

東北大学 教育学部

2018 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-180801-0

『社会調査の理論と実践』 報告書

【目次】

調査設計とデータの特徴に関する基礎分析 米田佑・松野広	…………1
教育が幸福度に与える効果とそのメカニズム——教育シグナルに着目して—— 岩崎達哉	…………7
中学生における部活動および習い事が最終学歴に与える影響——非認知能力を媒介として—— 江幡早紀	…………22
研修と離職の関係について——初期研修に注目して—— 岡村和礼	…………30
自己肯定感は学歴を規定するのか——中学時自己肯定感尺度を用いた分析—— 沼津大嗣	…………41
政治的関心が子育て知識獲得に与える影響 山岸茉莉子	…………49
企業の特徴と飲酒の関連性 赤松峻馬	…………61
夫婦別姓——制度導入への賛否と制度利用希望の規定要因—— 神山真由	…………66
学校外教育と子どもの学歴——非認知能力に着目して—— 津田光穂	…………75
日常生活におけるデジタル男女格差——インターネット利用目的の分析より—— 村山陽介	…………87
インターネット利用と政治行動——インターネット親和度に着目して—— 山崎さくら	…………102

まえがき

本報告書は、2018 年度教育学実習「社会調査の理論と実践」（第 1 学期・第 2 学期金曜 2 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 による貢献が多々あった。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、廣谷貴明さん（博士課程後期 2 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、米田佑さん（博士課程前期 1 年）、松野広さん（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、株式会社楽天リサーチ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、調査に関わ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、TA 一同、今後も益々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。

2019 年 3 月

福田 亘孝

調査設計とデータに関する基礎分析

米田佑・松野広

(東北大学大学院教育学研究科)

1 はじめに

調査を伴う研究では通常、問いの設定、調査の企画、調査の実施、データ入力、クリーニング、分析、報告書や論文の執筆が行われる。2018（平成 30）年度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）」は、受講者がこの一連の過程を学ぶことができるように編成されている。それに加えて、統計的分析手法や統計ソフトの使い方を体得することも本実習の目的の 1 つである。受講生は授業を通して調査の一連の流れや統計的分析手法および統計ソフトの使い方を学びつつ、授業外において各自が関心のある分野の先行研究の読み込み、問いの設定、質問項目の設定、データ入力、クリーニング、分析、報告書執筆を行うことになっている。なお、受講者はランダムに 2 つのグループに分けられ、グループで 1 つの調査票を作成する。ただし、各受講生が自身の興味・関心に沿って上記のプロセスをこなすことになっている。したがって、グループの調査票には各メンバーが自らの興味・関心に沿う質問が組み込まれる。

本稿の目的は、このような流れで実施された本実習の調査の設計と、得られたデータの特徴を整理することである。

2 調査の設計

調査の設計の概要を表 1 に示す。若年層の職業や最終学歴に関するデータ収集を目的としたため、対象者は学生を除く 20 歳以上 40 歳未満の男女に設定した。また、上述したように本実習では 2 つのグループに分かれて調査紙を作成したため、2 種類の調査票をそれぞれ 300、あわせて 600 の調査票を発送した。

調査対象者については、調査会社の協力のもと、前述した条件に当てはまる対象者を層化無作為抽出した。具体的には、インターネット調査モニターに登録しており、協力の依頼に応じてくださった者の中から、年齢、性別、学歴にかんして層化無作為抽出を行った。このような制約のため、本実習の調査対象は「学生を除く 20 歳以上 40 歳未満の日本全国の男女」から全くランダムに得られたサンプルではないことには留意されたい。

(1) の調査の質問項目は、基本属性項目、欲しい子供の数に関する項目、子育て支援に関する項目、幸福・健康に関する項目、非認知能力に関する項目、相対的学歴に関する項目、政治に関する項目、部活・習い事に関する項目、研修に関する項目となっている。(2) の調

査の質問項目は、基本属性項目、非認知能力に関する項目、職場環境に関する項目、飲酒に関する項目、インターネットに関する項目、政治に関する項目、夫婦別姓に関する項目、習い事に関する項目となっている。項目数からも分かるように、(1) の調査の方が (2) の調査よりも回答者が答える質問数は多くなっている。実際、前者の調査のページ数は 15、後者の調査のページ数は 11 となった。

表 1 調査の概要

調査名称	若年層のライフスタイルと意識に関する調査 (1), (2)	
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：各 300 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ものから年齢、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。	
調査期間	2018 年 8 月 1 日～8 月 31 日	
調査協力機関	楽天インサイト株式会社【(旧) 楽天リサーチ株式会社】	
調査項目	(1) 基本属性項目 欲しい子供の数に関する項目 子育て支援に関する項目 幸福・健康に関する項目 非認知能力に関する項目 相対的学歴に関する項目 政治に関する項目 部活・習い事に関する項目 文化的体験に関する項目 研修に関する項目	(2) 基本属性項目 非認知能力に関する項目 職場環境に関する項目 飲酒に関する項目 インターネットに関する項目 政治に関する項目 夫婦別姓に関する項目 習い事に関する項目
有効回収票数 (率)	(1) 274 (91.3%)	(2) 270 (90.0%)

表 2 調査スケジュール

年月	授業・調査実習の内容
2018 年	4 月 7 日 実習授業開始
	4 月 20 日 調査会社へ依頼
	6 月 1 日 事前インターネット調査開始
	6 月 20 日 事前インターネット調査終了
	6 月 30 日 調査協力者リスト納品
	7 月 6 日 質問項目締切・調整
	7 月 10 日 調査票最終確認
	7 月 27 日 調査票封入・投函
	8 月 31 日 調査票回答締切
	9 月 4 日 データ入力・クリーニング開始
2019 年	1 月 18 日, 25 日 最終報告会
	2 月 14 日 最終レポート締切

回収率についてみると、各調査のそれは(1) 91.3% (2) 90.0%であり、合わせると 90.7%であった。これは 2017 年度の回収率である 78.1% (伊藤・廣谷 2018) や 2016 年度の回収率である 70.3% (藤井・廣谷・中島 2017) に比べると大幅に改善したと言える。また、若干ではあるが、(1) の調査の回収率が (2) の調査の回収率と比べて高い結果となった。

なお、本実習のスケジュールは表 2 の通りである。

3 欠票の分析

ここでは、本調査においてどのような者が調査を返送しているのかを分析する。なお、ここでは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用いている。

まず、それぞれの調査票の対象となったサンプルの記述統計を表 3 に示す。結果を確認すると、ほとんどの項目で調査(1)と調査(2)で大きな違いは確認されなかったものの、「従業上の地位・雇用形態」における「非正規雇用」で 4.0%、「自営業・家族従業者・内職」で 2.0%、「無職・その他」で 6.4%の違いがあることが分かる。

次に、返送の有無と「年齢」「性別」「学歴」「従業上の地位・雇用形態」のそれぞれの 2 変数間の関連を分析する。

まず、返送の有無と「年齢」の相関係数を確認すると、全体では 0.031、調査(1)のサンプルで 0.019、調査(2)のサンプルで 0.039 であった。係数はプラスであり年齢が上げれば返送しやすいと言えるが、いずれの結果も 10%水準でも統計的に有意ではなかった。

返送の有無と「性別」「学歴」「従業上の地位・雇用形態」については、カイ二乗分析によって関連を確認する。その結果は表 4、表 5、表 6 の通りである⁽¹⁾。

結果を確認すると、有意な関連を示したのは全体および調査(1)の「学歴」と返送の有無の関連であった。まず、全体を対象とした分析を確認する。「学歴」が中学校の者で返送ありの者は 83.7%、高等学校の者で返送ありの者は 87.3%、専修・高専・短大の者で返送ありの者は 92.1%、大学・大学院の者で返送ありの者は 93.5%と、学歴が高くなるにつれて返送する者の割合が高くなっていることがわかる。調査(1)についても同じ傾向を示しており、「学歴」が中学校の者で返送ありの者は 77.3%、高等学校の者で返送ありの者は 88.6%、専修・高専・短大の者で返送ありの者は 93.5%、大学・大学院の者で返送ありの者は 94.5%と、学歴が高くなるにつれて返送する者の割合が高くなっている。

以上の結果から、学歴が高い者ほど調査に返送をしやすい傾向にある。ただし、ここでの分析ではその他の変数を考慮していない。したがって、その他の変数を考慮しても同様の傾向が得られるのかを、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う。結果は表 7 の通りである。なお、Model1 が全体を対象とした分析、Model2 が調査(1)を対象とした分析、Model3 が調査(2)を対象とした分析である。

結果を確認すると、有意な値を示したのは Model1 における「大学・大学院」のみであった。その係数は 0.706 であり、基準である「高等学校」に比べて「大学・大学院」である場合に返送する確率が 2.03 倍 ($\equiv \exp(0.706)$) であると言える。

一方で、上述のカイ二乗分析では調査（1）において「学歴」と返送の有無は有意に関連していたものの、ここでの分析では有意な関連は確認できなかった。

表 3 記述統計

	全体				調査（1）				調査（2）			
	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd
年齢	20.0	31.5	39.0	5.3	21.0	31.9	39.0	5.1	20.0	31.1	39.0	5.5
	%				%				%			
返送あり	90.7				91.3				90.0			
性別												
男性	50.0				50.0				50.0			
学歴												
中学校	7.2				7.3				7.0			
高等学校	26.3				26.3				26.3			
専修・高専・短大	35.8				36.0				35.7			
大学・大学院	30.7				30.3				31.0			
従業上の地位・雇用形態												
正規雇用	52.2				52.0				52.3			
非正規雇用	21.0				19.0				23.0			
自営業・家族従業者・内職	6.3				5.3				7.3			
無職・その他	20.5				23.7				17.3			

表 4 性別と返送の有無のカイ二乗分析の結果

	全体			調査票 1			調査票 2		
	返送の有無		χ^2	返送の有無		χ^2	返送の有無		χ^2
	なし	あり		なし	あり		なし	あり	
女性	24 (8.0)	276 (92.0)	0.97	13 (8.7)	137 (91.3)	0.00	11 (7.3)	139 (92.7)	1.81
男性	32 (10.7)	268 (89.3)		13 (8.7)	137 (91.3)		19 (12.7)	131 (87.3)	

表 5 学歴と返送の有無のカイ二乗分析の結果

	全体			調査票 1			調査票 2		
	返送の有無		χ^2	返送の有無		χ^2	返送の有無		χ^2
	なし	あり		なし	あり		なし	あり	
中学校	7 (16.3)	36 (83.7)	6.75 †	5 (22.7)	17 (77.3)	8.04*	2 (9.5)	19 (90.5)	2.04
高等学校	20 (12.7)	138 (87.3)		9 (11.4)	70 (88.6)		11 (13.9)	68 (86.1)	
専修・高専・短大	17 (7.9)	198 (92.1)		7 (6.5)	101 (93.5)		10 (9.3)	97 (90.7)	
大学・大学院	12 (6.5)	172 (93.5)		5 (5.5)	86 (94.5)		7 (7.5)	86 (92.5)	

† p<0.1, *p<0.05

表 6 従業上の地位・雇用形態と返送の有無のカイ二乗分析の結果

	全体		χ^2	調査票 1		χ^2	調査票 2		χ^2
	返送の有無			返送の有無			返送の有無		
	なし	あり		なし	あり		なし	あり	
正規雇用	27 (8.6)	286 (91.4)	0.77	11 (7.1)	145 (92.9)	4.85	16 (10.2)	141 (89.8)	6.19
非正規雇用	14 (11.1)	112 (88.9)		3 (5.3)	54 (94.7)		11 (15.9)	58 (84.1)	
自営業・ 家族 従業者・ 内職	3 (7.9)	35 (92.1)		3 (18.8)	13 (81.3)		0 (0.0)	22 (100.0)	
無職・ その他	12 (9.8)	111 (90.2)		9 (12.7)	62 (87.3)		3 (5.8)	49 (94.2)	

表 7 二項ロジスティック回帰分析の結果

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coef.	S. E	Coef.	S. E	Coef.	S. E
切片	1.837 *	0.898	1.986	1.397	1.929	1.243
年齢	0.012	0.026	0.002	0.041	0.014	0.035
性別 (ref. 女性)						
男性	-0.363	0.309	0.000	0.448	-0.727	0.449
学歴 (ref. 高等学校)						
中学校	-0.256	0.499	-0.534	0.667	0.573	0.842
専修学校・高専・短大	0.445	0.355	0.747	0.548	0.232	0.479
大学・大学院	0.706 †	0.391	0.863	0.595	0.656	0.531
従業上の地位・雇用形態 (ref. 正規雇用)						
非正規雇用	-0.235	0.370	0.516	0.696	-0.649	0.470
自営業・家族・内職	0.055	0.645	-1.027	0.744	16.316	1369.127
無職・その他	-0.083	0.408	-0.300	0.545	0.362	0.698
-2LL	363.92		167.09		182.12	
N	600		300		300	

† p<0.1, *p<0.05

4 さいごに

本実習では、過去2年と比較して大きく回収率が改善した。これは、プリテストなどを通して受講生が調査票の内容を丁寧に検討したことが背景にあると考えられる。特に、今年は受講生として大学院生が各グループに1人ずつ所属していた。このことも、調査票の内容をより丁寧に精査する機会を提供したとも言える。

本実習に残された課題としては過去のデータの活用が挙げられる。これまでも、本実習に残された課題として過去のデータの活用は指摘されてきた(石田 2013, 濱本 2015, 下瀬川・池田 2016, 藤井・中島・廣谷 2017, 伊藤・廣谷 2018)。伊藤愛莉・廣谷貴明 (2018)

も述べているように、毎年受講生が各自の関心に沿って調査票を設計するため、時系列的な分析は難しい。ただし、毎年 TA が主導で同じ質問を尋ねておくなど、何らかの定点観測としての機能として本実習の調査を活かすことができると考えられる。例えば、「あなたは東北大学に対してどのような印象を持っていますか」という質問項目を設定しておけば、東北大学の大学改革のための貴重なデータの一つとして今後活かすことができる可能性もある。また、これまでの回収率の時系列分析などは、個票データが存在しなくても過去の報告書から行える余地がある。今後は、TA の主導のもと工夫して過去のデータを活用していく必要がある。

[注]

(1) 念の為、Fisher の直接確率検定を行なったが 10%水準以下ではカイ二乗検定と結果は変わらなかった。

[文献]

濱本真一，2014，「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 25 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』：1－8。

藤井奈々子・中島日向子・廣谷貴明，2017，「調査設計とデータの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「統計的調査実習」報告書』：1－7。

石田賢示，2013，「調査データの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 24 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』：1－7。

伊藤愛莉・廣谷貴明，2018，「調査設計とデータの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「統計的調査実習」報告書』：1－8。

下瀬川陽・池田岳大，2015，「調査設計とデータの特定に関する基礎分析」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。

教育が幸福度に与える効果とそのメカニズム

——教育シグナルに着目して——

岩崎達哉

(東北大学大学院教育学研究科)

1 問題の所在

本稿の問いは、「教育はどのようなメカニズムで幸福度を高めるのか」である。ここで「教育」は制度化された学校教育を対象としており、また「幸福度」は、近年、経済学や社会学において注目されている指標の 1 つである、社会調査によって測られた主観的な幸福の度合いを指している。

はじめに、上記の問いの背景について述べる。そこで、幸福度という指標に注目することの重要性について記した後、幸福度研究の中で議論されてきた教育と幸福度の関係を精査すべきであることを指摘する。

幸福度研究が経済学分野において本格的になされるようになったのは、Economic Journal における 1998 年の特集からである (Frey and Stutzer 2002)。幸福度は、従来は基数的に図ることが出来ないと考えられてきた経済学における「効用」概念の代理指標として活用できるという指摘もなされ (Frey 2008)、注目を集めている。こういった注目は学術的領域に留まらず、具体的な政策立案方針として幸福度の重視を掲げる国が現れるなど¹⁾、幸福度指標は大きな広がりを見せていると言える。日本においても、平成 22 年 6 月に閣議決定された「新成長戦略」において、新しい成長および幸福度に関する調査研究を推進するため、有識者で組織された「幸福度に関する研究会」の開催が盛り込まれた。

幸福度がこのように注目を集めたのは、伝統的な経済学が物質的な豊かさのみを問題として取り上げてきたことに対する懐疑的態度が人々に共有された時代背景によると考えられる。社会の豊かさの代表的指標として国内総生産 (GDP) が用いられてきたのは、人間の幸福にとって物質的な豊かさが不可欠なものであり、近代まではその獲得に世界各国が注力してきたからであろう。しかし、現代では、少なくとも先進国において、物質的な豊かさはほぼ満たされていると考えられる。そうであれば、物質的な豊かさに関心を限っていても、幸福の実現は難しい (筒井ほか 2017)。とすれば、幸福度たる指標の重要性は、今後よりいっそう増していくと考えられる。こういった時代的要請から、幸福度の高まるメカニズムを明らかにする研究は意義あるものである。日本においても、幸福度の規定要因分析が行われてきた (大竹ほか 2010; 友原 2013) もの、その数は世界的潮流に比べて少ない。こういった数少ない実証研究を通して、様々な要因と幸福度の間に有意な関連があることが指摘された。それは教育も例外ではない。多くの研究が、教育に関連する変数を用いて分析を行ってきた。しかし、教育が幸福度に与える効果について、未だ統一的な見解は示され

ていない。

幸福度研究において、教育への一層の注目が重要であると本稿が考えるのは、日本における教育機会の階層差の存在からである。日本において、教育機会に階層差があることは、教育社会学においてはつとに指摘されてきた事実である²⁾。教育が幸福度を高めるとしたら、社会階層の違いが教育機会の階層差をバイパスすることで、幸福度にも階層差を生む可能性がある。こういった可能性がある中で、教育が幸福度に与える影響は精緻に分析されて然るべきものである。

ここまで指摘してきたように、幸福度指標への注目は時代的要請を受けていること、社会階層差がある教育が幸福度に与える影響の分析は、機会の不平等という観点からも重要であることから、本稿の問いを「教育はどのようなメカニズムで幸福度を高めるか」と設定する。

2 先行研究

先にも記したように、日本において幸福度の規定要因を分析した研究は数少ない。以下では、他国における分析を含め、教育と幸福度の関係を指摘している先行研究について述べ、残された研究課題を提示する。なお、幸福度の指標として、主観的幸福度を問う質問を用いるもののほか、生活全般への満足度を問う質問を用いるなどの類似指標が存在する。本稿が用いるのは主観的幸福度であるため、今回は主観的幸福度を扱った分析に限定して言及する³⁾。

国外で行われた幸福度の規定要因の分析として、たとえば Hartog Joop and Oosterbeek Hessel (1998) や Peiró Amado (2007), Graham Carol (2012) 等がある。Hartog and Oosterbeek (1998) は、教育と幸福度の関係を研究の中心に据えた数少ない分析である。この分析はオランダで行われたブラバント調査のパネルデータを用いて、教育が幸福度に与える影響について分析したものであり、一般的で非職業的な中等教育しか受けていない人が他の学校教育を受けた人に比べて健康的で幸せで裕福であること指摘し、教育と幸福度の関係が非線形である可能性を示唆した。また、Peiró (2007) は、1995 年から 1996 年にかけて行われた World Values Survey のデータを用いて、世界 15 か国⁴⁾にわたる幸福度の規定要因分析を行い、教育は幸福度に対して、台湾においては有意に正でその影響力も強いが、多くの場合、有意ではないことを指摘し、教育の幸福度への影響は非常に小さいものであるとの見解を提示している。このことについて Peiró (2007) は、教育程度の高い人の期待 (expectations) は高いもので、その期待が幸福度を下げているか、あるいは、教育はその他の所得等を介して影響を与えている可能性を指摘している。Graham (2012) も、中南米とロシアおよび OECD 諸国中のほとんどでは教育が幸福と関係していた一方で、中南米諸国は例外で関係がないことを、中南米諸国において教育と所得の相関が強く、所得が含まれると教育の効果が消えると考察した。

このように、世界的にみると、教育と幸福度の間に関係はないと考えるものが少なくな

い。その反面、日本においては、教育と幸福度の間に有意な関係を認めるものが多い。日本の幸福度の規定要因について分析したものとしては、大竹文雄（2004）、山根智沙子ほか（2008）、大竹ほか（2010）等がある。大竹（2004）は、著者が独自に行った「くらしと社会に関するアンケート」（2002）と、「国民生活満足度調査」のデータを用いて、大学・大学院卒の指標は幸福度を有意に上昇させること、高卒・大卒指標はともに幸福度を有意に上昇させ、その程度は大卒＞高卒であること等を指摘している。山根ほか（2008）は幸福度の地域間格差についての分析の中で個人属性の影響についても言及し、すべての学歴が小・中学校卒に比べて有意に幸福であると指摘した。大竹ほか（2010）は、所得などを調整しても、小中学校卒と比べて学歴が高い人ほど幸福であるが短大卒と大学院卒は有意ではないことや、幸福度に与える影響が最も大きいのは文系大学卒であり、理系大学卒、大学院卒、各種学校卒は係数が同じ程度で、同程度の影響を持っていると指摘した。

ここまで、国内外における教育と幸福度の関係を分析した先行研究を概観した。これらの研究に共通する限界点は、教育が幸福度に与える効果のメカニズムを明らかにしていないことである。先述した複数の先行研究においては、教育は学歴ダミーとして回帰分析のモデルに投入され、その効果が検証されてきている。しかし、どのように幸福度が高まっているのか、という点を実証的に明らかにしたものはない。たとえば、教育と幸福度の正の関係に関して、大竹ほか（2010）は「学歴は、高い社会的地位を示すなどの効用があると想像されるので、それ自体が幸福度の源泉になっている可能性がある」（大竹ほか 2010；39）と解釈を与えている。学歴には地位表示機能があることは、つとに議論が重ねられてきたことであり、大学進学率が高まった現代においても、学歴が持つ象徴的価値は弱まっていないとも考えられる（渡邊 2006）。他者との比較という、自らに対する主観的な評価が幸福度に影響を持っているということは、たとえば絶対所得水準より他者との比較という相対所得水準の方が幸福度に対して強い影響力を持っているということから指摘されている（大竹ほか 2010）。このことを踏まえれば、社会的属性の1つである教育歴においても、他者との比較が行われ、その主観的評価が幸福度に影響を与える可能性がある。大竹ほか（2010）の提示した解釈は、教育歴において他者よりも自分が上位か下位かという「教育シグナル」への主観的評価が幸福度に効果を与える可能性を示唆しているものと再解釈できるだろう。

教育が幸福度に与える効果は、抽象的には教育の社会的効果という枠組みで理解されるべきものであろう。教育経済学における教育が持つ効果に関する議論では、人的資本理論とシグナリング理論という対照的な2つの理論が唱えられてきた。人的資本理論は教育を個人の生産能力を高める投資活動とみなす。一方で、シグナリング理論は、教育は直接的に生産力の増大をもたらしているのではなく、個人が生得的に持っている能力や知識、あるいはそれらに関する情報を社会に伝達するにすぎないという考え方をとる（伊藤・西村 2003）。本稿ではこの議論を敷衍し、幸福度が高まるメカニズムが2つの理論のどちらから支持されるものなのかを分析する。ここでは、教育が直接的に能力を高めることで幸福度が高まるという効果を「人的資本効果」、教育が能力を高めるのではなく個人の持つシグナルを上昇

させることで結果として幸福度が高まるという効果を「シグナリング効果」と定義し、分析を行う。

3 仮説

ここでは、以上の議論をまとめた上で、本稿が検証する仮説を提示する。先行研究においては、教育が「どのように」幸福度を高めているのか、というメカニズムの部分が十分に明らかになっていない。本稿ではこの限界を超えるために、教育経済学において議論されている、教育の効果に関する2つの理論（人的資本理論・シグナリング理論）を敷衍し、教育の幸福度に対する効果が直接的なものか、地位表示効果等の間接的なものか、あるいはどちらの理論がより強く支持されるのかを明らかにする。本稿が検証する仮説は以下の4つである。

【仮説①】「教育歴は幸福度を高める」

【仮説②】「教育歴は教育シグナルを高める」

【仮説③】「教育シグナルは幸福度を高める」（シグナリング効果の検証）

【仮説④】「シグナリング効果を統制してもなお、教育歴は幸福度を高める」（人的資本効果の検証）

これらの仮説を図示すると次頁の図1のようになる。まず、仮説①は教育から幸福度への直接のパスを示す仮説である。ここでは、教育歴が幸福度を高めるのか検証する。この分析では、教育が幸福度に与える影響を、人的資本効果とシグナリング効果に分けることが出来ない。今までの先行研究はこの分析までにとどまっていたといえる。仮説②は、教育から教育シグナルへのパスである。多変量解析を用いて、教育歴が主観的な学歴意識（教育シグナル）を高めるのか検証する。仮説③は、教育シグナルから幸福度へのパスを示す。大竹ほか（2010）が学歴の地位表示機能によって幸福度が高まっている可能性を指摘したように、教育シグナルが、幸福度に対して効果を持つのかを検証する。最後に仮説④であるが、多変量解析手法を用いて教育シグナルの効果を統制しながら教育歴の効果を推定し、幸福度に対して直接的に教育の社会的効果が認められるのか、つまり人的資本効果が支持されるのかについて検証する。

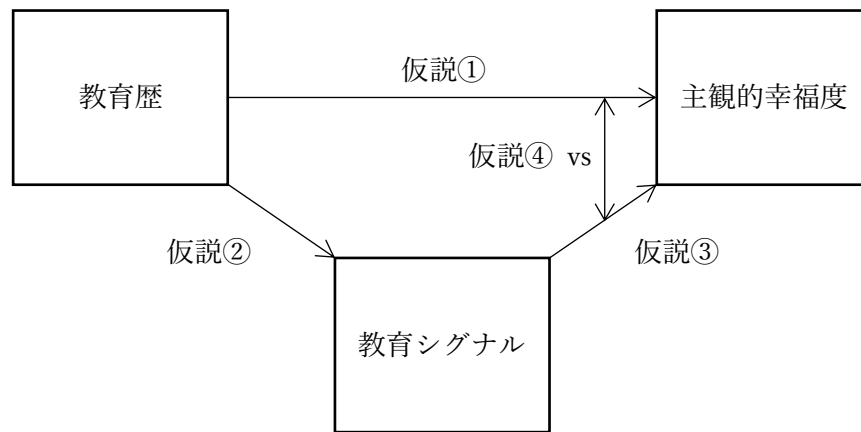


図1 分析枠組み

4 使用するデータと変数

本稿の分析で使用するデータは、2018年8月に東北大学教育学部が実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<1>」である。調査対象は日本全国の20歳から40歳の男女であり、計画サンプル数は300、有効回収数は274で、回収率は91.3%であった。

また、本稿で使用する主な変数は「主観的幸福度」「教育歴」「教育シグナル」である。また、その他の統制変数として、「男性ダミー」「世帯所得」「婚姻状況」「職種」を用いる。詳しい変数の作成方法は以下の表1、カテゴリカル変数の度数分布は表2、記述統計量は表3に示した通りである。

表1 各変数の詳細

従属変数	
主観的幸福度	「全体としてみて、あなたは現在どの程度幸福だと感じていますか。『非常に幸福』を10点、『非常に不幸』を0点、『幸福とも不幸ともどちらともいえない』を5点として、あなたは何点ぐらいになると思いますか。当てはまるものを一つ選び、その番号に○をつけてください」という質問に対する回答値(0～10点)。本稿では、この変数を量的変数とみなす ⁵⁾ 。
独立変数	
教育歴 (ref.=中学校)	本人最終学歴を以下のようにダミー変数化。「その他」の回答は欠損値とした。参照グループは「中学校」と回答した者
高校ダミー	「高等学校」で1、それ以外で0をとるダミー変数
専修・各種ダミー	「専修学校、各種学校等」で1、それ以外で0をとるダミー変数
短大・高専ダミー	本人最終学歴が「短期大学(高専等を含む)」で1、それ以外で0をとるダミー変数

大学・大学院ダミー	本人最終学歴が「大学（文系）」、「大学（理系）」、「大学院」で1、それ以外で0をとるダミー変数
教育シグナル	「ほかの人の学歴はあなたの学歴と比べて高いと思いますか. 当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「自分より低い」=5,「どちらかといえば自分より低い」=4,「だいたい自分と同じくらい」=3,「どちらかといえば自分より高い」=2,「自分より高い」=1 と数値化したもの
男性ダミー	性別が男性の場合1、女性の場合0をとるダミー変数. 参照グループは「女性」と回答した者
世帯所得	「あなたのお宅の世帯全体の昨年の年間収入は、ボーナス含めた税込みでどのくらいになりますか. 以下から最も近いものを一つ選び、その番号に○をつけてください. 現在配偶者のいらっしゃる方は、ご自身の者のみご記入ください」という質問に対して、「収入はない」=0,「100万円未満」=50,「100～200万円未満」=150,「200～400万円未満」=300,「400～600万円未満」=500,「600～800万円未満」=700,「800～1000万円未満」=900,「1000～1200万円未満」=1100,「1200～1400万円未満」=1300,「1400万円以上」=1500, と数値化したもの
婚姻状況（ref.=未婚）	本人の婚姻状況を以下のようにダミー変数化. 参照グループは「未婚」と回答した者
既婚ダミー	「既婚」で1、それ以外で0をとるダミー変数
離別ダミー	「離別」で1、それ以外で0をとるダミー変数
職種（ref.=事務・販売職）	本人の職種を以下のようにダミー変数化. 参照グループは「事務職（一般・営業職など）」、「販売職（小売店主、販売店員、外交員など）」と回答した者
管理・専門・技術職	「管理職（課長以上の公務員又は会社員、会社役員など）」、「専門的・技術的職業（教員、医師、技術者、作家など）」で1、それ以外で0をとるダミー変数
サービス・現業職	「サービス食（理美容師、ウェ이터、ウェイトレス、タクシー運転手、保安関係従業員など）」、「現業職（大工、修理工、生産工程作業員など）」で1、それ以外で0をとるダミー変数
主婦・主夫	「主婦・主夫（パートタイム含む）」で1、それ以外で0をとるダミー変数
その他	「その他」、「農林漁業」で1、それ以外で0をとるダミー変数 ⁶⁾

表 2 度数分布表

変数	N	%
男性ダミー	274	
男性	135	49.3
女性	139	50.7
職種	214	
事務・販売職	100	46.7
管理・販売・技術職	55	25.7
サービス・現業職	33	15.4
主婦・主夫	18	8.4
その他	8	3.7
教育歴	272	
中学校	17	6.3
高校	67	24.6
専修・各種	40	14.7
短大・高専	61	22.4
大学・大学院	87	32.0
婚姻状況	274	
未婚	106	38.7
既婚	155	56.6
離別	13	4.7

表 3 記述統計量

変数	N	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値
主観的幸福度	272	6.504	2.235	7	0	10
教育シグナル	274	2.204	0.996	2	1	5
世帯所得	274	504.380	325.249	500	0	1500

5 分析結果

5.1 基礎分析

まず、使用するカテゴリカル変数の度数分布（表 2）を概観する。本稿で用いるデータにおいては、以下のような特徴がみられる。まず、性別の比率であるが、男女がおよそ 1 : 1 の割合であることが分かる。

次に、職種であるが、全体の半数に近い 46.7%が事務・販売職に就いており、管理・販売・技術職の 25.7%と合計すると 72.4%となる。このことから、全体の約七割がいわゆるホワイトカラー職に就いている者であり、相対的にブルーカラーの者が少ない。主婦・主夫は全体の 8.4%であり、その比率は男女間で異なっていた。以下の図 2 は職業ごとの男女割合を棒グラフで示したものである。この図から、性別ごとに職業分布には違いがあることが分かる。なお、職業は他の変数に比べて欠損値が多く（60 ケース）、かつ欠損が発生していた相

