

保護者に対する調査の結果を活用した  
家庭の社会経済的背景（SES）と学力との関係に関する調査研究

令和4年度文部科学省委託事業  
「学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究」  
研究成果報告書

令和5年3月31日

国立大学法人 福岡教育大学

## 目次

序 調査研究の概要 .....	1
第1章 保護者調査の経年変化.....	7
第2章 SES 指標の作成.....	18
第3章 SES による学力格差の経年変化 .....	25
第4章 ジェンダーと地域規模による学力格差の実態把握 .....	38
第5章 学力・学習状況への貧困・ひとり親の影響.....	56
第6章 SES 指標の妥当性の検討 .....	67
第7章 外国にルーツを持つ人々と学力 .....	78
第8章 経年変化調査と保護者調査を組み合わせる .....	88
第9章 (付録) ジャックナイフ反復ウェイトを利用した推定.....	104
まとめ 私たちは次に何をなすべきか .....	112

# 序 調査研究の概要

川口 俊明

## 1. 調査研究の趣旨

2021年度の全国学力・学習状況調査では、本体調査及び経年変化分析調査に併せて、「保護者に対する調査」が実施された。今回の保護者に対する調査は2013年度、2017年度に続き、3回目の実施となる。同調査は、保護者の学歴・年収や教育に対する考え方を把握することができ、児童生徒の家庭環境と学力の関連（いわゆる「学力格差」）を全国的に把握できる貴重な調査である。4年に一度の実施という安定した調査サイクルが成立し、学力格差の変化を継続的に把握する体制が整ったことは、学力格差に関心を寄せる教育研究の立場からはもちろん、教育政策の立案・評価という観点からも好ましいことである。

さて、学力格差の変化を検証するという観点から、2021年度の保護者に対する調査の分析では、次の三点が重要になると考えられる。第一に学力格差の変化を捉えるために必要なSES (Socio Economic Status) 指標の作成、第二に開発したSES指標を活かした学力格差に関わる分析、第三に保護者調査と経年変化分析調査を組み合わせる手法の検討である。

今回の保護者調査の分析では、2013年度・2017年度・2021年度の保護者調査のデータを利用できることから、この間の全国的な学力格差の変化を検証することができると考えられる。また、本調査のデータを利用すれば、保護者の学歴や世帯年収と子どもの学力の関連という典型的な学力格差以外にも、ジェンダーや子どもの貧困と学力など、さまざまな格差を分析することが可能である。本報告書では、以上のような観点から、多面的に日本の学力格差の実態を描く。

なお、本報告書は学力格差というテーマを扱う関係上、「保護者が大卒の子どもの学力が、非大卒のそれより高い」「女子の方が男子より学力が高い」といった表現が頻出する。格差を扱う教育研究では一般的な表現だが、馴染みのない読者に誤解を招く可能性もあるので、ここで報告書を読む際の留意点をいくつか挙げておきたい。

第一に、本報告書で扱う「学力」は、あくまで学力調査によって測定された点数に過ぎない。日本語の「学力」という言葉は多義的であり、テストの点数以上の意味（たとえば「やる気」「意欲」など）が含まれていることも多い（荻谷・志水 2004）。しかし、こうした幅広い「学力」を数値化することは（少なくとも現時点では）困難だし、論者によって「学力」の意味するところが異なるために議論が混乱する要因にもなる。そこで本報告書では、日本の学力格差研究の慣例（荻谷・志水 2004）に従い、学力を「学力調査で測定された点数」という意味で用いている。

第二に、本報告書で示された数値は、あくまで集団の平均値に過ぎない。「保護者が大卒の子どもの学力が、非大卒のそれより高い」と言ったとき、それは「保護者が大卒の子どもの得点の平均値」と「保護者が非大卒の子どもの得点の平均値」を比べると前者の方が高い、という意味である。実際には、保護者が大卒（あるいは非大卒）の子どもの中でも得点の低い（あるいは高い）子どもたちは数多くいる。「保護者が大卒の子どもたちは、一人残らず保護者が非大卒の子どもたちより学力が高い」といった、極端な解釈をしないようにしてほしい。

第三に、こうした表現が因果関係を示すわけではないという点にも注意が必要である。先の例で言うと、「保護者が大卒の子どもの学力が、非大卒のそれより高い」という表現は「保護者が大卒になると子どもの学力が向上する」といった因果関係を主張しているわけではない。昨今の社会科学では、因果関係に踏み込む分析手法も発展している（たとえば高橋 2022）が、本報告は学力格差の現状を記述することを優先し、厳密な因果関係の検証は行っていない。

断っておくが、以上のような留保は本報告書の価値を損ねるものではない。賛否はあるだろうが、現在の日本社会において、学力テストの点数が将来の進路を決める要素の一つであることは疑いないし、集団間の学力差の現状を認識することは日本の教育の在り方を考える上で重要である（松岡 2019 など）。ここで言いたいことは、要は読者の側にも分析から言えること／言えないことを慎重に見極めるリテラシーが求められているということである。

## 2. 報告書の構成

本報告書は、以下のような構成になっている。第 1 章では、2013 年度から 2021 年度までの 3 回の保護者に対する調査のデータを利用し、保護者の学歴や世帯年収、あるいは都市規模ごとの児童生徒の割合が、この 10 年近くの間にもどのように変化したか示す。さらに、それらの要因と学力のあいだの関連について検討を加える。2013 年度から 2021 年度までの日本の小学 6 年生、中学 3 年生の学力格差の実態を記述的に描くことが第 1 章の目的である。

続く第 2 章では、保護者に対する調査の分析で利用する SES 指標の作成を行う。学力格差に関心を寄せる教育研究では、児童生徒の家庭環境をはじめとする社会経済的な状況を、SES という言葉で表現することが多い。保護者に対する調査で得られた保護者の学歴や世帯年収といった情報をもとに、今後の保護者に対する調査でも利用可能な SES 指標を作ることが第 2 章の目的である。

第 3 章では、SES 指標を利用し、2013 年度から 2021 年度までの学力格差の変容を分析する。その際に注目するのが、ペアレントクラシーという概念である。ペアレントクラシーとは、メリトクラシーをもじった言葉であり、現代社会は親（ペアレント）の「富」と「願望」が子どもの学力や学歴、ひいては社会での成功を規定するようになってしまっている

いう考え方である。保護者に対する調査の分析から、ペアレントクラシーがどの程度日本社会に当てはまるのか検討したい。

第4章では、ジェンダーに焦点を当てる。ジェンダーとは社会的・文化的に作られた性のことを指す。日本の学校教育では、学力テストの点数に男女差があることはほとんど強調されない。しかし学力格差に関する研究では、テストの成績に男女差があること、さらに児童生徒のSESによってその現れ方が異なることが知られている。国際学力調査であるPISAやTIMSSでも、毎回の報告書で学力の男女差は主要な分析テーマの一つとなっている。そこで第4章では、男女の学力差に加え、それがSESや地域（都市規模）によってどのように異なるのか検証していく。

第5章では、近年日本でも注目を集めている「子どもの貧困」「ひとり親」に焦点を当てた分析を行う。子どもが育つ世帯が貧困、あるいはひとり親世帯であることが学力に負の影響を与えることは、日本で行われた調査研究でもしばしば指摘されることである。既に2013年度の保護者に対する調査において、相対的貧困世帯・ひとり親世帯であることと学力の関連に関する分析は行われているが、第5章では同様の分析を2021年度の保護者に対する調査において実施する。この間の「子どもの貧困」「ひとり親」をめぐる状況の変化を検討することが第5章の目的である。

第6章では、第2章で構築したSES指標の妥当性について、フランスの社会学者であるP・ブルデュエが好んで利用したとされる多重対応分析(MCA)という技法を用いて再検討する。教育研究で用いられるSES指標は、身長のように高SESから低SESまで一本の物差しのような尺度(一次元的な尺度)であることが前提とされている。だからこそ、高SESと低SESを比較し、どのような違いがあるか検討できるわけだが、よく考えてみると児童生徒の社会経済的状況が一次元的だというのは、かなり極端な仮定である。実際、学歴は高いが世帯年収は低い世帯の存在は容易に想像できるだろう。そこでSES指標の前提である一次元性を疑い、多次元的なSES指標を構築してみようというのが第6章の狙いである。これは同時に、SES指標の妥当性の検証になる。

第7章では、これまで保護者に対する調査の分析では注目されてこなかった、外国にルーツを持つ人々の学力実態に焦点を当てる。近年、日本に住む外国にルーツを持つ人々が増え、その子どもが学校に通う事例は珍しくなくなっている。言葉の壁、文化的な障壁などがあるため、外国にルーツを持つ子どもは低学力傾向にあるとされることが多い。第7章では、保護者に対する調査の結果を利用し、外国にルーツを持つ人々の学力実態を検討する。

第8章では、保護者に対する調査と経年変化分析調査を「同時に扱う」方法とその利点について検討する。2021年度の保護者に対する調査は、経年変化分析調査と同時に実施された。このこと自体は大きな進展だが、そこには次の二つの課題が残されている。第一の課題は、経年変化分析調査の報告に採用されている能力推定法は、保護者に対する調査で必要となる母集団の能力推定には不適切な場合があるという点である。第二の課題は、経年変化分析調査が教科別で実施されているために、教科間の学力格差を比較検討することができな

いという点である。第8章では、これら二つの課題に対処するための手法(条件付けた PVs, 多次元項目反応モデル)を導入し、その有効性を検証する。

本報告では、最後に付録(第9章)として、保護者に対する調査で利用されているジャックナイフ反復ウェイトの扱い方を紹介する。反復ウェイトを利用した標準誤差の導出は、国際学力調査では一般的な手法だが、日本の教育関係者にはまだそれほど知られていない。加えて、教育研究でよく使われる SPSS は反復ウェイトを扱うことができない。このような状況に鑑み、第9章ではフリーの統計ソフトである R を利用したジャックナイフ反復ウェイトの扱い方を説明する。

以上が本報告の構成である。本報告書は、この10年近くの日本の学力格差の変化、分析技法に関する技術的・理論的な検討、ジェンダーや貧困といったよく知られた教育問題の分析など、多岐に渡る内容を扱っている。しかし当然ながら、個々人によって関心を持つ章は異なるだろう。学力格差には関心を持つが、技術的なことには興味が無い人(あるいはその逆)もいると思われる。そこで各章の冒頭に「知見の概要」を置き、それぞれの章の簡単な要約を記すことにした。個々の章は独立しているので、先に各章の概要を読み、関心を持ったところを読んでほしい。どのような社会問題もそうだが、最大の敵は「社会の無関心」だと思う。本報告書の内容が、一人でも多くの人の目にとまれば、研究代表者としては望外の喜びである。

### 3. 研究体制

本委託事業の実施体制は、図 0.1 の通りである。研究テーマごとにメンバーを配置した他、csv や SPSS 形式でデータセットを整備するためにデータ整備の担当者を1名置いている。研究を進めるにあたっては、福岡教育大学連携推進課を始めとする事務組織のサポートを受けた。

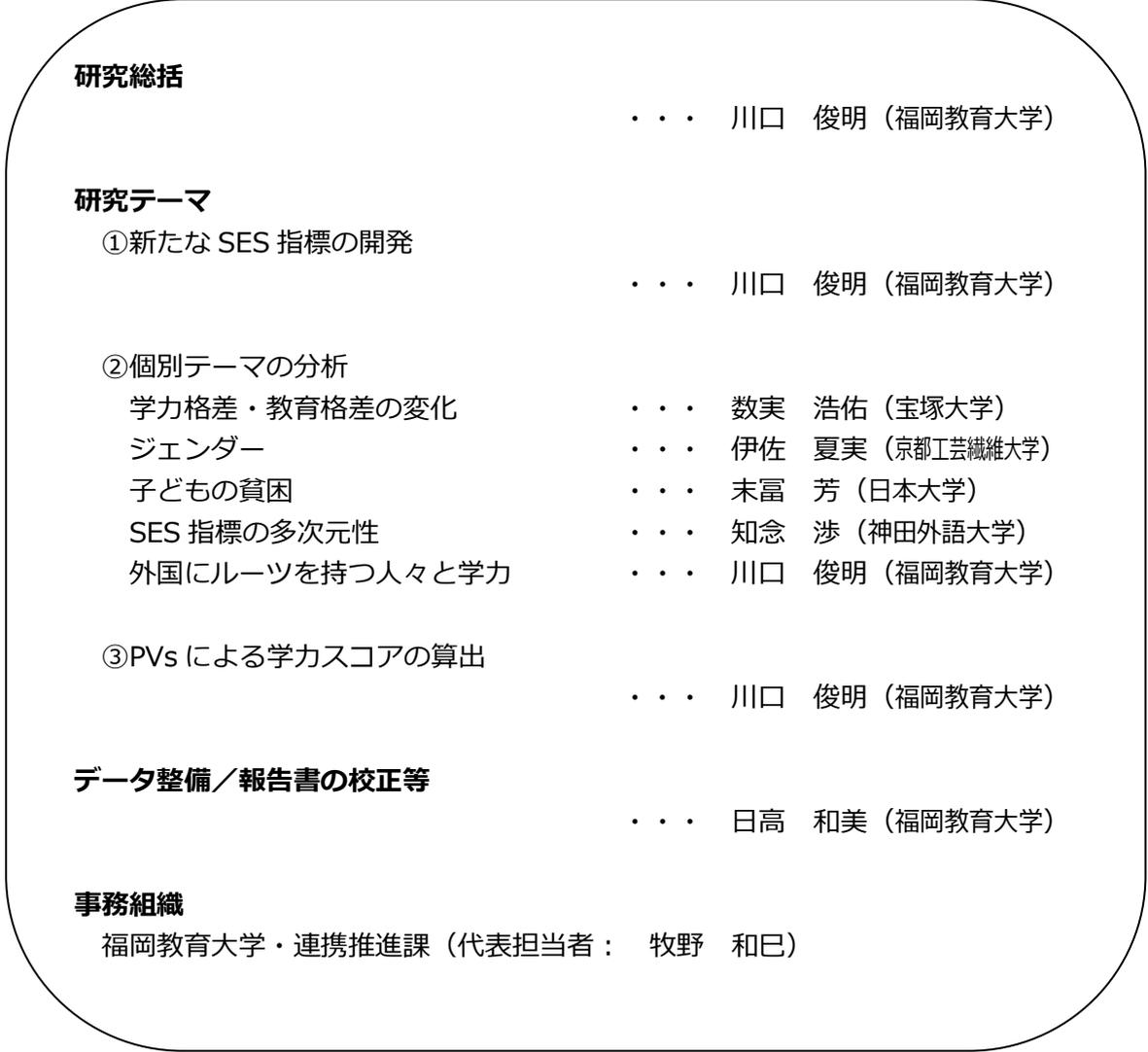


図 0.1. 事業の実施体制

**謝辞**

保護者に対する調査は、2017 年度は小学校 85.1%、中学校 85.2%、2018 年度は小学校 91.7%、中学校 86.9%、2021 年度は小学校 89.5%、中学校 81.1%という高い回収率を記録している。調査データは匿名化されているため、どなたが保護者に対する調査に協力してくださったか知る術はないが、本報告書が日本の学力格差の実態とその変化を描くことができたのは、これまで本調査に回答してくださった一人ひとりの協力のお陰である。日本の学力格差の実態を研究している者の一人として、この場を借りて感謝申し上げる。本報告書の内容が、日本の教育の一端を知る手がかりになれば幸いである。

**<参考文献>**

荻谷剛彦・志水宏吉編著、2004、『学力の社会学』岩波書店。

松岡亮二, 2019, 『教育格差』ちくま新書。

高橋将宜, 2022, 『統計的因果推論の理論と実装』共立出版。

# 第1章 保護者調査の経年変化

川口 俊明

## 知見の概要

学歴・年収・教育支出・性別・都市規模による学力差は、過去3回でほとんど変化がない。両親ともに常勤で働く保護者が増加し、同時に父母の学歴・年齢も上昇している。世帯年収・教育費も増加傾向だが、教育費支出0の世帯も増加している。

### 1. はじめに

本章では、過去3回の保護者調査で共通に得られる社会集団に関する情報（保護者の学歴、世帯年収、性別など）をもとに、この10年近くの間日本の学力格差がどのように変化したか検討する。具体的な変数としては、保護者の学歴、世帯年収、教育支出、ジェンダー、都市規模を扱う。加えて、児童生徒の学力が学校間でどの程度ばらついているか示す指標である学校間分散（ICC）の変化も報告する。

### 2. SES に関わる指標

SESとは、Socio-Economic Statusの略で、児童生徒の社会経済的指標を意味する。SESの構成要素には、一般的に保護者の学歴・年収・職業の3つが挙げられることが多い（Sirin 2005）。最初にSESに関わる指標として、過去3回の保護者に対する調査で共通して得られる変数である、保護者の学歴、及び世帯年収の分布と学力との関連を示す。

#### 2.1. 保護者の学歴

まず保護者の学歴の変化を、表1.1、表1.2に示す。過去3回の調査はいずれも保護者の学歴を尋ねているが、用意された選択肢は微妙に変化している。そこで、過去3回で選択肢が変化していない「大学まで」あるいは「大学院まで」という回答の割合を「大卒」として合計し、保護者が大卒の割合がどう変化したか検討する。表1.1は両親のうち大卒に該当する人数（0人～2人）の割合の変化を示している。また、表1.2は父母それぞれの大卒の割合の変化を示している。

表1.1、表1.2のいずれを見ても、大卒の割合が上昇していることがわかる。たとえば両親ともに大卒の世帯（2人）は、2013年度の小学校では11.3%だったが2021年度には18.6%になっている（中学校では9.2%から14.3%に増加）。大卒の父親・母親も増加しており、2013年度調査では小学校で父親の35.4%、母親の13.9%が大卒だったが、2021年度調査で

はそれぞれ 42.9%, 23.8%となっている。この傾向は中学校も同様に、父親が大卒の割合は 33.8%から 38.4%へ、母親が大卒の割合は 10.8%から 18.6%へ、それぞれ増加している。

**表 1.1. 両親学歴（大卒数の割合）**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
0 人	60.9	56.8	50.9	63.7	62.1	56.4
1 人	27.8	28.8	30.5	27.1	27.6	29.3
2 人	11.3	14.3	18.6	9.2	10.2	14.3

単位：%

**表 1.2. 両親学歴（大卒の割合）**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
父	35.4	38.5	42.9	33.8	34.3	38.4
母	13.9	18.0	23.8	10.8	12.8	18.6

単位：%

一方で、保護者の学歴と子どもの学力の関連はそれほど変化していない。表 1.3、表 1.4 は両親大卒数と子どもの学力（各調査年度の平均 50、標準偏差 10 の偏差値とした値）の関連を示している。表 1.3 が小学校、表 1.4 が中学校である。いずれの調査年度でも、大卒が 0 人の家庭がもっとも低く、次いで 1 人、2 人の順である。また、大卒が 0 人の家庭と 2 人の家庭の平均値の差は、年度や教科にもよるがおよそ 7 ポイント前後である。

なお、同じカテゴリー内（0 人同士、1 人同士、2 人同士）で比べると、わずかに平均値が下がっていく傾向が見られる。おそらくこれは保護者の学歴が全体的に上昇したことが要因である。つまり、より多くの保護者が大卒の学歴を有するようになったために、大卒の社会的地位が相対的に低下し、同じ学歴同士で比べると過去の方がステータスは高くなる（≡子どもの成績も高くなる）現象が生じていると思われる。

**表 1.3. 両親学歴（大卒数×偏差値 小学校）**

	国語						算数					
	2013 年度		2017 年度		2021 年度		2013 年度		2017 年度		2021 年度	
	Mean	s.e										
0	46.83	0.24	46.60	0.12	46.26	0.15	46.69	0.24	46.34	0.12	45.89	0.17
1	49.64	0.20	49.57	0.10	49.04	0.10	49.94	0.19	49.46	0.10	49.07	0.12
2	53.58	0.15	53.21	0.07	52.85	0.07	53.70	0.16	53.61	0.07	53.04	0.07

**表 1.4. 両親学歴（大卒数×偏差値 中学校）**

	国語						数学					
	2013年度		2017年度		2021年度		2013年度		2017年度		2021年度	
	Mean	s.e										
0	47.64	0.17	47.13	0.10	46.50	0.10	47.07	0.19	46.54	0.10	45.91	0.10
1	50.10	0.16	50.13	0.08	49.45	0.09	50.12	0.17	50.01	0.08	49.36	0.09
2	53.34	0.12	53.45	0.06	52.95	0.06	54.44	0.13	54.44	0.07	53.53	0.06

## 2.2. 世帯年収

続いて世帯年収の変化を表 1.5 に示す。ここでは保護者の回答を「300 万未満」「300 万～600 万未満」「600 万～900 万未満」「900 万以上」の 4 カテゴリーに統合し、その変化を見る。表 1.5 を見ると、2013 年度から 2021 年度まで世帯年収が上昇している傾向が見られる。たとえば小学校の場合、「900 万以上」のカテゴリーに該当する世帯は 2013 年度が 21.3%（約 1/5）だったのに対し、2017 年度は 25.6%（約 1/4）、2021 年度は 34.0%（約 1/3）に達している。

**表 1.5. 世帯年収**

	小学校			中学校		
	2013年度	2017年度	2021年度	2013年度	2017年度	2021年度
300 万未満	27.5	23.6	18.5	28.0	25.1	19.2
300 万～600 万未満	28.9	27.5	23.0	27.0	26.0	21.7
600 万～900 万未満	22.3	23.3	24.5	22.3	23.7	24.6
900 万以上	21.3	25.6	34.0	22.6	25.2	34.4

単位：%

**表 1.6. 世帯年収×偏差値（小学校）**

	国語						算数					
	2013年度		2017年度		2021年度		2013年度		2017年度		2021年度	
	Mean	s.e										
300 万未満	46.98	0.24	46.94	0.11	46.39	0.13	46.56	0.25	46.54	0.11	46.03	0.14
300 万～600 万未満	49.35	0.21	49.39	0.09	48.63	0.15	49.43	0.23	49.23	0.09	48.50	0.14
600 万～900 万未満	51.26	0.21	50.77	0.10	50.13	0.11	51.54	0.21	50.66	0.11	50.31	0.12
900 万以上	53.64	0.24	52.93	0.10	52.89	0.09	53.82	0.23	53.52	0.10	53.05	0.10

世帯年収と学力の関連を示したのが表 1.6、及び表 1.7 である。表 1.6 が小学校、表 1.7 が

中学校の結果である。どの年度・どの教科を見ても「900万以上」がもっとも高く、「300万未満」がもっとも低い。

**表 1.7. 世帯年収×偏差値（中学校）**

	国語						算数					
	2013年度		2017年度		2021年度		2013年度		2017年度		2021年度	
	Mean	s.e										
300万未満	47.34	0.19	47.12	0.11	46.93	0.10	46.41	0.21	46.24	0.10	46.19	0.12
300万～600万未満	49.64	0.17	49.55	0.09	48.78	0.09	49.19	0.23	49.16	0.09	48.59	0.10
600万～900万未満	51.14	0.20	51.12	0.09	50.39	0.08	51.69	0.19	51.37	0.09	50.45	0.08
900万以上	52.79	0.19	52.49	0.09	52.35	0.07	53.98	0.21	53.56	0.10	52.86	0.07

なお、学歴と同じく同一カテゴリ内で比べると、わずかに偏差値が低下していく傾向が見られる。こちらも学歴と同じく、全体的に世帯年収が上昇したことに伴い、同じ「900万以上」のカテゴリであっても、過去の方がステータスが高い（≡同じ「900万以上」であっても相対的に過去の方が経済力が高い）ことが要因だと思われる。

### 3. 教育支出

続いて、家庭の教育支出の変化を検討する。表 1.8 は教育支出の変化を示したものである。また、表 1.9、表 1.10 は教育支出と学力の関連を示している。表 1.9 が小学校、表 1.10 が中学校である。

**表 1.8. 教育支出**

	小学校			中学校		
	2013年度	2017年度	2021年度	2013年度	2017年度	2021年度
支出はまったくない	13.2	14.2	17.3	16.6	18.2	19.0
5千円未満	14.0	13.2	11.8	6.4	6.8	5.9
5千～1万円未満	23.4	22.2	20.7	12.4	9.8	9.5
1万～2万円未満	28.2	26.3	23.4	19.7	17.2	15.4
2万～3万円未満	11.8	12.7	12.9	25.7	24.2	21.0
3万～5万円未満	5.6	6.9	8.1	16.4	20.2	23.3
5万円以上	3.8	4.5	5.9	2.8	3.7	5.9

単位：%

保護者の学歴や世帯年収と同じく、「5万円以上」「3万～5万円未満」の世帯が一貫して増加傾向にある。一方で、「支出はまったくない」という世帯も増加傾向にあり、2013年度

調査では小学校で 13.2%, 中学校で 16.6% だったのが, 2021 年度調査では小学校で 17.3%, 中学校では 19.0% (約 1/5) に達している。教育支出を見ると, 子どもにお金をかける世帯とかけない世帯の二極化が進んでいるといえることができる。

**表 1.9. 教育支出×偏差値 (小学校)**

	国語						算数					
	2013 年度		2017 年度		2021 年度		2013 年度		2017 年度		2021 年度	
	Mean	s.e										
支出はない	45.49	0.39	46.37	0.15	46.58	0.16	45.09	0.40	45.87	0.15	46.28	0.13
0~5 千円	47.95	0.30	48.28	0.16	47.62	0.18	48.40	0.30	48.15	0.15	47.83	0.19
5 千~1 万円	49.22	0.23	49.43	0.10	49.25	0.14	49.26	0.22	49.08	0.11	49.40	0.14
1 万~2 万円	50.59	0.21	50.44	0.09	50.22	0.11	50.69	0.24	50.43	0.08	50.32	0.13
2 万~3 万円	52.57	0.28	51.53	0.15	51.23	0.12	52.49	0.28	51.76	0.13	51.30	0.14
3 万~5 万円	55.57	0.44	53.94	0.18	54.43	0.21	55.02	0.47	54.61	0.19	54.32	0.23
5 万円以上	57.48	0.60	56.73	0.19	58.09	0.17	57.36	0.51	58.72	0.20	57.63	0.15

学力との関連を見ると, 「5 万円以上」の世帯がもっとも成績が高く, 「支出はない」という世帯がもっとも低い傾向がある。この傾向は, 2013 年度調査, 2017 年度調査, 2021 年度調査で一貫している。また, 小学校の方が「支出はまったくない」という世帯と「5 万円以上」と回答した世帯の学力差が大きい傾向がある。これは, 小学校で月に「5 万円以上」を支出する世帯が珍しい(≡社会的地位の非常に高い層になっている)一方で, 中学校になると塾代などを支出する世帯が増え, 月に数万円程度の教育費を支出する世帯が珍しくなくなることが要因であろう。教育支出の分布については, 表 1.8, 表 1.9 も併せて参照されたい。

**表 1.10. 教育支出×偏差値 (中学校)**

	国語						算数					
	2013 年度		2017 年度		2021 年度		2013 年度		2017 年度		2021 年度	
	Mean	s.e										
支出はない	47.33	0.27	47.87	0.14	47.76	0.12	45.99	0.28	46.36	0.15	46.39	0.14
0~5 千円	49.64	0.36	49.32	0.19	49.54	0.18	48.35	0.34	48.10	0.18	48.51	0.20
5 千~1 万円	50.88	0.26	50.92	0.13	50.83	0.13	50.22	0.32	50.27	0.15	50.32	0.13
1 万~2 万円	49.84	0.23	49.84	0.12	49.66	0.12	50.10	0.24	49.89	0.12	49.81	0.13
2 万~3 万円	50.13	0.19	50.29	0.09	50.30	0.09	50.86	0.18	50.91	0.09	50.89	0.10
3 万~5 万円	52.00	0.29	51.38	0.11	51.18	0.10	52.77	0.27	52.40	0.11	51.93	0.10
5 万円以上	52.27	0.44	51.48	0.25	51.69	0.19	53.05	0.48	52.90	0.25	52.46	0.21

#### 4. 父母年齢／父母職／家族構成

保護者の学歴、世帯年収の上昇と関連して、この間の父母の年齢、常勤職に就いているか否か、家族構成（ひとり親世帯か否か）の変化も検討しておこう。表 1.11、表 1.12 が父母の年齢、表 1.13 が保護者のうち常勤に就いている数、表 1.14 がひとり親世帯の割合である。ここでいうひとり親世帯は、保護者質問紙の「現在、お子さんと一緒に住んでいる方すべてに○をつけてください」に対し、父親あるいは母親の一方にのみ○がついた回答のことである（より厳密なひとり親世帯の分析については、第 5 章を参照されたい）。なお、ひとり親世帯については年収との関連を表 1.15 に示した。

まず父母の年齢は、この間一貫して上昇している（表 1.11、表 1.12）。これは父親・母親ともにそうであり、たとえば「50 歳～」の父親の割合は、2013 年度には小学校で 11.7%、中学校で 24.1%だったが、2021 年度にはそれぞれ 12.9%、28.5%に上昇している。母親も同じで、それぞれ 3.3%が 4.3%、9.5%が 16.1%に上昇している。

こうした変化の背景の一つとして、男女にかかわらず常勤で働く人が増えたことに伴い、結婚時期や子どもを持つ時期が遅くなっていることが考えられる。実際、表 1.13 を見ると、両親ともに「常勤」の割合（「2 人」）は 2013 年度が小学校で 15.2%、中学校で 14.5%だったのに対し、2021 年度はそれぞれ 20.8%、21.0%に上昇している。この間、世帯年収も上昇傾向であるが、おそらくそこには両親ともに働く世帯が増加したことも影響している。

**表 1.11. 父年齢**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
～39 歳	26.0	22.1	19.3	10.8	10.6	8.5
40～44 歳	37.5	37.7	33.1	31.0	30.8	25.2
45～49 歳	24.7	27.3	31.1	34.0	34.7	37.8
50 歳～	11.7	12.9	16.5	24.1	23.8	28.5

単位：％

**表 1.12. 母年齢**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
～39 歳	37.8	32.0	28.6	18.0	16.7	13.8
40～44 歳	41.5	41.3	37.2	42.0	39.0	32.4
45～49 歳	17.3	22.3	27.3	30.5	33.1	37.7
50 歳～	3.3	4.3	6.9	9.5	11.2	16.1

単位：％

ひとり親世帯の割合（表 1.14）は、この間小学校についてはだいたい 14%から 15%で、明確な増減は見られない。他方、中学校については 2011 年度が 18.2%、2015 年度が 16.5%、2019 年度が 15.9%と減少傾向である。あいにく本調査では、こうした変化の要因を検討することはできないが、今後の動向を注視する必要があると言えよう。なお、ひとり親世帯と年収の関連は明らかであり、表 1.15 を見ると、どの年度もひとり親世帯のうち 6 割から 7 割が「年収 300 万円以下」のカテゴリーに該当している。

**表 1.13. 親職（「常勤」の割合）**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
0 人	22.4	21.4	19.4	24.2	22.6	20.0
1 人	62.4	61.5	59.8	61.3	60.2	59.1
2 人	15.2	17.1	20.8	14.5	17.1	21.0

単位：%

**表 1.14. 家族構成（「ひとり親」の割合）**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
ひとり親世帯	15.3	13.6	14.0	18.2	16.5	15.9

単位：%

**表 1.15. 家族構成×世帯年収（「300 万以下」の割合）**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
ひとり親世帯	65.8	68.3	61.1	64.8	69.3	60.4
それ以外の世帯	20.6	16.2	11.2	19.5	16.1	11.1

単位：%

## 5. ジェンダー

教育研究では男女の学力差は重要な研究課題であるにもかかわらず、日本ではこれまであまり注目されてこなかった（伊佐・知念 2014）。全国学力・学習状況調査においても男女の学力差はほとんど語られていない。そこで 2013 年度調査から 2021 年度調査において、男女の学力差がどうなっているのか示したものが、表 1.16、及び表 1.17 である。表 1.16 が小学校、表 1.17 が中学校を示している。

表 1.16、表 1.17 を見ると、まず国語では明らかに女子の方が偏差値が高い傾向が見て取

れる。その差は、3ポイント程度であり、この間大きな変動は見られない。算数・数学についてもわずかではあるが女子の方が高い傾向がある。その差は1ポイント前後であり、国語に比べると小さいが、それでも2013年度調査以降、その傾向は一貫して認められる。

**表 1.16. 性別×偏差値（小学校）**

	国語						算数					
	2013年度		2017年度		2021年度		2013年度		2017年度		2021年度	
	Mean	s.e										
不明	NA	NA	50.14	1.19	50.17	1.23	NA	NA	51.77	1.07	51.15	0.87
男子	48.19	0.13	47.93	0.06	48.46	0.07	49.39	0.14	49.25	0.06	49.59	0.07
女子	51.91	0.13	52.14	0.06	51.58	0.07	50.64	0.15	50.76	0.06	50.37	0.08

**表 1.17. 性別×偏差値（中学校）**

	国語						数学					
	2013年度		2017年度		2021年度		2013年度		2017年度		2021年度	
	Mean	s.e										
不明	47.48	0.38	48.45	0.82	50.97	0.84	47.33	0.37	47.47	0.74	51.94	0.91
男子	48.19	0.11	48.03	0.05	48.19	0.04	49.86	0.12	49.66	0.05	49.30	0.05
女子	52.08	0.10	52.09	0.05	51.83	0.05	50.36	0.12	50.38	0.05	50.60	0.05

## 6. 都市規模

1960年代に実施された全国学力調査の大きな発見の一つが、都市と地方の学力差（いわゆる都鄙格差）であった（志水 2009）。そこで、都市規模による学力差を検討してみよう。表 1.18 は、個々のカテゴリーに該当する児童生徒の割合を示している。表 1.19, 表 1.20 が学力との関連を示したものである。表 1.19 が小学校、表 1.20 が中学校の結果を示している。

**表 1.18. 都市規模**

	小学校			中学校		
	2013年度	2017年度	2021年度	2013年度	2017年度	2021年度
大都市	25.5	26.4	27.6	23.7	24.6	25.5
中核市	13.6	15.4	23.4	13.8	15.4	23.9
その他の市	51.7	49.4	40.6	52.7	50.9	41.8
町村	9.2	8.8	8.3	9.8	9.2	8.7

単位：%

まず表 1.18 を見ると、大都市・中核市に住む児童生徒の割合は、2013 年度から 2021 年度にかけて一貫して上昇傾向にある。一方で、その他の市・町村に住む児童生徒の割合は減少傾向にある。都市部に子どもが集中する傾向が続いていると言えるだろう。次に表 1.19、表 1.20 を見ると、都市規模と学力のあいだにほとんど関連は見られない。確かに大都市・中核市・その他の市・町村の順に高いのだが、その差は偏差値にして 1 ポイント程度であり、非常に小さいと言える。

表 1.19. 都市規模×偏差値（小学校）

	国語						算数					
	2013 年度		2017 年度		2021 年度		2013 年度		2017 年度		2021 年度	
	Mean	s.e										
大都市	50.53	0.47	50.64	0.17	50.58	0.28	50.64	0.39	50.75	0.18	50.81	0.27
中核市	50.20	0.43	50.40	0.17	50.32	0.27	50.33	0.42	50.34	0.18	50.28	0.21
その他の市	49.87	0.25	49.65	0.11	49.56	0.20	49.77	0.24	49.62	0.12	49.52	0.18
町村	49.00	0.42	49.40	0.18	49.34	0.46	49.03	0.41	49.32	0.19	48.86	0.40

表 1.20. 都市規模×偏差値（中学校）

	国語						算数					
	2013 年度		2017 年度		2021 年度		2013 年度		2017 年度		2021 年度	
	Mean	s.e										
大都市	50.15	0.38	50.24	0.18	50.63	0.19	50.19	0.47	50.48	0.21	50.73	0.21
中核市	49.98	0.35	50.04	0.17	50.16	0.24	50.33	0.41	50.14	0.21	50.31	0.27
その他の市	50.08	0.20	50.00	0.11	49.67	0.13	50.08	0.26	49.91	0.14	49.57	0.16
町村	49.24	0.32	49.32	0.23	49.29	0.31	48.64	0.45	49.00	0.25	49.06	0.39

## 7. ICC

最後に、児童生徒の学力差が、学校間・学校内のいずれにおいてばらついているのか検討しておこう。ここでは学校間分散の大きさを示す ICC を指標として利用する。なお、ここでいう ICC（級内相関係数 intraclass correlation）は、マルチレベルモデルの文脈で利用されるグループ内で対象が類似している度合いを示す指標のことである（Hox et al., 2017, p.15）。ICC が大きい場合、児童生徒の学力は学校間でばらついている、すなわち、学力の高い子どもが固まっている学校と、低い子どもが固まっている学校に二極化していると解釈できる。逆に ICC が小さい場合は、学力が学校の中でばらついており、どの学校にも「できる子」と「できない子」がいる状態と捉えることができる。義務教育段階に限って言えば、ICC が小さい方が個々の子どもの学校経験に差が生じにくいという意味で望ましいと思われる。

さて、表 1.21 は ICC を国語、算数・数学について算出したものである。これを見ると、この間 ICC は小学校で 6～7%、中学校で 4～8%の値を示している。無視できるほど小さい数字でもないが、それほど大きな数値でもない。また、一貫した減少・増加傾向も見られない。2013 年度調査から 2021 年度調査の間で、学校間・学校内のばらつきはそれほど変化していないと考えることができる。

**表 1.21. ICC**

	小学校			中学校		
	2013 年度	2017 年度	2021 年度	2013 年度	2017 年度	2021 年度
国語	0.072	0.056	0.077	0.041	0.041	0.064
算数/数学	0.060	0.064	0.062	0.076	0.060	0.085

## 8. まとめ

本章の知見は、以下 3 点にまとめることができる。第一に、学歴・年収・教育支出・性別・都市規模による学力差は、過去 3 回でほとんど変化がない。つまり、児童生徒間の学力格差は、この 10 年近くの間、改善もしていないが悪化もしていない。第二に、子どもを持つ世帯の学歴・世帯年収は上昇傾向が見られる。これはおそらく女性の社会進出が進み、常勤で働く母親が増えたことが要因である。また、保護者の年齢が上昇する傾向も見られる。こちらは晩婚化の影響もあるかもしれない。第三に、世帯年収の増加と軌を一にして、教育支出も増加傾向にある。ただし留意が必要なのは、教育支出がまったくない世帯も増加しているという点である。これは、子どもの教育にお金をかけることのできる世帯と、そうでない世帯の二極化が進んでいることを意味している。

こうした状況に対し、どのような教育政策を行うべきかという政策提言は本章の主題ではない。ただ、この 10 年近くの間にも、日本の子どもを持つ世帯の置かれた状況は着実に変わっている。その変化を捉えることのできる保護者に対する調査の存在意義は疑いなく大きい。日本の教育行政が実施する調査は、どうしても時事の影響を受け、調査設計、設問や選択肢が安定しない傾向があるが、日本社会の変化を捉えるためには、調査が安定して淡々と繰り返される必要がある。次の 10 年の変化も捉えられるよう、本調査が着実に継続・安定して実施されていくことを強く望む。

なお、今後の課題であるが、2021 年度調査で新しく加わった設問（保護者の働く組織の規模、外国にルーツを持つ人々）については、本章の分析対象に含まれていない。次回以降の調査では、これらの要因についても変化を記述していくべきであろう。

### <参考文献>

Hox, J.J., Moerbeek, M. and Van de Schoot, R., 2017. *Multilevel analysis: Techniques and applications*. Routledge.

志水宏吉, 2009, 『全国学力テスト－その功罪を問う』岩波書店。

Sirin, S.R., 2005, Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research. *Review of educational research*, 75(3), pp.417-453.

