

東北大学 教育学部

2020 年度 教育学実習
(社会調査士科目 G 社会調査実習科目)
科目認定番号：THKa-200801-0

『社会調査の理論と実践』報告書

〔目次〕

まえがき.....	3
福田亘孝	
調査設計とデータの特徴に関する基礎分析.....	4
神山真由・菅原純一・藤井竜哉	
個人の特性と業種の違いが仕事に対する意識に及ぼす影響.....	14
小幡瑞紀・木戸友香子	
きょうだい構成が出身高校の学力レベルに与える影響.....	36
—「親の面倒をみる」役割意識に着目して—	
杉山舞・黒澤葉月	
日本における災害の影響による若年層の投票意識に関する検証.....	64
—COVID - 19を対象にして—	
松本凜・森大雅	
部活動の取り組みが非認知能力に与える影響.....	74
森坂太一・魯亜婷・渡部ゆき子	

まえがき

本報告書は、2020 年度教育学実習「社会調査の理論と実践」（第 1 学期・第 2 学期火曜 4 限）で実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査」の結果を取りまとめたものである。

本報告書には、調査設計と回収状況に関する基本的事項を整理したレポートのほか、受講生による調査データの分析結果を報告したレポートが所収されている。

本年度も、この実習での調査ならびに授業の運営にあたっては、TA による貢献が多であった。今年は特に COVID-19 の蔓延による制約が多いなか、受講者個人への課題や班での報告、また、最終報告書の作成において、受講者のみならず彼女／彼らを支える TA の方々にとっても、きわめて負荷の大きい授業であったことは想像に難くない。TA のまとめ役として、時には厳しい査読者として活躍してくれた、神山真由さん（博士課程後期 1 年）、授業での指導や担当した班での助言で力を発揮してくれた、岩崎達哉さん（博士課程後期 1 年）、藤井竜哉さん（博士課程前期 2 年）、菅原純一さん（博士課程前期 1 年）に、深くお礼申し上げたい。

加えて、このような負担の大きい調査実習を受講して、最終レポート提出までやり遂げてくれた学部学生の皆さんの労もねぎらいたい。君たちなしには授業は成立できなかったし、このように報告書を刊行することもかなわなかった。単位を与える立場なので謝意を示すことはしないが、君たちと共に調査実習ができて幸せだったと心から思う。

今回の調査では、株式会社楽天インサイトにご尽力いただいた。また、調査にご協力くださった調査対象者の方々にも、ここで謝意を表したい。本報告書が、調査に係ったすべての方にとって、ささやかなりとも意義あるものとなることを祈っている。

最後に、東北大学教育学部「社会調査の理論と実践」をよりよきものとするよう、教員一同、TA 一同、今後ますます励んでいく所存である。

今後とも、皆様からのご指導ご支援を賜るようお願いしたい。

2021 年 3 月

福田 亘孝

調査設計とデータに関する基礎分析

神山真由・菅原純一・藤井竜哉

(東北大学大学院教育学研究科)

1 はじめに

本稿の目的は、令和2年度（2020年度）の東北大学教育学部開講科目「教育学実習（社会調査の理論と実践）（以下、本実習）」において実施した調査設計の提示と得られたデータの基礎的な特性を分析することである。本実習では、社会調査の手続きにおける、調査企画・調査票設計・標本抽出・エディティング・コーディング・データ入力・クリーニング・分析・報告書執筆の過程を、受講者が実際に体得・会得できるように授業が編成されている。近年の教育学実習の報告書では受講者は2つのグループに分かれていた（藤井奈々子ほか 2017；伊藤・廣谷 2018；米田・松野 2019；藤井竜哉ほか 2020）。しかし、今年はグループを分けず、より標本規模を大きくして調査を行っている。本稿では実施した調査の設計について示すとともに、調査から得られたデータに偏りがあるか、あるとすればどのような偏りがあるかを示す基礎的な分析を行う。

2 調査の設計について

まず調査の設計を示す（概要は表1）。本実習における調査は若年層を対象としてその職業や最終学歴に関するデータ収集を目的としている。そのため対象者は学生を除く20歳以上40歳未満の男女に設定している。また、昨年度まで2つのグループに分かれ2種類の調査票を300部ずつ計600部の調査票を送付していたが、本実習では1種類の調査票を600部送付している。表1に示した調査の設計の調査項目については、年齢・性別といった基本属性項目、職場環境に関する項目、部活動・サークルに関する項目、パーソナリティに関する項目、兄弟姉妹に関する項目、態度（政治的なものなど）に関する項目、COVID-19に関する項目が盛り込まれている。

有効回収率については表1に示した通り91.8%となっている¹⁾。通年で実習を行うようになってから最も高い回収率である。過去の通年での実習における回収率を付記しておくと、2016年度70.3%（藤井奈々子ほか 2017）、2017年度が78.1%（伊藤・

廣谷 2018), 2018 年度が 90.7% (米田・松野 2019), 2019 年度が 91.3% (藤井竜哉ほか 2020) である。ただし, 先までに述べた通り 2 種類のグループには今年度は分かれておらず, その点に違いがあることは述べておく。

次に本実習の調査スケジュールについて述べる。表 2 に示したのが調査スケジュールである。本実習においては調査を実施するにあたって前期までに調査の実施に関する内容, 後期においては実施した調査の分析に関する内容を授業内にて行っている。その中で前期においては調査企画, 調査票設計などの 1 節に示した内容を実際に体験してもらっている。表 2 に示されるように今年度は COVID-19 の影響により, 大学自体が始まる時期が遅れ, 調査に取り掛かったスケジュールは例年よりも後ろ倒しのものとなっている。

表 1 調査の設計

調査名称	若者のライフスタイルと意識に関する調査
調査対象	1) 母集団: 学生を除く日本全国の 20 歳以上 40 歳未満の男女 2) 標本規模: 600 3) 標本抽出法: 上記の条件を満たすインターネット調査モニターのうち協力依頼に応じた者から年齢, 性別, 学歴による層化無作為抽出。年齢と学歴は最新の国勢調査を用いて層化。
調査機関	2020 年 8 月 5 日～9 月 15 日
調査協力機関	楽天インサイト株式会社
調査項目	<ul style="list-style-type: none"> ・基本属性項目 ・職場環境に関する項目 ・部活動・サークルに関する項目 ・パーソナリティに関する項目 ・兄弟姉妹に関する項目 ・態度に関する項目 ・COVID-19 に関する項目
有効回収票(率)	551 (91.8%)

表2 調査スケジュール

年月	授業・調査実習の内容	
2020年	4月28日	実習授業開始
	7月6日	調査会社へ依頼
	7月22日	事前インターネット調査開始
	7月26日	事前インターネット調査終了
	7月28日	調査協力者リスト納品
	7月31日	質問項目締切
	8月1日	調査票最終確認
	8月5日	調査票封入・投函
	9月15日	調査票回答締切
	9月21日	データ入力・クリーニング開始
2021年	1月12日, 19日	最終報告会
	2月18日	最終レポート締切

3 欠票の分析

ここでは、本調査において、調査対象者 600 名のうちの返答者の属性の特徴を分析する。なお、ここでは、調査対象者の属性として、事前のインターネット調査によって集計されたデータを使用する。

まず、今回の調査で対象となったサンプル全体の記述統計量と、そのうち返送があったものの記述統計量は以下の通りとなった（表 3）。返送ありの調査対象者は、調査対象者全体と比較して、年齢、性別、学歴、従業上の地位・雇用形態に若干の違いが見られる。

表3 記述統計

	全体	返送あり
	%	%
年齢		
20代	38.7	37.7
30代	61.2	62.3
性別		
男性	50.0	49.5
女性	49.8	50.5
学歴		
中学校	5.3	4.7
高等学校	24.7	24.3
専修・高専・短大	37.0	38.3
大学・大学院	32.8	32.7
従業上の地位・雇用形態		
正規雇用	59.3	59.9
非正規雇用	19.0	18.5
自営業・家族従業者・内職	5.7	5.3
無職・その他	15.8	16.3

次に、このような返送の有無による調査対象者の属性の違いが、母集団においても当てはまるのかを検討するために、返送の有無と年齢、返送の有無と性別、返送の有無と学歴、返送の有無と従業上の地位・雇用形態について、それぞれカイ二乗分析を行った。

まず、返送の有無と年齢については、以下の結果を得た（表4）。

表 4 年齢と返送の有無のカイ二乗分析の結果

	返送の有無		χ^2
	なし	あり	
20代	24	208	2.792 †
	10.3	89.7	
30代	24	343	6.5
	6.5	93.5	

上段：実数, 下段：パーセント

†p<0.1

カイ二乗検定の結果、年齢と返送の有無に 10%水準で有意な関係が認められた。20代で返送なしの者が 10.3%, 返送ありの者が 89.7%, 30代で返送なしの者が 6.5%, 返送ありの者が 93.5%となっており、30代の方が20代よりも返送する傾向が高いといえる。

次に、返送の有無と性別についてカイ二乗検定を行い、以下の結果を得た（表 5）。

表 5 性別と返送の有無のカイ二乗分析の結果

	返送の有無		χ^2
	なし	あり	
男性	27	273	0.794
	9.0	91.0	
女性	21	278	7.0
	7.0	93.0	

上段：実数, 下段：パーセント

カイ二乗検定の結果、性別と返送の有無に有意な関係は認められなかった。続いて返送の有無と学歴についてカイ二乗検定を行い、以下の結果を得た（表 6）。

表 6 学歴と返送の有無のカイ二乗分析の結果

	返送の有無		χ^2
	なし	あり	
中学校	6 18.8	26 81.3	8.343 *
高等学校	14 9.5	134 90.5	
専修・高専・短大	11 5.0	211 95.0	
大学・大学院	17 8.6	180 91.4	

上段：実数, 下段：パーセント

* $p < 0.05$

カイ二乗検定の結果, 年齢と返送の有無に 5%水準で有意な関係が認められた。標本では, 学歴が中学校の者で返送ありが 81.3%, 学歴が高等学校の者で返送ありが 90.5%, 学歴が専修・高専・短大の者で返送ありが 95.0%, 学歴が大学・大学院の者で返送ありが 91.4%, であり, 学歴が高くなるにつれて返送する者の割合が高くなる傾向にある。

最後に, 従業上の地位・雇用形態と返送の有無についてカイ二乗検を行い、以下の結果を得た (表 7)。

表7 従業上の地位・雇用形態と返送の有無のカイ二乗検定の結果

	返送の有無		χ^2
	なし	あり	
正規雇用	26	330	
	7.3	92.7	
非正規雇用	12	102	4.261
	10.5	89.5	
自営業・家族従業者・内職	5	29	
	14.7	85.3	
無職・その他	5	90	
	5.3	94.7	

上段：実数, 下段：パーセント

カイ二乗検定の結果、性別と返送の有無に有意な関係は認められなかった。以上の結果をまとめると、性別と学歴が、返送の有無と有意な関連を示した。しかし、以上の分析は単独の変数のみに着目しており、その他の変数を考慮していない。そこで、その他の変数を考慮した場合に同様の結果になるかどうかを検証するため、従属変数を返送の有無（返送あり=1, 返送なし=0）とした二項ロジスティック回帰分析を行った。結果は、表8の通りである。

表 8 二項ロジスティック回帰分析の結果²⁾

	Coef.	S.E.	Exp(Coef.)
切片	2.344 **	0.392	10.43
年齢 (ref. 20代)			
30代	0.474	0.306	1.61
性別 (ref. 女性)			
男性	-0.285	0.336	0.75
学歴 (ref. 大学・大学院)			
中学校	-0.759	0.540	0.47
高等学校	-0.023	0.391	0.98
専修学校・高専・短大	0.675	0.412	1.96
従業上の地位・雇用形態 (ref. 正規雇用)			
非正規雇用	-0.582	0.403	0.56
自営業・家族従業者・内職	-0.829	0.551	0.44
無職・その他	0.247	0.542	1.28
-2対数尤度	319.411		
N	599		

**p<0.01

結果を確認すると、切片のみが1%水準で有意であり、その他は10%水準においても有意な差は確認されなかった。以上のことから本調査において、調査対象者の調査票返送の有無は回答者の年齢、性別、学歴、従業上の地位・雇用形態と関連性がないことが明らかとなった。

4 さいごに

本実習に残された課題としては、3点あげられる。

第一に、現在行っている紙媒体による調査方法についての再考である。紙媒体による調査票を印刷し、製本し、郵送すること、また返送された調査票をまとめ、記載内容を手作業でデータ化することも本実習の大切な学びの一部ではあるが、一方で、昨今、インターネットを介した調査が主流になりつつある現状も考慮しなければならな

いだろう。そうした実態から、本調査においても自由記述欄をつうじて、インターネットを介した調査を望む声が複数寄せられている。もちろん、インターネット環境が整備された人だけに調査依頼することには調査を進めるうえでの問題がともなうが、総務省（2020）の報告によると、2019年度のパソコン保有率が69.1%、モバイル端末全体では96.1%となっている。そうした調査結果からも一考を要する案件だと考える。さらにCOVID-19の蔓延がもたらした社会変動や人々の意識変容も見据えながら、検討する必要があるだろう。

第二に、過去のデータの活用である。これまでも本実習において、過去のデータの活用が課題であることは指摘されてきた（下瀬川・池田 2015、藤井奈々子ほか 2017、伊藤・廣谷 2018）。しかし毎年、受講生の関心に沿って調査票を設計・作成するため、意図的に質問を組み入れない限り、時系列的な分析は難しいのが現状である。よって、TA主導で定点観測を可能とする質問を決めておき、調査票に組み入れて時系列的に分析することが、本実習の調査をさらに生かすことにつながるものと考えられる。

第三に、回収率に関する時系列分析を実施し、調査方法にフィードバックすることである。各年度の個票データを入手できなくても、過去の報告書を活用して分析を行えば、調査に利するデータを得られる可能性がある。特に回収率に関しては、前述したとおり、改善傾向にある。しかし調査協力者頼みの調査方法では、回収率を維持するのは困難であるため、方策を講じる必要がある。たとえば、回答率を高める方法としては5つの要因が存在するとされる（吉村 2017）。その5つは①事前挨拶状の送付または電話による事前連絡 ②個人名をあらかじめ特定して接触する ③謝礼の提供 ④催促状（郵送調査の場合）や拒否後の再接触（翻意を依頼） ⑤見やすく答えやすく工夫された調査票、である（吉村 2017: 81）。こうした方法をふまえ、調査協力を得られやすい体裁を整えるなど、調査の精度を保つうえでの努力は必須のことと考える。

以上のような課題はあるものの、本実習では、受講生は社会調査の理論、統計的手法の修得だけではなく、テーマ設定や仮説構築、データ分析、報告書執筆、さらには、調査票の作成、封入・投函作業、データ入力といった調査の実務も行うことができた。今後も社会調査の理論と実践を体得するより良い実習となるよう、TA間での引継ぎ等をつうじて、課題を克服していく必要がある。

[注]

- 1) 調査対象者 600 のうち、551 が有効票、1 が無効票となった。3 節における分析はその無効とした 1 名分を欠損値として扱い、分析がなされている。
- 2) 年齢、性別、学歴、従業上の地位・雇用形態について多重共線性を考慮し、相関などを確認したが強い関連は見られなかった。

[文献]

- 藤井奈々子・中島日向子・廣谷貴明，2017，「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 28 年度東北大学教育学部・教育学実習「社会調査の理論と実践」報告書』：1-7.
- 藤井竜哉・遊佐賢・伊藤愛莉，2020，「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『令和元年度東北大学教育学部・教育学実習「社会調査の理論と実践」報告書』：1-7.
- 伊藤愛莉・廣谷貴明，2018，「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 29 年度東北大学教育学部・教育学実習「社会調査の理論と実践」報告書』：1-8.
- 下瀬川陽・池田岳大，2015，「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 27 年度東北大学教育学部・教育学実習「統計的調査実習」報告書』：1-6.
- 総務省，2020，『令和元年通信利用動向調査の結果』（2021 年 3 月 22 日取得，https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/statistics/data/200529_1.pdf）
- 米田佑・松野広，2019，「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 30 年度東北大学教育学部・教育学実習「社会調査の理論と実践」報告書』：1-6.
- 吉村治正，2017，『社会調査における非標本誤差』東信堂.

