日本語版 Brief Core Schema Scales の 信頼性・妥当性

山内貴史¹ 須藤杏寿² 丹野義彦 東京大学

Reliability and validity of the Japanese version of the Brief Core Schema Scales

Takashi Yamauchi, Anju Sudo, and Yoshihiko Tanno (*University of Tokyo*)

The Brief Core Schema Scales (BCSS; Fowler, Freeman, Smith, Kuipers, Bashforth, Coker, Hodgekins, Gracie, Dunn, and Garety, 2006) were devised to assess schemata concerning the self and others. In the BCSS, four schemata—Negative Self (NS), Positive Self (PS), Negative Others (NO), and Positive Others (PO)—are assessed by means of self-ratings. In this study, we developed the Japanese version of the BCSS (JBCSS) and reported the reliability and validity of the scales, using Japanese undergraduates. There were 200 students in the first survey (Time 1) and 128 in the second survey (Time 2). The results revealed that the JBCSS had a four-factor structure, good internal consistency, and acceptable test-retest reliability. In addition, multiple regression analyses with schemata as the independent variables and paranoid ideation and grandiose ideation as the dependent variables indicated that negative schemata about the self and others were generally associated with paranoid ideation, and positive schemata about the self were associated with grandiose ideation. The analyses suggested that the JBCSS had good reliability and validity as a measure of schemata about the self and others related to paranoid and grandiose ideation.

Key words: the Brief Core Schema Scales, grandiose ideation, paranoid ideation, self-esteem, validity.

The Japanese Journal of Psychology

2009, Vol. 79, No. 6, pp. 498-505

近年、個人の内に形成された自己・他者へのネガティブおよびポジティブな信念が、精神病理の形成や維持において果たす役割が論じられている (Fowler, Freeman, Smith, Kuipers, Bashforth, Coker, Hodgekins, Gracie, Dunn, & Garety, 2006; Freeman, Garety, Kuipers, Fowler, & Bebbington, 2002)。とりわけ、近年、自己・他者へのネガティブな信念は、“自分が悩まされている、追跡されている、だまされている、見張られている、あるいは嘲笑されているという確信 (American Psychiatric Association, 2000 高橋・大野・染矢訳 2002)”と定義される被害妄想、および健常者にみられる被害妄想的な観念 (以下“被害妄想観念”とする; 山内・須藤・丹野, 2007) の精神病理モデルに取り入れられている (Bentall, Corcoran, Howard, Blackwood, & Kinderman, 2001; Freeman et al., 2002)。

例えば、森本・丹野・坂本・石垣 (2002) によれば、妄想性障害の認知療法では、他者や自己についてのネガティブに歪んだ評価的信念こそが妄想発生の中核と考えられている (Chadwick, Birchwood, & Trower, 1996)。同様に、自己についてのネガティブな信念と被害妄想 (Smith, Fowler, Freeman, Bebbington, Bashforth, Garety, Dunn, & Kuipers, 2006) および被害妄想観念 (Fowler et al., 2006) の関連は数多く報告されている。また、他者へのネガティブな信念 (e.g., 他人は信用できない) は、被害妄想の理解に重要であると考えられている (Garety, Kuipers, Fowler, Freeman, & Bebbington, 2001)。

同様に、自己・他者のポジティブな側面への信念については、“私は有能で何でもできる”といった誇大妄想や、健常者にみられる誇大妄想的な観念 (以下“誇大妄想観念”とする) の理解における重要性が指摘されている。例えば、自己への過度のポジティブな信念は、誇大妄想との関連が強いことが明らかとなっている (Fowler, Garety, & Kuipers, 1995)。また、他者へのポジティブな信念の低さは、相対的に自己への評価が高く維持されやすいため誇大妄想的な観念と関連

Correspondence concerning this article should be sent to: Takashi Yamauchi, Department of Cognitive and Behavioral Science, Graduate School of Arts and Sciences, University of Tokyo, Komaba, Meguro-ku, Tokyo 153-8902, Japan (e-mail: takashiyamauchi@beck.c.u-tokyo.ac.jp)

