょうだいの数・出生順は、日本の先行研究では明らかな影響があるが、海外の先行研究では際立った影響は見られない。性別の影響は、日本では男の子のほうが女の子よりも親の教育投資を受けるのに有利な立場にいるが、海外の先行研究では、男の子優位、男女の差がない、女の子優位、定まった男女差を説明することはできない、の4つに分かれた。また、きょうだい構成については、日本の場合、長男、次男、長女、次女の順に親の教育投資がなされている。しかし、海外の先行研究は、似たような検証結果もあるが、統一した結果とは言い難いといえる。また、日本と海外の先行研究の両方で、親の属性のうち、特に所得と学歴が子どもの教育達成に影響することが多い。しかし、なかにはその属性が影響しないと述べている先行研究もあり、日本の先行研究よりも海外の先行研究のほうが、多様な知見を示している。これには、Sieben & Graaf (2003) の述べている、国家間の相違が反映されているのではないかと考えられる。Sieben & Graaf は、子どもの学歴達成の相違が家族間の相違点によって起きているものは34.2%に過ぎず、37.3%はきょうだいの構成に起因し、28.5%は国家間の相違が原因であるとしている。

3. 仮説

以上、日本と海外の先行研究について述べてきた。これまでの先行研究の結果は、教育達成された学歴により導き出されたものである。そのため、本研究で分析する子どもが親に期待されている学歴に基づく結果と異なっていて然るべきである。しかし、日本においては親の子どもの教育費負担比率は高く、子どもたち自身の能力と努力、希望などを加味しても、親の期待が子どもの教育達成に大きく影響しているのではないかと考えられる。その上、日本は、経済的に安定しており、Pattaravanich et al. (2005) の研究に見られるタイの場合のように、就業機会が飛躍的に増えたというような、親の子どもへの教育投資に影響を与えるような変化がない。そのため、親の子どもへの教育投資は、日

本の先行研究により明らかにされた結果と類似するのではないかと予想している。以上のことから本稿では、日本の子どもが親に期待されている学歴を「教育期待度」と定義し、親の子どもへの教育投資を測る指標にした。教育期待度について、次のように仮説を立てる。

①きょうだい数が多くなるほど、教育期待度は下がる。

②出生順が早い子どもの方が教育期待度が高い。特に長男は教育期待度が高い。

③性別では男の子の方が教育期待度が高い。次に、以上の仮説を踏まえて分析を行い、その結果を比較・検討していく。

4. 研究方法

4.1 分析データの説明

本研究は、2013年1月に川口章主査のもとで行われたweb調査、「教育と就業に関するweb調査」のデータを使用した。調査対象地区は北海道から沖縄までの47都道府県、調査対象者は無作為に選ばれた20歳から49歳までの、有配偶者である男性720名と女性774名の合計1,494名である。調査は、調査対象者に設問に対しあらかじめ用意された選択肢の中から該当するものを選ぶという方法をとった。このwebで回答をされたデータを用いて分析をした。調査期間は、2013年1月21日から2月6日までである。

調査対象の夫婦のうち、子どもを有する夫婦は972組である。夫婦の有する子どもの数は、1人が473組で473人、2人は393組で786人、3人は96組で288人、4人は8組で32人、5人は2組で10人であり、子どもの数を合計すると1,589人である。そのうち、高校を卒業している子どもを除いた1,532人を本稿の分析対象とした。

4.2 分析方法

本研究で明らかにしたいのは、親の子どもへの教育投資である。しかし、本研究は分析の単位は親ではなく、一人ひとりの子どもである。たとえば一人の親に子どもが3人いれば、サン

ブル数は3となる。そこで子どもが親に期待されている学歴を「教育期待度」と定義し、親の子どもへの教育投資を測る指標にした。分析の被説明変数は、子どもが親に期待されている最高教育機関である。説明変数は、子どもの属性である、きょうだい数、出生順、男の子ダミー変数、女の子ダミー変数などを用いた。父母の属性からは、学歴（大学院、大学、短大・高専、専門学校・専修学校、高校・中学に区分した）、年齢、所得などを用いた。これらの変数を投入して順序プロビットで分析した。変数の記述統計は表1に記した。

