

個性記述的視点を導入した自己不一致の測定

— 簡易版の信頼性, self-esteem との関連の検討 —

小平 英 志¹⁾

問題と目的

Higgins (1987, 1989) の自己不一致理論 (Self-discrepancy theory, 以下SDT) が、注目されてきた理由のひとつとして、目標となる自己像と現実の自己像とのズレ (自己不一致) の程度の測定に個性記述的 (ideographic) な視点を積極的に導入した点があげられる。従来の自己不一致の測定では、研究者側が用意した自己の側面の記述に対して被調査者側が評定を行うという法則定立的 (nomothetic) な手法が用いられてきた。例えば、加藤・返田 (1961) は、自己意識に関する項目を参考に85項目を準備し、被調査者にQ分類によって評定するように求め、得られた評定値の差を現実-理想不一致得点としている。また、中川 (1991) では、先行研究で用いられた20項目を用い、SD法によって現実自己と理想自己に関して評定を求め、現実自己と理想自己の評定値の差を現実-理想不一致得点として算出している。遠藤 (1992a) では、「なりたくない」自己 (負の理想自己) が取り上げられているが、山本・松井・山成 (1982) で作成された自己認知に関する記述を参考に項目を準備し、それぞれの項目に対して現実自己と負の理想自己に関して評定を求めている。これまでの多くの研究では、以上のように研究者側が準備した項目を用い、現実自己と理想自己の評定値の差をもって自己不一致の指標としていた (この他に、新井, 2001; Kinderman & Bental, 2000; Wolfe & Maisto, 2000など)。

それに対し、個性記述的視点を重視した立場では、自己を構成する諸側面に対して、accessibilityが個人によって異なるという点に着目する。この観点によると、研究者側が用意した自己の側面は、被調査者にとって活性化されやすい意味のある側面であるという保証が無く、それをもとにした自己不一致は「論じるだけの意義を持たない」(水間, 1998) ことになる恐れがある。そこで、個性記述的手法では、被調査者自身によって自由に記述

された意味のある自己の側面から、自己不一致の程度を求めると。例えば、SDTの仮説検証で自己不一致の測定尺度として用いられた Selves-Questionnaire (Higgins, Klein & Strauman, 1985) では、被調査者に、目標となる自己 (理想自己と義務自己) と現実自己を10個ずつ自由に記述するように求める。そして、目標となる自己と現実自己との同意・反意関係の個数を自己不一致の程度の指標とする。この手続きによって各被調査者の意識しやすい自己の側面が自己不一致の得点に反映されるわけである。

すでに Moretti & Higgins (1990) によって、個性記述的手法を用いて測定された自己不一致の方が、従来の法則定立的手法を用いた場合よりも、self-esteem との負の関連が強くなることが示されている。また、研究者が用意した特性語のうち、被調査者が重要視する側面のみを得点化に用いた遠藤 (1992b) においても、自己不一致と self-esteem の相関が高くなることが示されている。つまり、被調査者にとって意味のある自己の側面のみを抽出し、自己不一致を計算する際の素点とすることによって、より個人にとって意味のある自己不一致の得点が算出されると考えられよう。小平 (2000a) は、個性記述的手法による自己不一致の測定が被調査者に及ぼす影響を検討している。調査後の感想の分類を行った結果、個性記述的手法による測定を通して自己理解が促進されたという記述とともに、「ちょっと恥ずかしい」、「かいま見られているような気がする」といった記述も得られた。このような結果からも、個性記述的手法は、個人にとって意味のある側面が自己不一致得点として反映される機会を増加させていることがわかる。

しかしながら、個性記述的手法にも課題点はある。この手法は被調査者に自由記述を求めるために、研究者側は得られたデータの処理に多くの時間と労力を費やさざるをえない。例えば、先述の Selves-Questionnaire では、まず、研究者は、現実自己として記述された語と理想自己 (もしくは義務自己) として記述された語を比較し、それが同意語か反意語か無関係かを分類する。その

