

不合理な信念がストレス反応に及ぼす影響

岡村 寿代

兵庫教育大学発達心理臨床研究センター

清水 健司

信州大学人文学部

問 題

中学生が学校で経験する嫌悪的な出来事として教師との関係や友人関係、学業などがある。これらの学校ストレスラーは学校不適応や問題行動と直接的な関連をもつことが明らかにされている(岡安・嶋田・丹羽・森・矢富, 1992)。しかしながら、学校ストレスラーに直面し、学校不適応を強める生徒がいる一方で、学校不適応に陥らない生徒もいる。このような適応上の相違を説明する認知変数の1つに、学校ストレスラーの影響を調整する不合理な信念の存在が指摘されている(新井, 2001)。

不合理な信念とは、主として絶対的かつ教義的な「ねばならない(must)」に代表される思考体系と定義されており(渋沢, 1989)、①事実に基づいていない、②論理的必然性がない、③気分をみじめにさせるという特徴をもつ(新井, 2001)。先行研究では、不合理な信念と子どもの抑うつ・不安および問題行動に正の相関が示されたが(Silverman & DiGiuseppe, 2001)、ストレスラーと不合理な信念および学校不適応との関連は明らかにされていない。そこで本研究では、不合理な信念がストレスラーと関わってストレス反応に影響するという因果関係を明らかにするために、縦断調査と素因ストレスモデルの枠組みを用いて検討する。

素因ストレスモデルとは、個人の持つ特性(素因)と個人の経験するストレスラーが影響しあった結果、ストレス反応が生じるとするモデルである。本研究では、不合理な信念を素因として考え、この素因を持つ生徒がストレス事態に直面した時にストレス反応がどのように変化するかを検討する。つまり、不合理な信念が高い生徒はストレスラーに直面するとストレス反応が高まるが、不合理な信念が低い生徒の場合は、ストレスラーの有無にかかわらずストレス反応が高まりにくいことが予想される。この場合、不合理な信念とストレスラーとの交互作用によってストレス反応が高まるという過程が予測される。

方 法

調査対象

調査の対象は、中学1年から3年生520名(男子284名、女子236名)であった。

調査日時

第1回調査(Time1; 以下T1と略記)は2007年7月、第

2回調査(Time2; 以下T2と略記)は3ヵ月後の10月に実施した。

手続き

T1, T2ともに、質問紙による調査を行った。T1においては、ストレス反応尺度、不合理な信念尺度の2種類、T2においては、ストレス反応尺度、ストレスラー尺度の2種類を実施した。

質問紙

ストレス反応尺度 岡安・高山(1999)のストレス反応尺度下位尺度「身体的反応」、「抑うつ・不安」、「不機嫌・怒り」、「無気力」各4項目、合計16項目(頭が痛い、悲しいなど)を用い、4段階で評定を求めた。

ストレスラー尺度 岡安・高山(1999)のストレスラー尺度の3下位尺度(「先生との関係」、「友人関係」、「学業」)から各2項目、合計6項目(クラスの友達から仲間はずれにされた、人が簡単にできる問題でも自分にはできなかったなど)を用い、4段階で評定を求めた。なお、分析には合計得点を用いた。

不合理な信念尺度 森・長谷川・石隈・嶋田・坂野(1994)の不合理な信念測定尺度の5下位尺度(「自己期待」、「依存」、「問題回避」、「倫理的非難」、「無力感」)から各2項目、合計10項目(私は常に成績をあげなければならない、頼れる友達がいないかばやっていけないなど)を用い、4段階で評定を求めた。なお、分析には合計得点を用いた。

結果と考察

各変数の基礎統計量と相関係数をTable 1に示した。T1のストレス反応各尺度得点と不合理な信念得点の相関は抑うつ・不安得点を除く各下位尺度に相関が認められたものの、その値は小さいものであり、不合理な信念が高いものほどストレス反応が強いという傾向は明らかにはならなかった。一方、T2のストレス反応各下位尺度得点とストレスラー得点との間には有意な相関がみられ、ストレスラーの衝撃が大きいとストレス反応も強まることが示された。

