

# 教育達成に対するきょうだい構成の 影響の時代的变化

保 田 時 男

1. はじめに
2. 分析データ
3. 分析結果
  - 3-1. きょうだい数との関連
  - 3-2. 出生順位との関連
  - 3-3. 出生間隔との関連
  - 3-4. 性別構成との関連
4. まとめ

## 1. はじめに

人々の教育達成ときょうだい構成との間の関連性は、階層論の研究者を中心に社会的な関心対象となっている。教育達成がきょうだい構成の影響を受けるということは、人々の地位が出身の家族構造に左右されることの1つの証拠と考えられ、その影響の仕方を詳しく調べることで、世代間移動における親の資源の使われ方の一端を読み取ることができるからである。

本研究ノートでは、第2回全国家族調査 (National Family Research of Japan 2003: NFRJ03) のデータを用いて、きょうだい構成と教育達成 (学歴) との関連を分析する。2節で説明するように、NFRJ03データにはきょうだい一人ひとりの最終学歴が含まれており詳しい分析が可能であるとともに、回答者の子どもの学歴情報を用いれば最近のコーホートの状況についても分析できるという、2つの望ましい特徴を持っている。これらの特徴を活かして、1946～1983年生まれの人々を4つのコーホートに分け、その時代的变化を調べる。Steelman et al. (2002) では、きょうだい構成の主な側面を、きょうだい数 (size)、出生順位 (ordinal position)、出生間隔 (child spacing)、性別構成 (sex composition) の4つに整理しているので、本稿ではこれにならって、順にそれぞれの側面と学歴との関連を記述する。本稿の主眼は単純な記述統計レベルの分析にあり、統計的なモデルの構築や検証は目指さない。

日本におけるこの分野の研究は、おもにSSM調査のデータを用いて断片的に行われてきたが<sup>1)</sup>、近年これに加えて、平沢和司や平尾桂子がNFRJ、JGSS (Japanese General So-

---

1) 平沢 (2004) や平沢・片瀬 (2008) によるレビューが詳しい。

cial Surveys) の新しいデータを用いて議論を展開している。平沢は第1回全国家族調査 (NFRJ98) のデータを用いて、回答者の子どもの学歴情報を用いた分析を提案し、平均きょうだい数が少なくなつてからのコーホートの方がきょうだい数の負の影響が強いことや、出生順位の影響の方向が逆転していることなど、時代的な変化を明確にした (平沢 2001、2004)。平沢はさらに、似た枠組みの分析を NFRJ03 データと 2005 年 SSM 日本調査データに適用し、知見を追認するとともに、近年のコーホートの変化を調べ、きょうだい数の影響がさらに強くなっているわけではないことや、女きょうだいよりも男きょうだいの数が意味を持つことなどを明らかにしている (平沢 2007、平沢・片瀬 2008)。

一方で、平尾は NFRJ03 データおよび JGSS-2006 データを用いて、特にきょうだいの性別間格差に注目した分析を行っている (平尾 2006、Hirao 2008)。女性の方がきょうだい数の影響を受けやすいことを明らかにするとともに、4 年制大学への進学と短期大学への進学を区別し、4 年制大学への進学にきょうだい構成がより影響することなどを明らかにしている。

このように研究が進展している中で、ここに改めて記述統計レベルの分析を行うことには、いくつかの理由がある。第1に、上記の研究ではきょうだい構成が持つ影響力の強さが具体的にイメージしにくい面がある。平沢の研究はおもに教育年数を従属変数として展開されているが、個人的な水準での教育年数は具体的であるが、それを社会的な水準でまとめた平均教育年数は具体性に乏しい。本稿では、おもに大学進学率を教育達成の指標とした分析を行う。一方、平尾の研究は大学や短大への進学率を対象としているが、2 変数の水準での記述に乏しく、効果の大きさをオッズ比で表わしているのも、どの程度の規模でマージナルな進学率を左右するのか不明な面が多い。本稿の分析は、これらの点を補うものである。

本稿の第2の狙いは、高学歴化が一段階進んだ近年のコーホートについての記述を補足することである。平沢・片瀬 (2008) や Hirao (2008) は、それぞれ 2005 年、2006 年の調査データを用いており現状考えられる最新のデータであるが、平沢・片瀬 (2008: 4) が指摘するように、若年コーホートの回収状況は望ましいものではないので、分析結果が偏りを持つ可能性がある。本稿では、後に示すように回答者の子どもの情報を利用して最近のコーホートの状況を分析するので、回収状況による偏りが小さい分析結果を期待することができる<sup>2)</sup>。