1) 名古屋大学大学院教育発達科学研究科研究生

後、反意語の数の多さ及び同意語の数の少なさから、現実-理想不一致（もしくは現実-義務不一致）得点を求める。同意・反意の判断が難しい点、さらにこの手続きが各被調査者の記述に関して行われる点から、これまでの、各自己像での評定値の差を合計するだけの法則定立的手法と比べ、明らかに研究者側のコストは大きい。このコストの大きさを考えると、わざわざ個性記述的手法を用いる理由がみあたらないとする見解もある (Tangney, Niedenthal, Covert, & Barlow, 1998)。

しかし、最近の日本における自己不一致研究 (小平, 2000b, 2002; 水間, 1998) では、「それら (理想・義務自己) についてどの程度実際の自分に当てはまりますか」といった教示を用いて、理想自己 (義務自己) に関する自由記述の後に現実自己との不一致を評定するように求めるという方法が用いられている (以下、この方法を簡易版の個性記述的手法とする)。この手法は、評価基準となる自己指針の accessibility を考慮しつつも研究者側のコストを抑えた手法であるといえる。

個性記述的手法による自己不一致の測定が「被調査者の自己像の枠組みに沿った測定方法」であるという点は評価に値する。今後の自己不一致研究では、よりコストが小さい個性記述的視点を導入した測定方法が用いられていくと考えられる。先述の通り、すでに日本では、簡易版の個性記述的手法による自己不一致の測定が行われ始めている。しかしながら、これまでの研究において、その測定方法自体に関して十分な検討が行われたわけではない。つまり、簡易版の個性記述的手法による自己不一致の測定法は、1つの測定のアイデアとして紹介されたに過ぎない段階であるといえる。そこで本研究では、この個性記述的視点を含んだ自己不一致測定法の簡易版に関して、その基礎統計量や信頼性を検討することを目的とする。同時に self-esteem との関連から、従来の法則定立的方法との比較を行う。これらの検討を通して、この簡易版の個性記述的手法が測度として十分な信頼性を有しているのかどうかを検討したい。

SDT では、理想自己と現実自己の不一致だけでなく、義務自己と現実自己の不一致を変数として取り上げている。また、自らの視点による自己像なのか、重要な他者の視点による自己像であるのかも問題となり、複数の種類の不一致が取り上げられることがしばしばである (例えば, Alexander & Higgins, 1993; Gonnerman, Parker, Lavine, & Huff, 2000; Snyder, 1997)。そこで本研究では、特に現実-理想不一致と現実-義務不一致の2種類の自己不一致を測定することを前提に、簡易版の個性記述的手法に関する検討を行うこととする。

研究1 基礎統計量の検討

研究1では、算出される自己不一致得点の基礎統計量に関して検討を行う。

方法

分析対象 自己不一致に関する3つの調査研究で対象となった東海地方の大学生1002名のうち、欠損のあるデータを除いた920名 (男性347名, 女性573名) が分析対象とされた。平均年齢は19.62歳であった。調査は1999年5月より2001年5月の間に実施されたものであった。3つの調査では、それぞれの研究目的に従って自己不一致測定票以外の尺度が実施されていた。しかし、いずれの調査においても調査の最初に自己不一致測定票への回答が求められた。

調査内容 簡易版の個性記述的手法である、自己不一致測定票 (小平, 2002) が実施された。まず、「あなたが「こうありたい」と考えているあなたの状態を思い浮かべて下さい」という教示のもと、被調査者に理想の自分の姿を思い浮かべるように求め、その姿を「～人間」という言葉が続くような形で5つ記述するように求めた¹⁾。続いて、それぞれの記述に関して、実際の自分はその記述にどれほどあてはまるのかを「全くあてはまらない (1点)」から「非常にあてはまる (5点)」までの5件法で評定するように求めた (Appendix 参照)。同様に、「こうあるべき」と考えている状態 (義務) に関して作業を求めた質問紙も実施された。

被調査者の約半分 ($n = 486$) には、先に理想自己に関する記述・評定を求め、続いて義務自己に関する記述・評定を求めた。また、残りの被調査者 ($n = 434$) には義務自己に関する記述・評定を先に求め、続いて理想自己に関する記述・評定を求めた。なお実施の際には、「それぞれの自己について、どうしても5つあがらない人は5つより少なくてもかまわない」という教示を行った。小平 (2002) では、5つ以下の記述をした被調査者が見られたため、自己不一致得点を記述数で割った値で

