

高校生における親への援助希求行動の関連要因

タツセ タカシ アカサキ ユキコ
立瀬 剛志*1 赤崎 有紀子*4
セキネ ミチカズ ヤマダ マサアキ スズキ ミチオ
関根 道和*2 山田 正明*3 鈴木 道雄*5

目的 若者の自殺対策として援助希求行動が重要であるといわれており、若者のSOS教育が推進されている。一方、教育現場では、若者の成長課題として自己肯定要素の欠如が問題とされているが、自己肯定感情に伴う自己解決能力の高さは援助要請行動の阻害因子としても位置づけられる。そこで今回、高校生における親への相談行動を説明する因子を自己肯定感情との関連を踏まえ分析し、援助希求行動の促進の因子とその経路を検証した。

方法 2005年富山県の高校1年生に実施した第5回富山スタディのデータ5,874名を分析に用いた(男性2,846名、女性3,028名)。パス解析を用い、4つの健康指標と5つの社会指標の説明変数から親への相談因子と自己肯定感情因子へパスを想定し、関連を認めた因子を抽出した。また親への相談へのパス経路を直接的、かつ自己肯定感情を経由した効果を算出した。分析はパス解析を行い、パス図の適合度を検証した後、男女別に多母集団分析を実施し違いを比較した。

結果 親に相談しない者は1,050名(17.9%)であり、自分を嫌いと回答した者は2,346名(39.9%)であった。パス解析による適合度は十分な値を示し、関連パスは各因子から直接親への相談に関連したものと自己肯定感情を経由して寄与したものに分かれた。親への相談との直接的関連では、良いところを認めてくれる人がいるほど(標準化推定値 $\beta = 0.154$)、自己肯定感情が高いほど($\beta = 0.151$)親へ相談していた。またイライラの頻度が高いほど($\beta = 0.074$)、一方かんしゃくの頻度が少ないほど($\beta = -0.062$)親へ相談していた。自己肯定感情を経由して関連したものは、得意なことや楽しいことが関連し、良いところを認めてくれる人の存在も自己肯定感情を通して親への相談に関連した。男女別の分析でも全体での分析と同様の関連パスが有意差を示した。

結論 今回の結果は、自己肯定感情は援助希求行動を促進する重要な役割を示すことに加え、信頼できる友人や大人の存在が親への援助希求の促進に重要な役割を果たすことが示唆された。悩みを抱える若者がSOSを発するためには、自分を受け入れ肯定することに加え、認めてくれる他者の存在が重要となる。

キーワード 援助希求行動、自己肯定感情、相談相手、認めてくれる人、パス解析

I 緒 言

国は2016年の自殺対策基本法改正において、子ども・若者の自殺対策の推進を盛り込み、若

者のSOS(援助希求)行動への取り組みが重要であるとし、SOSの出し方に関する教育を少なくとも年に1回実施するなど、努力義務とされている¹⁾。児童生徒の自殺対策については辛い

*1 富山大学学術研究部疫学・健康政策学講座助教 *2 同教授 *3 同助教
*4 同大学学術研究部神経精神医学講座臨床心理士 *5 同教授

ときや苦しいときには助けを求めてもよいことを学ぶ教育も含まれており、援助希求の援助要請者側の心理教育の重要性が示されている¹⁾。

18-22歳の若者が死にたいと思った時の相談相手は両親や祖父母が最も多く、次いで友人、恋人、カウンセラーが相談相手になるという報告が存在する²⁾。またその報告²⁾では希死念慮の原因の多くは不登校、学校でのいじめや人間関係という学校における問題が挙げられている。高校生を扱った研究では、いじめによる希死念慮はより深刻になるほど、友人や家族には相談しにくくなるという結果があり³⁾、これは死にたいと告げることで身近な人に迷惑をかけてしまうことへの心理的抵抗が背景にあるとされる⁴⁾⁵⁾。また若者の一般的な悩みの相談相手は、中学生に対し高校生では親よりも友人に相談する傾向にある⁶⁾一方で、友人への援助希求は友情に損害が出る⁷⁾、相談内容が他者に漏れる心配⁸⁾、自己効力が低いと無能さを暴露することになる⁹⁾といった負の側面が指摘されている。実際友人に悩みを相談する内容については、進路や日常生活に対するもの、ボーイフレンドまたはガールフレンドに対する悩みといったあまり深刻さを伴わない相談で親より多い傾向にある¹⁰⁾。

