

完全主義的自己呈示尺度（PSPS）日本語版作成の試み その信頼性と妥当性の検討

著者	片岡 春奈, 福井 義一
雑誌名	甲南大學紀要.文学編
巻	171
ページ	237-252
発行年	2021-03-31
URL	http://doi.org/10.14990/00003777

完全主義的自己呈示尺度 (PSPS) 日本語版作成の試み

——その信頼性と妥当性の検討——

片岡 春奈

福井 義一

問題と目的

特性的完全主義 (trait perfectionism) には、自分に完全を求める自己志向的完全主義 (Self-Oriented Perfectionism), 他者に完全を求める他者志向的完全主義 (Other-Oriented Perfectionism), 周囲から完全を求められていると感じる社会規定的完全主義 (Socially-Prescribed Perfectionism) の3つの側面があり、いずれも精神的な不健康と関連する (Hewitt & Flett, 1991a) ことから、これまで国内外で特性的完全主義が精神的な不健康を促進する過程について研究されてきた。

Hewitt, Flett, Sherry, Habke, Parkin, Lam, McMurtry, Ediger, Fairlie, & Stein (2003) は、こうした特性的完全主義だけでなく、その表出も完全主義者の精神的な不健康に関連することを示した上で、Perfectionistic Self-Presentation Scale (以後、PSPS) を開発した。この尺度は、自分を完全に見せたいという欲求に相当する Perfectionistic Self-Promotion (以後、PSP) と不完全な自分を他者に見せる状況を避けたいという欲求に相当する Nondisplay of Imperfection (以後、NDP), 不完全な自分を隠したいという欲求に相当する Non-disclosure of Imperfection (以後、NDC) の3つの下位概念から構成され、それぞれ自分の有能さを印象づけて賞賛や尊敬を得ようと試みること、人前での失敗やミスに嫌悪感を抱くこと、自分の心配事や失敗を他人に認めないことを意味している (Hewitt et al., 2003)。さらに研究3では、特性的完全主義の3つの下位側面の統制後も、完全主義的自己呈示のNDPの不安に対する影響と、PSPとNDPの抑うつに対する影響が残る (Hewitt et al., 2003) ことから、両者は異なる概念であることが確認された。

PSPSの開発には、特性的完全主義と精神的な不健康の関連についての検討過程で、前者が自己関連的・社会関連的側面に分類されたことが寄与している。特性

的完全主義研究の黎明期では、自己志向的完全主義に関する研究 (例, Burns, 1980 野村・夏莉・小池・佐藤・林訳 2013) に限定されていたが、Hewitt & Flett (1991a) は、それに加えて、他者志向的・社会規定的完全主義の両概念を提唱することで、完全主義に社会関連的側面があることを主張した。さらに、Hewitt & Flett (1991a) は研究3において、自己志向的完全主義は自分のパフォーマンスの良さや目標達成の重要性といった自己志向的な、他者志向的完全主義は権威主義や他者批判といった他者志向的な、社会規定的完全主義は否定的な評価への恐れや外的な Locus of control といった社会関連的な変数とそれぞれ関連することから、3つの下位側面は互いに明確に識別可能な概念であることを示した。また、臨床群対象の研究5において、他者志向的・社会規定的完全主義の方が自己志向的完全主義よりもパーソナリティ障害や臨床的症状と強い関連を示したことから、特性的完全主義の対人関係的側面から精神病理を検討することの意義を強調した (Hewitt & Flett, 1991a)。さらに研究5では、他者からの非現実的な期待や批判を認識することを中核的な症状に持つ統合失調型パーソナリティ障害傾向と他者志向的完全主義が負の、社会規定的完全主義が正の有意な相関をそれぞれ示したことから、両者は特性的完全主義の社会関連的側面の中でも一部対照的な性質を持つことが示唆された (Hewitt & Flett, 1991a)。こうした一連の研究から、特性的完全主義を自己・社会関連的側面に分類し、後者の方がより強く精神的な不健康に関連すること、さらに後者を対照的な方向性を有する二側面に分類できることを示した上で、完全主義的行動の自己・社会関連的側面を検討することが今後の課題として挙げられた (Hewitt & Flett, 1991a)。それを受けて、社会規定的完全主義が3つの下位概念の中でも抑うつと最も強く関連すること (Hewitt & Flett, 1991b) や、社会規定的完全主義が高く自己効力感が低い者の抑うつが最も強いこと (Martin, Flett, Hewitt, Krames, & Szanto, 1996)、失敗を気にする完

全主義者が自分の失敗の開示を嫌がる傾向があること (Frost, Turcotte, Heimberg, Mattia, Holt, & Hope, 1995) が報告された。以上のように、特性的完全主義の社会関連の側面と精神的不健康の関連や、完全主義者の自己呈示の傾向が解明されてきたことを背景に PSPS が開発された。Hewitt et al. (2003) の研究 4 において、特性的完全主義の 3 つの下位概念の統制後に、PSPS の各下位概念の全般性不安への影響が消失したのに対して、NDP の社会的相互作用への不安や社会的パフォーマンスへの不安に対する影響は残ったことから、特に社会関連的な精神的不健康については特性的完全主義だけではなく、完全主義的自己呈示の観点からの検討が必要であることが示された。このように、海外では完全主義の社会的側面に着目した研究が蓄積されてきた。

一方、わが国に目を転じると、完全主義を自己・社会関連の側面に分類した上で精神的不健康との関連を検討した研究はほとんどない。東 (2007) は完全主義を自己・社会関連の側面に分類し、いずれの傾向も強いことで不適応的な群の抽出を試みたものの、社会関連の側面が精神的不健康に及ぼす影響についての検討は不十分であった。しかしながら、わが国には、自己志向的完全主義と社会関連的な精神的不健康との関連を検討した研究は少数ながら散見される。例えば、自己志向的完全主義の下位概念の一部は対人不安や公的自己意識、賞賛獲得・拒否回避欲求と正の相関を示す (齋藤・今野・沢崎, 2009) ことが分かっている。わが国でも、自己志向的完全主義だけでなく、完全主義的自己呈示を含む完全主義の社会的側面が積極的に測定されれば、対人不安のみならず、それを予測する変数との関連も検討できる可能性がある。

自己呈示理論 (Schlenker & Leary, 1982) によると、他者に対して望ましい印象を与えたいと望みながらも、そうできるかどうか疑わしいときに対人不安が生じると説明されている。菅原 (1986) は、公的自己意識の高い者は、他者からの賞賛を得ることや拒否を回避することを目標にしており、前者を目指す場合は“おしゃれ、人気ある”といった自己顕示的な、後者を目指す場合は“人の良い、愛想の良い”といった平凡で目立たないイメージをそれぞれ呈示する傾向があることを示した。完全主義者の中には、公的自己意識が高く、他者からの賞賛の獲得や拒否の回避のために自己呈示のコントロールを試みるが、その成功確率を低く見積もっていることで、社会関連的な精神的不健康に陥る者が存在する可能性がある。しかしながら、わが

国には完全主義的自己呈示を測定する尺度が存在しなかったため、こうした可能性については筆者らの知限り検討されてこなかった。

再び海外の完全主義的自己呈示研究へ目を向けると、セルフ・モニタリングの下位概念である「他者の表出行動への感受性」と「自己呈示の修正能力」のうち、前者が PSP と有意な正の相関を示した (Hewitt et al., 2003) ことから、自分を完全に見せたい欲求が強い者は、他者から望ましい反応を得ることに腐心していると考えられる。さらに、後者が NDP と有意な負の相関を示したことから、完全主義的自己呈示の傾向が強い者は、自分を完全に見せたい欲求と、そのように自己呈示するスキルとの間に乖離があると考察された (Hewitt et al., 2003)。なお、NDC はセルフ・モニタリングのいずれの下位概念とも無相関であった (Hewitt et al., 2003)。以上から、PSPS の下位概念のうち、特に PSP と NDP が、自分を完全に呈示したいという欲求とそのように自己呈示するスキルやそれに対する自己評価との乖離に寄与することが分かった。このように、完全主義者の社会関連的な精神的不健康は、自己呈示理論の観点で説明できると考えられる。この説明のわが国における適用可能性を検討するためには、PSPS 日本語版の作成が先決であると思われる。

さらに、わが国では完全主義的自己呈示のアセスメントの重要性についてもほとんど知られていない。海外では、Roxborough, Hewitt, Kaldas, Flett, Caelian, Sherry, & Sherry (2012) が、社会規定的完全主義や完全主義的自己呈示が社会的断絶を介して自殺行為や抑うつに至るとする「完全主義-社会的断絶モデル (perfectionism social disconnection model)」を実証的に検討した。Roxborough et al. (2012) は、PSPS の各下位概念が、いじめ被害経験や社会的絶望感を介して自殺リスクを高めることを報告した。特に NDP と NDC の得点が高い者は、人前では自殺の兆候を見せないようにふるまったり、自殺行為についての直接的な質問に対して率直に回答しなかったりする可能性があるため、自殺のリスク評価における PSPS の重要性が主張された (Roxborough et al., 2012)。さらに縦断研究によって、このモデルの因果関係が確認された (Sherry, MacKinnon, Fossum, Antony, Stewart, Sherry, Nealis, & Mushquash, 2013)。わが国の自殺率は、世界でも上位にある (OECD, 2019) ため、その予測因子としての完全主義的自己呈示について知見の蓄積が求められる。