## 第2章 SES 指標の作成

川口 俊明

### 知見の概要

SES 指標は、旧来の SES 指標 [SESI] と、保護者の勤める企業の規模を加えた 2021 年度独自の指標 [SESII] を作成する。分析者は、2013 年度調査、2017 年度調査と比較したい場合は SESI を、2021 年度調査単独で分析する場合は SESII を使う。

### 1. 新たな SES 指標の開発

子どもの育ちに、かれらの家庭環境が影響することはよく知られている（松岡 2019）。教育研究では、家庭環境を SES（Socio-Economic Status：SES）という言葉で包括的に把握することがしばしば行われてきた。一般に SES は、保護者の学歴・年収・職業の三つの要素から構成される指標（Sirin 2005）であり、SES と学力の関連の強弱が社会の不平等の度合いを示す。たとえば SES と学力の関連が明確であれば、「生まれ」によって学力が左右されていると判断できる。他にも教育研究では、学校に関わる変数（公私の別、授業スタイルなど）と学力の関連を検討する際に、SES を統制変数として扱うことで、より妥当な比較を目指すこともある。国際学力調査である PISA も、多数の国と地域を比較するための手法の一つとして、SES の一種である ESCS 指標が作成されている（Avvisati 2020）。

保護者に対する調査の分析においても、2013 年度調査、2017 年度調査ともに家庭の社会的経済的地位を示す指標として SES が利用されてきた。（お茶の水女子大学 2014, 2018）。同分析では、家庭の所得・父親学歴・母親学歴の 3 変数を利用し、それぞれの標準化得点を合算した上で、その平均値をふたたび標準化したものを SES 指標として利用している。なお、いずれかの変数に欠測がある場合は、残りの変数を平均して SES 指標が算出されている。ただ現時点から見ると、この手法にはいくつかの弱点がある。具体的には、職業に関する情報が欠落している点、父教育年数・母教育年数を単純に足すという算出方法が学歴の影響を過剰に反映している可能性が高い点である。

そこで 2021 年度調査では、過去の分析で作成された SES 指標を改良した新たな SES 指標を作成する。ただし、2013 年度・2017 年度の保護者調査の質問紙と 2021 年度の質問紙は、職業に関する設問が異なる他、年収に関する設問の回答カテゴリーも異なっている。そのため 2021 年度の保護者調査の質問紙から作成可能な SES 指標が、2013 年度・2017 年度の保護者調査の質問紙から作成可能とは限らない。そこで 2021 年度調査では、2013 年度調査・2017 年度調査・2021 年度調査に共通の設問から作成した経年比較のための SES 指

標（以下、SESI）と、2021年度保護者調査にのみ含まれる設問から作成したSES指標（以下、SESII）の二つを開発することとする。いずれの指標を利用するかは、目的に応じて分析者が選択することになる。

## 2. SES指標の作成方針

結論としては、SESI、SESIIは次のような方針で作成することにした。まず、経年比較のための共通SES指標（SESI）については、2013年度調査・2017年度調査の分析で利用されていた尺度を用いることにした。具体的な作成方法は、以下の通りである。

- (1) 父教育年数／母教育年数／世帯年収をそれぞれ標準化する。父教育年数・母教育年数については、父学歴・母学歴から算出した<sup>(1)</sup>。世帯年収も世帯年収に関する設問から算出した<sup>(2)</sup>。
- (2) (1)の平均をとる。欠測がある場合は、その変数を除いて平均をとる。そのため場合によっては、構成変数が母教育年数しかないこともあり得る。
- (3) (2)をさらに標準化し、SESIとする。

過去2回のSES指標の作成方針を踏襲した理由は、利用できる設問に限りがあることに加え、異なる方法でSES指標を作成してしまうと過去の調査報告書の分析結果を参照する際に、その都度新しいSES指標で分析結果を再現する手間が生じるためである。

次にSESIIについては、SESIで利用した変数に企業規模を加え、主成分分析を使って作成する。さらに変数の欠測を補完するために、保護者調査の設問にある「家庭にある本の冊数」などの設問を利用している。具体的な手順は、以下の通りである。

- (1) 父教育年数／母教育年数／世帯年収／父企業規模（常勤のみ）／母企業規模（常勤のみ）／家庭のある本／家庭にある絵本／教育費を利用する。企業規模については、働いている会社・組織の人数に関する設問から算出した<sup>(3)</sup>。
- (2) (1)に対して主成分分析を行う。ただし、家庭にある本／家庭にある絵本／教育費については、欠測の代入にのみ利用する。また、企業規模は対数変換する。対数変換は分布の形状から必要だと判断した。なお、主成分分析にはRのFactoMineR、及びMissMDAを使用した。
- (3) (2)から構成変数に欠測を4つ以上含むものを除外する。
- (4) (3)を標準化し、SESIIとする。

企業規模を加えた理由は、2021年度調査の職業に関するいくつかの設問のうち、もっとも子どもの学力と相関の見られる設問だったことによる。たとえば父親の現在の仕事を尋ねる設問の場合、その選択肢は常勤職員、非常勤職員、自営業・家業手伝い、パート・アル

バイトといったカテゴリーカルな回答になっている。そのため、学力との関係もわかりやすい線形関係はなく、SES のような一次元的な尺度を構成する変数としては不向きである（図 2.1）。同様に、現在の主な仕事の種類について尋ねた設問も、その回答は、管理的な仕事、専門的・技術的な仕事、事務的な仕事・・・となっており、学力との線形の関係は見られない（図 2.2）。

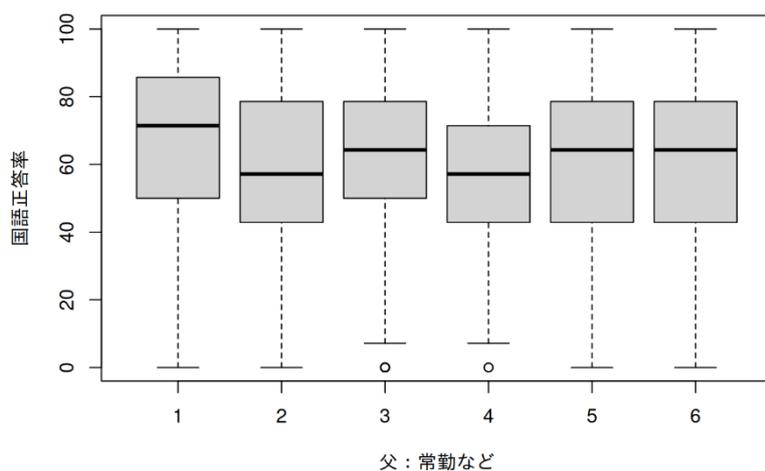


図 2.1. 国語正答率×父親の職業に対する回答（※横軸の数値は選択肢番号）

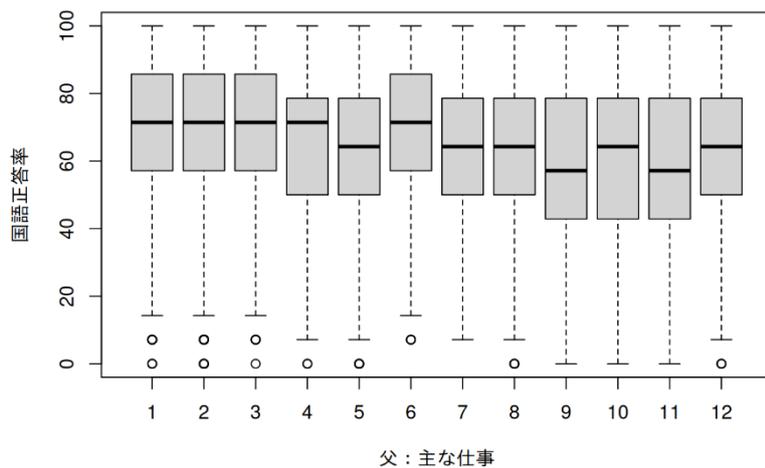


図 2.2. 国語正答率×父: 主な仕事（※横軸の数値は選択肢番号）

一方、企業規模（正確には、同じ会社・組織で働いている人の人数を尋ねている）に関す

る設問については、特に常勤職に限った場合、学力と線形の相関が見られること（図 2.3, 図 2.4）に加え、日本の場合、企業規模が職業的地位の代理指標になり得るという知見がいくつかある（有田 2009, 長松 2019, 麦山 2017）ことから、企業規模を SES の構成変数として利用することにした。

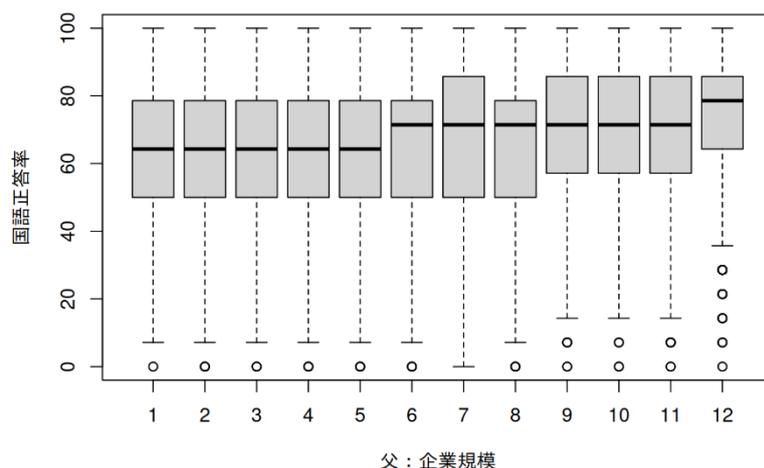


図 2.3. 国語正答率×父：企業規模（すべて）（※横軸の数値は選択肢番号）

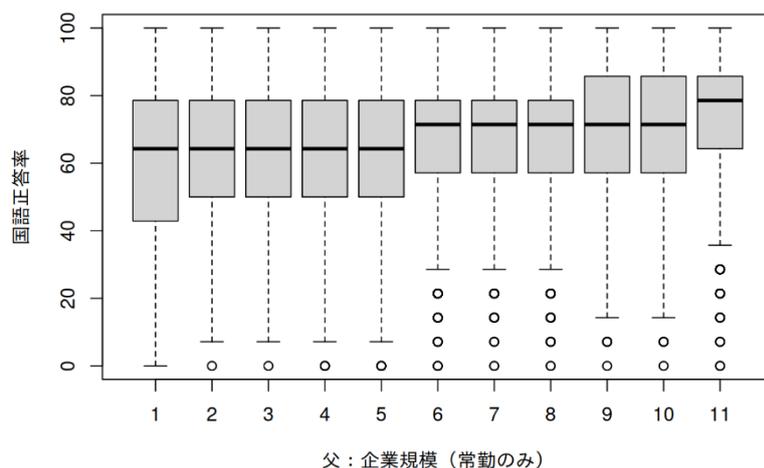


図 2.4. 国語正答率×父：企業規模（常勤のみ）（※横軸の数値は選択肢番号）

主成分分析を行った結果は、表 2.1 のとおりである。小学校・中学校ともに第 1 主成分のみで全体の約 50%の分散を説明することから、第 1 主成分を SESII として採用することに

した。なお、主成分分析に利用した変数がどの程度第1主成分及び第2主成分に貢献しているかプロットしたものが図2.5, 図2.6である。これを見るとSESIIには世帯年収が強く貢献していると思われる。企業規模、及び教育年数も第1主成分と関連しているが、それぞれ第2主成分とも関連している(ただし、それぞれの符号は逆である)。世帯年収は第2主成分とはあまり関連がない。

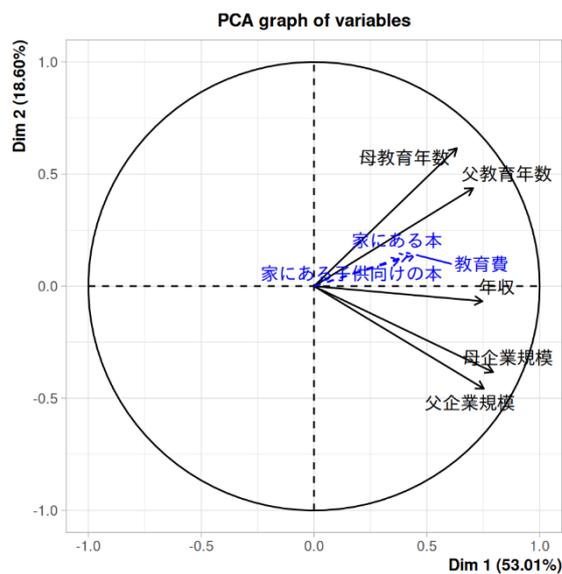


図 2.5. 主成分分析のプロット (小学校)

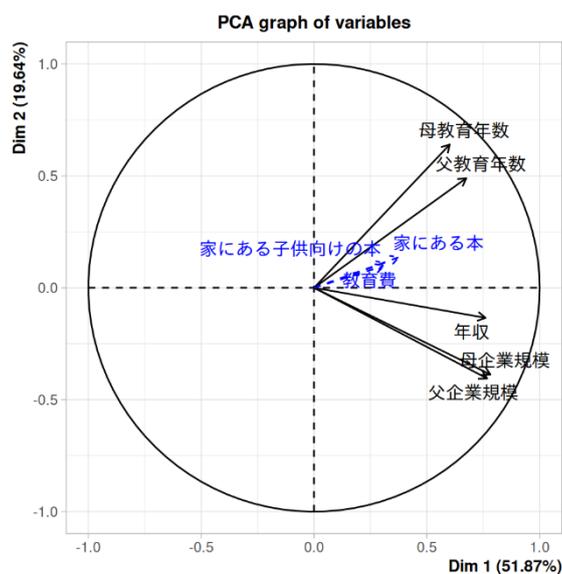


図 2.6. 主成分分析のプロット (中学校)

**表 2.1. 固有値など**

	小学校		中学校	
	固有値	寄与率	固有値	寄与率
第 1 主成分	2.65	53.01	2.59	51.87
第 2 主成分	0.93	18.60	0.98	19.64
第 3 主成分	0.56	11.29	0.54	10.85

### 3. SESI と SESII の違いについて

表 2.2 を見るとわかるように、SESI と SESII の相関係数は 0.88 (小学校)、0.87 (中学校) なので、SESI と SESII のいずれを採用しても、結果にそれほど大きな違いは生じないと思われる。ただし、図 2.5 や図 2.6 を見るとわかるように、父教育年数・母教育年数はほぼ同じ方向を向いていることから、父教育年数・母教育年数・世帯年収を単純に合算した SESI は両親の教育年数(≒学歴)をやや過剰に反映した指標になっていると予想される。加えて、教育年数・世帯収入・企業規模のうち、教育年数がもっとも正答率と相関が高い(小学校国語の場合、順に 0.29, 0.25, 0.16) ため、SESI は SESII よりも学力との相関を高く推定する可能性が高い。

**表 2.2. SESI と SESII の相関**

	小学校	中学校
相関係数	0.883	0.874

そして実際、SESI と教科正答率の相関は、SESII と教科正答率の相関よりも高い(表 2.3)。分析に際しては、2013 年度調査、2017 年度調査との比較を念頭に置くのであれば SESI を使用するしかないが、SESII と比べるとやや学力との相関が高めになる可能性は念頭に置いておく必要がある。

**表 2.3. SES と教科正答率の相関**

	SESI		SESII	
	国語	算数/数学	国語	算数/数学
小学校	0.346	0.369	0.323	0.345
中学校	0.318	0.379	0.294	0.344

#### <注>

- (1) 小中学校・高等学校・中等教育学校は 9 年、高等学校は 12 年、高等専修学校・短期大学・高等専門学校・専門学校は 14 年、大学は 16 年、大学院は 18 年、その他は欠測とした。

- (2) 100万円未満は100万, 100万円以上200万円未満は150万円, 200万円以上300万円は250万円・・・1500万円以上は1500万円とした。
- (3) 1人は1人, 2～4人は3人, 5～9人は7人, 10～29人は15人, 30～99人は65人, 100～299人は200人・・・10000人以上, 官公庁は10000人とした。

<参考文献>

- 有田伸, 2009, 「比較を通じてみる東アジアの社会階層構造－職業がもたらす報酬格差と社会的不平等」『社会学評論』59(4), pp.663-681.
- Avvisati, F., 2020, “The measure of socio-economic status in PISA: A review and some suggested improvements,” *Large-Scale Assessments in Education*, 8(1), pp.1-37.
- 長松奈美江, 2018, 「階級・階層研究における多様な職業的地位尺度の比較分析」『日本労働研究雑誌』697, pp.18-28.
- 松岡亮二, 2019, 『教育格差－階層・地域・学歴－』ちくま新書。
- 麦山亮太, 2017, 「職業経歴と結婚への移行－雇用形態・職種・企業規模と地位変化の効果における男女差－」『家族社会学研究』29(2), pp.129-141.

## 第3章 SESによる学力格差の経年変化

数実 浩佑

### 知見の概要

SESによる学力格差は過去3回の調査でほとんど変化がない。

学力に与える影響の強さは、世帯収入 < 親学歴 < 教育期待となっている。

学力に与える影響に関して、世帯所得(富)と教育期待(願望)には交互作用がみられる。

### 1. はじめに

本章では、学力と子どもの社会経済的背景(SES)の関連がどのように変化してきたかに焦点をあてる。まず2節では、2021年度の全国学力・学習状況調査データを用いて、単年度の学力格差の実態を把握する。3節では、3時点分(2013年度、2017年度、2021年度)の全国学力・学習状況調査データを利用し、学力格差がどのように変化してきたかを明らかにする。4節では、学力の規定要因がどのように変化してきたかを調べるため、重回帰分析を用いた分析結果を示す。5節では、4節の分析に世帯収入(富)と教育期待(願望)の交互作用項を投入し、ペアレントクラシーの問題について検討する。最後に6節で、本章のまとめを述べる。

### 2. 2021年度データにおける学力格差の実態

まず2021年度におけるSESによる学力格差の実態を確認しておこう。なおSESとは、Socio-Economic Statusの略称であり、日本では社会経済的背景(あるいは社会経済的地位)と呼ばれる指標である。この指標の値が高い子どもは、社会経済的背景は恵まれていること、すなわち、社会的・文化的・経済的に恵まれた家庭環境で過ごしていることをあらわす。

本章では、お茶の水女子大学(2014, 2018)の尺度構成に基づくSESの指標を使用する。すなわち、家庭の所得、父親学歴、母親学歴の3つの変数を合成し、得点化したものをSESの指標とする。これは本報告書の2章で説明した「SESI」にあたる。2章で述べたとおり、「SESI」は学歴の影響を過剰に反映しており、「SESII」と比べて学力との相関が高めになる可能性に留意する必要があるが、本章の主題は2013年度、2017年度、2021年度の3時点の経年比較にあるため、それを可能とするSESIを用いることにする。なおSES指標は連続変数であるが、本章では、これを4分割したカテゴリカル変数(Highest SES, Upper middle SES, Lower middle SES, Lowest SES)として利用する。

それでは、SESごとの国語および算数/数学の学力の階層差の実態をみていこう。なおここでいう「学力」とは、テストの正答率をその指標としている。結果をグラフにまとめたも

のを図 3.1 に示す。図をみると、学校段階および教科の違いにかかわらず、SES による学力格差がみられることがはっきりと確認できる。最も恵まれた層の Highest SES と最も厳しい層の Lowest SES に着目すると、小学校では国語が 20.1 ポイント (75.4-55.3)、算数が 21.1 ポイント (81.2-60.1)、中学校では国語が 17.1 ポイント (73.9-56.8)、数学が 23.3 ポイント (69.6-46.3) の開きがあることがわかる。小学校では科目による違いはほとんどみられないが、中学校では、国語よりも数学において学力の階層差が大きい様子がうかがえる。

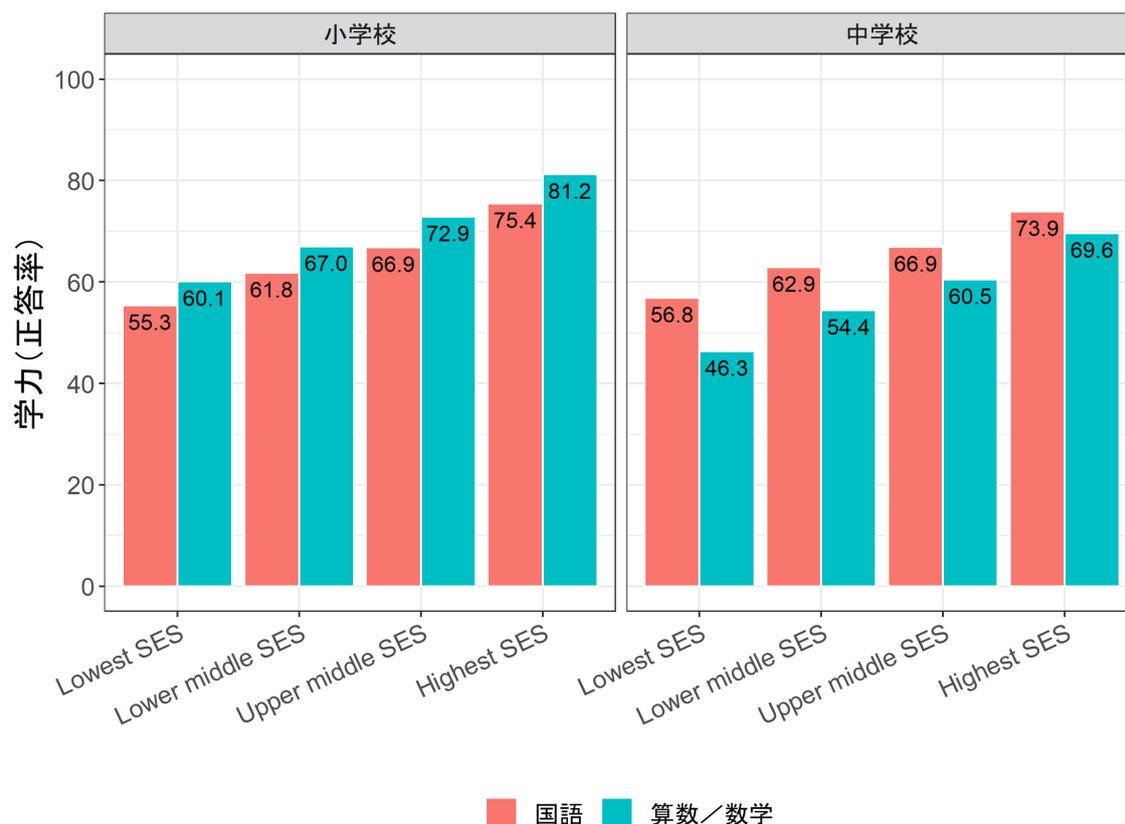


図 3.1. 2021 年度における学力格差の実態

### 3. SES による学力格差の経年変化

2021 年度において、SES による学力格差が存在することが確認された。それでは、この学力格差は過去に比べてどのように変化しているのだろうか。本節では、2013 年度、2017 年度、2021 年度の 3 時点の学力格差の変化を把握する。なお、先ほどはテストの正答率を学力の指標として扱ったが、本節（および以降の分析）では、経年変化をみるために、テストの正答率を偏差値化（平均 50、標準偏差 10）したものを学力の指標とする。

それでは結果をみていこう。まず小学校について、教科ごとに、SES による学力格差の推移（偏差値得点の平均値の推移）を示したグラフを図 3.2 に示す。図をみると、多少の変動はみられるものの、どの年度においても SES による学力格差が存在することが確認できる。

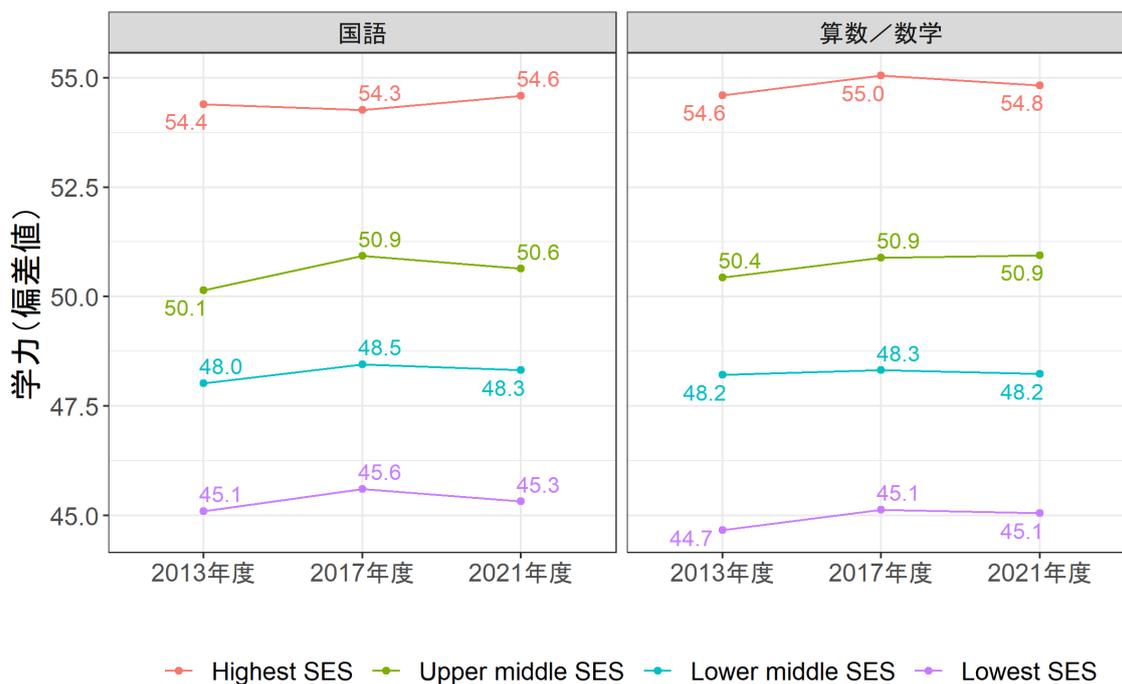


図 3.2. 学力格差の経年変化 (小学校)

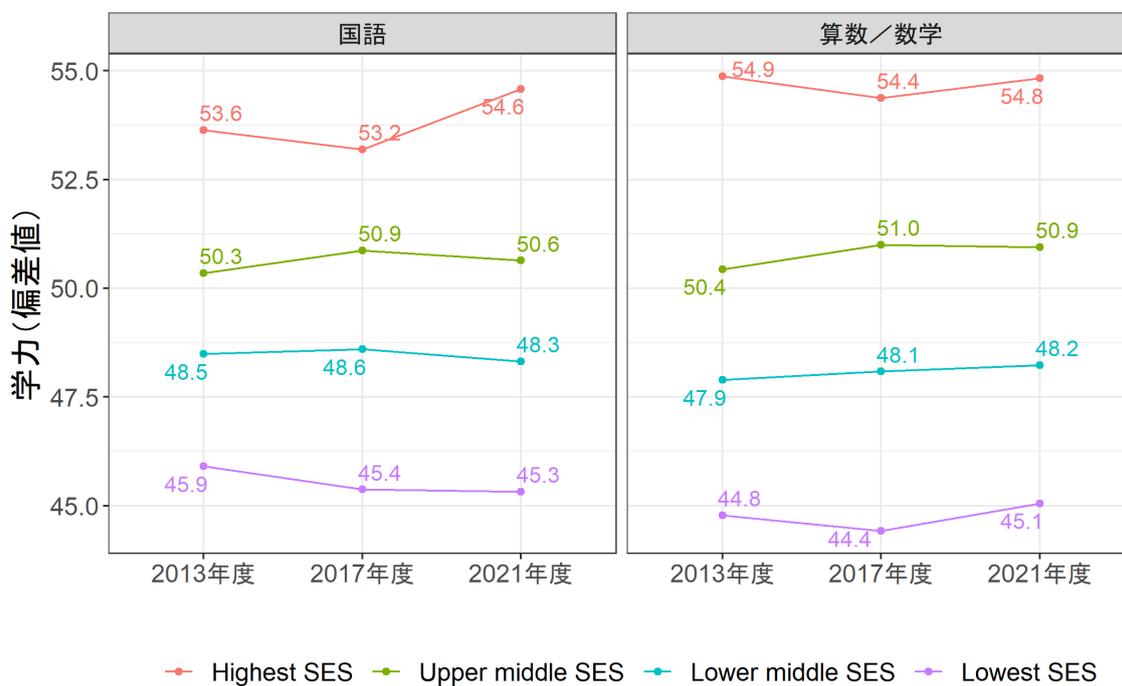


図 3.3. 学力格差の経年変化 (中学校)

国語についていえば、2021年度では High SES=54.6, Upper middle SES=50.6, Lower middle SES=48.3, Lowest SES=45.3 となっており、SESが高い児童ほど、国語の偏差値

は高い傾向が読み取れる。この傾向は 2017 年度, 2013 年度の調査でも同様であり, Highest SES と Lowest SES の国語の偏差値を比較すると, 9.3 ポイント (2021 年度), 8.7 ポイント (2017 年度), 9.3 ポイント (2013 年度) の差がみられる。国語に比べると, 若干算数の方が SES による学力格差は大きいものの, 全体的な傾向は算数についても変わらない。Highest SES と Lowest SES の算数の偏差値を比較すると, 9.7 ポイント (2021 年度), 9.9 ポイント (2017 年度), 9.9 ポイント (2013 年度) の差がみられる。

続いて中学校の結果を図 3.3 に示す。どの年度においても, SES による学力格差が存在することには変わりがないが, 小学校に比べると, 学力格差の大きさには多少の変化が確認できる。特に国語については, Highest SES と Lowest SES の国語の偏差値を比較すると, 9.3 ポイント (2021 年度), 7.8 ポイント (2017 年度), 7.7 ポイント (2013 年度) の差がみられる。一方, 数学については, 9.7 ポイント (2021 年度), 10.0 ポイント (2017 年度), 10.1 ポイント (2013 年度) の差がみられる。国語では, 学力格差がわずかに拡大, 数学では学力格差の維持というように, 異なる変化の様子がうかがえる。

#### 4. 学力の規定要因の変化

続けて, 学力の規定要因に関する分析に進んでいきたい。ここでは重回帰分析という多変量解析の手法を用いて, 学力を従属変数, 女子ダミー, 母親教育年数, 父親教育年数, 世帯収入, 教育期待を独立変数とするモデルを設定し, 学力の規定要因を探っていく。

2 節と 3 節では, 母学歴, 父学歴, 世帯収入を SES という一元的な尺度に合成したうえで分析を行ったが, 本節ではそれぞれの影響を区分したうえで, どの種の家背景の要素が学力に特に大きな影響を与えるか, あるいはその影響力はどのように変化しているかを確認するために, SES という変数に合成するのではなく, 母学歴, 父学歴, 世帯収入の 3 つに切り分けたうえでモデルに組み込むことにした。

また教育期待は, 親が子にどの学校段階まで教育を受けてほしいかを尋ねる質問項目をもとに作成した変数である。厳密に言えば, これは SES とは異なる変数であるが, ペアレントクラシーという社会問題を検討するうえで, 重要な変数であると考え, モデルに含めることにした。ペアレントクラシーとは, フィリップ・ブラウン (2005) が提唱した概念で, 個人の「能力」と「努力」によってその人の将来が切り開かれるようなメリトクラシー社会は幻想であり, 実際は, 親の「富」と「願望」によって教育選抜が規定されるような社会であることを指し示す概念である。言い換えれば, ペアレントクラシーによる社会では, 学力や学歴を獲得できるか否かは, 個人の能力と努力の問題ではなく, 親の富と願望によって規定されると考える。日本社会においても, ペアレントクラシーの問題点が指摘されているが (耳塚 2007, 志水 2022), このことを改めて検証するために, 親の富を「世帯所得」, 親の願望を「教育期待」(どの学校段階まで子どもに進学してほしいと考えるか) の変数として位置づけ, ペアレントクラシーの実態を把握するために, 教育期待の変数もモデルに含めて分析することにする。

女子ダミーは、SES による学力格差およびペアレントクラシーの文脈とは異なる変数であるが、基本的な社会的属性であるため、統制変数としてモデルに含めることにした。

独立変数の操作化は次のように行った。

- ① 女子ダミー：子どもが女子の場合=1, 男子の場合=0 とするダミー変数とした。
- ② 母学歴：保護者調査による、母親の最終学歴に関する項目について、小学校・中学校・中等教育学校=9, 高等学校・高等専修学校=12, 短期大学・高等専門学校・専門学校=14, 大学=16, 大学院=18, その他=欠損値, として教育年数に換算した値を割り振り, 連続変数として扱う。
- ③ 父学歴：保護者調査による、父親の最終学歴に関する項目について、小学校・中学校・中等教育学校=9, 高等学校・高等専修学校=12, 短期大学・高等専門学校・専門学校=14, 大学=16, 大学院=18, その他=欠損値, として教育年数に換算した値を割り振り, 連続変数として扱う。
- ④ 世帯所得：保護者調査による、家庭全体の世帯収入（税込み年収）に関する項目について、100 万円未満=50, 100 万円以上 200 万円未満=150, 200 万円以上 300 万円未満=250, . . . , 1000 万円以上 1200 万円未満=1100, 1200 万円以上 1500 万円未満=1350, 1500 万円以上=1750 というように、中央値を割り振り, 連続変数として扱う。
- ⑤ 教育期待：保護者調査による「お子さんにどの段階の学校まで進んでほしいと思っておりますか」の項目について、中学校まで=9, 高等学校まで=12, 専門学校・高等専門学校・短期大学まで 14, 大学まで=16, 大学院まで=18, その他=欠損値というように、子どもに期待する最終学歴を教育年数に換算した値を割り振り, 連続変数として扱う。

それでは重回帰分析の結果をみていきたい。小学校についてまとめた結果を表 3.1 に、中学校についてまとめた結果を表 3.2 に示す。表中の数値は標準化回帰係数を、カッコ内の数値は、標準誤差を示す。ただし表で結果を読み解くには情報量が多いため、この結果をグラフに可視化することで結果を解釈していきたい。図 3.4 と図 3.5 は、小学校と中学校それぞれの重回帰分析の標準化係数の値を、95%信頼区間を含めたうえで図示したものである。

まず小学校についての結果をみていこう。図 3.4 において、まず注目されるのは、教育期待の係数の値が大きいという点である。2013 年度の時点がもっともその値が大きく、その後若干小さくなっているが、母学歴、父学歴、世帯収入と比べて 2 倍程度の大きさとなっている。ここから、親が子どもに大学(院)まで行ってほしいという子の学歴に関する願望が、学力に大きな影響を与えていることがわかる。

母学歴、父学歴はともに 0.1~0.15 程度の値を示しており、いずれの年度でも一貫して学力に有意な影響を与えている。また世帯収入は、0.05~0.10 程度と、比較的小さな値となっているが、2021 年度において世帯収入の係数がもっとも高い値となっており、家庭の経済的資本が学力に与える影響力がわずかに大きくなってきていることが示唆される。

表 3.1. 学力（国語・算数）を従属変数とした重回帰分析の結果（小学校）

小学校	国語			算数		
	2013年度	2017年度	2021年度	2013年度	2017年度	2021年度
女子ダミー	0.212*** (0.010)	0.231*** (0.006)	0.166*** (0.007)	0.086*** (0.012)	0.096*** (0.006)	0.052*** (0.007)
母学歴	0.108*** (0.014)	0.120*** (0.007)	0.103*** (0.007)	0.120*** (0.014)	0.139*** (0.007)	0.116*** (0.006)
父学歴	0.145*** (0.012)	0.130*** (0.007)	0.122*** (0.007)	0.130*** (0.013)	0.139*** (0.007)	0.125*** (0.007)
世帯収入	0.069*** (0.013)	0.056*** (0.006)	0.094*** (0.006)	0.071*** (0.013)	0.087*** (0.007)	0.103*** (0.006)
教育期待	0.242*** (0.014)	0.212*** (0.007)	0.221*** (0.007)	0.260*** (0.014)	0.221*** (0.007)	0.227*** (0.008)
N	11125	41323	25890	11122	41313	25890
R <sup>2</sup>	0.201	0.188	0.179	0.185	0.186	0.178

(\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05)

表 3.2. 学力（国語・数学）を従属変数とした重回帰分析の結果（中学校）

中学校	国語			数学		
	2013年度	2017年度	2021年度	2013年度	2017年度	2021年度
女子ダミー	0.234*** (0.011)	0.223*** (0.005)	0.200*** (0.004)	0.066*** (0.011)	0.058*** (0.005)	0.085*** (0.004)
母学歴	0.053*** (0.010)	0.091*** (0.005)	0.092*** (0.005)	0.089*** (0.009)	0.115*** (0.006)	0.103*** (0.005)
父学歴	0.086*** (0.011)	0.104*** (0.006)	0.112*** (0.005)	0.101*** (0.011)	0.129*** (0.006)	0.122*** (0.005)
世帯収入	0.037** (0.011)	0.020*** (0.006)	0.037*** (0.004)	0.080*** (0.011)	0.059*** (0.006)	0.050*** (0.005)
教育期待	0.354*** (0.011)	0.325*** (0.007)	0.296*** (0.006)	0.400*** (0.010)	0.371*** (0.006)	0.362*** (0.005)
N	18768	51244	56160	18770	51264	56165
R <sup>2</sup>	0.220	0.219	0.204	0.270	0.267	0.248

(\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05)

女子ダミーについていえば、国語で 0.15~0.25 程度、算数で 0.05~0.10 程度の値を示しており、男子よりも女子の方が学力は有意に高いことがわかる。ただし、2021 年度でもっとも回帰係数の値は小さくなっており、男女の学力差は縮まっていることがわかる。

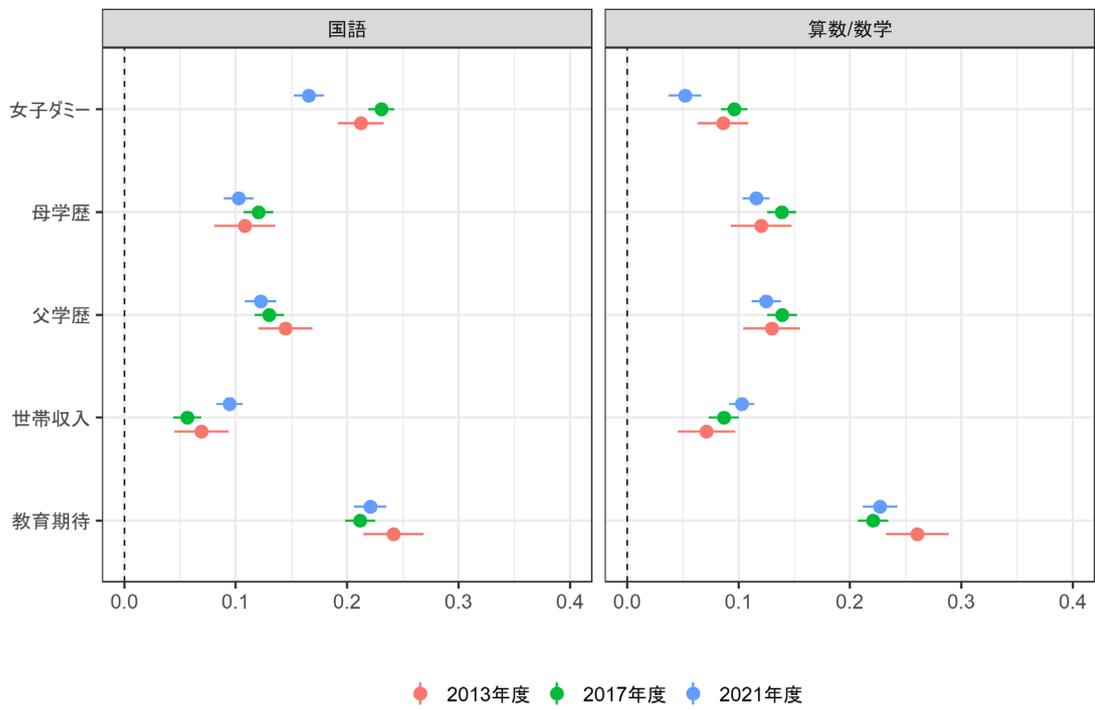


図 3.4. 回帰係数の経年比較 (小学校)

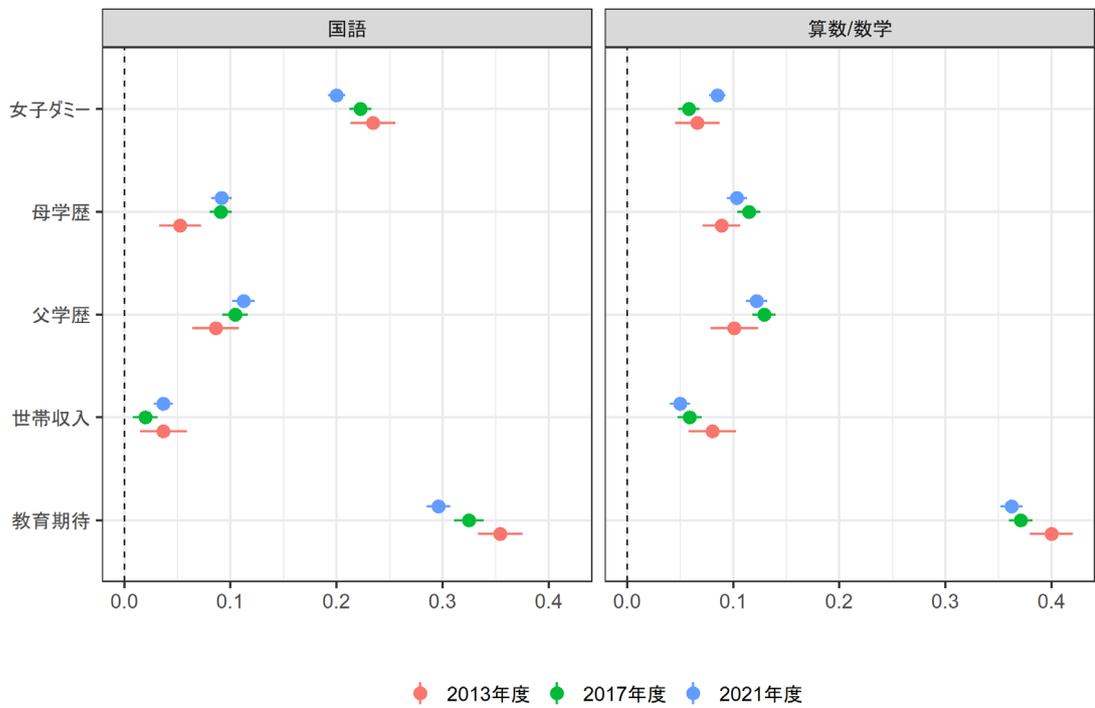


図 3.5. 回帰係数の経年比較 (中学校)

続いて中学校の結果もみておこう。図 3.5 をみると、全体的な傾向としては、小学校の結果と似通っていることがわかる。ただし教育期待の回帰係数の値は 0.3~0.4 程度の範囲にあり、教育期待の影響力は小学校のときよりも中学校段階において強まることが示唆される。ただし近年に近づくに従って、教育期待の影響力自体は小さくなっている様子もうかがえる。

一方で、母学歴と父学歴の回帰係数は、2013 年度のときよりも、2017 年度あるいは 2021 年度において大きくなっていることがわかる。世帯収入は国語で 0.05 以下、数学で 0.1 以下の値となっており、その影響力は教育期待や母学歴、父学歴と比べて小さなものとなっていることがわかる。

女子ダミーをみると、国語においては、その影響力が小さくなっていることがわかるが（ただしそれでも 2021 年度の時点で女子ダミーの回帰係数は 0.200 と小さくない）、数学においては、2021 年度において回帰係数の値がもっとも大きくなっている。

## 5. 富と願望の交互作用

本章の分析の最後に、世帯所得と教育期待の交互作用を 4 節の重回帰分析のモデルに組み込んだ結果を示していきたい。この分析は、ペアレントクラシーの 2 つの要素、富と願望をそれぞれ世帯所得、教育期待として位置づけ、親の富と願望がいかなる交互作用を通して学力に影響を与えるかを検討するという目的のために行われる。言い換えれば、富と願望、それぞれ単体で学力に影響を与えるというよりも、富と願望の両者が高まることで、学力に与える効果に相乗効果をもたらされるのではないかという仮説をもとに検討される。

表 3.3 と表 3.4 には、それぞれ小学校と中学校の重回帰分析の結果（世帯収入と教育期待の交互作用あり）を示している。世帯収入と教育期待の交互作用項をみると、2013 年度の中学校国語以外のすべてにおいて、交互作用項が有意となっていることがわかる。このことから、富と願望の両者が高まることで、学力に与える効果に相乗効果をもたらされること、言い換えれば、世帯収入が学力に与える効果は、親の教育期待が高いほど高まることが明らかとなった。

この結果をよりわかりやすく解釈するには、世帯所得、教育期待、学力の関係をグラフに示すのが有効である。2021 年度の分析について、その結果を図 3.6 と図 3.7 に示す。図中の直線は、世帯所得（横軸）と学力（縦軸）の関係を教育期待ごとに分けて示したものであり、直線付近の破線で表した曲線は、推計した直線の誤差範囲（95%信頼区間）を示している。この結果をみると、教育期待が高いほど直線の傾きが大きくなっていることから、教育期待が高まるほど、世帯年収が学力に与える影響は大きくなることがわかる。ペアレントクラシーの 2 つの要素である、富（世帯収入）と願望（教育期待）の相乗効果がみられること、つまり、富と願望、どちらか片方だけ持っているよりも、両者のどちらも持っていることで学力はさらに高まることを、この結果は指し示している。

表 3.3. 学力（国語・算数）を従属変数とした重回帰分析の結果（交互作用あり：小学校）

小学校	国語			算数		
	2013年度	2017年度	2021年度	2013年度	2017年度	2021年度
女子ダミー	0.214*** (0.010)	0.231*** (0.006)	0.167*** (0.007)	0.087*** (0.012)	0.097*** (0.006)	0.052*** (0.007)
母学歴	0.107*** (0.014)	0.120*** (0.007)	0.102*** (0.007)	0.119*** (0.014)	0.139*** (0.007)	0.115*** (0.006)
父学歴	0.142*** (0.012)	0.129*** (0.007)	0.121*** (0.007)	0.128*** (0.013)	0.138*** (0.007)	0.124*** (0.007)
世帯収入	0.053*** (0.014)	0.049*** (0.007)	0.085*** (0.006)	0.061*** (0.015)	0.078*** (0.007)	0.098*** (0.006)
教育期待	0.250*** (0.014)	0.217*** (0.007)	0.228*** (0.007)	0.266*** (0.014)	0.227*** (0.007)	0.231*** (0.008)
世帯収入× 教育期待	0.046*** (0.012)	0.024*** (0.007)	0.032*** (0.006)	0.028* (0.012)	0.029*** (0.006)	0.017* (0.007)
N	11125	41323	25890	11122	41313	25890
R <sup>2</sup>	0.203	0.189	0.179	0.186	0.187	0.178

