

高校生の自他への暴力行動に対する  
レジリエンスを促進する予防的介入方法に関する研究

A Study on Preventive Intervention Methods that Promote  
Resilience toward Violence Behavior to Self and Others  
in High School Students

石田 実知子

Ishida Michiko

博士〈保健看護学〉論文

高校生の自他への暴力行動に対する  
レジリエンスを促進する予防的介入方法に関する研究

2021年3月

石田 実知子

川崎医療福祉大学大学院

## 要 旨

本学位論文は、高校生への暴力行動に対するレジリエンスを促進する予防的介入方法の開発を行うことを目的とした。

まず、先行研究からの知見を統合し、レジリエンスが直接的に暴力行動に影響すると同時に、反すう、怒りを通して自他への暴力行動に影響するとした因果関係モデルを仮定する概念枠組みを構築した。次に、本研究の概念枠組みにおける仮説の検証に先駆け、第Ⅰ段階として発達に伴う時間の変化が自傷行為経験に及ぼす影響について解明することとした（第1章）。続いて、早期の介入の必要性から第Ⅱ段階として、本研究の概念枠組みの妥当性の検証に向け、自他への暴力行動予防に向けた介入評価指標を開発し、さらにレジリエンスと精神的健康の関連について明らかにすることとした（第2章、第3章、第4章）。最後に第Ⅲ段階として、本研究の概念枠組みにおける仮説の検証のため、自他への暴力行動に対するレジリエンスの緩衝効果を解明することとした（第5章）。

第Ⅰ段階第1章では、高校生における3年間の自傷行為経験の個人および集団の経時的変化について、潜在成長曲線モデルを用いて検討することを目的とした。調査は、A県全日制普通科高等学校A・B校2校に在籍する418名に対し、高校3年間における縦断調査を自記式質問紙で実施した。調査内容は、性別、自傷行為（殴る、刺す、つねる、かきむしる、切る）で構成した。統計解析には有効回答票184データを使用し、一次の潜在成長曲線モデルにより切片と傾きを推定した。その結果、傾きの平均は非有意、分散は有意（ $-4.54, p < .001$ ）であり、共分散は正であった（ $4.97, p < .001$ ）。適合度は $CFI = 1.000$ 、 $RMSEA = 0.000$ であった。これらのことから自傷行為の変化は集団での変化はなく個人差のみがあり、1年次に自傷行為得点が高い者ほど変化量が大きくなることが明らかとなった。以上のことから1年次より早期に自傷行為予防に向けた介入を行うことの有効性が示唆された。

第Ⅱ段階第2章では、レジリエンス尺度を開発し、因子構造の側面からみた構成概念妥当性と信頼性および基準関連妥当性を検討すること、またレジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連を明らかにすることを目的とした。A県全日制普通科高等学校C・D校2校に在籍する1～3年生672名に対し、性別・学年、レ

レジリエンス、精神的健康について自記式質問紙を用いて調査した。有効回答票 564 データを使用し、まず、高校生のレジリエンス能力を測定する評価指標の開発を試みた。「関係構築力」「克服力」「突破力」を一次因子、「レジリエンス」を二次因子とするレジリエンス尺度の因子的側面からみた構成概念妥当性を、確認的因子分析により検討した。データへの適合度は  $\chi^2=83.620$  (df=24), CFI=0.989, RMSEA=0.066 と統計的な許容水準を満たしていた。McDonald の  $\omega$  信頼性係数は、0.845 であった。さらに、レジリエンス尺度の構成概念妥当性を外的基準との関連で検討する目的からレジリエンスを独立変数、精神的健康を従属変数とする単回帰因果関係モデルを設定し、構造方程式モデリングを用いてモデルのデータへの適合度を検討した。結果、 $\chi^2=438.090$  (df=97), CFI=0.963, RMSEA=0.079 と統計的な許容水準を満たしており、単回帰因果関係モデルはデータに適合していることが認められた。以上のことから、「関係構築力」(3 項目)、「克服力」(3 項目)、「突破力」(3 項目)を一次因子、「レジリエンス」を二次因子とするレジリエンス尺度の因子的側面からみた構成概念妥当性および信頼性が支持された。次に、レジリエンスと精神的健康の関連について重回帰因果関係モデルのデータへの適合性と変数間の関連性について検討した。その結果、 $\chi^2=336.986$ (df=73), CFI=0.974, RMSEA=0.066 と統計学的な許容水準を満たしていた。レジリエンスの各因子と精神的健康の関連に着目すると、「関係構築力」「克服力」「突破力」の 3 因子のうち、「関係構築力」と「克服力」から精神的健康に向かうパス係数のみ統計学的に有意であり、「突破力」から精神的健康に向かうパス係数は非有意であった。加えてレジリエンスの各因子間の関連性について検討したところ、全ての因子間の相関は有意な正の関連性が認められた。以上のことから、レジリエンスは精神的健康に密接に関連しており、「関係構築力」「克服力」「突破力」の内、「関係構築力」「克服力」が精神的健康に安定的に関連していること、突破力はネガティブなライフイベントによる影響を受ける不安定さを併せ持っていること、「関係構築力」「克服力」を高めることで「突破力」が高められることの可能性が考えられた。以上のことから高校生の精神的健康の向上に向けレジリエンスの内「関係構築力」「克服力」を高めていくことの必要性が示唆された。

第 II 段階第 3 章では、開発した「レジリエンス尺度」の因子構造モデルを、高校生の対象の異なる性別によってグループ化した標本に当てはめ、前記尺度の因子

構造モデルに関する構成概念妥当性を因子不変性の側面から多母集団同時分析を用いてモデルの交差妥当性を検討することを目的とした。A 県全日制普通科高等学校 E・F 校 2 校に在籍する 1～3 年生 1,451 名に対し、学年、性別とレジリエンスについて自記式質問紙を用いて調査した。有効回答票 818 データを使用し、前記尺度の 3 領域の下位尺度「関係構築力」「克服力」「突破力」を第一次因子、「レジリエンス」を第二次因子とする 3 因子二次因子モデルを仮定した。因子構造モデルのデータへの適合性は、性別によってグループ化した二つのデータを用いて、構造方程式モデリングによる多母集団同時分析で解析した。パラメータ（係数値）の等値制約を追加により、 $\chi^2$  値及び  $\chi^2/df$  比、CFI、RMSEA の値は概ね低下した。特に CFI は 0.966～0.971、RMSEA は 0.041～0.048 の範囲にあった。これらのことから、レジリエンス尺度は、因子構造モデルの因子不変性が支持された。また、先行研究との比較により本尺度の基準関連妥当性についても検証された。以上のことからレジリエンス尺度は頑強な尺度であり、性別の影響を受けることの少ない 9 項目で、高校生のレジリエンス能力を評価できる指標であることが示唆された。

第 II 段階第 4 章では、「自他への暴力行動尺度」を開発し、因子構造の側面からみた構成概念妥当性と信頼性の検討を目的とした。A 県全日制普通科高等学校 G 校 1 校に在籍する 1～3 年生 327 名に対し、学年、性別と自他への暴力行動について自記式質問紙を用いて調査した。有効回答票 301 データを使用し、「自傷行動」「他害行動」を一次因子、「自他への暴力行動」を二次因子とする自他への暴力行動尺度の因子的側面からみた構成概念妥当性および信頼性を、確認的因子分析により検討した。データへの適合度は  $\chi^2=76.78$  ( $df=19$ )、CFI=0.967、RMSEA=0.088 と統計的な許容水準を満たしていた。McDonald の  $\omega$  信頼性係数は、0.818 であった。以上の結果より、「自傷行動」(4 項目)「他害行動」(4 項目)を一次因子、「自他への暴力行動」を二次因子とする自他への暴力行動尺度の因子的側面からみた構成概念妥当性および信頼性が支持された。以上のことから、本尺度は高校生の自他への暴力行動に対する自己評価や介入効果を評価する上で有益な指標として活用できることが示唆された。

第 III 段階第 5 章では、自他への暴力行動に対するレジリエンスとネガティブな反すうおよび怒りとの関連について検討することを目的とした。普通科高等学校

G校1校に在籍する1～3年生327名に対し、性別・学年と自他への暴力行動、レジリエンス、ネガティブな反すうおよび怒りについて自記式質問紙を用いて調査した。有効回答票280データを使用し、レジリエンスが直接的に暴力行動に影響すると同時に、ネガティブな反すうや怒りを通して自他への暴力行動に影響するとした因果関係モデルを仮定し、そのモデルの適合性と変数間の関連性について構造方程式モデリングを用いて解析した。前記モデルには統制変数として性別・学年を投入した。仮定した因果モデルのデータへの適合度は $\chi^2=505.265$  (df=334), CFI=0.980, RMSEA=0.043と統計的な許容水準を満たしていた。変数間の関連性に着目すると、レジリエンスと反すうおよび自他への暴力行動間に統計学的に有意な負の関連性が認められた。一方で、ネガティブな反すうと怒り、怒りと自他への暴力行動間は、統計学的に有意な正の関連性が認められた。本分析モデルにおける自他への暴力行動に対する寄与率は、82.9%であった。なお、統制変数のうち性別のみがレジリエンスと正の関連性、自他への暴力行動と負の関連性が認められた。以上の結果より、レジリエンスが直接的に自他への暴力行動に影響すると同時に、反すう、怒りを通して自他への暴力行動に影響するとした因果関係モデルが、データに適合することが明らかとなった。これらのことからレジリエンスは、反すうを低減させると同時に直接的に自他への暴力行動を低減させることが検証された。以上のことからレジリエンス促進に対する介入が自他への暴力行動の抑制に対して有効性の高いことが示唆された。

以上の結果を総括すると高校生の自他への暴力行動予防に向けたレジリエンスを促進する介入方法として、1年次の早期の段階からレジリエンス促進に向け「関係構築力」「克服力」の強化およびネガティブな反すうの低減に向けた介入を行うこと、レジリエンス尺度および自他への暴力行動尺度を用いて評価することの有効性が実証的に示され、開発した介入方法は、高校生の自他への暴力行動予防に向けたレジリエンス促進に有用であることが示唆された。

本論文の意義は、第一に、これまで明らかにされてこなかった高校生の自傷行為の経験について縦断的検討を行い個人および集団の発達的变化について明らかにし、自傷行為の予防に向けた最適な介入時期の特定に繋がったことである。第二に、レジリエンスを「関係構築力」「克服力」「突破力」の側面から、自他への暴力行動を「自傷行動」「他害行動」の側面から客観的評価を可能としたことが挙げら

れる。特にレジリエンス尺度は、性別の影響を受けることのない尺度である。そのため、スコアから個々の生徒の持つレジリエンスの傾向やパターンを短時間で伸ばすべき能力を的確に把握することができ、レジリエンス教育を実施するにあたり教育現場で有用に活用しうる評価指標であるといえよう。さらに、「レジリエンス尺度」「自他への暴力行動尺度」は、本尺度を用いて因果関係を検討することにより、高校生のレジリエンスや自他への暴力行動の頻度に影響を与える背景要因、逆にレジリエンスや自他への暴力行動の頻度が諸変数に影響を与える要因にどのようなものがあるか等の解明にとって有益な情報をもたらすことが期待できる。第三に、構築したレジリエンスと精神的健康の因果関係モデル、自他への暴力行動に対するレジリエンスの因果関係モデルを基礎に、自他への暴力行動予防においてレジリエンスの促進に向けた介入が可能となったことが挙げられる。特にレジリエンスの自他への暴力行動に対する因果関係モデルにおける寄与率は82.9%と高値であった。このことは、レジリエンス促進に向けた介入が自他への暴力行動の抑制に対して有効性の高いことを示している。因果関係モデルは介入方法の開発にあたり、理論的基盤となる重要な部分であるため、本研究により今後の自他への暴力行動に対する支援策の検討において意義深い示唆を与えたと考える。

限界と課題は、本論文の対象者はランダムサンプリングではなく、研究協力の承諾が得られた地域の普通科高校の生徒のみであり、男女比が日本の高校生とは異なること、女性において有効回答率が低いこと、縦断調査において欠損データが全データの56%を占めることが挙げられる。また、因果関係モデルの設定では、未測定の交絡因子の影響を排除できていない可能性があることが挙げられる。今後、さまざまな地域、専門性といった幅広い対象校での調査を行うこと、さらには青少年における学校での欠席と自傷行為には関連性が見出されていることから欠席者も含めた追跡調査や男女比較を行い性差の及ぼす影響についての検討を行うことが望まれる。加えて、複数校で調査を実施するにあたっては、学校行事など精神的健康への影響を最小限に留め、系統誤差からくるバイアスを最小限にすることが課題であり、詳細に検証を重ねていかなければならないものと思慮する。

## 目次

### I 序論

#### 第1章 問題意識

第1節 高校生における攻撃性と自殺.....	1
第2節 自傷行為と暴力行動.....	2
第3節 レジリエンスに着目した自傷行為と暴力行動への予防.....	4
第4節 自傷行為の実態と関連要因に関する研究動向.....	7
第5節 小括.....	10
文献.....	10

#### 第2章 研究目的と意義

第1節 研究目的.....	19
第2節 研究の意義.....	19
第3節 本論文における用語の操作的定義.....	20
第4節 論文の構成.....	22
第5節 倫理的配慮および利益相反.....	25
文献.....	27

### II 本論

#### 第1章 (第I段階) : 日本の高校生における3年間の自傷行為経験の 個人および集団の経時的変化

第1節 目的.....	29
第2節 研究方法.....	29
第3節 結果.....	31
第4節 考察.....	34
第5節 小括.....	37
文献.....	38

#### 第2章 (第II段階1) : レジリエンスと精神的健康

第1節 目的.....	40
第2節 研究方法.....	40
第3節 結果.....	43
第4節 考察.....	48
第5節 小括.....	51
文献.....	51



第3章 (第II段階2)：レジリエンス尺度の因子不変性の検討	
第1節 目的.....	55
第2節 研究方法.....	55
第3節 結果.....	57
第4節 考察 .....	60
第5節 小括 .....	62
文献.....	62
第4章 (第II段階3)：自他への暴力行動尺度の開発	
第1節 目的.....	64
第2節 研究方法 .....	64
第3節 結果 .....	66
第4節 考察 .....	68
第5節 小括.....	70
文献.....	70
第5章 (第III段階)：高校生の自他への暴力に対するレジリエンスと反すうおよび 怒りとの関連	
第1節 目的.....	72
第2節 研究方法 .....	72
第3節 結果 .....	74
第4節 考察 .....	77
第5節 小括.....	80
文献.....	80
第6章 総括	
第1節 研究のまとめ.....	82
第2節 研究の意義.....	82
第3節 研究の限界と課題.....	83
第4節 今後の展望.....	83
文献.....	84
謝辞.....	85

# I 序 論

## 第 1 章 問題意識

### 第 1 節 高校生における攻撃性と自殺

高校生の時期は、「第二の分離個体化」の時期にあたり、親からの精神的離脱と個の自立が課題とされ、生理学的変化とともに心理・社会的に急激な変化による混乱の時期である<sup>1)</sup>。一般的に思春期から青年期にかけての精神的な不健康状態は高いことが指摘されており<sup>2)3)</sup>、精神疾患をはじめとする精神的不調の発生リスクが最も高まる時期の一つである。特に高校生の時期は、生物学的な成熟に伴う心身の変化、親子・友人関係の変化、就職や進学など、その後の人生の方向性の選択を迫られるなど心理的側面や身体面・行動面に大きな変化を及ぼす時期である。そのため、高校生の時期は性衝動や感情を統制することにかかわる葛藤から攻撃性の高まりも強く、小学生や中学生と比較し不快情動やストレス反応が増加するこが報告されている<sup>4)</sup>。

攻撃性とは一般的に、怒りや敵意などの感情を含む心理特性のことを指し、その方向・対象は、他者や物といった外界の対象だけではなく、自分自身にも向けられる<sup>5)</sup>。攻撃性が外界の対象に向く場合は非行や暴力、ときには殺傷にもつながる反社会的行動を、自分自身に向く場合は自傷行為や摂食障害などの非社会的行動を起こすことに関連している<sup>6)</sup>。Achenbach & Edelbrock は、これらの問題行動に対し、攻撃性が外に向くことで起こる問題を「外在的」、内に向くことで起こる問題行動を「内在的」と分類している<sup>7)</sup>。つまり、反社会的行動も非社会的行動も攻撃性という精神病理を基盤としている点で共通しており<sup>8)</sup>、ともに自殺と親和性が高いことが明らかとなっている<sup>9)</sup>。

2019 年（令和元年）度に発表された自殺対策白書によると、自殺者数は 3 万人を下回ったものの、高校生の時期にあたる 15～19 歳の死亡原因のうち、自殺は男女ともに第 1 位であることが報告されている<sup>10)</sup>。これは、先進 7 か国の中で日本のみであり、若年層の自殺は漸増を続けており、国際的にみても我が国の深刻な社会問題である。この現状に対して、厚生労働省は「自殺総合対策大綱<sup>11)</sup>」で、思

春期・青年期において自傷行為を繰り返す者に保健医療機関と教育機関との連携による支援体制に向けた取り組みの促進が明記されるに至っている。

## 第2節 自傷行為と暴力行動

自傷行為は、自殺以外の意図から、非致死性の予測をもって、故意に、そして直接的に、自分自身の身体に対して非致命的な損傷を加えることである<sup>9)</sup>。また、自傷行為は従来、境界性パーソナリティ障害、知的障害や発達障害などにおいて特徴的にみられる行動として知られており、単一の疾患形態としては認められていなかった<sup>12)</sup>。しかし、DSM-5 (Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition)<sup>13)</sup>では、非自殺性自傷として広汎な公衆衛生上の問題として認識されている<sup>12)</sup>。

自傷行為そのものには、自己に対する暴力としての特徴があり<sup>9)</sup>、これは攻撃性の表出において「内在的」に類型化される。代表的なものは自分の腕や手首に鋭利な刃物などで傷をつける「切る」が挙げられ、その他「殴る」「刺す」「つねる」「かきむしる」「打ち付ける」<sup>14)</sup>などがある。自傷行為は、衝動性の強さとの関連性<sup>15)</sup>も指摘され、思春期にある者の自殺未遂や自殺の最も高い予測因子であることが多くの研究で明らかとなっている<sup>16)~18)</sup>。また、自傷行為の有病率は中学生の時期から始まり15~18歳前後でピークに達し、その後成人期にかけて寛解することが示されている<sup>19)</sup>。自傷行為は、不快感情の軽減を目的としたものが半数以上を占めており<sup>14)</sup>、心の痛みを一時的に抑える効果がある一方で反復性、習慣性を呈する傾向がある<sup>9)</sup>。そのため、自傷行為を繰り返す過程で麻薬と同様に耐性を獲得し、自傷行為を始めた当初の不快感情開放と同様の効果を得るには自傷の頻度や強度を高めざるを得ず、「消えたい」「死にたい」に繋がってしまうことが指摘されている<sup>20)</sup>。自傷行為は希死念慮を伴わないものの、非致命的な自傷行為を行って精神科を受診したもののうち、19%が1年以内に大量服薬による自殺企図を起こし<sup>21)</sup>、自傷後1年以内の自殺の相対危険度は自傷を行わない者と比較して66倍であるとされる<sup>22)</sup>。そして、日本学校保健会が実施した公立学校を対象に実施した調査では、高等学校の81.9%で生徒の自傷行為が把握されていることが報告され、これは小学校9.4%、中学校72.6%と比較すると最も高い割合となっている

23). しかしながら、自傷行為をする生徒のうち、高等学校が把握している生徒の割合はわずか 0.33%と氷山の一角にすぎない<sup>23)</sup>。加えて、自傷行為を行なう青少年の大半は精神保健の専門家に繋がらないため、緊急を要する事態にも対応ができていないことが推察されるなど多くの課題があると言われている<sup>24)</sup>。

また、自傷行為を繰り返す者は反社会的な行動におよぶ傾向があり、自傷という方法で自らに暴力を加える者は、他者にも暴力を加える可能性が高く<sup>25)</sup>、暴力行動・危険行為的傾向との関連も強い<sup>9)</sup>。暴力行動は、心理的・身体的に他者または他の生命を傷つける行為であり、攻撃性の表出において「外在的」に類型化される。暴力行動と関連する少年非行のピークは、依然高校生が 36.1%とトップであり、一般刑法犯に少年が占める割合は、2004(平成 16)年以降低下傾向にあるものの、2018(平成 30)年においても成人の人口比と比較して約 1.6 倍と高い。1971(昭和 46)年以降、年少少年(14~15 歳)の人口比が最も高かったが、2016(平成 28)年以降は中間少年(16~17 歳)が最も高くなっている<sup>26)</sup>。また、対人暴力・器物損壊といった反社会的行動は、概ね 13 歳から増加し 17 歳~18 歳でピークを迎えるとされる<sup>27)</sup>。自傷行為の有病率は、精神科および一般集団よりも矯正施設集団において高く、少年鑑別所女子入所者では 60.9%<sup>28)</sup>、少年刑務所男子入所者では 14.0%<sup>29)</sup>と報告されている。高橋らの、少年鑑別所に入所中の 14 歳~19 歳の少年の自傷行為に関する調査では、彼らの 3 分の 2 の者が少なくとも一度の自傷行為を行なった経験があると報告している<sup>30)</sup>。そして、自傷行為を習慣的に行なっている 2 割の者のうち、その半数以上の者が自殺企図歴を有していることが報告されている。これらのことから、自傷行為と暴力行動はともに自殺の危険性を有することが推察され、ともに高校生の時期と重なるため、精神保健上の予防を考える上で他の時期には代え難い重要な時期であるといえる。世界保健機関(WHO)は、自傷行為、暴力行動について、1990(平成 2)年から 2020(令和 2)年にかけて全世界の死亡原因の中で高まることを予測しており、これらの防止を公衆衛生上の課題の 1 つとして位置づけている<sup>31) 32)</sup>。

さらに、精神科領域において、反復して持続的な反社会的、攻撃的、また反抗的な行動パターンを特徴とする行為障害や反抗性挑戦性障害と診断された児童・生徒は、その衝動性や攻撃性から注意・叱責されることが多く、自暴自棄になって暴

力を振るったり、叱られるのではないかという不安から攻撃的になるなど攻撃行動を示しやすい<sup>33)</sup>。加えて総合病院で治療を受けた青年の50人中の半数が15分以内に自傷行為に及んでおり<sup>34)</sup>、介入するための時間はほとんどなく<sup>35)</sup>、適切な介入を行うことは極めて困難である。また、前述のように自傷行為をする患者の特徴として、精神科治療に繋がりにくく、治療場面においても拒否的な態度をとることが多く介入が困難であることから<sup>36)</sup>、早期の支援が課題であるといえよう。

さて、これらの自傷行為・暴力行動は、前述のとおり攻撃性を基盤としており、その背景にある感情の1つに激しい怒りなど<sup>37)</sup>、強い心理的苦痛への対処するための方法として行われている<sup>38)</sup>。自己の嫌悪的な事柄を何度も反すう（以下、ネガティブな反すう）することで怒りがさらに増強することが示されており<sup>39)</sup>、青年期特有の自己に対する過剰な注目との関連も影響しているのではないかと考えられる。そしてネガティブな反すうは、抑制のコントロールの低下および問題解決能力の低下にも関連していることが示され<sup>40)</sup>、自傷行為や暴力行動との関連も推察される。加えて、高校生の激しい怒りに対する対処行動における縦断調査では、1年次に自傷行為や暴力行動をとっている者は、学年を経る毎に自他への暴力行動の減少幅が低くなること<sup>41)</sup>、これらの生徒は援護要請力が乏しいこと、周囲が不調に気づかず援助に繋がらないこと<sup>9)</sup>が指摘されている。

以上のことから、これらの自傷行為、暴力行動が中学生の時期に始まり、高校生の時期にピークを迎えること、自傷行為と暴力行動が相互に関連すること、同時に複数出現することから、自傷行為と合わせ暴力行動の予防に包括的に取り組むことは、精神保健上の有益な示唆が得られると考えられる。

### 第3節 レジリエンスに着目した自傷行為と暴力行動への予防

#### 1. レジリエンスの特徴

これまで自傷行為や暴力行動の予防に向けた研究の大部分は、危険因子に焦点が当てられてきたが、近年、防御因子であるレジリエンスへとパラダイムシフトが起きている。文部科学省においても、2018（平成30）年3月に告示された高等学校学習指導要領には「青年期の悩みや課題とその解決」への取り組みの方向性として「心や体に関する正しい知識を基に、適切な行動をとり、悩みや不安に向き合い乗

り越えようとする」と明記され<sup>42)</sup>、高等学校の教育においてもレジリエンスを高める取組みが求められている。

レジリエンスは、ストレスへの抵抗力を表す「回復力」「復元力」あるいは「弾力性」とも言われ、ストレスに暴露されても、それを乗り越え、健康な状態へ回復していく力と考えられている。そしてレジリエンスは、危機的な或いはネガティブなライフイベントからの立ち直りを促進する要因として人の中にある「保護因子」であり、自尊感情と高い関連があることが示されている<sup>43)</sup>。レジリエンスと自尊感情のいずれも共通していることは、感情を調節し、考えや時間概念をポジティブに考え、それを行動に表していく資質であり、相違点はレジリエンスがある否定的な状況から肯定的な状況に対して安定的にもつ回復力であるのに対して、自尊感情は肯定的な安定性を維持するように揺れる変動制をもつ資質であると考えられている点である<sup>44)</sup>。

自尊感情は直接的に適応や発達結果に影響を及ぼし、精神障害、薬物使用、非行の抑止効果を持つとされる<sup>45)</sup>。一方で、自尊感情が低下するとネガティブな反すう傾向が引き起こされやすいとされる<sup>46)</sup>。また、ネガティブな反すうなどの反復思考の増加は、怒りを維持させ<sup>47)</sup>、怒りに対する対処行動として自他への暴力行動を引き起こすことが示されている<sup>48)</sup>。これらに対しレジリエンスは、自傷行為や暴力行動を低減させること<sup>49)</sup>が示されている。以上のことを勘案すると、レジリエンスはネガティブな反すうを抑制するとともに自他への暴力行動も抑制することが推察される。加えて、レジリエンスは誰でもが備えているものとされ<sup>50)51)</sup>、固定的な特性ではなく、発達過程で環境とともに変化する力動的な特性であることが推測される<sup>52)</sup>。Wernerは34年間にわたり698人の子どもについてハワイのカウアイ島で縦断調査を実施している。その結果、「家庭の貧困」「両親の不和」「親の精神疾患」などハイリスクな環境に育った子どもの内、3分の2の子どもたちは「多動性障害」「非行」など何らかの問題を抱えていたものの、残りの3分の1の子どもたちはサポートによりレジリエンスを高められた結果、適応的な人生を歩んでいることを報告している<sup>52)~54)</sup>。また、レジリエンスは、生得的な要因である資質的レジリエンスと後天的な要因である獲得的レジリエンスがあると言われており<sup>55)</sup>、周囲からの有効な働きかけにより個人内部のレ