以上のように、精神的不健康との関連に基づいた特

性的完全主義の分類および完全主義的自己呈示についての知見の不足という二点において、わが国の完全主義研究は、海外に比べて完全に後塵を拝していると思われる。こうした課題に対応するための端緒として、本研究ではPSPSの日本語版を作成することを目的とする。

本研究では、まずPSPSを翻訳し、完全主義的自己呈示尺度日本語版（以後、PSPS-J）を作成し、その内的整合性と再検査信頼性を検討することで信頼性を、重複がある概念や類似した概念との関連を検討することで収束的・弁別的妥当性を検討する。信頼性については、内的整合性および再検査信頼性において原版と同程度の値を示すことが期待される。妥当性については、Hewitt et al. (2003) は研究1において、完全主義的自己呈示と多次元完全主義の全ての下位概念間の有意な正の相関をPSPSの収束的妥当性の根拠とした。さらに、Hewitt et al. (2003) は研究3において、特性的完全主義の統制後もPSPが多面的な自尊感情を促進する一方で、NDPは学業的自尊感情以外の全ての自尊感情を、NDCは社会的自尊感情のみを抑制することから弁別的妥当性を確認した。このことから、PSPはやや適応的な性質を持つのに対して、NDPとNDCは不適応的な性質を持つと考えられる。わが国で積極的に研究されてきた自己志向的完全主義については複数の下位概念が想定されており、その適応機能の違いが検討されてきた（例、福井, 2009; 桜井・大谷, 1997）ことから、本研究では自己志向的完全主義の適応的・不適応的側面と完全主義的自己呈示の各下位概念の関連から、その収束的・弁別的妥当性を検討する。以上から、PSPS-Jの因子的・収束的・弁別的妥当性の検討のために、以下のような仮説を立てた。

仮説 1-1 PSPS-J は原版と同様の3因子構造であり、それぞれの因子に含まれる項目は原版とほぼ同じである。

仮説 1-2 PSPS-J の各下位概念と多次元完全主義および自己志向的完全主義の各下位概念の間に全般的に有意な正の相関が示され、PSPは自己志向的完全主義の適応的側面と、NDPとNDCはその不適応的側面と、それぞれより強い有意な正の相関を示す。

Hewitt et al. (2003) の研究2において、PSPの得点が高い者は、他者の表出行動に敏感である一方で、NDPの得点が高い者は、自己呈示の調整能力の自己

評価が低いこと、PSPSの下位概念全てが、社会的望ましさと有意な弱い負の相関を示したことから、PSPS-Jの収束的・弁別的妥当性の検討のために、以下のような仮説を立てた。

仮説 2-1 PSPがセルフ・モニタリングの「他者の表出行動への感受性」と有意な正の相関を、NDPが「自己呈示の修正能力」とそれぞれ有意な負の相関を示すのに対して、NDCはセルフ・モニタリングの各下位概念と無相関である。

仮説 2-2 PSPS-Jの下位概念全てが社会的望ましきの各下位概念および合計得点と有意な弱い負の相関を示す。

次に、Hewitt et al. (2003) は、研究2において、PSPと自尊感情は無相関であるのに対して、NDPとNDCは自尊感情と負の相関を示すことを報告した。また、PSPSの各下位概念は、周囲から許容を得ようとしたり、自分に関する否定的な情報を隠したりする防衛的印象操作と関連すること、その統制後もPSPとNDPから自尊感情への有意な影響が残ったことから、両者は関連しつつも異なる概念であることを明らかにし、PSPSの他の防衛的印象操作との収束的・弁別的妥当性を確認した。以上から、PSPS-Jの防衛的印象操作との収束的・弁別的妥当性を検討するために以下のような仮説を立てた。

仮説 3-1 PSPは自尊感情との間に有意な相関を示さないのに対してNDPとNDCは有意な負の相関を示す。

仮説 3-2 PSPS-Jの各下位概念は、セルフ・ハンディキャッピングの各下位概念と合計得点、自己隠蔽と有意な正の相関を示す。

仮説 4 セルフ・ハンディキャッピングの各下位概念と自己隠蔽の統制後も、PSPとNDPの自尊感情に対する有意な影響が残るのに対して、NDCの影響は非有意である。

また、Hewitt et al. (2003) は、研究3の一部において、多次元完全主義の統制後も完全主義的自己呈示のPSPとNDPの自尊感情への有意な影響が残ったことから、両者が関連しつつも異なる概念であることを明らかにし、PSPSの多次元完全主義尺度（Hewitt & Flett, 1991a）との弁別的妥当性を確認した。以上から、PSPS-Jの多次元完全主義尺度（大谷・桜井, 1995）との弁別的妥当性を検討するために、以下のよ

うな仮説を立てた。

仮説5 多次元完全主義の統制後も、PSPとNDPの自尊感情に対する有意な影響が残るのに対して、NDCの影響は非有意である。

方法

調査協力者

大学生385名のうち、回答に不備が見られた61名を除いた324名(男性108名、女性216名)のデータを分析対象とした。平均年齢は18.99歳($SD=1.51$)であった。再検査信頼性の検討のための再調査には、初回調査の対象者のうち、55名(男性6名、女性49名)の協力を得た。平均年齢は18.93歳($SD=0.77$)であった。なお、本研究で用いたデータは、片岡・福井(2019a-c, 2020a, b)の学会発表と重複がある。

尺度構成

完全主義的自己呈示を測定するため、Hewitt et al. (2003)が開発したPSPSの全27項目を翻訳して使用した。翻訳にあたり、原版の筆頭著者であるHewitt氏からPSPS-Jの作成の許諾を得た。次に、第一著者の邦訳を、第二著者が校閲し、より適切な表現に何度も修正し直した。次に、英語が母国語で日本語が堪能な者によるバックトランスレーションを繰り返し、適切な日本語訳を作成した。各項目について、「1:全く当てはまらない」-「7:かなりあてはまる」までの7件法で回答を求めた。

PSPS-Jの収束的・弁別的妥当性を検討する目的で、Hewitt et al. (2003)の研究1, 2で用いられた尺度と同様のまたは類似した概念を測定するために、以下の尺度を用いた。特性的完全主義の3つの下位概念を測定するために、多次元完全主義尺度(大谷・桜井, 1995)を用いた。全45項目について、「1:全く当てはまらない」-「7:非常にあてはまる」の7件法で回答を求め、自己志向的・他者志向的・社会規定的完全主義の3つの下位尺度得点を得た。さらに、自己志向的完全主義の適応的・不適応的側面を測定するため、辻(1992)と桜井・大谷(1997)の尺度を福井・山下(2012)が再編した自己志向的完全主義尺度を用いた。全20項目について、「1:全くあてはまらない」-「6:非常によくあてはまる」の6件法で回答を求め、「完全性と理想の追求」と「不完全性と失敗への恐れ」の2つの下位尺度得点を得た。セルフ・モニタリングを測定するため、改定セルフ・モニタリング尺度(石原・水野, 1992)を用いた。この尺度はHewitt et al.

(2003)がセルフ・モニタリングを測定するために使用したSelf-Monitoring and Concern With Appropriateness Scale (Lennox & Wolfe, 1984)の邦訳版であるが、Hewitt et al. (2003)が採用した因子構造とは異なる。全13項目について、「1:全くあてはまらない」-「6:非常にあてはまる」の6件法で回答を求め、「他者の表出行動への感受性」と「自己呈示の修正能力」の2つの下位尺度得点(内部相関は $r=.55$ ($p < .01$))を得た。社会的望ましさを測定するため、バランス型社会的望ましさ反応尺度(谷, 2008)を使用した。この尺度も、Hewitt et al. (2003)で用いられたMarlow-Crowne Social Desirability Scale (Crowne & Marlow, 1964)とは異なっていた。全24項目について、「1:全くあてはまらない」-「7:かなりあてはまる」の7件法で回答を求め、回答を望ましい方向へ無意識的に歪曲する自己欺瞞と、意識的に歪曲する印象操作の2つの下位尺度得点(内部相関は $r=.17$ ($p < .01$))と合計得点を得た。セルフ・ハンディキャッピングを測定するため、セルフ・ハンディキャッピングスケール23項目版(沼崎・小口, 1990)を使用した。この尺度も、Hewitt et al. (2003)で用いられたSelf-Handicapping Scale (Rhodewalt, 1990)とは異なっていた。全23項目について、「1:全くあてはまらない」-「6:非常にあてはまる」の6件法で回答を求め、「やれない」因子と「やらない」因子の2つの下位尺度得点(内部相関は $r=.03$ ($n.s.$))と合計得点を得た。自己隠蔽を測定するため、自己隠蔽尺度(河野, 2000)を使用した。この尺度は、Hewitt et al. (2003)で用いられたSelf-Concealment Scale (Larson & Chastain, 1990)をもとに再編されたものである。全12項目について、「1:まったくそうではない」-「5:そうである」の5件法で回答を求め、尺度得点を得た。自尊感情を測定するため、ローゼンバーグ自尊感情尺度(Rosenberg, 1965)日本語版(桜井, 2000)を使用した。この尺度は、Hewitt et al. (2003)で用いられたRosenberg Self-Esteem Scale (Rosenberg, 1965)の邦訳版である。「1:いいえ」「2:どちらかと言えばいいえ」「3:どちらかと言えばはい」「4:はい」の4件法で回答を求めた。本来は全10項目の1因子構造であるが、項目8「もう少し自分を尊敬できたらと思う」は除外すべきであるという指摘(並川, 2018)から、9項目で尺度得点を得た。