対的に社会経済的地位が低いサンプルであった⁷⁾。これらを欠損値として分析から除外した場合、サンプルに偏りが生まれ正しい推計結果を得られないと判断したことから、今回は「欠損値は同一の要因から発生している」という仮定をおいたうえで、「欠損値」という独自のカテゴリを与え分析に含めることとした。

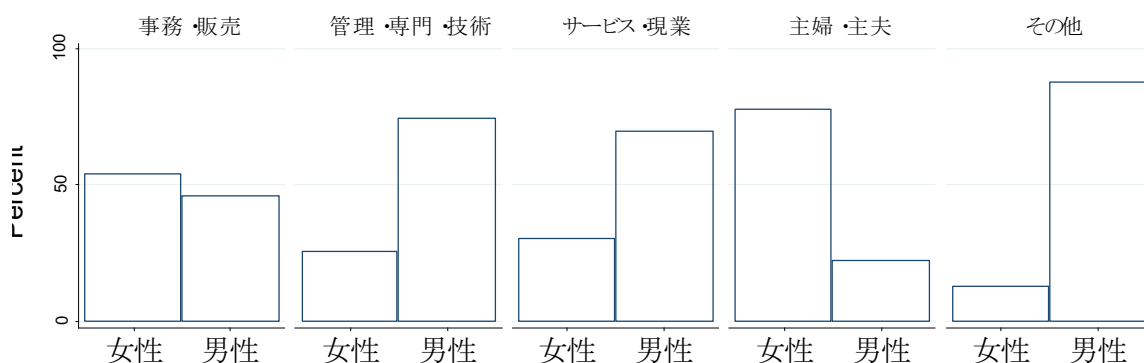


図2 職業ごとの男女割合

次に教育歴であるが、最頻値が大学・大学院の87 (32.0%) であり、他のカテゴリよりも多かった。短大・高専を含めると半数を超えることから、少々高学歴なサンプルが集まっていると考えられる。そして婚姻状況は、半数以上が既婚であり、結婚後離婚した離別者を含めると全体の61.3%が結婚を経験しているといえる。

次に記述統計量 (表3) を概観する。主観的幸福度は平均値が約6.5、中央値が7、最頻値は8であり、やや負の歪みがある分布をしていた⁸⁾。

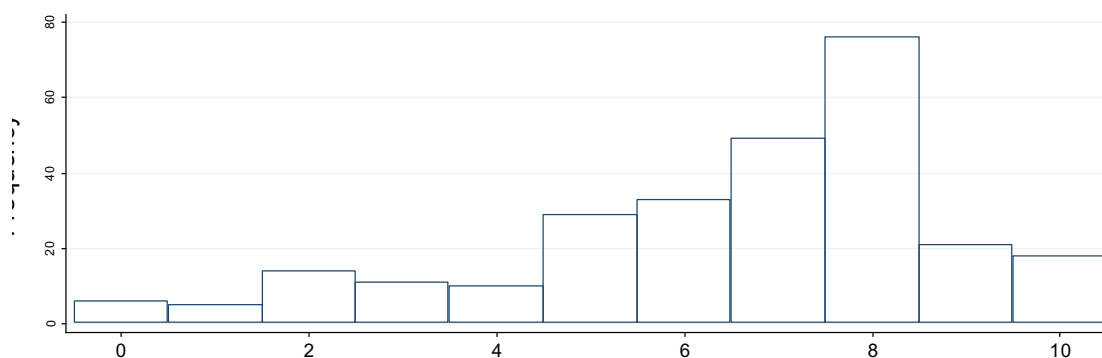


図3 幸福度の分布

教育シグナルは平均が2.204、中央値が2であり、最頻値は3であり、正の歪みがあった。教育シグナルは、平均的に低い傾向があった。図4は教育シグナルの分布を図示したものであるが、この図からも正の歪みが確認でき、かつ高い教育シグナルを有している人は数少ないことが分かる。

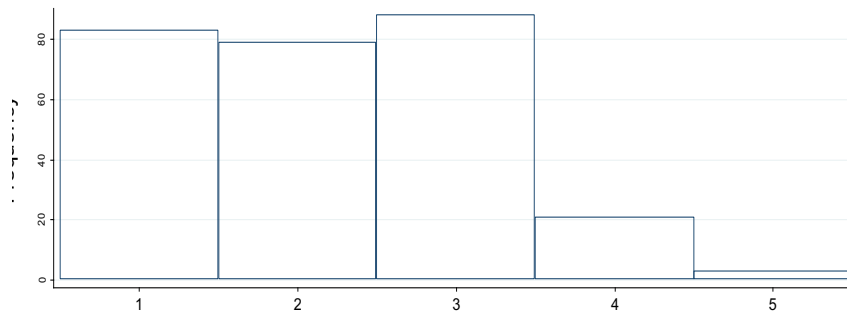


図4 教育シグナルの分布

最後に世帯所得について確認する。世帯所得は平均が 504.38 万円であった。平均的な所得と比べてやや高いと思われる値が出ているのは、質問の選択肢 1 つに含まれる所得レンジが大きかったため、やや単純化された分布になっているためと考えられる。

5.2 仮説検証

ここでは、上述した 4 つの仮説を検証する。なお、本研究の仮説検証に直接関係ない統制変数の中には、幸福度に対して強い影響を持っていたものもあった。しかし、紙幅の都合上、それらについて詳細に言及はしないことに留意されたい。

まず、仮説②「教育歴は教育シグナルを高める」について検討する。仮説②から分析を行うのは、教育シグナルが本稿独自の新しい指標であるため、その内実を明らかにするためという理由からである。ここでは、従属変数を「教育シグナル」、独立変数を「教育歴」「男性ダミー」「所得」「婚姻状況」「職種」とする順序ロジスティック回帰分析により、教育シグナルの規定要因分析を行った⁹⁾。結果は表 4 の通りである。結果をみると、高い学歴を持つ者ほど教育シグナルが高くなる確率は上昇していた。具体的には、教育シグナルが高くなる確率は、最終学歴が中卒の者に比べて、高卒の場合は 5.405 倍のところ、大卒以上では 102.057 倍と、高い学歴ほど非常に高い確率で教育シグナルが高まることが分かる。このことから、教育シグナルと教育歴には正の関係があると考えられる。これらの結果から、仮説②は支持された。

次に、仮説①「教育歴は幸福度を高める」、仮説③「教育シグナルは幸福度を高める」、仮説④「シグナリング効果を統制してもなお、教育歴は幸福度を高める」について、それぞれ重回帰分析を用いて分析を行う。従属変数には「主観的幸福度」、独立変数には、仮説①のモデルでは「教育歴」「男性ダミー」「世帯所得」「婚姻状況」「職種」を用いた。仮説③のモデルでは、仮説①のモデルから「教育歴」を除き、代わりに「教育シグナル」を投入した。

「教育歴」が有意に正であれば、仮説①は支持されたと解釈でき、「教育シグナル」が有意であった場合は、仮説③は支持されたと解釈できる¹⁰⁾。仮説④のモデルでは、仮説①と③のモデルを組み合わせ、すべての統制変数と、「教育歴」「教育シグナル」両方をモデルに投入した。仮説④のモデルにおいて「教育歴」が有意であった場合は、教育にはシ

表4 教育シグナルを従属変数とする順序ロジスティック回帰分析の結果

独立変数	仮説②モデル	
	回帰係数	オッズ比
男性ダミー	0.280	1.324
教育歴 (ref.=中学校)		
高校	1.687 *	5.405
専修・各種	2.216 **	9.174
短大・高専	2.805 **	16.534
大学・大学院	4.626 ***	102.057
世帯所得	0.000	1.000
婚姻状況 (ref.=未婚)		
既婚	0.243	1.275
離別	-0.207	0.813
職業 (ref.=事務・販売)		
管理・専門・技術	0.175	1.191
サービス・現業	-0.340	0.712
主婦・主夫	0.743	2.103
その他	-0.168	0.845
欠損値	0.280	0.756
閾値 1	2.096	
閾値 2	3.786	
閾値 3	6.407	
閾値 4	8.732	
対数尤度	-300.510	
McFadden Pseudo R ²	0.322	
モデルのF検定	***	
N	272	

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

グナリング効果を統制してもなお残る「人的資本効果」があると考えられ、仮説④は支持されたと解釈できる。

それぞれのモデルの分析結果は表5の通りである。まず、仮説①のモデルから結果を解釈していく。すべての学歴変数は5%水準で有意に正の影響を持っていた。かつその係数の大きさは教育歴が長くなるほど大きくなっている。そのため、高い教育を修めるほど幸福度が高まる傾向が見られたといえる。このように仮説①を支持する結果が示された。しかし、このモデルでは教育シグナルの効果を統制していないため、これを直接人的資本効果とすることは出来ない。人的資本効果の有無に関しては、後ほど仮説④の検証において言及する。

次に仮説③のモデルを解釈する。教育シグナルは幸福度に対して統計的に有意な効果は持っていなかった。学歴が高い地位を示すことによって幸福度が高まるというシグナリング効果は、今回の分析においては棄却された。教育が持つ地位表示効果は、幸福度を高めないといえる¹¹⁾。

表5 主観的幸福度を従属変数とする重回帰分析の結果

独立変数	仮説①モデル	仮説③モデル	仮説④モデル
	回帰係数	回帰係数	回帰係数
男性ダミー	-1.081 ***	-1.129 ***	-1.085
教育歴 (ref.=中学校)			
高校	1.144 *		1.128 *
専修・各種	1.273 *		1.252 *
短大・高専	1.287 *		1.255 *
大学・大学院	1.310 *		1.249 *
教育シグナル		0.143	0.036
世帯所得	0.001	0.000	0.000
婚姻状況 (ref.=未婚)			
既婚	1.848 ***	1.943 ***	1.846 ***
離別	0.483	0.530	0.490
職業 (ref.=事務・販売)			
管理・専門・技術	-0.272	-0.226	-0.274
サービス・現業	-0.718 †	-0.479	-0.714
主婦・主夫	-0.757	-0.808	-0.770 †
その他	-0.347	-0.443	-0.344
欠損値	-1.159 **	-1.351 ***	-1.158 ***
R ²	0.351	0.323	0.351
調整済み R ²	0.318	0.297	0.315
モデルの F 検定	***	***	***
N	270	272	270

† p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

最後に、仮説④の検証結果について解釈する。教育シグナルを統制してもなお、教育歴は有意に正の影響を持っていた。このことから、仮説④は支持されたといえる。

6 まとめと考察

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 教育歴は幸福度を高める（仮説①の検証結果より）
- ② 教育歴は教育シグナルを高める（仮説②の検証結果より）
- ③ 幸福度に対する教育のシグナリング効果はない（仮説③の検証結果より）
- ④ 幸福度に対する教育の効果は人的資本効果によるものである（仮説④の検証結果より）

まず、仮説①の検証結果より、教育が幸福度を高めることが明らかとなった。これは、日本における多くの先行研究と整合的な結果であった（大竹 2004；山根ほか 2008；大竹ほか）。日本においては教育の幸福度に対する効果が存在することが、改めて確認された結果であるといえる。

次に、仮説②の検証結果より、本稿が用いた教育シグナルは、教育歴によって高まること

が明らかになった。特に大学・大学院以上は教育シグナルに対して、短大・高専以下に比べて1.9倍以上の効果を持っていることが分かった。このことは、教育歴が教育シグナルを高めるのは、大卒以下か否かという部分が大きいと解釈でき、吉川徹（2009）が指摘した大卒と非大卒の「学歴分断線」が、教育シグナルにも存在している可能性を示唆するものであったといえる。

また、仮説③と仮説④の検証結果より、幸福度に対する教育のシグナリング効果はないこと、そして教育が幸福度に与える影響は人的資本効果によるものであることが示唆された。教育シグナルは、統制変数を媒介して効果を与えているものと考えられる。よって、このことから、大竹ほか（2010）が指摘したような、「学歴」というシグナル自体が幸福の源泉になっていることは考えにくい。教育は、個人の能力や専門的知識・技能を高める人的資本効果によって幸福度を高めていると考えられる。

7 本稿の限界点と課題

最後に本稿の限界点と課題を述べる。大きな課題は、内生性の問題である。本稿では「教育歴→幸福度」、あるいは「教育シグナル→幸福度」という因果関係を想定し分析を行ってきたが、「幸福な人ほど高い教育を修める」といった逆の因果の可能性は否定できない。今後はパネルデータを用いた固定効果モデル等、個人の特性をコントロールしたうえでの分析が望まれる¹²⁾。また、今回はデータのサンプル数の小ささなどから、幸福度研究で一般に用いられている順序プロビット回帰分析ではなく、重回帰分析を用いた。幸福度は本来、連続量ではなく順序を持つカテゴリカル変数として扱われるべきものと考えられるが、本稿の分析は線形回帰分析の仮定をおいた分析となってしまう。より大きなサンプルサイズのデータを用いて、順序アウトカムのモデルを用いるべきである。

教育シグナルは本稿独自の指標として用いたものであるが、この変数にも課題が残されている。たとえば、今回の分析では教育歴の比較のレファレンスグループがコントロールされていない。日本全体の人教育歴を比べた時と、より狭い領域（たとえば家族など）と比べた時では回答が異なる可能性が考えられる。今回の調査紙では、レファレンスグループを問う質問も入っていたが、欠損値が多く使用できなかった。今後は指標の妥当性を向上させるために、測定手法を含め精査する必要がある。

本稿が指摘した、幸福度に対する教育の人的資本効果は、以上のような制約のもとに指摘されたものである。今後は学歴をコーホート内で標準化した相対的学歴指標などを用いて、人的資本効果とシグナリング効果の分析を進めるとともに、具体的にどのような教育内容が幸福度を高めているのかという、人的資本効果の生まれるより深層のメカニズムにも迫る必要がある。

[注]

- 1) ただし、効用と幸福度を単純に同一視することは出来ない。たとえば友原（2013）で

- は、幸福度は即時効用と記憶効用のうち、記憶効用を近似するものとしている。
- 2) 岡部 (2012) によれば、ブータンでは 1972 年より「Gross National Happiness」(GNH) を重視する方針を打ち出しており、2012 年時点では同国の憲法において、GNH の追及を可能にするための条件の促進が義務であるとされている。
 - 3) 社会階層と教育研究に関する研究をレビューした平沢和司ほか (2013) では、日本において教育機会の不平等が長期的に存在していると指摘されている。
 - 4) 生活満足度と主観的幸福度が取り替え可能なものであるのかについて疑問視する向きもある。樋口美雄ほか (2013) は、2011 年 6 月に実施した第 1 回東日本大震災特別調査を用いて、震災発生前後の日本人の主観的幸福感と生活満足度の変化の異なりについて、多項ロジットによる回帰分析の結果から、主観的幸福度は生活満足度よりも利他性や他者との絆に関係する感覚を捉えている面があると指摘している。
 - 5) アルゼンチン、オーストラリア、チリ、中国、ドミニカ共和国、フィンランド、日本、ナイジェリア、ペルー、ロシア、スペイン、スウェーデン、台湾、アメリカ、ベネズエラの 15 ヶ国である。しかし、World Value Survey の 1995-1996 年のデータにおいては、日本における教育程度が欠損しており、日本において教育が幸福度に持つ影響については分析がなされていない。
 - 6) 主観的幸福度は順序変数として扱われ、これを従属変数とする分析は順序ロジスティックあるいはプロビット回帰分析を用いて行われることが多い (大竹 2004; 大竹ほか 2010)。本稿がこの変数を連続量として扱うのは、以下のような分析上の制約による。主観的幸福度を順序変数として扱い順序ロジスティック回帰分析を行う場合、平行性の仮定が成り立つかが問題となる。平行性の仮定が満たされない場合は、仮定を満たさない独立変数において平行性の仮定を緩めて推定を行う部分比例オッズモデルを用いる必要があるためである。平行性の仮定の検定にはブラント検定を用いるのが一般的だが、本稿は従属変数の段階が多く、かつサンプル数が少ないためにブラント検定を行うことが出来なかった。こういった理由から、本稿では重回帰分析を用いた推定を行っている。
 - 7) 職種について「農林漁業」と回答した者は 1 名だったため、その他に含めた。また、職種の質問について、欠損値の発生者の傾向を明らかにするために、職種が欠損していたものを 1、回答を 0 とした「職種欠損ダミー」を作成し、これを従属変数とした 2 項ロジット分析を行った。独立変数には「男性ダミー」、「教育歴」、「教育シグナル」、「世帯所得」、「婚姻状況」、「主観的幸福度」を用いた。その結果は以下のようなものである。モデルは 0.1%水準で有意であり、McFadden の Pseudo R^2 は 0.248 であった。変数については、有意でないものは教育シグナルと婚姻状況の離別 (ref.=未婚) のみであり、他の変数はすべて 5%水準で有意であった。詳細な結果は省略するが、それぞれの変数ごとの、職種質問の欠損値の発生するオッズ比は、①男性では女性の 0.159 倍である。②中卒に比べて高卒では 0.124 倍、専修学校・各種学校卒では 0.070 倍、短大・高専卒

では 0.100 倍、大卒以上では 0.146 倍である。③世帯所得が 1 万円上がると 0.998 倍である。④既婚者は未婚者の 7.047 倍である。⑤主観的幸福度が 1 上がると 0.769 倍であった。これらのことから、欠損値となる確率が最も高いのは、「女性」で「中卒」、「低所得」で「既婚」の「幸福度が低い」者であると考えられる。

- 8) 主観的幸福度の歪度は-0.897、尖度は 0.311 であった。なお、尖度は正規分布を 0 として求めた。
- 9) 先の注で指摘したように、順序ロジスティック回帰分析は本来、平行性の仮定が成り立っているかを吟味する必要がある。しかし、教育シグナルを従属変数とした分析においても、サンプル数の少なさ等からブラント検定を行うことが出来なかった。主観的幸福度の分析では、連続量とみなし重回帰分析を用いたが、教育シグナルは段階数も少ない 5 件法で尋ねられた回答値であるため、分析手法として順序ロジスティック回帰分析を採用した。
- 10) 紙幅の都合上省略したが、重回帰分析に先立って、「主観的幸福度」を従属変数とし、独立変数を「教育歴」とする単回帰分析、および独立変数を「教育シグナル」とする単回帰分析を行っている。分析の概略のみ以下に示す。「教育歴」を独立変数としたモデルは、F 検定の結果、0.1%水準で有意であり、すべての学歴ダミーが 1%水準で有意に正の影響を持っていた。「教育シグナル」を独立変数としたモデルは、F 検定の結果 5%水準で有意であり、独立変数は 5%水準で有意に正の影響を持っていた。
- 11) なお、紙幅の都合上省略したが、独立変数を「教育シグナル」「男性ダミー」「職種」とした場合、あるいは「教育シグナル」「男性ダミー」「婚姻状況」とした場合は、教育シグナルは 10%水準で有意に正の影響を持っていた。しかし、「婚姻状況」と「職種」をともに投入した場合や、あるいは「世帯所得」を投入したモデルでは有意でなくなった。所得を従属変数、教育シグナルを独立変数として回帰分析をすると、2 つの変数間には 1%水準で有意な性の関係が見られたことなどから、教育シグナルはこれらの統制変数を媒介として幸福度に効果を持っていると考えられる。
- 12) ただし、固定効果順序プロビット回帰分析には、一致性の問題など手法上の課題があると議論されている（樋口・何 2011）。

[文献]

- Frey, Bruno, S. 2008, Happiness: A Revolution in Economics, Munich lectures in economics, Cambridge: MIT Press. (=2012, 白石小百合訳『幸福度をはかる経済学』NTT 出版.)
- Frey, Bruno, S. and Alois Stutzer, 2002, Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being, Princeton, Princeton University Press. (=2005, 佐和隆光・沢崎冬日訳『幸福の政治経済学——人々の幸せを促進するものは何か』ダイヤモンド社.)

- Graham, Carol, 2011, *The Pursuit of Happiness: An Economy of Well-Being*, Washington, D.C.: Brookings Focus Books. (=2013, 多田洋介訳『幸福の経済学——人々を豊かにするものは何か』日本経済新聞出版社.)
- Hartog, Joop. and Oosterbeek, Hessel, 1998, “Health, Wealth and Happiness: Why Pursue a Higher Education?,” *Economics of Education Review*, 17(3): 245-256.
- 樋口美雄・何芳, 2011, 「日本における女性の生活満足度と幸福度—パネルデータによる相対所得仮説と順応仮説の検証—」『KEIO / KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES』17.
- 樋口美雄・赤林英夫・大野由香子編, 2013, 『働き方と幸福感のダイナミズム 家族とライフサイクルの影響』慶應義塾大学出版会.
- 伊藤隆敏・西村和雄, 2003, 『教育改革の経済学 (『シリーズ・現代経済研究』22)』日本経済新聞社.
- 松島みどり・立福家徳・伊角彩・山内直人, 2013, 「現在の幸福度と将来への希望——幸福度指標の政策的活用」『New ESRI Working Paper』27.
- 岡部光明, 2012, 「幸福度等の国別世界順位について——各種指標の特徴と問題点」『SFC デスカッションペーパー』4.
- 大竹文雄, 2004, 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』528: 59-68.
- 大竹文雄・白石小百合・筒井義郎 編, 2010, 『日本の幸福度—格差・労働・家族』日本評論社.
- Peiró, Amado, 2007, “Happiness, Satisfaction and Socioeconomic Conditions: Some International Evidence,” Luigino, Bruni and Pier, Luigi, Porta ed., *Handbook on the Economics of Happiness*, Cronwall: Edward Elgar Publishing, 348-365.
- 富岡淳, 2006, 「労働経済学における主観的データの活用」『日本労働研究雑誌』48 (6): 17-31.
- 友原章典, 2013, 『幸福の経済学』創成社.
- 筒井義郎・大竹文雄・池田新介, 2009, 「なぜあなたは不幸なのか」『大阪大学経済学』58 (4): 0-57.
- 筒井義郎／佐々木俊一郎／山根承子／グレッグ・マルデワ, 2017, 『行動経済学入門』東洋経済新報社.
- 浦川邦夫・松浦司, 2007, 「格差と階層変動が生活満足度に与える影響」『生活経済学研究』26: 13-30.
- 山根智沙子・山根承子・筒井義郎, 2008, 「幸福度で測った地域間格差」『行動経済学』2: 145-148.
- 渡辺良智, 2006, 「学歴社会における学歴」『青山学院女子短期大学紀要』60: 87-106.
- 吉川徹, 2009, 『学歴分断社会』ちくま新書.

中学生における部活動および習い事が最終学歴に与える影響

——非認知能力を媒介として——

江幡早紀
(東北大学教育学部)

1 はじめに

1.1 問題意識

学校教育において、我が国独特の文化である「部活動」¹⁾は生徒の生活にとって大きな位置を占めてきた。特に中学校では、部活動に所属する生徒は全体の91%（うち運動部73.9%、文化部17.1%）と、非常に多くの生徒が部活動に所属していることがわかる（文部科学省1997）。

その部活動のあり方が、今大きく変化している。体罰問題や生徒の拘束時間の長さ、少子化の影響などもあり部活動縮小の動きが国を挙げて行われつつある。たとえばスポーツ庁（2018）が「運動部活動の在り方に関する総合的なガイドライン」の中で、休養日の設定や活動時間の上限などを設けることを呼びかけるなど、ここ数年の部活動を取り巻く環境の変化はめまぐるしいものがある。

だが、一概に部活動が生徒にとってマイナスの影響ばかりを与えるとは言い難い。部活動を通してこそ得られるものも往々にしてあるはずである。このまま部活動縮小へと急速に進んでいくことが果たして正しいのだろうか。

また、多くの生徒が取り組んでいる部活動と類似した活動には「習い事」がある。受験競争の激化によって塾に通う生徒が増えたり、また学校の部活動ではなく習い事でスポーツをする生徒が増えたりしている。「習い事」が生徒に与える影響も、また見過ごすことのできないものであろう。

以上を踏まえ、本稿では長期的に、つまりは最終的な学歴に対して部活動および習い事が与える影響について分析を行う。部活動に熱心に取り組むことによる負の影響として学力の低下がよくあげられることが、本稿で「最終学歴」に着目する理由である。

本稿の意義は、今一度部活動が生徒に及ぼす影響について考察を行うことで、今後の部活動の在り方に対する示唆を与えること、さらに加熱しつつある習い事への投資が実際最終学歴に影響を与えているのかの知見を得ることにある。

1.2 先行研究とその課題

従来我が国の研究において、「部活動」に関する研究は幅広く蓄積されてきてはいるが、部活動や習い事が学業に与える影響についての直接的な研究は極めて少ない。

その中で、「高等学校」において部活動が学業に与える影響についての研究を行った白松

賢 (1997) は、部活動への参加は、中・低進学率の高校において、特に学業成績の低い生徒を上昇させる効果を有することを指摘している。また、中・低進学率の高校においては、部活動への所属が学業成績だけではなく生徒の進学アスピレーションにも正にはたらくことが明らかになっている (白松 1997)。なぜ部活動に所属することが、部活動をすることによる時間的デメリットを乗り越えて学業成績や進学アスピレーションに有意にはたらくのだろうか。白松はその理由をそもそも中・低進学校において、進学アスピレーションが高い生徒が部活動に所属する傾向が強いからであると述べている (白松 1997)。つまり、高い進学アスピレーションを持つ生徒は部活動に参加することは進学や就職に関して有利に働くと考えているともいえよう。

ではここで、部活動を行うことで実際に生徒にどのような能力が身につくのかという点に着目して議論を進めていきたい。戸田らは、中学時代に運動系クラブに所属した者の賃金が高まる効果があることを述べている (戸田ほか 2014)。

戸田ほか (2014) は、その理由を「非認知能力」にあると考察している。ここでの非認知能力とは、Heckman 及び Kautz が指摘するように、IQ テストやアチーブメント・テストに代表されるような認知能力に対して、パフォーマンスに影響を与えるその他の特性、パーソナリティ特性、選好等を指す (Heckman and Kautz 2012)。同様に学生時代の非認知能力と将来の賃金に着目した海外の研究では、高校生のスポーツ系や学術系の課外活動は教育獲得や 10 年後の賃金に有意に正の影響を持つが、美術系の課外活動は教育獲得に有意でなく、また 10 年後の賃金に有意に負に影響すると指摘されている (Lleras 2008)。

以上より、部活動と学歴の関係を明確に研究したものがあまり多くはないこと、しかし部活動を行うことで非認知能力などの能力が身につくことが理解できる。非認知能力が直接学歴獲得へつながるとは考えにくい、その一方で非認知能力が認知能力の形成に影響を与えたとする研究は存在している (Heckman and Kautz 2012)。認知能力は上述したように IQ テストやアチーブメント・テストに代表されるような能力のことであり、直接的に学歴獲得に影響を与えていると考えられることから、非認知能力の獲得が結果的に学歴獲得へとつながる可能性が示唆される。

2 仮説

上述したように、部活動と類似した活動として「習い事」がある。本稿では、習い事も非認知能力や最終学歴に影響を与える可能性があると考え、並行して習い事の効果についても検証する。以上の議論を踏まえ、本稿の基本仮説を以下の 2 つに設定した。

[基本仮説①]「中学時代に部活動に所属することが非認知能力を媒介として最終学歴に正の影響を与える」

[基本仮説②]「中学時代に習い事をするのが非認知能力を媒介として最終学歴に正の影響を与える」

さらに、上の基本仮説を検証するために以下の 3 つの作業仮説を設定した。

[作業仮説①] 中学時代の部活動への所属は非認知能力を高める.

[作業仮説②] 中学時代に習い事をする事は非認知能力を高める.

[作業仮説③] 非認知能力は最終的な学歴に正に有意にはたらく.

3 使用するデータと変数

本稿の分析で使用するデータは、2018年7月に東北大学教育学部が実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<1>」である. 調査対象は日本全国の20歳から40歳までの非学生の男女であり、計画サンプル数は300、有効回答数は274で、回収率は91.3%であった.

また、本稿で使用する変数は主に「部活所属ダミー」「習い事ダミー」「最終学歴(①大卒ダミー②高等教育ダミー)」「開放性ダミー」「情緒安定性ダミー」「勤勉性ダミー」である. そのほか、統制変数として「父大卒ダミー」「母大卒ダミー」「男性ダミー」を使用する.

「開放性ダミー」「情緒安定性ダミー」「勤勉性ダミー」は、非認知能力を測る指標として用いる. 本稿では、これらの非認知能力を測る指標として「性格5因子モデル」を採用した. これはビッグファイブとも呼ばれ、性格心理学者が性格を測るための自己報告や観察者による評価を用いた因子分析をする研究を蓄積することで生まれた、性格を5つの項目に分類して計測する方法であり、本稿では李嬋娟(2014)及びAlmlundら(2011)の定義を参考とし、以下の表1のように定義している. これらの性格5因子の中から「開放性ダミー」「情緒安定性ダミー」「勤勉性ダミー」を採用し分析を行った. 変数の詳しい作成方法は以下の表2、記述統計量は表3の通りである.

表1 性格5因子の定義

性格5因子	定義
開放性	新しいものを追い求める傾向. 知的好奇心の強さ.
勤勉性	自己統制力, 達成への意志の強さ, まじめさがある.
外向性	心的エネルギーが外に向く傾向がある. 活動的, 上昇志向, エネルギッシュ. コミュニケーション能力が高い.
協調性	周囲とうまくやっていく傾向. 周りの人に合わせていくタイプ.
情緒安定性	精神的にバランスが安定している傾向.

李(2014)及びAlmlundら(2011)より筆者作成.

