

東北大学 教育学部

2019 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-190801-0

『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.....	1
藤井竜哉・遊佐賢・伊藤愛莉	
学歴・年収と晩産化に関する実証的研究.....	8
閻家玉・王鵬	
運動部活動の経験と社会性の関係について—社会性スキルを用いた分析—.....	21
尾崎留唯・佐藤愛	
読書がストレス耐性にもたらす影響—読書の「量」と「質」に着目して—.....	32
齋藤美久・山口奈留実	
金融教育が金融リテラシーに与える影響.....	44
佐久間悠大・石山圭亮	
学生時代の接客アルバイトとソーシャルスキルについて.....	54
笹井李紗・沢口真子	
仕事へのこだわりと職務満足度の関連.....	62
相原早貴・田村奏恵・三藤航太	
結婚意欲に影響を与える環境と条件の検討.....	74
遠藤僚士・和田葵	
部活動が賃金に与える影響.....	87
泉川真喜・品川太一	
SNS のメッセージによるやりとりが幸福感やストレスに与える影響.....	102
結城将司・葛西桃花	

まえがき

本報告書は、2019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による貢献が多岐であった。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、伊藤愛莉さん（博士課程後期1年）、授業での指導や担当した班での助言で力を発揮してくれた、米田佑さん（博士課程前期2年）、遊佐賢さん（博士課程前期1年）、藤井竜哉さん（博士課程前期1年）に、深くお礼申し上げたい。

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

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

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

今後とも、皆様からのご指導ご支援を賜るようお願いしたい。

2020年3月

福田 亘孝

調査設計とデータの特性に関する基礎分析

藤井竜哉・遊佐賢・伊藤愛莉
(東北大学大学院教育学研究科)

1 はじめに

本稿の目的は、令和元年度（2019年度）の東北大学教育学部開講科目「教育学実習（社会調査の理論と実践）（以下、本実習）」の実施した調査設計の提示と得られたデータの基礎的な特性を分析することである。本実習では、社会調査の手続きにおける、調査企画・調査票設計・標本抽出・エディティング・コーディング・データ入力・クリーニング・分析・報告書執筆の過程を、受講者が実際に学習できるように授業が編成されている。ここ数年の教育学実習の報告書で示されているものと同様に（藤井・中島・廣谷 2017；伊藤・廣谷 2018；米田・松野 2019），今年度も、受講者は2つのグループに分かれ、それぞれのグループで各々の関心に基づき、調査票を作成している。

2 調査の設計について

調査の設計について概要を表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、上述した通り、2つのグループに分かれ調査票を作成したことから2種類の調査票が存在している。本実習では、2種類の調査票それぞれ300部、合わせて600部発送している。

調査対象者については調査会社（楽天インサイト株式会社）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ている。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中から、年齢、性別、学歴に関して層化無作為抽出を行っている。したがって、本調査の調査対象は「学生を除く20歳以上40歳未満の日本全国の男女」から完全にランダムに得られたサンプルではないこと、調査会社に登録し、調査依頼に応じた方に限定されていることなどには留意が必要である。

本実習のスケジュールは表2の通りである。本実習においては、前期では調査の実施に関する内容を、後期では具体的な分析手法についての内容の講義を行い、1節で示した調査の過程を経ている。

表1に示した調査設計の概要の中の調査項目について触れると、調査(1)についての質問項目は、基本属性項目、部活動・サークルに関する項目、アルバイトに関する項目、コミュニケーションに関する項目、お金に関する項目、読書に関する項目、態度に関する項目、教育期待に関する項目となっている。調査(2)についての質問項目は、基本属性項目、労働観に関する項目、職場環境に関する項目、部活動に関する項目、SNSに関する項目、結婚観に関する項目となっている。調査票のページ数については調査(1)が22ページ、調査(2)が16ページであり、調査者の負担は(2)の方が少ないと考えられる。

表1 調査の設計

調査名称	若者のライフスタイルと意識に関する調査 (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者から年齢、性別、学歴による層化無作為抽出。年齢と学歴は最新の国勢調査を用いて層化。	
調査期間	2019年8月1日～9月4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 部活動・サークルに関する項目 アルバイトに関する項目 コミュニケーションに関する項目 お金に関する項目 読書に関する項目 態度に関する項目 教育期待に関する項目	(2) 基本属性項目 労働観に関する項目 職場環境に関する項目 部活動に関する項目 SNSに関する項目 結婚観に関する項目
有効回収票(率)	(1) 273 (91.0%)	(2) 275 (91.7%)

表2 調査スケジュール

年月	授業・調査実習の内容
2019年	4月12日 実習授業開始
	4月15日 調査会社へ依頼
	6月20日 事前インターネット調査開始
	7月5日 事前インターネット調査終了
	7月7日 質問項目締切・調整
	7月10日 調査協力者リスト納品
	7月14日 調査票最終確認
	7月29日 調査票封入・投函
	9月4日 調査票回答締切
	9月9日 データ入力・クリーニング開始
2020年	1月10日, 17日 最終報告会
	2月15日 最終レポート締切

回収率について見ると、本実習の調査(1)では91.0%、(2)は91.7%とどちらも9割以上の回収率となっており、合わせると91.3%であった。2016年度が70.3% (藤井・中島・廣谷 2017)、2017年度が78.1% (伊藤・廣谷 2018)、2018年度が90.7% (米田・松野 2019)であり、2つのグループを構成し、通年で実習を行うようになってから、最も高い回収率となっている。

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。結果を確認すると調査(1)と調査(2)との間に大きな乖離は見られなかった。強いて言えば、「学歴」の「高専・短大」において11.7%、「大学・大学院」においても11.7%の差が生じていた点が挙げられる¹⁾。

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0.06、調査(1)のサンプルでは0.08、調査(2)のサンプルでは0.04であった。係数はいずれの場合にも正であり、年齢が高いほど返送するともいえるが、いずれの結果も10%水準でも統計的に有意でなかった。

次に返送の有無と「性別」、「学歴」、「従業上の地位・雇用形態」について、カイ二乗分析によって関連を確認する。その結果は表4~6の通りである。結果を確認すると有意な結果を示したのは全体及び調査(1)の返送の有無と「学歴」の関連であった。

有意な結果となった返送の有無と「学歴」の関連の詳細を確認する。まず、全体を対象とした返送の有無と「学歴」の関連の結果を確認する。「学歴」が「中学校」の者で返送ありは77.1%、「高等学校・専修」の者で返送ありは90.6%、「高専・短大」の者で返送ありは94.5%、「大学・大学院」の者で返送ありは93.0%となっており、「高専・短大」の場合に回答率がピークとなるような回答率となっている。次に調査(1)を対象とした返送の有無と「学歴」の関連の結果を確認する。「学歴」が「中学校」の者で返送ありは66.7%、「高等学校・専修」の者で返送ありは88.5%、「高専・短大」の者で返送ありは96.8%、「大学・大学院」の者で返送ありは94.8%となっており、全体を対象とした場合と同様に「高専・短大」の場合に返送率がピークとなっている。ただし表5の結果を見てわかる通り、同様の傾向が調査(2)においては生じていない。

以上に述べてきた全体を対象とした場合と調査(1)を対象とした場合の結果から、学歴が高専・短大の場合をピークとして返送をしやすい傾向にあることがわかる。しかし、ここまで指摘した分析は他の変数を統制した上での結果ではない。そこで、その他の変数を統制しても同様の傾向が得られるのか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を行い、検討する。結果は表7の通りである。表7のModel 1は全体を対象とした分析、Model 2が調査(1)を対象とした分析、Model 3が調査(2)を対象とした分析である。

結果を確認すると、Model 1においてもModel 2においても、「高等学校・専修」を基準とした場合に「中学校」が有意な結果となっていた。Model 1の結果については、「中学校」の係数は-1.04であり、「高等学校・専修」と比べ、返送する確率が約0.35倍となっており、Model 2の結果については「中学校」の係数は-1.11であり、「高等学校・専修」と比べ、返送する確率が約0.28倍となっていた¹⁾。

表3 記述統計

	全体 (1)				調査 (1)				調査 (2)			
	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd
年齢	20.0	31.3	39.0	5.2	20.0	31.3	39.0	5.3	20.0	31.2	39.0	5.1
	%				%				%			
返送あり	91.3				91.0				91.7			
性別												
女性	50.0				50.0				50.0			
学歴												
中学校	5.8				6.0				5.7			
高等学校・専修	40.8				40.7				41.0			
高専・短大	15.2				21.0				9.3			
大学・大学院	38.2				32.3				44.0			
従業上の地位・雇用形態												
正規雇用	63.0				63.7				62.3			
非正規雇用	17.7				17.3				18.0			
自営業・家族従業者・内職	5.8				4.7				7.0			
無職・その他	13.5				14.3				12.7			

表4 性別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	
女性	29 (9.7)	271 (90.3)	0.76	16 (10.7)	134 (89.3)	1.02	13 (8.7)	137 (91.3)	0.04
男性	23 (7.7)	277 (92.3)		11 (7.3)	139 (92.7)		12 (8.0)	138 (92.0)	

表5 学歴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	
中学校	8 (22.9)	27 (77.1)	11.04*	6 (33.3)	12 (66.7)	18.29**	2 (11.8)	15 (88.2)	0.64
高等学校・専修	23 (9.4)	222 (90.6)		14 (11.5)	108 (88.5)		9 (7.3)	114 (92.7)	
高専・短大	5 (5.5)	86 (94.5)		2 (3.2)	61 (96.8)		3 (10.7)	25 (89.3)	
大学・大学院	16 (7.0)	213 (93.0)		5 (5.2)	92 (94.8)		11 (8.3)	121 (91.7)	

*p<0.05, **p<0.01

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	31 (8.2)	347 (91.8)	1.43	14 (7.3)	177 (92.7)	3.30	17 (9.1)	170 (90.9)	0.56
非正規雇用	12 (11.3)	94 (88.7)		8 (15.4)	44 (84.6)		4 (7.4)	50 (92.6)	
自営業・ 家族従業者・内職	2 (5.7)	33 (94.3)		1 (7.1)	13 (92.9)		1 (4.8)	20 (95.2)	
無職・ その他	7 (8.6)	74 (91.4)		4 (9.3)	39 (90.7)		3 (7.9)	35 (92.1)	

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	0.95	0.88	0.55	1.21	1.26	1.30
年齢	0.04	0.03	0.05	0.04	0.03	0.04
性別 (ref. 男性)						
女性	0.31	0.33	0.58	0.48	-0.02	0.46
学歴 (ref. 高等学校・ 専修)						
中学校	-1.04 *	0.47	-1.26 *	0.59	-0.29	0.86
高専・短大	0.47	0.51	1.13	0.79	0.56	0.62
大学・大学院	0.27	0.35	0.78	0.56	0.22	0.53
従業上の地位・雇用形態 (ref. 正規雇用)						
非正規雇用	-0.28	0.41	-0.71	0.56	0.35	0.64
自営業・家族従業者・内職	0.37	0.77	0.07	1.13	0.78	1.07
無職・その他	-0.07	0.47	-0.35	0.65	0.17	0.69
-2LL	341.29		163.11		170.30	
N	600		300		300	

*p<0.05

4 さいごに

本実習では、昨年度と同様に回答率が非常に高いもの(=91.3%)となっていた。ただし、必ずしも回答率が高いというこの結果が今年の調査票がより良いものとなったためとは言えないかもしれない。なぜなら今年度は受講者の人数の増加の影響か、調査票の質問の量が

例年よりも多かったため、回答者にかかる負担が増えていると考えられるからである。具体例を挙げれば昨年度の調査票は片方のグループが 11 ページ、もう一方のグループが 15 ページと指摘されている（米田・松野 2019）のに対して、2 節に示した通り、今年度は調査票（1）が 22 ページ、調査票（2）が 16 ページとなっており、回答者にかかる負担が増えている。それにもかかわらず、今年の全体の回答率（=91.3%）が昨年（=90.7%）よりも高くなっている。このことから調査票の負担量はもしかしたら回答率に差を生じさせないのかもしれない。ただし、今年度の調査がページ数が多いものの、その中身において工夫され、回答がしやすかったことから昨年同様に高い回答率になった可能性も存在する。

回答率を高める方法としては 5 つの要因が存在する（吉村 2017）。その 5 つは①事前挨拶状の送付または電話による事前連絡②個人名をあらかじめ特定して接触する③謝礼の提供④催促状（郵送調査の場合）や拒否後の再接触（翻意を依頼）⑤見やすく答えやすく工夫された調査票、である（吉村 2017: 81）。

本実習において受講者が工夫することができると考えられるのは⑤の調査票に対する工夫についてのみである。そのため、この⑤の点について、調査票が答えやすかったか確認ができるような設問を調査票の最後に組み込んでおけば、今後、同様の実習において、2016 年度の 70.3%（藤井・中島・廣谷 2017）、2017 年度の 78.1%（伊藤・廣谷 2018）のようなこれまでの実習と比べ低い回答率となった時に、その要因が本実習受講者側の調査票の答えやすさという要因によるものなのかどうか明らかとなるであろう。

こうしたことを踏まえ、本実習の課題を述べる。本実習の課題として経年比較可能なような調査にすることが挙げられる。過去の報告書においても、蓄積してきたデータを使用できるようにすることが課題として挙げられてきている（石田 2013、濱本 2015、下瀬川・池田 2015、藤井・中島・廣谷 2017；伊藤・廣谷 2018；米田・松野 2019）が、今年度のような回答率についての不明瞭な点を明らかにするにあたって、経年比較可能な調査にすべきであろう。今後の調査票の設計において TA 側として経年比較可能な変数を用意して組み入れておくことで単年度では見えてこない調査票の出来による回答有無の偏り、回答傾向の偏りなどが明らかになると考えられる。そうしたとるべき工夫について TA で引継ぎを行っていくことにより、本実習がより良い社会調査の実習となるであろう。

[注]

- 1) ただしこの偏りは、台帳からサンプルを層化して無作為に抽出する際に、「高専・短大」出身者が足りていなかったことに起因する点もあることには留意されたい。
- 2) 「中学校」を基準カテゴリとした場合には、Model 1 においても Model 2 においても「高等学校・専修」、「高専・短大」、「大学・大学院」の 3 つの変数が有意な結果となっていた。Model 3 については「高等学校」を基準とした場合と同様に「中学校」を基準とした場合にも有意な結果は生じていなかった。

[文献]

- 藤井奈々子・中島日向子・廣谷貴明, 2017, 「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 28 年度東北大学教育学部・教育学実習「社会調査の理論と実践」報告書』:1-7.
- 濱本真一, 2015, 「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 26 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.
- 石田賢示, 2013, 「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 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, 「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 29 年度東北大学教育学部・教育学実習「社会調査の理論と実践」報告書』:1-8.
- 下瀬川陽・池田岳大, 2015, 「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 27 年度東北大学教育学部・教育学実習「統計的調査実習」報告書』:1-6.
- 米田佑・松野広, 2019, 「調査設計とデータ特性に関する基礎分析」東北大学教育学部・教育政策科学研究室編『平成 30 年度東北大学教育学部・教育学実習「社会調査の理論と実践」報告書』:1-6.
- 吉村治正, 2017, 『社会調査における非標本誤差』東信堂.

学歴・年収と晩産化に関する実証的研究

閻家玉・王鵬

(東北大学大学院教育学研究科)

1 問題の所在

本稿の目的は、少子化の一つの重要な要素として「晩産化」に着目し、「晩産化」に影響を与えている要因を分析することである。「学歴・年収は晩産化にどのように影響があるか」を研究課題とし、学歴、年収、親の教育期待が晩産化へ影響を与えているかについて考察する。

日本では、少子化が進んでおり、1970年代以降、出生率は減り続けている。図1に示すように、日本は出生率が低い国の一つであるといえる。

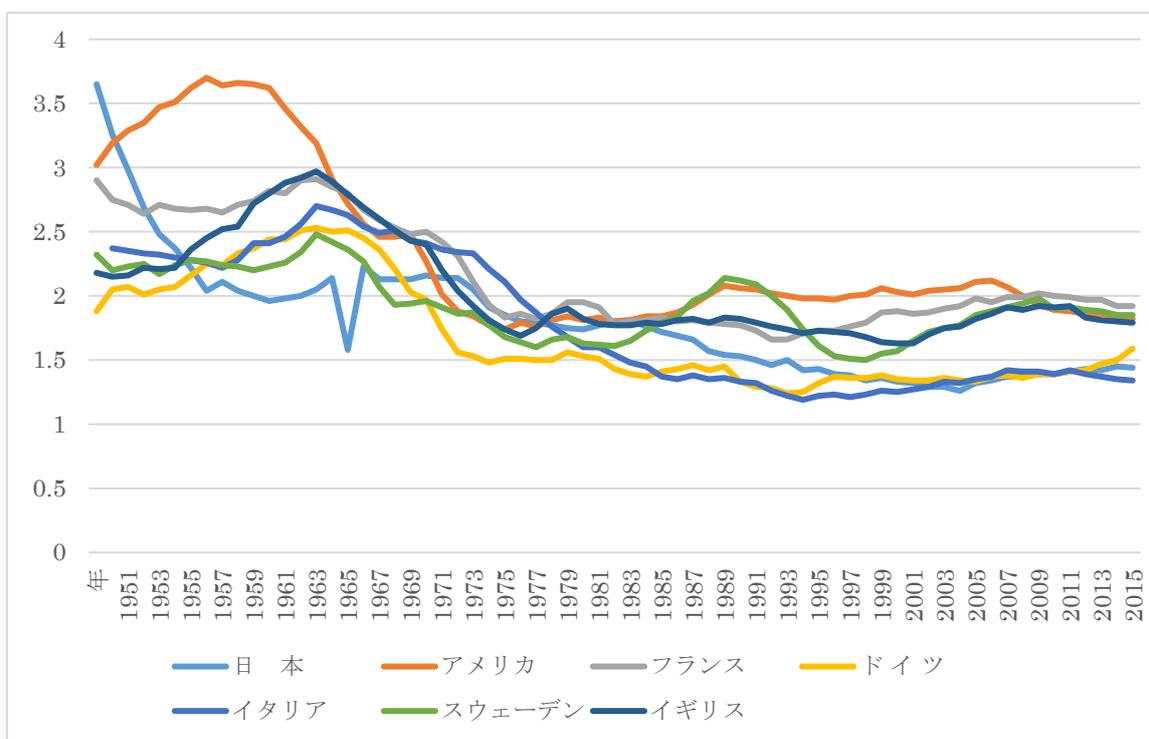


図1：諸国出生率の動き

出典：内閣府平成30年版少子化社会対策白書より筆者作成。

少子化という社会的問題に関連した要因として、晩婚化・晩産化は近年よく取り上げられてきた。図2によると、近年男女の晩婚化が進んでおり、特に女性で顕著である。

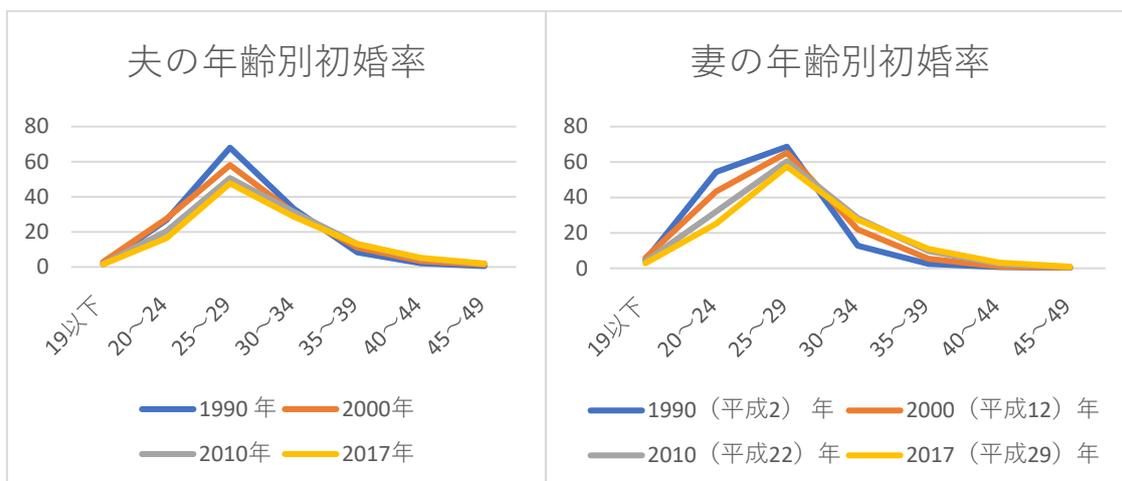


図2：年齢別初婚率

出典：厚生労働省「人口動態統計」より筆者作成

また、図3から第一子出生時の年齢が、上昇してきている。一方で、男女はほぼ同じ傾向で推移していることがわかる。

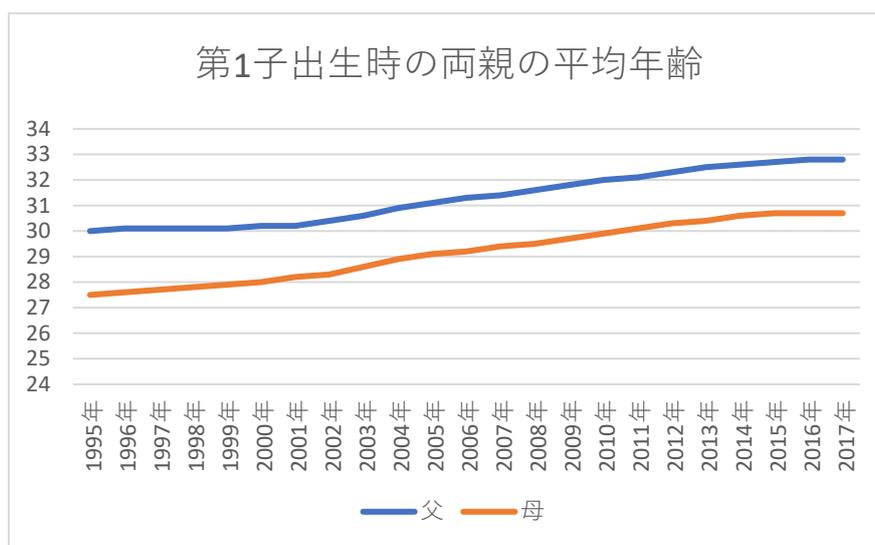


図3：第一子出生時の両親の平均年齢の推移

出典：厚生労働省「人口動態調査」より筆者作成

姉崎猛（2011年）によると、日本では婚外子の割合は約2%であり、結婚しない人が増えればそれだけ子どもの数が減少することになる。こう見れば、晩婚化はある意味で晩産化と強く関係していると言えるだろう。

総務省統計局が2017年4月26日に発表した、5年に一度実施する国勢調査の最新版（2015年国勢調査）により下記図4を作成すると、最終学歴毎の人口分布を確認できるようになった。図4によれば、1970年時点では小学校・中学校が最終学歴だった人は6割近くに達していたが、2010年では2割を切っていて、大卒以上の学歴所有者は5.2%だったのが2割近くにまで増加したということが示され、経年変化で男女ともに高学歴者の比率が増加して

いるのが分かった一方、高学歴化が進むにつれて、晩産化が進んでおり、両者に関連があることが予測される。

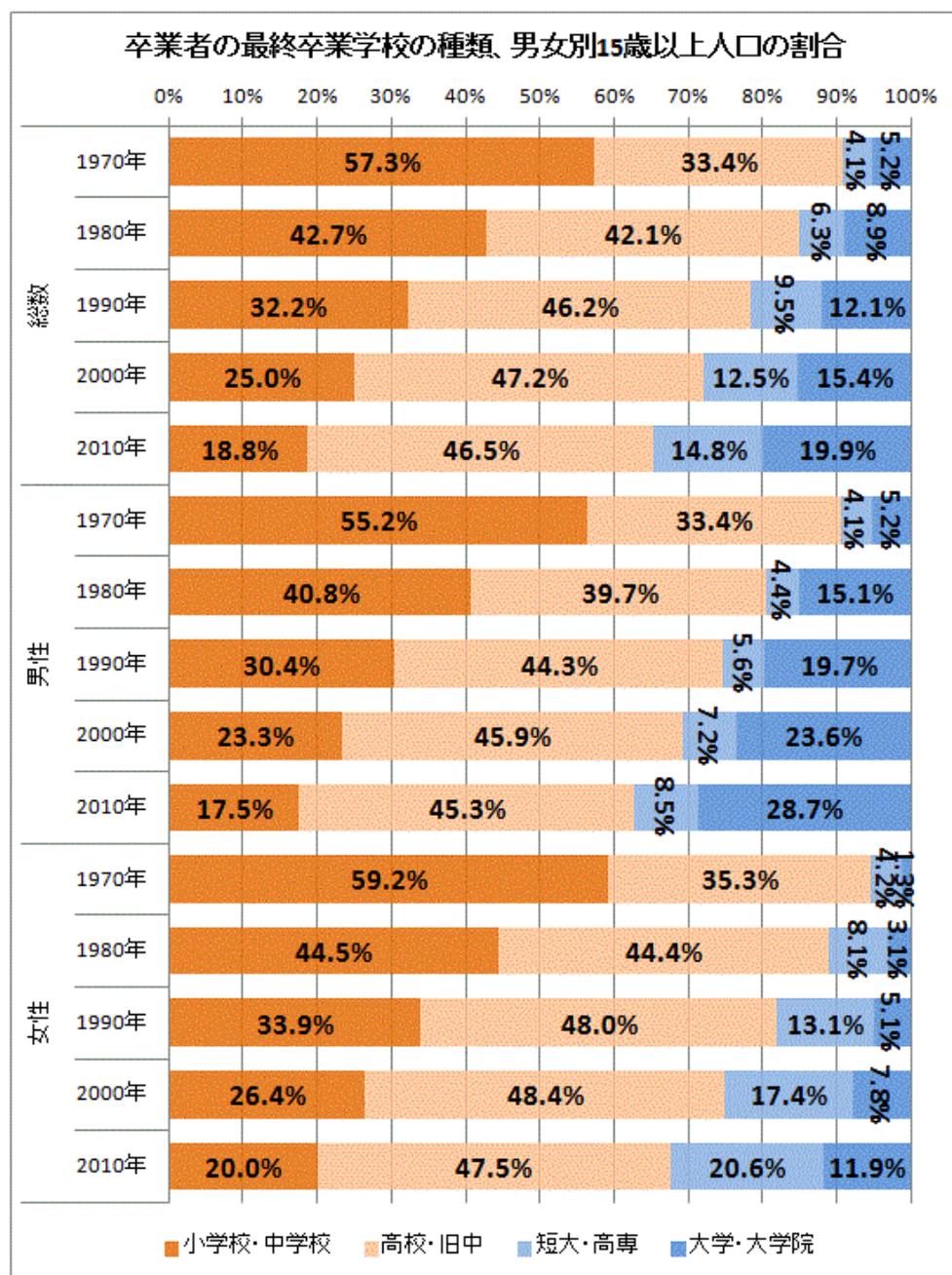


図4 卒業者の最終卒業学校の種類，男女別15歳以上人口の割合

出典：総務省統計局「2015年国勢調査」より筆者作成

そこで、晩産化を引き起こす要因は何かという研究課題について、次の三つの方面から、探っていききたい。

第一に、少子化の要因は晩産化の進行にあることから、単なる女性の高学歴化に起因するのだろうか。男性の方の高学歴化が及ぼす影響などのよう程度なのか。男女を比べて学歴が

晩産化にどのような影響を与えるかということを明らかにする。

第二に、女性の高学歴化以外の晩産化に寄与する原因は何か。その一つとして、年収は具体的にどのように晩産化と関連しているのかを探る。

第三に、親による教育期待は子どもの晩産化と関係があるのか。親による教育期待が晩産化に寄与することは男女別で検討した場合、どちらの性別でも成立するのかを探る。

2 先行研究

晩産化の原因に関する先行研究には、以下の三つがある。金子（2004）は25年にわたる6回の出生動向基本調査・夫婦調査を用いて、ロジスティック回帰分析で「夫婦は晩婚化と高学歴化による子供数（の供給力）の減少を受け入れるようになり、さらにそれを下回る子供数をも容認し始めた」ということを明らかにした。

符（2017）によると、少子化の原因について、未婚率の上昇、晩婚化の進行と近年夫婦出生力の低下が最も大きな要因として挙げられている。また、これらの現象の元の原因は女性の高学歴化に認められることが多くなっていると分かった。

また職業と結婚の関係についての先行研究には、中村（2003）がある。中村（2003）によると、「女性の晩婚化と就職意志の間には正の関係ある」ということが明らかにしたが、男性の晩産化と職業（就職意志と年収など）との関係は明らかにされていない。

先行研究によると、女性において学歴が高いほど、晩婚化しやすい傾向があることが確認されたが、学歴以外の要因については考慮されておらず、収入や性差については分析されていない。また、小澤（2019）では、「親による教育期待の高い生徒ほど、教育アスピレーションが高まる」ことが述べられていることから、親の教育期待が子世代の晩産化と関係しているかについても考慮する必要がある

3 仮説

以上の問題関心・先行研究から本稿の仮説を次のように設定する.

【仮説 1】 晩産化に対して, 女性では学歴よりも年収の影響が強い.

【仮説 2】 親の自分への学歴期待が高いほど, 晩産化しやすくなる.

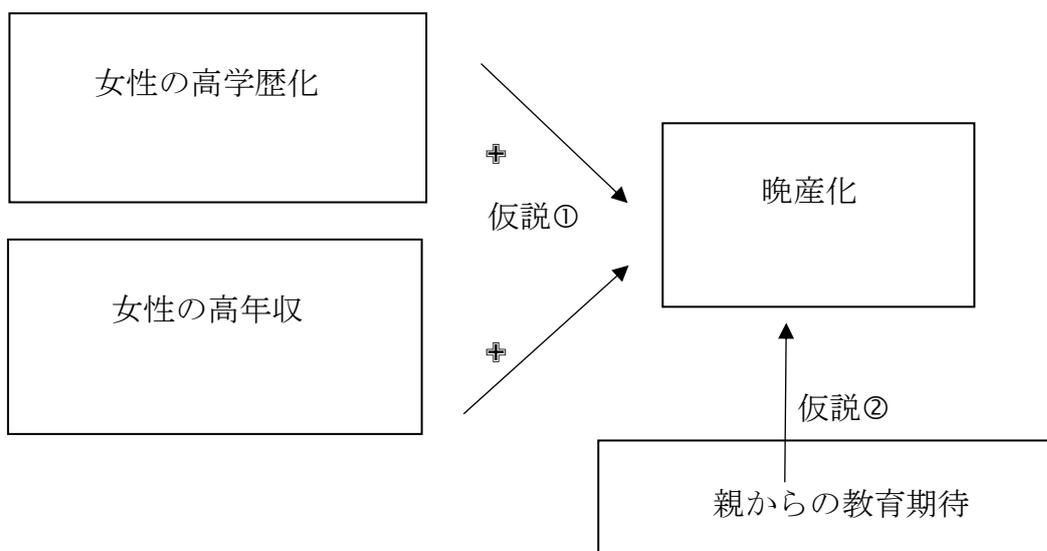


図 5 : 仮説に関する構造図

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 2019 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<1>」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 273 (回収率 91.0%) であった.