¹ 日本学術振興会特別研究員

² 現所属：内閣官房

があると考えられる研究者も存在する (Smith et al., 2006)。

理論を裏づける実証研究も散見される。Fowler et al. (2006) は、ロンドンの大学生 754 名を対象に調査を実施した。被害妄想観念傾向を基準変数とした重回帰分析の結果、他者へのネガティブな信念、自己へのネガティブな信念が有意に被害妄想観念を説明した。また、他者へのポジティブな信念は被害妄想観念に対し負の有意な関連が認められたと報告している。他方、誇大妄想観念を従属変数とした場合には、自己へのポジティブな信念の説明力が有意であった。さらに、Fowler et al. (2006) は、学生サンプルと比較して、精神病患者群は自己・他者に対する信念が極端にネガティブであったとしている。

健常者にみられる妄想様観念と患者が示す妄想とを非連続的と捉えた従来の精神病理学的潮流に対し、近年、両者の連続性を示唆する研究、特に一般地域住民を対象とした疫学的研究が報告されている (Kendler, Gallagher, Abelson, & Kessler, 1996; Poulton, Caspi, Moffitt, Cannon, Murray, & Harrington, 2000; Van Os, Hanssen, Bijl, & Ravelli, 2000)。病理としての妄想と健常体験としての妄想様体験の連続性を背景とすると、健常者を対象とした研究ではあるものの、Fowler et al. (2006) の結果は、自己・他者へのネガティブ・ポジティブな信念が精神病理の形成・維持に関与することを示唆している。

また、Smith et al. (2006) は、18–65 歳の陽性症状再発の精神病患者 100 名を対象に、自己・他者へのネガティブな信念が被害妄想および誇大妄想に及ぼす影響を検討した。その結果、自己・他者へのネガティブな信念が強い者は被害妄想が強いこと、および、誇大妄想は自己へのネガティブな信念と負の有意な相関関係があることを示した。さらに、Barrowclough, Tarrier, Humphreys, Ward, Gregg, & Andrews (2003) は、統合失調症患者 59 名に面接を実施し、ネガティブな自己評価が妄想などの陽性症状と強く関連することを示した。

このように、近年、とりわけ妄想、健常者にみられる妄想的観念の双方において、個人の持つ自己・他者へのポジティブ・ネガティブな信念が重要視されている。このような信念は、近年の精神病理モデルにおいてはスキーマと呼ばれている。スキーマとは、心の深層にある認知構造や信念体系のことである (丹野, 2001)。近年、既に述べた Fowler et al. (2006) や Smith et al. (2006) を含め、スキーマと被害妄想観念および誇大妄想観念などの関連についての実証的研究がイギリスを中心に行われ、その成果がレビューされている (Freeman, 2007)。

従来、自己への評価を測定する質問紙としては、自尊心尺度が用いられてきた。中でも、Rosenberg (1965) による自尊心尺度は現在まで最も用いられて

きたと考えられている (Fowler et al., 2006)。しかし、Rosenberg (1965) を含め、現在のスキーマ概念に一致するような自己評価概念を直接測定することを意図して作成されたツールは見当たらない。さらには、他者へのポジティブ・ネガティブな評価をも測定可能で、かつ高い信頼性・妥当性を備えた測定ツールはない (Fowler et al., 2006)。

そこで、Fowler et al. (2006) は、自己・他者へのポジティブ・ネガティブなスキーマを測定する新たな質問紙 the Brief Core Schema Scales (BCSS) を作成した。BCSS は、四つのスキーマを測定可能である。すなわち、自己へのネガティブなスキーマ (Negative Self: 以下 NS とする, e.g., 私は価値がない)、自己へのポジティブなスキーマ (Positive Self: 以下 PS とする, e.g., 私は良い人間だ)、他者へのネガティブなスキーマ (Negative Others: 以下 NO とする, e.g., 他の人たちはずるい)、他者へのポジティブなスキーマ (Positive Others: 以下 PO とする, e.g., 他の人たちは信用できる) の四つである。BCSS は、実際に被害妄想観念などの症状を訴えるクライアントが治療者に報告するような自己・他者についての信念を測定することを意図している。Fowler et al. (2006) は、上記のスキーマの構造を統計学的に確認し、BCSS の信頼性・妥当性を確認している。BCSS は、臨床的に短時間で実施可能な自己評定式質問紙の必要性を受けて作成されており実施が簡便であることはもちろんのこと、近年のスキーマ概念の測定を明確に意図して作成されている。BCSS は、国内外に現存する質問紙では、自己・他者への信念をポジティブ・ネガティブの両側面について測定できる優れた質問紙である。

