

サイコパシー特性と非道徳的行動の関係に対する サポートの調整効果¹

柳田 宗孝 宮崎家庭裁判所 荒井 崇史 追手門学院大学 藤 桂 筑波大学

Moderating effect of social support on the relationship between psychopathic traits and immoral behaviors

Munetaka Yanagida (Miyazaki Family Court), Takashi Arai (Otemon Gakuin University),
and Kei Fuji (University of Tsukuba)

Many empirical studies have indicated a possible relationship between psychopathic traits and immoral behaviors. Conversely, some studies suggest that social support from a person's family moderates this relationship. This study examined the moderating effect of family, friend, or romantic partner support on the relationship of psychopathic traits with immoral intentions and behaviors. A total of 486 college students completed the questionnaire. The results indicated that insufficient family support promotes immoral financial behaviors among students with strong psychopathic traits, which is consistent with previous studies. However, excessive support from family, friend, or a romantic partner promotes interpersonal immoral behaviors among students with strong psychopathic traits. These findings suggest that social support moderates the relationship between immoral behaviors and psychopathic traits. The results also suggest that an appropriate level of family support without excessive interference or overprotection as well as appropriate social support from a friend or romantic partner are essential to regulate the effect of psychopathic traits on immoral behaviors.

Key words: immoral behavior, psychopathy, social support.

The Japanese Journal of Psychology

2018, Vol. 89, No. 1, pp. 1-11

doi.org/10.4992/jjpsy.89.16003

サイコパシー (Psychopathy) とは、欺瞞性、浅薄な感情、共感性の欠如、衝動性、社会的規範に背く傾向などを含むパーソナリティ特性や行動によって規定される臨床的構成概念である (Hare & Neumann, 2008)。個人内におけるこうした特徴はサイコパシー特性 (Psychopathic trait) と呼ばれ、臨床診断を受けた高サイコパシー特性者はサイコパス (Psychopath) と呼ばれる。また、サイコパシー特性には、サイコパス群と健常者群との間で連続性があることが Guay, Ruscio, Knight, & Hare (2007), Walters, Marcus, Edens,

Knight, & Sanford (2011) など複数の研究によって確認されており、一般社会内でも見られるパーソナリティ特性と考えられている。

さらにこのサイコパシー特性は、古くより、2側面から構成される概念であると提唱されている (Karpman, 1948)。すなわち、対人操作面および感情面の特徴からなる一次性的サイコパシー (Primary Psychopathy: 以下, PP とする) と、行動面の特徴からなる二次性的サイコパシー (Secondary Psychopathy: 以下, SP とする) である。そして、PP は対人操作性の高さなどの対人的特徴と、共感性の欠如などの感情的特徴の二相に、また SP も、衝動性などの生活様式的特徴と、多方面にわたる逸脱的行動などの反社会的特徴という二相に分類される (Hare, 2003)。

サイコパシー特性と非道徳的行動の関連

サイコパシー特性が犯罪を含む非道徳的行動と強い関連を持つことは、数多くの実証的研究やメタ分析に

Correspondence concerning this article should be sent to: Kei Fuji, Faculty of Human Sciences, University of Tsukuba, Otsuka, Bunkyo-ku 112-0012, Japan. (E-mail: k-fuji-3@human.tsukuba.ac.jp)

¹ 本論文は第1著者が平成26年度に筑波大学大学院人間総合科学研究科生涯発達専攻へ提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。また、本研究の一部は、日本心理学会第79回大会 (2015) で発表された。

よって明らかにされてきた。例えば、サイコパシー特性の高さは、暴行、強盗、詐欺などによる逮捕回数および有罪判決の多さと関連があることが示されている (Hare, McPherson, & Forth, 1988; Kosson, Smith, & Newman, 1990)。さらにこうしたサイコパシー特性と非道徳的行動との関連性は、一般の青少年サンプルを対象とした調査研究からも示されてきている (Andershed, Gustafson, Kerr, & Stattin, 2002; Marsee, Silverthorn, & Frick, 2005)。

また、PP と SP とでは、暴力や攻撃行動への影響過程や暴力の態様が異なることも指摘されている。Skeem, Poythress, Edens, Lilienfeld, & Cale (2003) では、PP による暴力は、手段的で計画的なものになる可能性が高く、強い怒りを伴った反応的な暴力とはならない可能性があるとする。一方 SP は、怒りとの関連の強さから、反応的な暴力を多く示すと論じられている。同様に Hare & Neumann (2009) でも、共感性の欠如や浅薄な感情といった PP の高さが、計画的、手段的で利己的な攻撃や暴力に結びつく一方で、衝動性と行動コントロールの乏しさといった SP の高さが、反応的な攻撃や暴力を招くであろうと説明されている。実際、Woodworth & Porter (2002) では、サイコパシー特性の二側面と、攻撃態様との関連を分析し、手段的な攻撃態様は PP と関連があったが、SP とは関連がないことを示している。このように、サイコパシーと暴力や攻撃行動との関係においては、PP と SP とで、影響過程や態様の違いが確認されている。

サイコパシー特性を測定する尺度

サイコパシー特性を測定する尺度には、先述の 2 因子 4 相構造から構成される Psychopathy Checklist-Revised (以下、PCL-R とする: Hare, 1991, 2003) があり、研究、臨床、法医学場面で広く用いられている。しかし PCL-R は、対象者に対する半構造化された面接、対象者に関する入手可能な公的な犯罪記録の調査などにより、対象者のサイコパシー特性の評価を総合的に行うものである (Hare, 2003)。そのため、一般社会における健常者群を測定する際には使用しづらいという問題がある。

この問題を踏まえ、より簡便に、そして一般社会における健常者群のサイコパシー特性を測定することができる自己報告式の尺度も開発されてきた。多くの自己報告式の尺度が臨床および非臨床の場でよく用いられてきたが、そうした尺度の因子構造は、PCL-R で識別されるサイコパシーの 4 つの因子を適切に捉えたものではなかった (Williams, Paulhus, & Hare, 2007)。そうした中で開発された Self-Report Psychopathy Scale-III (以下、SRP-III とする: Paulhus, Neumann, & Hare, 2016) は、全 64 項目からなり、PCL-R の 4 相構造を反映した 4 つの下位尺度から構成されており、また実施時間を短

