Korean Journal of Clinical Psychology
2019. Vol. 38, No. 2, 199-214

Original Article
© 2019 Korean Clinical Psychology Association
https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006
eISSN 2733-4538

Development of the Disability Scale: A Preliminary Study in University Students

Sojung Kim[1,2] Hyae-Young Yoon[3] Jung-Hye Kwon[1†]

[1]Department of Psychology, Korea University, Seoul; [2]Department of Psychiatry, Hanyang University Seoul Hospital, Seoul; [3]Department of Psychology, Keimyung University, Daegu, Korea

This study aimed to develop the Disability Scale (DS), a scale for assessing functional impairment in individuals with mental disorders, and to preliminarily explore the psychometric properties of the DS in university students. In the first part of the study, exploratory factor analysis on DS in the university student group (N = 259) yielded five factors: "mood problems," "interpersonal problems," "self-care problems," "academic and occupational problems," and "health and family problems," for both items on the past 2 weeks and items on the past 6 months. In the second part of the study, analyses of reliability and validity of the DS were performed. The DS showed sound internal consistency, 3-week test-retest reliability, and construct validity. In addition, DS scores were significantly higher in the clinical group with anxiety and depressive disorders (N = 29), when compared with the university student group (N = 286). The DS showed positive associations with the scales for assessing functional impairment and psychological symptoms including depression and anxiety. Confirmatory factor analyses on the five-factor model of the DS resulted in favorable goodness of fit indices for both items on the past 2 weeks and items on the past 6 months. Clinical implications and limitations of this study are also discussed.

Keywords: Disability Scale (DS), reliability, validity, scale development

정신장애는 장애 특정적인 증상과 관련한 어려움뿐만 아니라 다양한 일상장면에서의 기능손상으로 인해 환자들에게 고통감을 초래한다. 미국정신의학회에서 발간한 정신장애의 진단 및 통계편람-5(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5, DSM-5)에 따르면, "정신장애는 정신 기능의 기초를 이루는 심리학적, 생물학적, 혹은 발달 과정에서의 기능 이상을 반영하는 개인의 인지, 정서 조절 또는 행동에서 임상적으로 유의미한 장애라는 특징을 가진 증후군"으로서, "대개 사회적, 직업적, 또는 다른 중요한 활동에서의 심신장애 또는 유의미한 정신적 고통과 관련되어 있다(American Psychiatric Association, 2013)"고 정의된다. 이같이 기능손상은 대부분의 정신장애의 진단에 핵심적인 요소일 뿐만 아니라, 개인이 정신건강 서비스를 필요로 하게 되는 데 중요한 결정요인이다(Goering, Lin, Campbell, Boyle, & Offord, 1996; Hambrick, Turk, Heimberg, Schneier, & Liebowitz, 2004). 일반적으로 기능손상은 증상의 유무나 심각도와 관련이 있으나(Olfson et al., 1997), 같은 진단과 심각도를 보이는 사람일지라도 기능손상의 수준은 다르게 나타날 수 있다(Schneier et al., 1994). 특히 기능손상은 개인이 현실에서 자신의 역할을 얼마나 무리 없이 잘 수행하고 있는지를 반영하므로, 정신장애를 경험하는 사람들에서의 증상 심각도와 더불어 기능손상에 대한 체계적인 평가가 이루어져야 한다는 합의들이 증가하고 있다(Rapaport, Clary, Fayyad, & Endicott, 2005).

정신장애를 경험하는 사람들은 비임상적인 지역사회 성인들에 비해 다양한 일상 기능에서 손상을 보인다. 먼저, 우울장애의 경우, 세계 질병 부담(Global Burden of Disease, GBD) 연구 결과, 2000년 기준으로 가장 사회적으로 부담이 많이 되는 3번째 질환에 오를 정도로 개인적, 사회적 차원의 어려움과 관련이 되는 장애이다. 주요우울장애, 기분저하증, 만성적 혹은 이중우울증을 가진 사람들의 경우, 심각한 기능손상을 경험하는 비율이 낮게는 60%에서 높

†Correspondence to Jung-Hye Kwon, Department of Psychology, Korea University, 145 Anam-ro, Seungbuk-gu, Seoul, Korea; E-mail: junghye@korea.ac.kr

Received Jan 8, 2019; Revised Apr 9, 2019; Accepted Apr 9, 2019

Portions of this manuscript were presented at the Conference of Korean Clinical Psychology Association, April, 2016, Chuncheon, Korea.

www.kci.go.kr

게는 80%에까지 이르며, 일반 지역사회 성인집단과 비교했을 때 신체적 건강, 직업적 기능, 대인관계 등 모든 영역에서 낮은 수준의 적응을 보인다(Pyne et al., 1997; Rapaport et al., 2005). 우울장애에 이어 두 번째로 흔한 정신건강 문제인 불안장애의 경우 또한 기능, 생산성, 건강관리 비용 등의 상당한 손상과 관련되는 것으로 나타났다(Kroenke et al., 2007). 공황장애, 사회불안장애, 외상후스트레스 장애 집단은 삶의 질이 일반 지역사회집단에 비해 매우 저조하며, 심각한 손상을 경험하는 비율도 낮게는 20%에서 높게는 60%에 이르고 있었다(Hollifield et al., 1997; Rubin et al., 2000; Rapaport et al., 2005; Safren, Heimberg, Brown, & Holle, 1996). 더불어 성격장애도 환자들의 다양한 일상적 기능을 저하시키는 것으로 나타났다. Skodol 등(2002)의 연구에 따르면, 조현형, 경계성, 회피성, 강박성 성격장애가 있는 사람들에서의 기능손상이 주요우울장애가 있는 사람들에서의 손상보다 더 심각한 수준으로 나타났으며, 조현형 및 경계성 성격장애와 같이 더욱 심각한 유형에 해당하는 경우, 기능적 수준도 비례하여 저조하다는 점이 시사되었다.

한편, 국내의 연구들에서도 다양한 정신장애가 심각한 기능손상과 관련이 있음이 확인되었다. 최근 지역사회 정신보건센터에 내소한 정신장애 환자들을 대상으로 한 연구에서, 조현병, 양극성장애, 주요우울장애 등 다양한 심리적 질환이 있는 환자들의 경우, 비임상집단에 비해 직업, 가족관계, 대인관계, 일상생활, 사회활동에서의 기능이 유의하게 저하되어 있는 것으로 나타났다(Park, Kim, Hoe, Park, & Bae, 2014). 또한 종합병원 정신과에 내원한 환자들 중 정신증적 장애가 있는 환자들을 배제한 연구에서도, 우울장애, 양극성장애, 불안장애, 신체형 장애, 알코올사용장애 등으로 진단된 환자집단이 비임상 대조집단에 비해 유의하게 더 심각한 기능손상을 보인다는 결과가 얻어졌다(Park & Kim, 2010). 이러한 국내외의 연구들을 종합할 때, 심리적 장애가 있는 경우, 다양한 측면에서의 기능적 저하가 발생한다는 점이 확인되었으며, 이러한 기능상의 어려움을 전반적이고 체계적으로 평가하는 것이 환자의 상태에 대한 다면적 이해를 가능하게 할 뿐만 아니라, 치료 이후 일상생활에서의 적응 수준을 판단할 수 있을 것이라는 점이 시사된다(Goering et al., 1994).

정신장애가 있는 사람들의 상태를 평가하기 위한 다양한 임상적 평가도구들이 존재하며, 특히 객관적인 증상 심각도나 주관적인 심리적 불편감을 측정하는 도구들은 여러 장애에 걸쳐 매우 다양하게 개발되었다(예: Beck 우울척도, Hamilton 우울증 평가척도, Hamilton 불안 척도, Clinical Global Impressions Scale 등). 증상에 대한 평가도구에 비해 상대적으로 개발이 늦었으나, 2000년대 이후로는 환자의 일상적 기능을 평가하기 위한 도구들도 본격적으로 개발되기 시작하였다. 이때까지 개발된 대표적인 기능평가 도구들로 총괄기능평가 척도(Global Assessment of Functioning, GAF), Sheehan 기능손상 척도(Sheehan Disability Scale, SDS), 세계보건기구 기능손상평가척도(World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0, WHODAS 2.0) 등을 들 수 있다.

먼저, 총괄기능평가 척도(GAF)는 정신장애 환자의 전반적인 기능을 평가하기 위해 개발된 가장 대표적인 임상가용 평정도구로서, 국내에서는 Yi, Chung, Lee와 Lee(2003)에 의해 타당화된 바 있다. 0점에서 100점 사이의 간편한 수치를 통해 환자의 상태를 파악할 수 있다는 경제적 측면이 있음에도 불구하고, 증상과 기능을 병행적으로 기술하고 있어 기능평가도구로 적합하지 못하다는 비판을 받았으며(Bae, 2009; Son, 1996), 신뢰도와 타당도가 낮다는 심리측정적 측면에서의 비판 또한 존재하였다(Clark & Fallowfield, 1986; Lee et al., 2006; Min, Kim, Suh, & Kim, 2000).

Sheehan 기능손상 척도(SDS)의 경우, 기능손상을 측정하기 위해 Sheehan(1983)이 개발한 척도로 임상현장에서 널리 사용되고 있다. 총 3문항으로 구성되며, 각 문항은 지난 한 주 동안 경험한 직업, 대인관계와 여가, 가족과 가사일에 대한 손상을 측정한다. 절약적이라는 장점의 이면에, 도출된 정보와 내용영역의 특정성(specificity)이 부족하고, 구체적인 평가 기준이 부재하여 측정된 기능 점수를 해석하는 데 애매하다는 문제가 있다. 더욱이, 현재 상태의 장해에 대해서만 측정하므로 개인이 과거에 비해 더 나아졌는지 혹은 악화되었는지에 대한 정보를 제공할 수 없다는 한계점이 있다(Hambrick et al., 2004).

마지막으로 세계보건기구 기능손상평가척도(WHODAS 2.0)는 최근 30일 동안 건강/정신건강 상태로 인해 경험하는 어려움에 대해 응답하도록 제작된 척도로, 문항 수(36문항, 12문항)와 실시대상자(자기보고식, 보호자 보고식, 임상가 평정식)에 따른 다양한 버전이 존재한다. DSM-5에는 36문항 버전의 자기보고식 척도가 수록되어 있으며, 이해력 및 의사소통, 이동능력, 자기관리, 사교활동, 일상생활(집안일, 학교/직장) 및 사회참여의 총 6영역에서의 기능저하를 측정한다. DSM-5의 기능손상 연구집단에서 현존하는 기능손상 척도 중 임상장면에서의 정기적 사용에 가장 적합한 척도로 추천한 신뢰롭고 타당한 도구이나(American Psychiatric Association, 2013; Gold, 2014), 병전기능 수준이 높은 사람들에서의 기능손상 탐지에 예민하지 못하고, 도출된 총점 및 각 항목에서의 점수에 대한 규준적 해석이 어렵고, 내적 타당도가 낮다는 제한점이 있다(Von Korff, Andrews, & Delves, 2011). 또한 최근 한 달에 대한 평가를 측정하여 환자의 장기적인 측면에서의 적응수준을 파악하기가 어려우며, 심리적인 어려움을 겪는 환자들에서 흔히 나타날

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006

수 있는 부정적 정서의 경험이나 자살, 음주 및 중독적 행동 등에 대한 평가가 어렵다는 것이 아쉬운 점이다.

