

学位論文要旨

ローゼンバーグ自尊感情尺度の2因子：
教育への示唆

広島大学大学院教育学研究科

教育人間科学専攻 D156702

福留広大

目次

第 1 章 本研究の問題と目的

第 1 節 自尊感情の測定上の問題

第 2 節 自尊感情尺度 (RSES) に対する本研究の提案

第 3 節 RSES を 2 因子とみなす根拠

第 4 節 自尊感情と教育評価

第 5 節 本研究の目的

第 2 章 中学生を対象にした RSES の検討: 「肯定的自己像の受容」と 「否定的自己像の拒否」(研究 1)

第 1 節 ストレス反応尺度, 学習コンピテンス尺度との関連 (研究 1A)

第 2 節 攻撃性尺度との関連 (研究 1B)

第 3 章 「肯定的自己像の受容」因子に関する検討 (研究 2)

第 1 節 自己愛, Well-being との関連 (研究 2A)

第 2 節 縦断データによる分析 (研究 2B)

第 4 章 「否定的自己像の拒否」因子に関するストレスの窓モデルの 提案

第 1 節 中学生データの分析: χ^2 分布するストレス反応得点

第 2 節 ストレスの窓モデル

第 3 節 モデルの検証

第 5 章 総合的考察

第 1 節 本研究の成果

第 2 節 教育への示唆

第 3 節 本研究の課題

引用文献

第 1 章 本研究の問題と目的

第 1 節 自尊感情の測定上の問題

Rosenberg (1965) によると、自尊感情 (Self-Esteem) の定義は、自己に対する肯定的ないしは否定的な評価態度とされる (Rosenberg, 1965; 1989)。また、自尊感情には、“very good (とても良い)” と “good enough (これで良い)” の側面があり、ローゼンバーグによる自尊感情尺度 (Rosenberg self-esteem scale; RSES, Rosenberg, 1965) は “good enough (これで良い)” を測定するものであるとされる。“good enough (これで良い)” とは、他人と比べて優越感を持つというような意味ではなく、単に自分を価値ある存在として認めていることを意味する。一方、“very good (とても良い)” は、他人に比べて優越感を持つことであり、過大な自己評価をもつことでもある。これらの意味において、自尊感情は自分に対して丁度良い具合の評価を持っていることであり、誰もがこのような感覚を有していることが望ましいものと想定される。しかしながら、RSES はこの定義通りの概念を測定しているとは言い難い。なぜならば、自尊感情と自己愛性人格傾向 (以下、自己愛) は正相関の関係にあり (岡田, 2009)、高自尊感情者は、対人関係において自分が不利な状況に立たされたときに、攻撃的になりやすいとされているからである (Baumeister, Smart, & Boden, 1996)。このような対人関係上の問題は、高い自己評価が原因となって起きていると考えられ、尺度は “good enough (これで良い)” だけでなく、優越感に基づく “very good (とても良い)” の感覚も測定していると思われる。

第 2 節 自尊感情尺度 (RSES) に対する本研究の提案

本研究の主要な目的は、RSES の逆転項目に対する否定的反応と順

項目に対する肯定的反応が異なる心理的側面を測定していることを提案するものである。順項目への肯定的反応は、「自己価値があると思うか」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）。

第3節 RSESを2因子構造とみなす根拠

Carmines & Zeller (1979) は RSES から逆転項目群によって構成される因子 (Negative Self-Esteem; NSE) と順項目によって構成される因子 (Positive Self-Esteem; PSE) の 2 因子が抽出されることを示した。しかし、彼らは、この 2 因子は統計学上得られたものにすぎないとし、RSES が 2 因子から成る可能性を積極的に主張しなかった。しかし、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と指摘し、「～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、RSES の 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。特に、NSE は消極的自己肯定という意味において“very good (とても良い)”ではなく、“good enough (これで良い)”

