

児童用の他律的（随伴性）セルフ・エスティーム尺度の開発

－尺度の信頼性と妥当性の検討，そして教育への適用の考察－

賀屋育子*，山口悟史**，横嶋敬行*，
内田香奈子***，山崎勝之***

（平成29年6月13日受付，平成29年12月4日受理）

Development of the Heteronomous (Contingent) Self-Esteem Scale for Children (HSES-C) :

Examination of the Reliability and Validity of the Scale Considering the Applicability to School Education

KAYA Ikuko *，YAMAGUCHI Satoshi **，YOKOSHIMA Takayuki *，
UCHIDA Kanako ***，YAMASAKI Katsuyuki ***

The purpose of this study was to develop the Heteronomous (Contingent) Self-Esteem Scale for Children (HSES-C) and examine its reliability and validity. Participants were 349 children in 4th- to 6th- grades (Study 1) and 13 homeroom teachers (Study 2) in two public elementary schools. In study 1, the HSES-C was administered to the children to examine its factor structure and internal consistency. The results of factor analyses and covariance structure analysis showed that the scale consisted of one factor, along with high internal consistency. In study 2, homeroom teachers nominated children who have high or low characteristics of heteronomous self-esteem. Results revealed the validity that the children nominated as including high heteronomous self-esteem were significantly higher in their scale scores than those nominated as low in heteronomous self-esteem. The applicability of the scale to schools (e.g., utilizing for assessment in self-esteem education programs) is discussed, along with a few limitations.

Key Words : heteronomous self-esteem, contingent self-esteem, scale development, reliability and validity, elementary school children

序論

これまでのセルフ・エスティーム研究

本論文では，近年のセルフ・エスティーム (self-esteem) を適応的側面と不適応的側面の2側面に弁別する研究の潮流をレビューしながら，山崎・横嶋・内田 (2017)⁽¹⁾ によって不適応的側面として概念化された他律的セルフ・エスティーム (heteronomous self-esteem) の児童用の測定法の開発と学校教育への活用を提示することを目的としている。そこで，序論ではセルフ・エスティームを適応と不適応の両側面から捉える必要性や，そうした知見が導出されるに至る研究の背景に触れた後，序論の後半で本研究における目的の詳細を提示する。

これまで，セルフ・エスティームは人の健康・適応

を高める役割をもつ心的特性として心理学を中心とする多数の研究領域で重要視されてきた。また，研究領域だけでなく，社会全体の文化的風潮としても注目度の高い概念であろう。

一方で，その効用を否定する知見も存在する。例えば Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs (2003)⁽²⁾ は，これまでのセルフ・エスティーム研究を精査する中で，幸福感との正の相関や抑うつとの負の関連に関する知見は肯定しつつも，それ以外のセルフ・エスティームの効用については否定的な見解を示している。また，高いセルフ・エスティームを持つ者にみられる健康・適応への負の関連への指摘も存在する。Kernis, Grannemann, & Barclay (1989)⁽³⁾ は，状態的なセルフ・エスティームに注目し，大

* 兵庫教育大学大学院連合学校教育学研究科学生 (Doctoral program student of the Joint Graduate School in Science of School Education, Hyogo University of Teacher Education)

** 鳴門教育大学大学院学校教育研究科学生 (Master program student of the Graduate School of Education, Naruto University of Education)

*** 鳴門教育大学大学院学校教育研究科 (Graduate School of Education, Naruto University of Education)

学生を対象にした研究を行っている。彼らは Rosenberg (1965)⁽⁴⁾ のセルフ・エスティーム尺度 (Rosenberg Self-Esteem Scale: RSES) を用いて、状態的なセルフ・エスティームの測定方法を作成し、短期間に複数回測定することで、その変動性を検討した。その結果、平均的には高いものの、その変動性が高い者は怒り (anger) や敵意 (hostility) を抱きやすいと指摘している。また、Kernis, Grannemann, & Mathis (1991)⁽⁵⁾ では、このタイプのセルフ・エスティームを持つ者は、抑うつ傾向が高いことを明らかにしている。そして、こうした不安定で高いセルフ・エスティームを脆く高いセルフ・エスティーム (fragile high self-esteem) と概念化している (Kernis, 2003)⁽⁶⁾。

社会的にセルフ・エスティームが重要視される風潮がある一方で、研究領域で批判的主張が生まれる背景のひとつに、測定方法の問題が指摘される (山崎ら, 2017)⁽¹⁾。セルフ・エスティームの測定には、RSES が世界で最も使用されてきた (Schmitt & Allik, 2005)⁽⁷⁾。Rosenberg の初期の研究 (1965)⁽⁴⁾ では、高いセルフ・エスティームを very good (非常によい) と good enough (まあよい) という2側面から弁別していた。自分を very good と捉えるタイプの高いセルフ・エスティームを持つ者は、他者との比較を含む外的基準に鋭敏であり、その比較において優ることで自分のセルフ・エスティームの高さを確認する。つまり、自身が他者よりも優れていると考えるが、自分で設定した基準に達していなければ不十分だと感じることもあり得る。対して、自分を good enough と捉えるタイプの高いセルフ・エスティームを持つ者は、必ずしも他者よりも自分が優れているとは考えておらず、自分を平均的な人だと捉えつつも、自分に対してかなり満足をした状態であると述べられている。なお且つ、このタイプは自分に足りないところがあることも理解し、その改善に前向きであると述べられている。この点において、自己受容 (self-acceptance) や自己満足 (self-satisfaction) とは異なる概念と考えられている。Rosenberg (1965)⁽⁴⁾ は、good enough の性質をもつ高いセルフ・エスティームがより適応であると述べ、それを測る尺度として RSES を開発した。

しかし、近年の研究においては、RSES では必ずしも適応の側面が測定されているとは限らないことが指摘されている。例えば伊藤・川崎・小玉 (2011)⁽⁸⁾ は、自己愛人格尺度の下位尺度である優越感をセルフ・エスティームの不適応的側面として、本来感 (sense of authenticity) を適応的側面として位置づけ、その両側面を包括する測定方法として RSES をとらえつつ、自尊源との関連も踏まえながらそれぞれの概念の関係の整理を行っている。ここでは、RSES は適応および不適応の両側面を包括する全般的なセルフ・エスティームを測定していると考察されている。これらの研究が示すように、セルフ・エスティ

ムにまつわる矛盾した見解は、その抽象性の高い概念の多義性と測定法自体の持つ問題に起因すると考えられる。そのため、研究・教育でセルフ・エスティームを正しく扱うためには、概念と測定方法の両観点から、適応と不適応を弁別的に捉える必要性が高い。