국내에서는 앞서 소개한 총괄기능평가 척도, Sheehan 기능손상 척도 및 세계보건기구 기능손상평가척도를 번안, 타당화하여 제작된 한국판 척도들이 있으며(Lee, Shin, Shin, & Yang, 2017; Park & Kim, 2010; Yoon et al., 2004), 우리나라 임상집단을 대상으로 독자적으로 개발된 척도들도 존재한다. 대표적으로 전반적 사회 기능 척도(General Social Functioning Scale, GSFS; Park et al., 2014), 정신장애인 기능평가 척도(Functional Assessment Scale, FAS; Son, Park, Choi, Lee, & Bae, 2001), 정신장애인 기능평가 척도 단축형(Short-form Functional Assessment Scale, FAS-S; Bae, 2009) 등을 들 수 있으며, 상기 척도들은 지역사회 정신장애인이나 만성화된 정신증 환자들의 전반적 혹은 사회적 기능 수준을 평가하기 위한 목적에서 개발된 경우가 많았다. 또한 측정문항이 지나치게 많거나(Son et al., 2001), 사회적 기능과 관련한 제한된 영역에 대한 측정만이 가능하다는 한계(Bae, 2009; Park et al., 2014)가 있었다. 또한 실질적인 적용의 측면에서도, 기능손상을 측정하기 위해 개발된 척도들은 크게 신체장애(Magistrale et al., 2015; Zhao et al., 2013), 신경인지장애(Carlozzi et al., 2015; Cooper, Sagar, Jordan, Harvey, & Sullivan, 1991), 발달장애 등(Canino, Fisher, Alegria, & Bird, 2013)으로 인한 기능손상을 측정하고자 하는 목적에서 활용된 경우들이 많았다.

반면, 기분장애나 불안장애 및 성격장애 등 현실검증력이 유지되고 상대적으로 독립적 생활이 가능하지만 정서적 어려움을 경험하는 사람들에게 적합한 기능평가 도구는 제한되어 있는 실정이다. 삶의 기능의 경우, 개인의 주관적 지각뿐만 아니라 삶의 독립적인 부분들을 측정할 수 있고 다른 문화적 배경을 가진 사람에 대해서도 신뢰성과 타당성을 가져야 한다(Kuyken, Orley, Hudelson, & Sartorius, 1994)는 점을 고려할 때, 국내의 다양한 정서적 어려움을 가진 사람들의 전반적인 기능을 평가하기 위한 한국형 기능평가 도구가 필요하다고 사료된다. 또한 단기적, 장기적 시점 내에서의 적응수준에 대한 평가를 각각 시행함으로써, 수검자의 기능 수준의 변화에 대한 예민한 탐지가 가능할 것으로 여겨진다. 이에 본 연구에서는 심리적 어려움을 경험하는 사람들에서의 기능손상을 측정하기 위한 척도를 개발하고 심리측정적 속성을 확인하고자 한다.

방 법

연구대상

본 연구에서는 서울, 경기도, 경상도, 전라도 소재의 총 6개 대학에 재학 중인 학생들을 대상으로 연구참가자를 모집하였다. 연구참가자들은 연구에 자발적으로 자원하여 연구에 대한 설명을 들은 후 연구참여 동의서에 서명한 545명으로 구성되었다. 연구참가자들의 연령은 17세에서 61세 범위였으며, 평균연령은 22.23세(표준편차 3.45)였다. 전체 총 545명 중 성별에 대해 응답한 527명 중 여자가 417명(79.10%)이었으며, 대다수의 연구참가자가 미혼이었다(97.50%). 또한 연구 2에서는 불안장애나 우울장애로 진단된 29명이 임상 집단으로 포함되었다. 연구참가들자의 구체적인 인구통계학적 정보는 아래의 연구 1과 연구 2의 연구대상에서 기술하였다.

전체 연구절차

본 연구에서는 총 5단계에 의해 문항개발을 진행하였다. 먼저, 1단계에서는 정신장애에서의 기능손상의 개념을 파악하기 위해 문헌연구와 기존의 기능손상 관련 척도에 대한 고찰을 통해 공통개념을 파악하고 구성요소들을 정리하였다. 2단계에서는 불안장애 및 우울장애가 있는 사람들이 상담센터에서 보고한 다양한 기능손상과 관련한 호소문제들을 정리하였으며, 3단계에서는 상담센터 소속의 임상심리전문가 2인과 석사과정 연구원 3인의 반복적인 논의를 통해 파악된 핵심적인 문제영역을 문항화하고, 문제 영역의 측정 시점을 설정하였다. 논의 결과 도출된 문제 영역은 크게 6요인으로, 기분, 약물 및 행동 중독, 직업 및 경제적 기능, 대인관계와 취미생활, 건강, 자기관리였으며, 측정 시점은 단기적 시점으로는 2주, 장기적 시점으로는 6개월이 적합할 것으로 사료되었다. 단기적 시점으로서 2주의 경우, 주요우울장애에서의 삽화 기준과 같이 최근의 정서적 상태의 변화에 따른 기능 수준을 측정하는 데 적합할 것으로 사료되었고, 장기적 시점으로서 6개월의 경우 DSM-5에서의 여러 정신장애의 진단적 고려에서 만성화된 상태의 기준으로 잡고 있는 시기로서(예: 사회불안장애, 조현병 등), 비교적 장기적인 측면에서 수검자의 최근 기능수준을 파악할 수 있는 기간이라 판단하였다. 4단계에서는 3단계까지의 논의 결과, 예비적으로 제작된 29문항을 바탕으로 전국의 대학생 545명을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, 5단계에서는 서울과 대구의 상담센터에 내소한 불안장애 및 우울장애 환자 29명을 대상으로 진단을 확정하기 위한 구조화된 임상적 면접 및 설문조사를 실시하였다. 이를 바탕으로 수집된 545명의 학부생 자료는 통계프로그램(IBM SPSS 25.0)의 무작위 추출 기능을 통해 50%:50% 비율로 두 집단으로 분할하였다. 그 결과, 첫 집단으로 추출된 259명에는 연구 1의 탐색적 요인분석을, 두 번째 집단으로 추출된 286명에는 연구 2의 확인적 요인분석을 실시하였다. 무작위 추출된 두 대학생 집단에서의 인구통계학적 차이가 있는지 살펴본 결과, 두 집단의 나이, 성별, 결혼 여부 및 재학 학년에

www.kci.go.kr

서 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다, $p>.05$. 마지막으로 상담센터에 내소한 29명의 불안 및 우울장애 환자들을 추가로 모집하여 연구 2에서의 대학생 집단과의 차이를 검증하였다.

본 연구의 모든 절차는 소속 대학교 기관윤리위원회(Institutional Review Board, IRB)의 승인하에 실시되었다.

연구 1

연구대상

전국에서 모집된 대학생 545명 중 IBM SPSS 25를 통해 50%의 비율로 무작위 추출된 259명이 연구 1의 대상자로 선정되었다. 총 259명 중 성별과 결혼 여부에 대해 보고한 252명 중 198명(78.6%)이 여성이었으며, 대부분이 미혼(98.4%)이었다. 한편, 대학교 재학 학년을 보고한 235명 중 1학년이 69명(29.4%), 2학년이 98명(37.8%), 3학년이 26명(11.1%), 4학년이 42명(17.9%)이었다.

연구도구

기능손상 척도(Disability Scale, DS)

본 척도는 정서적 어려움을 경험하고 있는 사람들에서의 기능손상을 평가하기 위해 개발된 자기보고식 척도이다. 최근 2주와 최근 6개월에 해당하는 두 시점에 대해 각각 일상생활의 다양한 기능영역에서 얼마나 어려움을 경험하고 있는지 0점(전혀 일치하지 않는다)과 3점(매우 일치한다)의 4점 범위에서 응답하도록 구성되어 있다. 예비문항은 2주 시점과 6개월 시점에 각각 해당하는 29문항으로 구성되었으며, 2주 시점 29문항의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .90, 6개월 시점 29문항의 내적 일치도는 .89로 적절하였다.

자료분석

앞서 연구절차에 기술된 바와 같이 본 연구에서는 개발된 척도의 교차타당도 검증을 위해 수집된 자료를 무작위 분할하여 사용하였다. 전체 수집된 자료 중 무작위 추출된 첫 집단(50%)의 자료를 사용하여 문항분석과 탐색적 요인분석을 실시하였다. 문항 선별을 위해 예비문항들의 첨도와 왜도, 문항-총점 간 상관, 문항 제거 시 내적 일치도를 산출하였다. 이어 기능손상 척도의 구조를 탐색하기 위해, 요인수에 대한 주관적 해석가능성을 최소화하여 요인의 수에 대한 가설을 통계적으로 검증할 수 있는 최대우도법(Maximum Likelihood)을 적용하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석 시에는 요인 간 상관을 고려하여 사각회전법인 Direct Oblimin 방법을 사용하였다. 연구대상의 인구통계학적 분석과 탐색적 요인분석에는 IBM SPSS 25를 사용하였다.

결과

기능손상 척도의 예비문항 분석

제작된 예비문항의 특성을 살펴보기 위해 기초통계 분석을 시행하였다. 구체적인 예비문항의 내용은 Appendix 1에 제시하였다. Kline(1998)에 따르면 변수의 왜도가 절댓값 3 미만, 첨도가 10 미만일 경우, 자료의 분포가 정규성을 나타낸다는 것을 의미한다. 본 연구에서 기능손상 척도의 예비 문항을 대상으로 한 분석결과, 2주 시점의 29문항 중에서 상기 기준을 충족시키지 못하는 문항이 3문항으로 나타났다. 구체적으로 '8. 처방받지 않은 약을 마음대로 복용할 때가 있다(왜도 4.00, 첨도 16.75)', '11. 도박을 한다[예: 카지노에서의 도박, 돈을 걸고 하는 경마, 경륜, 경정, 로또, 토토, 사행성 온라인 게임 등](왜도 6.94, 첨도 53.18)', '19. 부부 사이가 원만하지 못하다(왜도 10.35, 첨도 115.20)'가 정규성에서 벗어나는 문항으로 분류되었다. 또한 6개월 시점의 29문항 중에서도 동일하게 '8. 처방받지 않은 약을 마음대로 복용할 때가 있다(왜도 3.96, 첨도 17.82)', '11. 도박을 한다[예: 카지노에서의 도박, 돈을 걸고 하는 경마, 경륜, 경정, 로또, 토토, 사행성 온라인 게임 등](왜도 5.26, 첨도 29.94)', '19. 부부 사이가 원만하지 못하다(왜도 7.20, 첨도 54.94)'의 총 3문항이 정규성 기준을 충족시키지 못하는 것으로 나타났다.

또한 문항-총점 간 상관분석을 시행한 결과, 2주 시점 29문항 전체에서 개별 문항과 2주 시점 총점과의 상관이 .2 이하이거나 문항-총점 간 상관이 유의하지 않은 것으로 나타난 문항은 총 3문항으로, '7. 술을 많이 마신다($r=.14$, $p<.05$)', '11. 도박을 한다[예: 카지노에서의 도박, 돈을 걸고 하는 경마, 경륜, 경정, 로또, 토토, 사행성 온라인 게임 등]($r=-.01$, $p=.83$)', '19. 부부 사이가 원만하지 못하다($r=.06$, $p=.39$)'였다. 6개월 시점의 29문항에서 문항-총점 간의 상관이 .2 이하이거나 문항-총점 간 상관이 유의하지 않은 것으로 나타난 문항은 '11. 도박을 한다[예: 카지노에서의 도박, 돈을 걸고 하는 경마, 경륜, 경정, 로또, 토토, 사행성 온라인 게임 등]($r=.00$, $p=.99$)', '19. 부부 사이가 원만하지 못하다($r=.13$, $p=.05$)'의 두 문항이었다.

한편, 2주 시점의 전체 29문항에 대한 내적 일치도는 .90이었으며, 29문항 전체에서 문항 제거 시 내적 일치도는 .89–.90으로 적절하였다. 또한, 6개월 시점에 해당하는 29문항에 대한 내적 일치도는 .89였으며, 29문항에서 문항 제거 시 내적 일치도는 모두 .89로 양호하였다.

