〈資料〉

短縮版児童用不安尺度(Short CAS)日本語版作成の試み 一青年を対象とした信頼性と妥当性の検討―

石川信一¹ 石井 僚² 福住紀明³ 村山 航^{4,5} 大谷和大⁶ 榊 美知子^{4,5} 鈴木高志⁷ 田中あゆみ¹

⁶ 北海道大学教育学研究院 ⁷ 高知工科大学共通教育教室

要約

本研究の目的は、スペンス児童用不安尺度(SCAS)を基に開発された、より簡便な8項目の自己報告式尺度である短縮版児童用不安尺度(Short-CAS)の日本語版の信頼性と妥当性を検討することであった。対象者は、中学生200名(男子95名、女子105名:平均年齢14.01、SD=0.87歳)とその保護者200名であった。因子分析の結果、Short-CASは1因子構造であることが確認された。項目反応理論(IRT)による分析の結果、Short-CASは平均より高い不安症状を有する被検者に対して安定した測定精度を有することが示された。また、Short-CASで測定される不安症状は抑うつ気分と回避気質やテスト不安との間で正の相関関係があることが示された。さらに、保護者評定による抑うつ気分とテスト不安との間でも関連がみられた。最後に、Short-CASの活用について議論がなされた。キーワード:児童、不安、短縮版、項目反応理論、スペンス児童用不安尺度

【背景】

児童青年期の心理的問題において、不安症は最も有病率の高い問題であると指摘されて久しい。たとえば、13~18歳の青年を対象とした大規模な有病率調査による生涯有病率では約3分の1にまで至ることが報告されており(Merikangas et al., 2010)、不安症のリスクとなりうる児童青年期の不安症状の早期発見と支援は、心理的問題への対応として重要な課題であるといえる。

早期発見に有用なツールが自己報告式の質問 紙である。不安症状や抑うつ症状といった内面 化障害においては、幼い子どもであっても自己 報告によるアセスメントは中心的役割を担うことになる(Mash & Hunsley, 2007)。中でも、スペンス児童用不安尺度(Spence Children's Anxiety Scale; SCAS, Spence, 1998)は、我が国において使用することができる児童青年期の不安症状のアセスメントツールである。SCASはDSMの診断基準に沿った児童青年の各不安症状を測定できる点に特徴がある。SCASの日本語版は、1,046名の児童と1,182名の青年を対象として開発されており、原版と一貫した因子構造が確認されるとともに、信頼性と妥当性が示されている(Ishikawa et al., 2009)。さらに、SCASの親評定版(SCAS-P; Nauta et al., 2004)の日本語版についても開発が行われて

いるとともに (Ishikawa et al., 2014), 高校生を対象とした研究も進められている (Ishikawa et al., 2018)。

SCASは、分離不安症、社交不安症、強迫症、 パニック症, 限局性恐怖症, そして全般不安症 に相当する各不安症状を測定できるという長所 を備える反面、項目数は38項目と少なくない。 大規模な児童青年を対象として不安症状をスク リーニングする上では、より少ない項目で不安 症状を測定できる簡便な尺度の開発が求められ る。SCASを基にして作成された8項目の尺度 としてShort version of the Spence Children's Anxiety Scale (Short CAS; Spence et al., 2014) がある。この尺度は、SCASから6項目を使用 するとともに2項目を新しく加えて作成された 尺度である。Short CASは、オーストラリアで 大規模に行われた学校での認知行動療法に基づ くユニバーサル介入の評価に用いられているも のの (Sawyer et al., 2010), 心理測定学的特徴 については明らかにされていない。そこで、本 研究では、Short CASの邦訳版を作成し、子ど も自身が評定する抑うつ、テスト不安との関連 を検討するとともに、接近気質と回避気質との 関連を調べることで本尺度の信頼性と妥当性を 検証することとした。また、親評定における抑 うつとテスト不安も同時に得ることで、Short CASで測定される不安症状と親から見た内在 化障害やテスト不安との関連性についても検討 することとした。

【方法】

1. 対象者

対象者は、日本能率協会(調査会社)を通じて募集された中学生200名(男子95名、女子105名)とその保護者200名であった。中学生の平均年齢は14.01(SD=0.87)歳であった。保護者は対象となった中学生に対して、父親、母親のいずれか1名が回答を行った。保護者の割合は、父親39名(19.5%)、母親161名(80.5%)、父親の年齢は、35~39歳が2人、40~44歳が

9人, 45~49歳が8人, 50~59歳が19人, 60歳以上が1人であり, 母親の年齢は, 35~39歳が14人, 40~44歳が66人, 45~49歳が51人, 50~59歳が30人であった。

2. 調査材料

2-1. 自己評定

2-1-1. Short version of the Spence Children's Anxiety Scale (Short CAS; Spence et al, 2014)

