

ローゼンバーグ自尊感情尺度の2側面に関する研究

—「肯定的自己像の受容」と自己愛, Well-being との関連—

福留 広 大

(2017年10月4日受理)

Two Dimensions of the Rosenberg Self-esteem Scale:
Relationships among “Approving Positive Self-image”,
Narcissism and Subjective Well-being

Koudai Fukudome

Abstract: The purpose of this study was to consider the psychological meaning of the term Approving Self-Image, also known as Positive Self-Esteem (PSE). PSE and Denying Negative Self-Image (known as Negative Self-Esteem; NSE) are two factors in the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES). The hypothesis was that PSE would have a positive correlation with both narcissism and subjective well-being, but NSE would not. I conducted a seventy-day lagged design three-wave longitudinal online survey. A statistical analysis of data from the first wave participants ($N = 400$) and the results of correlational analyses supported the hypothesis. Additionally, after examining the reciprocal relationships through a multilevel analysis of the longitudinal data, I found that PSE correlates with narcissism and subjective well-being in the within model. Finally, the results from the Random Intercept Cross Lagged Parameter Model (RI-CLPM) showed that there were no causal relationships between either PSE or NSE and narcissism, but that within-person change in PSE correlated with within-person change in narcissism.

Key words: Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES), Narcissism, Well-being

キーワード：ローゼンバーグ自尊感情尺度, 自己愛, ウェルビーイング

1. 問題と目的

本論文の目的は、自尊感情尺度から得られる2因子の心理学的意味を自己愛と Well-being の観点から検討し、Rosenberg (1965) の定義する自尊感情が測定されているか検討することである。自尊感情とは、自己に対する肯定的ないしは否定的な評価態度である

本論文は、課程博士候補論文を構成する論文の一部として、以下の審査委員により審査を受けた。

審査委員：森永康子（主任指導教員）、湯澤正通、
杉村和美

とされ、「very good (とても良い)」という感覚ではなく、「good enough (これで良い)」の感覚であるとされる (Rosenberg, 1965)。自尊感情に関する議論には、自尊感情を測定する尺度として利用されることの多いローゼンバーグ自尊感情尺度 (Rosenberg Self-Esteem Scale; RSES; Rosenberg, 1965; 山本・山成・松井, 1982) が2因子構造であることを主張するものがある。例えば、小塩 (1997) は、大学・短大・専門学校生を対象とした調査で RSES の安藤訳と Cheek & Buss の自尊感情尺度の大淵ら訳を組み合わせ、16項目2件法で使用した結果、自尊感情に2因子解が得られたことを報告している。その2因子とは、主に肯定

的項目で構成される因子 (PSE; Positive Self-Esteem) と否定的項目で構成される因子 (NSE; Negative Self-Esteem) である¹。同様に、福留他 (2017) は、RSES を用いて中学生を対象に行った検討から、RSES が順項目と逆転項目からなる2因子に分かれることを示した。この2因子は先述の PSE と NSE に相当する。さらに、福留他 (2017) は、これらの質問項目に対する反応傾向に重要な意味があるとし、この2因子を「肯定的自己像の受容」と「否定的自己像の拒否」として

いる。

では、この2側面はどのような心理学的な意味を持っているのであろうか。前述の小塩 (1997) は PSE が自己愛と .41 の正相関を示し、NSE が .25 の正相関を示すことを報告している。同様に、福留・藤田・中島・森永 (2015) では、RSES のみを用いて、大学生を対象に検討した結果、PSE が自己愛の下位因子と .39～.55 (平均 .43) の相関関係にあり、NSE は自己愛の下位因子と .17～.45 (平均 .32) の相関を示すことを見出し、小塩と同様の傾向を得ている。また、藤田・福留・古口・小林 (2017) では、NSE を防御因子とするストレスの窓モデルを提案しており、「否定的自己像の拒否」側面はストレス耐性を意味していると考えられている。したがって、PSE は自己愛の傾向、すなわち、心理学的に不適応な側面を意味し、NSE はストレス耐性、すなわち、心理学的に適応的な側面を意味するものと想定することが可能である。一方で、心理適応的と考えられる Well-being について、Lindwall et al. (2012) が60歳以上の高齢者を対象に検討し、RSES の PSE と NSE が同程度に主観的 Well-being (Subjective Well-being and Life Satisfaction; 以下、Well-being) を予測することを示している。つまり、この知見からは、NSE だけではなく、PSE にも心理学的に適応的な側面が想定される。これらの研究の知見をまとめれば、RSES に関する次のような指摘を考えることができる。心理適応という観点から RSES を論じた場合に、NSE はストレス耐性の側面を意味しており、その数値向上は望ましいと考えられる。一方で、PSE については Well-being との関連という意味においてはその数値向上が望ましいが、自己愛との関連という意味においては、その数値向上が一概には望ましいということができない側面であると考えられ、「very good」の感覚を含んでいるという意味で Rosenberg (1965) の自尊感情の定義に沿わない可能性がある。