表2 変数作成方法

変数名	変数作成方法
部活動所属ダミー	「あなたは中学校時代に部活動に所属していましたか？」という質問に対して「はい」「いいえ」で回答。「はい」と答えた人は具体的な部活動名を記述。この時、2つ以上の部活動に所属していた人は最も力を入れて取り組んだものの1つについて記述。
習い事ダミー	「あなたは中学校時代に学校以外の習い事をしていましたか？」という質問に対して「はい」「いいえ」で回答。「はい」と答えた人は具体的な習い事名を記述。
最終学歴 ① 大卒ダミー 高等教育ダミー	「あなたが最後に卒業された学校についてお答えください」という質問に対して、1 小中学校（尋常小学校、高等小学校を含む） 2 高等学校（旧制中学校、女学校、実業学校、師範学校を含む） 3 専修学校、各種学校等 4 短期大学（高専等を含む） 5 大学（文系）（旧制高校、旧制高等専門学校を含む） 6 大学（理系）（旧制高校、旧制高等専門学校を含む） 7 大学院 8 その他 を選択肢とする。①大卒ダミーでは1～4までを0、5～7までを1とする。8は欠損値とする。②高等教育ダミーでは1～2までを0、3～7までを1とする。8は欠損値とする。
② 開放性ダミー	「あなたは新しいことが好きで、変わった考えを持っていますか？」という質問に対して、1 そう思わない 2 あまりそう思わない 3 わからない 4 ややそう思う 5 そう思う を選択肢とする。ここから、1～2までを0、4～5までを1とする。3は欠損値とする。
情緒安定性ダミー	「あなたは冷静で気分が安定していると思いますか？」という質問に対して、選択肢やダミー作成方法は開放性ダミーと同様。
勤勉性ダミー	「あなたは中学時代に部活動に熱心に取り組んでいましたか？」という質問に対して、選択肢やダミー作成方法は開放性ダミーと同様。
父大卒ダミー	「あなたの父親が最後に卒業された学校についてお答えください」という質問に対して選択肢やダミー作成方法は最終学歴ダミーの①大卒ダミーと同様。
母大卒ダミー	「あなたの母親が最後に卒業された学校についてお答えください」という質問に対して選択肢やダミー作成方法は最終学歴ダミーの①大卒ダミーと同様。
男性ダミー	「あなたの性別をお答えください。当てはまるものを1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、「男性」「女性」で回答。男性を1、女性を0とする。

表 3 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
部活動所属ダミー	271	0.00	1.00	0.8303	0.37610
運動部ダミー	225	0.00	1.00	0.7560	0.43070
習い事所属ダミー	274	0.00	1.00	0.4234	0.49500
大卒ダミー	272	0.00	1.00	0.3199	0.46728
高等教育ダミー	272	0.00	1.00	0.5441	0.49897
開放性ダミー	274	0.00	1.00	0.7737	0.41919
情緒安定ダミー	274	0.00	1.00	0.5255	0.50026
勤勉性ダミー	273	0.00	1.00	0.8901	0.31333
父大卒ダミー	241	0.00	1.00	0.2988	0.45866
母大卒ダミー	250	0.00	1.00	0.1120	0.31600
男性ダミー	274	0.00	1.00	0.4927	0.50086

4 分析結果

4.1 基礎分析

まず、使用する変数の記述統計量（表 3）を概観すると、本稿で使用するサンプルには以下のような特徴が確認できる。「大卒ダミー」「父大卒ダミー」「母大卒ダミー」の順に平均値が高いため、少なくともこのサンプルにおいては本人の学歴が父親母親世代と比べて高いこと、また父親母親世代に関しては男性の方が女性よりも学歴が高い傾向にあることがわかる。また、1997 年の調査では、中学校で部活動に所属する生徒は全体の 91%（うち運動部 73.9%）との結果が出ている（文部科学省 1997）。それに対し本調査では部活動に所属する生徒の割合はそれよりも若干下がってはいるが、運動部所属割合はほぼ同等であることがわかる。

4.2 仮説検証

ここでは、上述した基本仮説 2 つ、および作業仮説 3 つを検証していく。まず、作業仮説①「中学時代の部活動への所属は非認知能力を高める」ならびに作業仮説②「中学時代に習い事をするとは非認知能力を高める」について検証する。ここでは二項ロジスティック回帰分析を行う。従属変数にはそれぞれ非認知能力を示す指標「開放性ダミー」「情緒安定性ダミー」「勤勉性ダミー」をおき、独立変数は「部活動所属ダミー」「習い事ダミー」、さらに統制変数として「父大卒ダミー」「母大卒ダミー」「男性ダミー」を使用する。分析結果は表 4 のとおりである。モデル 1-1、モデル 1-2、モデル 1-3 はそれぞれ従属変数を「開放性ダミー」「情緒安定性ダミー」「勤勉性ダミー」にしたものと対応している。

表4 二項ロジスティック回帰分析の結果1

従属変数：非認知能力	モデル 1-1		モデル 1-2		モデル 1-3	
	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差
(定数)	-0.370	0.486	-1.023*	0.456	1.344*	0.609
部活動所属ダミー	1.194**	0.438	0.980*	0.402	0.833	0.535
習い事ダミー	0.922*	0.372	0.339	0.286	0.658	0.486
父大卒ダミー	-0.392	0.411	0.443	0.339	0.161	0.566
母大卒ダミー	0.867	0.643	-0.403	0.478	1.525	1.119
男性ダミー	0.826*	0.361	0.592*	0.287	-0.511	0.460
Cox&Snell R ²	0.069		0.045		0.037	
Nagelkerke R ²	0.107		0.060		0.075	
Hosmer-Lemeshow 検定	0.848		0.910		0.630	
N	274		274		274	

† p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

結果より、「開放性」「情緒安定性」に対して「中学時代に部活動に所属していたこと」が正に有意に効いていること、また「開放性」に対しては「中学時代に習い事をしていたこと」も正に有意に効くことがわかった。

これによって、作業仮説②については強い効果があるとはいえないが、作業仮説①、②ともに支持された。

次に、作業仮説③「非認知能力は最終的な学歴に正に有意にはたらく」について検証を行う。ここでも二項ロジスティック回帰分析を行う。従属変数には「最終学歴（①大卒ダミー ②高等教育ダミー）」をおき、独立変数には非認知能力を示す指標である「開放性ダミー」「情緒安定性ダミー」「勤勉性ダミー」、さらに統制変数として「父大卒ダミー」「母大卒ダミー」「男性ダミー」を使用する。分析結果は以下の表5のとおりである。モデル2-1は従属変数を「大卒ダミー」にしたもの、モデル2-2は「高等教育ダミー」にしたものである。結果を確認すると「情緒安定性ダミー」のみ「大卒ダミー」および「高等教育ダミー」に正に有意に働いていることがわかる。よって、有意に働くのは情緒安定性ダミーのみではあるが、作業仮説③は支持された。

以上より、基本仮説①、②が支持された。

表5 二項ロジスティック回帰分析の結果2

従属変数：最終学歴	モデル 2-1		モデル 2-2	
	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差
(定数)	-1.580**	0.557	-0.114	0.524
開放性ダミー	0.308	0.392	-0.249	0.295
情緒安定性ダミー	0.522†	0.314	0.662*	0.295
勤勉性ダミー	-0.452	0.491	0.313	0.474
父大卒ダミー	1.638***	0.354	1.307***	0.379
母大卒ダミー	0.356	0.496	0.672	0.582
男性ダミー	0.467	0.310	-0.724*	0.298
Cox&Snell R ²	0.149		0.127	
Nagelkerke R ²	0.217		0.171	
Hosmer-Lemeshow 検定	0.443		0.780	
N	274		274	

† p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

5 まとめと考察

以下は、分析結果から明らかになった知見である。

- ①中学校時代に部活動に所属すること及び習い事をすることは非認知能力のうち「開放性」「情緒安定性」を高める
- ②非認知能力のうち「情緒安定性」に関しては最終学歴獲得に有意に働く

興味深いのは、部活動への所属や習い事をするのが非認知能力のうち「勤勉性」を高めることが特に立証されなかったことである。特に部活動に熱心に取り組むことは勤勉性の獲得に有意に働きそうなのに今回結果として出なかったことはなぜか、原因究明が今後必要である。

本稿の課題としては、データの特性による限界があったことがまず挙げられる。第一に、調査を行うにあたり非認知能力を示す指標を3つしか盛り込むことができなかった点である。ビッグファイブのうち「外向性」「協調性」をたずねる設問が今回の調査には含まれておらず、本分析では非認知能力の効果があまり認められない結果となったが、この2つの指標を盛り込むことでまた違った結果が出てくる可能性もある。また、これらの指標は主観的な設問が用いられており、客観的に非認知能力を測定することが求められる。第二に、習い事を行うにあたって家庭の所得が関わってくると考えられるが、本調査においては中学時代の家庭の所得をたずねる設問がなく、社会階層の統制に両親の学歴しか使用できていない。以上は今後の課題であり、さらなる研究の蓄積が必要であると考えられる。第三に、部活動や習い事に1日どれくらいの時間を割いたか、などの時間的拘束を測る設問が設けられていなかった。中学時代の部活動による時間的拘束は最終的な学歴に影響を与えると考えることができるので、ここに関しても今後の課題としたい。

[注]

1. 本稿において「部活動」とは、学校教育の一環として学校教員の指導のもとで行われる活動のことを指す。

[文献]

Almlund, Mathilde, Angela Lee Duckworth, James J. Heckman and Tim D. Kautz, 2011, “Personality Psychology and Economics . ” Handbook of the Economics of Education, Volume 4. E. A. Hanushek, S. J. Machin and L. Woessmann, eds. Amsterdam: North Holland, Elsevier Science, 1-182.

白松賢, 1997, 「高等学校における部活動の効果に関する研究-学校の経営戦略の一視覚-」『日本教育経営学会紀要』日本教育経営学会, 39: 74-88.

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」, (2019年1月21日取得, http://www.mext.go.jp/sports/b_menu/shingi/013_index/toushin/_icsFiles/afieldfile/2018/03/19/1

402624_1 . pdf)

- 戸田淳士・鶴光太郎・久米効一, 2014, 「幼少期の家庭環境、非認知能力が学歴、雇用形態、賃金に与える影響」, 『RIETI Discussion Paper Series 14-J-019』独立行政法人経済産業研究所.
- Heckman, James J. and Tim Kautz, 2013, “Fostering and Measuring Skills: Interventions that Improve Character and Cognition”, NBER Working Paper Series 19656.
- Heckman, James J. and Y. Rubinstein, 2001, “The Importance of Noncognitive skills: Lessons from the GED testing program” American Economic Review 91(2): 145-9.
- 文部科学省, 1997, 「運動部活動の在り方に関する調査研究報告(中学生・高校生のスポーツ活動に関する調査研究協力者会議)」, (2019年1月21日取得, http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/sports/001/toushin/971201.htm)
- 李嬋娟, 2014, 「非認知能力が労働市場の成果に与える影響について」, 『日本労働研究雑誌』独立行政法人労働政策研究・研修機構, 650: 30-43.
- Lleras, Christy, 2008, “Do Skills and Behaviors in High School Matter? The Contribution of Noncognitive Factors in Explaining Differences in Educational Attainment and Earnings”, Social Science Research, 37: 888-902.

研修と離職の関係について

——初期研修に注目して——

岡村和礼
(東北大学教育学部)

1 問題の所在

金は天下の回りものと言うが、実際に華麗な消費行動をして経済を回していると言う実感を持つ若者は少ないであろう。いざなぎ景気以来の長期好景気と言われているが、かつての高度経済成長期やバブル経済期のように実感することは少ない。総務省の「全国消費実態調査」によると、単身世帯の40歳未満の消費支出は2009年から2014年にかけて18.5%の実質減少率を計測しており、これは他の世代よりも圧倒的に低い（一番近い40代で8.6%）。このように若者の消費が減っている。では、なぜ若者の経済事情が厳しいのか。ここに若者の早期離職の影響があるだろう。

厚生労働省の「新規学卒者の離職状況」によると、新卒の中の大卒の三年以内離職率は1995年から現在（三年間を測れる2016年）に至るまで、2009年一年分を除いて三割を超えている。最も離職率の高い事業所規模30人未満の中卒者では、三年以内離職率が7割を越しており、最も低い事業所規模1000人以上の大卒者でも2003年以降2割を下回った年はない。このように若年層の職は学歴が大卒であっても2割以上が安定していない。さらに一般的に安定すると言われている正規雇用についてだが、一度離職を経験すると次も安定できる正社員になれるとは限らない。厚生労働省「平成25年若年者雇用実態調査」によると、2013年10月時点においての初職離職の現職正社員割合で最も高いのは初職正規雇用の大卒以上の男性である。その初職継続期間が一年未満で68.6%、一年以上三年未満で72.9%となっている。つまり一番職が安定していると見なされる大卒以上の男性においても、3割が初職を離職しそのうち3割が正規雇用を失っている。つまり、少なくとも見積もっても約1割が初職で安定を見込める正規雇用を得ても、後には非正規以下の職しか得られず安定しない日々を送ることになっている。これは大卒以上の男性に限って推測したものであり、学歴、性別、初職の勤務形態によってはさらに悪い推測が得られることが想像できる。

では何が離職の要因になっているか。さらには何が離職を抑制するか。これがわかれば離職率の低下、更には若者の経済力向上につながるだろう。早期離職を防ぐに様々対応策が練られてきてはいる。その中に教育訓練の充実などがある。これは研修を行うと言う具体策を持っている。しかし、実際に研修を加速させることが早期離職を抑制するのだろうか。厚生労働省「平成25年若年者雇用実態調査」によると、男女計の正規社員であった離職者の辞めた理由（複数回答）の一番は「労働時間・休日・休暇の条件がよくなかつ

た」というものであり、初職継続期間に関わらず 25%を超えていた。能力開発に対する不満という項目は回答にないのだが「自分の能力・技能が活かされなかった」という能力に関する項目は、初職継続期間別に分けてもほぼ 10%程度であり、職務条件に対して大きい要素とは言えなかった。そこで本調査では、離職の抑制要因としての研修の効果を調査した。

2 先行研究の整理

離職の要因についての先行研究としては、離職の要因について述べた黒沢麻美・佐藤直由（2017）がある。ここでは離職には職務・職務条件・初職時生活の三満足度が関連していることが明らかになっている。さらに、労働政策研究・研修機構（2016）によると、職業生活満足度は教育訓練、能力開発のあり方と強い相関があるとしている。

つまりこの二つから教育訓練・能力開発の手法である研修は、職業に関する満足度を媒介にして離職の抑制に働くことが想定できる。ただしこの二つの先行研究は研修・満足度・離職の三つを中心に見ているものではなく、研修の効果に関して述べてはいない。

研修の効果に関する先行研究に関しては小笠原京子（2012）や上野徳美・山本義史・大戸朋子・増田真也（2016）がある。小笠原（2012）では「介護業界では個別性を重視した研修が整備すべき課題」とされている。ここでは、介護業界限定で研修の質の部分の重要性を述べている。上野・山本・大戸・増田（2016）では、看護業界におけるアサーション・トレーニングが離職意図の軽減の効果が示された。つまり、研修の効果に関してある一業界についての実証分析はなされているが、一般的な分析は行われていない。そしてこの二研究はある特定の研修内容に関しての効果を求めており、企業が投資としての研修を行う際に考慮すると考えられる物質量としての研修期間については言及していない。

離職は職業に関する満足度が影響しておりその満足度には研修が関わっている。しかしこの研修についての研究は業種などが網羅的ではなく、投資の際に考慮される量に関しての分析はない。

3 仮説と分析枠組み

本調査の問いは研修が早期離職を抑制するかである。つまり仮説は「研修を多く行うことによって早期離職は抑制される」である。研修に関しては早期離職に関連するものであるため初期研修の期間を考え、離職に関しては離職したか、していないかを問う。今回の調査対象が 20-40 歳のため三年未満でないものも若年層の離職としてとらえた。

分析手法について。まずは基礎分析を行う。次に研修が早期離職に影響があるかどうかを調べるために研修期間を独立変数、離職を従属変数においた分散分析を行う。最後に研修以外の要因をコントロールした上での効果を確かめるために、独立変数が離職、独立変数に研修に関する変数、個人属性、職業に関する変数を取った二項ロジスティック回帰分析を行った。

4 使用データと変数

4.1 使用データ

データは2018年8月に東北大学教育学部「教育学実習」で実施された「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<1>」を使用した。無作為に抽出された日本全国に在住する学生を除いた20歳から40歳の男女から郵送法によって回答を得た。計画サンプルサイズは300名、有効回答数は274名（回答率91.3%）である。

4.2 変数

分析結果の提示に先立って、用いた変数とその作成方法について述べる。

使用する変数は10ある。そのうち離職に関する変数は一変数。研修に関する変数は初職における初期研修期間、初職における研修満足度の二変数。個人属性については年齢、子供の有無、性別と子供の交互作用項、現在の世帯税込収入の四変数。職に関しては現在の職業、現在の勤務形態、研修を除いた初職満足度の三変数を用いた。

変数作成方法は以下。

① 離職に関する変数

A. 離職ダミー

「あなたは最初に勤めた会社に、今後も勤め続けたいと思いますか」という質問項目で調査対象者の離職欲求について尋ねた。「1 勤め続けたい」「2 どちらかといえば勤め続けたい」「3 どちらかといえば勤め続けたくない」「4 勤め続けたくない」「5すでに退社した」の五項目から一つを選択してもらうことで回答を得た。調査計画時は離職欲求と初期研修の影響を目的としていたが、離職者が全体の半数を占めていた為離職欲求を離職に変更した。1-4を0、5を1というダミー変数を作成した。

② 研修に関する変数

A. 新人研修期間

研修の具体量を知るために初職における新人研修期間を「あなたの最初に勤めた会社の新人向けの研修の期間はどのくらいでしたか」という質問項目において尋ねた。「1一年以上」「2半年以上一年未満」「3二ヶ月以上半年未満」「4一ヶ月以上二ヶ月未満」「5二週間以上一ヶ月未満」「6一週間以上二週間未満」「7三日以上一週間未満」「8一日以上三日未満」「9一日未満」「10研修はなかった」の10項目から一つ選択してもらうことで順序変数を作成した。

B. 研修不満度

研修の質の部分の評価してもらうため、初職における新人研修の満足度を「あなたは新人向けの研修の内容について最初に勤めた企業にどの程度満足していますか」という質問項目にて尋ねた。「1満足している」「2どちらかといえば満足している」「3どちらかといえば満足していない」「4満足していない」の4項目から一つを選択してもらい順序変数とした。先行研究では満足度を測定しているが、今回は順序の都合上不満度という変数名と

した.

③ 個人属性に関する変数

A. 年齢

回答者の属性をコントロールする目的において「あなたの性別と年齢をお答えください」という質問項目において尋ねた. 回答は具体的な年齢で回答してもらい量的変数を作成した.

B. 子持ちダミー

回答者の属性をコントロールする目的において「あなたには現在子どもが何人いますか」という質問項目において尋ねた. 具体数を回答してもらった. 今回の調査目的を考えると, 0 から 1 の変化が 1 から 2, 2 から 3 などよりも意味を持つと想定できるため, 0 人という回答を 0, 1 人以上子供がいると回答したものを 1 とするダミー変数を作成した.

C. 性別と子供数の交互作用項

性別と子供数に関しては交互作用が想定でき, 分散分析による推定周辺平均を求めたところ, 子供数と交互作用項の影響が見られた. このため「あなたの性別と年齢をお答えください」という質問項目において性別を「1 男」「2 女」から一つを選択してもらった. 子供に関する質問, 回答方法は③B と同様. 性別に関して離職のしやすさを考え, 女を 1, 男を 0 とし, それに子供数をかけ交互作用項を作成した.

D. 世帯税込収入

調査対象者の個人属性をコントロールするために世帯の税込収入を「職に関する変数あなたのお宅の世帯全体の昨年の年間収入は, ボーナスを含めた税込みでどのくらいになりますか」という質問項目において尋ねた. 「1, 収入無し」「2, 100 万円以下」「3, 100-200 万円」「4, 200-400 万円」「5, 400-600 万円」「6, 600-800 万円」「7, 800-1000 万円」「8, 1000-1200 万円」「9, 1200-1400 万円」「10, 1400 万円以上」「11, わからない」という中から一つ選んでもらい順序変数を作成した. なお 11 の「わからない」は欠損値として処理した. さらにそれぞれの度数が小さいことから統合を図った. 1, 収入なし, 2, 400 万円以下, 3, 400-1000 万円, 4, 1000 万以上の四つのカテゴリに再分類した.

④ 職に関する変数

A. 現職業

職業特性をコントロールするため職業を「お仕事の内容 最も近いものを 1 つ選んでください」という質問項目において尋ねた. 「1 事務職」「2 販売職」「3 管理職」「4 専門的・技術的職業」「5 サービス職」「6 現業職」「7 農林漁業」「8 主婦・主夫」「9 その他」という項目から一つ選択してもらうことで回答を得た. このうち度数の小さかった「管理職」と「農林漁業」はその他に組み込んだ. さらに従属変数との相関を踏まえ「事務職」と「専門的・技術的職業」, 「サービス業」と「現業職」を従属変数に対して同質な集団とみなし統合した. よって事務・専門・技術職ダミー, サービス・現業職ダミー, 販売職ダミー,

その他ダミーの四つを作成し、主婦・主夫との回答者と比較する形をとった。

B. 現職業形態

職務形態をコントロールするため「働き方 最も近いものを1つ選んでください」という質問項目において尋ねた。「1 経営者・役員」「2 常時雇用の一般従業員」「3 臨時雇用・パート・アルバイト」「4 派遣社員」「5 契約社員」「6 自営業者・自由営業者」「7 内職」「8 その他」という項目から一つを選んでもらうことで回答を得た。これも職業と同様に「1 経営者・役員」「5 契約社員」「6 自営業者・自由営業者」「7 内職」について度数が少なかったため、その他に組み入れた。「2 常時雇用の一般従業員」を正社員として捉え、この回答をした対象者を1とした正社員ダミーを作成し、同様にその他ダミーも作成した。そして臨時雇用・パート・アルバイト・派遣社員の集団との比較をする形をとった。

C. 研修以外の初職不満度

職務・職務条件・初職時生活満足度を測るために質問を三問作成した。職務に関しては「あなたは職務自体の内容について最初に勤めた会社にどの程度満足していますか」、職務条件に関しては「あなたは職務条件(訓練・教育を除く)について最初に勤めた会社にどの程度満足していますか」、初職時生活に関しては「あなたは初職在職中における生活全般(職業生活を除く)にどのくらい満足していますか」との質問項目において尋ねた。回答は「1 満足している」「2 どちらかといえば満足している」「3 どちらかといえば満足していない」「4 満足していない」の4項目から一つを選択してもらい回答とした。この三変数に関して全ての合計をとった合成変数を作成した。(クロンバッハの α 係数は0.823) 3から12の値をとる量的変数とした。

5 分析結果

記述統計と度数分布は以下。

表1 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
離職ダミー	263	0	1	0.50	0.501
新人研修期間	266	1	10	6.12	3.009
研修不満度	262	1	4	2.48	0.942
年齢	274	21	39	31.97	5.062
子持ちダミー	272	0	1	0.43	0.497
性別×子供	272	0	4	0.78	0.317
世帯税込収入	239	0	3	1.76	0.148
研修以外の初職不満度	262	3	12	7.12	0.501

表 2 度数分布（新人研修期間）

新人研修期間		
	度数	%
12 ヶ月	9	3.3
6-12 ヶ月	27	9.9
2-6 ヶ月	39	14.2
1-2 ヶ月	33	12
2 週間-1 ヶ月	9	3.3
1-2 週間	17	6.2
3 日-1 週間	25	9.1
1-3 日	28	10.2
1 日未満	21	7.7
なかった	58	21.2
合計	266	

表 3 度数分布（職種）

職種		
	度数	パーセント
事務職	84	30.7
販売職	16	5.8
管理職	7	2.6
専門的・ 技術職	48	17.5
サービス業	15	5.5
現業職	18	6.6
農林漁業	1	0.4
主夫主婦	18	6.6
その他	7	2.6
合計	214	

表 4 度数分布（勤務形態）

勤務形態		
	度数	パーセント
経営者・役員	3	1.1
常時雇用の一般従業員	144	52.6
臨時雇用・パート・アルバイト	39	14.2
派遣社員	9	3.3
契約社員	7	2.6
自営業主・自由業者	9	3.3
内職	2	0.7
その他	1	0.4
合計	214	

5.1 基礎分析

表 1 に関して、今回の調査結果によると日本在住の二、三十代は約半数がやめていたことになる。先にも述べたが、今回の想定ではここまで離職者を見込んだものではなかったため、初職の離職か在職かの分析に変更した。収入に関しては日本の平均年収とも大差はないことや低所得層の人数が高所得者の人数より多いことなど、一般的に言われている世相を反映している。

表 2 に関して、新人研修期間の度数分布をみると「なかった」と 1 ヶ月未満の比較的期間が短いもの、1 ヶ月以上の長いものの大きく三つ山があることがわかる。研修なしは職業訓練に関して関心のない事業所に所属している可能性が高い。1 ヶ月未満のものは教育訓練に対して関心が薄い可能性もあるが、費用面を踏まえるとしにくいいため短いものになっている可能性がある。もし今回の分析で研修期間が離職を妨げるものになるのであればこの 1 ヶ月未満の層に対しては費用面を踏まえても良い提言になりうる。1 ヶ月以上のものは比較的に教育訓練に力を入れている層だと言える。今後企業を教育訓練面で判断する時の指標となりうる。

表 3, 4 に関して、度数が小さいものが多く統合を図った。特に正規社員の人数割合が高かった。

5.2 分散分析

独立変数に新人研修期間、従属変数に離職ダミーをおき、独立変数は従属変数に対して影響力を持つかを確認した。分散分析表は表 5。決定係数は 0.059 である。

表 5 分散分析の結果

	平方和	自由度	F 値
モデル	3.9	9	1.752+
研修期間	3.9	9	1.752+
誤差	62	253	
合計	131	263	

**p<0.01 *p<0.50 +p<0.10

以上より独立変数は従属変数に対して 10%水準において有意な影響を持っていることがわかった。ただし決定係数が 0.059 とかなり小さいものになっている。つまり離職はその他の影響がないとした場合、新人研修期間に対して影響を持つがその影響は大きくないことになる。しかし、先行研究にもあるように研修は職に関する満足度に影響しその満足度は離職に影響するとあり、他の変数の影響を考慮すると影響の大きさは変化する可能性がある。

ただし最初の目的であった研修の影響は小さいがあると言えた。

5.3 二項ロジスティック回帰分析

新人研修期間の他に離職に関与しそうな変数と研修の量ではない質の部分を示す研修満足度をコントロール変数としてモデルに組み込んだ。従属変数は離職ダミーである。これにより研修の量が離職を妨げるかどうかを明らかにする。現職業は主婦・主夫を勤務形態は臨時雇用・パート・バイト・派遣社員を基準にした。

二項ロジスティック回帰分析の結果の表は以下。

表6 二項ロジスティック回帰分析結果

変数		係数	標準誤差	オッズ比
新人研修期間		-0.529*	2.363	0.589
新人研修不満足 (満足しているを基準)	どちらかといえば満足している	0.135	0.561	0.925
	どちらかといえば満足していない	0.045	0.631	1.046
	満足していない	-0.078	0.730	1.145
年齢		0.073+	0.037	1.075
子供ダミー		-0.290	0.464	0.749
性別×子供		-0.162	0.237	0.850
世帯税込年間所得 (収入無しを基準)	400万円以下	0.240	1.985	0.925
	400-1000万未満	0.024	1.991	1.046
	1000万円以上	-0.911	2.123	1.145
事務・専門・技術職ダミー		-0.500	0.550	0.607
販売職ダミー		-1.753+	0.920	0.173
現業・サービス業ダミー		-1.201	0.731	0.301
その他職業ダミー (主婦・主夫を基準とした)		-2.596*	1.097	0.075
正社員ダミー		-2.440**	0.506	0.087
その他勤務形態ダミー (臨時雇用・パート・バイト・派遣社員 を基準)		-22.158	40192.97	0.000
研修以外の初職不満足		0.329*	0.096	1.390
定数		-1.573	2.369	0.207
-2対数尤度	221.082			
Nagelkerke R ² 値	0.493*			
N	239	**p<0.01	*p<0.05	+p<0.10

分析モデルの擬似決定係数は0.493とある程度の説明力を持つモデルとなった。さらには5%水準において統計的に有意なものとなった。離職に対しての影響を持つと統計的に有意となった変数は6つ。新人研修期間、年齢、主婦・主夫群に対しての販売職ダミー、その他職業ダミー、臨時社員・パート・アルバイト・派遣社員ダミーに対しての正社員ダミー、研修を除いた初職不満足である。このうち正に有意だったのは研修を除いた初職不満足、年齢。負に有意であったものは残り4つの変数である。その他職業ダミーは寄せ集めのため今回は考慮しない。以上より本分析において注目する点は新人研修期間、年齢、主婦・主夫ダミーに対する販売職ダミー、臨時社員・パート・アルバイト・派遣社員ダミーに対しての正社員ダミー、研修を除いた初職不満足である。

仮説について、今回の仮説は研修が早期離職を抑制するであった。今回の分析で研修期間が長くなると離職を低下させることが明らかになった。

6 考察

今回の調査の目的は研修が離職を抑制するかどうかであった。第一段階として独立変数に新人研修期間一つ、従属変数に離職ダミーをおいたシンプルなモデルで分散分析を行った。その結果は両者の関係を統計的に見ることは可能になったが、決定係数が 0.1 にも満たないもので新人研修期間は離職の 1 割も規定していないという結果に至った。ただ先行研究の整理においても述べた通り、今回は満足度という研修が影響していて離職に対して影響力を持つ変数の存在は明らかになっていた。そのような変数を除外しても今回の分析で新人研修期間は小さくとも有意になった。このため新人研修の期間は職場における満足度を媒介にしなくとも、離職をかなり小さくはあるが抑制する効果があるとわかった。

さらに他の影響しそうな変数をモデルに組み込んだ二項ロジスティック回帰分析では、6 個の変数が有意になったが先述したように 5 個の変数を考慮し考察する。

仮説にあげた研修期間について、これは負に有意つまり離職を抑制するという結果になった。のちに出てくる正社員ダミーより係数は低いものの、オッズ比が約 0.6 となり研修期間を一単位分あげればかなりの効果が見込めるという結果になった。これは仮説に対しての答えとなり、研修の量を長くすれば離職者は減るという提言のしやすい成果を得られた。今回量の対比としてあげた研修の質を示す研修不満度だが、統計的に離職との関連が見られなかった。さらに有意ではないものの係数をみるとあまり大きくない。つまり研修は量を稼げば離職に影響するが質が変わろうとさほど離職促進にも抑制にも要因にならないということだ。つまり離職に悩む企業に簡単な提言ををするとするならば、とりあえず量を増やせということになる。教育訓練への関心が低いだけで実施可能な企業ならばそれでいいだろう。ただし記述統計の部分で述べた通り研修期間は山が三つあった。その中でも、1 ヶ月未満の研修を受けた人も多くいて、その中のすべての企業が研修をさらにやる余力があるかはわからない。つまり離職という企業に対してのリスクを減らす行動が企業だけでは完結できない場合が往往にしてあると言える。このあたりで外部からの支援の可能性があり、そうすることで企業は労働力を安定して確保し若年層の経済事情も安定することにつながるだろう。

上記したように研修の効果は見ることができた。ではその効果の相対的な大きさはどうか。今回の分析で統計的に離職への効果を確認できたのは 6 個だが考慮するのは 5 個。そのうち研修期間を除くと 4 個である。

一つ目は年齢。今回は正に有意であり係数の絶対値は研修期間より少ない。年齢が上がれば初職を辞める人の累計数は減らないため増えるのは想像しやすい。ただしあまり係数が大きくない。つまりは年齢が上がれば上がるほどというよりも初期に大勢が辞めた後に離職者は少しずつ増えるため正に有意ではあるが係数が小さいのであろう。つまりは早期

離職者の現状を理解する上での良い結果になったと言える。

二つ目は販売職ダミーだ。これは主婦・主夫ダミーを基準にしていて初職を辞めていないということになる。既に職のない主婦・主夫に対して職を継続していることは当然であろう。ただし販売職以外の職業は離職に対して負の影響が見られたが有意になっていない。つまりほとんどの職業でその職業を選択したからといってその職を離れにくいというような仮説を立てることが難しいということになる。今回の職業分類的に具体的に離職の激しい介護従事者などの細かい職業分類はしていないため確実ではないが、職業によって離職に対して影響が違ふと考えることは間違った結果を生む可能性を今回の分析は示唆している。

三つ目は正社員ダミーだ。これは負に有意であり係数も研修期間より大きい。臨時社員などの非正規労働者が正規労働者よりも離職しやすいというのは待遇面などを踏まえると理解しやすい。ただ正規社員を増やすべきかはどの立場からものを見るかで変わるため判断できない。

四つ目は研修を除いた初職不満度である。これは正に有意になり係数の絶対値は研修期間より小さい。先行研究によると研修期間よりも影響力が強そうではあったがそうではなかった。

以上より研修の量は離職を抑制する効果を有し勤務形態には劣るものの相対的に大きな影響があることがわかった。

7 本調査の限界と今後の課題

調査の限界として二点ある。まず一点目は職以外の離職に影響しそうな変数をモデルに組み込めなかったことである。他にも性格面や環境面などの要因を入れることができたならばモデルの説明力をあげることができたかもしれない。二点目は職業と勤務形態、収入が現在のものであること。これはその当時の状況を聞いたほうがより離職との関係がうまく出ただろう。なぜこうなったかは質問紙作成の段階でそのことを考慮できていなかったからである。これは今後の課題だ。ただ収入が上がるのは初職を継続したほうが上がりやすく、職種は初職と同じである可能性も高く全く関係がないとは言えない。しかし勤務形態はそれほど関連していないかもしれない。

今後の課題について。この方面の調査を進めるのであれば変数を増やすことがいい策だと考えられる。そして今回のように質問と仮説の結びつきをしっかりと考慮した上で調査をすべきであろう。

[文献]

厚生労働省, 2016, 「新規学卒者の離職状況」, (2019年1月8日取得,

<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000137940.html>)

労働政策研究・研修機構, 2016, 「若年者のキャリアと企業による雇用管理の現状」,

(2019 年 1 月 8 日取得, <https://www.jil.go.jp/institute/siryo/2016/171.html>)

黒沢・佐藤, 2017, 「介護職員の生活満足感と職務満足感の検討 : Y 市と S 市のアンケート調査の結果を踏まえて」, *Journal of health & social services*, 14, 1-7.