個人の特性と業種の違いが仕事に対する意識に及ぼす影響

小幡瑞紀・木戸友香子

(東北大学教育学部)

1 はじめに

1.1 研究の背景と意義

日本は雇用において様々な問題を抱えているが、そのなかには仕事に対する満足度の低さと労働生産性の低さがある。2010年に行われた内閣府の調査で、日本人のおよそ2人に1人が仕事に不満を持っていることが分かった。また、2020年の公益財団法人日本生産性本部の調べによると、日本の労働生産性は国際的に見ても低水準であり、時間当たり労働生産性はOECDに加盟している37カ国中21位、1人当たり労働生産性は26位となっている。時間あたり労働生産性にいたっては、主要先進7カ国では1970年以降最下位である。仕事に対する満足度と労働生産性は表裏一体であり、参鍋ほか(2007)は従業員の満足度が低い企業ほど労働生産性が低いことを明らかにしている。近年の働き方改革の影響もあり、ワークライフバランスや柔軟な働き方、仕事の効率化もより強く求められるようになった。しかし、前述の諸データを見る限り、日本においてはまだまだ改善の余地があるということが分かる。

仕事に対する満足度と労働生産性の問題を解決することで、ミクロな視点で見れば、労働者一人ひとりが仕事にやりがいや楽しさを見いだし、仕事も私生活も充実させることができる。また、マクロな視点で見れば、労働者が意欲を持って仕事に取り組むことで日本の労働生産性が向上するとともに、若者の早期離職といった他の労働問題の解決にもつながるだろう。そこで、本研究では、高学歴化が進み、男女が平等に社会で活躍することが求められる今日において、性や学歴といった個人の特性や業種の違いが仕事に対する満足度にどのような影響を及ぼすのかを明らかにする。また、労働者が仕事に対して不満足に思う内容でも、仕事をする上では求めていることも考えられる。労働者の満足度が低く、より強く求められる条件ほど、働き方を改善するために早急に取り組まなければならないものと言えるため、仕事に対する満足度とともに仕事で重視する条件とのギャップも見る必要がある。したがって、仕事に対する満足度に加え、個人の特性と業種の違いが仕事で重視する条件に及ぼす影響についても検討する。

1.2 先行研究とその課題

一般的に、男性よりも女性の方が雇用条件や待遇の面で不利な立場に置かれがちである。野崎（2010）も指摘するように、こうした現状があるにも関わらず、女性の方が仕事に対する満足度が高いという研究結果は多く、仕事に対する意識に性差が見られる。野崎は「日本における女性の仕事満足度が男性よりも高いのはなぜか」について考察し、労働に対する価値や選好が男女で異なることが仕事満足度の性差に影響していることを明らかにした。また、正規雇用者、既婚者、39歳以上の女性では、そもそも労働に対する期待が低いために、「仕事に就く」ということだけで高い満足を得ていることや、仕事満足度の低い女性が労働市場から退出している可能性も指摘している。

仕事観だけでなく、家庭観も含めた将来像が、ジェンダーや学歴によって異なるのかを検討した上野（2010）によると、女子短大生の将来像は家庭を中心に構成され、仕事は結婚・出産までの一時的なものと考えられているとのことである。また、男子大学生の将来像は家庭よりも仕事に関係するものが多く、女子大学生の将来像は男子大学生と近いことから、女子短大生の方がステレオタイプな性別役割分業を前提とした将来像を強く持っており、学歴による差が存在すると上野は述べる。しかし、同時に上野は、女子大学生の専業主婦希望度や勤続希望度は女子短大生と差が無いことから保守的傾向が女子大学生にも見られ、女子大学生は日々の生活における仕事の負担を大きく感じる場合には専業主婦という選択肢を考え、そうでない場合には仕事を持つことを志向するということが明らかにした。これらのことから、上野は女性の将来像には家庭という要素が強く影響し、就労に対するプレッシャーは男性よりも弱いと示唆している。上野の研究では大学生の将来像を研究対象としているが、仕事観・家庭観は実際に働くなかで変化していくものであるため、本研究では就労している若年層を対象とする。また、野崎と上野の研究結果に共通していることは、仕事満足度が低いあるいは仕事の負担を大きく感じる女性が労働市場から退出する傾向にあるということである。仕事に対する満足度とともに仕事で重視する条件をも明らかにすれば、労働者の仕事の負担を緩和し、女性が労働市場から退出することを抑制するための方策を打ち出すこともできるだろう。

さらに、労働者の仕事に対する満足度と産業の関係について論じた稲元（2019）の研究では、産業の違いによって労働者の仕事満足度に差異が見られ、他の変数とは独立した効果であることが示された。稲元は、仕事満足度は労働者個人の特性によって規定されるが、その満足度自体について産業の分類による差異が存在し、労働者がどの産業に属しているかに

よって意識が変化する可能性があることを示している。稲元の研究では「現在の仕事に対する満足度」を聞いているが、本研究では、労働環境を向上させるためには全体的な満足度というよりも具体的な仕事内容の満足度を尋ね、不足している部分に重点的にアプローチしていく方が効果的であると考え、仕事満足度や仕事で重視する条件について複数の項目を用意した。

2 仮説

本研究で検証する仮説として、以下の4つを立てた。

【理論仮説】

- 1 個人の特性によって仕事に対する満足度は異なる。
- 2 個人の特性によって仕事で重視する条件は異なる。
- 3 業種によって仕事に対する満足度は異なる。
- 4 業種によって仕事で重視する条件は異なる。

それぞれの理論仮説を作業仮説に換言すると次のようになる。

【作業仮説】

- 1-1 性別によって、各仕事満足度における平均に差がある。
- 1-2 高等教育の有無によって、各仕事満足度における平均に差がある。
- 1-3 性別と高等教育の有無の交互作用によって、各仕事満足度における平均に差がある。
- 2-1 性別によって、各仕事重視度における平均に差がある。
- 2-2 高等教育の有無によって、各仕事重視度における平均に差がある。
- 2-3 性別と高等教育の有無の交互作用によって、各仕事度における平均に差がある。
- 3 業種のタイプによって、各仕事満足度に対する効果が異なる。
- 4 業種のタイプによって、各仕事重視度に対する効果が異なる。

3 使用するデータと変数

本研究の分析で使用するデータは2020年8月に東北大学教育学部が実施した「若年層のライフスタイルと意識に関する調査」である。対象は学生を除いた20歳から39歳までの男女を対象としており、サンプル数は600、有効回収率は91.8%だった。

使用した変数は「性別」「本人の最終学歴」「本人職業」「仕事に対する満足度」「仕

事で重視する条件>の5変数である(表1)。質問項目と変数の作成について以下の表にまとめた。なお、本研究では分析手法として分散分析と重回帰分析を用いる。

表1 変数作成表

性別	<p>【分散分析】 男性, 女性</p> <p>【重回帰分析】 男性=1, 女性=0として「男性ダミー」を作成。</p>
本人の最終学歴	<p>【分散分析】 中学校, 高等学校, 専修学校・各種学校等=「非高等教育」 短期大学(高専等も含む), 大学, 大学院=「高等教育」</p> <p>【重回帰分析】 高等教育=1, それ以外(非高等教育)=0として「高等教育ダミー」を作成。</p>
本人職業	<p>【分散分析】 サービス業, 医療・福祉, 教育・学習支援業=「対人無形」 不動産・物品賃貸業, 卸売業=「対人有形」 農林水産業, 建設業, 製造業, 金融保険業, 公務=「対物有形」 情報通信業, 運輸郵便業, 電気・ガス・水道・熱供給業=「対物無形」</p> <p>【重回帰分析】 対人無形=1, それ以外=0として「対人無形ダミー」を作成。 対人有形=1, それ以外=0として「対人有形ダミー」を作成。 対物無形=1, それ以外=0として「対物無形ダミー」を作成。</p>
仕事に対する満足度 仕事で重視する条件	<p>【分散分析・重回帰分析】以下の14項目をそれぞれ5件法で質問。</p> <p><仕事に対する満足度> 満足していない=1, あまり満足していない=2, どちらでもない=3, まあまあ満足している=4, 満足している=5</p> <p><仕事で重視する条件> 重要でない=1, あまり重要でない=2, どちらでもない=3, まあま</p>

	<p>あ重要だ=4, 重要だ=5</p> <p>a.自分のやりたいことができること</p> <p>b.人の役に立つこと</p> <p>c.安定して長く続けられること</p> <p>d.収入が多いこと</p> <p>e.社会的評価の高い仕事であること</p> <p>f.子育て・介護等の両立がしやすいこと</p> <p>g.自分の生活時間が確保されていること</p> <p>h.福利厚生が充実していること</p> <p>i.自分が身につけた知識や技術が活かされること</p> <p>j.通勤にかかる労力が少ないこと</p> <p>k.実力で評価されること</p> <p>l.能力を高める機会があること</p> <p>m.特別に指示されずに、自分の責任で決められること</p> <p>n.人間関係が充実していること</p>
--	---

各変数の基礎分析結果は以下の通りである（表2, 3）。

仕事に対する満足度で平均が最も高かったのは<c. 安定して長く続けられること>であった。最も低かったのは<d. 収入が多いこと>で、収入に満足していない労働者が多くいることが分かった。仕事で重視する条件では、全体的に満足度よりも平均が高い値だった。最も高かったのは<g. 自分の生活時間が確保されていること>で、最も低かったのは<e. 社会的評価の高い仕事であること>だった。

性別の割合、学歴の割合はそれぞれ均等だった。業種は対人無形が最も多く、最も少ない対人有形と30%の差が見られた。

表 2 記述統計

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差	
仕事に 対する 満足 度	a. 自分のやりたいことができること	445	1	5	3.20	1.145
	b. 人の役に立つこと	445	1	5	3.62	0.952
	c. 安定して長く続けられること	445	1	5	3.67	1.442
	d. 収入が多いこと	444	1	5	2.65	1.163
	e. 社会的評価の高い仕事であること	444	1	5	3.08	1.054
	f. 子育て・介護等の両立がしやすいこと	445	1	5	3.32	1.751
	g. 自分の生活時間が確保されていること	445	1	5	3.64	1.074
	h. 福利厚生が充実していること	445	1	5	3.31	1.159
	i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること	445	1	5	3.40	1.108
	j. 通勤にかかる労力が少ないこと	444	1	5	3.59	1.274
	k. 実力で評価されること	445	1	5	3.07	1.109
	l. 能力を高める機会があること	445	1	5	3.12	1.099
	m. 特別に指示されずに、自分の責任で決められること	445	1	5	3.10	1.017
	n. 人間関係が充実していること	445	1	5	3.34	1.081
総合満足度	446	1	5	3.32	1.077	
仕事で 重視 する 条件	a. 自分のやりたいことができること	550	1	5	3.99	.818
	b. 人の役に立つこと	549	1	5	3.72	.968
	c. 安定して長く続けられること	550	1	5	4.32	.774
	d. 収入が多いこと	550	1	5	4.35	.741
	e. 社会的評価の高い仕事であること	548	1	5	3.23	.954
	f. 子育て・介護等の両立がしやすいこと	550	1	5	4.01	.933
	g. 自分の生活時間が確保されていること	550	1	5	4.39	.737
	h. 福利厚生が充実していること	550	1	5	4.09	.798
	i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること	549	1	5	3.79	.869
	j. 通勤にかかる労力が少ないこと	550	1	5	3.97	.876
	k. 実力で評価されること	549	1	5	3.89	.869
	l. 能力を高める機会があること	550	1	5	3.78	.892
	m. 特別に指示されずに、自分の責任で決められること	550	1	5	3.37	.918
	n. 人間関係が充実していること	550	1	5	4.35	.804

表3 度数分布（性別，学歴，業種）

	度数	パーセント
男	272	49.5
女	278	50.5
合計	550	100.0
非高等教育	274	50.1
高等教育（短大以上）	273	49.9
合計	547	100.0
対人無形	174	41.6
対人有形	42	10.0
対物有形	140	33.5
対物無形	62	14.8
合計	418	100.0

4 分析結果

4.1 個人の特性による<仕事に対する満足度>および<仕事で重視する条件>への影響

まず，作業仮説 1-1, 1-2, 1-3 の検証のために，個人の特性と仕事に対する満足度との関連について述べる．<性別><高等教育の有無><仕事に対する満足度>を使用変数とし，分散分析により 3 者の関係を調べた．

その結果，仕事に対する総合的な満足感の評価である<総合満足度>と，<g. 自分の生活時間が確保されていること>，<j. 通勤にかかる労力が少ないこと>の 3 項目においてのみ個人の特性による有意な平均の差が見られた．<総合満足度>では性別の主効果が 5%水準で有意であり，高等教育の有無の主効果や性別と高等教育の有無の交互作用は有意とならなかった（表 4）．<g. 自分の生活時間が確保されていること>でも性別の主効果のみが 1%水準で有意となり（表 5），<j. 通勤にかかる労力が少ないこと>においても性別の主効果のみが 1%水準で有意という結果になった（表 6）．つまり，仕事に対する満足度に関しては作業仮説 1-1 のみが支持され，性別が強く影響していることが分かった．

表 4 総合満足度

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	10.166	3	3.389	2.956**
級内 (誤差)	501.022	437	1.147	
全体	511.188	440		
性別	6.411	1	6.411	5.592**
高等教育の有無	2.065	1	2.065	1.801
性別×高等教育の有無	0.546	1	0.546	0.476

**: $p < .05$

表 5 満足度 g. 自分の生活時間が確保されていること

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	15.686	3	5.229	4.616***
級内 (誤差)	493.857	436	1.133	
全体	509.543	439		
性別	15.28	1	15.28	13.49***
高等教育の有無	0.127	1	0.127	0.112
性別×高等教育の有無	0.827	1	0.827	0.73

***: $p < .01$

表 6 満足度 j. 通勤にかかる労力が少ないこと

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	15.516	3	5.172	3.223**
級内 (誤差)	698.119	435	1.605	
全体	713.636	438		
性別	14.375	1	14.375	8.957***
高等教育の有無	1.542	1	1.542	0.961
性別×高等教育の有無	0.08	1	0.08	0.05

***: $p < .01$ **: $p < .05$

次に、作業仮説 2-1, 2-2, 2-3 の検証のために、個人の特性と仕事で重視する条件との関連について検証する。＜性別＞＜高等教育の有無＞＜仕事で重視する条件＞を使用変数として分散分析を行なった。

その結果、＜e. 社会的評価の高い仕事であること＞、＜f. 子育て、介護等の両立がしやすいこと＞、＜g. 自分の生活時間が確保されていること＞、＜j. 通勤にかかる労力が少ないこと＞、＜l. 能力を高める機会があること＞、＜m. 特別に指示されずに、自分の責任で決めら

れること>、<n. 人間関係が充実していること>の 6 項目において個人の特性による有意な平均の差が見られた。6 項目のなかで性別と高等教育の有無の交互作用が確認されたものはなかった。性別の主効果のみが見られた項目としては、<f. 子育て、介護等の両立がしやすいこと（表 8）>、<g. 自分の生活時間が確保されていること（表 9）>、<j. 通勤にかかる労力が少ないこと（表 10）>、<l. 能力を高める機会があること（表 11）>がそれぞれ 1%水準で有意であった。性別の主効果および高等教育の有無の主効果の両方が見られた項目としては、<e. 社会的評価の高い仕事であること>において性別の主効果が 5%水準で、高等教育の有無の主効果が 1%水準で有意となった（表 7）。<m. 特別に指示されずに、自分の責任で決められること>は、性別の主効果が 1%水準で、高等教育の有無の主効果が 5%水準で有意であった（表 12）。<n. 人間関係が充実していること>は、性別の主効果が 1%水準で、高等教育の有無の主効果が 10%水準で有意という結果になった（表 13）。これらのことから、仕事で重視する条件については作業仮説 2-1, 2-2 が支持され、性別の効果のみ、あるいは性別の効果と学歴の効果の 2 つが規定要因となっていることが分かった。

表 7 重視度 e. 社会的評価の高い仕事であること

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間（モデル）	12.763	3	4.254	4.745***
級内（誤差）	483.274	539	0.897	
全体	496.037	542		
性別	5.188	1	5.188	5.787**
高等教育の有無	8.304	1	8.304	9.262***
性別×高等教育の有無	0.22	1	0.22	0.245

***:p<.01 **:p<.05

表 8 重視度 f. 子育て、介護等の両立がしやすいこと

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間（モデル）	49.636	3	16.545	20.997***
級内（誤差）	426.298	541	0.788	
全体	475.934	544		
性別	47.066	1	47.066	59.73***
高等教育の有無	0.441	1	0.441	0.56
性別×高等教育の有無	1.082	1	1.082	1.373

***:p<.01

表 9 重視度 g. 自分の生活時間が確保されていること

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	6.287	3	2.096	3.941***
級内 (誤差)	287.684	541	0.532	
全体	293.971	544		
性別	5.124	1	5.124	9.637***
高等教育の有無	0.28	1	0.28	0.526
性別×高等教育の有無	0.657	1	0.657	1.235