倫理的配慮

本研究の実施に先立って、第二著者の所属先のヒトを対象とした研究に関する倫理審査の承認を受けた

Table 1 因子分析の結果

因子 番号	項目 番号	原版における 因子	項目内容	I	II	III	<i>h</i> ²	<i>M</i>	<i>SD</i>
I 完全主義的自己アピール ($\alpha=.83$)									
	26	PSP	自分は常に完璧に見えなくてはならない	.83	-.05	.02	.67	2.96	1.46
	25	PSP	自分が常に物事のトップにいると示すことは、とても重要なことだ	.78	-.13	-.10	.50	3.08	1.54
	27	PSP	他者から完璧に見えるように努力する	.76	.01	-.08	.53	3.75	1.51
	23	PSP	やることなすこと全てにおいて、完全に有能であるとみられる必要がある	.71	.02	.07	.55	3.15	1.34
	5	PSP	常に完璧な姿を示そうとする	.56	.09	.01	.36	3.85	1.48
	10	NDP	本当の自分以上に有能であると思われたい	.42	.13	.11	.28	4.33	1.64
	17	PSP	社会的な場面で完璧にふるまうことは重要なことだ	.36	.06	.19	.24	4.64	1.38
	7	PSP	私が完璧に見えるなら、他人は私をもっと肯定的に見てくれるだろう	.29	.15	.16	.22	4.22	1.35
	1	NDC	自分が完全でないことを人に見せても大丈夫だ	-.28	-.26	-.18	.29	3.02	1.55
II 不完全性の露見への忌避 ($\alpha=.79$)									
	22	NDP	公的な場でミスをしても気にかけない	.06	-.82	.16	.62	5.34	1.30
	8	NDP	自分が人前でしてしまったミスについて、くよくよ考え込む	-.02	.67	.09	.47	5.02	1.59
	20	NDP	公的な場で失敗することは、大嫌いだ	.20	.58	.00	.47	5.26	1.49
	6	NDP	もし人前で馬鹿なことをやってしまったら、ひどいことになるだろう	.07	.52	.19	.40	4.23	1.58
	4	NDP	私的な場よりも、公的な場でしてしまった失敗のほうがより深刻だ	-.09	.51	.07	.25	5.58	1.18
	24	NDP	何か過ちを犯したことを、もし他人に知られてしまったらひどいことだ	.33	.37	.24	.49	3.77	1.55
	21	NDC	自分の欠点を内緒にしようとする	.12	.36	.27	.32	4.43	1.55
	11	PSP	自分の外見にまずいところがあったとしても気にならない	-.13	-.30	.24	.14	5.17	1.42
III 不完全性の秘匿 ($\alpha=.76$)									
	14	NDC	他人に自分自身の問題を認めるくらいなら、自分で解決すべきだ	.03	-.03	.70	.49	4.15	1.47
	13	NDC	自分の問題は、常に内緒にしておくべきだ	.01	.19	.70	.58	3.96	1.63
	12	NDP	とても得意なことでない限り、自分が何かをするところを人には見られたくない	-.09	.17	.62	.41	4.12	1.59
	15	PSP	どんなときでも、自分の行動をコントロールできているように見えなくてはならない	.34	-.06	.48	.45	4.15	1.46
	9	NDC	自分がどれだけ一生懸命に物事に取り組むかを、決して人に知られないようにする	.14	-.14	.40	.20	3.77	1.43
	19	NDC	他人に過ちを認めるのは、考えられる限り最悪のことだ	.17	.11	.30	.20	3.23	1.42

注) PSP は Hewitt et al. (2003) における Perfectionistic Self-Promotion, NDP は Nondisplay of Imperfection, NDC は Nondisclosure of Imperfection を示す。

因子間相関
I .37
II .38
III .22

(承認番号 18-06)。書面と口頭で、回答は任意であること、回答の有無や内容による不利益性を伝えた。質問紙の回収の際、個人の特定を防ぐため、同意書と質問紙を別々に回収した。

手続き

講義時間内に質問紙を配布し回答を求めた。また、6 か月の間隔を空けて PSPS-J のみで構成された質問紙で再調査を行った際も、同様の手続きであった。

分析ツール

確認的因子分析には IBM 社の統計プログラムパッケージ Amos version 26.0 for Windows を、それ以外の分析には HAD 16.0 (清水, 2016) を用いた。

結果

PSPS-J の探索的因子分析

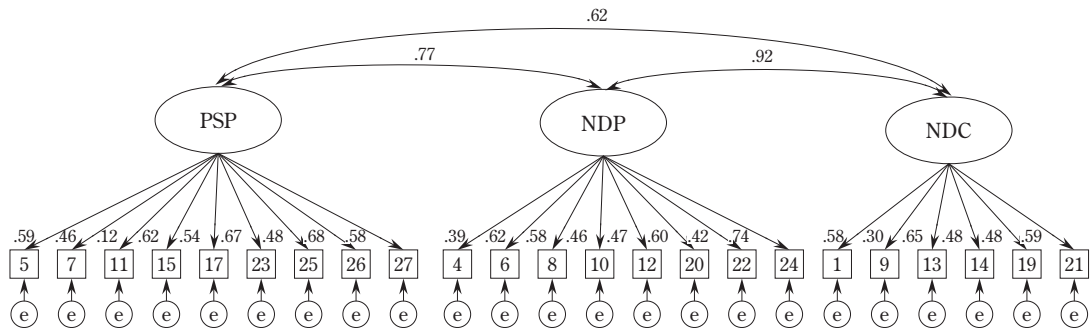
PSPS-J が原版と同様の因子構造であることを確認するために、全 27 項目について因子数を 3 に固定して探索的因子分析 (最小二乗法・オブリンミン回転) を行った。その結果、項目 1, 10, 11, 12, 15, 21 が原版作成時と異なる因子に負荷した。次に、原版の項目をできる限り多く残す方針で、因子負荷量の絶対値が .25 未満というやや甘い除外基準に満たなかった項目 2, 3, 16, 18 を除外した上で、因子分析 (最小二乗法・オブリンミン回転) をやり直した結果、23 項目全てが基準以上の因子負荷量を示した。累積寄与率は

46.9% であり、原版の 44.1% とほぼ同様であった。結果を Table 1 に示した。

ほとんどの項目が原版と同じ因子に負荷したことから、原版と同じ因子名の略称を採用した。第 1 因子は、完全な自分を積極的に示したいという欲求を表す 9 項目から構成されたため、「完全主義的自己アピール (PSP)」と、第 2 因子は、公衆の面前での失敗やミスを嫌悪する内容の 8 項目から構成されたため、「不完全性の露見への忌避 (NDP)」と、第 3 因子は、自己の欠点や問題を隠したいという欲求を示す 6 項目から構成されたため、「不完全性の秘匿 (NDC)」とそれぞれ名づけた。

PSPS-J の確認的因子分析

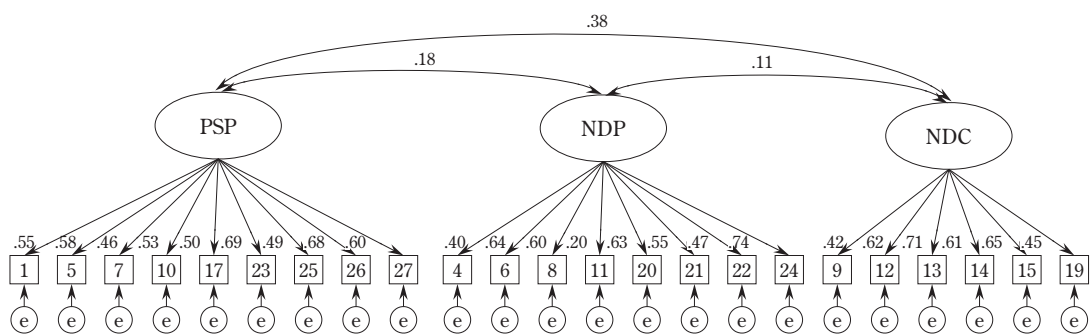
PSPS-J の因子的妥当性を検討するために確認的因子分析を行い、原版通りの項目構成のモデルと本研究で得られたそれを比較した。その際、両モデルの比較条件を揃える目的で、前者のモデルにおいても本研究で削除対象となった 4 項目を削除した上で、上記の両モデルに共通して有意であり、かつ同一の因子に含まれる項目の誤差間共分散のみを設定した (PSP: 項目 27 と 5, 23, 25, 26, 項目 26 と 7, 23, 25, 項目 25 と 23, 項目 17 と 7 の間の 9 か所, NDP: 項目 22 と 20, 8, 4 の間の 3 か所, NDC: 項目 13 と 14 の間の 1 か所)。その結果、原版の因子構造を採用したモデルにおいて、当該因子から項目 11「自分の外見にま