他方、自殺対策で推進されている学校での援助希求教育では、援助希求の意図は増加するものの、必ずしも援助希求行動に結びつかないという報告が存在する¹¹⁾¹²⁾。さらにメンタルヘルスが低く深刻な悩みを抱えているほど援助希求は乏しいことも指摘され⁶⁾、希死念慮を伴うような深刻な悩みに対しては、悩みを開示し援助を求めするために、いざという時に助けてくれる大人の存在の認知が鍵となるといわれている¹³⁾。また自殺の危険が高いほど非専門家に相談する傾向は若者で顕著であるとされ¹⁴⁾、こうした背景から最も身近な相談できる大人として家族の重要性は明確であり、深刻な悩みの裏に想定される希死念慮や精神疾患に対し専門家につなぐ役割も考慮すると、親へ相談することへの心理的な抵抗の低さが援助希求行動の重要な促進要因と考えられる¹⁵⁾。

さらに大学生の研究では親との信頼関係が親

への相談を促進することがわかっている一方で、親から心理的に分離している若者ほど親への相談を行わず自分で解決する傾向も指摘されている⁵⁾。このように援助要請をしない背景に自己への問題解決能力の過大評価があると捉えられ、これらは自尊心などの自己肯定感と密接にかかわっているとされる¹⁶⁾。この自己肯定感の定義は、研究で様々であり定義が統一されていない¹⁷⁾ながらも、「自身に満足している」「長所がある」「自分が好き」など学校教育における重要な成長要素とされ、日本では諸外国に比べて低く¹⁸⁾、小学生に比べ中学生や高校生で低下することがわかっている¹⁹⁾。また自己肯定感は友人や教師からの評価に影響を受け²⁰⁾、また親からの愛情と関連すると報告されている²¹⁾。こうした対人関係によって育つ自己肯定感には自己に関する肯定的評価と捉えることができ、自己の有用感、有能感、効力感などを伴いながら自己の存在を認める肯定的感情として重要となる¹⁷⁾。その一方で自己の評価が高いことは問題解決能力の高さを伴い、援助希求行動の低下をもたらす可能性も考えられるが、こうした若者の肯定感情の関連を援助希求行動の促進という側面から評価した研究は見当たらない。そこで今回、相談行動を援助要請行動の一形態と捉え⁵⁾、親との心理的分離過程の中にある高校生を対象として、自己肯定感との関連を踏まえて親への相談行動の促進要因を検証した。

Ⅱ 方 法

(1) 対象者

対象者は、1989年4月2日～1990年4月1日に出生し、調査時に富山県に在住していた児童全員に対して実施した富山出生コホート研究（富山スタディ）の参加者10,100名である。調査は3年ごとに追跡調査を行い、3歳時、小学校1年次、小学校3年次、中学校1年次、高校1年次に子どもの生活習慣や社会環境と心身の健康との関係の把握を目的に実施された。本研究では2005年に第5回目の調査として実施した15-16歳の高校生1年次の生徒のうち回答を得

た6,235名（回収率61.7%）を対象とし、今回使用した変数に全回答した5,874名（男性2,846名、女性3,028名）のデータを使用した（最終解析率58.2%）。

