象徴的障害者偏見尺度日本語版 (SAS-J) の作成^{1,2}

清水 佑輔¹ ターン 有加里ジェシカ³ 橋本 剛明⁴ 唐沢 かおり¹ 東京大学

The development of a Japanese Version of the Symbolic Ableism Scale (SAS-J)

Yuho Shimizu, Tham Yukari Jessica, Takaaki Hashimoto, and Kaori Karasawa (*University of Tokyo*)

Handicapped people have faced discriminatory attitudes from the non-handicapped. This often deprives them of fundamental human rights and can exacerbate mental illness. Symbolic ableism is one of the key forms of discriminatory attitudes toward the handicapped, and this is regarded as a cause of disagreement with policies to support the handicapped. The propensity of symbolic ableism can be measured by the Symbolic Ableism Scale (SAS; Friedman & Awsumb, 2019), which divides symbolic ableism into four components: individualism, lack of recognition of continuing discrimination, lack of empathy for disabled people, and excessive demands. Although this scale is necessary for understanding people's attitudes toward the handicapped, it is not available in Japanese. This study was conducted to develop a Japanese version of SAS (SAS-J) and examined its reliability and validity. The result showed that SAS-J was divided into two components (i.e., individualism and lack of recognition of current condition), which is different from the original version. We discussed possible explanations of this difference, the reliability and validity of SAS-J, and future directions of symbolic ableism.

Key words: symbolic ableism, handicapped people, belief in just world, justice sensitivity, normative attitude toward helping.

The Japanese Journal of Psychology

J-STAGE Advanced published date: October 15, 2021

日本国内で障害者手帳を所持する人は増加しており、平成 28 年では 550 万人を超えている（内閣府, 2019）。そうした中で、日本では 2016 年に、障害者に対する不当な差別的扱いを禁止した障害者差別解消法が施行されるといった、障害者の基本的権利の保障を目指す取り組みが行われているが、彼らへの差別的態度は根強く残っている。国内で行われた調査では、障害者が、心理的排除や無視の対象となったり、攻撃的かつ不可解な行動をとる危険な存在とみなされたり、障害を抱えるのは自業自得だといった態度を向けられることが明らかになっている（栗田, 2018; 武藤・釘原,

2015; 吉井, 2009）。また 2016 年には、神奈川県相模原市の知的障害者福祉施設において、多くの障害者が殺傷される痛ましい事件も起きている（朝日新聞取材班, 2017）。このような差別的態度は、海外でも広く一般に見られており（Watermeyer & Swartz, 2016; Watson, Ottati, & Corrigan, 2003）、障害者の権利を保障する妨げとなっている。障害者に対する差別的態度は、彼らの健康や人生満足度に悪影響を与え（Rosenfield, 1997; Sampson & Raudenbush, 2004）、自尊心の低下や無力感の増大（Geis & Ross, 1998; Link, Struening, Neese-Todd, Asmussen, & Phelan, 2001）といった精神的健康の悪化、さらには、雇用や住む場所を選ぶ基本的権利の侵害（Watson et al., 2003）につながるが示されている。以上のことから、障害者への差別的態度の特徴を明らかにすることは、彼らの基本的権利および尊い人命を守るうえで重要である。

障害者への差別的態度には、ヘイトスピーチのように公然な形で表現される形態のもの（古典的偏見）だけでなく、間接的な形であるために隠れて見えにくい「象徴的偏見」が存在する（Keller & Galgay, 2010）。

Correspondence concerning this article should be sent to: Yuho Shimizu, University of Tokyo, Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo 113-0033, Japan. (E-mail: yuhos1120mizu@g.ecc.u-tokyo.ac.jp)

¹ 本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金（基盤 B、課題番号 20H01752）の助成を受けた。

² 本研究の結果の一部は、日本社会心理学会第 61 回大会において発表された。

³ 日本学術振興会特別研究員

⁴ 現所属：東洋大学

象徴的偏見とは、ある対象に対して、すでに偏見や差別の問題は解決しており、彼らが不平を訴えることは不当で、正当化されるべきではないといった態度である (Henry & Sears, 2002; Sears, Van Laar, Carrillo, & Kosterman, 1997)。スウェーデンにおいて、知的障害者に対する古典的偏見と象徴的偏見の程度を検討した Akrami らは、象徴的偏見の方が古典的偏見よりも強く見られたことを報告しており (Akrami, Ekehammar, Claesson, & Sonnander, 2006)、このような象徴的偏見は、障害者の訴えを棄却する現代的な差別行為につながる (栗田, 2018)。日本においても、一般の人々を対象とした調査 ($N=1,050$) で、「あなたは、障害を理由とする差別が行われている場合、差別を行っている人の意識についてどう思いますか」という項目に対して、「無意識に行われている差別が多いと思う」あるいは「どちらかという、無意識に行われている差別が多いと思う」と回答された割合は 65.3% であり (内閣府, 2009)、無意識的であるが故に隠れて見えにくい差別が存在する可能性が示唆されている。このような無意識的な差別には、プライミングなどの研究手法によって検討されている自動的な差別 (Degner, Wentura, Gniewosz, & Noack, 2007) だけでなく、象徴的偏見に基づく差別も多く含まれると考えられる。よって、日本における障害者への偏見を検討するためには、象徴的偏見にも目を向ける必要があると言える。しかし、障害者への古典的偏見の程度を測定する尺度は存在する一方 (武藤・釘原, 2015; 生川, 1995)、象徴的偏見の程度を測定できる日本語の尺度は見当たらない。

障害者への象徴的偏見の程度を測定する尺度としては、既にアメリカにおいて Friedman & Awsumb (2019) によって象徴的障害者偏見尺度 (Symbolic Ableism Scale: 以下, SAS とする) が作成されている。SAS は、対象を知的障害者に限定している Akrami et al. (2006) の尺度とは異なり、障害者一般に対する象徴的偏見を測定できる。また、SAS は 2019 年に作成されたことから、項目の内容が現代の人々に馴染みやすく、近年の知見を踏まえて作成されているという点も望ましいと考えられる。SAS は、「個人主義」、「差別が存在することへの理解のなさ」、「障害者への共感のなさ」、「過度の要求」という 4 つの下位概念で構成される (Friedman & Awsumb, 2019)。まず「個人主義」は、人間の成功は、各自が一生懸命努力するか否かに左右される (Henry & Sears, 2008) と考える程度である。言い換えると、多くの障害者が成功できていないのは、努力の欠如が原因であり、制度的障壁のせいではない (Friedman & Awsumb, 2019; Tighe, 2001) という認知である。次に「差別が存在することへの理解のなさ」は、障害者への差別はもはや存在していないと感じる程度である。これは、差別は正を訴える障害者への嫌悪感

