

## 思春期における不快情動への態度とストレスの関連

小澤, 永治  
九州大学

<https://hdl.handle.net/2324/26595>

---

出版情報：心理学研究. 81 (5), pp.501-509, 2010-12-01. 日本心理学会  
バージョン：  
権利関係：(C) 2010 日本心理学会



KYUSHU UNIVERSITY

# 思春期における不快情動への態度とストレスの関連<sup>1</sup>

小澤 永治<sup>2,3</sup> 九州大学

Stress and attitudes toward negative emotions in adolescence

Eiji Ozawa (Kyushu University)

This study investigated the relationship between stress and attitudes toward negative emotions in adolescents. Adolescent students ( $N=1,500$ ) completed a questionnaire that measured attitudes toward negative emotions, emotional-stress reactions, and stress coping. Analysis of data yielded, two factors of the attitudes toward negative emotions: "Negative feelings about negative emotions" and "Capabilities of switching of negative emotions". In order to examine the theoretical relationships among attitudes toward negative emotions, emotional-stress reactions, and stress coping, a hypothetical model was tested by covariance structure analysis. This model predicted that students who have a high level of attitudes toward negative emotions would report enhanced problem solving which promoted stress coping. The results indicated that "Negative feelings about negative emotions" enhanced avoidable coping, and avoidable coping enhanced stress reactions. "Capabilities of switching of negative emotions" was related to a decrease of avoidable coping. Based on the results from covariance structure analysis and a multiple population analysis, the clinical significance and developmental characteristics were discussed.

**Key words:** adolescence, attitudes toward negative emotions, stress.

*The Japanese Journal of Psychology*  
2010, Vol. 81, No. 5, pp. 501-509

近年、怒りから来る攻撃性や、抑うつ感の増大など、思春期の児童・生徒における情動の問題が大きく指摘されており、その対応を検討することは臨床心理学的な重要課題である。思春期のストレス研究からは、ストレッサーにより多くの情動反応・身体反応が生じることが指摘されてきた（嶋田、1998）。ここで思春期に接することが多いストレッサーを考えると、学校での試験やクラス内の友人関係、家族環境などがあげられる。このようなストレッサーは児童・生徒の立場から考えると、自らの努力で状況を変えがたいも

のが多くあると言えよう。

Lazarus & Folkman (1984 本明・織田・春木訳 1991) は、対処可能性が低く評価される状況では、情動焦点型対処がストレス反応低減に有効であるとした。また近年ストレスを情動の一つと捉え、情動制御の観点から研究されることも増えている。情動制御とは、“目標を達成するために、情動をモニターしたり評価したり改変したりするために用いられる内在的、外来的過程 (Thompson, 1993)” であり、対処や適応に影響するとされている。

心理臨床実践においても、情動の取り扱いの困難さが不適応に結びつくという知見が多く得られている。Fukunishi & Rahe (1995) は、アレキシサイミア傾向にみられる自己の情動覚知の難しさが、ストレスへの対処能力の貧しさに結びつくとした。小林 (2004) は、不登校児童・生徒の多くが、強い不快情動を引き起こす事態から距離をとろうするために身体化し、不適応にいたる過程について報告している。このように、主観的に感じる不快情動への取り扱いは適応と深く関連すると考えられ、自らの不快情動に対する態度という観点から思春期のストレスを改めて検討することが、臨床心理学的援助を考える上で有用であると考える。

Correspondence concerning this article should be sent to: Eiji Ozawa, Center for Clinical Psychology and Human Development, Kyushu University, Hakozaki, Higashi-ku, Fukuoka 812-8581, Japan (e-mail: ejieoo@yahoo.co.jp)

<sup>1</sup> 本研究は日本学術振興会科学研究費補助金（特別研究員奨励費）の助成を受けた。

<sup>2</sup> 日本学術振興会特別研究員

<sup>3</sup> ご指導頂きました九州大学高等教育開発推進センター教授 福留 留美先生、同大学院人間環境学研究院准教授 増田 健太郎先生、京都大学大学院教育学研究科准教授 高橋 靖恵先生、ならびに表情図版の描画にご協力頂いた九州大学大学院 浜田 恵さんに深く感謝いたします。

えられる。

不快情動に対する態度に関する研究では、情動への統制可能性の認知的重要性が指摘されている。Kassel, Bornovalova, & Mehta (2006) や田中・沼崎 (2008) は、“対処行動によって不快な気分が緩和される”という制御方略の効果に対する期待感である、ネガティブ・ムード制御方略への期待感を検討し、この期待感が高い者は抑うつ感が低いことを示した。児童・生徒を対象とした研究では、Petrides, Sangareau, Furnham, & Frederickson (2006) は特性的な情動に関する自己効力感である特性的な情動知能が児童の友人関係における協調性や向社会性を高め、適応と関連することを示した。Muris (2002) は児童・生徒を対象とした自己効力感尺度を作成し、情動制御に関する自己効力感である情動的自己効力感が不安を低減することを示した。

また不快情動への態度と関連する概念として、メタ情動がある。メタ情動とは、情動に対する情動や認知であり、情動経験や表出、統制に影響するとされる (Gottman, Katz, & Hooven, 1997)。坂上・菅沼 (2001) は情動に対する意識的態度がその後の処理過程を方向付けるとし、情動への不快感が高い者は回避的な愛着行動をとりやすいことを示した。また奥村 (2008) も情動の否定的な意味づけと不快情動の認識や言語化の困難と正の相関を持つことを示しているなど、自らの情動を否定的に扱う態度が不適応と関連することが多く指摘されている。