***:p<.01

表 10 重視度 j. 通勤にかかる労力が少ないこと

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	23.354	3	7.785	10.713***
級内 (誤差)	393.116	541	0.727	
全体	416.47	544		
性別	23.098	1	23.098	31.788***
高等教育の有無	0.581	1	0.581	0.799
性別×高等教育の有無	0.096	1	0.096	0.132

***:p<.01

表 11 重視度 l. 能力を高める機会があること

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	8.723	3	2.908	3.698**
級内 (誤差)	425.413	541	0.786	
全体	434.136	544		
性別	7.13	1	7.13	9.068***
高等教育の有無	2.065	1	2.065	2.626
性別×高等教育の有無	0.068	1	0.068	0.087

***:p<.01 **:p<.05

表 12 重視度 m. 特別に指示されずに、自分の責任で決められること

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	21.564	3	7.188	8.99***
級内 (誤差)	432.571	541	0.8	
全体	454.136	544		
性別	17.577	1	17.577	21.983***
高等教育の有無	5.351	1	5.351	6.692**
性別×高等教育の有無	0.046	1	0.046	0.058

***:p<.01 **:p<.05

表 13 重視度 n. 人間関係が充実していること

変動要因	平方和	df	平均平方	F 値
級間 (モデル)	12.775	3	4.258	6.778***
級内 (誤差)	339.878	541	0.628	
全体	352.653	544		
性別	9.1	1	9.1	14.485***
高等教育の有無	1.868	1	1.868	2.973*
性別×高等教育の有無	1.094	1	1.094	1.742

***:p<.01 *:p<.1

4.2 業種による<仕事に対する満足度>および<仕事で重視する条件>への影響

作業仮説 3 を検証するため、業種と仕事に対する満足度の項目ごとの重回帰分析を行った。14 項目のうち<b. 人の役に立つこと>、<e. 社会的評価が高い仕事であること>、<i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること>、<j. 通勤にかかる労力が少ないこと>、<k. 実力で評価されること>、<h. 福利厚生が充実していること>の 6 項目に 5%水準で有意差が見られた。

<b. 人の役に立つこと (表 14)>、<i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること (表 17)>、<j. 通勤にかかる労力が少ないこと (表 18)>では、対人無形が対物有形に比べ有意に高かった。<e. 社会的評価が高い仕事であること>では、対人有形が対物有形に比べ有意に低かった (表 15)。<h. 福利厚生が充実していること>では、対人無形が対物有形に比べ有意に低かった (表 16)。<k. 実力で評価されること>では各ダミー変数に有意な影響は見られなかった (表 19)。

決定係数は全てにおいて 0.03 を下回り、有意な影響は見られるものの、他の要因が大きい

く関連していると言える。

表 14 満足度 b. 人の役に立つこと

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.506		.072	
対人無形タミー	.338*	.173	.102	1.241
対人有形タミー	-.149	-.046	.162	1.132
対物無形タミー	.010	.004	.139	1.178

* :p<.05 R²=.029 df=444 F=5.465

表 15 満足度 e. 社会的評価の高い仕事であること

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.143		.080	
対人無形タミー	.020	.009	.113	1.240
対人有形タミー	-.619*	-.172	.180	1.132
対物無形タミー	-.094	-.031	.155	1.178

* :p<.01 R²=.024 df=443 F=4.577

表 16 満足度 h. 福利厚生が充実していること

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.536		.089	
対人無形タミー	-.391*	-.165	.124	1.241
対人有形タミー	-.321	-.081	.198	1.132
対物無形タミー	-.278	-.083	.171	1.178

* :p<.01 R²=.017 df=444 F=3.495

表 17 満足度 i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.274		.084	
対人無形ダミー	.368*	.162	.119	1.241
対人有形ダミー	-.155	-.041	.189	1.132
対物無形ダミー	.017	.005	.163	1.178

* :p<.01 R²=.024 df=413 F=4.682

表 18 満足度 j. 通勤にかかる労力が少ないこと

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.423		.098	
対人無形ダミー	.380*	.145	.137	1.240
対人有形ダミー	.315	.073	.218	1.132
対物無形ダミー	-.052	-.014	.188	1.178

* :p<.01 R²=.016 df=443 F=3.413

表 19 満足度 k. 実力で評価されること

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.024		.085	
対人無形ダミー	.196	.086	.119	1.241
対人有形ダミー	.024	.006	.190	1.132
対物無形ダミー	-.250	-.078	.164	1.178

R²=.011 df=444 F=2.652

次に作業仮説 4 の検証のため、業種と仕事で重視する条件ごとの重回帰分析を行った。その結果、14 項目のうち<b. 人の役に立つこと>、<f. 子育て・介護等の両立がしやすいこと>、<i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること>、<n. 人間関係が充実していること>の 4 項目が%水準で有意だった。

<b. 人の役に立つこと (表 20)>、<i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること (表 22)>では、対人無形が対物有形に比べ有意に高かった。<f. 子育て・介護等の両立がしやすいこと (表 21)>では、対人有形、対物無形が対物有形に比べて有意に低く、対人有形が最も低かった。<n. 人間関係が充実していること (表 23)>では、対物有形に比べ

て対人無形が有意に高く、対物無形が有意に低かった。

決定係数は全てにおいて 0.03 を下回り、有意な影響は見られるものの、他の影響が大きく関連していると言える。

表 20 重視度 b. 人の役に立つこと

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.652		.058	
対人無形ダミー	.250*	.120	.093	1.119
対人有形ダミー	.015	.004	.159	1.066
対物無形ダミー	-.144	-.047	.136	1.088

* :p<.01 R²=.014 df=548 F=3.541

表 21 重視度 f. 子育て、介護等の両立がしやすいこと

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	4.059		.056	
対人無形ダミー	.028	.014	.090	1.120
対人有形ダミー	-.321*	-.091	.154	1.066
対物無形ダミー	-.284*	-.096	.130	1.089

* :p<.05 R²=.012 df=549 F=3.183

表 22 重視度 i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	4.355		.048	
対人無形ダミー	.136*	.079	.077	1.120
対人有形ダミー	-.189	-.062	.132	1.066
対物無形ダミー	-.291*	-.114	.112	1.089

* :p<.05 R²=.023 df=549 F=5.232

表 23 重視度 n. 人間関係が充実していること

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.732		.052	
対人無形ダミー	.245*	.131	.084	1.120
対人有形ダミー	-.160	-.049	.143	1.066
対物無形ダミー	-.070	-.026	.121	1.089

* :p<.01 R²=.019 df=548 F=4.503

4.3 個人の特性と業種の〈仕事に対する満足度〉および〈仕事に求める条件〉への影響

最後に、個人の特性と業種の両者が及ぼす影響を重回帰分析によって明らかにする。従属変数には〈総合満足度〉を加え、〈a. 自分のやりたいことができること〉、〈i. 自分が身につけた知識や技術が活かされること〉、〈k. 実力で評価されること〉、〈l. 能力を高める機会があること〉、〈m. 特別に指示されずに自分の責任で決められること〉の 5 項目で構成される〈仕事内容重視度〉、〈c. 安定して長く続けられること〉、〈d. 収入が多いこと〉、〈f. 子育て、介護等の両立がしやすいこと〉、〈g. 自分の生活時間が確保されていること〉、〈h. 福利厚生が充実していること〉、〈j. 通勤にかかる労力が少ないこと〉の 6 項目で構成される〈生活重視度〉、〈b. 人の役に立つこと〉、〈e. 社会的評価の高い仕事であること〉の 2 項目で構成される〈周囲からの評価重視度〉、〈n. 人間関係が充実していること〉のみで構成される〈人間関係重視度〉をおく。独立変数には〈男性ダミー〉〈高等教育ダミー〉〈対人無形ダミー〉〈対人有形ダミー〉〈対物無形ダミー〉をおいた。従属変数は以下のように作成した（表 24）。

分析の結果、〈総合満足度〉の重回帰分析は 10%水準で有意であり、独立変数は総合満足度の 2.6%しか説明していなかった（表 25）。男性ダミーには有意な負の影響が、高等教育ダミーには有意な正の影響が見られ、男性であると職場への総合満足度が低くなり、高等教育を受けている人ほど高くなることが分かった。〈仕事内容重視度〉には有意な差が見られなかった（表 26）。〈生活重視度〉は 1%水準で有意であり、独立変数は生活重視度の 4.6%を説明している（表 27）。男性ダミーに有意な負の影響が見られ、男性であると生活に関する項目の重視度が女性に比べ低いことがわかった。〈周囲からの評価重視度〉は 5%水準で有意であり、独立変数は生活重視度の 3.3%を説明している（表 28）。高等教育ダミ

一に有意な正の影響が見られ、高等教育を受けている人は受けていない人と比べ、周囲からの評価を重視することがわかった。〈人間関係重視度〉は1%水準で有意であり、独立変数は人間関係重視度の4.5%を説明している(表29)。男性ダミー、対物無形ダミーに有意な負の影響が見られた。

表 24 重視度変数作成表

	各項目	クロンバッハの α 係数
仕事内容重視度	a.自分のやりたいことができること	0.776
	i.自分が身につけた知識や技術が活かされること	
	k.実力で評価されること	
	l.能力を高める機会があること	
	m.特別に指示されずに自分の責任で決められること	
生活重視度	c.安定して長く続けられること	0.675
	d.収入が多いこと	
	f.子育て、介護等の両立がしやすいこと	
	g.自分の生活時間が確保されていること	
	h.福利厚生が充実していること	
	j.通勤にかかる労力が少ないこと	
周囲からの評価重視度	b.人の役に立つこと	0.634
	e.社会的評価の高い仕事であること	
人間関係重視度	n.人間関係が充実していること	

表 25 総合満足度

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	3.381		.140	
男性ダミー	-.266*	-.122	.112	1.115
高等教育ダミー	.207**	.096	.106	1.019
対人有形ダミー	.010	.003	.191	1.194
対物無形ダミー	.018	.006	.166	1.229
対人無形ダミー	-.065	-.030	.127	1.415

* : $p < .05$ **: $p < .10$ $R^2 = .026$ $df = 414$ $F = 2.142$

表 26 仕事内容重視度

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	14.898		.342	
男性ダミー	.278	.053	.276	1.116
高等教育ダミー	.311	.059	.261	1.018
対人有形ダミー	-.186	-.021	.467	1.194
対物無形ダミー	-.474	-.064	.406	1.228
対人無形ダミー	.020	.004	.311	1.415

R²=.009 df=413 F=.759

表 27 生活重視度

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	25.973		.394	
男性ダミー	-1.36*	-.219	.317	1.116
高等教育ダミー	-.158	-.026	.300	1.018
対人有形ダミー	-.122	-.012	.538	1.194
対物無形ダミー	.024	.003	.468	1.228
対人無形ダミー	-.085	-.014	.359	1.415

* :p<.01 ' R²=.046 df=413 F=3.913

表 28 周囲からの評価重視度

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	6.839		.214	
男性ダミー	.143	.043	.173	1.121
高等教育ダミー	.423*	.128	.163	1.017
対人有形ダミー	-.422	-.077	.292	1.196
対物無形ダミー	-.404	-.086	.255	1.228
対人無形ダミー	.118	.035	.195	1.420

* :p<.05 ' R²=.033 df=411 F=2.777

表 29 人間関係重視度

	B	ベータ	標準誤差	VIF
(定数)	4.386		.103	
男性ダミー	-.141*	-.087	.083	1.116
高等教育ダミー	.081	.050	.078	1.018
対人有形ダミー	-.187	-.070	.140	1.194
対物無形ダミー	-.235*	-.103	.122	1.228
対人無形ダミー	.123	.076	.093	1.415

* : $p < .10$ ' $R^2 = .045$ $df = 413$ $F = 3.839$

5 考察

個人の特性が仕事に対する満足感に及ぼす影響では、性別による影響のみが見られた。〈総合満足度〉では性別の主効果が有意であり、男性よりも女性の方が高い満足を得ていた。〈g. 自分の生活時間が確保されていること〉と〈j. 通勤にかかる労力が少ないこと〉では、性別の主効果が特に強く影響しており、どちらも女性の満足度が高かった。仕事に対する総合的な満足度において女性の方が高いことは、野崎（2010）の研究とも整合性がある。しかし、個々の満足度に注目すると、私生活との両立に関する2項目でしか女性の満足度の方が有意に高いとは言えず、その他の項目に対する満足度は男女で差がないことが分かった。

個人の特性が仕事で重視する条件に及ぼす影響については、性別のみが規定要因となっている条件と、性別と学歴の2つが規定要因となっている条件があった。性別のみが規定要因となっている条件のうち、〈f. 子育て、介護等の両立がしやすいこと〉、〈g. 自分の生活時間が確保されていること〉、〈j. 通勤にかかる労力が少ないこと〉では女性の方が重視度の平均が高く、〈l. 能力を高める機会があること〉のみ男性の方が重視度の平均が高かった。性別と学歴の2つが規定要因となっている条件のうち、〈e. 社会的評価の高い仕事であること〉および〈m. 特別に指示されずに、自分の責任で決められること〉においては、男性と高等教育を受けた者の平均が高かった。〈n. 人間関係が充実していること〉では、女性と高等教育を受けた者の平均が高かった。

個人の特性による仕事に対する満足度と仕事で重視する条件を比較すると、男性は自分の生活時間の確保や通勤のしやすさといった、私生活との両立に関わる内容について満足度が低いにもかかわらず、重視していないことが分かる。むしろ、社会的評価や能力を高める機会、裁量のように、仕事に直結するような条件を求めている。一方で、女性においては

満足度が低くないものの、子育て・介護等の両立や生活時間の確保、通勤のしやすさといった仕事と私生活の両立を強く志向していることが分かった。荒牧（2019）によると、「結婚後も女性は仕事をもち続けた方が良い」と考える人は2018年時点で60%存在し、その10年前の2008年より10%以上増加したそうだ。実際に、18歳未満の子どもがいる母親の就業率も上昇傾向にあると言う。しかし、家庭や私生活との両立に対する考え方にはまだまだ男女間で温度差があることが本研究で実証された。この結果を裏付けるのが内閣府（2018）の調査で、夫の家事育児に費やす時間は近年増加傾向にあるものの、妻と比較すると圧倒的に短く、世界的に見ても低水準であると言われている。ただし、男女における通勤のしやすさに対する重視度の違いは、いまだに残る保守的な家庭観が関係することも考えられる。上野（2010）の研究結果と併せて解釈すると、高学歴の女性でも保守的な家庭観を持つ傾向にあり、仕事の負担を大きく感じた場合には仕事を辞めるという選択肢も考えているため、就労するとしても家庭と両立しやすい場所にある職場で働く人が多いことが考えられる。その一方で、男性が家庭との両立を考慮して通勤しやすい場所で働くという選択肢をとることは保守的な家庭観からはあまり考えられないため、相対的に男性の方が通勤に不満を感じながらもそれほど重視していないのではないだろうか。

また、学歴による仕事に対する意識の影響が確認された項目は少なかったが、高等教育を受けた者の方が裁量と人間関係の充実をより重視していることが分かった。これは、学歴が高い人ほど組織でリーダー的役割を担うことが想定され、大企業のようにより多くの従業員や利害関係者と共に働く可能性があるため、仕事における人間関係に敏感なのではないかと考えられる。しかし、今回の分析では単純に高等教育の有無でしか学歴を捉えておらず、学校種別や入学難易度別などより細かな分類に基づいて分析する必要がある。

そして、業種による仕事に対する満足度について、業種による差異が見られたことは稲元（2019）の知見にも合致する。特に対人無形に満足度が高い項目が多くみられた。教育・学習支援業や医療福祉といった対人無形は実際に人と接する機会があり、社会からの反応をより身近に体感できるため、人の役に立つという項目で満足度が高かったと考えられる。また、人に大きな影響を与える業種が多く、他業種と比較して専門的な知識が活かされており、満足度が高かったと推測する。一方、同じ対人でも物を媒介すると、満足度が有意に高い項目がなく、有意に低い項目のみであった。対人有形では営業関係の職が多く、客に売り込むことが要因の一つとして影響している可能性がある。

業種による仕事に求める条件については、満足度と比較すると有意性が確認された項目

が少なかった。これは、仕事で重視する条件は業種の垣根を越え、同じである部分が多いことを示す。対人無形で人の役に立つことの重視度が高かったが、これは人と接する機会が多い職業を選んでいる労働者の価値観を表していると考えられる。人間関係についても、対人無形の人と接する頻度が高いという特徴が人間関係の重視度が高かったことにつながったのだろう。業種別の仕事に対する満足度および仕事で重視する条件をまとめると下の表 30 のようになった。