さて、本研究の目的は不合理な信念がストレスラーと関わってストレス反応に影響を及ぼす過程を明らかにすることであった。そこで、Cohen & Cohen(1983)の分析手順にならない、階層的重回帰分析を行った。これは、重回帰分析を行う際に、回帰式に投入する変数に順序を設けることによって、重相関係数の増加分を検討する方法である。

Table 1 各変数の記述統計および変数間の相関係数

		α係数	平均値	標準偏差	相関係数								
					①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨
T1	身体的反応	.75	8.02	3.14	.56**	.53**	.50**	.68**	.46**	.45**	.42**	.16**	.29**
	抑うつ・不安①	.85	6.25	2.69	—	.63**	.51**	.46**	.56**	.43**	.43**	.07	.28**
	不機嫌・怒り②	.88	7.31	3.41	—	—	.50**	.42**	.43**	.54**	.39**	.20**	.26**
	無気力③	.76	8.31	3.00	—	—	—	.39**	.39**	.37**	.66**	.10*	.37**
T2	身体的反応④	.80	7.77	3.26	—	—	—	—	.65**	.62**	.58**	.12*	.34**
	抑うつ・不安⑤	.88	6.30	2.93	—	—	—	—	—	.67**	.60**	.02	.33**
	不機嫌・怒り⑥	.93	7.25	3.62	—	—	—	—	—	—	.55**	.10*	.34**
	無気力⑦	.81	8.13	3.16	—	—	—	—	—	—	—	.11*	.42**
	不合理な信念⑧	.60	28.21	3.87	—	—	—	—	—	—	—	—	.05
	ストレスラー⑨	.65	11.56	3.13	—	—	—	—	—	—	—	—	—

* $p < .05$, ** $p < .01$, $N = 520$

Table 2 T2 抑うつ・不安を目的変数とした階層的重回帰分析結果

	β		
	step 1	step 2	step 3
T1 抑うつ・不安	.562***	.518***	.515***
不合理な信念		-.017	-.017
ストレスラー		.157***	.161***
不合理な信念 × ストレスラー			.081*
R ²	.314	.333	.338
ΔR ²		.023***	.007*

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

まず、T2のストレス反応下位尺度得点を目的変数として、ステップ1で共変量であるT1のストレス反応下位尺度得点を、ステップ2で主効果変数である不合理な信念とストレスラー得点を、最後にステップ3で不合理な信念とストレスラーの交互作用項を回帰的に順次投入した。これにより、不合理な信念、ストレスラー、不合理な信念とストレスラーの交互作用という3つの説明変数が、T1のストレス反応下位尺度得点から、T2のストレス反応下位尺度得点までの変化量をどの程度予測するかを検討することができる。

階層的重回帰分析の結果、交互作用項の標準偏回帰係数(β)が有意で、R²の増分(ΔR²)も有意であったのは、「抑うつ・不安」のみであった(Table 2)。次に、この交互作用の性質を検討するために、不合理な信念得点が±1SDの場合の単回帰直線を求めた。その結果、不合理な信念が高い場合にストレスラーが影響することが示された(不合理な信念高: β=.22, $t = 4.05$, $p < .001$, 不合理な信念低: β=.07, $t = 1.34$, ns)。Figure 1に示すように、不合理な信念が高い場合は、ストレスラーの衝撃が大きければ抑うつ・不安症状を強く示し、不合理な信念が低い場合は、ストレスラーの