これらより、思春期の適応と関連する不快情動への態度について、(a)不快情動への統制可能性の認知、(b)不快情動への否定的認知から捉えることが有用であると考えられる。このような情動への態度に関する先行研究では、我が国では大学生・成人を対象としたものは見られるが、思春期を対象とした研究は少ない。Saarni (1999 佐藤監訳 2005) は情動発達について検討し、情動的自己効力感は青年期以降に獲得され、性差では男子より女子の方が情動を表出しやすく主観的に体験しやすいなど特徴があるとした。嶋田 (1998) は小学 4 年生から中学 3 年生において、学年があがるにつれてストレス反応が増加し、男子より女子の身体的反応や抑うつ・不安反応が高いことを示した。このように思春期はストレスや情動への態度に関して発達的变化や性差があると考えられ、詳細な資料を得ることが必要と考えられる。

また不快情動の内容や種別は様々あるが、ストレス研究では抑うつや怒りといった情動反応が多く指摘されている。Izard (1991 荘厳監訳 1996) は基本的情動を整理しているが、不快情動に類するものには悲しみ、怒り、恐れ、嫌悪などがある。また、抑うつ状態において体験しやすい情動は怒りと悲しみであるとした。悲しみは抑うつに繋がる一方で他者からの援助を

引き出す機能があり、怒りは攻撃性に繋がる一方で適切な自己主張を導く機能を持つとされるなど重要な機能を持ち、代表的な不快情動として多く研究されていることから、本研究でも不快情動として悲しみと怒りを取り上げ検討したい。

以上、本研究では児童・生徒が不快情動を経験した際、自らの感情に対して持つ意識的態度を“不快情動への態度”と定義し、不快情動への態度がストレスコーピングに影響を与え、情動・ストレス反応に影響するとしたモデルについて発達的特徴もふまえた検討を行う。不快情動への態度については、不快情動を自らがコントロールできる感覚として統制可能性の認知と、不快情動に対する否定的な意味づけとして拒否感の側面から検討する。

## 方 法

### 調査対象者

小学 5 年から高校 2 年までの児童・生徒 1500 名 (男子 686 名、女子 814 名) を対象とした。学年・性別ごとの人数は小学 5 年生男子 86 名・女子 66 名、小学 6 年生男子 72 名・女子 81 名、中学 1 年生男子 81 名・女子 93 名、中学 2 年生男子 68 名・女子 90 名、中学 3 年生男子 71 名・女子 216 名、高校 1 年生男子 150 名・女子 139 名、高校 2 年生の男子 158 名・女子 129 名であった。

### 調査手続きと内容

各学校のクラス単位で以下の内容の質問紙調査を行った。小学生に対しては項目の理解に配慮が必要と考えられたため、筆者または心理学を専攻する大学院生が各クラスで教示や項目を読み上げ回答を求めた。中学生・高校生については担任に実施を依頼した。実施前には、調査は大学の研究の一環として行われるものであり、回答内容は学業成績等の評価と関連しないこと、教師や友人・家族等に漏れることはなく、個人を特定されることがないことをフェイスシートに明記し、教示を行った。

**情動・ストレス反応尺度** ストレス反応について、本研究では情動反応を中心に幅広くとらえるため、情動・ストレス反応尺度を作成した。嶋田 (1998) や三浦 (2002) によるストレス反応尺度に、寺崎・岸本・古賀 (1992) による情動状態尺度から代表的な情動を抽出し加えた。作成した項目は計 16 項目であり、“あなたは、いつもの生活の中で次のような気持ちや体の感じを、どのくらい感じことがありますか？”と教示し、それぞれ“ぜんぜんない”から“よくある”まで 4 件法で回答を求めた。

**不快情動への態度尺度** 我が国で児童・生徒を対象とした情動への態度を測定する尺度は見られなかった

ため作成を行った。児童・生徒を対象とした Muris (2002) における情動的自己効力感の項目, Petrides et al. (2006) の特性情動知能尺度, 我が国で成人を対象とした坂上・菅沼 (2001) の個別情動に対する意識的態度尺度, 奥村 (2008) の情動への評価尺度から, 情動への態度として情動に対する統制可能性および拒否感の認知に関する項目を収集した。抽出された拒否感の項目は, “感じた自分をイヤだと思う”, “感じても仕方ないと思う”, “感じた自分が恥ずかしいと思う”の3項目であり, “ぜんぜんあてはまらない”から“そのとおりだ”まで4件法で回答を求めた。情動への統制可能性では, “そのときの気持ちをどのくらいかんたんに切りかえられましたか?”という項目に, “全くかえられなかった”から“とても簡単にかえられた”まで4件法で回答を求めた。また本研究では幅広い学年の児童・生徒を対象としたため, 情動想起を容易に行えるよう配慮することで調査の妥当性を高めることが必要と考えられた。そのため, 表情図版と場面の例文を提示した (Figure 1)。例文はストレッサーや情動喚起場面を取り扱った先行研究 (嶋田, 1998; 三浦, 2002; 藤井, 2004) を参考に作成した。項目と例文の選定では, 筆者と思春期の臨床心理学研究・実践に携わる大学院生3名での協議で決定した。質問紙では, “あなたが最近怒った (悲しいと思った) ことを一つ思いうかべてください”と教示し, 表情図版と例文を提示し情動喚起場面の想起を求めた。その後, “怒った (悲しい) 気持ちについてどのように感じましたか?”との教示を行い, 怒り・悲しみそれぞれの情動ごとに態度を尋ねる項目への回答を求めた。情動提示の順序については無作為に半数でカウンターバランスをとった。

