

## 日本版無条件の自己受容尺度の開発および信頼性と妥当性の検討

吉田昌宏\*・雨宮 怜\*・坂入洋右\*

### Development of the Japanese Version of Unconditional Self-Acceptance Questionnaire and Examining its Reliability and Validity

YOSHIDA Masahiro\*, AMEMIYA Rei\* and SAKAIRI Yosuke\*

#### Abstract

The purpose of this study was to develop the Japanese Version of the Unconditional Self-Acceptance Questionnaire(USAQ-J), and its reliability and validity were examined. Factor analysis was conducted on 20 items, and two factors that included eight items were extracted. Moreover, confirmatory factor analysis indicated the sufficient goodness-of-fit of the two-factor model (goodness-of-fit index=.949, approximate root mean square = 0.097). After a three-week interval, the intraclass correlation coefficient (ICC) was examined, which confirmed that it had the mean measured value (ICC (2,1) = .841, 95%CI = [.79,.88]), which is suggestive of a degree of test-retest reliability. Moreover, examining the construct validity indicated a relatively strong positive correlation between the USAQ-J and self-esteem, a relatively strong negative correlation between the USAQ-J and depression and trait anxiety, and a relatively weak or strong negative correlation between the USAQ-J and narcissistic tendencies. These results confirmed the adequate reliability of USAQ-J.

**Key words:** Unconditional self-acceptance, self-esteem, self-acceptance

無条件の自己受容とは、Ellis<sup>1)</sup>を起源とする理性感情行動療法:Rational Emotive Behavior Therapy (以下、REBT とする)において提唱された概念である。人は活動的な生活や将来に対する見通し、可能性、幸福感を獲得した際に、自分に対して価値づけを行う。また一方で、他者からの評価という社会的な基準に則って「自己」や自分の「存在」の価値を推し量る傾向がある。そのような限定的な価値づけは、人に成功や評価を得ることを求めさせ、それがより顕著になると、「ねばならない」といった自己に対する強迫的な要求に変化し、結果的に自分に対する無価値観の感覚を生み出すことに繋がる。

これに対し、無条件の自己受容とは、個人が知的に、正しく、また完璧にふるまうかどうか、あるいは他者がその人を認め、尊敬し、愛するか否かに関わらず、自分自身を十分にそして無条件に受け入れる姿勢を指す<sup>2)</sup>。つまり無条件の自己受容とは、自

分自身に対する価値判断や、社会的に一般化された基準に基づく自己評価をせずにありのままの自分を受け入れる態度を意味する<sup>3)</sup>。Chamberlain & Haaga<sup>4)</sup>は無条件の自己受容とは、自分自身を否定的に捉えず肯定的に捉える習慣であるとした。Ellis (1994)は無条件の自己受容を、自己価値感に基づくセルフエスティーム (self-esteem) や、ある目標を達成する能力の認知を意味するセルフエフィカシーとは異なる概念であると指摘した。

セルフエスティームは、臨床心理学における重要な概念の一つである。Rosenberg<sup>5)</sup>はセルフエスティームを「特定の対象、すなわち自己に対する肯定的または否定的な態度」であり、その態度には他者と比べて自分のほうが優れ「とてもよい (very good)」と認知することによる態度と、自分の欠点に十分気づいているとしても、自分が設定した基準に照らして「これでよい (good enough)」として自

\* 筑波大学体育系  
Faculty of Health and Sports Sciences, University of Tsukuba

分を受容できる態度の2種類があるとした。そして後者の「これでよい (good enough)」という感覚に基づくものをセルフエスティームとした。これまでセルフエスティームは、心理的健康を予測する要因やアウトカム指標として扱われている<sup>6)</sup>。先行研究<sup>7)</sup>において、低いセルフエスティームが心理・社会的な機能不全を引き起こし、抑うつと関連することや、心理療法を通してクライアントのセルフエスティームが増加した結果、心理適応に繋がったことが報告されている<sup>8)</sup>。このように、これまで心理的健康を説明する要因としてセルフエスティームの概念が用いられており、人々が有する低いセルフエスティームの改善・向上を目的として、様々なプログラムの効果検証が行われてきた<sup>9)</sup>。

一方、セルフエスティームの良好な側面のみならず、セルフエスティームが高すぎる場合に起きる悪影響についても議論がなされている。例えば Schlenker, Soraci & McCarthy<sup>10)</sup> は、セルフエスティームの高い個人は、グループでの協業の失敗の原因を他者に帰属させる傾向があると指摘している。また Baumeister, Smart & Boden<sup>11)</sup> によると、高いセルフエスティームは他者に対する暴力行為を増加させる要因であることが示唆されている。高いセルフエスティームは必ずしも適応的な状態を導くものではなく、場合によっては心理社会的な問題を引き起こす危険性を有することが予想される。Rosenberg<sup>5)</sup> は「これでよい (good enough)」とする態度を本来のセルフエスティームと考えたが、セルフエスティームを測定する過程において自己評価的な側面が強調されてしまうことが指摘されている<sup>12)</sup>。そして自己価値に基づくセルフエスティームは自己愛と関係することが指摘されている<sup>13)</sup>。

このような、自己評価を含むことにより自己愛的側面が内包されてしまうセルフエスティームではなく、自己評価をせずありのままの自分を受け入れる態度である無条件の自己受容を測定する尺度として、Chamberlain & Haaga<sup>4)</sup> によって Unconditional Self-Acceptance Questionnaire (以下、USAQ とする) が米国において開発されている。Chamberlain & Haaga<sup>4)</sup> は、セルフエスティームは自己愛を含む概念であるが、一方、無条件の自己受容は自己愛を含まないより適応的な概念であると指摘している。USAQ は 20 項目からなる尺度で、一般大学生を対象とした弁別的妥当性が確認されており、USAQ とセルフエスティームの間には比較的強い正の相関があること<sup>14)</sup>、また抑うつとの間に弱い負の相関があること、および不安との間に比較的強い負の相関があること<sup>15)</sup> が確認されている。

