

中学生に対する抑うつ予防プログラムの介入効果における 性差と維持促進効果の検討

Examination of gender differences and effects on the long-term effects in
a depression prevention program for junior high school students

岡山美風¹ 竹内百花¹ 川崎紗和子¹ 石川信一²

Minagi OKAYAMA Momoka TAKEUCHI Sawako KAWASAKI Shin-ichi ISHIKAWA

要約

本研究の目的は、中学生を対象に全2回の認知行動的抑うつ予防プログラムを実施し、ブースターセッションの実施および配布物を用いて介入後と介入3か月後における抑うつ症状および副次的効果指標への影響を検討することであった。さらに、介入効果の性差について探索的に検討した。プログラム実施の結果、抑うつ症状と不安症状の低減は認められなかったが、ソーシャルスキルの向上と引っ込み思案行動の低減が示され、一部の効果が確認された。しかし、これらの効果は3か月後には維持されなかった。性差に関しては、不安症状と向社会的スキルにおいて女性が男性よりも高い水準を示したが、介入効果自体に性差は認められなかった。本研究の知見から、抑うつ症状や不安症状の低減には認知的要素の十分な改善が不可欠である可能性、およびブースターセッションや配布物のみでは維持効果が不十分であることが示唆された。今後は、教員や養護教諭との連携によるフォローアップや、性別に応じた支援を導入することにより、予防プログラムの有効性と持続性を高めることが求められる。

キーワード：中学生、抑うつ、認知行動的介入、一次予防

問題と目的

近年、子どもの抑うつ症状に関する問題が注目を集めている。思春期の児童生徒を対象とした調査では、米国において約18% (Saluja et al., 2004)、日本において22.8% (傳田他, 2004) の児童生徒が抑うつ症状を示すことが報告されている。さらに、思春期青年期の抑うつ

症状は、学業成績、社会的不適応、薬物使用、自殺企図、自殺などのリスクを高め (Bhatia & Bhatia, 2007)、後のうつ病性障害の発症率を上昇させる可能性がある (Weissman et al., 1999)。このことから、中学生に対する抑うつ症状の予防的介入が必要であるといえる。

米国医学研究所の分類に基づくと、児童青年の抑うつ症状に対する予防的介入は、対象者の特徴と疾病のリスクに応じて3つの予防レベルに大別される (Mrazek & Haggerty, 1994)。第1に、一般の人全てを対象とするユニバーサルレベル、第2に精神障害のリスクが高い人を

¹ 同志社大学大学院心理学研究科 (Graduate School of Psychology, Doshisha University)

² 同志社大学心理学部 (Faculty of Psychology, Doshisha University)

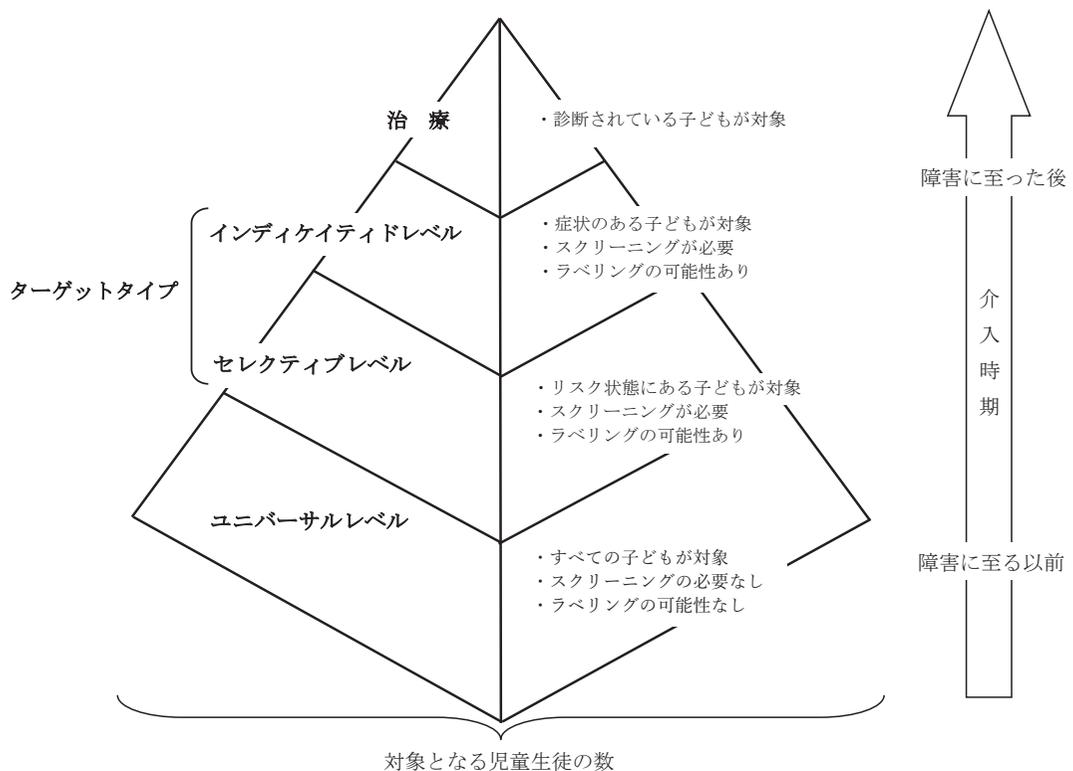
対象とするセレクトィブレベル, 第3に精神障害の兆候が認められる人を対象とするインディケイティドレベルである (Figure 1参照)。その中でも, 特にユニバーサルレベルの介入の利点として, 子どものスクリーニングをする必要がなく, プログラム実施によるラベリングが起りにくい点, 現在何らかの症状を呈していなかったとしても, その後のリスクに備えることができる点, クラス全体に抑うつ症状への対処法を浸透させることで, クラスの誰かが抑うつ症状を経験した場合に適切なサポート環境を整えることができる点が挙げられる (石川他, 2006)。したがって, ユニバーサル予防プログラムは, 全ての子どもを対象としつつ将来的なリスク低減や支援的な学級環境づくりに寄与する点で大きな意義を有すると考えられる。

これまでに, 児童青年の抑うつ症状に対する

ユニバーサルレベルの予防プログラムとして, 認知行動療法を活用したプログラムの有効性が報告されている。代表的なものに Barrett (1998) の FRIENDS Program や Gillham et al. (2007) の Penn Resiliency Program (以下, PRP とする) が挙げられる。FRIENDS Program は主要構成要素としてリラクセーション, 認知再構成法などを含む全12回で構成されている (Barrett, 1998)。また, PRP は10-14歳を対象とした認知行動的技法とソーシャルスキルトレーニング (Social Skills Training: 以下, SST とする) から構成されるプログラムである (Gillham et al., 2007)。どちらのプログラムにおいても, メタ分析において介入前後で参加者の抑うつ症状が統制群と比較して有意に低減し, フォローアップ期でも効果が維持されたことが示されている (Brunwasser et