本稿で使用した変数は, 「年齢」「本人最終学歴」「本人職業」「本人年収」「第一子出生時の年齢¹」「性別」「親からの学歴期待」7つの変数である (表 1 参照).

表 1 各変数の詳細

従属変数	
「第一子出生時の年齢」	子どもが「いる」と答えた人は第一子出生時の年齢. 子どもが「いない」と答えた人は, 子どもがほしい年齢.

独立変数	
「年齢」 「性別」 「本人年収」 「親からの学歴期待」 「本人最終学歴」	「性別」 男性=1, 女性=0 のカテゴリ変数とする. 「本人最終学歴」 中学校卒=1 高校卒=2 専門学校卒=3 短期大学卒=4 高等専門学校卒=5 大学卒=6 大学院卒=7 その他=8 「本人年収」 (順序づけのカテゴリ変数に作成) は 9 つ段階を分けている. ①200 万円未満 ②200～400 万円未満 ③400～600 万円未満 ④600～800 万円未満 ⑤800～1000 万円未満 ⑥1000～1200 万円未満 ⑦1200～1500 万円未満 ⑧1500～2000 万円未満 ⑨2000 万円以上 「親の自分への学歴期待」 「あなたの小学校 6 年生の時, ご両親はあなたの未来の最終学歴にどのくらい期待されましたか? 当てはまるものを 1 つ選び, ○をつけてください。」に対して 5 件法で回答. 「完全に期待されていなかった」= 1 ～「すごく期待されていた」= 5 までの順序変数とした.

5 基礎分析

使用する各変数について, 度数分布表 (表 2) 及び記述統計表 (表 3) を作成した.

データを概観し, 基礎分析を行ったところ, 次のような特徴がある.

●性別

性別の比率に関しては, 男女がおおよそ 50% ずつの割合であり, 男女の間にはあまり偏

りがないと確認された。

●年齢

回答者の年齢の構成については、20代と30代で構成され、30代の割合が60%を超えたのに対し、20代の割合が40%未満となった。平均年齢が31歳となり、中央値とほぼ同一であることが確認された。

●第一子出生時の年齢

20代と回答した者が30代と回答した者のより4%ぐらい多くなったが、両方も45%以上と半数ずつを占めている。40代と回答した者が小さく、全体の5%未満であることが確認された。

●現実の最終学歴

学歴については、最頻値が大学卒の60(28.8%)であり、専門学校、短大・高専および大学院卒を加えて含めば70%に達したことから、サンプルの中に高学歴の割合が高いことが確認された。

●年収

全てのカテゴリの中で、「200万円未満」、「200-400万円未満」及び「400-600万円未満」の三つのカテゴリの割合がそれぞれ約30%であり、「800万円以上」が6人と非常に小さいことが確認された。男女別にみると、「200万円未満」の中に女性の割合がかなり大きく、400万円以上のカテゴリには男性の割合が高いことが確認された。

表2 度数分布表

変数	N	%	男性	女性
性別	208	-	103	105
年齢	208			
20代	81	38.9%	40	41
30代	127	61.1%	63	64
第一子出生時の年齢	208			
20代	105	50.5%	43	62
30代	96	46.1%	55	41
40代	7	3.4%	5	2
現実の最終学歴	208			
中学校卒	9	4.3%	4	5
高校卒	47	22.6%	26	21
専門学校卒	27	13.0%	14	13
短期大学	42	20.2%	8	34
高等専門学校卒	10	4.8%	8	2
大学卒	60	28.8%	33	27
大学院卒	13	6.3%	10	3
その他（欠損値）	0	-	0	0
年収	208			
200万円未満	57	27.4%	8	49
200-400万円未満	63	30.3%	27	36
400-600万円未満	59	28.4%	41	18
600-800万円未満	22	10.6%	20	2
800-1000万円未満	2	1.0%	2	0
1000-1200万円未満	3	1.4%	3	0
1200-1500万円未満	1	0.5%	1	0
1500-2000万円未満	0	-	0	0
2000万円以上	0	-	0	0
欠損値	1	0.5%	1	0
親の自分への学歴期待	208			
完全に期待されていなかった	42	20.2%	23	19
あまり期待されていなかった	44	21.2%	18	26
どちらともいえない	66	31.7%	35	31
ある程度で期待されていた	29	13.9%	16	13
すごく期待されていた	27	13.0%	11	16

表3 記述統計

変数	N	平均	最頻値	中央値	最小値	最大値
年齢	208	31.27	37	32	20	39
第一子出生時の年齢	208	29.73	30	29	19	45
現実の最終学歴	208	3.91	6	4	1	6
親の自分への学歴期待	208	2.78	3	3	1	5

6 分析結果

6.1 仮説1の検証

符 (2017) によれば、女性の高学歴化が晩産化の原因となっているとあるが、男性の高学歴化が晩産化の原因とならないということを検証する必要がある。そこで、データを男性のみとし、二つのモデルに分け、「第一子出生時の年齢」を従属変数、「年齢」、「現実の最終学歴」と「年収」を独立変数とした階層的重回帰分析を行った (表 4)。

表4 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析2 (男性のみの場合)

	モデル1		モデル2		
	B	標準化係数	B	標準化係数	VIF
切片	24.642***		24.815***		
年齢	0.147	0.166	0.168	0.190	1.184
現実の最終学歴	0.279	0.144	0.314	0.128	1.141
年収			-0.345	-0.083	1.333
調整済決定係数	0.023		0.012		
F 値	2.190		1.417		

n=103, *p<0.05 **p<0.01 *** p<0.001

この結果から、次の 2 点から男性の学歴と晩産化の間に確かに因果関係が見られないことがわかった。

第一に、モデル 1 とモデル 2 の調整済み決定係数が 0.023 と 0.012 であり、5%水準でも有意とならないから、各モデルの説明力は極めて低い。一方、「年収」という独立変数の投入により、モデルの説明力がもう一層低くなったことも示された。

第二に、両モデルの各変数の偏回帰係数が 5%水準でも有意とならなかったことから、「年収」、「年齢」と「現実の最終学歴」が「第一子出生時の年齢」に有意な影響を及ぼさないのも示された。

次に女性について、「は学歴よりも年収の影響が強い」という仮説に対して分析を行った。データを女性のみとし、二つのモデルに分け、「第一子出生時の年齢」を従属変数、「年齢」、「現実の最終学歴」と「年収」を独立変数とした階層的重回帰分析を行った (表 5)。

表5 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析2（女性の場合）

	モデル1		モデル2		
	B	標準化係数	B	標準化係数	VIF
切片	10.572***		7.031***		
年齢	0.419***	0.427	0.435***	0.443	1.013
現実の最終学歴	1.361***	0.437	1.079***	0.346	1.073
年収			2.376***	0.377	1.066
調整済決定係数	0.320		0.451		
F 値	25.507***		29.453***		

n=105, *p<0.05 **p<0.01 *** p<0.001

この結果から、次の3点から、晩産化に対して、女性では「学歴よりも年収の影響が強い」ということが確認された。

第一に、モデル1の調整済決定係数が0.320であり、0.1%水準で有意となっていることが示されたが、年収という変数の投入により、モデル2の調整済決定係数が0.451と大きくなり、モデルの説明力が高くなったということが分かった。

第二に、モデル1では、最終学歴の標準化偏回帰係数が0.437であり、0.1%水準で有意となっていることが分かった一方、「最終学歴」が「第一子出生時の年齢」にやや高い有意な正の影響を及ぼすのも示された。こういう結果は符(2017)の「女性の高学歴化が晩産化の元の原因である」という結論を支持し、女性の高学歴化と晩産化の間の因果関係を検証できた。

第三に、モデル2では、年収の標準化偏回帰係数は最終学歴より高いことから、「年収」が「現実の最終学歴」より「第一子出生時の年齢」にもっと高い有意な正の影響を及ぼすのも示された。

6.2 仮説2の検証

仮説2の検証では、「親の自分への学歴期待が高いほど、晩産化しやすくなる」という仮説に対して分析を行う。

まず、データを男性のみとし、二つのモデルに分け、「第一子出生時の年齢」を従属変数、「年齢」、「年収」、「現実の最終学歴」、「親の自分への学歴期待」を独立変数とした重回帰分析を行った(表6)。

表6 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析3 (男性のみの場合)

	B	標準化係数	VIF
切片	22.77		
年齢	0.183	0.207	1.193
現実の最終学歴	0.233	0.095	1.175
年収	-0.328	-0.079	1.333
親の自分への学歴期待	0.681	0.184	1.041
調整済決定係数	0.036		
F 値	1.940		

n=103, * p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

結果、次の二点を確認され、男性では、親の学歴期待と晩産化の間に因果関係がみられないことが確認された。

第一に、「親の自分への学歴期待」という独立変数が投入され、調整済決定係数が 0.036 と低い値である一方、5%水準でも有意とならないことが示され、このモデルの説明力が極めて低い。

第二に、「親の自分への学歴期待」という変数の偏回帰係数が 5%水準でも有意とならなかったことから、「親の自分への学歴期待」が「第一子出生時の年齢」に有意な影響を及ぼさないのも示された。

次にデータを女性のみとし、「第一子出生時の年齢」を従属変数、「年齢」、「年収」、「現実の最終学歴」、「親の自分への学歴期待」を独立変数とした階層的重回帰分析を行った(表7)。

表7 第一子出生時の年齢を従属変数とする重回帰分析4 (女性のみの場合)

	モデル2		モデル3		
	B	標準化係数	B	標準化係数	VIF
切片	7.031***		5.506*		
年齢	0.435***	0.443	0.451***	0.459	1.024
現実の最終学歴	1.079***	0.346	0.889***	0.285	1.236
年収	2.376***	0.377	2.362***	0.375	1.066
親の自分への学歴期待			0.645*	0.164	1.187
調整済決定係数	0.451		0.469		
F 値	29.453***		23.961***		

n=105, *p<0.05 **p<0.01 *** p<0.001

以上の結果により、次の二点を確認され、女性では、親の学歴期待と晩産化の間に因果関係を確認できた。

第一に モデル3では、「親の自分への学歴期待」という独立変数を投入したところ、決定係数が0.469と高くなり、0.1%水準で有意となっていることから、モデル3の説明力はモデル2より高くなったということがわかった。

第二に、標準化偏回帰係数が0.164であり、5%水準で有意となっていることから、「親の自分への学歴期待」が「第一子出生時の年齢」に有意な正の影響を及ぼすということが示された。

以上の分析により、仮説2において、女性では、親の自分への学歴期待が高いほど、晩産化しやすくなるということが確認された。しかし、男性では、因果関係を確認することができなかった。

7 まとめと考察

男性の高学歴化と晩産化の間に因果関係が示されていないのに対し、女性の高学歴化が確かに晩産化の重要な要因だと確認された。一方、女性の高年収がもっと晩産化を強める要因となることも検証された。

なぜ女性の方だけでは高年収が晩産化の要因となるのだろうか。藤丸(2017)によると、妻が働きに出ない場合(専業主婦)は、夫の収入のみとなるが、妻の時間は子どもと家計内財に十分に利用できるということが主張されたことから、逆に言うと、働きに出る女性の年収が高いほど、家庭や育児への時間の分配はよりきつくなり、晩産化もしやすくなるということが考えられた。

男女別で検証を行うことにより、女性の場合、親の自分への学歴期待が晩産化に有意な正の影響を及ぼすということが確認されたが、なぜ親の教育歴期待が子世代の男性の晩産化の要因とならないかということが解釈できなかったから、今後の課題としてより深い考察及び検証が必要となる。

8 本稿の限界点と課題

本稿の限界点と課題は二つある。一つは、晩婚化と晩産化の関係について、その定義や区別があいまいな点である。先行研究の中に、晩婚化及び晩産化という用語は区別されずに用いられていた。日本では婚外子の割合が小さいことが確認されたが、今回実施した調査の中でも婚外子と思われるデータがあったことから、晩産化と晩婚化の定義を確認し、区別して調査、分析する必要がある。

二つ目は、少子化の原因については、様々な要因があることである。本稿では、少子化についての要因を探求することが問題意識としたが、晩婚化、晩産化及び少子化の間にもどのような関係があるのかということをも明らかにしなかったとも本研究の限界といえる。

[注]

1 未婚者と子どもを持っていない者は期待結婚年齢と子ども欲しい年齢のデータを採用する。

[文献]

- 内閣府, 2018, 「平成 29 年版 少子化社会対策白書」, (2020 年 1 月 27 日取得, https://www.8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2017/29webhonpen/html/b1_s1-1-2.html).
- 姉崎猛, 佐藤豊, 中村明恵, 2011, 「少子化の動向と出生率に関する研究サーベイ」内閣府 ESRI Research Note 17.
- 小澤昌之, 2019, 「親の教育期待が青少年の地位達成に及ぼす影響」 『人文』 17, 197-214.
- 小野亜樹, 田中裕二郎, 星出遼, 宮本薫, 森知里, 吉田亜紀子, 2005, 「現代の晩婚化・未婚化 大学生の意識調査に基づく実証分析」, ISFJ 政策フォーラム 2005 発表論文.
- 金子隆一, 2004, 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化効果の測定」 『人口問題研究』, 4-35.
- 高橋重郷・大淵寛編著, 2015, 『人口減少と少子化対策』原書房, 人口学ライブラリー16.
- 中村三緒子, 2003, 「大卒女性の結婚年齢に関する研究」 『年報社会学論集』, 16, 162-174
- 符李偉, 2005 「高学歴女性と少子化に関する実証的研究」, 『総合政策』 7(1) , 105 – 106.
- 藤丸麻紀, 2017, 「学童保育の経済効果」 『和洋女子大学紀要』 57, 51-63
- 森澤友紀子, 2015 「晩婚化・未婚化の分析と政策提案」 コンサルティング・プロジェクト (2020 年 1 月 27 日取得, <https://www.ipp.hit-u.ac.jp/consultingproject/2015/CP15Morisawa.pdf>).
- 渡部雪子, 2008 「親の期待研究の動向と展望」, 『筑波大学心理学研究』 36, 75–83.

運動部活動の経験と社会性の関係について

—社会性スキルを用いた分析—

尾崎留唯・佐藤愛

(東北大学教育学部)

1 はじめに

1.1 問題意識

今現在、中学や高校において学業と同じ程に重要視されているのが「部活動」である。平成 29 年 3 月改定の中学校学習指導要領において部活動は、教育課程外の学校活動ではあるものの、「学校教育の一環として、教育課程との関連が図られるよう留意する」よう記されている。その指導は、主に教員が顧問として指導や運営を担当する。教員が顧問として指導や運営を担当する。「体育」にも「美術」などにも属さないこの活動が全国で行われていることは、日本の教育の特殊性の一側面を担っている。(中沢 2011) また、スポーツ庁も「異年齢との交流の中で、生徒同士や生徒と教師等との好ましい人間関係の構築を図り、学習意欲の向上や自己肯定感、責任感、連帯感の成長など生徒の多様な学びの場として教育意義が大きい」と部活動を一定以上に評価している。就職活動においても「体育会系が有利」という考えが通説になる程、社会的に見ても「部活動」に対する評価は高い。

しかしながら教育現場において体罰、「ブラック部活」、教員の負担などの部活動に関わる多くの問題が浮き彫りになっている。担当教科が体育ではなく、担当している部活動の競技経験がない顧問教員は中学校で 45.9%、高等学校で 40.9%を占めていることや中学校教諭が土日に部活動・クラブ活動に関わる時間が 10 年間で約 2 倍に増加したこと、そして公立中学校の顧問教員の 96%が部活動について悩みを抱えているということが、スポーツ庁の平成 29 年度運動部活動等に関する実態調査にて明らかになった。

以上を踏まえて、部活動の存在意義や有効性の探索的研究を本稿の意義として掲げ、部活動で得られる社会性とはどのようなものか、また所属団体の強さや役職の経験の有無などの違いが社会性の獲得にどのように影響を与えるのかについて分析を行う。

1.2 先行研究

まず、山本浩二ほか(2011)が高等専門学校の生徒に対して行った調査によると、学校行事への参加において、部活動所属者のほうが非所属者よりも大いに意欲的であることが分かった。また、山本ほか(2011)で、社会性項目の平均値においても顕著に有意差が見られた。このことから、部活動経験者は非経験者よりも社会性が高いことが分かる。山本ほか(2011)における課題として、対象校と対象者の拡大が挙げられていた。ここでの対象者は津山高等専門学校の生徒 782 名だったため、性別や地域などに偏りが見られた。また、部活動が生徒

にもたらず「社会性」の質的構造に関して探究的研究を施す必要性も述べられていた。

次に、零田英理 (2014) が首都圏の私立大学に通う大学生を対象に行った調査によると、運動部経験者は非経験者よりも、心理的対処能力検査合計点が高いことが分かった。ここから、運動部経験者の方が社会性は高いことが分かる。

最後に、久木山健一 (2007)が大学生 104 名に行った調査によると、高校の団体競技の部活動において、キャプテン経験者は積極的援助、情動的援助、自立心の得点が高く、副キャプテン経験者は情動的援助、雰囲気作りの得点が高かったことが分かった。

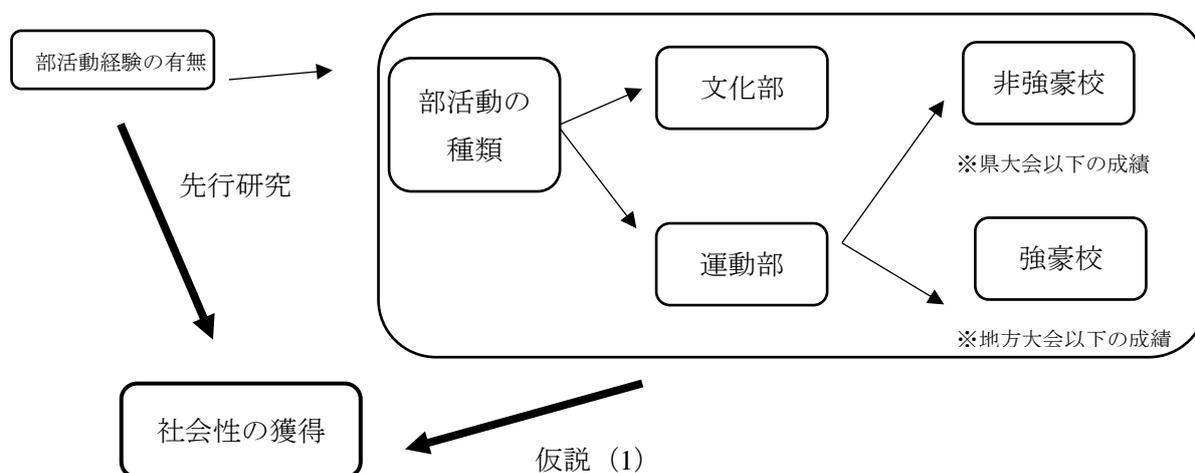
以上のように、先行研究では調査対象の偏りの改善、調査規模の拡大が課題となっていた。本調査では、対象者は全国の非学生の 20~39 歳の男女であるため、この課題を克服することができる。この課題を克服することで、部活動経験が社会性の獲得に与える影響を知ることができる。部活動の存在意義が問われている現代において、部活動に所属するだけでなく、どのような種類、形態の部活に入るのか、またその団体の強さや部活動内での役職の経験の差から得ることができる社会性の違いに着目することで、より社会性の獲得と関連のある部活動について知ることができる。これにより、部活動を取り組む上での意義や、学校教育の一環として行われる理由を見出すことができると考えた。

2 仮説

まず、最終学歴における部活動経験の有無を質問し、本研究では部活動経験のある人を対象とする。次に、部活動の種類について問い、運動部活動に所属していた人と文化部活動に所属していた人に分け、運動部活動経験者を対象とする。運動部活動経験者は非経験者に比べて心理的対処能力尺度の合計点が高いという先行研究である零田 (2014) から、一般の部活動よりも規模が大きく、拘束時間や練習メニューが厳しいものであると考えられる強豪校はより社会性の獲得に有利に働くのではないかということを根拠にして次のように仮説を設定する。なお、本研究での強豪校と非強豪校の区別については、飛田操 (2017) を採択する。ここでは、県大会以下の大会までしか勝ち進んだことのない部活動を「非強豪校」、地方大会以上に勝ち進んだ経験のある部活動を「強豪校」と分類している。

[仮説(1)] 運動部活動に所属し、かつ強豪校出身の人は社会性が高い。

図 1



また、久木山（2007）の研究から、団体競技におけるキャプテンや副キャプテンのような役職経験者の社会性が高いことが判明している。しかし、運動部と文化部での社会性の獲得の差は調査されていなかった。平成 29 年度にスポーツ庁により「運動部活動等に関する実態調査が実施され、同調査の中で文化部活動の実態についても把握された。文化庁（2018）によれば、以下のことが明らかになった。

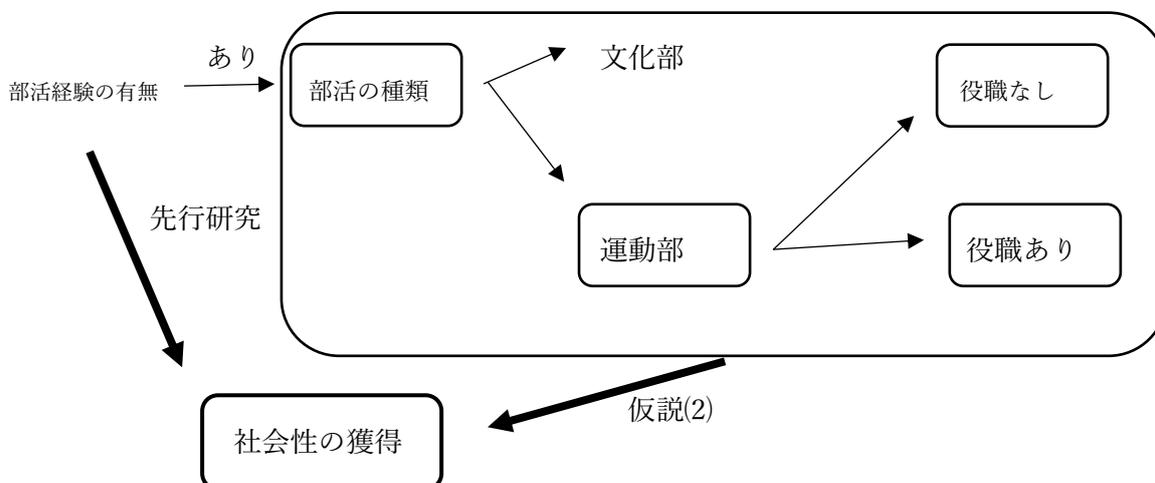
- ・高校の部活動の平日活動日数について、運動部活動において 91%が「4 日以上」であるのに対し、文化部活動は 4 日以上活動している高校は 46.9%しかなかった。
- ・朝、昼、放課後を含む生徒の平日の活動時間は、高校の運動部活動の 77.6%が 2 時間以上であるのに対し、文化部活動は 44.1%の団体しか 2 時間以上活動していなかった。
- ・土曜日の活動頻度を見ると、高校の運動部活動は原則毎週活動が 80.7%であるのに対し、文化部活動は 29.2%だった。また、文化部活動で原則として土曜日に活動していない団体は 56.8%で、文化部内でも休日の活動の頻度が二極化していた。数値は違うが、日曜日の活動頻度においてもまったく同じ現象が起きていた。

以上の調査から、文化部活動よりも運動部活動の方が活動日数、活動時間が長い傾向にあることがわかる。例外の部活動を除いて、一般的に運動部活動の方が文化部活動よりも部活動としての負担が大きいことがわかる。

ここで、そのような部活動を牽引した部長や副部長のような役職のあった人は、一般の部員よりも社会性が高いのではないかと考えた。よって、次のような仮説を立てた。

[仮説(2)] 運動部活動に所属し、かつ役職を経験した人は社会性が高い。

図 2



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、2019年8月に東北大学教育学部が実施した「若者のライフスタイルと意識に関する調査」である。調査対象は日本在住の20歳から39歳までの非学生の男女300人であり、有効回答数は273人（91%）となった。

本稿で社会性を測る尺度として用いている Kiss18 は菊池（1998）が作成したもので、一般的な社会的スキルを測定するために用いられる。質問としては、「以下に示してある18項目について、『いつもそうだ=5』『たいていそうだ=4』『どちらでもない=3』『たいていそうでない=2』『いつもそうでない=1』の5つの選択肢のうちどれにあてはまりますか。すべての項目について、この5段階で回答してください」という形式を取っているものである。Kiss18の質問項目は以下の通りである。

1. 他人と話していて、あまり会話が途切れないほうですか。
2. 他人にやってもらいたいことを、うまく指示することができますか。
3. 他人を助けることを、上手にやれますか。
4. 相手が怒っているときに、うまくなだめることができますか。
5. 知らない人とでも、すぐに会話が始められますか。
6. まわりの人たちとの間でトラブルが起きても、それを上手に処理できますか。
7. こわさや恐ろしさを感じたときに、それをうまく処理できますか。
8. 気まずいことがあった相手と、上手に和解できますか。
9. 仕事をするとき、何をどうやったらよいか決められますか。

10. 他人が話しているところに、気軽に参加できますか.
11. 相手から非難されたときにも、それをうまく片付けられますか.
12. 仕事上で、どこに問題があるかすぐにみつけることができますか.
13. 自分の感情や気持ちを、素直に表現できますか.
14. あちこちから矛盾した話がつたわってきても、うまく処理できますか.
15. 初対面の人に、自己紹介が上手にできますか.
16. 何か失敗したとき、すぐに謝ることができますか.
17. まわりの人たちが自分と違った考えを持っていても、うまくやっていけますか.
18. 仕事の目標を立てるのに、あまり困難を感じないほうですか.

また部活動に関する関数として使用した変数には「部活動所属の有無」「部活動の種類」「部活動の形態」「部活動での成績」「部活動での役職」「レギュラー経験の有無」を主な変数として使用し、「その他」や極端に数の少ない回答は欠損値として扱った.詳細は以下の表 1 に記載.

表 1 変数の作成方法

変数名	変数の作成方法
部活動所属の有無 (所属ダミー)	あなたが最後に通った学校で部活動やサークルに参加していましたかという問いに対して「はい」=1, 「いいえ」=0とした.
部活動の種類 (種類ダミー)	所属していた団体はどの選択肢に該当しますかという問いに対して「運動系」=1, 「文化系」=0とした.
部活動の形態 (形態ダミー)	所属していた団体はどの選択肢に該当しますかという問いに対して「団体競技」=1, 「個人競技」=0とした.
部活動での成績 (成績ダミー)	部活動での成績はどの様なものだったかという問いに対して「県大会以下」=0, 「地方大会以上」=1とした.
部活動での役職 (役職ダミー)	部活動での役職はどの様なものだったかという問いに対して, 「ない」=0, 「主将などの役職あり」=1とした.
レギュラー経験の有無	所属していた部活動において, あなたはレギュラーを務めていましたかという問いに対して「はい」=1, 「いいえ」=0とした.

