

自尊感情のレベルおよび変動性と Big Fiveパーソナリティ特性の関連

—2項目自尊感情尺度を用いた14週間の複数回測定による検討—

箕浦 有希久

[Abstract]

The purpose of the present study was to examine whether self-esteem level and self-esteem instability were associated with the Big Five personality dimensions and to compare with multiple coefficient of the internal consistency with short scales (e.g. TIPI-J, TISE-Trait). This was accomplished by conducting a 14-week study of female college student samples with repeated weekly measurements. As a result, self-esteem level was positively associated with extraversion, agreeableness, and openness, whereas negatively associated with neuroticism (emotional instability). Self-esteem instability was positively associated with extraversion, and negatively associated with conscientiousness. The interaction effect of the self-esteem level and instability was not clearly associated with each trait of Big Five personality. The internal consistency of the short scales was calculated and compared using multiple coefficient (Pearson's r , Spearman-Brown's formula, Angoff-Feldt coefficient, Cronbach's α , McDonald's ω). Discussions were held on the appropriateness of the Angoff-Feldt coefficient as an indicator of internal consistency for the two-item scale and the need for more examination using a psychological personality scales based on biologically evidenced personality theory.

キーワード : self-esteem instability, internal consistency, Angoff-Feldt coefficient, congeneric measures, Two-Item Self-Esteem scale

問題と目的

自尊感情は高ければよいというわけではない

心理学や教育学における自尊感情（self-esteem）の研究者および実践家は長い間、どのようにすれば人々や子どもたちの自尊感情を高めることができるかを追求し続けてきた（Branden, 1969）。例として1980年代のアメリカ合衆国カリフォルニア州では、the California Task Force to Promote Self-Esteem and Personal and Social Responsibilityの名のもとに多額の予算が投じられて人々の自尊感情を高める教育的介入が行われた。青少年非行をはじめとするあらゆる社会問題の根源が自尊感情の低さであるとみなされ、自尊感情を高めることですべての問題が解決すると考えられていた。現在ではこのような自尊感情の向上が社会問題や個人の苦悩を何でも区別なく改善に導くといったあまりに単純な発想は“自尊感情神話（myth of self-esteem）”として批判的に捉えられている。その後、Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs（2003）による総説を決定打として、自尊感情の高低とさまざまな社会問題や個人の苦悩の間には明確な因果関係は認められないことが通説となった。

自尊感情に魔法の万能薬のような効果がないことは確かであるが、しかしまったく無意味な指標というわけでもない。自尊感情の適度な高さは幸福感をはじめとするポジティブ感情経験の多い健康的な日常生活を送っていることを反映しており、QOL（quality of life）の一側面の指標として有用である。また自尊感情の極端な低さは病的な抑うつ症状と関連があり、自尊感情の高低は精神的健康の総合的な指標の一つとして注目する価値がある（Guindon, 2010）。自尊感情を切り口として人間の適応を捉えようとするとき、自尊感情の単純な高さ・低さだけに拘泥するのではなく、secure self-esteemであるか否かに目を向けなければならない（Kernis & Lakey, 2010）。ただし、自尊感情がsecureであることを捉えるための視点には、概念上の違いだけでなく測定法の違いも混交してさまざまなアイデアが提案されており、自尊感情は今なお研究の盛んなテーマである。

自尊感情の変動性（instability）というアイデア

単純な高低だけでは説明しきれない自尊感情と適応の関係性に対して、ブレイクスルーを生み出すために投入された新たな説明変数の一例に、自尊感情の変動性を挙げるができる（Kernis, Grannemann, & Barclay, 1989）。自尊感情の変動性研究の文脈では、ある一時点の自尊感情が高いか低いかに個人差だけでなく、自尊感情が数日間のあいだに大幅に上昇したり下降したりするような特徴をもつか否かに注目をする。自尊感情が高く、また同時に不安定である者は低下した自尊感情を取り戻すために攻撃的な振る舞いもいとわなといった不適応の特徴をもつことが指摘されている（Baumeister, Smart, & Boden, 1996；Kernis, et al., 1989）。反対に自尊感情が低くまた同時に安定している者は低評価と劣等感に

偏った病的な自己像をはじめとする抑うつの特徴を有するため、自尊感情が低い者の中では不安定さのある者の方が主観的幸福感も高く (Paradise & Kernis, 2002)、より適応的特徴をもっていると言える。

自尊感情の不安定さが自尊感情の高低ごとに適応との関係が異なるという結果は、日本人を対象とした研究においても報告されている。市村 (阿部) (2011) では、自尊感情の低下後の回復行動の違いに注目している。自尊感情が高い者の中では、自尊感情が安定した者は様々な回復行動を行うのに対して、不安定な者は他者から評価されることを防ぐ方法を取りやすい。また自尊感情が低い者の中では、自尊感情が安定した者は回復行動全般を取らないのに対して、不安定な者は他者からの受容を引き出すような行動をとる傾向がみられた。

自尊感情の変動性の操作的定義は「約1週間、毎日回答した自尊感情尺度得点の個人内標準偏差」である。同時に「約1週間、毎日回答した自尊感情尺度得点の個人内平均」も算出し、自尊感情のレベルと呼ぶことがある。単発測定の特性自尊感情と同じ心理的構成概念を表しているが、単発測定において排除できない測定時点の特殊な要因による測定誤差がより小さくなると期待できるため、自尊感情のレベルの方は特性自尊感情の指標として精度の高いものであると考えられる。

自尊感情の変動性を測定する際の課題

操作的定義にしたがって自尊感情の変動性やレベルを測定するためには、約1週間、何度も繰り返し自尊感情尺度に回答する必要がある、調査対象者に大きな負担をかけることになる。過去にはより負担の小さい方法として単発測定で自尊感情や自己概念の変動性を自己評定させる尺度も考案された (小塩, 2001; Rosenberg, 1965)。しかし、自尊感情や自己概念の変わりやすさを単発測定で自己評定させた値と、数日間続けて測定した自尊感情から算出した自尊感情の変動性の指標との間には低い相関関係しかみられないという報告がある (Kernis, Grannemann, & Barclay, 1992)。そのため実際に複数回測定を行って測定された自尊感情の変動性と比べて不正確な指標であるとみなされたり (Kernis, Grannemann, & Mathis, 1991)、あるいは単発測定による自尊感情の変動性を「知覚された自尊感情の変動性 (perceived self-esteem instability)」という異なる自己概念の一側面とみなす視点から新たな研究が生まれたりしている (Howard, 2019; 小川, 2020)。

自尊感情の変動性を測定する際の対象者の負担を軽減する別の方法として、超短縮版尺度 (short scale/very short form/ultra-brief version) を用いる方法が挙げられる (箕浦・成田, 2017a)。超短縮版尺度とは非常に少ない数の質問項目で心理的構成概念の測定を試みる尺度である (小塩, 2015)。たとえば1項目尺度 (single-item scale) で自尊感情 (Robins, Hendin & Trzesniewski, 2001) や幸福感 (Abdel-Khalek, 2006) を、2項目尺度 (two-item scale) で抑うつ (Löwe, Kroenke, & Gräfe, 2005)、不安障害傾向 (Kroenke, Spitzer, &

