

人間行動学科 社会学コース

教育達成の格差にかかわる要因
——きょうだい構成と地域——

文学部 2024年度

A 2 1 L A 0 0 3

ありま れい

有馬 玲

目次

はじめに	1
1 先行研究の整理と仮説の提示	
1.1 出身階層と性別	5
1.2 きょうだい構成	7
1.3 教育達成の地域間格差	13
1.4 検討課題と仮説	18
2 研究方法	
2.1 使用データ	21
2.2 使用変数	22
2.3 分析手法	28
3 きょうだい構成と教育達成の分析結果	
3.1 コーホートを分けずに行った分析	31
3.2 コーホートごとの分析	
3.2.1 1946～57年きょうだいコーホート	36
3.2.2 1958～70年きょうだいコーホート	40
3.2.3 1971～95年きょうだいコーホート	43
3.3 まとめと考察	46
4 出身地域を投入した分析結果	49
4.1 コーホートを分けずに行った分析	50
4.2 コーホートごとの分析	
4.2.1 1946～57年きょうだいコーホート	53
4.2.2 1958～70年きょうだいコーホート	55
4.2.3 1971～95年きょうだいコーホート	57
4.3 まとめと考察	59
5 結論	63
参考文献	70

はじめに

どのような学校を卒業するのかによって決まる教育達成は，個人が卒業後につく職業とも深くかかわっており，地位達成に影響する要因の一つである．にもかかわらず，教育を受ける機会を誰に対しても平等に保障するという近代社会の理念は，特に高等教育にかんして，いまだ実現にはほど遠いのではないか．

たしかに義務教育以降の学校への進学率は，戦後の日本社会において急速に拡大した．高校進学率は1975年には9割を超え，大学・短大進学率も4割を超えた（図1）．2023年には大学・短大進学率は約64%，専門学校進学率は約22%に達し（文部科学省，2023），10人に8人がなんらかの高等教育を受ける時代だといえる．

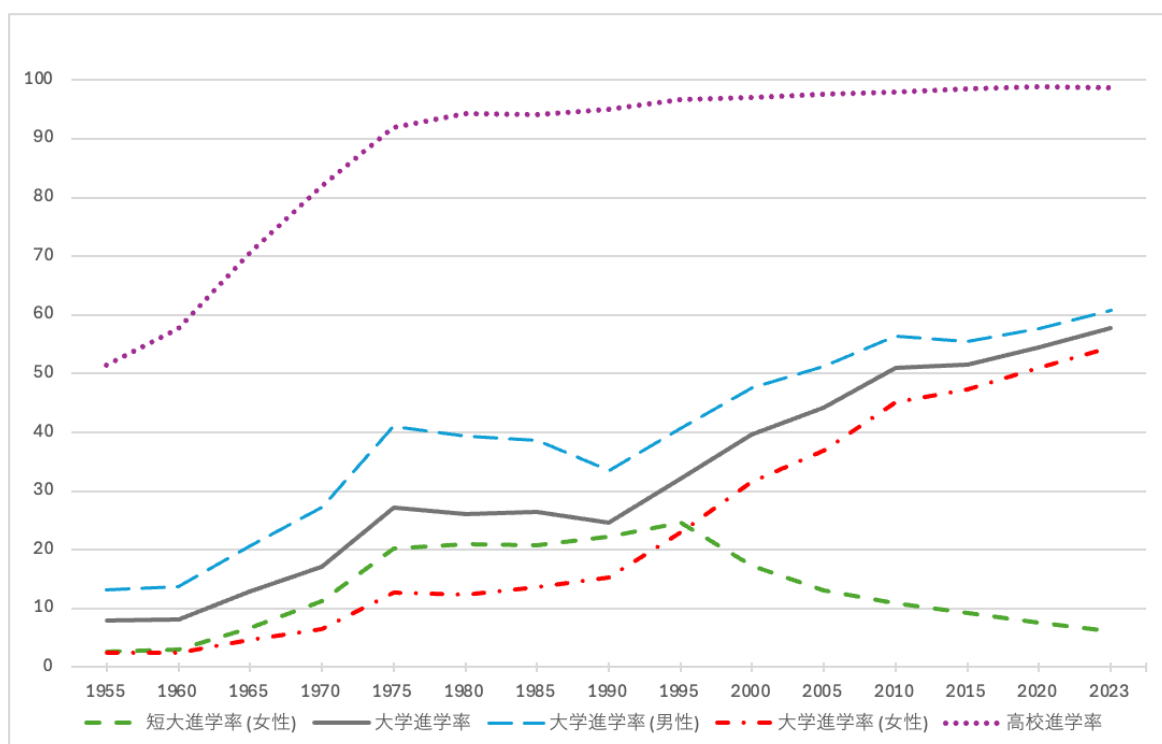


図1．高校・短大・大学進学率¹
(1955～2023年，5年刻み)

しかし，個人の教育達成は，どのような家庭に生まれるかによって大きく左右される．日本はOECD加盟国と比較しても教育費の私的負担が高く（OECD 2024），高等教育の教育費は受益者である子どもとその家族が負担すべきだという考え方も根強く存在するために（中澤 2014: 24），生育家族と教育達成は強く関連しているといえる．さらに，親の職業や学歴で表される出身階層が高いほど，子どもの教育達成も高いという傾向は，戦後の日本社会において常に存在している（松岡 2018）．

このように出身階層は，生育家族が社会のなかで占める位置をあらわす指標であるといえる．一方で，性別や出生順位などであらわされる，家族内で一人ひとりの子どもが占める位置も，教育達成を考えるうえで重要である．なかでも性別は，教育達成に深くかかわる属性として注目されてきた．それは，男性が有償労働を担い，女性は家事や育児などの無償労働を担うという性別役割分業から，男性は大学，女性は短大あるいは高卒という進路選択が，戦後の日本社会において長らく一般的であったことと関係している．また性別のほかに，出生順位やきょうだい数，きょうだいの性別といったきょうだい構成²も，教育達成とかかわっている．同じ家族に生まれ育った子どもであっても，その子どもには選択できない要因で，きょうだい内の教育達成に差が生じるということが明らかになってきている．

しかし，このようなきょうだい構成と教育達成の関連については，いまなお傾向がはっきりしていない点がある．出身階層やきょうだい数といった一つの家族で共通する要因が子どもの教育達成と関連することはわかっているものの，出身階層やきょうだい数が，同じきょうだい内の男子と女子にたいして異なる効果をもつのかや，出生順位の違うきょうだいにたいして異なる効果をもつのかについては，研究によって結果が分かれている．ま

た，きょうだいの性別構成と教育達成の関連についても，研究によって異なる結果がみられ，意見の一致には至っていない．よって本稿では，特にこれらの点に注目して，きょうだい構成が教育達成にどのような効果をもつのかを明らかにしたい．

さらに，きょうだい内の教育達成格差を検討した研究では，これまで家族をとりまく地理的な要因は取り上げられてこなかった．しかし，図 2 に示すように，大学進学率は都道府県によっても大きく異なっている．2023 年時点でもっとも高い東京都では約 78%だが，もっとも低い宮崎県と秋田県では約 40%と，およそ 2 倍近くの開きがある（図 2）．このような，都道府県をはじめとした出身地域による教育達成格差にかんする研究も蓄積されている一方で，きょうだい構成が教育達成に与える効果を検討する際には，このような地理的な要因は捨象されてきたといえる．そこで本稿では，きょうだい構成が教育達成に与える効果に加えて，出身地域がきょうだいの教育達成に対してどのような効果をもつのかを明らかにしたい．さらに，詳しくは後述するが，大学進学率のジェンダー格差の大きさも地域によって異なっている．よって本稿では，出身地域が，同じきょうだい内の男子と女子の教育達成に異なる効果をもつ可能性についても検討する．

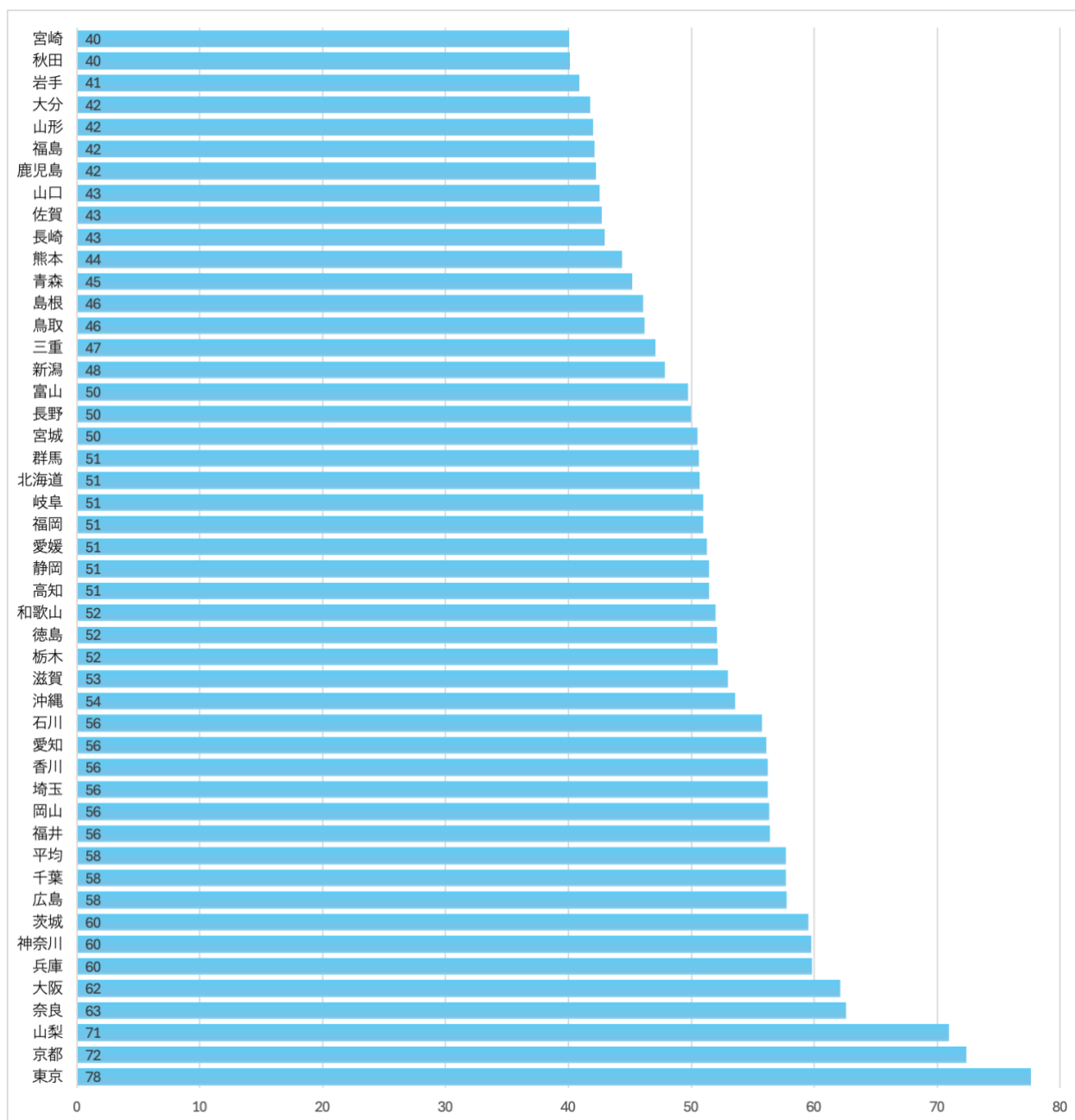


図 2 . 都道府県別の大学進学率³（2023 年，昇順）

分析にあたっては，これまできょうだいの教育達成格差にかんする研究では利用されてこなかったとみられる「教育・社会階層・社会移動全国調査」（ESSM2013）のきょうだいデータ⁴を用いる．本稿は以下の 5 章からなる．第 1 章では先行研究を整理したうえで，本稿の検討課題と仮説を示す．第 2 章では使用するデータや変数，

分析手法について述べる．第3章では，本稿の第一の検討課題であるきょうだい構成と教育達成の関連について，分析から得られた結果を確認する．第4章では，本稿の第二の検討課題である，出身地域ときょうだいの教育達成の関連について扱う．まず，出身地域がきょうだい全員に与える効果を確認する．そのうえで，出身地域が教育達成に与える効果には性別によって違いがみられるのかを検討する．第5章では結論と，残されている課題について述べる．

1 先行研究の整理と仮説の提示

1.1 出身階層と性別

教育費の私的負担が大きい日本では（OECD 2024），子どもの教育達成にたいして，家族，とくに親の果たす役割が大きい．先行研究では，出身階層によって子どもの教育達成が異なることが明らかになっている．なかでも松岡亮二は，戦後の日本社会において，出身階層による教育達成の格差が時代を問わず根強く存在することを示している（松岡 2018）．さらに，高校トラック⁵や15歳時暮らし向きなどで大学進学に不利な状況にあった人のうち，大卒となった人の出身階層が高いことを明らかにしている（松岡 2018）．大学進学率が上昇し，教育を受ける機会は平等であるというイメージが世間一般に共有されていた「大衆教育社会」（荻谷 1995）でも，実際は出身階層による教育達成の不平等が存在したのだ．

このように，子どもの教育達成と出身階層の結びつきが強固である一方で，親から子どもへの資源配分を考えるうえで，子どもの性別は外すことのできない属性の一つである．たしかに図1からも分かる通り，全国的にみると大学進学率のジェンダー格差は近年縮小しつつある．しかし，2023年時点の大学進学率をみると，男性

は約 61%，女性は約 55%であり（文部科学省 2023），いまなお男性のほうが約 6%高い．また，女性では 1996 年まで大学進学率よりも短大進学率の方が高く，1990 年の短大進学率は約 22%であるのに対し，大学進学率は約 15%にとどまっていた（図 1）．このような，男子は四年制大学・女子は短大という教育制度上の棲み分けの背景には，女性にとって，大卒よりも短大卒のほうが事務職としての大手企業就職に有利であり⁶，社内恋愛を経て結婚・退職するというライフコースにも適していたという事情がある（Fujimoto 2008）．

さらに，教育達成のジェンダー格差はきょうだい内でもみられることが明らかになっている（平尾 2006；苔米地 2012, 2015）．なかでも苔米地なつ帆は NFRJ98, 03, 08 のきょうだいデータを利用したマルチレベル多項ロジスティック分析から，出身階層やきょうだい数，出生順位を統制しても，女性は四年制大学ではなく短大に進学する傾向があると示している（苔米地 2015）．短大進学率が約 4%にまで低下した現在は，このようなジェンダーによる棲み分けはかつてほどみられなくなっているものの，2015 年と 2005 年 SSM データを用いて 1940～95 年生まれの人々を対象に分析を行った濱本真一は，大学以上への進学には依然として男性が優位であることを明らかにしている（濱本 2020）．以上より本稿では，女性の教育達成における不利は近年小さくなっているが，依然として，男性と比べて女性は教育達成が低いという仮説を立てる．

なお，出身階層が教育達成に与える効果の性別による違いについては，先行研究によって結果が異なっている．NFRJ03 のきょうだいデータを分析した平尾桂子は，学歴を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析のオッズ比から，女性は男性よりも，父親の学歴の影響をより強く受けており，「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ことを示唆している」(平尾 2006: 26) と結論づけている。一方で NFRJ98, 03 のきょうだいデータを分析した苦米地は、教育年数を従属変数としたとしたマルチレベル分析の偏回帰係数から、女性は男性よりも家庭の社会経済的地位⁷の正の影響を受けにくいとしている(苦米地 2012)。そして、この結果について「たとえ4年制大学以上の教育達成を獲得できる家庭環境があったとしても、女性が必ずしもそれを求めている可能性がある」(苦米地 2012: 111) と解釈している。また、きょうだいデータを利用した分析ではないが、濱本でも同様に、有利な階層出身者(父親が専門管理職)のうち、女性よりも男性が教育達成において優位であった(濱本 2020)。