第3に、日本でほとんど調べられていない出生間隔と学歴の関連性を調べる。階層論の文脈からは、出生間隔と学歴の関連は主要な関心事とはならないかもしれないが、きょうだい構成の影響を総合的に理解するためには、基本的な関連性の変化は調べておくべきであろう。

## 2. 分析データ

すでに示しているとおり、分析には第2回全国家族調査 (National Family Research of

---

2) この方法自体は、平沢 (2001、2004) が NFRJ98 に適用しているものであるが、より新しい NFRJ03 では同様の分析がなされていない。

Japan 2003: NFRJ03) のデータを用いる。NFRJ03は、日本家族社会学会全家族調査委員会が2004年1～2月に実施したもので、全国の1926～75年生まれの男女10,000人を層化二段抽出し、訪問留置法で6,302票の有効回答(回収率63%)を得ている。

この調査は、回答者を中心としてその家族・親族一人ひとりとの関係性を尋ねる設計なので、それぞれの家族・親族の基本属性も尋ねている。基本属性に最終学歴が含まれているため、回答者のきょうだい一人ひとりの教育達成が把握できる。このような点からNFRJ03はきょうだい構成と教育達成の関連性を分析するのに極めて有効である。

ただし、NFRJ03で調べられているのは、3人目までのきょうだいに限られるので、回答者本人を入れて4人きょうだいまでしか、全体の学歴構成を把握することはできない。また、死亡しているきょうだいについては、学歴を尋ねていない。NFRJ03の回答者を10年ごとの出生コーホートで5つに分けると、そのきょうだい死亡率(死亡したきょうだいが1人でもいる回答者の割合)およびきょうだい数の分布は、表1のようになる(最下行のコーホートについては後で説明する)。最初の2つのコーホート(1926～45年生まれ)では、きょうだい死亡率およびきょうだい数が5人以上の割合が非常に高い。そのため、本稿では1946年以降に生まれた回答者のみを分析対象とする。

表1 コーホート別のきょうだい死亡率、きょうだい数の分布(%)

コーホート	n	きょうだい 死 亡 率	一人っ子	2人	3人	4人	5人以上
1926～35年生まれ	902	58.8	5.7	6.5	14.6	13.1	60.1
1936～45年生まれ	1,373	42.5	7.1	8.2	15.9	17.8	51.1
I 1946～55年生まれ	1,479	20.2	5.5	20.7	28.6	21.8	23.4
II 1956～65年生まれ	1,274	6.1	8.2	47.6	29.5	9.7	4.9
III 1966～75年生まれ	1,247	3.7	7.8	51.3	32.4	5.8	2.7
IV 1976～83年生まれ	1,986	不明	5.5	52.4	36.1	4.7	1.3

注：きょうだい数が不明の回答者は集計対象外とした(いずれのコーホートでも1%未満)。きょうだいの人数には、死亡者を含む。コーホートIVは、回答者の子どもから抽出したデータで、死亡きょうだいの有無は不明であるが、いないものとみなして分析している。

別の問題として、平沢・片瀬(2008)が指摘しているように、NFRJ03では回答者の親の階層情報が不足しており、親の職業や収入は調べられておらず、親の学歴は生存している場合にしかわからない。階層論の文脈で分析を進展させるためには、この点は大きな制約であるが、本稿での分析には直接影響しない。

NFRJ03ではきょうだいと同様に回答者の子ども一人ひとりの最終学歴も尋ねているので、子どもきょうだい全体の学歴構成も把握できる。本稿では、この情報も利用する。ただし、やはり死亡した子どもの学歴は尋ねておらず、また3人目の子どもまでしか調べていないので、回答者のきょうだいの場合よりも1人少ない3人きょうだいまでしか全体の学歴構成が把握できない。さらに死亡した子どもがいるのかどうか尋ねられていない。