Williams, 2003), Big Fiveパーソナリティの5因子 (Gosling, Rentfrow, & Swann, 2003) を測定することができる。わが国でも箕浦・成田 (2013a, 2013b) が2項目自尊感情尺度を開発して妥当化を行っており、特性自尊感情の指標としてはもちろん、状態自尊感情の指標としても使用可能であることを確認している (箕浦・成田, 2016a, 2016b)。さらに箕浦・成田 (2017b) ではインターネット調査会社を利用したWeb調査で1週間にわたり毎日繰り返し測定した2項目自尊感情尺度得点を用いて自尊感情の変動性を算出し、精神的不健康度との関連性が確認されている。

超短縮版尺度による測定は一回当たりの対象者の負担が小さいため、従来の自尊感情の変動性研究で標準的におこなわれてきた1週間毎日繰り返して総計7回測定するといった測定期間・間隔・回数に限らず、より長期的な調査でも適用しやすいと言える。そこで本研究では1週間に1回の測定を14週間にわたって繰り返して総計15回の測定を行うことで、自尊感情の変動性の測定を試みた。Zeigler-Hill, Holden, Enjaian, Southard, Besser, Li & Zhang (2015) は、アメリカ・イスラエル・中国のサンプルを対象として、自尊感情のレベルおよび変動性という変数の基本的な特徴を捉えることを目的としてBig Fiveパーソナリティとの関連を検討している。本研究でも中長期的な測定法によって得られる自尊感情の変動性得点が、従来の方法で得たものと類似しているか否かを確認するために、Big Five理論に基づくパーソナリティ尺度を単発測定で実施した。

超短縮版尺度の内的一貫性について

本研究では、2項目尺度の内的一貫性 (internal consistency) についても特に注目したい。内的一貫性とは、ある心理尺度を構成する複数の質問項目間の内容や測定結果の共通性・類似性であり、尺度の信頼性の一側面とみなされる。

1項目尺度の内的一貫性について

当然のことではあるが、1項目尺度の内的一貫性の指標を算出することはできない。1項目だけでは原理的に算出が不可能であり、1項目尺度の信頼性を考える場合に内的一貫性という枠組みを当てはめようとする自体が不適切である。1項目尺度の信頼性は内的一貫性以外の視点から確認するほかない。たとえば時間間隔を越えた測定の安定性を意味する再検査信頼性 (test-retest reliability) や、サンプルを越えた測定の安定性を意味する交差妥当性 (cross validity) が挙げられる (心理測定の妥当性と信頼性が密接に関連したものであることについては三浦・大竹 (2017) を参照)。しかしいずれの視点も調査ごとに毎回、再検査や複数・多層サンプルの調査をしているとは限らないため、信頼性を確認できない場面も多くあるだろう。つまり1項目尺度は、調査ごとに毎回、測定の信頼性の一側面を評価したり確認したりすることができるという内的一貫性の指標の恩恵を受けることができない。

2項目尺度の内的一貫性について

2項目以上の心理尺度は調査ごとに毎回、内的一貫性の指標を算出することが可能である。2項目尺度の場合、Eisinga, te Grotenhuis, & Pelzer (2012) はPearsonの相関係数およびCronbachの α 係数と比較して折半法とSpearman-Brownの公式による内的一貫性の検討が適切と主張している。折半法とは一つの心理尺度の中に含まれる複数の項目を2つの部分に分割し、部分の合計得点間の相関係数に基づいて信頼性を推定する方法である。折半法による内的一貫性の指標にはSpearman-Brownの公式 (Brown, 1910 ; Spearman, 1910) 以外にも、Flanaganの公式 (Flanagan, 1937; Rulon, 1939), Angoff-Feldt係数 (Angoff, 1953 ; Feldt, 1975) などが挙げられる。理論上、折半法は2項目以上のどんな心理尺度にも適用可能であるが、現実的な問題はいくつか存在する。折半法のデメリットとしてよく指摘される点は、複数項目の心理尺度を2分する際に分かれ方によって結果が変動してしまうことである。しかし2項目尺度の場合のみ、このデメリットは存在しない。なぜなら2項目を2分するときに分かれ方は単一のパターンしかありえないためである。

3項目以上の尺度の内的一貫性について

3項目以上の尺度の場合、尺度を構成する項目を2つの部分に分割するパターンが一つに定まらないため、前述した折半法のデメリットが生じる。この折半法のデメリットを避けるための定石として、心理学の研究ではCronbachの α 係数が内的一貫性の指標として広く利用されている (高本・服部, 2015)。Cronbachの α 係数はすべてのありうる折半の仕方で算出した信頼性係数の平均を意味する値である。ただし、尺度を構成する項目数が多い時には項目間の相関がさほど高い値でない場合でも α 係数は高い値になる特徴がある。したがって、 α 係数の数値がいくつ以上であればよいといったような紋切り型の判断をすることは危険であり、 α 係数の数値と同時に尺度を構成する項目の数や項目間の相関係数の範囲や分布にも気を配って総合的に判断をすることが望ましい。さらに近年は、Cronbachの α 係数には信頼性係数の真値を過少に推定する特徴があることを指摘し、その代わりに階層的因子分析モデルに基づいて項目の分散を分解することで信頼性を推定する指標であるMcDonald (1978, 1999) の ω 係数の利用も推奨されている (岡田, 2011 ; 高本・服部, 2015)。

古典的テスト理論における信頼性係数の推定と測定の仮定

以下では古典的テスト理論における信頼性係数の推定の考え方を簡潔に説明し、4種の測定の仮定 (assumptions) と、それぞれに代表的な信頼性係数の推定 (estimation) のための指標についてまとめる (Table 1参照)。

信頼性係数 (ρ) の普遍的な定義は“真値の分散と誤差分散の総和が観測値の分散であるときに、真値の分散に占める観測値の分散の比率”である。したがって信頼性係数の範囲は

0 から 1 であり、真値と観測値の分散がまったく同一である時に最大値となる。心理測定において現実的には私たちは真値を知りようがなく観測値から真値と誤差を分離することも不可能であるため、後述のさまざまな測定の仮定の下で複数の観測値から信頼性係数の推定を行っていることになる。その中でも平行測定の仮定やタウ等価な測定の仮定は、心理学の研究においてその前提条件を満たすことが現実的には困難であるが、かつて計算機が未熟であった時代には計算を容易にして便宜的に指標の結果を算出するために妥協して採用されていたという側面がある（村石・豊田, 1998）。

平行測定（parallel measurement）の仮定

信頼性係数の推定のために用いるテストの 2 つの部分（観測値）について真値が等しく、誤差分散が等しいとする仮定である。平行測定の仮定の下では測定された 2 つの観測値間の相関係数（Pearson の r ）が信頼性係数に一致する。信頼性係数の推定に必要な 2 つの観測値を用意するために並行検査法や再検査法といった手続きがあるが、一般にこれらの方法によるデータの収集はコストや実施上の困難が大きいいため、測定が行われる度に毎回検討されるといったことはほとんどない。