また、「最終学歴」という変数と上記の「部活動の種類（種類ダミー）」から以下のダミー変数を作成した。

表 2 変数作成方法

変数名	変数作成方法
中学ダミー	最終学歴が「高校以下」= 1, 「それ以外」= 0とした。
専門ダミー	最終学歴が「専門学校・高専」= 1, 「それ以外」= 0とした。
大学ダミー	最終学歴が「大学以上」= 1, 「それ以外」= 0とした。
中学種類ダミー	中学ダミー×種類ダミーで作成した。
専門種類ダミー	専門ダミー×種類ダミーで作成した。
大学種類ダミー	大学ダミー×種類ダミーで作成した。

表 3 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
所属ダミー	272	0	1	0.5221	0.50043
形態ダミー	142	0	1	0.8732	0.33388
成績ダミー	142	0	1	0.2113	0.40965
役職ダミー	142	0	1	0.3028	0.46110
種類ダミー	131	0	1	0.7023	0.45901

4 分析結果

4.1 基礎分析

まず初めに、3節でも述べた Kiss18 の 18 項目すべての点数を合計した「総合得点」を作成し、以下のような結果が得られた。これは、クロンバッハのアルファ係数が 0.9 であるため、非常に信頼性の高い合成変数であることが分かる。また、いずれかの項目で記入が見られなかったものについては欠損値として取り扱った。記述統計量は以下の表 4 に記載。

表 4 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
部活に所属していたか	272	1	2	1.48	0.5
部活動の種類	131	1	2	1.3	0.459
部活動の成績	142	1	5	2.17	1.468
役職があったか	133	1	5	1.58	0.986

kiss18 総合得点	266	21	88	56.65	11.295
有効なケースの数 (リストごと)	119				

4.2 分析検証

まず、仮説(1)「運動部活動に所属し、かつ強豪校出身の人は社会性が高い。」から検証する。初めに、「部活動をしていた人とそうでない人の間に総合得点の差はない」という帰無仮説を立て、t検定を行った結果が表5である。

表5 統計量

所属有無		度数	平均値	t 値	有意確率
総合得点	所属していた	138	58.4638	2.774	0.006
	所属していない	127	54.6535		

表5より、最終学歴時に部活動に所属していた人と、所属していなかった人の Kiss18 の総合得点の平均はそれぞれ 58.4, 54.6 となっており、これは 95%信頼区間で有意な差であるということが分かった。次に、所属していた部活動の種類と成績が総合得点に及ぼす作用について、従属変数を Kiss18 の総合得点とした二元配置の分散分析を行い、結果を表6, 7に示した。

表6 二元配置の分散分析結果

		平均	標準誤差
部活動の種類	運動部	60.223	1.375
	文化部	52.974	2.531
部活動の成績	非強豪校	57.592	1.222
	強豪校	55.605	2.608

N=128

表 7 二元配置の分散分析結果

部活動の種類		平均	標準誤差
運動部	非強豪校	58.403	1.390
	強豪校	62.043	2.373
文化部	非強豪校	56.781	2.011
	強豪校	49.167	4.645

表 8 二元配置の分散分析結果

	平方和	平均平方	F 値	有意確率
種類	820.098	820.098	6.335	0.013
成績	61.616	61.616	0.476	0.492
種類×成績	494.213	494.213	3.817	0.053

N=128

表 6 から読み取れるように、部活動の種類においては「文化部」と「運動部」、成績については「非強豪校」と「強豪校」でそれぞれ Kiss18 の総合得点の平均の差を数値上で得る事ができた。表 8 から分かるように、今回の分析では Kiss18 における「成績」「種類」の主効果は認められ、「種類×成績」の交互作用も 10%水準で認められた。

そこで「運動部経験かつ強豪校出身者」と「文化部経験者かつ強豪校出身者」の間の Kiss18 の総合得点の差を分析することにした。この分析により、同じ強豪校であっても運動部であったか否かで総合得点の平均に有意な差があれば仮説(1)の立証に有効であると考えられる。先程と同様に t 検定から分析を行い、結果を以下の表 9 に示した。

表 9 Kiss18 の総合得点の差(t検定)

運動部×成績	度数	平均値	標準偏差	t 値	有意確率	
Kiss18 総合得点	運動部×強豪校	23	62.0435	11.25117	2.457	0.041
	文化部×強豪校	6	49.1667	11.47897		

表 9 から「運動部経験かつ強豪校出身者」と「文化部経験者かつ強豪校出身者」における平均の差の検定は有意確率 $0.041 < 0.05$ より有意であるということが分かった。つまり種類もしくは成績の一方が Kiss18 の総合得点に影響を与えるのではなく交互の組み合わせに影響を与えるということが分かった。

次に、[仮説(2)] 「運動部活動に所属し、かつ役職を経験した人は社会性が高い。」について検証する。

ここで、表 1 にて作成した役職ダミーを用いる。役職ダミーを作成した結果は以下の表 12 に示す。

表 12 役職ダミー

	度数	有効パーセント	累積パーセント
役職無し	90	67.7	67.7
役職有り	43	32.3	100
合計	133	100	

次に、運動部かつ役職のあった人と運動部かつ役職なしの平均の差を検討した。ここでは、「運動部で役職を経験した人と運動部で役職を経験しなかった人の間に Kiss18 総合得点の差はない。」という帰無仮説を立て、t 検定を行う。結果は以下に示す。

表 13 統計量

	度数	平均値	標準偏差	平均値の標準誤差
Kiss18 総 役職なし	62	58.1774	12.18374	1.54734
合得点 役職あり	28	61.8929	9.39006	1.77456

表 14 Kiss18 の総合得点の差(t検定)

	t 値	有意確率
役職有無	-1.431	0.156

この結果から帰無仮説は棄却できず、運動部の役職経験者と非経験者の間には Kiss18 総合得点の差がないことが分かった。

また、表 2 で作成した学歴ごとのダミーを用いて同様に t 検定を行ったが、有意な結果は出なかった。

5 考察とまとめ

[仮説(1)] 表5から表9で得られた結果からは、「運動部かつ強豪校出身者」と「運動部かつ非強豪校出身者」のような同一種類の部活動における成績の主効果や「運動部経験かつ強豪校出身者」と「文化部経験者かつ強豪校出身者」という様な種類の主効果についても有意差があるということが分かった。しかし「種類」「成績」の交互作用も認められ種類か成績のどちらかが総合得点に影響を及ぼしているわけではないということが出来る。t検定の結果を考慮しても「運動部」かつ「強豪校」という交互の作用が総合得点に影響を与えるとする仮説(1)は採択できると考えられる。また、大学もしくは大学院卒業の人ほど Kiss18 の総合得点が高かったことから、大卒以上の学歴の人は社会性が高いことも分かった。逆に、性別や年齢などの変数は従属変数である Kiss18 総合得点に影響を与えないことも分かり、学歴が高い人や運動部活動の強豪校出身の人の方が社会性は高いことが判明した。

[仮説(2)] 表13と表14の結果より、帰無仮説「運動部で役職を経験した人と運動部で役職を経験しなかった人の間に Kiss18 総合得点の差はない。」は棄却できず、役職の経験は社会性の獲得には影響を与えないことが分かった。一方で、今回は最終学歴における所属部活動について聞いており、学校段階の差によって社会性の獲得に差があるのではないかと考え、同様に帰無仮説を立て t 検定を行ったが、有意な結果を得ることはできなかった。原因として、今回の調査ではサンプル数が少なかったため有意な結果として表れにくかったのではないかと考えられる。

6 本稿の限界と今後の課題

[仮説(1)] この説では部活動における成績に着目し、分析を行ったが、「強豪校出身者」のサンプル数がきわめて少なく、運動部では23、文化部に至っては6程しかなかった。少ないサンプルを分析することは、サンプルの個々の特性に強く影響を受けており外れ値のようなものが一つでも混ざるだけで結果が大きく変わってしまう危険性がある。つまり今回有意であった結果も母数が増えた場合でも必ず同じ結果が出るとは言い難かった。また、成績を強豪校と非強豪校に分ける方法も断固とした理由を発見できなかった。今回は県大会以下を「非強豪校」、地方大会以上を「強豪校」と分類した。これは飛田(2017)から採択したものであったが、この先行研究は大学ラグクロス部に特化したものであり、様々なジャンルの部活動を考慮した分類方法ではないと考えられ、先行研究の限界として挙げるができる。特別に決められた条件がない「強豪校」という枠組みではなく、受賞歴や勝利した回数を変数として加える必要があったと考えられる。また、今回の分析では性別や学歴、年齢といった他の変数の影響を検討することができなかった。それらの変数の影響を分析することは今後の課題としていきたい。

[仮説(2)] 仮説(1)同様、役職経験者のサンプル数が少なかったことが限界として挙げられる。経験した役職を分類して質問したにもかかわらず、ひとまとめにしてしまったことで、有意

な差が生じなかった可能性も否定できない。また、役職経験者の間にも、部活動の規模やどれだけ熱心に活動していたかによっても、役職の有る人の負担が異なると思う。たとえば、6名しかいない部活動と100名の部員が所属する部活動では、部長の負担は異なる。また、熱心に毎日活動している部活動と、幽霊部員が多く所属し強制力のない部活動でも、役職経験者の負担は異なると思う。今後は、部活動の規模やどれほど熱心に取り組んだかといったような質問を通じて社会性の獲得の違いを調査する必要があると考えた。

全体を通して、Kiss18の総合得点だけでは項目が不十分であったと考えられる。他の心理尺度を採択することや熱意や経験といった本人の具体的な状況を測る項目が必要であった。部活動の所属は社会性に大きな影響を与えているということは分かったが、今後はどの程度熱心に取り組んだか、のような個人の具体的な取り組みについての観点から分析する。また、部活動による差異に考慮した検討の必要性も考えられる。顧問や他の部員との親密度など、その部活動・サークルの情報から分析することでより意義深い研究になると考えられる。

7 参考文献

- 文部科学省,2017,「平成29年改訂 中学校学習指導要領解説 【総則編】中学校学習指導要領（平成29年告示）解説」,(2020年2月5日取得, https://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/micro_detail/_icsFiles/afieldfile/2019/03/18/1387018_001.pdf).
- スポーツ庁,2017,「平成29年度運動部活動等に関する実態調査報告書」,(2020年2月5日取得, https://www.mext.go.jp/sports/b_menu/sports/mcatetop04/list/detail/_icsFiles/afieldfile/2018/06/12/1403173_2.pdf).
- 山本浩二・荒木祥一・神野賢治,2011,「学校部活動への関わりと社会性獲得との関連性に関する実証的研究」『津山工業高等専門学校紀要』52:95-100.
- 栗田英理,2014,「運動部活動経験がストレスコーピングスキルとソーシャルスキルに与える影響」『人間科学研究』27(1):12.
- 飛田操,2017,「強豪校と一般校の比較からみた集団志向性の認知と部活動満足度:大学女子ラクロス部を対象とした調査から」『福島大学人間発達文化学類論集』26:39-46.
- 久木山健一,2007,「部活動での向社会的行動と社会的スキル, Big Five の関連」『日本心理学会第71回大会発表論文集』.
- 文化庁,2018,「文化部活動の在り方に関する総合的なガイドライン作成検討会議(第1回)議事次第・配布資料 資料3 文化部活動の現状について」,(2020年2月6日取得, https://www.bunka.go.jp/seisaku/bunkashingikai/kondankaito/bunkakatsudo_guideline/01/pdf/r1407482_03.pdf).
- 菊池章夫,2004,「KISS-18研究ノート」『岩手県立大学社会福祉学部紀要』6(2):41-51.

読書がストレス耐性にもたらす影響 —読書の「量」と「質」に着目して—

齋藤美久・山口奈留実
(東北大学教育学部)

1 はじめに

1.1 問いの背景・意義

現代日本は、ストレス社会である。経済状況の悪化や少子高齢化など社会が大きく変化する中で、人々は多くのストレスにさらされている。厚生労働省(2013)によると、人間関係、仕事の質、仕事の量、会社の将来性が主なストレスの内容であることが明らかになっている。このような状況を受け、2015年の12月から企業が従業員に対してストレスチェックを行うことが義務化されており、必要に応じて勤務時間の短縮や業務の転換が行われることとなった。日本全体でメンタルヘルス問題に向けた取り組みが行われる一方で、個人のストレス耐性についても関心が高まっている。採用時の観点としてストレス耐性を取り入れる企業の増加から、問題を未然に防ごうとする姿勢が見て取れる。

そもそもストレス耐性とは、折津ほか(1999)では「ストレッサーに対し、その要求や社会的支援また環境などの相互に関わる要因を総合し調和的かつ適正に認知・評価し対処する機能」と定義されており、耐えることよりも対処することが重要な要素である。ストレスに上手く対処できる人の特徴の一つに様々なものの見方、考え方を持っていることが挙げられる。何らかのストレスを受けたとしても、それを客観的にとらえて対応することができるのである。

多様なものの見方・考え方を身に付けるには、様々な状況で経験を積むことも重要であるが、読書もまた有効な手段の一つである。若者の読書離れが進んでいることは、文化庁(2019)の結果からも明らかにされている。このことは多様なものの見方や考え方を養う機会、ひいてはストレス耐性を高める機会の喪失に直結しているのではないだろうか。

以上のことを踏まえ、本稿では読書とストレス耐性の関係について分析を行う。若者の読書の現状とストレス耐性への影響を明らかにすることや、企業にとってメンタルヘルス向上への取り組みのヒントとなる知見の獲得を目指す。

1.2 先行研究とその課題

読書には、一般的に様々な心理的効果があるとされ、日本国内の研究でも、明らかにされている部分が多い。濱田ほか(2016)は子どもの頃の読書活動、成人現在の読書活動は、成人の意識・意欲・行動に大きく影響することを明らかにしている。イギリスにおいても、読書の効果が確認されている。Josie Billington(2015)によれば、週に30分以上読書をする人たちは、しない人たちに比べ、生活の満足度が20%高く、うつ病になる可能性が28%低い。

また、自尊心は18%以上高く、読書によって自己肯定感が高まったり、うつ傾向にある人の割合が減ったりすることを示している。さらに柴田ほか(2012)は、良書の読書が論理的思考愛好度を高め、自己啓発効果を持つと述べている。

また、ストレス耐性と類似した概念である心理的レジリエンスと読書の関係を扱った研究も存在する。「自他共に幸福になるための目的観・人生観の形成に寄与する書物」即ち良書を読むことが正の効果をもたらすと指摘した北上ほか(2015)が代表的である。

以上のように、読書の心理的効果及び心理的レジリエンスへの影響については一定の知見が蓄積されているものの、読書によってストレス耐性が高まるかどうかを詳細に分析した研究は管見の限り見つからず、研究の余地がある。

2 仮説

上記の内容を踏まえ、本稿で検証する仮説を以下のように設定した。

【理論仮説①】多種多様な本を多く読むとストレス耐性が高まる。

【理論仮説②】本の種類によって、ストレス耐性を高める効果に差がある。

これらの仮説を検証するために作業仮説に落とし込むと、

理論仮説①から

【作業仮説①】読書をしていない人に比べ読書をしている人はストレス耐性得点が高い。

【作業仮説②】読書の充実度が高い人ほどストレス耐性得点が高い。

理論仮説②から、

【作業仮説③】読んでいる本の種類によってストレス耐性得点異なる
の三つの作業仮説が設定できる。

ここで、仮説に用いられている用語について定義を確認する。ストレス耐性とは「ストレスサーに対し、調和的かつ適正に認知・評価し対処する機能」のことである。また、読書の充実度は読む本の種類の数と読む量即ち冊数を掛け合わせたものであり、量と質を兼ねた多様性を示すものである。

以下、使用データと変数の確認を行った上で3つの仮説検証を行っていく。

3 使用データと変数

本稿の分析で使用するデータは、東北大学教育学部が2019年の8月から9月に実施した「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、学生を除く全国の20歳から40歳の男女であり、計画サンプルサイズは300、有効回答数は273であり、回収率は91%であった。

また、分析に使用する主要な変数は「ストレス耐性得点」「小学読書ダミー」「中学読書ダミー」「現在読書ダミー」「小学充実度」「中学充実度」「現在充実度」「全充実度」「ジャンル」

である。そのほかに統制変数として「女性ダミー（性別）」「年齢」「高校ダミー（学歴）」「大学ダミー（学歴）」「大学院ダミー（学歴）」「年収」を用いる。質問項目と変数の作成方法については、以下の変数作成表にまとめた。

【変数作成表】

ストレス耐性得点	「ストレス耐性チェックリスト」より 20 項目 ¹⁾ に 4 件法で答えてもらった点数の合計。(ただし, 5, 7, 9, 18, 19 は逆転項目)
冊数 (月当たり)	0 冊→0, 1~5 冊→3, 6~10 冊→8, 11~15 冊→13, 16 冊以上→18
ジャンル	どのジャンルの本をよく読むか? 1. 物語やフィクションなどの本 (推理小説, 恋愛小説, ファンタジー, SF など) 2. 自然科学に関する本 (科学, 生物, 宇宙など) 3. 社会科学に関する本 (社会, 政治, 歴史, 伝記, 教育など) 4. 生き方・人間関係に関する本 (自叙伝, リーダーシップなど) 5. 実用書などの本 (ビジネス本, 入門書など) 6. 趣味に関する本 (音楽, 園芸, スポーツなど) 7. その他
ジャンル数	上記のジャンルのうち当てはまる数
小学充実度	小学冊数×小学ジャンル数
中学充実度	中学冊数×中学ジャンル数
現在充実度	現在冊数×現在ジャンル数
全充実度	小学充実度+中学充実度+現在充実度
性別	女性ダミーを作成 (女性→1, 男性→0)
年齢	20~39 歳
最終学歴	中学ダミー, 高校ダミー, 専門学校ダミー, 短大ダミー, 高専ダミー, 大学ダミー, 大学院ダミーを作成
年収	150 万円以下→100, 200~400 万円→300, 400~600 万円→500, 600~800 万円→700 800~1000 万円→900, 1000~1200 万円→1100 1300 万円以上→1350

4 分析結果

4.1 基礎分析

表 1 に関して、読んだ冊数の平均については、小学冊数→中学冊数→現在冊数の順に徐々に小さくなっている。

表 1 記述統計

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
小学冊数	272	0	18	3.44	4.017
小学ジャンル数	268	0	6	1.38	1.210
中学冊数	273	0	18	2.42	2.857
中学ジャンル数	273	0	6	1.25	1.307
現在冊数	273	0	13	1.76	2.079
現在ジャンル数	273	0	6	1.18	1.433
ストレス耐性得点	272	35	73	55	7.249
年齢	272	20	39	31.46	5.16
女性ダミー	272	0	1	0.50	0.50
高等学校ダミー	273	0	1	0.24	0.43
大学ダミー	273	0	1	0.27	0.45
大学院ダミー	273	0	1	0.06	0.24

表 2 に関して、どの年代でも「0 冊」と答えた人が多く、そもそも読書している及び読書していた人の割合が小さいことが分かる。「0 冊」と答えた人の割合は小学生→中学生→現在と年齢が上がるにつれ、28.7%→38.1%→48.7%と増えている。現在の読書量に関しては、約半数の人が読書をしていないという状況が読み取れる。なお、文化庁（2019）が全国 16 歳以上の男女を対象として 2018 年度に行った「国語に関する調査」においては、1 か月に 1 冊も本を読まないと答えた人は 47.3%に及び、本質問紙における結果は国民全体の傾向を概ね反映しているものだといえる。

表 2 度数分布(小学冊数, 中学冊数, 現在冊数)

冊数	小学冊数		中学冊数		現在冊数	
	度数	%	度数	%	度数	%
0 冊	78	28.7	104	38.1	133	48.7
1～5 冊	151	55.5	147	53.8	130	47.6
6～10 冊	26	9.6	16	5.9	8	2.9
11～15 冊	6	2.2	3	1.1	2	0.7
16 冊以上	11	4.0	3	1.1	0	0
合計	272	100.0	273	100.0	273	100.0

表3に関して、そもそも読書をしている人が少ないことから、ジャンル数も全体的に少ないことが分かる。

表3 度数分布(小学ジャンル数, 中学ジャンル数, 現在ジャンル数)

ジャンル数	小学ジャンル数		中学ジャンル数		現在ジャンル数	
	度数	%	度数	%	度数	%
0	74	27.6	103	37.7	133	48.7
1	85	31.7	71	26.0	44	16.1
2	60	22.4	50	18.3	40	14.7
3	35	13.1	35	12.8	32	11.7
4	11	4.1	9	3.3	18	6.6
5	2	0.7	2	0.7	5	1.8
6	1	0.4	3	1.1	1	0.4
合計	268	100.0	273	100.0	273	100.0

表4に関して、ジャンル数別の度数を見てみると、小学生から現在にかけて「物語」「自然科学」「社会科学」では減少傾向、「生き方」「実用書」では増加傾向にあり、「趣味」については読む人の数は年齢によってあまり差がない。

表4 度数分布(各年代におけるジャンルについて)

	小学	中学	現在
物語	153	132	74
自然科学	64	42	18
社会科学	70	52	34
生き方	24	35	57
実用書	7	16	78
趣味	52	58	58
その他	5	5	4

表5から表8は、統制変数に関する度数分布表である。男女比はおおよそ1:1となっている。年齢を見ると、年齢が高い人の割合が高く、34~39歳の人是最も多い、最終学歴は、大学と高等学校が多くなっている。

表 5 度数分布(性別)

	度数	%
男性	135	49.6
女性	137	50.4
合計	272	100.0

表 6 度数分布(年齢)

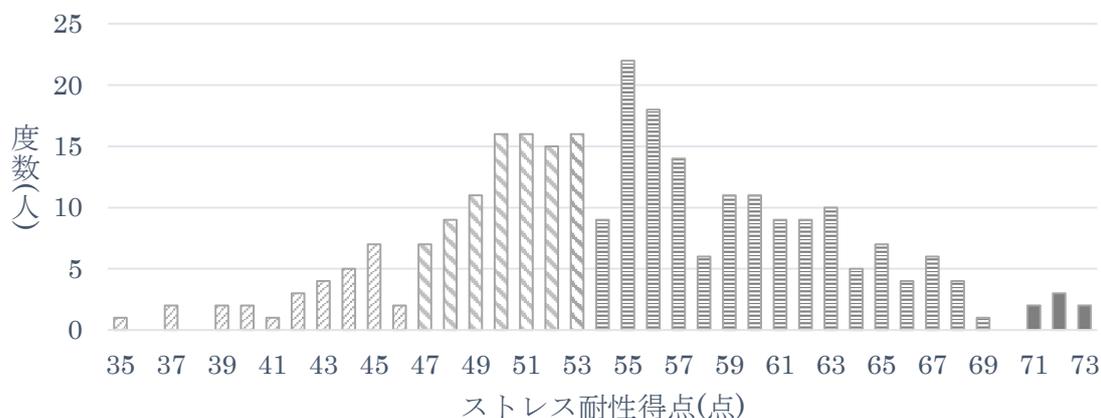
	度数	%
20～24 歳	38	14.0
25～29 歳	62	22.8
30～34 歳	81	29.8
35～39 歳	91	33.5
合計	272	100.0

表 7 度数分布(最終学歴)

	度数	%
中学校	12	4.4
高等学校	66	24.2
専門学校	37	13.6
短期大学	53	19.4
高専	11	4.0
大学	75	27.5
大学院	17	6.2
その他	2	0.7
合計	273	100.0

表 8 度数分布(年収)

	度数	%
150 万円以下	82	30.1
200～400 万円	87	32.0
400～600 万円	71	26.1
600～800 万円	24	8.8
800～1000 万円	4	1.5
1000～1200 万円	3	1.1
1300 万円以上	1	0.4
合計	272	100.0



グラフ1 ストレス耐性度チェックの得点分布(N=272)²⁾

グラフ 1 のストレス耐性得点に関しては、全体ではほぼ正規分布しており、50～57 点に多く集まっている。表 1 の記述統計より、平均点は 55 点、範囲は 35～73 点であった。この「ストレス耐性度チェックリスト」の開発者である桂ら (1996) による調査では、平均得点は 61.16 ± 7.38 点となっており、範囲は 38～80 点であった。得点の分布はほぼ正規分布と

なっていた。桂ら（1996）は、46 点以下はストレス耐性が低い（ストレスに弱い）、47～53 点はやや低い、54～69 点は普通、70 点以上をストレス耐性が高い（ストレスに強い）、としている。グラフ 1 では、その基準に沿って色分けを行った。

4.2 仮説検証

4.2.1 作業仮説①の検証

ここでは、「【作業仮説①】読書をしていない人に比べて読書をしている人はストレス耐性得点が高い」を検証する。表 9 では、各年代の読書量とストレス耐性得点の相関を示している。

表 9 読書量とストレス耐性度における相関(N=269)

	ストレス耐性得点	小学読書ダミー	中学読書ダミー	現在読書ダミー
ストレス耐性得点	—	.036	.019	.061
小学読書ダミー		—	.658	.206
中学読書ダミー			—	.281
現在読書ダミー				—

表 10 読書量とストレス耐性度に関する重回帰分析(N=269)

	B	β	標準誤差	VIF
(定数)	51.452		3.149	
小学読書ダミー	.702	.044	1.338	1.836
中学読書ダミー	-.253	-.017	1.252	1.855
現在読書ダミー	.490	.034	.957	1.151
年齢	.038	.027	.090	1.085
年収	.004	.106	.003	1.522
女性ダミー	.282	.019	1.046	1.373
高等学校ダミー	.385	.023	1.179	1.280
大学ダミー	.997	.061	1.157	1.342
大学院ダミー	.989	.032	1.979	1.101

$R^2=.022$ $df=268$ $F=.639$

各年代の読書量とストレス耐性得点に関して相関分析を行ったところ、有意な結果は見られなかった。

また、独立変数に「小学読書ダミー」「中学読書ダミー」「現在読書ダミー」、従属変数に「ストレス耐性得点」を置き、読書量に関わらず、読書をしている人としていない人との間でのストレス耐性度の違いを検討した。そのほか、「年齢」「年収」「女性ダミー」「高等学校ダミー」「大学ダミー」「大学院ダミー」を統制変数として重回帰分析を行った。特に有意になった値はなく、ストレス耐性得点と、読書経験の有無やそのほかの要素との間に関係性はないことが分かった。また、決定係数は $R^2=.022$ と非常に低く、説明力は弱い。

4.2.2 作業仮説②の検証

本項では、「【作業仮説②】読書の充実度が高い人ほどストレス耐性得点が高い。」について検証する。表 11 は「ストレス耐性得点」と「全充実度」の相関について示している。表 12 では、従属変数を「ストレス耐性得点」、独立変数を「全充実度」「年齢」「年収」「女性ダミー」「高等学校ダミー」「大学ダミー」「大学院ダミー」とした重回帰分析の結果を示している。なお、「全充実度」は各年齢の読書量とジャンル数の積の数を合計したものである。

表 13 では、各年代の読書充実度とストレス耐性得点の相関を示している。表 14 では、「ストレス耐性得点」を従属変数、「小学充実度」「中学充実度」「現在充実度」と統制変数である「年齢」「年収」「女性ダミー」「高等学校ダミー」「大学ダミー」「大学院ダミー」を独立変数とし、重回帰分析を行った。

表 11 ストレス耐性と全充実度における相関(N=270)

	ストレス耐性得点
全充実度	.015

表 12 読書の充実度とストレス耐性度に関する重回帰分析(N=270)

	B	β	標準誤差	VIF
(定数)	51.856		3.074	
全充実度	.006	.019	.018	1.014
年齢	.039	.027	.090	1.085
年収	.004	.111	.003	1.509
女性ダミー	.370	.026	1.022	1.327
高等学校ダミー	.227	.013	1.154	1.250
大学ダミー	1.050	.065	1.151	1.341
大学院ダミー	1.045	.034	1.967	1.097

$R^2=.020$ $df=269$ $F=.762$

表 11 より、「ストレス耐性得点」と「全充実度」との相関において、優位な結果は見られなかった。

表 12 から、とくに有意な結果は見られず、ストレス耐性得点との関連性は見受けられなかった。決定係数は $R^2=.020$ となり、説明力の非常に低い。したがって、読書の充実度合いによってストレス耐性が変化するとはいえない。

表 13 各年代の読書の充実度とストレス耐性度における相関(N=270)

	ストレス耐性得点	小学充実度	中学充実度	現在充実度
ストレス耐性得点	—	.042	.003	-.037
小学充実度		—	.676	.286
中学充実度			—	.246
現在充実度				—

表 14 各年代における読書の充実度とストレス耐性度に関する重回帰分析(N=270)

	B	β	標準誤差	VIF
(定数)	52.450		3.110	
小学充実度	.054	.107	.044	1.978
中学充実度	-.035	-.048	.063	1.938
現在充実度	-.078	-.073	.069	1.147
年齢	.028	.020	.090	1.101
年収	.004	.117	.003	1.514
女性ダミー	.211	.015	1.027	1.343
高等学校ダミー	-.050	-.003	1.171	1.289
大学ダミー	1.032	.064	1.154	1.348
大学院ダミー	1.249	.041	1.983	1.117
$R^2 = .028$ df=269 F=.844				

表 13 では、各年代の読書充実度とストレス耐性得点の相関について、有意な結果は見られなかった。

また、表 14 から、特に有意な結果は見られず、ストレス耐性度に影響を与える要素は見つけられなかった。決定係数は $R^2=.028$ と低く、こちらも説明力は弱い。

4.2.3 作業仮説③の検証

ここでは、「【作業仮説③】 読んでいる本の種類によってストレス耐性得点が異なる。」について検証していく。表 15 は、本のジャンルにおけるストレス耐性得点の平均値の差を示したものである。

表 15 ストレス耐性得点の平均値の差

	t 値	平均値	平均値の差
小学・社会科学	1.769**	56.33	1.740
中学・社会科学	1.639	56.45	1.756
現在・社会科学	1.258	56.26	1.450
小学・物語	.003	55.07	.003
中学・物語	.242	55.11	.213
現在・物語	-1.689**	53.73	-1.704

**: $p < 0.1$

小学校の頃に社会科学系の本を読んでいる人と、そうでない人のストレス耐性得点の平均の差を調べた。平均点は、小学校の頃に社会科学系の本を読んでいる人は 56.33 (点)、読んでいない人は 54.62 (点) となり、差は 1.704 (点) で、10%水準で有意 ($p = .092$) であった。

また、現在物語を読んでいる人とそうでない人のストレス耐性得点の平均の差を調べた。平均点は、現在物語を読んでいる人は 53.73 (点)、読んでいない人は 55.47 (点) となり、差は -1.740 (点) で、10%水準で有意 ($p = .078$) であった。

したがって、小学生の頃に社会科学系の本を読んでいる人は、ストレス耐性得点が高い傾向にある。また、現在において物語を読んでいる人は、ストレス耐性得点が低くなる傾向にあることが分かった。

5 まとめと考察

基礎分析によると、現代の若者の間では読書をしている人が非常に少ない、という実態が明らかになった。そのため、読書の効果を見るデータとしては偏りが大きく、適切なものではなかったといえる。

【作業仮説①】【作業仮説②】において、ストレス耐性得点と読書習慣の有無及び読書の充実度との関連を検討したが、有意な結果は見られなかった。読書量が少ない人の中にもストレス耐性が高い人と低い人が見受けられた。以上の結果から、読書習慣の有無及び読書活動の充実度合いは、ストレス耐性とは関係性がないことが分かった。

【作業仮説③】について、読んだ本のジャンル別にストレス耐性得点との関連を検討したところ、ストレス耐性に影響を及ぼす本のジャンルがあることが分かった。しかし、なぜこ

のような結果が出たのか、本のジャンルとストレス耐性度との間に影響をおよぼす要素があるのかまでは、本調査からはわからないため、新たに検討する余地がある。

今後の課題としては、若者の中に、現在も子どものころも読書をしている人が少なかったため、このような読書量に関する調査を行う際には、サンプルにおける読書をしている人の割合が高くなるような工夫をすることが必要である。なお、今回のサンプルには含まれていなかったが、平山（2015）の研究により、大学生の読書時間帯は、ゆっくりとできる「ゆとり時間」とちょっとした「すきま時間」に大別されることが明らかになっている。また、平山（2015）は、大学生の場合、経済状況の悪化により自由時間が減少し、読書時間もおのずと減少することが考えられるため、「可処分」時間の量や過ごし方も捉えていく必要性を唱えている。そのほか、携帯電話やパソコンの使用時間の増加にも注目する必要があることが述べられている。このことは、大学生のみならず、本調査の対象となった世代にも適用できる点ではないかと考えられる。

また、ストレス耐性度チェックに関しては、本来は英語の質問項目だったものを、こちらで回答しやすい文言に変更している。例えば、もともと「Answer the letter soon」とあったものを「手紙の返事をすぐ書く」→「連絡が来たらすぐに返信する」のように変更してある。そのため、本来の調査とは違った得点の出方になってしまった可能性も考えられる。

今後、ストレスに対処する力をつけるためには、どのような手法があるのか、選考研究の分析とともに、検討の余地がある。厚生労働省（2019）によると、強いストレスとなっていると感じる事柄がある労働者について、その内容として「仕事の質・量」を応える人が最も多く、次いで「仕事の失敗、責任の発生等」「対人関係（セクハラ・パワハラを含む）」が多くなっている。今回行った調査では、読書という個人的な取り組みに着目したものであったが、こうしたストレスの原因に対処するためには、周囲のフォローや労働環境の改善が必要となってくるであろう。

[注]

- 1) 質問項目は以下の通り。「1. 冷静な判断ができる」「2. 陽気である」「3. 自分の考えを表現する」「4. 喜びにあふれている」「5. 他人の顔色が気になる」「6. ポジティブに考える」「7. 他人をねたむ」「8. 行動的だ」「9. 他人を非難する」「10. 他人のいいところを見つける」「11. 柔軟性がある」「12. 連絡が来たらすぐに返信する」「13. 気さくだ」「14. 事実を確かめる」「15. 思慮深い」「16. ものごとに感謝できる」「17. 友人が多い」「18. 家族との関係がうまくいっていない」「19. 仕事がきつい」「20. 趣味を持っている」
- 2) 桂ら（1996）は、46点以下はストレス耐性が低い（ストレスに弱い）、47～53点はやや低い、54～69点は普通、70点以上をストレス耐性が高い（ストレスに強い）、としている。グラフ1では、その基準に沿ってこちらで色分けをしている。

[文献]

- 折津雅江・村上正人・桂戴作・野崎貞彦, 1996, 「ストレス耐性度チェックリストの検討 (第1報)」『心身医学』36(6): 489-496.
- 松尾直博, 2001, 「読書の心理的効果に関する研究」『日本教育心理学会総会発表論文集』43(0): 410.
- 濱田秀行・秋田喜代美・藤森裕治・八木雄一郎, 2016, 「子どもの頃の読書が成人の意識・意欲・行動に与える影響-世代間差に注目して-」『読書科学』58(1): 29-39.
- 柴田雅雄・横山威信・坂部創一・山崎秀夫・守田孝恵・張建国, 2010, 「良書の読書と情報系大学生との関係性の研究」『日本社会情報学会学会誌』22(1): 31-41.
- 北上大樹・上東伸洋・坂部創一・山崎秀夫, 2016, 「共感的ネット利用と心理的レジリエンスとの関係性」『2016年社会情報学会(SSI)学会大会 研究発表論文集』.
- Josie,B. (2015). *Reading Between the Lines : the Benefits of Reading for Pleasure*.
- 文化庁, 2019, 『平成30年度『国語に関する世論調査』の結果について』, 文化庁ホームページ, (2019年1月10日取得, https://www.bunka.go.jp/tokei_hakusho_shuppan/tokeichosa/kokugo_yoronchosa/pdf/r1393038_02.pdf) .
- 厚生労働省, 2013, 『平成24年 労働者健康状況調査』
(2019年1月29日取得, https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/h24-46-50_05.pdf) .
- 平山祐一郎, 2015, 「大学生の読書の変化—2006年調査と2012年調査の比較より—」『読書科学』56(2): 55-64.
- 厚生労働省, 2019, 『平成30年 労働安全衛生調査』(2019年1月30日取得, https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/h30-46-50_gaikyo.pdf) .

