

## きょうだい構成が出身高校の学力レベルに与える影響

### －「親の面倒をみる」役割意識に着目して－

杉山舞(東北大学大学院教育学研究科)

黒澤葉月(東北大学教育学部)

#### 1 研究の背景

戦後の日本では、高度経済成長期を経て、高等学校(以下高校)や高等教育機関への進学率が上昇し続け、人々の教育水準が高まった。一方で、教育機会や教育達成における出身階層間の格差は根強く残っている。原純輔・盛山和夫(1999)は、高校進学率における出身階層(父職)の格差は平等に向かったが、大学・短大進学率には依然として父職による格差が存在することを明らかにした。また、父職が専門・管理であるほうが、親学歴が高いほうが、そして所有財が多いほうが、平均的な教育達成の水準は高くなることも明らかになっている(藤原翔, 2012)。

しかし、個人の教育達成に対して、家庭背景として影響を与えているのは親だけではない。きょうだい構成も個人の教育達成に影響を与えている。きょうだい構成とは、きょうだい数や出生順位、出生間隔、性別構成などを示す。例えば、きょうだい数の多さは教育達成に対して負の影響を与えていると言われている(近藤博之, 1996; 平沢和司, 2007)。さらに、平尾桂子(2006)によると、きょうだい数と父親の学歴の影響は男性よりも女性に不利にはたらいっていることが明らかになっている。また、出生順位と教育達成の関係については、きょうだい内で出生順位が遅いほど教育達成が低くなる傾向があると言われている(平沢, 2011; 近藤, 1996; 藤原, 2012)。つまり、家庭背景を要因とした家庭間の教育達成格差だけではなく、きょうだい内、すなわち家庭内の教育達成格差も存在しているのだ。

しかし、きょうだい構成と教育達成の間に様々な関連が見いだされる一方で、そのメカニズムが完全に解明されているわけではない(苫米地なつ帆, 2013:74)。例えば、出生順位が早い子どものほうが、後に生まれた子どもよりも教育達成が高くなる傾向が確認されているが、なぜこのような傾向があるのかという問いについてはまだ明確な答えが見つかっていない(苫米地, 2013:74)。苫米地(2012)や藤原(2012)は相続の慣習が関わっているのではないかと推察している。つまり、長子が老親扶養および介護を担う慣習や、長子が優先的に家の財産や土地、事業を相続する慣習にならって長子に優先的に資源が配分され、その結果、

教育達成の出生順位差が生まれている可能性がある。しかし、まだ老親扶養や介護、相続の慣習の視点からきょうだい構成と教育達成の関連を実証的に検証した先行研究は管見の限り見当たらない。

そこで、本稿では、家庭内における老親扶養や介護の問題、または相続の慣習と関連させながらきょうだい構成が教育達成に与える影響について検討する。

## 2 先行研究とその限界点

Steelman ら(2002)は、きょうだい構成の主な側面を、きょうだい数(size)、出生順位(original position)、出生間隔(child spacing)、性別構成(sex composition)の4つに整理している。本稿では、出生間隔と性別構成については触れず、きょうだい数と出生順位との教育達成の関連についてのみ記述する。なぜなら、出生間隔と性別構成のパターンは多種多様に存在するが、本研究の計画サンプル数が600しかないため、ひとつひとつのパターンに該当するサンプル数が極度に少なくなると予想されるからだ。そこで、今回の調査では出生間隔と性別構成について分析するのは困難なので、この2つの変数は採用しないこととする。

### 2.1 出生順位と教育達成

出生順位と教育達成の関連については、多くの研究で出生順位が遅くなるほど、教育達成が低くなる(教育年数が短くなる)ことが示されている。2009年の「家族についての全国調査(第3回全国家族調査, NFRJ08)」のデータを利用した平沢和司(2011)の研究によると、中年後期コーホート(1941年～55年生まれ)を除いて、出生順位が遅いほど教育達成が低くなっており、概して第1子が有利であった。さらに、近藤(1996)は1985年の「社会階層と社会移動全国調査(第4回SSM調査)」のデータから、きょうだい数を統制すれば、出生順位の効果は小さいものの、概して負の影響(出生順位が遅いほど教育達成が低い)があることを示している。藤原(2012)は、どんな社会経済的背景でも第1子は比較的多くの教育を受けることができるが、出生順位が遅くなるにつれて、教育投資を受けにくい状況に置かれやすいと指摘した。

これらの先行研究結果は、Becker, G. S. (1981)が提唱した選択的投資仮説から解釈される。選択的投資仮説とは、親は資源の制約の中で子どもの出生順位や性別を指標として、選択的かつ戦略的に教育達成のための資源配分を行うという考え方である。つまり、親が子

どもの出生順位を指標として資源配分した結果、きょうだい内の教育達成格差が生じていると解釈できる。

また、苫米地(2012)は、出生順位の負の影響について以下のように考察している。

日本は OECD 諸国の中でも家計が負担する教育費割合が高い国であり、すべてのきょうだいに等しく教育投資を行うことが難しい。長子は他のきょうだいよりも親と関わる傾向があることや、家を継ぐ存在として親からみなされることが多いことから考えると、親が自分たちへのリターンを考慮して長子に優先的に資源を配分し、高い教育達成を獲得させようとしている可能性がある。(苫米地, 2012:111)

つまり、親は長子が家を継ぐ存在であることを想定して、選択的かつ戦略的に長子に資源を配分していると考えられる。加えて、藤原(2012)も、教育達成への出生順位の負の影響について、出生順位の早い子どもに優先的に有利な職業を継承させたり、学校教育以外の投資や社会資本などを通じて熱心なサポートを提供したりする親の存在が関わっているのではないかと考察している。

戦前の日本社会では、直系家族制度のもとで長子単独相続が民法上規定されており、長男は家系維持・土地や家業の継承・祭祀の主権・老親扶養および介護を担うものとして位置づいていた(青山道夫, 1978)。その後、戦後の民法改正によって長子単独相続や戸主制度が廃止され、きょうだいが平等に相続の権利や老親扶養の義務を負うことになった(小山隆, 1976)。つまり、老親扶養および介護が子どもの義務であり、かつ家族の問題であることに変わりはないが、民法改正によってきょうだい内での権利や義務が均分化された。そのため、長子が老親扶養や介護、相続を担う慣習が現代においても残っている可能性も捨てきれないが、民法改正に伴ってこの慣習が希薄化している可能性もある。

慣習の希薄化を示すデータとして、明治安田生活福祉研究所(2015)の調査結果が参考になるだろう。「誰に財産を遺したいか」という設問において、1988年時の調査<sup>1)</sup>と比較して、「子どもに平等に遺す」と回答した人の割合は10ポイント以上増加していた(図1参照)。さらに、両親の遺産を相続した人物の分布を見てみると、「きょうだい全員」の割合がかなり高い(図2参照)。つまり、長子のみ相続するのではなく、子ども(きょうだい)全員に均等に相続する傾向が確認できる。