4.3 分析に用いる変数

被説明変数である「子どもが親に期待されている最高教育機関」は、「お子様が小学校を卒業された時、お子さんの教育をどこまでさせたいと思っていましたか。該当するものを1つお選び下さい。（現在お子様が小学校以下の場合は、現時点でどのように思っているかお答えください）」という設問に、回答者が期待する子どもの最終教育機関を①「中学または高校まで進学させたい」②「専門学校・専修学校まで進学させたい」③「短大・高専まで進学させたい」④「どこでもよいので大学まで進学させたい」⑤「有名私立大学に行かせたい」「国公立大学に行かせたい」「海外の大学に行かせたい」など大学に対しての5つの選択肢の中から選んで回答をするという形式をとった。この質問は、各回答者の子ども一人ひとりについて行い、回答を得た。5つの回答の内、①の場合を1点、⑤の場合を5点として、点数が少ないほうが子どもの教育に対する教育期待度が低く、点数が多いほうが教育期待度が高いとした。子どもが親に期待されている最高教育機関の結果を表2-1に示した。

今回、大学については「どこでもよいので大学まで行かせたい」という、大学について明確な希望がない場合と、「海外に留学させたい」、「有名私立大学に行かせたい」「国公立大学に行かせたい」など、定評のある大学に対して明確な希望がある場合の2通りに区分した。そして後者を上位区分とした。それは、大学について明確な希望があるという事は、すでに大学に行くことを当然の前提としているからである。

表2-1によると、子どもが親に期待されている最高教育機関で一番多いのは大学であった。その内、「海外に留学させたい」、「有名私立大学に行かせたい」「国公立大学に行かせたい」など、定評のある大学に対して明確な希望があるという回答が41.9%であった。次に多いのは、「どこでもよいので大学まで進学させたい」という回答で全体の31.2%であった。これら大学以上の学歴を子どもに期待している回答が全体の73.1%を占めた。子どもたちの年齢が違うので単純に比較はできないが、これはweb調査をしたのとほぼ同時期に調査された、2013年度の大学進学率の男女合計50.8%をはるかに上回る数字である。そして、大学全入時代にある親たちは、子どもに期待する大学について明確な希望がある人のほうが、どこでもよいので大学まで進学させたい人よりも多いことが示されている。

この結果を見ると、本稿の学歴分布は日本の人口全体の学歴分布よりも大学卒の親が多いので、子どもに自分達と同じ学歴にしたいと希望する人が多いのではないかと疑問が出てくる。そこで平成22年国勢調査より、調査対象者と同年代の最終学歴を調査対象者と同一年齢区分で加重平均すると、男性の中学・高校卒の人が52.4%、短大・高専卒が11.3%、大学・大学院卒が36.3%であり、女性は中学・高校卒の人が46.9%、短大・高専卒が33.0%、大学・大学院卒が20.1%である。男女の平均は、中学・高校卒の人が49.7%、短大・高専卒が22.2%、大学・大学院卒が28.2%であった。本稿の父親は中学・高校卒の人が29.4%、短大・高専卒が35.9%、大学・大学院卒が52.5%であり、母親は中学・高校卒の人が31.1%、短大・高専卒が27.0%、大学・大学院卒が33.0%である。父母の平均は、中学・高校卒の人が30.3%、短大・高専卒が27.0%、大学・大学院卒が42.8%であった。国勢調査と、本稿の最終学歴を比較すると、本稿の場合のほうが、大学大学院卒の割合が高くなっている。

次に、子どもが親に期待されている最高教育機関の内容を詳しく見るために、親の学歴とのクロス表を作成した。表2-2が父親の最終学歴と子どもへ期待する最高教育機関で、表2-3が母親の最終学歴とのクロス表である。