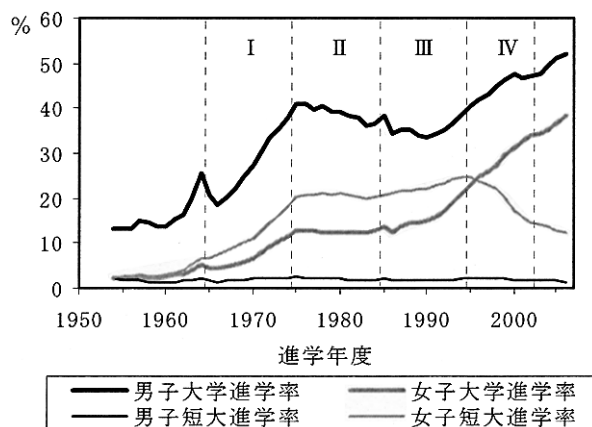
これらの制限を考慮すると、子どもの情報を用いて有効な分析ができるのは、きょうだい数が3人以下のケースが大多数を占め、また調査時点で死亡している可能性が低い最近の

コーホートに限られる。そのため、回答者自身のコーホートの後を引き継ぎ、1976年以降に生まれた子どもの情報のみを用いることにする。さらに、調査時点で最終学歴が確定している必要があるため、4年生大学への進学の有無がほぼ確定していると考えられる20歳以上の子ども（1983年生まれまでの子ども）の情報を利用することにする。

なお、子どもの情報の利用にあたっては、分析ケースの単位を回答者ではなく、その子どもの一人ひとりとした。つまり、ある回答者に息子・息子・娘という3人の子どもがいれば、それぞれを「弟と妹がいる男性」「兄と妹がいる男性」「兄が2人いる女性」と考え、3ケースのデータとして扱う。これは、回答者のきょうだいの情報を利用したデータと分析ケースの抽出確率を揃えるためである。この方法では、同じサンプルの情報を重複して利用することになるので、ケース間の独立性が犯されている点には、注意が必要である。厳密な分析ではマルチレベルの分析が望まれる。

まとめると、本稿では表1に示すように、1946～75年生まれの回答者を10年ごとに3つの出生コーホート（コーホートⅠ、Ⅱ、Ⅲ）に分けたデータを利用するとともに、回答者の子どものうち1976～83年生まれの子どものコーホートⅣとして利用する。それぞれのコーホートが高等教育に進学する時期（およそ18歳時点）の進学率を参考に図1に示す。コーホートⅠは進学率が急上昇した時期に対応し、コーホートⅡからⅢはその後の進学率が安定した時期に対応する。コーホートⅢの終わりごろから大学への進学率がふたたび上昇を始め、女子の進学先は短大から大学へと移行してきた。この傾向はコーホートⅣの後まで続いている。

図1 大学・短大への進学率の推移



注：各年の「学校基本調査」の全国集計値。

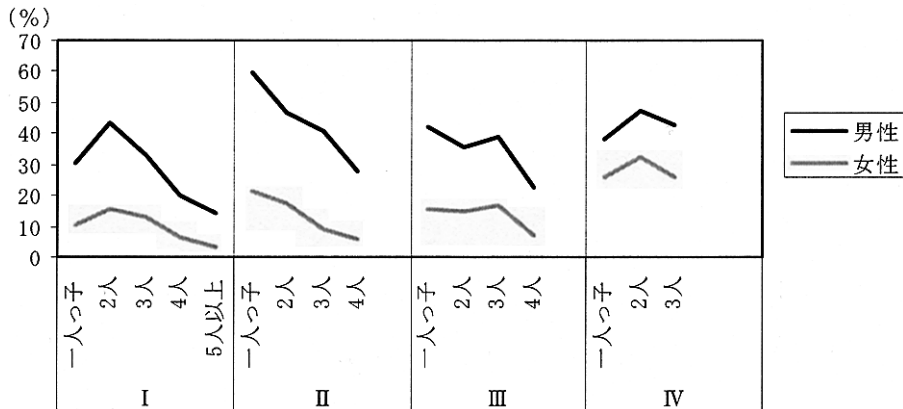
### 3. 分析結果

#### 3-1. きょうだい数との関連

図2は、きょうだい数と大学進学率の関連をコーホート別に分析した結果である。最近のコーホートでは、きょうだい数が多いケースはごく少数に限られ、全体の傾向を知る上であまり意味がないだけでなく結果の信頼性が低いので、表1で5%未満の構成比であったが

