

被自己開示者の精神的負担感¹

帝京大学経済学部観光経営学科 花井 友美
立教大学現代心理学部 小口 孝司

Personal distress of recipients of self-disclosure

Tomomi Hanai (Department of Tourism Management, Teikyo University), and
Takashi Oguchi (College of Contemporary Psychology, Rikkyo University)

The present study used an experimental design to examine how the self-disclosure of negative content led disclosure recipients to feel distressed or empathetic. The study investigated the influence of perspective taking, responsiveness, and similarity on recipients' own distress and empathy. A video stimulus, showing a university student disclosing his or her worries regarding part-time jobs and love affairs was presented to 125 university students. Results showed that the type of perspective taking modified the degree to which disclosure recipients felt distressed and empathetic. The disclosure recipients who had been instructed to remain objective while listening to the video felt less distress and empathy than did those instructed to imagine how they would feel in the position of the person making the disclosure. Furthermore, the disclosure recipients who had previously disclosed similar worries felt more empathetic. However, this effect was limited by responsiveness, and those who responded to the disclosure felt more distressed and, regardless of the similarity of their previous experience.

Key words: disclosure-recipient, personal distress, empathy, perspective taking, similarity.

自己開示とは、自分自身をあらわにする行為であり、他人たちが知覚しうるよう自身を示す行為である (Jourard, 1971)。Jourard 以降、日本でも自己開示に関する研究が注目され、小口 (1999) は、自己開示を他者に対して言語を介して伝達される自分自身に関する情報、およびその伝達行為と定義している。自己開示を行うことは、自己開示者にとっては「感情表出」、「自己明確化」、「社会的妥当化」の機能が、自己開示者と自己開示を受ける被自己開示者との関係に対しては「二者関係の発展」、「社会的コントロール」、「親密感の調整」の機能がある (安藤, 1986)。その中でも、

自己開示者の精神的・身体的健康に及ぼす自己開示の影響については、多くの研究者の注目を集めてきた (e.g., Jourard, 1971)。

たとえば、Pennebaker らによる一連の研究 (e.g., Pennebaker, 1989; Pennebaker, 1997; Pennebaker & Beall, 1986; Smyth & Pennebaker, 2001) では、自分自身の感情を積極的に表出し、内省・言語化することは、短期的にはネガティブムードを喚起させるものの、長期的には健康状態を向上させ、苦悩やネガティブムード、抑うつを下げ、さらには免疫機能を向上させることが明らかにされてきた。

自己開示が精神的健康に与える研究の多くは、自己開示者の精神的健康に注目したものであるが、最近では、自己開示の受け手である被自己開示者の精神的健康に注目している研究者もいる。

¹ 本研究は JSPS 科研費 JP18530477 の助成を受けたものです。

Shortt & Pennebaker (1992) は、自己開示者の外傷的な経験を打ち明けられることによって、被自己開示者に生理的活動が生じ、ネガティブな影響が生じる可能性があるとして指摘している。また、藁崎・佐々木 (2006) によると、ネガティブな内容の自己開示を受けた被開示者の心拍数が上昇し、不安感が高まることがあるという。すなわち、つらかったことや苦しかったこと、悲しかったことなどのネガティブな自己開示は、開示者個人への影響にとどまらず、被自己開示者の反応や行動に影響を与えている。自己開示は日常場面で多く生じる現象であり、ネガティブな内容の自己開示を受ける状況に陥ることも少なくない。そこで、本研究では、ネガティブな内容の自己開示場面における被自己開示者の精神的負担感について検討する。なお、その際、視点取得、類似性、応答性の3つの観点に注目する。

自己開示場面における視点取得

ネガティブな自己開示を受けた被自己開示者は、相手に対する同情や配慮などを示す場合もあれば、不安や不快などのネガティブな感情を示す場合もある。Davis (1994) の共感の組織的モデルによれば、相手の心理状態を推測・理解した結果生じる認知的反応は、自発的に相手の心理的観点をとらうとする傾向を表す「視点取得 (Perspective Taking)」, 相手に生じた出来事をあたかも自分の出来事のように感じる「想像性 (Fantasy)」に大別される。さらに、感情的反応は、不幸な相手に対して同情や憐みの感情を経験する傾向を表す「共感的関心 (Empathic Concern)」, 相手の苦痛に反応して自らも苦痛や不快の経験をする傾向「個人的苦痛 (Personal Distress)」の2つに分類される。視点取得は共感的関心を高め、想像性は共感的関心と個人的苦痛の両方を高める (鈴木・木野, 2008)。つまり、どのような視点・立場で相手の話に耳を傾けるかによって、精神的負担感の生じ方が異なると考えられる。

自己開示場面における被自己開示者の精神的負担感について、Batson, Early, & Salvarani (1997)

は、視点取得の影響を指摘している。視点取得とは、他者の話を聴くときや、物語を読むときなどに、相手の立場や登場する人物の気持ちになろうとしたり、自分に置き換えて考えたり、また、客観的に見つめたりと“視点”を変化させることを指す。視点取得は、話している相手や登場人物の視点と客観的な立場からの視点 (以降、「客観的視点」) の2つに大きく分けられる。さらに前者は、相手や登場人物がどのように感じているかをイメージする「他者視点」と自分が相手や登場人物の立場であったらどのように感じるかをイメージする「自己視点」とに分けられる。客観的視点から話を聴く場合よりも、他者視点および自己視点で話を聴く方が、強い感情状態が報告されるものの、他者視点と自己視点とでは、報告される感情状態の水準が異なる (Stotland, 1969)。

Stotland (1969) の3つの視点取得の分類に基づき、Batson et al. (1997) は、どのような視点でネガティブな内容の自己開示を受けると被自己開示者の精神的負担感を軽減させることができるかを検討した。その結果、自己視点で自己開示を受けるよりも、客観的視点および他者視点で自己開示を受ける方が、被自己開示者の精神的負担感が低いことが示された。自己開示者の視点に立ち、自分が自己開示者の立場であればどのように感じるかをイメージしながら視聴することは、被自己開示者の精神的負担感を増大させる。なお、自己視点よりも、客観的視点の方が、被自己開示者の共感が低いことも示された。

ところで、Batson et al. (1997) では、両親と姉を自動車事故で失い、幼い弟妹の世話をしなければならなくなった女子大学生に、インタビュアーがインタビューを行っているラジオ番組を聴くという場面設定であった。つまり、ネガティブな内容の自己開示を直接受けるという状況ではなく、ネガティブな内容の自己開示場面を実験参加者は第三者の立場で聴くという状況であった。また、提示刺激にラジオを用いたため、視覚的情報が欠落していた。Hoffman (1990) は、共感が喚起するプロセスの一つとして、強い感情経験をしてい

