

親評定尺度に基づく児童青年の抑うつ症状に関する検討

Depressive symptoms in children and adolescents based on
a parent-rating scale

岸田広平^{1,2} 津田征海³ 石川信一²

Kohei KISHIDA Masami TSUDA Shin-ichi ISHIKAWA

要約

本研究の目的は、親評定による子ども用抑うつ評価尺度の信頼性と妥当性の検討および標準データの構築を行うことであった。児童青年1,876名(平均年齢10.53±2.63歳:女子46.50%,男子53.50%)の親を対象にオンライン調査を実施した。本研究では、子ども用抑うつ評価尺度(Depression Self-Rating Scale for Children)の項目を用いて、親評定による抑うつ評価尺度(Depression Parent-Rating Scale for Children: DPRS-C)として使用した。確認的因子分析の結果、DPRS-Cの2因子構造の構造的妥当性が確認され、各因子の内的整合性についても高い値が得られた。さらに、親評定の抑うつ症状と不安症状には中程度の正の相関($r=.44$)が示され、DPRS-Cの構成概念妥当性が支持された。続いて、標準データを算出するために、全体の合計得点と標準偏差を算出した。次に、参考データとして、抑うつ症状の高い子どもの割合を検討した結果、13.31%(243/1,826名)の子どもがカットオフ値(16点)を上回ることが示された。最後に、本研究の結果を踏まえて、子どもの抑うつ症状に対して、親からの情報を含めて査定や介入を行う際に注意すべき点が議論された。

キーワード: 児童青年, 抑うつ症状, 親評定, オンライン調査

問題と目的

児童青年において抑うつ障害は頻繁にみられる精神疾患の1つであることが知られている。抑うつ障害群とは、悲しみ、活動性の減退、食欲や睡眠の問題、死についての反復思考などに代表されるいくつかの症状が、一定期間以上ま

とまって起きるという特徴をもつ障害群である(APA, 2013)。児童青年の抑うつ障害の時点有病率や1年有病率については、児童は1-3%であり、青年は2-13%であることが報告されている(Abela & Hankin, 2008)。生涯有病率を見ると、児童は1%程度であるものの、青年は24%を示す研究も報告されている(Abela & Hankin, 2008)。本邦の小学4年から中学1年の738名については、1.5%という抑うつ障害群の時点有病率が示されている(傳田, 2008)。また、中学1-2年の328名において、4.9%の抑うつ障害群の時点有病率と8.8%の抑うつ障害群の生涯有病率が示されている(佐藤・下津・石川,

¹ 同志社大学 研究開発推進機構 (Organization for Research Initiatives and Development, Doshisha University)

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

³ 同志社大学大学院心理学研究科 (Graduate School of Psychology, Doshisha University)

2008)。さらに、抑うつ障害を有する青年は、成人期の自殺や抑うつ障害の再発の危険性が高まり、仕事、社会、家族関係などの困難を示すことが報告されている (Weissman et al., 1999)。以上のように、児童青年の抑うつ障害は見逃すことのできない問題であり、適切な心理査定と確立や、それに基づく適切な早期介入が求められている。

児童青年の抑うつ症状に対する心理査定には、自己評定や親評定の評価尺度、専門家による半構造化面接や行動観察といった方法が用いられている (石川, 2011; 佐藤・石川・下津・佐藤, 2009; 竹島・松見, 2013)。専門家による診断面接や行動観察は抑うつ症状の査定において非常に有益な情報を提供できる。一方で、実施する専門家の不足や評定者の訓練に時間がかかるといった問題があり、多くの児童青年の心理査定を一斉に実施することが難しいという限界がある。多くの児童青年から一早くリスクのある対象者を見つけ、適切な早期介入に結び付けるためには、比較的簡易に実施ができる自己評定や親評定の評価尺度を用いた効率的な心理査定が有益である。

本邦において、児童青年の抑うつ症状に対する心理査定として最も頻繁に使用されている方法は、自己評定尺度を用いた方法である。代表的な自己評定の抑うつ症状尺度としては、Children's Depression Inventory (CDI; Kovacs, 1985)、Center for Epidemiological Studies Depression (CES-D; Radloff, 1977)、Depression Self-Rating Scale for Children (DSRS-C; Birmaher, 1981)、の3つがある。CDIは、成人の抑うつ症状を測定する Beck Depression Inventory (BDI; Beck & Steer, 1933) を基にして、児童青年の抑うつ症状を測定するために開発された尺度である。世界的にも最も使用されている尺度であり、日本語版 CDI についても信頼性と妥当性が確認されている (真志田他, 2009; Ozono et al., 2019)。CES-Dは、15歳以上の抑うつ症状を測定する尺度であり、日本語版 CES-D についても信頼