이러한 기초분석 결과를 바탕으로, 예비문항 29문항 중 정규성과 전체 문항과의 상관을 고려하여 탐색적 요인분석 전에 총 4문항을 제거하였다. 구체적으로, 제거된 문항은 '7. 술을 많이 마신다', '8. 처방받지 않은 약을 마음대로 복용할 때가 있다', '11. 도박을 한다

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006

[예: 카지노에서의 도박, 돈을 걸고 하는 경마, 경륜, 경정, 로또, 토토, 사행성 온라인 게임 등]', '19. 부부 사이가 원만하지 못하다'였다.

기능손상 척도의 탐색적 요인분석

예비문항 29문항 중 부적합 문항 4문항을 제외한 총 25문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 본 척도에서는 같은 문항에 대한 측정시점이 최근 2주와 6개월로 2회 존재하여, 각각의 시점에 해당하는 25문항에 대한 탐색적 요인분석을 별도로 진행하였다.

요인분석을 위한 자료표집의 적합성을 보여주는 KMO값이 2주 시점에 .89였으며, 6개월 시점에도 .89로 적절하였다(Hutcheson & Sofroniou, 1999). Barlett의 구형성 검정 결과에서도 2주 시점과 6개월 시점에 모두 유의한 수준으로 나타나, 본 연구 자료가 요인분석에 적합한 것으로 판단되었다, 2주 시점: $\chi^2(300, N=245)=2{,}500.50$, $p<.001$, 6개월 시점: $\chi^2(300, N=241)=2{,}276.54$, $p<.001$. 이에 최대우도법을 적용하여 기능손상 척도에 대한 탐색적 요인분석을 실시하였으며, 요인 간 상관을 고려하여 사각회전법인 Direct Oblimin을 사용하였다. 요인추출의 기준으로는 특정문항의 요인부하계수가 .30 이상으로, 한 요인과 다른 요인과의 요인부하계수의 차이가 적어도 .10 이상이 되어야 한다는 두 조건을 사용하였다(Floyd & Widaman, 1995).

먼저, 요인수를 지정하지 않고 고유치가 1 이상인 요인이 도출되도록 시행한 분석에서 2주 시점과 6개월 시점에 해당하는 25문항에서 각각 고유치가 1 이상인 7요인이 도출되었다. 그러나 7요인 구조모형을 적용하는 경우, 전체 문항 수에 비해 요인 수가 다소 많고 패턴행렬에서의 각 요인의 설명력이 저조하여, 수정의 필요성이 제기되었다. 또한 문항개발 단계에서 가정하였던 6요인 구조모형의 경우에도 요인별 문항의 적합도나 2주와 6개월 시점에서의 요인별로 포함된 문항의 일관성이 떨어지는 등 구조의 안정성이 의심되었다. 반면, 5요인 구조의 경우, 스크리 도표와 요인 부하량 및 두 시점별 요인구조상의 일관성 등을 종합적으로 고려할 때, 본 척도에 상당히 적합한 것으로 사료되었다. 이에 요인 수를 5개로 지정하여 탐색적 요인분석을 다시 실시하였다.

분석 결과, 25문항에 대한 5요인 구조의 적합도는 2주 시점을 기준으로 $\chi^2(185)=315.67$, $p<.001$이었으며, 6개월 시점에서 $\chi^2(185)=322.81$, $p<.001$로 나타났다. 먼저, 2주 시점 25문항에서의 5요인은 전체 변량의 56.25%를 설명하였으며, 5요인 각각의 고유치는 8.13, 1.82, 1.62, 1.30, 1.19로 나타났다. 요인 1은 1, 3, 4, 5, 26번 문항으로 구성되었으며 '정서적 어려움'으로 명명되었다. 요인 2는 9, 17, 18, 20, 21번 문항으로 구성되었으며, '대인관계적 어려움'으로 명명되었다. 요인 3은 27, 28, 29번 문항으로 '자기관리의 어려움'과 관련되어 있었다. 요인 4는 10, 12, 13, 14번 문항으로 '학업 및 직업적 어려움'으로 명명되었고, 요인 5는 6, 16, 23, 24, 25번 문항으로 구성되어 '건강 및 가족관련 어려움'과 관련이 있었다.

한편, 6개월 시점의 25문항에 대한 분석에서의 5요인은 전체 변량의 54.50%를 설명하였으며, 5요인 각각의 고유치는 7.92, 1.73, 1.43, 1.36, 1.18로 나타났다. 6개월 시점 문항들에서의 요인 1은 1, 3, 4, 5, 6, 26번 문항으로 2주 시점의 요인 1과 유사하였고, 요인 2는 2주 시점 기준의 요인 2와 유사한 17, 18, 20, 21번 문항으로 구성되었다. 요인 3은 2주 시점의 요인 3과 동일한 27, 28, 29번 문항으로 구성되었고, 요인 4는 16, 23, 24, 25번으로 2주 시점의 요인 5와 유사하였으며, 요인 5는 10, 12, 13, 14번 문항으로 2주 시점의 요인 4와 동일하였다.

다만, 문항수준의 분석결과에서 2주 시점과 6개월 시점의 4문항('2. 매사 자신감이 없다', '9. 인터넷 게임이나 온라인 채팅 등을 과도하게 한다', '15. 경제적으로 어려움을 겪고 있다', '22. 취미나 개인적 관심사[예: 종교 활동, 스포츠 등]를 잘 즐기지 못한다')이 요인부하계수가 .30 이상, 다른 요인과의 요인부하계수의 차이가 적어도 .10 이상이 되어야 한다는 기준(Floyd & Widaman, 1995)에 부합하지 못하였다. 이에 문제가 되는 상기 4문항을 제외한 21문항을 최종문항으로 선정하였다. 또한 6번 문항('죽고 싶다는 생각을 종종 한다')의 경우, 2주 시점에는 '건강 및 가족관련 어려움'과 관련한 요인 5에 포함된 반면, 6개월 시점에는 '정서적 어려움'과 관련한 요인 1에 포함되었다. 이에 요인 내에서의 문항 간 상관을 살펴본 결과, 2주 시점의 요인 1에 해당하는 문항들과 각각 .19–.30 범위의 상관을 보였으며, 요인 5에 해당하는 다른 문항들과도 .19–.35로 큰 차이가 없는 상관계수를 나타내었다. 반면, 6개월 시점의 문항을 대상을 한 분석에서 요인 1에 해당하는 문항들과의 상관이 .29–.54 범위였으며, 요인 5에 해당하는 문항들과의 상관은 .24–.39로 상대적으로 상관이 낮은 양상이 뚜렷하게 나타났다. 이같은 결과와 더불어 자살과 관련한 문항 내용을 고려할 때, 정서적 어려움과 관련이 더 깊은 것으로 판단하여 해당 문항을 최종적으로 요인 1에 포함하였다(Table 1).

연구 2

연구대상

연구 2의 연구대상자들은 대학생 집단과 임상 집단의 두 집단으로 구성되었다. 먼저, 대학생 집단은 앞서 연구 1의 탐색적 요인분석의 대상자들과 동일한 표본에서 무작위 추출된 나머지 50%로서, 총 286명이었다. 대학생 집단은 만 17세에서 61세 범위의 연령으로 평균연령이 22.35세(표준편차 3.56)였으며, 전체 286명 중 성별에 대

www.kci.go.kr

Table 1. *Results of Exploratory Factor Analysis (N = 259)*

Items	DS_2 weeks					DS_6 months				
	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
1	**.75**	.01	.03	.05	-.02	**.48**	-.04	-.12	.02	.09
2	.30	-.30	-.11	.34	.08	.35	-.31	.15	.00	.36
3	**.71**	-.09	-.07	.01	.20	**.67**	-.05	.09	.00	.17
4	**.76**	.00	.10	-.01	-.12	**.57**	-.03	-.11	.00	-.04
5	**.50**	-.14	-.14	.09	.34	**.75**	-.09	-.02	.00	.01
6	.12	-.06	-.14	.07	**.49**	**.46**	-.04	.03	.17	.11
9	-.02	-.26	.07	-.08	.03	-.08	-.14	-.15	-.03	.14
10	.17	-.02	.06	**.52**	-.07	.21	.00	-.03	-.01	**.51**
12	.01	-.06	.01	**.59**	.10	.23	-.09	.00	-.05	**.48**
13	-.01	-.08	.23	**.58**	.02	-.06	-.21	-.15	.18	**.53**
14	.00	-.05	.02	**.61**	.24	.06	.07	-.12	.14	**.68**
15	.10	-.15	.01	.17	.08	.14	-.11	-.06	.08	**.03**
16	-.09	-.12	.05	.08	**.37**	.03	-.01	-.02	**.38**	.03
17	-.05	**-.82**	-.04	.03	.05	-.01	**-.62**	-.11	.04	.11
18	.22	**-.43**	-.02	.06	.02	.27	**-.46**	-.04	.08	-.10
20	.05	**-.71**	-.07	.20	-.12	.06	**-.90**	.01	-.08	-.08
21	.03	**-.75**	.00	.13	.00	-.02	**-.42**	.07	.16	.08
22	.27	-.14	.29	.06	.02	.25	-.02	-.14	.18	.04
23	.12	-.10	.25	-.16	**.46**	-.08	-.06	-.02	**.84**	-.06
24	.05	.05	.35	.03	**.43**	.13	-.03	-.29	**.38**	-.10
25	.03	.05	.05	.12	**.49**	.08	.00	.09	**.63**	.12
26	**.51**	.05	.12	.13	.26	**.55**	.05	-.18	.16	.10
27	.13	-.09	**.72**	.06	-.01	.15	.00	**-.82**	-.01	-.02
28	-.10	-.08	**.57**	.33	.00	.10	-.05	**-.51**	-.04	.19
29	.16	.00	**.39**	.02	.17	.03	.01	**-.40**	.22	.05
Eigen value	8.13	1.82	1.62	1.30	1.19	7.92	1.73	1.43	1.36	1.18
% Total variance explained	32.51	7.30	6.46	5.22	4.77	31.66	6.93	5.73	5.44	4.74

Note. Salient factor loadings are shown in bold.

해 응답한 275명 중 여자가 219명(76.6%)이었고, 결혼 여부에 대해 응답한 274명 중 미혼이 265명(92.7%)으로 대다수인 것으로 나타났다. 이들 중 학년을 기입한 285명 중 1학년이 93명(23.0%), 2학년이 87명(21.8%), 3학년이 30명(7.5%)이었으며, 4학년이 76명(19.0%)이었다.

한편, 임상 집단은 서울 소재 K대학의 사회불안장애 상담센터와 대구 소재 K대학의 심리학과에 내원한 성인들 중 구조화된 임상면담(Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorder, SCID-I; Han & Hong, 2000) 결과, 우울 및 불안장애로 진단된 29명으로 구성되었다. 이들의 연령은 18세에서 46세 범위로, 평균 연령은 24.93세(표준편차 5.98)였다. 임상 집단 중 여성은 20명(68.97%)이었으며, 미혼이 25명(86.21%)으로 다수를 차지하였다.

임상 집단과 대학생 집단 간의 인구통계학적 특성에 집단 간 차이가 있는지 알아보기 위해 연령에 대해 *t*-검증을 실시하였으며, 성별과 결혼 여부에 대해 χ^2 검증을 실시하였다. 그 결과, 두 집단에서 성별 비율의 차이가 없었으나, $\chi^2(1, N = 304) = 1.77$, $p = .18$, 연령과 결혼 여부에서는 근소한 차이가 나타났다, 각각 $t(296) = -3.43$, $p < .01$, $\chi^2(1, N = 303) = 7.05$, $p < .01$.