そこで、本研究は上述の研究で扱われている自己愛と Well-being²との関連を検討することを目的とした。このように本研究では、心理学的な適応と不適応を

意味する2概念 (それぞれ、Well-being、自己愛) と RSES の2因子の関連を調べることで、RSES の2因子を適応・不適応という観点から整理し、自尊感情の測定と解釈の方法について再考する。さらに、本研究では、縦断調査を行いこれらの変数間の因果関係にも焦点を当てることとした。従来の研究は、一時点の質問紙調査に基づいたものであり、変数間の共変及び因果関係について検討していない。そのため、自尊感情が高くなることで、結果的に自己愛や Well-being が高くなるのか、明らかでない。本研究では、同一個人の時点間の変化を扱うことで、これら諸変数間の関係をより詳細に検討する。

分析 I では、1時点の調査を基に各変数間の相関関係について検討する分析を行い、分析 II では分析 I の参加者を追跡調査した縦断データの検討を行う。

2. 方法

2.1 対象者

インターネット調査会社 (楽天リサーチ株式会社) を通じて調査に参加した日本全国の18歳から25歳。その内データとして調査会社から提供された400名 (男性200名、女性200名) が分析対象となった。平均年齢は21.82歳 ($SD = 1.96$) であった。さらに、1回目の調査に回答した参加者について2度追跡調査し、合計3回の回答を求めた。3回を通して回答した参加者は188名 (男性96名; 女性92名)。平均年齢は23.45歳 ($SD = 2.00$)。

対象者を18歳から25歳とした理由は、先行研究である小塩 (1997) と同年代を対象とし再現性について検討するためである。また、Lindwall et al. (2012) が60歳以上を対象にして得た知見と比較することにした。

2.2 調査時期

2016年3月、5月、7月。調査間隔は70日であった。自尊感情については短期 (1週間) の変動が予想されるが (see Kernis, Grannemann & Barclay, 1989)、自己愛については比較的安定的であると考えられるため、探索的に10倍の間隔を計画した。

2.3 質問項目

(a) 自尊感情尺度 (山本・山成・松井, 1982) による10項目5件法 (あてはまらない、ややあてはまらない、どちらともいえない、ややあてはまる、あてはまる)、(b) 自己愛性人格傾向尺度 NPI-35 (小西・大川・橋本, 2006) 35項目を5件法で使用した。下位因子には、誇大性、身体賞賛、注目欲求、主導性、自己確信の5因子がある。(c) Well-being 尺度 (Subjective Well-being and Life Satisfaction Scale; SWLS; Diener, 1984; 大石, 2009) 5項目7件法。

3. 分析 I

分析 I では、1 回目の調査に回答した400名を対象とした。RSES の2側面と自己愛並びに Well-being の関係性について検討することを目的とする。PSE と自己愛の相関係数が NSE と自己愛の相関係数よりも高いとされる小塩 (1997) の知見は RSES 単体でも再現されると予想する。また、Well-being は、Lindwall et al. (2012) の対象年齢が60歳以上であったことから、再検討の余地があるものとする。

3.1 分析方法

統計ソフトに、Microsoft office 2013並びに、そのアドインである BellCurve エクセル統計 version2.13 (株式会社社会情報サービス, 2016) を使用する。確認的因子分析には Amos 24 (Arbuckle, 2015) を用いる。推定方法は最尤法である。分析手順は、各尺度の確認的因子分析を行ったのち、各変数間の相関係数を算出する。最後に、各変数に対して2次的に因子分析を行う。