注) 観測変数の番号は項目番号を示す。
誤差変数間の共分散は省略した。

GFI=.843 AGFI=.798 CFI=.821
RMSEA=.081 AIC=786.94

Figure 1 PSPS (原版) のモデルの確認的因子分析の結果



注) 観測変数の番号は項目番号を示す。
誤差変数間の共分散は省略した。

GFI=.863 AGFI=.823 CFI=.848
RMSEA=.074 AIC=720.86

Figure 2 PSPS-J のモデルの確認的因子分析の結果

ずいところがあっても気にならない」へのパスが有意傾向になった。前者を Figure 1 に、後者を Figure 2 にそれぞれ示した。前者よりも後の方が適合度がやや高かったことから、PSPS-Jとして後者を採用した。仮説1-1の「PSPS-Jは3因子構造である」は支持されたものの、「それぞれの因子に含まれる項目は原版とほぼ同じである」は一部支持されなかった。

各尺度得点の基礎統計量の算出

PSPS-J以外の尺度の尺度得点の基礎統計量と α 係数、性差の検討結果をTable 2に示した。他者志向の完全主義については、 α 係数が.60を超えていることから許容範囲と見なした。セルフ・ハンディキャッピングの合計得点($\alpha=.68$)と「やらない」因子($\alpha=.58$)の α 係数もやや低かったが、いずれも尺度作成時(沼崎・小口, 1990)の合計得点の値($\alpha=.55$)を超えていたので許容範囲と見なした。また、 t 検定の結果、NDP($t(322)=-2.14, p<.05$)と印象操作($t(322)=-2.76, p<.01$)は女性の方が、自己欺瞞($t(322)=3.31, p<.01$)は男性の方が有意に得点が高

かった。自尊感情($t(322)=1.76, p<.10$)は、男性の方が得点が高い傾向にあった。Hewitt et al. (2003)による地域住民(community sample)対象の分析では、NDCのみが男性の方が有意に高かったことから、本研究の結果は、Hewitt et al. (2003)と一部異なることがわかった。

PSPS-Jの内的整合性の検討

PSPS-Jの内的整合性を検討するため、各尺度得点の α 係数を算出した結果、原版(Hewitt et al., 2003)とほぼ同程度の十分な値が得られた(PSP: $\alpha=.83$, NDP: $\alpha=.79$, NDC: $\alpha=.76$, 尺度全体: $\alpha=.88$)。両尺度の α 係数をTable 3に示した。

PSPS-Jの構成概念妥当性の検討

PSPS-Jの収束的・妥当性を検討するため、多次元完全主義尺度(大谷・桜井, 1995)と自己志向の完全主義尺度(福井・山下, 2012)のそれぞれの各尺度得点間の相関係数を算出した。前者との間では、NDCと他者志向の完全主義の間を除く全ての変数間で、有

Table 2 各尺度得点の基礎統計量と性差の検討, α 係数

変数名	全体		男性		女性		t 値	α 係数
	M	SD	M	SD	M	SD		
完全主義的自己呈示								
PSP	3.67	0.97	3.57	0.94	3.71	0.98	-1.24	.83
NDP	4.85	0.93	4.70	0.86	4.93	0.96	-2.14*	.79
NDC	3.90	1.01	3.99	1.04	3.85	1.00	1.22	.76
多次元完全主義								
自己志向的完全主義	3.90	0.94	3.95	0.92	3.88	0.95	0.56	.84
他者志向的完全主義	3.54	0.72	3.61	0.67	3.51	0.75	1.26	.64
社会規定的完全主義	3.59	0.67	3.61	0.59	3.58	0.71	0.39	.74
自己志向的完全主義								
完全性と理想の追求	3.47	0.90	3.55	0.83	3.42	0.94	1.21	.89
不完全性と失敗への恐れ	3.45	0.82	3.40	0.75	3.48	0.86	-0.81	.82
セルフ・モニタリング								
他者の表出行動への感受性	3.95	0.91	3.88	0.98	3.98	0.86	-0.97	.85
自己呈示の修正能力	3.70	0.76	3.75	0.78	3.68	0.74	0.88	.76
社会的望ましさ								
合計得点	3.52	0.61	3.52	0.60	3.52	0.61	0.11	.73
自己欺瞞	3.38	0.74	3.57	0.66	3.28	0.77	3.31**	.71
印象操作	3.66	0.84	3.48	0.83	3.75	0.83	-2.76**	.70
セルフ・ハンディキャッピング								
合計得点	3.63	0.48	3.59	0.49	3.65	0.47	-0.98	.68
やれない	3.63	0.72	3.64	0.74	3.62	0.70	0.17	.72
やらない	3.67	0.63	3.64	0.60	3.68	0.64	-0.60	.58
自己隠蔽	3.13	0.88	3.04	0.84	3.17	0.90	-1.26	.90
自尊感情	2.51	0.60	2.60	0.48	2.47	0.66	1.76†	.85

†: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$ Table 3 PSPS-J と PSPS (原版) の α 係数の比較

	PSP	NDP	NDC	尺度全体
PSPS-J	.83	.79	.76	.88
原版	.86	.83	.78	記載なし

Table 4 PSPS-J と多次元完全主義, 自己志向的完全主義の相関分析の結果

		多次元完全主義			自己志向的完全主義	
		自己志向的完全主義	他者志向的完全主義	社会規定的完全主義	完全性と理想の追求	不完全性と失敗への恐れ
全項目	PSPS-J	.50**	.25**	.60**	.47**	.64**
	原版		記載なし			
PSP	PSPS-J	.62**	.37**	.63**	.61**	.42**
	原版	.59***	.37***	.47***		
NDP	PSPS-J	.26**	.14**	.35**	.21**	.68**
	原版	.41***	.26**	.44***		
NDC	PSPS-J	.29**	.03	.46**	.27**	.45**
	原版	.22*	.20*	.44***		

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

意な正の相関が見られた。Hewitt et al. (2003) では、全ての尺度得点間で有意な正の相関が見られたことから、本研究の結果とほとんど一致した。また、後者との間では、全ての変数間で有意な正の相関が見られ、PSPは「完全性と理想の追求」との間の相関の方が強いに対して、NDPとNDCは「不完全性と失敗

への恐れ」との相関の方が強かった。以上から、仮説1-2は支持された。両研究の結果をTable 4に示した。

さらなるPSPS-Jの収束的・弁別的妥当性を検討するため、セルフ・モニタリングと社会的望ましさの各尺度得点との相関係数を算出した。PSPはセルフ・モニタリングの「他者の表出行動への感受性」や「自

Table 5 PSPS-J とセルフ・モニタリング, 社会的望ましさの相関分析の結果

		セルフ・モニタリング		社会的望ましさ		
		他者の 表出行動への 感受性	自己呈示の 修正能力	印象操作	自己欺瞞	合計得点
PSP	PSPS-J	.26**	.16**	-.07	-.12*	-.12*
	原版	.25**	-.07			-.22*
NDP	PSPS-J	.03	-.16**	-.16**	-.48**	-.41**
	原版	.08	-.31**			-.28**
NDC	PSPS-J	.19**	.03	-.11*	-.13*	-.15**
	原版	.17	-.11			-.23*

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

注) Hewitt et al. (2003) は, 社会的望ましさについて1因子構造の尺度を用いているため, 表の合計得点の欄に相関係数を記載した。

Table 6 PSPS-J とセルフ・ハンディキャッピング, 自己隠蔽, 自尊感情の相関分析の結果

		セルフ・ハンディキャッピング			自己隠蔽	自尊感情
		やれない	やらない	合計得点		
PSP	PSPS-J	.39**	-.27**	.18**	.29**	-.04
	原版			.25**	.18*	-.11
NDP	PSPS-J	.51**	.08	.49**	.54**	-.35**
	原版			.44**	.22*	-.38**
NDC	PSPS-J	.36**	-.08	.26**	.47**	-.26**
	原版			.36**	.26**	-.29**

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

注) Hewitt et al. (2003) は, セルフ・ハンディキャッピングについて1因子構造の尺度を用いているため, 表の合計得点の欄に相関係数を記載した。

己呈示の修正能力」と有意な正の, NDPは「自己呈示の修正能力」と有意な負の, NDCは「他者の表出行動への感受性」と有意な正の相関をそれぞれ示した。原版のPSPと「自己呈示の修正能力」は無相関であったのに対して, 本研究では有意な正の相関が見られた。また, 原版のNDCは「他者の表出行動への感受性」とは無相関であったのに対して, 本研究では有意な正の相関が見られたが, 相関係数は同程度であった。以上から, 仮説2-1はほぼ支持された。また, 社会的望ましさとの関連において, PSPと印象操作以外の各尺度得点間で有意な負の相関が見られた。Hewitt et al. (2003) は社会的望ましさを一因子構造の尺度で測定したが, 本研究では二因子構造の尺度を採用した結果, PSPと印象操作のみが関連しないこと, NDPと自己欺瞞がより強い負の相関を示すことが分かった。以上から, 仮説2-2はほぼ支持された。両研究の結果をTable 5に示した。

