

見捨てられスキーマと自己への攻撃性が 間接的な自己破壊行動に及ぼす影響 —多母集団同時分析による性差の検討—

今井田 貴裕
北川 三沙代
福島 裕人

〈キーワード〉

- ①見捨てられスキーマ ②自己への攻撃性 ③間接的な自己破壊行動
④性差 ⑤多母集団同時分析

〈論文要旨〉

本研究では、見捨てられスキーマと自己への攻撃性が間接的な自己破壊行動を増悪させるモデルを仮定し、多母集団同時分析により性差を検討した。一般大学生の男性80名と女性144名の合計224名を対象に、見捨てられスキーマと自己への攻撃性、間接的な自己破壊行動を問う質問票調査を実施した。分析の結果、見捨てられスキーマが自己への攻撃性を介して間接的な自己破壊行動に及ぼすモデルは良好な適合度を示した。しかし、同モデルにおいて、見捨てられスキーマから自己への攻撃性に対するパスの一部に性差が確認されたものの、適合度から性差がほとんどないことが示された。なお、間接的な自己破壊行動を測定するための項目群には、項目内容の不足や経験頻度が回答できないといった瑕疵があったため、今後はそれらを改善した上での調査が必要である。

Effects of Abandonment Schema and Aggression to Self on Indirect Self-destructive Behavior: Multiple-group Analysis in Structural Equation Modeling of Gender

Takahiro IMAIDA
Misayo KITAGAWA
Hiroto FUKUSHIMA

〈Key Words〉

- ① Abandonment schema ② Aggression to self ③ Self-destructive behavior
④ Gender differences ⑤ Multiple-group analysis in structural equation modeling

〈Abstract〉

In the present study, a model in which abandonment schema and aggression to self-exacerbate indirect self-destructive behavior was hypothesized, and gender differences were examined by simultaneous multiple-group analysis in structural equation modeling. A total of 224 general university students, 80 males and 144 females, were surveyed using a questionnaire that asked about abandonment schemas, aggression towards self and trial-created indirect self-destructive behavior. The results of the analysis showed a good fit of the model of abandonment schema on indirect self-destructive behavior via aggression towards self. However, although sex differences were identified in some of the paths from the abandonment schema to aggression to self in the same model, the goodness of fit indicated that there were few sex differences. The item group for measuring indirect self-destructive behavior was flawed in that the content of the items was insufficient and the frequency of experience could not be answered, so it is necessary to improve these items in future surveys.

見捨てられスキーマと自己への攻撃性が 間接的な自己破壊行動に及ぼす影響 —多母集団同時分析による性差の検討—

今井田 貴裕
北川 三沙代
福島 裕人

問題

自己破壊行動は青年期の問題行動の一つであり（松木・斎藤, 2017）、間接的・直接的な自己破壊行動に分類される（Nock, 2009）。直接的な自己破壊行為には、リストカットや自己殴打、過量服薬のような自傷行為などが挙げられその報告も多い（e.g., Fox et al., 2020; Jeong et al., 2020; Montoye et al., 2020; Smith et al., 2019）。その一方で、間接的な自己破壊行為には、不特定多数の異性とのセックスや過食、違法薬物の使用、過度の飲酒といった多様な行動が挙げられ（e.g., Nederkoorn et al., 2002; Peñas-Lledó et al., 2002; Pollak et al., 2019）、境界性人格障害や摂食障害などの別の精神疾患の症状と重複する行動も多い。それ故に間接的な自己破壊行動は規定することが難しく、今日の自傷行為の定義からも除外されている（松本, 2019）のかもしれない。したがって、間接的な自己破壊行動の実証的検討においては、これらを幾つかの項目にまとめるなどの工夫が必要であろう。

なお、近年では、直接的な自己破壊行動の経験率には性差がないことが明らかにされつつある（Bresin, & Schoenleber, 2015）。わが国の直接的な自己破壊行動の経験率の性差については、女性が男性よりも多い報告（阿江他, 2012）や性差がない報告（今井田・福井, 2021）があるが、飯島・桂川（2019）はわが国の自傷研究のメタ分析から性差がないことを結論付けている。したがって、直接的な自己破壊行動の経験率にはほとんど性差がないと考えられるが、間接的な自己破壊行動の経験率の性差については未検討であるため、本研究の検討課題のひとつとした。

また、間接的な自己破壊行動が生じる心理的メカニズムについては、直接的な自己破壊行動との類似性が議論されている。例えば、間接的な自己破壊行動のひとつである不特定多数の異性とのセックスについては、自尊感情の低さが原因である可能性（Zetterqvist et al., 2018）が示されている。他方、直接的な自己破壊行動についても自尊感情の低さや否定的な自己概念により生じる報告が多いこと（e.g., Claes et al., 2010; Hawton, et al., 2002; 今井田・福井, 2021）を考慮すると、間接的な自己破壊行動に至る背景には、直接的な自己破壊行動と同様に、自尊感情の低さなどに起因する自分自身に向けられた攻撃性があると考えられる。そこで、本研究では、自分への敵意や自己への身体的攻撃傾向を測定することが可能な自己への攻撃性尺度（斉藤他, 2008）を取り上げた。

