

小学校高学年児童および中学生における情動調整方略と抑うつ・攻撃性との関連

村山 恭朗* 伊藤 大幸** 高柳 伸哉***
 上宮 愛**** 中島 俊思***** 片桐 正敏*****
 浜田 恵***** 明 翫 光 宣***** 辻井 正次*****

情動調整方略はメンタルヘルスに影響を及ぼす要因の1つである。国内では、反すう、問題解決、気晴らし、認知的再評価を同時に測定できる尺度がないため、国内の小中学生における情動調整とメンタルヘルスの関連についての知見はあまり報告されていない。そこで、本研究は単一市内の全小中学校に在籍する小学4年生から中学3年生までの5,321名を対象として、既存の尺度に新たに認知的再評価の項目を加えた情動調整方略に関する尺度 (Emotion Regulation Scale for Elementary and Middle School Students; ERS-EM) を作成した上で、情動調整方略と抑うつおよび攻撃性の関連を検証した。因子分析の結果、ERS-EMは4因子構造であることが確認され、ERS-EMの構成概念妥当性が支持された。各方略と抑うつおよび攻撃性の関連については、反すうが強い児童生徒ほど抑うつと攻撃性が高いこと、問題解決の傾向が高い児童生徒ほど抑うつと攻撃性が低いこと、気晴らしを行う児童生徒ほど抑うつが低いことが確認された。認知的再評価は抑うつと攻撃性のいずれとも有意な関連を示さなかった。

キーワード：情動調整, 抑うつ, 攻撃性, ジョイント因子分析, 小中学生

問題と目的

小中学生のメンタルヘルスの悪化が懸念されている。メンタルヘルスの問題は主に内在化と外在化問題に分類され、抑うつと攻撃性はそれぞれの中核である。小中学生を対象とした国内の大規模調査で、児童生徒の10%以上が重度の抑うつ (佐藤他, 2006), 3-4%が強度の攻撃性 (伊藤他, 2010) を示すことが報告されている。また抑うつと攻撃性は様々な問題行動と関連することが知られている。抑うつは自傷行為の悪化 (大嶽他, 2012), 不登校傾向 (高柳他, 2012), 学業成績の低下 (Fröjd et al., 2008), いじめ被害リスクの増加 (Hodges & Perry, 1999), 非行行為の増大 (望月他, 2014) と関連することが報告されている。攻撃性は非行行動 (望月他, 2014), いじめ加害行為 (村山他, 2015) との関連が報告

されている。これらを踏まえると、抑うつと攻撃性は小中学生の健全な学校生活を妨げるリスクファクターであると言える。それゆえ、児童生徒の健全な発達を育む上で、児童生徒の抑うつと攻撃性の悪化や緩和に関与する要因を把握することは重要な課題である。成人や青年を対象とした近年の研究において、メンタルヘルスは個人が示す情動調整のあり方に依存することが示されていること (Campbell-Sills & Barlow, 2007) から、児童生徒においても、情動調整とメンタルヘルスには関連があると思われる。そこで、本研究は小学校高学年児童および中学生を対象として、情動調整方略 (Campbell-Sills & Barlow, 2007) と抑うつおよび攻撃性の関連を検証する。

情動調整とは、個人が意図的または自動的に情動の程度を調節する過程であり、その方略として、反すう、問題解決、気晴らし、認知的再評価の4つが指摘されている (Aldao, Nolen-Hoeksema, & Schweizer, 2010)。反すうは不快な状態、その状態を引き起こした原因、その状態が今後引き起こすと思われる結果に対して過剰な注目を向け続ける傾向 (Nolan, Roberts, & Gotlib, 1998) を指す。反すうが強い児童生徒ほど抑うつが強いこと (Abela, Vanderbilt, & Rochon, 2004; Burwell & Shirk, 2007), 抑うつが悪化しやすいこと (e.g., Hilt, McLaughlin, & Nolen-Hoeksema, 2010) が報告されている。

* 神戸学院大学人文学部
〒651-2180 神戸市西区伊川谷町有瀬 518
y-murayama@human.kobegakuin.ac.jp

** ***** 浜松医科大学 子どものこころの発達研究センター

*** 愛知東邦大学 人間学部

**** 名古屋大学大学院 環境学研究所

***** 佐賀大学学生支援室

***** 北海道教育大学 旭川校

***** 中京大学 心理学部

***** 中京大学 現代社会学部

攻撃性に関しても、反すうが強い児童生徒ほど攻撃性が強いことが示されている (Herts, McLaughlin, & Hatzenbuehler, 2012)。

問題解決は不快な状況やそれに伴う結果を意図的に変容する試みであり、問題の解決に向けた認知的活動 (例えば、解決に向けた行動ステップを考えるなど) や取り組み (友人に相談するなど) を包含する概念である (Aldao et al., 2010)。問題解決の傾向が高い児童生徒ほど抑うつつの減弱が促されることが報告されている (Becker-Weidman, Jacobs, Reinecke, Silva, & March, 2010)。攻撃性に関しては一貫した知見は示されておらず、問題解決と攻撃性には関連がないと示す報告 (Pena & Pacheco, 2012)、問題解決傾向が高い生徒ほど攻撃性が低いと示す報告 (Takahashi, Koseki, & Shimada, 2009) がある。

気晴らしは不快な情動やその原因となった環境から注意をそらすための行動や認知的活動を指す (Rothbart, Sheese, & Posner, 2007)。小中学生を対象とした縦断的調査では、気晴らしの抑うつ低減効果が示されている (Abela, Brozina, & Haigh, 2002; Hilt et al., 2010; Ziegert & Kistner, 2002)。攻撃性との関連については、気晴らしは攻撃性に効果を示さないと報告されている (Bushman, 2002) が、これ以外の知見は殆ど報告されていない。

認知的再評価は認知行動療法において学習される主要なスキル (Aldao et al., 2010) であり、不快な情動の緩和を目的として、ストレスフルな状況の解釈をよりネガティブ価値の低いものに修正する過程を指す (Gross, 1998)。認知的再評価と抑うつとの相関は多く報告されている (e.g., Pena & Pacheco, 2012; Zhao & Zhao, 2015) が、抑うつに対する効果についての知見は一貫していない。認知的再評価の得点が高い生徒ほど抑うつが低いと示す報告 (Duarte, Matos, & Marques, 2015; Garnefski, Boon, & Kraaij, 2003) がある一方で、認知的再評価は抑うつに対して効果を示さないとする報告もある (Pena & Pacheco, 2012; Zhao & Zhao, 2015)。攻撃性に関しては、認知的再評価の効果は認められないと示す報告 (Pena & Pacheco, 2012) があるものの、研究知見はあまり蓄積されていない。