1) Higgins et al. (1985) で用いられた Selves-Questionnaire や水間 (1998) の測定法では、1つの自己に関して10個の記述を求めている。しかしながら先述の通り、従来の研究では、数種類の自己不一致が一度に測定されることが多く、他の尺度も同時に実施されている。この測定法では、測度の信頼性を損なわない程度でかつ被調査者の負担や調査への利用可能性を考慮した数として、5個の記述を各自己に関して求める形としている。

算出している。本研究においても小平(2002)と同様に記述数で割った値を自己不一致得点として検討を行った。

結果・考察

自己不一致得点の検討 小平(2002)に従い、理想自己、義務自己に関する5つの記述の評定値を合計して逆転させ、記述数で割った値を現実-理想不一致得点、現実-義務不一致得点とした。自己不一致得点の分布をFigure 1に、基礎統計量をTable 1に示す。

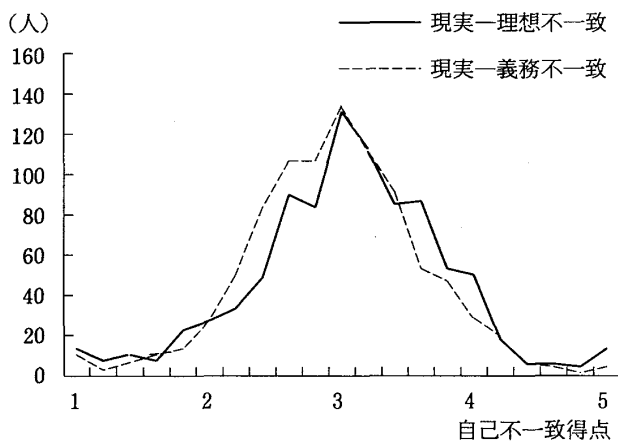


Figure 1 自己不一致得点の分布

Table 1 自己不一致得点の基礎統計量

	平均	標準偏差
現実-理想不一致	3.06	0.74
現実-義務不一致	2.94	0.65

自己不一致得点における性差(男性, 女性), 実施順序(理想先行, 義務先行), 自己不一致の種類(現実-理想不一致, 現実-義務不一致)の効果を検討するため, 3要因分散分析を実施した。その結果, 自己不一致の種類の主効果($F(1,916)=30.78, p<.001$)と実施順序と自己不一致の種類との交互作用($F(1,916)=13.50, p<.001$)が有意であった。単純主効果の検定を行ったところ, 義務先行条件における自己不一致の種類のみが認められた($F(1,916)=43.87, p<.001$)。すなわち, 義務先行条件においては現実-理想不一致の方が現実-義務不一致よりも大きな値を示す傾向にあった。

以上, 自己不一致得点に関しては, 性差の効果は認められなかった。また, 順序によって現実-理想不一致及び現実-義務不一致の得点に差異が見られないことも示された。ただし, 義務自己に関する評定を先に求めた場合に, 現実-理想不一致と現実-義務不一致との差異が大きくなる傾向が見出された。

研究2 再検査信頼性の検討

SDTでは, 自己不一致は不快感情の経験しやすさ(vulnerability)を説明する変数としてとらえられている。比較的安定した感情経験の予測因としての自己不一致は, やはり特性としてとらえられるべき変数であると考えられる。簡易版の自己不一致においても, ある程度安定した自己不一致の部分が測定されることが望ましい。研究2では, 簡易版の個性記述的手法の再検査信頼性を検討する。

