online © ML Comm
ORIGINAL ARTICLE

J Korean
Neuropsychiatr Assoc
2013;52:431-441
ISSN 1015-4817
www.knpa.or.kr

확인적 요인분석을 통한 마음건강척도의 타당화 연구

용문상담심리대학원대학교 상담심리학과,[1] 인제대학교 의과대학 서울백병원 정신건강의학교실,[2] 인제대학교 스트레스연구소[3]

이정미[1] · 배도희[2] · 우종민[2,3]

Revision of the Mental Fitness Scale : Validation and Confirmatory Factor Analysis

Jeong-Mi Lee, PhD[1], Dohee Bae, MA[2] and Jong-Min Woo, MD, MPH, PhD[2,3]

[1]Yongmoon Graduate School of Counseling Psychology, Seoul, Korea
[2]Department of Psychiatry, Seoul Paik Hospital, Inje University School of Medicine, Seoul, Korea
[3]Stress Research Institute, Inje University, Seoul, Korea

Objectives The purpose of this study was to correct the statistical errors in the previous article on "The Development of the 'Mental Fitness' Scale" (MFS) and to confirm the validity of factor structure via confirmatory factor analysis.

Methods Based on re-analysis of the factor structure of 25 preliminary items using the original dataset, we identified 22 items of the MFS and assessed test-retest reliability. Concurrent validity was assessed by correlating the new set of MFS with total scores of the Beck Depression Inventory and Positive and Negative Affect Schedule. We also performed confirmatory factor analysis (CFA) in order to verify the factor structure resulting from the exploratory factor analysis.

Results Re-analysis yielded five factors of 22 items, which is different from four factors of 20 items in the previous paper. 'Self-understanding' was added as one of the five factors. The test-retest reliability coefficients were significantly high, ranging between 0.57-0.73. Internal consistency was computed, and Cronbach's α for five factors ranged between 0.67-0.86, and was 0.91 for the total score. Concurrent validity and discriminant validity were both significant. The validity of five factor structure based on CFA was verified as root mean square error of approximation was significant.

Conclusion Based on results of confirmatory factor analysis, the validity and utility of the revised MFS was increased. **J Korean Neuropsychiatr Assoc 2013;52:431-441**

KEY WORDS Mental Fitness Scale · Confirmatory factor analysis · Reliability · Validity.

Received June 21, 2013
Revised September 14, 2013
Accepted September 15, 2013

Address for correspondence
Jong-Min Woo, MD, MPH, PhD
Department of Psychiatry,
Seoul Paik Hospital,
Inje University School of Medicine,
9 Mareunnae-ro, Jung-gu,
Seoul 100-032, Korea
Tel +82-2-2270-0063
Fax +82-2-2270-0344
E-mail jongmin.woo@gmail.com

서 론

최근 정신건강 증진이 강조되면서 긍정적 정신건강 지표를 측정할 수 있는 간편한 척도의 필요성이 꾸준히 제기되어 왔다. 이에 부응하여 여러 명의 연구자가 한 팀을 이뤄 공동의 노력으로 '마음건강척도'[1)]를 개발하고 논문으로 발표하였을 때, 많은 이들이 관심을 보였다. 하지만 자료분석과정에서 신뢰도와 타당도의 검증에 우선 순위를 두었던 까닭에, 그 취지의 시의적절함에 비해 '마음건강'이라는 구성개념이 우리나라 성인들에게 어떻게 이해되고 있는지 경험적으로 입증하고 그 분석결과를 학문적으로 검토하는 과정이 부족하였다.

이에 연구자들은 전국 규모의 규준연구를 시행하기에 앞서 척도 개발의 초기 단계에 있었던 분석 상의 제한점을 보완하고 확인적 요인분석을 시행하여 요인구조를 검증하고자 하였다. 연구자 스스로 이전 분석 결과의 부족한 점을 인정하고 이를 수정 · 보완하겠다는 판단을 내리기는 쉽지 않았고 학문적으로도 용기가 필요한 결정이었지만, 미비한 점은 한시바삐 보완해야 한국 성인의 마음건강 측정에 유용한 도구를 제작할 수 있다는 점에서 마음건강척도의 타당화 연구를 시행하고자 하였다.

20세 이상 성인 212명을 대상으로 자료를 수집하여 분석했던 Cho 등[1)]의 분석방법을 살펴보면 척도의 요인구조를 확인하기 위해 주성분분석(principal component analysis)을 실시하였으며, 고유치 1 이상의 요인만을 추출하여 20문항으로 구성된 4요인척도를 구성하였다. 그러나 척도개발 과정 중 탐색적 요인분석 단계에서 이처럼 주성분분석을 실시하는 것은 몇 가지 문제점이 있다. 첫째, 주성분분석은 요인분석(factor analysis)과 다르며, 고유분이 0인 특수한 경우에만 요인분석과 동일하다고 할 수 있다. 둘째, 주성분분석은 서

Copyright © 2013 Korean Neuropsychiatric Association

로 상관관계가 높은 여러 개의 변인들을 조합해서 그 변인들의 정보를 가능한 많이 함축하고 있는 새로운 인위적인 변인을 만들어내기 위한 기법으로, 많은 양의 자료를 단순화하고 요약 · 정리하기 위한 방법이다.[2] 따라서 주성분분석에서는 주성분(principal component)의 의미에 대해서는 관심을 두지 않는 것이 일반적이며, 주성분은 자료에 내재하는 차원에 의미를 두지 않고, 단지 원변인들의 조합체로 간주된다. 반면 요인분석에서 요인(factor)은 주성분분석의 주성분과는 달리, 관찰된 변인들과는 별개의 잠재적 변인(latent variable)을 의미한다. 즉 잠재변인과 관찰변인은 이론적으로 서로 다른 속성을 지닌 별개의 개념들인 것이다. 이러한 차이로 인해 변수의 축소가 목적일 때는 주성분분석을, 내용의 요약이 목적일 때는 공통요인모형, 즉 요인분석인 주축분석(principal axis factoring)을 실시하는 것이 바람직하다고 권고된 바 있다.[3]

이상을 고려할 때, 마음건강척도를 개발하고자 하는 연구자들의 목적에 적합한 분석방법은 주성분분석이 아니라 공통요인모형을 이용한 요인분석, 즉 주축분석이라고 할 수 있겠다. 따라서 심리측정도구로서 마음건강척도의 강건함을 확고하게 하고 이어질 후속연구를 위해서는 탐색적 요인분석의 목적에 맞게 주축분석을 통해 자료를 다시 분석할 필요가 있다고 판단하였다. 또한 분석방법과 요인추출 방법이 바뀌면 추출되는 요인구조와 문항의 구성 또한 달라지므로, 검사-재검사 신뢰도 및 공인타당도 역시 재분석하여 보고해야 할 것이다. 이러한 배경 하에 본 연구에서는 공통요인모형인 주축분석을 통해 마음건강척도의 요인구조를 새롭게 탐색하고, 척도로서의 신뢰도 및 타당도를 재검증하고자 하였다. 또한 탐색적 요인분석의 표본과 별개로, 20세 이상의 성인 378명으로부터 새로이 자료를 얻어 탐색적 요인분석을 통해 추출한 요인구조가 새로운 표본에서도 타당하게 확인되는 지를 알아보기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다.