不安症状の測定のためにShort CASを用いた。Short CASは、SCAS(Spence, 1998)から 6項目を抽出し、新たに2項目を加えた8項目からなる不安症状の測定用尺度である。Short CASの邦訳については、SCASからの6項目については、先行研究で使用されている項目(Ishikawa et al., 2009)をそのまま用いた。新たに加えられた2項目については、著者らが邦訳を行い、発達精神病理学を専門とするバイリンガルの研究者にバックトランスレーションを依頼した。その後、原著者と協議の上、訳語を決定した。なお、Short CASは四件法(全く当てはまらない:0~とても当てはまる:3)で評定され、得点可能範囲は、0~24点である。2-1-2. Depression Self-Rating Scale for

2-1-2. Depression Self-Rating Scale for Children (DSRS; Birleson, 1981)

DSRSの邦訳版は、村田ら(1996)によって作成されている。本研究では、並川ら(2011)によって作成された短縮版を用いた。抑うつと不安は同時に発生することが多いため(Cummings et al., 2014)、DSRS と Short CASの間には正の相関がみられると考えられる。さらに、各不安症状を詳細に尋ねている SCAS と比較して、Short CAS はその共通の概念を測定しようとしていることから、関連は SCAS との間よりも強いことが仮定される。特に、9項目から構成される DSRS 短縮版は、抑うつ気分と活動性および楽しみの減退の2因子が抽出されているが、抑うつと不安の Tripartite モデルに基づくと(Clark & Watson, 1991)、活動性お

よび楽しみの減退よりも抑うつ気分との関連が強いと考えられる。DSRSは、三件法(そんなことはない:0~いつもそうだ:2)で評定され、抑うつ気分の得点可能範囲は4項目で0~8点、活動性および楽しみの減退では5項目で0~10点である。

2-1-3. Sarason Test Anxiety Scale (STAS; Sarason, 1972)

STASは、テスト不安を測定するためにSarason(1972)によって開発された16項目からなる尺度である。邦訳版は、坂野(1988)によって作成されている。全般性の不安症状を訴える子どもは、テストを回避することが指摘されているため(Kendall et al., 1999)、Short CASとの間には中程度の正の相関関係があると予想される。本尺度は「はい」「いいえ」の二件法で評定されるため、得点可能範囲は0~16点である。

2-1-4. Approach-Avoidance Temperament Questionnaire (ATQ) (Elliot & Thrash, 2010)

ATQはElliot & Thrash(2010)によって開 発された接近と回避の気質を測定する尺度であ る。邦訳版は、柿沼・田中(2018)によって 作成されている。接近気質因子6項目,回避気 質因子6項目の合計12項目から構成される。 回避気質は、ネガティブな刺激に対する全般的 な神経生物学的感受性であり、そのような刺激 に対する知覚の覚醒,感情的な反応,行動傾向 を含むと定義されている(Elliot & Thrash, 2002)。接近・回避気質は、BIS (Behavioral Inhibition System:行動抑制系)/BAS (Behavioral Activation System: 行動賦活系; Gray, 1987) と概念的に共通する部分が多く、尺度レベルで も高い相関がある。そのうちのBISは、ネガ ティブ感情を通じて不安症状のリスクを高める ことが指摘されている (Lonigan et al., 2004)。 以上のことから、ATQの回避気質因子とShort CASとの間でもっとも関連が強く示されるも のと考えられる。ATQは、七件法(全く当て はまらない:1~とても当てはまる:7)で評 定され、得点可能範囲は、接近気質因子と回避 気質因子ともに6~42点である。

2-2. 保護者評定

保護者から見た子どもとの間柄について特定した後、今回の調査用紙に回答する子ども1名について(すなわち、中学生のきょうだい(兄弟姉妹)がいる場合は、どちらかを選び)、以下の尺度への回答を求めた。

2-2-1. DSRS

保護者から見た子どもの抑うつ状態について, DSRS短縮版の項目を用いて測定を行った。項目数, 得点可能範囲は自己評定版と同様である。保護者評定は自己評定間よりは, 弱いものの正の関連がみられるものと考えられる。

2-2-2. STAS

同じく,保護者から見た子どものテスト不安 について評定を行った。項目数,得点可能範囲 は自己評定版と同様であり,上記と同様に保護 者評定は自己評定間よりは弱い正の関連がみら れるものと考えられる。

2-3. 手続き

本研究は、付記に記載された研究プロジェクトとして行われた親子調査の結果の一部を報告するものである。具体的には、日本能率協会に登録している、中学生の子どもを持つ保護者に対して、郵送法による質問紙調査を行った。研究協力への同意が得られた世帯に対して日本能率協会が質問紙票を郵送し、回答を終えた親子の質問紙票をまとめて日本能率協会に郵送するよう依頼した。中学生へは、保護者から質問紙票を渡すよう依頼した。なお、本研究の実施にあたっては、筆頭著者の大学の倫理審査委員会の承認を得ている(承認番号16078号)。