Figure 1

予防プログラムの概念図。石川他 (2006) より一部改変。



al., 2009; Fisak et al., 2023)。本邦においても認知行動療法を活用した抑うつ予防プログラムとして、佐藤他（2009）のフェニックスタイムの有効性が報告されている。フェニックスタイムは、心理教育、SST、認知再構成法から構成される全9回のプログラムであり、小学校5、6年生において抑うつ症状の低減効果が示されている（佐藤他，2009）。また、高橋他（2018）は中学校1年生に対して、佐藤他（2009）のプログラムのうち認知再構成法1回と学習内容の振り返りを除いた全6回のプログラムを実施した。その結果、介入前後で抑うつ症状が有意に低減し、さらに抑うつ症状の低減が2年後まで長期的に維持された（高橋他，2018）。以上のことから、ユニバーサルレベルの抑うつ予防プログラムは、児童青年期における抑うつ症状の発症リスクを低減し、精神的健康の維持・促進に寄与しうることが示唆される。

抑うつ予防プログラムを学校現場で学級単位に実施する際には、費用対効果の観点から限られたセッション数で効果を上げる工夫が求められる（岸田他，2023）。一方で、セッション数やプログラムの長さが効果を左右することが示されており、介入回数を減らすと効果が十分に得られない可能性があるため（Johnstone et al., 2018）、実施の現実性と介入効果の両立が課題となっている。短いセッション数で効果を最大限にするためには、ホームワークやブースターセッションなどの維持促進手続きが有効であることが示されている。例えば、岸田・石川（2015）は中学生を対象に全3回のSSTと介入後にブースターセッションとして、介入後も日常生活で実施できる課題を2回実施する短期プログラムを実施した。その結果、介入前から介入後にかけて抑うつ症状および不安症状の有意な改善はみられなかったが、フォローアップ期において認知的要素が改善した。このことから、短期間での介入を補強するために、家庭や日常の学校生活で実施できる課題を設定し、生徒が実施することが獲得したスキルの維持に繋がり、認知的要素が改善した可能性が示されて

いる。以上の知見から、ホームワークやブースターセッションなどの維持促進手続きは、介入効果の持続性を高める上で有効な手段となり得ることが示唆される。

そこで本研究では、中学生に対して全2回のSSTと認知行動的技法を組み合わせたユニバーサルレベルの抑うつ予防プログラムを実施するとともに、効果の維持促進のためにブースターセッションの実施と印刷物を用いて、介入後と介入3か月後の抑うつ症状と副次的効果指標に及ぼす影響を検討した。また、本研究の副次的指標として、不安症状とソーシャルスキルを用いた。不安症状は抑うつ症状と併存しやすく、その併存率は最大75%である（Angold et al., 1999）。文部科学省（2023）によると、不登校児童生徒数は中学校1年生で急増し、その主な要因は無気力や不安であることが分かっている。また、ソーシャルスキルの低さが抑うつ症状の発症と悪化を誘発させる可能性を高め、ソーシャルスキルの習得が抑うつ症状の軽減やリスク減少に繋がると考えられている（高橋他，2018）。さらに、小関（2010）は向社会的スキルの低さや引っ込み思案行動の高さが抑うつ症状を維持することを示唆している。したがって、本研究では介入による抑うつ症状の効果を測定するだけでなく、抑うつ症状との関連がある効果指標についても副次的に測定した。本研究の仮説は、（1）介入前に比べて介入後および介入3か月後に抑うつ症状が改善すること、（2）介入前に比べて介入後および介入3か月後に不安症状が低減し、ソーシャルスキルが向上すること、であった。

加えて、本研究では性別ごとの違いについても探索的に検討した。先行研究によれば、抑うつ症状や不安症状は男性よりも女性において深刻であることが報告されており（Ishikawa et al., 2009; 永井, 2008）、またソーシャルスキルの一部の下位尺度についても、女性の方が男性より高いことが示されている（西村他，2018）。このように、抑うつ症状や不安症状、ソーシャルスキルに性差がみられることから、介入

効果にも性差が生じる可能性がある。しかし、抑うつ予防プログラムにおける性差に関する知見は一貫しておらず (Stice et al., 2009; Werner-Seidler et al., 2021), 明確な結論は得られていない。そのため、本研究においても介入効果の性差について検討した。

方 法

対象者と実施期間

介入対象者 公立A中学校に在籍する中学校1年生の4学級計132名のうち、2回のプログラムに参加した120名 (男性63名, 女性57名, 平均年齢12.33歳, 標準偏差0.47歳) を対象とした。なお、プログラムは学校長の承認を得た上で教育課程の一貫として行ったため、学級に在籍する生徒全員が参加した。

介入実施時期と測定時期 本研究の介入は、公立A中学校の総合的学習の時間の授業の一環として行われた。プログラムは、2024年6月から7月にかけて週1回のペースで2回行われた。1回目は50分間、第2回目は45分間であった。効果測定は第1回目の介入7日前 (Pre), 第2回目の介入7日後 (Post) および90日後 (FU) の3時点を目安として Microsoft Forms を用いて、ホームルームの時間に生徒が学校で使用しているタブレット端末からオンラインで実施した。対象校の実施状況は、Pre は平均9日前 (標準偏差0.00日), Post は平均13.49日後 (標準偏差0.50日), FU は平均99.77日後 (標準偏差1.58日) であった。

プログラムの概要

介入プログラムは、佐藤他 (2009) の認知行動的抑うつ予防プログラムに基づき作成した。あたたかい言葉かけのスキル向上は抑うつ症状の低減に影響することが示されているため (松原他, 2015), 第1回はあたたかい言葉かけのスキルを対象として授業を作成した (Table 1)。また、ネガティブな認知と抑うつ症状は正の相関が示されており、抑うつ症状の予防において

認知再構成法は有用である (佐藤他, 2009)。そこで、第2回は認知再構成法を採用した。本研究では、佐藤他 (2009) における認知再構成法の授業3回分の内容を集約する形で独自に指導案を作成した (Table 2)。

セッション開始前の準備として、介入実施の約2か月前に、対象校の担当教員と対面で打ち合わせを行った。打ち合わせでは、対象校のニーズに合わせるために、プログラムの概要、各授業の指導案、スライド提示用のパワーポイント教材の内容について確認を行った。また、介入の実施1週間前に対象校の担当教員とEメールで指導案、スライド提示用のパワーポイント教材、生徒に配布するワークシート、質問紙の項目について再度確認を行った。さらに、第4著者である児童青年期の SST や認知行動的プログラムに関する研究業績がある大学教員の指導を受けながら、臨床心理学を専攻する大学生4名および大学院生1名で、複数回の模擬授業を行ってプログラム内容の調整や修正を行った。

セッション内の手続き

セッション内では、授業ごとに指導案、生徒に配布するワークシート、感想シートを作成した。セッションの進行では、スライド提示用パワーポイント教材および、黒板掲示用教材を提示し、全クラスで同様のものを使用した。第1回の授業内で行ったモデリングは大学生2名が登場人物として参加し、授業の進行に合わせて複数回提示した学級もあった。

介入は心理学を専攻している大学生4名 (各回2名) が実施した。その他に、介入補助者として学級担任教師、臨床心理学を専攻する大学院生 (各回1名) が参加し、介入の様子はビデオカメラで録画した。

