

小学高学年・中学生用反応スタイル尺度の開発

村山 恭朗

(浜松医科大学子どものこころの発達研究センター)

伊藤 大幸

(浜松医科大学子どものこころの発達研究センター)

高柳 伸哉

(弘前大学大学院医学研究科付属
子どものこころの発達研究センター)

松本 かおり

(金沢工業大学大学院心理科学研究科)

田中 善大

(奈良佐保短期大学地域こども学科)

野田 航

(大阪教育大学教育学部)

望月 直人

(大阪大学キャンパスライフ支援センター)

中島 俊思

(浜松医科大学子どものこころの発達研究センター¹⁾)

辻井 正次

(中京大学現代社会学部)

反応スタイルは抑うつの維持もしくは悪化を引き起こす要因である。本研究は小学4年生から中学3年生の5,217名を対象とし小学高学年・中学生用反応スタイル尺度を開発することを目的とした。既存の反応スタイル尺度を参考に、「反すう」、「問題解決」、「思考逃避」、「気晴らし」の4因子を想定した原案16項目を作成した。探索的因子分析の結果、想定された通り小学高学年・中学生用反応スタイル尺度は4因子（「反すう」、「問題解決」、「思考逃避」、「気晴らし」）で構成されることが示された。さらに各因子間に認められた相関は先行研究の知見に沿うものであった。また信頼性に関して、各下位尺度の α 係数は概ね基準以上の値であることが確認された。外在基準とした抑うつおよび攻撃性との相関を検討したところ、「反すう」は正の相関、「問題解決」および「気晴らし」は負の相関を示した。これらの結果は先行研究に沿うものであり、小学高学年・中学生用反応スタイル尺度の構成概念妥当性が確認された。

【キーワード】 反応スタイル, 反すう, 抑うつ, 学童期, 思春期

問題と目的

小中学生における抑うつの遷延化が懸念されている。小中学生を対象とした調査(傳田ほか, 2004; 佐藤ほか, 2006)では、全体の10%以上に及ぶ児童・生徒が抑うつ状態にあることが報告されている。学童・思春期における抑うつの強さは成人期でのうつ病発症リスクを高めること(Reinherz, Giaconia, Hauf, Wasserman, & Paradis, 2000)を踏まえると、我が国における成人のうつ病有病率の高さ(川上, 2007)の一端には小中学生に見られる抑うつの遷延化があると推測される。このことから、小中学生における抑うつ悪化を促す要因を研究することは、小中学生の精神的健康への寄与に留まらず、成人の抑うつおよびうつ病予防に寄与し得ると考えられ

る。

Nolen-Hoeksema (1987, 1991)は、個人が示す抑うつ気分や抑うつ状態に対する反応や対応のあり方を指す反応スタイル(response styles)が、その気分や状態の重症度や持続期間を説明し得ることを指摘し、反応スタイル理論を提唱した。一部の研究では、この反応スタイルはコーピングの一種であるとも指摘されている(Nolen-Hoeksema, 1991; Nolen-Hoeksema, Wisco, & Lyubomirsky, 2008)。強いストレスを経験することで抑うつが強まる知見は多く報告されており(e.g., Blackmore et al., 2007)、ストレスの解消を図る方略であるコーピング(Lazarus & Folkman, 1984/1991)は抑うつに関与する要因であると思われる。しかしながら、抑うつが持続する状況下ではストレスの生成が強くと促されること(Hammen, 2005)からすると、反応スタイルは抑うつの維持・悪化のみならず、ストレスの生成にも寄

1) 現所属: 佐賀大学学生支援室

与する要因であることが窺われる。それゆえに、反応スタイルは、抑うつ研究領域において考慮すべき重要な変数であると考えられる。

反応スタイルは抑うつ維持もしくは悪化を促すことが実証されているが (e.g., Abela, Parkinson, Stolow, & Starrs, 2009), 海外の研究では、児童・生徒が示す反応スタイルを測定する尺度として、成人向けに開発された反応スタイル尺度 (Response Styles Questionnaire; Nolen-Hoeksema, 1991: 以下 RSQ) を基に子ども用の尺度 (Children's Response Style Questionnaire1; Abela, Bronzina, & Haigh, 2002; Abela, Aydin, & Auerbach, 2007: 以下, CRSQ) が開発され、多く利用されている。CRSQ は抑うつ的に考え込むなどの反すう型 (rumination), 不快な気分から注意をそらすなどの気晴らし型 (distraction), 友人に相談するなどの問題解決型 (problem-solving) の3つの反応スタイルを測定する項目で構成される。一方、本邦では RSQ の邦訳版 (名倉・橋本, 1999) やそれに準ずる成人向けの反応スタイル尺度 (拡張版反応スタイル尺度; 松本, 2008) は作成されているものの、小中学生向けの尺度は開発されていない。小中学生における抑うつ研究のさらなる発展を図る上で、抑うつ維持・悪化に影響を及ぼす反応スタイルに関して本邦の小中学生に適用可能な尺度を作成することは重要な課題である。また前思春期 (early adolescence: 10-14 歳) は抑うつ性差が出現し始める時期であり (Lewinsohn, Clarke, Seeley, & Rohde, 1994; Nolen-Hoeksema & Gircus, 1994), さらにこの時期にはうつ病発症が急激に増大すること (Lewinsohn, Hops, Roberts, Seeley, & Andrews, 1993) を踏まえると、この発達段階にある児童・生徒の反応スタイルを測定することは今後の抑うつ研究の発展に寄与すると考えられる。そこで、本研究は小学高学年と中学生向けの反応スタイル尺度 (Response Styles Questionnaire for Middle School Students: 以下 RSQ-MS) を開発することを目的とする。