縮する目的で、短縮版の Self-Report Psychopathy Scale-III Short Form (以下、SRP-III-SF とする) も開発され使用されている (Gordts, Uzieblo, Neumann, Bussche, & Rossi, 2017)。この SRP-III-SF は、29 項目という比較的回答しやすい項目数で構成されている。また、元より一般社会内の健常者群のサイコパシー特性を評価するためにデザインされた尺度であり (Seara-Cardoso, Dolberg, Neumann, Roiser, & Viding, 2013)、近年の健常者群を対象とした研究でも用いられ (Bettison, Mahmut, & Stevenson, 2013; Carré, Hyde, Neumann, Viding, & Hariri, 2012)、SRP-III の代用として使用可能であると示されている (Gordts et al., 2017)。

しかし、SRP-III-SF の日本語版は公開されていないこともあり、我が国の一般社会における健常者群を対象としたサイコパシー研究のほとんどは、杉浦・佐藤 (2005) による日本語版一次性・二次性サイコパシー尺度が用いられてきた。ただ、この杉浦・佐藤 (2005) による尺度には、共通性の低さや SP における内的一貫性の低さという問題があるという指摘もある (大隅・金山・杉浦・大平, 2007)。また、サイコパシーの 4 側面を捉えることができないため、先述のサイコパシーを 4 側面から捉えた海外の研究知見との比較が困難であるという問題もある。

そこで本研究では、第一の目的として、一般社会における健常者群のサイコパシー特性を、より少ない項目数でより簡便に評価できる自己報告式尺度として、SRP-III の短縮版である SRP-III-SF の日本語訳を行う。また、その内的一貫性が十分な値であることを確認しつつ、既存の尺度との相関や、これまでの研究で示されてきた非道徳的行動との関連性を確認し、妥当性の検証とする。

調整要因としてのサポート

サイコパシー特性と非道徳的行動の関連性が指摘されてきた一方、近年ではサイコパシー特性が高くとも非道徳的行動に至らないための調整要因に関する議論もなされている。例えば Poythress & Hall (2011) は、親からの優れた養育といった、人格や神経生理学的な要因とは独立した外的要因が、サイコパシー特性の影響を緩和する可能性を論じている。また、こうした理論的説明の裏付けとなりうる実証的研究も行われており、その代表的なものとして DeMatteo, Heilbrun, & Marczyk (2005) や Masui, Iriguchi, Terada, Nomura, & Ura (2012) がある。

DeMatteo et al. (2005) では、米国の男性を対象にサイコパシー特性、犯罪歴、保護要因 (家族との絆、肯定的な役割モデルとの接触など) を尋ね、これらの関係性を検討した。その結果、高サイコパシー特性者では、保護要因の数と逮捕されていない重大犯罪の実行回数との間に負の相関が示された。また最も多くの

回答者が保護要因として挙げたのは家族との絆であったことも報告している。また Masui et al. (2012) では、日本の大学生を対象に、サイコパシー特性と反社会的罰行動（協力的な他者に対して行われる、明示的な罰行動）との関係性に及ぼす家族からのサポートの影響を実験的に検討している。その結果、サイコパシー特性が高く、かつ家族からのサポートが低い群の参加者は、他群の者より有意に多くの反社会的罰行動を行っていたことが明らかとなった。

これら DeMatteo et al. (2005) および Masui et al. (2012) の知見は、サイコパシー特性と実際の犯罪行動および実験室場面における反社会的罰行動との関係を、家族との絆や家族サポートの多寡が調整することを示唆する結果と捉えることができる。したがって、これらの結果に基づけば、サイコパシー特性が高くとも、家族をはじめとする周囲との絆の強さやサポートの高さが存在すれば、非道徳的行動には至らない可能性も想定できる。ただし、米国における DeMatteo et al. (2005) の知見を我が国にそのまま適用できない可能性があることや、我が国ではサイコパシー特性と日常場面での非道徳行動との関係を調整する要因について実証的に明らかにした研究が見当たらないことから、日常的文脈の中でも周囲からのサポートが調整効果をもたらすかは未検討であるといえる。そこで本研究では、DeMatteo et al. (2005) および Masui et al. (2012) に基づき、サイコパシー特性と非道徳的行動との関係を、家族をはじめとする周囲からのサポートが調整するという仮説を構築し、調査的アプローチによる検証を行うことを目的とする。

本研究の目的

以上の議論を踏まえ、本研究では、第一に、一般社会における健常者群のサイコパシー特性を簡便に評価できる自己報告式尺度である SRP-III-SF を日本語に翻訳し、その信頼性と妥当性を検証する。第二に、サイコパシー特性が高くとも日常場面における非道徳的行動に至らないための要因として、家族サポートを含む周囲からのサポートに焦点を当て、その調整効果を検討する。

方 法

調査手続きおよび調査対象

国内の国立大学および私立大学に在籍中の大学生および大学院生を対象に、2014 年 7 月上旬から同月下旬にかけて、質問紙調査を行った。その結果、502 名からの回答を得た。そのうち、調査項目の 3 分の 1 以上に回答していなかった回答者や、年齢が 25 歳以上の回答者を除き、最終的に 486 名（男性 213 名、女性 268 名、不明 5 名；平均 20.00 歳、 $SD = 1.09$ ）を有効

回答者とした。

質問紙の構成

サイコパシー特性 SRP-III の短縮版である SRP-III-SF (Paulhus et al., 2016) の 29 項目を、以下の手続きを経て日本語に翻訳し、使用した。まず、SRP-III-SF の第 1 著者から、SRP-III-SF の日本語への翻訳、日本における調査研究での使用について許可を得た。次に心理学を専攻する大学院生 1 名と大学教員 2 名の合議を経て日本語に翻訳した後、心理学分野の専門知識を持つネイティブスピーカーに逆翻訳を依頼した。最後に、上記の第 1 著者に逆翻訳の確認を求め承認を得た。こうして作成された日本語版 SRP-III-SF の 29 項目について、5 件法（1. まったくあてはまらない—5. よくあてはまる）で回答を求めた。

また、日本語版 SRP-III-SF の基準関連妥当性を検証する目的で、日本語版一次性・二次性サイコパシー尺度（杉浦・佐藤, 2005）のうち、大隅他（2007）において因子負荷量の高かった 21 項目について、4 件法（1. 全くあてはまらない—4. 非常にあてはまる）で回答を求めた。