방 법

대 상

탐색적 요인분석 및 새롭게 구성된 마음건강척도의 검사-재검사 신뢰도, 공인타당도, 변별타당도 검증에 사용된 자료는 이전 선행연구[1]에서 수집한 것을 사용하였다. 탐색적 요인분석에 사용된 자료는 20세 이상 성인남녀 221명에게서 얻은 것으로서, 이들은 서울 및 수도권에 소재하는 5개 종합병원 근무 직원 및 관계자와 일반병실 입원환자들의 보호자들이었다. 이 중 누락 및 오 · 기입, 무작위 반응을 보인 9명의 자료를 제외하여 최종적으로 212명(남 78명, 여 134명)의 설문자료를 분석하였다. 모든 참여자들은 설문작성 이전에 연구과제 및 진행과제에 대해 충분한 설명을 듣고 연구참가 동의서를 작성하였다. 이들의 평균연령은 33.04세(SD=10.14)로 남자 평균연령은 33.29세(SD=10.37), 여자 평균연령은 32.89세(SD=10.07)였다. 검사-재검사 신뢰도를 평가하기 위해 정상군 중 무작위로 추출된 50명에게는 1차 설문시행 2주 후 동일한 예비척도를 추가 시행하였다. 분석은 응답누락이 있거나 무작위 반응을 보인 3명의 자료를 제외한 47명을 대상으로 이루어졌다. 한편 변별타당도를 위한 대조군은 서울소재 대학병원 내원 환자 중 정신증 및 기타 기질성 장애를 제외한 우울장애(n=32) 및 불안장애(n=10) 환자 42명(남 13, 여 29)을 대상으로 하였다. 상기 진단은 정신과 전문의 2인에 의해서 DSM-IV 준거에 따라 판정되었다. 이들의 평균연령은 36.70세(SD=12.67)로서 남자의 평균연령은 39.23세(SD=13.07), 여자 평균연령은 35.21세(SD=12.59)였다.

확인적 요인분석에 사용된 자료는 새로운 표본인 성인 378명으로부터 수집하였는데, 남성 221명, 여성 157명이었다. 이들의 평균연령은 36.7세(SD=7.38)로 남자 평균연령은 37.6세(SD=7.10), 여자 평균연령은 33.8세(SD=7.15)였다.

본 연구에서 분석된 표본의 인구학적 특성은 표 1에 제시하였다.

측정도구

마음건강척도

Cho 등[1]이 구성한 마음건강 예비문항을 사용하였다, Cho 등[1]은 국내외의 기존 척도들을 참고하고 20세 이상 성인 105명을 대상으로 심층면접을 실시하여 획득한 자료를 바탕으로 새로운 문항을 추가로 만들어 60개 문항목록을 작성하였다. 이후 연구자들의 조작적 정의에 따른 내용타당도를 고려하여 내용상 의미가 중복되거나 모호한 문항들을 제외하고, 총 25개의 예비문항을 선정하여 설문자료로 사용하였다. 응답방식은 각 문항에 대해 '전혀 아니다'(0점), '아니다'(1점),

Table 1. Sociodemographic characteristics of subjects

	Subjects for EFA		Subjects for CFA
	Normal (n=212)	Patients (n=42)	n=378
Sex (%)			
Male	78 (36.8)	13 (31.0)	221 (58.5)
Female	134 (63.2)	29 (69.0)	157 (41.5)
Age			
Mean (SD)	33.04 (10.14)	36.7 (12.6)	36.7 (7.38)

EFA : Explanatory Factor Analysis, CFA : Confirmatory Factor Analysis, SD : Standard deviation

'보통이다'(2점), '그렇다'(3점), '매우 그렇다'(4점)로 반응하는 Likert 방식을 사용하였다.

정적-부적 정서척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule, PANAS)

Positive Affect and Negative Affect Schedule(이하 PANAS)은 Watson 등[4]이 개인이 경험하는 정적 정서와 부적 정서를 평가하기 위해 개발한 자기보고식 척도로, 정적 정서를 나타내는 형용사 10문항, 부적 정서를 나타내는 형용사 10문항의 총 20문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 Lee 등[5]이 번안하여 타당화한 척도를 사용하였으며, 최근 1주일간 느낀 정서로 기간을 제한하였다. 각 문항이 자신에게 해당되는 정도를 5점 척도(0=전혀 그렇지 않다, 1=약간 그렇다, 2=보통 그렇다, 3=많이 그렇다, 4=매우 많이 그렇다)로 평정하게 하였다.

Beck 우울척도(BDI)

참여자들의 우울감을 평정하기 위해 Beck 우울척도(Beck Depression Inventory, 이하 BDI)를 사용하였다. BDI는 우울증상의 정도를 자가 평정하기 위해 임상장면에서 가장 널리 사용하고 있는 도구로, 임상적인 우울증상을 토대로 개발하였으며 전체 우울증의 인지적 · 정서적 · 동기적 · 신체적 증상영역을 포함하는 21문항으로 구성되어 있다.[6] 각 문항은 증상의 정도를 표현하는 구체적인 진술문으로 이루어져 있으며 0점에서 3점에 이르는 평정을 하도록 하는 척도이다. 본 연구에서는 Lee와 Song[7]이 번안하여 타당화한 한국판 BDI를 사용하였다.

통계분석

25문항으로 구성된 마음건강 예비척도의 하위 요인구조를 탐색하기 위해 SPSS Program 19.0(SPSS Inc., Chicago, IL, USA)을 사용하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 요인의 추출은 내용의 요약이 목적일 때는 공통요인모형인 주축분석이 바람직하다고 한 Lee[3]의 견해에 따라 주축분석을 실시하였다. 요인의 회전은 SPSS를 이용한 요인분석에서 일반적으로 사용되는 직각회전방식(varimax rotation)을 사용하였다.

다음으로, 마음건강척도의 신뢰도 확인을 위하여 응답자들 중 47명에게 2주 간격으로 2차 설문을 실시하여 수집한 자료를 바탕으로 Pearson's r을 산출하여 검사-재검사 신뢰도를 평가하였고, 마음건강척도 총점 및 하위척도의 내적 일치도를 평가하기 위해 Cronbach's α를 산출하였다. 또한, 마음건강척도의 타당도를 확인하기 위하여 BDI와 PANAS 등 준거척도들과의 상관분석을 통해 공인타당도를 평가하였다.

또한 변별타당도를 검증하기 위해, 정상군과 대조군의 마음건강척도 결과를 비교하였다. 이 때 유의한 집단 차이를 나타내었던 인구학적 변인(교육연한과 취업상태)이 정상군과 대조군 간의 마음건강척도 점수 차이에 미칠 가능성을 배제하기 위해 중다공변량분석(Multivariate Analysis of Covariance, 이하 MANCOVA)을 실시하였다.