ところで、見捨てられスキーマは、ある対象に見捨てられることに関する認知的枠組みと

されている(井合他, 2010)。見捨てられスキーマの背景には、特に境界性人格障害傾向(e.g., 井合他, 2010; 鈴木, 2022)との関連が報告されている。境界性人格障害の症状には、重篤な自傷行為(Turner et al., 2015)や自殺既遂(Pompili et al., 2005)、薬物使用(Welch, & Linehan, 2002)といった自己破壊的行動が挙げられる。そのため、間接的な自己破壊行動は、見捨てられスキーマと自己への攻撃性により増悪させると考えられる。

そこで本研究では、見捨てられスキーマと自己への攻撃性が間接的な自己破壊行動に及ぼす影響を検討した。

方法

調査協力者

一般大学生の男性80名と女性144名の合計224名の協力を得た。平均年齢は19.57歳($SD = 1.20$)であった。

手続き

調査は、過去に著者らの所属していた大学の講義終了後に実施された。調査協力者に対し、調査についての依頼書と同意書を質問票とともに配布し、依頼内容を文書と口頭で説明し、調査協力に同意した人々のみが質問票に回答した。なお、質問票には本研究で使用しなかった尺度も含まれていた。

尺度構成

見捨てられスキーマを見捨てられスキーマ尺度(井合他, 2010)で測定した。本尺度については、恒常的な見捨てられ・孤独が7項目(項目例、私は生まれつき一人ぼっちだ)、親密な関係に対するしがみつき・同一視が8項目(項目例、人は私が大切に思うのと同じくらい、私のことを大切に思わなければならない)、他者からの好意に対するあきらめが3項目(項目例、私が必要としていても人は私から離れていく)の合計18項目で構成される。本尺度は4件法(「1. 全く当てはまらない」～「4. とても当てはまる」)で回答を求めた。

自己への攻撃性を自己への攻撃性尺度(斉藤他, 2008)で測定した。本尺度については、自己への身体的攻撃が9項目(項目例、私は自分の身体をいじめたくなることがある)、自己への敵意が7項目(項目例、私は自分が嫌いだ)の合計16項目で構成される。本尺度は5件法(「1. 全く当てはまらない」～「5. 非常によく当てはまる」)で回答を求めた。

間接的な自己破壊行動をPersonality Diagnostic Questionnaire-Revised (PDQ-R)の日本版(上原他, 1996)から「1. 自分が持っている以上にお金を使ってしまう」と「2. ほとんど知らない人とでも性的な関係を持つ」、「3. お酒を非常に飲みすぎる」、「4. 覚せい剤や麻薬を使用する」、「5. 過食する(一度にたくさんものを食べること)」、「6. 万引きをする」といった間接的な自己破壊行動を問う6項目を抜粋して試行的に使用した。本研究では、原尺度に倣い、経験の有無を2件法(「0. ない」、「1. ある」)で回答を求めた。

倫理的配慮

本研究は、日本心理学会の倫理規定（2011）と日本心理臨床学会の倫理綱領（2009）を遵守した上で実施された。質問票には、心理的負荷の高い内容が含まれていたため、質問票の冒頭に、1) データは統計的に処理されるため個人情報を守秘されること、2) 研究利用においてのみデータの二次利用の可能性があること、3) 回答の拒否が自由であること、4) 心身の調子が悪い場合には回答を控えてもらうこと、5) 回答中に気分が悪くなった際は中止しても構わないことを明記し、口頭でも説明した。さらに、回答者同士の席を離し、隣席からのぞき込まれることを防止した。また、回答済みの質問票は、直接回収せず、鍵付きの回答ボックスに提出を依頼し、個人を特定できないように配慮した。なお、気分が悪くなって中止した者はいなかった。さらに、同研究の論文化にあたって、当時の著者らの所属先には倫理審査委員会は存在しなかった。そのため、第一著者の前所属先の研究倫理審査の承認を受けた（承認番号221）。

分析ツール

統計ソフトウェアのjamovi version 2.3およびSPSS Amos 28を用いた。

結果

間接的自己破壊行動の各項目の検討

まず、本研究で試作した間接的自己破壊行動の6項目について、経験があると回答した人々の度数をTable 1に示した。さらに、性差を加えたクロス集計およびYatesの連続性補正を行った χ^2 検定を行った。その結果、間接的な自己破壊行動の経験率は項目毎でややばらついた（0.89 ~ 30.80 %）。また、ほぼすべての項目において有意な性差が確認されず（ χ^2 s = 0.00 ~ 0.39, p s = .531 ~ .966）、「2. ほとんど知らない人とでも性的な関係をもつ」が有意傾向（ $\chi^2 = 3.03, p = .082$ ）であった。また、「4. 覚せい剤や麻薬を使用する」については、経験があると回答した人々は2名と非常に少なかったものの削除しなかった。これは、本研究の対象が一般健常群であることや項目内容に社会的望ましさが生じやすいことを考慮したためであった。以後の分析では項目の累積得点を用いた。

