

自己開示に対する聞き手の受容的反応による再解釈が開示者のゆるし傾向性に与える影響

阿賀敬士*¹ 福岡欣治*²

要 約

個人の特性としてのゆるし傾向性は、精神的健康との強い関連の故に重要な心理学的概念として扱われてきた。本研究では、適切な自己開示とそれに対する聞き手の受容的反応、および認知的再解釈の日常的な積み重ねによってゆるし傾向性が向上する可能性に注目した。基本的な想定は、適切な自己開示と聞き手の受容的反応によってもたらされる認知的再解釈がゆるし傾向性の向上を促し、そして精神的健康とも関連するというものであった。311名の大学生に質問紙が配布され、248名が回答した。質問紙には他者へのゆるしと自己へのゆるし（積極的、消極的）に関する尺度、そして精神的健康の指標としてのWHO-5が含まれていた。記入漏れのない203名（男子48名、女子155名）のデータが分析された。人口統計学的変数による尺度得点の差異はわずかであった。構造方程式モデリングの結果、適切な自己開示は受け手の肯定的反応、受け手の肯定的反応は認知的再解釈を、そして認知的再解釈は他者および自己へのゆるしを促していた。精神的健康は自己開示に対する受け手の受容的反応と、自己へのゆるし（消極的、積極的の両側面）によって影響されていた。他者へのゆるしは精神的健康と関連していなかったが、これを除いてはほとんどの結果が事前の想定に沿ったものであった。ゆるし傾向性を高めることの臨床的な意義、および本研究における方法論上の限界が議論された。

1. 緒言

1.1 はじめに——ゆるし傾向性への注目

人は生活の中で、心理的に「傷つく」ような体験をすることがある。他の人から自分の非を責められることもあれば、努力しても自分自身が望む結果を得ることができず、あるいは不注意から思わぬ失敗をして、ふがいない自分を責めてしまうこともある。これらは広い意味でのストレス体験の一部であり、何らかの対処を必要とする。

「ゆるし (forgiveness)」は、このような心理的苦痛を伴う出来事の体験によって生じた、否定的な認知や感情を変容させようとする内的な過程にかかわる概念である¹⁾。Thompson et al.²⁾によれば、ゆるしは「他者からの被害を受けたことや自分が罪を起こしたことに対する反応であり、被害や罪そのものに対する捉え方、またはそれによって引き起こされた結果に対する捉え方を、否定的なものから中性

的、または肯定的なものに変容させることである」と定義される。沼田と今野³⁾が指摘するように、この定義において、ゆるしにはその対象が自分に被害を与えた他者である場合と、罪を起こした自分自身である場合の両方がある。そして、いずれの場合でも、自らの捉え方をより肯定的な方向へと変化させるプロセスが含まれている。また、このような肯定的な変化を伴うものとしてのゆるしは心身の健康と関連しており⁴⁾、実証的なゆるし研究の意義はその点にあるとされる⁵⁾。そして、健康との関連は、ゆるしを個々の対人的ないし個人的現象として捉えるよりも、そのような過程を経験しやすい特性（傾向性）として捉えるアプローチの方が有効であり（例えば Thompson et al.²⁾; 石川と濱口⁶⁾）、多くの研究知見が積み重ねられている³⁾。

本研究では、このような「ゆるし傾向性」に着目し、その背後にある対人的影響過程からゆるし傾向

*1 川崎医療福祉大学大学院 医療福祉学研究科 臨床心理学専攻
(2021年4月以降の所属：玉野市役所 健康福祉部 福祉政策課)

*2 川崎医療福祉大学 医療福祉学部 臨床心理学科
(連絡先) 福岡欣治 〒701-0193 倉敷市松島288 川崎医療福祉大学
E-mail: fukuoka@mw.kawasaki-m.ac.jp

性を高める要因について検討する。

1.2 ゆるしのプロセスにおける再解釈(reframing)

前述のとおり、ゆるしには認知や感情の変容が含まれている。本研究では、そのような変容をもたらす上で特に重要なものとして、自らの経験に対する再解釈(reframing)に注目する。他者からの被害あるいは自らの罪に対する捉え方を否定的なものから中性的あるいは肯定的なものへと変化させるためには、それらに対する認識の枠組みを別のものに置き換えなくてはならないからである。

たとえば Enright & Human Development Study Group⁷⁾は、状況の経験からゆるしを経てネガティブな感情の低減に至る処理過程の中に内的なゆるし方略の実行を位置づけ、そこで再解釈がおこなわれると述べている。また、ゆるしの介入に関わる17の心理的変数を挙げ、その中に再解釈を位置づけている。これらの考え方は Enright⁸⁾に受け継がれており、対人的なゆるしにおける20の段階(unit)の1つとされている。Enright⁸⁾によるゆるしのプロセスモデル(the Process Model)において、再解釈とは自らについての見方を広げることと被害をもたらした他者を理解することを含み、ゆるしに関する意思決定に続いて生起する。そして、実際にゆるしを実現させるための時期(work phase)の一部を構成し、共感や同情、そして傷つきによる痛みを容れそれに耐えられる段階を導くとされる。そして、このような段階を含むプロセスモデルは多くの介入研究に用いられ、複数のメタ分析によって支持されている⁹⁾。

本研究では、このような再解釈によって、ゆるしの本質としての被害や罪へのとらわれからの解放が実現するものと考えられる。たとえば福井ら¹⁰⁾は、生育上のトラウマに対する心理療法を考察する中で Enright & Human Development Study Group⁷⁾の提案した17の心理的変数を紹介し、経験の再解釈^{†1)}を含む自他へのゆるしが心理療法においても重要な役割を果たすことを指摘している。また、市毛と守屋¹¹⁾は、ゆるしのプロセスを回想法による半構造化面接により検討した結果、4つの段階の1つとして「自己・相手・現象の捉えなおし」を挙げている。市毛と守屋¹¹⁾はこれに対して直接に再解釈という用語をあてていないが、この段階は「ネガティブ感情の冷却期間」に続いて生起し、自己への内省とともにゆるせない(それ以前にはゆるせなかった)対象への理解を深め全体性を捉えられるようになる段階であり、再解釈に相当すると考えられる。

なお、同様の意味における再解釈(ないし肯定的再解釈、認知的再解釈)は、従来からストレス・

コーピング研究の文脈でもしばしば取り上げられている(例えば Carver¹²⁾; Carver et al.¹³⁾; 佐々木と山崎¹⁴⁾; なお、Folkman et al.¹⁵⁾の Ways of Coping Scaleにもこれに近いものとして「肯定的再解釈(positive reappraisal)」の下位尺度がある)。ストレス・コーピングにおける再解釈とは、ストレス状況に対する否定的な認知を切り替え、問題に対して新しい解釈をおこなう方略である¹⁶⁾。コーピング方略としての再解釈は、生活に対する満足度を高め¹⁷⁾、ストレス関連成長を促す¹⁸⁾こと等が従来から報告されている。ゆるしもまた機能性と目標志向性をもつストレス・コーピング、とりわけ情動焦点型コーピングの一種として概念化され得ることから¹⁹⁾、共通あるいは関連する要素として再解釈が含まれることは、理論的にみても妥当なものと考えられる。