3.2 結果

RSES から項目8を除外した確認的因子分析の結果、1因子の場合は、 $\chi^2 = 369.877, df = 27, p < .001$, CFI = .778, GFI = .780, RMSEA = .178, AIC = 405.877, BCC = 406.803であった。一方、2因子の場合は、 $\chi^2 = 74.297, df = 26, p < .001$, CFI = .969, GFI = .960, RMSEA = .068, AIC = 112.297, BCC = 113.274であり、2因子構造の方が1因子構造よりも適合度が優れていた。そのため、以降2因子解を用いた分析と報告を中心的に行う。自己愛性人格傾向尺度 NPI-35 の確認的因子分析の結果は、 $\chi^2 = 1722.542, df = 550, p < .001$, CFI = .863, GFI = .779, RMSEA = .073, AIC = 1882.542, BCC = 1898.410であった。GFI が低い、これはモデルの df が大きいことによるものに依存した結果であり、尺度として問題があるとは判断しなかった。下位因子の α についても、Table 1 に示したように、自己確信が .65 である以外は、総じて良い値

を示している。Well-being 尺度の確認的因子分析の結果は、 $\chi^2 = 26.670, df = 5, p < .001$, CFI = .981, GFI = .975, RMSEA = .104, AIC = 46.670, BCC = 46.975であり、RMSEA が若干高いものの、許容できる適合度であると判断した。

各変数間の積率相関係数を Table 1 に示した。自己愛並びにその下位5因子は、PSE との相関が NSE との相関よりも高く、さらに、SE (Self-Esteem; 従来の1因子構造を仮定した自尊感情) との相関よりも高い傾向にある。Well-being についても、NSE (.37) よりも PSE (.55) との相関係数が大きい。PSE と NSE の弁別性を検討する目的で、自己愛及び自己愛の下位因子、Well-being との相関係数について、Amos による相関係数の差の検定を行った (Table 1 の (3) の列にある7変数の相関係数を (2) の相関係数と変数ごとに比較した)。その結果、すべての変数において NSE との相関係数よりも PSE との相関係数の方が有意に高かった ($ps < .05$)。

次に、本研究で用いる項目平均による合成変数間の関係性を検討する目的で、因子分析 (最尤法、プロマックス解、共通性の初期値: SMC) を行った結果を Table 2 に示す。得られた因子は、自己愛の下位因子がまとまった因子と自尊感情と Well-being がまとまった因子の2因子であった。

3.3 考察

RSES については、1因子構造よりも2因子構造の方が優れていることが分かった。

自尊感情と自己愛に関する分析 I の結果は、自己愛は PSE と、NSE よりも強い相関関係にあるという小塩 (1997) の結果を支持するものであった。また、分析 I では、Well-being が NSE よりも PSE と強い関連を示した。Lindwall et al. (2012) は60歳以上の成人を対象として PSE と NSE の両方が同程度に Well-being を予測するという結果を得ており、Well-being が NSE よりも PSE と強い相関を示した本研究の結果とは異なる。これは、対象年齢の違いによって得られ

Table 1 各変数間の相関行列

	α	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) SE	.87									
(2) PSE	.85	.88 **								
(3) NSE	.83	.86 **	.51 **							
(4) 自己愛	.96	.49 **	.60 **	.24 **						
(5) 誇大性	.91	.48 **	.53 **	.28 **	.92 **					
(6) 身体賞賛	.83	.34 **	.40 **	.18 **	.75 **	.70 **				
(7) 注目欲求	.88	.34 **	.47 **	.10 *	.88 **	.72 **	.56 **			
(8) 主導性	.90	.53 **	.60 **	.30 **	.94 **	.85 **	.67 **	.74 **		
(9) 自己確信	.65	.41 **	.54 **	.16 **	.76 **	.65 **	.46 **	.58 **	.68 **	
(10) Well-being	.88	.53 **	.55 **	.37 **	.50 **	.49 **	.36 **	.34 **	.51 **	.45 **

