日本語版改訂非緩和共同性尺度の作成^{1,2}

萩原 千晶 下司 忠大 小塩 真司 早稲田大学

Development of the Japanese version of the Revised Unmitigated Communion Scale

Chiaki Hagiwara, Tadahiro Shimotsukasa, and Atsushi Oshio (Waseda University)

The purpose of this study was to develop the Japanese version of the Revised Unmitigated Communion Scale (J-RUCS) and examine its reliability and validity. Participants included 423 Japanese university students. The confirmatory factor analysis indicated that J-RUCS had two error covariances; however, it did not indicate a unidimensional structure. As for reliability, adequate internal consistency and test-retest reliability were confirmed. Regarding validity, there were positive associations between J-RUCS and affiliation, empathic concern, negative communion, self-devaluative view adjectives, preoccupied attachment style, agreeableness, and neuroticism. Additionally, J-RUCS scores were negatively correlated with self-assertion and self-esteem. These results, which are consistent with previous studies, showed the validity of the J-RUCS.

Key words: unmitigated communion, communion, agency, reliability, validity.

The Japanese Journal of Psychology

J-STAGE Advanced published date: February 10, 2022

非緩和共同性 (unmitigated communion) とは、自己を蔑ろにして他者を重要視する傾向性として定義されるパーソナリティ特性であり (Helgeson & Fritz, 1998), 作動性 (agency) と、共同性 (communion) の2つのパーソナリティ次元に端を発する概念である (Bakan, 1966)。作動性は社会階層における自己の立身出世を求める傾向性として定義され、共同性は周りの人々の幸福を願う傾向性としてそれぞれ定義される概念である (Frimer, Walker, Dunlop, Lee, & Riches, 2011)。

Bakan (1966) は個人内過程における作動性と共同性の高低について、この一方の特性の高さがもう一方の特性の高さを補償する関係にあることを論じ、この補償的な関係性を「緩和 (mitigated)」と表現した。たとえば、ある個人の作動性と共同性の両方のバランスがとれている場合、主導的に人と協調するような精神的に健康的な個人が想定される。他方で、ある個人

において相対的に共同性が高く、作動性が低い場合、自分自身を尊重せずに他者の幸福を叶えようとする精神的に不健康的な個人が想定される。Helgeson (1994) や Fritz & Helgeson (1998) は、Bakan (1966) では示唆されるに留まっていた、個人内過程において作動性が相対的に低く、共同性が高いパーソナリティ特性を非緩和共同性として概念化した。

Bakan (1966) 以降の伝統的な解釈では、「緩和」は作動性と共同性の各次元の個人間関係におけるバランスであると考えられてきた (Fournier & Moskowitz, 2000)。このような考え方に基けば、「緩和」は心理測定上、作動性と共同性の適応指標 (たとえば、主観的幸福感) に対する交互作用効果として捉えられる。たとえば、集団内において相対的に作動性が高い人々では、共同性は適応指標と正の関連を、相対的に作動性が低い人々では共同性は適応指標と負の関連を示すと考えられてきた。しかし、実証的な知見においては適応指標に対するこのような交互作用効果が確認されていない (Fournier & Moskowitz, 2000)。以上の背景から、Fournier & Moskowitz (2000) は作動性と共同性の個人内のバランスこそが「緩和」であると捉え、これを支持する結果を示している。この観点からは、作動性と共同性が個人内において相対的に同程度であ

Correspondence concerning this article should be sent to: Chiaki Hagiwara, Waseda University, Toyama, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8644, Japan. (E-mail: chi.hagiwara5@gmail.com)

¹ 本論文は、第1著者が2020年度に早稲田大学大学院文学研究科へ提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。

² 本研究の一部は、Society for Personality and Social Psychology Convention (SPSP, 2020) で発表された。

る場合には「緩和」、偏りがある場合には「非緩和」となる。以上の点により、非緩和共同性を測定するためには、作動性や共同性の個々の尺度に還元できず、独自の尺度が必要である³。

非緩和共同性を測定する尺度として現在最も広く用いられているのは、Unmitigated Communion Scale（以下、UCSとする；Helgeson, 1993）を改良した Revised Unmitigated Communion Scale（以下、RUCSとする；Fritz & Helgeson, 1998）である。UCS は心臓病患者とその配偶者を対象として作成された尺度であり、自分の症状を蔑ろにして無理をするような患者側の影響や、過度に世話をするような配偶者側の影響といった、冠動脈疾患発生後の患者の回復やストレスに対して非緩和共同性が及ぼす負の影響を明らかにするために作成された。このような非緩和共同性の負の影響は病床における相互関係だけでなく、広く一般に影響を及ぼすことが考えられる（Fritz & Helgeson, 1998）。そのため、RUCS では項目内容がより広く一般的に使用できるように改変され（Fritz & Helgeson, 1998；項目は Helgeson & Fritz, 1998）、UCS と同様に心臓病発症の後の機能や精神的健康からの回復の遅れとの関連も確かめられている（Fritz, 2000）。RUCS の内的整合性は .70 程度であり（Fritz, 2000；Fritz & Helgeson, 1998；Helgeson & Fritz, 1999）、多くの研究で幅広く用いられている。