平行測定の仮定の下で尺度の信頼性を検討するためにより頻繁に用いられる手法として「折半法（split-half method）」があげられる。折半法の場合、1 回の測定結果を 2 つに分割することで、信頼性係数の推定に必要なテストの 2 つの部分を実験的に作り出すということをする。そして実験的に得られた 2 つの部分間の相関係数 r を算出した上で、テストの長さが実質的に半分になってしまった点を調整するために式（1）に示した Spearman-Brown の公式を用いて信頼性係数を推定する。たとえば心理尺度の奇数番号項目と偶数番号項目でランダムに 2 つの部分に分けるといった方法がとられるが、本来すべての項目で 1 つの心理尺度として構成されているものに対して、それを分割した 2 つの部分に平行測定の仮定が成り立つ保証はないと言えるだろう。

$$\rho_{SB} = \frac{2r}{1+r} \quad (1)$$

本質的にタウ等価な測定（essentially τ -equivalent measurement）の仮定

テストの 2 つの部分について真値が等しいとする仮定を「タウ等価な測定（ τ -equivalent measurement）」と呼び、さらに個人差によらない定数項の存在を許容する仮定を「本質的にタウ等価な測定」と呼ぶ。 τ （タウ）は真値を表す記号である。本質的にタウ等価な測定の仮定を「弱平行測定（weak parallel measurement）の仮定」と呼ぶこともある。この場合は対照的に、先述の平行測定の仮定のことを「強平行測定（strong parallel

measurement) の仮定」と呼ぶ。本質的にタウ等価な測定とは、どのような回答者のもとでもテストの2つの部分間の真値の差が一定であることを意味する。言い換えれば、テストの2つの部分の測定結果について原点が異なってもかまわないということである。

本質的にタウ等価な測定の仮定の下で用いられる信頼性係数の推定値として、折半法のようにテストを2つの部分に分割して用いるFlanaganの公式 (Flanagan, 1937; Rulon, 1939) や、テストを2つに分割せずとも適用できるCronbachの α 係数 (Cronbach, 1951) があげられる。Cronbachの α 係数を算出する式 (2) の \bar{r} は項目間の平均相関係数を、 n はテストを構成する項目数を、 σ_i^2 は尺度の各項目得点の分散を、 σ_X^2 は尺度の合計得点の分散を意味する。

$$\text{Cronbach's } \alpha = \frac{n\bar{r}}{1 + \bar{r}(n - 1)} = \left(\frac{n}{n - 1} \right) \left(\frac{\sigma_X^2 - \sum \sigma_i^2}{\sigma_X^2} \right) \quad (2)$$

同族測定 (congeneric measurement) の仮定

テストの2つの部分について、誤差の平均が0であり、真値と誤差ならびに誤差間が無相関であるとする仮定である。前述のタウ等価な測定や強平行測定の仮定もこれらの前提条件を当然のこととして満たすものであるので、同族測定の仮定はもっとも容易な仮定である。現実的にもデータ収集の手続きが適切であれば心理学の研究において同族測定の仮定を満たすことはそれほど難しいことではないと考えられる。

同族測定の仮定の下で用いられる信頼性係数の推定値として、折半法のようにテストを2つの部分に分割して用いるAngoff-Feldt係数 (Angoff, 1953; Feldt, 1975) や、テストを2つに分割せずとも適用できるMcDonaldの ω 係数 (McDonald, 1978; 1999) があげられる。超短縮版尺度の中でも特に2項目尺度の信頼性に注目したDominguez-Lara, Merino-Soto, & Navarro-Loli (2016) は、Cronbachの α 係数と比較してAngoff-Feldt係数の方が2項目尺度の信頼性係数の推定値としてはより適切であることを確かめている。Angoff-Feldt係数を算出する式 (3) の $\sigma_{X_1X_2}$ はテストを分割して得られた2つの部分どうしの共分散を、 $\sigma_{X_1}^2$ はテストの一方の部分の分散を、 $\sigma_{X_2}^2$ はテストのもう一方の部分の分散を、 σ_X^2 は分割しない全体の分散を意味する。

$$r_{AF} = \frac{4\sigma_{X_1X_2}}{\sigma_X^2 - \frac{(\sigma_{X_1}^2 - \sigma_{X_2}^2)^2}{\sigma_X^2}} \quad (3)$$

自尊感情のレベルおよび変動性とBig Fiveパーソナリティ特性の関連（箕浦有希久）

Table 1
測定の仮定とそれぞれの仮定の下で用いられる信頼性係数の推定値

		(強)平行測定 (strong) parallel	タウ等価な測定 tau-equivalent	弱平行測定 weak parallel 本質的にタウ等価な測定 essentially tau-equivalent	同族測定 congeneric
仮定 assumption	真値 true score	$\tau_1 = \tau_2$ 等しい	$\tau_1 = \tau_2$ 等しい	$\tau_1 = \tau_2 + b_1$ 個人差によらない 定数項を許容	$\tau_1 = b_2\tau_2 + b_3$ 個人差によらない 定数項と係数を許容
	真値の分散	等しい	等しい	等しい	—
	誤差の分散	等しい	—	—	—
	テストを2つの部分に 分割して用いる 信頼性の推定方法	Spearman-Brownの公式 Spearman(1910), Brown(1910)	—	Flanaganの公式 Flanagan(1937), Rulon(1939)	Angoff-Feldt係数 Angoff(1953), Feldt(1975)
テストを2つの部分に 分割せず用いる 信頼性の推定方法	—	—	Cronbachのα係数 Cronbach(1951)	McDonaldのω係数 McDonald(1978, 1999)	

注) 信頼性の推定方法や内的一貫性の指標はここに示したものの以外にもきわめて多岐にわたる (cf. Meyer, 2010; Warrens, 2016)

本研究の目的

本研究の目的の1つ目は、1週間に1回の測定を14週間にわたって繰り返して総計15回の測定を行う中長期的な測定法によって得られる自尊感情の変動性得点の基本的な特徴を明らかにすることである。そのためにBig Five理論に基づくパーソナリティ尺度との関連を検討する。本研究の目的の2つ目は、超短縮版尺度の一種である2項目尺度の内的一貫性の指標として、Pearsonの相関係数、Spearman-Brownの公式、Angoff-Feldt係数、Cronbachの α 係数、McDonaldの ω 係数について、同一のデータから各指標を算出し信頼性係数の推定値としての特徴を比較することである。

倫理的配慮

本研究では参加者に、調査への参加と辞退は自由意思に基づき参加・不参加に関わらず不利益を被ることがないこと、測定日の異なる回答を紐づけるために個人氏名を用いるがプライバシーの保護に最大限配慮したデータ利用と保管・廃棄を行うことを口頭で説明し、書面で同意が得られた場合のみデータを利用した。参加依頼と測定は大学の心理学に関連する講義時間を利用して行ったが、最終測定後に研究の目的・方法や先行研究を概説し、本来の学修に貢献する経験となるように配慮した。

方 法

調査手続き

調査時期は2017年4月から7月であった。大学の前期全15回講義における記名式リアクションペーパー（A5サイズ）の一部に2項目自尊感情尺度のみの回答欄を設けて、毎回の講義終了時にその場で回答と回収を行った。リアクションペーパーへ講義内容に関する質問や感想を記入する時間も含めて約10分程度の回答時間をとった。測定間隔は第3回と第4回の間のみ2週間間隔であり、それ以外はすべて1週間間隔であった。第5回講義では学修の一環としてBig Fiveパーソナリティの調査用紙を配布し、約15分程度の時間をかけてその場で回答させた後に回収した。

