

着障害、発達のマイルストーンの遅れ、第一反抗期の欠如といった非特異的な超早期徴候が認められることを強調した。

次に下寺信次氏（高知大学）は、高知県の中学・高校生、約18,000名を対象としたPLEs (psychotic-like experiences) のアンケート調査結果を報告し、約10%の生徒が何らかのPLEsを経験していたという。PLEsのある生徒はない生徒と比較して1.3倍以上他者や物に対して暴力的であったが、同様の結果はオーストラリアからも報告されている。また、PLEsの有無は抑うつ状態とも関連していた。PLEsのある青少年のすべてが統合失調症を発症するわけではないが、ひきこもりなど、なんらかのメンタルヘルスの問題へ発展するリスクが高い可能性がある。下寺氏は、児童精神科と一般成人の精神科の谷間である中高生のメンタルヘルスをより重視することを強調した。

三番目の演者の井上秀之氏（医療法人睦み会城西病院／東京大学）は、東京大学病院の「こころのリスク外来」にてフォローされているARMS (at-risk mental state) 対象者の前部帯状回におけるグルタミン酸関連代謝物濃度の変化を磁気スペクトロスコピー (MRS) を用いて測定した研究を報告した。これまでのさまざまな知見を総合すると、前駆期ないし未治療の統合失調症では前頭葉のグルタミン酸が増加している可能性があるという。こうした機能的脳画像が前駆期の脳病態を解明し、臨床にも応用できるようになることが期待される。

最後に松岡洋夫氏（東北大学）が、統合失調症の顕在発症以前のハイリスク状態の病態を理解するための総合的なモデルを提示した。すなわち、発症直前の臨床病期には苦痛症候群（入口症状群）、共通リスク症候群、標的症候群（出口症状群）の3段階が想定され、この発症前の臨床病期は発症せずに治癒する場合をも含む多能的で可塑性な状態である。一方、遺伝子-環境相互作用との関連では、精神病は大きく認知経路と感情経路の2つの発症過程が推定される。いずれの場合でも精神病症状群には至らず、正

常化を含めて、精神病以外のさまざまな精神障害に移行する可能性もあるという。松岡氏は、東日本大震災以来、被災地支援の中核的拠点のリーダーの一人として超人的な多忙を極めているにもかかわらず、本シンポジウムに参加いただいたことをとくに感謝申し上げたい。

4名のシンポジストの発表は、統合失調症の顕在発症以前のハイリスク状態（前駆期）の研究から、当初の予想を超えるさまざまな事実が明らかにされつつあることを示した。しかも、発達の視点から前駆期、あるいは、それ以前の超早期の臨床的兆候をとらえてみると、統合失調症以外にも児童青年期のメンタルヘルス全般の問題とも関連してくることが示唆された。とすれば、従来のカテゴリー的な統合失調症の疾病概念のみで理解することには限界があり、また、より柔軟な介入方法が適切であろう。

S1-4. 統合失調症顕在発症前のハイリスク状態

松岡 洋夫

東北大学大学院医学系研究科精神神経学分野

I. はじめに

近年、豪州や欧米において、若者に対する精神保健サービスが精神病の一次予防、二次予防の視点で国家的に展開している。学術的にも、1998年に国際早期精神病協会 International Early Psychosis Association (IEPA) が創立され、2005年に早期精神病に関する臨床実践の国際ガイドラインが示され (IEPA, 2005)、2007年にはIEPAの機関誌“Early Intervention in Psychiatry”の刊行が開始された。米国精神医学会の2013年改訂予定のDSM-5でも、“減弱した精神病症候群 attenuated psychosis syndrome”として精神病の超ハイリスク状態を診断基準に組み入れるかどうか活発に議論されている。しかし、本邦ではこの領域の立ち遅れが目立ち、早期精神病の研究拠点は極めて限られている。

統合失調症をはじめとした精神病症候群に対する早期介入の意義としては、以下の点が挙げられる。第一に、生物学的次元として、疾病経過や重症度の改善、ストレスや疾患による脳障害の回避や軽減などがある。第二に、心理学的次元として、治療導入が容易となる可能性、病氣理解が十分に得られる可能性、患者のみならず患者家族の精神科治療への偏見を改善する可能性などがある。第三に、社会的次元として、社会的不利益を回避できる可能性、社会適応や生活の質の向上などがある。さらに自殺予防も挙げられる。

一方、精神病に対する早期介入の現時点での課題として、次のようなことが指摘されている (Correll et al., 2010; 松岡, 2012)。第一に、病態では、何らかの問題を抱えて早期精神病の専門施設を訪れた支援希求者のうち介入後に精神病を発症した症例、気分障害など他の疾患を発症した症例、寛解した症例、さらには支援希求行動をとらなかった症例でのそれぞれの疾患経過 (軌跡 trajectories) の違いを検討し、早期介入による治療反応性と長期転帰を明らかにする必要がある。第二に、精神病に移行する群を正確に予測できるような生物学的ないし臨床的指標を確立する必要がある。第三に、身体疾患でしばしば使用される“臨床病期モデル clinical staging model” (前駆期から発症までと発症後の経過にわたる疾患の全経過に関する病期分類) を確立して、それぞれの段階に特異的な治療を明確にする必要がある (McGorry et al., 2006, 2010; 松岡, 2012)。その際、より早期の段階ではより洗練された心理社会療法と副作用のより少ない薬物療法の開発が求められる。

II. 精神病発症過程と早期介入

統合失調症は異種的な疾患と考えられており (松岡ら, 2003)、発症過程に関しても異種的であることは古くから指摘されてきた。統合失調症の症状発現時期を評価するための構造化面接を用いた研究で (Häfner et al., 1995)、統合失調症患者の約73%は陰性症状や非特異的症状か

ら始まり次に陽性症状が加わった後に顕在発症するが (図1)、約20%は陰性症状と陽性症状が同時に始まりその後に顕在発症し、6.5%は陽性症状で始まりその後に顕在発症するというパターンが見いだされた。本稿では、これらの発症経過の中で比較的典型的と考えられる最初の経過パターンを中心に述べる。なお、精神病の早期介入は、顕在発症後の段階 (図1の④) への早期介入と、顕在発症以前の段階 (図1の①, ②, ③) への早期介入とに分けられる。本稿では発症後での早期介入については触れない。

1. アットリスク精神状態 at-risk mental state (ARMS) への早期介入

精神病を顕在発症する直前の超ハイリスク状態 (図1の③) に対する早期介入研究は、世界的に最も活発に行われてきた (Correll et al., 2010)。なお、この段階は ARMS 以外に、研究グループによって超ハイリスク ultra-high risk (UHR)、臨床的ハイリスク clinical high risk (CHR)、(推定的な) 後期初回前駆状態 late initial prodromal state (LIPS) などとも呼ばれる。

図1のような経過を辿る群では ARMS は月～年単位でこうした時期が見られるため介入の機会があること、ひとたび顕在発症すると十分な機能寛解と症状寛解を満たすような回復を達成するのは容易ではないこと (松岡, 2011a)、初回の治療ほどその反応性が良好なこと、そして顕在発症までに認知機能や脳構造に変化がありうること (松岡, 2009; 松岡ら, 2010) などからこの領域の研究の必要性が認識されてきた。

ARMS 検出のための診断基準とその評価ツールが、これまでいくつか確立されてきた。例えば、メルボルンの PACE (Personal Assessment and Crisis Evaluation) クリニックでは、Comprehensive Assessment of At-Risk Mental State (CAARMS) (Yung et al., 2005) を用いて ARMS を診断するが、次の超ハイリスク基準によって3つの下位群を規定している：

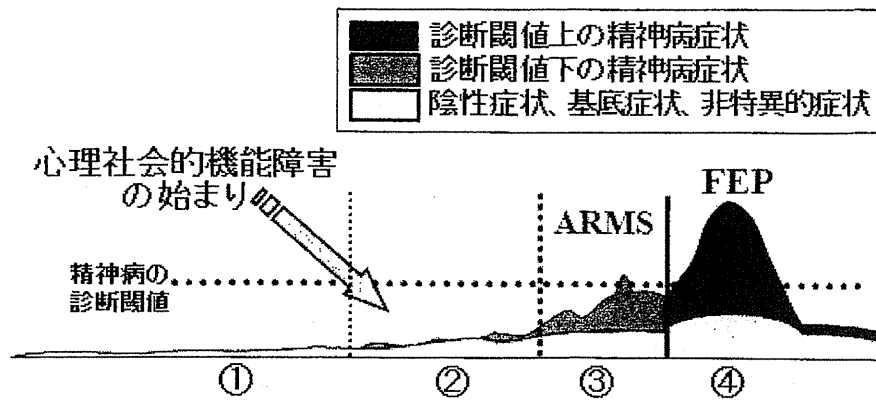


図1 比較的典型的な統合失調症の発症軌跡（“認知経路”）
 図の①、②、③、④の順に発症に至る。ARMSはアットリスク精神状態、FEPは初回エピソード精神病。心理社会的機能の障害はARMS以前に出現すると考えられる。