(\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05)

表 3.4. 学力（国語・算数）を従属変数とした重回帰分析の結果（交互作用あり：中学校）

中学校	国語			数学		
	2013年度	2017年度	2021年度	2013年度	2017年度	2021年度
女子ダミー	0.234*** (0.011)	0.223*** (0.005)	0.200*** (0.004)	0.067*** (0.011)	0.059*** (0.005)	0.086*** (0.004)
母学歴	0.053*** (0.010)	0.091*** (0.005)	0.091*** (0.005)	0.088*** (0.009)	0.114*** (0.006)	0.103*** (0.005)
父学歴	0.086*** (0.011)	0.104*** (0.006)	0.111*** (0.005)	0.099*** (0.011)	0.128*** (0.006)	0.121*** (0.005)
世帯収入	0.036** (0.012)	0.017** (0.006)	0.032*** (0.005)	0.071*** (0.012)	0.054*** (0.006)	0.045*** (0.005)
教育期待	0.355*** (0.011)	0.327*** (0.007)	0.300*** (0.005)	0.403*** (0.010)	0.375*** (0.006)	0.367*** (0.005)
世帯収入× 教育期待	0.002 (0.011)	0.015* (0.006)	0.022*** (0.005)	0.031*** (0.009)	0.026*** (0.005)	0.024*** (0.005)
N	18768	51244	56160	18770	51264	56165
R <sup>2</sup>	0.220	0.220	0.204	0.271	0.267	0.248

(\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05)

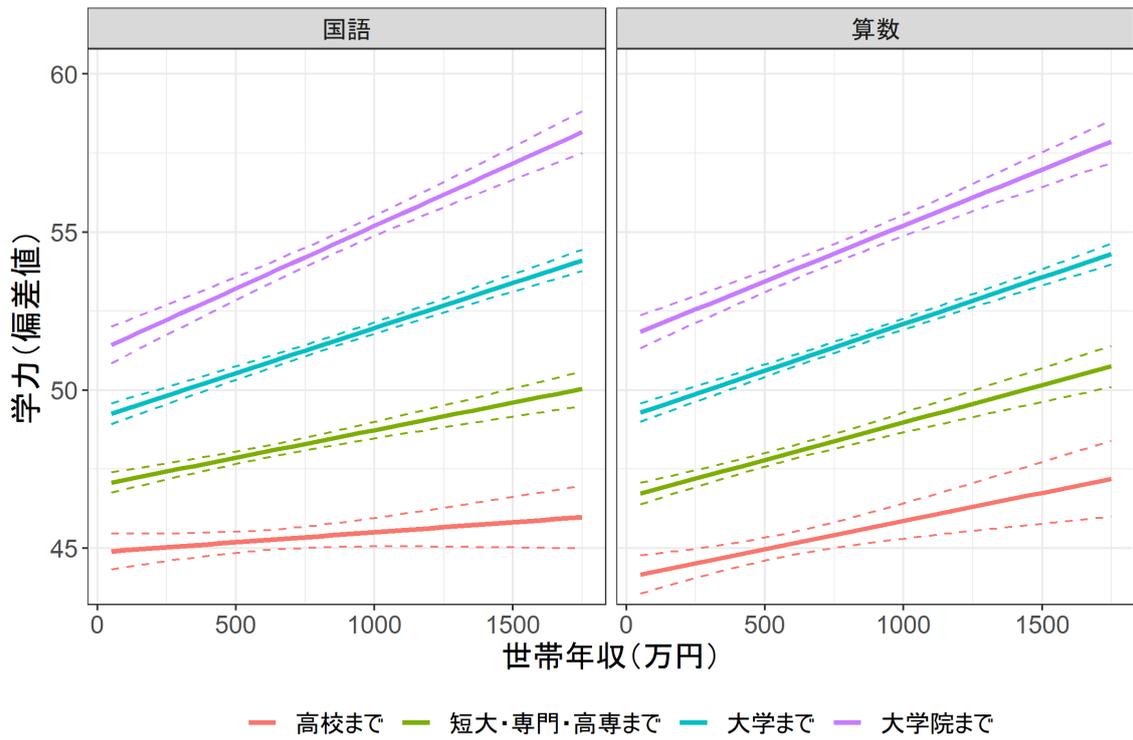


図 3.6. 世帯収入と教育期待の交互作用 (2021 年度 : 小学校)

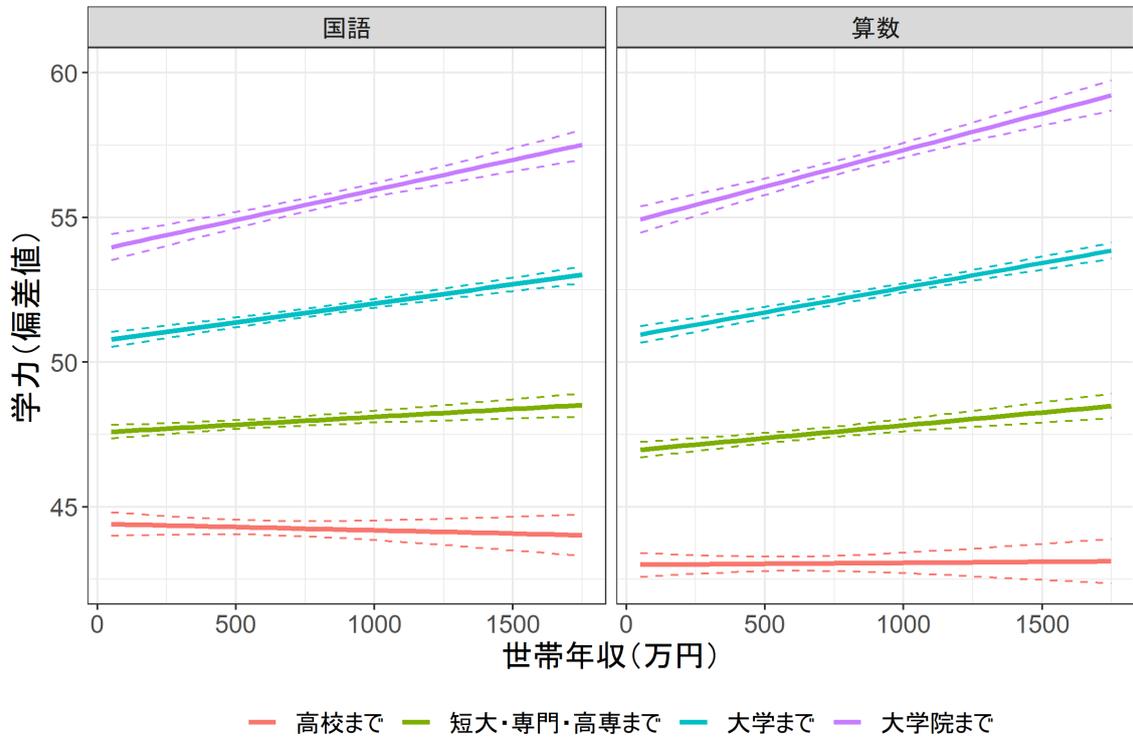


図 3.7. 世帯収入と教育期待の交互作用 (2021 年度 : 中学校)

表 3.5 . 世帯収入×教育期待×学力（国語・算数）のクロス表（小学校）

		高校まで	短大・専門・ 高専まで	大学まで	大学院まで
国語	300万円未満	42.2 (0.35, 886)	44.5 (0.32, 798)	48.0 (0.36, 1174)	46.8 (2.19, 39)
	300万円以上、600万円未満	44.1 (0.25, 1924)	46.4 (0.23, 2354)	50.4 (0.15, 4454)	50.3 (1.25, 88)
	600万円以上、900万円未満	44.4 (0.28, 1116)	47.3 (0.21, 1806)	51.9 (0.14, 6657)	54.7 (0.77, 145)
	900万円以上	44.8 (0.60, 351)	47.2 (0.38, 581)	54.0 (0.13, 5729)	57.7 (0.38, 475)
算数	300万円未満	41.6 (0.40, 886)	43.9 (0.27, 798)	47.9 (0.30, 1174)	46.3 (1.72, 39)
	300万円以上、600万円未満	43.9 (0.24, 1924)	45.8 (0.24, 2354)	50.6 (0.13, 4454)	51.4 (1.04, 88)
	600万円以上、900万円未満	44.6 (0.28, 1116)	46.7 (0.22, 1806)	52.3 (0.13, 6657)	56.0 (0.53, 145)
	900万円以上	44.6 (0.64, 351)	47.2 (0.40, 581)	54.2 (0.13, 5729)	57.6 (0.30, 475)

表 3.6 . 世帯収入×教育期待×学力（国語・数学）のクロス表（中学校）

		高校まで	短大・専門・ 高専まで	大学まで	大学院まで
国語	300万円未満	42.0 (0.19, 2389)	45.0 (0.25, 1705)	49.8 (0.18, 2660)	49.1 (2.31, 64)
	300万円以上、600万円未満	43.3 (0.17, 4700)	46.5 (0.19, 4674)	51.2 (0.10, 4674)	52.5 (0.81, 187)
	600万円以上、900万円未満	44.1 (0.18, 3083)	46.7 (0.15, 4301)	52.5 (0.08, 14073)	56.1 (0.71, 343)
	900万円以上	43.9 (0.31, 1108)	46.7 (0.21, 1695)	53.6 (0.09, 12254)	57.2 (0.35, 751)
数学	300万円未満	40.4 (0.22, 2389)	43.3 (0.25, 1705)	49.8 (0.22, 2660)	51.0 (1.40, 64)
	300万円以上、600万円未満	42.1 (0.16, 4700)	45.3 (0.17, 4674)	51.7 (0.11, 4674)	53.7 (0.72, 187)
	600万円以上、900万円未満	42.9 (0.22, 3083)	45.7 (0.14, 4301)	53.2 (0.08, 14073)	57.6 (0.55, 343)
	900万円以上	42.7 (0.24, 1108)	45.8 (0.23, 1695)	54.4 (0.09, 12254)	58.9 (0.30, 751)

表 3.5 と表 3.6 には、世帯収入×教育期待×学力(国語・算数/数学)のクロス表を示す。表中には、世帯収入(①300万円未満、②300万円以上、600万円未満、③600万円以上、900万円未満、④900万円以上の4カテゴリ)×教育期待(①高校まで、②短大・専門・高専まで、③大学まで、④大学院までの4カテゴリ)の合計16カテゴリごとに、学力の平均値を記載している。表中のかっこ内の左側の数値は標準誤差、右側の数値はサンプルサイズを表す。図 3.6、図 3.7 に示したグラフと同様に、教育期待が高いほど、世帯収入が学力に与える影響は強くなる傾向性がみられることを確認されたい。

## 6. まとめ

本章の結論を、①SESによる学力格差の変化、②学力格差の規定要因、③富と願望の相乗効果という3点からまとめていきたい。

- ① SESによる学力格差の変化：Highest SESとLowest SESの層を比較すると、偏差値で8ポイント～10ポイント程度の差が存在する。教科の違いをいえば、国語よりも算数/数学の方がSESによる学力格差は大きい。2013年度から2021年度にかけての学力格差の変化をみると、全体的な傾向として、ほとんど変化はみられない。つまり、格差は拡大でも縮小でもなく、一定の大きさを維持しているといえる。ただし、中学校の国語については、2021年度において格差がわずかに拡大している様子もうかがえる。
- ② 学力格差の規定要因：学力格差の規定要因として、教育期待、すなわち、親が子どもにどの程度の学歴を獲得することを期待するかが大きな要因であることが明らかとなった。母学歴、父学歴はいずれも学力に独立した影響を与えている。世帯所得も学力に有意な影響を与えているが、教育期待や母学歴・父学歴に比べるとその大きさは小さい。
- ③ 富と願望の相乗効果：富(世帯収入)と願望(教育期待)の交互作用を検討したところ、2013年度の国語の分析を除いて、有意な影響をもっていることが明らかとなった。すなわち、富(世帯収入)と願望(教育期待)はそれぞれ独立して学力に影響を与えるのみならず、相乗効果が存在すること、つまり、世帯収入が学力に与える影響は、教育期待が高まることで強くなることが明らかとなった。

2000年代初頭に学力格差への関心が集まって以降、学力格差をいかに是正していくかは、日本の教育政策において最も重要な課題のひとつといえよう。2013年度に実施された、全国学力・学習状況調査(きめ細かい調査)では、児童生徒を対象とする調査に加えて、保護者調査を通して、児童生徒の家庭における状況を踏まえて、日本全体のSESにおける学力格差を把握することが可能になったが、それ以降、現在に至るまで学力格差の実態にはほとんど変化がみられないといってよい。富と願望の相乗効果が学力に影響をもたらすという本章の分析の知見を踏まえれば、恵まれた家庭背景の親がさらなる教育投資を行うことで、世代間の再生産が加速され、ペアレントクラシーの流れがますます確固としたものになる

可能性も危惧される。

日本の教育格差の実態をさまざまなデータを通して示した松岡亮二は、児童生徒の家庭背景にかかわらず、単に「同じ扱い」を繰り返すだけでは「いつの時代にも教育格差がある」ことは変わらないと述べたうえで、不利な社会階層の人々により豊富な教育の追加支援を提供する必要性を主張している（松岡 2019, p.268）。全国学力・学習状況調査に基づく本章の分析結果は、その指摘の重要性を再確認するものであるといえよう。

#### <参考文献>

- フィリップ・ブラウン, 2005, 「文化資本と社会的排除」 A・H・ハルゼーほか編（住田ほか編訳）『教育社会学 第三のソリューション』九州大学出版会。
- 松岡亮二, 2019, 『教育格差－階層・地域・学歴－』筑摩書房。
- 耳塚寛明, 2007, 「小学校学力格差に挑む－だれが学力を獲得するのか－」『教育社会学研究』80, pp.23-39.
- お茶の水女子大学, 2014, 「2013年度全国学力・学習状況調査（きめ細かい調査）の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究」『平成 25 年度 学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究』。
- お茶の水女子大学, 2018, 「保護者に対する調査の結果と学力等との関係の専門的な分析に関する調査研究」『平成 29 年度 学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究』。
- 志水宏吉, 2022, 『ペアレントクラシー－「親格差時代」の衝撃－』朝日新書。

## 第4章 ジェンダーと地域規模による学力格差の実態把握

伊佐 夏実

### 知見の概要

小学校・中学校ともに、国語、算数・数学いずれも、女子の方が平均偏差値はやや高い。細かくみると、SESの高い女子、大都市の女子の偏差値がもっとも高く、SESの低い男子、町村の男子のそれはもっとも低い。

親の進学期待や教科選好にはジェンダー差がみられ、女子は、保護者からの大学進学期待が男子に比べて低く、算数・数学への忌避感がみられる。

小中学校ともに、国語、算数・数学いずれも、地域やジェンダーにかかわらず、学力を規定する要因として挙げられるのは、保護者の大学・大学院進学期待やSESといった家庭要因である。ただし、教科の選好が各教科の学力と関連する傾向も相対的に高く、とりわけ女子においてその傾向がみられる。

### 1. はじめに

本章では、2021年度の全国学力・学習状況調査データを用いて、男女別にみた学力格差の実態を、地域規模との組み合わせによって確認していく。学力の男女格差の実態について、国際学力調査であるTIMSS2019の日本の結果では、算数・数学の結果に有意な男女差はなく、PISA2018では、読解力は女子で、数学的リテラシーは男子で高いという結果が示されている(OECD 2018)。一方で、日本の小中学生を対象に実施されている全国学力学習状況調査の分析において、性差に関する結果は明確に示されてこなかった。

1章では、この点について経年変化を含めて確認されたが、本章では、それに加えて、地域規模によって学力の男女差のあらわれ方は異なるのかを確認していく。かつて問題視された学力の都鄙格差については、2007年の全国学力・学習状況調査の実施時点で「目立たない」ものになっていることが指摘されている(志水 2009)。しかしここでも、地域規模とジェンダーを組みあわせた視点からの分析はなされていない。

たとえば、4年制大学進学率に関しては、女子の進学率は男子のそれに比べて未だ10%程度低い。さらには、地域間格差も残されており、都道府県別に女子の大学進学率をみると、7割程度にも及ぶところから3割程度にとどまるところまでである(文部科学省 2022)。このように、男女の差は、地域の差とも重なり合いながら異なる様相を生み出すのであり、学力についてもこうした違いがみられるのかを確認しておく必要があるだろう。

さらには、男女や地域別に学力を規定する要因は同じなのか、違ってくるのかをみておくことも必要だろう。先行研究において、大都市近郊中都市と地方小都市を比較した結

果、大都市圏では家庭背景が学力の分布を説明するうえで大きな役割を果たしており、児童の家庭での学習時間以上に、所得や教育費、保護者の学歴期待が子どもの学力に結び付いている一方で、地方都市においては必ずしもそうとは言えないことが指摘されている（耳塚 2007）。本章では、こうした地域別の分析にジェンダーの視点を加えた分析を行うことにする。

まずは、ジェンダーや地域ごとに学力・学習状況の実態を把握し、そのうえで、ジェンダーと地域ごとに学力を規定する要因は異なっているのかを確認していく。以降の分析で用いる性別変数については、児童生徒用質問紙の回答のなかで男子、あるいは女子と回答されたもののみを使用し、学力については国語と算数・数学を分けたうえで偏差値化した数値を用いてみていく。

## 2. ジェンダーと地域規模による学力・学習状況の把握

### 2.1. 学力の状況

#### 2.1.1. ジェンダー別学力

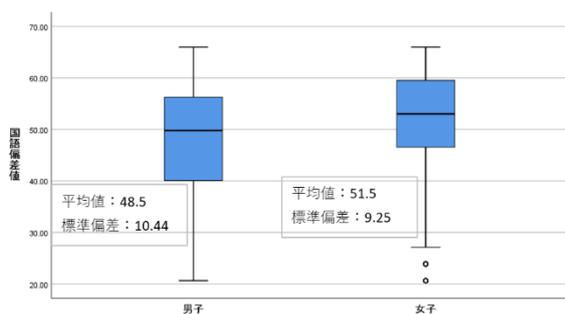


図 4.1. ジェンダー×国語（小学生）

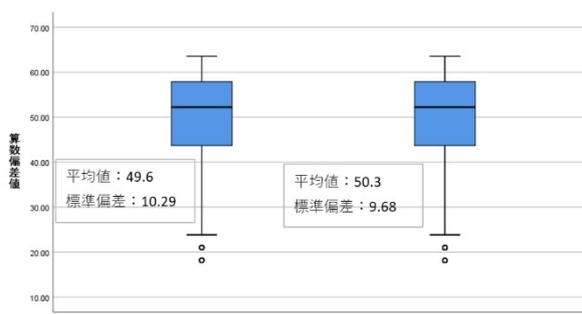


図 4.2. ジェンダー×算数（小学生）

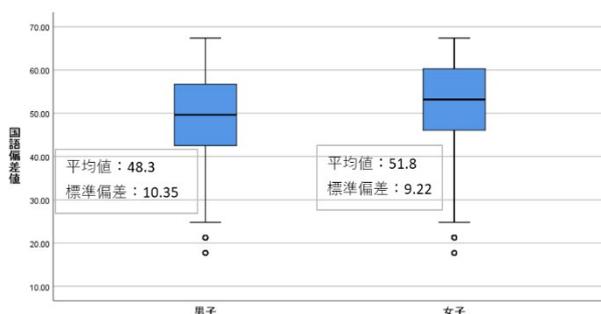


図 4.3. ジェンダー×国語（中学生）

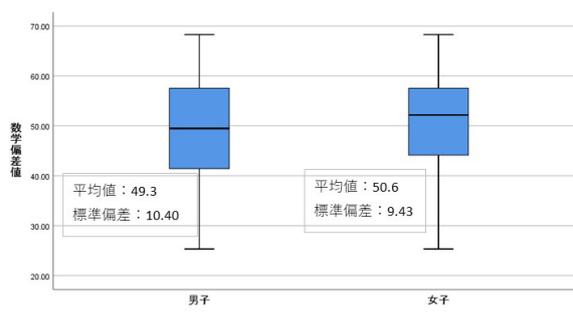


図 4.4. ジェンダー×数学（中学生）

男女別の学力状況についてはすでに 1 章で確認された通り、小中ともに、そして国語、算数・数学いずれも女子の方が平均偏差値は高い。ただし、もっとも差がある小学校の国語（図 4.1）でも偏差値にして 3 ポイントであり、最もその差が小さい小学校の算数（図 4.2）では、0.7 ポイントと大きくはない。箱ひげ図の結果をみると、小中ともに、そして国語、算数・数学ともに、女子に比べて男子の方がややばらつきは大きくなっていることもわかる。

### 2.1.2. ジェンダー・地域規模別にみた学力

図 4.5～図 4.8 は、地域規模と男女別に国語と算数・数学の偏差値の分布をみたものである。小中ともに、国語、算数・数学いずれも、おおむね大都市の平均偏差値が高く、町村がもっとも低いが、その差は2ポイント程度でそれほど大きくはない。平均偏差値がもっとも高いのは、小中学校ともに、国語、算数・数学いずれも大都市の女子であり、町村男子の値がもっとも低くなっている（もっとも高い値を赤の実線、もっとも低い値を赤の破線で囲っている）。その差は国語のほうでより大きく（図 4.5, 図 4.7), 小中学校ともにおよそ5ポイント程度の差がある。また、分布の違いに着目すると、いずれの地域においても女子の方が男子に比べて低学力層が少ない傾向がみられる。

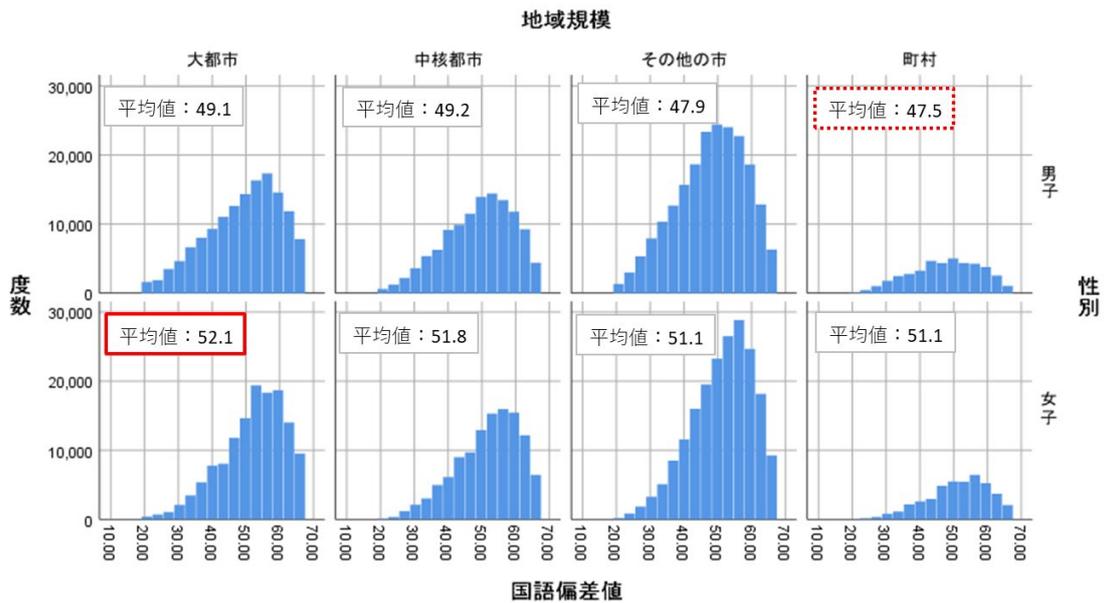


図 4.5. ジェンダー・地域別 国語偏差値の分布（小学生）

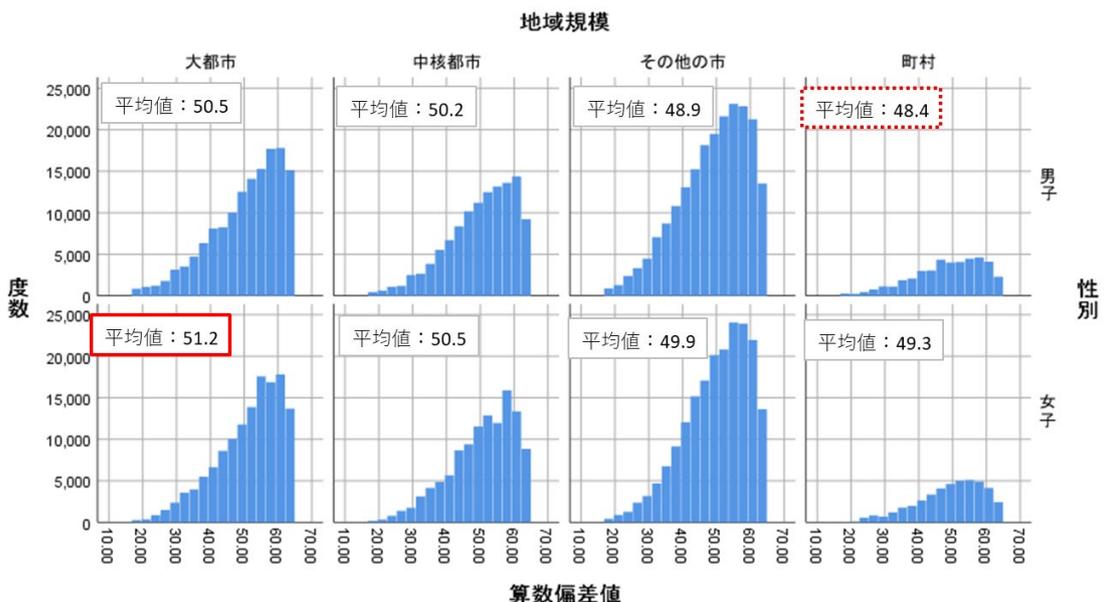


図 4.6. ジェンダー・地域別 算数偏差値の分布（小学生）

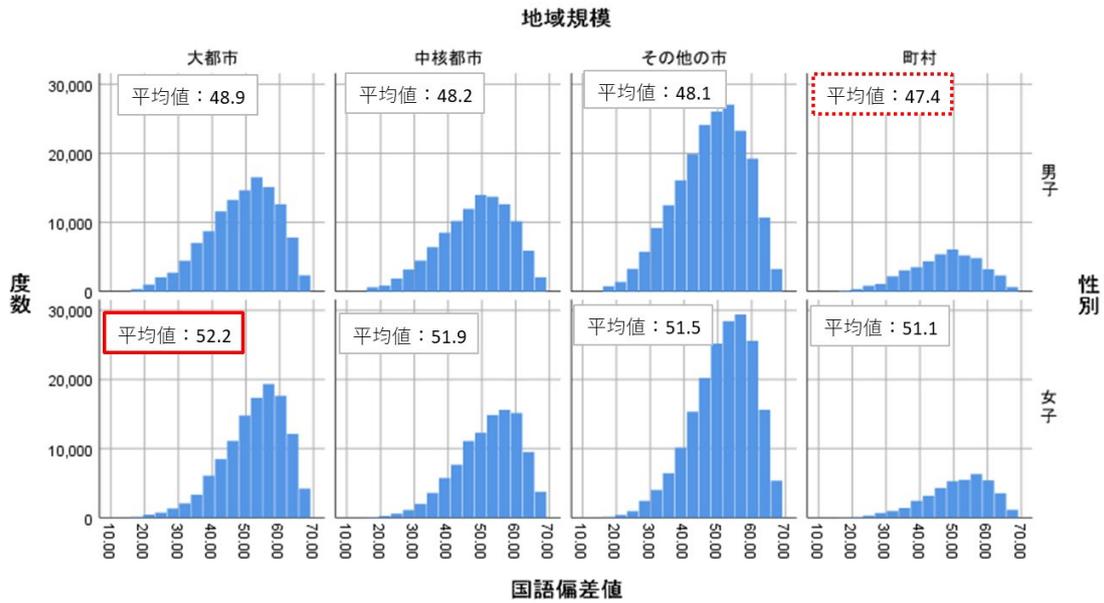


図 4.7. ジェンダー・地域別国語偏差値の分布（中学生）

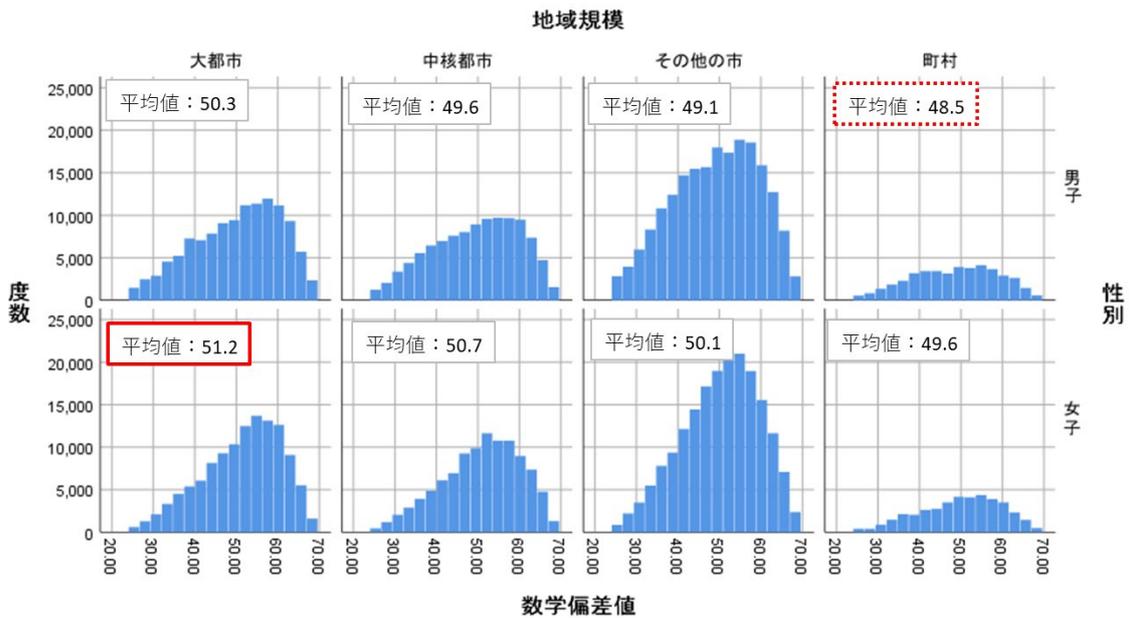


図 4.8. ジェンダー・地域別数学偏差値の分布（中学生）

### 2.1.3. ジェンダーとSES別にみた学力

次に、SES とジェンダー別に学力分布を確認していこう。図 4.9 から図 4.12 をみてまずわかることは、小学校・中学校ともに、そして国語、算数・数学いずれも、Highest SES の女子の平均値がもっとも高く、Lowest SES 男子の平均値がもっとも低いことである（もっとも高い値を赤の実線、もっとも低い値を赤の破線で囲っている）。そして、その差は 10 ポ

イント程度とかなり大きい。男女ともに、SESが低くなるにつれて学力も低くなるという明確な傾向がみられるものの、女子の国語に関しては（図 4.9, 4.11）、SESによる平均値の差が算数・数学や男子のそれに比べるとやや小さいこともわかる。

また、分布に着目すると、小学校の算数では男女ともに（図 4.10）、そして小学校の国語では女子で（図 4.9）、また、中学校の国語では女子で（図 4.11）、Highest SES の高学力層への偏りがみられる。他方で、図 4.9, 図 4.11, 図 4.12 の Lowest SES の結果をみると、女子よりも男子で、低学力層への偏りがみられる。

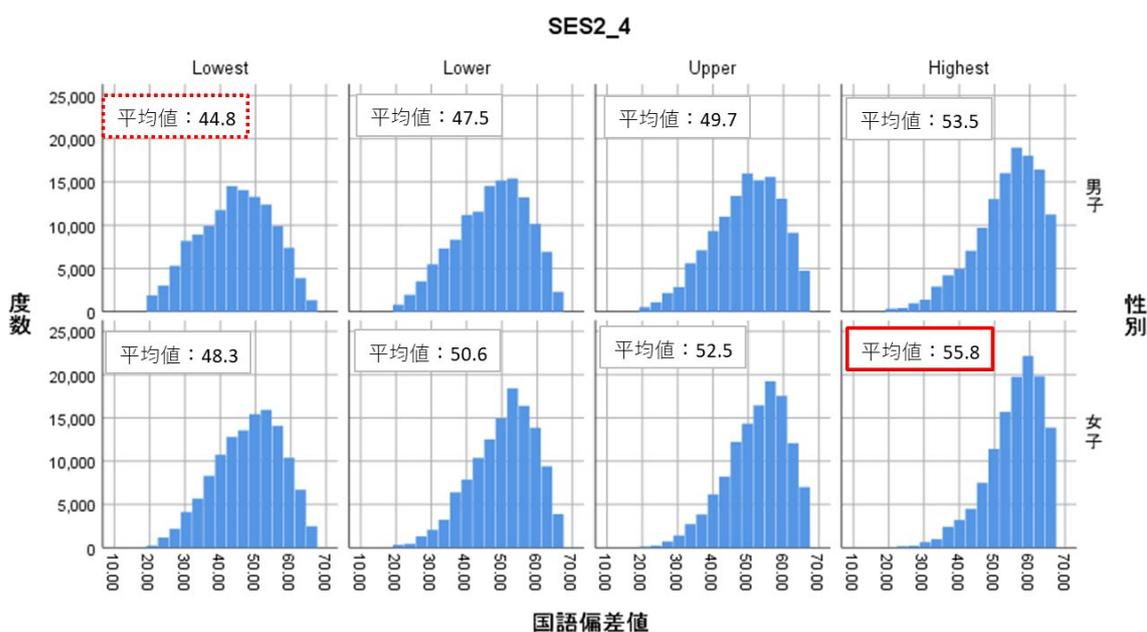


図 4.9. ジェンダー・SES 別 国語偏差値の分布（小学生）

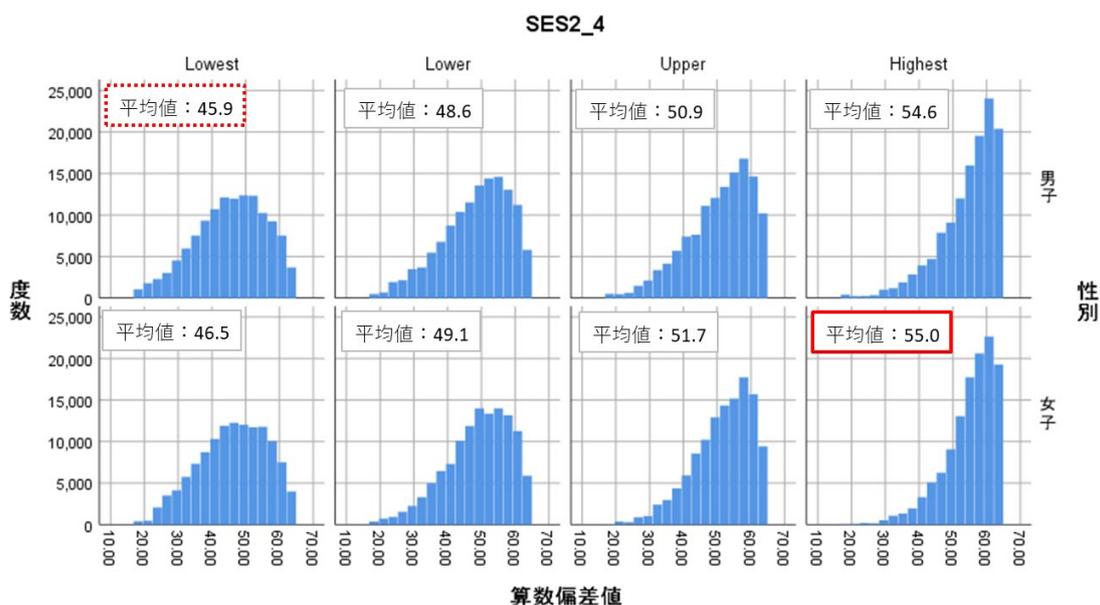


図 4.10. ジェンダー・SES 別 算数偏差値の分布（小学生）

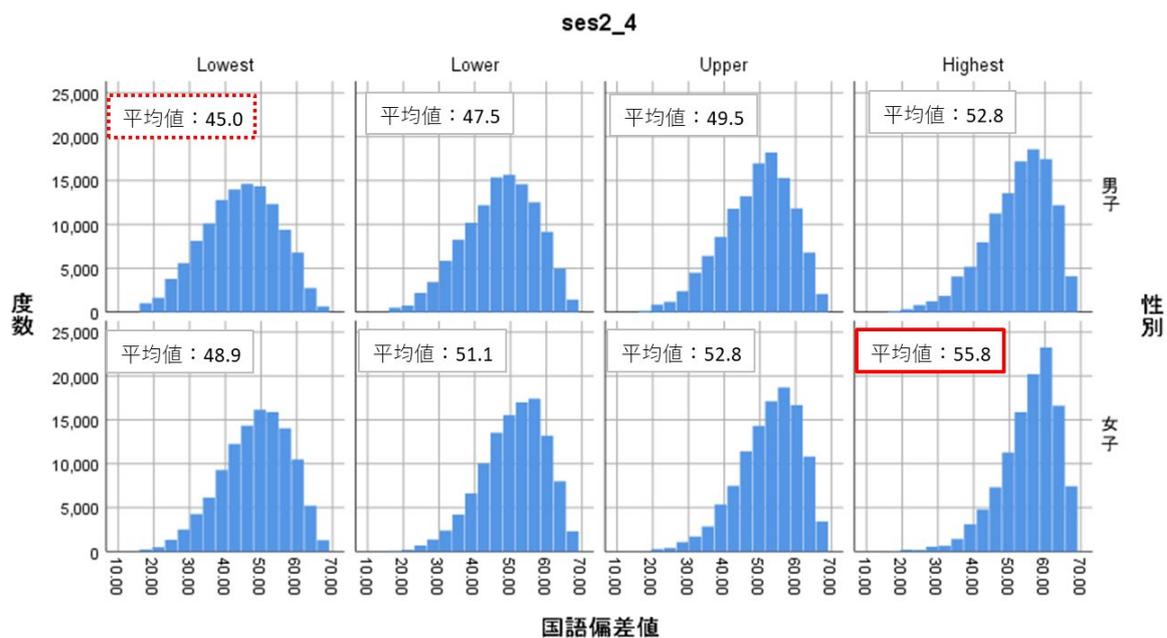


図 4.11. ジェンダー・SES 別 国語偏差値の分布 (中学生)

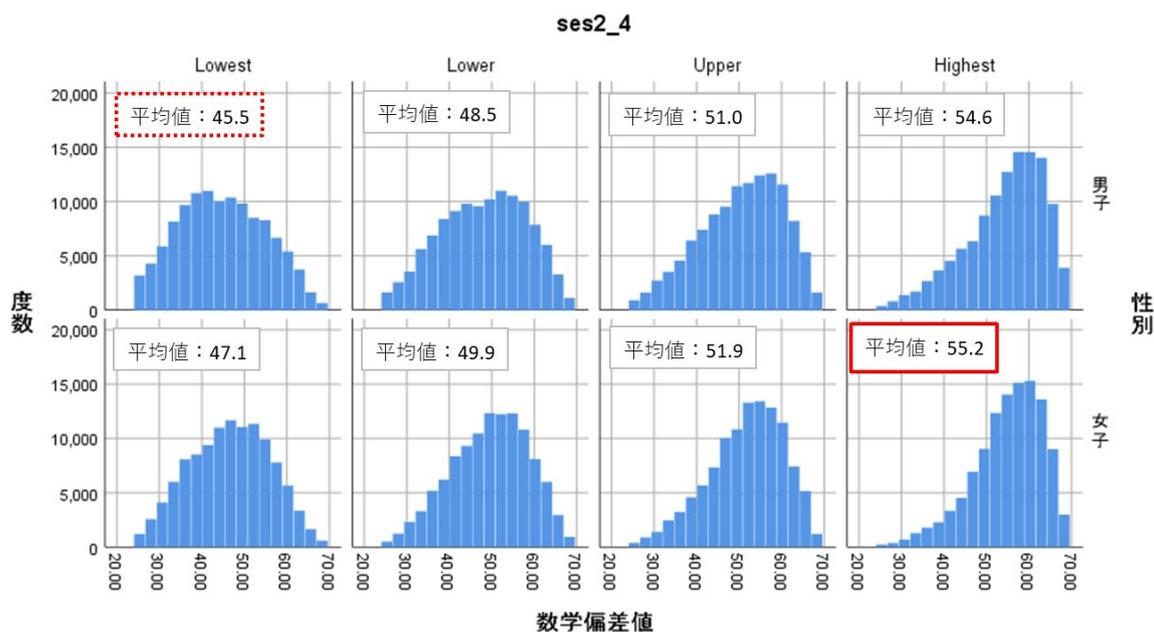


図 4.12. ジェンダー・SES 別 数学偏差値の分布 (中学生)

## 2.2. 教科への意識, 学習の状況

### 2.2.1. 子どもの回答から

次に、児童生徒用質問紙の結果から、教科に対する意識や学習の状況について、いくつかの項目をピックアップしてみよう。

表 4.1 は、学校段階・男女別の結果を示している。「① 計画的に学習しているかどうか」

では、小学校よりも中学校の方が、「よくしている」と「ときどきしている」を合計した割合は低下し、男女で比べると、男子の方でより低くなることわかる(小学校男子で71.9%、中学校男子で58.8%)。平日や休日の学習時間が「2時間以上」の割合も、小学校の休日では男女差はほぼみられない(男子で29.1%、女子で32.3%)が、それ以外では、女子のほうがやや多くなっている(たとえば、③休日の学習時間が2時間以上の割合は、中学校の男子で49.5%、女子で58.8%である)。

表 4.1. ジェンダー別にみた学習状況・教科への意識

		小学校		中学校	
		男子	女子	男子	女子
①計画的に学習している	「よくしている」+ 「ときどきしている」	71.9%	78.2%	58.8%	68.6%
②平日学習時間	2時間以上	24.3%	30.3%	37.8%	45.9%
③休日学習時間		29.1%	32.3%	49.5%	58.8%
④読書時間	30分以上	33.6%	41.6%	27.8%	30.5%
⑤国語が好き	「あてはまる」+「ど ちらかといえばあては まる」	55.2%	63.6%	54.7%	66.4%
⑥国語は大切		91.7%	94.7%	89.2%	94.2%
⑦国語はよくわかる		81.8%	86.3%	77.4%	83.0%
⑧国語は役に立つ		90.6%	93.1%	77.4%	83.0%
⑨国語文章問題	すべて最後まで解答し ようと努力した	77.1%	86.1%	68.5%	79.8%
⑩算数/数学が好き	「あてはまる」+「ど ちらかといえばあては まる」	75.0%	59.0%	66.9%	51.8%
⑪算数/数学は大切		93.9%	93.7%	85.6%	84.1%
⑫算数/数学はよくわかる		87.6%	80.9%	79.2%	70.3%
⑬算数/数学は役に立つ		92.3%	92.5%	75.7%	74.8%
⑭算数/数学の説明する問題	すべて最後まで解答し ようと努力した	79.0%	82.6%	56.8%	59.6%