出身階層の指標として父親の学歴と職業のどちらを用いるのかという違いもあるが、このように、男性と女性で、出身階層の効果をより強く受けているのはどちらなのかという点で、先行研究では相反する結果がみられる。よって本稿では、同じ家族に属するきょうだいを適切に扱うことのできるマルチレベルモデルを採用して分析を行った苦米地(2012)の結果をもとに、女性は男性よりも出身階層が高いことの正の効果を受けにくいという仮説を立てる。

1.2 きょうだい構成

同じ家庭に生まれた子どもでも、性別によって教育達成は異なるが、教育達成に関連する要因は性別だけではない。きょうだい数や出生順位、きょうだいの出生間隔、そしてきょうだいの性別やその組み合わせを指すきょうだい構成も、子どもの教育達成と関連することがわかっている。なかでも家族ごとに異なるきょうだい数ときょうだいの性別構成、そして家族内のきょうだいごと

に異なる出生順位は，親からの資源配分にかかわる要因として，きょうだいの教育達成格差をテーマとした多くの研究で注目されてきた．以下では，本稿で検討するきょうだい数，出生順位，きょうだいの性別構成が教育達成にたいしてもつ効果について，先行研究でみられる傾向を整理し，本稿で検証する仮説を提示したい．

1.2.1 きょうだい数

まず，きょうだい数と教育達成の関連については，これまで理論仮説として資源希釈モデル（Blake 1989）が参照されてきた．これは，子どもの数が多いと，親が子ども一人ひとりに分配できる経済的・文化的・精神的資源が希釈され，結果的にきょうだい全員の教育達成が低くなるとするモデルである（Blake 1989: 10-14）．資源希釈モデルを検証した先行研究では，出身階層などの変数を統制しても，きょうだい数が少ないほうが子どもの教育達成は高いという点で一致している（平沢 2004, 2011; 藤原 2012; 苜米地 2012 など）．ただし，ひとりっ子の教育達成は二人きょうだいより低い傾向にある（藤原 2012; 平尾 2006）．

このように，きょうだいがいる場合は，その数が多いと教育達成が低いということがわかっている．それでは，時代によって，きょうだい数が教育達成にたいしてもつ負の効果の大きさは異なるのだろうか．時代すなわち出生コーホートの分け方には研究によって違いがあるものの，きょうだい数の効果の大きさは，おおむね次のように推移しているといえる．まず，戦前生まれのコーホートと比べると，きょうだい数が減少し，高等教育への進学が大学進学率の急伸期にあたる1946～60年生まれのコーホートで，きょうだい数が教育達成に与える負の効果は大きくなった（近藤 1996; 尾嶋・近藤 2000）．その後，1961～75年生まれのコーホートでは負

の効果が小さくなった（尾嶋・近藤 2000）。また 1970 年前後よりあとのコーホートについては，研究によって異なる傾向がみられる．2005 年 SSM データを用いて，調査回答者の教育年数を従属変数とした重回帰分析を行った平沢和司・片瀬一男によると，1971～80 年生まれのコーホートでは，それ以前のコーホートと比べてきょうだい数の負の効果に変化がみられなかった（平沢・片瀬 2008）．一方で，関東七都県に住む男性を対象に行われた「職業と人間」調査のきょうだいデータを用いて，学歴を従属変数としたマルチレベル順序ロジットモデルで分析を行った藤原翔によると，1969～86 年生まれのコーホートでは，それ以前のコーホートと比べて，きょうだい数が教育達成に与える負の効果は小さくなった（藤原 2012）．以上より，1970,80 年代生まれのコーホートについては異なる結果がみられるものの，1960 年ごろに生まれたコーホート以降，その影響は同じ程度か，小さくなる傾向にあると推測される．よって本稿では，1960 年ごろよりあとに生まれたコーホートでは，それ以前のコーホートと比べて，きょうだい数が教育達成に与える負の効果が小さくなっているのではないかという仮説を立てる．

また，きょうだい数がもつ負の効果の大きさは，性別や世帯年収によって異なることもわかっている．まず性別については，男性と女性で，きょうだい数の負の効果がより大きいのはどちらなのかという点で異なる結果がみられる．NFRJ03 のきょうだいデータを用いて，学歴を従属変数とする多項ロジスティック分析を行った平尾は，きょうだい数の多さがもたらす負の効果は，男性よりも女性で強いとしている（平尾 2006）．一方で，2005 年 SSM データを用いた平沢・片瀬は，調査回答者の教育年数を従属変数とした重回帰分析から，きょうだい数の多さがもたらす負の効果は，女性よりも男性で強いと

している（平沢・片瀬 2008）。また，NFRJ98，03のきょうだいデータを用いて，教育年数を従属変数としたとしたマルチレベル分析を行った苦米地も，きょうだい数の多さが教育年数にもたらす負の効果は，男性に比べて女性のほうが受けにくいとしている（苦米地 2012）。このように，使用するデータや分析手法の違いも相まって，先行研究では異なる結果が出ている。本稿では，きょうだいデータを適切に扱うことのできるマルチレベル分析を適用した苦米地（2012）の結果から，きょうだい数の多さが教育年数に与える負の効果は，男性よりも女性で小さいという仮説を立てる。

次に世帯年収については，世帯年収の高さがきょうだい数の多いことによる不利益を弱めることがわかっている（藤原 2012）。しかし，本稿で用いる回答者とそのきょうだいのデータでは，世帯年収の情報を利用することができない。ただし，世帯年収と出身階層は正の相関関係にあると考えられる。よって本稿では，世帯年収の代わりに，親の学歴で示される出身階層を用いて，出身階層が高いときょうだい数の負の効果が小さいという仮説を検証したい。

1.2.2 出生順位

さて，きょうだい数は家族ごとに異なる変数だが，家族内の子ども一人ひとりの違いをあらわす出生順位も，教育達成に関係することがわかっている。出生順位については，理論仮説として選択的投資モデル（Becker 1981）がよく取り上げられる。これは，子どもが複数いる場合に，親はどの子どもに対しても均等に資源を分配するわけではないというモデルだが（Becker 1981），その資源分配の際に，出生順位や性別がかかわってくるのだ。

それでは，出生順位は教育達成にどのような効果をも

つのだろうか．尾嶋史章・近藤博之は，1995年SSMデータの記述統計から，戦前生まれでは出生順位による差はみられないが，進学が高度成長期と重なる1946～60年生まれのコーホートでは出生順位が早いほうが高等教育進学に有利になり，1961～74年生まれのコーホートでは出生順位の効果はなくなったとしている（尾嶋・近藤 2000）．一方で平沢和司は，NFRJ08のきょうだいデータを用いて，出身階層などを統制したマルチレベル分析を行ったところ，1926～55年生まれのコーホートでは出生順位の遅いほうが教育達成は高いが，1956～80年生まれでは早いほうが高いことを明らかにした（平沢 2011）．他の研究でも同様の傾向が確認できる（平沢 2004；保田 2008）．ただし苫米地は，学歴を従属変数としたマルチレベル多項ロジスティック回帰分析で，出生順位を連続変数ではなくカテゴリカル変数として用いたところ，第二子と比べて第一子の教育達成が特に高く，第二子と第三子の間ではどの学歴についても有意な違いがみられないことを明らかにしている（苫米地 2015）．すなわち，1950年代半ばを境にして出生順位の効果には変化がみられ，1950年代半ば以降では，出生順位2番目と比べて1番目で特に教育達成が高い傾向にあると考えられる．

1955年代半ばより前では，なぜ出生順位が遅いほど教育達成が高いという関連がみられるのだろうか．出生順位ではなく長男ダミー・長女ダミーを男女別の分析に投入してこの傾向を確認した平沢・片瀬は，1941～55年生まれのコーホートで長男ダミーの負の効果がみられる理由として，次三男の進学時期が大学進学率の急上昇の時期と被ったことによるものではないかと説明している（平沢・片瀬 2008）．よって，出生順位は，大学進学率の推移と関連して教育達成に与える効果に変化していると考えられる．以上より本稿では，1950年代半ばよ

り前のコーホートでは，出生順位が遅いほど教育達成が高く，それよりあとのコーホートでは，出生順位1番目で2番目以降よりも教育達成が高いという仮説を立てる．

また，出生順位の遅いことが教育達成にもたらす負の効果は，世帯年収が高いと小さいことが明らかになっている（藤原 2012）．苦米地（2015）の結果と考えると，世帯年収が高いと，出生順位が2番目以降であることの負の効果が小さくなるのではないかと推測される．きょうだい数と同様に出生順位についても，世帯年収と出身階層に正の相関があると仮定し，出身階層が高いと，出生順位が2番目以降であることの負の効果が小さくなるという仮説を検証したい．

1.2.3 きょうだいの性別構成

最後に，きょうだいの性別構成と教育達成の関連について確認したい．きょうだいの性別をめぐっては，特に男きょうだいの存在が注目されてきた．平沢・片瀬は，2005年SSMデータで男きょうだいと女きょうだいそれぞれの人数を使用して重回帰分析を行ったところ，1956～70年生まれの女性を除いたすべてのコーホートで，男きょうだい数が教育年数にたいして有意に負の効果をもっていた（平沢・片瀬 2008）．すなわち，本人の性別にかかわらず，男きょうだいがいると，その人数に応じて教育達成が下がるということである（平沢・片瀬 2008: 12）．一方で保田時男は，この方法は「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」（保田 2008: 122）と批判し，純粋な性別構成の影響に注目して記述統計から分析を行った．その結果，きょうだいの性別構成の影響は，出生順位や性別，出生コーホートによって大きく異なっており，男きょうだいの存在が教育達成を低くするとい

う単純なメカニズムではないと指摘している（保田 2008: 123）。この指摘に関連する分析結果として、苫米地は、きょうだいに男性が多いと、長男の教育達成が低くなるということを示している（苫米地 2012）。また苫米地は、きょうだいの性別構成を、男性のみで構成されるきょうだい・女性のみで構成されるきょうだい・男女の混在するきょうだいの3つに類型化して分析に用いており、男女混在きょうだいと比べて、男性のみきょうだいが四年制大学に進学しにくいことも明らかにしている（苫米地 2015）。一方で、藤原はきょうだい内の女性比率を分析に用いたが、女性比率は教育達成にたいして有意な効果をもつとはいえなかった（藤原 2012）。

このように、きょうだい構成については、研究によって変数の操作化の仕方が異なることもあって、一致した見解には至っていない。そこで本稿では、保田の指摘や藤原の分析結果を踏まえて、男きょうだいの有無、その多さや割合をみるのではなく、きょうだいの性別構成を3パターンに分けた苫米地（2015）のやり方を踏襲し、分析に用いることとする。

1.3 教育達成の地域間格差

1.2 で整理した、きょうだいの教育達成格差を検討した先行研究では、出身地域が教育達成に与える効果は考慮されてこなかった。しかし、4 ページの図 2 で示したように、大学進学率が地域によって異なるということは、出身階層や性別、きょうだい構成とは独立して、あるいはそれと関連する形で、出身地域が教育達成に影響を与えていることを示唆する。よって本稿では、きょうだい構成と教育達成の関連を確認したあと、出身地域を組み込んだ分析を試みる。それにあたって本節では、教育達成の地域間格差にかんして、これまでどのような研究がなされてきたのかを整理したい。

教育達成の地域間格差については，地域間格差がどのように変化してきたのかを分析した研究と，地域間格差はそもそもなぜ生じるのかというメカニズムに迫ろうとする研究に大別できる．まず，高等教育の地域間格差の変化については，その格差是正をめざして実施されてきたさまざまな政策が関係している．小林雅之によると，1971年に中央教育審議会が提示した「今後における学校教育の総合的な拡充整備のための基本的施策について」という答申で，地域間格差の是正が政策課題として位置づけられ，高等教育全体を拡大することで格差是正が目指された（小林 2006）．しかし1976年からは，高等教育全体を拡大するのではなく，大都市における高等教育を抑制するという消極的な方針に転じた（小林 2006: 102）．黒羽亮一はその第一の理由として，1973年に起こった第1次石油危機の影響で財政状態が悪化したことを挙げている（黒羽 2001: 110）．その後実施された第1次（1975～86年度）と第2次（1986～92年度）の高等教育計画では，大都市⁸での高等教育の抑制すなわち大学などの新增設を抑えつつ，地方での整備を中心に高等教育の定員を増やすことが目指された（文部科学省，n.d.a）．その後，1993～99年度を対象とした第3次高等教育計画では，首都圏や近畿圏，中部圏以外の政令指定都市での制限が廃止され（文部科学省，n.d.a），第4次高等教育計画では中部圏でも制限が廃止された（小林 2006: 102-3）．最終的に2002年の中教審答申「大学の質の保証に係る新たなシステムの構築について」で大都市における抑制政策は終了したが（小林 2006: 102-3），それまでの一連の政策は「地方分散化政策」や「地方分散政策」と呼ばれている⁹（本稿では「地方分散化政策」の呼称で統一する）．本稿は政策の効果の検討を主眼とするものではないため，政策の内容についてはこれ以上立ち入らないが，以上のように，1970年代半ば

から 2000 年ごろまで，大都市で高等教育を抑制しつつ，地方で高等教育機関の整備を進める地方分散化政策が実施されてきた．

地方分散化政策によって高等教育機会の地域間格差が縮まったという評価がある一方で，特に第 3 次高等教育計画が実施された 1990 年代以降については，その格差是正の効果について評価が分かれている（小林 2006：103）．では実際に，1990 年を境として，大学・短大進学率の地域間格差はどのように変化したのだろうか．この点について包括的な分析を行った上山浩次郎によると，都道府県別でも地域ブロック別でも，地方分散化政策開始前の 1975 年から 1990 年にかけて，大学・短大進学率の地域間格差は縮小し，その後拡大に転じている（上山 2012）．さらに 2010 年時点では，1975 年と同程度の格差がみられる（上山 2012）．出身地域が教育達成に与える効果を解釈するうえでは，このような大学・短大進学率の地域間格差の変化を念頭におく必要があるだろう．

また，教育達成の地域間格差が生じる要因については，これまで，都道府県ごとの大学教育の供給量を示す大学収容率や，都道府県ごとの教育水準，経済水準，ホワイトカラー率などによる説明が試みられてきた（佐々木 2006；上山 2011）．なかでも平松誠は，2015 年 SSM データを用いて，出身階層やきょうだい数などの個人属性を統制しても，出身地域による教育達成の格差がみられるのかを検討している（平松 2018）．さらに平松は，出身地域による格差が生じる要因についても分析しており，マクロデータではなく個票データを用いている点で，本稿の分析の参考になる（平松 2018）．平松は 1934～91 年度生まれの分析対象者全体の傾向として，東京圏と比べて，北海道・東北，北関東・甲信越，九州・沖縄出身だと大学進学に不利になることを明らかに

した（平松 2018）。また，コーホート別にみると，1934～56年度生まれではいずれの地域も有意な効果をもたなかったが，1957～71年度生まれでは北関東・甲信越と九州・沖縄出身だと大学進学に不利になること，そして1972～91年度生まれでは中国・四国出身だと大学進学に不利になることを示した（平松 2018）。さらに，1982～91年度生まれのコーホートでは，出身地域の大卒比率や大学収容率が高いほど大学進学に有利であった（平松 2018）。