PSPS-Jのさらなる収束的・弁別的妥当性を検討するため, 自尊感情やセルフ・ハンディキャッピング, 自己隠蔽の各尺度得点との相関係数を算出した。PSPは自尊感情と無相関であったのに対して, NDPとNDCは有意な負の相関を示したことから, 仮説3-1は支持された。また, PSPはセルフ・ハンディ

キャッピングの「やれない」因子と合計得点, 自己隠蔽との間に有意な正の, 「やらない」因子との間に有意な負の, NDPとNDCはセルフ・ハンディキャッピングの「やれない」因子と合計得点, 自己隠蔽との間に有意な正の相関をそれぞれ示した。以上から, 仮説3-2はほぼ支持された。これらの結果は, Hewitt et al. (2003) とほぼ一致した。両研究の結果をTable 6に示した。

PSPS-Jの他の防衛的印象操作との弁別的妥当性の検討

PSPS-Jの他の防衛的自己呈示を測定する尺度との弁別的妥当性を検討するために, 自尊感情得点を従属変数, Step 1に性別とセルフ・ハンディキャッピングの各下位尺度得点, 自己隠蔽得点を統制変数, Step 2にPSPS-Jの各下位尺度得点を独立変数として投入した階層的重回帰分析を行った。その際, 性別を統制変数に加えたのは, 従属変数である自尊感情得点の性差が有意傾向であったためである。その結果, Step 1で確認されたセルフ・ハンディキャッピングの各下位概念と自己隠蔽の負の影響はStep 2でも保存され, PSPが正の, NDCが負の影響をそれぞれ及ぼしていたが, NDPの影響は非有意であった。本研究の結果は,

Table 7 自尊感情を従属変数とした階層的重回帰分析の結果

変数名	Step 1	Step 2
性別	-.07	-.08 [†] (.04)
やれない	-.25**	-.26**
やらない	-.26**	-.21** (-.56***)
自己隠蔽	-.34**	-.29** (-.17*)
PSP		.20** (.24*)
NDP		-.09 (-.26**)
NDC		-.12* (-.11)
R^2	.35** (.38***)	.38**
ΔR^2		.02** (.05)

[†]: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$

注1) 括弧中の数値は Hewitt et al. (2003) の分析結果を示す。

注2) 表中の値は標準化偏回帰係数を示す。

Table 8 自尊感情を従属変数とした階層的重回帰分析の結果

変数名	Step 1	Step 2
性別	-.09 [†]	-.08 [†] (-.26**)
自己志向的完全主義	.30**	.30** (-.02)
他者志向的完全主義	.03	-.02 (.27***)
社会規定的完全主義	-.33**	-.24** (-.40***)
PSP		.25** (.29**)
NDP		-.38** (-.53***)
NDC		-.21** (-.11)
R^2	.13** (.23***)	.28**
ΔR^2		.15** (.17***)

[†]: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$

注1) 括弧中の数値は Hewitt et al. (2003) の分析結果を示す。

注2) 表中の値は標準化偏回帰係数を示す。

Table 9 PSPS-J と PSPS (原版) の再検査信頼性の比較

	検査-再検査 期間	PSP	NDP	NDC	尺度全体
PSPS-J	6 か月	.52**	.69**	.61**	.60**
原版	3 週間	.83	.84	.74	記載なし
	4 か月	.81	.81	.79	記載なし

** : $p < .01$

Hewitt et al. (2003) には、各相関係数の有意水準の記載がなかったため、表に記載していない。

NDC は負の影響を及ぼし、NDP の影響は非有意であった点だけが、Hewitt et al. (2003) と異なることが分かった。以上から、仮説4はこの点を除いて支持された。両研究の結果を Table 7 に示した。

PSPS-J の多次元完全主義尺度との弁別的妥当性の検討

PSPS-J の多次元完全主義との弁別的妥当性を検討する目的で、自尊感情得点を従属変数、Step 1 に性別と多次元完全主義の各下位尺度得点を統制変数、Step 2 に PSPS-J の各下位尺度得点を独立変数として投入した階層的重回帰分析を行った結果、Step 1 で確認された性別の負の、自己志向的完全主義の正の、社

会規定的完全主義の負のそれぞれの影響は Step 2 でも保存され、PSP の正の、NDC と NDP の負の影響がそれぞれ有意であった。本研究の結果は、自己志向的完全主義と NDC の有意な影響が見られた点と、他者志向的完全主義の有意な影響が見られなかった点だけが Hewitt et al. (2003) と異なっていた。以上から、仮説5は下位尺度の一部の影響に違いがあった点以外は支持された。両研究の結果を Table 8 に示した。

PSPS-J の再検査信頼性の検討

PSPS-J の再検査信頼性を検討するため、初回調査と再調査それぞれの各下位尺度間の相関係数を求めた結果、PSP ($r = .52$)、NDP ($r = .69$)、NDC ($r = .61$)、

尺度全体 ($r=.60$) であり, 原版 (Hewitt et al., 2003) よりもやや低い値を示した。両研究の結果を Table 9 に示した。

考察

本研究の目的は PSPS-J 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, PSPS-J については, Hewitt et al. (2003) による PSPS と同様の 3 因子構造と, ほぼ同程度の累積寄与率が再現された。また, 項目構成も一部を除いてほとんど同じであったことから, やや課題が残るもののある程度の因子的妥当性が確認されたと言える。さらに, 確認的因子分析を行い, Hewitt et al. (2003) と本研究で得られたモデルを比較した結果, 後者の適合度の方が良好であった。以上から, 本研究で得られた因子構造と項目をもって PSPS-J とした。信頼性の検討の結果, 内的整合性は良好であったものの, 再検査信頼性はやや不十分であった。妥当性については, 多次元完全主義や自己志向の完全主義, セルフ・モニタリング, 社会的望ましき, 他の防衛的印象操作, 自尊感情との相関分析から十分な収束的・弁別的妥当性が, 自尊感情を従属変数とした階層的重回帰分析からは, 若干の課題が残るものの, 他の防衛的印象操作および多次元完全主義との十分な弁別的妥当性が確認された。以下に順に考察する。

PSPS-J の因子構造と項目構成

因子分析の結果, PSPS-J は原版と同じ PSP, NDP, NDC の 3 つの下位概念で構成されており, 原版と同程度の累積寄与率が確認された。また, 因子負荷量が低い 4 項目の除外や, 一部の項目が負荷する因子に違いがあったことから, 仮説 1-1 は一部支持されなかったが, 各因子に含まれる項目は原版とほぼ同様であったため, ある程度の因子的妥当性が確認された。

除外された項目 2, 3, 16, 18 の因子負荷量が低かった点について考察する。項目 2 「人前でしてしまったミスに基づいて, 自分自身を評価する」は, 原版では NDP に属していたが, 「自分自身を評価する」という表現から, 自己呈示ではなく自己評価の基準を問う項目であると誤解された可能性がある。次に, 項目 3 「ミスをカバーするためなら, ほとんどどんなことでもするつもりだ」は, 原版では NDP に属していた。他の NDP の項目のうち因子負荷量が高い項目では, 公衆の面前で犯した失態について思い悩むという

要素が強かったのに対し, 項目 3 では単に「ミス」と表現されるにとどまっていることから, 人前や公的な場で起こったミスであることを想定せずに回答された可能性がある。項目 16 「自分のミスを他人に認めても大丈夫だ (逆転項目)」は, 原版では NDC に属していたが, 因子負荷量が低い ($-.16$) だけでなく, NDP ($-.12$) にも同程度の負荷があった。「他人」について公の場での見知らぬ他人ではなく身近な他人と解釈した者もいたことや, 項目 3 同様に「ミス」の解釈が定まらなかったせいで回答が割れた可能性がある。最後に, 項目 18 「身だしなみを完璧に整えることにあまり気を配らない (逆転項目)」は, 原版では PSP に属していた。同じく自己の外見に言及している項目 11 も因子負荷量が低かったことや, PSPS 韓国語版 (Lee, Suh, & Lee, 2011) でも両項目が除外対象となったことから, 東アジア圏においては自分の外見を整えることは完全な自分を呈示したいという欲求との関連が弱いのかかもしれない。以上のことが, 削除の原因となった可能性がある。

次に, 異なる因子への負荷量が高かった項目 1, 10, 11, 12, 15, 21 について考察する。項目 1 「自分が完全でないことを人に見せても大丈夫だ (逆転項目)」は, 原版の NDC とは異なり, PSPS-J では PSP に含まれた。本項目は NDC や NDP にも同程度の負荷があったことから, 3 つの下位概念の独自性を明確に識別しづらい訳文であったと考えられる。項目内容の「人に見せ」という部分から, PSP への負荷量が最も高くなった一方で, 自己の不完全性の想起や, 上述したような「人」という語の解釈の違いから, 回答が割れたのかかもしれない。項目 10 「本当の自分以上に有能であると思われたい」は, 原版の NDP とは異なり, PSPS-J では PSP に含まれた。本項目は, 「本当の自分以上」に注目すると自己の不完全性に, 「有能であると思われたい」に注目すると完全性のアピールにそれぞれ焦点が当たるため, 後者に重きが置かれて解釈されたのかかもしれない。また, 原版では, 「有能であると思われたい」という欲求が, “would like to” でより丁寧に表現されているのに対して, PSPS-J では “want to” に近い率直な欲求を表現する訳文であったことから, 回答者が強く表現された欲求に反応したせいで PSP への負荷が高くなった可能性もある。項目 11 「自分の外見にまずいところがあったとしても気にならない (逆転項目)」は, 原版の PSP とは異なり, PSPS-J では NDP に含まれた。原版では, 外見を整えることは自己の完全性の呈示の手段と解釈されたのに