**ストレスコーピング尺度** 本研究では幅広くコーピングを捉えるため, 6因子からなる小学生用ストレス

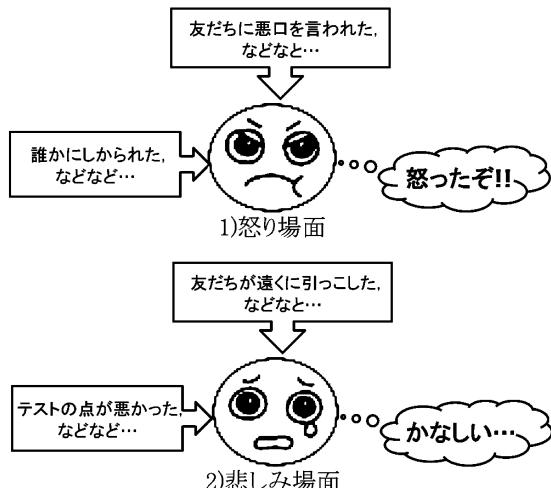


Figure 1. 本研究で用いた表情図版

コーピング尺度短縮版 (大竹・島井・曾我, 2001) を用いた。この尺度は問題焦点型に加え, 小学生が多用するとされる行動的・情動的コーピングを測定するものであった。行動的・情動的コーピングは, 同じく学校環境にある中学生・高校生においても多用されると考えられ, 12項目という少ない項目数で実施可能であるためこれを用いた。“ふだん, いやな気持ちになってストレスを感じるとき, あなたは次のようなことをどのくらい考えたりしたりしましたか?”と教示し, “ほとんどしなかった”から“よくした”まで4件法で回答を求めた。

## 結 果

### 各尺度の基礎的検討

使用した尺度について最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。情動・ストレス反応尺度では, 固有値の減衰から4因子構造を採用した (Table 1)。第1因子から“不快情動”, “快情動”, “認知・身体的反応”, “怒り情動”と命名した。各因子について Cronbach の  $\alpha$  係数を算出すると, 第1因子から順に .79, .72, .72, .71 と十分な信頼性が得られた。続いて各因子項目の平均得点から, 最尤法・プロマックス回転による二次因子分析を行ったところ, 二つの二次因子が抽出された。第1の二次因子は“不快情動”, “認知・身体的反応”, “怒り情動”からなり“ストレス反応”と命名した。第2の二次因子は“快情動”的1項目からなるものであった。

不快情動への態度尺度では, 負荷量と寄与率から2因子を抽出した (Table 2)。第1因子から“不快情動への拒否感”, “不快情動への切りかえ可能性”と命名した。

ストレスコーピング尺度では, 先行研究と同様の6因子が得られた (Table 3)。先行研究に倣い, 第1因子から“サポート希求”, “問題解決”, “情動的回避”, “行動的回避”, “認知的回避”, “気分転換”と命名した。

以上の各尺度の因子ごとの項目得点の平均値を算出し, 以降の分析で用いた。

### 学校種別・性別による差異の検討

各尺度について学校種別と性別を要因とした2要因分散分析を行い, 効果量として  $\eta^2$  を算出した<sup>4</sup> (Table 4)。なお多重比較では全て Tukey の HSD 法を用いた。

不快情動への態度尺度では不快情動への拒否感で学校種別の主効果が有意であり, 小学生より中学生・高校生の得点が高かった。不快情動の切りかえ可能性で

<sup>4</sup> 効果量である  $\eta^2$  値については, 水本・竹内 (2008) に倣い .01 以上を効果量小, .06 以上を効果量中, .14 以上を効果量大として判断した。

Table 1

## 情動・ストレス反応尺度の因子分析・二次因子分析

項目	F1	F2	F3	F4
F1：“不快情動”因子				
不安	.693	-.086	.159	-.004
はずかしい	.692	.005	.006	-.066
緊張した	.652	.095	-.112	-.043
こわい	.617	-.029	-.005	.024
かなしい	.519	.021	.046	.153
F2：“快情動”因子				
うれしい	.031	.838	.070	.046
楽しい	-.093	.752	.069	-.006
安心	-.070	.530	-.063	-.019
ありがたい	.225	.486	-.089	.006
F3：“認知・身体的反応”因子				
やる気がおきない	-.050	-.006	.833	-.042
何かに集中できない	.027	.062	.743	-.064
体がだるい	.048	-.046	.467	.095
F4：“怒り情動”因子				
怒った	.019	.063	-.116	.750
いらいらする	-.032	-.060	.133	.740
因子間相関				
F2	.07			
F3	.44	-.19		
F4	.45	-.05	.43	
二次因子分析				
F1	.745	.150		
F3	.655	-.348		
F4	.595	-.136		
F2	-.067	.550		