方法

調査対象 東海地方の大学に通う学生57名(男性13名, 女性44名)を対象に調査を実施した。平均年齢は19.79歳であった。

調査内容 研究1と同様に自己不一致測定票が実施された。

調査時期 第1期調査は2002年5月に実施され, 第2期調査はその4週間後の2002年6月に実施された。

結果・考察

記述部分の安定性 自由記述部分が1ヶ月の期間でどれほど安定しているかを検討するため, いずれかの時期, 自己像で5つの記述を行わなかった4名を除き, 以下の分析を行った。まず, 第1期の自由記述のうち, 第2期の自由記述でも同語, 同意語(辞書上で同じ意味であるとされる語句)が記述された数を個人毎にカウントした。次に, 判定の信頼性を検討するため, 心理学を専攻とする大学院生1名に研究の目的を知らせずに判定を依頼した。その結果, 著者の判定との一致率は81.58%(理想自己77.19%, 義務自己85.96%)であった。著者と大学院生の判定が一致しなかった部分に関しては2者間で協議を行い, 最終的な判定を決定した。その結果, 第1期の調査のうち, 理想自己で平均1.92個(38.49%), 義務自己で平均1.66個(33.21%)の記述の同意語が1ヶ月後の第2期にも記述されていた。

自己不一致得点の再検査信頼性 再検査信頼性の確認のため, 現実-理想不一致得点及び現実-義務不一致得点それぞれで, 第1期と第2期の相関係数を算出した。その結果, 現実-理想不一致で.69, 現実-義務不一致で.65の値が得られた(ともに $p<.001$)。自由記述部分で第2期に第1期の同意語が記述される割合が3割程であることから考えると, この相関係数は比較的高い値だと考えられる。

研究3 self-esteemとの関連の検討

研究3では、簡易版の個性記述的手法と従来の法則定立的方法の2つの方法で自己不一致を測定し、self-esteemとの関連の強さを比較する。さらに、個性記述的な測定はどのような被調査者にとってより意味のある自己不一致を抽出し得るのかについても検討を加えたい。法則定立的手法により自己像の「再認」を求めるのではなく、個性記述的な方法による自己像の「再生」を求めた方が、その個人の意味のある自己不一致を抽出できるのは、どのような個人を対象にした場合であろうか。特に以下の2点が重要となると考えられる。第1に十分に自己を意識していることである。客体的自覚理論(Duval & Wicklund, 1972)からも予測されるように、より自己に注目しやすい個人は、より重要な側面を自己評価に反映させやすい。第2に言語表現の問題である。個性記述的手法が被調査者に自己の状態を記述するように求める点から、自己の状態を言語化できることが重要となろう。よって、被調査者の自己意識が高く、言語表現能力が高い場合には、個性記述的手法を用いた方が、その個人にとって意味のある自己不一致得点を算出する可能性を高められると考えられる。逆に、自己意識が低く、言語表現能力の低い個人にとっては、個性記述的手法が有効でない可能性も考えられよう。

以上、研究3では個性記述的手法のself-esteemに対する予測力の検討を行うとともに、自己意識及び言語表現力の観点から、どのような被調査者に対して個性記述的手法が有用であるのか、検討を行う。

方法

調査対象 東海地方の大学に通う学生160名(男性75名、女性85名)を対象に調査を実施した。平均年齢は19.80歳であった。

調査内容 ①自己不一致測定票 ②重要な自己の諸側面尺度 法則定立的手法による自己不一致の測定を行うため、山本ら(1982)の32項目が実施された。被調査者には、まずどの程度「そうありたい」と思うか評定を求め、次にどの程度「そうあるべき」だと思ふかで評定を求めた。最後に「現在のあなた自身」にどの程度あてはまるか、評定を求めた。得点化は遠藤(1992b)を参考に、理想自己・義務自己の評定値と現実自己の評定値の差の2乗和をもって現実-理想不一致得点、現実-義務不一致得点とした。③言語表現不全尺度 自分の用いる言葉が内的表象を十分に表しているという経験の少なさを示す尺度項目を作成した。例えば、「考えていることにぴったり当てはまる表現が浮かばないことが多い」、

“どのように表現すればいいのかわからないことがよくある”、“自分の感じていることを説明するにはあまり困らない(逆転項目)”、“言葉を使って自分を表現するのは得意な方だ(逆転項目)”など、13項目を作成した。④私的自意識尺度 菅原(1984)の自意識尺度のうち、私的自意識に関する10項目を用いた。⑤self-esteem尺度 Rosenberg(1965)のself-esteem尺度の日本語版10項目(星野, 1970)を用いた。