につながると考えられる。次に「障害者への共感のなさ」は、障害者に対する哀れみや温情のなさの程度である。障害者への共感が十分でない場合、彼らは助けるに値しない存在であると認知され (Applebaum, 2001)、基本的権利の侵害につながる。最後に「過度の要求」は、障害者は福祉サービスに対して必要以上の要求をしていると考える程度である。これは、障害者はわがままであり許せないという非難に結びつくと考えられる。SAS は、以上の 4 つの下位概念によって、象徴的障害者偏見の程度を測定する尺度である。

障害者への偏見の文脈に対して、黒人への偏見を詳細に分析してきた社会心理学の知見を適用できる (Friedman & Awsumb, 2019) ことから、SAS は、黒人への象徴的偏見の程度を測定する Henry & Sears (2002) の象徴的レイシズム尺度 (Symbolic Racism Scale: 以下, SRS とする) を基に作られている。象徴的レイシズムは、古典的レイシズムよりも、差別は正措置に反対する傾向を強く予測し (Rabinowitz, Sears, Sidanius, & Krosnick, 2009)、白人による、黒人候補者を避けるような投票行動との間に強い関連を持つ (Kinder & Sears, 1981) ことが示されている。よって象徴的レイシズムは、象徴的障害者偏見と同様に、被差別対象に悪影響を及ぼすものである。また、SAS で得られている 4 因子構造について、SRS の各下位概念と項目数は異なるものの、SAS の 4 つの下位概念に対応する概念が SRS の中に含まれている⁵。以上のことから SAS は、黒人への象徴的偏見を測定する SRS の各下位概念と対応しており、障害者への象徴的偏見を測定する尺度であると考えることができる。

なお、原版 (Friedman & Awsumb, 2019) では、探索的因子分析は行われているものの、確証的因子分析や構成概念妥当性の検証が十分に行われていない。しかし、日本において象徴的障害者偏見を測定する尺度は見当たらず、また海外でも、障害者一般に対する象徴的偏見を測定できる尺度は、SAS 以外に見当たらないことから、障害者への差別的態度を扱う心理学研究において、この尺度の必要性は高いと考えられる。また、象徴的障害者偏見を測定する日本語版の尺度を作成、提案することで、日本において象徴的障害者偏見を詳細に検討することの重要性を広く示唆することができ、象徴的偏見という概念に対する人々の関心を高めるといった萌芽的側面の意義も存在する。以上のことから、本研究では象徴的障害者偏見尺度日本語版 (Japanese version of the Symbolic Ableism Scale: 以下、

⁵ SAS における「個人主義」は、SRS における「職業倫理と結果に対する責任 (Work ethic and responsibility for outcomes)」に、「差別が存在することへの理解のなさ」は「差別の存在の否定 (Denial of continuing discrimination)」に、「障害者への共感のなさ」は「不相応な優位性 (Undeserved advantage)」に、「過度の要求」は「過度の要求 (Excessive demands)」に、それぞれ対応している。

SAS-Jとする)を作成し、その信頼性と妥当性を検討することとする。

本研究では、SAS-Jの構成概念妥当性を以下のように検討し、尺度の妥当性を保証する。具体的には、尺度の各下位概念と、公正世界信念、能力の認知、保護の対象としての認知、第三者公正感受性、弱者救済規範意識、および傲慢さの認知との関連を検討する。これらについて、仮説を以下に示す。

SASの第一の下位概念である「個人主義」とは、言い換えると、人間の成功は各自の努力の程度に依存するといった信念であり、本人への責任帰属と密接な結びつきがあると考えられる。実際、SASの基となったSRSは、「個人主義」に対応する下位概念のことを「職業倫理と結果に対する責任 (Work ethic and responsibility for outcomes)」と表現している。また、公正世界信念が強い人も同様に、レイプや家庭内暴力の被害者といった低地位の人々に対して責任を帰属しやすい (Sakalli-Uğurlu, Yalçın, & Glick, 2007; Schuller, Smith, & Olson, 1994; Valor-Segura, Expósito, & Moya, 2011) ことが示されている。以上のことから、公正世界信念と「個人主義」は、ともに偏見を受ける対象への責任帰属を強めると考えられる。また、公正世界信念は、(a) 不公正によって受けた損失が、将来的に埋め合わされると信じる究極的公正世界信念、(b) 望ましくない結果が起こった原因は、過去の負の行いにあると信じる内在的公正世界信念、(c) この世に公正は存在しないと信じる不公正世界信念からなる (村山・三浦, 2015)。その中でも究極的、内在的公正世界信念は、この世界は誰に対しても公正であり、個人の行動が結果に直結するという信念であるため、障害者の地位が低いのは彼ら自身の行動に責任があるという態度を強化し、「個人主義」と正の相関を持つと考えられる (仮説 1a, 1b)。一方、不公正世界信念は、究極的公正世界信念と負の相関を持ち (村山・三浦, 2015)、公正世界信念とは対極の概念である可能性も示唆されている (白井, 2010) ことから、「個人主義」と負の相関を持つと考えられる (仮説 1c)。また、「個人主義」傾向が強い人は、各自が努力すれば障害者であっても成功できるという信念を持つ一方で、「個人主義」傾向が弱い人は、各自が努力しても障害者は成功できないという信念を持つ。よって、「個人主義」傾向が弱い人は、「障害者が、障害を持っているが故に不足している能力の程度」をより大きく認知するため、「個人主義」傾向が強い人に比べて、障害者の能力を低く判断する可能性が高い。以上のことから、「個人主義」は、障害者が持つ能力の程度に対する認知 (以下、能力の認知とする) と正の相関を持つと考えられる (仮説 2)。

SASの第二の下位概念である「差別が存在することへの理解のなさ」は、障害者への差別はもう存在していないと考える程度であり、この傾向が強い人は、

「障害者の権利は既に十分保障されており、これ以上障害者を保護する必要はない」と認知していると言える。よって「差別が存在することへの理解のなさ」は、障害者は守られるべき存在であるという認知 (以下、保護の対象としての認知とする) と負の相関を持つと考えられる (仮説 3)。また、公正感受性の下位概念の1つである第三者公正感受性は、不公正な出来事を第三者として知ることに対する感受性 (ターン・橋本・シュミット・唐沢, 2019) であり、これが高い人は、不公正な状況に対してネガティブ感情が喚起され、差別が存在する状況では、それに対して敏感に反応すると言える。よって、第三者公正感受性は、「差別が存在することへの理解のなさ」と負の相関を持つと考えられる (仮説 4)。