を測定していると思われ、自尊感情の測定により適している可能性がある。

第4節 自尊感情と教育評価

心理学的介入研究の効果測定に自尊感情が用いられる（O' Mara, Marsh, Craven, & Debus, 2006）こともさることながら、教育の目標として自尊感情の高い状態が掲げられる（e.g., California Task Force, 1990）ことがある。しかし、心理尺度によって得られた測定上の知見からは、自尊感情には「負の側面」が存在し、自尊感情の数値向上は教育的に目指されるべきものとは言い難い（Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003; 中間, 2016）。なぜなら、自尊感情の高い子どもを育てようとしたときに、自己愛の高い人間に成長するという懸念があるためである。そもそも、自尊感情と自己愛の性質並びに形成基盤はそれぞれ異なり（Brummelman, et al., 2015; Campbell, Rudich, & Sedikides, 2002）、概念的にも自尊感情が高いことは自己愛とは異なる（Brummelman, Thomaes, & Sedikides, 2016）。しかし、測定上自尊感情と自己愛は正相関しているため（岡田, 2009）、自尊感情を教育評価に用いると、自己愛の高い人間を好ましく評価することになる。これらを踏まえれば、RSES は教育に適したアセスメントツールであるとは言えない。本研究は、攻撃性や自己愛が高いといった自尊感情における「負の側面」を測定上の問題であるとし、RSES の 2 因子がそれぞれ教育上望ましいものとそうでないものを測定している可能性について検討する。教育的に望ましい指標というのは、その数値が高くなるほど適応的であるという関係性が保たれるものである。既に述べたように、本研究における RSES の問題点は、その数値が高いほど攻撃的で、自己愛が高い可能性であり、RSES の 2 因子のうち PSE が NSE

に比べてよりこのような側面を含んでいると予想する。また、坂本（1997）の知見を基にすれば、NSE すなわち「否定的自己像の拒否」側面が適応上、PSE よりも好ましい側面であると考えられ、教育効果の測定や個人の精神的健康を測定するアセスメントツールとしても適していると予想する。

第5節 本研究の目的

本研究では以下の3つの研究を通して、RSESが2因子構造であることを示し、それぞれの因子の心理学的意味を明らかにすることを目的とする。研究1では、中学生においてRSESは単因子構造よりも2因子構造の方がモデルの当てはまりが優れることを示し、各因子の心理学的意味を検討するために2因子を弁別しうる基準変数を探求する。研究2では、18歳から25歳を対象に、自己愛とWell-beingを基準変数として、RSESの2因子の心理学的意味について検討する。最後に、研究3において「否定的自己像の拒否」側面とストレス反応尺度得点の数学的関係に基づき、ストレスの窓モデルの提案を行う。

第2章 中学生を対象にしたRSESの検討：「肯定的自己像の受容」と「否定的自己像の拒否」（研究1）

第1節 ストレス反応尺度、学習コンピテンス尺度との関連（研究1A）

目的 中学生を対象としてRSESの因子構造について、単因子構造と2因子構造を比較し、さらに、ストレス反応と学習コンピテンスによって、2因子が弁別されるかどうか検討する。

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（分析対象者は430名）を対象に2014年6, 7月に実施した。

質問項目 ① 自尊感情 RSES邦訳版（山本・松井・山成, 1982）10項

目 5 件法。② 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）より抑うつ・不安尺度，身体的症状尺度，計 8 項目 4 件法。③ 学習コンピテンス 児童用コンピテンス尺度（桜井，1992）10 項目 4 件法。分析方法 多母集団の同時分析による確認的因子分析，学年（3）×性別（2）の 6 母集団を仮定する。

