

中学生におけるローゼンバーグ自尊感情尺度の2側面

——「肯定的自己像の受容」と「否定的自己像の拒否」——

福留 広 大* 藤田 尚 文** 戸 谷 彰 宏***
小 林 渚**** 古 川 善 也*** 森 永 康 子***

本研究の目的は、自尊感情尺度 (Rosenberg Self-Esteem Scale; RSES) において、逆転項目に対する否定的反応 (Negative Self-Esteem; NSE) と順項目に対する肯定的反応 (Positive Self-Esteem; PSE) がそれぞれ異なる心理的側面を持つことを提案することである。研究 I では、様々なサンプルの計 5 つのデータセットを分析した。確認的因子分析の結果、RSES に PSE と NSE の存在が示唆された。研究 II では、中学生に調査を行い、因子構造の検証とそれらの弁別性について検討した。中学生においても PSE と NSE の構造が支持され、NSE は PSE よりもストレス反応と強い負の相関関係にあった。つまり、RSES の否定的な項目に対して否定的な回答をするほどストレス反応が低い傾向にあった。研究 III では、中学生を対象にして、RSES 2 因子の弁別性の基準として攻撃性尺度を検討した。その結果、NSE が PSE よりも敵意と強い負の相関関係にあった。これらの結果は、RSES に「肯定的自己像の受容」と「否定的自己像の拒否」の存在を認めるものであり、この解釈と可能性について議論した。

キーワード：ローゼンバーグ自尊感情尺度、確認的因子分析、中学生

問 題

Rosenberg による自尊感情尺度 (Rosenberg Self-Esteem Scale; RSES, Rosenberg, 1989)¹は開発当初より、その妥当性と信頼性の高さが主張されており、多くの研究で使用されてきた (e.g., Blascovich & Tomaka, 1991)。国内でも主要査読付き雑誌において 256 研究、合計 48,927 名の使用実績があり、その内、山本・松井・山成 (1982) による邦訳版は 153 研究を占める (小塩・岡田・茂垣・並川・脇田, 2014)。学校教育の文脈で扱われることも少なくなく、自尊感情を教育目標として語り、その数値向上が児童生徒の適応的観点から望ましいと主張されることもある (古荘, 2009)。また、自尊感情という語は教育行政の側からも心理学用語であるとして認識、周知されており (国立教育政策研究所, 2015)、その数値向上を県教育委員会の単位の目標となる例がある (e.g., 高知県教育委員会, 2014; 東京都教育委員会, 2008)。

このような議論は、高い自尊感情を有する個人ほど、

社会環境や対人関係の中で適応的な言動を示すこと、つまり、自尊感情が高いほど心理社会的に適応的であること (Rosenberg, 1989) を前提として行われている。しかし、この点に関する先行研究の知見は必ずしも一貫しているとは言えない。例えば、自尊感情の高さが対人関係上の不適応指標である自己愛傾向と正の相関を持つことが明らかにされている (岡田, 2009; Sedikides, Rudich, Gregg, Kumashiro, & Rusbult, 2004)。さらに、高自尊心者は自我脅威に晒されたときに、攻撃的な言動や独善的な言動を示し、結果として周囲の他者から否定的な評価を受けることも明らかにされている (e.g., Baumeister, Smart, & Boden, 1996; Heatherton & Vohs, 2000; Nakashima, Yanagisawa, & Ura, 2013)。つまり、現状では自尊感情の高さが適応的観点から望ましいと一概には言えないにもかかわらず、児童・生徒の自尊感情を高めることが教育目標とされるという問題がある。そこで、本研究は RSES を再検討することを始点として、このような問題の解決を試みる。

本論文の主要な目的は、以下に示す可能性について検証することである。具体的には、RSES の逆転項目に対する否定的反応 (e.g., 項目: 自分は全くだめな人間だと思ふことがある; 回答: 当てはまらない) と順項目に対する肯定的反応 (項目: 色々な良い素質をもっている; 回答: 当てはまる) が異なる心理的側面を測定していることを提案する。順項目への肯定的反応は、「自己価値がある

* 広島大学大学院教育学研究科・日本学術振興会特別研究員 DC
E-mail: d156702@hiroshima-u.ac.jp

** 高知大学教育学部

*** 広島大学大学院教育学研究科

**** 高知市立鴨田小学校

¹ Rosenberg (1989) は、Rosenberg (1965) の第二版 (revised edition) である。

と思うか」という問いへの肯定的反応であり、心理尺度によって提案された肯定的な自己像を回答者自身が受容しているという意味が存在する（以下、肯定的自己像の受容）。一方、逆転項目への否定的反応は、「自己価値がないと思うか」という問いへの否定的反応であり、心理尺度によって提案された否定的な自己像を拒否しているという意味が存在する（以下、否定的自己像の拒否）。このような RSES の 2 側面を指摘することによって、自尊感情がもたらす心理社会適応ならびに不適応について、より詳細な検討が可能になると思われる。

RSES の 2 因子構造の可能性の根拠として、Carmines & Zeller (1979) や、桑原 (1986)、坂本 (1994; 1997) といった先行研究があげられる。まず、Carmines & Zeller (1979) は RSES から逆転項目群から構成される因子 (Negative Self-Esteem; NSE) と順項目群から構成される因子 (Positive Self-Esteem; PSE) という 2 因子が抽出されることを示していた²。ただし、彼らはこれらの因子は統計学上得られたものにすぎず、理論上重要なものではないゆえに、2 因子としての可能性は積極的に検討する必要がないと結論付けた。しかし、本論文は桑原 (1986) の性格の二面性に関する研究、およびそれに着想を得た坂本 (1994, 1997) の研究を考慮することによって、RSES を構成する 2 因子が質的に異なる心理的構成概念を測定していることを想定できるという立場をとる。

桑原 (1986) は、自己評価における肯定語 (e.g., 陽気な) への肯定的な反応と、否定語 (e.g., さわがしい) への否定的な反応が同じ概念を測定しているとは言えないことを指摘し、「～というわけではない」という形の自己肯定を消極的自己肯定と呼び、肯定語への肯定的な反応を積極的自己肯定と呼んだ。さらに、坂本 (1997) は、抑うつ群は非抑うつ群に比べて消極的自己肯定得点が有意に低いものに対して、積極的自己肯定得点では 2 群において有意な差が認められないことを示している。これらの知見から、PSE と NSE は質的に異なる概念を測定していると考えられ、それらが他の心理・行動傾向と異なる関連を示すことが予測される。以上を踏まえ、本論文では RSES を「肯定的自己像の受容」、「否定的自己像の拒否」を反映する代表的な尺度として位置付ける。重要な点は、自尊感情という構成概念とその尺度がこれまでとは異なった観点

から再評価・再解釈できることを主張している点である。

また、実際に教育現場で自尊感情として測定が試みられているのは「肯定的自己像の受容」の側面であり (e.g., 高知県教育委員会, 2014; 東京都教育委員会, 2008), 「否定的自己像の拒否」という側面は測定対象とされていない。この現状について、坂本 (1997) の知見を基にすれば、現在の教育実践では、個人の精神的健康により貢献していると考えられる側面が扱われていないことになる。本論文は、心理学的成果として自尊感情に「肯定的自己像の受容」、「否定的自己像の拒否」という 2 側面が存在していることを示し、その両視点の重要性について教育実践的な示唆を与えるものである。

本研究の提案は、RSES における PSE と NSE の 2 側面の存在であるので、これらをより簡約的に説明する上位概念としての自尊感情 (Self-Esteem; 以下 SE) という仮定、すなわち高次因子モデルを想定することもありうるだろう。