以上のように、上記した4つの方略について、国外では多くの研究がなされているが、国内では小中学生における情動調整に関する知見はあまり得られていない。その原因の1つは、これら4つの情動調整方略を同時に測定できる尺度が開発されていない点にある。そこで、まず本研究は小学校高学年児童・中学生向け¹の情動調整尺度 (Emotional Regulation Scale for Elemen-

tary and Middle School Students; 以下 ERS-EM) の作成を行う。反すう、問題解決、気晴らしに関する尺度 (小学校高学年・中学生用反応スタイル尺度, 以下 RSQ-MS, 村山他, 2014) は既に国内で標準化されているが、認知的再評価に関する尺度は開発されていない。認知的再評価に関する尺度を単独で作成する場合には、反すうなど他の方略と概念が混在し尺度の妥当性を損なう恐れがある。このような問題を防ぐ対処として、類似し得る概念や項目をまとめ、因子分析 (ジョイント因子分析) を行うことが推奨されている (Deary, Clyde, & Frier, 1997)。それゆえ、ERS-EM の作成にあたり、本研究では既に開発されている「反すう」・「問題解決」・「気晴らし」の項目に、既存する国外の尺度を参考に作成する認知的再評価に関する項目を新たに加え、これらの項目群に対して因子分析を実行し ERS-EM を作成する。作成する認知的再評価の項目が妥当である場合には、先行研究 (Garnefski, Kraaij, & Spinhoven, 2001; Garnefski, Kraaij, & van Etten, 2005; Nolen-Hoeksema, Wisco, & Lyubomirsky, 2008; Ongen, 2010) に沿うように、認知的再評価は反すう、問題解決、気晴らしとの間に正の相関を示すと予測される。

さらに、本研究は情動調整方略の性差および学年差について検証する。性差については、本研究で扱う各方略には性差があると報告する調査 (Abela et al., 2004; Garnefski & Kraaij, 2006; Hilt et al., 2010) がある一方で、性差が認められないと報告する調査 (Abela et al., 2002; Garnefski, Teerds, Kraaij, Legerstee, & van den Kommer, 2004; Stewart, Mazurka, Bond, Wynne-Edwards, & Harkness, 2013) もあり、一貫した知見は示されていない。学年差についても、学年が高い児童生徒ほど反すう、気晴らし、認知的再評価を行う傾向にあると示す調査 (Abela et al., 2002; Garnefski & Kraaij, 2006; Stewart et al., 2013) もあるが、学年の効果は認められないと示す調査 (Abela et al., 2004; Ongen, 2010) もある。国内に限っては、情動調整方略の性差、学年差に関する知見はほとんど得られていない。そのため、国内の児童生徒における情動調整方略と性別および学年段階の関連を把握することにより、児童生徒のメンタルヘルス問題の一端が理解され得るとともに、予防的介入の開発に関

¹ 情動調整方略を含む認知的な脆弱要因は児童期中期では発現されないとの指摘 (Garber, 2000) に加え、実証的調査においても、情動調整方略は前思春期 (10-14 歳) 以前には未発達であると示唆されている (Abela, Brozina, & Haigh, 2002)。これらを踏まえ、本研究では小学校高学年から中学生を対象とした。

する示唆が得られると思われる。

方 法

対象者

調査対象市の全ての公立小中学校に在籍する小学4年生から中学3年生を対象に調査を実施し、計5,321名のデータを得た。全在籍児童生徒における有効回答率は98.1%であった。参加者の内訳をTable 1に示す。同市は大都市への通勤可能圏内であると同時に、工業、農業が盛んであり、都市で勤務する家庭や、地方型の勤務家庭など、多様な社会経済的状態の家庭が含まれている。なお、以上の参加者のうち、一部の項目に対する回答が欠損となっていた参加者のデータは、探索的因子分析では完全情報最尤法によって処理し、その他の分析では分析ごとに除外した。

調査内容

小学校高学年・中学生用情動調整尺度 (ERS-EM)
認知的再評価の項目は、既存する認知的再評価を測定する尺度 (Emotion Regulation Questionnaire, Gross & John, 2003; Cognitive Emotion Regulation Questionnaire-Short, Garnefski & Kraaij, 2006) を参考に、5名の心理学者 (小中学生の臨床業務を行う臨床心理士3名、発達心理学者1名、教育心理学者1名) が認知的再評価の評定項目 (7項目) の原案を作成した。項目の作成・選定にあたっては、(a) 一般母集団において一定の分散が見込まれること (小中学生における生起頻度が極端に高いまたは低いと思われる項目は含めなかった)、(b) 社会的望ましさの影響を受けにくい表現であること (肯定的または否定的な意味合いをできるだけ含まないような表現になるように努めた)、(c) できるだけ項目内容に重なりがなく、幅広い反応スタイルをカバーできること、の3点に配慮した。また各項目は小中学生が理解できるような文章表現にしてある。ERS-EMの原案は「反すう」、「気晴らし」、「問題解決」、「認知的再評価」の4因子を仮定した。項目順序はランダムイズし、特定の因子の項

目が集中して配置されないようにし、回答形式はRSQ-MSと同様に4件法 (1-ほとんどない、2-たまにある、3-よくある、4-ほとんどいつも) とした。質問紙の教示文は以下の通りである。「あなたは、何かがうまくいかなかったり、テストで失敗したり、友だちとケンカしたりなど、何かいやなことやつらいことがあったとき、以下のようなことをどの程度しますか? 『ほとんどない』、『たまにある』、『よくある』、『ほとんどいつも』の中から1つ選び、○をつけて答えてください」。採点は下位尺度内の各項目の評点を加算することにより行い、合計得点が高いほど反すう、問題解決、認知的再評価、気晴らしの傾向が高いことを表す。

抑うつ・攻撃性² 抑うつの尺度として Birlerson Depression Self-Rating Scale for Children (DSRS-C) 日本語版 (村田・清水・森・大島, 1996) の短縮版 (並川他, 2011)、攻撃性の尺度として Buss-Perry Aggression Questionnaire の日本版である Hostility-Aggression Questionnaire for Children (HAQ-C; 坂井他, 2000) の短縮版を用いた。いずれも自己記入式の尺度であり、国内で信頼性・妥当性が確認されている。DSRS-C短縮版は「抑うつ気分」、「活動性および楽しみの減退」の2つの下位尺度、合計9項目から構成される3件法の尺度であり、オリジナルのDSRS-Cと.92の相関を持つことが示されている。HAQ-C短縮版は、HAQ-Cの「身体的攻撃」、「短気」、「敵意」の3下位尺度から抽出した8項目 (項目4, 11, 12, 13, 18, 20, 22, 25) によって構成される4件法の尺度であり、オリジナルのHAQ-Cと.91の相関を有する。なお、HAQ-Cは小学生用に開発された尺度であるが、年齢の近接する中学生にも適用可能であることが確かめられている (伊藤他, 2010)。これらの尺度の採点は尺度内にある各項目の評点を加算することにより行い、合計得点が高いほど抑うつ・攻撃性がそれぞれ高いことを意味する。