非緩和共同性は社会的に望ましいと考えられている協調や共感の負の側面として捉えられる概念である（Bloom, 2016 高橋訳 2018）。また、作動性の相対的な低さを背景として自己を蔑ろにして協調するような傾向にあることから、自尊感情の低さや抑うつの高さと関連することが示されている（Fritz & Helgeson, 1998）。このような非緩和共同性に類似した概念として「過剰適応」が挙げられるが、過剰適応が自己不全感や内的不適応に基づく消極的な周囲や環境への同調であるのに対し（日潟, 2016）、非緩和共同性は自己の評価を他者に依存する傾向にあり、自尊感情を高めるために過剰に他者の問題に対して関わりを持つとすることが示されている（Fritz & Helgeson, 1998）。このため、非緩和共同性は過剰適応に比べ、内面的な不適応（たとえば、抑うつ・不安）だけでなく外在的な不適応（たとえば、他者に対する不必要に過剰な援助や関わり）にも関わる概念であると考えられる。

非緩和共同性を測定する尺度として、わが国では「否定的共同性」尺度（土肥・廣川, 2004）がある。この尺度は、作動性と共同性を肯定的・否定的（緩和・非

緩和）に分類して組み合わせた 4 下位尺度で構成される共同性・作動性尺度（Communion-Agency Scale: 以下、CAS とする；土肥・廣川, 2004）の下位尺度のひとつである。しかし、土肥・廣川（2004）が項目を作成する際に依拠した項目（たとえば、Spence, Helmreich, & Holahan, 1979）は、共同的な志向性（communal orientation）を十分に反映できていないことが指摘されている（Helgeson, 1993）。この指摘に基づけば、CAS における「否定的共同性」尺度は、RUCS に比べて共同性を十分に反映できていない可能性がある。

また、非緩和共同性に関連性のあるわが国の尺度として、Japanese version of International Personality Item Pool-Interpersonal Circumplex（以下、IPIP-IPC-J とする；橋本・小塩, 2016）の「親密性」次元も挙げられる。この次元は対人行動特性を「支配性」（dominance）および「親密性」（affiliation）を軸として円環状に布置した対人円環モデル（interpersonal circumplex model）を背景に作成された IPIP-IPC（Markey & Markey, 2009）の邦訳版により測定される。IPIP-IPC の「支配性」および「親密性」は「作動性」（agency）および「共同性」（communion）と呼称されることもあるが（たとえば、Locke & Adamic, 2012）、「支配性」と「親密性」はあくまでも対人行動特性のひとつであり、作動性や共同性の側面に焦点をあてて測定されている点に留意する必要がある（橋本・小塩, 2019）。また、この尺度では共同性に対する作動性による非緩和が測定されていない。

以上の議論から、非緩和共同性は類似概念である過剰適応とは異なり、内面的・外在的な問題の両面と関わる概念であると考えられる。また、その測定尺度として「否定的共同性」尺度が作成されているものの、この尺度は共同性の側面が十分に反映されていない可能性がある。そこで本研究では、わが国において非緩和共同性を十分に測定するために、RUCS（Fritz & Helgeson, 1998）を邦訳することで日本語版改訂非緩和共同性尺度（Japanese version of the Revised Unmitigated Communion Scale: 以下、J-RUCS とする）を作成し、その信頼性と妥当性を検討する⁴。

J-RUCS の信頼性については、原版の RUCS は因子構造が確認されていないが、9 項目で単一の概念として扱われている（たとえば、Fritz, 2000；Fritz & Helgeson, 1998）。そのため、本研究では 1 因子を仮定した確認的因子分析を行う。また内的整合性と再検査信頼性か

³ Fournier & Moskowitz (2000) のようにイベント・サンプリング法により個人内における作動性・共同性を測定し、非緩和共同性を測定することも考えられるが、非緩和共同性の個人差を測定する上では、その尺度によって独立に測定することが調査者・調査対象者両方にとって効率的であると考えられる。

⁴ 共同性や作動性、およびそのバランスを総合的に検討する場合には非緩和共同性だけでなく、非緩和作動性の尺度も必要であると考えられるが、この尺度としては土肥・廣川（2004）の否定的作動性尺度が有用であると考えられる。本稿は土肥・廣川（2004）の否定的共同性尺度が非緩和共同性に対応した概念を測定できているかどうか不明瞭であるという問題点を提議し、非緩和共同性の尺度を邦訳するものである。

ら信頼性を検討する。

J-RUCS の妥当性については、先行研究（たとえば、Fritz & Helgeson, 1998; Helgeson & Fritz, 1998）で非緩和共同性との関連が認められている、親密性、共感的関心、自己主張、抑うつ状態、自尊感情、愛着スタイルとらわれ型、Big Five パーソナリティにおける協調性および神経症傾向との関連から、収束的妥当性を検討する。非緩和共同性の他者に共感的・協調的に振る舞う傾向性から、親密性、共感的関心、協調性との間に正の相関を示すことが考えられる。また、非緩和共同性には自己を蔑ろにする側面があることから、自己主張、自尊感情との間に負の相関、抑うつ状態、神経症傾向との間に正の相関を示すことが考えられる。また、愛着スタイルとの関連性においては、愛着スタイルの中でも自己評価の低さが示されているとらわれ型（Bartholomew & Horowitz, 1991）と正の相関を示すと考えられる。

また、支配性および肯定的作動性、否定的作動性との関連性についても検討する。非緩和共同性は自己を蔑ろにして他者を重要視する傾向性である一方で、非緩和作動性は他者を蔑ろにして自己を重要視する傾向性であり、作動性は自己の立身出世を求める傾向性である。非緩和共同性と、支配性 / 肯定的作動性あるいは否定的作動性は相互に排他的ではないものの、それぞれは概念上のオーバーラップがないと考えられる（Helgeson & Fritz, 1999）。以上の点から、非緩和共同性は支配性および肯定的作動性、否定的作動性と弱い負の相関もしくは無相関が示されると考えられる。実際に、Ghaed & Gallo（2006）では非緩和共同性と支配性との間に $r = -.10$ 、Helgeson & Fritz（1999）では非緩和共同性と作動性・非緩和作動性との間に各サンプルを通して比較的弱い負の相関が示されている。