以上のように，教育達成の地域間格差については数多くの研究が蓄積されている。しかし，出身地域が個人の教育達成に与える影響は，その人の性別によっても異なるのではないだろうか。表1では2023年における男女の大学進学率を都道府県別に算出したものだが，たとえば山梨県では，男性の大学進学率は約78.7%と東京の男性の大学進学率（約78.3%）を超えている一方，女性では約62.8%にとどまっている。男女で約16%もの進学率の格差があるのだ。しかし，出身地域が教育達成にもたらす効果が男性と女性で異なるのかについては，あまり検討されてこなかった。以上より，本稿のテーマであるきょうだい内の教育達成格差に立ち返ると，出身地域については，以下の二つの点を検討する必要があるだろう。まず，出身階層やきょうだい構成を統制したときに，一組のきょうだい全員の教育達成に出身地域の効果がみられるのかを確認する。そのうえで，出身地域が教育達成に与える効果は，同じきょうだい内の男性と女性で異なるのかを検討する。

表 1 . 都道府県別・男女別の大学進学率¹⁰（2023 年）

都道府県	計	男性	女性	男性 - 女性
東京	77.6	78.3	76.9	1.4
京都	72.4	74.2	70.6	3.6
山梨	70.9	78.7	62.8	15.8
奈良	62.6	65.2	59.8	5.4
大阪	62.1	66.0	58.1	7.9
兵庫	59.8	61.3	58.3	3.0
神奈川	59.8	63.1	56.3	6.8
茨城	59.5	63.0	55.9	7.1
広島	57.7	59.0	56.4	2.7
千葉	57.7	61.7	53.5	8.2
福井	56.4	60.0	52.6	7.4
岡山	56.3	58.2	54.3	3.9
埼玉	56.2	61.8	50.4	11.4
香川	56.2	59.6	52.7	6.9
愛知	56.1	58.1	54.0	4.2
石川	55.7	58.4	53.0	5.4
沖縄	53.5	54.0	53.0	1.0
滋賀	53.0	57.8	48.0	9.7
栃木	52.1	55.5	48.5	7.0
徳島	52.1	51.2	53.1	-1.9
和歌山	52.0	55.6	48.1	7.5
高知	51.5	53.3	49.6	3.8
静岡	51.5	55.6	47.0	8.6
愛媛	51.3	53.4	49.0	4.4
福岡	51.0	53.0	48.9	4.1
岐阜	51.0	54.4	47.3	7.1
北海道	50.7	55.5	45.7	9.8
群馬	50.6	53.8	47.3	6.5
宮城	50.5	53.6	47.2	6.4
長野	50.0	52.7	47.1	5.6
富山	49.7	51.3	48.1	3.2
新潟	47.9	51.6	44.0	7.6
三重	47.0	50.3	43.6	6.7
鳥取	46.2	48.9	43.6	5.3
島根	46.1	48.9	43.2	5.8
青森	45.2	47.9	42.5	5.4
熊本	44.3	44.6	44.1	0.5
長崎	42.9	45.2	40.6	4.5
佐賀	42.7	45.3	40.0	5.2
山口	42.5	43.4	41.6	1.8
鹿児島	42.2	46.1	38.1	8.0
福島	42.1	44.8	39.3	5.6
山形	42.0	44.4	39.6	4.8
大分	41.8	45.4	38.0	7.4
岩手	40.9	42.1	39.7	2.3
秋田	40.1	42.7	37.4	5.3
宮崎	40.1	42.9	37.1	5.8

1.4 検討課題と仮説

以上より本稿では，次の二つの検討課題を設定した．第一の検討課題は，性別やきょうだい構成が教育達成に与える効果を確認することであり，第二の検討課題は，出身地域がきょうだいの教育達成に与える効果を確認することである．

なお，分析にあたっては，まず全体的な傾向を確認するために，分析対象となる1946～95年生まれの人々をすべて分析に用いる．しかし，それだけでは，本稿で教育達成との関連をみようとしている性別やきょうだい構成，出身地域の効果を解釈しにくい．なぜなら，高等教育進学率の上昇や進学率の地域間格差の変化も個人の教育達成に影響を与えており，そうした時代による効果をするだけ取り除く必要があるからである．よって本稿では，分析対象者をコーホートにわけてそれぞれ分析を行うことで，それぞれのコーホートで，性別やきょうだい構成，出身地域が教育達成とどのように関連しているのかを明らかにしたい．

コーホートの分け方は，高等教育進学率の推移を分析した吉本圭一を参考にする．吉本は，1948年に新制高等教育制度が発足してから1960年ごろまでを「制度確立期」，大学が数多く新設され，大学進学率が急上昇し，高度成長期にもあたる1961～75年ごろまでを「大拡張期」，地方分散化政策の影響もあって大学進学率の伸びが停滞し，専門学校という進路も定着した1976～90年ごろを「調整期」，大学進学率が再上昇し始めた1991年ごろ以降を「再変動期」と区分している（吉本1996）．本稿では戦後生まれの人々を分析対象とするため，吉本の整理を参考に，「大拡張期」以降にあたる人々を，（1）1946～57年生まれコーホート（1964～75年ごろ高等教育に進学），（2）1958～70年生まれコー

ホート（1976～88年ごろ高等教育に進学），（3）1971～95年生まれコーホート（1989～2013年ごろ高等教育に進学）の3つに区分した．なお，吉本の区分に忠実に従うならば，「再変動期」（吉本 1996）にあたる3番目のコーホートは1971年生まれではなく1973年生まれ以降になるが，1971～74年生まれの第二次ベビーブーム世代が異なるコーホートに含まれてしまうのを避けたかったため，2年ずらしている．

なお，吉本（1996）を参考にした区分を用いることで，先行研究におけるコーホートの区分から数年のずれが生じてしまう点について断っておきたい．第1章で整理したように，先行研究では，1950年代半ばを境に出生順位の効果の向きが変化することが示されている．また，きょうだい数の負の効果が小さくなるとみられるのは1961年以降であった．しかし本稿では，1946～57年，58～70年，71～95年生まれの3つのコーホートに分けて分析を行うため，出生順位やきょうだい数の効果の変化にかんしては，1957年と58年を区切りとして仮説を立てる．

本稿における検討課題と仮説を述べたい．まず，第一の検討課題として，性別と，きょうだい構成である出生順位，きょうだい数，きょうだいの性別構成が，戦後の日本の各時期において，教育達成にどのような効果をもたらしているのかを確認する．また，出身階層やきょうだい数は，男性と女性の教育達成にたいしてそれぞれ異なる効果をもつと予想される．さらに，出生順位やきょうだい数も，出身階層によって異なる効果をもつと考えられる．よって，（1）性別，（2）出生順位，（3）きょうだい数，（4）きょうだいの性別構成それぞれについて，以下の仮説を立てた．

（1）同じきょうだい内の男性と比べて女性は教育達

成が低いが，近年のコーホートではその関連は小さい．また，出身階層の高さが教育達成に与える正の効果は，男性と比べて女性で小さい．

(2) 1957 年以前のコーホートでは，出生順位が遅いほど教育達成が高い．1958 年以降のコーホートでは，出生順位 2 番目以降と比べて，1 番目で教育達成が高い．また，1958 年以降のコーホートでみられる，出生順位が 2 番目以降であることの負の効果は，出身階層が高いと小さい．

(3) きょうだい数が多いほど教育達成は低い，1958 年以降のコーホートではその関連は小さい．また，きょうだい数の多さがもたらす負の効果は，女性と比べて男性で大きい．さらに，出身階層が高いと，きょうだい数の多さがもたらす負の効果は小さい．

(4) 男性のみきょうだいをもつ人は，男女混在きょうだいをもつ人よりも教育達成が低い．

次に，第二の検討課題として，出身地域を投入したモデルで，出身地域がきょうだいの教育達成にどのような効果を与えているのかを確認する．仮説は以下の二つである．なお，仮説 (1) を立てるうえでは，平松 (2018) の結果を参考にした．

(1) 出身階層や性別，きょうだい構成を統制したとき，分析対象者全体の傾向としては，北海道・東北，北関東・甲信越，九州・沖縄出身のきょうだいで，教育達成が低い．また，1957 年以前のコーホートではいずれの地域も有意な効果をもたないが，1958～70 年のコーホートでは北関東・甲信越と九州・沖縄出身のきょうだいで教育達成が低く，1971 年以降のコーホートでは中

国・四国出身のきょうだいで教育達成が低い．
(2) 出身地域がきょうだいの教育達成に与える効果は性別によって異なっており，きょうだい内の男性と比べて女性では，出身地域が地方（東京圏と近畿以外）であることの負の効果が大きい．

2 研究方法

2.1 使用データ

分析には，「教育・社会階層・社会移動全国調査」（ESSM2013）のデータを用いる．本調査は，社会階層にかかわる代表的な繰り返し調査である「社会階層と社会移動全国調査」（SSM）の枠組みを受け継ぎつつ，教育にかんするさまざまな変数を組み込んで設計されている（中村・平沢・荒牧・中澤編 2018: 3-5）．調査対象者は 2013 年 11 月 1 日時点で満 30～64 歳の男女計 4,800 名で，地域（7 ブロック）と都市規模（4 段階）で全国を層化して 240 地点を選び，住民基本台帳より各地点から 20 名を系統抽出する，層化二段無作為抽出法を用いている（中村・平沢・荒牧・中澤編 2018: 5）．実査は 2013 年 11 月から 12 月にかけて郵送留置法で行われたが，一部の対象者には訪問回収をしない郵送法を採用している（中村・平沢・荒牧・中澤編 2018: 6）．当初計画サンプル数を分母とした有効回収率は 60.3%，有効回答数は 2,893（男性は 1,377，女性は 1,516）である（中村・平沢・荒牧・中澤編 2018: 9）．

なお，きょうだい構成と教育達成をテーマにした日本の研究は，SSM データや全国家族調査（NFRJ）データを使用していることが多い（たとえば，SSM データを利用した研究に平沢・片瀬 2008；尾嶋・近藤 2000，NFRJ データを利用した研究に苦米地 2012, 2015；平沢

2004, 2011; 平尾 2006). NFRJ データは, 回答者のきょうだいと子どもについて, 兄弟姉妹それぞれの人数だけでなく, 一番上のきょうだいから 3 人までの教育達成をたずねている. しかし, 回答者の出身地域についてはわからない. 一方で, SSM データでは回答者の出身地域はわかるものの, 回答者のきょうだいの教育達成についてはたずねていない. その点で ESSM2013 データは, 回答者のきょうだいの教育達成と, 回答者の出身地域の情報を含んでいるため, 本稿の問題関心に適したデータであるといえる. さらに ESSM2013 データは, 管見の限りにおいて, きょうだいの教育達成格差をテーマとした研究ではまだ使われていないデータでもある.

本稿では, きょうだいデータを分析している先行研究にならって, 回答者の情報ときょうだいの情報を用いて分析を行う. なお, 本稿の主眼はきょうだいの教育達成格差にあるため, ひとりっ子の 189 名のデータは今回の分析から除外した.

2.2 使用変数

まず, 従属変数である教育達成をどのように操作化したか述べる. ESSM2013 データでは回答者の最高学歴について, 「中学校」「高校」「専修学校高等課程」「専門学校」「高専」「短大」「大学」「大学院」の 8 カテゴリーでアフターコーディングしている. また, 回答者のきょうだいについては, 「中学校」「高校」「専門学校」「短大・高専」「大学」「大学院」「わからない」の 7 つの選択肢で, 在学中や中退も含めた最高学歴をたずねている. よって教育年数に変換するにあたっては, 回答者の最高学歴についても在学中や中退を含めたものを用いて, 中学校 = 9, 高校・専修学校高等課程 = 12, 専門学校・高専・短大 = 14, 大学 = 16, 大学院 = 18 とした¹¹. なお, きょうだいの最高学歴について「わからない」と答

えたケースは無回答として扱った。

次に、使用した独立変数について述べる。独立変数は、きょうだい一人ひとりで異なる値をとる個人レベルの変数と、一組のきょうだいで同じ値をとる家族レベルの変数に大別できる。個人レベルの変数としては、性別、出生順位、出生コーホートを使用した。家族レベルの変数には、きょうだい構成にかかわるものとしてきょうだい数ときょうだいの性別構成、出身階層の指標として父教育年数、そして出身地域を使用した。

独立変数のうち、個人レベルの変数である性別と出生順位は以下のようにして作成した。まず、性別は男性 = 0、女性 = 1 の女性ダミーとした。出生順位は、調査では直接たずねていないため、筆者が計算して求めたが、回答者とそのきょうだいで計算の仕方がやや異なる。まず回答者については、回答者が 15 歳のときに健在だった兄と姉の人数を足したものに 1 を加えて求めた。つぎにきょうだいの出生順位についてだが、ESSM2013 では、調査時点で健在のきょうだいのうち、上から 3 人までの情報をたずねている。そのため、情報を得られた上から 3 人までのきょうだいのうち、出生順位を確定できない人がいる場合があった。たとえば、4 人きょうだいで、回答者は 3 番目の子どもであることがわかっているとき、きょうだいの情報を書いてもらう問 53 の回答欄には、回答者よりも年上のきょうだい 2 人の情報がそれぞれ「1 番年上の兄弟姉妹」「2 番目の兄弟姉妹」の欄に、そして年下のきょうだい 1 人の情報が「3 番目の兄弟姉妹」の欄に書かれているはずである。しかし、年上きょうだいが 1 人すでに亡くなっている場合は、きょうだいの情報が年上のきょうだい 1 人と年下のきょうだい 1 人の 2 人分しか書かれていないことになる。このとき、年上のきょうだい 2 人の性別が同じであれば、年上のきょうだい 2 人のうちどちらが亡くなっているのか判別できない。

このような場合は、もっとも年上のきょうだいが先に亡くなっている可能性が高いと考えて、調査時点で健在だった、回答者より年上のきょうだいの出生順位を、1番目ではなく2番目とみなした¹²。それ以外の場合は、生年がもっとも早いきょうだいの出生順位を1番目としている。なお、本人と同一年のきょうだいがいる場合は、本人のほうが先に生まれたものとみなした。

同じく個人レベルの変数である出生コーホートについては、コーホートを分けずに行った分析でのみ投入している。出生コーホートの分け方については、1.4で述べた通り吉本（1996）を参考にし、戦後日本における高等教育進学率の推移におおよそ対応するようにしている。すなわち、（1）大学進学率の拡大期にあたる1946～57年生まれ（18歳時に1964～75年）、（2）停滞期にあたる1958～70年生まれ（18歳時に1976～88年）、（3）再拡大期にあたる1971～95年生まれ（18歳時に1989～2013年）である。なお、ESSM2013のきょうだいデータには1945年より前に生まれた人も含まれていたが、戦前生まれの人には戦争の影響で学校に通えなかった人も多かったのではないかと考えられる。その影響をできるだけ小さくするために、本稿では便宜的に戦後生まれを対象を絞って分析を行う。

次に、家族レベルの変数の作り方について述べる。まずきょうだい数は、兄弟姉妹の数に本人を足した数を用いた。次にきょうだいの性別構成は、苫米地（2015）をもとにして「男性のみきょうだい」「女性のみきょうだい」「性別混在きょうだい」の3つに分類した。出身階層の指標である父教育年数は、父親の学歴を「中学校」「高校」「短大・高専」「専門学校」「大学・大学院」でたずねた項目を利用し、中学校＝9、高校＝12、短大・高専・専門学校＝14、大学・大学院＝16の連続変数に変換した。こちらにも、回答者とそのきょうだいの教育年数と同様に、

卒業と中退は区別できない．なお，きょうだい数と父教育年数は，個人レベルの変数との交互作用項を検討するうえで多重共線性が生じることを避けるために，中心化を行っている．