セルフ・エスティームの適応的側面と不適応的側面

両側面の弁別には、Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ や Kernis (2003)⁽⁶⁾ の概念がある。まず、不適応的側面として、Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ は随伴性セルフ・エスティーム (contingent self-esteem), Kernis (2003)⁽⁶⁾ は先述の脆く高いセルフ・エスティームを提唱している。随伴性セルフ・エスティームとは、自身が設定した外的な達成基準や社会的な成功・失敗などに依存してその高低が決まるセルフ・エスティームである (Deci & Ryan, 1995)⁽⁹⁾。その達成基準は、しばしば他者との比較によって設定されると述べられている。一方、Crocker & Wolf (2001)⁽¹⁰⁾ は、人はもともと必ず何かしらの事象に自己価値を随伴させているものであり、随伴する対象は個人によって異なることを主張している。Crocker, Luhtanen, Cooper, & Bouvrette (2003)⁽¹¹⁾ は、自己価値が随伴する領域に注目し、自己価値の随伴性尺度 (Contingency of Self-Worth Scales: CSWS) を作成している。そこでは、「外見」、「競争」、「他者からの評価」、「倫理」、「家族からのサポート」、「学業的能力」、「神の愛」の7つの領域が規定されている。また、その領域は2つに区分され、「神の愛」と「倫理」を内的随伴 (internal contingency), 「外見」、「競争」、「他者からの評価」、「家族からのサポート」、「学業的能力」の領域を外的随伴 (external contingency) としている (Crocker et al., 2003)⁽¹¹⁾。そして、外的随伴の領域は、自己愛 (narcissism) や神経症的傾向 (neuroticism) といった不適応指標と正の相関にあることを明らかにしている。さらに、外的随伴のうち「競争」の領域は、自己愛の概念における誇大な自己愛 (grandiose narcissism) の側面と正の相関をもつことも報告されている (Zeigler-Hill, Clark, & Pickeard, 2008)⁽¹²⁾。また、Crocker, Karpinski, Quinn, & Chase (2003)⁽¹³⁾ は、学業成績と状態的セルフ・エスティームの関連に注目し、学生自身が予想したよりも成績が良かった日および悪かった日のセルフ・エスティームの変化と自己価値の随伴性との関連を検討した。その結果、「学業的能力」への随伴性が強い者は、弱い者よりも成績の善し悪しによってセルフ・エスティームの変化が大きく、セルフ・エスティームが大きく変動することが明らかにされた。以上のような知見から、随伴性セルフ・エスティームは、セルフ・エスティームを不安定にし、脆くて高いセルフ・エスティームを形成する要因と考えられている (Crocker et al., 2003)⁽¹³⁾; Kernis, Kakey, & Heppner, 2008⁽¹⁴⁾。

一方で、Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ は適応的側面として、真のセルフ・エスティーム (true self-esteem) を提唱している。真のセルフ・エスティームとは、本質的な自己に対する満足であり、より安定した感覚であるとされ、その性質として本人には自覚されにくいとされている (Deci & Ryan, 1995)⁽⁹⁾。その構成要素としては、有能さ (competence)、関係性 (relatedness)、自律性 (autonomy) の3つがあげられる (Deci & Ryan, 1995)⁽⁹⁾。この概念は、Ryan & Deci (2002)⁽¹⁵⁾ の自己決定理論 (self-determination theory) の中で導出されている。彼らは、自己決定理論を構成するミニ理論のひとつである認知的評価理論 (cognitive evaluation theory) において、先述の真のセルフ・エスティームの構成要素としてあげられた3つを、内発的動機づけを左右する要因とした。そしてこれらを基本的欲求 (basic needs) としている。

また、Kernis (2003)⁽⁶⁾ は、状態的に安定した高いセルフ・エスティーム (secure high self-esteem) を適応的側面と位置づけ、こうした適応的側面を最適なセルフ・エスティーム (optimal self-esteem) と概念化している。そして、その核 (core) となる要素に、本来性 (authenticity) があげられている。本来性とは、「日々の個人の活動において、ありのままの自分、または自分自身の中核をなすものの働きを妨害されていないことに特徴づけられる (p.13)」とされている (Kernis, 2003)⁽⁶⁾。Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ の真のセルフ・エスティームは自己決定理論の中で展開され、Kernis (2003)⁽⁶⁾ の最適なセルフ・エスティームは本来性を基盤として導出されている。このように、セルフ・エスティームの適応および不適応の両側面の弁別的な研究が展開される中で、概念と測定方法の両観点から、近年さらなる精緻化も行われている。

自律的セルフ・エスティームとその測定方法

山崎ら (2017)⁽¹⁾ は、適応的側面として自律的セルフ・エスティーム (autonomous self-esteem) の概念を提唱している。この概念は、Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ の真のセルフ・エスティームの概念と対比しながら精緻化される中で導出されている。両概念は、その構成要素における自律性の捉え方の違いに特徴がある。Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ は、真のセルフ・エスティームの構成要素のひとつとして自律性を置いている。一方で、山崎 (2013)⁽¹⁶⁾ は、自律性を「何かをするとき、自分が自分の意思で動き、自分がその営みそのものを楽しみ、自分で独自のものを創造していく特徴 (p.21)」と定義し、自己信頼心 (self-confidence)、他者信頼心 (confidence in others)、ならびに内発的動機づけ (intrinsic motivation) が同時に高まり、相互に関係しあうことで形成される複合パーソナリティとして論じている。そして、自律性を自己信頼心や有能感の観点から言い換えたのが、自律的セルフ・エスティームであると

述べている (山崎ら, 2017)⁽¹⁾。

また、Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ では、真のセルフ・エスティームの結合性の度合いについては言及されていないが、山崎ら (2017)⁽¹⁾ は、上記のような概念提起から、自己信頼心、他者信頼心、ならびに内発的動機づけの結合性の高さを強調し、これらすべてが高まるのが、自律的セルフ・エスティーム (自律性) の形成に不可欠であるとしている。

加えて、その測定法において、非意識性の高い方法を用いる必要性を論じている点で新規性の高いものとなっている。山崎・内田・横嶋・内山 (2016)⁽¹⁷⁾ によれば、自律的セルフ・エスティームの源泉となる感覚は非意識に存在し、これらは通常は意識に上がることはなく、質問紙の問いなどをきっかけとして意識化される。しかし、一旦意識化されると社会的望ましさや防衛性などのさまざまな意識的コントロールを受けて、その内容が忠実に表現されることは困難であると述べられている。また、山崎ら (2017)⁽¹⁾ は、質問紙などの意識を介した測定では、現代の競争あるいは相対的な成否の位置づけに鋭敏ならざるを得ない社会の中では、その基準の多くが他者との比較による優劣を参照してしまうと述べている。このことから、意識を介した測定方法では、比較的到他律的セルフ・エスティームの要素が強く反映される可能性を指摘し、自律的セルフ・エスティームを測定するためには非意識の測定法を用いる必要があると論じている。

非意識の心的特性を測定する方法としては、潜在連合テスト (Implicit Association Test: IAT, Greenwald & Banaji, 1995)⁽¹⁸⁾ が近年注目を集めている。IAT とは、自動処理的判断 (automatic evaluation) に基づいた測定手法によって、潜在的態度 (implicit attitude) を測定する方法である (Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998)⁽¹⁹⁾。この測定方法は、ターゲットとする2つの対となる概念 (カテゴリー語) に関する刺激 (文字, 絵, 写真など) と、ポジティブおよびネガティブの感情価に関する刺激 (属性語) を左右に分類する課題を通して測定される。測定の形態には、PC版と紙筆版の2種類があり、PC版ではなるべく早く処理をする教示をし、その作業時間から潜在連合を測定する。紙筆版では限られた時間のなかでなるべく多くの分類課題をこなすように教示し、その遂行量によって潜在連合を測定する。

セルフ・エスティームを測る IAT (Self-Esteem Implicit Association Test: SE-IAT) は、これまでも発表されている (e.g., Greenwald & Farnham, 2000)⁽²⁰⁾。しかし、既存の SE-IAT については、以下の2つの点で課題があると言える。まず、測定したいセルフ・エスティームの性質に合わせた刺激語の検討がされていないため、適応および不適応の観点から弁別が行われていないことである。また、そうした性質に関する直接的な妥当性の検討が行われていない点である。こうした課題に配慮をしながら、