は性差の主効果が有意であり、女子より男子が高かった。

情動・ストレス反応尺度では、不快情動、快情動、認知・身体的反応の交互作用が有意であった。不快情動の学校種別の単純主効果は男子・女子ともに有意であり（男子： $F(2, 1494) = 8.65, p < .001, \eta^2 = .03$ ；女子： $F(2, 1494) = 8.70, p < .01, \eta^2 = .03$ ），男子は小学生・中学生より高校生が高く、女子は小学生より中学生・高校生が高かった。性別の単純主効果は中学生・高校生において有意であり、ともに男子より女子が高かった（中学生： $F(1, 1494) = 55.63, p < .001, \eta^2 = .03$ ；高校生： $F(1, 1494) = 14.59, p < .001, \eta^2 = .01$ ）。快情動の学校種別の単純主効果は男子・女子ともに有意であり（男子： $F(2, 1494) = 10.52, p < .001, \eta^2 = .01$ ；女子： $F(2, 1494) = 7.31, p < .01, \eta^2 = .01$ ），男子は中学生・高校生より小学生が高く、女子は小学生・高校生より中学生が低かった。性別の単純主効果は中学生・高校生において有意であり、ともに男子より女子が高かった（中学生： $F(1, 1494) = 9.51, p < .01$ ，

Table 2

## 不快情動への態度の因子分析

項目	F1	F2
F1：“不快情動への拒否感”		
怒った自分がはずかしいと思う	.721	.131
怒った自分がイヤだと思う	.627	.116
かなしくなった自分がイヤだと思う	.492	-.259
かなしくなった自分がはずかしいと思う	.465	-.159
F2：“不快情動の切りかえ可能性”		
怒った気持ちほどのくらい簡単に切りかえられましたか？	.116	.543
かなしい気持ちほどのくらい簡単に切りかえられましたか？	-.104	.390

## 因子間相関

F2	-.11
----	------

$\eta^2 = .01$ ；高校生： $F(1, 1494) = 29.31, p < .001, \eta^2 = .02$ ）。認知・身体的反応の学校種別の単純主効果は男女とも有意であり（男子： $F(2, 1494) = 43.46, p < .001, \eta^2 = .05$ ；女子： $F(2, 1494) = 38.43, p < .001, \eta^2 = .05$ ），男子は小学生・中学生より高校生が高く、女子は小学生よりも中学生、中学生よりも高校生が高かった。性別の単純主効果は中学生で有意であり、男子より女子が高かった（ $F(1, 1494) = 27.39, p < .001, \eta^2 = .02$ ）。怒り情動では性差が有意であり、男子より女子が高かった。

ストレスコーピング尺度では、サポート希求、問題解決において学校種別、性別の主効果が有意であった。情動的回避の交互作用は有意であったが、効果量が低かったため（ $\eta^2 = .00$ ），単純主効果の検定は行わず主効果について検討した。3得点とも小学生より中学生・高校生が高く、男子より女子が高かった。行動的回避では性別の主効果が有意で男子より女子が高かった。気分転換では交互作用が有意であり、学校種別の単純主効果は男子・女子ともに有意で（男子： $F(2, 1494) = 13.56, p < .001, \eta^2 = .02$ ；女子： $F(2, 1494) = 13.18, p < .01, \eta^2 = .02$ ），男子・女子とも高校生より小学生・中学生が高かった。性別の単純主効果は全学校種別で有意であり、女子より男子が高かった（小学生： $F(1, 1494) = 16.05, p < .001, \eta^2 = .01$ ；中学生： $F(1, 1494) = 91.18, p < .001, \eta^2 = .05$ ；高校生： $F(1, 1494) = 26.04, p < .001, \eta^2 = .02$ ）。

## 不快情動への態度とストレスのモデル検討

**モデルの設定** 不快情動への態度 2 因子が相関を持ち、ストレスコーピングの選択に影響を与え、情動・ストレス反応に影響を与えるという仮説にもとづいたモデルを作成した。情動・ストレス反応に関しては、二次因子分析から、不快情動、認知・身体的反応、怒り情動の二次因子として“ストレス反応”を設定し

Table 3  
ストレスコーピング尺度の因子分析

項目	F1	F2	F3	F4	F5	F6
<b>F1：“サポート希求”因子</b>						
だれかにどうしたらよいか聞く	.861	-.019	.042	-.045	.006	-.050
人に問題の解決に協力してくれるようにならむ	.746	.018	-.002	-.017	-.041	.069
<b>F2：“問題解決”因子</b>						
自分を変えようと努力する	-.075	.785	.015	.009	.022	-.053
何がその原因かを見つける	.094	.494	.141	-.001	.005	-.021
<b>F3：“情動的回避”因子</b>						
ひとりになる	-.007	.079	.703	-.077	.035	.096
ひとりで泣く	.094	.083	.381	.245	-.052	-.053
<b>F4：“行動的回避”因子</b>						
大声を上げてどなる	-.104	.039	.007	.642	-.038	.081
だれかに言いつける	.247	-.083	-.073	.400	.074	-.095
<b>F5：“認知的回避”因子</b>						
そのことをあまり考えないようにする	-.001	.143	-.087	-.041	.493	-.018
どうしようもないのあきらめる	-.032	-.152	.157	.036	.486	.005
<b>F6：“気分転換”因子</b>						
ゲームをする	-.028	-.118	.135	.019	-.030	.521
友だちと遊ぶ	.152	.134	-.196	.065	.069	.335
因子間相関						
F2	.33					
F3	.12	.27				
F4	.34	.12	.21			
F5	.07	.01	.11	.10		
F6	.15	.04	-.05	.13	.15	