性と妥当性が確認されている (島他, 1985)。DSRS-Cは、児童青年の抑うつ症状を測定する尺度であり、本邦において最も使用されている自己評定の抑うつ評価尺度である。日本語版 DSRS-C についても信頼性と妥当性が確認されている (村田・清水・森・大島, 1996; 永井, 2008; 佐藤, 2008)。DSRS-Cは「活動性および楽しみの減退」と「抑うつ気分」の2因子構造が示されており (永井, 2008; 佐藤・新井, 2002; 佐藤, 2008)、不安症状との中程度の正の相関が示されている ($r=.47$: Ishikawa, Sato, & Sasagawa, 2009)。

本邦の児童青年を対象に最も使用されている自己評定の抑うつ評価尺度は DSRS-C であり、いくつかの標準データが構築されている。Denda, Kako, Kitagawa, & Koyama (2006) は2,453名の小学1年生から中学3年生の児童青年を対象として、DSRS-Cを用いた横断調査を実施した。その結果、年齢の増加とともに抑うつ症状が増加することが示された。一方で、女子が男子よりも得点は高いものの、有意な結果は示されなかった。加えて、14.9%の対象者がカットオフ値 (15点: Birmaher, Hudson, Buchanan, & Wolff, 1987) を上回る得点を示していた。また、小学1年生から6年生の児童では10.5%、中学1年生から3年生の青年では27.9%という割合が示された。次に、佐藤 (2008) は3,324名の小学4年生から6年生の児童を対象として DSRS-Cを用いた横断調査を実施した。佐藤 (2008) の使用した DSRS-C は実施上の問題を考慮して、自殺といじめに関する2項目を削除している。検討の結果、抑うつ症状は女子が男子よりも有意に高いことが示されものの、学年による差は示されなかった。カットオフ値 (16点: 村田他, 1996) を上回る児童の割合は全体で11.6%であった (児童男子10.0%、児童女子13.5%)。最後に、永井 (2008) は2,383名の中学1年生から3年生の青年を対象にして、DSRS-Cを用いた横断的調査を実施した。その結果、抑うつ症状は女子が男子よりも高いことが示され、高い学年において症状が高いこと

が示された。カットオフ値（16点）を上回る青年の割合は、全体で30.3%であった（青年男子25.6%、青年女子35.3%）。以上のように、本邦の児童青年の抑うつ症状を測定する自己評定の尺度として、DSRS-Cは最も多く使用される尺度の1つである。先行研究をまとめると、男子よりも女子の抑うつ症状が高く、学年の増加に伴って抑うつ症状が増加すると示された。カットオフ値を超える割合は児童では10-15%程度であり、青年では25-30%程度であると示唆され、各発達段階においても女子の割合が高いことが示唆された。

上記のように、児童青年の抑うつ症状を測定する尺度のDSRS-Cについては、尺度の信頼性・妥当性が検討され、標準データが構築されている。一方、本邦では自己評定尺度が整備されているものの、親評定による抑うつ評価尺度が整備されていない。これまで自己評定のDSRS-Cの項目は、表現を一部修正した16項目の親評定版や一部の項目を利用した9項目の親評定版として利用されており（石川他，2018；高橋他，2006）、親評定による子どもの抑うつ症状の測定尺度としての利用可能性が示されている。しかし、全18項目を用いて、親評定による子どもの抑うつ症状を検討した研究はない。簡便に児童青年の抑うつ症状を査定する方法として、自己評定だけではなく親評定による子どもの抑うつ症状を査定する尺度が整備されれば、多面的な児童青年の抑うつ症状の査定が可能になり、適切な早期介入につながる。また、子ども用と同様の全18項目を用いることで、自己評定と親評定の比較検討を行うことが可能になる。

本研究では、児童青年を持つ親を対象にしてDSRS-Cの項目を用いて、親評定による子ども用抑うつ症状尺度（Depression Parent-Rating Scale for Children：DPRS-C）としての信頼性・妥当性を検討することを目的とする。さらに、親評定による子どもの抑うつ症状について標準データを構築し、カットオフ値（16点）を上回る児童青年の割合を算出することを

目的とする。

方 法

対象者と手続き

児童青年1,876名（平均年齢10.53±2.63歳：女子46.50%、男子53.50%）の親から収集したデータを使用した。当該データは、COVID-19 Online-Survey for Children and Adolescents in Japan (J-COSCA；Kishida, Tsuda, & Ishikawa, 2021)の一部を用いた。J-COSCAは日本に住む6歳から15歳までの子どもを持つ親を対象としたオンライン調査であり、2020年から2021年にかけて実施されている縦断調査である。本研究ではJ-COSCAのデータセットから2020年11月末から12月初めに収集したデータを使用した。J-COSCAでは、COVID-19に関連した学校閉鎖中（全校閉鎖または一部閉鎖）においては抑うつ症状が悪化する可能性が示されている（Kishida, Tsuda, & Ishikawa, 2021）。そのため、学校閉鎖中の参加者については本研究の分析から除外した。本研究は、筆頭著者の所属学部における倫理審査委員会の承認を得て実施した（202017）。また、参加者全員からインフォームドコンセントを得た上でオンライン調査を実施した。

