

信州心理臨床紀要

No. 23 June 2024

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室

23

原著

- 1 教員養成系大学生における多様な性に関する知識・態度と異質拒否傾向：井口今日子・茅野理恵
- 13 日米の大学生における援助要請態度の差異—文化的自己観に焦点を当てて—：大平祐布・茅野理恵
- 25 学校外の居場所感が不登校傾向に与える影響について：里見隆行・茅野理恵
- 37 児期の異年齢児に対する互惠性評価—社会的規律意識の発達に焦点化して—：澤田夕珠姫・水口崇
- 50 新卒社会人のリアリティ・ショックが職業性ストレスへ及ぼす影響：鈴木有珠・篠田直子
- 63 少年院出院者に対するイメージと許容的態度の関連
—被害リスク知覚と犯罪不安を手がかりにして—：野田優真・篠田直子
- 77 自尊感情が社交不安に及ぼす影響
—他者からの否定的評価の恐れと肯定的評価の恐れに着目して—：羽毛田佳音・向井秀文
- 92 視線注意手がかり効果—顔と物体の視覚処理の比較—：宮下夏実・水口崇

資料

- 106 信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室 令和5年度業務内容のあらまし
- 112 令和5年度心理教育相談室活動報告

<原著>

教員養成系大学生における 多様な性に関する知識・態度と異質拒否傾向

井口今日子
茅野理恵

信州大学大学院総合人文社会科学研究科
信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、教員養成系大学生における多様な性に関する知識の状況を調査するとともに、異質拒否傾向と否定的態度の関連に対する知識の調整効果を検討した。教員養成系教育学部所属の大学生で、シスジェンダーかつ異性愛者であると回答した83名（戸籍上男性28名、戸籍上女性55名）を分析対象とした。分析の結果、異質拒否傾向に対する知識の調整効果は示されなかった。教員養成系大学生における知識の状況としては、全体的に理解が進んでいると言えるが、法制度やセクシュアリティの個人差に関する理解は比較的遅れていることが示唆された。

キーワード：性的マイノリティ，異質拒否傾向，同性愛者，トランスジェンダー

はじめに

近年、多様なセクシュアリティに関する人々の関心は高まっている。多くの人が該当する異性愛かつシスジェンダー（出生時に割り当てられた性と性自認が一致する）ではない性のあり方も、人としての自然なあり方として認識されつつある。

本研究は、性的マイノリティが安心して学校生活を送れる学校環境を目指し、学校教員の知識と態度に着目する。性的マイノリティについての知識を有さない、または誤った知識による否定的なイメージを抱いていると、性的マイノリティは「いないもの」、「異常で嫌悪すべき存在」として扱われてしまう。このような無自覚な存在の否定や嫌悪は、学校教員が子どもを理解し支援する上で大きな障害になり得る。学校で理解されない、拒否されるという子ども側の経験と共に、目の前の子どもに嫌悪を抱く、ありのままの姿を受け入れられないという学校教員の経験も、正しい理解の広まりにより減っていくことを願う。

問題

性的マイノリティとは

近年、多様なセクシュアリティ（性のあり方）への関心が高まっている。セクシュアリ

ティが少数派である人々を表す総称として「LGBTQ+」,「性的マイノリティ」などが用いられるが,本研究においては「性的マイノリティ」と呼称することとする。

セクシュアリティは,「男性」,「女性」に限らず多様な形が存在している。LGBT 法連合会 (2022) によると,「性的指向 (恋愛感情や性的な関心がどの性別に向いているか,向いていないか)」、「性自認 (自分の性別をどう認識しているか)」、「法律上の性 (出生時に割り当てられた性別をもとに戸籍等に記載された性別)」、「性別表現 (服装や髪形,言葉遣い,しぐさ等,自分の性別をどう表現するか)」の4要素を組み合わせた形がセクシュアリティであると考えることができる。

性的マイノリティの若年層の問題

性的マイノリティの10代は,高い自殺リスクとメンタルヘルス上の深刻な問題を抱えている。認定特定非営利活動法人 ReBit (2022) は性的マイノリティの若年層を対象に,回答時から過去1年以内での自殺念慮,自殺未遂,自傷行為,不登校経験を調査している。その結果,12歳~19歳の回答者の48.1%が自殺念慮を,14.0%が自殺未遂を,38.1%が自傷行為を経験し,中学生の22.1%,高校生の14.9%が過去1年間に不登校を経験したことが明らかになっている。この結果は,日本財団 (2021) の全国調査と比較して自殺念慮が3.8倍,自殺未遂が4.1倍にのぼり,文部科学省 (2023) の全国調査における不登校生徒の割合と比較して中学生で3.7倍,高校生で7.5倍にのぼる。

学校における性的マイノリティの状況

深刻な問題を抱える性的マイノリティの若年層だが,学校生活でも様々な困難を抱えている。LGBT 法連合会 (2019) の「困難リスト」において,同級生や学校教員の心無い言動で自尊感情が傷つけられた,法律上の性にふさわしい髪形や服装を強要され苦痛を感じた,などの経験が報告されている。認定特定非営利活動法人 ReBit (2023b) の調査での学校教員の回答の中で,学校の体制により生徒の制服変更の希望に対応できなかった,他の学校教員が,振る舞いが戸籍上の性にそぐわないという理由で他者を揶揄している場面を見聞きした,などの経験が報告されている。

以上から,学校教員や他の児童・生徒による嫌悪や無理解,多様なセクシュアリティを考慮しない学校の体制により,性的指向や性自認を理由とした困難が学校生活でも生じていることがわかる。性的マイノリティが安心して学校生活を送るには,学校教員,児童・生徒,保護者などの周囲の人々が多様な性に関して適切に理解していることが重要である。

多様な性に関する学校教員の理解

日高 (2020) による小学校,中学校,高等学校の教員を対象とした調査において,同性愛に関する誤った認識を回答した割合が46.9%にのぼる結果が得られている。渡邊 (2019) が高等学校の教員を対象に多様な性に関する研修の効果を検討した研究において,約60%の参加者が研修を受ける以前は性的マイノリティに対する誤解があったと回答している。

多様な性に関する学校教員の適切な理解を増進する機会として,学校での研修,養成機

関での学びが挙げられる。小学校、中学校、高等学校の学校教員を対象に、勤務する学校、出身養成機関における多様な性の理解に関する研修の実施状況の調査が行われている。学校での研修実施率は、寺田（2019）による養護教諭が対象の調査では10%を下回り、認定特定非営利活動法人 ReBit（2023b）の調査では22.2%であった。出身養成機関での学ぶ機会は、日高（2020）の調査では「同性愛」、「性同一性障害」について学んだ割合は10%前後、認定特定非営利活動法人 ReBit（2023a）の調査では性的マイノリティ児童・生徒の課題や支援について学んだ割合は13.0%であり、10%程度にとどまっている。

以上から、学校教員が多様な性について学ぶ機会は決して多くなく、学校現場での研修は広まりつつあるが、教員養成課程での学ぶ機会は依然として不足していることがわかる。

多様な性に対する態度の要因

多様なセクシュアリティに対する態度に関して、同性愛者およびトランスジェンダーを対象の中心とした研究が行われている。

飯田・藤山・來田・風間・藤原・古川（2018）は、体育・スポーツ関連学部の大学生を対象とした調査において、多様な性に関する知識と同性愛者及びトランスジェンダーへの否定的態度の関連を検討している。その結果、適切な知識を有するほど態度が肯定的であることを示している。

田中・伊藤・葛西（2019）は中学生と大学生を対象とした調査において、表面的な友人関係における「異質拒否傾向」及び「被異質視不安」と、同性愛者への態度の関連を検討している。その結果、中学生と大学生のいずれにおいても、異質拒否傾向が強いほど同性愛者への嫌悪や拒否も強いことが示されている。この異質拒否傾向および被異質視不安とは、高坂（2010）により定義された概念である。異質拒否傾向は「同性友人との関係において自分とは異質な存在を拒否しようとする傾向」、被異質視不安は「同性友人との関係において友だちから異質な存在としてみられることに対する不安」と定義されている。

和田（1996）および和田（2010）により、同性愛者への態度および同性愛に関する知識量の性差が検討されている。和田（1996）が大学生を対象に行った調査においては、男性と比べて女性の方が同性愛者に対する態度が肯定的であることが明らかになっている。和田（2010）が大学生を対象に行った調査においては、和田（1996）と同様に男性よりも女性の方が同性愛者に対する態度が肯定的である傾向が示され、男性よりも女性の方が同性愛についての知識量が多い結果が示されている。

本研究の目的

本研究では、学校教員および教員養成課程の学生に対する多様な性の理解に関する研修の効果的なあり方を検討する上での一助とすることを目的とし、以下の2点を検討する。

まず、知識の内容ごとの理解度から、周知が進んでいない知識の内容を明らかにする。

次に、多様な性に対する態度に影響を及ぼす要因として多様な性に関する知識、異質拒

否傾向を取り上げ、その影響を検討する。田中ら（2019）により、異質拒否傾向が同性愛者に対する否定的態度を強めることが示されているが、多様な性に関する知識の影響は検討されていない。そこで、以下の仮説を検証し、多様な性の理解に関する研修が多様な性に対する否定的態度の抑制にどのように寄与し得るかを探る。

仮説：異質拒否傾向による多様な性に対する態度への影響に、多様な性に関する知識が調整効果を及ぼす。

方法

調査対象者

調査への参加者は、東海甲信地方および関東地方の教員養成系教育学部所属の大学生127名（戸籍上男性：47名、戸籍上女性：78名、回答しない2名）であった。うち分析対象は、シスジェンダーかつ異性愛者であると回答した83名（戸籍上男性：28名、戸籍上女性：55名）である。

調査手続き

2023年7月から12月の間に、Google forms によって質問内容をインターネット上に公開し調査を行った。

縁故法およびインターセプト法によりデータ収集を行った。調査依頼書および調査フォームへのリンク（QRコードおよびURL）を送信、または印刷して配布し回答を求めた。

調査内容

シスジェンダーかつ異性愛者に該当する回答者は全ての質問に回答し、該当しない回答者は「同性愛者への態度」、「トランスジェンダーへの態度」、「同性の友人に対する異質拒否傾向」についての項目へ回答しないよう調査フォームを設定した。

所属学部 教員養成系教育学部所属か、他学部所属かを尋ね、他学部所属の場合はフォームを終了するよう求めた。

フェイスシート項目 年齢、戸籍上の性別、性自認、性的指向を尋ねた。ここで戸籍上の性別と性自認が一致し、性自認と性的指向が異なる性である場合、分析対象に該当すると判断した。なお、戸籍上の性別、性自認、性的指向のいずれかで「その他」「回答しない」の選択が一つでも含まれる場合、分析対象からは除外している。

同性愛者への態度 「Attitudes Toward Lesbians and Gay Men Scale 日本語 20 項目版（ATLG-J20）」（堀川・岡，2018）を用いた。5 件法（1.反対，2.やや反対，3.どちらでもない，4.やや賛成，5.賛成）で回答を求めた。

トランスジェンダーへの態度 「Flexibility of Gender Aptitudes」（Bornstein, 1998）の日本語版「ジェンダー適性の柔軟性」（飯田ら，2018）全9項目を用いた。Bornstein（1998）による項目の有用性は、Nagoshi, J., Adams, Terrell, Hill, Buzuzy, & Nagoshi, C.（2008）により確認されている。5 件法（1.ぜんぜんそう思わない，2.そう思わない，3.どちらでもない，

4.そう思う, 5.まったくそのとおりだと思う) で回答を求めた。

同性の友人に対する異質拒否傾向 「被異質視不安・異質拒否傾向項目」(高坂, 2010)の第一因子「異質な存在を拒否する傾向(異質拒否傾向)」全12項目を用いた。5件法(1.まったくあてはまらない, 2.あまりあてはまらない, 3.どちらともいえない, 4.ややあてはまる, 5.とてもあてはまる)で回答を求めた。

多様な性に関する知識 電通ダイバーシティ・ラボ(2022), 飯田ら(2018), 認定特定非営利活動法人 ReBit(2019)を参考に, 本研究において独自に作成した全9項目を用いた。4件法(1.そう思わない, 2.どちらかといえばそう思わない, 3.どちらかといえばそう思う, 4.そう思う)で回答を求めた。

倫理的配慮

質問項目および調査フォームの構成は, 信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の承認を得ている(管理番号: 23-09)。

結果

各尺度の記述統計および相関分析

各尺度における尺度得点を算出し, 記述統計量および各尺度得点の相関係数を算出し表1に示した。その結果, ATLG-J20はジェンダー適性の柔軟性との間に中程度の正の相関を($r=.70$), 異質拒否傾向との間に弱い正の相関を($r=.28$), 多様な性に関する知識との間に中程度の負の相関を示し($r=-.46$), ジェンダー適性の柔軟性は異質拒否傾向との間に中程度の正の相関を($r=.46$), 多様な性に関する知識との間に中程度の負の相関を示した($r=-.46$)。多様な性に関する知識と異質拒否傾向との間には, 相関関係が示されなかった($r=-.09$)。

表1 各尺度得点の記述統計量と相関係数

	1	2	3	<i>M</i>	<i>SD</i>
1 ATLG-J20	—			1.61	0.56
2 ジェンダー適性の柔軟性	.70 **	—		2.21	0.71
3 異質拒否傾向	.28 *	.46 **	—	2.51	0.64
4 多様な性に関する知識	-.46 **	-.46 **	-.09	3.54	0.37

注: ** $p<.01$, * $p<.05$

多様な性に関する知識尺度の正答率

多様な性に関する知識において, 項目ごとの誤答率を算出し表2に示した。なお誤答率とは, 逆転項目を処理した上で評定値が1または2である回答の割合である。項目全体に

おける誤答率は 9.64%であり、誤答率が最も低いのは項目 5 および項目 6 で 1.20%、誤答率が最も高いのは項目 9 で 37.35%であった。

表 2 多様な性に関する知識の項目及び誤答率

	内容	誤答率(%)
1	自分の身体的な性別とは異なる性別で生きたいと願う人がいる。	3.61
2	日本の法律では、同性のカップルは結婚できない。	14.46
3	セクシュアリティ（性のあり方）は人の数だけある。	8.43
4*	すべての人は異性に魅力を感じる。	9.64
5	自分の性別を「男性でも女性でもない」と考える人や、「男性でも女性でもある」と考える人がいる。	1.20
6	男性にも女性にも恋愛感情を抱く人がいる。	1.20
7*	男性同性愛者は男性が好きなので、みんな女性になりたいと思っている。	3.61
8	性的・恋愛的魅力を他者に感じない人がいる。	7.23
9*	日本では、戸籍上の性別を変えることができない。	37.35
計		9.64

注：*は反転項目。

電通ダイバーシティ・ラボ（2022），飯田ら（2018），認定特定非営利活動法人 ReBit（2019）を参考に多様な性に関する知識項目を作成した後，項目の内容から判断してカテゴリ分けを行っている。項目選定とカテゴリ分けにあたり，心理学を専門とする大学教員 1 名と心理学を専攻する大学院生 6 名により検討を行った。カテゴリ 1：異性愛・シスジェンダーではないセクシュアリティについての知識，カテゴリ 2：性別二元制に当てはまらないセクシュアリティについての知識，カテゴリ 3：セクシュアリティの多様性全般についての知識，カテゴリ 4：法制度についての知識，の 4 カテゴリを作成した。なお性別二元制とは，性を「男性」，「女性」の二つに分類する社会的規範を意味する。

カテゴリごとの誤答率を算出し，表 3 に示した。誤答率が最も低いのは，性別二元制に当てはまらないセクシュアリティについての知識であるカテゴリ 2 で 3.21%，最も高いのは法制度についての知識であるカテゴリ 4 で 25.91%であった。

知識による態度への影響

多様な性に関する知識と，同性愛者およびトランスジェンダーへの態度には負の相関が見られた（表 1）。そこで，知識による態度への影響を検討するために，ATLG-J20 尺度得点とジェンダー適性の柔軟性尺度得点を合計し否定的態度得点を合成した。平均値および標準偏差を表 4 に示す。そして，否定的態度に対する知識のカテゴリごとの影響を重回帰

分析によって検討し、結果を表5に示した。その結果、異性愛・シスジェンダーではないセクシュアリティについての知識であるカテゴリ 1 ($\beta = -.40, p < .001$) および性別二元制に当てはまらないセクシュアリティについての知識であるカテゴリ 2 ($\beta = -.22, p = .040$) が否定的態度へ負の影響を示した。

表3 多様な性に関する知識項目のカテゴリおよび誤答率

カテゴリ	項目	誤答率(%)
1 異性愛・シスジェンダーではないセクシュアリティについての知識	1, 4, 7	5.62
2 性別二元制に当てはまらないセクシュアリティについての知識	5, 6, 8	3.21
3 セクシュアリティの多様性全般についての知識	3	8.43
4 法制度についての知識	2, 9	25.91

表4 否定的態度得点の記述統計

	<i>M</i>	<i>SD</i>
否定的態度	3.81	1.17

表5 否定的態度に対する知識のカテゴリごとの影響

	β	<i>p</i>
カテゴリ 1	-.40 **	.000
カテゴリ 2	-.22 *	.040
カテゴリ 3	-.19 +	.059
カテゴリ 4	.09	.352
<i>R</i> ²	.35 **	

注：** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

多様な性に関する知識及び態度の性差

和田（2010）において同性愛についての知識量の性差が示され、和田（2010）および和田（1996）において同性愛者に対する態度の性差が示されたことから、本研究においても多様な性に関する知識および態度の性差を検討した。多様な性に関する知識、ATLG-J20、ジェンダー適性の柔軟性それぞれについて戸籍上の性別ごとの尺度得点を算出し、性差に関する *t* 検定を行った。結果を表6に示す。多様な性に関する知識においては戸籍上女性の得点が有意に高く ($t(81) = 4.24, p < .001, d = 0.98$)、ATLG-J20においては戸籍上男性の

得点が有意に高く ($t(81) = 3.01, p < .01, d = 0.69$) , ジェンダー適性の柔軟性においては戸籍上男性の得点が有意に高かった ($t(81) = 3.97, p < .01, d = 0.91$) 。

表 6 多様な性に関する知識および態度の性差の検討

	戸籍上男性		戸籍上女性		<i>t</i>	<i>d</i>
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		
多様な性に関する知識	3.33	0.30	3.65	0.35	4.24**	0.98
ATLG-J20	1.85	0.78	1.48	0.37	3.01**	0.69
ジェンダー適性の柔軟性	2.61	0.81	2.00	0.56	3.97**	0.91

注 : ** $p < .01$

知識の調整効果

異質拒否傾向による態度への影響に対する多様な性に関する知識の調整効果を検討するため、階層的重回帰分析を行った(表 7)。多様な性に関する知識および態度における性差が示されたことから(表 6)、Step1 では戸籍上の性別を男性=0, 女性=1 のダミー変数として統制変数に投入した。Step2 では異質拒否傾向および多様な性に関する知識を投入し、Step3 ではそれらの交互作用を投入した。分析の結果、Step1 において戸籍上の性別と否定的態度の関連が有意であった($\beta = -.40, p < .001$)。Step2 においては、異質拒否傾向($\beta = .36, p < .001$)、多様な性に関する知識($\beta = -.38, p < .001$)はともに否定的態度との関連が有意であり、決定係数の増加分も有意であった($\Delta R^2 = .26, p < .001$)。Step3 においては、決定係数の増加分は有意ではなく($\Delta R^2 = .01, p = .297$)、異質拒否傾向と多様な性に関する知識の交互作用も有意ではなかった($\beta = -.09, p = .297$)。

表 7 戸籍上の性別、異質拒否傾向、知識と否定的態度の関連

	Step1	Step2	Step3
	β	β	β
戸籍上の性別	-.40 **	-.20 *	-.20 *
異質拒否傾向		.36 **	.37 **
多様な性に関する知識		-.38 **	-.38 **
異質拒否傾向×多様な性に関する知識			-.09
R^2	.16 **	.41 **	.42 **
ΔR^2		.26 **	.01

注 : ** $p < .01$, * $p < .05$

考察

多様な性に関する知識の状況

多様な性に関する知識項目全体の誤答率は 9.64%であり、今回測定した内容についてはある程度理解が進んでいると言える。しかし、法制度についての知識である項目 2、項目 9 の誤答率はそれぞれ 10%、30%を上回ったため、セクシュアリティの特徴に関する内容と比較し法制度に関する内容への理解度は低い。ここで、項目 2 と項目 9 の誤答率に大きな差が生じているが、これは性的マイノリティの権利保障に関わる社会的動向の影響が示唆される。国が同性間の婚姻を認めないことを憲法違反とする訴訟が 2019 年から開始され、この訴訟に関わる活動がメディアでも取り上げられた。同性婚が認められない日本国内の状況を多くの人を知る機会となり、同性カップルの結婚に関する国内の法律を問う項目 2 の誤答率が低く抑えられたと推察される。

セクシュアリティの特徴そのものに関するカテゴリ 1~3 の項目においては、性別二元的ではないセクシュアリティについての知識であるカテゴリ 2 の誤答率が最も低く、多様なセクシュアリティ全般についての知識であるカテゴリ 3 の誤答率が最も高い結果となった。近年は若者向けのファッションの文脈において、「ジェンダーレス」、「ジェンダーニュートラル」といった、性別二元制から脱した概念が取り上げられている。そのため、今回の調査対象である大学生においては、性別二元的でないセクシュアリティの存在を感覚的に理解しやすかったと推察される。一方で、カテゴリ 3 の誤答の割合が高い結果となった。カテゴリ 3 に分類される項目 3 は、セクシュアリティの個人差についての知識を問う項目である。多数派である「異性愛者およびシスジェンダー」以外にも、「LGBT」をはじめとした多様なセクシュアリティの分類が存在することは理解が進んでいるが、同じセクシュアリティの分類であっても個人差が存在することについては理解が遅れている可能性がある。

知識と態度の関連

多様な性に関する知識と同性愛者およびトランスジェンダーへの否定的態度との間に負の相関が示されるとともに、多様な性に関する知識から否定的態度へ負の影響が示された。多様な性に関する適切な知識を有するほど、多様なセクシュアリティへの態度は肯定的であると言える。

知識のカテゴリごとに見ると、異性愛・シスジェンダーではないセクシュアリティについての知識であるカテゴリ 1、性別二元制に当てはまらないセクシュアリティについての知識であるカテゴリ 2 による否定的態度への影響が示された。飯田ら (2018) においては、性別二元制から脱し性の多様性を認知することが多様な性に対する否定的態度の軽減に役立つとされており、本研究においても同様の結果が示された。ただし、セクシュアリティの多様性全般についての知識であるカテゴリ 3 による影響は示されていない。

ここで、多様な性に関する知識項目のカテゴリ分けは恣意的に行われた部分が大きく、知識の特性による効果を適切に説明できているとは言えない点で注意が必要である。特に

カテゴリ 3 およびカテゴリ 4 は項目数が少なく、カテゴリの内容として示した事項についての知識を漏れなく反映できているとは言い難い。ここまです知識のカテゴリごとの理解度および知識のカテゴリごとの態度への影響について述べたが、これらについては更なる検討が必要である。

知識の調整効果および異質拒否傾向による影響

異質拒否傾向から否定的態度への影響に対する知識の調整効果を検討した結果、異質拒否傾向と多様な性に関する知識の交互作用は有意ではなく、調整効果は示されなかった。よって、仮説は支持されなかった。

異質拒否傾向において、同性愛者およびトランスジェンダーへの否定的態度の両方と正の相関が示され、異質拒否傾向から否定的態度へ正の影響が示された。よって、田中ら(2019)で示された異質拒否傾向による同性愛者に対する態度への影響が、本研究においても示された。また、トランスジェンダーへの態度に対する正の影響も示されていることから、同性愛者に限らず他の多様なセクシュアリティに対する態度への影響も示唆される。

以上から、多様な性に関する知識が、他の要因への影響も及ぼしながら否定的態度を抑制するという可能性は示されなかった。しかし、多様な性に対する態度への、多様な性に関する知識および異質拒否傾向それぞれによる影響は示された。田中ら(2019)において述べられたように、様々な友人と交流し他者との差異や人間の多様性を自然に受け入れられることは、性的マイノリティへの否定的態度を抑制する上で重要であると言えよう。多様な性に関する正しい知識の普及を進めるとともに、人間としての多様性を受け入れる態度を涵養していくことは、多様な性に対する肯定的な態度を促進する上で効果的である。

研究の限界と展望

本研究の問題点として、以下の二つを挙げる。

まず、多様な性に関する知識尺度項目の妥当性・信頼性の低さである。多様な性に関する知識項目を本研究において独自に作成したが、予備調査による項目の信頼性・妥当性の検討は行っておらず、多様な性に関する知識を適切に反映できていない。分析の結果としても、同性愛者およびトランスジェンダーへの否定的態度への影響を示さない項目が含まれていた。性的マイノリティの多様な性に関する知識量、および知識の適切さを測定可能な項目の開発が求められる。それにより、本研究では示せなかった知識の有用性を更に探求し、適切な知識の普及を促進する一助となるだろう。

次に、多様なセクシュアリティのうちの一部のみを扱う研究となったことである。本研究で測定した否定的態度は、同性愛者への態度およびトランスジェンダーへの態度のみであった。同性愛者およびトランスジェンダーに対する態度についての尺度の開発が中心に行われており、他のセクシュアリティに対する態度の測定が困難であった。同性愛者、トランスジェンダーに限らないセクシュアリティについての尺度作成、検討が求められる。ただし、多様なセクシュアリティを研究で扱う上で、調査等で必要な項目数が膨大になって

しまう問題も考えられる。本研究での多様な性に関する知識尺度項目の作成では、各セクシュアリティに共通する抽象的な概念に関する項目を選定、作成し、多様なセクシュアリティの網羅を試みた。性的マイノリティに関する態度、知識の尺度開発において、多様なセクシュアリティの網羅という観点での検討も求められる。

付記

本研究は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

- Bornstein, K. (1998). *My Gender Workbook: How to Become a Real Man, a Real Woman, the Real You, or Something Else Entirely*. Routledge.
- 電通ダイバーシティ・ラボ (2022). アライアクションガイド'22 cococolor Retrieved May 17, 2023 from https://cococolor.jp/wp-content/uploads/2022/06/LGBTQ_book_220615.pdf
- 日高 庸晴 (2020). 都市部の若者男女における HIV 感染リスク行動に関する研究 厚生労働科学研究成果データベース Retrieved December 13, 2023 from https://mhlw-grants.niph.go.jp/system/files/download_pdf/2019/201920003A.pdf
- 堀川 佑惟・岡 隆 (2018). Attitudes Toward Lesbians and Gay Men Scale 日本語 20 項目版 (ATLG-J20) の作成と妥当性の検討 社会心理学研究, 34 (2), 85-93. <http://dx.doi.org/10.14966/jssp.1728>
- 飯田 貴子・藤山 新・來田 享子・風間 孝・藤原 直子・古川 康夫 (2018). 性的マイノリティについての知識に関する考察—ジェンダー観, ホモフォビア, トランスフォビア, およびスポーツ価値観との関連— スポーツとジェンダー研究, 16, 20-35.
- 高坂 康雅 (2010). 青年期の友人関係における被異質視不安と異質拒否傾向—青年期における変化と友人関係満足度との関連— 教育心理学研究, 58, 338-347.
- LGBT 法連合会 (2019). 性的指向および性自認を理由とするわたしたちが社会で直面する困難のリスト (第 3 版) LGBT 法連合会 Retrieved December 13, 2023 from <https://lgbtetc.jp/news/1348/>
- LGBT 法連合会 (2022). LGBTQ 報道ガイドライン 多様な性のあり方の視点から 第 2 版 LGBT 法連合会 Retrieved December 14, 2023 from <https://lgbtetc.jp/wp/wp-content/uploads/2022/04/lgbtq-media-guideline-2nd-edit-1.pdf>
- 文部科学省 (2023). 令和 4 年度児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果 文部科学省 Retrieved December 17, 2023 from https://www.mext.go.jp/content/20231004-mxt_jidou01-100002753_1.pdf
- Nagoshi, J., I., Adams, K., A., Terrell, H., K., Hill, E., D., Brzuzy, S., and Nagoshi, C., T. (2008).

- Gender differences in correlates of homophobia and transphobia. *Sex Roles*, 59, 521-531.
- 日本財団 (2021). 『日本財団第4回自殺意識調査』報告書 日本財団 Retrieved December 14, 2023 from https://www.nippon-foundation.or.jp/app/uploads/2021/08/new_pr_20210831_05.pdf
- 認定特定非営利活動法人 ReBit (2019). 多様な性に関する授業がもたらす教育効果の調査報告 認定 NPO 法人 Rebit Retrieved May 16, 2023 from https://rebitlgbt.org/pdf/rebit_lgbt_survey_report.pdf
- 認定特定非営利活動法人 ReBit (2022). LGBTQ 子ども・若者調査 2022 PR TIMES Retrieved May 17, 2023 from <https://prtimes.jp/main/html/rd/p/000000031.000047512.html>
- 認定特定非営利活動法人 ReBit (2023a). 学校における性的指向・性自認に係る取り組み及び対応状況調査 (2022 年度) PR TIMES Retrieved May 17, 2023 from <https://prtimes.jp/main/html/rd/p/000000046.000047512.html>
- 認定特定非営利活動法人 ReBit (2023b). 支援者の LGBTQ 意識調査 2023 PR TIMES Retrieved December 17, 2023 from <https://prtimes.jp/main/html/rd/p/000000040.000047512.html>
- 清水 裕士 (2016). フリーの統計ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 田中 美月・伊藤 拓・葛西 真記子 (2019). 同性愛者 (LG) への態度と被異質視不安傾向・異質拒否傾向との関連 鳴門教育大学学校教育研究紀要, 33, 121-129.
- 和田 実 (1996). 青年の同性愛に対する態度: 性および性役割同一性による差異 社会心理学研究, 12 (1), 9-19.
- 和田 実 (2010). 大学生の同性愛開示が異性愛友人の行動と同性愛に対する態度に及ぼす影響 心理学研究, 81 (4), 356-363.
- 渡邊 歩 (2019). LGBT に関する教員研修を通じた高校教師の意識の変化 早稲田大学大学院教育学研究科紀要, 26 (2), 13-23.

<原著>

日米の大学生における援助要請態度の差異 —文化的自己観に焦点を当てて—

大平祐布 信州大学大学院総合人文社会科学研究科
茅野理恵 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究の目的は、日米の大学生における自己有用感が自尊感情へ与える影響、文化的自己観、自己有用感、自尊感情から援助要請態度への影響の特徴を明らかにすることであった。質問紙調査を実施し、日本人 108 名、米国人 36 名の大学生・大学院生を分析対象とした。分析の結果、両グループとも自己有用感から自尊感情に正の影響が示されており、国籍間に差異は見られなかった。日本人大学生においては、相互協調性から自己有用感へ負の影響が見られた。

キーワード：援助要請態度、文化的自己観、自尊感情、自己有用感

問題と目的

日本の大学生は米国の大学生よりも自殺念慮、絶望感、抑うつ症状を持つ割合が高いとの報告があり (Lamis, Saito, Klibert, Osman, Kilbert, Malone, & Langhinrichsen-Rohling, 2014), 2021 年の厚生労働省による日本国内の自殺概況によれば、大学生の自殺者数は近年増加傾向にある (厚生労働省, 2022)。加えて、日本人大学生は深刻な精神的苦痛を感じているにも関わらず、メンタルヘルスの専門家への援助要請に否定的であることが示唆されており (Mojaverian, Hashimoto, & Kim, 2013), 心理的問題を感じてから実際に精神科への相談を決定するまでに時間がかかること、身体症状が現れてから相談を決める傾向があることが明らかとなっている (Adachi, Yamamura, Nakamura-Taira, Tanimukai, Fujino, Kudo, & Hirai, 2020)。さらに、日本全国の高等専門学校を対象とした調査によると、「悩みを抱えていながら相談に来ない学生への対応」を学生相談において特に必要性が高い今後の課題であると回答した教育機関は、全体の 87.7%であった (独立行政法人日本学生支援機構, 2021)。加えて文部科学省 (2022)によれば、自殺死亡大学生のうち校内保健管理施設の関与があったのは、わずか 1 割強であると指摘されている。以上のことから、日本人大学生は生活の中で深刻な問題を感じても、人に助けを求めることを選択しづらい傾向があることは明確であり、その傾向と大学生の自殺率の増加は少なから

ず関連している可能性があると言える。

メンタルヘルスやウェルビーイングに関する研究において、アメリカでは大学生に関する専門家への援助要請の人種間差異についての知見が多く蓄積されている。その中で、日本を含む東アジア圏出身者は、ヨーロッパ系アメリカ人より専門家への援助要請に否定的であることが示されている (Eisenberg, Golberstein, & Gollust, 2007; Kim, Sherman, Ko, & Taylor, 2006; Mojaverian et al., 2013)。一方、日本の大学生は、専門家よりも友人や家族等のインフォーマルな援助者を相談相手として好む傾向がある (木村・水野, 2004) ことから、友人への援助要請に関する知見が多く見られる (芥川・兒玉, 2010; 木村・水野, 2004)。

日本人が、メンタルヘルスの専門家の支援を必要とする状況であるにも関わらず支援に否定的であることの背景要因として、日本人が持つ精神疾患への偏見の高さ (Ando, Yamaguchi, Aoki, & Thornicroft, 2013) が援助要請を避ける要因になっていること (Benuto, Casas, Gonzalez, & Newland, 2020; Clement, Schauman, Graham, Maggioni, Evans-Lacko, Bezborodovs, Morgan, Rüsch, Brown, & Thornicroft, 2015)、メンタルヘルスリテラシー (MHL) の低さが一要因であることが述べられている (Nakayama, Osaka, Togari, Ishikawa, Yonekura, Sekido, & Matsumoto, 2015)。2020 年度から施行されている新学習指導要領には「心の健康や精神疾患」に関するコンテンツが加わり、小学生、中学生、高校生それぞれの発達段階に応じて保健体育の一環として指導が行われている (Ojio, Mori, Matsumoto, Nemoto, Sumiyoshi, Fujita, Morimoto, Nishizono, Fuji, & Mizuno, 2020)。海外の先行研究では、心理教育が援助要請行動を促進することが示唆されている (Ratnayake & Hyde, 2019)。しかし、日本の大学生 250 名を対象に行われた研究では、援助要請行動を促進するために作成されたメンタルヘルス教育プログラム (講習) の受講前後において、特に自己肯定感及び社交性の低い人、他者の目を気にする意識が高い人については効果が認められなかった (斉藤・齋藤, 2019)。加えて、日本人は援助要請をすることで人生の満足度が低下するという知見も見出されている (Lua, Majeed, Hartanto, & Leung, 2022)。

自尊感情とは、1960 年代にローゼンバーグが提唱した *self-esteem* の日本語訳である。田島・奥住 (2013) は *self-esteem* の語訳を複数の文献を用いて検討し、その結果、自尊感情は「自分自身を肯定的に評価する気持ち」と定義づけられることが多いとしている。さらに、*self-esteem* の語訳については自尊感情の他に、自己肯定感という言葉も頻繁に利用されている。田島・奥住 (2013) は、自己肯定感「ありのままの自分を受け止め、自己の否定的な側面もふくめて、自分が自分であっても大丈夫という感覚である」と定義づけられていると述べており、自己肯定感と自尊感情の概念的な差異は明確ではないとしている。

自己有用感については、文部科学省 (2015) は、「人の役に立った、人から感謝された、人から認められた、という自分と他者(集団や社会)との関係を自他共に肯定的に受け入れ

られることで生まれる、自己に対する肯定的な評価」であると示している。英語訳では、self-perceived usefulness が日本で使われている自己有用感と近い概念であると考えられる (Ranzijn, Keeves, Luszcz, & Feather, 1998)。

内閣府 (2017) で行われた「我が国と諸外国の若者の意識に関する調査」の国際比較において、日本の若者は諸外国と比べて自己肯定感に関する項目に関して否定的な回答であることが明らかにされている。また、日本では、自己有用感に関する項目が自己肯定感に関する項目と強い関係があったと報告されている。

文化的自己観とは、文化的価値観や習慣によって形成される自己理解のモデルであり、その自己理解により行動や認知、感情などが影響を受けるとされている (Markus & Kitayama, 1991)。さらに、Markus & Kitayama (1991) は、文化的自己観の中には少なくとも二通りの自己観があり、一つは相互独立的自己観 (independent construal of self) であり、自己は他者や周囲の物事とは区別されて独立しているものであることを前提とした人間観であると定義している。相互独立的自己観が強調されていると、人間がとる行動はその人の内的要因(性格、能力、才能、動機等)によるものであると考える傾向にあり、西欧において優勢な自己観であるとしている。もう一方は相互協調的自己観 (interdependent construal of self) であり、自己は周囲にいる他者から期待されるように行動することを前提とした人間観であると定義されている。相互協調的自己観が強調されている場合、人間がとる行動は周囲の人や社会から求められている期待や役割に突き動かされているものであると考える傾向にあり、東アジア圏において優勢な自己観であるとしている。日本も東アジア圏に属しているため、国民性としては相互協調的自己観が優勢であると言われている。Singelis (1994) は、相互独立的自己観と相互協調的自己観は個人の中で両方持ちうるものであり、その中で優勢な自己観が自己の行動に影響を与えていると述べている。