周囲からのサポート 家族からのサポートおよび家族以外の人物からのサポートを把握するための項目である。まず、家族の中で親しみを感じられる人物を尋ね、そのような人物がいる場合には、その人数および最も親しみを感じられる人物との続柄について自由記述で回答を求めた。その上で、最も親しみを感じられる家族一人について、Quality of Relationships Inventory（以下、QRI とする：Pierce, Sarason, & Sarason, 1991）の日本語版である QRI 日本語翻訳版（浦・高野, 1995）の下位尺度「ソーシャル・サポート」7 項目（例えば、あなたに何か悩み事があるときなど）に関し、5 件法（1. まったくあてはまらない—5. よくあてはまる）で回答を求めた。家族以外の人物についても同様に尋ね、家族以外の人物からのサポートを確認した。

非道徳的意図・非道徳的行動 最近の考えや行動として、以下のような非道徳的行動をしたいという意図を抱いた頻度と、実際にそうした行動をとった頻度を把握する項目である。鈴木・鈴木・原田・井口（1996）および岡邊（2010）を参考にするとともに、犯罪統計上、過去 3 年にわたり一貫して、成人、未成年ともに、罪種別の検挙人員が窃盗、遺失物横領、傷害の順に多いことから（法務省法務総合研究所, 2011, 2012, 2013）、他者を攻撃するといった対人関係に関わる非道徳的行動 4 項目と、経済的利得を得るといった財産に関わる非道徳的行動 4 項目を作成した。そして、非道徳的意図を保持した頻度として「したいと思うことが」という言葉を示した後、5 件法（1. 全くない—5. 非常によくある）で回答を求めた。続いて、非道徳的行動を実際に行った頻度として、同じ項目に対して「実

Table 1
日本語版 SRP-III-SF の因子構造²

	<i>M (SD)</i>	標準化係数
F1 (対人操作, 7 項目, $\alpha = .81$)		
27 人に対して, どこまで追い込めば取り乱すのかを見ることは, とても楽しい	2.05 (1.24)	.77
20 私は, 人をだますことが楽しくてたまらない	1.92 (1.10)	.70
35 (他者へのつけ込みに関する項目)	2.48 (1.22)	.64
54 (他者の望む言葉の利用に関する項目)	2.43 (1.20)	.64
41 (他者に対する好きな振りに関する項目)	3.07 (1.29)	.64
58 (他者全般のまねけさに対する認識に関する項目)	2.41 (1.13)	.59
13 (別人の振りをすることに関する項目)	1.75 (1.10)	.53
F2 (冷淡な感情, 7 項目, $\alpha = .72$)		
15 私は, 殴り合いを見るのが好きである	1.79 (1.11)	.84
40 (暴力作品への嗜好に関する項目)	2.10 (1.24)	.74
56 (他者を傷つけることへの罪悪感に関する項目)	1.57 (0.84)	.73
30 (家族との接触の欠如に関する項目)	1.91 (1.16)	.49
60 (必要としない友人との断絶に関する項目)	2.65 (1.33)	.45
37 (心の冷たさに関する項目)	2.78 (1.26)	.43
7 (他者全般の意気地のなさに対する認識に関する項目)	2.80 (1.01)	.35
F3 (不安定な生活様式, 7 項目, $\alpha = .71$)		
32 私は, ルールにめったに従わない	1.63 (0.79)	.72
9 私は, しばしば, スリルを得るためだけに危険なことをする	2.05 (1.02)	.63
39 (性的な逸脱行動に関する項目)	1.49 (0.90)	.56
28 (大胆な行動に関する項目)	2.80 (1.16)	.53
59 (感情の制御の困難さに関する項目)	1.76 (0.99)	.50
51 (問題行動の反復に関する項目)	2.42 (1.19)	.46
1 (反抗性に関する項目))	2.98 (1.05)	.38
F4 (反社会性, 8 項目, $\alpha = .77$)		
57 私は, お金, 洋服, 化粧品を差し出すようにと人をおどしたことがある	1.25 (0.64)	.79
49 (犯罪に関する判決歴に関する項目))	1.10 (0.46)	.73
29 (窃盗および器物損壊に関する項目)	1.22 (0.63)	.71
12 (公務員への暴力に関する項目)	1.36 (0.76)	.68
10 (金銭の詐取に関する項目)	1.71 (1.05)	.66
52 (凶器の所持に関する項目)	1.19 (0.55)	.60
63 (運転車両を用いた暴力に関する項目)	1.27 (0.65)	.53
5 (非行集団への非関与に関する項目)	2.16 (1.28)	.41

注) 各因子間の相関は, F1-F2 で .92, F1-F3 で .81, F1-F4 で .79, F2-F3 で .89, F2-F4 で .83, F3-F4 で .91 であった。なお, 項目の左部の番号は, SRP-III における項目番号を示す。

際にすることが」という言葉を示した後, 非道徳的意図と同様の 5 件法で回答を求めた。

² 著作権の関係から, すべての項目を掲載していない。日本語版 SRP-III-SF の全 29 項目の利用を希望する際には, 本論文の書誌情報とともに, Multi-Health Systems, Inc. (MHS) まで利用希望の旨を連絡のこと (宛先は permissions@mhs.com, 英語のみ対応)。また, MHS の許諾後には, 本論文の correspondence address にもご連絡をいただきたい。

個人属性 年齢, 性別, 学年, 学部を尋ねた。

倫理的配慮 質問紙の表紙において, 質問紙には社会的に適切でないと思われる行動に関する質問項目が含まれていること, 回答に際して不快感等を抱く可能性があることを明記した。また研究に参加するか否かは回答者の自由意志で決められること, および回答開始後でも研究参加への同意を随時撤回でき, 回答を中断できる自由が保障されていること, 回答内容は研究以外の目的では利用されないことを明記し, これらを

Table 2
対人非道徳的意図・行動の主成分分析結果

項目	対人非道徳的意図		対人非道徳的行動	
	M (SD)	負荷量	M (SD)	負荷量
嫌いな人をおとしめるような、うその噂を流す	1.34 (0.84)	.82	1.09 (0.42)	.74
嫌いな人同士がけんかをするようにしむける	1.48 (1.03)	.77	1.12 (0.49)	.75
別人を装って、嫌いな相手に電話やメールで嫌がらせをする	1.15 (0.57)	.70	1.03 (0.25)	.70
人をなぐったり、けったりする	1.87 (1.18)	.66	1.31 (0.65)	.67
固有値		2.20		2.05