本研究における検討課題は以下の通りである。(a) 大学生以上を対象で、対象者の世代及び調査時期が異なる複数のデータセットを用いて、RSES に PSE と NSE が存在する可能性を検討する。(b) 教育実践的知見として議論するために、中学生において RSES の因子構造を検討し、PSE と NSE の 2 側面がその他の構成概念によって弁別される可能性について検討する。研究 I では、本研究における提案の一般化可能性について検討するため、大学生以上を調査対象とした複数のデータセットの RSES について確認的因子分析を行う。あらゆるデータセットにおいて 2 因子構造が 1 因子構造よりも優れた適合度を示せば、中学生への応用可能性も高いものと考えられる。研究 II では、中学生を対象に質問紙調査を行う。研究 I と同様に、RSES については確認的因子分析を実施する。この際、PSE と NSE の弁別性の基準として、RSES とは別にストレス反応と学習コンピテンスを測定する。研究 III では、中学生を対象とする質問紙調査によって、因子構造の再現性の検討及び、PSE と NSE の弁別性の基準として攻撃性を検討する。

研究 I

RSES が 2 因子構造である可能性を検討するにあたっては、一般化可能性の観点より、異なる世代を対象とした因子構造の基礎的検討が必要であると考えられる。研究 I では、大学生、20 代、30 代、40 代、50 代、60 代、70 代を対象とした計 5 つのデータセット

² 以降、因子名として PSE, NSE という表記を用いるが、これらは「肯定的自己像の受容」と「否定的自己像の拒否」に対応している。NSE が高い、という表現は「否定的自己像の拒否」傾向が高いことを意味している。

を用いて、RSESの因子構造を検討する。本研究が検討する因子構造は次の2つである。(a)単因子モデル、(b)PSEとNSEを仮定する2因子モデルである。

方 法

自尊感情の測定 自尊感情尺度(山本他, 1982) 10項目5件法。順項目の5項目と逆転項目の5項目で構成される³。

調査対象者 以下に5つのデータセットについて説明する。いずれも、RSES(山本他, 1982)がその一部を構成し、時期及び質問紙構成が異なる調査によるデータである。

データセット1. 国立A大学生に講義を通して集団で実施した質問紙調査によって得た。調査時期は2014年6月下旬であった。参加者及び分析対象者は228名(男性136名, 女性92名, 平均年齢19.1歳)であった。自尊感情尺度の項目は無作為に並べ替えたものを用いた。

データセット2. 国立B大学の1, 2, 3, 4年生318名を対象として2014年11月中旬から下旬にかけて講義での集団実施及び個人への依頼を通した質問紙調査によって得た。そのうち回答の不備のない294名(男性167名, 女性127名, 平均年齢19.7歳)が分析対象者となった。

データセット3. 20代と50代のデータ。うち20代222名(男性111名, 女性111名, 平均年齢25.3歳), 50代227名(男性113名, 女性114名, 平均年齢53.9歳), インターネット調査会社に依頼し, web調査で得た。調査時期は2014年12月中旬であった。自尊感情尺度の項目は参加者ごとに無作為に並べ替えられている。なお, web調査の場合は欠損がないデータを得ている。

データセット4. 20代と50代のデータ。うち20代は158名(男性74名, 女性84名), 50代は162名(男性78名, 女性84名)。調査会社に依頼しweb調査で得た。調査時期は2015年2, 3月であった。項目順はデータセット2と同様, 参加者毎に無作為に並べ替えられている。

データセット5. 20代51名, 30代63名, 40代62

名, 50代56名, 60代52名, 70代60名のデータ⁴。調査会社に依頼しweb調査で得た。調査時期は2014年12月であった。項目順は参加者ごとに無作為に並び替えられている。

分析方法 データ分析にはAmos 22.0 (Arbuckle, 2013a)を使用する。RSESを検討する因子モデルは単因子モデル, PSEとNSEからなる2因子モデルである。なお, 2因子構造に高次因子を仮定するモデルは識別不能となる⁵。データセット1, 2では性別について, データセット3, 4では性別×世代の多母集団を仮定した多母集団の同時分析を実施する。データセット5についてはサンプル数の問題から世代のみをグループ化変数とする多母集団の同時分析を行う。母集団間の等値制約条件は, 全てAmos 22.0による既定の設定に従う(Arbuckle, 2013b)。制約が緩いものから, (a)配置不変モデル(全母集団においてモデルの型を同じとする; 以下(a)と略記), (b)(a)+因子負荷量(以下(b)と略記)モデル(母集団間で配置不変性に加えて因子負荷量に等値制約を仮定する), (c)(a)+(b)+構造共分散モデル(さらに因子の分散と共分散に等値制約を仮定する), (d)全パラメタが等しいモデル((c)に加えて残差の分散と共分散に等値制約を仮定し, 全てのパラメタが等しい), 以上計4つの条件である。また, 等値制約条件間のモデルの乖離度を診断する方法に尤度比検定($\Delta\chi^2$ 検定)を用い, 等値制約が可能かどうか判断する一基準とする。対立仮説は制約の緩いモデルが正しい, である。したがって, この検定が非有意であれば等値制約条件を厳しくすることに論理的飛躍がないと解釈する。なお, 本論文ではモデル比較の観点より情報量規準(Akaike, 1973)を考慮して最善モデルを提案する。本論文では, AICよりも儉約性の強い指標であるBCCを使用する。BCCに着目した上でモデル間の比較を行う場合には, その値に10より大きな差があるかどうかを基準としてモデルの選択を行う(Burnham & Anderson, 1998, p.128)。

なお, 本研究ではモデル比較を主目的とするため,

³ 研究1データセット1, 3, 4については, 全く当てはまらない, 当てはまらない, どちらともいえない, 当てはまる, 非常に当てはまる, による5件法であった(このほかは, 当てはまらない, やや当てはまらない, どちらともいえない, やや当てはまる, 当てはまる)。

⁴ データセット5における世代は他のデータセットと年齢の範囲が異なり, 25歳までは20代, 35歳までは30代, 66歳以上は70代である。

⁵ 高次因子の分散を1に固定する方法が通常の制約方法であり, 本研究の場合は識別不能となる。さらに, それに加えて一方のパス係数を1に固定した場合は, 本論文中の全てのケースにおいて不適解となる。高次因子の分散を自由推定させ, 両方のパス係数を1に固定した場合は2因子モデルと適合度が等値になり比較できない。

⁶ 本論文の分析では, 全ての因子負荷量が有意($ps < .05$)であり, かつ, 負の因子負荷量になるようなデータセットはなかった。また, 標準化解が1を超えていないことも確認している。

因子負荷量は省略する⁶。

結 果

全てのデータセット及び1因子モデルと2因子モデルに共通して、項目番号8(逆転項目3番)「もっと自分自身を尊敬できるようになりたい」は因子負荷量が負の値を示す、ないしは絶対値が小さい傾向にあった。Schmitt & Allik (2005) による53か国別の因子分析(1因子解)の結果においても、日本を含む一部の国において負の値を示すことが明らかにされている。また、田中(2006)はそもそもこの項目がRosenberg(1989)の自尊感情の定義に合わない可能性があるとして指摘している。以上を踏まえ、本論文では項目番号8を以後の

分析から除外した⁷。

研究Iにおける多母集団の同時分析の結果はTable 1にまとめた。

データセット1においては、多母集団の同時分析によって、2因子モデルかつ性別による2母集団間で全パラメータが等しいと判断した($\chi^2=131.692$, $df=71$, $p<.001$, CFI=.944, GFI=.885, RMSEA=.062, BCC=173.573)。また、1因子モデルも母集団間で全パラメータが等しいと判断したが、適合度が全て2因子モデルより劣りBCC=235.645であった($\chi^2=195.967$, $df=72$, $p<.001$, CFI=.885, GFI=.828, RMSEA=.087)。このときのPSEとNSEの因子間相関は.82であった。