表 30 業種別の満足度および重視度の比較

	満足度		重視度	
	高	低	高	低
対人無形	人の役に立つ 知識や技術が活かされる 通勤の労力が少ないこと	福利厚生	人の役に立つ 知識や技術が活かされる 人間関係の充実	
対人有形	社会的評価が高い		子育て・介護等の両立	
対物有形				
対物無形			子育て・介護等の両立 人間関係の充実	

<性別>、<学歴>、<業種>を合わせた重回帰分析では、総合満足度においては女性であり学歴が高いほど高くなることがわかった。学歴は満足度の各項目では有意な差があまり見られなかったものの、総合満足度で捉えたときは性別や業種よりも影響を与えていた。このことは、学歴別に見て具体的な満足度の違いはないが、仕事全体として捉えると学歴が高いことが自信といったプラスの効果として表れ、評価が高くなった可能性がある。重視度についてみると、生活重視度では女性が、周囲からの評価重視度では男性が高く、これは個人の特性による影響を検証した分散分析の結果と重なり、依然として残る男女役割意識や就労へのプレッシャーの違いが影響していると考えられる。業種の影響を受けていたのは人間関係重視度のみで、人間関係の重要性の捉え方が仕事によって大きく異なることが分かった。

以上の個人の特性と業種の違いが仕事に対する意識に及ぼす影響に関する考察を踏まえて、具体的な働き方の改善策を提案する。

まず、表 30 より業種別に見たときに、対人無形は有意に満足している項目、重視している項目が他業種と比較して最も多かった。<b. 人の役に立つこと>、<i. 自分が身につけた

知識や技術が活かされること>の項目では満足度が高く重視度も高いため、少なくとも現状維持が求められ、さらに強化すれば満足度は高まり、仕事の効率も上がるだろう。一方、満足度の低い<h. 福利厚生が充実していること>は重視度において有意に低くはないため、改善の余地があり、今後改善をすれば労働者のモチベーションや効率の向上につながると予想される。たとえば、対人無形において住宅手当や結婚祝い金、海外研修などの制度導入があげられる。対人有形は満足度、重視度ともに有意に高い項目がなく、低い項目のみであった。満足度の低い<e. 社会的評価の高い仕事であること>は重視度において有意に低くはないため、改善の余地がある。対策としては、消費者の声を従業員に伝えて自身の仕事が社会の為になっていることを可視化すること、テレビコマーシャルなどで企業の認知を拡大することなどがある。一方、重視していない<f. 子育て・介護等の両立がしやすいこと>については、改善しても満足度向上に効果的に作用する可能性が低く、環境改善の優先度は低くなることはいえる。対物有形においては有意な項目はなかった。そのため、業種と言うよりもむしろ職場ごとに労働者の求めていることをヒアリングし、対策をすることが求められる。対物無形は理想の職場として<f. 子育て・介護等の両立がしやすいこと>、<n. 人間関係が充実していること>の重視度が低い。したがってこの二つを改善しても理想の職場にはつながらず、社員のモチベーションや効率向上に効果的に作用しない可能性がある。

個人の特性による影響を検討した分散分析や、個人の特性と業種の両方を掛け合わせた重回帰分析では性別の影響がもっとも多く見られたことから、性別によって異なっている不満かつ重視する項目のギャップをより高い次元に向かって埋めるような取り組みが特に必要となる。なかでも本研究では、仕事と私生活との両立に対する意識において男女間で隔たりが見られた。そこで、男女ともに子育てや介護のための休暇・休業を積極的に利用させたり、テレワークや時短勤務など働き方の柔軟性を認めたりすることが効果的だと考える。厚生労働省（2016）によると、日本における男性の育休取得率はいまだ3%程度と低水準であり、介護をしている雇用者のうち介護休業等制度の利用経験のある人は約16%と制度の浸透の余地がある。また、休暇・休業をとらなくても子どもの看護や送り迎えの必要から、あるいは自分のライフスタイルに合わせて柔軟な働き方を求める人は多いだろう。野村（2018）の調査からも、働き方の柔軟性が高い個人ほど仕事満足度・生活満足度が高いことが明らかになっているため、働く場所や時間をより柔軟に選択できる仕組みを職場で運用していく合理性はあると言える。

6. 研究の課題

本研究の課題として、学歴、業種においては区別が大きな枠組みになり、同じカテゴリー内であっても実際の学歴や仕事内容が大きく異なるケースが存在する可能性がある。今後、サンプル数を増やし、より近い特性のグループを作り調査をする必要がある。また、本研究では性別、学歴、業種を独立変数とおいたが、働くことには収入や家族の有無といった他の要因も影響していると考えられる。特に現在の新型コロナウイルス感染症の状況を鑑みたとき、その影響の有無や規模は職業によって異なり、通常時と評価が異なった可能性もある。そのため、新型コロナウイルス感染症が比較的収束したときに再度調査を行うなど、この結果が現在だけに当てはまるものなのか、ある程度の普遍性をもつものなのかを区別する必要がある。

[文献]

- 荒牧央, 2019, 「45年で日本人はどう変わったか(1) ——第10回『日本人の意識』調査から」『放送研究と調査』, 69(5): 2-37.
- 稲元洋輔, 2019, 「仕事満足度に対する産業の効果——SSM 2015 データを用いた計量的アプローチ」『評論・社会科学』, (130): 85-105.
- 上野淳子, 2012, 「ジェンダーおよび学歴による将来像の違い」『四天王寺大学紀要』, 54: 183-96.
- 公益財団法人日本生産性本部, 2020, 『労働生産性の国際比較』.
- 厚生労働省, 2016, 『改正育児・介護休業法 参考資料集』.
- 参鍋篤司・齋藤隆志, 2007, 「仕事満足度の及ぼす企業業績への影響」『経営行動科学』, 20(1): 85-90.
- 内閣府, 2010, 『平成21年度 インターネット等による少子化施策の点検・評価のための利用者意向調査 最終報告書』.
- 2018, 『共同参画』.
- 野崎華世, 2010, 「日本における仕事満足度と性差」『生活経済学研究』32: 33-49.
- 野村旭, 2018, 「働き方が仕事満足度・生活満足度に与える影響」『Works Discussion Paper Series』21: 1-25.

きょうだい構成が出身高校の学力レベルに与える影響

－「親の面倒をみる」役割意識に着目して－

杉山舞(東北大学大学院教育学研究科)

黒澤葉月(東北大学教育学部)

1 研究の背景

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

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

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

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

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

2 先行研究とその限界点

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

2.1 出生順位と教育達成

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

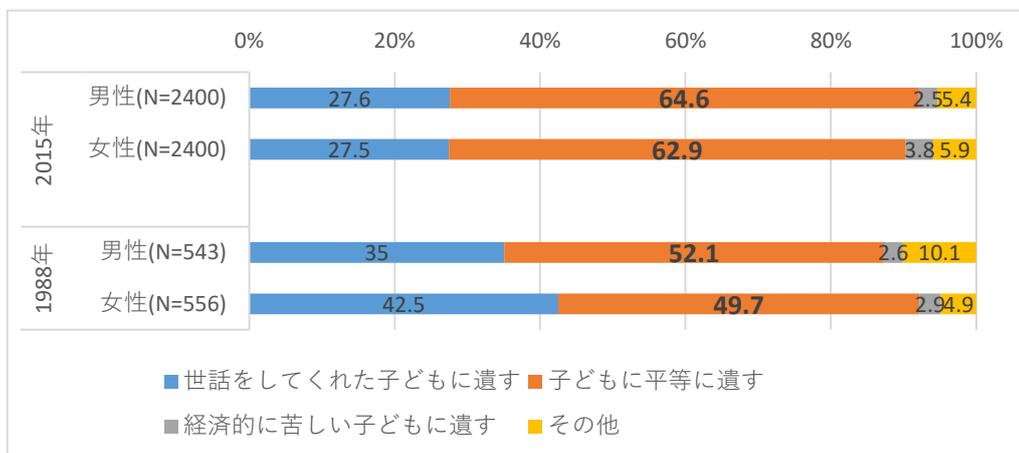


図1 財産を残す意向(1988年調査との比較)

出典：明治安田生活福祉研究所(2015)と

野口悠紀雄・上村協子・鬼頭由美子(1989)をもとに作成

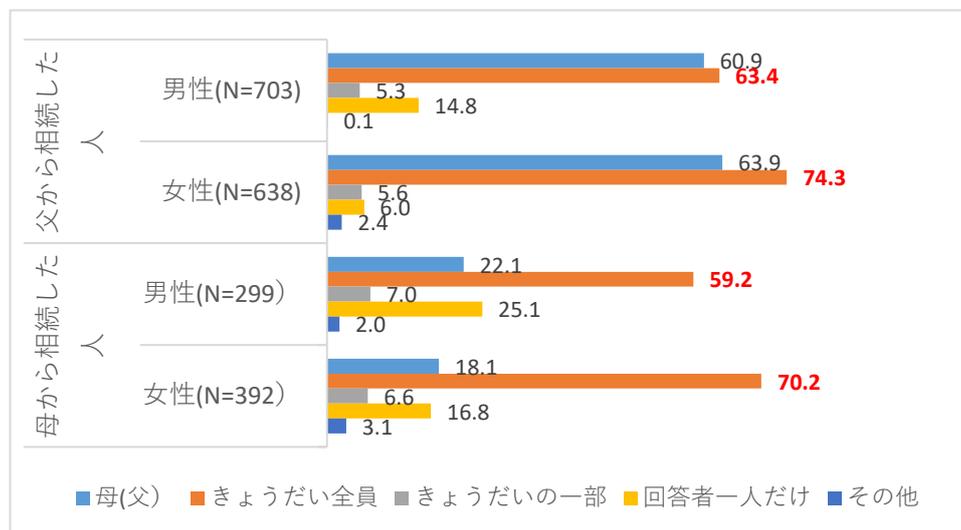


図2 両親から相続した人(複数回答可)

出典：明治安田生活福祉研究所(2015)をもとに作成

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

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

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

2.2 きょうだい数と教育達成

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

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

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

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

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

2.3 教育達成の指標

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

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

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

3 研究の目的と意義

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

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

4 仮説

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

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

- **【仮説①】出生順位が早いほど、出身高校の学力レベルが高い**

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

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

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

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

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

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

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

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

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

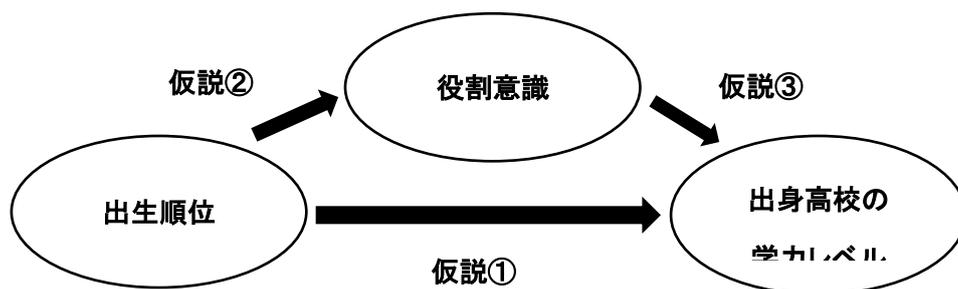


図3 仮説①・仮説②・仮説③の分析枠組み

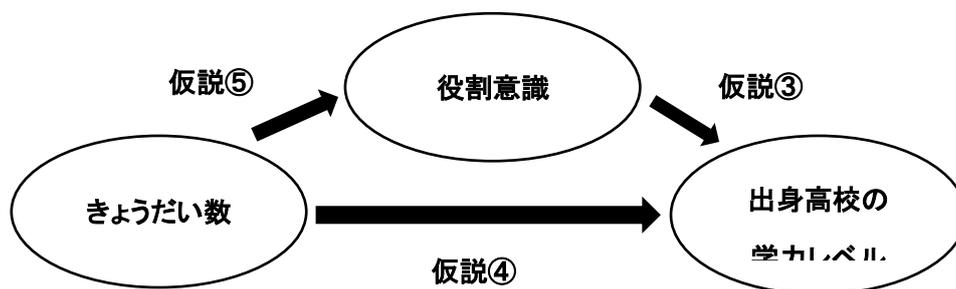


図4 仮説③・仮説④・仮説⑤の分析枠組み

5 使用するデータと変数

5.1 使用データ

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

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

5.2 変数

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

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

表1 使用変数とその作成方法

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

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

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

6 基礎分析

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

○きょうだい数

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

○資源配分の偏りへの意識・資源配分を受けていた人

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

表2 度数分布表

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

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

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

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

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

表 3 出生順位ときょうだい数の記述統計量

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

7 仮説の検証

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

7.1 仮説①「出生順位が早いほど、出身高校の学力レベルが高い」の検証

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

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

表 4 出生順位と出身高校の学力レベル(N=511)

出身高校の学力レベル

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

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

7.2 仮説②「出生順位が早いほど、役割意識が強い」の検証

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

表5 出生順位と役割意識のクロス集計表(N=534)

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

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

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

7.3 仮説③「役割意識が強いほど出身高校の学力レベルが高い」の検証

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

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

表6 出身高校の学力レベルと役割意識のクロス集計表(N=511)

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

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

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

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

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

表7 きょうだい数と出身高校の学力レベルのクロス集計表

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

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

7.5 仮説⑤「きょうだい数が少ないほど，役割意識が強い」の検証

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

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

表 8 きょうだい数と役割意識のクロス集計表(N=545)

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

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

7.6 「出身高校の学力レベル」の規定要因

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

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

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

7.6.1 出身高校の学力レベルを従属変数とした多項ロジスティック回帰分析

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

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

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

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

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

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

**p<0.05

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

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

**p<0.05

7.6.2 「役割意識」の規定要因

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

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

表 11 役割意識を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析 モデル5

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

**p<0.01

表 12 役割意識を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析 モデル 6

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

**p<0.05

8 まとめと考察

8.1 5つの仮説の検証結果

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

① 仮説①「出生順位が早いほど、出身高校の学力レベルが高い」について

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

② 仮説②「出生順位が早いほど、役割意識が強い」について

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

③ 仮説③「役割意識が強いほど、出身高校の学力レベルが高い」について

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

④ 仮説④「きょうだい数が少ないほど、出身高校の学力レベルが高い」について

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

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

⑤ 仮説⑤「きょうだい数が少ないほど、役割意識が強い」について

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

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

8.2 考察

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

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

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

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

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

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

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

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

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

9 本稿の限界点と課題

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

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

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

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

[注]

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

[文献]

青山道夫, 1978, 『日本家族制度論』九州大学出版会

秋元美世他, 2003, 『現代社会福祉辞典』有斐閣

Becker, G.S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge MA: Harvard University Press.

- Blake, J., 1989, *Family Size and Achievement*, Berkeley: University of California Press.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会
- 藤原翔, 2012, 「きょうだい構成と地位達成—きょうだいデータに対するマルチレベルによる検討—」『ソシオロジ』57(1): 41-57.
- 平尾桂子, 2006, 「教育達成ときょうだい構成—性別間格差を中心に—」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第2回家族についての全国調査(NFRJ03)第2次報告書』2: 17-27.
- 平沢和司, 2001, 「きょうだい数・出生順位と学歴」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第1回全国家族調査(NFRJ98)第2次報告書』5: 83-97
- 2007, 「きょうだい数と学歴に関する基礎的分析」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第3回全国家族調査に向けて』3-11.
- 2011, 「きょうだい構成が教育達成に与える影響について—NFRJ08 本人データときょうだいデータを用いて」日本家族社会学会全国家族調査委員会『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書』4: 21-42.
- 経済政策研究所, 1988, 「世代間移転における家族の役割についての調査研究」
- 小山隆, 1976, 「家族変動の歴史的背景」森岡清美・山根常男編『家と現代家族』培風館, 272-89.
- 近藤博之, 1996, 「地位達成と家族—キョウダイの教育達成を中心に—」『家族社会学会研究』8: 19-31.
- 明治安田生活福祉研究所, 2015, 「女性の相続と財産に関する調査結果概要」1-26
- 中西祐子, 2000, 「学校ランクと社会移動：トーナメント型社会移動規範が隠すもの」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 37-56
- 野口悠紀雄・上村協子・鬼頭由美子, 1989, 「世代間移転における家族の役割」『一橋論叢』102(6): 749-771
- 小野ルチャ(2015)「親の教育投資におけるきょうだい間差別：子どもの数・出生順位・性別に着目して」『同志社政策科学研究』16(2):37-51
- 苫米地なつ帆, 2012, 「教育達成の規定要因としての家族・きょうだい構成—ジェンダー出生順位・出生間隔の影響を中心に—」『社会学年報』41: 103-114.

