



自尊感情の構造に関する研究 : Self-Esteem Scale における3因子構造の検証

谷, 冬彦

(Citation)

神戸大学発達・臨床心理学研究, 22:26-31

(Issue Date)

2023-02-28

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/0100482199>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100482199>



自尊感情の構造に関する研究
—Self-Esteem Scale における 3 因子構造の検証—
Research on the structure of self-esteem
—Validation of three-factor structure in self-esteem scale—

谷 冬彦*

Fuyuhiko Tani*

要約 : Rosenberg (1965) の Self-Esteem Scale は、1 次元尺度として作成されたものである。しかし、長年にわたって、Self-Esteem Scale は、1 因子構造ではなく、2 因子構造である可能性が示唆されてきた。近年では、逆転項目（ネガティブ項目）と、そうでない項目（ポジティブ項目）の 2 因子に分かれることを指摘する論文が存在する。ところが、本研究においては、ポジティブ項目は、2 因子に分かれ、Self-Esteem Scale は、3 因子構造を持つことを、探索的因子分析から確認的因子分析を行うことによって、明らかにした。ポジティブ項目が 2 因子に分かれることは、クラスター分析によって、それぞれが質的に異なるものであることを示唆した。本研究は、長年にわたって議論されていた Self-Esteem Scale の因子構造について、新たな知見をもたらしたものである。

キーワード : 自尊感情（自尊心）、Self-Esteem Scale, 因子構造, 探索的・確認的因子分析, クラスター分析

1. 問題

Rosenberg (1965) は、心理学における態度研究の中で、外的対象に対する態度ではなく、自己に対する態度として、self-esteem を「自己に対する肯定的または否定的な態度」と定義した。self-esteem は「自尊心」とも訳されるが、近年では、「自尊感情」と訳されることが多いため、本論文では、「自尊感情」という訳語を用いる。そして、Rosenberg (1965) は、self-esteem scale, すなわち、自尊感情尺度を作成し、これまで様々な国の研究において、世界的に頻繁に使用されている。

Rosenberg (1965) の自尊感情尺度は、態度尺度構成法の一つの Guttman 法により Guttman 尺度である 1 次元尺度として作成されたものである。その後、Likert 尺度として使用されている。

自尊感情尺度は、日本で最も多く使用されている邦訳版を作成した山本・松井・山成 (1982) においても、1 次元構造としている。しかし、self-esteem scale は、1 次元あるいは 1 因子構造ではないという研究も多く存在し、Kaplan & Pokorny (1969) の探索的因子分析による研究以来、2 因子構造を示唆する研究が多い。

そして、近年では、確認的因子分析によって、逆転項目（ネガティブ項目）と、そうでない項目（ポジティブ項目）の 2 因子に分かれることを指摘する論文が存在する。

例えば、Marsh (1996) は、self-esteem scale が、ネガティブ項目とポジティブ項目の 2 因子構造であることを示唆している。これは、多特性多方法行列 (Multitrait-Multimethod Matrix : MTMM) の概念に基づき、CTCU (Correlated Traits, Correlated Uniqueness) の枠組みを示したものであるが、ネガティブ項目の誤差項間に相関を入れるものであり、いわばネガティブ項目間の関係を人為的なものとするやり方である (堀, 2004)。

その後、Marsh, Scalas, & Nagengast (2010) は、MTMM の観点から、self-esteem scale には、自尊感情という全体的な一つの特性因子 (trait factor) と、それに加えて、ポジティブ項目から構成される潜在方法因子 (latent method factor) とネガティブ項目から構成される潜在方法因子の 3 つの因子を仮定して検討したモデルを支持する結果を得ている。

日本においては、福留・藤田・戸谷・小林・古川・森永 (2017) が、確認的因子分析の結果から、自尊感情尺度は、ネガティブ項目から構成される因子とポジティブ項目から構成される因子の 2 因子構造であることを示唆している。その後、福留・森永 (2018) は、Marsh et al. (2010) の研究に基づき、MTMM における観点から、自尊感情という全体的な一つの特性因子と、ポジティブ項目から構成される方法因子とネガティブ項目から構成される方法因子の 3 つの因子か