ループはグラフから除いている (コーホートⅡ、Ⅲの5人以上、およびⅣの4人以上のきょうだい)。男性と女性では大学進学率が大きく異なるので、ここでは男女別の集計を示している。

図2 性別・きょうだい数別の大学進学率



コーホートによってきょうだい数の影響の仕方は相当に異なっている。古いコーホート (Ⅰ、Ⅱ) に注目すると、きょうだいが多いほど進学率が低い。この傾向は、特にコーホートⅡで強く、たとえば4人きょうだいの男性の進学率 (27.8%) は、一人っ子の男性の進学率 (59.5%) の半分に満たないわけであるから、相当に強い関連といってよいであろう。

一方で新しいコーホート (Ⅲ、Ⅳ) では、きょうだい数と進学率の関係がはっきりとしなくなっている。コーホートⅢでは4人きょうだいの場合に進学率が低い、4人きょうだいの構成比は5.8%にすぎない。また、コーホートⅣでは、2人きょうだいよりも3人きょうだいで進学率がやや低い、そもそもきょうだい数のバリエーションが少ないので、これをもって「きょうだい数が多いほど進学率が低い」という線形関係を読み取ることはできない。

これらの結果は、1940年以前のコーホートよりも1941年以降のコーホートの方がきょうだい数の負の影響が強いという平沢 (2001、2004) の知見や、1970年以降のコーホートでそれがさらに強まっているわけではないという平沢・片瀬 (2008) の知見と基本的に合致している。一部のコーホートで一人っ子に特殊な傾向が見られる点も、平沢 (2001) や平尾 (2007) およびそれ以前の研究でしばしば指摘されている通りである。

一方で、先行研究とは様子が異なる点がある。図2では、どのコーホートでもきょうだい数の影響が男女で驚くほどよく似ている。一方、2005年SSM日本調査を用いた平沢・片瀬 (2008) も、JGSS-2006データを用いたHirao (2008) も、共通して1970年以降の新しいコーホートではきょうだい数の負の影響が女性について強いことを指摘している。回収率の悪い若年コーホートが先行研究の分析結果に偏りを与えている可能性がある。2節で示したように、本稿のコーホートⅣは若年よりも回収状況のよい中年の回答者の子どもの情報を利用したものである、回収状況による偏りは小さいと予想される。

3-2. 出生順位との関連

次に、出生順位と教育達成の関連について分析する。NFRJ03データでは、同じ親を持つきょうだいの間での出生順位の影響を直接的に調べることができる。表2は、各ケースが属するきょうだいのなかで、第1子と第2子の学歴の組み合わせを調べた結果である。中学、高校、短大・専門学校、大学以上の4段階で、どちらのきょうだいの学歴が優位かを調べている。一人っ子のケースは分析対象から除外し、死亡したきょうだいがいる場合も、出生順位が不明となるので分析対象から除外した (n=4,731)。

表2 第1子と第2子の学歴の組み合わせ (%)

	2人とも 同じ	(同じ学歴の内訳)				第1子の 方が上	第2子の 方が上
		中学校	高校	短 大 専 門	大 学		
コーホート I	54.7	10.8	30.4	4.7	8.8	19.6	25.7
コーホート II	54.2	2.6	27.0	11.7	12.9	26.2	19.5
コーホート III	53.4	1.0	27.9	11.6	12.9	26.7	19.9
コーホート IV	51.8	0.4	17.8	13.1	20.5	26.9	21.3

表2から、どのコーホートでも、第1子と第2子の学歴水準が同じであるきょうだいは半数強に留まっていることがわかる。達成している学歴の内訳は、コーホートが進むにつれて水準が高くなっているが、このように全体の進学率が上昇しても、きょうだいのなかで学歴が平等化に向かっているわけではないということがわかる。

一方、第1子と第2子でどちらの方が優位なのかは、コーホートによる変化が見られる。コーホート I では第2子の方が上である割合が高いのに対して、コーホート II 以降では逆に第1子の方が優位である割合が高い。