横嶋・内山・内田・山崎 (2017)⁽²¹⁾ では、非意識の適応的側面のセルフ・エスティームを測定することを念頭に置いた児童用紙筆版セルフ・エスティーム潜在連合テスト (Paper and Pencil Version of Self-Esteem Implicit Association Test for Children: SE-IAT-C) を開発している。横嶋ら (2017)⁽²¹⁾ の SE-IAT-C は、以下のような観点から作成されている。まず、IAT は対となるカテゴリー語の比較分類課題である特徴から、従来のセルフ・エスティームの IAT のように「自己」に対して「他者」を置いた場合、他者比較を含むセルフ・エスティームが測定されていることを指摘している。実際に、小塩・西野・速水 (2009)⁽²²⁾ が用いた「自己」と「他者」を対にするタイプの IAT の研究では、他者軽視と正の相関が報告されていることから、不適応的 (随伴性の) 性質を強く反映する、非意識のセルフ・エスティームが測定されていると考えられる。そこで横嶋ら (2017)⁽²¹⁾ は、Jordan, Spencer, Zanna, Hoshino-Browne, & Correll (2003)⁽²³⁾ を参考に、一般的にポジティブでもネガティブでない中庸的な潜在連合を持つであろう「あれは」「それは」といった指示語を「自己」の対概念として用いることで、対概念から来る測定への影響を最小限としたカテゴリー語の設定を行っている。また、属性語は自律的セルフ・エスティームの高低を表す役割を持つことに着目し、「自信がある」や「不安だ」といった、概念と直接的に関連する感情刺激語を用いている。

加えて、横嶋ら (2017)⁽²¹⁾ では、他者評定法を用いた妥当性の検討も行われている。ここでは、非意識の心的特性が具体的な行動に表れやすいことに注目し (Lane, Banaji, Nosek, & Greenwald, 2007)⁽²⁴⁾、自律的セルフ・エスティームの高低に起因する行動特徴を指標 (「不安」「攻撃性」「自律性」とし、担任教師による児童評定を用いた妥当性の検討を行っている。また、その評定方法においては、担任教師の主観などからくる評定の歪みや評価項目に対する誤った解釈を減らすために、半構造的インタビューの形式で概念に精通する研究者がサポートについて評定が実施されている。そして、SE-IAT-C の高い者ほど自律性からくる行動特徴が多く、不安や攻撃性からくる行動特徴が少ないことを明らかにすることで、基準関連妥当性の一部を確認している。

横嶋ら (2017)⁽²¹⁾ の SE-IAT-C の開発により、学校教育における自律的セルフ・エスティームに関する今後の研究・教育の展開が期待される一方で、より効果的に適応的側面を高めるためには、不適応的側面である他律的セルフ・エスティームの変化を可視化し、両セルフ・エスティームの研究・教育を両輪として行っていく必要がある。

他律的セルフ・エスティームとその測定方法の課題

山崎ら (2017)⁽¹⁾ による不適応的側面の概念は、他律的セルフ・エスティームと提唱されている。他律的セルフ・エスティームは、外的な達成基準に依存して決まるセルフ・エスティームであり、その達成基準はしばしば他者との比較によって設定されるものとされている。また、先述の通り、意識を介した測定法を用いたセルフ・エスティームの測定では他律的セルフ・エスティームの要素が強く反映される可能性が考えられることや (山崎ら, 2017)⁽¹⁾、この概念が Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾ の随伴性セルフ・エスティームとほぼ同義の概念に位置づけられていることから、その測定法には既存の随伴性セルフ・エスティームの尺度の使用が検討できる。

随伴性セルフ・エスティームを測定する尺度は、大別すると多因子構造 (domain specific self-esteem) の尺度と単因子構造 (general contingent self-esteem) の尺度の2種類が存在する。まず、多因子構造の代表的な尺度には、先述でも紹介した Crocker et al. (2003)⁽¹¹⁾ の自己価値の随伴性尺度 (CSWS) がある。CSWS は、7つの随伴領域を各因子とし、因子ごとに5項目ずつ、計35の質問項目から構成されている。日本語版には内田 (2008)⁽²⁵⁾ の翻訳版が存在する。内田 (2008)⁽²⁵⁾ は元尺度において日本人にはなじみの薄い「神からの愛 (God's love)」の因子を除き、「関係性調和」5項目を追加している。また、「家族からのサポート (family support)」は「家族・友人からのサポート」に項目表現と因子名を変更している。

多因子の尺度を用いる利点としては、随伴領域を個別に取り扱うことができる点にある。言い換えれば特定の領域に随伴する特性しか扱うことができない。全体的な随伴性のセルフ・エスティームを捉えようとするならば、単因子の測定方法を用いることが望ましい。山崎ら (2017)⁽¹⁾ の他律的セルフ・エスティームも全体的測定および領域的測定の両方法が適用できると考えられるが、上記のような理由から、単因子構造の測定法による研究が優先的に推奨されると考えられる。

単因子構造の尺度には、Paradise & Kernis (1999)⁽²⁶⁾ の随伴性セルフ・エスティーム尺度 (Contingent Self-Esteem Scale: CSES) がある。CSES は15項目で構成されている。日本語版では伊藤・小玉 (2006)⁽²⁷⁾ が尺度の翻訳を行っている。しかし、Schwinger, Schöne, & Otterpohl (2015)⁽²⁸⁾ は Paradise & Kernis (1999)⁽²⁶⁾ の尺度を多因子構造の尺度であると指摘している。彼らは Paradise & Kernis (1999)⁽²⁶⁾ の尺度のドイツ語版を用い、主軸法によって因子分析を行った。その結果、4因子での抽出が最も説明される分散が大きいことを示している。因子は「他者からの承認 (other's approval)」、 「自分の外見 (one's appearance)」、 「ソーシャルサポート (social support)」、 「自己能力 (self-competence)」の4つであった。Schwinger

et al. (2015)⁽²⁸⁾は、確認的因子分析においても、1因子構造モデル (one-factor model)、階層的モデル (hierarchical model)、4因子モデル (correlated four-factor model) を比較し、4因子モデルが最も適していることを指摘している。実際に、その尺度項目に注目すると、「An important measure of my worth is how physically attractive I am.」の項目にみられるように、特定の領域（上記の場合は外見的魅力）への随伴が強調される内容が散見されることから、全体的随伴性セルフ・エスティーム尺度の測定法としては内容の妥当性の観点からも課題があると考えられる。

以上の知見を踏まえると、既存の尺度において信頼性と妥当性が検討されている全体的随伴性セルフ・エスティーム尺度は存在しないと言える。前項で述べた通り、学校教育において適応および不適応の両側面からセルフ・エスティームの研究・教育を展開するためには、不適応的側面を捉える尺度の作成を行う必要があると考えられる。また、その作成の観点については、山崎・横嶋・賀屋・山口・内田 (2018)⁽²⁹⁾によって次のようなポイントが提示されている。

質問紙を用いた測定では、概念の特徴を明確に表現できるか否かが測定可能性を分けることになる。自律的セルフ・エスティームでは、その概念特徴を明確に質問項目に表現することや、概念を正確に意識で内省することが困難であることから非意識の測定法が必要とされた。一方、他律的セルフ・エスティームはこれが可能であることから質問紙による測定が可能となると考えられる。その概念の特徴を項目表現に表すためには、まず、全体的な測定を行うために、身体能力や学力などの特定の領域への随伴を想起させる項目表現を採用しないことが重要である。一方で、具体的な随伴事象を扱わずに全体的な他律的セルフ・エスティームを捉えるためには、随伴事象は抽象的に表現する必要があるため、他者との比較からくる自己価値の感覚への鋭敏さから捉えていくことになる。例えば、「友だちよりも、得意なことが多い」など表現を用いることが考えられる。しかし、他者との比較に対する鋭敏さを測定するための項目表現は、他律的セルフ・エスティームの高低にかかわらず、単純に能力が高い者を高群に抽出してしまう可能性がある。そこで、外的な達成基準や他者との比較に依存するセルフ・エスティームを持つ者の特徴である「勝負に対するこだわりの強さ (Deci & Ryan, 1995)⁽⁹⁾」も、項目表現に表していく必要がある。これにより、他律的セルフ・エスティームの高さと純粋な能力の高さを弁別して測定することができるようになると思われる。