연구도구

자기보고식 척도

기능손상 척도(DS)

연구 1에서 기술한 척도와 동일한 척도이다. 연구 2의 대상자로 선정된 286명에 대한 분석에서, 2주 시점의 21문항에 대한 내적 일치도가 .90, 6개월 시점의 21문항에 대한 내적 일치도도 .90이었다.

한국판 Sheehan 기능손상 척도(SDS)

기능손상 정도를 측정하기 위해 Sheehan(1982)이 개발한 자기보

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006

고식 설문지로 총 3문항으로 이루어져 있으며, 각 항목은 0점부터 10점까지의 11단계로 나뉜다. 기준점이 '0점: 전혀', '1–3점: 약간', '4–6점: 어느 정도', '7–9점: 상당히', '10점: 매우 많이'로 이루어지며, 총점은 0–30점 범위이다. 점수가 높을수록 손상이 심각하다는 것을 의미한다. Park과 Kim(2010)에 의해 우리말로 번안 및 타당화되었으며, 정신의학과 환자들을 대상으로 한 연구에서 적절한 신뢰도와 타당도를 갖추고 있는 것으로 확인되었다. Park과 Kim(2010)의 연구에서의 내적 일치도는 .89였다. 본 연구에서의 내적 일치도는 .85였다.

역학연구센터 우울 척도(Center for Epidemiological Studies Depression Scale, CES-D)

이 척도는 일반인을 대상으로 우울증후군의 역학 연구를 위해 Radloff(1977)가 개발하였다. 본 연구에서는 Chon, Choi와 Yang(2001)이 개발한 통합적 한국판 CES-D를 사용하였다. 총 20개 문항으로 이루어져 있으며, 각 문항에 대해 지난 일주일 동안 경험한 빈도에 따라 0점(극히 드물게)에서 3점(거의 대부분) 범위의 4점 리커트 척도상에서 평가한다. Jeon 등(2001)이 보고한 내적 일치도는 .91이었다. 본 연구에서의 내적 일치도는 .91이었다.

한국판 사회적 상호작용 불안 척도(Korean version of the Social Interaction Anxiety Scale, K-SIAS)

이 척도는 사회공포증 척도(SPS)와 함께 실시하도록 Mattick과 Clarke(1998)이 제작한 척도로서, 두 사람 이상이 함께 대화하는 상황 등 사회적 상호작용에 대한 두려움을 측정한다. 본 연구에서는 Kim(2001)이 번안 및 타당화한 19문항에 Choi(2007)가 번안한 1문항을 합친 20문항을 사용하였다. 각 문항은 0점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(매우 그렇다)의 5점 리커트 척도로서, 긍정문으로 구성된 3문항은 역채점하여 총점을 계산한다. 총점은 0점에서 80점으로, 점수가 높을수록 사회적 상호작용에 대한 두려움이 높음을 의미한다. Kim(2001)이 보고한 내적 일치도는 .88–.94였다. 본 연구에서의 내적 일치도는 .92였다.

한국어판 단축형 강박증상 목록(Obsessive-Compulsive Inventory-Revised, OCI-R)

강박증상 목록(Obsessive-Compulsive Inventory, OCI)은 강박장애의 각 증상의 빈도와 증상으로 인해 야기된 고통감을 측정하기 위해 제작된 총 42문항의 7하위척도로 구성된 척도이다(Foa, Kozak, Salkovskis, Coles, & Amir, 1998). OCI-R은 원척도에서의 문항수를 축소하여 간결하게 18문항의 6하위척도로 수정한 OCI의 개정판으로서(Foa et al., 2002), 여러 연구를 통해 우수한 신뢰도와 타당도가 확인되었다(Abramowit & Deacon, 2006; Foa et al., 2002). 우리나라에서는 Woo, Kwon, Lim과 Shin(2010)에 의해 우리말로 번안 및 타당화되었다. Woo 등(2010)의 연구에서 나타난 대학생 집단에서의 내적 일치도는 .90, 강박장애 환자집단을 대상으로 한 내적 일치도는 .87이었다. 본 연구에서의 내적 일치도는 .91이었다.

한국판 자기보고형 공황장애 심각도 척도(Self-report version of Panic Disorder Severity Scale, PDSS-SR)

공황장애 심각도 척도(Panic Disorder Severity Scale, PDSS)는 공황장애를 평가하기 위해 개발된 7문항의 척도로서 우수한 신뢰도와 타당도를 가지고 있으며, 여러 연구에서 널리 사용되었다(Shear et al., 1997; 2001). PDSS-SR은 임상가용 척도인 원척도의 단점을 보완하여 비용효율적이고 정확한 공황장애 평정을 위해 개발된 자기보고식 척도이다(Houck, Spiegel, Shear, & Rucci, 2002). PDSS-SR은 다양한 연구와 임상 장면에서 사용되어 우수한 심리측정적 속성을 보이는 것으로 검증되었다. 국내에서는 Lee, Kim과 Yu(2009)에 의해 타당화되었으며, 양호한 신뢰도와 타당도를 가지는 것으로 확인되었다. Lee 등(2009)의 연구에서 나타난 내적 일치도는 .88이었다. 한편, 본 연구에서의 내적 일치도는 .89였다.

한국판 사건충격척도 수정판(Korean version of the Impact of Event Scale-Revised, IES-R-K)

Horowitz, Wilner와 Alvarez(1979)에 의해 외상관련 증상을 측정하기 위해 개발된 자기보고식 척도이다. 특히 외상과 관련한 심리적 증상 중에서도 침습 및 회피 증상을 확인하기 위해 고안되었다. 이후 Weiss와 Marmar(1997)가 과각성과 관련한 7문항을 추가하여 총 22문항으로 확장되었으며, 지난 한 주간의 증상심도를 5점 리커트 척도(0–4점) 내에서 응답하도록 고안되었다. 사건충격척도 수정판에 대한 국내외의 연구 결과 적절한 신뢰도와 타당도를 보이는 것으로 나타났으며(Eun et al., 2005; Sundin & Horowitz, 2002), Eun 등(2005)의 한국판 사건충격척도 수정판 타당화 연구에서 얻어진 문항 제거 시 내적 일치도의 범위는 .69에서 .83으로 적절하였다. 본 연구에서 얻어진 전체 문항에 대한 내적 일치도는 .95였다.

구조화된 임상적 면담(SCID-I)

미국정신의학회에서 발간한 정신장애의 진단 및 통계편람-IV(DSM-IV)의 축I 진단을 내리기 위해 개발된 표준화된 면담도구이다(First, Spitzer, Gibbon, & Williams, 2012). DSM-IV의 진단준거

www.kci.go.kr

에 따라 신뢰롭게 정신장애를 진단내릴 수 있도록 구조화된 임상적 면담도구로서 제작되었다. 본 연구에서는 Hahn과 Hong(2000)에 의해 개발된 한국판 SCID-I을 사용하였다. Hahn 등(2000)의 SCID-I 신뢰도 연구에서 보고된 검사자 간 일치도는 사회불안장애를 포함한 주요 장애에서 .70 이상으로 적절한 수준이었다.

자료분석

연구 2에서는 연구 1에서의 탐색적 요인분석 결과 도출된 5요인 구조의 21문항 기능손상 척도가 적절한 신뢰도와 타당도를 갖추고 있는지 심리측정적 속성을 확인하고자 하였다. 연구 2에서는 두 시점에서의 요인을 지칭하는 데 있어 혼란을 방지하고, 독자들의 이해를 돕기 위하여 최근 2주 시점의 요인 번호를 기준으로 요인들을 명명하고, 분석 결과를 제시하였다. 먼저, 기능손상 척도의 신뢰도 확인을 위하여 2주 시점과 6개월 시점 21문항에 대한 내적 일치도를 산출하였으며, 각 요인에서의 내적 일치도를 살펴보았다. 또한 두 시점의 문항에 대한 검사-재검사 신뢰도도 확인하였다. 이어 기능손상 척도의 총점과 각 요인별 총점이 기능손상 및 정신장애의 증상과 관련한 척도들과 상관을 보이는지 상관분석을 통해 살펴보았으며, 대학생 집단과 임상 집단 간의 기능손상 점수에서 집단 간 차이에 대해서도 확인하였다. 마지막으로 5요인 모형의 적합도 검증을 위해 최근 2주 시점의 21문항과 6개월 시점의 21문항을 대상으로 각각 IBM SPSS AMOS 24를 사용한 확인적 요인분석을 시행하였다.

결과

기능손상 척도의 신뢰도

최근 2주 시점의 21문항에 대한 내적 일치도는 .90으로 전체 21문항의 문항 제거 시 내적 일치도 수치는 .89–.90 범위로 나타났다. 요인 1 '정서적 어려움'의 내적 일치도는 .86, 요인 2 '대인관계적 어려움'의 내적 일치도는 .76이었다. 요인 3 '자기관리의 어려움'의 경우 .57, 요인 4 '학업 및 직업적 어려움'은 .79, 요인 5 '건강 및 가족관련 어려움'의 내적 일치도는 .70이었다.

한편, 6개월 시점의 21문항에 대한 내적 일치도는 .90으로, 전체 21문항의 문항 제거 시 내적 일치도 수치는 .89–.90 범위로 나타났다. 요인 1 '정서적 어려움'의 내적 일치도는 .85, 요인 2 '대인관계적 어려움'은 .75였다. 요인 3 '자기관리의 어려움'은 .60, 요인 4 '학업 및 직업적 어려움'은 .74, 요인 5는 '건강 및 가족관련 어려움'의 내적 일치도는 .69였다. 이를 통해 최근 2주 시점과 6개월 시점의 21문항에 대한 5요인 구조가 비교적 안정적인 것으로 확인되었다.

더불어 대학생 집단 38명을 대상으로 측정된 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도에서 최근 2주 시점 총점의 신뢰도는 $r = .71$, $p < .001$, 6개월 시점의 총점의 신뢰도는 $r = .54$, $p < .001$이었다.

기능손상 척도의 하위 요인 및 관련 변인과의 간 상관

기능손상 척도의 최근 2주 시점과 6개월 시점의 총점 및 하위 5요인들과 관련 척도들 간의 상관관계를 분석하였다. 전반적인 기능손상을 측정하기 위해 널리 사용되는 SDS와 기능손상과 관계될 수 있는 정신장애 증상의 측정도구로서 CES-D, SIAS, OCI-R, PDSS-SR 및 IES-R이 각각 기능손상 척도와 어떤 관련성을 보이는지 살펴보았다. 그 결과로서 Table 2의 좌하단에는 최근 2주 시점의 점수들과 관련 척도들 간의 상관을 제시하였으며, 우상단에는 6개월 시점의 점수들과 관련 척도들 간의 상관을 제시하였다. 먼저, 2주 시점에서 기능손상 척도의 총점과 하위요인들 간의 상관이 .62에서 .91 범위로 모두 유의한 것으로 나타났다. 요인 1의 경우, 총점과의 상관이 .91로 가장 높았으며, 상대적으로 요인 3의 경우, .62로 가장 낮았으나 모든 요인이 .60 이상으로 높게 나타났다. 하위요인들 간의 상관도 .31에서 .59 범위로 나타나, 각 하위요인들이 상관이 있으나, 구분되는 요인들임이 시사되었다. 또한 관련 척도들과의 상관도 모두 유의한 수준으로 나타났다. 2주 시점의 기능손상 척도의 총점은 SDS와의 상관이 .66으로 양호하였으며, CES-D와의 상관은 .80으로 상당히 높게 나타났다. 하위 요인들과 관련 척도들 간의 상관을 살펴보면, 요인 1은 CES-D와의 상관이 .81로 가장 높았으며, 요인 2는 SIAS와의 상관이 .70으로 가장 높게 나타났다. 요인 3과 요인 4 및 요인 5 또한 CES-D와의 상관이 가장 높은 것으로 나타났으며, 요인 5의 경우, IES-R과의 상관도 높은 것으로 나타났다.