た。三浦（2002）は複数のコーピングの組み合わせによって、ストレス反応が異なることから、コーピング間の関連性を想定することが妥当であるとしているため、各コーピング間にもパスを設定し、当てはまりの良いモデルを検討した。

設定したモデルについて、学校種別・性別ごとの差を検討するため、学校種別・性別ごとの6集団について、以下の3モデルに対する多母集団の同時分析を行った。(a)モデル0は制約がないモデルで、推定される全てのパラメータが全母集団で異なると仮定したモデルであった。(b)モデル1は潜在変数から観測変数への係数が全母集団で等値と仮定したモデルであった。(c)モデル2は潜在変数から観測変数への係数および潜在変数間の係数が全母集団で等値であると仮定したモデルであった。

**モデルの検討** 最尤法による共分散構造分析を行い、モデル0からモデル2について、適合度指標と情報量基準を算出した（Table 5）。 $\chi^2$ 値はいずれのモデルでも有意であったが、サンプルサイズが大きいためであると考えられた。他の適合度指標については、RMSEAは各モデルとも.018と共通であり、GFI、AGFI、CFIについてもほぼ同様の値が示され、モ

ル適合の良さが示された。各モデルの結果から、モデル0について、RMR=.057と最も低く、GFI=.897、CFI=.919と他のモデルよりも1に近い値が示され、他よりも高い適合度指標が最も多く見られたためこれを最終的に採択した。

Figure 2に示したモデル0の結果より、ストレスコーピング尺度の内、気分転換および認知的回避得点についてはモデルから取り除かれたが、不快情動への態度がストレスコーピングに影響し、情動・ストレス反応に影響するという仮説は支持された。

不快情動への態度がコーピングへ与える影響では、不快情動への拒否感が行動的回避・情動的回避・問題解決といったコーピングへ正の影響を与えていた。不快情動の切りかえ可能性については、不快情動の切りかえ可能性が高いほど行動的回避・情動的回避が少なくなり、サポート希求・問題解決といった問題焦点型に類する積極的対処が増えることが示唆された。また各母集団によって有意差・有意傾向の得られたパスが異なっており、学校種別・性別による影響性の差異が示された。

Table 4  
学校種別・性別ごとの平均値・標準偏差と分散分析結果

	小学生		中学生		高校生		F 値		
	男子	女子	男子	女子	男子	女子	学校種別	性別	交互作用
n	158	147	220	399	308	268			
不快情動への態度									
拒否感	1.73 (0.72)	1.75 (0.62)	1.87 (0.68)	1.90 (0.70)	1.98 (0.69)	1.96 (0.72)	10.76*** (.01)	0.29 (.00)	0.28 (.00)
切りかえ可能性	2.63 (0.74)	2.61 (0.74)	2.81 (0.66)	2.59 (0.65)	2.78 (0.65)	2.66 (0.69)	2.23 (.00)	10.35** (.01)	2.22 (.00)
情動・ストレス反応									
不快情動	2.06 (0.74)	2.16 (0.62)	2.07 (0.64)	2.47 (0.66)	2.39 (0.60)	2.59 (0.59)	37.56*** (.05)	45.85*** (.03)	6.10** (.01)
快情動	3.17 (0.62)	3.23 (0.58)	2.90 (0.68)	3.06 (0.63)	2.94 (0.53)	3.21 (0.53)	13.51*** (.02)	23.98*** (.02)	3.37* (.01)
認知・身体的反応	2.28 (0.80)	2.31 (0.79)	2.45 (0.71)	2.77 (0.76)	2.88 (0.69)	2.95 (0.64)	76.92*** (.09)	12.27*** (.01)	5.70** (.01)
怒り情動	2.53 (0.87)	2.67 (0.83)	2.49 (0.88)	2.78 (0.77)	2.50 (0.75)	2.75 (0.76)	0.28 (.00)	27.11*** (.02)	0.91 (.00)
ストレスコーピング									
サポート希求	1.67 (0.81)	2.02 (0.88)	1.87 (0.91)	2.08 (0.96)	1.82 (0.83)	2.24 (0.97)	4.18* (.01)	42.89*** (.03)	1.92 (.00)
問題解決	1.97 (0.83)	2.18 (0.82)	2.27 (0.87)	2.37 (0.85)	2.38 (0.77)	2.48 (0.80)	18.67*** (.02)	9.08** (.01)	0.62 (.00)
情動的回避	1.77 (0.84)	1.87 (0.90)	1.90 (0.83)	2.22 (0.98)	1.78 (0.65)	2.26 (0.89)	8.24*** (.01)	40.79*** (.03)	4.86** (.00)
行動的回避	1.51 (0.74)	1.58 (0.71)	1.43 (0.63)	1.61 (0.69)	1.44 (0.59)	1.59 (0.76)	0.22 (.00)	12.79*** (.01)	0.71 (.00)
認知的回避	2.21 (0.73)	2.18 (0.74)	2.12 (0.82)	2.20 (0.83)	2.19 (0.78)	2.22 (0.84)	0.55 (.00)	0.35 (.00)	0.51 (.00)
気分転換	2.66 (0.91)	2.30 (0.77)	2.55 (0.89)	1.92 (0.74)	2.29 (0.78)	1.96 (0.67)	20.35*** (.02)	104.77*** (.01)	5.73** (.01)

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$  小学生から高校生の（）内は標準偏差, F 値の（）内は効果量  $\eta^2$ 。