また収束的妥当性として、一般成人を対象とした USAQ と自己愛人格傾向の間に弱い負の相関が認められた一方、セルフエスティームと自己愛人格傾向の間には弱い正の相関が認められた<sup>4)</sup>。また先行研究において<sup>4)</sup> セルフエスティームを統制した場合、USAQ と自己愛の間には弱い負の相関関係が確認されているが、USAQ とうつとの間の相関は示されなかった。一般大学生を対象とした調査で、USAQ の  $\alpha$  係数は .72<sup>14)</sup> <sup>15)</sup> であり、一定の信頼性が確認されている。

Chamberlain and Haaga<sup>4)</sup> は無条件の自己受容とは、特性や不変的なものではなく、習慣化された考え方であり、介入による変化が期待されるとした。その尺度の変化を測るものとして、内的反応性は、一般大学生に対して非合理的な信念によるプライミング効果を検証した Davis<sup>16)</sup> の研究において、USAQ-R<sup>17)</sup> の値が変動したことが確認されている。USAQ-R とは、20 項目からなる USAQ の 3 項目に文言の修正を行ったものである。USAQ-R の一般大学生を対象とした調査での  $\alpha$  係数は .86 であり、内的整合性が確認されている<sup>17)</sup>。セルフエスティームは、プライミングの効果が認められなかった一方、USAQ-R では介入前後とプライミングの効果に統計的に有意な交互作用が認められた。この結果から、プライミング効果は USAQ-R を十分に変化させる方法であると結論付けられている<sup>16)</sup>。

以上のことから、USAQ-R を用いることによって、自己価値感や自己愛を含まない無条件の自己受容を測定出来ることが想定される。しかしながらこれまで、日本語の USAQ-R は開発されていないが、その理由として以下の四点が挙げられる。一点目は、USAQ-R の収束的妥当性が確認されていないことである。二点目は、USAQ-R は Davis<sup>14)</sup> の先行研究により因子分析が行われており、1 因子 9 項目構造であることが確認されているが、 $\alpha$  係数は .68 と十分な値ではなく、構造的妥当性の確認が不十分である事があげられる。三点目として、USAQ、USAQ-R とともに再検査信頼性による信頼性が確認されていないため、尺度に十分な信頼性があるとは言えない事が挙げられる。

最後の点として、無条件の自己受容の概念が文化差の影響を強く受け、翻訳するだけでは適用が難しいことが考えられる。Scott<sup>18)</sup> の一般成人を対象とした先行研究において、Multidimensional Perfectionism Scale を用いた完璧主義と USAQ の間の相関が検討された。その結果、「自己志向的完全主義」と USAQ の間には比較的強い負の相関があり、また「自己志向的完全主義」と抑うつとの間に

は比較的強い負の相関があることを報告している。一方、本邦における先行研究<sup>19)</sup>において「自己志向的完全主義」と抑うつ傾向の間には相関が認められなかった。先行研究<sup>20)</sup>によると、文化の違いによって受容の捉え方や、心理尺度の構造の違いが生じることが指摘されている。そのため、無条件の自己受容を測定する場合にも、日本独自の因子構造が存在することが推測される。

そこで本研究では、REBTに基づいた無条件の自己受容を測定する日本独自の尺度の作成にあたり、USAQ-Rの項目を参考にして、日本版無条件の自己受容尺度 (Japanese Version of Unconditional Self-Acceptance Questionnaire) の開発を行う。研究1において構造的妥当性および内的整合性の検証を実施し、研究2において尺度の再検査信頼性の検討および基準関連妥当性の検討を行う。

## 研究1

### 目 的

無条件の自己受容を測定する日本版無条件の自己受容尺度の開発を目的として、USAQ-Rの項目の翻訳、および項目の選定、そして尺度の因子構造と内的整合性の検討を行う。

### 方 法

**調査時期、調査対象者および調査方法** 本調査は2017年9月に1度実施された。調査対象者は関東圏内のA大学に通う大学生328名であり、欠損値や未回答者をペアワイズ削除によって除き、最終的に307名 (男性197名、女性110名、平均年齢19.84歳、 $SD = 1.66$ ) を分析対象者とした。なお調査方法として、集合調査法を実施した。

**倫理的配慮** 倫理的配慮として、対象者には調査を行う前にインフォームドコンセントを行い、調査対象者には調査への参加は任意であること、調査によって得られたデータは統計的に平均化して処理されることから、個人の得点のみを取り上げて検討しないこと、また個人の情報が第三者に開示されることや、他者から特定されることがないことを研究代表者が口頭および紙面上によって説明した。なお、本研究は第1著者が所属する筑波大学研究倫理委員会の承認を得て (承認番号第 体 29-65 号) 実施された。

### 調査内容

**日本版無条件の自己受容尺度原案項目** 日本版無条件の自己受容尺度を開発するにあたり、尺度翻訳に関する基本指針<sup>21)</sup>に基づき、USAQ-R<sup>17)</sup>の

項目をもとに、項目の翻訳を行った。まず USAQ-Rの原著者らに日本版作成の許可を得た後、英語の各項目に対して、第1著者 (臨床心理士であり、数年間の外資系企業での勤務経験を有する) が日本語への翻訳を行い、USAQ-R20項目の翻訳を行った。次に、作成された項目リストに対して、第2著者 (臨床心理士であり、中学・高校の英語科教員免許状保持者) と第3著者 (心理学の博士号を有し、臨床心理学および健康心理学を専門とする大学教員) の合議に基づき、原版との比較および項目の修正を行い、項目リストの修正版を作成した。その後、翻訳会社 (株式会社ワイズ・インフィニティ) を利用して項目リストの修正版のバックトランスレーションを実施し、その内容について USAQ-Rの原著者らに確認を取り、原版の英文とバックトランスレーションの相違点について検討を行った。原著者らによる指摘をもとに第1-3著者の3名で再度修正を行い、翻訳会社によるバックトランスレーションを実施した後、原著者らに確認を求めたところ、再翻訳された英語と原版の英語の間に意味の違いがないことが確認されたため、最終的な翻訳を行った USAQ-R20項目を調査に用いた。回答方法として、USAQ-Rにならい、1:「ほとんどいつもあてはまらない」-7:「ほとんどいつもあてはまる」までの7件法を採用した。