* 神戸大学大学院人間発達環境学研究所准教授

らなるモデルを支持しており、Marsh et al. (2010) の結果と同様な結果を得ている。

しかし、そもそも MTMM は、構成概念妥当性における収束的妥当性と弁別的妥当性の両方を評価する方法論であり、尺度の因子構造を明らかにする目的のものではない。また、特性因子と方法因子を仮定する方法は、特性効果と方法効果を明確に分けて捉えられる方法ではあるものの、方法因子は、潜在変数の指標間で変化する測定プロセスの特徴に起因する応答の分散を捉えることを目的としているものである。つまり、方法因子は、方法効果（評価者の応答の特異性）の分散成分を説明するものであり、尺度の因子構造を説明するものではない。

また、Kaplan & Pokorny (1969) の初期研究でもあるように、探索的因子分析の結果からは、ネガティブ項目とポジティブ項目の 2 因子構造ではなく、両項目が混在した 2 因子が抽出されており、近年の確認的因子分析による結果にも疑問が持たれる。

そこで、本研究では、探索的因子分析から、確認的因子分析を組織的に行うことによって、自尊感情尺度の因子構造を明らかにすることを目的とする。

2. 方法

●調査協力者

近畿地方の大学生に、講義後に口頭で質問紙調査の説明を行い、同意が得られた者に調査協力依頼を行った。「大学生の日頃の意識に関する調査」として協力を求め、その場で質問紙を配布し、当日に回収した。回答者のうち、回答に不備がなかった 205 名（男性 70 名、女性 135 名、平均年齢は 19.32 歳、SD=1.12、範囲は 18~22 歳）を分析対象とした。

●使用尺度

○自尊感情尺度

山本他 (1982) によって作成された Rosenberg (1965) の Self-Esteem Scale の邦訳版全 10 項目を使用することにした（具体的な項目に関しては、堀 (2004) を参照のこと）。「全くそう思わない」「そう思わない」「どちらでもない」「そう思う」「非常にそう思う」の 5 件法。

3. 結果

(1) 探索的因子分析による検討

自尊感情尺度の 10 項目について、探索的因子分析を行った。最尤法によって行ったところ、共通性の推定において 1 を超える不適解が出たため、主因子法を用い、Promax 回転を施した。固有値が、因子の順に、3.907, 1.343, 1.045, .867... となったため、カイザー基準によって、固有値 1 以上の 3 因子とした。3 因子の累積寄与率は、62.9%であった。因子分析結果を Table 1 に示す。第 1 因子は、項目 5（第 2 因子にも負荷が高いものの、便宜上、第 1 因子とみなす）を除いて、項目 2, 1, 4 のポジティブ項目、第 2 因子は、項目 10, 9, 3 のネガティブ項目、第 3 因子は、項目 7, 6 のポジティブ項目から構成されるものになった。ここで、項目 8 の「もっと自分自身を尊敬できるようになりたい。」は、どの因子にも、絶対値が低い負荷量しかなく、この項目のみ異質な項目であることが明らかになった。山本他 (1982) の邦訳版自尊感情尺度は、谷 (2001) が、主成分分析

を行い、項目 8 は第 1 主成分負荷量が低いことなどから、異質な項目であることを示しているが、Schmitt & Allik (2005) は、53 カ国で self-esteem scale を実施し、1 因子解の因子分析を行った結果、日本を含む数カ国において、項目 8 の因子負荷量が低く、世界的にも、この項目は異質であることが確認されている。したがって、項目 8 は除外すべき項目である。

そこで、項目 8 を除外した 9 項目について、主因子法・Promax 回転による因子分析を行った。固有値は、因子の順に、3.899, 1.297, .870, .779... となり、カイザー基準によると 2 因子と判断された。2 因子の累積寄与率は、57.7%だった。因子分析結果を Table 2 に示す。第 1 因子は、ポジティブ項目である項目 6, 7 とネガティブ項目の項目 9, 10, 3 から構成され、第 2 因子は、ポジティブ項目である項目 2, 1, 4 とネガティブ項目である項目 5 から構成され、各因子にポジティブ項目とネガティブ項目が混在していた。

ここで、固有値の減衰状況から第 3 因子も含め、3 因子とし、項目 8 を除外した 9 項目について、再び主因子法・Promax 回転による因子分析を行った。3 因子の累積寄与率は、67.4%で最も高かった。因子分析結果を Table 3 に示す。第 1 因子は、ポジティブ項目である項目 2, 1, 4、第 2 因子は、ネガティブ項目である項目 10, 9, 5, 3、第 3 因子は、ポジティブ項目である項目 7, 6 であった。因子の解釈可能性の観点からは、この結果が最も適切と判断された。