金融教育が金融リテラシーに与える影響

佐久間悠大・石山圭亮

(東北大学教育学部)

1 研究の背景と目的

1.1 研究の背景

金融庁（2019）によると老後生活を不安なものとして認知させてしまっている主な要因がお金であると内閣府の実施した世論調査からまとめている。その上で、同様に金融庁（2019）が老後の生活を営んでいくにあたって、これまで形成してきた資産が尽きるまでの期間である資産寿命を延ばすために必要なことを尋ねたものを分析したところ、資産形成の必要性を感じているものの実際に行動していない人が多い傾向があることがわかっている。

みずほ総合研究所（2018）によると退職給付の平均支給額が減少していることが報告されており、現役世代から高齢期に必要な資金と収入の見込みを把握し、退職後に必要な資金の概算を理解していく必要性について言及されている。

金融庁（2019）によると年金に対する考え方について「日常生活費程度もまかなうのが難しい」と回答した世帯は47.3%と前回の41.8%より増加している。そして、老後の生活に不安を抱えている理由として「年金や保険が十分ではないから」が73.3%、「十分な金融資産がないから」は69.7%となっている。ここから老後の生活に困窮する。また不安を抱えているが行動できない・していない人は一定の割合で存在していることが推測される。

なぜ人々は資産形成・運用をしないだろうか。金融庁（2016）によると有価証券投資は必要だが、保有経験がない理由としてまとまった資金がないからと回答した人の割合が73.2%となっている。2位の投資の知識がないからと回答した人の割合が47.1%であり、これと比較しても大差をつけて資産運用に手を出さない理由となっている。

金融庁（2019）によると「人生100年」時代に、95歳まで生きるには夫婦で約2000万円の金融資産の取り崩しが必要になると指摘されている。以上のことを踏まえると高齢期に向けて資産運用の必要性は高まるはずであるのに人々の資産運用に対する意識が低い状況が確認できる。そして、資産運用を行う元手となる資金が手元がないことが資産形成・運用を行うことを阻んでいる原因であると推測できる。このことから一般家庭でも容易に早期に実践できる金融教育の発見が求められている。

1.2 研究の目的・意義

金融教育、そして金融リテラシーという概念は多岐にわたるものである。金融広報委員

会（2017）によると金融教育の具体的な教育内容として、①生活設計・家計管理に関する分野②金融や経済の仕組みに関する分野③消費生活・金融トラブル防止に関する分野④キャリア教育に関する分野の4つが挙げられている。どの分野の金融教育がどの金融リテラシーを向上させるのかを明確にすることは金融教育をより効果的に行うために必要な施策であることが推測できる。そのために本稿では生活で行うことができる金融教育を明確にしたいことからこの分野でいえば①に着目する。また、金融リテラシーも金融教育と同様なことが言及できることから定義を明確にする。そこで、今回は金融経済教育推進会議（2016）が提示している「最低限身に付けるべき金融リテラシー」の内容である「家計管理」、「生活設計」、「金融知識及び金融経済事情の理解と適切な金融商品の利用選択」および「外部の知見の適切な活用」の4分野を金融リテラシーと定義する。多くの金融リテラシーの定義がある中、本稿でこの金融リテラシーの定義に着目する理由としては国民一人ひとりのより自立的で安心かつ豊かな生活を実現することを目的としてこの金融リテラシーが作られたことが挙げられる。

本稿では金融リテラシーを日常生活で役に立つ能力・行為という視点から定義を行い、それらに効果的かつ日常生活で実践できる金融教育の特定を図ることを目的とする。金融リテラシー向上に寄与する金融教育を特定できることによって資産運用の元手となる資金を貯蓄する能力を向上させるアプローチが特定でき、資産運用をしたい時に元手がなくて出来ないというケースを防ぐことができる。また、今回扱う金融教育によって金融資産への興味が高まることが示されれば資産運用を実際に行う人を増加させる一助になる可能性がある。

2 先行研究の整理と本稿の課題

身近な金融教育と金融リテラシーの関係性について言及されている論文は管見の限りそこまで多くはなかった。そこで金融教育を広範に捉えるといくつか先行研究がなされていることが判明した。金融リテラシーの高低が行動に与える影響については家森信善・上山仁恵(2015)が明らかにしている。彼らは金融リテラシーの高低が住宅ローンの選択行動に好ましい影響をしていることを明らかにした。また、浅井義裕(2016)によると両親の職業は、子供である大学生の金融教育の水準に有意に影響は与えていないことや「自分が育った世帯の所得を知っている」と回答した大学生ほど、金融知識の水準が高いことがわかっている。

そして、末廣徹他(2018)によると金融リテラシー調査（金融中央広報委員会）において「大卒」以上でかつ「大学・勤務先」もしくは「家庭」で金融教育を受けた経験が高い効果に影響を及ぼしたことがわかっている。また、分野別の金融リテラシー調査の結果を確認すると「家計管理」や「金融取引の基本」「ローン・クレジット」など、生活に密着した項目において家庭での経験が結果に反映されるということがわかっている。

教育が行われる時期についても研究がなされている。一般的な教育についての言及には

なるが中室牧子(2015)によると、教育の効果は一般的に早い方が高くなることがわかっている。金融教育に関しても同様にして費用対効果の観点から早期の教育効果が効率的なものであると言及できるだろう。

以上の先行研究にも課題は残されている。家庭での金融教育が当人の金融リテラシーに影響することは示されているが、具体的に家庭でのどのような取り組みが金融リテラシー向上に寄与しているのかについてわかっていないこと。金融リテラシーを向上するための一般家庭で実践や意識を特定しない限り、問題を意図的に解決することができなくなってしまう。また、早期な金融教育が効果的なことはわかっているが具体的に早期とはどの時期を指しているかはわかっていない。

金融経済教育推進会議(2016)は「学校における金融教育の年齢層別目標」を提示している。これは「小学校低学年」「小学校中学年」「小学校高学年」「中学校」「高校」で最低限身に付けるべき金融リテラシーを具体的に記したものになっている。生活設計・家計管理に関する分野における小学校低学年の目標に「こづかいの使い方を通して計画的に買い物をすることの大切さに気付く」と掲げられていた(金融経済教育推進会議 2016)ことに発想を得て、家庭での金融教育かつ早期に実践される可能性がある小学生時代の定期的なお小遣い支給に着目する。

また、金融リテラシーに関して先行研究では金融知識の高低を金融リテラシーと定義しているものが多かった。しかし、本稿では資産運用の元手となる資金がないことが資産運用を行う人が増えない原因であると考えていること、金融教育が日常生活の中で実践されている行為にいかなる影響を与えているかを調査したいこと、この側面から直接的な金融知識を金融リテラシーと定義しない。より生活に直結する行動や意識を金融リテラシーと定義とした方が生活実践に直結した知見が獲得できると考えたからである。そして、今回定義した金融リテラシー4分野のうち「外部の知見の適切な活用」に関しては先行研究でも問われている金融知識に関する項目であると判断し、本稿では取り扱わない。それも踏まえながら今回の研究テーマに適した形で金融リテラシーを要素分解すると、今回この論文で扱う金融リテラシーは(i)貯蓄する力、(ii)それを無駄遣いしない力、(iii)金融資産への興味の三つとなる。

3 仮説

以上の議論を踏まえ、以下に検証する仮説を示す。

【仮説①】「小学生時代の家庭での定期的なお小遣い支給によって将来の計画的にお金を使う能力が向上する」

【仮説②】「小学生時代の家庭での定期的なお小遣い支給によって将来の貯蓄する能力が向上する」

【仮説③】「小学生時代の家庭での定期的なお小遣い支給によって将来の金融資産への興味

が向上する」

4 使用データと変数

使用データと本稿の分析で使用するデータは、2019年8月1日から9月4日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39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273で、回収率は91%であった。また、本稿で主に使用する変数は「女性ダミー」「最終学歴ダミー(①高等学校ダミー②大学・大学院ダミー)」「小学生時代のお小遣い形態ダミー」「衝動買いしづらさ」「金融資産への興味」「毎月の平均貯蓄割合」「ストレス耐性得点」である。詳しい変数説明は以下の表にまとめて記載する。変数作成に際して、「その他」や度数が極端に少なくなっているものに関して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
女性ダミー	男性を0, 女性を1とした。
大学・大学院ダミー	「あなたの実際の最終学歴(すでに卒業された場合)や卒業する予定の最終学歴は何ですか。当てはまるものを1つ選び、○をつけてください。」という質問に対して、「大学」「大学院」と回答した人を1とし、それ以外を0とした。
高等学校ダミー	「あなたの実際の最終学歴(すでに卒業された場合)や卒業する予定の最終学歴は何ですか。当てはまるものを1つ選び、○をつけてください。」という質問に対して、「高等学校」と回答した人を1とし、それ以外を0とした。
小学生時代のお小遣い形態ダミー	「小学生時代,どのような形態でお小遣いをもらっていましたか。」という質問に対して,以下の5つの選択肢を用意し,このうち当てはまるものすべてに回答してもらった。各々の質問に対してそのお小遣いのもらい方を経験している人を1とし,それ以外を0とした。 これ以降,以下の選択肢の番号に対応させて,「小学校時代のお小遣い形態①ダミー」「小学校時代のお小遣い形態②ダミー」「小学校時代のお小遣い形態③ダミー」「小学校時代のお小遣い形態④ダミー」「小学校時代のお小遣い形態⑤ダミー」と設定する。 ① 定期的に(週や月ごとに)支給されていた。 ② 必要な金額を都度,親に頼んで支給してもらっていた。

	<p>③ 年に数回，一度に多額の支給を受けた。（お年玉など）</p> <p>④ お手伝いなど家庭内労働の対価として支給されていた。</p> <p>⑤ お小遣い制ではなかった。</p>
衝動買いしづらさ	「過去一か月間で後悔した衝動買いはどれくらいの頻度でありましたか。」という質問に対して，頻度を1から5段階で設定し，そのうちから1つを選択してもらった。その後，値が大きければ大きい程自制心があるように設定した。
金融資産への興味	「あなたは，銀行の普通預金（貯金）・定期預金（貯金）以外の金融資産（株式投資やFX 投資など）に興味がありますか」という質問に対して，値が大きいか程興味があるように設定し，1から5段階のうち1つを回答してもらった。
毎月の平均貯蓄割合	「毎月，平均して収入の何割を実際に貯蓄に回していますか」という質問に対して，0から10段階で1つを選択してもらった。
ストレス耐性得点	普段の生活における行動や態度に関する20の質問（ストレス耐性度チェックリスト）を設定し，各項目が普段の自分にどの程度あてはまるかを4段階から選んでもらった。それぞれに1～4の得点をつけ，その合計値をストレス耐性得点とする。（一部，得点を逆転させる項目あり。）46点以下は低い，47～53はやや低い，54～69点は普通，70点以上を高いとする。

表2 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
女性ダミー	272	0	1	0.5037	0.50091
大学・大学院ダミー	270	0	1	0.34	0.475
高等学校ダミー	270	0	1	0.24	0.431
小学生時代のお小遣い形態①ダミー	267	0	1	0.7978	0.40243
小学生時代のお小遣い形態②ダミー	261	0	1	0.5134	0.50078
小学生時代のお小遣い形態③ダミー	257	0	1	0.7899	0.40819
小学生時代のお小遣い形態④ダミー	257	0	1	0.4280	0.49576
小学校時代のお小遣い形態⑤ダミー	256	0	1	0.3906	0.48885

衝動買いのしづらさ	269	1	5	3.8327	1.24809
金融資産への興味	273	1	5	3.71	1.394
毎月の平均貯蓄割合	272	0	10	2.30	1.973
ストレス耐性得点	272	35	73	55.00	7.249

5 分析結果

5.1 単回帰分析を用いた検証

独立変数を「小学校時代のお小遣い形態①ダミー（定期的な支給）」とし、従属変数を金融リテラシー（i）～（iii）とするそれぞれの場合において単回帰分析を行った。

（i）は衝動買いしづらさ、（ii）は毎月の平均貯蓄割合、（iii）は金融資産への興味を表す。結果は以下の表3、4のとおりである。（i）に関しては統計的に有意な結果は得られなかった。（ii）では5%水準で有意となり、お小遣いの定期的な支給と現在の平均貯蓄割合には関連があると言える。決定係数は0.021であり、毎月の平均貯蓄割合のうち約2%は定期的なお小遣いの支給によって説明できる。（iii）では1%水準で有意であり、お小遣いの定期的な支給と金融資産への興味には関連があると言える。決定係数は0.073であり、金融資産への興味のうち約7%はお小遣いの定期的な支給によって説明できる。これらと同様に中学時代のお小遣いのもらいかたについても分析を行ったが、結果は小学校の場合とほぼ変わらなかったためここでは省略する。以上より、仮説①についてはそもそも有意な結果が得られず、仮説②および③については独立変数と従属変数との間に関連があり、なかでも③において独立変数の効果が多少ではあるが大きかった。

表3 仮説②単回帰分析 従属変数：毎月の平均貯蓄割合

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	.467	.050	
小学校時代のお小遣い形態①ダミー	.044	.019	.144**
R ² 乗		.021	
調整済みR ² 乗		.017	
F		5.252	
N		250	

**p<.05

表 4 仮説③単回帰分析 従属変数：金融資産への興味

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	.096	.127	
小学校時代のお小遣い形態①ダミー	.108	.172	.270***
R ² 乗		.073	
調整済みR ² 乗		.069	
F		19.407	
N		249	

***p<.01

小，中学校時代のお小遣い形態が金融リテラシーの一部に影響することがわかった。中でも定期的なお小遣いの支給による効果が大きかったのは金融資産への興味である。そこで，仮説③について追加分析を行い，金融資産への興味に影響する他の変数がないかどうか探る。

5.2 仮説③に関する追加分析の概要

ここまではお小遣いの支給のされ方が金融リテラシーに影響をあたえるのかを単回帰分析を用いて検証してきた。追加分析では，お小遣いの形態以外に本人の金融資産への興味を向上させる要因が存在するか検証する。ここでは特に本人の最終学歴に着目し，「金融資産への興味」と1%水準で有意に相関関係を示した3つの変数を独立変数とする重回帰分析を行う。3つの変数は，「女性ダミー」「大学・大学院ダミー」「ストレス耐性得点」である。以下の表5にて，これらの変数間の相関関係を示す。

表 5 変数間の相関関係

	女性ダミー	大学・大学院ダミー	ストレス耐性得点	金融資産への興味
女性ダミー				
大学・大学院ダミー	-.099			
ストレス耐性得点	-.035	-.097		
金融資産への興味	-.236***	.195***	.166***	

***p<.01

5.3 追加分析結果

追加分析1として，独立変数を「女性ダミー」「大学・大学院ダミー」「ストレス耐性得点」「小学校時代のお小遣い形態①ダミー（定期的な支給の有無）」とし，従属変数を「金融資産への興味」として重回帰分析を行った。結果，1%水準で有意となり，4つの独立変数と金融資産への興味との間には関連があるといえる。決定係数0.156より，金融資産への興味の約16%が独立変数によって説明される。独立変数に「高校ダミー」を加えて重回

帰分析を行ったが、統計的に有意な結果とはならなかった。以下の表6に結果を示す。

表6 追加分析1結果 従属変数：金融資産への興味

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	1.445	.688	
女性ダミー	-.647	.158	-.245***
大学・大学院ダミー	.400	.168	.144**
ストレス耐性得点	.041	.012	.206***
小学校時代のお小遣い形態①ダミー	.488	.159	.169***
R ² 乗		.156	
調整済みR ² 乗		.141	
F		10.920	
N		242	

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

次に追加分析2として、独立変数から大学・大学院ダミーを除き、最終学歴が大学・大学院の調査対象者のみを抽出して重回帰分析を行った。結果は以下の表のとおりである。1%水準で有意となり、3つの独立変数と金融資産への興味には関連があると言える。決定係数0.255より、従属変数のうち約26%が3つの独立変数によって説明される。以上より、最終学歴が大学・大学院の人に絞った場合でも定期的なお小遣いの支給は金融資産への興味に対して正の効果を持つ。同じ要領で最終学歴が高等学校の人を対象に重回帰分析を行ったが、統計的に有意な値とはならなかった。

表7 追加分析2結果 従属変数：金融資産への興味（最終学歴大卒以上）

	非標準化係数	標準誤差	標準化係数
定数	1.079	.962	
小学校時代のお小遣い形態①ダミー	.602	.207	.302***
女性ダミー	-.637	.207	-.309***
ストレス耐性得点	.054	.017	.327***
R ² 乗		.255	
調整済みR ² 乗		.255	
F		8.549	
N		79	

***p<.01

6 知見と含意

ここでは分析結果を受けて明らかになったことをまとめ、それについて考察を行う。仮説①について有意な結果が得られなかったことから、小中学校時代に家庭で定期的にお小遣いを支給されることは、本人の計画的にお金を使う能力の向上に寄与しないことが明らかとなった。仮説②および③について単回帰分析から微々たる正の効果が確認できたことから、小中学校時代に定期的にお小遣いを支給されることは毎月の貯蓄割合の増加、および金融資産への興味の向上にわずかに寄与することがわかった。しかし本人の最終学歴と金融資産への興味に着目してみると、最終学歴が高校の調査対象者においては定期的なお小遣い支給が金融資産への興味向上に寄与しておらず、大学・大学院の調査対象者においては寄与していた。定期的に支給されていたという同一の条件下でも他の要因によって金融資産への興味が向上しない場合があるのだ。具体的には、支給されたお小遣いの用途の制限や使用頻度のルールなど、家庭による細かな条件の違いがあることが例として考えられる。つまり、金融資産への興味を向上させ、ひいては金融リテラシー全体の向上を図るためには、単に定期的にお小遣いを支給するだけではなくもうひと工夫凝らすと良い可能性があるということだ。こうすることで金融リテラシーを向上させ、将来的に資産運用に必要となる元手の確保につなげることができるだろう。

7 本稿の限界と今後の課題

本稿では資産運用に必要となるであろう能力を金融リテラシーとし、これを貯蓄能力・衝動買いをしない自制心・金融資産への興味の3つの要素に分解できると考えた。そして小中学校時代に定期的にお小遣いを支給されることが本人のこれらの能力向上に寄与するのかを検証した。分析結果よりこの独立変数が本人の金融資産への興味を向上させることがわかったが、調査対象者の最終学歴に着目し大学・大学院の人と高等学校の人に分けてみると、大学・大学院の人ではこの効果が支持され高校の人では支持されなかった。このことから、単に定期的にお小遣いを支給すればよいのではなく、家庭の状況に応じて工夫を凝らす必要があると考えられる。ここでどのような工夫を施せばよいのか、そしてその工夫によって金融リテラシーのどの能力の向上につながるのかは明らかになっていない。また、本稿では金融教育の一例としてお小遣いの支給に着目したが、金融教育という枠組みにとらわれない家庭での何気ない取り組みや雰囲気は本人の金融リテラシーに影響した可能性があるという点、ならびに、なぜ最終学歴が大学・大学院の人では効果があり高等学校の人では効果がなかったのかについては、未だ検討の余地がある。

〔文献〕

- 家森信善・上山仁恵，2015，「金融リテラシーと住宅ローンの比較行動」
『RIEB DISCUSSION PAPER』J04：1-36
- 浅井 義裕，2016，「大学生の金融リテラシーと金融教育」『ゆうちょ資産研究：研究助成
論文集』23：1-28
- 末廣徹・武田浩一・神津多可思・竹村敏彦，2018，「金融教育の経験と教育水準が金融リテ
ラシーに与える影響」『ICES DISCUSSION PAPER』J-001：1-10
- 中室牧子，2015，『「学力」の経済学』ディスカヴァー・トゥエンティワン
- 金融庁，2019，『金融審議会 市場ワーキング・グループ報告書「高齢社会における資産
形成・管理」』（2019年1月27日取得，
https://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/tosin/20190603/01.pdf)
- みずほ総合研究所，2018，「みずほインサイト 退職給付の実施企業割合が上昇-退職給付
の平均支給額は減少」（2019年1月27日取得，[https://www.mizuho-ri.co.jp/public
ation/research/pdf/insight/pl181101.pdf](https://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/insight/pl181101.pdf))
- 金融広報委員会，2019，「知るぼると 家計の金融行動に関する世論調査 [二人以上世帯
調査] 令和元年調査結果」（2019年1月27日取得，[https://www.shiruporuto.jp/pu
blic/data/movie/yoron/futari/2019/pdf/yoronf19.pdf](https://www.shiruporuto.jp/public/data/movie/yoron/futari/2019/pdf/yoronf19.pdf))
- 金融庁，2016，「国民のNISAの利用状況等に関するアンケート調査」（2019年1月27日
取得，<https://www.fsa.go.jp/common/about/research/20161021-1.html>)
- 金融経済教育推進会議，2016，『金融リテラシー・マップ「最低限身に付けるべき金融
（お金のリテラシー知識・判断力）」の項目別・年齢層別スタンダード』（2019年1月
27日取得，[https://www.shiruporuto.jp/public/document/container/literacy/pdf/
map.pdf](https://www.shiruporuto.jp/public/document/container/literacy/pdf/map.pdf))
- 金融広報委員会，2017，「金融教育研究校，金銭教育研究校のしおり」（2019年1月27日
取得，[https://www.shiruporuto.jp/education/about/container/gaiyo/pdf/kenkyuk
ou_shiori.pdf](https://www.shiruporuto.jp/education/about/container/gaiyo/pdf/kenkyukou_shiori.pdf))

学生時代の接客アルバイトとソーシャルスキルについて

笹井李紗・沢口真子
(東北大学教育学部)

1. 研究の背景と目的

本稿のテーマは「接客アルバイトとコミュニケーションスキルについて」である。はじめにコミュニケーションスキルは 21 世紀の労働者に求められる能力として注目されている。たとえば、経済産業省が 2006 年から提唱している「社会人基礎力」においては、多様な人びとと協働する力が三大要素の一つに挙げられ、「発信力：自分の意見を分かりやすく伝える力」、「傾聴力：相手の意見を丁寧に聞く力」、「柔軟性：意見の違いや立場の違いを理解する力」といったコミュニケーションの力によってチームワークがうまく機能するとされている（河合塾・経済産業省 2010）。さらに日本経済団体連合会が会員企業を対象に実施している「新卒採用に関するアンケート調査」を見ると、採用選考時に重視する要素として「コミュニケーション能力」が 15 年連続で第 1 位となっており、2017 年度は 82.0% の企業が重視すると回答している。新卒採用時にこれらの能力が重要視されることから、社会に出て働く一歩手前の時点までに備えておくことが社会的に要請されていることがわかる。

また近年の大学生は青年期後期にふさわしい精神的・行動的発達レベルに達していないとされ（桐山 2008）、自己肯定感の低さやコミュニケーション能力の未熟さ、対人緊張からくる疲労感や抑うつ感などネガティブな問題が増加している傾向がみられる（都留 1994）。社会人を対象とした意識調査によると、「クラブ・サークル」や「アルバイト」の集団での体験が「大学の授業」よりも自分にとってプラスに作用することを明らかにしており、これらの体験学習を通じて得られる効果の一つとしては、建設的な対人関係を形成するために必要とされるソーシャルスキル能力の向上があげられる（新井 2010）。

そこで本稿では、学生時代の経験の中でも最初の就業体験となることが多いアルバイト経験に焦点を当てて、アルバイトの経験がコミュニケーションスキル（ソーシャルスキル）向上に何らかの影響を与えるのではないかと考える。アルバイト経験、特にどの業種のアルバイト経験がソーシャルスキル向上に効果的に働くかが分かれば、それらをスキル改善の手段とすることができると考えられる。

なお、ソーシャルスキルの定義としては対人関係を円滑にするための技能であり、相手から肯定的な反応をもらい、否定的な反応を避けるための技能とする（菊池 1998 : 2007）。

2. 先行研究の整理と本稿の課題

2.1 先行研究の整理

アルバイトとソーシャルスキルの関係について調査している論文は既にいくつか存在している。塩谷 (2019) は、サークルや部活動は大学生どうしで行われることが一般的であり、

年齢を始めとした同質的な集団の中で相互作用が行われる。一方で、アルバイトでは組織の一員としての責任を負いながら、同僚、上司、顧客といった年齢や学歴の異なる多様な人びとのあいだで相互作用が行われるため要求されるソーシャルスキルのレベルが高まることから、アルバイト経験はソーシャルスキルに正の効果を持つと述べている。河村（2012）も同様にアルバイト集団はフォーマルな集団であること、ある程度構成された具体的体験であることからソーシャルスキルの活用頻度が高くなるのではないかと述べている。澤田・久住（2019）は対面コミュニケーション能力（ソーシャルスキル）を高めている背景には、「アルバイト」や「親しい友人が多い」、「ストレス解消法を持っている」、「規則正しい生活」があげられた。特に、この能力を高くする要因として共感性と関わる「喜びの表情」が読み取れるなどのポジティブな要因が挙げられることから、親しい友人が多く、社会性を育むアルバイトやストレス対処をしながら規則正しい生活を送ることで心身の健康度が高くなり、それらがソーシャルスキルを高めていると述べている。

しかしこれらの研究ではアルバイトを業種別に絞ることをしておらず、アルバイトをしているか否かのみで分析をしていたために、具体的にアルバイト経験のどの要因がソーシャルスキルを向上させているのかが推測の域をこえていないという課題がある。もしアルバイトの業種に関わらずどの業種でもソーシャルスキルが向上しているとした場合、すべての業種に関わる因子が原因であると考えられる。またある特定の業種のみがソーシャルスキルに与える影響が大きければ、その業種の特徴が要因であると考えられる。

2. 2 本稿の課題

このように先行研究ではアルバイトを業種別にして調査を行ったものが見られなかった。よって本稿の課題では、学生時代のアルバイト経験の有無と、従事していたアルバイトの業種・期間を回答してもらうことで、より詳細なソーシャルスキルとの関係性を明らかにすることを課題とする。特に、接客アルバイトに従事していた経験のある人に関しては、接客アルバイト未経験者と比較してソーシャルスキルが高い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

以上の議論をふまえて、ここでは検証する仮説について述べる。本稿の問いは、接客アルバイト経験はソーシャルスキル向上に貢献するかということである。私たちはソーシャルスキルを規定するアルバイト因子のうち、「幅広い年代と関わる機会が多いこと」に着目し、多様な顧客と短時間で関わる機会を多く結ぶ「接客アルバイト経験者」は一定のソーシャルスキルを求められる機会が多く、他業種と比較してもフォーマルな経験を多くしているのではないかと考えた。

そこで、仮説として以下の3つを設定した。

仮説1「接客アルバイト経験者はソーシャルスキルが高い」

仮説 2「長期間同じアルバイトに従事し続けた経験がある者はソーシャルスキルが高い」

仮説 3「長期間接客アルバイトに従事した経験がある者はソーシャルスキルが高い」

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、2019年8月1日～9月4日に東北大学教育学部、教育学実習受講者が実施した「若年層のライフスタイルと意識に関する調査」である。調査対象は日本全国の20歳以上40歳未満の男女であり、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273で回収率は91%であった。

本稿で使用する主な変数は「アルバイト経験ダミー」「接客ダミー」「20代ダミー」「30代ダミー」「性別ダミー」「ソーシャルスキル」とする。

「ソーシャルスキル」の測定ではKiSS-18(菊池1998:菊池2007)を使用した。これは対人関係を円滑にするためのスキルの尺度として信頼性・妥当性が確かめられている尺度である。今回は合計18項目のからなる質問項目の総合得点からソーシャルスキルの指標として使用する。詳しい使用変数としては以下の表1にまとめた。

表1 変数作成方法

アルバイト経験の有無	「あなたは学生時代、アルバイトに従事していた経験はありますか」 はい・いいえ はい (=1) といいえ (=0) の2グループに分けアルバイト経験ダミーを作成。
接客業経験の有無	「(上記の質問にはいと答えた人のみ) 従事していたアルバイトの業種・期間をお答えください」 ア接客業 イ家庭教師, 塾講師, 試験監督 ウ事務, データ入力 エ倉庫, 農場, 牧場作業員 オ引っ越し, 運送業 なお, ア～オに当てはまらない場合は自由記述欄を設け, コーディングでは「その他」とした。 また, 従事期間は具体的な数値を回答してもらった。 業種をア. 接客業 (=1) とイ～カ. それ以外 (=0) に分け, 接客業ダミーを作成。
アルバイトの従事期間	従事期間を1か月未満 (=1) 2～5か月 (=2) 6～11か月 (=3) 1年以上 (=4) としてコーディングを行った。
接客業の従事期間	従事期間が半年未満 (=0) と半年以上 (=1) の2グループに分けて短期接客ダミーと長期接客ダミーを作成。

年代	20代 (=1) と 30代 (=0) と分類して 20代ダミーと 30代ダミーを作成.
性別	男子 (=1) と女子 (=0) と分類して性別ダミーを作成.
ソーシャルスキル	KiSS-18 より 18 項目を問い, 総合得点をソーシャルスキルとする.

