

尺度開発の過程

○関連論文

★米川和雄 (2010) 「中学生の生きる力の育成に関する理論と実践」 (第5章抜粋) 久留米大学 (博士 (心理学) 甲第4号)

米川和雄他 (2010) 「中学生用自己受容尺度作成の試み」 子どもの健康科学, 10(2), 9-18.

★下記の紹介内容

【方法】

1. 調査対象と手続き

2006年6月から7月にかけて、東京都内私立中学校2校の299名(男子187名, 女子112名; 1年生95, 2年生103, 3年生101), 平均年齢 13.26 ± 0.97 (不明2名) に初回の調査を実施した。さらに確証的因子分析も行った。次に2008年5月に中学生58名(男子: 1年生25名, 2年生6名, 3年生27名) に対して調査を実施し, さらに3週間後に再検査信頼性の検証のための調査を実施した。また2008年6月から7月にかけて, 被験者(男子277名, 女子228名, 不明8名; 1年生158名, 2年生195名, 3年生160名; 年齢 13.33 ± 0.94 歳, 不明6名) を変えて調査を行い, 再度確証的因子分析を行った。全て留め置き調査で, 担任から調査用紙が渡され, 生徒の同意の上, 実施された。

倫理的な配慮については, 生徒には, 個人名の特定制または公表がないこと, 直接担任の先生がアンケート調査のデータを扱わないこと, 調査協力の有無に関わらず成績には影響がないこと, 答えたくない質問は飛ばしてよいことを伝えた。

2. 調査内容

(1) 自己受容測定尺度

沢崎(1993)が作成した尺度で, 「ありのままの自分をそのまま受け入れている状態」である自己受容の個人差を測定する。35項目で, 「それではまったくいやだ, 気に入らない(1)」から「それでまったくよい, そのままでよい(5)」までの5件法で評価する。大学生と神経症者による調査にて信頼性と妥当性が確認されている。本研究では, 対象が中学生ということもあり, 質問1「職業(学生・主婦・無職などの場合を含む)」を「生徒」に, 質問12「性的能力(魅力)」を「魅力」に, 質問14「住居」を「住居(住んでいるところ)」に, 質問33「兄弟の一員としての自分(一人の子の場合も含む)」を「兄弟の一員としての自分, または一人の自分」と訂正している。また学習指導要領には「現在及び将来の生き方を考え行動する態度や能力の育成」や「未来を拓く主体性」が求められており, 将来や未来のことを受容することは必要と考え, 尺度項目には“過去の自分”“現在の自分”があるものの“未来の自分”がないため, これを追加した。

(2) 中学生用学校生活スキル尺度

茨城県教育研修センター(2004)が作成した尺度で, 「学校生活において必要な行動」を測定する。進路決定スキル(進路に関して情報を集めたり, 考えたりするスキル), 集団活動スキル(集団で生活するための対人関係スキル), 相談スキル(悩みについて他者へ相談するスキル), 健康維持スキル(体調が悪いときに休んだり, バランスのよい栄養を取るスキル), 自己学習スキル(家での勉強や提出物を期日までに提出する学習のスキル),

コミュニケーションスキル（対人関係に関わるスキル）の下位尺度からなる 51 項目で、「まったくあてはまらない (1) 」から「とてもよくあてはまる (4) 」までの 4 件法で評価する。

(3) 主観的健康度尺度

大野・吉村 (2001) により翻訳された Nagpal が作成した尺度の日本語版である。「心の健康度」と「心の疲労度」からなる「精神生活」を測定する。40 項目で、「あまりそうは思わない (1) 」から「非常にそう思う (3) 」等までの 3 件法で評価する。但し、中学生には関係のない 14 番, 27 番, 29 番は削った。