文化的自己観と援助要請について、高田・井邑・芥川 (2014) は、日本の大学生 139 名を対象とし、友人に対する援助要請態度が肯定的であるほど、相互協調的自己観が高いという有意な相関関係が認められることを報告している。また、18 歳～59 歳の 1071 名の日本人において、友人間の援助要請行動に及ぼす文化的自己観の効果を検討した研究では、相互独立的自己観が強く外向的な人ほど援助要請を行う傾向にあり、相互協調的自己観を持つ人は迷惑をかけてはいけないという考えから援助要請を行わないというプロセスがありながらも、対人欲求が強く、援助要請をしやすいという背反するプロセスが存在したことが示されている (Harihara, 2014)。

諸外国の若者と比べて日本の若者は、他者の役に立っていると感じることで自己肯定感に強い関連があるということから、日本人の自己肯定感や自尊感情が他者との関わりの中で育まれている可能性があると考えられる。もしそうなのだとすれば、援助要請の抑制と関連して、他者の役に立っていなければ、自分は人に助けてもらうほどの価値がある人間

だと思えない可能性が出てくるのではないかと考えられる。しかし、先行研究では日本人において、自己有用感の自己肯定感への影響までは語られていないため、人の役に立っている感覚が自己肯定感の高低に影響があるかどうかを明らかにする必要があると考える。

また、日本に関しては自己有用感と自己肯定感に強い関係が見られたという内閣府(2017)の調査結果と併せると、他者との関わりの中で自己が成り立つ相互協調的自己観と近いものがあるようにも捉えられる。そのため、日本人は現在も相互協調的自己観が優勢であり、他者との関わりの中で役に立っていると思えない場合には、人に迷惑をかけるような自分は助けてもらう価値などないと考え、援助要請に至らない可能性があると考えられる。しかし、先行研究では文化的自己観と自己有用感の関連については言及されていない。

さらに、Mojaverian ら (2013) はメンタルヘルスのために専門家へ援助要請をするかどうかの人種間における差異については、文化的背景の違いが関連していると述べている。日本で行われている援助要請を促進するためのプログラムは海外発祥であり、その有効性も海外で認められたことから導入しているという背景がある。また、アメリカ人は援助要請した結果人生の満足度は高くなるが、日本人はむしろ満足度が下がるという結果の報告より (Lua et al., 2022), 海外で有効性が認められたものを日本で行う際には、日本人が持つであろう文化的特徴を捉えその特徴に応じてアレンジする必要があると考える。しかし、現在日本で行われている援助要請研究は日本人内での検討にとどまっている。よって、日本人とアメリカ人の国際比較を行うことで、日本人が持つ独自のメンタリティを明らかにする必要があると考える。

よって本研究では、日米の大学生において、自己有用感が自尊感情に与える影響を明らかにすることを第一の目的とし、文化的自己観、自己有用感、自尊感情から援助要請態度への影響の特徴を明らかにすることを第二の目的とする。日米の大学生において国際比較を行うことで、日本人の特徴を掴み、より日本人に合った支援へのつなぎ方を考える一助となると考える。本研究の仮説は、仮説1「日本人大学生はアメリカ人大学生と比較して、自己有用感が肯定的自尊心へ与える正の影響が強い」、及び仮説2「モデルのうち、日本人大学生はアメリカ人大学生と比較して、文化的自己観のうち相互協調性が自己有用感の高低に与える影響が強い。その影響により、援助要請態度に負の影響を及ぼしている」から構成される。

方法

調査対象者

調査対象者は、日本国籍もしくはアメリカ国籍であり、且つ人生の半分以上を過ごした国が日本もしくはアメリカであると回答した 154 名 (男性 69 名, 女性 80 名, その他 3 名, 回答しない 2 名, 平均年齢 21.6 歳), (日本 108 名, アメリカ 46 名)。

調査材料

デモグラフィック項目 年齢, パスポートに基づいた国籍, 人生の半分以上を過ごした国, 現在住んでいる州/都道府県, 人種, 性別, どの大学に所属しているか大学の種類を尋ねた。人種については, 「アジア人 (日本人) /アジア人 (その他: 日本人以外) /ブラック/ホワイト/ネイティブアメリカンもしくはアラスカネイティブ/ネイティブハワイアンもしくはパシフィックアイランダー/ヒスパニック, ラテン系, もしくはスペイン人/その他/回答しない」の9択, 性別については, 「男/女/その他/回答しない」の4択, 年齢は自由記述とし, 回答しない場合は「000」と記入する選択を設けた。全項目英語, 日本語の両方で記載した。

相互独立的—相互協調的自己観尺度 (改訂版) (高田・大本・清家, 1996) 英語版は Halloran, Takemura, Yuki, and Kashima (2007) の論文内に記載された英訳を参考にし, 筆者が英語訳したものを用いた。英語訳については日英バイリンガル3名, 臨床心理学を専門とする教員1名, 心理学を専攻する大学院生6名で検討を重ねた。全20項目。「次の(1)～(20)について, あなた自身にどの程度あてはまるかをお答えください。」と教示し, 「1. 全くあてはまらない, 2. あてはまらない, 3. あまりあてはまらない, 4. どちらともいえない, 5. ややあてはまる, 6. あてはまる, 7. ぴったりあてはまる」の7件法で尋ねた。

Inventory of Attitudes Towards Seeking Mental Health Services (Mackenzie et al., 2006) 日本語版は Ohira (2021) によって日本語訳されたものを用いた。英語訳は日英バイリンガル3名で検討を重ねた。全24項目。「次の文章を読んで, 一番当てはまる答えを選んでください。」と教示し, 「1. そう思わない, 2. ややそう思わない, 3. わからない, 4. ややそう思う, 5. そう思う」の5件法で尋ねた。

Bachman Revision (1970) of Rosenberg's Self-Esteem Scale (Ranzijn et al., 1998) 自尊感情と自己有用感について, Ranzijn ら (1998) の論文で紹介されている Bachman (1970) によって改訂された Rosenberg (1965) の自尊感情尺度を用いた。日本語版は, 項目1～6までは Mimura & Griffiths (2007) による日本版 RSES (RSES-J)を用いて, 項目7～10は筆者が訳したものを用いた。日本語訳は日英バイリンガル3名, 臨床心理学を専門とする教員1名, 心理学を専攻する大学院生6名で検討を重ねた。全10項目。「各項目についてどのくらいの頻度で当てはまりますか。」と教示し, 「1. まったく当てはまらない, 2. あまり当てはまらない, 3. 時々当てはまる, 4. よく当てはまる, 5. ほとんど常に当てはまる」の5件法で尋ねた。

調査手続き

縁故法により, 調査対象者へ調査依頼状及び調査フォームへのリンクを送信, または印刷して配布した。調査内容は Google Forms によってインターネット上に公開し, 研究参加の同意及び研究成果の公表への同意が取れた場合のみ回答を求めた。

調査時期

2023 年 8 月から 11 月に実施した。

倫理的配慮

本研究は学内の研究倫理審査委員会の承認を受けて実施された（管理番号:23-08）。

結果

本研究で用いた 3 つの尺度について翻訳を行っていたため、確認的因子分析を行った。結果、それぞれ想定通りの因子構造であることが確認できたため分析を進めた。

国籍と各尺度の関連

各尺度得点の相関係数を算出するために相関分析を行った（表 1）。その結果、本研究の分析対象全体では、「自己有用感」、「相互独立性」と「肯定的自尊心」の間、「相互独立性」と「自己有用感」の間で正の相関が示された。また、「相互独立性」、「相互協調性」と「援助要請態度」の間、「相互協調性」と「自己有用感」の間、「相互協調性」と「相互独立性」の間で負の相関が見られた。なお、分析対象者のうち、日本人においても同様の結果が見られた。分析対象者のうち、アメリカ人においては、「自己有用感」と「援助要請態度」、「肯定的自尊心」の間で正の相関が見られた。「相互独立性」と「援助要請態度」の間では負の相関が示された。

表 1 各尺度得点の相関係数
全体

		1	2	3	4	5
1	援助要請態度	-				
2	肯定的自尊心	.14+	-			
3	自己有用感	.13+	.79**	-		
4	相互独立性	-.32**	.22**	.28**	-	
5	相互協調性	-.16*	-.14+	-.23**	-.16*	-

注：** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

		日本人				
		1	2	3	4	5
1	援助要請態度	-				
2	肯定的自尊心	.06	-			
3	自己有用感	.03	.79**	-		
4	相互独立性	-.24**	.38**	.42**	-	
5	相互協調性	-.24*	-.14	-.29**	-.24*	-

注：** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

		アメリカ人				
		1	2	3	4	5
1	援助要請態度	-				
2	肯定的自尊心	.26+	-			
3	自己有用感	.30*	.80**	-		
4	相互独立性	-.45**	-.18	-.12	-	
5	相互協調性	-.04	-.15	-.13	-.01	-

注：** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

援助要請態度を想定する仮説モデルの検討

分析対象全体における援助要請態度を想定する仮説モデルを検討するため、共分散構造分析を行った。文化的自己観が、自己有用感の高低に影響を及ぼし、自己有用感の高低が自尊感情に影響を与える。その上で、自尊感情が援助要請態度に影響を与えるというモデルを仮定した。この仮説モデルに基づき、まず分析対象者全体で共分散構造分析を行った結果、適合度指標は $\chi^2 = 31.600$, $df = 5$, $p < .001$, GFI = .930, AGFI = .791, CFI = .868, RMSEA = .186 であったため、比較的良好な適合度であったと言える（図 1）。

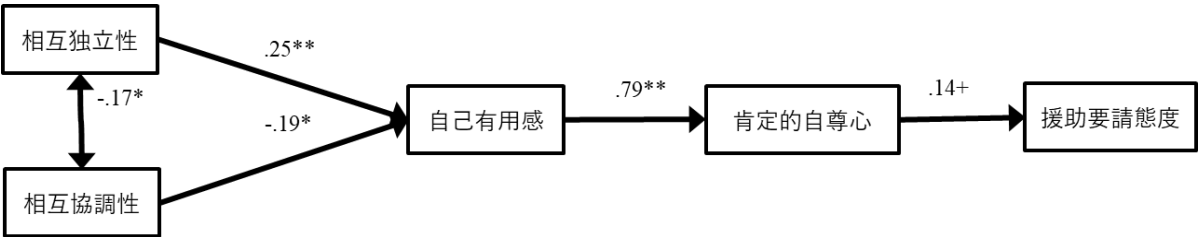


図 1 文化的自己観から援助要請態度に至るまでのモデル

次に国籍ごとでモデル比較を行うため、多母集団同時分析を実施した。各モデルの適合度はすべてのパス係数に等値制約を課した測定不変モデル ($GFI = .890$, $AGFI = .765$, $CFI = .831$, $RMSEA = .182$), パスの配置のみが一致していると仮定した配置不変モデル ($GFI = .796$, $AGFI = -.020$, $CFI = .345$, $RMSEA = .547$) であった。測定不変モデルの方が適合度が良好だったため、等値制約を課した測定不変モデルを採用した。日本人大学生のモデルを図2、アメリカ人大学生のモデルを図3に示した。

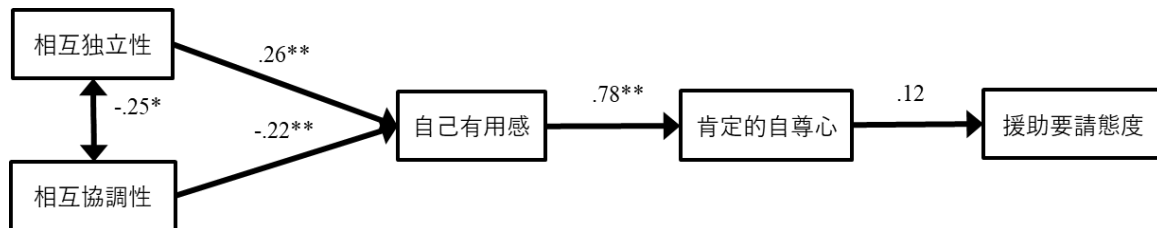


図2 日本人大学生の推定結果 (n = 108)

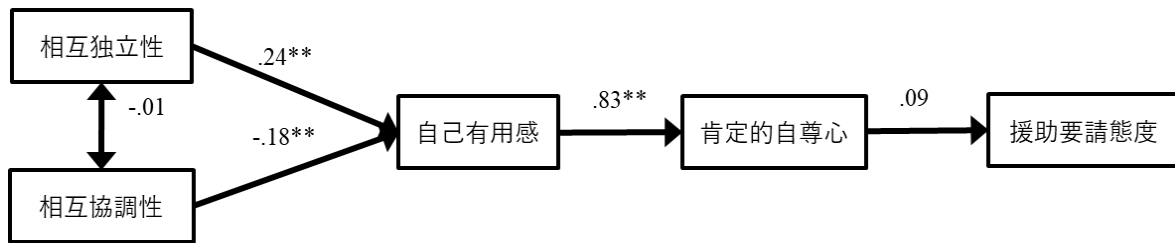


図3 アメリカ人大学生の推定結果 (n = 46)

文化的自己観から援助要請態度に至るモデル、日本人大学生のモデル、アメリカ人大学生のモデルを見る(図1, 2, 3)。「相互独立性」から「自己有用感」に正の影響, さらに「自己有用感」から「肯定的自尊心」にも正の影響を示した。また, 「相互協調性」から「自己有用感」には負の影響が認められた。また, 分析対象全体と日本人大学生においては文化的自己観の間に負の相関が見られた。アメリカ人大学生においても負の相関は見られたものの, 統計的に有意ではなかった。

考察

仮説1の検討

本研究では, 「日本人大学生はアメリカ人大学生と比較して, 自己有用感が肯定的自尊心へ与える正の影響が強い」ことを第一の仮説とした。自己有用感と肯定的自尊心について, 日本人大学生, アメリカ人大学生共に統計的に有意な正の影響が示されていた。両グループとも, 人の役に立っている感覚が高い場合, 自己を肯定する感覚も高まる, もしくは人の役に立っている感覚を得にくい場合, 自己を肯定する感覚も得にくくなると考えられる。相関係数を比較すると, 2 グループ間に大きな違いは見られなかった。よって, 本研究で

は、仮説 1 は支持されなかった。また、内閣府 (2017) で行われた国際比較で得られた結果とも相反する結果であった。本研究では、自尊感情と自己有用感の測定のために、Bachman (1970) によるローゼンバーグの自尊感情尺度改訂版を用いている。自尊感情尺度の下位尺度である自己有用感と肯定的自尊心を測定したことで、両グループ間において差異がないという結果に繋がった可能性がある。しかし、今回の結果から、文化的背景が異なっていたとしても日本人、アメリカ人の両方で自己有用感が肯定的自尊心の高低に影響を及ぼすということに差異はないとも言えるかもしれない。

仮説 2 の検討

「モデルのうち、日本人大学生はアメリカ人大学生と比較して、文化的自己観のうち相互協調性が自己有用感の高低に与える影響が強い。その影響により、援助要請態度に負の影響を及ぼしている」ことを第二の仮説として検討を行った。日本人大学生において、「相互協調性」から「自己有用感」へ負の影響が見られたことから、相互協調性が優勢な日本人大学生は、人の役に立っている感覚を得られにくい傾向にあると考えられる。相互協調性が優勢である場合、他者への親和・順応の傾向が高いという特徴があり (高田ら, 1996), その場合、自己有用感の項目にある「仕事をする時は上手くやれる」や「身近にいと役に立つ人間だ」等の質問に対して、周囲との比較の上で相対的に「自分はそうでもない」と低い点数をつけるのではないかと考えられる。さらに、日本人大学生は、「相互独立性」から「自己有用感」に正の影響が見られ、そこから「肯定的自尊心」にも正の影響が見られた。相互独立性の質問項目において、物事の決定を自分自身で行い、さらにそれが最良のものであるとするようなものがあり、それらの項目で高い点数がつく場合、自己有用感の項目のうち、自己有能性を問うている項目について高く点をつける可能性がある。また、日本人大学生について、文化的自己観のどちらかが優勢であっても自己有用感に正の影響を与え、さらに自己有用感が肯定的自尊心に正の影響を与えることは明らかになったが、それらが援助要請態度に与える影響については有意な結果は示されなかった。アメリカ人大学生については、文化的自己観と自己有用感、肯定的自尊心の間に有意な相関は見られなかった。以上のことから、仮説 2 は一部支持された。

本研究の課題

以下に本研究の課題を述べる。まず、サンプルサイズの小ささが挙げられる。特に日本人大学生の人数に対し、アメリカ人大学生の人数は日本人の約半数であった。また、縁故法を用いたことにより、サンプルの文化的背景に偏りが生じている可能性もある。ランダムサンプリングを用い、サンプルサイズを大きく、日米均等にし、再検討する必要があると考える。また、自己有用感と肯定的自尊心を同じ尺度内で測定しているため、各因子の質問項目が似通っていたり、項目数が少なかったりしている。自己有用感と自尊心を正確に測定するには、それぞれの尺度を用いて検討する必要がある。

付記

本研究は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

- Adachi, H., Yamamura, A., Nakamura-Taira, N., Tanimukai, H., Fujino, R., Kudo, T., & Hirai, K. (2020). Factors that influence psychiatric help-seeking behavior in Japanese university students. *Asian Journal of Psychiatry*, 51, 102058.
- 芥川亘・兒玉憲一 (2010). 大学生の友人に対する援助要請意識尺度の作成 広島大学大学院心理臨床教育研究センター紀要, 8, 33-42.
- Ando, S., Yamaguchi, S., Aoki, Y., & Thornicroft, G. (2013). Review of mental-health-related stigma in Japan. *Psychiatry & Clinical Neurosciences*, 67(7), 471-482.
- Benuto, L.T., Casas, J., Gonzalez, F., & Newlands, R. (2020) The behavioral model of health: Education, behavioral health factors, and stigma as predictors of help-seeking attitudes. *Community Mental Health Journal*, 56, 1275-1283.
- Clement, S., Schauman, O., Graham, T., Maggioni, F., Evans-Lacko, S., Bezborodovs, N., Morgan, C., Rüsch, N., Brown, J. S. L., & Thornicroft, G. (2015). What is the impact of mental health-related stigma on help-seeking? A systematic review of quantitative and qualitative studies. *Psychological Medicine*, 45(1), 11-27.
- 独立行政法人日本学生支援機構 (2021). 大学等における学生支援の取組状況に関する調査 (令和3年度) 集計報告 (単純集計) https://www.jasso.go.jp/statistics/gakusei_torikumi/_icsFiles/afieldfile/2022/12/20/1_kekka_1.pdf (2023-12-15).
- Eisenberg, D., Golberstein, E., & Gollust, S. (2007). Help-seeking and access to mental health care in a university student population. *Medical Care*, 45(7), 594-601.
- Halloran, M., Takemura, K., Yuki, M., & Kashima, E. (2007). A cross-cultural comparison of behaviours and independent/interdependent self-views. *Progress in Asian Social Psychology*, 5, 105-119.
- Harihara, M. (2014). The effects of cultural self-construal on helpseeking behaviors among friends. *The Proceeding of the Annual Convention of the Japanese Psychological Association*, 78 (0).
- Kim, H. S., Sherman, D. K., Ko, D., & Taylor, S. E. (2006). Pursuit of comfort and pursuit of harmony: Culture, relationships, and social support seeking. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32(12), 159-1607.
- 木村真人・水野治久 (2004). 大学生の被援助志向性と心理的変数との関連について—学生

- 相談・友達・家族に焦点をあてて カウンセリング研究, 37, 260-269.
- 厚生労働省 (2022). 令和 3 年度 我が国における自殺の概況及び自殺対策の実施状況.
[https://www.shugiin.go.jp/internet/itdb_gian.nsf/html/gian/gian_hokoku/20221014jisatsugaiyo.pdf/\\$File/20221014jisatsugaiyo.pdf](https://www.shugiin.go.jp/internet/itdb_gian.nsf/html/gian/gian_hokoku/20221014jisatsugaiyo.pdf/$File/20221014jisatsugaiyo.pdf) (2024-2-8).
- Lamis, D. A., Saito, M., Osman, A., Klibert, J., Malone, P. S., & Langhinrichsen-Rohling, J. (2014). Hopelessness and suicide proneness in U.S. and Japanese college students: Depressive symptoms as a potential mediator. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 45(5), 805-820.
- Lua, V. Y. Q., Majeed, N. M., Hartanto, A., & Leung, A. K. -y. (2022). Help-Seeking Tendencies and Subjective Well-Being: A Cross-Cultural Comparison of the United States and Japan. *Social Psychology Quarterly*, 85(2), 164-186.
- Mackenzie, C. S., Knox, V. J., Gekoski, W. L., & Macaulay, H. L. (2006). An adaptation and extension of the attitudes toward seeking professional psychological help scale. *Journal of Applied Social Psychology*, 34(11), 2410-2435.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224-253.
- Mimura, C., & Griffiths, P. (2007). A Japanese version of the Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and equivalence assessment. *Journal of Psychosomatic Research*, 62(5), 589-594.
- Mojaverian, T., Hashimoto, T., & Kim, H. S. (2013). Cultural differences in professional help seeking: A comparison of Japan and the U.S. *Frontiers in Psychology*, 3, 615.
- 文部科学省国立教育政策研究所 (2015). 生徒指導リーフ「自尊感情」？それとも「自己有用感」？ <https://www.nier.go.jp/shido/leaf/leaf18.pdf> (2022-10-13).
- 文部科学省 (2022). 令和 2 年度大学における死亡学生実態調査・自殺対策実施状況調査報告書. https://www.mext.go.jp/content/20220224-mext_gakushi01-000020503_2.pdf (2023-12-20).
- 内閣府 (2017). 「高校生の生活と意識に関する調査」における国際比較. https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/gijiroku/_icsFiles/afieldfile/2017/06/23/1387211_08_1.pdf (2023-12-20).
- Nakayama, K., Osaka, W., Togari, T., Ishikawa, H., Yonekura, Y., Sekido, A., & Matsumoto, M. (2015). Comprehensive health literacy in Japan is lower than in Europe: a validated Japanese-language assessment of health literacy. *BMC Public Health*, 15(1).
- Ohira, Y. (2021). *Analysis of help-seeking behavior among Japanese college students and American college students* [Unpublished undergraduate thesis]. Temple

University.

- Ojio, Y., Mori, R., Matsumoto, K., Nemoto, T., Sumiyoshi, T., Fujita, H., Morimoto, T., Nishizono, M. A., Fuji, C., & Mizuno, M. (2020). Innovative approach to adolescent mental health in Japan: School-based education about mental health literacy. *Early Intervention in Psychiatry*, 15(1), 174-182.
- Ranzijn, R., Keeves, J., Luszcz, M., & Feather, N. T. (1998). The role of self-perceived usefulness and competence in the self-esteem of elderly adults: Confirmatory factor analyses of the Bachman revision of Rosenberg's Self-Esteem Scale. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 53(2), 96-104.
- Ratnayake, P., & Hyde, C. (2019). Mental health literacy, help-seeking behavior and wellbeing in young people: Implications for practice. *The Educational and Developmental Psychologist*, 36(1), 16-21.
- 斉藤美香・齋藤暢一郎 (2019). 援助要請行動に影響を与える個人要因—大学生へのメンタルヘルス教育プログラム受講前後比較— 札幌学院大学心理学紀要 1(2), 1-12.
- Singelis, T. M. (1994). The measurement of independent and interdependent self-construals. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20, 580-591.
- 田島賢侍・奥住秀之 (2013). 子どもの自尊感情・自己肯定感等についての定義及び尺度に関する文献検討—肢体不自由児を対象とした予備的調査も含めて— 東京学芸大学紀要 64, 19-30.
- 高田純・井邑智哉・芥川亘 (2014). 大学生の友人に対する援助要請意識と文化的自己観の関連 広島大学保健管理センター研究論文集 30, 15-19.
- 高田利武・大本美千恵・清家美紀 (1996). 相互独立的—相互協調的自己観尺度(改訂版)の作成 奈良大学紀要 24, 157-173.

<原著>

学校外の居場所感が 不登校傾向に与える影響について

里見隆行 信州大学大学院総合人文社会科学研究科
茅野理恵 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、中学生を対象に学校外の居場所感が不登校傾向に与える影響についての検討を行った。その結果、学校外での居場所感が高い生徒は、学校外の居場所なしと回答した生徒に比べ「別室登校を希望する不登校傾向」が高いことが示された。学校外に居場所があると感じている生徒は、学校内の居場所感が低くなった際に、登校したくない気持ちが高まりながらも学校内において安心できる環境を求める傾向が高くなることが示唆された。また、学校外での居場所感が低いと感じている生徒においては、学校内での居場所感の高さによる不登校傾向に違いは見られなかった。

キーワード：居場所、不登校傾向、中学生

先行研究の検討

文部科学省（2023）によると、令和4年度の小・中学校不登校児童数は過去最多の299048人に及び、2013年度から10年連続増加中となっている。また、不登校児童数の増加率で見ても、2019年度から2020年度にかけて約8.2%増加に対して、2020年度から2021年度にかけて約24.9%増加、2021年度から2022年度にかけて約22.1%増加と、その勢いも高まっている。そのため、令和4年度の小・中学生の約32人に1人が、中学生に限定すると約17人に1人が不登校児童生徒という結果になっている。五十嵐・萩原（2004）によると、登校しつつも登校回避願望がある状態であると、学校生活を楽しむことに困難が生じており、不登校の前駆的状态として、不登校傾向にあると述べている。日本財団（2018）によると、年間欠席数は30日未満で登校しているものの、学校に馴染めない不登校傾向の状態にある中学生は約33万人で、これは全中学生の約10.2%、すなわち約10人に1人にのぼることが報告されている。文部科学省（2018）によると、平成29年度の中学校の不登校児童数が108999人であったことから、日本財団（2018）は、不登校傾向にある中学生の数は不登校中学生の数の約3倍であると述べている。

不登校・学校不適応問題への対応として1980年代ごろから「居場所」という言葉が用

いられるようになった。広辞苑 第七版 (2018) では「居場所」を「いるところ。いどころ。」と定義しており、物理的な空間・場所を指している。しかし、現在の「居場所」の意味は、先述したような物理的な空間を指し示すだけでなく、心理的な意味をも表す言葉となっている。特に、文部省初等中等教育局 (1992) が、登校拒否問題への対応として、学校が自己の存在感を実感し精神的に安心していられる場所—「心の居場所」—としての役割を果たすことの必要性を指摘して以降、心理的な意味をもった「居場所」という言葉が広く用いられるようになった。則定 (2008) は、「居場所」の中でもその心理的な側面に注意し、物理的居場所と区別して、「心理的居場所」という言葉を用い、「心理的居場所」があるという感情のことを「心理的居場所感」と定義している。石本 (2010) は、これまでの「居場所」に関する先行研究を踏まえ、教育臨床や心理臨床の領域において、他者との関係の中で、個人が「ありのままでいられる」ことと「役に立っていると思える」ことを「居場所」の心理的条件とし、居場所感尺度を作成した。杉本・庄司 (2007) は、中学生を対象に「居場所」の有無と不登校傾向との関連を検討し、「居場所」がない生徒において不登校傾向が有意に高いことが明らかとなった。また、内閣府 (2017) によると、「居場所」であると感じる場が増えるにつれ生活への充実度、自立や社会への貢献度、対人関係について前向きな将来像を描く傾向が高まることが明らかとなった。文部科学省 (2017) によると、増加する不登校児童生徒に対する多様で適切な教育機会の確保として、特例校や教育支援センターの設備促進、教育委員会・学校と民間団体との連携の推進などを掲げている。また、オンライン上における学校外の居場所づくりも行われており、今村 (2023) によると、不登校支援を行っている「認定 NPO 法人カタリバ」では、小・中学生を対象にしたメタバース上の居場所「room-K」を立ち上げ、埼玉県戸田市や広島県などの自治体では、学びの選択肢として認められており、学校長が認めれば出席扱いにもなっている。さらに、不登校児童生徒に限らず、全ての中学生にとっても、今後学校外における地域の団体が身近な居場所となる可能性が考えられる。文部科学省・スポーツ庁・文化庁 (2020) によると、これまでの部活動が、休日を含め教師の長時間勤務の要因であることや指導経験のない教師にとって多大な負担であるとともに、生徒にとっては望ましい指導を受けられない場合が生じることを考慮し、主に中学校を対象に休日における部活動の段階的な地域移行を行うことになった。

以上より、不登校児童生徒に対する支援という観点のみならず、地域移行されていく部活動を利用する生徒も含めた全ての中学生に対する支援という観点で、学校外において「居場所」と感じることでできる場が、児童生徒の不登校傾向にどのような役割を果たすか明らかにすることは意義のあることだと考えられる。

目的

本研究では、学校外の居場所感が不登校傾向に与える影響を明らかにすることを目的と

する。また、分析結果を踏まえ、学校外の居場所における今後の展望と不登校支援のあり方について検討する。また、本研究における学校外の「居場所」の定義は、先述した不登校支援としての学校外の「居場所」を参考に、①学校や家庭以外で物理的・空間的に存在すると判断できる場所②他者との関わりが含まれる場所であることの2点を満たすものとする。また、「居場所感」の心理的条件は、石本（2010）に倣い、他者との関係の中で、個人が「ありのままでいられる」と「役に立っていると思える」とすることとする。

仮説

学校内での居場所感が低い生徒であっても、学校外に居場所があり、かつその居場所感が高い生徒は、学校外の居場所がないと感じている生徒や学校外に居場所があっても居場所感が低い生徒に比べ不登校傾向が低減される。

方法

調査対象者

北信越地方の国立中学校1校に在籍する1・2・3年生461名を調査対象者とした。そのうち無効回答があった者を除く454名（男性208名、女性218名、その他5名、回答しない23名）を分析対象とした。分析対象者のうち、年齢の項目で「回答しない」と選択した14名を除く440名の平均年齢は13.36歳で標準偏差は0.98であった。

調査内容

フェイスシート項目 性別、学年、年齢を尋ねた。性別については、「男、女、その他、回答しない」の4つの選択肢を設けた。学年については「1年、2年、3年」の3つの選択肢を設けた。年齢については、「12, 13, 14, 15, 回答しない」の5つの選択肢を設けた。

居場所感尺度 学校内での居場所感、学校外での居場所感のそれぞれを測定する尺度として、石本（2010）の居場所感尺度を使用した。全13項目から構成されており、「自己有用感」7項目、「本来感」6項目である。「〇〇にいるときの自分を思い浮かべてください。以下の文が、〇〇にいるときのあなたにどの程度あてはまるかを1＝あてはまらない、2＝あまりあてはまらない、3＝どちらともいえない、4＝ややあてはまる、5＝あてはまる、の5段階で、答えてください。」と教示し5件法で尋ねた。教示文の〇〇は、石本（2010）を参考に学校内であれば対象をクラス内と考え「クラス」、学校外であれば自由記述で記入した居場所とした。質問項目のうち、「私がいないと**がさびしがる」、「私がいないと**が困る」の**についても、石本（2010）を参考に学校内であれば対象をクラス内と考え「みんな」とし、学校外であれば記入した居場所にいる人として居場所感を測定した。

学校外の居場所の有無と内容 「学校や家庭以外で『ここは自分の居場所だ』と感じる場所がありますか。」と教示し、「ある」・「ない」の2件法で尋ねた。「ある」を選択した場合は「一番そのように感じる居場所を記入してください」と教示し自由記述で回答を求め

た。

不登校傾向尺度 不登校傾向を測定する尺度として、五十嵐・萩原（2002）の不登校傾向尺度を一部修正した五十嵐・萩原（2004）の不登校傾向尺度を用いた。全13項目で構成されており、「別室登校を希望する不登校傾向」3項目、「遊び・非行に関連する不登校傾向」4項目、「精神・身体症状を伴う不登校傾向」4項目、「在宅を希望する不登校傾向」2項目である。「以下の質問項目で、『そう思わない（1点）』『あまりそう思わない（2点）』『すこしそう思う（3点）』『そう思う（4点）』のうちもっともあなたに当てはまる番号を選んでください。」と教示し、4件法で回答を求めた。

調査手続き

本調査の実施対象校は、これまでも児童生徒を対象とした調査を実施してきており、入学時に保護者から研究の協力に対する同意書を得ている。このため、副校長に実施の許可を得た上で、個々の生徒の参加意思を確認して実施した。副校長には、研究の目的、個人情報保護の方法、成果の公開方法、参加を拒否する権利について、口頭での説明を行い研究実施についての同意を得た。また、個々の生徒については、同様の内容を冒頭で説明し、Google フォームの回答をもって研究参加に同意したものと判断した。

倫理的配慮

本調査は、信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の審査を通過している（管理番号：23-04）。研究参加に伴って不快事象が生じ、当該事象への対応を必要とする場合への対応として、信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会への倫理審査申請書には、調査実施校のスクールカウンセラー、調査実施校のスクールカウンセラー研修員である研究分担者、ならびに研究責任者に連絡が取れる体制を校内で構築済みであることと、公認心理師資格を有する研究責任者が責任をもって対応することを明記した。

調査時期

2023年8月18日～2023年9月4日

分析方法

本研究のデータ解析には、心理統計分析ソフトウェア HAD on Version18 を用いた（清水, 2016）。

結果

フェイスシート項目及び学校外の居場所の有無における記述統計

表1に調査対象者のフェイスシート項目及び学校外の居場所の有無における記述統計を示す。

表1 フェイスシート項目、学校外の居場所の有無における記述統計

		N	%
性別	男	208	45.81
	女	218	48.02
	その他	5	1.10
	回答しない	23	5.07
	合計	454	100.00
学年	1年	175	38.55
	2年	131	28.85
	3年	148	32.60
	合計	454	100.00
年齢	12	99	21.81
	13	146	32.16
	14	133	29.30
	15	62	13.66
	回答しない	14	3.08
	合計	454	100.00
学校外の居場所の有無	ある	275	60.57
	ない	179	39.43
	合計	454	100.00

本研究で用いた尺度の記述統計

居場所感尺度のうち、学校内の居場所感を「学内居場所感」、学校外の居場所感を「学外居場所感」と表記する。

分析対象者 454 名における、学内居場所感を測定する尺度（以下、「学内居場所感尺度」とする）と不登校傾向尺度及び各下位尺度の記述統計を以下の表 2 に示す。

表 2 分析対象者全体における各尺度の記述統計

変数名	N	平均値	中央値	標準偏差	歪度	尖度
学内居場所感	454	3.29	3.31	0.89	-0.13	-0.52
自己有用感	454	3.03	3.00	0.97	0.05	-0.62
本来感	454	3.58	3.67	0.96	-0.32	-0.68
不登校傾向	454	1.84	1.77	0.52	0.64	0.13
別室登校を希望する不登校傾向	454	1.49	1.00	0.69	1.67	2.64
遊び・非行に関連する不登校傾向	454	1.84	1.75	0.65	0.58	-0.15
精神・身体症状を伴う不登校傾向	454	1.89	1.75	0.71	0.56	-0.50
在宅を希望する不登校傾向	454	2.24	2.00	0.83	0.35	-0.61

また、学校外の居場所の有無で「ある」と選択した 275 名（以下、「学外居場所あり群」とする）の学外居場所感を測定した尺度（以下、「学外居場所感尺度」とする）と学内居場所感尺度、不登校傾向尺度及び各下位尺度の記述統計を表 3 に示す。

なお、学内居場所感尺度、学外居場所感尺度は、どちらも石本（2010）に倣い、「自己有用感」、「本来感」の 2 因子構造を採用した。不登校傾向尺度は、五十嵐・萩原（2004）に倣い、「別室登校を希望する不登校傾向」、「遊び・非行に関連する不登校傾向」、「精神・身体症状を伴う不登校傾向」、「在宅を希望する不登校傾向」の 4 因子構造を採用した。

表3 学外居場所あり群における各尺度の記述統計

変数名	N	平均値	中央値	標準偏差	歪度	尖度
学内居場所感	275	3.46	3.54	0.83	-0.27	-0.33
自己有用感	275	3.22	3.14	0.91	-0.01	-0.48
本来感	275	3.74	3.83	0.92	-0.47	-0.47
不登校傾向	275	1.82	1.77	0.51	0.70	0.28
別室登校を希望する不登校傾向	275	1.50	1.33	0.68	1.68	2.92
遊び・非行に関連する不登校傾向	275	1.85	1.75	0.67	0.63	-0.06
精神・身体症状を伴う不登校傾向	275	1.84	1.75	0.67	0.61	-0.32
在宅を希望する不登校傾向	275	2.19	2.00	0.80	0.35	-0.49
学外居場所感	275	3.77	3.77	0.84	-0.41	-0.40
自己有用感	275	3.55	3.57	0.97	-0.38	-0.37
本来感	275	4.03	4.17	0.88	-0.76	-0.16

学校外の居場所の回答内容

学校外の居場所の内容を尋ねる教示文「一番そのように感じる居場所を記入してください」で得られた自由記述の回答を表4に示す。表4の回答内容は、調査対象者の個人が特定されないもののみに限定し、類似した回答内容がいくつか見られた場合には、1つに絞った。次に自由記述内容の分類手続きを行なった。まず、自由記述内容のうち、本研究における学校外の「居場所」の定義である①学校や家庭以外で物理的・空間的に存在すると判断できる場所②他者との関わりが含まれる場所であることのどちらも満たしているものを1.本研究の定義に該当する学校外の「居場所」に分類した。次に、本研究の定義に該当しないものの、本研究の定義における条件を部分的に満たしている回答については、2.学校の場所だと推定される「居場所」、3.家庭の場所だと推定される「居場所」、4.他者との関わりを必要としない「居場所」、5.物理的・空間的な場所が限定されない「居場所」のいずれかに分類した。また、複数回答した回答の中で、1～5のうち複数該当している回答については別のカテゴリーとして分類した。最後に、それ以外の回答内容項目について、回答内容から、6.「居場所」だと感じる理由、日常的に通うのが困難な場所、無効回答に分類した。また、分類に迷った回答内容については、心理学の専門家1名からのスーパービジョン、心理学を専攻する大学院生5名の意見を受けて作業を進めた。