5. 分析結果

5.1 記述統計

まず, ソーシャルスキルの測定尺度である Kiss-18 について因子分析を行った. その結果は以下の表 2 にまとめた. 固有値は第 1 因子から第 2 因子にかけて大きく減少していた. クロンバッハの α 係数は 0.89 を示しており, 信頼性の高い尺度であることが確認された. 今回の調査では, Kiss-18 の合計得点をソーシャルスキルの指標として用いる.

	第一因子 [↵]
1 他人と話していて、あまり会話が途切れないほうですか	0.65 [↵]
2 他人にやってもらいたいことをうまく指示することができますか	0.66 [↵]
3 他人が助けることを、上手にやれますか	0.68 [↵]
4 相手が怒っているときに、うまくなだめることができますか	0.24 [↵]
5 知らない人とでもすぐに会話が始められますか	0.67 [↵]
6 周りの人たちとの間でトラブルが起きてもそれを上手に処理できますか	0.69 [↵]
7 怖さや恐ろしさを感じた時に、それをうまく処理できますか	0.57 [↵]
8 気まずいことがあった相手と、上手に和解できますか	0.29 [↵]
9 仕事をするとときに、何をどうやったらいいか決められますか	0.63 [↵]
10 他人が話しているところに気軽に参加できますか	0.69 [↵]
11 相手から非難されたときにもそれをうまく片付けることができますか	0.68 [↵]
12 仕事の上でどこに問題があるのかすぐにみつけることができますか	0.63 [↵]
13 自分の感情や気持ちを素直に表現できますか	0.47 [↵]
14 あちこちから矛盾した話が伝わってきてもうまく処理できますか	0.49 [↵]
15 初対面の人に自己紹介が上手にできますか	0.66 [↵]
16 何か失敗したときに、すぐに謝ることができますか	0.41 [↵]
17 違った考えを持つ人とも、うまくやطيعける	0.46 [↵]
18 仕事の目標を立てるのにあまり困難を感じないほうですか	0.63 [↵]
因子寄与	2.86 [↵]
寄与率	15.9 [↵]

主因子法、バリマックス回転による。[↵]

また、分析に使用した変数の記述統計は以下の表3の通りである。

表3 記述統計

変数名	度数	最大値	最小値	平均値	標準偏差
ソーシャルスキル	266	85	21	56.54	11.129
バイト有無ダミー	273	1	0	0.9	0.305
接客業ダミー	271	1	0	0.78	0.414
性別ダミー	273	1	0	0.5	0.501
年齢	273	39	20	31.44	5.162

5. 1 仮説の検証

仮説「接客アルバイト経験者はソーシャルスキルが高い」を検証するために、段階を踏んだ分析をしていく。まず仮説1「接客アルバイト経験者はソーシャルスキルが高い」を分析し、さらに踏み込んで仮説2「長期間同じアルバイトに従事し続けた経験がある者はソーシャルスキルが高い」、仮説3「長期間接客アルバイトに従事した経験がある者はソーシャルスキルが高い」を平均の差の検定（T検定）を用いて検証していく。

まずアルバイト経験がある人の中から、接客業経験の有無とソーシャルスキルの関係性を検証する。結果は表4の通りである。有意水準1%で接客アルバイト経験の有無がソーシャルスキルに効果を持つ。

表4 接客業経験とソーシャルスキルの平均の差の検定結果

	接客業	接客業以外
平均	57.65	52.66
標準偏差	10.45	12.583
観測数	207	57
自由度	264	
t	3.084	
有意確率（両側）	0.002	

さらに、アルバイト経験がある人の中から、経験したアルバイトの勤務期間の長さでソーシャルスキルの関係性を検証する。結果は表5の通りである。有意水準1%でアルバイト期間はソーシャルスキルに有意な効果をもつ。なお、長期短期の基準を「6ヶ月」としているが、これは有給休暇が発生する従事期間が6ヶ月であることに寄る。

表 5 アルバイト勤務期間とソーシャルスキルの平均の差の検定結果

	長期（半年以上）	短期（半年未満）
平均	57.56	53.51
標準偏差	10.608	10.134
観測数	199	67
自由度	264	
t	2.608	
有意確率（両側）	0.01	

最後に、接客業経験者の中から、接客業に長く従事した経験がある人とそれに該当しない人とを分け、ソーシャルスキルの関係性を検証する。これから有意水準1%で接客業に長期間勤めていた者はそうでない者との間にはソーシャルスキルに有意な差が見られることが確認された。結果は表6の通りである。

表 6 接客業従事期間とソーシャルスキルの平均の差の検定結果

	長期接客業経験	該当しない
平均	57.94	53.72
標準偏差	10.352	12.132
観測数	178	88
自由度	264	
t	2.954	
有意確率（両側）	0.003	

以上の結果より、接客アルバイト業に勤めることはソーシャルスキルに何らかの影響を与えることが分かった。これをより詳細に分析するため、ソーシャルスキルを従属変数とし、「接客アルバイト経験」を独立変数とした重回帰分析を行った。結果は以下の表7の通りである。分析結果より、「接客業経験」、「性別」、「年齢」を独立変数としたとき、モデルの説明力が最も高かった。

表 7 重回帰分析の結果

従属変数：ソーシャルスキル	回帰係数 β	
(定数)	2.817	
接客業経験	1.644*	0.193
性別	1.379	0.133
年齢	1.403**	0.166
R2乗値	0.071	
調整済みR2乗値	0.06	
モデルのF検定	***	
N	267	

* $p < 0.05$ ** $p < 0.1$ *** $p < 0.001$

6. まとめと今後の課題

分析結果から、「接客アルバイト」と「ソーシャルスキル」には関連が見られた。しかし、重回帰分析の結果より、「性別」、「年齢」、「接客業経験」をすべて合わせてもソーシャルスキルの結果を約7%しか説明しないことが分かる。T検定の結果から、接客アルバイトを経験することはソーシャルスキルに有意な影響を与えることから、高いソーシャルスキルが労働市場で求められている現代において、アルバイトは社会人になる前の貴重なスキル磨きの手段となり得ることが判明した。重回帰分析を行った調査の結果、有意な結果が見られなかったことに関しては、調査対象者が学生を除いた20代、30代と社会人としての経験を積んだ者が多かったため、学生時代のアルバイト経験より社会に出てからの労働経験の方がソーシャルスキルを上昇させることに寄与したためではないかと考えられる。接客業経験とソーシャルスキル向上の因果関係を明らかにするためには、調査対象を新卒者に絞るなどの工夫が求められる。

また、アルバイトとソーシャルスキルの関係について、2つの解釈ができる。1つはアルバイトがソーシャルスキルを高めるという解釈、もう1つはソーシャルスキルが元々高い学生が接客アルバイトを選択し、従事するというものである。

前者の解釈を支持する研究として、小幡（2011）より、「部活動経験の有無によってソーシャルスキル自己評定尺度の値に違いは見られなかった」のに対し、「アルバイト経験の違いによる比較では、因子の主効果及び交互作用は有意で、アルバイト経験の主効果に有意傾向が見られた」という知見がある。また小幡（2011）は、「単純主効果検定の結果、『主張性』『記号化』において、接客業経験者は、アルバイト経験なしの者よりも評価が有意に高かった。また、『関係開始』『解読』において、接客業経験者の方が、アルバイト経験なしの者よりも評価が高いという傾向が示された」としており、アルバイトの中でも接客業経験が特にソーシャルスキルに与えるポジティブな影響を積極的に肯定している。

一方で後者の解釈を支持する研究として、樋口（2007）は、「アルバイトも有意な正の相関を持っていることに関しては、大学への適応には、環境への適応力が関係しており、適応力の高い学生は、他の場面でも適応できるということを示しているのではないだろうか」として、ソーシャルスキルを高めている要因を「環境への適応力」とし、それを通じてアルバイトとソーシャルスキルにも相関関係が見出されるとの見解を示している。

どちらの研究も大学在学中の学生にとって、アルバイトはソーシャルスキル向上にとって大きな意味を持つことを表している。アルバイト経験がソーシャルスキルを高める手段であることを検証するためにはアルバイトを経験する前後の学生のソーシャルスキルを追跡して測定し、その結果を比較することが求められる。

なお今回の調査では業種のみを質問項目としたが、より詳細な職場環境を尋ねることによって独立変数を増やし、どういった要素がソーシャルスキルを高めるのか検証すべきであった。

今後、ソーシャルスキルが労働市場で重視されるにつれて、ソーシャルスキルを向上させる取り組みはより必要とされるだろう。ソーシャルスキルがどういった要素によって向上するのかといった分析は社会的に需要があるものである。

〔文献〕

樋口康彦，2007「大学生の適応に影響を与える要因に関する考察」国際教養学部紀要，第3巻，pp102.

井芹まい・河村茂雄，2012「大学生のサークル・アルバイト集団における活動がソーシャルスキル活用に与える影響について」教心第54回総会

小幡直弘，2011，「部活動経験・アルバイト経験がコミュニケーション能力に及ぼす影響」北海道大学大学院文学研究科。（2020年1月30日取得，<https://psych.or.jp/meeting/proceedings/76/contents/pdf/1AMB18.pdf>）.

塩谷芳也，2019「大学生のソーシャルスキルに対する出身改装と学生生活の効果」京都産業大学論集，社会科学系列第36号

澤田幸子・久住武，2019「大学生の対面コミュニケーション能力に影響を及ぼす要因」心理健康科学15巻1号，pp13-23.

仕事へのこだわりと職務満足度の関連

相原早貴・田村奏恵・三藤航太

(東北大学教育学部)

1 研究の背景と目的

現在の日本は、「少子高齢化に伴う生産年齢人口の減少」「育児や介護との両立など、労働者のニーズの多様化」といった状況に直面している。こうした中、投資やイノベーションによる生産性向上とともに、就業機会の拡大や意欲・能力を存分に発揮できる環境を作ることが重要な課題になっている（厚生労働省 2019）。

2018年に成立した「労働基準法等の一部を改正する法律案」を皮切りに、近年「働き方改革」が推進されている。「働き方改革」は、上記のような課題を解決するため、労働者が個々の事情に応じて多様な働き方を選択できる社会を実現し、一人ひとりがより良い将来の展望を持てるようにすることを目的としている。以上のような社会的背景を踏まえ、労働者が意欲・能力を存分に発揮できる環境作りを目指すにあたって、従業員の職務満足度が重要な指標になると考えられるため、これに着目する。

職務満足度は内閣府(2009)によると、内容・やりがいについて満足しているという回答者は9.1%、どちらかといえば満足しているという回答者は46.3%という結果である。これは約半数は満足しているといえるが、半数は満足していないということになる。労働条件についても同様に、満足しているという回答者は12.5%、どちらかといえば満足しているという回答者は43.6%であった（内閣府 2009）。したがって、労働環境の改善が促されている一方で、満足度は未だ改善の余地があるという現状にある。

本研究では、職務満足度に影響を与える要因について明らかにする。多様な価値観をもって働く人々にとって、満足度に影響を与える要因は異なると考えられる。中でも若年層を対象とすることで、これからの社会を担う世代が重視する要因が明らかになる。

また、仕事へのこだわりと職務満足度の関連を明らかにする。仕事へのこだわりを強く持つ個人ほど、職務への重要性を感じるようになり、不満を感じやすくなるのではないか。

2 先行研究の整理と本稿の課題

職務満足度に関する研究はこれまでもなされてきた。例えば、Herzberg(1966=1968)の二要因理論の流れを汲む研究は、今日にも影響を与えているといえる。二要因理論とは、ある要因が満たされると満足度が上昇するのではなく、満足に関わる要因と不満足に関わる要因はそれぞれ別のものであるという考え方である。

Herzberg(1966=1968)の理論によって、その後の研究において動機づけに焦点が当てられるようになった。Hackman and Oldham(1980)の職務特性理論は、ハーズバーグの動機づけ

要因と類似しており、仕事の特性が個人のモチベーションに繋がると考えた。仕事の特性とは具体的に、技術多様性、自律性、フィードバック、課業の手ごたえ、仕事の有意義性であり、これらが満たされることで、仕事において個人が重視する心理状態を満たし、成果として現れ満足感を得られるという。

Herzberg(1966=1968)やHackman and Oldham(1980)は、日本における職務満足度の研究にも影響を与えてきた。田中規子(2009)は、達成感、職場の満足感、仕事から得られる満足感はどれも職業満足度に正の影響を与えることを明らかにしている。具体的に、達成感とは、仕事の達成感、個人の成長感、能力の発揮を表し、職場の満足感とは、仕事量、職場環境、人間関係を表し、仕事から得られる満足感とは、仕事の裁量性、仕事の内容を表している。いずれの要因も職業満足度に影響していることが明らかである。

また、山本圭三(2010)は、職務における他者との協力、あるいはそれに基づく集団での共同作業やその集団への帰属についての認識も職務満足度に影響を与えることを明らかにした。

職業満足度の規定要因に関する研究は多くなされている一方で、労働者の実態に着目した研究は少ない。仕事の要素(特性)について自分が重要だと考える水準と現実との乖離度が職務満足度に影響を与えていることが確認されている(山本 2018)。職業満足度の規定要因が明らかであっても、個々人によって仕事において重視する観点は異なると考えられる。そのため個人が重視する観点と職場の実態が合致して初めて職業満足度に繋がるのではないかと考えられ、職務満足度について検討する場合には個人の観点を導入する実用があると考えられる。

ここまでの先行研究の検討を踏まえ、本稿では個々人の仕事に関する理想と実態の差に着目し、職業満足度への影響を分析する。

3 仮説の設定

本稿で検証する仮説として以下の4つを設定した。

仮説①「職場環境と満足度に関連がある。」

仮説②「仕事に関する理想と実態に乖離があるほど、職務満足度が低い。」

仮説③「仕事の要素において『地位』『自律』を重視するほど、職務満足度が低い。」

仮説④「仕事の要素において『安定』『両立』を重視するほど、職務満足度が高い。」

4 使用データと使用変数

4.1 使用データ

本稿の分析で使用するデータは、東北大学教育学部が2019年8月1日から9月4日にかけて実施した「若者のライフスタイルと意識に関する調査〈2〉」である。この調査は、日本全国の20歳以上40歳未満の男女(ただし学生は除く)を対象としており、サンプル数

は 300 人、有効回答数は 275 人(回収率 91.7%)であった。

4.2 使用変数

本稿で使用する主な変数は、「重視度」「達成度」「ギャップ」「職場満足度」「総合職務満足度」である。また、その他の統制変数として、「男性ダミー」「正規雇用ダミー」「学歴」「年収」を用いる。「重視度」「達成度」「ギャップ」「職場満足度」「総合職務満足度」は、本稿の仮説検証のために作成した変数である。山本(2018)を参考に測定した。詳しい変数の定義は以下の表 1、2 の通りである。また、他の変数の詳しい作成方法は表 3 の通りである。

表 1 用語の定義と質問内容

設問	用語	定義<質問内容>
a	有意味	自分の仕事にとるに足りないものではなく、むしろ大きな意味をもつこと。〈専門知識や技能を活かせること〉
b	共同	自分以外のメンバーとのありよう。〈職場での人間関係が良好であること〉
c	負荷回避	労働が適性の範囲内に行われ、仕事で過度の負荷を強いられないこと。〈労働時間が適切であること〉
d	安定	経済的な安定(収入, 失業, 福利厚生)。〈経済的に安定していること〉
e	地位	組織における地位(昇進, 責任, 発言力の大きさ)。〈地位が獲得できること〉
f	自律	独立や裁量の余地。〈個人の決定が認められていること〉
g	両立	ワークライフバランス。〈仕事と家庭を両立できること〉

表 2 変数の定義

変数	定義
重視度	働く上で重視することについて、表 1 の 7 つの項目を設け、1=全くそう思わない、2=そう思わない、3=あまりそう思わない、4=ややそう思う、5=そう思う、6=とてもそう思う、の 6 件法でそれぞれ選択したものを得点化した。
達成度	現在の職場に関して、表 1 の 7 つの項目を設け、1=全くそう思わない、2=そう思わない、3=あまりそう思わない、4=ややそう思う、5=そう思う、6=とてもそう思う、の 6 件法でそれぞれ評価したもの。
ギャップ	7 つの項目それぞれの、重視度-達成度の値をとったもの。

職場満足度	現在の職場の満足度を、表1の7つの項目を設け、1=全くそう思わない、2=そう思わない、3=あまりそう思わない、4=ややそう思う、5=そう思う、6=とてもそう思う、の6件法でそれぞれ選択したものを、すべて合計したもの。(クロンバッハの α 係数は $\alpha = 0.815$ より信頼性が十分である。)
職務満足度	現在の職務の総合的な満足度を、1=全く満足していない、2=満足していない、3=あまり満足していない、4=やや満足している、5=満足している、6=とても満足している、の6件法で選択したもの。

表3 その他変数の作成方法

変数	作成方法
男性ダミー	男性を1、女性を0とした。
正規雇用ダミー	Q4「あなたの働き方として最も近いもの」という質問に対し、「経営者・役員」、「常時雇用の一般従業員」、「自営業主・自由業者」と回答したものを1、「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員」「内職」と回答したものを0とした。
大学・大学院ダミー	Q28「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)」「大学院」と回答したものを1、「中学校」「高等学校」「専修学校、各種学校等」「短期大学(高専等を含む)」と回答したものを0とした。

5 分析結果

5.1 記述統計

まず、使用する変数の記述統計量は、以下の表4にまとめた。なお、本稿では現在の職場環境や職務満足度に関する調査であるため、各項目は有職者のデータを採用している。重視度について見ると、安定、両立、共同の順で平均値が高い。これらの項目から、生活の安定のために労働することだけでなく、労働と私生活の両立や職場の人間関係を重視する傾向が分かる。また、地位、自律の項目は他の項目よりも平均値が低く、標準偏差が高い。このことから、他の項目よりも地位や自律に対してこだわりを持つ人と持たない人が存在することが分かる。

達成度について見ると、両立、負荷回避、共同の項目の順で平均値が高く、地位、自律の項目は平均値が低いことが分かる。

ギャップは、重視度-達成度の値であるため、正の値になるほど理想に対して現実が追い付いていないことを示し、負の値になるほど職場の環境が理想以上に整備されていることを示す。また、絶対値が大きいほど理想と現実の乖離があることを示す。それぞれの平

均値を見ると、すべて正の値であることから、理想に現実が追い付かない現状が見られることが分かる。しかし、標準偏差の値から、個人によって散らばりがあることが分かる。

表 4 記述統計量

		N	平均値	標準偏差	中央値	最大値	最小値
重視度	有意味	236	4.16	1.107	4	6	1
	共同	237	5.1	0.96	5	6	1
	負荷回避	237	5.06	1.017	5	6	1
	安定	237	5.16	0.928	5	6	1
	地位	237	3.44	1.162	3	6	1
	自律	237	3.91	1.011	4	6	1
	両立	237	5.15	0.961	5	6	1
達成度	有意味	236	4.09	1.293	4	6	1
	共同	236	4.26	1.233	4	6	1
	負荷回避	236	4.31	1.4	5	6	1
	安定	236	4.05	1.315	4	6	1
	地位	234	3.3	1.122	3	6	1
	自律	236	3.58	1.24	4	6	1
	両立	236	4.43	1.21	5	6	1
ギャップ	有意味	235	0.06	1.235	4	4	-3
	共同	236	0.84	1.333	4	5	-3
	負荷回避	236	0.75	1.542	4	5	-3
	安定	236	1.11	1.395	4	5	-3
	地位	234	0.15	1.396	4	5	-5
	自律	236	0.33	1.265	4	4	-4
	両立	236	0.71	1.296	4	5	-4
職場満足度		234	27.4017	6.12118	28	42	7
職務満足度		236	4	1.112	4	6	1

職場満足度は最小値 7、最大値 42 をとる。合成変数であるため、項目数の 7 で割ると、合計変数の平均値を見ることができる。職場満足度の平均 3.915 と職務満足度を比較すると、わずかに職務満足度の方が高いが、大きな差はないことが分かる。

次に、職務満足度の度数分布表は以下の表 5 の通りである。

表 5 職務満足度の度数分布表

項目	N	%
----	---	---

全く満足していない	9	3.3
満足していない	16	5.8
あまり満足していない	35	12.7
やや満足している	93	33.8
満足している	72	26.2
とても満足している	11	4.0

また、本稿で使用するダミー変数の度数分布表は以下の表6の通りである。性別に関して見ると、有職男性の割合が54.1%、有職女性の割合が45.9%と男性の方が多いことが分かる。学歴に関して見ると、有職者の中学校～短大卒の割合は51.7%、有職者の大学～大学院卒の割合は48.3%である。雇用形態について見ると、正規雇用の割合は76.8%、非正規雇用の割合は23.2%である。

表6 度数分布表

変数	働いている		働いていない	
	N	%	N	%
男性ダミー	237		38	
男性	128	54.1	7	18.4
女性	109	45.9	31	81.6
大学・大学院ダミー	236		38	
大学・大学院卒以外	122	51.7	26	68.4
大学・大学院卒	114	48.3	12	31.6
正規雇用ダミー	237			
正規雇用	182	76.8		
非正規雇用	55	23.2		

5.2 仮説検証

仮説①「職場環境と満足度に関連がある。」について検証する。各項目の達成度が上昇するほど職場満足度も上昇すると考え、達成度の各項目と職場満足度の相関係数をとったのち、独立変数に達成度の各項目、従属変数に職場満足度をとる重回帰分析を行った。以下の表7が相関係数、表8が重回帰分析の結果である。

表7 達成度と職場満足度の相関係数

	達成度						
	有意味	共同	負荷回避	安定	地位	自律	両立
職場満足度	0.368**	0.625**	0.605**	0.606**	0.513**	0.514**	0.632**

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

まず、表7の相関係数を見ると、すべて1%水準で有意な正の相関であり、両立、共同、安定、負荷回避、自律、地位、有意味の順で高いことが分かる。よって、すべての項目において達成度と職場満足度に関連があることが分かる。特に、上位の両立、共同、安定、負荷回避の項目と職場満足度の関連が強いということが分かる。

次に重回帰分析を用いて仮説を検討する。表8の分析Aは先述の通り、独立変数に達成度の各項目、従属変数に職場満足度を取り、重回帰分析を行った結果である。独立変数の有意味、共同、負荷回避、安定、自律、両立は職場満足度に対して1%水準で正に有意な影響をもたらし、地位は職場満足度に対して5%水準で正に有意な影響をもたらしていることがわかった。

ここで、分析Aの際に多重共線性の確認を行ったところ、両立のVIF=2.119であったため、両立を独立変数から消去して分析Bを行った。

表8 達成度と職場満足度の重回帰分析

A. 独立変数に達成度それぞれを投入した場合			
独立変数(達成度)	職場満足度		
	B	β	標準誤差
(定数)	-0.309		1.007
有意味	0.76**	0.161	0.163
共同	1.064**	0.215	0.181
負荷回避	0.789**	0.179	0.197
安定	1.187**	0.255	0.175
地位	0.53*	0.098	0.22
自律	1.002**	0.204	0.18
両立	1.469**	0.288	0.228
決定係数	0.889**		
調整済み決定係数	0.79		
N	232		

*:p<.05 **:p<.01 :F=120.108

B. 独立変数から両立を除いた場合

独立変数(達成度)	職場満足度		
	B	β	標準誤差
(定数)	-0.13		1.039
有意味	0.76**	0.161	0.168
共同	1.143**	0.231	0.186
負荷回避	1.314**	0.282	0.178
安定	0.478*	0.088	0.226
地位	0.997**	0.203	0.186
自律	2.05**	0.402	0.182
決定係数	0.88**		
調整済み決定係数	0.775		
N	232		

*:p<.05 **:p<.01 :F=128.802

表8の分析Bは、独立変数に有意味、共同、負荷回避、安定、地位、自律をとり、従属変数に職場満足度をとり、重回帰分析を行った結果である。独立変数の有意味、共同、負荷回避、地位、自律は職場満足度に対して1%水準で正に有意な影響をもたらし、安定は5%水準で正に有意な影響をもたらしていることが分かった。標準化係数より、自律、負荷回避、共同、地位、有意味、安定の順で従属変数に対して相対的な影響力が高い。また、調整済み決定係数より、このモデルで77.5%程説明されることが分かった。

以上より、仮説①「職場環境と満足度に関連がある。」については、支持された。次に、仮説②「仕事に関する理想と実態に乖離があるほど、職務満足度が低い。」について検証する。

仮説②では、各項目のギャップが大きくなるほど職務満足度が低下すると考え、ギャップの値が正になるほど満足度が低下すると解釈した。そこでギャップの各項目と職務満足度の相関係数をとったのち、独立変数にギャップの各項目、従属変数に職務満足度をとる重回帰分析を行った。以下の表9が相関係数、表10が重回帰分析の結果である。

表9 ギャップと職務満足度の相関係数

職務満足度	ギャップ						
	有意味	共同	負荷回避	安定	地位	自律	両立
	-0.237**	-0.407**	-0.45**	-0.459**	-0.32**	-0.333**	-0.387**

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

まず、表9の相関係数を見ると、すべて1%水準で有意な負の相関であり、安定、負荷回避、共同、両立、自律、地位、有意味の順で低いことが分かる。よって、すべての項目に

においてギャップが大きいほど、職務満足度が低いということが分かる。特に、安定、負荷回避、共同の項目と職務満足度の関連が強いことが分かる。

次に重回帰分析を用いて仮説を検討する。表 10 の分析 A は先述の通り、独立変数にギャップの各項目、従属変数に職務満足度を取り、重回帰分析を行った結果である。独立変数の共同、負荷回避、安定、自律は職務満足度に対して 1%水準で負に有意な影響をもたらしていることがわかった。特に安定の回帰係数をもっとも大きい。一方で、有意味、地位、両立は職場満足度に対して有意でなかった。また、調整済み決定係数より、このモデルで 37.1%程説明されることが分かり、有意確率は 0%であった。

ここで、統制変数として独立変数に「男性ダミー」「大学・大学院ダミー」「正規雇用ダミー」のそれぞれを加えて重回帰分析を行った。表 10 の分析 B は独立変数に「男性ダミー」を加えた場合の結果である。なお、「大学・大学院ダミー」「正規雇用ダミー」を加えた場合も重回帰分析を行ったが、どちらも有意な結果は得られなかった。

表 10 ギャップと職務満足度の重回帰分析

A. 独立変数にギャップそれぞれを投入した場合			
独立変数(ギャップ)	職務満足度		
	B	β	標準誤差
(定数)	4.506**		0.081
有意味	-0.088	-0.096	0.053
共同	-0.142**	-0.169	0.051
負荷回避	-0.155**	-0.211	0.054
安定	-0.176**	-0.217	0.053
地位	-0.072	-0.09	0.048
自律	-0.114**	-0.129	0.053
両立	-0.03	-0.035	0.062
決定係数	0.609**		
調整済み決定係数	0.371		
N	233		

*:p<.05 **:p<.01 : F=18.964

B. 独立変数に男性ダミーを加えた場合			
独立変数(ギャップ)	職務満足度		
	B	β	標準誤差
(定数)	4.695**		0.103
有意味	-0.089	-0.098	0.052
共同	-0.139**	-0.166	0.05

負荷回避	-0.154**	-0.209	0.053
安定	-0.186**	-0.229	0.052
地位	-0.065	-0.082	0.048
自律	-0.111*	-0.125	0.052
両立	-0.027	-0.031	0.061
男性ダミー	-0.344**	-0.153	0.117
決定係数	0.628**		
調整済み決定係数	0.394		
N	233		

*:p<.05 **:p<.01 :F=18.241

表 10 の分析 B より，独立変数の共同，負荷回避，安定，男性ダミーは職務満足度に対して 1%水準で負に有意な影響をもたらし，独立変数の自律は職務満足度に対して 5%水準で負に有意な影響をもたらしていることがわかった。しかし，有意味，地位，両立は職場満足度に対して有意でなかった。また，調整済み決定係数より，このモデルで 39.4%程説明されることが分かり，有意確率 0%より，帰無仮説が棄却される。

以上より，共同，負荷回避，安定，性別，自律は，理想と現実に乖離が生まれるほど，つまりギャップが大きいほど，職務満足度に負の影響を与えることが分かり，仮説②「仕事に関する理想と実態に乖離があるほど，職務満足度が低い。」は概ね支持されるといえる。

最後に，仮説③「仕事の要素において『地位』『自律』を重視するほど，職務満足度が低い。」と，仮説④「仕事の要素において『安定』『両立』を重視するほど，職務満足度が高い。」について検証する。

仮説③，④は，「地位」「自律」の重視度が高いほど職務満足度が低いことから，「地位」「自律」と職務満足度が負の相関を持ち，また，「安定」「両立」を重視するほど職務満足度が高いことから，「安定」「両立」と職務満足度が正の相関を持つと考え，相関係数をとった。以下の表 11 は，重視度と職務満足度の相関係数の結果である。