調査材料

親評定による子ども用抑うつ評価尺度（DPRS-C） 子どもの抑うつ症状を測定するための尺度であるDSRS-Cの全18項目（Birlleson, 1981）を親評定版として使用した。項目については、村田他（1996）と同様の自己評定版の項目を使用した。教示は、「以下に、子どもについて記述した質問項目があります。それぞれの質問について、あなたのお子さんのこの1週間の気持ちを最もよく表している箇所1つに○をつけてください。」とした。先行研究（永井，2008；佐藤・新井，2002）に基づいて、「活動性および楽しみの減退」に関する項目（項目1、項目2、項目4、項目7、項目8、項目9、項

目11, 項目12, 項目13, 項目16) は逆転項目として処理した上で記述統計や統計分析に用いた。全18項目はそれぞれ3件法 (0-2点) で評価し, 得点可能範囲は「抑うつ症状」は0-36点, 「活動性および楽しみの減退」は0-20点, 「抑うつ気分」は0-16点であった。得点が高いほど, 抑うつ症状が高いことを示している。

Spence Children's Anxiety Scale for Parent (SCAS-P: Nauta et al., 2004) 子どもの不安症状を測定するための尺度であるSCAS-Pの全38項目を用いた。教示は, 「以下に, 子どもについて記述した質問項目があります。それぞれの質問について, あなたのお子さんを最もよく表している箇所1つに○をつけてください。なお, 全ての質問にお答え下さい。」であった。SCAS-P 日本語版の信頼性と妥当性はIshikawa et al. (2014) によって確認されている。全38項目はそれぞれ4件法 (0-3点) で評価し, 得点可能範囲は0-114点であった。得点が高いほど, 高い不安症状を示している。本研究における内的整合性は $\alpha = .94$ であった。

分析計画

本研究では, DPRS-Cの信頼性・妥当性の検討および標準データの構築することを目的としている。まず, 構造的妥当性を検討するために, 最尤推定法を用いた確認的因子分析を実施した。適合度指標には, Goodness Fit of Index (GFI), Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI), Comparative Fit of Index (CFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) を用いた。GFI, AGFI, CFIは0.9以上で当てはまりが良いと判断し, RMSEAは0.05以下で当てはまりが良く, 0.1以上で当てはまりが良くないと判断した(豊田, 2007)。先行研究(永井, 2008; 佐藤・新井, 2002)に基づいて, 「活動性および楽しみの減退」と「抑うつ気分」という2因子構造の妥当性を検討した。信頼性を検討するためにクロンバックの内的整合性を算出した。次に, 構成概念妥当性を検討するために, 抑

うつ症状との相関係数を算出した。先行研究(Ishikawa et al., 2009; 佐藤, 2008)に基づいて, DPRS-CとSCAS-Pにおいても中程度の正の相関 ($.40 < r < .59$) がみられるという仮説を立てた。なお, 相関係数の絶対値を, .80以上で非常に強い相関, .60から.79で強い相関, .40から.59で中程度の相関, .20から.39で弱い相関, .19以下で相関がないと判断した。

次に, 標準データを構築するために, DPRS-Cの合計得点および各下位尺度得点について, 平均得点と標準偏差を算出した。まず, 母親評定と父親評定の得点の差異を検討するために t 検定を実施した。その後, 全体得点と下位尺度得点を従属変数として, 性別と発達段階を要因とする多変量分散分析および単変量分散分析を実施した。加えて, 先行研究と比較した際の不安症状の高低を検討するために, SCAS-Pの全体得点についても平均得点と標準偏差を算出し, 全体得点に対して単変量分散分析を実施した。なお, DPRS-Cについては自殺関連思考への回答を検討するために, 各項目の回答者の割合を算出した。最後に, 参考データとして, 抑うつ症状の高い児童青年について検討するために, 自己評定版のカットオフ値 (16点: 村田他, 1996) を使用して, 抑うつ症状の高い児童青年の割合を算出した。 χ^2 検定を用いて, 発達段階と性別において割合に差があるかを検討した。なお, 本研究では6-11歳を児童, 12-15歳を青年とした。統計解析にはSPSS 27を用い, 確認的因子分析にはAMOS 27を用いた。

結 果

信頼性と妥当性の検討

構造的妥当性を確認するために, 2因子構造に基づく確認的因子分析を行った (Table 1)。その結果, 2因子構造のモデルの適合度は, GFI = .994, AGFI = .929, CFI = .934, RMSEA = .055であり, RMSEAは.05を上回るものの, モデルの適合は概ね良好であると判断された。