レジリエンスを高めることで、危機状況からの回復を促進すること<sup>56)57)</sup>、自殺の防御要因となること<sup>58)</sup>が示されている。加えて、レジリエンスを育てることにより、認知をより柔軟に建設的・合理的なものに変容し、新しい行動パターンを既存の行動レパートリーに獲得させ、感情を調整する力を育てることになる<sup>44)</sup>。前述のように、自傷行為と暴力行動はともに衝動的な人格特性に起因する可能性があることを鑑みるならば、レジリエンス向上を目指した支援は、自傷行為、暴力行動ともに予防効果をもたらすことが期待できる。そしてレジリエンス向上に向けた取組みは、全ての生徒にとって危機的な或いはネガティブなライフイベントに遭遇しても回復できる力を促進し、精神疾患の一次予防にも繋がり、重要な課題であると考えられる。

## 2. レジリエンスの測定用具に関する研究動向

医学中央雑誌 Web 版 (Ver5), CiNii Articles を用いて、「レジリエンス」「尺度」を AND で掛け合わせ、文献検索を原著論文にしばらく検索した。検索日は 2020 (令和 2) 年 1 月 6 日であり、「会議録は除く」の条件を付加して検索した結果 392 の文献 (医学中央雑誌 Web 版 : 231 文献, CiNii Articles 161 文献) を得た。このうち、高校生を対象にレジリエンスに関する指標を開発したものであることを条件として、表題、抄録、本文を読み込み対象文献の抽出を行った。その結果、2005 (平成 17) ~ 2019 (令和元) 年 12 月の過去 15 年間の日本における収録文献は、重複文献を除く 3 文献であった。そのうち著者らが発表した 1 文献を除けば高校生を対象としたものは、荒井らにより開発された「高校生用レジリエンス尺度<sup>59)</sup>」と平野によって作成された「二次元レジリエンス要因尺度<sup>60)</sup>」の 2 文献のみであり、内訳は 2011 (平成 23) 年 1 件、2012 (平成 24) 年 1 件であった。

荒井らにより開発された「高校生用レジリエンス尺度<sup>59)</sup>」は高校 1 校の 1 年生のみを対象に調査を実施し、「個人特性」「学校」「地域」「家族」「友人」の 5 因子から構成され、個人特性および環境要因の 2 側面から捉えた尺度である。しかしながら、高校 1 校の 1 年生のみを対象とした調査により作成された尺度であり、尺度の一般化にはさらなる検討が必要であることが課題として挙げられた。さらに、統計学的には一般的によく使用されている標本数やデータの偏りに強く依存し、抽出する因子数に絶対的な基準がないことなど極めて恣意的とされる探索的

因子分析の方法論上の問題が挙げられる。そのため、測定尺度の概念的次元性に問題を残しており、因子モデルの妥当性が証明されたことにはならない。加えて、レジリエンスが資質的なものなのか、或いは獲得的なものなのか分類されていないため、レジリエンス促進に向けた介入を行なう場合、その効果を測定するには不十分な尺度であると考えられた。

平野によって作成された「二次元レジリエンス要因尺度<sup>60)</sup>」は中高一貫校1校の双生児を対象とした調査によって作成されており、「楽観性」「統制力」「社交性」「行動力」の上位概念として資質的レジリエンス要因、「問題解決思考」「自己理解」「他者心理の理解」の上位概念として獲得的レジリエンス要因の2因子からなる尺度であり、構造方程式モデリングにより確認的因子分析が行なわれ、統計学的に妥当性は認められている。しかしながら、本尺度は中高生の双生児を対象としているため、尺度の一般化にはさらなる検討が必要であると考えられた。また、設定された項目数も21項目と多く、学校の中の限られた時間で調査が実施されること、介入効果検討等の連続的な測定や他の尺度や項目とバッテリーを組んで調査するには、対象者への負担を考慮すると限界のあることが挙げられた。

以上のことから、高校生を対象とした獲得的なレジリエンスを少ない項目数で測定できる妥当性、信頼性が十分に確認された尺度を開発することの必要性が考えられた。

#### 第4節 自傷行為の実態と関連要因に関する研究動向

我が国における自傷行為に関する研究は、個人的特性や攻撃性との関連性について事例研究として報告したものが多く<sup>61)62)</sup>、欧米に比べ一般人口における自傷経験率、性差などの基礎的研究も極端に少なく大幅な遅れをとっている<sup>63)</sup>。さらに我が国において大学生を対象としたものや、医療機関等での臨床場面での研究は見受けられるものの<sup>64)65)</sup>、一般高校生を対象とした研究（事例研究を除く）は散見されるにとどまっている。国内における事例研究および症例報告を除いた自傷に関する高校生を対象とした調査研究を抽出するため、医学中央雑誌 Web 版 (Ver5)、CiNii Articles を用いて、「自傷行為」「高校生」を AND で掛け合わせ、文献検索を原著論文に絞り検索した。検索日は2020（令和2）年1月6日であ



り、「会議録は除く」の条件を付加して検索した結果 105 の文献（医学中央雑誌 Web 版：88 件，CiNii Articles17 件）を得た。このうち，高校生を対象として自傷行為について検討したものであることを条件として，表題，抄録，本文を読み込み対象文献の抽出を行った。その結果，2005（平成 17）～2019（令和元）年の過去 15 年間の日本における収録文献は，重複文献を除く 20 文献であった（表 1）。そのうち著者らが発表した 6 文献<sup>77)79)~82)84)</sup>を除く 14 文献の年次推移をみると，2005（平成 17）年 1 件，2008（平成 20）年～2010（平成 22）年各 2 件，2012（平成 24）年 2 件，2013（平成 25）年および 2014（平成 26）年 1 件，2016（平成 28）年，2018（平成 30）年，2019（令和元）年各 1 件であった。

以上の 14 文献をみると，自傷行為の実態を明らかにした研究では，自傷行為の経験率<sup>66)69)71)76)</sup>，自傷念慮<sup>76)</sup>，性差<sup>69)71)</sup>，自傷の方法<sup>69)</sup>，自傷の反復性<sup>66)71)</sup>，自傷行為前後の感情<sup>69)</sup>，自傷行為に至った理由<sup>72)</sup>，中学校および高等学校の生徒の年齢による自傷行為および自殺念慮の既往歴の保有率の差異<sup>67)</sup>がある。また，自傷行為と関連する問題行動では，自傷行為と過量服薬における自殺傾向と死生観の比較<sup>74)</sup>，喫煙・飲酒<sup>66)71)</sup>，ピアス経験率<sup>66)71)</sup>，自傷行為者の摂食の問題行動<sup>71)</sup>が報告されている。さらに，自傷行為の背景要因として，家庭環境や親子関係に関する検討<sup>71)72)83)</sup>，自傷行為者が友人と関わる際の体験とその捉え方<sup>85)</sup>，自傷行為への教師の対応傾向<sup>78)</sup>について報告されている。加えて，自傷行為との関連性に関する研究では，自傷行為と否定的自己イメージとの関連<sup>75)</sup>，アレキシサイミア傾向および性格特性との関連<sup>73)</sup>，解離傾向および他者に対する態度との関連<sup>70)71)</sup>，自傷行為頻度及び薬物乱用との関連<sup>67)</sup>，情緒的支援認知，問題解決型行動特性，不安，抑うつ，自己否定感との関連に関する検討<sup>76)</sup>が報告されている。

また，以上の研究において使用された自傷行為の測定用具は，大半が自作の質問紙を使用しており，尺度として使用されたものは著者らが発表した 6 文献<sup>77)79)~82)84)</sup>を除くと 2 文献のみであった。このうち福島らの高校生の自傷行為とアレキシサイミア傾向および性格特性との関連<sup>73)</sup>に関する研究では，岡田<sup>86)87)88)</sup>が修正を加えた自傷質問紙を使用している。また，土居らの親子関係が自傷行為傾向に与える影響<sup>83)</sup>に関する研究では，土居らの自傷行為尺度<sup>89)</sup>を使用している。

しかしながら，両尺度ともに大学生を対象に実施された調査を基に作成されてい

ること、構成概念妥当性が確認されていないことが課題として挙げられた。なお、著者らが発表した6文献<sup>77)79)~82)84)</sup>は、高校生を対象に実施された調査を基に尺度開発がなされ<sup>90)</sup>、構成概念妥当性・信頼性が確認できている。

研究方法としては質的研究が1件、残る13文献が量的研究であり、全てが横断研究であった

表1. 日本における一般高校生を対象とした自傷に関する調査研究

文献番号	著者	発行年	研究方法	論文タイトル	目的
66	山口亜希子他	2005	量的研究 (横断研究)	女子高校生における自傷行為-喫煙・飲酒、ピアス、過食傾向との関係	自傷、喫煙・飲酒、過食、ピアスの経験に関して明らかにする
67	松本俊彦他	2008	量的研究 (横断研究)	日本の中学生及び高校生の自傷行為 頻度及び薬物乱用との関連	自傷行為の頻度及び薬物乱用との関連を明らかにする
68	松本俊彦他	2008	量的研究 (横断研究)	日本人青年における自傷行為および自殺念慮の既往歴の保有率 年齢による差異	中学校および高等学校の生徒の年齢による自傷行為および自殺念慮の既往歴の保有率の差異を検討する
69	濱田祥子他	2009	量的研究 (横断研究)	高校生の自傷行為の特徴: 行為ごとの経験率と自傷行為前後の感情に着目して	わが国における高校生の自傷行為の経験、ならびに自傷行為前後に起きる感情について検討する
70	庄紀子他	2009	量的研究 (横断研究)	前青年期-青年期の抑うつおよび解離性傾向と刃物を用いた意図的自傷の関連性	刃物を用いた意図的自傷行為を行う小児および青年の有病率を評価し、刃物による自傷と抑うつ傾向あるいは解離性傾向の関係を検討する
71	穴水ゆかり他	2010	量的研究 (横断研究)	自傷行為の視点から見る高校生の心性(第1報)	自傷行為という「現象」を軸にして高校生の心性を捉え、自傷経験の有無による喫煙、飲酒、ピアス経験、摂食の問題、友人関係や家庭環境・家族関係、過剰適応との関係について明らかにする
72	穴水ゆかり他	2010	量的研究 (横断研究)	自傷行為の視点から見る高校生の心性(第2報)	1回以上の自傷経験がある高校生に対して自傷行動や友人関係、家族関係と解離、パーソナリティの側面からみた自己愛、過剰適応の関わりという3つの心理特性を検討する
73	福島裕人他	2012	量的研究 (横断研究)	高校生の自傷行為とアレキシミア傾向および性格特性との関連	思春期・青年期にあたる高校生の自傷行為の現状および、自傷行為とアレキシミアや性格特性との関連について検討する
74	赤澤正人他	2012	量的研究 (横断研究)	若年者の自傷行為と過量服薬における自殺傾向と死生観の比較	若年者の自傷行為、過量服薬の経験と死生観との関連性を実証的に明らかにする
75	山口豊他	2013	量的研究 (横断研究)	思春期自傷行為と否定的自己イメージの因果モデルに関する研究	自傷行為に関連する心理特性を因果モデルを作成し検討する
76	山口豊他	2014	量的研究 (横断研究)	自傷行為と心理特性との関連についての予備研究	自傷行為(経験・念慮)の人数や心理特性との関連を検討する
77	石田実知子他	2015	量的研究 (横断研究)	高校生における怒りに起因する自傷と他害および援護要請の関連及び性差	怒りに起因する自傷と他害、援護要請との関連を明らかにするとともに性差について検討する
78	佐野和規他	2016	量的研究 (横断研究)	高校生の自傷行為への教師の対応傾向について	自傷行為への教師の対応傾向について明らかにする
79	石田実知子他	2017	量的研究 (横断研究)	高校生の精神的健康に対する学生生活関連ストレスと自傷行為との関連	精神的健康に対する学生生活関連ストレスと自傷行為との関連を明らかにする
80	井村亘他	2017	量的研究 (横断研究)	高校生の自傷行為に対する教師サポートと対人ストレスの関連	高校生の自傷行為に対する教師サポートと対人ストレスとの関連を明らかにする
81	石田実知子他	2018	量的研究 (横断研究)	思春期用自他への暴力行動尺度の開発	思春期用自他への暴力行動(自傷行動・暴力行動)尺度を開発し、因子構造の側面からみた構成概念妥当性と信頼性の検討する
82	井村亘他	2018	量的研究 (横断研究)	高校生の自傷行為に対するスキーマと対人ストレスの関連	自傷行為に対するスキーマと対人ストレスの関連を明らかにする
83	土居正人	2018	量的研究 (横断研究)	親子関係が自傷行為傾向に与える影響	自傷行為傾向に及ぼす親子関係の影響を検討する
84	石田実知子他	2019	量的研究 (横断研究)	高校生の自傷行為の経験率における性差の検討	「殴る」「刺す」「つねる」「かきむしる」「切る」の自傷行為様式および種類数別における経験率の性差を検討する
85	西恭平他	2019	質的研究	自傷行為をする中学・高校生は、友人との関わりをどのように捉えているか: 自傷経験者のブログを用いて	自傷行為をする中学・高校生が友人との関りをどのように捉えているのかについて明らかにする

## 第5節 小括

自傷行為に関する一般高校生を対象とした研究は、散見されるものの、高校生の発達に伴う時間の変化が自傷行為に及ぼす影響について検討したものは皆無であること、高校生を対象とした妥当性・信頼性を有するレジリエンス尺度が皆無であること、自傷行為と暴力行動は非常に高い関連性があるにも関わらず、石田らの作成した自傷行為尺度<sup>90)</sup>では自傷行為と暴力行動をあわせて評価できないため、自他への暴力行動を評価する指標は皆無であることが課題として挙げられた。そのため、レジリエンス尺度および自他への暴力行動尺度の開発を行うことの必要性が考えられた。さらに、レジリエンスは自傷行為、暴力行為ともに低減させることが示されているものの自他への暴力行動に対するレジリエンスの緩衝効果は解明されていない。加えて概念間の関係を示した研究における統計学的手法では、ロジスティック回帰分析や重回帰分析を用いて検討を行っている研究が大多数を占め、自他への暴力を行う者の心理特性に関する因果関係モデルの検討はされておらず、因果関係を明らかにするには至っていない。さらに、統計手法においては、仮説として提案した変数間の関係性をモデル化し、その妥当性を適合度指標によって因子構造や因果関係のモデルの適切さを検証でき、構成概念同士の因果関係について、その測定誤差を取り除いた上で真の構成概念間の関係を検証できる構造方程式モデリング<sup>91)</sup>を用いた検討は僅かである。

以上のことから、研究課題として高校生の自他への暴力行動予防に向けた介入を行う上で、介入時期を特定するため高校3年間の自傷行為の経験率を明らかにすること、評価指標であるレジリエンスおよび自他への暴力行動尺度の開発を行うとともにレジリエンスの自他への暴力行動に関する緩衝効果を解明することの必要性が示唆された。

## 文献

- 1) Blos P. (1966). On adolescence: A psychoanalytic interpretation (Vol. 90433). Simon and Schuster. Free Press. New York. 野沢栄司 [訳]. 青年期の精神医学. 誠信書房. 1971. 東京.
- 2) Kandel DB, Davies M. Epidemiology of depressive mood in adolescents: An

- empirical study. Archives of general psychiatry. 1982 ; 39(10) : 1205-1212.
- 3) 川上憲人, 原谷隆史, 金子哲也, 小泉明. 企業従業員における健康習慣と抑うつ症状の関連性. 産業医学. 1987 ; 29(1) : 55-63.
  - 4) 小澤永治. 思春期における不快情動への態度とストレスの関連. 心理学研究. 2010 ; 81(5) : 501-509.
  - 5) 松木邦裕. 対象関係論を学ぶ—クライン派精神分析入門. 岩崎学術出版会. 1996. 東京.
  - 6) 広瀬仁郎. 思春期の子の怒りと正義感. 児童心理. 2002 ; 56(1) : 76-80.
  - 7) Achenbach TM, Edelbrock CS. The classification of child psychopathology: a review and analysis of empirical efforts. Psychological bulletin. 1978 ; 85(6) : 1275.
  - 8) 松本俊彦, 今村扶美. 思春期における「故意に自分の健康を害する」行動と「消えたい」 体験および自殺念慮との関係. 精神医学. 2009 ; 51(9) : 861-871.
  - 9) 松本俊彦. 自傷行為の理解と援助:「故意に自分の健康を害する」 若者たち. 日本評論社. 2009. 東京.
  - 10) 厚生労働省. 令和元年度自殺対策白書[Internet]. [令和2年1月13日検索]. Available at : <http://hakusyo1.moj.go.jp/jp/66/nfm/mokuji.html>
  - 11) 厚生労働省. 自殺総合対策大綱～誰も自殺に追い込まれることのない社会の実現を目指して[Internet]. [2020（令和2）年1月13日検索] Available at : URL:<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000172203.html>
  - 12) 飯島有哉, 桂川泰典. 本邦における自傷行為の実態に関する系統的レビュー. 早稲田大学臨床心理学研究. 2019 ; 19 (11) : 119-127.
  - 13) American Psychiatric Association : Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition, DSM-5. American Psychiatric Association. 2013. Washington, D.C.
  - 14) Zetterqvist, M. The DSM-5 diagnosis of nonsuicidal self-injury disorder: a review of the empirical literature. Child and adolescent psychiatry and mental health. 2015 ; 9(1) : 1-31.
  - 15) Pawłowska B, Potembska E, Zygo M, Olajossy M, Dziurzyńska E. Prevalence

- of self-injury performed by adolescents aged 16-19 years. *Psychiatria polska*. 2016 ; 50(1) : 29-42.
- 16) Ribeiro JD, Franklin JC, Fox KR, Bentley KH, Kleiman EM, Chang BP, Nock MK. Self-injurious thoughts and behaviors as risk factors for future suicide ideation, attempts, and death: a meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological medicine*. 2016 ; 46(2) : 225-236.
- 17) Muehlenkamp JJ, Claes L, Havertape L, Plener PL. International prevalence of adolescent non-suicidal self-injury and deliberate self-harm. *Child and adolescent psychiatry and mental health*. 2012 ; 6(1) : 10.
- 18) 高橋祥友. 自傷の予後-自殺との関係. *こころの科学*, 2006 ; 127 : 84-89.
- 19) Plener PL, Schumacher TS, Munz LM, Groschwitz RC. The longitudinal course of non-suicidal self-injury and deliberate self-harm: a systematic review of the literature. *Borderline personality disorder and emotion dysregulation*. 2015 ; 2(1) : 2.
- 20) 松本俊彦. 嗜癖としての自傷行為. *精神療法*. 2005 ; 31 : 329-332.
- 21) 松本俊彦, 阿瀬川孝治, 伊丹昭. 自傷患者の治療経過中における「故意に自分の健康を害する行為」1年間の追跡調査によるリスク要因の分析. *精神医学*. 2006 ; 48(11) : 1207-1216.
- 22) Hawton K, Hall S, Simkin S, Bale L, Bond A, Codd S, Stewart A. Deliberate self-harm in adolescents: a study of characteristics and trends in Oxford, 1990-2000. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*. 2003 ; 44(8) : 1191-1198.
- 23) 日本学校保健会. 平成 18 (2006) 年度保健室利用状況に関する調査報告書. 日本学校保健会. 2008. 東京.
- 24) Ystgaard M, Arensman E, Hawton K, Madge N, Heeringen VK, Hewitt A, Fekete S. Deliberate self-harm in adolescents: comparison between those who receive help following self-harm and those who do not. *Journal of adolescence*. 2009 ; 32(4) : 875-891.
- 25) 松本俊彦. 自傷という暴力. *こころの科学*. 2013 ; 172 : 54-59.
- 26) 法務省. 令和元年版 犯罪白書; 平成の刑事政策 [Internet]. [2020年1月13

日検索] <http://hakusyo1.moj.go.jp/jp/66/nfm/mokuji.html>

- 27) 安藤美章代, 朝倉隆司, 中山薫. 高校生の問題行動と対人関係における信頼感の関連. 学校保健研究. 2004 ; 46(1) : 44-58.
- 28) Matsumoto T, Yamaguchi A, Chiba Y, Asami T, Iseki E, Hirayasu Y. Patterns of self - cutting: A preliminary study on differences in clinical implications between wrist - and arm - cutting using a Japanese juvenile detention center sample. Psychiatry and Clinical Neurosciences. 2004 ; 58(4) : 377-382.
- 29) Matsumoto T, Yamaguchi A, Asami T, Okada T, Yoshikawa K, Hirayasu Y. Characteristics of self - cutters among male inmates: Association with bulimia and dissociation. Psychiatry and Clinical Neurosciences. 2005 ; 59(3) : 319-326.
- 30) 高橋哲, 藤生英行. 非行少年の自傷行為の経験率とその心理的機能. カウンセリング研究. 2015 ; 48(2) : 75-85.
- 31) Hawton K, Saunders KE, O'Connor RC. Self-harm and suicide in adolescents. The Lancet. 2012 ; 379(9834) : 2373-2382.
- 32) World Health Organization. The injury chart book: A graphical overview of the global burden of injuries. World Health Organization. 2002. Switzerland.
- 33) 原田謙. 反抗挑戦性障害と行為障害. 児童青年精神医学とその近接領域. 2005 ; 46(3) : 285-295.
- 34) 齊藤万比古. 児童精神科における入院治療. 児童青年精神医学とその近接領域. 2005 ; 46(3) : 231-240.
- 35) 志村浩二, 西田寿美, 松居ゑり子. 入院被虐待児の心理療法について『治療的侵襲』の観点から. アディクションと家族. 2005 ; 23(1) : 64-77.
- 36) 亀山麻衣子, 香月富士日. 自傷患者に対する精神科看護師の感情反応と情緒的態度との関連. 日本精神保健看護学会誌. 2016 ; 25(1) : 29-37.
- 37) Ishida M, Dei R, Kunikata H, Imura W, Watanabe M, Nakajima K. Development of the Anger Coping Behaviors Style Scale for High School Students. Kawasaki Journal of Medical Welfare. 2017 ; 23(1) : 1 - 9 .
- 38) 松本俊彦. 自傷行為に対する精神療法. 臨床精神医学. 2012 ; 41 : 287-294.
- 39) Borders A, Earleywine M, Jajodia A. Could mindfulness decrease anger,

- hostility, and aggression by decreasing rumination?. *Aggressive Behavior: Official Journal of the International Society for Research on Aggression*. 2010 ; 36(1) : 28-44.
- 40) Nolen-Hoeksema S, Wisco BE, Lyubomirsky S. Rethinking rumination. *Perspectives on psychological science*. 2008 ; 3(5) : 400-424.
- 41) 石田実知子, 井村亘, 小池康弘, 江口実希, 渡邊真紀, 國方弘子. 高校生における怒りに対する対処行動の継時的変化: 潜在成長曲線モデルを用いた検討. *インターナショナル nursing care research*. 2018 ; 17(3) : 1-9.
- 42) 文部科学省. 高等学校学習指導要領(2018年告知)解説, 特別活動編 [Internet]. [ 2020 ( 令和 2 ) 年 1 月 13 日 検 索 ]. Available at : [https://www.mext.go.jp/a\\_menu/shotou/new-cs/1407074.htm](https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/new-cs/1407074.htm)
- 43) 小塩真司, 中谷素之, 金子一史. ネガティブな出来事からの立ち直りを導く心理的特性: 精神的回復力尺度の作成. *カウンセリング研究*. 2002 ; 35(1) : 57-65.
- 44) 渡辺弥生. 自尊感情とレジリエンスを育てる. *教育と医学*. 2014 ; 62(1) : 12-21.
- 45) Masten AS, Best KM, Garmezy N. Resilience and development: Contributions from the study of children who overcome adversity. *Development and psychopathology*. 1990 ; 2(4) : 425-444.
- 46) 綿谷日香莉, 石津憲一郎. ネガティブな反すうと自尊感情および自尊感情の変動性との関連. *人間発達科学研究実践総合センター紀要*. 2014 ; 9 : 125-131.
- 47) Borders A, Earleywine M, Jajodia A. Could mindfulness decrease anger , hostility ,and aggression by decreasing rumination? *Aggressive Behavior* ; 2010 ; 36(1) : 28-44.
- 48) Ishida M, Dei R, Kunikata H, Imura W, Watanabe M, Nakajima K. Development of the Anger Coping Behaviors Style Scale for High School Students. *Kawasaki Journal of Medical Welfare*. 2017 ; 23(1) : 1 - 9 .
- 49) Huang L, Mossige S. Resilience in young people living with violence and self-harm: evidence from a Norwegian national youth survey. *Psychology research and behavior management*. 2015 ; 8 : 231-238.

- 50) 石毛みどり, 無藤隆. 中学生のレジリエンスとパーソナリティとの関連. パーソナリティ研究. 2006 ; 14(3) : 266-280.
- 51) Masten AS, Coatsworth JD. The development of competence in favorable and unfavorable environments: Lessons from research on successful children. American psychologist. 1998 ; 53(2) : 205-220.
- 52) Werner E E. High risk children in young adulthood: A longitudinal study from birth to 32 years. American journal of Orthopsychiatry. 1989 ; 59(1) : 72-81.
- 53) Werner EE. Overcoming the odds. Journal of developmental and Behavioral Pediatrics. 1994 ; 15(2) : 131-136.
- 54) Werner EE. Vulnerable but invincible: High risk children from birth to adulthood. European child & adolescent psychiatry. 1996 ; 5(1) : 47-51.
- 55) 平野真理. レジリエンスの資質的要因・獲得的要因の分類の試み. パーソナリティ研究. 2010 ; 19(2) : 94-106.
- 56) 石井京子, 藤原千恵子, 河上智香, 西村明子, 新家一輝, 町浦美智子, 大平光子, 上田恵子, 仁尾かおり. 患者のレジリエンスを引き出す看護者の支援とその支援に關与する要因分析. 日本看護研究学会雑誌. 2007 ; 30(2) : 21-29.
- 57) 高辻千恵. 幼児の園生活におけるレジリエンス尺度の作成と対人葛藤場面への反応による妥当性の検討. 教育心理学研究. 2002 ; 50(4) : 427-435.
- 58) 蓮井千恵子, 永田俊明, 北村俊則. レジリエンスと罪責感: 希死念慮の予測. 心理臨床学研究. 2008 ; 25(6) : 625-635.
- 59) 荒井信成, 上地勝. 高校生用レジリエンス尺度の信頼性と妥当性の検討. 筑波大学体育科学系紀要. 2012 ; 35 : 67-72.
- 60) 平野真理. 中高生における二次元レジリエンス要因尺度 (BRS) の妥当性. パーソナリティ研究. 2011 ; 20(1) : 50-52.
- 61) 出水典子. リストカットを繰り返す高校生への対応: 養護教諭の立場から. 学校保健研究. 2014 ; 56(1) : 33-38.
- 62) 山口豊, 窪田辰政, 橋本佐由理. 思春期自傷行為の心理的要因に効果的に働きかける SAT イメージ療法. Journal of health counseling. 2014 ; 20 : 1-8.