これに加えて、J-RUCS と否定的共同性との弁別性を示すために、上記の関連性を否定的共同性においても確認し、その関連性の大きさの差異を検討する。前述のように否定的共同性は非緩和共同性に比べて共同性の側面が十分に反映されていないと考えられるため、J-RUCS のほうが、否定的共同性に比べて親密性や協調性、共感的関心との関連が正方向に大きくなると考えられる。

本研究では、非緩和共同性の男女差についても検討する。Helgeson & Fritz（1998）では、ほとんどのサンプルで女性の得点が男性の得点を上回ることが示されている。非緩和共同性は「女性は他者に心配を向けるべき」というような性別役割に基づく社会化（socialization）によって引き起こされる概念であると考えられ（Helgeson & Fritz, 1998）、そのことが、男女差に結びつくと考えられる。そこで本研究でも非緩和共同性の得点は男性に比べて女性の方の得点が高いと考えられ、これを検討する。

方 法

調査対象者・手続き

調査対象者は、首都圏の大学生 423 名（女性 276 名、男性 137 名、未回答 10 名；平均年齢は 19.50 歳、 $SD = 1.30$ ）であった。調査は 2019 年 7 月に行われ、一部の参加者（136 名；女性 93 名、男性 41 名、未回答 2 名；平均年齢は 20.07 歳、 $SD = 1.06$ ）には 2 週間後再調査を実施した。回答の負担を考慮し、3 種類の質問紙を作成した。調査対象者には 3 種類のうちいずれか 1 つをランダムに配布した。3 種類の質問紙の内訳は以下の通りである。1 つ目の質問紙は J-RUCS、日本語版対人反応性指標のうち「共感的関心」7 項目、IPIP-IPC-J、CAS で構成されており、回答者は 150 名であった（サンプル 1；女性 97 名、男性 49 名、未回答 4 名）。2 つ目の質問紙は J-RUCS、日本語版対人反応性指標のうち「共感的関心」7 項目、IPIP-IPC-J のうち DE、LM 因子計 8 項目、CAS のうち「否定的共同性」6 項目、社会的自己制御尺度のうち「自己主張」13 項目で構成されており、回答者は 144 名であった（サンプル 2；女性 93 名、男性 49 名、未回答 2 名）。3 つ目の質問紙は J-RUCS、日本語版対人反応性指標のうち「共感的関心」7 項目、IPIP-IPC-J のうち DE、LM 因子計 8 項目、CAS のうち「否定的共同性」6 項目、日本語版抑うつ状態チェックリスト改訂版、4 分類愛着スタイル尺度、Japanese version of Ten Item Personality Inventory（以下、TIPI-J とする）、自尊感情尺度で構成されており、回答者は 141 名であった（サンプル 3；女性 93 名、男性 44 名、未回答 4 名）。

使用尺度

日本語版改訂非緩和共同性尺度 Fritz & Helgeson（1998）により作成された RUCS を、原著者に翻訳の許可を得た後、翻訳した。訳語の確定にあたり、予備調査を実施した。予備調査は少数のサンプルに対して繰り返し行われ、その都度、天井・床効果がないか、内的一貫性は十分な値を示すか、妥当性指標と関連するかが検討された。予備調査は計 3 回行われ、サンプルサイズはそれぞれ $N = 30, 19, 20$ であった。続いて、本研究とは無関係であり、バイリンガルで、心理学を専門としない第三者にバックトランスレーションを依頼し、原著者に内容の確認を求めた。原著者から指摘を受けた項目は訳語を修正し、得点分布と内的一貫性の観点から結果に影響が及ばないか再度予備調査を行った。調査の結果から、繰り返し表現を修正し、最終的な訳語を確定した。この予備調査は計 2 回行われ、サンプルサイズはそれぞれ $N = 30, 48$ であった。このような手続きを経て、日本語版改訂非緩和共同性尺度（J-RUCS）とした。J-RUCS は全 9 項目から構成され

ており、原版と同様にそれぞれ「1. 全くあてはまらない」から「5. 非常にあてはまる」の5件法で回答を求めた。教示文は原版 (Fritz & Helgeson, 1998) に倣い、「下記の質問に対して、あなたにとってあてはまる、またはあてはまらない程度について回答してください。あなたの近くにいる人、つまり友人や家族のことを考えて、それぞれの質問に回答してください。」とした (項目は Table 1 参照)。

IPIP-IPC-J Markey & Markey (2009) により作成された IPIP-IPC の日本語版である、橋本・小塩 (2016) の IPIP-IPC-J を使用した。全 32 項目 (例: 知らない人が近くにいると無口になる) に対し、「1. 当てはまらない」から「5. とてもよく当てはまる」の 5 件法で回答を求めた。サンプル 1 では全 32 項目、サンプル 2 と 3 では「冷淡—冷たい」を表す DE、「温和—友好的」を表す LM の因子計 8 項目が実施された。DE と LM を結ぶと共同性の次元となるため (Wiggins, 1991), DE を逆転した得点と LM の得点の合計を親密性得点とした⁵。また、「自信過剰—支配的」と表す PA と「自信のない—服従的」を表す HI から支配性の得点を算出して用いた⁶。