学外居場所感と不登校傾向との関連

本研究の仮説を検証するために、学外居場所感と不登校傾向との関連について検討する。学外居場所あり群における学校外の居場所の回答内容（表4）を見ると、本研究の定義に該当しない回答も多く見られた。そのため、学外居場所あり群の分析対象者を、表4の1.本研究の定義に該当する学校外の「居場所」に該当する回答が見られた118名と、1～5のうち、複数該当の回答の中で、1.本研究の定義に該当する学校外の「居場所」を含む回答が見られた10名を合わせた128名に限定し、「定義該当群」と表記する。表5に定義該当

群の各尺度の記述統計を示す。また、学校外の居場所の有無で「ない」と選択した 179 名は学校外の居場所感尺度を測定していないため、心理的な居場所感についても存在しないものとみなし、「学外居場所感なし群」と表記する。

表 4 学校外の居場所の内容

分類	N	回答(一部抜粋)
1. 本研究の定義に該当する 学校外の「居場所」	118	「習い事」「塾」「習い事の教室」「公園」 「山の中」※1「友達の家」「駅」※1「ネット」※1 「学校外のクラブ」「snsのコミュニティ」「LINE」「ゲームコミュニティの中」
2. 学校の場所だと推測される「居場所」	55	「学校」「委員会」「体育館」「グラウンド」「図書館」「部活」 「道場」「学校のろっかー」「トイレ」「女子更衣室」「自分の机」
3. 家庭の場所だと推測される「居場所」	34	「家」「自分の部屋」「家庭」「祖父母の家」「家の周辺」「リビング」
4. 他者との関わりを 必要としない「居場所」	14	「特急列車の座席」※1「自分の心の中」「推しのユーチューブ」 「アニメ」「誰もいない広い場所ならどこでも」「駅」※1「ネット」※1
5. 物理的・空間的な場所が 限定されない「居場所」	23	「いつメン」「友達との会話」「友達感」「幼馴染と遊ぶとき」「音楽の世界」 「休日に友達と遊んでいるとき」「どこでも」「友だちと遊んでいる所」
6. 「居場所」だと感じる理由	6	「家族がいつでも相談に乗ってくれるから」「家が好きではないから」 「自分が生きているから」「自分の話を聞いてくれる、友達がいるから。」 「音楽で歌を歌ったりするときに役に立っていると思う」 「特定の場所はないです。友達とはなしたり、 自分の意見をしっかりと伝えることができる場所が私の居場所だと思っています」
1～5のうち、複数該当の回答	18	「家、塾」「家、友達」「友だちといるとき、家族といるとき」「部活、塾」 「親戚の家 友達と遊びに行った場所 自分の好きな場所」「習い事、友人」 「塾・駅・空港」「ネット、部活、一人でいられる公園」「家 部活」「家と学校」 「友だちといるときや、習い事・家庭」「自宅のリビング・学校のクラス」
日常的に通うのが困難な場所	1	
無効回答	6	
計	275	

※1 学外居場所感尺度「私がいなくて**がさびしがる」「私がいなくて**が困る」で
「1=当てはまらない」以外の回答があれば他者との関わりがある「居場所」と判断する。

表 5 定義該当群における各尺度の記述統計

変数名	N	平均値	中央値	標準偏差	歪度	尖度
学内居場所感	128	3.48	3.54	0.84	-0.21	-0.74
自己有用感	128	3.24	3.14	0.93	-0.01	-0.80
本来感	128	3.76	3.83	0.89	-0.41	-0.62
不登校傾向	128	1.84	1.77	0.52	0.55	-0.35
別室登校を希望する不登校傾向	128	1.51	1.33	0.66	1.60	2.76
遊び・非行に関連する不登校傾向	128	1.85	1.75	0.69	0.74	0.11
精神・身体症状を伴う不登校傾向	128	1.87	1.75	0.68	0.56	-0.41
在宅を希望する不登校傾向	128	2.25	2.00	0.79	0.24	-0.52
学外居場所感	128	3.82	3.69	0.77	-0.31	-0.39
自己有用感	128	3.60	3.57	0.87	-0.17	-0.59
本来感	128	4.08	4.17	0.83	-0.73	-0.12

分析対象者を学内居場所感の高さによって 2 群に、学外居場所感の高さによって 3 群にそれぞれ分類する手続きをとった。学内居場所感の高さによる分類は、有効回答 307 名での学内居場所感得点の平均値 3.21 を基準に高群と低群の 2 群に分け、学外居場所感によ

る分類は、定義該当群を学外居場所感の高さによって分類した 2 群と学外居場所感なし群を合わせた計 3 群に分けた。学外居場所感の高さによる分類は、定義該当群 128 名における学外居場所感尺度得点の平均値 3.82 を基準に高群と低群の 2 群に分けた。次に、上記の群分けが妥当に行われたかを検討するために、各尺度の平均値について群間で有意差が見られるかどうかを確認した。学内居場所感 2 群に対して Welch の t 検定を行った結果、高群の方が低群よりも有意に得点が高かった ($t(304.94) = -25.50$, $p < .01$)。したがって、学内居場所感得点に基づく 2 水準の群分けは、十分な妥当性をもって行われたといえる。また、学外居場所感 2 群に対して Welch の t 検定を行った結果、高群の方が低群よりも有意に得点が高かった ($t(122.68) = -16.67$, $p < .01$)。したがって、学外居場所感得点に基づく 2 水準の群分けも、十分な妥当性をもって行われたといえる。上記の手続きに基づく調査対象者の分類結果をクロス集計表にまとめた (表 6)。分類の結果、HH 群 (学内居場所感も学外居場所感も高い)、HL 群 (学内居場所感が高く学外居場所感が低い)、HN 群 (学内居場所感が高く学外居場所感がない)、LH 群 (学内居場所感が低く学外居場所感が高い)、LL 群 (学内居場所感も学外居場所感も低い)、LN 群 (学内居場所感が低く学外居場所感がない) の 6 つの群に分けられた。各群における 2 つの英字は、左側が学内居場所感の水準、右側が学外居場所感の水準を表す。 χ^2 検定を行ったところ、人数の偏りは有意であった ($\chi^2 = 35.05$, $df = 2$, $p < .01$)。さらに、残差分析を行ったところ、期待値に対して、HH 群と LH 群、HN 群と LN 群でそれぞれ有意差が見られた。

表 6 学内居場所感 2 群と学外居場所感 3 群の所属人数

学外居場所感		高群	低群	なし群	合計
学 内 居 場 所 感	高群	52(5.89**)	30(-0.92)	73 (-4.02**)	155
	低群	10 (-5.89**)	36 (0.92)	106 (4.02**)	152
	合計	62	66	179	307

$\chi^2(2) = 35.05$. ** $p < .01$

※()内の数値は調整済みの標準化残差

次に、学外居場所感と不登校傾向の関連を検討するために、群分けによってできた 6 群を独立変数、不登校傾向尺度及び各下位尺度を従属変数とした 2 要因分散分析を行った (表 7)。分散分析の結果、不登校傾向を従属変数としたときの学内居場所感と学外居場所感の交互作用が有意であった ($F(2, 301) = 3.83$, $p < .05$)。そのため、Holm 法を用いた多重比較を行ったところ、HH 群よりも LH 群、HN 群よりも LN 群において有意に得点が高かった。また、「別室登校を希望する不登校傾向」を従属変数とした学外居場所感の主効

果が有意であった ($F(2, 301) = 3.42, p < .05$)。そのため、Holm 法 (5%水準) を用いた多重比較を行ったところ、学外居場所感なし群よりも学外居場所感高群において有意に得点が高かった。さらに、不登校傾向 ($F(1, 301) = 31.33, p < .01$)、「別室登校を希望する不登校傾向」 ($F(1, 301) = 28.04, p < .01$)、「精神・身体症状を伴う不登校傾向」 ($F(1, 301) = 37.27, p < .01$)、「在宅を希望する不登校傾向」 ($F(1, 301) = 8.30, p < .01$) において、学内居場所感の主効果が有意であった。そのため、Holm 法 (5%水準) を用いた多重比較を行ったところ、いずれの従属変数も、学内居場所感高群より学内居場所感低群において有意に得点が高かった。

表 7 各群における不登校傾向尺度及び下位尺度得点の平均値と 2 要因分散分析の結果

学内居場所感	学外居場所感		不登校傾向	別室登校を希望する 不登校傾向	遊び・非行に関連する 不登校傾向	精神・身体症状を伴う 不登校傾向	在宅を希望する 不登校傾向
高	高	HH群	1.64 (0.53)	1.37 (0.67)	1.69 (0.69)	1.58 (0.62)	2.07 (0.79)
	低	HL群	1.84 (0.41)	1.33 (0.37)	1.98 (0.70)	1.84 (0.49)	2.33 (0.81)
	なし	HN群	1.63 (0.44)	1.23 (0.40)	1.73 (0.62)	1.63 (0.54)	2.01 (0.79)
低	高	LH群	2.35 (0.49)	2.17 (0.74)	2.15 (0.84)	2.55 (0.66)	2.60 (0.74)
	低	LL群	1.98 (0.49)	1.69 (0.69)	1.88 (0.60)	2.13 (0.68)	2.33 (0.75)
	なし	LN群	2.04 (0.54)	1.66 (0.82)	1.91 (0.62)	2.20 (0.78)	2.53 (0.85)
学内居場所感 F 値			31.33**	28.04**	n.s.	37.27**	8.30**
			高<低	高<低		高<低	高<低
学外居場所感 F 値			n.s.	3.42.*	n.s.	n.s.	n.s.
				なし<高			
交互作用 F 値			3.83*	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
			HH群<LH群				
			HN群<LN群				

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

※()は標準偏差

考察

学外居場所感と不登校傾向との関連について

本研究の仮説を検討するため、学内居場所感と学外居場所感の高さによる群分けによってできた 6 群を独立変数、不登校傾向尺度及び下位尺度を従属変数とする 2 要因分散分析を行った。その結果、不登校傾向を従属変数とした分散分析で、学内居場所感と学外居場所感の交互作用が有意であったものの、HH 群よりも LH 群、HN 群よりも LN 群において有意に得点が高く、いずれも学校内の居場所感が高いことで不登校傾向が低減されることが示された。そのため、学内居場所感低群である LH 群と LL 群・LN 群との間に有意な差は見られなかったことから、仮説は支持されなかった。

学外居場所感と不登校傾向との関連に注目すると、学校外での居場所感が高い生徒は、

学校外の居場所なしと回答した生徒に比べ「別室登校を希望する不登校傾向」が高いことが示唆された。学校外に居場所があると感じている生徒は、安心して過ごせる場所が学校以外にも存在するという経験の積むことで、自ら安心できる環境を選択する行動が高まるのではないかと考えた。そのため、学校内の居場所感が低くなった際に、登校したくない気持ちが高まりながらも学校内において安心できる環境を求める傾向が高くなり、相談室や保健室といった別室への登校を希望する傾向が高まるのではないかと考察した。

また、交互作用の結果に注目すると、学校外での居場所感が低いと感じている生徒においては、学校外の居場所感が高い、もしくは学校外の居場所なしと回答した生徒と異なり、学校内での居場所感の高さによる不登校傾向の違いは見られなかった。この理由として、学校外の居場所感が低い生徒の状態像にあるのではないかと考えた。本研究では学校外の居場所の代表的な回答として「習い事」があった。また調査対象者は登校できている生徒であり、「習い事」は放課後や休日に通っていると考えられる。そのため、学校外の居場所感が低い生徒にとっては、学校外に居場所があると思っているものの、実際は「ありのままにいられる」、「役に立っている」という感覚をあまり得られていないことから、居場所感が高い生徒に比べ安心して過ごせる時間が短く、日頃の心身の疲れも溜まりやすい状態にあるのではないかと考察した。そのため、たとえ、学校内での居場所感が高くても、不登校傾向の低減に繋がらずらくなるのではないかと考えた。

以上より、本研究における仮説は支持されなかった。しかし、学校内の居場所感が低いLL群、LH群、LN群の生徒における不登校傾向得点及び下位尺度得点を見ると、いずれもLH群の生徒の数値が最も高かった。LH群の生徒の置かれている状況と、先述した学校外の居場所感が高い生徒の持つ安心できる環境を選ぶ傾向の高さを踏まえると、学校外で「ありのままにいられる」、「役に立っている」と感じられる場所があることで、その居場所へ積極的に関わる意欲が高まるのではないかと考えた。一方、学校内の居場所感が低いことで学校へ登校することの優先度が下がり、登校したくない気持ちが高まることで、結果として不登校傾向の高さにも表れたのではないかと考察した。しかし、本研究は、登校できている生徒が調査対象者であるという点を踏まえると、学校内での居場所感が低くても、学校外の居場所感が高い生徒は、学校外の居場所がない、学校外の居場所感も低い生徒よりも、登校したくない気持ちは高くなっても、精神的健康度は高く維持されている可能性は否定できない。今後、学校外の居場所に対する周囲の注目がさらに高まっていくと考えられることを踏まえると、学校外の居場所感と精神的健康度との関連についても検証していくことで、学校外の居場所が持つ心理的効果や臨床的価値についてもより明らかにできるのではないかとと思われる。

本研究の課題

本研究の課題として、第一に学校外の居場所の内容を尋ねる教示文が調査対象者に十分伝わっていなかったことや、本研究における学校外の「居場所」の定義を調査対象者へ明

示していなかったことが挙げられる。第二に、調査対象校が国立中学校であり公立の中学校でなかったことで、生徒の家庭における教育方針や経済状況も公立中学校に通う生徒と異なることで、学校外の「居場所」の回答内容も変化する可能性が考えられる。第三に、学校外の居場所の有無を尋ねる教示文が、調査対象者の学校外での習い事や所属先そのものではなく、「ここは自分の居場所だ」と感じるか否かという主観によって決まることで、学校外の居場所が「ない」と回答した調査対象者が、179名(39.43%)にも及んでいたことが挙げられる。そのため、客観的情報として、調査対象者の所属している学校外の習い事やクラブも尋ねることで、学校外の居場所の様相をより明らかにできるのではないかと考えられる。第四に、本研究は、登校できている生徒が調査対象者であり、不登校の生徒の回答数に限りがあることが挙げられる。そのため、学校外の居場所が果たす機能も、登校できている生徒と不登校の生徒では、異なっている可能性が考えられる。本研究では、この点について明らかにすることはできていないため、今後はさらなる検討が必要である。第五に、家庭での居場所感の測定が挙げられる。杉本・庄司(2006)によると、中学生の「居場所と感じている場所」の回答内容では、1位は全て「自分の部屋」2位は「家」であった。そのため、今後、家庭での居場所感を測定し、学内居場所感、学外居場所感、不登校傾向との関連を検討することで、不登校児童生徒に対してのさらなる支援方法について検討できるのではないかと考えられる。最後に、精神的健康度の測定が挙げられる。先述したように、学校内での居場所感が低く、学校外の居場所感が高い生徒において、学校外の居場所がない、学校外の居場所感が低い生徒よりも精神的健康度は高く維持されている可能性は否定できず、本研究ではこれらの点を明らかにできなかったため、今後の課題とする。

付記

本研究は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

- 五十嵐 哲也・萩原 久子(2002). 中学生における不登校傾向に関する研究(1)—不登校傾向尺度の開発— 日本教育心理学会総会発表論文集, 44(0), 275.
- 五十嵐 哲也・萩原 久子(2004). 中学生の不登校傾向と幼少期の父親および母親への愛着との関連 教育心理学研究, 52(3), 264-276.
- 今村 久美(2023). NP0 カタリバがみんなと作った不登校—親子のための教科書—ダイヤモンド社
- 石本 雄真(2010). 青年期の居場所感が心理的適応、学校適応に与える影響 発達心理学研究, 21(3), 278-286.

- 文部科学省 (2017). 義務教育の段階における普通教育に相当する教育の機会の確保等に関する基本指針 https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/seitoshidou/_icsFiles/afieldfile/2017/04/17/1384371_1.pdf (参照 2023-12-13)
- 文部科学省 (2018). 平成 29 年度 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果について https://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/detail/_icsFiles/afieldfile/2019/10/25/1412082-29.pdf (参照 2023-12-13)
- 文部科学省 (2023). 令和 4 年度 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果について https://www.mext.go.jp/content/20231004-mxt_jidou01-100002753_1.pdf (参照 2023-12-13)
- 文部科学省・スポーツ庁・文化庁 (2020). 学校の働き方改革を踏まえた部活動改革について https://www.mext.go.jp/sports/content/20200902-spt_sseisaku01-000009706_3.pdf (参照 2023-12-13)
- 文部省初等中等教育局 (1992). 学校不適応対策調査研究協力者会議 登校拒否 (不登校) 問題について : 児童生徒の『心の居場所』づくりを目指して
- 内閣府 (2017). 平成 29 年度版 子供・若者白書(全体版)「特集 若者にとっての人とのつながり」 https://www8.cao.go.jp/youth/whitepaper/h29honpen/s0_0.html (参照 2022-11-10)
- 日本財団 (2018). 不登校傾向にある子どもの実態調査 https://www.nippon-foundation.or.jp/app/uploads/2019/01/new_inf_201811212_01.pdf (参照 2023-12-13)
- 則定 百合子 (2008). 青年期における心理的居場所感の発達的变化 カウンセリング研究, 41(1), 64-72.
- 清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 新村 出 (編) (2018). 広辞苑 第七版 岩波書店.
- 杉本 希映・庄司 一子 (2006). 「居場所」の心理的機能の構造とその発達的变化 教育心理学研究, 54(3), 289-299.
- 杉本 希映・庄司 一子 (2007). 中学生における「居場所」の有無と不登校傾向との関連の検討 日本教育心理学会総会発表論文集, 49(0), 286.

<原著>

幼児期の異年齢児に対する互惠性評価 —社会的規律意識の発達に焦点化して—

澤田夕珠姫 信州大学大学院総合人文社会科学研究科
水口 崇 信州大学学術研究院教育学系

概要

他者の互惠の有無が幼児の特性評価に及ぼす影響を検証した。対象児よりも年齢の低い・高い児が助けてくれた、或いは助けてくれなかったというシナリオを提示した後、特性評価を行う課題を実施した。2歳児・5歳児クラスの幼児 29 名(平均月齢 63.0 ヲ月)が実験に参加した。結果から、小学生に貸与してもらえなかったが、小学生に貸与した 2歳児に対する特性評価が高かった。一方、2歳児に貸与しなかった小学生は、2歳児による以前の貸与の如何に関わらず、特性評価が低かった。社会的規律意識の発達に伴って、年齢が上がれば行為者が具備する能力を勘案した評価を行うことが示唆された。

キーワード：互惠性，小学生，2歳児，社会的規律意識

はじめに

ヒトの伝達は他者に対する協力に動機づけられている(Tomasello, 2009/2013)。これはヒト以外の霊長類やその他の動物には見られないヒト固有の特徴である。ヒトは困っている他者がいれば手助けをすることを文化的に学習し、しばしば自身の利益に関係なく協力を行う。慈善活動のように時間的、経済的なコストを払って遠く離れた場所にいる他者でも助けようとする。幼児期の初期には見境のない援助を他者に示すが、発達に伴って互惠性が意識されるようになる。

辞書によれば、互惠とは利益や便宜を与え合うことを指す。互惠性が意識されると、自分が他者を助けることで、他者も自分自身を助けてくれると推測するようになる(二村・島, 2023)。これは社会における協力システムの維持・促進の一角を担っている。但し、互惠性は互いに恩恵を受けることのみに留まらない。相手の様々な特徴を見て関わるべき相手であるか、援助すべき相手であるかどうかの判断をする際にも用いられる。このような判断はおおよそ3歳頃からみられるとされている(Tomasello, 2009/2013)。そのため、個人が築き上げる人間関係は幼少期から互惠性に基づく判断の繰り返しによって形成されると言えよう。そうした個人によって集団を形成することで、ヒトの社会は様々な協力関係を幾

層にも築き上げてきた。

互惠性の発達を扱った研究として二村・島(2023)が挙げられる。二村・島(2023)はクレヨンの貸し借り場面を題材とした実験を行った。おおよそ5歳7カ月の幼児を対象に物語に登場する2名に対する特性評価を求めた。その結果、クレヨンを貸さなかった人物の特性評価は、相手が以前クレヨンを貸していた場合と、クレヨンを以前貸していなかった場合で異なっていた。具体的には、以前貸した人物に対する特性評価は高い値となっていた。一方、クレヨンを貸した人物の特性評価に関しては、クレヨンを貸した場合もそうでなかった場合も差は検出されなかった。このことから、幼児は向社会的行動を起こした者に対してのみ互惠性に基づいた評価がなされることが明らかになった。

Worle and Palus(2019)によれば、5～6歳児は相手と同じ数だけクッキーを渡すパペットの方が、相手より少量のクッキーを渡すパペットより高い評価をしている。以前に相手から受けた援助を考慮した上で行為者であるパペットを評価したと考えられる。4歳児を対象にしたBocian and Szarek(2020)では、行為者に対して評価を行う際に行為者の過去の行いを考慮した判断をしている。これらの研究結果は、4歳児も5～6歳児と同じように互惠性に基づく評価が可能であることを推測させる。

加えて、自他の関係によって分配法が変化することも報告されている。Smith et al. (2013)では、三人称課題と二人称課題で3～8歳児の分配行動が異なることを明らかにした。三人称課題において見知らぬ2人にステッカーを分配する場面では、多くの子ども達が互惠的理解に基づいて平等に分けている。一方で、二人称課題では、多くの3～4歳児が自分に有利になるように分配をすることが示されている。すなわち、三人称の相手は自分との関係を分断して、三人称間で公平を保つように判断する。しかしながら、自分との関係を分断していない場合、自分優位な判断を行うのである。このような知見から、互惠性の実験において、課題を三人称にするか二人称にするかは、結果を変化させる重要な要因であることが示されている。

1歳半頃の子どもは他者に対して見境のない協力を行う。Tomasello(2009/2013)によると、相手が故意に行ったミスであっても、不本意に起きたミスであっても、1歳代の幼児は協力を惜しまない。そして、互惠性の理解はおおよそ3歳頃からみられる。おおよそ3歳頃から人に親切的な他者により援助するようになる。加えて、Smith et al. (2013)は幼児の社会的規律意識に基づく互惠的理解と互惠性に基づく選択的な分配行動は、発生時期に違いがあることも指摘している。具体的には、分配の場合、3～4歳児の方が5～6歳児よりも自分に有利な分配を行う。対して援助の場合、他者評価が4歳児と5歳児で類似している。

これは分配と援助の違いに由来する(e.g., Woo, Tan & Hamlin, 2022)。例えばLenz, and Pauls(2021)によるステッカーの分配課題において、5歳児は返報の可能性のある相手の方が、返報の可能性が無い相手よりも多くのステッカーを分配している。但し、3歳児に

において相手からの返報の可能性の有無がステッカーの分配に影響することはなかった。3歳児と5歳児では、互恵性に基づく選択的な分配行動に差が生じている。この結果からも分配と援助が異なる基準によって判断がなされていると予想される。

以上のことから、幼児が対象の互恵性に関する課題では、場面や状況の影響を受けることが考えられる。さらに、幼児自身と他者からなる二人称課題であるか幼児自身が異なる2人に作用する三人称課題であるかによっても判断は異なってくるだろう。二村・島(2023)では同年代の幼児間の互恵性を対象としていた。本研究では、登場人物を参加者よりも年上と年下の異年齢とした上で、同一の行為に対する特性評価を幼児に求める。そして4・5歳頃の幼児が異年齢の相手の行為にどのような互恵性判断を行っているのか検証する。

方法

参加者

幼児29名(4歳児クラス:14名,5歳児クラス:15名)が実験に参加した。4歳児クラスの平均月齢は61.9ヵ月(範囲67.6–57.0ヵ月),5歳児クラスの平均月齢は73.9ヵ月(範囲78.9–69.8ヵ月)であった。なお,本研究は所属機関におけるヒトを対象とした研究の倫理審査を経て行われた(審査番号23-17)。

材料

Heyman, Barner, Heumann and Schenck (2014), Futamura and Shima(2019), 二村・島(2023)を参考にクレヨンの貸し借りを題材としたシナリオを作成した。登場する2人のキャラクターが異年齢(*different age*)であるシナリオを作成し, A4サイズの図版によって提示した(以下, dシナリオ)。dシナリオの図版を図1に示した。dシナリオは, キャラクターB(図1の左側「小学生」)がキャラクターA(図1右側「2歳児」)を助けたか否か, その後, AがBを助けたか否かのシナリオ(d1シナリオ)と, AとBの行為順序を入れ替えた同様のシナリオ(d2シナリオ)の両方を提示した。

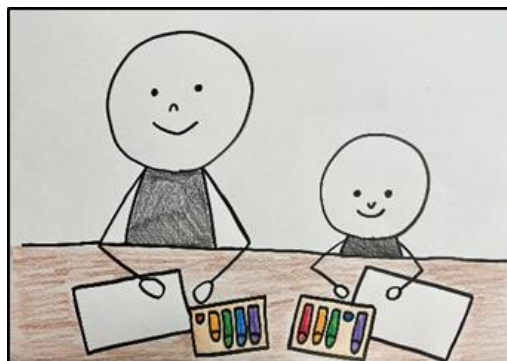


図1 dシナリオの図版

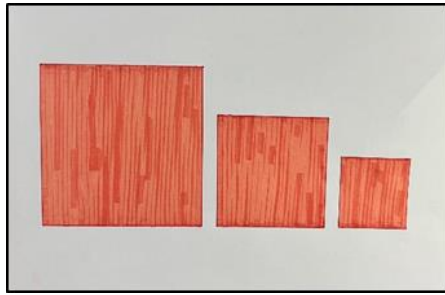


図2 特性評価の程度を尋ねる際に用いた補助図版

各条件の詳細は、(1)BがAを助け、AもBを助けた、(2)BがAを助け、AがBを助けなかった、(3)BがAを助けずAがBを助けた、(4)BがAを助けず、AもBを助けなかった、の4通りである。AとBの行為順序(先手・後手)を入れ替えた4通りを合わせて8通りであった(d1シナリオ、d2シナリオ)。実験に用いた登場人物の性別による影響を排除するために登場人物の図示には中性的な線画を用いた。使用したシナリオは末尾の資料に示した通りである。

手続き

幼稚園内の部屋において、個別形式で実験を行った。質問内容は、d1シナリオとd2シナリオの計8通りの条件についてであった。各シナリオの提示後に、先手の行為者の行動内容の理解状況を確認した上で、先手の行為者に対する特性評価を求めた。次に、後手の行為者の行動内容の理解状況を確認した上で、後手の行為者に対する特性評価を求めた。その後、2から8つ目のシナリオについても同じ手続きが取られた。各条件は参加者内要因であった。8つのシナリオの提示順序については、カウンターバランスをとった。参加者1名の所要時間は約20分であった。

内容理解 先手の行為者の行動内容の理解状況の確認として、シナリオの内容を要約した図版を用いて、先手の行為者と後手の行為者とのやり取りの絵が記載された部分を手で示しながら、先手の行為者の援助の有無を尋ねた。例えば、d1シナリオでは、「今のお話で、小学生は、2歳の子にクレヨンを貸してあげたかな。貸してあげなかったかな。」と尋ねた。正答した場合には、先手の行為者の特性評価を求める質問を続けた。誤答した場合には、再度、同じシナリオの説明を行い、内容理解質問をした。シナリオの再説明を行ったが内容理解質問に正答しない場合には、そのシナリオについての質問は行わず、次のシナリオに進んだ。

後手の行為者による行動内容の理解状況の確認については、先ほどと同じ図版を用いて、先手の行為者の援助の有無を説明したうえで、後手の行為者の援助の有無について尋ねた。例えば、d1シナリオで「今のお話で、小学生は、2歳の子にクレヨンを貸してあげました。」

と説明をしたうえで、先手の行為者と後手の行為者とのやり取りの絵が記載された部分を手で示しながら、「じゃあ、今のお話で2歳の子は、小学生にクレヨンを貸してあげたかな。貸してあげなかったかな。」と尋ねた。正答した場合には後手の行為者の特性評価を求める質問を続け、誤答した場合には先ほどと同様の手続きをとった。

特性評価 二村・島(2023)による測定指標・測定法を参考にして特性評価を求めた。例えば d1 シナリオで、先手の行為者である小学生に対する特性評価を求める質問として、「じゃあ、この小学生は、やさしい子かな。いじわるな子かな。どう感じたかな。」と尋ねた。「やさしい子」あるいは「いじわるな子」と回答した場合には、さらにその程度について、「じゃあ、小学生はちょっとだけやさしい(いじわる)。中くらいにやさしい(いじわる)。それともすごくやさしい(いじわる)かな。」と尋ねた。回答は、すごい(1)～すごくやさしい(6)の6段階に得点化した。特性評価の程度を尋ねる際には、大きさの異なる3つの四角が描かれた補助図版(図2)を使用した。続いて、後手の行為者に対する特性評価についても同様の質問によって尋ねた。

結果

途中退出により無回答の項目がある参加者2名を除く4歳児クラス:14名(平均月齢61.9ヵ月, 範囲67.6-57.0ヵ月), 5歳児クラス:13名(平均月齢73.9ヵ月, 範囲78.9-69.8ヵ月)の計27名を分析の対象とした。

行為順序および行為者、クレヨンを貸したか否かで評価項目を分類・分析をした。行為順序が先手の場合は First Half(以下 FH), 後手の場合は Second Half(以下 SH)と名付けた。また行為者が小学生の場合は Elementary school student(以下 E), 2歳児の場合は Preschooler(以下 P)と記した。またクレヨンを貸した場合は Lent(以下 L), クレヨンを貸さなかった場合は Not lent(以下 N)とした。各条件における小学生および2歳児の特性評価得点の平均値と標準偏差を図3から図6に示した。

d1 シナリオにおける小学生に対する特性評価について(図3), 年齢を参加者間, シナリオを参加者内に配置した2要因分散分析を行った結果, 年齢の主効果が有意でなく ($F(1,25)=0.204, p=.655, \eta_p^2=0.008, 1-\beta=0.147$), シナリオの主効果が有意であり ($F(3,75)=131.265, p<.001, \eta_p^2=0.84, 1-\beta=1$), 交互作用年齢×シナリオが有意でなかった ($F(3,75)=0.026, p=.994, \eta_p^2=0.001, 1-\beta=0.056$)。シナリオの主効果について, 対応のある t 検定による多重比較 ($\alpha=0.05$, 両側検定) を行った結果, FH-EL-1 が FH-EL-2 よりも有意に大きい傾向があり ($t(26)=1.986, adjusted\ p=.069$), FH-EL-1 が FH-EN-3 よりも有意に大きく, ($t(26)=17.847, adjusted\ p<.001$), FH-EL-1 が FH-EN-4 よりも有意に大きく ($t(26)=12.236, adjusted\ p<.001$), FH-EL-2 が FH-EN-3 よりも有意に大きく ($t(26)=13.636, adjusted\ p<.001$), FH-EL-2 が FH-EN-4 よりも有意に大きかった ($t(26)=9.787, adjusted\ p<.001$)。

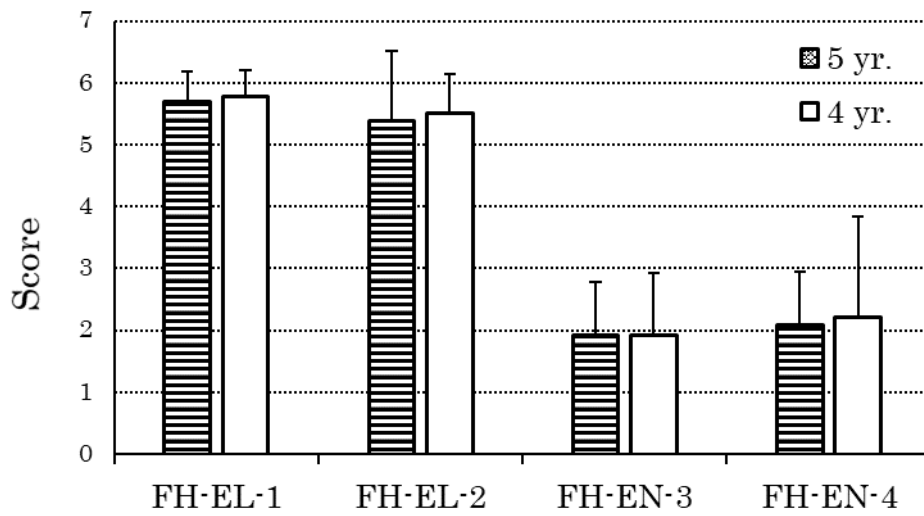


図3 d1 シナリオにおける小学生に対する特性評価得点平均と標準偏差

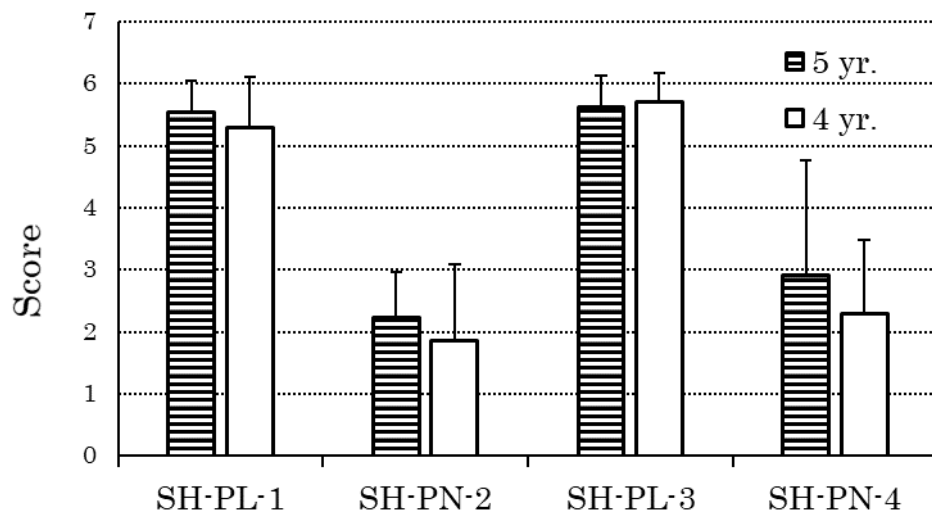


図4 d1 シナリオにおける2歳児に対する特性評価得点平均と標準偏差

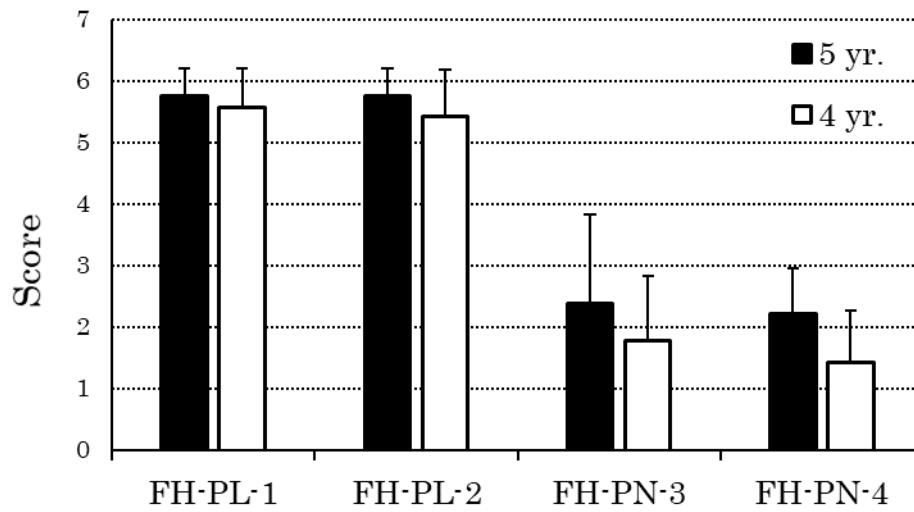


図5 d2 シナリオにおける2歳児に対する特性評価得点の平均と標準偏差

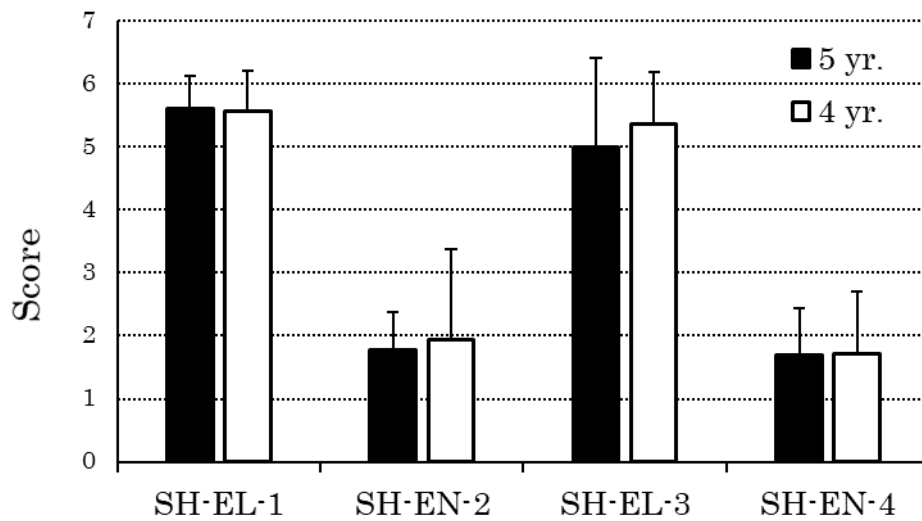


図6 d2 シナリオにおける小学生に対する特性評価得点の平均と標準偏差

d2シナリオにおける2歳児に対する特性評価について(図4), 年齢を参加者間, シナリオを参加者内に配置した2要因分散分析を行った結果, 年齢の主効果が有意であり ($F(1,25) = 7.2, p = .012, \eta_p^2 = 0.224, 1-\beta = 0.999$), シナリオの主効果が有意であり ($F(3,75) = 180.492, p < .001, \eta_p^2 = 0.878, 1-\beta = 1$), 年齢とシナリオの交互作用は有意でなか