6개월 시점의 기능손상 척도에서도, 총점과 하위 요인들 간의 상관이 .60에서 .88로 높게 나타났다. 요인 1과 총점과의 상관이 .88로 높았으며, 요인 3은 총점과의 상관이 .60으로 가장 낮은 상관계수를 보이고 있었다. 또한 요인 1에서 요인 5까지의 하위요인들 간의 상관의 범위 또한 .31에서 .57 범위로 2주 시점의 문항들에서 얻어진 결과와 유사한 양상이었다. 6개월 시점의 기능손상 척도의 총점과 SDS 간의 상관은 .53이었으며, CES-D와의 상관이 .66으로 가장 높게 나타났다. 요인 1은 CES-D와의 상관이 .62로 가장 높았으며, 요인 2는 SIAS와의 상관이 .68로 가장 높은 것으로 나타났다. 요인 3과 요인 4, 요인 5는 CES-D와의 상관이 각각 .32, .43, .49로 상대적으로 높게 나타났다(Table 2).

기능손상 척도에서의 집단 간 차이

기능손상 척도와 관련 척도에서 대학생 집단과 임상 집단 간의 유의한 점수차이가 있는지 *t*-검증을 시행하였다. 그 결과, 기능손상

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006

Table 2. *Correlations between the DS and Related Scales (N = 286)*

	DS_Total	DS_F1	DS_F2	DS_F3	DS_F4	DS_F5	SDS	CES-D	SIAS	OCI-R	PDSS-SR	IES-R
DS_total	-	.88**	.75**	.60**	.71**	.75**	.53**	.66**	.55**	.49**	.46**	.53**
DS_F1	.91***	-	.57**	.40**	.53**	.56**	.42**	.62**	.51**	.40**	.40**	.53**
DS_F2	.72**	.59**	-	.31**	.39**	.46**	.44**	.53**	.68**	.35**	.35**	.35**
DS_F3	.62**	.44**	.31**	-	.32**	.45**	.33**	.32**	.13*	.23**	.23**	.29**
DS_F4	.75**	.59**	.41**	.38**	-	.41**	.40**	.43**	.30**	.31**	.31**	.32**
DS_F5	.72**	.58**	.36**	.47**	.39**	-	.39**	.49**	.30**	.40**	.40**	.41**
SDS	.66**	.58**	.49**	.45**	.51**	.45**	-	.58**	.42**	.24**	.24**	.46**
CES-D	.80**	.81**	.61**	.40**	.51**	.54**	.58**	-	.56**	.34**	.34**	.50**
SIAS	.54**	.46**	.70**	.19**	.35**	.25**	.42**	56**	-	.33**	.33**	.37**
OCI-R	.44**	.39**	.38**	.29**	.27**	.31**	.32**	.39**	.44**	-	.34**	.49**
PDSS-SR	.37**	.32**	.31**	.22**	.28**	.29**	.24**	.34**	.33**	.34**	-	.35**
IES-R	.52**	.50**	.36**	.36**	.28**	.41**	.46**	.50**	.37**	.49**	.35**	-

Correlations between the DS_2 weeks and related scales (lower left triangle) and DS_6 months and related scales (upper right triangle).
Note. DS = Disability Scale; F1 = factor 1 "mood problems"; F2 = factor 2 "interpersonal problems"; F3 = factor 3 "self-care problems"; F4 = factor 4 "academic and occupational problems"; F5 = factor 5 "health and family problems"; SDS = Sheehan Disability Scale; CES-D = Center for Epidemiological Studies Depression Scale; SIAS = Social Interaction Anxiety Scale; OCI-R = Obsessive-Compulsive Inventory-Revised; PDSS-SR = Self-Report version of Panic Disorder Severity Scale; IES-S = Impact of Event Scale-Revised.
*$p < .05$. **$p < .01$. ***$p < .001$.

척도의 2주 시점과 6개월 시점의 총점과 하위요인을 비롯하여 SDS, CES-D, SIAS, OCI-R, PDSS-SR 및 IES-R의 모든 척도에서 대학생 집단에 비해 임상 집단이 통계적으로 유의한 수준에서 더 높은 점수를 나타내고 있었다. 상세한 결과는 Table 3에 제시하였다.

기능손상 척도의 확인적 요인분석

기능손상 척도의 확인적 요인분석을 시행하기 전 척도가 정규분포를 따르는지 확인하기 위해 2주 시점과 6개월 시점 각각의 21문항에 대한 첨도와 왜도를 분석하였다. 2주 시점의 전체 문항에서의 왜도의 절댓값 범위는 .16–2.76, 첨도의 범위는 .47–8.01로 적절하였다. 또한 6개월 시점의 전체 문항에서는 왜도의 범위가 .27–3.08, 첨도의 범위가 .03–10.62로 나타났다. 6개월 시점에서 다른 문항들은 모두 왜도의 절댓값 3 미만, 첨도의 절댓값 10 미만에 해당하는 기준을 충분히 충족하고 있었으나, '28. 씻거나 양치를 하는 등 스스로 위생관리를 하는 것이 힘들 때가 있다'의 문항에서만 왜도 3.08, 첨도 10.62의 경계선 수준의 값을 나타내고 있었다.

본 연구에서는 IBM SPSS AMOS 24를 사용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 모형의 적합도 분석에서는 Tucker Lewis Index (TLI), Comparative Fit Index(CFI)와 Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA)을 모형적합도의 기준으로 사용하였다. 모형적합도는 TLI와 CFI의 경우, .90 이상이면 적절하다고 보며, RMSEA의 경우, .05 이하이면 우수하며, .08 이하일 때 적합한 정도이고, .10 이하이면 좋지 않은 것으로 해석한다(Browne & Cudeck,

Table 3. *Group Differences between University Student Group and Clinical Group*

	University student group (n = 286)	Clinical group (n = 29)	t
DS_2 weeks_total	14.58 (10.19)	27.28 (14.10)	6.16***
DS_2 weeks_F1	6.00 (4.33)	9.72 (5.04)	3.84**
DS_2 weeks_F2	2.19 (2.45)	6.10 (4.02)	7.64***
DS_2 weeks_F3	1.59 (1.73)	2.59 (2.46)	2.82**
DS_2 weeks_F4	2.97 (2.59)	5.48 (3.46)	4.82***
DS_2 weeks_F5	1.83 (2.17)	3.38 (2.50)	3.62***
DS_6 months_total	14.25 (9.69)	24.66 (13.84)	5.27***
DS_6 months_F1	5.60 (3.92)	8.48 (4.93)	3.67***
DS_6 months_F2	2.51 (2.58)	5.55 (3.93)	5.71***
DS_6 months_F3	1.52 (1.70)	2.24 (2.21)	2.13*
DS_6 months_F4	2.74 (2.40)	4.93 (3.55)	4.45**
DS_6 months_F5	1.87 (2.15)	3.44 (2.67)	3.67***
SDS	8.27 (6.87)	14.90 (8.32)	4.15***
CES-D	21.93 (9.97)	29.17 (13.38)	3.60***
SIAS	27.68 (14.60)	48.34 (16.28)	6.57***
OCI-R	13.71 (11.78)	20.10 (14.39)	2.31*
PDSS-SR	1.07 (2.41)	5.21 (6.15)	7.19***
IES-R	23.75 (17.98)	40.52 (19.57)	4.43***

Note. DS = Disability Scale; F1 = factor 1 "mood problems"; F2 = factor 2 "interpersonal problems"; F3 = factor 3 "self-care problems"; F4 = factor 4 "academic and occupational problems"; F5 = factor 5 "health and family problems"; SDS = Sheehan Disability Scale; CES-D = Center for Epidemiological Studies Depression Scale; SIAS = Social Interaction Anxiety Scale; OCI-R = Obsessive-Compulsive Inventory-Revised; PDSS-SR = Self-Report version of Panic Disorder Severity Scale; IES-S = Impact of Event Scale-Revised.
*$p < .05$. **$p < .01$. ***$p < .001$.

www.kci.go.kr

Table 4. *Model Fit of 5 Factor Model of Disability Scale (N = 286)*

	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA (90% CI)
DS_2 weeks	287.06	160	.911	.938	.053 (.043–.063)
DS_6 months	297.27	160	.912	.939	.055 (.045–.065)

Note. DS = Disability Scale; TLI = Tucker-Lewis Index; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation.

1992; Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006).

연구 1의 탐색적 요인분석에서 공통적으로 확인된 5요인 모형을 최근 2주와 6개월의 두 시점에 각각 적용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, 5요인 모형은 2주 시점과 6개월 시점에서 모두 양호한 적합도를 보이는 것으로 확인되었다. 두 시점에 대한 기능손상 척도의 5요인 모형의 확인적 요인분석 결과는 Table 4에 제시하였다.

논 의

본 연구에서는 정신장애와 관련하여 경험하는 기능적인 손상을 평가하기 위한 척도를 개발하고 예비적으로 대학생 집단을 대상으로 심리측정적 속성을 확인하여 타당화하고자 하였다. 선행연구에서의 결과들과 임상장면에서 환자들이 호소하는 문제 영역들을 고려하여 총 29문항의 예비문항을 제작하였으며, 연구 1과 연구 2를 통해 최종적으로 21문항으로 구성되는 기능손상 척도의 5요인 구조를 확인하였다. 분석 결과, 기능손상 척도는 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도, 타당도 측면에서 적절한 도구임이 확인되었다. 또한 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석 모두에서 5요인 구조의 적합성이 확인되어, '정서적 어려움', '대인관계적 어려움', '자기관리의 어려움', '학업 및 직업적 어려움' 및 '건강 및 가족관련 어려움'의 5개 하위요인으로 구성되는 기능손상의 다각적 측면을 측정할 수 있는 도구라는 점이 확인되었다.

연구 1에서는 대학생 집단을 대상으로 예비적으로 구성된 29문항의 심리측정적 속성을 살펴보고 탐색적 요인분석을 통해 척도를 구성하였다. 먼저, 예비문항으로 제작된 29문항들의 내적 일치도는 최근 2주와 6개월 시점 모두에서 .90으로 적절하였으나, 자의적 투약, 도박, 부부관계와 관련한 3문항이 정규성을 충족시키지 못하고 있었으며, 도박, 부부관계 및 음주와 관련한 3문항은 문항 총점 간 상관이 .20 이하로 낮게 나타났다. 이에 해당 문항들을 배제하고 총 25문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 먼저, 요인 수를 지정하지 않은 분석에서는 최근 2주 시점과 6개월 시점 모두에서 고유치가 1 이상인 7요인이 얻어졌다. 이에 스크리 도표와 요인부하량, 2주 및 6개월 시점 간의 일치성을 고려하여 7요인, 6요인, 5요인 구조에 대해 살펴본 결과 예비문항 제작 단계에서 고려하였던 6요인 모형이나 7요인 모형의 경우, 간명성이 떨어지고 요인별 문항의 설명력이나 시점별 구성 문항의 일관성 등이 부족하여 구조의 안정성이 의심되었다. 반면, 5요인 모형은 요인 내의 구성 문항들의 설명력이나 2주 및 6개월 시점에 해당하는 문항들의 일관성 등의 지표에서 적절한 것으로 나타나, 최종적으로 5요인 모형이 본 연구집단에 가장 잘 부합하는 모형으로 판단하였다. 다만, 25문항 중 자신감, 인터넷 게임 및 온라인 채팅, 경제적 어려움 및 취미 관련 4문항이 적절한 요인부하계수를 보이지 못하여 추가로 탈락되었으며, 최종적으로 총 21문항의 기능손상 척도가 얻어졌다. 이 과정에서 탈락한 문항들에서 가장 두드러지는 특성은 약물 및 행동과 관련한 중독 문제를 측정하고자 한 4문항이 모두 포함되었다는 점이다. 기존의 기능손상과 관련한 척도에서 측정하지 않고 있으나, 우울 및 불안장애에서 높은 공병률을 보이는 중독 문제를 측정함으로써 기능손상 영역을 다각적으로 평가하고자 하였던 문항 제작 의도와는 달리, 해당 문항들의 심리측정적 속성이 안정적이지 않은 것으로 밝혀져 탈락된 것은 다소 안타까운 점이었다.