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

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

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

日本における災害の影響による若年層の投票意識に関する検証

—COVID - 19 を対象にして—

松本凜・森大雅

(東北大学教育学部)

1 はじめに

本稿は、日本に大きな被害をもたらした災害の影響により若年層の政治的関心や政治参加意欲がどのような変化したのかを明らかにすることを目的としている。

課題意識の発端は、日本の慢性的な若年層の投票率の低さである。これは後に引用する野田 (2015) によっても明らかにされているが、総務省のデータから具体的な数字を述べると、平成 29 年 10 月に行われた第 48 回衆議院議員総選挙では、20 歳代が 33.85%、30 歳代が 44.75%となっており、全体の投票率 53.68%を大きく下回っている。(10 歳代は 40.49 だった) また、令和元年 7 月に行われた第 25 回参議院議員通常選挙では、20 歳代が 30.96%、30 歳代が 38.78%となっている。(全体の投票率は 48.80%、10 歳代の投票率は 32.28%だった)

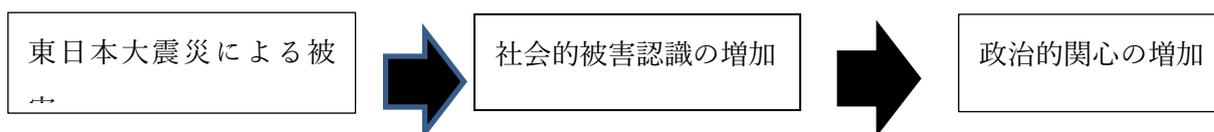
以上から、日本において若年層の投票率は低いことは明らかである。しかしながら、慢性的な若年層の低投票率は、若年層の意向が反映されにくい社会につながる恐れがあるため、若年層の投票率の上昇は、喫緊の課題である。そこで、若年層の政治に対する関心や参加意欲が上昇する要因を明らかにする必要がある。

政治的関心を高める要因として、災害が影響を与えていることが以前から指摘されている。代表例として、境家 (2013) が存在する。境家 (2013) は、東日本大震災の被害により人々の生活が脅かされたことによって、社会的被害認識が増幅し、それにより政治的関心が高まったことを明らかにした。ここで、社会的被害認識とは、災害をきっかけとした日本全体における経済的影響への認識のことである。一方で、現在日本でも猛威を奮っている新型コロナウイルス感染症によっても、東日本大震災の被害による社会的被害認識と似た感覚が、人々の中に共有されてきているのではないかと推測される。

以上のことから、新型コロナウイルス感染症による影響が、東日本大震災の時と同じように人々の政治的関心を高める要因になっているのではないかと予想される。以下では先行研究で明らかにされた知見をもとに、このコロナ禍 (本稿では 2020 年 3 月以降を指す) で若年層の政治的関心と政治的参加意欲の影響を与える要因について検証していく。

2 先行研究の整理

ここでは、災害と政治的関心に関する先行研究を整理する。先行研究として管見の限りで存在するのは境家（2013）であった。そこで境家（2013）について整理すると、震災の影響を深刻に受け止めている有権者ほど、一般に政治に対する関心を高め、多くの個別的政策争点について意見を変化させていることが明らかになっている。他方では、有権者の社会的被害認識は、2012年度の衆議院議員総選挙での投票参加及投票先の選択にはほとんど影響しなかったことが示されている。境家（2013）では、社会的被害認識と個人的被害の両方について言及している。しかし、新型コロナウイルスは全世界的に流行していることから、社会的被害認識は共有されているものとして考え、本稿では、個人の経済的被害に着目して分析することにした。なお、新型コロナウイルスの流行後、国政選挙が行われていないことから本研究では国政選挙に行ったか否かの代替として、次の国政選挙に対する参加意欲を質問項目に加えた。



本稿

図1 境家（2013）の研究結果のイメージ図

一方で、先行研究では学歴や性別が政治的関心に影響を与えていることも確認されている。境家（2013）の研究によれば、女性、低学歴層、低所得層において震災による社会的被害を深刻に捉えている人の割合が高いという分析結果が出ており、さらに震災被害を深刻に受け止めている有権者ほど、一般に政治的関心を高めることも明らかにされている。実際に、石田・真野（2005）によれば、女性の方が男性よりも投票率は高いにもかかわらず、女性は男性よりも政治的関心が低いことが指摘されている。以上から、男性と女性の間では、政治に対する態度の違いがあることがわかる。また、野田（2015）は、階層的地位の高い人は投票態度に正の影響を与える一方で、階層的地位の低い人たちは投票に対する態度も消極的で、政治的関心も低いということを明らかにしている。この論文では階層的地位を分ける要因として、学歴が挙げられている。以上から、本研究では学歴や性別も考慮する。

3 仮説

以上の議論から、以下に示す仮説を検証する。

【理論仮説】「COVID-19 の流行の影響による経済的被害（以下、経済的被害）によって、若年層の政治的関心は増加した」

【作業仮説①】 「経済的被害によって、政治的ニュースを見る時間が増加した」

【作業仮説②】 「経済的被害によって、政治的ニュースを見る回数が増加した」

【作業仮説③】 「経済的被害によって、政治的ニュースを調べる時間が増加した」

【作業仮説④】 「経済的被害によって、政治的ニュースを調べる回数が増加した」

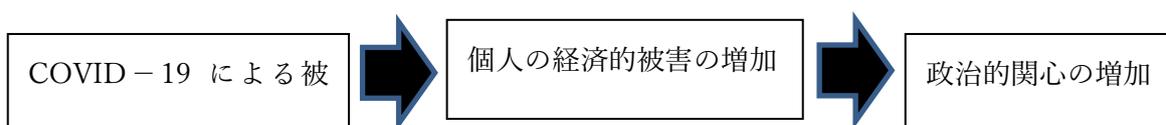


図 2 本稿の仮説のイメージ図

4 使用データと変数

本稿の分析で使用するデータは、2020年8月～9月に東北大学教育学部「教育学実習」で実施された「若年層のライフスタイルと意識に関する調査」を使用した。無作為に抽出された日本に在住の20～39歳までの男女を対象にして郵送法によって回答を得た。回収期間は2020年8月～9月であり、計画サンプルサイズは600名、有効回答数は551人（有効回答率91.8%）である。

また、分析に使用する主要な変数は「経済的被害ダミー」「政治的ニュース閲覧回数ダミー」「政治的ニュース閲覧時間ダミー」「政治的ニュース検索回数ダミー」「政治的ニュース検索時間ダミー」である。そのほかに統制変数として「大卒ダミー（最終学歴）」「女性ダミー（性別）」「父親大卒以上ダミー（父親の学歴）」「年齢」を用いる。質問項目と変数の作成方法については、以下の変数作成表にまとめた。

表 1 変数作成表

経済的被害ダミー	「コロナウイルスの流行後、経済的な被害はあったか」という質問に対して、あった場合1、なかった場合0とするダミー変数を作成
----------	--

政治的ニュース閲覧回数ダミー	コロナ禍前後の政治的ニュースを見る回数を数値で回答してもらい、「コロナ後の回数-コロナ前の回数」が0より大きい場合1, 0以下の場合0とするダミー変数を作成
政治的ニュース閲覧時間ダミー	コロナ禍前後の政治的ニュースを見る時間を数値で回答してもらい、「コロナ後の時間-コロナ前の時間」が0より大きい場合1, 0以下の場合0とするダミー変数を作成
政治的ニュース検索回数ダミー	コロナ禍前後の政治的ニュースを調べる回数を数値で回答してもらい、「コロナ後の回数-コロナ前の回数」が0より大きい場合1, 0以下の場合0とするダミー変数を作成
政治的ニュース検索時間ダミー	コロナ禍前後の政治的ニュースを調べる時間を数値で回答してもらい、「コロナ後の時間-コロナ前の時間」が0より大きい場合1, 0以下の場合0とするダミー変数を作成
学歴ダミー（最終学歴）	「あなたが最後に卒業した学校は次のうちどれか」という質問に対して、「1 中学校」「2 高等学校」「3 専修学校、各種学校等」「4 短期大学（高専等を含む）」「5 大学（旧制高校、旧制高等専門学校を含む）」「6 大学院」「7 その他」「8 答えられない・わからない」を選択肢とし、本人最終学歴が「大学」、「大学院」の場合1, それ以外の場合0とするダミー変数を作成（「その他」、「答えられない・わからない」は外れ値とした）
女性ダミー（性別）	男性の場合0, 女性の場合1とするダミー変数を作成
父親学歴ダミー（父親の学歴）	回答者の父親の学歴について、本人の学歴と同様の選択肢を示し、「大学」、「大学院」の場合1, それ以外の場合0とするダミー変数を作成（「その他」、「答えられない・わからない」は外れ値とした）
年齢	本人の年齢を数値で回答してもらった

5 分析結果

5.1 基礎分析

表2が基礎分析の結果である。

表 2 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
経済的被害ダミー	549	0	1	0.36	0.481
閲覧回数ダミー	549	0	1	0.46	0.498
閲覧時間ダミー	547	0	1	0.48	0.500
検索回数ダミー	550	0	1	0.49	0.500
検索時間ダミー	547	0	1	0.46	0.499
学歴ダミー	547	0	1	0.34	0.473
女性ダミー	550	0	1	0.51	0.500
父親学歴ダミー	485	0	1	0.43	0.496
年齢	546	21	39	31.48	5.146

5. 2 仮説の検証

作業仮説①～④を検証するにあたり、「経済的被害」と「政治的ニュースを見る回数」・「政治的ニュースを見る時間」・「政治的ニュースを調べる回数」・「政治的ニュースを調べる時間」に関連があるのかを検証する。そのために、「経済的被害」と4変数をクロス集計表で分析した。その結果が以下の表3～6である。

表 3 経済的被害ダミーと閲覧回数ダミーのクロス表

		閲覧回数ダミー		合計	
		増えていない	増えた		
経済的被害ダミー	なし	度数	201	149	350
		%	57.4%	42.6%	100%
	あり	度数	98	99	197
		%	49.7%	50.3%	100%
合計		度数	299	248	547
		%	54.7%	45.3%	100%

$$X^2=3.002, p<0.1, V=0.74$$

表 4 経済的被害ダミーと閲覧時間ダミーのクロス表

			閲覧時間ダミー		合計
			増えていない	増えた	
経済的被害ダミー	なし	度数	193	157	350
		%	55.1%	44.9%	100%
	あり	度数	93	103	196
		%	47.4%	52.6%	100%
合計		度数	286	260	546
		%	52.4%	47.6%	100%

$X^2 = 2.982$, $p < 0.1$, $V = 0.74$

表 5 経済的被害ダミーと検索回数ダミーのクロス表

			検索回数ダミー		合計
			増えていない	増えた	
経済的被害ダミー	なし	度数	184	167	351
		%	52.4%	47.6%	100%
	あり	度数	98	99	197
		%	49.7%	50.3%	100%
合計		度数	282	266	548
		%	51.5%	48.5%	100%

$X^2 = 0.362$, $p < 1$, $V = 0.26$

表 6 経済的被害ダミーと検索時間ダミーのクロス表

			検索時間ダミー		合計
			増えていない	増えた	
経済的被害ダミー	なし	度数	192	158	350
		%	54.9%	45.1%	100%
	あり	度数	104	92	196
		%	53.1%	46.9%	100%

合計	度数	296	250	546
	%	54.2%	45.8%	100%

$$X^2 = 0.163, p < 1, V = 0.17$$

上記の表 3, 4 から分かるように、「経済的被害」と「政治的ニュースを見る回数・時間」には弱い関連が見られた。しかし、表 5, 6 を見てわかるように「経済的被害」と「政治的ニュースを調べる回数・時間」には関連が見られなかった。よって作業仮説①, ②は立証され、作業仮説③, ④は立証されなかった。

追加検証として我々は、「経済的被害」に関連のある「政治的ニュースを見る回数・時間」に影響を及ぼすものが何かを調べるために、「見る回数・時間の増加の有無」を従属変数として、「回答者の最終学歴」・「性別」・「経済的被害の有無」・「父親の最終学歴」・「年齢」を独立変数としてロジスティック回帰分析を行った。その結果が表 7, 8 である。

表 7 二項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数：閲覧回数ダミー	回帰係数	標準誤差	Exp (B)
定数	-0.090	0.611	0.914
学歴ダミー	-0.138	0.208	0.871
女性ダミー	0.559*	0.189	1.749
経済的被害ダミー	0.149	0.199	1.161
父親学歴ダミー	0.103	0.199	1.109
年齢	-0.016	0.018	0.984
Cox-Snell R ²		0.023	
Nagelkerke R ²		0.031	
Hosmer-Lemeshow 検定		P=0.222	
N		475	

*p<0.01

表 8 二項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数：閲覧時間ダミー	回帰係数	標準誤差	Exp (B)
--------------	------	------	---------

定数	-0.097	0.610	0.908
学歴ダミー	-0.027	0.207	0.973
女性ダミー	0.685**	0.189	1.985
経済的被害ダミー	0.180	0.199	1.197
父親学歴ダミー	0.064	0.199	1.067
年齢	-0.015	0.018	0.985
Cox-Snell R ²		0.031	
Nagelkerke R ²		0.042	
Hosmer-Lemeshow 検定		P=0.966	
N		475	

**p<0.001

表 7, 8 から分かるように、「政治的ニュース閲覧回数・検索時間ダミー」の両方に対して、「女性であること」が有意に影響していることが示された¹⁾。

6 考察

これまでの分析を明らかになったことをまとめ、それについての考察を行う。今回の分析の結果から、以下の点が明らかになった。

- ①政治的ニュースを見る回数・時間については経済的被害と弱い関連が見られたが、政治的ニュースを調べる回数・時間については経済的被害と関連が見られなかった。
- ②政治的ニュースを見る回数・時間を増やす要因は「性別が女性であること」だけということが明らかになった。
- ③政治的ニュースを見る回数・時間を増やす要因に「経済的被害」「本人の最終学歴」「父親の学歴」「年齢」は関連が見られなかった。

女性の政治的ニュースを見る回数・時間が増えた要因として、堺家 (2013) の研究によると、女性の方が社会的被害を深刻にとらえている人の割合が高いことから、今回、女性が男性よりもコロナによる社会的被害をより深刻にとらえ、政治的ニュースを見る回数・時間が増えたと考察できる。もしくは、雇用形態として女性の方が非正規雇用の割合が高いことか

ら、今回の新型コロナウイルスのように社会全体に被害が及んだ場合、女性の方が危機感を持つため、政治的ニュースを見る回数・時間が増えた可能性も考えられる。

本研究からの示唆として、コロナ禍前後で政治的関心が高まっている要因として女性であることが挙げられていることから、男性に対して社会をより身近に感じさせるための取り組み・養育が必要だと言える。そうすることで、日本全体の若年層の政治的関心を向上させることができると考えられる。ひいては若年層の投票率向上が期待される可能性がある。

7 本調査の限界と今後の課題

最後に、本調査の限界と課題を述べる。まず、仮説においてコロナ禍を経ての国政選挙が行われていないことから、次回の国政選挙に対する投票意識としたが先行研究との正確な比較をするのであれば、次の国政選挙が行われた後に調査することが望ましいと言える。しかしながら授業科目である以上、追研究を行うことも困難であることは述べておきたい。

全体を通して、新型コロナウイルスの流行という時事的な問題を取り上げたがゆえに、先行研究を見つけ出すことに苦労したが、どういった要因が投票率の規定要因となっているのかは概ね理解することができた。しかしながら、その要因は性別という政策等では如何ともしがたい要因であるため、今回の分析のみで投票率向上のための方策を考えるのは困難だった。これも今後の課題としたい。

【注】

1 独立変数の多重共線性を考慮するために、独立変数間の相関を確認した（表9）。強い相関を持つ変数はなかった。そのため、多重共線性はないと判断した。

表9 独立変数間の相関分析

	年齢	学歴ダミー	女性ダミー	経済的被害ダミー	父親学歴ダミー
年齢	1	-0.004	0.017	-0.039	0.046
学歴ダミー	-0.004	1	-0.110	-0.096	0.312
女性ダミー	0.017	-0.110	1	-0.041	-0.013

経済的被害ダミー	-0.039	-0.096	-0.041	1	-0.045
父親学歴ダミー	0.046	0.312	-0.013	-0.045	1

【文献】

総務省, 2019, 「国政選挙の年代別投票率の推移について」

境家史郎, 2013, 「東日本大震災は日本人の政治意識・行動をどう変えたか」『選挙研究』
29, 1:57-72.

野田昌吾, 2015, 「誰が投票に行かないか—選挙から見た自由民主主義の現在—」『政策研究』
22, 3:95-114.

石田好江・真野昌子, 2005 「女性の投票行動とジェンダー —つくられた選挙への低い関
心と投票参加」『愛知淑徳大学論集』10:257-269.