### 分析方法

**因子構造の検討** 探索的因子分析を実施するにあたり、標本的妥当性を確認することを目的として、USAQ-Rの因子構造を探索的に検証するために、Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 測度および Bartlett の検定を行った。次に、翻訳を行った USAQ-R20項目に対して探索的因子分析 (最尤法、Promax 回転) を行った。

**天井効果および床効果の検討** 各項目の平均値、標準偏差を算出し、床効果および天井効果を確認した。床効果は、各項目の平均値から標準偏差を引いた値が1以下、天井効果は平均値に標準偏差を加えた値が8以上を基準として判定した。

**使用ソフトウェア** 分析には以降の研究を含めて全て IBM SPSS バージョン 25、構造方程式モデリングは IBM SPSS Amos 24.0.0、最小平均偏相関の算出は HAD Version16.03<sup>22)</sup> を用いた。

### 結果および考察

まず研究1におけるサンプル数の妥当性を検討した。先行研究<sup>23)</sup>において因子分析を行う場合のサンプル数は項目数の7倍の人数、もしくは100名



以上のサンプル数が妥当であるとされている。今回の USAQ-R の項目数 20 の 7 倍から、140 名以上のサンプル数が妥当と考えられる。また先行研究<sup>23)</sup>で推奨されるサンプル数の妥当性を確認する方法とは別に、本研究のサンプル数である 307 について Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) および Bartlette の検定を行った。その結果、KMO 測度は .774、 $p < .001$  と、今回の標本数に対して因子分析を行っても問題がないことが確認された<sup>24)</sup>。日本版無条件の自己受容尺度における因子構造を検討するに際し、天井効果および床効果を確認した。その結果、床効果および天井効果を示す項目は確認されなかった。

そこで、翻訳を行った USAQ-R20 項目について、最尤法、Promax 回転による探索的因子分析を行った。探索的因子分析は、推定方法は最尤法、因子抽出法は主因子解法を用い、固有値 1.0 以上の因子を抽出し、プロマックス回転 ( $\kappa = 4$ ) を施し、回帰法により因子得点を算出した。固有値の推移、解釈可能性、因子負荷量 .50 以上<sup>25)</sup> の 3 つの観点のから因子数の決定や項目の選定を行った。またクロンバックの  $\alpha$  係数の算出は、USAQ-R の項目の内、逆転項目である 1、4、6、7、9、10、12、13、14、15、19 は、8 から該当項目の数値を減算した値を用いた。スクリープロットと固有値、および平行分析は 3 因子を示したが、最小平均偏相関は 2 因子を示した。まず 3 因子を仮定して因子分析を行い、因子負荷量が .50 以上の項目を残したところ、3 因子目の項目が基準の因子負荷量を満たさず、また因子負荷量の採用基準を .45 以上としても、3 因子目の  $\alpha$  係数が .46 と低い状態であった。そこで最小平均偏相関が示した 2 因子を仮定して因子分析を再度行

い、因子負荷量が .50 以上の項目を残したところ、固有値の減衰状況は、2.651、1.156 となり、最終的な 2 因子各 4 項目、全 8 項目となった。最終的な因子パターンを Table 1 に示した。なお、回転前の因子負荷量の自乗和は、3.143、1.657 であった。次に、2 因子 8 項目の日本版無条件の自己受容尺度全体の内的整合性について検討したところ、 $\alpha = .77$  であった。各下位尺度の内的整合性は、「無条件性」において  $\alpha = .79$  であり、「安定性」では  $\alpha = .75$  であった。

第 1 因子は、自分自身に対して、条件付きの価値判断を行うことなく自分自身に価値を見出すことが出来る傾向を説明する項目群から構成されていることから、「無条件性：Unconditionality」と命名した。第 2 因子は、状況が変動したり、他者からの否定的な働きかけがあっても、自分自身への価値が変動することなく、安定した自己受容の態度を持ち続けられる姿勢を表す項目群から構成されていることから「安定性：Stability」と命名した。

以上、本研究の結果から、2 因子構造で内的整合性を有する日本版無条件の自己受容尺度が開発された。本研究において開発した日本版無条件の自己受容尺度においては、2 因子構造が支持された。この因子構造や項目内容の違いは、受容に関する文化間の解釈の違いから引き起こされていることが推測される。具体的には、USAQ は西洋文化圏において開発された尺度であるが、北山・唐澤<sup>20)</sup>によれば、西欧、あるいは北米の文化の根底には、「相互独立的自己観」が存在することが指摘されている。この「相互独立的自己観」とは、自らの内に望ましい、他者に誇れる属性を見いだす、あるいはそれを

Table1 無条件の自己受容尺度の質問項目と promax 回転後の探索的因子分析結果

項目	因子負荷量		$h^2$
	F I	F II	
I : 無条件性( $\alpha=.79$ )			
17.他の人が私を認めてくれなくても、自分には価値があると感じる	.786	-.017	.608
2.自分にとって重要な目的を達成していなくても、私は自分に価値があると感じる	.774	.109	.546
11.私はただ生きているだけでも、自分には価値があると思う	.671	-.052	.480
5.大きな失敗はがっかりするものだが、私が持つ自分自身への評価を変えるものではない	.552	-.108	.363
II : 安定性( $\alpha=.75$ )			
14.何かできないことがあると、自分の価値がより下がるように感じる <sup>a</sup>	-.006	.787	.623
19.私は非難されたときや何かに失敗したとき、人としての自分の価値が下がったと感じる <sup>a</sup>	-.053	.735	.573
12.自分への否定的な意見を受け入れることは難しい <sup>a</sup>	.094	.603	.329
6.自分が良い人間か悪い人間か考えている時がある <sup>a</sup>	-.051	.512	.285
寄与率 <sup>b</sup>		33.14	14.45

<sup>a</sup>逆転項目, <sup>b</sup>累積寄与率は47.59%

作り出し、その属性を外に表現していく自己観を意味する。西洋文化圏では、この自己観によって、所属するコミュニティで「一人前」の人となった結果、周りからも認められるようになると考えられている。このような文化圏においては、各自は「自己高揚的傾向」を重視し、社会の中で自己の良い部分を積極的に見出す傾向が強まることが指摘されており、そのような文化的影響を USAQ が受けていることは想像に難くない。