手続き

小中学校の各学級担任を通して、在籍児童生徒に調査への回答を依頼した。あらかじめ児童生徒本人および保護者に対して、調査への回答は任意であり、回答しないことによる不利益は生じないことを説明文書によって教示した。

本研究は、浜松医科大学と調査対象市の間で締結さ

Table 1 調査対象者の内訳

	男子	女子	合計
小4	463	423	886
小5	413	466	879
小6	503	424	927
中1	461	451	912
中2	473	429	902
中3	422	393	815
合計	2735	2586	5321

² 各情動調整方略と抑うつ、攻撃性が独立した構成概念であることを確認するために、情動調整方略 (4因子)、抑うつ (2因子)、攻撃性 (1因子) に対してジョイント因子分析を行った。その結果、想定通り、7因子構造が支持され各下位尺度の独立性が確認された。

れた調査と支援に関する協定に基づいて実施された。個人情報については、同市のセキュリティ・ポリシーに則って厳重に管理した。本研究の手続きは、浜松医科大学の倫理委員会の審査と承認を受けた。

統計解析のうち、探索的因子分析には Mplus Version 7 (Muthén & Muthén), その他の分析には PASW Statistics 18.0 (SPSS) を使用した。

結 果

探索的因子分析

最尤推定法 (ジオミン回転) による探索的因子分析を行った。1 因子解から 6 因子解までの適合度を Table 2 に示す。一般に、CFI は .90 以上、RMSEA は .06 以下、SRMR は .08 以下の数値が、良好な適合を示す経験的基準とされている (Bentler & Bonnet, 1980; Hu & Bentler, 1998)。また、BIC はモデルの相対比較に用いられる指標であり、値が低いほど適合が良好であることを意味する。パラメータ数は、少ないほどモデルの儉約性が高いことを意味する。儉約性と適合度は、いずれも高いほど望ましいとされるが、一般に両者はトレードオフの関係にあり、探索的因子分析では、因子の数が増えるほど、モデルの儉約性が低下する一方で、モデルの適合度は上昇する。したがって、モデル評価に際しては、儉約性と適合度のバランスを考慮する必要がある。

SRMR は 2 因子以上、CFI は 3 因子以上、RMSEA は 4 因子以上のモデルが経験的基準を満たしている。値の相対的な推移を見ると、1 因子解から 4 因子解までの適合度の変化に比して、4 因子解から 5 因子解や 6 因子解にかけての適合度の変化は非常に小さくなっている。この結果から、4 因子解が最も適合度と儉約性のバランスが取れたモデルであることが示されている。また、相関行列における固有値の推移は、第 1 因子から順に、5.521, 2.669, 1.412, 1.123, 0.918, 0.901, … となっており、古典的なカイザー基準 (固有値 1 以上の因子を採用する) によっても、4 因子

解が支持されている。

4 因子解における各項目の因子負荷量を Table 3 に示す。項目作成に際して想定した 4 因子構造がほぼ再現されたため、当初想定通り、各因子をそれぞれ「問題解決」、「認知的再評価」、「反すう」、「気晴らし」と命名した。20 項目中 16 項目は、想定通りの因子に最も高い負荷を示した。「問題解決」の指標として想定した項目 8 と「認知的再評価」の指標として新たに作成した項目 18 および項目 19 は、想定された因子に対する負荷量が小さかったため残余項目と見なし、下位尺度に含めないこととした。項目 11 は、想定された「気晴らし」よりも「認知的再評価」に高い負荷を示したが、村山他 (2014) と同じく、「気晴らし」尺度の領域代表性 (測定すべき領域の全体をカバーしている程度) を保つため、「気晴らし」尺度に含めることとした。因子間相関は、「認知的再評価」と「問題解決」の相関が .70 と高い値を示しているが、項目レベルでの負荷量の交錯は見られず、概念としての独立性が示唆された。

因子分析結果に基づいて構成された 4 つの下位尺度の α 係数は .69-.83 であり、「気晴らし」のみ経験的基準である .70 を下回る値を示したものの、残りの 3 下位尺度は十分な内的整合性を示した。なお、各方略間には、反すうと気晴らし ($r=.016, n.s.$) を除き、有意な正の相関が認められた (反すう-問題解決 $r=.189$, 反すう-認知的再評価 $r=.161$, 問題解決-気晴らし $r=.369$, 問題解決-認知的再評価 $r=.605$, 気晴らし-認知的再評価 $r=.430$, すべて $p<.001$)。

性別・学年ごとの平均値

Table 4 に性別・学年ごとの各下位尺度得点の平均値と標準偏差、Table 5 に性別・学年を独立変数、情動調整方略を従属変数とする重回帰分析の結果を示す。性別については、「問題解決」、「反すう」、「認知的再評価」では、有意な正の効果が見られ、女子で有意に得点が高いことが示された。一方、「気晴らし」では、男子で有意に得点が高いことが示された。学年について

Table 2 探索的因子分析のモデル適合度

	パラメータ数	CFI	RMSEA	SRMR	BIC
1 因子解	57	.608	.113	.108	259957.92
2 因子解	75	.833	.079	.052	252538.32
3 因子解	92	.905	.063	.035	250216.71
4 因子解	108	.964	.042	.019	248348.10
5 因子解	123	.973	.040	.016	248134.99
6 因子解	137	.983	.034	.013	247848.53