日本語版対人反応性指標 共感的関心を測定するため、Davis (1980) により作成された Interpersonal Reactivity Index (以下、IRI とする) の日本語版 (IRI-J; 日道他, 2017) の「共感的関心」(Empathic Concern) 因子の 7 項目 (例: 自分より不運な人々を心配し、気にかけることが多い) を使用した。「1. 全く当てはまらない」から「5. 非常によく当てはまる」の 5 件法で回答を求めた。

共同性・作動性尺度 共同性・作動性尺度 (CAS; 土肥・廣川, 2004) は全 24 項目で構成されており、「肯定的作動性」、「否定的作動性」、「肯定的共同性」、「否定的共同性」の各 6 項目で構成される。サンプル 1 では全 24 項目、サンプル 2 と 3 では「否定的共同性」因子の 6 項目を用いた。「1. 全く当てはまらない」から「4. かなり当てはまる」の 4 件法で回答を求めた。橋本・小塩 (2016) の共同性および作動性がそれぞれ

単一の次元を表すのに対し、「肯定的共同性」および「肯定的作動性」は、共同性・作動性が他方によって緩和されている (共同性・作動性のバランスを保っている) 概念であると考えられる。

社会的自己制御尺度 原田・吉澤・吉田 (2008) による、社会的自己制御 (Social Self-Regulation: 以下、SSR とする) 尺度を使用した。SSR のうち「自己主張」因子 13 項目 (例: 多数派の意見とは違っても自分の意見を言う) について、「1. まったくあてはまらない」から「5. よくあてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

日本語版抑うつ状態チェックリスト改訂版 Teasdale & Cox (2001) が開発した、抑うつ状態チェックリスト (Depressive States Checklist: 以下、DSC とする) の日本語版である J-DSC の改訂版、日本語版抑うつ状態チェックリスト改訂版 (J-DSC-R; 長谷川・伊藤・矢澤・根建, 2010) を使用した。「ネガティブな自己視点形容詞群」と「情動形容詞群」の 2 因子、各 14 項目で構成される。「1. まったくあてはまらない」から「5. 非常にあてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

自尊感情尺度 Rosenberg (1965) の日本語版である自尊感情尺度 (桜井, 2000) を使用した。全 10 項目で (例: 私は自分に満足している)、「1. いいえ」から「4. はい」の 4 件法で回答を求めた。

4 分類愛着スタイル尺度 Bartholomew & Horowitz (1991) が開発した、4 分類愛着スタイル尺度 (Relationship Questionnaire: 以下、RQ とする) の日本語版である RQ 尺度日本語版 (加藤, 1999) を使用した。「安全型」、「拒絶型」、「とらわれ型」、「恐れ型」それぞれの愛着スタイルの特徴を記述した 4 つの文章に対して、どの程度自分に一致しているかどうかについて「1. 全くあてはまらない」から「7. 非常にあてはまる」の 7 件法で回答を求めた。

TIPI-J Ten Item Personality Inventory (Gosling, Rentfrow, & Swann, 2003) の日本語版である、TIPI-J (小塩・阿部・カトローニ, 2012) を使用した。外向性、協調性、勤勉性、神経症傾向、開放性の 5 因子各 2 項目 (例: 活発で、外向的だと思う) について、「1. 全く違うと思う」から「7. 強くそう思う」の 7 件法で回答を求めた。各因子の項目間の相関係数は、外向性が $r = -.47$ 、協調性が $r = -.22$ 、勤勉性が $r = -.20$ 、神経症傾向が $r = -.30$ 、開放性が $r = -.58$ であり、これらの値は先行研究と同等であった。

倫理的配慮

調査に際しては、早稲田大学が制定する「学術研究倫理に係るガイドライン」に基づき、対象者保護に配慮し、無記名調査で行われた。

⁵ 橋本・小塩 (2016) は親密性の次元を Wiggins, Phillips, & Trapnell (1989) に倣い算出している (親密性 = $(.3) \sum_{i=1}^8 Z_i \cos \theta_i$)。本研究ではサンプル 1 で IPIP-IPC-J 全 32 項目を尋ねているため、同様の算出を行った。全サンプルで尋ねた DE の逆転得点と LM の得点の合計得点により算出した親密性と、サンプル 1 で尋ねた 32 項目による親密性との相関係数は $r = .92$ であった。

⁶ 「支配性」に関しても親密性と同様に、IPIP-IPC-J の全 32 項目を尋ねたサンプル 1 から算出を行った。まず、「自信過剰—支配的」を表す PA、「自信のない—服従的」を表す HI の因子計 8 項目を使用して算出した。続いて橋本・小塩 (2016) は支配性次元を Wiggins et al. (1989) に倣い算出している (支配性 = $(.3) \sum_{i=1}^8 Z_i \sin \theta_i$)。HI の逆転得点と PA の得点の合計得点により算出した支配性と、32 項目から算出した支配性の相関係数は $r = .92$ であった。

Table 1
J-RUCS の項目と因子負荷量, 記述統計量

項目	因子 負荷	<i>M</i>	<i>SD</i>
1. いつも自分よりも周りの人の都合に合わせて行動する。	.32	3.39	0.97
2. 私自身が周りの人の問題に関わりすぎてしまうことは決してない。*	-.31	2.97	1.02
3. 周りの人に幸せになってもらえないと、私は幸せになれない。	.44	3.03	1.05
4. 自分がいなくて、周りの人が問題なく過ごしているか気になる。	.60	2.85	1.14
5. 周りの人が落ち込んでいるときでも、気にせず寝付くことができる。*	-.42	2.74	1.03
6. 自分のしたいことが周りの人の邪魔になってしまうなら、自分の思うままに行動できない。	.42	3.57	1.02
7. 誰かに頼みごとをされると、はっきりと断れない。	.38	3.71	1.03
8. ひどく疲れきっていても、周りの人に助けを求められたら、手伝ってしまう。	.47	3.50	1.02
9. 周りの人の問題についてよく思い悩む。	.76	3.02	1.09