Table 1
10 項目の因子パターン

	F1	F2	F3
SE2	.949	-.106	-.036
SE1	.799	-.058	-.045
SE5*	.354	.330	.098
SE4	.345	.071	.193
SE8*	-.151	.147	.106
SE10*	.150	.830	-.083
SE9*	-.073	.771	.055
SE3*	-.102	.295	.190
SE7	.007	-.051	.941
SE6	.068	.171	.634

因子間相関		
	F2	F3
F1	.589	.393
F2	—	.538

*は、逆転項目を示す。

Table 2

9 項目の因子パターン(2 因子)

	F1	F2
SE6	.801	-.040
SE7	.772	-.098
SE9*	.556	.147
SE10*	.460	.382
SE3*	.458	-.104
SE2	-.151	.932
SE1	-.119	.803
SE5*	.322	.431
SE4	.238	.329

因子間相関	
	F2
F1	.577

*は、逆転項目を示す。

Table 3

9 項目の因子パターン(3 因子)

	F1	F2	F3
SE2	.980	-.102	-.031
SE1	.730	.008	-.031
SE4	.323	.080	.209
SE10*	.100	.893	-.097
SE9*	-.073	.730	.078
SE5*	.327	.345	.111
SE3*	-.143	.307	.212
SE7	-.001	-.059	.911
SE6	.044	.133	.689

因子間相関		
	F2	F3
F1	.582	.399
F2	—	.567

*は、逆転項目を示す。

(2) 確認的因子分析による検討

探索的因子分析の結果も踏まえて、4つのモデルを仮定し、最尤法による確認的因子分析を行った。

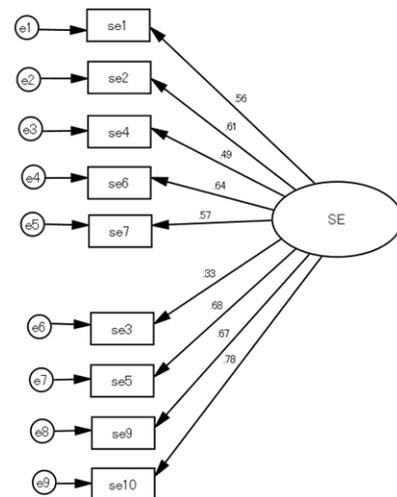
まず、自尊感情尺度が1次元尺度であると仮定されていることから、項目8を除外した9項目が1因子(Self-Esteem: SE)としてまとまるという1因子モデルをモデル1として構成し、検討した。

結果を Figure 1 に示す。適合度は、GFI=.826, AGFI=.716, RMSEA=.168, AIC=219.065 であり、低い値であった。

次に、前述した探索的因子分析における2因子分析結果をもとに、2因子(F1, F2)モデルを仮定したモデル2を構成し、検討した。結果を Figure 2 に示す。適合度は、GFI=.867, AGFI=.771, RMSEA=.144, AIC=173.621 であり、モデル1よりは若干良いものの、やはり低い値であった。

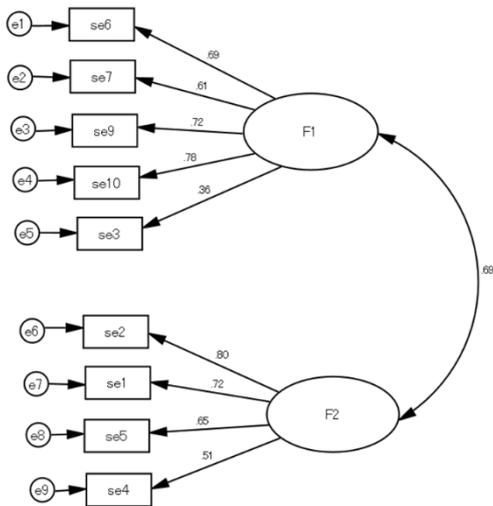
そこで、福留他(2017)、福留・森永(2018)、Marsh et al.(2010)の研究で示唆されているポジティブ項目から構成される因子(Positive Self-Esteem: PSE)とネガティブ項目から構成される因子(Negative Self-Esteem: NSE)の2因子を仮定したモデルをモデル3として構成し、検討した。結果を Figure 3 に示す。適合度は、GFI=.843, AGFI=.713, RMSEA=.159, AIC=197.410 であり、モデル2以上に、適合度が低いモデルであった。

最後に、前述した探索的因子分析における3因子分析結果をもとに、3因子(PSE1, PSE2, NSE)モデルを仮定したモデル4を構成し、検討した。結果を Figure 4 に示す。GFI=.943, AGFI=.892, RMSEA=.077, AIC=95.299 となり、適合度は良好で、最適モデルであった。