各セッションの流れの進め方

第1回セッションは、以下の手順で実施した。導入部として、ソーシャルスキルは人との関係を円滑にするためのスキルであり、誰でも習得可能であることを説明した。続いて、本プログ

Table 1

第1回 SST「あたたかい言葉かけを学ぼう」授業内容

段階	授業内容	詳細・留意点
導入	1 SSTについて説明する。	ソーシャルスキルは誰でも習得できるものであり、学ぶことで人と話しやすくなったり、友だちとの関係のもやもやを解消できたりすることを伝える。
	2 授業を通した約束を確認する。	約束：ふざけない、恥ずかしがらない、人のことを笑わない
	3 授業全体の目標を提示する。	目標：あたたかい言葉かけを学ぼう
展開	4 あたたかい言葉かけに関する2つの場面を提示する。	場面：明日修学旅行があるのに友だちに熱がある ①あたたかい言葉かけがない場面 ②あたたかい言葉かけがある場面 →①②それぞれについて、気付いたことを発言させる。
	5 あたたかい言葉かけの種類やポイントを提示する。	あたたかい言葉について、 ①褒める言葉、②はげます言葉、③心配する言葉、④お礼の言葉の4種類を提示し、それを用いるときの非言語的なポイント（声のトーン、表情、アイコンタクト）を示す。
	6 場面を設定し、あたたかい言葉かけを使う練習をする。	場面：友だちが発表にとても緊張している場面
	(1) 場面を提示する。 (2) 用いるあたたかい言葉かけの種類を選び、セリフを考える。 (3) 2人組になりあたたかい言葉かけの役、かけられる役に分かれ、ロールプレイを行う。 (4) 役割を交代する。	ワークシートの選択肢から場面に合うあたたかい言葉かけの種類を選択させセリフを考えさせる。その際に、あたたかい言葉かけの非言語的なポイントも意識させ、ロールプレイを実施する。 ロールプレイ終了後は、感想を発言させる。生徒からのコメントに随時フィードバックしながら、補足として本ロールプレイでの言葉かけの例も伝える。
まとめ	7 授業のふり返し	あたたかい言葉かけの種類やポイントを振り返る。
	8 クイズの説明・感想シートを記入する。	クイズを1週間以内に提出することを伝える。 感想シートを記入させた後回収する。

Table 2

第2回 認知再構成法「いやな気持ちになる考えに勝とう」授業内容

段階	授業内容	詳細・留意点
導入	1 前回の授業を復習する。	第1回の授業で取り扱ったあたたかい言葉かけについて復習する。
	2 授業全体の目標を提示する。	目標：いやな気持ちになる考えに勝とう
	3 授業を通した約束を確認する。	約束：ふざけない、恥ずかしがらない、人のことを笑わない
展開	4 気持ちには種類があることを学ぶ。	異なる気持ちが生じる2つの場면을例示し、気持ちには種類があることを学ぶ。 場面：①新しいゲームを買ってもらった ②楽しみにしていた遠足がなくなった
	5 気持ちには大きさがあることを学ぶ。	気持ちの種類は同じであるが気持ちの大きさが異なる2つの場면을例示し、気持ちには大きさがあることを学ぶ。 場面：①仲の良い友達が引越す ②アイスを一口あげたら思っていたよりも多く食べられた
	6 いやな気持ちになるときは、考えの中にいやな気持ちにさせる考え（おじゃまむし）があることを学ぶ。	場面：友達に挨拶をしたら返事がなかった 考え：どうして挨拶してくれないのかな。僕と話したくないのかも。 場面によって悲しい気持ちになった登場人物の考えの中から、どの考えがいやな気持ちを引き起こしているのかを考えさせる。
	7 いやな気持ちを減らすための方法を学ぶ。	①確認しよう（それって本当？） ②助けになる考え方をしてみよう ③なんて言うかな？（先生、家族、友だちなら） の3つの方法によっていやな気持ちを小さくすることができることを学ぶ。 これらの頭文字を取り、「かたなで勝たな」と覚えられることを伝える。
まとめ	8 授業のふり返し	いやな気持ちになるときは「おじゃまむし」の考えがあること、おじゃまむしに勝つための3つの方法について振り返る。
	9 クイズの説明・感想シートを記入する。	クイズを1週間以内に提出することを伝える。 感想シートを記入させた後回収する。

ラムにおける全体のルール「ふざけない, 恥ずかしくない, 人のことを笑わない」を確認した上で, 本授業ではソーシャルスキルの中でも「あたたかい言葉かけ」を取り上げることを伝えた。展開部では, まず「あたたかい言葉かけ」を用いる場面のモデリングを行った。悪いモデルと良いモデルを提示し, 参加者に両者の違いについて意見を求めた。その後, あたたかい言葉かけの種類とそれぞれの具体例, ならびに非言語的表現の要点を提示し, 参加者はワークシートに記入した。さらに行動リハーサルを実施し, 友人が困っている場面を提示して参加者に場面に適した「あたたかい言葉かけ」を選択させ, セリフを考えさせた。その後, 2人1組のペアに分かれ, 役割交代をしながら練習を行った。ペア練習終了後には全体で実践内容を共有し, 講師からフィードバックを与えた。最後にまとめとして, 今回学習したスキルの要点を振り返り, ブースターセッションの説明をした。セッション終了時には参加者に感想シートを記入させた。

第2回セッションは以下の手順で実施した。まず導入部として, 第1回セッションの内容を復習した後, 本プログラムにおけるルールを確認し, 第2回セッションの目標「いやな気持ちになる考えに勝とう」を提示した。展開部では, 異なる気持ちが生じる2つの場面を提示し, 気持ちにはさまざまな種類があることを説明した。続いて, 同じ種類の気持ちでも強さが異なる2つの場面を提示し, 気持ちには大きさがあることを示した。その後, 挨拶をしたが返事がなく, 登場人物が悲しい気持ちになる場面を提示し, 悲しい気持ちの背景には「おじゃまむし」と呼ばれるいやな気持ちを引き起こす考えが存在することを紹介した。そして, いやな気持ちを小さくする方法として「①確認しよう(それって本当?), ②助けになる考え方をしてみよう, ③なんて言うかな(先生, 家族, 友だちなら)」の3つを提示し, 頭文字を取って「かたなで勝たな」と覚えられることを伝えた。最後にまとめとして今回の要点を振り返り, ブースターセッションの説明をした。セッション終了時には,

参加者に感想シートを記入させた。

維持促進のための活動

プログラムで学んだことを維持促進するために授業内容を復習, 練習するブースターセッションを実施した。また, 感想シートやクイズ, ブースターセッションでの回答に対してフィードバックするために印刷物を作成した。各活動の詳細を以下に示す。

ブースターセッション 介入内容に関する難しくない問題を提示することで介入内容を思い出すこと, 日常生活でスキルを用いた場面を考えることを目的に, 介入終了の2か月後の授業時間に1回実施した。対象校の担当教員に対して, 事前に URL を送信し, 生徒が学校で使用しているタブレット端末から直接回答した。ブースターセッションは Microsoft forms で作成し, 全2回の授業の内容を復習する選択問題3問, 場面を想像して, あたたかい言葉かけの練習をする記述問題1問, 認知の誤りを見つける練習をする選択問題1問, 日常生活の中でのあたたかい言葉かけについて問う記述問題1問で構成した。