(2019 年 1 月 8 日取得,
https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=2ahUKEwi0v-if3eLfAhVI6LwKHWXJDZoQFjAAegQICRAC&url=https%3A%2F%2Ftbgu.repo.nii.ac.jp%2F%3Faction%3Drepository_uri%26item_id%3D857%26file_id%3D22%26file_no%3D1&usg=AOvVaw2lZRmVPpnMfLA-6G79yfFL)

小笠原, 2012, 「個別性を重視した新人介護職員研修に関する研究」, (2019 年 1 月 8 日取得, <https://ci.nii.ac.jp/naid/120004883526>)

上野・山本・大戸・増田, 2016, 「アサーション・トレーニングがアサーションの向上と自尊感情ならびにバーンアウト緩和に及ぼす効果 : 新人看護師研修における研修効果を中心に」, (2019 年 1 月 8 日取得,
https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&cad=rja&uact=8&ved=2ahUKEwixlMfZ3eLfAhWBbbwKHV4jB_4QFjAAegQIABAB&url=https%3A%2F%2Fci.nii.ac.jp%2Fnaid%2F120005851574&usg=AOvVaw3PV8ZOL_W6xBJy2hiLOBLt)

自己肯定感は学歴を規定するのか

——中学時自己肯定感尺度を用いた分析——

沼津大嗣
(東北大学教育学部)

1 問題関心

2014 年、厚生労働省が実施した国民生活基礎調査によって、日本における「子どもの貧困率」が過去最高値となる 16.3%に達し、日本における 17 歳以下の子どものうちの約 6 人に 1 人が相対的貧困状況にあることが明らかとなった（厚生労働省 2014:18）。小西祐馬は子どもの貧困を以下のように定義している。

「子どもの貧困」とは、子どもが経済的困窮の状態におかれ、発達の諸段階におけるさまざまな機会が奪われた結果、人生全体に影響をもたらすほどの深刻な不利を負ってしまうことです（小西ほか編 2016: 30）。

そして小西によれば、不利の具体例として「文化的資源の不足」「虐待・ネグレクト」「低い自己肯定感」などが挙げられている（小西ほか編 2016: 31）。

また、阿部彩、埋橋孝文、矢野祐俊らによる「大阪子ども調査」の分析結果によると、子どもの自己肯定感が家庭の経済状況と密接に関係しており、貧困家庭の子どもと非貧困家庭の子どもとの間で、自己肯定感に関する質問項目に対して否定的な、すなわち自己否定の回答をした子どもの割合に大きな差が生じていることが明らかにされた（阿部ほか 2014:14-6）。

さらに進学という側面から子どもの貧困を捉えると、生活保護世帯に属する子どもの高等学校等進学率が一般の子どもと比較して低くなっていることが内閣府によって指摘されており、「子供の貧困に関する大綱」においては、生活保護世帯に属する子供の高等学校等進学率、児童養護施設の子供の進学率、ひとり親家庭の子供の進学率などが子どもの貧困に関する指標として用いられ、貧困が進学に影響を及ぼすことが示唆されている（内閣府 2014）。

このような背景から「貧困が自己肯定感や進学に影響を及ぼすとされているが、自己肯定感が進学に影響を及ぼす可能性があるのではないか」と考え、自己肯定感と学歴の関係性を調査することとした。

2 先行研究の整理

学力と自尊感情¹⁾の関係性を調査したものに久保田真巧・原田彰が行った研究がある。この研究は、同和地区に住む公立小学校の5・6年生および公立中学の1・2年生を対象に、第一回調査として「基礎学力調査」「生活実態調査」「学級担任調査」の3種類から成る調査を受けさせ、対象の国語と数学のテストスコア、自尊感情、家族形態などの情報を獲得する。そして約3年半後、第一回調査当時、小学5年生だった児童に対して同様の調査を再度受けさせるといった手順で、「自尊感情」「家庭生活および学校生活」「学力」の関係性を明らかにすることを目的としていた。分析結果からは「小学5年時の自尊感情を構成する因子の一つが中学3年時の学力偏差値に影響を及ぼしていること」が明らかとなり、「自尊感情は学力に影響を及ぼす」ことが示された(久保田真巧・原田彰 2000)。

3 仮説の設定とその意義

先行研究では自尊感情が「学力」を規定することが明らかとされていたが「学歴」に関しては言及されていなかったため、自尊感情＝自己肯定感と学歴の関係性について調査することとした。自己肯定感は、後期中等教育段階の自己肯定感を使用すると「高等教育進学に対する影響しか測ることができない」「後期中等教育は義務教育ではない」「最終学歴が中学校卒業の者を考慮できない」など諸々の問題が発生する可能性がある。また、初等教育段階は、精神面が未熟であると判断したため、中学時の自己肯定感を使用することとした。理論仮説は「中学時自己肯定感是最終学歴に影響を及ぼす」とし、作業仮説は「中学時自己肯定感が高い者は最終学歴が高くなる」とした。

研究の意義は「自己肯定感と学歴の関係性を明らかにできた場合、自己肯定感という側面から学歴格差を解決する教育的アプローチを発見することが可能になること」である。

4 使用データおよび使用変数について

4.1 使用データについて

データは東北大学教育学部が調査主体となって行った「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<1>」で収集したものを使用した。調査対象者は学生を除く日本在住の20歳以上40歳以下の男女とし、郵送法によってデータ収集を行った。サンプル数は300、うち有効回収数274、回収率は91.3%だった。

4.2 使用変数について

使用する変数は「性別」「年齢」「本人最終学歴」「父親最終学歴」「母親最終学歴」「中学時自己肯定感総合得点(以下総合得点とする)」の6つとした。性別は男性を0、女性を1としたダミー変数、年齢は20代を0、30代を1としたダミー変数、本人最終学歴は中学校を1、高等学校を2、専修学校・各種学校を3、短大・高専等を4、大学を5、大学院を6とする順序変数とした²⁾。父親最終学歴・母親最終学歴は、本人最終学歴と同様の順序

変数とし、総合得点は中学時の自己肯定感を測る尺度として、Morris Rosenberg の自己肯定感尺度を参考に作成した 9 つの質問に得点を振り分け、その合計点とした (Morris 1965)．9 つの質問は以下「Q18f2: あなたは中学校時代、部活動において自分は活躍していると思っていましたか」「Q20a: (あなたは中学時代) おおかた自分に満足していた」「Q20b: (あなたは中学時代) 時折、自分が役に立たない人間であると感じることがあった」「Q20c: (あなたは中学時代) 自分が人並みにものごとを行える人だと思っていた」「Q20d: (あなたは中学時代) 自分が少なくとも人並みの価値がある人間と思っていた」「Q20e: (あなたは中学時代) おおかた自分は失敗者であると感じていた」「Q20f: (あなたは中学時代) 運動神経がよかった」「Q20g: (あなたは中学時代) 音楽や美術その他の文化活動において才能がある方だった」「Q20h: (あなたは中学時代) 家庭の経済環境に満足していた」とし「そう思わない」を 1 点、「あまりそう思わない」を 2 点、「ややそう思う」を 3 点、「そう思う」を 4 点とした．否定的質問である Q20b と Q20e に関しては得点の順序を逆にした．また、Q18f2 に関しては中学校時代部活動に所属していなかった者に関しては 0 点を振り分け、総合得点は最小値を 8 点、最大値を 36 点とした．なお、総合得点のクロンバッハの α 係数は $\alpha = .749$ であり、社会調査上、信頼性が十分である合成変数であることを確認した．

5 記述統計

5.1 記述統計 (性別・年齢・本人最終学歴)

表 1 性別・年齢・本人最終学歴の分布

	人数 (人)	パーセンテージ (%)
男性	135	49.3
女性	139	50.7
合計	274	100
20 代	88	32.1
30 代	186	67.9
合計	274	100
中学校	17	6.3
高等学校	67	24.6
専修学校・各種学校	40	14.7
短大・高専等	61	22.4
大学	80	29.4
大学院	7	2.6
合計	272	100

性別に関しては、男性 49.3%，女性 50.7%とおおよそ半分ずつ、年代に関しては 20 代が 32.1%，30 代が 67.9%と 30 代が 20 代の約 2 倍、今回の調査に協力していることが分かった。また、最終学歴を見ると、最も多い割合を占めるのが大学、次いで短大・高専等になっていた。総務省統計局の 2010 年のデータによると、日本の全卒業者のうち、大学・大学院卒が占める割合が 19.9%となっており（総務省統計局 2012 教育第一段落）、全国と比較して最終学歴が高いサンプリングとなっていることが分かった。

5.2 記述統計（中学時自己肯定感総合得点）

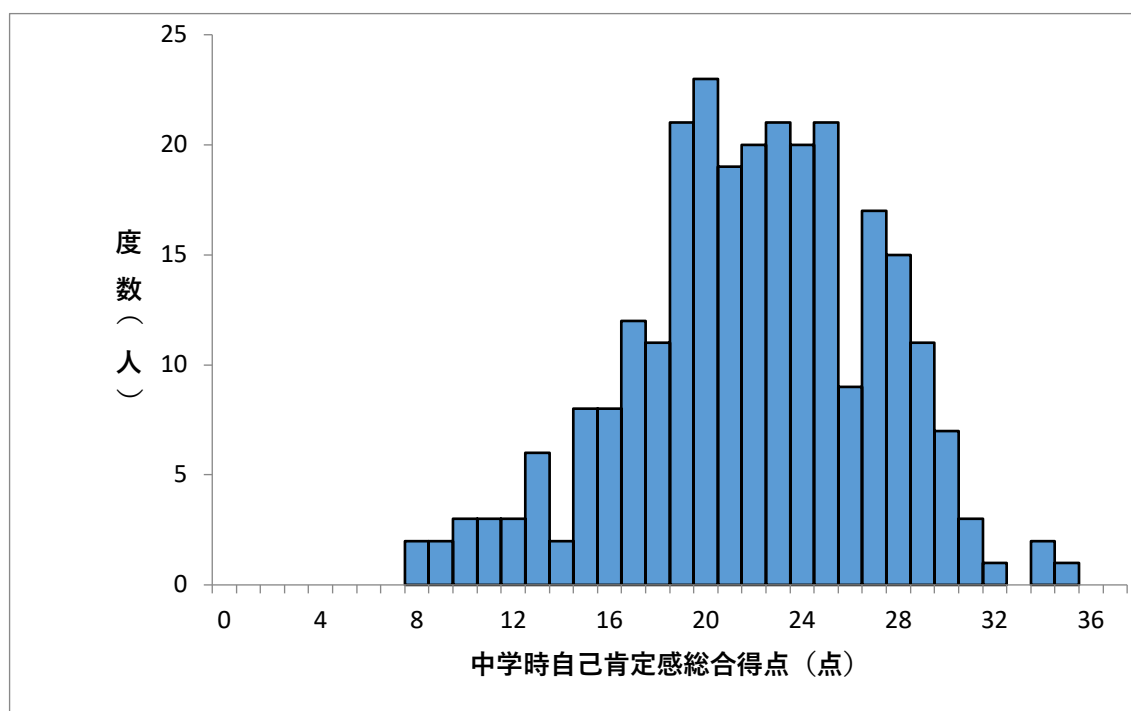


図 1 中学時自己肯定感総合得点（ヒストグラム）

表 2 中学時自己肯定感総合得点（10 点刻み）

	人数（人）	パーセンテージ（%）
一桁	4	1.5
10 点台	77	28.4
20 点台	176	64.9
30 点台	14	5.2
合計	271	100

表3 中学時自己肯定感総合得点 (T検定による平均の差の検定)

	t 値	有意確率
性別	-.866	.387
年代	.042	.955

総合得点は最小値 8, 最大値 35, 中央値 22, 平均値 21.94, 標準偏差 5.12 という結果となった。ヒストグラムの形から見ても分かるように正規分布に近い分布となっていることが分かり、表 4 からは、一桁台の、極端に自己肯定感が低い者、30 点台の極端に自己肯定感が高い者は少数であり、多くが 20 点台、時折 10 点台がいるということが分かった。

さらに T 検定で平均の差の比較を行ったところ、性別、年代別いずれも有意確率 $p > .10$ となり、総合得点は性別で統計的に有意な差は無いこと、年代別でも統計的に有意な差は無いことが明らかになった。

6 仮説の分析

表4 中学時自己肯定感を独立変数とした単回帰分析結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	2.344	.357	
中学時自己肯定感総合得点	.054	.016	.206***

調整済み $R^2 = .039$

*** $p < .01$ ** $p < .05$ * $p < .10$

作業仮説である「中学時自己肯定感が高い者は最終学歴が高い」を検証するために、本人最終学歴を従属変数、総合得点を独立変数とした単回帰分析を行ったところ、総合得点は有意確率 p が 1%水準で有意となった。回帰直線は $\hat{Y} = 2.344 + 0.054X_1$ (X_1 =総合得点の値) となり、総合得点が 1 点上がると本人最終学歴が .054 上昇するというモデルになった。また調整済み R^2 値が .039 となり、本人最終学歴の約 3.9%を中学時自己肯定感が説明していることが分かった。

表5 中学時自己肯定感と性別ダミーを独立変数とした場合の重回帰分析結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	2.338	.363	
中学時自己肯定感総合得点	.054	.016	.206***
性別ダミー	.017	.163	.006

調整済み $R^2 = .035$

*** $p < .01$ ** $p < .05$ * $p < .10$

表 6 中学時自己肯定感と年代ダミーを独立変数とした場合の重回帰分析結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	2.121	.375	
中学時自己肯定感総合得点	.055	.016	.206***
年代ダミー	.325	.174	.111*

調整済み $R^2 = .048$ *** $p < .01$ ** $p < .05$ * $p < .10$

表 7 中学時自己肯定感と父親最終学歴を独立変数とした場合の重回帰分析結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	1.941	.383	
中学時自己肯定感総合得点	.035	.016	.130**
父親最終学歴	.322	.055	.356***

調整済み $R^2 = .149$ *** $p < .01$ ** $p < .05$ * $p < .10$

表 8 中学時自己肯定感と母親最終学歴を独立変数とした場合の重回帰分析結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	1.538	.390	
中学時自己肯定感総合得点	.053	.016	.203***
母親最終学歴	.336	.068	.295***

調整済み $R^2 = .127$ *** $p < .01$ ** $p < .05$ * $p < .10$

続いて、性別、年代、父親最終学歴、母親最終学歴のそれぞれと総合得点を独立変数とした重回帰分析を行った。

まず、性別に関しては、有意確率 $p > .10$ となり、性別が最終学歴に対して統計的に有意な効果を与えているとは言えないことが分かった。また、調整済み R^2 値も .035 と、総合得点を独立変数とした単回帰分析（以下単回帰分析 1 とする）を行った時と比較して説明力が低下した。

続いて年代に関しては、10%水準で有意となり、調整済み R^2 値が .048 と単回帰分析 1 と比較して説明力が約 0.9% 上昇した。回帰直線は $\hat{Y} = 2.121 + .055X_1 + .325X_i$ ($i=0, 1$) となり、総合得点、年代が上昇すると、本人最終学歴が上昇するというモデルになった。

父親最終学歴に関しては、1%水準で有意となった。調整済み R^2 値は .149 と単回帰分析 1 と比較して約 3.8 倍の説明力となった。回帰直線は $\hat{Y} = 1.941 + .035X_1 + .322X_2$ (X_2 =父親最終学歴の値) となり、総合得点、父親最終学歴が高くなると本人最終学歴が上昇するモ

デルとなった。

母親最終学歴に関しては、1%水準で有意となった。調整済み R^2 値は.127 と父親最終学歴の調整済み R^2 値と比較すると小さくなったが、単回帰分析 1 と比較すると約 3.3 倍の説明力を持っていた。回帰直線は $\hat{Y} = 1.538 + .053X_1 + .336X_3$ (X_3 =母親最終学歴の値) となり、総合得点、母親最終学歴が上昇すると本人最終学歴が上昇するモデルになった。

最後に調整済み R^2 値を低下させた性別を除いた、年代、父親最終学歴、母親最終学歴、総合得点の 4 つを独立変数とする重回帰分析（以下重回帰分析 5 とする）を行った。結果は年代が 10%水準、父親最終学歴、母親最終学歴がともに 1%水準で有意となった。調整済み R^2 値は.189 となり、これまでの単回帰分析 1 および、各重回帰分析の中で最も高い値となり、本人最終学歴のうち、年代、父親最終学歴、母親最終学歴、中学時自己肯定感によって約 18.9%が説明できることが分かった。

表 9 中学時自己肯定感と年代ダミー・父親最終学歴・母親最終学歴を独立変数とした場合の重回帰分析結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	1.315	.422	
中学時自己肯定感総合得点	.040	.016	.152**
年代ダミー	.292	.172	.102*
父親最終学歴	.231	.064	.257***
母親最終学歴	.223	.078	.20***

調整済み $R^2 = .189$

*** $p < .01$ ** $p < .05$ * $p < .10$

7 考察と研究の課題

今回の研究は「自己肯定感は学歴を規定するのか」という問いのもとで、中学時自己肯定感に着目し、「中学時自己肯定感が高い者は最終学歴が高い」という作業仮説を検証することを目的としていた。これに対しては単回帰分析 1 の分析結果および回帰直線より、「中学時自己肯定感が本人最終学歴のうちの約 3.9%を説明していること」、「総合得点が増加すると最終学歴が高くなること」が分かり、さらに重回帰分析 5 の分析結果より「年代や父親最終学歴、母親最終学歴といった本人最終学歴に影響を与えそうな変数をコントロールしても自己肯定感はその有意性を失わないこと」が明らかになったため、作業仮説は立証されたと判断できた。

しかしながら、本研究には限界点や問題点がいくつか挙げられた。まず一つ目には今回の研究において中学時の自己肯定感尺度として用いた総合得点であるが、これは「中学時代を思い出しながら」被験者は回答しているため、純粋な中学時の自己肯定感とは言えず、本人最終学歴が高い者ほど中学時代を美化し、得点が高くなっている可能性があること、次に、

各最終学歴を今回は順序変数として使用したが、例えば専修学校と高専など、学歴の高低を厳密に判断することが難しい部分が存在するため、教育年数に直してから使用するべきだった点、さらに統制変数として父親最終学歴や、母親最終学歴を使用した点、年収などの経済的変数を入れなかった点が挙げられる。特に三つ目の課題に関しては、総合得点を算出する上での質問項目に「Q20h: (あなたは中学時代) 家庭の経済環境に満足していた」を入れることで、その要素を取り入れようと試みたが、総合得点内に入れるのではなく、総合得点と分離させて、「そう思う」＝「親の年収が高い」とし、統制変数として使用するとまた異なる結果がでた可能性があり、それに至らなかった点に改善の余地がある。

上記の課題点を改善し、さらに本人最終学歴に対して影響を与えるであろう他の要因を追加することで、自己肯定感の学歴に与える影響力がより正確に分析されることが期待される。

[注]

- 1) 今回の研究においては自尊感情と自己肯定感を同義語として捉えた。
- 2) 「その他」が1名いたが、欠損値扱いとした。

[文献]

- 阿部彩・埋橋孝文・矢野祐俊, 2014, 『大阪子ども調査』結果の概要, (2019年1月29日取得, <http://gpsw.doshisha.ac.jp/osaka-children/osaka-children.pdf>).
- 秋田喜代美・小西祐馬・菅原ますみ編, 2016, 『貧困と保育』かもがわ出版.
- 厚生労働省, 2014, 「平成25年 国民生活基礎調査の概況」, 平成25年国民生活基礎調査の概況, (2019年1月29日取得, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/d1/16.pdf>).
- 久保田真巧・原田彰, 2000, 「学力と自尊心——同和地区児童・生徒を中心に——」, 『広島大学教育学部紀要』3(49):49-58.
- Morris, Rosenberg, 1965, “Society and the Adolescent:Self-Image”, New Jersey:Princeton University Press.
- 内閣府, 2014, 「子供の貧困に関する大綱」, 子供の貧困に関する大綱について, (2019年1月29日取得, <https://www8.cao.go.jp/kodomonohinkon/pdf/taikou.pdf>).
- 総務省統計局, 2012, 「国勢調査からわかったこと」, (2019年1月29日取得, <http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/users-g/wakatta.html#jump2>).

政治的関心が子育て知識獲得に与える影響

山岸茉莉子
(東北大学教育学部)

1 研究の背景と目的

1.1 研究の背景

内閣府が発行している「平成 30 年版少子化社会対策白書」によれば、わが国の年間出生数は第 1 次ベビーブーム期の約 270 万人をピークに、以降減少傾向が続いている。2016 年の出生数は約 97 万人となり、統計開始以降初めて 100 万人を割ることとなった。このような急激な少子化に伴って様々な問題が生じてきている。労働力人口が減少することで起こる経済成長率の低下などの経済的影響、社会保障給付費の増大に伴う労働力人口一人あたりの社会保障負担の増加である。さらに内閣府は子どもの数が減ることで、子ども同士が切磋琢磨して社会性を育みながら成長していく機会が減少し、子どもの成長に負の影響を与える可能性も示唆している。このように、今生きている我々だけでなく次の世代にも負の影響を与える少子化の進行を食い止めようと、現在その原因である晩婚化や未婚化、出生力の低下などにアプローチした政策が行われている。

日本における最初の少子化対策は 1995 年に実施された、仕事と子育ての両立支援などを通して子どもを生み育てやすい環境づくりを目指した「エンゼルプラン」である。以降 2010 年決定の「子ども・子育てビジョン」や 2015 年施行の「子ども・子育て支援新制度」など、少子化政策は「仕事と子育ての両立」をスローガンとして子育て支援政策を中心に量的・質的に拡充されてきた。そこで本稿では少子化対策の中心となっている子育て支援政策に着目していきたい。

少子化社会において子育て支援政策が量的・質的に拡充していることは非常に望ましいことである。しかし政策の拡充を急ぐあまりに全員が利用できるような制度設計がなされていないという現実もある。2008 年に行われた厚生労働省の検討会の資料における、2009 年時点の各種子育て支援サービスの利用状況をみると、初婚同士夫婦の 45%が産休・育休や保育所などの一時預かり等のサービスを全く利用しなかったと回答している。また、国立社会保障・人口問題研究所が 2015 年に行った「第 15 回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）」より、子育て支援政策を利用したことがある人は、利用したことがない人よりも追加予定子ども数も増えることが指摘されている。このことから、既存の子育て支援政策をより多くの人に利用してもらうことで出生数を増やすことにつながる可能性がある。よって子育て支援政策の拡充のみならず、多くの人が利用できるような政策にすることが求められている。

1.2 研究の目的・意義

多くの人が子育て支援制度を利用できるような制度設計にするには、どのような人が子育て支援政策を利用することができているのか、利用できていないのかを明らかにする必要がある。これに際し本稿では、政治的関心が高い人の方が政策全般に関心があるため子育て支援政策についても知る機会が多く、子育て支援政策をよく利用する傾向にあるのではないかと考え、「政治的関心の高い人は政治的関心の低い人よりも子育て支援政策を利用するのではないか」という問いを立てた。しかし後述するのであるが使用データの制約上、実際に子育て支援政策を利用したかどうかを分析することが困難であると判断したため、本研究では政策を利用する前提となる「子育て支援政策に関する知識」を政策利用の代替指標として用いることとする。猿渡和子(2004)では、子育て支援事業の情報を認知していた母親のほうが、認知していなかった母親よりもその事業を利用しようとする傾向が高いことが明らかになっている。このことから、子育て支援政策利用の代替指標として子育て政策の知識を使用することに大きな問題はないと考えられる。以上のことから本稿の問いを「政治的関心が高い人ほど子育て政策に関する知識を持っているのではないか」と設定する。

上述の問いのもと、本稿ではどのような人が子育て支援政策を利用することができているのか(知識を持っているのか)を明らかにすることで、今まで利用できなかった人たちへの新しいアプローチを提供することができると考える。また、子育て支援政策知識の有無が実際に出生行動に影響を与えているのかを明らかにすることで、少子化対策として個人が政策知識を持つことの重要性を指摘することも本稿の意義の一つであると考えられる。

2 先行研究の整理と本稿の課題

2.1 先行研究の整理

子育て支援政策について論じるにあたり、子育て支援政策に関する研究の流れをつかむため、まずはその効果についての先行研究を整理していきたい。阿部一知・原田泰(2008)は子育て支援政策の効果について、児童手当が出生率を0.9%増加させること、保育所は待機児童が多い地域に重点的に予算を使用すれば児童手当の4倍弱の効果があること、地価対策は出生率を0.14%高めることなどを指摘している。一方で、地価対策以外の政策は財政コストのわりに効果が小さいことも明らかになっている。松田茂樹(2018)では、育休の期間と同一労働・同一賃金が追加予定子ども数を増加させること、子供がいない女性には児童手当と育休期間が出生行動を促進させることが分かった。田中隆一・中嶋亮(2012)では、地域子育て支援センターへの政府支出が、既に子どものいる低所得家計の出生率を上昇させていることを明らかにしている。さらに、子育て政策の形態、および対象となる家庭の経済状況によって出生率に与える影響が異なりうることも指摘している。

このように子育て政策は出生率を高めるという先行研究がある一方で、その効果は限定的でまだまだ明確になっていないことも多い。子育て政策の効果については前述のような多くの研究がなされている。しかしこれらは実際にどれほどの人が政策を利用しているの

かを考慮していない。上記の先行研究で調査対象となったグループでも、より多くの人が政策を利用するようになれば、すでに出ている結果よりも出生率の上昇幅も大きくなるのではないだろうか。

子育て支援政策の効果に関する研究が多く蓄積されている一方で、子育て支援政策の利用に着目した研究は少ない。中谷奈津子（2001）では、愛知県のある市において母親を対象にアンケート調査を行い、学歴が低い人、制度を利用したことがない人、人付き合いが少ない人が子育て政策に関する情報を得づらくなっていることが明らかとなった。そして、そのような母親に対して子育て支援サービスに関する情報を提供することの重要性が指摘されている。また、加藤道代（2002）は保育所や幼稚園などの比較的認知されやすい子育て支援サービスでも、未就園の子どもを持つ親の約半数はその存在を認知しておらず、サービスが利用できていないということが明らかになり、公的な育児資源が十分に認知・利用されていないことを指摘している。このことから子育て支援政策情報を周知させることの重要性が示唆される。

しかしこれらの先行研究は、特定の市町村で行われた調査を基にしており、研究結果の外的妥当性が担保できないという課題がある。また、男性の子育て参加に注目が集まっている現状から考えると、対象が母親だけになってしまっている点も課題であろう。さらに、子育て支援政策を周知するとは、政策を知りたいと思う人全員が知識を得ることができるようにしなければならない。これは子どもがいる人だけでなく、子どもがいない人や未婚者も周知の対象となるべきであろう。というのも、それらの人自身が政策を利用するのではないが、その人に知識があることで周囲の子どもを産むか迷っている人に知識を伝播するという外部性が期待できるからである。したがって、子どもがいない人や未婚者が政策情報を獲得できているのかも検討すべきであるため、それらの人も調査対象とすべきである。しかし、上記の先行研究では既婚者や子どもが既にいる人を対象にしている点が問題である。

2.2 本稿の課題

このように先行研究では、子育て政策利用に注目したものがその効果の研究に比して少ない事、男性や未婚者、子どもがいない人も含めた全国的な調査が積み上げられていないことが課題である。よって本稿では、男性や未婚者も交えた全国的な調査を利用して、どのような人が子育て支援政策を利用できているのかを明らかにすることを課題とする。特に、子育て政策を知りたいと思っている人のうち、政治的関心が高ければ政策全般に接する機会が多く、実際に子育て政策に関する知識を獲得する傾向にあるのではないかという問いについて量的手法を用いて明らかにしていく。

3 仮説設定と分析枠組み

以上の議論を踏まえて、ここでは検証する仮説について述べる。検証する仮説は以下の3つである。（以下では子育て支援政策に関する知識を「子育て政策知識」、子育て支援政策に

対する関心を「子育て政策関心」とする)

【仮説①】「政治的関心が高い人の方が子育て政策知識を獲得している」

【仮説②】「子育て政策関心がある人のなかでも、政治的関心が高い人の方が子育て政策知識を獲得している」

【仮説③】「子育て政策知識は子ども人数にプラスの効果をもつ」

以上の仮説を図示すると図1のようになる、まず、仮説①は政治的関心から子育て政策知識へのパスを示す仮説である。仮説②は子育て政策関心から子育て政策知識に伸びるパスに政治的関心が影響していることを示す仮説である。最後に仮説③は子育て政策知識から子ども人数へのパスを示す仮説である。

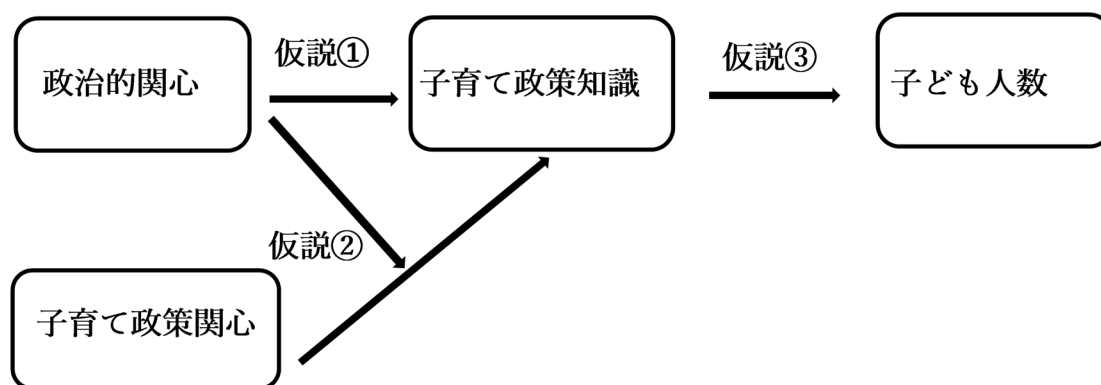


図1 分析枠組み

4 使用データ

4.1 使用データと使用変数

本稿の分析で使用するデータは、2018年7月～8月に東北大学教育学部、教育学実習受講者が実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<1>」である。調査対象は日本全国の20歳から40歳までの男女であり、学生は対象外となっている。計画サンプル数は300、有効回答数は274で、回収率は91.3%であった。

また、本稿で使用する主な変数は「政治的関心」「子育て政策知識」「子育て政策関心」「子ども人数」「期待子ども人数」「結婚経験有ダミー」「女性ダミー」である。その他の統制変数として「世帯所得400万未満ダミー」「世帯所得1000万円以上ダミー」「持ち家ダミー」「各種雇用形態ダミー」「本人大卒以上ダミー」を使用する。詳しい使用変数については以下の表1にまとめた。また変数作成に際し、「その他」や度数が極端に少ないものは欠損値として処理した。

表1 変数作成方法

変数名	変数作成方法
政治的関心	「あなたは、今の日本の政治にどのくらい関心がありますか」という質問に対し「関心がない」と回答したものを1, 「どちらかといえば関心がない」を2, 「どちらかといえば関心がある」を3, 「関心がある」を4とした.
子育て政策知識	「あなたは、子ども・子育て支援新制度をどの程度知っていますか」という質問に対し, 「全く知らない」と回答したものを1, 「あまり知らない」を2, 「多少知っている」を3, 「よく知っている」を4とした.
子育て政策関心	「あなたは、あなたは子どもを持つ前に、子育て支援政策について知っておきたいと思いませんか. すでにお子さんがいる場合は現在より更に知っておきたいか, また既に子育て支援政策に関して知っている方も現在より更に知りたいと思いませんか」という質問に対し, 「知りたいと思わない」と回答したものを1, 「どちらかといえば知りたいと思わない」を2, 「どちらかといえば知りたいと思う」を3, 「知りたいと思う」を4とした.
子ども人数	「あなたに, 現在子どもが何人いますか」という質問に対しての記述解答をそのまま使用.
期待子ども人数	「あなたは一生涯に何人子どもが欲しいと思いませんか. 既にお子さんがいる方はそのお子さんを含めて何人子どもが欲しいかお答えください」という質問に対し「0人」を1, 「1人」を2, 「2人」を3, 「3人」を4, 「4人以上」を5とした.
結婚経験有ダミー	「あなたは現在結婚していらっしゃいますか」という質問に対して「既婚」「離別」「死別」と回答した人を1, 「未婚」と回答した人を0とした.
女性ダミー	女性を1, 男性を0とした.
世帯所得400万円未満ダミー	「あなたのお宅の世帯全体の昨年の年間収入は、ボーナスを含めた税込みでどのくらいになりますか」という質問に対し「収入はない」「100万円未満」「100~200万円未満」「200~400万円未満」と回答した人を1, それ以外を0とした.
世帯所得1000万円以上ダミー	「あなたのお宅の世帯全体の昨年の年間収入は、ボーナスを含めた税込みでどのくらいになりますか」という質問に対し「1000~1200万円未満」「1200~1400万円未満」「1400万円以上」と回答した人を1, それ以外を0とした.
持ち家ダミー	あなたが現在お住いの住宅の種類は次のどれに当たりますか」という質問に対して「持ち家（一戸建て）」と「持ち家（マンション・アパート等）」と回答した人を1, それ以外を0とした.