表2-2と表2-3によると、「有名私立大学」

表 1 記述統計

変 数	観測数	平均値	標準偏差
子どもが親に期待されている最高教育機関	1532	3.782	1.436
回答者 父親ダミー	1532	0.52	0.5
回答者 母親ダミー	1532	0.48	0.5
母親の学歴 中学・高校	1532	0.311	0.463
母親の学歴 専門・専修学校	1532	0.147	0.354
母親の学歴 短大・高専	1532	0.212	0.409
母親の学歴 大学	1532	0.316	0.465
母親の学歴 大学院	1532	0.014	0.116
父親の学歴 中学・高校	1532	0.294	0.456
父親の学歴 専門・専修学校	1532	0.137	0.344
父親の学歴 短大・高専	1532	0.044	0.206
父親の学歴 大学	1532	0.445	0.497
父親の学歴 大学院	1532	0.08	0.272
母親の年齢	1532	35.982	7.311
父親の年齢	1532	37.815	7.584
母親の所得 (100万円)	1532	0.944	168.9
父親の所得 (100万円)	1532	5.672	274.6
子どもの数	1532	1.922	0.778
1番目の子どもダミー	1532	0.601	0.49
2番目の子どもダミー	1532	0.322	0.467
3番目の子どもダミー	1532	0.069	0.254
4番目の子どもダミー	1532	0.007	0.081
5番目の子どもダミー	1532	0.001	0.036
出生順	1532	1.485	0.666
一人っ子ダミー	1532	0.309	0.462
きょうだい数2人ダミー (本人も含む)	1532	0.49	0.5
きょうだい数3人ダミー (本人も含む)	1532	0.178	0.383
きょうだい数4人ダミー (本人も含む)	1532	0.018	0.132
きょうだい数5人ダミー (本人も含む)	1532	0.006	0.076
子どもの性別ダミー (男子)	1532	0.512	0.5
子どもの年齢	1532	6.305	4.844
子ども0歳以上1歳未満ダミー	1532	0.131	0.338
子ども1歳以上3歳未満ダミー	1532	0.183	0.387
子ども3歳以上小学校未就学ダミー	1532	0.223	0.417
子ども小学校1～3年生ダミー	1532	0.16	0.367
子ども小学校4～6年生ダミー	1532	0.114	0.318
子ども中学生ダミー	1532	0.1	0.3
子ども高校生ダミー	1532	0.089	0.285
一人っ子の男の子ダミー	1532	0.16	0.367
一人っ子の女の子ダミー	1532	0.149	0.356
一番目の男の子ダミー	1532	0.311	0.463
一番目の女の子ダミー	1532	0.29	0.454

注) 分析の単位は子どもであり、観測数は子どもの数である。

表 2-1 子どもが親に期待されている最高教育機関

教育機関	人数	%
中学・高校	241	15.7
専門学校	82	5.4
短大・高専	89	5.8
大学 (どこでもよい)	478	31.2
有名私立、国・公立、海外の大学など	642	41.9
合 計	1532	100

注1) 子どもが高校卒業以上の場合はサンプルから除いている。

表 2-2 子どもが親に期待されている最高教育機関（父の学歴別）

父の学歴	子どもが親に期待されている最高教育機関											
	中学・高校		専門学校		短大・高専		大学 (a)		大学 (b)		合計	
	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%
中学高校	141.0	31.3	37.0	8.2	52.0	11.6	142.0	31.6	78.0	17.3	450.0	100.0
専門学校	36.0	17.1	18.0	8.6	12.0	5.7	68.0	32.4	76.0	36.2	210.0	100.0
短大高専	8.0	11.8	5.0	7.4	2.0	2.9	14.0	20.6	39.0	57.4	68.0	100.0
大学	52.0	7.6	20.0	2.9	22.0	3.2	221.0	32.5	366.0	53.7	681.0	100.0
大学院	4.0	3.3	2.0	1.6	1.0	0.8	33.0	26.8	83.0	67.5	123.0	100.0
合計	241.0	15.7	82.0	5.4	89.0	5.8	478.0	31.2	642.0	41.9	1532.0	100.0

注) 大学 (a) はどこでも良いので大学まで、大学 (b) は有名私立、国・公立、海外の大学などを選んだ場合を表す。

表 2-3 子どもが親に期待されている最高教育機関（母の学歴別）

母の学歴	子どもが親に期待されている最高教育機関											
	中学・高校		専門学校		短大・高専		大学 (a)		大学 (b)		合計	
	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%
中学高校	133.0	27.9	41.0	8.6	37.0	7.8	150.0	31.5	116.0	24.3	477.0	100.0
専門学校	34.0	15.1	28.0	12.4	25.0	11.1	85.0	37.8	53.0	23.6	225.0	100.0
短大高専	34.0	10.5	9.0	2.8	19.0	5.9	97.0	29.9	166.0	51.1	325.0	100.0
大学	39.0	8.1	4.0	0.8	8.0	1.7	142.0	29.3	291.0	60.1	484.0	100.0
大学院	1.0	4.8	0.0	0.0	0.0	0.0	4.0	19.1	16.0	76.2	21.0	100.0
合計	241.0	15.7	82.0	5.4	89.0	5.8	478.0	31.2	642.0	41.9	1532.0	100.0

注) 大学 (a) はどこでも良いので大学まで、大学 (b) は有名私立、国・公立、海外の大学などを選んだ場合を表す。

や「国公立大学」など、定評のある大学への進学を期待されている子どもの割合は、父親が中学高校卒の場合は17.3%に過ぎないのに対し、大学院卒の場合は67.5%である。また、表2-3によると、定評のある大学への進学を期待されている子どもの割合は、母親が中学・高校卒の場合は24.3%に過ぎないのに対し、大学院卒の場合は76.2%である。このように、子どもへ期待する学歴は、親の教育水準と正の相関関係がある。このことから、上述のように、本研究で使用したサンプルに大学大学院卒の親が多いことが、子どもへ期待する教育水準を高くしていると考えられる。ただし、それが推定結果にどのようなバイアスをもたらすのかは、理論的には予想できない。