注) 太字は男女間または学年段階間で有意差が見られた係数

Table 3 探索的因子分析における因子負荷量と因子間相関

項目	因子負荷量			
	1	2	3	4
問題解決 ($\alpha = .83$)				
4 いやなことがあったとき、次はうまくいくようにがんばろうと思う	.86	-.08	-.09	-.01
3 いやなことがあったとき、どうしたらうまくいくかを考える	.76	-.03	.06	-.01
10 いやなことがあったとき、今の自分にできることをする	.69	.10	-.01	.01
9 いやなことがあったとき、がんばってどうにかしようとする	.65	.04	.13	-.01
認知的再評価 ($\alpha = .80$)				
16 いやなことがあったとき、考え方を考えることで、自分の気持ちをコントロールする	.02	.75	-.03	-.06
15 いやなことがあったとき、気持ちを落ちつかせるような考え方を考える	.05	.72	.05	-.08
13 いやなことがあったとき、少しでもいやな気持ち(落ち込み、心配、イライラなど)をなくすために、考えていることを変えることがある	-.10	.70	.08	-.02
17 いやなことがあったとき、少しでもポジティブな気持ちになる(楽しくなるなど)ために、考えていることを変える	.07	.60	-.13	.09
14 いやなことがあったとき、自分の気持ちや、自分が考えていることによく気づく	.15	.47	.21	-.04
反すう ($\alpha = .81$)				
1 いやなことがあったとき、自分のよくないところばかり考えてしまう	.00	-.06	.79	.03
12 いやなことがあったとき、自分のせいだと考える	.07	.00	.72	-.01
5 いやなことがあったとき、そのことが頭から離れなくなってしまう	.02	-.02	.69	-.01
6 いやなことがあったとき、自分のダメなところをみんなに知られてしまったと思う	-.08	.05	.67	.03
気晴らし ($\alpha = .69$)				
7 いやなことがあったとき、友だちと遊ぶ	-.01	.00	.01	.89
2 いやなことがあったとき、外に出て遊ぶ	.02	-.05	.05	.70
11 いやなことがあったとき、何か好きなことや楽しいことをする	.04	.35	-.01	.30
残余項目				
8 いやなことがあったとき、友だち、両親、先生などに話す	.22	.13	.00	.05
18 いやなことがあったとき、一度思い浮かんだ考え方を、別の考え方に変えることはない	-.01	.12	.29	.04
19 何かに失敗したときでも、自分ががんばったところやできたところを見つける	.36	.28	-.17	.03
	因子間相関			
	2	.70		
	3	.20	.15	
	4	.37	.44	-.04

注) 太字は男女間または学年段階間で有意差が見られた係数

では、いずれの下位尺度でも正の効果があり、学年がより高い方が全ての下位尺度の得点が高いことが示された。また、「気晴らし」と「認知的再評価」では学年の二次の効果も正の方向に有意であり、学年の上昇にともなう得点の上昇が下に凸の曲線を描くことが示された。性別と学年の交互作用は、「反すう」においてのみ正の方向に有意であり、女子の方が男子よりも学年の上昇にともなう得点の上昇が顕著であることが示された。

抑うつ・攻撃性との相関

Table 6 に ERS-EM の各方略と抑うつおよび攻撃性の相関 (Pearson の積率相関係数) を男女別および学年段階別 (小学生と中学生) に示す。全体的に性別や学年段階による差は大きくなく、「反すう」は抑うつと比較的強い正の相関、攻撃性と中程度の正の相関を示し

ている。「反すう」と抑うつの相関では、有意な性差が見られ、女子で有意に強かった。「問題解決」は抑うつと中程度の負の相関、攻撃性とやや弱い負の相関を示している。「問題解決」と攻撃性の相関は、男子よりも女子において有意に強かった。「気晴らし」は抑うつと中程度の負の相関を示し、攻撃性とは明確な相関を示さなかった。「気晴らし」と抑うつの相関は、中学生よりも小学生において有意に強かった。「認知的再評価」は抑うつとやや弱い負の相関を示し、攻撃性とごく弱い負の相関を示している。

抑うつ・攻撃性への効果

前節で示した ERS-EM の各下位尺度と抑うつ・攻撃性の相関係数 (Table 6) には、他の下位尺度得点を介した疑似相関が含まれている。そこで、各下位尺度と抑うつや攻撃性のより直接的な関連を検討するため、

Table 4 性別・学年ごとの平均値・標準偏差

	問題解決		反すう		気晴らし		認知的再評価	
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
男子								
小4	9.00	3.24	8.02	3.02	6.04	2.47	9.79	3.51
小5	9.32	3.10	8.47	3.09	6.96	2.53	10.45	3.45
小6	9.41	2.99	8.52	3.24	6.86	2.51	10.72	3.70
中1	9.77	3.25	8.75	3.02	7.43	2.64	10.96	3.53
中2	9.73	3.19	8.93	3.03	7.21	2.43	11.01	3.53
中3	9.77	3.08	8.90	3.01	7.00	2.28	10.94	3.57
全体	9.50	3.15	8.60	3.08	6.92	2.52	10.65	3.57
女子								
小4	9.41	3.00	8.55	3.18	5.61	2.14	10.20	3.67
小5	9.39	3.15	8.86	3.17	5.99	2.17	10.63	3.61
小6	10.05	3.30	9.54	3.15	6.33	2.11	11.28	3.59
中1	10.12	3.08	9.65	3.23	6.77	2.31	11.28	3.46
中2	10.03	2.94	10.26	3.06	6.81	2.33	11.28	3.16
中3	10.01	2.93	10.43	3.17	6.61	2.16	11.37	3.36
全体	9.83	3.09	9.53	3.23	6.35	2.25	11.00	3.50
全体								
小4	9.20	3.13	8.28	3.11	5.83	2.33	9.99	3.59
小5	9.36	3.12	8.68	3.14	6.44	2.39	10.54	3.53
小6	9.71	3.15	8.99	3.24	6.61	2.35	10.98	3.66
中1	9.94	3.17	9.19	3.16	7.10	2.50	11.12	3.50
中2	9.87	3.08	9.56	3.11	7.02	2.39	11.14	3.36
中3	9.89	3.01	9.64	3.18	6.81	2.23	11.15	3.48
全体	9.66	3.12	9.05	3.19	6.64	2.40	10.82	3.54

Table 5 情動調整方略を従属変数とする重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	問題解決	反すう	気晴らし	認知的再評価
性別（基準：男子）	.063**	.140***	-.137***	.050*
学年	.085***	.092***	.128***	.106***
学年二次	.027	.025	.111***	.056**
性別×学年	-.004	.080***	.024	.001
性別×学年二次	.014	-.011	-.032	-.002
R ²	.011***	.047***	.044***	.017***

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

Table 6 情動調整と抑うつ・攻撃性の相関（Pearsonの積率相関）

	抑うつ				攻撃性			
	男女別		学年段階別		男女別		学年段階別	
	男子	女子	小学生	中学生	男子	女子	小学生	中学生
問題解決	-.31***	-.32***	-.34***	-.30***	-.13***	-.22***	-.18***	-.18***
反すう	.36***	.44***	.40***	.40***	.31***	.32***	.27***	.31***
気晴らし	-.32***	-.33***	-.39***	-.32***	.01	-.04*	-.02	.01
認知的再評価	-.25***	-.24***	-.26***	-.24***	-.06***	-.11***	-.10***	-.08***

注）太字は男女間または学年段階間で有意差が見られた係数

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

抑うつ・攻撃性を従属変数、ERS-EMの各下位尺度を独立変数とする階層的重回帰分析を行った (Table 7)。第1ステップでは、性別・学年段階の主効果のみを投入し、第2ステップでは、ERS-EMの各下位尺度の主効果を追加投入し、第3ステップでは、さらに性別・学年段階とERS-EMの各下位尺度の交互作用項を含めた。