SASの第三の下位概念である「障害者への共感のなさ」は、共感性と密接な関連を持つ。また、上述の第三者公正感受性は、共感性と正の相関を持つことが知られている (Bondü & Elsner, 2015; Schmitt, Baumert, Gollwitzer, & Maes, 2010)。以上のことから、「障害者への共感のなさ」は、第三者公正感受性と負の相関を持つと考えられる (仮説 5)。また、共感性は援助行動と正の相関を持つ (Barnett, Howard, King, & Dino, 1981; Rameson, Morelli, & Lieberman, 2011) ことから、「障害者への共感のなさ」は援助規範意識と関連があると言える。障害者は社会的弱者であることを考慮し、本研究では、援助規範意識の下位概念の1つである弱者救済規範意識 (箱井・高木, 1987) を扱う。「障害者への共感のなさ」は弱者救済規範意識と負の相関を持つと考えられる (仮説 6)。

SASの第四の下位概念である「過度の要求」は、障害者は社会に対して支援を求めすぎているという認知であり、この傾向が強い人は、障害者は助けるべき存在であるという援助規範意識が低いと考えられる。よって「過度の要求」も、弱者救済規範意識と負の相関を持つと考えられる (仮説 7)。また、「過度の要求」を高く評定する人は、障害者をわがままな存在であると捉えており、障害者に対する傲慢さの認知と正の相関を持つと考えられる (仮説 8)。以上の仮説を検討し、SAS-Jの構成概念妥当性を検討する。

方 法

原版の翻訳

原版の第1著者に翻訳の許可を得た後、本研究の第1著者が邦訳し、バイリンガルである第2著者がバックトランスレーションを行った⁶。次に、日本語から

⁶ 原版 (Friedman & Awsumb, 2019) では、13項目のうち1項目 (原版の項目13) について、語句の変更が提案されており、本研究では変更後のものを翻訳して使用した。

英語に逆翻訳されたものに対し、原版の第1著者が、原版と意味の乖離がないかどうか検討した。そして、日本語を母語とする5名の大学院生に、修正後の日本語版尺度への回答を求め、不自然な表現などがなかった指摘を受けた。それに基づいて修正を加え、日本語版尺度とした。

実施方法

調査は2020年5月から6月にかけて2回実施し、いずれもクラウドソーシングサービスであるクラウドワークスを用いて、オンラインで行った。参加者は、日本国内の幅広い地域に居住する者によって構成された。1回目の調査の冒頭で、回答の任意性や、プライバシーの保護などの倫理的配慮に関して明記し、同意を得たうえで実施した。1回目の調査の最後に、同様の調査を約1ヵ月後に行う旨を伝え、参加者の携帯番号の下4桁と郵便番号の下4桁を尋ねた。これらの番号の記入に同意した者を対象に、後日2回目の調査を実施した。2回目の調査でも、1回目と同様にこれらの番号を尋ねることで、2回のデータ間の対応づけを行った。参加の謝礼は、1回目の調査が70円、2回目の調査が15円であった。本調査は、東京大学人文社会科学系研究科倫理委員会の承認を得て実施した。

調査参加者

1回目の調査には450名が参加し、再検査信頼性を検討するために実施した2回目の調査には123名が参加した。2回の調査のいずれに関しても、未回答の項目があるもの(1回目:17名、2回目:0名)、「一番右の『あてはまる』を選択してください」という項目に誤答したもの(1回目:5名、2回目:0名)を分析から除外した。また、調査の実施にかかった時間について、極端に短いあるいは長いものは、正常な回答が行われなかったと考え、短い方から5%(1回目:4分34秒以下、2回目:2分12秒以下)および長い方から5%(1回目:17分52秒以上、2回目:9分27秒以上)を分析から除外した。1回目の調査で分析対象となったのは386名(全体の85.8%)であり、男性157名、女性229名、平均年齢は39.1歳($SD=10.1$)であった。このサンプルサイズは、Guadagnoli & Velicer(1988)で提唱されている $N=200$ を超えており、以下の分析を行うにあたって適切なものであると判断した。2回目の調査で分析対象となったのは96名(2回目の調査参加者の78.0%)であり、男性39名、女性57名、平均年齢は41.1歳($SD=10.4$)であった。

質問項目

1回目の調査では、SAS-J、公正世界信念、能力の認知、保護の対象としての認知、第三者公正感受性、弱者救済規範意識、傲慢さの認知、およびデモグラ

フィック項目を尋ねた⁷。2回目の調査では、SAS-J、年齢、性別、国籍のみを用いた。

SAS-J 上述の手続きによって翻訳されたSAS-Jの13項目への回答を求めた。ここでは、「障害者に対するあなたの価値観をお尋ねします。それぞれの項目についてあなたの考えに最も当てはまるものを1つ選んでください」と伝えた。7件法(「1. 強く反対する」から「7. 強く賛成する」)で回答を求め、下位概念ごとの平均を得点とした。

公正世界信念 村山・三浦(2015)の公正世界信念尺度を用いた。6件法(「1. 全くそう思わない」から「6. かなりそう思う」)で回答を求めた。公正世界信念は、究極的公正世界信念4項目(不公平に苦しむすべての人々が報われる日がいつか来るに違いない、など)、内在的公正世界信念4項目(どんな人であっても自分の働いた悪事の報いはいつか受けるものである、など)、不公正世界信念4項目(世の中の大抵のことは不公平だ、など)からなり、それぞれの平均を得点とした。信頼性係数は順に、 $\alpha=.88, .92, .83$ であった。

能力の認知 橋本(2014)のステレオタイプ尺度における、対象の能力の程度を尋ねる8項目のうち、参加者の負担を考慮して、特に因子負荷の大きい3項目(障害者は有能/優秀/知的である)を用いた。5件法(「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」)で回答を求め、3項目の平均を得点とした($\alpha=.89$)。

保護の対象としての認知 「障害者は守られるべき存在である」という1項目を用いた。5件法(「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」)で回答を求めた。

第三者公正感受性 ターン他(2019)の公正感受性尺度日本語版のうち、第三者公正感受性の10項目(他の人より不当に苦しい生活を送っている人がいると、落ち着かない気分になる、など)を用いた。6件法(「1. まったく当てはまらない」から「6. 大変よく当てはまる」)で回答を求め、平均を得点とした($\alpha=.85$)。

弱者救済規範意識 箱井・高木(1987)の援助規範意識尺度のうち、弱者救済規範意識の5項目(しいたげられている人を、まず救うべきだ、など)を用いた。5件法(「1. 非常に反対する」から「5. 非常に賛成する」)で回答を求め、平均を得点とした($\alpha=.79$)。