結果 分析結果を踏まえ，負荷量が小さかった RSES 項目番号 8（否定的項目 3 番）を以降すべての研究で分析対象から除外した。多母集団の同時分析による確認的因子分析の 1 因子モデルでは，配置不変＋因子負荷の制約までが認められた。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，2 因子モデルの適合度が 1 因子モデルより優れていた（1 因子： $\chi^2 = 512.882$ ， $df = 252$ ， $p < .001$ ，CFI = .827，GFI = .781，RMSEA = .049，BCC = 554.949；2 因子： $\chi^2 = 333.561$ ， $df = 251$ ， $p < .001$ ，CFI = .945，GFI = .857，RMSEA = .028，BCC = 377.966）。次に，PSE と NSE のそれぞれとその他の変数について相関分析を行った。抑うつ・不安（ $\alpha = .90$ ）は PSE との相関係数（-.30）よりも NSE との相関係数（-.43）の方が有意に高いことが示された（ $p < .05$ ）。また，身体症状（ $\alpha = .81$ ）についても同様の傾向が認められ（PSE との相関 $r = -.33$ ；NSE との相関 $r = -.41$ ），相関係数の差の検定は有意であった（ $p < .05$ ）。一方で，学習コンピテンス（ $\alpha = .84$ ）に着目した場合は，PSE と NSE の間に弁別性を認める結果が得られなかった（相関は PSE で .46，NSE で .41）。

考察 中学生を対象にした多母集団の同時分析の結果，RSES は 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

の存在が支持された。PSE というよりも，NSE が高い（自尊感情が高い）生徒ほどストレス反応が低い傾向にあり，NSE はストレス耐性という適応的な側面を表すのではないかと考えられる。

第 2 節 攻撃性尺度との関連（研究 1B）

目的 研究 1B では，対象を変え，RSES が 2 因子になることを確認し，さらに基準変数を攻撃性に変更して NSE と PSE との関連について検討を行う。「否定的自己像の拒否」の重要性を主張するためには，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。

方法 調査対象者と時期 公立中学校 1 校，中学 1，2 年生 271 名を対象に 2015 年 2 月に実施した。質問項目 ①自尊感情 自尊感情尺度（山本他，1982）10 項目 5 件法。②攻撃性 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙（安藤他，1999）24 項目 5 件法。

結果 分析対象者は 231 名であった。性別（2）×学年（2）の多母集団の同時分析の結果，適合度指標から，RSES は 2 因子構造の方が 1 因子構造よりも優れていると判断できた。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。相関係数の差の検定により，敵意因子（ $\alpha = .71$ ）は PSE（-.40）よりも NSE（-.52）と有意に強く相関していた（ $p < .05$ ）。

考察 因子構造の検討では PSE と NSE の存在を支持した。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，敵意因子との関連の強さによって PSE と NSE が弁別された。肯定的自己像の受容ができる生徒よりも，否定的自己像の拒否ができる生徒が対人関係上で敵意的解釈をしないという関連傾向にあると思われる。

第3章 「肯定的自己像の受容」因子に関する検討（研究2）

研究2の目的は、18歳から25歳を対象としてもRSESが2因子構造を示すかどうかを検討すること、自尊感情の2側面と自己愛及びWell-beingとの関連を検討することである。3時点での時系列データを取ることで、RSESの2因子と基準変数間の相互関係について検討する。本研究では自己愛の数値上昇は適応上のパーソナリティ特性として望ましくなく、Well-beingの数値上昇は望ましいという立場をとる。

第1節 自己愛、Well-beingとの関連（研究2A）

目的 研究2Aでは、RSESの2因子構造を確認するとともに、自己愛とWell-beingを用いて、PSEとNSEの弁別性を検討する。

方法 対象者と時期 インターネット調査会社を通じて調査に参加した日本全国の18歳から25歳であった。400名（男性200名、女性200名）が分析対象となった。2016年3月に実施した。質問項目 ① 自尊感情 自尊感情尺度（山本他，1982）10項目5件法。② 自己愛 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。③ Well-being 主観的Well-being尺度（大石，2009）5項目7件法。

結果 適合度指標から、RSESは2因子構造の方が1因子構造よりも優れていると判断できた。各変数間の積率相関係数をTable 1に示した（SEは従来の自尊感情）。自己愛並びにその下位因子はNSEよりも