対して、PSPS-Jでは他者の目に晒される部分の不完全性が想定されたためにNDPに負荷した可能性がある。因子負荷量の低さ（-.30）も、上述したような東アジア圏における外見を整えることと完全主義的自己呈示の関連の弱さを示すのかもしれない。項目12「とても得意なことでない限り、自分が何かをすることで人をには見られたくない」は、原版のNDPとは異なり、PSPS-JではNDCに含まれた。これも「人」という語が、人前や公の場の見知らぬ他人からではなく身近な他人から自己の不完全性を隠したいという意味に解釈されたため、NDCへの負荷が高かったのかもしれない。項目15「どんなときでも、自分の行動をコントロールできているように見えなくてはならない」は、原版のPSPとは異なり、PSPS-JではNDCに含まれた。本項目は、コントロールできない不完全な自己を隠さなくてはならないという意味に解釈されたせいで、NDCへの負荷が高かったのかもしれない。最後に、項目21「自分の欠点を内緒にしようとする」は、原版のNDCとは異なり、PSPS-JではNDPに含まれた。しかしながら、類似した内容であると思われる項目13「自分の問題は、常に内緒にしておくべきだ」は、NDCに高い因子負荷量を示した。両項目の「内緒にしようとする」と「内緒にしておくべきだ」という表現の違いから、前者は自己の不完全性の露見を恐れることを動機とした行動を、後者は自己の不完全性を隠すべきだという信念をそれぞれ測定したため、異なる因子に負荷したのかもしれない。以上のようなことが原因で、これら6項目の負荷する因子が違った可能性があると思われる。

このように、原版とPSPS-Jの間には、項目の削除や負荷する因子の変化という無視できない差異が生じた。この原因は、上述したように、ある程度は翻訳の問題にあると考えられる。しかしながら、PSPS韓国語版（Lee et al., 2011）とイタリア語版（Borroni, Bortolla, Lombardi, Somma, Maffei, & Fossati, 2016）でも原版と同じ3因子構造が再現されるものの、因子負荷量の低い項目や原版とは異なる因子に負荷する項目が散見される。そのため、PSPSが3つの下位概念で構成されることは各文化圏で共通するものの、それぞれの因子に負荷する項目は、文化によって微妙に異なる可能性もある。今後は問題のあった項目の翻訳を修正した上で因子的妥当性を再検討し、それでもなお項目構成が異なるようであれば、文化差を考慮した解釈が必要になるだろう。

PSPS-Jの信頼性

PSPS-Jの各下位尺度得点と合計得点の α 係数が.70を超えたことから、十分な内的整合性を持つことが分かった。一方で、再検査信頼性の値（ $r=.52-.69$ ）は、原版に比べてやや低かった。Hewitt et al. (2003)では再検査までの間隔が3週間と4か月であったのに対して、本研究では約6か月であった。ハミルトンうつ病評価尺度（Hamilton Depression Rating Scale）のメタ分析（Trajković, Starčević, Latas, Leštarević, Ille, Bukumirić, & Marinković, 2011）において、検査-再検査の間隔が長いほど、再検査信頼性が低下することが示されていることから、本研究でも調査間隔の違いが再検査信頼性を低下させた可能性が高いと思われる。

PSPS-Jの構成概念妥当性

PSPS-Jの収束的・弁別的妥当性を検討するために、PSPS-Jと多次元完全主義尺度（大谷・桜井, 1995）それぞれの各尺度得点間の相関係数を求めた結果、NDCと他者志向的完全主義の相関が非有意であった以外は、Hewitt et al. (2003)とほぼ同様の結果が得られた。また、わが国で積極的に研究されてきた自己志向的完全主義の各下位概念との間でも有意な正の相関が見られ、PSPが自己志向的完全主義の適応的側面と、NDPとNDCは不適応的側面とより強い関連を示した。これにより、仮説1-1と1-2はほとんど支持されたことから、多次元完全主義との関連からはPSPS-Jの十分な収束的妥当性が、自己志向的完全主義との関連からは十分な収束的・弁別的妥当性が確認された。

PSPとNDPの他者志向的完全主義との有意な正の相関について考察する。親としての自分の完全性を示し、不完全性の露見を防ぐために、子どもにより成績を求めるといった例を考えてみよう。この場合、自分と関わりの深い他者の完全性を完全主義的自己呈示の手段としているために、身近な他者にも完全性を求めることがあり得るとされる。一方、NDCは、既存の不完全性の秘匿が想定されているため、先の例に倣えば、親としての不完全性を隠すために、子どもの悪い成績を口外しないといった行動が考えられる。上述のように、身近な他者の完全性も自己呈示の一部として捉えているなら、NDCは他者の問題についての改善や向上よりもその秘匿に向くため、他者に完全を求める傾向と関連しなかったのかもしれない。

さらに、自己志向的完全主義尺度（福井・山下, 2012）との関連からは、完全主義的自己呈示には適応的・不適応的側面の両方が存在する可能性が示唆され

た。抑うつとの関連から、「完全性と理想の追求」には適応的機能が、「不完全性と失敗への恐れ」には不適応的機能があることが報告されている(福井・山下, 2012)。PSPが前者と、NDPとNDCが後者とより強い相関を示したことから、PSPは適応的な側面を、NDPとNDCは不適応的な側面をそれぞれ反映している可能性があることが示唆された。上述の通り、PSPは自分の有能さを印象づけようとするため、自己の長所に焦点化されているのに対して、NDPは人前で失敗やミスに、NDCは自己の短所に焦点化されている。そのため、PSPは適応的な、NDPとNDCは不適応的な性質を持つかもしれない。Hewitt et al. (2003)は、PSPの肯定的な側面についてわずかに言及しているものの、完全主義的自己呈示の適応・不適応性については十分に議論されていない。また、Roxborough et al. (2012)はPSPの自殺リスクへの促進機能を報告したことから、PSPが完全に適応な成分であるとも言いがたい。今後は、PSPの相反する機能について適応性という観点からの検討も望まれる。

さらなる収束的・弁別的妥当性を検討する目的で、PSPS-Jとセルフ・モニタリング尺度(石原・水野, 1992)やバランス型社会的望ましき反応尺度(谷, 2008)の各尺度得点との相関を分析した結果、PSPとNDCが「他者の表出行動への感受性」と有意な正の相関を示したのに対して、NDPが「自己呈示の修正能力」と有意な負の相関を示した。また、社会的望ましきとの関連では、PSPと印象操作の間を除く各尺度得点間で弱いまたは中程度の有意な負の相関を示した。これにより、仮説2-1と2-2はほぼ支持され、セルフ・モニタリングとの関連からはPSPS-Jの十分な収束的・弁別的妥当性が、社会的望ましきとの関連からは十分な弁別的妥当性がそれぞれ確認された。

Hewitt et al. (2003)においては、PSPと「自己呈示の修正能力」は無相関であったのに対して、本研究では小さいながらも有意な正の相関($r=.16$)が見られたことから、わが国においては完全な自分を見せたい欲求とそのように自己呈示するスキルの乖離の程度がやや弱い可能性が示唆された。Hewitt et al. (2003)は、NDPと自己呈示の修正能力が負の相関を示したことから、自分を完全に見せたい欲求とそのように自己呈示するスキルの乖離が問題になることを示唆したが、我が国においてはPSPがこの乖離を和らげる機能を持つかもしれない。この点も、前述したように、PSPが完全主義的自己呈示の下位概念のうち唯一適応的機能を持つことの証左であると考えられる。また、

NDCと「他者の表出行動への感受性」の間の正の相関は、Hewitt et al. (2003)では非有意であったが、本研究では有意であった。しかしながら、ほぼ同程度の低い相関係数(原版: $r=.17$, PSPS-J: $r=.19$)が再現されたため、この点において原版と日本語版の差異はほとんどないと思われる。

PSPS-Jと社会的望ましき尺度得点の間に弱いまたは中程度の有意な負の相関が見られたことから、自己を完全に見せたい欲求の強さは、自己を無意識的に偽ってまで社会的に望ましく見せる必要性の低さと関連していることが分かった。この結果は、完全主義的自己呈示の傾向が強いと、他の尺度にも率直に答える傾向があることを示唆している。Hewitt et al. (2003)の原版とは異なり、本研究ではNDPと社会的望ましきとの相関が特に強かったが、社会的望ましきを2つの下位概念で捉えたことで、これには自己欺瞞との関連の方が印象操作とのそれよりも寄与が大きかったことが分かった。公衆の面前で自己の不完全性を反映するミスや短所が露見することが嫌だと正直に回答している時点で、自己を偽らない率直な態度を反映していると言えるだろう。それに対して、PSPやNDCと自己欺瞞の相関がNDPとのそれよりもやや弱かった点については、本研究から何らかの結論を導き出すことは困難である。Hewitt et al. (2003)においても、完全主義的自己呈示と社会的望ましきの負の関連について十分に考察されているとは言い難いため、今後の検討課題としたい。