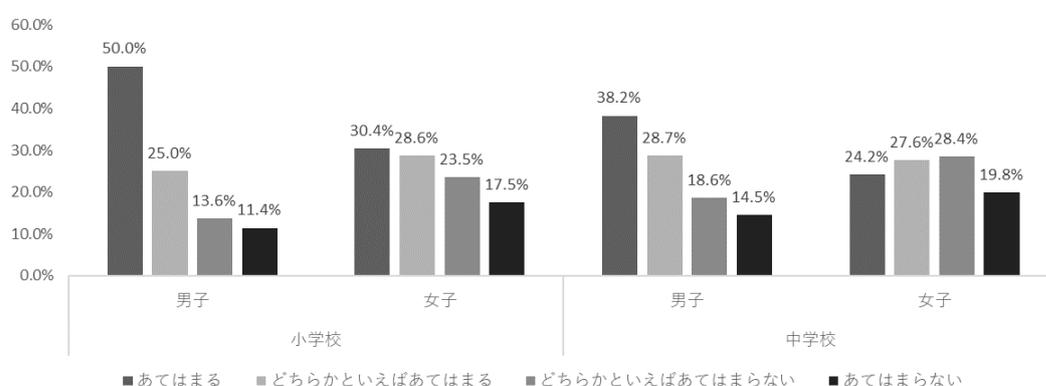


図 4.13. ジェンダー別にみた算数・数学が好きかどうかの分布

表 4.1 の⑤から⑭に示している教科に関する意識については、とりわけ「好きかどうか」(⑤および⑩)において、明確な男女差が確認できる。小中学校ともに、女子は国語が好きで、男子は算数・数学が好きであり、特に算数・数学において男女の差が大きい。中学校の場合、男子の7割近くが「数学が好き」と回答しているのに対して、女子のそれは5割程度となっている。図 4.13 では、「算数・数学の勉強は好きですか」という質問への回答分布を学校段階・男女別に示しているが、男女の意識の違いは明らかである。こうした、教科の選好に関するジェンダー差は、他の調査においても繰り返し指摘されてきたことでもある(伊佐・知念 2014, ベネッセ教育総合研究所 2016 など)。

また、各教科の理解度(「国語/算数・数学の授業の内容はよくわかりますか」)についてもこうした傾向が表れており、女子の場合は「国語の授業の内容はよくわかりますか」への肯定的回答は男子よりも高いものの(表中⑦, 中学校男子で77.4%, 女子で83.0%が「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」と回答), 算数・数学に関しては男子よりも低く評価している(表中⑫, 中学校男子で79.2%, 女子で70.3%が「あてはまる」「どちらかといえばあてはまる」と回答)。すでに確認したように、実際の算数・数学の学力状況からすれば、男子に比べてむしろ女子のほうがやや偏差値は高いにもかかわらず、女子の算数・数学への苦手意識が垣間見える結果である。

また、「⑬ 算数・数学が役に立つ」と考えるかどうかには男女差はないものの、女子の場合、「⑧ 国語が役に立つ」と考える割合が中学校で83.0%と男子の77.4%に比べて高い。「⑥ 国語が大切」と考える割合も、中学校の女子では男子よりもやや高くなっている。数学への忌避感とともに、国語という教科が、女子にとって重要な位置を占めていることがわかる結果でもある。

図表は省略するが、地域差がみられたのは平日および休日の学習時間のみである。平日の学習時間が2時間以上の割合は、大都市男子で46.0%, 女子で50.3%と高く、地域規模が小さくなるにつれてその割合はやや減少していき、町村男子では32.1%, 女子では39.1%となる。休日についても同様の傾向があり、大都市男子で53.3%, 女子で59.7%, 町村男子で44.7%, 町村女子で54.0%である。小学校についても、大都市では男子の31.3%, 女子の36.1%が平日2時間以上学習しているのに対して、町村では男子で18.3%, 女子で22.7%である。休日に2時間以上学習している割合は、大都市では男女ともに35%程度、町村では男女ともに25%程度である。こうした違いの背景には、通塾状況の地域差があると考えられる。

## 通塾状況

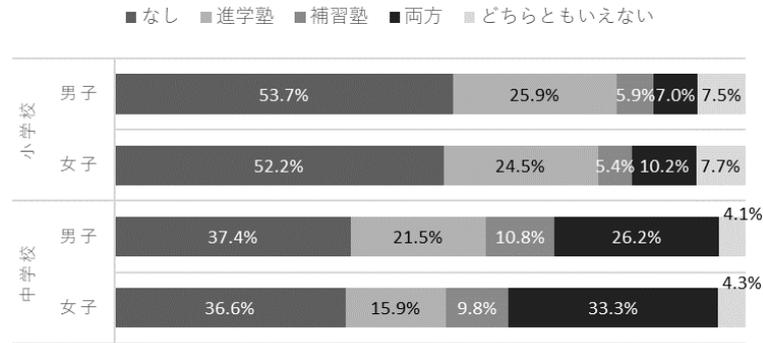


図 4.14. 通塾状況

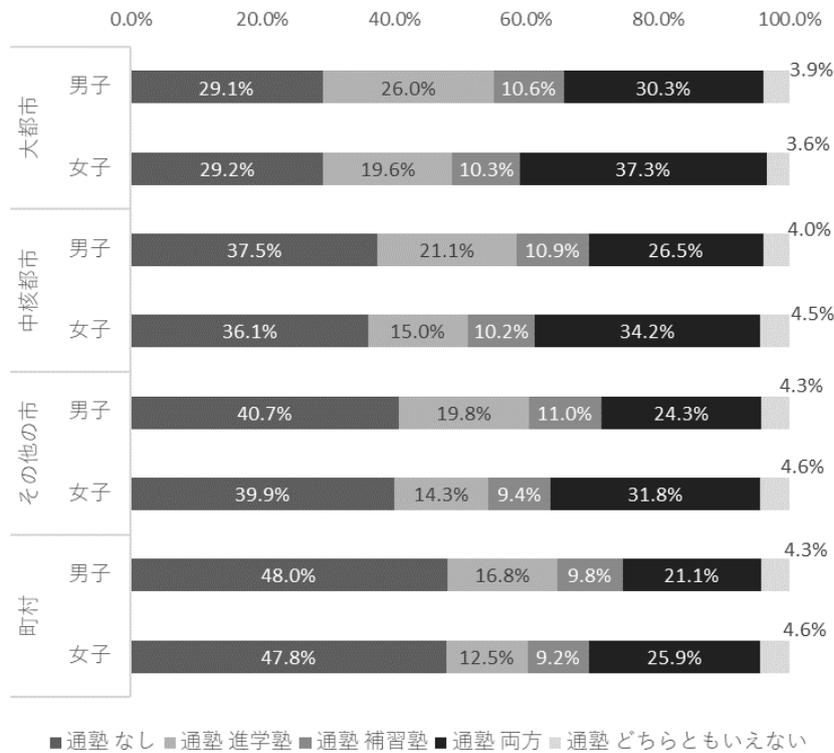


図 4.15. ジェンダー・地域規模別の通塾状況（中学校）

図4.14は、学校段階と男女別に通塾状況をみたものである。中学校では、女子に比べて男子のほうが進学塾（「学校の勉強より進んだ内容や、難しい内容を教わっている」）に通う割合がやや高く、女子の場合は進学塾と補習塾（「学校の勉強でよく分からなかった内容を教わっている」）両方の役割をもった塾に通う割合がやや高い。他方小学校では、通塾状況に男女差はみられない。

地域別の通塾状況について、中学校のみの結果を示した図4.15をみると、大都市の通塾率が男女ともに7割程度なのに対して、町村では5割程度と、およそ2割の差がある。また、進学塾に通塾する割合は女子よりも男子で高くなる傾向があり、なかでも、大都市男子の26.0%がもっとも高く、もっともその割合が低い町村女子の12.5%に比べて、およそ倍の値である。

図表は省略するが、小学校については、大都市の男女の3割が進学塾に通い、町村の16%程度に比べて差があるが、それぞれに男女差は確認できない。このような、学校外教育機関を利用する差には依然として地域差がみられ、こうしたことが学習時間の違いとしてあらわれていると考えられる。

### 2.2.1. 保護者の回答から

それでは、保護者を対象にした質問紙調査の結果をもとに、子育ての様子や子どもへの期待にジェンダー差や地域差があるのかをみていこう。表 4.2 は、子どもへの働きかけのうち、学習に関すること、読書活動に関することを主に取り出し示したものである（中学生の子どもがいる保護者の回答結果のみ）。いずれの地域についても、「① 子どもが小学校入学前の時期に絵本の読み聞かせをした」や、「⑦ 過去 1 年以内に子どもを図書館に連れていった」をみると、子どもが女子の場合でそうした経験がやや多い。また、「家庭にある本の冊数」は男子の方がやや少ない（「⑨ 家庭全体の本の冊数」および「⑩ 子ども向けの本の冊数」ともに）。

以上のようなジェンダー差がみられる項目はあるものの、全体としては、男女差よりも地域差が目立つ項目が多いことがわかる。大都市の数値と町村の数値を見比べてみると、前者の方が後者よりも、絵本の読み聞かせをしたり、家庭での本の冊数も多い傾向にあり、読書環境には地域規模による差がみられる。また、「③ 学校生活が楽しければ、良い成績をとることはこだわらない」という考えは、町村に比べて大都市でやや少なく、「④ できる

表 4.2. ジェンダー・地域規模別の保護者の意識（中学校）

		大都市		中核都市		その他の市		町村	
		男子	女子	男子	女子	男子	女子	男子	女子
①絵本読み聞かせ	「ほとんど毎日」+「週3-4日」	47.7%	51.8%	43.8%	49.0%	42.8%	47.2%	39.2%	42.8%
②留学期待	「そう思う」+「どちらかといえばそう思う」	44.4%	43.4%	35.6%	34.3%	32.5%	32.1%	31.0%	29.3%
③成績にはこだわらない	「あてはまる」+「どちらかといえばあてはまる」	47.8%	51.2%	50.6%	51.9%	51.9%	53.7%	55.0%	56.2%
④できるだけ高い学歴をみにつけさせたい		63.6%	57.9%	60.5%	55.1%	56.4%	52.1%	52.4%	49.1%
⑤計画的に勉強するよう促している	「いつもしている」+「よくしている」	49.0%	43.6%	47.8%	43.0%	45.0%	41.1%	40.4%	38.9%
⑥お子さんに読書をすすめている		21.4%	23.0%	19.3%	22.5%	18.9%	19.8%	18.2%	19.5%
⑦お子さんを図書館に連れて行った		4.9%	8.8%	4.7%	10.0%	5.8%	12.2%	4.5%	10.4%
⑧学校外教育費	1万円未満	24.1%	25.5%	33.6%	34.3%	38.6%	38.5%	46.7%	48.0%
⑨本の冊数	25冊以下	41.7%	38.2%	47.7%	42.6%	50.3%	47.1%	54.4%	50.5%
⑩子ども向け本の冊数	25冊以下	53.1%	49.5%	56.9%	52.9%	58.6%	55.8%	61.8%	57.5%

だけ高い学歴を身につけさせたい」や、「② 将来、留学（海外学校への進学を含む）をしてほしい」といった学歴や留学への期待、「⑦ 計画的に勉強するよう促している」といった勉強習慣への働きかけも、大都市で高くなっている。⑧ 学校外教育費については、「1万円未満」の割合が大都市では25%程度、町村ではおよそ5割と大きな差があり、実際に利用できる学校外教育施設の多さとも関連し、子育てにかけるお金にもかなりの違いが出ていることがわかる。

次に、中学校を卒業したあとの進路希望についてみていこう。図4.16をみると、「大学まで」の進学を子どもに期待する割合は、男子の方が女子に比べて10%近く高く、小中共に同様の傾向がある。高校までの進学を希望する割合は男女ともに2割に満たず、女子に多いのは、専門学校への進学や高専・短大までの進学である（専門、短大、高専を合わせて小学校女子で25.9%、中学校女子で25.7%）。女子への実学志向は、小学校段階からみられる親の期待の性差をあらわしていると言える。

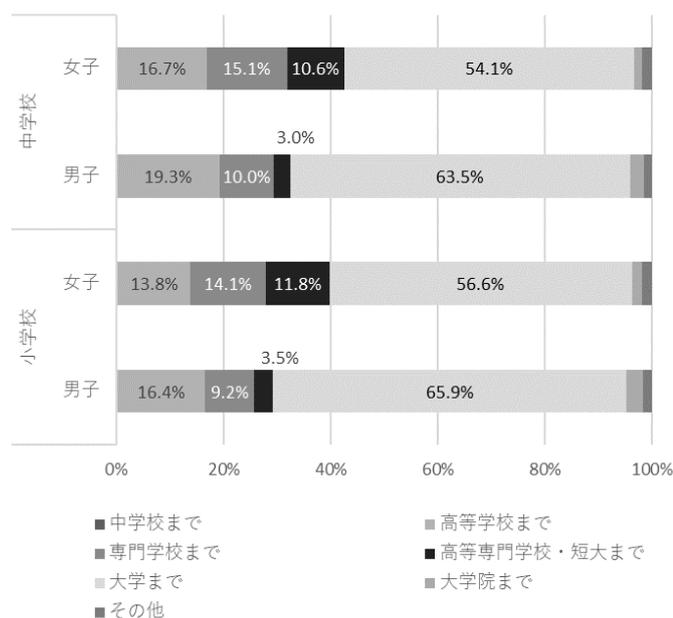


図 4.16. ジェンダー・学校段階別の保護者の進学期待

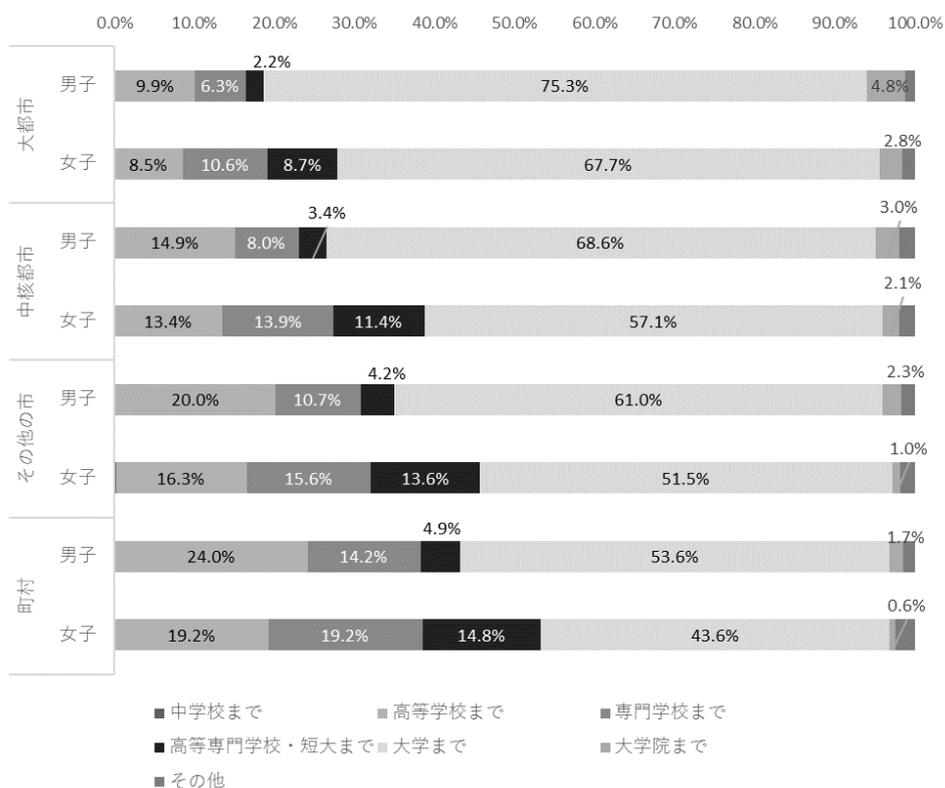


図 4.17. ジェンダー・地域規模別の保護者の進学期待（中学校のみ）

図4.17は、中学生の子どもがいる保護者の調査結果から、地域とジェンダーを組み合わせ、進学期待をみたものである（小学生の保護者の結果は省略するが、傾向としてはほぼ同じである）。進学期待の地域差は男女ともにみられ、大学や大学院までの進学を期待する割合は、大都市、中核都市、その他市、町村の順で低くなっていくことがわかる。大学への進学期待がもっとも低いのは町村女子のおよそ4割であり、もっとも大学進学期待の高い大都市男子の75.3%に比べて、3割程度の差がある。

「はじめに」で紹介した都道府県別の大学進学率の男女差の数値を反映するように、高校卒業後の進路をめぐる状況には、都鄙格差ならびにジェンダー間の格差が大きく横たわっていることがわかる。女子への実学志向については、すでに他の調査や研究においても指摘されていることであり（河野 2014など）、都市部よりも地方のほうがそれは顕在化しやすいが、こうした背景には、大学収容力の問題だけでなく、地元での就職機会の問題も反映されていると考えられる。それは男子についても同じ状況であり、地方都市で生き抜いていくためには、大卒よりも高卒就職や手に職をつけることが優先される状況があることのあらわれとして考えることもできる。

### 3. 地域・ジェンダーごとに学力を規定する要因は異なるのか？

#### 3.1. 国語・算数/数学の規定要因分析

それでは、子どもの学力を規定する要因は、男女で異なっているのか、また、地域規模による違いはあるのかを検討していこう。まずは、小学校、中学校それぞれについて、国語と算数・数学の偏差値を従属変数にした重回帰分析の結果を示しているのが表 4.3、表 4.4 である。

表 4.3. 国語・算数の規定要因分析（小学校）

小学校	国語	算数
	$\beta$	$\beta$
(定数)	***	***
町村ダミー	.023 *	.009
女子ダミー	<b>.142</b> ***	.082 ***
ses	<b>.158</b> ***	<b>.176</b> ***
通塾ダミー	.010	-.007
本の冊数	.045 ***	.039 ***
学校外教育費	.031 ***	.031 ***
子どもへの読書習慣	.091 ***	.067 ***
保護者大学・大学院進学ダミー	<b>.159</b> ***	<b>.171</b> ***
成績にはこだわらない	-.067 ***	-.065 ***
国語/算数が好き	-.065	<b>.187</b> ***
国語/算数は大切	.090 ***	.066 ***
国語/算数は役に立つ	.039 **	.018 **
学習時間	.101 ***	.062 ***
R2	.237	.250

※もっとも係数の高いものが太字、2番目が太字に下線、3番目が太字に斜体

\* p<.05, \*\*p<.01, \*\*\* p<.001

表 4.4. 国語・数学の規定要因分析（中学校）

中学校	国語	数学
	$\beta$	$\beta$
(定数)	***	***
町村ダミー	.011	.011
女子ダミー	<b>.178</b> ***	.118 ***
ses	<b>.155</b> ***	<b>.164</b> ***
通塾ダミー	.071 ***	.093 ***
本の冊数	.068 ***	.044 ***
学校外教育費	-.108 ***	-.094 ***
子どもへの読書習慣	.074 ***	.050 ***
保護者大学・大学院進学ダミー	<b>.280</b> ***	<b>.300</b> ***
成績にはこだわらない	-.063 ***	-.073 ***
国語/数学が好き	.106 ***	<b>.234</b> ***
国語/数学は大切	.029 ***	.049 **
国語/数学は役に立つ	-.004	-.033 ***
学習時間	.026 ***	.036 ***
R2	.233	.320

※子どもへの読書習慣は、保護者調査の結果から、「絵本読み聞かせ」「子どもに読書をすすめる」「子どもを図書館に連れていく」の主成分得点、保護者大学・大学院進学ダミーは、中学校卒業後の進学期待として、大学までと大学院までを1とし、それ以外を0にした変数を使用している。そのほか、本の冊数、学校外教育費、「成績にはこだわらない」も保護者調査の変数を用いている。

学習時間は児童生徒調査の結果から「平日の学習時間×5」と「休日の学習時間×2」を合計した1週間分の時間数、通塾は、①「学校の勉強より進んだ内容や難しい内容を教わっている」場合と、②「学校の勉強でよく分からなかった内容」と①の両方の内容を教わっている場合を1とし、それ以外を0にしたダミー変数を使用している。SESは2021年度に独自に作成したSESIIを使用している。

表 4.3 の小学校の結果からみていこう。国語では、もっとも標準化係数が高いのは保護者の大学・大学院進学期待であり、その次が SES、そして女子ダミーとなっている。大学や大学院までの進学期待をもつ保護者の子どもの方が、SES の高い子どものほうが、そして女子のほうが、国語の学力は高くなるという結果である。また、通塾しているかどうかや「国語が好きかどうか」には、国語の学力との関連はみられない。

次に算数では、もっとも標準化係数が高いのが「算数が好きかどうか」である。その次が SES、そして保護者の大学・大学院進学期待であり、家庭環境による影響よりも、子ども自

身が「算数を好きかどうか」が学力に結び付きやすいことがわかる。国語では、好きかどうかと学力の間に関連がみられなかったことから考えると、対照的な結果と言える。また、国語・算数ともに通塾ダミーは有意ではない。

表 4.4 の中学校の結果をみてみよう。国語、数学ともに、保護者の大学・大学院進学期待の標準化係数をもっとも高い。国語では女子ダミー、SES の順、数学では「数学が好きかどうか」、SES の順になっている。小学校同様、保護者の進学期待や SES の影響が強いものの、数学では SES よりも「数学が好きかどうか」の標準化係数が高く、生徒自身の教科に対する選好が学力と結びつきやすいことがわかる。

そのほかの点では、小中学校ともに、保護者の「成績にはこだわらない」という態度は学力にマイナスに関連している。また、小学校とは異なり中学校では、国語、数学ともに、それぞれの教科が「役に立つ」と考えることや、家庭における学校外教育費が多いことも、学力にマイナスに作用していることもわかる。

### 3.2. 地域規模・ジェンダー別にみた学力の規定要因

次に、地域規模とジェンダー別に重回帰分析をした結果をみておこう。表 4.5、表 4.6 は小学校の結果である。

小学校の国語（表 4.5）では、地域規模やジェンダーにかかわらず、標準化係数の高い項目となっているのが保護者の大学・大学院進学期待と SES である。三つ目に標準化係数の高い項目はカテゴリによってやや異なっており、大都市の男子と中核都市の女子では学習時間、大都市の女子とその他の都市の男子、町村の男女では「国語は大切かどうか」となっている。そして、中核都市の男子とその他の都市の女子では、子どもへの読書習慣が高くなっている。地域規模やジェンダーによって一貫して解釈できるようなパターンは見出しにくい。規定要因にバリエーションがあることはわかるだろう。また、R<sup>2</sup> 値をみると、地域規模が小さくなるにつれて決定係数も小さくなっており、都市部のほうが、こ

表 4.5. ジェンダー×地域規模別 国語の規定要因分析（小学校）

国語	大都市		中核都市		その他都市		町村	
	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$
ses	.197 ***	.197 ***	.170 ***	.175 ***	.121 ***	.128 ***	.124 ***	.131 ***
通塾	.037 *	.030	.057 **	.008	-.005	-.014	-.005	-.061
本の冊数	.024	.083 ***	.034 *	.023	.054 ***	.044 **	.064 *	.066
学校外教育費	.049 *	.041	.000	.049	.019	.061 ***	-.094 *	.062
保護者大学・大学院進学ダミー	.152 ***	.148 ***	.166 ***	.142 ***	.188 ***	.156 ***	.210 ***	.149 ***
子どもへの読書習慣	.087 ***	.064 ***	.112 ***	.072 ***	.096 ***	.102 ***	.088 **	.089 **
成績にはこだわらない	-.075 ***	-.066 **	-.073 ***	-.041 *	-.080 ***	-.053 ***	-.065 *	-.102 **
国語が好き	.090 ***	.062 ***	.070 ***	.093 ***	.060 ***	.059 ***	.023	.006
国語は大切	.080 ***	.134 ***	.083 ***	.032	.105 ***	.072 **	.143 ***	.109 **
国語は役に立つ	.028	-.008	.050 **	.037	.048 ***	.059 ***	.020	.060 *
学習時間	.137 ***	.128 ***	.074 **	.106 ***	.086 ***	.069 ***	.075 *	.056
R <sup>2</sup>	.288	.283	.235	.193	.204	.180	.174	.165

※もっとも係数の高いものが太字、2番目が太字に下線、3番目が太字に斜体

\* p<.05, \*\*p<.01, \*\*\* p<.001

ここで挙げている項目によって国語の学力が説明される割合は高いと言える。

次に表 4.6 の算数をみると、標準化係数の高い項目は、地域規模やジェンダーにかかわらず共通しており、保護者の大学・大学院進学期待と SES、そして算数が好きかどうかである。親の進学期待と SES が高い点は国語と共通しているが、算数では、教科への選好が高い値を示している点は、表 4.3 の全体の結果でも確認した通りである。男女で比べると、女子のほうがより算数が好きかどうか算数の学力に関連する傾向があり、大都市の女子を除いて、女子の算数学力を規定する要因としてもっとも高いのは、「算数が好き」という意識である。

表 4.6. ジェンダー×地域規模別 算数の規定要因分析 (小学校)

算数	大都市		中核都市		その他都市		町村	
	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$
ses	<b>.198 ***</b>	<b>.236 ***</b>	<b>.166 ***</b>	<b>.195 ***</b>	<b>.147 ***</b>	<b>.143 ***</b>	<b>.102 ***</b>	<b>.197 ***</b>
通塾	.023	-.009	.038 *	-.011	-.023	-.013	-.017	-.074 *
本の冊数	.040 *	.049 *	.023	.013	.042 ***	.050 ***	.049	.053
学校外教育費	.032	.033	.006	.067	.018	.035 *	-.055	.096 *
保護者大学・大学院進学ダミー	<b>.159 ***</b>	<b>.144 ***</b>	<b>.174 ***</b>	<b>.143 ***</b>	<b>.197 ***</b>	<b>.176 ***</b>	<b>.226 ***</b>	<b>.127 ***</b>
子どもへの読書習慣	.073 ***	.057 ***	.092 ***	.026	.083 ***	.061 ***	.085 **	.035
成績にはこだわらない	-.082 ***	-.065 **	-.075 ***	-.052 **	-.061 ***	-.052 **	-.055	-.082 *
算数が好き	<b>.154 ***</b>	<b>.177 ***</b>	<b>.181 ***</b>	<b>.205 ***</b>	<b>.179 ***</b>	<b>.197 ***</b>	<b>.195 ***</b>	<b>.206 ***</b>
算数は大切	.063 **	.054 *	.049	.046 **	.096 ***	.069 ***	.063	.050
算数は役に立つ	.026	.005	.068 ***	-.016	.016	-.007	.003	.071 *
学習時間	.098 ***	.093 ***	.043 **	.068 ***	.046 ***	.034 *	.042	.027
R2	.289	.296	.258	.239	.234	.223	.202	.233

※もっとも係数の高いものが太字、2番目が太字に下線、3番目が太字に斜体

\* p<.05, \*\*p<.01, \*\*\* p<.001

表 4.7. ジェンダー×地域規模別 国語の規定要因分析 (中学校)

国語	大都市		中核都市		その他都市		町村	
	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$
ses	<b>.162 ***</b>	<b>.194 ***</b>	<b>.170 ***</b>	<b>.168 ***</b>	<b>.134 ***</b>	<b>.140 ***</b>	<b>.160 ***</b>	<b>.136 ***</b>
通塾	<b>.123 ***</b>	.059 ***	.088 ***	.054 **	.074 ***	.041 **	.086 ***	.026
本の冊数	.082 ***	.074 ***	.060 ***	.069 ***	.058 ***	.080 ***	.058 **	.070 ***
学校外教育費	-.095 ***	-.080 ***	<b>-.130 ***</b>	-.080 ***	<b>-.120 ***</b>	-.096 ***	<b>-.179 ***</b>	-.065
保護者大学・大学院進学ダミー	<b>.246 ***</b>	<b>.242 ***</b>	<b>.299 ***</b>	<b>.288 ***</b>	<b>.305 ***</b>	<b>.276 ***</b>	<b>.339 ***</b>	<b>.281 ***</b>
子どもの読書習慣	.079 ***	.063 ***	.092 ***	.051 ***	.082 ***	.074 ***	.058 **	.063 *
成績にはこだわらない	-.073 ***	-.049 **	-.075 ***	-.031 *	-.076 ***	-.055 ***	-.068 **	-.070 *
国語が好き	.094 ***	<b>.129 ***</b>	.094 ***	<b>.145 ***</b>	.085 ***	<b>.121 ***</b>	.112 ***	<b>.114 ***</b>
国語は大切	.020	.013	.053 **	-.010	.052 ***	-.010	.040	.045
国語は役に立つ	-.011	.003	-.026 **	.008	.002	.006	-.030	.013
学習時間	.046 **	.040 ***	.040 **	-.011	.026 **	.009	.022	-.010
R2	.251	.216	.244	.207	.212	.188	.236	.189

※もっとも係数の高いものが太字、2番目が太字に下線、3番目が太字に斜体

\* p<.05, \*\*p<.01, \*\*\* p<.001

表 4.8. ジェンダー×地域規模別 数学の規定要因分析（中学校）

数学	大都市		中核都市		その他都市		町村	
	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$	男子 $\beta$	女子 $\beta$
ses	.170 ***	.172 ***	.186 ***	.176 ***	.140 ***	.157 ***	.159 ***	.137 ***
通塾	.151 ***	.097 ***	.108 ***	.067 ***	.095 ***	.050 ***	.112 ***	.034
本の冊数	.070 ***	.061 ***	.046 ***	.042 ***	.026 ***	.048 ***	.037	.020
学校外教育費	-.079 ***	-.055 ***	-.101 ***	-.090 ***	-.111 ***	-.083 ***	-.129 ***	-.051
保護者大学・大学院進学期待	.272 ***	.266 ***	.316 ***	.315 ***	.321 ***	.284 ***	.324 ***	.303 ***
子どもへの読書習慣	.052 ***	.042 ***	.066 ***	.017	.057 ***	.048 ***	.046 *	.043
成績にはこだわらない	-.092 ***	-.044 ***	-.084 ***	-.066 ***	-.078 ***	-.061 ***	-.101 ***	-.057 *
数学が好き	.212 ***	.236 ***	.199 ***	.230 ***	.240 ***	.254 ***	.238 ***	.239 ***
数学は大切	.026 *	.040 **	.048 ***	.059 ***	.068 ***	.039 ***	.052 *	.082 **
数学は役に立つ	-.025 *	-.016	-.051 ***	-.024	-.055 ***	-.008	-.070 ***	-.041
学習時間	.052 *	.048 **	.041 **	.022	.023 **	.024 **	.020	.022
R2	.339	.320	.350	.320	.322	.293	.329	.280

※もっとも係数の高いものが太字、2番目が太字に下線、3番目が太字に斜体

\* p<.05, \*\*p<.01, \*\*\* p<.001

それでは、中学校の結果をみていこう。表 4.7 の国語では、地域やジェンダーにかかわらず、もっとも標準化係数が高いのは保護者の大学・大学院進学期待である。その次に高いのは、町村の男子を除き SES となっている。ジェンダー別にみると、女子の場合、地域規模にかかわらずこれら二つの変数の次に標準化係数が高いのは、「国語が好きかどうか」である。男子の場合は、大都市では通塾していることが、それ以外の地域では学校外教育費にお金をかけていないことが国語の学力と関連付く傾向がある。

表 4.8 の数学では、地域規模やジェンダーにかかわらず、標準化係数の高い項目がその順番も含めて共通している点が、国語とは異なっている。もっとも高いのは保護者の大学・大学院進学期待、その次が「数学が好きかどうか」、そして SES である。家庭環境の影響は依然として強いものの、「数学が好きかどうか」は、地域規模や男女にかかわらず学力を規定する要因として重要な位置を占めてくることが分かる結果である。

また、決定係数をみると、特に中学校の数学において、小学校の算数に比べて高くなっており、通塾や本の冊数、読書習慣が有意になっている箇所が多いことから、家庭の経済的文化的環境が学力を左右する傾向が、中学校のほうでより強いこともうかがえる。また、国語も数学も、大都市に比べて町村の方が決定係数が低い点では小学校と共通しており、町村の場合、たとえば学校内要因等、ここに投入している変数以外が学力を規定する傾向が高いのかもしれない。この点については今後検討が必要である。

#### 4. おわりに

本章では、国語と算数・数学の学力や学習状況をジェンダーおよび地域規模別に比較し、その実態を把握した上で、学力を規定する要因はそれぞれ異なるのかを検討してきた。まずは、明らかになった知見を以下に箇条書きで示す。

- ① 国語、算数・数学ともに、女子の方が学力はやや高い。

- ② 小中学校ともに、SES の高い女子や大都市の女子の学力がもっとも高く、SES の低い男子や町村男子の学力がもっとも低い。
- ③ 女子は国語が好き、男子は算数・数学が好きという教科選好のジェンダー差がみられ、また、女子は算数・数学の学力は高いものの、「算数・数学の授業の内容はよくわかる」に肯定的に回答している割合は低い。
- ④ 親の進学期待には男女で明らかな差があり、女子への期待はどの地域規模においても男子に比べて低い。特に、町村女子の進学期待は低い。
- ⑤ 通塾状況や読書環境には地域規模による差がみられ、都市部のほうがそれらは豊富である。
- ⑥ 小中学校ともに、国算数いずれも、地域やジェンダーにかかわらず、学力を規定する要因として標準化係数が高いのは、保護者の大学・大学院進学期待や SES である。ただし、教科の選好が各教科の学力と関連する傾向も相対的に高く、とりわけ女子において、好きかどうかと学力と結びつく傾向がみられる。

以上の結果から、国語や算数・数学の学力は小中学校の段階ではどちらも女子の方が高いことがわかった。また、地域規模による学力差についてもジェンダーと組み合わせてみた場合には、大都市女子の学力が高く町村男子の学力がもっとも低いというように、地域規模による比較のみではわからない違いもみえてきた。また、実際の点数に比べて女子の「算数・数学の授業内容はよくわかる」への肯定的回答割合が低いことや、国語に比べて算数・数学への忌避感が強いことも明らかとなった。

大学進学率の男女差や、高等教育段階での専攻分野の偏り（女子は文系、男子は理系）の存在についてはすでにさまざまところで議論されているが（村松編 2004, 内閣府 2022 など）、少なくとも中学校までの段階において、女子の学力が男子に比べて低いということは言えない。では、高校段階において、男女の学力が逆転し、その差が広がっていくのだろうか。そうした可能性は否定できないものの、そのことに関わって重要なのが、教科への選好と親の進学期待である。3 節の分析で明らかになったように、女子にとっては男子以上に国語や算数・数学が好きであるかどうかと学力に結びつきやすい傾向がある。また、いずれの地域においても、また男女を問わず、親の進学期待の高さは学力の高さと関連しやすい。

その上で、算数・数学が好きだと答える女子が男子よりも少ないこと、保護者からの進学期待が女子は男子よりも低いことに鑑みると、こうしたことが、中学卒業後の学習状況や進路選択に大きく影響してくることは、想像に難くない。算数・数学が好きになったからと言って、単純に学力も高くなるとは言えないだろうが、少なくとも、早い段階からの女子の算数・数学離れを食い止める必要はあるだろう。

#### 〈参考文献〉

IEA TIMSS & PIRLS International Study Center, 2019,

- <https://timss2019.org/reports/achievement/>
- ベネッセ教育総合研究所, 2016『第5回 学習基本調査』
- 伊佐夏実・知念渉, 2014, 「理系科目における学力と意欲のジェンダー差」『日本労働研究雑誌』56(7), pp. 84-93
- 河野銀子, 2014, 「7章 高等教育への進学」河野銀子・藤田由美子編著『教育社会とジェンダー』学文社, pp.92-106.
- OECD Education GPS Japan, 2018,  
<https://gpseducation.oecd.org/CountryProfile?primaryCountry=JPN&treshold=10&topic=PI>
- 耳塚寛明, 2007, 「小学校学力格差に挑む」『教育社会学研究』80, pp.23-39.
- 文部科学省, 2022, 『令和4年度 学校基本調査』
- 村松泰子編著, 2004, 『理科離れしているのは誰か』日本評論社。
- 内閣府, 2022, 『令和4年度版 男女共同参画白書』
- 志水宏吉, 2009, 「学力の地域格差」Benesse 教育研究開発センター編『教育格差の発生・解消に関する調査研究報告書：分析編』52, pp.50-63.

## 第5章 学力・学習状況への貧困・ひとり親の影響

末富 芳

### 知見の概要

児童生徒の学力・学習状況に対し、家計が貧困であること・ひとり親であることのいずれの影響が大きいのか検証した。2013年全国学力・学習状況調査と同様に(卯月・末富 2015), 相対的貧困の方が、子どもの学力・学習状況に与える影響が大きいことが把握された。

#### 1. はじめに

子どもが育つ世帯が、貧困、ひとり親であることが、子ども自身の学習習慣やテストスコア(学力)に負の影響を及ぼすことは、先行研究によって明らかにされてきた(内閣府 2021, 川口 2019)。

全国学力・学習状況調査「保護者に対する調査」を用いた分析としては、卯月・末富(2015)があげられる。2013(平成 25)年の「保護者に対する調査」を用い、相対的貧困世帯とひとり親世帯のいずれが、学力、学校外学習時間、親の教育アスピレーションに強い影響を及ぼすのかを分析した。分析の結果、相対的貧困世帯であること・ひとり親世帯であることは、それぞれ独立に子どもの育ちに不利な影響を及ぼしていることが明らかにされている。

本章は、2021年度の全国学力・学習状況調査「保護者に対する調査」を用いて、卯月・末富(2015)と同様の手法で、世帯が相対的貧困であることと、ひとり親であることが、学力、学校外学習時間にどのような影響をもたらしているのかを検証していく。

#### 2. データと分析方法

##### 2.1. 世帯類型について

保護者質問紙の「現在、お子さんと一緒に住んでいる方すべてに○をつけてください」の回答のうち、「父親」「母親」に○がついているか否かをもとに、児童生徒を「ひとり親世帯」「ふたり親世帯」「親不在世帯」のいずれかに分類した。なお、「父親」(あるいは「母親」)に○がついていなくても、続く設問「現在、父親または母親は単身赴任中ですか」の回答に対して、父親(あるいは母親)が単身赴任であると回答している個票については、父親(あるいは母親)がいる世帯であると判断している。

世帯タイプの分布は、表 5.1 のとおりである。なお、構成比はウェイトを利用して計算しているため、度数から計算した 100 分率とは一致しない。

表 5.1. 世帯類型（度数分布と構成比）

	小学 6 年生	構成比	中学 3 年生	構成比
ふたり親	26509	86.6	57467	84.6
ひとり親	3848	13.0	9702	14.8
うち母子世帯	3038	-	7654	-
うち父子世帯	810	-	2048	-
親不在	131	0.4	375	0.6

単位（人または%）

## 2.2. 相対的貧困の算定について

相対的貧困については、2019 年度国民生活基礎調査の貧困線と等価可処分所得の算定方法に従い、保護者質問紙の設問「あなたのご家族全体の世帯収入は次のどれにあてはまりますか」への回答を用いて算出した。具体的には、①保護者質問紙の回答からおよその可処分所得を算出する<sup>(1)</sup>。②可処分所得を世帯員で割って等化可処分所得を算出する<sup>(2)</sup>。③等化可処分所得が 127 万円未満を下回る世帯を「相対的貧困世帯」、127 万円以上 254 万円未満を「準貧困世帯」とする、といった手続きをとった。

小学校 6 年生の相対的貧困率は 18.9%、中学校 3 年生の相対的貧困率は 19.5%となった。2019 年度国民生活基礎調査の子どもの相対的貧困率(0-18 歳)は 13.5%であり、異なる調査手法のため比較はできないものの、やや高めの値になっていると言える。

## 3. 分析

### 3.1. 世帯類型と貧困状況

今回の分析では、世帯の貧困状況を内閣府「子どもの生活状況調査」(内閣府 2021)にない、相対的貧困層(所得中央値の 1/2 未満)、準貧困層(所得中央値の 1/2 以上)、非貧困層(所得中央値以上)の 3 つのグループに分類をしている。世帯類型と貧困状況の関連を、表 5.2 に示す。

小学校 6 年生について、ふたり親世帯の貧困率は 12.9%と全体の 18.9%と比較して低いが、母子世帯の貧困率は 67.9%であり全体の平均より大幅に高い。一方で、父子世帯の貧困率は 19.6%と全体とほぼ同じ数値である。父子世帯の非貧困率も 31.6%であり、ふたり親世帯の値である 33.5%に近い。

中学校 3 年生もほぼ同様の傾向を示しており、ふたり親世帯の貧困率は 12.8%と全体の 19.5%と比較して低いが、母子世帯の貧困率は 69.7%であり全体の平均より大幅に高い。父子世帯の貧困率は 17.6%で全体より低い。父子世帯は非貧困率も 31.7%であり、ふたり親世帯の値(33.6%)とそれほど変わらない。

親不在世帯について見てみると、貧困率は小学校 6 年生で 56.7%と母子世帯の 67.9%に

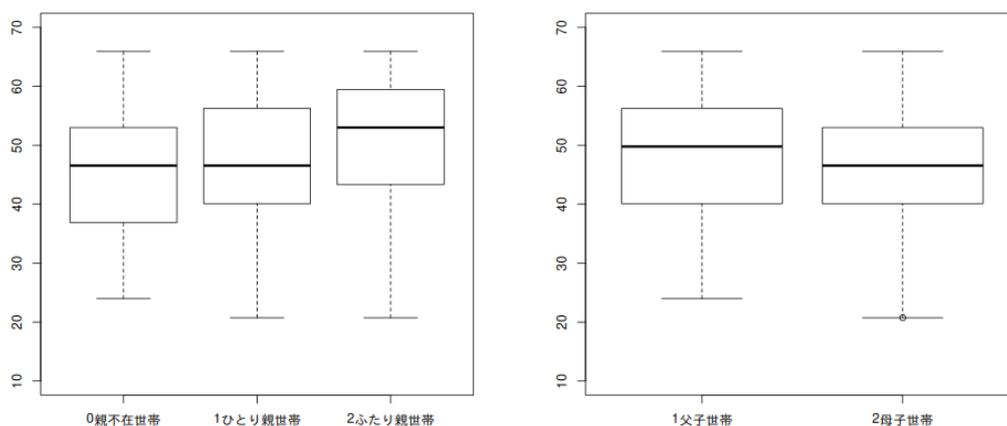
次いで高く、中学校3年生でも50.2%で母子世帯の69.7%に次いで高い。親不在かつ相対的貧困の子どもたちが置かれている状況は、相当に困難なものであることが想定される。表5.1を見ると親不在世帯のサンプルサイズは131なので、今回のデータに含まれる親不在世帯は少数事例ではある。ただ、親が就労や入院、社会的養護等のなんらかの理由で家庭に不在であり、ケアする保護者がいないまま、子どもたちだけで生活しなければならない状況の子どもたちである可能性も想定できる。

**表 5.2. 世帯類型×貧困**

	小学校			中学校		
	貧困	準貧困	非貧困	貧困	準貧困	非貧困
全体	18.9	50.1	30.9	19.5	49.9	30.5
親不在世帯	56.7	29.8	13.5	50.2	31.8	18.0
ひとり親世帯	58.8	30.1	11.1	57.9	31.2	11.0
母子世帯	67.9	26.5	5.6	69.7	24.6	5.7
父子世帯	19.6	48.8	31.6	17.6	50.7	31.7
ふたり親世帯	12.9	53.6	33.5	12.8	53.5	33.6