①閾値下の微弱な陽性症状を呈する群、②自然寛解する短期間欠性の精神病症状をもつ群、③精神病に対する素因性の脆弱性を持ち、最近の機能低下を認める群（松本、2007；Yung et al., 1996）。また、北米の多施設研究では、Structured Interview for Prodromal Syndromes (SIPS) を用いて Scale for Prodromal Symptoms (SOPS) で、陽性症状、陰性症状、解体症状、全般的症状を評価している（Miller et al., 1999）。なお、ARMS 以前に見られうる知覚や思考などの主観的な認知障害である基底症状 basic symptoms の評価方法が、Schizophrenia Proneness Instrument Adult Version (SPI-A) としてドイツで開発され（Schultze-Lutter et al., 2007）、精神病移行の予測精度を向上させることが期待されている。ちなみに基底症状を予測因子に組み入れることで、10年間で約70%という非常に高い確率で精神病への移行を予測した（Klosterkötter et al., 2001）。

以上のような基準と評価ツールの開発によって国際的にほぼ共通の ARMS が認識され、さらに ARMS から精神病への移行、発症予測因子、発症予防法の研究が進展してきた。なお、ARMS 研究では、苦痛を伴う精神症状・行動異常や社会的機能障害などによって支援を求めてくる（“help-seeking”）群を対象とするため、急性発症や支援を求めない群は含まれずこの群にはかなりの選択バイアスのあること、さらに、

ARMS と定義される群ですら少なくとも半数以上は発症しない（精神病発症の偽陽性）ことを理解しておく必要がある。

当教室では2004年に ARMS と初回エピソード精神病の専門外来を立ち上げ、支援を求めて来談した100名以上の評価を行ってきた（松本ら、2009；松本、2009；Miyakoshi et al., 2009）。その中で ARMS と診断されたものは約60%であった。ARMS への介入指針としては、十分な時間をかけながら治療関係の成立と維持を目標に問題指向的アプローチで、問題に応じた種々の心理社会療法を中心とした治療法の選択肢を整備し、薬物療法は最小限となるように治療を行ってきた。支援を求めて訪れるものうち精神病への移行率は12カ月転帰で10%程度であり、ARMS の大半は精神病の偽陽性例であるため、精神病への発展を前提とするのではなく回復に焦点を当てた治療を心がけている（松本ら、2009）。

早期介入の今後の課題としては、第一にいかにか高い精度で精神病移行群を診断し適切な治療を行うかということである。発症を予測する臨床的指標として影響力の強いもの順に、①社会機能障害、②最近の機能レベルの悪化、③疑惑／パラノイア、④物質乱用の既往、⑤普通でない思考内容が挙げられており、これらの因子が複数あると68～80%の確率で発症が予測できるという（Cannon et al., 2008）。最近では、脳

画像などの生物学的指標を用いた発症予測研究も展開している (Wood et al., 2011)。第二の課題として、社会機能に問題はあがるが精神病に発展しない疑陽性例 (元々発症しない群) と疑陽性例 (発症を阻止した群) に対する支援方法の開発も重要になっている。ちなみに、当教室の専門外来におけるインテーク時の全体的評定尺度 (GAF) 得点は、初回エピソード精神病群で平均約38点であったが、ARMS群でも平均約46点、初回エピソード精神病患者を除く非ARMS群でも平均約51点とかなり低い (松本, 2009)。

以上のように、ARMSへの早期介入の意義は、精神症状自体と精神病移行を標的とした症状転帰の改善に加えて、支援を求めて来談してきた若者における社会機能障害を標的とした機能転帰の改善の2面性が強調される必要がある。

2. アットリスク精神状態以前への早期介入

図1の②での介入研究はまだ少なくその評価方法も十分に確立されていないが、基底症状や陰性症状を標的とした研究がすすんでいる。米国で行われている早期介入のRAP (Recognition and Prevention) プログラムでは、陰性症状を中心としたこの段階を臨床的ハイリスク・マイナスCHR- (陽性症状が出現する後続の段階は臨床的ハイリスク・プラスCHR+) と呼んで、認知障害、感情障害、社会的孤立、学校機能を治療標的としており (Cornblatt et al., 2005)、機能転帰に重点を置いた介入である。このプログラムでは“four-box model”と呼ばれる対象設定のモデルが示されており、臨床病期モデルを取り入れた段階特異的な介入の必要性が指摘されている (松岡ら, 2010)。また、ドイツの多施設共同研究である European Prediction of Psychosis Study (EPOS) では、認知障害の主観的症状である基底症状の出現するこの時期を早期初回前駆状態 early initial prodromal state (EIPS) と呼んで介入研究を行っている (Ruhrmann et al., 2010)。

精神症状の出現する以前での陰性症状や認

知障害は機能的転帰とより密接な関連が指摘されており (松岡, 2005, 2009, 2011a; 松岡ら, 2010)、精神病症候群の中でも重症の経過を辿るような群への早期介入の重要な標的となる可能性がある。この段階では、ARMS以上に適切な倫理的配慮の下で過不足のない柔軟で安全な介入方法が求められる。そのためにも、ARMSも含めて精神病の発展過程における臨床的段階を詳細に規定し、それぞれの段階に応じた包括的治療のガイドラインが必要で、身体医学でしばしば用いられる臨床病期モデルの確立が望まれる (松本, 2009; 松岡, 2012; McGorry et al., 2006; Wood et al., 2011)。

3. 最早期段階への予防的介入の可能性

出生コホートでの前方視的研究で、小児期の低いIQと精神病に関連があること (Koenen et al., 2009)、さらに精神病症候群になった患者の多くが、児童思春期に既に不安障害、うつ病、注意障害、行為障害などの精神・行動の問題を高率に示していたことが明らかにされ (Kim-Cohen et al., 2003)、疾患発症の軌跡が明らかになりつつある。さらに、陽性症状 (van Os et al., 2009a) や陰性症状 (Dominguez et al., 2010) は、健常集団からの疑似連続体モデルとして考えられるようになりつつある (ここでいう疑似連続体とは、例えば遺伝的負荷をもった限定された健常集団との連続体という意味である)。以上のことから、図1の①のように軽微な症状や認知障害がありながら主観的苦痛や心理社会的機能障害が見られない段階の存在が推定され、一次予防介入の重要な段階と思われる。

III. 発症軌跡における発達障害の意義 (松岡ら, 2009; 松岡, 2011b)

早期介入研究の知見から見えてきた発症軌跡について、発達の視点で述べる。一般若年集団を対象とした前方視的な約10年間の追跡研究 (Dominguez et al., 2010) によって、診断閾値下の陰性/解体症状が閾値下陽性症状の出現す

る数年前から先行していることが示され（図2上段の認知経路 cognitive pathway）、図1のような比較的多くの統合失調症にみられる発症の軌跡が支持された。この認知経路で発症する統合失調症は、基盤に早期の神経発達障害の遺伝的リスクがあり、さまざまなレベルでの遺伝子・環境相互作用を通して（van Os et al., 2010）、認知障害さらに軽微な陰性／解体症状が出現し、最終的に精神病症候群が惹起されると推定される。この経路で発症する群は男性に多く、神経発達障害、重度の認知障害、陰性症状で特徴づけられるような慢性持続性の経過を辿る一群と考えられる（van Os et al., 2009b）。

一方で、認知経路とは異なる発症様式と臨床経過を示すような感情経路 affective pathway（図2の下段）を介する一群も想定されている（Myin-Germeys et al., 2007）。この経路は女性に多く、日常生活上のストレスに対する情動反応性の過剰な亢進が、精神病症候群を惹起するというもので、発症後は挿間性の転帰良好な経過を辿る。おそらく情動反応性の亢進は、発症前に発生したストレスとなるライフイベント、

虐待などの小児期の心的外傷などによって引き起こされた永続的な脳機能変化（ストレス過感受性）を通して形成されることが考えられる。

近年の臨床遺伝学などの知見からさまざまな精神疾患の境界には重複が存在し、現在の二律背反的なカテゴリー分類を偏重した診断学の問題が指摘されており、遺伝子・環境相互作用で形成される神経生物学的システムや神経モジュールの変異を重視する考えが提案されている（Craddock et al., 2010；Hyman 2010；van Os et al., 2010）。そこでは、例えば精神病症状のような症状次元は各疾患にかなり重複してくる非特異的な表現型であり、本質は認知経路や感情経路を構成する病態にあるとみなされる（Hyman, 2010）。図2に示したように統合失調症を中心とした疾患スペクトラムでは、それらの精神病理は一方では神経発達病理（認知経路）と他方では感情調整病理（感情経路）のさまざまな程度での複合体として表れると考えられる（Craddock et al., 2010）。実際、診断閾値下の精神病症状を呈している ARMS 群では、不安障害、気分障害、適応障害、解離性障害、