끝으로, 새로운 표본으로부터 자료를 수집하여 확인적 요인분석을 실시하였고, 이를 통해 탐색적 요인분석에서 추출된 요인구조가 새로운 표본에서도 동일하게 확인되는지를 검증하였다. 확인적 요인분석을 위한 사전분석으로 마음건강척도의 구성개념별 신뢰도 계수, 문항변별도(문항-총점 간 상관), 기술통계치 등을 산출하였다. 이어 탐색적 요인분석결과 추출된 5요인구조를 새로운 표본을 통해 확인하고, 모형을 구성하는 개념의 판별타당도를 평가하기 위해 요인 간 분산검정을 실시하였다. 기술통계치와 다변량분석을 위해 SPSS 19.0을 이용하였고, 확인적 요인분석을 위해 AMOS Program 19.0을 이용하였으며, 모수추정방식으로 최대우도법(Maximum Likelihood Method)을 이용하였다.

결 과

탐색적 요인분석에 사용된 자료 표본과 확인적 요인분석에 사용된 자료 표본의 인구학적 특징은 표 1에 제시하였다. 이어, 공통요인모형을 이용한 탐색적 요인분석결과와 구조방정식모형을 이용한 확인적 요인분석결과를 제시하면 다음과 같다.

탐색적 요인분석 결과

탐색적 요인분석을 실시하기 전에, KMO 측도를 이용하여 문항들 간의 상관관계가 다른 문항에 의해 얼마나 잘 설명되는지 알아보았다. 마음건강 예비척도의 KMO 측도값은 0.89로 나타나 요인분석을 위한 문항으로서 적합한 것으로 분석되었다. 또한, 요인분석의 적합성을 나타내는 Bartlett의 구형성(sphericity) 검정치는 2009.24(df=300)였고, 이 값의 유의수준이 0.00이므로 요인분석이 가능한 공통요인이 존재하는 것으로 확인되었다.

다음으로, 마음건강 예비척도의 하위요인 및 구성타당도를 알아보기 위해 탐색적 요인분석 및 신뢰도 분석을 실시하였다. 먼저 25개 문항 전체에 대한 신뢰도분석 결과, 문항-총점 간 상관이 0.40 이하로 낮게 나온 15번('나는 웃기도 잘 하고 울기도 잘 한다.') 문항은 분석에서 제외하였다.

이후 남은 24개 문항을 대상으로 주축분석과 직각회전방법을 통한 탐색적 요인분석 결과, 7번 반복회전 하여 요인회전

이 수렴되었다(표 2). 이들 24개 문항의 총 설명량은 57.67%였으며, 각 요인별 설명량을 살펴보면 제1요인이 33.6%로 가장 높았고, 제2요인이 7.95%, 제3요인이 6.38%, 제4요인이 5.33%, 제5요인이 4.09% 순으로 나타났다. 이들 문항 가운데 요인부하값이 0.40 미만이고, 둘 이상의 요인에 0.25이상의 요인부하값을 나타낸 14번 문항('화를 다스리는 나만의 방법이 있다.')은 이후 분석에서 제거하였다. 이에, 이들 문항을 제외한 23개 문항이 이후 신뢰도 분석대상에 포함되었으나, 문항-총점 간 상관을 떨어뜨리는 것으로 밝혀진 6번 문항('나는 중요한 일부터 우선 처리한다')을 추가로 제외하고, 마음건강척도는 최종적으로 22개 문항으로 구성되었다.

각 요인별로 묶인 문항들의 공통된 특징을 살펴보고, 각 요인에 대한 명명을 하면 다음과 같다. 제1요인은 총 6문항으로 '나는 피곤해도 쉽게 활력을 되찾는다.', '나는 무엇을 하든 재미를 잘 느낀다.' 등 기본적인 활력 수준과 긍정적 태도를 반영하는 것을 알 수 있다. 이에 '정신적 에너지'(mental energy)라고 명명하였다. 제2요인은 총 6문항으로 '나는 칭찬을 잘 한다.', '나는 어려운 상황에서도 유머를 잘 한다.' 등 대인관계에서의 공감능력과 의사소통능력을 반영하는 문항들로 구성되었다. 따라서 '공감적 소통'(empathetic communication)이라 명명하였다. 제3요인은 총 5문항으로 '나는 틈틈이 잘 논다.', '나는 새로운 것에 관심이 많다.' 등 경험에 대한 개방성과 환경에 대한 적응능력을 반영하는 것을 알 수 있다. 따라서 '유연성'(flexibility)이라 명명하였다. 제4요인은 '다른 사람과 나를 비교하지 않는다.'와 '나는 지나간 일에 연연하지 않는다.'의 두 문항으로 구성되었는데, 이는 일상사건이 유발하는 정서적 경험에 얽매이지 않고 타인과 자신을 비교하지 않는 자신감을 반영해 주는 내용으로, 기존 구

Table 2. Factor analysis and item-total correlation of Mental Fitness Scale

Item	Factor loading					h^{2*}
	Factor 1 mental energy	Factor 2 empathetic communication	Factor 3 flexibility	Factor 4 self-assuarance	Factor 5 self-understanding	
4	0.70					0.59
3	0.63					0.66
16	0.62					0.58
5	0.54					0.52
2	0.49					0.53
1	0.45					0.51
6‡	0.31					0.21
24		0.72				0.55
13		0.61				0.44
12		0.59				0.54
23		0.53				0.43
25		0.49				0.32
22		0.49				0.38
14†	0.30	0.30				0.27
8			0.59			0.38
7			0.53			0.37
9			0.51			0.48
21			0.47			0.35
10			0.41			0.24
18				0.78		0.66
17				0.64		0.56
11					0.57	0.46
19					0.55	0.54
20					0.43	0.46
Total eigen values	6.21	1.47	1.18	0.98	0.81	
% of variance	33.60	7.95	6.38	5.33	4.09	
Cumulative % of variance	33.60	41.55	47.93	53.26	57.67	

* : cumulative % of variance, † : this was deleted because it was loaded on two factors at the same score, ‡ : this was deleted because it was loaded on two factors at the same score

성개념인 자존감과 높은 관련이 있어 '자기확신'(self-assurance)이라 명명하였다. 끝으로 제5요인은 총 3문항으로 '내가 어떤 감정상태인지 잘 알고 있다.', '나의 재능이 무엇인지 잘 알고 있다.' 등으로 구성되었다. 이들 문항들은 자기 자신에 대한 인식과 이해를 반영하는 것으로 생각되므로 '자기이해'(self-understanding)로 명명하였다.

마음건강척도의 신뢰도 검증 결과

문항 내적일치도 및 하위 요인 간 상관

마음건강척도 22문항 전체의 Cronbach's α값은 0.91로서 양호한 수준이었다. 다음으로, 각 하위요인을 구성하고 있는 문항들 간 내적일치도(internal consistency)는 표 3에, 각 하위영역별 문항-총점 간 상관은 표 4에 제시하였다.