1.3 再解釈を促す対人的過程としての自己開示と聞き手の受容的反応

前節では、内的過程としてのゆるしのプロセスにおける「経験の再解釈」を重視するという本研究の立場を述べた。ではこの「経験の再解釈」は、どのような対人的過程によって促されるのであろうか。この種の問いは、個々のゆるし経験を生み出す特性としての「ゆるし傾向性」を高める要因の理解にもつながると考えられる。なぜなら、ゆるしの経験を積み重ねることなしに、ゆるしの特性を身につけることはできないと考えられるからである。加えて、対人的過程に注目することにより、周囲からの働きかけあるいは相互作用によってゆるし傾向性の獲得を促進する、という可能性を見出すことにもつながると考えられるからである。

そこで本研究では、自己の体験に関わる再解釈を促進する要因として、自己開示とそれに対する被開示者からの受容的な反応に着目する。自己開示とは個人的な情報を他者に知らせる行為²⁰⁾であるが、単に外的な事象についての話しや第三者的な言表ではなく、自分自身や自分自身の経験に直接言及する言表や、自分自身がにじみ出るような発言がそれに相当する²¹⁾。対人関係においては、自己に関する情報の中でもとくに内面性が高い情報の自己開示が問題となる²²⁾。そのような情報はときに望ましくない側面が含まれ、強い感情を伴うことがある²³⁾。自己開示はそれ自体に感情表出(カタルシス)や自己の明確化といった内的機能を持つが²²⁾、同時に対人的過程として、開示を受けた他者(被開示者、聞き手)による何らかの反応がおこなわれる。その反応には肯定的(受容的)なものもあれば否定的(非受容的、拒絶的)なものもあり²⁴⁾、その如何によって開示者

は一定の心理的影響を受ける²⁵⁻²⁷⁾。

再解釈に自己開示とそれに対する被開示者の受容的反応が影響するという視点は、直接には山田と及川²⁸⁾の先行研究にもとづいている。山田と及川²⁸⁾は、大学生を対象とする質問紙調査をおこない、適切な自己開示によって引き出される聞き手の受容的反応が開示者の再解釈を促進し、その結果として抑うつ²⁹⁾の低減につながることを報告している。この研究に先だって、森脇²⁵⁾は自己開示と聞き手の反応が関連すること、それらの巧拙によって抑うつが左右されること（不適切な自己開示は被受容的反応をもたらし抑うつが憎悪すること、適切な自己開示は受容的反応をもたらし抑うつが低減すること）を報告している。従って、山田と及川²⁸⁾の主たる知見は、「再解釈」が自己開示に対する聞き手の受容的反応によって促進されること、そして「再解釈」によって自己開示と抑うつとの関係が媒介されることを示した点にある。そして、山田と及川²⁸⁾は、聞き手の受容的反応の中には開示者への助言や悩みへの共感、親身な態度などが含まれるため、聞き手の受容的反応が高いほど開示者は悩みを違う角度から見るのが可能になったと考えており、聞き手の受容的反応が得られることで、再解釈が促進されると想定している。なお、山田と及川²⁸⁾が再解釈として設定した具体的な変数は、ストレス・コーピングの一部としての認知的再解釈¹⁴⁾である。心理学的ストレス・モデルにおいてコーピングはストレッサーの悪影響を取り除くための意識的努力であるとされており²⁹⁾、自己開示への受容的反応による意識的な過程への影響が検討されていると言える。

1.4 本研究の目的と内容

本研究では、この山田と及川²⁸⁾の研究枠組みと分析モデルを、ゆるし傾向性の研究に援用する。すなわち、他者あるいは自分自身の行為によって否定的な感情を経験したときの適切な自己開示が聞き手の受容的反応を引き出すことで経験の再解釈を促進し、結果として開示者のゆるし傾向性の向上につながると考える。また、従来から指摘されているとおり、ゆるし傾向性の高さは精神的健康をもたらし特性であると考えられる。

ただし、本研究は山田と及川²⁸⁾の研究枠組みをそのまま使用するわけではない。山田と及川²⁸⁾は抑うつへの媒介要因として再解釈を検討するため、悩みの開示に関する特定の経験を想起させ、そのときの自己開示と被開示者の反応を測定している。しかし、本研究で取り上げるのはゆるしの過程を経験しやすい特性としてのゆるし傾向性である。ゆるし傾向性は個々の開示と被受容経験というよりも、その

ような経験の積み重ねによって向上する性質のものであると考えられる。また、山田と及川²⁸⁾は対人関係上の悩み経験だけを扱っているが、自己開示に対する受容的反応が再解釈を促進するのは対人関係上の問題に対するものだけではないと考えられる。加えて「ゆるし」の対象は他者と自己の両方があり得ることから、その両者を視野に入れることが有用であると考える。従って、本研究ではより幅広く「他者や自己の行動によって嫌な気持ちになった経験」に対する適切な自己開示と、それによって引き出される聞き手の受容的反応、およびそれらを通じた自己の経験に対する再解釈の促進を扱う。本研究の仮定は、それらが日常的に繰り返し経験されることによって、プロセスとしての「ゆるし」の経験が積み重ねられ、結果としてゆるし傾向性の向上が実現するというものである。

なお、以上のような研究枠組みの変更は、「適切な自己開示」「聞き手の受容的反応」「認知的再解釈」の測定方法の変更を意味する。そのため、先行研究^{25,28)}とは異なる変数間の関連性が見出される可能性がある。たとえば山田と及川²⁸⁾では、森脇²⁵⁾で見出された聞き手の受容的反応から抑うつへの影響が開示者の再解釈によって完全に媒介されるという分析結果を報告している。しかし、日常的な被受容経験の積み重ねは、個々の被受容経験の影響を超えて（すなわち、結果として開示者による再解釈やそれにもとづくゆるし傾向性を介さずに）精神的健康に影響する可能性がある。加えて、本研究で採用する「適切な自己開示」「聞き手の受容的反応」の測定は、ふだんの行動特徴をたずねるものであるが故に、ゆるし傾向性に対しても認知的再解釈を媒介せず一定の影響を及ぼすものであるかもしれない。このような間接的な影響の有無ないしその強さについて明確な予測を立てることはできないが、本研究ではそれらの可能性も考慮して探索的な検討をおこなう。