調査参加者

四年制女子大学における3年生以上対象の心理学に関する講義時間中に、女子大学生132名に協力を依頼し109名（82.6%）から参加の同意を得た。研究参加同意者109名の全15回講義中の回答状況をTable 2に示し、回答回数の度数分布をFig. 1に示した。全15回の測定中、回答回数が10回以下（回答率70%未満）であった32名を分析から除外した。最終的な分析対象者77名（70.6%）の全15回講義中の回答状況をTable 3に示した。分析対象者における回答回数の平均は13.25回（ $SD=1.31$ ）であった。

単発測定

Big Five尺度短縮版29項目

Big Five理論に基づくパーソナリティ特性について性格特徴をあらわすさまざまな形容語を用いて測定するAdjective Check List (ACL) と呼ばれる形式がある。本研究ではACL形式の合計29項目からなるBig Five尺度短縮版（並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口, 2012）を用いた。この尺度はGough & Heilbrun (1983) の37尺度300項目からなる尺度を参考にして開発された、和田 (1996) の5因子12項目ずつの合計60項目のBig Five尺度の短縮版尺度として開発されたものである。外向性・調和性・誠実性・情緒不安定性・開放性の5因子をそれぞれ5項目から7項目程度の項目数で測定する (Table 4参照)。逆転項目の得点を逆転したうえで各因子を構成する項目の平均を算出し、それぞれBig Five尺度短縮版の外向性得点・調和性得点・誠実性得点・情緒不安定性得点・開放性得点とした。

日本語版Ten Item Personality Inventory (TIPI-J)

Big Five理論に基づくパーソナリティを文章形式の質問項目で測定する超短縮版尺度としてGosling, Rentfrow, & Swann (2003) によって開発されたTen Item Personality Inventory (TIPI) の日本語版であるTIPI-J（小塩・阿部・カトローニ, 2012）を用いた。外向性・

協調性・勤勉性・神経症傾向・開放性の5因子をそれぞれ2項目で測定する（Table 4参照）。逆転項目の得点を逆転したうえで各因子を構成する2項目の平均を算出し、それぞれTIPI-Jの外向性得点・協調性得点・勤勉性得点・神経症傾向得点・開放性得点とした。

Table 2
研究参加同意者109名の全15回講義における回答状況

	第1回	第2回	第3回	第4回	第5回	第6回	第7回	第8回	第9回	第10回	第11回	第12回	第13回	第14回	第15回
	4/14	4/21	4/28	5/12	5/19	5/26	6/2	6/9	6/16	6/23	6/30	7/7	7/14	7/21	7/28
回答者数	95	92	80	74	102	75	72	72	63	76	77	74	79	76	82
無回答者数	5	10	21	21	7	19	27	23	25	20	17	23	21	20	19
未提出者数	9	7	8	14	0	15	10	14	21	13	15	12	9	13	8

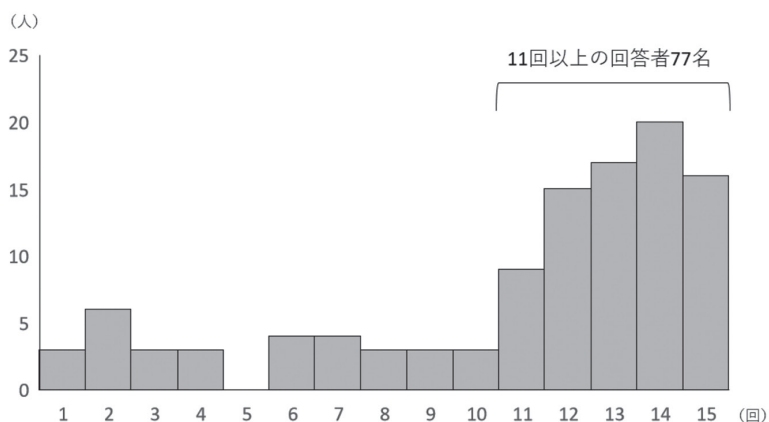


Fig. 1. 研究参加同意者109名の回答回数の度数分布

Table 3
分析対象者77名の全15回講義における回答状況

	第1回	第2回	第3回	第4回	第5回	第6回	第7回	第8回	第9回	第10回	第11回	第12回	第13回	第14回	第15回
	4/14	4/21	4/28	5/12	5/19	5/26	6/2	6/9	6/16	6/23	6/30	7/7	7/14	7/21	7/28
回答者数	70	74	70	65	76	68	64	65	60	67	69	65	69	68	70
無回答者数	5	0	4	5	1	2	10	5	5	3	1	7	4	4	4
未提出者数	2	3	3	7	0	7	3	7	12	7	7	5	4	5	3

教示と評定

Big Five尺度短縮版とTIPI-Jはともに同じ教示・評定法で測定を行った。教示として「下記には、人の態度を表すための言葉が書かれています。1～5のうち、どれが最もあなたに

近いか選び、それぞれの言葉の後にある番号(1~5)を○で囲んでください。すべての質問項目に回答してください」という文章を示し、左から順に(5)あてはまる・(4)ややあてはまる・(3)どちらともいえない・(2)あまりあてはまらない・(1)あてはまらない、というリカート式5件法の選択肢を提示して評定を求めた。本来、Big Five尺度短縮版とTIPI-Jはともに7件法評定として尺度が開発され、それぞれ異なる選択肢が用いられているが(Table 4参照)、本研究では回答者の認知的負担の軽減を目的として前述の5件法評定を一貫して求めた。

Table 4
本研究で用いたBig Five パーソナリティ理論に基づく2つの短縮版心理尺度

尺度名	Big Five尺度短縮版	日本語版Ten Item Personality Inventory
合計項目数	29項目	10項目
全項目を構成する文字数(読点含む)の合計	122字	172字
出典	並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口(2012)	小塩・阿部・カトロニ(2012)
出典での評定	まったくあてはまらない ほとんどあてはまらない あまりあてはまらない どちらともいえない ややあてはまる かなりあてはまる 非常にあてはまる	(1)全く違うと思う (2)おおよそ違うと思う (3)少し違うと思う (4)どちらでもない (5)少しそう思う (6)まあまあそう思う (7)強くそう思う
本研究での評定	(1)あてはまらない (2)あまりあてはまらない (3)どちらともいえない (4)ややあてはまる (5)あてはまる	(1)あてはまらない (2)あまりあてはまらない (3)どちらともいえない (4)ややあてはまる (5)あてはまる
因子名	外向性(Extraversion)	外向性(Extraversion)
項目数	5項目	2項目
項目表現	無口な*・社交的・話し好き・外向的・陽気な	活発で外向的だと思う ひかえめで、おとなしいと思う*
因子名	調和性(Agreeableness)	協調性(Agreeableness)
項目数	6項目	2項目
項目表現	短気*・怒りっぽい*・温和な・寛大な・自己中心的*・親切的な	他人に不満をもち、もめごとを起こしやすいと思う* 人に気がつかう、やさしい人間だと思う
因子名	誠実性(Conscientiousness)	勤勉性(Conscientiousness)
項目数	7項目	2項目
項目表現	いい加減な*・ルーズな*・成り行きまかせ*・怠惰な*・計画性のある・軽率な*・几帳面な	しっかりしていて、自分に厳しいと思う だらしく、うっかりしていると思う*
因子名	情緒不安定性(Neuroticism)	神経症傾向(Emotional Stability)**
項目数	5項目	2項目
項目表現	不安になりやすい・心配性・弱気になる・緊張しやすい・憂鬱な	心配性で、うろたえやすいと思う 冷静で、気分が安定していると思う*
因子名	開放性(Openness)	開放性(Openness to Experience)
項目数	6項目	2項目
項目表現	進歩的・独創的な・頭の回転の速い・多才の・興味の広い・好奇心が強い	新しいことが好きで、変わった考えをもつと思う 発想力に欠けた、平凡な人間だと思う*