抑うつに関しては、ステップ2およびステップ3における説明率の上昇が有意であり、情動調整方略の主効果や性別・学年段階の交互作用が有意な説明力を持つことが示された。ステップ3では、「問題解決」および「気晴らし」のやや弱い負の効果と「反すう」のやや強い正の効果が有意であったが、「認知的再評価」は有意な効果を示さなかった。性別と「反すう」の交互作用項が正の方向に有意であり、女子の方が「反すう」の効果が強いことが示された。単純傾斜は男子で $\beta = .40$ ($p < .001$)、女子で $\beta = .47$ ($p < .001$)であった。学年と「問題解決」および「気晴らし」の交互作用は負の方向に有意であり、小学生よりも中学生で「問題解決」や「気晴らし」と抑うつの関連が強かった。「問題解決」の単純傾斜は小学生で $\beta = -.23$ ($p < .001$)、中学生で $\beta = -.32$ ($p < .001$)、「気晴らし」の単純傾斜は、小学生で $\beta = -.21$ ($p < .001$)、中学生 $\beta = -.29$ ($p < .001$)であった。

攻撃性については、ステップ2で説明率が有意に上昇したが、ステップ3では有意な説明率の上昇が見られず、各方略の主効果は説明力を持つものの、性別や

学年段階との交互作用は有意な説明力を持たないことが示された。ステップ2では、「問題解決」の中程度の負の効果、「反すう」のやや強い正の効果、「気晴らし」のごく弱い正の効果が有意であり、「認知的再評価」は有意な効果を示さなかった。

考 察

本研究は、小学4年生から中学3年生までの約5,000名を対象として、既存の尺度に新たに作成した認知的再評価の項目を加えたERS-EMを作成し、情動調整方略と抑うつおよび攻撃性の関連を検証した。因子分析の結果、想定通り、ERS-EMの4因子構造が支持され、認知的再評価と反すう、問題解決、気晴らしの間には正の相関が示された。各方略と抑うつおよび攻撃性の関連については、反すうが強い児童生徒ほど抑うつと攻撃性が高いこと、問題解決の傾向が高い児童生徒では抑うつと攻撃性が低いこと、気晴らしの傾向が高い児童生徒では抑うつが低いことが示された。

ERS-EMの構成概念妥当性

既存する反すう・問題解決・気晴らしの評定尺度に、新たに認知的再評価の項目を加え因子分析を行った。その結果、4因子構造が支持された。これはERS-EMの因子妥当性を示す結果であるとともに、各下位尺度の独立性を示す結果でもある。

新たに作成した認知的再評価の尺度は、先行研究で報告されている (Garnefski et al., 2001, 2005; Nolen-

Table 7 抑うつ・攻撃性を従属変数とする階層的重回帰分析 (標準化偏回帰係数)

	抑うつ			攻撃性		
	ステップ1	ステップ2	ステップ3	ステップ1	ステップ2	ステップ3
性別 (基準: 男子)	.098***	.019	.026	-.130***	-.162***	-.048
学年段階 (基準: 小学生)	.111***	.113***	.240***	.031*	-.005	.062
問題解決		-.289***	-.236***		-.262***	-.240***
反すう		.454***	.411***		.365***	.396***
気晴らし		-.232***	-.201***		.077***	.080**
認知的再評価		-.049***	-.049		-.012	-.011
性別×問題解決			-.042			-.094
性別×反すう			.096*			-.038
性別×気晴らし			-.014			.022
性別×認知的再評価			-.044			-.018
学年段階×問題解決			-.138**			.015
学年段階×反すう			.037			-.066
学年段階×気晴らし			-.081*			-.036
学年段階×認知的再評価			.037			.010
R^2	.022***	.379***	.382***	.018***	.175***	.177***
ΔR^2		.357***	.004***		.157***	.001

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

Hoeksema et al., 2008; Ongen, 2010) ように、反すう、問題解決、気晴らしとの間に正の相関を示した。これは認知的再評価の尺度の妥当性を支持する結果である。反すう、問題解決、気晴らしの下位尺度については、問題解決に含まれると想定された1項目(項目8)を除き、先行研究(村山他, 2014)で妥当性が実証されている尺度の項目と同一であった。このことから、反すう、問題解決、気晴らしの下位尺度に関しても、その妥当性が維持されていると考えられる。これを支持するように、本研究におけるこれらの尺度間の相関は先行研究(村山他, 2014)が示す結果と整合的である。以上の結果から、本研究で作成したERS-EMは構成概念妥当性を備えた尺度であると判断される。

性別・学年段階との関連

本研究では、反すうは男子よりも女子で、気晴らしは女子より男子で高かった。これと整合するように、Nolen-Hoeksema (1987, 1991)は抑うつの性差が顕在化する思春期に入る前までに、女子は男子よりも反すうを、男子は女子よりも気晴らしを行う傾向が高くなると指摘している。一方で、問題解決と認知的再評価の性差は有意水準にあったが、その効果は微弱であった。本研究と同様に、男子より女子で問題解決や認知的再評価の得点が高いことが報告されている(Garnefski & Kraaij, 2006; Hilt et al., 2010; Ongen, 2010)。しかし、一部では性差がないと報告する研究(Abela et al., 2002; Duarte et al., 2015)もある。このことから、これらの方略の性差については一貫した知見は得られていないことが窺える。今後より詳細に検証を行い、この背景を理解する必要がある。

学年段階の影響に関して、気晴らしでは学年の一次および二次の効果が認められた。これは小学生より中学生で気晴らしの傾向が高いとする報告(Abela et al., 2002)と整合的である。学年の上昇に伴い友人関係の重要性が高まること(Rubin, Bukowski, & Parker, 2006)、余暇行動の範囲が広がること(藤田・伊藤・坂口, 1996)、気晴らし行為の一部には友人と行うものがあることなどを勘案すると、これらの思春期に見られる傾向が本研究の結果に影響したと考えられる。

認知的再評価についても、微弱ながらも学年との関連が認められた。この結果と整合するように、12-15歳と比べると16-18歳では認知的再評価の頻度が高いことが報告されている(Garnefski & Kraaij, 2006)。本研究を含めたこれらの結果の背景には、認知的再評価と関連する認知機能(ワーキングメモリーなど; McRae, Jacobs, Ray, John, & Gross, 2012)の発達の向上があると

考えられる。しかし、これまでの認知的再評価、認知機能、発達段階の関連は検証されていない。今後の研究が期待される。

情動調整方略が示す抑うつ・攻撃性への効果

本研究では、反すうが強い児童生徒および問題解決や気晴らしの傾向が低い児童生徒ほど、抑うつが高かった。先行研究でも同様の報告がなされている(Abela et al., 2002; Abela et al., 2004; Becker-Weidman et al., 2010)。一方、本研究では、認知的再評価と抑うつの関連は示されなかった。他の調査(e.g., Hilt et al., 2010; Ongen, 2010; Pena & Pacheco, 2012)でも同様の結果が報告されていることから、本研究のこの結果は理解できるものである。一部の研究では、年齢が上がるほど認知的再評価の抑うつに対する効果が高まること示されていること(McRae et al., 2012)を踏まえると、小学校高学年児童や中学生では認知的再評価の機能が未熟であるために、認知的再評価の効果が発現されていない可能性がある。