Table 1 親評定による子ども用抑うつ評価尺度の確認的因子分析の結果

項目	因子負荷量
I. 活動性および楽しみの減退	
7. 元気いっぱいだ (R)	.77
12. いつものように何をしても楽しい (R)	.74
13. 家族と話すのが好きだ (R)	.71
8. 食事が楽しい (R)	.69
2. とてもよくねむれる (R)	.64
4. 遊びに出かけるのが好きだ (R)	.63
16. 落ちこんでいてもすぐに元気になる (R)	.62
1. 楽しみにしていることがたくさんある (R)	.57
11. やろうと思ったことがうまくできる (R)	.57
9. いじめられていても自分で「やめて」と言える (R)	.50
II. 抑うつ気分	
17. とても悲しい気がする	.77
15. ひとりぼっちの気がする	.72
10. 生きていても仕方がないと思う	.68
5. にげ出したいような気がする	.67
3. 泣きたいような気がする	.62
18. とてもたいくつな気がする	.53
6. おなかがいたくなることがある	.52
14. こわいゆめを見る	.46
	I II
	I - 0.28
	II -

注. (R)=逆転項目

各下位尺度に対する因子負荷量は、「活動性および楽しみの減退」では.50-.77,「抑うつ気分」では.46-.77, といずれの因子においてもすべてのパス係数は有意であり ($p < .001$), 高い負荷量が示された。各因子間には有意な相関関係が示された ($r = .28, p < .001$)。内的整合性は, 合計得点である「抑うつ症状」では $\alpha = .85$, と高い値が示された。次に, 各下位尺度は「活動性および楽しみの減退」では $\alpha = .88$, 「抑うつ気分」では $\alpha = .88$, と高い値が示された。続いて, 構成概念妥当性を示す仮説検証を行うため DPRS-C と SCAS-P の相関係数を算出した。その結果, 抑うつ症状と不安症状は $r = .44$ と中程度の相関係数が示され, 構成概念妥当性に関する仮説 ($.40 < r < .59$) が支持された。以上のことから, 親評定による子ども用抑うつ

評価尺度 (DPRS-C) の構造的妥当性, 内的整合性, および, 構成概念妥当性が確認された。

標準データ, 分散分析, および, 各項目の検討

対象者全体の DPRS-C の合計得点の平均得点は $M = 8.58$ ($SD = 5.46$) 点であった。なお, 母親評定の平均得点は 8.25 ± 5.40 , 父親評定の平均得点 8.78 ± 5.48 であり, 得点の差は大きくはないものの, 父親評定の方が統計的に有意に高いことが示された ($t(1820) = 2.07, p < 0.05$)。

次に, DPRS-C の合計得点「抑うつ症状」と各下位尺度得点「活動性および楽しみの減退」「抑うつ気分」を従属変数として, 発達段階と性別を要因とする多変量分散分析を実施した結果, Wilks の Λ は, 発達段階の主効果は有意であり ($p < .001$), 性別の主効果と交互作用

には有意な結果は示されなかった。続いて、単変量分散分析の結果、交互作用には有意な結果は示されなかった。一方、「抑うつ症状」において、性別の主効果は有意な差が示されなかったものの、発達段階の主効果は有意な差が示され ($p < .01$), 児童よりも青年において高かった。同様に、「活動性および楽しみの減退」についても、性別の主効果は有意な差が示されなかったものの、発達段階の主効果は有意な差が示され ($p < .001$), 児童よりも青年において高かった。一方、「抑うつ気分」については、発達段階と性別の主効果は有意な差は示されなかった。続いて、対象者全体の SCAS-P の合計得点の平均得点は $M=12.29$ ($SD=13.57$) 点であった。SCAS-P の合計得点を従属変数として、発達段階と性別を要因とする単変量分散分析の結果、交互作用に有意な結果は示されなかったものの、発達段階の主効果 ($p < .001$) と性別の主効果 ($p < .01$) において有意な結果が示された。これにより、児童の方が青年より不安症状が高いことが示され、女子の方が男子より不安症状が高いことが示された。DSRS-C と SCAPS-P の分散分析の結果を Table 2 に示す。

次に、各項目について検討を行った。各項目の平均得点、標準偏差、各項目の回答率を Table 3 に示す。項目平均得点の高い項目は、「やろうと思ったことがうまくできる ($M=0.96$, $SD=0.61$)」「落ちこんでいてもすぐに元気になれる ($M=0.86$, $SD=0.72$)」「楽しみにし