- 63) 山口亜希子, 松本俊彦, 近藤智津恵. 大学生における自傷行為の経験率: 自記式質問票による調査. 精神医学. 2004 ; 46(5) : 473-479.
- 64) 角丸歩, 山本太郎, 井上健. 大学生の自殺・自傷行為に対する意識. 臨床教育心理学研究. 2005 ; 31(1) : 69-76.
- 65) 松本俊彦. 自傷行為の嗜癖性について-自記式質問票による自傷行為に関する調査. 精神科治療学. 2005 ; 20 : 931-939.
- 66) 山口亜希子, 松本俊彦. 女子高校生における自傷行為-喫煙・飲酒, ピアス, 過食傾向との関係. 精神医学. 2005 ; 47(5) : 515-522.
- 67) Matsumoto T, Imamura F. Self - injury in Japanese junior and senior high - school students: Prevalence and association with substance use. Psychiatry and clinical neurosciences. 2008 ; 62(1) : 123-125.
- 68) Matsumoto T, Imamura F, Chiba Y, Katsumata Y, Kitani M, Takeshima T. Prevalences of lifetime histories of self - cutting and suicidal ideation in Japanese adolescents: Differences by age. Psychiatry and Clinical Neurosciences. 2008 ; 62(3) : 362-364.
- 69) 濱田祥子, 村瀬聡美, 大高一則, 金子一史, 吉住隆弘, 本城秀次. 高校生の自傷行為の特徴: 行為ごとの経験率と自傷行為前後の感情に着目して. 児童青年精神医学とその近接領域. 2009 ; 50(5) : 504-516.
- 70) Sho N, Oiji A, Konno C, Toyohara K, Minami T, Arai T, Seike Y. Relationship of intentional self - harm using sharp objects with depressive and dissociative tendencies in pre - adolescence-adolescence. Psychiatry and Clinical Neurosciences. 2009 ; 63(3) : 410-416.
- 71) 穴水ゆかり, 田中康雄. 自傷行為の視点から見る高校生の心性(第1報). 思春期青年期精神医学. 2010 ; 20(1) : 51-60.
- 72) 穴水ゆかり, 田中康雄. 自傷行為の視点から見る高校生の心性(第2報). 思春期青年期精神医学, 2010 ; 20(1) : 61-74.
- 73) 福島 裕人, 安田めぐ美. 高校生の自傷行為とアレキシサイミア傾向および性格特性との関連. こころの健康. 2012 ; 27(2) : 93-101.
- 74) 赤澤正人, 松本俊彦, 勝又陽太郎. 若年者の自傷行為と過量服薬における自殺

- 傾向と死生観の比較. 自殺予防と危機介入. 2012 ; 32(1) : 34-40.
- 75) 山口豊, 窪田辰政, 松本俊彦, 橋本佐由理, 宗像恒次. 思春期自傷行為と否定的自己イメージの因果モデルに関する研究. 思春期学. 2013 ; 31(2) : 227-237.
- 76) 山口豊, 中村結美花, 窪田辰政, 橋本佐由理, 松本俊彦, 宗像恒次. 自傷行為と心理特性との関連についての予備研究. 東京情報大学研究論集. 2014 ; 17(2) : 13-20.
- 77) 石田実知子. 高校生における怒りに起因する自傷と他害および援護要請の関連及び性差. インターナショナル nursing care research. 2015 ; 14(1) : 11-20.
- 78) 佐野和規, 加藤哲文. 高校生の自傷行為への教師の対応傾向について. 学校メンタルヘルス. 2016 ; 19(2) : 153-163.
- 79) 石田実知子, 國方弘子, 渡邊真紀, 井村亘. 高校生の精神的健康に対する学生生活関連ストレスと自傷行為との関連. 日本保健科学学会誌. 2017 ; 20(3) : 103-111.
- 80) 井村亘, 渡邊真紀, 石田実知子. 高校生の自傷行為に対する教師サポートと対人ストレスの関連. 学校保健研究. 2017 ; 59(5) : 347-353.
- 81) 石田実知子, 江口実希, 國方弘子. 思春期用自他への暴力行動尺度の開発. 社会医学研究. 2018 ; 35 : 13-19.
- 82) 井村亘, 石田実知子, 渡邊真紀, 小池康弘. 高校生の自傷行為に対するスキーマと対人ストレスの関連. 川崎医療福祉学会誌. 2018 ; 27(2) : 433-439.
- 83) 土居正人, 三宅俊治. 親子関係が自傷行為傾向に与える影響. 心身医学. 2018 ; 58(5) : 423-431.
- 84) 石田実知子, 井村亘, 江口実希, 渡邊真紀, 國方弘子. 高校生の自傷行為の経験率における性差の検討. 厚生指標. 2019 ; 66(13) : 36-42.
- 85) 西恭平, 吉田圭吾. 自傷行為をする中学・高校生は, 友人との関わりをどのように捉えているか: 自傷経験者のブログを用いて. 神戸大学発達・臨床心理学研究. 2019 ; 18 : 43-52.
- 86) 岡田斉. 自傷行為に関する質問紙作成の試み. 人間科学研究. 2002 ; 24 : 79-95.
- 87) 岡田斉. 自傷行為に関する質問紙作成の試み II: 自傷行為を引き起こす要因についての検討. 人間科学研究. 2003 ; 25 : 25-32.

- 88) 岡田齊. 自傷行為に関する質問紙作成の試み III: 刃物による自傷行為に着目して. 人間科学研究. 2005 ; 27 : 39-50.
- 89) 土居正人, 三宅俊治, 園田順一. 自傷行為尺度作成の試みとその検討. 心身医学. 2013 ; 53(12) : 1112-1119.
- 90) 石田実知子, 國方弘子, 渡邊真紀, 井村亘. (2017). 高校生の精神的健康に対する学生生活関連ストレスと自傷行為との関連. 日本保健科学学会誌. 2017 ; 20(3) : 103-111.
- 91) 今野勝幸. 構造方程式モデリングモデルの構築と再検討一. 外国語教育メディア学会 2012 年度報告論集. 2012 ; 68-74.

## 第2章 研究目的と意義

### 第1節 研究目的

自傷行為は高校生の時期にある者の自殺未遂や自殺の最も高い予測因子であり、自傷行為を繰り返す者は、暴力行動・危険行為的傾向との関連も強く自傷行為・暴力行動ともに発生率のピークが高校生の時期にある。これらのことから高校生を対象とし、自傷行為のみならず暴力行動も含めた自他への暴力行動予防に向けた取り組みを行なうことは学校保健のみならず、精神科領域においても最重要課題といえる。本学位論文は、自傷行為と関連の強い暴力行動も含め、高校生の自他への暴力行動に対するレジリエンスを促進する予防的介入方法の開発を行うことを目的とした。具体的には、介入時期を特定するため、第Ⅰ段階では、発達に伴う時間の変化が自傷行為経験に及ぼす影響について解明すること、次に第Ⅱ段階では、自他への暴力行動予防に向けた介入評価指標を開発し、さらに、レジリエンスの各要素と精神的健康の関連について明らかにすること、第Ⅲ段階では、自他への暴力行動に対するレジリエンスの緩衝効果を解明することとした。

以上の研究目的を達成するため、本論文における概念枠組み（因果関係モデル）を構築した（図1）。

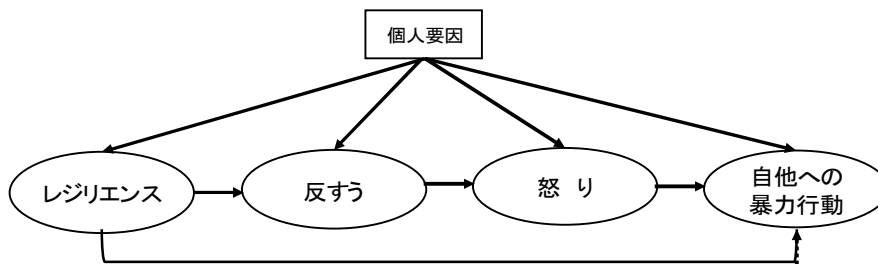


図1. 本研究における概念枠組み（因果関係モデル）

### 第2節 研究の意義

本研究は、自傷行為経験における高校3年間の発達的变化およびレジリエンス、自他への暴力行動尺度の開発を通して自他への暴力行動に対するレジリエンスの緩衝効果を明らかにすることが期待される。そのため、これらの研究結果を考慮し

た現場の環境整備に有効な示唆が得られるものと考えられる。また、レジリエンスによる自他への暴力行動への緩衝効果が明確化されることから、本研究で得られたエビデンスは、高校生の自他への暴力行動のみならずレジリエンス要因に配慮した高校生の健康の維持・向上に向けた健康教育実践等の対策に資する。

また本研究成果は、効果的な自他への暴力行動の予防に向けたレジリエンス教育の基礎的資料となり、レジリエンスを促進する介入方法を実践することで今後の高校生の自殺予防、ひいては健康の保持増進に資することが期待される。また、精神科領域において自傷行為あるいは行為障害等の心理教育に応用されることにより、疾病の重症化・長期化の抑制の一助となるのではないかと考える。

### 第3節 本論文における用語の操作的定義

本論文で使用する主な用語の操作的な概念規定として、以下のように定義した。

#### 1. 自傷行為（自傷行動）

自傷行為とは、広義には「意図的に自らの身体を傷つける行為」であるが、自傷行為にまつわる様々な概念が存在し、これらの概念には大きな重なりがあり、自傷行為についても実際の行為の範囲が研究者によって異なる<sup>1)</sup>。また、自傷行為という概念であっても、実際の行為の範囲が不明瞭であり刃物等による身体損傷のみを扱ったものからアルコール・薬物乱用・依存、摂食障害を含めたものまで幅広く存在する（表1）。しかし、日本のいずれの調査研究における自傷行為の操作的定義において、「自殺の意図を持たず」「直接的に自身の身体を傷つける」行為を定義している点で一貫している<sup>2)</sup>ことから、本研究でも同様に、松本の「自殺以外の意図から、非致死性の予測をもって、故意に、直接的に、自分自身の身体に対して非致死的な損傷を加えること<sup>3)</sup>」とする定義を採用することとした。直接的な身体損傷とは、自分が自分の身体を傷つけているありさまを、現在進行形の事態として視覚的に確認でき、そうした行為の結果がただちに痛みや出血、あるいは何らかの知覚的变化として体験できるものである<sup>3)</sup>。なお、本研究において自傷行動は自傷行為と同様の定義とした。

表1. 自傷行為にまつわるさまざまな概念

概念	定義	特徴(長所・欠点)
パラ自殺 (parasuicide)	非致命的な結果となったみずからの意志で開始される、みずからを傷つける、もしくは、過剰な物質や薬剤を摂取するという非習慣的行為。現実のもしくは期待される身体面の効果によって望まれる変化を実現するために行われる(Kreitman, 1969)。	自殺のニュアンスがつかまとう。「パラ」の語の意味が不明瞭で誤解を招きやすい。
非致命的自殺関連行動 (non-fatal behavior(文献1))	死もしくは身体が傷つくことを期待もしくはその危険を承知しながら、求められる変化を生じる目的で開始され実行される非致命的な結末となる行為(WHO/Euro multi-centre study, 1999における定義)。	自殺のニュアンスがつかまとう。
自傷行為 (self mutilation)	基本的に行動記述に由来する用語である。Mutilateとは、切断すること、不完全なものに変えること。自己切傷(self-cutting)、自己火傷(自焼)(self-burning)、自己刺傷(self-prickling)、自己殴打(self-hitting)、自己咬傷(self-biting)、自己裂傷(self-laceration)などが含まれる。	記述されている実際の行為の範囲が不明確。さまざまな種類の自傷行為の間の関連が不明確になりがちである。
故意に自分の健康を害する行為 (deliberate self-harm: DSH)	失敗した自殺行動、およびはっきりとは自殺が意図されていない自己破壊的な行動様式をも含む行動(Morgan, 1979)。致死性の高い行動、およびアルコール・物質の依存・乱用や過食のような間接的に自分を害する行動が除外されることがある(Pattison & Kahan, 1983)。	服毒、過量服薬、アルコール過飲を含めるかどうかで混乱している。

出典：林直樹. 自傷行為. こころの科学 Vol127, 7, 2006

### 3. 自他への暴力行動

世界保健機構(WHO)は暴力を「身体的な力や権力の意図的な行使、自身や他人、あるいはグループやコミュニティーに対する脅かし行動、それらが結果的に、あるいはそのような結果を導く可能性が高い傷害、死亡、心理的損害、発達障害または喪失」と定義し<sup>4)5)</sup>、類型化している(図2)。これによると自分自身に加えた暴力(自殺行動と自傷行為)、対人暴力(家族/パートナーとコミュニティーの暴力)、国によってもたらされる暴力(社会的、政治的、経済的暴力)の3カテゴリに分類されている。またサブタイプとして身体的、性的、心理的、喪失または放置を伴っている<sup>5)</sup>。

本研究では、世界保健機関 WHO の定義を参考に、自他への暴力行動を「自己や他者に対して正当性を欠いた身体的・心理的・社会的な有害刺激を与えること」とする石田の定義<sup>6)</sup>を採用した。

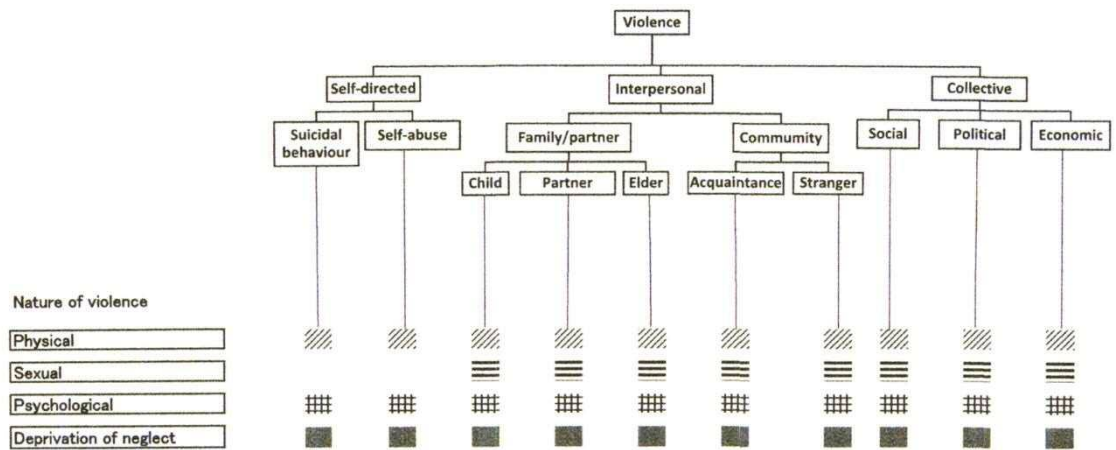


図 2. A typology of violence

Source : KRUG, Etienne G., et al. The world report on violence and health. Geneva : WHO, 2002

4. 他害行動：石光の定義<sup>7)</sup>を採用し、「心理的・身体的に他者または他の生命を傷つける行為」とした。
5. レジリエンス：石田の定義<sup>8)</sup>を採用し、「特別な能力や特性ではなく、どの世代の人でも伸ばすことができ、ストレスフルな状況においても精神的健康を維持する、あるいは不適応状態に陥っても乗り越え回復する能力」とした。

#### 第 4 節 論文の構成

本論文では前記の研究目的を達成するために、第一に、発達に伴う時間の変化が自傷行為経験に及ぼす影響について解明すること、第二に、自他への暴力行動予防に向けた介入評価指標の開発およびレジリエンスと精神的健康の関連について明らかにすること、第三に、自他への暴力行動に対するレジリエンスの緩衝効果を解明することである。なお、本論文の構成は、図 3 の通りである。

##### 1. 発達に伴う時間の変化が自傷行為経験に及ぼす影響についての解明

高校生における 3 年間の自傷行為経験の個人および集団の経時的変化について、潜在成長曲線モデルによって検討することを課題とした（第 I 段階：第 1 章）。

##### 2. 自他への暴力行動予防に向けた介入評価指標の開発およびレジリエンスと精神的健康の関連を検討する

自他への暴力行動に対するレジリエンスの緩衝効果を明らかにするため、レジリエンス尺度および自他への暴力行動尺度を開発すること、さらに、レジリエンスと精神的健康の関連について明らかにすることを課題とした。(第Ⅱ段階1：第2章，第Ⅱ段階2：第3章，第Ⅱ段階3：第4章)

- 1) 第Ⅱ段階1として、レジリエンス尺度を構成概念妥当性および外的基準を用いた妥当性を検討し、レジリエンス尺度の開発を通してレジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連を明らかにすることを課題とした。
- 2) 第Ⅱ段階2として、研究2で開発した「レジリエンス尺度」の因子構造モデルを、高校生の対象の異なる性別によってグループ化した標本に当てはめ、前記尺度の因子構造モデルに関する構成概念妥当性を、因子不変性の側面から同時因子分析を用いてモデルの交差妥当性を検討することを課題とした。
- 3) 第Ⅱ段階3として、自他への暴力行動に対する予防的介入の効果測定に資することをねらいとして、「自他への暴力行動尺度」を開発し、因子構造の側面からみた構成概念妥当性と信頼性の検討することを課題とした。

### **3. 自他への暴力行動に対するレジリエンスの緩衝効果の解明**

自他への暴力行動に対するレジリエンスとネガティブな反すうおよび怒りとの関連について本研究における概念枠組み(因果関係モデル)を用いて、第Ⅱ段階で開発したレジリエンス尺度、自他への暴力行動尺度を用いて検証することを課題とした。



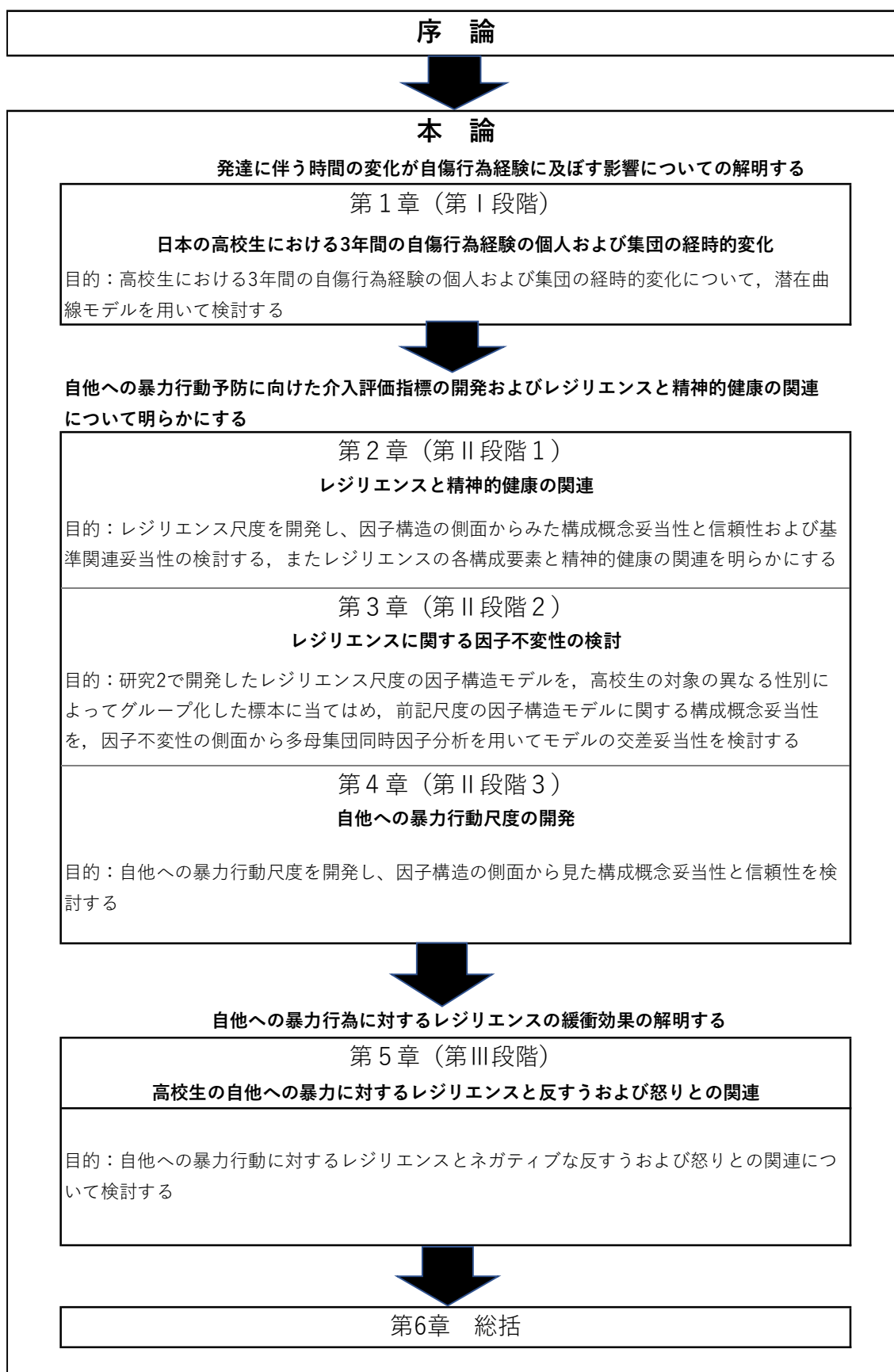


図 3. 論文の構成

## 第5節 倫理的配慮および利益相反

### 1. 対象となる個人の人権の擁護のための配慮

1) 本研究は下記の倫理委委員会の承認を得た上で実施した。

第Ⅰ段階 : 川崎医療福祉大学 (承認番号 17-103)

第Ⅱ段階 1 : 玉野総合医療専門学校 (承認番号 201405)

第Ⅱ段階 2 : 玉野総合医療専門学校 (承認番号 201404)

第Ⅱ段階 3 : 川崎医療福祉大学 (承認番号 17-101)

第Ⅲ段階 : 川崎医療福祉大学 (承認番号 17-101)

2) 研究開始前に、同意を得る目的で対象となる学校の校長に調査の目的と意義を説明し、調査実施のための協力を研究依頼文及び調査票を添えて郵送で依頼した。なお、研究依頼文書には、倫理的配慮の内容として、研究目的、方法、匿名化、プライバシーの保護、データの厳重管理と処分、途中辞退の自由について明確に記述し、同意書及び同意撤回書を送付した。その後同意あるいは研究途中の同意撤回書を封筒に入れて主任研究者に郵送された。

3) 同意の得られた学校に対し、学校長宛てに協力校の生徒数と同数の調査票を送付した。実際の調査対象者への調査票の配布は、対象高等学校の担当者を経由して行なった。調査票の回収は、調査対象者が各自教室内に設置された鍵付き回収箱に入れ、その後研究者が受け取った。

4) 調査に先駆け、保護者に研究の趣旨・内容および保護者の自由意思により参加・不参加を決定でき、参加しない場合でも何ら不利益も生じない旨についてクラス担任を通して説明した。また、同時に研究者および研究協力者である学校長の氏名および連絡先を記した研究説明書を事前に配布した。

5) 連続調査実施の場合は、生徒個人番号は、学年やクラスなどからなる調査実施校が作成した4桁の数字で行い、分析の際には研究者が生徒を特定できないようにすることとした。なお、生徒保護者の同意の得られなかった生徒個人番号は、対象校より番号リストを受け取り、主任研究者自身でデータリストから削除することとしたが、保護者の承諾が得られなかった対象者はなかった。

6) 主任研究者自身でデータ入力および統計学的分析を行い匿名化する。また

研究目的以外には使用しないこと、個人が特定されない形で関連学会および論文発表することを約束した。

## 2. 対象者に同意を得る方法

調査時には、対象者に研究目的、内容、手順、利益、不利益、匿名性について質問紙に明記し、実施時には口頭でもわかりやすく説明した上で、調査紙に対象者からの同意欄を設けることで同意を得た。調査票は無記名とし、調査回答への強制とならないよう調査票の未提出あるいは白紙での回答が可能であること、回答したくない質問項目には回答しなくて良いこと、途中中断が可能であることを強調し、教員は生徒がアンケート調査を行っている間、目立たない場所にいるようにした。そして、教員の目につかない場所に回収ボックスを設置し、生徒自身によってのり付き封筒を厳封した後、生徒自身により投入された。同意が確認できたものを分析対象とした。なお、調査にあたり保護者や対象者から問い合わせ等はなく、調査時および調査後、心身の不調を訴える者はいなかった。

## 3. 研究により生じる対象者への不利益及び危険性への配慮

- 1) 研究同意を得ての実施であるが、研究協力により、アンケート調査に要する時間（20分程度）を拘束するという不利益が挙げられる。従って、研究協力は任意であり、いつでも研究参加を中止できることを、研究依頼文書に明確に記入して保証した。
- 2) 生徒への調査票は読みやすさとわかりやすさに留意して作成した。
- 3) 調査時は生徒の表情や言動から精神的負担を生じていると調査開始から調査実施後において精神的負担を生じていると担当教員が判断した場合には、速やかに調査を中止し担当教員はスクールカウンセラー、養護教諭と連携をとり対処することとした。また、調査実施時における生徒の様子や問題を把握するため、担当教員へは調査時の高校生の様子について調査実施票にて記載を求めた。また、生徒および保護者から調査内容の問い合わせに関して、研究代表者が学校長とともに対応することとした。
- 4) 結果は、分析後公表する予定があることを口頭と文書で説明した。

#### 4. データ収集, 管理, 破棄

- 1) データ入力および分析は, パスワードで管理しインターネットに接続していないパソコンを用いて行なった.
- 2) データの保存はパスワードで管理している USB メモリに保存し, パソコン本体には保存しないこととした.
- 3) データ保存した USB メモリの保管は, 研究期間中は主任研究者居室の鍵のかかるキャビネットに保管し, データは, 研究終了後 5 年間主任研究者居室の鍵のかかるキャビネットに保管することとした.
- 4) データの破棄は主任研究者が行ない, データは USB メモリに保存した後, 物理的に破壊する方法を用いて完全に消去する. USB メモリは読み取りが不可能になるように上書き保存した上で, 物理的に破壊処分する. 紙媒体はシュレッダーを用いて粉碎処分する. 依頼文書及び調査票送付用封筒と調査票返信用封筒もシュレッダーを用いて粉碎処分することとした. データを処分した日時, 処分者及び立会者を破棄簿に記録する. 破棄簿は主任研究者の居室の鍵のかかるキャビネットに保管することとした.

#### 5. 本研究における利益相反は存在しない.

なお, 第 I 段階および第 II 段階 1・2 は 2016 (平成 28) 年度科学研究費補助金研究活動スタート支援 (代表: 石田実知子, 16H07136) の助成を受け実施された一部である. また, 第 II 段階 3 および第 III 段階は 2017 (平成 29) 年度~2019 (令和元) 年度科学研究費補助金基盤研究 (C) (代表: 石田実知子 17K12579) の助成を受け実施された一部である.

#### 文献

- 1) 林直樹. 境界性パーソナリティ障害. こころの科学. 2008 ; 139 : 96-101.
- 2) 飯島有哉, 桂川泰典. 本邦における自傷行為の実態に関する系統的レビュー. 早稲田大学臨床心理学研究. 2019 ; 19(1) : 119-127.
- 3) 松本俊彦. 自傷行為の理解と援助「故意に自分の健康を害する」若者たち. 日本評論社. 2009. 東京.
- 4) Krug EG, Mercy JA, Dahlberg LL, Zwi AB. The world report on violence and

- health. The lancet. 2002 ; 360(9339) : 1083-1088.
- 5) 綿引信義. 暴力に関連する死亡の動向と今後の課題. 保健医療科学. 2017 ; 66(4) : 434-440.
  - 6) 石田実知子. 高校生における怒りに起因する自傷と他害および援護要請の関連及び性差. インターナショナル nursing care research. 2015 ; 14(1) : 11-20.
  - 7) 石光美紀. 自傷・他害の欲求と経験に関する臨床心理学的研究. 大阪大学教育学年報. 2001 ; 6 : 301-312.
  - 8) 石田実知子, 井村亘, 渡邊真紀. 高校生のレジリエンスと精神的健康の関連. 学校保健研究. 2017 ; 59 : 333-340.