各種雇用形態ダミー	一般従事者をレファレンスグループとし、「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員」「自営業主」をそれぞれ1とし,そのほかを0とした.
本人大卒以上ダミー	「あなたが最後に卒業された学校は次のうちどちらに当たりますか」という質問に対し,「大学(旧制高校,旧制高等専門学校を含む)」と「大学院」と回答した人を1,それ以外を0とした.

5 分析結果

5.1 記述統計

データの記述統計は以下の表 2 にまとめた. さらに統制変数のいくつかに関して度数分布を確認すると, 性別については男性 139 人, 女性 135 人と男女の割合は半分半分であることが分かる. 最終学歴が大卒以上の割合は 31.8%であり, これは平成 22 年度時点で最終学歴の大卒・大学院者割合が約 20%ということを見ると, 少し大卒以上者の割合が高いデータである可能性がある. 世帯所得に関しては, 国民生活基礎調査の結果より, 2015 年の世帯所得分布を見てみると 400 万円未満の割合が 46.5%なのに対し, 本データでは 28.5%となっている. 一方 1000 万円以上の割合は国民生活基礎調査では 10.4%であるのに対し, 本データでは 5.8%となっている. つまり, いわゆる低所得者と高所得者の割合が現実社会よりも低く, 中流階級による回答が多いと考えられる. 以上を踏まえて分析を行っていきたい.

表 2 記述統計

	度数	最大値	最小値	平均値	標準偏差
政治的関心	273	1	4	2.54	0.83
子育て政策知識	273	1	4	2.06	0.82
子育て政策関心	273	1	4	3.43	0.71
子ども人数	167	0	4	1.23	1.02
期待子ども人数	271	0	4	1.89	1.03
結婚経験有ダミー	274	0	1	0.61	0.49
女性ダミー	274	0	1	0.51	0.50
年収400万円未満ダミー	274	0	1	0.28	0.45
年収1000万円以上ダミー	274	0	1	0.06	0.24
持ち家ダミー	274	0	1	0.52	0.50
臨時雇用・パート・アルバイトダミー	274	0	1	0.14	0.35
派遣社員ダミー	274	0	1	0.03	0.18
契約社員ダミー	274	0	1	0.03	0.16
自営業主ダミー	274	0	1	0.03	0.18
大卒以上ダミー	274	0	1	0.32	0.47

5.2 仮説検証

ここでは3章で設定した3つの仮説を検証する。まず仮説①「政治的関心が高い人の方が子育て政策知識を獲得している」について、政治的関心が子育て政策知識獲得に影響しているかを明らかにするために、従属変数を子育て政策知識の有無とした二項ロジスティック回帰分析を用いて検証していく。結果は表3のとおりである。

分析結果より、有意水準5%で政治的関心が子育て政策知識に正に有意な効果を持っていることが分かった。よって仮説①「政治的関心が高い人の方が子育て政策知識を獲得している」が支持される結果となった。ここでは政治的関心度合いが1単位あがると子育て政策知識を持つ可能性が約1.5倍になることもわかる。

表3 二項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数: 子育て政策知識有ダミー	回帰係数	標準誤差	Exp(B)
(定数)	-3.600	0.776	
政治的関心	0.432**	0.207	1.541
女性ダミー	0.348	0.319	1.417
結婚経験有ダミー	1.988***	0.394	7.302
期待子ども人数	-1.225**	0.597	0.294
年収400万円未満ダミー	0.458	0.387	1.581
年収1000万円以上ダミー	-0.822	0.638	0.440
持ち家ダミー	0.536*	0.296	1.710
臨時雇用・パート・アルバイトダミー	-0.084	0.442	0.919
契約社員ダミー	-1.027	1.152	0.358
自営業ダミー	0.085	0.858	1.088
本人大卒以上ダミー	0.000	0.320	1.000
Cox&Snell R ²		0.191	
Nagelkerke R ²		0.264	
Hosmer-Lemeshow検定		p>0.05	
N		273	

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1

また、結婚経験があること、持ち家に住んでいることが子育て政策知識に正に有意な効果を持っていることもわかった。結婚経験が効果を持っているのは、結婚経験があるは出産・育児をする可能性が高く、それらを身近に感じているためではないかと考えられる。持ち家が効果を持っている理由は以下のように推測できる。相関分析より、持ち家と子ども人数に正の相関があり、子ども人数と子育て政策知識の獲得にも正の相関があることが

分る。これより実際に子育てをしていて、子育て政策に触れる機会の多い子持ちの人たちが持ち家に住む傾向があるため、持ち家が知識獲得に効果を持っているように見えるのではないかと考える。さらに、結婚経験がある人はない人よりも子育て政策知識を持つ可能性が約 7.3 倍、持ち家の人はそうでない人よりも約 1.7 倍になることも分かった。最後に、Hosmer-lemeshow 検定より、有意水準 5%で帰無仮説が採択され、モデルの適合度が高いことが確認された。

次に仮説②「子育て政策関心がある人のなかでも、政治的関心が高い人の方が子育て政策知識を獲得している」の検証を行う。仮説①では単に他の変数を統制しても政治的関心の子育て政策知識獲得に効果を持っているかを検証した。しかし、子育て政策を利用したい、知りたいと思っている人が実際に政策知識を獲得できているかを問題関心としているので、ここでは子育て政策関心がある人において、政治的関心の高さが子育て政策知識獲得に影響しているかを分析する。分析は仮説①の検証と同様に、子育て政策知識有ダミーを従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を用いるが、独立変数に政治的関心と子育て政策関心の交互作用項を投入して分析する。結果は以下の表 4 に示した。

表4 二項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数: 子育て政策知識有ダミー	回帰係数	標準誤差	Exp (B)
(定数)	-6.854	1.367	
政治的関心×子育て政策関心	-0.315	0.205	0.730
政治的関心	0.497**	0.223	1.643
子育て政策関心	0.694**	0.273	2.001
女性ダミー	0.369	0.330	1.446
結婚経験有ダミー	1.939***	0.413	6.954
期待子ども人数	0.247	0.165	1.281
年収400万円未満ダミー	0.389	0.395	1.475
年収1000万円以上ダミー	-0.989	0.650	0.372
持ち家ダミー	0.602**	0.306	1.825
臨時雇用・パート・アルバイトダミー	-0.017	0.458	0.983
契約社員ダミー	-0.563	1.158	0.569
自営業ダミー	0.497	0.903	1.644
本人大卒以上ダミー	0.154	0.331	1.166
Cox&Snell R ²		0.220	
Nagelkerke R ²		0.305	
Hosmer-Lemeshow 検定		p<0.01	
N		273	

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

分析結果より、有意水準 5% で政治的関心と子育て政策関心の交互作用項が子育て政策知識に有意な効果を持っていないことが分かった。政治的関心、子育て政策関心は個別に知識獲得に正の効果を持っているのに対し、子育て政策関心がある人の中で、政治的関心の高さが子育て政策知識の獲得に影響していないことがわかった。よって仮説②「子育て政策関心がある人のなかでも、政治的関心が高い人の方が子育て政策知識を獲得している」が支持されない結果となった。これは今回のデータにおいて、子育て政策関心がある人（子育て政策関心の質問項目に 3, 4 と回答した人）が全体の 9 割を超えていて、子育て政策関心に差が出なかったことが原因ではないかと考えられる。よって、今回の分析では子育て政策関心と政治的関心の交互作用項が有意という結果にならなかったが、子育て政策関心に関する質問項目を変更、増やすなどして子育て政策関心の分散を調整することで、別の結果が得られる可能性があるのではないかと考えられる。最後に、Hosmer-lemeshow 検定より、有意水準 5% で帰無仮説が採択され、モデルの適合度が高いことも確認された。

最後に仮説③「子育て政策知識は子ども人数にプラスの効果をもつ」の検証を行う。これまで政治的関心の子育て政策知識獲得に影響しているかを見てきたが、子育て政策知識獲得が出生行動につながっていなければ少子化対策として意味をなさない。よってここでは子育て政策知識獲得と出生行動の関係を明らかにする。子育て政策知識有ダミーと実際の子ども人数との関係について分散分析を用いて明らかにする。結果は以下の表 5 のとおりである。分散分析の結果から有意水準 1% で子育て政策知識がある人となない人の子ども人数の間に関係があることが分かった。

表5 子育て政策知識と子ども人数の 分散分析

要因	平方和	自由度	平均平方和	F値	有意確率
級間要因	77.02	3.00	25.34	35.48	0.00
級内要因（誤差）	193.92	268.00	0.72		
全体	270.94	271.00			

決定係数=0.284 $p < 0.01$

表 5 より、子育て政策知識と子ども人数の間に有意な関係が見られた。よって、ほかの変数を統制しても子育て政策知識の有無が子ども人数に有意な効果を持っているのかを明らかにするため、子ども人数を従属変数とした重回帰分析を行う。分析結果は以下の表 6 で示す。分析結果より、子育て政策知識は 1% 水準で有意であり、他の変数を統制しても子育て政策知識が子ども人数に正の効果を与えていることが明らかになった。また子育て政策知識獲得段階が 1 単位上がると、子ども人数が 0.346 人増加することも読み取れる。また、期待子ども人数と持ち家ダミーが子ども人数に正の影響を持っていることもわかった。

表6 重回帰分析の結果

従属変数: 子ども人数	回帰係数	β
(定数)	-1.058	
子育て政策知識	0.346***	0.251
政治的関心	-0.010	-0.008
女性ダミー	0.162	0.078
期待子ども人数	0.562***	0.507
年収400万円未満ダミー	-0.173	-0.060
年収1000万円以上ダミー	-0.354	-0.094
持ち家ダミー	0.412***	0.203
臨時雇用・パート・アルバイトダミー	0.341*	0.107
契約社員ダミー	-0.133	-0.022
自営業ダミー	0.819*	-0.108
本人大卒以上ダミー	0.005	0.002
R^2	0.491	
調整済み R^2	0.454	
回帰のF検定	$p < 0.01$	
N	273	

* $p < 0.1$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.01$

6 知見と含意

ここではこれまでの分析結果から明らかになったことをまとめ、それらについての考察を行う。先の分析結果から以下の点が明らかになった。

- ①政治的関心が高い人の方が子育て政策知識を獲得する傾向にある。(仮説①検証結果より)
- ②子育て政策関心がある人のなかで、政治的関心の高さが子育て政策知識獲得に影響しない(仮説②検証結果より)
- ③子育て政策知識の有無と実際の子ども人数には関係がある。また、他の変数を統制しても子育て政策知識を多く持っている人の方が実際の子ども人数も増える傾向にある。(仮説③検証結果より)

まず、仮説①の検証結果より、政治的関心の高い人の方が子育て政策知識を獲得できていることが分かった。仮説②の検証結果より子育て政策関心がある人において、政治的関心の高さが子育て政策知識獲得に影響を与えていないことが明らかとなった。しかしこの結果は、子育て政策関心があると回答した人が大多数であったため、分析が正確に行われたとは

言い切れないという課題が残っている。最後に仮説③の検証結果より子育て政策知識の有無と子ども人数の間には有意な関係があることが分かった。続く重回帰分析より、子育て支援政策知識をより多く持っている人の方が実際により多くの子どもを持つ傾向があるという結果になった。仮説①～③の検証結果を合わせて考えると、少子化対策として、出生行動に正の影響を与える子育て政策知識を国民に持ってもらうことが非常に重要であり、その知識獲得に関係している政治的関心を高めることの重要性が指摘できる。よって、政治的関心を高める主権者教育などが、少子化対策の一つの新しいアプローチとして考えられるのではないだろうか。

7 本稿の限界と今後の課題

最後に本稿の限界と今度の課題について述べる。まずデータに関して、サンプルサイズが小さく、未婚者や子どもがいない人が多いと考えられたことから本来分析したかった子育て政策利用の有無について分析することができなかった点が本稿の限界として挙げられる。また分析においてもサンプルサイズが小さいため、子育て政策知識有ダミーを用いるなど、ダミーとしてしか分析できないものがあつたことも本稿の限界であろう。さらに逆因果の可能性と因果の推計ができないことも課題である。子育て知識があるから子どもの人数が増えるのか、子どもがいるから子育て政策知識があるのかという因果について推計することができない。

また今後の課題としては、仮説①、②の検証について、独立変数の「結婚経験有ダミー」と「子ども人数」に共線性が生じてしまい、「子ども人数」を独立変数に組み込むことができなかった。しかし仮説③の検証結果より、子ども人数と子育て政策知識に関係があることが指摘されたので、子ども人数を統制しても効果があるかを分析する必要であると考え。つまり、子ども人数を統制しても政治的関心の子育て政策知識の有無に影響を与えていれば、逆因果についてもなんらかの説明ができたのではないかと考える。また、仮説②の検証において、子育て政策関心があると回答した人が多く、正確な分析結果になっていない可能性があるため、政策関心の分散が大きくなるように質問項目を変更する、増やすなどの改善策を講じる必要があると考えられる。最後に仮説③に関して、今回は子育て政策知識の有無が実際の子ども人数にどのような影響を与えているかを分析したが、山口一男（2004）より出生行動は出生意欲を最も大きな説明要因とし、出生意欲がまず重要であるとしていることから、政策知識が出生意欲にどのような影響を与えているかも今後分析される必要があるだろう。

[文献]

内閣府, 2018, 「平成 30 年版少子化社会対策白書」 6-11. (2019 年 2 月 1 日取得,
<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w2018/30pdfgaiyoh/pdf/s1-1.pdf>)

- 内閣府, 2004, 「平成 16 年版少子化社会白書」 57-61. (2019 年 2 月 1 日取得,
https://www8.can.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w2004/pdf_h/pdf/g1030100_1.pdf)
- 内閣府, 「これまでの少子化対策の取り組み」, (2019 年 2 月 1 日取得,
<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/data/torikumi.html>)
- 厚生労働省, 「各種子育て支援サービス・制度の利用状況」, (2019 年 2 月 12 日取得,
<https://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/11/dl/s1117-9a.pdf>)
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2015, 「現代日本の結婚と出産―第 15 回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書―」 49-77.
- 総務省統計局, 2010, 「国勢調査からわかったこと」, (2019 年 2 月 2 日取得,
<https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/users-g/wakatta.html#jump2>)
- 厚生労働省, 2016, 「グラフで見る世帯の状況」 16-26. (2019 年 2 月 2 日取得,
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/20-21-h28.pdf>)
- 猿渡和子, 2004, 「母親による育児支援サービスの利用に関する諸要因」『家庭教育研究所紀要』 26 : 14-26.
- 阿部一知・原田泰, 2008, 「子育て支援策の出生率に与える影響：市区町村データの分析」『会計検査研究』 38:1-16.
- 松田茂樹, 2018, 「子育て支援策が子どもをもつ意欲に与える効果 ヴィネット調査データを用いたマルチレベル分析」.
- 田中隆一・中嶋亮, 2012, 「子育て支援政策は出生行動にどのような影響を与えるか」井堀利宏・金子能宏・野口晴子編『新たなリスクと社会保障 生涯を通じた支援策の構築』東京大学出版会, 35-51.
- 中谷奈津子, 2002, 「子育て支援事業の情報伝達に関する実証的研究 ―保育所・地域子育て支援センターを中心として」『家庭教育研究紀要』 24 : 63-74.
- 加藤道代, 2002, 「地域における育児資源活用の研究」『家庭教育研究所紀要』 24 : 85-95.
- 山口一男, 2004, 「少子化の決定要因と対策について：夫の役割, 職場の役割, 政府の役割, 社会の役割」『RIETI Discussion Paper Series』J-045 : 1-33.

企業の特徴と飲酒の関連性

赤松峻馬
(東北大学教育学部)

1 問いの背景と本稿の目的

二十歳をむかえ、成人になると、日常的に飲酒する人が増える。飲酒をする理由は人によってさまざまではあるが、そこにはある程度共通した理由もあるのではないかと考え、その中の一つにストレス発散のための飲酒があるのではないかと考えた。そして、仕事をするうえでは、職場環境と飲酒の間には何かしらの関連性が見受けられるのではないかという問題意識の元、今回の分析を進める。本稿では、職場環境と飲酒の関連性に着目する。

2 先行研究

職場環境を表す言葉の一つに、ブラック企業というのがある。これは、ハラスメント行為、不相应の給与など、職場の待遇が悪い企業のことを指す。そして、ブラック企業数は2013年以降増加している(津崎 2017)。また、適量のお酒は体によいことがわかっている(マーモット 1981)。飲酒の持つ効果の一つにリラックス効果というのがある。これはお酒を飲むと気分が良くなることの名称である。これは、アルコールが脳新皮質の働きを鈍くすることに原因がある。それによって、感情や衝動、食欲、性欲などの本能的な部分をつかさどる脳の古い皮質の働きが活発になり、精神が高揚し、元気が出てくる。また、ビールの原料・ホップの香りには気分を落ち着かせるなどのアロマ効果がある。

3 仮説

先行研究をふまえ、お酒を飲むことで、日頃のストレス発散が期待されるので、ブラック企業に勤めている人ほどストレスを感じやすいのではないかと考え、以下の仮説を立てる。

【仮説】「ブラック企業に勤める人ほど飲酒をする」

4 データと分析方法

今回の分析で用いるデータは、2018年7月に東北大学教育学部が実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<2>」である。調査対象者は日本全国に在住する20歳から40歳までの非学生男女である。実際の調査は調査票の郵送によって行われた。計画サンプルサイズは300名で、そのうち有効回答数は270名となり、有効回収率は90.0%とな

った。

今回は従属変数を飲酒頻度，独立変数を収入の満足度，ハラスメントの有無，職業，性別とした．飲酒頻度については，1 週間のうち，お酒を何日飲むかという質問をし，1 日と答えた人を 1，1 日と答えた人を 2，2 日と答えた人を 3 とした．ハラスメントの有無については，これまで職場でハラスメント行為を受けたことがあるか，という質問をし，あると答えた人を 1，ないと答えた人 2 とした．職業については，専門・技術・生産現場・技術職答えた人を 1，管理・事務職と答えた人を 2，販売職と答えた人を 3，サービス業・その他と答えた人を 4 とした．性別については，男と答えた人を 1，女と答えた人を 2 とした．そして，従属変数と各独立変数とのカイ二乗検定，重回帰分析を行った．なお，重回帰分析の際は，職業がサービス業・その他と答えたもの，収入に不満がある，と答えたもの、ハラスメント経験がある、と答えたもの、性別が女性であると答えたものをそれぞれダミー変数として，分析を行った．

以下に実際に用いた変数の度数分布表を示す．

表 1 変数の内容及び記述統計量				
変数名	変数の内容	度数	全体%	有効%
飲酒頻度	0 日	126	42	49.6
	1 日	60	20	23.6
	2 日	68	22.7	26.8
収入の満足度	満足している	58	19.3	33.3
	不満である	116	38.7	66.7
ハラスメントの有無	ある	84	28	37.5
	ない	140	46.7	62.5
職業	専門・技術・生産 現場・技能職	79	26.3	37.6
	管理・事務職	60	20	28.6
	販売職	35	11.7	16.7
	サービス業・その他	36	12	17.1
性別	男	131	43.7	48.3
	女	140	46.7	51.7

5 分析結果

仮説「ブラック企業に勤める人ほど飲酒をする」

この仮説の分析において、帰無仮説を「企業の特徴によって飲酒の有無は変わらない」とし、対立仮説を「企業の特徴によって飲酒の有無に有意な差がみられる」としてカイ二乗検定と重回帰分析をおこなった。以下が分析の結果である。

	表2 飲酒頻度と収入の満足度に関するクロス表		
	満足している	不満である	合計
0日	19	49	68
1日	17	29	46
2日以上	17	31	48
合計	53	109	162

$$\chi^2(df=2, N=162)=.538 \quad \phi=.087$$

上記のように、飲酒の有無と収入の満足度 ($\chi^2=.538$, $df=2$) について、有意な差が見られなかった。よって、飲酒の有無と収入の満足度は関連がないと言える。

	表3 飲酒頻度とハラスメントの有無に関するクロス表		
	ハラスメント経験あり	ハラスメント経験なし	合計
0日	37	58	95
1日	18	36	54
2日以上	22	36	58
合計	77	130	207

$$\chi^2(df=2, N=207)=.785 \quad \phi=.048$$

上記のように、飲酒頻度とハラスメントの有無 ($\chi^2=1.15$, $df=1$) について、5%水準で有意な差が見られなかった。よって、飲酒の有無とハラスメントの有無は関連がないと言える。

	表4 飲酒頻度と職業に関するクロス表				
	専門・技術・生産現場・技能職	管理・事務職	販売職	サービス業・その他	合計
0日	34	21	16	19	90
1日	16	22	8	6	52
2日以上	26	12	11	5	54
合計	76	55	35	30	196

$$\chi^2(df=6, N=196)=.078 \quad \phi=.17$$

上記のように、飲酒頻度と職業 ($\chi^2=.078$, $df=6$) について、5%水準で有意な差が見られなかった。よって、飲酒頻度と職業は関連がないと言える。

	表5 飲酒頻度と性別に関するクロス表		
	男	女	合計
0日	54	72	126
1日	26	34	60
2日以上	43	25	68
合計	123	131	254

$\chi^2(df=2, N=254) = .017$

$\phi = .179$

上記のように、飲酒頻度と性別 ($\chi^2 = .017, df=2$) について、5%水準で有意な差が見られた。よって飲酒頻度と性別は関連があると言える。

次に重回帰分析の結果である。

	表6 飲酒頻度を従属変数とする重回帰分析	
独立変数	回帰係数 β	標準誤差
サービス業ダミー	-0.198	0.147
女性ダミー	0.136	0.191
収入不満ダミー	0.147	0.136
ハラスメントありダミー	0.045	0.14
R^2	0.021	
Adj R^2	0.003	
N	172	

上記のように、飲酒の有無と、企業の特徴（残業の有無、収入の満足度、ハラスメントの有無）について、有意な差が見られた。よって仮説を採択する。

6 考察

本調査は企業の特徴と飲酒頻度の関連性を確認することを問いとして行っており、その回答を得るために、仮説「ブラック企業に勤めている人ほど飲酒頻度が多い」の採択を目的として行ってきた。結果として、仮説を採択できた。よって、職場環境と飲酒の有無は特に関連があるといえる。また、表5の結果より、女性は男性に比べて飲酒頻度が多いことが言える。マーモット（1981）によって報告されていたように、飲酒にはリラックス効果がある、というのはわかっていたが、職場でのストレス解消方法として、飲酒は有効な手段であるようである。今後の展望として、職場でストレスを抱える原因をより詳細に調査し、それと飲酒が持つリラックス効果との関連性を調査していく必要があると思われる。

〔文献〕

- 桜井茂男, 2003, 男性社会人における飲酒効果と飲酒量, アルコール依存傾向, 健康度との関係.
- 特定非営利活動法人アスク, 2018, 「イッキ飲み・アルハラ防止キャンペーン 2018」, (2019 年 1 月 11 日取得 https://www.ask.or.jp/ikkialhara_campaign.html).
- 厚生労働省, 2015, 「労働基準法の基礎知識」(2019 年 1 月 11 日取得 https://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/leaflet_kijun.html).
- 大阪医科大学, 2015, 「ハラスメントの定義」(2019 年 1 月 11 日取得 <https://www.osaka-med.ac.jp/deps/jinji/harassment/definition.htm>).
- アサヒビール, 2018, 「人とお酒のいい関係」(2019 年 1 月 11 日取得 <https://www.asahibeer.co.jp/csr/tekisei/>).

夫婦別姓

——制度導入への賛否と制度利用希望の規定要因——

神山真由

(東北大学教育学研究科)

1 問題関心

本稿は、夫婦別姓制度について、その法制度導入への賛否と、実際に夫婦別姓制度を自分が利用したいかどうかという意識、それぞれの規定要因を明らかにすることを目的とする。なお、本稿における夫婦別姓とは、選択的夫婦別氏制のこと、すなわち「夫婦が望む場合には、結婚後も夫婦がそれぞれ結婚前の氏を称することを認める制度」(法務省)を意味する。

夫婦別姓について世間一般で語られるようになったのは1980年代である(滝沢 2016)。その背景としては、女性の社会進出に伴う男女平等意識の高まり等が指摘されている¹⁾。1996年の法制審議会では、夫婦別姓の導入を目指す「民法の一部を改正する法律案要綱」が作成されたが、当時の自民党のなかに強力な反対派がいたこともあり、この案は国会提出には至らなかった(滝沢 2016)。このように夫婦別姓については一時期注目され、法改正に関する議論も行われてきたが、今日ではあまり話題にされることは少なくなっている。一方で、世界の他の国々では夫婦の名字に関して選択制をとっている国も多く、国連は夫婦別姓が認められるよう日本に勧告を出している(滝沢 2016)。このような状況であるにもかかわらず、夫婦別姓が認められないのはなぜなのだろうか。

そこには、家庭の問題があると考えられる。実際、内閣府が行った2017年度「家族の法制に関する世論調査」では、「あなたは、夫婦の名字(姓)が違ふと、夫婦の間の子どもの何か影響が出てくると思いますか」という質問に対して、子どもに悪影響が出ると考える人が6割を超えている。また、実際に夫婦別姓を導入することで子どもに悪影響を及ぼす可能性があるという指摘もみられる(例えば、本田 1996)。一方で、夫婦別姓を導入することが、離婚や再婚が増加している現在、子どもの権利を守ることにつながる、という指摘もある(例えば、百々2001)。

しかし、このような子どもの有無や家庭の状況が、夫婦別姓の意識に関してどのように影響しているのかは明らかになっていない。さらに、これまでの夫婦別姓に関する規定要因の研究は、夫婦別姓制度の導入に着目したものであり、夫婦別姓を実際に利用したいかどうかに着目した研究はほとんどみられない。しかし、夫婦別姓法制度に対する意識と、制度利用希望については齟齬があると考えられる。具体的には、法制度の導入については男女平等意識の下で進められるが、実際に利用するとなると様々な阻害要因が働く、といった可能性が考えられる。そこで本稿は、夫婦別姓法改正への賛否と、夫婦別姓制度の利用希望の有無について、特に家庭的な要因に着目して、規定要因を分析する。

2 先行研究

ここでは、夫婦別姓の意識に関する調査や先行研究と、夫婦別姓に関する近年の議論について整理する。

夫婦別姓の意識については、内閣府が「家族の法制に関する世論調査」を実施している。これによると、夫婦別姓制度の導入に賛成の立場をとる人の割合は増加傾向にあることが分かる（図1参照）。

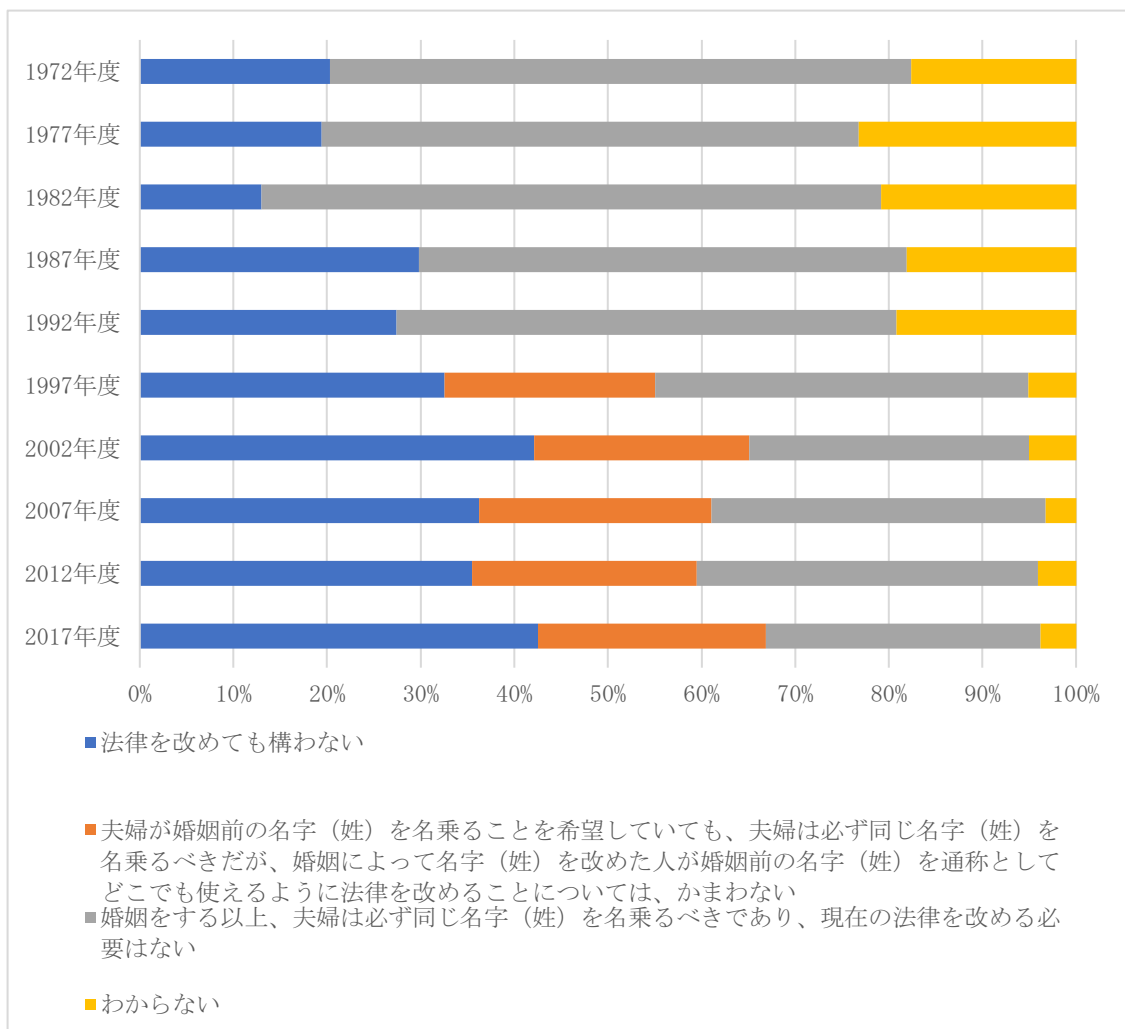


図1：夫婦別姓の法改正に関する意識の変化
（出典：内閣府「家族の法制に関する世論調査（各年版）」）

また、男女別にみると、女性の方が男性よりも夫婦別姓の法改正に賛成する割合が高く（図2参照）、年代別にみると60代以上はそれ以下の年代に比べて、法改正に賛成する割合が低くなっていくことが分かる（図3参照）。