近年、妄想の心理学的理解を促進するという観点から、妄想のアナログ (類似物) として、健常者にみられる被害妄想観念や誇大妄想観念のような妄想様体験の研究が大きな注目を集め始めている。また、このような妄想様体験は青年期によくみられることが指摘され、Fenigstein & Vanable (1992) の先駆的な研究以降、大学生を対象とした研究が散見される。Fowler et al. (2006) は、一般大学生を対象として、健常者にみられる被害妄想観念および誇大妄想観念とスキーマとの関連を調べるために BCSS を作成した。Fowler et al. (2006) は、精神病患者群は学生サンプルよりも BCSS のネガティブな自己スキーマおよびネガティブな他者スキーマ得点が有意に高かったと報告している。ただし、臨床群でも、被害妄想とネガティブな自己・他者スキーマとの間に有意な正の相関がみられるなど健常群と同様の傾向がみられる (Smith et al., 2006)。また、BCSS を用いて、健常者の被害妄想観念とスキーマおよびトラウマ体験との関連を検討した研究も行われている (Gracie, Freeman, Green, Garety, Kuipers, Hardy, Ray, Dunn, Bebbington, & Fowler, 2007)。

このように、BCSS は、健常者であっても持ちうるスキーマと妄想様体験との関連を明らかにする有用なツールであることが分かる。健常者を対象として BCSS の日本語版を作成することは、わが国においてスキーマと妄想的観念との関連を研究する足掛かりとなるだろう。

以上を踏まえ、本研究は、健常大学生を対象として BCSS の日本語版を作成し、その因子構造、信頼性・妥当性を検証することを目的として実施された。なお、JBCSS の妥当性に関し、Fowler et al. (2006) は、イギリスの大学生を対象に調査を行い、自己・他者へのネガティブなスキーマと被害妄想観念との正の関連、および、自己へのポジティブなスキーマと誇大妄想観念との正の関連を報告している。また、他者へのポジティブなスキーマは被害妄想観念に対し負の関連が認められている。Fowler et al. (2006) では、これら被害妄想観念および誇大観念妄想とスキーマとの関係は自尊心の影響を統制しても有意であった。Fowler et al. (2006) の結果を踏まえ、本研究では JBCSS の妥当性の検証に際して以下のような仮説を設定した。(a) ネガティブな自己スキーマ(NS)は、被害妄想観念と正の、自己へのポジティブな評価である自尊心と強い負の相関を有する、(b) ネガティブな他者スキーマ(NO)は、被害妄想観念と正の相関を有する、(c) ポジティブな自己スキーマ(PS)は、誇大妄想観念および自尊心と強い正の相関を有する、(d) ポジティブな他者スキーマ(PO)は、被害妄想観念と弱い負の相関を有する。また、自尊心の影響とは独立に、(e) ネガティブな自己スキーマ(NS)およびネガティブな他者スキーマ(NO)は被害妄想観念と正の関連を有し、ポジティブな他者スキーマ(PO)は、被害妄想観念と負の関連を有する、(f) ポジティブな自己スキーマ(PS)は、誇大妄想観念と正の関連を有する。

方 法

調査対象および手続き

大学の講義時間を利用し、質問紙調査を 2 回実施した。1 回目 (Time 1) と 2 回目 (Time 2) の調査間隔は 2 週間であった。匿名性を保持したうえで 2 回の調査データを照合させる必要上、回答者は 6 桁の番号を記入した。

Time 1 では、大学生 200 名 (男性 160 名、女性 39 名、不明 1 名、平均年齢 18.85 歳、 $SD=1.05$) を対象に、BCSS 日本語版の因子構造および信頼性を検証した。Time 2 では、Time 1 の調査に参加した者のうち 128 名 (男性 101 名、女性 27 名、平均年齢 18.64 歳、 $SD=0.76$) を対象に、BCSS の再検査信頼性および構成概念妥当性を検証した。なお、妥当性の検証に関しては、128 名のうち、JBCSS を含め以下に述べる質問

