

知覚されたサポートは 外傷体験の影響を緩衝し得るか

— 外傷後ストレス反応と解離傾向に着目して —

池田 龍也
(2015年10月5日受理)

Can Perceived Social Support Buffer Trauma Impacts?:
On the Outcome of Posttraumatic Stress Responses and Dissociative Tendencies

Tatsuya Ikeda

Abstract: This study investigated the ability of perceived social support (PSS) to buffer traumatic stress impacts by measuring posttraumatic stress responses (PTSR) and dissociative tendencies. A total of 163 undergraduate students (60 males and 103 females) were classified into traumatic ($n = 23$) and non-traumatic ($n = 140$) stress groups. Concerning dissociation on the basis of objective variables, the results of hierarchical multiple regression analysis indicated that PSS had a buffering effect. Concerning PSTR, however, the results of the same analysis indicated neither a significant nor direct effect of buffering. These results suggests that there are different mechanisms between dissociation and PTSR. Therefore, this study has determined that clinicians should make efforts to distinguish between dissociation and PTSR so that they are perceived as supportive by their clients.

Key words: dissociation, trauma, perceived social support, buffering effect

キーワード：解離，外傷体験，知覚されたソーシャルサポート，緩衝効果

問題と目的

ソーシャルサポートの効果

臨床場面におけるクライアントが経験するソーシャルサポートは、クライアントを支える重要な資源の1つである。例えば松本（2015）は Joiner, Van Orden, Witte, & Rud（2009 北村監訳 2011）の提唱する「自殺の対人関係理論」を元に、主観的な所属感の無さが自殺リスクの1つとなる可能性に言及し、主観的なものであったとしても当事者の認知する居場所感の存在が自殺リスクを低減するとしている。ソーシャルサポートの効果に関しては、2つの仮説、つまり直接仮説と緩衝仮説が存在する。

直接仮説では、ストレスターの有無に関わらず、ソーシャルサポートの存在が個人に影響を及ぼすとして

いる。一方、緩衝仮説では、ストレス状況下においてのみ、ソーシャルサポートが個人に影響を及ぼし、一定以上のストレスに曝露された場合、ソーシャルサポートの少ない者は、多い者よりも深刻な影響を受けるとされる。Cohen & Wills（1985）は1978年から1984年に公刊された先行研究の精緻なレビューから、どちらの仮説が支持されるのかは、ソーシャルサポートの測度に依存することを明らかにした。実行されたソーシャルサポート、例えば自分にどれくらい多くの仲間がいるか、仲間にどれくらい受け入れられているかを測定している場合、直接仮説が支持されやすい。浦（1992）はこの点について、助けてくれる仲間が不十分であると感じている者は、それだけで自尊感情が低く、不安に曝されやすいため、精神的健康が低くなりやすく、これが尺度得点に反映されるのだと説明し

ている。一方、知覚されたソーシャルサポート、例えば現在または将来、自分が困難に陥った際にどれくらいのサポートが得られると思うかという予測を測定している場合、緩衝仮説が支持されやすい (Cohen & Wills, 1985)。浦 (1992) は緩衝仮説について、ストレスイベントに遭遇した際、サポートを得られると予測する者の方が、サポートを得られないだろうと予測する者よりも、そのストレスイベントの深刻さをより軽度に評価するだろう、と述べている。以上のように、直接仮説と緩衝仮説では、その作用機序が異なる。しかし、当事者に何らかの影響を及ぼし、ソーシャルサポートの存在が当事者を助けるという点では一致している。加えて、同程度のストレスイベントに対して、ストレス反応の個人差を説明する上で、ソーシャルサポートという概念は有用であろう。

ストレスラーとしてのトラウマティック・ストレス

ストレス反応を引き起こすものをストレスラーと呼ぶ。ストレス反応は様々な形を取り得るが、例えば抑うつ気分や身体化、回避反応などが一例として挙げられる。ストレスラーの中でも、トラウマティック・ストレスは極めて侵襲性が高い。池田・岡本・森田 (2013) はトラウマに関するレビューの中で、アメリカ精神医学会の刊行する『精神疾患の診断・統計マニュアル』(以下、DSM と略記) の心的外傷後ストレス障害 (以下、PTSD) 診断基準の A 項目に着目し、トラウマティック・ストレスは致死性の高さに特徴付けられるとした。最新の DSM-5 でも「実際にまたは危うく死ぬ、重症を負う、性的暴力を受ける出来事」と定義されている (American Psychiatric Association, 2013 高橋・大野・染矢・神庭・尾崎・三村・村井 監訳 2014)。このよ