他方、近年では外部の介護サービスや社会福祉制度が充実化しており、子どもが必ずしも

直接的に老親扶養および介護を担うとは限らなくなった。子どもの配偶者(特に妻)が親(配偶者からみると義父母)の介護に関わるケースもある(明治安田生活福祉研究所, 2015)。

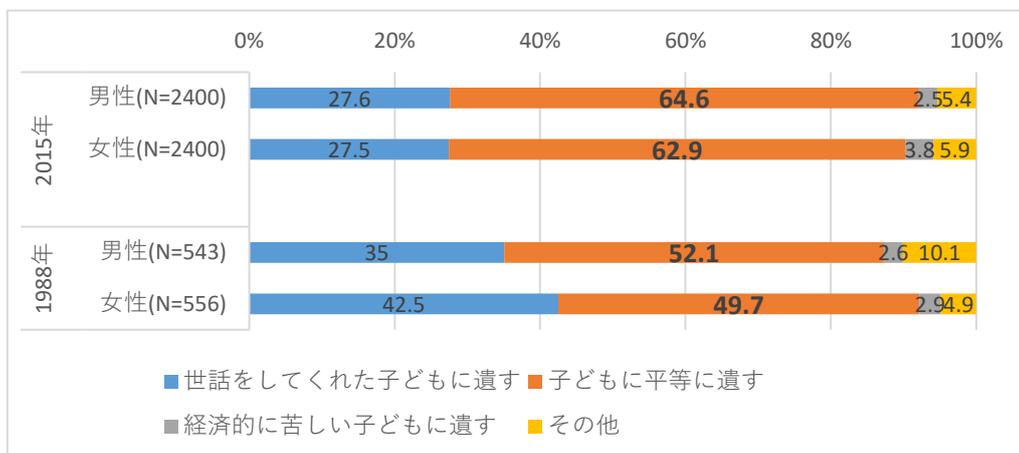


図1 財産を残す意向(1988年調査との比較)

出典：明治安田生活福祉研究所(2015)と

野口悠紀雄・上村協子・鬼頭由美子(1989)をもとに作成

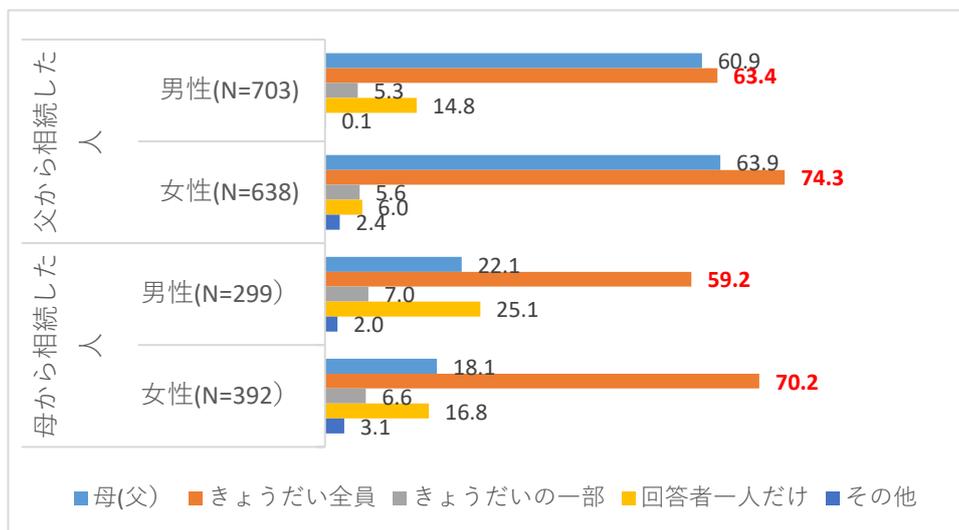


図2 両親から相続した人(複数回答可)

出典：明治安田生活福祉研究所(2015)をもとに作成

したがって、老親扶養および介護、相続にかかわる権利が分散している現代においては、

「家族の問題にかかわる権利や義務は長子に集約しているから、長子に優先的に資源を配分する」という意識が弱まっている可能性がある。

そこで、苔米地(2012)や藤原(2012)が指摘するように、長子に優先的に相続する慣習や長子への教育を優先する慣習が教育達成の出生順位差と関連しているのかどうか、現代における老親扶養や介護、相続の問題と関連させながら、きょうだい構成が教育達成に与える影響を検討する必要があるだろう。

## 2.2 きょうだい数と教育達成

きょうだい数と教育達成の関連については、多くの先行研究において、きょうだい数が多いほど教育達成が低くなる傾向がみられている。近藤(1996)は、きょうだい数の違いは父親の学歴や職業ほどではないが、子どもの教育達成に対してかなり強い負の影響力を持っており、きょうだい数が増えると教育年数が短くなることを明らかにした。平沢(2007)も、高齢コーホート(1956~75年生まれ)の女子を除いて、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を示している。

ただし、きょうだい数と教育年数の関係は完全な線形関係にあるのではない。平沢(2011)の研究ではひとりっ子の教育達成はむしろ低く、平尾(2006)の研究でもひとりっ子の4年制大学への進学率が高いわけではなかった。

きょうだい数の多さによる教育達成への負の影響は、Blake, J. (1989)の資源希釈仮説から解釈され得る。資源希釈仮説とは、きょうだい数が増えることによって、きょうだい1人あたりに投資できる経済的・文化的・精神的資源が減少し、その結果きょうだい全体としての教育達成が低くなるという考え方である。

きょうだい数と教育達成の関連にも、家庭内の老親扶養や介護、相続の問題が関わっているはずである。なぜなら、少子化が社会問題になっているように、各家庭のきょうだい数(子ども数)は減少しているため、きょうだい内の誰かが将来親の面倒をみる役割を負うならば、きょうだい数が少ないほどその役割を負う可能性が高くなるからだ。

しかし、家庭内の老親扶養や介護、相続の問題の視点からきょうだい数と教育達成の関連について検証した研究はほとんど見当たらない。そこで、「将来、親の面倒をみなければならぬ」という子どもの役割意識に着目してきょうだい数と教育達成の関連を検証する必要があるだろう。

### 2.3 教育達成の指標

きょうだい構成と教育達成に関する先行研究を整理してきたが、先行研究では主に教育達成の指標として教育年数や最終学歴を採用しており、学校の質の差が考慮されていない。つまり、教育年数とは教育を受けた絶対的な量を示す変数であり、先行研究では同一教育段階における質的な差異が考慮されていない。

現代では、高校進学時、ペーパーテストの結果から、いわゆる偏差値に基づく進路振り分けがなされる。俗に言う「進学校」「底辺校」「中堅校」といった言葉が示すように、学校間に主として学力的な差があることは周知の事実だろう。高校には明白な学校ランクが存在し、それが高等教育機関への進学機会を強く規定していることも明らかになっている(中西祐子, 2000)。