データセット2においては、多母集団の同時分析に

Table 1 研究Iにおける多母集団の同時分析によるRSES仮説モデルの適合度指標

データ	仮説モデル	制約条件	χ^2	df	p	$\Delta\chi^2$	Δdf	p	CFI	GFI	RMSEA	AIC	BCC
データ1	単因子モデル	配置不変(a)	178.993	54	.000				.884	.844	.101	250.993	258.347
		(a)+因子負荷(b)	183.793	62	.000	4.800	8	.779	.887	.842	.093	239.793	245.513
		(a)+(b)+構造共分散(c)	184.672	63	.000	0.879	1	.348	.887	.841	.092	238.672	244.188
	2因子モデル	全パラメータ	195.967	72	.000	11.296	9	.256	.885	.828	.087	231.967	235.645
		配置不変(a)	113.795	52	.000				.943	.901	.073	189.795	197.558
		(a)+因子負荷(b)	118.735	59	.000	4.940	7	.667	.945	.896	.067	180.735	187.068
データ2	単因子モデル	(a)+(b)+構造共分散(c)	122.369	62	.000	3.634	3	.304	.944	.893	.066	178.369	184.090
		全パラメータ	131.692	71	.000	9.322	9	.408	.944	.885	.062	169.692	173.573
		配置不変(a)	346.220	54	.000				.753	.783	.136	418.220	423.642
	2因子モデル	(a)+因子負荷(b)	356.401	62	.000	10.181	8	.253	.752	.777	.128	412.401	416.618
		(a)+(b)+構造共分散(c)	356.434	63	.000	0.033	1	.856	.752	.777	.126	410.434	414.500
		全パラメータ	364.237	72	.000	7.803	9	.554	.753	.770	.118	400.237	402.948
データ3	単因子モデル	配置不変(a)	269.272	52	.000				.817	.825	.120	345.272	350.995
		(a)+因子負荷(b)	274.554	59	.000	5.281	7	.626	.818	.822	.112	336.554	341.223
		(a)+(b)+構造共分散(c)	274.831	62	.000	0.278	3	.964	.820	.822	.108	330.831	335.048
	2因子モデル	全パラメータ	282.615	71	.000	7.784	9	.556	.821	.814	.101	320.615	323.477
		配置不変(a)	486.867	108	.000				.797	.765	.089	630.867	645.091
		(a)+因子負荷(b)	505.255	132	.000	18.388	24	.784	.800	.756	.080	601.255	610.738
データ4	単因子モデル	(a)+(b)+構造共分散(c)	520.100	135	.000	14.845	3	.002	.793	.753	.080	610.100	618.990
		全パラメータ	669.771	162	.000	149.671	27	.000	.728	.663	.084	705.771	709.327
		配置不変(a)	212.296	104	.000				.942	.905	.048	364.296	379.311
	2因子モデル	(a)+因子負荷(b)	238.024	125	.000	25.728	21	.292	.939	.895	.045	348.024	358.890
		(a)+(b)+構造共分散(c)	285.403	134	.000	47.379	9	.000	.919	.873	.050	377.403	386.491
		全パラメータ	386.874	161	.000	101.471	27	.006	.879	.833	.056	424.874	428.627
データ5	単因子モデル	配置不変(a)	285.599	108	.000				.867	.828	.072	429.599	450.557
		(a)+因子負荷(b)	312.982	132	.000	27.383	24	.287	.865	.818	.066	408.982	422.954
		(a)+(b)+構造共分散(c)	331.722	135	.000	18.740	3	.000	.853	.809	.068	421.722	434.820
	2因子モデル	全パラメータ	451.241	162	.000	119.519	27	.000	.784	.752	.075	487.241	492.481
		配置不変(a)	214.539	104	.000				.917	.874	.058	366.539	388.660
		(a)+因子負荷(b)	250.591	125	.000	36.052	21	.022	.906	.854	.056	360.591	376.600
データ6	単因子モデル	(a)+(b)+構造共分散(c)	283.741	134	.000	33.151	9	.000	.888	.836	.059	375.741	389.131
		全パラメータ	399.231	161	.000	115.489	27	.000	.822	.782	.068	437.231	442.761
		配置不変(a)	558.312	162	.000				.720	.700	.085	774.312	821.461
	2因子モデル	(a)+因子負荷(b)	624.857	202	.000	66.545	40	.005	.701	.671	.079	760.857	790.543
		(a)+(b)+構造共分散(c)	631.275	207	.000	6.417	5	.268	.700	.669	.078	757.275	784.778
		全パラメータ	693.053	252	.000	61.778	45	.049	.688	.645	.072	729.053	736.911
2因子モデル	配置不変(a)	282.141	156	.000				.911	.839	.049	510.141	559.910	
	(a)+因子負荷(b)	341.501	191	.000	59.360	35	.006	.894	.813	.048	499.501	533.990	
	(a)+(b)+構造共分散(c)	362.967	206	.000	21.465	15	.123	.889	.804	.047	490.967	518.907	
		全パラメータ	450.818	251	.000	87.851	45	.000	.859	.757	.049	488.818	497.113

よって、データセット1同様、2因子モデルかつ性別による2母集団間で全パラメータが等しいと判断した ($\chi^2=282.615$, $df=71$, $p<.001$, $CFI=.821$, $GFI=.814$, $RMSEA=.101$, $BCC=323.477$)。また、1因子モデルも母集団間で全パラメータが等しいと判断したが、適合度が全て2因子モデルより劣っていた ($\chi^2=364.237$, $df=72$, $p<.001$, $CFI=.753$, $GFI=.770$, $RMSEA=.118$, $BCC=402.948$)。このときのPSEとNSEの因子間相関は.74であった。

データセット3においては、多母集団の同時分析の結果、2因子モデルかつ4母集団間(年代×性別)で配置不変+因子負荷量モデルが認められると判断した ($\chi^2=238.024$, $df=125$, $p<.001$, $CFI=.939$, $GFI=.895$, $RMSEA=.045$, $BCC=358.890$)。このとき、1因子構造の配置不変+因子負荷量モデルは、 $\chi^2=505.255$, $df=132$, $p<.001$, $CFI=.800$, $GFI=.756$, $RMSEA=.080$, $BCC=610.738$, であり2因子構造の適合度がより優れていた。このときのPSEとNSEの因子間相関は20代男性で.66, 20代女性で.43, 50代男性で.73, 50代女性で.85であった。

データセット4においては、多母集団の同時分析では、2因子モデルかつ4母集団間(年代×性別)で配置不変であると判断した ($\chi^2=214.539$, $df=104$, $p<.001$, $CFI=.917$, $GFI=.874$, $RMSEA=.058$, $BCC=388.660$)。1因子4母集団間配置不変の場合は $\chi^2=285.599$, $df=108$, $p<.001$, $CFI=.867$, $GFI=.828$, $RMSEA=.072$, $BCC=450.557$ であった。このときのPSEとNSEの因子間相関は20代男性で.82, 20代女性で.80, 50代男性で.86, 50代女性で.89であった。なお、1因子モデルの配置不変(a)と(a)+因子負荷(b)の制約条件間の尤度比検定が非有意であるので、配置不変と因子負荷の制約を認められると判断できる。しかし、このときの適合度は2因子モデルにおける配置不変(a)と(a)+因子負荷(b)の制約モデルの場合の適合度に比べてBCC基準で明らかに劣っていた。

データセット5においては、2因子モデルで6母集団(年代)間配置不変であった ($\chi^2=282.141$, $df=156$, $p<.001$, $CFI=.911$, $GFI=.839$, $RMSEA=.049$, $BCC=559.910$)。このとき、1因子モデル配置不変モデルは $\chi^2=558.312$, $df=162$, $p<.001$, $CFI=.720$, $GFI=.700$, $RMSEA=.085$, $BCC=821.461$ であった。なお、このときのPSEとNSEの因子間相関は、20代で.40,