2-4. 統計的解析

Short-CASの項目の性質・尺度の性質について詳細な検討を行うことが可能とされる項目反応 理論(Item Response Theory: IRT)による

| Table | 1 | 各尺度の記述統計量 |
|-------|---|-----------|
|-------|---|-----------|

| | | | 男子(n=92) | 女子(n=102) | 合計(n=194) | 最小 | 最大 | 歪度 | 尖度 | |
|-----------|-----------|----|----------|-----------|-----------|------|-------|-------|-------|--|
| 自己評定 | | | | | | | | | | |
| Short-CAS | 合計点 | M | 5.51 | 8.32 | 6.99 | 0.00 | 24.00 | 1.03 | 0.48 | |
| | | SD | (4.36) | (6.45) | (5.72) | | | | | |
| | 合計点 | M | 4.73 | 6.32 | 5.57 | 0.00 | 17.00 | 0.83 | 0.38 | |
| | | SD | (3.15) | (4.13) | (3.78) | | | | | |
| | 興味・活動性の減退 | M | 3.78 | 4.43 | 4.12 | 0.00 | 10.00 | 0.30 | -0.67 | |
| | | SD | (2.40) | (2.59) | (2.52) | | | | | |
| 1 | 抑うつ気分 | M | 0.95 | 1.89 | 1.44 | 0.00 | 8.00 | 1.42 | 1.38 | |
| | | SD | (1.46) | (2.06) | (1.86) | | | | | |
| STAS 合 | 合計点 | M | 5.11 | 6.00 | 5.58 | 0.00 | 15.00 | 0.36 | -0.30 | |
| | | SD | (2.88) | (3.21) | (3.08) | | | | | |
| ATQ | 接近気質 | M | 27.87 | 28.65 | 28.28 | 6.00 | 42.00 | -0.61 | 1.13 | |
| | | SD | (6.95) | (6.24) | (6.58) | | | | | |
| | 回避気質 | M | 20.36 | 23.96 | 22.25 | 6.00 | 42.00 | 0.13 | -0.28 | |
| | | SD | (8.06) | (8.61) | (8.52) | | | | | |
| 保護者評定 | | | | | | | | | | |
| DSRS = | 合計点 | M | 4.71 | 4.76 | 4.74 | 0.00 | 17.00 | 0.91 | 2.05 | |
| | | SD | (2.54) | (2.84) | (2.70) | | | | | |
| | 興味・活動性の減退 | M | 4.16 | 3.78 | 3.96 | 0.00 | 10.00 | 0.34 | 0.15 | |
| | | SD | (1.99) | (2.08) | (2.04) | | | | | |
| | 抑うつ気分 | M | 0.54 | 0.98 | 0.77 | 0.00 | 8.00 | 2.45 | 7.59 | |
| | | SD | (1.12) | (1.37) | (1.28) | | | | | |
| STAS | 合計点 | M | 5.01 | 5.50 | 5.27 | 0.00 | 14.00 | 0.37 | -0.54 | |
| | | SD | (3.28) | (3.10) | (3.19) | | | | | |

注. ATQ = Sarason Test Anxiety Scale Approach-Avoidance Temperament Questionnaire, DSRS = Depression Self-Rating Scale for Children, Short CAS = Short version of the Spence Children's Anxiety Scale, STAS = Sarason Test Anxiety Scale

分析を行った。IRTでは、どの程度の特性レベルを示す被験者に測定精度の高い尺度であるかを検討することができるため、臨床的な応用範囲についての情報も得ることができ、実際に不安や抑うつを測定する尺度作成研究においても用いられている(並川ら、2011:笹川ら、2004)。本研究では、IRTの分析には、Mplus ver.7.4を用い、段階反応モデル(Graded Response Model: GRM) に基づき、推定法はロバスト最尤法(Robust Maximum Likelihood: MLR)を用いた。その他の分析には、SPSS ver. 24を用いた。

【結果】

まず、欠損値を除いた194名(有効回答率97%)について、本研究で測定した尺度の記述統計量、および男女の平均得点と標準偏差をTable 1 に示した。Short-CASで測定される不安症状は、男子よりも女子の方が高かった $(F(1,192)=12.40,p<.001,partial \eta^2=.06)$ 。同様に、自己評定のDSRS合計点 $(F(1,192)=8.99,p<.01,partial \eta^2=.04)$,抑うつ気分 $(F(1,192)=13.32,p<.001,partial \eta^2=.06)$,ATQの回避気質 $(F(1,192)=9.00,p<.01,partial \eta^2=.04)$,および、保護者評定における抑うつ気分においては男女差がみられた $(F(1,192)=5.82,p<.05,partial \eta^2=.03)$ 。Short-CASにおいて男女差がみられたため、ここからは全体の結果とともに男女別の分析結果を示すこととする。