そこで、現代日本における教育達成格差が生じるメカニズムを明らかにするためには、教育達成の指標の1つとして学校ランクにも焦点を当てる必要があるだろう。

### 3 研究の目的と意義

本研究の目的は、出生順位・きょうだい数と学校ランクの関係に「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識がどのように関連しているのかについて検証することである。

本研究の意義は以下の3点に属する。第一に、先行研究においてこれまで言及されてこなかった学校間の質の差に着目し、教育達成の指標として学校ランクを採用することで、現代日本社会では、学歴だけではなく、学校ランクも重要な意味を持つことを確認できる。第二に、長子に優先的に相続する慣習や、長子への教育を重視する慣習、「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識に着目することは、出生順位・きょうだい数を要因としてきょうだい内の不平等が生まれるメカニズムを解明するための有効な手がかりになる。第三に、外部の介護サービスや社会福祉制度の充実化が進む現代において、人々は老親扶養や相続についてどのような意識を持っているのか、その意識がどのような行動に結びついているのか新たな知見を獲得することが期待できる。つまり、本研究を通じて、老親扶養や介護、相続などの家庭問題に対する現代の日本社会の在り方の一端を描くことができる。

#### 4 仮説

上記の問題関心、先行研究とその限界点に基づき、次のように仮説を設定する。本研究では、学校間の質の差を分析するために、出身高校の学力レベルを採用する。本研究では出身高校の学力レベルについて、「上位校＝生徒のほとんどが4年制大学に進学する高校」、「中堅校＝生徒の約半分が4年制大学に進学する高校」「下位校＝4年制大学に進学する生徒は少なく、短大や専門学校に進学する生徒や就職する生徒のほうが多い高校」と定義する。

図3は出生順位の影響に主眼を置いた分析枠組みであり、図4はきょうだい数の影響に主眼を置いた分析枠組みである。

- **【仮説①】出生順位が早いほど、出身高校の学力レベルが高い**

選択的投資仮説に基づき、出生順位が早い子どもに選択的に投資をした結果、教育達成の差(教育年数や最終学歴)が生じているのならば、出身高校の学力レベルの差が生じていても不自然ではない。つまり、出生順位が早い子どもほど、学力レベルが高い高校に進学する傾向があると予想する。

- **【仮説②】出生順位が早いほど、「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識が強い**

苦米地(2012)が指摘するように、長子に優先的に相続したり、長子への教育を重視したりする慣習が現代においても残っているのならば、その慣習を子どもが継承し、出生順位が早いほど(特に長子)は「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識を強く抱くと予想する。

- **【仮説③】「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識が強いほど、出身高校の学力レベルが高い**

「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識を持っているならば、経済的資源を確保するために、なるべく高い教育達成を獲得しようとするはずである。また、親から「家を継ぐ存在」としてみなされ、親から期待されていることを自覚しているのならば、親の希望に応えるために、なるべく高い教育達成を獲得しようとするだろう。そして、高い教育達成を獲得するため、なるべくレベルの高い高校へ進学すると予想する。

- **【仮説④】** きょうだい数が少ないほど、出身高校の学力レベルが高い

きょうだい数に応じて家庭内の資源の希釈が起きた結果、教育達成が低くなるのならば、出身高校の学力レベルが低くなることも不自然ではない。もし、きょうだい数が少なければ、きょうだい1人あたりに配分できる資源量も多くなる。つまり、きょうだい数が少ないほど、レベルの高い高校に進学する傾向があると予想する。

- **【仮説⑤】** きょうだい数が少ないほど、「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識が強い

きょうだい内の誰かが、将来親の面倒をみる責任を負うと仮定する。その場合、きょうだい数が少ないほど、責任を負う可能性が高くなる。したがって、きょうだい数が少ないほど「将来、自分は親の面倒をみななければならない」という役割意識が強くなると予想する。

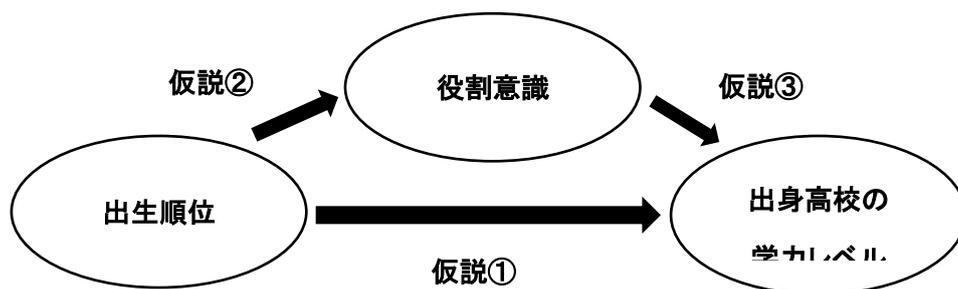


図3 仮説①・仮説②・仮説③の分析枠組み

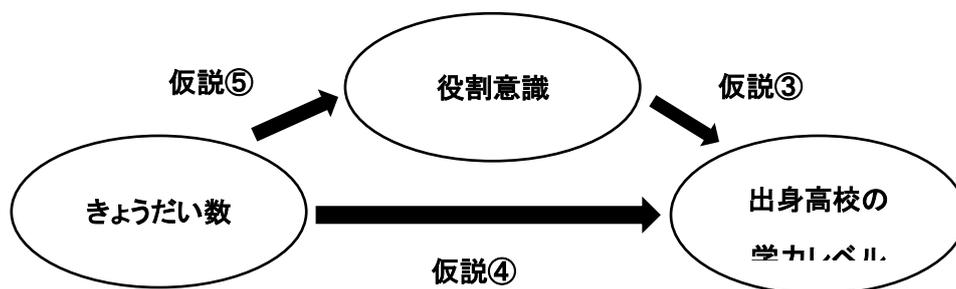


図4 仮説③・仮説④・仮説⑤の分析枠組み

## 5 使用するデータと変数

### 5.1 使用データ

本稿で使用するデータは、2020年8月に東北大学教育学部が実施した「若年層のライフス

タイトルと意識に関する調査」である。この調査は郵送法で実施された。調査対象者は日本在住の20~39歳の非学生である。計画サンプル数は600であり、有効回答数は551、すなわち回収率は91.8%であった。

## 5.2 変数

分析に使用する主な変数は「出生順位」「きょうだい数」「出身高校の学力レベル」「出身高校の学力レベルのきょうだい内平均」「長子優先相続の慣習への意識」「長子優先教育の慣習への意識」「役割意識(将来、自分は親の面倒をみなければならない)」「親の老親扶養依頼発言」「親による資源配分の偏りへの意識」「優先的に資源配分されていたきょうだいの出生順位」「高校生時の世帯年収」「回答者の最終学歴」「父親の最終学歴」「回答者の今年の年収」である。