加えて今回の調査で確認されたのは、準貧困層が小学校6年生、中学校3年生ともに5割前後存在することである。内閣府(2021, p.151)にも指摘されているように貧困の「影響や連鎖リスクは、貧困層だけでなく、中低位の収入水準である『準貧困層』にも無視できないほど現れる」。これ以降の分析でも貧困層とともに準貧困層の困難さにも着眼していく。

### 3.2. 世帯類型別・貧困状況別の児童生徒の学力調査結果



**図 5.1. 世帯類型別・偏差値分布 (小学校6年生・国語)**

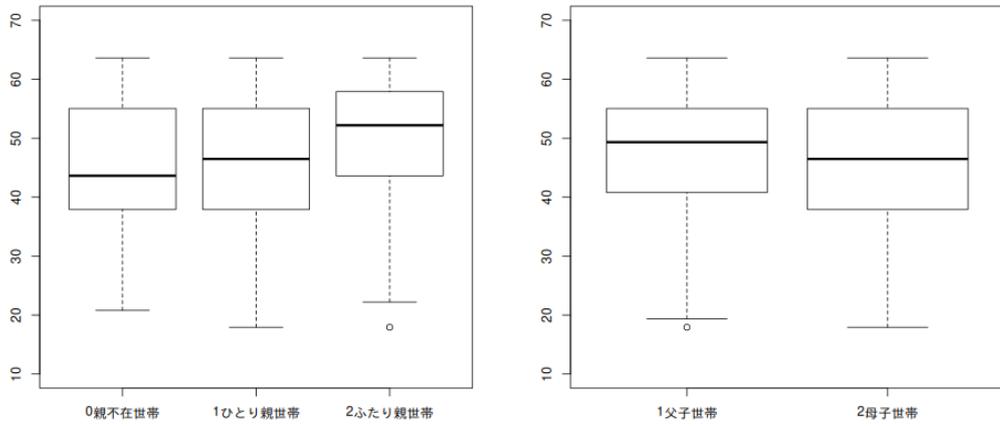


図 5.2. 世帯類型別・偏差値分布 (小学校 6 年生・算数)

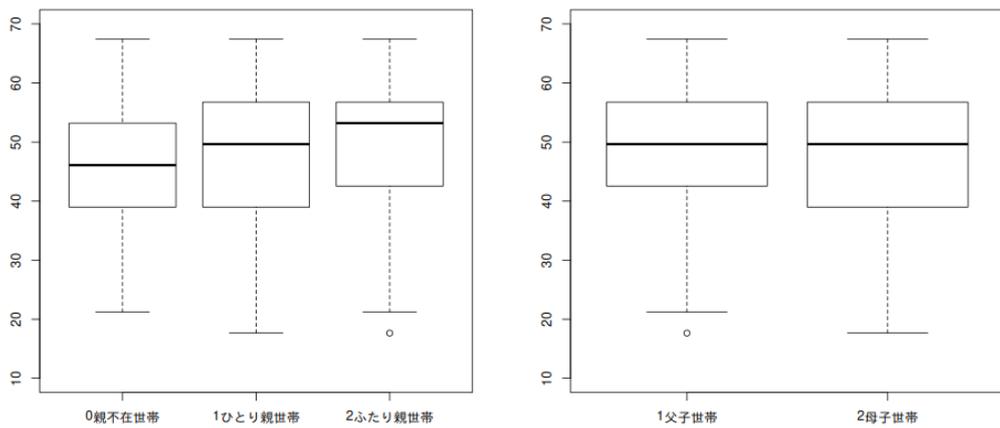


図 5.3. 世帯類型別・偏差値分布 (中学校 3 年生・国語)

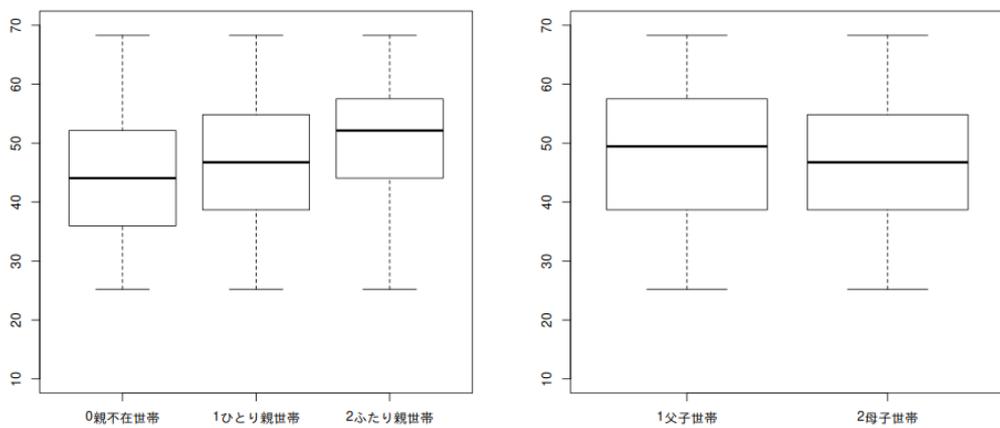


図 5.4. 世帯類型別・偏差値分布 (中学校 3 年生・数学)

続いて、世帯類型と学力調査の結果の関連を箱ひげ図で確認する（図 5.1 から図 5.4）。学力調査の結果は、各教科の正答数を平均値 50、標準偏差 10 の偏差値に変換している。小学校 6 年生、中学校 3 年生ともに、母子世帯・親不在世帯の成績が低い傾向が確認できる。その傾向は、国語よりも算数・数学の方が明瞭である。

さらに、貧困状況と児童生徒の学力の関係を確認しておこう（図 5.5 と図 5.6）。小学校 6 年生、中学校 3 年生ともに貧困<準貧困<非貧困の順番で得点分布が高くなる傾向がある。この傾向は、国語においても算数・数学においても確認できる。

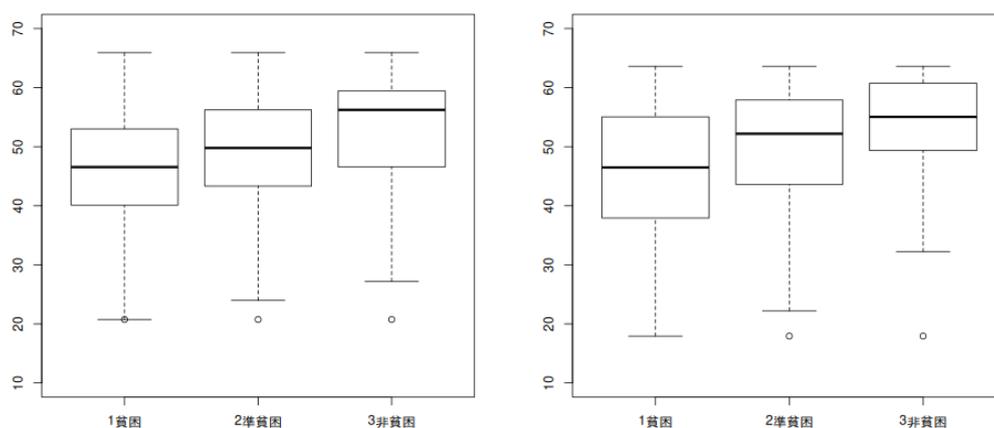


図 5.5. 貧困状況別・偏差値分布（小学校 6 年生 左：国語／右：算数）

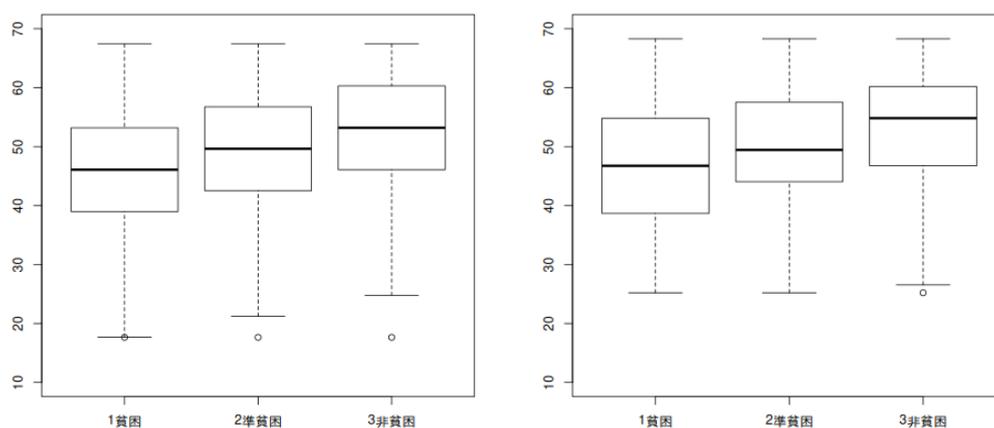


図 5.6. 貧困状況別・偏差値分布（中学校 3 年生 左：国語／右：数学）

### 3.3. 世帯類型別・貧困状況別の児童生徒の学校外学習時間

世帯類型別に平日の学習時間を確認していく。ここで用いたのは、児童生徒質問紙にある「学校の授業時間以外に、普段、1日当たりどれくらいの時間、勉強をしますか」に対する

回答結果である。

**表 5.3. 世帯累計別・平日学習時間（小学校 6 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30 分以上 1 時間よ り少ない	30 分より少ない	全くしない
全体	12.0	15.3	35.7	24.4	9.3	3.3
ふたり親	12.5	15.5	36.1	24.3	8.6	2.9
ひとり親	8.6	14.2	32.7	25.1	13.3	6.0
母子世帯	7.8	14.1	32.2	25.3	14.1	6.4
父子世帯	11.6	14.8	34.7	24.2	10.2	4.4
親不在	4.1	14.1	29.1	33.6	15.1	4.0

**表 5.4. 世帯累計別・平日学習時間（中学校 6 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30 分以上 1 時間よ り少ない	30 分より少ない	全くしない
全体	12.6	29.3	34.0	14.0	6.5	3.4
ふたり親	13.1	30.1	34.0	13.7	6.1	2.9
ひとり親	9.7	25.3	34.0	15.7	8.8	6.3
母子世帯	9.6	24.7	34.2	15.9	8.9	6.5
父子世帯	10.1	27.8	33.0	14.9	8.7	5.3
親不在	14.3	23.6	34.2	14.8	8.0	5.1

小学校 6 年生，中学校 3 年生ともに，平日の家での学習を「まったくしない」「30 分より少ない」と回答した比率は，全体では小学校 3.3%，9.3%，中学校 3.4%，6.5%であるが，母子世帯では，それぞれ小学校 6.4%，14.1%，中学校 6.5%，8.9%と高くなる傾向が見られる。

一方，平日に「3 時間以上」学習すると回答した児童生徒の割合は，小学校ではふたり親世帯がもっとも高く（12.5%），次いで父子世帯（11.6%）となっている。中学校では親不在世帯がもっとも高く（14.3%），次いでふたり親世帯（13.1%），父子世帯（10.1%）となっている。ただし，親不在世帯はサンプルサイズが小さいため，この結果は参考程度に留めておくべきであろう。父子世帯がふたり親世帯に次いで学習時間が長い，これは非貧困世帯の割合と同じ傾向である。家計の経済的余裕が学校外学習時間の長さに結びついている可能性が指摘できる。

貧困状況別に学習時間を確認してみよう（表 5.5，表 5.6）。小学校 6 年生の場合，平日の家での学習を「まったくしない」「30 分より少ない」への回答は，貧困（3.3%，9.3%），準貧困（5.7%，12.7%），非貧困（1.8%，6.2%）である。中学校の場合は，貧困（6.1%，9.1%），

準貧困（3.2%，6.4%），非貧困（2.0%，4.7%）である。いずれにせよ，平日の家での学習を「まったくしない」「30分より少ない」と回答した比率は，貧困世帯＞準貧困世帯＞非貧困世帯の順になっている。

**表 5.5. 貧困状況別・平日学習時間（小学校 6 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30分以上1時間よ り少ない	30分より少ない	全くしない
全体	12.0	15.3	35.7	24.4	9.3	3.3
貧困世帯	5.8	12.9	35.0	27.8	12.7	5.7
準貧困世帯	8.1	15.0	37.7	26.2	9.6	3.4
非貧困世帯	22.5	17.2	32.9	19.3	6.2	1.8

**表 5.6. 貧困状況別・平日学習時間（中学校 6 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30分以上1時間よ り少ない	30分より少ない	全くしない
全体	12.6	29.3	34.0	14.0	6.5	3.4
貧困世帯	8.5	24.0	34.8	17.3	9.1	6.1
準貧困世帯	11.3	29.2	35.4	14.4	6.4	3.2
非貧困世帯	17.5	33.3	31.3	11.0	4.7	2.0

世帯類型別の土日の学校外学習時間についても確認しておこう。こちらは「土曜日や日曜日など学校が休みの日に，1日当たりどれくらいの時間，勉強しますか」という設問への回答結果である。まず，世帯類型別の傾向を示す（表 5.7，表 5.8）。中学校 3 年生では，母子世帯・親不在世帯の「まったくしない」「1 時間より少ない」の比率が，全体と比較してやや高くなる傾向が確認できる。逆に，父子世帯・ふたり親世帯は「4 時間以上」の比率が，全体と比較して高くなる傾向がある。

**表 5.7. 世帯累計別・土日学習時間（小学校 6 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30分以上1時間よ り少ない	30分より少ない	全くしない
全体	9.0	6.7	14.9	31.2	28.3	9.8
ふたり親	9.6	6.8	15.1	31.6	27.9	9.0
ひとり親	5.8	5.8	13.7	29.1	31.2	14.4
母子世帯	5.0	5.6	13.4	29.1	31.8	15.1
父子世帯	8.7	6.5	14.8	29.3	28.8	11.9
親不在	3.9	4.1	11.1	34.2	24.5	22.2

**表 5.8. 世帯累計別・土日学習時間（中学校 3 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30分以上1時間よ り少ない	30分より少ない	全くしない
全体	10.6	16.9	26.5	23.9	14.7	7.2
ふたり親	11.1	17.3	27.1	23.8	14.1	6.5
ひとり親	7.9	14.5	23.7	24.5	18.2	11.1
母子世帯	7.8	13.9	23.5	24.8	18.5	11.4
父子世帯	8.3	16.9	24.4	23.2	17.2	9.9
親不在	8.3	12.2	24.0	25.8	19.3	10.5

貧困状況別の土日の学校外学習時間について見てみると、「まったくしない」「1 時間より少ない」と回答した比率は、貧困世帯>準貧困世帯>非貧困世帯となっている（表 5.9, 表 5.10）。この傾向は、小学校 6 年生も中学校 3 年生も変わらない。いずれの場合も、「全くしない」と回答する割合が、貧困世帯は非貧困世帯の 2 倍を超える値になっている。小学校 6 年生の場合、貧困世帯で「全くしない」という回答が 14.4%に対し、非貧困世帯は 6.3%である。また、中学 3 年生の場合、貧困世帯で 10.5%に対し、非貧困世帯は 5.2%に留まる。

**表 5.9. 貧困状況別・土日学習時間（小学校 6 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30分以上1時間よ り少ない	30分より少ない	全くしない
全体	9.0	6.7	14.9	31.2	28.3	9.8
貧困世帯	4.0	5.5	13.3	31.0	31.7	14.4
準貧困世帯	5.4	6.1	14.9	32.9	30.5	10.1
非貧困世帯	18.2	8.4	15.6	28.5	22.8	6.3

**表 5.10. 世帯累計別・土日学習時間（中学校 3 年生）**

	3 時間以上	2 時間以上 3 時間 より少ない	1 時間以上 2 時間 より少ない	30分以上1時間よ り少ない	30分より少ない	全くしない
全体	10.6	16.9	26.5	23.9	14.7	7.2
貧困世帯	6.8	13.3	24.0	26.1	19.2	10.5
準貧困世帯	9.4	16.3	27.3	24.8	15.0	7.1
非貧困世帯	15.6	20.2	26.8	20.9	11.2	5.2

### 3.4. 貧困・ひとり親と学力・学習状況

最後に、児童生徒の学力調査結果（正答数の偏差値）、学習状況（学校外学習時間）につ

いて、貧困・ひとり親との関連性を確認するため、回帰モデルを用いて分析を行った(表 5.11 から表 5.13)。

**表 5.11. 回帰分析 (国語)**

	小学校 6 年生			中学校 3 年生		
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
相対的貧困世帯	-4.66 (0.17)		-3.97 (0.18)	相対的貧困世帯 -4.02 (0.12)		-3.52 (0.12)
ひとり親世帯		-3.87 (0.16)	-2.06 (0.18)	ひとり親世帯	-2.97 (0.13)	-1.41 (0.13)
R <sup>2</sup> 値	0.033	0.017	0.037	R <sup>2</sup> 値	0.026	0.012

**表 5.12. 回帰分析 (算数/数学)**

	小学校 6 年生			中学校 3 年生		
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
相対的貧困世帯	-4.98 (0.18)		-4.23 (0.20)	相対的貧困世帯 -4.90 (0.15)		-4.18 (0.16)
ひとり親世帯		-4.21 (0.15)	-2.27 (0.17)	ひとり親世帯	-3.88 (0.13)	-2.04 (0.12)
R <sup>2</sup> 値	0.037	0.020	0.043	R <sup>2</sup> 値	0.039	0.020

**表 5.13. 回帰分析 (学習時間)**

	小学校 6 年生			中学校 3 年生		
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
相対的貧困世帯	-21.01 (1.40)		-19.11 (1.23)	相対的貧困世帯 -20.33 (0.88)		-17.63 (0.92)
ひとり親世帯		-14.93 (1.41)	-6.12 (1.29)	ひとり親世帯	-15.52 (0.98)	-7.58 (1.10)
R <sup>2</sup> 値	0.015	0.006	0.016	R <sup>2</sup> 値	0.016	0.008

従属変数には、国語、算数・数学の学力調査結果(偏差値)、学校外学習時間を置いている。また、独立変数には相対的貧困世帯、ひとり親世帯を投入した(いずれもダミー変数)。投入する際は、相対的貧困世帯ダミーのみのモデル 1、ひとり親世帯ダミーのみのモデル 2、両方を投入したモデル 3 を作り、それぞれで R<sup>2</sup> 値、係数等を比較した。なお、ひとり親世帯を母子世帯・父子世帯ダミーとしてそれぞれ投入する場合、特に父子世帯の交絡項のサンプルがきわめて小さくなってしまい、統計的に安定的なモデルとはいえないため、ひとり親

世帯ダミーとして投入している。

結論から言えば、 $R^2$  値はいずれの分析でも、モデル 3>モデル 1>モデル 2 の順になった。卯月・末富(2015)と同様に、世帯の相対的貧困は児童生徒の学力調査結果（正答数の偏差値）、学校外学習時間に負の影響を与える。世帯がひとり親であることも、児童生徒の学力調査結果（正答数の偏差値）に負の影響を与えるが、相対的貧困の影響の方が強い。

#### 4.まとめ

今回の分析では、児童生徒の学力・学校外学習時間において、母子世帯、親不在世帯、貧困（相対的貧困）、準貧困グループにおいて、テストスコアが低い、学校外学習時間がないか短いといった傾向が確認できた。内閣府(2021,p.151)で指摘されたように、全国学力・学習状況調査の分析からも、貧困層とともに準貧困層の困難さが把握されたと言えよう。なお、ひとり親世帯のうち、父子世帯については、相対的貧困率は全体と比較しても低く、学校外学習時間も母子世帯と比較すると長い傾向にある。また、回帰分析の結果からは、世帯がひとり親であることも、児童生徒の学力調査結果（正答数の偏差値）に負の影響を与えるが、相対的貧困の影響の方が強いことが明らかになった。

子ども自身への影響を鑑みると、ひとり親も貧困層へも政策的アプローチが必要であるが、特に貧困の子どもたちの学力や学習を支える教育投資、EBPM 推進のための指標・体制整備などが急がれる。他の先進国では導入されている、貧困層と非貧困層の学力の格差縮減のための「ギャップ指標」は我が国においては、国の子どもの貧困指標とはされていない。また、貧困層やひとり親世帯の児童生徒の比率が高い学校への、重点的な資源配分や人的配置を支える財源・法制も確立されていない。

2023 年度より、子どもの貧困対策はこども家庭庁において推進されるが、「ギャップ指標」の国指標化、格差改善のための重点的資源配分・人的配置などが推進されなければ、我々は何年経過しても、今回と同じ結果を再現し続けるだけである。

#### <注>

- (1) 2020 年の税率・社会保険料負担の保護者 2 人子ども 2 人の平均的な値を使って置き換えた。
- (2) 世帯員は保護者質問紙から得られる、兄弟姉妹の人数に、お子さんと一緒に住んでいる方（「父親」「母親」「祖父」「祖母」「その他の親族」「親族以外の同居者」）の人数を加え、さらに 1（＝児童生徒本人）を足した数値である。

#### <参考文献>

- 川口俊明, 2019, 「日本の学力研究の動向」『福岡教育大学紀要』第 68 号第 4 分冊, 1-11.  
内閣府, 2021, 「令和 3 年 子供の生活状況調査の分析 報告書」  
Nonoyama-Tarumi, Y., 2017, “Educational Achievement of Children From Single-Mother

and SingleFather Families: The Case of Japan,” *Journal of Marriage and Family*, 79(4), 915-931.

卯月由佳・末富芳, 2015, 「子どもの貧困と学力・学習状況」『国立教育政策研究所紀要』144, pp.125-140.

卯月由佳・末富芳, 2016, 「世帯所得と小中学生の学力・学習時間」NIER Discussion Paper Series, 002.

## 第6章 SES指標の妥当性の検討

知念 渉

### 知見の概要

SES指標の作成に使用した変数に加えて、親の職種や雇用形態を考慮した多重対応分析を行うと、三つの軸が抽出できる。三つの軸とは、家庭が所有する資源の多寡を示す第1軸、自営業者／雇業者のように仕事に対する裁量の大小を示す第2軸、世帯の稼ぎにおける母／父のウエイトを示す第3軸である。SES指標と第1軸は6割ほど重なっており、学力との関連性も相対的に強いと考えることができる。第2軸と第3軸は、学力との関連性がほとんどみられない。したがって、学力と家庭背景を分析するうえで、SES指標を用いることは十分に妥当であると結論づけることができる。

### 1. はじめに

家庭背景の指標としてのSES (Social Economic Status) は、一元的であることに意義がある。なぜなら、現実には多様であるはずの家庭背景を一つの指標上に並べることによって、複雑な現実における重要な一局面を抽出できるからである。言い換えれば、家庭背景をSESという指標によって一元化して捉えるからこそ、私たちは学力と家庭背景とが関連している／していないという分析結果をシンプルに示すことができるし、それについて議論することができる。ただし、そうした利点があるとはいえ、本来多様であるはずの家庭背景を一つの指標に縮減することは、複雑な現実を過度に単純化してしまっていないかという疑問を持つ者は少なくないであろう。

そこで本章では、家庭背景をSESという一つの指標に批判的検討を加える。具体的には、SES指標を作成する際に用いた変数に加えて、職種や雇用形態、世帯構成などを用いることにより、家庭背景をより多元的に分析する可能性を探る。その際に用いる方法は、社会学者P. ブルデューが好んで用いたことで知られている(多重)対応分析(Multiple Correspondence Analysis, 以下MCAと略記)である<sup>(1)</sup>。第2章にあるように、SES指標を作成する際には、主成分分析という手法の制約から、連続変量化しうる変数(教育年数、世帯年収、家庭にある本の冊数など)しか用いられていない。しかし現実には、父がどのような職業に就いているのか、母がどのような雇用形態であるのか、どのような世帯構成なのか、といった必ずしも連続変数に変換できない変数によっても、家庭背景は表現しうる。MCAという手法を使えば、そうしたカテゴリカルな変数も分析に加えることができる。MCAという手法を用いてSESという一元的な指標を批判・検討するのが、本章の目的である<sup>(2)</sup>。

## 2. 使用する変数とケース

本章では、主に保護者調査のデータを用いる。分析対象とする変数は、SES 指標を作成した際に用いた変数（世帯年収、父・母の学歴、父の企業規模、家にある本の冊数）に加えて、世帯構成（父・母の在／不在）、父・母の雇用形態、父の職種を用いる。母の企業規模と職種を分析に含めなかったのは、母の場合、常勤がおよそ7割を占める父とは異なり、さまざまな形態で雇用されており、職種や企業規模の意味を解釈するのが困難だからである。

表 6.1. MCA に使用する変数のカテゴリー化と分布

	小学校	中学校		小学校	中学校
<b>世帯年収</b>			<b>父親が務める企業規模</b>		
300万未満	10%	11%	30人未満	24%	24%
3-500万	18%	17%	30-299人	22%	22%
5-600万	12%	11%	300-1999人	17%	16%
6-700万	12%	12%	2000人以上	17%	16%
7-800万	11%	12%	官公庁	8%	7%
8-1000万	15%	16%	NA	13%	15%
1000万以上	17%	16%	<b>父親の職種</b>		
NA	5%	5%	管理	14%	14%
<b>世帯構成：父親</b>			専門・技術	28%	26%
在	88%	87%	事務	7%	7%
不在	12%	13%	販売	6%	6%
<b>世帯構成：母親</b>			サービス	7%	7%
在	97%	96%	保安	2%	1%
不在	3%	4%	農漁	2%	2%
<b>父親の学歴</b>			生産	6%	6%
中or高卒	36%	40%	輸送	4%	4%
短大or高専or専修	17%	17%	建設	7%	7%
大or院卒	40%	35%	運搬等	2%	2%
NA	7%	8%	NA	17%	18%
<b>母親の学歴</b>			<b>家庭にある本の冊数</b>		
中or高卒	33%	37%	10冊未満	26%	25%
短大or高専or専修	41%	42%	11-25冊	20%	21%
大or院卒	23%	18%	26-100冊	32%	32%
NA	2%	3%	101冊以上	21%	22%
<b>父親の雇用形態</b>			NA	1%	1%
常勤	73%	72%	<b>学校外教育費</b>		
自営	13%	13%	0	17%	19%
無職or非常勤	4%	5%	0-0.5万	12%	6%
NA	9%	10%	0.5-1万	21%	9%
<b>母親の雇用形態</b>			1-2万	23%	15%
常勤	28%	29%	2-3万	13%	21%
非常勤	45%	47%	3万以上	14%	29%
その他	7%	7%	NA	1%	1%
無職	16%	12%	注) グレーの編みかけはSES指標を作成する際に使用している変数		
NA	4%	5%			

MCA では、頻度の非常に小さいカテゴリーが含まれていると、そのカテゴリーが分析結果に過剰に影響を与えてしまう場合がある。そこで基本的には、5%以下のカテゴリーは近いカテゴリーと統合した。ただし、「雇用形態」や「職種」については、カテゴリーの統

合が難しい場合がある。たとえば、農業は小学校・中学校ともに2%程度であるが、他のどのカテゴリーと統合するか、判断が難しい。そこで、頻度の少ない職業カテゴリーがMCAの結果に大きな影響を与えないかどうかを検討した<sup>(3)</sup>。その結果、それらのカテゴリーが分析結果に大きな影響を与えないことがわかったので、職業カテゴリーについては、リコードなどの処理を行うことなく、そのままMCAの対象とすることにした。

MCAで使用する変数に上記の処理を行ったうえで単純集計を示したものが表6.1である。小学校と中学校とでは分布にほとんど差はない。あえて差がある変数に着目すると、父・母の学歴と学校外教育費がある。父の学歴では、小学校の「中 or 高卒」が36%であるのに対して中学校のそれは40%となっている。同じように「大 or 院卒」を比較すると小学校では40%、中学校では35%となっている。つまり、中3よりも小6において、父の学歴がやや高くなっているのである。母の学歴についても同様の傾向がある。これは、中3の親よりも小6の親の方がやや若いことから生じている学歴差であろう。また、学校外教育費では、中学校の方がやや高い支出をしている家庭が多いようであるが、中3という高校入試を控えた学年であることを考えれば、常識的な結果といえよう。

### 3. MCAによる空間の構築

次に、表6.1.に示された変数を対象にMCAを行う。本章では、特定のカテゴリーを「消極的なカテゴリー」として扱うことのできる specific MCA を行い (Le Roux & Rouanet 2010=2021, p.81), 「NA」を「消極的なカテゴリー」に指定した。その結果として抽出された軸の固有値, 分散説明率, 修正分散率を示したのが表6.2である<sup>(4)</sup>。

表 6.2. 各軸の固有値と分散説明率

軸	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
小6	固有値	0.267	0.180	0.160	0.127	0.116	0.104	0.100	0.097	0.096	0.095	0.094	0.094
	分散率(%)	7.429	4.989	4.438	3.532	3.214	2.876	2.769	2.702	2.668	2.633	2.605	2.598
	修正分散率(%)	67.690	17.090	10.300	2.850	1.340	0.350	0.170	0.090	0.060	0.030	0.020	0.010
	累積修正分散率(%)	67.690	84.780	95.080	97.930	99.270	99.620	99.790	99.880	99.940	99.970	99.990	100.000
中3	固有値	0.252	0.175	0.157	0.119	0.118	0.103	0.101	0.097	0.095	0.095	0.094	0.093
	分散率(%)	6.980	4.862	4.363	3.313	3.273	2.844	2.809	2.701	2.627	2.623	2.610	2.572
	修正分散率(%)	65.850	18.140	11.230	2.070	1.870	0.340	0.270	0.110	0.040	0.030	0.030	0.010
	累積修正分散率(%)	65.850	83.990	95.220	97.290	99.160	99.500	99.770	99.880	99.920	99.950	99.980	99.990

小6と中3は非常に似た結果になっているので、ここでは中3をとりあげて説明する。第1軸の修正分散率が65.85%となっているが、これは表2.1にある全ての変数の分散を説明している割合である。つまり、表2.1に示した変数の分散は、1軸だけで6割以上が説明されると解釈できる。同じようにみていくと、第2軸はおよそ18.14%、そして第3軸はおよそ11.23%、第4軸はおよそ2.07%となっている。第4軸から修正分散率が急に下がること、また、累積修正分散率から、第3軸までで全体の95%以上の分散が説明できると考えられ

ることから、以下では、第1軸から第3軸までを用いて分析を行う。

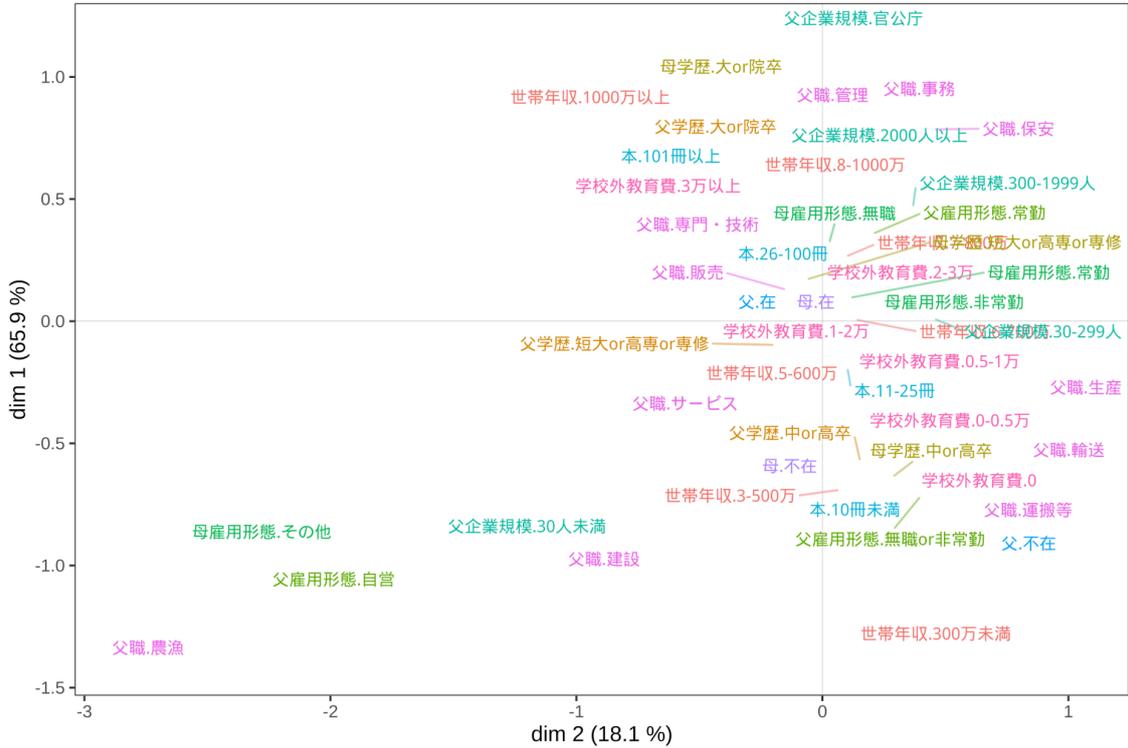


図 6.1. 各カテゴリーの配置 (第1軸×第2軸)

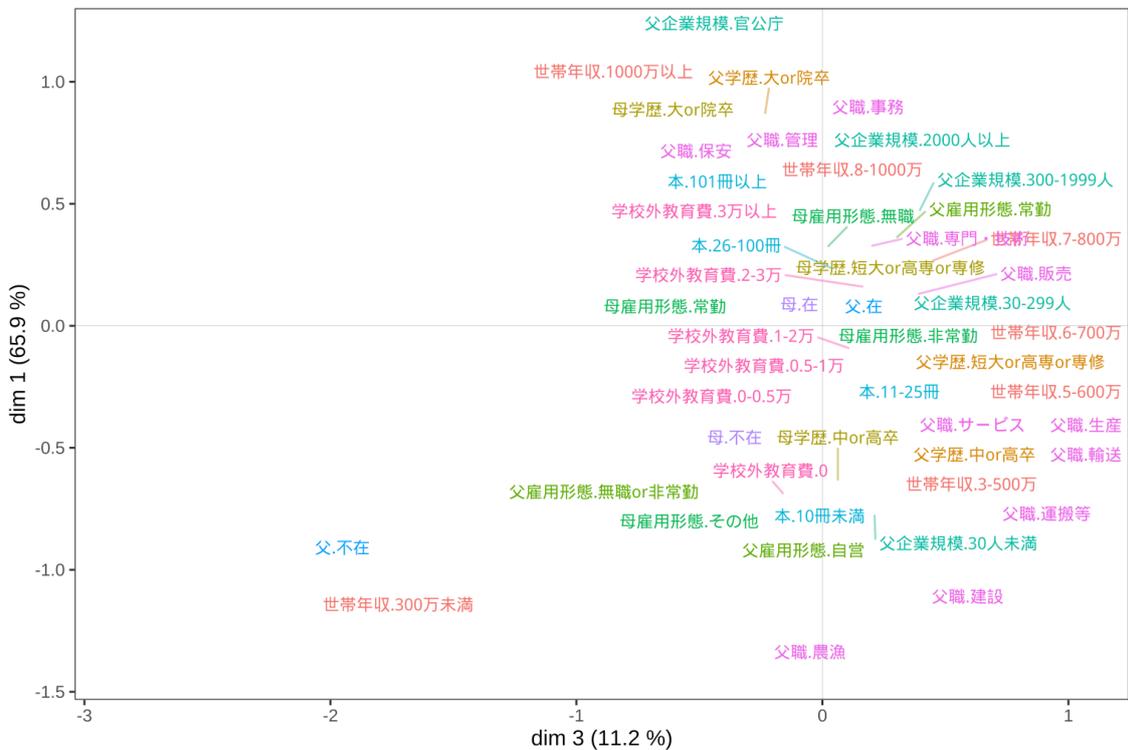


図 6.2. 各カテゴリーの配置 (第1軸×第3軸)

上記の図 6.1 と図 6.2 は、MCA に用いた変数の諸カテゴリーがどのように分布しているのかを示したものである。MCA では、この分布をみながら軸の意味を解釈していくことができる。まず第 1 軸についてみてみよう。第 1 軸を解釈するためには、諸カテゴリーが上下にどのように分布しているのかを確認するとよい。たとえば世帯年収を示すカテゴリーに着目すると、年収が高いカテゴリーが上に、反対にそれが低いカテゴリーが下に位置づいていることが分かる。学校外教育費、父の学歴、母の学歴などの変数も、ほぼ同様の傾向である。したがって、第 1 軸は、家庭が所有する資源の多寡を示す軸と考えることができる。

それに対して第 2 軸はどうだろうか。第 2 軸については、左右にどのようにカテゴリーが分布しているのかを確認すればよい。今回の分析結果では、左側に分布しているカテゴリーに着目するとわかりやすい。母の雇用形態「その他」、父の雇用形態「自営」、そして、企業規模「30 人未満」、父の職種が「建設」と「農漁」である。MCA では、同時に回答されやすいカテゴリーが近くに配置される。この分析結果でいうと、父の雇用形態が「自営」と答えた回答者は、母の雇用形態において「その他」を、企業規模において「30 人未満」を、そして父の職種に「建設」あるいは「農漁」と答える傾向にあるということだ。このように考えると、第 2 軸は、自営業者と雇用者との違いを示す軸と考えることができる。

父の職種に注目して、もう少し踏み込んで考えてみよう。「農漁」や「建設」とは逆に右側に配置されているのが「生産」や「輸送」、「運輸業」である。上部に着目すると、左側には「専門・技術」や「管理」がどちらかといえば左側に、そして、「事務」や「保安」が右側にある。これらの傾向を踏まえると、自営業者か雇用者かという二分法で捉えるよりは、自らの仕事に対して裁量が大きいか小さいかという違いとして考える方が適切だろう。したがって、第 2 軸は父の自らの仕事への裁量の大小を示しているといえる。

図 6.2 は第 1 軸と第 3 軸を交差させたものである。第 3 軸についてもこれまでのように解釈してみよう。図 6.2 の左側に分布しているカテゴリーは父「不在」で年収が「300 万円未満」である。また、左側には、父の「無職 or 非常勤」と母の「常勤」が配置されているのが興味深い。これらのことから、第 3 軸はひとり親か否かを示す軸、より抽象的にいえば、家庭内の稼ぎにおいて、母と父との占めるウエイトの差異を示していると考えられることができる。

表 6.2 に示されていたように、各軸の修正分散率はそれぞれ、65.85%、18.14%、11.23%であった。資源の多寡を示す第 1 軸が SES の指標と重なっているとすれば、SES という指標は第 1 軸に対応しており、第 2 軸（仕事の裁量の大小）や第 3 軸（稼ぎ手の母／父のウエイト）の示す力学を取り逃している、あるいは過小評価しているということができのかもしれない。このことについては、次節でより詳しく検討する。

なお MCA では、図 6.1 や図 6.2 に示した空間に個人をプロットすることもできる。同じ空間に個人をプロットさせたのが、図 6.3（左が第 1 軸×第 2 軸、右が第 1 軸×第 3 軸）である。ケース数が多くて確認しづらいが、基本的には、右側に個人の分布は偏っているもの

の、左側にいないわけではない。

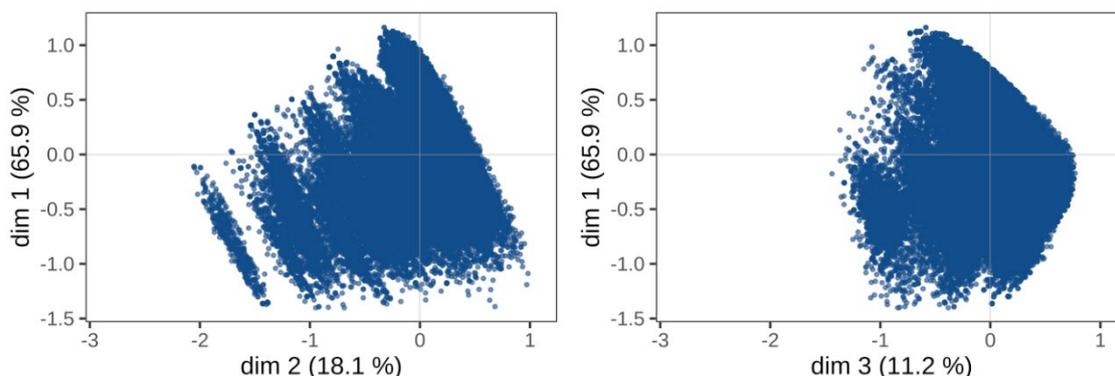


図 6.3. 各ケースの配置

#### 4. SES4 カテゴリーの空間上の配置

さらに MCA では、同様の空間に追加変数を投入して、空間の構築に使用していない変数と空間がどのような関係にあるのかを視覚的に表現することができる。この特性を活かして、SES および学力が空間とどのような関係にあるのかを確認しよう。

次ページの図 6.4 と図 6.5 は、それぞれこれまでみてきた空間に SES を示す 4 つのカテゴリーを配置したものである。図 6.4 をみてみると、上になるほど高くなっていることが確認できる。また、上になるほどやや左になっていくことも確認できる。このことから、先述したように、SES という指標は、第 1 軸とほぼ重なっていると言えるだろう。

図 6.5 では第 1 軸と第 3 軸を交差させた空間に SES のカテゴリーを配置させたものである。左右の分布（つまり、第 3 軸の分布）に着目すると、Lowest と Highest が左側にあることがわかる。先に、第 3 軸は稼ぎ手の母／父のウエイトを示している軸と説明した。そのことと重ね合わせて考えると Lowest と Highest が左側にあることの意味がみえてくる。すなわち、Lowest の場合には、父「不在」のカテゴリーが左下にあることとも関わっているが、ひとり親世帯の割合が高いことが左側への配置につながっている。それに対して Highest の場合には、ひとり親というよりは、母が就業していること、言い換えれば、両親が正規労働者であることの割合が高いことから左側に位置していると考えられることができる。

また、図 6.4 と図 6.5 には、SES 指標が作成できなかった「NA」カテゴリーも配置している。図 6.5 における「NA」カテゴリーの位置から推測すると、母が就業している場合に無回答となりやすいことということだろう。