ていることがたくさんある ($M=0.84$, $SD=0.60$)」であり、自己評価の低下、気分回復の遅れ、楽しみの減退などに関する項目が見られた。続いて、項目平均得点の低い項目は「生きていても仕方がないと思う ($M=0.11$, $SD=0.35$)」「ひとりぼっちの気がする ($M=0.16$, $SD=0.41$)」「とても悲しい気がする ($M=0.16$, $SD=0.40$)」であり、自殺関連思考、孤独感、気分の低下、などに関する項目が見られた。なお、上位10項目すべてが「活動性および楽しみの減退」の項目であり、下位8項目すべてが「抑うつ気分」の項目であった。なお、自殺関連思考「生きていても仕方がないと思う」については、0点をつけた回答者の割合は90.20%、1点をつけた回答者の割合は8.49%、2点をつけた回答者の割合は1.31%であった。

カットオフ値 (16点) を上回る児童青年の割合

合計得点がカットオフ値 (16点) を上回った者の割合を算出した (Table 4)。その結果、カットオフ値を上回る者は全体で13.31%であった。発達段階別の割合を算出した結果、児童では12.72%、青年では14.27%という割合が示された。性別の割合を算出した結果、女子では14.72%、男子では11.84%という割合が示された。次に、カットオフ値を上回る児童生徒の割合について、発達段階別または性別の関連について χ^2 検定を実施した結果、児童と青年 ($\chi^2(1)=0.88$, $p=.35$) および女子と男子 ($\chi^2(1)$

Table 2 親評定による抑うつ症状と不安症状の平均得点、標準偏差、および、分散分析の結果

	<i>M</i>	児童 (6-11歳)			青年 (12-15歳)			児童青年 (6-15歳)			<i>F</i>	性別 <i>F</i>	交互作用 <i>F</i>
		女子	男子	合計	女子	男子	合計	女子	男子	合計			
抑うつ症状		8.29	8.17	8.23	9.13	9.16	9.15	8.58	8.58	8.58	12.01**	0.03	0.08
	<i>SD</i>	5.56	5.31	5.44	5.82	5.18	5.45	5.66	5.28	5.46			
I. 活動性および 楽しみの減退	<i>M</i>	6.46	6.41	6.43	7.35	7.64	7.52	6.77	6.92	6.85	24.09***	0.30	0.64
	<i>SD</i>	4.57	4.30	4.43	4.61	4.29	4.42	4.60	4.34	4.46			
II. 抑うつ気分	<i>M</i>	1.83	1.76	1.79	1.78	1.52	1.63	1.81	1.66	1.73	1.51	2.02	0.73
	<i>SD</i>	2.34	2.35	2.34	2.49	2.26	2.36	2.39	2.31	2.35			
不安症状	<i>M</i>	14.04	12.98	13.50	11.74	9.29	10.32	13.25	11.45	12.29	20.92***	7.23**	1.12
	<i>SD</i>	13.74	13.65	13.70	13.62	12.69	13.13	13.74	13.38	13.57			

注. 分散分析の自由度は (1, 1822), ** $p < .01$, *** $p < .001$

Table 3 親評定による子ども用抑うつ評価尺度の平均得点、標準偏差、および、回答者の割合

項目	M	SD	回答者の割合		
			0点	1点	2点
I. 活動性および楽しみの減退					
11. やろうと思ったことがうまくできる (R)	0.96	0.61	20.54%	63.03%	16.43%
16. 落ちこんでいてもすぐに元気になる (R)	0.86	0.72	33.68%	46.71%	19.61%
1. 楽しみにしていることがたくさんある (R)	0.84	0.60	26.94%	62.05%	11.01%
9. いじめられていても自分で「やめて」と言える (R)	0.81	0.70	35.93%	47.04%	17.03%
12. いつものように何をしても楽しい (R)	0.80	0.64	32.31%	55.64%	12.05%
4. 遊びに出かけるのが好きだ (R)	0.63	0.72	51.04%	35.05%	13.91%
8. 食事が楽しい (R)	0.52	0.64	55.91%	36.14%	7.94%
7. 元気いっぱいだ (R)	0.51	0.65	56.85%	34.88%	8.27%
13. 家族と話すのが好きだ (R)	0.50	0.62	56.68%	36.86%	6.46%
2. とてもよくねむれる (R)	0.42	0.62	65.17%	27.93%	6.90%
II. 抑うつ気分					
18. とてもたいくつな気がする	0.35	0.53	67.69%	29.57%	2.74%
14. こわいゆめを見る	0.32	0.49	68.73%	30.28%	0.99%
6. おなかがいたくなることがある	0.26	0.47	75.47%	23.11%	1.42%
3. 泣きたいような気がする	0.19	0.42	81.87%	16.92%	1.20%
5. にげ出したいような気がする	0.18	0.41	83.24%	15.55%	1.20%
15. ひとりぼっちの気がする	0.16	0.40	85.82%	12.76%	1.42%
17. とても悲しい気がする	0.16	0.41	85.60%	12.87%	1.53%
10. 生きていても仕方がないと思う	0.11	0.35	90.20%	8.49%	1.31%

