<原著>

ネガティブ情動への否定的評価が 自己開示の抵抗感に及ぼす影響

柳内桃代 信州大学大学院教育学研究科 茅野理恵 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究ではネガティブ情動への着目の必要性を示すため、開示抵抗感における対他的要因及び対自的要因の強さによる援助要請行動の特徴を明らかにしたうえで、ネガティブ情動への評価が開示抵抗感に及ぼす影響を検討した。その結果、開示抵抗感において対他的要因が高い場合、関係性に影響を与えにくい、且つ状況を説明しやすい相手を選択する傾向が見られた。更にネガティブ情動を抱く自分への嫌悪感が高い場合、相手からの否定的な印象を予期し、ネガティブ情動の開示を悪いことと捉える可能性が示唆された。

キーワード:情動への評価、ネガティブ情動、開示抵抗感、援助要請

問題と目的

情動は他者や自分自身に対する信号機能としての役割を持ち(Campos, Campos, & Barrett, 1989), 自己開示の一種として捉えられる。日常において情動は「ポジティブ情動」、「ネガティブ情動」といった分類をされ、特にネガティブ情動は他者との関係性を悪化させやすい点から悪い評価をされやすい。また自己開示は相手の都合やその場の空気に合わせた方法が望まれやすく、ネガティブな内容は不適切と捉えられる傾向にあることから(森脇・坂本・丹野, 2002), 相手との仲を良好に保つためにネガティブ情動の表出は抑制されやすい。このような自己開示への抵抗感を遠藤(1994)は開示抵抗感と命名している。

しかし、ネガティブ情動には他者からの支援を引き出す(Malatesta, & Wilson, 1988)、目標を達成するためのエネルギーとして働く(Campos et al., 1989)など様々な役割が存在する。情動の理解は自己と他者の違いへの気づきなどに繋がることから(Ekman, 1975 工藤訳 1987)、自己の抱くネガティブ情動を受容すること、また時に他者へ情動を表出することは心身の健康に重要と言える。またその一方で被開示者の否定的反応により開示者の自信などが低下すること(川西, 2008)、また被開示者の抑うつ傾向が開示された際の被開示者のネガティブ情動に影響することを踏まえ(森脇・坂本・丹野, 2004)、どの場面においても情動表出が最適とは限らず、開示により自分が望む反応が与えられる相手を選択したう

えで行うことも大切である。よって、本研究ではネガティブ情動への開示抵抗感に着目し、 開示抵抗感へのアプローチを検討するうえでの更なる一助とすることを目的とする。

本研究では、ネガティブ情動への開示抵抗感に影響する要因として情動への評価(奥村, 2008)を挙げる。ネガティブ情動はポジティブ情動と比べ問題視されやすく、それが生じること自体への否定的評価も存在する。ネガティブ情動を否定的に評価する場合、表出した自分自身への嫌悪感などに繋がり、場面や開示相手に関わらず表出を抑制する可能性がある。自己の情動を十分に認知し言語により表現することは心身の健康に繋がることからも(Pennebaker, 1997 余語訳 2000)、ネガティブ情動は全ての場面において抑制されるのではなく、自分の情動を表出できる状況を選択したうえで表出することが望ましいと言える。開示抵抗感については様々な先行研究が存在するが、情動そのものに対する評価との関連については未だに述べられていない。よってそれらの関連を示すことで、開示抵抗感に対するアプローチを検討するうえでの更なる一助となると考えられる。

更に開示抵抗感は、「対他的要因」と「対自的要因」への分類でより明らかになるとされる(片山、1996)。対自的要因は自分自身への影響のみを考慮するのに対し、対他的要因は対人関係への影響を考慮する。この2要因に影響する要因についての研究は複数存在するが(川西、2008;遠藤・湯川、2013)、2要因が与える影響に着目した研究はごくわずかであり(片山、1996)、分類する意義を深めるためにはもたらす影響を更に検討する必要がある。