(4) 学生用ソーシャルサポート尺度

久田・千田・箕口 (1989) によって作成された「ふだんから自分を取り巻く重要な他者に愛され大切にされており、もし何か問題が起こっても援助してもらえ、という期待の強さ」について父・母・きょうだい・先生・友人の情緒的サポートを測定する。「絶対ちがう (1) 」から「きっとそうだ (4) 」までの 4 件法で評価する。「きょうだい」については核家族化を捉え、合計得点には入れなかった。

3. 統計学的解析

統計学的解析は、SPSS for Windows (14.0J) と Amos6.0 の統計ソフトを用いた。尺度作成において、まず自己受容測定尺度の因子分析を行う。次に因子分析結果に対して確認的因子分析を行う。さらに各下位尺度の信頼性分析（クロンバックの α ・G-P 分析・スピアマンブラウン）と相関分析（折半法）を行う。そして併存的妥当性に相関分析を行い、適切性の分析として性差・年代差に t 検定を行う。最後に被験者を変え、再度確認的因子分析を行った。

【結果】

1. 自己受容測定尺度の因子分析

各項目の平均値から標準偏差を加算又は減算し ($M \pm SD$) , 1 点以下と 5 点以上となったものを天井効果またはフロア効果とみなし、それに該当する 3 項目（「性別」「家族」「住居」）を削除した。反応偏向項目（回答が 1 または 5 だけで 60%）を確認（該当なし）し、因子分析（重みなし最小二乗法・プロマックス回転）を行った。第 3 因子と第 4 因子までの傾きが大きく、それ以降の傾きが小さいことをスクリープロットにより確認し、3 因子構造と仮定した。そして、因子負荷 .40 以下の 6 項目（「知性 (学力)」「未来の自分」「健康状態」「のんきさ」「まじめさ」「忍耐力」）を削除し、再度因子分析を行い、2 つの因子に .30 以上の因子負荷量を示した 5 項目（「やさしさ」「顔立ち」「魅力」「責任感」「体つき」）を除いた。

この結果を元に確認的因子分析を行ったところ、適合指標が、 $GFI=0.885$, $AGFI=0.859$, $RMSEA=0.053$ と十分な値を示さなかった。そこで、信頼性分析の結果、第一因子におけるクロンバック α 係数が .897 と高かったことから、同様の質問項目を避けるため、項目一合計得点間の相関 (I-T 相関) において、0.69 以上であった 2 項目（「生き方」「現在の自分」）を削除した後に（クロンバック α 係数 .869）, 再度確認的因子分析を行ったところ、 $GFI=0.901$, $AGFI=0.875$, $RMSEA=0.051$ とある程度の適合度を示したため、これを採用した。最終的な因子分析の結果を Table 3-1 に示す。なお「過去の自分」は、因子負荷量が .39 であるが、.40 に近いいため採用した。

第 1 因子は「社会的地位・立場」「生徒」「男または女としての自分」等の自己の社会生活で求められる役割

に関わる項目と「人間関係」「経済状態」「情緒安定度」等の自己の社会的に成熟した者が持つ状態に関する項目から、どちらも社会性や成熟性に関わる項目なため“成熟的自己”，第2因子は「積極性」「明るさ」「協調性」等の自己の性格に関わる項目からなるため“性格的自己”，第3因子は「運動能力」「体力」と自己の身体的能力に関わる項目からなるため“身体的自己”と解釈し命名した。なお本尺度が中学生を対象としていることから中学生用自己受容尺度と命名した。

Table 3-1. 自己受容測定尺度の因子分析結果
(重みなし最小二乗法・プロマックス回転)