⁽順序性のあるカテゴリ) に, 2母数ロジスティックモデルを当てはめ,識別力母数を等しく仮定し,困難度母数で段階的反応を記述するモデル

Table 2 Short-CASのパラメタ推定値

| | | 男子 (n = 92) | | | | 女子 (n = 102) | | | | 合計 (n = 194) | | | | | |
|---------------------------|----|-------------|--------|-----------------------|-----------------------|--------------|--------|--------|-----------------------|--------------|-----|--------|--------|-----------------------|-----------------------|
| |] | α | b_I | <i>b</i> ₂ | <i>b</i> ₃ | I | α | b_I | <i>b</i> ₂ | b 3 | I | α | b_I | <i>b</i> ₂ | <i>b</i> ₃ |
| 1 何か心配なことがあります | .5 | 2 1.50 | -1.67 | 1.91 | 3.54 | .67 | 2.03 | -2.78 | 0.80 | 2.02 | .64 | 1.87 | -2.25 | 1.35 | 2.66 |
| (S | E) | (0.34 | (0.37) | (0.38) | (0.62) | | (0.40) | (0.45) | (0.34) | (0.43) | | (0.26) | (0.30) | (0.26) | (0.35 |
| 2 みんなの前でバカなことをするのがこわい | .5 | 2 1.38 | -0.55 | 1.72 | 2.90 | .66 | 1.50 | -0.99 | 1.10 | 2.57 | .61 | 1.46 | -0.78 | 1.40 | 2.74 |
| (S | E) | (0.38 | (0.29) | (0.35) | (0.44) | | (0.28) | (0.29) | (0.30) | (0.35) | | (0.22) | (0.21) | (0.23) | (0.28) |
| 3 何か悪いことが起こりはしないか心配です | .7 | 6 2.31 | -1.21 | 1.68 | 3.40 | .78 | 2.39 | -1.82 | 0.62 | 2.14 | .77 | 2.42 | -1.55 | 1.12 | 2.73 |
| (S | E) | (0.51 | (0.40) | (0.45) | (0.57) | | (0.45) | (0.43) | (0.35) | (0.42) | | (0.34) | (0.30) | (0.28) | (0.35) |
| 4 なんとなく緊張しています | .6 | 0 1.85 | -0.24 | 2.23 | 4.58 | .80 | 2.52 | -0.65 | 1.83 | 3.38 | .74 | 2.24 | -0.45 | 2.03 | 3.82 |
| (S | E) | (0.49 | (0.33) | (0.47) | (0.88) | | (0.46) | (0.37) | (0.44) | (0.58) | | (0.33) | (0.25) | (0.31) | (0.46) |
| 5 他の人がわたしのことをどう思っているか心配です | .5 | 8 1.67 | -0.72 | 1.55 | 2.99 | .68 | 1.99 | -1.82 | 0.18 | 1.27 | .67 | 1.96 | -1.30 | 0.85 | 2.04 |
| (S | E) | (0.46 | (0.33) | (0.38) | (0.52) | | (0.38) | (0.38) | (0.32) | (0.34) | | (0.30) | (0.26) | (0.24) | (0.28) |
| 6 とつぜん、まったく理由もなく、こわくなる | .7 | 8 7.97 | 6.38 | 12.28 | 16.20 | .86 | 5.95 | 1.82 | 5.42 | 7.10 | .84 | 6.55 | 3.42 | 7.59 | 9.66 |
| (S | E) | (5.57 | (4.31) | (7.59) | (9.96) | | (1.92) | (0.93) | (1.62) | (2.11) | | (1.91) | (1.10) | (1.96) | (2.51) |
| 7 なんとなくこわい | .7 | 8 8.26 | 6.84 | 12.70 | 16.72 | .86 | 6.60 | 2.19 | 6.21 | 8.88 | .84 | 7.16 | 3.93 | 8.44 | 11.39 |
| (S | E) | (5.33 | (4.27) | (7.23) | (9.42) | | (2.68) | (1.25) | (2.29) | (3.10) | | (2.37) | (1.41) | (2.49) | (3.25) |
| 8 こわいと思って、目がさめることがあります | .5 | 4 2.17 | 2.97 | 4.91 | 5.47 | .60 | 1.83 | 1.38 | 2.94 | 3.78 | .60 | 2.00 | 2.04 | 3.70 | 4.48 |
| (S | E) | (1.20 | (0.97) | (1.21) | (1.43) | | (0.51) | (0.40) | (0.51) | (0.56) | | (0.47) | (0.37) | (0.48) | (0.54) |