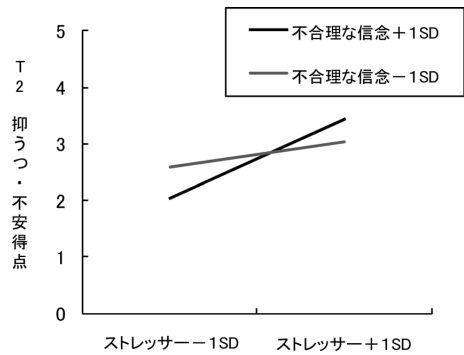


Figure 1 不合理な信念水準別の単回帰直線

程度によって抑うつ・不安症状に大きな差はみられないことが示された。ただし、本研究においては、交互作用項の増分が有意であったとはいえ、目的変数の分散を説明する値としてはかなり小さな値であったことに留意する必要がある。

さて、本研究では、ストレス反応のなかで抑うつ・不安反応にのみ影響が認められた。この結果には、調査期間が3カ月であったことが影響していると考えられる。中学生の心理的ストレス過程は、学校ストレスラーを受けると一次的反応として抑うつ・不安といった情動反応が生じ、一定の時間経過の後に二次的反応として攻撃や無気力が生起することが指摘されている(岡田, 2002)。2回目に実施した調査では、ここ数カ月で経験したストレスラーの頻度を尋ねていたことから、ここで経験したストレスラーの一次的反応として抑うつ・不安反応が生じていた可能性がある。しかしこの点については、今後複数回の追跡調査を実施し、攻撃や無気力などの二次的反応の生起過程までを含めた確認が必要である。最後に、本研究で使用した調査尺度には、尺度の妥当性の問題が残されていることから、信頼性・妥

当性を備えた尺度を用いた検討を行う必要がある。

引用文献

- 新井幸子 (2001). 理想自己と現実自己の差異と不合理な信念が自己受容に及ぼす影響 心理学研究, **72**, 315-321.
- Cohen, J., & Cohen, P. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. 2nd ed. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 森 治子・長谷川浩一・石隈利紀・嶋田洋徳・坂野雄二 (1994). 不合理な信念測定尺度 (JIBT-20) の開発の試み ヒューマンサイエンスリサーチ, **3**, 43-58.
- 岡田佳子 (2002). 中学生の心理的ストレス・プロセスに関する研究——二次的反応の生起についての検討—— 教育心理学研究, **50**, 193-203.
- 岡安孝弘・嶋田洋徳・丹羽洋子・森 俊夫・矢富直美 (1992). 中学生の学校ストレスラーの評価とストレス反応との関係 心理学研究, **63**, 310-318.
- 岡安孝弘・高山 巖 (1999). 中学生用メンタルヘルス・チェックリスト (簡易版) の作成 宮崎大学教育学部教育実践研究指導センター研究紀要, **6**, 73-84.
- 渋谷田鶴子 (1989). 論理療法における折衷的統合性 日本学生相談学会 (編) 論理療法に学ぶ川島書店 pp. 23-30.
- Silverman, S., & DiGiuseppe, R. (2001). Cognitive-behavioral constructs and children's behavioral and emotional problems. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, **19**, 119-134.

— 2010.3.23 受稿, 2010.8.25 受理—

Irrational Beliefs and Responses to Stressors in Junior High School Students

Hisayo OKAMURA¹ and Kenji SHIMIZU²

¹Center for Research on Human Development and Clinical Psychology,
Hyogo University of Teacher Education

²Faculty of arts, Shinshu University

THE JAPANESE JOURNAL OF PERSONALITY 2011, Vol. 19, No. 3, 267-269

This study examined the effects that irrational beliefs had on responses to stressors in junior high school students. Irrational beliefs and responses to stressors were measured in a survey of 520 junior high school students. About three month later, responses to stressors were measured again, along with the occurrence of stressors during the interval. A hierarchical regression analysis indicated an interaction effect of irrational beliefs and stressor scores on post-interval depression-anxiety, and high irrational beliefs led to the expression of more depression-anxiety.

Key words: irrational beliefs, stressor, responses to stressors, junior high school students