傲慢さの認知 「障害者はわがままである」という

⁷ 本研究では、障害者に関する各項目を尋ね終えた後に、それぞれの障害者(精神障害者、身体障害者、知的障害者、発達障害者)をどのくらい思い浮かべていたか、参加者に4件法(「1. 全く思い浮かべていなかった」から「4. とても思い浮かべていた」)で尋ねた。その結果、「3. 少し思い浮かべていた」あるいは「4. とても思い浮かべていた」と回答された割合は、精神障害者53.6%、身体障害者94.8%、知的障害者79.8%、発達障害者53.4%であり、参加者は特定の障害者集団を想定したのではなく、幅広い障害者の姿を想定して回答したと考えられる。

Table 1
SAS-J の各項目の平均、標準偏差および探索的因子分析の結果

第1因子：個人主義 ($M=4.75, SD=0.95$)				
	<i>M</i>	<i>SD</i>	λ_1	λ_2
1 障害者は一生懸命努力しても、目標をたいてい達成できない。(R)	5.16	1.27	.88	-.01
2 障害者は、意欲的であってもたいてい成功しない。(R)	5.21	1.26	.96	-.01
3 障害者は一生懸命取り組みれば、ほとんどいつも欲しいものを手に入れることができる。	3.77	1.17	.38	-.01
4 一生懸命努力しても、障害者の成功はほとんど保証されない。(R)	4.44	1.36	.60	.00
5 進んで努力する障害者であれば誰でも、十分成功する可能性がある。	5.17	1.19	.48	.01
第2因子：現状の理解のなさ ($M=2.95, SD=0.83$)				
6 日本において、障害者に対する差別はもはや問題事ではない。	2.90	1.39	.06	.37
7 障害者は社会に対して多くのことを求めすぎている。	3.28	1.19	-.07	.76
8 障害者は目立たないようにすべきだ。	2.18	1.18	-.22	.56
9 成功していない障害者は社会システムを責めるべきではない。彼らが本当に責めることができるのは自分自身だけだ。	2.54	1.22	.08	.67
10 最近の数年間、障害者は本来得られるべきものを受け取れていない。(R)	3.68	0.94	.07	.42
11 障害者は彼らの社会での状況に不平を言い過ぎである。	3.14	1.23	.03	.88

注) (R) は逆転項目であることを表す。項目1から5は原版の「個人主義」、項目6から9は「差別が存在することへの理解のなさ」、項目10は「障害者への共感のなさ」、項目11は「過度の要求」に、それぞれ属していた。

1項目を用いた。5件法(「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」)で回答を求めた。

デモグラフィック項目 障害を抱えた経験の有無を尋ねるため「あなたは精神的な/身体的な何らかの障害を抱えていますか」という2項目を用いた。参加者は「はい」、「過去に抱えていたことがある」、「いいえ」、「答えたくない」のいずれかで回答した。加えて、参加者の年齢、性別、国籍を尋ねた。

結 果

因子構造

分析はR(version 3.6.2; R Core Team, 2019)を使用し、lavaanパッケージ(Rossee, 2012)およびpsychパッケージ(Revelle, 2019)を用いた。データおよびRのスクリプトはOpen Science Framework上(<https://osf.io/hr6gd/>)に掲載した。まず、原版の4因子構造に倣い、確証的因子分析を行った。モデルの適合度の基準をRMSEAが.05以下、CFIが.95以上としたところ、その結果は十分とは言えなかった(RMSEA=.09(95%CI=[.08, .10]), CFI=.89, AIC=14471.09)。そこで、下位概念内の各項目の相関を考慮し、誤差共分散を仮定した場合、モデルの適合度は上昇したが、十分ではなかった(RMSEA=.08(95%CI=[.06, .09]), CFI=.95, AIC=14385.03)。

以上のことから、日本では、原版が作成されたアメリカと比べて因子構造が異なっている可能性が考えられた。よって以下では、固有値を参照して因子数を決定し、最尤法、プロマックス回転による探索的因子分析を行った。まず、因子数を3として13項目に対す

る探索的因子分析を行った。その結果、原版の「障害者への共感のなさ」因子の「日本において障害者の怒りを理解することは簡単である」($M=4.67, SD=1.06$)という項目の因子負荷が、第1因子から順に-0.18, 0.03, -0.12であり、どの因子にも属さなかった。よって、この項目を除いた残りの12項目で再び固有値を参照した結果、因子数を2として、再度探索的因子分析を行うこととした。その結果、原版の「差別が存在することへの理解のなさ」因子の「障害者もっとも努力しさえすれば、健常者と同様の安定した暮らしができる」($M=3.60, SD=1.19$)という項目の因子負荷が第1因子から順に0.29, 0.27であり、どちらの因子にも属さなかった。よって、以上の2項目を除いた残りの11項目で再び固有値を参照した結果、因子数を2として、再度探索的因子分析を行うこととした。その結果、5項目からなる第1因子と、6項目からなる第2因子が抽出された。この探索的因子分析の結果と、各項目の平均、標準偏差をTable 1に示す。この因子構造について、確証的因子分析を行ったところ、十分な適合度ではなかった(RMSEA=.09(95%CI=[.08, .10]), CFI=.92, AIC=12109.73)。そこで、下位概念内の各項目の相関を考慮し、誤差共分散を仮定した場合、十分な適合度が得られた(RMSEA=.04(95%CI=[.00, .06]), CFI=.995, AIC=12009.62)。以上より、11項目(2因子)を用いて以下の分析を行った。

内的整合性

因子分析の結果から、第1因子は原版と同様に「個人主義」、第2因子は、障害者への偏見の現状に対する理解のなさを広く一般的に測定していると考えら

Table 2
デモグラフィック項目と SAS-J の各下位概念の得点

		個人主義			現状の理解のなさ	
		N	M	SD	M	SD
全体		386	4.75	0.95	2.95	0.83
性別	男	157	4.65	0.91	3.11	0.79
	女	229	4.82	0.98	2.85	0.84
年齢	—29	72	4.73	1.05	2.97	0.89
	30—39	135	4.68	0.97	2.99	0.82
	40—49	119	4.74	0.89	2.98	0.78
	50—	60	4.98	0.88	2.79	0.86
障害経験	あり	56	4.73	0.94	2.92	0.91
	なし	330	4.76	0.95	2.96	0.81