*逆転項目

**原版と日本語版で因子名の意味が逆転していることに注意

複数回測定

特性2項目自尊感情尺度（TISE-Trait）

自尊感情の測定尺度の超短縮版として、自己評価と自己受容の2側面それぞれ1項目の合計2項目で特性的な自尊感情を測定するTISE-Traitを使用した（箕浦・成田, 2013a; 2013b）。教示として「あなた自身について、以下の質問にお答えください」という文章を示し、質問項目として「自分にはいろいろな良い素質があると思う」・「自分のことを好ましく感じる」の2項目を提示した。左から順に（5）非常にあてはまる・（4）ややあてはまる・（3）どちらともいえない・（2）あまりあてはまらない・（1）全くあてはまらない、というリカーテ式5件法の選択肢を提示して評定を求めた。2項目の単純加算による合計得点を算出して特性自尊感情得点とした。

自尊感情のレベルと変動性

1週間または2週間間隔で複数回測定を行った特性自尊感情得点を用いて、個人内の15回の平均値（以下、自尊感情のレベルと呼ぶ）と標準偏差（以下、自尊感情の変動性と呼ぶ）を算出した。

統計ソフト

データ分析にはMicrosoft社ExcelとVBAで動作するフリーの統計分析ソフトHAD16.202（清水, 2016）を使用した。

結 果

単発測定によるパーソナリティ変数の記述統計量と内的一貫性

単発測定によるBig Five尺度短縮版およびTIPI-Jの2種類のBig Five理論に基づくパーソナリティ測定尺度の記述統計量と内的一貫性の指標の結果をTable 5に示した。Big Five尺度短縮版について、先行研究（並川他, 2012）で報告されたCronbachの α 係数は、外向性が $\alpha = .86$ 、調和性が $\alpha = .78$ 、誠実性が $\alpha = .78$ 、情緒不安定性が $\alpha = .82$ 、開放性が $\alpha = .76$ という結果であった。本研究の結果は開放性のみやや低かった点以外はおおむね違いのない結果であったと言える。TIPI-Jについて、先行研究（小塩他, 2012）で報告された項目間相関係数の絶対値は、外向性が $r = .59$ 、協調性が $r = .22$ 、勤勉性が $r = .38$ 、神経症傾向が $r = .28$ 、開放性が $r = .39$ という結果であったため、外向性以外はすべて本研究の結果の方がより高い内的一貫性が見られたといえる。

Table 5
単発測定の大 Five パーソナリティ尺度の記述統計量と信頼性(内的一貫性)の指標(n=77)

	項目数	評定件法	m ¹⁾	SD ¹⁾	内的一貫性の指標 ²⁾				
					項目間相関(の範囲) Pearsonのr	Spearman-Brownの公式のρ	Angoff-Feldt係数	Cronbachのα係数	McDonaldのω係数 ³⁾
Big Five尺度短縮版									
外向性	5	5	3.21	0.82	.326-.815	—	—	.829	.842
調和性	6	5	3.23	0.67	.086-.801	—	—	.767	.797
誠実性	7	5	2.49	0.73	.322-.541	—	—	.836	.838
情緒不安定性	5	5	3.79	0.76	.231-.616	—	—	.812	.824
開放性	6	5	2.96	0.59	.081-.575	—	—	.711	.714
TIPI-J									
外向性	2	5	2.60	0.91	.505	.671	.669	.669	.687
協調性	2	5	3.75	0.76	.308	.471	.471	.471	.485
勤勉性	2	5	2.28	0.86	.438	.610	.609	.609	.627
神経症傾向	2	5	3.38	0.96	.489	.656	.656	.656	.665
開放性	2	5	2.74	0.81	.495	.662	.662	.662	.669

*1) mとSDは1項目あたりの値を示した。
*2) 内的一貫性の指標はすべて逆転項目の得点を逆転した上で算出した。
*3) McDonaldのω係数の算出には最尤法による因子分析結果を使用した。

パーソナリティ変数間の相関分析

Big Five尺度短縮版とTIPI-Jの各因子間の相関係数をTable 6に示した。異なる尺度どうしの対応する因子間の相関は非常に高く (r = .68から.77), 逆に対応しない因子間の相関の範囲はそれほど高い値ではなかった (r = -.33から.49)。またこれらの相関関係のパターンは先行研究 (小塩他, 2012) と類似しており, Big Five理論に基づいて測定されたパーソナリティ変数の収束的妥当性と弁別的妥当性が確認された。

Table 6
2つのBig Five パーソナリティ尺度間の相関分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) 自尊感情のレベル	—										
(2) 自尊感情の変動性	.08	—									
Big Five尺度短縮版											
(3) 外向性	.43 **	.24 *	—								
(4) 調和性	.45 **	-.13	.17	—							
(5) 誠実性	.15	-.29 *	.10	.12	—						
(6) 情緒不安定性	-.46 **	-.06	-.16	-.32 **	-.12	—					
(7) 開放性	.52 **	.02	.43 **	.21	.22	-.35 **	—				
TIPI-J											
(8) 外向性	.46 **	.22	.77 **	.07	.11	-.31 **	.49 **	—			
(9) 協調性	.36 **	-.07	.17	.68 **	.20	-.10	.34 **	.10	—		
(10) 勤勉性	.28 *	-.22	.20	.17	.71 **	-.26 *	.32 **	.28 *	.26 *	—	
(11) 神経症傾向	-.41 **	.04	-.06	-.28 *	-.33 **	.74 **	-.38 **	-.18	-.21	-.33 **	—
(12) 開放性	.36 **	-.05	.33 **	.17	-.07	-.23 *	.68 **	.39 **	.15	.10	-.12

(*p < .05, **p < .01)

特性自尊感情尺度の記述統計量と内的一貫性

複数回測定の各測定時点における特性自尊感情得点の記述統計量と内的一貫性の指標の結果をTable 7に示した。状態2項目自尊感情尺度を用いて毎晩一週間の繰り返し測定を行った先行研究 (箕浦・成田, 2016a) ではSpearman-Brownの公式によるρの範囲は.824から.856であり, Cronbachのα係数の範囲は.823から.857であった。本研究の方がやや内的一貫性の指標の値のばらつきが大きい傾向がみられるが全体的に十分高い内的一貫性が確認された。