Table 1
間接的な自己破壊行動の各項目の度数および体験率

項目内容	全体 (N = 224)		男性 (N = 80)		女性 (N = 144)		χ^2 検定	
	度数	体験率 (%)	度数	体験率 (%)	度数	体験率 (%)	χ^2	p
1. 自分が持っている以上にお金を使ってしまう	52	23.21	17	21.25	35	24.31	0.13	.723
2. ほとんど知らない人とでも性的な関係を持つ	16	7.14	2	2.50	14	9.72	3.03	.082
3. お酒を非常に飲みすぎる	30	13.39	11	13.75	19	13.19	0.01	.930
4. 覚せい剤や麻薬を使用する	2	0.89	1	1.25	1	0.69	0.10	.751
5. 過食する（一度にたくさんものを食べる）	69	30.80	24	30.00	45	31.25	0.00	.966
6. 万引きをする	10	4.46	5	6.25	5	3.47	0.39	.531

注) 経験がない人々の度数の記載は省略した

各尺度の基礎統計量と性差

次に、本研究で用いる尺度の基礎統計量を算出し、各尺度の内的整合性を検討した。ま

ず、データ全体の基礎統計量については、見捨てられスキーマ ($M_s = 1.89 \sim 2.08$) と自己への攻撃性 ($M_s = 2.35 \sim 3.32$) に問題とすべき値は算出されず、内的整合性も良好 ($\alpha_s = .86 \sim .94$) であった。他方、間接的な自己破壊行動の平均値は極めて低く ($M = 0.80$)、内的整合性も低かった ($KR_{20} = .58$)。よって、見捨てられスキーマと自己への攻撃性には不備が確認されなかったが、間接的な自己破壊行動については値を対数変換して以後の分析に用いた。

その後、性差を比較するために対応のないWelchの t 検定と点双列相関分析を行った。Welchの t 検定では、見捨てられスキーマ全体 ($t(176.47) = -2.54, p = .012, d = -.34$) や親密な関係に対するしがみつき・同一視 ($t(177.40) = -3.50, p < .001, d = -.47$)、自己への攻撃性全体 ($t(175.80) = -3.16, p = .002, d = -.43$)、自己への身体的攻撃 ($t(182.55) = -2.55, p = .011, d = -.34$)、自己への敵意 ($t(156.39) = -3.32, p = .001, d = -.47$) に有意差が確認され、いずれも女性のほうが男性よりも高いことがわかった。なお、恒常的な見捨てられ・孤独 ($t(171.40) = -1.44, p = .152, d = -.20$) や、他者からの好意に対するあきらめ ($t(157.66) = -0.81, p = .421, d = -.11$)、間接的な自己破壊行動 ($t(210.81) = -0.55, p = .583, d = -.07$) には有意差が確認されなかった。さらに、男性を0、女性を1とコーディングした点双列相関分析の結果、恒常的な見捨てられ・孤独 ($r_{pb} = .22, p < .001$)、他者からの好意に対するあきらめ ($r_{pb} = .16, p = .014$)、自己への攻撃性全体 ($r_{pb} = .16, p = .015$)、自己への身体的攻撃 ($r_{pb} = .22, p < .001$)、自己への敵意 ($r_{pb} = .20, p < .001$) に有意な点列相関が確認され、いずれの変数も女性のほうが高い傾向を示した。なお、見捨てられスキーマ全体 ($r_{pb} = .09, p = .158$) や親密な関係に対するしがみつき・同一視 ($r_{pb} = .05, p = .415$)、間接的な自己破壊行動 ($r_{pb} = .03, p = .620$) の点列相関は有意でなかった。このように、基礎統計量の分析では、一部に性差が確認された。以上の結果をTable 2に示した。

Table 2
各尺度の基礎統計量と性差の検討

尺度名	全体 ($N = 224$)			男性 ($N = 80$)		女性 ($N = 144$)		Welchの t 検定			点双列 相関分析		
	M	SD	α	M	SD	M	SD	df	t	p	d	r_{pb}	p
見捨てられスキーマ	1.97	0.56	.92	1.85	0.52	2.04	0.57	176.47	-2.54	.012	-.34	.09	.158
恒常的な見捨てられ・孤独	2.01	0.68	.89	1.93	0.65	2.06	0.69	171.40	-1.44	.152	-.20	.22	<.001
親密な関係に対するしがみつき・同一視	1.89	0.60	.86	1.71	0.55	1.99	0.61	177.70	-3.50	<.001	-.47	.05	.415
他者からの好意に対するあきらめ	2.08	0.79	.86	2.02	0.81	2.11	0.78	157.66	-.81	.421	-.11	.16	.014
自己への攻撃性	2.78	0.95	.94	2.52	0.88	2.93	0.96	175.80	-3.16	.002	-.43	.16	.015
自己への身体的攻撃	2.35	1.12	.94	2.11	1.01	2.49	1.16	182.55	-2.55	.011	-.34	.22	<.001
自己への敵意	3.32	1.02	.88	3.02	1.03	3.49	0.98	156.39	-3.32	.001	-.47	.20	.002
間接的な自己破壊行動	0.80	1.10	.58	0.75	0.85	0.83	1.22	210.81	-0.55	.583	-.07	.03	.620

注) 間接的な自己破壊行動はKuder-Richardsonの第20公式の信頼性係数を算出した

相関分析

さらに、尺度間の相関関係を検討するために性別ごとの相関分析を行い、結果をTable 3に示した。男性と女性それぞれにおいて、見捨てられスキーマ (男性： $r_s = .36 \sim .74$, 女性： $r_s = .49 \sim .75$) と自己への攻撃性 (男性： $r = .55$, 女性： $r = .60$) に有意な正の内部相関が確認された。尺度間の相関関係においても恒常的な見捨てられ・孤独は自己への攻撃性 (男性： $r_s = .53 \sim .58$, 女性： $r_s = .49 \sim .57$) に有意な正の相関がそれぞれ確認された。さらに、他者からの好意に対するあきらめ (男性： $r_s = .45 \sim .48$, 女性： $r_s = .52 \sim .58$) も同