同じような傾向は、3人以上のきょうだいの学歴の組み合わせからも観察される。表3は、死亡者のいない3人以上のきょうだい (n=2,167) を分析対象に、先ほどと同様の方法で第3子までの学歴の組み合わせを調べた結果である。3人全員が同じ学歴を達成している割合は、3~4割程度であり、1人だけが高い場合が3割程度、1人だけが低い場合が2割強、3人とも異なる場合が1割程度という構成で、コーホートにかかわらずほぼ安定している。

表3 第1~3子の学歴の組み合わせ (%)

	3人とも 同じ	1人 だけ 高い	(1人高い子の内訳)			1人 だけ 低い	(1人低い子の内訳)			3人とも 異なる
			第1子	第2子	第3子		第1子	第2子	第3子	
コーホート I	38.9	29.9	5.7	9.1	15.1	21.5	8.7	8.0	4.8	9.7
コーホート II	35.1	30.2	11.1	6.4	12.8	23.2	7.7	8.3	7.2	11.5
コーホート III	39.6	28.3	12.2	6.3	9.7	21.9	5.9	6.8	9.3	10.2
コーホート IV	30.5	30.7	15.6	9.1	5.9	28.5	5.5	9.5	13.5	10.3

一方で、1人だけ高い (あるいは低い) 学歴を達成しているのが何番目の子どもなのかという内訳は、コーホートによって変化している。古いコーホートでは、先に生まれた子どもの学歴が低く、後に生まれた子どもの学歴が高い傾向があったのに対して、新しいコーホー

トに進むとこの傾向が逆転する。

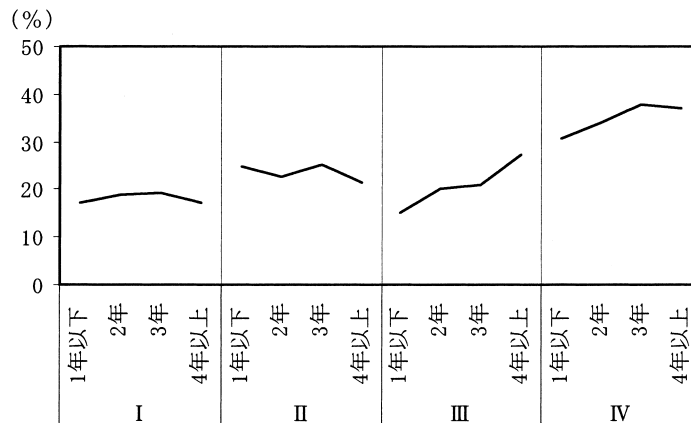
出生順位が遅い方が優位な傾向から、出生順位が早い方が優位な傾向へと逆転しているという結果は平沢 (2001、2004) の知見とも合致している。本稿の分析結果は、(特に3人以上のきょうだいにおいて) 新しいコーホートⅣでこの傾向がさらに進んでいるという知見を補足するものである。

### 3-3. 出生間隔との関連

次に、きょうだいの出生間隔と学歴との関連性について分析しよう。NFRJ03ではきょうだいの出生年月は調べられていないが、きょうだいの年齢が調べられているので、ここでは年齢の差を出生間隔の指標とする。学歴達成にとって重要となるのは、4月1日時点での年齢差(いわゆる「学年」がいくつ離れているか)であるから、1~2月の調査時点での年齢を用いることは不正確ではあるが、およその傾向をとらえる意味では十分であろう。

図3は、出生間隔(各ケースの本人がひとつ上のきょうだいから何年後に生まれたか)と大学進学率の関連をコーホート別に調べた結果である。分析は、本人が第2子以降である場合に限り、また死亡したきょうだいがいる場合には出生順位が不明となるので分析から除外した(n=2,853)。一見してわかるように、古いコーホート(Ⅰ、Ⅱ)では出生間隔は進学率とほとんど関連していないのに対して、新しいコーホート(Ⅲ、Ⅳ)では、間隔が長いほど進学率が高い傾向が読み取れる。つまり、出生間隔が短いことは進学障害となっている。

図3 出生間隔別の大学進学率



最近のコーホートになって出生間隔との関連が観察されるようになった理由は、いくつか考えられる。第1に、きょうだい数の減少によって出生間隔の意味が増した可能性がある。きょうだいが多い場合には、全体として学齢期にある子どもの数が家計面の問題となるので、前後のきょうだいとの出生間隔はあまり意味を持たないのかもしれない。ただし、その場合、2人きょうだいが主流となったコーホートⅡにおいて出生間隔の影響が現れない理由が説明できない。第2の可能性として、教育費の高騰によって出生間隔が短いことの負担が増大したという理由が考えられる。この場合、コーホートⅢに比べてコーホートⅣでは影響がやや緩やかになっている理由が不明であるが、高い教育費に対する親の対応が進んできて