一方で、日本をはじめとする東洋文化圏においては、西洋文化圏とは異なり、「相互協調的自己観」が優勢となる。この「相互協調的自己観」とは、自己を人間関係そのもの、あるいはそこにある関係性の中で意味付ける自己観である。ここでは「自己批判傾向」が重視され、自己が持つ望ましくない属性を少なくすることが重視されるという。このように西洋文化と東洋文化には、優勢となる自己観がそれぞれ異なることから、共通する自己受容という概念を測定するにあたり、因子構造や抽出される項目群が異なることが予想される。実際に本研究において探索的因子分析を行った結果から、日本版無条件の自己受容尺度の項目に該当しなかった項目は2種類の傾向に分類されると考えられる。

1つ目は他者に対して自分の能力を誇示する傾向を表す項目であり「1. 私は人からほめられたとき、どんな部分が自分の強みかを知ることよりも、それで気分が良くなることの方が大事だ」や「8. 目標を立てるときに大事にすることは、その目標が自分の有能さを示すことよりも、自分を幸せにするかどうかだ」が例として挙げられる。

2つ目は人の価値はどれだけ優れた資質や能力を持つかに左右されるといった条件付きの自己受容を示す項目であり「9. 私は、多くのことに優れている人は価値のある人だと考える」や「10. 自分の価値は、他の人よりも優れているものの量によって決まる」が例として挙げられる。

これらの項目は相互独立的自己観に基づく項目であると考えられ、どの因子にも負荷しなかったことから、そのような項目は日本人を対象とした無条件の自己受容を測定する項目としては不適當であることが考えられる。

以上、本研究において開発された開発された日本版無条件の自己受容尺度は、USAQ-R とは異なる日本独自の因子構造を有しており、日本人サンプルを対象として無条件の自己受容を測定する場合には、USAQ-R ではなく本尺度を用いるほうが適切であると考えられる。

## 研究 2

### 目 的

研究 1 で内的整合性の確認が行われた日本版無条件の自己受容尺度の信頼性を、再検査信頼法によって確認する。また構造方程式モデルによって確認的因子分析を行い、統計学的な適合度を推定する。次に抑うつや不安に関する尺度との関係性から、構成概念妥当性の検討を行い、また偏相関係数によるセルフエスティームを統制した場合の、無条件の自己受容の働きを検討する。

先行研究<sup>4)</sup>において、USAQ とセルフエスティームとの間には、比較的強い正の相関関係がみられ、また特性不安との間には比較的強い負の相関関係が、抑うつ傾向との間には弱い負の相関関係、自己愛との間には弱い負の相関関係が確認されている。そのため、日本版無条件の自己受容尺度において USAQ と同様に、セルフエスティームとの間には比較的強い正の相関関係が、特性不安との間には比較的強い負の相関関係が、抑うつとの間に弱い負の相関関係があることが予想され、自己愛傾向の各下位項目との間には弱い負の相関関係が予想される。また一方で、先行研究<sup>4)</sup>においてセルフエスティームを統制した場合、USAQ と自己愛の間には弱い負の相関関係が確認されているが、USAQ とうつとの間の相関は示されなかった。そこで先行研究<sup>4)</sup>において自己愛性を内包すると指摘されているセルフエスティームと、それを含有しないとされる無条件の自己受容との概念的な差異を明確にすること、および無条件の自己受容とセルフエスティームの抑うつへの働きの差異を明らかにすることを目的として、無条件の自己受容尺度の得点を統制した際の各尺度間における偏相関関係について検討を行う。先行研究と同様に、セルフエスティームを統制した場合に、日本版無条件の自己受容尺度と自己愛傾向の間には弱い負の相関があることが予想され、また無条件の自己受容と抑うつとの間の相関は示されないことが予想される。また無条件の自己受容を統制した場合には、セルフエスティームと自己愛傾向の間には弱い正の相関が、セルフエスティームと特性不安および抑うつとは弱い負の相関があることが予想される。

### 方 法

**調査時期、調査対象者および調査方法** 本調査は2017年の9月—10月に実施された。研究1の対象者の内、2度目の縦断調査に参加可能であった、関東圏内のA大学に通う大学生125名に調査を行い、欠損値や未回答者をペアワイズ削除によって除き、

最終的に 121 名（男性 68 名、女性 53 名、平均年齢 18.46 歳、 $SD = 0.56$ ）を分析対象者とした。調査方法として、集合調査法を実施した。

121 名の対象者のうち、第 1 回調査時に 3 週間後の継続調査への参加意思を示し、有効回答であった 106 名（男性 59 名、女性 47 名、平均年齢 18.52 歳、 $SD = 0.57$ ）を再検査信頼性の分析対象とした。なお、欠損値はペアワイズ削除によって対応した。調査方法として、集合調査法を用い、第 1 回目調査と 2 回目調査で同一人物のデータを特定するために、質問紙の回答時に調査対象者に任意の 9 桁の番号を記入してもらい、データの照合を行った。第 1 回調査と第 2 回調査で同じ番号を用いるように求め、同一番号の研究協力者を同一人物として照合した。なお、番号の重複は見られなかった。構成概念妥当性の確認の為の調査データは、第 1 回目調査時のデータを使用した。

## 分析方法

**内的整合性の検証** 研究 1 の探索的因子分析によって示された日本版無条件の自己受容尺度における 2 因子 8 項目の構造を、構造方程式モデルによって 1 因子 8 項目と仮定した場合との比較を行った。なお、モデルの適合度指標として、GFI (Goodness of Fit Index)、AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index)、CFI (Comparative Fit Index)、RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) および AIC (Akaike Information Criterion) を用い、採択基準としてそれぞれ、GFI、AGFI および CFI の採択基準は .90 以上<sup>26) 27) 28)</sup>、RMSEA は .10 以下<sup>29)</sup> を基準とし、また AIC については、値が小さいほど優れているモデルとして判断した<sup>30)</sup>。またパラメータの推定方法は最尤法を用いた。

**ワーディングの影響の検討** 日本版無条件の自己受容尺度の下位項目「安定性」は逆転項目のみで構成されている。そこで項目のワーディングにより 2 因子構造になった可能性を検討するため、研究 1 の結果から導かれた日本版無条件の自己受容尺度の 2 因子 8 項目の構造、1 因子 8 項目の構造を仮定した構造方程式モデルでの検討を行った。モデルの適合度指標の採択基準は、内的整合性を検討する際の基準と同様の基準を採用した。