紙の全ての項目に回答した 123 名 (男性 97 名、女性 26 名、平均年齢 18.66 歳、 $SD=0.77$) のデータを分析した。

調査時期

Time 1 の調査は 2007 年 5 月上旬に、Time 2 の調査は Time 1 から 2 週間後の 2007 年 5 月下旬に実施した。

質問紙

以下の質問項目に回答を求めた。なお、BCSS 日本語版以外の質問紙は Time 2 の調査のみで用いられた。

日本語版 Brief Core Schema Scales 原著者 Fowler, D. の了解を電子メールにより得たうえで、第 1 著者が BCSS24 項目を日本語に訳した。次に、心理学、精神医学専門の翻訳、校正業者に訳文のバックトランスレーションを依頼した。バックトランスレーションの結果を踏まえ、第 1 著者と翻訳者との間で訳語の細かなニュアンスなどについて確認を重ねた。そのうえで、第 1・第 2・第 3 著者が訳文と原尺度との内容の整合性を確認し、日本語版 BCSS (the Japanese version of Brief Core Schema Scales: 以下 JBCSS とする) 原尺度を作成した。

JBCSS はネガティブな自己スキーマ (Negative Self: NS, e.g., 私は価値がない)、ポジティブな自己スキーマ (Positive Self: PS, e.g., 私は良い人間だ)、ネガティブな他者スキーマ (Negative Others: NO, e.g., 他の人たちはずるい)、ポジティブな他者スキーマ (Positive Others: PO, e.g., 他の人たちは信用できる) の 4 下位尺度から構成される。各尺度 6 項目ずつ、計 24 項目からなる。

回答者は、まず各項目に示されたスキーマの有無について回答した。分析に際し、“いいえ”と回答を得た項目は 0 点と配点した。“はい”と回答を得た項目については、その考えの確信の程度を、1 (少しそう思う)–4 (完全にそう思う) の 4 件法で回答を求め、それぞれ 1–4 点と配点した。配点等は Fowler et al. (2006) に準拠した。JBCSS は Time 1 および Time 2 の双方で測定された。

日本語版 Paranoia Checklist 日本語版 Paranoia Checklist (Japanese version of the Paranoia Checklist: 以下 JPC とする、山内他, 2007) は、健常者の被害妄想観念の体験頻度を測定する the Paranoia Checklist (Freeman, Garety, Bebbington, Smith, Rollinson, Fowler, Kuipers, Ray, & Dunn, 2005) の日本語版であり、18 項目からなる (e.g., “私は陰で悪口を言われている”)。各項目に示すような観念をどのくらい頻繁に考えるかについて、1 (ほとんど考えたことがない)–5 (いつも考えている) の 5 件法で評定を求めた。得点が高い

ほど、被害妄想観念の体験頻度が高いことを示す。山内他（2007）に準拠し、18項目の得点を総計し被害妄想観念得点とした。JPCはTime 2の調査のみで用いられた。

Peters et al. Delusions Inventory 日本語版 Peters et al. Delusions Inventory（以下PDIとする；Peters, Joseph, & Garety, 1999）日本語版（山崎・田中・森本・山末・岩波・丹野, 2004）は誇大妄想観念を測定するために用いられた。PDIは、多様な主題の妄想的観念を記述した40項目からなる質問紙である。本研究では誇大妄想観念（e.g., あなたは自分がとても特別な、もしくは普通でない人間であるかのように感じたことがありますか？）を測定する5項目を採用した。各項目に示すような観念をどのくらい頻繁に考えるかについて、1（ほとんど考えたことがない）—5（いつも考えている）の5件法で回答を求めた。5項目の得点を総計し、誇大妄想観念得点とした。PDIはTime 2の調査のみで用いられた。

Rosenberg Self-Esteem Scale 日本語版 Rosenberg Self-Esteem Scale（Rosenberg, 1965）の日本語版（山本・松井・山成, 1982）は自尊心を測定する尺度である。自尊心測定尺度としてはおそらく最も広く用いられている（Fowler et al., 2006）。逆転項目5項目を含む全10項目からなる。1（当てはまらない）—5（当てはまる）の5件法で回答を求めた。得点が高いほど、自尊心が強いことを示す。10項目の合計得点を算出し自尊心得点とした。自尊心尺度はTime 2の調査のみで用いられた。

倫理的配慮

調査への参加は自由意志によることを教示したうえで、フェイスシートの該当箇所にチェックすることで参加への同意を表明した者のみが質問紙に回答した。回答は匿名で行い、個人データが特定できないよう配慮した。これらの諸点は、2回の調査を通じて遵守した。