30代で.55, 40代で.62, 50代で.68, 60代で.65, 70代で.64であった。

考 察

研究Iでは、複数のデータセットを用いてRSESの因子数について検討することを目的としていた。モデル比較の結果、いずれのデータセットにおいても、1因子より2因子が妥当であることを示す結果を得た。

また、大学生の性別間で全パラメータが等しいとされたが、世代(20代・50代)と性別の4母集団間では配置不変性+因子負荷量モデルを認めるにとどまった。また、データセット4では配置不変性を認めるにとどまっていた。したがって、RSESの因子構造は世代、性別間で同じであるが、因子負荷量や因子間相関が世代によって変動し得るものと考えられる。特に、データセット5ではPSEとNSEの相関関係は若年層ほど低い値を示す傾向にあり、発達の影響を受ける可能性がある。

以上を踏まえれば、RSESの因子構造は1因子よりも2因子が優れていると考えられる。しかしながら、いずれのデータセットでも2因子の相関は高かった。この意味において限定的ではあるが、本研究の結果はサンプルの年齢層にかかわらず、RSESにPSEとNSEが存在する可能性を示唆するものである。

研究 II

研究Iによって、異なる世代においてRSESにPSEとNSEが存在する可能性が示唆された。次に、中学生を対象としたRSESの因子構造の検討を行う。また、RSESの2因子が、互いに弁別し得る構成概念である可能性について検討するため、ストレス反応、学習コンピテンスについても測定する。

ストレス反応をRSESの2因子の弁別の基準変数として扱う背景には、自尊感情と抑うつが強い負の関係にあることや(e.g., Orth, Robins, & Meier, 2009)、先述した坂本(1997)の知見がある。本研究の意義の1つは、RSESのNSEと精神的健康の関係性が坂本(1997)の知見と整合するかどうか検討するところであり、ひいては教育実践への示唆を与える可能性があると考えられる。つまり、坂本(1997)における消極的自己肯定は、本研究におけるRSESのNSEと対応し、ストレス反応と強い相関関係にあると予想される。もし、NSEがストレス反応と強い関連を持ち、PSEとの弁別性が示されるのであれば、NSEはストレス反応という基準変数においてPSEよりも優れた尺度で

⁷ 本論文で使用した全てのデータセットにおいてこの傾向を確認し、除外している。一部例外として負荷量が有意な場合も存在したが、負荷量の絶対値はいずれの場合もその他の項目に比べて最も小さかった。

あると考えられる。ひいては、RSESを2因子として扱うことに意義があると考えられるだろう。

また、教育実践において、自尊感情と学習成績の関係性は古くから議論され、両者には正の関係があるとされる(井上, 1986)。この知見についても、本研究の枠組みを用いて再検討することができる。つまり、PSEとNSEのいずれかが学習成績と正の関連を示す、ないしは、PSEとNSEの両方が学習成績と正の関連を示すという可能性について、検討することができる。本研究では、実際の学習成績ではなく、それと非常に関連が高いと考えられる学習コンピテンス、すなわち、学習に対する自信を測定する。

方 法

調査対象者と時期 公立中学校2校に在籍する中学1, 2, 3年生503名。2014年6-7月実施。

調査方法 クラス担任による指示のもと集団形式で実施・回収された。所要時間の観点から質問紙構成は必要最少とし、対象者の所属学校長と、項目数と倫理面の協議を行った。最終的に、学校長の許可と指示のもと実施された。

質問紙構成 次の3尺度28項目を使用した。

自尊感情 自尊感情尺度(山本他, 1982) 10項目5件法を用いた。

ストレス反応 中学生版ストレスチェックリスト簡易版(岡安・高山, 1999)よりストレス反応について測定する、抑うつ不安尺度(e.g., 悲しい)、身体的症状尺度(e.g., 体がだるい)の計8項目4件法を用いた。得点が高いほどストレス反応が高くなるよう尺度得点を算出した。

学習コンピテンス 児童用コンピテンス尺度(桜井, 1992)より学習領域に関する10項目4件法(以下、学習コンピテンス)。項目には、「勉強は、クラスの中で、できる方ですか」、「じゅぎょうが、よくわかりますか」などがある。得点が高いほど学習に対する自信が高いことを示している。また、「テストでは、たいてい良いせいせきを取れますか」といった客観的な判断を仰ぐような項目も含まれていることから、実際の学習成果との強い関連が予想される。

分析方法 研究IIでは、性別と学年による多母集団の同時分析を行い、因子構造の安定性をより積極的に主張することを試みる。仮定する母集団は学年(3)×性別(2)による6母集団である。グループ化変数として学年を新たに設定する理由としては、中学生を対象にした場合に、特に心身の変化が著しい時期であり、か

つ、分散が学年間で一致しているという知見もないためである。最後に、RSESの2因子について、他の心理傾向との関連性を検討する。

結 果

分析対象者は回答に不備のあるものを除いた430名(1年男子69名, 1年女子77名, 2年男子81名, 2年女子56名, 3年男子76名, 3年女子71名)であった。なお、NSEについては逆転処理を行っており、得点が高いほど自尊感情が高いことを意味する。

調査対象者の学年と性別によって自尊感情尺度の因子構造が変化しないことを確認するために、6母集団(学年(3)×性別(2))を仮定した多母集団の同時分析を実施した。その結果をTable 2に、因子負荷量をTable 3にまとめた。1因子モデルでは、制約条件の(a)+因子負荷(b)と(a)+(b)+構造共分散(c)の間の尤度比検定が有意となり、BCCも悪化したため、配置不変と因子負荷の制約まで認められる。しかし、全パラメタが等しいモデルにおいてBCC基準で最善の適合度を示した。一方、2因子モデルでは、母集団間で全パラメタが等しいモデルが認められた。1因子モデルの全パラメタが等しいモデルと2因子モデルの全パラメタが等しいモデルを比較すると、BCC基準で2因子モデルの適合度が1因子モデルより優れていた。

次に、自尊感情因子(以下、SE)、PSE、NSEとその他の変数の関連について着目した相関分析を行った。SEに関する結果は本筋から逸脱するが、参考にする意味では重要であると考えられる。相関分析の結果をTable 4に示す。PSE及びNSEと各心理変数の間には.40以上の相関が認められた。まず、ストレス反応に関する指標に着目した場合、抑うつ・不安($\alpha=.902$)と身体症状($\alpha=.809$)において、PSEとそれらの尺度得点との相関係数よりも、NSEとの相関係数の方が係数の絶対値が大きいことが示された。ここで、相関係数の差の検定を行ったところ、PSEと抑うつ・不安の相関係数とNSEと抑うつ・不安の相関係数との間に有意な差が認められた($p<.05$)。PSEを統制したNSEと抑うつ・不安得点の間の偏相関は-.33である一方、NSEを統制したPSEと抑うつ・不安得点の偏相関は-.05であった。また、身体症状についても同

⁸ ストレス反応尺度の2変数は正規分布を逸脱した分布形であったため、積率相関による分析結果には多少の歪みが生じている可能性がある。本研究では偏相関係数を算出することを優先し、ここでは積率相関を報告する。