5. 分析結果

表3のモデル1は分析の基準となるもので、ここでは教育期待度に影響すると考えられる子どもの属性と親の属性を分析した。被説明変数

に子どもが親に期待されている最終教育機関を投入し、説明変数には、子どもの属性からきょうだい数、出生順、性別、年齢を投入した。親の属性は、学歴（大学院、大学、短大・高専、専門学校・専修学校、中学・高校に区分した）、年齢、所得を投入し、順序プロビットで分析をした。父母の学歴は中学・高校を基準とした。

分析の結果、出生順については、出生順が後の場合、出生順が早い子どもよりも教育期待度が下がることが示された。また、子どもの性別に関しては、男の子のほうが女の子よりも教育期待度が高いことがわかった。この結果は、日本における先行研究と符合している。しかし、子どもの数については、基本分析であるモデル1では先行研究でみられる影響を確認することはできなかった。

本稿では子どもの属性について、子どもの数・出生順・性別以外に子どもの年齢に関しても分析した。それによると、子どもが幼いときのほうが子どもの教育水準に対する期待度が高く、年齢が高くなるにつれて低くなることが分かった。各年齢区分が一段階上がるごとに教育期待

表3 教育期待度と出生順・子どもの年齢・きょうだい数との関係

被説明変数：子どもが親に期待されている最高教育機関

順序プロビット 変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
回答者 父親	0.047	0.062	0.047	0.062	0.045	0.062	0.034	0.062
母親の学歴 専門・専修学校	-0.078	0.093	-0.078	0.093	-0.08	0.093	-0.054	0.093
母親の学歴 短大・高専	0.36	0.088 ***	0.357	0.088 ***	0.357	0.088 ***	0.355	0.088 ***
母親の学歴 大学	0.435	0.088 ***	0.436	0.088 ***	0.434	0.088 ***	0.444	0.089 ***
母親の学歴 大学院	0.592	0.319 *	0.59	0.319 *	0.597	0.319 *	0.623	0.319 **
父親の学歴 専門・専修学校	0.418	0.097 ***	0.42	0.097 ***	0.417	0.097 ***	0.415	0.097 ***
父親の学歴 短大・高専	0.752	0.154 ***	0.754	0.154 ***	0.752	0.154 ***	0.764	0.155 ***
父親の学歴 大学	0.664	0.08 ***	0.662	0.08 ***	0.663	0.08 ***	0.656	0.08 ***
父親の学歴 大学院	0.716	0.148 ***	0.718	0.148 ***	0.714	0.148 ***	0.71	0.148 ***
母親の年齢	0.032	0.009 ***	0.032	0.009 ***	0.032	0.009 ***	0.031	0.009 ***
父親の年齢	-0.011	0.008	-0.011	0.008	-0.01	0.008	-0.009	0.008
母親の所得	0.039	0.019 **	0.039	0.02 **	0.039	0.02 **	0.041	0.02 **
父親の所得	0.098	0.013 ***	0.098	0.013 ***	0.098	0.013 ***	0.097	0.013 ***
子どもの数	0.017	0.051	0.021	0.052	0.014	0.053		
きょうだい数2人ダミー							0.177	0.078 **
きょうだい数3人ダミー							-0.025	0.11
きょうだい数4人ダミー							0.307	0.259
きょうだい数5人ダミー							0.162	0.389
出生順	-0.127	0.061 **			-0.123	0.062 **	-0.135	0.061 **
2番目の子どもダミー			-0.086	0.075				
3番目の子どもダミー			-0.342	0.147 **				
4番目の子どもダミー			-0.48	0.379				
5番目の子どもダミー			0.295	0.904				
子どもの性別(男子)ダミー	0.23	0.059 ***	0.231	0.059 ***	0.229	0.059 ***	0.245	0.059 ***
子どもの年齢	-0.038	0.01 ***	-0.038	0.01 ***			-0.041	0.01 ***
子どもの1歳~3歳未満ダミー					-0.024	0.106		
子ども3歳~小学校未就学ダミー					-0.133	0.113		
子どもの小1~3年生ダミー					-0.215	0.135		
子どもの小4~6年生ダミー					-0.294	0.156 *		
子どもの中学生ダミー					-0.442	0.169 ***		
子どもの高校生ダミー					-0.604	0.18 ***		
疑似 R2	0.108		0.108		0.108		0.11	
観測数	1532		1532		1532		1532	