うな定義がなされる背景には、トラウマティック・ストレスを他のストレスラーと区別する必要があるためであると考えられる。実際、原因論を排した DSM において、トラウマティック・ストレスは PTSD や急性ストレス障害の原因として明記されている。ここから、トラウマティック・ストレスは他のストレスラーと比較すると、異質なストレスラーであることが推察される。

トラウマティック・ストレスの影響とレジリエンス要因

上述のように、トラウマティック・ストレスに曝露されると、PTSD や急性ストレス障害、さらには解離性障害などを発症することがある。特に PTSD は常にトラウマティック・ストレスと同様の文脈で論じられ、密接な関連があるとされる。しかしアメリカで実施された大規模な疫学調査によると、トラウマティック・ストレスに曝露されても、PTSD を発症する者は、ごく一部であることが明らかになっている (Kessler, Sonnega, Bromet, Hughes, & Nelson, 1995)。ここから、PTSD をはじめとするトラウマティック・ストレスに関連した精神疾患の発症には、個人差要因が多分に関与していることが推測される。そのような個人差要因として、Ahmed (2007) は個人の持つレジリエンス要因と脆弱性要因をまとめている。Ahmed (2007) の述べたレジリエンス要因と脆弱性要因を Table 1 に示す。Table 1 を概観すると、脆弱性要因は生来的なものである一方、レジリエンス要因は後天的に獲得可能なものが多い印象を受ける。

池田・岡本 (2015) はその中の、支持的他者の存在に着目し、解離傾向への緩衝効果を検討した。その結果、交互作用は認められず、直接効果が認められ、支

Table 1. Ahmed (2007) による PTSD の脆弱性要因とレジリエンス要因

	脆弱性要因	レジリエンス要因
個人内要因	女性であること 安全であるという感覚の低さ ソーシャルサポートの水準の低さ 神経質特性の高さ 精神病理が事前に存在すること トラウマティック・イベントに対するネガティブな評価	自尊感情 信頼 資源 (リソース) の豊富さ 内的な統制感 安定したアタッチメント ユーモアのセンス 自己充実感 熟達しているという感覚 楽観性 対人関係における能力 (例: ソーシャルスキル, 問題解決能力, 欲求の制御)
外的要因	教育水準の低さ 移民であること 先行するトラウマティック・イベント 曝露の程度 (強烈なあるいは持続的なトラウマ)	安全であること 宗教的な友好関係 強力な役割モデルの存在 情緒的な支え (理解, 仲間付き合い, 所属感, 肯定的評価を与える他者の存在など)

注. 邦訳は著者による

持的他者の存在が解離傾向を抑制する可能性が示唆された。支持的他者の存在に緩衝効果ではなく直接効果が認められた点はCohen & Wills (1985)の知見と矛盾する。池田・岡本 (2015)は杉山・坂本 (2006)の「被受容感・被拒絶感尺度」を用いて解離傾向への緩衝効果を検討している。被受容感とは「自分を支えてくれる他者の存在を感じ、自分は他者から一定の理解や暖かさ、承認をもって大切に扱われ、支えられているという認識と情緒」である(杉山, 2002)。池田・岡本 (2015)では、これを他者認知であり、知覚されたサポートの一部として扱っているが、浦 (1992)の説明によれば、これは実行されたサポートに分類される。そのため緩衝仮説を支持せず、直接効果のみが有意になり、直接仮説が支持されたと考えられる。