また開示抵抗感への効果的なアプローチは、その要因により異なる可能性がある。対他的要因が強い場合対人関係への影響を懸念するため、安心感を持って開示できる親密な他者や私生活に支障をきたさないカウンセラーなどを選択することで開示抵抗感が低下すると考えられる。一方、対自的要因は自分自身が更に傷つくことへの懸念であることから、開示相手に関わらず開示した自分自身に目が向き、開示抵抗感は常に高い可能性がある。このことから、自己開示の結果相手から否定的反応を受けた場合、対他的要因が強いと「この人には開示すべきでない」と感じより適切な相手を選択しようとするが、対自的要因が強いと「情動自体を開示すべきでない」と感じ、自己開示自体を抑えるようになると予測される。よって対自的要因にはより適切な開示相手を勧めるアプローチが、対自的要因には「自己開示は不適切だ」という認知に対するアプローチが効果的と言える。以上の点から、対他的要因と対自的要因の強さによる援助要請傾向の違いを検討することは、開示抵抗感を2要因に分類するための更なる根拠に繋がると言える。

よって本研究の目的は以下の2点である。初めに開示抵抗感における対他的要因と対自的要因の強さによる援助要請行動の特徴を検討する。2点目に、ネガティブ情動として悲しみと怒りを取り上げ、それぞれへの評価が開示抵抗感に及ぼす影響について検討する。そしてその中でもネガティブ情動自体が不適切という評価に着目することで、情動への評価や開示抵抗感に対する今後のアプローチを検討していくうえでの一助とする。

研究I 自己開示への抵抗感が他者への援助要請に及ぼす影響

目的

開示抵抗感における対自的要因及び対他要因の違いから、援助要請の特徴を比較する。 仮説は以下の2つである。まず対他的要因が高い場合、対自的要因が高い場合と比べカウンセラーや医師といった日常の対人関係に影響しない他者への援助要請を行う傾向にあることを仮説1とする。続いて対自的要因が高い場合、対他的要因が高い場合と比べ誰にも相談しない傾向にあることを仮説2とする。

方法

2020年11月から12月にかけて調査を行った。縁故法を用いて調査協力者を募り、質問内容はGoogle forms を用いてインターネット上に公開した。

調査協力者 大学または大学院に所属する学生 151 名を分析対象とした(男性 48 名,女性 101 名,回答しない 2 名)。対象者の平均年齢は 21.72 歳(SD = 1.85)であった。

調査材料

(1)フェイスシート項目 性別, 学年, 年齢について尋ねた。

(2)開示抵抗感 片山(1996)による「自己開示への否定的効果尺度」を使用した。尺度は 13 項目から成り、対自的要因・対他的要因のそれぞれを測定する。「あなたが、気分が落ち込んでいる事について他者に開示した場合、以下を生起する可能性はどれぐらいありますか」と教示し、5 件法で回答を求めた。

(3)援助要請 Wilson et at al.(2005)による「General Help-Seeking Questionnaire」(以下,GHSQ)を使用した。尺度では調査者が設定した人物のそれぞれに対し援助要請を行う可能性を尋ねる。本研究では梅垣(2017)を参考に「気分がひどく落ち込んだり強い不安を感じたりした時,以下の人物から助けやアドバイスを求める可能性はどれくらいありますか」と教示し,①恋人,②友人,③親,④親以外の家族,⑤学校のカウンセラー,⑥学校以外の機関にいるカウンセラー,⑦電話相談,⑧医者,⑨先生,⑩誰にも相談しない,の10項目について7件法で尋ねた。

倫理的配慮

本調査は、信州大学教育学部研究委員会による倫理審査及び承認を受けて実施された (管理番号: 20-13)。

結果

はじめに、自己開示への否定的効果尺度における「対自的傷つき」と「対他印象の低下」の各下位尺度得点を変数とし、ユークリッド距離の二乗を用いたクラスタ分析(グループ内平均連結法)を行った。その結果4つのクラスタに分かれ、第1クラスタは88名、第2クラスタは26名、第3クラスタは14名、第4クラスタは23名であった。次に各クラスタの特徴を把握するため、クラスタを独立変数、「対自的傷つき」及び「対他印象の低下」の各下位尺度得点を従属変数とした1要因4水準分散分析を行った。表1に各クラスタに

おける「対自的傷つき」及び「対他印象の低下」の平均値と標準偏差を示した。

第1クラスタは2因子が共に全体の平均値に近いことから「両平均群」と命名した。第2クラスタは2因子が共に全体の平均値よりも高いことから「両高群」と命名した。第3クラスタは「対他印象の低下」は全体の平均値より低い傾向にあるものの、「対自的傷つき」は全体の平均値より高いことから「対自高群」と命名した。第4クラスタは2因子が共に全体の平均値よりも低いことから「両低群」と命名した。