Table 3. Item-total correlation & internal consistency (n=212)

Factor	Item	Corrected item-total correlation	If item-deleted Cronbach's α	Total correlation
Mental energy	1	0.62	0.85	0.86
	2	0.68	0.84	(6 items)
	3	0.70	0.83	
	4	0.65	0.84	
	5	0.62	0.85	
	16	0.69	0.84	
Empathic communication	12	0.58	0.76	0.79
	13	0.58	0.76	(6 items)
	22	0.53	0.77	
	23	0.56	0.76	
	24	0.61	0.75	
	25	0.46	0.79	
Flexibility	7	0.48	0.65	0.71
	8	0.44	0.67	(5 items)
	9	0.53	0.63	
	10	0.41	0.68	
	21	0.45	0.66	
Self-assurance	17	0.60	-	0.75
	18	0.60	-	(2 items)
Self-understanding	11	0.40	0.67	0.67
	19	0.54	0.50	(3 items)
	20	0.53	0.51	

요인분석 결과로 추출된 각 하위요인별 내적일치도를 입증하기 위한 Cronbach's α값은 제1요인(정신적 에너지, 6개 문항)은 0.86, 제2요인(공감적 소통, 6개 문항)은 0.79, 제3요인(유연성, 5개 문항)은 0.71, 제4요인(자기확신, 2개 문항)은 0.75, 제5요인(자기이해, 3개 문항)은 0.67인 것으로 나타났다. 이로써 마음건강척도의 각 하위요인을 구성하고 있는 문항들 간 동질성은 0.67~0.86 사이로 양호하였다. 요인분석과 신뢰도분석을 거쳐 최종 확정된 마음건강척도의 문항은 모두 22개이며, 문항 간 상관행렬표는 부록에 제시하였다.

또한 표 4에 제시하였듯, 하위요인들 간의 상관은 통계적으로 유의미한 수준($p<0.01$)에서 0.34~0.71의 범위로 나타났다. Anderson과 Gerbing[8]은 하위요인들 간 상관이 0.3 이상 0.7 이하일 때 구성개념 간 적절한 판별타당성이 있다고 주장한 바 있다. 이에 근거해 볼 때, 본 연구를 통해 개발된 마음건강척도의 모든 하위척도들이 이러한 조건을 충족하고 있으므로 적절한 판별타당성이 있음이 확인되었다고 하겠다.

검사-재검사 신뢰도

1차 설문을 실시한 지 2주 후 연구 참여자 중 50명을 대상으로 동일한 예비척도를 사용하여 2차 설문을 실시하였다. 이들 중 누락 및 무작위 반응을 보인 3명의 자료를 제외한 47명의 자료를 대상으로 검사-재검사 신뢰도를 산출하였고, 이를 표 5에 제시하였다. 마음건강척도 예비척도 중 최종 선정된 22문항 전체에 대해 Pearson's $r=0.73$($p<0.01$)을 얻었다. 각 하위 요인별로 살펴보면, 제1요인 '정신적 에너지' 0.66, 제2요인 '공감적 소통' 0.70, 제3요인 '유연성' 0.57, 제4요인 '자기확신' 0.62, 제5요인 '자기이해' 0.73으로 본 척도가 신뢰할만한 안정성이 있음을 확인하였다.

마음건강척도의 타당도 검증 결과

공인타당도

공인타당도 검증을 위해 척도의 하위척도 점수 및 전체 점수와 정상군 참여자들에게 병행 실시한 BDI와 PANAS와의

Table 4. Pearson correlations of the Mental Fitness subscales (n=212)

	Mental energy	Empathic communication	Flexibility	Self-assurance	Self-understanding
Mental energy	1.00				
Empathic communication	0.61**	1.00			
Flexibility	0.66**	0.54**	1.00		
Self-assurance	0.71**	0.55**	0.51**	1.00	
Self-understanding	0.58**	0.38**	0.34**	0.40**	1.00

** : $p<0.01$

상관계수를 구하였고, 이를 표 6에 제시하였다. 상관분석결과 마음건강척도와 정적 정서척도(PA)와의 총 점수 상관은 0.55로, 통계적으로 유의하였다($p<0.01$). 반면, BDI와 부적 정서척도(NA)와의 총 점수 상관은 −0.56과 −0.33이 산출되었으며, 이 또한 통계적으로 유의하였다($p<0.01$).

이로써 마음건강척도는 정적 정서와 같은 긍정적 측면의 척도와는 유의하게 높은 정적 상관이 있는 반면, 우울 및 부적 정서와 같은 부정적 측면의 척도와는 유의한 부적 상관이 있음을 알 수 있었다.

변별타당도

척도의 변별능력을 평가하기 위해 정상군과 환자군 간의 마음건강척도 점수의 집단 차이를 분석하였다. 앞서 기술했듯이 인구학적 변인들 가운데 환자군과 정상군 간에 통계적으로 유의미한 집단차이를 보였던 변인은 학력연한과 취업상태였다. 이러한 인구학적 변인에서의 집단 간 차이가 마음건강척도 점수에 영향을 미쳤을 가능성을 배제하기 위해 두 변인을 공변량으로 지정한 후에도 두 집단 간 차이가 있는지 알아보고자 중다공변량분석(MANCOVA)을 실시하였다. 그 결과, 두 변인을 통제한 후에도 척도 총 점수($F=48.77$, $df=1$, $p<0.001$) 뿐만 아니라, 제1요인 '정신적 에너지'($F=48.15$, $df=1$, $p<0.001$), 제2요인 '공감적 소통'($F=19.98$, $df=1$, $p<0.001$), 제3요인 '유연성'($F=29.29$, $df=1$, $p<0.001$), 제4요인 '자기확신'($F=29.46$, $df=1$, $p<0.001$), 제5요인 '자기이해'($F=29.44$, $df=1$, $p<0.001$) 모두에서 통계적으로 유의미하게 집단 간 차이를 보였다. 따라서 정상군이 학력연한 및 취업상태와 무관하게 환자군에 비해 통계적으로 유의미하게 높은 마음건강척도 점수를 보이는 것으로 나타났다.

Table 5. Test-retest reliability

	Test-retest correlation r* (n=47)
Mental energy	0.66**
Empathic communication	0.70**
Flexibility	0.57**
Self-assurance	0.62**
Self-understanding	0.73**
Mental Fitness total score	0.73**

* : Pearson's correlation coefficient, p<0.01

확인적 요인분석 결과

사전분석 및 기술통계치

확인적 요인분석을 실시하기에 앞서, 몇 가지 사전분석을 실시함으로써 자료들이 구조방정식모형을 통한 확인적 요인분석에 적합한 지 알아보았고, 그 결과로서 마음건강척도의 구성개념별 문항 수, 요인별 신뢰도 계수, 문항별별도(문항-총점 상관) 평균, 그리고 평균 및 표준편차를 표 7에 제시하였다.