った ($F(3,75) = 0.722, p = .542, \eta_p^2 = 0.028, 1-\beta = 0.271$)。年齢の主効果について、5 歳児が 4 歳児よりも有意に大きかった。

シナリオの主効果については、対応のある t 検定による多重比較 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行った結果、FH-PL-1 が FH-PL-3 よりも有意に大きく ($t(26) = 13.392, adjusted\ p < .001$), FH-PL-1 が FH-PN-4 よりも有意に大きく ($t(26) = 19.494, adjusted\ p < .001$), FH-PN-2 が FH-PL-3 よりも有意に大きく ($t(26) = 12.376, adjusted\ p < .001$), FH-PN-2 が FH-PN-4 よりも有意に大きかった ($t(26) = 16.53, adjusted\ p < .001$)。

d1 シナリオにおける 2 歳児に対する特性評価について(図 5), 年齢を参加者間, シナリオを参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果, 年齢の主効果が有意でなく ($F(1,25) = 1.752, p = .197, \eta_p^2 = 0.066, 1-\beta = 0.753$), シナリオの主効果が有意であり ($F(3,75) = 99.598, p < .001, \eta_p^2 = 0.799, 1-\beta = 1$), 年齢とシナリオの交互作用は有意でなかった ($F(3,75) = 0.663, p = .577, \eta_p^2 = 0.026, 1-\beta = 0.25$)。シナリオの主効果について, 対応のある t 検定による多重比較 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行った結果, SH-PL-1 が SH-PN-2 よりも有意に大きく ($t(26) = 13.731, adjusted\ p < .001$), SH-PL-1 が SH-PL-3 よりも有意に小さく ($t(26) = 2.267, adjusted\ p = .032$), SH-PL-1 が SH-PN-4 よりも有意に大きく ($t(26) = 7.947, adjusted\ p < .001$), SH-PN-2 が SH-PL-3 よりも有意に小さく ($t(26) = 15.54, adjusted\ p < .001$), SH-PN-2 が SH-PN-4 よりも有意に小さく ($t(26) = 2.253, adjusted\ p = .032$), SH-PL-3 が SH-PN-4 よりも有意に大きかった ($t(26) = 9.609, adjusted\ p < .001$)。

d1 シナリオにおける小学生に対する特性評価について(図 6), 年齢を参加者間, シナリオを参加者内に配置した 2 要因分散分析を行った結果, 年齢の主効果が有意でなく ($F(1,25) = 0.367, p = .55, \eta_p^2 = 0.015, 1-\beta = 0.228$), シナリオの主効果が有意であり ($F(3,75) = 137.209, p < .001, \eta_p^2 = 0.846, 1-\beta = 1$), 年齢とシナリオの交互作用は有意でなかった ($F(3,75) = 0.246, p = .863, \eta_p^2 = 0.01, 1-\beta = 0.116$)。シナリオの主効果について, 対応のある t 検定による多重比較 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行った結果, SH-EL-1 が SH-EN-2 よりも有意に大きく ($t(26) = 15.082, adjusted\ p < .001$), SH-EL-1 が SH-EL-3 よりも有意に大きい傾向があり ($t(26) = 1.954, adjusted\ p = .073$), SH-EL-1 が SH-EN-4 よりも有意に大きく ($t(26) = 18.028, adjusted\ p < .001$), SH-EN-2 が SH-EL-3 よりも有意に小さく ($t(26) = 10, adjusted\ p < .001$), SH-EL-3 が SH-EN-2 よりも有意に大きかった ($t(26) = 12.035, adjusted\ p < .001$)。

考察

本研究では, クレヨンの貸し借り場面について 8 通りのシナリオを設定した。登場人物を参加者よりも年上と年下とした上で, 行為に対する特性評価を幼児に求めた。そして 4・5 歳頃の幼児が相手の行為にどのような判断を行っているのか検証した。結果から 4 歳児

と5歳児は共に、相手にクレヨンを貸した行為者に対する特性評価は、相手にクレヨンを貸さなかった行為者に対する特性評価より高いことが示された。

まず SH-PL 条件である。この条件では、小学生からクレヨンを貸してもらった、或いは貸してもらわなかった後にクレヨンを貸した2歳児に対する特性評価である。小学生が以前に2歳児に対してクレヨンを貸したか否かによって2歳児に対する特性評価に差が生じた。以前に小学生からクレヨンを貸してもらっていない場合の方が、以前に小学生からクレヨンを貸してもらっている場合よりも特性評価得点が高かった。一方、2歳児からクレヨンを貸してもらったまたは貸してもらわなかった後にクレヨンを貸した小学生に対する特性評価を求めた SH-EL 条件では、2歳児が以前に小学生に対してクレヨンを貸したか否かによって小学生に対する特性評価に差は生じていなかった。

次に SH-PN 条件である。この条件では、小学生からクレヨンを貸してもらった、或いは貸してもらわなかった後にクレヨンを貸さなかった2歳児に対する特性評価を求めた。以前に小学生からクレヨンを借りていた場合と借りていなかった場合で差が生じた。相手からクレヨンを貸してもらわなかった結果、相手にクレヨンを貸さなかったような行為はネガティブな互惠性規範(Chernyak, Leimgruber, Dunham, Hu & Blake, 2019 ; Shaw, Barakzai & Keysar, 2019)と呼ばれる。二村・島(2023)と同様、本研究では2歳児に対してネガティブな互惠性規範がある程度許容されたと推測される。その一方、2歳児からクレヨンを貸してもらった、或いは貸してもらわなかった後にクレヨンを貸さなかった小学生に対する特性評価を求めた SH-EN 条件では、以前に2歳児からクレヨンを借りていた場合と借りていなかった場合とで差が生じなかった。

先行研究では、クレヨンを貸した行為者が以前に相手からクレヨンを貸してもらったか否かは特性評価に作用していなかった(二村・島, 2023 ; Futamura & Shima, 2019)。すなわち相手からの協力の有無はのちの特性評価に影響しなかった。これに対して本研究では、SH-PL 条件で、以前に小学生からクレヨンを借りていた場合と借りていなかった場合とで行為の評価が異なっていた。この結果は、先行研究に対して本研究が新たに知見を拡大した点である。すなわち、特性評価の対象を自分より年齢が高い場合と低い場合を設定したことによって得られた知見である。

協力の動機に関する代表的な実験に Warneken & Tomasello (2006)がある。この研究は、ヒトのコミュニケーションの根本を明らかにした。生後18ヶ月の幼児とヒト以外の霊長類が対象である。なお生後18ヶ月は意図や目標の予測能力が既に備わった年齢である。実験では成人が特定の目標の達成ができず困っている状況を示す。例えば、誤って筆記用具を床に落としたために目標が達成できない、あるいは、意図的に筆記用具を床に落とし目標が達成できないといった状況である。類似の状況を計24種類設定した。つまり同じく目標達成に至らないが、偶発的な状況と故意による状況が用意された。それらの状況に対する幼児とヒト以外の霊長類の行為を比較した。その結果、幼児はどのような状況であ

っても成人の目標達成のために協力を続けた。一方で、ヒト以外の霊長類では幼児のような協力行為は見られなかった。このような幼児の協力は、ヒト固有のコミュニケーションの動機に由来すると考察された。

先行研究(二村・島, 2023 ; Futamura & Shima, 2019)は、ヒト幼児が有する見境のない協力を裏付ける結果であった。彼らの見解は、Warneken & Tomasello (2006)の見解の妥当性を支持している。しかしながら二村・島(2023)は、幼児期初期にみられる他者に対する協力の一側面を論考するに留まっている。これに対して本研究は、幼児期の後半になれば必ずしも見境のない協力を示さないことを明らかにした。この年齢から徐々に、相互互惠性を意識した判断が可能になることを示唆している。相互互惠性とは、他者を援助することで自身もその他者から援助を受けることができるだろうという動機に基づいた協力的な営みである。安定した協力関係を築く上での重要な要素の一つである。幼児期初期は見境のない協力であるが、後期になれば相互互惠性を意識するのである。

本研究では登場人物が異年齢のシナリオを使用した。はじめに小学生にクレヨンを貸した2歳児に対する特性評価を求めたFH-PL条件と、はじめに小学生にクレヨンを貸さなかった2歳児に対する特性評価を求めたFH-PN条件を比較した。5歳児クラスの2歳児に対する特性評価得点が4歳児クラスの2歳児に対する特性評価得点よりも高いことが明らかになった。先手の行為者が2歳児である場合において特性評価得点に年齢差が生じていた。二村・島(2023)では同年代の幼児間の特性評価を行っていた。しかしながら、本研究のシナリオでは登場人物が参加者よりも年上と年下であった。本研究で生じた参加者の年齢差から、幼児の相互互惠性を意識する場面における発達の傾向が示された。この結果から、相互互惠性を意識する発達が4歳、5歳で生じることが考えられる。

相互互惠性に年齢差が生じた理由として社会的規律意識が考えられる。熊木(2016)によると、他者に対して「一すべきだ」という規律的理解は3歳頃からみられる。このことから本研究の参加者はシナリオに登場する先手の2歳児の行動に対して規律的理解をした上で特性評価をしたと言える。その結果、5歳児クラスの方が4歳児クラスよりも先手の2歳児の行動を高く評価をしている。したがって、年齢が上がるほど行為者の様々な特徴を汲み取り、行為者がその場面で「すべき」行動をとる能力があるか否かも含めた評価をするようになると考えられよう。

本研究では、5歳児と4歳児の幼児を対象とした。相互互惠性を意識する発達の傾向を断片的に捉えられたものの、総括的には捉えていない。相互互惠性の発達を正確に把握するには、対象年齢を広げて実施する必要があるだろう。今後は4、5歳児に加えて調査対象を2歳児、3歳児まで拡大して実施することが望ましい。

また、幼児を対象にした実験における教示の提示方法である。本研究では、読み聞かせによる提示方法をとった。参加者の様子を伺いながら理解しやすいように配慮しながら提示することができた。また、参加者の注意を確認しながら実施可能であった。ただし、実

験で行うには提示方法がすべて等質であることが望ましい。今後は、PC を使った動画による提示も考えていく必要があるだろう。

付記

1. 本研究は信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。
2. 本研究は科学研究費補助金の助成を受けて行われた(21K02996, 水口崇)。
3. 本研究に関して、開示すべき利益相反は無い。

引用文献

- Bocian, K., & Szarek, K. M. (2020). Children's sociomoral judgements of antisocial but not prosocial others depend on recipients' past moral behavior. *Social Development, 30*, 396-409.
- Chernyak, N., Leimgruber, K. L., Dunham, Y. C., Hu, J., & Blake, P. R. (2019). Paying back people who harmed us but not people who helped us: Direct negative reciprocity precedes direct positive reciprocity in early development. *Psychological Science, 30*, 1273-1286.
- 二村 郁美・島 義弘(2023). 幼児による互惠行動の理解 発達心理学研究, *34*, 69-76.
- Futamura, I., & Shima, Y. (2019). Age-related differences in judgments of reciprocal and unilateral prosocial behaviors. *Journal of Experimental Child Psychology, 180*, 69-86.
- Heyman, G., Barner, D., Heumann, J., & Schenck, L.(2014). Children's sensitivity to ulterior motives when evaluating prosocial behavior. *Cognitive Science, 38*, 683-700.
- 熊木 悠人(2016). 幼児の分配行動の発達の基盤：動機の変化と実行機能の役割 発達心理学研究, *27*, 167-179.
- Lenz, S., & Paulus, M. (2021). Friendship is more than strategic reciprocity: Preschoolers' selective sharing with friends cannot be reduced to strategic concerns. *Journal of Experimental Child Psychology, 206*, 105-101.
- Shaw, A., Barakzai, A., & Keysar, B. (2019). When and why people evaluate negative reciprocity as more fair than positive reciprocity. *Cognitive Science, 43*, 1-35.
- Smith, C. E., Blake, P. R., & Harris, P. L. (2013). I should but I won't: why young children endorse norms of fair sharing but do not follow them. *PloS One, 8*, e59510.
- Tomasello, M. (2013). ヒトはなぜ協力するのか. (橋彌 和秀, 訳). 東京：勁草書房.
(Tomasello, M. (2009). Why we cooperate. Cambridge: The MIT Press.)
- Warneken, F., & Tomasello, M. (2006). Altruistic helping in human infants and young

chimpanzees. *Science*, 311, 1301-1303.

Woo, B. M., Tan, E., & Hamlin, J. K. (2022). Human morality is based on an early-emerging moral core. *Annual Review of Developmental Psychology*, 4, 41-61.

Worle, M., & Paulus, M. (2019). Normative foundations of reciprocity in preschoolers. *Journal of Experimental Child Psychology*, 188, 1-19.

資料 使用したシナリオ

d1 シナリオ

- ① お絵かきの時間, 2 歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 2 歳の子が小学生に「クレヨン貸して」とお願いすると, 小学生はクレヨンを貸してくれました(FH-EL-1)。その後, 今度は 小学生のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 小学生は 2 歳児に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして, 2 歳の子は, 小学生にクレヨンを貸してあげました(SH-PL-1)。
- ② お絵かきの時間, 2 歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 2 歳の子が小学生に「クレヨン貸して」とお願いすると, 小学生はクレヨンを貸してくれました(FH-EL-2)。その後, 今度は, 小学生のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 小学生は 2 歳の子に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして, 2 歳の子は, 小学生にクレヨンを貸してあげませんでした(SH-PN-2)。
- ③ お絵かきの時間, 2 歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 2 歳の子が小学生に「クレヨン貸して」とお願いすると, 小学生はクレヨンを貸してくれませんでした(FH-EN-3)。その後, 今度は小学生のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 小学生は 2 歳の子に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして, 2 歳の子は, 小学生にクレヨンを貸してあげました(SH-EL-3)。
- ④ お絵かきの時間, 2 歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 2 歳の子が小学生に「クレヨン貸して」とお願いすると, 小学生はクレヨンを貸してくれませんでした(FH-EN-4)。その後, 今度は小学生のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 小学生は 2 歳の子に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして, 2 歳の子は, 小学生にクレヨンを貸してあげませんでした。(SH-EN-4)

d2 シナリオ

- ⑤ お絵かきの時間, 小学生 のクレヨンが小さくて書けなくなっていました。そこで, 小学生が 2 歳の子に「クレヨン貸して」とお願いすると, 2 歳の子はクレヨンを貸して

くれました(FH-PL-1)。その後、今度は2歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなってしまいました。そこで、2歳の子は小学生に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして、小学生は、2歳の子にクレヨンを貸してあげました(SH-EL-1)。

- ⑥ お絵かきの時間、小学生のクレヨンが小さくて書けなくなってしまいました。そこで、小学生が2歳の子に「クレヨン貸して」とお願いすると、2歳の子はクレヨンを貸してくれました(FH-PL-2)。その後、今度は2歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなってしまいました。そこで、2歳の子は小学生に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして、小学生は2歳の子にクレヨンを貸してあげませんでした(SH-EN-2)。
- ⑦ お絵かきの時間、小学生のクレヨンが小さくて書けなくなってしまいました。そこで、小学生が2歳の子に「クレヨン貸して」とお願いすると、2歳の子はクレヨンを貸してくれました(FH-PL-3)。その後、今度は2歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなってしまいました。そこで、2歳の子は小学生に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして、小学生は、2歳の子にクレヨンを貸してあげませんでした(SH-EN-3)。
- ⑧ お絵かきの時間、小学生のクレヨンが小さくて書けなくなってしまいました。そこで、小学生が2歳の子に「クレヨン貸して」とお願いすると、2歳の子はクレヨンを貸してくれませんでした(FH-PL-4)。その後、今度は2歳の子のクレヨンが小さくて書けなくなってしまいました。そこで、2歳の子は小学生に「クレヨン貸して」とお願いしました。そして、小学生は、2歳の子にクレヨンを貸してあげませんでした(SH-EN-4)。

<原著>

新卒社会人のリアリティ・ショックが 職業性ストレスへ及ぼす影響 —過剰適応と切り替えに着目して—

鈴木有珠 信州大学大学院総合人文社会科学研究科
篠田直子 信州大学学術研究院教育学系

概要

新卒社会人のストレス反応にリアリティ・ショック (RS) が与える影響および個人の過剰適応度と切り替え能力との関連を明らかにすることを目的とした。新卒3年目までの社会人122名を対象にWebにて質問紙調査を実施した。その結果、対象者の半数が離職を検討したことがあること、RSは職場ストレスから心理的ストレスへの影響を媒介・促進すること、個人要因としての切り替え能力が職場ストレスから心理的ストレスへの直接効果を弱める可能性が示唆された。

キーワード：リアリティ・ショック，心理的ストレス，過剰適応，切り替え

問題と目的

大学生の就職後3年以内離職率はここ30年、約3割と高止まりの状況が続いている（厚生労働省, 2021）。その背景に、就業マッチングの問題が指摘されてきた（黒澤・玄田, 2001）。これに対し、「勤労青少年福祉法等の一部を改正する法律」（平成27年10月）による組織参入前の就業マッチングへの予防的介入、さらに、景気状況の改善による組織参入前の就業マッチングの質の向上にも関わらず早期離職率は依然として高いままである。早期離職者にとって再就職は、経済的、キャリア評価的な面で社会生活上の不利益であると同時に、本人のメンタルヘルス上の問題も看過できない。

若年者の離職理由

離職理由は、仕事上のストレスや「労働時間・休日・休暇の条件がよくなかった」「賃金の条件がよくなかった」など労働条件の悪さ、「人間関係がよくなかった」など人間関係によるストレス、「仕事が自分にあわなかった」「自分の機能や能力を生かせなかった」など仕事の内容や自分のキャリア形成とのミスマッチが多く指摘されている（独立行政法人労働政策研究・研修機構, 2019；濱名, 2015）。特に、就職3年未満の早期離職者の企業等に定着を妨げているとして、就職前に抱いていた仕事ないしは働くことに対するイメージ、意識（態度）と現実の実態とのズレの大きさやズレによって起きるショックやショックへ

の対処法を持たないことによって心身の安寧が脅かされ、離職につながるものが指摘されている。このショックは、リアリティ・ショック (Schein, 1978 : 以下 RS と略す) と呼ばれる。

職場のストレスと RS

RS は「個人が仕事に就く際の期待・現実感のギャップ」(Schein, 1978; 尾形, 2012a) , 「個人が組織参入前に築く職業期待と組織参入後の個々の組織に対する理解の不一致 (相違) のこと」(Dean et al., 1988) , 「組織参入前に形成された期待やイメージが組織参入後の現実と異なっていた場合に生じる心理現象」(尾形, 2012a) などと定義されており、組織社会科論では、組織社会化段階 (個人が自分の所属する集団ないしは社会の規範・価値・習慣的行動様式を学習し内面化していく過程) における初期適応課題として捉えられている (尾形, 2012a) 。RS の解決がうまくなされない場合、不安感や抑うつ感に影響を及ぼす (松永他, 2017) , 組織コミットメントを低下させる (小川, 2005) , 他者の能力や評価に関する RS が離職意思に影響を与える (尾形, 2012b) などメンタルヘルスの不調、さらには離職と関連していることが示唆されているものの、RS とストレス反応との関連やストレス反応に及ぼす影響に関する研究はほとんど見当たらない。

労働者が職場で強いストレスを受けると、精神的・身体的な不調につながり退職や疾病休業に至る傾向が高い。特に、身体より精神的な健康問題の方が疾病休業の傾向を高める影響が大きいことが示唆されている (Bryan et al., 2021) 。職場に関するストレスは、職場内で発生するストレス要因だけではなく、家庭環境といった職場外の要因や性格などの個人要因、上司や同僚、家族などからのソーシャルサポートといった緩衝要因などが指摘されている。NIOSH 職業性ストレスモデル (The National Institute for Occupational Safety and Health, 2004) は、これらの要因を組み込み、職場のストレス要因が急性のストレス反応を引き起こし、そのストレス反応が慢性化すると疾病につながるプロセスを理論化している。職場のストレス要因がもたらすストレス反応や疾病への影響を調整・緩衝する要因として、職場要因 (仕事の設計、過重な仕事量、休憩のなさ、長時間労働、コントロール感のないルーチンで多忙な仕事など)、職場外の要因 (家族の問題、子育て、友人関係)、個人要因 (価値観や考え方、性格など)、緩衝要因 (ソーシャルサポート) などが挙げられている。このように様々な要因を組み込んだ包括的なストレスモデルではあるが、個々人の職場のストレス要因の受け止め方や個人要因の内容に関する検討は十分とはいえない。同じ職場環境であってもそれをストレスと感じる者と感じない者によってストレス反応は異なることは容易に推測できる。RS は職場環境の受け止め方のひとつとしてストレスモデルに組み込み検討することは意義がある。

RS の受けやすさに関連する要因

RS の受けやすさに関連する要因については、楽観性が高いほど RS を受けやすい (尾形, 2007) , 情報探索や情報獲得行動が RS を抑制する (尾形, 2012a) , 非現実的な期待が RS

を受けやすくする（尾形, 2012a）, 経験不足は RS を受けやすい（松永他, 2021）など様々な個人要因が報告されているが, 受けた RS がストレス反応に及ぼす影響に関する研究や RS の乗り越えやすさに関する研究は, 松永他（2021）の RS を受けた新人は柔軟性（切り替え）が必要という報告以外にはみあたらない。ショックを受ける環境から回避せずひたすら適応しようとするや過剰適応の高さ（水澤, 2014）や問題が起きた時に切り替える能力との関連などの検討が必要である。

そこで, 本研究は, 新卒社会人の企業組織参入にあたり, 新入社員のストレスに RS がどのような影響を及ぼしているのか, さらに, その影響は過剰適応・切り替えとどのような関係にあるのかを明らかにすることを目的とする。RS を「新規学卒者が, 就職先の組織参入前に抱く個人の内的な理想と参入後に目の当たりにする現実の矛盾を感受することによって発生する否定的な衝撃」と定義し, 入社時の RS に焦点をあて, における個人要因, NIOSH 職業性ストレスモデルに RS と RS を受けた時の対処となる個人要因（過剰適応, 切り替え）を加えたモデルの検討を行う。新卒社会人の早期離職問題を検討し, その支援を行う一助となる知見を得ることが本研究の意義である。

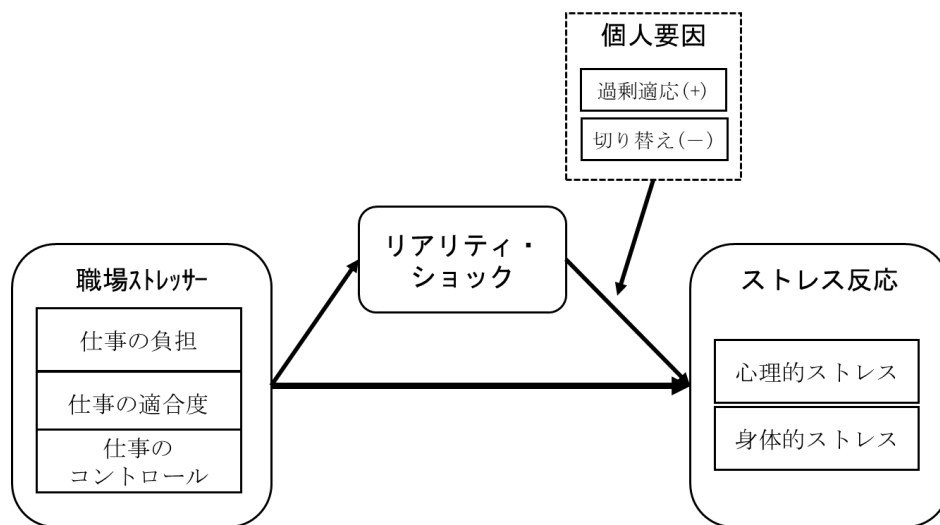


図1 本研究の仮説モデル

【仮説1】職場ストレスはストレス反応を強める

【仮説2】RS は職場ストレスに起因するストレス反応を強める

【仮説3】RS のストレス反応に与える影響は, 個人要因によって異なる

3-1. 過剰適応の高さは, RS のストレス反応への影響を強める

3-2. 切り替えの高さは, RS のストレス反応への影響を弱める

方法

調査期間

2023年6月下旬～8月中旬に実施した。

調査対象者

回答の得られた新卒3年目までの社会人126名のうち、勤続年数5年以上と回答したものを除いた122名を分析対象とした（有効回答率96.8%）であった。平均年齢は23.4±3.68歳、（男性48名；23.8±1.50歳、女性71名；23.5±3.74歳、回答せず3名）、勤続年数は、1年目が53名（43%）、2年目が62名（51%）、3年目が7名（6%）、職種は、公務員（教職、福祉、司法を含む）、医療・福祉従事者、不動産、建築・製造、食品、サービス、マスコミ、IT、SE、事務職など多岐であった。また、回答者の多くは正社員であり、パート・アルバイトは少数であった。

手続き

縁故法によるWEB調査（Google フォームにて作成した質問紙のURLを提供）にて質問紙への回答を求めた。所要時間は15分程度で、回答が終わった時点で各自終了とした。

倫理事項

本研究は、信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の承認を得て実施した（管理番号22-39）。質問紙の冒頭で確認事項（調査目的、個人情報取り扱い、同意撤回の自由、回答は完全任意）を提示し同意が得られた者のみの回答を求めた。

調査内容

RSの程度 RS日本語版（Kodama, 2017）を尺度作成者より提供をうけ使用した。入社前のイメージと現実とのギャップの認知に関する質問全10項目（会社イメージ、仕事内容、会社の制度、対応能力との兼ね合い、やりたい仕事か否か、「会社員」の姿、仕事量、肉体的つらさ、精神的つらさ、仕事の難しさ）で構成されている。最初に経験の有無を2件法で確認後、ショックの程度について4件法で回答を求めた。Kodama（2017）の研究では、経験ありと回答した者のみに限定してその内容を4件法で求めたが、本研究ではすべての回答者からショックの程度への回答を求めた。

職業性ストレス ストレスの原因（以下ストレッサー）、ストレスによっておこる心身の反応（以下ストレス反応）、ストレス反応に影響を与える他の要因が同時に測定できる多軸的な調査票である職業性ストレス簡易調査票（簡略版23項目）（下光, 2008）を一部改訂して使用した。ストレッサー6項目（心理的な仕事の負担（質）、仕事のコントロール感）、ストレス反応11項目（疲労感、不安感、抑うつ感、身体愁訴）、ストレス反応に影響を与える他の因子（他者からのサポート）6項目の計23項目に、簡略版として削除された心理的な仕事負担（質）と自覚的な身体的負担度、技能活用度の項目、仕事の適性の項目、働きがいの項目計7項目を追加して使用した。いずれも4件法で回答を求めた。

過剰適応傾向 成人用過剰適応傾向尺度（水澤, 2014）を使用した。成人の過剰適応傾向

を、強迫性格特性が高く、かつ他者評価を意識する特性の高いパーソナリティ傾向と定め、過剰適応へのなりやすさを測定する尺度である。全 20 項目で「評価懸念 (5 項目)」「多大な評価希求 (5 項目)」「援助要請への躊躇 (5 項目)」「強迫性格 (5 項目)」の 4 因子から構成され、4 件法で回答を求めた。

楽観性 一般用語としての楽観性尺度 (魚地他, 2019) を使用した。全 33 項目で「明るい見通し」「不安のなさ」「切り替え」「自信」「気楽指向」の 5 因子で構成されており、5 件法で回答を求めた。

離職・転職の意思とその理由 現職の離職意思について考えたことがあるか否かの 2 択で回答を求めた。考えたことがあると回答した者のみ、その理由を自由記述で回答を求めた。転職意思も、離職意思と同様の手続きで回答を求めた。

デモグラフィック 年齢・性別・最終学歴・現職の勤続年数・卒業後の転職の有無について回答を求めた。なお、職種及び雇用形態は自由回答で回答を求めた。

分析ツール 本研究のデータ分析には HADon18_002 (清水, 2016) を用いた。

結果

分析に使用した尺度

RS 尺度 RS 全 10 項目について探索的因子分析 (最尤法・プロマックス回転) を行った結果、2 因子が抽出された (表 1)。2 つの因子に高い負荷量であった 2 項目を削除し、8 項目を採用した。第 1 因子は、業務量や難易度などが自分の能力と見合っていないことによるギャップと考えられたため、“能力ギャップ”、第 2 因子は、仕事の内容や会社組織に関する事前想定とのギャップと考えられたため、“やりたいことギャップ”と命名した。以上の因子分析をもとにそれぞれの因子に対して .55 以上の負荷量を与えていた項目の合計値を項目数で割った値を下位尺度得点とした。各得点は、高いほどギャップが大きい。

職場ストレス 仕事の負担感 7 項目 (心理的な仕事の負担 (量)・(質)・自覚的身体負担)、仕事のコントロール 3 項目、仕事の適合性の 3 つの下位尺度を分析に採用した。各得点は、高いほど職場ストレスが高い。

ストレス反応 心理的ストレス 9 項目と身体的ストレス 2 項目を分析に採用した。各得点は、高いほどストレス反応が高い。

過剰適応 全 20 項目 1 尺度として分析した。各得点は、高いほど過剰適応度が高い。

切り替え 楽観性尺度の中から「切り替え」6 項目のみ分析に採用した。各得点は、高いほど切り替える力が高い。

転職・離職意向 現職について転職・離職を考えたことがあるか否かについて 2 件法で回答を求めた。

結果

RS 尺度の検討

RS 全 10 項目について探索的因子分析（最尤法・プロマックス回転）を行った結果、2 因子が抽出された（表 1）。2 つの因子に高い負荷量であった 2 項目を削除し、8 項目を採用した。第 1 因子は、業務量や難易度などが自分の能力と見合っていないことによるギャップと考えられたため、“能力ギャップ”，第 2 因子は、仕事の内容や会社組織に関する事前想定とのギャップと考えられたため、“やりたいことギャップ”と命名した。以上の因子分析をもとにそれぞれの因子に対して.55 以上の負荷量を与えていた項目の合計値を項目数で割った値を下位尺度得点とした。各得点は、高いほどギャップが大きいことを示す。

表 1 RS 項目の因子分析結果

	I	II	共通性
10 仕事難易度	.811	-.220	.510
7 仕事量	.698	-.080	.432
8 肉体的つらさ	.601	-.056	.327
4 自分の能力	.556	-.017	.299
9 精神的つらさ	.547	.398	.697
6 理想の社員像	.392	.388	.472
3 会社制度	-.255	.856	.557
5 やりたい仕事	-.154	.706	.402
2 仕事内容	.038	.645	.444
1 イメージギャップ	.278	.577	.586
累積寄与率	41.327	57.694	
因子寄与率	3.094	3.032	
因子間相関	I		
	II	.551	

記述統計

表 2 に各尺度得点の平均値（*M*）、標準偏差（*SD*）、*M*−1*SD*、*M*+1*SD*、 α 係数を示す。“気楽志向”以外の各尺度はおおむね十分な内的一貫性が確認された（ α =.62～.91）。“RS 下位尺度の平均値は、“能力ギャップ（2.40）”、“やりたいことギャップ（2.11）”と全体的に低く分布しており、特に“やりたいことギャップ”の値は低かった。職場ストレスナーは全体的に高く、特に“仕事の適合性（2.88）”や“仕事の負担（2.69）”に関するストレスが高かった。個人要因としての“過剰適応（2.36）”と“切り替え（2.80）”の得点分布はやや低めであった。ストレス反応は全体的に低く、特に“身体的ストレス”は、*M*−1*SD*が最低得点（1）を下回っており、フロア効果が生じていたといえる。よって、本研究では、ストレス反応については、心理的ストレスのみを分析対象とした。

表2 各尺度得点の平均値, 標準偏差, α 係数

	項目数	範囲	平均値(M)	標準偏差	M-1SD	M+1SD	α 係数
リアリティ・ショック							
能力ギャップ	4	1~4	2.40	0.72	1.68	3.12	0.81
やりたいことギャップ	4	1~4	2.11	0.68	1.43	2.79	0.77
職業ストレスサー							
仕事の負担	7	1~4	2.69	0.63	2.06	3.32	0.80
仕事のコントロール	3	1~4	2.58	0.75	1.83	3.33	0.70
仕事の適合性	2	1~4	2.88	0.77	2.11	3.65	0.74
ストレス反応							
心理的ストレス	9	1~4	2.37	0.76	1.61	3.13	0.91
身体的ストレス	2	1~4	1.49	0.69	0.80	2.18	0.70
過剰適応	20	1~4	2.36	0.44	1.92	2.80	0.84
切り替え	6	1~5	2.80	0.88	1.92	3.68	0.84

転職または離職を考えたことのある者は、50.4%と半数が現職について離職や転職を考えたことがあると回答していた。心理的ストレスの得点は、離職・転職を考えたことがある者が 2.64, 考えたことがない者が 2.02 と考えたことがある者の方が高かった ($t(120)=4.843, p<.01$)。

尺度得点間の相関関係

尺度得点間のピアソンの積率相関係数を算出した(表3)。心理的ストレスは、仕事の負担($r=.38, p<.01$)、過剰適応($r=.23, p<.05$)と弱い正の相関、仕事のコントロール($r=-.38, p<.01$)、仕事の適合性($r=-.30, p<.01$)、切り替え($r=-.33, p<.01$)と弱い負の相関がみられた。仕事の適合性はやりたいことギャップと弱い負の相関($r=-.34, p<.01$)がみられたが、能力ギャップとは相関がみられなかった。

表3 各尺度得点間のピアソンの積率相関係数

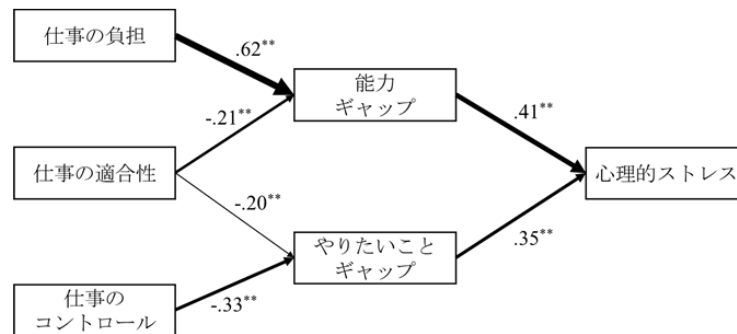
		1	2	3	4	5	6	7
職場 ストレスサー	1. 仕事の負担	1.00						
	2. 仕事のコントロール	-.05	1.00					
	3. 仕事の適合性	.15 ⁺	.43 ^{**}	1.00				
RS	4. 能力ギャップ	.59 ^{**}	-.19 [*]	-.11	1.00			
	5. やりたいことギャップ	.12	-.42 ^{**}	-.34 ^{**}	.31 ^{**}	1.00		
個人要因	6. 過剰適応	.21 [*]	-.17	-.06	.15	.24 ^{**}	1.00	
	7. 切り替え	.05	.10	.17 ⁺	-.08	-.15	-.46 ^{**}	1.00
ストレス反応	8. 心理的ストレス	.38 ^{**}	-.36 ^{**}	-.30 ^{**}	.50 ^{**}	.46 ^{**}	.23 [*]	-.33 ^{**}

** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.1$

仮説モデルの検討

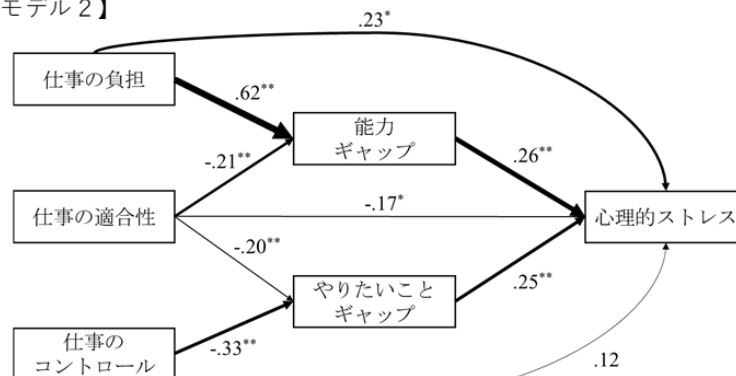
ストレス→RS→ストレス反応モデルの検討 職場ストレスが RS を介し、心理的ストレスにどのような影響力を与えるのかを確認するために、構造方程式モデリングによるパス解析で検討した。モデル 1 は、RS が完全媒介するモデル、モデル 2 は、ストレスからストレス反応への直接効果を考慮したモデルである。その結果を図 2 に示した。完全媒介モデル 1 の適合度は GFI= .946, AGFI= .811, CFI= .909, RMSEA=.148, AIC=52.111, 直接媒介併存モデル 2 の適合度は GFI= .976, AGFI= .835, CFI= .965, RMSEA=.131) とストレスから心理ストレスに対する直接効果と間接効果を仮定したモデル 2 の適合度がよかった。モデル 2 より、心理的ストレスへの影響は、仕事の負担が直接または能力ギャップを通すルートと仕事のコントロールがやりたいことギャップを通すルートの 2 ルートが推測された。