注1) 父親と母親の所得の単位は100万円である。

注2) かつこの中の数字は標準誤差である。

注3) *は10%水準で、**は5%水準で、***は1%水準で有意であることを示している。

度が下がることが示されている。このことは、子どもが幼いときほど、親は子どもの能力を過大に評価しているか、あるいは、子どもが大きくなると教育費が思ったよりかかることが分かり、期待が現実味を帯びてくるからではないかと考えられる。

親の属性の一つである学歴による影響をみると、母親の場合は学歴が高くなるほど教育期待度は高くなり、学歴が大学院の場合が一番高くなる。父親の場合、学歴が中学・高校卒の場合とそれ以上の場合とを比べると、より高い学歴の父親のほうが、子どもに対する教育期待度が

高くなっている。しかし、それは直線的ではない。また、父親と母親を同じ学歴区分同士で比較した場合、どの学歴区分においても父親のほうが母親より教育期待度が高くなっている。親の属性である年齢についてみると、父親の年齢は教育期待度には関係がないが、母親は年齢が高くなるほど、教育期待度が高い。親の所得に関しては、父親の所得が100万円増えるごとに教育期待度が高くなることが有意水準1%で示された。また母の所得も5%水準で、教育期待度に関係していることが示された。

表3のモデル2からモデル4は、出生順・子

どもの年齢・子どもの数による影響をより詳細に分析したものである。

表3のモデル2は出生順の影響をより詳細に分析したもので、何番目に生まれたかのダミー変数を作り投入した。結果は、親の期待度は一人目の子どもより、出生順が遅い子どもに対するほうが低くなった。しかし、有意に負の影響があったのは3人目の子どものみであった。

表3のモデル3は、子どもの年齢による影響をより詳細に分析したものである。子どもの年齢を0～1歳未満、1歳以上～3歳未満、3歳以上～小学校未就学、小学校1～3年生、小学校4～6年生、中学校、高校生に分けて年齢ダミー変数をつくり、0～1歳未満を基準として投入した。結果は、子どもの年齢が高くなるほど親の期待度は低くなることが検証された。その中で有意に負の影響があったのは、小学校4～6年生、中学校、高校生であった。

表3のモデル4は、子どもの数による影響をより詳細に分析したものである。子どものきょうだい数を1人から5人のダミー変数にして投入した。結果は、5%水準で有意であったのは二人きょうだいの場合で、一人っ子より二人きょうだいのほうが教育期待度が高いことが分かった。これは、日本の先行研究とは異なる結果であった。そして、なぜ二人きょうだいのほうが教育期待度が高いのか考えられる理由として、子どもへの教育投資に非常にお金がかかる現代日本において子どもが2人いる家庭は、子どもが1人の家庭よりも元々経済状態に余裕があるのではないかということである。しかし、今回の調査項目にそれが検証できるような質問が設定されていないため、その理由を検証することはできない。

表3(続き)のモデル5と6では、一人っ子であることと、一人目の子どもの性別による影

表3 教育期待度と出生順・子どもの年齢・きょうだい数との関係(続き)

被説明変数：子どもが親に期待されている最高教育機関

順序プロビット 変数	モデル5		モデル6	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
回答者 父親ダミー	0.023	0.062	0.04	0.062
母親の学歴 専門・専修学校	-0.083	0.093	-0.084	0.093
母親の学歴 短大・高専	0.36	0.088 ***	0.367	0.088 ***
母親の学歴 大学	0.447	0.088 ***	0.438	0.088 ***
母親の学歴 大学院	0.62	0.32 **	0.61	0.32 *
父親の学歴 専門・専修学校	0.429	0.097 ***	0.418	0.097 ***
父親の学歴 短大・高専	0.732	0.154 ***	0.752	0.154 ***
父親の学歴 大学	0.673	0.08 ***	0.664	0.08 ***
父親の学歴 大学院	0.721	0.147 ***	0.704	0.148 ***
母親の年齢	0.028	0.009 ***	0.03	0.009 ***
父親の年齢	-0.013	0.008	-0.01	0.008
母親の所得	0.04	0.019 **	0.04	0.019 **
父親の所得	0.093	0.013 ***	0.096	0.013 ***
一人っ子の男の子ダミー	0.094	0.085		
一人っ子の女の子ダミー	-0.159	0.087 *		
一番目の男の子ダミー			0.226	0.074 ***
一番目の女の子ダミー			-0.006	0.074
子どもの1歳～3歳未満ダミー	-0.009	0.106	-0.018	0.106
子どもの3歳～小学校未就学ダミー	-0.109	0.111	-0.115	0.109
子どもの小1～3年生ダミー	-0.167	0.129	-0.194	0.129
子どもの小4～6年生ダミー	-0.213	0.146	-0.257	0.147 *
子どもの中学生ダミー	-0.345	0.158 **	-0.395	0.16 ***
子どもの高校生ダミー	-0.498	0.168 ***	-0.555	0.17 ***
疑似 R2	0.104		0.106	
観測数	1532		1532	