CRSQ の開発過程では、主に抑うつとの相関や回帰分析による抑うつ説明・予測によりその妥当性が検証されている (Abela et al., 2002, 2007)。一方、本邦における反応スタイル尺度の開発過程では、抑うつに加えネガティブな思考の体験に関する認知的変数 (具体的には、思考抑制と自己没入) が外在基準として用いられている。しかし、これらの認知的変数を評定する小中学生向けの尺度は未だ存在していないことから、本研究では抑うつを外在基準として構成概念妥当性の検討を行う。加えて、子どもが抑うつ状態にある場合、その症状の一つとして攻撃性が強まることが指摘されている (Carlson, 2000; 清水, 2008)。これを踏まえ、本研究ではさらに攻撃性を外在基準として用いる。

これまでの研究では、反応スタイルのなかでも、特に反すうが中心的に研究され、主に抑うつとの関連が検討されている。反すうが強い児童・生徒ほど強い抑うつを呈する (Burwell & Shirk, 2007) のみならず、反すうが強い場合には継続的に抑うつが悪化しやすいことが報告されている (Abela et al., 2009; Hilt, Katie, McLaughlin, & Nolen-Hoeksema, 2010)。一方で、他の反応スタイルに関しては、気晴らし型と問題解決型の反応スタイルは抑うつを軽減を促すことが認められている (Abela et al., 2007; Hilt et al., 2010)。

反応スタイルと攻撃性の関連もこれまでに検討されているが、やはり反すうとの関連が中心である。これまでの研究で、反すうを通じて攻撃性が強まること見出されている (Bushman, 2002)。他の反応スタイルでは、気晴らし型の反応スタイルは攻撃性にほとんど影響を及ぼさないことが示されている (Rusting & Nolen-Hoeksema, 1998)。また問題解決型の反応スタイルと攻撃性との関連は検討されていないが、問題解決型のコーピングと攻撃性の低さの間に相関があることが認められている (McMurrin, Blair, & Egan, 2002)。以上から、これらの知見と類似する結果が本研究で示される場合には、開発する RSQ-MS の構成概念妥当性が認められると考える。

Nolen-Hoeksema & Gircus (1994) は青年期に移行する前に女子はより反すうを、男子はより気晴らし型の反応スタイルを行う傾向が形成され、反応スタイルの性差が顕在化すると論じている。しかしながら、実際には反応スタイルの性差に関する知見は一貫しておらず、反すうや気晴らしの性差を報告する研究がある一方で (Hilt et al., 2010), 性差が認められない結果を示す研究も多く存在している (Abela et al., 2002, 2007)。これらの知見を踏まえ、本研究では男子と女子が示す RSQ-MS の得点を比較し、小学高学年および中学生が示す反応スタイルの性差を検討する。

方 法

調査対象者

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5,217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97.7%であった。対象者の内訳を 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、以上の対象者のうち、一部の項目に対する回答が欠損となっていた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 (α 係数, 記述統計, 相関係数の算出では変数単位で除外, 重回帰分析ではケース単位で除外)。

Table 1 対象者の内訳

	男子(名)	女子(名)	合計(名)
小4	485	427	912
小5	460	457	917
小6	489	440	929
中1	429	406	835
中2	410	432	842
中3	415	367	782
合計	2,688	2,529	5,217

調査内容

小学高学年・中学生用反応スタイル尺度 (RSQ-MS) 5名の心理学者と3名の臨床心理士がRSQ (Nolen-Hoeksema, 1991), CRSQ (Abela et al., 2002, 2007), 拡張版反応スタイル尺度 (松本, 2008) の質問項目を参考としてRSQ-MSの原案を作成した。本邦で独自に作成された拡張版反応スタイル尺度 (松本, 2008) には、RSQには存在しない反応スタイル (回避) が設けられている。従来、回避的方略は不適応なコーピングとして位置づけられていること (神村・海老原・佐藤・戸ヶ崎・坂野, 1995)、気晴らしの一種である不快な気分や状態を引き起こす思考を回避する傾向 (Wenzlaff, 2005) は抑うつ of 悪化を促すことが見出されていること (Wenzlaff & Luxton, 2003) から、反応スタイルをより包括的に評定できる尺度を開発するため、本研究では思考回避に関する反応スタイルを追加することにした。以上の点を踏まえ、原案は「反すう」、「気晴らし」、「問題解決」、「思考逃避」の4因子を仮定し、各因子が4項目で構成されるよう作成した (計16項目)。項目の作成・選定にあたっては、(1)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)、(2)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努めた)、(3)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。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た。また各項目は小中学生が理解できるように文章表現にしてある。回答形式は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、質問紙の教示文は以下の通りであった。「あなたは、何かうまいかかなかったり、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』の中から一つ選び、○をつけて答えてください。」

外在基準 抑うつ of 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 (並川ほか, 2011)、攻撃性 of 尺度として Buss-Perry Aggression Questionnaire の日本版である Hostility-Aggression Questionnaire for Children (HAQ-C; 坂井ほか, 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 (坂井ほか, 2000; 村田ほか, 1996)。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 (伊藤ほか, 2010)。これらの尺度は、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 (Muthen & Muthen)、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²⁾。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、

2) 因子構造が一定の複雑性を有するとき、ジオミン回転はプロマックス回転などの従来の方法よりも安定的な解をもたらすことが指摘されていること (Browne, 2001) から、本研究ではジオミン回転を用い因子分析を行った。

Table 2 1因子解から6因子解までの適合度

	df	CFI	RMSEA	SRMR	BIC
1因子解	104	.410	.139	.133	224418
2因子解	89	.705	.107	.080	218057
3因子解	75	.901	.067	.037	214062
4因子解	62	.977	.036	.015	212519
5因子解	50	.988	.028	.012	212337
6因子解	39	.989	.031	.009	212327