【モデル 1】



** $p < .01$, GFI=0.946, AGFI=0.811, CFI=0.909, REMSA=0.148

【モデル 2】



** $p < .01$, * $p < .05$, GFI=0.976, AGFI=0.835, CFI=0.965, REMSA=0.131

図 2 共分散構造分析の結果

個人要因（過剰適応・切り替え）の影響に関する検討

2 ルートそれぞれについて、職場ストレス（仕事の負担・仕事のコントロール）を独立変数、RS（能力ギャップ・やりたいことギャップ）を媒介変数、個人要因（過剰適応・切り替え）を調整変数、心理的ストレスを従属変数とし、調整媒介分析による仮説モデルの検討を行った。過剰適応の影響については、過剰適応度高群（ $M+1SD$ ）と低群（ $M-1SD$ ）それぞれにおいて、切り替えの影響については、切り替え高群（ $M+1SD$ ）と低群（ $M-1SD$ ）それぞれにおいて、間接効果の有意性はブートストラップ法（リサンプリング 5000）によって確認した。

仕事の負担⇒能力ギャップ⇒心理的ストレスモデル 前段階としてモデルの媒介分析を行った結果、間接効果は有意であり（ $\beta=.298, p<.001$ ），完全媒介の結果を示した（図 3：上段）。過剰適応および切り替えを調整変数とした仮説モデルでは、いずれも高群・低群とも間接効果は有意であった（表 4）。過剰適応高群と切り替え低群は、直接効果が低く、能力ギャップにより完全媒介されていたが、過剰適応低群・切り替え高群は、そもそもの仕事の負担の心理的ストレスへの直接的効果が強く、能力ギャップを媒介させることで低下したものの影響は残存していた（図 3：下段）。

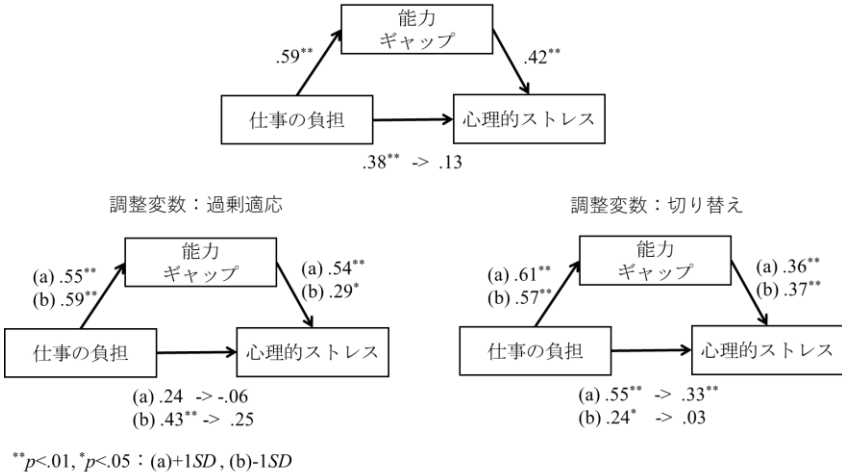


図 3 仕事の負担の心理的ストレスへの影響に関する媒介分析および調整媒介分析

表 4 仕事の負担が能力ギャップを介して心理的ストレスを増加させる間接効果

		間接効果 (β)	SE	95%CI
過剰適応	高群 (+1SD)	0.360 **	0.118	0.167- 0.645
過剰適応	低群 (-1SD)	0.209 *	0.097	0.040- 0.430
切り替え	高群 (+1SD)	0.265 **	0.094	0.110- 0.490
切り替え	低群 (-1SD)	0.258 *	0.111	0.067- 0.513

** $p<.01$, * $p<.05$

仕事のコントロール⇒やりたいことギャップ⇒心理的ストレスモデル 前段階としてモデルの媒介分析を行った結果、間接効果は有意であり ($\beta = -.159, p < .01$)、部分媒介の結果を示した (図4：上段)。仕事のコントロール感は心理的ストレスを抑制するが、やりたいことギャップの影響も強かった。過剰適応および切り替えを調整変数とした仮説モデルでは、過剰適応高群と切り替え低群でのみ間接効果が有意であり (表5)、やりたいことギャップを介することで直接効果が低下した (図4：下段)。

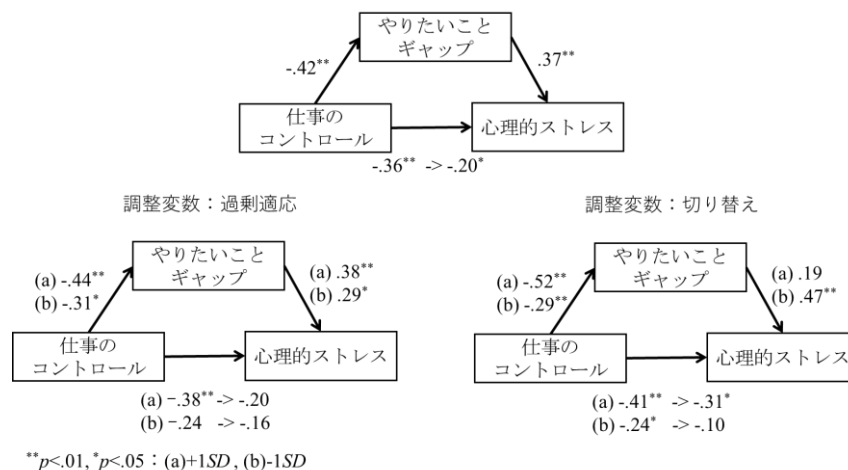


図4 仕事の負担の心理的ストレスへの影響に関する媒介分析および調整媒介分析

表5 仕事の負担が能力ギャップを介して心理的ストレスを増加させる間接効果

	間接効果 (β)	SE	95%CI
過剰適応 高群 (+1SD)	-0.165 *	0.066	-0.318 - -0.062
過剰適応 低群 (-1SD)	-0.095	0.057	-0.239 - -0.008
切り替え 高群 (+1SD)	-0.094	0.070	-0.251 - 0.022
切り替え 低群 (-1SD)	-0.147 *	0.068	-0.307 - -0.034

* $p < .05$

考察

本研究では、新卒社会人が経験するRSの様相を確認したうえで、職場ストレスがRSを媒介としてストレス反応に与える影響、さらに、その関係を強めると推測される個人要因 (過剰適応・切り替え) の検討を行った。新卒3年目までの社会人の半数以上が現職の離職・転職を考えたことがあり、考えたことのある者の心理的ストレスは考えたことの無い者より高いという結果から早期離職問題の深刻さがうかがわれた。

RSと職場ストレスおよび心理的ストレスについて

職場ストレスはいずれも心理的ストレスを高めていたことから、仮説1は支持され

た。次に職場ストレスの心理的ストレスへの影響に対する RS の効果を確認したところ、ストレスの種類によって関連する RS が異なるが、いずれも心理的ストレスを高めていた。仕事の負担は能力的な RS を感じることによって、仕事のコントロール感の弱さはやりたいことに関する RS を感じるによって、心理的ストレスが高くなっており、仮説 2 は支持された。自分の能力が会社の求めている水準と齟齬があること、自己コントロールが効きづらいこと認識することは、心理的ストレスを高め離職につながる一因となることが示唆され、新卒社会人の RS への対応が重要であることが示唆された。

ストレス反応を抑制する個人要因の影響

個人要因として過剰適応の程度と切り替えの強さが RS のストレス反応抑制効果への影響を検討した結果、職場ストレスの種類によって個人要因の影響が異なっていたことから、仮説 3-1、仮説 3-2 は部分的に支持された。仕事の負担は過剰適応や切り替えの高低にかかわらず、能力ギャップを介することで直接効果を低下させていた。仕事の負担に関しては、能力的な RS を感じさせないことで心理的ストレスを低減させる可能性が示唆された。一方、仕事のコントロール感(の弱さ)は全体的に間接効果の影響が少なく、過剰適応傾向の高いものと切り替えの弱い者のみで間接効果がみられた。仕事のコントロール感の職場環境や仕事内容などのミスマッチによる RS を介した心理的ストレスへの影響においてのみ、過剰適応および切り替えの弱さなど個人要因が影響を与えることが示唆された。

仕事に慣れていない上、立場上受動的にならざるをえない新卒社会人にとって、やりたいことが能力不足でできない自分や希望する働き方と異なる状況に心理的ストレスを感じることは想像に難くない。能力不足という認識によるストレスを軽減させるためには、より現実的な事前インターンシップやアルバイトとして時間をかけながらギャップを埋めたりする努力をすること、自分の能力と希望する職種などについてより詳細なキャリア教育を行うことが重要と考えられる。職場環境に対するギャップに対するストレスは、過剰適応傾向が強い、切り替えが苦手なもので高くなる傾向がある。このストレスを軽減するためには、自分にとってどこまで他人に合わせることができるのか、その限界を知ることも必要である。気持ちや考え方の切り替えを上手に行えるようになることは、ひとつの解決策ともいえる。どうにもできない状況を受け入れ、上手なあきらめをすることは、精神健康を保つ上で重要であるが(吉武, 2018)、上手なあきらめ行動ができる人は、必ずしも心理的に適応しているわけではない(登日・成田, 2017)。あきらめるのではなく、上手に切り替える能力を学生時代から要請していくことが必要と考えられる。

本研究の限界と今後の課題

最後に、本研究の限界について言及する。第一に、RS 尺度に関して十分に検討しないまま使用したため、2つの因子の妥当性が疑わしい。Kodama (2017) の尺度は1項目1尺度

であるため、個々の尺度での検討も必要である。第二に、影響要因として、職種や性別などの検討まで至らなかった。回答者の職場状況に関してより丁寧な検討が必要である。第3に、緩衝要因としてのソーシャルサポートの影響の分析まで至らなかった。心理的ストレスによる早期離職に歯止めをかけるため、悪化させる要因の検討だけでなく、弱める要因を検討することは重要である。本研究において“切り替え”というキーワードにたどり着いたが、これを実際のキャリア支援に応用するためのさらなる研究が必要と考える。

付記

本研究は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

- Bryan, M. L., Bryce, A. M., & Roberts, J. (2021). The effect of mental and physical health problems on sickness absence. *Psychological Medicine*, 46, 683-697.
- Dean, R. A., Ferris, K. R., & Konstans, C. (1988). Occupational reality shock and organizational commitment: Evidence from the accounting profession. *Accounting Organizations and Society*, 13, 235-250.
- 独立行政法人 労働政策研究・研究機構 (2019). 若年者の離職状況と離職後のキャリア形成Ⅱ JILPT 調査シリーズ 191 Retrieved September 13, 2023 from <https://www.jil.go.jp/institute/research/2019/documents/191.pdf>
- 濱名 陽子 (2015). 保育者の早期離職に関する考察：養成教育との接続の課題 教育総合研究叢書, 8, 91-105.
- Kodama, M. (2017). Functions of Career Resilience Against Reality Shock, Focusing on Full-time Employees During Their First Year of Work. *Japanese Psychological Research*, 59, 255-265.
- 厚生労働省 (2021). 新規学卒者の離職状況——学歴別就職後 3 年以内離職率の推移——厚生労働省 Retrieved September 13, 2023 from <https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000137940.html>
- 黒澤 昌子・玄田 有史 (2001). 学校から職場へ～「七・五・三」転職の背景 日本労働研究雑誌, 43, 4-18, 94.
- 松永 美希・中村 菜々子・三浦 正江・原田 ゆきの (2017). 新任教師のリアリティ・ショック要因尺度の作成 心理学研究, 88, 337-347.
- 松永 美希・中村 菜々子・三浦 正江・古谷 嘉一郎 (2021). 管理職から見た新任教師のリアリティ・ショックの現状 立教大学臨床心理学研究, 14, 37-49.
- 水澤 慶緒里 (2014). 成人用過剰適応傾向尺度 (Over-Adaptation Tendency Scale for

- Adults) の開発と信頼性・妥当性の検討 応用心理学研究, 40, 82-92.
- 尾形 真実哉 (2007). 新人の組織適応課題—リアリティ・ショックの多様性と対処行動に関する定性的分析— 人材育成研究, 2, 13-30.
- 尾形 真実哉 (2012a). リアリティ・ショック (reality shock) の概念整理 甲南経営研究, 53, 85-126.
- 尾形 真実哉 (2012b). リアリティ・ショックが若年就業者の組織適応に与える影響の実証研究—若年ホワイトカラーと若年看護師の比較分析— 組織科学, 45, 49-66.
- 小川 憲彦 (2005). リアリティ・ショックが若者の就業意識に及ぼす影響 経営行動科学, 18 (1), 31-44.
- Schein, E. H. (1978). *Career Dynamics: Matching Individual and Organizational Needs*. Addison-Wesley. (エドガー・H・シャイン, 二村 敏子・三善 勝代 (訳) (1991). キャリア・ダイナミクス——キャリアとは、生涯を通しての人間の生き方・表現である—— 白桃書房) .
- 清水裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 下光 輝一 (2008). 職業性ストレス簡易調査票及び労働者疲労蓄積度自己診断チェックリストの職種に応じた活用法に関する研究 平成 19 年度総括・分担者報告書 厚生労働科学研究費補助金労働安全衛生総合研究事業, 1-12.
- 登日 温子・成田 健一 (2017). 上手なあきらめができる人—社会的認知学習理論からあきらめ現象を捉える— 関西学院大学心理科学研究, 24, 75-84.
- The National Institute for Occupational Safety and Health (2004). STRESS...At work. Retrieved March 13, 2023 from <https://www.cdc.gov/niosh/docs/99-101/default.html#What%20Is%20Job%20Stress>
- 魚地 朋恵・前野 隆司・越川 房子 (2019). 楽観性向上プログラムの開発 日本創造学会論文誌, 23, 76-91.
- 吉武 久美子 (2018). 教師の学校ストレスを緩和する要因としての, 教師自身の認知の切り替え, 管理職の関わり方, 学校集団内の人間関係についての考察 純心人文研究, 24, 137-151.

<原著>

少年院出院者に対するイメージと許容的態度の関連 —被害リスク知覚と犯罪不安を手がかりにして—

野田優真 信州大学大学院 総合人文社会科学研究科
篠田直子 信州大学学術研究院教育学系

概要

大学生・大学院生 93 名を対象に、少年院出院者のネガティブイメージが被害リスク知覚および犯罪不安を媒介して許容的態度を低下させるという仮説モデルを共分散構造分析によるパス解析によって検証した。その結果、①ネガティブイメージが犯罪不安を媒介して許容的態度を低下させるのではなく、被害リスク知覚により惹起した犯罪不安がネガティブイメージを作り出し許容的態度を低下させる、②社会的水準ではネガティブイメージを通して、個人的水準では犯罪不安が直接、許容的態度を低下させる、③②は女性のみで男性ではネガティブイメージや犯罪不安の許容的態度への影響はみられないことが確認された。

キーワード：少年院出院者、許容的態度、イメージ、被害リスク知覚、犯罪不安

問題と目的

日本国内の犯罪情勢

平成 15 年以降は、日本における刑法犯の認知件数は減少傾向を示しており、全体としての犯罪情勢は改善されている。しかし、犯罪の種類によって高止まりや増加傾向を示すこと、再犯・再非行が高止まりの状態にあることなど決して楽観視できる状況にはない（法務総合研究所, 2023）。平成 28 年の再犯の防止等の推進に関する法律の成立や、平成 29 年の第一次再犯防止推進計画と続く令和 5 年の第二次再犯防止推進計画の閣議決定など国をはじめとした関係機関で対応を試みているものの、満期釈放等による出所受刑者の再入率や少年院出院者の 5 年以内再入院・刑事施設入所率は高止まりで推移しており、再犯・再非行の防止は国民の暮らしの安全・安心を確保するために再犯・再非行の防止は喫緊の課題である。

特に、少年・若年者への再犯防止の取り組みは重要である。再犯防止推進白書（法務省, 2012）によると、20 歳代に刑事処分を受け、保護観察付執行猶予となった者のうち約半数、刑務所に入所した者のうち約 4 割が少年期に何らかの保護処分を受けていること、少年院

出院後に刑事処分を受けた者の初回犯行時年齢では20歳が最も多く、約8割が20歳代の第1四半期(20歳から22歳6か月までの期間)までに初回犯行に及んでいることから、少年期から成人後数年間における再犯防止対策の重要性がうかがえる。他の年齢層と比べて可塑性に富み、社会復帰のための環境も整いやすいことを踏まえ、少年・若年者に焦点を当てた取組を強化する必要がある。

再犯防止に関する研究

先行研究で確認できる少年の再犯防止対策は、少年への処遇プログラム(家族療法、認知行動療法、マルチシステミック療法、スケアード・ストレイトなど)に関するものが多いがその効果は一貫しておらず、プログラムによっては逆効果になるものもあり、少年への直接的介入のみでは限界がある(染田,2009)。一方で近年、少しずつではあるが社会復帰後の社会的孤立への対応といった受け入れ側に注目する研究がみられるようになった。法務総合研究所(2018)は少年院出院者に対して出院直後と2年後の2度の面接調査を行い、デシスタンス群(立ち直りの過程にある者)は、自分に良い影響を与えた出会いの相手として、1年目では少年院の教官や同級生、2年目では職場の先輩や同僚や学校教師と社会復帰後に影響を受ける人の範囲が拡大していたことから、出所後の支援策として人的環境の整備が必要であると指摘している。関係性に関しては、関係があるという事実だけではなくその質が重要である。只野他(2017)は、デシスタンス要因の社会的要因の中で、「結婚・家族・友人との関係」はただ関係を有しているという事実だけではなく、その良好性も重要だと示唆している。また、法務総合研究所(2019)も、周囲の人との親和的・情緒的な関係が犯罪からの立ち直りに繋がる重要な要素の一つであるとの指摘している。特に、立ち直り過程における支援の効果は高いと指摘されている非行少年にとって、両親をはじめとした周囲の他者との良好な関係は重要である。非行少年が周りの人たちに受容され、向社会的な友人を持ち、復帰した地域住民に支えられ居場所感を持てることが再犯の防止につながるといえる。服部(2021)は、再犯に陥るかどうかの分かれ目である出所後の社会復帰における就労を妨げる要因として社会的孤立を指摘していることから、社会的孤立を防ぐことで以前の反社会的な非行仲間との交流を断ち切ることもつながると考えられる。そのためには、立ち直りの制度上で関わる保護司や更生保護施設職員のような専門家によるアプローチだけでなく、身近な地域住民の理解と協力的な関わりが再犯防止の役割を担うことが期待されているといえよう。しかしながら、一般社会住民の非行と地域社会の関りに関する意識は非常に薄い。保木他(2004)の調査によると、非行の原因として地域社会をあげる割合は法務教官で35.7%に対して一般社会未成年では9.6%、一般社会成人では18.8%と地域社会の重要性を認識している地域住民は若い層ほど低くなっているのが現状である。

良好な関係を阻害する地域住民の要因

それでは、地域社会の受刑者に対する反応はどうであろうか。多くの受刑者は自らの罪

を反省し二度と罪を犯さないように矯正したのちに出所しているものの、地域コミュニティの社会的排除や社会全体が犯罪者の受け入れに消極的であることが犯罪者の社会復帰を困難にしている (村上, 2022)。更生保護施設の開設が地域住民の理解、支持されることは極めて難しいという指摘もあり (小俣他, 2021)、地域社会の十分な受容は難しいのが現状である。一般の地域住民によるコミュニティにおいて、こうした犯罪に関わった者に対する許容を阻害している要因のひとつとして“犯罪者や非行少年に対する (パブリック) スティグマ”の存在が指摘されている。

スティグマとは、ある特徴と否定的な固定観念が結びついたものであり、それにより特定の集団に属する人々の社会的信用が著しく貶められるものである (Goffman, 1963 訳 石黒, 1970)。また、人々をある違いで区別しラベル付けすること、否定的なステレオタイプとラベルをむすびつけること、人々を「私たち」と「彼ら」に切り離すこと、ラベル付けされた個人が社会的な立場の喪失や差別を経験することの相互に関連する4つの要素を含む (Link & Phelan, 2001)。犯罪についての情報に対する関心の一部は、マスメディアなどの情報によってイメージは (意識されないままに) 培養され、ステレオタイプ化される (岡田・安藤, 1994) のならば、スティグマの背景にネガティブイメージがある、もしくはネガティブイメージが積み重なってスティグマになると言え替えても良いだろう。

犯罪者に対するスティグマと許容的態度に関する研究

ネガティブイメージもしくはスティグマと犯罪をした者への態度に関する研究は、多くは刑務所出所者を対象としたもので、少年を対象とした研究はほとんどみあたらない。内閣府 (2018) の調査では、犯罪を犯した人の立ち直りに協力したい者は半数程度であり、スティグマが刑務所出所者に対する周囲の人々の関りに影響を及ぼしている可能性があると指摘している。また、坂田・川島 (2021) は、大学生を対象に刑務所出所者のスティグマと許容的態度との関連を検討し、スティグマが許容度と関与可能性を低下させることを示している。許容的態度については性差がみられ、身体的な力関係が相対的に弱い女性のほうが被害者になる確率が高く犯罪被害への恐怖心が強い可能性を言及しており、女性の方が許容的態度が低減することが報告されている (村山, 2022)。少年犯罪では、向井・藤野 (2021) が、少年犯罪に対する厳罰志向性は、理解不能イメージから被害リスク知覚を通して惹起した犯罪不安によって規定されるというモデルを検証しており、スティグマの背景にイメージやリスク知覚・犯罪不安が影響していると指摘している。

本研究の目的

本研究は、地域社会の若者としての大学生を対象として、少年院出院者にどのようなイメージを持っているのかについて再確認したうえで、少年院出院者のイメージが被害リスク知覚や犯罪不安を通して許容的態度にどのような影響を与えているのかについて検討する。非行少年の再非行を予防し立ち直りを促すための一つの要因である周囲の人へのアプローチについて新たな視点を提供することが本研究の意義である。

本研究の仮説モデル

本研究の仮説モデルは、少年院出院者に対するネガティブイメージが被害リスク知覚・犯罪不安を媒介して少年院出院者への許容的態度に影響を与えるモデルである (図 1)。被害リスク知覚と犯罪不安に関しては、向井・藤野 (2021) に準拠し、社会的水準と個人的水準の2水準を設けた。

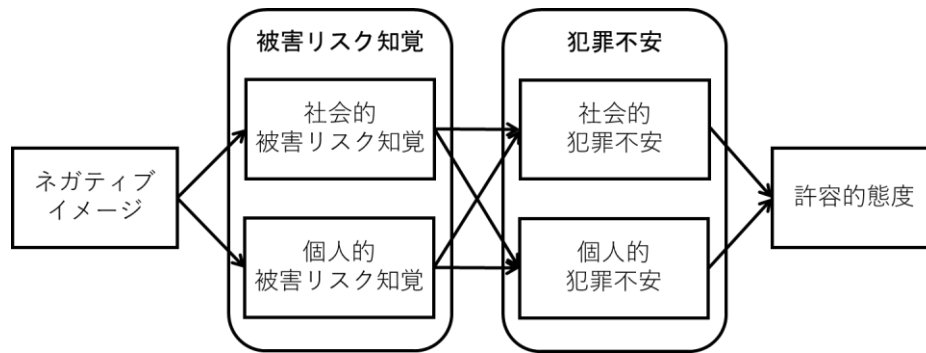


図 1 本研究の仮説モデル

- 【仮説 1】 少年院出院者のネガティブイメージによって引き起こされる被害リスク知覚は、犯罪不安を媒介して許容的態度を低下させる。
- 【仮説 2】 男性よりも女性の方が、少年院出院者へのネガティブイメージが許容的態度に与える影響が強い。

方法

調査対象者

甲信越地区にある大学の学部生及び大学院生を対象に質問紙調査を実施した。回答の得られた 96 名のうち回答に不備のあった 3 名を除いた 93 名 (有効回答率 96.9%: 男性 39 名, 女性 52 名, 性別不明 2 名, 21.0±1.99 歳) を分析対象とした。学年は大学院 1 年 33.3% と最も多く, 学部 1・2 年生 37.6% であった。住居形態は, ひとり暮らしが 60.2%, 寮や下宿が 16.1% と 8 割近くが親元から離れて暮らしており, 居住地域への愛着は高かった。少年院出院者との接点は, 全く接点が無い者が 87.0% と 9 割近くを占めていた。

調査時期

2023 年 6 月～9 月

調査手続き

Google フォームにて作成した質問紙の URL を, 縁故による依頼と, 協力を得られた教員を通して回答を求めた。調査は匿名で行い, 個人が特定されないようにした。はじめに調査協力への同意を求め, 同意を得られた者のみ以下の質問に回答を求めた。所要時間は 15 分程度で回答が終わった時点で各自終了とした。

倫理事項

本研究は、信州大学教育学部研究委員会倫理審査会部会の承認を得て実施した（管理番号: 23-01）。

調査内容

本研究において、少年の年齢は15～18歳とし、質問紙の冒頭で、「全項目において、少年の年齢は15～18歳とする」と明記した。

少年院出院者のイメージ（筆者作成） 少年院出院者や刑務所出所者などに対するイメージおよびデシスタンス要因についての先行研究をもとに、少年院出院者に対するネガティブイメージ・人格特性・境遇や更生可能性に関するイメージについて、心理学を専攻する大学院生3名と指導教員1名と協議の上で30項目を設定した。「1. 全くそう思わない」から「5. 非常にそう思う」で回答を求めた。

許容的態度 坂田・川島 (2021) の「刑務所出所者への許容的態度尺度」を使用した。犯罪の内容は限定せず、対象を「少年院出院者」「非行少年」「一般青少年」の3条件で、10項目について許容度（「1. 許せない」～「5. 許せる」）と関与可能性（「1. 全く関わりたくない」～「5. 積極的に関われる」）の5件法で回答を求めた。さらに、少年院出院者と非行少年に関しては、回答時にどのような少年を思い浮かべたか、自由記述で回答を求めた。いずれも、得点が高いほど許容的態度が高い。

犯罪不安 向井・藤野 (2021) の「犯罪不安尺度」を、対象が15～18歳の少年院出院者となるように変更した上で使用した。本尺度は社会的水準での犯罪不安と個人的水準での犯罪不安について、「1. 全くそう思わない」から「5. 非常にそう思う」の5件法によって回答を求めた。得点が高い方が不安が高い。

被害リスク知覚 向井・藤野 (2021) の「被害リスク知覚尺度」を、対象が15～18歳の少年院出院者となるように変更した上で使用した。本尺度は社会的水準での被害リスク知覚と個人的水準での被害リスク知覚について、「1. 全くそう思わない」から「5. 非常にそう思う」の5件法で回答を求めた。得点が高い方が被害リスク知覚が高い。

社会的距離 吉岡・三沢 (2012) が作成した、「精神障害者との社会的距離尺度」を、精神障害者を少年院出院者に変更し使用した。5項目について「1. 強く反対」「2. 確かにそうしたくない」「3. 多分そうしたくない」「4. 多分そうしたい」「5. 確かにそうしたい」の5件法で回答を求めた。得点が高い方が社会的距離が近い。

非行少年との接点の有無（筆者作成） 「近所・学校・職場・友人・知人に少年院出院者がいる」「身内や親せきに少年院出院者がいる」「直接少年院出院者と話をしたことがある」の3項目からなる、「1. はい」と「2. いいえ」の2件法にて回答を求めた。

居住地域の気に入り度（筆者作成） 回答者が現在住んでいる地域に対してどの程度気に入っているかについて、「1. 非常に気に入っている」から「5. 全く気に入っていない」の5件法で回答を求めた。得点が低いほど気に入り度が高い。

デモグラフィック 年齢、性別、学年、居住形態を尋ねた。性別については、「男・女・その他・回答しない」、年齢については実年齢に加え「回答しない」、学年については4年制大学の4学年と修士課程に2学年のほか、「その他」、居住形態については「実家・1人暮らし(アパート等)・寮や下宿等・その他・回答しない」の5択をそれぞれ設けた。

分析方法

分析には HAD ver.18 (清水, 2016) を用いた。

結果

少年院出院者のイメージ (表 1)

少年院出院者のイメージとして高かった項目は、「悩みごとを相談できる人がいない (3.76)」、「親の愛情を十分に受けて育たなかった (3.70)」、「精神的に追い詰められている (3.70)」、「幼少期に何らかのトラウマがある (3.67)」、「すぐかっとなるなど、感情のコントロールができない (3.63)」、「友人に非行行為をしている者が多い (3.53)」などで、本人の気質的な問題というよりは、育ちや現在の環境から犯罪に至ったというイメージが強かった。一方で、「何をするか予測できない (5.53)」、「何を考えているのかわからない (3.29)」、「怖い (3.49)」、「嫌悪を感じる (2.77)」、「異常だ (2.61)」といった理解不能による怖さを感じている者も一定数みられた。更生可能性については、「何があっても更生などできない (1.74)」は低かった。

次に、30 項目に対して探索的因子分析 (最尤法, プロマックス回転) を行った。固有値の減衰状況から 1 因子解を採用し、「少年院出院者に対するネガティブイメージ (以下、ネガティブイメージ) 因子」と名付けた。累積寄与率は 43.6%であった。因子負荷量の絶対値が.40 に満たない 13 項目を削除した 17 項目の加算平均をネガティブイメージ尺度とした ($\alpha=.92$)。尺度得点の平均は 3.13 ($SD=0.73$) であった。性差はみられなかった。

犯罪不安および被害リスク知覚 (表 2)

向井・藤野 (2021) の 4 因子すべての因子間に共分散を仮定したモデルで確認的因子分析を行い、結果を検討したところ、適合度指数は $GFI=.909$, $AGFI=.826$, $RMSEA=.093$ であった。適合指数がほぼ満足な値を示したことから、この因子構造モデルに従って、後の検討を進めていくことにした。社会的犯罪不安以外の平均は範囲中央値 (3.00) 以下であり、犯罪不安、被害リスク知覚とも低かった。社会的水準と個人的水準では社会的水準の方が高く、個人的水準でより低く見積もる傾向がみられた。また、両水準とも被害リスク知覚より犯罪不安が高かった。4 変数に一定の内的一貫性 ($\alpha=.68-.91$) がみられたので加算平均を尺度得点とした。いずれも性差は見られなかった。

表 1 「少年院出院者」イメージの記述統計量および因子分析の結果

	<i>F1</i>	共通性	<i>M</i>	<i>SD</i>
道徳性が欠けている	.78	.62	3.16	1.06
同じような犯罪を繰り返しやすい	.74	.55	3.41	1.00
親のしつけが適切でない	.73	.53	3.22	1.20
異常だ	.69	.48	2.61	1.09
何を考えているのかわからない	.68	.46	3.29	1.12
協調性が欠けている	.66	.44	3.32	1.12
社会の規範やルールをバカにしている	.65	.42	2.71	1.12
将来に目標がなく、投げやりだ	.64	.42	3.13	1.16
法律や社会の規則に対する反発心が強い	.64	.41	2.71	1.12
暴力的で残酷だ	.62	.39	3.03	1.05
何をするか予測できない	.58	.33	3.25	1.06
友人に非行行為をしている者が多い	.58	.33	3.53	1.32
自分の罪を反省したり、後悔したりしない	.57	.32	2.37	1.03
怖い	.55	.31	3.49	1.16
浅はかだ	.53	.28	2.96	1.19
親の愛情を十分に受けて育たなかった	.53	.28	3.73	0.99
スリルを求める性格だ	.53	.28	2.71	1.07
寄与率(%)	43.6			
除外項目				
精神的に追い詰められている			3.70	1.06
悩みごとを相談できる人がいない			3.76	1.08
幼少期に何らかのトラウマがある			3.67	0.97
すぐかっとなるなど、感情のコントロールができない			3.63	0.94
家庭が貧しい			3.28	0.95
友人に左右されやすい			3.27	1.26
地域に適応したいと思っている			2.94	1.04
甘えや依存心が強い			2.88	1.11
嫌悪を感じる			2.77	1.10
親が過保護だ			2.56	0.98
陰気で内向的だ			2.54	1.02
知的だ			2.28	0.94
何があっても更生などできない			1.74	0.94

表 2 犯罪不安および犯罪被害リスクの記述統計量 (N=93)

	本研究(2023)		向井・藤野(2021)	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
社会的犯罪不安 ($\alpha=.91$)	3.09	1.11	3.60	0.82
社会全体の少年犯罪に関する治安に対して不安を感じる	2.99	1.21		
社会の少年犯罪に対する安全性に対してなんとなく不安を感じる	3.03	1.20		
世の中で起こる少年犯罪に対して不安を感じる	3.26	1.20		
個人的犯罪不安 ($\alpha=.89$)	2.25	0.97	2.66	0.83
自分が少年犯罪に被害にあうのではないかと不安を感じる	2.32	1.04		
自分が少年犯罪の被害にあいそうで怖いと感じる	2.18	0.99		
社会的被害リスク知覚 ($\alpha=.82$)	2.73	0.99	3.57	0.81
社会の少年犯罪に関する治安が悪くなった	2.71	1.10		
今後、社会一般人が少年犯罪の被害にあう可能性は高まる	2.84	1.17		
世の中では、凶悪な少年犯罪が増えた	2.65	1.20		
個人的被害リスク知覚 ($\alpha=.68$)	2.23	0.87	2.59	0.76
自分もいつか少年犯罪にあいそうな気がする	2.39	1.08		
自分の周囲には少年犯罪が起きそうな危険な場所が多い	2.08	0.90		

少年院出院者に対する許容的態度（表 3）

いずれの項目も平均値は範囲中央 (3.0) よりも高く、特に一般青少年については許容方向への偏りがみられた。先行研究と比較すると、刑務所出所者よりも少年に対する許容的態度が高かった。また、どの対象においても、許容度よりも関与可能性の方が得点が低く、一般青少年＞少年院出院者＞非行少年の順で、許容度と関与可能性とも低くなっていた。対象ごとに、許容度と関与可能性の加算平均を許容度尺度とした ($\alpha=.73-.75$)。なお、一般青少年の許容的態度得点に天井効果がみられたが、理解可能なものとし、そのまま採用した。性差は見られなかった。

少年院出院者に対する社会的距離（表 4）

少年院出院者に対する社会的距離については、曖昧な記述である「親しくなってもいい」や「職場や家近くで仕事をし始めてもいい」といったプライベートではない関係では得点が高かった一方、「結婚して家族の一員になってもいい」「隣に引っ越してもいい」といったプライベートな関りが予想される項目では低かった。5 項目の加算平均を少年院出院者に対する社会的距離尺度 ($\alpha=.88$) とした。性差は見られなかった。

表 3 少年院出院者に対する許容的態度

	M	SD
少年院出院者 ($\alpha=.74$)	3.58	0.92
許容度	3.72	0.95
関与可能性	3.43	1.11
非行少年 ($\alpha=.75$)	3.23	0.99
許容度	3.30	1.07
関与可能性	3.16	1.14
一般青少年 ($\alpha=.73$)	4.28	0.77
許容度	4.37	0.87
関与可能性	4.20	0.87
刑務所出所者 (坂井・川島, 2021)		
許容度	2.73	0.61
関与可能性	2.84	0.84

表 4 少年院出院者との社会的距離

	M	SD
隣に引っ越してもいい	3.03	0.96
一晩つきあってもよい	3.20	1.09
親しくなってもいい	3.49	0.96
職場や家近くで仕事をし始めてもいい	3.78	0.88
結婚して家族の一員になってもいい	2.80	1.04

各尺度間の相関分析（表 5）

ネガティブイメージは、弱いながらも被害リスク知覚、犯罪不安と正の相関、少年院出院者に対する許容的態度、社会的距離と負の相関がみられた。被害リスク知覚は、社会的・個人的両水準の被害リスク知覚と犯罪不安に中程度以上の正の相互相関がみられた。特に、個人被害リスク知覚と個人犯罪不安の相関が高かった ($r=.79, p=.000$)。犯罪不安と許容的態度との関係は、社会的犯罪不安とは相関がみられなかったが、個人的犯罪不安とは弱い負の相関がみられた ($r=-.37, p=.001$)。許容的態度と社会的距離は中程度の正の相関が

みられた ($r = .65, p = .000$)。

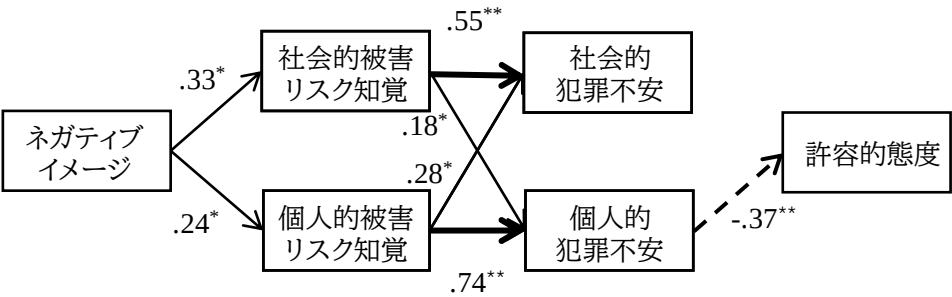
表 5 各尺度間の相関分析結果

	1	2	3	4	5	6
1 ネガティブイメージ						
2 社会的被害リスク知覚	.24 *					
3 個人的被害リスク知覚	.20 *	.65 ***				
4 社会的犯罪不安	.30 **	.64 ***	.55 ***			
5 個人的犯罪不安	.24 *	.62 ***	.79 ***	.58 ***		
6 許容的態度 (少年院出院者)	-.32 **	-.27 **	-.36 **	-.18	-.37 ***	
7 社会的距離	-.35 **	-.21 *	-.18	-.18	-.21 *	.65 **