**再検査信頼法** 日本版無条件の自己受容尺度の再検査信頼性を検討するために、第 1 回調査および 3 週間の間隔を空けて実施した第 2 回調査における日本版無条件の自己受容尺度の得点間で級内相関係数 (Interclass Correlation Coefficient: 以下、ICC) の算出を行い、また下位項目に対して対応のある t

検定を行った。

**構成概念妥当性の検証** 相関係数の評価は小塩<sup>31)</sup>の基準をもとに記述を行い、 $\pm .20$  以下をほとんど相関がない、 $\pm .20$  から  $\pm .40$  を弱い相関がある、 $\pm .40$  から  $\pm .70$  を比較的強い相関がある、 $\pm .70$  から  $\pm 1.00$  を強い相関があるとした。

**偏相関係数による無条件の自己受容の特徴の検討** 日本版無条件の自己受容尺度と、セルフエスティーム尺度の違いを調べるため、日本版無条件の自己受容尺度の得点を統制した場合の、セルフエスティームと抑うつ・特性不安・自己愛傾向を調査し、またセルフエスティーム尺度得点を統制した場合の抑うつ・特性不安・自己愛傾向を調査した。

## 調査内容

**日本版無条件の自己受容尺度** 研究 1 において開発された、日本版無条件の自己受容尺度の構成概念妥当性を検討するために、研究 1 の結果に基づき、日本版無条件の自己受容尺度の 8 項目を用いた。回答方法は「1. ほとんどいつもあてはまらない」-「7. ほとんどいつもあてはまる」の 7 件法とした。

**日本語版 STAI** 日本版無条件の自己受容尺度の構成概念妥当性を検討するために、特性的な不安の高さを測定することが可能な、日本語版 State and Trait Anxiety Inventory<sup>32)</sup> の特性不安尺度 20 項目を用いた (Cronbach's  $\alpha = .84$ )。回答方法は肥田野他<sup>32)</sup>にならい、「1. ほとんどない」-「4. ほとんどいつも」の 4 件法とした。

**自尊感情尺度** 日本版無条件の自己受容尺度とセルフエスティームの関係性を検討するために、1 因子 10 項目からなる自尊感情尺度<sup>33)</sup>を用いた (Cronbach's  $\alpha = .87$ )。回答方法は、先行研究<sup>33)</sup>にならい、「1. あてはまらない」-「5. あてはまる」の 5 件法とした。自尊感情尺度は得点が高いほど、セルフエスティームが高いことを示している。

**自己愛的脆弱性尺度短縮版** 日本版無条件の自己受容尺度の構成概念妥当性を検討するために、自己愛的脆弱性尺度短縮版を用いた<sup>34)</sup>。先行研究では、自己愛傾向を測定する尺度として自己愛人格目録<sup>35)</sup>を使用しているが、54 項目と項目数が多いため、本研究では調査対象者の負担を考え、4 因子 20 項目からなる本尺度を使用することとした。この尺度は、自己顕示を恥ずかしいものと感じて抑制する傾向である自己顕示抑制 (Cronbach's  $\alpha = .81$ )、不安や抑うつを自分で緩和する力の弱さを表す自己緩和不全 (Cronbach's  $\alpha = .85$ )、自分への特別の配慮を求める傾向を表す潜在的特権意識 (Cronbach's  $\alpha = .77$ )、他者からの承認や賞賛に過



敏で、それが得られないと傷つく傾向を表している承認・賞賛過敏性 (Cronbach's  $\alpha = .83$ ) の因子から構成されており、得点が高いほど自己愛の傾向が高いことを示している。なお、回答方法は上地・宮下<sup>34)</sup>にならい、「1. まったくない」-「5. よくある」の5件法とした。

日本語版 Profile of Mood States 2nd Edition 短縮版日本版無条件の自己受容尺度の得点と気分状態との関係性について検討するために、日本語版 Profile of Mood States 2nd Edition 短縮版<sup>36)</sup> (以下、POMS2 とする) の下位尺度である「抑うつ-落込み」のT得点を用いた (Cronbach's  $\alpha = .84$ )。この下位尺度は、得点が高いほど、抑うつと落込みの気分が高いことを示している。なお回答方法として、Heuchert & McNair<sup>36)</sup>にならい、「0. まったくなかった」-「4. 非常に多くあった」の5件法を用いた。

## 結 果

### 内的整合性およびワーディングの影響の検討の結果

探索的因子分析によって導かれた2因子構造をもとに構造方程式モデルでの検討を行った結果、GFI = .949、AGFI = .904、CFI = .924、RMSEA = .097、AIC = 117.694であった。またワーディングの影響を検討するため、CTCMモデル (correlated traits, correlated method<sup>37)</sup>) により2因子8項目モデルを検討したところ、CFI = 1.00、GFI = 1.00、RMSEA = .290と適合度が悪くなった。次に、日本版無条件の自己受容尺度の下位項目「安定性」は逆転項目のみで構成されている。そこで項目のワーディングにより2因子構造になった可能性を検討するため、本研究の結果から導かれた日本版無条件

の自己受容尺度の2因子8項目の構造、1因子8項目の構造を仮定した構造方程式モデルでの検討を行った。その結果、1因子構造のモデルの適合度を示す指標はGFI = .773、AGFI = .592、CFI = .620、RMSEA = .212、AIC = 375.702であった。そのため、1因子構造よりも2因子構造の方が適合しており、かつワーディングの影響を受けていないことが確認され、日本版無条件の自己受容尺度の因子構造は、2因子構造であることが確認された (Table 2)。日本版無条件の自己受容尺度の各下位尺度の平均値および標準偏差を Table 3 に示した。

### 再検査信頼性の結果

再検査信頼性は第1回調査と第2回調査の無条件の自己受容尺度の級内相関係数を算出したところ、平均測定値 (ICC (2, 1) = .841、95% CI = [.79, .88]) であり、また下位項目の無条件性のt検定の結果は ( $t(210) = -1.54, p = .13$ )、安定性の結果は ( $t(210) = -.80, p = .43$ ) と有意ではなかった。以上の結果より、日本版無条件の自己受容尺度は一定の信頼性を有する尺度であることが考えられる。