れ、「現状の理解のなさ」と名付けた。信頼性係数は順に $\alpha = .82, .78$ であり、いずれも十分な内的整合性を示した。

下位概念間の差と相関関係

「個人主義」5 項目の平均は 4.75 ($SD = 0.95$)、「現状の理解のなさ」6 項目の平均は 2.95 ($SD = 0.83$) であった。下位概念間の平均値差について、原版 (Friedman & Awsumb, 2019) の再現性を確認するため、対応のある t 検定を行ったところ、「個人主義」の方が高く ($t(385) = 23.7, p < .001, d = .72, 95\%CI = [.61, .84]$)、原版と同様であった。また、デモグラフィック項目と各下位概念得点の関係について Table 2 に示した。男女間の差を検討したところ、「個人主義」は女性の方が高いという有意傾向 ($t(350.6) = 1.83, p = .07, d = .19, 95\%CI = [-.02, .39]$)、「現状の理解のなさ」は男性の方が高いという有意差 ($t(347.9) = 3.15, p = .002, d = .32, 95\%CI = [.12, .53]$) が見られた。年齢に関して、「個人主義」との間の相関は $r = .09$ ($95\%CI = [-.01, .18], p = .09$) であったが、この相関係数は有意傾向に留まり決して大きいとは言えず、「現状の理解のなさ」との間の相関は $r = -.03$ ($95\%CI = [-.13, .07], p = .50$) であり、有意ではなかった。障害を抱えた経験の有無について、2 項目のいずれかで「はい」、「過去に抱えていたことがある」と回答した参加者 ($N = 56$) と、それ以外の参加者 ($N = 330$) との間で平均値を比較したところ、「個人主義」、「現状の理解のなさ」とともに有意差は見られなかった ($t(75.4) = 0.19, p = .85; t(70.9) = 0.34, p = .74$)。また、下位概念間の相関係数は原版では報告されておらず、本研究では、 $r = -.40$ ($95\%CI = [-.58, -.32], p < .001$) であった。

Table 3
関連変数の平均、標準偏差および SAS-J の各下位概念との相関

	相関係数			
	M	SD	個人主義	現状の理解のなさ
究極的公正世界信念	3.06	0.99	.35**	-.15*
内在的公正世界信念	4.06	1.05	.32**	-.20**
不公正世界信念	4.47	0.90	-.19**	.00
能力の認知	2.92	0.57	.49**	-.38**
保護の対象としての認知	3.68	0.83	.14*	-.35**
第三者公正感受性	3.83	0.64	.17*	-.24**
弱者救済規範意識	3.48	0.52	.29**	-.37**
傲慢さの認知	2.40	1.04	-.47**	.58**

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

構成概念妥当性

SAS-J との関連が考えられる変数の平均、標準偏差および各下位概念との相関係数を Table 3 に示す。公正世界信念について、「個人主義」と究極的公正世界信念 ($r = .35, 95\%CI = [.21, .48], p < .001$)、内在的公正世界信念 ($r = .32, 95\%CI = [.17, .45], p < .001$) との間に正の相関が見られ、仮説 1a, 1b は支持された。「個人主義」と不公正世界信念との間に弱いながらも有意な負の相関が見られ ($r = -.19, 95\%CI = [-.32, -.04], p = .002$)、仮説 1c も支持された。また、能力の認知について「個人主義」との間に正の相関が見られ ($r = .49, 95\%CI = [.37, .60], p < .001$)、仮説 2 も支持された。一方、上述の因子分析より、原版の「差別が存在することへの理解のなさ」、「障害者への共感のなさ」、「過度の要求」という 3 つの下位概念は、日本語版では「現状の理解のなさ」に統合されたため、以下では、これと他変数の相関を検討した。「現状の理解のなさ」と、保護の対象としての認知 ($r = -.35, 95\%CI = [-.48, -.20], p < .001$)、第三者公正感受性 ($r = -.24, 95\%CI = [-.38, -.10], p < .001$)、および弱者救済規範意識 ($r = -.37, 95\%CI = [-.49, -.23], p < .001$) との間に負の相関が見られ、仮説 3 から仮説 7 は支持された。また、「現状の理解のなさ」と傲慢さの認知との間に正の相関が見られ ($r = .58, 95\%CI = [.46, .68], p < .001$)、仮説 8 も支持された。以上のことから、SAS-J の構成概念妥当性は支持されたと結論できる。

再検査信頼性

2 回目の調査において、「個人主義」、「現状の理解のなさ」の信頼性係数は順に、 $\alpha = .84, .80$ であり、いずれも十分な内的整合性を示した。また、2 回の調査の両方に回答した参加者において、2 時点間の単相関

係数を算出したところ、「個人主義」では $r=.78$ (95%CI=[.69, .85], $p<.001$), 「現状の理解のなさ」では $r=.79$ (95%CI=[.69, .85], $p<.001$) であり, 小塩 (2016) で示された水準 ($\rho=.76$) を上回り, 各下位概念が安定した個人特性を測定していると考えられた。以上のことから, 11 項目 (2 因子) からなる SAS-J を確定した (Table 1)。

考 察

本研究では, Friedman & Awsumb (2019) による SAS の日本語版を作成し, その信頼性と妥当性を検討した。因子分析の結果, 原版から 2 項目を除いた残りの 11 項目において, 原版と同じ 5 項目からなる「個人主義」と, 残りの 3 つの下位概念をまとめた 6 項目からなる「現状の理解のなさ」という 2 因子構造が妥当であると判断された。「現状の理解のなさ」のうち, 項目 7「障害者は社会に対して多くのことを求めすぎている」は, SRS (Henry & Sears, 2002) では「過度の要求 (Excessive demands)」の下位尺度であるとされているように, SAS (Friedman & Awsumb, 2019) における「過度の要求」に含まれる項目 11「障害者は彼らの社会での状況に不平を言い過ぎである」との結びつきが強いと考えられる。加えて, 項目 7 と項目 11 は, SAS-J における「現状の理解のなさ」に対する因子負荷が大きい 2 項目である。以上のことから, 「現状への理解のなさ」という下位概念において, 「障害者は社会に対して過度な要求を行っている」といった認知が占める割合は大きいと言えるだろう。

では, 原版の 3 つの下位概念が本研究で 1 つに統合されたのは, どのような理由によるのだろうか。その可能性として指摘できるのは, (a) 参加者集団の性質, (b) 文化的差異, (c) 原版の因子構造の不安定さの 3 つであると考えられる。(a) 参加者集団の性質について, 原版 (Friedman & Awsumb, 2019) の参加者はいずれも, 大学生や障害者に関心を持つ人々であり, このような人々は障害者に関する情報処理を入念に行う動機づけが高く (Petty & Cacioppo, 1986), 障害者に対して, より精緻化された表象を持っているだろう。したがって, 参加者が抱く象徴的偏見の多様な側面が抽出され, 因子構造が複雑化した可能性がある。原版では, サンプルサイズが小さいこと, 報酬なしで調査を実施したため参加者が関心の高い人に偏っていた可能性があること, 参加者の大半が大学生であったことを限界点として挙げており, アメリカにおいても, 本研究と同様に一般の参加者に対して実施した場合, 4 因子構造よりも少ない因子数による結果が得られた可能性もあるのではないだろうか。(b) 文化的差異について, 原版 (Friedman & Awsumb, 2019) では, 「個人主義」得点において, ヨーロッパ系アメリカ人の方がアジア系アメリカ人よりも低いという結果を得ており, 文化的差