女 インノスグにおける十岁点と原華畑左			
		平均値(点)	標準偏差
第1クラスタ	対自的傷つき	3.00	0.52
	対他印象の低下	2.54	0.71
第2クラスタ	対自的傷つき	4.28	0.31
	対他印象の低下	3.88	0.47
第3クラスタ	対自的傷つき	4.26	0.27
	対他印象の低下	1.88	0.36
第4クラスタ	対自的傷つき	1.82	0.53
	対他印象の低下	1.12	0.18

表1 各クラスタにおける平均点と標準偏差

続いて各クラスタが GHSQ の各項目に及ぼす影響を検討するため,クラスタを独立変数,GHSQ の各項目を従属変数とした分散分析を行った。その結果,「友人」,「先生」,及び「誰にも相談しない」において効果が有意であった(F(3, 147) = 8.08, MSE = 1.60, p < .001, η^2 = .14; F(3, 147) = 4.04, MSE = 3.09, p = .009, η^2 = .08; F(3, 147) = 10.26, MSE = 3.80, p < .001, η^2 = .17)。表 2 から表 4 にかけて,「友人」,「先生」,「誰にも相談しない」のそれぞれにおける平均値と標準偏差を示した。

表 2	各クラスタにおり	オス「左人	」の亚均占	レ煙淮偏美
AV /		/ / / / / / / / / / / / / / / / / / /		

	平均值(点)	標準偏差
両平均群	5.91	0.99
両高群	4.69	1.57
対自高群	5.07	1.98
両低群	6.09	1.31

	平均値(点)	標準偏差
両平均群	3.76	1.74
両高群	2.69	1.49
対自高群	3.29	2.13
両低群	2.65	1.87

表3 各クラスタにおける「先生」の平均点と標準偏差

表 4 各クラスタにおける「誰にも相談しない」の平均点と標準偏差

	平均値(点)	標準偏差
両平均群	3.64	1.97
両高群	5.73	1.59
対自高群	4.57	2.14
両低群	3.00	2.13

「友人」と「誰にも相談しない」は分散が等質でなかったため、Games-Howell の方法により多重比較を行った。その結果、「友人」では両平均群と両高群、また両高群と両低群の間の平均値の差がそれぞれ有意であった(p=.004, d=1.06; p=008, d=0.96)。「誰にも相談しない」では両平均群と両高群、また両高群と両低群の間の平均値の差がそれぞれ有意であった(p<.001, d=1.11; p<.001, d=1.47)。

「先生」は分散が等質であったため Hochberg の GT2 の方法により多重比較を行った。 その結果,両平均群と両高群,また両平均群と両低群との間の平均値の差がそれぞれ有意 であった(p=.042, d=0.63; p=.046, d=0.63)。

考察

研究 I では、開示抵抗感における対自的要因と対他的要因の違いが及ぼす影響を検討するため、それぞれの高さから群分けを行い援助要請行動の特徴を比較した。まず対自的要因及び対他的要因の高さから 4 クラスタが得られた。結果からは対自的要因のみが高い群が見られた一方で、対他的要因のみが高い群は見られなかった。よって対他的要因は対自的要因から独立した因子であるとは限らず、対自的要因の高さが対他的要因を高めている可能性がうかがえ、今後の研究で 2 要因の関連性に更に着目する必要があると言える。

続いて、各クラスタにおける援助要請の特徴を把握するため、一要因分散分析を行った。 まず2要因の高さがどちらも平均以上である場合、どちらも低い場合と比べ友人に相談す る傾向にあった。これは開示抵抗感が高い場合に低い場合よりも自己開示が抑制されることを示す妥当な結果だと言える。

次に2要因がどちらも高い場合、どちらも平均以下の場合と比べ誰にも相談しない傾向にあった。GHSQにおいて両高群の平均値は「誰にも相談しない」で最も高い傾向にあった。よって他項目はあくまで「相談するとしたらどれくらいの可能性があるか」を想定して回答され、実際の行動と異なる可能性がある。そして「誰にも相談しない」において最も実際の行動が示され、2要因が共に高い場合誰にもネガティブ情動を相談しない傾向にあると考えられる。