## II 本 論

### 第 1 章 日本の高校生における 3 年間の自傷行為経験の 個人および集団の経時的変化（第 I 段階）

#### 第 1 節 目的

高校生における 3 年間の自傷行為経験の個人および集団の経時的変化について、潜在成長曲線モデルを用いて検討することを目的とした。

#### 第 2 節 研究方法

##### 1. 研究デザイン

研究デザインは、無記名自記式質問紙による縦断的調査研究とした。

##### 2. 調査対象

調査の抽出法は、調査時および調査後の生徒の反応に柔軟に対応することが求められるため、機縁法を採用する必要があった。そのため、筆者のネットワークを通じた高等学校に調査の依頼をした。結果、学校長および各学年の学年主任から調査協力が得られた A 県内全日制普通科高等学校に通学する A・B 校 2 校の高校生 1～3 年生 432 名を対象に自記式質問紙調査を実施した。包含基準は、3 年間の追跡が可能であり、調査の趣旨に同意の得られた者とした。

なお、3 年間の縦断調査にあたり、同一人物を特定する方法として生徒個々に学年やクラスなどからなる調査実施校が作成した 4 桁の数字で ID を作成し、分析の際には研究者が生徒を特定できないようにした。

##### 3. 調査実施期間

調査は、2015（平成 27）年 4 月の同意者 418 名（男性: 243 名:58.1%，女性:175 名:41.9%）のうち 2 年後 4 月かつ 3 年後 4 月に追跡調査を実施した。

##### 4. 調査内容

調査内容は基本属性（性別）をたずねたのち、先行研究<sup>2)</sup>をもとに「自分のからだや壁を拳で殴る」「自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す」「自分のからだをつねる」「自分の髪や皮膚をかきむしる」「自分のからだの表面を切る」の 5

項目で構成した自作の質問紙を作成した。回答は、「しない：1点」「滅多にしない：2点」「時々する：3点」「かなりする：4点」「よくする：5点」としたリッカート尺度を使用し、合計点は5～25点で得点が高くなるほど自傷行為の頻度が高くなるよう得点化した。

## 5. 統計解析

統計解析は、時系列による各得点の変化を分析する統計手法として構造方程式モデリングの手法の1つである「潜在成長曲線モデル：Latent Growth Curve Model」<sup>3)</sup>を採用し、3時点による自傷行為を仮定した潜在成長曲線モデルを構築した。潜在成長曲線モデルは確認的因子分析の応用ともいえるが、因子からの観測変数へのパス係数が一定の値に固定しているため、パス係数値はデータを解釈する上で対象とはならない点が異なり、3時点以上の縦断データに対して、変化のパターンに個体差があるかどうかを検討することを目的とした統計モデルである。個々の発達軌跡を関数で記述しつつ、全体の軌跡の平均とその平均的な発達軌跡と個々の発達軌跡を統計的に検討することが可能となるものである<sup>4)</sup>。また、切片や傾きを潜在変数と推定し、本来どの程度の値の推移を示すものが「切片」であり、そのデータが時間経過にしたがって上昇もしくは下降する形で変動するかを示すものが「傾き」として表される。そして、各得点の時系列変化から集団全体の変化は「傾き」の平均値によって示され、一方で変化の個人差については、集団全体の変化に対する「傾き」の分散値によって示される。また、共分散（因子間相関）が大きい場合、初期値における値が大きいほど、その後の変化量も大きい傾向にあると解釈ができる。なお「切片」から各観測変数へのパスは1とし、「傾き」から各観測変数へのパスは、1年次（1年生）に対して「0」、2年次（2年生）に対して「1」、3年次（3年生）に対して「2」と設定した。前述したように潜在成長曲線モデルは、構造方程式モデリングのモデルの一種であるため、適合度指標を示すことが可能であり、構築したモデルが心理学的事象を捉えるのに適したものであるか統計学的に可能となる。なお、因果関係モデルの検討に先立ち、各時期における尺度の因子構造の側面からみた構成概念妥当性を構造方程式モデリングによる確認的因子分析を用いて検討した。これは、同じ集団でも測定する時期が異なっても同じ内容の現象を測定しているかを確認するた

めである。因果関係モデルのデータへの適合性は、適合度指標である Comparative Fit Index (CFI) と Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) で判定し、順序尺度の推定法である重み付け最小二乗法の拡張法 (Weighted Least Square Mean and Variance adjusted : WLSMV)<sup>4)</sup>によりパラメーターの推定を行なった。一般的に CFI は 0.90 以上、RMSEA は 0.1 を超えていなければデータに対するモデルの適合度が良いと判断される<sup>5)</sup>。分析モデルにおける標準化推定値 (パス係数) の有意性は、非標準化推定値を標準誤差で除した値の絶対値が 1.96 以上 (5%有意水準) を示したものを統計学的に有意とした。本調査では以上の統計解析には、Mplus ver.7.2 及び HAD14.801 を使用した。

### 第3節 結果

#### 1. 分析対象者の属性分布

3年間継続して回答のあったもののうち、無記入及び設問全てに同一番号を選択したもの、および記入ミスなど無効回答と判断された項目が1項目でもあった記入ミスのあったデータは、分析から除外した。第1回目調査対象者418名のうち、最終的な有効回答票は、184部(追跡率44.0%)であり、内訳は男性138名(75.0%)、女性46名(25.0%)であった。

#### 2. 自傷行為経験の3年間の推移に関する回答分布

「自分のからだや壁を拳で殴る」「自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す」「自分のからだをつねる」「自分の髪や皮膚をかきむしる」「自分のからだの表面を切る」の5項目における自傷行為経験の3年間の推移に関する回答分布については、表1に示した。

##### 1) 自分のからだや壁を殴る

「自分のからだや壁を殴る」について「しない」以外の何らかの頻度で「する」と答えた者は全体のうち、1年次：34.2%、2年次：31.0%、3年次：31.5%であった。

##### 2) 自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す

「自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す」について「しない」以



外の何らかの頻度で「する」と答えた者は全体のうち、1年次：15.8%，2年次15.2%，3年次：14.1%であった。

### 3) 自分のからだをつねる

「自分のからだをつねる」について「しない」以外の何らかの頻度で「する」と答えた者は全体のうち、1年次：20.7%，2年次：20.1%，3年次：17.4%であった。

### 4) 自分の髪や皮膚をかきむしる

「自分の髪や皮膚をかきむしる」について「しない」以外の何らかの頻度で「する」と答えた者は全体のうち、1年次：29.9%，2年次：27.7%，3年次：31.5%であった。

### 5) 自分のからだの表面を切る

「自分のからだの表面を切る」について「しない」以外の何らかの頻度で「する」と答えた者は全体のうち、1年次：6.5%，2年次：8.7%，3年次：4.9%であった。

表 1. 自傷行為に関する項目の回答分布

n = 184 単位：人 (%)

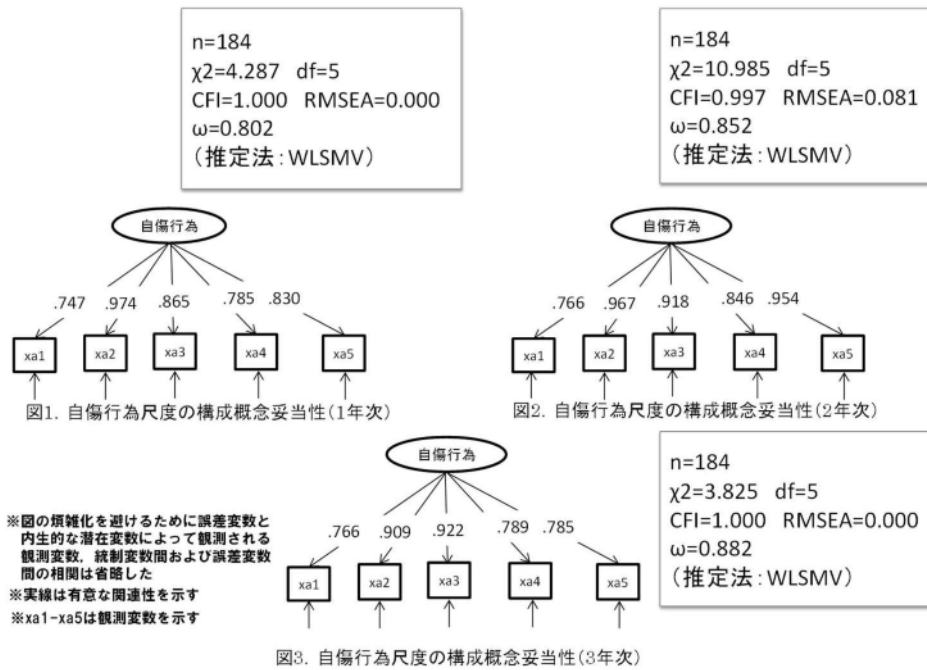
項目	年次	回答カテゴリ					平均 (SD)
		しない	めったにしない	時々する	よくする	かなりする	
xa1 自分のからだや壁をこぶしでなぐる	1年次	121 ( 65.8 )	32 ( 17.4 )	19 ( 10.3 )	6 ( 3.3 )	6 ( 3.3 )	1.61 ( 0.08 )
	2年次	127 ( 69.0 )	19 ( 10.3 )	22 ( 12.0 )	9 ( 4.9 )	7 ( 3.8 )	1.64 ( 0.08 )
	3年次	126 ( 68.5 )	31 ( 16.8 )	17 ( 9.2 )	7 ( 3.8 )	3 ( 1.6 )	1.53 ( 0.07 )
xa2 自分の皮膚をシェーペンなど尖ったもので刺す	1年次	155 ( 84.2 )	14 ( 7.6 )	11 ( 6.0 )	1 ( 0.5 )	3 ( 1.6 )	1.40 ( 0.07 )
	2年次	156 ( 84.8 )	17 ( 9.2 )	6 ( 3.3 )	2 ( 1.1 )	3 ( 1.6 )	1.41 ( 0.07 )
	3年次	158 ( 85.9 )	12 ( 6.5 )	7 ( 3.8 )	3 ( 1.6 )	4 ( 2.2 )	1.32 ( 0.06 )
xa3 自分のからだをつねる	1年次	146 ( 79.3 )	16 ( 8.7 )	13 ( 7.1 )	5 ( 2.7 )	4 ( 2.2 )	1.28 ( 0.06 )
	2年次	147 ( 79.9 )	11 ( 6.0 )	18 ( 9.8 )	4 ( 2.2 )	4 ( 2.2 )	1.26 ( 0.05 )
	3年次	152 ( 82.6 )	15 ( 8.2 )	11 ( 6.0 )	3 ( 1.6 )	3 ( 1.6 )	1.28 ( 0.06 )
xa4 自分の髪や皮膚をかきむしる	1年次	129 ( 70.1 )	17 ( 9.2 )	24 ( 13.0 )	5 ( 2.7 )	9 ( 4.9 )	1.63 ( 0.08 )
	2年次	133 ( 72.3 )	18 ( 9.8 )	17 ( 9.2 )	7 ( 3.8 )	9 ( 4.9 )	1.59 ( 0.08 )
	3年次	126 ( 68.5 )	27 ( 14.7 )	17 ( 9.2 )	7 ( 3.8 )	7 ( 3.8 )	1.60 ( 0.08 )
xa5 自分のからだの表面を切る	1年次	172 ( 93.5 )	5 ( 2.7 )	7 ( 3.8 )	0 ( 0.0 )	0 ( 0.0 )	1.10 ( 0.03 )
	2年次	168 ( 91.3 )	10 ( 5.4 )	3 ( 1.6 )	1 ( 0.5 )	2 ( 1.1 )	1.15 ( 0.04 )
	3年次	175 ( 95.1 )	6 ( 3.3 )	2 ( 1.1 )	1 ( 0.5 )	0 ( 0.0 )	1.07 ( 0.03 )

※高得点は自傷行為の頻度が高いことを表し、回答形式は5件法（「しない：1点」～「かなりする：5点」）である

## 3. 自傷行為尺度の因子構造の側面からみた構成概念妥当性の検討

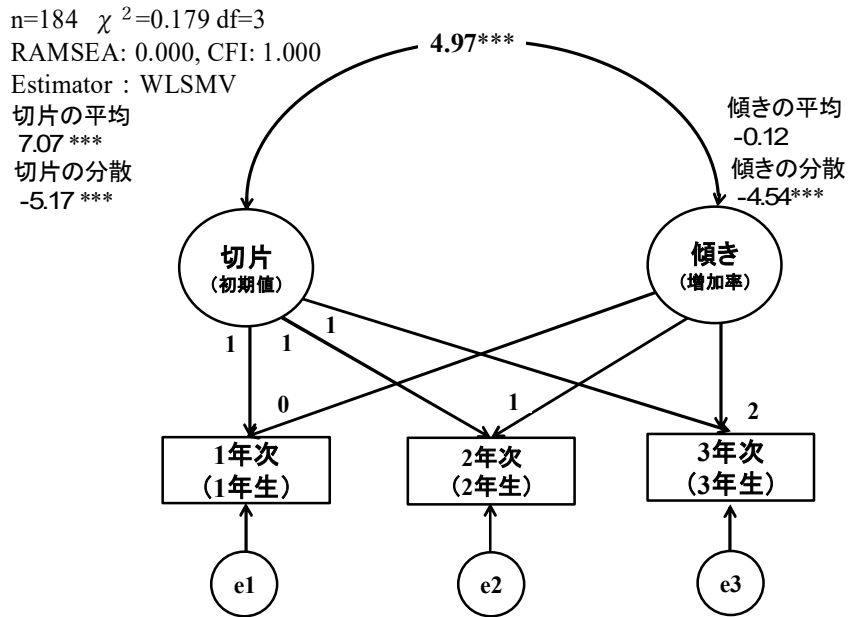
自傷行為尺度の因子構造の側面からみた構成概念妥当性を構造方程式モデリングによる確証的因子分析を用いて検討した。その結果、1年次の自傷行為尺度の適合度指標は CFI=1.000, RMSEA=0.000 (図 1)、2年次の自傷行為尺度の適合度指

標は CFI=0.997, RMSEA=0.081 (図2), 3年次の自傷行為尺度の適合度指標は CFI=1.000, RMSEA=0.000 (図3) であり, いずれも統計学的許容水準を満たしていた。



#### 4. 自傷行為得点の変化

本研究では, 高校3年間の3時点による自傷行為の個人および集団の変化について潜在成長曲線モデルを用いた検討を行なった。その結果, 切片の平均値および分散値は有意であった(順に $7.07, p<.001$   $-5.17, p<.001$ )。また, 傾きの平均値は非有意( $-0.12, p<.31$ ), 分散値は有意( $-4.54, p<.001$ )であり, 共分散が正であった( $r = 4.97, p<.001$ )。なお, 以上の数値は非標準化推定値を示している。また, 本モデルの適合度は, CFI=1.000 RMSEA=0.000であった(図4)。



※e1~e3誤差変数 \*\*\* $p < .001$

※煩雑さを避けるため、誤差変数の平均と分散は省略した。

図4. 潜在成長曲線モデルによる自傷行為得点の3年間の変化

#### 第4節 考察

第I段階では、これまで明らかにされてこなかった日本の高校生における自傷行為経験の個人・集団における高校3年間の時系列的変化について明らかにした。

第一に、潜在成長曲線モデルの検討に先立ち自傷行為尺度の1～3年次における因子構造の側面からみた構成概念妥当性を構造方程式モデリングによる確証的因子分析を用いて検討した。その結果、前記の各年度における自傷行為尺度の構成概念妥当性が確認された。このことは本研究において尺度選択は妥当であったことを意味している。

第二に、3年間の自傷行為の種別において何らかの頻度で「する」とした者を見ると、いずれの学年においても高かった順に「自分のからだや壁をこぶしで殴る」「自分の髪の毛や皮膚をかきむしる」「自分のからだをつねる」「自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す」「自分のからだの表面を切る」の順であった。これは、石田らによる2016（平成28）年の高校生約4,000名を対象に行なった調査<sup>6)</sup>と同様の結果であった。「自分のからだや壁をこぶしで殴る」「自分の髪の毛や皮膚をかきむしる」「自分のからだをつねる」といった自傷行為に着目すると、こ

これらの道具を用いない様式の自傷は、道具を探す余裕もないほど切迫し、混乱している状況にあることが示唆されており、「消えたい」および自殺念慮と密接に関連する自傷行為であることが明らかとなっている<sup>7)</sup>。「自分のからだや壁をこぶしてなぐる」は、粗暴行為や行為障害、「自分の髪の毛や皮膚をかきむしる」は抜毛症や皮膚むしり症といった神経症的行為と捉えられやすいことが推察され<sup>6)8)</sup>、自傷行為と捉えられにくい側面もあることから注意が必要であるといえよう。自傷行為といえば、自己切傷と顕在化された自傷だけに着目しやすいが、顕在化された自傷行為は氷山の一角にしかすぎず、自傷行為に対する正しい知識と理解を持ち、支援していくことが重要であると考えらる。

第三に、統計解析において構造方程式モデリングの一種である潜在成長曲線モデルを解析手法として用いた。これは複数の適合度指標によってモデルの適切さのアセスメントが可能であり、測定誤差の分離が可能であることから、解析手法として構造方程式モデリングを採用したことは適切であったといえよう。また、分析では観測変数が順序尺度であること、それぞれの項目の回答率（表1）をみると「しない」という回答が多く、回答率に偏りが大きい項目があり、モデルの推定値に対して影響を及ぼすことから、パラメーターの推定には WLSMV (Weighted Least Square Mean and Variance) を採用した。WLSMV はデータの分布に合わせて標準誤差を補正する頑健性のある重み付け最少二乗法であり、サンプルサイズや観測変数の数潜在変数の正規性に関わらず安定して正しい推定値を出力することが保証される<sup>9)</sup>。また、Cronbach の  $\alpha$  信頼性係数と比較して McDonald の  $\omega$  信頼性係数は、真値を正確に表すことができるとされている<sup>10)</sup>。加えて、構造方程式モデルを用いた解析には、最低でも 150、できれば 200 以上のサンプルを満たす必要があるとされているが<sup>5)</sup>、本調査では集計データとして 184 サンプルが確保できており、統計解析に必要なサンプル数を概ね満たすことができたことは、分析手法、サンプル数においても適切であったといえる。

本研究では、高校3年間の自傷行為経験の個人・集団の時系列的変化について潜在成長曲線モデルによる分析を行い、モデルのデータに対する適合度を検討した。その結果、構築したモデルが統計学的に支持された。自傷行為の変化の集団全体の変化を表す傾きの平均値は、(-0.12,  $p < .31$ ) であり、集団全体では1年間の自傷

行為得点は変化しないことが明らかとなった。これは、自傷行為の開始年齢は、12歳前後とされること<sup>8)</sup>、自傷行為の最も多い時期は14歳から17歳前後であり、その後成人期にかけて寛解することが示されていること<sup>11)</sup>を考え合わせると、高校生の時期は15歳から18歳の自傷行為のピーク時と重なり、集団での変化が生じない可能性が考えられた。一方、個人差を表す傾きの分散値は、(-4.54,  $p < .001$ )であり、1年間で自傷行為得点が徐々に高くなる生徒と低くなる生徒がおりばらつきがあること、つまり個人差があることが明らかとなった。自傷行為の転帰と改善の転機として半数の者が親密な友だちができた、教師の関わりが増えたりというような安定した人間関係が学校などで作られたことが自傷の改善に繋がっていたことが報告されている<sup>12)</sup>。これらの経験は個人で異なり、こうした経験の質や頻度の違いが、自傷行為の変化に個人差をもたらしていることが考えられる。さらに、切片と傾きの共分散が有意 ( $r = 4.97$ ,  $p < .001$ )、つまり1年次の得点を表す切片と1年次から2年次、さらに3年次にかけての変化を表す傾きの関連(共分散)が正の関連を有意に示していたことから、1年次の自傷行為得点が高い者ほど、年次の進行に伴って自傷行為得点が増加することが示唆された。1年次に自傷行為得点の高い者は、高校入学以前から自傷行為を行っていると考えられ、自傷行為は麻薬と同様、「耐性」を生じやすい<sup>1)</sup>ことから自傷行為得点が高い者はさらに頻度が増加することに繋がっているのではないかと考えられた。一般に自傷行為は反復される傾向にあり、Favazzaらによると習慣性自傷患者の調査では、自傷行為者の約7割の者が嗜癖であると回答している<sup>13)</sup>。そして、自傷行為は心の痛みを一時的に抑える効果があったとしても繰り返す過程で嗜癖化が進行し、行為を制御できず自殺行動を起こしてしまうとしている<sup>14)</sup>。さらに自傷行為の反復により、ストレス耐性は低下し、ささいな出来事に対しても自傷行為をしないでおれず、コントロール喪失状態になるとされる<sup>15)</sup>。自傷行為の反復は、何らかの心理的社会的問題が持続的に、もしくは頻回に反復して存在する可能性を示唆していることから<sup>16)</sup>、援助者は、嗜癖の側面を理解した上で<sup>17)</sup>、自傷行為の背後にある個々の困難な問題に対し、軽減していくよう支援していくことが重要であるといえる<sup>2)</sup>。

以上のことから、1年次より早期に自傷行為予防に向けた介入を行うと共に、自

傷行為の発達的变化に影響を与える悪化要因、保護要因を明らかにしていくこと、縦断調査により中学・高校を通じた自傷行為の発達的变化を明らかにすることが課題である。文部科学省によると、高等学校への進学率は97%を超え、一方で学校教育を受ける最終の場であるという生徒もいることから、学校現場での集団や個人に対する健康教育を実施していくことは重要である。その際、自傷行為に関連した身体および精神保健の専門的知識を有する看護職が養護教諭やスクールカウンセラーと連携し、学校現場の時間的・構造的制約に配慮した自傷予防に向けたプログラム開発をしていくことが求められる。加えて学校は多くの場合、地域における精神保健サービスよりもはるかに多くの生徒が教師に接しており生徒のための最前線の精神保健サービスとして機能を有しているといえる<sup>18)</sup>。そのため、自傷開始年齢は、中学生の時期であることを鑑み、中学校と高等学校の連携も視野に入れた支援体制を構築していくこと、自傷リスクをアセスメントできるツールの開発および、自傷行為の重症度に応じた教育機関と保健医療機関の連携も視野に入れた自傷行為予防に向けた取組みが喫緊の課題である。

## 第5節 小括

1. 3年間の自傷行為の経験率をみると、いずれの学年においても高かった順番に「自分のからだや壁をこぶしでなぐる」「自分の髪の毛や皮膚をかきむしる」「自分のからだをつねる」「自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す」「自分のからだの表面を切る」の順であった。
2. 自傷行為の変化は集団での変化はなく個人差のみがあり、1年次に自傷行為得点が高い者ほど年次の進行に伴って変化量が大きくなることが明らかとなった。
3. 1年次より早期に自傷行為予防に向けた介入を行うことの重要性が示唆された。

## 文献

- 1) 松本俊彦. 自傷行為の理解と援助「故意に自分の健康を害する」若者たち. 日本評論社. 2009. 東京.
- 2) 石田実知子. 高校生における怒りに起因する自傷と他害および援護要請の関連及び性差. *International nursing care research*. 2015 ; 14 (1) : 11-20.
- 3) 岡林秀樹. 発達研究における問題点と縦断データの解析方法. *パーソナリティ研究*. 2006 ; 15(1) : 76-86.
- 4) Muthen LK., Muthen BO. *Mplus User's Guide:Seventh Edition*. Los Angeles, 2012.
- 5) 小杉孝司, 清水裕士. *M-plus と R による構造方程式モデリング入門*. 北大路書房. 2014. 京都.
- 6) 石田実知子, 井村亘, 江口実希, 渡邊真紀, 國方弘子. 高校生の自傷行為の経験率における性差の検討. *厚生指標*, 2019 ; 66(13) : 36-42.
- 7) 松本俊彦, 今村扶美. 思春期における「故意に自分の健康を害する」行動と「消えたい」体験および自殺念慮との関係. *精神医学*. 2009 ; 51(9) : 861-871.
- 8) 濱田祥子, 村瀬聡美, 大高一則, 金子一史, 吉住隆弘, 本城秀次. 高校生の自傷行為の特徴: 行為ごとの経験率と自傷行為前後の感情に着目して. *児童青年精神医学とその近接領域*. 2009 ; 50(5), 504-516.
- 9) 小杉孝司, 清水裕士. *M-plus と R による構造方程式モデリング入門*. 北大路書房. 2014. 京都.
- 10) 植野真臣, 荘島宏二郎. *学習評価の新潮流－ シリーズ行動計量の科学－*. 朝倉書店. 2010. 東京.
- 11) Whitlock J. Self-injurious behavior in adolescents. *PLoS medicine*. 2010 ; 7(5) : doi: 10.1371/journal.pmed.1000240.
- 12) 武井明, 目良和彦, 宮崎健祐. 思春期外来における自傷患者の臨床的検討. *精神医学*. 2006 ; 48(9) : 1009-1017.
- 13) Favazza AR. Self-mutilation. Favazza AR, Simeon D : *Self-mutilation*. Hollander E. Stein DJ(ed). *Impulsivity and Aggression*. 1999 : 185-200.
- 14) Russ MJ, Roth SD, Lerman A, Kakuma T, Harrison K, Shindlecker RD,

- Mattis S. Pain perception in self-injurious patients with borderline personality disorder. *Biological psychiatry*. 1992 ; 32(6) : 501-511.
- 15) Nixon MK, Cloutier PF, Aggarwal S. Affect regulation and addictive aspects of repetitive self-injury in hospitalized adolescents. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*. 2002 ; 41(11) : 1333-1341.
- 16) Hawton K, Kingsbury S, Steinhardt K, James A, Fagg J. Repetition of deliberate self-harm by adolescents: The role of psychological factors. *Journal of adolescence*. 1999 ; 22(3) : 369-378.
- 17) V.J.ターナー. 自傷からの回復-隠れた傷と向き合うとき-.みすず書房. 2009. 東京.
- 18) Newlove-Delgado T, Moore D, Ukoumunne OC, Stein K, Ford T. Mental health related contact with education professionals in the British Child and Adolescent Mental Health Survey 2004. *The Journal of Mental Health Training, Education and Practice*. 2015 ; 10(3) : 159-169.