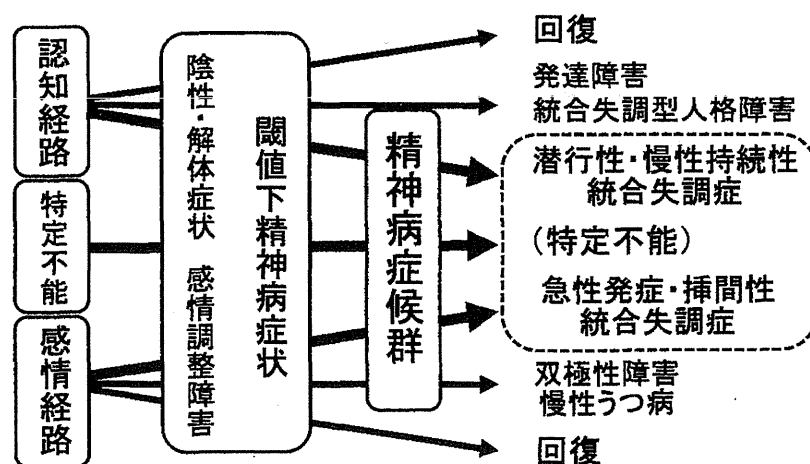


図2 精神病症候群に至る認知経路と感情経路

上段の認知経路では遺伝子・環境相互作用の影響をさまざまなレベルで受けながら、神経発達障害に基づく認知障害を基盤にして、微弱な陰性／解体症状、閾値下の精神病症状を経て、慢性持続性の経過を辿る精神病症候群を示す。精神病症候群に至らずに、統合失調型障害、発達障害に留まるか、あるいは回復する場合もある。下段の感情経路も遺伝子・環境相互作用の影響を受け（特に小児期の心的外傷など）、ストレス感受性が亢進し、それを基盤にして感情調整障害を経て、挿間性の転帰良好な経過を辿る精神病症候群を示す。統合失調症に至らずに、双極性障害、慢性うつ病になる場合や、あるいは回復する場合もある。他に両経路単独では説明できない特定不能の経路もあるだろう。

身体表現性障害, 広汎性発達障害, 摂食障害などと多様な診断が該当し(松本, 2009), また精神病症候群に発展するのは ARMS 群の10~40%程度であることから, 発症前の段階は多能性を有する可塑的な状態と考えられる(松岡, 2011b, 2012; McGorry et al., 2010)。このような病態モデルから臨床実践に有益な診断分類体系が今後確立されることが期待される。

以上のように, 統合失調症顕在発症前のハイリスク研究からさまざまな事実が明らかにされつつあり, 児童, 青年から成人への移行期を標的とした精神医学, 精神医療・保健福祉全般の見直しが求められており, この領域の発展には児童青年精神医学と成人の精神医学の融合が重要な課題になるとと思われる。

文 献

- Cannon, T.D., Cadenhead, K., Cornblatt, B. et al. (2008): Prediction of psychosis in youth at high clinical risk: A multisite longitudinal study in North America. *Archives of General Psychiatry*, **65**, 28-37.
- Cornblatt, B.A. & Auther, A.M. (2005): Treating early psychosis: Who, what, when? *Dialogues in Clinical Neuroscience*, **7**, 39-49.
- Correll, C.U., Hauser, M., Auther, A.M. et al. (2010): Research in people with psychosis risk syndrome: A review of the current evidence and future directions. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, **51**, 390-431.
- Craddock, N. & Owen, M.J. (2010): The Kraepelinian dichotomy - going, going ... but still not gone. *British Journal of Psychiatry*, **196**, 92-95.
- Dominguez, M.D.G., Saka, M.C., Lieb, R. et al. (2010): Early expression of negative/disorganized symptoms predicting psychotic experiences and subsequent clinical psychosis: A 10-year study. *American Journal of Psychiatry*, **167**, 1075-1082.
- Häfner, H., Nowotny, B., Löffler, W. et al. (1995): When and how does schizophrenia produce social deficits? *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, **246**, 17-28.
- Hyman, S.E. (2010): The diagnosis of mental disorders: *The problem of reification*. *Annual Review of Clinical Psychology*, **6**, 155-179.
- International Early Psychosis Association Writing Group (2005): International clinical practice guidelines for early psychosis. *British Journal of Psychiatry*, **187** (suppl. 48), S120-S124.
- Kim-Cohen, J., Caspi, A., Moffitt, T.E. et al. (2003): Prior juvenile diagnoses in adults with mental disorder: Developmental follow-back of a prospective-longitudinal cohort. *Archives of General Psychiatry*, **60**, 709-717.
- Klosterkötter, J., Hellmich, M., Steinmeyer, E.M. et al. (2001): Diagnosing schizophrenia in the initial prodromal phase. *Archives of General Psychiatry*, **58**, 158-164.
- Koenen, K.C., Moffitt, T.E., Roberts, A.L. et al. (2009): Childhood IQ and adult mental disorders: A test of the cognitive reserve hypothesis. *American Journal of Psychiatry*, **166**, 50-57.
- 松本和紀 (2007): 早期精神病の早期介入に向けた新たなアプローチ; アットリスク精神状態/前駆期を中心に. *精神医学*, **49**, 342-353.
- 松本和紀, 宮腰哲生, 伊藤文晃他 (2009): 統合失調症早期介入の意義と実際: SAFE こころのリスク外来の試み. *精神神経学雑誌*, **111**, 298-303.
- 松本和紀 (2009): 早期精神病性障害の診断と治療に関する臨床的研究. 主任研究者 松岡洋夫: 厚生労働省精神・神経疾患研究委託費「早期精神病の予防, 早期治療および病態解明に関する臨床的研究」(pp.75-187). 総括報告書.
- 松岡洋夫, 中村真樹, 藤山航他 (2003): 統合失調症の異種性: オーダーメイド医療を目指して. *脳と精神の医学*, **14**, 285-291.
- 松岡洋夫 (2005): 統合失調症における治療標的としての認知障害. *精神神経学雑誌*, **107**, 89-93.
- 松岡洋夫 (2009): 統合失調症の認知障害: 最近の話題. *精神神経学雑誌*, **111**, 1148-1152.
- 松岡洋夫, 松本和紀 (2009): 精神疾患の認知障害. 山内俊雄編: 精神疾患における認知機能 (pp.173-179). 東京, 新興医学出版社.
- 松岡洋夫, 松本和紀 (2010): 統合失調症の早期介入と予防: 認知障害の視点. *臨床精神薬理*, **13**, 3-11.
- 松岡洋夫 (2011a): 統合失調症における機能障害の病態と治療. *精神医学*, **53**, 111-117.

- 松岡洋夫 (2011b) : 統合失調症の発症過程と認知機能. 精神疾患と認知機能研究会 (編) : 山内俊雄 (総括編集) : 精神疾患と認知機能 最近の進歩 (pp.3-10). 東京, 新興医学出版社.
- 松岡洋夫 (2012) : 若者のメンタルヘルスケアに向けて ; 精神病の早期介入研究から見てきたこと. 精神神経学雑誌, 114, 303-309.
- McGorry, P.D., Hickie, I.B., Yung, A.R. et al. (2006) : Clinical staging of psychiatric disorders: A heuristic framework for choosing earlier, safer and more effective interventions. *Australia and New Zealand Journal of Psychiatry*, 40, 616-622.
- McGorry, P.D., Nelson, B., Goldstone, S. et al. (2010) : Clinical staging: A heuristic and practical strategy for new research and better health and social outcomes for psychotic and related mood disorders. *Canadian Journal of Psychiatry*, 55, 486-497.
- Miller, T.J., McGlashan, T.H., Woods, S.W. et al. (1999) : Symptom assessment in schizophrenic prodromal states. *Psychiatric Quarterly*, 70, 273-287.
- Miyakoshi, T., Matsumoto, K., Ito, F. et al. (2009) : Application of the Comprehensive Assessment of At-Risk Mental States (CAARMS) to the Japanese population: Reliability and validity of the Japanese version of the CAARMS. *Early Intervention in Psychiatry*, 3, 123-130.
- Myin-Germeys, I. & van Os, J. (2007) : Stress-reactivity in psychosis: Evidence for an affective pathway to psychosis. *Clinical Psychology Review*, 27, 409-424.
- Ruhrmann, S., Schultze-Lutter, F., Salokangas, R. K.R. et al. (2010) : Prediction of psychosis in adolescents and young adults at high risk: Results from the Prospective European Prediction of Psychosis Study. *Archives of General Psychiatry*, 67, 241-251.
- Schultze-Lutter, F., Klosterkötter, J., Picker, H. et al. (2007) : Predicting first-episode psychosis by basic symptom criteria. *Clinical Psychiatry*, 4, 11-22.
- van Os, J., Linscott, R.J., Myin-Germeys, I. et al. (2009a) : A systematic review and meta-analysis of the psychosis continuum: Evidence for a psychosis proneness-persistence-impairment model of psychotic disorder. *Psychological Medicine*, 39, 179-195.
- van Os, J. & Kapur, S. (2009b) : Schizophrenia. *Lancet*, 374, 635-645.
- van Os, J., Kenis, G. & Rutten, B.P.F. (2010) : The Environment and schizophrenia. *Nature*, 468 (7321), 203-212.
- Wood, S.J., Yung, A.R., McGorry, P.D. et al. (2011) : Neuroimaging and treatment evidence for clinical staging in psychotic disorders: From the at-risk mental state to chronic schizophrenia. *Biological Psychiatry*, 70, 619-625.
- Yung, A.R. & McGorry, P.D. (1996) : The initial prodrome in psychosis: Descriptive and qualitative aspects. *Australia and New Zealand Journal of Psychiatry*, 30, 587-599.
- Yung, A.R., Yuen, H.P., McGorry, P.D. et al. (2005) : Mapping the onset of psychosis: The Comprehensive Assessment of At-Risk Mental States. *Australia and New Zealand Journal of Psychiatry*, 38, 964-971.