なお「誰にも相談しない」において、有意ではないものの対自高群は両平均群及び両低 群より平均値が高い傾向にあった。対自高群は両平均群や両低群よりも対自的要因の平均 値が高いことを踏まえると、やはり対自的要因の高さが誰にも相談しない傾向に影響して いる可能性がうかがえ、今後も更に検討される必要がある。

次に2要因がどちらも平均の場合、どちらも高いまたは低い場合と比べ先生に相談しない傾向にあった。両低群はGHSQにおいて「恋人」や「友人」、また「親」の平均値が高く、「学校外の機関にいるカウンセラー」や「電話相談」の平均値は低い傾向にあった。よって開示抵抗感が低い場合身近な存在である友人や家族に開示し、関わる機会の少ない先生などに開示する機会が減ると考えられる。

また2要因が共に平均の場合、有意ではないものの対自的要因のみが高い場合より平均値が高かった。対他的要因の平均値は両平均群の方が高いものの、対自的要因の平均値は対自高群が高いことも踏まえ、本結果は対他的要因の高さ、及び先生という関係性が影響したと考える。先生は友人や家族と比べ関わる機会が少ない反面、カウンセラーや医者よりも普段の自分の様子を理解した存在でもある。よって対他的要因が高く、また対自的要因も平均的な高さである場合、日常の対人関係に影響を及ぼさず、かつ自分のことを理解した他者を選択すると考えられる。よって、この結果は仮説1を一部支持したと言える。

本研究では、対自的要因が高い場合と対他的要因が高い場合において援助要請の特徴に 違いが見られることを仮説とした。まずクラスタ分析において対他的要因のみが高い群は 見られなかった。そのため対自的要因が対他的要因に影響することを仮定し考察した結果、 仮説1は一部支持され、また仮説2においては支持されなかった。

この結果には GHSQ への解釈が影響した可能性がある。本研究では対自高群において GHSQ の全項目で差が見られなかったことから、あくまで相談するとしたらという解釈で 回答した可能性がある。また、今回は自分自身に援助が必要だと自覚した状態を想定しているが、実際の場面では「現在の自分は他者への援助を必要とする状態だ」と自覚しにくい可能性もある。そのため、対自的要因の特徴は援助要請行動ではなくその前の段階で見られるのかもしれない。よって、今後の研究では対自的要因の特徴を把握する際に使用する尺度を改めて検討する必要があると言える。

研究Ⅱ ネガティブ情動への否定的評価が自己開示の抵抗感に及ぼす影響

目的

怒りと悲しみのそれぞれに対する否定的評価が開示抵抗感に及ぼす影響を検討し、特に対自的要因との関連を検討する。ネガティブ情動を感じる自分自身に対して悪いことだ、 罪悪感などの嫌悪感を抱きやすいほど開示抵抗感が高く、特に対自的要因に正の影響を与えることを仮説 1、ネガティブ情動を感じることは必要だという認識が低いほど開示抵抗感が高く、特に対自的要因に正の影響を与えることを仮説 2 とし、それぞれ検討する。

方法

研究 I と同一の調査フォームにて収集した。調査協力者等は研究 I と同様であった。 調査材料

(1)フェイスシート項目 性別, 学年, 年齢について尋ねた。

(2)ネガティブ情動への評価 ネガティブ情動への評価について測定するため、奥村 (2008)による「情動への評価尺度」を使用した。この尺度は「悲しみ」と「怒り」の下位 尺度に分けられ、それぞれ 22 項目 6 件法で尋ねた。

(3)開示抵抗感 研究 I と同様に、片山(1996)による「自己開示への否定的効果尺度」を使用した。

倫理的配慮

本調査は、信州大学教育学部研究委員会による倫理審査及び承認を受けて実施された (管理番号: 20-13)。

結果

表 5 に、情動への評価尺度における「悲しみ」と「怒り」の各因子の平均点と標準偏差をそれぞれ示した。なお、本研究では各因子の平均得点を下位尺度得点として用いた。

		平均値(点)	標準偏差
悲	自己嫌悪	2.51	1.07
L	必要性	4.24	0.96
み	負担感	3.94	1.00
test	自己嫌悪	3.47	1.11
怒り	必要性	3.51	0.98
.)	負担感	4.61	0.95