먼저, 행동적 중독과 관련하여 대학생 시기는 도박문제가 발생할 위험이 가장 높은 시기로(Schaffer, Hall, & Vander Bilt, 1999), 국내의 실태조사에서도 전체 연령대 중 20대의 도박 참여율이 69.2%로 가장 높게 나타났으며(Korea Racing Authority, 2009), 대학생에서의 최근 12개월 동안의 문제도박률이 11.1%로, 성인의 6.1%에 비해 훨씬 높은 것으로 확인된 바 있다(Kwon & Kim, 2011). 인터넷 게임 사용 역시 젊은 연령층에서 흔히 발생하는 문제로, 국내 대학생 집단에서의 인터넷 과의존이 10대에 비해서도 더 높은 15.6%로 발생하고 있었으며, 하루 평균 인터넷 이용 시간 중 게임 이용시간에서도 20대가 전 연령대 중 가장 높은 비율을 차지하였다(National Information Society Agency, 2016). 그에 비해 본 연구에서의 대학생 집단에서 도박과 인터넷 게임 및 채팅 관련 문항에 대한 긍정응답의 빈도가 매우 낮았으며, 전체 기능손상 문항과의 관련성이 낮았던 점은 본 연구에서 정서적 어려움과 관련하여 해당 영역에서의 어려움을 평정하도록 지시하고 있으며, 최근 2주와 6개월이라는 앞서 실태조사들에 비해 짧은 기간 내의 경험에 대해 질문하고 있다는 점이 원인일 가능성이 있다. 또한 대학생들에서의 도박 및 인터넷 중독 경향성이 행동활성화나 강화동기와 같이 자극추구적 특성과 관련이 높은 반면(Kim & Kwon, 2018; Kim & Suh, 2016), 본 척도에서의 문항들이 우울 및 불안 등 내현화 장애들과 매우 높은 상관을 보이고 있어, 개념적 수준에서의 관련성이 저조하였을 가능성도 시사된다.

한편, 음주문제와 관련한 선행연구들에 따르면, 대학생 집단은

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006

비교적 음주를 자주, 많이 하는 집단으로, 스트레스 상황에서 음주를 통해 대처하는 경향이 높다(for a review, Ham & Hope, 2003). 또한 우울과 불안장애를 경험하는 사람들 중 알코올 사용문제를 보이는 경우가 일반 집단에 비해 더 많으며, 이로 인해 알코올사용장애의 공병률도 높게 나타난다는 점(cf. Cornelius et al., 2004; Kessler et al., 1997; 2005)과는 달리 본 연구에서는 다른 기능손상 문항들과 알코올 관련 문제의 상관이 매우 낮게 나타났다. 이러한 결과에 대해 명확하게 설명하기는 어려우나, 대학생 집단에서의 과음을 기능저하를 초래하는 정서적 어려움으로만 설명하기에는 다양한 동기가 존재한다는 점을 고려해야 할 것으로 보인다. 대학생 집단에서 가장 흔히 보고되는 음주 동기는 사회적 동기나 강화동기로서, 사회적 상황이나 또래관계 내에서의 즐거움을 증진시키기 위한 목적으로 음주를 하는 것과 관련이 있다(for a review, Kuntsche, Knibbe, Gmel, & Engels, 2005). 또한 과음의 경우도 이같은 상황적 맥락에 따라 비교적 기능적인 측면에서 발생하는 경우들도 많은 것으로 보고되고 있다(Williams & Clark, 1998). 따라서 해당 문항이 연구자들이 가정한 기능손상의 여러 영역 중 하나로서 정서적 어려움에 대한 대처로서의 물질중독을 반영하기보다는 대학생활 중 일상적으로 발생하는 과음을 측정함으로써 다른 문항들과의 관련성이 낮게 나타났을 가능성도 시사된다. 이와 더불어 본 연구 대상자 중 여학생의 비율이 상대적으로 높았던 점 또한 과음에 대한 긍정응답이 낮게 나타나게 된 원인일 수 있다. 여성은 남성에 비해 과음이나 음주문제의 발생률이 상대적으로 낮은 집단이므로(Kim, 2017; Zilberman, Tavares, & El-Guebaly, 2004), 본 연구에서의 해당 문항의 탈락이 연구참가자 특성과 관련이 있을 가능성도 있다.

한편, 정규성과 문항 총점 상관 분석 시에 탈락된 부부관계나 자의적 투약 관련 문항의 경우, 대학생 집단에서의 상대적인 발생 빈도 자체가 낮은 것이 큰 이유일 것으로 여겨진다. 부부관계에 대한 문항의 경우, 연구참가자의 대다수(98.4%)가 미혼으로 긍정응답을 할 수 없는 조건이었다는 점이 결정적인 이유인 것으로 보인다. 자의적 투약 역시 상대적으로 대학생 집단이 상대적으로 건강한 젊은 성인들로 약물을 처방받거나 정기적으로 복용할 가능성이 낮은 점이 정규성이 확보되지 못한 이유라 여겨진다. 또한 요인분석 시 추가로 탈락된 자존감 관련 문항의 경우, 정서, 대인관계, 학업 및 직업의 여러 영역에서 중복부하되고 있으며, 경제적 어려움의 경우 모든 요인들에서의 부하량이 낮게 나타나 해당 문항들이 기능손상 특정적인 영역을 평가하지 못하고 있다는 점이 시사되었다.

연구 2에서는 최종적으로 선정된 21문항을 대상으로 확인된 5요인 구조의 안정성을 검증하고 척도의 신뢰도와 타당도를 확인하였다. 먼저, 2주 시점과 6개월 시점에 해당하는 전체 21문항의 내적 일치도는 각각 .90으로 양호하였다. 또한 하위요인들에서의 내적 일치도는 비교적 적절한 수준이었으나, 자기관리의 어려움을 측정하는 요인 3에서의 내적 일치도가 상대적으로 낮게 나타나고 있었다. 이는 아마도 요인 3에 포함되는 문항들 중 집안일의 경우 비교적 복잡한 수행이 요구되는 도구적 일상기능이나, 위생관리와 식사는 기초적 일상기능으로 수행에 요구되는 능력의 수준에 차이가 있기 때문일 것으로 여겨진다. 또한 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도의 경우, 2주 시점에 .71로 비교적 적절하였으나 6개월 시점에는 .54로 낮게 나타나, 상대적으로 최근의 짧은 기간에 대한 응답이 회고적 편향의 영향을 덜 받으며, 시점에 걸쳐 안정적으로 보고되는 것으로 사료된다.

이어, 기능손상 척도의 총점과 하위요인 및 관련 변인들과의 상관을 분석하였다. 그 결과, 기능손상 척도의 총점과 하위요인들 간의 상관이 비교적 높게 나타났으며, 하위요인들 간의 상관은 .31에서 .59수준으로, 각 하위요인들이 관련이 있으나 비교적 구분되는 내용들을 측정하고 있음이 확인되었다. 총점을 비롯하여 대부분의 하위척도들은 우울을 측정하는 CES-D와의 상관이 가장 높았으며, 이어 기능손상을 측정하는 SDS와의 상관도 높게 나타나, 전반적인 기능손상이 우울증상과의 관련성이 높다는 점이 시사되었다. 한편, 각 하위요인들을 살펴보면, 먼저, 정서적 어려움으로 명명된 요인 1은 우울과 외상후스트레스 장애와 관련이 높았으며, 대인관계적 어려움을 반영하는 요인 2는 사회불안장애와의 상관이 높게 나타났다. 자기관리의 어려움으로 명명된 요인 3은 다른 척도들과의 관련성이 낮고, 상대적으로 기능손상이나 외상후스트레스 장애와의 상관이 높게 나타나고 있어, 심각한 장애에서 발생하는 자기관리의 손상을 변별적으로 평가할 수 있다고 보인다. 요인 4의 학업 및 직업관련 어려움은 우울과의 상관이 높은 것으로 나타났으며, 요인 5에서의 건강 및 가족관련 어려움은 우울과 더불어 외상후스트레스 장애와의 관련성도 높은 것으로 나타났다. 이를 종합할 때 기능손상 척도는 적절한 타당도를 지니고 있는 척도로서, 각 하위요인들이 각기 다른 심리적 장애에서 초래되는 차별적인 어려움을 잘 반영할 수 있을 것으로 사료되었다.

또한 기능손상 척도의 총점과 하위요인 및 관련척도들에서 대학생집단과 임상 집단에서의 차이가 있는지 살펴본 결과, 전체 집단에서 유의한 집단 차이가 나타났다. 기능손상 척도의 2주와 6개월 시점 각각에서 대학생집단에 비해 우울 및 불안장애 환자들로 구성된 임상집단이 2배에 가까운 높은 총점을 보이고 있었으며, 총점을 비롯한 모든 하위요인에서 집단 간 차이가 유의한 것으로 나타나, 기능손상 척도가 정신장애를 경험하는 개인들에서의 일상적인 어려움을 잘 반영하는 것으로 여겨진다.

www.kci.go.kr

마지막으로, 연구 1에서의 탐색적 요인분석을 통해 확정된 21문항에 대한 5요인 구조의 적합성을 검증하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, 2주 시점과 6개월 시점 모두에서 양호한 모형 적합도를 확인하였다. 이에 본 연구에서 얻어진 5요인 구조가 기능손상 척도를 설명하는 데 적절한 모형임이 시사되는 바, 향후 하위 개념에 대한 연구에서도 개별 요인들을 안정적으로 적용할 수 있을 것으로 사료된다.

본 연구에서는 정신장애를 경험하는 사람들에서의 기능손상을 측정하기 위한 도구로서 기능손상 척도를 개발하고 타당화하였다. 단기적 기능손상을 측정하는 최근 2주 시점의 문항과 장기적 기능손상을 측정하는 6개월 시점의 문항을 병렬적으로 배치함으로써 정서적 어려움을 경험하는 사람들에서의 기능손상의 변화를 효과적으로 측정하고자 하였으며, 선행연구와 임상현장에서 얻어진 기능손상의 영역들을 통합하여 문항화함으로써 우리나라 인구에서 발생하는 구체적인 기능손상 문제들을 반영하고자 하였다.