Table 3
財産非道徳的意図・行動の主成分分析結果

項目	財産非道徳的意図		財産非道徳的行動	
	M (SD)	負荷量	M (SD)	負荷量
誰かの忘れ物を自分の物にする	1.48 (0.89)	.77	1.28 (0.67)	.69
バスや電車の料金をごまかす	1.53 (0.98)	.77	1.18 (0.54)	.75
人の傘を勝手に使う	1.88 (1.14)	.71	1.44 (0.90)	.78
万引きなどで手に入れた品物を買ったり、もらったりする	1.15 (0.58)	.59	1.04 (0.23)	.59
固有値		2.03		1.99

踏まえた上で研究参加に同意する場合のみ回答を始めるよう求めた。また、調査は所属機関の研究倫理委員会の承諾を経て実施した。

質問紙の最終ページには研究目的の詳細を記載し、回答者が研究目的を踏まえた上で質問紙の提出を決定できるようにした。さらに調査実施母体の連絡先を記載し、回答中や回答後に不快感や心理的不調が生じた場合には随時連絡するように説明した。そして回答者から連絡があった場合には、臨床心理士が即座に対応するような体制を整えた（実際には、回答者からの連絡はなかった）。

結 果

各変数の基本的検討

日本語版 SRP-III-SF 因子構造の検証のため、Paulhus et al. (2016) と同様の 4 因子構造 (斜交モデル) を想定し確認的因子分析を行った。各項目における分布の偏りを考慮し、推定法には一般化最小二乗法を用いた。その結果 (Table 1)、適合度指標は GFI = .87, AGFI = .85, RMSEA = .055 であった。GFI および AGFI は高い値とはいえないが、項目数を踏まえると GFI などが低くなることはやむを得ないものと推察されよう。またそもそも、確認的因子分析では適合度指標が低くなりやすいという指摘 (West, Taylor, & Wu, 2012)、項目数の多さに影響を受けにくい RMSEA の値、各因子の α 係数が第 1 因子から順に .81, .72, .71, .77, ω 係数が第 1 因子から順に .86, .82, .77, .87 であったことを総合的に判断し、許容可能と判断した。よっ

て日本語版 SRP-III-SF が原版と同様の因子構造に基づくことを確認し、因子名は原版にならない第 1 因子から順に対人操作、冷淡な感情、不安定な生活様式、反社会性とした。また、因子ごとに合成得点を算出し、以降の分析で用いた。合成得点間の相関係数は対人操作-冷淡な感情で $r = .72$, 対人操作-不安定な生活様式で $r = .61$, 対人操作-反社会性で $r = .53$, 冷淡な感情-不安定な生活様式で $r = .64$, 冷淡な感情-反社会性で $r = .51$, 不安定な生活様式-反社会性で $r = .58$ であった ($ps < .01$)。

一方、大隅他 (2007) の日本語版一次性・二次性サイコパシー尺度についても α 係数を算出したところ、一次性サイコパシーでは .83, 二次性サイコパシーでは .60 であった。日本語版 SRP-III-SF の基準関連妥当性を検討する目的で、日本語版 SRP-III-SF と日本語版一次性・二次性サイコパシー尺度の各下位尺度間の相関係数を算出した。まず、PP に該当する変数では、日本語版 SRP-III-SF の対人操作および冷淡な感情が、大隅他 (2007) の一次性サイコパシーと強い正の相関を示し (順に, $r = .70, .63, ps < .01$)、また、二次性サイコパシーとも正の相関を示した (順に, $r = .20, .19, ps < .01$)。続いて、SP に該当する変数では、日本語版 SRP-III-SF の不安定な生活様式および反社会性が、大隅他 (2007) の一次性サイコパシーとの間で比較的強い正の相関を示したものの (順に, $r = .55, .52, ps < .01$)、二次性サイコパシーとも正の相関を示した (順に, $r = .31, .15, ps < .01$)。

周囲からのサポート まず、家族の中で親しみを感じられる人物の有無については、いると回答した者が

Table 4
対人非道徳的意図・行動を基準変数とした階層的重回帰分析

変数	step 1		step 2		step 3		step 4		
step 1									
性別	-.09	/ -.15 **	.00	/ -.04	-.01	/ -.04	-.02	/ -.03	
年齢	.02	/ .05	.01	/ .04	.01	/ .04	.00	/ .04	
step 2									
対人操作			.47 **	/ .12	.46 **	/ .11	.47 **	/ .11	
冷淡な感情			.00	/ .08	.01	/ .09	.02	/ .11	
不安定な生活様式			.07	/ .14 *	.06	/ .14 *	.05	/ .15 *	
反社会性			-.05	/ .16 **	-.05	/ .16 **	-.05	/ .14 *	
step 3									
家族サポート					-.05	/ .02	-.04	/ .04	
友人・恋人サポート					.12 **	/ .04	.11 *	/ .02	
step 4									
対人操作×家族サポート							-.02	/ -.10	
冷淡な感情×家族サポート							.02	/ .05	
不安定な生活様式×家族サポート							-.13 *	/ -.05	
反社会性×家族サポート							.04	/ .17 **	
対人操作×友人・恋人サポート							.05	/ -.01	
冷淡な感情×友人・恋人サポート							-.09	/ -.03	
不安定な生活様式×友人・恋人サポート							.07	/ -.01	
反社会性×友人・恋人サポート							-.05	/ -.10	
	R ²	.01	/ .03 **	.24 **	/ .19 **	.25 **	/ .20 **	.27 **	/ .23 **
	ΔR ²			.23 **	/ .16 **	.01 *	/ .00	.02	/ .03 *

注) 表中の / の左側の数値は対人非道徳的意図を基準変数としたときの標準偏回帰係数, / の右側の数値は対人非道徳的行動を基準変数としたときの標準偏回帰係数を示す。

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

92.4%であった。また、その人数は平均 2.61 名 ($SD = 1.59$) であり、続柄としては母 (61.3%), きょうだい (20.0%) が多く挙げられた。さらに、いと回答した者のデータのみを用い、浦・高野 (1995) の「ソーシャル・サポート」7 項目について α 係数を算出した結果、.83 であったため、合成得点を算出し、以降「家族サポート」とした。最も親密な家族以外の人物からのサポートに関しては、いと回答した者が 90.5% であった。その人数は平均 6.21 名 ($SD = 6.62$) であり、友人を挙げた者が 74.3%, 恋人を挙げた者が 11.3% と大半を占めていた。7 項目の α 係数を算出した結果、.83 であったため、合成得点を算出し、以降「友人・恋人サポート」とした。

非道徳的意図・非道徳的行動 一次元性の確認のため、主成分分析を行った結果、対人関係に関わる非道徳的意図 (以下、対人非道徳的意図とする) については (Table 2), 第 1 主成分のみが抽出され、寄与率は 55.07%, α 係数は .70 であった。対人関係に関わる非道徳的行動 (以下、対人非道徳的行動とする) でも第