る他者を見ることにより、その他者に対する共感が生じるというプロセスを挙げている。そこで、ネガティブな内容をカメラに向かい話している自己開示者の映像を実験参加者に提示することで、実験場面を実際の自己開示状況に近づけ、Batson et al. (1997) によって示された視点取得が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響を追試する。

類似性

本研究の第二の観点は、類似性である。Davis (1994) の共感の組織的モデルによると、共感が生じる先行条件には、個人の要因と状況の要因がある。個人の要因としてはパーソナリティ特性が、状況の要因としては状況の強さや相手との類似性が挙げられる。つまり、類似していない他者に対してよりも、類似した他者に対しての方が、共感が生じやすい。たとえば、Feshbach & Roe (1968) は、異性よりも同性に対する方が、強い共感反応が示されると指摘している。Houston (1990) によると、類似していない他者に対してよりも、類似した特性を持つ他者に対しての方が、強い共感が示される。

また、Batson et al. (1996) は、類似経験をした他者に対する共感的関心の高さを報告している。そこで本研究では、経験の類似性が被自己開示者の精神的負担感に正の影響を及ぼし（仮説1）、また共感にも正の影響を及ぼす（仮説2）であろうとの仮説を検討する。なお、本研究においては、類似性を自己開示の内容と類似した経験の有無と類似した内容の自己開示を受けた経験の有無の2側面から検討する。

さらに、この類似性の効果は、視点取得が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響を制限する可能性があろう。被自己開示者が客観的視点で自己開示者の話を聴いていたとしても、自己開示者の話す悩みと同様の経験を被自己開示者がしていたり、同様の自己開示経験があったりした場合は、精神的負担感の水準が高くなり（仮説3）、また共感の水準も高くなるであろう（仮説4）。

被自己開示者の応答性

本研究の第三の観点は、自己開示場面における被自己開示者の応答性である。日常生活では、被自己開示者は自己開示者に対し、常に受容的な対応をするわけではない。ネガティブな内容の自己開示の場合は、無関心や否定などの拒絶的な対応を取る場合もある。森脇（2005）によると、被自己開示者の受容的反応には「真剣な姿勢」、「アドバイス」、「親身な行動」、「共感」、拒絶的反応には「否定・無視」、「無関心」、「真剣味の無さ」、「少ない反応」が挙げられており、自己開示者の話を真剣な姿勢で親身になって聴き、適切なアドバイスを行うことが、被自己開示者の受容的な反応であると、一般的に見做されている。そして、ネガティブな内容の自己開示に対する被自己開示者の受容的な反応は、自己開示者のポジティブな心理状態をもたらすという（川西, 2008）。

そこで本研究では、応答性が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響を検討する。自己開示者の話に応答した被自己開示者は、自分の行った応答がどの程度受容的であったか、自己評価を行うと予想される。この評価過程において、被自己開示者は、自己開示者から注意を切り離し、注意を自分自身に向ける。そのため、自己開示者との心理的距離感が開き、応答をしなかった場合よりも、応答をした場合の方が、共感の度合いが低くなるであろうとの仮説を検討する（仮説5）。さらに、この応答性の効果は、視点取得が被自己開示者の共感の度合いに及ぼす影響を制限する可能性があろう。つまり、被自己開示者が自己視点で自己開示者の話を聴いていても、自己開示者に応答を返した場合、共感の水準が低下するであろう（仮説6）。

また、精神的負担感の点から言えば、被自己開示者の応答に対し、自己開示者の肯定的な反応（e.g., 安心の表情、感謝の言葉）が示されれば、被自己開示者は自分の応答が受容的なものであったと考え、満足するであろう。しかし、自己開示者から何も反応が返されなかったり、あるいは否定的な反応（e.g., 不満の表明）が示されたりした

場合、被自己開示者は自分の応答が受容的なものでなかったと評価し、不快な感情が生起するであろう。本実験では、被自己開示者に対し、自己開示者の話への応答のみを求める条件を設ける。この条件では、実験参加者は、自分自身の行った応答に対するフィードバックを返されない。そのため、自己開示者への応答を行った被自己開示者は、自分の応答が受容的なものであったか確信的な評価を行うことができず、精神的負担感が高まるであろうとの仮説を立てることができる(仮説7)。さらに、この応答性の効果は、視点取得が被自己開示者の精神的負担感に及ぼす影響を制限する可能性がある。つまり、被自己開示者が客観的視点で自己開示者の話を聴いていても、自己開示者に応答を返した場合、精神的負担感が高まるであろう(仮説8)。

本研究の目的

本研究では、ネガティブな内容の自己開示場面における被自己開示者の精神的負担感および共感に与える影響について実験的に検討する。被自己開示者の視点取得の方法(追試)、自己開示の内容と類似した経験及び類似した内容の自己開示を受けた経験の有無(仮説1, 2)、自己開示者に対し返答を行うか否か(仮説5, 6)が、被自己開示者の精神的負担感および共感に及ぼす影響を検討する。また、類似性の効果及び自己開示者に対する応答の効果が、視点取得の方法が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響を制限する可能性(仮説3, 4, 7, 8)についても検討する。

方 法

実験参加者

実験参加者は、国立C大学の大学生134名(男性66名、女性68名)であった。データに不備のあった8名(男性3名、女性5名)と実験で提示した刺激の登場人物の知人であった男性1名のデータを除いた125名(男性62名、女性63名)のデータを分析対象とした。なお、平均年齢は19.2歳(*SD*

= 1.03)であった。

刺激

大学生が悩みを打ち明けている様子を撮影した映像を作成した。打ち明けている悩みの内容として、ESDQ (Emotional Self-Disclosure Scale; 榎本, 1997)の下位分類において、大学生が友人に自己開示することが最も多いとされる“社会的自己の私的側面”の“同性関係”および“異性関係”に相当する2種類を採用した。“同性関係”については、アルバイト先の同性の上司に嫌われているような気がするという内容の約1分間の映像であった(以降「アルバイト場面」)。“異性関係”については、恋人とうまくいっておらず、別れを切り出すものの、相手が反対しているという内容の約40秒間の映像であった(以降「恋愛場面」)。予備調査の結果、両者の悩みの深刻さは同程度であった。

なお、「アルバイト場面」と「恋愛場面」のそれぞれについて、男性が悩みを打ち明けている映像と女性が悩みを打ち明けている映像の両方を作成した。大学生は、同性の友人に自己開示することが最も多いことから(cf. 榎本, 1987)、男性の実験参加者には男性が悩みを打ち明けている映像を、女性の実験参加者には女性が悩みを打ち明けている映像を用いた。

また、映像提示にはHITACHIのカラーテレビC25-ST2を使用した。画面の大きさは35cm × 49cmであり、実験参加者とテレビとの距離は150 ~ 280cm程度とした。