다만, 본 연구에서의 제한점은 아래와 같다. 첫째, 연구 1과 연구 2에서의 주된 연구대상이 대학생 집단이었다. 연구 2에서 임상 집단이 일부 포함되기는 하였으나, 척도의 요인구조를 확인하고 문항을 확정하는 과정에서 대학생 집단을 대상으로 한 요인분석을 중점적으로 실시하였다. 이로 인해 부부관계 관련 문항의 탈락과 같이 집단 특성으로 인해 일부 문항이 탈락되었을 가능성을 배제하기 어렵다. 둘째, 최종문항 선정과정에서 탈락한 문항 중 다수가 약물 및 행동중독과 관련한 문항이었다는 점이다. 기존의 기능손상 척도들에서 반영하지 못하던 약물 및 도박, 특히 최근에 문제가 되고 있는 온라인 중독과 관련한 문항들이 문항의 정규성, 문항-총점 간 상관 및 요인부하 등의 심리측정적 기준을 충족하지 못하여 탈락하였던 점은 기능손상의 측정 영역을 확장하고자 하였던 기대에 비해 다소 실망스러운 결과였다. 이는 앞서 논의한 바와 같이 본 연구에서 정서적 어려움과 관련하여 해당 영역에서의 문제를 경험하고 있는지를 질문하였던 것과 최근 2주와 6개월이라는 비교적 최근의 제한된 기간 내에서의 행동을 조사하였던 형식상의 문제와 관련이 있을 수 있다. 또한 연구참가자 중 여성의 비율이 더 높았던 점이 행동 및 물질 중독 관련 응답의 빈도를 감소시켰을 가능성이 있다. 그러나 대학생 집단 내에서의 음주나 도박, 게임 등의 행동이 또래관계의 맥락에서 이루어지며, 성인기의 해당 행동과는 달리 아직 만성화되거나 특정한 패턴으로 고착되지 않은 상태인 점(Winters, 2003)이 전반적인 기능손상 영역들과의 관련성이 낮게 나타난 이유일 가능성도 있다. 셋째, 3주 간격 검사 재검사 신뢰도에서, 6개월 시점의 신뢰도가 .54로 낮게 나타났다는 점이다. 상대적으로 최근 2주 시점에서는 .71로 비교적 적절한 신뢰도가 얻어진 것에 비해 이 같은 결과는 장기적 측면에서의 기능수준을 보고하는 데 있어, 기억의 왜곡이나 회상의 어려움이 발생하였을 가능성을 시사한다. 다만, 본 연구에서의 결과가 대학생들과 소수의 임상 집단을 대상으로 얻어진 예비적 분석 결과인 만큼, 보다 대규모의 임상집단이나 지역사회 일반성인 집단을 대상으로 한 후속연구를 통해 기능손상 척도의 심리측정적 속성을 확인해 볼 필요가 있다. 본 연구의 참가자들은 대부분 젊은 대학생들이었으나, 전체 참가자의 연령범위는 17세에서 61세로 넓은 편이었다. 대학생 집단에서의 자연스러운 특성을 반영하고자 특이치에 해당하는 소수의 고연령 참가자들을 별도로 배제하지 않았으나, 이로 인해 연구대상의 집단 동질성이 다소 저하되었을 가능성도 있다. 따라서 향후 일반 성인 및 임상집단을 대상으로 한 적용 시에는 연령대와 임상적 수준에 따른 체계적인 표층 표집을 실시하고, 본 연구에서 확인한 21문항 버전 외에도 전체 예비문항 29문항을 시험적으로 시행하여 척도의 구조에 대한 추가적 탐색을 시행하는 것도 의의가 있을 것으로 사료된다.

그럼에도 불구하고 본 연구에서 개발된 기능손상 척도는 국내의 정신장애 환자들에서의 정서적 어려움과 더불어 발생하는 기능손상을 다각적이고 구체적으로 측정할 수 있으며, 하위요인별로 변별적인 기능손상 영역의 평가가 가능한 유용한 도구라고 여겨진다. 기존에도 삶의 질과 관련한 척도들을 통해 다양한 생활영역들에 대한 평가가 이루어졌으나, 삶의 질 척도들은 다양한 활동에서의 즐거움과 주관적인 삶의 만족을 측정하는 도구인 반면, 기능손상에 대한 척도는 객관적인 측면에서의 기능 수준을 양화한다는 점에서 명백한 차이가 있다(Rapaport et al., 2005). 특히 기능손상이 개인의 심리적 증상과 깊은 관련이 있으면서도, 증상의 심각도와는 구분되는 각 개인 고유의 현실 적응 수준을 반영한다는 의미에서(Olfson et al., 1997; Schneier et al., 1994), 기능손상의 측정치는 연구뿐만 아니라 치료 장면에서의 유용한 평가 및 개입도구로 활용될 수 있다. 따라서 본 연구를 통해 우리나라에서 정신장애와 관련하여 정서적 어려움을 경험하는 사람들에서의 기능손상을 측정할 수 있는 도구를 개발하고 타당화한 것은 상당한 의의가 있다고 여겨진다. 향후 연구들에서는 보다 다양한 연령과 임상적 증상 수준의 집단을 대상으로 기능손상 척도를 적용하여 심리측정적 속성을 탐색하고, 정서적 어려움을 경험하는 사람들에서의 삶의 어려움을 통합적으로 평가할 수 있기를 기대한다.

References

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (DSM-5®). Washington, DC: American Psychiatric Association Publishing.

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006

Abramowitz, J. S., & Deacon, B. J. (2006). Psychometric properties and construct validity of the Obsessive–Compulsive Inventory—Revised: Replication and extension with a clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders, 20*, 1016-1035.

Bae, J. K. (2009). A validation study for a short-form functional assessment scale (FAS-S) for persons with psychiatric disabilities. *Korean Journal of Clinical Psychology, 28*, 1025-1047.

Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research, 21*, 230-258.

Canino, G. J., Fisher, P. W., Alegria, M., & Bird, H. R. (2013). Assessing child impairment in functioning in different contexts: Implications for use of services and the classification of psychiatric disorders. *Open Journal of Medical Psychology, 2*, 29-34.

Carlozzi, N. E., Kratz, A. L., Downing, N. R., Goodnight, S., Miner, J. A., Migliore, N., & Paulsen, J. S. (2015). Validity of the 12-item World Health Organization disability assessment schedule 2.0 (WHODAS 2.0) in individuals with Huntington disease (HD). *Quality of Life Research, 24*, 1963-1971.

Choi, B. H. (2007). *Cognitive Behavior Group Therapy (CBGT) for social phobia*. Seoul, Korea: Sigma Press.

Chon, K. K., Choi, S. C., & Yang, B. C. (2001). Integrated adaptation of CES-D in Korea. *Korean Journal of Health Psychology, 6*, 59-76.

Clark, A., & Fallowfield, L. J. (1986). Quality of life measurements in patients with malignant disease: A review. *Journal of the Royal Society of Medicine, 79*, 165-169.

Cooper, J. A., Sagar, H. J., Jordan, N., Harvey, N. S., & Sullivan, E. V. (1991). Cognitive impairment in early, untreated Parkinson's disease and its relationship to motor disability. *Brain, 114*, 2095-2122.

Cornelius, J. R., Maisto, S. A., Martin, C. S., Bukstein, O. G., Salloum, I. M., Daley, D. C., . . . Clark, D. B. (2004). Major depression associated with earlier alcohol relapse in treated teens with AUD. *Addictive Behaviors, 29*, 1035-1038.

Eun, H. J., Kwon, T. W., Lee, S. M., Kim, T. H., Choi, M. R., & Cho, S. J. (2005). A study on reliability and validity of the Korean version of impact of event scale-revised. *Journal of Korean Neuropsychiatric Association, 44*, 303-310.

Ferrari, A. J., Charlson, F. J., Norman, R. E., Patten, S. B., Freedman, G., Murray, C. J., . . . Whiteford, H. A. (2013). Burden of depressive disorders by country, sex, age, and year: Findings from the global burden of disease study 2010. *PLoS Medicine, 10*, e1001547.

First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M., & Williams, J. B. (2012). *Structured clinical interview for DSM-IV Axis I disorders (SCID-I), clinician version, administration booklet*. Washington, DC: American Psychiatric Association Publishing.

Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment, 7*, 286-299.

Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., Hajcak, G., & Salkovskis, P. M. (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment, 14*, 485.

Foa, E. B., Kozak, M. J., Salkovskis, P. M., Coles, M. E., & Amir, N. (1998). The validation of a new obsessive–compulsive disorder scale: The Obsessive–Compulsive Inventory. *Psychological Assessment, 10*, 206-214.

Goering, P., Lin, E., Campbell, D., Boyle, M. H., & Offord, D. R. (1996). Psychiatric disability in Ontario. *Canadian Journal of Psychiatry, 41*, 564-571.

Gold, L. H. (2014). DSM-5 and the assessment of functioning: The World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0 (WHODAS 2.0). *Journal of the American Academy of Psychiatry and the Law, 42*, 173-181.

Hahn, O. S., Ahn, J. H., Song, S. H., Cho, M. J., Kim, J. K., Bae, J. N., . . . Hong, J. P. (2000). Development of Korean version of structured clinical interview schedule for DSM-IV axis I disorder: Interrater reliability. *Journal of Korean Neuropsychiatric Association, 39*, 362-372.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis (Vol. 6)*. Upper Saddle River, N.J.: Pearson Education Inc.

Ham, L. S., & Hope, D. A. (2003). College students and problematic drinking: A review of the literature. *Clinical Psychology Review, 23*, 719-759.

Han, O. S., & Hong, J. P. (2000). *Structured clinical interview schedule for DSM-IV axis I disorder: SCID-I (Research Ed.)*. Seoul, Korea: Hanampc.

Hambrick, J. P., Turk, C. L., Heimberg, R. G., Schneier, F. R., & Liebowitz, M. R. (2004). Psychometric properties of disability measures among patients with social anxiety disorder. *Anxiety Disorders, 18*, 825-839.

Hollifield, M., Katon, W., Skipper, B., Chapman, T., Ballenger, J. C., Mannuzza, S., & Fyer, A. J. (1997). Panic disorder and quality of life: Variables predictive of functional impairment. *American Journal of Psychiatry, 154*, 766-772.

Horowitz, M., Wilner, N., & Alvarez, W. (1979). Impact of Event Scale: A measure of subjective stress. *Psychosomatic Medicine, 41*, 209-218.

Houck, P. R., Spiegel, D. A., Shear, M. K., & Rucci, P. (2002). Reliability of the self-report version of the panic disorder severity scale. *Depression and Anxiety, 15*, 183-185.

Hutcheson, G. D., & Sofroniou, N. (1999). *The multivariate social scientist: Introductory statistics using generalized linear models*. London, UK: Sage.

Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R., & Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry, 62*, 593-602.

www.kci.go.kr

Kessler, R. C., Crum, R. M., Warner, L. A., Nelson, C. B., Schulenberg, J., & Anthony, J. C. (1997). Lifetime co-occurrence of DSM-III-R alcohol abuse and dependence with other psychiatric disorders in the National Comorbidity Survey. *Archives of General Psychiatry, 54,* 313-321.

Kim, H. S. (2001). *Memory bias in subtypes of social phobia* (Master's Degree). Seoul National University, Seoul, Korea.

Kim, S. (2017). *The relationship between social anxiety and alcohol related problems: Effects of drinking motives and emotion regulation* (Doctor's Degree). Korea University, Seoul, Korea.

Kim, S., & Kwon, J. H. (2018). Effects of emotion experiences and gaming motivations on internet gaming behaviors in daily life: An ecological momentary assessment study. *Korean Journal of Clinical Psychology, 37*, 573-589.

Kim, S. H., & Suh, K. H. (2016). Relationships between gambling exposure during the childhood, BAS/BIS, Irrational gambling beliefs and gambling addiction among college students. *Korean Journal of Youth Studies, 23*, 439-460.

Kline, R. B. (1998). *Principals and practice of structural equation modeling*. New York, NY. Guilford Press.

Korea Racing Authority. (2009). *Nationwide Mass Survey of Gambling Use Conditions*. Korea University Research and Business Foundation. Seoul, Korea.

Kroenke, K., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., Monahan, P. O., & Löwe, B. (2007). Anxiety disorders in primary care: Prevalence, impairment, comorbidity, and detection. *Annals of Internal Medicine, 146*, 317-325.

Kuntsche, E., Knibbe, R., Gmel, G., & Engels, R. (2005). Why do young people drink? A review of drinking motives. *Clinical Psychology Review, 25*, 841-861.

Kuyken, W., Orley, J., Hudelson, P., & Sartorius, N. (1994). Quality of life assessment across cultures. *International Journal of Mental Health, 23*, 5-27.

Kwon, B. S., & Kim, Y. H. (2011). A study of gambling addiction and its actual conditions among university students in Korea. *Mental Health & Social Work, 39*, 5-28.