最後に，同じく家族レベルの変数である出身地域については，回答者が15歳時に住んでいた都道府県の情報を用いる．あくまで回答者の出身地域であるから，いわゆる転勤族で都道府県をまたぐ引越しがあった場合など，15歳時に住んでいた地域がきょうだいによって異なる可能性もある．しかし，きょうだいそれぞれが15歳時に住んでいた地域についてはわからないので，本分析では回答者の出身地域ときょうだいの出身地域が同じであると仮定して扱う．また，先にも見た通り，出身地域については地域の大学収容率や大卒比率などさまざまな指標を用いた研究がある．しかし本稿では，地域間格差のメカニズムに迫るよりも地域ごとの実態の把握に重点を置くため，平松（2018）を参考にして，全国を「北海道・東北」「東京圏」「北関東・甲信越」「北陸・東海」「近畿」「中国・四国」「九州・沖縄」の7地域ブロックに区分する．この7地域ブロックは，一般的に使われている8地方区分に近い扱いやすいだけでなく，都道府県ごとの大学進学率の高低をおおむね反映しており，平松（2018）の結果とも比較できるという利点がある．7地域ブロックの内訳は以下の通りである．「北海道・東北」には北海道，青森，岩手，宮城，秋田，山形，福島を，「東京圏」には埼玉，千葉，東京，神奈川を，「北関東・甲信越」には茨城，栃木，群馬，新潟，山梨，長野を，「北陸・東海」には富山，石川，福井，岐阜，静岡，愛知，三重を，「近畿」には滋賀，京都，大阪，兵庫，奈良，和歌山を，「中国・四国」には鳥取，島根，岡山，広島，山口，徳島，香川，愛媛，高知を，「九州・沖縄」には福岡，佐賀，長崎，熊本，大分，宮崎，鹿児島，沖縄を含めた．

分析にあたっては，対象者全体の傾向をみるために，まずはコーホートをわけずに分析を行い，そのあと対象者を3つのコーホートに分けてそれぞれ分析を行う．なお今回はきょうだい内の教育達成格差に注目したいので，コーホートごとに分析を行う際は，一組のきょうだい全員が同じコーホートに含まれるように，きょうだい一人ひとりの出生コーホートではなく，それぞれのきょうだいの第一子の出生コーホートに従ってきょうだいを分類した．よって以下では，きょうだい一人ひとりの生年に基づくコーホートを「個人コーホート」とし，コーホートを分けて行う分析で用いる，きょうだいの第一子の生年に基づく区分を「きょうだいコーホート」とする．なお，きょうだいコーホートの分け方は，個人のコーホートと同じである．たとえば，第一子が1956年に生まれて，第二子が1960年に生まれた場合，第一子の個人コーホートは1946～57年，第二子の個人コーホートは1958～70年になり，この2人きょうだいの属するきょうだいコーホートは1946～57年になる．使用する変数の記述統計量は，きょうだいコーホートごとに表2に示した．

なお繰り返しにはなるが，きょうだいコーホートは第一子の生まれ年をもとに分類しているため，先に挙げた例のように，第二子以降では，その人自身の生まれ年である個人コーホートときょうだいコーホートが一致しない場合がある．よって表3, 4, 5で，それぞれのきょうだいコーホートにおける個人コーホートと出生順位の分布を示している．

表 2 . 記 述 統 計 量

	1946-57年 きょうだいコーホート (<i>n</i> = 1947)				1958-70年 きょうだいコーホート (<i>n</i> = 2072)				1971-95年 きょうだいコーホート (<i>n</i> = 1541)			
	<i>M</i> or %	<i>SD</i>	Min	Max	<i>M</i> or %	<i>SD</i>	Min	Max	<i>M</i> or %	<i>SD</i>	Min	Max
家族レベルの変数 (<i>N</i> = 2222)												
出身地域												
東京圏	14.3				21.3				20.6			
北海道・東北	18.3				13.9				13.0			
北関東・甲信越	12.9				9.2				10.3			
北陸・東海	12.5				15.9				16.3			
近畿	11.9				16.7				13.5			
中国・四国	12.5				9.8				11.4			
九州・沖縄	17.6				13.2				14.9			
父教育年数	10.6	2.3	9	16	11.7	2.6	9	16	12.7	2.5	9	16
きょうだい数	3.3	1.1	2	8	2.6	0.7	2	5	2.6	0.6	2	6
きょうだい性別構成												
男女混在	75.4				62.7				62.6			
男性のみ	12.9				20.9				18.6			
女性のみ	11.7				16.5				18.8			
個人レベルの変数 (<i>N</i> = 5560)												
女性ダミー	51.2				48.6				50.4			
出生順位												
1番目	30.9				40.9				41.5			
2番目	34.7				40.8				41.7			
3番目以降	34.5				18.3				16.8			
個人コーホート												
1946-57年	80.1				0.0				0			
1958-70年	19.7				80.6				0			
1971-95年	0.2				19.5				100			
教育年数 (従属変数)	13.2	2.2	9	18	13.7	1.9	9	18	14.3	1.9	9	18

注： *M* = 平均値； *SD* = 標準偏差.

「きょうだいコーホート」は、それぞれのきょうだいの第一子の生年をもとに分類している.

表 3 . 1946～57 年 き ょ う だ い コ ー ホ ー ト の ク ロ ス 集 計 表
(個 人 コ ー ホ ー ト × 出 生 順 位)

	出生順位			計
	1 番 目	2 番 目	3 番 目 以 降	
1946～57年生まれ	601	513	446	1560
1958～70年生まれ	0	161	223	384
1971～95年生まれ	0	1	2	3
計	601	675	671	1947

表 4 . 1958～70 年 き ょ う だ い コ ー ホ ー ト の ク ロ ス 集 計 表
(個 人 コ ー ホ ー ト × 出 生 順 位)

	出生順位			計
	1 番 目	2 番 目	3 番 目 以 降	
1946～57年生まれ	0	0	0	0
1958～70年生まれ	847	633	189	1669
1971～95年生まれ	0	212	191	403
計	847	845	380	2072

表 5 . 1971～95 年 き ょ う だ い コ ー ホ ー ト の ク ロ ス 集 計 表
(個 人 コ ー ホ ー ト × 出 生 順 位)

	出生順位			計
	1 番 目	2 番 目	3 番 目 以 降	
1946～57年生まれ	0	0	0	0
1958～70年生まれ	0	0	0	0
1971～95年生まれ	640	642	259	1541
計	640	642	259	1541

2.3 分析手法

本稿は，マルチレベルモデルを用いて分析を行う．なお，分析には統計解析ソフト R を使用した．本稿では，ESSM2013 データの回答者の情報だけでなく，そのきょうだいの情報も分析対象とするため，分析データは家族と個人という 2 つのレベルからなり，ひとつの家族

に複数の個人が属する入れ子構造になっている．また，同じ家族に属する個人は，家族レベルの変数で同じ値をとる．このようなレベルの複数性と集団内類似性を無視して重回帰分析を行うと，サンプルがそれぞれ独立しているという重回帰分析の前提に反し，誤った検定結果を導いてしまう危険がある．よって，NFRJのきょうだいデータを用いてマルチレベル分析を行った平沢（2011）や苦米地（2012, 2015），藤原（2012）にならって，本稿でもマルチレベルモデルを用いる．また，サンプルサイズが十分大きいため，制限つき最尤法ではなく最尤法を採用する．

マルチレベルモデルには，回帰分析を階層性のあるデータに対応させた階層線形モデルや，構造方程式モデルを階層性のあるデータに対応させたマルチレベル構造方程式モデルなどさまざまな手法があるが（清水 2014: 14-15），本稿では，性別やきょうだい構成のうち，どのような変数が教育達成と関連しているのかに関心があるため，もっともシンプルかつよく利用されている階層線形モデルを用いる．また階層線形モデルは，切片が集団ごとに異なっていると仮定するランダム切片モデルと，傾きすなわち回帰係数が集団ごとに異なっていると仮定するランダム係数モデル，そしてその両方が集団ごとに異なっていると仮定するランダム切片傾きモデルの3つに大別される．このいずれを適用するべきかを判断する際には，マルチレベルモデルを用いてNFRJデータを分析するうえでの留意点について論じた保田時男（2011）が参考になる．NFRJは回答者にたいして，回答者自身の父母，配偶者の父母，子ども（3人まで），きょうだい（3人まで）の情報をたずねているが，このようなデータで回答者の子どもあるいはきょうだいに注目する場合，1グループのケース数は最大で3になる（保田 2011: 9）．保田によると，傾きが集団ごとに異なってい

ることを仮定するランダム係数モデルを適用するには、この 1 グループあたりのケース数が少なすぎるため、NFRJ データの分析にあたってはランダム切片モデルを採用すべきだとしている（保田 2011: 9）。ESSM2013 データも NFRJ データと同じく、回答者と上から 3 名までのきょうだいからなる構造をしているため、保田（2011）にならって、回帰係数にランダム効果を仮定しないランダム切片モデルを採用する。

よって、本稿における基本のモデル式は以下のようになる。なお、添え字の i は個人を、 j は家族を表す。

[個人レベルの式]

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \beta_{3j}X_{3ij} + r_{ij}$$

Y_{ij} は従属変数であり、家族 j に属する個人 i の教育年数を表す。個人レベルの独立変数である X_{1ij} , X_{2ij} , X_{3ij} は、それぞれ性別の効果、個人コーホートの効果、出生順位の効果を表す。 r_{ij} は残差である。 β_{1j} , β_{2j} , β_{3j} は偏回帰係数であり、今回は家族ごとに個人レベルの独立変数の効果が異なっているという仮定をおかないため、すべて定数になる。一方で、切片である β_{0j} は家族ごとにその値が異なると仮定している。よって、 β_{0j} は以下のよう表せる。

[家族レベルの式]

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_{1j} + \gamma_{02}W_{2j} + \gamma_{03}W_{3j} + \gamma_{04}W_{4j} + u_{0j}$$

γ_{00} は家族レベルの切片である。また、 W_{1j} , W_{2j} , W_{3j} , W_{4j} は家族レベルの独立変数である。前から順に、きょうだい数の効果、きょうだいの性別構成の効果、父教育年数の効果、出身地域の効果を表す。 u_{0j} は残差である。

このようにして，マルチレベルモデルを用いると，ある人の教育達成を予測するうえで，独立変数を個人レベルの変数と家族レベルの変数に分けることができる．個人レベルの変数はきょうだいの一人ひとりに効果を与えており，家族レベルの変数は，一組のきょうだいに共通の効果を与えていることを意味している．

なお，コーホートを分けた分析では，個人コーホートを示す変数を用いていない．そのため，「個人レベルの式」で個人コーホートの効果をあらわす $\beta_{2j}X_{2ij}$ の項は，コーホートを分けた分析では含まれない．また，「家族レベルの式」で出身地域の効果をあらわす $\gamma_{04}W_{4j}$ の項も，きょうだい構成と教育年数の関連を検討する第3章の分析では含まれない．

3 きょうだい構成と教育達成の分析結果

3.1 コーホートを分けずに行った分析

きょうだい構成と教育達成の関連について，まず全体的な傾向を確認したい．結果は表6に示したが，分析にあたっては，5つのモデルを検討した．

まず，モデル1は切片の固定効果とランダム効果のみの null モデルである．念のため，null モデルにおける切片のランダム効果と残差から級内相関係数（ICC）を計算すると，0.49であった．一般的に ICC が 0.1 を超える場合にはデータの階層性があるとされているため（清水2014: 11），これは十分高い値である．本稿ではすでにデータの階層性を仮定していたが，実際に ICC を確認しても，通常の重回帰分析ではなく，マルチレベル分析を行う必要があることがわかる．

モデル2には個人レベルの変数である女性ダミー，個人コーホート，出生順位を投入する．モデル3, 4には家族レベルの変数を投入する．モデル3にはきょうだい数

ときょうだいの性別構成を，モデル 4 には父教育年数をそれぞれ投入する．最後のモデル 5 には，交互作用項を 6 つ投入する．1.4 で立てた仮説に沿って，性別について，性別の効果は個人コーホートによって異なるのか（女性ダミー×個人コーホート），そして性別によって父教育年数の効果は異なるのか（女性ダミー×父教育年数）を確認する．また，きょうだい数について，きょうだい数の効果は個人コーホートによって異なるのか（きょうだい数×個人コーホート），きょうだい数の効果は性別によって異なるのか（きょうだい数×女性ダミー），父教育年数によってきょうだい数の効果は異なるのか（きょうだい数×父教育年数）を確認する．なお，出生順位と父教育年数の交互作用項は，個人コーホートによって出生順位の効果の正負の向きが異なる可能性があるため，本分析では用いずに，3.2 のきょうだいコーホートごとの分析で投入する．

表 6 . 教育年数を従属変数とした

マルチレベル分析の結果（全体）

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
切片	13.76*** (0.04)	13.64*** (0.07)	13.76*** (0.07)	13.98*** (0.07)	14.23*** (0.08)
個人レベル変数					
女性ダミー		-0.61*** (0.05)	-0.59*** (0.05)	-0.59*** (0.05)	-0.98*** (0.09)
個人コーホート（Ref：1946-57年）					
1958-70年生まれ		0.60*** (0.07)	0.37*** (0.07)	0.13 (0.07)	-0.09 (0.09)
1971-95年生まれ		0.96*** (0.08)	0.65*** (0.08)	0.18* (0.08)	-0.23* (0.10)
出生順位（Ref：1番目）					
2番目		-0.27*** (0.04)	-0.23*** (0.04)	-0.19*** (0.04)	-0.18*** (0.04)
3番目以降		-0.21*** (0.06)	0.01 (0.06)	0.09 (0.06)	0.07 (0.06)
家族レベル変数					
きょうだい数			-0.51*** (0.04)	-0.43*** (0.04)	-0.54*** (0.06)
きょうだい性別構成（Ref：男女混在）					
男性のみきょうだい			-0.12 (0.10)	-0.10 (0.08)	-0.09 (0.09)
女性のみきょうだい			-0.16 (0.10)	-0.17 (0.09)	-0.16 (0.09)
父教育年数				0.31*** (0.01)	0.35*** (0.02)
交互作用項					
女性ダミー×個人コーホート（1958-70年）					0.34** (0.11)
女性ダミー×個人コーホート（1971-95年）					0.74*** (0.12)
女性ダミー×父教育年数					-0.08*** (0.02)
きょうだい数×個人コーホート（1958-70年）					0.20** (0.07)
きょうだい数×個人コーホート（1971-95年）					0.16 (0.09)
きょうだい数×女性ダミー					0.06 (0.05)
きょうだい数×父教育年数					0.02 (0.02)
AIC	22702.04	22377.07	22254.24	21672.46	21625.12
BIC	22721.91	22430.05	22327.10	21751.94	21750.97
対数尤度	-11348.02	-11180.53	-11116.12	-10824.23	-10793.56
人数	5560	5560	5560	5560	5560
家族数	2222	2222	2222	2222	2222
切片のランダム効果	2.06	1.86	1.73	1.15	1.14
残差	2.14	2.04	2.04	2.03	2.01

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

表 6 より，モデルごとに結果を確認する．先に述べたとおりモデル 1 は null モデルだが，個人レベルの変数を投入したモデル 2 では，教育年数に対して，女性ダミー，個人コーホート，出生順位がすべて有意な効果をもっていた．まず，女性ダミーは有意な負の効果をもっている．個人コーホートは 1946～57 年生まれと比べて，1958～70 年生まれと 1971～95 年生まれがどちらも有意な正の効果をもつ．出生順位は 1 番目に比べて，2 番目と 3 番目以降がどちらも有意な負の効果をもつ．

一方で，きょうだい数ときょうだいの性別構成を投入したモデル 3 では，出生順位 3 番目以降で有意な負の効果がみられなくなった．分析にて一つずつ変数を追加したところ，この変化はきょうだい数を投入したことによって生じていることがわかった．よって，出生順位が 3 番目以降であることによる負の効果は，きょうだい数を統制するとみられなくなるということである．きょうだい数は有意な負の効果をもっていたが，きょうだいの性別構成は有意な効果をもたなかった．