### 構成概念妥当性の結果

日本版無条件の自己受容尺度の構成概念妥当性について検討するために、Chamberlain and Haaga<sup>4)</sup>と同様に、セルフエスティーム、特性不安、抑うつ、自己愛的脆弱性間におけるPearsonの積率相関係数 ( $r$ ) の算出を行った。Table 4 にそれぞれの平均値、標準偏差、 $\alpha$ 係数を示した。相関係数の算出の結果、日本版無条件の自己受容尺度の得点とセルフエスティームとの間に比較的強い有意な正の相関関係 ( $r = .63, p < .01$ ) が示され、またSTAI特性

Table2 各モデルにおける適合度指数 ( $n=307$ )

	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC
1因子8項目	.773	.592	.620	.212	375.702
2因子8項目	.949	.904	.924	.097	117.694
CTCMモデル	1.000		1.000	.290	72.00

Table3 USAQ-Rと日本版無条件の自己受容尺度、および下位尺度の平均値 ( $M$ )、標準偏差 ( $SD$ )、各尺度間の相関係数 ( $n=121$ )

尺度	$M$	$SD$	1	2	3	4
1. USAQ-R	78.31	13.12	—	.83**	.62**	.75**
2. 日本版無条件の自己受容	31.66	7.63		—	.83**	.81**
3. 無条件性	16.70	5.47			—	.34**
4. 安定性	14.67	4.39				—

\*\* $p < .01$

Table4 各変数の基本統計量 (n=121)

項目	M	SD	$\alpha$
日本版無条件の自己受容	31.66	7.63	.77
無条件性	16.70	5.47	.79
安定性	14.67	4.39	.75
セルフエスティーム	33.25	7.38	.87
STAI 特性不安	48.44	10.00	.84
POMS 抑うつ-落込み	54.67	10.42	.84
自己顕示抑制	15.28	4.79	.81
自己緩和不全	14.90	4.89	.85
潜在的特権意識	13.58	3.68	.77
承認・賞賛過敏性	14.98	4.56	.83

\*\* $p < .01$  \* $p < .05$ 

不安 ( $r = -.61, p < .01$ ) および POMS2 の「抑うつ-落込み」との間には比較的強い有意な負の相関関係が確認された ( $r = -.50, p < .01$ )。さらに、無条件の自己受容と自己愛的脆弱性の下位項目である「自己顕示抑制」( $r = .23, p < .01$ )、「自己緩和不全」( $r = -.29, p < .01$ ) との間には弱い有意な相関が、「承認・賞賛過敏性」( $r = -.57, p < .01$ ) との間には比較的強い有意な負の相関関係がみられたが、「潜在的特権意識」との間には有意な相関関係は示されなかった。日本版無条件の自己受容尺度の下位項目「無条件性」は、自己愛的脆弱性の下位項目である「自己顕示抑制」( $r = -.30, p < .01$ )、「承認・賞賛過敏性」( $r = -.38, p < .01$ ) との間に弱い有意な負の相関関係がみられた。日本版無条件の自己受容尺度の下位項目「安定性」は自己愛的脆弱性の下位項目である「自己顕示抑制」( $r = -.45, p < .01$ )、「承認・賞賛過

敏性」( $r = -.48, p < .01$ ) との間に比較的強い負の相関が、「自己緩和不全」( $r = -.31, p < .01$ ) との間に比較的強い有意な負の相関関係がみられた。

一方で、セルフエスティームと自己愛的脆弱性の下位尺度である「自己顕示抑制」( $r = -.37, p < .01$ ) および「承認・賞賛過敏性」( $r = -.37, p < .01$ ) との間には、弱い負の相関関係が確認されたものの、下位尺度の「自己緩和不全」および「潜在的特権意識」には有意な相関関係は認められなかった (Table 5)。

#### 偏相関分析による無条件の自己受容とセルフエスティームの差異の検討の結果

セルフエスティームと自己愛の関連性に対する無条件の自己受容の役割について検討するために、日本版無条件の自己受容尺度の得点を統制し、各変数間の偏相関係数の算出を行った。その結果、無条件の自己受容尺度の得点を統制した場合には、セルフエスティームと自己愛性脆弱尺度における自己顕示抑制との偏相関係数 ( $r = -.19, p < .05$ ) は小さくなり、承認・賞賛過敏性の間には有意な相関関係が認められなくなることが示された (Table 6)。一方、セルフエスティーム得点を統制した場合には、無条件の自己受容と自己愛性脆弱尺度における自己顕示抑制との偏相関係数 ( $r = -.18, p < .05$ )、自己緩和不全との偏相関係数 ( $r = -.26, p < .01$ ) および承認・賞賛過敏性との偏相関係数 ( $r = -.41, p < .01$ ) が小さくなることが確認されたが、無条件の自己受容尺度の得点はそれぞれの自己愛傾向との間に弱い負の相関から比較的強い負の相関があることが確認された (Table 7)。また無条件の自己受容尺度の得点を統制した場合には、セルフエスティームと

Table5 日本版無条件の自己受容と関連指標の相関係数

項目	相関係数									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 日本版無条件の自己受容	—	.83**	.81**	.63**	.61**	.50**	.46**	-.28**	-.11	-.53**
2 無条件性		—	.34**	.59**	.51**	.46**	.30**	-.15	-.01	-.38**
3 安定性			—	.43**	.48**	.36**	.45**	-.31**	-.17	-.48**
4 セルフエスティーム				—	.72**	.44**	.35**	-.13	-.10	-.37**
5 STAI-T					—	.52**	.56**	.30**	.28**	.53**
6 POMS 抑うつ-落込み						—	.49**	.35**	.22**	.40**
7 自己顕示抑制							—	.41**	.13	.36**
8 自己緩和不全								—	.19*	.49**
9 潜在的特権意識									—	.41**
10 承認・賞賛過敏性										—

\*\* $p < .01$  \* $p < .05$



Table6 日本版無条件の自己受容得点を統制した場合の各変数間の関連 ( $n=121$ )