| 質問項目 | 因子 | | |
|---|-------|-------|-------|
| | I | II | III |
| I 成熟的自己 ($\alpha=.869$) | | | |
| 17 地位・立場 | .728 | -.081 | .051 |
| 15 人間関係 | .639 | .033 | .022 |
| 10 生徒 | .748 | -.106 | -.043 |
| 32 親に対する子どもとしての自分 | .628 | -.014 | .015 |
| 33 兄弟・一人っ子としての自分 | .614 | .127 | -.095 |
| 1 年齢 | .626 | .017 | -.087 |
| 31 男または女としての自分 | .604 | .096 | -.009 |
| 9 服装 | .586 | -.037 | .188 |
| 11 経済状態 | .555 | -.078 | .075 |
| 23 情緒安定度 | .456 | .158 | -.021 |
| 34 過去の自分 | .392 | .079 | .072 |
| II 性格的自己 ($\alpha=.857$) | | | |
| 21 積極性 | -.213 | .880 | .014 |
| 27 決断力 | -.084 | .686 | .020 |
| 25 指導力 | -.030 | .662 | .066 |
| 30 やる気 | .120 | .589 | .076 |
| 28 思いやり | .220 | .553 | -.075 |
| 20 明るさ | .211 | .535 | -.036 |
| 22 協調性 | .287 | .496 | -.022 |
| III 身体的自己 ($\alpha=.818$) | | | |
| 8 運動能力 | .014 | -.004 | .942 |
| 3 体力 | .010 | .065 | .693 |
| 因子相関行列 | | | |
| | I | II | III |
| I | 1.000 | .673 | .528 |
| II | .673 | 1.000 | .472 |
| III | .528 | .472 | 1.000 |

2. 中学生用自己受容尺度の信頼性

中学生用自己受容尺度の下位尺度における内的整合性における信頼性（クロンバックの α 係数）の検討を行った。成熟的自己 $\alpha=.869$ 、性格的自己 $\alpha=.857$ 、身体的自己 $\alpha=.818$ と高く、すべての項目－合計得点間の相関（I－T相関）において.40以下（.461～.692）はなかった。また下位尺度合計得点間の相関は.45～.65と中程度の相関が得られた。さらに自己受容合計得点で、上位81人（74点以上, 26.1%）と下位82人（56点以下, 26.1%）における下位尺度ごとの各項目の比較（G－P分析）では、すべての項目に上位群が下位群に比べて有意に高い得点を示した（ $t(161)=11.44\sim 24.53, p<.001$ ）。

また各下位尺度項目に奇数番号と偶数番号をつけ、折半法で信頼性（スピアマン・ブラウン）を検討した結果.882（ $p<.001$ ）と高い値が得られた。さらに3週間の間隔において再検査を実施したところ、各下位尺度の再検査信頼性の値は、成熟的自己 $r=.81$ 、性格的自己 $r=.79$ 、身体的自己 $r=.66$ と高い値が得られた。

また2008年6月から7月にかけて実施された中学生513名の調査におけるTable 3-1の確証的因子分析(重み付けのなし最小二乗法)による適合度の結果は、GFI=0.894、AGFI=0.867、RMSEA=0.066と被験者を変えた場合の適合度は、低くなると言われているが、先の結果とほぼ同様の値を示した。

3. 中学生用自己受容尺度の併存的妥当性

自己受容と学校生活スキル，SUBIと学生用ソーシャルサポート尺度との相関分析の結果を Table 3-2 に示した。結果より，自己受容と各変数間の相関は，身体的自己と SUBI の心の健康度及びソーシャルサポートを除くすべてに有意な相関が認められた。成熟的自己と性格的自己の受容においては，これらの自己受容が高いと学校生活スキル，主観的健康度やソーシャルサポートが高くなることを示している。但し進路決定スキルは他の学校生活スキルの下位尺度よりも相関が低かった。また SUBI との相関において心の健康度とは正の相関を，心の疲労度とは負の相関を示した。

4. 性差

性差を比較した結果を Table 3-3 に示した。結果より，中学生において性差は身体的自己のみ見受けられた。なお学校生活スキル合計得点の性差についても比較を行った。男子（ 128.96 ± 24.01 ）より女子（ 136.09 ± 23.97 ）のほうが有意に高かった（ $t(297)=2.49, p<.05$ ）。