部活動の取り組みが非認知能力に与える影響

森坂太一・魯亜婷・渡部ゆき子

(東北大学教育学部)

1. 課題設定

1.1. 問題の背景

日本において中学校・高校で行われる部活動は特有の形態である。諸外国ではスポーツ教育は地域と学校が連携して行われている中、日本における部活動は課外活動として定義されているにもかかわらずその多くを学校が行っている(中澤, 2011)。さらに中学生・高校生の部活動参加率は非常に高く、スポーツ庁(2018)でも中学生の92%、高校生の82%が部活動に参加していることを公開した。

また、スポーツ庁(2018)では部活動の教育的意義について、部活動の効果は体力や特定のスポーツの技能の向上にとどまらず、異年齢との交流の中で、生徒同士や生徒と教師等との好ましい人間関係の構築を図ったり、学習意欲の向上や自己肯定感、責任感、連帯感の向上につながったりと、生徒の多様な学びの場となっていることを述べた。このようにスポーツ庁は日本における多くの中学生・高校生が経験する部活動が、体力以外の能力に影響を与えていることについて言及している。他方、研究として実証的に明らかにする取り組みも多くなされており、詳しくは後述する通りであるが、部活動が体力以外の非認知能力に与える影響について、高橋・今城(2014)は部活動継続年数が多くなるほどハーディネス(高ストレス下で健康を保つための性格特性)が高まることを述べた。また、東川ほか(2018)は部活動時の役職の有無、切り替え能力の高さといった部活動の取り組み方がライフスキルに正の影響を及ぼすことを明らかにした。このように日本において多くの中学生・高校生が経験する部活動は個人の能力に対して影響を与えており、特に部活動の取り組み方、役職経験などが大きな要因となることが明らかである。

ここで部活動が個人に与える多様な能力について、本稿では「非認知能力」と定義して以下で論ずる。学力やIQのような知識の活用能力が認知能力とされ直接測定することができる認知能力に対し、非認知能力とは学力テストなどでは測ることができないリーダーシップや自己効力感など社会で発揮される能力や特性のことを指すこととする¹⁾。

ここまで部活動が中学生・高校生の非認知能力に対して正の影響を与えることについて述

べたが、部活動の取り組みはいいことばかりではなく、負の側面も有している。ここでは教員の側面と生徒の側面から論ずる。はじめに教員の視点からは、スポーツ庁「学校の働き方改革を踏まえた部活動改革」では、部活動を教科学習とは異なる生徒集団の中で多様な生徒が活躍できる場である一方、部活動は教師の長時間勤務の要因となっていると述べている。さらに教員の多忙研究として、神林（2015）が部活動指導などを含む「児童生徒の指導に直接的にかかわる業務」が経年的に増加傾向にあることを述べ、部活動が教員の多忙の一要因となっていることも否めない。次に生徒の視点からの部活動の負の側面として、明石ほか（2014）は2013年における中学生の部活動取り組み時間が51.8分であり、家庭内学習（宿題を除く）と同程度であったこと、また高校生の場合では部活動取り組み時間が91分であり、学習時間全体（家庭内学習＋学習塾）よりも大きくなっていることを明らかにした。さらにベネッセ総合教育研究所（2015）は中学生1・2年生および高校生の部活動取り組みが生活時間、学校時間に対して逆相関であり、部活動が生徒の生活時間に及ぼす影響について言及した。以上を踏まえて、部活動は生徒の非認知能力に影響を与えていることが明らかである一方、いたずらに長時間部活動に取り組ませること、取り組むことは教員の勤務時間及び生徒の生活時間の浪費の要因となっていることも否めない。そこで本稿ではどのような部活動の取り組み方が生徒の非認知能力に正の影響を及ぼすのか、という点に注目して論ずることとする。

1.2. 先行研究レビュー

学校教育段階での部活動の成果として当該活動を通して直接的に得られる技術・能力以外に言及した研究に関して、部活動に参加することは学習意欲を高めるとした山本ほか（2010）など、部活動が盛んな日本においてそこに様々な教育的効果を見出そうとする研究は数多い。中でも、運動部に所属している高校生はそうでない高校生より心理社会的スキルが高いとした上野・中込（1998）や、部長・副部長の役割経験のある者は協働力や統率力が高いとした洲（2017）のように、学校教育においてのみならず他の生活場面において汎用的に生かされ得る非認知能力の獲得可能性を示唆する研究も少なくない。

さらに河村（2017）は、資質や能力の獲得には対人関係を形成する「ソーシャルスキル」と部活動経験に着目し、両者の活用・保持について分析し、部活動へのコミットメント度合いが貢献している可能性を示唆した。また東川ほか（2018）はへこたれない力、意欲、コミュニケーション力、自己肯定感の4つの尺度を「ライフスキル」として、部活動との関連を

分析し、結果として生徒が部活動に加入すること、中でも運動部に参加することがライフスキルの獲得に貢献し得ると考えられ、さらに部長等の役職やレギュラーメンバーとしての経験もライフスキル獲得の可能性を高めることを明らかにした。このように部活動と非認知能力の関係に着目した研究では、部活動の取り組み方が非認知能力に及ぼす影響を検討していた。

ここまで部活動が中学生・高校生の非認知能力に与える影響について検討してきたが、生徒の異質性について考慮して分析を行っている研究は数少ないという点が課題として挙げられる。より具体的には両親の収入や学歴といった「生まれ」について考慮した研究は管見の限り見当たらなかった。上記先行研究では、部活動が非認知能力に与える影響について対象としていたが、何が非認知能力の獲得に影響を与えているのかといった観点の先行文献からは、家庭的要因が大きいことが示唆されている。梅崎（2017）は小学校卒業までの習い事の経験が自己決定感を高めていることに加え、家族の親和的サポートが必要不可欠であることを述べた。また、塩谷（2019）は子どものソーシャルスキル向上に寄与するのは異質な他者との触れ合いの機会であるとし、その機会を提供するのは経済的に豊かな家庭であることを述べた。さらに学校外教育活動参加と世帯収入の関係に着目した松岡（2016）では、父母の学歴が高くなるほど、学校外教育活動の参加が活発になることを明らかにした。

以上を踏まえると、日本において多くの中学生、高校生が参加する部活動は、その取り組み方によって生徒の非認知能力を高めていることが明らかである。一方で「1.1. 問題の背景」でも述べたが、部活動の取り組みが教師の多忙化や生徒の生活時間の圧迫に対しても負の影響を及ぼしている（神林，2015；明石ほか，2014）。さらに部活動と非認知能力に着目した先行研究では生徒の非認知能力を高めているものとして部活動が有効であることを述べているが、非認知能力を従属変数とする先行研究から、家庭的要因が大きいことを示しており、部活動が非認知能力を高めているのか、家庭的要因が部活動の取り組みに影響を与え、結果的に非認知能力が高まっているのかといった点が明らかではない。そこで本稿では「どのような部活動の取り組みが個人の非認知能力を高めているのか、また親の影響を差し引いても有意であるのか」といった問いを設定し、部活動におけるどのような取り組みが個人の非認知能力を高めているのかを明らかにする。その後、さらに両親の影響について追加して分析することで非認知能力を高めているのが部活動なのか、両親の影響なのかといった点について明らかにする。このように家庭的要因まで考慮して部活動の取り組みの効果を分析することは、部活動そのものが非認知能力に与える効果を明らかにし、ひいては効果的

な部活動の取り組み方を示唆する。以下では仮説を設定し、分析を進める。

2. 仮説

上記「1. 課題設定」の内容を踏まえ、本稿で検証する仮説を以下のように設定する。

【理論仮説①】：部活動の取り組みが熱心であると、非認知能力に正の影響を与える。

【理論仮説②】：親の影響を差し引いても、仮説①が立証する。

【作業仮説①】：部活動の参加時間・経験が豊富であるほど、非認知能力スコアが上昇する。

【作業仮説②】：両親と本人の教育年数・収入を統制しても、仮説①が立証する。



図 2-1：本稿の分析枠組み

出典) 筆者作成

仮説①では非認知能力に対して部活動の取り組み（参加時間・経験）が与える影響を検討し、仮説②では親の教育年数・収入を統制変数として追加し、親の影響を差し引いても部活動が非認知能力に正の影響を与えることを検証する。仮説①、②ともに非認知能力スコアを従属変数とし、仮説①、②の独立変数が与える影響を分析するため、重回帰分析を行う。

3. 使用データと変数

本稿の分析で使用するデータは、東北大学教育学部が2020年の8月10日から9月15日に実施した「若年層のライフスタイルと意識に関する調査」である。調査対象は学生を除く全国の20歳から40歳の男女であり、計画サンプル数は600、有効回答数は551、回収率は91.8%であった。

また、分析に使用する主要な変数は「団体競技ダミー」「部活動実績ダミー」「レギュラーダミー」「実績重視ダミー」「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「男女比」「平均活動時間」「自主練日数」「非認知能力スコア」である。このうち「非認知能力スコア」は従属変数、それ以外は独立変数である。そのほかに統制変数として「男性ダミー」「本人教育年数」

「本人年収」「父親教育年数」「母親教育年数」「両親年収」を用いる。なお、「非認知能力スコア」について、東川ほか(2018)の用いた「ライフスキル」尺度を利用する。理由として、非認知能力を測定するために十分な項目であったからである。質問項目と変数の作成方法については以下の変数作成表にまとめた。

表 3-1：使用変数とデータ

変数	
団体競技ダミー	「あなたの所属した部活動はどのような形態でしたか」という質問に対して、「団体競技」「個人」「個人・団体」「その他」を選択肢とし、「団体競技」と答えた場合 1、「個人」「個人・団体」「その他」を 0 とする団体競技ダミーを作成
部活動実績ダミー	「あなたが部活動に所属していた時に、あなたの部活動はどのくらいの成績を残しましたか」という質問に対して、「地域大会」「県大会」「地方大会」「全国大会」「国際大会」を選択肢とし、「地域大会」「全国大会」「国際大会」と答えた場合 1、「地域大会」「県大会」を 0 とする実績ダミーを作成
レギュラーダミー	「あなたは部活動において、大会に出場するレギュラーメンバーでしたか」という質問に対して、「レギュラーメンバーになったことがない」「時々レギュラーメンバーだった」「ほとんどレギュラーメンバーだった」「常にレギュラーメンバーだった」を選択肢とし、「ほとんどレギュラーメンバーだった」「常にレギュラーメンバーだった」を 1、「レギュラーメンバーになったことがない」「時々レギュラーメンバーだった」を 0 としてレギュラーダミーを作成
実績重視ダミー	「あなたの所属した部活動は、大会やコンクール等の結果を重視していましたか」という質問に対して、「重視していなかった」「重視していた」を選択肢とし、「重視している」を 1、「重視していない」を 0 として実績重視ダミーを作成
部長・副部長ダミー	「あなたは部活動において、みんなのまとめ役でしたか」という質問に対して、「まとめ役だった」「まとめ役ではなかった」を選択肢とし、「まとめ役だった」の場合には具体的役職名を記入。その中から「部長・副部長」と回答した場合を 1、その他の役職、「まとめ役ではなかった」を 0 として部長・副部長ダミーを作成
部活動継続年数	「あなたが最も熱心に取り組んだ所属部活動と年数を教えてください」という質問に

対して回答

男女比	「あなたが所属した部活動の男女構成はどのような構成でしたか」という質問に対して、0（男性のみ）～10（女性のみ）から選択
平日活動時間	「あなたは平日の部活動において、平均して一日当たり何時間活動していましたか」という質問に対して、「なし」「1時間未満」「1時間以上2時間未満」「2時間以上3時間未満」「3時間以上4時間未満」「4時間以上」を選択肢とし、「なし」を1、「1時間未満」を1、「1時間以上2時間未満」を2、「2時間以上3時間未満」を3、「3時間以上4時間未満」を4、「4時間以上」を5とした
自主練日数	「あなたは問23（平日活動時間）で答えた時間外で、1週間当たり自主練を何日していましたか」という質問に対して、自主練日数について0から7まで回答
非認知能力スコア	非認知能力に関する20項目（以下「表4-3：東川ほか（2018）4分類の信頼性分析」を参照）に5件法「とてもそう思う」「そう思う」「どちらともいえない」「そう思わない」「全くそう思わない」で回答した点数の合計
男性ダミー	「あなたの性別をお答えください」という質問に対して、性別が男性の場合を1、女性の場合を0とする男性ダミーを作成
本人教育年数	「あなたが最後に卒業した学校は次のうちどれですか」という質問に対して、「中学校」「高等学校」「専修学校、各種学校等」「短期大学」「大学」「大学院」を選択肢とし、「中学校」を9、「高等学校」を12、「専修学校、各種学校等」「短期大学」を14、「大学」を16、「大学院」を18とした。
本人年収	「あなたの昨年の年収について、あてはまるものを一つ選び、その番号に○をつけてください」という質問に対して、「200万円未満」「200～400万円未満」「400～600万円未満」「600～800万円未満」「800～1000万円未満」「1000～1200万円未満」「1500万円以上」を選択肢とし、「200万円未満」を100、「200～400万円未満」を300、「400～600万円未満」を500、「600～800万円未満」を700、「800～1000万円未満」を900、「1000～1200万円未満」を1100、「1500万円以上」を1500として本人年収（連続変数）を作成。なお、Q3で「仕事をしていない」を選択した人は0とした。
母親教育年数	「あなたが高校生の時の母親が最後に卒業された学校は次のうちどれに当てはまり

ますか」という質問に対して、選択肢と変数の作成方法を「本人教育年数」と同様に作成.

両親年収 「あなたが高校生の時の世帯年収は大体いくらぐらいでしたか」という質問に対して、選択肢と変数の作成方法を「本人年収」と同様に作成.

出典) 筆者作成

4. 分析結果

4.1. 基礎分析

本節では基礎分析についての結果を記述する. 本稿で使用する変数について, 表 4-1 についてはダミー変数を, 表 4-2 については連続変数を記載した. 以下では表 4-1 および 4-2 の部活動についての変数, 次に統制変数の順に確認する.

第一に表 4-1 について, 部活動の取り組みとして「団体競技ダミー」「部活動実績ダミー」「レギュラーダミー」「実績重視ダミー」「部長・副部長ダミー」, 統制変数として「男性ダミー」について記載した. ここでは統制変数を除いた, 部活動の取り組みについてまとめる. はじめに「団体競技ダミー」では団体競技と団体競技以外の人口が半数程度に分かれた. 次に「部活動実績ダミー」では部活動に所属していた回答者の 19%が実績(地方大会以上に出場)を残していた. さらに「レギュラーダミー」からは過半数の者がレギュラーであったことがわかる. また「実績重視ダミー」では半数弱の回答者が実績を重視していると回答した. 続いて「実績ダミー」と比較すると, 半数弱の回答者が実績を重視していたものの, 現実的に実績を残すことはより小さく, 困難であるといえる. そして「部長・副部長ダミー」では回答者の 18%が該当していた.