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

た結果ではないかと考えられる。これらの結果から、自己愛と Well-being はNSEよりもPSEと強い相関関係にあり、PSEとNSEは自己愛と Well-being のそれぞれによって弁別されうると考えられる。

本研究で使用した8つの合成変数に対する因子分析では、自尊感情の2因子は Well-being と同じ因子にまとまった。したがって、本研究の分析上両者は(2次因子的に)同一構成概念とも理解することができる。一方、自己愛の下位因子は、自尊感情と Well-being による因子とは異なる因子を形成した。したがって、因子間相関は高い ($r = .57$) もの、自尊感情と Well-being による因子と自己愛因子は概念的にも異なると理解される。この結果は、自尊感情と Well-being が自己愛に比べてより適応的な自己評価を測定しているという理解をする上では好ましい結果であり、本研究の想定を支持している。

Table 2 合成変数に対する因子分析

	F1	F2
PSE	.16	.75
NSE	-.14	.70
Well-being	.23	.50
誇大性	.90	.02
主導性	.87	.11
注目欲求	.84	-.07
身体賞賛	.77	-.07
自己確信	.62	.16
回転後の因子相関		.57
	初期解	回転後
因子	固有値	平方和
1	4.58	4.07
2	1.19	2.73
3	.62	

4. 分析Ⅱ

分析Ⅱでは、分析Ⅰにおける参加者を追跡した縦断調査 (N = 188) を分析対象とする。縦断調査の目的は、RSESの2側面と自己愛、Well-being の関連性について、共変及び因果関係を想定できる可能性について検討することにある。ただし、因果関係の検討には調査法による交差遅延モデルを用い、分析Ⅰの因子分析の結果より、RSESの2側面と自己愛との関係に限定して分析を行う。これは、因子分析によりRSESの2側面と Well-being が同一の因子として抽出され、両者の弁別性が本データセット上で保証できないためである。本研究では自尊感情と Well-being の因果関係については言及しない。

4.1 分析方法

縦断データの分析方法として、次の2手順を踏む。第一に、個人の3時点データをレベルとみなしたマル

チレベル分析を行う(観測値は564 (188 (人) × 3 (時点)) となり、クラスター数は188、各クラスターのサイズが3となる分析を行う)。仮定されたモデルは、Within レベル(個人内)と Between レベル(個人間)共に、観測変数化したPSEとNSE、自己愛(もしくは、Well-being)の組み合わせのすべて(3組)に相関を仮定する。この分析を行うことにより、個人内変動に関する議論を追加、傍証できる。この分析にはMplus7.4 (Muthen & Muthen, 1998-2015)を用いる。推定法はロバスト最尤法とする。

第二に、因果関係の推定のために、交差遅延モデルを用いた検討を行うが、Within レベルと Between レベルを分けたランダム切片交差遅延モデル(Random Intercepts Cross-Lagged Panel Model; RI-CLPM; Hamaker, Kuiper, & Grasman, 2015)を用いる。また、RI-CLPMとCLPM(Cross-lagged panel model; 従来の交差遅延モデル)の間で尤度比検定を行う。RI-CLPMでは、各時点の各変数(本研究では合成変数)に回帰する潜在変数をそれぞれに仮定し、そのパスを1に固定する。その潜在変数(本研究では分析対象となる変数が2変数、3時点のため6つ)について、従来の交差遅延モデルのパス(自己回帰のパスと交差するパス)を仮定する。また、因果を想定する2(潜在)変数に各時点内で相関を仮定する(2時点目、3時点目では残差間相関)。これに加えて、新たに潜在変数を2つ仮定し、それぞれ、同一変数時点別の3つの観測変数に対してパスを引き、このパスを1に固定する。また、これら2つの潜在変数間に相関を仮定する。この部分は潜在成長曲線モデルにおける切片にあたり、Betweenの部分にあたる。この分析には、Amos 24 (Arbuckle, 2015)を用い、推定方法は最尤法とする。

4.2 結果

まず、マルチレベル分析を行った結果を Table 3 に示した。自己愛と Well-being とともに、Between レベルではPSEとNSEの両方と有意な相関が認められた一方、Within レベルではPSEとの相関のみが有意であった。自己愛と Well-being で異なる点は Within レベルでの推定値であり、PSEと Well-being の相関よりもPSEと自己愛の相関の方が高かったことである。