表 11 重視度と職務満足度の相関係数

	重視度						
	有意味	共同	負荷回避	安定	地位	自律	両立
職務満足度	0.314**	0.524**	0.494**	0.52**	0.335**	0.388**	0.501**

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

表 11 を見ると，すべて 1%水準で有意な正の相関であり，共同，安定，両立，負荷回避，自律，地位，有意味の順で相関が高いことが分かる。

よって、仮説④「仕事の要素において『安定』『両立』を重視するほど、職務満足度が高い。」については概ね支持されるが、仮説③「仕事の要素において『地位』『自律』を重視するほど、職務満足度が低い。」については、必ずしも「地位」「自律」を重視するほど職務満足度が低いとは言えないことが分かった。

6 知見と含意

本稿ではこれまで相関係数と重回帰分析を用いて仕事へのこだわりと職務満足度の関連を検討してきた。分析の結果としては、職場の環境(達成度)や仕事へのこだわり(重視度)が概ね職務満足度に影響を与えることが分かった。これは先行研究における田中(2009)や山本(2010)が明らかにしていた通りの結果である。

また、ギャップと職務満足度の関連は、共同、負荷回避、安定、自律において関連が見られることが明らかになった。共同が職務満足度に影響を与えることは山本(2010)で明らかであったが、負荷回避、安定、自律においてもギャップが職務満足度に影響するということは興味深い知見であると考えられる。職場の環境改善の流れは「働き方改革」のように「安定」や「両立」や「負荷回避」を保障する動きが主導のようだが、労働者は「自律」という観点にもこだわりを持っていることがわかる。

また、理想と現実のギャップが生じると職務満足度が低下することが分かった。このことから、理想が高くなればなるほど職務に求めるクオリティが高まってくるため、現状に満足することが難しくなると捉えることができる。

7 本研究の課題

本稿の課題は以下の三点挙げられる。

一点目は、本調査における職務満足度の結果と内閣府の調査結果に差があることである。内閣府の調査では、約半数が満足、残りの約半数が不満という回答であったが、我々のデータでは、「全く満足していない」「満足していない」「あまり満足していない」の合計は25.4%、「やや満足している」「満足している」「とても満足している」の合計は74.6%と、満足している割合が高かった。内閣府の調査と我々の調査には年代の開きがあるが、年代による推移として考えるには誤差が大きすぎると考える。このことから、本稿で用いた質問紙では、「満足度」の定義にあいまいさが残ってしまった可能性がある。

二点目は、重視度、達成度、ギャップ等に使用した7つの項目の不完全さである。本稿で用いた変数は、山本(2018)では、もともとは有意性を示す設問が5つ、共同を示す設問が4つ、負荷回避を示す設問が4つ、安定を示す設問が3つ、地位を示す設問が3つ、自律を示す設問が2つ、両立を示す設問が2つの計24の設問が存在していた。本調査はその中から重要と思われる要素を抽出して行われたため、質問項目の設定にバイアスがかかってしまった可能性や、こちらの意図に沿った回答を得られていない可能性がある。

三点目は、現在の職場の「達成度」が主観的なデータであるということである。本来職

場環境の評価は客観的な指標も考慮に入れるべきだが、調査の都合上、回答者の主観に基づくものしかえられなかった。そのため個人の満足度の影響を受けた可能性が考えられる。

これらの三点は今後の研究の課題として改善の余地がある。

[文献]

- Hackman, J. R. and Oldham, G. E, 1980, *Work Redesign*, Massachusetts: Addison-Wesley.
- Herzberg, F., 1966, *Work and the Nature of Man*, New York: World Publishing. (北野利信訳, 1968, 『仕事と人間性—動機づけ—衛生理論の新展開』東洋経済新報社)。
- 厚生労働省, 2019, 『働き方改革』の実現に向けて, 厚生労働省ホームページ, (2020年1月30日取得, <https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000148322.html>)。
- 田中規子, 2009 「職務満足の規定要因——フレデリック・ハーズバーグの『動機づけ衛星理論』を手がかりとして」『人間文化創成科学論叢』12, 257 - 66。
- 内閣府, 2009, 「平成21年度 インターネット等による少子化施策の点検・評価のための利用者意向調査」, (2020年1月30日取得, https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa21/net_riyousha/html/2_4_2.html)。
- 山本圭三, 2010, 「職業生活の充実の構造—職業の『共同性』に注目して」, 社会学研究会。
- , 2018, 「労働者における望ましい仕事の在り方と実態—職務満足度との関係を中心に」, 経営情報研究。

結婚意欲に影響を与える環境と条件の検討

遠藤僚士・和田葵
(東北大学教育学部)

1 問題関心

厚生労働省（2015）の白書によると、2008年の若者の結婚に対する意識は「必ずしも結婚する必要はない」という回答が59.6%であり、「人は結婚するのが当たり前だ」の35.0%を大きく上回っている。これは、白書に載せられた1984年時点での「必ずしも結婚する必要はない」が34.3%、「人は結婚するのが当たり前だ」が61.9%という回答結果と逆転しており、若者の結婚に対する意識はこの30年で大きく変化したと言える。また、大学進学率の上昇や独身者の意識変化などを背景に晩婚化が進んでおり、同白書から平均初婚年齢は約30年で夫は3.0歳、妻は4.0歳上昇していることが分かる。未婚率も上昇していることから、結婚するのが当たり前という価値観が変化することにより、実際の結婚状況も大きく変化し、結婚するかしないかの自由度が高まっていることが明らかになっている。この白書では結婚に関する意識の変化として次のように総括している。

我が国では、かつては皆婚規範が強く、特別な理由がない限り人生の中で結婚することが当たり前とする意識が一般的だった。しかし、近年では高い年齢に至るまで未婚に留まる人々が増え、結婚を選択的行動として捉える見方が広まっていると考えられる。（厚生労働省 2015）

また、結婚に関する意識に関して、未婚の人の、親や友人の結婚に対する捉え方や日々の生活の中での結婚や子育てとの接触の程度など環境要因が結婚意欲に関連している（釜野さおり 2008）ことが分かっている。これに加え、結婚に関する意識には相手に求める条件の定め方によっても異なる（赤井そのゑ 2017）ことも示されている。ただし、結婚意欲と結婚行動は異なる性質を持つ（小林淑恵 2006）ことが分かっているため、今まで結婚意欲に影響を与えるとされてきた環境要因や相手に求める条件が、結婚行動にはどのような影響を与えるかは明らかにされていない。また、結婚意欲と相手に求める条件との関連性を示す研究は、管見の限り質的なインタビュー調査によるものしか行われていない。この関連性を量的研究により明らかにすることで、結婚意欲と相手に求める条件との関連性について属人的ではなく普遍的で一般的な分析が行えると考えられる。よって、本稿では環境要因と相手に求める条件が結婚行動に与える影響と、相手に求める条件と結婚意欲との関連性を量的研究により明らかにする。

2 先行研究の整理

個人の環境要因が結婚意欲にどのような影響を与えるのか調べた研究は、釜野（2008）や中谷奈津子（2018）が行っている。釜野（2008）の研究からは、周りに子育てをしている友人やきょうだいが多くことは結婚意欲を高めることに貢献している。そして、結婚や子育てとの接触が少ない人は身近な人の結婚を否定的にとらえ、また結婚観に関して「結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」、「いったん結婚したら、性格の不一致くらいで別れるべきではない」などの価値観を持たない、いわゆるリベラルな結婚観を持つ人が多いことが分かっている。中谷（2018）の研究からは、結婚意欲は、身近な人、特に若い世代の結婚生活が幸せそうに見えるという経験や、親しい友人や恋人の有無といった人とのネットワークという環境に影響されることが分かっている。この結果に関して、中谷（2018）は人間の発達プロセスの観点から考え、多くの友人をつくり、恋人と過ごすための個人的特性が結婚意欲を高める前提として必要になると考えている。

結婚意欲に関する相手に求める条件に関しては、府中明子（2016）や赤井（2017）が研究を行っている。府中（2016）は、未婚の女性へのインタビューにより結婚意欲は夫となる男性の「子どもが欲しいかどうか」、「子どもが好きかどうか」という子どもに対する意識によって変化することを述べている。子どもに対する気持ちという条件が合わなければ、恋愛感情がなくなったり、結婚が棄却されたりする事例もあることも示している。また、夫が妻に求める条件として、山田（1996）が指摘した「性別役割分業意識志向」や「強い子ども願望」に加え、赤井（2017）は「妻の経済力重視」や「働く女性選択」などの新しい結婚スタイル志向が見られることを示している。

周りに子育てをしている友人やきょうだいが多くといった環境要因で結婚意欲が高まることは明らかにされている（釜野 2008）が、実際結婚をするに至るまでそれらの要因が影響するかは明らかになっていない。

上述してきた量的分析（釜野 2008, 中谷 2018）と質的分析（府中 2016, 赤井 2017）のいずれも、環境要因や相手に求める条件と結婚意欲との関連については述べられているが、結婚行動までは言及されていない。また、これらの量的分析の中では、結婚意欲に関連するものとして環境要因のみ取り上げられている。そこで、本稿では環境要因と相手に求める条件が結婚行動に与える影響と、相手に求める条件と結婚意欲との関連性を量的研究により明らかにする。

3 仮説の設定と問いの意義

先行研究では、周りに子育てをしている友人やきょうだいが多く、結婚している周りの友人を見ると幸せそうだと思う、といった環境要因で結婚意欲が高まることは明らかにされているが、これが実際の結婚行動に影響を与えるのか、また与えるとしたらどのような影響

を与えるのかは明らかにされていない。そこで、実際に結婚をするに至るまでにはどのような要因が影響を与えるのかを、先行研究で用いられた環境要因を用いて調査することとした。理論仮説①として「環境要因が結婚意欲と結婚行動の両方に影響を与えている」と設定した。その作業仮説①として、環境要因を先行研究から「結婚の捉え方」、「周囲の結婚状況の良さ」の2つに設定し、「結婚の捉え方が結婚意欲と結婚行動の両方に影響を与えている」、「周囲の結婚状況の良さが結婚意欲と結婚行動の両方に影響を与えている」とした。結婚意欲を促進する要因が結婚行動にも影響を与えるのかを調べることで若者の結婚意欲と結婚行動の関連を見出せると考える。



図1 仮説①分析枠組み

また、結婚意欲と相手に求める条件との関連性を示す研究は、質的なインタビュー調査によるものしか行われておらず、量的分析は内閣府の調査でしか行われていない。よって、結婚意欲に関連する要因として、「相手に求める条件」という観点を量的に分析することとした。相手に求める条件は、内閣府（2014）の調査で用いられた項目を元に「子供を望んでいること」、「一緒に住むこと」、「自分の両親と仲良くしてくれること」の3項目を設定した。仮説②として、「結婚意欲には、先行研究で明らかになった環境要因だけではなく相手に求める条件も影響を与えている」と設定した。この研究により、結婚意欲と相手に求める条件の関係性を量的に分析することによって、結婚相手に求める条件に関する普遍的で一般的な知見を得られると考えられる。



図2 仮説②分析枠組み

4 使用データと使用変数

4.1 使用データ

データは2019年8月に東北大学教育学部「教育学実習」で実施された「若年層のライフスタイルと意識に関する調査」を使用した。無作為に抽出された日本全国に在住する20歳から40歳の男女を対象にして郵送法によって回答を得た。回収期間は2019年8月1日～9月4日であり、計画サンプルサイズ300名、有効回答数は275（回収率91.6%）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。

本稿で使用する主な変数は「結婚意欲変数」「結婚の有無変数」「環境要因変数」「相手に求める条件変数」「男性ダミー」「就業ダミー」「大卒以上ダミー」「年収400万円未満ダミー」であり、作成方法は以下のとおりである。

① 結婚意欲変数

「既婚」以外の回答者に対して「結婚意欲はどのくらいありますか？」という質問を行い、「絶対に結婚したくない」「どちらかといえば結婚したくない」を0、「どちらかといえば結婚したい」「とても結婚したい」を1とおき、「結婚したくない」「結婚したい」のダミー変数を作成した。なお、「まもなく結婚することが決まっている」という回答は外れ値とした。変数は先行研究である小林（2006）が用いた変数を参考に筆者が作成を行った。

② 結婚の有無変数

結婚行動を見るための指標として、結婚の有無という変数を設定した。あなたの現在の結婚状況について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」という質問項目に対し、「1. 未婚」「2. 既婚」「3. 離別・死別」「4. 答えられない」の4項目から適当な項目を一つ選択してもらい「未婚」を0、「既婚」を1の「既婚ダミー変数」を作成した。それ以外は欠損値とした。

③ 環境要因変数

回答者の生活環境や結婚観を調べるために「両親の夫婦関係をうらやましく思う」「結婚している周囲の友人をうらやましく思う」「周囲の人やマスコミから、結婚や出産・子育ては大変だと聞くことが多い」「結婚・子育て情報との接触が多い」「結婚しても不満があれば離婚すればよい」の5項目を設定し、「全く当てはまらない」「当てはまらない」「あまり当てはまらない」と回答した人を0、「やや当てはまる」「当てはまる」「とても当てはまる」と回答した人を1とし、ダミー変数を作成した。また結婚の有無変数で「既婚」を選択した回答者に対しては結婚する以前の時点で当てはまったものを一つ選択してもらった。なお、変数は先行研究である釜野（2008）が用いた変数を参考に筆者が作成を行った。

④ 相手に求める条件変数

回答者が結婚相手に求める条件として「自分の親と仲良くしてくれること」「子供を望んでいること」「一緒に住むこと」の3項目を設定し、「全く当てはまらない」「当てはまらない」「あまり当てはまらない」と回答した人を0,「やや当てはまる」「当てはまる」「とても当てはまる」と回答した人を1とし、ダミー変数を作成した。また結婚の有無変数で「既婚」を選択した回答者に対しては結婚する以前の時点で当てはまったものを一つ選択してもらった。なお、変数は先行研究である釜野(2008)が用いた変数と内閣府(2014)「平成26年度『結婚・家族形成に関する意識調査』報告書(2014)」を参考に筆者が作成を行った。

⑤ 男性ダミー

「あなたの性別と年齢をお答え下さい。性別は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。年齢は数字でご記入ください。」という質問項目で回答者の性別を尋ね、「男性」を1,「女性」を0とした。

⑥ 就業ダミー

「あなたは現在、収入を得る仕事をしていますか。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。」という質問項目で就業の有無について尋ね、「している」を1,「していない」を0とした。

⑦ 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。

⑧ 年収400万円未満ダミー

「あなたの年収について当てはまるもの一つを選び、その番号に○をつけてください。」という質問に対し、「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。

5 分析結果

5.1 記述統計

データの記述統計を以下の表1,表2にまとめた。結婚意欲では結婚したいと答えている割合が高く、既婚の有無では既婚と未婚はほぼ半分であることが分かる。環境要因変数として設定した5項目では「当てはまる」「当てはまらない」の回答の割合は半分であり、相手に求める条件変数では「当てはまる」の回答が多い傾向が見られた。なお、統制変数を確認すると男女の割合はほぼ半分であり、大卒者の割合においても回答者全体の半分程度であることが分かる。また、就業ダミーでは就業している回答者が多かったが年収は400万円未満が半分ほどであった。これらのことから回答者に就業者であり、所得は低所得者の割合が少し高い傾向があると考えられ、以上を踏まえたうえで分析を行っていく。

表1 度数分布表

		N	%
		121	
結婚意欲ダミー	結婚したくない	31	25.6
	結婚したい	90	74.4
		263	
既婚ダミー	未婚	113	43.0
	既婚	150	57.0
		275	
両親の夫婦関係をうらやましく思うダミー	当てはまらない	182	66.2
	当てはまる	93	33.8
		275	
結婚している周囲の友人をうらやましく思うダミー	当てはまらない	130	47.3
	当てはまる	145	52.7
		274	
周囲の人やマスコミから結婚や出産、子育ては大変だと聞くことが多いダミー	当てはまらない	96	35.0
	当てはまる	178	65.0
		274	
結婚・子育て情報との接触が多いほうだダミー	当てはまらない	161	58.8
	当てはまる	113	41.2
		274	
結婚しても不満があれば離婚すればよいダミー	当てはまらない	133	48.5
	当てはまる	141	51.5
		274	
自分の両親と仲良くしてくれることダミー	当てはまらない	54	19.7
	当てはまる	220	80.3
		274	
子どもを望んでいることダミー	当てはまらない	80	29.2
	当てはまる	194	70.8
		274	
一緒に住むことダミー	当てはまらない	25	9.1
	当てはまる	249	90.9
		275	
性別ダミー	女性	135	49.1
	男性	140	50.9
		275	
就業ダミー	就業していない	38	13.8
	就業している	237	86.2
		274	
大卒以上ダミー	大卒未満	148	54.0
	大卒以上	126	46.0
		275	
年収400万円未満ダミー	年収400万円未満	153	55.6
	年収400万円以上	122	44.4

表 2 記述統計量

変数	N	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	271	20	39	31.23	5.126

5.2 仮説①の検証

仮説①の「結婚意欲には結婚のとらえ方，周囲の結婚状況が良いと感じれば結婚意欲が高まり，実際の結婚行動にも正の影響を与えていると考えられる」について①結婚意欲変数と環境要因変数との 2×2 のクロス集計，②結婚の有無変数と環境要因変数との 2×2 のクロス集計を行い，両者のクロス集計表の比較から関係性があるかを検証した。

作成をした結果，①②両方で結婚意欲と結婚の有無の両方で有意性が見られた環境要因変数は「結婚・子育て情報との接触が多い」のみであったため，「結婚・子育て情報との接触が多い」に着目して検討を行う。クロス集計表は以下のとおりである。

表 3 結婚・子育て情報との接触が多い方だー結婚意欲・有無とのクロス集計

	結婚意欲			結婚の有無		
	結婚したくない	結婚したい	合計	未婚	既婚	合計
	度数	度数	度数	度数	度数	度数
	%	%	%	%	%	%
当てはまらない	24 30.4%	55 69.6%	79 100.0%	75 48.4%	80 51.6%	155 100.0%
当てはまる	6 14.6%	35 85.4%	41 100.0%	38 35.2%	70 64.8%	108 100.0%
合計	30 25.0%	90 75.0%	120 100.0%	113 43.0%	150 57.0%	263 69.6%

結婚意欲：Chi_sq(1)=3.569, p<0.1, V=.172

結婚の有無：Chi_sq(1)=4.527, p<0.05, V=.131

分析した結果，結婚意欲と環境要因変数「結婚・子育て情報との接触が多い」のクロス集計表は 10%水準で有意であり，結婚の有無と環境要因変数「結婚・子育て情報との接触が多い」のクロス集計表は 5%水準で有意であった。表 3 からは「結婚したい」「当てはまる」の回答者は「結婚したくない」「当てはまらない」の回答者よりも割合が高く，「既婚」「当てはまる」の回答者が「未婚」「当てはまらない」の回答者よりも割合が高いことから結婚意欲と実際の結婚の有無両方に正の有意な関係があることが分かった。ただ，クラメールの V は結婚意欲で.172，結婚の有無で.131 であり強い関連性があるとはいえなかった。

そこで「結婚・子育て情報との接触が多い」が結婚意欲と結婚の有無にどのような影響を与えているかを分析するために結婚意欲ダミー、また、既婚ダミーを従属変数、環境要因変数「結婚・子育て情報との接触が多い」及び統制変数として「男性ダミー」「就業ダミー」「大卒以上ダミー」「年齢」「年収 400 万円未満ダミー」を独立変数とした二項ロジスティック回帰分析を行い、表 4、表 5 の結果が見られた。

結婚意欲ダミーを従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果では環境要因変数は 10%水準で有意であり正の影響を与えているが、結婚の有無を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果では有意ではなかった。また、統制変数に着目すると表 4 では就業ダミーが 5%水準で有意で正の影響を与えているが、表 5 では男性ダミー、年齢、年収 400 万円未満ダミーが 1%水準で有意であり、就業ダミーは 10%水準で有意となっている。さらに、表 4 からは回答者に就業者が多いことを考慮する必要があるが、就業している人はしていない人よりも結婚意欲を持つ可能性が 11.7 倍、結婚・子育て情報との接触がある方がない方よりも 2.5 倍になることが分かった。なお、以上のことから、環境要因変数は結婚意欲には影響を与えているが、結婚の有無については統制変数の方が結婚の有無への影響が大きいことから環境要因変数は結婚行動にあまり影響を与えてはいないと考察することができる。最後に、Hosmer と Lemeshow の検定より表 4、表 5 でモデルに適合していることが確認された。

これらの結果から仮説①の検証では、クロス集計では「結婚・子育て情報との接触が多い」という環境要因が結婚意欲と結婚行動に同じように影響を与えているように見えたが、二項ロジスティック回帰分析では年齢や就業、年収といったその人の属性が背景にあり、「結婚・子育て情報との接触が多い」ことは結婚行動の直接の要因にはなっておらず、周囲の環境はその人の結婚意欲には影響を与えるが、実際の結婚行動につながるとはいえないと解釈することができた。

表4 二項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数：結婚意欲ダミー	回帰係数	標準誤差	Exp(B)
定数	-.900	1.678	.406
男性ダミー	-.461	.498	.630
就業ダミー	2.46**	.856	11.702
大卒以上ダミー	.360	.491	1.433
年齢	-.019	.044	.981
年収400万円未満ダミー	.150	.519	1.161
結婚・子育て情報との接触が多い方だ	0.936*	.563	2.549
Cox-Snell R2 乗		.124	
Nagelkerke R2 乗		.183	
Hosmer と Lemeshow の検定		P=0.269	
N		118	

**p<0.05 *p<0.1

表5 二項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数：既婚ダミー	回帰係数	標準誤差	Exp(B)
定数	-3.653	1.088	.026
男性ダミー	1.078***	.336	2.940
就業ダミー	-.843*	.471	.430
大卒以上ダミー	-.023	.292	.977
年齢	0.144***	.030	1.155
年収400万円未満ダミー	-.873***	.331	.418
結婚子育て情報との接触が多い方だ	.479	.297	1.615
Cox-Snell R2 乗		.192	
Nagelkerke R2 乗		.258	
Hosmer と Lemeshow の検定		P=0.164	
N		260	

***p<0.01 *p<0.1

5.3 仮説②の検証

仮説②「結婚意欲には、先行研究で明らかになった「環境要因」だけではなく「相手に求める条件」も影響を与えている」を検証するために相手に求める条件変数と結婚意欲との2×2のクロス集計表を作成して関連性を分析した。作成したクロス集計表は以下のとおりである。

表6 結婚意欲と子供を望んでいること・一緒に住むこと・
自分の両親と仲良くしてくれることとのクロス集計

	子供を望んでいること			一緒に住むこと			自分の両親と仲良くしてくれること		
	当てはまらない	当てはまる	合計	当てはまらない	当てはまる	合計	当てはまらない	当てはまる	合計
	度数	度数	度数	度数	度数	度数	度数	度数	度数
	%	%	%	%	%	%	%	%	%
結婚したくない	23	7	30	10	20	30	12	18	30
	76.7%	23.3%	100.0%	33.3%	66.7%	100.0%	40.0%	60.0%	100.0%
結婚したい	29	61	90	6	84	90	19	71	90
	32.2%	67.8%	100.0%	6.7%	93.3%	100.0%	21.1%	78.9%	100.0%
合計	52	68	120	16	104	120	31	89	120
	43.3%	56.7%	100.0%	13.3%	86.7%	100.0%	25.8%	74.2%	100.0%

子供を望んでいること：Chi_sq(1)=18.100, p<0.01, V=.388

一緒に住むこと：Chi_sq(1)=13.846, p<0.01, V=.340

自分の両親と仲良くしてくれること：Chi_sq(1)=4.190, p<0.05, V=.187

分析した結果、結婚意欲と「子供を望んでいること」では1%水準、結婚意欲と「一緒に住むこと」では1%水準、結婚意欲と「自分の両親と仲良くしてくれること」では5%水準で有意であった。クロス集計表からは「子供を望んでいること」では「当てはまる」「結婚したい」と「当てはまらない」「結婚したい」の割合が大きいことが分かり、「一緒に住むこと」と「自分の両親と仲良くしてくれること」では「結婚したくない」「結婚したい」のどちらでも「当てはまる」と答えた割合が高かった。またクラメールのVは「子供を望んでいること」で.388、「一緒に住むこと」で.340、「自分の両親と仲良くしてくれること」で.187となっており「子供を望んでいること」「一緒に住むこと」で結婚意欲との関連性が強いことが見られた。

そこで「子供を望んでいること」「一緒に住むこと」が結婚意欲に与える影響を見るために結婚意欲ダミーを従属変数、「子供を望んでいること」「一緒に住むこと」および統制変数として「男性ダミー」「就業ダミー」「大卒以上ダミー」「年齢」「年収400万円未満ダミー」を独立変数とした二項ロジスティック回帰分析を行い、表7の結果が見られた。

相手に求める条件変数では、「子供を望んでいること」「一緒に住むこと」の項目で1%水準での有意が見られ結婚意欲に正の影響を与えていることが分かった。また、統制変数では就業ダミーが10%水準で有意であり影響を与えていることも分かった。さらに、「一緒に住むこと」を条件とする回答者が多いことを考慮する必要はあるが、子どもを望んでいる人は望んでいない人よりも結婚意欲がある可能性が6.5倍、一緒に住むことを望んでいる人は望んでいない人よりも12倍になることが分かった。さらにHosmerとLemeshowの検定モデルの適合度は確認された。以上の結果から、仮説②については相手に求める条件が結婚意欲に影響を与えているということができ、特に「一緒に住む」「子どもが欲しい」という条件が結婚したいという意欲につながり、「結婚したい」という意欲には、「一緒に住む」という相手そのものへの条件だけでなく、子どもを持つために結婚しようという意思も働いてい

ると解釈することができた。なお、さらに解釈を広げると子どもを望むという条件が結婚意欲に関わっていることから、未婚のまま子供を持つことが難しいという社会背景が影響している可能性がうかがえる。

表7 二項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数：結婚意欲ダミー	回帰係数	標準誤差	Exp(B)
定数	-6.236	2.482	.002
男性ダミー	.507	.600	1.660
就業ダミー	2.616*	1.025	13.687
大卒以上ダミー	.665	.578	1.944
年齢	.030	.052	1.030
年収400万円未満ダミー	.604	.613	1.830
自分の両親と仲良くしてくれること	.405	.597	1.499
子どもを望んでいること	1.881***	.563	6.562
一緒に住むこと	2.505***	.779	12.245
Cox-Snell R2 乗		.296	
Nagelkerke R2 乗		.436	
Hosmer と Lemeshow の検定		P=0.900	
N		118	

***p<0.01 *p<0.1

6 考察と研究の課題

仮説①からは、自分の環境が結婚意欲を高めることはあっても、結婚行動に直接結びつくわけではないことが分かった。先行研究で示された通り、結婚・子育て情報との接触が多い（多かった）という環境要因は結婚意欲に正の影響を与えることが分かった。しかし、実際に結婚に踏み込むまで環境要因が影響を与えているという結果は得られなかった。結婚行動に就業ダミーが正の影響を与え、年収400万円未満ダミーが負の影響を与えていることが明らかになった。この結果から、結婚行動に踏み込むには就業していること、ひいては安定した就職先があることや、ある程度の年収があることなど、経済的にゆとりがあることが必要になると考えられる。この考察から、若者の結婚を支援するためには結婚に対して前向きなイメージを持たせるだけでは十分ではなく、結婚後の生活を金銭的に支援していく必要があることが分かる。

仮説②からは、相手に求める条件によって結婚意欲は高まることが分かった。さらに、子どもを産むことと結婚のつながりを明らかにすることができた。「一緒に住む」「子どもが欲しい」という条件が、結婚したいという意欲につながる。また、「結婚したい」という意欲

には、「一緒に住む」という相手そのものへの条件だけでなく、子どもを持つために結婚しようという意思も働いていることが読み取れる。ここから、子どもが欲しいという条件のもとに結婚をしようという意識が働くことは未婚のまま子どもを持つという事が難しいという社会背景が関係していると考えられる。日本は子どもにおける嫡出子の割合が他国と比べて非常に高く、実際に、厚生労働省（2007）の婚外子の割合を比較したデータではイギリス、アメリカの婚外子の割合が約40%であるのに対し、日本は2%であり日本では子どもを持つことと結婚することは深い関係があると考察することができる。近代婚姻制度では、子どもを産み・育てるという再生産機能は婚姻内だけに期待される（善積京子 2005）と考察されていることを踏まえると、近年、結婚に対しては個人の自由、また選択的行為と捉える価値観が普及しているのに対し、婚外出産や非婚の親に対する意識は否定的なものが多いと解釈できる。しかし、子どもは親を選べないため、婚外子だからという理由で悪いイメージを持たれ、差別を受けるのはあってはならないことである。令和2年度税制改正により、未婚のひとり親も寡婦（夫）と見なし、既存の寡婦（夫）控除を適用する見直しが行われる。このように、未婚のひとり親や婚外子を支援するような法改正を進めることで、人々の婚外出産や非婚の親に対する意識も変わっていくのではないかと考える。

本研究の課題として、今回扱った「環境要因」、「相手に求める条件」は限られたものであり、今回扱わなかった要因が結婚意欲や結婚行動に影響を与えている可能性が考えられる。どのような要因を新たに追加するべきか、今後も調査と考察をする必要がある。また、結婚行動について分析するために、既婚者と未婚者を比較したが、結婚状況はそれぞれ個人の特性による影響もあったと考えられる。特に、既婚者については環境要因や相手に求める条件が過去のものとなるため、結婚後のバイアスがかかるかどうか判断が難しい。そのため、未婚者に対して追跡調査を行うなど、結婚に与える要因をより正確に分析する方法について考察していく必要がある。

[文献]

- 厚生労働省, 2015, 「平成27年版厚生労働白書 — 人口減少社会を考える —」, (2020年1月29日取得, <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/15/>)
- 厚生労働省, 2013, 「平成25年版厚生労働白書 — 若者の意識を探る —」, (2020年1月29日取得, <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/13/>)
- 赤井そのゑ, 2017, 「男性にとっての結婚相手の条件：結婚を阻害する経済以外の要因の検討」『東洋大学大学院紀要』54：1-19
- 桶川泰, 2014, 「「恋愛意欲」「結婚意欲」が高いのは誰か、異性との交際意欲が低いのは誰か」『追手門学院大学社会学部紀要』8：1-12
- 釜野さおり, 2008, 「身近な人の結婚のとらえ方と結婚・子育てとの接触状況 —結婚観と結婚意欲に関する分析—」『人口問題研究』64(2)：54-75