注) * は逆転項目。

結 果

J-RUCS の因子構造の検討

J-RUCS の因子構造を検討するために、因子分析を行った。1 因子を仮定して確認的因子分析を行ったところ、適合度が良好ではなかった ($\chi^2(27)=206.27$, $GFI=.89$, $AGFI=.81$, $CFI=.73$, $RMSEA=.13$, $SRMR=.08$)。そこで、修正指標を参考に、いくつかの項目の誤差項間の共分散を仮定した。具体的には頼みを断れないような内容を表す項目 7 と項目 8、他者を優先するような内容を表す項目 1 と項目 6 の誤差間に共分散を仮定した⁷。そのうえで確認的因子分析を行った結果、モデルの適合度は改善された ($\chi^2(25)=105.60$, $GFI=.95$, $AGFI=.91$, $CFI=.88$, $RMSEA=.09$, $SRMR=.07$)⁸。誤差共分散の値は、項目 1 と 6 が $r=.34$ 、項目 7 と 8 が $r=.45$ であった。また因子負荷量については、9 項目すべてにおいて .30 を超えていた (Table 1)。なお、本研究における 9 項目すべての因子負荷量の値は有意 ($p<.01$) であった。

J-RUCS の男女差の検討

J-RUCS の男女差を検討するため、尺度合計得点に対して *t* 検定を行った。J-RUCS の尺度合計得点の平

均は男性 28.07 ($SD=5.57$)、女性 29.16 ($SD=5.12$) であり、有意な男女差は認められなかった ($t(401)=1.95$, ns ; $d=.21$)。非緩和共同性との比較対象として測定した概念である否定的共同性については、尺度合計得点の平均が男性 15.90 ($SD=3.18$)、女性 16.68 ($SD=3.42$) であり、男性よりも女性のほうが有意に高い得点を示した ($t(411)=2.26$, $p<.05$; $d=.24$)。

J-RUCS の信頼性の検討

J-RUCS の信頼性について検討するために α 係数を算出したところ $\alpha=.74$ であった (Table 2)。また ω 係数を算出したところ $\omega=.81$ 、2 週間間隔の再調査に基づく再検査信頼性係数は $r=.83$ であったことから、十分な信頼性を示しているといえる。

J-RUCS の妥当性の検討

J-RUCS と各尺度の相関係数を算出した (Table 2)。J-RUCS は親密性、共感的関心、否定的共同性、肯定的共同性、ネガティブな自己視点形容詞群、愛着スタイルとらわれ型、協調性、神経症傾向との間に有意な正の相関が見出された ($r_s>.26$, $p_s<.01$, 95% $CI_s=.09$ — $.58$)⁹。対して、自己主張、自尊感情、愛着スタイル拒絶型との間に有意な負の相関が認められた ($r_s<-.17$, $p_s<.05$, 95% $CI_s=-.47$ — $-.01$)。非緩和共同性と支配性、肯定的作動性、否定的作動性との間には有意な関連は認められなかった。

続いて、非緩和共同性と否定的共同性の弁別性を確認するため、各尺度と否定的共同性との相関係数を算

⁷ 誤差共分散が確認された項目 1・6、7・8 のうち因子負荷量の低い項目 (1, 7) を削除し、7 項目で 1 因子とする方策も試みた。結果、9 項目版と比して α 係数が .74 から .68 に下がった。 α 係数は .70 以上であることが信頼性指標として適切であると言われている (Taber, 2018)。 α 係数担保の観点から、J-RUCS は 9 項目が適切であると判断した。

⁸ J-RUCS を 1 因子と仮定できるかを検討するため、探索的因子分析も同時に行った。その結果、固有値の減衰状況 (2.24, 0.60, 0.21...) に基づき、因子数としては 1 因子が妥当であると判断された。

⁹ 非緩和共同性と、親密性および肯定的共同性は相関係数がそれぞれ .46, .31 (いずれも $p<.01$) であった。中程度の正の相関が認められたが、それぞれの分散を考慮すると 21%, 10% 程度の重なりであると考えられる。つまり、非緩和共同性と親密性および肯定的共同性は類似した概念ではあるが、弁別された。