手続き

「視点取得(自己視点条件 vs. 客観的視点条件)」×「応答性(応答あり条件 vs. 応答なし条件)」の4条件に実験参加者をランダムに振り分けた(自己視点・応答あり条件31名、自己視点・応答なし条件33名、客観的視点・応答あり条件31名、客観的視点・応答なし条件30名)。一回の実験につき、実験参加者は1~4名とした。

映像視聴前に、実験参加者は感情状態評定の質

問紙に回答した。次に、実験者が教示を読み上げ（視点取得操作）、一つ目の映像を提示した。映像提示終了後、応答あり条件の実験参加者のみ、提示された悩みに対する応答を自由記述した（応答性操作）。その後、実験参加者は、映像視聴後の感情状態評定、映像内容についての再認課題、視点取得の操作チェック質問、類似性についての質問にそれぞれ回答した。フィラー課題の後、二つ目の映像を提示し、一つ目の映像の時と同様の流れで質問紙に回答を求めた。なお、2種類の映像は、カウンターバランスさせて提示させた。最後に、デブリーフィングを実施した。

教示（視点取得操作）

映像の登場人物が正面を向いている画像をテレビ画面に提示し、これからC大学の大学生である彼（彼女）があなたに向かって話をするので、友人だと思って話を聞くよう教示した。

「自己視点条件」では、登場人物が話す出来事について、あなたならばどのように感じるかをイメージしながら視聴すること、同様の出来事が実験参加者自身に生じた場合、自分の生活にどのように影響するかなどをイメージしながら視聴するように、実験参加者に教示した。「客観的視点条件」では、登場人物の話す内容に影響されず、出来る限り客観的に視聴すること、登場人物と自分の気持ちを離して視聴するように、実験参加者に教示した。なお、教示はBatson et al. (1997) を基に文面を作成した。

最後に、映像視聴後にいくつかの質問に回答してもらい、彼（彼女）の話に対して返答をしてもらうかもしれないので、しっかりと話を聞いて見るよう教示した。

映像視聴前の感情状態評定

寺崎・岸本・古賀（1992）の多面的感情状態尺度の8つの感情状態因子（「抑うつ・不安」、「敵意」、「倦怠」、「活動的快」、「非活動的快」、「親和」、「集中」、「驚愕」）からそれぞれ2項目ずつ抜き出した計16項目（「不安な」、「くよくよした」、「憎

らしい」、「むしゃくしゃした」、「つまらない」、「無気力な」、「元気いっぱい」、「陽気な」、「のんびりした」、「のどかな」、「うっとりした」、「すてきな」、「慎重な」、「注意深い」、「はっとした」、「うろたえた」）を用いて、映像視聴前の実験対象者の感情状態を測定した。「全くあてはまらない（1点）」から「非常によくあてはまる（7点）」の7件法で回答を求めた。

悩みに対する応答（応答性操作）

「応答あり条件」では、映像視聴後に、登場人物が話した悩みに対し、自由に返答を記載させた。回答用紙は、B5用紙1枚分のスペースがあり、制限時間は3分とした。「応答なし条件」では、映像視聴後すぐに感情状態評定等の質問紙に進んだ。

映像視聴後の感情状態評定

Batson et al. (1997) で用いた14項目から成る感情反応尺度を日本語に訳し、映像視聴後の実験対象者の感情状態を測定した。Batson et al. (1997) の尺度は6項目のEmpathy項目（「同情した」、「思いやりのある」、「好意をよせる」、「情け深い」、「繊細な」、「心動かされた」）と8項目のPersonal Distress項目（「動揺した」、「悲しい」、「困った」、「つらい」、「混乱した」、「心配した」、「悩んだ」、「心乱された」）で構成される。「全くあてはまらない（1点）」から「非常によくあてはまる（7点）」の7件法で回答を求めた。

映像内容についての再認課題

データの信頼性を確認するために、登場人物が何について悩んでいるのか、どのような状況下にあるか、今後どのようにしたいと思っているのかの3項目について尋ねた。

視点取得の操作チェック質問

視点取得操作の効果を確認する2項目（「あなたはVTRを見ているあいだ、どのくらい客観的であることに集中しましたか」、「あなたはVTR

を見ているあいだ、登場人物に起こった出来事をどのくらい自分のこととしてイメージしましたか)について、「全くそうしなかった(1点)」から「非常にそうした(7点)」の7件法で回答を求めた。

類似性についての質問

映像の登場人物が話した悩みと同様の経験の有無(「あなたは今までに、VTRの登場人物と似たような経験をしたことがありますか」);以降「類似経験」および同様の経験のある友人から悩みを相談された経験の有無(「あなたは今までに、VTRの登場人物と似たような経験をしたことがある友人から相談を受けたことがありますか」);以降「類似相談経験」について尋ねた。

フィラー課題

2種類の刺激を提示したため、一つ目の刺激による感情状態の変化が二つ目の刺激による感情状態の変化に影響を与えないよう、一つ目の映像の提示後にフィラー課題を実施した。フィラー課題として、日本版WAIS-R成人知能検査の動作性検査の符号課題の一部を用いた。

結果

データの信頼性の確認

映像視聴後の再認課題3問について、2問以上正答した実験参加者のデータを採用した。なお、125名全員が2問以上正答であった。

視点取得操作チェック

視点取得操作の効果を確認する2項目の得点について、自己視点条件と客観的視点条件での差を検討した。アルバイト場面では、「あなたはVTRを見ているあいだ、どのくらい客観的であることに集中しましたか」の得点が、客観的視点条件($M = 5.43, SD = 1.09$)の方が自己視点条件($M = 3.95, SD = 1.79$)よりも有意に高かった($F_{(1, 123)} = 30.45, p < .001$)。「あなたはVTRを見ているあい

だ、登場人物に起こった出来事をどのくらい自分のこととしてイメージしましたか」の得点では、客観的視点条件($M = 4.56, SD = 1.68$)の方が自己視点条件($M = 5.94, SD = 0.99$)よりも有意に低かった($F_{(1, 123)} = 31.70, p < .001$)。

恋愛場面では、「あなたはVTRを見ているあいだ、どのくらい客観的であることに集中しましたか」の得点が、客観的視点条件($M = 5.34, SD = 1.26$)の方が自己視点条件($M = 4.25, SD = 1.70$)よりも有意に高かった($F_{(1, 123)} = 16.56, p < .001$)。「あなたはVTRを見ているあいだ、登場人物に起こった出来事をどのくらい自分のこととしてイメージしましたか」の得点では、客観的視点条件($M = 3.46, SD = 1.65$)の方が自己視点条件($M = 5.16, SD = 1.38$)よりも有意に低かった($F_{(1, 123)} = 39.02, p < .001$)。以上から、視点取得操作は有効であったと言える。