変数作成方法については表1にまとめている。また、変数作成において「その他」や度数が極端に少ないものについては、欠損値として処理したり、他の変数と合成したりすることで対処した。

表1 使用変数とその作成方法

変数	変数作成方法
出生順位	出生順位第1位=1, 第2位=2, 第3位=3, 第4位=4, 第5位=5
きょうだい数	ひとりっ子=1, 2人=2, 3人=3, 4人=4, 5人=5
出身高校の学力レベル	上位校(生徒のほとんどが4年制大学に進学する)=1 中堅校(生徒の約半分が4年制大学に進学する)=2 下位校(4年制大学に進学する生徒は少なく, 短大や専門学校に進学する生徒や就職する生徒のほうが多い)=3
出身高校の学力レベルのきょうだい内平均	(きょうだいの出身高校学力レベルの値の和)÷(その家庭のきょうだい数)で求めている。 値が小さいほど, きょうだい全体の出身高校の学力レベルが高い

長子優先相続の慣習への意識	<p>問：世の中に、家庭内において長子(長男・長女)に対して優先的に家の財産や土地、事業を相続させる慣習があると思うか？</p> <p>ない=1, どちらかといえばない=2, わからない=3, どちらかといえばある=4, ある=5</p>
長子優先教育の慣習への意識	<p>問：世の中に、他のきょうだいよりも長子(長男・長女)への教育を大事にする慣習があると思うか？</p> <p>ない=1, どちらかといえばない=2, わからない=3, どちらかといえばある=4, ある=5</p>
役割意識	<p>問：「自分は将来親の面倒をみななければならない」と思っているか？</p> <p>思っていない=1, どちらかといえば思っていない=2, どちらともいえない=3, どちらかといえば思っている=4, 思っている=5</p>
親の老親扶養依頼発言	<p>問：「将来は自分たちの面倒を見て欲しい」というような言葉を親から言われたことがあるか？</p> <p>全くない=1, ほとんど言われたことがない=2, わからない=3, ときどき言われたことがある=4, よく言われたことがある=5</p> <p>※「親の老親扶養依頼発言ダミー」では、「全く無い」と「ほとんど言われたことがない」の回答と、「ときどき言われたことがある」と「よく言われたことがある」の回答をそれぞれ合成し、「依頼発言あり=1」,「依頼発言なし=0」の変数を作成した。</p>
親による資源配分の偏りへの意識	<p>問：親があなたのきょうだいの誰か(もしくはあなた)に対して、優先的にお金や時間、労力を費やしていると感じたことはあるか？</p> <p>全く感じたことはない=1, ほとんど感じたことはない=2, わからない=3 ときどき感じたことがある=4, よく感じたことがある=5</p>
優先的に資源配分されていたきょうだいの出生順位	<p>出生順位第1位=1, 第2位=2, 第3位=3, 第4位=4, 第5位=5, 第6位以降=6</p> <p>※「親による資源配分の偏りへの意識」において、「ときどき感じたことがある」と「よく感じたことがある」と回答した者のみに対して質問した。</p>
高校生時の世帯年収	<p>200万円未満=1, 200～400万円未満=2, 400～600万円未満=3, 600～800万円未満=4, 800万円～1000万円未満=5,</p>

	1000万円~1200万円未満 = 6, 1200万円~1500万円未満 = 7, 1500万円円以上 = 8
回答者の最終学歴	中学校 = 1, 高等学校 = 2, 専修学校・各種学校等 = 3, 短期大学(高専等含む) = 4, 大学(旧制高校,旧制高等専門学校を含む) = 5, 大学院 = 6
父親の最終学歴	中学校 = 1, 高等学校 = 2, 専修学校・各種学校等 = 3, 短期大学(高専等含む) = 4, 大学(旧制高校,旧制高等専門学校を含む) = 5, 大学院 = 6
回答者の昨年の年収	200万円未満 = 1, 200~400万円未満 = 2, 400~600万円未満 = 3, 600~800万円未満 = 4, 800万円~1000万円未満 = 5, 1000万円~1200万円未満 = 6, 1200万円~1500万円未満 = 7, 1500万円円以上 = 8

## 6 基礎分析

使用する各変数について、度数分布表(表2)を作成した。データを概観し、基礎分析を行ったところ、以下のような特徴が見られた。

### ○きょうだい数

きょうだい数は、二人きょうだいが過半数を占めており、90%を超える割合できょうだいがいることが確認された。

### ○資源配分の偏りへの意識・資源配分を受けていた人

親からの資源配分の偏りを感じていた割合は36%であり、そのうち60%以上が長子への資源が多かったと感じていることが確認された。

表2 度数分布表

変数	N	%
性別	550	
男性	272	49.4%
女性	278	50.5%

きょうだい数		545	
	一人っ子	41	7.5%
	二人きょうだい	281	51.6%
	三人きょうだい以上	223	40.9%
出生順位		535	
	第一位	268	50.1%
	第二位	180	33.6%
	第三位以降	87	16.3%
出身高校のレベル		512	
	上位校	143	27.9%
	中堅校	215	42.0%
	下位校	154	30.1%
長子優先相続への意識		551	
	ある	85	15.4%
	どちらかといえばある	224	40.7%
	どちらともいえない	122	22.1%
	どちらかといえはない	68	12.3%
	ない	52	9.4%
長子優先教育への意識		551	
	ある	29	5.3%
	どちらかといえばある	146	26.5%
	どちらともいえない	164	29.8%
	どちらかといえはない	130	23.6%
	ない	82	14.9%
役割意識(将来、自分は親の面倒をみなければならない)		551	
	ある	88	16.0%
	どちらかといえばある	249	45.2%
	どちらともいえない	97	17.6%
	どちらかといえはない	72	13.1%

	ない	45	8.2%
<hr/>			
資源配分の偏りへの意識		547	
	よく感じていた	60	11.0%
	たまに感じていた	146	26.7%
	わからない	61	11.2%
	ほとんど感じたことはない	160	29.3%
	感じたことはない	120	21.9%
<hr/>			
資源配分を受けていた人		204	
	一番目に生まれたきょうだい	124	60.8%
	二番目に生まれたきょうだい	58	28.4%
	三番目以降に生まれたきょうだい	22	8.8%
<hr/>			
高校進学時の家庭状況への認識			
	苦しいと感じていた	63	12.0%
	まあまあ苦しいと感じていた	126	24.0%
	どちらともいえない	50	9.5%
	あまり苦しいと感じていなかった	143	27.2%
	苦しいと感じていなかった	144	27.4%
<hr/>			
最終学歴		547	
	中学校	24	4.4%
	高等学校	131	23.9%
	専門学校・各種学校等	119	21.8%
	短期大学(高専等を含む)	89	16.3%
	大学(旧制高校等を含む)	162	29.6%
	大学院	22	4.0%
<hr/>			
高校進学時の世帯年収		339	
	200万未満	20	5.9%
	200万以上 400万未満	53	15.6%
	400万以上 600万未満	66	19.5%