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。自由度(df)はモデルの儉約性(モデルがどれだけ少ないパラメータでデータを説明しようとしているか)を示している。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、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という観点を持つことが重要になる。

CFIおよびSRMR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と判断した。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、3.714, 2.603, 1.869, 1.169, 0.866, 0.674…となっており、古典的なカイザー基準によっても4因子解が支持されることが示された。

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因子構造がほぼ完全に再現されたため、当初の想定通り、各因子をそれぞれ「反すう」、「問題解決」、「思考逃避」、「気晴らし」と命名した。「反すう」、「問題解決」、「思考逃避」の指標として作成した各4項目(計12項目)はいずれも対応する因子に最も高く負荷していた。「気晴らし」の指標として作成した4項目のうち、1項目(項目11)は「問題解決」の因子に最も高く負荷していたため、「問題解決」の下位尺度に含めることとした。また「気晴らし」の指標として作成した項目14は、「気晴らし」の因子に.29とやや低い負荷量を示したものの、以下の理由から「気晴らし」の下位尺度に含めることとした。第一に、「気晴らし」を構成する残りの項目はいずれも遊びに関する

項目であり、項目14を削除した場合、「気晴らし」の下位尺度の領域代表性(測定すべき領域の全体をカバーしている程度)が低下するおそれがある。第二に、項目14を除外しても「気晴らし」の α 係数は.69から.72に上昇するにすぎず、内的整合性の大幅な改善は見込めない。以上のことから、内的整合性のわずかな改善よりも領域代表性の維持を優先すべきと考えられたため、項目14を「気晴らし」の下位尺度に含めることとした³⁾。

以上のように、探索的因子分析の結果は当初想定した4因子モデルを高い水準で再現しており、RSQ-MSの因子的妥当性が明確に支持された。因子間相関は-.08~.37であり、4つの因子が相互に比較的高い独立性を有していることが示された。また4つの下位尺度の α 係数は.69~.78であり(Table 3)、「気晴らし」のみ経験的基準である.70をわずかに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。

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を示す。各下位尺度得点について、性別×学年の二要因分散分析を行った結果をTable 5に示す。各要因の主効果および交互作用の有意性に加え、効果量 η^2 を示した。効果量 η^2 の経験的基準として、.01程度で小さい効果、.06程度で中程度の効果、.14程度で大きい効果を示すという基準が提唱されている(Cohen, 1988)。いずれの下位尺度についても、性別と学年の主効果が有意であったが、効果量の値から、いずれの要因の効果も小さいことが示された。交互作用が有意でなかった「問題解決」と「思考逃避」における学年間の差について、小4を基準としたDunnett法による多重比較を行った結果、「問題解決」では小4と他学年の間で有意差が見られず、「思考逃避」では小6のみ小4より有意に平均値が高いことが示された($p < .05$)。「反すう」と「気晴らし」では交互作用が有意であったため、性別ごとに学年の単純主効果を検討した結果、いずれの下位尺度も、性別によらず学年の単純主効果が有意であったが、男子より女子において学年の効果が大きいことが示された。性別ごとに小4を基準としたDunnett法による多重比較を行った結果、「反すう」では、男子は中3のみ小4より有意に平均値が高く($p < .01$)、女子は小6~中3で小4より有意に平均値が高いことが示された

3) 探索的因子分析で得られた因子構造を再検証するため、確認的因子分析(Mplus Version 7を使用)を行った。その際、項目表現が類似している項目2と項目10に誤差相関を設定した。分析の結果、比較的良好な適合度が確認された(CFI=.918, TLI=.898, RMSEA=.055, SRMR=.052)。各項目が示す因子負荷量も高い値を示していた(Table 3)。なお、項目2と項目10の誤差間の相関係数は.431であった。以上から、探索的因子分析で得られた因子構造の妥当性が確認された。

Table 3 RSQ-MS における各項目の因子負荷量

項目	探索的因子分析				確認的因子分析			
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4
反すう ($\alpha=.76$)								
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	.77	.02	-.02	-.01	.77			
15 いやなことがあったとき、自分のせいだと考える	.70	.13	-.03	-.01	.74			
7 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	.65	.01	.02	-.02	.64			
9 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	.63	-.03	.10	.03	.61			
問題解決 ($\alpha=.78$)								
13 いやなことがあったとき、今の自分にできることをする	.02	.74	.01	.01	.78			
6 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	-.11	.73	.05	-.03	.69			
4 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	.03	.69	-.05	.01	.70			
12 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	.13	.66	-.01	.02	.70			
11 いやなことがあったとき、友だち、両親、先生などに話す	-.02	.32	.02	.10	.37			
思考逃避 ($\alpha=.70$)								
5 いやなことがあったとき、それについてあまり考えないようにする	-.02	-.09	.72	-.02	.70			
16 いやなことがあったとき、あまり気にしないようにする	-.25	.07	.63	.01	.66			
8 いやなことがあったとき、そのことにかかわらないようにする	.21	-.06	.58	-.02	.53			
3 いやなことがあったとき、そのことを忘れようとする	.06	.11	.49	.14	.62			
気晴らし ($\alpha=.69$)								
10 いやなことがあったとき、友だちと遊ぶ	-.03	-.01	-.01	.88	.58			
2 いやなことがあったとき、外に出て遊ぶ	.04	-.01	.02	.65	.45			
14 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	-.03	.23	.28	.29	.72			
	因子間相関							
	F2	.13			.20			
	F3	.02	.23		-.04	.25		
	F4	-.08	.37	.37	.01	.55	.60	

注. RSQ-MS：小学高学年・中学生用反応スタイル尺度。

(全て $p<.001$)。「気晴らし」では、男子 (中1, 中3: $p<.05$; 小5, 小6, 中2: $p<.001$)、女子 (全て $p<.001$) とともに、小5~中3で小4より有意に平均値が高いことが示された。