映像視聴前の感情状態の差

映像視聴前に測定した寺崎他(1992)の多面的感情状態尺度16項目から、フロア効果の認められた1項目(「憎らしい」)を除いた15項目について、主成分分析を実施した。負荷量が.40未満であった6項目を除外し、再度主成分分析を実施した(寄与率38.8%)。最終的な採用項目は9項目(「不安な」,「陽気な(逆転項目)」,「元気いっぱい(逆転項目)」,「のどかな(逆転項目)」,「すてきな(逆転項目)」,「うろたえた」,「くよくよした」,「むしゃくしゃした」,「無気力な」)となった。成分平均得点を算出し、「感情状態」得点とした。信頼性係数は、 $\alpha = .80$ であった。なお、感情状態得点は、得点が高いほどネガティブな感情であることを示す。

映像視聴前の感情状態の条件間での差異を検討するために、感情状態得点を従属変数とした「視点取得(自己視点条件 vs. 客観的視点条件)×「応答性(応答あり条件 vs. 応答なし条件)」の2要因分散分析を実施した。その結果、視点取得の主効果、応答性の主効果、視点取得と応答性の交互作用のいずれも有意ではなかった($F_{(1, 121)} = 1.36$,

ns.; $F_{(1, 121)} = 0.41$, ns.; $F_{(1, 121)} = 0.13$, ns.)。したがって、映像視聴前の感情状態に条件間で差は無かったと言える。

映像視聴後の感情状態評定

Batson et al. (1997) の感情反応尺度 14 項目について、因子分析（主因子法・promax 回転）を実施し、2 因子解とした。負荷量が .40 未満であった 2 項目を除外し、再度因子分析を実施した（累積寄与率 47.2%）。最終的な採用項目は 12 項目となった。

第 1 因子は、「動揺した」、「混乱した」、「心を乱された」といった精神的負担に関わる項目に高い負荷を示したことから、「Personal Distress」因子とした。第 2 因子は、「情け深い」、「思いやり

のある」、「同情した」といった共感に関する項目に高い負荷を示したことから、「Empathy」因子とした。因子平均得点を算出し、それぞれ「Personal Distress」得点、「Empathy」得点とした。信頼性係数は、Personal Distress 因子 $\alpha = .85$ 、Empathy 因子 $\alpha = .81$ であった。因子分析結果と各項目の平均値、標準偏差を Table 1 に示す。なお、本因子分析の結果は、Batson et al. (1997) の因子分析結果とほぼ一致するものであった。

Personal Distress 得点、Empathy 得点の性差の検討

Personal Distress 得点、Empathy 得点に性差があるかを検討するために t 検定を実施した。その結果、アルバイト場面と恋愛場面の両方において

Table 1
映像視聴後の感情状態評定（感情反応尺度）因子分析結果

	Personal Distress ($\alpha=.85$)	Empathy ($\alpha=.81$)	<i>M</i>	<i>SD</i>
動揺した	.87	-.06	3.43	1.65
混乱した	.83	-.10	3.22	1.56
心を乱された	.78	-.01	3.32	1.60
悲しい	.64	.04	3.32	1.62
困った	.47	.07	4.20	1.66
つらい	.46	.26	3.37	1.70
情け深い	.02	.76	3.34	1.45
同情した	-.12	.70	4.48	1.62
思いやりのある	-.05	.65	3.58	1.55
心配した	.15	.55	4.41	1.59
心を動かされた	.30	.50	3.44	1.56
好意をよせる	.04	.49	2.64	1.38
< 残余項目 >				
悩んだ			4.40	1.68
繊細な			3.51	1.56
累積寄与率	40.6	47.2		

Personal Distress 得点に性差が認められた。アルバイト場面においては、男性 ($M = 3.55, SD = 1.13$) よりも女性 ($M = 3.05, SD = 1.12$) の方が Personal Distress 得点が有意に低かった ($t_{(123)} = 2.49, p < .05$)。恋愛場面においても同様に男性 ($M = 3.87, SD = 1.31$) よりも女性 ($M = 3.44, SD = 1.26$) の方が Personal Distress 得点が低い傾向が見られた ($t_{(123)} = 1.85, p < .10$)。また、Empathy 得点においては、恋愛場面においてのみ有意な性差が認められ、男性 ($M = 3.75, SD = 1.15$) よりも女性 ($M = 3.20, SD = 1.09$) の方が Empathy 得点が有意に低かった ($t_{(123)} = 2.75, p < .01$)。アルバイト場面においては有意な差は認められなかった ($t_{(123)} = 1.31, ns.$)。

視点取得、応答性、類似性が映像視聴後の感情状態の変化に及ぼす影響 (アルバイト場面)

Personal Distress 得点、Empathy 得点を従属変数とした「視点取得 (自己視点条件 vs. 客観的視点条件)」×「応答性 (応答あり条件 vs. 応答なし

条件)」×「類似経験 (類似経験あり条件 vs. 類似経験なし条件)」の三要因分散分析を行った。なお、アルバイト場面における類似経験あり条件は 67 名 (53.6%)、類似経験なし条件は 58 名 (46.4%) であった。

その結果、Personal Distress 得点については、視点取得の有意な主効果が認められた ($F_{(1, 117)} = 7.73, p < .01$)。自己視点条件 ($M = 3.57, SD = 1.13$) よりも、客観的視点条件 ($M = 3.02, SD = 1.11$) の方が Personal Distress 得点が有意に低かった。応答性の主効果、類似経験の主効果、視点取得×応答性の交互作用、視点取得×類似経験の交互作用、応答性×類似経験の交互作用、視点取得×応答性×類似経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1, 117)} = 0.04, ns.; F_{(1, 117)} = 0.60, ns.; F_{(1, 117)} = 1.19, ns.; F_{(1, 117)} = 0.59, ns.; F_{(1, 117)} = 0.83, ns.; F_{(1, 117)} = 0.07, ns.; Table 2$)。

Empathy 得点については、視点取得の有意傾向の主効果が認められた ($F_{(1, 117)} = 3.22, p < .10$)。自己視点条件 ($M = 4.01, SD = 0.97$) よりも、客観

Table 2
視点取得×応答性×類似経験の Personal Distress 得点平均値 (アルバイト場面)

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似経験あり条件	類似経験なし条件	類似経験あり条件	類似経験なし条件
自己視点条件	3.18 (1.24)	3.74 (1.10)	3.69 (1.12)	3.77 (1.01)
客観的視点条件	3.04 (1.16)	3.18 (1.17)	2.99 (1.04)	2.85 (1.12)

注) カッコ内は SD 。

Table 3
視点取得×応答性×類似経験の Empathy 得点平均値 (アルバイト場面)