注. $\alpha =$ 識別力, $b_i =$ 困難度, I =因子負荷量

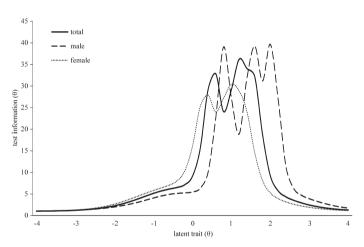


Figure 1 Short-CASのテスト情報量

Short-CASの1次元性を確認するために,主因子法による探索的因子分析を行った。全体のデータについては,第1因子の寄与率は57.49%(固有値4.60),第2因子の寄与率は13.44%(固有値1.08),第3因子の寄与率は8.46%(固有値0.68),第4因子の寄与率は6.01%(固有値0.48),第5因子の寄与率は4.74%(固有値0.38)であり,第1因子の寄与率の高さ,および固有値の減少の具合より,本尺度は1次元性が確保されてい

るものと考えられた。なお、各項目の因子負荷量は、Table 2の通りである。また、Short-CASの内的整合性を検討するために、Cronbachのアルファ係数を算出したところ、合計点は、89であった。なお、男子について、第1因子の寄与率は48.08%(固有値3.85)、第2因子の寄与率は18.81%(固有値0.81)であった。女子については、第1因子の寄与率は60.54%(固有値0.81)であった。女子については、第1因子の寄与率は60.54%(固有値

4.84), 第2因子の寄与率は12.11% (固有値 0.97), 第3因子の寄与率は7.77% (固有値 0.62) であり, いずれも一次元性が確認された。 Cronbachのアルファ係数は, 男子では. 83であり, 女子では. 91であった。

次に、IRTの段階反応モデルによる項目パラメタを算出した(Table 2)。識別力(α)は当該の項目の困難度と同程度の不安レベルを持った高い被験者に対する精度の高い測定が可能となることを意味する。また困難度(b)とは当該の項目の難しさを決めるパラメタであり、この値が大きいほど、その選択肢に回答することは難しいということを示す。全体のデータの識別力の最小値は1.46、最大値は7.16であった。

全体と男女別について、テスト全体の測定精度を表すテスト情報関数を Figure 1に示す。特性値を表す θ における情報量が多いほどその不安レベルの人に対する測定誤差は小さく、テスト情報関数で囲まれる面積が大きいほど、当該テストは高い信頼性をもつといえる(笹川ら、2004)。 Figure 1より全体として θ が0.6付近と1.2付近で情報量が最も多く、比較的尖った曲線を示している。すなわち、Short-CASは、特性値が母平均より高い人に対して安定的な測定精度を保っており、0.8から1にかけて測定精度が若干減衰するものの、それよりもさらに高い不安を示す人たちに対する測定精度に優れた尺度であると考えられる。

最後に、Short-CASの構成概念妥当性を検討するために、各尺度との相関係数と、ブートストラップ(N=1000)による 95%信頼区間を算出した。まず、自己評定による DSRS との間では、抑うつ気分との間の方が、活動性および楽しみの減退との間よりも強い関係が示された (r=.73 [CI= $.66\sim.80$]、r=.40 [CI= $.27\sim.53$]、ps<.01)。抑うつ症状全体との間でも有意な正の相関が示された (r=.63 [CI= $.51\sim.72$]、p<.01)。同じく Short-CAS とテスト不安の間でも仮説を支持する関係性が示された (r=.52 [CI= $.39\sim.63$]、p<.01)。ATQ と間での相関

係数は、接近気質因子との間では、有意な相関係数は得られなかったが(r=-.06 [CI=-.24~.13]),回避気質因子との間では仮説通りの正の関係がみられた(r=.69 [CI=.56~.79],p<.01)。続いて、保護者評定との関連を検討したところ,仮説通りDSRSの合計点,抑うつ気分とテスト不安との間では正の相関関係がみられたが(r=.30 [CI=.14~.44],r=.37 [CI=.21~.53],r=.34 [CI=.21~.46],ps<<.01),活動性および楽しみの減退との間では明確な関係性が示されなかった (r=.16 [CI=.02~.30],p<<.05)。