（2）調査項目

アウトカム変数として使用した両親への相談行動は「お父さんやお母さんにいろんなことを相談しますか」という問いへの回答（「よくする」から「まったくしない」の4件法）に「まったくしない」と回答したものを親への相談なし群とした。また説明変数は、健康指標として「健康状態による活動制限」「イライラ」「かんしゃく」「登校拒否感情」の頻度に関する質問を、社会指標として「楽しいこと」「得意なこと」「良いところを認めてくれる人」「仲の良い友達」「過去1か月に助けてもらった経験（助けが必要な時にどの程度の助けがあったか）」の程度に関する質問を選択し、それぞれ4件法での回答を2～4区分に分類して分析に使用した。媒介変数（各説明変数からの間接的経路）と位置づけした自己肯定感情は、「自己の存在を認められる肯定的感情」という定義¹⁷⁾に基づき、「自分のことが好きか」という質問に対して、「すき」「まあすき」を肯定群、「あまりすきではない」を中間群、「きらい」を否定群に区分した¹⁹⁾。

（3）統計解析

分析は、アウトカム（親への相談）、媒介変数（自己肯定感）とそれぞれの説明変数を男女それぞれに割合を算出し、次に説明変数とアウトカムおよび媒介変数との相関係数を算出した後に、パス解析を用いて親への相談変数への直接的、間接的要因を検討した。各説明変数から目的変数である親への相談と媒介変数である自己肯定感情双方へのパスを想定し、有意な差を示さなかったパスを削除しながらモデルの適合度を検証した。確定したモデルにおいて親への相談へのそれぞれの因子からのパス経路の直接的、かつ自己肯定感情を経由した間接的な効果

表1 対象者の特性

(単位 名、()内%)

	全体 (n=5,874)	男性 (n=2,846)	女性 (n=3,028)
健康状態による活動制限あり	3 013(51.3)	1 414(49.7)	1 599(52.8)
イライラあり	4 340(73.9)	1 975(69.4)	2 365(78.1)
かんしゃくあり	1 517(25.8)	478(16.8)	1 039(34.3)
楽しいことなし	773(13.2)	398(14.0)	375(12.4)
登校拒否感情あり	2 742(46.7)	1 173(41.2)	1 569(51.8)
得意なことなし	1 366(23.3)	615(21.6)	751(24.8)
認めてくれる人なし	778(13.2)	521(18.3)	257(8.5)
仲が良い友達少ない	245(4.2)	157(5.5)	88(2.9)
助けてもらう経験なし(過去1カ月)	329(5.6)	211(7.4)	118(3.9)
自己肯定なし(自分が嫌い)	2 346(39.9)	965(33.9)	1 381(45.6)
親への相談なし	1 050(17.9)	638(22.4)	412(13.6)

注 頻度の順序変数をありなしの2区分にカテゴリ化した際の割合

を算出した。さらに確定したモデルを多母集団分析を用いて、男女別に検証した。適合度指標は、GFI (goodness of fit index), AGFI (adjust GFI), CFI (comparative fit index), RMSEA (root mean square error of approximation) を使用し、GFI, AGFIは0.90以上、CFIは0.95以上、RMSEAは0.05未満であるほど適合度の高いモデルとし、変数間のパス係数の関連については5%有意水準とした。統計ソフトは、IBM SPSS Statistics23.0およびIBM SPSS Amos 23.0を使用した。

（4）倫理的配慮

調査においては県の教育委員会にて研究内容の承諾を得た後、富山出生コホート研究として富山医科薬科大学（現富山大学）における倫理審査委員会の倫理審査にて承認された（2001年8月15日臨認13-78）。また調査開始時に、参加者の両親から書面によるインフォームドコンセントを行い、児童の調査への参加は任意とした。調査は自己記入式質問調査票によって実施され、各高等学校を通して配布・回収された。

Ⅲ 結 果

（1）対象者の特性（表1）

親に相談しない者は、全体で1,050名の17.9%（男性638名の22.4%、女性412名の13.6%）であり、自分を嫌いと回答した者は、全体で2,346名の39.9%（男性965名の33.9%、女性