구성개념별 신뢰도(Cronbach's α)는 척도의 집중타당도를 검토하기 위해 쓰이는 지표로서, 마음건강척도의 각 구성개념별 신뢰도는 제1요인(정신적 에너지)은 0.74, 제2요인(공감적 소통)은 0.76, 제3요인(유연성)은 0.63, 제4요인(자기확신)은 0.49, 제5요인(자기이해)은 0.52로 나타났다. 0.7 이상이면 양호하고, 0.6~0.7 사이는 수용가능하다고 한 견해[9]에 비추어 볼 때, 2~3개 문항만으로 이루어진 요인 4와 5의 신뢰도가 다소 낮게 나타나기는 했지만, 요인 1, 2, 3을 비롯한 마음건강척도의 전반적 수렴타당도는 대체로 무난하다고 판

Table 6. Pearson's correlations of the Mental Fitness Scale subscale scores with the scores of BDI and PANAS (n=212)

	Mental energy	Empathic communication	Flexibility	Self-assurance	Self-understanding
BDI	−0.59**	−0.34*	−0.44**	−0.42**	−0.38**
PA	0.55**	0.36**	0.43**	0.40**	−0.34**
NA	−0.32**	−0.18**	−0.22**	−0.23**	−0.30**

* : p<0.05, ** : p<0.01. BDI : Beck Depression Inventory, PANAS : Positive Affect Negative Affect Scale

Table 7. Internal consistency, M of item discrimination, M and SD of MFS subscales (n=378)

Factor	Number of item	Cronbach's a	Mean of item discrimination	M	SD
Mental energy	6	0.74	0.47	3.27	0.75
Empathetic communication	6	0.76	0.52	3.18	0.65
Flexibility	5	0.63	0.39	3.33	0.72
Self-assuarance	2	0.49	0.32	2.92	1.00
Self-understanding	3	0.52	0.33	3.36	0.76
Total score	22	0.89	0.55	3.21	0.58

MFS : Mental Fitness Scale, SD : Standard deviation

단된다.

문항변별도는 문항점수와 총점 간의 상관계수에 의해 추정되는 지수[10]로서 0.40 이상이면 변별력이 높은 문항이라고 한 Ebel[11]의 기준에 근거해 볼 때, 마음건강척도의 각 하위요인의 문항변별도 평균은 0.47, 0.52, 0.39, 0.32, 0.33으로 나타나 전반적으로 만족스러운 결과를 보였다. 이로써 마음건강척도의 구성개념 타당도가 수용가능한 수준인 것으로 확인되었다. 즉 본 연구에서 수집한 자료가 구조방정식모형을 통한 확인적 요인분석을 하기에 적합하다고 하겠다.

요인구조의 확인

추가로 수집한 378명의 자료를 추정표본으로 하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석결과 5개 하위요인이 추출되었던 앞선 분석결과에 근거하여 5요인모형으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 확인적 요인분석을 위해 본 연구에서 사용한 측정모형의 경로모형은 그림 1에 제시하였으며, 검증결과 얻은 합치도 지수는 표 8에 제시하였다.

모형이 실제 자료와 부합되는 정도를 평가하기 위한 합치도 지수로는, Hong[12]의 견해를 좇아 표본의 크기에 비교적 덜 민감하고 모형의 간명성을 잘 반영하는 지수인 Turker-Lewis Index(이하 TLI), Comparative Fit Index(이하 CFI), Root Mean Error of Approximation(이하 RMSEA)를 고려하였다. 표 8에 제시된 바와 같이 본 연구에서 얻어진 자료에 대한 5요인 구조모형의 합치도는 TLI=0.858, CFI=0.888, RMSEA=0.055였다. RMSEA는 통상 0.06 또는 그 이하일 경우 상당히 좋은 합치도로 보고, 0.08 이하인 경우 괜찮은 합치도로 판정된다. 또한 TLI와 CFI도 0.90 이상이 좋은 합치도 지수로 판정된다는 점을 고려할 때, 본 연구에서 상정한 5요인모형은 RMSEA는 충족하고 있지만, TLI와 CFI가 기준에 다소 못 미치는 것으로 나타났다. 공분산행렬을 이용한 확인적 요인분석 결과 얻어진 추정치들을 표 9에 제시하였다.

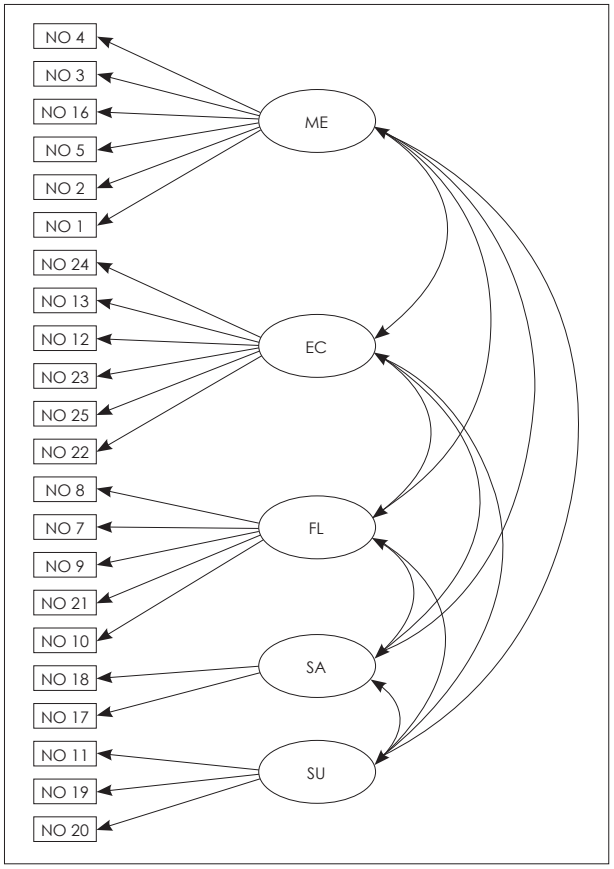

Fig. 1. Measurement Model for CFA. ME: Mental fitness, EC: Empathetic communication, FL: Flexibility, SA: Self-awareness, SU: Self-understanding.

표 9에서 보듯 마음건강척도 전체 단위에 대한 확인적 요인분석 결과, 각 하위요인별 요인계수의 비표준화 및 표준화 추정치, 그리고 C.R.값을 고려할 때 마음건강척도의 22개 문항이 5요인 구조모형으로서 손색없는 값을 나타내고 있음을 확인할 수 있다. 모든 요인계수들이 $p<0.00$수준에서 통계적으로 유의미한 값을 나타내고 있어 5요인 구조모형의 안정성을 입증한다고 하겠다.

다음으로 마음건강척도의 요인간 분산검정을 실시하였고, 그 결과를 표 10에 제시하였다. 표에서 확인할 수 있듯이, 모든 요인에 대한 p값이 유의하게 나타나 마음건강척도의 5요인모형의 단일차원성이 확인되었다.