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

仮説モデルの検討

仮定モデルを検討するために、許容的態度を従属変数として共分散構造分析によるパス解析を行った。ネガティブイメージを外生変数とし、被害リスク知覚 (社会的・個人的)、犯罪不安 (社会的・個人的) を媒介変数としたモデルの適合度は、 $\chi^2 = 65.524$ ($p < .001$)、 $CFI = .737$ 、 $GFI = .838$ 、 $AGFI = .514$ 、 $RMSEA = .300$ と十分な適合度が得られなかった (図 2)。非有意なパスの削除やネガティブイメージから許容的態度への直接パスを追加など、いくつかのモデルを検討したが十分な適合度は得られず、仮説 1 は支持されなかった。



$\chi^2 = 65.524$ ($p < .001$), $CFI = .737$, $GFI = .838$, $AGFI = .514$, $RMSEA = .300$

** $p < .01$, * $p < .05$

図 2 仮説モデル

(ネガティブイメージが被害リスク知覚・犯罪不安を媒介して許容的態度におよぼすモデル)

そこで、被害リスク知覚による犯罪不安がネガティブイメージを形成し、許容的態度に影響をおよぼすモデルに修正し検討を行った (図 3)。その結果、適合度は、 $\chi^2 = 8.306$ (p

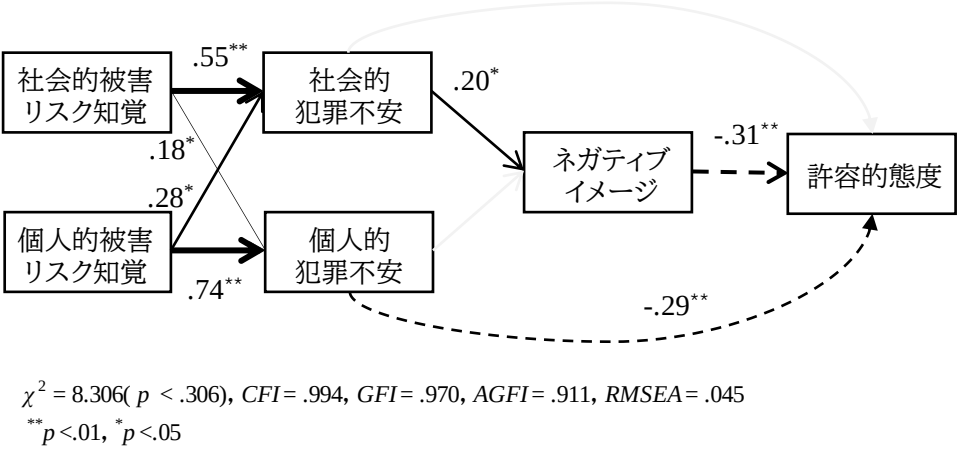


図3 修正モデル (N=93)

(被害リスク知覚が犯罪不安・ネガティブイメージを媒介して許容的態度におよぼすモデル)

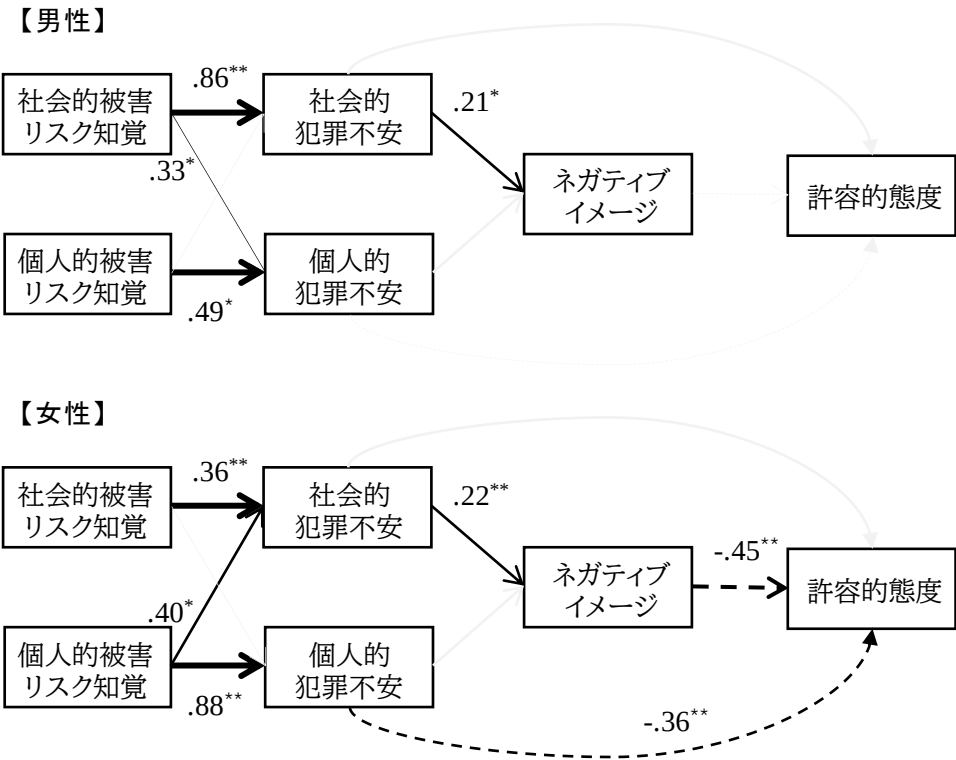


図4 性別による多母集団同時分析 (N=93)

=.306) , $CFI=.994$, $GFI=.970$, $AGFI=.911$, $RMSEA=.045$ と高い適合度を示した。被害リスク知覚によって高められた犯罪不安のうち、社会的犯罪不安がネガティブイメージを高め許容的態度を低下させるという経路と個人的犯罪不安が直接許容的態度を低下させる 2 経路が確認された。

修正モデルにおける各変数が男女でどのように変化するか検討するために多母集団同時分析における共分散構造分析をおこないモデルの比較を行った(図 4)。分析の結果、構築したモデルの適合度は、 $\chi^2=15.741$; $p<.329$, $GFI=.949$, $AGFI=.847$, $CFI=.993$, $REMSA=.052$ であった。

男性は、個人的被害リスク知覚から社会的犯罪不安、ネガティブイメージから許容的態度、個人的犯罪不安から許容的態度のいずれのパス係数が有意ではなく、許容的態度へのネガティブイメージ、犯罪不安の影響は確認できなかった。一方、女性は、社会的被害リスク認知が社会的犯罪不安を通してネガティブイメージにつながり、許容的態度を低下させる経路と個人的リスク認知が個人的犯罪不安を通して直接許容的態度を低下させる経路が明確となった。よって仮説 2 は支持された。

考察

本研究は、非行少年の再犯予防の一知見として、少年院出院後の地域社会を構成する人々の少年院出院者に対するスティグマともいえるネガティブなイメージの許容的態度への影響を検討した。大学生を対象にして 15~18 歳の少年院出院者に対するネガティブなイメージと許容的態度と被害リスク知覚(個人的水準と社会的水準)および犯罪不安(個人的水準と社会的水準)の関連を検討した結果、少年犯罪に対する被害リスク知覚に起因する犯罪不安が社会的水準ではネガティブイメージを通して、個人的水準では直接、許容的態度を低下させることが明らかになった。

大学生の持つ非行少年に対する葛藤

非行少年のイメージについて想定した人格特性・境遇・更生可能性・一般的なネガティブイメージの 4 因子に明確にはわからなかったが、犯罪を起こした原因は本人の気質よりも育ちや環境によるものであり更生可能性は十分にあることは理解しているものの、理解不能・怖いなどのイメージも拭い去れない大学生の姿が確認できた。今回の対象者は大学で教育や対人援助に関して学んでいる者が多く、非行少年や少年犯罪に関する知識もあり全体として許容的態度は高いのだが、どうしても感情的に受け入れられない面もある背景に、犯罪というものに対する恐怖イメージの強さがうかがわれた。理解不能なものに対する恐れを持つのはしごく当然のことである。特に、少年犯罪の被害者になりやすいとされる女性において個人的な犯罪不安が許容的態度に影響しているのも十分理解できる。重要なのは、知識と恐れをどのように調整しながら少年院出院者の居場所をつくっているかである。恐れや不安がネガティブイメージを増幅しないようにする工夫が必要であろう。

イメージが先行するのか被害リスク知覚が先行するのか（モデルの問題）

本研究では、イメージが先行するモデルではなくリスク認知が先行するモデルの適合性が高かった。しかし、一概に被害リスク知覚が先行すると言い切れない。社会的水準では、被害リスク知覚が先行していたが、個人的水準では被害リスク知覚に惹起される犯罪不安から直接許容的態度に影響があり、イメージを媒介していなかったからである。つまり、水準によってメカニズムが異なる可能性が推測される。向井・藤野 (2021) のモデルでは理解不能、つまり、個人的な感情として受け入れられないイメージに限定していたため、本研究での個人水準でのルートをたどったとも考えられる。一方、本研究での知識的なイメージが社会集団的な規模での固定観念、もしくはステレオタイプ結びつきとしてのスティグマ (Goffman, 1963; Link & Phelan, 2001) にあたるとすると、社会的被害リスク認知→社会的犯罪不安→ネガティブイメージ（スティグマ）→許容的態度という別なルートをたどると考えることも可能である。

個人特性としての不安が精神障害者を危険であると評価し、脅威を予測することによってスティグマが強まる (高田・長谷川, 2021) との報告もあるが、本研究では個人の不安ではなく、社会に及ぼす影響に関する不安がネガティブイメージに影響を与えていた。これは、対象が少年犯罪者であることに加え、評価を求めたイメージ尺度の問題が関係している可能性がある。内的事象帰属はスティグマの1因子である危険性を減じるものの、社会生活での非常にストレスフルな出来事への帰属を表す外的事象帰属は精神疾患に関するスティグマを促進させるという吉沢・三沢 (2012) の報告と一致する知見と言える。

対象者の特徴による違い

対象者の持つイメージは対象者のもつ特徴や考え方の違いによって異なる。今回は、性差の検討にとどまったが、非行少年との接触経験別、知識の程度や怖さの程度、対象者の性格や考え方などによってどのような違いがあるのか検討が必要である。

本研究の限界と今後の展望

最後に、本研究の限界と課題を示す。第一に回答者問題である。サンプル数も100名に至らず少なかった上、一定の学部集中していたため、一般大学生の結果とはいえない。サンプル数および多様な学生を対象にする必要である。第二にモデルとして検討するには、モデルの組み立て、各要素の絞り込みが十分ではなかったと考えられる。考察でも述べたが、社会的水準と個人的水準の組合せを検討する必要がある。第三に回答における社会的望ましさの影響を考慮できなかった点である。非行という法の存在を感じさせる本研究の性質上、回答時に社会的望ましさが働いた可能性がある。今回はオンラインでの質問紙調査を実施したが、回答時間や場所に制限のないオンラインでの実施では特に回答に社会的望ましさや潜在的態度の影響も否定しきれない (村山, 2022)。実験等の手法を用いることで社会的望ましさ等の剰余変数を統制することでより正確なデータを収集して分析するこ

とや、IAT などの潜在的な要素についてのアプローチを導入することなどによって、本研究にて示唆されたモデルに関する一連のプロセス等を、さらに精査することが出来ると思われる。

最後になったが、少年院出院者は名札をつけて地域社会に復帰するわけではない。私たちはひとりの人間として地域社会で出会う。なにかのきっかけで少年院出院者ということを知り態度が変わることこそが、スティグマによる行動変容である。ラベルではなく、その人そのものとしっかりと向き合えるような地域社会になるために、なにが必要か今後も考え続ける必要があろう。

付記

本研究は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

- Goffman, E. (1963) . *Stigma: Notes on the management of spoiled identity*. Englewood Cliffs. New Jersey: Prentice-Hall. (石黒 毅 (訳) (1970) . スティグマの社会学—烙印を押されたアイデンティティー— せりか書房)
- 服部 達也 (2021). 少年院出院後の『居場所の確保』のための支援の在り方についての一考察 —少年院と関係機関の連携の在り方と現状の分析を中心として— 社会安全・警察学, 7,103-113.
- 法務総合研究所 (2018). 青少年の立ち直り (デシスタンス) に関する研究 研究部報告 58. Retrieved September 29, 2023, from https://www.moj.go.jp/housouken/houso_houso08.html
- 法務総合研究所 (2019). 再犯防止対策等に関する研究 研究部報告 59. Retrieved September 29, 2023, from https://www.moj.go.jp/housouken/houso_houso08.html
- 法務総合研究所 (2023). 令和 5 年版犯罪白書 法務省ウェブサイト Retrieved January 15, 2024, from https://www.moj.go.jp/hisho06_00280.html
- 法務省 (2021). 再犯防止に向けた総合対策 再犯防止等施策に関する基礎資料. 令和 3 年版再犯防止推進白書 日経印刷株式会社
- Link, B. G., & Phelan, J. C. (2001) . Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology*, 27, 363-385.
- 向井 智哉・藤野 京子 (2021). 少年犯罪に対する厳罰志向性と犯罪不安および被害リスク知覚の関連—先行要因としての子どもイメージに着目して— 実験社会心理学研究, 60(2) . 100-112.
- 村山 誠 (2022). 犯罪者に対する住民の受容・排除行動における意思決定プロセスに及ぼす要因 総合政策論議, 44, 1-25.

- 岡田 至雄・安藤 仁朗 (1994). 犯罪および犯罪者に関するイメージの研究 関西大学社会学部紀要, 26, 1-29.
- 小俣 謙二・古曳 牧人・川邊 譲 (2021). 更生保護施設建設に対する市民の態度に影響を及ぼす要因 犯罪心理学研究, 58, 1-17.
- 坂田 瑞穂・川島 大輔 (2021). 刑務所出所者に対する態度とスティグマの関連—大学生を対象として— 中京大学心理学研究科・心理学部紀要, 20, 55-62.
- 清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD—機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案— メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 染田 恵 (2009). 犯罪予防・再犯防止に関する研究・実務の動向 犯罪社会学研究, 34, 171-178.
- 只野 智弘・岡邊 健・竹下 賀子・猪爪 祐介 (2017). 非行からの立ち直りに関する要因の考察—少年院出院者に対する質問紙調査に基づいて— 社会犯罪学研究, 42, 74-90.
- 高田 瑞希・長谷川 晃 (2021). 精神障害者に対するスティグマを規定する要因—精神障害者との接触体験と4つの個人差要因の影響— 東海学院大学紀要, 15, 1-11.
- 保木 正和・木村 正孝・古曳 牧人・原島 寶・工藤 弘人 (2004). 法務教官から見た現代の非行少年像に関する研究 中央研究所紀要, 14, 211-254.
- 吉岡 久美子・三沢 良 (2012). 精神疾患化に関するスティグマの影響モデルの検証—うつ病の原因帰属と社会的距離の関連性— 健康心理学研究, 25, 93-103.

<原著>

自尊心が社交不安に及ぼす影響 —他者からの否定的評価の恐れと肯定的評価の恐れに着目して—

羽毛田佳音 信州大学大学院総合人文社会科学研究科
向井秀文 信州大学学術研究院教育学系

概要

顕在的自尊心 (Explicit Self-Esteem : ESE) と潜在的自尊心 (Implicit Self-Esteem : ISE) の不一致は社交不安と関連がみられ、抑うつ的反芻など認知面にも影響を及ぼすことが明らかになっている。本研究では、社交不安の認知的要素である他者からの否定的評価に対する恐れ (Fear of Negative Evaluation : FNE) や肯定的評価に対する恐れ (Fear of Positive Evaluation : FPE) と社交不安の関連に対する ESE と ISE の不一致の調整効果について検討することを目的とした。分析の結果、FNE や FPE と社交不安の関連に対する ESE と ISE の不一致の調整効果は認められなかった。その要因としては、ISE が文脈に依存する性質があることや、先行研究との実験条件の違いが考えられた。今後は、実験条件の設定や様々な年齢層に調査を行う必要があると考えられる。

キーワード：社交不安、他者からの否定的評価に対する恐れ、他者からの肯定的評価に対する恐れ、顕在的自尊心、潜在的自尊心

はじめに

社交不安症 (Social Anxiety Disorder : 以下 SAD とする) とは、人前での行動に強い不安や恐怖をおぼえる精神疾患である (American Psychiatric Association, 2013)。米国で行われた調査では、18 歳以上の生涯有病率は 12.1% と高く (Kessler et al., 2005)、10 代半ばで発症しやすい疾患であることが明らかになっている (Merikangas et al., 2010)。また、臨床群を対象とした研究だけでなく、非臨床群における研究も検討されている。McNeil (2010) は、日常生活に支障をきたさない社交不安と SAD における症状について、質的な違いはなく、連続性を指摘している。つまり、SAD 患者が示す社交不安と疾患レベルにない健常者が示す社交不安には症状の違いはさほどなく、症状の強さの違いであると言える。以上のことから、疾患レベルにない非臨床群から社交不安症状の悪化のメカニズムを検討することは妥当であると考えられ、本研究では非臨床群を対象に検討を行う。

問題と目的

社交不安に影響を及ぼす認知的要素：他者からの否定的評価に対する恐れ

社交不安の症状を維持する認知的要素として、他者からの否定的評価に対する恐れが挙げられる。他者からの否定的評価に対する恐れ (Fear of Negative Evaluation: 以下 FNE とする) とは、他者からの否定的評価を苦痛に感じる認知バイアスである。以前の社交不安に関する研究では、他者から受ける評価の否定的な側面が重要視されていた (Clark & Wells, 1995)。しかし、近年では肯定的な評価の恐れも社交不安の維持要因となる可能性が指摘されている (Weeks et al., 2008)。

社交不安に影響を及ぼす認知的要素：他者からの肯定的評価に対する恐れ

他者からの肯定的な評価に対する恐れ (Fear of Positive Evaluation: 以下 FPE とする) とは、他者からの肯定的評価を苦痛に感じる認知バイアスである (Weeks et al., 2008)。Weeks & Howell (2012) は、FNE と FPE が社交不安に正の関係があることを示している。このように、FPE は社交不安の維持や増悪に影響を与えるものであるため、社交不安症状の症状維持や悪化の要因として、FNE だけでなく FPE を含めた検討は重要であると考えられる。

Heimberg et al. (2010) が提唱した認知行動モデルでは、新たに FPE を含めた他、FNE や FPE の認知的バイアスは否定的な自己像の形成に影響を及ぼすことを示している。他の認知行動モデルにおいても、否定的な自己像は社交不安の維持に中核的な役割があると言われてきた (Clark & Wells, 1995)。この否定的な自己認識を活性化するものとして、自尊感情が挙げられている (de Jong, 2002)。このことから、自尊感情は社交不安に影響を及ぼす要因の1つとして挙げられると考える。そして、自尊感情は社交不安だけでなく、社交不安の認知的特徴である FNE や FPE と負の関連があることが明らかになっている (Cheng et al., 2015)。以上のことから、自尊感情の低さは社交不安に悪影響を与えるだけでなく、SAD に特徴的な認知的要素においても悪影響を及ぼすものである。

社交不安に関連する要素：自尊感情

自尊感情とは、自己に対する肯定的または否定的態度である (Rosenberg, 1965)。自尊感情は、抑うつや不安、絶望感などと負の相関にあり、精神的な健康に影響を及ぼすものとして捉えられている (桜井, 2000)。さらに自尊感情は、SAD との関係について多くの研究がされている。例えば、社交不安が高い者は自尊感情が低いことが明らかになっている (Kocovski & Endler, 2000)。また、van Tuijl et al. (2014) は自尊感情が SAD を予測する負の因子であることを示している。以上の先行研究から、自尊感情は SAD と強いつながりのある要素であり、自尊感情の低下は社交不安の悪化に関連する要素であると言える。そのため、自尊感情が高く安定していると社交不安の悪化が抑制され、精神的な健康が保たれると捉えることができる。しかしながら近年では、自尊感情が高くても他者に対する批判攻撃行動が見られるなど (Baumeister et al., 1996)、自尊感情の高さが精神健康上望ましいという考えに疑問があがっている。

顕在的自尊感情と潜在的自尊感情の不一致

自尊感情の高さは、適応的な認知や行動と不適応な側面の両側面と関連が示されている。Jordan et al. (2003) は、自尊感情を自分で意識できる顕在化された自尊感情と自身では自覚できない無意識下にある潜在的な自尊感情に区別し、それらの組み合わせによって、種類の異なる高い自尊感情の特徴を明らかにした。その結果、顕在的な自尊感情が高い者の中には、潜在的な自尊感情が高い者と低い者がいることが示された。前者は幸福感や生活に対する満足度が高い状態であり、安定的な自尊感情を持っている。後者は、自己愛の高さや内集団ひいきの強さなど、防衛的で潜在的に不適応とみなされる行動との関係性があることが明らかになっている (藤井, 2014; 市川・望月, 2015)。他にも、顕在的な自尊感情が低く、潜在的な自尊感情が高い状態である者は、顕在的な自尊感情がより低いほど抑うつ傾向や不安、自殺念慮、そして孤独感が高いことが明らかになっている (Creemers et al., 2012; 藤井, 2014)。以上のことから、顕在的な自尊感情と潜在的な自尊感情の両者が高い状態は、安定した状態であり適応的に機能する。一方で、顕在的な自尊感情と潜在的な自尊感情の高さが一致していない、不一致な状態は心理的な不健康や不適応状態に結びつくと言える。

顕在的自尊感情と潜在的自尊感情の不一致と社交不安

顕在的な自尊感情と潜在的な自尊感情は、それぞれ別々の概念であり、異なる機能を果たすと考えられている (Bosson, Brown et al., 2003)。Greenwald & Banaji (1995) は、潜在的自尊感情 (implicit self-esteem: 以下 ISE) を「自己に連合した、あるいは自己に連合していない対象への評価に基づいた、内省的に識別できない、あるいは正確に識別できない、自己への態度の効果」と定義している。そして、質問紙など自己評定式で測定される顕在的自尊感情 (explicit self-esteem: 以下 ESE) は、「意識的な自己に対する行為、自己価値、自己受容などの感覚を反映する」と定義されている (市川・望月, 2015)。

ESE と ISE の不一致は、ネガティブ感情との関連だけではなく、SAD にも影響を及ぼすことが示されている。例えば、Schreiber et al. (2012) は、SAD の青年と健常的な状態の青年の ESE と ISE の不一致について調査し、SAD の青年群も健常群も同程度の ISE を示したのに対し、SAD 群は健常群に比べて低い ESE を示した。これらの研究から、ESE だけではなく、ISE を含めた ESE との不一致な状態が社交不安を悪化させる要因である可能性が示唆される。

顕在的自尊感情と潜在的自尊感情の不一致と他者からの評価に対する恐れに関連

ESE と ISE の不一致は様々な認知的要素に悪影響を及ぼすことがある。例えば、Phillips & Hine (2014) は、抑うつの反すうとの関連を示している。このことから、ESE と ISE の不一致が社交不安の認知的特徴である FNE や FPE と関連する可能性が考えられる。先行研究では、ESE のみを用いて FNE や FPE との関連について検討しており、ESE と FNE や FPE は負の相関にあることや、ESE と社交不安の間に FNE や FPE の媒介効果が見られ

ている (Cheng et al., 2015 ; Gök & Yalcinkaya-Alkar, 2022)。以上のことから、ESE と ISE の不一致は社交不安に影響を及ぼす FNE や FPE をさらに促進させる可能性がある。いくつかの研究では、ESE と ISE を標準得点化し、ESE と ISE の差の絶対値を ESE と ISE の不一致の大きさという量的変数として用いて、自尊感情の不一致の大きさと不適応な概念との関連を検討している (市川・望月, 2015 ; Creemers et al., 2012)。社交不安に関する研究では、ESE と ISE の相対的な不一致が社交不安と関連していることが示されているが、不一致の大きさとの関連についてはあまり検討がされていない。不一致の大きさが大きいほど、様々な不適応の特徴がより強くなることから、ESE と ISE の不一致が大きいほど、他者からの評価に対する恐れが強くなると考える。

本研究の目的

以上のことから、本研究では ESE と ISE の不一致の大きさと FNE、FPE、社交不安との関連を検討することを目的とする。ESE と ISE の不一致は不適応な認知や行動との関連が見られ、社交不安に影響を及ぼす認知的特徴である FNE や FPE を促進させることが推測される。そこで、本研究では、他者からの評価に対する恐れと社交不安の関連は ESE と ISE の不一致の大きさに調整されるとの仮説を立て、検討を行う。これらの関連性について検討することで、認知面における社交不安の悪化メカニズム解明の一助となると考える。また、社交不安への介入方法として、ESE と ISE の不一致の大きさに焦点を当てたアプローチが効果をあげる可能性を明らかにできると考える。本研究の仮説モデルは以下の通りである (図 1, 図 2)。

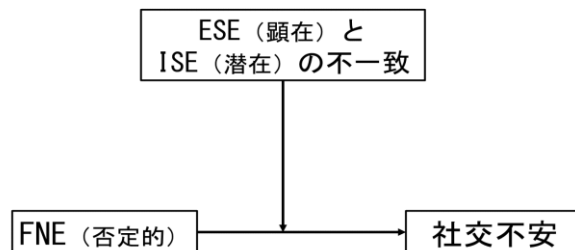


図 1 FNE と社交不安の関連における ESE と ISE の不一致の調整効果

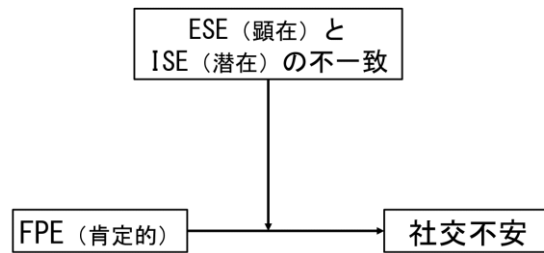


図2 FPE と社交不安の関連における ESE と ISE の不一致の調整効果

方法

研究参加者

中部地方にある国立大学の大学生及び大学院生 54 名 (男性 20 名, 女性 34 名, 平均年齢 21.37 歳, $SD = 1.48$) であった。

手続き

研究参加者は, 縁故法を用いて募集した。知人への声掛け, LINE やメールでのメッセージを通じて, 研究協力を募り, 研究協力の承諾が得られた方を実験・調査対象とした。潜在連合テスト (Implicit Association Test : 以下 IAT ; Greenwald, McGhee et al., 1998) による ISE の測定と Google form による質問紙調査を実験室にて行った。刺激の提示および IAT による反応時間の記録には Lab.js (大杉・小林, 2021) を使用した。参加者は研究に関する説明を受けた後に IAT 課題の実施方法の説明を受け, コンピューター上で IAT 課題を実施した。その後, Google form による質問紙調査に回答を求めた。

IAT 手続き

IAT 課題は PC 画面上にランダムに提示される刺激語を画面の左右に提示された 2 種類の概念カテゴリー (自己—他者) および 2 種類の属性カテゴリー (快—不快) のうち該当するカテゴリーにできる限り早く分類するものである。ブロック構成および試行数は Greenwald, McGhee et al. (1998) に依拠した。IAT の刺激語は, 藤井他 (2014) の自尊感情 IAT の刺激語を用いた。

潜在的自尊感情

IAT によって算出されたデータから, Greenwald, Nosek et al. (2003) に従って IAT 得点 (D スコア) を算出し, ISE 得点とした。

質問紙調査で使用した尺度

デモグラフィック項目 年齢と性別の回答を求めた。年齢については数字を入力することによって回答を求めた。

他者からの否定的評価に対する恐れ 他者からの否定的評価に対する恐れの測定には、日本版 Fear of Negative Evaluation Scale 短縮版尺度 (笹川他, 2004) を使用した。全 12 項目で構成され、「人がなんでしょうと、どういうことではないとわかっている、自分のことを人がどう思うか気になる。」等の項目例がある。回答は、「1 = まったくあてはまらない」から「5 = 非常にあてはまる」の 5 件法で評定を求めた。

他者からの肯定的評価に対する恐れ 他者からの肯定的評価に対する恐れの測定には、Fear of Positive Evaluation Scale 日本語版尺度 (前田他, 2015) を使用した。全 10 項目で構成され、「たとえ自分の能力が他の人にいい印象を与えていると思っても、他の人に自分の能力を誇示することは不快に感じる。」等の項目例がある。回答は、「0 = 全く当てはまらない」から「9 = とても当てはまる」の 10 件法で評定を求めた。

社交不安 社交不安の測定には、The Social Interaction Anxiety Scale 日本語版 (金井他, 2004) を使用した。全 20 項目で構成され、「目上の人 (先生, 上司など) と話さなければならない時、緊張する。」等の項目例がある。回答は、「0 = まったくあてはまらない」から「4 = 非常にあてはまる」の 5 件法で評定を求めた。

顕在的自尊感情 顕在的自尊感情の測定には、Rosenberg (1965) 自尊感情尺度日本語版 (桜井, 2000) を使用した。全 10 項目で構成され、「私は自分に満足している。」等の項目例がある。回答は、「1 = いいえ」から「4 = はい」の 4 件法で評定を求めた。

顕在的自尊感情と潜在的自尊感情の不一致の大きさ 市川・望月 (2015) に従い、ESE と ISE の不一致の大きさを算出した。

倫理事項

本研究は、信州大学教育学部研究委員会倫理審査部会の承認を得て実施した (管理番号 23-13)。

結果

相関分析

まず、FNE, FPE, SIAS, ESE, ISE, ESE と ISE の差、各変数間の相関係数を算出した (表 1)。その結果、FNE と SIAS の間に中程度の正の相関が認められた ($r = .42, p < .01$)。また、FPE と SIAS の間に中程度の正の相関が認められた ($r = .44, p < .01$)。ESE に関しては、FNE ($r = -.46, p < .01$) と、FPE ($r = -.42, p < .01$) と、SIAS ($r = -.56, p < .01$) との間のそれぞれに中程度の負の相関が認められた。

表 1 記述統計と相関

	1	2	3	4	5	6	<i>M</i>	<i>SD</i>
1.FNE	—						42.30	10.48
2.FPE	.06	—					38.09	11.17
3.SIAS	.42**	.44**	—				37.96	14.18
4.ESE	-.46**	-.42**	-.56**	—			25.44	6.43
5.ISE	-.02	.07	-.05	.14	—		-0.07	0.73
6.自尊感情の差	-.09	.01	.17	.03	-.01	—	1.06	0.78

** $p < .01$

階層的重回帰分析

次に、FNE と社交不安の関連に対する ESE と ISE の不一致の大きさの調整効果を検討するために、階層的重回帰分析を行った (表 2)。社交不安を目的変数として、Step1 に FNE と ESE と ISE の差分を説明変数として投入し、Step2 に Step1 の説明変数とその交互作用項を投入した。分析の結果、Step1 の説明率は $R^2 = .22$ であり、ESE と ISE の差分の主効果は有意ではなく ($\beta = .21$)、FNE の主効果は有意であった ($\beta = .43, p < .01$)。また、Step2 の FNE と ESE と ISE の差分の交互作用項の分散説明率の増分は有意でなかった ($\Delta R^2 = .00$)。

表 2 FNE と SIAS の関連に対する ESE と ISE の差分の調整効果

変数名	step1			step2		
	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>b</i>	<i>SE</i>	β
切片	37.96	1.74	-	37.95	1.77	-
FNE	0.59	0.17	.43**	0.59	0.17	.44**
ESE-ISE	3.77	2.28	.21	3.73	2.35	.20
FNE × ESE-ISE				-0.02	0.21	-.01
R^2		.22**			.22**	
ΔR^2					.00	

** $p < .01$

そして、FPE と社交不安の関連に対する ESE と ISE の不一致の大きさの調整効果を検討するために、階層的重回帰分析を行った (表 3)。社交不安を目的変数として、Step1 に FPE

と ESE と ISE の差分を説明変数として投入し、Step2 に Step1 の説明変数とその交互作用項を投入した。分析の結果、Step1 の説明率は $R^2 = .22$ であり、ESE と ISE の差分の主効果は有意ではなく ($\beta = .16$)、FPE の主効果は有意であった ($\beta = .44, p < .01$)。また、Step2 の ESE と ISE の差分と FPE の交互作用項の分散説明率の増分は有意ではなかった ($\Delta R^2 = .04$)。

表 3 FPE と SIAS の関連に対する ESE と ISE の差分の調整効果

変数名	step1			step2		
	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>b</i>	<i>SE</i>	β
切片	37.96	1.73	-	37.95	1.70	-
FPE	0.56	0.16	.44**	0.54	0.15	.43**
ESE-ISE	2.99	2.26	.16	2.70	2.23	.15
FPE × ESE-ISE				0.33	0.20	.20
R^2		.22**			.26**	
ΔR^2					.04	

** $p < .01$

以上、ESE と ISE の差分、他者からの評価に対する恐れ、社交不安の 3 変数を用い、階層的重回帰分析を行った結果、他者からの評価に対する恐れと社交不安の関係に対する ESE と ISE の不一致の大きさの調整効果は示されなかった。しかし、ESE と ISE の不一致の方向性 (ESE が高く ISE が低いという ESE が優位な方向性と、ESE が低く ISE が高いという ISE が優位な方向性) によって、社交不安と他者からの評価に対する恐れとの関連における調整効果は異なるのかについて調べるため、ここから補足的に検討を行った。

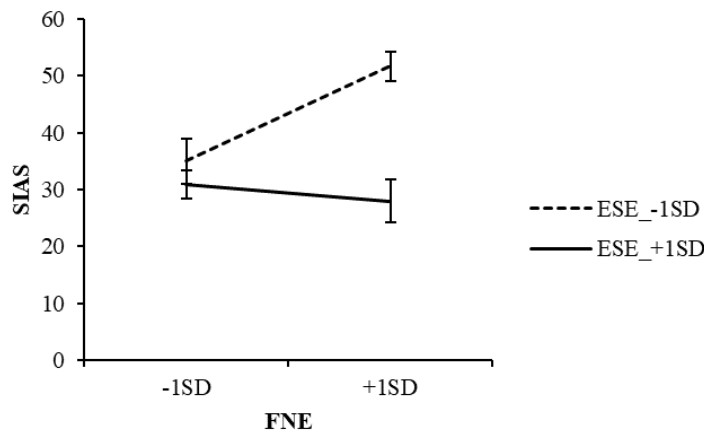
これまでの分析では、ESE と ISE の不一致の大きさに着目し、ESE と ISE の差分を 1 つの調整変数とした、社交不安と他者からの評価に対する恐れとの関連における調整効果について検討を行った。次に行う補足的な分析では、ESE と ISE の不一致の方向性に着目するため、ESE と ISE を 2 つの調整変数として用い、社交不安と他者からの評価に対する恐れとの関連における調整効果の検討を行う。

階層的重回帰分析：ESE と ISE の 2 変数を調整変数とした場合

ESE と ISE の 2 変数を使用し、FNE と社交不安の関連に対する、ESE と ISE の不一致の方向性による調整効果を検討するために、FNE と ESE と ISE を説明変数、社交不安を目的変数として、階層的重回帰分析を行った。Step1 に FNE と ESE と ISE を説明変数として投入し、Step2 に Step1 の説明変数と、一次の交互作用として、FNE と ESE の交互作用項、FNE と ISE の交互作用項、ESE と ISE の交互作用項を投入した。そして、Step3 に Step1 の

説明変数と Step2 の一次の交互作用項と二次の交互作用項 (FNE と ESE と ISE の交互作用項) を投入した。分析の結果, Step1 の説明率は $R^2 = .35$ であり, ESE のみ主効果は有意であった ($\beta = -.47, p < .01$)。Step2 において決定係数の増加分が有意であり ($\Delta R^2 = .14, p < .01$), FNE と ISE の交互作用項において有意であった ($\beta = -.38, p < .01$)。Step3 では, 決定係数の増加分が有意ではなく ($\Delta R^2 = .00$), FNE と ESE と ISE の交互作用項は有意ではなかった ($\beta = -.07$)。

次に, Step2 で得られた FNE と ESE の交互作用の詳細を検討するために, 単純傾斜の有意性の検定を行った (図 3)。その結果, ESE が高い場合 (+1SD) は, FNE の傾きにおいて有意な傾斜は認められなかった ($b = -0.14, t = -0.67, p = .059$)。一方で, ESE が低い場合 (-1SD) には, FNE が高いほど, 社交不安も高くなることが示された ($b = 0.80, t = 3.61, p < .01$)。



注：エラーバーは標準誤差

図 3 ESE の得点ごとの FNE と社交不安の関連

次に, FPE と社交不安の関連に対する, ESE と ISE の不一致の方向性による調整効果を検討するために, FPE と ESE と ISE を説明変数, 社交不安を目的変数として, 階層的重回帰分析を行った。分析の結果, Step1 の説明率は $R^2 = .37$ であり, FPE の主効果は 5%水準で有意であった ($\beta = -.25, p < .05$)。また, ESE の主効果は有意であった ($\beta = .25, p < .01$)。Step2 において決定係数の増加分が有意ではなく ($\Delta R^2 = .04$), 全ての交互作用項は有意ではなかった。Step3 では, 決定係数の増加分が有意ではなく ($\Delta R^2 = .01$), FPE と ESE と ISE の交互作用項も有意ではなかった ($\beta = -.10$)。