自尊感情のレベルおよび変動性とBig Fiveパーソナリティ特性の関連（箕浦有希久）

Table 7
測定時点ごとの2項目自尊感情尺度の記述統計量と信頼性(内的一貫性)の指標

		第1回	第2回	第3回	第4回	第5回	第6回	第7回	第8回	第9回	第10回	第11回	第12回	第13回	第14回	第15回
特性自尊感情得点	<i>m</i>	5.80	5.66	5.69	5.88	5.92	6.04	5.83	5.97	5.78	5.90	5.84	5.94	5.86	6.01	6.17
	<i>SD</i>	1.81	1.68	1.88	1.53	1.79	1.70	1.80	1.72	1.76	1.81	1.84	1.80	1.69	1.73	1.62
自己評価項目	<i>m</i>	3.00	2.95	2.94	3.00	3.05	3.15	3.02	3.11	2.93	3.03	3.06	3.09	3.01	3.10	3.21
	<i>SD</i>	1.01	0.89	0.93	0.83	0.92	0.90	0.92	0.87	0.90	0.95	0.95	0.91	0.87	0.85	0.81
自己受容項目	<i>m</i>	2.80	2.72	2.74	2.88	2.87	2.90	2.81	2.86	2.85	2.87	2.78	2.85	2.84	2.91	2.96
	<i>SD</i>	0.96	0.96	1.03	0.82	0.94	0.92	0.97	0.95	0.92	0.95	0.98	0.99	0.90	0.96	0.89
Pearsonの相関係数(<i>r</i>)		.707	.657	.830	.713	.836	.741	.803	.795	.871	.806	.798	.795	.832	.837	.811
Spearman-Brownの公式(<i>ρ</i>)		.828	.793	.907	.832	.911	.851	.891	.886	.931	.893	.888	.886	.908	.911	.896
Angoff-Feldt係数		.828	.793	.907	.832	.911	.851	.891	.886	.931	.893	.888	.886	.908	.912	.896
Cronbachのα係数		.827	.791	.905	.832	.911	.851	.890	.884	.931	.893	.888	.884	.908	.908	.894
McDonaldのω係数		.834	.793	.905	.836	.911	.853	.890	.884	.931	.894	.888	.884	.908	.909	.894

自尊感情のレベルと変動性

全15回の特性自尊感情尺度得点の個人内平均，すなわち“自尊感情のレベル”の平均は5.90点 ($SD=1.58$) であった。同様に全15回の特性自尊感情尺度得点の個人内標準偏差，すなわち“自尊感情の変動性”の平均は0.62点 ($SD=0.40$) であった。自尊感情のレベルと変動性の相関係数は $r=.08$ ($df=75, ns.$) であり統計的に有意ではないことを確認した (Table 6 参照)。

各パーソナリティ変数を従属変数として，2ステップからなる階層的重回帰分析を行った (Table 8)。Step 1では独立変数として得点を中心化した自尊感情のレベルと変動性を投入し，Step 2では独立変数に両変数の交互作用項を追加した。Big Five尺度短縮版とTIPI-Jで一貫した結果として，自尊感情のレベルから外向性・調和性 (協調性)・開放性には有意な正の標準偏回帰係数 (β の範囲: .37から.52) がみられ，情緒不安定性 (神経症傾向) には有意な負の標準偏回帰係数 ($\beta = -.46, -.41$) がみられた。自尊感情の変動性から外向性には有意な正の標準偏回帰係数 ($\beta = .23, .26$) がみられ，誠実性 (勤勉性) には有意または有意傾向の負の標準偏回帰係数 ($\beta = -.24, -.19$) がみられた。そして自尊感情のレベルと変動性の交互作用項についてはいずれの従属変数においても有意な効果はみられず，決定係数の増分 (ΔR^2) も有意ではなかった。

Table 8
自尊感情のレベルおよび変動性とパーソナリティ変数の階層的重回帰分析

	Step 1		R^2	Step 2			R^2	ΔR^2
	β			β		レベル× 変動性		
	レベル	変動性	レベル	変動性				
Big Five尺度短縮版								
外向性	.42 **	.21 *	.23 **	.41 **	.23 *	-.07	.23 **	.00
調和性	.47 **	-.17	.24	.48 **	-.21	.10	.24 **	.01
誠実性	.17	-.31 **	.12 *	.15	-.24 *	-.19	.15 **	.03
情緒不安定性	-.46 **	-.02	.21 **	-.46 **	-.03	.01	.21 **	.00
開放性	.52 **	-.02	.27 **	.52 **	-.03	.04	.27 **	.00
TIPI-J								
外向性	.44 **	.19	.24 **	.42 **	.26 *	-.19	.28 **	.03
協調性	.36 **	-.09	.14 **	.37 **	-.13	.10	.14 **	.01
勤勉性	.30 **	-.24 *	.14 **	.28 *	-.19	-.14	.15 **	.02
神経症傾向	-.42 **	.07	.18 **	-.41 **	.03	.12	.19 **	.01
開放性	.36 **	-.08	.13 **	.38 **	-.11	.10	.14 **	.01

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

考 察

自尊感情のレベルおよび変動性とBig Fiveパーソナリティの関係

本研究では、14週間に総計15回測定して得られた中長期的な自尊感情の変動性得点について、Big Five理論に基づくパーソナリティ尺度との関連からその基本的な特徴を明らかにすることを目的として調査を行った。

先行研究の結果と比較すると、Zeigler-Hill et al. (2015) のStudy 4では1,453名 (男性279名・女性1,174名/アメリカ人1,046名・イスラエル人230名・中国人177名/大学生1,345名・非大学生108名) のサンプルから得たデータを統合して分析した結果 (Study 4), 自尊感情のレベルから外向性・調和性 (協調性)・誠実性 (勤勉性)・情緒不安定性 (神経症傾向) に中程度の正の標準偏回帰係数 (β の範囲: .25から.43) がみられ、自尊感情の変動性から調和性 (協調性)・誠実性 (勤勉性)・情緒不安定性 (神経症傾向) に弱い負の標準偏回帰係数 (β の範囲: -.16から-.18) がみられたことを報告している。顕著な相違点は、自尊感情のレベルから開放性 (本研究: $\beta = .52, .36$; 先行研究: $\beta = .07$) に対する影響と、自尊感情の変動性から情緒不安定性 (神経症傾向) (本研究: $\beta = -.02, .07$; 先行研究の絶対値: $\beta = .16$) に対する影響である。交互作用効果については先行研究はサンプルサイズが大きいいため外向性以外すべて有意ではあったものの、交互作用項の標準偏回帰係数は本研究と同様に非常に小さい値であった (β の範囲: -.07から-.11)。

自尊感情のレベルと開放性については日米の文化差に起因するものかもしれない。日本人大学生287名 (男性138・女性148) を対象とした塗師 (2005) の研究によると、単発測定でのRosenberg自尊感情尺度とBig Five尺度 (和田, 1996) の男女別の相関関係は、外向性が $r = .59, .40$ ($p < .001$), 調和性が $r = .25$ ($p < .01$), $.34$ ($p < .001$), 誠実性が $r = .14, .04$ (ともに *ns*), 神経症傾向が $r = -.60, -.62$ ($p < .001$), 開放性が $r = .49$ ($p < .001$), $.20$ ($p < .05$) であった。本研究と同様に自尊感情が高いほど開放性も高いという関係性がみられている。

自尊感情の変動性と情緒不安定性 (神経症傾向) の関係性については、理論的には両者の間には有意な相関関係がみられるはずである。もともと神経症傾向 (neuroticism) というパーソナリティ特性はS. フロイトの時代の精神医学的概念である神経症 (neurosis) の前駆的特徴と考えられていた概念である。そのため神経症傾向の定義は、不安を感じやすい、気分が安定しない、刺激に過敏で動揺しやすいといった内容が軸となっており、精神的不健康と密接な関連があつて当然である。自尊感情の変動性という概念にも自己の脆弱性・自我脅威に対する過敏さが内容として想定されているため、自尊感情の変動性と神経症傾向には高い相関があると予測される。本研究では自尊感情の変動性と神経症傾向の間に有意な相関係数・回帰係数はみられなかったが、先行研究 (Zeigler-Hill et al., 2015) においても有意ではあるもののあまり強い関連はみられていない。これは自尊感情の変動性と同様にレベルと