Lee, E. H., Kim, J. H., & Yu, B. H. (2009). Reliability and validity of the self-report version of the Panic Disorder Severity Scale in Korea. *Depression and Anxiety, 26*, E120-E123.

Lee, H. H., Shin, E. K., Shin, H. I., & Yang, E. J. (2017). Is WHODAS 2.0 Useful for colorectal cancer survivors?. *Annals of Rehabilitation Medicine, 41*, 667-676.

Lee, J. Y., Cho, M. J., & Kwon, J. S. (2006). Global assessment of functioning scale and social and occupational functioning scale. *The Korean Journal of Psychopharmacology, 17*, 122-127.

Magistrale, G., Pisani, V., Argento, O., Incerti, C. C., Bozzali, M., Cadavid, D., . . . Nocentini, U. (2015). Validation of the World Health Organization Disability Assessment Schedule II (WHODAS-II) in patients with multiple sclerosis. *Multiple Sclerosis Journal, 21*, 448-456.

Mattick, R. P., & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 36*, 455-470.

Min, S. K., Kim, K. I., Suh, S. Y., & Kim, D. K. (2000). Development of Korean version of Life Scale (WHOQOL). *Journal of Korean Neuropsychiatric Association, 39*, 78-88.

National Information Society Agency. (2016). *The survey on internet overdependence*. Gwacheon, Korea: Ministry of Science and ICT.

Olfson, M., Fireman, B., Weissman, M., Leon, A., Sheehan, D., Kathol, R. . . . Farber, L. (1997). Mental disorders and disability among patients in a primary care group practice. *American Journal of Psychiatry, 154*, 1734-1740.

Park, B. S., Kim, Y. Y., Hoe, M. S., Park, K. J., & Bae, S. W. (2014). Development of General Social Functioning Scales for persons with psychiatric disabilities. *Journal of Social Science, 25*, 3-26.

Park, J. Y., & Kim J. H. (2010). Korean version of the Sheehan Disability Scale (SDS): Reliability and validity. *Korean Journal of Clinical Psychology, 29*, 73-81.

Pyne, J. M., Patterson, T. L., Kaplan, R. M., Gillin, J. C., Koch, W. L., & Grant, I. (1997). Assessment of the quality of life of patients with major depression. *Psychiatric Services, 48*, 224-230.

Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*, 385-401.

Rapaport, M. H., Clary, C., Fayyad, R., & Endicott, J. (2005). Quality-of-life impairment in depressive and anxiety disorders. *American Journal of Psychiatry, 162*, 1171-1178.

Rubin, H. C., Rapaport, M. H., Levine, B., Gladsjo, J. K., Rabin, A., Auerbach, M., . . . Kaplan, R. (2000). Quality of well-being in panic disorder: The assessment of psychiatric and general disability. *Journal of Affective Disorders, 57*, 217-221.

Safren, S. A., Heimberg, R. G., Brown, E. J., & Holle, C. (1996). Quality of life in social phobia. *Depression and a-Anxiety, 4*, 126-133.

Schneier, F., Heckelman, L., Garfinkel, R., Campeas, R., Fallon, B., Fallon, B. A., . . . Liebowitz, M. R. (1994). Functional impairment in social phobia. *Journal of Clinical Psychiatry, 55*, 322-331.

Shaffer, H. J., Hall, M. N., & Vander Bilt, J. (1999). Estimating the prevalence of disordered gambling behavior in the United States and Canada: A research synthesis. *American Journal of Public Health, 89*, 1369-1376.

Shear, M. K., Brown, T. A., Barlow, D. H., Money, R., Sholomskas, D. E., Woods, S. W., . . . Papp, L. A. (1997). Multicenter collaborative panic disorder severity scale. *American Journal of Psychiatry, 154*, 1571-1575.

Shear, M. K., Rucci, P., Williams, J., Frank, E., Grochocinski, V., Vander Bilt, J., . . . Wang, T. (2001). Reliability and validity of the Panic Disorder Severity Scale: Replication and extension. *Journal of Psychiatric Research, 35*, 293-296.

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006

Sheehan, D.V. (1983). *The Anxiety Disease*. New York, NY: Charles Scribner and Sons.

Skodol, A. E., Gunderson, J. G., McGlashan, T. H., Dyck, I. R., Stout, R. L., Bender, D. S., . . . Oldham, J. A. (2002). Functional impairment in patients with schizotypal, borderline, avoidant, or obsessive-compulsive personality disorder. *American Journal of Psychiatry, 159*, 276-283.

Son, M. J. (1996). Functional assessment: Diagnostic in psychiatric rehabilitation. *Korean Journal of Clinical Psychology, 15*, 235-254.

Son, M. J., Park, D. G., Choi, Y. H., Lee, S. H., & Bae, J. K. (2001). A study on the development of Functional Assessment Scale for persons with psychiatric disability. *Korean Journal of Clinical Psychology, 20,* 731-749.

Sundin, E. C., & Horowitz, M. J. (2002). Impact of Event Scale: Psychometric properties. *The British Journal of Psychiatry, 180*, 205-209.

Von Korff, M., Andrews, G., & Delves, M. (2011). Assessing activity limitations and disability among adults. In D. A. Regier, W. E. Narrow, E. A. Kuhl, D. J. Kupfer (Ed). *The conceptual evolution of DSM-5* (pp. 163-188). Arlington, VA: American Psychiatric Publishing, Inc.

Weiss, D. S., & Marmar, C. R. (1997) The Impact of Event Scale – Revised. In J. P. Wilson, & T. M. Keane (Eds.), *Assessing Psychological Trauma and PTSD* (pp. 399-411). New York: Guilford Press.

Williams, A., & Clark, D. (1998). Alcohol consumption in university students: the role of reasons for drinking, coping strategies, expectancies, and personality traits. *Addictive Behaviors, 23*, 371-378.

Winters, K. C. (2003). Assessment of alcohol and other drug use behaviors among adolescents, In: V. B. Wilson, & J. P. Allen. *Assessing alcohol problems: A guide for clinicians and researchers* 2nd ed. Bethesda, MD: NIAAA.

Woo, C. W., Kwon, S. M., Lim, Y. J., & Shin, M. S. (2010). The Obsessive-Compulsive Inventory-Revised (OCI-R): Psychometric properties of the Korean version and the order, gender, and cultural effects. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 41*, 220-227.

Yi, J. S., Chung, M. H., Lee, B. W., & Lee, S. I. (2003). Reliability and validity of the Korean version of Global Assessment of Functioning scale. *Korean Journal of Schizophrenia Research, 6*, 118-124.

Yoon, J. S., Kim, J. M., Shin, I. S., Yang, S. J., Zheng, T. J., & Lee, H. Y. (2004). Development of Korean version of World Health Organization Disability Assessment Schedule II (WHODAS II-K) in community dwelling elders. *Journal of Korean Neuropsychiatric Association, 43*, 86-92.

Zhao, H. P., Liu, Y., Li, H. L., Ma, L., Zhang, Y. J., & Wang, J. (2013). Activity limitation and participation restrictions of breast cancer patients receiving chemotherapy: Psychometric properties and validation of the Chinese version of the WHODAS 2.0. *Quality of Life Research, 22*, 897-906.

Zilberman, M., Tavares, H., & El-Guebaly, N. (2004). Gender similarities and differences: The prevalence and course of alcohol and other substance—related disorders. *Journal of Addictive Diseases, 22*, 61-74.

국문초록

기능손상 척도(Disability Scale)의 개발: 대학생 집단을 대상으로 한 예비 연구

김소정[1,2] · 윤혜영[3] · 권정혜[1]

[1]고려대학교 심리학과, [2]한양대학교병원 정신건강의학과, [3]계명대학교 심리학과

본 연구에서는 정신장애를 경험하는 개인들에서의 기능적 손상을 측정하기 위한 자기보고식 척도로서 기능손상 척도(Disability Scale, DS)를 개발하고 대학생 집단을 대상으로 예비적으로 타당화하고자 하였다. 연구 1에서는 대학생 집단(N=259)을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 기능손상 척도의 최근 2주 시점 및 6개월 시점 문항 모두에서 '정서적 어려움', '대인관계적 어려움', '자기관리의 어려움', '학업 및 직업적 어려움' 및 '건강과 가족관련 어려움'의 총 5요인이 도출되었다. 연구 2에서는 기능손상 척도의 신뢰도와 타당도에 대한 검증을 시행하였으며, 기능손상 척도가 적절한 내적 타당도와 더불어 검사-재검사 신뢰도를 갖추고 있는 것으로 확인되었다. 대학생 집단(N=286)과 임상 집단(N=29)을 대상으로 한 집단 차이 분석에서, 임상 집단은 대학생 집단에 비해 전체 점수가 유의미한 수준으로 더 높은 것으로 나타났다. 또한 기능손상 척도는 기능손상을 측정하는 척도 및 우울과 불안장애 관련 증상을 측정하는 척도들과의 정적인 상관을 보이고 있었다. 마지막으로, 최근 2주 시점과 6개월 시점의 문항들에 대해 각각 확인적 요인분석을 실시한 결과, 연구 1을 통해 도출된 5요인 모형의 모형 적합도가 양호한 것으로 나타났다. 이같은 결과를 바탕으로 임상적 함의와 연구의 제한점에 대해 논하였다.

주요어: 기능손상 척도(Disability Scale, DS), 신뢰도, 타당도, 척도 개발

www.kci.go.kr

Appendix 1. *Preliminary 29 Items for the Disability Scale (DS)*

No.	Items
1.	사소한 스트레스에도 쉽게 짜증이 난다.
2.	매사 자신감이 없다.
3.	기분이 저조하다.
4.	기분이 쉽게 오락가락한다.
5.	사는 것에 의욕이 없고 무기력하다고 느낀다.
6.	죽고 싶다는 생각을 종종 한다.
7.	술을 많이 마신다.
8.	처방받지 않은 약을 마음대로 복용할 때가 있다.
9.	인터넷 게임이나 온라인 채팅 등을 과도하게 한다.
10.	공부를 열심히 하기가 어렵다.
11.	도박을 한다(예: 카지노에서의 도박, 돈을 걸고 하는 경마, 경륜, 경정, 로또, 토토, 사행성 온라인 게임 등).
12.	여건이 허락함에도 불구하고 학업을 계속 하기 어렵다.
13.	직장에서 효율적으로 일하는 것에 어려움이 있다.
14.	할 수 있는 일도 제대로 해내지 못해 불이익을 겪고 있다.
15.	경제적으로 어려움을 겪고 있다.
16.	가족들과 사이가 서먹서먹하다.
17.	친구들이나 회사 동료들과 자연스럽게 어울리기가 어렵다.
18.	이성 관계에 어려움이 있다(예: 새로운 이성을 만나는 것의 어려움, 기존의 이성친구와 사이좋게 지내지 못하는 것 등).
19.	부부 사이가 원만하지 못하다.
20.	새로 사람들을 사귀기가 어렵다.
21.	지인들과 관계를 유지하는 것이 어렵다.
22.	취미나 개인적 관심사(예: 종교 활동, 스포츠 등)를 잘 즐기지 못한다.
23.	전반적으로 건강이 좋지 않다.
24.	몸을 움직이는 것이 불편하다(예: 5분 이상 걷는 것이 힘듦, 계단이나 언덕을 오르는 것이 어려움 등)
25.	이따금 통증에 시달린다(예: 두통, 치통, 복통 등)
26.	기운이 없는 것 같다.
27.	청소나 빨래, 요리와 같은 일상적인 집안일을 제대로 하기가 힘들다.
28.	씻거나 양치를 하는 등 스스로 위생관리를 하는 것이 힘들 때가 있다.
29.	끼니를 제때 챙겨먹는 것이 어렵다.

www.kci.go.kr

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.2.006