考察

本研究の目的は、ESE と ISE の不一致の大きさが他者からの評価に対する恐れを促進させるか検討することであった。

まず、相関分析では、FNE 及び、FPE と社交不安の間に中程度の正の相関が見られた。つまり、FNE や FPE が高いと社交不安が高いことが示唆された。そして、FNE と FPE の間には有意な相関はみられなかった。また、ESE は FNE, FPE, 社交不安の3変数との間で中程度の負の相関が認められた。一方で、ISE は全ての変数と有意な相関はみられなかった。

続いて、他者からの評価に対する恐れと社交不安の関連に対する ESE と ISE の不一致の大きさの調整効果を検討するために、階層的重回帰分析を行った結果、ESE と ISE の不一致の大きさの調整効果は認められなかった。また、ESE と ISE の不一致の方向性による調整効果の違いを調べるため、ESE と ISE の2変数を調整変数とし、補足的に検討を行った。階層的重回帰分析を実施した結果、FNE (または FPE) と ESE と ISE の交互作用項に有意な効果はみられなかったため、他者からの評価に対する恐れと社交不安の関連に対する ESE と ISE の不一致の方向性による調整効果は認められなかった。

以上のことから、他者からの評価に対する恐れと社交不安の関連は ESE と ISE の不一致に調整されるという本研究の仮説は支持されなかった。仮説が支持されなかったことについては次のように考察する。

まず、仮説が支持されなかった理由として、ISE の持つ性質が挙げられる。いくつかの先行研究では、スピーチ課題を課すことを提示した後に社交不安の高い者は ESE が低く、相対的に ISE は高いという結果を示している (Tanner et al., 2006; de Jong, 2002)。また、van Tuijl et al. (2014) は、縦断調査において ISE が社交不安の予測因子でないことを明らかにしている。このことから、ISE は文脈に依存し影響されやすい特性を持っている可能性が考えられる。そして、Hiller et al. (2017) は、スピーチ課題を課さない条件下において、SAD 群と非臨床群の間に ISE の得点に差がなかったことを示している。また、SAD 患者の自己評価は、社会的脅威を感じない状況において肯定的な評価であることを提唱している (Clark & Wells, 1995)。以上の先行研究をもとに考えると、今回はスピーチ課題を課さず、社会的脅威を喚起しない状態で実験を行ったため、社交不安の高い者は安定した状態であり、社交不安の低い者との間における ISE の違いがみられなかった可能性がある。

仮説を支持しないもう1つの要因は、研究参加者の属性である。本研究は縁故法により参加者を募集したため、教育学や心理学専攻の大学生や大学院生がほとんどであった。そのため、心理学実験の一環として IAT の仕組みや操作について授業等で既に学習していた可能性がある。先行研究では、IAT への反応における学習過程が実証されている (Ebert et al., 2009)。そのため、参加者が操作手順等に慣れていたことから、本研究では ISE に差がでなかったということも可能性として挙げられると考える。

3つ目に考えられる理由として、ISE は ESE を調整する役割をもつことが挙げられる。Bosson, Brown et al. (2003) は、ISE は低い ESE の影響を緩衝し、自己に向けられる脅威への防衛機制として機能するという考えを示している。本研究において、他者からの評価に対する恐れとの関連が見られなかったことも踏まえると、ISE は主に ESE が低下した時に生じる不快感情から守るために自動的に上昇し、自尊感情のバランスを調整する役割として機能している可能性が考えられる。Hiller et al. (2017) は、スピーチ課題を設定した条件群において、SAD 群では ISE の低下が見られ、非臨床群では ISE の上昇が見られたことを示した。このことから、社交不安の高い者は、社会的脅威が生じた際に低下した ESE を補償するために上昇するはずの ISE が十分に機能していない状態である可能性が考えられる。

本研究の意義

本研究では社交不安に対する ESE の主効果が認められた。また、FNE と社交不安の関連における ESE と ISE の調整効果を検討した結果、FNE と ESE の交互作用が認められた。単純傾斜の有意性の検定を行った結果、ESE が高い場合は、FNE の傾きにおいて有意な傾斜は認められない一方で、ESE が低い場合には、FNE が高いほど、社交不安も高くなることが示された。このことから、ESE は社交不安や FNE を緩和する効果を持つ重要な関連要素であることが考えられる。先行研究においても、ESE と社交不安や FNE は負の関連性があることが報告されている (Kocovski & Endler, 2000)。その他にも縦断的な調査では、ESE と ISE の交互作用や ISE は SAD 症状を予測せず、ESE のみが SAD 症状を予測する負の因子になるという結果を示している (van Tuijl et al., 2014)。このように、一貫して ESE が社交不安や認知的要素に及ぼす効果が示されていることや、今回の結果を踏まえると、ESE の低さが他者からの評価に対する恐れを高めたり、社交不安に悪影響を及ぼす可能性が示唆される。そのため、ESE を高めることが SAD 症状の増加を抑える可能性が挙げられる。Warnock-Parkes (2022) は、社交不安の認知療法において、患者自身が肯定的な自己評価を強めていく必要性を示している。このように ESE への介入は、社交不安の予防や症状の緩和に効果的であることが推察される。

本研究の限界と今後の課題

最後に、本研究の限界点と今後の課題について言及する。1 つ目は参加者年齢の偏りである。本研究の年齢層は 19 歳～25 歳であった。de Jong et al. (2012) は、中学生を対象に ESE と ISE と社交不安の関連について検討し、女性において ESE と ISE の交互作用が社交不安に影響を及ぼす可能性を示している。このことから、年代や属性によって、ESE と ISE が社交不安に及ぼす影響が異なることが考えられ、今後は年齢層ごとに調査を行う必要があると思われる。

2 つ目は、実験場面における条件設定である。前述したように、本研究では、調査を実施する際にスピーチ課題を設定しなかった。いくつかの先行研究では、スピーチ課題の実施後に ESE と ISE の測定を行い、ESE と ISE の不一致や SAD 群の ISE の低下を明らかに

している (de Jong, 2002 ; Hiller et al., 2017)。このことから、社会的脅威が予期されるような場面を設定することによって、有効的な ISE の測定ができると考える。今後はスピーチ課題前後の ESE と ISE を測定し、課題前と課題後の ESE と ISE が社交不安に関する概念に及ぼす影響について比較調査をする必要があると考える。

3 つ目は、ISE の測定手段である。本研究では ISE を測定する方法として、信頼性や妥当性の観点から IAT を用いた。いくつかの先行研究では、name-letter task (Nuttin, 1985) を用いて検討している (Creemers et al., 2012 ; 藤井, 2014)。両者の相関関係は弱いことが明らかになっている (Bosson, Swann et al., 2000)。このことから、いくつか存在する ISE の測定方法は、ISE の異なる側面を測定している可能性が示唆され、様々な方法を用いて ISE について多面的な検討を行う必要があると考える。今後の研究では、これらの課題を考慮して検討していくことが望まれる。

付記

本研究は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

引用文献

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). American Psychiatric Association.
- Baumeister, R. F., Smart, L., & Boden, J. M. (1996). Relation of threatened egotism to violence and aggression: The dark side of high self-esteem. *Psychological Review*, 103, 5-33.
- Bosson, J. K., Brown, R. P., Zeigler-Hill, V., & Swann, W. B. (2003). Self-enhancement tendencies among people with high explicit self-esteem: the moderating role of implicit self-esteem. *Self & Identity*, 2 (3), 169-187.
- Bosson, J. K., Swann, W. B. Jr., & Pennebake, J. W. (2000) Stalking the perfect measure of implicit self-esteem: The blind men and the elephant revisited? *Journal of Personality and Social Psychology*, 79 (4), 631-643.
- Cheng, G., Zhang, D. & Ding, F. (2015). Self-esteem and fear of negative evaluation as mediators between family socioeconomic status and social anxiety in Chinese emerging adults. *International Journal of Social Psychiatry*, 61(6), 569-576.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social Phobia: Diagnosis, assessment, and treatment*. (pp. 69-93). New York: Guilford Press.
- Creemers, D. H. M., Scholte, R. H. J., Engels, R. C. M. E., Prinstein, M. J., & Wiers, R. W. (2012). Implicit and explicit self-esteem as concurrent predictors of suicidal ideation, depressive

- symptoms, and loneliness. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 43 (1), 638-646.
- de Jong, P. J. (2002). Implicit self-esteem and social anxiety: differential self-favouring effects in high and low anxious individuals. *Behaviour Research and Therapy*, 40 (5), 501-508.
- de Jong, P. J., Sportel, B. E., de Hullu, E., & Nauta, M. H. (2012). Co-occurrence of social anxiety and depression symptoms in adolescence: Differential links with implicit and explicit self-esteem? *Psychological Medicine*, 42, 475-484.
- Ebert, I. D., Steffens, M. C., von Stülpnagel, R., & Jelenec, P. (2009). How to like yourself better, or chocolate less: Changing implicit attitudes with one IAT task. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45, 1098-1104.
- 藤井勉 (2014). 顕在的・潜在的自尊感情の不一致と抑うつ・不安および内集団ひいきの関連 心理学研究, 85 (1), 93-99.
- 藤井勉・澤海崇文・相川充 (2014). 顕在的・潜在的自尊心の不一致と自己愛—自己愛の3下位尺度との関連から— 感情心理学研究, 21 (3), 162-168.
- Gök, B.G., & Yalçinkaya-Alkar, Ö. (2022). Clarifying the association of social anxiety with cognitive variables: The role of self-esteem, self-perception, fears of positive and negative evaluation, and post-event processing. *Scandinavian Journal of Psychology*, 64 (3), 278-287.
- Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. (1995). Implicit social cognition: Attitudes, self-esteem, and stereotypes. *Psychological Review*, 102, 4 – 27.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: the implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74 (6), 1464-1480.
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003). Understanding and using the Implicit Association Test: I. An improved scoring algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 197-216.
- Heimberg, R. G., Brozovich, F. A., & Rapee, R. M. (2010) A cognitive-behavioral model of social anxiety disorder: *Update and extension*. In S. G. Hofmann & P. M. DiBartolo (Eds.), *Social anxiety* (second edition) : *Clinical, developmental and social perspectives*, New York: Academic Press; 395-422.
- 市川玲子・望月聡 (2015). パーソナリティ障害と顕在的-潜在的自尊感情間の乖離と関連 心理学研究, 86 (5), 434-444.
- Jordan, C. H., Spencer, S. J., Zanna, M. P., HoshinoBrowne, E., & Correll, J. (2003). Secure and defensive high self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 969-978.
- 金井嘉宏・笹川智子・陳峻・鈴木伸一・嶋田洋徳・坂野雄二 (2004). Social Phobia Scale と Social Interaction Anxiety Scale 日本語版の開発 心身医学, 44, 841-850.

- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R., & Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62, 593-602.
- Kocovski, N. L. & Endler, N. S. (2000). Social anxiety, self-regulation, and fear of negative evaluation. *European Journal of Personality*, 14 (4), 347-358.
- 前田香・関口真有・堀内聡・Weeks, J. W.・坂野雄二 (2015). Fear of Positive Evaluation Scale 日本語版の信頼性と妥当性の検討 不安症研究, 6, 113-120.
- McNeil, D. W. (2010). Evolution of terminology and constructs in social anxiety and its disorders. In S.G. Hofmann, & P. M. DiBartolo (Eds.), *Social Anxiety, second edition: Clinical, developmental, and social perspectives*. (pp. 3-21). London: Elsevier.
- Merikangas, K. R., He, J. P., Burstein, M., Swanson, S. A., Avenevoli, S., Cui, L., Benjet, C., Georgiades, K., & Swendsen, J. (2010). Lifetime prevalence of mental disorders in U.S. adolescents: results from the national comorbidity survey replication-adolescent supplement (NCS-A). *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 49(10), 980-989.
- Nuttin, J. M. Jr. (1985). Narcissism beyond Gestalt and awareness: The name letter effect. *European Journal of Social Psychology*, 15, 353-361.
- 大杉尚之・小林正法 (2021). GUI ベースの web 実験作成ツール (lab.js) の紹介と実践 認知心理学研究, 19 (1), 1-15.
- Phillips, W. J., & Hine, D. W. (2014). En route to depression: self-esteem discrepancies and habitual rumination. *Journal of Personality*, 84, 79-90.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 桜井茂男 (2000). ローゼンバーグ自尊感情尺度日本語版の検討 筑波大学発達臨床心理学研究, 12, 65-71.
- 笹川智子・金井嘉宏・村中泰子・鈴木伸・嶋田洋徳・坂野雄二 (2004). 他者からの否定的評価に対する社会的不安測定尺度 (FNE) 短縮版作成の試み—項目反応理論による検討— 行動療法研究, 30, 87-98.
- Schreiber, F., Bohn, C., Aderka, I. M., Stangier, U., & Steil, R. (2012). Discrepancies between implicit and explicit self-esteem among adolescents with social anxiety disorder. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 43, 1074-1081.
- Tanner, R. J., Stopa, L., & De Houwer, J. (2006). Implicit views of the self in social anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1397-1409.
- Hiller, T. S., Steffens, M. C., Ritter, V., & Stangier, U. (2017). On the context dependency of implicit self-esteem in social anxiety disorder. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*,

57, 118-125.

- van Tuijl, L. A., de Jong, P. J., Sportel, B. E., de Hullu, E., & Nauta, M. H. (2014). Implicit and explicit self-esteem and their reciprocal relationship with symptoms of depression and social anxiety: A longitudinal study in adolescents. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 45, 113-121.
- Warnock-Parkes, E., Wild, J., Thew, G., Kerr, A., Grey, N., & Clark, D. M. (2022). 'I'm unlikeable, boring, weird, foolish, inferior, inadequate': how to address the persistent negative self-evaluations that are central to social anxiety disorder with cognitive therapy. *The Cognitive Behaviour Therapist*, 15 (56), 1-21.
- Weeks, J. W., Heimberg, R. G., & Rodebaugh, T. L. (2008). The Fear of Positive Evaluation Scale: Assessing a proposed cognitive component of social anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 44-55.
- Weeks, J. W., & Howell, A. N. (2012). The bivalent fear of evaluation model of social anxiety: Further integrating findings on fears of positive and negative evaluation. *Cognitive Behaviour Therapy*, 41, 83-95.

<原著>

視線注意手がかり効果 —顔と物体の視覚処理の比較—

宮下夏実
水口 崇

信州大学大学院総合人文社会科学研究科
信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、他者の視線を追従しようとする視線注意手がかり効果の検証を行った。併せて、顔と物体の判別がどのように処理されるのか検証した。実験Ⅰでは、左方向或いは右方向に視線を向けている顔画像、左右の何れかに正面が偏った家画像（物体）を提示して、ターゲットと手がかりの時間間隔が同効果の発現に及ぼす影響を検討した。実験Ⅱでは複数の時間間隔を設定し、視線注意手がかり効果、及び同様の実験パラダイムによる顔と家に対する視覚処理を検討した。結果、300msの時間間隔で視線注意手がかり効果が確認された。さらに、顔と家の視覚処理が類似していることを示唆する結果が得られた。

キーワード：視線注意手がかり効果、顔、物体、視覚処理、Reaction Time

はじめに

ヒトの顔は社会生活を営む上で重要な情報源である。ヒトを含めた多くの霊長類の社会生活は、視知覚に依存している (Emery, 2000)。とりわけヒトは、他者の視線に高い感受性を示す (Tomasello, 1999/2006)。他者の視線は、意図や目的、興味、関心の対象を知る上で主要な手掛かりとなる。新生児においても既に視線に注意を向ける機能を有していることが確認されており、視線への感受性の高さが明らかになっている (Batki, Baron-Cohen, Wheelwright, Connellan & Ahluwalia, 2000)。

ヒトの目の形態と視線に対する感受性には深い関連がある。ヒトの目は虹彩から光を取り入れ、他の部位を強膜で被覆させている。ヒト以外の霊長類や他の生物と比較して、ヒトは暗い虹彩と白い強膜からなり、色相のコントラストが簡明である (Kobayashi & Kohshima, 1997; 2001)。そのため、外部から視線の方位を特定しやすい。かくして我々は、微細な視線の変化に注意を向けるようになった。加えて他者と同じ事象に注意を向けて共有することが可能になった。

視線と注意に関する研究

ヒトの視線と注意は様々に研究されてきた (e.g., Driver, Davis, Ricciardelli, Kidd,

Maxwell, & Baron-Cohen, 1999; Friesen & Kingstone, 1998; Hietanen, 1999; Langton & Bruce, 1999)。Posner (1980)は、画面中央に手がかり刺激を呈示して、視覚的注意を定位させた。そして手がかり刺激の左右いずれかに視覚的手がかりを呈示することで、注意の定位に及ぼす影響を検討した。この実験パラダイムが、視線を手がかりとした研究にしばしば採用されてきた。Driver et al. (1999)の研究では、顔の画像 (写真)を用いた実験が行われた。顔を見た時にターゲット側を予測していなかった、または顔を見無視するように指示されていたにもかかわらず、顔が注視している側の方がターゲットの識別が早いことが明らかになった。このような他者の視線の方向へ自動的に注意シフトすることは視線注意手がかり効果と呼ばれる (Driver et al., 1999)。視線注意手がかり効果は、加齢によって顕著な変化が見られない (Gayzur, Langley, Kelland, Wyman, Saville, Ciernia, & Padmanabhan, 2014)。さらに視線と頭部方向を併せることでより強力な手がかりとして利用されることが報告されてきた (Perrett, Hietanen, Oram, & Benson, 1992)。

顔に関する神経心理学の研究

既述したように、視線のみならずヒトの顔も社会的な情報源である。顔から得られる情報の処理過程を示したモデルとして Haxby, Hoffman & Gobbini (2000)がある。彼らのモデルはコアシステムと拡張システムに区分されている。コアシステムは、2つの処理システムから構成される。1つは顔の輪郭や目鼻立ち等、人物の同定に必要な顔の不変的な情報を捉えるシステムであり、もう1つは表情、視線、口の動きなどの顔の変動的な情報を捉えるシステムである。不変的な情報は側頭葉後方下面に位置する紡錘状回において処理される (Kourtzi & Kanwisher, 2000)。この紡錘状回は、外側部と内側部で機能が異なる。外側部は顔に対して選択的に反応するのに対し、内側部は家や物といった顔以外のカテゴリに対して反応する (Haxby et al., 2000; Tarr & Gauthier, 2000)。一方、紡錘状回外側部の機能は必ずしも顔に特化したものではない。Gauthier, Skudlarski, Gore & Anderson (2000)の研究では、顔、車、鳥を見せる際の実験参加者の脳を fMRI によって計測した。結果、実験参加者にとって熟達化した対象を呈示する場合において、顔呈示時と同様の活性化領域が観察されることが確認されている。

こうした中、顔を呈示画像とした実験も多くの知見が報告されている。Turratto & Pascucci (2016)の研究は、刺激の頻繁な呈示が短期的および長期的な注意効果の低下をもたらすことを示している。この結果は、呈示頻度の低い手がかりが頻繁に呈示される手がかりより注意力が高いと認識される可能性を示唆している。一方、顔への親密性が高まると、視線注意手がかり効果が高まることも報告されている (Deaner, Shepherd, & Platt, 2007)。また個人的に馴染みのある顔は、新規の顔よりも内側前頭前皮質、側頭頭頂接合部を強く賦活させることが明らかにされている (Cloutier, Kelley, & Heatherton, 2011; Gobbini, Leibenluft, Santiago, & Haxby, 2004; Gobbini & Haxby, 2007)。顔や物体に対する反応時間 (Reaction Time; 以下 RT)に違いが生じるか否かは、実験参加者にとっての

熟達度や親密性の違いが関与するかもしれない。但し熟達や親密性については、実験上、程度を定量的に測定することが必ずしも容易ではない。

本研究の目的

顔の画像を用いて Reaction Time(RT)を計測する研究では、手がかりの種類・SOA・一致性が要因として組み込まれることが多い。SOA とは、stimulus onset asynchrony の略であり、手がかりとターゲットの提示タイミングの時間間隔を指す。複数種類を設定する場合が多い。手がかりの種類において、顔ではない刺激として家の画像等が刺激として使用されている。Adam, Roxane & Itier (2015)は顔画像と家画像を用いて RT を求めた結果、顔画像の RT が早いことを示している。一方、Effie, Elina & Jelena (2020; 2022)では、家画像と顔画像の RT に有意な差は検出されなかった。しかしながら、顔画像と家画像の知見を刷新した Effie et al. (2020; 2022)の研究には、方法論上の問題がある。それは Effie et al. (2020; 2022)が使用した家画像が顔の輪郭と酷似した写真を使用した点である。このため、顔画像と家画像に違いが生じなかった可能性が考えられる。そこで本研究では、顔画像と知覚的に類似しない家画像を使用して RT を測定することを第一の目的とした。

そして新たな画像に変更した上で、顔画像や家画像における視線注意手がかり効果を検証することを第二の目的とした。その際、顔手がかりと家手がかり、両者の条件を参加者内配置で実施して直接比較を行う。視線注意手がかり効果の実験では、SOA の設定が結果を左右する。実験 I によって妥当な SOA を特定してから、実験 II において視線注意手がかり効果の検証を行う。

実験 I

目的

顔画像を用いて RT を計測する研究では、手がかりの種類、SOA、一致性が要因として組み込まれる。本研究は先行研究とは課題が異なるため、SOA を 150ms, 300ms, 450ms に設定し、手がかりの種類や一致性の効果の検証に最も的確な SOA を特定する。そこで実験 I では SOA ごとに手がかりの種類、一致性を検討する。

方法

実験参加者 大学院生 6 名 (男性 1 名, 女性 5 名 : 平均年齢 22.83 歳)が実験に参加した。参加者は正常もしくは矯正された視力を有していた。実験の開始前にインフォームド・コンセントを行った上で書面によって参加の同意を得た。

実験計画 2 要因参加者内配置である。具体的には手がかりの種類 (2 水準 : 家・顔) × 手がかりの一致性 (2 水準 : 一致・不一致)とした。

呈示刺激 刺激として、家手がかり、顔手がかりの 2 種類を設定した。すべての画像はグレースケールに変換された。家手がかりには、6 種類の画像を使用した。顔手がかりは 6 人 (男性 3 人, 女性 3 人)の画像を用いた。それぞれの顔画像は白い背景であり、目を右

側もしくは左側に 30° に向けた状態で撮影した。すべての刺激の総面積は水平方向に 4.4° , 垂直方向に 6.6° とした。

実験装置 刺激呈示及び RT の収集と制御は Superlab 6 (Cedrus 社)をインストールしたパーソナルコンピュータによって行われた。

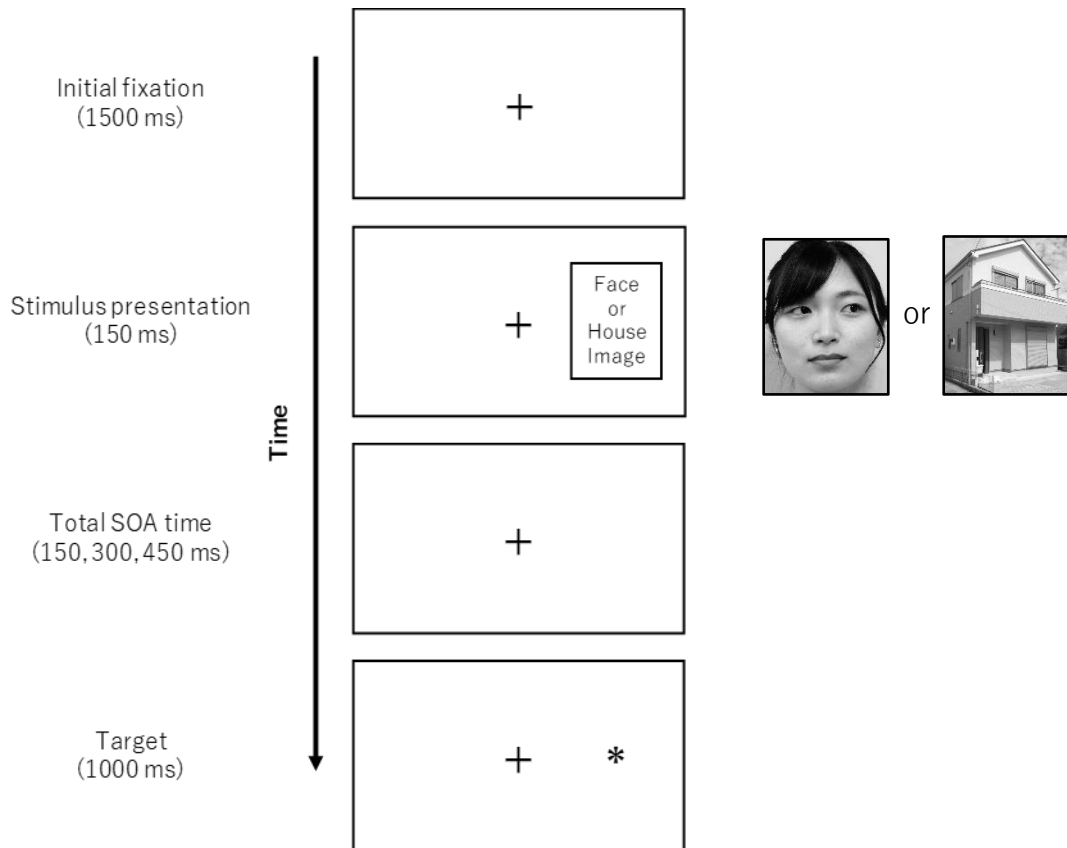


図1 実験のフロー

手続き 刺激の呈示順序は図1に示した通りである。各試行は中央の注視点を呈示してから開始した。参加者は1500msの間、注視点 ($1^\circ \times 1^\circ$) を呈示した後、家・顔手がかり画像のいずれかを150ms呈示した。顔手がかり刺激の中心は、注視点の右側または左側に 4.5° の位置にあった。続けて150ms, 300ms, 450msのSOAの後、ターゲットを呈示した。ターゲットは反応が正解するまで呈示した。なお1000msを超えて反応がない場合は次の試行に進めることにした。ターゲット出現からキー押しまでのRTがミリ秒単位で計測された。一致条件は手がかりの視線方向にターゲットを出現させた。不一致条件は視線方向と逆側にターゲットを出現させた。参加者にはターゲットの位置を予測しないように教示した。目や顔など手がかりに言及する教示は一切行わなかった。

参加者にはターゲットを検出した時に、できるだけ早くかつ正確に回答すること、それ以外は画面中央の注視点にできるだけ注目するように教示した。反応は右手と左手の人差し指によるキー押しとした。ターゲットが左側に出現した場合は F キー、右側に出現した場合は J キーを押すよう求めた。

各手がかり (2 種類) が各 48 試行、各 SOA (150ms・300ms・450ms) が 3 種類あったため、一人の参加者は総数 288 試行を実施された。参加者が求めれば、各 SOA が終了した際に短い休憩を入れた。休憩が終了次第、参加者の意志で実験を再開した。実験の実施にあたっては、公益社団法人日本心理学会の倫理規定を遵守した。

結果と考察

全試行の正答率は 99.19% であった。正答について手がかりの種類 (家・顔) × 一致性 (一致・不一致) の 48 条件の RT の平均値を算出した。Adam et al. (2015) と同様、平均値 $\pm 2.5SD$ を外れ値として cut off の対象とした。Cut off の割合は 150ms 条件で 2.8%, 300ms 条件で 1.4%, 450ms 条件で 2.9% であった。各条件における結果を図 2 に示す。

視線注意手がかり効果を分析するため、手がかりの種類 (家・顔) × 一致性 (一致・不一致) の参加者内配置 2 要因分散分析を行った。150ms 条件において 2 要因参加者内分散分析を行った結果、手がかりの種類の主効果が有意でなく ($F(1,5) = 0.378, p = .565, \eta_p^2 = 0.07, 1-\beta = 0.966$), 一致性の主効果が有意でなく ($F(1,5) = 0.433, p = .539, \eta_p^2 = 0.08, 1-\beta = 0.988$), 交互作用が有意でなかった ($F(1,5) = 0.978, p = .368, \eta_p^2 = 0.164, 1-\beta = 0.999$)。

300ms 条件において 2 要因参加者内分散分析を行った結果、手がかりの種類的主効果が有意でなく ($F(1,5) = 0.464, p = .526, \eta_p^2 = 0.085, 1-\beta = 0.934$), 一致性の主効果が有意でなく ($F(1,5) = 1.814, p = .235, \eta_p^2 = 0.266, 1-\beta = 0.999$), 交互作用が有意でなかった ($F(1,5) = 0.21, p = .666, \eta_p^2 = 0.04, 1-\beta = 0.648$)。

450ms 条件において 2 要因参加者内分散分析を行った結果、手がかりの種類の主効果が有意でなく ($F(1,5) = 0.028, p = .872, \eta_p^2 = 0.006, 1-\beta = 0.088$), 一致性の主効果が有意であり ($F(1,5) = 11.342, p = .019, \eta_p^2 = 0.694, 1-\beta = 0.999$), 一致条件が不一致条件よりも有意に小さいことが見いだされた。交互作用が有意でなかった ($F(1,5) = 0.3, p = .607, \eta_p^2 = 0.057, 1-\beta = 0.722$)。

実験 I の結果、視線注意手がかり効果が 450ms 条件で検出された。実験では 3 種類の SOA を設定して結果を比較した。450ms の一致性でのみ有意差が見られた。但し交互作用はどの SOA でも検出されなかった。この結果は、顔と物体が等価である可能性とサンプル数を増やすと SOA が 450ms, 或いは他の SOA において交互作用が見られる可能性を考えさせる。以上を考え合わせて、実験 II においては、SOA を要因として加えることによって、上記の可能性のいずれが妥当であるか検証することとした。

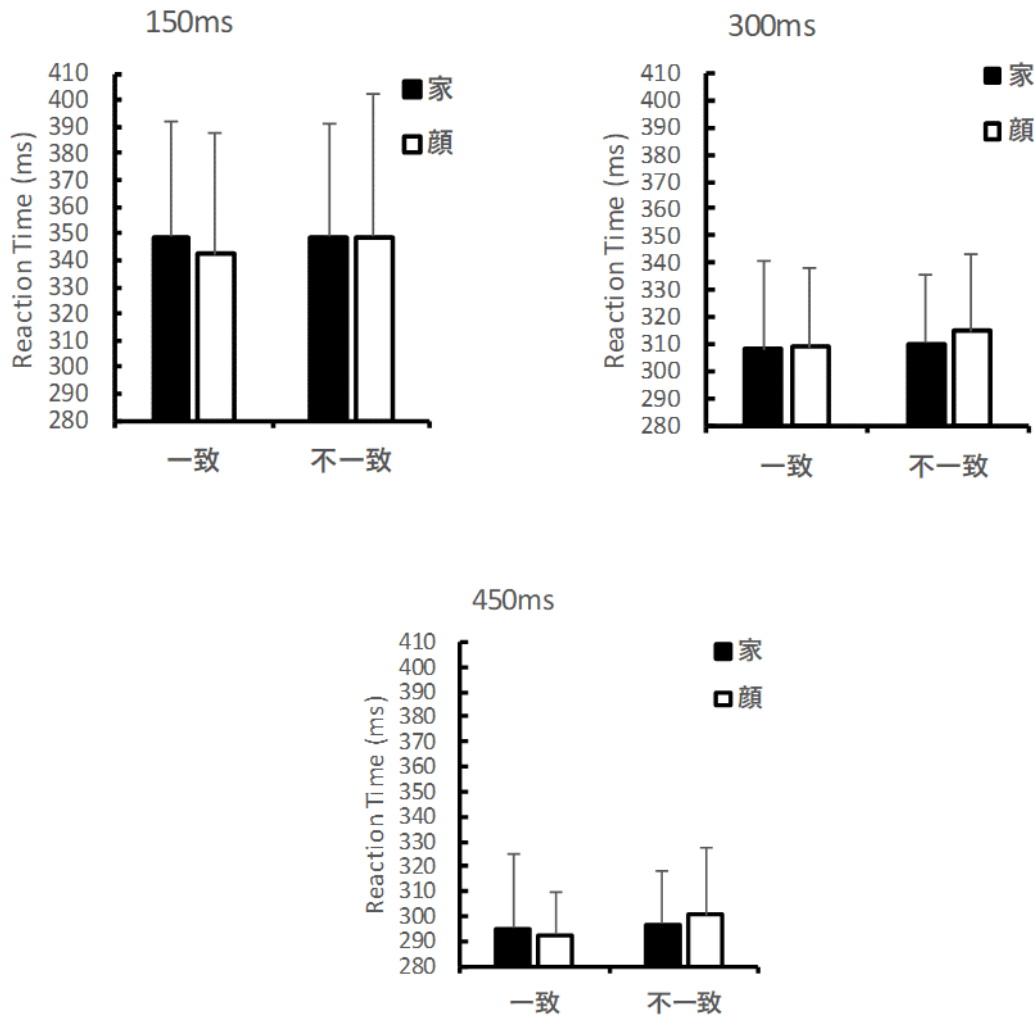


図2 実験Ⅰにおける手がかり種類と一致性別の RT

実験Ⅱ

目的

実験Ⅰの結果を踏まえて、SOA を要因に加える。そして手がかりの種類と一致性の影響を検討することを目的とした。

方法

実験参加者 大学生，大学院生 21 名（男性 9 名，女性 12 名：平均年齢 21.09 歳）が実験に参加した。参加者は正常もしくは矯正された視力を有していた。実験の開始前にインフォームド・コンセントを行った上で書面によって参加の同意を得た。

実験計画 3 要因参加者内配置である。具体的には手がかりの種類（2 水準：家・顔）×手がかりの一致性（2 水準：一致・不一致）×SOA（3 水準：150ms・300ms・450ms）とし

た。

呈示刺激と実験装置 刺激は実験 I と同様であり，家手がかり，顔手がかりの 2 種類を設定した。家画像も顔画像も既知のものでなく，初見のものとした。また実験装置も実験 I と同様である。

手続き 刺激の呈示順序は図 1 に示した通りである。各試行は中央の注視点を呈示してから開始した。予備実験と同様の呈示刺激，装置，手続きを用いて実験を行った。各手がかり（2 種類）が各 48 試行，各 SOA が 3 種類の組み合わせを各 3 回呈示したため，一人の参加者は総数 864 試行を実施された。288 試行×3 ブロックで実験が行われた。1 ブロックが終了すると同時に休憩の教示が呈示された。休憩が終了次第，参加者の意志で実験を再開した。実験の実施にあたっては，公益社団法人日本心理学会の倫理規定を遵守した。

結果と考察

全試行の正答率は 97.38% であった。正答について手がかりの種類（家・顔）×SOA（150ms・300ms・450ms）×一致性（一致・不一致）の 12 条件の RT の平均値を算出した。Adam et al. (2015) と同様，平均値±2.5SD を外れ値として cut off の対象とした。Cut off の割合は 1.27% であった。各条件における結果を図 3 に示す。

手がかりの種類（家・顔）×SOA（150ms・300ms・450ms）×一致性（一致・不一致）の参加者内配置 3 要因分散分析を行った。分析の結果，手がかりの種類と一致性の交互作用が有意であった（ $F(1,20) = 4.914, p = .038, \eta_p^2 = 0.197, 1-\beta = 0.933$ ）。一致条件において手がかりの種類の主効果が有意でなかった（ $F(1,20) = 2.902, adjusted\ p = .103, \eta_p^2 = 0.127$ ）。一方，顔条件において一致性の主効果が有意であった（ $F(1,20) = 13.253, adjusted\ p < .001, \eta_p^2 = 0.398$ ）。したがって，顔条件において一致条件が不一致条件よりも有意に小さい値であった。

SOA と一致性の交互作用が有意であった（ $F(2,40) = 4.287, p = .02, \eta_p^2 = 0.176, 1-\beta = 1$ ）。一致条件において SOA の主効果が有意であり（ $F(2,40) = 66.623, adjusted\ p < .0001, \eta_p^2 = 0.769$ ），不一致条件においても SOA の主効果が有意であった（ $F(2,40) = 54.38, adjusted\ p < .0001, \eta_p^2 = 0.731$ ）。対応のある t 検定による多重比較（ $\alpha = 0.05$, 両側検定）の結果，一致条件においては，150ms 条件が 300ms 条件よりも有意に大きく（ $t(41) = 18.318, adjusted\ p < .0001$ ），150ms 条件が 450ms 条件よりも有意に大きかった（ $t(41) = 12.531, adjusted\ p < .0001$ ）。また，不一致条件においては，150ms 条件が 300ms 条件よりも有意に大きく（ $t(41) = 12.762, adjusted\ p < .0001$ ），150ms 条件が 450ms 条件よりも有意に大きく（ $t(41) = 10.969, adjusted\ p < .0001$ ），300ms 条件が 450ms 条件よりも有意に小さかった（ $t(41) = 2.325, adjusted\ p = .025$ ）。一方，450ms 条件において一致性の主効果が有意であった（ $F(1,20) = 15.806, adjusted\ p < .0001, \eta_p^2 = 0.441$ ）。450ms 条件において一致条件が不一致条件よりも有意に小さい値であった。手がかりの種類と SOA の交互作用は有意ではなかった（ $F(2,40) = 0.645, p = .529, \eta_p^2 = 0.031, 1-\beta = 0.501$ ）。