表 5 情動への評価における平均点と標準偏差

情動への評価と開示抵抗感との関連を検討するため、初めに悲しみにおける「他者懸念」、「必要性」、「負担感」を説明変数、自己開示の否定的効果尺度における「対自的傷つき」、「対他印象の低下」、「無効性」を目的変数とした重回帰分析を行った。

表 6 に分析の結果を示した。決定係数は、「対自的傷つき」と「対他印象の低下」において 1%水準で有意であった($R^2=.37$, F(3,147)=28.74, p<.001; $R^2=.36$, F(3,147)=27.71, p<.001)。「無効性」は 5%水準で有意であった($R^2=.15$, F(3,147)=8.64, p<.001)。「対自的傷つき」においては「他者懸念」と「負担感」が 1%水準で有意であった。「対他印象の低下」においては「他者懸念」が 1%水準で有意、「負担感」が 5%水準で有意であった。「無効性」においては「他者懸念」が 1%水準で有意であった。

表6 悲しみを説明変数とした重回帰分析

	対自的	対他印象	無効性
AL THE A	傷つき	の低下	2044
他者懸念	.50**	.66**	.30**
必要性	.08	.19*	01
負担感	.21**	02	.13
決定係数	.37**	.36**	.15**

p* < .05 *p* < .01

続いて、怒りにおける「他者懸念」、「必要性」、「負担感」を説明変数、自己開示の否定的効果尺度における「対自的傷つき」、「対他印象の低下」、「無効性」を目的変数として重回帰分析を行った。

表 7 に分析の結果を示した。決定係数は、「対自的傷つき」において 1%水準で有意、「対他印象の低下」において 1%水準で有意であった $(R^2=.11,F(3,147)=6.18,p<.001;R^2=.18,F(3,147)=10.80,p<.001)$ 。「無効性」においては有意とならなかった $(R^2=.04,F(3,147)=2.03,p=.113)$ 。「対自的傷つき」においては、「他者懸念」が 5%水準で有意、「負担感」が 10%水準で有意であった。「対他印象の低下」においては、「他者懸念」が 1%水準で有意、「必要性」が 5%水準で有意であった。

表7 怒りを説明変数とした重回帰分析

	対自的	対他印象	無効性
他者懸念	<u>傷つき</u> .23*	<u>の低下</u> .44**	.22*
必要性	.09	.20*	.06
負担感	$.16^{+}$.01	01
決定係数	.11**	.18**	.04

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

考察

本研究では、ネガティブ情動への評価と開示抵抗感との関連を検討するため、悲しみと 怒りに対する評価と開示抵抗感を用いた重回帰分析を行った。

初めに、悲しみを感じる自分自身を嫌悪するほど、開示抵抗感における対自的要因が高い傾向にあった。この要因として、悲しみを抱く自分自身を不適切だと認識することは、自己開示においても「不適切な情動を開示してしまった自分」に着目しやすく、自分自身への影響を懸念することに繋がったと考えられる。

また、悲しみを感じる自分自身を嫌悪するほど対他的要因も高い傾向にあった。ネガティブ情動を抱く自分自身を悪いものと捉えた場合、自己開示は「悪い自分の姿をさらす行動」に繋がる。そのため、相手との関係維持を考慮する日本の文化も踏まえ、「相手も自分に対して否定的な印象を抱くのでないか」という懸念が生じやすいと考えられる。悲しみへの評価における他の因子よりも「自己嫌悪」は大きい値を示したことから特に関連が強いと言える。

また、悲しみを感じる自分自身への嫌悪感が強いほど、相手から無関心な対応を受けることを予期する傾向にあった。この結果も対他的要因と同様に、自分自身が悲しみを悪いものと感じているために、相手も同様に感じ無関心な対応を受けることを想定すると考えられる。以上の結果から、悲しみにおいて仮説1は支持されたと言える。

更に、悲しみを感じることを必要だと感じるほど対他的要因が高い傾向にあり、仮説 2 とは異なる結果となった。この要因として、本研究では「気分が落ち込んでいる事」について自己開示を行う傾向を尋ね、比較的自由に想起される教示であったことが挙げられる。これを踏まえ、悲しみを必要だと感じている場合、「気分が落ち込んでいる事」として想起されるのは悲しみを抱いたこと自体への悩みではなく、より問題解決が重視された悩みであり、その問題解決の深刻さから対他的要因が高められた可能性がある。よって、この結果はネガティブ情動の必要性を感じるかによって悩みの内容や質に違いが見られる可能性を示しており、今後の研究においてより詳細に検討すべきと言えるだろう。