고 찰

본 연구는 마음건강척도의 후속 연구, 즉 새로운 표본에서 얻은 자료를 토대로 마음건강척도의 확인적 요인분석과 구조모형 검증연구를 실시하기 위해서는 기존 분석의 오류를 교정할 필요성이 있다는 문제제기에서 시작되었다. 본 연구자들은 좀더 신뢰롭고 타당한 마음건강척도를 위해서 Cho 등[1]의 분석에서 발견된 문제점을 수정하여, 공통요인모형을 이용한 주축분석을 실시하였고, 다음과 같은 결론을 얻었다.

우선 공통요인모형인 주축분석을 통한 탐색적 요인분석 결과, 마음건강척도는 정신적 에너지, 공감적 소통, 유연성, 자기확신, 자기이해 등 5개 요인 총 22개 문항으로 척도가 구성되어, 선행연구에서 총 20개 문항 4개 요인으로 구성되었던 것과 차이를 보였다. 이는 선행연구자들의 분석에서 추출되지 않았던 제5요인 '자기이해' 요인이 생성되었고, 선행연구자들의 분석에서 탈락되었던 몇몇 문항들이 척도에 포함되었기 때문이다. 이전 분석에서 삭제되었던 6번('나는 중요한 일부터 우선 처리한다.'), 14번('화를 다스리는 나만의 방법이 있다.'), 그리고 15번('나는 웃기도 잘 하고 울기도 잘 한

Table 8. Goodness of Fit Index of the model

Model	Parameter	χ^2	Df	TLI	CFI	RMSEA
5 factor model	76	427.33	199	0.858	0.888	0.055

df : Degree of freedom, TLI : Turker-Lewis Index, CFI : Comparative Fit Index, RMSEA : Root Mean Error of Approximation

Table 9. CFA results of Mental Fitness Scale

Path		Unstandardized estimates	S.E.	C.R. ratio	Standardized estimates
Mental energy	→ No. 1	1.00	-		0.62
	→ No. 2	0.82	0.10	8.13***	0.50
	→ No. 3	0.95	0.09	9.73***	0.63
	→ No. 4	0.89	0.10	8.31***	0.52
	→ No. 5	0.86	0.10	8.58***	0.54
	→ No. 16	1.02	0.11	9.10***	0.58
Empathetic communication	→ No. 12	1.00			0.48
	→ No. 13	0.99	0.15	6.63***	0.45
	→ No. 22	1.19	0.13	8.70***	0.76
	→ No. 23	1.02	0.12	8.12***	0.64
	→ No. 24	1.06	0.13	8.26***	0.67
	→ No. 25	1.09	0.13	8.09***	0.64
Flexibility	→ No. 7	1.00	-	-	0.48
	→ No. 8	0.88	0.15	5.67***	0.36
	→ No. 9	1.23	0.16	7.55***	0.55
	→ No. 10	0.98	0.14	6.98***	0.48
	→ No. 21	1.18	0.13	8.52***	0.69
Self-assuarance	→ No. 17	1.00	-	-	0.63
	→ No. 18	0.73	0.14	5.21***	0.51
Self-understanding	→ No. 11	1.00	-	-	0.48
	→ No. 19	1.22	0.16	7.34***	0.58
	→ No. 20	1.12	0.16	6.83***	0.51

*** : p<0.001. C.R. ratio : Critical ratio(=estimates/SE), Fixed Index, SE : Standard error

Table 10. Variance Testing between MFS subscales

Factor	Variance	S.E.	C.R.
Mental energy	0.49	0.08	6.14***
Empathetic communication	0.29	0.06	4.59***
Flexibility	0.28	0.06	4.64***
Self-assuarance	0.66	0.16	4.16***
Self-understanding	0.25	0.06	4.29***

*** : p<0.001. MFS : Mental Fitness Scale, C.R. ratio : Critical ratio(=estimates/SE), Fixed Index, SE : Standard error

다.') 등 3개 문항은 본 연구에서도 신뢰도분석과 요인분석 과정에서 탈락하였다. 그러나 선행 연구에서 제거되었던 11번('내가 어떤 감정상태인지 잘 알고 있다.')과 21번('나는 사람 만나기를 좋아한다.') 문항은 본 연구에서는 제거되지 않고 포함되었다.

선행분석결과와의 차이점을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 제1요인인 '정신적 에너지'는 본 연구에서는 6개 문항으로 구성되었는데, 선행연구에서는 19번 문항(나의 재능이 무엇인지 잘 알고 있다)과 20번 문항(내가 원하는 것은 이루어진다고 생각한다)이 포함되어 총 8개로 보고되었던 것과 차이를 보였다. 또한 본 연구에서 이들 두 문항은 선행연구에서 탈락되었던 11번 문항(내가 어떤 감정 상태인지 잘 알고 있다)과 더불어 선행연구에서는 추출되지 않았던 제5요인인 '자기이해' 요인으로 묶였다는 점이 큰 차이라고 하겠다.

'정신적 에너지'는 기본적인 활력수준과 긍정적 태도를 반영하는 요인이다. 해당되는 문항들을 세부적으로 살펴보면 긍정적인 에너지와 열정, 낙관적 성향 등을 담고 있는데, 이들 문항들이 포괄하는 내용은 Ryan과 Frederick[13]이 말한 주관적 활력(subjective vitality) 개념과 유사하다. 주관적 활력은 열정적이고 긍정적인 에너지를 포괄하는 개념으로 피곤, 탈진 등과 반대되는 활기, 에너지 등의 신체적 요인 및 낙관성, 열정 등의 심리적 요인이 모두 포함된다. 또한 주관적 활력은 한 개인의 건강과 심리적 안녕감을 가늠할 수 있는 지표로, 활력이 높은 사람일수록 주관적 행복감과 삶의 만족도가 높은 것으로 알려져 있다.[14,15] 즉 정신적 에너지가 풍부한

사람은 신체적으로도 활기가 있으며 당면한 과제에도 열의를 다할 수 있는 긍정적 태도를 갖추고 있으며, 이 같은 특성은 마음이 건강한 상태를 반영하는 것이라 할 수 있겠다.

둘째, 제2요인인 '공감적 소통'은 6개 문항으로 구성되었는데, 선행분석과 동일한 결과를 보인 유일한 요인이다. 요인의 구성은 칭찬을 잘하고(24번 문항), 상대방의 감정 상태를 잘 파악하며(12번 문항), 상대가 기분 나쁘지 않게 거절할 수 있고(23번 문항), 하고 싶은 말을 잘 표현하는(22번 문항) 등의 문항들로 구성되었다. 따라서 '공감적 소통'이란 대인관계에서의 공감능력과 의사소통능력을 반영하는 개념으로, 공감적 소통능력이 좋은 사람은 자신의 정서 및 타인의 정서를 정확하게 이해할 수 있으며, 공감능력과 유연한 표현능력을 통해 대인관계를 원활하게 이끌어나갈 수 있을 것으로 기대된다.