印刷物 「SST だより」と題した, 授業内容の復習とクイズやブースターセッション, 感想シートの回答へのフィードバックをまとめて, 提示用と配布用の印刷物を作成した。印刷物提示用と配布用ともに同じ原稿であり, 介入終了15日後, 2か月後, 3か月後に, 対象校の担当教員に PDF ファイルで送信した。掲示用には, 原稿を A3 サイズでカラー印刷をし, 各学級に掲示した。なお, 掲示箇所は各学級の担任教師に一任した。配布用は, A4 サイズでカラー印刷し, すべての生徒に配布した。

質問項目

フェイスシート 生徒の性別(男性, 女性, その他), 年齢(12歳, 13歳)の選択を求めた。また, 3時点のデータ照合のために生徒の生年月日と名前のイニシャルを用いた4桁の匿名化 ID の作成, 記入を求めた。

抑うつ尺度：Birlerson 自己記入式抑うつ評定尺度 (DSRS-C) 短縮版 (並川他, 2011) 本尺度は9項目で、各項目に対して「0. そんなことはない」から「2. いつもそうだ」までの3件法で回答する。「抑うつ気分 (4項目)」と「活動性および楽しみの減退 (5項目)」の2つの下位尺度から構成されている。得点可能範囲は0-18点で合計得点が高いほど抑うつ症状が強いことを示す。本研究での合計得点の α 係数は Pre, Post, FU において .82, .81, .84, 「抑うつ気分」で .82, .76, .79, 「活動性および楽しみの減退」で .74, .76, .79であった。

不安尺度：短縮版児童用不安尺度 (short-CAS) 日本語版 (石川他, 2018) 本尺度は8項目で、各項目に対して「0. 全然ない」から「3. いつもそうだ」までの4件法で回答する。得点可能範囲は0-24点で、合計得点が高いほど不安症状が強いことを示す。本研究での α 係数は Pre の時点で .88, Post の時点で .89, FU の時点で .87であった。

ソーシャルスキル尺度：中学生用社会的スキル尺度 (嶋田, 1998) 本尺度は25項目で、「向社会的スキル (10項目)」、「引込み思案行動 (8項目)」、「攻撃行動 (7項目)」の3つの要素で構成されている。各項目に対して「1. 全然当てはまらない」から「4. よくあてはまる」までの4件法で回答する。向社会的スキル得点は、得点が高いほどスキルが高く、引込み思案行動得点と攻撃行動得点は、得点が低いほどスキルが高いことを示す。社会的スキル総得点は「社会的スキル総得点 = (40 - 引込み思案行動得点) + (35 - 攻撃行動得点) + 向社会的行動得点」で算出した。得点可能範囲は25-100点で、得点が高いほどソーシャルスキルが高いことを示す。本研究での合計得点の α 係数は Pre, Post, FU において「社会的スキル総得点」で .70 と .59 と .64, 「向社会的スキル」で .72 と .77 と .83, 「引込み思案行動」で .82 と .86 と .85, 「攻撃行動」で .81 と .87 と .85であった。

授業評価

授業の満足度を確認するために感想シートを紙媒体で配布し、記入を求めた。記入は各回の介入終了後から授業時間終了までの約5分間で実施し、授業時間終了後に回収した。なお、感想シートは以下の内容で構成した。

授業の満足度 授業の満足度に関する質問項目は第1回の SST と第2回の認知再構成法で一部異なるものを使用した。第1回は、(1) 今日の授業は楽しかったですか、(2) 授業の内容はよくわかりましたか、(3) あたたかい言葉かけの練習は十分にできましたか、(4) これからあたたかい言葉かけを使おうと思いましたか、の4項目で構成した。第2回は、第1回の (1), (2) に加え、(3) 気持ちには種類と大きさがあることがよくわかりましたか、(4) おじゃまむしに勝つ方法がよくわかりましたか、の4項目で構成した。これらの質問項目について「1. 全然そう思わない」から「4. とてもそう思う」までの4件法で回答を求めた。

プログラムの理解度 各授業内容の理解度を確認するために、生徒の理解度を問うクイズをオンラインで実施した。第1回の SST に関するクイズは介入日の終礼時間に、第2回の認知再構成法に関するクイズは介入日から平均 13.49日後 (標準偏差0.50日) の授業時間内の前後5分間や休み時間などの時間に実施した。対象校の担当教員に対して、事前に URL を送信し、生徒が学校で使用しているタブレット端末から直接回答した。

クイズは Microsoft Forms で作成し、第1回の SST に関するクイズは、授業内容の理解度を問う選択問題4問、場面を想像してあたたかい言葉かけを問う記述問題3問で構成した。第2回の認知再構成法に関するクイズは、授業内容の理解度を問う選択問題4問、場面を想像して認知の誤りについて問う選択問題5問で構成した。

分析計画

介入効果の検討 本プログラム実施が各効果指標に与える効果を検討するために、独立変数

を測定時期 (Pre, Post, FU), 従属変数を抑うつ尺度, 不安尺度, ソーシャルスキル尺度の得点とした1要因分散分析を行った。測定時期の主効果が5%水準で有意であった指標においては, Holm 法による多重比較を行った。また, Pre と Post, Post と FU および Pre と FU における各尺度の得点の変化においては効果量 Cohen's d を算出した。効果量においては, 絶対値が0.2で小さい, 0.5で中程度, 0.8で大きい効果があると判断した (Cohen, 1988)。

性差による介入効果の検討 本プログラム実施が各効果指標に与える効果が, 性別によって異なるかどうかを検討するために, 独立変数を性別 (男性, 女性) と測定時期 (Pre, Post, FU), 従属変数を各尺度得点とした2要因分散分析を行った。群と介入時期の主効果が5%水準で有意であった指標においては, Holm 法による多重比較を行った。群と介入時期の交互作用が有意であった指標は, 単純主効果の検定を行い, 多重比較には Holm 法による調整を用いて, 効果量 Cohen's d を算出した。

クイズ クイズは介入プログラムの操作チェックの目的で, 問題に対する参加者ごとの正答率を算出した後に正答率の平均値を算出した。SST に関するクイズでは一部記述で回答を求めるクイズを出題したため, 採点の信頼性を調べるために独立した大学生2名の採点の評定者間一致率 (Kappa 係数) を算出した。Kappa 係数は, 0.81-1.00を Almost perfect agreement, 0.61-0.80 を Substantial agreement, 0.41-0.60 を Moderate agreement, 0.21-0.40 を Fair agreement, 0.00-0.20を Indicate slight agreement とした (Landis & Koch, 1977)。クイズを採点するにあたり, ①授業の内容に準じていること, ②中学生が選択したあたたかい言葉かけの種類に合うセリフを記入していること (複数の言葉の種類を選択している場合には, 全てに正答していること), ③日常生活の文脈に置き換えた際に自然であることの3つの基準を設定した。3つの基準すべてに当てはまる回答を正答とみなし, 0とコーディングした。一