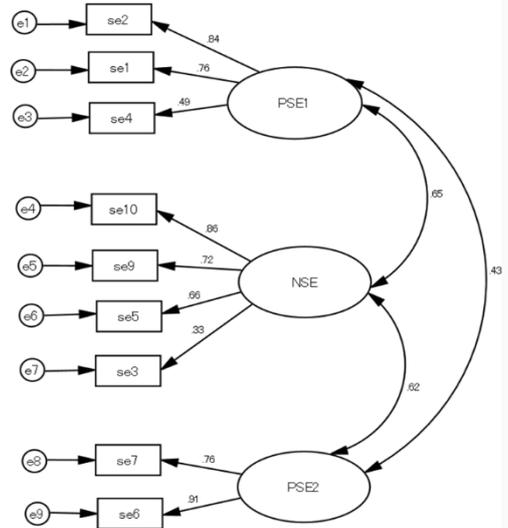
GFI=.826 AGFI=.716 RMSEA=.168
AIC=219.065

Figure 1. モデル1



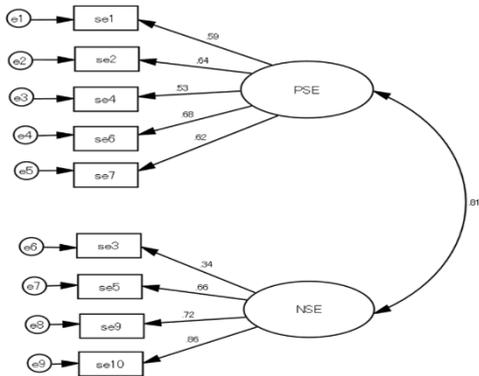
GFI=.867 AGFI=.771 RMSEA=.144
AIC=173.621

Figure 2. モデル 2



GFI=.943 AGFI=.892 RMSEA=.077
AIC=95.299

Figure 4. モデル 4



GFI=.843 AGFI=.713 RMSEA=.159
AIC=197.410

Figure 3. モデル 3

(3) クラスター分析による検討

確認的因子分析では、モデル 3 が最適モデルとなり、ポジティブ項目群が、PSE1 と PSE2 の 2 つの因子に分かれることが示された。探索的因子分析の因子間相関においては、この 2 つの相関が .399 で、他の因子間相関の .582 や .567 よりも低く、両因子が異なることが示唆されている。そこで、各下位尺度得点 (第 1 因子下位尺度を PSE1、第 2 因子下位尺度を NSE、第 3 因子下位尺度を PSE2 と示す) の相関係数を算出した。ここでも、ポジティブ項目群である PSE1 と PSE2 の相関係数は、 $r=.385$ と、他の相関係数 (PSE1-NSE $r=.502$, PSE-NSE $r=.542$) と比較すると低い。そこで、PSE1 と PSE2 の相関係数と他の相関係数の 2 対間について、Ryan 法による相関係数の差の検定を行ったものの、有意差はなく、明確な質的違いは示されなかった。

それゆえ、PSE1 と PSE2 の質的違いを示すために、クラスター分析による検討を行った。クラスター分析は、下位尺度得点を標準得点 (Z 得点) 化し、MacQueen (1967) の K-means 法を用いて、3 ~5 クラスターを仮定し、分析を行った。その結果、各クラスターの

質的違いが明確で、PSE1 と PSE2 の質的違いを示すには、4 クラスタを採用するのが最適であると判断した。最終クラスター中心を、Table4 に示す（標準得点化しているため、0 が平均値である）。クラスター1 は、すべての下位尺度得点が低い群、クラスター2 は、すべての下位尺度得点が高い群である。クラスター4 は、PSE1 が平均に近いが、その他は低い群で、若干の PSE1 と PSE2 の違いを示している。そして、PSE1 と PSE2 の質的違いを最も示しているのは、クラスター3 であった。PSE2 の値は、クラスター1 やクラスター4 と同様にかなり低いものの、PSE1 やNSE は、若干高いという群である。この群は、全体の 21.0% を占めていて、人数が少ない群ではない。PSE1 は平均よりも高い値をとっているものの、PSE2 が平均よりもかなり低い値をとっているという点において、PSE1 と PSE2 の質的違いを端的に示唆している。

Table 4
各クラスターの最終クラスター中心

	PSE1	NSE	PSE2
クラスター1 (N=33, 16.1%)	-1.722	-1.977	-.684
クラスター2 (N=85, 41.5%)	.593	.754	.933
クラスター3 (N=43, 21.0%)	.276	.342	-.663
クラスター4 (N=44, 21.5%)	-.123	-1.057	-.641