日本版 Brief Core Schema Scale を用いた自己、 他者スキーマの検討¹⁾

——クラスターパターンの類型化および抑うつとの関連

内 田 知 宏²⁾ 川 村 知 慧 子 三 船 奈 緒 子 濱 家 由 美 子
東北大学大学院教育学研究科 仙台市子供相談支援 東北大学大学院教育学研究科 東北大学病院精神科
日本学術振興会特別研究員 相談センター

松 本 和 紀²⁾ 安 保 英 勇 上 埜 高 志
東北大学病院精神科 東北大学大学院教育学研究科 東北大学大学院教育学研究科

本研究は、自己と他者に対するスキーマを測定するために作成された日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS) の信頼性、妥当性について検討をした。あわせて本研究では、自覚的な抑うつとスキーマとの関連について検討した。JBCSS の因子構造を確認するための確証的因子分析からは、「自己ポジティブ (PS)」、
「自己ネガティブ (NS)」、
「他者ポジティブ (PO)」、
「他者ネガティブ (NO)」の 4 因子構造が確認された。さらに、クラスター分析によってこれら 4 因子を組み合わせたスキーマパターンの類型化を試みたところ、4 つのクラスターが抽出された。分散分析の結果、自己および他者の両方に対してネガティブなスキーマをもつ群は、他の群と比べてもっとも抑うつ得点が高かった。こうした結果から、JBCSS で測定される自己と他者に対するスキーマを組み合わせることで、症状に関するより詳細な情報が得られることが示唆された。

キーワード：日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS), スキーマ, クラスター分析, 抑うつ

問題と目的

近年、抑うつ、不安、被害的観念などの精神症状を、Beck (1976) の認知理論を援用して把握する試みが注目されている。この Beck の認知理論

の中心概念のひとつに「スキーマ (schema)」がある。スキーマは幼少期の体験などによって形成される、個人の中で安定している信念や態度のことである。そして、このようなスキーマがネガティブで適応的でない場合、現実を否定的に歪めて解釈させ、結果として抑うつなどの精神症状を生じさせると仮定されている。とくに、「私はダメな人間である」といった自己に対するスキーマ (自己スキーマ) や「他者は信用できない」といった他者に対するスキーマ (他者スキーマ) は、抑うつと密接に関連していると考えられている (Beck, 1976; Teasdale & Barnard, 1993; Clark, Beck, & Alford, 1999)。

この自己と他者に対するスキーマを測定するた

1) JBCSS については、山内他 (2009) が先に原著者から許可を得た上で日本版に翻訳し信頼性と妥当性について確認しその旨報告している。本研究開始時には、この日本版がまだ発表されていないため、著者らは山内他 (2009) とは別に日本版を作成しこれを本研究において使用した。

2) 現所属：東北大学大学院医学系研究科予防精神医学寄附講座

めに Fowler, Freeman, Smith, Kuipers, Bebbington, Bashforth, Coker, Hodgekings, Gracie, Dunn, & Garety (2006) は, Brief Core Schema Scale (BCSS) を開発した。BCSS は, 「私は良い人だ」, 「私には価値がない」といった自己に対するポジティブ, ネガティブなスキーマと, 「他の人々は信用できる」, 「他の人々は厳しい」といった他者に対するポジティブ, ネガティブなスキーマを測定する。そして, Fowler et al. (2006) は, BCSS が自己に対するポジティブなスキーマ「Positive-Self (PS)」, 自己に対するネガティブなスキーマ「Negative-Self (NS)」, 他者に対するポジティブなスキーマ「Positive-Other (PO)」, 他者に対するネガティブなスキーマ「Negative-Other (NO)」の4因子から構成されることを明らかにした。なお, これらの4因子における Cronbach の α 係数, および再テスト法による信頼性係数は十分な値であり, 尺度の信頼性について確認されている。さらに, BCSS は, スキーマを測定するヤングスキーマ尺度 (Young's Schema Questionnaire: YSQ; Young, 1998), 自尊感情を測定するローゼンバーグ自尊感情尺度 (Rosenberg Self Esteem Scale: RSES; Rosenberg, 1965) と相関することが示されており, 収束的妥当性を有していることも示されている。日本においても, 山内・須藤・丹野 (2009) が日本版 BCSS (JBCSS) を作成し, 健常大学生を対象に実施し, 尺度の信頼性・妥当性について検討している。

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, 自己と他者の両側面に対するスキーマを測定できる優れた尺度である (山内他, 2009)。この尺度については, これまでの研究において探索的な因子分析は行われているが, 本研究では, BCSS を翻訳し, 確証的因子分析を行うことで尺度の因子的妥当性を明らかにする。確証的因子分析の特徴は理論的に立てられたモデルを実際のデータにあてはめ, モデルの適合度を検討できるところにある (古谷

野・柴田・芳賀・須山, 1989)。そして, 理論的, あるいは経験的に因子構造が仮定されている場合, この確証的因子分析を用いて尺度の因子的妥当性を検証することができる。このため本研究では, JBCSS の因子的妥当性を確認するために, すでに先行研究の探索的因子分析で得られた PS, NS, PO, NO の4因子構造を確証的因子分析によって検証する。

また, 同尺度の妥当性については, 先述のように, YSQ や RSES といった尺度との相関がこれまでに調べられてきたが, 本研究では, JBCSS と RSES との関連について追試するとともに, 改訂版自動思考質問票 (Automatic Thoughts Questionnaire-Revised: ATQ-R) で測定される自動思考との関連についての検討を行う。自動思考 (automatic thought) とは, ある状況で自然に沸き起こってくる思考およびイメージをさし, その時々感情を規定する。一方, スキーマは, その人の基本的な人生観や人間観であり, 自動思考よりも深層に存在している個人的な確信である (大野, 1989)。こうした自動思考やスキーマの関係について, Beck らの認知理論では以下のようにまとめられている。つまり, ストレスを感じるような出来事が起こると, ネガティブなスキーマが活性化され, それによってネガティブな自動思考が強まり, その結果, 感情や身体領域に問題が生じてくるという。この Beck らの認知理論における, 自動思考とスキーマとの関連について, これまでの研究から, おもに, 非機能的態度尺度 (Dysfunctional Attitude Scale: DAS; Weissman, 1979) で測定される抑うつスキーマ (depressogenic schema) と ATQ-R で測定される自動思考とが相関することが明らかにされている (坂本・田中・丹野・大野, 2004; Tanaka, Uji, Hiramura, Chen, Shikai, & Kitamura, 2006)。一方, BCSS で測定されるような自己, 他者についてのスキーマと自動思考との関連については, 理論モデルが認知行動療法に関する諸所の文献で散見されるものの, 実証的研究は十分になされてい

ない。自動思考を測定する代表的な尺度である ATQ-R は、自己、他者、未来の領域を含む自動思考について、ポジティブ、ネガティブな側面から測定している (Kendall, Howard, & Hays, 1989)。したがって、JBCSS で評価される自己、他者についてのポジティブ、ネガティブなスキーマが、ATQ-R におけるポジティブ、ネガティブな自動思考と関連することを明らかにすることで、スキーマと自動思考との関係を実証的に示すことができると考えられる。