異が影響している可能性を指摘している。日本では「悪いことをすれば, 将来的に罰が当たる」という因果応報の信念が存在し (渡辺, 1990), それゆえに, 障害を抱えるのは自業自得であり (栗田, 2018), 自分の努力でその障害を克服せねばならないといった態度が存在すると思われる。その結果, 本研究の参加者は, 障害者に対する認知において「個人主義」傾向の占める割合が大きく, 原版の参加者と比べて他の側面を細分化して認知しなかったという可能性がある。ただし, 以上の解釈は仮説的なものであり, 参加者の因果応報的な信念の程度も含めて, 今後詳細に検討していく必要があるだろう。(c) 原版の因子構造の不安定さについて, 原版では確証的因子分析および構成概念妥当性の検証が十分に行われていないことが挙げられる。つまり, 原版の 4 因子構造が頑健なものではなかった可能性があり, 原版における今後の信頼性, 妥当性のさらなる検証の結果とも照らし合わせて, 本研究の結果について議論していく必要があると考える。

一方, SAS-J の因子構造を確認する過程で除かれた 2 項目について, (a) 「日本において障害者の怒りを理解することは簡単である」という項目は, 「障害者の怒り」という内容が, 原版が作成されたアメリカにおいて, 特にイメージされやすかったことが原因かもしれない。アメリカでは, 基本的権利の主張や地位の改善を目指した黒人による抗議活動が一般的に見られ (Foster, 2018), これが障害者を含む社会的少数派の文脈に拡張されることで, 「社会的少数派はみな, 現状に対する怒りを持っている」といった認知が特に強く見られた可能性がある。(b) 「障害者ももっと努力しさえすれば, 健常者と同様の安定した暮らしができる」という項目は, 前半部の内容が原版の「個人主義」に, 後半部の内容が原版の「差別が存在することへの理解のなさ」に, それぞれ関係したため, どちらの下位概念に属する項目か曖昧になり, 2 つの因子に同程度の弱い因子負荷を持つという結果につながったのではないだろうか。また, 障害者を対象とした福祉政策の拡充によって, 日本の障害者が置かれた環境は既にある程度安定していると捉えられ, 「個人主義」や「差別が存在することへの理解のなさ」と強い関係を持たないという結果が得られた可能性もある。以上の考察を踏まえると, 原版から 2 項目を除いた上で 2 因子構造を持つという SAS-J の尺度構成には, 妥当性があると考えられる。

下位概念ごとの得点と参加者の性別との関連について, 「個人主義」は女性の方が高いという有意傾向, 「現状の理解のなさ」は男性の方が高いという有意差が見られた。象徴的レイシズムの性差を検討した Maxwell (2015) では, 「現状の理解のなさ」の項目 10 に類似した「最近の数年間, 黒人は本来得られるべきものを受け取れていない」という項目に対して, 本研究の結

果と同様に、男性の方が高く評定したことを示している。また、SASの原版では、「障害者への共感のなさ」において女性の方が低く評定しており、本研究の結果とも整合している。一方で、原版の「個人主義」では性差は見られなかった(Friedman & Awsumb, 2019)という点において、本研究とは異なっている。これについては、原版の参加者(N=155)のうち85.8%が女性であることにより、本研究のような性差が十分に検出されなかったという可能性もあり、性別と象徴的障害者偏見の関連は今後さらに検討する余地があるだろう。

さて、SAS-Jの構成概念妥当性の検討に関して、仮説はいずれも支持されたが、なかでも特に強い相関が見られた以下の関係に着目することで、障害者差別の軽減を目指す介入に指針を与えられると考える。「個人主義」傾向が強い人は、能力の知覚が高く、障害者の能力を健常者と同等であると評価している可能性がある。しかし、そうだとすると、障害者が困っている状況であっても、その原因は本人の努力の欠如にあると判断し(Friedman & Awsumb, 2019)、手を差し伸べないかもしれない。障害者はその定義上、能力面において困難を抱えているにも関わらず、健常者と同等の能力評価を行う「個人主義」は、障害者の困窮を無視するという消極的危害につながる可能性がある。一方「現状の理解のなさ」傾向が強い人は、障害者の能力を低く評定しており、障害者と健常者を明確に切り離して認知していると思われる。このような人は、健常者である自分とは異なる外集団に属する障害者の傲慢さに反応しやすく、障害者は現状に満足しないわがままな存在であると捉え、それを非難する傾向が強いと考えられる。このことから、「現状の理解のなさ」は非難的態度による積極的危害につながる可能性がある。以上の議論より、本研究において2つの下位概念は負の相関を持ったが、これは、障害者の能力を健常者と同等に認知しているか否かという点に依存すると考えられる。2つの下位概念のいずれかが顕著である場合、障害者への無視あるいは非難につながるため、「個人主義」と「現状の理解のなさ」という2つの側面を、共に軽減していくことが重要である。そのためには、健常者だけでなく障害者も各自の生活のために十分努力しており、かつ「障害者はみな傲慢な存在である」という訳ではないといった点に焦点を当てた介入が有効であると思われ、今後の実証的研究において検討される必要があるのではないだろうか。

また、SAS-Jの構成概念妥当性の検討に関して、仮説には含まれない変数間において、中程度の効果量($|r| = .30$; Cohen, 1992)を上回る相関が見られた。まず、「個人主義」と傲慢さの認知は負の相関を持った。「個人主義」傾向が強い人は、成功や失敗の原因を当事者の努力の程度に帰属しやすく(Henry & Sears, 2002;

Sears & Henry, 2003),「障害者であっても個人が努力すれば成功できる」と認知しているため、その信念に合致したロールモデル的な障害者(例えば、パラリンピックの金メダリスト)を思い浮かべやすいと考えられる。したがって、「個人主義」傾向が強い人は、実際に努力している障害者の姿を想起しやすく、「障害者は傲慢な存在である」とは捉えにくかったと思われる。一方、「現状の理解のなさ」と能力の認知との間に負の相関が見られた。「現状の理解のなさ」傾向が強い人は、既に障害者差別は十分に改善されていると考えるため、それにも関わらず不平を訴える障害者について、「障害者差別は既に改善されているのだから、未だに不平を訴えている多くの障害者は、差別とは一切関係のない原因によって低地位状況にあるのだ」といった認識を持っていると考えられる。また、低地位であると認知された対象は、無能な存在であるという評定が為されやすい(Durante et al., 2013; Fiske, Cuddy, Glick, & Xu, 2002)。よって、「現状の理解のなさ」傾向が強い人は、障害者の能力を低く評定したと考えられる。以上のことから、本研究における構成概念妥当性の検討の結果は妥当なものであったと考える。