Table 2 研究II, IIIにおける多母集団の同時分析によるRSES仮説モデルの適合度指標

データ	仮説モデルと制約条件	χ^2	df	p	$\Delta\chi^2$	Δdf	p	CFI	GFI	RMSEA	AIC	BCC
研究II	単因子モデル											
	配置不変(a)	399.835	162	.000				.842	.817	.059	615.835	652.240
	(a)+因子負荷(b)	438.117	202	.000	38.282	40	.548	.843	.806	.053	574.117	597.039
	(a)+(b)+構造共分散(c)	456.298	207	.000	18.181	5	.003	.834	.802	.053	582.298	603.534
	全パラメータ	512.882	252	.000	56.584	45	.115	.827	.781	.049	548.882	554.949
	2因子モデル											
	配置不変(a)	218.020	156	.001				.959	.910	.031	446.020	484.448
	(a)+因子負荷(b)	254.148	191	.002	36.128	35	.416	.958	.886	.028	412.148	438.778
	(a)+(b)+構造共分散(c)	274.800	206	.001	20.652	15	.148	.954	.880	.028	402.800	424.374
	全パラメータ	333.561	251	.000	58.761	45	.082	.945	.857	.028	371.561	377.966
研究III	単因子モデル											
	配置不変(a)	304.560	108	.000				.791	.775	.090	448.560	481.061
	(a)+因子負荷(b)	337.582	132	.000	33.023	24	.104	.781	.762	.083	433.582	455.250
	(a)+(b)+構造共分散(c)	338.312	135	.000	0.730	3	.866	.784	.762	.081	428.312	448.626
	全パラメータ	357.658	162	.000	19.346	27	.857	.792	.750	.073	393.658	401.784
	2因子モデル											
	配置不変(a)	188.624	104	.000				.910	.857	.060	340.624	374.931
	(a)+因子負荷(b)	225.350	125	.000	36.726	21	.018	.893	.833	.059	335.350	360.177
	(a)+(b)+構造共分散(c)	231.341	134	.000	5.992	9	.741	.896	.831	.057	323.341	344.106
	全パラメータ	251.272	161	.000	19.931	27	.834	.904	.818	.050	289.272	297.849

Table 3 研究II, IIIにおける確認的因子分析の標準化係数

項目番号	研究II			研究III		
	単因子	2因子		単因子	2因子	
	SE	PSE	NSE	SE	PSE	NSE
P1(I1)	.79	.84		.85	.88	
P2(I2)	.83	.87		.86	.88	
P3(I4)	.67	.70		.75	.75	
P4(I6)	.44	.44		.37	.39	
P5(I7)	.47	.46		.55	.53	
N1(I3)	.46		.57	.49		.57
N2(I5)	.61		.58	.55		.58
N4(I9)	.68		.81	.61		.80
N5(I10)	.68		.85	.68		.85
PSEとNSEの相関：.70			PSEとNSEの相関：.70			

注) 項目番号では、“I”は項目(item)を意味し、その後に続く数字が尺度全体における番号である。“P”はpositive, “N”はnegativeの略であり、その後に続く数字がそれぞれの因子に属する番号を意味している。

Table 4 研究IIにおけるRSESとその他の構成概念間の相関係数

	PSE	NSE	抑うつ・不安	身体症状	学習コンピテンス
SE	.90**	.89**	-.40**	-.41**	.48**
PSE		.60**	-.30**	-.33**	.46**
NSE			-.43**	-.41**	.41**
抑うつ・不安	-.05**	-.33**		.52**	-.23**
身体症状	-.11**	-.28**			-.26**
学習コンピテンス	.29**	.19**			

注) 対角線より右上は積率相関, 左下は偏相関。偏相関については、PSEとの偏相関の統制変数はNSEのみであり、NSEとの偏相関の統制変数はPSEのみである。

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

様の傾向が認められ、相関係数の差の検定は有意であった ($p < .05$)⁸。一方で、学習コンピテンス ($\alpha = .838$) に着目した場合は、PSE と NSE の間に弁別性があるとは言えず、PSE と学習コンピテンスの相関係数と NSE と学習コンピテンスの相関係数の差の検定は非有意であった。偏相関分析でも係数にして .10 の差があったが、相関係数の差の検定が非有意であったことから、PSE と NSE の弁別性を示すには至らなかった。

考 察

研究 II では、中学生における RSES の因子構造を検討すること、PSE と NSE の弁別可能性について検討することを目的としていた。

多母集団の同時分析の結果、中学生においても、1 因子よりも 2 因子の方が、当てはまりが良いことが確認され、PSE と NSE の存在を仮定する妥当性が示唆された。PSE と NSE の弁別性については、ストレス反応を基準としたときに、NSE とストレス反応との負の相関係数が、PSE とストレス反応との負の相関係数よりも有意に低かった。また、この傾向は PSE を統制した NSE とストレス反応の間に顕著であった。つまり、NSE が高い人ほど、ストレス反応が低い傾向にあるということである。

NSE の得点が高いということは、自尊感情の質問項目のうち「敗北者だと思ふことがよくある」、「自分には、自慢できるところがあまりない」、「自分は全くだめな人間だと思ふことがある」、「何かにつけて、自分は役に立たない人間だと思ふ」を否定できるということである。PSE のように、自分に満足したり、自分に対して肯定的であったりすることよりも、上述した NSE 4 項目に対して「そうではない」と言えることがストレス反応の低減には必要であり、個人の精神的健康にとってより重要であることが示唆される。これは、先に述べた坂本 (1994, 1997) の結果を支持し、さらに、本研究の予想と一致するものである。

なお、参加者が中学生であることを考慮すれば、回答負荷を下げるために RSES を 4 件法で用いることも考えられる。この可能性について、研究 II とは異なる調査対象者によって検討し、研究 II と同様の結果となることを確認している⁹。つまり、RSES は 4 件法で用いた場合も 2 因子構造であり、ストレス反応尺度を基準として PSE と NSE の弁別可能性が示された。これは、本論文の主張が RSES を 4 件法で用いた場合にも認められることを示している。

研 究 III

研究 II によって中学生においても PSE と NSE が存在する可能性が示された。しかしながら、弁別性の検討では、ストレス反応を基準とした場合にのみ、2 因子の差異を認めるにとどまった。そこで、研究 III では、再度中学生を対象として研究 II の追試的検討を行う。

研究 II では、「否定的自己像の拒否」が適応的な側面を反映している可能性が示された。しかしながら、それは個人内の精神的健康に限定した知見であり、研究の関心を対人関係に広げた検討を行う必要があると考えられる。

既に述べたように、高い自尊感情が必ずしも心理社会的に適応的であるとは言えないことを示す知見として、自尊感情と攻撃性の関連が挙げられる (e.g., Baumeister et al., 1996; Heatherton et al., 2000; Nakashima et al., 2013)。本研究の意義は、教育現場において自尊感情を測定する際に、「否定的自己像の拒否」側面を重要視していないことに疑義を示すことであると述べたが、否定的自己像を拒否することが攻撃性と正の相関関係にある可能性も十分考え得る。よって、「否定的自己像の拒否」の重要性を主張するための条件として、少なくとも NSE よりも PSE の方が攻撃性に寄与しており、NSE の方が適応的な側面を持つことを示す必要があると考えられる。以上を踏まえて、本研究では新たに攻撃性尺度を RSES の 2 因子における弁別性の基準として用いる。

仮に「否定的自己像の拒否」が研究 II に続いて心理社会的適応を示すものであると仮定するならば、NSE と攻撃性は負の相関関係にあるだろう。ここで、NSE つまり「否定的自己像の拒否」を否定的自己像

⁹ 調査は国立大附属中学校 1 校、1, 2, 3 年生を対象に副校長の許可のもと 2013 年 10-11 月に行われた。確認的因子分析の結果 ($N = 342$)、1 因子構造よりも 2 因子構造の方がより高い適合度を示した (1 因子構造: $\chi^2 = 421.684$, $df = 27$, $p < .001$, CFI = .697, GFI = .726, RMSEA = .207, BCC = 458.772; 2 因子構造: $\chi^2 = 61.481$, $df = 26$, $p < .001$, CFI = .973, GFI = .963, RMSEA = .063, BCC = 100.629)。なお、このときの PSE と NSE の因子間相関は .57 であった。研究 II と同じストレス反応尺度を用い、抑うつ・不安と PSE の単相関は $r = -.18$ 、抑うつ・不安と NSE は $r = -.44$ であり、相関係数の差の検定は有意であった。身体症状と PSE は $r = -.24$ 、身体症状と NSE は $r = -.36$ であり、相関係数の差の検定は有意であった。よって、研究 II の結果と同様の傾向を得た。なお、このとき SE と抑うつ・不安は $r = -.35$ 、SE と身体症状は $r = -.35$ であった。