表 4-1 : ダミー変数記述統計量

変数	N	%
団体競技ダミー	475	
	団体競技	249 52.4
	団体競技以外	226 47.5
部活動実績ダミー	479	

	地方大会以上出場	91	19
	県大会以下出場	388	81

レギュラーダミー		475	
	レギュラー	310	65.2
	レギュラーではない	165	34.7

実績重視ダミー		477	
	実績重視	221	46.3
	実績重視しない	256	53.6

部長・副部長ダミー		536	
	部長・副部長	95	17.7
	そのほか役職・役職なし	441	82.2

男性ダミー		550	
	男性	272	49.4
	女性	278	50.5

出典) 筆者作成

第二に表 4-2 について、部活動の取り組みとして「部活動継続年数」「男女比」「平日活動時間」「自主練日数」「非認知能力スコア」を、統制変数として「本人教育年数」「本人年収」「父親教育年数」「母親教育年数」「両親年収」を記載した。こちらでも同様に部活動の取り組みについてまとめる。はじめに「部活動継続年数」では平均継続年数は約 3 年、最大で 15 年、最小で 0.25 年であった。したがって多くの回答者が中学校もしくは高校の 3 年間に部活動を取り組んでおり、中には 1 年未満、および小学校時代から継続的に部活動に取り組んでいる回答者が存在している。次に「男女比」について、平均値は 5 程度であるが、性別ごとの度数分布表では、同一性別に所属している回答者がほとんどであったため、性別を区別せずに平均値を算出する場合 5 程度であったが、性別ごとに確認すると、男性の場合 7.8、女性の場合 2 になったことから、多くの回答者の部活動構成は同一性別の部活動メンバーが多いことがいえる。さらに「平日活動時間」および「自主練日数」では平均の平日活動時間は 3 時間程度であり、自主練については 1~2 日程度取り組んでいることが分かった。他

方、回答者約 15%が 3 時間以上の活動に、約 8%が 6 日以上自主練に取り組んでいた。加えて「非認知能力スコア」については平均が 65、最小値が 24、最大値が 94 である。

最後に統制変数について、表 4-1 より「男性ダミー」、表 4-2 より「本人教育年数」「本人年収」「父親教育年数」「母親教育年数」「両親年収」をまとめる。初めに性別について、男女同数程度の回答者であることが分かった。次に「本人教育年数」については平均値が 14 であることから、ほとんどの回答者が高校卒業以上の学歴を有していることが分かった。教育年数については男女別に異なる構成であり、男性の場合大卒以上が 39%である一方、女性の場合 28%である。さらに「父親教育年数」の平均値は 14、「母親教育年数」の平均値は 14 であるが、前者の大卒以上の学歴を有する回答者は 35%である一方、後者は 12%であった。このことは文部科学省「我が国の高等教育の将来像」より、高等教育男女構成において性差が存在することと一致する。最後に「本人年収」については平均値が 313 であるが、男性平均値は 425、女性平均値は 199 であり、さらに女性の 29%が年収 0 (=主婦ないし無職)であった。他方、両親年収については 714 であり、本人年収と比較して高いことが分かった。

表 4-2：連続変数記述統計量

変数	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
部活動継続年数	464	0.25	15	3.2398	1.56596
男女比	477	0	10	4.9665	3.86741
平日活動時間	479	0	5	2.952	0.86045
自主練日数	479	0	7	1.6639	2.20065
非認知能力スコア	547	24	94	64.6472	12.5195
本人教育年数	547	9	18	14.0548	1.97157
本人年収	526	0	1500	313.1179	240.07732
父親教育年数	485	9	18	13.7175	2.41136
母親教育年数	504	9	18	13.0556	1.77818
両親年収	339	100	1500	714.0118	365.3277

出典) 筆者作成

4.2. 因子分析と信頼性分析

仮説検証の前に本稿の従属変数である非認知能力スコアについての因子分析と信頼性分析を行う。先述の通り東川ほか（2018）では非認知能力について、以下表 4-3 の通り「へこたれない力」「意欲」「コミュニケーション力」「自己肯定感」の4つを定義し、カイ二乗検定および分散分析を行った。しかしその分類について、調査前に行われており、得点の信頼性分析を行っていない。したがって本節では調査から得られたデータについて信頼性分析を行い、不適切である場合、新たに因子分析を行う。

因子分析として、東川ほか（2018）の分類した非認知能力分類と、非認知能力スコアを対象として行った。結果として、「へこたれない力」および「コミュニケーション力」、「意欲」についてはクロンバッハの α 係数が 8 付近であることから妥当性の基準²⁾を満たすこととなったが、「自己肯定感」についてはクロンバッハの α 係数が 0.693 となり、本稿のデータでは妥当性の基準を満たさなかった。したがって非認知能力の分類について、東川ほか（2018）ではない新たな分類のため、因子分析を行うこととする。

表 4-3：東川ほか（2018）4 分類の信頼性分析

<p>へこたれない力 (0.817)</p> <p>何事も前向きに取り組む</p> <p>難しいことでも努力すれば自分の力でやり遂げる</p> <p>厳しく叱られてもくじけない</p> <p>失敗してもあきらめずにもう一度挑戦する</p> <p>落ち込んでも時間を置けば元気にふるまえる</p>	<p>意欲 (0.798)</p> <p>分からないことはそのままにしないで調べる</p> <p>いつも新しいことに挑戦している</p> <p>人任せにせず何でも自分でやっている</p> <p>人がやりたがらないことは自分から進んで行う</p> <p>常に目標を持って行動している</p>
<p>コミュニケーション力 (0.803)</p> <p>自分の意見を言葉でうまく表現できる</p> <p>自分の気持ちを表情やしぐさで表現できる</p> <p>初対面でもすぐに話ができる</p> <p>人の気持ちや微妙な表情の変化を読み取れる</p>	<p>自己肯定感 (0.693)</p> <p>今の自分が好きだ</p> <p>体力には自信がある</p> <p>人よりも仕事や勉強ができる方だ</p> <p>自分には自分らしさがある</p>

相手の立場に立って物事を考えられる	友達が多い方だ
-------------------	---------

出典) 東川ほか (2018) を参考に筆者作成

(注) 表 4-3 においてカッコ内は本研究のデータのクロンバッハの α 係数の値を表す

因子分析ではガットマン基準にのっとり、変数間に相関がある場合に用いられるプロマックス回転法で因子分析を行った。スクリープロットを見たところ、固有値の減衰状況から以下表 4-4 のような 3 因子解が妥当と考えられた。得られた 3 因子の分類について信頼性分析を行ったところ、クロンバッハの α 係数が因子 1~3 の順に、0.806, 0.804, 0.827 となり、妥当性の基準を満たした。したがって以下表 4-4 で得られた結果を本稿での非認知能力の分類とし、因子 1 を「コミュニケーション力」、因子 2 を「タフネス」、因子 3 を「主体性・奉仕性」と新たに定義し、本稿での従属変数として扱う。

表 4-4 : 非認知能力スコアの因子分析

内容	因子		
	1	2	3
自分の気持ちを表情やしぐさで表現できる	0.813	0.328	0.249
自分の意見を言葉でうまく表現できる	0.756	0.402	0.392
初対面でもすぐに話ができる	0.706	0.294	0.275
人の気持ちや微妙な表情の変化を読み取れる	0.7	0.138	0.365
相手の立場に立って物事を考えられる	0.587	0.199	0.435
友達が多い方だ	0.574	0.448	0.249
人よりも仕事や勉強ができる方だ	0.475	0.417	0.419
失敗してもあきらめずにもう一度挑戦する	0.26	0.746	0.62
厳しく叱られてもくじけない	0.167	0.723	0.437
何事も前向きに取り組む	0.486	0.69	0.483
落ち込んでも時間を置けば元気にふるまえる	0.285	0.676	0.237
体力には自信がある	0.196	0.627	0.287

自分には自分らしさがある	0.539	0.601	0.313
今の自分が好きだ	0.541	0.573	0.148
人任せにせず何でも自分でやっている	0.368	0.341	0.812
人がやりたがらないことは自分から進んで行う	0.301	0.444	0.754
分からないことはそのままにしないで調べる	0.316	0.237	0.702
いつも新しいことに挑戦している	0.346	0.529	0.684
難しいことでも努力すれば自分の力でやり遂げる	0.307	0.637	0.666
常に目標を持って行動している	0.346	0.55	0.617

出典) 筆者作成

4.3. 仮説の検証

本節では前節から得られた 3 つの従属変数「コミュニケーション力」「タフネス」「主体性・奉仕性」に対して、部活動の取り組みが与える影響について検討する。第一に「仮説①：部活動の参加時間・経験が豊富であるほど、非認知能力スコアが上昇する」を、第二に「仮説②：両親と本人の教育年数・年収を統制しても、仮説①が立証する」の順に検証する。

はじめに「仮説①：部活動の参加時間・経験が豊富であるほど、非認知能力スコアが上昇する」について、従属変数を「コミュニケーション力」「タフネス」「主体性・奉仕性」とし、独立変数を「男性ダミー」「レギュラーダミー」「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「平日活動時間」「自主練日数」として以下表 4-4 の通り重回帰分析を行った³⁾。仮説①の分析によって得られた式をモデル 1 とする。モデル 1 の結果は表 4-5 に示す。

分析結果より、「コミュニケーション力」は調整済み R²値が 0.032、「タフネス」、「主体性・奉仕性」について、調整済み R²値がそれぞれ 0.072, 0.077 となり、「コミュニケーション力」が比較的小さい結果となった。より具体的に各分類について確認すると、「コミュニケーション力」については「平日活動時間」「自主練日数」が有意となったが、「タフネス」については「レギュラーダミー」「部活動継続年数」「平日活動時間」「自主練日数」が有意となった。他方、「主体性・奉仕性」については「男性ダミー」「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「自主練日数」が有意となった。以上の結果から、いずれも部活動にどの程度長く取り組んだか、どの程度の頻度で取り組んだかといった点が非認知能力を高めている。しかし「コミュニケーション力」については必ずしも時間的取り組みの回帰係数が大き

くなく、さらに「主体性・奉仕性」においては時間的取り組みよりも部長・副部長といった役職経験が大きな影響を与えているといえる。他方「タフネス」については時間的取り組みが有意な結果となった。したがって仮説①は部活動に長時間・高頻度な取り組みが非認知能力に影響を与えており、特に「主体性・奉仕性」では役職経験が大きな説明力を持つことが分かった。次に「仮説②：両親と本人の教育年数・年収を統制しても、仮説①が立証する」を検討する。仮説②では仮説①で使用した独立変数に親の教育年数・年収および本人の教育年数・年収を追加して検証する。

表 4-5：仮説①の回帰分析

	コミュニカ			タフ			信頼		
	回帰	標準化回帰	標準誤差	回帰	標準化回帰	標準誤差	回帰	標準化回帰	標準誤差
(定数)	19.364**		0.991	18.546**		0.948	17.133**		0.814
男性ダミー	-1.042	-0.098	0.504	0.971*	0.093	0.482	0.707*	0.079	0.414
レギュラーダミー	0.843	0.077	0.544	0.873+	0.081	0.519	0.595	0.064	0.446
部長・副部長ダミー	0.191	0.015	0.641	0.923	0.072	0.608	1.562**	0.143	0.522
部活動継続年数	-0.004	-0.001	0.169	0.403*	0.12	0.162	0.315*	0.11	0.139
平日活動時間	0.716*	0.115	0.319	0.524+	0.086	0.304	0.082	0.016	0.261
自主練日数	0.234+	0.096	0.123	0.251*	0.105	0.118	0.251*	0.122	0.102
R ²		0.045			0.089			0.085	
調整済み R ²		0.032			0.077			0.072	
回帰の F 検定	3.454(df=6;437)**			7.151(df=6;439)**			6.761(df=6;4439)*		
N	444			446			445		

**p<0.01, *p<0.05, †p<0.1 出典) 筆者作成

第二に「仮説②：両親と本人の教育年数・年収を統制しても、仮説①が立証する」を検証するために、独立変数は仮説①の場合と同様、3つの従属変数「コミュニケーション力」「タフネス」「主体性・奉仕性」を扱う。独立変数として、仮説①で使用した「男性ダミー」「レ

レギュラーダミー」「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「平日活動時間」「自主練日数」に加え、「本人の教育年数」「母親の教育年数⁴⁾」「本人の年収」「両親の年収」を統制変数として追加する。仮説②の分析として、「2-1. 母親および本人の教育年数・年収のみが非認知能力に与える影響」「2-2. 部活動の取り組みと母親および本人の教育年数・年収が非認知能力に与える影響」の2点で行い、それぞれモデル 2-1, モデル 2-2 とする。モデル 2-1 とモデル 2-2 を比較することで、本人及び親の影響を統制した上での部活動の取り組みについて分析することを目的とする。具体的には従属変数についてはモデル 2-1, 2-2 同様に「コミュニケーション力」「タフネス」「主体性・奉仕性」の3点、独立変数についてはモデル 2-1 では「本人教育年数」「母親教育年数」「本人年収」「両親年収」、モデル 2-2 では「男性ダミー」「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「自主練日数」「本人年収」「両親年収」「本人教育年数」「母親教育年数」とする。モデル 2-1 および 2-2 の結果について、従属変数が「コミュニケーション力」「タフネス」「主体性・信頼性」の順に、以下表 4-6~4-8 の通り記載した。全体を通して、3つの従属変数についてモデル 2-1 とモデル 2-2-を比較すると、すべての従属変数において調整済み R²値が上昇している。ここからより具体的に従属変数ごとに確認する。

第一に表 4-6, 従属変数が「コミュニケーション力」の場合では、モデル 2-1 では「本人年収」「両親年収」「母親教育年数」が有意となり、モデル 2-2 では「男性ダミー」「本人年収」「両親年収」「母親教育年数」が有意となり、標準化回帰係数の大きい順に「本人年収」「男性ダミー」「両親年収」「母親教育年数」であった⁵⁾。つまり本人の教育年数・年収と母親の教育年数、両親の年収、性別のみで説明されることとなり、部活動の取り組みは有意とならず、本人年収と性別が大きな要因となっている。

表 4-6 : 仮説②従属変数 : コミュニケーション力の回帰分析

	モデル 2-1			モデル 2-2		
	回帰係数	標準化回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準化回帰係数	標準誤差
(定数)	24.002**		2.478	22.78**		3.309
男性ダミー				-1.962**	-0.187	0.735
レギュラーダミー				0.509	0.048	0.709

部長・副部長ダミー				-0.248	-0.02	0.811
部活動継続年数				-0.016	-0.005	0.212
平日活動時間				0.291	0.047	0.418
自主練日数				0.25	0.106	0.16
年収連続	0.003**	0.171	0.001	0.004**	0.21	0.002
両親年収連続	0.002**	0.181	0.001	0.002*	0.166	0.001
本人教育年数	-0.051	-0.021	0.15	0.044	0.017	0.175
母親教育年数	-0.275 †	-0.099	0.161	-0.341 †	-0.119	0.185
R ²		0.068			0.117	
調整済み R ²		0.056			0.08	
回帰の F 検定		5.698 (df=4;311)**			3.158 (df=10;238)**	
N		316			249	

**p<0.01, *p<0.05, †p<0.1 出典) 筆者作成

第二に従属変数が「タフネス」の場合では、モデル 2-1 では「本人年収」のみ、モデル 2-2 では「部活動継続年数」「自主練日数」「本人年収」「両親年収」が有意となり、標準化回帰係数の大きい順に、「本人年収」「自主練日数」「両親年収」「部活動継続年数」であった⁶⁾。このことから親の教育年数・年収に加え、部活動も有意であることが分かった。

表 4-7：仮説②従属変数：タフネスの回帰分析

	モデル 2-1			モデル 2-2		
	回帰係数	標準化回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準化回帰係数	標準誤差
(定数)	19.062**		2.616	16.696**		3.439
男性ダミー				0.301	0.027	0.762
レギュラーダミー				0.908	0.08	0.731
部長・副部長ダミー				0.309	0.024	0.827

部活動継続年数				0.39 †	0.111	0.22
平日活動時間				0.24	0.037	0.429
自主練日数				0.323 †	0.129	0.167
年収連続	0.006**	0.279	0.001	0.004**	0.2	0.002
両親年収連続	0.001	0.091	0.001	0.002 †	0.12	0.001
本人教育年数	0.055	0.021	0.158	-0.05	-0.018	0.182
母親教育年数	0.043	0.014	0.17	0.108	0.036	0.192
<hr/>						
R ²		0.104			0.151	
調整済み R ²		0.093			0.116	
回帰の F 検定		9.108 (df=4;313) **			4.272 (df=10;240) **	
<hr/>						
N		318			251	
<hr/>						

**p<0.01, *p<0.05, †p<0.1

出典) 筆者作成

第三に従属変数が「主体性・奉仕性」の場合について、モデル 2-1 では「本人年収」のみが、モデル 2-2 では「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「自主練日数」「本人年収」が有意となり、標準化回帰係数の大きい順に、「本人年収」「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「自主練日数」であった⁷⁾。このことから本稿の従属変数の中で唯一親の影響を受けていないことが分かった。さらに有意になった4つの変数のうち、「本人年収」の標準化回帰係数が最も大きくなったものの、部活動の取り組みに関する変数の標準化回帰係数は必ずしも小さくなく、部活動の取り組みが「主体性・奉仕性」に一定の影響を有しているといえよう。以上のことから今回検討した独立変数のうちでは、「主体性・奉仕性」は親の影響を受けず、本人年収による説明力が大きいものの、部活動の取り組みも一定の説明力を有していることが分かった。

表 4-8：仮説②従属変数：主体性・奉仕性の回帰分析

	モデル 2-1			モデル 2-2		
	回帰係数	標準化回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準化回帰係数	標準誤差
(定数)	19.738**		2.249	20.736**		2.932
男性ダミー				-0.155	-0.016	0.649
レギュラーダミー				0.027	0.003	0.623
部長・副部長ダミー				1.961**	0.177	0.705
部活動継続年数				0.392*	0.131	0.188
平日活動時間				-0.329	-0.06	0.365
自主練日数				0.271 †	0.127	0.142
年収連続	0.003**	0.191	0.001	0.004**	0.197	0.001
両親年収連続	0.001	0.088	0.001	0.001	0.097	0.001
本人教育年数	0.006	0.003	0.136	-0.017	-0.007	0.155
母親教育年数	-0.085	-0.034	0.146	-0.248	-0.097	0.163
R ²		0.05			0.141	
調整済み R ²		0.038			0.105	
回帰の F 検定		4.091 (df=4;313)**			3.923 (df=10;240)**	
N		318			251	