抑うつ・攻撃性との相関

Table 4 に性別・学年ごとの抑うつおよび攻撃性の平均値と標準偏差、Table 6 に RSQ-MS と抑うつ (DSRS-C 短縮版合計点) および攻撃性 (HAQ-C 短縮版合計点) の相関 (ピアソンの積率相関係数) を示す。「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た。「問題解決」は抑うつと中程度の負の相関、攻撃性と弱い負の相関を示し、「思考逃避」は抑うつ

と弱い負の相関、攻撃性とごく弱い正の相関を示していた。「気晴らし」は抑うつと中程度の負の相関を示し、攻撃性とは有意な相関を示さなかった。

男女別の結果では、おおむね男女の結果は類似しているものの、「反すう」と抑うつの相関は女子が男子より有意に強く ($z=3.97, p<.001$)、「気晴らし」と抑うつの相関は男子が女子より有意に強かった ($z=2.74, p=.006$)。その他の相関では、男女の有意差は見られなかった。学年段階別の結果では、「反すう」と抑うつの相関で中学生が小学生よりも強い値を示したが ($z=2.23, p=.025$)、その他の相関では有意差は見られなかった。

Table 4 性別・学年ごとの下位尺度得点, 抑うつ, 攻撃性の平均値・標準偏差

	反応スタイル								抑うつ	攻撃性		
	反すう		問題解決		思考逃避		気晴らし					
	M	(SD)	M	(SD)	M	(SD)	M	(SD)				
男子												
小4	8.25	(3.22)	11.77	(3.67)	9.26	(3.10)	6.58	(2.61)	4.28	(2.83)	17.12	(5.27)
小5	8.12	(2.99)	11.71	(3.54)	9.46	(2.95)	7.40	(2.61)	4.07	(2.82)	17.60	(5.98)
小6	8.30	(2.93)	11.69	(3.46)	9.62	(3.12)	7.44	(2.49)	3.90	(2.64)	17.25	(5.60)
中1	8.05	(2.81)	11.37	(3.36)	9.02	(2.89)	7.09	(2.42)	3.89	(2.62)	18.02	(5.20)
中2	8.37	(2.89)	11.76	(3.20)	9.22	(2.63)	7.31	(2.34)	4.40	(2.82)	16.40	(5.00)
中3	8.88	(3.02)	11.45	(3.56)	9.11	(2.76)	7.04	(2.31)	4.41	(2.74)	16.71	(5.00)
全体	8.32	(2.99)	11.63	(3.47)	9.29	(2.93)	7.14	(2.49)	5.11	(3.17)	16.53	(4.36)
女子												
小4	8.22	(2.90)	12.40	(3.74)	8.81	(2.93)	5.80	(2.20)	4.73	(3.15)	15.51	(4.93)
小5	8.53	(3.01)	12.20	(3.48)	9.03	(2.85)	6.53	(2.32)	4.36	(2.89)	15.04	(5.15)
小6	9.00	(3.05)	12.70	(3.43)	9.29	(2.97)	6.72	(2.25)	4.15	(2.91)	15.13	(4.89)
中1	9.10	(3.23)	12.18	(3.50)	8.99	(2.86)	6.63	(2.33)	4.56	(3.20)	15.89	(4.99)
中2	9.31	(3.24)	12.01	(3.51)	9.09	(2.79)	7.03	(2.21)	4.76	(3.15)	16.23	(5.20)
中3	9.52	(3.08)	11.90	(3.20)	9.08	(2.63)	6.81	(2.05)	5.35	(3.38)	15.55	(4.68)
全体	8.93	(3.11)	12.24	(3.49)	9.05	(2.85)	6.58	(2.26)	5.34	(3.20)	15.26	(4.56)

Table 5 RSQ-MSの各下位尺度得点への性別・学年の影響

	性別		学年		交互作用		学年の単純主効果			
							男子		女子	
	F	η^2	F	η^2	F	η^2	F	η^2	F	η^2
反すう	52.89***	.010	11.20***	.011	3.67**	.003	4.13***	.008	10.29***	.020
問題解決	38.43***	.008	2.55*	.002	1.33	.001				
思考逃避	8.42**	.002	2.94*	.003	0.95	.001				
気晴らし	70.76***	.013	19.31***	.018	2.79*	.003	7.92***	.015	14.78***	.029

注. RSQ-MS: 小学高学年・中学生用反応スタイル尺度。* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

抑うつ・攻撃性への効果

前節で示した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間のより直接的な関連を検討するため, 抑うつ・攻撃性を従属変数, 小中学生用反応スタイルの各下位尺度を独立変数 (強制投入) とする重回帰分析を行った (Table 7)。

抑うつに対しては, 「反すう」が比較的強い正の効果, 「問題解決」と「気晴らし」が中程度の負の効果を示し

た。説明率 (R^2) は .34 であり, 小中学生用反応スタイルの4下位尺度によって, 抑うつ分散のうち3分の1程度が説明された。攻撃性に対しては, 「反すう」が中程度の正の効果, 「問題解決」が中程度の負の効果, 「思考逃避」と「気晴らし」がごく弱い正の効果を示した。説明率は .14 であり, 抑うつに比べると説明率は低かったが一定の値が示された。

男女別の結果について, 対数尤度比検定により偏回帰係数を比較したところ, 相関係数の結果と同様に「反すう」から抑うつへの効果は女子が男子より強く

Table 6 RSQ-MS の各下位尺度の得点と抑うつ・攻撃性の相関

	全体		男女別				学年代階別			
			男子		女子		小学生		中学生	
	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性
反すう	.41***	.27***	.35***	.27***	.45***	.32***	.39***	.30***	.42***	.26***
問題解決	-.30***	-.17***	-.33***	-.14***	-.29***	-.19***	-.27***	-.17***	-.32***	-.18***
思考逃避	-.14***	.07***	-.14***	.06**	-.14***	.06**	-.13***	.07***	-.15***	.07**
気晴らし	-.35***	.01	-.38***	.00	-.31***	-.02	-.35***	.03	-.37***	-.01