2. 方法

2.1 調査対象者

大学生311名を対象に調査を行い、248名から回答を得た。そのうち1項目でも未回答があるものを除き、203名（男性48名、女性155名）のデータを分析対象とした。平均年齢は19.66歳（SD=0.89）であった。

2.2 測定内容

2.2.1 嫌な気持ちになった出来事の経験と自己開示の頻度

最近の生活における他者および自身の行動によっ

て嫌な気持ちになった経験と、その際の周囲への自己開示についてたずねた（具体的な質問内容と選択肢は表1参照）。これは、以降に続くふだんの自己開示と周囲の反応に対する回答がスムーズにおこなえるようにすることを意図して設定された。

2.2.2 適切な自己開示

回答者が生活の中で嫌な気持ちになった際におこなう自己開示の適切性を把握するため、山田と及川²⁸⁾と同様の項目を使用した。原典は森脇ら²⁴⁾の適切な自己開示尺度であり、計12項目で構成される^{†2)}。なお、山田と及川²⁸⁾では過去の特定の経験を振り返らせてその際の自己開示をたずねているが、本研究では原著者の許諾の下、ふだんの自己開示についてたずねた。回答方法は山田と及川²⁸⁾と同じ4件法（1. あてはまらない、2. あまりあてはまらない、3. すこしあてはまる、4. あてはまる）とした。

2.2.3 聞き手の受容的反応

自己開示に対してふだんその聞き手が受容的に反応してくれているかどうかを把握するため、山田と及川²⁸⁾と同様の項目を使用した。原典は森脇ら²⁴⁾の聞き手の受容的反応尺度であり、計22項目で構成される。なお、山田と及川²⁸⁾では特定の経験に対する自己開示の際の周囲の反応をたずねているが、本研究では原著者の許諾の下、自己開示に対して聞き手がふだんどのような態度で聞いてくれるかをたずねた。回答方法は山田と及川²⁸⁾と同じ4件法（1. あてはまらない、2. あまりあてはまらない、3. すこしあてはまる、4. あてはまる）とした。

2.2.4 経験の認知的再解釈

自己開示をすることによる再解釈の程度を把握するため、山田と及川²⁸⁾と同様の項目を使用した。原典は佐々木と山崎¹⁴⁾のコーピング尺度における「認知的再解釈」の下位尺度8項目である（例：状況の明るい面を見ようとするようになる）。なお、山田と及川²⁸⁾では過去の特定の経験に対する自己開示によって変化したかどうかをたずねているが、本研究では原著者の許諾の下、ふだんの自己開示によって変化するかどうかをたずね、各項目末尾の表現を微調整した（「…する」から「…するようになる」に変更）。

2.2.5 ゆるし傾向性

石川と濱口⁶⁾の尺度を使用した。「他者へのゆるし傾向」（例：以前、自分に嫌な事をした相手にも、親切にしようと思う）、「自己への消極的ゆるし傾向」（例：自分の失敗のことで、いつまでも悩むことはない）、「自己への積極的ゆるし傾向」（例：何か失敗したとしても、それは自分のためになると、考えるようにしている）の3因子計23項目で構成される。

本研究では原著者への確認を経て、原版と同一の教示・選択肢を用いた。すなわち、教示文では「自分自身の行動、他の人の行動によって」嫌な思いをする場合にどのように考えるようにしているかをたずね、4件法（「1. いいえ」「2. どちらかといえば、いいえ」「3. どちらかといえば、はい」「4. はい」）で回答を求めた。

2.2.6 精神的健康

世界保健機関（WHO）が推奨している精神的健康の測定指標である「WHO-5 精神的健康状態表」の日本語版³⁰⁾を用いた。「以下の5つの各項目について、最近2週間のあなたの状態に最も近いものに○印をつけてください」という教示の後に、6件法（0. まったくない、1. ほんのたまに、2. 半分以下の期間を、3. 半分以上の期間を、4. ほとんどいつも、5. いつも）で回答を求めた。

2.2.7 回答者の属性

回答者の個人特性として、年齢、性別、居住（自宅・自宅以外〈アパート、学生寮、親戚宅など〉）について尋ねた。

2.3 実施手続き

大学の4つの授業の開始前または終了後の時間を利用して調査を実施した。学生に対しては、本調査の目的と一連の倫理的配慮に関して口頭で説明し、調査票と依頼状の一式を透明のクリアファイルに入れて配布した。調査票と依頼状を受け取った学生は、回答に先だって調査票の同意欄に記入のうえ各自のペースで回答し、終了後、用意された回収箱に中身がわからない状態で調査票を投函した。なお、各授業の進行に合わせ、4つの授業のうち2つは授業前に配布・終了後に回収し、残り2つの授業では終了後に配布し翌週の授業終了後に回収した。

2.4 倫理的配慮

調査への協力は自由意思にもとづき、回答の有無にかかわらず当該科目の成績に影響するなど一切の不利益を被らないこと、いったん同意した後も回答拒否が可能であること、結果は統計的に処理し個人が特定されることはないこと、質問紙およびデータの管理は厳重に行うこと等を口頭で説明した。依頼状にこれらの詳細を記した上で、調査票の冒頭にもそれらの要点を記載した。また、回答は無記名とした上で、回答の有無も個人情報の一部であるとみなし、記入の有無にかかわらず全員が調査票を回収箱に投函するよう依頼した。なお、実施に先立って、川崎医療福祉大学倫理委員会の承認を得た（承認番号20-070）。

3. 結果

3.1 嫌な気持ちになった出来事の実験と自己開示の頻度

回答者の生活の中で嫌な気持ちになった出来事の実験と自己開示の頻度に関する回答分布を表1に示す。他者および自分自身の行動によって嫌な気持ちになった出来事の実験が「全然なかった」人はいずれも2割弱であり、頻度の差はあれ「あった」(「2. たまにあった」「3. ときどきあった」「4. よくあった」)と回答した人が全体の8割以上を占めていた。また、これらの人の過半数がその経験を周囲の人に開示していた(「2. 少し話した」「3. ある程度まで話した」「4. たくさん話した」の合計が、他者の行動については62.5%、自身の行動については53.3%)。ただし、「話さなかった」という回答も、他者の行動については約37%、自分自身の行動については約47%存在していた。

3.2 尺度の信頼性と記述統計量

「適切な自己開示」と「聞き手の受容的反応」については山田及川²⁸⁾にならい因子別に分けず全体で、ゆるし傾向性については石川と濱口⁶⁾に沿った因子構造で下位尺度別に、そして再解釈と精神的健康については原版通り全体での信頼性係数(Cronbachの α 係数)を算出した。その結果、「適切な自己開示」については0.74と若干低かったが他はすべて0.80以上であり、いずれも高いまたは許容範囲内での信頼性を有すると判断した。そこで、そ