の受容の程度と置き換えられるならば、対人関係において、他者が自分を否定していると解釈できる場面に類似しているのではないだろうか。これは状況の敵意的解釈にあたると言える。状況の敵意的解釈は他者への言語的・身体的攻撃を導くと考えられ (Anderson & Bushman, 2002)、攻撃性の下位因子とNSEは負の相関関係を示すものと予想される。一方で、PSEと攻撃性はNSEと攻撃性ほどの傾向にないか、正の相関関係になる可能性がある。さらに、PSEを統制したNSEと攻撃性との間に負の相関関係があり、NSEを統制したPSEと攻撃性との間では異なる傾向を示すだろう。

方 法

調査対象者及び時期 公立中学校1校、中学1、2年生271名。2015年2月実施。

調査方法 集団形式で質問紙調査を行った。研究IIと同様、研究内容については対象者の所属学校長と協議を行い、学校長の許可・指示のもと実施された。

質問紙構成 次の2尺度34項目によって構成した。

自尊感情 Rosenberg (1965) の自尊感情尺度 (山本他, 1982) 10項目を5件法で用いた。

攻撃性 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙 (安藤他, 1999) 24項目を5件法で用いた。下位因子は短気 (e.g., かつとなることを抑えるのが難しいときがある)、敵意 (e.g., 友人の中には、私のことを陰であれこれ言っている人がいるかもしれない)、身体的攻撃 (e.g., なられたら、ならぐ返すと思う)、言語的攻撃 (e.g., 友達の見解に賛成できないときには、はっきり言う) の4つである。短気は情動面、敵意は認知面、身体的攻撃と言語的攻撃は行動面を測定している。

結 果

分析対象者は、回答に不備のなかった231名 (1年男子53名, 1年女子59名, 2年男子74名, 2年女子45名)。性別(2)×学年(2)の多母集団の同時分析の結果、1因子構造では尤度比検定を基に全パラメタが等しいモデルが許容できると判断した ($\chi^2=357.658$, $df=162$, $p<.001$, CFI=.792, GFI=.750, RMSEA=.073, BCC=401.784)。2因子構造では、配置不変モデルと配置不変+因子負荷量モデルの間の尤度比検定が有意であったが、BCCが制約の少ないモデルの順に374.931, 360.177, 344.106, 297.849と一様に減少していることから、全パラメタが等しいモデルが許容できると判断した ($\chi^2=251.272$, $df=161$, $p<.001$, CFI=.904, GFI=.818, RMSEA=

.050, BCC=297.849)。これらの結果は、研究IIと同様のもので、知見の再現性が認められる。

次に、RSESの2因子と攻撃性尺度の下位因子との間の相関係数を算出した (Table 5)。NSEとPSEは攻撃性尺度の下位因子と全体的に負の相関関係にあったが、言語的攻撃 ($\alpha=.673$) とは正の相関関係にあり、PSE, NSEが高いほど言語的な攻撃性が高い結果となった。また、短気 ($\alpha=.677$)、身体的攻撃 ($\alpha=.757$) はPSE, NSEとそれぞれ非常に弱い相関関係であった。

一方、Amosを用いた相関係数の差の検定により、PSEと敵意 ($\alpha=.711$)、NSEと敵意の相関係数間には有意な差があった ($p<.05$)。また、PSEを統制したNSEと敵意の偏相関は $-.38$ ($p<.01$)、NSEを統制したPSEと敵意の偏相関は $-.14$ ($p<.01$)であった。

考 察

因子構造の検討では、研究IIと同様に、単因子構造よりも2因子構造の方がよい当てはまりを示し、PSEとNSEの存在が示唆された。

攻撃性尺度の下位因子とRSESの2因子の相関関係を検討した結果、敵意でPSEとNSEが弁別されたと言えるだろう。特に、PSEを統制した場合のNSEと敵意の相関が負の相関関係にあることから、否定的自己像の拒否ができる人は、対人関係上で敵意的解釈をし難い傾向にあると考えられる。なお、敵意尺度の項目は、「友人の中には、私のことを陰であれこれ言っている人がいるかもしれない」、「私を嫌っている人は結構いると思う」といった、対人不安に基づく項目で構成されているという解釈も可能であると考えられる。したがって、NSEが高いほど、つまり、否定的自己像の拒否ができるほど対人不安は低いという関係性も推測できる。

α 係数が低いものの、言語的攻撃はSE, PSE, NSEと弱い正の相関関係にあった。これは高い自尊感情を持つ人がときに攻撃的となったとした知見に整合している (e.g., Baumeister et al., 1996)。しかしながら、偏相関分析によるPSEを統制したNSEと言語的攻撃の相関は正の関係ではあるものの、NSEを統制したPSEと言語的攻撃の相関よりも値が小さい。信頼性の問題のため限定的ではあるが、このような観点からもNSEの方がPSEよりも適応的側面を測定していると考えられるかもしれない。

本研究はNSEが敵意的解釈の傾向を測定している可能性を示しているが、その一方で攻撃性尺度の α

Table 5 研究IIIにおけるRSESとその他の構成概念間の相関係数

	PSE	NSE	短気	敵意	身体的攻撃	言語的攻撃
SE	.90**	.88**	-.17**	-.51**	-.14*	.29**
PSE		.59**	-.17*	-.40**	-.09	.28**
NSE			-.14*	-.52**	-.16*	.23**
短気	-.10*	-.06*		.41**	.37**	.19**
敵意	-.14**	-.38**			.27**	-.08**
身体的攻撃	.00	-.13**				.17**
言語的攻撃	.19*	.08**				

注) 対角線より右上は積率相関, 左下は偏相関。偏相関については, PSE との偏相関の統制変数は NSE のみであり, NSE との偏相関の統制変数は PSE のみである。

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

係数は低く, 知見の頑健性には疑問が残る。作成者である安藤他 (1999) によれば下位尺度の α 係数は .70 から .78 になるとされているが, 本研究では言語的攻撃と短気がこれよりも低い値となった。原因としては安藤他 (1999) が大学生を対象にしていたのに対して, 本研究が中学生を対象としたことによる結果である可能性が考えられる。

全体考察

研究 I, II, III の知見をまとめると, 複数世代のサンプルにおける検討で, RSES に PSE と NSE の 2 因子構造を想定する妥当性が示された。ここで, 本研究で使用した全データについて多母集団の同時分析を再度行った結果 (配置不変モデル) を報告する。中学生 4 件法のデータセットと研究 I のデータセット 5 を除いた計 1,952 名のデータについて, 性別 (男性・女性) × 年齢属性 (中学生・大学生・20代・50代) による 8 母集団の同時分析を行った。各グループの人数は最小で 185 名, 最大で 353 名であった。1 因子構造の適合度は配置不変モデルにおいて $\chi^2 = 1465.769$, $df = 216$, $p < .001$, CFI = .838, GFI = .835, RMSEA = .055, BCC = 1767.027 であった。2 因子構造の配置不変モデルでは, $\chi^2 = 697.268$, $df = 208$, $p < .001$, CFI = .936, GFI = .925, RMSEA = .035, BCC = 1015.261 であった。したがって, 1 因子構造よりも 2 因子構造が妥当である結果となった。これにより, 本研究では一貫して RSES に PSE と NSE の存在可能性を示唆する結果を得たと考えられる。