注. RSQ-MS: 小学高学年・中学生用反応スタイル尺度。 ** $p < .01$, *** $p < .001$

Table 7 RSQ-MS における重回帰分析結果 (抑うつ・攻撃性の予測)

	全体		男女別				学年代階別			
			男子		女子		小学生		中学生	
	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性	抑うつ	攻撃性
反すう	.44***	.31***	.39***	.30***	.48***	.35***	.42***	.34***	.45***	.29***
問題解決	-.28***	-.27***	-.28***	-.23***	-.29***	-.27***	-.26***	-.28***	-.29***	-.28***
思考逃避	-.01	.08***	.01	.07***	-.02	.09***	.01	.07***	-.02	.08***
気晴らし	-.23***	.09***	-.27***	.07**	-.19***	.06**	-.25***	.11***	-.24***	.09***
R ²	.34	.14	.33	.12	.36	.17	.32	.15	.37	.13

注. RSQ-MS: 小学高学年・中学生用反応スタイル尺度。 ** $p < .01$, *** $p < .001$

($\chi^2(1) = 14.17, p < .001$), 「気晴らし」から抑うつへの効果は男子が女子より強かった ($\chi^2(1) = 9.31, p = .002$)。その他の係数については、男女間で有意差が見られなかった。学年代階別の結果では、いずれの係数についても、小学生と中学生の間で有意差は見られなかった。

考 察

本研究は、小学高学年および中学生向けの反応スタイル尺度を開発することが目的であった。探索的因子分析の結果、小学高学年・中学生用反応スタイル尺度 (RSQ-MS) は想定された4因子 (「反すう」, 「問題解決」, 「思考逃避」, 「気晴らし」) で構成されることが支持された。信頼性に関して、「気晴らし」の α 係数は経験的基準である .70 を若干下回ったものの他の因子は十分な内的整合性を示した。また抑うつと攻撃性を外在基準とし各因子との相関を検討した結果、各因子は概ね仮説通りの相関を示すことが確認された。

RSQ-MS の因子構造

既存する反応スタイル尺度を参考として「反すう」, 「問題解決」, 「思考逃避」, 「気晴らし」の4因子を想定しRSQ-MSの原案を作成した。探索的因子分析により、

想定された因子構造を支持するように4因子解が適当であることが示され、RSQ-MSの因子妥当性が確認された。CRSQ (Abela et al., 2002) は「反すう」, 「問題行動」, 「気晴らし」の3因子で構成されているが、従来の反応スタイルを拡張し本邦で成人を対象に開発された尺度 (松本, 2008) では、「回避」が追加された4因子構造となっている。本研究で開発されたRSQ-MSは「反すう」, 「問題解決」, 「思考逃避」および「気晴らし」の4因子構造であることから、欧米で開発されている基本的な反応スタイル尺度の因子を踏襲しつつも、本邦で認められている反応スタイルの概念も取り入れた因子構造となっており、本邦の小学高学年と中学生が示す反応スタイルを包括的に評定することができるとと思われる。

RSQ-MSの因子間相関は-.08~.37の範囲にあった。既存の反応スタイル尺度において、気晴らし型と問題解決型の反応スタイル間には正の相関にあること (Abela et al., 2002, 2007; Hilt et al., 2010)、反すう型と気晴らし/問題解決型の反応スタイルは比較的独立した関係にあることが報告されている (e.g., Abela et al., 2007)。これらの知見に沿うように、本研究では「気晴らし」と「問題解決」の間には.37と正の相関が示され、「反すう」と「気晴らし」/「問題解決」の相関は非常に低く、

それぞれ独立する変数であることが示された。また本研究では「思考逃避」は「反すう」と無相関に近い結果が得られたが、これも先行研究(松本, 2008)に沿うものである。つまり、開発されたRSQ-MSの4因子間に認められた相関の方向やその強さは既存の反応スタイル尺度の各因子が示す特徴と一致する結果であることから、これらの結果はRSQ-MSの構成概念妥当性を示すものであると思われる。

外在基準との相関

本研究では外在基準として抑うつと攻撃性を用いた。まず抑うつとの関連では、RSQ-MSの各尺度は概ね仮説通りの結果を示した。これまでの知見から、反すうは抑うつと正の相関関係に、気晴らしや問題解決型の反応スタイルは負の相関関係にあることが予測され、これに沿うように、RSQ-MSの「反すう」は抑うつとの間に中程度の正の相関、「問題解決」と「気晴らし」は中程度の負の相関を示した。さらに重回帰分析の結果でも、「反すう」、「問題解決」、および「気晴らし」は抑うつに対して予測された方向で有意な影響を示すことが確認された。一方で「思考逃避」は抑うつとの間に弱い負の相関を示したが、抑うつに対して有意な影響を示さなかった。これまで国内外を通じ、中高生を対象とした不愉快気分を引き起こす思考の回避傾向と自傷行為の関連に関する報告はあるものの(Najmi, Wegner, & Nock, 2007)、児童・生徒を対象とした抑うつとの関連は報告されていない。しかし、ターゲットである思考を確実に回避できるかどうか、つまり思考回避の精度は、個人が示す認知的柔軟性や作動記憶の強さに依存することが報告されている(Brewin & Beaton, 2002)。このことから、認知機能が発達途上にある小中学生では、思考回避を試みたとしても、ターゲットとなる思考を的確に回避することが困難であると思われる。それゆえに、本研究で開発したRSQ-MSの「思考逃避」の得点によって、抑うつを予測することができなかったと思われる。今後、この点を検証するためにも、縦断的調査を実施し、認知機能を変数に加え「思考逃避」と抑うつとの関連を精査する必要がある。