統計解析

統計解析にはSPSS11.5J for Windowsを用いた。24項目からなるJBCSSの因子構造を確認するため、Time 1調査のデータを用いて探索的因子分析を行った。本研究では、原版のFowler et al. (2006)でも探索的手法が用いられていることや、Fowler et al. (2006)はイギリスの大学生を対象としており因子構造に文化差が反映される可能性等を考慮して探索的因子分析を行うこととした。また、JBCSSの信頼性については、 α 係数、および再検査法によるTime 1・Time 2調査間のPearsonの積率相関係数を算出し検討した。JBCSSの妥当性に関しては、Time 2調査のデータを用い、JBCSSとJPC、PDIおよび自尊心尺度

の積率相関係数を算出した。また、スキーマおよび自尊心が被害妄想観念および誇大妄想観念に及ぼす影響について検討するため、被害妄想観念・誇大妄想観念を従属変数とした重回帰分析を実施した。本研究では、Freeman et al. (2002)の被害妄想的観念の認知モデルにて、自己や他者についての信念が観念の形成に先行するとされていることを理論的背景として回帰分析を実施した。

結果

因子構造

まず、Time 1調査のデータを用いて、最小2乗法による探索的因子分析を実施した。5.77, 4.74, 2.44, 1.20, 1.08…という固有値の変動から、JBCSSはFowler et al. (2006)と同様の4因子解が妥当であると判断した。次いで、因子数を4に指定し、プロマックス回転により再度因子分析を実施した（Table 1）。4因子による累積寄与率は59.01%であった。項目の内容から、第1因子はPS、第2因子はNO、第3因子はPO、第4因子はNSに該当すると考えられた。項目13および項目19以外に、.30を超える多重負荷は認められなかった。多重負荷が若干認められた2項目を含め、全ての項目が、Fowler et al. (2006)と同様の仮説どおりの因子に抽出された。本研究では、理論的整合性や項目の内容、および利用の簡便さ等を考慮し、敢えて多重負荷項目を除外せず各因子6項目の4因子構造とし、Fowler et al. (2006)との項目の一致を重視する立場を採った。なお、性別に因子分析を実施したところ、男女ともに4因子構造が確認された。

信頼性

Time 1調査のデータを用いて、尺度ごとにCronbachの α 係数を算出したところ、 $\alpha=.78$ から.86と、項目数を考慮するといずれも十分な値であった。また、Time 1・Time 2調査間のPearsonの積率相関係数は $r=.61$ から.82 ($p<.01$)であり、JBCSSの各尺度はいずれも許容範囲の再検査信頼性を有すると考えられた。以上より、各尺度に含まれる項目の素点を総計し、各尺度得点とした。Time 1での各尺度の平均値、標準偏差および信頼性係数をTable 2に示した。なお、対応のない t 検定の結果、いずれの尺度得点でも有意な性差は認められなかった。

妥当性

妥当性の検証にはTime 2調査のデータを用いた。Time 2でのJBCSS、JPC、PDIおよび自尊心尺度の基本統計量をTable 3に示した。各尺度とも α 係数は許容範囲と考えられた。なお、対応のない t 検定の結果、いずれの尺度得点についても性差はみられなかった。

Table 1
JBCSSの探索的因子分析

項目No.	F1	F2	F3	F4
因子1：自己へのポジティブなスキーマ(PS)				
10 私は価値のある人間だ	.87	-.07	-.02	-.06
8 私は才能がある	.85	-.06	-.13	.10
12 私は尊敬されている	.72	-.08	.12	.15
2 私はおもしろい人間だ	.59	.00	.16	-.09
4 私は良い人間だ	.51	.18	.17	-.20
6 私は成功している	.49	.06	.24	-.19
因子2：他者へのネガティブなスキーマ(NO)				
23 他の人たちは意地悪だ	-.13	.86	.02	-.17
17 他の人たちは容赦のない人間だ	-.07	.80	.01	.09
21 他の人たちはずるい	.04	.79	-.07	-.06
15 他の人たちは手厳しい	-.12	.73	.10	.08
19 他の人たちは悪い人間だ	.32	.47	-.15	.26
13 他の人たちは敵対的だ	.26	.39	-.16	.34
因子3：他者へのポジティブなスキーマ(PO)				
20 他の人たちは信用できる	.04	-.11	.83	.09
22 他の人たちは良い人間だ	-.06	-.04	.74	.09
18 他の人たちは心を開いてくれる	.09	.12	.73	-.14
16 他の人たちは協力的だ	.06	-.09	.70	-.00
24 他の人たちは公平だ	.10	-.01	.59	.13
14 他の人たちは正直だ	.08	.15	.47	.04
因子4：自己へのネガティブなスキーマ(NS)				
1 私は愛されていない	.13	-.13	-.04	.81
3 私は価値がない	-.13	.08	.08	.67
5 私は弱い	-.29	.03	.18	.66
7 私は傷つきやすい	-.14	.05	.05	.57
11 私は失敗者だ	.08	.15	.00	.51
9 私は悪い人間だ	.06	.14	.03	.38
固有値	5.77	4.74	2.44	1.2
寄与率(%)	24.04	19.76	10.20	4.99
累積寄与率(%)		43.81	54.01	59.01
因子間相関	F1	F2	F3	F4
F1	1.00	.29	.39	-.07
F2		1.00	.04	.54
F3			1.00	.03
F4				1.00