いずれの尺度も「全くあてはまらない」から「非常にあてはまる」までの5件法で評定を求めた。

調査時期 調査は2003年10月に実施された。

結果・考察

self-esteemとの相関関係 個性記述的手法、法則定立的手法によって測定された自己不一致とself-esteem(平均値26.87, 標準偏差6.04, $\alpha = .84$)との関連を検討した。相関係数を算出したところ、現実-理想不一致とself-esteemでは、個性記述的手法が $-.48$ 、法則定立的手法で $-.43$ 、現実-義務不一致とself-esteemでは、個性記述的手法が $-.46$ 、法則定立的手法で $-.44$ であった。有意な差異ではないものの、現実-理想不一致と現実-義務不一致のいずれも、個性記述的手法で測定した場合の方がself-esteemとの相関係数は高い値を示した。これらの結果から、簡易版の個性記述的手法はself-esteemに対して、少なくとも法則定立的手法と同程度の予測力を持っていると考えられる。

自己意識傾向・言語表現不全による影響 本研究で作成された言語表現不全尺度項目に対して因子分析(主成分分解)を行ったところ、固有値は6.88, 1.15, 0.97と減衰しており、高い単因子性が認められた。1因子解を採用して再度因子分析を行った結果、全ての項目で因子負荷の絶対値が.45以上を示した。逆転項目を換算後、全13項目の合計を言語表現不全得点とした(平均値45.26, 標準偏差8.83, $\alpha = .87$)。私的自意識に関しては、先行研究通り10項目の合計点をもって自己意識得点とした(平均値36.08, 標準偏差4.83, $\alpha = .73$)。

続いて自己意識得点、言語表現不全得点のそれぞれの平均値をもとに、高意識表現不全群($n = 31$)、高意識表現群($n = 37$)、低意識表現不全群($n = 32$)、低意識表現群($n = 36$)の4群を設定した。それぞれの群で、個性記述的、法則定立的手法による自己不一致とself-esteemとの相関係数を算出した(Table 2)。

まず、高意識表現不全群及び低意識表現不全群では、個性記述的、法則定立的手法の両方で、self-esteemとの相関係数が有意であった。高意識表現群では、個性記述的手法による自己不一致のみがself-esteemと有意な

Table 2 self-esteem との相関係数

	個性記述的 手法	法則定立的 手法
現実－理想不一致		
高意識表現不全群	-.56**	-.60***
高意識表現群	-.52**	-.30
低意識表現不全群	-.46**	-.51**
低意識表現群	-.29	.01
現実－義務不一致		
高意識表現不全群	-.57***	-.65***
高意識表現群	-.52***	-.29
低意識表現不全群	-.46**	-.44*
低意識表現群	-.07	-.10

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

関連を示した。低意識表現群では、いずれの関連も有意ではなかった。これらの結果から、自己意識が高く、自身が満足のいく言語表現が可能な個人にとって、self-esteem と有意な関連を持つのは個性記述的手法によって測定された自己不一致であることが示された。このことは、個性記述的手法が、自己意識が高く言語表現が可能である個人に対して、特に有効であることを示している。さらに自己意識が高いものの言語表現に満足のいかない傾向のある個人では、法則定立的手法よりも値が低いものの、個性記述的手法とself-esteem との関連は有意であった。これらの結果から、簡易版の個性記述的手法によって測定される自己不一致は、法則定立的手法の場合と同程度にself-esteem と関連し、とりわけ、自己意識が高く言語表現力の高い個人にとっては、より意味のある側面を抽出可能であることが示されたといえよう。

総合考察

本研究では、個性記述的手法による自己不一致の測定に注目し、より調査者側のコストの小さい簡易版を取り上げ、その信頼性及びself-esteem との関連を検討した。研究1では、基礎統計量に関する検討を行った。研究2では自由記述部分の安定性及び自己不一致得点の再検査信頼性に関して検討した。研究3では従来の測定法である、法則定立的手法との比較を行った。特にself-esteem との関連に焦点をあて、被調査者の自己意識の強さ、言語表現力を考慮に入れた検討を行った。