れぞれを構成している項目の評定値を加算し、各尺度の得点を算出した。表2に各尺度の信頼性と記述統計量を示す。

3.3 回答者の属性、出来事の実験および自己開示の頻度と尺度得点との関係

各尺度得点と個人属性との関連を確認するため、それぞれ性別・居住・年齢との関連を調べた。性別(男性・女性)および居住(自宅、自宅以外)による対応のない t 検定をおこなったところ、有意であったのは性別では「聞き手の受容的反応」のみ、居住では「適切な自己開示」のみであり(前者は女性>男性, $t(201)=2.64$, 後者は自宅以外>自宅, $t(201)=2.92$, ともに $p<.01$)、他の尺度に有意なものはみられなかった。また、年齢については各尺度得点との相関を調べたが、統計的に有意なものはみられなかった。

3.4 変数間の相関関係

表2に示した各尺度(変数)間での相関係数を算出した(表3)。なお、一部の変数と有意な関連のあった性別と居住、さらに表1に示した他者ないし自分自身の行動によって嫌な気持ちになった出来事の実験とその際の自己開示を統制した偏相関係数も算出したが、大きな影響はみられなかったため、本研究では単相関の結果を示す。

表3から明らかなように、まず「適切な自己開示」は「聞き手の受容的反応」の間に正の相関を有していた。また、「聞き手の受容的反応」がもっとも強

表1 嫌な気持ちになった出来事の実験と自己開示の頻度

変数と質問内容	選択肢	人数	%
A1. 他者の行動によって嫌な気持ちになった経験 (自分以外の誰かの行動によって、嫌な気持ちになった出来事がありましたか?)	1. 全然なかった	35	17.2
	2. たまにあった	85	41.9
	3. ときどきあった	56	27.6
	4. よくあった	27	13.3
A2. 他者の行動によって嫌な気持ちになった際の自己開示 (そのことについて、あなたは周囲の人に話をしましたか?)	1. 話さなかった	63	37.5
	2. 少し話した	49	29.2
	3. ある程度まで話した	39	23.2
	4. たくさん話した	17	10.1
B1. 自身の行動によって嫌な気持ちになった経験 (自分自身の行動によって、嫌な気持ちになった出来事がありましたか?)	1. 全然なかった	36	17.7
	2. たまにあった	80	39.4
	3. ときどきあった	50	24.6
	4. よくあった	37	18.2
B2. 自身の行動によって嫌な気持ちになった際の自己開示 (そのことについて、あなたは周囲の人に話をしましたか?)	1. 話さなかった	78	46.7
	2. 少し話した	55	32.9
	3. ある程度まで話した	25	15.0
	4. たくさん話した	9	5.4

注：自己開示(A2, B2)は嫌な経験があった人について集計した。

表2 尺度の信頼性と記述統計量

変数と下位尺度	信頼性係数	平均値	標準偏差
適切な自己開示	0.74	35.33	4.48
聞き手の受容的反応	0.93	70.97	10.12
認知的再解釈	0.93	24.12	5.10
ゆるし傾向性			
他者へのゆるし傾向	0.85	25.15	6.01
自己への消極的ゆるし傾向	0.87	16.53	5.41
自己への積極的ゆるし傾向	0.80	14.44	3.17
精神的健康	0.85	13.30	5.08

表3 変数間の相関関係

変数と下位尺度	①	②	③	④	⑤	⑥
適切な自己開示	①	—				
聞き手の受容的反応	②	.25 ***	—			
認知的再解釈	③	.12	.46 ***	—		
ゆるし傾向性						
他者へのゆるし傾向	④	.13	.20 **	.26 ***	—	
自己への消極的ゆるし傾向	⑤	.08	.31 ***	.51 ***	.32 ***	—
自己への積極的ゆるし傾向	⑥	-.17 *	.04	.16 *	.23 ***	.39 ***
精神的健康	⑦	.02	.34 ***	.29 ***	.25 ***	.43 ***

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

い関連(正の相関)を有していたのは「認知的再解釈」であった。そして、「認知的再解釈」はゆるし傾向性の3下位尺度との間に、いずれも有意な正の関係があった。さらに、ゆるし傾向性の3下位尺度と「精神的健康」と正の相関がいずれも有意であった。

これらの関連以外に、「適切な自己開示」と「自己への積極的ゆるし傾向」との間に弱いながらも負の相関があった。また、「聞き手の受容的反応」はゆるし傾向性の3尺度のうち2尺度(「他者へのゆるし傾向」と「自己への消極的ゆるし傾向」)、さらに「精神的健康」とも正の相関がみられた。ゆるし傾向性の3下位尺度間相互にも正の相関が認められた。