## 第2章 レジリエンスと精神的健康（第Ⅱ段階1）

### 第1節 目的

レジリエンス尺度を開発し、因子構造の側面からみた構成概念妥当性と信頼性および基準関連妥当性を検討すること、またレジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連を明らかにすることを目的とした。

### 第2節 研究方法

#### 1. 研究デザイン

研究デザインは、無記名自記式質問紙による横断的調査研究とした。

#### 2. 調査対象

調査協力が得られたA県内全日制普通科高等学校に通学するC・D校2校の高校生1～3年生672名を対象に自記式質問紙調査を実施した。

#### 3. 調査実施期間

調査は2015（平成27）年4月～5月に実施した。

#### 4. 調査内容

調査内容は、基本属性（性別、学年）と精神的健康、レジリエンスで構成した。

##### 1) レジリエンス

高校生の現状に即した尺度とするため、「レジリエンス」を先行研究<sup>1)</sup>を参考に、「レジリエンスとは、特別な能力や特性ではなく、どの世代の人でも伸ばすことができ、ストレスフルな状況においても精神的健康を維持する、あるいは不適応状態に陥っても乗り越え回復する能力」と定義した。そして前述のレジリエンスの定義およびレジリエンスを概念化した先行研究<sup>1)~5)</sup>を基に、レジリエンスを構成する因子を高校教員および臨床心理士・保健医療職の専門家で吟味し、整理・統合した。吟味にあたり、小花和がレジリエンスの構成要因を環境要因として周囲から提供される「I HAVE Factor」、個人内要因として「I AM Factor」、個人によって獲得される獲得要因「I CAN Factor」としてまとめたもの<sup>3)</sup>のうち、高校生の精神的健康の向上に向けた支援として介入への示唆を得るため、獲得的要因に焦点をあてた。具体的に

は、自ら意図的、積極的に望ましい人間関係を作り上げることができる能力である「関係構築力」、困難に耐え粘り強く努力して乗り越える能力である「克服力」、嫌な出来事に対して分析し、柔軟に解決に向け切り拓いていく能力である「突破力」によって構成されるものと捉え、構成概念の定義を行った。さらに、個々の概念に沿った質問項目を、下位概念ごとのレジリエンスの比較を容易にするためおよび対象者の回答に対する負担を考慮し、項目数を因子毎に3項目と同数にし、独自にワーディングして配置した。回答は、「まったくあてはまらない：0点」「あまりあてはまらない：1点」「どちらともいえない：2点」「ややあてはまる：3点」「よくあてはまる：4点」の5件法とし、得点が高くなるほどレジリエンスの頻度が高くなるよう得点化した。

## 2) 精神的健康

対象者の回答に対する負担を考慮し、この尺度は、世界保健機構（WHO）により開発された「WHO-5J 精神的健康状態表<sup>6)</sup>」をもとに稲垣ら<sup>7)</sup>によって開発され、利便性の高い検査とするために6件法から4件法版として開発されたものである。最近2週間の気分状態を5項目4件法で測定できる日本語版精神的健康状態表簡易版（S-WHO-5J）を取り上げた。なお、基となったWHO-5は日本語のみならず様々な言語に翻訳されており、国際比較にも利用されやすいのが特徴である。回答の得点化は「全くなかった：0点」「そういう時は少なかった：1点」「そういう時が多かった：2点」「いつもそうだった：3点」とし、得点が高いほど精神的健康が高くなるよう得点化した。なお、S-WHO-5Jの信頼性と妥当性は確認されている<sup>7)</sup>。

## 5. 統計解析

### 1) レジリエンス尺度の開発

レジリエンス尺度に関する因子構造モデルの開発にあたり、まず、レジリエンス尺度9項目間の多分相関係数（ポリコリック相関係数）を算出、確認し、その数値が0.80を上回る項目ペア内容を照合し、レジリエンス内容に類似性がある場合はどちらか一方を削除対象とした。その後、残されたすべての項目において、尺度の内的整合性を低下させる項目を削除することを目的に、修正

済み項目合計相関係数（CITC：Corrected Item-Total Correlation）を多分系列相関係数（ポリシリアル相関係数）で算出，同時複数項目削減相関係数法<sup>8)</sup>に従って行ない，その値が 0.40 未満を示した項目については，尺度の内的整合性を低下させるため削除対象とした．以上の結果を基礎に，あらかじめ想定した 3 要素の下位概念（因子）に所属している観測変数（質問項目）各 3 項目からなる 3 因子二次因子モデルに対して因子構造の側面からみた構成概念妥当性を，確認的因子分析<sup>9)</sup>により検討した．尺度の信頼性は，内的整合性の観点から McDonald の  $\omega$  信頼性係数<sup>10)11)</sup>により検討した．なお，Cronbach の  $\alpha$  信頼性係数は項目数の増加により高い値の係数が算出されること，似通った高い因子負荷量をもつ少数の項目を使って尺度を構成したときでも高い値の係数が得られ，構成概念の測定という観点からは注意が必要である<sup>12)</sup>．そのため，McDonald の  $\omega$  信頼性係数は，真値を正確に表すことができるとされている<sup>12)</sup>ことから，McDonald の  $\omega$  信頼性係数を採用した．加えて，データの正規性の有無については，レジリエンス尺度は順序尺度であり間隔尺度ではないため最頻値や中央値には意味があるものの，平均値は意味をなさないためデータの正規性を規定しないこと，加えてデータの正規性を前提としない推定法である順序尺度の推定法である重み付け最小二乗法の拡張法（Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted：WLSMV）<sup>13)14)</sup>を用いたことから，回答の正規性検定は実施していない．また，項目数を同数にした理由は，下位概念ごとのレジリエンスの比較を容易にするためである．次いで，尺度の外的基準を用いた妥当性を確認する目的から精神的健康との単回帰因果関係モデルを構築し，当該モデルのデータに対する適合度と変数間の関連性を構造方程式モデリングにより検討した．

## 2) レジリエンスの各要素と精神的健康の関連

レジリエンスの 3 つの下位尺度（因子）が精神的健康に関係すると仮定した重回帰因果関係モデルを構築し，当該モデルのデータに対する適合度と変数間の関連性を構造方程式モデリングにより検討した．また，単回帰モデルおよび重回帰モデルともに，独立変数と従属変数間の関係性から他の変数の影響を分離することを目的に生徒の性，学年を統制変数として分析モデルに投

入した。因果関係モデルならびに因子構造モデルのデータへの適合性は、適合度指標である Comparative Fit Index (CFI) と Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) で判定し WLSMV<sup>13)14)</sup>によりパラメーターの推定を行なった。WLSMV はデータの分布に合わせて標準誤差を補正する頑健性のある重み付け最少二乗法であり、サンプルサイズや観測変数の数、前述のように潜在変数の正規性に関わらず安定して正しい推定値を出力することが保証されものである<sup>14)</sup>。一般的に CFI は 0.90 以上<sup>15)</sup>、RMSEA は 0.08 以下であればデータに対するモデルの当てはまりが良いと判断され、0.1 以上は当てはまりが悪いと判断される<sup>11)</sup>。ただし、分析モデルにおける標準化推定値(パス係数)の有意性は、非標準化推定値を標準誤差で除した値の絶対値が 1.96 以上(5%有意水準)を示したものを統計学的に有意とした。なお、独立変数間の関連性についてはデータが正規分布をしているという前提の分析が Pearson の積率相関係数、前提としないものが Spearman の順位相関係数であるため、正規性検定後(Shapiro-Wilk 検定)後、レジリエンスの各因子の相関を正規分布の有無によって適切な検定法で求めるものとした。

以上の統計解析には、IBM SPSS Ver22, Mplus 7.2 及び HAD14.801 を使用した。

### 第3節 結果

#### 1. 分析対象者の属性分布

調査票の回収率は 95.1%であった。回収された調査票のうち、無記入及び設問全てに同一番号を選択したもの、および無効回答と判断された項目が 1 項目でもあった記入ミスは、分析から削除した。最終的に、有効回答票は 564 部(有効回答率 83.9%)であった。内訳は男性 410 人(72.7%)、女性 154 人(27.3%)であり、1 年生 417 人(73.9%)、2 年生 78 人(13.8%)、3 年生 69 人(12.2%)であった(表 1)。

表 1. 集計対象者の基本属性の分布

		n=564 単位:人(%)	
性別	男性	410	( 72.7 )
	女性	154	( 27.3 )
学年	1年生	417	( 73.9 )
	2年生	78	( 13.8 )
	3年生	69	( 12.2 )

## 2. レジリエンス及び精神的健康の回答分布

レジリエンスに関する 9 項目の回答分布は表 2, 精神的健康に関する 5 項目の回答分布は表 3 に示した。

表 2. レジリエンスに関する項目の回答分布

尺度 番号	因子名・項目内容	回答カテゴリ				
		まったく あてはまらない	あまり あてはまらない	どちらとも いえない	やや あてはまる	よく あてはまる
n=564 単位:人(%)						
<b>関係構築力</b>						
Xa1	昔から、人との関係をとるのが上手だ	80 ( 14.2 )	113 ( 20.0 )	195 ( 34.6 )	115 ( 20.4 )	61 ( 10.8 )
Xa2	自分から人と親しくなることが得意だ	95 ( 16.8 )	119 ( 21.1 )	171 ( 30.3 )	119 ( 21.1 )	60 ( 10.6 )
Xa3	交友関係が広く、社会的である	78 ( 13.8 )	112 ( 19.9 )	210 ( 37.2 )	113 ( 20.0 )	51 ( 9.0 )
<b>克服力</b>						
Xa4	つらいことでも我慢できるほうだ	42 ( 7.4 )	97 ( 17.2 )	180 ( 31.9 )	166 ( 29.4 )	79 ( 14.0 )
Xa5	努力することを大事にする方だ	38 ( 6.7 )	88 ( 15.6 )	176 ( 31.2 )	174 ( 30.9 )	88 ( 15.6 )
Xa6	決めたことを最後までやり通すことができる	37 ( 6.6 )	93 ( 16.5 )	214 ( 37.9 )	152 ( 27.0 )	68 ( 12.1 )
<b>突破力</b>						
Xa7	嫌な出来事があったとき、今の経験から得られるものを探す	63 ( 11.2 )	113 ( 20.0 )	213 ( 37.8 )	120 ( 21.3 )	55 ( 9.8 )
Xa8	嫌な出来事があったとき、その問題を解決するために情報を集める	53 ( 9.4 )	84 ( 14.9 )	233 ( 41.3 )	142 ( 25.2 )	52 ( 9.2 )
Xa9	嫌な出来事が、どんな風に自分の気持ちに影響するかを理解している	64 ( 11.3 )	125 ( 22.2 )	206 ( 36.5 )	118 ( 20.9 )	51 ( 9.0 )

表 3. 精神的健康に関する項目の回答分布

尺度 番号	因子名・項目内容	回答カテゴリ			
		全くなかった	そういう時は 少なかった	そういう時が 多かった	いつも そうだった
n=564 単位:人(%)					
Xb1	明るく楽しい気分で過ごした	23 ( 4.1 )	135 ( 23.9 )	282 ( 50.0 )	124 ( 22.0 )
Xb2	落ち着いたリラックスした気分で過ごした	43 ( 7.6 )	163 ( 28.9 )	253 ( 44.9 )	105 ( 18.6 )
Xb3	意欲的で活動的に過ごした	45 ( 8.0 )	168 ( 29.8 )	259 ( 45.9 )	92 ( 16.3 )
Xb4	ぐっすりと休め気持ちよくめざめた	84 ( 14.9 )	230 ( 40.8 )	177 ( 31.4 )	73 ( 12.9 )
Xb5	日常生活の中に興味のあることがたくさんあった	61 ( 10.8 )	203 ( 36.0 )	206 ( 36.5 )	94 ( 16.7 )

## 3. レジリエンス尺度の妥当性の検討

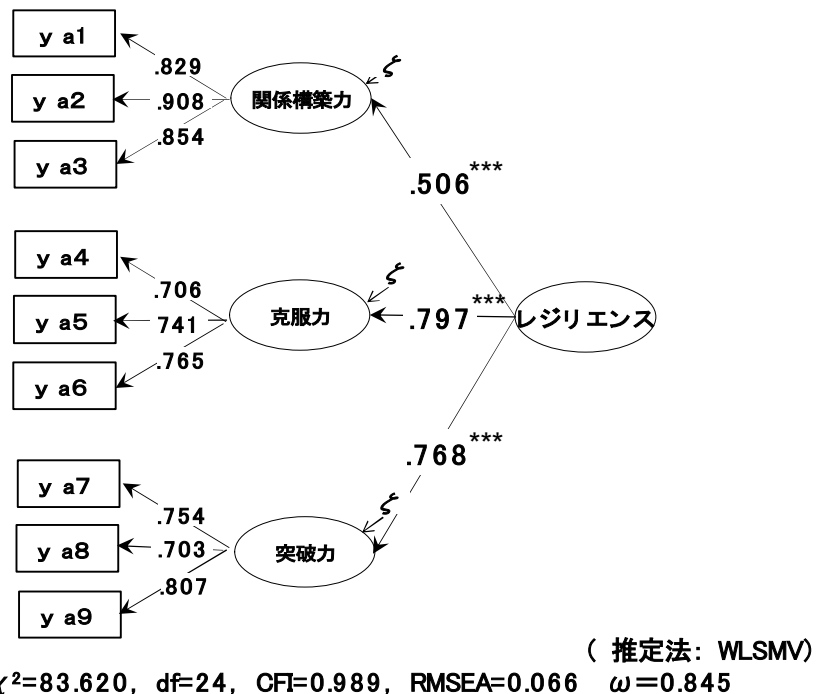
### 1) 構成概念妥当性

レジリエンスに関する因子構造モデルの開発にあたり、まず、レジリエンス尺度 9 項目間の順序尺度の相関係数である多分相関係数（ポリコリック相関係数）を算出、確認し、その数値が 0.8 を上回る項目ペアはなかった。その後、残されたすべての項目において、Corrected Item-Total Correlation (CITC) を算出、同時複数項目削減相関係数法に従って行ない、その値が 0.40 未満を示した項目は認められなかった。

3 因子二次因子モデルに対して因子構造の側面からみた構成概念妥当性を、確認的因子分析により検討した結果、データへの適合度は  $\chi^2 = 83.620$  (df=24), CFI=0.989, RMSEA=0.066 と統計的な許容水準を満たしてい

た。また、このときの第二次因子から第一次因子に対するパス係数、第一次因子から観測変数へのパス係数は、いずれも正の値であり、「関係構築力」は0.829-0.908, 「突破力」は0.706-0.765, 「克服力」は0.703-0.807の範囲にあった(図1)。さらに、レジリエンス尺度をMcDonaldの $\omega$ 信頼性係数について確認したところ、9項目全体で $\omega=0.845$ , 因子別には「関係構築力」が $\omega=0.873$ , 「克服力」が $\omega=0.743$ , 「突破力」が $\omega=0.766$ であった。

以上の結果, 「関係構築力」「克服力」「突破力」を一次因子, レジリエンスを二次因子とするレジリエンス尺度の信頼性および妥当性が確認された。



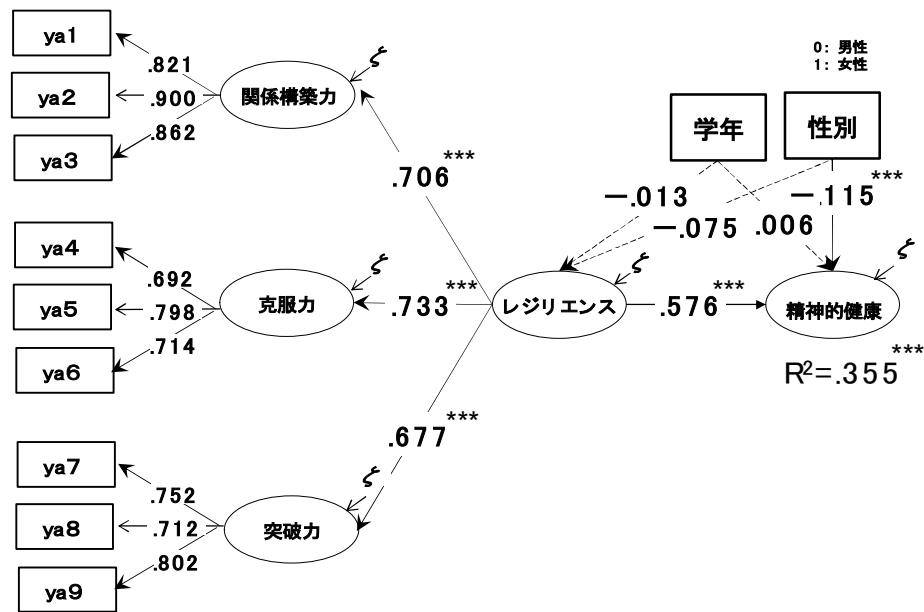
※実線は有意な関連性を示す。\*\*\* $p<.001$  ya1-ya9は観測変数を示す。ζは攪乱変数を表す  
 ※図の煩雑化を避けるために誤差変数と内生的な潜在変数によって観測される観測変数, 統制変数間および誤差変数間の相関は省略した

図1. レジリエンス尺度の構成概念妥当性

## 2) 外的基準を用いた妥当性

レジリエンス尺度の構成概念妥当性を外的基準との関連で検討する目的から, 3因子二次因子モデルのレジリエンスを独立変数, 1因子モデルの精神的健康を従属変数とする単回帰因果関係モデルを設定し, 構造方程式モデリングを用いてモデルのデータへの適合度を検討した。

その結果、 $\chi^2 = 438.093(df=97)$ ,  $CFI=0.963$ ,  $RMSEA=0.079$  と統計学的な許容水準を満たしていた(図2)。従って単回帰因果関係モデルはデータに適合していることが認められた。レジリエンスから精神的健康に向かうパス係数は0.576(寄与率35.5%)で、統計学的に有意な水準にあった。なお分析に投入した統制変数とレジリエンスの関係に着目すると「学年」「性別」ともに非有意であった。精神的健康に関しては「性別」のみ精神的健康に対して統計学的に有意な負の関連性を示した。



n=564,  $\chi^2=438.090$ ,  $df=97$ ,  $CFI=0.963$ ,  $RMSEA=0.079$  (推定法: WLSMV)

※実線は有意な関連性を示し、破線は非有意な関連性を示す。\*\*\* $p<.001$  ζは攪乱変数を表す  
 ※図の煩雑化を避けるために誤差変数と内生的な潜在変数によって観測される観測変数、統制変数間および誤差変数間の相関は省略した  
 ※図の煩雑化を避けるために統制変数と独立変数、媒介変数、従属変数間の関連性に関する記載は省略した

図2. レジリエンスと精神的健康の関係(単回帰因果関係モデル)

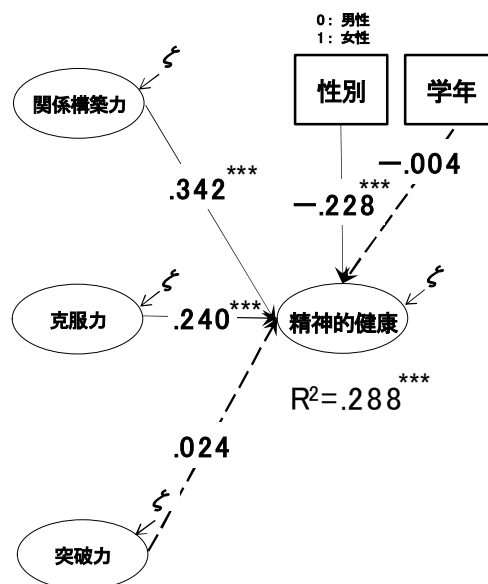
#### 4. レジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連

レジリエンスの下位概念である3因子を独立変数、精神的健康を従属変数とする重回帰因果関係モデルを設定し、構造方程式モデリングを用いてモデルのデータへの適合度を検討した。モデルには人口学的要因による影響を取り取り除くことで母集団に対し、より普遍的な関連性を明らかにできることから性別・年齢を統制変数として因果関係モデルに投入した。具体的には性別(0=男性 1=女性)および学年がレジリエンス、精神的健康に影響するモデルとした。その結果、

$\chi^2 = 336.986(df=73)$ ,  $CFI=0.974$ ,  $RMSEA=0.066$  と統計学的な許容水準を満たしていた (図 3)。従って因果関係モデルはデータに適合していることが認められた。

レジリエンスの各因子と精神的健康の関りに着目すると、「関係構築力」と「克服力」から精神的健康に向かうパス係数はそれぞれ 0.342 と 0.240 で、統計学的に有意な水準であった。「突破力」から精神的健康に向かうパス係数は非有意であった。統制変数として投入した変数と潜在変数間の関連性に着目すると性別と精神的健康の間に統計学的に有意な負の関連性が認められた (標準化推定値-0.228)。しかし、学年と精神的健康間において関連性は認められなかった。

なお、レジリエンスの各因子 (独立変数) 間の関連性の検討にあたり、Shapiro-Wilk 検定を行ったところ、関係構築力 (統計量 0.968,  $df=564$ ,  $p<.00$ ), 克服力 (統計量 0.978,  $df=564$ ,  $p<.00$ ), 突破力 (統計量 0.969,  $df=564$ ,  $p<.00$ ) であり、全ての独立変数において正規性が認められなかった。そのため、レジリエンス尺度の下位尺度 (関係構築力, 克服力, 突破力) の合計点との関連性について Spearman の順位相関係数により検討し、すべてにおいて有意な正の相関が示された (表 4)。



$n=564$ ,  $\chi^2=336.986$ ,  $df=73$ ,  $CFI=0.974$ ,  $RMSEA=0.066$  (推定法: WLSMV)

※実線は有意な関連性を示し、破線は非有意な関連性を示す。\*\*\* $p<.001$  ζは攪乱変数を表す  
 ※図の煩雑化を避けるために誤差変数と内生的な潜在変数によって観測される観測変数、統制変数間および誤差変数間の相関は省略した  
 ※図の煩雑化を避けるために統制変数と独立変数、媒介変数、従属変数間の関連性に関する記載は省略した

図 3 レジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連 (重回帰因果関係モデル)



表4. レジリエンスの各因子間の関連

			n=564
	関係構築力	克服力	突破力
関係構築力		0.323**	0.354**
克服力	0.323**		0.413**
突破力	0.354**	0.413**	
Spearman の順位相関係数			** $p < 0.01$

#### 第4節 考察

レジリエンス尺度を開発し、因子構造の側面からみた構成概念妥当性と信頼性および基準関連妥当性を検討すること、またレジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連を明らかにすることを目的とした。その際、概念的ならびに数量的な加算性（一次元性）を確認しつつ、そのストレス反応へのインパクトの程度を明らかにすることを志向した。具体的には「関係構築力」「克服力」「突破力」の3要素に区分し、かつそれら要素に関連した調査項目を、適切な統計学的方法を駆使することで因子構造モデルを構築し、それら因子と S-WHO-5J 精神的健康状態表簡易版で測定された精神的健康との関連性について潜在変数を用いて整理した。

##### 1. レジリエンス尺度の妥当性と信頼性の検討

レジリエンス尺度の因子構造の側面からみた構成概念妥当性を因子抽出とその解釈の恣意性あるいは曖昧さを可能な限り払拭することをねらいとして、その構成概念妥当性を構造方程式モデリングによる確証的因子分析を用いて検討した。その結果レジリエンス尺度の構成概念妥当性が確認された。この結果は、仮定された構成概念の構造と測定されたデータ構造との一致度が高いこと、即ち構造的側面（structural aspect）からみた構成概念が支持されたことを意味し<sup>16)17)</sup>、概念的一次元性を備えた尺度であり、尺度選択が妥当であったことを意味している。また、「関係構築力」「克服力」「突破力」の3因子は、小花和が獲得的なレジリエンスの要因として整理した<sup>3)</sup>「ソーシャルスキル」「コミュニケーション能力」「衝動のコントロール」「根気強さ」「問題解決能力」「コンピテンス」を概ね包含しており、大きく矛盾するものではなかった。これは、理論的検討に基づい

て設定された構成概念が、実証されたことを示唆している。

構造方程式モデリングを用いた解析には通常 200 サンプル程度を満たす必要があるとされており<sup>11)</sup>、その条件は十分満たすサンプルが確保できた。構造方程式モデリングは予め仮定した因果関係のデータへの適合性を検討する最適な統計手法であり、その選択は構成概念妥当性を確認的因子分析で検討するには適切であったと判断できる。そして、科学的研究におけるひとつの重要な方法が理論モデルによる予測であることから確認的因子分析での検討は適切であったと言える<sup>18)</sup>。なお、統計的な加算性という意味での次元性の検討はさらに信頼性を示す  $\omega$  係数において検討したが、その数値は 0.845 で十分に高い信頼性が得られている結果が導かれた。さらに、レジリエンスが精神的健康に影響するという因果関係モデルを構築し、モデルのデータに対する適合度を検討した。結果、構築した因果関係モデルが統計学的に支持された。レジリエンスは重篤なストレス状況下において、一時的には傷つきながらそこから立ち直っていく過程や結果と定義されており<sup>19)</sup>、精神的健康との関連も明らかとなっている<sup>20)21)</sup>。本研究の結果においてもレジリエンスは精神的健康に密接に関与しており（寄与率 35.5%）精神的健康を高めることが明らかとなったことから、概念的に矛盾しない結果であると判断できる。加えて外的基準として使用した S-WHO-5 J 精神的健康状態表簡易版は、先行研究において精神的健康に影響を与える要因であると確認されている<sup>22)</sup>ことから、本尺度は支持されるものであると考える。

## 2. レジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連

レジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連で取り上げたレジリエンスを構成する 3 要素である「関係構築力」「克服力」「突破力」のうち、「関係構築力」と「克服力」が精神的健康と統計学的に有意な正の関連性を、「突破力」は関連性を示さないことが明らかとなった。また、レジリエンス尺度の各因子である「関係構築力」「克服力」「突破力」の相関において、すべて正の関連が認められた。なお、相関係数は低い相関から中程度の相関であったが、本尺度は二次因子モデルであり斜交モデルではないことから本尺度において相関係数の値は妥当であると考えられる。つまり、レジリエンスの構成要素のうち、「関係構築力」「克服力」を高めることにより「突破力」も高められる可能性が考えられ、ストレスフ

ルな状況においても乗り越え、高校生の精神的健康を向上される可能性が示唆された。本調査において精神的健康と関連を示さなかった「突破力」は全て嫌な出来事に対しての項目により構成されている。先行研究において、レジリエンスは、危機やストレスに対して常に有効な予防要因になっているわけではなく、個人が危機に陥った状況において、特に重要な役割を示す<sup>23)</sup>ことから今回の結果についても概ね先行研究を支持するものである。レジリエンスの他の下位尺度が比較的安定した個人の能力であるとするならば、「突破力」はネガティブなライフイベントにより影響を受ける不安定さを併せもった因子であるのではないかと推察される。

なお、レジリエンスと精神的健康の関連およびレジリエンスの各構成要素と精神的健康の関連において、統制変数として投入した性別と精神的健康との間において統計学的に有意な正の関連が認められた。一般的に女性は男性と比較して、思春期から青年期にかけて精神的な不健康状態を呈する者は成人より高いことが明らかとなっており<sup>24)</sup>、女性が精神的健康に対し、負の関連を示したことは、従来の知見を概ね支持するものである。したがって、とくに女性には精神的健康が高められるよう具体的な対策を講じていく必要があるといえよう。

### 3. 今後の介入に向けての示唆

重回帰因果関係モデルの検討による研究結果を概観し、高校生の精神的健康を高めるための予防的介入を考察する。先行研究より、高校生の約半数の者が精神的に不健康な状態であることが明らかとなっている<sup>25)</sup>。これらに対し、本研究の結果から、レジリエンスは、高校生の精神的健康を高める上で有用であると考えられる。まず、「関係構築力」を高めるには、人間関係の結び方を体験活動を通して身につけさせる方法として、ソーシャルスキル・トレーニングやピア・サポートが効果的であるということが報告されている<sup>26)27)</sup>。これらは、文部科学省言語力育成協力会議の中でも好ましい人間関係や、よりよい集団生活を形成するのに必要なスキルを学ぶ場を適宜設けることが推奨されている<sup>28)</sup>。また、いじめ被害体験者におけるレジリエンスが寄与する要因について、保護因子として問題解決型・サポート希求型コーピングが補償的に機能していることが報告されている<sup>29)</sup>。高校生