本邦におけるトラウマティック・ストレスとソーシャルサポートの関連に関する研究

ここで、本邦におけるトラウマティック・ストレスとソーシャルサポートの関連を検討した研究に目を向けてみたい。文献検索サイトCiNiiを用いて先行研究を検索したところ、本邦において、これらの関連を検討したものは、「外傷体験 and ソーシャルサポート」で0件、「トラウマ and ソーシャルサポート」で2件と少数であった(2015年8月31日現在)。後者の検索条件で該当した先行研究では、1つはレジリエンスに関する研究(羽賀・石津, 2014)、もう1つは小児癌患児に関するものであった(小澤, 2004)。羽賀・石津 (2014)の主眼はレジリエンス研究であり、ソーシャルサポートがトラウマティック・ストレスからの影響を干渉するかという点について、詳細な分析がなされてはいない。また小澤 (2004)では、小児癌患児のPTSDの発症に関与する要因として「治療のつらさ、ソーシャルサポートと告知」であると、「主観的ソーシャルサポート授与感」が闘病中の子供達を支える要因であると述べている。しかしながら、小澤 (2004)の知見は、主観的なソーシャルサポート授与感、すなわち知覚されたソーシャルサポートが小児癌患児に有効であることは示されているが、研究の目的上、他のトラウマティック・ストレスにも知覚されたソーシャルサポートが有効であるかは検討されていない。

本研究の目的

以上を踏まえると、本邦において、ソーシャルサポートがトラウマティック・ストレスの影響とどの程度関連するのか、十分な検討がなされているとは考え難い。当然のことではあるが、過去に起こったトラウマティック・ストレスを、なくすことはできない。可能なのは解離性健忘のように記憶から消し去ることだけである。しかし、何らかの介入・操作可能な要因が

トラウマティック・ストレスの影響を抑制あるいは緩衝するとすれば、これは臨床上非常に有益なものである。上述のように、知覚されたサポートはストレスからの影響を緩衝するとされるが、トラウマティック・ストレスのような強烈なストレス者に対しても知覚されたサポートが有効か否かは、いまだ検討されていない。またストレス者があまりに強烈になると、ストレス者の影響が緩衝効果をしのご、緩衝効果が得られないという指摘も存在する(浦, 1992)。

そこで本研究では、解離傾向と外傷後ストレス反応(以下、PTSR)を指標とし、知覚されたサポートがトラウマティック・ストレスを緩衝するか否かを検討することを目的とする。

方 法

調査協力者

大学生197名(男性70名、女性122名、不明5名)、平均年齢 20.29 ± 0.98 を対象とした。

有効回答者の抽出

回答に欠損のない者を有効回答者として抽出したところ、163名(男性60名、女性103名)が抽出された。平均年齢は 20.26 ± 1.00 歳、有効回答率は82.74%であった。

調査手続き

授業の終了後に、後述の質問紙を集合調査にて実施した。また調査に先立ち、後述の倫理的配慮について説明した。

測度構成

(1) 解離傾向の測定：解離性体験尺度(田辺, 1994)を使用した。Ray, June, Turaj, & Lundy (1992)を参考に5件法(0.まったくない~4.いつもある)で実施した。全28項目から構成される。略称についても、Ray et al. (1992)に基づき、RDESとした。(2) 最もストレスフルな出来事の同定：「過去に最もストレスを感じた出来事を1つ具体的に、空欄の中へご記入下さい」と教示し、最もストレスフルな出来事についての自由記述を求めた。(3) 外傷性の有無：伊藤・鈴木 (2009)の方法に基づき実施した。致死性・大怪我・身体保全の脅威の全3項目を2件法(0.なし、1.あり)にて用いた。致死性・大怪我性・身体保全の脅威の3項目中1項目以上に当てはまる場合、外傷性ありと評価された。(4) PTSRの測定：改訂版出来事インパクト尺度(以下、IES-R; 飛鳥井, 1999)。全22項目からなり、5件法(0.全くなし~4.非常に)で実施した。(5) 知覚されたソーシャルサポートの測定：知覚されたソーシャル・サポート尺度(以下、PSSQ; 宮

崎・小玉・佐々木, 1999) を用いた。全24項目で構成され、7件法(1.全くそう思わない~7.非常にそう思う)で実施された。(6)フェイス項目:性別および年齢を尋ねた。

倫理的配慮

本研究は広島大学大学院教育学研究科倫理審査委員会の承認を得て実施された。実施にあたり、協力は任意であること、回答を開始した後でも協力を取りやめることができること、調査主旨について口頭および書面によって教示した。