1,382名の45.6%)であった(表1)。また、認めてくれる人がいない者は、男性で521名の18.3%、女性で257名の8.5%であった。その他、健康状態による活動制限ありは、男性で1,414名の49.7%、女性で1,599名の52.8%であり、登校拒否感情があるものは男性で1,173名の41.2%、女性で1,569名の51.8%であった。イライラありとの回答は、男性で1,975名の69.4%、女性で2,365名の78.1%、かんしゃくありは男性で478名の16.8%が、女性では1,039名の34.3%がありと回答した。

(2) 親への相談および自己肯定感情と各因子の相関(表2)

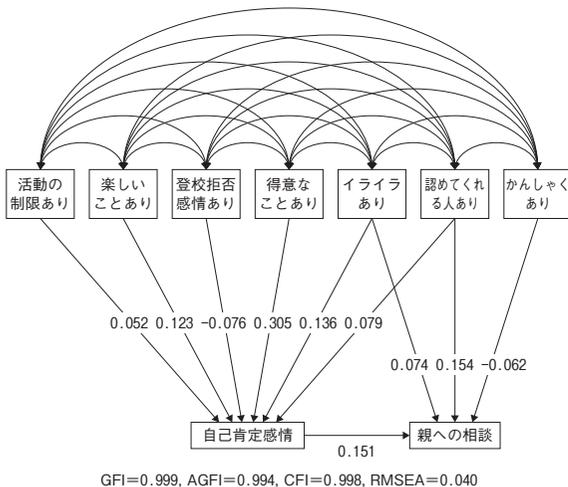
親への相談と説明変数の相関は、すべて有意な差を示し(相関係数 $r = -0.08$ から 0.26)、

表2 親への相談と自己肯定感情との相関係数

	親への相談	自己肯定感情
健康状態による活動制限	0.05	0.18
イライラする頻度	0.06	0.23
かんしゃくの頻度	-0.06	0.13
楽しみの頻度	0.18	0.33
登校拒否感情の頻度	-0.08	-0.28
得意なことの多さ	0.23	0.45
認めてくれる人の多さ	0.26	0.30
仲が良い友達の多さ	0.15	0.22
助けてもらう頻度	0.20	0.21
自己肯定感情	0.25	-

注 値はSpearmanの相関係数(p値はすべて <0.001)

図1 高校生の親への相談行動関連要因モデル



注 1) 図中のパス上の数値は、標準化推定値である
 2) 図の煩雑さを避けるため誤差変数および説明変数間の共分散の値は省略した

認めてくれる人が多いほど ($r = 0.26$)、自己肯定感情が高いほど ($r = 0.25$)、得意なことが多いほど ($r = 0.23$) 親に相談していた。また、自己肯定感情と説明変数の相関もすべて有意な差を示し ($r = -0.28$ から 0.45)、得意なことが多いほど ($r = 0.45$)、楽しみが多いほど ($r = 0.33$)、認めてくれる人が多いほど ($r = 0.30$)、登校拒否感情が少ないほど ($r = -0.28$)、イライラが多いほど ($r = 0.23$)、仲が良い友達の多いほど ($r = 0.22$)、助けてもらう頻度の多いほど ($r = 0.21$) 自己肯定感情が高かった。

(3) 高校生の親への相談行動関連要因モデル(図1・2・3)

図1は、対象者全体における親への相談への直接的間接的パスの経路を示したものである。

モデルの適合度は十分な値を示し(GFI=0.999, AGFI=0.994, CFI=0.998, RMSEA=0.040)、親への相談因子へのパスは各因子から直接寄与したものと自己肯定感情を経由して寄与したものに分かれた。親への相談に直接関連したものでは良いところを認めてくれる人(標準化推定値 $\beta = 0.154$)、と自己肯定感情 ($\beta = 0.151$) の関連が強く、いずれも程度が高いほど親への相談を促進する方向性を示した。イライラとかんしゃくの頻度も親への相談と関連があったが、イライラありは親への相談を促進し ($\beta = 0.074$)、かんしゃくがあることは相談を抑制する方向 ($\beta = -0.062$) に関連した。