様に有意な正の相関がそれぞれ確認された。しかし、親密な関係に対するしがみつき・同一視については、男性が自己への身体的攻撃 ($r = .48$) のみに正の、女性が自己への攻撃性 ($r_s = .40$) のいずれとも有意な正の相関がそれぞれ確認された。また、間接的な自己破壊行動については、男性が親密な関係に対するしがみつき・同一視 ($r = .23$)、自己への身体的攻撃 ($r = .28$) のみに有意な正の、女性が見捨てられスキーマ ($r_s = .23 \sim .27$) と自己への攻撃性 ($r_s = .20 \sim .41$) に有意な正の相関がそれぞれ確認された。

Table 3
男女別の相関係数

		見捨てられスキーマ			自己への攻撃性		間接的な自己破壊行動
		F 1	F 2	F 3	F 1	F 2	
見捨てられスキーマ	F 1: 恒常的な見捨てられ・孤独	—	.36 **	.74 ***	.53 ***	.58 ***	.18
	F 2: 親密な関係に対するしがみつき・同一視	.49 ***	—	.52 ***	.48 ***	.09	.23 *
	F 3: 他者からの好意に対するあきらめ	.75 ***	.59 ***	—	.48 ***	.45 ***	.17
自己への攻撃性	F 1: 自己への身体的攻撃	.49 ***	.40 ***	.52 ***	—	.55 **	.28 *
	F 2: 自己への敵意	.57 ***	.40 ***	.58 ***	.60 ***	—	.08
間接的な自己破壊行動		.24 **	.23 **	.27 **	.41 ***	.20 *	—