さらに、本研究では自己と他者に対するスキーマと抑うつ、不安との関連を明らかにすることを目的とする。スキーマと抑うつとの関連については、DAS における抑うつスキーマと抑うつとの関係がこれまで研究されてきた (Kwon & Oei, 1992; 坂本他, 2004)。しかし、自己と他者に対するスキーマに焦点を当て、抑うつ、不安との関連について検討した実証的な研究は十分にはなされておらず、とくに、抑うつや不安などの症状が、ネガティブなスキーマの強さと関係するのか、ポジティブなスキーマの弱さと関係するのか、あるいは両者と関係するのか明らかにされていない。先述の Beck (1976) の認知理論によれば、うつや不安などの症状の背景には、自己、他者 (世界)、未来についてネガティブな認知がみられることが仮定されている。したがって、健常者において認められる自覚的な抑うつ、不安は、JBCSS で評価されるネガティブな自己および他者スキーマの強さと正に相関すると考えられる。一方、近年は、こうしたネガティブな認知だけでなく、ポジティブな認知が抑うつ、不安を低減させることも提案されている (島井, 2006) ことから、本研究では、ポジティブな自己および他者スキーマの強さは、抑うつ、不安といった症状と負に相関すると仮定した。

また、一般の人々の認知スキーマは、自己と他者に対して、ポジティブかネガティブかという一方向性のパターンだけではなく、自己と他者に対

する認知スキーマが乖離する場合や、大きく偏りのない認知スキーマをもつなどさまざまなパターンをもつ可能性がある。たとえば、唐澤 (2001) は、自己をネガティブに評価する批判的自己バイアスと、他者をポジティブに評価する高揚的他者バイアスが同時に存在する場合を指摘しているように、自己評価と他者評価との組み合わせで認知スキーマの特徴を類型化することができるのではないかと考えた。そこで、本研究では、自己と他者に対するポジティブ、ネガティブなスキーマを同時に評価できるという JBCSS の特徴を利用し、これらのスキーマを組み合わせ、どのように類型化できるのか探索的に解析を試みる。

一方、抑うつと認知スキーマとの関係には、ネガティブな認知が抑うつを促進するプロセスと、ポジティブな認知が抑うつを低減するプロセスが想定されている (Padesky, 1994)。したがって、自己と他者の認知スキーマに基づいて類型化を行った場合には、自他ともにネガティブなスキーマをもつ場合は抑うつが高く、自他ともにポジティブなスキーマをもつ場合には抑うつが低いことが想定される。しかし、自己に対するスキーマと他者に対するスキーマとが乖離する組み合わせでは、抑うつ症状がどのように関係するのかは明らかではない。そこで、自己と他者に対するスキーマが、それぞれ単独の因子としてだけでなく、組み合わせのパターンの違いによって、抑うつ症状の重症度に違いがあるのか否かについても検討を行う。

方 法

調査内容

本研究では、日本版 Brief Core Schema Scale (JBCSS)、改訂版自動思考質問票 (ATQ-R)、ローゼンバーグ自尊感情尺度 (RSES)、ベック抑うつ質問票 (BDI-II)、および状態特性不安尺度 (State and Trait Anxiety Inventory: STAI) を使用した。

BCSS については、原著者 (Fowler, D.) に本研究の趣旨を伝え、翻訳の許可を得た上で、日本版

BCSS (JBCSS) を開発した。翻訳手続きとしては、まず筆者らが原版を翻訳し、それを英文校正業者に逆翻訳 (Back Translation) をしてもらい、その英文が原版の項目と内容的に等価であることを原著者に確認を受けた。BCSS は、自己と他者に対するスキーマを評価するために作成された 24 項目からなる自己記入式尺度である。先行研究 (Fowler et al., 2006) によると、BCSS は自己ポジティブ (PS)、自己ネガティブ (NS)、他者ポジティブ (PO)、他者ネガティブ (NO) の 4 つの因子 (各 6 項目) から成り立っている。回答者はそれぞれの項目に対して「はい」か「いいえ」で回答し、「いいえ」の場合は 0 点とし、「はい」と答えた場合には、その程度を「1. 少しそう思う」「2. まあまあそう思う」「3. とてもそう思う」「4. 完全にそう思う」の 4 段階で評価し、それぞれ 1~4 点に得点化する。

ATQ-R は、自動思考の頻度を測定する尺度である (Kendall et al., 1989)。40 項目からなる自己記入式尺度で、回答者は「1. まったく思い浮かばない」から「5. いつも思い浮かぶ」の 5 段階評価を行う。ATQ-R は、肯定的自動思考 30 項目 (Hollon & Kendall, 1980) による ATQ に否定的自動思考 (10 項目) を付け加えて再構成したもの (Kendall et al., 1989) である。日本語版は、坂本他 (2004) が翻訳し、信頼性・妥当性を確認している。

RSES は自尊感情を測定する、10 項目からなる自己記入式尺度である (Rosenberg, 1965)。回答者は、「1. 強くそう思う」から「4. 強くそう思わない」の 4 段階で評価を行う。得点が高ければ高いほど、自尊心が高いことを示す。本尺度にはいくつかの日本語訳 (山本・松井・山成, 1982 など) があるが、本研究では Mimura & Griffiths (2007) の日本語版 RSES (RSES-J) を使用した。

BDHI は、抑うつ状態の重症度を評価する自己記入式尺度である (Beck, Steer, & Brown, 1996)。全 21 項目であり、回答者はそれぞれの質問に対し 0 から 3 の 4 段階評価を行う。日本語版は、

Kojima, Furukawa, Takahashi, Kawai, Nagaya, & Tokudome (2002) が翻訳した。

STAI は、40 項目からなる自己記入式尺度で、状態不安を測定する State-Form と特性不安を測定する Trait-Form の 2 つの尺度 (各 20 項目) に分けられる (Spielberger, 1983)。回答者は、「1. ほとんどない」から「4. ほとんどいつも」の 4 段階評価を行う。本研究では、肥田野・福原・岩脇・曾我・Spielberger (2000) の日本版 STAI-Y のうち Trait-Form の 20 項目を使用した。

調査対象

本研究では健常大学生を対象に調査を行った。研究の目的と内容等について説明し、同意を得られた者に回答してもらった。本研究では対象を健常者に限定するため、質問紙の一部で精神科の受診歴および脳神経疾患の既往歴を尋ね、いずれかに該当した者は除外した。その結果、266 名 (男性 : 女性 = 117 : 149, 平均年齢 ± 標準偏差 = 20.46 ± 1.96 歳) が分析対象者となった。

手続き

対象者は、JBCSS, ATQ-R, RSES-J が含まれる調査票 (調査票 A)、もしくは JBCSS, BDI-II, STAI が含まれる調査票 (調査票 B) のいずれかに回答した。調査票 A は JBCSS の信頼性、妥当性について検討するために、そして調査票 B は自己、および他者についてのスキーマと精神症状との関連を検討するために作成している。調査票 A については 116 名 (男性 : 女性 = 52 : 64, 平均年齢 ± 標準偏差 = 20.41 ± 1.75 歳) から、調査票 B については 150 名 (男性 : 女性 = 65 : 85, 平均年齢 ± 標準偏差 = 20.50 ± 2.11 歳) から回答が得られた。また、調査票 A を実施した 116 名のうち 49 名 (男性 : 女性 = 23 : 26, 平均年齢 ± 標準偏差 = 21.08 ± 2.21 歳) には、2 週間の間隔をあげ、JBCSS について再テストを実施した。データの照合には、学籍番号を使用した。

結 果

JBCSS の因子構造および尺度得点

健常大学生 266 名を対象に、JBCSS の 24 項目について、確証的因子分析を実施した。モデルのデータの適合度は、適合度指標 (Goodness of Fit Index: GFI), 自由度修正済み適合度指標 (Adjusted Goodness of Fit Index: AGFI), 比較適合度指標 (Comparative Fit Index: CFI), および残差平方平均平方根 (Root Mean Squares Error of Approximation: RMSEA) によって検討した。良好な適合度の判断基準は、GFI, AGFI, CFI > .90, および

RMSEA < .60 とされている (Hu & Bentler, 1999)。因子構造は先行研究 (Fowler et al., 2006; 山内他, 2009) に倣い、自己に対するポジティブなスキーマ (PS), 自己に対するネガティブなスキーマ (NS), 他者に対するポジティブなスキーマ (PO), 他者に対するネガティブなスキーマ (NO) の 4 因子を設定した。各項目における推定された因子負荷量, および因子間相関を Table 1 に示す。いずれの因子負荷量も十分であると考えられた (最低の値 = .50)。また, 適合度については, χ^2 値 = 468.7, 自由度 = 246, GFI = .87, AGFI = .85, CFI = .91, RMSEA = .06 であった。GFI と AGFI については推奨値に

Table 1 JBCSS の確証的因子分析の結果 (N=266)

番号	項目内容	F1 自己ネガティブ	F2 自己ポジティブ	F3 他者ネガティブ	F4 他者ポジティブ
1	私は愛されていない	.67			
2	私は価値がない	.76			
3	私は弱い	.67			
4	私は傷つきやすい	.50			
5	私は悪い	.59			
6	私は失敗した人だ	.64			
7	私は尊敬されている		.75		
8	私には価値がある		.75		
9	私には才能がある		.73		
10	私は成功している		.67		
11	私は良い人だ		.63		
12	私は興味深い		.61		
13	他の人々は敵意をもっている			.66	
14	他の人々は厳しい			.80	
15	他の人々は容赦がない			.78	
16	他の人々は悪い			.74	
17	他の人々は率直でない			.52	
18	他の人々は意地悪だ			.76	
19	他の人々は公平である				.55
20	他の人々は良い				.71
21	他の人々は信用できる				.78
22	他の人々は心を開いている				.65
23	他の人々は支持的である				.67
24	他の人々は誠実である				.74
因子間相関			F2	F3	F4
		F1	-.31	.42	-.28
		F2		.09	.38
		F3			.28

注. JBCSS = 日本版 Brief Core Schema Scale; F = Factor.