1 主成分のみが抽出され、寄与率は 51.15%, α 係数は .63 であった。これらの結果を踏まえそれぞれ合成得点を算出し、以降の分析で用いた。なお、対人非道徳的意図と対人非道徳的行動の間の相関係数は $r = .59$ ($p < .01$) であった。

財産に関わる非道徳的意図 (以下、財産非道徳的意図とする) については (Table 3), 第 1 主成分のみが抽出され、寄与率は 50.68%, α 係数は .66 であった。財産に関わる非道徳的行動 (以下、財産非道徳的行動とする) でも第 1 主成分のみが抽出され、寄与率は 49.82%, α 係数は .62 であった。これらの結果を踏まえ合成得点を算出し、以降の分析で用いた。なお、財産非道徳的意図と財産非道徳的行動の間の相関係数は $r = .70$ ($p < .01$) であった。

サイコパシー特性と対人非道徳的意図・対人非道徳的行動との関係に及ぼすサポートの調整効果

サイコパシー特性と対人非道徳的意図および行動との関係を把握し、その関係に及ぼすサポートの調整効

Table 5
財産非道徳的意図・行動を基準変数とした階層的重回帰分析

変数	step 1		step 2		step 3		step 4	
step 1								
性別	-.13 ** / -.17 **		-.03 / -.07		-.04 / -.08		-.06 / -.09 *	
年齢	.01 / .03		.00 / .01		.00 / .01		.01 / .01	
step 2								
対人操作			.32 ** / .19 **		.31 ** / .18 **		.33 ** / .19 **	
冷淡な感情			-.11 / -.11		-.11 / -.10		-.13 / -.10	
不安定な生活様式			.18 ** / .19 **		.17 ** / .18 **		.16 * / .16 *	
反社会性			.09 / .19 **		.10 / .19 **		.14 * / .23 **	
step 3								
家族サポート					-.07 / -.03		-.08 / -.05	
友人・恋人サポート					.10 * / .10 *		.11 * / .11 *	
step 4								
対人操作×家族サポート							-.01 / .03	
冷淡な感情×家族サポート							.05 / .08	
不安定な生活様式×家族サポート							-.07 / -.12 *	
反社会性×家族サポート							-.13 * / -.08	
対人操作×友人・恋人サポート							-.07 / .00	
冷淡な感情×友人・恋人サポート							-.05 / -.10	
不安定な生活様式×友人・恋人サポート							.10 / .06	
反社会性×友人・恋人サポート							.18 * / .16 **	
	R^2	.02 * / .03 **		.19 ** / .18 **		.20 ** / .19 **		.25 ** / .22 **
	ΔR^2			.18 ** / .15 **		.01 / .01		.05 ** / .04 *

注) 表中の / の左側の数値は財産非道徳的意図を基準変数としたときの標準偏回帰係数, / の右側の数値は財産非道徳的行動を基準変数としたときの標準偏回帰係数を示す。

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

果を検討するため、対人非道徳的意図・対人非道徳的行動のそれぞれを基準変数とする階層的重回帰分析を行った。

step 1 で性別、年齢を説明変数として回帰式に投入し、step 2 でサイコパシー特性の 4 変数を、step 3 でサポートの 2 変数を、step 4 でサイコパシー特性の 4 変数とサポートの 2 変数の交互作用項を投入した。なお、性別、年齢以外の説明変数はすべて中心化して回帰式に投入した。

まず、対人非道徳的意図を基準変数として分析を行った (Table 4)。その結果、step 2 以後の全 step の回帰モデルの決定係数が有意であった。また step 2 および step 3 では決定係数の増分が有意であり、step 2 では対人操作が有意な正の影響を、step 3 では友人・恋人サポートが有意な正の影響を及ぼしていた。

続いて、対人非道徳的行動を基準変数として分析を行った結果 (Table 4)、全 step の回帰モデルの決定係数が有意であった。また step 2 および step 4 では決定係数の増分が有意であり、step 2 では不安定な生活様

式と反社会性が有意な正の影響を、step 4 では家族サポートと反社会性との交互作用項が有意な正の影響を及ぼしていた。

この有意な交互作用の内容を調べるため、家族サポートの平均値 $\pm 1SD$ のそれぞれの値における反社会性の効果を単純傾斜分析で確認した。その結果、家族サポートが高い場合は、反社会性が対人非道徳的行動を促進する方向での影響を及ぼしていたが ($B = .21$, $p < .01$)、家族サポートが低い場合には、反社会性は有意な影響を及ぼしてはいなかった ($B = -.02$, ns)。

サイコパシー特性と財産非道徳的意図・財産非道徳的行動との関係に及ぼすサポートの調整効果

財産非道徳的意図・財産非道徳的行動に関しても、同様の手順で階層的重回帰分析を行った。まず、財産非道徳的意図を基準変数として分析を行った結果 (Table 5)、全 step の回帰モデルの決定係数が有意であった。また、step 2 と step 4 において決定係数の増分が有意であり、step 2 では対人操作および不安定な

生活様式が有意な正の影響を、step 4 では家族サポートと反社会性との交互作用項が有意な負の影響を、友人・恋人サポートと反社会性との交互作用項が有意な正の影響を及ぼしていた。

この有意な交互作用の内容を調べるため、家族サポートの平均値 $\pm 1SD$ のそれぞれの値における反社会性の効果、友人・恋人サポートの平均値 $\pm 1SD$ のそれぞれの値における反社会性の効果を、単純傾斜分析で確認した。その結果、家族サポートが高い場合は、反社会性は有意な影響を及ぼしていなかったが ($B = .01, ns$)、家族サポートが低い場合は、反社会性が財産非道徳的意図を促進する方向での影響を及ぼしていた ($B = .38, p < .01$)。また、友人・恋人サポートが低い場合は、反社会性は有意な影響を及ぼさなかったが ($B = -.05, ns$)、友人・恋人サポートが高い場合は、反社会性が財産非道徳的意図に促進的な影響を及ぼしていた ($B = .44, p < .01$)。

次に、財産非道徳的行動を基準変数として分析を行った結果 (Table 5)、全 step の回帰モデルの決定係数が有意であった。また、step 2 および step 4 において決定係数の増分が有意であり、step 2 では対人操作、不安定な生活様式、反社会性が有意な正の影響を、step 4 では家族サポートと不安定な生活様式との交互作用項が有意な負の影響を、友人・恋人サポートと反社会性との交互作用項が有意な正の影響を及ぼしていた。