Table 2
JBCSSの基本統計量

	Mean	SD	α	再検査信頼性 (r , $N=128$)
NS	6.20	4.91	.78	.82 **
PS	6.24	5.15	.86	.78 **
NO	2.55	3.65	.86	.64 **
PO	7.88	4.97	.84	.61 **

** $p<.01$.

め、男女込みで以下の分析を実施した。

各尺度間の Pearson の積率相関係数を Table 3 に示した。我々の仮説どおり、NS は、被害妄想観念とは正の相関 ($r=.50$, $p<.01$) を、自尊心とは強い負の相関 ($r=-.64$, $p<.01$) を有していた。一方、PS は、誇大妄想観念 ($r=.30$, $p<.01$) および自尊心 ($r=.55$, $p<.01$) と正の相関が認められた。また、NO は、被害妄想観念と強い正の相関がみられた。

Table 3
JBCSS, 被害妄想観念, 誇大妄想観念, 自尊心の基本統計量および変数間の相関

	基本統計量				相関係数					
	得点範囲	Mean	SD	α	NS	PS	NO	PO	被害観念	誇大観念
NS	0—24	6.20	4.70	.77	—					
PS	0—24	6.82	4.91	.83	-.27**	—				
NO	0—24	2.52	3.63	.87	.47**	.18*	—			
PO	0—24	8.25	4.99	.85	.06	.37**	.03	—		
被害観念	18—90	33.69	10.68	.92	.50**	-.08	.60**	-.21*	—	
誇大観念	5—25	8.38	3.68	.84	-.10	.30**	.16	.06	.31**	—
自尊心	10—50	30.96	8.00	.87	-.64**	.55**	-.20*	.06	-.32**	.17*

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

Table 4
被害妄想観念および誇大妄想観念を基準変数とした
重回帰分析

説明変数	基準変数	被害観念 β	誇大観念 β
NS		.26*	-.11
PS		.03	.25*
NO		.46***	.17
PO		-.25**	-.02
自尊心		-.06	.00
R^2		.45***	.07*

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

($r = .60$, $p < .01$)。一方、PO は、被害妄想観念と弱い負の相関が確認された ($r = -.21$, $p < .05$)。

次に、スキーマおよび自尊心が被害妄想観念および誇大妄想観念に及ぼす影響について検討するため、重回帰分析を行った。多重共線性については、共線性の判断指標である VIF (variance inflation factors) 値がいずれの変数も 2.0 前後であったことなどから問題はないと判断した。まず、被害妄想観念を従属変数とした回帰分析の結果 (Table 4), NO ($\beta = .46$, $p < .001$) および NS ($\beta = .26$, $p < .05$) が正の標準偏回帰係数を示した。また、PO は負の有意な標準偏回帰係数を示した ($\beta = -.25$, $p < .01$)。

一方、誇大妄想観念を従属変数とした回帰分析の結果、PS のみが有意な正の標準偏回帰係数を示した ($\beta = .25$, $p < .05$)。いずれの分析においても、自尊心は有意な標準偏回帰係数を示さなかった。

考 察

本研究では、BCSS の日本語版 JBCSS を作成し、その因子構造および信頼性を検証するとともに、自尊心、被害妄想観念および誇大妄想観念との関連から JBCSS の妥当性を検証した。