Table 2 JBCSS の確証的因子分析の適合度 ($N=266$)

	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC
1 因子	.50	.41	.37	.15	1902.19
2 因子					
自己スキーマ					
+ 他者スキーマ	.57	.48	.52	.13	1521.51
ポジティブスキーマ					
+ ネガティブスキーマ	.63	.56	.61	.12	1297.97
4 因子	.87	.85	.91	.06	543.47

注. JBCSS= 日本版 Brief Core Schema Scale; GFI=Goodness of Fit Index; AGFI=Adjusted Goodness of Fit Index; CFI=Comparative Fit Index; RMSEA=Root Mean Squares Error of Approximation; AIC=Akaike's Information Criterion.

達しなかったものの、CFI, RMSEA においては十分な適合度を示しており、全体的にモデルは適していると考えられた。なお、因子間の相関関係からは、BCSS においては、全体が 1 因子となるモデル、自己スキーマと他者スキーマという 2 因子のモデル、ポジティブなスキーマとネガティブなスキーマという 2 因子のモデルも想定されたため、これらのモデルを設定した確証的因子分析についても合わせて実施した (Table 2)。その結果、4 因子構造がもっとも適合度が高く、妥当であることが示された。

JBCSS の各因子の得点結果については、PS が 5.56 ± 4.98 , NS が 5.52 ± 4.88 , PO が 7.32 ± 5.04 , NO が 3.10 ± 4.38 であった。NO についてフロア効果がみられた。なお、JBCSS の各因子と年齢との間には有意な相関はみられなかった。また、Mann-Whitney の U 検定を実施した結果、どの因子についても性別による有意な偏りはみられなかった。

JBCSS の信頼性

因子分析で得られた 4 因子について、内的整合性の信頼性係数である、Cronbach の α 係数を算出したところ、PS が .84, NS が .79, PO が .84, NO が .85 という結果が得られた。

また、49 名の健常大学生を対象として、再テスト法を実施した結果、1 回目と 2 回目のテストの

Table 3 JBCSS の再テスト法における結果 ($n=49$)

	平均 (\pm 標準偏差)		信頼性係数
	1 回目	2 回目	ICC
自己ネガティブ	5.20 (± 4.22)	4.43 (± 3.72)	.84**
自己ポジティブ	5.51 (± 4.48)	5.37 (± 4.44)	.86**
他者ネガティブ	2.33 (± 3.91)	2.35 (± 3.91)	.90**
他者ポジティブ	6.63 (± 4.34)	7.53 (± 4.45)	.71**

注. JBCSS= 日本版 Brief Core Schema Scale; ICC=Intra-class Correlation Coefficient.

** $p < .01$

級内相関係数 (intraclass correlation coefficient: ICC) は、Table 3 に示された通り、すべての因子において .70 以上の値が得られた。

JBCSS と他の尺度との相関

JBCSS と他の尺度との関連を明らかにするため、ATQ-R, RSES-J, BDI-II, そして STAI との相関係数 (spearman) を算出した (Table 4)。

その結果、JBCSS と ATQ-R については、自己と他者に対するネガティブなスキーマの得点が高いほどネガティブな自動思考の得点が高いことが示された。くわえて、自己と他者に対するポジティブなスキーマの得点が高い者は、ポジティブな自動思考の得点が高いことが明らかになった。RSES-J との相関分析の結果からは、自己に対するポジティブ、ネガティブなスキーマの得点が自尊感情の得点と相関することが示された。BDI-II との関連については、自己と他者に対するネガティブなスキーマが強いほど、抑うつが高く、自己と他者に対するポジティブなスキーマが強いほど、抑うつが低かった。また、STAI との関連についても BDI-II と同様に、自己と他者に対するネガティブなスキーマが強いほど特性不安が高く、自己と他者に対するポジティブなスキーマが強いほど特性不安が低かった。

クラスター分析によるスキーマパターンの特定および抑うつとの関連

JBCSS の各因子の得点をもとに、Ward 法によるクラスター分析を行い、スキーマのパターンによ

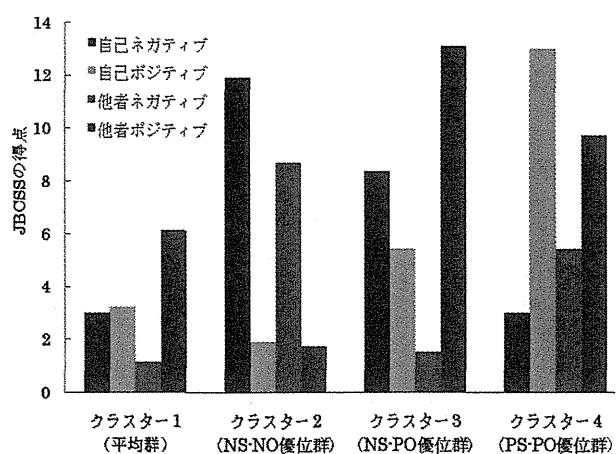
Table 4 JBCSS と, ATQ-R, RSES-J, BDI-II, STAI との相関 (N=266)

	JBCSS					
			自己ネガティブ	自己ポジティブ	他者ネガティブ	他者ポジティブ
	平均	標準偏差	相関係数			
ATQ-R-N ^{a)}	65.45	23.53	.48**	-.23*	.33**	-.24*
ATQ-R-P ^{a)}	23.86	8.21	-.24*	.40**	.05	.21*
RSES-J ^{a)}	25.40	4.88	-.46**	.55**	-.16	.20*
BDI-II ^{b)}	13.81	8.54	.65**	-.41**	.32**	-.18*
STAI-T ^{b)}	49.21	10.19	.61**	-.45**	.24**	-.25**

注. JBCSS=日本版 Brief Core Schema Scale; ATQ-R-N=Automatic Thoughts Questionnaire-Revised Negative; ATQ-R-P=Automatic Thoughts Questionnaire-Revised Positive; RSES-J=日本版 Rosenberg Self-Esteem Scale; BDI-II=Beck Depression Inventory-II; STAI-T=State and Trait Anxiety Inventory-Trait form.

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

a) $n=116$, b) $n=150$



注. JBCSS=日本版 Brief Core Schema Scale; NS=Negative-Self; NO=Negative-Other; PO=Positive-Other; PS=Positive-Self.

Figure 1 JBCSS による対象者のクラスターパターン ($n=150$)

り対象者を分類した。分析対象者は調査票 B に回答した 150 名である。その結果, 4つの解釈可能なクラスターが抽出された (Figure 1)。クラスター 1 ($n=66$; 44.0%) は, 各スキーマの得点が回答者全体の平均値に近いことから, 平均的なスキーマをもつ群 (平均群) と考えられた。また, その他のクラスターにおいても, 各スキーマの得点の特徴から, クラスター 2 ($n=24$; 16.0%) は, 自己および他者の両方に対してネガティブなスキーマをもつ群 (NS-NO 優位群), クラスター 3

Table 5 スキーマパターンのクラスターを要因とした分散分析結果

	n	BDI-II	
		平均	標準偏差
クラスター 1 (平均群)	66	11.76	6.66
クラスター 2 (NS-NO 優位群)	24	23.42	8.95
クラスター 3 (NS-PO 優位群)	29	15.93	7.59
クラスター 4 (PS-PO 優位群)	31	8.74	6.10
群間差		2>1, 3, 4** 3>1, 4**	

注. BDI-II=Beck Depression Inventory-II; NS=Negative-Self; NO=Negative-Other; PS=Positive-Self; PO=Positive-Other.