抑うつに対しては、属性と方略の交互作用の一部が有意であった。まず反すうについては、効果量自体は低かったが、男子よりも女子で反すうと抑うつの関連が高かった。Nolen-Hoeksema (1987, 1991)は抑うつの性差は反すう傾向の差(女子・女性の方が反すうを行う傾向が高い)に起因すると論じているが、本研究の結果を勘案すると、抑うつの性差には、反すうの量的な性差(反すう傾向の性差)のみならず、反すうの質的な性差(反すうと抑うつの関連の強さに関する性差)も介在していると思われる。

抑うつに対する問題解決および気晴らしと学年段階の交互作用についても効果は低かったが、小学生よりも中学生で問題解決/気晴らしと抑うつの関連が強かった。問題解決については、先行研究(Abela et al., 2002, 2004)でも指摘されているように、学年が高い児童生徒ほど認知機能の向上やスキルの獲得が促されているため、小学生よりも中学生で問題解決と抑うつの関連が強かったと思われる。気晴らしと抑うつの関連が学年段階により変化した原因の1つには、学年の上昇に伴う気晴らし行為の変容があると推測される。中学生になると交友活動としてファーストフード店やゲームセンターに行くなどの繁華街での活動が増加すること(藤田他, 1996)、近所のコンビニや本屋等が放課後の遊び場になる傾向が高まること(Benesse 教育研究開発センター, 2005)から、学年が高い児童生徒ほど余暇活動の範囲が広まると考えられる。そのため、高学年の児童生徒ほど気分の高揚を得られやすい行為が可能

となり、気晴らしと抑うつとの関連が強かったと思われる。

攻撃性との関連については、反すうが強い児童生徒、問題解決の傾向が高い児童生徒ほど、攻撃性が低かった。これらは国内外の知見 (Herts et al., 2012; Takahashi et al., 2009) と整合的である。気晴らしについては、実験研究 (Bushman, 2002) の結果に沿うように、本研究では攻撃性と気晴らしの関連はほとんど認められなかった。これまで気晴らしと攻撃性の関連の検証はあまりなされていなかったことから、本研究の意義は大きい。また興味深いことに、本研究では気晴らしと攻撃性の関連は正の方向 (気晴らし傾向が高い児童生徒ほど攻撃性が強い) であった。効果量としては小さいため、今後さらなる検証が必要であるが、先行研究 (Hunt, 1998) で指摘されているように、気晴らしを過剰に行う場合には、メンタルヘルスの悪化が引き起こされる可能性がある。

臨床的示唆

本研究の結果、反すうと問題解決は抑うつおよび攻撃性と関連することが示された。このことから、児童生徒のメンタルヘルスを維持する上で、反すうの軽減と問題解決スキルの向上は重要な要素であると考えられる。そのため、ユニバーサルタイプ (すべての児童生徒が対象) の予防的介入ではこれらの要素を取り入れるべきと思われる。児童生徒に対する問題解決の向上を目的とする介入効果は国内外でこれまでに報告されている (Becker-Weidman et al., 2010; 高橋・嶋田, 2013) が、反すうの軽減に焦点を当てた介入はほとんど開発されていない。今後、反すうの軽減を図る児童生徒向けの介入の開発が期待される。

国内外の抑うつ予防の介入には、認知的再評価の学習が中核的要素として取り入れられている (e.g., Gillham, Brunwasser, & Freres, 2008; 小関・嶋田・佐々木, 2007) が、本研究では認知的再評価と抑うつとの関連は認められなかった。同様の知見は海外でも報告されている (Onggen, 2010; Pena & Pacheco, 2012; Zhao & Zhao, 2015)。これに加え、脳画像研究では、認知的再評価のネガティブな情動を弱める効果は年齢の影響を受け、その効果は思春期以降に急激に上昇することが示唆されている (McRae et al., 2012)。本研究を含めたこれらの実証的な知見を考慮すると、小中学生に対する認知的再評価の心理教育の効果には疑問が残る。しかし、本研究を含め認知的再評価の効果に関する研究は横断的データを用いていることから、抑うつに対する認知的再評価の継続的効果が把握できていないことも事実で

ある。児童生徒を対象とする抑うつ予防介入における認知的再評価の適正さを明らかにするためにも、今後、縦断調査を実施し、抑うつへの認知的再評価の継続的効果を検証する必要がある。

本研究の課題

本研究の課題を述べる。まず本研究は横断的調査であり、各情動調整方略と抑うつおよび攻撃性の因果性をより明確にするには縦断データによる検討が必要である。反すうと問題解決については、海外の縦断調査では一貫した知見が示されている (e.g., Hilt et al., 2010) が、気晴らしと認知的再評価に関しては知見が一貫していないため、特にその必要があろう。また本研究は、メンタルヘルスを維持・悪化させるストレス (Lewinsohn, Hoberman, & Rosenbaum, 1988) の影響を考慮していない。それゆえ、今後期待される縦断調査では、情動調整方略、ストレス、メンタルヘルス問題間における因果のメカニズムを検証することが期待される。

冒頭でも論じたように、抑うつやうつ病発症率の性差の背景には、性別によって日常的に使用する情動調整方略が異なることが影響しており、その性差は思春期にかけて顕在化すると指摘されている (Nolen-Hoeksema, 1987, 1991)。本研究でも、この一端が支持されるように、抑うつを従属変数、属性・各方略・それらの交互作用を独立変数とする階層的重回帰分析 (Table 7) のステップ1では、性別は抑うつを説明したが、各方略の主効果を投入したステップ2では、その有意性が失われた。今後、より詳細に小中学生における抑うつと情動調整方略の性差の関連を検証する必要がある。また情動調整方略の発達の変化も今後の課題の1つであり、縦断的調査により個人内の情動調整方略の変化を検証することが期待される。このような知見が得られることで、適切な時期に情動調整方略に介入し、小中学生のメンタルヘルス悪化の予防に寄与することが可能になるとと思われる。

引用文献

- Abela, J. R. Z., Brozina, K., & Haigh, E. P. (2002). An examination of the response styles theory of depression in third- and seventh-grade children: A short-term longitudinal study. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *30*, 515-527. doi: 10.1023/A:1019873015594
- Abela, J. R. Z., Vanderbilt, E., & Rochon, A. (2004). A test of the integration of the response styles and