注. (R) = 逆転項目

Table 4 カットオフ値を上回る児童生徒の割合

	児童 (6-11歳)			青年 (12-15歳)			児童青年 (6-15歳)		
	女子	男子	合計	女子	男子	合計	女子	男子	合計
16点以上	13.80%	11.67%	12.72%	16.49%	12.66%	14.27%	14.72%	11.84%	13.31%
16点以上 <i>n</i>	77	67	144	48	51	99	125	118	243
全体 <i>N</i>	558	574	1132	291	403	694	849	997	1826

=2.76, $p=.10$) の両方において有意な差は示されなかった。

考 察

本研究の目的は、親評定による子ども用抑うつ評価尺度 (DPRS-C) の信頼性・妥当性の検討および標準データの構築を行うことであった。検討の結果、2因子構造の構造的妥当性、内的整合性に基づく信頼性、および、仮説検証に基づく構成概念妥当性が支持された。次に、

DPRS-C の標準データとして、対象者全体の平均得点と標準偏差を算出した結果、8.58 ($SD=5.46$) 点という結果が得られた。最後に、カットオフ値 (16点) を上回る児童青年の割合は、全体で13.31% (243/1,826名) であることが示された。

確認的因子分析の結果、DPRS-C は「活動性および楽しみの減退」と「抑うつ気分」の2因子構造の妥当性が確認され、各因子の高い信頼性も確認された。本邦の児童青年を対象とした先行研究においても、自己評定の抑うつ症状につ

いて同様の2因子構造が確認されている(永井, 2008; 佐藤・新井, 2002)。このことから, 本研究の結果は妥当な結果であると考えられる。次に, 不安症状との関連についても, 自己評定による先行研究と同様の結果が示され, 本研究の仮説が支持された。児童青年の抑うつ障害と不安症においても高い併存率が繰り返し報告されており(Cummings, Caporino, & Kendall, 2014; Garber & Weersing, 2010), 抑うつ症状と不安症状の関連の強さは親評定からも再現される結果となった。

6歳から15歳の児童青年全体の DPRS-C の合計得点の平均得点は8.58 ($SD=5.46$) 点であり, 児童では8.23 ($SD=5.44$) 点, 青年では9.15 ($SD=5.45$) 点, という得点が示された。DSRS-C を用いた先行研究(佐藤, 2008)によると, 小学4年生から6年生では, いじめと自殺に関する2項目を削除しているものの, 9.28 ($SD=5.06$) 点という本研究よりも高い得点が示されている。中学1年生から3年生を対象とした先行研究(永井, 2008)では, 12.55 ($SD=6.42$) 点という得点が示されている。以上のように, 親評定と自己評定は単純には比較できないものの, 子どもの抑うつ症状の得点については, 自己評定よりも親評定が低くなる可能性がある。同様に, 本邦の児童の不安症状得点(SCASの得点可能範囲: 0-114点)においても, 自己評定 (25.50 ± 18.75 : Ishikawa et al., 2009) よりも親評定(母親評定の平均得点 11.13 ± 8.34 , 父親評定の平均得点 11.47 ± 10.98 : Ishikawa et al., 2014) が低くなる可能性が見て取れる。本研究においても, 対象者全体の親評定による不安症状の平均得点は, 全体で 12.29 ± 13.57 点と親評定の先行研究と同様の得点が示されている。今後は, 同一の対象者に対して, 自己評定と親評定の両方を測定比較することにより, 詳細な自己評定と親評定の差異について検討する必要がある。

DSRS-C を用いた先行研究(Denda et al., 2006; 永井, 2008; 佐藤・新井, 2002) をまとめると, 男子よりも女子の抑うつ症状が高いこ

とが示され, 学年の増加に伴って抑うつ症状が増加することが示されている。本研究の親評定による結果を見ると, 青年の方が児童よりも抑うつ症状が有意に高いという結果が示されたものの, 性別の差は有意な結果が示されなかった。このような結果になった理由の1つとしては, 親評定において「抑うつ気分」の得点が低く評価された影響が考えられる。各項目の平均得点を見ると, 自己評価の低下, 気分回復の遅れ, 楽しみの減退などに関する項目などの「活動性および楽しみの減退」は比較的高い得点が示されている。一方で, 自殺関連思考, 孤独感, 気分の低下, などに関する項目などの「抑うつ気分」は比較的低い得点が示されている。このことから, 親評定を臨床研究において活用する際には, 「活動性および楽しみの減退」のような比較的観察しやすい行動的要因を報告することはできるとしても, 「抑うつ気分」のような子どもの内的体験である感情的・認知的要因を見逃してしまう傾向にあるのかもしれない。