なお、Short-CASと自己評定の尺度の間で男 子では以下の値が得られ, (DSRS合計点: r=.44 [CI=.19~.63], p<.01, 抑うつ気分: r=.55 [CI=.36~.70], p<.01, 活動性および楽 しみの減退:r=.24[CI= $-.00\sim.46$], p<.05, テスト不安: r=.48 [CI=.33~.61], p<.01,接 近気質因子: r=.03 [CI=-.16~.23], 回避気 質因子: r=.68 [CI=.55~.78]), 女子では以 下の値が示された (DSRS 合計点: r=.69 [CI=.58~.78], p<.01, 抑うつ気分:r=.79 [CI=.71~.85], p<.01, 活動性および楽しみ の減退: r=.48 [CI=.30~.63], p<.01, テス 卜不安: r=.53 [CI=.35~.67], p<.01, 接近 気質因子:r=-.16 [CI=-.38~.10], 回避気 質因子:r=.67 [CI=.46~.83])。続いて、保 護者評定と相関においては、男女で以下の値が 得られた (男子: DSRS 合計点: r=.03 [CI= -.20~.25], 抑うつ気分: r=.11 [CI=-.04~ .30]. 活動性および楽しみの減退: r=-.02 [CI=-.26~.21], テスト不安: r=.38 [CI=.20~ .55] p<.01,; 女子: DSRS 合計点: r=.46 [CI= .66~.80], 抑うつ気分: r=.47 [CI=.26~.62], 活動性および楽しみの減退: r=.32 [CI=.13~ .49], テスト不安: r=.32 [CI=.13~.49], ps< .01)。

【考察】

本研究の目的は、児童青年の不安症状を測定

する尺度である Short-CAS の日本語版を作成 し、その信頼性と妥当性を検証することであっ た。本研究の結果、Short-CAS は高い内的整合 性を有するとともに、自己評定と保護者評定の 尺度との関係から、構成概念妥当性も一部支持 された。SCASは、さまざまな不安症状を弁別 査定できる利点があるものの。項目数は38項 目と少なくない。一方、Short-CASは8項目と 項目数が少ないことから、比較的簡便に不安症 状を示すリスクのある児童青年を特定するのに 有益な尺度である可能性がある。しかしなが ら,本尺度による不安症の児童青年に関する データは得られていない。テスト情報関数の結 果からは、本尺度は、比較的不安症状の高い児 童青年に適した尺度であることが示されている が、今後は感度、特異度、陽性的中率、陰性的 中率等の算出が求められることとなる。

探索的因子分析の結果から、Short-CASは一 次元性が確認された。本尺度の基になった SCAS については原版 (Spence, 1998). 日本語 版 (Ishikawa et al., 2009) ともに、各不安症状 に影響する不安全体の上位因子が仮定される階 層構造が示されていることを考慮すると、本尺 度が多様な不安症状から集められていたとして も一因子構造であることが確認されたことは妥 当であるといえる。しかしながら、IRTにおけ る項目パラメタは、それぞれの項目が異なる特 徴を有していることが示されている。特に項目 6(とつぜん、まったく理由もなく、こわくな る)と項目7(なんとなくこわい)は識別力と 各困難度も非常に高いため、この項目に反応す る場合、著しく高い不安レベルを示していると 考えられる。そのため、この2項目は、特に不 安症状を非常に強く示す児童青年のスクリーニ ングに有益である可能性がある。一方で、それ 以外の項目は、特性値の低い被験者から、中程 度以降の被験者を対象としていることが示され たため、中程度の不安レベルを有する児童青年 を特定するのに適切な項目であると考えられ る。すなわち、項目6や7に反応しなかったか らといって,不安の問題がないとは言い切れず,それ以外の項目に反応する場合も,十分に不安の問題を有する可能性があると考えた方が良い。このような二峰性を有する項目構成が, $\theta=1$ にかけての若干の落ち込みを示すテスト情報量にも影響している可能性がある。しかしながら,子ども用の抑うつ尺度の短縮版に関する先行研究と比較しても(並川ら,2011),全体としてテスト情報量の値は高く保たれているといえる。さらに, $\theta<0$ の対象者におけるテスト情報量が著しく低下することを考慮すると,本尺度は,不安症状を呈する児童生徒に関する測定精度に優れているものと考えられる。

抑うつ尺度と気質尺度との関連を見ると、抑 うつ気分と回避気質との間で最も強い関連がみ られた。回避気質との関連の強さは仮説通りで あるといえるが、自己評定の抑うつ症状との間 の相関は仮説よりも高い結果が得られた。日本 における先行研究では、DSRS全体とSCASと の相関が中程度(児童:r = .47, 青年:r = .51) であることを考えても (Ishikawa et al., 2009), Short-CASと抑うつ症状との関連の強さが指摘 できる。SCASが分離不安症状や社交不安症状 といった各不安症状を測定する複数の項目から 構成されているのに対して、Short-CASは各不 安症状の代表的な項目を厳選しており、 非特異 的. もしくは全体的な不安症状を焦点にしてい る可能性がある。そのため、各不安症状を測定 することができる SCAS と Short-CAS では用途 が若干異なる可能性があり、目的に応じて使い 分ける方が有益であると考えられる。

自己評定尺度においては性別の分析でも仮説通りの関係性がみられた一方で、親評定の尺度については男女で異なる結果となった。児童青年期の親子の心理的問題に関する報告のずれに関する展望論文においては明確な性差は報告されていない研究の方が多い(De Los Reyes & Kazdin, 2005)。しかしながら、本研究では女子では親評定の抑うつと Short-CAS の間に有意な正の相関が得られたのに対して、男子にお