方で, 3つの基準の一つでも当てはまらない回答は誤答とみなし, 1とコーディングした。感想シートは授業満足度を測ることや改善点を考察する目的で参考資料として使用した。対象者の合計点の平均値を百分率にした後に平均した数値を各授業の授業満足度とした。

欠測値の補正と使用統計ソフト 解析にはフリーソフトウェア HAD (version 18. 010 ; 清水, 2016) を用いた。データ解析にあたり, 欠損を含むデータを尺度ごとに除外した。また, 逆転項目のある抑うつ尺度とソーシャルスキル尺度については, 逆転処理前の回答のうち9割が同一の回答である場合には分析対象から除外した。

倫理的配慮

本研究は同志社大学心理学部内の2名の教員によって, 日本心理学会の倫理規定に沿うものであると確認を受けた上で実施された (KH24021)。学級に在籍する生徒全員がプログラムに参加したが効果測定については同意を求めた。質問紙は回答者である生徒に質問に回答するか否かを選択できる権利があることをフェイスシートに記載した。また, 質問紙は無記名で実施し, 匿名化 ID を用いて縦断的な追跡を行った。質問に回答することで同意とみなした。さらに, 効果指標のすべての項目において別途「答えたくない」の選択肢を設定し, 回答したくない場合に選択するように教示した。

結 果

分析対象者

2回の介入に参加した対象者120人のうち, データ欠損がある場合は尺度ごとに対象者から除外した。尺度ごとに分析対象人数が異なるため, 分析対象者は Table 3, Table 5 に記述する。

時期の効果

それぞれの効果指標の平均点と標準偏差を Table 3, Pre と Post, Post と FU および

Pre と FU における各尺度の得点の変化についての効果量を Table 4 に示す。

抑うつ症状への効果 抑うつ尺度を従属変数として分析を行なったところ、時期の主効果は有意ではなかった ($F(2, 142) = 2.17, p = .12, \eta_p^2 = 0.03, 95\%CI [0.01, 0.10]$)。

不安症状への効果 不安症状を従属変数として分析を行なったところ、時期の主効果は有意ではなかった ($F(2, 162) = 2.89, p = .07, \eta_p^2 = 0.03, 95\%CI [0.01, 0.12]$)。

ソーシャルスキルへの効果 社会的スキル総得点を従属変数とした分析を行なったところ、時期の主効果は有意であった ($F(2, 142) = 4.65, p = .01, \eta_p^2 = 0.06, 95\%CI [0.01, 0.20]$)。そのため、多重比較を行った結果、Pre と比べて

Post の得点が有意に高く ($p = .01$)、Post と比べて FU の得点が有意に低かった ($p = .03$)。Pre の測定値と Post の測定値を比較した効果量は、 $d = -0.16$ と小さな効果、Post の測定値と FU の測定値では、 $d = 0.15$ と小さな効果であった。

また、ソーシャルスキル尺度の下位尺度である向社会的スキルを従属変数とした分析を行なったところ、時期の主効果は有意でなかった ($F(2, 142) = 2.17, p = .12, \eta_p^2 = 0.03, 95\%CI [0.01, 0.10]$)。引っ込み思案行動では、時期の主効果が有意であった ($F(2, 142) = 3.93, p = .02, \eta_p^2 = 0.05, 95\%CI [0.01, 0.17]$)。多重比較を行った結果、Pre の得点と比べて Post の得点は有意に低かった ($p = .01$)。Pre の測定値

Table 3
各尺度の平均点と標準偏差

効果指標		Pre		Post		FU	
		平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)
抑うつ尺度	$n = 72$	4.96	(0.34)	4.65	(0.34)	4.57	(0.34)
不安尺度	$n = 82$	6.94	(0.61)	6.17	(0.60)	6.99	(0.62)
ソーシャルスキル尺度	$n = 72$						
- 社会的スキル総得点		83.31	(1.28)	85.13	(1.32)	83.40	(1.43)
- 向社会的スキル		33.85	(0.35)	34.34	(0.41)	33.63	(0.50)
- 引っ込み思案行動		13.39	(0.50)	12.64	(0.47)	12.89	(0.53)
- 攻撃行動		10.65	(0.41)	10.46	(0.38)	10.83	(0.40)

注) 抑うつ尺度 = Birleson 自己記入式抑うつ評定尺度、不安尺度 = 短縮版児童用不安尺度、ソーシャルスキル尺度 = 中学生用社会的スキル尺度。

Table 4
各変数における効果量

効果指標	Pre-Post			Post-FU			Pre-FU		
	Cohen's d	95%CI		Cohen's d	95%CI		Cohen's d	95%CI	
抑うつ尺度	0.15	-0.18	0.48	-0.01	-0.33	0.32	0.13	-0.20	0.46
不安尺度	0.14	-0.16	0.45	-0.15	-0.45	0.16	-0.01	-0.31	0.30
ソーシャルスキル尺度									
- 社会的スキル総得点	-0.16	-0.49	0.16	0.15	-0.18	0.47	-0.01	-0.33	0.32
- 向社会的スキル	-0.15	-0.48	0.17	0.18	-0.14	0.51	0.06	-0.27	0.39
- 引っ込み思案行動	0.27	-0.06	0.60	-0.15	-0.47	0.18	0.11	-0.21	0.44
- 攻撃行動	0.06	-0.27	0.38	-0.11	-0.44	0.21	-0.05	-0.38	0.27

注) 抑うつ尺度 = Birleson 自己記入式抑うつ評定尺度、不安尺度 = 短縮版児童用不安尺度、ソーシャルスキル尺度 = 中学生用社会的スキル尺度。95%CI = 95%信頼区間。

と Post の測定値を比較した効果量は、 $d=0.27$ と小さな効果であった。攻撃行動は、時期の主効果が有意でなかった ($F(2, 142) = 0.79, p = .45, \eta_p^2 = 0.01, 95\%CI [0.00, 0.04]$)。

男性, 女性における介入前, 介入後, フォロアーアップの変化

それぞれの効果指標の性別ごとの平均点と標準偏差を Table 5, Pre と Post, Post と FU および Pre と FU における各尺度の性別ごとの得点の変化についての効果量を Table 6 に示す。

抑うつ症状への効果 抑うつ尺度を従属変数として分析を行なったところ、性別の主効果 ($F(1, 70) = 1.28, p = .10, \eta_p^2 = 0.03, 95\%CI [0.00, 0.12]$), 時期の主効果 ($F(2, 140) = 2.32, p = .10, \eta_p^2 = 0.02, 95\%CI [0.01, 0.11]$), 交互作用 ($F(2, 140) = 0.57, p = .56, \eta_p^2 = 0.01, 95\%CI [0.00, 0.03]$) は有意でなかった。

不安症状への効果 不安尺度を従属変数として分析を行なったところ、性別の主効果が有意であり ($F(1, 80) = 4.52, p = .04, \eta_p^2 = 0.05,$