分析手順

まず使用した尺度の記述統計量と信頼性係数を算出した。次いで、伊藤・鈴木(2009)に基づき、有効回答者を外傷性あり群と外傷性なし群に分類した。ただし、DSM-5では感情反応がトラウマティック・ストレスの定義から除外されている。そのため、感情反応の有無に関わらず、致死性・大怪我・身体保全の脅威のいずれかが存在した場合に、外傷性あり群へ分類された。次に調査に用いられた尺度と外傷性の関連性を検討するため、相関行列が算出された。最後に、RDESおよびIES-Rをそれぞれ目的変数とし、外傷性の有無とPSSQを説明変数とする階層的重回帰分析が実施された。なお、階層的重回帰分析では交互作用項を投入する関係上、説明変数はあらかじめ中心化された。

使用機材

分析には統計解析ソフトR(ver.3.1.2)を用いた。記述統計量と信頼性係数の算出には、psychパッケージ(ver.1.5.1)を、相関行列の算出にはpolycorパッケージ(ver.0.7.8)を用いた。

結果

記述統計量と信頼性

調査に使用した尺度の記述統計量と信頼性を算出した(Table 2)。全ての尺度において $\alpha = .91 \sim .93$ の高い信頼性が得られた。

外傷性の有無による分類

伊藤・鈴木(2009)を参考に、有効回答者を外傷性あり群と外傷性なし群に分類した。方法でも述べたように、致死性・大怪我性・身体保全の脅威の3項目中1項目以上に当てはまる場合、外傷性ありと評価された。その結果、外傷性あり群には23名、外傷性なし群には140名が分類された。なお参考までに、外傷性の有無による記述統計量と t 検定の結果をTable 3に示した。いずれの尺度得点においても、外傷性の有無による有意差は認められなかった(それぞれ $t(29.51) = -1.54, p = .14; t(27.28) = -0.92, p = .36; t(35.24) =$

$1.37, p = .18$)。また、外傷性の有無による尺度得点差には、いずれも小さな効果量が認められた(それぞれ $d = 0.35; d = 0.24; d = 0.26$)。

各尺度間の関連

調査に使用された尺度間および外傷性の有無との関連性を検討するため、相関行列が算出された(Table 4)。なお、外傷性の有無との相関係数にはPolyserial相関係数、他はPearsonの積率相関係数が用いられた。

RDESとIES-Rには小さな相関が認められたが、その有意性は有意傾向に留まった($r = .36, p = .07$)。PSSQとRDESおよびIES-Rの間には有意な相関は認められず、相関係数自体も小さかった(それぞれ $r = -.10, p = .89; r = -.06, p = .21$)。また外傷性の有無とIES-Rの間には小さいものの有意な相関が認められ($r = .12, p = .03$)、RDESと外傷性の有無には小さな有意傾向を示す相関係数がみられた($r = .18, p = .08$)。しかし、PSSQとの間には有意な相関は認められなかった($r = -.15, p = .15$)。

知覚されたサポートの解離傾向への影響

RDES得点を目的変数とする階層的重回帰分析が強制投入方により実施された(Table 5)。まずStep1では、外傷性の有無(0.なし, 1.あり)が投入され、Step2ではPSSQ得点、Step3では外傷性の有無とPSSQの積からなる交互作用項が投入された。

Table 2. 記述統計量と信頼性係数 ($N=163$)

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>SE</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	α
RDES	23.3	12.13	0.95	0	83	.91
IES-R	18.6	14.63	1.15	0	71	.93
PSSQ	119.2	19.83	1.55	52	214	.93

Table 3. 外傷性の有無による記述統計と t 検定および効果量

	外傷性なし群 ($n = 140$)			外傷性あり群 ($n = 23$)			t 検定			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>SE</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
RDES	22.7	12.06	1.02	26.9	12.20	2.54	-1.54	29.51	.14	0.35
IES-R	18.2	14.21	1.20	21.6	17.01	3.55	-0.92	27.28	.36	0.24
PSSQ	119.9	20.37	1.72	114.8	15.80	3.29	1.37	35.24	.18	0.26