自己肯定感情を経由して関連したものでは、得意なことの多さ(標準化推定値による間接効果: $\beta = 0.305 \times 0.151 = 0.055$) が最も関連が強く、次いでイライラの多さ ($\beta = 0.136 \times 0.151 = 0.020$)、楽しいことの多さ ($\beta = 0.123 \times 0.151 = 0.019$) の順に関連が強かった。

図2および図3は男女別の多母集団分析を行った結果である。男女別のモデルでも適合度は十分な値を示し(GFI=0.999, AGFI=0.994, CFI=0.999, RMSEA=)

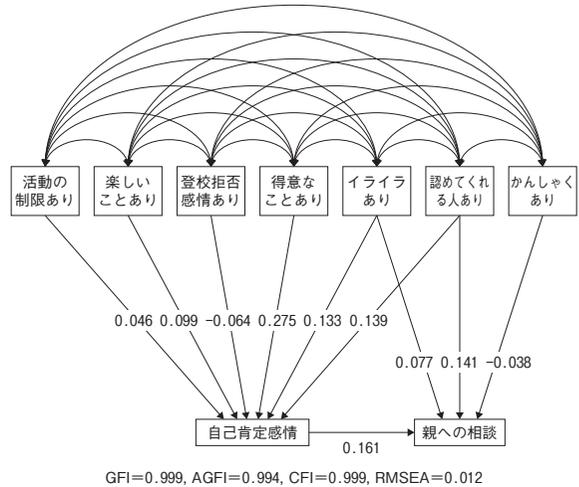
0.012), すべてのパスが全体の分析と同様の関連性を示したが, 親への相談に直接関連するパスは, 認めてくれる人の変数で男性が女性よりも強いパスの値を示し, 自己肯定感情とイライラありとかんしゃくありの変数で女性が男性よりも強いパスの値を示した。

IV 考 察

パス解析によるモデルの適合度は全体と男女別の分析ともに十分な値を示し, 親への相談に直接関連した主な因子は良いところを認めてくれる人と自己肯定感情であり, どちらも親への相談を促進するという結果となった。さらに認めてくれる人の存在やイライラありは親への相談と自己肯定感情の両方の因子に関連パスを示した。かんしゃくありも親への相談と直接関連を示したが, イライラありが親への相談を促進するのに対し, かんしゃくがあることは相談を抑制する因子であった。自己肯定感情を経由して親への相談に関連したものは, 得意なことがあることが最も強く関連し, イライラあり, 楽しいことありの因子も比較的高い間接効果を示す結果となった。また男女で親への相談のパス経路は変わらないことが示唆された。

親に相談しないものは男性が多く, 自己肯定感情が低いものは女性が多いことは過去の研究と一致する¹⁹⁾²²⁾²³⁾。しかし, 今回のパス解析において説明変数から親への相談への関連パスは男女とも同じ経路が認められた。このことは, 親への相談という援助希求のメカニズムにおいては性差がないことを示していると考えられ, 男子の低い援助要請意図は支援的な学校では性差がなくなるという報告は今回の結果を支持していると思われる²⁴⁾。また, 自己肯定感情へのパス係数は, 男女ともに得意なことがあることが高い値を示した。親や教師からの評価が高いと自己肯定も高い²⁰⁾, 自