- social support theories of depression in third and seventh grade children. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 23, 653-674. doi: 10.1521/jscp.23.5.653.50752
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 30, 217-237. doi:10.1016/j.cpr.2009
- Becker-Weidman, E. G., Jacobs, R. H., Reinecke, M. A., Silva, S. G., & March, J. S. (2010). Social problem-solving among adolescents treated for depression. *Behaviour Research and Therapy*, 48, 11-18. doi: 10.1016/j.brat.2009.08.006
- Benesse 教育研究開発センター (2004). 第1回子ども生活実態調査 小学生・中学生・高校生を対象に Retrieved from http://berd.benesse.jp/up_images/research/kodomoseikatu_data.pdf (2017年2月2日)
- Bentler, P. M., & Bonnet, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.88.3.588
- Burwell, R. A., & Shirk, S. R. (2007). Subtypes of rumination in adolescence: Associations between brooding, reflection, depressive symptoms, and coping. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 36, 56-65. doi: 10.1080/15374410709336568
- Bushman, B. J. (2002). Does venting anger feed or extinguish the flame? Catharsis, rumination, distraction, anger, and aggressive responding. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 6, 724-731.
- Campbell-Sills, L., & Barlow, D. H. (2007). Incorporating emotion regulation into conceptualizations and treatments of anxiety and mood disorders. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 542-559). New York: Guilford Press.
- Deary, I. J., Clyde, Z., & Frier, B. M. (1997). Constructs and models in health psychology: The case of personality and illness reporting in diabetes mellitus. *British Journal of Health Psychology*, 2, 35-54. doi: 10.1111/j.2044-8287.1997.tb00522.x
- Duarte, A. C., Matos, A. P., & Marques, C. (2015). Cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: Gender's moderating effects. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 165, 275-283. doi: 10.1016/j.sbspro.2014.12.632
- Fröjd, S. A., Nissinen, E. S., Pelkonen, M. U. I., Marttunen, M. J., Koivisto, A. M., & Kaltiala-Heino, R. (2008). Depression and school performance in middle adolescent boys and girls. *Journal of Adolescence*, 31, 485-498. doi: 10.1016/j.adolescence.2007.08.006
- 藤田英典・伊藤茂樹・坂口里佳 (1996). 小・中学生の友人関係とアイデンティティに関する研究—全国9都県での質問紙調査の結果より 東京大学大学院教育学研究科紀要, 36, 105-127.
- Garber, J. (2000). Development and depression. In A. J. Sameroff, M. Lewis, & S. M. Miller (Eds.). *Handbook of developmental psychopathology* (pp. 467-490). New York: Kluwer.
- Garnefski, N., Boon, S., & Kraaij, V. (2003). Relationships between cognitive strategies of adolescents and depressive symptomatology across different types of life event. *Journal of Youth and Adolescence*, 32, 401-408. doi: 10.1023/A:1025994200559
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006). Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Development of a short 18-item version (CERQ-short). *Personality and Individual Differences*, 41, 1045-1053. doi: 10.1016/j.paid.2006.04.010
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30, 1311-1327. doi: 10.1016/S0191-8869(00)00113-6
- Garnefski, N., Kraaij, V., & van Etten, M. (2005). Specificity of relations between adolescents' cognitive emotion regulation strategies and internalizing and externalizing psychopathology. *Journal of Adolescence*, 28, 619-631. doi: 10.1016/j.adolescence.2004.12.009
- Garnefski, N., Teerds, J., Kraaij, V., Legerstee, J., & van den Kommer, T. (2004). Cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: Differences between males and females. *Person-*

- ality and Individual Differences, 36, 267-276. doi: 10.1016/S0191-8869(03)00083-7
- Gillham, J. E., Brunwasser, S. M., & Freres, D. R. (2008). Preventing depression in early adolescence: The Penn Resiliency Program. In J. R. Z. Abela & B. L. Hankin (Eds.), *Handbook of depression in children and adolescents* (pp. 309-332). New York: Guilford Press.
- Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology, 2*, 271-299.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*, 384-362. doi: 10.1037/0022-3514.85.2.348
- 小関俊祐・嶋田洋徳・佐々木和義 (2007). 小学5年生に対する認知行動的アプローチによる抑うつ効果の検討 行動療法研究, 33, 45-57.
- Herts, K. L., McLaughlin, K. A., & Hatzenbuehler, M. L. (2012). Emotion dysregulation as a mechanism linking stress exposure to adolescent aggressive behavior. *Journal of Abnormal Child Psychology, 40*, 1111-1122. doi: 10.1007/s10802-012-9629-4
- Hilt, L. M., McLaughlin, K. A., & Nolen-Hoeksema, S. (2010). Examination of the response styles theory in a community sample of young adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology, 38*, 545-556. doi: 10.1007/s10802-009-9384-3
- Hodges, E. V. E., & Perry, D. G. (1999). Personal and interpersonal antecedents and consequences of victimization by peers. *Journal of Personality and Social Psychology, 76*, 677-685.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*, 424-453. doi: 10.1037//1082-989X.3.4.424
- Hunt, M. G. (1998). The only way out is through: Emotional processing and recovery after a depressing life event. *Behaviour Research and Therapy, 36*, 361-384.
- 伊藤大幸・神谷美里・吉橋由香・宮地泰士・野村香代・谷 伊織・辻井正次 (2010). 小中学生の攻撃性一特性不安および抑うつとの関連からの検討 精神医学, 52, 489-497. doi: 10.11477/mf.1405101631
- Lewinsohn, P. M., Hoberman, H. M., & Rosenbaum, M. A. (1988). A prospective study of risk factors for unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology, 97*, 251-264. doi: 10.1037//0021-843X.97.3.251
- McRae, K., Gross, J. J., Weber, J., Robertson, E. R., Sokol-Hessner, P., Ray, R. D., Gabrieli, J. D. E., & Ochsner, K. N. (2012). The development of emotion regulation: An fMRI study of cognitive reappraisal in children, adolescents and young adults. *Social Cognitive & Affective Neuroscience, 7*, 11-22. doi: 10.1093/scan/nsr093
- McRae, K., Jacobs, S. E., Ray, R. D., John, O. P., & Gross, J. J. (2012). Individual differences in reappraisal ability: Links to reappraisal frequency, well-being, and cognitive control. *Journal of Research in Personality, 46*, 2-7. doi: 10.1016/j.jrp.2011.10.003
- 望月直人・伊藤大幸・原田 新・野田 航・松本かおり・高柳伸哉…辻井正次 (2014). 中学生の非行行為と攻撃性、抑うつとの関連 精神医学, 56, 4-11. doi: 10.11477/mf.1405102630
- 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—Birleson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.
- 村山恭朗・伊藤大幸・浜田 恵・中島俊思・野田 航・片桐正敏…辻井正次 (2015). いじめ加害・被害と内在化/外在化問題との関連性 発達心理学研究, 26, 13-22.
- 村山恭朗・伊藤大幸・高柳伸哉・松本かおり・田中善大・野田 航…辻井正次 (2014). 小学高学年・中学生用反応スタイル尺度の開発 発達心理学研究, 25, 477-488. doi: 10.11201/jjdp.25.477
- 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, 489-496. doi: 10.11477/mf.1405101871
- Nolan, S. A., Roberts, J. E., & Gotlib, I. H. (1998). Neuroticism and ruminative response style as predictors of change in depressive symptomatology. *Cognitive Therapy and Research, 22*, 445-455. doi: 10.1023/A:1018769531641