は、精神的に追い詰められたときに友人に相談することが多いという報告<sup>30)</sup>を踏まえるならば、友人同士によるピア・サポート向上に向けた取り組みや、生徒個々の自己表現力育成に向けたソーシャルスキルを習得させていくことも望まれよう。次に、「克服力」を高めるには、生徒のストレングスに目を向け、励ますことにより困難な状況に耐え、回復をもたらす第一歩として重要な要素となる<sup>23)</sup>と考えられる。加えて、レジリエンスを高める支援は、単独の構成要素側面から支援するよりも、多側面に注目して支援することが必要であり有効であること<sup>31)</sup>から複合的な内容を盛り込んだレジリエンス促進に向けたプログラム開発が求められる。なお、「突破力」は精神的健康と関連を示さなかったものの、「関係構築力」「克服力」「突破力」はそれぞれ弱い正の相関を示したことから、「関係構築力」「克服力」を高めることで、「突破力」を高めていくことの可能性が推察された。

## 第5節 小括

1. 「関係構築力」(3項目)、「克服力」(3項目)、「突破力」(3項目)を一次因子、「レジリエンス」を二次因子とするレジリエンス尺度の因子的側面からみた構成概念妥当性および信頼性が支持された。
2. 本尺度は、高校生のレジリエンスの自己評価や介入指標として活用が期待される。
3. レジリエンスは精神的健康に密接に関連しており、「関係構築力」「克服力」「突破力」の内、「関係構築力」「克服力」が精神的健康に関連していること、「突破力」については関連を示さないことが明らかとなった。
4. 「関係構築力」「克服力」「突破力」はそれぞれ弱い正の関連性を示した。
5. 精神的健康の向上に向け「関係構築力」「克服力」を高めていくことの有効性が示唆された。

## 文献

- 1) Grotberg EH. The International Resilience Project: In M. John (Ed.) A charge against society : The child's right to protection, Jessica Kingsley. 1995. London
- 2) Reivich K, Shatte A. The resilience factor: 7 keys to finding your inner strength

- and overcoming life's hurdles. Broadway Books. 2003. New York.
- 3) 小花和 Wright 尚子. 幼児期の心理的ストレスとレジリエンス. 日本生理人類学会誌. 2002 ; 7(1) : 25-32.
  - 4) 平野真理. レジリエンスの資質的要因・獲得的要因の分類の試み. パーソナリティ研究. 2010 ; 19(2) : 94-106.
  - 5) Friberg O, Barlaug D, Martinussen M, Rosenvinge JH, Hjemdal O. Resilience in relation to personality and intelligence. International journal of methods in psychiatric research. 2005 ; 14(1) : 29-42.
  - 6) 岩佐一, 権藤恭之, 増井幸恵. 日本語版 「WHO-5 精神的健康状態表」の信頼性ならびに妥当性-地域高齢者を対象とした検討. 厚生指標. 2007 ; 54(8) : 48-55.
  - 7) 稲垣宏樹, 井藤佳恵, 佐久間尚子, 杉山美香, 岡村毅, 粟田主一. WHO-5 精神健康状態表簡易版 (S-WHO-5-J) の作成およびその信頼性・妥当性の検討. 日本公衆衛生雑誌. 2013 ; 60(5) : 294-301.
  - 8) 服部環. テストの内部一貫性を大きくするための項目選択技法. 教育心理学研究. 1991 ; 39(2) : 195-203.
  - 9) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (入門編). 構造方程式モデリング. 朝倉書店. 1998. 東京.
  - 10) McDonald, R. P. Test theory: A unified treatment. psychology press. 2013. United Kingdom.
  - 11) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (疑問編) 構造方程式モデリング. 朝倉書店. 2011. 東京.
  - 12) 植野真臣, 荘島宏二郎. 学習評価の新潮流ーシリーズ行動計量の科学ー. 朝倉書店. 2010. 東京.
  - 13) Muthen, L.K.; Muthen, B. Mplus: User's Guide, version 7.0; Statistical analysis with latent variables. Muthen & Muthen. Los Angeles. 2012.
  - 14) 小杉考司, 清水裕士. M-plus と R による構造方程式モデリング入門. 北大路書房. 2014. 京都.
  - 15) 小塩真司. (2008). 初めての共分散構造分析: Amos によるパス解析 東京書

- 籍. 2008. 東京.
- 16) Messick, S. Foundations of validity: Meaning and consequences in psychological assessment. ETS Research Report Series. 1993 ; 1993(2) : 1-18.
  - 17) 島谷浩. 英語外部テストを利用した単位認定の妥当性と波及効果. 熊本大学教育学部紀要. 2013 ; 62 : 81-90.
  - 18) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (応用編) 構造方程式モデリング. 朝倉書店. 2011. 東京.
  - 19) Msaten AS, Best KM, Garmezy N. Resilience and development, Contributions from the study of children who overcome adversity. Journal of development and Psychopathology. 1990 ; 2 : 425-444.
  - 20) 石毛みどり, 無藤隆. 中学生における精神的健康とレジリエンスおよびソーシャル・サポートとの関連. 教育心理学研究. 2005 ; 53 : 356-367.
  - 21) 山下真裕子, 甘佐京子, 牧野耕次. レジリエンスにおける心理的ストレス反応低減効果の検討. 日本精神保健看護学会誌. 2011 ; 20 : 11-20.
  - 22) 岩佐一, 稲垣宏樹, 吉田祐子, 増井幸恵, 鈴木隆雄, 吉田英世, 栗田主一. 地域在住高齢者における日本語版「WHO-5 精神的健康状態表」(WHO-5-J) の標準化. 老年社会科学. 2014 ; 36(3) : 330-339.
  - 23) 小塩真司, 中谷素之, 金子一史. ネガティブな出来事からの立ち直りを導く心理的特性-精神的回復力尺度の作成. カウンセリング研究. 2002 ; 35(1) : 57-65.
  - 24) Kandel DB, Davies M. Epidemiology of depressive mood in adolescents. Archives of General Psychiatry. 1982 ; 39 : 1205-1211, 1982.
  - 25) 石田実知子, 國方弘子, 渡邊真紀, 井村亘. 高校生の精神的健康に対する学生生活関連ストレスと自傷行為との関連. 日本保健科学学会誌. 2017 ; 20(3) : 103-111.
  - 26) 佐藤正二, 佐藤容子編. 学校における S S T 実践ガイド, 子どもの対人スキル指導. 金剛出版. 2006. 東京.
  - 27) 池島 徳大, 倉持 祐二, 橋本 宗和, 吉村 ふくよ, 松岡 敬興. 人間関係形成能力を高めるクラスワイド・ピアサポートプログラムの導入とその効果. 奈

- 良教育大学教育実践総合センター紀要. 2005 ; 30 : 133-139.
- 28) 文部科学省. 平成 23 年度版児童生徒の問題行動等生徒指導上の諸問題に関する調査. 2012. [Internet]. [2016 (平成 28) 年 2 月 23 日検索]. Available at : [https://www.mext.go.jp/b\\_menu/houdou/24/09/1325751.htm](https://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/24/09/1325751.htm)
- 29) 荒木剛. いじめ被害体験者の青年期後期におけるレジリエンス(Resilience)に寄与する要因について. パーソナリティ研究. 2005 ; 14 : 54-68.
- 30) 石田実知子. 高校生の怒りに起因する自傷と他害および援護要請の関連. インターナショナル Nursing Care Research, 2015 ; 14, 11-20.
- 31) 石井京子, 藤原千恵子, 河上智香, 西村明子, 新家一輝, 町浦美智子, 大平子, 上田恵子. 患者のレジリエンスを引き出す看護者の支援とその支援に関する要因分析. 日本看護研究学会雑誌. 2007 ; 30(2) : 21-29.

### 第3章 レジリエンス尺度に関する因子不変性の検討（第Ⅱ段階2）

#### 第1節 目的

第Ⅱ段階1で開発した「レジリエンス尺度」の因子構造モデルを、高校生の対象の異なる性別によってグループ化した標本に当てはめ、前記尺度の因子構造モデルに関する構成概念妥当性を因子不変性の側面から多母集団同時分析を用いてモデルの交差妥当性を検討することを目的とした。

#### 第2節 研究方法

##### 1. 研究デザイン

研究デザインは、無記名自記式質問紙による横断的調査研究とした。

##### 2. 調査対象

調査協力が得られたA県内全日制普通科高等学校に通学するE・F校2校の高校生1～3年生1,451名を対象に自記式質問紙調査を実施した。

##### 3. 調査実施期間

調査は2014（平成26）年12月に実施した。

##### 4. 調査内容

調査内容は、基本属性（性別、学年）と著者らが開発したレジリエンス尺度で構成した。前記調査内容のうち「レジリエンス尺度<sup>1)</sup>」は3つの下位尺度「関係構築力」（3項目）、「克服力」（3項目）、「突破力」（3項目）で構成されており、「関係構築力」は自ら意図的、積極的に望ましい人間関係を作り上げることができる能力、「克服力」は困難に耐え粘り強く努力して乗り越える能力、「突破力」は、嫌な出来事に対して分析し、柔軟に解決に向け切り拓いていく能力である。本尺度は3因子2次因子モデル尺度であり、回答は5件法で尋ね、「まったくあてはまらない：0点」「あまりあてはまらない：1点」「どちらともいえない：2点」「ややあてはまる：3点」「よくあてはまる：4点」とし、得点が高いほどレジリエンスが高くなるよう数量化される。

##### 4. 統計解析

統計解析では、前記尺度の3領域の下位尺度「 $\eta 1$ ：関係構築力」、「 $\eta 2$ ：克服



力」, 「 $\eta 3$ : 突破力」を第一次因子, 「 $\xi 1$ : レジリエンス」を第二次因子とする 3 因子二次因子モデルを仮定した (図 1). その因子構造モデルのデータへの適合性は, 性別によってグループ化した二つのデータを用いて, 構造方程式モデリングによる多母集団同時分析(simultaneous factor analysis of several groups<sup>2)~4)</sup>, 推定法: 最尤法) を行い, 因子不変性<sup>5)6)</sup> について検討した.

統計解析ではまず, 多母集団同時解析を行うにあたり, 研究の妥当性を高め研究結果を一般化するため, 男女の集団ごとにモデル分析を行い, 適合度が高いことを確認する必要がある, 本研究では男女別に確証的因子分析を実施した. 続いて, レジリエンスの因子不変性の検討を行うため男女別にグループ化を行い, 多母集団同時因子分析による因子不変性の強度は, 以下のように 6 つの条件下でその適合度指標を観察することで検討した. 多母集団同時分析は異なる 2 つの母集団で同様の観測変数を用いても同じ因子構造が再現されるかを確認する手法である. これにより, 各グループの構成概念の差の有無を確認することが可能となる.

- 第一ステップ (配置不変) : サンプルごとに何も制約をつけない. 母集団間でモデルが同一
- 第二ステップ (弱測定不変): サンプルごとに因子負荷量が等価であるという制約をつける. 第 1 次因子負荷量  $\lambda$  を等値制約する.
- 第三ステップ (強測定不変): 測定誤差分散が等価であるという制約をつける.  $\lambda$  と第 2 次因子負荷量  $\gamma$  を等値制約する.
- 第四ステップ (測定不変) : 分散, 共分散が等価であるという制約をつける.  $\lambda$  と  $\gamma$  と観測変数に伴う誤差分散を等値制約する.
- 第五ステップ : パス係数が等価であるという制約をつける. 第五ステップに加え, 第 1 次因子の残差分散を等値制約する.
- 第六ステップ : 誤差分散が等価であるという制約をつける. 第六ステップに加え, 第 2 次因子分散を等値制約する.

適合度指標は  $\chi^2$  値,  $\chi^2/df$  比, 標本数や観測変数の数に影響されにくい Comparative Fit Index (CFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) を採用した. 一般に CFI は 0.9 以上および RMSEA は 0.1 以下であれば, モデルがデータに適合していると判断される<sup>7)8)</sup>. 以上の解析の後, 「レジリエンス尺度」の基準関連妥当性の検討をねらいに, 前述した 2 群間における「レジリエンス尺度」の 3 領域の下位尺度合計得点の平均値の差の検定 (独立したサンプルの t 検定) を行ない, 有意水準 5% を統計学的に有意とした. 統計解析は IBM SPSS Statistics21 と IBM SPSS Amos21 を使用した.

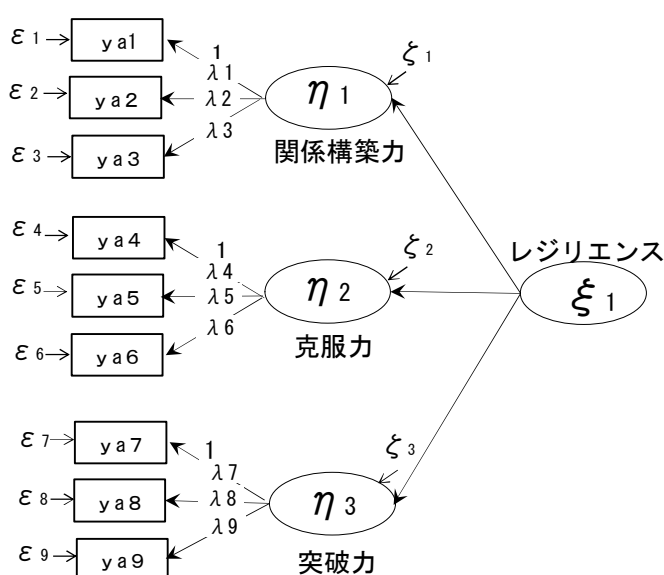


図 1. レジリエンス尺度の因子構造モデル

### 第 3 節 結果

#### 1. 分析対象者の属性分布

集計対象者の属性分布を表 1 に示した. 調査票の回収率は 58.3%であった. 回収された調査票のうち, 無記入及び設問全てに同一番号を選択したもの, および無効回答と判断された項目が 1 項目でもあった記入ミスは, 分析から削除した. 最終的に, 有効回答票は 818 部 (有効回答率 56.4%) であった. 内訳は男性 573 名 (70.0%), 女性 245 名 (30.0%) であり, 平均年齢は 16.8 歳 (標準偏差 0.9) であった.

表1. 属性分布 n=818

	人数 (%)	平均年齢 (SD)
男性	573 (%)	16.7 (0.9)
女性	245 (%)	16.8 (0.9)

## 2. 性別における「レジリエンス尺度」の得点比較

レジリエンスに関する項目の回答分布を表2に示した。また、性別による「レジリエンス尺度」の各項目および下位尺度合計得点、3因子合計得点の差の検定結果を表3に示した。まず、「 $\eta 1$ : 関係構築力」については、男性群の平均は 6.10 点、標準偏差は 3.17 であり、女性群の平均は 5.56 点、標準偏差は 3.20 であった。両群の得点に統計学的な有意差は認められなかった。次に「 $\eta 2$ : 克服力」については、男性群の平均は 6.75 点、標準偏差は 2.93 であり、女性群は平均 7.07 点、標準偏差は 2.74 で、統計学的に有意な差が認められなかった。最後に「 $\eta 3$ : 突破力」については、男性群は平均 5.81 点、標準偏差は 2.77 であり、女性群は平均 5.72 点、標準偏差 2.52 で、統計学的に有意な差が認められなかった(表3)。

表2. レジリエンスに関する項目の回答分布

		n =818 (男性 573, 女性 245)					
因子名	項目	サンプル	回答カテゴリ				
			まったくあてはまらない	あまりあてはまらない	どちらともいえない	ややあてはまる	よくあてはまる
$\eta 1$ 関係構築力	Xa1 昔から、人との関係をとるのが上手だ	男性 (n=573)	61 (10.6)	104 (18.2)	200 (34.9)	133 (23.2)	75 (13.1)
		女性 (n=245)	26 (10.6)	58 (23.7)	88 (35.9)	51 (20.8)	22 (9.0)
	Xa2 自分から人と親しくなることが得意だ	男性 (n=573)	81 (9.9)	112 (13.7)	195 (23.8)	122 (14.9)	63 (7.7)
		女性 (n=245)	42 (5.1)	64 (7.8)	69 (8.4)	44 (5.4)	26 (3.2)
	Xa3 交友関係が広く、社会的である	男性 (n=573)	76 (9.3)	91 (11.1)	207 (25.3)	130 (15.9)	69 (8.4)
		女性 (n=245)	47 (5.7)	53 (6.5)	74 (9.0)	51 (6.2)	20 (2.4)
$\eta 2$ 克服力	Xa4 つらいことでも我慢できるほうだ	男性 (n=573)	59 (10.3)	93 (16.2)	177 (30.9)	134 (23.4)	110 (19.2)
		女性 (n=245)	17 (6.9)	42 (17.1)	87 (35.5)	62 (25.3)	37 (15.1)
	Xa5 努力することを大事にする方だ	男性 (n=573)	50 (6.1)	74 (9.0)	193 (23.6)	161 (19.7)	95 (11.6)
		女性 (n=245)	16 (2.0)	24 (2.9)	80 (9.8)	80 (9.8)	45 (5.5)
	Xa6 決めたことを最後までやり通すことができる	男性 (n=573)	46 (5.6)	99 (12.1)	214 (26.2)	129 (15.8)	85 (10.4)
		女性 (n=245)	13 (1.6)	36 (4.4)	86 (10.5)	69 (8.4)	41 (5.0)
$\eta 3$ 突破力	Xa7 嫌な出来事があったとき、今の経験から得られるものを探す	男性 (n=573)	75 (13.1)	107 (18.7)	233 (40.7)	107 (18.7)	51 (8.9)
		女性 (n=245)	25 (10.2)	56 (22.9)	106 (43.3)	36 (14.7)	22 (9.0)
	Xa8 嫌な出来事があったとき、その問題を解決するために情報を集める	男性 (n=573)	61 (7.5)	87 (10.6)	267 (32.6)	104 (12.7)	54 (6.6)
		女性 (n=245)	18 (2.2)	41 (5.0)	118 (14.4)	47 (5.7)	21 (2.6)
	Xa9 嫌な出来事が、どんな風に自分の気持ちに影響するかを理解している	男性 (n=573)	79 (9.7)	96 (11.7)	254 (31.1)	98 (12.0)	46 (5.6)
		女性 (n=245)	38 (4.6)	59 (7.2)	88 (10.8)	39 (4.8)	21 (2.6)

表 3. レジリエンス尺度の得点比較

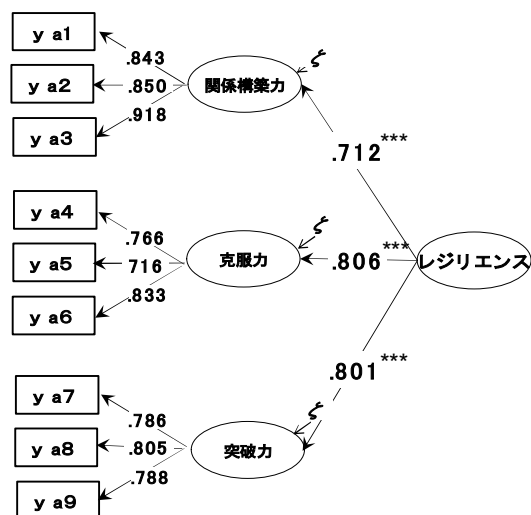
因子名	男性(n=573)		女性(n=245)		p値
	平均得点	標準偏差	平均得点	標準偏差	
関係構築力	6.10	3.17	5.56	3.20	ns.
克服力	6.75	2.93	7.07	2.74	ns.
突破力	5.81	2.77	5.72	2.52	ns.
下位尺度合計得点	18.65	7.17	18.29	6.48	ns.

ns : not significant ( t 検定)

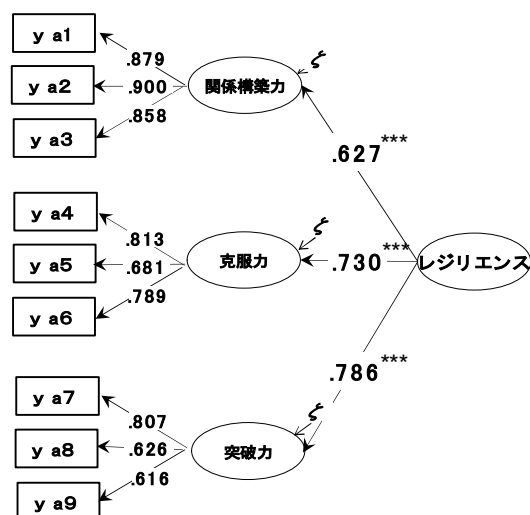
### 3. レジリエンス尺度の妥当性の検証

レジリエンス尺度の因子不変性の検討に先立ち、レジリエンス尺度の検討が妥当であるかの確認のため、男女別に確認的因子分析を実施した。その結果のモデル図を図 2、図 3 に示す。男性における適合度指標は RMSEA= 0.076, CFI=0.987 であり、女性における適合度指標は RMSEA= 0.068, CFI=0.980 であった。双方とも良好な適合度を示し、本研究においてレジリエンス尺度を用いたことの妥当性が確認された。

男性 n=573, CFI=0.987, RMSEA=0.076



女性 n=245, CFI=0.980, RMSEA=0.068



※実線は有意な関連性を示す。\*\*\*p<.001 ya1-ya9は観測変数を示す。ζは攪乱変数を表す  
 ※図の煩雑化を避けるために誤差変数と内生的な潜在変数によって観測される観測変数、統制変数間および誤差変数間の相関は省略した

図 2. レジリエンス尺度（男性）の構成概念妥当性

図 3. レジリエンス尺度（女性）の構成概念妥当性

#### 4. 「レジリエンス尺度」の因子不変性の検討

パラメータ（係数値）の等値制約を追加しつつ行なった同時因子分析の結果は表4に示した。パラメータの等値制約の追加により、 $\chi^2$  値は増加、 $\chi^2/df$  比、CFI、RMSEA の値は概ね低下した。特に CFI は 0.966 から 0.971、RMSEA は 0.041 から 0.048 の範囲にあった。

表4. パラメータ（係数値）の拘束による適合度の変化

	制約を課したパラメータ	$\chi^2(df)$	$\chi^2/df$	CFI	RMSEA
第一ステップ	なし	89.682(32)	2.803	0.971	0.048
第二ステップ	$\lambda$	96.519(36)	2.681	0.970	0.046
第三ステップ	$\lambda, \gamma$	99.546(39)	2.552	0.970	0.044
第四ステップ	$\lambda, \gamma, \theta$	114.851(47)	2.444	0.966	0.043
第五ステップ	$\lambda, \gamma, \theta, \phi$	119.013(51)	2.334	0.966	0.041
第六ステップ	$\lambda, \gamma, \theta, \phi, \psi$	119.989(52)	2.307	0.966	0.041

第一ステップ(配置不変):母集団間でモデルが同一

第二ステップ(弱測定不変):第1次因子負荷量 $\lambda$ を等値制約

第三ステップ(強測定不変): $\lambda$ と第2次因子負荷量 $\gamma$ を等値制約

第四ステップ(測定不変): $\lambda$ と $\gamma$ と観測変数に伴う誤差分散を等値制約

第五ステップ:第五ステップに加え、第1次因子の残差分散を等値制約

第六ステップ:第六ステップに加え、第2次因子分散を等値制約

#### 第4節 考察

本尺度はすでに基準関連妥当性を確認している尺度であるが、レジリエンスに性差が認められない点は中学生および大学生における先行研究<sup>9)10)</sup>において示されている。しかしながら、高校生においては性差によって因子構造が異なることも予測され、因子構造や、抽出される因子パターンが異なることが考えられる。今後本尺度を用いて、レジリエンスに影響を与える要因や逆にレジリエンスが他の変数に影響を与える要因、レジリエンスが精神的健康に影響を与える過程を明らかにしていくためには不変で頑強性を備えたレジリエンス尺度を用いることが必要不可欠である。本研究において、高校生のデータを基礎に「関係構築力」「克服力」「突破力」から構成される著者らの開発した「レジリエンス尺度」の因子構造モデルの因子不変性を、多母集団同時因子分析を用いてモデルの制約を高めていきながら検討した。

まず、レジリエンス尺度の因子不変性の検討に先立ち、男女の集団ごとにモデル分析を行い、本研究においてレジリエンス尺度の検討が妥当であるかの確

認のため標本ごとに因子分析を実施し、標本間で因子構造が十分似ているかを検証した。その結果、性別によってグループ化した各標本ともに先行研究で作成したレジリエンス尺度<sup>1)</sup>と同様に3因子二次因子構造であり、レジリエンス尺度は適切に反応していることが確認された。つまり、配置不変モデルが成立し、性別において同一の因子構造であると考えられた。岡林は心理的測定する際、潜在的構成概念を等しく適切に代表していることが重要であり、これらについて確証的因子分析によって構成概念の等価性が証明された場合のみ量的な比較が可能となると述べている<sup>11)</sup>。本研究では因子不変性の検討に先立ち男女2つの標本でレジリエンスの構成概念の等価性を確認したことは一定の妥当性を有するものであると考えられる。また多母集団同時分析は複数の母集団で同一のモデル構造が想定される場合に尺度の因子不変性を確認するために有力な手法の一つである<sup>12)</sup>。

本研究において多母集団同時分析を用いて「レジリエンス尺度」の因子構造モデルについて、性別の区別の影響を受けずに因子不変性が成立することを明らかにした。これは男女の集団において同一の分散、共分散をもつ母集団に属すると判断でき、性別や調査時期が異なっても同一のレジリエンスという概念を測定しうる尺度であるといえよう。特に多母集団同時因子分析においては、パス係数、残差分散・共分散のすべてを等値制約した最も一般性の高いモデルにおいてCFI, RMSEAの適合度指標はCFI=0.966, RMSEA=0.041と統計学的水準を満たすことを示すものであった。通常、複数の集団にパラメータの同値拘束を加えると、全体としてはモデルの適合度は低下する。しかし、レジリエンス尺度のすべてのパラメータを等値制約したモデルにおいて統計学的水準を満たしていた。因子が同一であってもその意味することは様々であり、パス係数は等値という制約のみの達成から、本研究の結果のようにパス係数、残差分散、共分散の全てにおいて男女間で等しいという因子不変性の検討において最も強い条件を達成できるものまである。これらの結果から「レジリエンス尺度」は性別の異なる標本においても、両群の因子構造、因子負荷量、因子間の相関に違いがなく、これは因子構造モデルの不変性を裏付けるものであり、モデルの強固さを支持するものであるといえる。

さらに、本尺度は二次因子モデルであることから3つの因子を合わせてレジリエンスを測定する、つまりレジリエンス尺度の次元性が確認できたといえる。加

えて、尺度の 3 領域の下位尺度合計得点のうち全ての領域において性別による得点に有意差がないという結果が得られた。この結果は従来の報告<sup>13)</sup>と概ね一致するものであると同時に、視点を変えると尺度の基準関連妥当性を支持するものでもある。なお、本研究では既にレジリエンス尺度の作成にあたり使用した母集団とは異なる標本においてすでに構成概念妥当性が検討されていたことから、交差妥当性も検証されたことが示唆された。頑健性を備えた本尺度は、高校生のレジリエンスを高める要因、あるいは低下させている要因などの検討に用いるなど、レジリエンス向上のための支援方法を検討するにあたり有用な尺度であると考えられる。

## 第 5 節 小括

1. 「レジリエンス尺度」について、因子構造モデルに関する構成概念妥当性を、因子不変性 (factorial invariance) の側面から多母集団同時分析 (simultaneous factor analysis of several groups) を用いて検討した結果、因子不変性が支持された。また、先行研究との比較により本尺度の基準関連妥当性についても検証された。
2. 本尺度は、性別や調査時期が異なっても同一のレジリエンスという概念を測定できるものであり、高校生のレジリエンス能力を把握できる有益な介入評価指標であることが示唆された。

## 文献

- 1) 石田実知子, 井村亘, 渡邊真紀. 高校生のレジリエンスと精神的健康の関連. 学校保健研究. 2017 ; 59 ; 333-340.
- 2) 中嶋和夫, 齋藤友介, 岡田節子. 育児負担感指標に関する因子不変性の検討. 東京保健科学学会誌. 1999 ; 2(2), 176-184.
- 3) 岡田節子, 種子田綾, 中嶋和夫. 健康関連 QOL 満足度尺度の交差妥当性の検討. 静岡県立短期大学研究紀要. 2003 ; 17 : 127-132.
- 4) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (Amos 編) 構造方程式モデリング. 東京書籍. 2007. 東京.
- 5) 加納裕, 三浦麻子. AMOS, EQS, CALIS によるグラフィカル多変量解析: 目で

- 見る共分散構造分析. 2007. 現代数学社.京都.
- 6) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (疑問編). 構造方程式モデリング. 朝倉書店. 2003. 東京.
  - 7) 山本嘉一郎. Amos による共分散構造分析と解析事例. ナカニシヤ出版. 2002. 京都.
  - 8) 朝野熙彦, 鈴木督久, 小島隆矢. 入門 共分散構造分析の実際. 2005. 講談社サイエンティフィック. 東京.
  - 9) 石毛みどり, 無藤隆. 中学生における精神的健康とレジリエンスおよびソーシャル・サポートとの関連; 受験期の学業場面に着目して. 教育心理学研究. 2005; 53 : 356-367.
  - 10) 齊藤和貴, 岡安孝弘. 大学生用レジリエンス尺度の作成. 明治大学心理社会学研究. 2010 ; 5 : 22-32.
  - 11) 岡林秀樹. 発達研究における問題点と縦断データの解析方法. パーソナリティ研究. 2006 ; 15(1) : 76-86.
  - 12) Jöreskog KG. Simultaneous factor analysis in several populations. Psychometrika. 1971 ; 36(4) : 409-426.
  - 13) 廣美里, 村松常司, 服部祐兒. 高校生のレジリエンスに関する一考察 - 性別やいじめを受けた経験の有無および生活習慣に着目して. 名古屋学院大学論集. 医学・健康科学・スポーツ科学篇. 2014 ; 3(1) : 19-31.