- 小林淑恵, 2006, 「結婚・就業に関する意識と家族形成 —循環モデルによる検証—」『人口学研究』 39 : 1-18
- 中谷奈津子, 2018, 「未婚男女における結婚意欲の関連要因：—家族形成意識に関する福井・大阪における調査から—」『日本家政学会誌』 69(2) : 105-114
- 内閣府, 2014, 「平成 26 年度『結婚・家族形成に関する意識調査』報告書(2014)」(2019 年 06 月 23 日取得, <https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/h26/zentai-pdf/index.html>)
- 内閣府経済社会総合研究所(2016)「結婚の意思決定に関する分析—「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票を用いて—」2020 年 1 月 29 日取得, http://www.esri.go.jp/jp/archive/e_dis/e_dis332/e_dis332a.pdf)
- 福田節也, 2005, 「未婚者の居住形態 と家族形成意欲『少子化に関する自治体調査』を用いた分析」『経済学研究論集』 23 : 11-31
- 府中明子, 2016, 「恋愛結婚の条件— 首都圏にくらす未婚女性へのインタビューから —」『家族研究年報』 41 : 141-57
- 荒牧央, 2019, 「45 年で日本人はどう変わったか (1)」『放送研究と調査』 69(5) : 2-37
- 善積京子, 2005, 「婚姻制度からみた親子関係」『フォーラム現代社会学』 4 : 66-74

部活動が賃金に与える影響

泉川真喜・品川太一
(東北大学教育学部)

1. はじめに

1.1. 問題意識

中学校・高校段階の学校教育において、部活動は生徒や教師にとって非常に重要な位置を占めるものである。文化庁（2018）において、生徒の部活動等への参加状況が明らかになっている。部活動所属について問う質問項目に対し、中学全体で8.1%、高校全体で19%の生徒が「所属していない」と回答しており、中学校では9割以上、高校では約8割の生徒が何らかの部活動に所属していることが分かる。スポーツ庁（2018）は、運動部活動におけるガイドラインを示している。ガイドラインは、「生徒の自主的、自発的な参加により行われ、学校教育の一環として教育課程との関連を図り、合理的でかつ効率的・効果的に取り組むこと」を重視し、運動部活動が実施されることが企図されたものであるが、中澤篤史ほか（2008）によると、部活動は「自主的、自発的」に取り組まれているとは言い切れない現状があることが示されている。中澤ほか（2008）中学校の部活動に関する現状を分析し、8つの都道府県において、部活動が義務付けられている状況を報告している。8つの県全体では38.4%の学校において部活動が義務付けられているのに対して、静岡県や香川県では50%以上、岩手県では99.1%の学校で義務付けられている。同様に、スポーツ庁（2016）によれば、生徒の部活動参加を事実上義務付けられている学校は非常に多いことが示されている。以上のように、多くの学校において、生徒に対して部活動が義務付けられ、自主的・自発的な参加がなされていない状況があることが分かる。内田良（2017）によると、生徒だけでなく、教師も部活動に強制的に参加させられており、部活動顧問としての負担が過剰労働につながっていると指摘されている。文部省（1998）によれば、部活動は「生徒の自主性、協調性、責任感、連帯感などを育成し、仲間や教師(顧問)と密接に触れ合う場としても大きな意義を有する」活動であるとされているが、部活動が強制される状況においては、上記に挙げられるような意義を失ってしまうことが懸念される。文部省（1998）は、部活動が「生徒の自主性、協調性、責任感、連帯感などを育成」する場であると意義付けているが、部活動は実際に生徒にどのような影響を与えているのだろうか。また、部活動を強制された場合や、自発的に取り組んでいる場合など、取り組み方の姿勢によって生徒への影響は変化するのだろうか。本研究では、部活動が生徒に与える影響を検討していく。

1.2. 先行研究と課題

部活動について、その学業に与える効果や、賃金に与える影響を検証した先行研究は複数見られるものの、部活動における取り組み方の影響を分析した研究は数少ない。以下で

は、部活動の効果について言及している先行研究を述べ、残された研究課題を提示する。

部活動の学業や学校生活に対する効果について言及した先行研究には、部活動経験がある生徒が、部活動経験がない生徒と比較して、授業に対して積極的に取り組むことを示した高旗正人ほか（1996）や、部活動加入者の積極性、自己表現、学校への満足度が高いことを指摘した吉村斉（1997）がある。白松賢（1997）は、部活動への所属が、学業成績のみではなく、生徒の進学に対する意識を向上させることを明らかにしている。

以上より、部活動は学業に対して効果を持つことがわかった。では、部活動はどのようにして生徒の学業成績や意識を向上させているのだろうか。文部省（1996）によると、中学生に対するアンケート調査より、運動部活動を通して得たこととして、「体力が伸びてきた」や「スポーツの楽しさ」・「友達ができた」・「技術が向上してきた」が上位に挙げられている。また、「精神力や責任感」「協調性」が伸びてきたという回答も挙げられていることから、運動部活動は生徒の人間形成に影響を与えていることが分かる。戸田淳士ほか（2014）は、中学時代に運動系クラブに所属していたことが賃金に正の影響を及ぼすことを明らかにしており、部活動経験が非認知能力を高め、この非認知能力が賃金に影響を与えていると考察している。ここでの非認知能力とは、Heckman and Kautz（2012）で述べられているような、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、選好などを指す。Heckman and Kautz（2012）は、非認知能力は認知能力の獲得に影響を与えていると指摘している。部活動と非認知能力の関係について分析している先行研究には、運動部に所属する生徒の自己効力感が高くなっていることを示した横井彩奈（2010）や、運動部活動への参加により、目標設定スキルの獲得が可能であり、これによって時間的展望の獲得につながることを明らかにした上野耕平（2006）がある。

ここまで、部活動による効果を分析した先行研究を概観した。先行研究より、部活動によって、生徒が何らかの非認知能力を獲得し、その結果として学業成績の向上、進学意識の向上や、賃金の向上につながっていると考えられる。これらの先行研究における課題は、部活動において非認知能力が獲得されるメカニズムを明らかにしていないことが挙げられる。先述した複数の先行研究においては、部活動は生徒の非認知能力を高める効果が検証されているが、どのようにして非認知能力が高められているかについては、実証的に明らかにしたものはない。非認知能力の獲得には、部活動のチームの強さ（強豪校であるか）や、取り組み方の姿勢が影響していると考えられるが、これらの要素を十分に考慮した先行研究はない。そこで、本研究は以上の点を踏まえながら部活動と賃金獲得の関係について分析する。これにより、ただ部活動を生徒に強制し、生徒が漫然と活動するのではなく、生徒の積極的な活動を促すといった、今後の部活動の在り方を考えるうえでの知見を得ることを目的とする。

2. 仮説と分析枠組み

本章では、以上の問題関心及び議論を踏まえ、本研究が検証する仮説について述べる。仮説は以下の3つである。

【仮説①】「部活動所属は、賃金に影響を与える」

【仮説②】「部活動所属は、部活動時の役職経験が媒介作用して賃金に影響を与える」

【仮説③】「部活動所属は、取り組み方の姿勢が媒介作用して賃金に影響を与える」

これらの仮説を図示すると以下の図1のようになる。従属変数を賃金としているのは、問題関心・先行研究を受け、部活動によって獲得された非認知能力の、労働市場における成果に対しての影響を検討するためである。まず、仮説①は部活動所属から賃金への直接のパスを示す仮説である。ここでは、部活動経験が賃金を高めるかを検証する。この分析では、賃金に与える部活動の取り組み方の効果を分析することが出来ない。先行研究はこの分析までにとどまっていると言える。取り組み方の効果は以下の仮説で検証する。部活動への取り組み方を、具体的に役職経験と取り組み方の姿勢に分けて検証する。仮説②は、部活動時の役職経験から賃金へのパスである。重回帰分析を用いて、部活動時の役職が賃金を高めるのか検証する。仮説③は、部活動時の姿勢から賃金へのパスである。仮説②と同様に、部活動時の姿勢が賃金に対して効果があるかを、重回帰分析を用いて検証する。

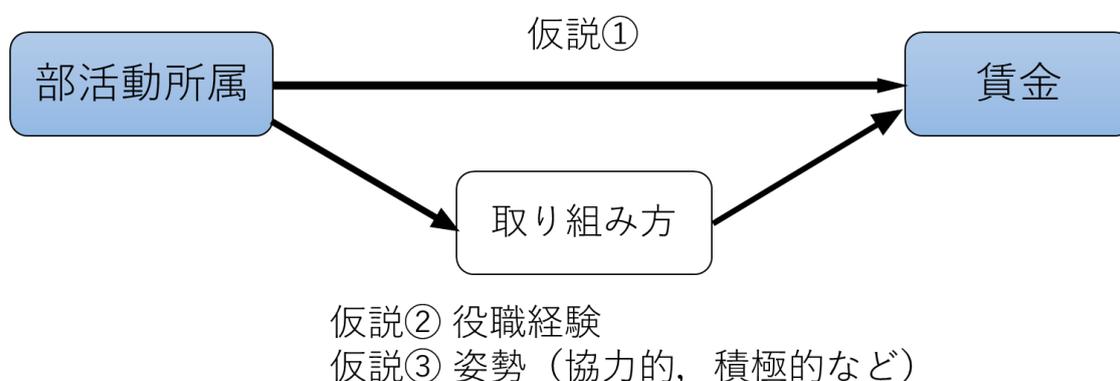


図1 分析枠組み

3. 使用するデータと変数

3.1. 使用するデータ

本稿の分析で使用するデータは、2019年8月～9月に東北大学教育学部、教育学実習受講者が実施した「若年層のライフスタイルと意識に関する調査」である。調査対象は日本在住の20歳以上40歳未満の男女であり、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275で、回収率は91.7%であった。

3.2. 使用する変数

本稿で使用する主な変数は「年収」「部活動所属ダミー」「部長・副部長ダミー」「結果の重視度」「熱心」「意向に沿って行動」「進んで協力」「工夫」「意見尊重」「技術・スキル獲得」「非欠席」「目標」である。また、その他の統制変数として、「男性ダミー」「年齢」「正規雇用ダミー」「大卒ダミー」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表は表 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	
年収	「あなたの年収について、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、「200万円未満」=150, 「200～400万未満」=300, 「400～600万未満」=500, 「600～800万未満」=700, 「800～1000万未満」=900, 「1000～1200万未満」=1100, 「1200～1500万未満」=1350, 「1500万以上」=1500と数値化したもの。本稿では、この変数を連続変数とみなす。
独立変数	
性別 男性ダミー	「あなたの性別をお答えください」という質問に対して、性別が男性の場合 1, 女性の場合 0 とするダミー変数
年齢	「あなたの年齢をお答えください」という質問に対して、具体的な数値で回答。
正規雇用ダミー	「あなたの働き方として最も近いものを一つ選び、その番号に○をつけてください」という質問に対して、「1 経営者・役員」「2 正規雇用の一般従業員」「3 臨時雇用・パート・アルバイト」「4 派遣社員」「5 契約社員」「6 自営業主・自由業者」「7 内職」「8 その他」を選択肢とし、「経営者・役員」「正規雇用の一般従業員」を 1 とし、「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員」を 0 とするダミー変数。6, 7, 8 は外れ値とする。
最終学歴 大卒ダミー	「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」という質問に対して、「1 中学校」「2 高等学校」「3 専修学校, 各種学校等」「4 短期大学 (高専等を含む)」「5 大学 (旧制高校, 旧制高等専門学校を含む)」「6 大学院」「7 その他」「8 答えられない・わからない」を選択肢とし、本人最終学歴が「大学」, 「大学院」を 1 とし、それ以外を 0 とするダミー変数。8 は外れ値とする。

部活動所属ダミー	「あなたは中学校・高校時代に一度でも部活動に所属していましたか」という質問に対して「していた」「していなかった」を選択肢とし、「していた」と答えた人は、中学・高校に分けて具体的な部活動名を記述. この時、2つ以上の異なる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1つについて記述. 「していた」を1とし、「していなかった」を0とするダミー変数
部長・副部長ダミー	「あなたは部活動において、役職を担当していましたか」という質問に対して、「していた」「していなかった」を選択肢とし、「していた」と答えた人は、役職名を記述. 「部長（キャプテン）」「副部長」を1とし、それ以外を0とするダミー変数
結果の重視度	「あなたが所属していた部活動は、大会やコンクール等の結果を重視していましたか」という質問に対して、「全く重視していなかった」と回答したものを1、「あまり重視していなかった」を2、「どちらともいえない」を3、「ある程度重視していた」を4、「重視していた」を5とした.
熱心	「あなたは熱心に部活動に取り組みましたか」という質問に対して、「全くそう思わない」と回答したものを1、「そう思わない」を2、「あまりそう思わない」を3、「ややそう思う」を4、「そう思う」を5、「とてもそう思う」を6とした.
意向に沿って行動	「あなたは部活動全体の意向に沿って行動しましたか」という質問に対して、選択肢や変数の作成方法については「熱心」と同様.
進んで協力	「あなたはみんなで何かするときには進んで協力しましたか」という質問に対して、選択肢や変数の作成方法については「熱心」と同様.
工夫	「あなたは工夫して部活動に取り組みましたか」という質問に対して、選択肢や変数の作成方法については「熱心」と同様.
意見尊重	「あなたは他の部員の意見を尊重しましたか」という質問に対して、選択肢や変数の作成方法については「熱心」と同様.
技術・スキル獲得	「あなたは新しい技術やスキルの獲得に励みましたか」という質問に対して、選択肢や変数の作成方法については「熱心」と同様.
非欠席	「あなたは部活動に欠席しませんでしたか」という質問に対して、選択肢や変数の作成方法については「熱心」と同様.
目標	「あなたは目標を立てて部活動に取り組みましたか」という質問に対して、選択肢や変数の作成方法については「熱心」と同様.

表 2 度数分布表

変数	N	%
男性ダミー	275	
男性	135	49.1
女性	140	50.9
大卒ダミー	274	
大卒	126	46.0
大卒以外	148	54.0
正規雇用ダミー	236	
正規雇用	170	72.0
非正規雇用	66	28.0
部活動所属の有無	271	
していた	244	89.1
していなかった	30	10.9
部長・副部長ダミー	259	
部長・副部長	71	26.0
その他役職・役職なし	202	74.0

表 3 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	271	20	39	31.23	5.13
年収（万）	259	150	1500	334.53	243.32
結果の重視度	243	1	5	3.32	1.35
熱心	243	1	6	4.36	1.36
意向に沿って行動	243	1	6	4.48	1.18
協力	243	1	6	4.62	1.16
工夫	243	1	6	3.84	1.29
意見尊重	243	1	6	4.30	1.13
技術・スキル獲得	243	1	6	4.36	1.29
非欠席	243	1	6	4.22	1.58
目標	243	1	6	4.12	1.44

4. 分析結果

4.1. 基礎分析

まず、使用するカテゴリカル変数（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見られる。まず、性別の比率は、男女がおよそ1:1の割合であることが分かる。次に大卒者の割合は、46.0%であり、およそ半分のサンプルが大学を卒業していることが分かる。この割合は平均と近いものである。次に雇用形態であるが、正規雇用である人の割合が72.0%、非正規雇用である人の割合は28.0%であった。本稿に用いるデータでは、総務省統計局（2018）における平均よりも、正規雇用者の割合が高いと言える。次に、中学校・高校の両方を含めた部活動所属経験を見ると、経験者の割合は89.1%であり、問題関心で上げた全国的な部活動所属割合と近い値となっていると考えられる。最後に役職経験者の数を見ると、全体の4分の1程度の人が、部長・副部長の役職経験があったことが分かる。

次に、記述統計量（表3）を概観する。本稿のデータの年収の平均値は334.53万円であった。国税庁（2019）によれば、民間に勤める人の年収の平均値は441万円である。年齢階層ごとに見ると、20～24歳の平均年収は約275万円、25～29歳は約390万円、30～34歳は、約440万円、35～39歳は約488万円であり、以上より20代～30代の平均年収は約405万円である。よって、用いるデータの平均は、平均年収より約60万円程度低く、年収の低いサンプルが集まっていると言える。部活動における取組み方をたずねた項目では、「工夫」を除いていずれも平均値が4を超えており、平均的に、部活動に取り組んでいた人は、一定以上の積極的な取組み方をしていたと言える。中でも「協力」の項目では、平均値が4.5を超え、多くの人が協力的な姿勢で部活動に取り組んでいたことが分かる。同様に、「意向に沿って行動」や「意見尊重」など、部員との協調に関する取組み方は、平均値が高く、標準偏差も小さい傾向にある。全体として部活動の取組みにおいて、協調が重視されていると言える。「工夫」の項目では、平均値が3.84となっており、全体の値の中央である3.5よりも高いものの、その他の取組み方より平均値が低くなっており、その他の項目と比べて若干重視されていない項目であると言えるだろう。これを踏まえ、仮説の検証を行っていく。

4.2. 仮説検証

ここでは、2章で設定した3つの仮説を検証する。まず、仮説①「部活動所属は、賃金に影響を与える」と、仮説②「部活動所属は、部活動時の役職経験が媒介作用して賃金に影響を与える」について検討する。ここでは、従属変数を「年収」、独立変数を「男性ダミー」「年齢」「正規雇用ダミー」「大卒ダミー」「部活動所属ダミー」「部長・副部長ダミー」とする重回帰分析を行った¹⁾。「部活動所属ダミー」が有意に正であれば、仮説①が支持されたと解釈でき、「部長・副部長ダミー」が有意に正であれば、仮説②が支持されたと解釈できる。結果は表4の通りである。

分析結果より、有意水準5%で部長・副部長の役職経験が賃金に対して正に有意な効果を持っていることが分かった。一方、部活動の所属の有無は賃金に対して有意な結果を持たなかった。すなわち、部活動の所属の有無は、賃金に対して効果を及ぼさないというこ

と言える。この結果は、戸田ほか（2014）の結果と符合するものである。よって、仮説①「部活動所属は、賃金に影響を与える」は支持されず、仮説②「部活動所属は、部活動時の役職経験が媒介作用して賃金に影響を与える」が支持される結果となった。部長・副部長ダミーが1単位増加すると、年収が約50万円増加することが分かる。

表4 重回帰分析の結果1

従属変数：年収（万）	回帰係数	標準化係数	標準誤差
(定数)	-216.12**		
男性ダミー	94.70**	0.22	25.75
年齢	12.09**	0.29	2.24
正規雇用ダミー	206.47**	0.41	30.10
大卒ダミー	77.28**	0.18	23.29
部活動所属ダミー	-14.19	-0.02	37.62
部長・副部長ダミー	54.73*	0.11	26.44
R ²		0.47	
調整済み R ²		0.45	
回帰の F 検定		29.01**(df = 6 ; 199)	
N		206	

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

次に、仮説③「部活動所属は、取り組み方の姿勢が媒介作用して賃金に影響を与える」の検証を行う。仮説②については、部活動における役職経験者の賃金が高くなる傾向が検証できた。しかし、この検証では、非役職経験者の部活動における取り組み方の効果は検証できない。そこで、ここでは役職経験の有無に関わらず、部活動における取り組みの姿勢が賃金に影響しているかを分析する。従属変数には「年収」を、独立変数には「男性ダミー」「年齢」「正規雇用ダミー」「大卒ダミー」「結果の重視度」「進んで協力」「工夫」「意見尊重」「技術・スキル獲得」「非欠席」を用いて重回帰分析を行った²⁾。分析結果は以下の表5で示す。分析結果より、有意水準5%で、「進んで協力」が賃金に対して正の効果を、有意水準10%で、「意見尊重」が賃金に正の効果を有していることが分かった。これらの変数は、どちらも他の部員や教師との協調を重視する部活動への取り組み方の姿勢である。一方、他人とあまり関わらない個人的な取り組み方の姿勢といえる「工夫」「技術・スキル獲得」「非欠席」の変数においては、いずれも有意な結果は得られなかった。以上より、部活動の経験において、個人的な取り組み方の姿勢よりも、他人との協調に関する社会的な取り組み方の姿勢が、賃金に影響を及ぼすと言える。

表 5 重回帰分析の結果 2

従属変数：年収（万）	回帰係数	標準化係数	標準誤差
(定数)	-430.32**		102.67
男性ダミー	106.59**	0.24	29.19
年齢	13.11**	0.30	2.49
正規雇用ダミー	207.45**	0.40	33.84
大卒ダミー	83.27**	0.19	25.33
結果の重視度	-7.58	-0.05	10.23
進んで協力	33.11*	0.17	17.01
工夫	-17.05	-0.10	14.48
意見尊重	19.92 ⁺	0.10	14.04
技術・スキル獲得	12.13	0.07	13.82
非欠席	-6.07	-0.04	10.10
R ²		0.48	
調整済み R ²		0.45	
回帰の F 検定		16.01**(df = 10 ; 172)	
N		183	

⁺p<0.1 *p<0.05 **p<0.01

5. 知見と含意

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

- ①部活動所属は賃金に対して効果はない（仮説①検証結果より）
- ②部活動において役職を経験していることが賃金を高める（仮説②検証結果より）
- ③部活動における取り組み方の姿勢が賃金を高める（仮説③検証結果より）

まず、仮説①検証結果より、部活動所属は賃金に対して効果はないことが明らかとなった。これは先行研究と整合的な結果であった（戸田ほか 2014）。単に部活動に所属するだけでは、労働市場における成果には影響を持たないことが改めて確認されたと言える。

次に、仮説②検証結果より、部活動において役職を経験していることが賃金を高めることが明らかになった。このことは、役職を経験することによって、協調性や外向性、リーダーシップ能力といった非認知能力が獲得され、これが賃金を高めていると解釈でき、李嬋娟（2014）が指摘した非認知能力の賃金への影響が確認された結果であると言える。

また、仮説③検証結果より、部活動における取り組み方の姿勢が賃金を高めることが明らかとなった。ただし、すべての姿勢が賃金を高めているのではなく、「意向に沿って行

動」する姿勢、「進んで協力」する姿勢、「意見を尊重」する姿勢が効果を持っており、一方で、「技術・スキル」や「工夫」は有意な結果は得られなかったことから、自己研鑽の姿勢ではなく、他の人と協調していく姿勢が賃金に影響を与えていることがわかった。以上のような姿勢で部活動に取り組んでいた人は、部活動を通じて、和田さゆり（1996）によって作成された「ビックファイブ」のうち、勤勉性や協調性の非認知能力を獲得した、または伸ばすことができたと言える。

以上より、単に部活動に所属しているかどうかは、賃金に対して効果を持たないが、部活動に対する取り組み方の姿勢は、非認知能力を獲得することにつながり、その結果として、労働市場における成果である賃金を向上させることが分かった。

この結果から、学校から強制されて部活動に取り組んでいる場合や、漫然と部活動に取り組んでいる場合、非認知能力が獲得されず、文部省（1998）で述べられている意義は達成されない可能性が高い。嫌々ながらの取り組みでは、他人と協調することや、積極的に活動することにはつながらない。こういった場合、尾見康博（2019）が指摘するように、部活動によって、むしろ生徒の自主性や自発性が阻害されることにつながりかねない。同様に、生徒が部活動の継続を断念してしまうことや、生徒に対して多大なストレスがかかることも懸念される。そこで、学校が部活動を強制させるのではなく、生徒の自主性を尊重したフレキシブルな学校運営を行うことが重要であると言える。

同様に、生徒が非認知能力を獲得することは、生徒の将来に影響を及ぼすと言え、この獲得を推進していくことが重要であると言えよう。生徒が積極的に部活動を行い、他人と協調していける環境を学校が作るものが極めて重要である。

6. 本稿の限界と今後の課題

最後に、本稿の課題と今後の課題について述べる。まず、仮説③において、質問項目が、部活動加入によって非認知能力を獲得できたかをたずねるものとなっておらず、「部活動加入以前から非認知能力を有していた」のか、「部活動加入によって非認知能力を獲得した」のかが判別できず、部活動における効果を十分に測れるものとなっていなかった。この改善策として、この判別が行えるような質問項目を設定するといった改善を行う必要があるといえる。次に、部活動における、大会やコンクールで高い成績を収めている強豪校の出身であることは、忍耐力や、人間関係構築における非認知能力の獲得につながり、社会的地位に対して正の効果をもたらし、と考え、「大会やコンクールといった結果を重視していたか」を尋ねる質問項目を設けたが、有意な結果は得られなかった。そのため、強豪校の影響をより正確に検証するためには、「実際に、賞の獲得や上位の大会出場など結果を残していたか」を尋ねる質問項目を設ける必要があると考えられる。

[注]

1) 表4における多重共線性の確認を行った結果は以下の付表1の通りである。

付表1 表4の多重共線性の確認

	共線性の統計量	
	許容度	VIF
男性ダミー	0.77	1.31
年齢	0.96	1.05
正規雇用ダミー	0.77	1.31
大卒ダミー	0.94	1.08
部活動所属ダミー	0.93	1.07
部長・副部長ダミー	0.92	1.09

2) はじめに、独立変数に「男性ダミー」「年齢」「正規雇用ダミー」「大卒ダミー」「結果の重視度」「熱心」「意向に沿って行動」「進んで協力」「工夫」「意見尊重」「技術・スキル獲得」「非欠席」「目標」を用いて重回帰分析を行った。これをモデル①とする。有意水準5%で「意向に沿って行動」「進んで協力」において有意な正の結果が、有意水準10%で「熱心」「意見尊重」において有意な正の結果が得られた。しかし、多重共線性の確認を行ったところ、「熱心」「意向に沿って行動」「進んで協力」「目標」の4変数においてVIFが3を上回った為、上記の変数において多重共線性が発生している可能性があるとして判断した。多重共線性の確認のため、独立変数の組み合わせを変えたモデルを複数作成し、それぞれ重回帰分析を行った。モデル①は「熱心」「目標」を除去したモデルである。モデル②は「熱心」「目標」「進んで協力」を除去したモデルである。モデル③は、はじめの分析において有意な結果が得られた「進んで協力」と「意見尊重」について、すべての独立変数のVIFがそれぞれ2以下となるように作成したモデルである。結果は付表2, 3, 4の通りである。

まず、付表2より、モデル①の独立変数から「熱心」「目標」を除去した場合、「非欠席」の回帰係数の符号が逆転することが分かった。これより、「熱心」「目標」と「非欠席」の変数の間に共線性があると考えられる為、「熱心」「目標」を除去して分析を行う。

付表2 モデル①の重回帰分析の結果

従属変数：年収（万）	回帰係数	標準化係数	標準誤差
(定数)	-416.88**		
男性ダミー	98.88**	0.22	31.01
年齢	14.05**	0.31	2.58
正規雇用ダミー	213.48**	0.40	34.95
大卒ダミー	85.20**	0.19	29.09
結果の重視度	-7.13	-0.04	10.93

意向に沿って行動	8.56 ⁺	0.15	16.81
進んで協力	19.35*	0.22	18.21
工夫	-7.73	-0.05	14.55
意見尊重	31.22*	0.16	14.71
技術・スキル獲得	13.71	0.08	14.65
非欠席	0.35	0.02	10.79
R ²		0.48	
調整済み R ²		0.44	
回帰の F 検定		12.93**(df = 12 ; 164)	
N		177	

⁺p<0.1 *p<0.05 **p<0.01

次に、付表 3 より、モデル①の独立変数から「進んで協力」を除去した場合、「意向に沿って行動」の変数について、有意水準 10%で有意な結果が得られず、回帰係数の符号が逆転した。これより、「意向に沿って行動」と「進んで協力」の 2 変数の間に共線性があると考えられる為、「意向に沿って行動」を除去して分析を行う。

付表 3 モデル②の重回帰分析の結果

従属変数：年収（万）	回帰係数	標準化係数	標準誤差
(定数)	-382.37**		
男性ダミー	96.11**	0.22	28.95
年齢	13.25**	0.30	2.52
正規雇用ダミー	213.07**	0.41	34.07
大卒ダミー	84.77**	0.19	25.62
結果の重視度	-4.56	-0.02	10.34
意向に沿って行動	-9.90	-0.05	16.15
工夫	-1.99	-0.01	13.97
意見尊重	24.79 ⁺	0.13	14.15
技術・スキル獲得	18.50	0.11	14.01
非欠席	0.82	0.01	10.52
R ²		0.47	
調整済み R ²		0.44	
回帰の F 検定		15.37**(df = 10 ; 172)	
N		183	

⁺p<0.1 *p<0.05 **p<0.01

最後に、付表4より、独立変数のVIFをすべて2以下になるようにモデルを作成すると、「進んで協力」「意見尊重」の回帰係数の符号が逆転することがなく、また、有意水準5%で「進んで協力」において有意な結果が、有意水準10%で「意見尊重」において有意な結果が得られることがわかった。よって、「進んで協力」「意見尊重」については、多重共線性の影響はないと言える。多重共線性の確認の結果は付表5に示したとおりである。

付表4 モデル③の重回帰分析の結果

従属変数：年収（万）	回帰係数	標準化係数	標準誤差
(定数)	-410.1**		
男性ダミー	105.5**	0.24	27.7
年齢	12.8**	0.29	2.5
正規雇用ダミー	209.2**	0.40	32.9
大卒ダミー	86.2**	0.20	25.2
結果の重視度	-8.3	-0.05	10.1
進んで協力	27.4*	0.14	14.7
意見尊重	19.0 ⁺	0.10	13.1
非欠席	-4.3	-0.03	9.7
R ²		0.48	
調整済みR ²		0.45	
回帰のF検定		19.80**(df = 8 ; 174)	
N		183	

⁺p<0.1 *p<0.05 **p<0.01

付表5 付表4の多重共線性の確認

	共線性の統計量	
	許容度	VIF
男性ダミー	0.76	1.32
年齢	0.97	1.03
正規雇用ダミー	0.76	1.32
大卒ダミー	0.92	1.09
結果の重視度	0.77	1.30
進んで協力	0.52	1.94
意見尊重	0.64	1.56
非欠席	0.62	1.61

以上より、多重共線性の対処として「熱心」「目標」「意向に沿って行動」を除去して分析を行った。表5における多重共線性の確認を行った結果は以下の付表5の通りである。

付表5では、VIFが2以上となっている変数が見られるが、回帰係数の大きな偏りはないこと、加えて、モデル①～④の検証結果より、多重共線性の問題は回避できたとみなした。VIFの基準については、櫻井秀彦ほか(2007)では、VIF5以下を基準として分析を行っており、同様に大久保(2017)ではVIF3以下を基準として分析を行っている。以上より、本稿における分析においても多重共線性の問題はないと考えられる。

付表6 表5の多重共線性の確認

	共線性の統計量	
	許容度	VIF
男性ダミー	0.68	1.46
年齢	0.95	1.05
正規雇用ダミー	0.72	1.39
大卒ダミー	0.91	1.10
結果の重視度	0.75	1.34
進んで協力	0.39	2.59
工夫	0.42	2.37
意見尊重	0.56	1.80
技術・スキル獲得	0.46	2.19
非欠席	0.57	1.74

[文献]

文化庁, 2018, 「文化庁活動の現状について」

Heckman, J. and Kautz, T. , 2012, “Hard evidence on soft skills. Labour Economics,” 19(4): 451-464.