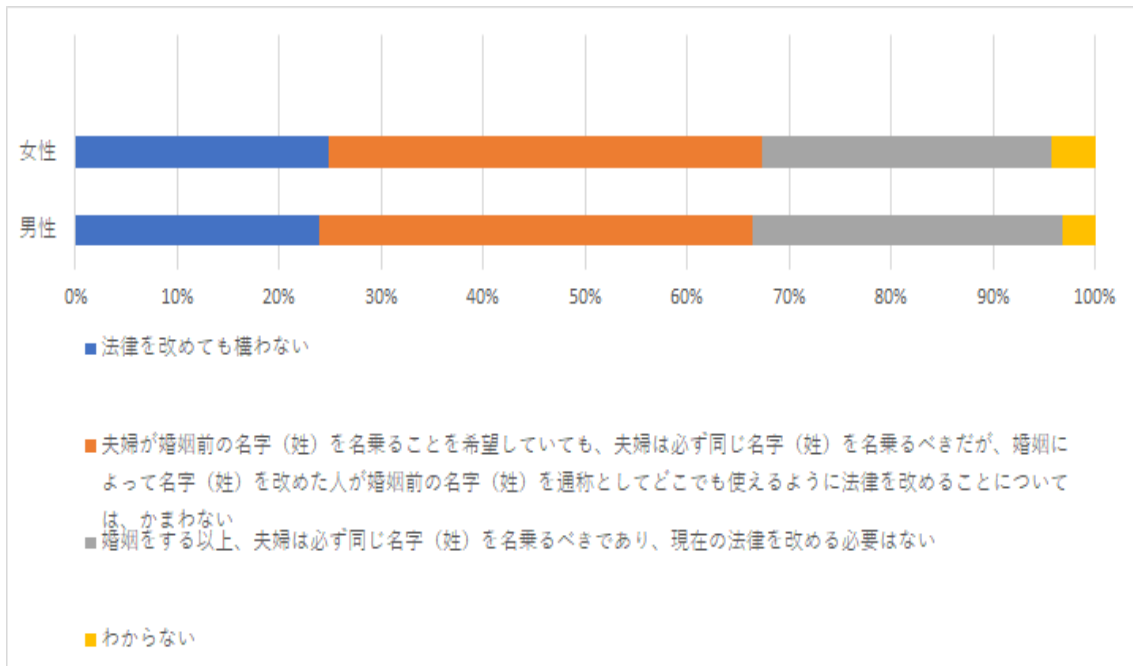


図 2：夫婦別姓の法改正に関する意識（男女別）
 （出典：内閣府「家族の法制に関する世論調査（平成 29 年度版）」）

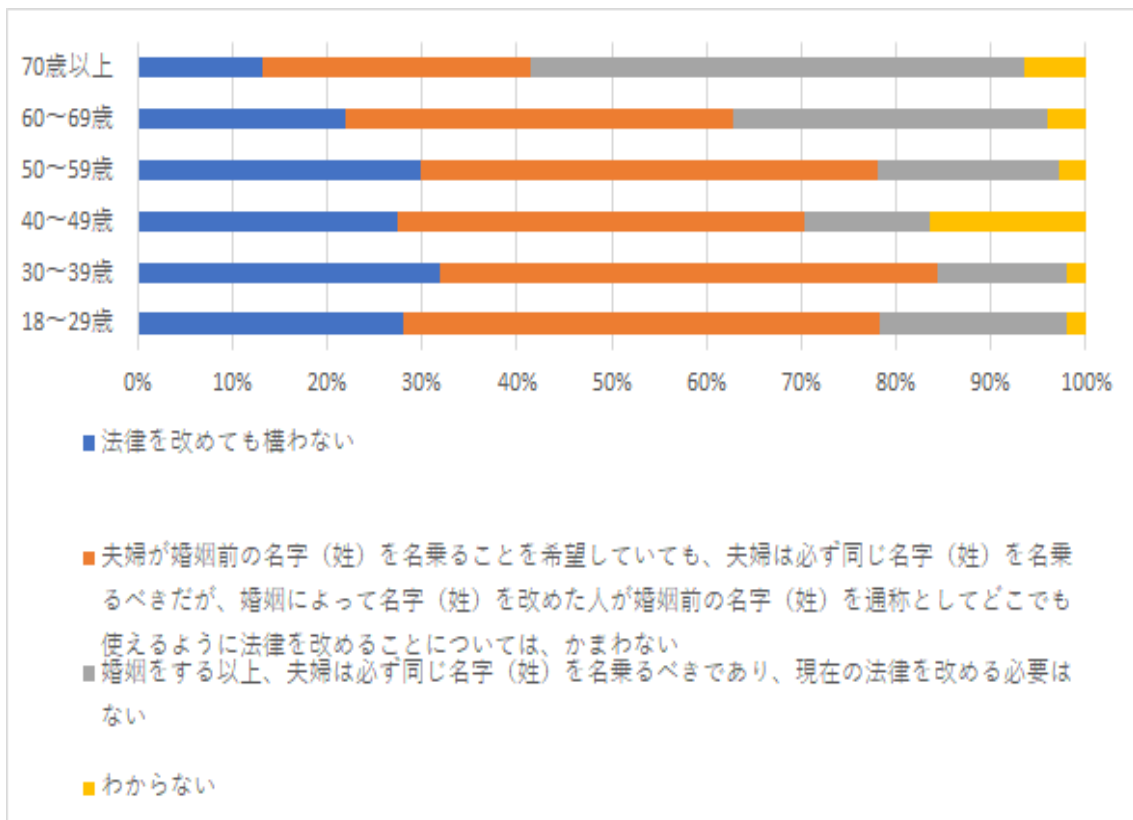


図 3：夫婦別姓の法改正に関する意識（年代別）
 （出典：内閣府「家族の法制に関する世論調査（平成 29 年度版）」）

また、伊藤泰郎（1997）は、教育年数と年齢が、男女ともに夫婦別姓性の法改正への意識に影響することを明らかにしている²⁾。このように、法改正の賛否については規定要因を明らかにする研究が散見される。

さらに、「家族の法制に関する世論調査」では、夫婦別姓を自身が希望するか、についても調査を行っている。これによると、希望する人の割合は女性の方が高いが、男性はどちらでもない、と回答した割合が高く、希望しない人の割合も女性の方が高くなっている。このことから、夫婦別姓法制度に対する意識と、制度利用希望については齟齬があると考えられるが、実際にこれらの意識の規定要因をそれぞれ分析した研究は見られない。

次に、夫婦別姓の近年の議論に関して整理する。まず、夫婦別姓の法改正について、男女平等の観点から改正をするべきだとする研究が見られる。例えば、大谷美紀子（2016）は、「家族という集団の保護の一方で、家族という集団・領域内における女性に対する差別や暴力からの保護といった家族構成員個人の人権保障を重視する国際人権法の視点が、日本における家族のあり方をめぐる今後の議論において、重要で不可欠な要素として組み込まれることを望む」（大谷 2016 p. 89）として男女平等の観点から夫婦別姓を認めるような法改正が必要だとしている。さらに、両親が離別、死別した際に子どもが名字を変更する必要がないことから、子どもの権利を守ることにつながるとして夫婦別姓法改正を支持する論文もある（百々2001）。一方で、子どもに悪影響が出るとして夫婦別姓への反対、または現時点で導入は困難だとする研究もみられる。例えば、木田和子（1996）は、夫婦の名字が同じことが当たり前となっており、画一志向の日本の現状で夫婦別姓を導入することは、子どもにとって悪影響であるとして現状での夫婦別姓に反対している。

このように、夫婦別姓が子どもに与える影響と、それによる夫婦別姓の在り方に関する議論は散見されるが、実際に子どもを持っているか否か、また結婚しているかどうか、といった個人の状況が、その人の夫婦別姓の意識にどのように影響しているのか、ということは明らかになっていない。

3 仮説

本稿では、夫婦別姓制度の法改正と、実際の利用の意識についての規定要因がどのように異なるのか、という問いを解明することを試みる。そのために、本稿では以下の2つの仮説を立てこれらを検証していく。

仮説①：夫婦別姓法改正についての意識の規定要因としては、男女平等意識と関連した要因が働く

仮説②：夫婦別姓を自身が希望するかに関する意識の規定要因としては、家庭の状況に関連した要因が働く

本稿では以上2つの仮説を検証する。男女平等の規定要因としては、性別³⁾、学歴⁴⁾、女

性の昇進意識⁵⁾が指摘されていることから、今回はこれらの変数を投入する。また、家庭の状況としては、子どもの有無と結婚の有無を変数として投入することとする。

4 使用するデータと変数

本稿の分析で使用するデータは、2018 年 8 月に東北大学教育学部が実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<2>」である。調査対象は日本全国の 20 歳から 40 歳までの男女（学生を除く）であり、計画サンプル数は 300、有効回答数は 270 で、回収率は 90.0%であった。

続いて、本稿で使用する変数について説明する。本稿では、「夫婦別姓法改正賛否」「夫婦

表1 :変数の作成方法

夫婦別姓賛否	あなたは、夫婦が希望すれば別々の名字（姓）を名乗る（夫婦別姓）ことが出来るように法律を改めることに賛成ですが。」という質問に対し、「賛成」「どちらかと言えば賛成」と答えた場合を1「賛成」とした。「どちらともいえない」と答えた人を2「どちらでもない」とした。「どちらかといえば反対」「反対」と答えた人を3「反対」とした。ただし、1、2、3は順序変数である。
夫婦別姓希望	あなた自身は、夫婦でそれぞれの婚姻前の名字（姓）を名乗りたいと思いますか。」という質問に対し、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」と答えた人を1として「希望する」とした。「どちらともいえない」と答えた人を2とし、「どちらでもない」とした。「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」と答えた人を3として「希望しない」とした。
女性ダミー	男性を0、女性を1として、ダミー変数とする。
教育年数	最終学歴から算出した。便宜上、最終学歴が中学卒業の場合9年、高校卒業の場合12年、短大・専門学校卒業の場合14年、大学卒業の場合16年、大学院卒業の場合18年とした。
昇進意識	あなたは、職業において現在よりも高い位置に就きたいと考えていますか」という質問に対し、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」と答えた人を1として「昇進志向あり」とした。「どちらともいえない」と答えた人を2とし、「どちらでもない」とした。「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」と答えた人を3として「非昇進志向」とした。ただし、1、2、3は順序変数である。
結婚状況	あなたは現在、結婚されていますか」という質問に対し「未婚」「死別」「離別」と答えた人を0として「現在結婚していない」とした。既婚」と答えた人を1として「現在結婚している」とした。0、1のダミー変数である。
子どもの有無	子どもがいない場合を0「なし」、子どもがいる場合を1「あり」としてダミー変数とした。

5 基礎分析

使用変数の記述統計は表 2 のようになった。

表2 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差	分散
夫婦別姓法改正賛否	265	1	3	1.54	0.75	0.57
夫婦別姓利用希望	260	1	3	2.34	0.81	0.66
女性ダミー	271	0	1	0.52	0.50	0.25
教育年数	264	9	18	13.85	2.13	4.52
昇進意識	224	1	3	1.90	0.87	0.76
結婚	271	0	1	0.45	0.50	0.25
子どもの有無	271	0	1	0.39	0.49	0.24

性別は男女の比率が同程度であることが分かる。結婚状況については、結婚している人の方がしていない人より若干少ないが、ほぼ同程度と言える。子どもの有無については、子どもがいる人が4割程度、いない人が6割程度である。

「夫婦別姓法改正賛否」「夫婦別姓利用希望」についてより詳しく見ていこう。表3より、夫婦別姓法改正は賛成する人の割合が6割を超えているが、実際に利用を希望しているのは2割程度にとどまっていることが分かる。また、法改正に反対の人は夫婦別姓の利用を希望しない人が多いが、一定程度は「わからない」「希望する」という人がある。さらに、法改正賛成者のうち半数以上が実際の利用を希望していないという結果になった。

表3 夫婦別姓法改正賛否 と夫婦別姓利用希望 のクロス表

		夫婦別姓利用希望			合計
		希望グループ	どちらでもない	希望しないグループ	
夫婦別姓 法改正賛否	賛成グループ	度数	44	41	72
		総和の %	17.10%	16.00%	28.00%
	どちらでもない	度数	6	16	36
		総和の %	2.30%	6.20%	14.00%
	反対グループ	度数	5	3	34
		総和の %	1.90%	1.20%	13.20%
合計		度数	55	60	142
		総和の %	21.40%	23.30%	55.30%

6 仮説の検証

ここでは、上述した2つの仮説を検証する。

まず、仮説①「夫婦別姓法改正についての意識の規定要因としては、男女平等意識と関連した要因が働く」を検証する。「夫婦別姓法改正賛否」を従属変数、「女性ダミー」「教育年数」「昇進意識」「結婚の有無」「子どもの有無」を独立変数として順序ロジスティック回帰分析を行った。ただし、これらの独立変数間に多重共線性はない。

表4 「夫婦別姓法改正賛否」を従属変数とした順序ロジスティック回

	Exp(B)	標準誤差	wald検定量
女性ダミー	0.425	0.312 *	7.539
教育年数	1.059	0.071	0.650
昇進意識	1.127	0.170	0.493
結婚の有無	1.051	0.432	0.013
子どもの有無	2.853	0.445 *	5.545
閾値	1	4.775	1.184
	2	18.236	1.199 *

N=214, カイ二乗値=16.814 (p<0.01), *p<0.05

この結果から、性別、子どもの有無が「夫婦別姓法改正賛否」に有意に働いていることがわかる。女性は男性に比べて、夫婦別姓の法改正に反対する割合が0.425倍になり、子ども

がいる人はいない人に比べて夫婦別姓の法改正に反対する割合が 2.853 倍になるといえる。一方で、教育年数や昇進意識は夫婦別姓の賛否に有意な影響をもたらしていない。したがって、仮説①は棄却される。

次に、仮説②「夫婦別姓を自身が希望するかに関する意識の規定要因としては、家庭の状況に関連した要因が働く」を検証する。「夫婦別姓利用希望」を従属変数、「女性ダミー」「教育年数」「昇進意識」「結婚の有無」「子どもの有無」を独立変数として順序ロジスティック回帰分析を行った。

表 5 「夫婦別姓利用希望」を従属変数とした順序ロジスティック回帰

	Exp(B)	標準誤差	wald検定量
女性ダミー	1.473	0.284	1.867
教育年数	1.091	0.065	1.777
昇進意識	0.830	0.159	1.373
結婚の有無	0.733	0.378	0.675
子どもの有無	1.332	0.406	0.498
閾値	1	0.783	1.082
	2	2.618	1.084

N=210, カイ二乗値=9.252 (p<0.10)

この結果から、独立変数のいずれも有意にならないことがわかる。したがって、仮説②も棄却された。

7 まとめと考察

以上の分析から、仮説①、②はともに棄却されたが、夫婦別姓法改正賛否と夫婦別姓利用希望のそれぞれの意識については異なる結果が得られた。

まず、夫婦別姓法改正賛否については女性ダミーと子どもの有無が有意となり、教育年数、昇進意識、結婚の有無は有意な結果とならなかった。女性ダミーが有意になったことは、これまでの研究でも示されているように、女性の方が「男女不平等である」と考えているためだと解釈できる。一方で、伊藤（1997）で有意となっていた教育年数が有意にならなかった要因としては、日本全体としての教育年数が上昇傾向にあり分散が以前よりも小さくなっている可能性が考えられる。また、昇進意識については、昇進意識が男女平等意識に影響を与えるがこの分析においては、夫婦別姓法改正の賛否には影響を与えなかった。これは、昇進意識と夫婦別姓法改正が、職場の状況など他の要因と関連している可能性が考えられる。子どもの有無が有意に働いたのは、夫婦別姓法改正賛否に関する意識が、男女平等だけではなく自身の家庭の事情等の側面からとらえられるようになってきているという解釈ができる。「家族の法制に関する世論調査」で夫婦別姓になると子どもに悪影響が出ると考える人が多かったことを踏まえると、現在すでに子どもがいる家庭は子どもが名字を変更したり、どちらの名字になるかを決めたりしなければいけないために子供に悪影響が出ると考えて夫婦別姓の利用を希望しない傾向にあるのではないだろうか。一方で、現在子どもが

いない家庭では夫婦別姓の利用を希望する傾向にあることから、現在子どもがいない場合は、その子どもが生まれた時から名字は決まっているため、子どもに悪影響が出にくいと考えている可能性がある。もしそうであるならば、今後、夫婦別姓の法改正を行うとなった場合には、現在子どもがいる場合に夫婦別姓をどのように運用するかを考える必要があると言える。

次に、夫婦別姓利用希望については、今回投入したどの変数も有意にならなかった。このことから、今回投入した男女平等に関する変数や家庭の状況に関する変数が不適切、あるいは不十分である可能性はあるが、夫婦別姓の利用を希望するかどうかは、男女平等の意識や家庭の状況だけでは説明できない可能性も十分にある。ここには、就業状況や職場の状況、周りからの理解といった阻害要因があるのかもしれない。

今回の分析によって、夫婦別姓法改正賛否と夫婦別姓利用希望の規定要因は異なることが明らかになった。また、夫婦別姓法改正賛否と夫婦別姓利用希望の規定要因を、家庭の状況に関する要因も含めて、部分的にはあるが明らかにすることができた。一方で、就業状況や職場の状況、周りからの理解等に関する変数を投入することが出来なかった。さらに、法改正賛否と利用希望に齟齬があることは分かったが、利用を希望しない理由が、家族の絆を深めたいからといった積極的な理由であるのか、周りからの理解が得られない等の消極的な理由であるのか、すなわち利用したくないから利用しないのか、利用したいができないから利用しないのか、を区別することが出来なかった。これらを踏まえた分析を行うことは今後の課題としたい。

[注]

- 1) 例えば北川典子(1997)は、1970年代後半以降に女性の社会進出が顕著になり、主に社会進出している女性側から、社会における男女不平等に関する不満が高まり、1970年の『国際婦人年』をきっかけに国会で女性の地位向上に関する議題が取り上げられるようになり、それが夫婦別姓の議論につながったとしている。
- 2) 伊藤(1997)は、男女別に夫婦別姓の意識を従属変数として分析を行っており、性別が夫婦別姓の意識に影響を与えるかどうかについては分析を行っていない。
- 3) 内閣府が実施した「男女平等参画社会に関する調査」による。
- 4) 高岡朋子(1998)では、アンケート調査を行い、学歴が高い学生ほど男女平等の意識があるとしている。
- 5) 鈴木敦子(1996)は、昇進意識の高い女性の方がそうでない女性よりも、男女平等を志向する傾向にあるとしている。

[文献]

法務省, 2019, 「選択的夫婦別氏制度(いわゆる選択的夫婦別姓制度)について」, 法務省ホームページ, (2019年2月1日取得, www.moj.go.jp/MINJI/minji36.html).

伊藤泰郎, 1997, 「意識の規定要因としての社会的ネットワーク : 結婚・出生に関する規範

- 意識を中心に」『都市研究紀要』64：61-73.
- 木田和子，1996，『『同じであること』と『同じでないこと』——子どもにとっての『夫婦別姓制』』『法律の広場』49(6)：40-43.
- 北川典子，1997，「夫婦別姓制導入への動きとその背景要因に関する一推察」『國士舘大學武徳紀要』13：51-81.
- 内閣府，「家族の法制に関する世論調査（各年版）」.
- 内閣府，「男女共同参画社会に関する調査（平成24年度調査）」.
- 大谷美紀子，2016，「夫婦別姓訴訟最高裁大法廷判決——国際人権法の視点と家族・この利益をめぐる議論」『学術の動向』21(12)：86-89.
- 鈴木淳子，1996，「若年女性の平等主義的性役割態度と就労との関係について——就労経験および理想の仕事キャリア・昇進パターン——」『社会心理学研究』11：149-158.
- 高岡朋子，1998，「女子学生の服装と男女平等主義的性役割態度との関係」『北海道女子教育大学短期大学部研究紀要』34：97-108.
- 滝沢聿代，2016，『選択的夫婦別氏姓——これまでとこれから』三省堂.
- 百々雅子，2001，「近代家族と夫婦別姓——夫婦別姓制度の意味を求めて」『山梨県立看護大学短期大学部紀要』6(1)：67-75.

学校外教育と子どもの学歴

——非認知能力に着目して——

津田光穂
(東北大学教育学部)

1 本稿の背景と目的

本稿の問いは、「学校外教育は、子供の学歴に正の効果をもたらすか」である。

はじめに、この問いを設定した背景を記述する。今日、日本の社会では多くの子供たちが学校教育に加え、学校外教育を受けている。「子供の学校外での学習活動に関する実態調査」(文部科学省 2008)によれば、小学校1年生から中学校3年生のすべての学年において、70%以上の子供が学校外教育を受けているという。表1は「平成28年度子供の学習費調査」(文部科学省 2016)のデータをもとに、家庭の学習費の内訳を平均値で示したものである。表1に示したように家庭の学習費全体に占める学校外活動費の割合は、どの学校段階においても4~5割と高い。加えて幼稚園、小学校段階ではその他の学校外活動費が学校外活動費の半分以上を占めている。これは、学習に関する学校外教育より、スポーツ活動や芸術活動のような、学習以外の学校外教育のほうに多く投資していることを表している。

表1 1世帯当たりの1年間の学習費の内訳

区分	幼稚園		小学校		中学校		高等学校	
	公立	私立	公立	私立	公立	私立	公立	私立
学習費総額	233,947	482,392	322,310	1,528,237	478,554	1,326,933	450,862	1,040,168
学校教育費	120,546	318,763	60,043	870,408	133,640	997,435	275,991	755,101
学校給食費	20,418	29,924	44,441	44,807	43,730	8,566	...	...
学校外活動費	92,983	133,705	217,826	613,022	301,184	320,932	174,871	285,067
補助学習費	22,777	26,097	83,013	304,859	239,564	204,112	142,702	230,103
その他の学校外活動費	70,206	107,608	134,813	308,163	61,620	116,820	32,169	54,964

出典：文部科学省「平成28年度子供の学習費調査」(2016年版)をもとに筆者作成

一方で、学校外教育投資額は、世帯の年収に大きく依拠していることが明らかになっている。図1は表1と同様に「平成28年度子供の学習費調査」(文部科学省2016)のデータをもとに、学校外教育費の平均を世帯収入段階別に示したグラフである。図1を見ると世帯収入が高い家庭ほど、学校外教育費の額が高くなっていることがわかる。その差は非常に大きく、公立幼稚園を例にとっても世帯収入が1200万円以上の家庭は400万円以下の家庭に比べて、学校外教育費の額が5倍以上も高いことがわかる。

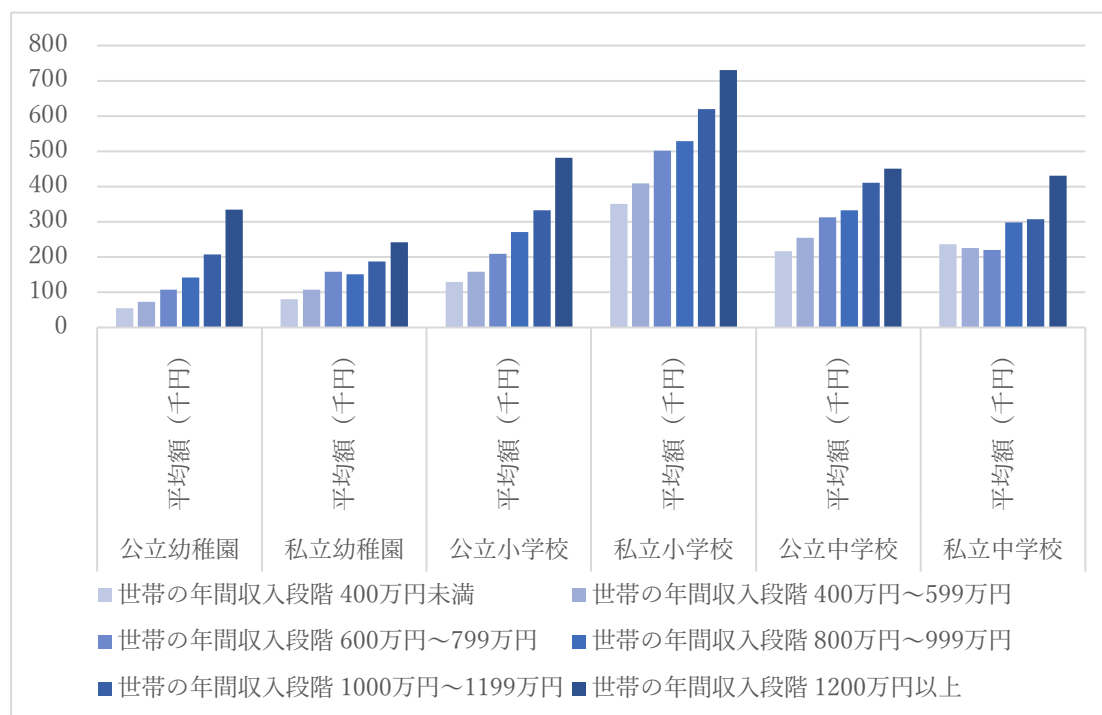


図1 世帯の年間収入段階別に見た学校外教育費

出典：文部科学省「平成28年度子どもの学習費調査」（2016年版）より筆者作成

仮に学校外教育が子どもの学歴を高めているとしたら、学校外教育を受ける機会が多い高所得世帯の子供は、より高い学歴を獲得できることになる。世帯の所得が子供の学歴を高めていることは、先行研究においてすでに明らかになっているが（藤村 2009 など）、学校外教育の機会の差が、学力格差をさらに広げている可能性があると考えられる。そこで、本稿では、初等教育において学習活動よりも運動・芸術活動に投資する家庭が多いことも踏まえ、学校外教育の内容を、学習、運動、芸術の3グループに分け、どんな内容の学校外教育が子どもの学歴を高めているのかを明らかにし、低所得世帯の子どもに対して学歴格差是正のために、学習以外の面でのどのような支援が効果的か検討することを目的とする。

さらに、本稿では上記の問いに加え、「なぜ学校外教育を受けた者は高い学歴を獲得できるのか」という問いについての検証も行いたい。ここでは、学校外教育が子供の学歴を高める理由として、非認知能力に着目する。非認知能力とは、IQに代表される認知能力に対し、忍耐力や勤勉性といった人のパーソナリティ特性、選好等のことを指す非認知能力を分類し整理したものとしてビッグファイブというものがある（Heckman and Kautz 2012）。これはパーソナリティ特性を大きく5つに分類したもので、「開放性」「勤勉性・誠実性」「外向性」「協調性・調和性」「神経小傾向・情緒不安定性」という5つの要素がある。これらの非認知能力は認知能力の発達を促していることが明らかになっている

(Cunha and Heckman 2008). また、文部科学省は2016年に発表した「子供の貧困対策支援システムの在り方と運用方法に関する実証研究報告書」において、貧困層の子供の自立には非認知能力育成が重要だと指摘した。このような日本の状況もふまえ、本稿では「学校教育は非認知能力を媒介として子供の学歴を高めているのではないか」という問いを検証し、学校外教育を通して子供の学歴が高まるメカニズムを検討することを第二の目的とする。

2 先行研究と本稿の位置づけ

学校外教育の効果について分析した研究は数多くある。日本において行われた主要な研究としては、まず初めに盛山和夫(1981)の研究が挙げられる。盛山は両親の所得が高く、より多くの教育機会を与えられる子供は、塾や予備校などの学校外教育を受けることが可能になるということから、学校外教育を受ける機会の多い子どもの学力が高くなるという学校外教育投資仮説を立てた。その後、実際に札幌市内のある公立普通科高等学校の3年生を対象に学校外教育投資仮説の検証を行ったが、学校外教育は子どもの学力に対してマイナスの効果が表れた。しかし、この研究では、サンプル数が小さく、特定の地域に偏ったサンプルであるという点で大きな課題が残った。その後、中澤渉(2013)は、学校外教育の内容を学習に限定し傾向スコアを用いた分析を行ったところ、もともと学校外教育を受ける可能性が低い、つまり世帯の収入や父母の学歴が低い家庭の子供において、学習に関する学校外教育は正の効果をもたらしていることを明らかにした。また、中澤の研究では、女性は男性に比べ、学校外教育利用の有無が家庭環境の影響を大きく受けていることも指摘している。このように日本でも学校外教育に関する研究は蓄積されてきているが、学校外教育が学歴に与える効果は限定的なものでしか示されていないことに加え、スポーツや芸術に関する学校外教育の効果についての研究は少ない。そこで、本稿では学校外教育を内容別に分類し、学校外教育の内容別に子どもの学歴に対する効果を分析する。

次に、非認知能力についての研究について記述する。まず、非認知能力の効果に関する研究については、Cunha and Heckman (2007)の研究がある。この研究では、非認知能力は認知能力の発達を促していることが示されている。そのほかにも、中学2年生の時点で非認知能力が低かった人は、学力の影響を排除しても、大人になってからの賃金が相対的に低いことも指摘されている(Seagal 2013)。また、非認知能力の形成要因に関する研究では、親の収入や教育への介入が子供のパーソナリティ特性の変化を促進することが明らかになっている(Almlund et al. 2011)。また、Cunha and Heckman (2007)は、両親の学歴や両親が積極的に新聞購読や読書を行う家庭の子供は非認知能力が高いことを明らかにした。本稿で重要な課外活動が非認知能力の発達を促しているとする先行研究もいくつか見られる。例えばCornelißen and Pfeifer (2012)は、スポーツ活動には子供の競争心、粘り強さ、規律と責任などの非認知能力を発達させる効果があることを指摘した。しかし

ながら、国内で非認知能力を媒介とした学校外教育の効果についての分析は十分に蓄積されていない。よって本稿では学校外教育は非認知能力を媒介として子供の学歴を高めているという分析枠組みの下で学校外教育の効果を検証する。

3 仮説

図2に分析枠組みを示した。本稿で検証する仮説は以下の3つである。

- 仮説1 「学校外教育は最終学歴を高める」
- 仮説2 「学校外教育は、非認知能力を高める」
- 仮説3 「非認知能力は、最終学歴を高める」

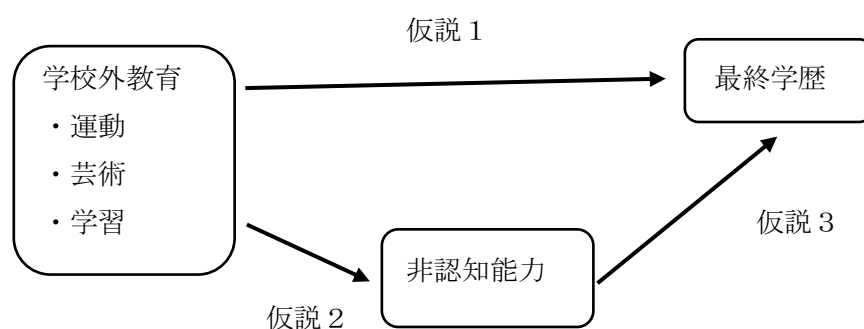


図2 分析枠組み

・仮説1

学習活動に関する学校外教育の効果は、上に記述した中澤渉（2013）での研究でも明らかになっているが、スポーツ活動をしていたものは学歴を高めているのではないかという仮説を立てた。Lleras Christy（2008）のアメリカにおける高校1年生を対象とした分析では運動、学術に関する課外活動は、子供の高学歴獲得や賃金に有意に正の効果があることが明らかになった。よって、今回は、運動、芸術、学習に関するすべての学校外教育が、子供の最終学歴を高めているのではないかと考えた。