一方で、妥当性の検討方法も重要となる。既存の研究では、類似の概念を測る質問紙との基準関連から構成概念妥当性を検討して行く方法が多く用いられる。しかし、この方法は、すべて個人によって評定された指標同士を

用いるため、特有のエラー（社会的望ましさや防衛性など）を共有しており、そのエラー同士の擬似的な関連が現れる可能性が高くなることを問題としている。この問題を回避するためには、自記式の以外の指標との関連から構成概念妥当性の検討を行う必要があると指摘されている（山崎・内田, 2005)⁽³⁰⁾。これに配慮した方法には、他者評定法が考えられる。他者評定法による妥当性の検討は、同一概念に対する自己評価と他者評価の一致度から、測定法の妥当性を検討する方法である。児童の場合は、保護者や学校教員が行う方法が考えられる。特に担任教員が行う場合は、その職務上、普段の児童の様子を把握している度合いが高いため、比較的的確な評定が可能であると考えられる。教師による児童ノミネート法の妥当性は攻撃性の研究などで実証されており (Ollendick, Oswald, & Francis, 1989)⁽³¹⁾、児童を対象とした心理測定法の開発研究においても使用されてきた実績がある (曾我, 1999)⁽³²⁾; 須崎・兄井, 2013)⁽³³⁾。

また、その評定基準については、他律的セルフ・エスティームの概念の場合、先述の通り、比較的に概念の特徴を明確に表現することが可能であるため、尺度作成と同様の観点から評定基準を設定することができる。このことにより、構成概念に対してより直接的な外的基準から妥当性を検討することが可能になる。さらに、評定の方法としては、ノミネート法を採用することが効果的であると考えられる。ノミネート法は、上記で設定した基準に特に当てはまる者と当てはまらない者を数名選出する形式である。この方法は、特徴を顕著に持つ者を選出するため、評定の判断が容易になり、評定時のエラーを抑えることができる。また、評定が少人数であるため、1人あたりの担任教員の負担を軽減する効果も見込める。こうした方法を用いて、開発した他律的セルフ・エスティーム尺度の構成概念妥当性の一端を検討していくことが効果的であると考えられる。

以上のような観点から、本研究では学校場面で使用することを想定した児童用他律的セルフ・エスティーム尺度 (Heteronomous Self-Esteem Scale for Children: HSES-C) の開発を行い、信頼性と妥当性の確認を行うことを本研究の目的とする。また、対象は発達段階を考慮して、尺度の項目の言語表現に対して共通の理解を得ることができると考えられる4年生～6年生の児童を対象とした。まず、研究1では、児童を対象とした他律的セルフ・エスティーム尺度の項目作成を行い、得点分布、因子構造、ならびに信頼性の確認を行った。また、研究2では、担任教師による児童ノミネートと、研究1で作成した他律的セルフ・エスティーム尺度得点との関連から、基準関連妥当性の検討を行った。そして、研究1とこの結果を受けて、他律的セルフ・エスティーム尺度の学校におけるセルフ・エスティーム育成教育への適用について考察する。

研究 1

目的

研究 1 では、他律的セルフ・エスティームの尺度の原項目を作成し、得点分布、因子構造ならびに信頼性（内的整合性）を確認する。また、学年および男女別に得点の傾向を確認する。

方法

他律的セルフ・エスティーム尺度

先述の観点に留意しながら、心理学を専門とし、他律的セルフ・エスティームの概念に精通した大学教員 1 名、博士課程学生 1 名、修士課程学生 6 名によって内容的妥当性を検討しつつ、「わたし（ぼく）は、友だちよりも、よいところを多くもっている」や「わたし（ぼく）は、友だちと競争するときは、いつも勝ちたいと思う」など 8 項目から原項目を作成した（表 1）。評定の方法は、「1. まったくあてはまらない」「2. あまりあてはまらない」「3. よくあてはまる」「4. とてもよくあてはまる」の 4 件法とし、回答の結果は、他律的セルフ・エスティームが高いほど点数が高くなるように 1 点から 4 点で得点化を行った。

表 1 他律的セルフ・エスティーム原尺度項目

項目
1 わたし（ぼく）は、友だちよりも、よいところを多くもっている。
2 わたし（ぼく）は、友だちと競争するときは、いつも勝ちたいと思う。
3 わたし（ぼく）は、友だちとくらべて、すごいところが多い。
4 わたし（ぼく）は、友だちに、じまんでできることが多い。
5 わたし（ぼく）は、友だちには、ぜったいに負けたくない。
6 わたし（ぼく）は、友だちとくらべて、自信があることが多い。
7 わたし（ぼく）は、友だちよりもよくできたことを、親や他の人に話すだろう。
8 わたし（ぼく）は、友だちよりも、得意なことが多い。

調査時期、調査対象ならびに調査手続き

調査は 2017 年 1 月に A 小学校の 4 年生から 6 年生（全 6 クラス、男子 76 名、女子 73 名）、5 月に B 小学校の 4 年生から 6 年生（全 7 クラス、男子 107 名、女子 93 名）を対象に実施した。また、調査時には、他の研究の目的として、SE-IAT-C（横嶋ら、2017）⁽²¹⁾、および向社会性ビニエツト尺度（横嶋・賀屋・内田・山崎、2018）⁽³⁴⁾ も同時に測定した。児童の理解度に問題は見られず、実施は円滑に行われた。欠損値はなく、すべてのデータを分析に使用した。分析には、統計パッケージ IBM SPSS Statistics 23 を使用した。

倫理的配慮

学校長および各クラスの担任教師に研究の目的、方法等の説明を行い、理解と同意のもと調査の承諾を得た。調査日は相談の上、学校への負担の少ない日を指定してもらった。また、研究発表の際には学校や個人が特定されることのないように配慮を行うことを伝えた。児童には、調査の結果が成績に関係しないこと、答えたくない、

あるいは体調不良で回答が難しい場合は回答しなくてもよいことを説明した。また、質問があればいつでも聞くことができることを伝えた。

結果および考察

まず、因子構造を検討するため、計 349 名（男子 183 名、女子 166 名）を対象に、主因子法による因子分析を行った。その結果、全体では第 2 因子までが固有値 1 以上を示した。第 1 因子から第 3 因子までの固有値は、順に 3.65、1.30、.82 であり、第 1 因子の寄与率は 45.57% であった。第 1 因子から第 2 因子における固有値の変化が大きく、第 2 因子以下の固有値の変化が比較的小さかった。また、男女別にみると、全体と同じく男女ともに第 2 因子までが固有値 1 以上を示した。男子の固有値は順に 3.48、1.41、.86、女子の固有値は順に 3.95、1.09、.82 であった。第 1 因子の寄与率は男子が 43.50%、女子が 49.32% であった。男女別にみても第 1 因子から第 2 因子における固有値の変化が大きく、第 2 因子以下の固有値の変化が比較的小さかった。以上の結果から、本尺度は 1 因子構造であると考えられた。