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

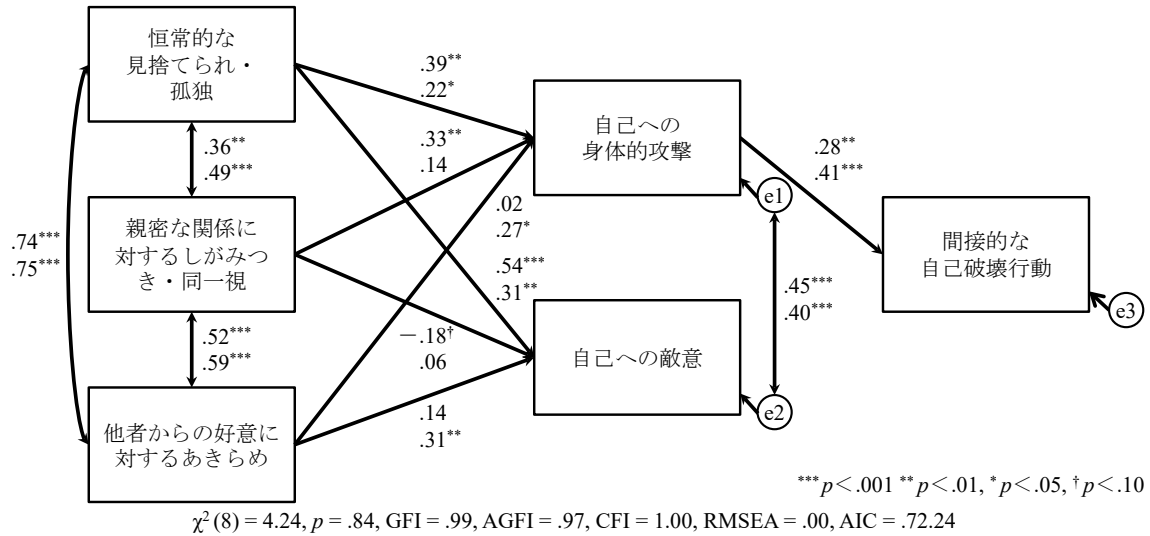
注) 右上は男性の、左下は女性の相関係数を示す

多母集団同時分析による性別の比較

最後に、見捨てられスキーマが自己への攻撃性を介して間接的な自己破壊的行動の影響を及ぼすモデルを設定し、性別をグループ変数とした多母集団同時分析によりモデルの性差を検討した。まず、いずれの性別でも有意でないパスは削除したところ、見捨てられスキーマおよび自己への敵意から間接的な自己破壊行動へのパスが削除された。最終的なモデル（配置不変）を Figure 1に示した。男性のモデルにおいては、恒常的な見捨てられ・孤独は自己への身体的攻撃 ($\beta = .39, p = .003$) と自己への敵意 ($\beta = .54, p < .001$) をいずれも有意に増悪させた。親密な関係に対するしがみつき・同一視は自己への身体的攻撃 ($\beta = .33, p = .002$) を有意に増悪させたが、自己への敵意 ($\beta = -.18, p = .086$) には影響しなかった。他者からの好意に対するあきらめは自己への身体的攻撃 ($\beta = .02, p = .873$) と自己への敵意 ($\beta = .14, p = .339$) のいずれにも影響しなかった。また、自己への身体的攻撃は間接的な自己破壊行動 ($\beta = .28, p = .009$) を有意に増悪させた。他方、女性のモデルにおいては、恒常的な見捨てられ・孤独は自己への身体的攻撃 ($\beta = .22, p = .040$) と自己への敵意 ($\beta = .31, p = .002$) をいずれも有意に増悪させた。親密な関係に対するしがみつき・同一視は自己への身体的攻撃 ($\beta = .14, p = .122$) と自己への敵意 ($\beta = .06, p = .438$) のいずれにも影響しなかった。他者からの好意に対するあきらめは自己への身体的攻撃 ($\beta = .27, p = .020$) と自己への敵意 ($\beta = .31, p = .005$) をいずれも有意に増悪させた。また自己への身体的攻撃は間接的な自己破壊行動 ($\beta = .41, p < .001$) を有意に増悪させた。以上のモデルの適合度は良好であった ($\chi^2(8) = 4.24, p = .84, GFI = .99, AGFI = .97, CFI = 1.00, RMSEA = .00, AIC = .7224$)。

その後、各パスの値の性差をZ検定により検討した。見捨てられスキーマ ($z_s = 0.15 \sim$

Figure 1
多母集団同時分析（配置不変モデル）の結果



注) 上段は男性の, 下段は女性の値
注) パス係数の値は標準化係数, 双方向のパスの値は相関係数を示す

1.35, *n.s.*) および自己への攻撃性 ($z = -0.00, n.s.$) の下位尺度間では有意でなかった。また, 恒常的な見捨てられ・孤独の自己への身体的攻撃 ($z = -0.88, n.s.$) と自己への敵意 ($z = -1.63, n.s.$) へのパス, 親密な関係に対するしがみつき・同一視の自己への身体的攻撃 ($z = -1.36, n.s.$) と自己への敵意 ($z = 1.86, p < .10$) へのパス, 他者からの好意に対するあきらめの自己への身体的攻撃 ($z = 1.50, n.s.$) と自己への敵意 ($z = 0.89, n.s.$) へのパス, 自己への身体的攻撃の間接的な自己破壊行動 ($z = 1.35, n.s.$) へのパスはいずれも有意でないか有意傾向であった。

なお, Figure 1は, どのパスに対しても等値制約をかけていない性差を許容する配置不変モデルであった。そこで, すべてのパスが同値であるという制約をかけたモデルと, パスと残差が同値であるという制約を行い再分析した。その結果, 前者 ($\chi^2(19) = 20.57, p = .36, GFI = .97, AGFI = .94, CFI = 1.00, RMSEA = .02, AIC = 66.57$) と後者 ($\chi^2(25) = 28.19, p = .29, GFI = .96, AGFI = .94, CFI = .99, RMSEA = .02, AIC = 62.19$) の適合度がわずかに低下したもののAICは向上した。したがって, 見捨てられスキーマが自己への攻撃性を介して間接的な自己破壊的行動の影響を及ぼすモデルには性差が存在せず, あってもごくわずかであることが確認された。

考察

本研究の目的は, 見捨てられスキーマと自己への攻撃性が間接的な自己破壊行動を増悪させるモデルを検討することであった。分析の結果, 見捨てられスキーマから自己への攻撃性へのパスの一部に性差が確認されたものの, 適合度からモデル自体の性差はほとんどないことが分かった。

間接的な自己破壊行動の項目群

まず、間接的な自己破壊行動を測定するための項目群はPDQ-R (上原他, 1996) を参考に試行的に作成した。その結果、「4. 覚せい剤や麻薬を使用する」は経験する人々が2名と極めて少なかった。しかし、自己破壊行動は犯罪・非行傾向の有する人々に多く確認される (Hicks et al., 2000) ことから、同項目は削除すべきでないと判断した。また、ほとんどの項目で性差は確認されなかったため、直接的な自己破壊行動と同様に、間接的な自己破壊行動は性別の影響が少ない可能性がある。

なお、間接的な自己破壊行動の項目群には、瑕疵が2点あった。1点目については、本研究で用いた項目群が間接的な自己破壊行動を捉えるには不足していたことである。例えば、ピアッシング行為は衝動的または過剰な数の場合に自傷行為と捉えることを推奨する立場 (e.g., 大石, 2011; 大久保他, 2011) や、過剰な喫煙 (山口・松本, 2005) や拒食および偏食傾向 (阿江, 2012) が直接的な自傷傾向と関連する報告も存在する。また、松本 (2019) は、間接的な自己破壊行動として、違法薬物や過剰な飲酒などの物質使用行動、過剰に食べ過ぎる過食行動や全く食事をとらない不食行動、処方された投薬を用量以上に摂取する過量服薬行動、車やバイクでの暴走する身体的危険行動、繁華街や治安の悪い地域を歩くような状況的危険行動、見知らぬ人と避妊せずにセックスするような性的危険行動を挙げている。これらについては、本研究の間接的な自己破壊行動として測定しなかった項目も少なくない。そのため、今後は、上述した間接的な自己破壊行動に関する項目の追加が必要である。2点目については、間接的な自己破壊行動に関する項目群の回答方法を経験の有無を問う2件法としたために経験の頻度を捉えられないことである。自傷行為の経験頻度は自殺のリスクをアセスメントする上でも重要な指標となる (高橋・藤生, 2015) ことから、間接的な自己破壊行動の現在の経験頻度を問う回答方法に変更する余地があろう。以上から、本研究で用いた間接的な自己破壊行動を捉える項目群には、改善点が残った。