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似経験あり条件	類似経験なし条件	類似経験あり条件	類似経験なし条件
自己視点条件	3.88 (0.96)	4.10 (0.98)	4.23 (1.07)	3.63 (0.66)
客観的視点条件	3.87 (1.08)	3.73 (1.05)	3.68 (0.96)	3.25 (0.96)

注) カッコ内は SD 。

的視点条件 ($M = 3.62, SD = 1.01$) の方が Empathy 得点が有意に低かった。応答性の主効果, 類似経験の主効果, 視点取得×応答性の交互作用, 視点取得×類似経験の交互作用, 応答性×類似経験の交互作用, 視点取得×応答性×類似経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1, 117)} = 1.16, ns.$; $F_{(1, 117)} = 1.66, ns.$; $F_{(1, 117)} = 0.57, ns.$; $F_{(1, 117)} = 0.07, ns.$; $F_{(1, 117)} = 2.29, ns.$; $F_{(1, 117)} = 0.54, ns.$; Table 3)。

Personal Distress 得点, Empathy 得点を従属変数とした「視点取得 (自己視点条件 vs. 客観的視点条件)」×「応答性 (応答あり条件 vs. 応答なし条件)」×「類似相談経験 (類似相談経験あり条件 vs. 類似相談経験なし条件)」の三要因分散分析を行った。なお, アルバイト場面における類似相談経験あり条件は 51 名 (40.8%), 類似相談経験なし条件は 74 名 (59.2%) であった。

その結果, Personal Distress 得点については, 視点取得×類似相談経験の有意傾向の交互作用が認められた ($F_{(1, 117)} = 2.92, p < .10$; Figure 1)。単純主効果検定の結果, 客観的視点条件において類

似相談経験の単純主効果が認められ, 類似相談経験なし条件よりも, 類似相談経験あり条件の方が Personal Distress 得点が高かった ($p < .10$)。自己視点条件では, 有意な単純主効果は認められなかった。また, 類似相談経験なし条件で, 視点取得の単純主効果が認められ, 客観的視点条件よりも, 自己視点条件の方が Personal Distress 得点が高かった ($p < .01$)。類似相談経験あり条件では, 有意な単純主効果は認められなかった。

なお, 応答性の主効果, 視点取得×応答性の交互作用, 応答性×類似相談経験の交互作用, 視点取得×応答性×類似相談経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1, 117)} = 0.22, ns.$; $F_{(1, 117)} = 1.85, ns.$; $F_{(1, 117)} = 1.51, ns.$; $F_{(1, 117)} = 0.02, ns.$; Table 4)。

Empathy 得点については, 視点取得の有意な主効果が認められた ($F_{(1, 117)} = 4.52, p < .05$)。自己視点条件 ($M = 4.01, SD = 0.97$) よりも, 客観的視点条件 ($M = 3.62, SD = 1.01$) の方が Empathy 得点が有意に低かった。また, 類似相談経験の有意な主効果が認められた ($F_{(1, 117)} = 4.49, p < .05$)。

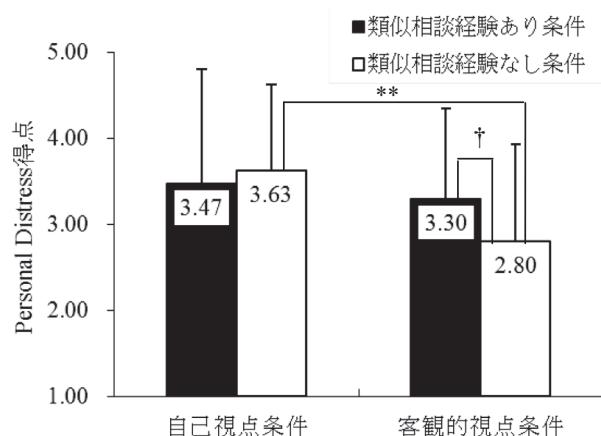


Figure 1. 視点取得×類似相談経験の Personal Distress 得点平均値 (アルバイト場面)。

注 1) † $p < .10$, ** $p < .01$ 。

注 2) エラーバーは標準偏差を示す。

Table 4
 視点取得×応答性×類似相談経験の Personal Distress 得点平均値（アルバイト場面）

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件
自己視点条件	3.11 (1.42)	3.58 (1.06)	3.76 (1.24)	3.68 (0.96)
客観的視点条件	3.28 (1.22)	3.00 (1.12)	3.32 (0.88)	2.60 (1.12)

注) カッコ内は *SD*。

Table 5
 視点取得×応答性×類似相談経験の Empathy 得点平均値（アルバイト場面）

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件
自己視点条件	4.03 (0.77)	3.94 (1.07)	4.30 (1.08)	3.87 (0.91)
客観的視点条件	4.12 (1.02)	3.56 (1.03)	3.69 (0.84)	3.25 (1.03)

注) カッコ内は *SD*。

Table 6
 視点取得×応答性×類似経験の Personal Distress 得点平均値（恋愛場面）

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似経験あり条件	類似経験なし条件	類似経験あり条件	類似経験なし条件
自己視点条件	3.71 (1.10)	4.48 (1.16)	4.29 (0.93)	3.83 (1.40)
客観的視点条件	3.52 (1.05)	3.40 (1.36)	3.00 (1.48)	3.03 (1.12)

注) カッコ内は *SD*。

Table 7
 視点取得×応答性×類似経験の Empathy 得点平均値（恋愛場面）

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似経験あり条件	類似経験なし条件	類似経験あり条件	類似経験なし条件
自己視点条件	3.48 (1.12)	3.75 (1.18)	4.28 (0.87)	3.63 (1.20)
客観的視点条件	3.17 (0.91)	3.30 (1.19)	3.15 (1.44)	3.13 (1.03)

注) カッコ内は *SD*。

類似相談経験あり条件 ($M = 4.04, SD = 0.94$) よりも、類似相談経験なし条件 ($M = 3.67, SD = 1.03$)の方が Empathy 得点が有意に低かった。

なお、応答性の主効果、視点取得×応答性の交互作用、視点取得×類似相談経験の交互作用、応答性×類似相談経験の交互作用、視点取得×応答性×類似相談経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1,117)} = 0.56, ns.$; $F_{(1,117)} = 1.66, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.46, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.10, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.40, ns.$; Table 5)。

視点取得、応答性、類似性が映像視聴後の感情状態の変化に及ぼす影響 (恋愛場面)

Personal Distress 得点、Empathy 得点を従属変数とした「視点取得 (自己視点条件 vs. 客観的視点条件)」×「応答性 (応答あり条件 vs. 応答なし条件)」×「類似経験 (類似経験あり条件 vs. 類似経験なし条件)」の三要因分散分析を行った。なお、恋愛場面における類似経験あり条件は 45 名 (36.0%)、類似経験なし条件は 80 名 (64.0%)であった。