Table 2
J-RUCS および否定的共同性の各相関係数, 記述統計量, α 係数

	非緩和 共同性	否定的 共同性	<i>M</i>	<i>SD</i>	α
J-RUCS ^a	—	—	28.77	5.32	.74
IPIP-IPC-J					
親密性 ^a	.46**	.11*	23.59	4.51	.73
支配性 ^b	-.08	-.22**	15.56	5.06	.80
IRI-J ^a					
共感的関心	.46**	.21**	23.51	4.31	.82
CAS					
否定的共同性 ^a	.44**	—	16.42	3.35	.78
肯定的共同性 ^b	.31**	.01	18.23	2.77	.76
肯定的作動性 ^b	-.13	-.58**	15.31	3.72	.83
否定的作動性 ^b	-.16	-.12	11.06	3.23	.86
SSR ^c					
自己主張	-.32**	-.61**	39.81	7.79	.84
J-DSC-R ^d					
ネガティブな自己視点形容詞群	.26**	.39**	37.09	12.68	.92
情動形容詞群	.14	.23**	46.99	11.99	.91
自尊感情尺度 ^d	-.17*	-.44**	25.96	6.26	.88
RQ 尺度日本語版 ^d					
安全型	-.15	-.35**	3.37	1.56	—
拒絶型	-.25**	-.13	3.05	1.47	—
とらわれ型	.45**	.43**	4.34	1.63	—
恐れ型	.14	.39**	3.66	1.87	—
TIPI-J ^d					
外向性	-.07	-.19*	8.21	2.88	—
協調性	.29**	.00	9.41	2.25	—
勤勉性	.11	-.21*	6.76	2.34	—
神経症傾向	.34**	.57**	9.03	2.52	—
開放性	-.14	-.13	8.04	2.78	—

注) 欠損値の処理はペアワイズ法により行った。ボールド体は、非緩和共同性と否定的共同性の相関係数と、各相関係数の差の検定を行い、5%水準で有意な相関係数の差がみられたもの。*M*および*SD*は、逆転項目を処理したのち、合計得点を加算して算出した。

^a 全サンプル (*N*=413—423), ^b サンプル 1 (*N*=146—150), ^c サンプル 2 (*N*=139—144),

^d サンプル 3 (*N*=135—140)。

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

出した (Table 2)。J-RUCS と否定的共同性との間には中程度の正の関連が認められた。相関パターンの違いを検討するために、J-RUCS と各尺度の相関係数と、否定的共同性と各尺度の相関係数とを対象として、相関係数の差の検定を行った。その結果、共同性、共感的関心、肯定的共同性、協調性については、非緩和共同性の方が有意に高い正の相関を示した。また、愛着スタイル恐れ型、神経症傾向については、否定的共同性の方が有意に高い正の相関を示した。さらに、肯定的作動性、自己主張、自尊感情、勤勉性については、

否定的共同性の方が有意に高い負の相関を示した。

考 察

本研究の目的は、Fritz & Helgeson (1998) によって作成された、非緩和共同性を測定する RUCS の日本語版である J-RUCS を作成し、その信頼性と妥当性を検討することであった。

まず、因子構造を確認するために、J-RUCS の確認的因子分析を行った。その結果、誤差相関を仮定したモデルの適合度は許容範囲であったが、誤差相関を仮

定しないモデルでは、適合度は十分な値を示さなかった。また、因子負荷量も .30 以上とさほど高くない値であった。このため、J-RUCS の 1 因子構造は確認されたとはいいがたい結果であった。ただし、先行研究では内的整合性について、 $\alpha = .67 - .78$ (Fritz & Helgeson, 1998), $\alpha = .69 - .76$ (Helgeson & Fritz, 1999), $\alpha = .78$ (Fritz, 2000) という値が報告されており、本研究で報告された J-RUCS の内的整合性の値 ($\alpha = .74$) は原版と比しても十分な値であった。また、再検査信頼性も十分な値であることが確認された。原版の尺度において因子構造が検討されていないため、J-RUCS の因子構造については今後さらに探索的に検討を行うことが必要であると考えられる。

J-RUCS の妥当性を検討した結果、非緩和共同性は、親密性、共感的関心、協調性との間に正の関連を示した。前述のように非緩和共同性は自己を蔑ろにして他者を重要視する特徴があり (Helgeson & Fritz, 1998)、他者を重要視するという点では他者志向的な概念である。したがって本研究の結果には、非緩和共同性のこのような他者志向的な側面が、親密性、共感的関心、協調性との関連に反映したと考えられる。他方で非緩和共同性は、ネガティブな自己視点形容詞群、神経症傾向、愛着スタイルとらわれ型と正の関連、自己主張、自尊感情、愛着スタイル拒絶型と負の関連を示した。非緩和共同性の高い者は自己評価を他者からの評価に頼る傾向にあり、また他者から否定的な評価を受けていると認識することが指摘されている (Fritz & Helgeson, 1998; Helgeson & Fritz, 1998)。このような脆弱でなおかつ他者から否定的な評価を受けているという認識が、抑うつや低い自尊感情のようなネガティブな情動状態、神経症傾向やネガティブな愛着スタイル、自己主張の低さのような心理特性との間の関連に反映していると考えられる。

本研究の結果では、J-RUCS は抑うつ指標の中でもネガティブな自己視点形容詞群と関連を示し、情動形容詞群と関連を示さなかった。Fritz & Helgeson (1998) は非緩和共同性と抑うつ状態が正の相関を示す理由を、他者からの否定的評価を認識することのほかに、他者の問題に対する反すうのためであるとしている。本研究で使用した抑うつ状態チェックリスト改訂版について、ネガティブな自己視点形容詞群は情動形容詞群に比べ、抑うつの認知的症状や抑うつの反すう傾向と関連が強いとされている (長谷川他, 2010)。非緩和共同性とネガティブな自己視点形容詞群および情動形容詞群の関連は、それぞれもう片方の変数を統制した偏相関係数を算出しても大きな変化はみられなかった (ネガティブな自己視点形容詞群: 統制前 $r = .26$, $p < .01$, 統制後 $r = .22$, $p < .05$; 情動形容詞群: 統制前 $r = .14$, ns , 統制後 $r = .10$, ns)。したがって J-RUCS と情動形容詞群との関連が、ネガティブな自己視点形容

詞群より低かったことが、J-RUCS の弁別的妥当性を示すものとして捉えることができると考えられる。ただし、非緩和共同性と抑うつとの関連については不明瞭な部分が多く、今後の検討が望まれる。