Table 3 マルチレベル分析を用いた分析の結果

レベル	自己愛		推定値	Well-being		推定値
	変数対			変数対		
Withinレベル	PSE	NSE	.11 n.s.	PSE	NSE	.11 n.s.
	PSE	自己愛	.43 **	PSE	Well-being	.26 **
	NSE	自己愛	-.05 n.s.	NSE	Well-being	.04 n.s.
Betweenレベル	PSE	NSE	.77 **	PSE	NSE	.77 **
	PSE	自己愛	.68 **	PSE	Well-being	.73 **
	NSE	自己愛	.45 **	NSE	Well-being	.55 **

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

なお, Within レベルの PSE と NSE の相関は有意でなかった。

次に, CLPM と RI-CLPM のそれぞれを用いた場合の適合度を Table 4 にまとめた。両モデルの適合度は十分なものであったが, Between と Within を分けた RI-CLPM の方が従来の CLPM より適合度が良いことが分かる。RI-CLPM を用いた分析は, Figure 1 に示したように, PSE 及び NSE は自己愛との関係において, 因果関係を示す有意なパスを得られなかった。一方で, Between の相関は PSE と自己愛, NSE と自己愛においてそれぞれ有意な相関関係にあった。また, PSE では, 第1時点において, Within の PSE と自己愛の相関が有意 (.47), 第2時点の両者の残差間相関は非有意 (.31, $p = .09$), 第3時点の両者の残差間相関 (.56) は有意であった。NSE では Within における有意な相関は得られなかった。

4.3 考察

分析Ⅱの目的は, 縦断データを分析することによって, 自尊感情の2側面と自己愛, Well-being における共変及び因果関係の可能性を探ることであった。マルチレベル分析の結果, Within での PSE と自己愛, PSE と Well-being が有意な正の相関関係にあったのに対して, NSE と自己愛, NSE と Well-being は有意な相関関係になかった。したがって, 個人内で PSE と自己愛, 並びに PSE と Well-being は関連があり, それぞれの2変数は共変している可能性が高い。こ

の共変の関係性は, Well-being と PSE の対よりも自己愛と PSE の対の方が強いと考えられる。一方で, NSE と自己愛並びに, NSE と Well-being では Within レベルでの相関が有意でないことは興味深い。なぜなら, 1時点のみの調査では NSE と自己愛の相関は .24 (小塩 (1997) では .25), Well-being とでは .37 でいずれも有意であったため, PSE と NSE の弁別性はこれらの変数との関連の強さの差であると考察されていたためである。したがって, 本研究のような Within レベル (個人内) において NSE と自己愛並びに Well-being との関連が得られないという結果は事前に予測不可能であり, 縦断データの分析によって明らかになった重要な結果である。

次に, RI-CLPM を用いて RSES の2側面と自己愛の関係性について検討した結果, 本研究のデータでは両者には因果関係が見られないことが明らかになった。しかしながら, 第1時点の Within (個人内レベル) の PSE と自己愛の相関が有意であった。また, 第3時点の PSE と自己愛の残差間相関が有意であった。後者は, 1時点前からの両変数の変化量が相関していることを意味している。つまり, 1時点前より PSE が上がっていれば, 1時点前より自己愛も上がっていることを意味する。2時点目の PSE と自己愛の残差間についても, より多くのデータ数が確保されていれば, 有意な相関を得られたと思われる。

以上の結果を踏まえれば, PSE と自己愛, Well-

Table 4 CLPM と PI-CLPM の適合度

変数組	CLPM					RI-CLPM					$\Delta\chi^2$			
	χ^2	df	p	CFI	AIC	χ^2	df	p	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$	Δdf	p	ΔCFI
PSEと自己愛	37.174	4	.000	.948	71.174	2.380	1	.123	.998	54.380	34.794	3	.000	.050
NSEと自己愛	43.822	4	.000	.921	77.822	.508	1	.476	1.000	52.508	43.314	3	.000	.079