その結果、Personal Distress 得点については、視点取得の有意な主効果が認められた ($F_{(1,117)} = 13.13, p < .001$)。自己視点条件 ($M = 4.06, SD = 1.21$) よりも、客観的視点条件 ($M = 3.23, SD = 1.25$)の方が Personal Distress 得点が有意に低かった。応答性の主効果、類似経験の主効果、視点取得×応答性の交互作用、視点取得×類似経験の交互作用、応答性×類似経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1,117)} = 1.08, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.05, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.76, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.17, ns.$; $F_{(1,117)} = 1.36, ns.$; $F_{(1,117)} = 2.23, ns.$; Table 6)。

Empathy 得点については、視点取得の有意な主効果が認められた ($F_{(1,117)} = 7.90, p < .01$)。自己視点条件 ($M = 3.75, SD = 1.13$) よりも、客観的視点条件 ($M = 3.20, SD = 1.12$)の方が Empathy 得点が有意に低かった。応答性の主効果、類似経験の主効果、視点取得×応答性の交互作用、視点取得×類似経験の交互作用、応答性×類似経験の

交互作用、視点取得×応答性×類似経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1,117)} = 0.33, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.10, ns.$; $F_{(1,117)} = 1.02, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.31, ns.$; $F_{(1,117)} = 1.61, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.83, ns.$; Table 7)。

次に、Personal Distress 得点、Empathy 得点を従属変数とした「視点取得 (自己視点条件 vs. 客観的視点条件)」×「応答性 (応答あり条件 vs. 応答なし条件)」×「類似相談経験 (類似相談経験あり条件 vs. 類似相談経験なし条件)」の三要因分散分析を行った。なお、恋愛場面における類似相談経験あり条件は 67 名 (53.6%)、類似相談経験なし条件は 58 名 (46.4%)であった。

その結果、Personal Distress 得点については、視点取得の有意な主効果が認められた ($F_{(1,117)} = 17.28, p < .001$)。自己視点条件 ($M = 4.06, SD = 1.21$) よりも、客観的視点条件 ($M = 3.23, SD = 1.25$)の方が Personal Distress 得点が有意に低かった。また、応答性×類似相談経験の有意な交互作用が認められた ($F_{(1,117)} = 4.64, p < .05$)。単純主効果検定の結果、類似相談経験なし条件において応答性の単純主効果が認められ、応答なし条件よりも、応答あり条件の方が Personal Distress 得点が高かった ($p < .05$)。類似相談経験あり条件では、有意な単純主効果は認められなかった。また、応答なし条件で、類似相談経験の単純主効果が認められ、類似相談条件なし条件よりも、類似相談経験あり条件の方が Personal Distress 得点が高かった ($p < .05$)。応答あり条件では、有意な単純主効果は認められなかった (Figure 2)。

なお、視点取得×応答性の交互作用、応答性×類似相談経験の交互作用、視点取得×応答性×類似相談経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1,117)} = 0.47, ns.$; $F_{(1,117)} = 0.16, ns.$; $F_{(1,117)} = 1.49, ns.$; Table 8)。

Empathy 得点については、視点取得の有意な主効果が認められた ($F_{(1,117)} = 9.69, p < .01$)。自己視点条件 ($M = 3.75, SD = 1.13$) よりも、客観的視点条件 ($M = 3.20, SD = 1.12$)の方が Empathy 得点が有意に低かった。また、応答性×類似相談経験の有意傾向の交互作用が認められた ($F_{(1,117)}$

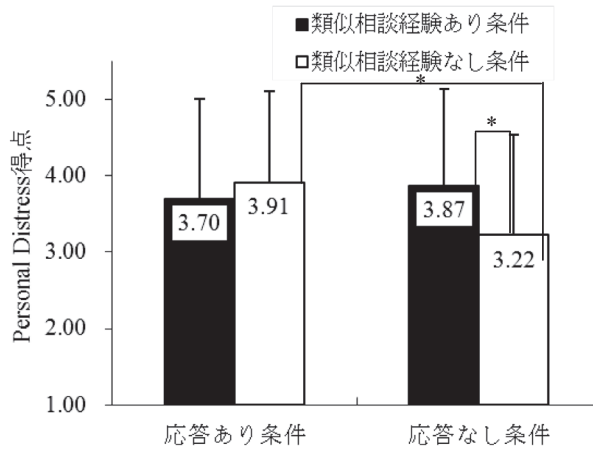


Figure 2. 応答性×類似相談経験の Personal Distress 得点平均値（恋愛場面）。

注 1) * $p < .05$ 。

注 2) エラーバーは標準偏差を示す。

Table 8
視点取得×応答性×類似相談経験の Personal Distress 得点平均値（恋愛場面）

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件
自己視点条件	3.91 (1.22)	4.45 (1.09)	4.54 (0.88)	3.60 (1.36)
客観的視点条件	3.50 (1.41)	3.33 (1.05)	3.29 (1.30)	2.71 (1.10)

注) カッコ内は SD 。

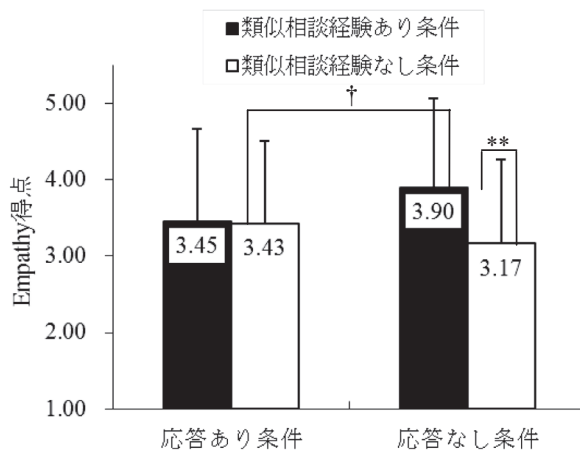


Figure 3. 応答性×類似相談経験の Empathy 得点平均値（恋愛場面）。

注 1) † $p < .10$, ** $p < .01$ 。

注 2) エラーバーは標準偏差を示す。

Table 9
 視点取得×応答性×類似相談経験の Empathy 得点平均値（恋愛場面）

	応答あり条件		応答なし条件	
	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件	類似相談経験あり条件	類似相談経験なし条件
自己視点条件	3.57 (1.03)	3.71 (1.32)	4.54 (0.71)	3.37 (1.12)
客観的視点条件	3.34 (1.15)	3.13 (1.05)	3.34 (1.23)	2.89 (1.05)

注) カッコ内は SD。

= 3.70, $p < .10$; Figure 3)。単純主効果検定の結果、類似相談経験あり条件において応答性の単純主効果が認められ、応答あり条件よりも、応答なし条件の方が Empathy 得点が高かった ($p < .10$)。類似相談経験なし条件では、有意な単純主効果は認められなかった。また、応答なし条件で、類似相談経験の単純主効果が認められ、類似相談条件なし条件よりも、類似相談経験あり条件の方が Empathy 得点が高かった ($p < .01$)。応答あり条件では、有意な単純主効果は認められなかった。