次に、第 1 因子の因子負荷量に着目し検討を行った。表 2 に全 8 項目における全体、男子ならび女子の第 1 因子の因子負荷量を示す。因子負荷量の基準を .40 以上とした場合、全体における項目 7、男子における項目 5、2、7、女子における項目 7 の因子負荷量の値が低かった。よって、項目 5、2、7 が除外対象と考えられたが、他律的セルフ・エスティームの概念における理論的ユニバースを保持するためには項目の削除は最小限であることが望ましい。そのため、除外対象項目を 1 項目ずつ除外した各パターンで、共分散構造分析プログラム AMOS3.62 を用いて因子構造の妥当性を検討するための検証的因子分析を行った。検討パターンは、表 3 に示す通り、8 項目（項目すべて）、7 項目（項目 2 を除外）、7 項目（項目 5 を除外）、7 項目（項目 7 を除外）である。

その結果、モデルの適合では 7 項目（項目 2 を除外）構成が全体および男女とも他の検討モデルよりも高い値を多く示した。また、パス係数においても同構成が最も高い値を示した。まず、全体では項目 1 が .79、項目 3 が .77、項目 8 が .75、項目 4 が .68、項目 6 が .62、項目 7 が .38、項目 5 が .35 であった。男子では、項目 3 が .79、項目 1 が .77、項目 8 が .73、項目 6 が .66、項目 4 が .62、項目 7 が .38、項目 5 が .28 であった。女子では、項目 1 が .81、項目 8 が .76、項目 4 が .75、項目 3 が .74、項目 6 が .60、項目 5 が .45、項目 7 が .39 であった。すべてのパス係数は有意であった。さらに、Cronbach の α 係数を用いた内的整合性の検定においても、全体で $\alpha = .80$ 、男子が $\alpha = .80$ 、女子が $\alpha = .82$ となり、許容範囲の内的整合性が確認された。以上のような結果をふまえ、最終的に項目 2 を除いた計 7 項目を他律的セルフ・エスティーム

表2 他律的セルフ・エスティーム尺度8項目の因子分析結果（全体・男子・女子）

項目		全体 因子負荷量	男子 因子負荷量	女子 因子負荷量
1	わたし(ぼく)は、友だちよりも、よいところを多くもっている。	.75	.72	.79
3	わたし(ぼく)は、友だちとくらべて、すごいところが多い。	.74	.77	.71
8	わたし(ぼく)は、友だちよりも、得意なことが多い。	.72	.71	.73
4	わたし(ぼく)は、友だちに、じまんでできることが多い。	.67	.62	.75
6	わたし(ぼく)は、友だちとくらべて、自信があることが多い。	.66	.70	.64
2	わたし(ぼく)は、友だちと競争するときは、いつも勝ちたいと思う。	.48	.38	.60
5	わたし(ぼく)は、友だちには、ぜったいに負けたくない。	.44	.37	.54
7	わたし(ぼく)は、友だちよりもよくできたことを、親や他の人に話すだろう。	.38	.39	.39
因子寄与		3.65	3.48	3.99
因子寄与率		45.57	43.50	49.32

表3 他律的セルフ・エスティーム尺度項目における全体および男女別の共分散構造分析の結果

	全 体			男 子			女 子		
	GFI	AGFI	RMSEA	GFI	AGFI	RMSEA	GFI	AGFI	RMSEA
8項目(項目すべて)	.890	.802	.153	.878	.780	.158	.906	.830	.124
7項目(項目2を削除)	.979	.958	.053	.969	.937	.059	.979	.957	.000
7項目(項目5を削除)	.973	.946	.066	.956	.913	.082	.974	.949	.024
7項目(項目7を削除)	.879	.758	.183	.869	.739	.189	.898	.795	.151

表4 他律的セルフ・エスティーム尺度得点における男女別ならびに全体の平均値(カッコ内SD)と分散分析の結果

	学 年						性 F値 (df=1/349)	学年 F値 (df=2/349)	交互作用 F値 (df=2/349)
	4 年		5 年		6 年				
	平均	SD	平均	SD	平均	SD			
男子	17.49	(4.30)	16.18	(3.69)	17.39	(3.93)	.24	3.18 *	.46
女子	17.54	(3.99)	16.27	(3.83)	16.62	(3.82)			
全体	17.52	(4.13)	16.22	(3.74)	17.02	(3.88)			

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

$n = (4$ 年生: 男子53名, 女子46名, 5年生: 男子68名, 女子62名, 6年生: 男子62名, 女子58名)
多重比較の結果(Bonferroni): 4年生 > 5年生

尺度とした。

続いて、本尺度はパラメトリックの手法を用いて分析されることが想定されるため、尺度の正規性を確認するためにヒストグラムを作成し、Shapiro-Wilkの検定を行った。全体におけるヒストグラムはほぼ正規分布の形状をしているものの(図1)、正規性の検定は有意であり($p < .01$, 歪度.10, 尖度.03, 最大値28, 最小値7)、正規分布であることは棄却された。しかし、正規分布の場合の値である歪度0, 尖度0からは大きく外れてはなかった。男子におけるヒストグラムはほぼ正規分布の形状を示し(図2)、正規性の検定は有意ではなかったことから($p <$

.05, 歪度-.06, 尖度.13, 最大値28, 最小値7)、正規分布であることが示された。女子においては、ヒストグラムは正規分布の形状を示しているが(図3)、正規性の検定において有意となり($p < .01$, 歪度.27, 尖度-.01, 最大値27, 最小値8)、正規分布であることは棄却された。しかし、歪度・尖度が正規分布の場合の値から大きく外れてはなかった。

そして、学年および男女の平均値の差を検証するために、独立変数を性別(男子, 女子)と学年(4, 5, 6年生)、従属変数を他律的セルフ・エスティーム得点とする2要因の分散分析を行った(表4)。分析の結果、性の主

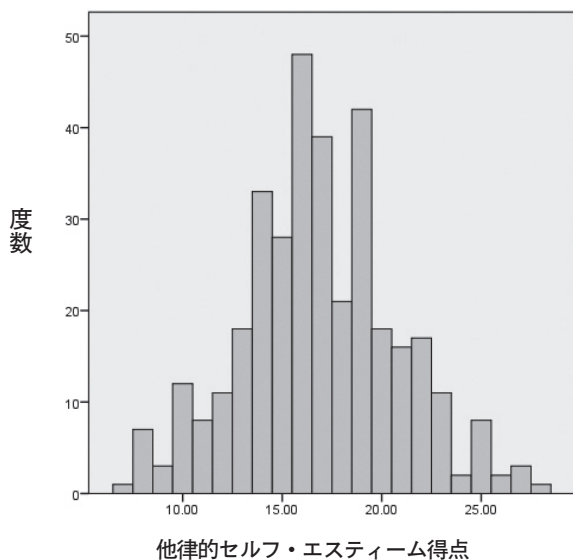


図1 他律的セルフ・エスティーム得点のヒストグラム (全体)

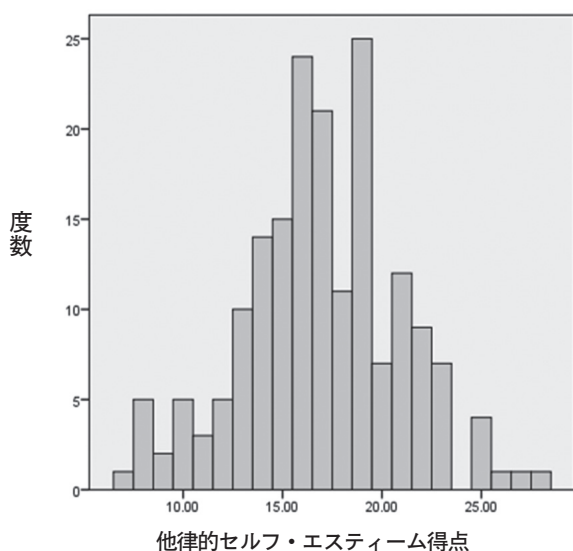


図2 他律的セルフ・エスティーム得点のヒストグラム (男子)