Table 1 各変数間の相関

	自己愛	誇大性	身体賞賛	注目欲求	主導性	自己確信	Well-being
SE	.49 **	.48 **	.34 **	.34 **	.53 **	.41 **	.53 **
PSE	.60 **	.53 **	.40 **	.47 **	.60 **	.54 **	.55 **
NSE	.24 **	.28 **	.18 **	.10 **	.30 **	.16 **	.37 **

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

PSE との相関が高かった。Well-being についても同様であった。次に、本研究で用いる合成変数間の関係性を検討する目的で、2 次的に探索的因子分析を行った結果、得られた因子は、自尊感情の 2 因子と Well-being がまとまった因子 (FA1) と自己愛の下位因子がまとまった因子 (FA2) の 2 因子であった (FA1 と FA2 の因子間相関は .57)。

考察 自己愛は NSE よりも PSE と強い相関関係にあるという結果を得た。また、Well-being と PSE の方が Well-being と NSE よりも強い関連を示した。合成変数に対する探索的因子分析の結果、自尊感情と Well-being が自己愛と異なる因子を形成したことは、両変数を適応的な指標として理解する上でも、妥当な結果が得られたと考えられる。

第 2 節 縦断データの分析 (研究 2B)

縦断調査によって、自尊感情と自己愛、Well-being の相互関係 (共変及び因果関係) の可能性について検討する。研究 2A の結果を基に因果関係の検討は自己愛に限定する。

方法 対象者と時期 研究 2A に回答した参加者に 2 度追跡調査した (計 3 回、調査間隔は 70 日)。分析対象者は 188 名であった。2016 年 3 月、5 月、7 月に実施した。質問項目 研究 2A に同じであった。

分析方法 ①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。仮定されたモデルは、Within レベルと Between レベル共に、観測変数化した PSE と NSE、自己愛に相関を仮定する。②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) により因果関係を検討する。

結果 マルチレベル分析の結果 (Table 2)、自己愛は Between レベル (個人間) では PSE と NSE とともに有意な相関が認められた一方、Within レベル (個人内) では PSE との相関のみが有意であった。Well-being

についても同様の傾向を得た。RI-CLPMの結果、因果関係を示す有意なパスは得られなかった (Figure 1)。一方で、Betweenの相関はPSEと自己愛(.70)、NSEと自己愛(.52)が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。

考察 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。自己愛とRSESの2側面間には因果関係が認めなかった。しかし、3時点目において、1時点前からのPSEの変化量と自己愛の変化量が相関していた。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

Table 2 マルチレベル分析を用いた分析結果

自己愛			Well-being		
変数対	Within	Between	変数対	Within	Between
PSE NSE	.11 <i>n.s.</i>	.77 **	PSE NSE	.11 <i>n.s.</i>	.77 **
PSE 自己愛	.43 **	.68 **	PSE Well-being	.26 **	.73 **
NSE 自己愛	-.05 <i>n.s.</i>	.45 **	NSE Well-being	.04 <i>n.s.</i>	.55 **

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

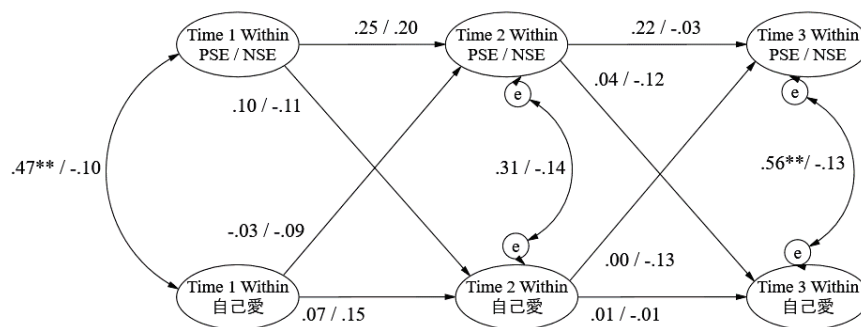


Figure 1. 縦断データによる自尊感情の2側面と自己愛の分析 (RI-CLPM 略図)