이는 Salovey와 Mayer[16]가 '자신 혹은 타인의 감정과 정서를 점검하고 변별하며, 이 정보를 생각과 행동에 활용할 수 있는 능력'이라 정의한 정서지능(emotional intelligence) 개념과 유사하며, Peterson과 Seligman[17]이 '한 개인 및 타인의 안녕감과 직접적으로 관련되는 동기나 감정 등의 다양한 심리적 상태에 관한 신호인 정의적 정보를 처리하는 능력'이라 정의한 뜨거운 지능(hot intelligence) 개념과 유사하다고 하겠다. 실제로 정서지능이 높은 사람은 사회적 상호작용이 긍정적이며,[18] 갈등적이고 경쟁적인 상황에서도 타인과 긍정적 상호작용을 경험하는 경향이 있다는 것이 연구 결과 밝혀진 바 있다.[19] 즉 공감적 소통능력이 높은 사람들은 관계 속에서 정서를 인식하는 것에 능숙하고, 그러한 관계에서 정서의 의미와 타인과의 정서적 관계를 예리하게 파악한다고 하겠다.

셋째, 제3요인인 '유연성'은 선행연구자들의 분석에서는 21번 문항('나는 사람 만나기를 좋아한다.')이 탈락되어 4개 문항으로 보고되었으나, 본 연구에서는 21번 문항이 포함되어 총 5개 문항으로 구성되었다는 점에서 차이를 보였다. 이는 분석방법의 차이로 인한 것으로, 본 연구 설문에 응답한 참여자들은 사람 만나기를 좋아한다는 것은 틈틈이 잘 놀고(8번 문항), 새로운 것에 관심이 많고(7번 문항), 낯선 환경에 잘 적응하고(9번 문항), 입장 바꿔 생각하기를 좋아하는(10번 문항) 것과 같은 개념으로 인식하고 있는 것을 반영한다고 하겠다.

'유연성'이란, 환경에 대한 개방성과 인지적 유연성 및 적응능력을 반영하는 것으로 새로운 환경을 적극적으로 탐색하면서 적응할 수 있는 능력을 뜻한다. 이는 Costa와 McCrae[20]의 성격 5요인 모델 중 '경험에 대한 개방성'요인과 유사한 개념으로, 경험에 대한 개방성이 높은 사람은 새로운 경험이나 변화에 거부감이 적고, 지적 자극과 변화 및 다양성을 선호하는 성향을 갖고 있다.[21] 이러한 성향은 Peterson과 Seligman[17]이 심리적으로 건강한 사람이 지니는 성격강점 중 하나라고 주장한 '개방성'과도 연결된다. 이들에 따르면, 개방적인 강점을 지닌 사람들은 자신이 선호하는 의견, 계획, 또는 목표에 대한 증거를 적극적으로 찾으려 하고, 어떠한 판단을 내리기 위해서 모든 증거를 공정하게 고려한다. 따라서 한 개인이 환경에 얼마나 적극적이고 유연하게 대처 또는 적응하는가 하는 것은 마음이 건강한 상태를 판단할 수 있는 하나의 준거로서 기능한다고 하겠다.

넷째, 제4요인인 '자기확신'은 선행연구의 분석결과와 동일한 결과를 나타내었다. 따라서 타인과 자신을 비교하지 않고 자기 나름의 기준을 분명히 가진 사람은 좀 더 정서적으로 안정되고 자존감이 높으며, 그만큼 정신적으로도 건강할 것으로 판단된다. 특히 우리나라처럼 집단주의 성향이 강한 동양 문화권에서는 사회비교 경향성이 큰 것으로 알려져 있다.[22] 집단의 요구나 기준에 맞춰 사는 것을 미덕으로 아는 집단주의 문화에서는 개인에 대한 사회적 구속이 많고 타인의 평가나 인정에 예민하기 때문에, 상대적으로 심리적인 자유감은 축소될 수밖에 없다. 또한 각 국가의 행복수준을 가장 잘 예측할 수 있는 변인이 국가별 개인주의적 경향성이라는 Diener 등[23]의 연구결과 역시 집단주의에서 비롯된 상대적 비교 경향성이 행복감의 저하로 이어질 수 있음을 보여주는 것이라 하겠다. 그러므로 '자기확신'이 마음건강의 한 요인으로 추출된 것은 의미 있는 결과로 보인다.

다섯째, 제5요인인 '자기이해'는 선행연구에서는 추출되지 않았던 것으로 새롭게 생성된 요인이다. 11번('내가 어떤 감정 상태인지 잘 알고 있다.'), 19번('나의 재능이 무엇인지 잘 알고 있다.'), 그리고 20번('내가 원하는 것은 이루어진다고 생각한다.') 등 총 3개 문항으로 구성되었다. 이들 문항들은 선행분석에서는 제1요인인 '정신적 에너지'에 포함되었거나 탈락되었던 문항들로서, 주축분석을 실시한 본 연구에서는 보다 안정적인 요인부하값을 나타내며 새로이 요인을 구성해내었다. 문항의 면면을 살펴보면, 자기 자신에 대한 인식, 이해, 그리고 자신에 대한 긍정적 기대를 담고 있음을 알 수 있다.

이는 Goleman[24]이 감성지능을 설명하면서 훌륭한 리더의 자질 중 하나로 꼽은 자기인식능력과 그 맥을 같이 한다. Goleman[24]은 자기인식능력에 대해 자신의 감정, 장단점, 욕구, 동기유발요인에 대한 깊이 있는 이해능력이라고 설명하면서, 충분한 자기이해를 통해 지나치게 비현실적인 희망을 추구하지 않고 자신을 있는 그대로 솔직하게 수용할 수 있게 된다고 주장한다. Goleman[24]에 따르면, 자기이해능력은 궁극적으로 개인의 가치관이나 목표에 대한 이해까지 포함하

며, 자기이해가 높은 사람은 막연한 두려움 대신 자신감이 있기 때문에 스스로의 한계를 밝히는 것을 주저하지 않으며 어느 시점에 타인에게 도움을 요청해야 할지를 알고 있다고 한다. 따라서 자기이해가 높은 사람일수록 건강한 삶을 영위할 수 있으며 사회적 관계에서도 적절한 지지를 이끌어 낼 수 있을 것이다. 또한 자기이해의 바탕에는 자신의 단점과 한계에 대한 정확한 지각이 자리 잡고 있으므로, 자신의 포부나 희망 역시 현실적인 수준으로 조정하면서 실현 가능한 목표치를 이뤄나갈 수 있으리라 기대된다.

다음으로, 마음건강척도의 신뢰도를 평가하기 위하여 검사-재검사 신뢰도와 내적일치도를 확인하였다. 먼저 2주 간격의 재검사를 실시한 결과 마음건강척도의 검사-재검사 신뢰도는 선행연구 분석결과와 동일하게 통계적으로 유의미하게 양호한 수준의 신뢰도를 나타내었다. 검사-재검사 신뢰도가 한 검사의 결과를 다른 시기에도 일반화 할 수 있는 정도를 설명해줌과 동시에, 검사 실시간격에 따라 측정하고자 하는 특성이 얼마나 안정성이 있는가를 의미한다[25]는 점을 고려할 때, 마음건강척도의 측정도구로서의 안정성이 입증되었다고 하겠다. 또한 마음건강척도의 내적일치도 역시 선행연구 분석결과와 동일하게 통계적으로 유의미하게 양호한 수준을 나타내었다. 따라서 마음건강척도의 문항들이 전체적으로나 각 하위요인별로나 동질적인 문항들로 구성되었음이 확인되었다고 하겠다.