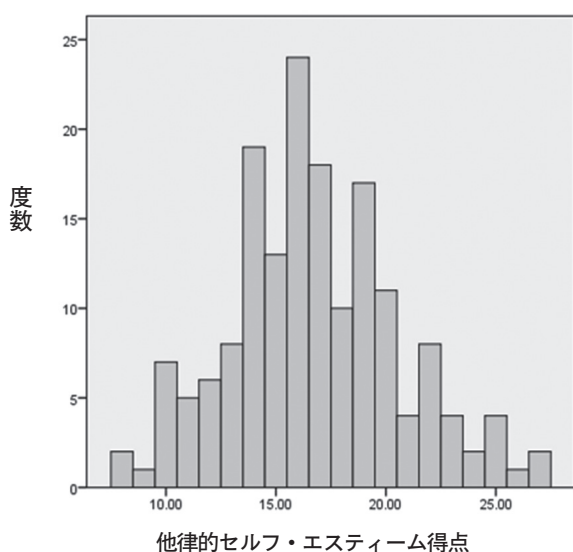


図3 他律的セルフ・エスティーム得点のヒストグラム (女子)

効果はみられなかった ($F(1, 343) = .24, n.s., ES:\eta_p^2 = .001$)。学年では主効果が有意となったため ($F(2, 343) = 3.18, p < .05, ES:\eta_p^2 = .018$) Bonferroni の検定を用いて多重比較を行ったところ、4年生(平均値 17.52)と5年生(平均値 16.22)の間に有意な差が見られた ($p < .05$)。また、性と学年の交互作用は有意ではなかった ($F(2, 343) = .46, n.s., ES:\eta_p^2 = .003$)。4年生と5年生の間で得点差がみられたが、今後の研究で再現性などを確認する必要があると考えられる。

研究2

目的

研究2では、担任教師による児童ノミネートと他律的セルフ・エスティーム尺度得点との関連から基準関連妥当性の検討を行った。

方法

教師による児童ノミネートの基準と項目

他律的セルフ・エスティームは先に述べたように競争意識の高さや他者との比較から自己価値を高めることに特徴づけられる。そこで、他律的セルフ・エスティームが高い児童の特徴を「競争意識が高く、他の児童のできや結果が気になる特徴をもつ児童」とし、この特徴に対して最も当てはまる児童と最も当てはまらない児童を担任教師に3名ずつ(男女を問わず)選出してもらった。「当てはまる」に選出された児童ほど、他律的セルフ・エスティームの尺度得点が高く、「当てはまらない」に選出された児童ほど、他律的セルフ・エスティームの尺度得点が低くなることが予想される。

調査時期、調査対象ならびに調査手続き

調査は、2017年1月にA小学校の4年生から6年生、各クラスの担任教師(4年生2名、5年生2名、6年生2名)、5月にB小学校の4年生から6年生、各クラスの担任教師(4年生2名、5年生3名、6年生2名)を対象に実施した。調査対象の教師は男性8名、女性5名を含み、平均年齢は44歳(27歳～57歳)、平均経験年数19年(1年～34年)であった。また、評定児童は研究1で調査をした児童を対象とし、調査時に欠席していた児童を除くと、選出基準に当てはまる児童が38名(男子23名、女子15名)と当てはまらない児童が38名(男子27名、女子11名)になった。分析には統計パッケージIBM SPSS Statistics 23を使用した。

倫理的配慮

学校長および各クラスの担任教師に研究目的、方法等の説明を行い、理解と研究参加の同意を得た上でノミネート用紙を配布した。説明の際にはノミネート用紙に書かれた内容、および児童に関するデータの管理は徹底して行い、処理および研究発表の際には学校や個人が特定されることのないように配慮することを伝えた。

結果および考察

他律的セルフ・エスティーム尺度の妥当性を確認するために、独立変数を性別（男子，女子）と群（当てはまる，当てはまらない），従属変数を他律的セルフ・エスティーム得点とする2要因の分散分析を行った（表5）。分析の結果，性の主効果は有意ではなかった（ $F(1, 72) = .80, n.s., ES: \eta_p^2 = .011$ ）。群では主効果が有意となり（ $F(1, 72) = 6.05, p < .05, ES: \eta_p^2 = .077$ ）、「当てはまらない」に選出された児童よりも「当てはまる」に選出された児童の他律的セルフ・エスティーム得点が高い結果となった。性と群の交互作用は有意ではなかった（ $F(1, 72) = .83, n.s., ES: \eta_p^2 = .011$ ）。

以上の結果は，担任教師は他律的セルフ・エスティームの尺度得点が高い児童ほど，競争意識が高く他者との比較に鋭敏な様子が多いと評定する傾向にあることを示している。これは，他律的セルフ・エスティーム尺度の基準関連妥当性を示す結果を得られたと考えられる。

総合考察

本研究のまとめ

本研究では児童用他律的セルフ・エスティーム尺度を開発し，信頼性および妥当性を検討することを目的として実施した。研究1では因子分析および共分散構造分析の結果から，他律的セルフ・エスティーム尺度の原項目から項目2を除いた全7項目（1因子構造）が最も適合度の高い構成であることが確認された。また，内的整合性を示す α 係数は全体および男女ともに.80以上の値を示し，十分な値が確認された。研究2では他律的セルフ・エスティーム尺度得点と担任教師による児童ノミネートの関連を検討した。その結果，担任教師に他律的セルフ・エスティームの高さを示す特徴に「当てはまる」と選ばれた児童の方が，「当てはまらない」と選ばれた児童よりも有意に他律的セルフ・エスティーム尺度得点が高かった。このことから，他律的セルフ・エスティーム尺度の基準関連妥当性の一部が示された。

表5 ノミネート児童の他律的セルフ・エスティーム尺度得点における男女別ならびに全体の平均値（カッコ内SD）と分散分析の結果

	ノミネート						
	当てはまる		当てはまらない		性 F値 (df=1/72)	群 F値 (df=1/72)	交互作用 F値 (df=1/72)
	平均	SD	平均	SD			
男子	18.35 (4.30)	14.85 (3.95)	.80	6.05 *	.83		
女子	18.33 (4.84)	16.73 (4.03)					
全体	18.34 (4.46)	15.39 (4.01)					

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

$n =$ （当てはまる児童:38名，当てはまらない児童:38名）

本研究の課題と本質問紙の実際の適用

本研究の他律的セルフ・エスティーム尺度では，その概念的特徴である相対的な他者との比較や勝負へのこだわりなどを項目に表現した。これらの項目表現が他律的セルフ・エスティームのユニバースを十分に表現することができているか，その検討は慎重に行われなければならない。例えば，本研究では，その因子構造を探索的および検証的因子分析によって検討した。結果，項目2を除外することになった。これは「友だちと競争するとき」という内容が他の項目よりも特定の事象に限定した表現であったため，因子負荷量および適合度を下げる要因になったと推測される。この表現を変えることにより勝つことにこだわる特徴を別の側面から捉えることができるかもしれない。