見捨てられスキーマと自己への攻撃性、間接的な自己破壊行動の基礎統計量

次に、見捨てられスキーマと自己への攻撃性、間接的な自己破壊行動の基礎統計量などを検討した結果、一部の尺度に問題が確認された。まず、基礎統計量において、見捨てられスキーマと自己への攻撃性には問題が確認されなかったものの、間接的な自己破壊行動の平均値は極めて低く、内的整合性も低いことがわかった。これは、本研究が一般健常群であったことから、複数の間接的な自己破壊行動を用いる人々 (天羽, 2000) が少なかったためと考えられる。なお、本研究で用いたその他の尺度の内的整合性の検討において、見捨てられスキーマの本研究の値 ($\alpha s = .86 \sim .89$) と井合他 (2010) の値 ($\alpha s = .81 \sim .86$) は同程度であり、自己への攻撃性の本研究の値 ($\alpha s = .88 \sim .94$) と斎藤他 (2008) の値 ($\alpha s = .89 \sim .92$) も同程度であった。よって、間接的な自己破壊行動の内的整合性のみが不十分であったため、臨床群を対象に再調査する必要がある。

また、見捨てられスキーマと自己への攻撃性、間接的な自己破壊行動の尺度の性差を確認した結果、間接的な自己破壊行動に有意差が確認されず、見捨てられスキーマや自己への攻撃性は女性のほうが高いことがWelchの検定や点双列相関分析から示された。なお、自傷

行為は、男性はストレッサーなどの外的苦痛に対する回避として、女性は抑うつなどの内的な苦痛の緩和に対して自傷を用いること (Xavier et al., 2018) が報告されており、そういった点を考慮すると、間接的な自己破壊行動に至る背景には性差があるのかもしれない。

見捨てられスキーマと自己への攻撃性が間接的な自己破壊的行動に影響するモデルの性差

最後に、見捨てられスキーマが自己への攻撃性を介して間接的な自己破壊行動に影響するモデルを検討した。恒常的な見捨てられ・孤独が自己への攻撃性の2下位尺度を、自己への身体的攻撃が間接的な自己破壊行動をそれぞれ増悪させた。恒常的な見捨てられ・孤独に関する項目は、「私は生まれつき一人ぼっちだ」や「自分のことを誰も助けてくれないだろう」、「私はいつも見捨てられる」といった項目群で構成されており (井合他, 2010)、こうした項目群は他者に対する信頼感の低さを強く反映するような項目である。同項目群に当てはまる人々は、否定的な養育環境が背景にあることによって強い見捨てられスキーマが形成されたと考えられる。実際に、否定的な養育環境は他者に対する信頼感を極めて低下させる報告 (奥山, 2019) や、トラウマティックな被養育経験を有する人々ほど自己破壊行動を行う報告 (Klonsky, & Moyer, 2008) もある。よって、間接的な自己破壊行動も、直接的な自己破壊行動と同様に、その背景にトラウマティックな被養育経験を有するのかもしれない。

なお、上述のモデルの性差を多母集団同時分析により検討したところ、パスや残差が等値である制約をかけても適合度の差はほとんどなく、あってもごくわずかであった。よって、間接的な自己破壊行動が生起するモデルにおいては、性差よりも養育環境などに着目する必要があると考えられるが、性差が生じた要因を考察することが心理支援の際に役立つ可能性があるため、以下に考察する。男性については、親密な関係に対するしがみつき・同一視が自己への身体的攻撃のみを増悪させる点が確認された。男子大学生が一緒に出掛けたり趣味を一緒に楽しんだりするような共有活動を重視する報告 (橋本, 1999) を考慮すると、男性においては親密な関係を喪失するような不安が自己への身体的攻撃を強める可能性がある。他方、女性については、他者からの好意に対するあきらめが自己への攻撃性の2下位尺度を増悪させる点が確認された。女子大学生は友人に好意を向けやすいため (豊田・藤田, 2001)、女性にとって他者からの好意をあきらめることが強いストレッサーになりうることを示しているのかもしれない。このように、現在の対人関係の態度が本研究で仮定したモデルの性差をわずかに生じさせた可能性があるため、自己破壊行動を有する人々の現在の交友関係などに介入する心理支援 (Muller, 2008) の際には、性差がやや存在することを念頭に置くべきであろう。

限界と課題

本研究は、健常な一般大学生を対象とした。しかし、自己破壊行動はもともと非行・犯罪傾向のある人々 (e.g., Dixon-Gordon et al., 2012; Lohner, & Konrad, 2006) や精神疾患を抱える人々 (e.g., McMain et al., 2009; Paul et al., 2002) に生じやすい。以上を考慮すると、自己破壊行動自体が生じにくい一般健常群ではなく、こうした群を対象に調査を実施する必要があるだろう。

また、本研究では自己破壊行動のうち間接的な行動を取り上げ検討した。しかし、間接的な自己破壊行動と直接的な自己破壊行動の異同についての議論 (e.g., D'Agostino et al., 2020; Germain, & Hooley, 2012) は決着していない。そのため、今後は間接的・直接的な自己破壊行動を包括して測定した調査を実施することにより、これらの連続性を実証的に検討する必要がある。