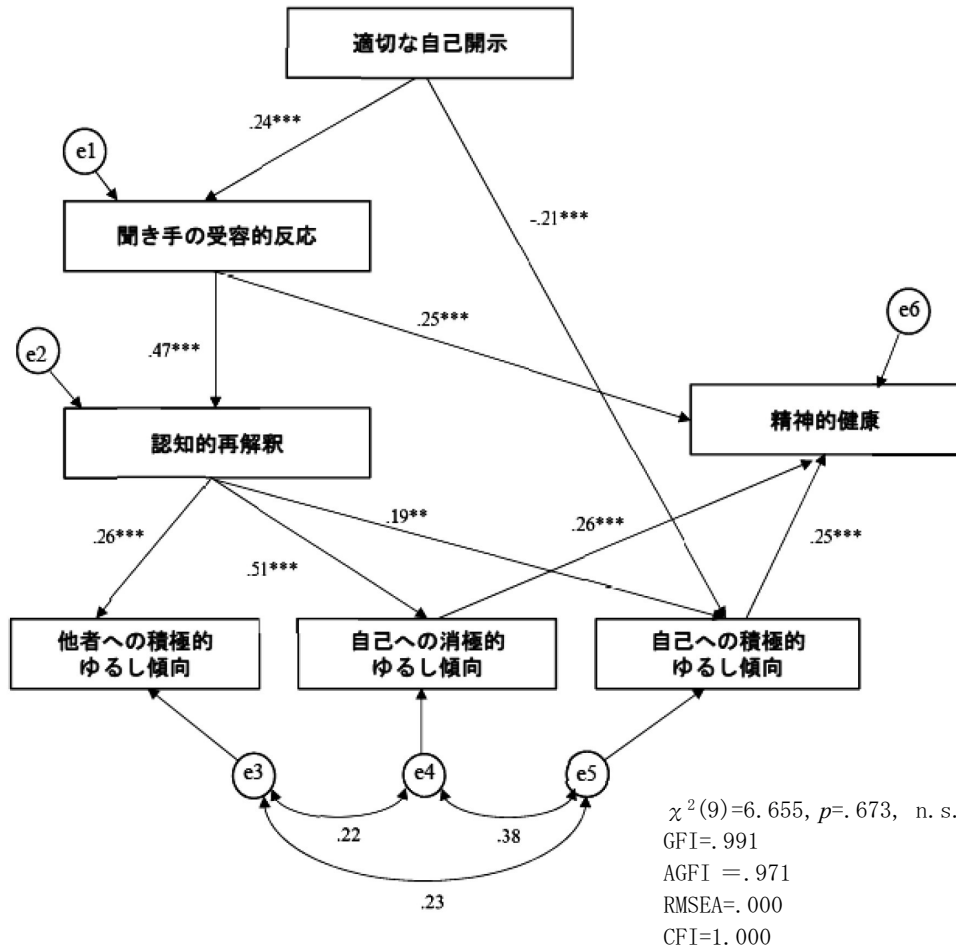
3.5 構造方程式モデリングによる変数間の関連性

単相関の結果をふまえ、適切な自己開示が聞き手の受容的反応を引き出し、経験の再解釈を促すことでゆるし傾向性が高まり、精神的健康につながることを仮定した構造方程式モデリングによるパス解析をおこなった。なお、分析モデルの構成にあたっては、これら以外にも単相関が有意であった変数間(例:「聞き手の受容的反応」と「精神的健康」との間)にパスを引き、直接的な影響関係を想定した場合と想定しない場合での適合度の違いを検討した。また、相互に有意な相関のみられたゆるし傾向

性の3下位尺度間には階層的な関係が想定されていないことから⁶⁾、モデルにおける内生変数同士の関連性を推定するため、この尺度を用いて類似の分析をおこなっている先行研究¹⁾と同様に相互の誤差項間に共分散を仮定した³¹⁾。最終的に採用されたモデル(図1)の適合度指標は、 $\chi^2(9)=6.655, p=.673, n.s.$, GFI=.991, AGFI=.971, RMSEA=.000, CFI=1.000であり、許容範囲内であると判断した。図1に示すとおり、「適切な自己開示」から「聞き手の受容的反応」、および「聞き手の受容的反応」から「開示者の認知的再解釈」への正のパスがいずれも有意であり(図中のパス係数はいずれも標準化係数;以下同じ)、また「聞き手の認知的再解釈」からゆるし傾向性の3下位尺度への正のパスもまたすべて有意であった。そして、自己へのゆるし傾向性の2下位尺度から「精神的健康」への正のパスも有意であったが、「他者へのゆるし傾向」から「精神的健康」への有意なパスは認められなかった。なお、これら以外に「聞き手の受容的反応」から「精神的健康」への正のパスと、「適切な自己開示」から「自己への積極的ゆるし傾向」への負のパスが有意であった。

4. 考察

本研究では、他者ないし自分自身の行為によって



** $p < .01$ *** $p < .001$, パス係数はいずれも標準化係数

図1 適切な自己開示から、聞き手の受容的反応、認知的再解釈、開示者のゆるし傾向性を介した精神的健康へのパスダイアグラム（図中のe1～e6は誤差項を示す）。

否定的な感情を経験したときの適切な自己開示が聞き手の受容的反応を引き出すことで状況の再解釈を促進することを前提に、その日常的な積み重ねが結果としてゆるし傾向性の向上につながると考えた。

図1に示した構造方程式モデリングの結果は、おおむねその仮定を支持するものであったと言える。ただし、一部にはこの仮定ならびに先行研究と異なる変数間の関連性も認められた。以下では本研究の分析結果を振り返り、その限界も含めて考察する。

4.1 嫌な気持ちになった出来事の実験と自己開示について

本研究では、再解釈の前提となる日常的な自己開示とそれに対する聞き手の反応についての回答が容易になることを意図し、それらに先だて、最近の生活における他者および自分自身の行動によって嫌な気持ちになった出来事の実験をたずねた。その結果、8割以上の人が程度の差はあれそのような経験

があったと回答していた。また、そのような経験をした場合の自己開示についても、過半数の人がおこなっていた。従って、嫌な出来事の実験と自己開示は、日常生活の中で一般によく経験されることであると云える。

ただし、特に自分自身の行動によって嫌な気持ちになった場合の自己開示は、「まったくなかった」人が半数近くみられた。自分自身の否定的経験を開示することは、自身の感情を否定的なものにしたり他者からの評価を低下させたりする可能性がある³²⁾。本研究の結果は、このような自己開示の否定的側面を反映している可能性がある。

他方、嫌な出来事を体験していなかったり体験しても自己開示をしなかったりする人の存在は、本研究の目的に照らして考えると、知見の一般性を減じるものとも言えるかもしれない。なぜなら、そのような人は、再解釈の前提となる最近の経験がない状態

で、それをおこなったと仮定した場合の受け手の反応や自身の認知的再解釈を回答しているからである。本研究では相関分析において、嫌な出来事の体験やその際の自己開示を統制した場合に、変数間の関係に大きな影響がないことを確認した。しかしながら、裏を返せばこの結果は、本研究で測定されているものが実際の経験を十分に反映していない（あくまで仮定の下で回答者が想定した事柄を表すに過ぎない）可能性を含意する。本研究の知見は、実際の経験を直接に把握する今後の研究によって再確認すべきであると考えられる。

4.2 当初の仮定に沿った変数間の関係について

相関分析では想定された変数間の関係がおおむね有意であり、その多くは構造方程式モデリングによっても検証された（図1）。すなわち、「適切な自己開示」から「聞き手の受容的反応」、「聞き手の受容的反応」から「開示者の認知的再解釈」、「開示者の認知的再解釈」からゆるし傾向性の3下位尺度への正のパスがいずれも有意であった。そして、ゆるし傾向性のうち「自己へのゆるし傾向性」の2下位尺度から「精神的健康」への正のパスも有意であった。なお、これらのうち、ゆるし傾向性と精神的健康の関連は従来の研究知見の積み重ねがあり、また適切な自己開示と聞き手の受容的反応の関係についても、測定方法は異なるが森脇ら²⁵⁾や山田と及川²⁸⁾の報告と同様である。従って、本研究独自の知見は、再解釈とゆるし傾向性の3下位尺度すべてとの間に見いだされた有意な正の関連である。

聞き手の受容的反応により促された再解釈が開示者のゆるし傾向性と関連するという結果は、山田と及川²⁸⁾の考察に沿って解釈することができる。すなわち、聞き手の受容的反応には開示者への助言や悩みへの共感、親身な態度などが含まれるため、自身の経験に対して異なる角度から見るのが可能になると考えられる。本研究では、これらを日常的に経験することがゆるし傾向性につながるという結果が得られたといえる。また、山田と及川²⁸⁾が用いた再解釈の指標がコーピングの一部としての認知的再解釈¹⁴⁾であったことは、Enright⁸⁾のプロセスモデルにおいて再解釈がゆるしに関する意思決定に続くものであることと整合する。認知的再解釈も意思決定も、ともに本人が自覚可能であるような意識的な過程を表すからである。