$95\%CI [0.00, 0.17]$), 女性の得点が男性の得点よりも有意に高かった ($p = .04$)。女性の測定値と男性の測定値を比較した効果量は、 $d = -0.47$ で小さい効果であった。時期の主効果 ($F(2, 160) = 2.88, p = .67, \eta_p^2 = 0.04, 95\%CI [0.01, 0.12]$), 交互作用 ($F(2, 160) = 0.66, p = .50, \eta_p^2 = 0.01, 95\%CI [0.00, 0.03]$) は有意でなかった。

ソーシャルスキルへの効果 社会的スキル総得点を従属変数として分析を行なったところ、時期の主効果が有意であり ($F(2, 140) = 4.61, p = .01, \eta_p^2 = 0.06, 95\%CI [0.02, 0.20]$), Post の得点が Pre の得点よりも高く ($p = .01$), また FU の得点が Post の得点よりも有意に低かった ($p = .03$)。Pre の測定値と Post の測定値を比較した効果量は、 $d = -0.17$ で小さい効果、Post の測定値と FU の測定値を比較した効果量は、 $d = 0.15$ で小さい効果であった。性別の主効果 ($F(1, 70) = 1.49, p = .23, \eta_p^2 = 0.02, 95\%CI [0.00, 0.12]$), 交互作用 ($F(2, 140) = 0.44, p = .64, \eta_p^2 = 0.01, 95\%CI [0.00, 0.02]$) は有意でなかった。

Table 5

男性, 女性における各尺度の平均点と標準偏差

効果指標			Pre		Post		FU	
			平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)	平均値	(標準偏差)
抑うつ尺度	男性	$n=39$	3.72	(2.34)	3.51	(2.36)	3.46	(2.86)
	女性	$n=33$	4.73	(3.46)	4.03	(3.28)	4.15	(3.62)
不安尺度	男性	$n=42$	5.57	(4.55)	5.02	(4.25)	6.05	(5.01)
	女性	$n=40$	8.38	(6.05)	7.38	(6.21)	7.98	(6.14)
ソーシャルスキル尺度								
- 社会的スキル総得点	男性	$n=36$	79.80	(13.41)	82.00	(12.65)	81.38	(13.36)
	女性	$n=36$	84.44	(10.59)	85.46	(11.75)	84.16	(11.58)
- 向社会的スキル	男性	$n=36$	33.08	(2.83)	33.25	(3.09)	32.64	(4.67)
	女性	$n=36$	34.61	(2.89)	35.44	(3.58)	34.61	(3.62)
- 引っ込み思案行動	男性	$n=36$	13.00	(3.90)	11.92	(3.10)	12.28	(3.49)
	女性	$n=36$	13.78	(4.62)	12.61	(4.79)	13.50	(5.23)
- 攻撃行動	男性	$n=36$	11.17	(3.63)	11.14	(3.52)	11.33	(3.68)
	女性	$n=36$	10.14	(3.28)	9.78	(2.71)	10.33	(3.04)

注) 抑うつ尺度 = Birleson 自己記入式抑うつ評定尺度, 不安尺度 = 短縮版児童用不安尺度, ソーシャルスキル尺度 = 中学生用社会的スキル尺度。

Table 6

性別ごとの各変数における効果量

効果指標		Pre-Post			Post-FU			Pre-FU		
		Cohen's <i>d</i>	95%CI		Cohen's <i>d</i>	95%CI		Cohen's <i>d</i>	95%CI	
抑うつ尺度	男性	0.10	-0.50	0.69	0.02	-0.36	0.52	0.08	-0.42	0.46
	女性	0.24	-0.24	0.72	-0.04	-0.52	0.44	0.19	-0.29	0.66
不安尺度	男性	0.14	-0.43	0.71	-0.19	-0.61	0.24	-0.09	-0.51	0.34
	女性	0.19	-0.25	0.62	-0.11	-0.54	0.33	0.07	-0.36	0.51
ソーシャルスキル尺度										
- 社会的スキル総得点	男性	-0.16	-0.77	0.46	0.10	-0.36	0.56	-0.01	-0.47	0.45
	女性	-0.21	-0.67	0.25	0.19	-0.26	0.65	-0.01	-0.46	0.45
- 向社会的スキル	男性	-0.07	-0.69	0.54	0.16	-0.30	0.62	0.12	-0.34	0.58
	女性	-0.27	-0.72	0.19	0.22	-0.25	0.67	0.00	-0.46	0.46
- 引っ込み思案行動	男性	0.35	-0.27	0.97	-0.08	-0.54	0.37	0.16	-0.29	0.62
	女性	0.28	-0.18	0.73	-0.21	-0.67	0.25	0.06	-0.39	0.52
- 攻撃行動	男性	0.01	-0.61	0.63	-0.06	-0.52	0.40	-0.05	-0.51	0.41
	女性	0.11	-0.35	0.57	-0.17	-0.63	0.29	-0.06	-0.51	0.40

注) 抑うつ尺度 = Birlerson 自己記入式抑うつ評定尺度, 不安尺度 = 短縮版児童用不安尺度, ソーシャルスキル尺度 = 中学生用社会的スキル尺度。95%CI = 95%信頼区間。

また、ソーシャルスキル尺度の下位尺度の向社会的スキルを従属変数とした分析を行った結果、性別の主効果は有意であり ($F(1, 70) = 7.10, p = .01, \eta_p^2 = 0.09, 95\%CI [0.01, 0.23]$)、女性の得点が男性の得点よりも有意に高かった ($p = .01$)。女性の測定値と男性の測定値を比較した効果量は $d = -0.62$ で中程度の効果であった。時期の主効果 ($F(2, 140) = 2.09, p = .13, \eta_p^2 = 0.03, 95\%CI [0.01, 0.10]$)、交互作用 ($F(2, 140) = 0.44, p = .63, \eta_p^2 = 0.01, 95\%CI [0.00, 0.02]$) は有意でなかった。次に、引っ込み思案行動について、時期の主効果が有意であり ($F(2, 140) = 3.89, p = .02, \eta_p^2 = 0.05, 95\%CI [0.01, 0.17]$)、Post の得点が Pre の得点よりも低かった ($p = .01$)。Pre の測定値と Post の測定値を比較した効果量は、 $d = 0.27$ で小さい効果であった。性別の主効果 ($F(1, 70) = 1.02, p = .32, \eta_p^2 = 0.01, 95\%CI [0.00, 0.11]$)、交互作用 ($F(2, 140) = 0.25, p = .77, \eta_p^2 = 0.004, 95\%CI [0.00, 0.01]$) は有意でなかった。さらに、攻撃行動について、性別の主効果 ($F(1, 70) = 2.57, p = .11, \eta_p^2 = 0.04, 95\%CI [0.00, 0.15]$)、

時期の主効果 ($F(2, 140) = 0.79, p = .46, \eta_p^2 = 0.01, 95\%CI [0.00, 0.04]$)、交互作用 ($F(2, 140) = 0.23, p = .80, \eta_p^2 = 0.03, 95\%CI [0.00, 0.01]$) は有意でなかった。