なお、視点取得×応答性の交互作用、応答性×類似相談経験の交互作用、視点取得×応答性×類似相談経験の交互作用はいずれも有意でなかった ($F_{(1, 117)} = 1.15, ns.$; $F_{(1, 117)} = 0.21, ns.$; $F_{(1, 117)} = 1.79, ns.$; Table 9)。

考 察

視点取得が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響

アルバイト場面と恋愛場面の両方の映像において、視点取得操作が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響が確認された。客観的視点で映像を視聴するよう教示された者は、自己視点で視聴するよう教示された者よりも、精神的負担感と共感が低かった。つまり、映像の登場人物、すなわち自己開示者の視点に立ち、自分が自己開示者の立場であれば、どのように感じるかをイメージしながら視聴することは、被自己開示者の精神的負担感および共感を増大させる。

本実験では、ネガティブな内容をカメラに向かい話している自己開示者の映像を実験参加者に提示することで、Batson et al. (1997) での実験場面よりも、現実場面での自己開示状況に近づけた。その上で、Batson et al. (1997) と同様の結果が得られたことから、被自己開示者の精神的負担感を軽減させる上で、客観的視点から自己開示を受けることの有効性が示唆されよう。

類似性が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響と制限

アルバイト場面では、共感の度合いに対し、類似相談経験の主効果が認められた。登場人物と同様の経験をした友人からの自己開示を受けた経験がある場合の方が、類似した自己開示経験が無い場合よりも、被自己開示者は高い共感を示した。したがって、仮説 2 は支持された。なお、Batson et al. (1996) は、類似経験をした他者に対する共感的関心の高さを報告している。しかし、本実験では、映像の登場人物と同様の経験の有無が、被自己開示者の共感に与える影響は確認されなかった。また、精神的負担に対する類似性及び類似相談経験の主効果は認められず、仮説 1 は支持されなかった。

類似性の有無が、視点取得が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響を制限する可能性については、部分的に支持された。アルバイト場面では、登場人物と同様の経験をした友人からの自己開示を受けた経験の有無が、被自己開示者の精神的負担感と共感に影響を与えた。被自己開示

者が客観的視点から自己開示を受けていたとしても、映像の登場人物、すなわち自己開示者と同様の経験をした友人から自己開示を受けた経験がある場合は、精神的負担感が高まることが示された(仮説3の支持)。映像を視聴することで、友人から類似した内容の自己開示を受けた際に生じた不安感や焦燥といったネガティブな感情が呼び起こされたと考えられる。しかしながら、共感性においてはこのような類似性の制限効果は認められず、仮説4は支持されなかった。

応答性による類似性の影響の制限

アルバイト場面と恋愛場面の両方の映像において、応答性が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響、及び応答性の有無が、視点取得が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響を制限する可能性は認められなかった。したがって、仮説5、6、7、8は支持されなかった。

しかしながら、恋愛場面では、アルバイト場面でも認められた類似相談経験の影響は、登場人物が話した悩みに対する返答を求められなかった応答なし条件でのみ認められ、応答あり条件では類似相談経験の影響は認められなかった。自己開示者の話に対し応答を行った者は、類似相談経験の有無に拘わらず、精神的負担感が高く、共感が低かった。

自己開示者の話に回答した被自己開示者は、自分の回答が受容的なものであったか、自己評価を行うであろう。本実験では、応答あり条件の実験参加者は、自分自身の行った回答に対するフィードバックを返されなかった。そのため、被自己開示者は、自分の回答が受容的なものであったか確信的な評価を行うことができず、類似相談経験が無かった場合でも、類似相談経験があった場合と同程度に精神的負担感が高くなったと考えられよう。

このように、恋愛場面での自己開示では、被自己開示者の精神的負担感と共感に対する類似性の影響が、応答性によって制限されることが示された。

本研究の問題と今後の展開

最後に本研究の問題と今後の展開について述べる。第一に、類似相談経験が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響は認められたものの、類似経験が被自己開示者の精神的負担感と共感に与える影響は確認されなかった。登張(2005)は、類似性が共感喚起過程に及ぼす影響について、自分と類似した他者に対しては対人的親密度が高くなり、その結果、共感的反応が高くなると指摘している。親密でない他者に対するよりも、親密な他者に対する方が、共感的反応が示されること(浅川・松岡, 1987)や、自己と他者の表象の重なり具合を2つの円の重なりで示すIOS (Inclusion of Other in Self) 尺度 (Aron, Aron, & Smollan, 1992) と共感的反応が関連すること (Cialdini, Brown, Lewis, Luce, & Neuberg, 1997) が示されている。被自己開示者と自己開示者との類似性が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響の背後には、被自己開示者と自己開示者との関係性がある可能性があり、今後更なる検討が俟たれる。

第二に、本研究から、自己開示への回答後に、被自己開示者は、その回答が受容的なものであったか評価している可能性が示唆された。被自己開示者に対し、自己開示者が肯定的なフィードバックを行えば、被自己開示者は自分の回答が受容的であったと評価し、精神的負担感は低減するであろう。一方、自己開示者がフィードバックをまったく行わなかったり、否定的なフィードバックを行ったりした場合、被自己開示者は自分の回答が受容的でなかったと評価し、精神的負担感が高まるであろう。本研究の実験状況は、自己開示者からのフィードバックがまったく無かった状況であった。今後は、肯定的なフィードバックが返された場合や、否定的なフィードバックが返された場合での、応答性が被自己開示者の精神的負担感と共感に及ぼす影響を見ていく必要があるだろう。

第三に、応答性による被自己開示者の精神的負担感と共感に対する類似性の影響の制限が認められたのは、恋愛場面での自己開示のみであり、ア

アルバイト場面での自己開示では認められなかった。自己開示内容が異なると、被自己開示者の自己開示者に対する印象が異なることが明らかにされている(小口・原島, 2006)。自己開示内容の違いが、被自己開示者の精神的負担感と共感に与える影響について注目する必要がある。

第四に、今回の研究においては、精神的負担感と共感の両方において性差が認められ、男性の方が女性よりも精神的負担感と共感が高かった。鈴木・小川(2001)は、一般成人の対人関係における「情緒的巻き込まれ」の構造特徴を明らかにする中で、女性の方が男性よりも、他者の感情の影響を受けやすく、巻き込まれやすいと報告している。鈴木・小川(2001)に基づくと、女性の方が男性よりも精神的負担感や共感が高いと推測されるが、本研究ではその逆の結果となった。本研究では、実験参加者に提示した映像刺激は場面(アルバイト場面/恋愛場面)ごとに2種類用意した(男性同性条件/女性同性条件)。つまり、男性の実験参加者と女性の実験参加者で提示された刺激が異なる。そのため、本研究で示された性差が、被自己開示者の性別によるものなのか、男性同性条件の映像と女性同性条件の映像の刺激特性の違いによるものなのか識別することが難しい。今後は、性差を要因に含めた実験計画及び分析が必要であろう。