次に，モデル 4 で父教育年数を投入すると，個人コーホートのうち，1958～70 年生まれが有意な効果をもたなくなった．父教育年数自体は有意な正の効果をもった．

最後に，交互作用項を投入したモデル 5 を確認したい．まず性別にかかわる変数をみると，女性ダミー×個人コーホートで，基準カテゴリである 1946～57 年生まれと比べて，1958～70 年生まれのコーホートと 1971～95 年生まれのコーホートがどちらも有意な正の効果をもっていた．また，女性ダミー×父教育年数も有意な負の効果をもっていた．次にきょうだい数にかかわる変数をみると，きょうだい数×個人コーホートは，1946～57 年生まれに比べて 1958～70 年生まれのコーホートでは有意な正の効果をもっていたが，1971～95 年生まれのコーホートで

は有意な効果をもたなかった．また，きょうだい数×女性ダミーと，きょうだい数×父教育年数は有意な効果をもたなかった．

以上の結果から，本稿で立てた仮説に対して，次のようなことがいえるだろう．まず性別にかんする仮説について，女性ダミーがいずれのモデルでも有意な負の効果をもつことは，1946～95年生まれという幅広い年代の人々において，女性は男性よりも教育年数が短いという傾向がきょうだい内でみられるということである．また，女性ダミー×個人コーホートで，1958～70年生まれのコーホートと1971～95年生まれのコーホートがどちらも有意な正の効果をもつことは，1946～57年生まれと比べて，あとのコーホートでは女性の高等教育進学率が上昇していることのあらわれであり，教育達成における女性の不利が近年のコーホートでは小さくなっていることを示唆する．さらに，女性ダミー×父教育年数が有意な負の効果をもつことから，男性と比べて女性は，父教育年数が高いことによる正の効果が小さいと考えられる．以上より，コーホートを分けずに行った分析では，性別にかんする仮説はすべて支持された．

次に出生順位については，出生順位1番目と比べて，2番目が有意な負の効果をもっていた．すなわち全体的な傾向としては，1組のきょうだい内で，出生順位が2番目の人は，1番目の人と比べて教育年数が短いということである．一方で3番目は，きょうだい数を統制すると有意な差がみられなくなったことから，出生順位3番目であることの負の効果は，きょうだい数が多いことの負の効果に依る部分が大きいと思われる．コーホートによって効果の向きが異なるという仮説は，次の3.2のきょうだいコーホートごとの分析で検証したい．

さらにきょうだい数については，どのモデルでも有意な負の効果をもっていたことから，きょうだい数が多い

ほど，そのきょうだい全員の教育年数は短いといえる．一方で，きょうだい数×個人コーホートは，1958～70年生まれのコーホートでは有意な正の効果をもっていたが，1971～95年生まれのコーホートでは有意な効果をもたなかったことから，1958年以降，きょうだい数の負の効果が小さくなっているとはいえないだろう．また，きょうだい数×女性ダミーと，きょうだい数×父教育年数は有意な効果をもたなかったことから，全体傾向として，きょうだい数が教育年数にもたらす負の効果は，性別や父教育年数によって異なるとはいえない．この二点については仮説と異なる結果である．

最後に，きょうだいの性別構成についてはいずれも有意な効果をもたなかったことから，全体的な傾向としては，性別構成によって教育年数に差があるとはいえないことがわかった．これも仮説とは異なる結果である．

以上の全体的な傾向を踏まえたうえで，3.2では，きょうだいコーホートごとに分析を行った結果を確認する．特に，出生順位の効果がきょうだいコーホートごとに異なっているのかや，全体の分析では有意な効果をもたなかった，きょうだいの性別構成などの変数に注目したい．

3.2 コーホートごとの分析

3.2.1 1946～57年きょうだいコーホート

まず，主に男性の高等教育進学率が上昇していた1946～57年に第一子が生まれたきょうだいコーホートでは，きょうだい構成は教育年数とどのような関連をもつのだろうか．結果は表7の通りである．先ほどと同じくモデル1はnullモデルで，モデル2には個人レベルの変数である女性ダミーと出生順位を投入する．モデル3には家族レベルの変数であるきょうだい数ときょうだいの性別構成を，モデル4には同じく家族レベルの変数である父教育年数を投入し，モデル5には交互作用項を投入した．

きょうだいコーホートごとに分けてそれぞれ分析を行うので，個人コーホートは投入していない．なお，交互作用項には，先ほどの 3.1 の全体の分析と同じく，女性ダミー×父教育年数，きょうだい数×女性ダミー，きょうだい数×父教育年数，を使用しているが，これらに加えて出生順位×父教育年数についても検討する．これは，出生順位が子どもの教育年数に与える効果は，父教育年数によって異なるのかを確認するためである．

表 7 . 教育年数を従属変数としたマルチレベル分析
の 結 果 (1946～57 年 き ょ う だ い コ ー ホ ー ト)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
切片	13.26*** (0.07)	13.64*** (0.10)	13.51*** (0.10)	13.52*** (0.10)	13.53*** (0.10)
個人レベル変数					
女性ダミー		-0.90*** (0.08)	-0.88*** (0.08)	-0.89*** (0.08)	-0.89*** (0.08)
出生順位 (Ref: 1番目)					
出生順位 2番目		0.03 (0.09)	0.05 (0.09)	0.05 (0.09)	0.06 (0.09)
出生順位 3番目以降		0.21* (0.09)	0.44*** (0.10)	0.43*** (0.09)	0.42*** (0.09)
家族レベル変数					
きょうだい数			-0.68*** (0.06)	-0.58*** (0.06)	-0.58*** (0.07)
きょうだい性別構成 (Ref: 男女混在)					
男性のみきょうだい			-0.19 (0.19)	-0.15 (0.17)	-0.16 (0.18)
女性のみきょうだい			-0.21 (0.20)	-0.25 (0.18)	-0.21 (0.18)
父教育年数				0.32*** (0.02)	0.42*** (0.04)
交互作用項					
女性ダミー×父教育年数					-0.10** (0.03)
出生順位2番目×父教育年数					-0.04 (0.04)
出生順位3番目以降×父教育年数					-0.08 (0.04)
きょうだい数×女性ダミー					0.03 (0.08)
きょうだい数×父教育年数					0.03 (0.03)
AIC	8220.00	8098.82	7986.64	7837.08	7833.78
BIC	8236.72	8132.26	8036.80	7892.82	7917.39
対数尤度	-4107.00	-4043.41	-3984.32	-3908.54	-3901.89
人数	1947	1947	1947	1947	1947
家族数	726	726	726	726	726
切片のランダム効果	2.29	2.40	1.93	1.41	1.42
残差	2.53	2.28	2.27	2.26	2.23

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

まず、モデル 2 の結果をみよう。個人レベルの変数である女性ダミーと出生順位を投入しているが、女性ダミーは教育年数にたいして有意な負の効果をもっており、出生順位も、3 番目以降で、1 番目と比べて有意な正の効果がみられた。しかし、出生順位 2 番目は有意な効果をもたなかった。次に、きょうだい数ときょうだいの性別構成を投入したモデル 3 では、きょうだい数は有意な負の効果をもっていたが、きょうだいの性別構成は、全体の分析と同じく有意な効果をもたなかった。モデル 4 で投入した父教育年数は、有意な正の効果をもっていた。最後に、交互作用項を投入したモデル 5 では、女性ダミー×父教育年数のみ有意な負の効果をもっており、出生順位×父教育年数、きょうだい数×女性ダミー、きょうだい数×父教育年数は有意な効果をもたなかった。なお、モデル同士を比較すると、このきょうだいコーホートでは全体の分析と異なっており、モデルによって有意な効果がみられなくなる変数はなかった。

以上の結果より、次のような点がいえるだろう。まず性別については、全体の分析と同じく 1946～57 年きょうだいコーホートでも、きょうだい内で、女性は男性よりも教育年数が短い傾向があると考えられる。また、女性ダミー×父教育年数も有意な負の効果をもつことから、男性と比べて女性では、父教育年数が長いことによる正の効果が小さいといえよう。

次に出生順位については、1 番目の子どもよりも 3 番目以降の子どもは教育年数が長い傾向にあると考えられる。また、出生順位 1 番目と比べて 2 番目では教育年数に有意な差がみられなかった点から、出生順位が遅いほど教育年数が短いとはいえない。このきょうだいコーホートの第一子が高等教育に進学する 1964～75 年は、高等教育進学率が急伸した時期であることから、同じ家族内でも 3 番目よりあとに生まれた子どものほうが、その

恩恵によって教育年数が長くなったということが示唆される¹³。一方で，出生順位×父教育年数が有意な効果をもたなかったことから，父教育年数によって出生順位の効果が異なるとはいえない。

さらにきょうだい数については，きょうだいが多いと，きょうだい全員の教育年数が短いという傾向があるといえる。一方で，きょうだい数×女性ダミーと，きょうだい数×父教育年数は有意な効果をもたなかったことから，このきょうだいコーホートでも，きょうだい数が教育年数に与える負の効果は，性別や父教育年数によって異なるとはいえない。最後に性別構成についても，性別構成によって教育年数に違いがあるとはいえなかった。

3.2.2 1958～70年きょうだいコーホート

それでは，高等教育進学率が横ばいであった1958～70年に第一子が生まれたきょうだいコーホートでは，きょうだい構成と教育年数にはどのような関連がみられるだろうか。結果を表8で確認したい。なお，モデルは1946～57年きょうだいコーホートにおける関連を確認した表7と同じである。

表 8 . 教育年数を従属変数としたマルチレベル分析
の 結 果 (1958～70 年 きょうだいコーホート)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
切片	13.79*** (0.06)	14.17*** (0.07)	14.13*** (0.09)	14.08*** (0.08)	14.09*** (0.08)
個人レベル変数					
女性ダミー		-0.54*** (0.07)	-0.48*** (0.08)	-0.47*** (0.08)	-0.48*** (0.08)
出生順位 (Ref: 1 番目)					
出生順位 2 番目		-0.23*** (0.07)	-0.23*** (0.07)	-0.23*** (0.07)	-0.22*** (0.07)
出生順位 3 番目以降		-0.17 (0.09)	-0.05 (0.09)	-0.06 (0.09)	-0.06 (0.09)
家族レベル変数					
きょうだい数			-0.43*** (0.09)	-0.33*** (0.07)	-0.44*** (0.09)
きょうだい性別構成 (Ref: 男女混在)					
男性のみきょうだい			0.01 (0.14)	0.13 (0.12)	0.10 (0.12)
女性のみきょうだい			-0.30* (0.15)	-0.20 (0.13)	-0.17 (0.13)
父教育年数				0.31*** (0.02)	0.38*** (0.03)
交互作用項					
女性ダミー×父教育年数					-0.10*** (0.03)
出生順位2番目×父教育年数					-0.02 (0.02)
出生順位3番目以降×父教育年数					-0.09* (0.03)
きょうだい数×女性ダミー					0.21* (0.10)
きょうだい数×父教育年数					0.05 (0.03)
AIC	8215.18	8152.38	8131.13	7863.55	7846.01
BIC	8232.09	8186.20	8181.86	7919.91	7930.55
対数尤度	-4104.59	-4070.19	-4056.56	-3921.78	-3908.01
人数	2072	2072	2072	2072	2072
家族数	852	852	852	852	852
切片のランダム効果	1.77	1.72	1.64	0.99	1.01
残差	1.90	1.84	1.84	1.83	1.79

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

まず，個人レベルの変数である女性ダミーと出生順位を投入したモデル2では，女性ダミーはやはり有意な負の効果をもっていた．一方で，出生順位1番目と比べて，2番目が教育年数に有意な負の効果をもち，3番目以降は有意な効果をもたなかった点は，1946～57年きょうだいコーホートの分析結果と異なっている．次に，きょうだい数ときょうだいの性別構成を投入したモデル3では，きょうだい数が有意な負の効果をもつほか，きょうだいの性別構成でも，男女混在きょうだいと比べて，女性のみきょうだいで有意な負の効果がみられた．モデル4で投入した父教育年数は，有意な正の効果をもっていた．一方で，父教育年数を統制すると，きょうだいの性別構成のうち，女性のみきょうだいがもつ有意な効果がみられなくなった．最後に，交互作用項を投入したモデル5では，女性ダミー×父教育年数が有意な負の効果をもっていることに加えて，出生順位3番目以降×父教育年数で有意な負の効果がみられた．さらに，きょうだい数×女性ダミーでも有意な正の効果がみられた．しかし，出生順位2番目×父教育年数と，きょうだい数×父教育年数は有意な効果をもたなかった．

以上の結果より，次のようなことがいえるだろう．まず性別については，1958～70年きょうだいコーホートでも，同じきょうだい内で，女性は男性よりも教育年数が短いという傾向があると思われる．また，女性ダミー×父教育年数も有意な負の効果をもつことから，男性と比べて女性では，父教育年数が高いことによる正の効果が小さいといえる．

次に出生順位については，一概に第二子以降で第一子よりも教育年数が短いとはいえず，第一子であるか第二子であるかのほうが重要だといえよう．よって，第一子は第二子以降と比べて教育達成が高いという仮説は支持されなかった．また，出生順位3番目以降×父教育年数で

有意な負の効果がみられたことから，出生順位が3番目以降であることの負の効果は，父教育年数が高いことで小さくなるわけではなく，むしろ大きくなるということを示唆している．しかし，このきょうだいコーホートでは，出生順位3番目以降の主効果が有意な効果をもたないため，この交互作用項の結果は解釈がしにくい．むしろ，父教育年数が高いことによる正の効果は，出生順位が遅い場合に小さいと考えた方がよいかもしれない．いずれにしても，出生順位が遅いことの負の効果は，出身階層が高いと小さくなるとはいえないだろう．

次にきょうだい数については，やはりきょうだいが多いと，きょうだい全員の教育年数が短いという傾向にあるといえる．また，きょうだい数×女性ダミーも有意な正の効果をもつことから，きょうだい数が多いことの負の効果は，男性と比べて女性で小さくなると考えられる．一方で，きょうだい数×父教育年数は有意な効果をもたなかったことから，このきょうだいコーホートでも，きょうだい数が教育年数に与える負の効果は，父教育年数によって異なるとはいえない．

最後に，きょうだいの性別構成についてである．モデル3では，男女混在きょうだいと比べて，女性のみきょうだいではきょうだい全員の教育年数が短いということを示唆する結果が出たが，父教育年数を統制すると有意な効果がみられなくなったことから，あまり強い効果であるとはいえないだろう．男性のみきょうだいは有意な効果をもたないことから，仮説は支持されなかった．

3.2.3 1971～95年きょうだいコーホート

最後に，高等教育進学率が再び上昇し始め，女性の大学進学率も大きく伸び始めた1971～95年に第一子が生まれたきょうだいコーホートで，きょうだい構成と教育年数の関連をみておきたい．結果は表9に示した．

表 9 . 教育年数を従属変数としたマルチレベル分析
の 結 果 (1971～95 年 きょうだいコーホート)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
切片	14.30*** (0.06)	14.62*** (0.09)	14.64*** (0.10)	14.67*** (0.09)	14.68*** (0.09)
個人レベル変数					
女性ダミー		-0.33*** (0.08)	-0.34*** (0.09)	-0.33*** (0.09)	-0.35*** (0.09)
出生順位 (Ref: 1番目)					
出生順位 2番目		-0.32*** (0.08)	-0.32*** (0.08)	-0.32*** (0.08)	-0.32*** (0.08)
出生順位 3番目以降		-0.16 (0.11)	-0.12 (0.11)	-0.11 (0.11)	-0.11 (0.11)
家族レベル変数					
きょうだい数			-0.16 (0.11)	-0.22* (0.10)	-0.27* (0.11)
きょうだい性別構成 (Ref: 男女混在)					
男性のみきょうだい			-0.11 (0.17)	-0.21 (0.15)	-0.23 (0.15)
女性のみきょうだい			-0.01 (0.17)	-0.14 (0.15)	-0.11 (0.15)
父教育年数				0.30*** (0.02)	0.36*** (0.03)
交互作用項					
女性ダミー×父教育年数					-0.08* (0.03)
出生順位2番目×父教育年数					-0.02 (0.03)
出生順位3番目以降×父教育年数					-0.01 (0.05)
きょうだい数×女性ダミー					0.08 (0.13)
きょうだい数×父教育年数					-0.01 (0.04)
AIC	6096.10	6070.94	6074.58	5904.58	5908.13
BIC	6112.12	6102.98	6122.64	5957.98	5988.23
対数尤度	-3045.05	-3029.47	-3028.29	-2942.29	-2939.07
人数	1541	1541	1541	1541	1541
家族数	644	644	644	644	644
切片のランダム効果	1.58	1.59	1.58	1.02	1.00
残差	1.95	1.89	1.89	1.89	1.89