附記

本稿は、第二著者の卒業論文のデータの一部を著者らが異なる視点から再分析し、新たに執筆したものである。

引用文献

- 阿江 竜介・中村 好一・坪井 聡・古城 隆雄・吉田 穂波・北村 邦夫 (2012). わが国における自傷行為の実態 2010 年度全国調査データの解析 日本公衆衛生雑誌, 59(9), 665-674.
- 天羽 薫・田中 静子・堺 俊明 (2000). 性的逸脱行為を繰り返す摂食障害の 1 例 藍野学院紀要, 13, 85-89.
- Bresin, K., & Schoenleber, M. (2015). Gender differences in the prevalence of nonsuicidal self-injury: A meta-analysis. *Clinical psychology review*, 38, 55-64.
- Claes, L., Houben, A., Vandereycken, W., Bijttebier, P., & Muehlenkamp, J. (2010). Brief report: The association between non-suicidal self-injury, self-concept and acquaintance with self-injurious peers in a sample of adolescents. *Journal of Adolescence*, 33(5), 775-778.
- D'Agostino, A., Boni, M., Aportone, A., Pepi, R., & Monti, M. R. (2020). Direct and indirect self-injury: Is it really all the same? *Mediterranean Journal of Clinical Psychology*, 8(2), 1-18.
- Dixon-Gordon, K., Harrison, N., & Roesch, R. (2012). Non-suicidal self-injury within offender populations: A systematic review. *International Journal of forensic mental health*, 11(1), 33-50.
- Fox, K. R., Huang, X., Guzmán, E. M., Funsch, K. M., Cha, C. B., Ribeiro, J. D., & Franklin, J. C. (2020). Interventions for suicide and self-injury: A meta-analysis of randomized controlled trials across nearly 50 years of research. *Psychological bulletin*, 146(12), 1117-1145.
- Germain, S. A. S., & Hooley, J. M. (2012). Direct and indirect forms of non-suicidal self-injury: Evidence for a distinction. *Psychiatry research*, 197(1-2), 78-84.
- 榎本 淳子 (1999). 青年期における友人との活動と友人に対する感情の発達の变化 教育心理学研究, 47(2), 180-190.
- Hawton, K., Rodham, K., Evans, E., & Weatherall, R. (2002). Deliberate self harm in adolescents: self report survey in schools in England. *British Medical Journal*, 325(73-74), 1207-1211.
- Hicks, M. M., Rogers, R., & Cashel, M. (2000). Predictions of violent and total infractions among institutionalized male juvenile offenders. *The Journal of the American Academy of Psychiatry and the Law*, 28(2), 183-190.
- 井合 真海子 (2014). BPD 傾向者における見捨てられスキーマと BPD の徴候との関連 人間科学研究, 27(1), 132-133.
- 井合 真海子・矢澤 美香子・根建 金男 (2010). 見捨てられスキーマが境界性パーソナリティ周辺群の徴候に及ぼす影響 パーソナリティ研究, 19, 81-93.
- 飯島 有哉・桂川 泰典 (2019). 本邦における自傷行為の実態に関する系統的レビュー 早稲田大学臨床心理学研究, 19(1), 119-127.
- 今井田 貴裕・福井 義一 (2021). 青年期において時間イメージと自己概念が自傷行為の体験頻度に及ぼす影響 東海学院大学紀要, 15, 41-54.
- Jeong, S. H., Gu, J. H., & Kim, W. K. (2020). Analysis of self-inflicted lacerations to the wrist: a multi-disciplinary approach to treating. *The Journal of Hand Surgery (Asian-Pacific Volume)*, 25(1), 47-53.