4. 考察

本研究では、自尊感情の構造について、自尊感情尺度の因子構造を検討することを通して、ポジティブ項目から構成される 2 因子 (PSE1, PSE2) とネガティブ項目から構成される 1 因子 (NSE) の 3 因子構造からなることを検証した。

堀 (2004) によれば、PSE1 に属する項目 1, 2, 4 は、「評価」の項目であり、PSE2 に属する項目 6, 7 は、「受容」の項目とされている。つまり、PSE1 は、自己を肯定的に評価できるかどうかという項目から構成され、PSE2 は、自己を受容できるかどうかという項目から構成されており、同じポジティブ項目といっても質問項目の意味合いが異なり、質的に異なるのである。それゆえ、別因子とするのが適切だったのである。最後のクラスター分析におけるクラスター3 は、自己を肯定的に、ある程度、評価できるものの、自己を受容できないという群と解釈でき、両者の質的違いを示唆している。つまり、自己を肯定的に評価できるかどうかという次元と、自己を受容できるかどうかという次元は異なるため、別因子として、分かれるのである。

このことは、福留・森永 (2018) の研究結果でも示唆されていた。

福留・森永 (2018) の結果によると、PSE の方法因子の負荷量が、グループ 1 (15-22 歳) では、すべての項目が正の値をとって有意であったが、グループ 2 (23-34 歳) では、項目 6, 7 は有意な値ではなく、グループ 3 (35-51 歳)、グループ 4 (52-69 歳) では、項目 6, 7 は負の負荷量を示している。このことから、福留・森永 (2018) は、年齢によって、PSE 項目の意味が異なっていると考察している。しかし、本研究で研究対象としたのは、18-22 歳であり、福留・森永 (2018) の研究におけるグループ 1 に近い年齢層であるため、年齢によって項目の意味が異なるという考察は、適切なものとは考えがたい。また、問題のところでも述べたように、方法因子は、方法効果 (評価者の応答の特異性) による分散成分を説明するものであり、実質的な特性因子を説明するものではない。

したがって、PSE の項目は、年齢を問わず、意味が異なる項目が含まれており、自己の評価因子と自己の受容因子に分かれるということ、本研究では明確に示した点において、意義があると言えよう。

これまで、長年にわたって、自尊感情尺度の因子構造については、議論があったが、本研究は、それについてポジティブ項目から構成される因子は、自己評価と自己受容の項目から構成される 2 因子とネガティブ項目から構成される因子の 3 因子構造であるということを実証的に示し、一つの決着をつけた点において、本研究の果たした意義は大きいと言えるだろう。

今後の課題としては、本研究における自己評価としての PSE1 と自己受容としての PSE2 が、他の変数との関連において、どのように異なるのかを、より明確化することが考えられる。そして、その違いが、自己形成にとって、どのような意味を持つのかという研究が求められるであろう。

引用文献

- 福留 広大・藤田 尚文・戸谷 彰宏・小林 渚・古川 善也・森永 康子 (2017). 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」 — 教育心理学研究, 65, 183-196.
- 福留 広大・森永 康子 (2018). 自己評価的尺度における肯定的・否定的項目群因子の年齢別の分析—ローゼンバーグ自尊感情尺度と特性自己効力感尺度— 教育心理学研究, 66, 212-224.
- 堀 啓造 (2004). Rosenberg 日本語訳自尊心尺度の検討 <https://www.ec.kagawau.ac.jp/~hori/yomimono/sesteem.html>
- Kaplan, J. B., & Pokorny, A. D. (1969). Self-derogation and psychosocial adjustment. *Journal of Nervous and Mental Disease, 149*, 421-434.
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifactors? *Journal of Personality and Social Psychology, 70*, 810-819.
- 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.
- MacQueen, J. B. (1967). Some methods for classification and analysis of multivariate observations. *Proceedings of 5th*

Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability: Berkeley : University of California Press. pp. 281-297.

Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton : Princeton University Press.

Schmitt, D., & 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.

谷 冬彦 (2001). 青年期における同一性の感覚の構造 —多次元自我同一性尺度 (MEIS) の作成— 教育心理学研究, 49, 265-273.

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.

謝 辞

本論文の作成にあたり、立正大学心理学部教授・立正大学副学長・日本応用心理学会理事長である古屋 健先生には、お忙しい時間を割いて懇切丁寧なご指導をいただきました。深く感謝いたします。