注) 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** $p < .05$ * $p < .01$ ** 検定結果の表記がない場合は *n.s.*

っていることを意味する。これらのことから PSE と自己愛, PSE と Well-being は因果関係にはないが, それぞれ個人内で共変関係にあると考えられる。以上の結果は, PSE が適応的な指標と不適応な指標の両方と密接に関連していることを示唆している。

第 4 章 「否定的自己像の拒否」因子に関するストレスの窓モデルの提案

自尊感情が適応的な指標として考えられてきた理由として, 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), 自尊感情が低い人は失敗をしたときにストレスを受けやすいという知見がある (Brown & Dutton, 1995; Dutton & Brown, 1997;; Prussner, Hellhammer, & Kirschbaum, 1999)。また, Brown の抑うつと自尊感情のモデル (Brown & Harris, 1978) では, 低い自尊感情が抑うつ症状の素因となるとされている。

ストレスに対する脆弱性と精神病理の発症との関連については, 素因ストレスモデル (Monroe & Simons, 1991) が有名である。これは, 一定の素因 (脆弱性) をもつ人が強いストレスを経験したときに精神病理を発症すると考えるモデルである。Metalsky, Halberstadt, & Abramson (1987) によると, ネガティブなイベントを内的・安定的・全体的な原因に帰属させるスタイルは抑うつ反応に対する素因である。これを本研究に応用すれば, ストレス反応の素因としてより重要な因子と考えられるのは NSE であると考えられる。

ところで, 心理尺度を用いて非臨床群の心理学的ストレス反応を測定した場合, その度数分布の形状は正規分布から大きく逸脱し, 頂点が左に偏ったものとなることが報告されている (阿久津, 2008;

Goldchild & Duncan-Jones, 1985)。本研究においても、中学生のストレス反応尺度得点の分布が正規分布から大きく逸脱していることを鑑み、分布に基づいた分析を行い、その分析から明らかになったストレス反応と NSE の関係について、ストレスの窓モデルを提案する。

第 1 節 中学生データの分析： χ^2 分布するストレス反応得点

データセット 対象者と時期 国立大学附属中学校（1校）に在籍する中学生，分析対象は 342 名であった。2013 年 9 月から 10 月にかけて実施した。質問項目 ①自尊感情 自尊感情尺度（山本他，1982）10 項目を 4 件法で使用した。②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）より抑うつ不安，身体症状，怒り，無気力に関する 16 項目 4 件法を使用した。

データ分析及び結果 ストレス反応得点の度数分布は極端に低得点側に歪んだ分布をしており，ほぼ単調減少の傾向にあった。ストレス反応の分布が正規分布から大きく逸脱していることを踏まえて，NSE 得点の平均と標準偏差にもとづいて参加者を 4 群に分け，各群のストレス反応の得点分布を得るところから分析に着手した（Figure 2）。Figure 2 の A は NSE が平均 + 1SD より大きい参加者群（NSE 高群）について，ストレス反応得点の度数分布（比率）を示している。興味深い点は，A から D（NSE 低群）の順に分布の頂点が右側に推移していることである。そこで，この分布の推移傾向に類似していると思われる χ^2 分布（理論分布）との適合度検定を試みた。その結果，A から D までのすべてにおいて χ^2 の理論分布に適合しており（Figure 2, $ps = .93, .50, .96, .51$ ），A から順に，自由度が 1 ずつ増える関係にあることが分かった。参加者の群分けに PSE を用いた場合は， $df = 1$ のとき検定が棄却された。