攻撃性との関連性に関する結果もRSQ-MSの妥当性を支持するものであった。これまでの知見から、反すうは攻撃性を強めること、「問題解決」は攻撃性との間に負の相関を示すことが予測され、本研究では概ね先行研究の知見に沿う結果が示された。「反すう」は攻撃性との間に正の相関が認められ、重回帰分析からは攻撃性を強める効果を示すことが確認された。また「問題解決」は攻撃性との間に負の相関が示され、攻撃性を弱める効果を示すことも確認された。これらのことから、「反すう」および「問題解決」には十分な妥当性があると思われる。

一方で、気晴らし型と回避型の反応スタイルが及ぼす攻撃性への影響はこれまでにほとんど検討されていないが、本研究では「気晴らし」と「思考逃避」は攻撃性との関連性が低いことが示された。一部の研究において、慢性的もしくは過度な不適応状態にない限り気晴らし型の反応スタイルの効力は発現しないことが示唆されている(Schwartz & Koenig, 1996)。本調査対象である小中学生は日常的に登校している児童・生徒であることを踏まえると、本調査対象の大部分は顕著な攻撃性を示していなかったのではないだろうか。それゆえに、本研究では「気晴らし」と「思考逃避」は攻撃性との関連が低く示された可能性がある。また別の観点からは、そもそも気晴らし型の反応スタイルは攻撃性の軽減には効果的でないとも考えられる。実際、大学生を対象とした実験研究では、気晴らし型の反応スタイルを行っても攻撃性には変動が見られないことが報告されている(Bushman, Bonacci, Pedersen, Vasquez, & Miller, 2005)。今後、小学高学年と中学生を対象とした縦断的調査等を行い「気晴らし」と「思考逃避」が及ぼす攻撃性への効果をより詳細に検討することが期待される。

性別・学年による影響

Nolen-Hoeksema & Girgus (1994)は、青年期前の発達段階で反すうや気晴らし型の反応スタイルには性差が現れることを指摘していた。しかしながら、小中学生を対象とした多くの研究では、反応スタイルの性差は認められていない(Abela et al., 2002, 2007)。このような知見を受け、反応スタイルの性差は青年期以前には出現しないと示唆する研究もある(Abela et al., 2007; Hankin et al., 1998)。本研究の結果はどちらか一方の指摘を支持するものではなかったと思われる。まず本研究では、「反すう」と「気晴らし」の得点には性差が認められ、「反すう」は女子が、「気晴らし」は男子が高い得点を示した。これはNolen-Hoeksema & Girgusの指摘に沿うものである。一方で、男女とも「反すう」と「気晴らし」得点には学年の影響が認められたが、どちらの反応スタイルも女子でより顕著に上昇していることが示された。これは男子よりも女子において反すう型とともに気晴らし型の反応スタイルが実行される頻度が多くなっていることを示しており、男子では気晴らし型の反応スタイルが強まるとの指摘(Nolen-Hoeksema & Girgus, 1994)とは一致しない結果である。さらに、本研究の対象者数と効果量の大きさを考慮すれば、反すう型と気晴らし型には顕著な性差が認められなかった点も指摘には沿わない結果になろう。本研究は横断的調査であったために、個人内の反すう型および気晴らし型の反応スタイルの変動を検討することはできない。今後、縦断的調査を実施し、より詳細に反応スタイルの経時的変化を検証する必要がある。

一方で、本研究では性別が「反すう」や「気晴らし」の機能に影響を及ぼすことが示された。「反すう」および「気晴らし」の得点に性差は認められなかったものの、「反すう」と「気晴らし」が抑うつに及ぼす効果に性差が認められた。具体的には、男子よりも女子が反すうを行う場合に抑うつが強く引き起こされ、女子よりも男子が気晴らしを行う場合に抑うつへの緩和が効果的に促されることが認められた。本研究ではこれらの原因を特定することはできないが、小中学生が行うコミュニケーションには男女間で質的な差があり、女子では直面している問題や悩みを反すうのように語り合う傾向が強いこと (Rose, 2002) や、男子では集団で遊ぶ傾向が強く遊びの質にも性差があること (川原・山崎, 1996) を踏まえると、本研究が示した「反すう」と「気晴らし」の抑うつへの効果における性差は、小中学生が示す生活スタイルの性差が影響したとも考えられる。今後、この「反すう」と「気晴らし」が示した抑うつへの影響の性差を検討することで、青年期以降に認められる抑うつへの性差 (Hankin et al., 1998) の背景の一端を検証することができようであろう。

今後の課題

本研究では、抑うつおよび攻撃性を外在基準として RSQ-MS の妥当性を検討し、一定の妥当性が確認された。しかしながら、妥当性の検証は単一の研究で完了するものではないこと (小塩, 2012) から、今後 RSQ-MS の妥当性を引き続き検討する必要がある。例えば、縦断的調査を実施し、ベースライン時の RSQ-MS の各下位尺度得点によって抑うつの変動が予測され得るかを検討することも妥当性を検証する一つの方法であろう。これまでの知見 (e.g., Abela et al., 2007) を踏まえれば、「反すう」の得点が高いほど、「問題解決」および「気晴らし」の得点が低いほど抑うつへの悪化を予測できると考えられる。