600 万以上 800 万未満	74	21.8%
800 万以上 1000 万未満	53	15.6%
1000 万以上 1200 万未満	39	11.5%
1200 万以上 1500 万未満	15	4.4%
1500 万以上	19	5.6%

また、ロジスティック回帰分析を行う際、「きょうだい数」と「出生順位」は連続量として扱った。表 3 ではその記述統計量を示す。

**表 3 出生順位ときょうだい数の記述統計量**

変数名	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
出生順位	535	1	5	1.70	0.835
きょうだい数	546	1	5	2.45	0.818

## 7 仮説の検証

上述の 5 つの仮説を検証する。ただし、以下の図表について  $p$  は  $p$  値、 $\chi^2$  はカイ二乗値、 $V$  はクラメールのコンティンジェンシー係数を示す。

### 7.1 仮説①「出生順位が早いほど、出身高校の学力レベルが高い」の検証

まず、仮説①「出生順位が高いほど、出身高校の学力レベルが高い」を検証する。出生順位と出身高校の学力レベルのクロス集計表を作成し(表 4)、カイ二乗検定を行った。出生順位第 3 位以降のサンプル数が少ないため、出生順位第 3 位から第 5 位までのサンプルを「出生順位第 3 位以降」としてまとめている。

分析の結果、出生順位と出身高校の学力レベルとの間に有意な関連はみられなかった。つまり、仮説①「出生順位が早いほど、出身高校の学力レベルが高い」は立証されなかった。

**表 4 出生順位と出身高校の学力レベル(N=511)**

出身高校の学力レベル

	上位校	中堅校	下位校	合計
第1位	74	103	79	256
	28.9%	40.2%	30.9%	100.0%
第2位	45	74	49	168
出生順位	26.8%	44.0%	29.2%	100.0%
第3位以降	24	38	25	87
	27.6%	43.7%	28.7%	100.0%
合計	143	215	153	511
	28.0%	42.1%	29.9%	100.0%

$$x^2=0.732, p>0.1, V=0.027$$

## 7.2 仮説②「出生順位が早いほど、役割意識が強い」の検証

次に、仮説②「出生順位が早いほど、役割意識が強い」を検証する。出生順位と役割意識のクロス集計表(表5)を作成し、カイ二乗検定を行った。仮説①の検証と同様に、出生順位第3位以降のサンプル数が少ないため、出生順位第3位から第5位までのサンプルを「出生順位第3位以降」としてまとめている。カイ二乗検定の結果、出生順位と役割意識には有意な関係がみられ、出生順位が早いほど、役割意識が強かった。つまり、仮説②は立証された。しかし、クラメールのコンティンジェンシー係数が0.159であったことから、二者の関連はそれほど強くないことに留意しなければならない。

表5 出生順位と役割意識のクロス集計表(N=534)

	役割意識					合計
	どちらかと思っ ている	どちらかとい えば思っ ている	どちらとも いえない	どちらかとい えば思っ ていない	思っていな い	
第1位	52	134	42	26	14	268
	19.4%	50.0%	15.7%	9.7%	5.2%	100.0%
第2位	25	78	34	24	18	179
	14.0%	43.6%	19.0%	13.4%	10.1%	100.0%
第3位以降	11	25	19	20	12	87

	12.6%	28.7%	21.8%	23.0%	13.8%	100.0%
合計	88	237	95	70	44	534
	16.5%	44.4%	17.8%	13.1%	8.2%	100.0%

$$x^2=27.0, p<0.001, V=0.159$$

### 7.3 仮説③「役割意識が強いほど出身高校の学力レベルが高い」の検証

ここでは、仮説③「役割意識が強いほど、出身高校の学力レベルが高い」を検証する。出身高校の学力レベルと役割意識(将来、自分は親の面倒をみななければならない)のクロス集計表(表6)を作成し、カイ二乗検定を行った。ただし、カイ二乗検定を行うにあたって、極端に度数が少ないセルがあったため、「思っている」と「どちらかといえば思っている」の回答を合成し、「思っていない」と「どちらかといえば思っていない」の回答を合成している。

カイ二乗検定の結果、出身高校の学力レベルと役割意識は独立しており、有意な関係はみられなかった。つまり、仮説③は立証されなかった。

表6 出身高校の学力レベルと役割意識のクロス集計表(N=511)

		役割意識			合計
		思っている	どちらとも言えない	思っていない	
出身高校 の学力レ ベル	上位校	89	21	33	143
		62.2%	14.7%	23.1%	100.0%
	中堅校	138	42	35	218
		64.2%	19.5%	16.3%	100.0%
	下位校	85	27	41	153
		55.6%	17.6%	26.8%	100.0%
合計		312	90	109	511
		61.1%	17.6%	21.3%	100.0%

$$x^2 = 7.200, p > 0.1, V = 0.084$$

### 7.4 仮説④「きょうだい数が少ないほど、出身高校の学力レベルが高い」の検証

仮説④「きょうだい数が少ないほど，出身高校の学力レベルが高い」について検証を行う。きょうだい数と出身高校の学力レベルのクロス集計表(表7)を作成し，カイ二乗検定を行った。

クロス集計表より，標本についてきょうだい数が多いほど出身高校の学力レベルが上位校である割合が減っていることが確認できる。また，カイ二乗検定の結果より，帰無仮説「母集団においてきょうだい数と出身高校の学力レベルは独立である」が有意水準 10%で棄却されるため，母集団においてもきょうだい数が多いほど出身高校の学力レベルが低い傾向にあると言える。また，一人っ子の出身高校の学力レベルが必ずしも高いとは限らず，これは平沢(2011)や平尾(2006)の知見と一致している。ただし，クラマーのコンティジェンシー係数は 0.104 であり，関連は弱いと考えられる。

表7 きょうだい数と出身高校の学力レベルのクロス集計表

		出身高校レベル			合計
		上位校	中堅校	下位校	
きょうだい数	1人	15	7	16	38
		39.5%	18.4%	42.1%	100.0%
	2人	73	118	70	261
		28.0%	45.2%	26.8%	100.0%
	3人以上	54	90	68	212
		25.5%	42.5%	32.1%	100.0%
合計		142	215	154	511
		27.8%	42.1%	30.1%	100.0%

$$x^2=10.970, p<0.05, V=0.104$$

#### 7.5 仮説⑤「きょうだい数が少ないほど，役割意識が強い」の検証

仮説⑤「きょうだい数が少ないほど，役割意識が強い」について検証を行う。きょうだい数と役割意識のクロス集計表を作成し，カイ二乗検定を行った。表8はきょうだい数と将来親の面倒を見ることへの意識(役割意識)に関する質問の回答のクロス集計表である。