考察 各グラフの横軸はストレス反応であるが、これが χ^2 統計量であることが示されていることになる。 χ^2 統計量とは Z 得点 ($M=0, SD=1$) を 2 乗したものの和である。例えば、 $\chi^2 (df=1)$ のとき、Z 得点 1 個を 2 乗したものの分布をさし、 $\chi^2 (df=2)$ のとき、2 個の独立した Z 得点をそれぞれ 2 乗したものの和の分布をさす。いま、ストレス反応を χ^2 統計量であると仮定した場合、Z 得点はストレス（の強度）を意味し、ストレス反応に変換される際に 2 乗されるという説明が考えられる。そして、 Z^2 の項をストレスの窓（受け取り口）と呼ぶことにすると、NSE が高い生徒はストレスの窓を 1 個持っておりストレス反応も小さいが、NSE の低い生徒ほどストレスの窓を多くもっておりストレス反応も大きい、という説明ができる。

第 2 節 ストレスの窓モデル

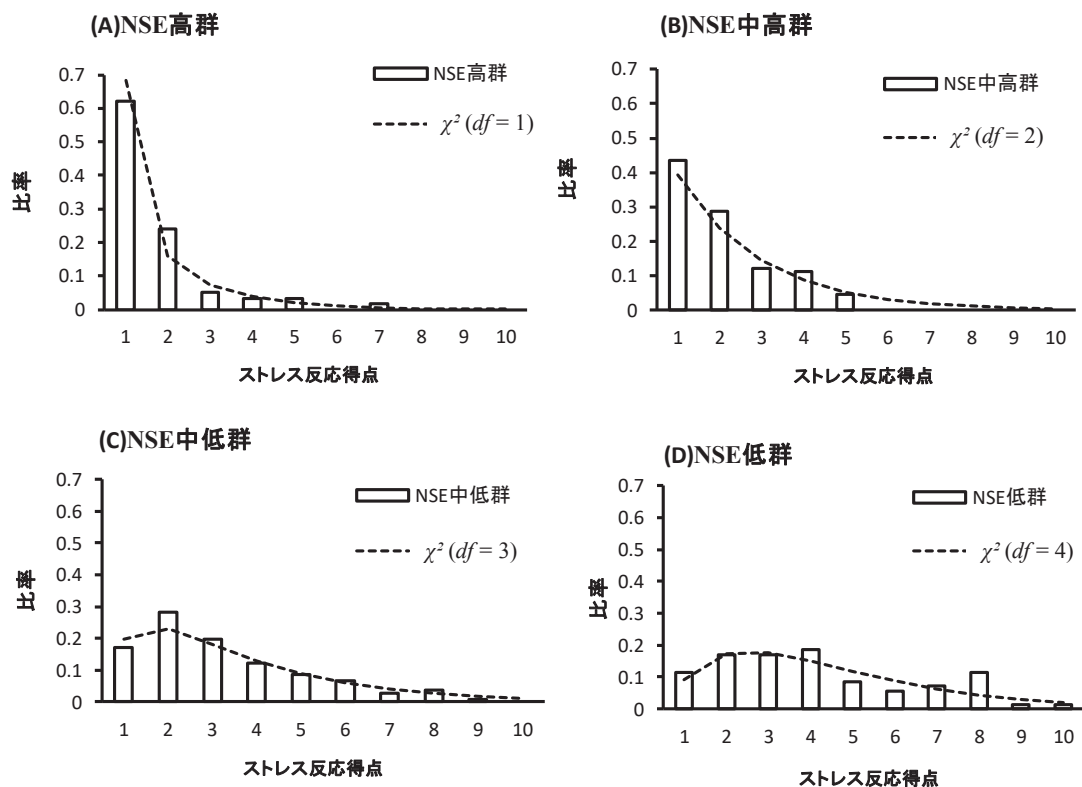


Figure 2. 自尊感情 (NSE) を4群に分けたときの各群とストレス反応の関係

ストレスの窓モデルは以下の4つの仮定からなり、NSEに代表される防御因子によって層化された各群のストレスが、窓の個数分の df の χ^2 分布に従うことを提案する。仮定I「ストレスの窓の存在」：人はストレスを受け取る窓を1個以上もっている。ストレスはその窓を通して個人内に侵入してくる。仮定II「ストレスの分布」：個々の窓の受け取るストレスの強度の分布は、認知的評価の結果、値が基準化され、平均を0、分散を1とする正規分布の右側半分である。仮定III「ストレス源とストレス反応との関係」：個々の窓は、それぞれ独立に機能し、侵入してきたストレスを受け取り、ストレスの強度を2乗したものがストレス反応となる。個人のストレス反応は各窓から受け取ったものの総和となる。仮定IV「ストレスと防御因子との関係」：ストレスの窓の個数はストレスの防御因子（ここでは、NSE）と密接に関連する。防御因子が強ければストレスの窓は少なく、防御因子が弱くなるにつれて窓は多くなる。

第3節 モデルの検証

ストレスの窓モデルの検証のため、研究1Aの中学生データを分析に再利用した。前節と同様に、NSE得点により4群に分けたところ、高群から順に df が1, 2, 3, 5となり、適合度検定はいずれも棄却されなかった ($p = .09 \sim .94$)。PSEでは df が2, 2, 3, 4となり、低群で棄却された ($p = .01$)。新たに収集した大学生データ ($N = 300$) では、NSEによる群分けで、 df が3, 5, 6, 8となり検定は棄却されなかった。PSEでは、 df が5, 5, 5, 7となった。大学生データでは df が大きくなったが、これは中学生よりも大学生の方がより多くの対人関係があることで、窓を多く持っているためであると解釈できる。以上の結果は、本モデルを支持した上で、PSEよりもNSEの方がストレスの