変動性の交互作用についても同じことが言える。自尊感情の変動性や変動性を含む交互作用項とパーソナリティ特性との関連が概して弱い原因の一つとして、自尊感情の変動性得点は自己報告の回答そのものではなく、繰り返し回答された値の標準偏差という作業検査法的・行動痕跡的な指標であることが指摘できる。主観報告によるパーソナリティと実際の現実場面における行動の相関があまり高くないことはよく知られており、パーソナリティ研究の歴史上でMischel（1968）を契機とするパーソナリティの人間—状況論争（person-situation controversy）として議論されてきた論点とも重なる。

2 項目尺度の内的一貫性について

本研究では2項目尺度を使用し得られた同一のデータから複数の内的一貫性の指標を算出し信頼性係数の推定値としての特徴を比較した。各測定日ごとに算出した内的一貫性の指標の数値はPearsonの r を除いてほとんど大きな違いはみられなかった。岡田（2015）はCronbachの α 係数はより適切な他の指標と比較して計算の簡便性と引き換えに信頼性を過小推定するバイアスがある点についてまとめている。実際に本研究で得られたデータから算出した結果においても、Pearsonの r を除いて各日ごとに内的一貫性の指標の数値を比較してみると、ごくわずかな違いではあるもののCronbachの α 係数は他の指標に比べて低い値である傾向がみられた。

2項目尺度の内的一貫性を検討する際には、測定の仮定が現実的であるという点から同族測定の仮定に基づく指標を用いることが理論的に適切であると考えられる。また2項目尺度に限り、テストを構成する部分が2つ以上の多数であることを想定した指標であるMcDonaldの ω 係数を使用する必然性は先行研究との比較の目的以外にはないため、2項目尺度の内的一貫性の指標としてはAngoff-Feldt係数が最適だといえるだろう。

本研究の限界

本研究では自尊感情の変動性に注目した先行研究の多くが採用している1週間毎晩の測定結果を用いる方法を採用していないため、14週間毎週の測定結果を用いる方法との直接的な比較はできていない。自尊感情の変動性が精神的不健康度といったネガティブな特徴と関連する最大の理由は、短い期間にもかかわらず自尊感情が激しく上下することが自我の脆弱さと呼ばれるようなネガティブな外的刺激に対する弱さ・動揺しやすさを反映しているからである。1週間という長さの測定間隔を繰り返す本研究の方法は、自我の脆弱さから生じる自尊感情の変動性をとらえるためには時間分解能が低く不向きであった可能性もある。

さらに1週間間隔で毎回同じ曜日に測定を行っていることから曜日特有の効果が生じている可能性がある。小塩（2001）では自尊感情の変動性を算出するために測定された6日間のRosenberg自尊感情得点の各曜日の平均と標準偏差が報告されている（月曜は測定対象外）。

その中で平均の最小値は金曜 ($m=31.80$), 最大値は日曜 ($m=33.21$) であった。曜日ごとの個人間分散も最小値は水曜 ($SD=6.69$), 次いで金曜 ($SD=6.77$) であり, 最大値は木曜 ($SD=7.11$), 次いで火曜 ($SD=7.02$) であった。つまり平日の最終日である金曜には自尊感情は低くかつ個人間のばらつきも小さくなっており, 休日である日曜は自尊感情が高くなる傾向があるため, 疲労との関連が推測される。また平日は対象者ごとに日常生活での経験が多様になりやすいため個人間のばらつきが大きくなるといった生活中の出来事との関連も推測される。本研究では毎週金曜日に測定が実施されていたため, 全体的に低くばらつきの小さい測定結果が得られていた可能性があるだろう。

これらのデメリットも想定される一方で, 調査期間としての14週間は全体としては長いと言えるものの, 1週間毎日休みなく回答することの方がむしろ被験者にとっては負担が大きいという見方もできる。本研究と同様に大学の講義時間を利用した調査研究の形式は多いため, 毎週の決まった曜日・時間帯に調査を繰り返す方法を適用しやすい場面は多いだろう。

今後の展望

今後の展望として, パーソナリティの個人差という視点から自尊感情の変動性という指標の特徴を明らかにするためにはパーソナリティを捉える理論と測定法の転換が有用であると考えられる。自尊感情の変動性という指標の重要な特徴として, (1) 自己報告の回答そのものではなく複数回測定値の標準偏差という作業検査法的・行動痕跡的な指標であること, (2) 自己概念の不安定さ・脆弱性といった病的特徴の側面があること, の2点が挙げられる。これらを踏まえると, 自尊感情の変動性という指標の特徴を捉える場合, 生理的・行動的基盤が想定されており精神的な障害や病理の説明理論としての特徴を持つパーソナリティ理論に依拠した検討が適切と言えるのではないだろうか。Big Fiveモデルはパーソナリティという個人差の全体像を記述する枠組みとしては広く受け入れられた理論であるが, 源流は語彙的アプローチ・心理辞書的研究にあり, 遺伝や神経内分泌といった生物学的基盤を想定してスタートした理論ではない(若林, 2009)。

Big Fiveモデル以外にも優れたパーソナリティ理論は数多く存在する。たとえばパーソナリティ障害の説明理論として構築されたC. R. Cloningerの理論に基づくTCI (Temperament and Character Inventory) や, 学習心理学的な人間理解に基づくJ. A. Grayの強化感受性理論 (RST: Reinforcement Sensitivity Theory) では, 報酬に向かうアクセル (新奇性探求や衝動性) と損害を恐れるブレーキ (損害回避や不安) にたとえられる個人差が一次元の両極ではなく独立した二次元の構成概念として想定されている。両次元がともに高い場合には何事にも葛藤とストレスをともなう経験が多く, 結果として不安定で自己制御のために奔走しやすいパーソナリティ特徴として自身や周囲から観測されることが指摘されているため, 自尊感情の変動性と関連している可能性がある。

自尊感情の変動性はさまざまな心理的適応上の問題と関連性があると考えられる。今後の自尊感情の変動性研究ではさらに測定間隔・測定項目・指標の計算方法などがより工夫され、単発測定だけでは捉えられない自己の脆弱性の一側面について査定することが可能な指標として、その有用性が掘り下げられていくことが期待される。