続いて非緩和共同性は、支配性、否定的作動性、および肯定的作動性と関連を示さなかった。これらの関連性は予測通りの結果であり、非緩和共同性は作動性と共同性の交互作用効果で記述される概念ではなく、個人内のバランスによって表現される特性であると考えられる。また、本研究における結果は、対人円環上における非緩和共同性の位置づけの先行研究 (Ghaed & Gallo, 2006) の結果と同様に、友好的 (共同性と有意な正の関連) でやや服従的 (作動性とごく小さな負の関連) な結果となった。Helgeson & Fritz (1999) は、非緩和共同性の対人的作動性 (interpersonal agency) は低いとはいえないとしている。これはたとえば、当人の自尊感情を保つために、他者に関与していく姿勢によるものである (Helgeson & Fritz, 1999)。本研究の結果は、このような理論的想定を背景としたプロセスを反映したものと考えられる。

さらに本研究では非緩和共同性の男女差について検討したものの、有意な男女差はみられなかった。非緩和共同性は女性の性役割期待に基づく社会化の結果生じる傾向性であると考えられ、このような観点からは非緩和共同性は女性のほうが男性よりも高い値を示すことが考えられたが、本研究はそのような仮説を支持しなかった。これに関して、永瀬・太郎丸 (2014) では、日本において性役割意識が 2000 年代はじめまで平等思考傾向に変化してきたことを示している。また、本研究の調査対象者は大学生であり、その多くが 2000 年代前後に出生した世代であった。したがって、この世代では性役割期待に基づく社会化プロセスが行われにくく、非緩和共同性に男女差がみられなかったと考えられる。

非緩和共同性と否定的共同性との相違点を検討するために、非緩和共同性および否定的共同性可他尺度との相関係数の差を検討した。その結果、10 個の尺度および下位尺度において、有意な差がみられた。とりわけ親密性、Big Five との関連において、非緩和共同性は否定的共同性に比べ、親密性や協調性と高い正の関連を示した。これらの結果は予測通りであり、否定的共同性には非緩和共同性の定義に含まれる他者志向的な側面が十分に反映されていない可能性が考えられる。両者を比べると、非緩和共同性と否定的共同性はどちらも共同性の負の側面をとらえているものの、否定的共同性のほうがより自己志向的で抑うつや神経症傾向といった内在的な不適応性に強く関連する一方で、非緩和共同性はそのような内在的な不適応に加え、外在的な不適応にも関連することが考えられる。この点は過剰適応の概念との弁別性を示す意味でも重要な

点であるが、非緩和共同性の特徴を明確化するためには、今後のさらなる検討が必要である。

本研究では、Fritz & Helgeson (1998) によって作成された非緩和共同性を測定する RUCS の日本語版である J-RUCS を作成し、因子構造と信頼性、妥当性を確認した。J-RUCS を用いることで、わが国における非緩和共同性の個人差のさらなる検討が可能となる。非緩和共同性の対人関係上の特徴を検討した研究はあるものの（たとえば、Helgeson, 1993; Helgeson & Palladino, 2012; Reynolds et al., 2006）、集団内での振る舞いを捉えた研究はみあたらない。非緩和共同性の高い者は、他者に過干渉するため（Fritz & Helgeson, 1998）、集団内で不適応になることが予測される。特にわが国においては親しい関係性において、対人ストレスの影響が抑うつや不安などのネガティブ情動につながりやすい（橋本他, 2012）。今後はこのような観点からの検討によって、わが国特有の対人関係上の問題を明らかにすることが期待される。

本研究の限界点は、以下の3つが挙げられる。第一に、大学生のみを対象として調査が実施された点である。先行研究では、RUCS の適用範囲は大学生だけでなく、広く一般に適用されており（Fritz & Helgeson, 1998）、今後は J-RUCS の一般への適用可能性を確認する必要がある。第二に因子構造の不明確さである。本研究では誤差共分散を仮定したことにより適合度が上昇したものの、因子構造は不明確なままであり、今後は1因子構造かどうかも含めて慎重に検討していく必要があると考えられる。第三に、過剰適応との弁別性である。過剰適応は、内的な欲求を抑制しつつ、外的な期待や要求に応える傾向性をもつ特性である（石津・安保, 2008）。過剰適応は Big Five との関連においては、外向性と負、神経症傾向と正の関連、また、勤勉性と正の関連も示唆されている（益子, 2008）。Big Five との関連は非緩和共同性と過剰適応で異なると考えられるが、今後の研究においてはその弁別性を慎重に確認する必要がある。

利益相反

本研究については、開示すべき利益相反事項はない。

引用文献

- Bakan, D. (1966). *The duality of human existence*. Chicago: Rand McNally.
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 226-244.
- Bloom, P. (2016). *Against empathy: The case for rational compassion*. New York: Ecco.
- （ブルーム, P. 高橋 洋（訳）（2018）. 反共感論