注1) 父親と母親の所得の単位は100万円である。

注2) かっこの中の数字は標準誤差である。

注3) *は10%水準で、**は5%水準で、***は1%水準で有意であることを示している。

響を分析している。モデル5では、一人っ子の男の子と、一人っ子の女の子のダミー変数を投入している。結果は、一人っ子の男の子の場合は、他のきょうだいがいる場合と比べて有意な違いが見られないが、一人っ子の女の子の場合は、10%水準で他のきょうだいがいる場合と比べて教育期待度が低いという事が示された。

モデル6では、一人目の子どもであることの影響を分析した。子どもたちを男女別にし、一番目の男の子ダミー変数と、一番目の女の子ダミー変数にして投入した。結果は、一番目の男の子の場合は、1%水準で教育期待度が高いが、一番目の女の子の場合は、一人目であっても他のきょうだいと比べて教育期待度は高いとは言えない。これは橘木・八木(2009)の分析結果と符合する結果となった。

この結果を仮説と比較すると、①「きょうだい数が多くなるほど、教育期待度は下がる。」という仮説に対して、本研究では統計的に有意な結果が確認できなかった。反対に一人っ子より二人きょうだいのほうが教育期待度が高いことが検証されている。②の「出生順」は、早く生まれた子どもの方が教育期待度が高い。特に長男は教育期待度が高い。③の「性別は男の子の方が教育期待度が高い。」という仮説については仮説通りの結果であった。

では、次の章でこれらの結果を踏まえて考察を行う。

6. 考察

本稿では、大学全入時代といわれる現代日本において、親の教育投資における子どもの数・出生順・性別の影響がどのようになっているかを分析してきた。親の子どもに対する教育投資の指標として、子どもが親に期待されている最高教育機関を被説明変数にして、教育期待度を分析した。

子どもに進学を期待する具体的な大学がある親は41.9%であった。一方、どこでもよいので大学まで進学させたいという回答は31.2%であった。このように、大学全入時代にある親たちは、子どもに進学を期待する具体的な大学がある人のほうが、ただ単に大学を選んだ回答者よりも多いことが示された。両方の数字を合わ

せると、子どもが親に期待されている最高教育機関が大学以上であったのは、全体の73.1%であった。この結果は、ほぼ同時期に調査された大学進学率の男女合計50.8%をはるかに上回る数字である。その理由は、親の学歴区分を問わず大学以上の学歴を子どもに期待している人の割合が一番高くなっていることが要因の一つになっていると考えられる。

次に、本稿の親の教育投資における子どもの数・出生順・性別などの影響の分析結果と、先行研究の分析結果と比較する。最初に比較するのはBlake(1989)の「資源希釈説」やBecker & Lewis(1974)の「質と量の代替性説」に見られるきょうだい数と親の教育投資の負の相関についての比較である。日本における2000年以降のOno(2004)、平尾(2006)、橘木・八木(2009)の3編の研究結果はいずれもこれらの説と符合しているが、本稿では子どもの数を投入しただけのモデルでは、統計的に有意な結果は確認できなかった。その理由としては、本稿の子ども数の平均値は、1.922である。言い換えると、きょうだいの平均は2人弱である。この数字は、現代日本では、Becker & Lewis(1974)の「質と量の代替性説」で述べられている、「一人ひとりの子どもの高い教育を受けさせることができる人数」の範囲内の数字なのではないだろうか。そのため、きょうだい数と親の教育投資の負の相関が見られなかったのではないだろうかと考えられる。平尾(2006)は、研究の分析結果の中で、きょうだい数は、「4人以上」に比べて「3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分析している。平尾の場合は、本稿よりもきょうだい数が多いサンプルであったことが考えられる。もう一つ考えられるのは、他の3編の場合は達成された学歴により分析しているが、本稿は子どもが親に期待されている最高教育機関により分析したため、子どもの年齢が低く、きょうだい関係が確立された状態でない、つまり、まだこれからきょうだいが生まれてその構成が変わるかもしれないということである。また、一人っ子より二人きょうだいのほうが教育期待度が高いことが検証されている。その理由としては、現代日本においては子どもへの教育投資はとてもお金がかかるにもかかわらず、子どもを2人生むことを