Table 4. 相関行列

	RDES	IES-R	PSSQ	外傷性
RDES	—	.07	.89	.08
IES-R	.36	—	.21	.03
PSSQ	-.10	-.06	—	.15
外傷性(1=あり)	.18	.12	-.15	—

注. 左下は相関係数, 右上は p 値を示す。外傷性との相関はPolyserial相関係数, 他は積率相関係数である。

知覚されたサポートは外傷体験の影響を緩衝し得るか
 — 外傷後ストレス反応と解離傾向に着目して —

各ステップの R^2 の変化量を示す ΔR^2 は、Step3において有意傾向が認められたため ($\Delta R^2 = .01, F(1, 159) = 3.45, p = .06$)、交互作用項を仮定する Step3が採用された ($R^2 = .02, overall F(3, 159) = 2.37, p = .07$)。従って、以下では Step3の結果について述べる。まず、外傷性の有無および PSSQ は有意な影響を示さなかった ($\beta = .22, p = .33, 95\% CI[-0.23, 0.68]$; $\beta = -.04, p = .61, 95\% CI[-0.20, 0.12]$)。しかし、外傷性の有無と PSSQ の積からなる交互作用項に有意傾向が認められた ($\beta = -.51, p = .06, 95\% CI[-1.06, 0.03]$)。

交互作用を詳細に検討するため、単純傾斜の検定が実施された (Table 6)。単純傾斜の検定の結果、 $PSSQ \pm 1SD$ の双方において、交互作用は有意傾向であった。加えて、 $PSSQ$ が $-1SD$ のとき、外傷性の有無が強く有意な正の影響を示した ($\beta = .74, p = .02, 95\% CI[0.12, 1.36]$)。

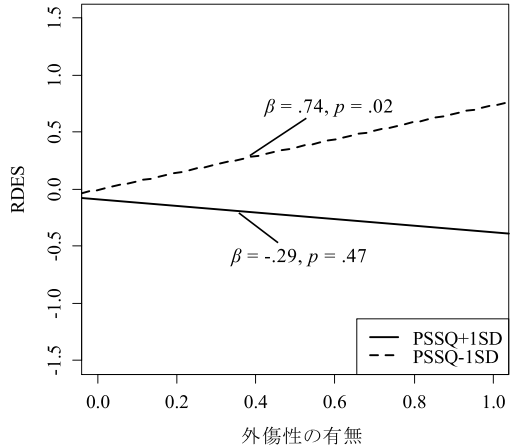


Fig.1. $PSSQ \pm 1SD$ 時の外傷性の影響

Table 5. 解離を目的変数とした階層的重回帰分析

目的変数:RDES	Step1					Step2					Step3				
	β	SE	95%CI		p	β	SE	95%CI		p	β	SE	95%CI		p
切片	-.05	.08	-.22	.12	.56	-.05	.08	-.21	.12	.59	-.05	.08	-.21	.12	.57
外傷性	.35	.22	-.10	.79	.12	.32	.22	-.12	.77	.15	.22	.23	-.23	.68	.33
PSSQ						-.09	.08	-.24	.07	.27	-.04	.08	-.20	.12	.61
外傷性×PSSQ											-.51	.28	-1.06	.03	.06
R^2	.01					.01					.02				
overall F (df)	2.40 (1, 161)					1.80 (2, 160)					2.37 (3, 159)				
ΔR^2						.00					.01				
F (df)						1.20 (1, 160)					.27				
											3.45 (1, 159)				
											.06				

Table 6. $PSSQ \pm 1SD$ 時の単純傾斜の検定

目的変数:RDES	PSSQ + 1SD					PSSQ - 1SD				
	β	SE	95%CI		p	β	SE	95%CI		p
切片	-.09	.11	-.32	.14	.44	-.01	.12	-.24	.23	.96
外傷性	-.29	.40	-1.08	.50	.47	.74	.31	.12	1.36	.02
PSSQ	-.04	.08	-.20	.12	.61	-.04	.08	-.20	.12	.61
外傷性×PSSQ	-.51	.28	-1.06	.03	.06	-.51	.28	-1.06	.03	.06
R^2	.02					.02				
overall F (df)	2.37 (3, 159)					.07				
						2.37(3, 159)				
						.07				