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

まず，個人レベルの変数の女性ダミーと出生順位を投入したモデル2では，女性ダミーはやはり有意な負の効果をもっていた．出生順位は，1番目と比べて，2番目で教育年数に有意な負の効果がみられた．3番目以降は有意な効果をもたなかった点も含めて，モデル2の結果は1958～70年きょうだいコーホートと同じである．次にモデル3では，きょうだい数ときょうだいの性別構成がいずれも有意な効果をもたなかった．モデル4で投入した父教育年数は，やはり有意な正の効果をもった．さらに，父教育年数を投入したことで，きょうだい数に有意な負の効果がみられるようになった．最後に，交互作用項を投入したモデル5では，女性ダミー×父教育年数が有意な負の効果をもっていたが，出生順位×父教育年数，きょうだい数×女性ダミー，きょうだい数×父教育年数はいずれも有意な効果をもたなかった．

以上の結果より，次のようなことがいえるだろう．まず性別については，きょうだい内で，女性は男性よりも教育年数が短い傾向にある．また，女性ダミー×父教育年数も有意な負の効果をもっており，男性と比べて女性では，父教育年数が長いことによる正の効果が小さいことが示唆される．出生順位にかんする仮説は支持された．

出生順位についても，1958～70年きょうだいコーホートと同じく，第一子であるか第二子であるかが重要だといえる．また，出生順位×父教育年数では有意な効果がみられなかったことから，出生順位の効果は，父教育年数によって異なるとはいえない．出生順位にかんする仮説は支持されなかった．

次にきょうだい数については，やはりきょうだいが多いと，きょうだい全員の教育年数が短いという傾向にあるとみられる．しかし，きょうだい数はモデル3で有意な効果をもたなかったことから，前の2つのコーホートと比べて，このコーホートでは教育年数との関連がはっ

きりしていない可能性がある．また，女性ダミー×きょうだい数と，きょうだい数×父教育年数は有意な効果をもたなかったことから，性別や父教育年数によって，きょうだい数が教育年数に与える負の効果が異なるとはいえない．最後に，きょうだいの性別構成については，やはり性別構成によって教育年数に違いはみられなかった．

3.3 まとめと考察

本稿の仮説に立ち返ろう．第一の検討課題であるきょうだい構成と教育達成の関連について，本稿で設定した仮説は以下の4つであった．

- (1) 同じきょうだい内の男性と比べて女性は教育達成が低いが，近年のコーホートではその関連は小さい．また，出身階層の高さが教育達成に与える正の効果は，男性と比べて女性で小さい．
- (2) 1957年以前のコーホートでは，出生順位が遅いほど教育達成が高い．1958年以降のコーホートでは，出生順位2番目以降と比べて，1番目で教育達成が高い．また，1958年以降のコーホートでみられる，出生順位が2番目以降であることの負の効果は，出身階層が高いと小さい．
- (3) きょうだい数が多いほど教育達成は低いが，1958年以降のコーホートではその関連は小さい．また，きょうだい数の多さがもたらす負の効果は，女性と比べて男性で大きい．さらに，出身階層が高いと，きょうだい数の多さがもたらす負の効果は小さい．
- (4) 男性のみきょうだいをもつ人は，男女混在きょうだいをもつ人よりも教育達成が低い．

まず性別にかんする仮説は，コーホートを分けずに行

った分析で支持されたほか，コーホートを分けた分析においても，すべてのコーホートで支持された．きょうだい同士を比較すると，女性は男性より教育年数が低い傾向にあった．ただし，全体の分析における女性ダミー×個人コーホートの結果からは，女性と教育年数の負の関連は，1957年以前に生まれたコーホートと比べて，それ以降で小さくなっていることが示唆された．先行研究で明らかになっていた傾向がESSM2013データでも実証されたといえる．一方で，出身階層が教育達成に与える正の効果は，男性と女性のどちらでより大きいのかについては，先行研究で結果が一致していなかった．本稿の分析からは，女性は男性と比べて，出身階層の高さが教育達成にもたらす恩恵を受けにくいという傾向がみられた．社会階層の高い家庭であっても，男きょうだいと同等の高等教育を女きょうだいが受けられるとは限らないということが示唆される．

次に，出生順位についてである．まず，1946～57年きょうだいコーホートでは，出生順位1番目と比べて3番目以降で教育達成が高い傾向がみられた．ただし1番目と2番目では違いがみられなかったことから，仮説のように，出生順位が遅いほど教育達成が高いとはいえない．第一子の高等教育への進学時期が高等教育進学率の急伸した時代にあたることとも関係してか，同じ家族内でも3番目よりあとに生まれた子どものほうが，その恩恵によって教育達成が高くなった可能性がある．次に1958年以降のきょうだいコーホートでは，出生順位1番目と比べて2番目では教育達成が低い傾向にあるが，3番目との有意な違いはみられなかった．1番目と2番目で大きな違いがあるという点で，苦米地（2015）と同じ傾向を示している．以上より，出生順位の主効果については，仮説は支持されなかった．また，1958年以降のコーホートでみられる，出生順位が2番目であることの負の効果

は，出身階層によって異なるとはいえず，これについても仮説は支持されなかった．本稿では出身階層の指標として父教育年数を用いたが，先行研究では，世帯年収が高いと出生順位の遅さによる負の効果が小さいということがわかっている（藤原 2012）．よって，父教育年数ではなく，世帯年収との関連を改めて検討する必要がある．

次にきょうだい数は，いずれの分析でも有意な負の効果をもっていた．また，全体の分析におけるきょうだい数×個人コーホートの結果からは，1946～57年生まれのコーホートと比べて，1958～70年生まれのコーホートではきょうだい数の負の効果は小さいといえるものの，1971～95年生まれのコーホートでは1946～57年生まれのコーホートとの違いがみられなかった．よって，1960年代にはたしかにきょうだい数の効果が小さくなったようにみえるが，それ以降でも同じ傾向がみられるとはいえない．よって，1958年以降ではそれ以前と比べてきょうだい数の負の効果が小さいという仮説は支持されなかった．また，1958～70年きょうだいコーホートでのみ，きょうだい数の負の効果は，男性と比べて女性で小さいと考えられる．これは苔米地（2012）と同じ傾向だが，苔米地（2012）ではコーホートを分けずに分析していたため，女性と男性できょうだい数の負の効果が異なるのは，第一子の進学時期が高等教育進学率の停滞期にあたる，1958～70年きょうだいコーホートであるということが新たに示されたといえる．一方で，出身階層が高いときょうだい数のもたらす負の効果は小さいという関連は確認されなかった．

最後に，きょうだいの性別構成については，1958～70年きょうだいコーホートで，女性のみきょうだいの有意な負の効果がみられた．しかし，父教育年数を統制すると有意な効果がみられなくなったことから，はっきりとした傾向であるとはいえないだろう．苔米地（2015）の

結果とは異なっており、男女混在きょうだいと男性のみきょうだいでは、教育年数に違いがみられなかった。きょうだいの性別構成については、女性比率などのほかの操作概念を用いて改めて分析を行う必要があるだろう。

以上のように、仮説とは異なる点も多かったが、1946～95年に生まれた人々にとって、性別、出生順位、きょうだい数は教育達成にかかわる要因であるといえる。それでは、性別やきょうだい構成、出身階層が教育達成に与える効果を統制したとき、出身地域の効果はみられるのだろうか。また、父教育年数の効果が性別によって異なっていたのと同様に、出身地域の効果も性別によって異なるのではないだろうか。これらの問いにこたえるため、次の章では出身地域を投入したモデルで分析を行う。

4 出身地域を投入した分析結果

本章では、第二の検討課題として、出身地域を投入したモデルで、出身地域がきょうだいの教育達成にどのような効果を与えているのかを確認する。仮説は以下の通りである。

- (1) 出身階層や性別、きょうだい構成を統制したとき、分析対象者全体の傾向としては、北海道・東北、北関東・甲信越、九州・沖縄出身のきょうだいで、教育達成が低い。また、1957年以前のコーホートではいずれの地域も有意な効果をもたないが、1958～70年のコーホートでは北関東・甲信越と九州・沖縄出身のきょうだいで教育達成が低く、1971年以降のコーホートでは中国・四国出身のきょうだいで教育達成が低い。
- (2) 出身地域がきょうだいの教育達成に与える効果は性別によって異なっており、きょうだい内の男性と比べて女性では、出身地域が地方（東京

圏と近畿以外)であることの負の効果が大きい。

4.1 コーホートを分けずに行った分析

本項では，出身地域として7地域ブロックを用いた分析を行う。まず，分析対象としたコーホート全体の傾向を確認したい。分析結果は表10に示した。モデル1は，きょうだい構成と教育達成の関連をみた第3章の分析におけるモデル5と同じものであり，個人レベルの変数である性別，個人コーホート，出生順位，そして家族レベルの変数であるきょうだい数，きょうだいの性別構成，父教育年数を投入している。モデル2には出身地域を投入し，モデル3には性別×出身地域を投入した。なお，出身地域はきょうだいと同じ値をとる家族レベルの変数であり，基準カテゴリは東京圏である。

表 10. 出身地域変数を投入したマルチレベル分析
(従属変数：教育年数)

	モデル1	モデル2	モデル3
切片	13.98*** (0.07)	14.06*** (0.09)	14.09*** (0.10)
個人レベル変数			
女性ダミー	-0.59*** (0.05)	-0.59*** (0.05)	-0.65*** (0.10)
出生コホート (Ref: 1946~57年)			
1958~70年生まれコホート	0.13 (0.07)	0.12 (0.07)	0.12 (0.07)
1971~95年生まれコホート	0.18* (0.08)	0.18* (0.08)	0.18* (0.08)
出生順位 (Ref: 1番目)			
2番目	-0.19*** (0.04)	-0.19*** (0.04)	-0.19*** (0.04)
3番目以降	0.09 (0.06)	0.09 (0.06)	0.09 (0.06)
家族レベル変数			
きょうだい数	-0.43*** (0.04)	-0.40*** (0.04)	-0.40*** (0.04)
きょうだい性別構成 (Ref: 男女混在)			
男性のみきょうだい	-0.10 (0.08)	-0.09 (0.08)	-0.10 (0.08)
女性のみきょうだい	-0.17 (0.09)	-0.18* (0.09)	-0.18* (0.09)
父教育年数	0.31*** (0.01)	0.30*** (0.01)	0.30*** (0.01)
出身地域 (Ref: 東京圏)			
北海道・東北		-0.31** (0.10)	-0.38** (0.13)
北関東・甲信越		-0.06 (0.12)	-0.26 (0.14)
北陸・東海		0.00 (0.10)	0.02 (0.13)
近畿		0.13 (0.10)	0.19 (0.13)
中国・四国		-0.01 (0.11)	-0.05 (0.14)
九州・沖縄		-0.26* (0.11)	-0.29* (0.13)
交互作用項			
女性ダミー×北海道・東北			0.13 (0.15)
女性ダミー×北関東・甲信越			0.40* (0.17)
女性ダミー×北陸・東海			-0.04 (0.15)
女性ダミー×近畿			-0.11 (0.15)
女性ダミー×中国・四国			0.08 (0.16)
女性ダミー×九州・沖縄			0.06 (0.15)
AIC	21672.46	21660.61	21662.45
BIC	21751.94	21779.83	21821.41
対数尤度	-10824.23	-10812.30	-10807.23
人数	5560	5560	5560
家族数	2222	2222	2222
切片のランダム効果	1.15	1.12	1.13
残差	2.03	2.03	2.02

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

モデル 2 の結果から確認しよう．モデル 2 で出身地域を投入すると，きょうだいの性別構成で，男女混在きょうだいと比べて女性のみきょうだいが教育年数に有意な負の効果をもつようになった．また，出身地域の主効果をみると，東京圏と比べて，北海道・東北と九州・沖縄が有意な負の効果をもっている．次にモデル 3 で性別×出身地域をみると，女性ダミー×北関東・甲信越で有意な正の効果がみられた．

以上の結果は，どのように解釈できるだろうか．まず，きょうだいの性別構成については，出身地域を統制すると，男女混在きょうだいと比べて女性のみきょうだいで教育年数が短いということを示している．この結果は，出身地域を考慮しない分析で，男女混在きょうだいと比べて男性のみきょうだいが教育達成に不利になるということを示した苦米地（2015）の結果と異なっている．

また出身地域については，性別やきょうだい構成，出身階層を統制すると，東京圏の人と比べて，北海道・東北と九州・沖縄出身の人で教育年数が短いということが示された．これは出身階層やきょうだい数などを統制したときに，教育達成に出身地域による効果がみられるのかを検討した平松（2018）の分析結果と同様の傾向であるが，北関東・甲信越が有意な負の効果をもたなかった点は異なる．

最後に，性別×出身地域についてである．出身地域の主効果のうち，北関東・甲信越は有意ではないものの，負の効果をもっていた．すなわち，女性ダミー×北関東・甲信越で有意な正の効果がみられたことは，北関東・甲信越出身の男性と女性を比べると，女性ではこの地域出身であることの負の効果が小さいということを示唆している．これは仮説と逆の結果である．

それでは，出身地域それ自体のもつ効果や，性別によ

って異なる出身地域の効果は，コーホートごとに違いがみられるのだろうか．また，きょうだいの性別構成について，女性のみきょうだいは，コーホートを分けた分析でも教育年数に負の効果をもつのだろうか．以下の分析では，これらの点について検討する．

4.2 コーホートごとの分析

4.2.1 1946～57年きょうだいコーホート

地方分散化政策が始まるよりも前に，第一子が高等教育への進学時期を迎えた1946～57年きょうだいコーホートにおいて，出身地域は教育達成にどのような効果をもつのだろうか．分析結果は表11に示した．モデル1は先ほどの全体の分析と同じく，きょうだい構成と教育達成の関連をみた第3章の分析におけるモデル5と同じものである．なお，きょうだいコーホートごとに分けてそれぞれ分析を行うので，個人コーホートは投入していない．よって，モデル1には，個人レベルの変数である性別と出生順位，そして家族レベルの変数であるきょうだい数，きょうだいの性別構成，父教育年数を投入している．モデル2には家族レベルの変数である出身地域を投入し，モデル3には性別×出身地域を投入した．

表 11. 出身地域を投入したマルチレベル分析

(従属変数: 教育年数, 1946～57年きょうだいコーホート)