また、悲しみを感じることに負担感を抱きやすいほど、対自的要因が高い傾向にあった。 ネガティブ情動の開示は、自分自身のネガティブ情動を思い出すことに繋がる。ネガティブ情動の開示は様々な利点を持つが、その反面で苦しい状況を思い出し、その情動と向き合わなければならない。そのため、悲しみに対し強い負担感を持つ場合に自分自身に更なる心理的負荷を与える恐れがある。よって今回の結果は、開示により改めて悲しみが喚起されることへの不安が影響したと考えられる。

総合考察

本研究の目的は、第一に開示抵抗感における対自的要因と対他的要因の違いから援助要請の特徴を検討すること、第二にネガティブ情動への否定的評価が開示抵抗感に及ぼす影

響を検討することであった。

研究 I ではまず開示抵抗感における対自的要因と対他的要因を基に群分けを行った。その結果、「両平均群」、「両高群」、「対自高群」、「両低群」の4群に分類されたものの、対他的要因のみが高い群は見られなかった。よって対自的要因が対他的要因の高さに影響を与える可能性が示され、今後の研究では2 要因の関連を更に検討する必要性が示唆された。研究 I では2 つの仮説を検証した。まず、対他的要因が高い場合日常での関わりが少ない他者に援助要請を行う傾向にあることを仮説1とした。続いて、対自的要因が高い場合誰にも相談しない傾向にあることを仮説2とした。GHSQを従属変数とした分散分析の結果、「友人」、「先生」、「誰にも相談しない」の3項目で差が見られ、開示抵抗感における援助要請の特徴が3点示唆された。1つめに、2要因がどちらも低い場合、身近な他者に援助要請を行う傾向にあった。2つめに、対他的要因が高い場合、日常での関係に支障をきたさず、なおかつ自分の状況を理解した他者に援助要請を行う傾向にあった。3つめに、2要因がどちらも高い場合に他者への援助要請を行わない傾向にあった。

本研究では対他的要因のみが高い場合の特徴が示唆されたものの、対自的要因のみが高い場合の特徴は示されなかった。よって研究Iにおける仮説は一部において支持され、開示抵抗感を対自的要因と対他的要因に分類する意義を示したと言える。また、誰にも相談しない傾向においても有意差が見られたことを踏まえ、今後は対自的要因についても特徴をより明らかにしつつ、それぞれの要因に対するアプローチを検討する必要があるだろう。

また対他的要因の方が高い場合、関係性に比較的影響を与えない他者を選択したことから、カウンセラーや電話相談等の相談窓口を利用してもらう重要性がうかがえる。しかし GHSQ におけるカウンセラーや電話相談等の平均値から、気分が落ち込んだ際にカウンセラーなどへの相談は検討されにくい傾向にある。よって、今後も更にカウンセリングや電話相談などの様子を伝えより身近に感じてもらうことによって、身近な他者に相談できない際にそれらの機関に繋がりやすくなるだろう。

続いて研究IIでは、悲しみや怒りを抱くことへの否定的評価が開示抵抗感に影響することを想定した。研究IIにおいては2つの仮説を検証した。まず、ネガティブ情動を抱く自分自身への嫌悪感が高いほど開示抵抗感が高く、特に対自的要因を高めることを仮説1とした。また、ネガティブ情動への必要性を感じにくいほど開示抵抗感は高く、特に対自的要因を高めることを仮説2とした。重回帰分析の結果、悲しみと怒りの両方において対他的要因及び対自的要因との関連が見られ、また悲しみにおいてのみ「無効性」との関連が見られた。この結果から、ネガティブ情動の種類によって開示抵抗感との関連に違いが見られることを示しており、情動に着目した研究を行う際にはポジティブ情動、ネガティブ情動と一括りにせず、より細分化して研究を行う必要性がうかがえる。また、「必要性」と対自的要因については悲しみと怒りのどちらにおいても関連が示されなかったため、仮説は一部において支持されたと言える。しかし「他者懸念」が開示抵抗感の全因子との関連

を示したことを踏まえ、ネガティブ情動の捉え方と開示抵抗感との関連が示されたと言える。よって本研究の結果は、情動への評価に対してより着目する必要性を示したと言える。