また, 中学生における検討で PSE と NSE には, ストレス反応と敵意を第 3 の基準とした場合に, 弁別性が存在することが示唆された。具体的には, NSE が高いほどストレス反応は低い傾向にあり, この関係は PSE とストレス反応の関係よりもより顕著であった。加えて, NSE が高いほど敵意が低い傾向にあり,

この関係は PSE と敵意の関係よりも顕著であった。したがって, RSES には PSE と NSE の 2 側面が存在し, それぞれ異なる心理的側面を測定している可能性が考えられる。

ただし, PSE と NSE の相関は中程度以上あるため, 同じ概念として理解した方が良いという批判が考えられる。本研究では 1 因子モデルより 2 因子モデルが一貫して優れることを示しているため, 高次因子モデルの考え方がこの批判に相当するだろう。しかしながら, 本研究はあくまでもこれまでの知見をより精緻に検討できる可能性を提案するものであって, これまでの研究成果を否定するものではない。例えば, 研究 II では, PSE とストレス反応が弱い負の相関であったのに対して, NSE はストレス反応と中程度の負の相関関係であった。よって, PSE は平均的である一方で NSE が低いといった, ストレスに弱い個人の存在が新たに想定できる。

また, RSES の 2 因子の弁別性の基準に関する批判も考えられる。本研究では, ストレス反応, 学習コンピテンス, 攻撃性がこの基準として用いられた。最も妥当であったものは, 研究 II におけるストレス反応尺度の抑うつ・不安因子であると考えられる。重要な点は, PSE と NSE が中程度の相関関係にありながらも, その一方で, 研究 II のようにストレス反応との関係において PSE と NSE では異なる傾向を示すことにあるだろう。

RSES の因子構造に関する詳細な議論を行っている Marsh, Scalas, & Nagengast (2010) によると, RSES には SE 因子と同時に, かつ独立して PSE と NSE という安定的な反応スタイル方法因子 (response-style method factor) が存在すると主張されている。本研究は, これらの方法因子が心理学的実体を持つものか, それとも実体を持たないのか, という論争に対して, 2 因子が異なる心理学的実体である可能性を示したと

いう点で一定の貢献をしていると考えられる。

ここで、NSEにおける「否定的自己像の拒否」の含意について考察する。研究IIと研究IIIから、NSEが高いことはストレス反応や敵意が低いことが示唆された。繰り返すが、NSEが高いことは自己概念に関する否定的な項目を拒否するような反応を示していることを意味している。自分を肯定的に捉えていない人は、このような否定的な評価を与えられたときそれを拒絶することなく、受け入れる傾向にある(André & Lelord, 1999)。日ごろから学校・教育場面で過剰な叱責などに晒されている個人は次第に否定的な自己像を形成し、それに合致するメッセージを選択的に享受する可能性がある。この点は、研究IIIにおいて、PSEよりもNSEと敵意との間により強い負の相関関係があったこととも整合している。つまり、NSEが低い個人は自己を否定的に理解しているだけでなく、自己が他者から非難を受けていると解釈をしやすい傾向にあると考えられる。一方、NSEが高い人はこのような自身に対する否定的なメッセージに対して否定的な反応ができる人々である。推測の域はでないものの、彼らはそのようなメッセージを受け止めるだけでなく、自身について様々な観点から捉え直した上で、否定的反応を示しているのではないだろうか。このような解釈からも、NSEが高い個人はストレス耐性に優れていると考えることができる。

本来、NSEは心理尺度における単なる逆転項目の役割を果たすものとして考えられてきたが、その役割以上の意味が存在するかもしれない。つまり、通常、逆転項目は、同じような価値方向の質問が続くことによる回答慣れを防止するために挿入されるものであるが、回答者が否定的自己像の拒否、というような日常行わない自己評価を要求されることで、より思慮深い全般的な評価を行っている可能性がある。当然、否定的自己像の拒否は複雑な認知処理を要するため、項目の理解が不十分であったことによる誤答も増えると予想されるが、研究IIと研究IIIにおけるストレス反応と敵意を基準とした検討の結果からは、否定的自己像の拒否に誤答の意味が含まれるというよりも、むしろ本論文が提案するような意味を持っていると解釈した方が良いと考えられる。

また、研究II、IIIでは、PSEを統制したNSEとストレス反応、PSEを統制したNSEと敵意の相関関係が特徴的であった。どちらの場合もNSEが心理社会適応に働いている可能性を示唆するものであったことから、PSEを除いた「純粋なNSE」はその他の適

応・不適応尺度と、直線的な関係にある可能性がある。すなわち、高い自尊感情の人が、自我脅威状況で攻撃的になったり、自己愛的であったりするのに対して、ここで言う純粋なNSEは、これまでのSE以上に、その数値の向上が適応的に望ましいものとして捉えることができるかもしれない。以上をまとめれば、NSEが高い人は自己肯定化(self-affirmation; Steele, 1988)が行える人物であり、別の言い方をすればレジリエンス(石毛・無藤, 2005)が高い人物とも捉えることができる。

PSEについては、本研究における検討ではNSEに比べて不十分な検討であり、今後の課題である。PSEは回答する際により思考を必要としない、直感的で素直な反応を反映しているものと考えられる。肯定的自己像を受容するという事は、日常的に自分に価値を認めていることを意味し、より直感的な自尊感情の側面として捉えられるものではないだろう。

本論文の教育実践的意義としては、NSE、すなわち「否定的自己像の拒否」という側面の存在とその重要性の指摘が挙げられる。これまで、自尊感情を測定しようとした場合に、逆転項目の存在を重要とする知見はなかったが、本論文は逆転項目が単なる回答慣れ防止としての役割以上の心理学的意味を持っていることを主張する。したがって、本論文は、教育成果として自尊感情を測定する場合に、「自分には良いところがあると思う」という「肯定的自己像の受容」項目のみが用いられている現状に疑問を投げかけているものである。

最後に、今後の課題と展望について述べる。まず、PSEのNSEとの差異化が課題である。本論文ではNSEに関する議論を中心的に行ったが、PSEが自尊感情として不適切であることを示すものではない。PSEが如何なる側面を表しているかについて検討が必要である。また、NSEと自己肯定化、レジリエンスとの関係についてより明確にする必要がある。次に、本論文における検討は全て調査による一時点の測定である。今後は縦断調査、実験室実験による検討を行い、因果関係に言及できるような研究へ発展させることで、より実践的な知見を得ることが求められる。

引用文献

- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In B. N. Petrov & F. Csaki (Eds.), *Second international symposium on information theory* (pp. 267-