	モデル1	モデル2	モデル3
切片	13.52*** (0.10)	13.86*** (0.16)	14.04*** (0.19)
個人レベル変数			
女性ダミー	-0.89*** (0.08)	-0.88*** (0.08)	-1.28*** (0.20)
出生順位 (Ref: 1番目)			
出生順位 2番目	0.05 (0.09)	0.05 (0.09)	0.06 (0.09)
出生順位 3番目以降	0.43*** (0.09)	0.43*** (0.09)	0.43*** (0.09)
家族レベル変数			
きょうだい数	-0.58*** (0.06)	-0.56*** (0.06)	-0.56*** (0.06)
きょうだい性別構成 (Ref: 男女混在)			
男性のみきょうだい	-0.15 (0.17)	-0.13 (0.17)	-0.12 (0.17)
女性のみきょうだい	-0.25 (0.18)	-0.22 (0.18)	-0.24 (0.18)
父教育年数	0.32*** (0.02)	0.30*** (0.02)	0.30*** (0.02)
出身地域 (Ref: 東京圏)			
北海道・東北		-0.54** (0.20)	-0.86*** (0.24)
北関東・甲信越		-0.09 (0.22)	-0.38 (0.26)
北陸・東海		-0.45* (0.21)	-0.54* (0.26)
近畿		-0.12 (0.22)	-0.17 (0.26)
中国・四国		-0.55* (0.22)	-0.83** (0.27)
九州・沖縄		-0.53** (0.20)	-0.79** (0.24)
交互作用項			
女性ダミー×北海道・東北			0.67* (0.27)
女性ダミー×北関東・甲信越			0.61* (0.30)
女性ダミー×北陸・東海			0.20 (0.30)
女性ダミー×近畿			0.16 (0.30)
女性ダミー×中国・四国			0.57 (0.30)
女性ダミー×九州・沖縄			0.53 (0.27)
AIC	7837.08	7832.97	7834.85
BIC	7892.82	7922.16	7957.48
対数尤度	-3908.54	-3900.49	-3895.43
人数	1947	1947	1947
家族数	726	726	726
切片のランダム効果	1.41	1.36	1.37
残差	2.26	2.26	2.24

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

モデル 2 で投入した出身地域の効果をみると，全体の分析で有意な負の効果がみられた北海道・東北と九州・沖縄だけでなく，北陸・東海や中国・四国も，教育年数に有意な負の効果をもっていた．なお，全体の分析とは異なっていて，このきょうだいコーホートでは，出身地域を投入したことで効果に変化がみられる変数はなかった．続いてモデル 3 で投入した性別×出身地域については，北海道・東北と北関東・甲信越で有意な正の効果がみられた．

以上の結果から，次のことがいえるだろう．まず出身地域の主効果については，地方分散化政策が始まるよりも前の時代において，性別やきょうだい構成，出身階層を統制すると，東京圏出身の人と比べて，北海道・東北，九州・沖縄，北陸・東海，中国・四国出身の人で教育年数が短い傾向にあったことを示している．高等教育進学率は上昇し続けていたものの，生まれた地域によって教育達成に格差があったことが読み取れる．平松

（2018）の結果をもとにして立てた，出身地域による差がないとする仮説とは大きく異なる結果になった．また，北海道・東北と北関東・甲信越出身の女性では，それぞれ同じ地域出身である男性と比べて，これらの地域出身であることが教育年数に与える負の効果は小さいと考えられる．

4.2.2 1958～70 年きょうだいコーホート

それでは，地方分散化政策が始まった時期がちょうど第一子の高等教育進学にあたる 1958～70 年きょうだいコーホートでは，どのような傾向がみられるだろうか．分析結果は表 12 に示した．

表 12. 出身地域変数を投入したマルチレベル分析

(従属変数：教育年数，1958～70年きょうだいコーホート)

	モデル1	モデル2	モデル3
切片	14.08*** (0.08)	14.09*** (0.12)	14.09*** (0.13)
個人レベル変数			
女性ダミー	-0.47*** (0.08)	-0.47*** (0.08)	-0.47** (0.15)
出生順位 (Ref: 1番目)			
出生順位 2番目	-0.23*** (0.07)	-0.23*** (0.07)	-0.23*** (0.07)
出生順位 3番目以降	-0.06 (0.09)	-0.06 (0.09)	-0.05 (0.09)
家族レベル変数			
きょうだい数	-0.33*** (0.07)	-0.29*** (0.08)	-0.29*** (0.08)
きょうだい性別構成 (Ref: 男女混在)			
男性のみきょうだい	0.13 (0.12)	0.13 (0.12)	0.12 (0.12)
女性のみきょうだい	-0.20 (0.13)	-0.22 (0.13)	-0.21 (0.13)
父教育年数	0.31*** (0.02)	0.31*** (0.02)	0.31*** (0.02)
出身地域 (Ref: 東京圏)			
北海道・東北		-0.19 (0.16)	-0.15 (0.20)
北関東・甲信越		-0.23 (0.18)	-0.52* (0.22)
北陸・東海		0.04 (0.15)	0.11 (0.19)
近畿		0.21 (0.15)	0.23 (0.18)
中国・四国		0.30 (0.17)	0.37 (0.21)
九州・沖縄		-0.18 (0.16)	-0.15 (0.20)
交互作用項			
女性ダミー×北海道・東北			-0.08 (0.23)
女性ダミー×北関東・甲信越			0.61* (0.27)
女性ダミー×北陸・東海			-0.14 (0.23)
女性ダミー×近畿			-0.03 (0.22)
女性ダミー×中国・四国			-0.15 (0.26)
女性ダミー×九州・沖縄			-0.06 (0.24)
AIC	7863.55	7861.09	7864.14
BIC	7919.91	7951.27	7988.14
対数尤度	-3921.78	-3914.55	-3910.07
人数	2072	2072	2072
家族数	852	852	852
切片のランダム効果	0.99	0.97	0.97
残差	1.83	1.83	1.82

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

モデル 2 をみると，1958～70 年きょうだいコーホートでは，前のきょうだいコーホートの結果から一転して，出身地域の主効果はいずれも有意ではない．続いて性別×出身地域を投入したモデル 3 をみると，出身地域の主効果のうち，北関東・甲信越が有意な負の効果をもつようになり，女性ダミー×北関東・甲信越も有意な正の効果をもっていた．

モデル 2 において，出身地域の主効果がいずれも有意でなくなったということは，地方分散化政策の影響によって，多くの地域で東京圏との教育年数の格差が縮小したということを示唆する．一方でモデル 3 からは，東京圏出身の人と比べて北関東・甲信越出身の人は教育達成において不利であるが，きょうだい内の男性と比べると，女性ではその負の効果が小さいということが読み取れる．平松も，1957～71 年度生まれコーホートでは，北関東・甲信越と九州・沖縄で大学進学に負の効果がみられたことから，「特に地方分散政策の影響下で，東京圏に近い北関東・甲信越で大学進学が抑制されていた」（平松 2018: 107）と解釈している．地方分散化政策では大都市における高等教育が抑制されたが，本稿の結果は，東京圏に近接しており，東京圏の大学に進学する人も多いと考えられる北関東・甲信越出身の男性にたいして，政策による抑制の効果が強く現れた可能性を示唆している．

4.2.3 1971～95 年きょうだいコーホート

では最後に，1971～95 年きょうだいコーホートでは，出身地域と教育達成はどのように関連しているだろうか．上山（2012）より，1990 年ごろから地域間格差が再び拡大し始めたことがわかっているが，このきょうだいコーホートは，ちょうどその時期以降に高等教育に進学する年齢を迎えている．結果は表 13 に示した．

表 13. 出身地域変数を投入したマルチレベル分析

(従属変数：教育年数，1971～95年きょうだいコーホート)

	モデル1	モデル2	モデル3
切片	14.67*** (0.09)	14.65*** (0.14)	14.60*** (0.16)
個人レベル変数			
女性ダミー	-0.33*** (0.09)	-0.33*** (0.09)	-0.24 (0.18)
出生順位 (Ref: 1番目)			
出生順位 2番目	-0.32*** (0.08)	-0.32*** (0.08)	-0.31*** (0.08)
出生順位 3番目以降	-0.11 (0.11)	-0.11 (0.11)	-0.11 (0.11)
家族レベル変数			
きょうだい数	-0.22* (0.10)	-0.20* (0.10)	-0.19* (0.10)
きょうだい性別構成 (Ref: 男女混在)			
男性のみきょうだい	-0.21 (0.15)	-0.20 (0.15)	-0.21 (0.15)
女性のみきょうだい	-0.14 (0.15)	-0.17 (0.15)	-0.16 (0.15)
父教育年数	0.30*** (0.02)	0.30*** (0.02)	0.30*** (0.02)
出身地域 (Ref: 東京圏)			
北海道・東北		-0.38* (0.19)	-0.35 (0.23)
北関東・甲信越		-0.05 (0.20)	-0.14 (0.25)
北陸・東海		0.30 (0.17)	0.38 (0.22)
近畿		0.25 (0.18)	0.47* (0.23)
中国・四国		0.13 (0.20)	0.13 (0.25)
九州・沖縄		-0.17 (0.18)	-0.06 (0.23)
交互作用項			
女性ダミー×北海道・東北			-0.06 (0.28)
女性ダミー×北関東・甲信越			0.20 (0.30)
女性ダミー×北陸・東海			-0.15 (0.26)
女性ダミー×近畿			-0.44 (0.29)
女性ダミー×中国・四国			0.01 (0.29)
女性ダミー×九州・沖縄			-0.20 (0.27)
AIC	5904.58	5899.41	5906.83
BIC	5957.98	5984.85	6024.31
対数尤度	-2942.29	-2933.70	-2931.41
人数	1541	1541	1541
家族数	644	644	644
切片のランダム効果	1.02	0.98	0.98
残差	1.89	1.89	1.88

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

モデル 2 で出身地域の主効果をみると，北海道・東北が東京圏と比べて有意な負の効果をもっている．しかしモデル 3 で性別×出身地域を投入すると，北海道・東北の主効果は有意な効果をもたなくなり，かわって近畿で有意な正の効果がみられた．さらに，性別×出身地域はいずれも有意な効果をもたなかった一方で，女性ダミーの主効果の有意な効果がみられなくなった．

この結果から，モデル 2 の出身地域の主効果については，東京圏と比べて，北海道・東北出身であると教育年数が短いということがわかる．しかし，性別×出身地域を投入したモデル 3 で近畿が有意な正の効果をもつという点は，前の 2 コーホートではみられなかった傾向である．東京圏と比べて，近畿出身であると教育年数が長いことが示唆された．1946～57 年きょうだいコーホートの結果を改めて確認すると（55 ページの表 11），近畿出身であることは，有意ではないものの東京圏と比べて負の効果をもっていたため，この間に近畿という出身地域が教育達成に対してもつ意味合いが変化したと考えられる．中国・四国出身だと教育達成に不利であるという仮説とは異なる結果になった．

一方で，モデル 3 で投入した性別×出身地域はいずれも有意な効果がなかった．すなわち，このコーホートでは，性別によって出身地域の効果に違いがあるとはいえない．しかし，性別×出身地域を投入したモデル 3 で女性ダミーの主効果が有意でなくなったことから，女性であることの負の効果は，出身地域の効果と無関係ではないことが示唆される．

4.3 まとめと考察

本章では，出身地域がきょうだいの教育達成に与える効果について確認した．本稿で立てた仮説を以下に示す．

- (1) 出身階層や性別，きょうだい構成を統制したとき，分析対象者全体の傾向としては，北海道・東北，北関東・甲信越，九州・沖縄出身のきょうだいで，教育達成が低い．また，1957年以前のコーホートではいずれの地域も有意な効果をもたないが，1958～70年のコーホートでは北関東・甲信越と九州・沖縄出身のきょうだいで教育達成が低く，1971年以降のコーホートでは中国・四国出身のきょうだいで教育達成が低い．
- (2) 出身地域がきょうだいの教育達成に与える効果は性別によって異なっており，きょうだい内の男性と比べて女性では，出身地域が地方（東京圏と近畿以外）であることの負の効果が大きい．

まず第一の仮説について，全体の分析では，出身階層や性別，きょうだい構成を統制したとき，東京圏出身のきょうだいと比べて，北海道・東北と九州・沖縄出身のきょうだいで教育達成が低い傾向がみられた．ただし北関東・甲信越については，東京圏と比べて有意な差があるとはいえなかった．

コーホートごとの結果を確認すると，1946～57年きょうだいコーホートでは，東京圏出身のきょうだいと比べて，北海道・東北，九州・沖縄，北陸・東海，中国・四国出身のきょうだいで，教育年数が短い傾向にあった．出身階層や性別，きょうだい構成を統制しても地域間格差がみられ，いずれの地域も有意な効果をもたないとする仮説と異なる結果だといえる．戦後から地方分散化政策が始まるより前にかけて，出身地域が教育達成に与える効果が大きかったことを思わせる．第一の仮説は平松（2018）の結果をもとにして立てたが，これほど仮

説と異なる分析結果が出た理由として、対応する平松（2018）のコーホート区分が、戦前生まれのコーホートを含む1934～56年度生まれであったことが挙げられる。

次に1958～70年きょうだいコーホートでは、モデル2で出身地域の主効果はいずれも有意ではなく、モデル3で性別×出身地域を投入すると、北関東・甲信越の主効果で教育年数に負の効果がみられた。仮説と異なっており、九州・沖縄では東京圏と比べて有意な違いがみられなかった。この結果からは、地方分散化政策の影響で地方における高等教育進学が促進され、教育達成の地域間格差が縮小した一方で、平松（2018）が指摘する通り、高等教育進学が相対的に抑制された東京圏に近い北関東・甲信越出身のきょうだいに、地方分散化政策による不利益が集中したことが推測される。

最後に1971～95年きょうだいコーホートについては、モデル2で、東京圏出身のきょうだいと比べて北海道・東北出身のきょうだいでは教育達成が低いことがわかった。しかし、モデル3で性別×出身地域を投入すると、北海道・東北の有意な負の効果がみられなくなり、かわって近畿で有意な正の効果がみられた。仮説とは異なっており、中国・四国では東京圏と比べて有意な違いがみられなかった。地方分散化政策の終了と重なる1971年以降に生まれたコーホートにとって、近畿出身のきょうだいは東京圏出身のきょうだいよりも教育達成が高い傾向があることを示唆する結果である。また、1958～70年生まれのコーホートと比べると、地域間格差が再び生じているようにみえる。しかし、どの地域出身だと教育達成に不利なのかについては、モデル2と3で一貫した結果が出ておらず、結論を出すことはできないと考えられる。

次に、第二の仮説にかんする分析結果をまとめたい。

首都圏と近畿以外の地方のうち，すべての地域で首都圏との有意な差がみられたわけではないものの，地方出身であることが教育達成にもたらす負の効果は，きょうだい内の男性と比べて女性で小さいという傾向がみられた．これは仮説とは逆の結果であるといえる．まず全体の分析では，北関東・甲信越出身のきょうだいで，男性と比べて女性で出身地域の負の効果が小さかった．次にコーホート別に分析を行うと，1946～57年きょうだいコーホートでは，北海道・東北と北関東・甲信越出身のきょうだいで，男性と比べて女性で出身地域の負の効果が小さかった．また，1958～70年きょうだいコーホートでは，北関東・甲信越出身のきょうだいで，男性と比べて女性で出身地域の負の効果が小さかった．しかし1971～95年きょうだいコーホートでは，どの地域でも性別による効果の違いはみられなかった．

1970年以前のきょうだいコーホートが高等教育への進学時期を迎えた1990年ごろより前には，男性と女性で大学進学率に2倍以上の差があった．当時は，女性よりも男性で，出身地域が北海道・東北や北関東・甲信越であることで被る不利益が大きかったといえる．とりわけ地方分散化政策下の1958～70年きょうだいコーホートでは，首都圏の高等教育の定員が抑制されたためか，北関東・甲信越出身の男性で教育達成が低く抑えられるという傾向がみられた．しかしその後の1971～95年きょうだいコーホートでは，女性ダミー×出身地域はいずれも有意な効果をもたないにしろ，北関東・甲信越と中国・四国を除いて，偏回帰係数が正から負に転じている（60ページの表13）．この変化は，女性の高等教育進学率が上昇し，男性は大学・女性は短大という性分離が曖昧になったこのコーホートで，地方出身であることの負の効果が，男性よりも女性で大きくなりつつある可能性を示唆する．本稿の分析では有意な差はみられなかった