まず、5つの評定値を合計した自己不一致得点に関して、基礎統計量が算出された。さらに性差、実施順序及び自己不一致の種類が検討された。その結果、性差は確認されなかった。性差に関しては、従来の個性記

述的手法を用いた研究においてもほとんど示されておらず、男女を区別した分析は行われていない（例えば、Bruch et al., 2000など）。性差が認められないという簡易版の結果は、従来の個性記述的手法と対応していると考えられる。また、順序に関しても主効果が認められなかった。つまり、実施順序によって現実－理想不一致や現実－義務不一致の得点が異なるわけではなかった。Higgins (1999) では、accessibility の効果を最大限に引き出すためにSelves-Questionnaireをテストの最初に組み込むことを提唱しているが、特に理想自己と義務自己の評定の順序に関しての言及はない。本研究の結果からも、実施順序によって自己不一致得点に差異は見られないことが示された。しかしながら、順序と自己不一致の種類が交互作用が有意であり、義務自己を先に評定した場合には2つの自己不一致の差異が有意になることも示された。このことから必要に応じて実施時にカウンターバランスを考慮する必要があると考えられる。また、基本的に現実－理想不一致よりも現実－義務不一致の方が低い値を示していた（Table 1）ことは、理想自己と義務自己の定義と合致する結果であったといえる。義務自己は「満たすべき最低基準」として目標化されているものであり、一般的に理想自己よりも達成水準の低い目標であると考えられている（例えば、小平, 2000b; 辻, 1993）。ゆえに、現実－義務不一致は自分に対する「ネガティブである」という感覚を引き起こす（Higgins, 1987; 小平, 2002）。これらの自己不一致の概念上の差異は、簡易版によって算出された自己不一致得点として反映されていたと考えられる。以上、簡易版を用いた本研究では、従来の個性記述的手法を用いた研究と対応する結果が得られたといえよう。

再検査信頼性に関しては、1ヶ月の期間の前後で自己不一致得点の相関係数を求めたところ、現実－理想不一致で.69、現実－義務不一致で.65の値が得られた。法則定立的手法を用いた一般的な尺度と比較すると、この値は若干低めの値といえる。しかしながら、自由記述部分の安定性をみてみると、2期目の調査において1期目の記述の同意語が記述される割合は3割ほどであった。加えて、被調査者によって記述する語句が異なること、同じ被調査者でも調査時期によって表現が変わる場合があることを考慮すると、この相関係数は低い値ではないことがわかる。ゆえに、この簡易版の個性記述的手法は再検査信頼性を十分に備えた手法であるといえよう。

self-esteem との関連では、簡易版の個性記述的手法は少なくとも従来の法則定立的手法と同程度の相関係数を示すことが明らかになった。さらに、自己意識の程度、言語表現力を考慮した分析を行った。その結果、自己意

識が高く言語表現力の高い個人にとって、self-esteemと有意な関連を示すのは簡易版の個性記述的手法による自己不一致のみであった。一方で、自己意識が高いものの言語表現に満足のかない個人にとっては、自由記述を求める個性記述的手法は不適切であると予測された。しかし、法則定立的手法に比べて値は低いものの.50以上の関連を示した。これらの結果から、簡易版の個性記述的手法が特に有用である対象者が明らかになったといえる。また一方で、自由記述を求める個性記述的手法が、自らの言語表現力に満足のかない対象者にとっても十分に有効であることが示された。ただし、どちらの手法においても、自己意識が低く、言語表現に満足していない個人では、自己不一致とself-esteemとの関連が有意にならないという結果も無視できない。今後は、質問紙法による自己不一致の測定の限界を考慮しつつも研究目的に即した手法が用いられる必要があろう。

以上、一連の検討から、簡易版の個性記述的手法が自己不一致を測定する上で信頼できるツールであるといういくつかの結果を示すことができたと考えられる。本研究の結果、特に研究3の結果から、従来の法則定立的手法と比べてアドバンテージがあると見るのかどうか、判断が分かれるところではあるが、少なくとも自由記述をもとにしたこの測定法が与える不安定なイメージは、再検査信頼性やself-esteemの予測の点から払拭できたと見えよう。