Table 3-2. 自己受容と学校生活スキル, SUBI, 学生ソーシャルサポートの相関分析の結果

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 |
|---------------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|--------|
| 1. 受容合計 | 1.00 | .93*** | .86*** | .62*** | .59*** | .32*** | .50*** | .48*** | .53*** | .47*** | .47*** | .54*** | -.49*** | .44*** |
| 2. 成熟的自己 | .93*** | 1.00 | .65*** | .48*** | .56*** | .31*** | .46*** | .45*** | .55*** | .45*** | .38*** | .54*** | -.44*** | .44*** |
| 3. 性格的自己 | .86*** | .65*** | 1.00 | .45*** | .54*** | .29*** | .46*** | .46*** | .40*** | .43*** | .51*** | .47*** | -.45*** | .39*** |
| 4. 身体的自己 | .63*** | .49*** | .45*** | 1.00 | .25*** | .12 † | .23*** | .17** | .27*** | .19*** | .21*** | .19 † | -.33*** | .09 |
| 5. 学校生活スキル合計 | .59*** | .56*** | .54*** | .25*** | 1.00 | .74*** | .78*** | .76*** | .77*** | .82*** | .73*** | .72*** | -.31* | .67*** |
| 6. 進路決定 | .32*** | .31*** | .29*** | .12* | .74*** | 1.00 | .38*** | .40*** | .47*** | .53*** | .41*** | .46*** | -.17 | .42*** |
| 7. 相談 | .50*** | .46*** | .46*** | .23*** | .78*** | .38*** | 1.00 | .57*** | .56*** | .54*** | .55*** | .63*** | -.34*** | .68*** |
| 8. 集団活動 | .48*** | .45*** | .46*** | .17** | .76*** | .40*** | .57*** | 1.00 | .48*** | .61*** | .57*** | .61*** | -.20 † | .63*** |
| 9. 健康維持 | .53*** | .55*** | .40*** | .27*** | .77*** | .47*** | .56*** | .48*** | 1.00 | .58*** | .46*** | .64*** | -.38*** | .62*** |
| 10. 自己学習 | .47*** | .45*** | .43*** | .19*** | .82*** | .53*** | .54*** | .61*** | .58*** | 1.00 | .51*** | .54*** | -.21* | .38*** |
| 11. コミュニケーション | .47*** | .38*** | .51*** | .21*** | .73*** | .41*** | .55*** | .57*** | .46*** | .51*** | 1.00 | .51*** | -.19 † | .47*** |
| 12. 心の健康度 | .54*** | .54*** | .47*** | .19 † | .72*** | .46*** | .63*** | .61*** | .64*** | .54*** | .51*** | 1.00 | -.22 * | .70*** |
| 13. 心の疲労度 | -.49*** | -.44*** | -.45*** | -.33*** | -.31** | -.17 | -.34*** | -.20 † | -.38*** | -.21* | -.19 † | -.22* | 1.00 | -.22* |
| 14. ソーシャルサポート | .44*** | .44*** | .39*** | .09 | .67*** | .42*** | .68*** | .63*** | .62*** | .38*** | .47*** | .70*** | -.22* | 1.00 |

1~10:N=299/11~14:n=81~93

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

Table 3-3. 自己受容と学校生活スキルの性差におけるt検定の結果

| | 男子 | | 女子 | | T |
|-------------------|--------|-------|--------|-------|-------|
| | M | SD | M | SD | |
| 受容合計(20-100) | 64.39 | 12.53 | 63.44 | 14.63 | 0.58 |
| 成熟的自己(11-55) | 36.40 | 7.19 | 35.21 | 8.67 | 1.21 |
| 性格的自己(7-35) | 22.25 | 5.28 | 23.08 | 5.89 | 1.27 |
| 身体的自己(2-10) | 5.75 | 2.18 | 5.14 | 1.95 | 2.42* |
| 学校生活スキル合計(51-204) | 128.96 | 24.01 | 136.09 | 23.97 | 2.49* |