これらの有意な交互作用の内容を調べるため、家族サポートの平均値 $\pm 1SD$ のそれぞれの値における不安定な生活様式の効果、友人・恋人サポートの平均値 $\pm 1SD$ のそれぞれの値における反社会性の効果を、単純傾斜分析で確認した。その結果、家族サポートが高い場合には、不安定な生活様式は有意な影響を及ぼしてはいなかったが ($B = .03, ns$)、家族サポートが低い場合には、不安定な生活様式が財産非道徳的行動を促進する方向で影響を及ぼしていた ($B = .18, p < .01$)。また、友人・恋人サポートが低い場合には、反社会性は有意な影響を及ぼしてはいなかったが ($B = .06, ns$)、友人・恋人サポートが高い場合には、反社会性が財産非道徳的行動を促進する方向で影響を及ぼしていた ($B = .32, p < .01$)。

考 察

本研究では、第一に、一般社会における健常者群のサイコパシー特性を簡便に評価できる自己報告式尺度として SRP-III-SF を日本語に翻訳し、信頼性と妥当性を検証した。第二に、サイコパシー特性が高くとも非道徳的行動に至らないための要因として、家族サポートと友人・恋人サポートに焦点を当て、その調整効果を検討した。

日本語版 SRP-III-SF の構造

まず、確認的因子分析の結果から、日本語版 SRP-III-SF の因子構造は、原版と同様に、対人操作、冷淡な感情、不安定な生活様式、反社会性の 4 因子構造であることが示された。次に日本語版 SRP-III-SF の各下位尺度について α 係数および ω 係数を算出して内的整合性を確認したところ、いずれも十分な値が示された。さらに、日本語版 SRP-III-SF と、サイコパシー特性を測定する既存尺度との相関分析の結果より、PP に該当する対人操作と冷淡な感情は、既存尺度における「一次性サイコパシー」と強い正の相関を示し、SP に該当する不安定な生活様式と反社会性は、既存尺度における「二次性サイコパシー」と正の相関を示した。

以上を踏まえれば、信頼性については、十分な信頼性が確認できたと考えられる。また妥当性に関しても、基準関連妥当性が確認されたことから、日本語版 SRP-III-SF は一定の妥当性を備えた尺度であるといえる。ゆえに、本研究の第一の目的は概ね果たされたといえる。ただし、信頼性については、再検査信頼性の検討が行われていないこと、妥当性についても行動指標、生理指標、脳画像研究等による検証や弁別的妥当性の検証が行われていないことも踏まえると、今後様々な方面から本尺度の信頼性・妥当性に関するデータを蓄積し、本尺度に関する総合的検証を重ねていく必要もあると考えられる³。

なお、日本語版 SRP-III-SF の下位尺度「反社会性」は、測定にあたり、回答者が過去の犯罪被害を想起して苦痛を感じたり、有罪判決を受けた経験の有無といった個人的な事柄を尋ねられることについて不快感を抱いたりするなどのおそれもあるだろう。そのため、日本語版 SRP-III-SF の使用にあたっては、反社会性の項目を使用する必要性について慎重に検討することが肝要である。また、反社会性の項目を使用するに際しても、回答者に対する倫理的な配慮を欠かさず、回答時に強い感情的反応が生じた場合への対応体制を徹底する必要もあるかもしれない。さらに、例えば質問紙への回答後には、これらの項目は社会的に容認されるものではないことを強調し、新たな加害が生じないように配慮することや、項目内容自体を修正・変更していくこと

³ 専門家 (サイコパシー特性もしくは攻撃性に関する研究実績を持つ、心理学を専門とする大学教員および研究者) 5 名に、各 4 因子の定義を提示するとともに、それぞれの因子に含まれる項目が定義と合致しており、各因子を測定する項目として妥当であるかどうかについて 5 件法 (5: 妥当である—1: 妥当でない) による評定を求めた。5 名の評定を平均した結果、すべての項目において高い値が示された ($M = 4.0 - 5.0$)。その意味で、内容的妥当性については一定の確認がなされたものと考えられる。

も一考すべきであろう。

サイコパシー特性と非道徳的行動との関係

先に論じた通り Table 4 より、対人非道徳的意図・行動に関しては、PP である対人操作のみが対人非道徳的意図に対して促進的な影響を及ぼし、SP である不安定な生活様式と反社会性が対人非道徳的行動を有意に促進させる影響を及ぼすことが明らかとなった。この結果から、サイコパシーの他者に対する攻撃行動には異なる 2 つの過程が存在することが示唆される。つまり、PP が他者に対する攻撃行動に影響を及ぼす過程は、まず他者に対する攻撃意図が強まり、その意図の強さが攻撃行動を促進すると考えられるのに対し、SP が他者に対する攻撃行動に影響を及ぼす過程は、攻撃意図を介するよりも直接的に攻撃行動が促進されるものと考えられる。こうした議論は、PP は計画的で手段的な攻撃や暴力に至りやすく、SP は反応的な攻撃や暴力に至りやすいという Skeem et al. (2003) や Hare & Neumann (2009) の知見と一致する。

一方で、財産非道徳的意図・行動に関しては、Table 5 の結果から、PP である対人操作と SP である不安定な生活様式が財産非道徳的意図を促進させる影響を及ぼしていた。また、PP である対人操作と SP である不安定な生活様式と反社会性が財産非道徳的行動を促進させる影響を及ぼすことも明らかとなった。つまり、財産非道徳的行動に関しては、PP のみならず SP も、財産非道徳的行動に先行する財産非道徳的意図の形成に影響を及ぼすとともに、また、SP のみならず PP も、直接的に財産非道徳的行動を促進させる影響を及ぼすことが示唆されたといえる。この結果は Skeem et al. (2003) や Hare & Neumann (2009) が示す過程とは一部異なるが、財産非道徳的行動では、これらの知見が前提とする他者への暴力や攻撃が必ずしも伴うわけではなく、それゆえに影響過程に差異が生じている可能性も推察される。これまでに、財産に関係する非道徳的行動に関して PP と SP の影響過程の相違を論じた研究は見当たらず、ゆえにこの結果は、非道徳的行動の種類によりサイコパシー特性の影響力が異なる可能性を示した新たな知見といえる。