選んだ家庭というのは、そもそも子ども1人の家庭よりも経済状態に余裕があるため、その所得が教育期待度に反映したのではないかと考えられる。

きょうだい関係について、Becker (1991) は選択的投資仮説では、投資価値の高い子どもにより多く投資配分することが合理的であるとされている。彼のいう投資価値の高い子どもとは、稼ぐ能力が高い男の子と、家系存続に重要な役割を果たす長男である。同じように、日本の研究結果も本稿も、親の投資が高いのは性別では男の子、その中でも出生順が早い子どもである長男であることが検証された。そして、長女の場合は、出生順が1番目であっても教育期待度は低いことが明らかになっている。これらの結果は、日本国憲法が変わり、家長制がなくなり、男女平等が唱えられて久しく、女性の大学進学率も伸びている現代でも、依然として昔ながらの考え方が親の世代に残っていることが窺われるものである。以上のことから、日本で近年に行われた子どもの達成された学歴を基にした親の子どもに対する教育投資の実証研究の結果と、本研究の教育期待度を基にした結果とに、あまり違いが出ないのではないかとこの本研究の仮説は実証されたといえよう。

また、本稿では、以上の要因の他に、子どもの年齢別による教育期待度の違いを分析した。それによると、子どもが幼いときのほうが教育期待度が高く、子どもの年齢が高くなるにつれて低くなっている。これは、子どもが幼いときほど親は子どもの能力を過大に評価しているか、子どもが大きくなると教育費が思ったより掛かることが分かり、期待が現実味を帯びてくるからではないかと考えられる。

教育期待度に影響する親側の属性の要因は所得と学歴である。この2つの要因は、日本、世界どちらの先行研究でも検証されている。本研究においては、所得に関しては、父親だけでなく、母親の所得も有意水準5%においてだが、影響を及ぼしていることが明らかになった。また、父母の学歴が高くなるほど教育期待度は高くなるという結果を得ている。さらに、父親のほうが母親よりも教育期待度が高いことが示された。

7. まとめ

本稿は、子どもが親に期待されている最高教育機関を分析した。その結果、2013年度の大学進学率の男女合計50.8%をはるかに上回る割合である73.1%の子どもが親に期待されている最終学歴は、大学であることが明らかになった。このことは、大学以上の学歴を子どもに期待している人の割合が、親の学歴区分に関わらず一番高くなっていることが要因の一つになると考えられる。

また、大学を「どこでもよいので大学まで行かせたい」という大学に対して明確な希望がない場合と、「有名私立大学に行かせたい」「国公立大学に行かせたい」など、定評のある大学に対して明確な希望がある場合とに分けた。その結果、大学について明確な希望がある人のほうが多いことが示された。

本稿は、今までと違った視点から親の子どもへの教育投資を捉えることができたという点で、学術のために貢献できたのではないかと考えている。

また本稿では、教育期待度に影響する要因の中で、「きょうだいの数が多くなるほど教育期待度は下がる」という仮説に対して、統計的に有意な結果は確認できなかった。反対に、一人っ子より二人きょうだいのほうが教育期待度が高いことが検証された。しかし、その他の「出生順が早い子どもの方が教育期待度が高い。特に長男は教育期待度が高い。」「性別では男の子の方が教育期待度が高い。」などの仮説に対しては、その通りの結果であった。

以上のような本稿の結果に対し、海外の先行研究の中には、きょうだい数や、出生順による違いは見られないというように異なった知見を示している研究もある。性別についての研究結果では、日本のように男性優位であるとした研究も見受けられたが、男女の差はない、女性優位、定まった男女差を説明することはできない、とする先行研究も見られた。

このように、先行研究と異なる結果を生み出すことに影響している要因の一つが、国やNPOなどが子どもの教育達成のために支援をしていることである。それにより、親の子どもへの教育投資の影響が弱められている。Sieben & Graaf (2003) は学歴達成の相違のうち、家