- 社会はいかに判断を誤るか—— 白揚社)
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
- 土肥 伊都子・廣川 空美 (2004). 共同性・作動性尺度(CAS)の作成と構成概念妥当性の検討——ジェンダー・パーソナリティの肯否両側面の測定——心理学研究, 75, 420-427.
- Fournier, M. A., & Moskowitz, D. S. (2000). The mitigation of interpersonal behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 827-836.
- Frimer, J. A., Walker, L. J., Dunlop, W. L., Lee, B. H., & Riches, A. (2011). The integration of agency and communion in moral personality: Evidence of enlightened self-interest. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101, 149-163.
- Fritz, H. (2000). Gender-linked personality traits predict mental health and functional status following a first coronary event. *Health Psychology*, 19, 420-428.
- Fritz, H. L., & Helgeson, V. S. (1998). Distinctions of unmitigated communion from communion: Self-neglect and overinvolvement with others. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 121-140.
- Ghaed, S. G., & Gallo, L. C. (2006). Distinctions among agency, communion, and unmitigated agency and communion according to the interpersonal circumplex, Five-Factor model, and social-emotional correlates. *Journal of Personality Assessment*, 86, 77-88.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B., Jr. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37, 504-528.
- 原田 知佳・吉澤 寛之・吉田 俊和 (2008). 社会的自己制御 (Social Self-Regulation) 尺度の作成——妥当性の検討および行動抑制／行動接近システム・実行注意制御との関連—— パーソナリティ研究, 17, 82-94.
- 長谷川 晃・伊藤 義徳・矢澤 美香子・根建 金男 (2010). 日本語版抑うつ状態チェックリストの改訂 パーソナリティ研究, 19, 68-71.
- 橋本 泰央・小塩 真司 (2016). 対人円環モデルに基づいた IPIP-IPC-J の作成 心理学研究, 87, 395-404.
- 橋本 泰央・小塩 真司 (2019). 辞書研究に基づく対人特性語の構造の検討 パーソナリティ研究, 28, 16-27.
- 橋本 剛・吉田 琢哉・矢崎 裕美子・森泉 哲・高井 次郎・エッツェル, J. G. (2012). 対人ストレスの日米比較——親密性とソーシャルスキルの観点から—— 実験社会心理学研究, 51, 91-103.
- Helgeson, V. S. (1993). Implications of agency and communion for patient and spouse adjustment to a first coronary event. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64, 807-816.
- Helgeson, V. S. (1994). Relation of agency and communion to well-being: Evidence and potential explanations. *Psychological Bulletin*, 116, 412-428.
- Helgeson, V. S., & Fritz, H. L. (1998). A theory of unmiti-

- gated communion. *Personality and Social Psychology Review*, 2, 173-183.
- Helgeson, V. S., & Fritz, H. L. (1999). Unmitigated agency and unmitigated communion: Distinctions from agency and communion. *Journal of Research in Personality*, 33, 131-158.
- Helgeson, V. S., & Palladino, D. K. (2012). Agentic and communal traits and health: Adolescents with and without diabetes. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 415-428.
- 日潟 淳子 (2016). 過剰適応の要因から考える過剰適応のタイプと抑うつとの関連——風間論文へのコメント—— 青年心理学研究, 28, 43-47.
- 日道 俊之・小山内 秀和・後藤 崇志・藤田 弥世・河村 悠太・デイヴィス, M. H.・野村 理朗 (2017). 日本語版対人反応性指標の作成 心理学研究, 88, 61-71.
- 石津 憲一郎・安保 英勇 (2008). 中学生の過剰適応傾向が学校適応感とストレス反応に与える影響 教育心理学研究, 56, 23-31.
- 加藤 和生 (1999). Bartholomew らの 4 分類成人愛着尺度 (RQ) の日本語版の作成 認知・体験過程研究, 7, 41-50.
- Locke, K. D., & Adamic, E. J. (2012). Interpersonal circumplex vector length and interpersonal decision making. *Personality and Individual Differences*, 53, 764-769.
- Markey, P. M., & Markey, C. N. (2009). A brief assessment of the interpersonal circumplex: The IPIP-IPC. *Assessment*, 16, 352-361.
- 益子 洋人 (2008). 青年期の対人関係における過剰適応傾向と、性格特性、見捨てられ不安、承認欲求との関連 カウンセリング研究, 41, 151-160.
- 永瀬 圭・太郎丸 博 (2014). 性役割意識のコアポート分析——若者は保守化しているか？—— ソシオロジ, 58, 19-33.
- 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.
- Reynolds, K. A., Helgeson, V. S., Seltman, H., Janicki, D. L., Page-Gould, E., & Wardle, M. (2006). Impact of interpersonal conflict on individuals high in unmitigated communion. *Journal of Applied Social Psychology*, 36, 1595-1616.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton: Princeton University Press.
- 桜井 茂男 (2000). ローゼンバーグ自尊感情尺度日本語版の検討 筑波大学発達臨床心理学研究, 12, 65-71.
- Spence, J. T., Helmreich, R. L., & Holahan, C. K. (1979). Negative and positive components of psychological masculinity and femininity and their relationships to self-reports of neurotic and acting out behaviors. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 1673-1682.
- Taber, K. S. (2018). The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48, 1273-1296.
- Teasdale, J. D., & Cox, S. (2001). Dysphoria: Self-devaluative and affective components in recovered depressed patients and never depressed controls. *Psychological Medicine*, 31, 1311-1316.
- Wiggins, J. S. (1991). Agency and communion as conceptual coordinates for the understanding and measurement of interpersonal behavior. In D. Cicchetti & W. M. Grove (Eds.), *Thinking clearly about psychology: Essays in honor of Paul E. Meehl, Vol. 1. Matters of public interest; Vol. 2. Personality and psychopathology* (pp. 89-113). Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.
- Wiggins, J. S., Phillips, N., & Trapnell, P. (1989). Circular reasoning about interpersonal behavior: Evidence concerning some untested assumptions underlying diagnostic classification. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 296-305.

—— 2020.9.15 受稿, 2021.9.12 受理 ——