Table 5  
各モデルに対する主な適合度指標と情報量基準

モデル	RMR	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC	$\chi^2$	自由度	p 値
モデル 0	.057	.897	.853	.919	.018	3991.6	2533.6	1707	.00
モデル 1	.062	.890	.852	.913	.018	3955.2	2697.2	1807	.00
モデル 2	.067	.885	.852	.909	.018	3914.4	2824.4	1891	.00

## 考 察

**不快情動への態度の構造** 不快情動への態度尺度では 2 因子が抽出された。不快情動への拒否感は、“怒った（かなしくなった）自分がイヤだと思う”など、坂上・菅沼（2001）の尺度における“情動に対する不快感”と同様の項目が得られ、情動経験への不快な感覚や拒否的な態度を捉えたものと考えられた。不快情動の切りかえ可能性は、“怒った（かなしくなった）気持ちをどのくらい簡単に切りかえられましたか？”という項目であり、田中・沼崎（2008）のネガティ

ブ・ムード制御方略への期待感尺度と類似の項目が得られ、不快情動に対する統制可能性の認知や期待感を捉えたものと考えられた。しかし今回の尺度では項目数が少なかったため、拡充し信頼性・妥当性を検討することは課題である。

**各変数の発達的特徴** 情動・ストレス反応およびストレスコーピングの発達的検討からは、不快情動、認知・身体的反応といったストレス反応に関する得点、サポート希求、問題解決、情動的回避といったストレスコーピングは学校種別があがるにつれて高くなり、男子より女子が高いことが示唆された。情動に関して

は不快情動、怒り情動、快情動で女子の得点が高いなど、先行研究（嶋田, 1998; Saarni, 1999 佐藤監訳 2005）と一致する結果が得られた。不快情動への態度では、不快情動への拒否感は中学生・高校生が高いという結果が得られた。情動・ストレス反応尺度から学校種別があがると不快情動やストレス反応が増加するという結果が得られており、不快な情動体験の増加が拒否的な認知の高さにつながると考えられた。不快情動の切りかえ可能性では男子の方が高いことが示された。Muris (2002) は情動制御に関する自己効力感では思春期において女子より男子が高いことを示しており、この点と一致した結果であったと言えよう。

不快情動への態度からストレスへのモデル Figure 2 のモデルより、不快情動への態度がストレスコーピングに影響を与え、情動・ストレス反応に影響を与えたとした仮説モデルが支持された。以下にはまず全体的なパスモデルの結果について考察する。

ストレスコーピングとストレス反応の関連について、行動的回避・情動的回避といった回避的対処がストレス反応を高めることが示された。また回避的対処から積極的対処へ正のパスも示された。村山・及川 (2005) は気晴らし等の回避的方略は問題解決に直結しないが、不快情動を改善することで後の問題解決を効果的に行うことができる可能性を指摘した。本研究における回避的対処から積極的対処へのパスはこの点を実証したものと考えられ、思春期においても回避的対処が適応的に用いられ得ることが示されたと言えよう。また小学生・中学生女子と高校生男子ではサポート希求がストレス反応を低減させていたが、小学生男

子では逆にストレス反応を増幅させていた。谷口・田中 (2008) は小学生は友人からサポートを受け取りすぎると自尊心が低下し、ストレス反応の一つである無気力反応を増加させるとしているが、谷口・田中 (2008) では性差の検討はされておらず、小学生男子でこの特徴が顕著であることが示唆された。

不快情動への態度において拒否感・切りかえ可能性の両方が問題解決コーピングを高め、問題解決が快情動を高めるという結果が得られた。佐伯 (2003) は、情動覚知によって自己の情動を対象化し効果的に制御することができるとしている。自らの不快感情をしっかりと覚知し、不快情動に対して“イヤだと思う”など拒否的な評価をすること、“切りかえられる”と不快情動を変化させることへの期待感を高く評価することなど、何らかの情動への態度を持つこと自体が、問題解決という積極的なコーピングを促進することが考えられた。

回避的コーピングとの関連では、不快情動への拒否感が行動的回避・情動的回避を高めることで、ストレス反応を増大させ快情動を低減させるといった流れがあることが示唆された。不快情動の切りかえ可能性はこれと異なり、行動的回避・情動的回避に対して負の影響を与えることが示唆された。Lazarus & Folkman (1984 本明他訳 1991) は認知的評価において、脅威性を高く、統制可能性を低く認知するほど、強い不快情動を経験し、回避的対処をとりやすいとしている。このことから、不快情動への拒否感が高いものは、ストレス状況の認知的評価を行う際、そこで引き起こされる情動反応に対する拒否感の高さから、さらに状況