いるのかもしれない。第3の可能性として、他の変数による疑似相関とも考えられる。子どもの出生間隔と進学率の両方に影響するものとして、たとえば親の階層（母親の職業）などが考えられる。

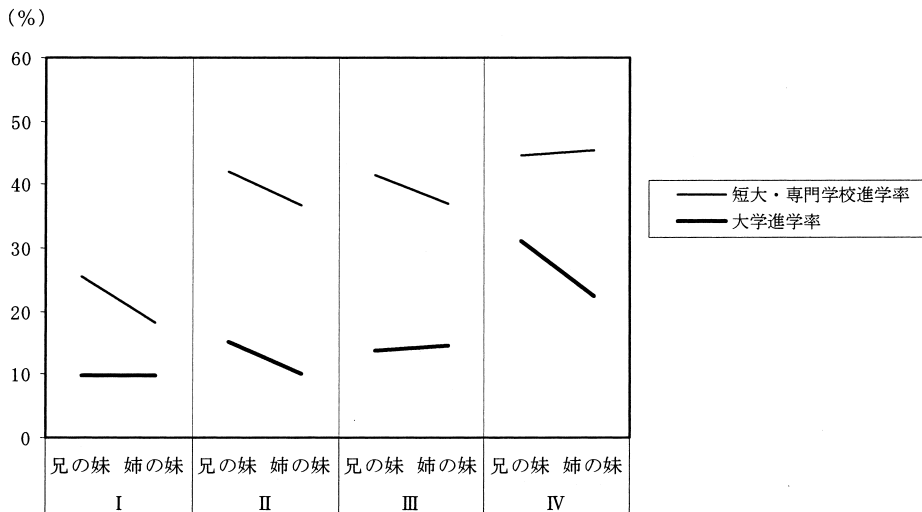
### 3-4. 性別構成との関連

最後に、きょうだいの性別構成と学歴との関連性を分析する。男性と女性では進学率が大きく異なることを考えれば、ある人の学歴達成には、本人の性別だけでなく、きょうだいの性別構成も間接的に影響すると予想される。実際に平沢・片瀬（2008）は、全体的なきょうだい数ではなく、女きょうだいの数と男きょうだいの数を説明変数とするモデルで、男きょうだいの数の方が、新しいコーホートでも有意に影響力を持つことを示している。この方法はOno（2004）が用いているもので「家族間効果であるきょうだい数と家族内効果であるきょうだいの性別構成を同時に検討しようとするトリッキーな方法である」（平沢・片瀬2008：12）と評されている。

しかし、換言すれば、それはきょうだい数と性別構成の影響を峻別しないということであり、結果の解釈を難しくする。ここでは、純粋に性別構成の影響に注目するために、やや煩雑であるが、同じ出生順位のなかで性別構成の影響を調べる図4のような分析を行った。これは第2子である女性の進学率を、第1子が男性の場合と女性の場合でグループ分けして集計した結果である（ $n = 2,377$ ）。つまり、同じ妹でも、兄をもつ妹と、姉をもつ妹では進学率が異なるかどうかを調べている。

コーホートI～IIIでは姉よりも兄を持つ妹の方が短大・専門学校への進学率が高い。また、女性の4年制大学への進学率が高まったコーホートIVでは、同様に姉よりも兄を持つ妹の方が大学への進学率が高い。この結果は、男きょうだいの存在が教育達成を低くするという先行研究の知見とは逆向きに、男きょうだい（兄）を持つ方が進学率が高まることを示している。