以上、サイコパシー特性は非道徳的行動を促進する影響を及ぼすことが明らかとなったが、今後は非道徳的行動の類型別に影響過程を検討することも必要であろう。

周囲からのサポートの調整効果

これまで論じてきたとおり、サイコパシー特性が非道徳的行動に対して基本的には促進的影響を及ぼすことが示されたが、Table 4、Table 5 の結果より、その促進的影響に対し、サポートが調整効果を発揮することも示された。

まず、財産非道徳的意図および行動を基準変数とした階層的重回帰分析の結果に着目すると、サイコパシーの反社会性が財産非道徳的意図に及ぼす促進的影響と、サイコパシーの不安定な生活様式が財産非道徳的行動に及ぼす促進的影響は、家族サポートが低い場合に強まることが示された。この結果は、Masui et al. (2012) の実験室場面での知見と合致するとともに、それを日常場面へと拡張させたものといえる。家族からのサポートの乏しさが、サイコパシー特性の財産非道徳的行動に及ぼす促進的影響を強めるという結果は、翻せば、家族からのサポートの乏しさの解消が、サイコパシー特性がもたらす促進的影響の亢進を防ぐ可能性を示すものといえる。ゆえにこの結果は、高サイコパシー特性者において、家族との強い絆などの保護要因の数と、重大犯罪の実行回数との間に負の相関があることを示した DeMatteo et al. (2005) の知見と関連するともいえよう。

一方で、財産非道徳的意図および行動を基準変数とした階層的重回帰分析の結果から、サイコパシー特性の反社会性が財産非道徳的意図・行動に及ぼす促進的影響は、友人・恋人サポートが高い場合により強まることも示された。つまり、友人・恋人からの手厚いサポートは、高サイコパシー特性者の財産非道徳的意図・行動を抑止する上では、逆効果になることが示されたといえる。この結果は、ピアの影響という観点からの解釈が可能と推察される。つまり、不良交友が犯罪の主要なリスク要因の 1 つ（法務省法務総合研究所、2011）であることを踏まえると、高い反社会性を持つ高サイコパシー特性者をサポートする友人や恋人は、その者自身も反社会性が高い可能性がある。そうした反社会性の高い友人や恋人にサポートされる中で、高サイコパシー特性者はより反社会性を強め、結果として非道徳的行動に至ると考えられ、本研究の結果はそうした過程を示すものとも推察できる。しかし、こうした議論は、あくまでも先行研究を踏まえた推測の域を脱しない。ゆえに今後は、この可能性を検証するためにも、高サイコパシー特性者をサポートする友人や恋人のサイコパシー特性の調査も必要といえよう。

さらに、対人非道徳的行動を基準変数とした階層的重回帰分析の結果から、サイコパシー特性の反社会性が対人非道徳的行動に及ぼす促進的影響は、家族サポートが高い場合に強まることも示された。これは、サイコパシーの財産非道徳的行動に対する促進的影響が、家族からのサポートが乏しい場合に、より強まるという前述の結果と一見すると矛盾するように思われる。しかしこの結果は、藤田 (1983) による、非行少年が犯した罪種の違いと親の養育態度の関連性を示した知見から整理されよう。すなわち、暴力犯罪を犯した非行少年は、親の養育態度を過干渉的であると報告する傾向があった一方、窃盗犯罪を犯した少年は、親

の養育態度を放任的であると報告する傾向が示されている（藤田，1983）。したがって先ほどの結果も、非道徳的行動の種類の違いによって生じた可能性が高いと考えることができる。つまり、家族からのサポートの多寡が非道徳的行動に及ぼす影響は、その種類によって異なるとともに、サイコパシー特性が非道徳的行動に及ぼす促進的影響に対する家族サポートの調整効果も、非道徳的行動の種類によって異なる可能性があると考えられる。またこの結果は、可視性の高いサポートはむしろ不快な気分や感情など心理的ディストレスを高めるという知見（Bolger & Amarel, 2007）からも解釈が可能であろう。加えて Berkowitz（1989）や大淵（2011）は、その種類を問わず不快情動が生じることで衝動的攻撃動機が促進されるプロセスを示唆している。これらを合わせて考えると、家族から可視性の高いサポートが多く提供されることによる心理的ディストレスもまた、不快情動の一種として衝動的攻撃動機の喚起をもたらしうると予想される。そして、元より他者への攻撃行動の実行に対する閾値が低いと考えられる反社会性高者においては、そのようにして生じた衝動的攻撃動機がそのまま実行にまで結びつきやすいという可能性も推察できる。

以上のように、周囲からのサポートの多寡が、サイコパシーの財産に関わる非道徳的行動や対人関係に関わる非道徳的行動に及ぼす促進的影響を調整することが明らかとなったものの、その調整効果は、サポート提供者や非道徳的行動の種類の違い、サポートの可視性などにより異なる可能性が示された。この可能性を踏まえると今後は、父、母、配偶者、恋人、友人などサポート提供者の属性を区別しつつ、各サポート提供者からのサポートの内容や多寡、および可視性の程度を詳細に尋ねるとともに、非道徳的行動の種類についても計画的・手段的なものと衝動的・反応的なものを区別したうえで尋ねることで、サイコパシー特性が非道徳的行動に及ぼす影響過程や、それに対する周囲からのサポートの調整効果についてより詳細かつ明確に把握していく必要がある。

本研究を通して、サイコパシー特性と非道徳的行動とは断ち切ることができない関係ではなく、サポートの有り様によっては、高サイコパシー特性者のさらなる非道徳的行動を防ぐ可能性が示されたといえよう。ゆえに今後の研究でも、サイコパシーと非道徳的行動との関係を調整する要因を同定することは、非道徳的行動や犯罪の発生を未然に防ぐための予防策を検討する上での有効なアプローチとなると期待される。

本研究の限界性と今後の課題

本研究においてサポートが調整効果を発揮したのは、SPのみであった。ゆえに、PPが非道徳的行動に及ぼす促進的な影響を調整する要因を、今後も様々な

観点から探索する必要がある。また、本研究で実施したのは自己報告式の質問紙調査であり、その回答において様々なバイアスが混入している可能性も否定できない。ゆえに、他者報告や客観評定なども含め、より総合的にサイコパシー特性や非道徳的行動を検討する必要もある。さらに、本研究のような横断的調査のみならず、縦断的調査も併用し、変数間の因果関係を緻密に分析することも重要となろう。