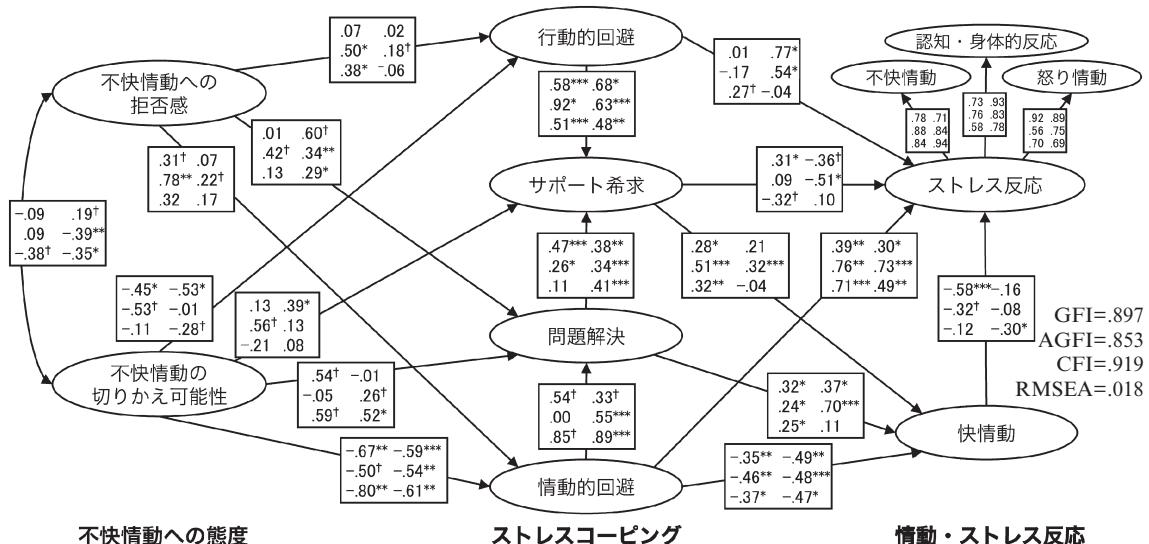


Figure 2. 不快情動への態度からストレスコーピングおよび情動・ストレス反応の関連の共分散構造分析  
注) †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , 誤差変数および観測変数については省略した。各係数の上段左は小学生男子、上段右は小学生女子、中段左は中学生男子、中段右は中学生女子、下段左は高校生男子、下段右は高校生女子の値。

GFI=.897  
AGFI=.853  
CFI=.919  
RMSEA=.018

を脅威的と捉え、回避的対処をとりやすいことが考えられた。また、Mearns & Cain (2003) はネガティブ・ムード制御方略期待感が積極的対処を高めるとしている。不快情動への切りかえ可能性の認知の高い児童・生徒は、自らの気持ちを切りかえるという情動制御に対する期待感の評価が高いことから、ストレッサーへの統制可能性も高く認知することに繋がり、積極的コーピングである問題解決を促進するとともに、回避的なコーピングを抑制すると考えられた。

**不快情動への態度が与える影響の発達的特徴** 不快情動の切りかえ可能性の高さは、問題解決・サポート希求といった積極的対処を経て快情動の促進やストレス反応の低減に影響していた。しかし小学生女子・中学生男子ではサポート希求が、小学生男子・中学生女子・高校生男女では問題解決が媒介するなど、学校種別・性別により影響の経路が異なることが示唆された。

行動的回避は“大声を上げてどなる”，といった外部への攻撃性も含まれた対処行動であるが、小学生男女・中学生男子では不快情動への切りかえ可能性の高さが、このような回避行動をとることの抑制要因の一つになることが示された。しかし高校生では情動への態度が行動的回避を低減させず、中学生・高校生の男子において不快情動の拒否感がこれを増大させることが示された。これより、行動化した回避行動からストレス反応を増大させている小学生に対しては不快情動への統制感を高める関わりが、中学生・高校生男子に対しては不快情動への拒否感を低減させる関わりが有効であることが考えられた。

性差では、女子では全ての学校種別で不快情動への拒否感から問題解決への影響が見られたが、男子では回避的対処に結びつくパスが多く得られた。これより、不快情動への拒否感が女子では問題解決に繋がるが、男子では回避的対処に結びつきやすいことが示された。嶋田 (1998) はストレス状況への脅威性の評価が高いほど積極的対処に結びつくとしており、不快情動の影響性の認知である拒否感の認知が高いほど問題解決が高くなるといった本研究での女子における結果は、これと一致したものであろう。Brody & Hall (2008) は情動の表現の性差について男子は回避・逃避等の外在化した行動として示すことが多いとしている。不快情動への拒否感が高い男子が回避的対処が増えていると考えられよう。

**今後の課題** 本研究では、怒り・悲しみの各情動間の差は比較しておらず、他の不快情動や快情動も含め、情動喚起場面の内容も考慮した詳細な検討が必要であろう。また本研究では調査対象者の負担について考慮し、ストレス理論における認知的評価の測定を行わなかった。本研究で得られたモデルに認知的評価がどのように組み込まれるか検討することも今後の課題

である。

ストレスへの介入では、リラクセイションをはじめとしたストレス反応・情動反応へのアプローチに加え、近年は情動制御過程に対するアプローチも見られている。本研究では不快情動への態度に関して学校種別差・性差が多く得られ、ストレス反応への関連の差異も多く見られた。このような差異をもたらす要因について検討しながら、学校種別・性別の特徴に合わせた、臨床心理学的実践のあり方の検討を行うことが必要と考えられよう。