図4 兄・姉を持つ妹の進学率

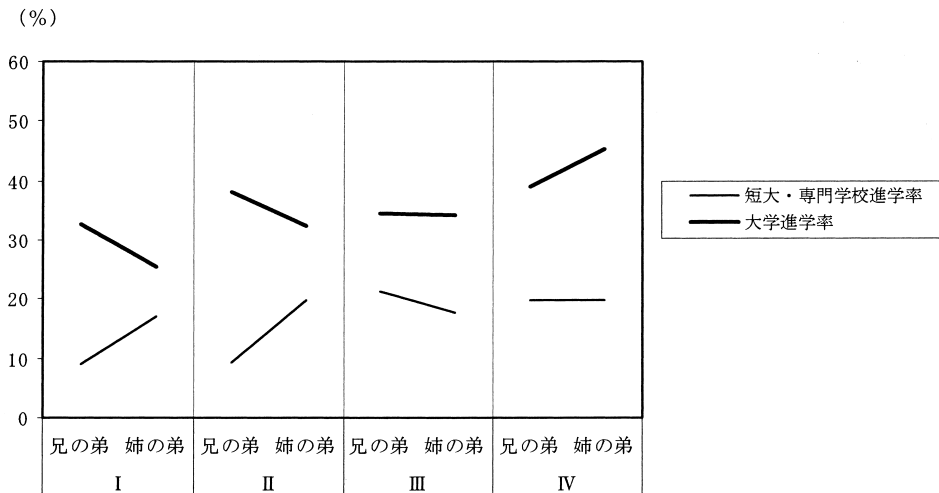


注：死亡者のいない2人以上きょうだいの第2子の女性について分析した結果（ $n = 2,377$ ）。



同様に、別の組み合わせについても概観しよう。図5は、第2子の男性(弟)について、先ほどと同様に兄を持つ場合と姉を持つ場合で進学率を比較した結果である。コーホートI・IIでは兄を持つと大学への進学率が高まり、姉を持つと短大・専門学校への進学率が高まるが、コーホートIVでは姉を持つと大学への進学率が高まっている。コーホートIVの結果は、男きょうだいの存在が教育達成を低めると読むことができるが、コーホートI・IIの結果は複雑である。平均教育年数に換算すると、コーホートIでは0.134年、コーホートIIでは0.003年だけ兄を持つ方が年数が長い、ほとんど差はない。

図5 兄・姉を持つ弟の進学率

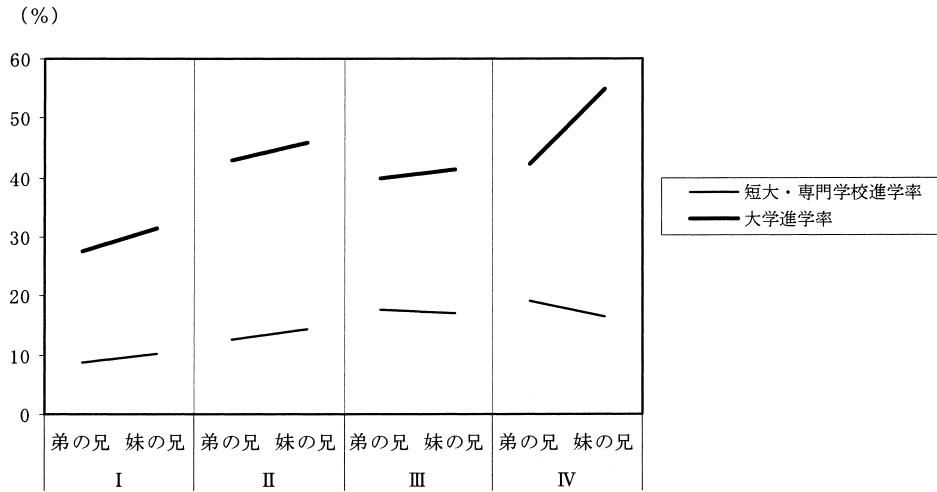


注：死亡者のいない2人以上きょうだいの第2子の男性について分析した結果 (n = 2,365)。

図6と図7は、逆に第1子の進学率に注目している。図6は第2子に弟を持つ場合と妹を持つ場合で第1子の男性(兄)の進学率の違いを示している。コーホートI~IIIでは緩やかに、コーホートIVでは明らかに妹を持つ方が大学への進学率が高い傾向があり、この結果は先行研究と整合的である。図7は弟を持つ姉と妹を持つ姉を比較しているが、あまり明確な傾向は読み取れない。