族間の相違点によるものは34.2%に過ぎず、37.3%がきょうだいの構成に起因し、28.5%は国家間の相違からきていているとしている。日本の場合は、本稿の分析結果によると、子どもへの親の教育期待が、長年支持されている先行研究の知見に近いものになっている。言い換えると長男以外の男性や女性は親の教育期待が低いために教育機会が限られていると考えられる。そこで問題になるのが日本の場合は、親が子どもの教育費の大半を捻出していることである。親の教育期待が低い子供たちに親が教育費を捻出するとは考えられない。また、日本において公的な貸与補助や奨学金、給与補助を受けている学生は33%しかいないという事実を鑑みると、子どもたちが、親の資金に頼らずに教育を受けられるように公的な貸与補助や奨学金、給与補助を充実していくことが求められる。多様な人物の活躍が期待されている昨今、子どもの教育という大切なことを親の子どもへの期待にだけ頼ってはいけな時代になってきている。

参考文献

- Bauer, K. and Gang, N. (2000) "Sibling Rivalry in Educational Attainment: The German Case", *Institute for the Study of Labor*, DP No. 180
- Becker, G. (1991) *A Treatise on the Family, Enlarged Edition*, Cambridge, Harvard University Press
- Becker, G. (1975) *Human Capital: A theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education, 2nd*. University of Chicago Press 佐野陽子訳 『人的資本 —教育を中心とした論理的・経験的分析』(1976) 東洋経済新報社
- Becker and Lewis (1974) "Interaction between the quantity and quality of children", T. Schultz (eds.), *Economics of the Family: Marriage, Children and Human Capital* UMI, pp.81-90
- Blake, J. (1989) *Family Size and achievement*, University of California Press
- Conley, D. (2000) "Sibship Sex Composition: Effects on Educational Attainment", *Social Science Research*, 29, pp. 441-457
- Duncan, o. (1967) "Ability and achievement", *Biodemography and Social Biology* Vol. 29, Issue 3-4, 1982
- Maitra, P. (2003) "Schooling and Educational Attainment: Evidence from Bangladesh", *Education Economics* 11:2, pp.129-153
- Morduch, J. (2000) "Sibling Rivalry in Africa", *American Economic Review*, Vol. 90, No. 2
- Ono, H. (2004) "Are sons and daughters substitutable? Allocation of family resources in contemporary Japan", *Journal of the Japanese and International economies*, 18, pp.143-160
- Pal, S. (2004) "How much of the Gender Difference in child school enrolment can be explained? Evidence from rural India", *Bulletin of Economic Research*, 56: 2 133-158
- Pattaravanich, U., Williams, B., Lyson, T. and Archavanitkul, K. (2005) "Inequality and Educational Investment in Thai Children", *Rural Sociology*, 70(4), pp. 561-583
- Shapiro, D. and Tambashe, O. (2001) "Gender, poverty, family structure, and investments in children's education in Kinshasa, Congo", *Economics of Education Review*, 20, 359-375
- Sieben, I. and Graaf, P. (2003) "The Total Impact of the Family on Educational Attainment: A Comparative Sibling Analysis", *European Societies*, Vol.5, pp.33-68
- Steelman, L., Powell, B., Werum, R. and Carter, S. (2002) "Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges", *annual Review of Sociology*, 28 pp. 243-269
- Rosenblatt, C. and Skoogberg, L. (1974) "Birth order in cross-cultural perspective", *Developmental Psychology*, 10: 48-54
- Vandenbergh, V. (2007) "Family Income and Tertiary Education Attendance across the EU: An empirical assessment using sibling data", *Centre for Analysis of Social Exclusion*.123
- 瀬地山角 (1998) 『東アジアの家父長制—ジェンダーの比較社会学』 勁草書房
- 総合女性誌研究会 (2010) 『資料に見る日本女性のあゆみ』 吉川弘文館
- 橋木俊詔、八木匡 (2009) 『教育と格差』 日本評論社
- 野澤伸平 (2013) 『山川 詳説日本史図録 (6版)』 山川出版社
- 長谷川寿一、長谷川眞理子 (2000) 『進化と人間行動』 東京大学出版会
- 平尾桂子 (2006) 『教育達成ときょうだい構成一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 No.2: 親子、きょうだい、サポートネットワーク』 上智大学
- 参考ウェブサイト
- OECD "Education at a Glance 2012" (2013) <http://www.oecd.org/edu/eag2012>
- OECD "Education at a Glance 2013" (2014) <http://www.oecd.org/edu/eag.html>
- 総務省統計局 (2010) 「平成 22 年国勢調査産業等基本集計」 <http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010>
- 日本私立学校振興・共済事業団 (2013) 「学校法人基礎調査平成 25 (2013) 年度私立大学・文部科学省学校基本調査「文部科学統計要覧 (平成 25 年版) http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/002/002b/1337986.html