防御因子としてより適切であることを意味している。

第 5 章 総合的考察

第 1 節 本研究の成果

本研究の成果は以下のようにまとめられる。まず、中学生と 18 歳から 25 歳を対象にした調査で RSES が PSE と NSE という 2 因子からなる構造であることを示した (研究 1 A, B, 研究 2A)。PSE という「肯定的自己像の受容」側面が自己愛並びに Well-being と関連していること (研究 2A)、さらに、縦断調査によってそれらの変数が個人内で共変している可能性を示唆する結果を得た (研究 2B)。つまり、「肯定的自己像の受容」をしている人ほど、Well-being が高く、自己愛も高い可能性が示された。PSE は適応的な要素と不適応的な要素を併せ持つと考えられる。一方、NSE という「否定的自己像の拒否」側面はストレス反応 (研究 1 A) 並びに攻撃性尺度における敵意因子 (研究 1 B) と強く関連していることが見出された。つまり、「肯定的自己像の受容」をする人というよりも、「否定的自己像の拒否」ができる人ほど、ストレス反応が小さく、対人場面において敵意的な解釈を行わないものと考えられる。最後に、「否定的自己像の拒否」側面を代表とする防御因子が制御する窓によるストレス反応の加算モデル (ストレスの窓モデル) を提案した。以上のことから、「肯定的自己像の受容」側面よりも、「否定的自己像の拒否」側面の方がより適応的な指標であり、“good enough (これで良い)” を測定している尺度としてより適切である。

第 2 節 教育への示唆

心理学的適応並びに不適応という観点から考察した場合、RSES の 2 側面のうち、「肯定的自己像の受容」には自己愛が含まれている可能

性がある一方、「否定的自己像の拒否」の側面にはその可能性が低い。さらに、後者の得点が高いことは、ストレス耐性並びに対人場面における敵意的解釈傾向の低さを表しており、適応的な側面を反映していることが示唆される。現状として、教育現場では「否定的自己像の拒否」側面ではなく、「肯定的自己像の受容」側面の測定が試みられているが（e.g., 高知県教育委員会, 2014; 東京都教育委員会, 2008）、本研究の結果を踏まえれば、「否定的自己像の拒否」側面も併せて測定した方がよい。また、川井・吉田・宮元・山中（2006）は、自己否定的な認知パターンが固定化することを防ぐ教育実践的研究を行っている。本研究の成果はこのような取り組みの重要性及び、「否定的自己像の拒否」側面の測定と評価の重要性を強調するものであると考えられる。