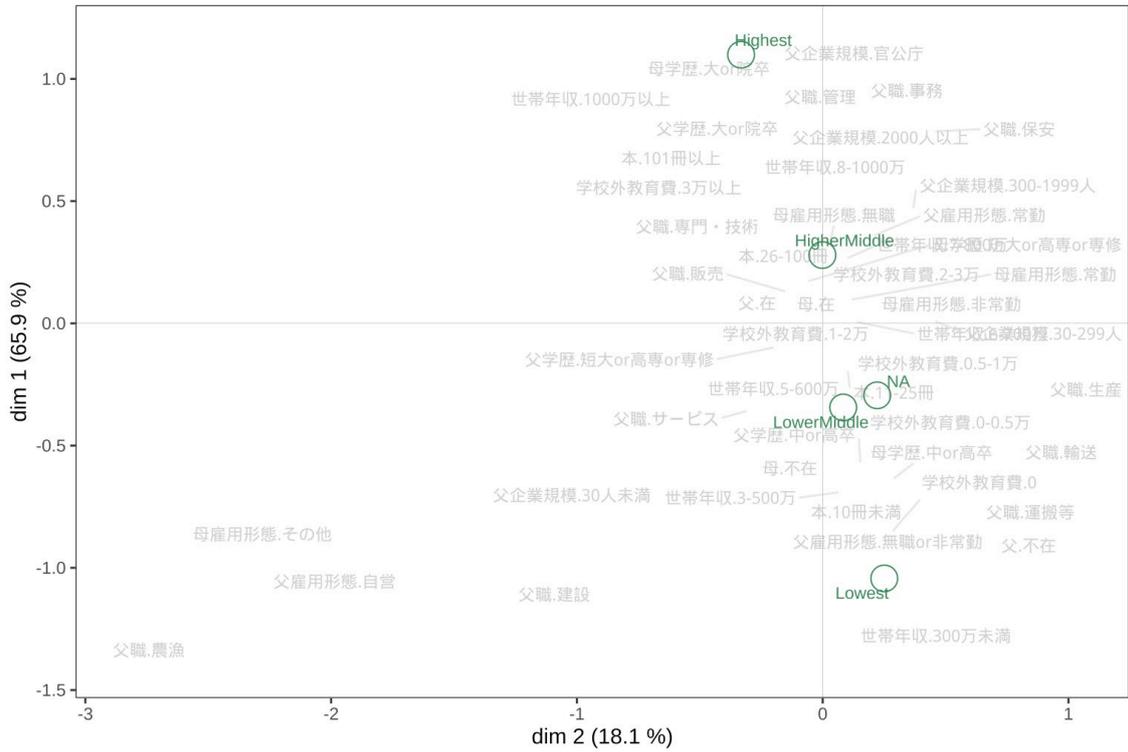


図 6.4. SES カテゴリーの空間上の配置 (第 1 軸×第 2 軸)

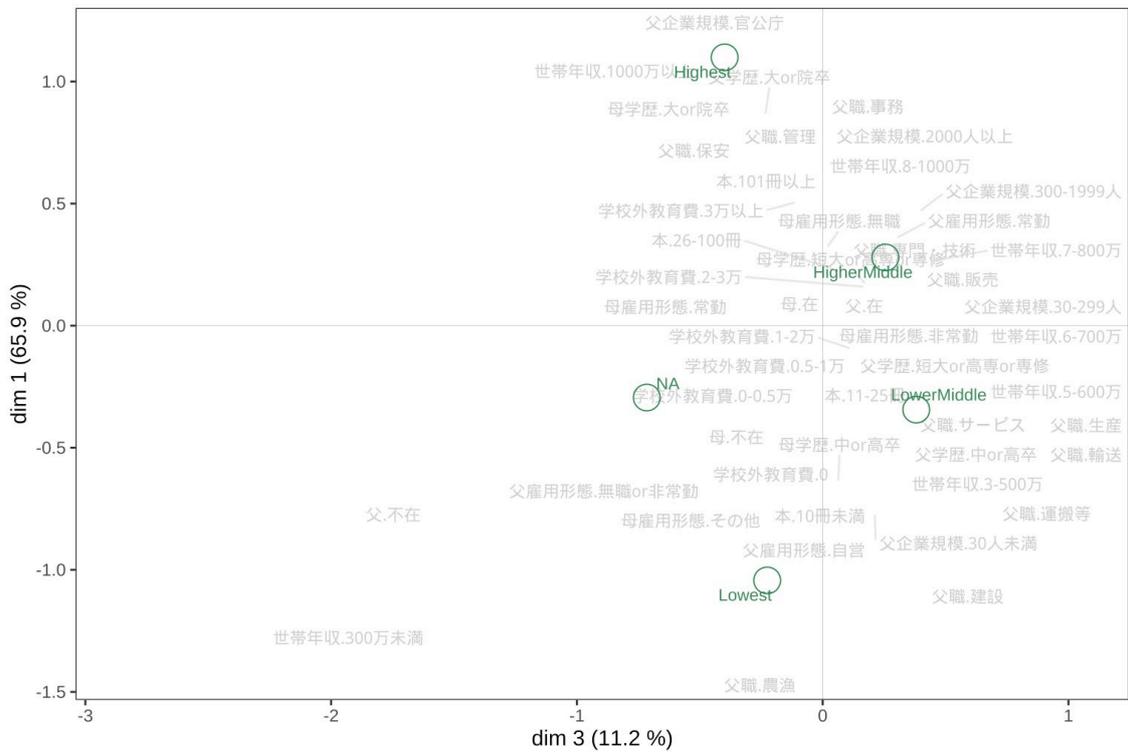


図 6.5. SES カテゴリーの空間上の配置 (第 1 軸×第 3 軸)

## 5. 学力カテゴリーの空間上の配置

先の手続きと同じようにして、空間と学力の関連もみておこう。図 6.6 と図 6.7 は、国語の得点をもとにできるだけ四等分になるようにカテゴリー化した変数を、空間に配置したものである。これまでのものと同様、図 6.6 が第 1 軸と第 2 軸、図 6.7 が第 1 軸と第 3 軸を交差させた空間となっている。図 6.6 をみるとわかるように、おおよそ第 1 軸に沿って点数の高いカテゴリーが上になるとともに、やや左によっていく傾向が確認できる。これは図 6.4 でみた SES の 4 カテゴリーとほぼ同様の軌跡を描いていると言えるだろう。ただし、SES の 4 カテゴリーよりも Highest から Lowest までの距離が短いので、SES に比べて相対的に第 1 軸によって明瞭に分化しているわけではないということには気を付けなければならない。

図 6.8 と図 6.9 に、数学について同様の分析を行った結果を示した。国語の結果とかなり重なっており、教科によって異なる傾向があるというわけではなさそうである。

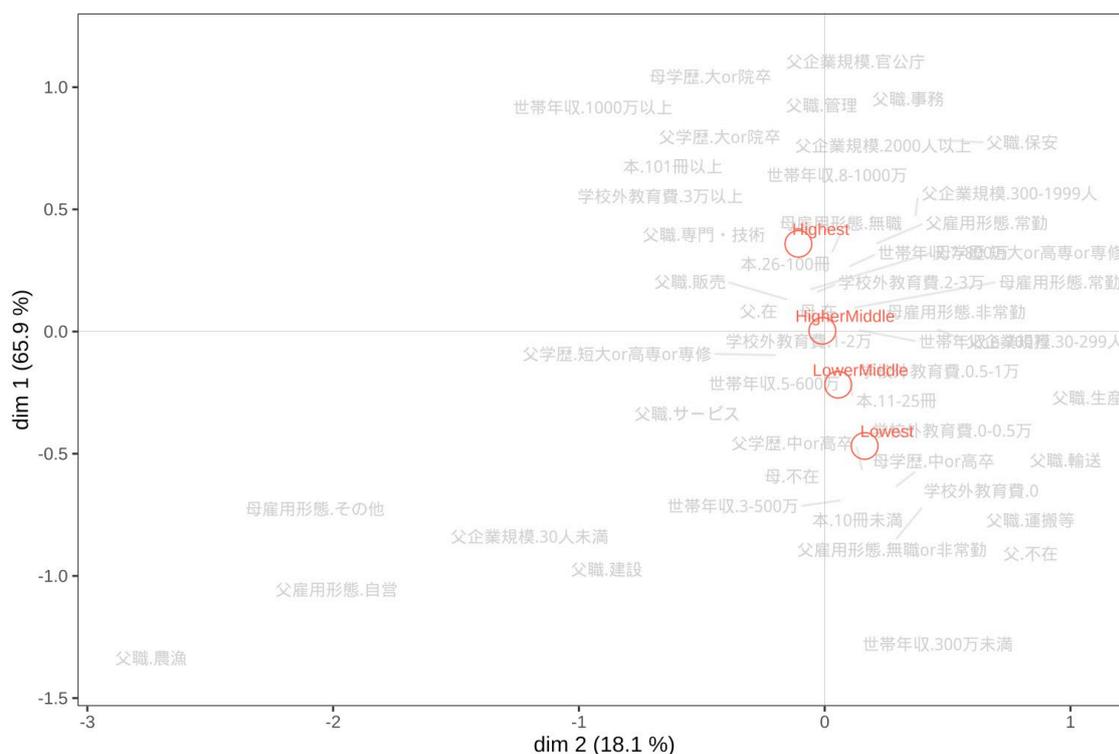


図 6.6. 国語と空間の関係性 (第 1 軸×第 2 軸)

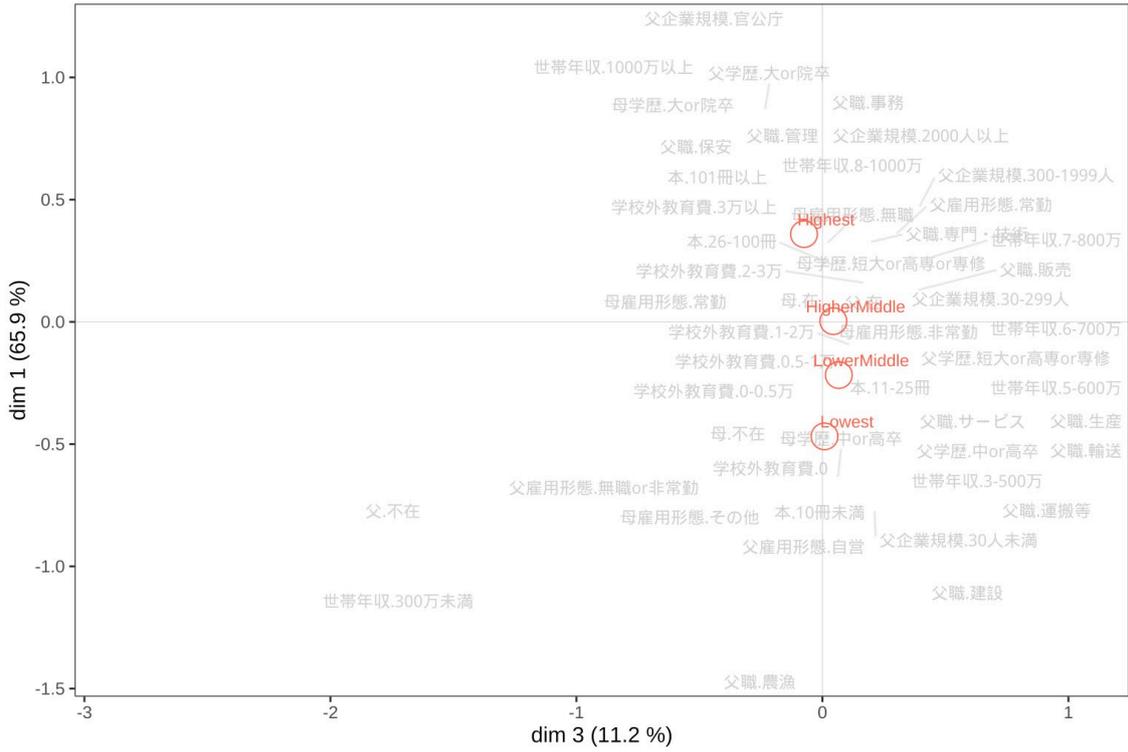


図 6.7. 国語と空間の関係性 (第 1 軸×第 3 軸)

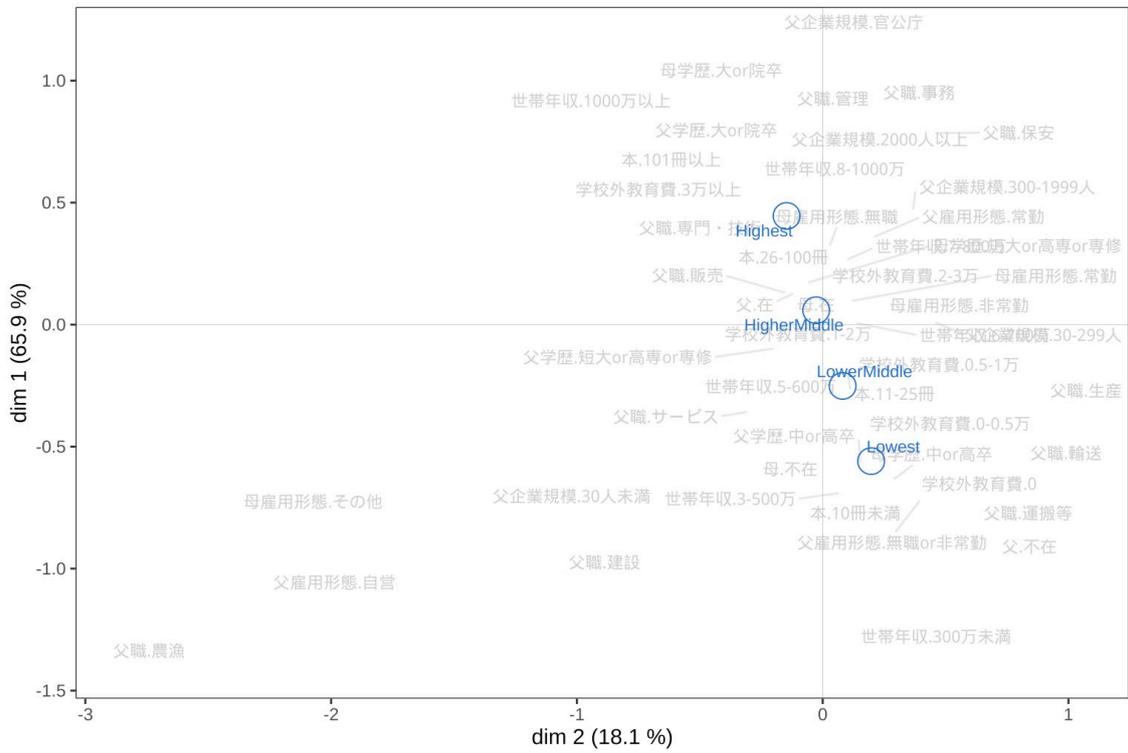


図 6.8. 数学と空間との関係性 (第 1 軸×第 2 軸)

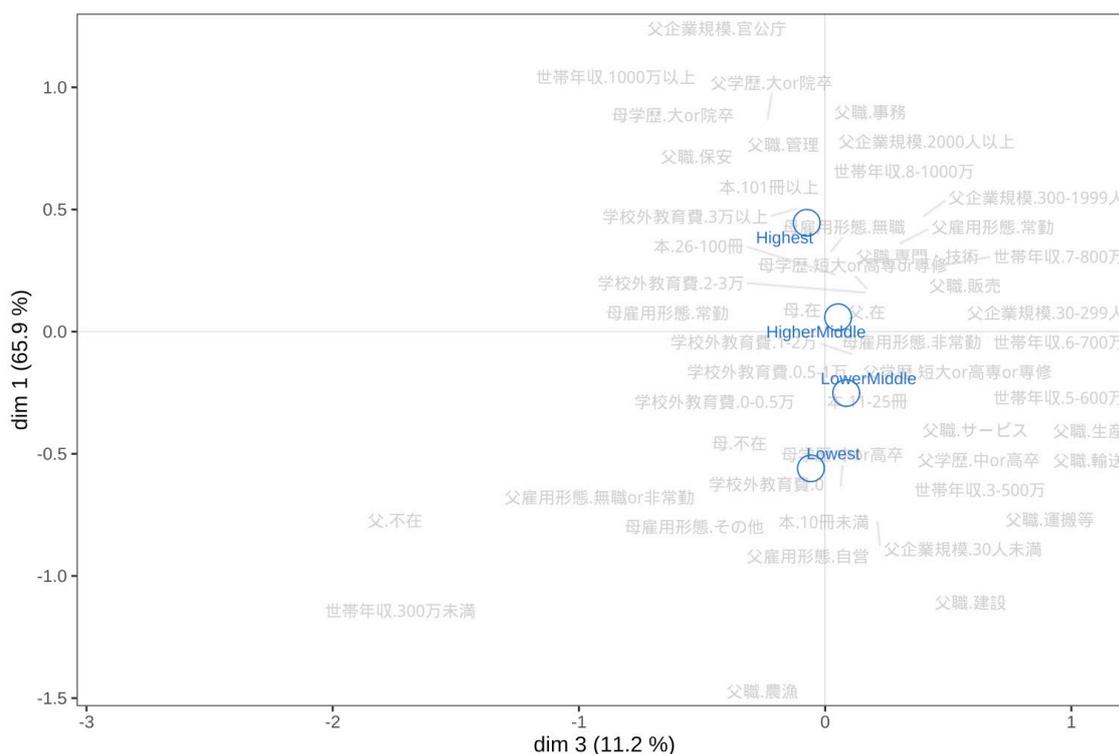


図 6.9. 数学と空間との関係性 (第 1 軸×第 3 軸)

ここまで視覚的に確認してきた追加変数と各軸との関連の強さは、 $\eta^2$  (イータ二乗) という指標を使って統計的に確認することができる。 $\eta^2$  は、「全分散 (つまり雲の分散) で群間分散を割って得られる比」(Le Roux & Rouanet 2014=2021, p.32) である。それぞれの追加変数と各軸の関連性、すなわち  $\eta^2$  の値を示したものが表 6.3 である。

	第1軸	第2軸	第3軸
SES	62.3	4.5	10.6
国語	9.5	0.9	0.3
数学	13.4	1.5	0.5

表 6.3. 各変数と各軸の関連性

SES は、第 1 軸では 62.3、第 2 軸では 4.5、第 3 軸では 10.6 となっている。 $\eta^2$  の値が圧倒的に大きいことから、やはり第 1 軸は SES 指標とほぼ重なっていると言ってよいだろう。また、国語も数学も第 1 軸との関連性が相対的に強い一方で、第 2 軸と第 3 軸の値は非常に小さい。つまり、第 2 軸や第 3 軸については学力とほとんど関わっていない。第 1 軸と SES が大きく重なっていること、そして、第 2 軸と第 3 軸が学力とほとんど関連していないことから、学力と家庭背景の関係を分析するには、基本的には SES という指標で十分であると言えるだろう。

## 5. まとめ

本章の分析は次のようにまとめることができる。第一に、SESの指標に使用した変数以外に、職種や雇用形態などの変数を考慮して分析を行うと、家庭の資源の多寡を表す第1軸に加えて、父が自らの職業に対してもつ裁量の程度を示す第2軸と、家庭内の稼ぎにおける母／父のウエイトを示す第3軸が抽出された。第二に、これらの軸とSES指標との関連をみてみると、第1軸とほぼ重なっていた。第三に、第1軸は学力との関連がみられたが、第2軸や第3軸はそれがほとんどみられなかった。これらの知見から、学力と家庭背景の分析をする際に、SESという一元的な指標を用いることの妥当性は十分にあると言えるだろう。

もちろん、本章で扱った変数に加えて他の変数をMCAに加えていけば、学力と関連の強い、今回の分析とは異なる第2軸が見出される可能性はある。また、今回見出された第2軸や第3軸に関しても、子どもの学力以外の側面に目を向ければ、それらの軸に着目する意義が見えてくる可能性も十分にある。その意味では、学力と家庭背景との関連性をシンプルに示すことのできるSES指標の利点と限界を常に踏まえながら、分析は行われるべきであろう。

### <注>

- 1) P. ブルデューはフランスの社会学者で、さまざまな業績を残している。代表的な著作の一つである『ディスタンクシオン』(1979=1990[2020])では、対応分析を用いて社会階級と趣味との関係を明らかにした。
- 2) 本章での分析はRを使用した。本章で行う分析は基本的にウエイトをかけており、単純集計等の分析はSurveyというパッケージを用いて、MCAはGDAtoolsというパッケージを用いて行った。なお、本章でSES指標として用いた変数は、今回の調査で新しく開発されたSESIIである。
- 3) 具体的には、職種をアクティブ変数として扱うMCAと、職種をアクティブ変数として扱うが頻度の少ない「保安」「農漁」「運輸等」をジャンクカテゴリーとして扱うspecific MCAを行い、それらの分析結果が大きく異なることを確認した。
- 4) ここで用いた修正分散説明率は、フランスの統計学者ベンゼクリによって提案されたものである(Le Roux & Rouanet 2010=2021, p.56)。

### <参考文献>

- Bourdieu, P., 1979, *La distinction*, Minuit. (=1990[2020], 石井洋二郎訳『〈普及版〉ディスタンクシオン I・II』藤原書店。)
- Le Roux, B., & Rouanet, H., 2010, *Multiple Correspondence Analysis*, SAGE. (=2021, 大隈昇・小野裕亮・鳩真紀子訳、『多重対応分析』オーム社。)

## 第7章 外国にルーツを持つ人々と学力

川口 俊明

### 知見の概要

外国にルーツを持つ人々は、標本のうち約1%から2%程度である。

「本人外国生まれ／親外国生まれ」の層の成績が低く、その傾向は国語で顕著である。

小学校では「本人日本生まれ／親外国生まれ」「本人外国生まれ／親日本生まれ」の児童の成績は、SESによって傾向が異なる。高SES層は「本人日本生まれ／親日本生まれ」層とあまり変わらないか、むしろ高い。

### 1. なぜ外国にルーツを持つ人々の学力を検討するのか

外国にルーツを持つ人々の学力は、学力格差研究の一つのテーマである。たとえば国際学力調査であるPISAやTIMSSでは、児童生徒質問紙で保護者（あるいは本人）が外国生まれか否かを尋ねる設問が設けられており、その回答結果を用いた分析も行われている（OECD 2007 など）。近年、日本に住む外国にルーツを持つ人々が増え、その子どもが学校に通う事例も増加しつつある。かれらの教育問題に関する研究では、言葉の壁、文化的な障壁などがあるため、外国にルーツを持つ子どもは低学力傾向にあるとされることが多い（志水・清水 2001）。学力がすべてとは言わないが、現実問題として、日本では高校入試・大学入試等で試験の点数がものを言う場面は多い。であれば小中学校の段階から、かれらの学力実態を把握し、課題があるとなれば支援の在り方を考えることは重要である。

残念ながら日本では、外国にルーツを持つ人々の学力の実態把握はそれほど進んでいない。もともと数が少ないことに加え、教育行政や学校現場は子どもたちの社会的属性を把握することに消極的な傾向が見られるからである。これまで行われた数少ない研究としてPISA、及びTIMSSを利用した、Ishida et al.(2016)、須藤（2020）が挙げられる。いずれの研究も外国にルーツを持つ人々の低学力実態を指摘しているが、サンプルサイズが小さく、複数回行われたPISA/TIMSSのデータをプールすることで分析に必要なデータを確保している点が課題である。

全国学力・学習状況調査については、2013年度から「保護者に対する調査」でようやく保護者の学歴・年収が取得されるようになったものの、外国生まれかどうかという情報は質問紙には入っていなかった。しかし2021年度調査では、保護者調査の設問に「お子さんとお子さんの父親、母親が生まれた国はどこですか」という設問が加わった。この設問はPISAの生徒質問紙と同じなので、全国学力・学習状況調査を使ってPISAと同じく外国にルーツを持つ人々の学力を検討できるということになる。本章では、この設問を利用し、外国にル

ーツを持つ人々の学力実態について検討する。全国学力・学習状況調査において、外国にルーツを持つ人々の学力実態が明らかになるのは初めてのことであり、日本の教育政策、実践、研究のいずれにおいても大きな意義を有している。

さて、先の設問は、①お子さん、②お子さんの父親（または父親にかわる方）、③お子さんの母親（または母親にかわる方）のそれぞれについて、「1. 日本」か「2. 外国」を選ぶ形になっている。そこで「本人が日本生まれか否か」「両親がともに日本生まれか否か」に応じて、4区分に子どもの「生まれ」を分類した。表 7.1 は標本におけるそれぞれの割合を示したものであり、「本人日本生まれ／親日本生まれ（正確には両親とも日本生まれ）」が小学校で 97.9%、中学校で 98.2%と大多数を占めている。続いて「本人日本生まれ／親外国生まれ（正確には両親のいずれかが外国生まれ）」が約 1%、「本人外国生まれ／親日本生まれ」「本人外国生まれ／親外国生まれ」はそれぞれ約 0.5%である。以下では、この 4 区分を利用して、外国にルーツを持つ人々の学力実態を探っていく。

**表 7.1. 度数分布**

	小学校	中学校
本人日本生まれ／親日本生まれ	28900 (97.9%)	63963 (98.2%)
本人日本生まれ／親外国生まれ	351 (1.2%)	618 (0.9%)
本人外国生まれ／親日本生まれ	127 (0.4%)	295 (0.4%)
本人外国生まれ／親外国生まれ	140 (0.5%)	288 (0.4%)

単位：人

なお、保護者に対する調査は複数の言語で実施されており、保護者の回答言語を把握することも可能である。参考までに、日本語以外で回答した保護者の割合を示しておくと、小学校で 0.4% (112/30690)、中学校で 0.3% (214/68139) である。この変数は 2013 年度調査、2017 年度調査でも利用可能で、2013 年度は小学校で 0.2% (39/14339)、中学校で 0.2% (50/25542)、2017 年度は小学校で 0.3% (145/54946)、中学校で 0.3% (170/67129) と、該当する人数はわずかずつ上昇している。ただしサンプルサイズが小さいため、本章では回答言語を利用した分析は補足的なものに留める。

## 2. 「生まれ」と学力の関連

それでは、「生まれ」と学力の関連はどうなっているのだろうか。「生まれ」と教科ごとの成績（全体の平均を 50、標準偏差を 10 とした偏差値）との関連を、箱ひげ図を使って視覚的に示したものが、図 7.1 と図 7.2 である。図 7.1 が小学校、図 7.2 が中学校のデータである。箱は左から順に、「本人日本生まれ／親日本生まれ（子日・親日）」「本人日本生まれ／親外国生まれ（子日・親外）」「本人外国生まれ／親日本生まれ（子外・親日）」「本人外国生まれ／親外国生まれ（子外・親外）」となっている。また、標本 weight は考慮している。

いずれの図を見ても、明らかに「本人外国生まれ／親外国生まれ」の児童生徒の成績が低い傾向にあることがわかる。特に国語が顕著である。言葉・文化の壁があることを考慮すれば、これは自然な結果であろう。続いて「本人日本生まれ／親外国生まれ」が学校段階・教科を問わず低い傾向にある。「本人外国生まれ／親日本生まれ」は「本人日本生まれ／親日本生まれ」とそれほど変わらないかむしろ高い。特に小学校はそうである。ただし、箱の大きさも大きいので、「できる子」と「できない子」がばらついている傾向があることが想定できる。「本人外国生まれ／親日本生まれ」に該当する子どもたちには、両親がグローバルに活動している高SES層が含まれているために、このような結果になったのであろう。

実際、「生まれ」とSESIIの関連を示した表7.2を見ると、特に小学校の「本人外国生まれ／親日本生まれ」は半数がHighest SESに該当しており、「本人日本生まれ／親日本生まれ」層と比べて社会経済的に有利な層が多く含まれていることがわかる。逆に「本人日本生まれ／親外国生まれ」「本人外国生まれ／親外国生まれ」はLowest SESに偏っている。特に中学校の「本人外国生まれ／親外国生まれ」では、42.6%がLowest SESに該当している。

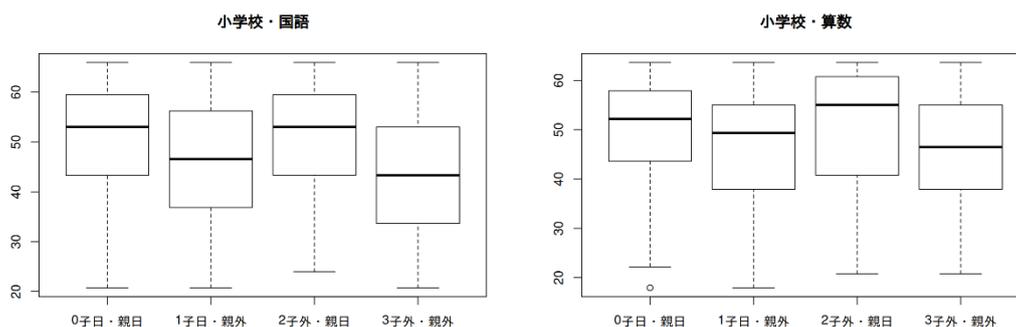


図 7.1. 小学校 (左: 国語 右: 算数)

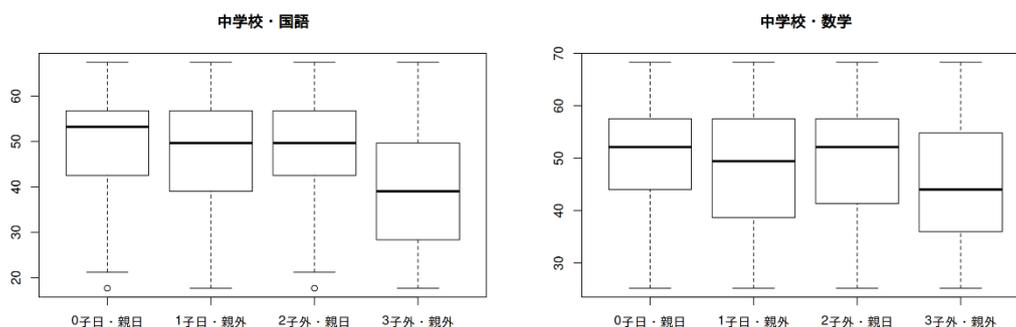


図 7.2. 中学校 (左: 国語 右: 数学)

表 7.2. 「生まれ」×SESII の分布

	小学校				中学校			
	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest
本人日本生まれ/親日本生まれ	23.3	25.2	25.7	25.8	23.2	25.1	25.8	26.0
本人日本生まれ/親外国生まれ	35.1	22.9	21.9	20.0	37.5	22.9	16.3	23.3
本人外国生まれ/親日本生まれ	11.4	19.8	16.5	52.4	21.8	20.7	17.9	39.6
本人外国生まれ/親外国生まれ	37.3	23.0	20.4	19.2	42.6	20.7	19.9	16.8

単位: %

参考までに、保護者に対する調査の回答言語の変数を使い、児童生徒の学力実態を比較したものが図 7.3、図 7.4 である。図 7.3 が小学校、図 7.4 が中学校のものである。これを見ると、いずれの場合も「その他の言語」で回答した群の成績が顕著に低い傾向があることが見てとれる。保護者が日本語以外の言語で回答している層は、児童生徒の側も日本語に課題がある層であることが予想されるから、この結果も当然だろう。

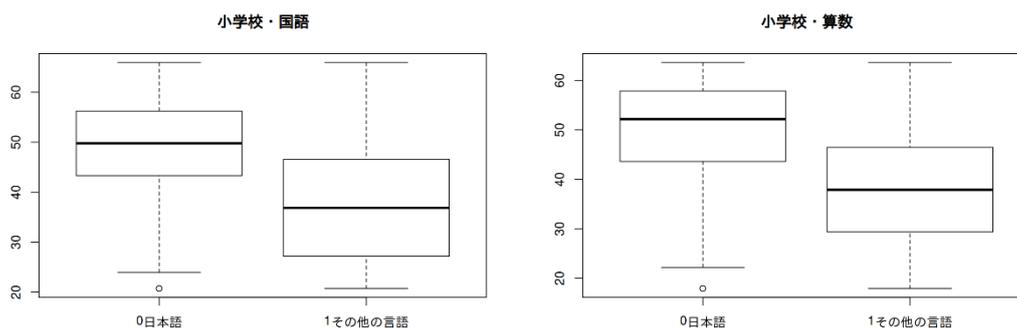


図 7.3. 小学校 (左:国語 右:算数)

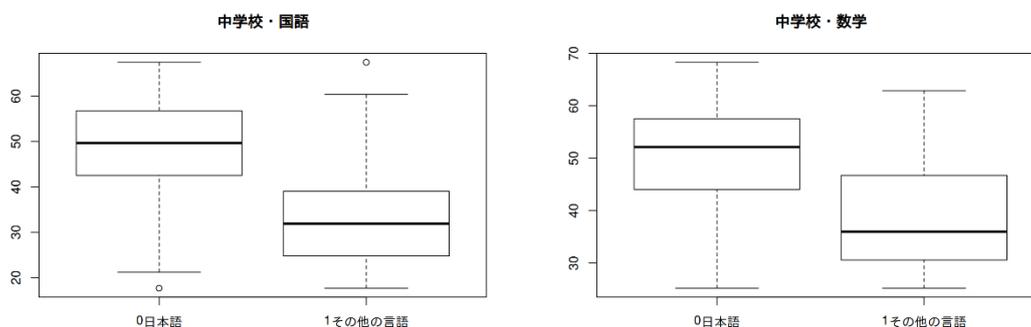


図 7.4. 中学校 (左:国語 右:算数)

**表 7.3. 生まれ×偏差値**

	小学校				中学校			
	国語		算数		国語		数学	
	Mean	s.e	Mean	s.e	Mean	s.e	Mean	s.e
本人日本生まれ／親日本生まれ	50.24	0.02	50.25	0.02	50.22	0.01	50.23	0.01
本人日本生まれ／親外国生まれ	46.65	0.55	46.88	0.69	46.67	0.62	47.64	0.46
本人外国生まれ／親日本生まれ	50.91	1.22	50.24	1.26	49.01	0.68	49.51	0.81
本人外国生まれ／親外国生まれ	43.42	1.20	45.56	0.92	40.16	1.19	45.32	0.94

表 7.3 は、「生まれ」ごとの平均値を示したものである。基本的には箱ひげ図で見たことの確認になるが、「本人外国生まれ／親外国生まれ」の児童生徒の成績がもっとも低く、続いて「本人日本生まれ／親外国生まれ」「本人外国生まれ／親日本生まれ」の順である。「本人外国生まれ／親日本生まれ」の平均値は、「本人日本生まれ／親日本生まれ」とそれほど変わらない。なお、教科で比べると、算数・数学より国語の差が顕著であり、たとえば中学校国語の場合、「本人外国生まれ／親外国生まれ」と「本人日本生まれ／親日本生まれ」の間に 10 ポイントの差が生じている。

**表 7.4. 保護者の回答言語（日本語以外）×偏差値**

	小学校				中学校			
	国語		算数		国語		数学	
	Mean	s.e	Mean	s.e	Mean	s.e	Mean	s.e
2013 年度	39.58	3.69	40.01	3.76	39.68	2.68	44.36	2.83
2017 年度	38.56	1.22	34.64	1.27	40.73	1.18	39.72	1.14
2021 年度	37.72	1.16	34.22	0.84	38.57	0.88	39.06	0.71

表 7.4 は、保護者の回答言語（日本語以外）の児童生徒の偏差値を 2013 年度調査、2017 年度調査、2021 年度調査について示したものである。日本語で回答している層が圧倒的に多く、そちらの偏差値は 50.0 に近いことから省略する。

2013 年度は対象者が少なく標準誤差も大きい点には留意が必要だが、小学校・中学校を問わず、また教科を問わず、回答言語が日本語の児童生徒と、それ以外の児童生徒のあいだには、だいたい偏差値で 10 ポイントの差が存在してきたと言える。特に小学校の算数が低く、2017 年度・2021 年度調査では偏差値 34 程度に留まっている。言語の影響を受けにくいと思われる算数においても大きな差が存在する理由は、おそらくこうした層が、来日したばかりでテストで利用されている日本語の読解に困難を抱えているからではないかと思われる。あるいは、いわゆる「ダブルリミテッド（日本語・外国語のいずれについても習得が遅れるケース）」（中島 2016）も含まれているかもしれない。

### 3. 回帰分析

これまで行われてきた研究によると、外国にルーツを持つ人々の学力実態は、かれらのSESによっても左右されることがわかっている (Ishida et al. 2016, 須藤 2020)。この知見は日本にもあてはまる可能性が高い。先ほど図 7.1, 図 7.2, 表 7.2 で見たように、「本人外国生まれ／親日本生まれ」の層の成績が高いのは、そこに高 SES 層が含まれているからだと思われる。そこで回帰分析を利用して、SES やジェンダーといった要因を考慮してみよう。具体的には、個々の児童生徒について、その学力 ( $Y$ ) と説明変数として投入した「生まれ」「SES」「ジェンダー」といった要因 ( $X$ ) のあいだに、 $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$  という線形関係があると仮定する。ここで $\beta_1$ から $\beta_3$ は偏回帰係数と呼ばれ、他の説明変数は一定と仮定し、説明変数に1単位変動があったときの被説明変数(ここでは学力)の変化を表す。なお、 $\beta_0$ は切片であり、すべての説明変数( $X_1, X_2, X_3$ )が0の時の $Y$ の値である。また、 $\varepsilon$ は個々人の学力のばらつきを示す誤差項である。

表 7.4 が、「生まれ」を $X_1$ 、SESII を $X_2$ 、ジェンダーを $X_3$ とした場合の回帰分析の推定結果である。SESII の作成方法については第 2 章を参照してほしい。また、「生まれ」とジェンダーはカテゴリカル変数なので、「本人日本生まれ／親日本生まれ」「女子」を基準としたダミー変数(0か1を取る変数)としている。既に述べたように、切片はすべての説明変数が0の時の $Y$ の値なので、たとえば小学校・国語の場合、「本人日本生まれ／親日本生まれ」「SESII が0」「女子」の偏差値が51.70 という意味になる。

表 7.5. 回帰分析

	小学校				中学校			
	国語		算数		国語		数学	
	Est	s.e	Est	s.e	Est	s.e	Est	s.e
切片	<b>51.70</b>	<b>0.07</b>	<b>50.51</b>	<b>0.07</b>	<b>51.94</b>	<b>0.07</b>	<b>50.70</b>	<b>0.08</b>
本人日本生まれ／親外国生まれ	<b>-2.63</b>	<b>0.52</b>	<b>-2.41</b>	<b>0.63</b>	<b>-2.80</b>	<b>0.61</b>	<b>-1.75</b>	<b>0.43</b>
本人外国生まれ／親日本生まれ	-1.50	1.16	-2.19	1.14	-1.93	0.66	-1.66	0.76
本人外国生まれ／親外国生まれ	<b>-5.71</b>	<b>1.25</b>	<b>-3.68</b>	<b>0.93</b>	<b>-8.96</b>	<b>1.18</b>	<b>-3.52</b>	<b>0.96</b>
SESII	<b>3.26</b>	<b>0.06</b>	<b>3.49</b>	<b>0.06</b>	<b>2.95</b>	<b>0.05</b>	<b>3.45</b>	<b>0.06</b>
男子ダミー (0:女子, 1:男子)	<b>-3.09</b>	<b>0.14</b>	<b>-0.78</b>	<b>0.14</b>	<b>-3.64</b>	<b>0.07</b>	<b>-1.29</b>	<b>0.07</b>

イタリック体は5%水準で有意

表 7.5 の小学校・国語において、「本人日本生まれ／親外国生まれ」の係数は-2.63 なので、「SESII の値が同じ」かつ「ジェンダーが同じ」児童を比べたとき、「本人日本生まれ／親外国生まれ」の児童は、「本人日本生まれ／親日本生まれ」と比べて-2.63 ポイント偏差値が低いと解釈できる。また男子ダミーの値 (-3.09) は、「生まれ」と SESII が同じ児童同士

を比べると、女子より男子の方が 3.09 ポイント偏差値が低いことを意味している。もちろん推定値 (Est) には誤差 (s.e) が伴うので、誤差を考慮した上で意味のある差かどうか判断する必要がある。

表 7.5 を見ると、ほとんどの係数が有意な値(≒誤差を考慮した上で意味のある差がある)を示している。例外は「本人外国生まれ/親日本生まれ」であり、係数はマイナスだが標準誤差も大きく有意な値になっていない。「本人日本生まれ/親外国生まれ」「本人外国生まれ/親外国生まれ」の係数はマイナスかつ有意であり、SESII が同じ児童生徒を比較しても、かれらの成績が「本人日本生まれ/親日本生まれ」の児童生徒より低い傾向にあることがわかる。

さらに、「生まれ」と SES との交互作用を想定した推定結果が表 7.5 である。交互作用とは  $X_1$  (ここでは「生まれ」) の係数  $\beta_1$  の値が  $X_2$  (ここでは SESII) によって変化することを仮定したモデルのことである。先ほど表 7.5 で「本人日本生まれ/親外国生まれ」の児童生徒の成績は、「本人日本生まれ/親日本生まれ」の児童生徒より低い傾向があると指摘した。しかし同じ「本人日本生まれ/親外国生まれ」の児童生徒であっても、グローバルに活躍する高 SES の保護者の子どもは、たとえ日本語のテストでも高い点数をとるかもしれない。つまり、SES の高低で「生まれ」の係数  $\beta_1$  が異なるという仮説である。式としては、 $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_1 \times X_2 + \varepsilon$  という具合に、 $X_1$  と  $X_2$  をかけた項 (交互作用項) を設定し、その係数 (ここでは  $\beta_4$ ) が有意か否かで交互作用の有無を判断することになる。

表 7.6. 回帰分析 (交互作用を想定)

	小学校				中学校			
	国語		算数		国語		数学	
	Est	s.e	Est	s.e	Est	s.e	Est	s.e
切片	<b>51.71</b>	<b>0.07</b>	<b>50.51</b>	<b>0.07</b>	<b>51.94</b>	<b>0.07</b>	<b>50.70</b>	<b>0.08</b>
本人日本生まれ/親外国生まれ	<b>-2.33</b>	<b>0.46</b>	<b>-1.99</b>	<b>0.57</b>	<b>-2.74</b>	<b>0.58</b>	<b>-1.75</b>	<b>0.43</b>
本人外国生まれ/親日本生まれ	<b>-3.46</b>	<b>1.41</b>	<b>-3.69</b>	<b>1.29</b>	<b>-2.10</b>	<b>0.67</b>	<b>-1.60</b>	<b>0.79</b>
本人外国生まれ/親外国生まれ	<b>-5.36</b>	<b>1.28</b>	<b>-3.48</b>	<b>0.94</b>	<b>-8.79</b>	<b>1.37</b>	<b>-4.00</b>	<b>1.18</b>
SESII	<b>3.22</b>	<b>0.06</b>	<b>3.45</b>	<b>0.06</b>	<b>2.94</b>	<b>0.05</b>	<b>3.46</b>	<b>0.06</b>
男子ダミー (0:女子, 1:男子)	<b>-3.09</b>	<b>0.14</b>	<b>-0.78</b>	<b>0.14</b>	<b>-3.64</b>	<b>0.07</b>	<b>-1.29</b>	<b>0.07</b>
本人日本生まれ/親外国生まれ×SES	<b>1.25</b>	<b>0.56</b>	<b>1.72</b>	<b>0.51</b>	0.31	0.41	-0.05	0.35
本人外国生まれ/親日本生まれ×SES	<b>2.98</b>	<b>0.76</b>	<b>2.36</b>	<b>0.85</b>	0.62	0.59	-0.22	0.53
本人外国生まれ/親外国生まれ×SES	1.54	1.10	0.86	0.94	0.44	0.85	-1.23	0.90

イタリック体は 5%水準で有意

表 7.6 では「本人日本生まれ/親外国生まれ×SES」という具合に、「×」となっている箇所が交互作用を示している。まず交互作用項を見ると、小学校では「本人日本生まれ/親外

国生まれ×SES」「本人外国生まれ／親日本生まれ×SES」について、交互作用項が有意な値を示している。中学校では交互作用は有意な値を示していないので、交互作用を考慮する必要はなさそうである。