また，妥当性の検討は，担任教師による児童ノミネートから検討を行ってきた。そこでは，共通の概念から導出された児童の自記式質問紙と担任教師のノミネートへの回答に一致が見られたことから，基準関連妥当性の一部が確認できたと考えられる。一方，構成概念妥当性は複数の観点からの検討が必要とされるため，今後の研究として，対象児童の行動観察などの他の方法からの妥当性の検討も必要になると考えられる。また，サンプル数を増やし，信頼性，妥当性，学年差，性差などの再検討を行うことも今後の課題であると考えられる。

そして，本尺度を用いた今後の研究展開としては，健康，適応ならびに遂行力（学力や運動能力など）との関係を検討していくことが挙げられる。例えば，これまでの研究では，攻撃性，不安，自己愛傾向，内集団バイアス，防衛性の高さなどがセルフ・エスティームの不適切の特徴として研究されてきた（e.g., Kernis, Grannemann, & Barclay, 1989⁽²⁾; Jordan et al., 2003⁽²³⁾）。これらの特徴は，先行研究と同様に他律的セルフ・エスティームと正の関連が予想される。また，Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾は，随伴性セルフ・エスティームは他者との比較で勝ることや自分が決めた基準を遂行しようとする際の強いモチベーションとなることを示唆している。こうしたモチベーションは物事に対する遂行力を高める一方，健康・適応への負の影響と併発的に起こることが予想される。学校教育では学力の向上が重要視されるが，子どもの健康や適応を保ちつつ学力を向上させるセルフ・エスティームの役割を検討するためには，適応および不適応の両側面からのセルフ・エスティーム研究が重要な知見を導出すると期待される。さらに，セルフ・エスティームの不適切な側面は領域別に検討することも可能であることから，領域別の観点を加えた研究の展開も考えられる。

他律的セルフ・エスティームの全体と領域別の研究

他律的セルフ・エスティームの全体的な測定法は、自己価値の随伴領域に左右されずに不適応的なセルフ・エスティームの総合的なアセスメントを行うことができることを利点とする。一方、領域別の測定法は、不適応的なセルフ・エスティームの形成要因となる随伴事象を検討することや、領域ごとに他の変数との関連を検討できることを利点とする。しかし、これまでの研究では、全体と領域の双方の研究はそれぞれ独立した観点から尺度が開発されており、同一の概念を基盤とした研究内容となっていない。

Deci & Ryan (1995)⁽⁹⁾が自己価値の随伴からくるセルフ・エスティームを不適応的側面であると論じているのに対して、領域別の尺度を開発した Crocker et al. (2003)⁽¹¹⁾は、自己価値の随伴を必ずしも不適応的な特徴を持つと規定してはいない。彼らは、自己価値の随伴領域におけるライフイベントがセルフ・エスティームの高低に影響し、人の行動の規定因となると主張している。そのため、彼らの開発した尺度は、領域ごとに自己価値の随伴がセルフ・エスティームに影響するかどうかということを直接的に問う表現になっており (e.g., my self-esteem is influenced by how attractive I think my face or facial features are.)、本研究で扱っているような「他者との比較」や「競争意識の高さ」などの要因を明確に扱っていない。この点において、本研究の全体的な他律的セルフ・エスティーム測定法の開発の観点を踏襲することで、領域別の他律的セルフ・エスティームの測定法の開発も可能になると考えられる。

また、領域別の他律的セルフ・エスティームの測定法を開発する場合、研究目的にそった領域の設定が必要となる。例えば、Crocker et al. (2003)⁽¹¹⁾の研究では、随伴領域の中でも外的随伴が不適応的傾向を強めることを示している。競争的場面の多い学校教育の中でその形成が避けられない現状を見ると、外的随伴に分類される「競争」や「他者からの評価」、「学業的能力」を設定する可能性が考えられる。さらに、自己価値の随伴領域は発達段階や環境的要因によっても異なることが予想されるため、研究対象となる児童の発達段階や学校教育の現状を考慮した領域設定と研究内容が必要となる。

このように、他律的セルフ・エスティームの全体と領域の両指標および自律的セルフ・エスティームの指標を用いて、健康・適応への関連を検討することで、セルフ・エスティームの育成教育に寄与できる基礎研究が展開できると考えられる。一方で、これらの測定法は教育プログラムの効果評価など、介入研究への応用も可能であると考えられる。

セルフ・エスティーム教育における他律的セルフ・エスティームの位置づけ

介入研究における他律的セルフ・エスティームの測定方法の役割は、セルフ・エスティームの育成教育における不適応的側面の増減を可視化し、適応的側面をより効果的に高めることを可能にするという点にある。これによる介入研究の例には、TOP SELF (Trial Of Prevention School Education for Life and Friendship) の教育プログラムがある (鳴門教育大学予防教育科学センター, 2013)⁽³⁵⁾。TOP SELF は複数のプログラムから構成されるが、このプログラム群のうち、「自己信頼心 (自信) の育成 (Development of Self-Confidence)」 (Yamasaki, Murakami, Yokoshima, & Uchida, 2015)⁽³⁶⁾が、自律的セルフ・エスティームの育成を教育目標に作成されている。プログラムの主要目的の達成に関する教育効果評価は質問紙を用いて検討され、その効果の高さが報告されている (e.g., 安田・佐々木・山崎, 2013⁽³⁷⁾; 安藤・山崎, 2014⁽³⁸⁾; 村上・山崎, 2014⁽³⁹⁾)。

さらに、横嶋ら (2018)⁽²¹⁾では、自己信頼心 (自信) の育成を実施している2校の小学校 (4年生) を対象に、SE-IAT-C, 児童用 RSES (Rosenberg Self-Esteem Scale for Children: RSES-C) ならびに向社会性ビニエット尺度を用いて教育効果測定を行っている。その結果において特筆すべきは、SE-IAT-C が上昇する一方で、RSES-C に変化がなかった点である。これまで、RSES はセルフ・エスティームを高める教育の指標として活用されてきた。しかし、前述の通り、RSES は適応と不適応の両側面を混在していることや (伊藤ら, 2011)⁽⁸⁾、不適応的側面をより強く反映している可能性が指摘されている (山崎ら, 2017)⁽¹⁾。横嶋ら (2018)⁽³¹⁾では、教育前後で RSES-C に変化がみられなかった結果について、プログラムによって適応的側面が上昇し、不適応的側面が減少したことで、統計的無変化となったと考察しているが、山崎ら (2017)⁽¹⁾の指摘のように、RSES が不適応的側面の方をより強く反映しているのであれば、教育前後で RSES-C 得点が減少することが自律的セルフ・エスティームの育成プログラムにおいては望ましい。しかし、上記のような抽象的な検討に留まってしまうことが RSES を用いた研究の限界でもある。

こうした点を明らかにしながら、より効果的に自律的セルフ・エスティームを高めるプログラムへと改善を行うためにも、他律的セルフ・エスティームの測定による不適応的側面の増減を可視化する必要性は高い。また、RSES をセルフ・エスティームの指標として教育を評価する試みは、予期せず不適応的セルフ・エスティームの育成に傾倒していく可能性があることを付記しておきたい。自律的セルフ・エスティームを育むことは、子どもたちがより健康で適応的に学校生活を送る上で基礎となる特性である。測定方法のさらなる発展とともに、今後は、教育プログラムの効果を自律的セルフ・エスティームと