Table 7. PTSD を目的変数とした階層的重回帰分析

目的変数:IES-R	Step1					Step2					Step3				
	β	SE	95%CI		p	β	SE	95%CI		p	β	SE	95%CI		p
切片	-.03	.08	-.20	.13	.69	-.03	.08	-.20	.14	.71	-.03	.08	-.20	.14	.71
外傷性	.24	.22	-.21	.68	.30	.22	.23	-.22	.67	.33	.25	.23	-.21	.71	.29
PSSQ						-.05	.08	-.20	.11	.54	-.06	.08	-.22	.11	.48
外傷性×PSSQ											.12	.28	-.44	.67	.67
R^2	.00					.00					-.01				
overall F (df)	1.10 (1, 161)					0.73 (2, 160)					0.55 (3, 159)				
ΔR^2						.00					-.01				
F (df)						0.37 (1, 160)					.54				
											0.18 (1, 159)				
											.67				

知覚されたサポートの PTSD への影響

IES-R 得点を目的変数とする階層的重回帰分析が強制投入方にて実施された (Table 7)。なお、変数の投入順序は、上述の RDES 得点を目的変数とした階層的重回帰分析と同様であった。

いずれのステップにおいても有意な β 係数および R^2 がみられなかった。すなわち、主効果および交互作用のいずれにも有意な影響は認められず、モデルとしても有意なものではないことが示されるに留まった (それぞれのステップにおいて $R^2 = .00$, $F(1, 161) = 1.10$, $p = .30$; $R^2 = .00$, $F(2, 160) = 0.73$, $p = .48$; $R^2 = -.01$, $F(3, 159) = 0.55$, $p = .65$)。従って下位検定である単純傾斜の検定は実施されなかった。

考 察

本研究の目的は、知覚されたサポートが、トラウマティック・ストレスの影響を緩衝するか否かを検討することであった。その指標として解離性体験と PTSD に着目し、これらを目的変数とする階層的重回帰分析が実施された。

まず、相関係数について述べる。RDES と IES-R には小さな相関が認められたが、その有意性は有意傾向に留まった ($r = .36$, $p = .07$)。また外傷性の有無と IES-R の間には小さいものの有意な相関が認められ ($r = .12$, $p = .03$)、RDES と外傷性の有無には小さな有意傾向を示す相関係数がみられた ($r = .18$, $p = .08$)。これらの結果は、解離や PTSD が外傷性の有無と単純に連関しているわけではないことを示唆している。さらに、PTSR と関連が深いとされる解離についても相関係数は小さく、有意性も有意傾向に留まった。この点から、DSM-5 でストレス関連障害と解離性障害が関連はあるものの別の疾患単位として記載されているように (American Psychiatric Association, 2013 高橋他 監訳 2014)、解離と PTSD には関連があるものの、似て非なるものであると考えるべきであろう。

次に、本研究の目的である、外傷性の有無と知覚されたサポートが及ぼす影響について検討する。解離性体験の頻度の指標である RDES 得点を目的変数とした場合、交互作用項を含むモデル (Step3) が採用された ($\Delta R^2 = .01$, $F(1, 159) = 3.45$, $p = .06$; $R^2 = .02$, overall $F(3, 159) = 2.37$, $p = .07$)。Step3 時点での β 係数は、外傷性の有無が $\beta = .22$ ($p = .33$)、知覚されたサポートが $\beta = -.04$ ($p = .61$)、交互作用が $\beta = -.51$ ($p = .06$) であった。有意傾向に留まるものであったが、交互作用項を詳細に検討するため、知覚されたサポートを調整変数と仮定し、この変数が $\pm 1SD$ 増減した

場合の外傷性の有無の影響を検討した。その結果、既述の通り、交互作用はいずれの場合にも有意傾向を示した (それぞれ $\beta = -.51$, $p = .06$; $\beta = -.51$, $p = .06$)。