## 引用文献

- Brody, L.R., & Hall, J.A. (2008). Gender and emotion in context. In M. Lewis, J. Haviland-Jones & L. Barrett (Eds.), *Handbook of emotions*. 3rd ed. New York: Gilford Press. pp. 395-408.
- 藤井 義久 (2004). 中学生の怒り喚起場面における対処行動に関する研究 感情心理学研究, **11**, 24-31.
- (Fujii, Y. (2004). A study of coping behavior in the anger situation among junior high school students. *Japanese Journal of Research on Emotions*, **11**, 24-31.)
- Fukunishi, I., & Rahe, D. (1995). Alexithymia and coping with stress in healthy persons. *Psychological Reports*, **76**, 1299-1340.
- Gottman, J.M., Katz, L.F., & Hooven, C. (1997). *Meta-emotion: How families communicate emotionally*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Izard, C.E. (1991). *The psychology of emotions*. New York: Plenum.
- (イザード, C.E. 荘厳 舜哉 (監訳) (1996). 感情心理学 ナカニシヤ出版)
- Kassel, J.D., Bornovalova, M., & Mehta, N. (2006). Generalized expectancies for negative mood regulation predict change in anxiety and depression among college students. *Behaviour Research and Therapy*, **45**, 939-950.
- 小林 朋子 (2004). 子どもに対するカウンセリング 小林 朋子・徳田 克己・高見 令英 (編著) ヒューマンサービスに関わる人のための学校臨床心理学 文化書房博文社 pp. 221-227.
- (Kobayashi, T.)
- Lazarus, R.S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer Publishing Company.
- (ラザルス, R.S.・フォルクマン, S. 本明 寛・織田 正美・春木 豊 (訳) (1991). ストレスの心理学——認知的評価と対処の研究—— 実務教育出版)
- Mearns, J., & Cain, J.E. (2003). Relationships between teachers' occupational stress and their burnout and distress: Roles of coping and negative mood regulation expectancies. *Anxiety, Stress and Coping*, **16**, 71-82.

- 三浦 正江 (2002). 中学生の学校生活における心理的ストレスに関する研究 風間書房  
(Miura, M.)
- 水本 篤・竹内 理 (2008). 研究論文における効果量の報告のために 英語教育研究, **31**, 57-66.  
(Mizumoto, A., & Takeuchi, O. (2008). Basics and considerations for reporting effect sizes in research papers. *Studies in English Language Teaching*, **31**, 57-66.)
- 村山 航・及川 恵 (2005). 回避的な自己制御方略は本当に非適応的なのか 教育心理学研究, **53**, 273-286.  
(Murayama, K., & Oikawa, M. (2005). Are avoidance strategies always maladaptive? *Japanese Journal of Educational Psychology*, **53**, 273-286.)
- Muris, P. (2002). Relationships between self-efficacy and symptoms of anxiety disorders and depression in a normal adolescent sample. *Personality and Individual Differences*, **32**, 337-348.
- 奥村 弥生 (2008). 情動への評価と情動認識困難・言語化困難との関連 教育心理学研究, **56**, 403-413.  
(Okumura, Y. (2008). Evaluation of emotion and difficulty identifying and describing emotions (Alexithymia). *Japanese Journal of Educational Psychology*, **56**, 403-413.)
- 大竹 恵子・島井 哲志・曾我 洋子 (2001). 小学生のコーピング尺度短縮版の作成 ヒューマンサイエンス, **4**, 1-5.  
(Otake, K., Shimai, S., & Soga, Y. (2001). Development of the brief version of the coping scale in elementary school children. *Human Sciences*, **4**, 1-5.)
- Petrides, K.V., Sangareau, Y., Furnham, A., & Frederickson, N. (2006). Trait emotional intelligence and children's peer relations at school. *Social Development*, **15**, 537-547.
- Saarni, C. (1999). *The development of emotional competence*. New York: The Guilford Press.  
(サーニ, C. 佐藤 香 (監訳) (2005). 感情コンピテンスの発達 ナカニシヤ出版)
- 佐伯 素子 (2003). 感情覚知と抑圧コーピングスタイル  
ル 心理臨床学研究, **21**, 353-361.  
(Saeki, M. (2003). Emotional awareness and repressive coping style. *Journal of Japanese Clinical Psychology*, **21**, 353-361.)
- 坂上 裕子・菅沼 真樹 (2001). 愛着と情動制御——対人様式としての愛着と個別情動に対する意識的態度との関連—— 教育心理学研究, **49**, 156-166.  
(Sakagami, H., & Saganuma, M. (2001). Attachment and emotion regulation: Attachment and conscious attitudes toward four discrete emotions. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **49**, 156-166.)
- 嶋田 洋徳 (1998). 小中学生の心理的ストレスと学校不適応に関する研究 風間書房  
(Shimada, H.)
- 田中 知恵・沼崎 誠 (2008). ネガティブ・ムード制御方略に対する期待感の効果 心理学研究, **79**, 107-115.  
(Tanaka, T., & Numazaki, M. (2008). The effect of expectancies for negative mood regulation. *Japanese Journal of Psychology*, **79**, 107-115.)
- 谷口 弘一・田中 宏二 (2008). 児童・生徒のサポートの互恵性と精神的健康——交換志向性の調整効果—— 心理学研究, **79**, 53-59.  
(Taniguchi, H., & Tanaka, K. (2008). Relationship between support reciprocity and stress responses among elementary, junior high, and senior high school students: Moderating effects of under-benefiting and overbenefiting exchange orientations. *Japanese Journal of Psychology*, **79**, 53-59.)
- 寺崎 正治・岸本 陽一・古賀 愛人 (1992). 多面の感情状態尺度の作成 心理学研究, **62**, 350-356.  
(Terasaki, M., Kishimoto, Y., & Koga, A. (1992). Construction of a multiple mood scale. *Japanese Journal of Psychology*, **62**, 350-356.)
- Thompson, R.A. (1993). Socioemotional development: Enduring issues and new challenges. *Developmental Review*, **13**, 372-402.

—— 2009.11.12 受稿, 2010.5.1 受理 ——