** $p < .01$

($n=29$; 19.3%) は自己に対してネガティブなスキーマをもち, 他者に対してポジティブなスキーマをもつ群 (NS-PO 優位群) と解釈した。そして, クラスター 4 ($n=31$; 20.7%) は, 自己および他者の両方に対してポジティブなスキーマをもつ群 (PS-PO 優位群) とした。そして, 自己と他者に対するポジティブおよびネガティブなスキーマの組み合わせによって, 抑うつ重症度に違いがあるのか否かについても検討するため, 抑うつの得点を従属変数として, クラスターを独立変数とする一元配置の分散分析を行った (Table 5)。その結果, 抑うつに対してクラスターの主効果がみられた

($F(3,149)=22.32, p<.01$)。Tukey 法による多重比較の結果、クラスター 2 (NS-NO 優位群) は他のすべてのクラスターと比較して抑うつ得点が高かった (すべて $p<.01$)。クラスター 3 (NS-PO 優位群) の得点は、クラスター 1 (平均群)、クラスター 4 (PS-PO 優位群) と比較した場合、有意に抑うつ得点が高かった (いずれも $p<.01$)。クラスター 1 (平均群) とクラスター 4 (PS-PO 優位群) の抑うつ得点には有意な差はみられなかった。

考 察

本研究は、自己と他者に対するスキーマを測定するために作成された BCSS を翻訳し、尺度の信頼性、妥当性について検討をした。JBCSS の因子構造を確認するための確証的因子分析、および信頼性の検証のための α 係数の算出、再テスト法を施行した。また、JBCSS と ATQ-R との相関から尺度の構成概念妥当性について、JBCSS と RSES-J との相関から尺度の収束的妥当性についての検討も行った。あわせて本研究では、BDI-II で測定される自覚的な抑うつとスキーマとの関連について検討した。さらに、JBCSS の各因子の得点をもとにクラスター分析を行い、スキーマのパターンを類型化し、クラスターごとの抑うつ得点を比較した。

確証的因子分析の結果からは、先行研究 (Fowler et al., 2006; 山内他, 2009) で示された 4 因子が追認され、JBCSS における「自己ポジティブ (PS)」、「自己ネガティブ (NS)」、「他者ポジティブ (PO)」、「他者ネガティブ (NO)」の 4 因子構造が確認された。これらの因子は、ポジティブ対ネガティブという側面についての評価だけでなく、自己対他者という側面についての評価においても区別され、それぞれが独立した構成要素であるとする Fowler et al. (2006) の主張に合致する。あわせて、本結果は JBCSS における因子的妥当性を支持するものとなった。

JBCSS の因子ごとの得点結果では、NO におい

てフロア効果が認められた。また、その他の因子も全体的に取りうる値 (0-24) のなかでは低めの得点に偏る傾向がみられた。なお、山内他 (2009) の先行研究においても、NO においてフロア効果が認められており、また、その他の因子の得点についても本研究の結果と類似した数値となっている。海外における先行研究と比較してみると、ポジティブなスキーマ (PS, PO) の得点は 10 点前後を推移しており、日本における得点結果よりも高いことがうかがわれる (Fowler et al., 2006; Ellett, Freeman, & Garety, 2008; Gracie, Freeman, Green, Garety, Kuipers, Hardy, Ray, Dunn, Bebbington, & Fowler, 2007)。母集団の特性の違い、文化差、質問項目の表現の違いなどが関与しているのかもしれない。一方、ネガティブなスキーマ (NS, NO) については本研究の結果と同様に、低得点に偏っており、フロア効果も認められている (Ellett et al., 2008; Gracie et al., 2007)。

JBCSS と ATQ-R の相関分析の結果から、自己と他者に対するネガティブなスキーマとネガティブな自動思考、そして、自己と他者に対するポジティブなスキーマとポジティブな自動思考が相関することが明らかになった。これらの結果は、Beck (1976) の認知理論における自動思考とスキーマとの関係を支持するものであり、尺度の構成概念妥当性を示すものであると考えられる。また、JBCSS と RSES-J の相関からは、自己に対するポジティブ、ネガティブなスキーマは自尊感情と相関することが示され、先行研究 (Fowler et al., 2006; 山内他, 2009) の結果が追認された。この結果から、JBCSS の収束的妥当性が確認された。

JBCSS と抑うつ、不安との相関については、自己と他者に対するネガティブなスキーマが強い者は抑うつ、不安も高いという関連がみられた。これらの関連は、Fowler et al. (2006) の研究でも報告されている。Beck (1976) は、自己や他者に対する考え方、とらえ方がネガティブであることが抑うつや不安などの症状を引き起こすと想定して

いたが、本研究の結果はこれを支持していた。また、自己と他者に対するポジティブなスキーマが強い者は、抑うつ、不安も低かったことから、ポジティブな認知が抑うつ、不安の低さと関係することも本結果によって示唆された。

さらに、本研究では、自己と他者に対するポジティブ、ネガティブなスキーマを同時に評価できるという JBCSS の特徴をいかし、クラスター分析によって、自己対他者、ポジティブ対ネガティブの2因子を組み合わせた詳細なスキーマの描写を試みた。その結果、自己および他者の両方に対してネガティブなスキーマをもつ群 (NS-NO 優位群)、および自己および他者両方に対するポジティブなスキーマをもつ群 (PS-PO 優位群) が抽出された。また、自己に対してポジティブなスキーマをもち他者に対してネガティブなスキーマをもつ群が認められなかった一方で、自己に対してネガティブなスキーマをもち、他者に対してポジティブなスキーマをもつ群 (NS-PO 群) が認められた点は興味深い結果であったといえる。唐澤 (2001) は、日本人において、自己をネガティブに評価する批判的自己バイアスと、他者をポジティブに評価する高揚的他者バイアスが同時に存在していることを示唆しているが、本研究の結果からは、こうした認知的な特性は日本人すべてにおいて認められるわけではないが、一般大学生の2割弱程度に認められることが示唆された。

このスキーマパターンの違いが、実際に精神症状にどのように関係するのかを検証するため、本研究では、さらに、平均群を加えた4つのスキーマパターンの違いによって、抑うつ症状の重症度に違いがあるのか否かについての検討を行ったところ、4群において抑うつ得点に違いが認められた。中でも、NS-NO 優位群における抑うつ得点をもっとも高く、その水準は、BDI-II のカットオフポイント (小嶋・古川, 2003) における中等症に位置していた。NS-NO 優位群における抑うつの高さについては、自己および他者に対するネ

ガティブな認知が抑うつをもたらすという Beck (1976) の指摘と一致する。また、NS-PO 群においても、BDI-II のカットオフポイントにおける軽症の抑うつがみられた。こうした抑うつの背景には、他者に対するポジティブなスキーマの強さが、同時に自己に対するネガティブなスキーマの強めているという劣等感のような感情があるのかもしれない。

このように、自己スキーマと他者スキーマはそれぞれ単独でも抑うつと相関するが、これらのスキーマを組み合わせることで、自己と他者に対する、ポジティブ、ネガティブなスキーマを類型化した上で把握することができ、また、さらにその類型と抑うつ症状との関係をも把握することができることが示された。こうした知見は、抑うつをもつ個人における認知過程を包括的に理解する上で、また認知的アプローチを中心とした治療介入の標的を特定する上で役立てうる可能性があると考えられる。

たとえば、抑うつ症状をもつクライアントの自己と他者に対するスキーマを評価することで、自己と他者の両方にネガティブな評価をする特性があるのか、他者に対してではなく自己に対してネガティブな評価をする特性があるのか、あるいは、自己や他者に対するスキーマには大きな問題がないのかを把握することができる。さらには、クライアントの自己と他者に対するスキーマの間にもどのような関係があるのか、そしてそれが抑うつ症状とどのように関係するのかをセラピストとクライアントが協働的に評価し、認知の修正を促すための作業を進めるために役立てることができるかもしれない。

本研究の結果から、JBCSS が自己と他者に対するポジティブ、ネガティブなスキーマを評価する尺度としての信頼性、妥当性を備えていることが改めて確認された。とくに、本研究では山内他 (2009) では検証がなされなかった因子的妥当性、構成概念妥当性、収束的妥当性についても確認す

ることができた。また、自己・他者スキーマを組み合わせることで大きく4つの類型を示すことができ、さらに、その組み合わせと抑うつとの関連を検討することで、単に自己と他者に対するポジティブかネガティブかという一方向性の偏りだけでなく、自己に対するネガティブなスキーマと他者に対するポジティブなスキーマという組み合わせも、抑うつと関連していることを示すことができた。この自己と他者についてのスキーマは抑うつのみならず、PTSD (Foa & Rothbaum, 1998; Dalgleish, 1999; Ehlers & Clark, 2000) や摂食障害 (Fairburn, Cooper, & Shafran, 2003), そして精神病 (Bentall & Swarbrick, 2003; Garety, Kuipers, Fowler, Freeman, & Bebbington, 2001) といったさまざまな障害のモデルにおいても重要な概念として考えられている。したがって、JBCSS で測定される自己と他者に対するスキーマを用いることで、今後、こうした病態モデルを発展させるとともに、認知心理学的な評価や治療に役立てていくことが期待される。