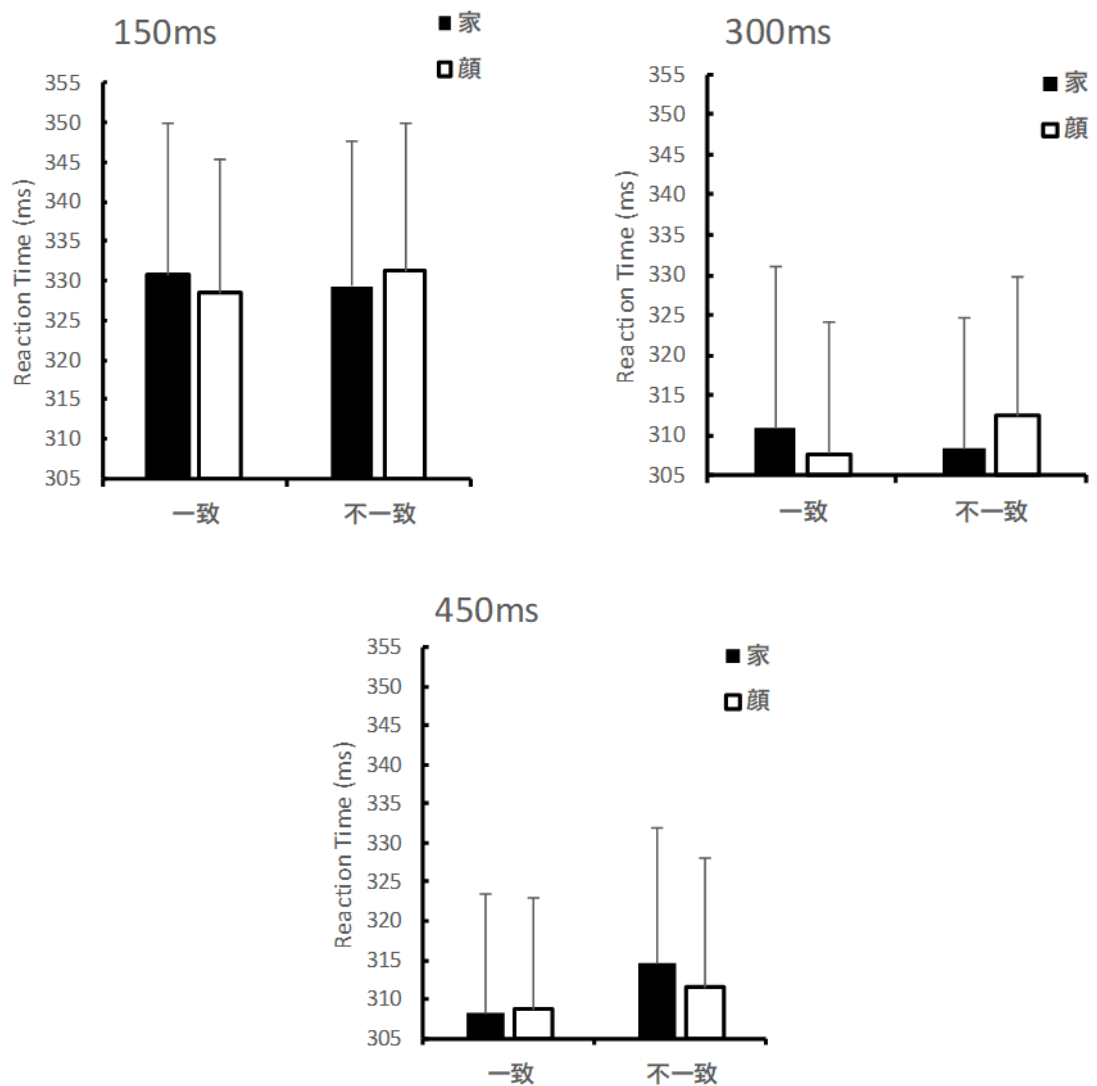


図3 実験Ⅱにおける手がかり種類と一致性別の RT

手がかりの種類・SOA・一致性の3要因の交互作用に有意差が検出された ($F(2,40) = 5.804, p = .006, \eta_p^2 = 0.225, 1-\beta = 1$)。有意水準 $\alpha = 0.20$ として単純交互作用検定を行った結果、一致条件における手がかりの種類と SOA は有意でなかった ($F(2,40) = 1.699, adjusted p = .228, \eta_p^2 = 0.078$)。不一致条件における手がかりの種類と SOA は有意であった ($F(2,40) = 5.9294, adjusted p = .013, \eta_p^2 = 0.229$)。そこで不一致条件における手がかりの種類と SOA の分散分析を行った結果、150ms 条件において手がかりの種類の主効果が有意ではなかった ($F(1,20) = 1.368, MSe = 29.987, adjusted p = .292$)。また 300ms 条件において、手がかりの種類の主効果が有意であり ($F(1,20) = 5.927, MSe = 29.987$,

adjusted p = .055), 家条件が顔条件よりも小さかった。450ms 条件において、手がかりの種類の主効果が有意ではなかった ($F(1,20) = 3.275$, $MSe = 29.987$, *adjusted p* = 0.146)。一方, 家条件で SOA の主効果が有意であり ($F(2,40) = 27.026$, $MSe = 90.612$, *adjusted p* < .0001), また顔条件においても SOA の主効果が有意であった ($F(2,40) = 28.925$, $MSe = 90.612$, *adjusted p* < .0001)。なお 150ms 条件における手がかりの種類と一致性は有意ではなかった ($F(1,20) = 4.197$, *adjusted p* = .094, $\eta_p^2 = 0.174$)。

300ms 条件における手がかりの種類と一致性は有意であった ($F(1,20) = 12.375$, *adjusted p* = .007, $\eta_p^2 = 0.382$)。そこで 300ms 条件における手がかりの種類と一致性について分散分析を行った結果, 一致条件において手がかりの種類的主効果が有意ではなかった ($F(1,20) = 3.661$, $MSe = 29.987$, *adjusted p* = .14)。不一致条件において手がかりの種類的主効果が有意であり ($F(1,20) = 5.927$, $MSe = 29.987$, *adjusted p* = .055), 家条件が顔条件よりも小さかった。一方, 家条件において一致性の主効果が有意ではなかった ($F(1,20) = 2.509$, $MSe = 28.692$, *adjusted p* = .171)。また顔条件においても一致性の主効果が有意であり ($F(1,20) = 8.185$, $MSe = 28.692$, *adjusted p* = .025), 一致条件が不一致条件よりも小さかった。なお 450ms 条件における手がかりの種類と一致性は有意ではなかった ($F(1,20) = 2.983$, *adjusted p* = .139, $\eta_p^2 = 0.13$)。

家条件における SOA と一致性は有意であった ($F(2,40) = 10.959$, *adjusted p* = .001, $\eta_p^2 = 0.354$)。そこで家条件における SOA と一致性について分散分析を行った結果, 一致条件において SOA の主効果が有意であり ($F(2,40) = 35.266$, $MSe = 90.612$, *adjusted p* < .0001), 不一致条件においても SOA の主効果が有意であった ($F(2,40) = 27.026$, $MSe = 90.612$, *adjusted p* < .0001)。一方, 300ms 条件において一致性の主効果が有意ではなかった ($F(1,20) = 2.509$, $MSe = 28.692$, *adjusted p* = .171)。また 450ms 条件において一致性の主効果が有意であり ($F(1,20) = 15.229$, $MSe = 28.692$, *adjusted p* = .002), 一致条件が不一致条件よりも小さかった。顔条件における SOA と一致性は有意ではなかった ($F(1,20) = 2.958$, $MSe = 28.692$, *adjusted p* = .147)。

視線注意手がかり効果が 300ms 条件に認められた。これまでの先行研究と同様に, 顔画像においても視線注意手がかり効果が生じることが示された。また, 家と顔に対する注意の感受性の差異は認められなかった。この結果は Effie et al. (2022) と一致していた。

総合考察

手がかりの種類・一致性・SOA を要因として視線注意手がかり効果について検討した。分析の結果, 3 要因の交互作用が有意であり, 300ms 条件の顔条件において視線注意手がかり効果が見られた。150ms 条件と 450ms 条件では視線注意手がかり効果が検出されなかった。そして不一致条件における 300ms 条件において, 顔条件よりも家条件の RT が早かった。さらに不一致条件では家条件, 顔条件において SOA 間で有意な差が示された。

また一致条件において家条件でのみ SOA 間で有意な RT の差異が見られた。以下、顔と家に対する注意の感受性、視線注意手がかり効果、SOA について検討していく。

顔と家に対する注意の感受性

これまで Adam et al. (2015) や Bindemann, Burton, Langton, Schweinberger & Doherty, (2007), Bindemann & Burton (2008) の研究では顔画像と家画像における RT を計測したところ、有意な差が認められた。家画像よりも顔画像の方が、RT が早いことが明らかにされている。一方、Effie et al. (2022) の研究では顔画像と家画像の RT に有意な差がなく、顔への選好的な注意の感受性の高さは文脈や刺激、課題の要因に強く影響されたことを示唆している。この違いを解明することが本研究の目的の 1 つであった。結果として、本研究では一部を除いて、家画像と顔画像の RT に有意な差が見られなかった。よって本研究は Effie et al. (2020; 2022) を支持するものであると考える。例外として、不一致条件では 300ms 条件において顔画像よりも家画像の方が、RT が有意に早かった。しかしながら、この結果は一致条件で生じたものではなかった。

従来、顔の方が家や他の物体よりも早く注意がシフトするとされてきた (e.g., Adam et al., 2015; Bindemann et al., 2007; Ariga & Arihara, 2018)。しかしながら近年、顔への選好的な注意の感受性は、手がかり刺激の視覚特性 (例、サイズ、輝度)、特徴の構成 (例、目の空間配置と他の比較領域)、手がかり刺激に対する実験参加者の主観的評価 (例、魅力度)、文脈、課題の要因等が関与することが示唆されている (Effie et al., 2022)。また、Ro, Russell & Lavie (2001) の研究では、顔と他の物体が同時に呈示された場合は、顔への選好的な注意の感受性が認められた。しかしながら、顔のみモニターに呈示された場合、他の物体と比較して、顔への選好的な注意の感受性は生起しなかった。Ro et al. (2001) は、顔に対する注意の感受性の高さは、注意の競合状況に依存していることを示唆している。したがって、本研究の結果は Ro et al. (2001) と同様の解釈が可能である。さらに、呈示頻度の低い手がかりは、頻繁に呈示される手がかりよりも注意力が高いと認識される可能性を示唆する先行研究がある (Turratto & Pascucci, 2016)。その一方、顔への親しみが増すと、視線注意手がかり効果が高まるという先行研究もある (Deaner et al., 2007)。実験 II では、既知の顔画像を使用しなかった。よって、家画像と顔画像に差が生じなかったのは Deaner et al. (2007) の見解で説明できる。すなわち、馴染みのない顔は、家画像と同等の処理をされたという可能性である。

視線注意手がかり効果

本研究では顔画像における視線注意手がかり効果が生じるか否か検証することが第二の目的であった。結果、300ms 条件において一致条件が不一致条件よりも RT が早く、視線注意手がかり効果が検出された。これは顔写真を用いた Driver et al. (1999) や, Langton & Bruce. (1999) の研究と同様の結果である。また Sato, Kochiyama, Uono & Yoshikawa. (2010) の研究では、視線手がかりと矢印、および指差し手がかり刺激による注意シフトを

比較検討した。その結果、SOA が 100ms, 300ms, 1000ms のうち、SOA が 300ms で最大の注意シフトが示された。本研究で SOA が 300ms でのみ視線注意手がかり効果が生じたことは、Sato et al. (2010)の研究と同様に 300ms 条件で最大の注意シフトが生じた可能性が考えられる。

本研究では 300ms 条件に限定して視線注意手がかり効果が見られた。RT を指標とした実験では、SOA の設定が極めて重要である。適切な SOA を設定しなければ当該の効果を検出することが困難になる。実験Ⅱにおける 150ms では効果を検出するには短く、450ms では長かった可能性がある。また実験Ⅰにおいて、450ms 条件で視線注意手がかり効果が検出された。そのため、300ms から 450ms の間によりの確な SOA を設定する必要があったかも知れない。

今後の課題

SOA の値によって、条件間で作用の方向が異なっていた。本研究では、SOA を 150 ms, 300ms, 450ms に設定した。実験Ⅱにおいて、150ms 条件は 300ms 条件、450ms 条件と比較して RT が遅かった。300ms 条件と 450ms 条件では、条件によって RT の差異が見られた。不一致条件において家条件でのみ RT の差異が見られ、300ms 条件が 450ms 条件よりも RT が早かった。

一度注意が向けられた位置に再び注意を向けることが抑制される現象を復帰抑制 (Inhibition Of Return; 以下 IOR) と言う (Posner & Cohen, 1984)。IOR により、新しい場所への方向づけを促し、それゆえ採食や探索が遂行される (Klein, 2000)。これまでの研究では、概ね SOA が 300ms 以上で IOR が生じると言われている。そのため、450ms 条件で一致条件が不一致条件よりも RT が遅くなったことは、IOR が影響している可能性がある。一方で、SOA が 0ms~6000ms でも IOR が生じることが分かっている (Berlucchi, Tassinari, Marzi, & Di Stefano, 1989; Dodd & Pratt, 2007; Tassinari, Aglioti, Chelazzi, & Berlucchi, 1994; Tassinari & Berlucchi, 1995; Tassinari, Biscaldi, Marzi, & Berlucchi, 1989)。IOR の影響を統制することは難しいため、今後の課題である。また、これまでの先行研究は SOA の値が一貫していない。今後は SOA の値を慎重に吟味し、選択する必要がある。

本来日常生活に近い顔には表情が伴うことが多い。ニュートラルな顔を 2 次元で見る事態はやや不自然である。加えて、視線手がかりは情動表出した表情の影響を受けることが報告されている (吉川, 2001)。徳永・宮谷 (2010)は、視線方向と表情が組み合わさることで、視線方向への注意の移動、そして表情の影響が生じることを明らかにした。表情の受け取り方によって、顔や視線に対する注意の感受性が異なる。今後は表情を含めた顔の認識の個人差を検討する必要があるだろう。

付記

1. 本研究は信州大学大学院総合人文社会科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。
2. 本研究は科学研究費補助金の助成を受けて行われた(21K02996, 水口崇)。
3. 本研究に関して、開示すべき利益相反は無い。

引用文献

- Adam, P., & Roxane, J. I. (2015). Eye gaze and head orientation modulate the inhibition of return for faces. *Atten Percept Psychophys*, 77, 2589-2600.
- Ariga, A. & Arihara, K. (2018). Attentional capture by spatiotemporally task-irrelevant faces: supportive evidence for Sato and Kawahara (2015). *Psychological Research*, 82, 859-865.
- Batki, A., Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Connellan, J., & Ahluwalia, J. (2000). Is there an innate gaze module? Evidence from human neonates. *Infant Behavior and Development*, 23, 223-229.
- Berlucchi, G., Tassinari, G., Marzi, C. A., & Di Stefano, M. (1989). Spatial distribution of the inhibitory effect of peripheral noninformative cues on simple reaction time to non-fixated visual targets. *Neuropsychologia*, 27, 201-221.
- Bindemann, M., Burton, A. M., Langton, S. R. H., Schweinberger, S. R., & Doherty, M. J. (2007). The control of attention to faces. *Journal of Vision*, 7, 15, 1-8.
- Bindemann, M., & Burton, A. M. (2008). Attention to upside-down faces: An exception to the inversion effect. *Vision Research*, 48, 2555-2561.
- Cloutier, J., Kelley, W. M., & Heatherton, T. F. (2011). The influence of perceptual and knowledge-based familiarity on the neural substrates of face perception. *Social neuroscience*, 6, 63-75.
- Deaner, R. O., Shepherd, S. V., & Platt, M. L. (2007). Familiarity accentuates gaze cuing in women but not men. *Biology Letter*, 3, 64-67.
- Dodd, M. D., & Pratt, J. (2007). Rapid onset and long-term inhibition of return in the multiple cueing paradigm. *Psychological Research*, 71, 576-582.
- Driver, J., Davis, G., Ricciardelli, P., Kidd, P., Maxwell, E., & Baron-Cohen, S. (1999). Gaze perception triggers reflexive visuospatial orienting. *Visual Cognition*, 6, 509-540.
- Effie, J. P., Elina B., & Jelena, R. (2020). The eyes do not have it after all? Attention is not automatically biased towards faces and eyes. *Psychological Research*, 84, 1407-1423.

- Effie, J. P., Elina B., & Jelena, R. (2022). Infrequent faces bias social attention differently in manual and oculomotor measures. *Attention, Perception, & Psychophysic*, *84*, 829-842.
- Emery, N. J. (2000). The eyes have it: the neuroethology, function and evolution of social gaze. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, *24*, 581-604.
- Friesen, C. K., & Kingstone, A. (1998). The eyes have it! Reflexive orienting is triggered by nonpredictive gaze. *Psychonomic Bulletin & Review*, *5*, 490-495.
- Gauthier, I., Skudlarski, P., Gore, J. C., & Anderson, A. W. (2000). Expertise for cars and birds recruits brain areas involved in face recognition. *Nature Neuroscience*, *3*, 191-197.
- Gayzur, N. D., Langley, L. K., Kelland, C., Wyman, S. V., Saville, A. L., Ciernia, A. T., & Padmanabhan, G. (2014). Reflexive orienting in response to short-and long-duration gaze cues in young, young-old, and old-old adults. *Attention, Perception, & Psychophysics*, *76*, 407-419.
- Gobbini, M. I., Leibenluft, E., Santiago, N., & Haxby, J. V. (2004). Social and emotional attachment in the neural representation of faces. *Neuroimage*, *22*, 1628-1635.
- Gobbini, M. I., & Haxby, J. V. (2007). Neural systems for recognition of familiar faces. *Neuropsychologia*, *45*, 32-41.
- Haxby, J. V., Hoffman, E. A., & Gobbini, M. I. (2000). The distributed human neural system for face perception. *Trends in Cognitive Science*, *4*, 223-233.
- Hietanen, J. K. (1999). Does your gaze direction and head orientation shift my visual attention? *Neuroreport*, *10*, 3443-7.
- Klein, R. M. (2000). Inhibition of return. *Trends in Cognitive Sciences*, *4*, 138-147.
- Kobayashi, H., & Kohshima, S. (1997). Unique morphology of the human eye. *Nature*, *387*, 767-768.
- Kobayashi, H., & Kohshima, S. (2001). Unique morphology of the human eye and its adaptive meaning: comparative studies on external morphology of the primate eye. *Journal of Human Evolution*, *40*, 419-435.
- Kourtzi, Z., & Kanwisher, N. (2000). Activation in human MT/MST by static images with implied motion. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *12*, 48-55.
- Langton, S. R. H., & Bruce, V. (1999). Reflexive visual orienting in response to the social attention to others. *Visual Cognition*, *6*, 541-567.
- Perrett, D. I., Hietanen, J. K., Oram, M. W., & Benson, P. J. (1992). Organization and functions of cells responsive to faces in the temporal cortex. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, *335*, 23-30.

- Posner, M. I. (1980). Orienting of attention. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 32, 3-25.
- Posner, M. I., & Cohen, Y. (1984). Components of visual orienting. In H. Bouma & D. Bouwhuis (Eds.), *Attention and performance X*, 531-556. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Ro, T., Russell, C., & Lavie, N. (2001). CHANGING FACES: A detection advantage in the flicker paradigm. *Psychological science*, 12, 94-99.
- Sato, W., Kochiyama, T., Uono, S., & Yoshikawa, S. (2010). Automatic attentional shifts by gaze, gestures, and symbols. *Psychologia*, 53, 27-35.
- Tarr, M. J., & Gauthier, I. (2000). FFA: a flexible fusiform area for subordinate-level visual processing automatized by expertise. *Nature neuroscience*, 3, 764-769.
- Tassinari, G., Aglioti, S., Chelazzi, L., Peru, A., & Berlucchi, G. (1994). Do peripheral non-informative visual cues induce early facilitation of target selection? *Vision Research*, 34, 179-189.
- Tassinari, G., & Berlucchi, G. (1995). Covert orienting to noninformative cues: Reaction time studies. *Behavioural Brain Research*, 71, 101-112.
- Tassinari, G., Biscaldi, M., Marzi, C., & Berlucchi, G. (1989). Ipsilateral inhibition and contralateral facilitation of simple reaction time nonfoveal visual target from non-informative visual cues. *Acta Psychologica*, 70, 267-291.
- 徳永智子・宮谷真人 (2010). 表情は視線注意効果に意識的気づきなしで影響するか? 認知心理学研究, 8, 53-61.
- Tomasello, M. (2006). 心とことばの起源を探る。(大堀壽夫・中澤恒子・西村義樹・本田啓, 訳). 東京: 勁草書房. (Tomasello, M. (1999). *The cultural origin of human cognition*. Harvard University Press.)
- Turratto, M., & Pascucci, D. (2016). Short-term and long-term plasticity in the visual-attention system: Evidence from habituation of attentional capture. *Neurobiology of Learning and Memory*, 130, 159-169.
- 吉川左紀子(2001). 社会的注意と感情の認知: 視線・表情の相互作用. 失語症研究, 21, 103-112.

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室 令和5年度業務内容のあらまし

1 心理教育相談室規則・心理教育相談室運営委員会規則

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室内規

(趣旨)

第1条 この内規は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科規程（令和2年信州大学規程第325号）第5条の規定に基づき、信州大学大学院総合人文社会科学研究科（以下「研究科」という。）に置く心理教育相談室（以下「相談室」という。）に関し必要な事項を定める。

(目的)

第2条 第2条 相談室は、心理臨床に関する高度専門職業人養成のための教育訓練を行うとともに、心理臨床に関する地域からの相談（以下「相談」という。）に応えるため、心理臨床における実践的な教育及び研究の推進に寄与することを目的とする。

(業務)

第3条 相談室は、次の各号に掲げる業務を行う。

- 一 相談に関すること。
- 二 心理臨床及びその周辺領域に係る学術調査・研究並びにその発表と刊行に関すること。
- 三 臨床心理学の実践的活動とそれに基づく理論の体系化に関すること。
- 四 研究科総合人文社会科学専攻心理学分野臨床心理学コース（以下「臨床心理学コース」という。）の臨床心理実習の指導に関すること。
- 五 学校及び地域社会等へのコンサルテーションに関すること。
- 六 その他相談室に必要な業務に関すること。

(組織)

第4条 相談室は、次の各号に掲げる者を置く。

- 一 相談室長
- 二 相談員
- 三 相談研修員
- 四 その他の職員

(運営委員会)

第5条 相談室に、相談室の運営に関する重要事項を審議するため、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会（以下「運営委員会」という。）を置く。

2 運営委員会に関し必要な事項は、別に定める。

(相談室長)

第6条 相談室長は、相談員の互選により定め、研究科長が委嘱する。

2 相談室長は、相談室の業務を掌理する。

3 相談室長の任期は、1年とする。ただし、再任を妨げない。

4 相談室長に欠員を生じた場合の後任の室長の任期は、前任者の残任期間とする。

(相談員)

第7条 相談員は、次の各号に掲げる者のうち、相談に関する学識及び経験を有する者をもって充てる。

一 研究科総合人文社会科学専攻に所属する専任教員

二 研究科長又は副研究科長が特に必要と認めた者

2 相談員は、運営委員会の推薦に基づき、研究科長が委嘱する。研究科委員会は、研究科長の求めに応じて、審議し、意見を述べることができる。

3 相談員の任期は、2年とする。ただし、再任を妨げない。

(相談研修員)

第8条 相談研修員は、臨床心理学コースに在籍する学生をもって充てる。

2 相談研修員は、相談員の指導を受け、相談員が行う業務の補助をする。

(相談の種類)

第9条 相談室は、第2条の目的を達成するために、次の各号に掲げる相談を行う。

一 初回面接

二 継続面接

三 遊戯療法・行動トレーニング

四 保護者面接

五 家族面接

六 集団面接

七 コンサルテーション

八 心理査定

九 個人スーパーヴィジョン

(相談の実施)

第10条 相談は、研究科の教育研究に支障を生じるおそれがないと認められる場合に限り、行うことができる。ただし、相談室長を含む相談員2名以上の合議に基づき、相談室運営に著しい支障をきたすと判断される場合には、相談を中止することができる。この著しい支障をきたすと判断される場合については別に定める。(相談の申込み)

第11条 相談を申し込もうとする者は、所定の申込書を相談室長に提出し、その承認を得なければならない。

(相談料金)

第12条 前条の承認を得た者は、相談の種類に応じ、信州大学諸料金規程（平成16年信州大学規程第111号）第2条に規定する相談料金を納付しなければならない。

(事務)

第13条 相談室に関する事務は、教育学部事務部において処理する。

(その他)

第14条 この内規に定めるもののほか、相談室に関し必要な事項は、研究科長が別に定める。研究科委員会は、研究科長の求めに応じて、審議し、意見を述べることができる。

附則

- 1 この規則は、令和2年9月11日から施行し、令和2年4月1日から適用する。
- 2 この内規施行の際、現に信州大学大学院教育学研究科心理教育相談室内規第4条に規定する相談室長及び相談員である者は、第6条及び第7条の規定にかかわらず、引き続き相談室長及び相談員としてその任期を継続する。

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会内規

(趣旨)

第1条 この内規は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室内規（令和2年9月10日総合人文社会科学研究科代議員会決定）第5条第2項の規定に基づき、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会（以下「運営委員会」という。）の組織及び運営に関し必要な事項を定める。

(審議事項)

第2条 運営委員会は、次の各号に掲げる事項を審議する。

- 一 信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室（以下「相談室」という。）の運営に関すること。
- 二 相談室の事業計画に関すること。
- 三 相談室の予算及び決算に関すること。
- 四 相談料金に関すること。
- 五 その他相談室の運営に関し必要な事項に関すること。

(組織)

第3条 運営委員会は、次の各号に掲げる委員をもって組織する。

- 一 相談室長
- 二 信州大学大学院総合人文社会科学研究科総合人文社会科学専攻に所属する専任教員のうちから選出された者3人
- 三 その他相談室長が必要と認める者若干名

- 2 前項第2号に規定する委員の任期は、2年とする。ただし、再任を妨げない。
- 3 第1項第2号に規定する委員に欠員が生じた場合の後任の委員の任期は、前任者の残任期間とする。

(委員長)

第4条 運営委員会に委員長を置き、相談室長をもって充てる。

- 2 委員長は、運営委員会を招集し、その議長となる。
- 3 委員長に事故があるときは、委員長があらかじめ指名した委員が、その職務を代行する。

(議事)

第5条 運営委員会は、委員の過半数の出席がなければ、議事を開くことができない。

2 運営委員会の議事は、出席委員の過半数をもって決し、可否同数のときは、議長の決するところによる。

(委員以外の者の出席)

第6条 運営委員会が必要と認めたときは、運営委員会に委員以外の者の出席を求め、その意見を聴くことができる。

(庶務)

第7条 運営委員会の庶務は、教育学部事務部において処理する。

(雑則)

第8条 この内規に定めるもののほか、運営委員会の運営に関し必要な事項は、別に定める。

附 則

この内規は、令和2年9月11日から施行し、令和2年4月1日から適用する。

2 令和5年度心理教育相談室構成員

相談員：奥村真衣子，上村恵津子，篠田直子，島田英昭，下山真衣，高橋知音（室長），高橋 史，茅野理恵，水口 崇，三谷絵音，宮地弘一郎，三和秀平，向井秀文

相談研修員：総合人文社会科学研究科心理学分野臨床心理学コース大学院生

事務：高柳正恵

3 令和5年度心理教育相談室運営委員会構成員

高橋知音（委員長），篠田直子，高橋 史，茅野理恵，向井秀文

4 心理教育相談室の業務

(1) 相談業務

① 外来クライアントに対する相談

相談受付は平日の午前 10 時 30 分から午後 14 時 30 分まで。受付電話番号は、026-238-4038。面接は月曜日から金曜日（祝祭日を除く）の午前 9 時から午後 17 時までに行っている。

② 相談受理および面接展開

次のステップで進める。

- a. 原則として心理教育相談室にて、事務局がクライアントからの電話申し込みにて相談を受けつける。その際「1 週間程度で心理教育相談室から返事をする」と応える。
- b. その後、事務局から相談員に受諾またはスーパーバイズの可否を問い合わせる。
- c. スーパーバイズが可の場合、相談室研修員にスーパーバイザーを連絡し、受諾の可否を問い合わせる。相談担当者は直接相談申込者に連絡をし、面接設定を行う。なお相談担当者が相談室研修員（大学院生）の場合は、原則としてインテークは相談室研修員陪席下でスーパーバイザーが行い、次回からどのような形態で相談をするかを面接申込者と話し合い決める。
- d. その結果、相談の形態は次の 4 つの形態になることが予想される。
 1. 相談員が直接相談を担当する。
 2. 相談室研修員がスーパーバイザーについて相談を担当する。
 3. 相談員と相談室研修員が同時に面接を担当する（例：親子並行面接の場合、相談員が保護者の相談を受け、相談室研修員が子どもの遊戯療法を担当する）
 4. 学部長により相談員として委嘱された上記相談員以外の臨床心理相談に関する学識及び臨床経験を有する者が直接相談を担当する。

③ 相談料金

初回面接・家族面接等が 3,000 円、継続面接等が 1,000 円～2,000 円、心理検査が 1,000 円～3,000 円とする。

(2) 教育業務

① 総合人文社会科学研究科心理学分野臨床心理学コース在籍の大学院生に対する研修

臨床心理士養成ならびに公認心理師養成カリキュラムに沿って、相談研修員（臨床心理学コース在籍の大学院生）に対する教育研修を行う。具体的には、相談研修員は毎月 1 回程度実施する事例検討会への参加、および個別のスーパービジョンを受けることにより教育研修を深める。

(3) 地域への成果の還元

① 『信州心理臨床紀要』の発行

心理教育相談室の成果を公刊し、オンライン・ジャーナルとして公開する。当面、『信州

心理臨床紀要』は年1回とする。そのため編集委員会を設置する。編集委員長のもとで、編集計画、執筆依頼、出版に関する実務、講演の記録・編集〔相談室研修員が担当〕、校正〔執筆者に依頼〕等の業務を進める。編集委員長は心理教育相談室関係教員の互選により決める。当面その任期は2年とする。ただし再任を妨げない。

(4) 広報活動

①「心理教育相談室」ホームページの運営

以下の URL において運営を行っている。

<https://www.shinshu-u.ac.jp/faculty/education/course/psychology/soudan.html>

5 連絡先

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室

380-8544 長野市西長野 6 ー口

電話：026-238-4038

メール：e-sodan@shinshu-u.ac.jp

(文責 高橋知音)

令和5年度心理教育相談室活動報告

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室(以下「相談室」)における、令和5年4月1日～令和6年3月31日までの活動の概要について報告する。

I 相談室の歩み

信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室は、当初教育学部教育相談室として平成12年4月1日に発足した。教育学部の地域サービスの一環として設置されたこともあり、開設当初は教育臨床領域の相談が多かった。

平成14年4月1日、大学院教育学研究科学校教育専攻臨床心理学専修の設置にあわせて、旧教育相談室は大学院教育学研究科心理教育相談室として新しい活動を始めることとなった。学内規程上学部に位置づけられていた心理教育相談室は、同年12月4日に大学院研究科委員会において同年4月1日に遡って正式に大学院実習施設として認定された。これにより、相談活動領域は教育臨床のみならず医療、福祉、産業領域へと広がった。

なお、平成16年度より信州大学大学院教育学研究科学校教育専攻臨床心理学専修は、財団法人日本臨床心理士資格認定協会の指定する第1種大学院と認定され、臨床心理士養成のために特化した大学院となっている。また、平成16年10月には北西校舎を改装した相談室が完成し、施設・設備面の環境が整った。

平成19年1月には相談の有料化が図られた。これに伴い、学部会計係との連携の基、経理面での手続きも整備された。

令和2年4月1日、総合人文社会科学研究科の設置にあわせて、相談室は信州大学総合人文社会科学研究科心理教育相談室となった。

令和6年3月1日現在、心理教育相談室構成員として、専任教員・特任教員(相談員)は13名、内7名は臨床心理士資格取得者である。相談研修員は、大学院2年生の人数が10名、1年生が12名で、計22名となっている。以上に加え、事務局1名、総計36名で相談業務にあたった。

II 令和5年度の相談活動

① ケース総数

ケース総数は、95件であった(表1)。昨年度と比較すると、新規ケースは減少したが、前年度からの継続ケースの数は増加した。内訳は、カウンセリング・心理療法を中心とする臨床心理面接が66件、親面接を中心とする心理教育相談が17件、専門家を対象とする

教育指導面接は 5 件心理検査は 7 件であった。

②年齢および性別ケース件数

年齢及び性別ケース件数を表 2 に示した。新規ケースでは、男性からの相談の割合が増加した。

③相談内容の内訳

相談内容の内訳と、ケース件数を表 3 に示した。
相談内容は多岐にわたるが、臨床心理面接では、自己理解に関わる相談がやや多く見受けられたが、もっとも多かったのは「その他」であった。心理検査では、K-ABC (KABC-II) の実施数が増加した。

④延べ面接回数

表 4 に延べ面接回数を示した。昨年度と比較すると、延べ面接回数は 660 回から 731 回と増加した。内訳を見てみると、いずれのカテゴリーも増加しているが、増加率としては心理検査が 2.5 倍以上に増加していた。カテゴリー別の回数では、臨床心理面接が 566 回ともっとも多い。次いで心理教育面接が 76 回であった。月別の面接回数を見ると、昨年度は 39 回から 74 回と、月ごとのばらつきが大きかったが、今年度は 51 回～66 回と、大きな変動なく面接が行われていた。

表1 ケース総数

	臨床心理面接 (カウンセリング・ 心理療法)	心理教育相談 (親面接)	教育指導面接 (専門家へのコンサル テーション)	心理検査 (アセスメント)	計
前年度からの 継続ケース	47	11	4	3	65
今年度からの 新規ケース	19	6	1	4	30
計	66	17	5	7	95

表2 年齢および性別ケース数

	年齢	0～3	4～6	7～12	13～15	16～18	19～22	23～30	31～35	36～40	41～50	51～	計
前年度からの 継続ケース	男			3	6	4	3	1	1	2	2	4	26
	女			3	2	1	5	5	2	1	13	7	39
今年度からの 新規ケース	男			4		2	2	1				1	10
	女			2	1	1		4	1	3	2	6	20
計		0	0	12	9	8	10	11	4	6	17	18	95

表3 相談内容内訳とそれに対応するケース数

臨床心理面接		心理教育面接		教育指導面接		心理検査	
相談内容	件数	相談内容	件数	相談内容	件数	検査内容	件数
不登校	2	不適応	2	職場での子供への関わり方	2	WISC	1
自己理解	16	盗癖	0	子供の療育	0	WAIS	2
社会不適合	2	不登校	3	その他	3	K-ABC	4
情緒不安定	5	学習上の障害	1			田中ビネー	0
対人関係	10	言語障害	0			性格検査	0
脳外傷・機能障害	0	発達障害	2			その他	0
うつ	2	親子関係	6				
家族関係	10	担任との関わり	0				
発達障害	2	その他	3				
言語障害	0						
その他	17						
計	66	計	17	計	5	計	7

表4 延べ面接回数

R. 5年4月～R. 6年3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	3月	計
受理面接 (インターク)	4	2	4	5	3	2	1	0	1	4	3	1	30
臨床心理面接 (カウンセリング・心理療法)	43	46	48	47	39	46	50	49	54	46	49	49	566
心理教育面接 (親面接)	7	8	3	6	5	6	9	7	5	8	6	6	76
教育指導面接 (専門家へのコンサルテーション)	3	2	3	3	2	3	4	4	2	2	3	1	32
心理検査 (アセスメント)	4	0	4	1	2	3	2	0	2	2	5	2	27
計	61	58	62	62	51	60	66	60	64	62	66	59	731

R. 6年3月末現在

(文責 高橋 知音)

信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室紀要『信州心理臨床紀要』編集ガイドライン

2023年6月1日信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会制定

1. 掲載論文

- (1)『信州心理臨床紀要』は、臨床心理学およびその関連領域に関する論文等（以下「論文」とする。）を掲載する。
- (2)論文は、原則として未公開のものとするが、編集委員会が特に認めたものはこの限りでない。
- (3)論文は、被験者やクライアントのプライバシーに十分配慮し、日本心理臨床学会倫理基準、日本心理学会倫理規程等に従ったものとする。
- (4)論文の掲載の可否は編集委員会で決定する。
- (5)論文の著作権は著者に帰属する。著者は論文の投稿に際して当該論文を複製する権利（複製権）及び公開する権利（公衆送信権）を編集委員会に許諾したものとする。

2. 投稿資格

- (1)信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室規則に定める相談員
- (2)その他、編集委員会が特に認めた者

3. 執筆要項

- (1)論文体裁は、心理臨床学研究（日本心理臨床学会）、心理学研究（日本心理学会）等に準拠するものを別に定める。
- (2)論文の分量には特に制限を加えない。
- (3)掲載にあたって著作権者の了承が必要な内容を含む場合、著者の責任で解決しておく。

4. 編集及び発行

- (1)『信州心理臨床紀要』の編集及び発行に関する事項は編集委員会で決定する。
- (2)編集委員会は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室規則に定める相談員5名以上で構成し、互選により編集委員長を選出する。
- (3)発行はインターネット上で行う。
- (4)年1回、6月に発行する。

5. その他

- (1)このガイドラインの変更は、信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室運営委員会の承認を得るものとする。

編集委員（令和5年度）

三和秀平（編集委員長）

向井秀文（副編集委員長）

篠田直子 島田英昭 高橋知音 高橋史 茅野理恵 水口崇

信州心理臨床紀要 第23号 ISSN 2436-326X 2024年6月1日発行

編集・発行：信州大学大学院総合人文社会科学研究科心理教育相談室

〒380-8544 長野市西長野6のロ 信州大学教育学部