表中の数値から交互作用を解釈することは容易ではない（先ほど交互作用項の説明で紹介した式でいうと、 $X_1$ は $\beta_4$ と $\beta_1$ の2カ所にかかっているので、 $Y$ と $X$ の関連を即座に想像することが難しい）ので、交互作用が有意だった小学校の推定結果を図示してみよう。図7.5が国語、図7.6が算数の結果を示している。これを見ると、低SESでは「本人日本生まれ／親外国生まれ」「本人外国生まれ／親日本生まれ」のいずれも「本人日本生まれ／親日本生まれ」との成績差が大きい一方、高SES層ではその差が消失していることがわかる。おそらくこれらの層には、グローバルに活動している高SESの人々（複数の国を往来する資産家、あるいは高い学力を持つ留学生など）が含まれていると思われる。その数はそれほど多くないが、かれらの子どもの成績は、「本人日本生まれ／親日本生まれ」の子どもたちと同じか、あるいは上回る場合もあるようだ。

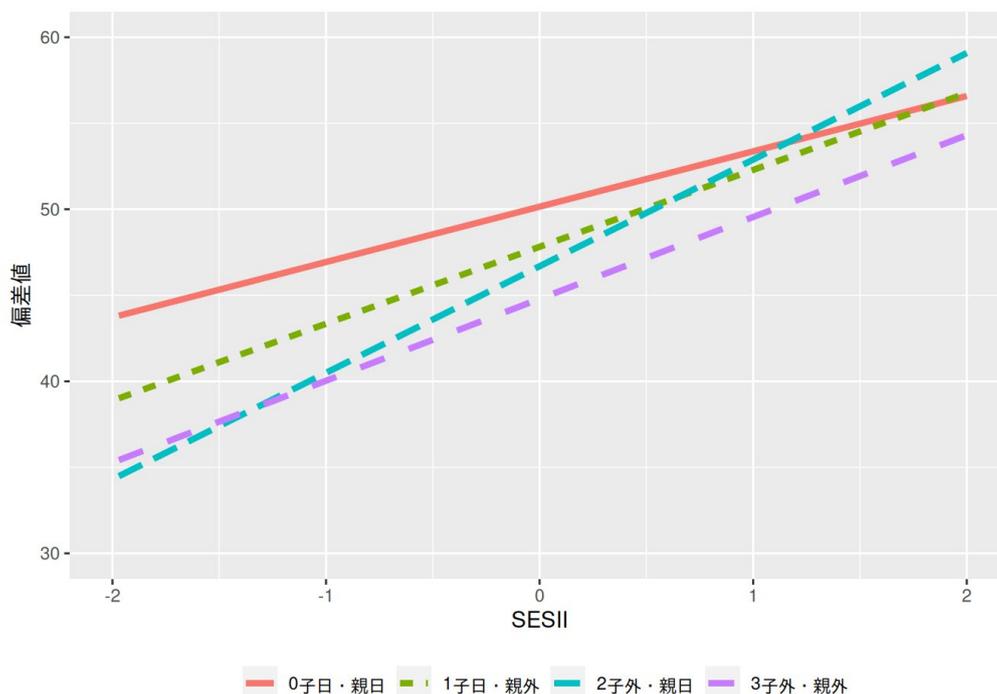


図 7.5. 交互作用 (小学校・国語)

なお、中学校で交互作用が検出されない理由は、おそらく高SES層の人々が帰国したり、あるいは日本の中学校を避けたりしている（たとえば英語圏で教育を受けさせるなど）といった要因が考えられる。あいにく今回の質問紙調査からこうした点を分析することはできないが、たとえば今後、来日時期、希望する進路（国外への進学を尋ねる等）等を質問紙で

尋ねることができれば、より詳しい分析が可能になるだろう。

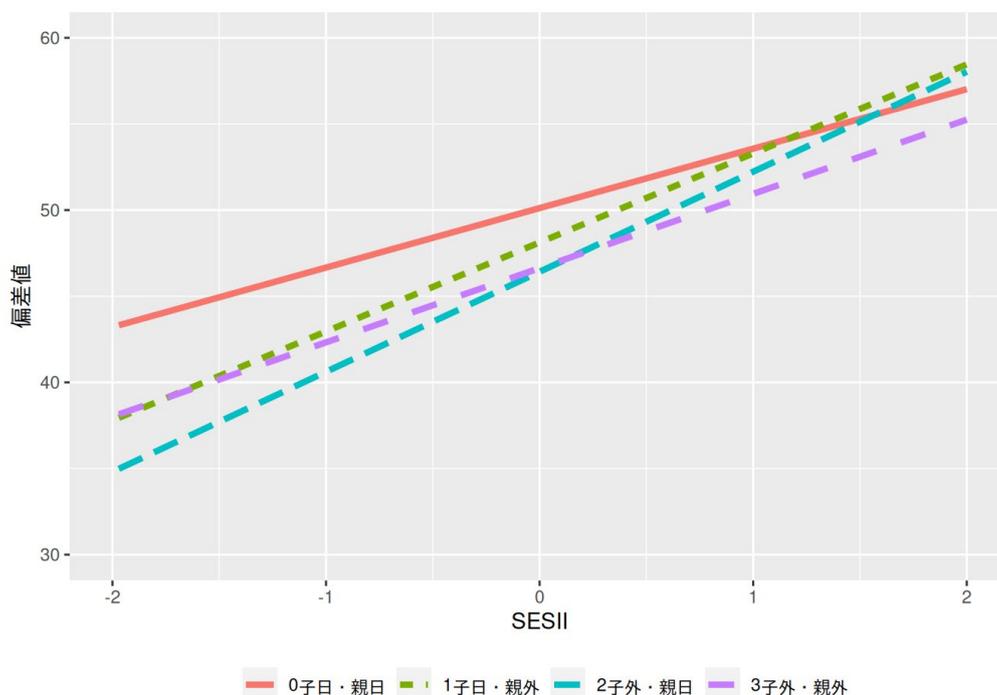


図 7.6. 交互作用 (小学校・算数)

また、「本人外国生まれ／親外国生まれ」の層の成績は SES によらず「本人日本生まれ／親日本生まれ」の層より低い傾向がある。既に触れたように、ここには言葉の壁・文化の壁があることが想定される。SES によらず、何らかのサポートが必要であろう。

#### 4. まとめ

第一に、外国にルーツを持つ人々の割合は、約 1%から 2%程度である。外国にルーツを持つ人々の存在が認知されるようになったとは言え、いまだ学力調査に参加している日本の小中学生の大多数は「本人日本生まれ／親日本生まれ」であると言える。

第二に、「本人外国生まれ／親外国生まれ」の層の成績は低い傾向がある。その傾向は、特に国語で顕著である。ここには、言葉・文化の壁があることが想定される。数が少なく、それほど目立たないとは言え、今後こうした人々が増えていくと想定されていることを考えれば、何らかの対応が必要であろう。あいにくサンプルサイズが小さく、かれらの課題を把握するための設問もほとんど用意されていないため、どのような対策が有効か示す分析は難しい。今後、外国にルーツを持つ人々の低学力問題に焦点を絞った調査研究が求められる。

第三に、小学校では「本人日本生まれ／親外国生まれ」「本人外国生まれ／親日本生まれ」

の児童の成績は、SESによって傾向が異なる。高SES層は「本人日本生まれ／親日本生まれ」層とあまり変わらないか、むしろ高い傾向がある。一方、低SES層では「本人日本生まれ／親日本生まれ」層との成績差が大きい。これはおそらく、「本人日本生まれ／親外国生まれ」「本人外国生まれ／親日本生まれ」というカテゴリーに、グローバルに活動している高SESの人々が含まれていることが要因だと思われる。

本章では、基礎的な分析を行ったに過ぎないが、日本にも外国にルーツを持つ人々の低学力問題が存在することが明らかになった。さらに、一口に「外国にルーツを持つ人々」と言っても、親が外国生まれかどうか、どのようなSESを有しているかといった点で状況が異なっていることも示唆された。今後、外国にルーツを持つ人々の数は日本でも増えていくことが予想される。そうなれば、かれらの低学力問題が一層クローズアップされていくに違いない。今後も継続して学力実態を把握することが求められている。

#### <参考文献>

Ishida, K., Nakamuro, M. and Takenaka, A., 2016, "The academic achievement of immigrant children in Japan: An empirical analysis of the assimilation hypothesis," *Educational Studies in Japan*, 10, pp.93-107.

中島和子, 2016, 『完全改訂版 バイリンガル教育の方法』アルク。

OECD, 2007, 『移民の子どもと学力ー社会的背景が学習にどんな影響を与えるのかー』明石書店。

志水宏吉・清水睦美, 2001, 『ニューカマーと教育ー学校文化とエスニシティの葛藤をめぐって』明石書店。

須藤康介, 2020, 「外国にルーツを持つ生徒の学力の実態分析」『社会と調査』25, pp.56-67.

## 第8章 経年変化調査と保護者調査を組み合わせる

川口 俊明

### 知見の概要

母集団の特性を推定する場合、条件付けた PVs を導入することが望ましい。

正答率を利用した学力格差の分析は、格差を小さく推定している可能性がある。

多次元項目反応モデルを利用することで、教科間の比較ができないという経年変化分析調査の課題を改善することができる。

中学校英語は、もっとも SES との関連の強い教科である。

### 1. 問題意識

2021 年度の「全国的な学力調査に関する専門会議」では、全国学力・学習状況調査の在り方を再検討し、(1) 指導改善に活かすための毎年度の悉皆調査、(2) 全国的な学力の経年変化を把握するための抽出調査の二本柱に整理することが提案・確認された。それに伴い、2021 年度の保護者に対する調査は、項目反応理論 (IRT: Item Response Theory) を採用する経年変化分析調査<sup>(1)</sup>と同時実施され、日本の学力格差の経年変化を捉える体制が整うことになった。これまで PISA や TIMSS といった国際学力調査に頼らなければ自国の学力格差の変化を捉えることができなかった日本の状況を考えれば、「二本柱化」は大きな前進と言えるだろう。

ただし学力格差の経年変化を捉えるには、保護者に対する調査と経年変化分析調査が同時に実施されるだけでは不十分である。少なくとも、そこには次の二つの課題が残されている。第一の課題は、経年変化分析調査の報告に採用されている最尤推定法による能力推定 (MLE) は、個体の能力推定を前提にしており母集団の特性を推定するには適切ではない場合があるという点である。たとえば母集団の分散を課題推定する点(袈岩ほか 2019, p.237) は、その一つである。その他にも MLE にはいくつか母集団の分析には不適切な特性がある。経年変化分析調査では、MLE 以外にも EAP (期待事後推定値)、PVs (推算値) が報告されているが、こちらも推定の手続き上、下位集団の平均得点の違いを過小推定してしまうといった課題が存在する。本章では、こうした課題を改善するため、PISA や TIMSS でも採用されている、条件付けた (Conditioning) PVs を導入する。

第二の課題は、経年変化分析調査が教科別に実施されているために、教科間の学力格差を比較検討することができないという点である。つまりせっかく同時に調査を実施しているにもかかわらず、たとえば国語の学力を検討するときは国語を受験した児童生徒の保護者

を対象とした保護者調査の情報しか使えず、残りの情報は無駄になってしまう。さらに教科別に調査が実施されているため、教科間の相関を計算することもできない。

幸い、分析手法によって第二の課題を改善することは可能である。具体的には、すべての小学6年生・中学3年生が受験している悉皆調査のデータを利用する。経年変化分析調査だけでなく、悉皆調査の情報まで含めて考えれば、保護者に対する調査の対象となった児童生徒は、悉皆調査（国語、算数・数学）の2教科に加え、経年変化分析調査（国語、数学、英語）のうち1教科を受験していると考えられる。経年変化調査のうち、受験していない教科をNA（欠測）とすると、この状況は図8.1（小学校）、図8.2（中学校）の右側のように整理できる。

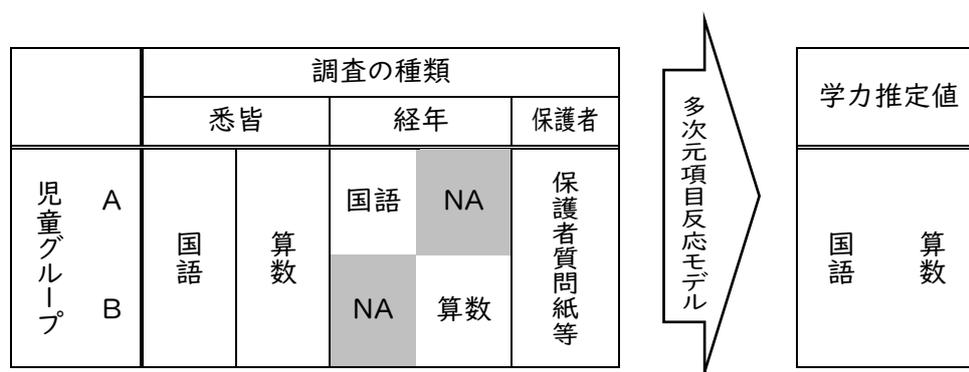


図 8.1. 学力推定値の算出方法（小学校）

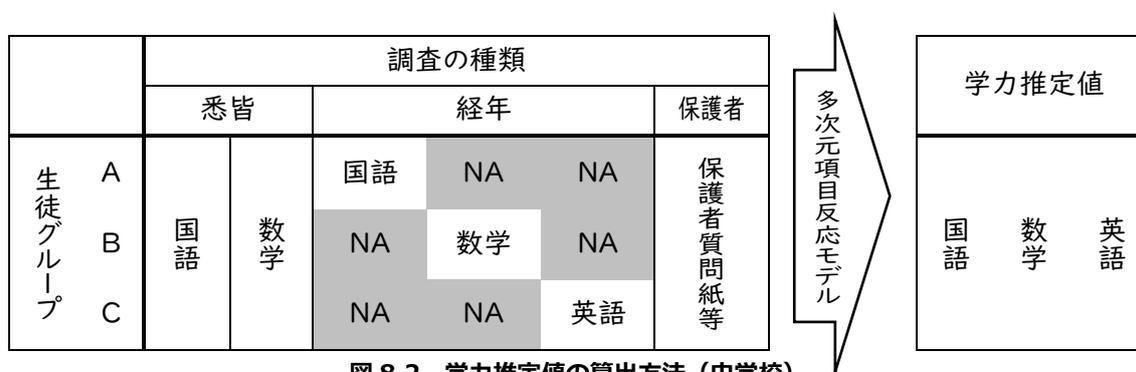


図 8.2. 学力推定値の算出方法（中学校）

ここで、悉皆調査の国語と経年変化分析調査の国語、及び悉皆調査の算数・数学と経年変化分析調査の算数・数学が同じ能力を測定していると仮定すれば、PISAでも採用されている多次元項目反応モデルを用いることで、国語、算数・数学、英語の能力を、個々の児童生徒について算出し直すことができる（図8.1、図8.2）。なお、多次元項目反応モデルには、一つの設問が複数の能力と関連していると仮定するモデルも存在するが、ここでは図8.3のように、一つの設問は単一の能力とのみ関連していると仮定するモデルを前提とする。

ただ、上記のような分析モデルを採用した場合、悉皆調査しか受験していない児童生徒の能力推定は、受験したテスト項目が少ないことから測定誤差が大きくなると考えられる。そのため中学校の英語はともかく、小学校の国語・算数、及び中学校の国語・数学の得点の算

出において、第一の課題で挙げた MLE・EAP・PVs による母集団の特性を推定する際の偏りは、無視できないほどに大きくなると予想できる。

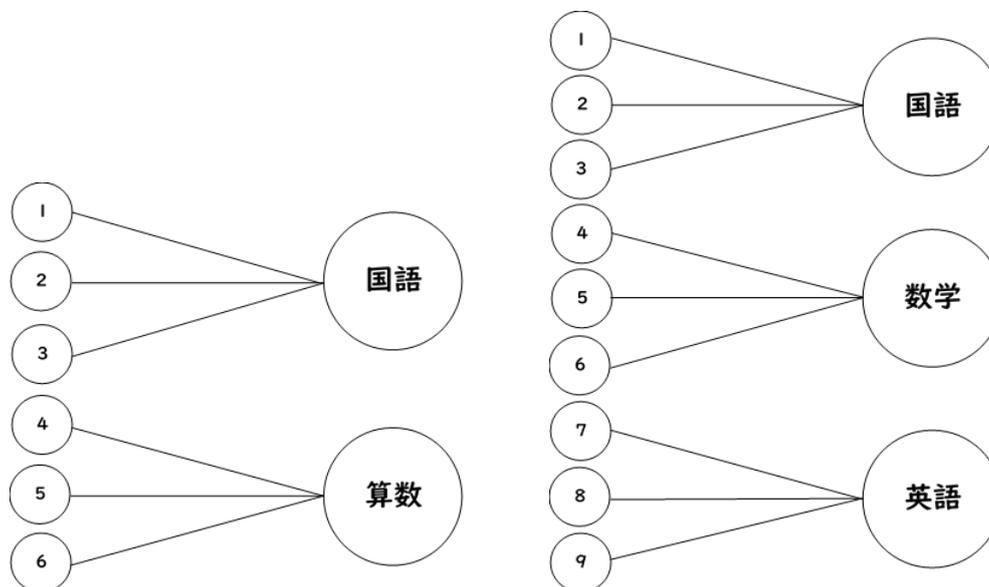


図 8.3. 多次元項目反応モデルのイメージ (左：小学校 右：中学校)

さて、裊岩ら (2019) のシミュレーションによれば、1パラメータ・ロジスティックモデル (以下、1PL) の場合、MLE, EAP, PVs には次のような特徴があるという。

①母集団の分散：

MLE は過大推定, EAP は過小推定, PVs と条件付けた PVs は適切に推定

②下位集団の平均値：

MLE は過大推定, EAP と PVs は過小推定。条件付けた PVs は適切に推定

③他変数との相関：

MLE, EAP, PVs はいずれも過小推定 (特に PVs)。条件付けた PVs は適切に推定

④教科間の相関：

MLE は過小推定, EAP は過大推定。PVs と条件付けた PVs は適切に推定

本章では、MLE だけでなく、EAP, PVs, 条件付 PVs によって児童生徒の能力を推定し、裊岩らの知見がどの程度実際のデータで見られるか検討する。採用する IRT モデルは経年変化分析調査と同じく 2パラメータ・ロジスティックモデル (以下、2PL) とする。裊岩らのシミュレーションは 1PL なので、厳密には採用した IRT モデルが異なるが、今後の課題としたい。

能力推定には R の TAM package を採用した<sup>(2)</sup>。多次元項目反応モデルの推定は、全受験

者の能力平均を 0、標準偏差を 1 として同時推定を行っている。また PVs を条件付ける変数には、児童生徒の SES、性別、都市規模に関する情報を使用した。PISA や TIMSS では、より複雑な条件付けが行われている<sup>(3)</sup>が、今回はどの変数を用いるべきか検討する十分な時間が得られなかったため、児童生徒の社会的属性と関わりの深い変数に絞ることにした。全国学力・学習状況調査における条件付の在り方も、今後の検討課題である。

## 2. 同時推定の前提の確認

はじめに、児童生徒の受験状況を確認する。経年変化分析調査の児童生徒は、悉皆調査の国語、算数・数学 2 教科と、経年変化調査の国語、算数・数学、英語のうち 1 教科の合計 3 教科を受験しているはずである。しかし実際には、欠席などの理由で特定の教科しか受験していない児童生徒も存在する。このことを確認したのが、表 8.1 である。3 教科を受験している児童生徒がもっとも多いものの、2 教科以下の児童生徒も一定数存在する。また受験数が 0 の児童生徒もわずかに存在する。受験数が 0 の場合は能力推定ができないので、分析から除外している。

**表 8.1. テストの受験状況 (全体)**

	小学校	中学校
受験数 3	32147	74520
受験数 2	712	2217
受験数 1	250	1259
受験数 0	193	707

**表 8.2. テストの受験状況 (国語)**

	小学校		中学校	
	経年あり	経年なし	経年あり	経年なし
悉皆あり	16198	16661	24798	51921
悉皆なし	123	320	408	1576

**表 8.3. テストの受験状況 (算数・数学)**

	小学校		中学校	
	経年あり	経年なし	経年あり	経年なし
悉皆あり	15955	16902	24733	52005
悉皆なし	123	322	412	1553

次に、経年変化分析調査の各教科 (国語、算数・数学、英語) は、対象となった児童生徒しか受験していない。そのため、国語、算数・数学については、悉皆調査のみ受験している

児童生徒，悉皆調査と経年変化分析調査の両方を受験している児童生徒が存在することになる。ただし，表 8.2，表 8.3 を見るとわかるように，悉皆調査は受験していないが経年変化分析調査は受験している児童生徒や，悉皆調査も経年変化分析調査も受験していない児童生徒もわずかだが存在する。

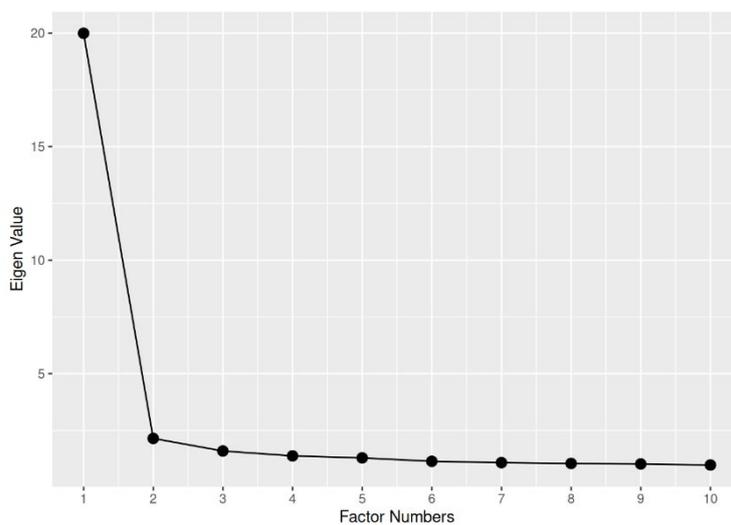


図 8.4. 因子分析 (小学校・国語)

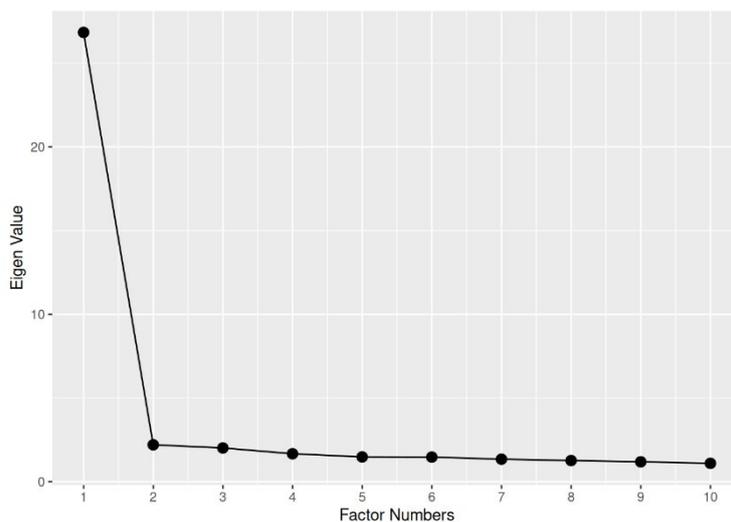


図 8.5. 因子分析 (小学校・算数)

続いて，悉皆調査の国語と経年変化分析調査の国語，及び悉皆調査の算数・数学と経年変化分析調査の算数・数学が，同一の能力を推定しているという仮定が適切か否かを検討するため，すべての設問を対象に，カテゴリカル因子分析を行った。分析結果は，図 8.4 (小学

校・国語), 図 8.5 (小学校・算数), 図 8.6 (中学校・国語), 図 8.7 (中学校・数学) のとおりである。縦軸が固有値 (Eigen Value), 横軸が因子数である。なお, 英語については経年変化分析調査のデータしかなく, そちらについては既にテクニカルレポートで検証済みであるため, 本章の分析の対象から外している。

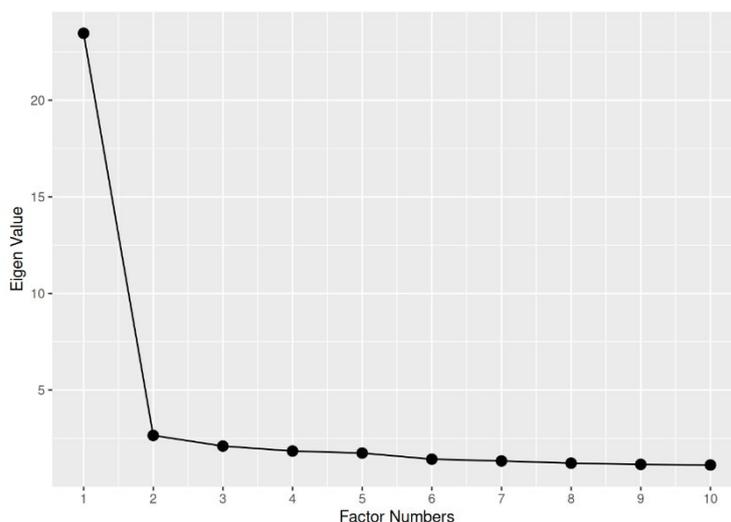


図 8.6. 因子分析 (中学校・国語)

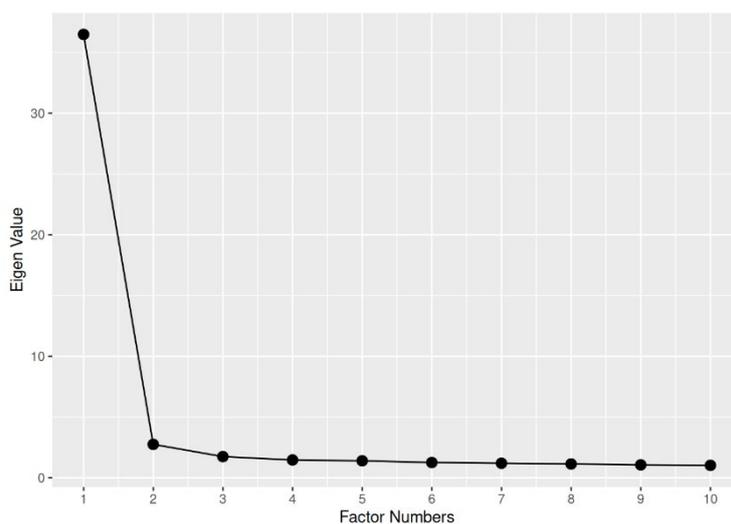


図 8.7. 因子分析 (中学校・数学)

いずれの図を見ても, 第 1 因子の値が大きく, 項目の一次元性の仮定が成立していると考えられる。加えてクロンバックの  $\alpha$  を計算したところ, 小学校国語 0.927, 小学校算数 0.946, 中学校国語 0.930, 中学校数学 0.962 であり, 悉皆調査と経年変化分析調査の国語,

算数・数学は、同一の能力を測定していると仮定して問題ないと判断した。

### 3. 同時推定の結果

同時推定の結果を確認するために、MLE による個人の能力推定値の分布を示す。図 8.8 が国語、図 8.9 が算数・数学、図 8.10 が英語の能力推定結果である。青い破線が経年変化分析調査のテクニカルレポートで報告された MLE の分布である。一方、赤い線は本章で同時推定を行った結果得られた MLE の分布である。

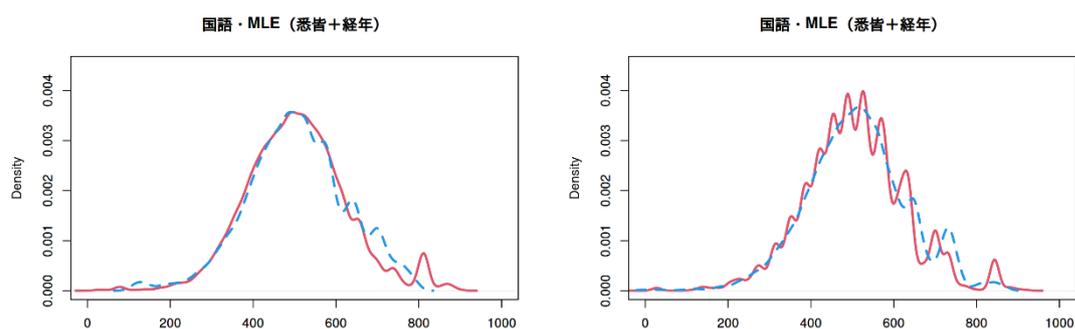


図 8.8. 国語 (左 : 小学校, 右 : 中学校)

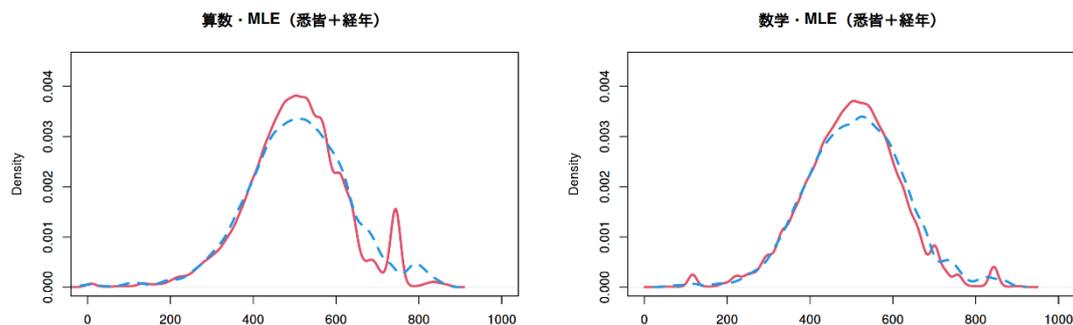


図 8.9. 算数・数学 (左 : 小学校, 右 : 中学校)

まず、図 8.10 の英語から確認しよう。MLE では経年変化分析調査の英語を受験していない生徒の能力は推定されないため、図 8.10 の線は経年変化分析調査のテクニカルレポートによる能力推定 (青い破線) と、多次元項目反応モデルによる能力推定 (赤い線) の違いを示したものであると言える。図 8.10 を見ると、青い破線と赤い線はほとんど重なっている。異なる推定法を利用したにもかかわらず、同一の能力分布が得られたことから、本章で採用した多次元項目反応モデルは一定の妥当性を持つと言えるだろう。

次に、図 8.8 の国語の分布を確認する。基本的には似たような分布を示しているが、赤い

線の方が特に能力の高い層で波形を示していることがわかる。おそらくこれは、悉皆調査しか受験していない層の能力推定が不安定になっていることが要因である。図 8.9 の算数・数学の推定も似たような傾向が見られるが、国語よりも波形は生じていない。ただし、小学校の算数では能力の高い児童の推定値において、大きな山が生じている。おそらく悉皆調査が満点だった児童の能力推定がうまくいっていないことが要因だと思われる。

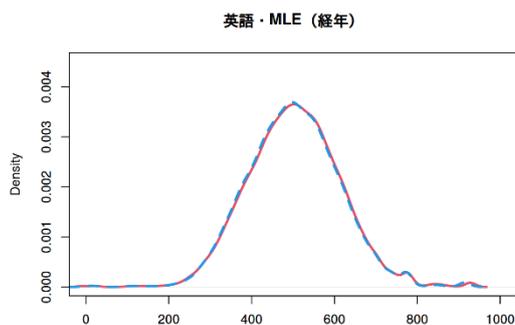


図 8.10. 英語

上記の推測は、悉皆調査のみを受験している児童生徒と、悉皆調査と経年変化分析調査の両方を受験している児童生徒の能力分布を別々に描画することで確かめることができる（図 8.11 から図 8.14）。これらの図を見ると、いずれの学年・教科においても悉皆調査と経年変化分析調査を受験した層の能力分布はほぼ重なっている（図の左）のに対し、悉皆調査のみ受験した層の能力分布は、特に高得点層で波形が生じている（図の右）。一般に、日本で行われている学力調査は、教えたことがどの程度身についているかを確認する「確認テスト」の意味合いが強いため、テストの項目の難易度が低く抑えられがちである（川口ほか 2019）。特に悉皆調査のみを受験した層で高得点者に波形が生じるのは、調査問題の難易度が低いことが要因であろう。

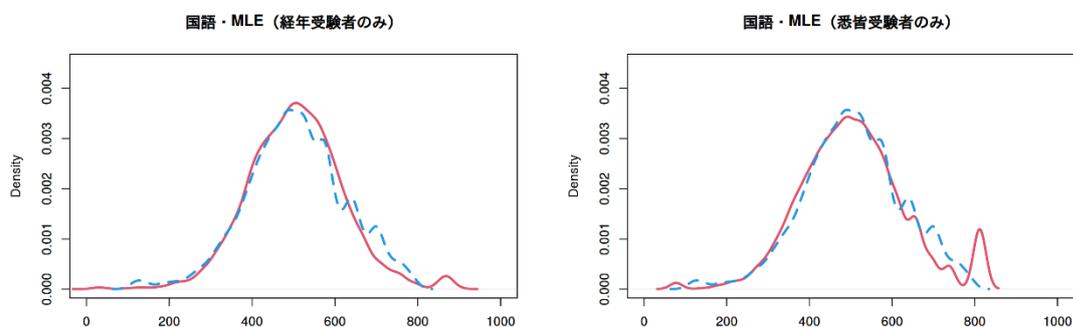


図 8.11. 小学校・国語（左：経年受験者のみ、右：悉皆受験者のみ）

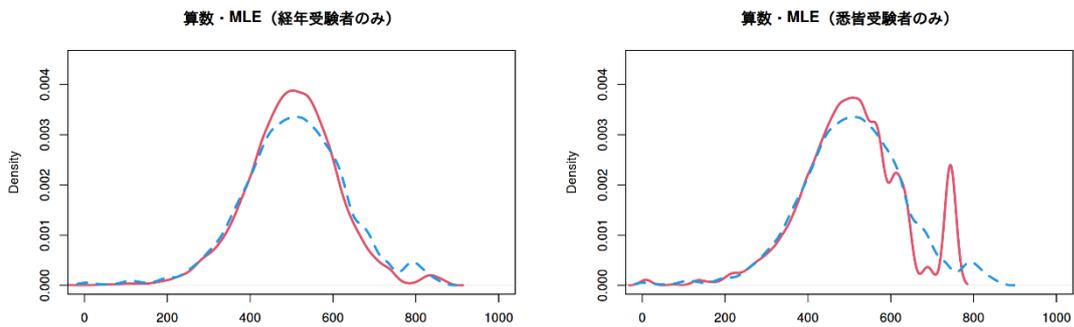


図 8.12. 小学校・算数（左：経年受験者のみ，右：悉皆受験者のみ）

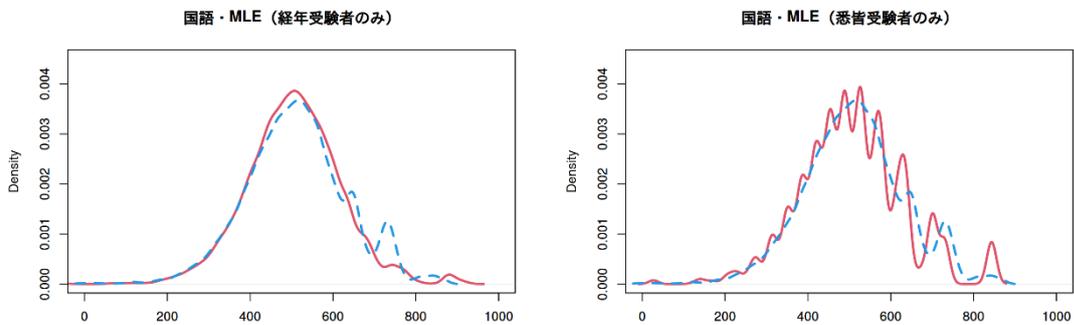


図 8.13. 中学校・国語（左：経年受験者のみ，右：悉皆受験者のみ）

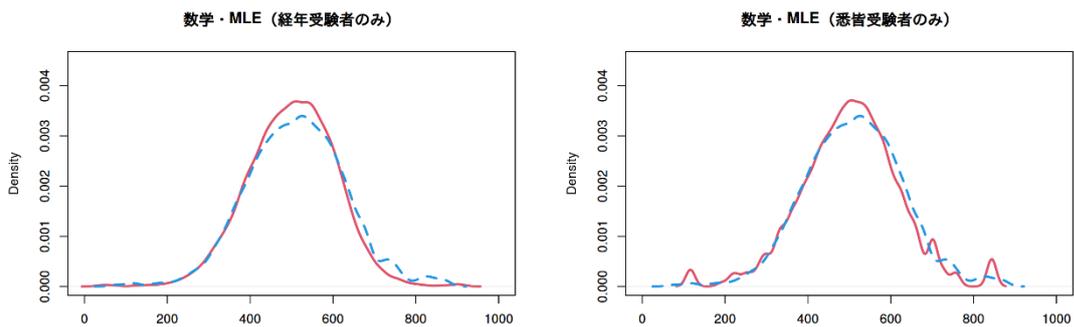


図 8.14. 中学校・数学（左：経年受験者のみ，右：悉皆受験者のみ）

なお、経年変化分析調査の受験者のみのデータを見ても、国語や算数・数学についてはもともとの推定値（青い破線）で高得点層に波形が生じている。多次元項目反応モデルの推定

で山が減るのは、悉皆調査の設問が加わったことで高得点層の推定が安定したためだと思われる。

#### 4. 母集団の推定

続いて、母集団における集団の特性を推定する。ここでは、本章で行った多次元項目反応モデルから生成した MLE, EAP, PVs, 条件付けた PVs と、経年変化分析調査の MLE, EAP, PVs, 条件付けた PVs, 及び悉皆調査の国語と算数・数学の正答率のそれぞれでどのように集団の特性が異なって推定されるか検討する。個々の推定値は、mle, eap, pv, pv\_条件付, MLE\_経年, EAP\_経年, PV\_経年, PV\_条件付, 正答率と略記する。なお、経年変化分析調査の推定値はもともと推定されていた数値を利用する。ただし経年変化分析調査の分析では条件付けた PVs は生成されていないので、これについては R の TAM package を利用して条件付けを行った。推定は 2PL, 条件付けに利用する変数は多次元項目反応モデルと同様である。

なお、PVs は本来複数の PV を生成し、それを統合することで最終的な推定値を得る技法であるが、ここでは簡単のため PV を 1 つだけ生成し、その結果を報告している。個々の推定値は、経年変化分析調査にあわせ、平均 500, 標準偏差 100 に変換している。本来であれば保護者調査の分析は weight を考慮すべきところであるが、今回はいずれの推定値も weight を考慮していない。

##### 4.1. 下位集団の推定

表 8.5. 国語得点×SES (平均値)

	小学校				中学校			
	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest
mle	462.7	492.0	518.7	567.1	468.0	496.9	518.9	561.1
eap	462.7	488.6	512.0	550.7	466.7	492.5	512.6	548.5
pv	462.2	486.6	509.6	547.5	466.7	492.8	512.8	548.7
pv_条件付	457.9	486.6	513.0	555.8	464.2	491.7	513.0	551.4
MLE_経年	462.5	491.3	520.6	561.3	475.3	502.6	524.7	560.2
EAP_経年	469.3	490.9	511.8	540.3	477.9	498.2	514.3	538.9
PV_経年	468.7	490.7	511.3	540.6	479.0	498.8	514.4	539.5
PV_条件付	455.8	485.5	512.8	554.2	463.6	489.1	510.5	545.4
正答率	465.4	490.2	511.2	546.6	469.3	493.4	511.3	543.6

最初に、下位集団の平均、及び分散の推定値を比較する。表 8.5 から表 8.8 は、第 2 章で作成した SESII を Lowest, Lowest Middle, Highest Middle, Highest に 4 区分し、それぞ

れの平均・標準偏差を計算したものである。表 8.5, 表 8.6 が平均, 表 8.7, 表 8.8 が標準偏差の推定値である。

**表 8.6. 算数・数学得点×SES (平均値)**

	小学校				中学校			
	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest
mle	457.7	489.0	517.9	564.3	460.4	492.6	517.9	561.1
eap	461.3	488.2	512.7	551.6	464.0	492.0	514.1	551.6
pv	461.4	488.3	512.3	549.7	462.8	491.4	513.8	551.5
pv_条件付	455.9	486.3	514.0	557.9	460.1	490.4	514.7	555.9
MLE_経年	457.2	494.7	522.5	570.2	469.2	500.3	527.1	571.0
EAP_経年	466.6	494.7	516.0	551.3	472.8	498.9	520.7	556.0
PV_経年	465.4	495.8	516.5	552.0	479.0	498.8	514.4	539.5
PV_条件付	454.3	487.5	514.6	555.9	461.1	489.1	513.5	554.9
正答率	461.8	488.9	513.5	548.3	463.4	492.2	514.7	550.2

表 8.5, 表 8.6 を見ると, 学校段階・教科を問わず, 褒岩らのシミュレーションと同じく, MLE は集団間の差が大きく推定され, EAP, PVs は小さく推定される傾向が見られる。特に Highest SES で平均のブレが大きく, MLE が高め, EAP・PV が低めに推定される傾向がある。図 8.11 から図 8.14 で確認したように, 悉皆調査は問題の難易度が低く, 高得点層の推定が粗くなる傾向がある。そのため, 高得点層が多い Highest SES 群で推定値のばらつきが大きくなったと考えられる。条件付けた PVs は MLE と EAP の中間程度の値であり, これも褒岩らのシミュレーションと同様である。

**表 8.7. 国語得点×SES (標準偏差)**

	小学校				中学校			
	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest
mle	111.8	111.3	113.8	118.6	114.0	113.5	114.6	118.2
eap	88.1	85.2	85.0	82.7	86.7	85.1	84.3	82.9
pv	93.0	89.8	90.4	89.5	93.9	92.8	92.4	92.8
pv_条件付	93.3	90.6	91.6	92.1	94.0	92.2	91.9	92.4
MLE_経年	118.7	111.7	112.3	109.4	115.8	114.5	115.1	116.1
EAP_経年	86.4	81.5	79.4	74.0	86.4	83.1	81.2	77.4
PV_経年	98.2	95.7	92.5	91.2	97.9	96.2	94.0	93.1
PV_条件付	92.8	90.0	90.8	91.8	94.8	93.7	92.3	93.0
正答率	100.1	96.2	92.7	85.4	100.2	96.0	93.0	86.5

多次元項目反応モデルと経年変化分析調査の推定値を比べると、両者の差はそれほど大きくない。中でも条件付けた PVs は、MLE, EAP, PVs に比べ、両方で近い値を推定している。

表 8.8. 算数・数学得点×SES (標準偏差)

	小学校				中学校			
	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest	Lowest	Lowest M	Highest M	Highest
mle	111.0	107.7	107.1	108.0	108.0	106.4	104.1	105.6
eap	89.5	86.1	85.4	82.3	88.4	87.4	85.9	83.8
pv	93.8	90.1	90.3	88.2	95.1	93.5	92.2	90.3
pv_条件付	93.9	90.4	90.5	90.9	92.7	91.1	90.3	90.0
MLE_経年	123.0	114.1	116.8	116.0	108.9	111.5	111.1	110.0
EAP_経年	90.5	86.3	86.9	82.7	89.2	90.0	89.1	84.2
PV_経年	101.7	98.4	98.3	95.0	96.4	97.8	97.0	93.3
PV_条件付	93.4	89.4	91.0	91.9	91.1	92.0	93.3	90.9
正答率	102.6	96.6	90.8	79.8	97.3	95.5	92.0	85.2