最後にこの簡易版の個性記述的手法の活用に関して言及したい。第1に、この手法は法則定立的手法と同様、自己不一致を測定する目的で調査に組み込むことができる。法則定立的手法よりも被調査者の自己像の枠組みや、属性の意識しやすさを考慮した自己不一致の得点を算出することが可能である。第2に、この手法は検査として利用することが可能であると考えられる。臨床場面において、対象者の自己像のありようやそれに対する態度を、比較的短時間で明らかにすることでできよう。そもそも個性記述的視点は個の記述を目的とした視点であり、検査的な利用に適している。特に、調査の目的によっては分析の対象とされない自由記述部分は、個人を理解する上では重要な手がかりになると考えられる(例えば、小塩・小平, 2004など)。第3に、心理学を中心とした自己理解促進のための授業に用いることが可能である。心理学の授業では20答法などの自己像を言語化、視覚化するような質問票がしばしば用いられる。簡易版の個性記述的手法を用いた自己不一致の測定は個人の深い内省を促す(小平, 2000a)ことから、そのような目的で行われる授業等で利用可能なツールの1つとしても位置づけられよう。

引用文献

- Alexander, M. J. & Higgins, E. T. 1993 Emotional trade-offs of becoming a parent: How social roles influence self-discrepancy effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 1259-1269.
- 新井幸子 2001 理想自己と現実自己の差異と不合理な信念が自己受容に及ぼす影響 心理学研究, 72, 315-321.
- Bruch, M. A., Rivet, K. M., & Laurenti, H. J. 2000 Type of self-discrepancy and relationships to components of the tripartite model of emotional distress. *Personality and Individual Differences*, 29, 37-44.
- Duval, S. & Wicklund, R. A. 1972 *A theory of objective self-awareness*. New York: Academic Press.
- 遠藤由美 1992a 自己評価基準としての負の理想自己 心理学研究, 63, 214-217.
- 遠藤由美 1992b 自己認知と自己評価の関係—重みづけをした理想自己と現実自己の差異スコアからの検討— 教育心理学研究, 40, 157-163.
- Gonnerman, Jr. M. E., Parker, C. P., Lavine, H., & Huff, J. 2000 The relationship between self-discrepancies and affective states: The moderating roles of self-monitoring and standpoint on the self. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26, 810-819.
- Higgins, E. T. 1987 Self-discrepancy theory: A theory relating Self and Affect. *Psychological Review*, 94, 319-340.
- Higgins, E. T. 1989 Self-discrepancy theory: What patterns of self-beliefs cause people to suffer? In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* Vol. 22, pp. 93-136. New York: Academic Press.
- Higgins, E. T. 1999 When do self-discrepancies have specific relations to emotions?: The second-generation question of Tangney, Niedenthal, Covert, and Barlow (1998). *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1313-1317.
- Higgins, E. T., Klein, R., & Strauman, T. 1985 Self-concept discrepancy theory: A psycho-