項目	偏相関係数						
	1	2	3	4	5	6	7
1 セルフエスティーム	—	-.54**	-.18*	-.19*	.07	-.04	-.06
2 STAI 特性不安		—	.32**	.35**	.18*	.27**	.31**
3 POMS 抑うつ-落込み			—	.28**	.25*	.19*	.18*
4 自己顕示抑制				—	.35**	.10	.22*
5 自己緩和不全					—	.17	.42**
6 潜在的特権意識						—	.42**
7 承認・賞賛過敏性							—

\*\* $p<.01$ , \* $p<.05$ Table7 セルフエスティーム得点を統制した場合の各変数間の関連 ( $n=121$ )

項目	偏相関係数						
	1	2	3	4	5	6	7
1 日本版無条件の自己受容	—	-.29**	-.32**	-.18*	-.26**	-.06	-.41**
2 STAI 特性不安		—	.34**	.33**	.31**	.30**	.40**
3 POMS 抑うつ-落込み			—	.30**	.33**	.20*	.28**
4 自己顕示抑制				—	.40**	.10	.26**
5 自己緩和不全					—	.18*	.48**
6 潜在的特権意識						—	.40**
7 承認・賞賛過敏性							—

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

「抑うつ-落込み」との間の偏相関係数は  $r = -.18$ ,  $p < .05$  であり、非常に弱いことが示されたが、一方、無条件の自己受容と「抑うつ-落込み」との間の偏相関係数は  $r = -.32$ ,  $p < .01$  と、弱い負の相関があることが確認された。

## 考 察

本研究の結果から、日本版無条件の自己受容尺度の得点はセルフエスティームと比較的強い正の相関関係を示し、また特性不安や抑うつとは比較的強い負の相関、自己愛傾向と弱い相関から比較的強い負の関連性を示すことが確認された。また先行研究<sup>4)</sup>と異なり、セルフエスティームと自己愛傾向の間には正の相関はみられなかった。一方、無条件の自己受容と自己愛傾向の下位項目の間には弱い負の相関から比較的強い負の相関があることが確認された。

この結果は Chamberlain and Haaga<sup>4)</sup>の研究と概ね一致していることから、日本版無条件の自己受容尺度の一定の構成概念妥当性が確認されたと考えられる。

先行研究 Chamberlain and Haaga<sup>4)</sup>の結果とは異

なり、セルフエスティームを統制した場合、日本版無条件の自己受容尺度と「抑うつ-落込み」の間には弱い負の相関が認められた。また本研究では、日本版自己受容尺度の得点を統制した場合、セルフエスティームと「抑うつ-落込み」の間の相関はほとんど認められなくなった。このことから「抑うつ-落込み」とセルフエスティームの間にみられる負の相関は、無条件の自己受容による働きによるものであることが示唆された。以上、本研究の結果から、無条件の自己受容尺度の基準関連妥当性が確認された。

## 総合考察

本研究では、REBTの理論を基本とし、ありのままの自己を受け入れる態度である無条件の自己受容を測定することを目的として、日本版無条件の自己受容尺度の開発を行った。その結果、2因子8項目から構成され、一定レベルの内的整合性、構成概念妥当性、基準関連妥当性および再検査信頼性を有する無条件の自己受容尺度が開発された。

これまで、心理的健康を予測するポジティブな自己評価を意味する指標として、調査研究や介入研究

において重要な位置づけをされてきたセルフエスティームの概念は、近年、自己愛性傾向や仮想的有能感のような、社会不適応と関係することが指摘されており、慎重な検討が求められる<sup>11)</sup>。Rosenberg<sup>5)</sup>は「これでよい (good enough)」とする態度を本来のセルフエスティームと考えたが、セルフエスティームを測定する過程において自己評価的な側面が強調されてしまうことが指摘されている<sup>12)</sup>。このことは、セルフエスティームを測定する際には自己評価的な側面を含んでしまうことによって生じている可能性が考えられる。

しかし本研究の結果から、日本版無条件の自己受容尺度は、他者との比較や自己評価的な概念を含まない、自分があるがままに認める無条件の自己受容を測定していると考えられる。セルフエスティームの課題や本研究の結果を考慮すると、セルフエスティームの代わりとなる指標として、無条件の自己受容尺度を用いることによって、自己愛を含まないより適応的な状態を測定することが可能になることが期待される。

最後に、本研究の限界について述べる。本研究の対象者は、健康な一般大学生を対象としており、その対象者から得られたデータをもとに調査および尺度開発を行っている。しかしながら無条件の自己受容とは、心理臨床の現場において誕生した概念である。そのため今後、尺度の実践的な有用性を高めるためには、抑うつや不安の水準が高く治療や相談を必要とするクライアントを対象とした調査研究や介入研究による検討を行い、尺度の臨床的妥当性

および有用性について検討する必要がある。また発達の段階に応じて無条件の自己受容の水準も変化することが考えられることから、幅広い年代を対象に調査を行うことが必要だと考えられる。

以上のような問題点は残るものの、本研究の結果から、無条件の自己受容を測定するために、一定の信頼性と妥当性を有すると確認された尺度が開発された。今後、本尺度を用いた個々人の健康を予測する要因の同定や、心理サポートの効果検証が求められる。

## 引用文献

- 1) Ellis A (1994) : Reason and emotion in psychotherapy, Kensington Publishers, New York.
- 2) Ellis A (1977) : Psychotherapy and the value of a human being. In Ellis, A., and Grieger, R. (Eds.), Handbook of rational-emotive therapy, Springer, New York : 99-112.
- 3) Ellis A (1973) : Humanistic psychotherapy : The rational-emotive approach. McGraw-Hill Paperbacks, New York.
- 4) Chamberlain J, and Haaga D (2001a) : Unconditional self-acceptance and psychological health. Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy 19 : 163-176.
- 5) Rosenberg M (1965) : Society and the adolescent self-image. Princeton University Press.
- 6) Battle J (1978) : Relationship between self-esteem and depression. Psychological Reports 42 :

## Appendix

それぞれ以下の文章について、あなたがどの頻度で感じるかということについて当てはまるかを示してください。  
全ての項目について、下の選択肢の中からあてはまる1-7の数字を左の線の上に記入してください。