次に、PSPS-Jの収束的・弁別的妥当性の確認のために、自尊感情尺度(桜井, 2000)、セルフ・ハンディキャッピング尺度(沼崎・小口, 1990)、自己隠蔽尺度(河野, 2000)の各尺度得点間の相関を分析した結果、PSPが自尊感情と無相関であったのに対して、NDPとNDCが有意な負の相関を示したことから、仮説3-1は支持された。また、PSPS-Jとセルフ・ハンディキャッピングの合計得点、自己隠蔽の得点との間には仮説通りの相関関係が得られたことから、仮説3-2はほぼ支持された。以上から、自尊感情との関連からはPSPS-Jの十分な収束的・弁別的妥当性が、セルフ・ハンディキャッピング、自己隠蔽との関連からも十分な収束的妥当性が確認されたと言える。

セルフ・ハンディキャッピングの下位尺度別に見ると、PSPS-Jの各下位概念と「やれない」因子との間で有意な正の相関が見られたのに対して、「やらない」因子との間で有意な負の相関や無相関が見られた。「やれない」因子は、目的に向かって行動しようとする

る姿勢を呈示するものの、統御不可能な障害があるためにできないことを示すのに対して、「やらない」因子は、目的的行動をとらず、自分で統御可能な障害をあえて統御しないことを示す（沼崎・小口, 1990）。PSPS-Jの各下位概念と「やれない」因子との有意な正の相関から、自己を完全に見せたい者は、行動する意思を示すことに執心し、「やろうとはしているが障害があるためやむを得ない」と呈示する方略を用いることで完全な自己イメージを守ろうとしているのだろう。これに対して、「やらない」因子との有意な負の相関や無相関は、完全主義的自己呈示をする者が、目的に向かって行動しないことを自己の不完全性であるとしてとらえているために、「あえて障害を統御しない」という方略の使用に消極的であることを示すと考えられる。特にPSPは自己の完全性を示したいという積極的な欲求を反映しており、このような方略と「やらない」因子が反映する行動パターンが相反するため、NDPやNDCとの相関よりもさらに否定的な相関が示されたのかもしれない。

さらなるPSPS-Jの弁別的妥当性を確認するために、階層的重回帰分析によって、防衛的印象操作および多次元完全主義の統制後のPSPS-Jの各下位概念の自尊感情に対する影響について検討した。セルフ・ハンディキャッピングの各下位概念と自己隠蔽を統制しても、PSPとNDCの自尊感情に対する有意な影響が残ったことから、完全主義的自己呈示は他の防衛的印象操作と関連しつつも異なる概念であることが分かり、PSPS-Jの他の防衛的印象操作との弁別的妥当性が確認された。Step 2におけるPSPの有意な影響についても原版と同様であった。しかしながら、Hewitt et al. (2003)ではNDPが自尊感情に有意な負の影響を及ぼしたのに対して、本研究ではNDCが有意な負の影響を及ぼしていた。他の防衛的印象操作を統制しても、PSPとNDPが自尊感情に有意な影響を与えるのに対して、NDCの影響は非有意であるという仮説4は、全体としては支持されたが、細部において一部異なることが分かったことから、若干の課題が残ったものの、PSPS-Jの他の防衛的印象操作を測定する尺度との弁別的妥当性がほぼ確認された。

さらに、多次元完全主義を統制しても、PSPS-Jの全ての下位尺度の自尊感情に対する有意な影響が残ったことから、完全主義的自己呈示は多次元完全主義と関連しつつも異なる概念であるというHewitt et al. (2003)の知見が再現された。ただし、原版ではNDCの影響が非有意であったのに対して、PSPS-Jでは有

意であったことから、多次元完全主義の統制後もPSPとNDPが自尊感情に有意な影響を及ぼすのに対して、NDCの影響は非有意であるという仮説5は、PSPとNDPについては支持されたが、NDCについては異なることが分かった。このことから、若干の課題が残ったものの、PSPS-Jの多次元完全主義尺度（大谷・桜井, 1995）との弁別的妥当性はほぼ確認された。

Hewitt et al. (2003)においては、他の防衛的印象操作や多次元完全主義を統制した後も、自尊感情に対してPSPの正の、NDPの負の有意な影響がそれぞれ残るのに対して、NDCは有意な影響を及ぼさないという結果によって、3つの下位概念が明確に区別されていた。しかしながら、本研究では自尊感情に対するPSPの影響は安定的に再現されたものの、NDPとNDCの影響については一部再現性が低かった。NDPを構成する項目11, 21, 24が、NDCにもある程度負荷していることから、PSPS-Jの一部の訳文では両因子それぞれの特徴を明確に区別できておらず、測定する概念が重複していたため、両因子が自尊感情に与える影響が明確に識別されなかったのかもしれない。以上から、PSPS-Jは全体として、他の防衛的印象操作および多次元完全主義との弁別的妥当性が確認されたが、その各下位概念の機能が明確に識別されるには至らなかったと言える。

以上のように、再検査信頼性の不十分さや、一部原版と異なる結果が得られたという課題が残ったものの、十分な内的一貫性と収束的・弁別的妥当性が得られたことから、PSPS-Jはわが国における完全主義的自己呈示の測定に耐える尺度であると言える。PSPS-Jにより、自己呈示の観点から完全主義を捉え直すことで、完全主義者の対人関係の特徴がわが国でも明らかになっていくことが期待される。また、わが国では、完全主義者が精神的に健康に陥る個人内過程についての知見は存在する（例、吉澤, 2018）が、個人内過程についての研究は筆者らの知る限り見当たらない。今後、完全主義者の他者との相互作用を明らかにし、個人内過程のモデルを構築する上で、PSPS-Jは有用であると考えられる。

本研究の限界と今後の課題

Hewitt et al. (2003)では、自尊感情に及ぼす影響の違いから、PSPSの3つの下位概念が明確に識別されたのに対して、本研究ではNDPとNDCの機能の識別が不十分であった。この原因の一端は、上述したように、両因子の区別が不明確な翻訳にあると考えられ

る。今後の課題として、各因子の機能や特徴を明確に識別し、回答者にもその違いが分かるようにいくつかの項目を翻訳し直す必要がある。さらに、本研究では原版の因子構造と各因子に含まれる項目をできるだけ再現すべく、項目除外の基準（原版では.40）をやや甘く設定したことも問題点として挙げられる。翻訳を改善してもなお因子負荷量が低い項目があった場合には、本研究よりも厳しい基準を設定して項目を除外した上で、PSPS-Jの信頼性や妥当性を再検討することが望まれる。その際、再検査信頼性については、Hewitt et al. (2003) による原版作成時と同程度の検査—再検査期間で検討するべきであろう。

本研究におけるPSPS-Jの構成概念妥当性の検討は、原版の開発過程で検討されたものの一部を再現できたに過ぎない。Hewitt et al. (2003) では、本研究で再現した分析に加え、原版の自己評定と他者評定の関連、多面的自尊感情や抑うつとの関連、Frost et al. (1990) が概念化した完全主義やBig Five、自己愛、公的・私的自己意識、インポスター現象、承認欲求、否定的評価への恐れ、全般的・社会的不安、社会恐怖、完全主義的自己呈示以外の自己呈示戦略などとの関連の検討を通して、頑健な構成概念妥当性を確認している。今後、Hewitt et al. (2003) が行った一連の研究に従って、PSPS-Jのさらなる構成概念妥当性が確立する必要があるだろう。

また、本研究の調査対象者が大学生に限られていた点も問題が残る。Hewitt et al. (2003) は、PSPSが大学生だけではなく地域住民や臨床群においても安定した因子構造を示すことで交差妥当性を確認している。今後は、臨床群も含めた複数の母集団における再現性から、PSPS-Jの交差妥当性を確認する必要がある。

さらに、本研究では、PSPS-Jの因子的妥当性と構成概念妥当性が検討されたが、基準関連妥当性については未検討である。今後、完全主義的自己呈示欲求の強い者が実際にとる行動を特定し、その予測力を検討することでPSPS-Jの予測的妥当性を、完全主義的自己呈示を測定する他の行動指標との関連を検討することで併存的妥当性をそれぞれ確認し、本尺度の妥当性をさらに補強することが望まれる。

こうしてPSPS-Jのさらなる妥当性が確認されれば、「完全主義—社会的断絶モデル」(Roxborough et al., 2012) の検証がわが国でも可能になり、完全主義者が抑うつや自殺に至る社会的な過程を明らかにするのに役立つだろう。今後、こうした社会的な過程を検討するにあたっては、Hewitt et al. (2003) や本研究で示さ