カイ二乗検定の結果より、きょうだい数と役割意識に有意な関係がみられ、きょうだい数が少ないほど将来親の面倒を見なければならないと感じている傾向にあると言える。ただし、クラマーのコンティジェンシー係数は0.124であり、関連は弱いと考えられる。

表 8 きょうだい数と役割意識のクロス集計表(N=545)

	役割意識					合計
	どちらかと いえば思っ 思っている		どちらかと いえば思っ 思っていない		思っていない	
	どちらか 思っている	どちらとも 思っている	どちらか 思っていない	どちらとも 思っていない		
きょうだい数 1人	11 26.8%	20 48.8%	3 7.3%	3 7.3%	4 9.8%	41 100.0%
2人	49 17.4%	135 48.0%	50 17.8%	30 10.7%	17 6.0%	281 100.0%
3人以上	28 12.6%	92 41.3%	42 18.8%	38 17.0%	23 10.3%	223 100.0%
合計	88 16.1%	247 45.3%	95 17.4%	71 13.0%	44 8.1%	545 100.0%

$$\chi^2 = 16.960, p < 0.05, V = 0.125$$

## 7.6 「出身高校の学力レベル」の規定要因

仮説①と仮説③の検証から出生順位、役割意識と出身高校の学力レベルとの間には有意な関連がなく、仮説④の検証からきょうだい数と出身高校の学力レベルとの間には有意な関連がみられた。しかし、いずれの検証においても他の変数の影響が考慮されていない、すなわち疑似相関が想定されていないため、関連の有無を断定するのは早計である。

そこで、ここでは他の変数も考慮した上で出身高校の学力レベルの規定要因を探り、従属変数を「出身高校の学力レベル」とする仮説①、仮説③、仮説④の妥当性を検討する。

ただし、以下の図表について、pはp値、Bは偏回帰係数、S.Eは標準偏差誤差、Exp(B)はオッズ比を示す。

### 7.6.1 出身高校の学力レベルを従属変数とした多項ロジスティック回帰分析

まず、「男性ダミー」「きょうだい数」「出生順位」「役割意識ありダミー」「大卒ダミー(父親)」「高校生時の世帯年収」を独立変数とし、「出身高校の学力レベル」を従属変数とする多項ロジスティック回帰分析を行った。「大卒ダミー(父親)」は「父親の最終学歴が大学あるいは大学院=1, それ以外=0」として変数を作成している。ただし、「大卒ダミー(父親)」と「高校生時の世帯年収」を同時にモデルに投入すると、多重共線性が発生する恐れがあるので、それぞれ分けてモデルに投入し回帰分析を行っている。また、「中堅校」を参照カテゴリに設定している。表9はモデルに「大卒ダミー(父親)」を投入した場合の分析結果を示し、表10は「高校生時の世帯年収」を投入した場合の分析結果を示している。

まず、いずれのモデルにおいても出身高校の学力レベルに与える出生順位の影響が見られなかった。これは仮説①の検証と合致する結果である。また、モデル4では「役割意識ありダミー」の偏回帰係数が有意であった。つまり、役割意識が有る場合、「中堅校」と比較して「下位校」に行く可能性が低くなるということであり、仮説③の検証ではみられなかった効果である。ただし、他の3つのモデルでは「役割意識ありダミー」の有意な効果がみられなかったため、慎重な議論が必要である。

そして、特筆すべきなのは、仮説④の検証ではきょうだい数と出身高校の学力レベルの間に有意な関係がみられたにもかかわらず、多項ロジスティック回帰分析のすべてのモデルにおいては、出身高校の学力レベルに与えるきょうだい数の影響がみられなかったことである。他方、出身高校の学力レベルに大卒ダミー(父親)と高校生時の世帯年収が有意に影響していることが明らかになった。つまり、父親の学歴が大卒以上である場合や高校生時の世帯年収が高い場合に、「中堅校」と比較して「上位校」に進学する可能性が高くなっている(反対に、「下位校」に進学する可能性が低くなる)。

したがって、仮説④において、「きょうだい数が少ないほど、出身高校の学力レベルが高くなる」という関連が見られたが、これは疑似相関であり、実際にはきょうだい数ではなく、父親の学歴や高校生時の世帯年収がきょうだい数と出身高校の学力レベルの両者に影響していると思われる。

表 9 従属変数を「出身高校の学力レベル」とした多項ロジスティック回帰分析  
(モデルに「大卒ダミー(父親)」を投入)

独立変数	上位校(モデル 1)			下位校(モデル 2)		
	B	S.E	Exp(B)	B	S.E	Exp(B)
男性ダミー	0.189	0.235	1.208	0.434	0.234	1.542
きょうだい数	-0.219	0.184	0.804	-0.021	0.174	0.979
出生順位	-0.011	0.173	0.989	-0.211	0.167	0.810
役割意識ありダミー	-0.218	0.245	0.804	-0.376	0.242	0.687
大卒ダミー(父親)	0.687**	0.243	1.987	-0.530**	0.234	0.589
(定数)	-0.124	0.495		0.383	0.476	
Cox-Snellke 決定係数	0.071					
Nagelkerke 決定係数	0.080					
モデル適合度	p=0.000					
N	450					

\*\*p<0.05

表 10 従属変数を「出身高校の学力レベル」とした多項ロジスティック回帰分析  
(モデルに「高校生時の世帯年収」を投入)

独立変数	上位校(モデル 3)			下位校(モデル 4)		
	B	S.E	Exp(B)	B	S.E	Exp(B)
男性ダミー	-0.011	0.282	0.989	0.223	0.279	1.249
きょうだい数	-0.393	0.223	0.675	-0.078	0.201	0.925
出生順位	0.069	0.205	1.072	-0.245	0.201	0.782
役割意識ありダミー	-0.569	0.300	0.566	-0.615**	0.297	0.541
高校生時の世帯年収	0.352**	0.123	1.422	-0.224**	0.107	0.799
(定数)	-0.488	0.700		1.397	0.631	
Cox-Snellke 決定係数	0.099					
Nagelkerke 決定係数	0.111					
モデル適合度	p=0.000					
N	315					

\*\*p<0.05

### 7.6.2 「役割意識」の規定要因

仮説②と仮説⑤の検証より，役割意識は出生順位が早いほどきょうだい数が少ないほど強くなると指摘した。しかし他の変数を統制していない分析であるため，他の変数を統制した上でも同様の傾向が得られるのか，従属変数を「役割意識(役割意識あり=1, 役割意識なし=0)」とした二項ロジスティック回帰を行い検討する。表 11 は「役割意識」を従属変数，「男性ダミー」，「大卒ダミー(父親)」，「高校生時の世帯年収」，「きょうだい数」，「親の老親扶養依頼発言ダミー」を独立変数とした二項ロジスティック回帰分析モデル5の分析結果である。表 12 はモデル5に独立変数「出生順位」を追加したモデル6の分析結果である。