引用文献

- Andershed, H., Gustafson, S. B., Kerr, M., & Stattin, H. (2002). The usefulness of self-reported psychopathy-like traits in the study of antisocial behavior among non-referred adolescents. *European Journal of Personality*, 16, 383–402.
- Berkowitz, L. (1989). Frustration-aggression hypothesis: Examination and reformulation. *Psychological Bulletin*, 106, 59–73.
- Bettison, T. M., Mahmut, M. K., & Stevenson, R. J. (2013). The relationship between psychopathy and olfactory tasks sensitive to orbitofrontal cortex function in a non-criminal student sample. *Chemosensory Perception*, 6, 198–210.
- Bolger, N., & Amarel, D. (2007). Effects of social support visibility on adjustment to stress: Experimental evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92, 458–475.
- Carré, J. M., Hyde, L. W., Neumann, C. S., Viding, E., & Hariri, A. R. (2012). The neural signatures of distinct psychopathic traits. *Social Neuroscience*, 8, 122–135.
- DeMatteo, D., Heilbrun, K., & Marczyk, G. (2005). Psychopathy, risk of violence, and protective factors in a noninstitutionalized and noncriminal sample. *International Journal of Forensic Mental Health*, 4, 147–157.
- 藤田 裕司 (1983). 校内暴力非行生徒に関する調査研究 大阪教育大学紀要, 32, 87–98.
- Gordts, S., Uzieblo, K., Neumann, C., Van den Bussche, E., & Rossi, G. (2017). Validity of the Self-Report Psychopathy Scales (SRP-III full and short versions) in a community sample. *Assessment*, 24, 308–325.
- Guay, J. P., Ruscio, J., Knight, R. A., & Hare, R. D. (2007). A taxometric analysis of the latent structure of psychopathy evidence for dimensionality. *Journal of Abnormal Psychology*, 116, 701–716.
- Hare, R. D. (1991). *The Hare Psychopathy checklist (Revised)*. Toronto, Canada: Multi-Health Systems.
- Hare, R. D. (2003). *The Hare Psychopathy checklist (Revised 2nd ed.)*. Toronto, Canada: Multi-Health Systems.
- Hare, R. D., McPherson, L. M., & Forth, A. E. (1988). Male psychopaths and their criminal careers. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 710–714.
- Hare, R. D., & Neumann, C. S. (2008). Psychopathy as a clinical and empirical construct. *Annual Review of*

- Clinical Psychology*, 4, 217–246.
- Hare, R. D., & Neumann, C. S. (2009). Psychopathy: Assessment and forensic implications. *Canadian Journal of Psychiatry*, 54, 791–802.
- 法務省法務総合研究所 (2011). 犯罪白書——少年・若年犯罪者の実態と再犯防止—— 日経印刷
- 法務省法務総合研究所 (2012). 犯罪白書——刑務所出所者等の社会復帰支援—— 日経印刷
- 法務省法務総合研究所 (2013). 犯罪白書——女子の犯罪・非行, グローバル化と刑事政策—— 日経印刷
- Karpman, B. (1948). The myth of the psychopathic personality. *American Journal of Psychiatry*, 104, 523–534.
- Kosson, D. S., Smith, S. S., & Newman, J. P. (1990). Evaluating the construct validity of psychopathy in black and white male inmates: Three prelim studies. *Journal of Abnormal Psychology*, 99, 250–259.
- Marsee, A. M., Silverthorn, P., & Frick, P. J. (2005). The association of psychopathic traits with aggression and delinquency in non-referred boys and girls. *Behavioral Science and the Law*, 23, 803–817.
- Masui, K., Iriguchi, S., Terada, M., Nomura, M., & Ura, M. (2012). Lack of family support and psychopathy facilitates antisocial punishment behavior in college students. *Psychology*, 3, 284–288.
- 大淵 憲一 (2011). 新版 人を傷つける心 サイエンス社
- 岡邊 健 (2010). 項目反応理論を用いた自己申告非行尺度の作成 犯罪社会学研究, 35, 149–162.
- 大隅 尚広・金山 範明・杉浦 義典・大平 英樹 (2007). 日本語版一次性・二次性サイコパシー尺度の信頼性と妥当性の検討 パーソナリティ研究, 16, 117–120.
- Paulhus, D. L., Neumann, C. S., & Hare, R. D. (2016). *Manual for the Self-Report Psychopathy Scale* (4th ed.). Toronto, Canada: Multi-Health Systems.
- Pierce, G. R., Sarason, I. G., & Sarason, B. R. (1991). General and relationship-based perceptions of social support: Are two constructs better than one? *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 1028.
- Poythress, N. G., & Hall, J. R. (2011). Psychopathy and impulsivity reconsidered. *Aggression and Violent Behavior*, 16, 120–134.
- Seara-Cardoso, A., Dolberg, H., Neumann, C. S., Roiser, J. P., & Viding, E. (2013). Empathy, morality and psychopathic traits in women. *Personality and Individual Differences*, 55, 328–333.
- Skeem, J. L., Poythress, N., Edens, J. F., Lilienfeld, S. O., & Cale, E. M. (2003). Psychopathic personality or personalities? Exploring potential variants of psychopathy and their implications for risk assessment. *Aggression and Violent Behavior*, 8, 513–546.
- 杉浦 義典・佐藤 徳 (2005). 日本語版 Primary and Secondary Psychopathy Scale の妥当性 日本心理学会第 69 回大会発表論文集, 407.
- 鈴木 護・鈴木 真悟・原田 豊・井口 由美子 (1996). 自己申告法による中学・高校生の逸脱行動の広がりとその背景要因に関する研究 2——経験された逸脱行為のレベルと社会・心理的要因との関連—— 科学警察研究所報告防犯少年編, 37, 96–107.
- 浦 光博・高野 優子 (1995). 対人関係の肯定的側面と否定的側面との関連の分析 日本社会心理学会第 36 回大会発表論文集, 308–311.
- Walters, G. D., Marcus, D. K., Edens, J. F., Knight, R. A., & Sanford, G. M. (2011). In search of the psychopathic sexuality taxon: Indicator size does matter. *Behavioral Sciences and the Law*, 29, 23–39.
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209–231). New York: Guilford Press.
- Williams, K. M., Paulhus, D. L., & Hare, R. D. (2007). Capturing the four-factor structure of psychopathy in college students via self-report. *Journal of Personality Assessment*, 88, 205–219.
- Woodworth, M., & Porter, S. (2002). In cold blood: Characteristics of criminal homicides as a function of psychopathy. *Journal of Abnormal Psychology*, 111, 436–445.

—— 2016. 4. 29 受稿, 2017. 9. 2 受理 ——