**p<0.01, *p<0.05, †p<0.1

出典) 筆者作成

以上を踏まえ、仮説②は「コミュニケーション力」を除く「タフネス」「主体性・奉仕性」において立証され、「主体性・奉仕性」では一定の部活動の取り組みによる説明力の大きさが表れた。

5. 考察と残された課題

5.1. 考察

仮説検証を通して、仮説①については立証され、仮説②については「コミュニケーション力」を除く「タフネス」「主体性・奉仕性」について立証された。本節では仮説①、仮説②より明らかになったことから考えられる考察について述べる。初めに仮説①、②の結果を概観し、次に考察を述べる。第一に仮説①より、「コミュニケーション力」については「平日活動時間」「自主練日数」が有意となったものの、調整済み決定係数がほかの従属変数「タフネス」「主体性・奉仕性」と比較して小さくなった。他方「タフネス」については「部活動継続年数」「平日活動時間」「自主練日数」といった部活動の取り組み時間が、「主体性・奉仕性」については部活動の取り組み時間に加え、役職経験の有無が影響していることが分かった。以上のことから、活動時間や役職経験では「コミュニケーション力」に与える影響は確認されなかったが、「タフネス」および「主体性・奉仕性」に対しては影響を与えていることが分かった。特に「タフネス」「主体性・奉仕性」については個人で長期間・高頻度で部活動に取り組むことが、忍耐強さ・へこたれない気持ちを表す「タフネス」および目標を持つことを表す「主体性」、人のやりたがらないことは進んで行う「奉仕性」に対しても影響を与えていることが確認され、仮説①は立証された。

第二に仮説②について述べる。「コミュニケーション力」については仮説①の考察で言及した通り、部活動の取り組みからの影響を確認することはできず、「男性ダミー」「本人年収」「両親年収」「母親教育年数」が影響していることが分かった。一方、「タフネス」では「部活動継続年数」「自主練日数」「本人年収」「両親年収」が有意となり、さらに「主体性・信頼性」では今回検討した独立変数のうちでは、親の影響は有意にならず、「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「自主練日数」「本人年収」が有意となった。特筆すべきことは、個人及び親の統制変数を追加した場合、「平日活動時間」が有意にならなかったことである。以上のことから「コミュニケーション力」は親および本人の年収・教育年数から説明される一方、「タフネス」および「主体性・奉仕性」では部活動の取り組みによる影響は確認され、仮説②は「コミュニケーション力」を除く「タフネス」「主体性・奉仕性」について部分的に立証された。

仮説①、②の結果を踏まえると、「コミュニケーション力」に関して、中学・高校時代にレギュラー経験があるか、役職を経験したか、どの程度の時間と頻度取り組んだのかといった点よりも本人年収や両親年収といった個人の持つ属性や現時点での状況の影響が強く、

部活動時点での経験はそれらに比べて影響力が小さいことが分かる。このことから回答者の5年~25年前のコミュニティでの取り組み方よりも、中学校・高校卒業後の大学時代や社会経験を通して得た経験やその結果、現在得ている年収の方が本人のコミュニケーション能力を規定していると考えられる。他方「タフネス」では部活動に取り組んだ頻度と自主練日数、本人と両親の年収が有意になっていることから、中学校・高校時代に高頻度で取り組み、かつ自主練を積極的に行った経験が個人の諦めない気持ちやくじけない気持ちを表すタフネスさを高めているといえる。このことは一つのこと長期間において取り組むこと、さらに自らの意思で練習に取り組むという経験が我慢強い精神を培っていることが考えられる。また「主体性・奉仕性」では役職経験、部活動に取り組んだ頻度と自主練日数、本人の年収が有意になったことから、中学生・高校生時代に集団をまとめるという役割を請け負う経験が、他の人がやりたがらないことを進んで行うといった奉仕性能力を向上させており、活動頻度と自主練日数はタフネスの場合と同様に説明されると考えられる。これらのことから、「タフネス」「主体性・奉仕性」といった能力に対して、両親および個人の状況の持つ影響は大きいものの、部活動経験からも一定の影響が存在していることが分かった。特に「タフネス」「主体性・奉仕性」においては平日活動時間に関して有意にならず、継続年数、自主練日数が有意になっていたことから、漫然と長時間において部活動を行うことは個人の非認知能力に影響を与えないことが分かった。したがって本稿の課題設定で述べた教師の労働時間と生徒の生活時間への影響について、「非認知能力を高める」という一点においてのみ提言するならば、長時間にわたる部活動の取り組みは時間的浪費が大きいと、平日活動時間を短縮し、教師と生徒の生活時間を確保したうえで自主練を奨励することが望ましいと考えられる。

5.2. 本稿に残された課題

本稿に残された課題は部活動の取り組みが非認知能力を高めたのか、中学生・高校生時点で身に着けた非認知能力が部活動の取り組みに影響を与えたのかという、因果関係の方向が必ずしも証明されていないことである。この課題を解決するためにパネルデータを用いた分析を行うことが考えられる。本稿における非認知能力の分析に用いたデータは、20歳~40歳における現時点の状況を尋ねたものであった。したがって学生時代の部活動経験が非認知能力を高めているのか明確に判断できない。本稿では生得的な能力による影響を統制するため、両親の年収と教育年数を統制したが、小学校時代までの経験から体得した非認知

能力が部活動の取り組みに影響を与えていたとしてもおかしくはない。

本稿の課題を解決するためにパネル調査を行い、複数地点での非認知能力と部活動の関係を検討することが考えられる。一般にどの分野に関しても能力の獲得には時間を要するものであり、それを客観的に認めるには長期的な観察が必要であると考えられる。さらに長谷川（2011）の述べた通り、日本では部活動の効果を長期的に分析する実証研究は少なく、部活動の効果を真に検討するためには同一個人を追跡的に調査する必要がある。したがって島本・石井（2010）のように複数時点においてデータを採るパネル調査を行うことで、部活動経験による非認知能力への影響のみならず保持する非認知能力による部活動経験への影響など、部活動と非認知能力の両変数の関係を入念に検討することができるだろう。

[注]

- 1) 「非認知能力」の解釈について、OECD（2015）では「社会情動的スキル」の成因として忍耐力、社交性、自尊心といった項目が挙げられている。また、現代を生きる若者に関して、大卒者に求められる能力・態度・志向の指標として PROG（Progress Report on Generic Skills）がある。澤田（2019）によると、PROG では、汎用的技能をリテラシーとコンピテンシーの二側面から測定している。コンピテンシーの内容は、「自分を取り巻く環境に実践的に働きかけ対処する力をさしている」とまとめており、具体的に、仕事ができる社会人の行動特性を外的基準として、対人基礎力、對自己基礎力、対課題基礎力などの非認知的な能力が示されている。このように非認知能力には明確な定義が存在していないため、本文にある通り、学力テストなどでは測ることができないリーダーシップや自己効力感など社会で発揮される能力や特性のことを指すこととする。
- 2) 本稿では妥当性の基準をクロンバッハの α 係数が 0.8 以上の場合とする。
- 3) 表 4-4、モデル 1 の多重共線性についての確認を行い、以下附表 1 を得た。附表 1 より、モデル 1 において多重共線性は存在していないといえる。

附表 1：モデル 1 の多重共線性の確認

	合計		コミュニケーション力		タフネス		主体性・奉仕性	
	許容度	VIF	許容度	VIF	許容度	VIF	許容度	VIF
男性ダミー	0.965	1.036	0.965	1.036	0.965	1.037	0.965	1.037

レギュラーダミー	0.898	1.114	0.898	1.114	0.902	1.109	0.902	1.109
部長・副部長ダミー	0.915	1.093	0.915	1.093	0.92	1.088	0.92	1.088
熱心部活年数	0.879	1.138	0.879	1.138	0.881	1.136	0.881	1.136
活動時間	0.825	1.212	0.825	1.212	0.828	1.208	0.828	1.208
自主練日数	0.853	1.172	0.853	1.172	0.853	1.173	0.853	1.173

出典) 筆者作成

また、仮説①について、表3-1より部活動の取り組み変数をすべて投入したが、以下附表2の通り有意にならないものが多く存在した。したがって本稿「4.3. 仮説の検証」では独立変数について、「団体競技ダミー」「実績ダミー」「大会重視ダミー」を除いた「男性ダミー」「レギュラーダミー」「部長・副部長ダミー」「部活動継続年数」「平日活動時間」「自主練日数」を採用した。

附表2：仮説検証①の探索的分析

	コミュニカ			タフ			信頼		
	回帰	標準化回帰	標準誤差	回帰	標準化回帰	標準誤差	回帰	標準化回帰	標準誤差
(定数)	19.5**		1.015	18.958**		0.969	17.185**		0.836
男性ダミー	-1.095*	-0.103	0.508	1.06*	0.102	0.485	0.728+	0.082	0.418
団体ダミー	0.54	0.051	0.527	-0.25	-0.024	0.502	-0.207	-0.023	0.434
実績ダミー	0.691	0.051	0.712	0.673	0.051	0.679	-0.201	-0.017	0.586
レギュラーダミー	0.8	0.073	0.555	0.852	0.079	0.528	0.591	0.063	0.456
大会重視ダミー	0.108	0.01	0.547	0.683	0.066	0.523	0.345	0.039	0.451
部長・副部長ダミー	0.259	0.02	0.652	0.96	0.075	0.616	1.584**	0.145	0.532
部活動継続年数	-0.009	-0.003	0.171	0.375*	0.113	0.164	0.32*	0.112	0.141
平日活動時間	0.564+	0.091	0.338	0.304	0.05	0.322	0.045	0.009	0.278
自主練日数	0.181	0.074	0.128	0.238+	0.1	0.122	0.263	0.128	0.105
R ²		0.05			0.096			0.085	

調整済み R ²	0.03	0.077	0.066
回帰の F 検定	2.521(df=9;429)**	5.106(df=9;431)**	4.536(df=9;432)**
N	439	441	442

**p<0.01, *p<0.05, † p<0.1

出典) 筆者作成

4) 両親の影響として、本稿では「父親の教育年数」「母親の教育年数」「本人の教育年数」「両親の収入」「本人の収入」を扱ったが、モデル 2-1, 2-2 のいずれでも「父親の教育年数」を分析に入れたところ、F 値が有意にならなかったため、両親の教育年数ではなく、「母親の教育年数」を扱った。

5) 表 4-6 のモデル 2-1, 2-2 の多重共線性についての確認を行い、以下附表 3 を得た。附表 3 より、モデル 2-1, 2-2 において多重共線性は存在していないといえる。

附表 3 : モデル 2-1 および 2-2, 従属変数コミュニケーション能力の多重共線性の確認

	モデル 2-1		モデル 2-2	
	許容度	VIF	許容度	VIF
男性ダミー			0.757	1.32
レギュラーダミー			0.837	1.194
部長・副部長ダミー			0.873	1.145
熱心部活年数			0.908	1.101
活動時間			0.816	1.226
自主練日数			0.806	1.241
年収連続	0.904	1.107	0.679	1.474
両親収入連続	0.845	1.183	0.861	1.162
本人教育年数	0.813	1.23	0.819	1.221
母親教育年数	0.881	1.135	0.881	1.135

出典) 筆者作成

6) 表 4-7 のモデル 2-1, 2-2 の多重共線性についての確認を行い, 以下附表 4 を得た. 附表 4 より, モデル 2-1, 2-2 において多重共線性は存在していないといえる.

附表 4: モデル 2-1 および 2-2, 従属変数タフネスの多重共線性の確認

	モデル 2-1		モデル 2-2	
	許容度	VIF	許容度	VIF
男性ダミー			0.758	1.319
レギュラーダミー			0.845	1.184
部長・副部長ダミー			0.884	1.132
熱心部活年数			0.91	1.099
活動時間			0.82	1.22
自主練日数			0.805	1.242
年収連続	0.903	1.108	0.679	1.474
両親収入連続	0.844	1.184	0.861	1.162
本人教育年数	0.812	1.231	0.818	1.222
母親教育年数	0.883	1.132	0.886	1.129

出典) 筆者作成

7) 表 4-8 のモデル 2-1, 2-2 の多重共線性についての確認を行い, 以下附表 5 を得た. 附表 5 より, モデル 2-1, 2-2 において多重共線性は存在していないといえる.

附表 5: モデル 2-1 および 2-2, 従属変数主体性・奉仕性の多重共線性の確認

	モデル 2-1		モデル 2-2	
	許容度	VIF	許容度	VIF
男性ダミー			0.758	1.319
レギュラーダミー			0.845	1.184
部長・副部長ダミー			0.884	1.132
熱心部活年数			0.91	1.099

活動時間			0.82	1.22
自主練日数			0.805	1.242
年収連続	0.903	1.108	0.679	1.474
両親収入連続	0.844	1.184	0.861	1.162
本人教育年数	0.812	1.231	0.818	1.222
母親教育年数	0.883	1.132	0.886	1.129

出典) 筆者作成

[参考文献]

- 青木多寿子・奥村弥生・森田愛望, 2020, 「大学進学後の自立および適応と親の関与・自己決定との関連 —中学時代の部活選択を通して—」『岡山大学教師教育開発センター紀要』10 : 39-47.
- 明石要一・佐藤香・西島央・木村治生, 2014, 「児童生徒の生活時間の変化に関する研究 : 2008年調査と2013年調査の比較を中心に」『日本教育社会学会大会発表要旨集録』6 : 258-261.
- 上野耕平, 2014, 「ライフスキルの獲得を導く運動部活動経験が高校生の進路成熟に及ぼす影響」『スポーツ教育学研究』34 : 13-22.
- 上野耕平・中込四郎, 1998, 「運動部活動への参加による生徒のライフスキル獲得に関する研究」『体育学研究』43 : 33-42.
- 梅崎高行, 2017, 「青年期の有能感と自己決定感に及ぼす子ども期の習い事経験—家族のサポートによる調整効果—」『甲南女子大学研究紀要』53 : 37-46.
- 河村明和, 2017, 「中学校部活動の参加とソーシャルスキルとの関連」『学級経営心理学研究』6 : 124-130.
- 神林寿幸, 2015, 「周辺の職務への従事が日本の教員の多忙に与える影響の再検討 : TALIS 2013年調査の国際比較を通じて」『東北大学院教育学研究科研究年報』63 (2) : 23-43.
- 国立教育政策研究所, 2017, 『非認知的 (社会情緒的) 能力の発達と化学的検討手法についての研究に関する報告書』国立教育政策研究所.

- 澤田忠幸，2019，「大学初年次教育を通じて汎用的技能の発達と個人差」『石川県立大学研究紀要』2：77-85.
- 塩谷芳也，2019，「大学生のソーシャルスキルに対する出身階層と学生生活の効果」『京都産業大学論集．人文科学系列』36：143-155.
- 島本好平・石井源信，2010，「運動部活動におけるスポーツ経験とライフスキル獲得との因果関係の推定」日本スポーツ心理学会『スポーツ心理学研究』37（2）：89-99.
- 洲雅明，2016，「中学・高校時代の生徒会活動及び部活動がリーダーシップに及ぼす影響について：PROGテストのデータを用いて」『大分県立芸術文化短期大学研究紀要』54：67-80.
- スポーツ庁，2018，「運動部活動の在り方に関する総合的なガイドライン」（2021年2月13日取得，https://www.mext.go.jp/sports/b_menu/shingi/013_index/toushin/1402678.htm)
- 高橋悠佳・今城周造，2014，「大学生の過去の部活動経験とハーディネスとの関連」『昭和女子大学生生活心理研究所紀要』16：59-67.
- 鳶島修治，2014，「高校生の教育期待に対する性別と出身階層の影響：学力に関する自己認知の媒介効果の検討」『日本社会学会社会学評論』65（3）：374-389.
- 長谷川祐介，2011，「大学生活に対する志向性に及ぼす中学高校部活動の影響-教科外活動の長期的効果に関する分析可能性-」『大分大学教育福祉科学部研究紀要』33（1）：97-108.
- 東川安雄・房野真也・河野喬・森木吾郎・前田一篤，2018，「部活動が高校生のライフスキル獲得に及ぼす影響」『広島文化学園大学人間健康学部人間健康学研究』1：1-14.
- 中澤篤史，2011，「学校運動部活動研究の動向・課題・展望：スポーツと教育の日本特殊的关系の探求に向けて」『一橋スポーツ研究』30，31-42.
- ベネッセ教育総合研究所，2015，『第二回放課後の生活時間調査報告書』（2021年2月13日取得，<https://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail1.php?id=4278>）