確認的因子分析の結果から RSQ-MS における因子構造の妥当性が実証されたものの、探索的因子分析の結果では「気晴らし」に対する項目 14 の負荷量は低かった。これは項目 2 と項目 10 が類似していることによるものであった (脚注 3) を参照) が、この類似性の一端には調査を実施した地域の影響があったと思われる。本調査地域は大都市への通勤圏内にある一方で、農業が盛んであり田畑が多く点在している地域でもある。それゆえに、その地域に在住している児童・生徒は、屋内よりも屋外で友達と遊ぶことが多いのではないかと考えられる。これにより、項目 2 と項目 10 が類似した可能性がある。つまり、都市部に在住する児童・生徒が RSQ-MS 原案に回答する場合には、本研究よりも項目 2 と項目 10 の相関が低く示される可能性がある。今後、他の地域で調査を行い RSQ-MS の因子構造を再検証すること

も必要であろう。

加えて、RSQ-MS の原案の作成に当たり、海外で開発された尺度や成人向けの尺度を参考にした。それゆえ、本研究では本邦の小中学生が示す独自の反応スタイルが存在する可能性について検討できていない。この点に関して、もし本邦の小中学生が海外の小中学生や本邦の成人と異なる反応スタイルを示すのであれば、RSQ-MS を用いて多くの研究・調査を今後積み重ねていくことで、先行研究で得られている知見とは合致しない点を示されよう。このような不一致が明確になった時点で、改めて我が国の小中学生が示す独自の反応スタイルを検討することが必要である。

反すうの安定性や発達段階に伴う変化を検討することも今後重要な課題である。ある要因が精神疾患や精神症状へのリスク要因として位置づけられる場合には、その要因の水準 (強さ) が継続的に安定している必要があり (Ingram & Luxton, 2005)、これに準ずるように反すうに関しては、成人を対象とした研究において継続的な安定性が確認されている (e.g., Kasch, Klein, & Lara, 2001)。しかしながら、この指摘とは矛盾するように、中高生 (15-17 歳) を対象とした調査では反すうの強さは継続的に変動することも報告されている (Hankin, 2008)。さらに反すうにおいては、青年後期にある大学と成人期にある 30・40 歳代の人では、反すうがもたらす機能が異なることも示唆されている (村山・岡安, 2012)。そのため、反すうを含めた反応スタイルがどの発達段階で安定し抑うつへのリスク要因として明確に作用するか、発達段階によってどのように変化するかを検証することにより、安定化する前に反応スタイル、特に反すうに対して適切な介入を行うことができ、小中学生に対して効果的に抑うつ予防を図ることが可能になるとと思われる。

文 献

- Abela, J.R.Z., Aydin, C.M., & Auerbach, R.P. (2007). Responses to depression in children: Reconceptualizing the relation among response styles. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *35*, 913-927.
- Abela, J.R.Z., Bronzina, 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.
- Abela, J.R.Z., Parkinson, C., Stolor, D., & Starrs, C. (2009). A test of the integration of the hopelessness and response style theories of depression in middle adolescence. *Journal of Clinical and Adolescent Psychology*, *38*, 354-364.
- Bentler, P.M., & Bonnet, D.G. (1980). Significance tests

- and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, **107**, 238–246.
- Blackmore, E.R., Stansfeld, A.A., Weller, I., Munce, S., Zagorski, B.M., & Stewart, D.E. (2007). Major depressive episodes and work stress: Results from a national population survey. *American Journal of Public Health*, **97**, 2088–2093.
- Brewin, C.R., & Beaton, A. (2002). Thought suppression, intelligence, and working memory capacity. *Behaviour Research and Therapy*, **40**, 923–930.
- Browne, M.W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, **36**, 111–150.
- Burwell, R.A., & Shirk, S.R. (2007). Subtypes of rumination in adolescence: Associations between brooding, reflection, depressive symptoms, and coping. *Journal of Clinical Child Adolescent Psychology*, **36**, 56–65.
- Bushman, B. (2002). Does venting anger feed or extinguish the flame? Catharsis, rumination, distraction, anger, and aggressive responding. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **28**, 724–731.
- Bushman, B.J., Bonacci, A.M., Pedersen, W.C., Vasquez, E.A., & Miller, N. (2005). Chewing on it can chew you up: Effects of rumination on triggered displaced aggression. *Journal of Personality and Social Psychology*, **88**, 969–983.
- Carlson, G.A. (2000). The challenge of diagnosing depression in childhood and adolescence. *Journal of Affective Disorders*, **61**, 3–8.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- 傳田健三・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: Birleson 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**, 424–436.
- Hammen, C. (2005). Stress and depression. *Annual Review Clinical Psychology*, **1**, 293–319.
- Hankin, B.L. (2008). Stability of cognitive vulnerabilities to depression: A short-term prospective multiwave study. *Journal of Abnormal Psychology*, **117**, 324–333.
- Hankin, B.L., Abramson, L.Y., Moffitt, T.E., McGee, R., Silva, P., & Angell, K.E. (1998). Development of depression from preadolescence to young adulthood: Emerging gender differences in a 10-year longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, **107**, 128–140.
- Hilt, L.M., Katie, A., 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.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, **3**, 424–453.
- Ingram, R.E., & Luxton, D.D. (2005). Vulnerability-stress models. In B.L. Hankin & J.R.Z. Abela (Eds.), *Development of psychopathology: A vulnerability-stress perspective* (pp.32–46). Thousand Oaks, CA: Sage.
- 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: 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.
- 神村栄一・海老原由香・佐藤健二・戸ヶ崎康子・坂野雄二. (1995). 対処方略の三次元モデルの検討と新しい尺度 (TAC-24) の作成. *教育相談研究*, **33**, 41–47.
- Kasch, K.L., Klein, D.N., & Lara, M.E. (2001). A construct validation study of the response style rumination scale in participants with a recent-onset major depressive episode. *Psychological Assessment*, **13**, 375–383.
- 川原誠司・山崎美香子. (1996). 中学生における友人関係の特徴と意義. *東京大学大学院教育学研究科紀要*, **36**, 301–324.
- 川上憲人. (2007). こころの健康についての疫学調査に関する研究 平成 16～18 年度厚生労働科学研究費補助金 (こころの健康科学事業) 「心の健康についての疫学調査に関する研究」総合研究報告書.
- Lazarus, R.S., & Folkman, S. (1991). ストレスの心理学: 認知的評価と対処の研究 (本明 寛・春木 豊・織田 正美, 監訳). 実務教育出版. (Lazarus, R.S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.)
- Lewinsohn, P.M., Clarke, G., Seeley, J.R., & Rohde, P. (1994). Major depression in community adolescents: Age at onset, episode duration, and time to recurrence. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, **33**, 809–818.
- Lewinsohn, P.M., Hops, H., Roberts, R.E., Seeley, J.R., & Andrews, J.A. (1993). Adolescent psychopathology: I. Prevalence and incidence of depression and other DSM-III-R disorders in high school students. *Journal of Abnormal Psychology*, **102**, 133–144.
- 松本麻友子. (2008). 拡張版反応スタイル尺度の作成. *パーソナリティ研究*, **16**, 209–219.
- McMurran, M., Blair, M., & Egan, V. (2002). An investigation of the correlations between aggression, impulsive-