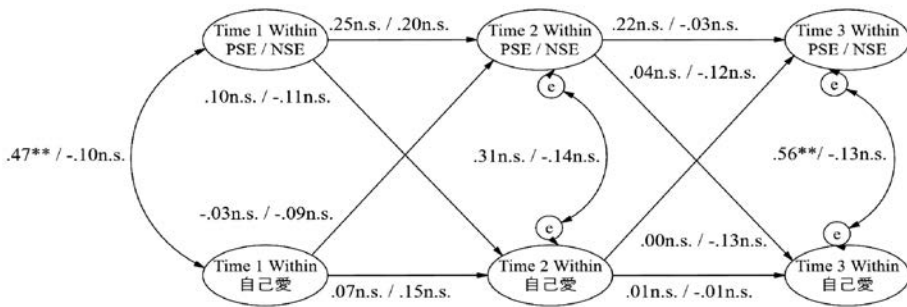


Figure 1 縦断データによる自尊感情の2側面と自己愛の分析 (RI-CLPM)

注) 主要箇所のみを示した略図である。係数左側は PSE と自己愛の場合, 右側は NSE と自己愛の場合。係数は標準化解。検定は非標準化解に対する結果。Between の「PSE / NSE」と「自己愛」の相関は .70** / .52**

$p < .05^* p < .01^{**}$

being は、時点間の個人内で共変するという関連性がある一方、NSE ではこの関連性はない。この意味において、PSE は自己愛、Well-being と密接な関連を持つ概念として、NSE と弁別される。ただし、これらの関連に因果関係は認められなかった。

5. 総合考察

本研究では自尊感情尺度から得られる2因子の心理学的意味を自己愛と Well-being の観点から検討することを目的としていた。分析 I では1時点目のデータを用いて、基礎的な変数間の関連について分析した。その結果、自己愛はNSE よりもPSE とより強い正の相関関係にあった。これは小塩 (1997) で報告されている結果を再現している。Well-being については、先行研究と異なり、NSE よりもPSE とより強い正の相関関係にあった。Lindwall et al. (2012) では、Well-being との関連においてPSE とNSE に弁別性を認めていなかったが、本研究では弁別性があるものと解釈される。また、本研究で扱う変数について2次的に因子分析をした結果、自尊感情の2因子は Well-being と同じ因子としてまとめ、これとは別に自己愛の下位因子が同じ因子としてまとまった。したがって、PSE は自己愛と中程度以上の正の関連を持っている一方で、両者は異なる概念であるとも理解される。また、PSE と Well-being の間にも正の関連を認めるが、自尊感情と Well-being は本研究の分析上同一概念としても理解できる。本研究では、適応上、自尊感情と Well-being を、自己愛に比べてより好ましい概念を測定していると想定している。そのため、自尊感情と Well-being の因子が自己愛と概念的に異なると解釈できる点は、本研究の想定に沿った結果であったといえる。

分析 II では、縦断調査を行い、変数間の共変及び因果関係の検討を行った。まず、マルチレベル分析を行った結果、PSE と自己愛、PSE と Well-being はそれぞれ個人内で共変している可能性が示された。一方で、NSE は自己愛、Well-being と個人内で共変関係にないことが示された。1時点のみの調査で得られるNSE と自己愛、Well-being の関連は、個人内の時点間変動に着目したときに関連が得られなかった。この点は、本研究が縦断調査によって明らかにした重要な知見である。さらに、PSE とNSE は Within で有意な相関関係になかった点も注目し値する。この結果は、RSES の2側面について個人の変化を考慮した分析を行うことで、2側面を弁別する新たな基準変数が発見されるといった可能性を示すものである。次に、自己

愛に対して行った RI-CLPM の検討では、RSES の2側面と自己愛に時点間での因果関係を認めなかった。一方で、個人内の第1時点のPSE と自己愛の相関が認められ、第2時点から第3時点の変化量についてPSE と自己愛の間で相関関係が得られた。分析 I 並びにマルチレベル分析の結果と合わせて考察すると、自己愛と自尊感情は、因子分析的には異なる概念として捉えることができるが、両者は個人内の変化を想定したときに中程度以上の関連にあることがわかる。重要な点は、PSE が高いときには自己愛も高いという関係性が示されている点である。