SAS-Jの利用可能性として、象徴的障害者偏見と、障害者支援政策への人々の賛否との関連について、詳細な検討を行うことが挙げられる。人種に関する文脈で、象徴的レイシズムが差別是正措置に反対する傾向を強く予測することが報告されているが、この効果は、平等主義的価値観、政府の大きさに対する選好、政治的イデオロギーといった他の要因を統制しても、なお顕著であることが示されている(Rabinowitz et al., 2009)。日本における障害者差別の文脈でも、このように象徴的障害者偏見と他の変数を併せた多面的な検討を行うことで、障害者支援政策への人々の賛否を規定する要因を詳細に分析できるだろう。

本研究ではSAS-Jを作成し、その信頼性や妥当性を検討することができたが、大きく分けて3つの限界点が存在すると考える。第一に、「個人主義」の構成概念妥当性の検証について、障害者への責任帰属の程度を測定していないという点である。本研究では、Henry & Sears (2002)を参照し、「個人主義」は障害者への責任帰属と密接に関連する概念であると考え、公正世界信念との関連を検討した。しかし、「個人主義」と責任帰属は別の概念であり、公正世界信念との間の相関関係は疑似相関に過ぎないという可能性も考えられる。このことから、障害者への責任帰属の程度も測定し、より精緻に構成概念妥当性の検証を行う必要があるだろう。第二に、本研究で扱った保護の対象としての認知について、その多面的な側面を考慮できていないという点である。具体的には、障害者は守られるべき存在であるという認知自体は差別的ではないと考えられるが、それが過度に強まることで、施設収容主

義的な分離差別につながり得るということである。本研究では、施設収容主義的な態度の個人差を測定できていないため、今後の研究で詳細に検討することが求められる。第三に、原版 (Friedman & Awsumb, 2019) では、黒人に対する象徴的レイシズム尺度を参考にして SAS を作成しているため、構成概念妥当性の検証を行っていないという点である。SAS-J の各項目について、日本人を対象に実施することを踏まえ、より適切な表現を模索するなど、本尺度の妥当性の検証を改めて精緻に行う必要がある。また、日本における人種に関する偏見と、障害者への偏見の特徴をそれぞれ整理し、比較検討することも、今後の研究の方向性として非常に重要であろう。

このような限界点は存在するが、本研究では SAS-J の信頼性と妥当性を検討し、日本で有用であることを示した。障害者の権利を保障し、彼らが暮らしやすい社会を作るために、象徴的障害者偏見を検討することは非常に重要である (Friedman & Awsumb, 2019; Keller & Galgay, 2010)。本研究では、幅広い障害者に対する象徴的偏見を測定する SAS-J を作成したが、精神障害者や身体障害者など、障害者の中に含まれる下位カテゴリーに対する態度を個別に検討することも、今後の研究課題であろう。また、日本の障害者差別の現状および歴史的過程について詳細な検討を重ね、SAS-J の内容の改善を行っていくことが重要である。象徴的障害者偏見が従来の古典的偏見と併せて検討され、障害者への差別的行動の軽減を目指す多面的な研究が進展することが期待される。

利益相反

なお、本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

引用文献

- Akrami, N., Ekehammar, B., Claesson, M., & Sonnander, K. (2006). Classical and modern prejudice: Attitudes toward people with intellectual disabilities. *Research in Developmental Disabilities*, 27, 605–617. <https://doi.org/10.1016/j.ridd.2005.07.003>
- Applebaum, L. D. (2001). The influence of perceived deservingness on policy decisions regarding aid to the poor. *Political Psychology*, 22, 419–442. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00248>
- 朝日新聞取材班 (2017). 妄信——相模原障害者殺傷事件—— 朝日新聞出版
- Barnett, M. A., Howard, J. A., King, L. M., & Dino, G. A. (1981). Helping behavior and the transfer of empathy. *Journal of Social Psychology*, 115, 125–132. <https://doi.org/10.1080/00224545.1981.9711995>
- Bondü, R., & Elsner, B. (2015). Justice sensitivity in childhood and adolescence. *Social Development*, 24, 420–441. <https://doi.org/10.1111/sode.12098>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155–159. <https://doi.org/10.1037//0033-2909.112.1.155>
- Degner, J., Wentura, D., Gniewosz, B., & Noack, P. (2007). Hostility-related prejudice against Turks in adolescents: Masked affective priming allows for a differentiation of automatic prejudice. *Basic and Applied Social Psychology*, 29, 245–256. <https://doi.org/10.1080/01973530701503150>
- Durante, F., Fiske, S. T., Kervyn, N., Cuddy, A. J., Akande, A., Adetoun, B. E., ... Barlow, F. K. (2013). Nations' income inequality predicts ambivalence in stereotype content: How societies mind the gap. *British Journal of Social Psychology*, 52, 726–746. <https://doi.org/10.1111/bjso.12005>
- Fiske, S. T., Cuddy, A. J. C., Glick, P., & Xu, J. (2002). A model of (often mixed) stereotype content: Competence and warmth respectively follow from perceived status and competition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82, 878–902. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.6.878>
- Foster, M. J. (2018). Navigating library collections, black culture, and current events. *Library Trends*, 67, 8–22. <https://doi.org/10.1353/lib.2018.0022>
- Friedman, C., & Awsumb, J. M. (2019). The symbolic ableism scale. *Review of Disability Studies: An International Journal*, 15, 1–20.
- Geis, K. J., & Ross, C. E. (1998). A new look at urban alienation: The effect of neighborhood disorder on perceived powerlessness. *Social Psychology Quarterly*, 61, 232–246. <https://doi.org/10.2307/2787110>
- Guadagnoli, E., & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin*, 103, 265–275. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.2.265>
- 箱井 英寿・高木 修 (1987). 援助規範意識の性別、年代、および、世代間の比較 社会心理学研究, 3, 39–47.
- 橋本 剛 (2014). 血液型ステレオタイプ肯定論者／否定論者に対するステレオタイプ——ステレオタイプ内容モデルの観点から—— 人文論集 (静岡大学人文社会科学部社会学科言語文化学科研究報告), 64, 1–19. <https://doi.org/10.14945/00007648>
- Henry, P. J., & Sears, D. O. (2002). The symbolic racism 2000 scale. *Political Psychology*, 23, 253–283. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00281>
- Henry, P. J., & Sears, D. O. (2008). Symbolic and modern racism. In J. H. Moore (Ed.), *Encyclopedia of race and racism* (pp. 111–117). Farmington Hills, MI: Macmillan Reference.
- Keller, R. M., & Galgay, C. (2010). Microaggressive experiences of people with disabilities. In D. W. Sue (Ed.), *Microaggressions and marginality: Manifestation, dynamics and impact* (pp. 241–267). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Kinder, D. R., & Sears, D. O. (1981). Prejudice and politics: Symbolic racism versus racial threats to the good