## 第4章 自他への暴力行動尺度の開発（第Ⅱ段階3）

### 第1節 目的

「自他への暴力行動尺度」を開発し、因子構造の側面からみた構成概念妥当性と信頼性を検討することを目的とした。

### 第2節 研究方法

#### 1. 研究デザイン

研究デザインは、無記名自記式質問紙による横断的調査研究とした。

#### 2. 調査対象

調査の抽出法は、調査時および調査後の生徒の反応に柔軟に対応することが求められるため、機縁法を採用する必要があった。そのため、筆者のネットワークを通じた高等学校に調査の依頼をした。結果、学校長および各学年の学年主任から調査協力が得られたA県内全日制普通科高等学校に通学するG校1校の高校生1～3年生327名を対象に自記式質問紙調査を実施した。

#### 3. 調査実施期間

調査は2017（平成29）年5月から6月に実施した。

#### 4. 調査内容

調査内容は性別、学年、自他への暴力行動で構成した。

前記調査内容のうち、自他への暴力行動は「他者や自己に対して正当性を欠いた身体的・心理的・社会的な有害刺激を与えること」<sup>1)</sup>と定義し、その因子構造を「自傷行動」「他害行動」を第一次因子、「自他への暴力行動」を第二次因子とする二次因子モデルを先行研究<sup>1)</sup>を基に仮定した。「自傷行動」は「自殺以外の意図から、非致死性の予測をもって、故意に、直接的に、自分自身の身体に対して非致死的な損傷を加えること」<sup>2)</sup>という自傷行為に関する定義を採用した。他害行動は、「心理的・身体的に他者または他の生命を傷つける行為」<sup>3)</sup>という定義を採用し、先行研究<sup>2)</sup>を参考に精神看護学、思春期心理学を専門とする研究者らで検討した。その結果、前記の「自傷行動」因子はつねる、かきむしる、こぶしでなぐる、刺すに関する自傷行動に関する4項目、「他害行動」因子には暴行、器物破損、無視、

言語的暴力に関する 4 項目の計 8 項目を配置した。回答はそれらの質問項目に対して 5 件法で回答を求めた。「しない：0 点」「滅多にしない：1 点」「時々する：2 点」「かなりする：3 点」「よくする：4 点」としたリッカート尺度を使用し、得点が高くなるほど自他への暴力行動の頻度が高くなるよう得点化した。

## 5. 統計解析

統計解析では、思春期における自他への暴力行動尺度の因子構造の側面からみた構成概念妥当性の検討において、構造方程式モデリング (Structural equation modeling) による確証的因子分析 (Confirmatory Factor Analysis) を行なった。本研究では測定尺度における因子構造モデルの設定方法において、操作的定義と既存の知見を基礎に論理的に設定した。具体的には前述した「自傷行動」と「他害行動」を第一次因子、「自他への暴力行動」を第二次因子とする二次因子モデルを仮定し、そのモデルのデータへの適合性を検討した。なお、因子構造モデルは 1 因子モデル、直交モデル、斜交モデル、高次因子として設定できるが<sup>4)</sup>、本研究では前述のように自他への暴力行動尺度を 2 因子からなる二次因子構造モデルとした。その理由はそのモデルがデータに適合するなら、二次因子からみて下位概念 (一次因子) と観測変数を一次元的な概念上の連続体と見なすことが可能であるということに依拠している。因子構造モデルのデータへの適合性は、適合度指標である Comparative Fit Index (以下「CFI」と略す)<sup>5)</sup> と Root Mean Square Error of Approximation (以下「RMSEA」と略す)<sup>6)</sup> で判定し、推定法は頑健性のある重みづけ最小二乗法の拡張法 (Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted: WLSMV) を採用した。WLSMV を採用した理由は各項目の回答分布に偏りが予測され、偏りはモデルの適合度や推定値に対し影響を及ぼすことがあるためである。そのため、回答分布の偏りを補正し、より精度の高い母数の推定が可能となる推定法である WLSMV を用いた。分析モデルにおける標準化推定値 (パス係数) の有意性は、非標準化推定値を標準誤差で除した値の絶対値が 1.96 以上 (5%有意水準) を示したものを統計学的に有意とした。なお、尺度の信頼性は、内的整合性の観点から McDonald の  $\omega$  信頼性係数<sup>7)</sup> により検討した。以上の統計解析は IBM SPSS Statistics Ver22, Mplus 7.2 および HAD15.0 を使用した。

### 第3節 結果

#### 1. 分析対象者の属性分布

調査票配布数 327 名に対し本研究では、327 名分の調査票配布数に対し、318 名より回答を得た（回収率 97.4%）。統計解析にはこれらのデータのうち、無回答および分析に必要なすべての項目に欠損値を有さない 301 名分のデータ（表 1）を使用した（有効回答率 85.6%）。

表 1. 対象者の属性分布

		n=301 単位:人(%)	
性別	男性	191	( 63.5 )
	女性	110	( 36.5 )
学年	1年生	97	( 32.2 )
	2年生	94	( 31.2 )
	3年生	110	( 36.6 )

#### 2. 自他への暴力行動に関する回答分布

自他への暴力行動の回答分布は表 2 に示した。自傷行動および他害行動の「めったにしない」「時々する」「よくする」「かなりする」と、何らかの形で「する」とした項目は多い順に自傷行動では「Xa1:自分のからだをつねる」198人(65.8%)、「Xa4:自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す」171人(56.8%)、「Xa2:自分の髪の毛や皮膚をかきむしる」110人(36.5%)、次いで「Xa3:自分のからだや壁をなぐる」78人(25.9%)の順であった。他害行動では「Xa7:他者や公共のものを壊す」84人(27.9%)、「Xa6:相手に暴力をふるう」82人(27.2%)、「Xa5:相手を言葉でののしり攻撃する」59人(19.6%)で、次いで「Xa8:相手を無視する」41人(13.6%)の順であった。

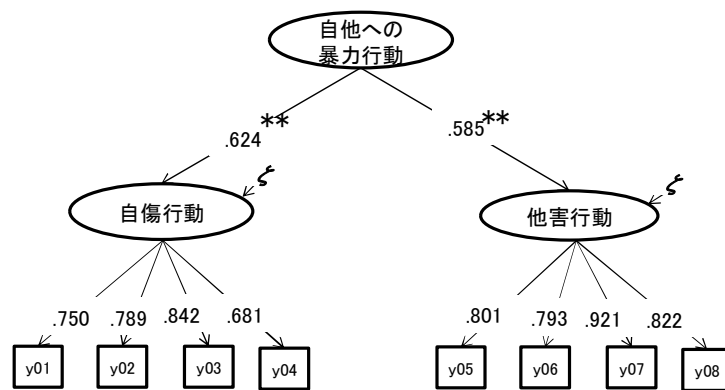
表 2. 自他への暴力に関する項目の回答分布

項目	n=301 単位:人(%)					
	しない	めったにしない	時々する	よくする	かなりする	しない以外の合計
xa1 自分のからだをつねる	103 (34.2)	82 (27.2)	67 (22.3)	19 (6.3)	30 (10.0)	198 (65.8)
xa2 自分の髪の毛や皮膚をかきむしる	191 (63.5)	65 (21.6)	36 (12.0)	5 (1.7)	4 (1.3)	110 (36.5)
xa3 自分のからだや壁をなぐる	223 (74.1)	56 (18.6)	17 (5.6)	3 (1.0)	2 (0.7)	78 (25.9)
xa4 自分の皮膚をシャープペンなど尖ったもので刺す	130 (43.2)	75 (24.9)	50 (16.6)	24 (8.0)	22 (7.3)	171 (56.8)
xa5 相手を言葉でののしり攻撃する	242 (80.4)	30 (10.0)	17 (5.6)	8 (2.7)	4 (1.3)	59 (19.6)
xa6 相手に暴力をふるう	219 (72.8)	36 (12.0)	26 (8.6)	12 (4.0)	8 (2.7)	82 (27.2)
xa7 他者や公共のものを壊す	217 (72.1)	36 (12.0)	30 (10.0)	12 (4.0)	6 (2.0)	84 (27.9)
xa8 相手を無視する	260 (86.4)	20 (6.6)	11 (3.7)	6 (2.0)	4 (1.3)	41 (13.6)

### 3. 自他への暴力行動測定尺度の因子構造からみた構成概念妥当性の検討

統計解析の結果「自傷行動」(4項目)、「他害行動」(4項目)を第一次因子、「自他への暴力行動」を第二次因子とする2因子二次因子モデルのデータに対する適合度はCFI=0.967, RMSEA=0.088であった。また、このときの第二次因子から第一次因子に対するパス係数、第一次因子から観測変数へのパス係数はいずれも正值であって「他害行動」は0.793-0.921, 「自傷行動」は0.681-0.842の範囲にあった。なお、標準化推定値(パス係数)の有意性はすべて1.96(5%有意水準)以上であった(図1)。また、 $\omega$ 信頼性係数は本尺度8項目では $\omega=0.818$ , 下位因子ごとにみると「自傷行動」4項目では $\omega=0.882$ , 「他害行動」4項目では $\omega=0.772$ であった。

暴力行動全8項目で測定された総合得点は、平均値6.66点、標準偏差6.24、範囲0-32点であった。因子別の得点分布は「自傷行動」4項目の平均値が3.33点、標準偏差3.12、範囲0-16点、「他害行動」4項目の平均値が1.63点、標準偏差2.70、範囲0-16点であった。



(推定法: WLSMV)

$n=301$ ,  $\chi^2=76.78$ ,  $df=19$ ,  $CFI=0.967$ ,  $RMSEA=0.088$   $\omega=0.818$

※実線は有意な関連性を示す。\*\*\* $p<.001$   $\zeta$ は攪乱変数を表す

※図の煩雑化を避けるために誤差変数と内生的な潜在変数によって観測される観測変数、統制変数間および誤差変数間の相関は省略した

図1. 自他への暴力行動尺度の構成概念妥当性

#### 第4節 考察

本研究は自他への暴力行動に対する予防的介入指針を得ることをねらいとして、因子構造の側面からみた構成概念妥当性ならびに内的整合性の側面からみた信頼性の検討を基礎に、自他への暴力行動に関する測定尺度の開発を目的として行なった。

高校生の時期は様々な葛藤の中で、自らの生き方を模索し、自立した大人となるための移行時期でもある。生物学的な発達の中で性衝動や感情を統制することに関わる葛藤も多く、成人以降の情緒的問題や行動障害が出現する時期である。本研究において自傷行動および他害行動を何らかの形で「する」としたものは、自傷行動では25.9%から65.8%、他害行動では13.6%から27.9%を占めており、項目によっては約半数の生徒が何らかの自傷行動・他害行動を行っており、心身の健康への影響が危惧される状況であることが明らかとなった。この結果は平成26年度に約4,000人の高校生を対象として実施された激しい怒りに対する対処行動調査における自傷行動、他害行動を選択する頻度と概ね一致していた<sup>1)</sup>。つまり、現状の取り組みでは、生徒の自他への暴力行為の予防が十分であるとは言い切れず、一層の環境整備が必要であると考えられる。特に、自傷行動は他害行動と比較して経験率が高いことが示されている。一方で「疾風怒涛の時代」と称されるように、精神的、肉体的変化が同時に押し寄せ、些細な刺激に過剰反応したり抑えきれない衝動に襲われるなど、多感で繊細な時期にある。しかし、他方で成長発達の過程にあり、適切なコーピングの未熟さや知識の不足、友人関係の構築段階であること、学業への不安が高いことなどを勘案するならば感情統制能力の不足が生じていることが考えられる。自傷行動と他害行動は関連性があり<sup>8)9)</sup>、これらの行動は、自殺の危険因子として挙げられている。平成27年度の15～19歳の死亡原因のなかで自殺の死亡順位は1位である<sup>10)</sup>ことから、本研究で高校生における自他への暴力に関する項目を整理し、暴力行動のリスクを判別しうる尺度を開発したことは意義のあることであると言えよう。今後、感情統制に関わる介入プログラムの開発等早急な対応が求められるといえる。

ところで、心理測定は直接物理的な測定をすることが困難であるため、測定尺度は高い妥当性と信頼性を兼ね備えていることが重要である。また、目的とした概念

を安定して測定できることは概念間の関係性を実証的に検討する上で必須な要件である。本研究で検討した構成概念妥当性は、基準関連妥当性と内容的妥当性を含む上位概念であり、高い妥当性を持つ心理尺度は必然的に高い信頼性を兼ね備えているとされる<sup>11)</sup>。そこで、構造方程式モデリングを用いて、尺度の構成概念妥当性を検討した。構造方程式モデリングは予め仮定した因果関係のデータへの適合性を検討する最適な統計手法である<sup>12)</sup>。下位因子である「自傷行動」「他害行動」は、先行研究において相互に関連性が認められている<sup>8)9)</sup>ことから、「自傷行動」「他害行動」の2因子を第一次因子、「自他への暴力行動」を第二次因子とする二次因子モデルを推定し、モデルのデータへの適合度を検討した。その結果、CFI=0.967、RMSEA=0.088が得られた。CFIは一般的に0.9以上、RMSEAは1.0以下であればモデルがデータに適合していると判断される<sup>5)6)</sup>。よって、8項目2因子で構成される測定尺度は統計学的に概ね良好であり、尺度の妥当性が支持されたと判断した。つまり、自他への暴力行動の8項目は、「自傷行動」「他害行動」の2因子から構成され、数量的な加算性の裏付けを得たといえよう。また、信頼性の検討には $\omega$ 信頼性係数を算出したが、0.818と概ね許容できる数値であった。加えて、データがカテゴリカルであること、項目数増加に伴う影響を受けないことを考慮するなら $\omega$ 信頼性係数の選択は適切であったといえよう。分析では観測変数が順序尺度であることから、パラメーターの推定にはWLSMVを採用した。WLSMVはデータの分布に合わせて標準誤差を補正する頑健性のある重み付け最少二乗法であり、サンプルサイズや観測変数の数、潜在変数の正規性にかかわらず安定して正しい推定値を出力すること<sup>13)</sup>が保証される。加えて、構造方程式モデルを用いた解析には通常200サンプル程度を満たす必要があるとされており<sup>14)</sup>、分析手法、サンプル数においても適切であったといえる。

本研究では自他への暴力行動を「自傷行動」と「他害行動」の2側面から把握する測定尺度の開発を行なった。本研究で開発した自他への暴力行動尺度は因子構造の側面からみた構成概念妥当性と内的整合性(信頼性)を兼ね備えた測定尺度であることが明らかとなった。本尺度は高校生における自他への暴力行動に対する予防的介入の効果測定をする上で有益な尺度であることが推察された。今後は、調査対象を広げるとともに結果の交差妥当性の検討や自他への暴力行動との関連要

因を明らかにすることも課題である。

## 第5節 小括

1. 「自傷行動」(4項目)「他害行動」(4項目)を一次因子,「自他への暴力行動」を二次因子とする自他への暴力行動尺度の因子的側面からみた構成概念妥当性および信頼性が支持された。
2. 本尺度は高校生の自己評価や介入評価をする上で有益な指標として活用できることが示唆された。

## 文献

- 1) 石田実知子. 高校生における怒りに起因する自傷と他害および援護要請の関連及び性差. *インターナショナル nursing care research*. 2015 ; 14(1) ; 11-20.
- 2) 松本俊彦. 自傷行為の理解と援助:「故意に自分の健康を害する」若者たち. 日本評論社. 2009. 東京.
- 3) 石光美紀. 自傷・他害の欲求と経験に関する臨床心理学的研究. *大阪大学教育学年報*. 2001 ; 6 : 301-312.
- 4) 豊田秀樹. 共分散構造分析の下位モデルとその適用例. *教育心理学研究*. 1991 ; 39(4) : 467-478.
- 5) 小塩真司. (2008). はじめての共分散構造分析: Amos によるパス解析. 東京図書. 2008. 東京.
- 6) 山本嘉一郎, 小野寺孝義. Amos による共分散構造分析と解析事例. ナカニシヤ出版. 1996. 京都.
- 7) McDonald, R. P. (2013). *Test theory: A unified treatment*. psychology press. 2013. United Kingdom.
- 8) Hillbrand, M, Krystal, J. H, Sharpe, K. S, Foster, H. G. Clinical predictors of self-mutilation in hospitalized forensic patients. *Journal of Nervous and Mental Disease*. 1994 ; 182 : 9-13.
- 9) Walsh BW. *Treating self-injury: A practical guide*. Guilford Press. 2005. New York.

- 10) 厚生労働省政策統括官（統計・情報政策担当）. 平成 29（2017）年，我が国の人口動態－平成 27（2015）年までの動向－[Internet]. [2017 年 8 月 19 日 検索] URL: <http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/81-1a2.pdf>.
- 11) 岡田謙介. 心理学と心理測定における信頼性について. 教育心理学年. 2015 ; 54 : 71-83.
- 12) 村上宣寛. 心理尺度のつくり方. 北大路書房. 2006. 京都.
- 13) 古谷野亘. PGC モラール スケールの構造-最近の改定作業がもたらしたものの. 社会老年学. 1989 ; 29 : 64-74.
- 14) 小杉考司, 清水裕士. M-plus と R による構造方程式モデリング入門. 北大路書房. 2014. 京都.



## 第5章 高校生の自他への暴力行動に対する レジリエンスと反すうおよび怒りとの関連（第Ⅲ段階）

### 第1節 目的

自他への暴力行動に対するレジリエンスとネガティブな反すうおよび怒りとの関連について検討することを目的とした。

### 第2節 研究方法

#### 1. 研究デザイン

研究デザインは、無記名自記式質問紙による横断的調査研究とした。

#### 2. 用語の定義

反すう：反すうとは、物事を何度も繰り返し考え続けることであり、原因として何らかの目的が阻害されたにも関わらず解決策が見つからない場合、目的そのものや感じた感情について考えることである<sup>1)</sup>。反すうする内容によりポジティブな反すうとネガティブな反すうに大別でき、本研究ではネガティブな反すうに着目した。ネガティブな反すうは、受動的に自身の失敗や嫌な事について考え込むことである<sup>2)</sup>。

#### 3. 調査対象

調査の抽出法は、調査時および調査後の生徒の反応に柔軟に対応することが求められるため、機縁法を採用する必要があった。そのため、筆者のネットワークを通じた高等学校に調査の依頼をした。結果、学校長および各学年の学年主任から調査協力が得られた調査協力が得られた A 県内全日制普通科高等学校に通学する G 校 1 校の高校生 1～3 年生 327 名を対象に自記式質問紙調査を実施した。

#### 4. 調査実施期間

調査は 2017（平成 29）年 5 月から 6 月に実施した。

#### 5. 調査内容

調査内容は基本属性（性別、学年）、レジリエンス、ネガティブな反すう、怒り、自他への暴力行動で構成した。

### 1) レジリエンス

レジリエンス尺度<sup>3)</sup>を用いた。この尺度は「関係構築力」「克服力」「突破力」の3因子9項目で評価する5件法のリッカート尺度である。回答は「まったくあてはまらない：0点」「あまりあてはまらない：1点」「どちらともいえない：2点」「ややあてはまる：3点」「よくあてはまる：4点」の5件法とし、得点が高くなるほどレジリエンスの頻度が高くなるよう得点化した。ω信頼性係数は0.843であった。

### 2) 反すう

ネガティブな反すう尺度<sup>2)</sup>を用いた。この尺度は「ネガティブな反すう傾向」、「ネガティブな反すうのコントロール」の2因子14項目で構成されている6件法リッカート尺度であり、本研究ではネガティブな反すうの持続傾向を測定する“ネガティブな反すう傾向”のみを使用した。合計点が高いほど「ネガティブな反すう傾向」の傾向が強いことを表わしている。ω信頼性係数は0.887であった。

### 3) 怒り

日本語版POMS短縮版<sup>4)</sup>を用いた。POMSは置かれた条件で変化する一時的な気分・感情の測定が可能である。緊張-不安、抑うつ-落ち込み、怒り-敵意、活気、疲労、混乱の6下位尺度30項目で構成されている6件法リッカート尺度である。本研究では怒り-敵意のみを使用した。合計得点が高いほど怒り-敵意が強いことを表している。ω信頼性係数は0.828であった。

### 4) 自他への暴力行動

思春期用自他への暴力行動尺度<sup>5)</sup>を用いた。この尺度は「自傷行動」「他害行動」の2因子各4項目で評価する5件法のリッカート尺度である。合計点が高いほど、自他への暴力行動が強いことを表わしている。ω信頼性係数は0.860であった。

## 6. 統計解析

レジリエンス、ネガティブな反すう、怒り、自他への暴力行動の因果関係モデル(図1)を基に、そのデータに対する適合性と変数間の関連性を構造方程式モデリングで検討した。なお、モデルには人口学的要因による影響を取り取り除くことで

母集団に対し、より普遍的な関連性を明らかにできることから性別・年齢を統制変数として因果関係モデルに投入した。具体的には性別（0=男性 1=女性）および学年がレジリエンス、反すう、怒り、自他への暴力精神的健康に影響する因果関係モデルとした。レジリエンス、ネガティブな反すう、怒り、自他への暴力行動との関連におけるデータに対する適合性の判定には、適合度指標である Comparative Fit Index (CFI) と Root Mean Squares Error of Approximation (RMSEA) を採用し、パラメーターの推定には順序尺度の推定法である重み付け最小二乗法の拡張法 Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted (WLSMV)<sup>6)</sup>を用い、推定されたパス係数の有意性は有意水準 5%を統計学的に有意と判断した。一般的に CFI は 0.90 以上 1 に近いほど<sup>7)</sup>、RMSEA は 0.05 よりも小さければ、仮説モデルは妥当であると判断されている<sup>8)</sup>。統計解析は Mplus 7.2 を使用した。

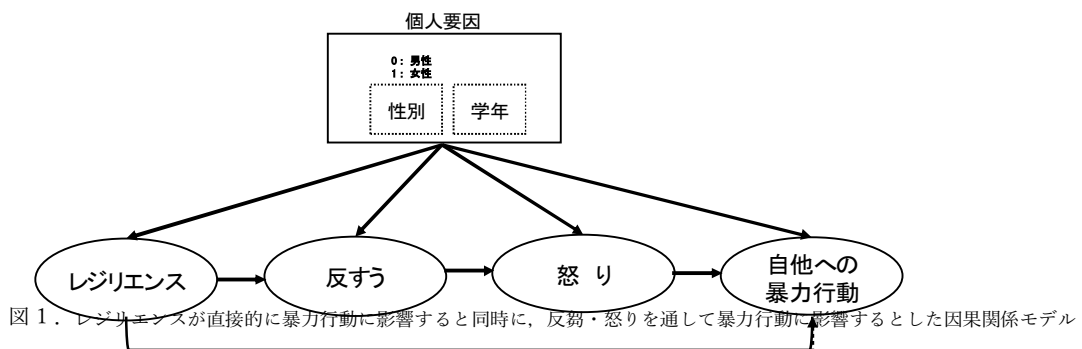


図 1. レジリエンスが直接的に暴力行動に影響すると同時に、反弱・怒りを通して暴力行動に影響するとした因果関係モデル

### 第 3 節 結果

#### 1. 分析対象者の属性分布

327 名分の調査票配布数に対し、316 名より回答を得、回収率は 96.6%であった。回収された調査票のうち、無記入および無効回答と判断された項目が 1 項目でもあった記入ミスは、分析から削除した。最終的に有効回答票は 280 部（有効回答率 85.6%）であった。性別の内訳は、男性が 176 名（62.9%）、女性が 104 名（37.1%）であり、1 年生 88 名（31.4%）、2 年生 87 名（31.1%）、3 年生 105 名（37.5%）であった（表 1）。

表1. 分析対象者の属性分布

n=280 単位:人(%)		
性別	男性	176 ( 62.9 )
	女性	104 ( 37.1 )
学年	1年生	88 ( 31.4 )
	2年生	87 ( 31.1 )
	3年生	105 ( 37.5 )