また、外傷性の有無については、 $+1SD$ 時と $-1SD$ 時で異なる値となった。PSSQ が $+1SD$ のとき、外傷性の有無は負の影響を示したが、有意ではなかった ($\beta = -.29$, $p = .47$, 95% CI[-1.08 0.50])。しかし、PSSQ が $-1SD$ のとき、外傷性の有無は有意で強い正の影響を示した ($\beta = .74$, $p = .02$, 95% CI[0.12 1.36])。Fig.1 から分かるように、外傷性の無い場合 (0 の場合)、解離傾向に大差は無いが、外傷性がある場合 (1 の場合)、知覚されたサポートの低さが解離傾向を高めることが推察される。この点は、Ahmed (2007) のまとめた PTSD の脆弱性要因・レジリエンス要因や、Cohen & Wills (1985) の緩衝仮説を一部支持するものである。ここで、「一部」としたのは、PTSR を目的変数とした際に同様の結果が得られなかったためである。

PTSR を目的変数とした場合、いずれの説明変数も有意あるいは有意傾向を示さなかった。この点は Ahmed (2007) や Cohen & Wills (1985) の知見と矛盾する。一般的に、PTSR と解離には密接な関連があるとされているが、本研究の知見からは、その生起メカニズムや関連要因、防御要因などが異なることが推察される。すなわち、知覚されたサポートは致死性の高い出来事の影響の中でも、PTSR は軽減せず、解離が軽減される。従って、PTSR に限定すれば、知覚されたサポートが果たす治療的影響は少ないと判断せざるを得ない。この点は、浦 (1992) の指摘する緩衝効果の限界と一致する。すなわち、ストレスの侵襲性が一定以上になると、ソーシャルサポートの緩衝効果をストレスの影響が上回り、緩衝効果が発揮されない。本研究において、PTSR を目的変数にした場合に交互作用が有意にならなかったことは、この点を反映しているものと考えられる。加えて、解離が目的変数の場合に緩衝効果が認められた点を考慮すると、解離は比較的軽度のストレスラーによっても生じる可能性がある。これは池田・岡本 (2015) の結果と一致し、解離は外傷性の低い、あるいは無い出来事によっても生じることが推察される。

また外傷性の有無のみ投入された Step1 であっても、外傷性が有意な影響を示さなかった ($\beta = -.03$, $p = .69 \sim .71$)。外傷性の有無を独立変数とし、IES-R を従属変数とした t 検定において効果量が小さかった点や ($d = 0.24$)、Kessler et al. (1995) の疫学調査の結果が示すように、トラウマティック・イベントと PTSD の関連は、一般に考えられているよりも弱いも

のである可能性がある。なお、この知見はトラウマティック・ストレスとPTSDあるいはPTSRの関連を否定したり、診断基準に意義を唱えたりするものではないことを附記しておく。

一方で、上述のように解離に対しては知覚されたサポートが緩衝効果を示すようである。特に外傷性イベントに曝露された際、知覚されたサポートが少ない者ほど、より高い頻度で解離性体験を経験する。そのため、当事者の解離が高頻度である場合、ソーシャルサポートの充実と同時に、サポートをサポートとして認識させること、認識する力を育むことや、一貫したサポート源を提供することで、解離の減弱化が可能であろう。

以上を踏まえると、知覚されたサポートはPTSRと解離では異なる作用を持つことが推察される。また自殺予防の面からも、知覚されたサポートの充実は臨床上に有益であろうことが指摘されている(松本, 2015)。これらの点から、心理臨床場面において心理臨床家がクライアントのサポート源として知覚されるよう努めるべきであることが指摘できよう。特に解離は自動的に生じる精神現象であるため、直接的に解離を扱い介入することは困難である。そのため、サポート認知を扱うことで間接的に解離を低減させる可能性が示唆されたことは、臨床上有意義なものと考えられる。

最後に、本研究の限界と今後の課題について触れたい。本研究の協力者は健康と思われる大学生である。解離やPTSRは一般群にもみられる現象であるものの、本研究の知見の臨床群への応用については、慎重になるべきであろう。また、本研究で用いられた解離の指標は、飽くまで個人の解離傾向を測定するものである。従って、周トラウマ期性解離への緩衝効果を保証するものではない。今後、周トラウマ期性解離との関連も含め、トラウマ関連の症状や心的状態とサポート認知の関連性を検討する必要がある。加えて、いずれのモデルも R^2 は小さく、説明力に乏しいと評価せざるを得ない。今後、サンプルサイズと対象者の属性を充実させ、本研究の知見および知覚されたサポートの果たす効果について、妥当性を確認していく必要がある。