- logical model for distinguishing among different aspects of depression and anxiety. *Social cognition*, 3, 51-76.
- 星野 命 1970 感情の心理と教育(二) 児童心理, 24, 1445-1477.
- 加藤隆勝・返田 健 1961 青年の自己像, 理想的自己像及び理想的異性像に関する一考察 教育心理学研究, 9, 1-8.
- Kinderman, P., & Bental, R. P. 2000 Self-discrepancy and causal attributions: Study of hypothesized relationships. *British Journal of Clinical Psychology*, 39, 255-273.
- 小平英志 2000a 個性記述的方法による自己の測定は大学生に何をもちたらすか—自己を記述するという課題に対する感想から— 教育心理学論集, 29, 7-12.
- 小平英志 2000b 「最低限こうでなくてはいけない」自己と現実自己との不一致—不快感情との関連を中心に— 名古屋大学教育発達科学研究科紀要(心理発達科学), 47, 215-222.
- 小平英志 2002 女子大学生における自己不一致と優越感・有能感, 自己嫌悪感との関連—理想自己と義務自己の相対的重要性の観点から 実験社会心理学研究, 41, 165-174.
- 水間玲子 1998 理想自己と自己評価及び自己形成意識の関連について 教育心理学研究, 46, 131-141.
- Moretti, M. M. & Higgins, E. T. 1990 Relating self-discrepancy to self esteem. *Journal of Experimental Social Psychology*, 26, 108-123.
- 中川 薫 1991 自己開示及びそれに伴う現実自己と理想自己のずれの変動に影響を与える要因に関する研究 実験社会心理学研究, 31, 13-21.
- 小塩真司・小平英志 2005 自己愛傾向と理想自己—理想自己の記述に注目して— 中部大学人文学部研究論集, 13, 37-54.
- Rosenberg, M. 1965 *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Snyder, R. 1997 Self-discrepancy theory, standards for body evaluation, and eating disorder symptomatology among college women. *Women & Health*, 26, 69-84.
- 菅原健介 1984 自己意識尺度 (self-consciousness scale) 日本語版作成の試み 心理学研究, 55, 184-188.
- Tangney, J. P., Niedenthal, P. M., Covert, M. V., & Barlow, D. H. 1998 Are shame and guilt relate to distinct self-discrepancies? A test of Higgins's (1987) hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 256-268.
- 辻 平次郎 1992 完全主義の構造とその測定尺度の作成 甲南女子大学人間科学年報, 17, 1-14.
- Wolfe, W. L., & Maisto, S. A. 2000 The effect of self-discrepancy and discrepancy salience on alcohol consumption. *Addictive Behaviors*, 25, 283-288.
- 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.
(2005年9月30日 受稿)

Appendix 自己不一致測定票

A あなたが「こうありたい」と考えているあなたの状態を思い浮かべてください。

(1) 「こうありたい」自分の状態を、言葉で表すとどのような言葉になりますか。①の欄に、思いつく順番に5つあげてください。ただし、答える際には、「～な人間」「～の人間」の様に、最後に「人間」という言葉につながるように答えてください。

例) 人に好かれる 人間 (でありたい)

(2) それぞれの「こうありたい」状態について、実際の自分はどの程度あてはまりますか。②の欄に、「全くあてはまらない」から「非常にあてはまる」までのどれかに○をつけてください。

例) 人に好かれる 人間 (でありたい) . . . 1 2 **3** 4 5

①「 <u>こうありたい</u> 」自分とは…		②実際の自分には…				
		全くあてはまらない	あてはまらない	どちらともいえない	あてはまる	非常にあてはまる
I.	<u>人間 (でありたい)</u>	1	2	3	4	5
II.	<u>人間 (でありたい)</u>	1	2	3	4	5
III.	<u>人間 (でありたい)</u>	1	2	3	4	5
IV.	<u>人間 (でありたい)</u>	1	2	3	4	5
V.	<u>人間 (でありたい)</u>	1	2	3	4	5

注) 義務自己に関する不一致の測定では、「こうありたい」、「でありたい」の部分を「こうあるべき」、「であるべき」に変えて実施された。

ABSTRACT

Measuring self-discrepancy by ideographic approach with the brief version:
The reliability and the relationship with self-esteem

Hideshi KODAIRA

This study examined reliability of the brief-version questionnaire with ideographic approach, measuring self-discrepancies. In Study 1, data ($n = 920$) on three past studies were analyzed focusing on the descriptive statistics of self-discrepancy. In Study 2, test-retest reliability of this questionnaire was investigated. The questionnaire was administered twice with the interval of a month ($n = 57$). Result showed that this method had good test-retest reliability. In Study 3, Comparison of ideographic and nonideographic method measuring self-discrepancy was performed about relationships to self-esteem. Each index significantly related to self-esteem. For participants with high private self-consciousness and expression capability, only discrepancies measured with ideographic approach were significantly related to self-esteem. It was showed that the brief-version questionnaire with ideographic approach was useful for measuring self-discrepancy.

Key words: self-discrepancy, ideographic approach, brief method, self-esteem