引用文献

- Beck, A. T. (1976). *Cognitive therapy and the emotional disorders*. New York: Guilford Press.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. San Antonio: Psychological Corporation.
- Bentall, R., & Swarbrick, R. (2003). The best laid schemas of paranoid patients: Autonomy, Sociotropy and need for closure. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, **76**, 163-171.
- Clark, D. A., Beck, A. T., & Alford, B. A. (1999). *Scientific foundations of cognitive theory and therapy of depression*. New York: John Wiley.
- Dalgleish, T. (1999). Cognitive theories of post-traumatic stress disorder. In W. Yule (Ed.), *Post-traumatic stress disorder: Concepts and therapy*. New York: John Wiley, pp. 197-212.
- Ehlers, A., & Clark, D. M. (2000). A cognitive model of posttraumatic stress disorder. *Behaviour Research and Therapy*, **38**, 319-345.
- Ellett, L., Freeman, D., & Garety, P. A. (2008). The psychological effect of an urban environment on individuals with persecutory delusions: The Camberwell walk study. *Schizophrenia Research*, **99**, 77-84.
- Fairburn, C. G., Cooper, Z., & Shafran, R. (2003). Cognitive behaviour therapy for eating disorders: A 'transdiagnostic' theory and treatment. *Behaviour Research and Therapy*, **41**, 509-528.
- Foa, E. B., & Rothbaum, B. O. (1998). *Treating the trauma of rape: Cognitive behavioural therapy for PTSD*. New York: Guilford Press.
- Fowler, D., Freeman, D., Smith, B., Kuipers, E. K., Bebbington, P. E., Bashforth, H., Coker, S., Hodgekings, 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.
- Garety, P. A., Kuipers, E. K., 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. K., Hardy, A., Ray, K., Dunn, G., Bebbington, P. E., & 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.
- 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我祥子・Spielberger, C. D. (2000). 新版 STAI マニュアル 実務教育出版
- Hollon, S. D., & Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an automatic thoughts questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, **4**, 383-395.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structural analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, **6**, 1-55.
- 唐澤真弓 (2001). 日本人における自他の認識——自己批判バイアスと他者高揚バイアス—— 心理学研究, **72**, 195-203.
- Kendall, P. C., Howard, B. L., & Hays, R. C. (1989). Self-referent speech and psychopathology: The balance of positive and negative thinking. *Cognitive Therapy and Research*, **13**, 383-395.

- 小嶋雅代・古川壽亮 (2003). 日本版 BDI-II ——ベック抑うつ質問票——手引き 日本文化科学社
- Kojima, M., Furukawa, T. A., Takahashi, H., Kawai, M., Nagaya, T., & Tokudome, S. (2002). Cross-cultural validation of the Beck Depression Inventory-II in Japan. *Psychiatry Research*, **110**, 291-299.
- 古谷野亘・柴田 博・芳賀 博・須山靖男 (1989). PGC モラールスケールの構造——最近の改訂作業がもたらしたもの 社会老年学, **29**, 64-74.
- Kwon, S. M., & Oei, T. P. S. (1992). Differential causal roles of dysfunctional attitudes and automatic thoughts in depression. *Cognitive Therapy and Research*, **16**, 309-328.
- Mimura, C., & Griffiths, P. (2007). A Japanese version of the Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and equivalence assessment. *Journal of Psychosomatic Research*, **62**, 589-594.
- 大野 裕 (1989). 認知療法 精神医学, **31**, 794-805.
- Padesky, C. A. (1994). Schema change processes in cognitive therapy. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, **1**, 267-278.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self-image*. New Jersey: Princeton University Press.
- 坂本真士・田中江里子・丹野義彦・大野 裕 (2004). Beck の抑うつモデルの検討—— DAS と ATQ を用いて —— 日本大学心理学研究, **25**, 14-23.
- 島井哲志 (編) (2006). ポジティブ心理学 ナカニシヤ出版
- Spielberger, C. D. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Revised edition. Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Tanaka, N., Uji, M., Hiramura, H., Chen, Z., Shikai, N., & Kitamura, T. (2006). Cognitive patterns and depression: Study of a Japanese university student population. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, **60**, 358-364.
- Teasdale, J. D., & Barnard, P. J. (1993). *Affect, cognition, and change: Re-modelling depressive thought*. Hove: Lawrence Erlbaum Associates.
- Weissman, A. (1979). Dysfunctional Attitude Scale: A validation study. Unpublished doctoral dissertation, University of Pennsylvania, Philadelphia.
- 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.
- 山内貴史・須藤杏寿・丹野義彦 (2009). 日本版 Brief Core Schema Scales の信頼性・妥当性 心理学研究, **79**, 498-505.
- Young, J. E. (1998). The Young schema questionnaire short form (<http://www.schematherapy.com/id54.htm>). 2008年4月1日

— 2010.6.29 受稿, 2011.10.16 受理 —

The Japanese Version of the Brief Core Schema Scale for Schemata Concerning the Self and others: Identification of Schema Patterns and Relationship with Depression

Tomohiro UCHIDA¹, Chieko KAWAMURA², Naoko MIFUNE³, Yumiko HAMAIE⁴,
Kazunori MATSUMOTO⁴, Hideo AMBO⁵ and Takashi UENO⁵

¹ Graduate School of Education, Tohoku University, Research Fellow of
the Japan Society for the Promotion of Science

² Sendai City Child Counseling and Assistance Center

³ Graduate School of Education, Tohoku University

⁴ Department of Psychiatry, Tohoku University Hospital

⁵ Graduate School of Education, Tohoku University

THE JAPANESE JOURNAL OF PERSONALITY 2012, Vol. 20 No. 3, 143-154

The present study investigates the reliability and validity of the Japanese version of the Brief Core Schema Scale (JBCSS), which assesses schemata concerning the self and others. We also examined the relationship between subjective depression and the schemata. Confirmatory factor analysis revealed that the JBCSS is composed of four factors: Positive-Self (PS), Negative-Self (NS), Positive-Other (PO), Negative-Other (NO). Cluster analysis identified four subgroups of these schemata. Analysis of variance found that the group with negative schema about both the self and others had the highest scores on measures of depressive symptoms. These results indicate that the JBCSS can provide more detailed information about symptoms in combination with schemata of self and others.

Key words: Japanese version of the Brief Core Schema Scale (JBCSS), schema, cluster analysis, depression



精神病アットリスク状態 (ARMS) に対する早期介入

桂 雅宏* 小原 千佳* 松本 和紀**

Key Words キーワード ARMS, 早期介入, 認知行動療法, ハイリスク, 統合失調症

抄録：At-Risk Mental State (ARMS)では、精神病性障害への移行を予防するという観点から介入研究がこれまで行われてきた。メタ解析では、ARMSに対する特別な介入は精神病移行率を低下させることが示されている。抗精神病薬による介入には一定の効果は期待できるものの、ARMSの多くを占める若い患者が服用を好まず、副作用が出やすい問題に加えて、不必要な抗精神病薬投与のおそれなど倫理的な側面からも問題が提起されている。ARMSに対しては抗うつ薬が投与されることも多いが、エビデンスは十分ではない。ω-3脂肪酸の有効性を報告した研究が注目されており、現在、大規模な追試研究が行われている。認知行動療法を用いた介入研究では、有効性を認める報告もあるが、非特異的な治療介入と差がないとする報告もあり、一致した結果は得られていない。最近では、精神病性障害に移行しないARMSの経過にも注目が集まっており、従来よりも広い視点からARMSの介入について再考することが求められている。

はじめに

At-Risk Mental State (ARMS)は独立した精神疾患の診断名ではなく、将来的に統合失調症を代表とする精神病性障害に移行するリスクの高い状態像を示すための用語である。前方視的な観点から臨床や研究を行ううえで有用性が高く、後方視的概念である前駆期という用語の代わりに用いられている^{15,20}。ARMSの特徴の一つは、カテゴリー診断としての精神病性障害への移行が前提とされていない点であり、その介入指針は顕在発症した精神病性障害とは一線を画している。ARMSに対する介入は、精神医学

の新たな挑戦領域であり、現時点では未解決な課題を多く含んでいる。

本稿では、最近の研究を中心に、ARMSの介入研究についてまとめてみたい。

ARMSの基準と最初の介入研究

ARMSの基準には、メルボルンのPACEクリニックの基準を元にした超ハイリスク(Ultra High Risk; UHR)基準と、ドイツのグループが開発した基底症状(Basic Symptoms; BS)を元にしたBS基準^{5,9)}とがある。現在のところUHR基準は世界的な標準とされているが、BS基準はドイツを中心にUHR基準と組み合わせて使わ

Early intervention for At-Risk Mental State (ARMS) : a review of the current evidence

* KATSURA Masahiro and OBARA Chika 東北大学大学院医学系研究科精神神経学分野 [〒980-8574 宮城県仙台市青葉区星陵町 1-1]

** MATSUMOTO Kazunori 東北大学大学院医学系研究科予防精神医学寄付講座