・仮説2

Kuhn and Weiberger（2005）は白人の男性を対象に分析を行ったところ、部活動を熱心に行った人は、将来監督者の地位に立つ確率が高いことを示した。このことから、学校外教育はリーダーシップ能力や自主性といった非認知能力に対して正の効果があるのではないかと考えた。

・仮説3

生活習慣が整い、充実感、コミュニケーション能力が高い子供は学歴が高い傾向があるということがわかっている（日本教育財団 2018）。よって、本稿ではコミュニケーション

ン能力やリーダーシップ能力，自主性の高い子供は学歴も高くなるのではないかという仮説を立てた。

4 使用するデータと変数

本稿において使用するデータは，東北大学教育学部が 2018 年 7 月 25 日から 8 月 25 日にかけて実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<2>」である．これは 20 歳以上 40 歳以下の男女（ただし，学生は除く）を対象とした調査で，サンプル数は 300，有効回答数は 270（回収率 90.0%）であった．

本稿で使用した変数は，「本人最終学歴」「父最終学歴」「母最終学歴」「学校外教育経験の有無」のほか，非認知能力を問う変数として「コミュニケーション能力」「リーダーシップ能力」「自主性」「協調性」「規範意識」の 5 つの変数を用いた．非認知能力を問う変数については，先に述べたビッグファイブ (Heckman and Kautz 2012) を参考に作成した．変数の作成方法については以下の表にまとめた．

表 2 変数作成方法

本人最終学歴，父最終学歴，母最終学歴	「あなたとあなたの両親が最後に卒業した学校はどこですか。」 1. 中学校 2. 高等学校 3. 専門学校 4. 短期大学 5. 大学 6. 大学院 7. その他 父母学歴については，高卒以下（＝0）と高卒より上（＝1）の 2 グループに分け，父大卒ダミー，母大卒ダミーを作成した
学校外教育の有無	「あなたが 0 歳から中学校卒業までにやっていた習い事の内容と継続年数を記入してください。」 回答された習い事を学習，運動，芸術，その他の 4 グループに分類し，それぞれの習い事をやっていた人（＝1），やっていなかった人（＝0）として，学習ダミー，運動ダミー，芸術ダミーを作成．水泳とピアノについては，特別に水泳ダミー，ピアノダミーを作成した．ピアノダミーと水泳ダミーの作成理由は後述する．
～非認知能力を問う質問～ 5 つの項目について左記のような質問をもとに変数を作成した．	あなたの性格についてお尋ねします．それぞれの項目について最も近いもの 1 つに○をつけてください． 1 当てはまる 2 どちらかといえば当てはまる 3 どちらかといえば当てはまらない 4 当てはまらない 当てはまらない，どちらかといえば当てはまらな いと回答した人を 0，当てはまる，どちらかとい えば当てはまると回答した人を 1 としてダミー変 数を作成した． それぞれの認知能力を問う質問の内容は以下の通 りである．
コミュニケーション能力	「他人と話すことが好きだ」
リーダーシップ能力	「集団内でリーダーになることが多い」
自主性	「みずから進んで物事に取り組む」
協調性	「他人と協力して物事に取り組む」
規範意識	「社会の規則は守る」

5 基礎分析

まず初めに使用するデータの基礎分析を行った。データの概要は表3のようになる。

○性別

男女がそれぞれ約50%ずつ回答しており、男女間の大きな偏りはみられなかった

○年齢

40代の1人を除いて、20代と30代で構成されている。平均年齢は31.1歳だった。

○最終学歴

調査回答者本人は、最終学歴が高校以下である人が32%であり、残りの約70%は高校を卒業した後、専門学校や短大などを含め、何かしらの学校に通っていた、一方で、父母の最終学歴は高校以下と回答した人が約50%いた。

○学校外教育

「学習」、「運動」、「芸術」、「水泳」、「ピアノ」それぞれの学校外教育について、回答者の度数は表2のようになった。

○非認知能力

非認知能力について、回答者の度数は以下のようになった。規範意識に関する項目では、9割以上が「当てはまる」または「どちらかといえば当てはまる」に回答しており、分析を行うことが難しいと考えたため、今回は「規範意識」は分析の対象から外すこととした。

表3 使用する変数の度数分布

性別	男：131 (48.3%) 女：140 (51.7%)	
年齢	20代：103 (38.0%) 30代：167(61.6%) 40代：1(0.4%)	
本人学歴	中学校：20 (7.5%) 高校:65(24.5%) 専門学校・短大:94(35.5%) 大学・大学院86(29.7%)	
父学歴	中学校：30 (11.5%) 高校:113 (43.3%) 専門学校・短大:14(5.3%) 大学・大学院104(39.8%)	
母学歴	中学校：22 (8.3%) 高校:127 (48.1%) 専門学校・短大:78(29.6%) 大学・大学院37(24.1%)	
学校外教育	学習：やっていた135(49.8%) やっていなかった136(50.2%)	
	運動：やっていた164(60.5%) やっていなかった107(39.5%)	
	芸術：やっていた166(61.3%) やっていなかった105(38.7%)	
	水泳：やっていた115(42.4%) やっていなかった156(57.6%)	
	ピアノ：やっていた112(41.3%) やっていなかった159(58.7%)	
非認知能力	コミュニケーション:当てはまる・どちらかといえば当てはまる200(73.8%) どちらかといえば当てはまらない・当てはまらない71(26.2%)	
	リーダーシップ： 当てはまる・どちらかといえば当てはまる108(40.0%) 当てはまらない・どちらかといえば当てはまらない162 (60.0%)	
	自主性： 当てはまる・どちらかといえば当てはまる179(66.0%) 当てはまらない・どちらかといえば当てはまらない92(34.0%)	
	協調性： 当てはまる・どちらかといえば当てはまる191(70.4%) 当てはまらない・どちらかといえば当てはまらない80(29.6%)	
	規範意識： 当てはまる・どちらかといえば当てはまる262(96.7%) 当てはまらない・どちらかといえば当てはまらない9 (3.2%)	

6 分析結果

ここでは、4 で説明した 3 つの仮説の検証を行う。

6.1 仮説 1 の検証

仮説 1 の検証では学校外教育が子どもの最終学歴に与える効果を検証するため、子どもの最終学歴（中卒=0，高卒=1，高卒より上=2）を従属変数，運動ダミー，芸術ダミー，学習ダミー，父大卒ダミー，母大卒ダミーを独立変数とした重回帰分析を行った。しかし，結果は父大卒ダミーと母大卒ダミーのみ有意な結果となり，学校外教育が子どもの最終学歴に与える効果は表れなかった。そこで，芸術ダミーについては，ピアノダミーへ，運動ダミーについては水泳ダミーへ変更して分析を行った。ここでピアノと水泳を取り出した理由は，運動に関する習い事と芸術に関する習い事の中で，日本において最も多くの子供が習っているものがそれぞれ水泳とピアノだからである（ベネッセ教育総合研究所 2017）。独立変数を「水泳ダミー」「ピアノダミー」「学習ダミー」「父大卒ダミー」「母大卒ダミー」として順序ロジスティック回帰分析を行った。その結果を示したものが表 4 となる。父大卒ダミーと母大卒ダミーの他に，水泳ダミーが子どもの最終学歴に対して有意に正の効果を与えていることが分かった。

表 4 従属変数を本人最終学歴とした順序ロジスティック回帰分析

	係数	標準誤差
学習ダミー	0.271	0.230
ピアノダミー	-0.014	0.240
水泳ダミー	*0.437	0.239
父大卒ダミー	***0.937	0.270
母大卒ダミー	**0.576	0.265
逸脱度	131.007	
尤度比検定統計	300.285	
N	264	

* p < 0.1 **p < 0.05 *** p < 0.01

6.2 仮説 2 の検証

仮説 2 の検証では，学校外教育により子どもの非認知能力が高まっているかを分析した。非認知能力について分析するため，従属変数を「コミュニケーション能力」「自主性」「リーダーシップ能力」「協調性」とした 4 つの重回帰分析を行った。独立変数は「母大卒ダミー」とした。「父大卒ダミー」先行研究においての子どもの非認知能力の育成に

は母親の影響が強いことも指摘されているため、ここでは「父大卒ダミー」は独立変数から除いて分析を行った。

まず「コミュニケーション能力」を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を表5に示した。この分析においては、「運動ダミー」「芸術ダミー」「母大卒ダミー」がコミュニケーション能力に対して有意に正の効果をもたらすことが明らかになった。

表5 コミュニケーション能力を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析結果

	係数	標準誤差
(定数)	0.081	0.297
学習ダミー	0.167	0.301
芸術ダミー	*0.502	0.302
運動ダミー	**0.772	0.301
母大卒ダミー	**0.660	0.318
Cox& Snell R^2	0.065	
Nagelkerke R^2	0.096	
Hosmer—Lemeshow 検定	p= 0.584	
N	261	

* p < 0.1 **p < 0.05 *** p < 0.01

次に「自主性」を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を表6に示した。「自主性」においては、「運動ダミー」「芸術ダミー」「母大卒ダミー」が有意に正の効果をもたらしていた。

表6 自主性を従属変数とし二項ロジスティック回帰分析結果

	係数	標準誤差
(定数)	-0.027	0.284
学習ダミー	-0.379	0.275
芸術ダミー	*0.486	0.277
運動ダミー	**0.664	0.277
母大卒ダミー	*0.510	0.282
Cox& Snell R^2	0.060	
Nagelkerke R^2	0.083	
Hosmer—Lemeshow 検定	p= 0.815	
N	261	

* p < 0.1 **p < 0.05 *** p < 0.01

最後に、「リーダーシップ能力」を従属変数とした重回帰分析では「運動ダミー」のみが有意に正の効果があるという結果となった。重回帰分析の結果を表7に示した。

表7 リーダーシップ能力を従属変数とした重回帰分析結果

	係数	標準誤差
(定数)	-0.669	0.260
学習ダミー	-0.413	0.260
芸術ダミー	0.053	0.267
運動ダミー	*0.502	0.273
母大卒ダミー	0.290	0.263
Cox&Snell R ²	0.030	
Nagelkerke R ²	0.041	
Hosmer-Lemeshow 検定	p=0.345	
N	261	

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

なお、協調性については、有意になる変数が現れなかった。

6.3 仮説3の検証

仮説3の検証では、非認知能力が子どもの最終学歴に与える効果を検証するため、子どもの最終学歴（中卒=0，高卒=1，高卒より上=2）を従属変数，「コミュニケーション能力ダミー」「自主性ダミー」「リーダーシップ能力ダミー」「父大卒ダミー」「母大卒ダミー」の5つを独立変数とし，順序ロジスティック回帰分析を行った。その結果を表8に示した。「父大卒ダミー」と「母大卒ダミー」が有意に正の効果を持っていたほかに，「コミュニケーション能力」が子どもの最終学歴に対し正の効果があることが明らかになった。

表8 子供の最終学歴を従属変数とした順序ロジスティック回帰分析結果

	係数	標準誤差
コミュニケーション	**0.452	0.184
自主性	-0.092	0.219
リーダーシップ	0.018	0.185
父大卒ダミー	***0.972	0.342
母大卒ダミー	*0.62	0.344
逸脱度	154.666	
尤度比検定統計	225.930	
N	253	

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

7 知見と含意

分析から明らかになったことをまとめると以下のようになる。

○水泳を学校外教育として行うことで最終学歴が高まる

今回の分析では水泳に関する学校外教育が、学歴に正の効果を与えていた。しかし、水泳に関しては学歴の高い母親が、けがをしにくいスポーツとして水泳を学校教育として選択することが多いことも指摘されている（ベネッセ教育総合研究所 2009）よって、この結果には他の要因も考慮した慎重な解釈が必要となる。

○運動と芸術に関する学校外教育は非認知能力を高める

運動に関する学校外教育はコミュニケーション能力、自主性、リーダーシップ能力を高めることが分かった。芸術に関する学校外教育もコミュニケーション能力と自主性を高めていた。一方で、学習ダミーの効果は見られなかった。よって、非認知能力は運動や芸術活動といった学習以外の活動によって高まる傾向があることが分かる。高校生時に集団スポーツを行っていたものは自立性が高いという指摘（Llears 2008）があるように、集団で役割を与えられて活動することや、レッスンに向けて計画的な練習を行うことが子供の非認知能力を高めていると考えられる。

○コミュニケーション能力は最終学歴を高める

ここでは、コミュニケーション能力が学歴を高めていることが明らかになった。大坊郁夫（2006）によればコミュニケーション能力によって、コミュニケーション能力が高い人は、より良い対人関係を作り、会話の際に聞き手に対して満足感を与えることが明らかになっている。コミュニケーション能力の高い子供は、学校で教師のいうことをよく理解したり、面接試験でより良い結果を出したりすることが可能になり、学歴が高まっているのではないかと考えられる。

以上のことから、学校外教育は特に運動に関する活動を通して非認知能力を高め、そこで培った非認知能力が学歴を高めていることが明らかになった。よって、先に提示した低所得世帯の子供の支援という面では、子供たちに運動できる機会を与え、集団の中で非認知能力を高めることができるような環境を整えることが学力格差是正のための支援方法の一種になると考えられる。

8 本稿の限界と課題

本稿の限界と課題については、以下のようなことが挙げられる。

第一に、コントロール変数の問題である。子どもの学歴には、父母の学歴の他に世帯収入や子供の居住地などが影響していることがわかっている。しかし今回の分析では、父母の学歴のみを使用しているため、子どもにもともと備わっている、家庭環境や個人の属性に関する変数を統制しきれていない可能性が高い。学校外教育のより純粋な効果を測定するためには、コントロールすべき変数を追加したうえで、学校外教育の効果を検証する必

要があると考えられる。

第二に因果関係の問題である。仮説3について、今回の分析では「非認知能力が学歴を高める」として分析を行ったが、「学歴が高い人はい認知能力が高い」という逆因果が存在している可能性がある。本稿の分析方法では逆因果の可能性を取り除いた分析はできなかった。逆因果の可能性を想定できるような分析手法の選択が必要となってくる。

第三に学校外教育の継続期間についてである。今回の分析では学校外教育の有無をダミー変数として分析に入れたため、子供がどのくらい長く学校外教育を受けていたかという継続年数を考慮できない分析となっている。1か月しか学校外教育を継続していなかった人と、10年学校外教育を受け続けた人が同じものとして扱われているのである。従属変数を、「学校教育を受けたか受けていないか」という2値ではなく、学校外教育の継続年数とするなど、従属変数の作成を的確に行うことが求められる。

以上のことを踏まえ、今後も学校外教育が学歴に及ぼす効果とそのメカニズムを明らかにしていくことは、学校外教育の需要が高まる社会において、学力格差是正に貢献しうる重要な研究課題となる。

[文献]

- Almlund, Mathilde, Angela Lee Duckworth, James J. Heckman and Tim D. Kautz., 2011
「Personality Psychology and Economics.」『Handbook of the Economics of Education , Volume 4. E. A. Hanushek, S. J. Machin and L. Woessmann, eds. Amsterdam: North Holland, Elsevier Science』 1-182. Barrick.
- ベネッセ教育総合研究所, 2009, 「第1回学校外教育に関する調査」
- ベネッセ教育総合研究所, 2017, 「学校外教育活動に関する調査」
- Cornelißen, Thomas and Christian Pfeifer, 2010 「The Impact of Participation in Sports on Educational Attainment: New Evidence from Germany」 『Economics and Education Review』 29.1 : 94-103.
- Cunha, Flavio, James J. Heckman, lance Lochner and Dimitriy V. Masterov , 2006
「Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation」『Handbook of the Economics of Education』 1. 12 : 697-812.
- Cunha, Flavio and James J. Heckman , 2007, 「The Technology of Skill Formation」 『American Economic Review』 97. 2 : 31-47.
- 藤村正司, 2009, 「大学進学における所得格差と高等教育政策の可能性」『教育社会学研究』 85 : 27-48.
- 片岡栄美, 2010, 「子どものスポーツ・芸術活動の規定要因—親から子どもへの文化の相続と社会価格差」『学校外教育活動に関する調査報告書——幼児から高校生のいる家庭を対象に——（解説・提言編）』 58 : 10-24.
- 小中山彰・松井宇史, 2008, 「学校外教育投資の学力に及ぼす影響に関する一考察」『東海大

- 学政治経済学部紀要』40：131-158.
- Kuhn, Peter and Catherine Weinberger , 2005 「Leadership Skills and Wages” Journal of Labor Economics 」23:395-436.
- Lleras Christy, 2008, 「Do Skills and Behaviors in High School Matter? The Contribution of Noncognitive Factors in Explaining Differences in Educational Attainment and Earnings.」『Social Science Research』37：888-902.
- 文部科学省, 2008, 「子供の学校外での学習活動に関する実態調査」
- 文部科学省, 2016, 「平成 28 年度子供の学習費調査」
- 文部科学省, 2016, 「子供の貧困対策支援システムの在り方と運用方法に関する実証研究 報告書」
- 盛山和夫, 1981, 「学校外教育投資の効果に関する一考察」『The annual reports on cultural science 』3.1：171-221.
- 中澤渉, 2013, 「私的学校外教育のもたらす高校進学への効果 ―傾向スコア解析の応用『東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』
- 日本教育財団, 2018, 「家庭の経済格差と子どもの認知能力・非認知能力格差の 関係分析 ― 2.5 万人のビッグデータから見えてきたもの―」『「子供の貧困問題」分析レポート』2
- Segal, Carmit, 2013 「Misbehavior, education, and labor market outcomes,” Journal of European Economic Association 」11(4)：743-79.
- 大坊郁夫, 2006 「コミュニケーション・スキルの重要性」『日本労働研究会雑誌』546：13-22.

日常生活におけるデジタル男女格差

——インターネット利用目的の分析より——

村山陽介

(東北大学教育学部)

1 はじめに

今日、世界では情報化が急速な勢いで進行している。最新の情報機器やニュー・メディアが誕生したり、電子商取引が個人間でも簡易的に行われるようになったり、仮想通貨と呼ばれる、インターネット上でやり取りするための通貨が使われるようになったりと、情報やそれに触れるためのメディアが生産、流通などのような社会経済のしくみの前提になっている。

また、このような社会情勢を受け、2020 年より改訂される小学校学習指導要領や、その後1年おきに改訂がなされる中学校学習指導要領、高等学校学習指導要領には、情報モラル教育を含む情報活用能力の向上や、そのための各学校の ICT 環境の充実、プログラミング教育等の記述が増え、科目横断的に情報機器に触れられる授業へと方向性が示されている。新学習指導要領においては、情報社会の中で、身近な問題に対してコンピュータ等の ICT を有効活用することでより良い社会をつくっていく人間を育成することが軸の一つとして掲げられており、単にメディアや情報機器を使用する能力を育成するだけでなく、日頃から飛び交う情報を適切に扱えるような能力を獲得させることが必要だと認識されてきているのである。

総務省では、世帯、事業所、企業ごとの電気通信・放送サービス等の利用実態とその動向を把握することを目的として、毎年「通信利用動向調査」を行なっている。この調査の2018年の結果より、現在のインターネット、ICT 等利用状況をまとめる。

インターネットの個人利用について、全年齢の80.9%が利用しており、年齢階層別に見ると、13歳から59歳の各層で9割以上が利用していることがわかっている。また、その中でも、60歳以上では、女性より男性の方がインターネットを利用していることが確認できる。

インターネットの利用状況を端末別に見てみると、スマートフォンが59.7%、パソコンが52.5%であるが、これまで行われてきた同調査で初めてスマートフォンがパソコンを上回る年であった。

インターネットの利用目的・用途を見ると、「電子メールの送受信」の項目が80.2%と最も高く、次いで「天気予報の利用（無料）」が65.8%、「地図・交通情報の提供サービス」が63.4%と、日常の用件のための利用や生活情報に触れるための利用が主だっているように見られる。この利用目的を年齢別にみると、上に挙げたような3項目ではどの年齢層も利用者が多いが、「ソーシャルネットワーキングサービス（以下、SNS）」や「動画共有・投

稿サイトの利用」といった項目においては、年齢階層による差が大きくなっている。

これらの数字からも、現在の日本社会では、インターネットの利用はごく一般的なものといえる。いつでも、どこでも情報にアクセスすることが可能なユビキタスな社会であり、用件を果たすことや娯楽に興じるという行為が簡易的に行われるのである。

しかし、この総務省の調査から、男女による利用行動の違いや、年齢層によってインターネットの利用率が異なる項目の存在も確認されている。単に、個人のライフスタイルや趣味嗜好の違いからくる結果だと説明することもできるだろうが、インターネットを利用することが前提とされるような時代では、属性ごとに生じる差について、詳細に調査する必要がある。

2 先行研究

情報、とりわけインターネットを利用すること場合での情報を扱う上で生まれている格差をデジタルデバイドという。デジタルデバイドは「インターネットにアクセスする手段を持つか、持たないかに基づく不平等」(Castells, 2001; Bell, et al. 2004)というのが一般的な理解として取り上げられてきた。日本では太郎丸博によると、デジタルデバイドは「社会にとって有害であるか、または有害になる危険性を持つ」(太郎丸博 2004: 54)として、デジタルデバイドに関わる問題が多岐にわたることに留意し、「居住している地域、国、性別、エスニシティ、年齢、所得のような個人または世帯の属性によって、インターネットの利用率に格差があること」(太郎丸博 2004: 54-5)と定義している。

このデジタルデバイドを扱うにあたり、どのような属性、社会階層についてどのような格差が起こっているのかは、インターネットの普及に伴い、多様なアプローチがなされてきた。太郎丸はインターネットの利用状況について全国調査をしている団体はあるが、デジタルデバイドの実態に関する詳細な研究がなされていないことに着目し、その問題の理論的整理に努めた。そして、所得階層とインターネット利用との間に実質的な関係があるのかを研究し、高所得者はインターネットの利用率が高いが、逆にインターネットの利用によって社会的地位の再生産が起きてはいないという結果が出ている(太郎丸博 2004)。

それに対し平井智尚はインフラ面での地域間格差や世代間格差といった、インターネット利用が完全に一般化しても解消が困難な問題を除けば、インターネットの利用をめぐる格差や不平等は日本に存在しないと言及している。その上で、インターネットの利用を前提とした新しいデジタルデバイドとして、情報リテラシー、インターネットによって補完される社会関係資本、階層によって異なる利用目的の差などが挙げられている(平井智尚 2009)。

ILOの世界雇用報告 2001 は、「情報経済社会における労働事情」を副題に、情報通信技術の発達が労働の世界に及ぼす影響に関して非常に幅広い調査研究結果を発表している。その中に、情報通信技術の進展によって生み出されるデジタル格差についての分析で、先進国途上国間デジタルデバイドとデジタル男女格差について詳細に吟味している。とくに男女

差については、インターネットの普及によって、仕事をする場所への依存度を軽減し、仕事と家庭の両立がよりしやすくなるために、貧しい女性の生活が改善できること、女性にとって開かれた社会になることといった格差の縮小につながると期待されており、実際にはそのような寄与の可能性を有している。しかし、実際には生得的・本能的な利用欲求、教育格差、性別職業分離や男性と比べた際の女性の市場介入度の低さなどといった根本的なジェンダー観により、男性たちの方が情報化の恩恵を受けやすいのではないかとの検討もなされている。このようにILOの報告書においては、デジタル男女格差は社会的なジェンダー差がそのまま投影されていることが問題であるとされている（井上 2003）。

同報告書内にて、男女間の教育格差についても検討されている。世界中でもとりわけ途上国において強い傾向にあるのが、インターネット利用者は大学卒の男性に多いということである。高等教育段階では、理工学系に進むのは概ね男性で、情報通信技術を専門的に学ぶ女性はそう多くない。情報通信技術が必要とされる職業は創造的で専門性が高いため、高賃金であるのに対し、比較的に教育水準が低い者や女性がその後の職業選択などにて不利益に働いている可能性に着目している。

以上より、高所得者によるインターネットの利用率は高いが、インターネットの利用自体が社会的地位の再生産を起こしているとは考えにくいとされている。現在ではインターネット環境の整備が進んできたことから、インターネットの利用を前提とした新たなデジタルデバイドについての検討が進んでいる。ILO 報告内では、デジタル男女格差が取り上げられており、情報へのアクセスや機器利用の際に不利益が発生している可能性が示唆されている。

3 仮説

前章で現代におけるデジタルデバイドについての先行研究を並べた。今回はデジタルデバイドの中でも、とりわけデジタル男女格差についての分析を試みるため、性別を軸とした調査を行う。先行研究ではデジタル男女格差について、労働というフィルターを通して調査が行われたILO 報告や、太郎丸による社会階層とインターネットの利用の関係についての研究、また、新たなデジタルデバイドについての考察が行われてきたが、井上はデジタル男女格差により、女性は不利な状況にあることを述べている（井上 2003）。これらより、日常生活において不利益が起こっていないか、どのような形でインターネット利用に差が生じているかについて検討を試みる。

また、デジタル男女格差は男女間の教育ギャップによって生じる面について懸念されている。そのため、インターネットの利用目的の違いには、学歴・教育年数が関係する可能性がある。

したがって、仮説は次のように設定する。

仮説①：男女間でインターネット利用目的には差が生じる。

仮説②：男女間のインターネット利用の差には学歴・教育年数が関係する。

4 使用データと枠組み

4.1 データ

本研究で用いるデータは、2018(平成 30)年 7 月下旬から 8 月の下旬にかけて東北大学教育学部が実施したアンケート調査「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<2>」の個票である。この調査は、20～40 歳の学生を除いた社会人男女を調査対象としており、サンプルは調査会社とモニター契約を結んでいる全国の個人を無作為に抽出したものである。計画サンプルサイズは 300 名であり、郵送調査を行い、回収率は 270 名(回収率：90.0%)であった。

4.2 変数

ここでは、分析に用いた変数の説明を行う。本稿では大きく次の 4 つの変数を設定した。

(1) インターネットの利用時間について

インターネットの利用時間について、「あなたの平日の場合と休日の場合の 1 日のインターネット利用時間はどのくらいですか」という質問に対して「1. 全く利用しない」「2. 30 分未満」「3. 30 分以上 1 時間未満」「4. 1 時間以上 2 時間未満」「5. 2 時間以上 3 時間未満」「6. 3 時間以上 4 時間未満」「7. 4 時間以上 5 時間未満」「8. 5 時間以上 6 時間未満」「9. 6 時間以上」の 9 つの選択肢を用意した。また、平日の場合と休日の場合とでそれぞれに回答していただいた。今回の分析では、尺度を同じ 1 時間ごとにするため、調査後に 2 と 3 の項目を統合し、ひとつの「1 時間未満」として扱った。従って、分析上では「1. 全く利用しない」「2. 1 時間未満」「3. 1 時間以上 2 時間未満」「4. 2 時間以上 3 時間未満」「5. 3 時間以上 4 時間未満」「6. 4 時間以上 5 時間未満」「7. 5 時間以上 6 時間未満」「8. 6 時間以上」とした。

(2) インターネットの利用目的

インターネットの利用目的を調べるために「あなたはどのような目的でインターネットを利用していますか。以下について、当てはまる番号一つに○を付けてください」という質問を用意した。

利用目的は「電子メールの送受信」「ホームページ・ブログの開設・更新又は閲覧、書き込み」「SNS (Facebook, Twitter, LINE, mixi, Instagram など)」「動画投稿・共有サイト (YouTube, ニコニコ動画など)」「ラジオ、テレビ番組、映画、などのオンデマンドサービス配信サービス」「オンラインゲームの利用」「ニュース、報道の情報の収集」「芸能、スポーツに関する情報の収集」「政治に関する情報の収集」「e-ラーニング、教育コンテンツの利用」「ネットショッピングサイトの閲覧、利用」「金融取引 (ネットにおける銀行、証券、保険取引など)」の 12 項目について「1. よく使う」「2. どちらかといえば使う」「3. どちらかといえば使わない」「4. 使わない」の 4 つの選択肢を用意した。しかし、分析にてクロス

集計表を使用する際に、セルの度数が極端に低くなってしまいうカテゴリーがあったため、各項目について、「よく使う・どちらかといえば使う」「どちらかといえば使わない・使わない」の2つにまとめて使用した。

これらの質問項目は総務省による「平成 29 年通信利用動向調査」における「2 個人における ICT 利用の現状 (1) インターネットの利用目的・用途」の質問項目を参考にし、調査票との兼ね合いを見ながら編集を加えた。

(3) 性別について

本人の性別について「1. 男性」「2. 女性」で回答を求めた。

(4) 本人の学歴

本人の学歴については「あなたとあなたの両親の学歴についてあてはまるものに○をつけてください」という質問から、本人に該当する回答を使用した。回答項目は「1. 中学校卒業」「2. 高等学校卒業」「3. 専門学校卒業」「4. 短期大学卒業」「5. 大学卒業」「6. 大学院卒業」「7. その他」の七つの項目を設定した。

分析の際には、1, 2, 3, 4 を統合した「短大以下」と、5, 6 を統合した「大学以上」の二つのカテゴリーを設けた。

4.3 分析方法

分析するに当たって、独立変数に性別、従属変数にインターネット利用時間、インターネットの利用目的を設定し、クロス集計表から関連の強さを分析する。また、クロス集計表の3層目に学歴を含め、新たな関連性の所在を明らかにする。

5 分析結果

まず、性別とインターネット利用時間、インターネットの利用目的とのクロス集計表を作成した。性別のカテゴリー数は2、インターネット利用時間のカテゴリー数は8であるため、2変数間の関連の強さを測る指標として Cramer の V 係数を用いる。また、性別のカテゴリー数は2、インターネットの利用目的のカテゴリー数は2であるため、ファイ係数を用いる。

表 1：性別とインターネット利用時間との関連の強さの検定結果

	χ^2	CramerのV	近似有意確率
平日のネット利用	0.971	0.060	0.995
休日のネット利用	2.928	0.104	0.892

表 2：性別とインターネット利用目的との関連の強さの検定結果

	χ^2	ϕ	近似有意確率
電子メール	3.178	0.187	0.004
ホームページ	0.067	-0.016	0.795
SNS	3.093	-0.112	0.079
動画サイト	16.861	0.261	0.000
オンデマンド	4.322	0.132	0.038
オンラインゲーム	0.231	-0.030	0.631
ニュース・報道	0.384	0.039	0.535
芸能スポーツ	0.100	-0.020	0.751
政治	11.772	0.217	0.000
教育コンテンツ	1.107	0.067	0.293
ネットショッピング	0.467	-0.043	0.495
金融取引	16.537	0.258	0.000

表 1 より、性別は平日、休日とともにインターネットの利用時間の間に関連があるとはいえない。

表 2 より、男女差が有意に出た項目における、男女の利用目的の割合を以下に示す。

男性の場合で「電子メールの送受信」をインターネットの利用目的にするものは 82.3%であるのに対し、女性は 65.1%であった。

「SNS」の利用に関しては、男性は 82.2%が利用目的であると回答しているのに対し、女性は 90.0%であった。

「動画投稿・共有サイト」を閲覧する者の場合では、男性は 81.5%であるのに対し、女性は 56.9%であった。

「オンデマンド配信サービス」の利用に関しては、男性は 28.8%であるのに対し、女性は 17.6%であった。

「政治に関する情報の収集」については、男性が 55.4%であるのに対して、女性は 33.6%であった。

「金融取引」の項目については、男性は 52.9%であるのに対し、女性は 27.5%であった。

その他の項目においては、インターネットの利用目的における男女の差が有意とは言えない結果であった。

以上より、インターネットの利用時間は男性と女性との間には有意な差があるとはいえないと判断した。利用目的は「電子メールの送受信」「動画投稿・共有サイト（YouTube、ニコニコ動画など）」「ラジオ、テレビ番組、映画、などのオンデマンドサービス配信サービス」

「政治に関する情報の収集」「金融取引（ネットにおける銀行、証券、保険取引など）」では、若干男性の方が、利用率が高く、「SNS（Facebook, Twitter, LINE, mixi, Instagram など）」では女性の方が、利用率が高いことがわかった。