続いて標準偏差を示した表 8.7, 表 8.8 を検討する。こちらも学校段階・教科を問わず、巖らのシミュレーションと同じく、MLE で大きめに、EAP で小さめに推定される傾向がある。PVs と条件付けた PVs の推定値は MLE と EAP の中間であり、これも巖らのシミュレーションと同様の結果を示している。経年変化調査の PV と条件付けた PVs の推定値にも差があるが、これは推定に利用したソフトウェアの差だと思われる。

正答率による標準偏差の推定値は、Lowest SES で大きく、Highest SES で小さく推定されている。これは、悉皆調査の問題の難易度が低いことから、成績の高い層が多い Highest SES で満点に近い児童生徒が生じ、成績の分散が小さくなっていることが要因であろう。

#### 4.2. SES との相関

続いて、表 8.9 で SES との相関を検討する。なお、ここで利用する SES は SESII である。SESII については第 2 章を参照してほしい。巖らのシミュレーションに従えば、PVs がもっとも小さい値を示し、次いで MLE・EAP・正答率がほぼ同じ値、最後に条件付けた PVs がもっとも大きな値を示すはずである。経年変化分析調査については、巖らのシミュレーションとほぼ同じ結果が得られている。一方、多次元項目反応モデルでは、PVs が小さい値を示し条件付けた PVs が高いことは変わらないものの、MLE と EAP については学校段階・教科によって傾向が異なる。

多次元項目反応モデルと経年変化分析調査の推定値を比較すると、条件付けた PVs の値

がもっとも似通っている。特に小学校では国語・算数ともにほぼ同じ値となっている。中学校では国語と数学で多次元項目反応モデルの推定値の方が高く、英語は経年変化分析調査の推定値の方が高い。ただ、その差は他の推定方法に比べると小さいことが多い。正答率とSESの相関は、経年変化分析調査のMLEやEAPと同程度であり、条件付けたPVsよりも小さい。

なお、推定方法間の差を別にしても、教科間の相関の順序が興味深い。小学校では推定方法によらず、算数の方が国語よりSESとの相関が一貫して高い。中学校では、英語がもっとも高く、次いで数学、国語の順である。家庭環境が学力に与える影響が教科によって異なるということで、今後その理由が探求される必要があるだろう。なお、小中を通してみると、中学校英語がもっともSESとの相関が高く、推定方法にもよるが経年変化分析調査の条件付けたPVsでは0.42に達している。

**表 8.9. 相関係数**

	小学校		中学校		
	国語	算数	国語	数学	英語
mle	0.339	0.362	0.302	0.347	0.396
eap	0.377	0.384	0.353	0.369	0.377
pv	0.348	0.359	0.326	0.349	0.349
pv_条件付	0.388	0.404	0.347	0.382	0.414
MLE_経年	0.325	0.353	0.278	0.335	0.398
EAP_経年	0.328	0.358	0.280	0.342	0.401
PV_経年	0.282	0.322	0.243	0.318	0.381
PV_条件付	0.390	0.401	0.327	0.369	0.423
正答率	0.323	0.345	0.294	0.344	

#### 4.3. 教科間の相関

**表 8.10. 国語と算数・数学の相関係数**

	小学校	中学校		
	国語×数学	国語×数学	国語×英語	数学×英語
mle	0.713	0.695	0.650	0.714
eap	0.957	0.939	0.942	0.961
pv	0.891	0.862	0.809	0.855
pv_条件付	0.893	0.868	0.826	0.870
正答率	0.702	0.699		

教科間の相関を表 8.10 に示す。巖らのシミュレーションに従うと、MLE がもっとも低く、次いで PVs と条件付けた PVs になり、EAP がもっとも高い値を示すはずである。表 8.10 を見ると、学年・教科を問わず、シミュレーションどおりの結果となっている。正答率による教科間の相関は MLE と同程度であり、PVs や条件付けた PVs のそれより低い傾向がある。本章の冒頭で指摘したとおり、経年変化分析調査は設計上、教科間の相関係数を算出できないため、表 8.10 には表示していない。

#### 4.4. 単回帰分析の係数

最後に、社会科学でよく使われる回帰分析の係数を示す。表 8.11 は SES を独立変数とした場合の単回帰分析の係数を示したものである。標準偏差の推定から予想できることであるが、MLE の推定値が大きく、EAP・PVs の推定値が小さめになっている。条件付けた PVs の値はその間にある。

多次元項目反応モデルと経年変化分析調査の推定値の差は算数・数学、英語は大きくないが、国語は EAP と PVs で差が大きい。条件付けた PVs は中学校の国語を除き、多次元項目反応モデルも経年変化分析調査の推定値もほとんど変わらない。MLE も中学校の数学や英語では両者の推定値が近いが、小学校や中学校の国語では数ポイントの差がある。なお、多次元項目反応モデルの方が全体に標準誤差 (s.e) が小さいのは、多次元項目反応モデルを利用すれば保護者調査に参加したすべての児童生徒の情報を利用できるからである。

正答率による推定値は、経年変化分析調査の EAP や PVs よりは大きいものの、他の推定法よりは小さな値を示している。

表 8.11. 単回帰分析の係数 (独立変数は SES)

	小学校				中学校					
	国語		算数		国語		数学		英語	
	Est	s.e								
mle	40.83	0.64	41.83	0.61	36.27	0.44	39.05	0.40	43.22	0.67
eap	34.44	0.48	35.38	0.48	31.74	0.32	33.95	0.32	31.89	0.30
pv	33.39	0.51	34.60	0.51	31.82	0.35	34.28	0.35	31.31	0.34
pv_条件付	38.31	0.52	39.94	0.51	34.00	0.35	37.24	0.34	40.80	0.34
MLE_経年	38.49	0.90	44.28	0.95	33.06	0.76	39.70	0.74	43.04	0.70
EAP_経年	27.58	0.64	33.20	0.70	23.69	0.54	32.43	0.59	37.34	0.60
PV_経年	27.50	0.76	33.58	0.80	23.58	0.62	32.69	0.65	37.39	0.64
PV_条件付	38.14	0.73	39.95	0.74	31.85	0.61	36.83	0.62	41.62	0.59
正答率	31.79	0.53	33.87	0.53	28.86	0.36	33.70	0.35		

## 5. まとめ

本章で明らかになったことをまとめよう。第一の知見は、能力推定の方法によって、母集団の特性について得られる知見が異なってしまうという点である。具体的には、下位集団の平均値、及び標準偏差について、MLE は大きめに、EAP や PVs は小さめに推定する傾向が見られる。また SES との相関については、教科にもよるが条件付けた PVs がもっとも大きい値を推定する。教科間の相関係数は、MLE は小さめに、EAP が大きめに推定する。以上のような推定法間の特性は、ほぼ巖倉らのシミュレーションに近い結果である。つまり、母集団の特性を推定するのであれば、PISA や TIMSS と同じく、条件付けた PVs を導入することがもっとも適切であると考えられる。

特に MLE や EAP、あるいは PVs による相関係数の過小推定は、格差を過小に見積もってしまうという点で問題が大きい。また回帰分析の係数も EAP や PVs は小さめに推定されるので利用は避けた方が良くであろう。他方で MLE はやや大きめに推定されている可能性がある。一般に、学力格差に関心を持つ研究者は能力推定には関心が薄い傾向があるが、こうした結果を見ると、能力値の推定方法が及ぼす偏りにも意識を払う必要があると言える。

第二の知見は、正答率を利用した分析の課題である。表 8.7 や 8.8 で示したように、問題の難易度の低い悉皆調査の正答率を使った下位集団の標準偏差の推定は、高得点層で満点に近い児童生徒が多いことに伴い過小推定を起している可能性が高い。これは、たとえば回帰分析を行った際に係数が過小推定されるという問題に繋がる。実際、表 8.11 の単回帰分析の係数でも、正答率による推定は国語や算数・数学でやや小さめの値を返している。表 8.9 で見たように相関係数も小さめに推定されるということは、正答率を利用した学力格差の分析は、格差を実際よりも小さく推定するという課題を抱えている可能性が高い。

第三の知見は、多次元項目反応モデルを利用することで、教科間の比較ができないという経年変化分析調査の課題を一定程度改善することができるという点である。特に条件付けた PVs を利用すれば、多次元項目反応モデルも経年変化分析調査も、それほど変わらない推定値を得ることができる。ただし中学校の国語については、やや推定値が異なってくるので注意が必要である。

第四の知見は、SES と教科の関連が教科によって異なるというものである。推定方法によらず小学校では算数の方が国語よりも SES との相関が高い。中学校では、英語、数学、国語の順である。特に英語と SES の相関が高く、推定方法によっては 0.42 というかなり高い値を示している。英語と SES の関連は、これまで日本の学力格差研究ではあまり扱われてこなかったが、国語や数学よりも SES との関連が強い教科なので、その要因について更なる追求が必要である。

最後に断っておくが、本章の分析はあくまで探索的なものである。今後の検討課題をいくつか挙げておきたい。第一に、シミュレーション研究等を通して、本章の知見が適切かどうか検討する必要がある。今回は多次元項目反応モデルの推定値において、巖倉らのシミュレーションと一部整合しない結果が得られたが、これはおそらく採用した IRT モデルが 2PL だったという違いに加え、全国学力・学習状況調査の調査問題の難易度が全体的に低いこと

が影響していると思われる。難易度の低いテストにおいて、MLE・EAP・PVs といった推定法の違いが母集団の推定値にどのような影響を及ぼすのか検討が必要である。

第二に、条件付けに利用する変数をどうするかという問題である。これまで行われた研究では、適切な条件付けが行われなかった場合、PVs による推定は偏りに繋がることが報告されている (Laukaityte & Wiberg 2017 など)。本章では、性別・SES・都市規模のみをもとに条件付けを行ったが、これらの変数だけではマルチレベルモデルの推定や、交互作用を設定した回帰分析の推定には不適切である可能性が高い。どのような変数を用いて条件付けを行うべきか研究を重ねる必要がある。

最後になるが、経年変化分析調査の設計についても言及しておきたい。冒頭でも触れたが、そもそも経年変化分析調査が教科ごとに実施されていることが本章のような分析が必要になってしまう要因である。経年変化調査分析調査が教科別になっているのは、受験する学校への負担に配慮したためだと思われるが、学校の負担軽減と引き換えに学力格差が見えにくくなってしまふのは、日本の学力実態を捉えるという調査の趣旨から言えば好ましいことではない。現状を適切に把握することの意義について学校現場の理解を得られるよう、教育研究者・教育行政関係者はより一層努力する必要がある。

#### <注>

- (1) 経年変化分析調査については、国立教育政策研究所のウェブサイト ([https://www.nier.go.jp/21chousakekkahoukoku/kannren\\_chousa/keinen\\_chousa.htm](https://www.nier.go.jp/21chousakekkahoukoku/kannren_chousa/keinen_chousa.htm)) を参照。
- (2) <https://cran.r-project.org/web/packages/TAM/index.html>。関連して TAM Tutorials (<https://www.edmeasurementsurveys.com/TAM/Tutorials/>) も参照されたい。
- (3) 条件付けについては、それぞれの Technical Report に記載がある。PISA については、PISA 2018 Technical Report (<https://www.oecd.org/pisa/data/pisa2018technicalreport/>)、TIMSS については、Methods and Procedures: TIMSS 2019 Technical Report (<https://timssandpirls.bc.edu/timss2019/methods/>) をそれぞれ参照されたい。

#### <参考文献>

- 巖岩晶・篠原真子・篠原康正, 2019, 『PISA 調査の解剖－能力評価・調査のモデル－』東信堂。
- Laukaityte, I. and Wiberg, M., 2017. “Using plausible values in secondary analysis in large-scale assessments”, *Communications in statistics-Theory and Methods*, 46(22), pp.11341-11357.
- 川口俊明・松尾剛・磯部年晃・樋口裕介, 2019, 「項目反応理論と潜在クラス成長分析による自治体学力調査の再分析－算数・数学の学力格差とその変容－」『日本テスト学会誌』15, pp. 121-134.

## 第9章（付録） ジャックナイフ反復ウェイトを利用した推定

川口 俊明

### 1. はじめに

2013年度、2017年度の報告書にも記載されている<sup>(1)</sup>ように、保護者に対する調査を利用して平均値などを算出する際は、調査デザイン（層化集落抽出法）及び回収率を考慮した集計用ウェイト（以下、ウェイト）を反映させる必要がある。さらに標準誤差の算出は、同じく調査デザイン・回収率を考慮した上で、ウェイトだけでなく、ジャックナイフ反復ウェイトを利用したジャックナイフ法を用いる。ただ日本の教育研究では、反復ウェイトを用いる手法はほとんど採用されてこなかったため、馴染みのない教育関係者も多いと思われる。たとえば教育研究でよく利用されるSPSSは、ジャックナイフ反復ウェイトを含む反復ウェイト（replication weight）を扱うことができない。

そこで本章では、フリーの統計ソフトであるRを使った反復ウェイトの扱い方について解説する。Rはハードルが高いと思う人もいるかもしれないが、2010年頃からRに関する入門書が多数出版されるようになったこと、RStudioというIDE（統合開発環境）が用意されたことなどの理由から、2023年現在では以前よりもハードルはかなり下がっている。本章では、R・RStudioの導入、基本的な操作方法については扱わない。Rについては、関連する入門書（たとえば奥村 2016、杉野 2017 など）やウェブサイト（たとえば<https://www.jaysong.net/RBook/>など）がいくつも存在するので、そちらを参照されたい。

また、標本抽出やジャックナイフ法については土屋（2009）を参照してほしい。国際学力調査PISAで利用されている反復ウェイトを使った標準誤差の算出方法（BRR法: Balanced Repeated Replication Method）については、巖岩ほか（2019）が参考になる。

### 2. Rによる保護者調査の分析

#### 2.1. 前提

ここでは2013年度調査の小学校データ、及び2021年度調査の中学校データを例に、ウェイト・反復ウェイトを利用した推定について説明する。2017年度調査についてはその算出方法が2021年度調査と同様であること、反復回数が小学校1172、中学校790と非常に多く推定に時間がかかることから、今回は扱わない。

データファイル名は、2013年度調査が"H25\_調査\_小学校保護者データファイル（再納品）.csv"、及び"JKW\_sho.csv"である。前者が保護者調査のデータ、後者がウェイト及び反復ウェイトを格納したcsvファイルになる。2021年度調査は"202208\_\_保護者中学校

\_R3.csv", "中学校\_W\_221009.csv", "中学校\_JKW\_221015.csv", "R3 中 SES.csv", "中学校\_H\_221015.csv" の 4 つである。順に保護者調査のデータ、ウェイト、反復ウェイト、ジャックナイフ乗数を格納した csv ファイルになる。データファイルの文字コードは基本的に Windows (CP932) を前提としているが、ジャックナイフ乗数のみ UTF-8 であるため注意されたい。なお、データファイル名、ファイルの文字コードは本委託事業で文部科学省から提供された時点 (2022 年度 11 月) のものであり、今後変更される可能性があることにも留意が必要である。

図 9.1 に、R でデータファイルを読み込む手順を示した。すべての csv ファイルは R の作業フォルダ上にあることが前提である。R で csv を読み込む手順には、デフォルトでインストールされている read.csv 関数を利用する方法(図 9.1 の 2013 年度調査で行っている方法)もあるが、データの読み込みに時間がかかる等の欠点がある。2021 年度の保護者調査はかなりファイルサイズが大きいため、readr<sup>(2)</sup>パッケージを利用して読み込む方がストレスは少ない。ファイルの結合もデフォルトの merge 関数で行ってもよいが、複数ファイルの結合はやや手間なので、plyr<sup>(3)</sup>パッケージを利用するとよいだろう。

図 9.1. データの読み込み

```
# 2013 年度調査・小学校
f_h25syo <- c("JKW_sho.csv", "H25 調査_小学校保護者データファイル (再納品).csv")
h25s <- lapply(f_h25syo, function(x) {
  read.csv(x, fileEncoding = "CP932") # 文字コード注意
})
h25syo <- merge(h25s[[1]], h25s[[2]], by = "通し番号")

# 2021 年度調査・中学校
f_r3chu <- c(
  "中学校_W_221009.csv", "中学校_JKW_221015.csv",
  "202208__保護者中学校_R3.csv", "R3 中 SES.csv"
)
r3c <- lapply(f_r3chu, function(x) {
  readr::read_csv(x, locale = readr::locale(encoding = "CP932")) # readr の方が高速
})
r3chu <- plyr::join_all(r3c) # 3 つ以上のデータフレームを結合する場合、merge よりも簡潔
r3c_h <- read.csv("中学校_H_221015.csv", fileEncoding = "UTF-8")[, 2] # 文字コード注意
```

## 2.2. survey

推定には、R の library である survey<sup>(4)</sup>を利用する。survey は標本抽出で得られたデータ

を分析するためのパッケージであり、ジャックナイフ反復ウェイトを含む反復ウェイトを扱うことのできる関数が実装されている。詳細については、survey のウェブサイトや作成者の書籍 (Lumley 2011) を参照されたい。分析の際は、まず svyrepdesign 関数で反復ウェイトの適用方法を指定する必要がある (図 9.2)。このとき 2013 年度調査と 2021 年度調査 (及び 2017 年度調査) で指定方法が異なるので注意が必要である。2013 年度調査は、標本が層化抽出されていることを考慮しない設定 (type = "JK1") になっている (土屋 2014, p.155) ので、ジャックナイフ乗数 (rscales) を指定する必要はない。

図 9.2. svyrepdesign の設定

```
# survey package のインストールと読み込み
install.packages("survey") # 2 回目以降は不要
library(survey)

# svydesign を設定
# 2013 年度調査。scale の設定は 2013 年度報告書の p.155 を参照
ks <- (429 - 1) / 429
des_h25s <- svrepdesign(
  weights = ~W, repweights = "JK_[0-9]", type = "JK1",
  data = h25syo, scale = ks
)

# 2021 年度調査
des_r3c <- svrepdesign(
  weights = ~W, repweights = "JKW[0-9]", type = "JKn",
  data = r3chu, rscales = r3c_h
)
```

### 2.3. 平均値の推定など

調査デザインの設定が終われば、あとは 1~2 行程度の関数で平均値や標準誤差を出力することが可能である。図 9.3 は、2013 年度の国語 A の正答率の平均値、2021 年度の国語の正答率の平均値を算出する方法を示している。これらの数値は、svyby 関数を利用することで、集団ごとに計算することも可能である。その他、svytable 関数ではウェイトを考慮した度数分布を算出することもできる。ただし 2017 年度の保護者に対する調査のように反復回数が多い場合、標準誤差の計算に多大な時間を要するので注意が必要である。いくつかの関数 (svyby など) には並列処理を可能にする multicore という引数が用意されているが、内部で mclapply 関数を利用しているため、Windows では動作しない。

図 9.3. 平均値の推定など

```
# 平均値
svymean(~正答率_国 A, des_h25s, na.rm = TRUE)
svymean(~正答率_国, des_r3c, na.rm = TRUE) # 65.00

# 集団ごとの比較
svyby(~正答率_算 A, by = ~性別, des_h25s, svymean, na.rm = TRUE, multicore = TRUE)
svyby(~正答率_数, by = ~性別, des_r3c, svymean, na.rm = TRUE) # 男子 55.9 / 女子 58.9

# 度数分布
svytable(~性別, des_r3c)
round(prop.table(svytable(~性別, des_r3c)), 3) # 割合を計算

# 比較のため、2021 年度調査のウェイトを考慮しない推定値
mean(r3chu$正答率_国, na.rm = TRUE) # 65.91
tapply(r3chu$正答率_数, r3chu$性別, mean, na.rm = TRUE) # 男子 57.3 / 女子 59.8
```

なお、ウェイトは保護者に対する調査の回収率も反映して作成されている。そのためウェイトを考慮しない場合、やや正答率が高めに推定されることに注意が必要である。たとえば、2021 年度の中学校調査の場合、ウェイトを考慮しない国語の平均正答率は 65.91 であり、考慮した場合の 65.00 より 1 ポイント弱高い値になる。これは男女別の場合も同様であり、ウェイトを考慮しない推定値が男子 57.3、女子 59.8 であるのに対し、考慮すると男子 55.9、女子 58.9 となる。

## 2.4. 新変数を作る

svyrepdesign で調査デザインを指定した後に、新たに変数をデータセットに追加したい場合は、update 関数を利用する。図 9.4 では、ジェンダー変数（男子／女子の 2 カテゴリー）、及び国語の偏差値を生成する例を示す。ジェンダー変数は、いったん性別変数（0 が不明、1 が男子、2 が女子になっている）に 1 を足し、そこから 1 は NA（R における欠測を示す）、2 は男子、3 は女子という具合に変換している。国語の偏差値は、いったんウェイトを考慮した国語の平均値（mj）、同じくウェイトを考慮した国語の標準偏差（sdj）を作成し、それを使って偏差値を計算している。

なお、事前に作成したい変数があるときは、svyrepdesing を指定する前に変数を作成することも可能である（一般的な変数の作成方法は、R の入門書などを参照されたい）。その場合は、変数を作成後に svyrepdesing を指定すればよい。

図 9.4. 新変数を作成

```
# 新変数を作る (男女[gender]変数)
des_r3c2 <- update(des_r3c, gender = c(NA, "1 男子", "2 女子")[性別 + 1])

# 新変数を作る (国語の偏差値を生成)
mj <- as.numeric(svymean(~正答率_国, des_r3c2, na.rm = TRUE)) # 平均
sdj <- as.numeric(sqrt(svyvar(~正答率_国, des_r3c2, na.rm = TRUE))) # 標準偏差
des_r3c3 <- update(des_r3c2, jp = (正答率_国 - mj) / sdj * 10 + 50)

# 作成した変数で分析
svymean(~jp, des_r3c3, na.rm = TRUE)
svyby(~jp, by = ~gender, des_r3c3, svymean, na.rm = TRUE)
```

## 2.5. 4 分位や箱ひげ図

図 9.5. 4 分位や箱ひげ図

```
# 4 分位の計算
svyquantile(~jp, des_r3c3, c(.25, .5, .75), na.rm = TRUE)
svyby(~jp,
  by = ~gender, des_r3c3,
  svyquantile, c(.25, .5, .75), na.rm = TRUE
)
# 箱ひげ図
svyboxplot(jp ~ gender, des_r3c3) # survey 4.1-1 ではバグあり
```

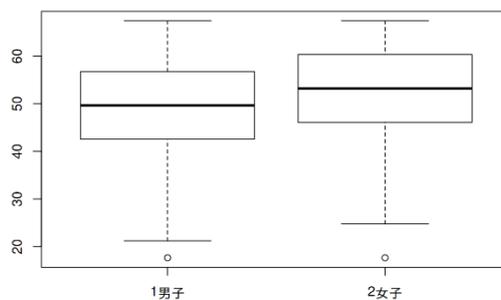


図 9.6. 箱ひげ図

4分位を計算したり、箱ひげ図を描いたりすることも可能である(図9.5, 図9.6)。なお、本章執筆時点(2023年3月)では、surveyのバグで箱ひげ図をうまく描画できない。このバグは、survey 4.2以降で修正される予定である。開発版は修正されているので、必要な場合はR-Forge([https://r-forge.r-project.org/R/?group\\_id=1788](https://r-forge.r-project.org/R/?group_id=1788))からダウンロードしてほしい。

## 2.6. t検定・回帰分析

教育研究でよく利用されるものに、t検定や回帰分析といった統計技法がある。調査デザインを考慮せずに単純無作為抽出を前提とした検定を行うと推定に偏りが生じるため、surveyを利用する必要がある。ここでは、t検定(svytttest)、回帰分析(svyglm)を行う方法を示す。図9.7に示すように、svyglmは交互作用項を設定することもできる。また、本章では省略するが、引数(family=quasibinomial)を与えることでロジスティック回帰を実行することも可能である。

図9.7. t検定・回帰分析

```
# t検定
svytttest(jp ~ gender, des_r3c3)

# 回帰分析
lm1 <- svyglm(jp ~ ses2 + gender, des_r3c3)
summary(lm1)

# R2値
lm0 <- svyglm(jp ~ 1, des_r3c3) # ノルモデル
1 - summary(lm1)$dispersion / summary(lm0)$dispersion # R2

# 回帰分析(交互作用あり)
lm2 <- svyglm(jp ~ ses2 * gender, des_r3c3)
summary(lm2)

x <- summary(lm1)
x$coefficients # 回帰係数や標準誤差が格納されている
```

なお、svyglm関数では、教育研究でしばしば利用される $R^2$ 値が算出されない。必要な場合はノルモデルを計算し、そこから $R^2$ 値を得る必要がある。また、summary関数で出力さ

れる係数やその標準誤差は、coefficients に格納されている。第 8 章で紹介した PVs を算出する場合、ここで出力される数値を利用すると計算が容易になるだろう。

## 2.7. 特定の集団のみに限定した分析

教育研究では、たとえば男子だけ、女子だけといった具合に対象を絞った分析を行うことがある。いったん svyrepdesign で調査デザインを反映した後にこれを行うには、図 9.8 のように、subset 関数を利用する。なお、subset 関数を使用せずに元のデータセットの一部を削除する操作をすると、調査デザインに関する情報が欠落し、標準誤差の推定に偏りが生じる場合があるので注意が必要である。

図 9.8. 特定の集団に限定した分析

```
# 男子だけ取り出す場合
des_r3c4 <- subset(des_r3c3, gender == "1 男子")

svymean(~jp, des_r3c4, na.rm = TRUE)
lm3 <- svyglm(jp ~ ses2, des_r3c4)
summary(lm3)
```

## 3. まとめ

本章では、R を利用して保護者に対する調査を分析する方法を示した。ウェイトや反復ウェイトを考慮した分析は、SPSS では行うことが難しい<sup>(5)</sup>。幸い、近年ではフリーの統計ソフトである R が一般ユーザーにも利用しやすくなってきた。R では、本章で示したように数行のコマンドで調査デザインを考慮した分析を行うことが可能になっている。R には、他にも国際学力調査である PISA や TIMSS の分析を行うための package も開発されている<sup>(6)</sup>。これらは、第 8 章で紹介した条件付けた推算値 (PVs: Plausible Values) を扱うことも可能なので、大規模な学力調査に関心を持つ教育研究者・教育行政関係者は、積極的に R を利用することが望まれる。本章が、そのための一助になれば幸いである。

### <注>

- (1) 2013 年度調査については土屋 (2014)、2017 年度調査については土屋 (2018)、2021 年度調査については土屋 (2023) をそれぞれ参照してほしい。
- (2) readr: <https://readr.tidyverse.org/>
- (3) plyr: <https://cran.r-project.org/web/packages/plyr/index.html>
- (4) survey: <https://r-survey.r-forge.r-project.org/survey/>
- (5) SPSS でも、Complex Samples を追加することで標本調査のデータを扱うことは可能である。ただしこの場合でも、SPSS は直接に反復ウェイトを扱うことはできない (新し

い版では、RをSPSSから呼び出すことで反復ウェイトを扱うことができる)。なお、SPSS Baseには「ケースの重み付け」を行うコマンドが存在するが、これは frequency weight を扱うものであり、本章で扱ったウェイト（いわゆる sampling weights）を扱うものではないので注意されたい。<https://www.ibm.com/support/pages/can-spss-handle-data-sampling-weights>

(6) たとえば、以下のものを参照。

intsvy: <https://cran.r-project.org/web/packages/intsvy/index.html>

EdSurvey: <https://cran.r-project.org/web/packages/EdSurvey/index.html>

BIFIEsurvey: <https://cran.r-project.org/web/packages/BIFIEsurvey/index.html>

#### <参考文献>

裊岩晶・篠原真子・篠原康正，2019，『PISA 調査の解剖－能力評価・調査のモデル－』東信堂。

Lumley, T., 2011, *Complex Surveys: A Guide to Analysis Using R*, Wiley.

奥村晴彦，2016，『Rで楽しむ統計』共立出版。

杉野勇，2017，『入門・社会統計学－2ステップで基礎から[Rで]学ぶ－』法律文化社。

土屋隆裕，2014，「ウェイトづけ」お茶の水女子大学『平成25年度全国学力・学習状況調査（きめ細かい調査）の結果を活用した学力に影響を与える要因分析に関する調査研究』国立大学法人お茶の水女子大学，pp.146-155.

土屋隆裕，2018，「保護者調査のウェイト作成」お茶の水女子大学『保護者に対する調査の結果と学力等との関係の専門的な分析に関する調査研究』国立大学法人お茶の水女子大学，pp.191-209.

土屋隆裕，2023，『(別冊) 令和3年度保護者に対する調査のウェイト作成について』文部科学省。

## まとめ 私たちは次に何をなすべきか

川口 俊明

### 本章の要約

日本社会の学力格差は、2013年度から2021年度までほとんど変化していない。この間、新型コロナウイルス感染症の拡大とそれに伴う全国一斉休業措置によって、学力格差が拡大しているのではないかという懸念が示されていたが、そうした傾向は見られない。ただし、両親ともに常勤で働く世帯の増加や、教育支出の二極化など、子どもを取り巻く状況が変化していることには留意が必要である。

本報告書では、保護者の学歴・世帯年収と学力に関連があること、ひとり親世帯や貧困状況にある世帯の低学力といったこれまでの分析に加え、ジェンダー・外国にルーツを持つ人々の学力問題など、これまで日本の学校教育ではほとんど注目されてこなかった学力格差についても明らかにした。一口に学力格差といっても、そこには多様な側面が存在する。格差の存在を認めることが、対策の第一歩である。

私たちは、今後も日本の学力格差の実態とその変化を観測し続ける必要がある。具体的には、「保護者に対する調査」が比較可能な形で継続実施されることに加え、より深く格差の実態を明らかにするための標本の過剰抽出や、第8章で扱った条件付けたPVsといった技術も取り込み、発展していくことが望まれる。そのためには、調査を支える人材の育成と雇用が重要になるし、学力格差の実態を淡々と記述することの意義が広く社会に理解される必要がある。

### 1. 各章で得られた知見の整理

まず各章の内容を確認しておこう。第1章では、2013年度から2021年度まで3回の保護者に対する調査のデータを利用し、保護者の学歴や世帯年収が、この10年近くの間でどう変化したか検討した。結果、児童生徒の保護者の学歴、世帯年収、年齢が上昇傾向にあることが明らかになった。おそらくここには晩婚化、働く母親の増加といった日本の社会情勢の変化が関係していると思われる。その結果かどうかはわからないが、一人あたりの子どものかける教育支出も増加している。ただし注意が必要なのは、支出がまったくないと回答する世帯も同時に増加しているという点である。一方で、保護者の学歴、世帯年収、子どものジェンダー、都市規模といった要因と児童生徒の学力の関連は、ほとんど変化していない。日本の学力格差は、拡大も縮小もせず、ただ維持されてきたと言える。

第2章では、学力格差を捉えるためのSES指標の開発を行った。2013年度、2017年度、2021年度のそれぞれで保護者に対する調査の質問紙が変更されている事情を踏まえ、旧来のSES指標[SESI]と、保護者の勤める企業の規模を加えた2021年度独自の指標[SESII]

を作成した。分析者は、2013年度調査、2017年度調査と比較したい場合は SESI を、2021年度調査単独で分析する場合は SESII を使うことになる。

第3章では、第2章で作成した SES 指標 (SESI) を利用し、2013年度から2021年度までの学力格差の変容を、ペアレントクラシーという概念に依拠しながら分析した。分析の結果、SESによる学力格差はほとんど変化がないこと、親学歴や世帯収入よりも教育期待の方が学力に与える影響が大きいことが明らかになった。さらに世帯所得(富)と教育期待(願望)の間に交互作用があり、子どもに高い学歴を得てほしいと思う層ほど世帯収入と学力の関連が強まることが示された。この結果は、日本の学校教育がペアレントクラシーと呼んで差し支えない状況にあることを意味している。

第4章では、児童生徒のジェンダーと学力の関連を、都市規模に注目しながら分析した。分析の結果、高SESの女子や大都市の女子の学力がもっとも高く、低SESの男子や町村の男子の学力がもっとも低いことが明らかになった。他方で、保護者の大学進学期待は女子の方が低い。加えて成績は男子より高いにもかかわらず、女子の方が算数・数学を忌避している傾向も見られた。女子の大学進学期待の低さ、算数・数学への忌避感にどう対処するかという点は、今後の日本の学校教育の課題の一つと言えるだろう。

第5章では、「子どもの貧困」「ひとり親」という観点から、児童生徒の学力を分析した。分析の結果、父子世帯は相対的貧困との関連が弱いものの、ひとり親の多数を占める母子世帯は相対的貧困との関連が強いことが示された。さらに、ひとり親であることも学力に負の関連があるが、それよりも世帯が相対的貧困状態にあることが児童生徒の低学力と繋がっていることが明らかになった。こうした結果は、相対的貧困状態にある児童生徒を優先した政策が必要であることを示唆している。

第6章では、第2章で構築した SES 指標 (SESII) の妥当性について、多重対応分析 (MCA) という技法を用いて再検討を行った。保護者の職種や雇用形態まで考慮して MCA を行うと、家庭が所有する資源の多寡を示す第1軸、自営業者／雇用者のように仕事に対する裁量の大小を示す第2軸、世帯の稼ぎにおける母／父のウエイトを示す第3軸の3つの軸が抽出された。SES指標と第1軸は6割ほど重なっており、学力との関連性も相対的に強い。一方で、第2軸と第3軸は学力との関連性がほとんどみられない。以上のことから、学力と家庭背景を分析するうえで、SES指標を用いることは十分に妥当であるという結論が得られた。

第7章では、これまで保護者に対する調査の分析では注目されてこなかった、外国にルーツを持つ人々の学力実態に焦点を当てた。分析の結果、「本人外国生まれ／親外国生まれ」の層の成績が低く、その傾向は国語で顕著であることが明らかになった。また、小学校では「本人日本生まれ／親外国生まれ」「本人外国生まれ／親日本生まれ」の児童の成績は、SESによって傾向が異なり、高SES層は「本人日本生まれ／親日本生まれ」層とあまり変わらないか、むしろ高い傾向があった。今回は基礎的な分析を行ったに過ぎないが、今後、外国にルーツを持つ子どもの数は日本でも増えていくことが予想される。かれらの学力実態を

継続して把握することが求められている。

第8章では、保護者に対する調査と経年変化分析調査を「同時に扱う」方法を検討した。本章では、母集団の特性を推定する場合、PISAやTIMSSと同じく条件付けたPVsを導入することが望ましいこと、正答率を利用した学力格差の分析は格差を小さく推定している可能性があること、多次元項目反応モデルを利用することで教科間の比較ができないという経年変化分析調査の課題を改善することができることが明らかになった。また、分析の過程で、中学校英語はもっともSESとの関連の強い教科であることも判明した。

最後に第9章では、付録として、保護者に対する調査で利用されているジャックナイフ反復ウェイトの扱い方について、フリーの統計ソフトであるRのコードを示した。全国学力・学習状況調査は個票の貸与が可能になっているから、今後は保護者に対する調査の二次分析を行う研究者も増えていくだろう。その際、第9章が参考になると思われる。

以上が本報告書の知見の概要である。続いて、これらの知見から何が言えるのか、また、私たちは次に何をなすべきか述べる。

## 2. まとめ

### 2.1. 何が言えるのか

第一に言えることは、日本社会の学力格差は、2013年度から2021年度までほとんど変化していないということである。これは、ある意味で重要な知見である。この間、新型コロナウイルス感染症の拡大とそれに伴う全国一斉休業措置によって、学力格差が拡大しているのではないかという懸念は何度も示されていた。しかし2021年度調査を見るかぎり、そのような事態は生じていない。学力格差はそもそも拡大しなかったのかもしれないし、あるいは一斉休業の直後に拡大したが、その後の学校の努力や行政の施策が功を奏して元に戻ったのかもしれない。本調査でいずれが正しいのか知ることはできないが、少なくとも2021年度時点では学力格差の拡大という現象が観測できない点は、ひとまず喜ばしいことだと言えよう。

ただし一方で、格差は厳然として存在している点に注意が必要である。保護者の学歴や世帯年収と、子どもの学力には明らかな関連がある。また、相対的貧困状態に置かれた世帯、ひとり親世帯の置かれた状況も、ほとんど変わっていない。学力格差を縮小するために何ができるのか、私たちは改めて考える必要がある。特に2021年度調査の分析で気になる点は、教育支出の二極化の兆候である。今のところそれが学力格差の拡大に繋がっているわけではないようだが、今後の動向を注視する必要がある。

もう一つ留意すべきことは、子どもを持つ世帯の状況が変わりつつあるという点である。保護者の学歴や年収、あるいは年齢などは、この10年足らずの間に明らかに上昇している。ここにはおそらく常勤で働く母親の増加という社会の変化が反映されている。父親が働き母親が子どもの面倒を見るという家族観を持っている人も日本にはまだ少なくないと思う

が、実際には働く母親が「当たり前」になりつつあることを意識して教育を論じる必要がある。

第二に言えることは、さまざまな学力格差を扱うことが重要だというものである。本報告書では、保護者の学歴・世帯年収と学力の関連、ひとり親世帯や貧困状況にある世帯の低学力といった話題に加え、ジェンダー・外国にルーツを持つ人々の学力問題など、これまで日本の学校教育ではほとんど注目されてこなかった学力格差についても明らかにした。一口に学力格差といっても、そこには多様な側面が存在する。まずは格差の存在を認めることが、対策を考える第一歩となる。この点について、いくつか補足しておきたい。

一つ目は、先進諸国で共通に見られる「男子の低学力」という事態（伊藤 2017）が日本でも生じているという点である。具体的には低 SES の男子や、町村部の男子の成績が低い傾向がある。なぜこのような現象が生じるのか、どのような対策が有効なのか検討が求められる。

二つ目は、成績が高いにもかかわらず、保護者が女子に大学進学を期待しないという現象をどう見るかという点である。少子高齢化の中で女性が活躍する重要性が叫ばれているにもかかわらず、実態としては男性が働き女性が子育てをするというジェンダー・ステレオタイプが根強いのであろう。女子の算数・数学嫌いも、こうしたステレオタイプの影響を受けているのかもしれない。ジェンダー差に焦点を当てた調査研究が求められている。

三つ目に、外国にルーツを持つ子どもたちの低学力問題にどう向き合うかという点である。対象になる子どもたちは全体の 1%前後しかいないとは言え、「子外国生まれ／親外国生まれ」の層を中心に、明らかな低学力傾向が見てとれる。日本に住む外国にルーツを持つ人々が増えている現状を踏まえると、かれらの教育問題に対応することが今後必要になると言える。まず求められるのは、実態の把握である。一口に外国にルーツを持つ人々といっても、その状況は多様である。本報告書では日本生まれかどうか／SES の高低という二つの要因に着目したが、どの国・地域の出身なのか等、他にも検討しなければならない要因がある。より細かな分析を行うためには、外国にルーツを持つ人々に特化した調査研究が必要である。

第三に言えることは、学力格差を明らかにするには、新たな分析手法が必要になるという点である。保護者に対する調査と経年変化分析調査を同時に扱うための多次元項目反応モデルや、母集団の特徴を推定するための条件付けた PVs はその一例である。今後も保護者に対する調査と経年変化分析調査が同時に実施されるのであれば、これらの手法は速報値を報じる段階で適用された方が望ましい。こうした手法を扱うには（あるいは調査結果を理解するには）、大規模学力調査に関する専門的な知識が必要になる。調査関係者のリテラシーの向上も重要な課題である。

## 2.2. 次に何をなすべきか

私たちは、今後も日本の学力格差の実態とその変化を観測し続ける必要がある。そのため

に何よりも重要なのは、「保護者に対する調査」が比較可能な形で継続実施されていくことである。本報告書では、2013年度・2017年度と比べて、2021年度の学力格差が拡大しているとは言えないこと、一方で保護者の学歴・世帯年収・年齢は上昇傾向にあり教育支出も二極化傾向が見られることを明らかにした。保護者に対する調査は、あくまでその時点の学力格差の実態を捉えることを目的としているが、過去と比較可能な設問が配置されていたことによって、こうした重要な発見が可能になったのである。本報告書の知見は、比較可能な調査を淡々と積み重ねていくことが重要であることを示している。

この点、心配されるのはその時々的情勢で調査設計が変更されてしまうことである。保護者に対する調査についても、その折々の時事の影響を受けて設問に細かな修正が加えられた結果、過去との比較可能性が失われてしまった設問が少なくない。調査票の修正はよほどのことがない限り行うべきではなく、2021年度調査の設計や設問が今後も引き継がれていくことが望ましいと言える。

もちろん必要な修正は加えていくべきである。特に外国にルーツを持つ人々の学力実態を明らかにするためには、かれらを過剰抽出 (over sampling) することも必要になってくるだろう。標本抽出が複雑になるというデメリットはあるが、国際学力調査でも一部の国・地域では過剰抽出が採用されている。全国学力・学習状況調査で採用できない理由はない。なお、この点と関わって、今回の標本抽出では学校種別 (国立、公立、私立) の分析はできない。しかし、私立学校に通う児童生徒の SES が高いことはよく知られた事実である (松岡2019など)。日本の学力格差を考えるのであれば、私立中学校 (あるいは国立中学校) を過剰抽出することも考えて良いと思う。

ただし、こうした改善を加えるには、現在の体制では難しいだろう。調査を支える人的リソースが足りないからである。本報告書で扱ったような多次元項目反応モデル、条件付けたPVsといった技法に加え、標本の過剰抽出やそれに伴うウェイトの計算など、大規模な学力調査に求められる技法は多岐に渡る。こうしたさまざまな技術を身につけた人材の育成・雇用も重要な課題である。新卒一括採用と数年での部署の異動を前提とする日本の組織では、学力調査に特化した人材を育成・雇用することは容易ではないと思うが、ここまで示してきたような保護者に対する調査の意義を考えれば絶対に必要なことである。

おそらくもっとも重要なことは、保護者に対する調査の意義 (すなわち本報告書の成果) が多くの人に伝わることである。調査を支えるのは、日本社会に生きる私たち一人ひとりの意志である。本報告書は、専門的な知見に裏付けられた分析を行いつつも、できるだけわかりやすく記述することを心がけた。日本の学力格差の実態とその変化を淡々と記述する「保護者に対する調査」の存在意義が、少しでも伝わることを願っている。

最後になるが、本報告書は、わずか10年足らずの日本の学力格差の実態と変化を記述したに過ぎない。真に重要なことは、10年先、20年先の日本の学力格差の実態が、現在と比べて改善しているか否かという点である。今後も同様の報告書が出版されること、また叶うならば、そこで日本の学力格差が縮小の方向へ向かっていることが示されることを願って、

本報告書のまとめとする。

**<参考文献>**

伊藤公雄, 2017, 「男子の学力低下問題をめぐって」『学術の動向』22(11), pp.11-38.

松岡亮二, 2019, 『教育格差』ちくま新書。

令和 4 年度文部科学省委託事業

「学力調査を活用した専門的課題分析に関する調査研究」研究報告書

－保護者に対する調査の結果を活用した家庭の社会経済的背景（SES）と学力との関係に関する調査研究－

令和 5 年 3 月 31 日発行

発行者：川口俊明

〒811-4192 福岡県宗像市赤間文教町 1-1

福岡教育大学 学校教育ユニット

Tel: 0940-35-1512

E-mail: kawa5902@fukuoka-edu.ac.jp