ここで、本研究の結果に基づいて、RSES によって測定される自尊感情について再解釈を行う。RSES は Rosenberg (1965) の定義上、「very good」ではなく「good enough」の側面を測定しており、これは優越感とは異なるものとされる。本研究の結果から、RSES の「肯定的自己像の受容」側面は Well-being と共変する可能性と、(誇大性) 自己愛と共変する可能性があった。Well-being に着目すれば、「肯定的自己像の受容」側面の数値が上昇すれば、個人内の心理状態はより望ましい状態に向かうと考えられる。しかし、(誇大性) 自己愛に着目すれば、「肯定的自己像の受容」側面の数値が上昇すると自己愛へ繋がる可能性がある。したがって、「肯定的自己像の受容」を促進することは一概に望ましいと考えることはできない。あくまでも推測の範囲になるが、横軸に肯定的自己像の受容、縦軸に総合的な心理学的をとるグラフを考えた場合に、結果的に上に凸の2次関数のような形となることが予想される。つまり、「肯定的自己像の受容」側面は低いレベルでは主に個人内の心理的問題を生み、高いレベルでは対人関係での心理的問題を生む可能性がある。結果として、その値は中庸が望ましいという考察が導かれることが予想できる。以上の議論を踏まえれば、RSES のうち、「肯定的自己像の受容」側面については「good enough」の測定に失敗している可能性を考えることができないだろうか。

【本文注】

注1 小塩 (1997) におけるPSE には、例外として、負の因子負荷量を示す項目が2つ含まれていた。また、PSE とNSE という表記は Carmines & Zeller (1979) に基づくものである。なお、小塩 (1997) では積極的自尊感情、消極的自尊感情という因子名が用いられている。

注2 本研究で取り上げる Well-being とは個人が良い状態にある、良い人生を送っていると考える程度

を指す (Diener, 1984; 中里, 2017; 大石, 2009)。

【引用文献】

- Arbuckle, J. L. (2015). *Amos 24.0 [Computer software]*. Chicago, IL: SPSS.
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, *95*, 542-575.
- 藤田尚文・福留広大・小林 渚・古口高志 (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.
- 福留広大・藤田尚文・中島健一郎・森永康子 (2015). ローゼンバーグ自尊感情尺度が示す2因子の弁別性: 自己愛人格傾向との関連をもとに 日本心理学会第79回大会発表論文 Retrieved from http://www.myschedule.jp/jpa2015/search/detail_program/id:343 (2017年5月28日)
- 福留広大・藤田尚文・戸谷彰宏・小林 渚・古川善也・森永康子 (2017). 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」教育心理学研究, *65*, 183-196 .
- Hamaker, E. L., Kuiper, R. M., & Grasman, R. P. P. P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, *20*, 102-116.
- 株式会社社会情報サービス (2016). *BellCurve for Excel 2.13 [Computer software]*. Tokyo: Social Survey Research Information Co., Ltd.
- Kernis, M. H., Grannemann, B. D., & Barclay L. C. (1989). Stability and level of self-esteem as predictors of anger arousal and hostility. *Journal of Personality and Social Psychology*, *56*, 1013-1022.
- 小西瑞穂・大川匡子・橋本 宰 (2006). 自己愛人格傾向尺度 (NPI-35) の作成の試み パーソナリティ研究, *14*, 214-226.
- Lindwall, M., Barkoukis, V., Grano, C., Lucidi, F., Luikkonen, J., Raudsepp, L., & Thøgersen-Ntoumani, C. (2012). Method effects: The problem with negatively versus positively keyed items. *Journal of Personality Assessment*, *94*, 196-204.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998-2015). *Mplus User's Guide. Eighth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- 中里直樹 (2017). 日本人の Well-being の低さに関する要因の検討: 自由選択の感覚を低める日本の社会環境 平成28年度広島大学大学院教育学研究科博士論文 (未公開)
- 大石繁宏 (2009). 幸せを科学する—心理学からわかったこと 新曜社
- 小塩真司 (1997). 自己愛傾向に関する基礎的研究—自尊感情, 社会的望ましさとの関連 名古屋大学教育學部紀要, *44*, 155-163.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 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.

【付記】

本論文は JSPS 科研費 (研究課題 JP16J03013) による補助により実現しました。ここに記して謝意を表します。