ただし、このような「再解釈」と「ゆるし傾向性」との関連性については、概念ないし項目レベルでの類似性によるのではないかとの批判があり得るかもしれない。例えば、本研究で用いたゆるし傾向性の尺度には、自己や他者の行動による嫌な出来事

を経験した場合に「……と考えるようにしている」のような、状態を意識的に変化させようとする内容の項目が含まれている。本研究での再解釈の項目にも「……するようになる」という変化を問う表現が用いられていた。両者には「変化」を扱っているという点での共通性がある。

本研究では、ゆるしそれ自体のプロセスに再解釈が含まれるという Enright らの主張^{7,9)}に着目した。その観点からは、ゆるし傾向性の項目にそのような表現が使われるのは自然なことである。他方、コーピングにおける認知的再解釈は、「嫌な出来事に対するもの」に限定されない。加えて、本研究では自己開示を聞き手が受容してくれた場合の再解釈を測定した。そのため、本研究で見いだされた再解釈とゆるし傾向性の有意な関連性は、両者の単なる表面的な類似にのみよるものではなく、前者の日常的な繰り返し後者の形成につながるという影響関係を少なくともある程度まで反映するものであると考えられる。

しかしながら、この点についても、本研究における測定方法が個々の具体的な経験に対するものでない点に解釈上の限界がある。「ふだんどのようになるか（しているか）」という習慣的反応を一時点で測定するだけでは、その繰り返しが特性の形成につながるという因果関係の直接的な証拠にはなり得ないからである。本研究の知見を確認するには、実際の自己開示と聞き手の受容的反応がその時点での再解釈を促進し、かつその累積的な経験がその後の特性の高さにつながることを示す縦断的なデータの提示が必要である。

4.3 その他の変数間の関係について

4.3.1 「他者へのゆるし傾向性」と精神的健康の関係

「他者へのゆるし傾向」は精神的健康と有意な相関関係を有していたが、構造方程式モデリングでは、他者へのゆるし傾向から精神的健康へのパスは有意ではなかった。これは直接には、ゆるし傾向性の3下位尺度間の有意な関係にもとづき、自己に関するゆるしの2尺度の統制によって関係性が相殺されたことによるものである。自己へのゆるしと他者へのゆるしは、ともに精神的健康と関連するとされる³³⁾。ただし両者を同時に扱った先行研究では、精神的健康との関係として自己へのゆるしの方が他者へのゆるしよりも相対的に強い関係を示すケースがあり（たとえば Thompson et al.²⁾）、本研究の結果もこれと矛盾するものではない。また、本研究で用いたゆるし傾向性尺度の原典である石川と濱口⁶⁾は、他者へのゆるし傾向は他者への攻撃の少なさ

と、自己へのゆるし傾向は抑うつや不安の低さと相対的により強く関連していたことを報告している。また、石川と濱口⁶⁾は同じ尺度を用いて、他者へのゆるしが自己へのゆるしよりも中学生における友人関係や教師関係の適応感とより強く関連していたことを報告している。Macaskill³⁴⁾が他者へのゆるせなさ (unforgiveness) が不安よりも怒りと関連することを示唆していることと考え合わせると、他者へのゆるしが精神的健康と関連するのは、特にそれが対人的な問題の解決に寄与する場合であるのかもしれない。本研究で用いた精神的健康の指標は、直接には最近2週間でのポジティブな心理状態をたずねるものであった。本研究ではその間における対人的な変数の測定をおこなっていないため、上記の解釈の妥当性は今後の検証を必要とする。

4.3.2 「適切な自己開示」と「自己への積極的ゆるし傾向」の関係について

本研究では、「適切な自己開示」と「自己への積極的ゆるし傾向」の間に弱いながらも有意な負の相関があり、構造方程式モデリングにおいてもこの直接的なパスを設定した場合に全体の適合度がより高かった。両者の間には聞き手の受容的反応と認知的再解釈を介した正の影響関係もあり、正負の関係が並列していたと言えるが、正の影響関係は $0.24 \times 0.47 \times 0.19 \approx 0.02$ であり、負の影響関係の方が強かったことになる。

「適切な自己開示」をする人ほど「自己への積極的ゆるし傾向」が低いという関係は一見すると矛盾しており、本研究の探索的な性質からも明確な説明は困難である。しかし、部分的には両者によって把握され得る特徴の性質から解釈できるかもしれない。本研究で測定した「適切な自己開示」は、森脇ら²⁴⁾の尺度によるものであるが、この教示文には“どのようなことに気をつけて話しますか？”という文言が使用されている。この教示文で回答される内容は、適切な自己開示が実現できているという側面とともに、自己開示が適切であるかどうかを意識し、抑制的に行動するという側面も部分的に反映している可能性がある。他方「自己への積極的ゆるし傾向」は、“自分をほめる”“頑張ったと考える”など自己の行動にポジティブな側面を見出そうとする傾向である⁶⁾。両者は背反的な性質を含むために、弱いながらも負の関係が見出されたのかもしれない。

ただし、このような結果が得られたからといって、自己開示の適切性に対する意識を否定的に捉える必要はないと考える。先行研究^{25,28)}と本研究に共通する知見として、そのような自己開示は聞き手の受容的な反応を引き出し得るからである。ストレス体

験の親友への開示は親しい友人の受容的反応やソーシャルサポートの提供を引き出し³⁵⁾、怒りの経験を第三者に開示した際に受容的反応が得られた場合には視点の転換や自己成長感の獲得が促される²⁶⁾。これらの知見もまた、適切な自己開示の重要性を傍証するものと考えられる。

4.3.3 「聞き手の受容的反応」と「精神的健康」の関係について

本研究では「聞き手の受容的反応」と「精神的健康」の間に有意な正の相関があり、構造方程式モデリングにおいても、両者の間にパスを設定した場合に全体の適合度がより高かった。「聞き手の受容的反応」と「精神的健康」の間に（再解釈やゆるし傾向性を介さない）直接的な関係が認められたことは、聞き手の受容的反応がそれ自体で精神的健康に寄与することを意味する。本研究がその発想の出発点とした山田と及川²⁸⁾の先行研究では、森脇ら²⁵⁾で見出された聞き手の受容的反応から抑うつへの影響は、開示者の再解釈によって完全に媒介されていた。山田と及川の先行研究と本研究の違いは、特定の開示に対する聞き手の受容的反応でなく日常的な開示とそれに伴う被受容経験が測定された点である。