〔引用文献〕

- Abdel-Khalek, A. (2006). Measuring happiness with a single-item scale. *Social Behavior and Personality*, 34, 139-150.
- Angoff, W. H. (1953). Test reliability and effective test length. *Psychometrika*, 18, 1-14.
- 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.
- Branden, N. (1969). *The psychology of self-esteem: A revolutionary approach to self-understanding that launched a new era in modern psychology*. Jossey-Bass.
- Brown, W. (1910). Some experimental results in the correlation of mental abilities. *British Journal of Psychology*, 3, 296-322.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Dominguez-Lara, S. A., Merino-Soto, C., & Navarro-Loli, J. S. (2016). Estimación de la confiabilidad en mediciones de dos ítems: el coeficiente Angoff-Feldt [Reliability estimate in two-item measures: Angoff-Feldt coefficient]. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 10, 34-40.
- Eisinga, R., te Grotenhuis, M., & Pelzer, B. (2013). The reliability of a two-item scale: Pearson, Cronbach, or Spearman-Brown? *International Journal of Public Health*, 58, 637-642.
- Feldt, L. S. (1975). Estimation of reliability of a test divided into two parts of unequal length. *Psychometrika*, 40, 557-561.
- Flanagan, J. C. (1937). A proposed procedure for increasing the efficiency of objective tests. *Journal of Educational Psychology*, 28, 17-21.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann Jr., W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37, 504-528.
- Gough, H. G., & Heilbrun, A. B. (1983). *The adjective check list manual*. 1983ed. Consulting Psychologist Press
- Guindon, M. H. (2010). What is self-esteem? In M. H. Guindon (Ed.), *Self-esteem across the lifespan: Issues and interventions* (p. 3-24). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Howard, M. C. (2019). The measurement, nomological net, and theory of perceived self-esteem instability: Applying the conservation of resources theory to understand the construct. *Psychological Reports*, 122, 1007-1042.
- 市村 (阿部) 美穂 (2011). 自尊感情の高さと変動性の2側面と自尊感情低下後の回復行動との関連 心理学研究, 82, 362-369.
- Kernis, M. H., Grannemann, B. D., & Barclay, L. C. (1989). Stability and level of self-esteem as predictors of anger arousal and hostility. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 1013-1022.

- Kernis, M. H., Grannemann, B.D., & Barclay, L. C. (1992). Stability of self-esteem: Assessment, correlates, and excuse making. *Journal of Personality*, 60, 621-644.
- Kernis, M. H., Grannemann, B. D., & Mathis, L. C. (1991). Stability of self-esteem as a moderator of the relation between level of self-esteem and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 80-84.
- Kernis, M. H., & Lakey, C. E. (2010). Fragile versus secure high self-esteem: Implications for defensiveness and insecurity. In R. M. Arkin, K. C. Oleson, & P. J. Carroll (Eds.), *Handbook of the uncertain self*. New York, NY: Psychology Press, pp. 360-378.
- Kroenke, K., Spitzer, R., & Williams, J. (2003). The Patient Health Questionnaire-2: Validity of two-item depression screener. *Medical Care*, 41, 1284-1292.
- Löwe, B., Kroenke, K., & Gräfe, K. (2005). Detecting and monitoring depression with a two-item questionnaire (PHQ-2). *Journal of Psychosomatic Research*, 58, 163-171.
- McDonald, R. P. (1978). Generalizability in factorable domains: "Domain validity and generalizability". *Educational and Psychological Measurement*, 38, 75-79.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Meyer, J. P. (2010). *Series in understanding statistics: Measurement. Reliability*. Oxford University Press.
- 箕浦有希久・成田健一 (2013a). 2項目自尊感情尺度の開発および信頼性・妥当性の検討 感情心理学研究, 21, 37-45.
- 箕浦有希久・成田健一 (2013b). 2項目自尊感情尺度の提案——評価と受容の2側面に注目して——人文論究 (関西学院大学文学部紀要), 63 (1), 129-147.
- 箕浦有希久・成田健一 (2016a). 2項目自尊感情尺度を用いた状態自尊感情測定尺度の開発——妥当性に関する多側面からの検討—— 感情心理学研究, 23, 78-86.
- 箕浦有希久・成田健一 (2016b). 2項目自尊感情尺度を用いた状態自尊感情の測定——実験的に操作された場面想定法による妥当性の検討—— パーソナリティ研究, 25, 151-153.
- 箕浦有希久・成田健一 (2017a). 自尊感情の複数回測定とその展望——測定方法と研究目的に注目して—— 関西学院大学心理科学研究, 43, 11-18.
- 箕浦有希久・成田健一 (2017b). 2項目自尊感情尺度を用いた自尊感情の変動性の測定 感情心理学研究, 24 (Supplement), ps48. (日本感情心理学会第24回大会発表抄録)
- Mischel, W. (1968). *Personality and assessment*. Wiley.
- 三浦麻子・大竹恵子 (2017). 心理学ベーシック第3巻なるほど! 心理学調査法 北大路書房.
- 村石幸正・豊田秀樹 (1998). 古典的テスト理論と遺伝因子分析モデルによる標準学力検査の分析 教育心理科学研究, 46, 395-402.
- 並川 努・谷 伊織・脇田貴文・熊谷龍一・中根 愛・野口裕之 (2012). Big Five尺度短縮版の開発と信頼性と妥当性の検討 心理学研究, 83, 91-99.
- 塗師 斌 (2005). 自尊感情と性格および感情の関係 横浜国立大学教育人間科学部紀要I教育科学, 7, 107-114.
- 小川翔大 (2020). 知覚された自尊感情の変動性尺度の日本語版作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 91, 173-182.
- 岡田謙介 (2011). クロンバックの α に代わる信頼性の推定法について——構造方程式モデリングによる方法・McDonaldの ω の比較—— 日本テスト学会誌, 7, 37-50.
- 岡田謙介 (2015). 心理学と心理測定における信頼性について——Cronbachの α 係数とは何なのか, 何でないのか—— 教育心理学年報, 54, 71-83.
- 小塩真司 (2001). 自己愛傾向が自己像の不安定性, 自尊感情のレベルおよび変動性に及ぼす影響 性格心

- 心理学研究, 10, 35-44.
- 小塩真司 (2015). 心理テストは信用できるのか (特集 その心理学信じていいですか?) 心理学ワールド, 68, 13-16.
- 小塩真司・阿部晋吾・カトローニ ピノ (2012). 日本語版Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み パーソナリティ研究, 21, 40-52.
- Paradise, A. W., & Kernis, M. H. (2002). Self-esteem and psychological well-being: Implication of fragile self-esteem. *Journal of Social and Clinical Psychology, 21*, 345-361.
- Robins, R. W., Hendin, H. M., & Trzesniewski, K. H. (2001) Measuring global self-esteem: Construct validation of a single-item measure and the Rosenberg self-esteem scale. *Personality and Social Psychology Bulletin, 27*, 151-161.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rulon, P. J. (1939). A simplified procedure for determining the reliability of a test by split-halves. *Harvard Educational Review, 9*, 99-103.
- 清水裕士 (2016). フリーの統計分析ソフトHAD: 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- Spearman, C. (1910). Correlation calculated from faulty data. *British Journal of Psychology, 3*, 271-295.
- 高本真寛・服部 環 (2015). 国内の心理尺度作成論文における信頼性係数の利用動向 心理学評論, 58, 220-235.
- 和田さゆり (1996). 性格特性用語を用いたBig Five尺度の作成 心理学研究, 67, 1, 61-67.
- 若林明雄 (2009). パーソナリティとは何か その概念と理論 培風館
- Warrens, M. J. (2016). A comparison of reliability coefficients for psychometric tests that consist of two parts. *Advances in Data Analysis and Classification, 10*, 71-84.
- Zeigler-Hill, V., Holden, C. J., Enjaian, B., Southard, A. C., Besser, A., Li, H., & Zhang, Q. (2015). Self-esteem instability and personality: The connections between feelings of self-worth and the Big Five dimensions of personality. *Personality and Social Psychology Bulletin, 41*, 183-198.

(みのうら ゆきひさ 臨床心理学科)

2020年11月16日受理