プログラムの理解度

介入プログラムが適切に行うことができているかを検討するために、参加者にプログラムの構成内容に関するクイズを実施した。まず、SST に関するクイズにおいて、大学生2名による採点の Kappa 係数を算出した結果、第1問では $k = 0.81 (p < .001)$ 、第2問では $k = 1.00 (p < .001)$ 、第3問では $k = 0.92 (p < .001)$ であった。したがって、2名の大学生の記述問題における採点の信頼性はそれぞれの問題で高いとみなした。次に、SST に関するクイズの平均正答率は95.43%、認知再構成法に関するクイズの平均正答率95.22%であった。

授業満足度

2回の授業の感想シートから、授業満足度を算出した。第1回の授業満足度は92.86%、第2回の授業満足度は94.86%であった。

考 察

本研究の目的は、中学生に対して全2回の認知行動的抑うつ予防プログラムを実施するとともに、効果の維持促進のためにブースターセッションの実施と印刷物を用いて介入後と介入3ヵ月後の抑うつ症状と副次的効果指標に及ぼす影響を検討することであった。また、介入効果の性差についても探索的に検討した。その結果、抑うつ症状の低減は示されなかった。そのため、仮説(1)は支持されなかった。一方、仮説(2)については、介入前後でソーシャルスキルが向上し、引込み思案行動が低減しており、一部支持された。性差については、不安症状と向社会的スキルにおいて女性の得点が男性より高いことが認められたが、介入効果には性差は認められなかった。

介入効果について

本研究においては、抑うつ症状に関する介入前後の比較において、ソーシャルスキルの向上は示されたものの、抑うつ症状および不安症状の低減は認められなかった。この結果から、抑うつ症状や不安症状の低減には、ソーシャルスキルの改善のみでは不十分である可能性が示唆される。先行研究では、行動的要素と認知的要素の双方を改善することで抑うつ症状が低減することが報告されている(松原他, 2015; Wang et al., 2024)。本研究では、認知的要素として認知再構成法を導入したが、そのスキルの定着度を測定する指標は設定していなかった。そのため、今回の結果から認知的要素の改善状況を正確に評価することはできず、介入による効果の有無も明らかではない。すなわち、認知的要素が改善されていたにもかかわらず介入効果がみられなかったのか、あるいは改善されなかったために介入効果がみられなかったのかを判断することはできない。したがって、今後の研究においては、認知的要素の効果を適切に測定し、評価することが重要である。

また、介入前後ではソーシャルスキルおよび

引込み思案行動の改善が示されたが、これらの効果は介入3ヵ月後には維持されなかった。この結果から、本研究で用いたブースターセッションや印刷物のみの働きかけでは、維持効果を十分に確保できなかった可能性がある。本研究のブースターセッションは介入内容を思い出すことを目的として実施したものであったが、それによって生徒の理解度や定着度がどの程度促進されたかは不明である。さらに、配布物についても、生徒がどの程度内容に目を通していかを把握することができず、十分に活用されていなかった可能性も考えられる。荒木他(2007)は、担任教師や保護者を含めた高頻度の働きかけが効果の維持に有効であることを示している。また、担任教師からの実態把握に基づきワンポイントセッションを実施することで、フォローアップ期に介入効果が維持されたことも報告されている(石川他, 2010)。これらの知見から、介入効果を持続させるためには、担任教師が主体的に維持促進のための取り組みに関わることが重要であると考えられる。したがって、今後は教員や養護教諭と連携し、教員が介入内容の定着を促すブースターセッションを導入することや、学校や担任教師のニーズに即したワンポイントセッションを実施することが望まれる。

性差による介入効果について

尺度ごとの性差について検討した結果、抑うつ症状においては全ての時点で性差が認められなかった。六角(1999)は、児童期から前思春期までは抑うつ症状に性差はみられず、思春期以降に女性が一貫して高いことを報告している。本研究の測定時期は中学1年生の1学期から2学期にかけてであり、児童期から思春期への移行期にあったことから、性差がみられなかった可能性がある。一方で、不安症状および向社会的スキルについては、全ての時点で女性が男性よりも高い水準を示した。先行研究においても、女性は男性より不安症状が高いこと(Ishikawa et al., 2009)、また向社会的スキルが高いこと(西村他, 2018)が報告されており、本研究の

知見はこれらを支持するものである。

さらに、介入効果の性差について検討した結果、抑うつ症状、不安症状、ソーシャルスキルのいずれにおいても性差は認められなかった。このことから、本プログラムの効果は性別に依存しない可能性がある。先行研究においても、抑うつ予防プログラムの性差に関する知見は一貫していない (Stice et al., 2009; Werner-Seidler et al., 2017)。しかし、女性の不安症状の水準が男性よりも一貫して高いことを踏まえると、今後は特に女子に対する不安症状への介入が重視される必要がある。また、向社会的スキルにおける男女差を考慮し、ユニバーサルレベルの抑うつ予防プログラムにおいては、性別によるスキル水準の違いに応じた介入の工夫が求められる。

限界点と今後の課題

本研究の限界点と今後の課題について述べる。第1に、本研究は対照群を設定していないため、今後はウェイトングリスト対照デザインや対象規模の拡大が必要である。第2に、維持効果の検討期間が比較的短期であったため、長期的効果の検討が求められる。中学生は学年を重ねるにつれて抑うつ症状が高まる傾向があることから (永井, 2008)、予防的観点において長期的な追跡が重要である。第3に、認知再構成法に関するスキルの定着度が不明であった点が挙げられる。先行研究では自己報告式尺度により認知や自動思考の変化を測定しており (佐藤他, 2009; 高橋他, 2018)、今後は信頼性と妥当性の確認された指標にて測定する必要がある。第4に、本研究ではフォローアップ期における学校側との連携が不十分であった。その理由として、プログラム後のフォローアップが教員を含む体制で設けられていなかったことなどが考えられる。先行研究によれば、教員がプログラムの導入・フォローアップに深く関与することで、メンタルヘルスの予防および維持効果が高まるということが報告されている (Kishida et al., 2023)。今後は、学校教員との協力体制を強化すること

で、長期的な効果検証の実現が期待される。

引用文献

- Angold, A., Costello, E. J., & Erkanli, A. (1999). Comorbidity. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 40 (1), 57-87.
<https://doi.org/10.1111/1469-7610.00424>
- 荒木 秀一・石川 信一・佐藤 正二 (2007). 維持促進を目指した児童に対する集団社会的スキル訓練 行動療法研究, 33 (2), 133-144.
https://doi.org/10.24468/jjbt.33.2_133
- Barrett, P. M. (1998). Evaluation of cognitive-behavioral group treatments for childhood anxiety disorders. *Journal of Clinical Child Psychology*, 27 (4), 459-468.
https://doi.org/10.1207/s15374424jccp2704_10
- Bhatia, S. K., & Bhatia, S. C. (2007). Childhood and adolescent depression. *American Family Physician*, 75 (1), 73-80.
- Brunwasser, S. M., Gillham J. E., & Kim, E. S. (2009). A meta-analytic review of the Penn Resiliency Program's effect on depression symptoms. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 77 (6), 1042-1054.
<https://doi.org/10.1037/a0017671>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.)*. Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- 俣田 健三・賀古 勇輝・佐々木 幸哉・伊藤 耕一・北川 信樹・小山 司 (2004). 小・中学生の抑うつ状態に関する調査 — Birlson 自己記入式抑うつ評価尺度 (DSRS-C) を用いて 児童青年精神医学