第3節 今後の課題

①PSEとNSEを弁別する変数は他にも存在していることが考えられるため、今後もこうした弁別性に関する検討を行う必要がある。②ストレスの窓モデルをより盤石な知見にするために、時間軸が導入されたストレスの窓モデルへ拡張する必要がある。

引用文献

阿久津洋巳（2008）. 項目反応理論によるストレス尺度の検討 岩手大学教育学部研究年報, 67, 81-94.

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・大芦治・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.

Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does

high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4, 1-44.

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.

Brown, J. D., & Dutton, K. A. (1995). The thrill of victory, the complexity of defeat: Self-esteem and people's emotional reactions to success and failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 712-722.

Brown, G. W., & Harris, T. O. (1978). Social origins of depression: A study of psychiatric disorder in women. London: Tavistock.

Brummelman, E., Thomaes, S., Nelemans, S. A., Orobio de Castro, B., Overbeek, G., & Bushman, B. J. (2015). Origins of narcissism in children. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 112, 3659–3662.

Brummelman, E., Thomaes, S., & Sedikides, C. (2016). Separating narcissism from self-esteem. *Current Directions in Psychological Science*, 25, 8–13.

California Task Force to Promote Self-Esteem and Personal and Social Responsibility (1990). *Toward a state of self-esteem*. Sacramento, CA: California State Department of Education.

Campbell, W. K., Rudich, E., & Sedikides, C. (2002). Narcissism, self-esteem, and the positivity of self-views: Two portraits of self-love. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 358-368.

Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, CA: Sage.

- Dutton, K. A., & Brown, J. D. (1997). Global self-esteem and specific self-views as determinants of people's reactions to success and failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 139-148.
- Goldchild, M. E., & Duncan-Jones, P. (1985). Chronicity and the General Health Questionnaire. *British Journal of Psychiatry*, 146, 55-61.
- 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.
- 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.
- 川井栄治・吉田寿夫・宮元博章・山中一英 (2006). セルフ・エスティームの低下を防ぐための授業の効果に関する研究—ネガティブな事象に対する自己否定的な認知への反芻の促進 教育心理学研究, 54, 112-123.
- 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.
- 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)
- 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.
- Metalsky, G. I., Halberstadt, L. J., & Abramson, L. Y. (1987). Vulnerability to depressive mood reactions: Toward a more powerful test of the diathesis-stress and causal mediation components of the reformulated theory of depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52,

386-393.

Monroe, S. M., & Simons, A. D. (1991) Diathesis-stress theories in the context of life stress research: Implications for the depressive disorders. *Psychological Bulletin, 110*, 406-425.

中間玲子 (2016). 自尊感情概念の相対化 中間玲子 (編) 自尊感情の心理学—理解を深める「取扱説明書」(pp.192-215) 金子書房

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.

O'Mara, A. J., Marsh, H. W., Craven, R. G., & Debus, R. L. (2006). Do self-concept interventions make a difference? A synergistic blend of construct validation and meta-analysis. *Educational Psychologist, 41*, 181-206.

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.

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

Pruessner, J. C., Hellhammer, D. H., & Kirschbaum, C. (1999). Low self-esteem, induced failure and the adrenocortical stress response. *Personality and Individual Differences, 27*, 477-489.

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 (1997). 自己注目と抑うつの社会心理学 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.

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.

付記

第4章は、本論文の著者（福留広大）の修士論文が基礎となった下記の論文の内容である。この論文は第一著者と第二著者（福留広大）によるオーサーシップに関する合議を経たのち執筆された。博士論文への収録については、第一著者から承諾を得ている。

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.