国税庁, 2019, 「民間給与実態統計調査結果」

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』 650 : 30-43.

文部省, 1996, 「中学生・高校生のスポーツ活動に関する調査」

文部省, 1998, 「我が国の文教政策：心と体の健康とスポーツ」

中澤篤史・西島央・矢野博之・熊谷信司, 2008, 「中学校部活動の指導・運営の現状と次期指導要領に向けた課題に関する教育社会学的研究」『東京大学大学院 教育学研究科 紀要』 48 : 317-337.

尾見康博・廣瀬文哉, 2019, 「生徒の自主性や自発性を妨げる部活という仕組み-退部経

- 験者の組織コミットメントの観点から」『教育実践学研究』24 : 1-10.
- 大久保亮, 2017, 「統合失調症における幼少期ストレス, 人格傾向が抑うつ症状と自殺念慮・自殺企図に与える影響」北海道大学.
- 櫻井秀彦, 川原昇平, 多田裕一郎, 中島史雄, 猪狩富夫, 百瀬晴彦, 近藤弘之, 小森雄太, 早瀬幸俊, 2007, 「保険薬局における患者満足の研究—共分散構造分析と重回帰分析を用いた患者アンケートデータの解析—」『薬学雑誌』127(7) : 1115-1123.
- 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角」『日本教育経営学会紀要』39 : 74-88.
- 総務省統計局, 2018, 「労働力調査」
- 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」
- 高旗正人・北神正行・平井安久, 1996, 「中学生の『向学校性』に関する調査研究」『岡山大学教育学部研究集録』102 (2) : 49-58.
- 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.
- 上野耕平, 2006, 「運動部活動への参加による目標設定スキルの獲得と時間的展望の関係」『体育学研究』51 : 49-60.
- 内田良, 2017, 「ブラック部活動—子どもと先生の苦しみに向き合う—」東洋館出版社.
- 和田さゆり, 1996, 「性格特性用語を用いた Big Five 尺度の作成」『心理学研究』67 : 61-67.
- 横井彩奈, 2011, 「部活動が与える自己効力感への影響--達成場面と人間関係に着目して」『研究所報』60 : 122-132.
- 吉村斉, 1997, 「学校適応における部活動とその人間関係のあり方—自己表現・主張の重要性—」『教育心理学研究』45 (3) : 337-345.

SNS のメッセージによるやりとりが幸福感やストレスに与える影響

結城将司・葛西桃花

(東北大学教育学部)

1 問題関心

本稿は現代主流となっている SNS を介したコミュニケーションにおける人々の心理を明らかにすることを目的としている。その上で、性別による差異や SNS を介してのやりとりについての感じ方の要因を検証する。本稿で扱われる SNS を介したメッセージによるやりとりとは、あくまでインターネット上での文面によるやりとり、いわゆる DM (ダイレクトメッセージ) のことを指し、メール等によるやりとりは対象として含まれていない。

2007 年に初代 iPhone が登場して以来、スマートフォンが世界的に普及したことでインターネットを自由に使えるだけでなく、アプリを自由にダウンロードして利用できるようになった。そのようなスマートフォンの流行に伴い、我が国における SNS 利用者は若者を中心に年々増加しており (総務省 2017)、我々の生活スタイルに様々な変化をもたらしてきた。そのなかでも特にコミュニケーションの形態の変化は象徴的である。SNS によりこれまでの対面によるコミュニケーションから SNS を介したコミュニケーションが当たり前の社会へと変化してきている。世界的に多くの人々が利用している SNS としては、Facebook, LINE, twitter 等があり、我が国においては LINE を利用する人が最も多く、その数は実に 8100 万人以上である (LINE 株式会社 2019)。ただ SNS 利用は私たちの生活をより便利にした一方で、SNS 上でのいじめや文面上であるがゆえに、言葉の真意を伝えきれないことが原因となって起こる人間関係の悪化、そしてそういったトラブルを未然に防ごうとする過剰な意識から、SNS を利用することで疲労を感じている人が多いこと (橋本 2013) など、それまでは問題とならなかった事柄が新たな社会問題となっている。

このような時代背景もあり、SNS におけるメッセージのやりとりでメッセージを送る側や受け取る側の心理をきちんと理解すること、そして、相手の心理を推測し、十分に配慮することは、今後の我々の生活においてメッセージによるやりとりでコミュニケーションをとる際にもはやなくてはならないリテラシーとなっている。先にも記した通り我が国において LINE の利用者が最も多いということだが、LINE とはチャット式のメッセージによるやりとりをサービスとして提供しているものである。それだけ SNS を介してのメッセージによるやりとりが身近なものとなっている今日、利用者がどのような要因で幸福やストレスを感じるのか分析することは、SNS によるメッセージでのコミュニケーションを考えるうえで重要なことである。したがって、本稿では SNS のやりとりと幸福感・ス

トレスの関係を明らかにする。

2 先行研究の整理

SNS やインターネットと人間関係をテーマとして扱っている研究は数多く見受けられる。大学新入生を主な対象として行われたコミュニケーションに関する研究では、SNS を介してのコミュニケーションは、対面によるコミュニケーションにおいて、友人関係の満足感に補完的な役割を果たすことが明らかにされ、人間関係の維持や構築に重要な役割を果たしていることが示された(吉武・黒川 2015)。

しかし、SNS と一括りに言っても、Instagram などはメッセージによるやりとりを主要な目的として利用するものではなく、自分自身や他人の情報を発信することや獲得することを目的として利用されるため、言葉によるコミュニケーションツールとは言い難く、あくまで人とコミュニケーションをとるために SNS を利用した際の心理に注目した研究となると極めて少ない。また、SNS を介してのやりとりについて幸福感やストレスを感じると言ってもどのような感情が要因となってそのように感じるのか、また、最も感じ方の要因となっているものは何であるのか、そのような感じ方の原因となっているものに着目した研究となると見受けられない。

また、SNS を介してのコミュニケーションは、頻度として女性の方が多く利用していることを示している研究(村田 2017)も見受けられるが、女性が SNS を介してのコミュニケーションを頻繁に行っている要因までは追究しておらず、何が利用の誘因となっているのか明確ではない。

以上より、本稿は人間関係の構築および維持に SNS を介してのコミュニケーションがどれだけ重要なものと認識しているかについて、性別による差異を検証し、さらに SNS を介してのやりとりについての感じ方について、その要因となっているものは何であるのかを検証する。

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。先行研究では、SNS を介してのやりとりについて幸福感やストレスを感じる要因は何であるのか、また、最も感じ方の要因となっているものは何であるのかといった部分が明らかにされていない。本稿ではこの限界を超えるために、次に記した3つの仮説を設定した。

【仮説①】 SNS を介してのやりとりが人間関係の構築や維持に重要だという認識は女性の方が強い。

【仮説②】 メッセージによるやりとりをポジティブに捉えている人にとって、やりとりの

「気軽さ」がその感じ方の主な要因である。

【仮説③】メッセージによるやりとりをネガティブに捉えている人にとって、「返信に追われる義務感」がその感じ方の主な要因である。

分析枠組みとしては図1，図2および図3に示した通りである。仮説1においては，友人関係の構築や維持に SNS を介してのメッセージによるやりとりが重要であるか，その程度を尋ねる「やりとり重要度」が性別によってどのくらいの差があるのか従属変数を「やりとり重要度」とし重回帰分析を行って検証する。また，仮説2や仮説3を分析するにあたり，career mam のアンケート調査で SNS を介してのコミュニケーションにおけるポジティブな感情を持つ要因、そしてネガティブな感情を持つ要因として挙げられているものを取り上げた。これに対してそれぞれ「やりとりが楽しい」や「やりとりがストレス」という感情にどの要因が最も影響力があるものなのかを重回帰分析を行って検証する。



図1

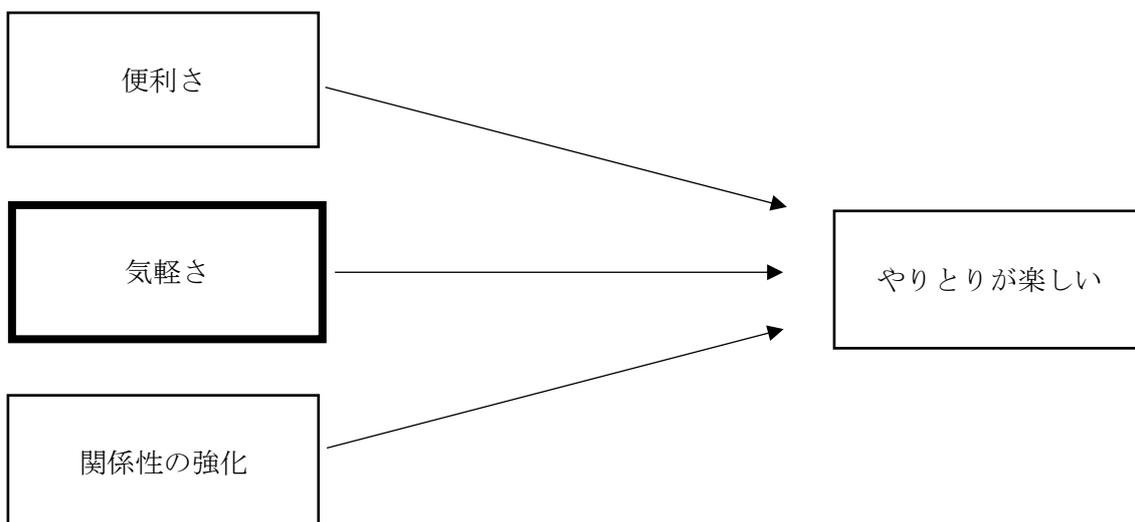


図2

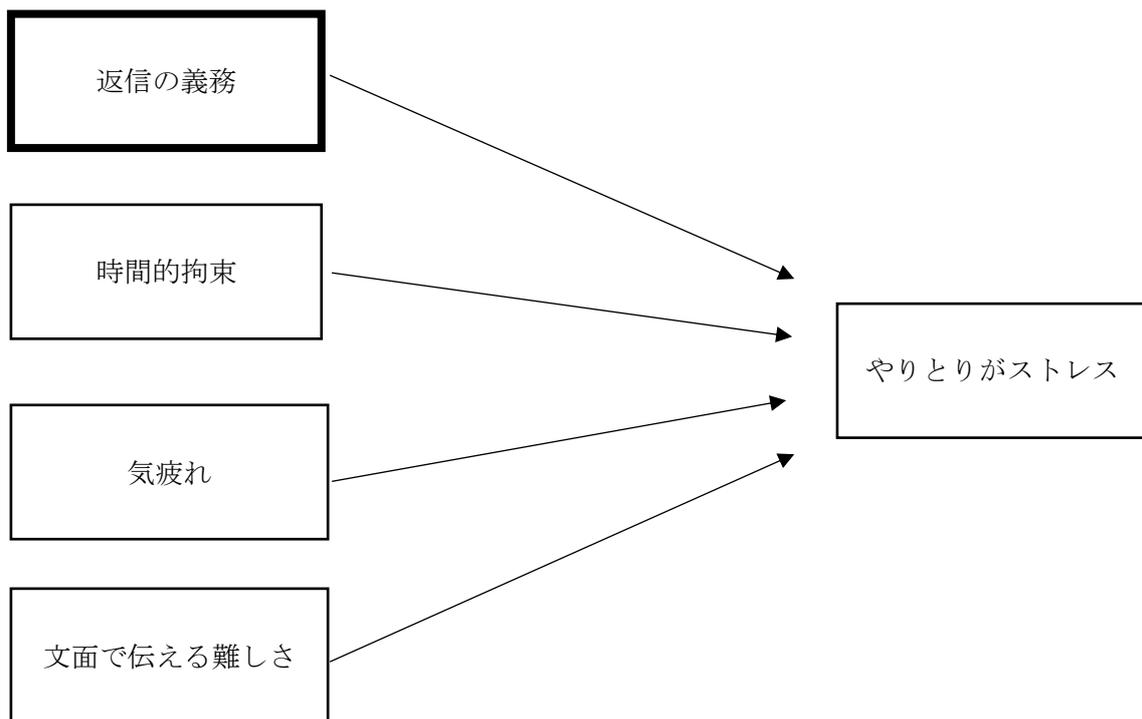


図 3

4 使用データと変数

4.1 使用データ

本稿の分析で使用するデータは、2019年8月1日～9月4日に東北大学教育学部、教育学実習受講者が実施した「若年層のライフスタイルと意識に関する調査」である。調査対象は日本在住の20歳以上40歳未満の男女であり、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275で、回収率は91.7%であった。

4.2 変数

本稿で使用する変数は「メッセージによるやりとりの重要度」(以下「やりとり重要度」)「友人とのやりとりの楽しさ」「友人とのやりとりのストレス」「年齢」「性別ダミー」である。「友人とのやりとりの楽しさ」については先行研究にもとづいて3つの理由、「友人とのやりとりのストレス」については先行研究にもとづいて4つの理由もたずねた。

また、やりとりをする友人について、「現在親しくしている友人(職場の同僚など、会う頻度が1番多い友人)」(以下「現在の友人」)「過去に親しくしていた友人(学生時代の友人や旧友など、しばらく会っていない友人)」(以下「過去の友人」)「インターネット上でのみつながりのある友人」(以下「インターネット上の友人」)にわけ、1人思い浮かべて回答してもらった。詳しい使用変数については以下の表にまとめた。

表1 変数作成方法

変数名	変数作成方法
やりとり重要度	「あなたは友人関係においてメッセージによるやりとりが重要だと思えますか」という質問に対し「まったく感じない」と回答したものを0, 「あまり感じない」を1, 「どちらともいえない」を2, 「やや感じる」を3, 「とても感じる」を4とした。
友人とのやりとりの楽しさ	「その友人とのやりとりを『気軽にやりとりできて楽しい』と感じますか」という質問に対し「まったく感じない」と回答したものを0, 「あまり感じない」を1, 「どちらともいえない」を2, 「やや感じる」を3, 「とても感じる」を4とした。 「現在の友人」「過去の友人」「インターネット上の友人」それぞれにわけて質問した。
友人とのやりとりの楽しさの理由	友人とのやりとりの楽しさについて「a. いつでも連絡をとることができるから（便利さ）」「b. 気軽に話すことができるから（気軽さ）」「c. 友人とさらに仲良くなれるから（関係の強化）」のそれぞれについて「まったく感じない」と回答したものを0, 「あまり感じない」を1, 「どちらともいえない」を2, 「やや感じる」を3, 「とても感じる」を4とした。
友人とのやりとりのストレス	「その友人とのやりとりを『不満や悩みがありストレスである』と感じますか」という質問に対し「まったく感じない」と回答したものを0, 「あまり感じない」を1, 「どちらともいえない」を2, 「やや感じる」を3, 「とても感じる」を4とした。 「現在の友人」「過去の友人」「インターネット上の友人」それぞれにわけて質問した。
友人とのやりとりのストレスの理由	友人とのやりとりのストレスについて「a. 返信しなければならぬ義務感にとらわれるから（義務感）」「b. 文章を考えることへの気疲れがあるから（気疲れ）」「c. やりとり時間に時間をとられるから（時間的拘束）」「d. やりとり次第で関係がこじれる可能性があるから（文面での難しさ）」のそれぞれについて「まったく感じない」と回答したものを0, 「あまり感じない」を1, 「どちらともいえない」を2, 「やや感じる」を3, 「とても感じる」を4とした。
年齢	記入されたものをそのまま使用した。
性別ダミー	女性を0, 男性を1とした。

5 分析結果

5.1 基礎分析

データの記述統計は以下の表にまとめた。

表2 記述統計

		平均	標準偏差	度数	
(従属変数)	(独立変数)				
やりとり重要度		2.760	0.906	271	
	性別ダミー	0.495	0.501	271	
	年齢	31.225	5.126	271	
現在の友人とのやりとり	楽しさ	3.086	0.786	209	
	性別ダミー	0.431	0.496	209	
	年齢	31.043	5.119	209	
	ストレス	1.043	1.027	210	
	性別ダミー	0.438	0.497	210	
	年齢	31.048	5.107	210	
	過去の友人とのやりとり	楽しさ	2.811	0.818	106
過去の友人とのやりとり	性別ダミー	0.406	0.493	106	
	年齢	31.745	4.719	106	
	ストレス	1.236	1.065	106	
	性別ダミー	0.406	0.493	106	
	年齢	31.708	4.684	106	
	インターネット上の友人	楽しさ	2.774	0.847	53
	インターネット上の友人	性別ダミー	0.528	0.504	53
年齢		31.057	4.853	53	
ストレス		1.519	1.094	54	
性別ダミー		0.519	0.504	54	
年齢		30.870	4.766	54	

表3 対応のあるサンプルの統計量 (楽しさ)

	ペア1		ペア2		ペア3	
	現在の友人	過去の友人	現在の友人	ネット上の友人	過去の友人	ネット上の友人
平均値	3.124	2.763	3.021	2.766	2.885	2.769
度数	97	97	47	47	26	26
標準偏差	0.857	0.814	0.897	0.840	0.766	0.863

表4 対応のあるサンプルの検定結果 (楽しさ)

	ペア 1	ペア 2	ペア 3
	現在の友人-過去の友人	現在の友人-ネット上の友人	過去の友人-ネット上の友人
t 値	3.584	1.451	0.570
自由度	96	46	25
有意確率	0.001	0.154	0.574

表 5 対応のあるサンプルの統計量 (ストレス)

	ペア 1		ペア 2		ペア 3	
	現在の友人	過去の友人	現在の友人	ネット上の友人	過去の友人	ネット上の友人
平均値	1.040	1.242	1.064	1.617	1.500	1.464
度数	99	99	47	47	28	28
標準偏差	1.049	1.070	1.051	1.054	1.171	1.036

表 6 対応のあるサンプルの検定結果 (ストレス)

	ペア 1	ペア 2	ペア 3
	現在の友人-過去の友人	現在の友人-ネット上の友人	過去の友人-ネット上の友人
t 値	-2.031	-2.630	0.143
自由度	98	46	27
有意確率	0.045	0.012	0.887

記述統計の結果により、メッセージのやりとりの楽しさの平均は「現在の友人」「過去の友人」「インターネット上の友人」の順に高く、メッセージのやりとりのストレスの平均は「インターネット上の友人」「過去の友人」「現在の友人」の順に低くなっている。さらに対応のある t 検定を行うと、「現在の友人」と「過去の友人」のペア、「現在の友人」と「インターネット上の友人」のペアの平均値には有意差があるとわかる。このことから、現在実際にあってコミュニケーションを取れる相手とのやりとりが、最もストレスが少なく楽しく感じられるとわかる。これは SNS によるやりとりはあくまで SNS を介したコミュニケーションは FTF のコミュニケーションの満足度に補完的な役割を持つものだという先行研究(吉武ほか 2015) にも合致している。

なお、同じ友人の分類でも、「楽しさ」と「ストレス」で度数が違っているため記述統計が多くなっている。

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「メッセージのやりとりが人間関係の構築や維持に重要だという認識は女性の方が強い」について、性別によってメッセージのやりとりの重要度に対する認識が異なるかを明らかにするために従属変数を「や

りとり重要度」として重回帰分析を行う。また、村田（2018）によると、SNSの利用頻度は年齢によって差があるため「やりとり重要度」には年齢も影響しうると考えられる。そこで「性別ダミー」と「年齢」を独立変数とする。

表 7 重回帰分析

従属変数：やりとり重要度	回帰係数	標準化係数
(定数)	3.296*	
性別ダミー	-0.390*	-0.216
年齢	-0.011	-0.062
R ²	0.052	
調整済みR ²	0.045	
モデルの F 検定	*	
N	271	

* : <0.001

分析結果より、「やりとり重要度」に与える影響は年齢より性別の方が大きいとわかる。「性別ダミー」について、回帰係数がマイナスになっていることから、男性より女性の方がやりとり重要度に与える影響が大きく、女性の方がメッセージのやりとりを重要視していると解釈できる。しかし、決定係数があまり高くないため信頼性が低い。

次に仮説②「メッセージによるやりとりをポジティブにとらえている人にとって、送る相手によらずそのやりとりの気軽さがその感じ方の主な要因である」について検証する。「友人とのやりとりの楽しさ」を従属変数とし、表 1 に示した「友人とのやりとりの楽しさの理由」の a. ～c. のどの理由が大きく影響を与えるのか、また、男女差、年齢による差はあるのか「現在の友人」「過去の友人」「インターネット上の友人」のそれぞれについて重回帰分析を行う。

表 8 : 重回帰分析

(独立変数)	現在の友人		過去の友人		ネット上の友人	
	モデル①	モデル②	モデル③	モデル④	モデル⑤	モデル⑥
	回帰係数		回帰係数		回帰係数	
性別ダミー	-0.268**	-0.109	0.029	-0.114	0.032	0.063
年齢	0.005	-0.005	-0.001	-0.004	0.014	0.006
便利さ	0.059	0.092	0.400**		0.222*	
気軽さ	0.483**	0.597**		0.622**		0.372**
関係の強化	0.237**		0.259**	0.071	0.461**	0.314*
R ²	0.472	0.578	0.400	0.577	0.436	0.508
調整済みR ²	0.459	0.561	0.376	0.560	0.389	0.467
モデルの F 検定	**	**	**	**	**	**
N	209	106	106	106	53	53

* : <0.05 ** : <0.001

分析結果より、「現在の友人」「過去の友人」「インターネット上の友人」いずれも「気軽さ」の値が大きく、メッセージによるやりとりの楽しさに与える影響が強いとわかる。特に、「過去の友人」とのやりとりでは気軽さの与える影響が大きい。一方、「インターネット上の友人」とのやりとりは気軽さの与える影響が一番大きい、他の値との差は小さい。なお、「過去の友人」と「インターネット上の友人」については VIF により多重共線性が見られたため¹⁾、項目をひとつずつ外して分析した。

次に、仮説③「メッセージによるやりとりをネガティブにとらえている人は、送る相手によらず返信に追われる義務感とその感じ方の主な要因である」について検証する。「友人とのやりとりのストレス」を従属変数とし、表 1 に示した「友人とのやりとりのストレスの理由」の a. ~d. のどの理由が大きく影響を与えるのか、また、男女差、年齢による差はあるのか「現在の友人」「過去の友人」「インターネット上の友人」のそれぞれについて重回帰分析を行う。

表9 重回帰分析

(独立変数)	現在の友人				過去の友人					ネット上の友人		
	モデル①	モデル②	モデル③	モデル④	モデル⑤	モデル⑥	モデル⑦	モデル⑧	モデル⑨	モデル⑩	モデル⑪	モデル⑫
	回帰係数				回帰係数					回帰係数		
性別ダミー	0.076	0.125	0.061	0.076	-0.201	-0.143	-0.229	-0.031	-0.107	-0.184	-0.245	-0.487
年齢	-0.014	-0.010	-0.013	-0.011	-0.010	-0.007	-0.008	-0.013	-0.012	-0.014	-0.011	-0.017
義務感	0.461***				0.438***	0.551***	0.496***					
気疲れ		0.342***	0.429***					0.588***	0.528***		0.435***	
時間的拘束		0.348***		0.438***	0.116	0.187*		0.130		0.323***	0.258	0.298*
文面での難しさ	0.238***		0.227***	0.255***	0.282***		0.308***		0.236*	0.432***		0.306**
R ²	0.617	0.603	0.546	0.555	0.628	0.571	0.619	0.613	0.639	0.509	0.560	0.471
調整済みR ²	0.610	0.595	0.537	0.546	0.609	0.554	0.604	0.598	0.625	0.490	0.524	0.428
モデルのF検定	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
N	210	210	210	210	106	106	106	106	106	106	54	54

* : <0.05 ** : <0.01 *** : <0.001

分析結果より、友人とのやりとりのストレスに与える影響は「義務感」や「気疲れ」によるものが大きいとわかる。しかし、「現在の友人」「過去の友人」「インターネット上の友人」いずれも4つの項目を入れると多重共線性が生じた²⁾ため、正確に比べることはできなかった。

6 考察

回答者のほとんどがどれかの分類の友人とはメッセージのやりとりをしており、本研究の対象である20歳以上40歳未満の世代はやはりSNSを利用したコミュニケーションがよく行われているとわかる。

やりとりを楽しんでいるのには、特に「過去の友人」において気軽さが与える影響が大きく、「現在の友人」と「インターネット上の友人」においては「気軽さ」のほかに「関係の強化」も影響が大きいことから、すでに関係性ができあがっている相手とのやりとりは気軽で楽しく、関係を築いている段階の相手とはさらに仲良くなれるという楽しさがあると考えられる。渡辺(2009)によれば、新旧友人に対する友人関係期待に差異があり、同じ生活環境で時間を共有することの多い新友人に対しては、「一緒に行動すること」を重視する一方で、出会ってから期間が長く、深い信頼関係が築かれていると考えられる旧友人に対しては、新友人に比べて「自己開示すること」「言いたいことが言い合える関係」「自分を必要としてくれる」などの関係を重視していることが明らかになっている。渡辺(2009)の対象は大学生であり、メッセージのやりとりに絞らず友人関係を調査するものだったため、本研究とは対象と方法に差異があるものの、同じようにやりとりの楽しさの感じ方に違いがあることも友人関係の際に関する研究を補強するものになると考えられる。

やりとりをストレスだと感じるのには相手の分類によらず「義務感」と「気疲れ」の影響が大きいことから、やりとりが長く続いてしまったときに返信しなければいけないというストレスが生まれるのではないかと考えられる。また、SNSのコミュニケーションについては岡本(2017)のようにメッセージのやりとりだけでなく、他人の投稿を見ることや自分が投稿することなども対象とした研究が多い。岡本(2017)はSNSの利用頻度とSNSを見なければいけないという閲覧強迫の間に有意な相関があると示しており、やりとりの頻度が多いと義務感や気疲れからストレスが生まれやすいと考えられる。

7 本調査の限界と今後の課題

本研究では、友人を現在、過去、インターネット上と分類して分析を行い、分類ごとに差が見られた部分もあったが、なぜこのような差が見られるのかというメカニズムまでは明らかにされなかった。また、1人を思い浮かべて回答してもらったため、回答者がメッセージのやりとりをしている友人の人数や、やりとりの頻度は考慮していない。特に過去の友人

やインターネット上の友人は、回答者の度数が大きく異なっているように、個人差が大きい項目なので、友人の人数ややりとりの頻度まで考慮して比較できるとより有意義な研究になるだろう。

今後の課題は、より具体的な質問を加えることでやりとりの相手による差がなぜ生まれるのか、何人とのやりとりは楽しく、何人とのやりとりはストレスなのかなど、細部に迫る必要がある。また、多重共線性が出てしまった項目は見直す必要がある。

[注]

1) 仮説②における重回帰分析で、VIFによって多重共線性が見られなかったものについて、値を以下に掲載する。

表 10 VIF の結果

(独立変数)	現在の友人		過去の友人		ネット上の友人	
	モデル①	モデル②	モデル③	モデル④	モデル⑤	モデル⑥
	VIF		VIF		VIF	
性別ダミー	1.029	1.042	1.048	1.035	1.163	1.160
年齢	1.008	1.005	1.024	1.025	1.040	1.047
便利さ	1.186	1.815	1.134		1.386	
気軽さ	1.333	1.766		1.346		1.737
関係の強化	1.199		1.157	1.410	1.420	1.778

2) 仮説③における重回帰分析で、VIFによって多重共線性が見られなかったものについて、値を以下に掲載する。

表 11 VIF の結果

(独立変数)	現在の友人				過去の友人				ネット上の友人			
	モデル①	モデル②	モデル③	モデル④	モデル⑤	モデル⑥	モデル⑦	モデル⑧	モデル⑨	モデル⑩	モデル⑪	モデル⑫
	VIF				VIF				VIF			
性別ダミー	1.012	1.007	1.012	1.016	1.030	1.017	1.009	1.017	1.038	1.031	1.117	1.128
年齢	1.006	1.003	1.006	1.007	1.020	1.018	1.010	1.017	1.012	1.018	1.044	1.035
義務感	1.595				1.946	1.679	1.489					
気疲れ		1.912	1.935					1.789	1.714		1.545	
時間的拘束		1.913		1.742	1.817	1.714		1.802		1.391	1.516	1.747
文面での難しさ	1.593		1.934	1.740	1.593		1.503		1.706	1.375		1.644

[文献]

- 岡本卓也, 2017, 「SNS ストレス尺度の作成と SNS 利用動機の違いによる SNS ストレス」
『信州大学人文科学論集』信州大学人文学部, 4:113-131
- 村田ひろ子, 2018, 「友人関係が希薄な中高年男性—調査からみえる日本人の人間関係～
ISSP 国際比較調査「社会ネットワークと社会的資源 2017」・日本の結果から～」『放送
研究と調査』NHK 放送文化研究所, 68(6):78-94
- 吉武久美・中山真・三島浩路・大西綾子・吉田俊和・黒川雅幸, 2015, 「大学新入生の友人
関係における FTF コミュニケーションおよび SNS コミュニケーション」『対人社会心
理学研究』大阪大学大学院人間科学研究科対人社会心理学研究室, 15:55-62
- 渡辺舞, 2009, 「新旧友人への友人関係期待が友人関係に及ぼす影響」『北星学園大学大学院
社会福祉学研究科北星学園大学大学院論集』北星学園大学, 12:123-140
- 総務省, 2020, 「平成 29 年版情報通信白書」
- LINE 株式会社, 2019, 「紹介資料 2019 年 10 月～12 月, 2019 年 12 月期第 2 四半期決算資
料」
- 橋本良明, 2013, 「スマートフォン利用と依存傾向—総務省情報通信政策研究所との共同研
究から」
- 株式会社キャリア・マム, 2015, 「『LINE』アンケート 2015」, career mam, (2019 年 7 月
1 日取得, <http://www.c-mam.co.jp/>)