モデル5では，「きょうだい数」が有意な負の結果を持っており，仮説⑤の検証結果で示された「きょうだい数が少ないほど役割意識が強い」傾向が見られる。一方，モデル6で「出生順位」を追加すると，「きょうだい数」の効果は有意でなくなる。すなわち，「出生順位」が「役割意識」と「きょうだい数」の双方に影響を与えることで生じた擬似相関であると考えられる。以上より，仮説②「出生順位が早いほど役割意識は強い」は立証され，仮説⑤「きょうだい数が少ないほど役割意識が強い」は有意ではないことが明らかとなった。

表 11 役割意識を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析 モデル5

	B	S.E	Exp(B)
男性ダミー	-0.039	0.251	0.962
きょうだい数	-0.491***	0.163	0.612
親の老親扶養依頼発言ダミー	0.311	0.321	1.364
大卒ダミー(父親)	-0.148	0.259	0.862
高校生時の世帯年収	0.017	0.108	1.017
(定数)	1.713***	0.613	5.548
Cox-Snell R2 乗		0.038	
Nagelkerke R2 乗		0.051	
Hosmer と Lemeshow の検定		p=0.840	
N		246	

\*\*p<0.01

表 12 役割意識を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析 モデル 6

	B	S.E	Exp(B)
男性ダミー	-0.048	0.256	0.953
きょうだい数	-0.263	0.198	0.769
出生順位	-0.384**	0.183	0.681
親の老親扶養依頼発言ダミー	0.282	0.326	1.325
大卒ダミー(父親)	-0.155	0.265	0.856
高校生時の世帯年収	-0.024	0.265	0.856
(定数)	1.764	0.619	5.837
Cox-Snell R2 乗		0.053	
Nagelkerke R2 乗		0.072	
Hosmer と Lemeshow の検定		p=0.905	
N		239	

\*\*p<0.05

## 8 まとめと考察

### 8.1 5つの仮説の検証結果

以上の分析結果を踏まえ、主な知見のまとめと考察を行う。先の分析結果から、以下の点が明らかとなった。

① 仮説①「出生順位が早いほど、出身高校の学力レベルが高い」について

カイ二乗検定と出身高校の学力レベルを従属変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果から、出生順位と出身高校の学力レベル間には有意な関連が無かった。

② 仮説②「出生順位が早いほど、役割意識が強い」について

カイ二乗検定と役割意識を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果から、出生順位と役割意識間には有意な関連がみられ、出生順位が早いほど役割意識が強い傾向があった。

③ 仮説③「役割意識が強いほど、出身高校の学力レベルが高い」について

カイ二乗検定では、役割意識と出身高校の学力レベル間に有意な関連はみられなかった。しかし、出身高校の学力レベルを従属変数とした多項ロジスティック回帰分析（モデル4）において、役割意識が「下位校」に進学する可能性を低くするという効果が確認された。

④ 仮説④「きょうだい数が少ないほど、出身高校の学力レベルが高い」について

カイ二乗検定では、きょうだい数と出身高校の学力レベル間に有意な関連がみられ、きょうだい数が少ないほど出身高校の学力レベルが高くなる傾向が確認された。

しかし、出身高校の学力レベルを従属変数とした多項ロジスティック回帰分析において、きょうだい数の効果は消滅していた。一方で、父親が大卒以上であることや高校生時の世帯年収の高さが出身高校の学力レベルを高める効果を持っていた。つまり、実際には父親の最終学歴と高校生時の世帯年収が、きょうだい数と出身高校の学力レベルの両者に影響を持っており、きょうだい数と出身高校の学力レベル間に有意な関連があるように見えただけだと思われる。したがって、きょうだい数と出身高校の学力レベル間の関係は、いわゆる疑似相関であった。

⑤ 仮説⑤「きょうだい数が少ないほど、役割意識が強い」について

カイ二乗検定では、きょうだい数と役割意識に有意な関連があり、きょうだい数が少ないほど役割意識が強い傾向が見られた。

しかし、役割意識を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析によって、きょうだい数と役割意識の関係は、出生順位が役割意識ときょうだい数の双方に影響を与えることで生じた疑似相関であることが明らかになった。

## 8.2 考察

仮説①の検証において、出身高校の学力レベルに出生順位が影響を与えていないことが明らかになった。そこで、先行研究が示すような最終学歴に対する出生順位の負の影響があるのかどうかについても確認した。しかし、先行研究とは異なり、最終学歴と出生順位の2変数間に有意な関連は見られなかった。

これは、長子優先教育の慣習の希薄化<sup>2</sup>と選択的投資の不実施<sup>3</sup>が要因であると考えられる。つまり、長子優先相続の慣習はそれほど希薄化していないが、必ずしもその慣習に長

子優先教育の慣習も伴っているわけではなかった。加えて、親の資源配分の偏りを感じている人も多くなかった。

また、選択的投資が行われていた家庭(親の資源配分に偏りがあると感じていた回答者の家庭)において、優先的に資源配分されていたきょうだいの出身高校の学力レベルがきょうだい内平均よりも低いケースが多かった<sup>4</sup>。子どもの学力向上を意図して、子どもが幼い頃から先行的に教育投資をするのではなく、他のきょうだいよりも学力が低い子どもの学力を向上させるために、「後付け」として親がその子どもに優先的に資源配分をした可能性が考えられる。

また、今回は教育達成の指標として学校ランク(出身高校の学力レベル)を採用し、新たな切り口からきょうだい構成と教育達成の関係に迫ったが、きょうだい構成は学校ランクに影響を与えていないことが判明した。それだけではなく、先行研究とは異なり、きょうだい構成は最終学歴にも影響を与えていなかったことから、きょうだい構成が質的にも量的にも教育達成に与える影響は弱まっていると思われる。これはきょうだい構成と教育達成の関係を主題とする研究において、意義のある知見なのではないだろうか。

そして、仮説③の検証において、出身高校の学力レベルに役割意識が影響していないことが明らかとなったが、仮説②の検証結果から、高い役割意識を持つ人がいることが確認されている。しかし、役割意識は「最終学歴」とも「昨年の年収」とも有意な関連を持っておらず、役割意識が具体的な行動に反映されているわけではなかった。本研究では役割意識がどのような場面で発現するのか明らかにすることができなかったが、この問いは新たな研究の種となるだろう。

仮説①の追加検証において、親による選択的投資があまり行われていないことが明らかになった。この点も踏まえると、親世代が自分たちへのリターンを考慮した選択的投資を行っていないからこそ、子ども世代にとっては「将来、自分は親の面倒をみなければならない」という役割意識が教育達成や経済資源の確保といった具体的な行動に反映されなかったと推測される。言い換えるならば、親が子どもの教育達成の獲得を意図した投資をしていなかったため、子どもは「将来、自分は親の面倒をみる」という役割意識と高い教育達成の獲得が結びつかなかったのだろう。