最後に、視点取得操作の効果を確認するために、「あなたはVTRを見ているあいだ、どのくらい客観的であることに集中しましたか」、「あなたはVTRを見ているあいだ、登場人物に起こった出来事をどのくらい自分のこととしてイメージしましたか」という項目を問うたが、これらは視点取得操作の教示と重なる文言となっており、操作チェック質問を工夫する必要がある。たとえば、実験参加者に対し、VTRの内容について自由記述を求め、その記述内容から視点取得操作の効果を確認するとう方法が考えられる。割澤(2015)は、小学校でボランティア活動に取り組んだ大学生の電子掲示板での記録内容を分析し、大学生が振り返り記述する際のポジションが、当事者ポジ

ションから観察者ポジション、客観的ポジション、俯瞰的ポジションに段階的に移行したと報告している。そして、当事者ポジションでは子どもがどのような行動を起こし、どのような感情を抱いているかについての記述が多いのに対し、その後の観察者ポジション、客観的ポジション、俯瞰的ポジションでは、子どもの言動の理由を推測する記述が多く見られたとも述べている。また、山口(2015)は、加害者に対する寛容性を高める方略として加害者視点取得方略と中立的視点方略を上げており、加害者視点取得では、加害者の気持ちや心情を理解しようとする努力が示される一方で、中立的視点獲得では、出来事そのものを中立的・客観的立場から見直し、どのような経緯や原因で被害が生じたかが注目される。自己視点条件では、VTRの登場人物の言動や感情に関する記述が多くなり、客観的視点条件では、VTRの登場人物に起こった出来事やその原因に関する記述が多くなると予想されよう。

引用文献

- 安藤 清志(1986). 対人関係における自己開示の機能 東京女子大学紀要論集, 36, 167-199.
- 浅川 潔司・松岡 砂織(1987). 児童期の共感性に関する発達的研究 教育心理学研究, 35, 231-240.
- Aron, A., Aron, E. N., & Smollan, D.(1992). Inclusion of other in the self scale and the structure of interpersonal closeness. *Journal of Personality & Social Psychology*, 63, 596-612.
- Batson, C. D., Early, S., & Salvarani, G.(1997). Perspective taking: Imagining how another feels versus imagining how you would feel. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 23, 751-758.
- Batson, C. D., Sympon, S. C., Hindman, J. L., Decruz, P., Todd, R. M., Weeks, J. L., Jennings G. & Burris, C. T.(1996). "I've been there, too": Effect on empathy of prior experience with a need. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 22, 474-482.

- Cialdini, R. B., Brown, S. L., Lewis, B. P., Luce, C., & Neuberg, S. L.(1997). Reinterpreting the empathy-altruism relationship: When one into one equals oneness. *Journal of Personality & Social Psychology*, 73, 481-494.
- Davis, M. H.(1994). *Empathy: A social and psychological approach*. Madison: Brown & Benchmark Publishers.
- 榎本 博明 (1987). 青年期(大学生)における自己開示性とその性差について 心理学研究, 58, 91-97.
- 榎本 博明 (1997). 自己開示の心理学的研究 北大路書房
- Feshbach, N. D. & Roe, K.(1968). Empathy in six-and seven-years-olds. *Child Development*, 39, 133-145.
- Hoffman, M. L.(1990). Empathy and justice motivation. *Motivation & Emotion*, 14, 151-172.
- Houston, D. A.(1990). Empathy and self: Cognitive and emotional influences on the evaluation of negative affect in others. *Journal of Personality & Social Psychology*, 59, 859-868.
- Jourard, S. M.(1971). *Transparent Self*. Van Nostrand Reinhold Inc.
- 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.
- 蕨崎 浩史・佐々木 和義 (2006). 自己開示が被開示者に及ぼす影響 発達心理臨床研究, 12, 43-51.
- 森脇 愛子 (2005). 抑うつと自己開示の臨床心理学 風間書房
- 小口 孝司 (1999). 自己開示 中島 義明・安藤 清志・子安 増生・坂野 雄二・繁枏 算男・立花 政夫・箱田 裕司 (編) 心理学辞典 有斐閣 p.327.
- 小口 孝司・原島 雅之 (2006). 望ましい自己開示でも対人魅力を高めるか? 日本グループ・ダイナミックス学会第 53 回大会発表論文集, 108-109.
- Pennebaker, J. W.(1989). Confession, inhibition, and disease. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, Vol.22 (pp.211-244). San Diego, CA: Academic Press.
- Pennebaker, J. W.(1997). *Opening up: The healing power of expressing emotions*. New York: Guilford Press.
- Pennebaker, J. W. & Beall, S. K.(1986). Confronting a traumatic event: Toward an understanding of inhibition and disease. *Journal of Abnormal Psychology*, 95, 274-281.
- Shortt, J. W. & Pennebaker, J. W.(1992). Talking versus hearing about Holocaust experiences. *Basic & Applied Social Psychology*, 13, 165-179.
- Smyth, J. M. & Pennebaker, J. W.(2001). What are the health effects of disclosure? In A. Baum, T. A. Revenson, & J. E. Singer (Eds.), *Handbook of Health Psychology* (pp.339-348). Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Stotland, E.(1969). Exploratory investigations of empathy. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, Vol.4 (pp.271-313). Orlando: Academic Press.
- 鈴木 久美子・小川 俊樹 (2001). 「情緒的巻き込まれ」に関する心理学的研究 I 筑波大学心理学研究, 23, 237-245.
- 鈴木 有美・木野 和代 (2008). 多次元共感性尺度 (MES) の作成：自己指向・他者指向の弁別に焦点を当てて 教育心理学研究, 56, 487-497.
- 寺崎 正治・岸本 陽一・古賀 愛人 (1992). 多面的感情状態尺度の作成 心理学研究, 62, 350-356.
- 登張 真穂 (2005). 共感喚起過程と感情的結果, 特性共感の関係：性の類似度, 心理的重なり の効果 パーソナリティ研究, 13, 143-155.
- 割澤 靖子 (2015). 臨床実践に関心をもつ大学生の小学校におけるボランティア体験の意味 教育心理学研究, 63, 162-180.
- 山口 奈緒美 (2015). 葛藤解決における寛容性の研究：認知方略が寛容性に与える影響 東北福祉大学研究紀要, 39, 97-107.

—2016.10.3 受稿, 2016.12.11 受理—