いては関連がみられなかった。7か国の臨床サンプルを対象としたメタ分析においては、不安・抑うつ症状同士の平均の関係の強さは中程度であることが報告されており(mean r=.45: Rescorla et al., 2017)、本研究の女子の結果とは一貫性がある。一方で、明確な性の効果は示されていないことから、男子の結果は特異的である可能性がある。上記の展望論文では、性差がみられる文化圏の存在の有無を特定する必要性が示唆されており(De Los Reyes & Kazdin, 2005)、今後この傾向がわが国独自のものであるのか追試をする必要がある。

本研究の限界として、まず調査対象者と調査 方法が挙げられる。本研究では、中学生のみが 対象となっている上、サンプルサイズの限界か ら学年差や年齢差を検討できていない。そのた め、より広範でより多くのサンプルを対象に追 試を行うことで、本尺度の適用範囲を広げてい くことが可能であると考えられる。また、今回 の調査会社を通じて募集された対象者による調 査結果が、一般の小中学校での調査において再 現可能であるかも検討の余地がある。今回は親 と子どもに同じ時点で回答を求めたため、両者 が完全に独立して回答できる環境が担保されて いたかは定かではない。このような家庭での調 査方法の問題が、親子の回答へ与える影響を検 討する上でも、追試が必要となるといえる。ま た、先に述べたように臨床サンプルを対象とし た調査も求められる。加えて、今後は、38項 目のSCASとのデータ比較も有益となる。今回 の大規模調査研究プロジェクトの一部という調 査方式においては, 項目の重複を考慮して SCASの調査を用いての短縮版との比較は叶わ なかったが、今後は新たに加えた項目を追記す るような形で、SCASとShort-CASの測定パラ メタを比較することで妥当性に関してより頑健 な知見を積み重ねていくことが求められる。最 後に、COSMIN (COnsensus-based Standards for the selection of health Measurement INstruments) にしたがうと、本研究において は信頼性と妥当性の一部が示された一方,再検査信頼性や弁別的妥当性,また反応性については検討されていない。特に,近年親子の心理的問題の報告の一致を検討する際には,「社会的望ましさ(social desirability)」の役割が注目されている(De Los Reyes et al., 2015)。今後こうした別の観点からの検討を重ねることによって、Short-CASの尺度としての精度や有用性がさらに明確にされていくことが望まれる。

【謝 辞】

本研究はJSPS科研費16H06406の助成を受けた。

【文献】

- Birleson, P. (1981). The validity of depressive disorder in childhood and the development of a self-rating scale: A research report. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 22, 73–88.
- Clark, L. A., & Watson, D. J. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 316–336.
- Cummings, C. M., Caporino, N. E., & Kendall, P.C. (2014). Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. *Psychological Bulletin*, 140, 816–845.
- De Los Reyes, A., Augenstein, T. M., Wang, M., Thomas, S. A., Drabick, D. A. G., Burgers, D. E., & Rabinowitz, J. (2015). The validity of the multi-informant approach to assessing child and adolescent mental health. *Psychological Bulletin*, 141, 858–900.
- De Los Reyes, A., & Kazdin, A. E. (2005). Informant discrepancies in the assessment of childhood psychopathology: A critical review, theoretical framework, and recommendations for further study. *Psychological Bulletin*, 131, 483–509.
- Elliot, A. J. & Thrash, T. M. (2010). Approach and avoidance temperament as basic dimensions of personality. *Journal of Personality*, 78, 865–906.
- Gray, J. A. (1987). *The psychology of fear and stress* (2nd ed.). New York: Cambridge University Press. Ishikawa, S., Sato, H., & Sasagawa, S. (2009). Anxiety

- disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 104–111.
- Ishikawa, S., Shimotsu, S., Ono, T., Sasagawa, S., Kondo-Ikemura, K., Sakano, Y., & Spence, S. H. (2014). A parental report of children's anxiety symptoms in Japan. *Child Psychiatry and Human Development*, 45, 306–317.
- Ishikawa, S., Takeno, Y., Sato, Y., Kishida, K., Yatagai, Y., & Spence, S. H. (2018). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale with adolescents in Japanese high schools. *School Mental Health*, 10, 275–286.
- 柿沼亨祐・田中あゆみ (2018). 接近 回避気質尺度 (ATQ) 日本語版の作成 ソーシャル・モチベーション研究, 9,34-44.
- Kendall, P. C., Krain, A., & Treadwell, K. R. H. (1999). Generalized anxiety disorders. In R. T. Ammerman, M. Hersen, & C. G. Last (Eds.), Prescriptive treatments for children and adolescents (2nd, pp. 155–172). Massachusetts: Ally & Bacon.
- Lonigan, C. J., Vasey, M. W., Phillips, B. M., Hazen, R. A. (2004). Temperament, anxiety, and the processing of threat-relevant stimuli. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 33, 8–20.
- Mash, E. J., & Hunsley, J. (2007). Assessment of child and family disturbance: A developmental-systems approach. In E. J. Mash & R. A. Barkley (Eds.), Assessment of child disorders (4th ed., pp. 3–50). New York: Guilford Press.
- Merikangas, K. R., He, J-P., Burstein, M., Swanson, S. A., Avenevoli, S., Sui, L., Benjet, C., Georgiades, K., & Swendsen, J. (2010). Life time prevalence of mental disorders in U.S. adolescents: Results from the National Comorbidity Survey Replication- Adolescents Supplement (NCS-A). Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 49, 980–989.
- 村田豊久・清水亜紀・森 陽二郎・大島祥子 (1996). 学校における子どものうつ病—Birlesonの小児期 うつ病スケールからの検討 最新精神医学—,1, 131-138.
- 並川 努・谷 伊織・脇田貴文・熊谷龍一・中根 愛・ 野口裕之・辻井正次 (2011). Birleson 自己記入式 抑うつ評価尺度 (DSRS-C) 短縮版の作成 精神医

- 学, 53, 489-496.
- Nauta, M. H., Scholing, A., Rapee, R. M., Abbott, M., Spence, S. H., & Waters, A. (2004). A parent-report measure of children's anxiety: Psychometric properties and comparison with child-report in a clinic and normal sample. *Behaviour Research and Ther*apy, 42, 813–839.
- 坂野雄二 (1988). テスト不安の継時的変化に関する 研究 早稲田大学人間科学研究, 1,31-44.
- Sarason, I. C. (1972). Experimental approaches to test anxiety: Attention and the use of information. In C. D. Spielberger (ed.), Anxiety: Current trends in theory and research, Vol.2. New York: Academic Press.
- 笹川智子・金井嘉宏・村中泰子・鈴木伸一・嶋田洋徳・坂野雄二(2004). 他者からの否定的評価に対する社会的不安測定尺度(FNE)短縮版作成の試み一項目反応理論による検討一 行動療法研究,30,87-98.
- Sawyer, M. G., Pfeiffer, S., Spence, S. H., Bond L, Graetz B, Kay D, Patton G, & Sheffield J. (2010). School-based prevention of depression: A randomised controlled study of the beyondblue schools research initiative. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 51, 199–209.
- Spence, S. H. (1998). A measure of anxiety symptoms among children. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 545–566.
- Spence, S. H., Sawyer, M. G., Sheffield, J., Patton, G., Bond, L., Graetz, B., & Kay, D. (2014). Does the absence of a supportive family environment influence the outcome of a universal intervention for the prevention of depression? *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 11, 5113–5132.
- Rescorla, L. A., Ewing, G., Ivanova, M. Y., Aebi, M., Bilenberg, N., Dieleman, G. C., Döpfner, M., Kajokiene, I., Leung, P. W., Plück, J., Steinhausen, H. C., Winkler Metzke, C., Zukauskiene, R., & Verhulst, F. C. (2017). Parent-adolescent crossinformant agreement in clinically referred samples: Findings from seven societies. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 46, 74–87.

Development, Reliability, and Validity of the Japanese Short Version of the Spence Children's Anxiety Scale for Adolescents

Shin-ichi Ishikawa 1 Ryo Ishii 2 Noriaki Fukuzumi 3 Kou Murayama 4,5 Kazuhiro Ohtani 6 Michiko Sakaki 4,5 Takashi Suzuki 7 Ayumi Tanaka 1

Faculty of Psychology, Doshisha University
Department of Psychology, Nara University of Education
Research and Education Faculty, Humanities and Social Science Cluster,
Education Unit, Kochi University
Research Institute, Kochi University of Technology
School of Psychology and Clinical Language Sciences, University of Reading
Graduate School of Education, Hokkaido University
Division of Core Studies, Kochi University of Technology

Abstract

The purpose of this study was to examine the validity and reliability of the short Japanese version of Children's Anxiety Scale (Short-CAS), which was developed based on the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS). Two hundred students (95 boys and 105 girls; mean age=14.01, SD=0.87) and their parents completed a questionnaire including the scales of anxiety, depression, temperament, and test anxiety. A factor analysis supported single factor structure of the scale. Item Response Theory (IRT) revealed that the Short-CAS have stable and accurate measurements for examinees with high anxiety symptoms. Anxiety symptoms assessed by the scale were significantly correlated with depressive mood, avoidance temperament, and test anxiety. Furthermore, the score of the Short CAS were related with parents-rated scores of depressive mood and test anxiety. Finally, clinical applicability of the Short-CAS was discussed.

Key Words: child, anxiety, short version, Item Response Theory, Spence Children's Anxiety Scale