自殺関連思考「生きていても仕方がないと思う」については, 1点をつけた回答者の割合は8.49%であり, 2点をつけた回答者の割合は1.31%であった。小中学生に対して自己評定版のDSRS-Cを用いた先行研究(Denda et al., 2006)では, 1点の割合は13.7%, 2点の割合は4.1%と報告されている。同様に, 中学生の自己評定版のDSRS-Cを用いた先行研究(永井, 2008)では1点の割合は20.9%, 2点の割合は8.6%と報告されている。これらの結果から, いずれの割合においても, 親評定版の方が自己評定版よりも自殺のリスクを低く見積もっている可能性がある。自殺関連思考の査定を行う際には, 親評定の尺度を使用するよりもむしろ, 自己評定尺度や半構造化面接を用いて, 子どもの本人に直接尋ねることが必要かもしれない。

自己評定版のカットオフ値を使用した参考データを算出した結果, カットオフ値を上回る抑うつ症状を有する児童青年の割合では13.31%という割合が示され, 発達段階と性別では有意な差が示されなかった。自己評定のDSRS-Cを

用いた先行研究を概観すると、児童の割合は10-15%程度、青年では25-30%程度の割合が示されており、青年の方が高い割合が示されている。さらに、いずれの発達段階においても、男子よりも女子の方が高い割合が示されている。以上のことを踏まえると、親評定による子ども用抑うつ評価尺度を用いた場合、発達段階や性別に対して一律のカットオフ値（16点）を用いると、特に青年や女子において抑うつ症状の高い対象者を見つけるのが困難である可能性も指摘できる。例えば、子どもの感情的・行動的問題を測定する Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) では、自己評定版と親評定版において異なるカットオフ値が採用されており、親評定の方が低いカットオフ値が設定されている (Goodman, 2001)。日本語版 SDQ においても同様のカットオフ値の違いが示されている (野田・伊藤・中島, 2013a; 野田・伊藤・中島, 2013b)。今後は、診断面接を用いた抑うつ障害のより精緻な査定方法を組み合わせて用いることにより、適切な親評定のカットオフ値を算出することも重要な課題になると言える。

本研究の限界と課題を述べる。第1に、本研究は親評定のみからデータを得ており、自己評定版の DSRS-C との比較ができない。第2に、診断面接を実施していないため、カットオフ値を上回る児童青年が実際に抑うつ障害を有しているかについては判断できない。また、本研究では自己評定版のカットオフ値を参照しており、親評定版のカットオフ値を算出することも必須である。第3に、本研究で使用した項目はあくまでも子ども用の項目を親が評定した場合の信頼性と妥当性である。今後は、親評定に特化した抑うつ症状を測定する尺度を翻訳したり、親評定に特化した尺度を開発することも検討が必要である。第4に、本研究ではオンライン調査を用いてデータ収集をしており、サンプルの偏りが存在する可能性も否定できない。今後は、異なるルートで収集した親評定によるデータを用いた検討も必要である。

以上のような限界はあるものの、本研究は DSRS-C の項目を用いることにより、親評定による子どもの抑うつ症状の測定が可能であることを明らかにした。今後、子ども、親、専門家といった複数の視点から子どもの抑うつ症状の心理査定を行い、効果的な子どもの抑うつ症状または抑うつ障害に対する治療的・予防的介入が実施されることが望まれる。

引用文献

- Abela, J. R., & Hankin, B. L. (Eds.). (2008). *Handbook of depression in children and adolescents*. New York: Guilford Press.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Beck, A., & Steer, R. A. (1993). *Beck Depression Inventory (BDI) Manual* (2nd ed). San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Birleson, P. (1981). The validity of depressive disorder in childhood and the development of a self rating scale: a research report. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 22, 73-88.
- Birleson, P., Hudson, I., Buchanan, D. G., & Wolff, S. (1987). Clinical evaluation of a self-rating scale for depressive disorder in childhood (Depression Self-Rating Scale). *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 28, 43-60.
- Cummings, C. M., Caporino, N. E., & Kendall, P. C. (2014). Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. *Psychological Bulletin*, 140, 816-845.
- Denda, K., Kako, Y., Kitagawa, N., &