- Nolen-Hoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: Evidence and theory. *Psychological Bulletin*, *101*, 259-282.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, *100*, 569-582. doi: 10.1037//0021-843X.100.4.569
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination, *Perspective on Psychological Science*, *3*, 400-424. doi: 10.1111/j.1745-6924.2008.00088.x
- Ongen, D. E. (2010). Cognitive emotion regulation in the prediction of depression and submissive behavior: Gender and grade level differences in Turkish adolescents. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *9*, 1516-1523. doi: 10.1016/j.sbspro.2010.12.358
- 大嶽さと子・伊藤大幸・染木史緒・野田航・林陽子・中島俊思…辻井正次 (2012). 一般中学生における自傷行為の経験および頻度と抑うつの関連—単一市内全校調査に基づく検討 精神医学, *54*, 673-680. doi: 10.11477/mf.1405102219
- Pena, L. R., & Pacheco, N. E. (2012). Physical-verbal aggression and depression in adolescents: The role of cognitive emotion regulation strategies. *Universitas Psychologica*, *11*, 1245-1254.
- Rothbart, M. K., Sheese, B. E., & Posner, M. I. (2007). Temperament and emotion regulation. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 321-345.) New York: Guilford Press.
- Rubin, K. H., Bukowski, W., & Parker, J. (2006). Peer interactions, relationships, and groups. In N. Eisenberg, W. Damon, & R. M. Lerner (Eds.), *Handbook of child psychology* (6th ed.) (pp. 571-645). Hoboken, NJ: Wiley.
- 坂井明子・山崎勝之・曾我祥子・大芦治・島井哲志・大竹恵子 (2000). 小学生用攻撃性質問紙の作成と信頼性, 妥当性の検討 学校保健研究, *42*, 423-433.
- 佐藤寛・永作稔・上村佳代・石川満佐育・本田真大・松田侑子…新井邦二郎 (2006). 一般児童における抑うつ症状の実態調査 児童青年精神医学とその近接領域, *47*, 57-68.
- Stewart, J. G., Mazurka, R., Bond, L., Wynne-Edwards, K. E., & Harkness, K. L. (2013). Rumination and impaired cortisol recovery following a social stressor in adolescent depression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *41*, 1015-1026. doi: 10.1007/s10802-013-9740-1
- Takahashi, F., Koseki, S., & Shimada, H. (2009). Developmental trends in children's aggression and social problem-solving. *Journal of Applied Developmental Psychology*, *30*, 265-272. doi: 10.1016/j.appdev.2008.12.007
- 高橋史・嶋田洋徳 (2013). 小学生の認知発達に合わせた問題解決スキル訓練の有効性の検討 発達研究：発達科学研究教育センター紀要, *27*, 31-38.
- 高柳伸哉・伊藤大幸・大嶽さと子・野田航・大西将史・中島俊思…辻井正次 (2012). 小中学生における欠席行動と抑うつ, 攻撃性との関連 臨床精神医学, *41*, 925-932.
- Zhao, Y., & Zhao, G. (2015). Emotion regulation and depressive symptoms: Examining the mediation effects of school connectedness in Chinese late adolescents. *Journal of Adolescence*, *40*, 14-23. doi: 10.1016/j.adolescence.2014.12.009
- Ziegert, D. I., & Kistner, J. A. (2002). Response styles theory: Downward extension to children. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, *34*, 325-333. doi: 10.1207/S15374424JCCP3103_04

(2015.4.25 受稿, '16.10.5 受理)

Relationships Between Emotion Regulation Strategies and Depressive Symptoms and Aggressive Behavior: Elementary and Middle School Students

YASUO MURAYAMA (FACULTY OF HUMANITIES AND SCIENCES, KOBE GAKUIN UNIVERSITY),

HIROYUKI ITO (RESEARCH CENTER FOR CHILD MENTAL DEVELOPMENT, HAMAMATSU UNIVERSITY SCHOOL OF MEDICINE),

NOBUYA TAKAYANAGI (FACULTY OF HUMAN STUDIES, AICHI TOHO UNIVERSITY),

AI UEMIYA (GRADUATE SCHOOL OF ENVIRONMENTAL STUDIES, NAGOYA UNIVERSITY),

SYUNJI NAKAJIMA (STUDENT SUPPORT SERVICES ROOM, SAGA UNIVERSITY),

MASATOSHI KATAGIRI (ASAHIKAWA CAMPUS, HOKKAIDO UNIVERSITY OF EDUCATION),

MEGUMI HAMADA (RESEARCH CENTER FOR CHILD MENTAL DEVELOPMENT, HAMAMATSU UNIVERSITY SCHOOL OF MEDICINE),

MITSUNORI MYOUGAN (SCHOOL OF PSYCHOLOGY, CHUKYO UNIVERSITY) AND

MASATSUGU TSUJII (SCHOOL OF CONTEMPORARY SOCIOLOGY, CHUKYO UNIVERSITY)

JAPANESE JOURNAL OF EDUCATIONAL PSYCHOLOGY, 2017, 65, 64–76

Emotion regulation is among the factors that maintain or interfere with individuals' mental health. The authors could not find any self-rating scales that had been developed for children and adolescents that assessed rumination, problem-solving, distraction, and cognitive reappraisal simultaneously. In the absence of a suitable instrument, little research has been done on effects of emotion regulation on mental health in children and adolescents. The present authors developed the Emotion Regulation Scale for Elementary and Middle School Students (ERS-EM) by combining items measuring cognitive reappraisal and an existing scale that measures other emotion regulation strategies, such as rumination. The present study is a cross-sectional examination of the relationships of these emotion regulation strategies to depressive symptoms and aggressive behavior in 4th to 9th grade students (2,692 elementary school students, 2,629 middle school students; 2,735 boys, 2,586 girls). Factor analysis of the Emotion Regulation Scale for Elementary and Middle School Students revealed 4 factors: rumination, problem-solving, cognitive reappraisal, and distraction. This supported the construct validity of the Emotion Regulation Scale for Elementary and Middle School Students. Furthermore, rumination was associated with worse scores on depressive symptoms and aggressive behavior. Problem-solving and distraction were associated with scores indicating less depression and aggression, whereas only problem-solving was associated with alleviation of aggression. No effect of cognitive reappraisal on either depression or aggression was found.

Key Words: emotion regulation, depression, aggression, joint factor analysis, children and adolescents