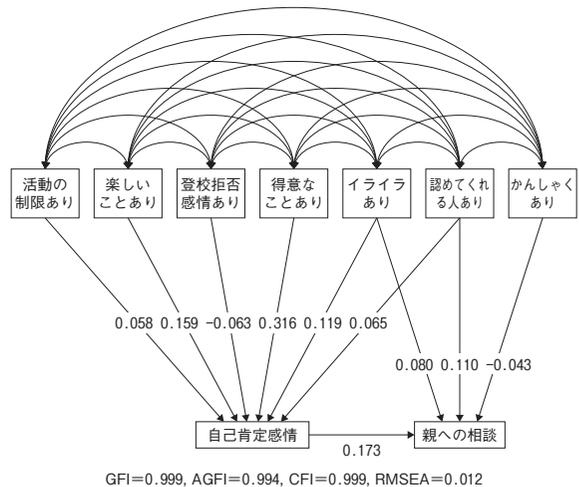
図2 多母集団分析による高校生男子の親への相談行動関連要因モデル



GFI=0.999, AGFI=0.994, CFI=0.999, RMSEA=0.012

- 注 1) 図中のパス上の数値は, 標準化推定値である
2) 図の煩雑さを避けるため誤差変数および説明変数間の共分散の値は省略した

図3 多母集団分析による高校生女子の親への相談行動関連要因モデル



GFI=0.999, AGFI=0.994, CFI=0.999, RMSEA=0.012

- 注 1) 図中のパス上の数値は, 標準化推定値である
2) 図の煩雑さを避けるため誤差変数および説明変数間の共分散の値は省略した

分を受け入れることと他者からの人気が高いことが関連するという研究結果があり²⁵⁾, 今回もその結果と一致する。一方, 自己肯定感情へのパス係数の推定値が男女で違いがみられたものは, 認めてくれる人のパスでは男性が, 楽しいことありのパスでは女性が相対的に高かった。このことは男女の自己肯定に寄与する背景要因の違いを表しているかもしれない。

良いところを認めてくれる人とイライラあり

は親への相談と自己肯定感情ともに関連していたが、得意なことがあることや楽しいことがあることは自己肯定感情のみに関連していた。得意なことや楽しいことは自身に対する認識を通して自己肯定感に関与すると思われるが、認めてくれる人の存在は、自身への認識だけでなく他者とのコミュニケーションの良好性を示す指標と思われる。自己肯定感は、関係性の中で育つという特性を有することから¹⁷⁾、認めてくれる人の関連が強い結果は当然のことと考えられる。また認めてくれる人の多さが親への相談に直接的に強く関連した結果は、援助要請もまた他者との関係性の中での対人行動として捉える必要があるという立場を支持している²⁶⁾。イライラすることの多さが親への相談への直接的なパスとなったのは、イライラしたその背景要因が相談の内容になっている可能性が考えられる。今回イライラのある者は男性で約7割、女性で約8割を示すことから青少年期にはこのイライラという感情が日常的に生起するもので、それをうまく相談行動につなぐことが重要なかもしれない。

今回特筆すべき結果として、自己肯定感情の高さは親への相談に直接関連を示した。得意なことや楽しいことは自己肯定感情を通して、親への相談に寄与することを踏まえると、自身の長所や日常の満足感自分を好きになる要因として働き、それらが親への相談を後押しする可能性がある。自己肯定感情は自尊感情や自己効力感、自己有用感など様々なものとの関連が想定されるが、今回の自己肯定因子である自分が好きだという認知は、自己の全存在をあるがままに認められる肯定的感情という視点で自己受容の要素が強く¹⁷⁾、自分を受け入れ、好きだと感じている人は親への相談も積極的に行うことが示唆される。一方、自己への問題解決能力の過大評価は、特に男子で援助要請をしない原因になっているという報告があり¹⁶⁾、これらは自己有用感や効力感などとの関連が強い。今回の自分を好きであるという自己受容の要素は、自己能力の高さの認識に基づく援助希求の回避因子ではなく、援助希求の促進因子として作用する

重要な自己肯定因子と考えられる。

かんしゃくありは親への相談に、登校拒否感情は自己肯定感情にマイナスの関連を示した。かんしゃくありについては、相談の結果つまり相談行動の利益についての説明があてはまるかもしれない。相談行動には実行と回避のそれぞれポジティブな結果である利益とネガティブな結果であるコストが存在するという仮説がある⁵⁾²⁷⁾。これを踏まえるとかんしゃくありは親の否定的応答を導きやすく相談行動の回避につながると思われる。また登校拒否感情は学校へ行けないという社会や他者からの否定的評価を通じた恥辱の認知を通して自己を否定する要因となっているかもしれない²⁸⁾。