本研究の探索的な性質から明確な結論を提示することはできないが、このような日常的な被受容経験の積み重ねの効果は、ソーシャルサポートの観点を援用して解釈できるかもしれない。たとえば、聞き手の受容的反応の尺度には「アドバイス」「親身な行動」「共感」といった内容が含まれていた（本稿2.2.3参照）。これらは、ソーシャルサポートの尺度に含まれる道具的および情緒的な内容³⁶⁾と共通性がある。その意味で、本研究における「聞き手の受容的反応」と「精神的健康」との直接的な正の影響関係は、いわばソーシャルサポートの直接効果（ストレス経験の多少にかかわらずソーシャルサポートがポジティブな効果をもつ）に近い性質をもつことが1つの可能性として考えられる。

4.4 本研究の示唆と方法論的限界

本研究では、他者ないし自分自身の行為によって否定的な感情を経験したときの適切な自己開示が聞き手の受容的反応を引き出すことで状況の再解釈を促進することを前提に、その日常的な積み重ねが結果として開示者のゆるし傾向性の向上につながると考えた。そして、特定の出来事に対するものでなく「ふだんの」適切な自己開示とその際の聞き手の受容的反応が状況の再解釈と関連し、ゆるし傾向性の高さがもたらされることを意味する結果を得た。仮説外の変数間の関連性もおおむね解釈可能なものであった。そのため、本研究の結果は、否定的な感情

を経験した本人にとってはそれを適切な方法で自己開示すること、周囲の他者にとってはそのような自己開示に対して受容的に反応することの有意性を示唆する。この点において本研究は、その視点の元となった山田と及川²⁸⁾の研究枠組みを支持し、それと同様の主張を導くものといえる。

本研究の独自性はもちろん、適切な自己開示と聞き手の受容的反応によって促される開示者の再解釈が「ゆるし傾向性」の向上をもたらす可能性を示した点である。「再解釈」はゆるしのプロセスにおける重要な一側面であり^{7,9)}、ゆるしを経験しやすい特性としてのゆるし傾向性は広く心身の健康と関連する⁴⁾。石川と濱口⁶⁾の報告に従えば、ゆるし傾向性は外在化問題としての攻撃性や内在化問題としての抑うつ・不安と関連する。本研究の結果は、それらの問題を低減するための介入にも示唆を与え得ることが期待される。なぜなら、本研究で扱った経験の再解釈はコーピングの一部としての意識的な過程であり、第三者的な介入によって変容可能なものと考えられる³⁷⁾からである。

しかしその一方で、本研究には方法論的に大きな

限界がある。それは（既に述べたように）本研究が「ふだんの」自己開示と周囲の反応、それらをふまえた再解釈を前提としながら、その日常的な経験の累積を直接には測定していないことである。本研究では、山田と及川²⁸⁾の研究枠組みを発想の起点としつつ、特定の嫌な出来事に対する経験ではなく、ふだんの生活の中で経験している自己開示の適切性等を総括的に問うことで、「嫌な出来事の経験—適切な自己開示—周囲の受容的反応—経験の再解釈」の積み重ねを把握しようとした。しかし、それらはあくまで間接的な測定方法である。そもそも、本研究は横断的なデザインであるため、変数間の因果関係を主張することに限界がある。本研究の知見は、「ふだんの」経験に対する回顧的な報告が経験の積み重ねを反映するという仮定の下に成立している。これまでも述べてきたように、将来の研究では、実際の特定の自己開示と聞き手の受容的反応がその時点での再解釈を促進すること、および、それらの累積的な経験がゆるし傾向性という特性の高さにつながることを示す、微視的かつ縦断的なデータの収集と分析が必要である。

注

- †1) 福井ら¹⁰⁾は「リフレイミング」とカタカナ表記をおこなっているが、本稿では表記を他と統一するため「再解釈」としている。
- †2) 調査時の不手際で「適切な自己開示尺度」の1項目（少人数でいるときだけに、個人的な話をする）が抜け落ち11項目での実施となった。そのため厳密には森脇ら²⁴⁾の測定内容と同一であるとみなすことはできない。しかし、本研究においても一定以上の信頼性係数が得られていることから、ほぼ同じ内容が測定できているものと判断した。

付 記

本研究の遂行にあたり、利益相反関係にある企業等はありません。

謝 辞

本研究の実施に際し御協力下さいました各授業担当の先生方、並びに調査に回答して下さいました学生の皆様に深く感謝いたします。また、本研究は第一筆者が令和2年度川崎医療福祉大学医療福祉学研究科臨床心理学専攻に提出した修士学位論文に基づくものです。修士論文作成の過程で御助言や御指摘を下さいました同専攻の先生方ならびに大学院生の皆様に改めて御礼申し上げます。

文 献

- 1) 沼田真美：自己注目が他者へのゆるしおよび自己へのゆるしへ及ぼす影響—自尊感情の2側面を媒介として—。感情心理学研究, 27, 10-19, 2019.
- 2) Thompson LY, Snyder CR, Hoffman L, Michael ST, Rasmussen HN, Billings LS, Heinze L, Neufeld JE, Shorey HS, ...Roberts DE : Dispositional forgiveness of self, others, and situations. *Journal of Personality*, 73, 313-360, 2005.
- 3) 沼田真美, 今野裕之：ゆるしと成人愛着スタイルとの関連。パーソナリティ研究, 23, 113-115, 2014.
- 4) Toussaint LL, Worthington EL Jr and Williams DR eds : *Forgiveness and health: Scientific evidence and theories relating forgiveness to better health*. Springer, Dordrecht, 2015.
- 5) 加藤司, 谷口弘一：許し尺度作成の試み。教育心理学研究, 57, 158-167, 2009.
- 6) 石川満佐育, 濱口佳和：中学生・高校生におけるゆるし傾向性と外在化問題・内在化問題との関連の検討。教育心