近年、学校現場などでの心理教育は重視されつつあり、その機会は今後ますます増えるだろう。本研究の結果は、心理教育を実施するなかで情動への対応方法のみに着目するのではなく、基本的な段階である情動への評価についても取り扱う必要性を示したと言える。よって、今後心理教育を行う際には、情動に対する捉え方にも着目し、「ネガティブ情動は自分を助ける側面も持っており、抱くことは不適切ではない」という認識を広めることが重要となってくるだろう。

また本研究の結果から、悲しみや怒りを抱くことに負担を感じる傾向にあるほど対自的要因が高いことが示された。ネガティブな内容に限らず、時として情動はエネルギーを消耗するものであり、自分自身に更なる負担をかける危険性も孕む。つまり、自己開示は精神的健康に繋がる行為ではあるものの、情動を改めて想起するものと捉えた場合に生じる開示抵抗感は自分への負荷を防ぐ一つのサインとも考えられる。よって情動表出に関して心理教育等を行う際は、「情動の表出が適切か否かは個人や場面によって異なるものの、一つの手段として自由に選択して良い」という認識を広めることが重要となってくるだろう。最後に、本研究の課題を2点挙げる。初めに調査対象者の少なさである。本研究ではGoogle forms を用いて2ヶ月にわたり調査を実施した。その結果151名の回答が得られたものの、群分けには少ないデータ数になり、本研究の信頼性はやや低いと言える。よって、今後は大学生や大学院生以外も対象者とし更にデータ数を増やすことにより、より信

次に、開示抵抗感における対自的要因の特徴の捉えなおしである。今回、援助要請との 関連について比較検討を行ったが、対自的要因のみが高い場合においては他の群との間に 有意差が見られなかった。この理由として、本調査ではあくまで援助要請が必要だと自覚 した場合を想起させる内容であったことが挙げられ、実際の場面においてまず自分の状態 をどのように捉える傾向にあるかは本研究においては不明のままである。今回は対他的要 因の特徴のみ傾向が示唆されたため、今後の研究においては対自的要因の特徴により着目 し、特に自身の状況への捉え方を検討していくことが必要と言えるだろう。

頼性の高い結果が得られるだろう。

引用文献

- Campos, J. J., Campos, R. G., & Barett, K. C. (1989). Emergent themes in the study of emotional development and emotion regulation. *Developmental Psychology*, 25, 394-402.
- Ekman, P., & Friesen, W. V. (1975). *Unmasking the face*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall.

(エクマン, P. & フリーセン, W. V. 工藤 力(監訳) (1987). 表情分析入門―表情に隠

- された意味を探る― 誠信書房)
- 遠藤 寛子・湯川 進太郎(2013). 対人的ネガティブ感情体験の開示と被開示者の反応一女子大学生を対象に一 心理学研究, 84, 1-9.
- 遠藤 公久(1994). 自己開示における抵抗感の構造に関する検討 筑波大学心理学研究, 16, 191-197.
- 片山 美由紀(1996). 否定的内容の自己開示への抵抗感と自尊心の関連 心理学研究, *67*, 351-358.
- 川西 千弘(2008). 被開示者の受容・拒絶が開示者に与える心理的影響:開示者・被開示者の親密性と開示者の自尊心を踏まえて 社会心理学研究, 23, 221-232.
- Malatesta, C. Z., & Wilson, A. (1988). Emotion cognition interaction in personality development: A discrete emotions, functionalist analysis. *British Journal of Social Psychology*, 27, 91-112.
- 森脇 愛子・坂本 真士・丹野 義彦(2002). 大学生における自己開示方法および被開示者の 反応の尺度作成の試み 性格心理学研究, 11, 12-23.
- 森脇 愛子・坂本 真士・丹野 義彦(2004). 自己開示が被開示者の肯定的・否定的反応に及ぼす影響 健康心理学研究, 17, 70-78.
- 奥村 弥生(2008). 情動への評価と情動認識困難・言語化困難との関連 教育心理学研究, 56, 403-413.
- Pennebaker, J. W. (1997). Opening up: The healing power of expressing emotions. New York: Guilford Press.
 - (ペネベーカー J. W. 余語 真夫(監訳) (2000). オープニングアップ―秘密の告白と 心身の健康― 北大路書房)