ここで、インターネットの利用目的と性別との関連がある項目について、学歴・教育年数との関連についても検討してみる。以下は性別と「電子メールの送受信」「動画投稿・共有サイト（YouTube, ニコニコ動画など）」「ラジオ、テレビ番組、映画、などのオンデマンドサービス配信サービス」「政治に関する情報の収集」「金融取引（ネットにおける銀行、証券、保険取引など）」それぞれと学歴とのクロス集計表とその検定結果である。

表 3：性別と電子メールと学歴のクロス表

本人学歴		電子メール		合計
		よく使う・どちらか というを使う	どちらかというと使 わない・使わない	
短大以下	男性	55	15	70
		78.6%	21.4%	100.0%
	女性	61	31	92
		66.3%	33.7%	100.0%
	合計	116	46	162
		71.6%	28.4%	100.0%
大学以上	男性	43	6	49
		87.8%	12.2%	100.0%
	女性	24	13	37
		64.9%	35.1%	100.0%
	合計	67	19	86
		77.9%	22.1%	100.0%
合計	男性	98	21	119
		82.4%	17.6%	100.0%
	女性	85	44	129
		65.9%	34.1%	100.0%
	合計	183	65	248
		73.8%	26.2%	100.0%

表 4：性別と電子メールと学歴の検定結果

学歴	χ^2	ϕ	近似有意確率
短大以下	2.942	0.135	0.086
大卒以上	6.418	0.273	0.011
合計	3.178	0.187	0.004

表 5：性別と SNS と学歴のクロス表

		SNS		
		よく使う・どちらか というを使う	どちらかというに使 わない・使わない	合計
本人学歴				
短大以下	男性	55	14	69
		79.7%	20.3%	100.0%
	女性	82	10	92
		89.1%	10.9%	100.0%
	合計	137	24	161
		85.1%	14.9%	100.0%
大学以上	男性	42	7	49
		85.7%	14.3%	100.0%
	女性	34	3	37
		91.9%	8.1%	100.0%
	合計	76	10	86
		88.4%	11.6%	100.0%
合計	男性	97	21	118
		82.2%	17.8%	100.0%
	女性	116	13	129
		89.9%	10.1%	100.0%
	合計	213	34	247
		86.2%	13.8%	100.0%

表 6：性別と SNS と学歴の検定結果

学歴	χ^2	ϕ	近似有意確率
短大以下	2.758	-0.131	0.097
大卒以上	0.783	-0.095	0.376
合計	3.093	-0.112	0.079

表 7：性別と動画投稿・共有サイトと学歴のクロス表

		動画投稿・共有サイト		
		よく使う・どちらか というを使う	どちらかというに使 わない・使わない	合計
本人学歴				
短大以下	男性	57	13	70
		81.4%	18.6%	100.0%
	女性	54	38	92
		58.7%	41.3%	100.0%
	合計	111	51	162
		68.5%	31.5%	100.0%
大学以上	男性	40	9	49
		81.6%	18.4%	100.0%
	女性	20	17	37
		54.1%	45.9%	100.0%
	合計	60	26	86
		69.8%	30.2%	100.0%
合計	男性	97	22	119
		81.5%	18.5%	100.0%
	女性	74	55	129
		57.4%	42.6%	100.0%
	合計	171	77	248
		69.0%	31.0%	100.0%

表 8：性別と動画投稿・共有サイトと学歴の検定結果

学歴	χ^2	ϕ	近似有意確率
短大以下	9.524	0.242	0.002
大卒以上	7.602	0.297	0.006
合計	16.861	0.261	0.000

表 9：性別とオンデマンド配信サービスと学歴のクロス表

		オンデマンド配信サービス		
		よく使う・どちらか というを使う	どちらかというに使 わない・使わない	合計
本人学歴				
短大以下	男性	17	52	69
		24.6%	75.4%	100.0%
	女性	16	77	93
		17.2%	82.8%	100.0%
	合計	33	129	162
		20.4%	79.6%	100.0%
大学以上	男性	17	32	49
		34.7%	65.3%	100.0%
	女性	7	30	37
		18.9%	81.1%	100.0%
	合計	24	62	86
		27.9%	72.1%	100.0%
合計	男性	34	84	118
		28.8%	71.2%	100.0%
	女性	23	107	130
		17.7%	82.3%	100.0%
	合計	57	191	248
		23.0%	77.0%	100.0%

表 10：性別とオンデマンド配信サービスと学歴の検定結果

学歴	χ^2	ϕ	近似有意確率
短大以下	1.349	0.091	0.245
大卒以上	2.608	0.174	0.106
合計	4.322	0.132	0.038

表 11：性別と政治・報道と学歴のクロス表

		政治・報道		
		よく使う・どちらか というを使う	どちらかというに使 わない・使わない	合計
本人学歴				
短大以下	男性	35	35	70
		50.0%	50.0%	100.0%
	女性	31	62	93
		33.3%	66.7%	100.0%
	合計	66	97	163
		40.5%	59.5%	100.0%
大学以上	男性	31	18	49
		63.3%	36.7%	100.0%
	女性	13	24	37
		35.1%	64.9%	100.0%
	合計	44	42	86
		51.2%	48.8%	100.0%
合計	男性	66	53	119
		55.5%	44.5%	100.0%
	女性	44	86	130
		33.8%	66.2%	100.0%
	合計	110	139	249
		44.2%	55.8%	100.0%

表 12：性別と政治情報と学歴の検定結果

学歴	χ^2	ϕ	近似有意確率
短大以下	4.604	0.168	0.032
大卒以上	6.676	0.279	0.010
合計	11.772	0.217	0.001

表 13：性別と金融取引と学歴のクロス表

		金融取引		
本人学歴		よく使う・どちらか というを使う	どちらかというに使 わない・使わない	合計
短大以下	男性	29	41	70
		41.4%	58.6%	100.0%
	女性	25	68	93
		26.9%	73.1%	100.0%
	合計	54	109	163
		33.1%	66.9%	100.0%
大学以上	男性	34	15	49
		69.4%	30.6%	100.0%
	女性	11	26	37
		29.7%	70.3%	100.0%
	合計	45	41	86
		52.3%	47.7%	100.0%
合計	男性	63	56	119
		52.9%	47.1%	100.0%
	女性	36	94	130
		27.7%	72.3%	100.0%
	合計	99	150	249
		39.8%	60.2%	100.0%

表 14：性別と金融取引と学歴の検定結果

学歴	χ^2	ϕ	近似有意確率
短大以下	3.815	0.153	0.051
大卒以上	13.291	0.393	0.000
合計	16.537	0.258	0.000

これらより、学歴・教育年数によって目的別インターネットの利用率が異なるか検討する。

「電子メールの送受信」に関して、「短大以下」「大学以上」ともに性別との関連が見られた。また、ファイ係数が「短大以下」では 0.135, 「大学以上」では 0.273 となり、大学を出た者の間における男性と女性との利用率の差との関連が高いことがわかる。

「SNS」に関して、「短大以下」では性別との関連が見られたが、「大学以上」では性別との関連があるとはいえない結果であった。

「動画投稿・共有サイト」に関して、「短大以下」「大学以上」ともに性別との関連が見られた。また、ファイ係数が「短大以下」で 0.242, 「大学以上」で 0.297 であるとわかり、少しであるが性別との関連の高さに差が見られた。

「オンデマンド配信サービス」に関して、「短大以下」「大学以上」ともに、性別との関連があるとはいえない結果であった。

「政治に関する情報の収集」に関して、「短大以下」「大学以上」ともに、性別との関連が見られた。また、ファイ係数が「短大以下」で 0.168, 「大学以上」で 0.279 と、大学を出たものの間における男性と女性との利用率の差の関連が高いことがわかる。

「金融取引」に関して、「短大以下」「大学以上」ともに、性別との関連が見られた。また、ファイ係数が「短大以下」で 0.153, 「大学以上」で 0.393 と、大卒者における男性と女性との利用率の差の関連が高いことがわかる。

6 考察

本稿では、「男女間でインターネット利用目的には差が生じる」「男女間のインターネット利用の差には学歴・教育年数が関係する」という仮説を検証するためのものであった。

仮説①に関しては、利用目的によって、男女間の差があるものとなることがわかった。「電子メールの送受信」「動画投稿・共有サイト (YouTube, ニコニコ動画など)」「ラジオ, テレビ番組, 映画, などのオンデマンドサービス配信サービス」「政治に関する情報の収集」「金融取引 (ネットにおける銀行, 証券, 保険取引など)」の 5 項目では若干であるが、男性の利用率が高く、「SNS (Facebook, Twitter, LINE, mixi, Instagram など)」は女性の方が高い利用率であった。その他の項目については有意といえる差は確認できなかった。

このような結果になった理由として考えられるのが、職業からの視点である。今回の調査では、仕事上での利用の場合と私生活においての利用を区別せずに公私を混同させた形で

回答してもらったが、職業や役職によってインターネット上の機能を志向し、インターネットの利用目的が異なってくる可能性が考えられる。そして、ここで語られる職業や役職といった側面は何かしらの男女差が反映されており、今回確認された利用目的の違いは、特に「電子メールの送受信」についてはこの側面からの説明ができると思われる。

「電子メール」を男性が多く利用し、「SNS」を女性が多く利用する理由はその性質からも解釈できる。松下慶太はPCメールがビジネスの場面で正式に扱われていることを指摘している（松下慶太 2012）。今でこそ、SNSにも多様な種類が生まれてはいるものの、村上信夫はPCメールと対照的に、SNSによるコミュニケーションは他人と「シェア」することが目的であることから、コミュニケーションコストが少なく、ビジネスシーンでの運用は優先されないと指摘している（村上信夫 2018）。

「動画投稿・共有サイト（YouTube、ニコニコ動画など）」「ラジオ、テレビ番組、映画、などのオンデマンドサービス配信サービス」の利用が男性に多く見られた理由としては、自分自身の娯楽のためにインターネットを利用しているからだと推測できる。女性が志向する「SNS」は「シェア」が目的のコミュニケーションであり、言うまでもなく相手の存在が前提であるのに対し、動画やオンデマンド番組を見ることはインターネットの環境があれば可能であるからだ。

「政治に関する情報の収集」「金融取引（ネットにおける銀行、証券、保険取引など）」についても男女差が見られたが、この差が男女間に発生する不利益につながっているかの検討が必要である。

仮説②については性別とインターネットの利用目的を学歴に分けて関連をみた。今回の分析のなかで、「短大以下」と「大学以上」の2カテゴリーを設定したが、「短大以下」「大学以上」とともに性別との関連があり、「大学以上」の男女差が大きくなっているパターン、「短大以下」では性別との関連が見られたが、「大学以上」では関連があるとはいえないパターン、「短大以下」「大学以上」どちらも関連があるとはいえないパターンに分けられた。

「電子メールの送受信」「政治に関する情報の収集」「金融取引（ネットにおける銀行、証券、保険取引など）」の三つの項目においては、「短大以下」よりも「大学以上」において男性が女性よりも利用する傾向が確認された。これは高等教育段階における情報教育や、大学生活上必然的に獲得するスキルであったことなどの影響が働いている可能性が考えられる。

「SNS」の利用に関しても、「短大以下」では女性が男性よりも利用する傾向があるのに対し、「大学以上」ではその関係が有意とは言えない結果になったのは、大学での情報教育、とりわけ「SNS」等のコミュニケーションツールにおいては情報モラル教育が影響を与えた可能性を考えることができる。

「動画投稿・共有サイト（YouTube、ニコニコ動画など）」「ラジオ、テレビ番組、映画、などのオンデマンドサービス配信サービス」が、学歴による影響がない、もしくは弱い結果であったことは、学歴の違いによる教育内容の差が影響しているわけではないということが考えられる。

本研究の限界点として、まず質問設定が問題であった。今回の質問項目は、総務省の「平成 29 年通信利用動向調査」を参考にしたのみである。インターネットの利用には男女差があることや、学歴・教育年数から説明を試みることもできたが、その差を引き起こす要因についての観点が足りなかった。また、対象が 20～40 歳であったことより、国民の全容をつかむことができなかった。この年代は若い頃、若い頃からインターネットや情報機器に触れることが多かった、いわゆるデジタルネイティブ世代であり、インターネットや情報機器の変容を間近に感じてきた高年齢層について調査を行うことにも意義があると考える。

[文献]

- Castells, M., 2001, *The Internet Galaxy: Reflections on the Internet, Business, and Society*, Oxford University Press.
- 総務省, 2018, 「通信利用動向調査報告書 世帯編」
- 井上圭二, 2003, 「情報通信技術の進展とデジタル格差問題: ILO 報告を中心に」『久留米大学文学部紀要. 情報社会学科編』1: 25-43.
- 平井智尚, 2009, 「新しいデジタル・デバイドについての考察: インターネット論の価値判断に接近する一つの試み」『慶応義塾大学メディア・コミュニケーション研究所紀要』59: 157-167.
- 太郎丸博, 2004, 「社会階層とインターネット利用」『ソシオロジ』48(3): 53-66.
- 白川俊之, 2009, 「情報機器の利用における格差と社会的文脈の変化—JGSS データを用いて—」『日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集』9(6): 93-106.
- 八ッ橋武明, 2001, 「インターネットの利用に伴うメディア行こうメカニズムの研究」『情報研究』26: 181-200.
- 鈴木佳苗, 坂本章, 小林久美子, 安藤玲子, 樫淵めぐみ, 木村文香, 2004, 「インターネット使用がソーシャルスキルに及ぼす影響: パネル調査による評価研究」『日本教育工学雑誌』27: 117-120.
- 阿部圭一, 2014, 「インターネットの副作用と情報教育—思考様式と人間関係への影響にどう対処するか—」『情報処理』55(5): 496-499.
- 石川真, 2015, 「ネット上のコミュニティへの関与の違いが他者とのつながり方に及ぼす影響」『上越教育大学研究紀要』34: 25-33.
- 佐藤広英, 2018, 「高齢者のインターネット利用に対するリスク認知の特徴: 若年者との比較」『信州大学人文科学論集』5: 29-40.
- 松下慶太, 2012, 「若者とケータイ文化論」岡田朋之・松田美佐編『ケータイ社会論』有斐閣, 61-81.
- 村上信夫, 2018, 「スマホ利用によるコミュニケーションの変容: SNS は若者の感性を変えたのか」『茨城大学人文社会科学部紀要 人文コミュニケーション学論集』3: 51-70.

インターネット利用と政治行動

——インターネット親和度に着目して——

山崎さくら

(東北大学教育学部)

1 問題の所在

インターネットを利用した選挙運動（以下ネット選挙活動）が日本で解禁されたのは、2013年のことである。改正公職選挙法第142条の3第1項では「何人も、ウェブサイト等を利用する方法により、選挙運動を行うことができるようになる」ことが定められた。これにより、2013年7月に行われた参議院議員選挙から、TwitterやFacebookといったSNSをはじめ、さまざまなウェブ媒体を通じて選挙活動が講じられた。若者の投票率向上が期待された改正だったが、選挙自体の投票率上昇は見られず、メディアでは「ネット選挙活動失敗」が報じられた。本当にそうだろうか。総務省情報通信政策研究所が行った「情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査」（表1）によれば、参議院議員選挙が行われた2013年時点で、20代のSNS利用者は全体の90%にのぼる。

表1 2013年代表的SNSの利用率（年代別）

	2013 10代 N=139)	2013 20代 N=223)	2013 30代 N=286)	2013 40代 N=296)	2013 50代 N=256)	2013 60代 N=300)
6つのいずれか利用	74.1%	90.1%	77.6%	55.1%	30.5%	9.3%
LINE	70.5%	80.3%	65.4%	42.6%	22.3%	4.3%
Facebook	22.3%	57.0%	42.0%	20.3%	15.2%	5.0%
Twitter	39.6%	47.1%	13.3%	12.5%	7.0%	3.0%
mixi	8.6%	34.1%	19.2%	9.8%	3.9%	1.0%
Mobage	14.4%	22.9%	16.4%	13.9%	2.7%	1.7%
GREE	14.4%	16.6%	16.4%	11.8%	3.5%	0.7%

総務省情報通信政策研究所（2017）より作成

たしかに、SNSを含むインターネットにふだんから触れない50～60代の有権者にとって、この新たな選挙活動は意味を持たないものであったかもしれない。また、2013年の参議院議員選挙では、50代の投票率が61.77%、60代の投票率が70.07%で、これは20代の33.37%や30代の43.78%を大きく上回っている。現代の国政選挙において、選挙の結果を左右するもっとも重要なファクターとなりうるのは50～60代であることも否定はできない。しかしながら、今回着目したネット選挙活動は、普段からSNSを含むインターネットによく親しんでおり、かつ国政選挙にはあまり積極的ではない20～30代の若年層である。新聞を毎日読む人が新聞から選挙の情報を収集するように、インターネットを毎日

利用する人はインターネットから選挙の情報を収集するのではないか。そしてその情報収集は、国政選挙への投票を促すのではないか。これが本研究の大きな問いである。

2 先行研究の整理と課題

国政選挙の投票とメディア利用の関係を分析した論文に、橋元良明・小笠原盛浩・河井大介・長濱憲（2018）がある。ここでは、選挙期間中に選挙に関連した話題についてソーシャルメディアを利用した割合が若年層で有意に高いことが示された。この結果には日常的なソーシャルメディアの利用状況が影響を及ぼしている可能性があることについても言及しているが、それに関する実証分析は論文で行われていない。一方、メディアの接触と投票行動の関連を示す年代別ロジスティック回帰分析では、若年層では新聞からの情報収集が投票に正に有意であり、インターネットでの選挙情報接触が有意とならなかった。岡本哲和（2018）は、2016年参議院議員選挙における調査から、インターネットで選挙公報に接触した人の割合が比較的高かったことや、若い世代ではインターネット上で選挙公報が閲覧できることを知らない人が多かったこと、さらに投票率の増加にはインターネットのみの接触も有意であるが、紙媒体と合わせて情報収集に利用することでより投票参加の確率が高まることを明らかにした。この2つの論文では、インターネット選挙活動を利用するか否かという指標に対し、ふだんのインターネットの利用頻度や使用時間等をコントロールできておらず、この操作を加えることでより詳細な分析も可能になると考える。

河合大介（2016）は支持政党の有無を4つの型¹⁾に分類し、普段のメディア利用時間と選挙期間のメディア利用時間をそれぞれ比較した結果、政治的関心が高いが支持政党のない層では「受動的情報接触」の機会が多く、複数の政党を支持する層では「能動的情報接触」の機会が多い可能性が示唆された。この分析の従属変数は「政党支持」にとどまっており、実際に国政選挙の投票につながったかを判断することができない。

これらの先行研究を踏まえ、インターネット選挙活動が国政選挙投票に与える影響を分析する上で、普段のインターネット使用時間を考慮した実証的分析が必要であると考えられる。

3 仮説

本稿で検証する仮説は以下の2つである。

仮説①「インターネット上での選挙活動は、若年層の投票を促進する」

仮説②「インターネット上での選挙活動は、若年層において、インターネットを普段から利用しない人よりも、よく利用している人の投票を促進する」

仮説①では、若年層がよりインターネットに親しんでいることから、投票行動が促進され则认为ている。仮説②では、記述統計より若年層の中でも、1日にインターネットを

利用している時間が1時間程度の人から6時間以上の人まで存在することを考慮した。インターネットをふだんからよく利用する「インターネット親和群」と、ふだんからあまり利用しない「インターネット非親和群」に分類することで、「インターネット親和群」により高い効果が表れることが期待される。

4 使用データと変数

4.1 使用データ

本稿の分析では、2018年8月に東北大学教育学部が実施した「若年者のライフスタイルと意識に関する調査<2>」のデータを用いる。調査対象は日本在住の20歳から40歳までの男女であり、計画サンプル数は300、有効回答数は270で、回収率は90.0%であった。

4.2 変数

分析で使用する変数について、変数の作成方法を表2に、記述統計量を表3に記す。

表2 変数作成方法

変数名	変数の作成方法
国政選挙投票実績	あなたは最近の国政選挙で投票しましたか。という質問で、直近の2017年衆議院議員選挙、2016年参議院議員選挙、2014年衆議院議員選挙についてそれぞれ「投票した」を1、「投票しない」を0としたダミー変数を作成した。その後3つを合計し最大値3、最小値0の変数を作成した。
男性ダミー	男性を1、女性を0とした。
年齢	回答者の年齢をそのまま使用した。
20代ダミー	年齢について20代を1、30代を0とした。
大卒ダミー	最終学歴が大学卒業と大学院卒業の回答者を1、それ以外を0とした。
支持政党ありダミー	あなたは現在支持している政党がありますか。という質問に「はい」と回答した人を1、「いいえ」と回答した人を0とした。
ネット選挙活動利用ダミー	次のうち、あなたがインターネット上で国政選挙について知るために利用したことがあるものはどれですか。当てはまるものすべてに○をつけてください。という質問に対し「どれも利用したことがない」と回答した人を0、1つでも利用したことがある人を1とした。
インターネット親和ダミー	あなたの平日の場合と休日の場合の1日のインターネット利用時間はどのくらいですか。という質問の回答値を合計しその平均を算出、平均より使用時間が長いグループを1、短いグループを0とした。

表3 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
国政選挙投票実績	269	0	3	0.68	1.309
男性ダミー	270	0	1	0.49	0.501
年齢	270	20	40	31.14	5.351
20代ダミー	270	0	1	0.3815	0.48665
大卒ダミー	265	0	1	0.32	0.469
支持政党ありダミー	265	0	1	0.20	0.401
ネット選挙活動利用ダミー	270	0	1	0.30	0.459
ネット親和ダミー	271	0	1	0.41	0.493

5 分析結果

5.1 基礎分析

はじめに使用する変数の基礎分析を行う。

表4 回答分布

			最終学歴							
性別			中卒	高卒	専学卒	短大卒	大卒	院卒	その他	合計
	男性	度数	12	28	27	10	41	8	5	131
		割合	9.2	21.4	20.6	7.6	31.3	6.1	3.8	100.0
	女性	度数	8	36	28	29	37	0	1	139
割合		5.8	25.9	20.1	20.9	26.6	0.0	0.7	100.0	
合計		度数	20	64	55	39	78	8	6	270
		割合	7.4	23.7	20.4	14.4	28.9	3.0	2.2	100.0

表4は男女別の学歴分布である。男女の比に偏りはほとんどない。学歴については、男女ともに大卒者が最も多い。女性では、男子よりも短大卒者や高卒者が多い。また、大学院卒者は男性のみである。

表5 回答分布

	2014衆院	2016参院	2017衆院
投票した	47.0	48.0	55.7
投票していない	42.7	41.7	34.3
非解答	10.3	10.3	10.0
合計	100.0	100.0	100.0

N=300 単位 :%

表 6 日本全体の投票率

	2014衆院	2016参院	2017衆院
20代	37.9	35.6	33.9
30代	50.1	44.2	44.8

総務省（2017）より作成

表 5 は回答者の投票率，表 6 は同国勢調査における日本全体の 20 代，30 代の投票率である．投票に参加する傾向にある回答者が多いことが分かる．

表 7 年代別投票率

2014衆院		投票	無投票	合計
20代	度数	33	41	74
	割合	44.6%	55.4%	100.0%
30代	度数	104	61	165
	割合	63.0%	37.0%	100.0%
合計	度数	137	102	239
	割合	57.3%	42.7%	100.0%

カイ2乗値 7.098 ($p < .01$)

2016参院		投票	無投	合計
20代	度数	47	56	103
	割合	45.6%	54.4%	100.0%
30代	度数	96	69	165
	割合	58.2%	41.8%	100.0%
合計	度数	143	125	268
	割合	53.4%	46.6%	100.0%

カイ2乗値 4.014 ($p < .05$)

2017衆院		投票	無投	合計
20代	度数	57	46	103
	割合	55.3%	44.7%	100.0%
30代	度数	109	57	166
	割合	65.7%	34.3%	100.0%
合計	度数	166	103	269
	割合	61.7%	38.3%	100.0%

カイ2乗値 2.866 ($p < .10$)

表 7 は年代別投票率である．カイ 2 乗値はすべての国政選挙で有意であり，20 代よりも 30 代のほうが投票に参加する傾向にあることが分かる．これは、日本における一般的な投票率の分布に傾向に類似している．

表 8 t 検定

	値	有意確率
平日	1.027	0.305
休日	2.055	0.041

表 8 は平日と休日のインターネット利用時間が年代によって異なるかどうか、t 検定を用いて検討した。平日の場合、年代による平均の差は有意とはならなかったが、休日の場合は 20 代のほうが有意に使用時間が長いということがわかった。プライベートの時間によりインターネットを利用しているのは 20 代であると解釈できる。

5.2 仮説検証

5.2.1 仮説①

仮説①「インターネット上での選挙活動は、若年層の投票を促進する」を検証するために、まず従属変数を国政選挙投票実績、独立変数をネット選挙利用ダミーとした単回帰分析を行った。表 9 に結果を記す。

表 9 単回帰分析の結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
(定数)	1.436	0.092	
ネット選挙活動利用ダミー	0.798	0.167	0.280***
R2乗	0.018		
調整済みR2乗	0.015		
*** : p<0.01 ** : p<0.05 * : p<0.10			

N=236

ネット選挙活動を利用することは、若年層の投票を促進すると考えられる。さらに分析を深めるため、次に重回帰分析を行った。従属変数は国政選挙投票実績、独立変数はネット選挙活動利用ダミー、男性ダミー、大卒ダミー、30 代ダミー、支持政党ありダミーの 5 つである。表 10 に結果を記す。

表 10 重回帰分析の結果

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
(定数)	-0.138	0.426	
ネット選挙活動利用ダミー	0.585	0.175	0.205 ***
男性ダミー	-0.250	0.153	-0.096
大卒ダミー	0.346	0.168	0.125 **
30代ダミー	0.584	0.156	0.218 ***
支持政党ありダミー	0.568	0.195	0.174 **
R2乗	0.162		
調整済みR2乗	0.146		

*** :p<0.01 ** :p<0.05 * :p<0.10

N=236

ネット選挙活動を利用することは、性別、学歴、年齢、政治関心をコントロールした上でもなお、若年層の国政選挙投票に正の効果があることが分かる。

以上二つの回帰分析を踏まえ、仮説①「インターネット上での選挙活動は、若年層の投票を促進する」は棄却されない。

5.2.2 仮説②

「インターネット上での選挙活動は、若年層において、インターネットを普段から利用しない人よりも、よく利用している人の投票を促進する」という仮説を検証するため、サンプルを「インターネット親和群」「インターネット非親和群」に分けた。詳細な変数の作成方法は4.2 変数に示した通りである。記述統計量を表 11 に記載する。

表 11 記述統計量

	度数 (%)
インターネット親和群	112 (37.3%)
インターネット非親和群	159 (53.0%)
欠損値	29 (9.7%)
合計	300 (100.0%)

上記二つのグループに対し、それぞれ国政選挙投票回数を従属変数とした重回帰分析を行った。結果を表 12 と表 13 に記す。

表 12 重回帰分析の結果(インターネット親和群)

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
(定数)	-0.668	0.644	
ネット選挙活動利用ダミー	0.991	0.257	0.349 ***
男性ダミー	-0.613	0.218	-0.242 ***
大卒ダミー	0.005	0.248	0.002
年齢	0.065	0.020	0.286 ***
支持政党ありダミー	0.660	0.276	0.209 **
R2乗	0.263		
調整済みR2乗	0.228		

*** :p<0.01 ** :p<0.05 * :p<0.10

N=110

表 13 重回帰分析の結果(インターネット非親和群)

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
(定数)	-0.345	0.642	
ネット選挙活動利用ダミー	0.317	0.229	0.114
男性ダミー	0.066	0.203	0.026
大卒ダミー	0.456	0.215	0.169 **
年齢	0.057	0.020	0.225 ***
支持政党ありダミー	0.616	0.268	0.191 **
R2乗	0.174		
調整済みR2乗	0.145		

*** :p<0.01 ** :p<0.05 * :p<0.10

N=147

インターネット親和群では、ネット選挙活動ダミー、男性ダミー、年齢、支持政党ありダミーが有意な結果となった。また、インターネット非親和群では、大卒ダミー、年齢、支持政党ありダミーが有意となった。この結果から、インターネットを普段からよく利用する人は、国政選挙投票においてネット選挙活動に触れることが正の効果をもたらすと言える。一方で、インターネットを普段あまり使わない人は、ネット選挙活動の利用は投票に対して効果を持っておらず、代わりに大卒であることや年齢が高いこと、支持政党があることなどが投票を促進すると考えられる。

以上の回帰分析を踏まえ、仮説②「インターネット上での選挙活動は、若年層において、インターネットを普段から利用しない人よりも、よく利用している人の投票を促進する」は棄却されない。

6 考察とまとめ

仮説①の検証より、ネット選挙活動の利用は若年層にとって国政選挙の投票を促す要素となることが示された。これは多くの先行研究に沿わない結果となった。原因としては、

対象のサンプルの投票率が一般の若年層よりも高かったことが考えられる。さらに、今回の調査では新聞やテレビといった従来のメディアを使用したかどうか考慮できておらず、そのためにネット選挙活動の利用の効果が過剰推計されている可能性もある。

仮説②の検証から、インターネットを平均より長く使用しているインターネット親和群では、ネット選挙活動を利用することが国政選挙の投票に対して正の効果を持つこと、反対にインターネット非親和群では、ネット選挙活動を利用することが効果を持たず、代わりの要素が投票行動を規定していることがわかった。先行研究ではふだんのインターネットの使用時間がネット選挙活動への接触に影響がある可能性を指摘ながらも、それに関する実証分析が行われていなかったため、その点であらたな知見が得られたのではないかと考える。

7 本稿の限界と今後の課題

本稿では、2014年から2017年の国政選挙3回に対して投票の有無を数値化した指標を分析の従属変数としたが、独立変数「ネット選挙利用ダミー」は一時点についての質問項目ⁱであり、この点で因果関係が逆転する可能性があることをはじめに指摘する。すなわち、ネット選挙活動を利用した/しない人が投票をした/しないのではなく、投票をした/しない人がネット選挙活動を閲覧した/しないという関係性が成立するということである。このことを解消するためには、「いつ」ネット選挙活動を利用し、「どの程度」投票の参考にしたかという指標が必要となる。選挙期間のメディア閲覧/投稿を独立変数に、投票行動を分析したものに金相美（2009）がある。

また先にも触れたとおり、今回の調査では、ネット選挙活動を利用している人が、他のメディア利用の影響をどのくらい受けているかを統制できていない。これにより、ネット選挙活動の利用が過剰推計されている可能性がある。このような限界を認識し、今後は変数をさらに導入することにより、モデルの適正化を図る必要がある。

[注]

1) 公示直前の時点において、支持政党を持たず政治関心も低い無関心層、支持政党は持たないが政治的関心の高い積極的無党派層、政党支持度において1つの政党のみを支持する1政党支持層、政党支持度において複数政党を支持する複数政党支持層に分類。

[文献]

総務省、2015、「平成27年度情報通信白書」、(2019年1月11日取得、

<http://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/h27/html/nc242220.html>)

羽瀨一代、2006、「若者のメディア利用と政治意識」、『日本都市社会学会年報』24, pp25-41.

橋本良明、2015、「2014年衆議院選挙におけるネット選挙解禁情報への接触」、『東京大学

- 大学院情報学環情報学研究調査研究編』31, pp1-47.
- 河合大介, 2016, 「ネット選挙解禁におけるメディア利用と政党支持」, 『社会情報学』 4, 3, pp1-13.
- 岡本哲和, 2015, 「ネット選挙解禁の効果を検証する」, 『関西大学法学論集』 64, 6, pp1-22.
- 金相美, 2009, 「市民の政治参加におけるインターネットの影響力に関する考察—参加型ネットツールは投票参加を促進するのか—」, 『選挙研究』 25, 1, pp74-88.