- ness, social problem-solving, and alcohol use. *Aggressive Behavior*, **28**, 439–445.
- 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・岡孝孝弘。(2012). 大学生と30・40代成人を対象とした加齢に伴う抑うつ的反すうの変化に関する一研究. *行動療法研究*, **38**, 215–224.
- 名倉祥文・橋本 宰。(1999). 考え込み型反応スタイルが心理的不適応に及ぼす影響について. *健康心理学研究*, **12**, 1–11.
- Najmi, S., Wegner, D.M., & Nock, M.K. (2007). Thought suppression and self-injurious thoughts and behaviors. *Behaviour Research and Therapy*, **45**, 1957–1965.
- 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.
- 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.
- Nolen-Hoeksema, S., & Girgus, J.S. (1994). The emergence of gender differences in depression during adolescence. *Psychological Bulletin*, **115**, 424–443.
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, **3**, 400–424.
- 小塩真司。(2012). 質問紙によるレジリエンスの測定：妥当性の観点から. *臨床精神医学*, **41**, 151–156.
- Reinherz, H.Z., Giaconia, R.M., Hauf, A.M.C., Wasserman, M.S., & Paradis, A.D. (2000). General and specific childhood risk factors for depression and drug disorders by early adulthood. *Journal of American Academy Child Adolescent Psychiatry*, **39**, 223–231.
- Rose, A.J. (2002). Co-rumination in the friendships of girls and boys. *Child Development*, **73**, 1830–1843.
- Rusting, C.L., & Nolen-Hoeksema, S. (1998). Regulating responses to anger: Effects of rumination and distraction on angry mood. *Journal of Personality and Social Psychology*, **74**, 790–803.
- 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・松田郁子・石川信一・坂野雄二・新井郁二郎。(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.
- Schwartz, J.A.J., & Koenig, L.J. (1996). Response styles and negative affect among adolescents. *Cognitive Therapy and Research*, **20**, 13–36.
- 清水將之。(2008). 子どもの精神医学ハンドブック. 東京：日本評論社.
- Wenzlaff, R.M. (2005). Seeking solace but finding despair: The persistence of intrusive thoughts in depression. In D.A. Clark (Ed.), *Intrusive thoughts in clinical disorder* (pp.54–85). New York: Guilford.
- Wenzlaff, R.M., & Luxton, D.D. (2003). The role of thought suppression in depressive rumination. *Cognitive Therapy and Research*, **27**, 293–308.

Murayama, Yasuo (Research Center for Child Mental Development, Hamamatsu University School of Medicine), Ito, Hiroyuki (Research Center for Child Mental Development, Hamamatsu University School of Medicine), Takayanagi, Nobuya (Graduate School of Medicine Research Center for Child Mental Development, Hirosaki University), Matsumoto, Kaori (Graduate Program in Clinical Psychology, Kanazawa Institute of Technology), Tanaka, Yoshihiro (Department of Community Child Education, Nara Saho College), Noda, Wataru (Department of Practical School Education, Osaka Kyoiku University), Mochizuki, Naoto (Support Center for Campus Life, Osaka University), Nakajima, Syunji (Research Center for Child Mental Development, Hamamatsu University School of Medicine) & Tsujii, Masatsugu (School of Contemporary Sociology, Chukyo University). *Development of a Response Styles Questionnaire for Middle School Students*. THE JAPANESE JOURNAL OF DEVELOPMENTAL PSYCHOLOGY 2014, Vol.25, No.4, 477-488.

Response styles may prolong and increase depression among children and adolescents. The purpose of the current study was to develop a Response Styles Questionnaire for Middle School Students (RSQ-MS), based on data from a sample of 4th through 9th grade school children ($N=5,217$). Drawing on previous questionnaires which measured responses styles, a total 16 items were generated that were assumed to represent four factors: Rumination, Problem-Solving, Escape from Thinking, and Distraction. As predicted, the results of an exploratory factor analysis indicated that four factors could be derived from the RSQ-MS. Correlations among these factors were similar to the correlations found in previous related studies, and the subscales of the RSQ-MS exhibited acceptable levels of Cronbach's *alpha*. In addition, the Rumination subscale was positively correlated with depression and aggression, and the Problem-Solving and Distraction subscales were negatively correlated with depression and aggression. These results were in line with the results of past research, which suggests that the RSQ-MS has strong construct validity.

[Keywords] Response styles, Rumination, Depression, Childhood, Adolescence

2014.4.17 受稿, 2014.8.22 受理