## 2. 自他への暴力行動に対するレジリエンスと反すうおよび怒りとの関連

各尺度の記述統計については、表2～5に示した。レジリエンス尺度、ネガティブな反すう尺度（ネガティブな反すう傾向）、POMS（怒り-敵意）、自他への暴力行動尺度の4つの尺度を用いてレジリエンスが直接的に自他への暴力行動に影響すると同時に、ネガティブな反すう、怒りを通して自他への暴力行動に影響するとした因果関係モデルを仮定し、そのモデルの適合性と変数間の関連性について構造方程式モデリングを用いて解析した。モデルの妥当性を仮定した因果関係モデルのデータへの適合度指標を確認したところ、CFIは0.980、RMSEAは0.043（図2）であり、統計学的許容水準を満たしていた。また、本分析モデルにおける自他への暴力行動に対する寄与率（分析モデルに対し構成要素となるレジリエンス、ネガティブな反すうなどの各潜在変数がどの程度影響を与えているかを示す指標）は82.9%であった。変数間の関連性に着目すると、レジリエンスとネガティブな反すう（ $\beta = -.581, P < .001$ ）および自他への暴力行動（ $\beta = -.356, P < .001$ ）間に統計学的に有意な負の関連性が認められた。一方でネガティブな反すうと怒り（ $\beta = .411, P < .001$ ）、怒りと自他への暴力行動（ $\beta = .727, P < .001$ ）間は統計学的に有意な正の関連性が認められた。なお、統制変数のうち性別のみ有意な関連性が認められ、男性に比べ女性はレジリエンスと正（ $\beta = .156, P < .001$ ）の、自他への暴力行動と負（ $\beta = -.193, P < .001$ ）の関連性が認められたが、いずれもパス係数は小さかった。

表2. レジリエンスに関する項目の回答分布

項目番号	項目	回答カテゴリ					n=280 単位:人(%)	
		まったくあてはまらない	あまりあてはまらない	どちらともいえない	ややあてはまる	よくあてはまる	平均値	標準偏差
<b>関係構築力</b>								
Xa1	昔から、人との関係をとるのが上手だ	20 ( 7.1 )	52 ( 18.6 )	88 ( 31.4 )	68 ( 24.3 )	52 ( 18.6 )	3.29	1.18
Xa2	自分から人と親しくなることが得意だ	27 ( 9.6 )	57 ( 20.4 )	84 ( 30.0 )	56 ( 20.0 )	56 ( 20.0 )	3.20	1.25
Xa3	交友関係が広く、社会的である	27 ( 9.6 )	47 ( 16.8 )	87 ( 31.1 )	67 ( 23.9 )	52 ( 18.6 )	3.25	1.22
<b>克服力</b>								
Xa4	つらいことでも我慢できるほうだ	14 ( 5.0 )	28 ( 10.0 )	75 ( 26.8 )	114 ( 40.7 )	49 ( 17.5 )	3.56	1.05
Xa5	努力することを大事にする方だ	13 ( 4.6 )	35 ( 12.5 )	87 ( 31.1 )	90 ( 32.1 )	55 ( 19.6 )	3.50	1.08
Xa6	決めたことを最後までやり通すことができる	21 ( 7.5 )	43 ( 15.4 )	97 ( 34.6 )	71 ( 25.4 )	48 ( 17.1 )	3.29	1.15
<b>突破力</b>								
Xa7	嫌な出来事があったとき、今の経験から得られるものを探す	18 ( 6.4 )	54 ( 19.3 )	89 ( 31.8 )	68 ( 24.3 )	51 ( 18.2 )	3.29	1.16
Xa8	嫌な出来事があったとき、その問題を解決するために情報を集める	19 ( 6.8 )	48 ( 17.1 )	77 ( 27.5 )	87 ( 31.1 )	49 ( 17.5 )	3.35	1.16
Xa9	嫌な出来事が、どんな風に自分の気持ちに影響するかを理解している	21 ( 7.5 )	37 ( 13.2 )	96 ( 34.3 )	70 ( 25.0 )	56 ( 20.0 )	3.37	1.16

※高得点はレジリエンスが高いことを表し、回答形式は5件法（「まったくあてはまらない：0点」～「よくあてはまる：4点」）である

表3. ネガティブな反すうに関する項目の回答分布

項目番号	項目	回答カテゴリ					n=280 単位:人(%)		
		あてはまる	ややあてはまる	どちらかという あてはまる	どちらかという あてはまらない	あまりあてはまらない	あてはまらない	平均値	標準偏差
Xb1	同じ嫌なことを何度も繰り返し考える傾向がある	46 ( 16.4 )	42 ( 15.0 )	49 ( 17.5 )	74 ( 26.4 )	34 ( 12.1 )	35 ( 12.5 )	3.4	1.59
Xb2	一度嫌なことを考え始めると、そればかりを途切れなく考え続ける方だ	40 ( 14.3 )	44 ( 15.7 )	65 ( 23.2 )	66 ( 23.6 )	41 ( 14.6 )	24 ( 8.6 )	3.34	1.49
Xb3	何日の間、嫌なことを考えるのに没頭することがある	103 ( 36.8 )	51 ( 18.2 )	58 ( 20.7 )	40 ( 14.3 )	13 ( 4.6 )	15 ( 5.4 )	2.48	1.49
Xb4	嫌なことがあると、そのことが一日の内に何度も頭に浮かぶことがあるが、長い間考え続けることはあまりない*	43 ( 15.4 )	38 ( 13.6 )	69 ( 24.6 )	67 ( 23.9 )	41 ( 14.6 )	22 ( 7.9 )	3.01	1.45
Xb5	しばしば、嫌なことを途切れなく考え続けることがある	60 ( 21.4 )	38 ( 13.6 )	76 ( 27.1 )	66 ( 23.6 )	24 ( 8.6 )	16 ( 5.7 )	3.01	1.45
Xb6	嫌なことを30分以上途切れなく考え続けることがある	102 ( 36.4 )	63 ( 22.5 )	60 ( 21.4 )	28 ( 10.0 )	12 ( 4.3 )	15 ( 5.4 )	2.39	1.44
Xb7	一日中ずっと、嫌なことを考え続けることがある	134 ( 47.9 )	50 ( 17.9 )	47 ( 16.8 )	28 ( 10.0 )	12 ( 4.3 )	9 ( 3.2 )	2.15	1.39

\*逆転項目(処理済)

※高得点はネガティブな反すうが高いことを表し、回答形式は6件法（「あてはまらない：1点」～「あてはまる：6点」）である

表4. 気分(怒り-敵意)に関する項目の回答分布

項目番号	項目	回答カテゴリ					n=280 単位:人(%)	
		まったくなかった	すこしあった	まあまああった	かなりあった	非常に多くあった	平均値	標準偏差
Xc1	怒る	91 ( 32.5 )	87 ( 31.1 )	73 ( 26.1 )	16 ( 5.7 )	13 ( 4.6 )	1.19	1.10
Xc2	ふきげんだ	100 ( 35.7 )	76 ( 27.1 )	70 ( 25.0 )	22 ( 7.9 )	12 ( 4.3 )	1.18	1.13
Xc3	めいやくをかけられて困る	155 ( 55.4 )	63 ( 22.5 )	38 ( 13.6 )	13 ( 4.6 )	11 ( 3.9 )	0.79	1.09
Xc4	はげしい怒りを感じる	170 ( 60.7 )	55 ( 19.6 )	27 ( 9.6 )	11 ( 3.9 )	17 ( 6.1 )	0.75	1.16
Xc5	すぐかっとなる	158 ( 56.4 )	56 ( 20.0 )	37 ( 13.2 )	20 ( 7.1 )	9 ( 3.2 )	0.81	1.11

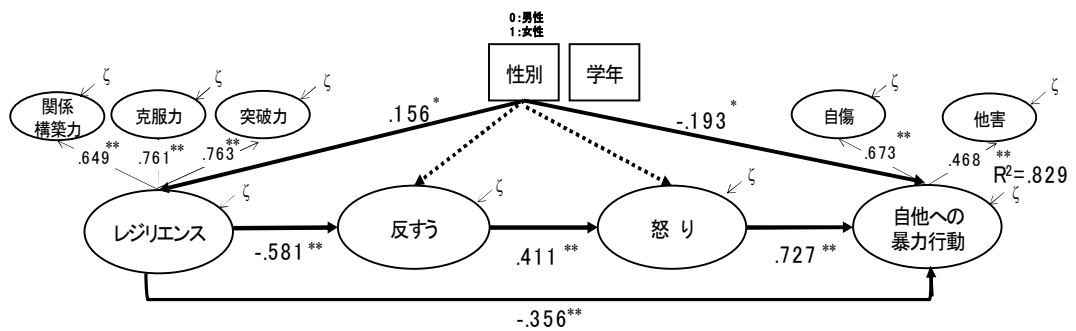
※高得点は怒り-敵意が高いことを表し、回答形式は5件法（「まったくなかった：0点」～「非常に多くあった：4点」）である

表5. 自他への暴力に関する項目の回答分布

N=280 単位:人(%)

項目	回答カテゴリ					平均値	標準偏差
	しない	めったにしない	時々する	よくする	かなりする		
<b>自傷行動</b>							
1 自分のからだをつねる	93 ( 33.2 )	78 ( 27.9 )	64 ( 22.9 )	18 ( 6.4 )	27 ( 9.6 )	2.31	1.26
2 自分の髪の毛や皮膚をかきむしる	178 ( 63.6 )	62 ( 22.1 )	31 ( 11.1 )	5 ( 1.8 )	4 ( 1.4 )	1.55	0.87
3 自分のからだや壁を殴る	209 ( 74.6 )	50 ( 17.9 )	16 ( 5.7 )	3 ( 1.1 )	2 ( 0.7 )	1.35	0.70
4 自分の皮膚をシャーペンなど尖ったもので刺す	121 ( 43.2 )	69 ( 24.6 )	46 ( 16.4 )	24 ( 8.6 )	20 ( 7.1 )	2.12	1.26
<b>他害行動</b>							
5 相手をことばでのしり攻撃する	227 ( 81.1 )	26 ( 9.3 )	16 ( 5.7 )	7 ( 2.5 )	4 ( 1.4 )	1.34	0.81
6 相手に暴力をふるう	206 ( 73.6 )	31 ( 11.1 )	25 ( 8.9 )	11 ( 3.9 )	7 ( 2.5 )	1.51	0.98
7 他者や公共のものを壊す	203 ( 72.5 )	34 ( 12.1 )	26 ( 9.3 )	12 ( 4.3 )	5 ( 1.8 )	1.51	0.95
8 相手を無視する	243 ( 86.8 )	18 ( 6.4 )	10 ( 3.6 )	6 ( 2.1 )	3 ( 1.1 )	1.24	0.72

※高得点は自他への暴力が高いことを表し、回答形式は5件法(「しない:1点」～「かなりする:5点」)である



n=280,  $\chi^2=505.265$ ,  $df=334$ ,  $CFI=0.980$ ,  $RMSEA=0.043$  (推定法:WLSMV)

※実線は有意な関連性を示し、破線は非有意な関連性を示す。ζは観測変数を示す \* p<.05 \*\* p<.01  
 ※図の煩雑化を避けるために誤差変数と内生的な潜在変数によって観測される観測変数、統制変数間、潜在変数間および誤差変数間の相関は省略した。

図2. 高校生におけるレジリエンス, 反すう, 怒り, 自他への暴力行動の関連

#### 第4節 考察

本研究は高校生の自他への暴力行動の予防的介入に関する知見を得ることをねらいとして、自他への暴力行動に対するレジリエンスとネガティブな反すうおよび怒りとの関連について検討することを目的とした。

統計解析において、構造方程式モデリングを解析手法として用いた。構造方程式モデリングは仮説として提案した変数間の関係性をモデル化し、その妥当性を適合度指標によって因子構造や因果関係のモデルの適切さを検証するという点において非常に有用な統計分析ツールである<sup>9)</sup>。さらに、構成概念間の関係のみに着目するならば、レジリエンスやネガティブな反すうなど構成概念同士の因果関係について、その測定誤差を取り除いた上で真の構成概念間の関係を検証することができる点にある<sup>10)</sup>。以上のことから、解析手法として構造方程式モデリングを

採用したことは適切であったといえよう。また、本調査では集計データとして 280 サンプルが確保できた。構造方程式モデルを用いた解析には通常 200 サンプル程度を満たす必要があるとされている<sup>10)</sup>が、本調査ではそれを満たすことができたことは評価できると考える。加えて、本分析モデルにおける寄与率は、82.9%で高値であったことから、予測を裏付けるのに十分な影響力が備わっているモデルであると考えられる。以下、本研究で得られた知見について考察する。

変数間の関連性に着目すると、レジリエンスはネガティブに反すうすることに対して抑制的に作用し、間接的に自他への暴力行動に影響を与えることが明らかとなった。また、同時に直接的に自他への暴力行動に影響を与えることが明らかとなった。一方でレジリエンスからネガティブな反すうへのパス係数は、-0.581 と抑制的に働いているのに対し、ネガティブな反すうから怒りへのパス係数は 0.411 とネガティブな反すうにより怒りへの影響が高まり、さらに怒りから自他への暴力行動へのパス係数は 0.727 とかなり高くなっており、自他への暴力行動への影響が非常に強くなっていることが示された。このことはネガティブな反すうにより怒りが高まると自他への暴力行動という形で行動化する傾向が強いことが推察される。先行研究においてネガティブな反すうは、怒りと攻撃的行動を高め、維持することを増強させる<sup>11)</sup>ことが示されている。つまり、怒りの原因となった状況のみに起因するのではなく、ネガティブな反すうを介してその出来事や情動を再体験することで、現実ストレスが起きたかのように不適切な確信を強め<sup>12)</sup>、怒りが増幅していると考えられる。そのため、怒りが喚起される出来事を体験した直後のみならず、時間が経過した後も自傷行為や暴力行動を起こす危険性を内包しているともいえる。自傷行為は怒りなど強烈な不快感情の解放の目的で行われるが、通常人前で自傷行為が行なわれることはほとんどなく、自宅で夜間行われるケースが多いとされる<sup>13)</sup>。このことから時間をおいてネガティブな反すうすることにより強烈な怒りが喚起され、自傷行為に繋がっていることが推察される。また、ネガティブな反すう傾向が高い者は報復的な反応を計画する可能性がより高く<sup>14)</sup>、身体的攻撃や言語的攻撃と強い関連性を示す<sup>15)</sup>とされ、本研究の結果を裏付けるといえよう。

本研究における結果を概観し、高校生の自他への暴力行動に対する予防的介入

を考えるならば、レジリエンスは、ネガティブな反すうを抑制することや直接的に自他への暴力行動を低減することが示唆された。このことから、レジリエンス促進に向けた介入を行なっていくことで、自他への暴力行動予防に寄与できることが示唆された。レジリエンス促進を目的とした介入では、メタアナリシスにおいて認知行動療法をベースとしたマインドフルネスと混合介入が有効であることが示されている<sup>16)</sup>。レジリエンスは、否定的な状況から肯定的な状況に対して安定的にもつ回復力であり、感情を調節し、考えや時間概念等をポジティブに考え、それを行動に表していく資質である。そのため、認知を柔軟にポジティブに変容し、新しい行動パターンを既存の行動レパートリーに獲得させ、感情を調節する力を育てることに繋がるとされる<sup>17)</sup>。そのため、怒りから自他への暴力行動への極めて高い関連性を鑑みるならば、レジリエンスを高める介入により怒り感情の統制が期待できる。そして、レジリエンス促進に向けた介入は自傷行為や暴力行動そのものに焦点をあてたものではないため、これらの引き金となった強烈な怒り、不安といった情動<sup>2)</sup>や感覚記憶などのフラッシュバックを伴いにくい。また、自傷行為の他の生徒への伝染性<sup>18)</sup>に対しても特別な配慮が必要ないことから、学校教育の中でレジリエンス促進に向けた教育は、通常の集団教育の中で安全に実施できるといえる。さらに、レジリエンス促進に向けた介入は、自傷念慮者のみならず現在は自傷行為や暴力行動のリスクのない生徒についても、高校生特有の心理特性を背景としたストレスから引き起こされるストレス反応に対し、対症療法的な対処ではなく、一次予防的役割を果たすと推察される。日本においては、高校生を対象としたレジリエンス教育は散見されるにとどまっているが、今後教育現場の実情に合わせた実証的根拠に基づく高校生のレジリエンスの育成に向けて、健康教育を行なっていくことが急がれる。具体的には、レジリエンスの要素となる「関係構築力」「克服力」「突破力」の各能力を高めていくことが望まれる。「関係構築力」向上に向けては、ソーシャルスキル・トレーニングや友人同士によるピア・サポート向上に向けた取り組み、「克服力」向上に向けては生徒個々のストレングスに着目した支援が望まれよう<sup>3)</sup>。「突破力」については、嫌な出来事に対して分析し、柔軟に解決に向け切り開いていくために事実に対して与えている意味づけを変え、異なる見方でとらえ直すなど認知の変容を図ることも有効であると思われる。特に先



行研究<sup>19)</sup>により「関係構築力」「克服力」は精神的健康と関連性が高いことからレジリエンス促進の効果が望まれる。

## 第5節 小括

1. レジリエンスは、反すうを低減させると同時に直接的に自他への暴力行動を低減させることが明らかとなった。また、反すうは怒りを介して自他への暴力行動に強い影響を与えていることが示された。
2. レジリエンス促進に向けた介入を行なっていくことで、自他への暴力行動予防に寄与できることが示唆された。

## 文献

- 1) 小塩真司, 中谷素之, 金子一史. ネガティブな出来事からの立ち直りを導く心理的特性-精神的回復力尺度の作成. カウンセリング研究. 2002 ; 35(1) : 57-65.
- 2) Masten AS, Best KM, Garmezy N. Resilience and development: Contributions from the study of children who overcome adversity. *Development and psychopathology*. 1990 ; 2(4) : 425-444.
- 3) 綿谷日香莉, 石津憲一郎. ネガティブな反すうと自尊感情および自尊感情の変動性との関連. 人間発達科学研究実践総合センター紀要. 2014 ; 9 : 125-131.
- 4) Huang L, Mossige S. Resilience in young people living with violence and self-harm: evidence from a Norwegian national youth survey. *Psychology research and behavior management*. 2015 ; 8 : 231-238.
- 5) Ishida M, Dei R, Kunikata H, Imura W, Watanabe M, Nakajima K. Development of the Anger Coping Behaviors Style Scale for High School Students. *Kawasaki Journal of Medical Welfare*. 2017 ; 23(1) : 1 - 9.
- 6) JS Uleman, JA Bargh(Eds). Martin LL, Tesser A. Toward, a motivational and structural theory of ruminative thought, New York, Guilford Press, 1989 ; 306-326.
- 7) 伊藤拓, 上里一郎. ネガティブな反すう尺度の作成およびうつ状態との関連

- 性の検討. カウンセリング研究. 2001 ; 34(1) : 31-42.
- 8) 石田実知子, 井村亘, 渡邊真紀. 高校生のレジリエンスと精神的健康の関連. 学校保健研究. 2017 ; 59 : 333-340.
- 9) 横山和仁. POMS 短縮版 手引きと事例解説.金子書房. 2005. 東京.
- 10) 石田実知子, 江口実希, 國方弘子. 思春期用自他への暴力行動尺度の開発. 社会医学研究, 2018 ; 35(2) : 13-19.
- 11) 小杉考司, 清水裕士. M-plus と R による構造方程式モデリング入門. 北大路書房. 2014. 京都.
- 12) 小塩真司.初めての共分散構造分析: Amos によるパス解析. 2008. 東京書籍. 東京.
- 13) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (Amos 編). 東京書籍. 2007. 東京.
- 14) 今野勝幸. 構造方程式モデリング—モデルの構築と再検討. 外国語教育メディア学会 2012 年度報告論集. 2012 : 68-74.
- 15) 豊田秀樹. 共分散構造分析 (疑問編) . 東京書籍. 2011.東京.
- 16) Peled M, Moretti MM. Ruminating on rumination: Are rumination on anger and sadness differentially related to aggression and depressed mood?. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2010 ; 32(1) : 108-117.
- 17) 渡辺弥生. 自尊感情とレジリエンスを育てる. 教育と医学, 2014 ; 62(1) : 12-21.
- 18) Hawton K, Bergen H, Cooper J, Turnbull P, Waters K, Ness J, Kapur N. Suicide following self-harm: findings from the multicentre study of self-harm in England, 2000–2012. Journal of Affective Disorders. 2015 ; 175 : 147-151.
- 19) 石田実知子, 井村亘, 渡邊真紀. 高校生のレジリエンスと精神的健康の関連. 学校保健研究. 2017 ; 59 : 333-340.

## 第6章 総括

### 第1節 研究のまとめ

本学位論文は、自傷行為や暴力行動を低減させるレジリエンスに着目し、高校生の自他への暴力行動に対するレジリエンスを促進する予防的介入方法の開発を行うことを目的とした。

その結果、高校生の自他への暴力行動予防に向けたレジリエンスを促進する介入に向け、1年次の早期の段階から介入すること、妥当性・信頼性の確認されたレジリエンス尺度および自他への暴力行動尺度を用いて介入評価を行うこと、レジリエンス促進に向け「関係構築力」「克服力」の強化に向けた介入を行うことの有用性が実証的に明らかとなった。

### 第2節 研究の意義

第一に、これまで明らかにされてこなかった高校生の自傷行為の経験について縦断的検討を行い個人および集団の発達的变化について明らかにし、自傷行為の予防に向けた最適な介入時期の特定に繋がったことである。

第二に、レジリエンスを「関係構築力」「克服力」「突破力」の側面から、自他への暴力行動を「自傷行動」「他害行動」の側面から客観的評価を可能としたことが挙げられる。特にレジリエンス尺度は、性別の影響を受けることのない尺度である。そのため、スコアから個々の生徒の持つレジリエンスの傾向やパターンを短時間で伸ばすべき能力を的確に把握することができ、レジリエンス教育を実施するにあたり教育現場で有用に活用しうる評価指標であるといえよう。さらに、「レジリエンス尺度」「自他への暴力行動尺度」は、本尺度を用いて因果関係を検討することにより、高校生のレジリエンスや自他への暴力行動の頻度に影響を与える背景要因、逆にレジリエンスや自他への暴力行動の頻度が諸変数に影響を与える要因にどのようなものがあるか等の解明にとって有益な情報をもたらすことが期待できる。

第三に、構築したレジリエンスと精神的健康の因果関係モデル、自他への暴力行動に対するレジリエンスの因果関係モデルを基礎に、自他への暴力行動予防にお

いてレジリエンスの促進に向けた介入が可能となったことが挙げられる。特にレジリエンスの自他への暴力行動に対する因果関係モデルにおける寄与率は 82.9%と高値であった。このことは、レジリエンス促進に向けた介入が自他への暴力行動の抑制に対して有効性の高いことを示している。因果関係モデルは介入方法の開発にあたり、理論的基盤となる重要な部分であるため、本研究により今後の自他への暴力行動に対する支援策の検討において意義深い示唆を与えたと考える。

### 第3節 研究の限界と課題

本論文の対象者はランダムサンプリングではなく、研究協力の承諾が得られた地域の普通科の生徒のみであり、男女比が日本の高校生とは異なること、女性において有効回答率が低いことが挙げられる。また、因果関係モデルの設定にあたっては、未測定の交絡因子の影響を排除できていない可能性があること、加えて、研究1の縦断調査において、欠損データが全データの56%を占めることが挙げられ、結果の一般化には注意を要する。今後、さまざまな地域、専門性といった幅広い対象校での調査を行うこと、さらには青少年における学校での欠席と自傷行為には関連性が見出されている<sup>1)</sup>ことから欠席者も含めた追跡調査や男女比較を行い性差の及ぼす影響についての検討を行うことが望まれる。加えて、複数校で調査を実施するにあたっては、学校行事など精神的健康への影響を最小限に留め、系統誤差からくるバイアスを最小限にすることが課題であり、詳細に検証を重ねていかなければならないものと思量する。

### 第4節 今後の展望

本研究の最終目標は、顕在的・潜在的な自傷行為者、暴力行動行為者のみならず現在これらのリスクのない生徒に対しても自他への暴力行動の予防を図ることである。そのためには、健康教育における介入効果を示すことが必要であると考えられる。本学位論文では介入に向け自傷行為と非常に関連の高い他害行動も含め自他への暴力行動予防に向けた介入方法を示した。今後は、介入プログラムを作成しその有用性を評価するための無作為化比較試験（RCT：Randomized Controlled Trial）を行なうことで、科学的根拠に基づいたプログラムを提供していくことが

望まれる。そして、介入効果の検証には構成概念妥当性が検証された尺度を用いて主観的評価を行うとともに、唾液によるアミラーゼ、コルチゾールなどの非侵襲的な客観的指標を用いた効果検証を合わせて実施することでよりエビデンスのある介入が可能となると考えられる。また、高校生を対象とした近年の研究の結果では、高校生が強い対人ストレスを感じている場合には、教員の「道具的サポート」が有効であり、レジリエンスの育成に対しては教員の「情緒的サポート」が有効であることが示されている<sup>2)3)</sup>。このため、教員や親も含めた生徒をとりまく支援者に対する研修プログラム等の開発も望まれる。さらに、自他への暴力行動はおおよそ中学生の時期から開始され高校生の時期にピークを迎えることから、中学・高校を通して自他への暴力行動の発達的变化を明らかにするとともに中学・高校との学校間連携や学校と精神保健専門職や機関とのスムーズな連携にむけた体制作りを行なっていくなど、包括的な支援に向けた取組が重要と思われる。これらにより、自他への暴力行動に対する予防、さらに自殺予防、健康の保持増進に資することにより社会に大きく貢献できるものと考えられる。

## 文献

- 1) Epstein S, Roberts E, Sedgwick R, Polling C, Finning K, Ford T, Downs J. School absenteeism as a risk factor for self-harm and suicidal ideation in children and adolescents: a systematic review and meta-analysis. *European child & adolescent psychiatry*. 2019 ; 1-20 : doi: org/10.1007/s00787-019-01327-3.
- 2) 井村亘, 渡邊真紀, 石田実知子. 高校生の自傷行為に対する教師サポートと対人ストレスの関連. *学校保健研究*. 2017 ; 59 : 347-353.
- 3) 井村亘, 石田実知子, 渡邊真紀. 高校生の精神的健康に対する教師サポートとレジリエンスの関連. *学校保健研究*. 2018 ; 60(2) : 114-119.

## 謝 辞

自傷行為や他害行動は心と身体を含めた「生命」を傷つけるという点で類似しており、いずれも社会において取り組むべき課題であるといえます。また、高校生の時期は精神科疾患の初発年齢であることが多いことから、精神保健に関わる者として支援への糸口を見つけないと漠然と生じた思いが自傷に関する研究を始めるきっかけとなりました。本研究を通して見えてきた実態を基に教育現場や精神保健の現場での取り組みへと発展できるよう、今後も研究を積み上げていきたいと考えております。

川崎医療福祉大学波川京子教授には、論文執筆の機会をいただくと同時に執筆過程において多くのご指導と温かい励ましを終始頂きました。また、富田早苗教授、若井和子教授には細部にわたりご指導賜り、多くのご示唆をいただきました。ここに深謝申し上げます。

本研究の実施にあたっては、研究対象としてフィールド開拓の際、ご尽力頂きました高等学校の校長先生、養護教諭の先生方、さらに教職員の皆様に心より感謝申し上げます。加えて、個人のプライバシーに深く関係するテーマでもあるにもかかわらず、貴重な回答をお寄せ下さった生徒の皆様、保護者の方々にもこの場をおかりして御礼と感謝を申し上げます。

最後になりましたが、香川県立保健医療大学の國方弘子教授には、研究活動を手探りで始めた頃より、研究に対する心構えを含め率直で的確なご指導を賜りました。また、玉野総合医療専門学校の井村巨先生、渡邊真紀先生には共同研究を行う中で多くの刺激と励ましをいただきました。皆様に厚く御礼を申し上げます。そして、精神的に支えてくださった職場、友人、家族に感謝を伝えたいと思います。