【引用文献】

Ahmed, A. S. (2007). Post-traumatic stress disorder, resilience and vulnerability. *Advances in Psychiatric Treatment*, 13, 369-375.
American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic*

and Statistical Manual of Mental Disorders Fifth Edition. New York: American Psychiatric Publishing. (アメリカ精神医学会 高橋三郎・大野 裕・染矢俊幸・神庭重信・尾崎紀夫・三村将・村井俊哉 (訳) (2014). DSM-5 精神疾患の診断・統計マニュアル 医学書院)

飛鳥井望 (1999). 臨床疾患の臨床評価 - 不安障害 外傷後ストレス障害 (PTSD) - 臨床精神医学, 増刊号, 171-177.

Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98, 310-357.

羽賀祥太・石津憲一郎 (2014). 個人的要因と環境的要因がレジリエンスに与える影響 教育実践研究: 富山大学人間発達科学研究実践総合センター紀要, 8, 7-12.

池田龍也・岡本祐子・森田修平 (2014). トラウマと心の傷に関する研究の動向と展望 - 何が人を傷つけ苦しめるのか - 広島大学心理学研究, 13, 91-105.

池田龍也・岡本祐子 (2015). 比較的軽度なストレスと解離性体験の関連 - ポジティブな対人認知の影響について - パーソナリティ研究, 24, 91-93.

伊藤大輔・鈴木伸一 (2009). 非致死性トラウマ体験後の認知尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 行動療法研究, 35, 155-166.

Joiner, T. E., Van Orden, K. A., Witte, T. K., & Rud, M. D. (2009). *The Interpersonal Theory of Suicide: Guidance for Working with Suicidal Clients*. Washington, D. C.: American Psychological Association. (ジョイナー, T. E. 他 北村俊則 (監訳) (2011). 自殺の対人関係理論 予防・治療の実践マニュアル 日本評論社)

Kessler, R. C., Sonnega, A., Bromet, E., Hughes, M., & Nelson, C. B. (1995). Posttraumatic stress disorder in the national comorbidity survey. *Archives of General Psychiatry*, 52, 1048-1060.

松本俊彦 (2015). もしも「死にたい」と言われたら 中外医学社.

宮崎隆穂・小玉正博・佐々木雄二 (1999). 知覚されたソーシャル・サポート尺度の計量心理学的特性の検討 筑波大学心理学研究, 21, 187-195.

小澤美和 (2004). 小児癌児のストレス反応 日本小児血液学会雑誌, 18, 10-16.

Ray, W. J., June, K., Turaj, K., & Lundy, R. (1992). Dissociative experiences in a college age population: A factor analytic study of two dissociation scales. *Personality and Individual*

Differences, 13, 417-424.

杉山 崇 (2002). 抑うつにおける「被受容感」の効果とそのモデル化の研究 心理臨床学研究, 19, 589-597.

杉山 崇・坂本真士 (2006). 抑うつと対人関係要因の検討－被受容感・被拒絶感尺度の作成と抑うつの自己認知過程の検討－ 健康心理学研究, 19, 1-10.

田辺 肇 (1994). 解離性体験と心的外傷体験との関連－日本版 DES (Dissociative Experiences Scale) の構成概念妥当性の検討－ 催眠学研究, 39, 1-10.

浦 光博 (1992). 人を支える心の科学－ソーシャル・サポートの社会心理学－ サイエンス社.

【謝辞】

本研究を執筆するにあたり、多くの方々からの協力を得ました。まず、調査協力者の皆様には、貴重なお時間を割いて、単純とは言えない質問紙調査にご協力頂いたことを、心から御礼申し上げます。また調査の機会を提供して下さいました岡本教授、湯澤教授、水口助教に感謝申し上げます。加えて、本調査で得られたデータの inputs を担当して下さいました杉山瑞歩さんへ御礼申し上げます。最後に本稿の執筆にあたり、多岐にわたるご指導ご鞭撻を賜りました、心理学講座 岡本祐子教授へ、厚く御礼申し上げます。

(主任指導教員 岡本祐子)