まず、探索的因子分析により JBCSS の因子構造を確認した結果、Fowler et al. (2006) と同様の 4 因子構造が確認された。また、尺度ごとに Cronbach の α 係数を算出したところ、 $\alpha = .78$ から .86 と、項目数を考慮するといずれも十分な値であった。サンプル数の相違はあるものの、Fowler et al. (2006) では $\alpha = .78$ から .88 と報告されており、JBCSS は原版と同程度の内的一貫性が認められたといえる。再検査信頼性についても、調査間の Pearson の積率相関係数は $r = .61$ から .82 ($p < .01$) と、いずれも許容範囲であると考えられた。Fowler et al. (2006) では再検査信頼性について $r = .70$ から .84 ($p < .01$) と報告されており、JBCSS は原版と同程度の安定性が認められたと考えられる。よって、JBCSS は Fowler et al. (2006) と同様、スキーマの対象 (自己・他者)、スキーマの内容 (ネガティブ・ポジティブ) から成る 4 因子構造を有すること、および各下位尺度とも十分な信頼性が示されたといえる。

次いで、本研究では、JBCSS の構成概念妥当性を検証した。相関分析および重回帰分析の結果、我々の提示した仮説はほぼ支持された。被害妄想観念と強い関連がみられたのは NO および NS、とりわけ NO であった。この結果は、他者へのネガティブな評価が被害妄想や健常者の被害妄想観念の理解に重要との指摘 (Garety et al., 2001; Smith et al., 2006) に一致する。他者への認知が根本的にネガティブに歪んでいる者は、例えば近くにいた人が偶然にふと笑った場合、“自分のことをわざと笑ったのではないか”といった考えがより浮かびやすいであろう。また、NS も被害妄想観念と有意な関連が確認された。この結果は、被害妄想観念を持つ者は一般に自己への評価がネガティブであるとの指摘 (Fowler et al., 2006; Freeman, 2007) に整合的である。

また、重回帰分析の結果、自己への評価を測定する概念である自尊心は、被害妄想観念および誇大妄想観念のいずれとも有意な関連がみられなかった。以上の

結果は、被害妄想観念および誇大妄想観念と JBCSS との関連が自尊心の影響とは独立に有意であったことを示している。よって、JBCSS は被害妄想観念および誇大妄想観念と関連する自己・他者についてのスキーマを測定する尺度として高い信頼性・妥当性を有すると判断できよう。

今後の課題としては、スキーマという概念の本質を鑑みると、JBCSS 得点のより長期に渡る安定性についての検討が必要である。また、本研究は横断データを用いており、スキーマと被害妄想観念・誇大妄想観念の因果関係については明確化できていない。今後、スキーマ、特にネガティブなスキーマが、被害妄想観念および誇大妄想観念のような症状とどのように関連するかを理解するためには時系列的な測定が必要である。さらには、わが国の臨床群を対象に JBCSS の調査を実施し、健常群との比較およびスキーマと妄想との関連を調べる必要がある。