- 心理学研究, 55, 526-537, 2007.
- 7) Enright RD and the Human Development Study Group : The moral development of forgiveness. In Kurtines W and Gewirtz J eds, *Handbook of moral behavior and development Volume 1, Theory*, Psychology Press, New York, 123-152, 1991.
 - 8) Enright RD : *Forgiveness as a choice*. American Psychological Association, Washington, D.C., 2001.
 - 9) Freedman S and Enright RD : A review of the empirical research using Enright's Process Model of interpersonal forgiveness. In Worthington EL Jr and Wade NG eds, *Handbook of forgiveness*, 2nd ed, Routledge, New York, 266-276, 2020.
 - 10) 福井至, 橋口英俊, 近喰ふじ子 : 心的変化過程としての「許し」を用いた心理療法について. 東京家政大学附属臨床相談センター紀要, 4, 45-52, 2004.
 - 11) 市毛努, 守屋英子 : ゆるしのプロセスに関する一考察. 茨城大学教育実践研究, 27, 149-163, 2008.
 - 12) Carver CS : You want to measure coping but your protocol's too long: Consider the Brief COPE. *International Journal of Behavioral Medicine*, 4, 92-100, 1997.
 - 13) Carver CS, Scheier MF and Weintraub JK : Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 267-283, 1989.
 - 14) 佐々木恵, 山崎勝之 : コーピング尺度 (CGQ) 特性版の作成および信頼性, 妥当性の検討. 日本公衆衛生雑誌, 49, 399-408, 2002.
 - 15) Folkman S, Lazarus RS, Dunkel-Schetter C, DeLongis A and Gruen RJ : Dynamics of a stressful encounter: Cognitive appraisal, coping, and encounter outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50, 992-1003, 1986.
 - 16) 坂田成輝 : 心理的ストレスに関する1研究—コーピング尺度 (SCS) の作成の試み—. 早稲田大学教育学部学術研究, 教育, 社会教育, 教育心理, 体育編, 38, 61-72, 1989.
 - 17) Stoeber J and Janssen DP : Perfectionism and coping with daily failures: Positive reframing helps achieve satisfaction at the end of the day. *Anxiety, Stress & Coping*, 24, 477-497, 2011.
 - 18) Moore SA, Varra AA, Michael ST and Simpson TL : Stress-related growth, positive reframing, and emotional processing in the prediction of post-trauma functioning among veterans in mental health treatment. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 2, 93-96, 2010.
 - 19) Strelan P : The Stress-and-Coping model of forgiveness: Theory, research, and the potential of dyadic coping. In Worthington EL Jr and Wade NG eds, *Handbook of forgiveness*, 2nd ed, Routledge, New York, 63-73, 2020.
 - 20) Jourard SM : *The transparent self*. Revised ed, Van Nostrand Reinhold, New York, 1971.
 - 21) 榎本博明 : 自己開示の心理学的研究. 北大路書房, 京都, 1997.
 - 22) 安藤清志 : 「自己の姿の表出」の段階. 中村陽吉編, 「自己過程」の社会心理学, 東京大学出版会, 東京, 143-198, 1990.
 - 23) Altman I and Taylor DA : *Social penetration: The development of interpersonal relationships*. Holt, Reinhart & Winston, New York, 1973.
 - 24) 森脇愛子, 坂本真士, 丹野義彦 : 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の尺度作成の試み. 性格心理学研究, 11, 12-23, 2002.
 - 25) 森脇愛子, 坂本真士, 丹野義彦 : 大学生における自己開示の適切性, 聞き手の反応の受容性が開示者の抑うつ反応に及ぼす影響—モデルの縦断的検討—. カウンセリング研究, 35, 229-236, 2002.
 - 26) 吉田琢哉 : 青年期女子における怒りの感情体験による自己成長感の獲得—社会的共有における聞き手の受容的反応を含めた制御方略の影響—. 感情心理学研究, 20, 1-8, 2012.
 - 27) 遠藤寛子, 湯川進太郎 : 対人的ネガティブ感情経験の開示と被開示者の反応—女子大学生を対象に—. 心理学研究, 84, 1-9, 2013.
 - 28) 山田詩織, 及川恵 : 適切な自己開示方法と聞き手の受容的反応および抑うつとの関連—開示者の再解釈に注目して—. パーソナリティ研究, 24, 225-227, 2016.
 - 29) Lazarus RS and Folkman S : *Stress, appraisal, and coping*. Springer, New York, 1984.
 - 30) Awata S : WHO-5 精神的健康状態表 (1998年版) The Psychiatric Research Unit at the Mental Health Centre North Zealand
<https://www.psykiatri-regionh.dk/who-5/who-5-questionnaires/Pages/default.aspx>, [2002].
(2021.1.2確認)

- 31) 室橋弘人:内生的な因子の相関. 豊田秀樹編著, 共分散構造分析 [疑問編] —構造方程式モデリング—, 朝倉書店, 東京, 30, 2003.
- 32) 片山美由紀: 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, 1996.
- 33) Griffin BJ, Worthington EL Jr, Laelock CR, Wade NG and Hoyt WT : Forgiveness and mental health. In Toussaint LL, Worthington EL Jr and Williams DR eds, *Forgiveness and health: Scientific evidence and theories relating forgiveness to better health*, Springer, New York, 77-90, 2015.
- 34) Macaskill A : Differentiating dispositional self-forgiveness from other-forgiveness: Associations with mental health and life satisfaction. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 31, 28-50, 2012.
- 35) 福岡欣治: 日常ストレス状況での友人への自己開示とソーシャル, サポート(4) —開示に対する友人の受容的反応とサポートが気分状態に及ぼす効果—. 静岡文化芸術大学研究紀要, 9, 15-24, 2009.
- 36) 橋本剛: ストレスと対人関係. ナカニシヤ出版, 京都, 2005.
- 37) 山崎勝之: 正感情, コーピング, そして健康の関係におけるこれまでの研究知見とその考察—正感情とコーピングを操作介入因子とした健康増進介入の可能性—. 鳴門教育大学研究紀要, 23, 14-42, 2008.

(2021年5月13日受理)

Effects of the Recipient's Positive Responses to Adequate Self-disclosure and the Following Reframing on Dispositional Forgiveness

Keishi AGA and Yoshiharu FUKUOKA

(Accepted May 13, 2021)

Key words : forgiveness, adequate self-disclosure, recipient's positive responses, reframing

Abstract

Dispositional forgiveness is a crucial construct in health psychology that is strongly related to psychological well-being. This study focused on the possibility of improving dispositional forgiveness through cumulative daily experiences of adequate self-disclosures, the positive responses of recipients, and cognitive reframing. We hypothesized that there would be significant positive relationships between these variables and dispositional forgiveness, which would improve psychological well-being. University students (N=248) responded to a questionnaire survey. The questionnaire included the scales for forgiveness of others, positive forgiveness of self, negative forgiveness of self, and the WHO-5 Well-being Index. Data with no missing values of 203 participants (48 men and 155 women) were analyzed. Results indicated few differences in the measured variables based on demographic variables. Structured equation modeling indicated that adequate self-disclosure affected recipients' positive responses, then recipients' positive responses affected cognitive reframing, and cognitive reframing affected the discloser's other- and self-forgiveness. Psychological well-being was affected by the recipients' positive responses to self-disclosures and two aspects (positive and negative) of self-forgiveness. Other-forgiveness did not affect psychological well-being. These results supported this study's hypothesis except for the non-significant relationship between other-forgiveness and well-being. The clinical implications of improving dispositional forgiveness and the methodological limitations of this study are discussed.

Correspondence to : Yoshiharu FUKUOKA

Department of Clinical Psychology
Faculty of Health and Welfare
Kawasaki University of Medical Welfare
288 Matsushima, Kurashiki, 701-0193, Japan
E-mail : fukuoka@mw.kawasaki-m.ac.jp

(Kawasaki Medical Welfare Journal Vol.31, No.1, 2021 213–224)