れた、自己を完全に見せたいと欲求とそのように自己呈示するスキルの乖離の測定が不可欠であろう。本研究では、自己を完全に見せたい欲求を測定するにとどまっておらず、そのように呈示する実際のスキルが測定されていない。今後は、完全主義的自己呈示の成否を他者評定法によって測定し、PSPS-Jで測定された完全主義的自己呈示欲求との乖離を検討することで、完全主義者の精神的健康を蝕むプロセスの解明が進むだろう。ただし、本研究ではPSPS-Jを構成する因子のうち、唯一PSPのみがいくぶん適応的な性質を持つ可能性が示唆された。PSPは直接的には自尊感情との関連を示さなかったものの、防衛的印象操作や特性的完全主義の統制後に自尊感情を促進したことから、PSPの適応的な効果は特定の条件下で発揮されるのかもしれない。今後、そうした適応的効果を左右する調整変数について検討することで、完全主義者の精神的健康の悪化を緩和する過程についても明らかにすることができるだろう。

PSPSの他の文化圏における翻訳版でも項目構成が一部異なっていたことから、完全主義者の自己呈示には文化差が存在する可能性もある。また、文化圏によって完全な自己像も異なると思われることから、今後、各文化圏において固有のPSPSが開発されれば、それぞれの文化圏における完全主義的自己呈示や完全な自己像の様相が明らかになり、それらの文化圏間の比較が可能になるだろう。こうした比較文化研究から、各文化圏の完全主義者が精神的に健康に陥る社会的プロセスが明らかになれば、完全主義者に対する臨床心理学的支援が、各文化圏に適したものになるための一助となるだろう。

付記

本論文は、2名の文学部教員（研究指導教員を除く）による査読を経た後に人文科学研究科委員会で掲載を決定したものである。

本稿は、甲南大学人文科学研究科心理臨床専修に提出した2018年度修士論文『完全主義者は自分を完全に見せることができるのか—顕在指標と潜在指標を測定して—』(未公開)の研究1の一部を再分析して原稿化したものである。

引用文献

- Borroni, S., Bortolla, R., Lombardi, L.M.G., Somma, A., Maffei, C., & Fossati, A. (2016). The Italian version of Perfectionistic Self-Presentation Scale: Psychometric properties and its associations with pathological narciss-

- sism and adult attachment in an adult non clinical sample. *Personality and Mental Health*, 10 (2), 130-141.
- Burns, D.D. (1980). *Feeling good: The new mood therapy*. New York: New American Library (バーンズ, D.D. 野村総一郎・夏莉郁子・小池梨花・佐藤美奈子・林 健郎 (訳) (2013). いやな気分よ, さようなら. コンパクト版—自分で学ぶ「抑うつ」克服法—. 星和書店.)
- Crowne, D.P., & Marlow, D. (1964). *The approval motive: Studies in evaluative dependence*. New York: Wiley.
- Frost, R.O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive therapy and research*, 14 (5), 449-468.
- Frost, R.O., Turcotte, T.A., Heimberg, R.G., Mattia, J.I., Holt, C.S., & Hope, D.A. (1995). Reactions to mistakes among subjects high and low in perfectionistic concern over mistakes. *Cognitive Therapy and Research*, 19 (2), 195-205.
- 福井義一 (2009). 高目標設置は本当に適応のか?—成人愛着スタイルを調整変数として—. *心理学研究*, 79 (6), 522-529.
- 福井義一・山下由紀子 (2012). 自己志向の完全主義の因子構造と項目構成の再検討. 甲南大学紀要文学編, 162, 117-127.
- Hewitt, P.L., & Flett, G.L. (1991a). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60 (3), 456-470.
- Hewitt, P.L., & Flett, G.L. (1991b). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 100 (1), 98-101.
- Hewitt, P.L., Flett, G.L., Sherry, S.B., Habke, M., Parkin, M., Lam, W.R., McMurtry, B., Ediger, E., Fairlie, P., & Stein, M.B. (2003). The interpersonal expression of perfection: Perfectionistic self-presentation and psychological distress. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84 (6), 1303-1325.
- 東 真由美 (2007). 完全主義と不適応の関連. 京都教育大学実践研究紀要, 7, 111-119.
- 石原俊一・水野邦夫 (1992). 改定セルフ・モニタリング尺度の検討. *心理学研究*, 63 (1), 47-50.
- 片岡春奈・福井義一 (2019a). 完全主義的自己提示尺度 (PSPS) 日本語版の開発 その1—内的一貫性と再検査信頼性の検討—. 日本パーソナリティ心理学会第28回大会論文集, 163.
- 片岡春奈・福井義一 (2019b). 完全主義的自己提示尺度 (PSPS) 日本語版の開発 その2—併存的妥当性の検討—. 第19回日本認知療法・認知行動療法学会プログラム・抄録集, 236.
- 片岡春奈・福井義一 (2019c). 完全主義的自己提示尺度 (PSPS) 日本語版の開発 その3—基準関連妥当性の検討—. 日本心理学会第83回大会発表論文集, 57.
- 片岡春奈・福井義一 (2020a). 完全主義的自己呈示尺度 (PSPS) 日本語版の開発 その4—他の防衛的印象操作との弁別的妥当性の検討—. 日本心理学会第84回大会発表論文集, 6.
- 片岡春奈・福井義一 (2020b). 完全主義的自己呈示尺度 (PSPS) 日本語版の開発 その5. —多次元完全主義尺度との弁別的妥当性の検討—. 第20回日本認知療法・認知行動療法学会プログラム・抄録集, 163.
- 河野和明 (2000). 自己隠蔽尺度 (Self-Concealment Scale)・刺激希求尺度・自覚的身体症状の関係. 実験社会心理学研究, 40 (2), 115-121.
- Larson, D.G., & Chastain, R.L. (1990). Self-concealment: Conceptualization, measurement, and health implications. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 9 (4), 439-455.
- Lee, D.H., Suh, H., & Lee, H.K. (2011). Factor structure of the Perfectionistic Self-Presentation Scale in Korea. *Psychological Reports*, 109 (3), 990-1000.
- Lennox, R., & Wolfe, R. (1984). Revision of the self-monitoring scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46 (6), 1349-1364.
- Martin, T.R., Flett, G.L., Hewitt, P.L., Krames, L., & Szanto, G. (1996). Personality correlates of depression and health symptoms: A test of a self-regulation model. *Journal of Research in Personality*, 30 (2), 264-277.
- 並川 勉 (2018). 日本における Rosenberg 自尊感情尺度の使用状況について. 創成ジャーナル Human & Society, 1, 79-84.
- 沼崎 誠・小口孝司 (1990). 大学生のセルフ・ハンディキャッピングの2次元. 社会心理学研究, 5 (1), 42-49.
- OECD (2019). *Health at a Glance 2019: OECD Indicators*, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en>.
- 大谷佳子・桜井茂男 (1995). 大学生におけ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*, 66 (1), 41-47.
- Rhodewalt, F. (1990). Self-handicappers: Individual differences in the preference for anticipatory, self-protective acts. In Higgins, R.L., Snyder, C.R., & Berglas, S. (Eds), *Self-handicapping: The paradox that isn't* (pp. 69-106). New York: Plenum Press.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the self-image*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Roxborough, H.M., Hewitt, P.L., Kaldas, J., Flett, G.L., Caelian, C.M., Sherry, S., & Sherry, D.L. (2012). Perfectionistic self-presentation, socially prescribed perfectionism, and suicide in youth: A test of the perfectionism social disconnection model. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 42 (2), 217-233.
- 齋藤路子・今野裕之・沢崎達夫 (2009). 自己志向の完全主義の特徴—精神的不健康に関する諸特性との関連から—. 対人社会心理学研究, 9, 91-100.
- 桜井茂男 (2000). ローゼンバーク自尊感情尺度日本語版の検討. 発達臨床心理学研究, 12, 65-71.
- 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

- (3), 179-186.
- Schlenker, B.R., & Leary, M.R. (1982). Social anxiety and self-presentation: A conceptualization and model. *Psychological Bulletin*, 92 (3), 641-669.
- Sherry, S.B., MacKinnon, A.L., Fossum, K.L., Antony, M. M., Stewart, S.H., Sherry, D.L., Nealis, L.J., & Mushquash, A.R. (2013). Perfectionism, discrepancies and depression: Testing the perfectionism social disconnection model in a short-term, four-wave longitudinal study. *Personality and Individual Differences*, 54 (6), 692-697.
- 清水裕士 (2016). フリーの統計ソフト 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.
- 菅原健介 (1986). 承認されたい欲求と拒否されたくない欲求—公的自己意識の強い人に見られる2つの欲求について—. *心理学研究*, 57 (3), 134-140.
- 谷 伊織 (2008). バランス型社会的望ましき反応尺度日本語版 (BIDR-J) の作成と信頼性・妥当性の検討. *パーソナリティ研究*, 17 (1), 18-28.
- Trajković, G., Starčević, V., Latas, M., Leštarević, M., Ille, T., Bukumirić, Z., & Marinković, J. (2011). Reliability of the Hamilton Rating Scale for Depression: A meta-analysis over a period of 49 years. *Psychiatry Research*, 189 (1), 1-9.
- 辻 平治郎 (1992). 完全主義の構造とその測定尺度の作成. *甲南女子大学人間科学年報*, 7, 1-14.
- 吉澤英里 (2018). 高校生および大学生の評価への恐れと自己志向的完全主義が社交不安に与える影響. *感情心理学研究*, 25(2), 36-43.