引用文献

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 4th ed. text-revision. Washington, D. C. : American Psychiatric Press.
- (アメリカ精神医学会 高橋三郎・大野 裕・染矢俊幸 (訳) (2002). DSM-IV-TR——精神疾患の診断・統計マニュアル—— 医学書院)
- Barrowclough, C., Tarrier, N., Humphreys, L., Ward, J., Gregg, L., & Andrews, B. (2003). Self-esteem in schizophrenia: Relationships between self-evaluation, family attitudes and symptomology. *Journal of Abnormal Psychology*, **112**, 92-99.
- Bentall, R. P., Corcoran, R., Howard, R., Blackwood, N., & Kinderman, P. (2001). Persecutory delusions: A review and theoretical interpretation. *Clinical Psychology Review*, **21**, 1143-1192.
- Chadwick, P. D. J., Birchwood, M. J., & Trower, P. (1996). *Cognitive therapy for delusions, voices and paranoia*. Chichester: Wiley.
- Fenigstein, A., & Vanable, P. A. (1992). Paranoia and self-consciousness. *Journal of Personality and Social Psychology*, **62**, 129-138.
- Fowler, D., Garety, P. A., & Kuipers, E. K. (1995). *Cognitive behaviour therapy for psychosis: Theory and practice*. Chichester: Wiley.
- Fowler, D., Freeman, D., Smith, B., Kuipers, E. K., Bashforth, H., Coker, S., Hodgekins, J., Gracie, A., Dunn, G., & Garety, P. A. (2006). The Brief Core Schema Scales (BCSS): Psychometric properties and associations with paranoia and grandiosity in non-clinical and psychosis samples. *Psychological Medicine*, **36**, 749-759.
- Freeman, D. (2007). Suspicious minds: The psychology of persecutory delusions. *Clinical Psychology Review*, **27**, 425-457.
- Freeman, D., Garety, P. A., Bebbington, P. E., Smith, B., Rollinson, R., Fowler, D., Kuipers, E., Ray, K., & Dunn, G. (2005). Psychological investigation of the structure of paranoia in a non-clinical population. *British Journal of Psychiatry*, **186**, 427-435.
- Freeman, D., Garety, P. A., Kuipers, E., Fowler, D., & Bebbington, P. E. (2002). A cognitive model of persecutory delusions. *British Journal of Clinical Psychology*, **41**, 331-347.
- Garety, P. A., Kuipers, E., Fowler, D., Freeman, D., & Bebbington, P. E. (2001). A cognitive model of the positive symptoms of psychosis. *Psychological Medicine*, **31**, 189-195.
- Gracie, A., Freeman, D., Green, S., Garety, P. A., Kuipers, E., Hardy, A., Ray, K., Dunn, G., Bebbington, P., & Fowler, D. (2007). The association between traumatic experience, paranoia and hallucinations: A test of the predictions of psychological models. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, **116**, 280-289.
- Kendler, K. S., Gallagher, T. J., Abelson, J. M., & Kessler, R. C. (1996). Lifetime prevalence, demographic risk factors, and diagnostic validity of nonaffective psychosis as assessed in a US community sample: The National Comorbidity Survey. *Archives of General Psychiatry*, **53**, 1022-1031.
- 森本幸子・丹野義彦・坂本真士・石垣琢磨 (2002). 被害妄想的観念の発生に関する素因ストレスモデルの検討 性格心理学研究, **11**, 2-11.
- (Morimoto, S., Tanno, Y., Sakamoto, S., & Ishigaki, T. (2002). Diathesis-stress model for persecutory thoughts in college students. *Japanese Journal of Personality*, **11**, 2-11.)
- Peters, E. R., Joseph, S. A., & Garety, P. A. (1999). Measurement of delusional ideation in the normal population: Introducing the PDI (Peters et al. Delusions Inventory). *Schizophrenia Bulletin*, **25**, 553-576.
- Poulton, R., Caspi, A., Moffitt, T. E., Cannon, M., Murray, R., & Harrington, H. (2000). Children's self-reported psychotic symptoms and adult schizophreniform disorder: A 15-year longitudinal study. *Archives of General Psychiatry*, **57**, 1053-1058.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Smith, B., Fowler, D. G., Freeman, D., Bebbington, P., Bashforth, H., Garety, P. A., Dunn, G., & Kuipers, E. K. (2006). Emotion and psychosis: Links between depression, self-esteem, negative schematic beliefs and delusions and hallucinations. *Schizophrenia Research*, **86**, 181-188.
- 丹野義彦 (2001). エビデンス臨床心理学——認知行動理論の最前線—— 日本評論社.
- (Tanno, Y. (2001). *Evidence-based clinical psychology*. Nihon Hyouron-sya.)
- Van Os, J., Hanssen, M., Bijl, R., & Ravelli, A. (2000). Strauss (1969) revisited: A psychosis continuum in the general population? *Schizophrenia Research*, **45**,

11-20.

- 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.
(Yamamoto, M., Matsui, Y., & Yamanari, Y. (1982). The Structure of Perceived Aspects of Self. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **30**, 64-68.)
- 山崎修道・田中伸一郎・森本幸子・山末英典・岩波明・丹野義彦 (2004). Peters et al Delusion Inventory (PDI) 日本語版の作成と信頼性・妥当性の検討 臨床精神医学, **33**, 911-918.
(Yamasaki, S., Tanaka, S., Morimoto, S., Yamasue, H., Iwanami, A., & Tanno, Y. (2004). Reliability and

validity of the Japanese version of PDI (Peters et al Delusion Inventory). *Japanese Journal of Clinical Psychiatry*, **33**, 911-918.)

- 山内貴史・須藤杏寿・丹野義彦 (2007). 日本語版 Paranoia Checklist の作成および信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, **16**, 114-116.
(Yamauchi, T., Sudo, A., & Tanno, Y. (2007). Reliability and validity of the Japanese version of Paranoia Checklist. *Japanese Journal of Personality*, **16**, 114-116.)

—2007. 9. 4 受稿, 2008. 9. 13 受理—