また、仮説①～③の結果は、社会の変化を示唆していると考えられる。長子優先相続の慣習は依然として残っているが、相続や介護を動機とした高い教育達成獲得のための行動や特定の子どもへの選択的投資が行われていない。これは Becker (1981) などの先行研究とは

合致しない知見である。現代社会福祉辞典（2003）では「家庭のなかで行われてきた介護を社会全体で担うこと」を「介護の社会化」と定義している。さらに、要介護者だけに頼る家族介護の崩壊の危機があり、この問題を解決するために家族以外の担い手による職業としての介護サービスの提供が社会的に要請されたとしている。この「介護の社会化」が相続や介護の形を変化させ、それらが子どもへの投資を通じて、教育にも変化を及ぼしていると考えられる。

## 9 本稿の限界点と課題

最後に、本稿の課題を3点指摘する。第一に、調査票の回答形式を挙げる。出生順位やきょうだい数については、項目ごとにサンプル数に偏りがあり、出生順位第4位以降（きょうだい数4人以上）に関する個別の分析は行えなかった。また、質問項目は5件法を使用した。中間的な選択肢を選択する傾向が強く、強い関連を示すことができなかった。さらに出身高校の学力レベルにおいては生徒の大学進学割合で分けしたが、中堅校該当者が多くなってしまい、上位校や下位校のサンプル数が少なくなってしまったため、項目を細分化する必要があると考える。以上は、調査票作成に際して留意すべき課題である。

第二に、選択的投資の質問項目に関する点を挙げる。優先的に資源配分をされていたきょうだいに関する調査を行ったが、投資の意図を明確にしていなかったため、回答者が教育達成を意図した投資と捉えているとは限らない。よって、投資の意図を明らかにすれば異なる結果が得られる可能性がある。

第三に、きょうだい構成に関する点を挙げる。本稿ではきょうだい構成を出生順位として分析したが、同一の出生順位でも家庭によって肩書きが異なる（例えば、同じ出生順位2位であっても、長男や次男、末っ子の場合がある）。したがって分析を行う際、家庭内の肩書きに焦点を当てる必要がある。

また、本研究では「介護の社会化」が子どもの教育にも影響を及ぼしていることを示唆したが、検証には至っていない。さらに、今回は子どもの視点から親による資源配分を考察したが、親に対して調査を実施し、親の視点から考察することで異なる結果が得られる可能性がある。そのため、経年変化を調査し、「介護の社会化」が子どもの教育に及ぼす影響、さらには親と子どもの両視点から現代の親子の関係性を明らかにすることが課題である。

[注]

- 1) 明治安田生活福祉研究所(2015)は、経済政策研究所が1988年6月に発表した「世代間移転における家族の役割についての調査研究」のデータを用いて比較検証を行っている。同調査は経済政策研究所が生命保険文化センターからの委託により実施した調査である。そして、調査を担った野口悠紀雄、上村協子、鬼頭由美子が1989年に、調査結果をもとに「世代間移転における家族の役割」を公表している。
- 2) 「世の中に長子に優先的に相続させる慣習がある」と感じる人は、「どちらかと言えばある」と「ある」の回答を合わせると全体の56%であった。一方で、「世の中に長子への教育を大事にする慣習がある」と感じる人は、全体の32%にとどまっていた。長子優先相続と長子優先教育のスピアマンの順位相関関係は有意水準1%で有意だったものの、相関係数は0.374であり、相関関係は弱い。したがって、長子優先相続の慣習はそれほど希薄化していないが、必ずしもその慣習に長子優先教育の慣習も伴っているわけではないと考えられる。
- 3) 「親があなたのきょうだいの誰か(もしくはあなた)に対して、優先的にお金や時間、労力を費やしていると感じたことはあるか？」という設問において、「感じたことがない」と回答したのは「全く感じたことがない」と「ほとんど感じたことがない」を合わせると全体の53%であった(ひとりっ子の回答は除外している)。つまり、子どもが資源配分の偏りをあまり感じていないことから、そもそも家庭内において選択的投資があまり行われていないと推測される。
- 4) ひとりっ子の家庭を除いて、優先的に資源配分されていたきょうだいの出身高校の学力レベルときょうだい内平均学力レベルを比較すると、優先的に資源配分されていたきょうだいの出身高校の学力レベルがきょうだい内平均よりも高いケースは24.6%、きょうだい内平均と同じケースは39.8%、きょうだい内平均よりも低いケースは35.7%であった。

[文献]

青山道夫, 1978, 『日本家族制度論』九州大学出版会

秋元美世他, 2003, 『現代社会福祉辞典』有斐閣

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.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会
- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成—きょうだいデータに対するマルチレベルによる検討—」『ソシオロジ』57(1): 41-57.
- 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—」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第2回家族についての全国調査(NFRJ03)第2次報告書』2: 17-27.
- 平沢和司, 2001, 「きょうだい数・出生順位と学歴」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第1回全国家族調査(NFRJ98)第2次報告書』5: 83-97
- 2007, 「きょうだい数と学歴に関する基礎的分析」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第3回全国家族調査に向けて』3-11.
- 2011, 「きょうだい構成が教育達成に与える影響について—NFRJ08 本人データときょうだいデータを用いて」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書』4: 21-42.
- 経済政策研究所, 1988, 「世代間移転における家族の役割についての調査研究」
- 小山隆, 1976, 「家族変動の歴史的背景」森岡清美・山根常男編『家と現代家族』培風館, 272-89.
- 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—」『家族社会学会研究』8: 19-31.
- 明治安田生活福祉研究所, 2015, 「女性の相続と財産に関する調査結果概要」1-26
- 中西祐子, 2000, 「学校ランクと社会移動：トーナメント型社会移動規範が隠すもの」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 37-56
- 野口悠紀雄・上村協子・鬼頭由美子, 1989, 「世代間移転における家族の役割」『一橋論叢』102(6): 749-771
- 小野ルチャ(2015)「親の教育投資におけるきょうだい間差別：子どもの数・出生順位・性別に着目して」『同志社政策科学研究』16(2):37-51
- 苫米地なつ帆, 2012, 「教育達成の規定要因としての家族・きょうだい構成—ジェンダー出生順位・出生間隔の影響を中心に—」『社会学年報』41: 103-114.

苫米地なつ帆, 2013, 「キョウダイの教育達成格差が生じるメカニズムの理論的考察」『東  
北大学大学院教育学研究科研究年報』62(1): 69-87

Steelman, Lala C., Powell, Brian, Werum, Regina, and carter, Scott, 2002,  
*Reconsidering the effects of Sibling Configuration: Recent Advances and  
Challenges*, Annual Review of Sociology, vol.28, 243-69

保田時男, 2008, 「教育達成に対するきょうだい構成の影響の時代的变化」『大阪商業大学  
論集』4(2): 115-125