- 281). Budapest: Akadémiai Kiadó.
- Anderson, C. A., & Bushman, B. J. (2002). Human aggression. *Annual Review of Psychology*, *53*, 27-51. doi:10.1146/annurev.psych.53.100901.135231
- 安藤明人・曾我洋子・山崎勝之・島井哲志・嶋田洋徳・宇津木成介…坂井明子 (1999). 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙 (BAQ) の作成と妥当性, 信頼性の検討 心理学研究, *70*, 384-392. doi:10.4992/jjpsy.70.384
- André, C., & Lelord, F. (1999). *L'estime de soi*. Paris: Odile Jacob. (アンドレ, C., & ルロール, F. 高野 優 (訳) (2000). 自己評価の心理学—なぜあの人は自分に自信があるのか 紀伊國屋書店)
- Arbuckle, J. L. (2013a). *Amos 22.0 [Computer software]*. Chicago, IL: SPSS.
- Arbuckle, J. L. (2013b). *Amos 22.0 User's Guide*. Chicago, IL: SPSS.
- Baumeister, R. F., Smart, L., & Boden, J. M. (1996). Relation of threatened egotism to violence and aggression: The dark side of high self-esteem. *Psychological Review*, *103*, 5-33.
- Blascovich, J., & Tomaka, J. (1991). Measures of self-esteem. In J. P. Robinson & P. R. Shaver (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 115-160). San Diego, CA: Academic Press.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (1998). *Model selection and inference: A practical information-theoretic approach*. New York: Springer-Verlag.
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, CA: Sage.
- 古荘純一 (2009). 日本の子どもの自尊感情はなぜ低いのか—児童精神科医の現場報告 光文社
- Heatherton, T. F., & Vohs, K. D. (2000). Interpersonal evaluations following threats to self: Role of self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, *78*, 725-736.
- 井上信子 (1986). 児童の自尊心と失敗課題の対処との関連 教育心理学研究, *34*, 10-19. doi:10.5926/jjep1953.34.1_10
- 石毛みどり・無藤 隆 (2005). 中学生における精神的健康とレジリエンスおよびソーシャル・サポートとの関連—受験期の学業場面に着目して 教育心理学研究, *53*, 356-367. doi:10.5926/jjep1953.53.3_356
- 高知県教育委員会 (2014). 高知県教育振興基本計画重点プラン 教育政策課 2014年5月27日 Retrieved from <http://www.pref.kochi.lg.jp/soshiki/310101/2014052600123.html> (2016年3月10日)
- 国立教育政策研究所 (2015). 「自尊感情」? それとも, 「自己有用感」? 生徒指導・進路指導研究センター (編) 生徒指導リーフ, *18*. Retrieved from <http://www.nier.go.jp/shido/leaf/leaf18.pdf> (2015年10月2日)
- 桑原知子 (1986). 人格二面性測定の試み—NEGATIVE語を加えて 教育心理学研究, *34*, 31-38. doi:10.5926/jjep1953.34.1_31
- Marsh, H. W., Scalas, L. F., & Nagengast, B. (2010). Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, ephemeral artifacts, and stable response styles. *Psychological Assessment*, *22*, 366-381. doi:10.1037/a0019225
- Nakashima, K., Yanagisawa, K., & Ura, M. (2013). Dissimilar effects of task-relevant and interpersonal threat on independent-interdependent self-construal in individuals with high self-esteem. *Asian Journal of Social Psychology*, *16*, 55-59. doi:10.1111/j.1467-839X.2012.01386.x
- 岡田 涼 (2009). 青年期における自己愛傾向と心理的健康—メタ分析による知見の統合 発達心理学研究, *20*, 428-436.
- 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 宮崎大学教育学部附属教育実践研究指導センター紀要, *6*, 73-84.
- Orth, U., Robins, R. W., & Meier, L. L. (2009). Disentangling the effects of low self-esteem and stressful events on depression: Findings from three longitudinal studies. *Journal of Personality and Social Psychology*, *97*, 307-321. doi:10.1037/a0015645
- 小塩真司・岡田 涼・茂垣まどか・並川 努・脇田貴文 (2014). 自尊感情平均値に及ぼす年齢と調査年の影響—Rosenbergの自尊感情尺度日本語版のメタ分析 教育心理学研究, *62*, 273-282. doi:10.5926/jjep.62.273
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1989). *Society and the adolescent self-image* (rev. ed.). Middletown, CT: Wesleyan

- University Press.
- 坂本真士 (1994). 抑鬱者の性格特性の自己評価におけるネガティビティ・バイアス. *心理学研究*, *65*, 156-161. doi:10.4992/jjpsy.65.156
- 坂本真士 (1997). 自己注目と抑うつ. *社会心理学*. 東京大学出版会
- 桜井茂男 (1992). 小学校高学年生における自己意識の検討. *実験社会心理学研究*, *32*, 85-94. doi:10.2130/jjesp.32.85
- Schmitt, D. P., & Allik, J. (2005). Simultaneous administration of the Rosenberg Self-Esteem Scale in 53 nations: Exploring the universal and culture-specific features of global self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, *89*, 623-642. doi:10.1037/0022-3514.89.4.623
- Sedikides, C., Rudich, E. A., Gregg, A. P., Kumashiro, M., & Rusbul, C. (2004). Are normal narcissists psychologically healthy?: Self-esteem matters. *Journal of Personality and Social Psychology*, *87*, 400-416. doi:10.1037/0022-3514.87.3.400
- Steele, C. M. (1988). The psychology of self-affirmation: Sustaining the integrity of the self. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, Vol. 21 (pp. 261-302). New York: Academic Press.
- 田中道弘 (2006). Rosenbergの自尊心尺度の再検討. *埼玉学園大学紀要 人間学部篇*, *6*, 135-139.
- 東京都教育委員会 (2008). 東京都教育ビジョン (第2次)の策定について. 東京都教育庁. 2008年5月22日. Retrieved from <http://www.kyoiku.metro.tokyo.jp/buka/soumu/vision2.htm> (2013年8月4日)
- 山本真理子・松井 豊・山成由紀子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造. *教育心理学研究*, *30*, 64-68. doi:10.5926/jjep1953.30.1_64

付 記

- 1) 本論文は第一著者が高知大学総合人間自然科学研究科教育学専攻に提出した修士論文を基礎に、新たにデータ及び議論を追加して執筆したものである。
- 2) 本論文中のデータには、次の論文で使用されている全てのデータセットを含んでいるが、これらは互いに異なる観点から分析・考察されたもので、独自性を有している。藤田尚文・福留広大・古口高志・小林 渚 (2017). ストレスの窓モデル—防御因子が制御する窓によるストレス反応の加算. *教育心理学研究*, *65*, 12-25.
- 3) 本研究の調査及び論文構成に関してご指導、ご協力下さった皆様に心より感謝申し上げます。

(2016.4.20 受稿, '17.1.4 受理)

*Two Dimensions of the Rosenberg Self-Esteem Scale in
Junior High School Students :
Approving Positive Self-Image and Denying Negative Self-Image*

KODAI FUKUDOME (HIROSHIMA UNIVERSITY, RESEARCH FELLOW OF THE JAPAN SOCIETY FOR THE PROMOTION OF SCIENCE),

NAOFUMI FUJITA (KOCHI UNIVERSITY), AKIHIRO TOYA (HIROSHIMA UNIVERSITY),

NAGISA KOBAYASHI (KAMODA ELEMENTARY SCHOOL, KOCHI),

YOSHIYA FURUKAWA (HIROSHIMA UNIVERSITY) AND YASUKO MORINAGA (HIROSHIMA UNIVERSITY)

JAPANESE JOURNAL OF EDUCATIONAL PSYCHOLOGY, 2017, 65, 183—196

The present research tested the hypothesis that the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) has 2 psychological dimensions: Negative Self-Esteem (NSE), which is measured by how much participants disagree with reversed items, and Positive Self-Esteem (PSE), which is measured by how much participants agree with non-reversed items. In Study 1, a factor analysis was conducted on 5 independent data sets from people in different age groups, ranging from university students to people in their seventies. The results supported the hypothesis that the Rosenberg Self-Esteem Scale may have 2 factors. In Study 2, students from 2 junior high schools completed the survey; the results validated the 2-factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale. The results of Study 2 also indicated that psychological stress was negatively correlated with the Negative Self-Esteem factor, i.e., the more strongly the students disagreed with the reversed items, the less psychological stress they reported. In Study 3, junior high school students completed the Buss-Perry Aggression Questionnaire; the results indicated that hostility was more negatively correlated to Negative Self-Esteem than to Positive Self-Esteem. These results support the hypothesis that the Rosenberg Self-Esteem Scale has 2 dimensions, which could be called Approving Positive Self-Image and Denying Negative Self-Image.

Key Words: Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES), confirmatory factor analysis (CFA), junior high school students