- とその近接領域, 45 (5), 424-436.
- Fisak, B., Griffin, K., Gallegos-Guajardo, J., & Davila, S. (2023). The effectiveness of the FRIENDS programs for children and adolescents: A meta-analytic review. *Mental Health & Prevention, 30* (2), 200271. <https://doi.org/10.1016/j.mhp.2023.200271>
- Gillham, J. E., Reivich, K. J., Freres, D. R., Chaplin, T. M., Shatté, A. J., Samuels, B., Elkon, A. G. L., Litzinger, S., Lascher, M., Gallop, R., & Seligman, M. E. P. (2007). School-based prevention of depressive symptoms: A randomized controlled study of effectiveness and specificity of the Penn Resiliency Program. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 75* (1), 9-19. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.75.1.9>
- 石川 信一・石井 僚・福住 紀明・村上 航・大谷 和夫・榎 美和子・鈴木 高志・田中 あゆみ (2018). 短縮版児童用不安尺度 (Short-CAS) 日本語版作成の試み——青年を対象とした信頼性と妥当性の検討——不安症研究, 10 (1), 64-73. https://doi.org/10.14389/jsad.10.1_64
- 石川 信一・岩永 三智子・山下 文大・佐藤 寛・佐藤 正二 (2010). 社会的スキル訓練による児童の抑うつ症状への長期的効果 教育心理学研究, 58 (3), 372-384. <https://doi.org/10.5926/jjep.58.372>
- Ishikawa, S., Sato, H., & Sasagawa, S. (2009). Anxiety disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders, 23* (1), 104-111. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2008.04.003>
- 石川 信一・戸ヶ崎 泰子・佐藤 正二・佐藤 容子 (2006). 児童青年に対する予防プログラム——現状と課題—— 教育心理学研究, 54 (4), 572-584. https://doi.org/10.5926/jjep1953.54.4_572
- Johnstone, K. M., Kempes, E., & Chen, J. (2018). A meta-analysis of universal school-based prevention programs for anxiety and depression in children. *Clinical Child and Family Psychology Review, 21*, 466-481. <https://doi.org/10.1007/s10567-018-0266-5>
- Kishida, K., Hida, N., Matsubara, K., Oguni, M., & Ishikawa, S. (2023). Implementation of a transdiagnostic universal prevention program on anxiety in junior high school students after school closure during the COVID-19 pandemic. *Journal of Prevention, 44*, 69-84. <https://doi.org/10.1007/s10935-022-00709-9>
- 岸田 広平・石川 信一 (2015). 中学生の抑うつ症状と不安症状に対する学級規模の集団社会的スキル訓練の有効性の検討 心理臨床科学, 5 (1), 59-71.
- 岸田 広平・松原 耕平・肥田 乃梨子・石川 信一 (2023). 日本における学校でのメンタルヘルス予防教育の現状と課題——こころあっぷタイム (Up2-D2) の社会実装——不安症研究, 15 (1), 10-19. https://doi.org/10.14389/jsad.15.1_10
- 小関 俊祐 (2010). 小学生に対する抑うつ低減プログラムの開発 風間書房
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics, 33* (1), 159-174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
- 松原 耕平・佐藤 寛・石川 信一・高橋 高人・佐藤 正二 (2015). 子どものためのユニバーサル抑うつ予防プログラムの媒介変数の検討 認知療法研究, 8 (2), 248-257.

- 文部科学省 (2023). 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸問題に関する調査. e-Stat 政府統計の総合窓口. Retrieved October 3, 2024 from https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00400304&kikan=00400&result_page=1
- Mrazek, P. J., & Haggerty, R. J. (Eds.). (1994). *Reducing risks for mental disorders: Frontiers for preventive intervention research*. National Academy Press. <https://doi.org/10.17226/2139>
- 永井 智 (2008). 中学生における児童用抑うつ自己評定尺度 (DSRS) の因子モデルおよび標準データの検討 感情心理学研究, 16 (2), 133-140. <https://doi.org/10.4092/jsre.16.133>
- 並川 努・谷 伊織・脇田 貴文・熊谷 龍一・中根 愛・野口 裕之・辻井 正次 (2011). Birleson 自己記入式抑うつ評価尺度 (DSRS-C) 短縮版の作成 精神医学, 53 (5), 489-496. <https://doi.org/10.11477/mf.1405101871>
- 西村 多久磨・福住 紀明・藤原 和政・河村 茂雄 (2018). ソーシャルスキルの縦断的变化——中学生を対象として—— 心理学研究, 89 (1), 29-39. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.89.16048>
- 六角 洋子 (1999). 子どもの抑うつに関する研究動向 お茶の水女子大学人文科学紀要, 52, 317-338.
- Saluja, G., Iachan, R., Scheidt, P. C., Overpeck, M. D., Sun, W., & Giedd, J. N. (2004). Prevalence of and Risk Factors for Depressive Symptoms Among Young Adolescents. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 158 (8), 760-765. <https://doi.org/10.1001/archpedi.158.8.760>
- 佐藤 寛・今城 知子・戸ヶ崎 泰子・石川 信一・佐藤 容子・佐藤 正二 (2009). 児童の抑うつ症状に対する学級規模の認知行動療法プログラムの有効性 教育心理学研究, 57 (1), 111-123. <https://doi.org/10.5926/jjep.57.111>
- 嶋田 洋徳 (1998). 小中学生の心理的ストレスと学校適応感に関する研究 風間書房
- 清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD: 機能の紹介と統計学習・教育・研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- Stice, E., Shaw, H., Bohon, C., Marti, C. N., & Rohde, P. (2009). A meta-analytic review of depression prevention programs for children and adolescents: Factors that predict magnitude of intervention effects. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 77 (3), 486-503. <https://doi.org/10.1037/a0015168>
- 高橋 高人・松原 耕平・中野 聡之・佐藤 正二 (2018). 中学生に対する認知行動的抑うつ予防プログラムの効果——2年間のフォローアップ測定による標準群との比較—— 教育心理学研究, 66 (1), 81-94. <https://doi.org/10.5926/jjep.66.81>
- Wang, P., Wang, Z., & Qiu, S. (2024). Universal, school-based transdiagnostic interventions to promote mental health and emotional wellbeing: A systematic review. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 18 (1), 47. <https://doi.org/10.1186/s13034-024-00735-x>
- Weissman, M. M., Wolk, S., Goldstein, R. B., Moreau, D., Adams, P., Greenwald, S., Klier, C. M., Ryan, N. D., Dahl, R. E., Wickramaratne, P. (1999). Depressed adolescents grown up.

- Journal of the American Medical Association*, 281 (18), 1707-1713.
<https://doi.org/10.1001/jama.281.18.1707>.
- Werner-Seidler, A., Spanos, S., Calfar, A. L., Perry, Y., Torok, M., O'Dea, B., Christensen, H., & Newby, J. M. (2021). School-based depression and anxiety prevention programs: An updated systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 89, 102079. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.102079>