()内尺度の得点範囲

* p<.05

【考察】

1. 因子分析とその信頼性と妥当性

因子分析の結果、20項目、3因子構造（成熟的自己、性格的自己、身体的自己の受容）が認められた。また尺度の信頼性においては、内的整合性、折半法、再検査及び確証的因子分析ともに、ほぼ十分な値が得られたことから、尺度の内的一貫性及び再検査信頼性が認められたと言える。因子構造で、信頼性が認められたことから、本尺度が中学生における因子構造を表していると考えられる。但し、再検査信頼性における対象者には男子という偏りが見られるため、再度女子を加えた検査が必要であろう。ところで、沢崎（1993）は、自己受容測定尺度の下位尺度の検討において、中学生用の自己受容尺度（成熟的自己、性格的自己、身体的自己）と同様の項目を含む社会的自己、精神的自己、身体的自己を主要な自己受容の領域として設定しており、本研究結果は、そのような考えをある程度、心理学統計学的に示したと推測する。

尺度の併存的妥当性において、学校生活スキルとは全体的に相関が認められた。自己受容は人間関係に関わるスキルとの関連性の報告が多く（廣實, 2002a, 2002b, 2002c）、本研究も相談スキル、集団活動スキル、コミュニケーションスキルという人間関係に関わるスキルとの相関が高いことから、先行研究を支持したと考えられる。加えて、自己受容が人間関係に関わるスキル以外の進路決定スキル、健康維持スキルと自己学習スキルとの相関が認められたことから、自己受容の様々な効果が示唆されたと言えよう。また SUBI との相関において、肯定的な健康度を示す心の健康度とは正の相関を、否定的な健康度を示す心の疲労度とは負の相関を示した。これらは、精神的な健康との関連性を示した沢崎（1993）の研究を支持する結果と言えよう。なお肯定的な健康度と否定的

な健康度においては必ずしも拮抗するものではない（大野・吉村, 2001）という指摘があるが、双方の健康度に対する自己受容の影響が示された。これは自己受容の肯定的な特性を提示していると推測する。但しこの点については、本研究の結果だけから判断することはできない。

最後に自己受容とソーシャルサポートの関連性について、身体的自己受容以外、ほぼ自己受容とソーシャルサポートとの相関が認められた。身体的自己受容との相関が認められなかったことは、自己の身体的能力について自己受容しても、あまり他者との関係に影響を与えないということなのかもしれない。そして身体的自己受容と学校生活スキルやソーシャルサポートと関連性は低かったことから、成熟的自己と性格的自己の受容に焦点を置いた生徒の関わりを取ることが有効と考えられる。なお、ソーシャルサポートと学校生活スキルとの相関が認められた。人間関係に関わるスキルとソーシャルサポートとの関連性については先行研究においても報告（渡辺・蒲田, 1998; 和田, 1991）されており、これらの結果を支持したと言えよう。

以上のことから、尺度の併存的妥当性がある程度、認められたと言えよう。

2. 性差

自己受容の性差において、身体的自己に有意な差が認められた。身体的自己受容においては、先行研究（宮沢, 1978; 沢崎 1993, 1994; 渋谷・伊藤, 2004）を支持し、男子より女子のほうが有意に低かった。さらに自己受容合計得点も統計的な差は認められなかったが、女子のほうが低かった。また学校生活スキルの性差は、従来から報告（飯田・石隈, 2002a; 菊池・堀毛, 1994）されているように女子のスキルの高さが認められた。このことから、本研究の対象者が標準的な中学生であることが窺える。また尺度の適切性がある程度示したと考えられる。

3. 結論

以上より、本尺度が中学生の学校生活におけるスキルや精神的健康状態との関わりが認められたことから、自己受容が生徒の外的・内的活動の指標になることが推測される。つまり、先行研究の自己受容の様相と同様の結果が得られたことから、本尺度が中学生の自己受容を捉える有効な指標になると考えられる。なお本尺度を“中学生用自己受容尺度”と命名する。