- Klonsky, E. D., & Moyer, A. (2008). Childhood sexual abuse and non-suicidal self-injury: meta-analysis. *The British Journal of Psychiatry*, *192*(3), 166-170.
- Lohner, J., & Konrad, N. (2006). Deliberate self-harm and suicide attempt in custody: distinguishing features in male inmates' self-injurious behavior. *International journal of law and psychiatry*, *29*(5), 370-385.
- 松木 太郎・齊藤 誠一 (2017). ネガティブな切迫性および刺激欲求が青年の自己破壊的行動欲求に及ぼす影響 青年心理学研究, *29*(1), 17-28.
- 松本 俊彦 (2019). 児童・青年期の非自殺性自傷——嗜癖と自殺との関係から—— 児童青年精神医学とその近接領域, *60*(2), 158-168.
- McMain, S. F., Links, P. S., Gnam, W. H., Guimond, T., Cardish, R. J., Korman, L., & Streiner, D. L. (2009). A randomized trial of dialectical behavior therapy versus general psychiatric management for borderline personality disorder. *American Journal of Psychiatry*, *166*(12), 1365-1374.
- Montoye, A. H., Clevenger, K. A., Pfeiffer, K. A., Nelson, M. B., Bock, J. M., Imboden, M. T., & Kaminsky, L. A. (2020). Development of cut-points for determining activity intensity from a wrist-worn ActiGraph accelerometer in free-living adults. *Journal of Sports Sciences*, *38*(22), 2569-2578.
- Muller, R. T., Gragtmans, K., & Baker, R. (2008). Childhood physical abuse, attachment, and adult social support: Test of a mediational model. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, *40*(2), 80.
- Nederkoorn, C., Van Eijs, Y., & Jansen, A. (2004). Restrained eaters act on impulse. *Personality and Individual Differences*, *37*(8), 1651-1658.
- 日本心理学会 (2011). 公益社団法人日本心理学会倫理規程第3版. Retrieved from https://psych.or.jp/wpcontent/uploads/2017/09/rinri_kitei.pdf (August, 31, 2023).
- 日本心理臨床学会 (2009). 一般社団法人日本心理臨床学会倫理綱領. Retrieved from https://www.ajcp.info/pdf/rules/014_rules_511.pdf (August, 31, 2023).
- Nock, M. K., (2009). *Understanding nonsuicidal self-injury: Origins, assessment, and treatment*. American Psychological Association.
- 奥山 眞紀子 (2019). 不適切な養育を受けた子どものアタッチメント形成不全とトラウマ 小児の精神と神経, *59*(2), 150-154.
- 大石 さおり (2011). ピアッシング, コスプレ, 自傷行為と自己概念との関連性の検討 日本家政学会誌, *62*(1), 59-68.
- 大久 保智生・鈴木 公啓・井筒 芽衣 (2011). 青年期におけるピアッシング行為への許容と動機——身体装飾としてのピアスに関する研究 (1)—— 繊維製品消費科学, *52*(2), 113-120.
- Paul, T., Schroeter, K., Dahme, B., & Nutzinger, D. O. (2002). Self-injurious behavior in women with eating disorders. *American journal of Psychiatry*, *159*(3), 408-411.
- Peñas - Lledó, E., Vaz, F. J., Ramos, M. I., & Waller, G. (2002). Impulsive behaviors in bulimic patients: relation to general psychopathology. *International Journal of Eating Disorders*, *32*(1), 98-102.
- Pollak, Y., Dekkers, T. J., Shoham, R., & Huizenga, H. M. (2019). Risk-taking behavior in attention deficit/hyperactivity disorder (ADHD): A review of potential underlying mechanisms and of interventions. *Current psychiatry reports*, *21*, 1-11.
- Pompili, M., Girardi, P., Ruberto, A., & Tatarelli, R. (2005). Suicide in borderline personality disorder: a meta-analysis. *Nordic journal of psychiatry*, *59*(5), 319-324.
- 齋藤 路子・沢崎 達夫・今野 裕之 (2008). 自己志向的完全主義と攻撃性および自己への攻撃性の関連の検討——抑うつ, ネガティブな反すうを媒介として—— パーソナリティ研究, *17*(1), 60-71.
- Smith, H. P., Kaminski, R. J., Power, J., & Slade, K. (2019). Self-harming behaviors in prison: a comparison of suicidal processes, self-injurious behaviors, and mixed events. *Criminal Justice Studies*, *32*(3), 264-286.
- 鈴木 結衣 (2022). 青年期における境界例心性, メンタライゼーション, 見捨てられスキーマの関連性について 東北福祉大学大学院総合福祉学研究科紀要, *19*, 83-97.
- 高橋 哲・藤生 英行 (2015). 非行少年の自傷行為の経験率とその心理的機能 カウンセリング研究, *48*(2), 75-85.
- 豊田 弘司・藤田 正 (2001). 大学生の愛情と好意における性差 奈良教育大学教育研究所紀要, *37*, 31-35.

- Turner, B. J., Dixon-Gordon, K. L., Austin, S. B., Rodriguez, M. A., Rosenthal, M. Z., & Chapman, A. L. (2015). Non-suicidal self-injury with and without borderline personality disorder: differences in self-injury and diagnostic comorbidity. *Psychiatry Research*, 230(1), 28-35.
- 上原 徹・佐藤 哲哉・坂戸 薫・佐藤 聡 (1996).日本語版PDQ-Rの信頼性と妥当性——自己記入式質問紙による人格障害診断—— 精神科診断学, 7, 259-267.
- Welch, S. S., & Linehan, M. M. (2002). High-risk situations associated with parasuicide and drug use in borderline personality disorder. *Journal of personality disorders*, 16(6), 561-569.
- Xavier, A., Cunha, M., & Pinto-Gouveia, J. (2018). Daily peer hassles and non-suicidal self-injury in adolescence: Gender differences in avoidance-focused emotion regulation processes. *Journal of Child and Family Studies*, 27, 59-68.
- 山口 亜希子・松本 俊彦 (2005). 女子高校生における自傷行為——喫煙・飲酒, ビアス, 過食傾向との関係—— 精神医学, 47(5), 515-522.
- Zetterqvist, M., Svedin, C. G., Fredlund, C., Priebe, G., Wadsby, M., & Jonsson, L. S. (2018). Self-reported nonsuicidal self-injury (NSSI) and sex as self-injury (SASI): Relationship to abuse, risk behaviors, trauma symptoms, self-esteem and attachment. *Psychiatry research*, 265, 309-316.

今井田 貴裕 人間環境大学心理学部 講師 (臨床心理学)
北川 三沙代 岡崎市民病院 臨床心理士 (臨床心理学)
福島 裕人 同朋大学社会福祉学部 准教授 (臨床心理学)