- Koyama, T. (2006). Assessment of depressive symptoms in Japanese school children and adolescents using the Birlson Depression Self-Rating Scale. *International Journal of Psychiatry in Medicine*, 36, 231-241.
- 傳田 健三 (2008). 児童・青年期の気分障害の診断学——MINI-KID を用いた疫学調査から—— 児童青年精神医学とその近接領域, 49, 60-66.
- Garber, J., & Weersing, V. R. (2010). Comorbidity of anxiety and depression in youth: Implications for treatment and prevention. *Clinical Psychology*, 17, 293-306.
- Goodman, R. (2001). Psychometric properties of the strengths and difficulties questionnaire. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 40, 1337-1345.
- 石川 信一 (2011). 児童青年の内在化障害における心理査定 心理臨床科学, 1, 65-81.
- 石川 信一・石井 僚・福住 紀明・村山 航・大谷 和夫・榊美 知子…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—— 不安症研究, 10, 64-73.
- Ishikawa, S., Sato, H., & Sasagawa, S. (2009). Anxiety disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 104-111.
- Ishikawa, S., Shimotsu, S., Ono, T., Sasagawa, S., Kondo-Ikemura, K., Sakano, Y., & Spence, S. H. (2014). A parental report of children's anxiety symptoms in Japan. *Child Psychiatry and Human Development*, 45, 306-317.
- Kishida, K., Tsuda, M., & Ishikawa, S. (2021). Impact of Sudden and Temporary School Closure due to the COVID-19 on Mental Health Problems of Children, Adolescents, and Parents in Japan. The 55th Association for Behavioral and Cognitive Therapies, Virtual Convention.
- Kovacs, M. (1985). The Children's Depression Inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin*, 21, 995-998.
- 真志田 直希・尾形 明子・大園 秀一・小関 俊祐・佐藤 寛・石川 信一…鈴木 伸一 (2009). 小児抑うつ尺度 (Children's Depression Inventory) 日本語版作成の試み 行動療法研究, 35, 219-232.
- 村田 豊久・清水 亜紀・森 陽二郎・大島 祥子 (1996). 学校における子どものうつ病——Birlson の小児期うつ病スケールからの検討 最新精神医学, 1, 131-138.
- 永井 智 (2008). 中学生における児童用抑うつ自己評価尺度 (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, 133-140.
- Nauta, M. H., Scholing, A., Rapee, R. M., Abbott, M., Spence, S. H., & Waters, A. (2004). A parent-report measure of children's anxiety: psychometric properties and comparison with child-report in a clinic and normal sample. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 813-839.
- 野田 航・伊藤 大幸・中島 俊思 (2013a). 小中学生を対象とした日本語版 Strengths and Difficulties Questionnaire 教師評定フォームの標準化と心理測定学的特徴の検討—— 単一市内全校調査を用いて—— 臨床精神医学, 42, 247-255.
- 野田 航・伊藤 大幸・中島 俊思 (2013b). 日本語版 Strengths and Difficulties Questionnaire 自己評定フォームの信頼性・妥当性の検討—— 単一市内全校調査を

- 用いて—— 臨床精神医学, 42, 119-127.
- Ozono, S., Nagamitsu, S., Matsuishi, T., Yamashita, Y., Ogata, A., Suzuki, S., ... Yamawaki, S. (2019). Reliability and validity of the Children's Depression Inventory-Japanese version. *Pediatrics International*, 61, 1159-1167.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- 佐藤 寛 (2008). 児童の抑うつ症状に影響を及ぼす認知的過程 風間書房
- 佐藤 寛・新井 邦二郎 (2002). 子ども用抑うつ自己評価尺度 (DSRS) の因子構造の検討と標準データの構築 筑波大学発達臨床心理学研究, 14, 85-91.
- 佐藤 寛・石川 信一・下津 咲絵・佐藤 容子 (2009). 子どもの抑うつを測定する自己評価尺度の比較——CDI, DSRS, CES-Dのカットオフ値に基づく判別精度—— 児童青年精神医学とその近接領域, 50, 307-317.
- 佐藤 寛・下津 咲絵・石川 信一 (2008). 一般中学生におけるうつ病の有病率——半構造化面接を用いた実態調査—— 精神医学, 50, 439-448.
- 島 悟・鹿野 達男・北村 俊則・浅井 昌弘 (1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について 精神医学, 27, 717-723.
- 高橋 史・飯田 綾・野崎 健太郎・能野 淳子・三輪 温子・佐藤 寛・嶋田 洋徳 (2006). 小中学生の抑うつにおける自己評定と親評定の差異 日本心理学会第70回大会日本心理学会大会発表論文集 (pp. 2AM042-2AM042).
- 竹島 克典・松見 淳子 (2013). 抑うつ症状を示す児童の仲間との社会的相互作用——行動観察に基づくアセスメント研究—— 教育心理学研究, 61, 158-168.
- 豊田 秀樹 (2007). 共分散構造分析——Amos 編—— 東京書籍
- Weissman, M. M., Wolk, S., Goldstein, R. B., Moreau, D., Adams, P., Greenwald, S., ... Wickramaratne, P. (1999). Depressed adolescents grown up. *JAMA*, 281, 1707-1713.