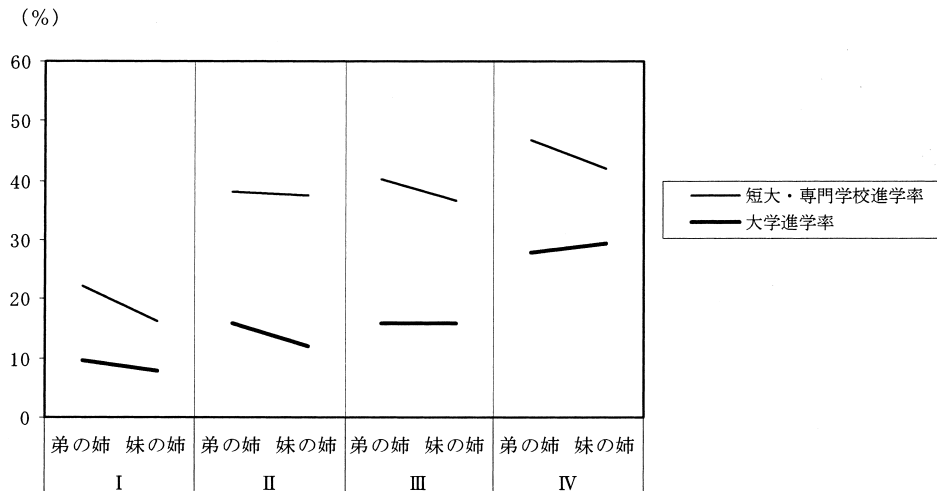
これらの結果を正しく解釈するには情報が不足しているが、少なくともきょうだいの性別構成が教育達成に与える影響が複雑であり、男きょうだいの存在が教育達成を低めるというメカニズム以外にも考慮すべきことが多いことがわかる。やや希望的な観測を述べれば、この複雑さを紐解く鍵は平尾(2006:26)が「きょうだい間での社会的なダイナミズム」と呼ぶものにあるように思える。弟・妹による兄・姉の進学行動の模倣や、きょうだいを平等に扱おうとする親の意識が、進学率の時代的变化と絡み合いながら複雑な様相を生み出していると予想される。

図6 弟・妹を持つ兄の進学率



注：死亡者のいない2人以上きょうだいの第1子の男性について分析した結果 (n = 2,346)。

図7 弟・妹を持つ姉の進学率



注：死亡者のいない2人以上きょうだいの第1子の女性について分析した結果 (n = 2,390)。

#### 4. まとめ

本稿では、NFRJ03データを利用して、きょうだい構成と教育達成の関連性を時代的な変化に注目しながら記述した。多くの点で先行研究の知見を追認しながらも、(1)どのコーホートでもきょうだい数の影響に目立った性差が見られない、(2)きょうだいの性別構成の影響は、出生順位、性別、コーホートによって大きく異なる、という点で先行研究と整合性が悪い。また新たな知見として、(1)出生順位が遅いことによる優位は近年のコーホートでより強

まっている、(2)1966年生まれ以降のコーホートで、出生間隔が短いことの負の影響が見られることがわかった。学歴ときょうだい構成は、さまざまな調査で基本属性として調べられているので、分析を積み重ねるとともに、複雑な様相を整理する理論構築が望まれる。

#### 謝辞

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブから「第2回全国家族調査 NFRJ03」(日本家族社会学会全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けました。

#### 参考文献

- 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編 『第2回家族についての全国調査第2次報告書 No.2』 pp.17-27。
- Hirao, Keiko. 2008. "Effects of Sibship Size and Gender on Educational Attainment in Japan : Analyses of JGSS-2006," *JGSS Research Series*, No.4, pp.33-44.
- 平沢和司 2001 「きょうだい数・出生順位と学歴」 藤見純子編 『家族生活についての全国調査報告書 (NFR98) No.2-5 認知された家族ときょうだい関係』 pp.83-97。
- 平沢和司 2004 「家族と教育達成：きょうだい数と出生順位を中心に」 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編 『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 pp.327-346。
- 平沢和司 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編 『第3回全国家族調査に向けて』 pp.3-11。
- 平沢和司・片瀬一男 2008 「きょうだい構成と教育達成」 米澤彰純編 『2005年 SSM 調査シリーズ 5 教育達成の構造』 pp.1-17。
- Ono, Hiroshi. 2004. "Are sons and daughters substitutable? Allocation of family resources in contemporary Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol.18, pp.143-160.
- 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, pp.243-69.