他律的セルフ・エスティームの両側面から捉える視点をもって、教育プログラムの改善、さらには新たな教育プログラムの作成へと活かしていきたい。

一文 献

- (1) 山崎勝之・横嶋敬行・内田香奈子「セルフ・エスティーム」の概念と測定方法の再構築—セルフ・エスティーム研究刷新への黎明—『鳴門教育大学研究紀要』32, pp. 1-19, 2017
- (2) Baumeister, R.F., Campbell, J.D., Krueger, J. I., & Vohs, K.D. Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4, pp. 1-44, 2003
- (3) Kernis, M. H. Grannemann, B. D., & Barclay, L.C. Stability and level of self-esteem as predictors of anger arousal and hostility. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(6), pp. 1013-1023, 1989
- (4) Rosenberg, M. *Society and the adolescent self-Image*. Princeton University Press, 1965
- (5) Kernis, M. H. Grannemann, B. D., & Mathis, L. Stability of self-esteem as a moderator of the relation between level of self-esteem and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, pp. 80-84, 1991
- (6) Kernis, M. H. Toward a conceptualization of optimal self-esteem. *Psychological Inquiry*, 14, pp. 1-26, 2003
- (7) Schmitt, D. P., & Allik, J. 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, pp. 623-642, 2005
- (8) 伊藤正哉・川崎直樹・小玉正博「自尊感情の3様態—自尊源の随伴性と充足感からの整理—」『心理学研究』81, pp. 560-568, 2011
- (9) Deci, E. L., & Ryan, R. M. Human autonomy: The basis for true self-esteem. In M. H. Kernis (Ed.), *Efficacy, agency, and self-esteem*. New York: Plenum. pp. 31-46, 1995
- (10) Crocker, J., & Wolfe, C. T. Contingencies of self-worth. *psychological Review*, 108(3), pp. 593-623, 2001
- (11) Crocker, J., Luhtanen, R. K., Cooper, M. L., & Bouvrette, A. Contingencies of self-worth in college students: Theory and measurement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, pp. 894-908, 2003
- (12) Zeigler-Hill, V., Clark, C. B., & Pickard, J. D. Narcissistic subtypes and contingent self-esteem: Do all narcissists base their self-esteem on the same domains? *Journal of Personality*, 76, pp. 753-774, 2008
- (13) Crocker, J., Karpinski, A., Quinn, D. M., & Chase, S. K. When Grades Determine Self-Worth: Consequences of Contingent Self-Worth for Male and Female Engineering and Psychology Majors. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(3), pp. 507-516, 2003
- (14) Kernis, M. H., Kakey C. E., & Heppner, W. L. Secure versus fragile high self-esteem as a 23 predictor of verbal defensiveness: Converging findings across three different 24 markers. *Journal of Personality*, 76, pp. 477-512, 2008
- (15) Ryan, R. M., & Deci, E. L. Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, pp. 68-78, 2000
- (16) 山崎勝之「トップ・セルフの教育目標 鳴門教育大学予防教育科学センター 予防教育に基づく「新しい学校予防教育」」『鳴門教育大学』第2版, pp. 17-47, 2013
- (17) 山崎勝之・内田香奈子・横嶋敬行・内山有美「無意識と意識, そして, インプリシット心的特徴」『鳴門教育大学研究紀要』31, pp. 1-18, 2016
- (18) Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. Implicit social cognition: Attitudes, self-esteem, and stereotypes. *Psychological Review*, 102, pp. 4-27, 1995
- (19) Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. Measuring individual differences in implicit cognition: The Implicit Association Test, *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, pp. 1464-1480, 1998
- (20) Greenwald, A. G., & Farnham, S. D. Using the implicit association test to measure self-esteem and self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, pp. 1022-1038, 2000
- (21) 横嶋敬行・内山有美・内田香奈子・山崎勝之「児童用の紙筆版自尊感情潜在連合テストの開発—信頼性ならびに Rosenberg 自尊感情尺度と教師による児童評定を用いた妥当性の検討—」『教育実践学論集』18, pp. 1-13, 2017
- (22) 小塩真司・西野拓郎・速水敏彦「潜在的・顕在的自尊感情と仮想的有能感の関連」『パーソナリティ研究』17, pp. 250-260, 2009
- (23) Jordan, C. H., Spencer, S. J., Zanna, M. P., Hoshino-Browne, E., & Correll, J. Secure and defensive high self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, pp. 969-978, 2003
- (24) Lane, K. A., Banaji, M. R., Nosek, B. A., & Greenwald, A. G. Understanding and using the implicit association test: IV: Procedures and validity. In B. Wittenberink & N. Schwarz (Eds.), *Implicit measures of attitudes: Procedures and controversies*. New York: Guilford Press, pp. 59-102, 2007
- (25) 内田由紀子「日本文化における自己価値の随伴性—

- 日本版自己価値の随伴性尺度を用いた検討」『心理学研究』79, pp. 250-256, 2008
- (26) Paradise, A. W., & Kernis, M. H. *Development of the Contingent Self-Esteem Scale*. Unpublished data, University of Georgia, 1999
- (27) 伊藤正哉・小玉正博「大学生の主體的な自己形成を支える自己感情の検討－本来感, 自尊感情ならびにその随伴性に注目して－」『教育心理学研究』54, pp. 222-232, 2006
- (28) Schwinger, M., Schöne, C. & Otterpohl, N. Structure of contingent self-esteem: Global, domain-specific, or hierarchical construct? *European Journal of Psychological Assessment*, Nov 30, pp. 1-10, 2015
- (29) 山崎勝之・横嶋敬行・賀屋育子・山口悟史・内田香奈子「他律的(随伴性)セルフ・エスティームの概念と測定法」, 『鳴門教育大学研究紀要』, 33, 印刷中
- (30) 山崎勝之・内田香奈子「調査研究における質問紙の作成過程と適用上の諸問題」『鳴門教育大学研究紀要』20, pp. 1-10, 2005
- (31) Ollendick, T. H., Pswald, D. P., & Francis, G. Validity of Teacher Nomination in Identifying Aggressive, Withdrawn, and Popular Children. *Journal of Clinical Child Psychology*, 18, pp. 221-229, 1989
- (32) 曾我祥子「小学生用5因子性格検査(FFPC)の標準化」『心理学研究』70, pp.346-351, 1999
- (33) 須崎康臣・兄井彰「小学生と中学生を対象にした Rosenberg における自尊感情尺度の妥当性, 信頼性及び因子構造の検討」『日本生活体験学習学会誌』13, pp. 33-98, 2013
- (34) 横嶋敬行・賀屋育子・内田香奈子・山崎勝之「ユニバーサル学校予防教育「自己信頼心(自信)の育成」プログラムの効果」－児童用紙筆版セルフ・エスティーム潜在連合テストを用いた自律的セルフ・エスティームへの教育効果の検討－, 『学校保健研究』60, 印刷中
- (35) 鳴門教育大学予防教育科学センター「予防教育科学に基づく「新しい学校予防教育」(第2版), 鳴門教育大学, 2013
- (36) Yamasaki, K., Murakami, Y., Yokoshima, T., & Uchida, K. Effectiveness of a school-based universal prevention program for enhancing self-confidence: Considering the extended effects associated with achievement of the main purposes of the program. *International Journal of Applied Psychology*, 5, pp. 152-159, 2015
- (37) 安田小響・佐々木恵・山崎勝之「学校予防教育プログラム TOP SELF「自己信頼心(自信)の育成」－小学4年生での実施と効果－」『鳴門教育大学学校教育研究紀要』27, pp. 59-68, 2013
- (38) 安藤有美・山崎勝之「学校予防教育プログラム TOP SELF「自己信頼心(自信)の育成」－中学1年生での実施と効果－」『鳴門教育大学学校教育研究紀要』28, pp. 87-96, 2014
- (39) 村上祐介・山崎勝之「学校予防教育プログラム TOP SELF「自己信頼心(自信)の育成」－小学校6年生での実施と効果の検討－」『鳴門教育大学研究紀要』29, pp. 169-183, 2014