ほとんどいつも あてはまらない	たいてい あてはまらない	やや あてはまらない	どちらとも いえない	やや あてはまる	たいてい あてはまる	ほとんどいつも あてはまる
1	2	3	4	5	6	7
_____						
1. 自分にとって重要な目的を達成していなくても、私は自分に価値があると感じる						
_____						
2. 大きな失敗はがっかりするものだが、私が持つ自分自身への評価を変えるものではない						
_____						
3. 自分が良い人間か悪い人間か考えている時がある						
_____						
4. 私はただ生きているだけでも、自分には価値があると思う						
_____						
5. 自分への否定的な意見を受け入れることは難しい						
_____						
6. 何かできないことがあると、自分の価値がより下がるように感じる						
_____						
7. 他の人が私を認めてくれなくても、自分には価値があると感じる						
_____						
8. 私は非難されたときや何かに失敗したとき、人としての自分の価値が下がったと感じる						

- 745-746.
- 7) Sowislo JF, and Orth U (2013) : Does low self-esteem predict depression and anxiety ? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin* 139 : 213-240.
  - 8) Griffoen BT, van der Vegt AA, de Groot IW, and de Jongh A (2017) : The effect EMDR and CBT on low self-esteem in general psychiatric population : A randomized controlled trial. *Frontiers in Psychology*. 8, 1910. doi : 10.3389/fpsyg.2017.01910.
  - 9) Coopersmith S, and Feldman R (1974) : In Coop RH, and White K (Eds.). *Festering appositve self-concept and high self-esteem in the classroom*. Psychological concepts in the classroom. Harper & Row, New York, 192-225.
  - 10) Schlenker BR, Soraci S, and McCarthy B (1976) : Self esteem and group performance as determinants of egocentric perceptions to evaluations from others. *Journal of Personality* 43 : 94-108.
  - 11) Baumeister RF, Smart L, and Boden JM (1996) : Relation of threatened egoism to violence and aggression : The dark side of high self-esteem. *Psychological Review* 103 : 5-33.
  - 12) 中間玲子 編著 (2016) : 自尊感情の心理学 理解を深める「取扱説明書」, 金子書房.
  - 13) 小塩真司 (1998) : 青年の自己愛傾向と自尊感情, 友人関係のあり方との関連 日本教育心理学研究 46 : 280-290.
  - 14) Davis MF (2006) : Irrational beliefs and unconditional self-acceptance. I. Correlational evidence linking two feature of REBT. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy* 24 : 113-124.
  - 15) Stanković S, Matić M, Vukosavljević-Gvozden T, and Opačić G (2015) : Frustration intolerance and unconditional self-acceptance as mediators of the relationship between perfectionism and depression. *Psihologija* 48 : 101-117.
  - 16) Davis MF (2007) : Irrational beliefs and unconditional self-acceptance. II. Experimental evidence for a causal link between two key features of REBT. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy* 26 : 89-101.
  - 17) Chamberlain J, and Haaga D (2001b) : Unconditional self-acceptance and responses to negative feedback. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy* 19 : 177-189.
  - 18) Scott J (2007) : The Effect of perfectionism and unconditional self-acceptance on depression. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy* 25 : 35-64.
  - 19) 桜井茂男・大谷佳子 (1997) : " 自己に求める完全主義 " と抑うつ傾向および絶望感との関係. *心理学研究* 68 : 179-186.
  - 20) 北山忍・唐澤真弓 (1995) : 自己 : 文化心理学的視座実験社会心理学研究 35 : 133-163.
  - 21) 稲田尚子 (2015) : 尺度翻訳に関する基本指針特集 : 「行動療法研究」における研究報告に関するガイドライン 行動療法研究 41 : 117-125.
  - 22) 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.
  - 23) Terwee CB, Mokkink LB, Knol DL, Ostelo RW, Bouter LM, and de Vet HC (2012) : Rating the methodological quality in systematic reviews of studies on measurement properties : a scoring system for the COSMIN checklist. *Quality of Life Research* 21 : 651-657.
  - 24) 小田利勝 (2007) : ウルトラビギナーのための SPSS による統計解析入門, プレアデス出版 : 198.
  - 25) Costello AB, and Osborne JW (2005) : Best practices in exploratory factor analysis : Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment* 10 : 1-9.
  - 26) 山本嘉一郎・小野寺孝義 (2000) : 共分散構造分析とその適用 山本 嘉一郎・小野寺 孝義 (編) *Amos による共分散構造分析と解析事例*, ナカニシヤ出版 : 17.
  - 27) 出村慎一・西嶋尚彦・長澤吉則・佐藤進 (2004) : 健康・スポーツ科学のための SPSS による多変量解析入門, 杏林書院 : 131-157.
  - 28) 室橋弘人 (2007) : 適合度指標豊田秀樹編. 共分散構造分析 [Amos 編] - 構造方程式モデリング -. 東京図書 : 235-45.
  - 29) Browne, MW, and Cudeck, R (1993) : Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J.S. Long [Eds.] *Testing Structural Equation Models*. Beverly Hills, CA : 132-162
  - 30) 田部井明美 (2011) : SPSS 完全活用法共分散構造分析 (Amos) によるアンケート処理 第2版, 東京図書.
  - 31) 小塩真司 (2004) : SPSS と Amos による心理・調査データ解析 - 因子分析・共分散構造分析まで, 東京図書 : 34.



- 32) 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我祥子 (2000) : State-Trait Anxiety Inventory-Form JYZ, 実務教育出版.
- 33) 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.
- 34) 上地雄一郎・宮下一博 (2009) : 対人恐怖傾向の要因としての自己愛的脆弱性, 自己不一致, 自尊感情の関連性 パーソナリティ研究 17 : 280-291.
- 35) Raskin R, and Hall CS (1979) : A Narcissistic personality Inventory. Psychological Reports 45 : 590.
- 36) Heuchert PJ, and McNair MD (2015) : POMS 2 Profile of Mood States 2nd Edition (横山和仁 (監訳) 日本語版マニュアル, 金子書房)
- 37) Eid M (2000) : A multitrait-multimethod model with minimal assumptions. Psychometrika 65 : 241-261.