が，この先地域間格差が拡大すれば，その不利益は男性よりも女性で大きくなるのではないか．今後，ジェンダーの視点から地域間格差を検討する必要があるだろう．

なお，仮説を立てる段階で想定していなかった結果として，きょうだいの性別構成の効果がある．出身地域を統制すると，男女混在きょうだいと比べて女性のみきょうだいで教育年数が短い傾向がみられた．この結果は，出身地域を考慮しない分析で，男女混在きょうだいと比べて男性のみきょうだいが教育達成に不利になるということを示唆している．この結果は，苦米地（2015）の結果と異なっている．女性のみきょうだいが教育達成に与える効果には，出身地域がかかわっている可能性が示唆される．

5 結論

本稿では，2つの検討課題を設定して分析を行った．まず，第一の検討課題として，きょうだい構成と教育達成の関連を確認した．

その結果，きょうだい内で女性は男性よりも教育達成が低いことが，1957年以前のコーホートと比べて，近年のコーホートでは負の効果は小さいことが，また出身階層が高いことによる正の効果は男性と比べて女性で小さいことが，ESSM2013データでも確認された．また，出生順位については，順序変数ではなくカテゴリカル変数を用いて分析を行うことで，1946～57年きょうだいコーホートでは1番目と比べて3番目以降で教育達成が高く，1958年以降のきょうだいコーホートでは1番目と比べて2番目で教育達成が低い傾向にあることが示された．またきょうだい数については，多いほど教育達成が低い傾向が確認された．この負の効果は，1946～1957年生まれのコーホートと比べて，1958～70年生まれのコーホートでは小さいことがわかったが，1971～95年生まれのコーホートでも小さいとはいえなかった．また，

1958～70年きょうだいコーホートでは，出身階層が高いときょうだい数の負の効果が小さい傾向がみられた．最後にきょうだいの性別構成については，第4章の分析で出身地域を統制したことで，男女混在きょうだいと比べて女性のみきょうだいで教育達成が低い傾向にあることが確認された．しかし，性別や出生順位，きょうだい数といった他の変数ほど，はっきりとした効果をもつわけではなかった．

次に，第二の検討課題として，出身地域を投入した分析を行った．その結果，1946～57年きょうだいコーホートでは，北海道・東北，北陸・東海，中国・四国，九州・沖縄が負の効果をもつことから，東京圏と地方の間の教育達成格差が大きかったとみられる．一方で，1958～70年きょうだいコーホートでは，地方分散化政策の影響のためか，北関東・甲信越のみ負の効果をもっており，東京圏と地方の間の格差はほぼみられなくなった．また1971～95年きょうだいコーホートでは，モデルによって結果が一貫していないものの，近畿が東京圏よりも高等教育進学に有利な地域になった一方で，北海道・東北が不利だとみられる．東京圏と地方の間の格差が再び生じている可能性が示唆された．

さらに，きょうだい内の女性よりも男性で，出身地域の負の効果が大きい地域があると明らかになった．この傾向がみられたのは，1946～57年きょうだいコーホートでは北海道・東北と北関東・甲信越，1958～70年きょうだいコーホートでは北関東・甲信越であった．一方で，1971～95年きょうだいコーホートでは，性別による出身地域の効果の違いはみられなかった．しかし，女性ダミー×出身地域の偏回帰係数が正から負に変化している地域が多くみられることから，今後男女の大学進学率の格差が縮小するにともなって，男性よりも女性で，出身地域が地方であることの負の効果が大きくなる

可能性が示唆される。

以上の結果からは、先行研究で示されていたように、同じ家族で生まれ育ったきょうだいであっても、きょうだい一人ひとりの性別や出生順位によって教育達成に格差がみられることが確認された。また、たとえば家庭の社会階層が高くても、それが教育達成を高める効果は男性よりも女性で小さいということが、ESSM2013データでも確認された。その背景としては、親の教育期待が男きょうだいと女きょうだい異なるということが考えられる。男の子には大学を出てほしいが、女の子にはそこまで強く大学進学を望まず、むしろ短大に進んだほうがその後の就職や結婚に有利であるという親の判断は、1990年代半ばまで広くみられたのではないか。短大進学率が低下し始めた1990年代半ば以降に進学したコーホートでも、このような性別によるきょうだい内の教育達成格差が残っているのかという点については、より新しいコーホートのデータで確認されるべき点だと思われる。

また、1958年以降のきょうだいコーホートで、出生順位1番目と2番目の間で教育達成に有意な差がみられる背景としては、1番目と2番目の間で、親からの教育投資をはじめとした資源配分に差があるということが考えられる。また、今回は検討できなかったが、1番目と2番目の年齢差も関係するだろう。年齢差が小さいほど、受験などの教育投資が必要なタイミングが立て続けに訪れることになり、家計への負担が増すと考えられるからだ。きょうだい構成と教育達成の関連をテーマとした研究において、このようなきょうだいの出生間隔の効果を検討したものは少ないが、本稿でみられた出生順位の効果は、特に1番目と2番目の子どもの出生間隔について詳しく検討する必要性を示すものだといえる。

さらに本稿では、きょうだい内の教育達成格差を捉えるにあたって、出身地域の効果にも注目する必要がある

ことを明らかにした．東京圏と近畿以外の地方のうち，いくつかの地域出身だときょうだい全員の教育達成が低いという傾向がみられたほか，出身地域の効果がきょうだい内の男性と女性で異なるということは，出身階層と同様に，出身地域もきょうだい内の教育達成格差と関連しているということを示唆する．本稿では取り上げなかったが，出身地域が出生順位の効果とどのように関連するのかについても検討する余地があるだろう．また，きょうだいの性別構成，特に女性のみきょうだいできょうだい全員の教育達成が低いという結果は，出身地域を統制したことでみられた傾向であった，よって，きょうだいに女性しかいないということが教育達成にたいしてもつ意味合いは，地域によって異なるのではないかということも，今後詳しく検討されるべき点だと思われる．

しかしながら，本稿で用いた手法には課題も多い．まず，本稿では出身地域がきょうだいの教育達成に与える効果のおおまかな傾向を知るために7地域ブロックを用いたため，たとえば北関東・甲信越出身であることが，なぜきょうだい内の男性と女性で異なる効果を与えるのかはわからない．その理由について知るためには，都道府県の特性をあらわす大卒比率やホワイトカラー比率，大学収容率などを用いて分析を行う必要がある．このような指標を用いることで，出身都道府県のどのような特性が，きょうだい内の男性と女性に異なる効果を与えるのかという点に迫ることができるだろう．さらに，ESSM2013データには出身市区町村の情報も含まれているため，都道府県よりも小さい単位で近隣の効果を確認する分析も可能である．

また，今回は従属変数に教育年数を用いたため，きょうだい構成や出身地域と，具体的な学歴がどのように関連しているのかについては明らかにすることができなかった．しかし，大学や短大，そして専門学校それぞれの

立地も地域によって異なることから，より詳細な傾向を把握するためには，単純な教育年数の長短ではなく，人々の実際の進路選択に基づく学歴カテゴリーを従属変数とした分析が必要だろう．以上の点については今後の課題としたい．

謝 辞

本稿のデータ分析にあたって，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「教育と仕事に関する全国調査（教育・社会階層・社会移動全国調査，ESSM2013），2013」（2013年教育・社会階層・社会移動調査研究会）の個票データの提供を受けました．記して感謝申し上げます．

注

¹ 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集 2024年版 XI.教育」より筆者作成．

² 本稿ではきょうだい構成について，平沢（2011）と苦米地（2015）を参考にして，きょうだい数，出生順位，出生間隔，きょうだいの性別とそれらの組み合わせを指すものとして用いる．

³ 文部科学省『学校基本調査』より筆者作成．2023年の「出身高校の所在地県別大学入学者数」を分子とし，2020年3月の各都道府県における中学校・義務教育学校卒業者数および中等教育学校前期課程修了者数を分母として算出した．

⁴ きょうだいデータは，調査回答者本人のきょうだいか子どもの学歴が含まれているデータのことを指す（平沢2011：24）．

⁵ 高校トラックとは、普通科や専門学科という高校タイプと、学力の偏差値に基づく高校ランクによって形成され、どの高校に入るかによって教育達成や地位達成が水路づけられるということを示す概念である（多喜 2011）。

⁶ Fujimoto（2004）は、1993年当時、短大卒の女性は家族と同居しているという依存性（dependency）と、家政学を専攻していることで示される家事能力の高さからなる「フェミニン・キャピタル」を備えていることや、大卒と比べて若いという点で、大卒女性よりも大手企業への就職に有利だったことを明らかにしている。

⁷ 苫米地（2012）は、家族の社会経済的地位を示す指標として、両親の職業的地位に職業大分類ごとの威信スコアを割り当て、両親のうち高いほうのスコアを用いている。

⁸ 高等教育計画における「大都市」は、工業（場）等制限区域と、それ以外の政令指定都市の区域を指す（文部科学省，n.d.a）。なお、工業（場）等制限区域は、他地域からの過剰な人口流入を防ぐために、人口増大の主要因である工場や大学などの新設を制限する、工場（場）等制限法に基づいて設定された区域のことである（国土審議会第二回首都圏整備分科会，2000）。同法は、首都圏については1959年に、近畿圏については1964年に制定され、首都圏には、東京特別区、三鷹市、武蔵野市、横浜市、川崎市、川口市が、近畿圏には、大阪市、尼崎市、京都市、神戸市、芦屋市、西宮市、堺市、東大阪市、守口市がそれぞれ含まれる（国土審議会第二回首都圏整備分科会，2000）。

⁹ なお島一則は、地方分散政策という言葉は新聞などで一般的に用いられているが、一連の高等教育計画において使用されている言葉ではないとし、これに該当する言葉として、「地域配置計画」を挙げている（島 1996: 139）。

¹⁰ 『学校基本調査』より筆者作成。男女それぞれで、2023

年の「出身高校の所在地県別大学入学者数」を分子とし、2020年3月の各都道府県における中学校・義務教育学校卒業生数および中等教育学校前期課程修了者数を分母として算出した。

¹¹ 専修学校高等課程は、専修学校のうち中学校を卒業した者を対象として職業教育を行う課程であり、「高等学校と並ぶ正規の後期中等教育機関」(文部科学省 n.d.b)であることから、高校と同じ扱いとする。

¹² なお、このような処理を行ったのは、ESSM2013データの有効回答数2893のうち14ケースである。

¹³ なお、2.2で述べたように、きょうだいコーホートは第一子が生まれた年をもとに区分している。よって、1946～57年きょうだいコーホートにおいて、出生順位3番目以降で有意な正の効果がみられることには、出生順位3番目以降のカテゴリに1958年以降に生まれた人が混ざっていることが関係しているかもしれない。そこで28ページの表3で確認すると、1946～57年きょうだいコーホートで、出生順位が3番目以降の人のうち、1946～57年生まれの人446名、1958～70年生まれの人223名、1971～95年生まれの人2名であった。出生順位3番目以降の人のうち、1958～70年生まれの人が3割程度を占めていることから、かれらの存在は無視できないだろう。しかし、1958～70年生まれの人が高等教育に進学する1976～88年は大学進学率が横ばいだった時期であることを勘案すると(1ページの図1を参照)、出生順位3番目以降に1958年以降に生まれたきょうだいが一定数含まれていることには、出生順位の効果を解釈するうえではあまりこだわらなくてよいと判断した。今回は第一子が生まれた年をもとにきょうだいコーホートを区分し、きょうだいコーホートごとに分析を行ったが、コーホートの分け方については、今後さらに検討を進めたい。

参考文献

- Becker, G.S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Blake, J., 1989, *Family Size and Achievement*, Oakland: University of California Press.
- Fujimoto, Kayo, 2004, "Feminine Capital: The Forms of Capital in the Female Labor Market in Japan," *Sociological Quarterly*, 45(1): 91-111.
- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成」『ソシオロジ』57(1): 41-57.
- 濱本真一, 2020, 「戦後教育達成の性差の長期変動——学校段階・階層によるトレンドの違いに着目して」『社会学評論』71(3): 377-93.
- 平松誠, 2018, 「出身地域が教育達成に与える影響」『2015年SSM調査報告書5教育II』2015年SSM調査研究会, 99-112.
- 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2親子, きょうだい, サポートネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 17-27.
- 平沢和司, 2004, 「家族と教育達成——きょうだい数・出生順位を中心に」渡邊秀樹・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, 327-46.
- , 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」『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書4階層・ネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 21-43.
- 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』2005年SSM調査研究会，1-16.
- 苅谷剛彦，1995，『大衆教育社会のゆくえ——学歴主義と平等神話の戦後史』中央公論新社.
- 小林雅之，2006，「高等教育の地方分散化政策の検証」『高等教育研究』9：101-20.
- 国土審議会第二回首都圏整備分科会，2000，「資料4 工場等制限制度をとりまく現状と課題について」(2025年1月13日取得，<https://www.mlit.go.jp/singikai/kokudosin/shuto/2/images/shiryou4.pdf>).
- 国立社会保障・人口問題研究所，n.d.，「人口統計資料集 2024年版 XI.教育」(2025年1月3日取得，<https://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/Popular2024.asp?chap=11>).
- 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」『家族社会学研究』8(8)：19-31，203.
- 黒羽亮一，2001，『戦後大学政策の展開』玉川大学出版部.
- 松岡亮二，2018，「教育格差の趨勢——出身地域・出身階層と最終学歴の関連」古田和久編『2015年SSM調査報告書4 教育I』2015年SSM調査研究会，187-223.
- 文部科学省，n.d.a，「これまでの高等教育計画等について」(2025年1月13日取得，https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo4/gijiroku/attach/1411679.htm).
- ，n.d.b，「高等専修学校とは」(2024年12月16日取得，https://www.mext.go.jp/a_menu/shougai/senshuu/kotosensyu00961.html).
- ，2020，『学校基本調査』.
- ，2023，『学校基本調査』.
- 中村高康・平沢和司・荒牧草平・中澤渉編，2018，『教育と社会階層——ESSM全国調査からみた学歴・学校・

格差』.

中西裕子, 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——現代日本の教育社会』東京大学出版会, 37-56.

中澤渉, 2014, 『なぜ日本の公教育費は少ないのか——教育の公的役割を問いなおす』勁草書房.

OECD, 2013, *Education at a Glance 2014: OECD Indicators*, Paris, Boulogne-Billancourt: OECD Publishing.

尾嶋史章・近藤博之, 2000, 「教育達成のジェンダー構造」盛山和夫編『日本の階層システム 4——ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 27-46.

佐々木洋成, 2006, 「教育機会の地域間格差——高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」『教育社会学研究』78: 303-20.

島一則, 1996, 「昭和50年代前期高等教育計画以降の地方分散政策とその見直しをめぐって」『教育社会学研究』59: 127-143.

清水裕士, 2014, 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版.

多喜弘文, 2011, 「日本の高校トラックと社会階層の関連構造」『ソシオロジ』55(3): 37-52, 128.

苦米地なつ帆, 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: 103-14.

——, 2015, 「教育達成における性別間格差——家族環境ときょうだい構成が与える影響」『社会学研究』95: 101-23.

上山浩次郎, 2011, 「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容——多母集団パス解析による4時点比較」『教育社会学研究』88: 207-27.

- , 2012, 「高等教育進学率における地域間格差の再検証」『現代社会学研究』25: 21-36.
- 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): 115-25.
- , 2011, 「マルチレベル・モデリングによる NFRJ データの分析方法——ダイアド集積型家族調査の有効活用」『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書4階層・ネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 1-19.
- 吉本圭一, 1996, 「戦後高等教育の大衆化過程」『研究報告 91 学習社会におけるマス高等教育の構造と機能に関する研究』放送教育開発センター, 23-36.