なお、本研究にはいくつかの方法論上の限界が存在する。まず使用したデータは、横断研究のデータであることに注意が必要である。各説明変数から親への相談と自己肯定感情へのパスを想定してモデルを検証したが、実際に因果関係を確定するには縦断研究が必要である。今回、親への援助希求行動に対して若者の自己解決能力の高さが阻害因子になるかどうかについても研究目的の一つとしたが、親への援助希求行動に対して自己肯定感情との関連を含めてパス経路を検証した研究はこれまでになく、本研究結果には十分意味があると考えられる。また、今回良いところを認めてくれる人が親への相談因子に直接的にも間接的にも関連を示したが、認めてくれる人が誰であるかということは考慮されていない。親との信頼関係が親への相談を促進するという先行研究が存在するが⁵⁾、今回は親に限らず認めてくれる人がいるかどうかについての検証結果である。認めてくれる人の存在が直接的かつ自己肯定感情を経由して間接的に親の相談に寄与している今回の結果は、たとえ良いところを認めてくれる人が親でなくとも、他者から認めてもらう経験を得ることで親への相談に間接的に影響を与える可能性を示唆していると思われる。最後に今回使用した変数で親への相談を促進するすべての因子を網羅していないことが考えられる。今回の変数は健康状態4変数、社会状態5変数を用いて自己肯定感情を踏

また親への相談の関連パスを検証したものであるが、モデル適合度はいずれも十分な値を示し、特にGFIからAGFIの値の減少が小さいこと、CFIがほぼ1に近い値を示していることなどからも仮説は母集団の傾向を十分説明できていると考えられる。

V 結 語

自己肯定感情は援助希求行動を促進する重要な役割を示すことに加え、信頼できる友人や大人の存在が高校生の親への援助希求の促進に重要な役割を果たすことが示唆された。この結果は、悩みを抱える若者の援助希求行動の促進には、認めてくれる他者の存在が重要であることを意味する。また、自分のことが好きであるという自己肯定感情も親への相談と関連したことは、自己能力評価としてではなくあるがままの自分を受け入れる自己肯定の側面の重要性を示しており、自分を好きであるという感情は個人の能力や有用性などによらず育まれるべき重要な発達課題であると考えられる。

文 献

- 1) 文部科学省. 児童生徒の自殺対策について. 2022. (<https://www.mhlw.go.jp/content/12201000/00900898.pdf>) 2022.7.20.
- 2) 日本財団. 日本財団第4回自殺意識調査報告書. 2021. (https://www.nippon-foundation.or.jp/app/uploads/2021/08/new_pr_20210831_05.pdf) 2022.7.20.
- 3) Kitagawa Y, Shimodera S, Togo F, et al. Suicidal feelings interfere with help-seeking in bullied adolescents. *PLoS One*. 2014; 4 : 9 (9) : e106031.
- 4) Fortune S, Sinclair, J Hawton K. Adolescents' views on preventing self-harm. A large community study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2008; 43(2) : 96-104.
- 5) 武田裕子, 石田弓. 青年期における両親への相談行動について - 利益とコストの予期, 親子関係に焦点を当てて. *広島大学心理学研究*. 2013; 13 : 191-209.
- 6) Watanabe N, Nishida A, Shimodera S. Help-seeking behavior among Japanese school students who self-harm : results from a self-report survey of 18, 104 adolescents. *Neuropsychiatr Dis Treat*. 2012; 8 : 561-9.
- 7) Curtis C. Youth perceptions of suicide and help-seeking : 'They'd think I was weak or "mental"' *Journal of Youth Studies*. 2010; 13(6) : 699-715.
- 8) 永井智, 新井邦治郎. 利益とコストの予期が中学生における友人への相談行動に与える影響の検討. *教育心理学研究*. 2007; 55 : 197-207.
- 9) Ryan A, Gheen MH, Midgley C. Why do some students avoid asking for help? An examination of the interplay among students' academic efficacy, teacher's social-emotional role and classroom goal structure. *J Educ Psychol*. 1998; 90 : 528-35.
- 10) 厚生労働省. 平成26年度全国家庭児童調査. 2014. (https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000188147_00002.html) 2022.7.20.
- 11) Michelmore L, Hindley P. Help-seeking for suicidal thoughts and self-harm in young people : a systematic review *Suicide Life Threat Behav*. 2012; 42(5) : 507-24.
- 12) Freedenthal S. Adolescent help-seeking and the Yellow Ribbon Suicide Prevention Program : an evaluation. *Suicide Life Threat Behav*. 2010; 40 (6) : 628-39.
- 13) Pisani AR, Schmeelk-Cone K, Gunzler D, et al. Associations between suicidal high school students' help-seeking and their attitudes and perceptions of social environment. *J Youth Adolesc*. 2012; 41(10) : 1312-24.
- 14) Wilson CJ, Rickwood D, Ciarrochi J, et al. Adolescent barriers to seeking professional psychological help for personal-emotional and suicidal problems. *Faculty of health and behavioral science papers (archive)*. 2002 : 1-8. (<https://ro.uow.edu.au/hbspapers/518/>) 2022.7.20
- 15) Oldershaw A, Richards C, Simic M, et al. Parents' perspectives on adolescent self-harm : qualitative study. *Br J Psychiatry*. 2008 Aug; 193(2) : 140-4.