- life. *Journal of Personality and Social Psychology*, 40, 414-431. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.40.3.414>
- 栗田 季佳 (2018). 障害 北村 英哉・唐沢 穰 (編) 偏見や差別はなぜ起こる? —心理メカニズムの解明と現象の分析— (pp.133-152) ちとせプレス
- Link, B. G., Struening, E. L., Neese-Todd, S., Asmussen, S., & Phelan, J. C. (2001). Stigma as a barrier to recovery: The consequences of stigma for the self-esteem of people with mental illnesses. *Psychiatric Services*, 52, 1621-1626. <https://doi.org/10.1176/appi.ps.52.12.1621>
- Maxwell, A. (2015). Untangling the gender gap in symbolic racist attitudes among white Americans. *Politics, Groups, and Identities*, 3, 59-72. <https://doi.org/10.1080/21565503.2014.999802>
- 村山 綾・三浦 麻子 (2015). 被害者非難と加害者の非人間化——2種類の公正世界信念との関連——心理学研究, 86, 1-9. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.86.13069>
- 武藤 麻美・釘原 直樹 (2015). 精神障害者に対する社会的距離に影響する要因——統合失調症患者への認知における帰属複雑性と曖昧さ耐性の効果の検討——応用心理学研究, 41, 10-17.
- 内閣府 (2009). 「障害を理由とする差別等に関する意識調査」の公表について Retrieved from <https://www8.cao.go.jp/shougai/suishin/tyosa/h21ishiki/pdf/kekka.pdf> (2021年1月11日)
- 内閣府 (2019). 参考資料 障害者の状況 令和元年版 障害者白書 Retrieved from https://www8.cao.go.jp/shougai/whitepaper/r01hakusho/zenbun/siryo_02.html (2021年1月11日)
- 生川 善雄 (1995). 精神遅滞児 (者) に対する健常者の態度に関する多次元的研究——態度と接触経験, 性, 知識との関係——特殊教育学研究, 32(4), 11-19. https://doi.org/10.6033/tokkyou.32.11_2
- 小塩 真司 (2016). 心理尺度構成における再検査信頼性係数の評価——「心理学研究」に掲載された文献のメタ分析から——心理学評論, 59, 68-83. https://doi.org/10.24602/sjpr.59.1_68
- Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. (1986). The elaboration likelihood model of persuasion. In R. E. Petty & J. T. Cacioppo (Eds.), *Communication and persuasion* (pp. 1-24). New York: Springer.
- Rabinowitz, J. L., Sears, D. O., Sidanius, J., & Krosnick, J. A. (2009). Why do white Americans oppose race-targeted policies? Clarifying the impact of symbolic racism. *Political Psychology*, 30, 805-828. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2009.00726.x>
- Rameson, L. T., Morelli, S. A., & Lieberman, M. D. (2011). The neural correlates of empathy: Experience, automaticity, and prosocial behavior. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 24, 235-245. https://doi.org/10.1162/jocn_a_00130
- R Core Team. (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Revelle, W. (2019). *psych: Procedures for personality and psychological research*. Northwestern University, Evanston, IL.
- Rosenfield, S. (1997). Labeling mental illness: The effects of received services and perceived stigma on life satisfaction. *American Sociological Review*, 62, 660-672. <https://doi.org/10.2307/2657432>
- Rossee, Y. (2012). Llava: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
- Sakallı-Uğurlu, N., Yalçın, Z. S., & Glick, P. (2007). Ambivalent sexism, belief in a just world, and empathy as predictors of Turkish students' attitudes toward rape victims. *Sex Roles*, 57, 889-895. <https://doi.org/10.1007/s11199-007-9313-2>
- Sampson, R. J., & Raudenbush, S. W. (2004). Seeing disorder: Neighborhood stigma and the social construction of "broken windows." *Social Psychology Quarterly*, 67, 319-342. <https://doi.org/10.1177/019027250406700401>
- Schmitt, M., Baumert, A., Gollwitzer, M., & Maes, J. (2010). The justice sensitivity inventory: Factorial validity, location in the personality facet space, demographic pattern, and normative data. *Social Justice Research*, 23, 211-238. <https://doi.org/10.1007/s11211-010-0115-2>
- Schuller, R. A., Smith, V. L., & Olson, J. M. (1994). Jurors' decisions in trials of battered women who kill: The role of prior beliefs and expert testimony. *Journal of Applied Social Psychology*, 24, 316-337. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1994.tb00585.x>
- Sears, D. O., & Henry, P. J. (2003). The origins of symbolic racism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 259-275. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.259>
- Sears, D. O., Van Laar, C., Carrillo, M., & Kosterman, R. (1997). Is it really racism? The origins of white Americans' opposition to race-targeted policies. *Public Opinion Quarterly*, 61, 16-53.
- 白井 美穂 (2010). 厳罰傾向と公正世界観の理解へ向けて (1) ——概念の提起—— 東洋大学大学院紀要 (社会学研究科), 46, 113-123.
- ターン 有加里ジェシカ・橋本 剛明・シュミット, マンフレッド・唐沢 かおり (2019). 公正感受性尺度日本語版 (JSI-J) の作成 心理学研究, 90, 503-512. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.90.18234>
- Tighe, C. A. (2001). "Working at disability": A qualitative study of the meaning of health and disability for women with physical impairments. *Disability and Society*, 16, 511-529. <https://doi.org/10.1080/09687590120059513>
- Valor-Segura, I., Expósito, F., & Moya, M. (2011). Victim blaming and exoneration of the perpetrator in domestic violence: The role of beliefs in a just world and ambivalent sexism. *Spanish Journal of Psychology*, 14, 195-206. https://doi.org/10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n1.17
- Watermeyer, B., & Swartz, L. (2016). Disablism, identity and self: Discrimination as a traumatic assault on subjectivity. *Journal of Community and Applied Social Psychology*, 26, 268-276. <https://doi.org/10.1002/>

casp.2266

- 渡辺 弥生 (1990). 因果応報の信念に関する発達的研究 筑波大学心理学研究, *12*, 151-157.
- Watson, A. C., Ottati, V., & Corrigan, P. (2003). From whence comes mental illness stigma? *International Journal of Social Psychiatry*, *49*, 142-157. <https://doi.org/10.1177/0020764003049002007>
- 吉井 初美 (2009). 精神障害者に関するスティグマ要因——先行研究をひもといて—— 日本精神保健看護学会誌, *18*, 140-146. <https://doi.org/10.20719/japmhn.KJ00006817138>

—— 2020. 7. 28 受稿, 2021. 5. 1 受理 ——