- 16) 末木新. 自殺の危険の高い者は他者に助けを求めないか? - 自殺念慮・自殺関連行動と援助要請の関連に関するレビュー. 自殺予防と危機介入. 2011; 31(1): 84-90.
- 17) 築地典絵, 藤原晴治, 折口量祐. 自己高齢感を育むための3領域からのアプローチ-自己肯定感尺度の検討(1). 人間環境学研究. 2021; 19(2): 141-7.
- 18) 文部科学省. 日本の子供たちの自己肯定感が低い現状について. 第38回教育再生実行会議参考資料. 2016. (<https://www.city.matsumoto.nagano.jp/uploaded/attachment/10043.pdf>) 2022.7.20.
- 19) 国立青少年教育振興機構. 青少年の体験活動に関する意識調査(令和元年度調査). 2021. (<https://www.niye.go.jp/kanri/upload/editor/154/File/zentai.pdf>) 2022.7.20.
- 20) 青戸泰子, 村瀬まき. 定時制高校例の自己故意定款を高める要因に関する一研究. 岐阜女子大学紀要. 2013; 42: 41-54.
- 21) 多田玲子, 蛭崎奈津子, 石井トク. 親との関係と自尊感情: 自己肯定感との関連. 日本看護学会論文集母性看護. 2007; 38: 53-5.
- 22) 水野治久, 石隈利紀. 被援助志向性, 援助志向性に関する研究の動向. 教育心理学研究. 1999; 47: 530-9.
- 23) 全国高等学校PTA連合. 平成26年度全国高校生生活・意識調査報告書. 2015. (<http://www.zenkouren.org/pdf/siryobox/chosakenkyu/2015seikatsuishikichosa.pdf>) 2022.7.20.
- 24) Eliot M, Cornell D, Gregory A, et al. Supportive school climate and student willingness to seek help for bullying and threats of violence. Sch Psychol. 2010; 48(6): 533-53.
- 25) 河越麻佑, 岡田みゆき. 大学生の自己肯定感に及ぼす影響要因. 日本家政学会誌. 2015; 66(5): 222-33.
- 26) Nadler A. The other side of helping: seeking and receiving help. In D. A. Schroeder & W. G. Graziano (Eds.), The Oxford handbook of prosocial behavior (pp. 307-328). Oxford University Press.
- 27) 高木修. 援助行動の生起過程に関するモデルの提案. 太成学院大学紀要. 1997; 29: 1-21.
- 28) Bering J. Suicidal: why we kill ourselves (鈴木光太郎訳: ヒトはなぜ自殺するのか: 死に向かう科学. 化学同人, 京都, 2021).