이어 마음건강척도의 타당도를 평가하기 위하여 공인타당도와 변별타당도를 확인하였다. 먼저 공인타당도를 확인하기 위하여 BDI와 PANAS와의 상관을 분석하였는데, 모두 기대되는 방향으로 통계적으로 유의미한 수준의 상관을 나타내었다. 즉, 마음이 건강할수록 정적 정서수준이 높고, 부적 정서수준은 낮은 것으로, 또한 마음이 건강할수록 덜 우울하고 일상생활 속에서 활기찬 것으로 나타났다. 이상의 결과를 종합해보면, 기존에 널리 쓰이는 척도들을 기준으로 살펴보았을 때 마음건강척도의 척도로서의 타당성이 확인되었다고 판단된다.

또한 마음건강척도가 환자군과 정상군을 얼마나 잘 변별해주는지를 알아보기 위해 환자군과 정상군의 마음건강척도 점수의 집단 간 차이를 분석하였다. 그 결과, 선행연구 분석결과와 동일하게 이들 변인을 통제한 후에도 정상군이 환자군에 비해 높은 마음건강척도 점수를 보이는 것으로 나타나, 마음건강척도의 척도로서의 변별능력이 입증되었다.

다음으로, 확인적 요인분석결과를 중심으로 논의를 전개하면 다음과 같다.

첫째, 탐색적 요인분석에서 추출되었던 5요인 구조모형이 타당한 것으로 확인되었다. 또한 구성개념별 신뢰도를 바탕으로 살펴본 집중타당도와 문항-총점 간 상관의 평균으로 살펴본 문항변별도 평균, 그리고 구성개념 간 분산검정을 통해 살펴본 판별타당도 등을 고려할 때 마음건강척도의 5요인 구조모형의 구성개념 타당도 역시 적절한 수준인 것으로 밝혀졌다. 즉 우리나라 성인의 마음건강을 측정하기 위한 척도로서 마음건강척도는 신뢰롭고 타당하며, 정신적 에너지, 공감적 소통, 유연성, 자기확신, 자기이해의 5요인 구조를 가지고 있음이 확인되었다고 하겠다.

이상의 논의를 기초로 하여 본 연구의 제한점을 밝히고 후속연구를 위한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 마음건강척도의 공인타당도를 평가하기 위해 BDI와 PANAS를 사용하였는데, 이들 척도들은 PANAS의 PA요인을 제외하고는 부정적 측면을 측정하기 위한 척도들이었다. 마음건강척도가 인간이 지닌 긍정적 속성을 측정하기 위한 척도인 만큼 심리적 안녕감이나 생활만족도 등을 측정하는 긍정심리평가척도들과의 상관을 확인하였더라면 보다 균형잡힌 공인타당도를 제시할 수 있지 않았을까 하는 아쉬움이 남는다. 따라서 본 연구와 같이 긍정적 속성을 측정하기 위한 척도를 개발하는 후속연구에서는 이 점을 고려하여 척도를 선정하면 보다 유용한 정보를 제공할 수 있으리라 판단된다.

둘째, 본 연구에서 제4요인인 '자기확신'이 2개 문항으로 구성된 점이 아쉽다. 물론 2개 문항만으로 구성된 척도들이 꽤 존재하고 있지만, 하나의 잠재변인을 구성해내기 위한 측정변수는 3개 이상이어야 방법론적으로 강건하고, 이론적으로도 안정적 해석이 가능하다는 점을 고려할 때 연구자로서는 안타까운 결과이다. 공통요인모형에서는 최종구조에서 요인들을 해석할 때 적어도 3개 이상의 변수를 기초로 해야 의미 있는 요인이 될 수 있다는 지침[26,27]은 오래되기는 했지만, 여전히 유효하다. 그러므로 후속연구에서는 이를 보완하려는 노력이 필요할 것이다.

끝으로, 본 연구대상자들이 무선표집을 통해 확보되지 못했다는 한계점이 있다.[1] 향후 본 척도가 더욱 다양한 대상에게 적용될 수 있기 위해서는 어느 한 지역에 편중되지 않도록 전국 단위에서 참여자를 표집하여 규준연구를 실시할 필요가 있을 것이다.

결 론

2011년에 발표된 '마음건강척도'[1]는 긍정적 정신건강을 측정할 수 있는 간편한 척도이나, 개발과정에서 좀더 세밀한 통계적 고려가 부족했다는 아쉬움이 있었다. 이에 연구자들은 전국 규모의 규준연구에 앞서, 초기 개발 단계의 오류를 바로잡는 한편, 확인적 요인분석과정을 통해 요인구조의 타

당함을 확인하고자 하였다.

좀더 통계적으로 적합한 분석방법을 사용하여 요인분석을 실시한 결과, 새롭게 구성된 마음건강척도는 총 22개 문항 5개 요인으로, 선행연구의 총 20개 문항 4개의 요인(정신적 에너지, 공감적 소통, 유연성, 자기확신)에 자기이해 요인이 추가로 도출되었다. 긍정적인 정신건강에서 자신에 대한 이해와 정확한 통찰은 상당히 중요한 의미를 차지하고 있으므로,[24] 자기이해 요인의 추가는 '마음건강척도'의 효용을 높이는 역할을 할 수 있으리라 기대된다. 또한 재분석을 통해 추출된 5개의 요인구조는 추가적인 확인적 요인분석에서도 타당한 것으로 나타나, 새로운 '마음건강척도'의 요인구조의 강건함이 확인되었다.

이런 면에서 볼 때, 새로운 '마음건강척도'는 분석과정에서의 문제가 개선되면서 이전보다 타당도가 높아진 요인구조를 가지게 되었다고 할 수 있다. 이처럼 연구자 스스로 이전 분석결과의 오류를 인정하고 수정 보완하는 것은 상당히 드문 일로, 학문적인 용기가 필요하였으나 '마음건강척도'가 좀 더 유용하게 사용되기를 바라는 마음에서 이 같은 분석을 시행하였다. 이를 척도 개발자의 책임감과 학자적 양심으로 수용해주길 바라는 마음이다.

중심 단어 : 마음건강척도 · 확인적 요인분석 · 신뢰도 · 타당도.

Conflicts of Interest

The authors have no financial conflicts of interest.

REFERENCES

1) Cho SH, Woo JM, Kim W, Byun KR, Kang EH, Choi SW, et al. The Development of the 'mental fitness' Scale. J Korean Neuropsychiatr Assoc 2011;50:116-124.
2) Park KB. Multivariate Analysis. Seoul: Hakjisa;2000.
3) Lee SM. Basics of Factor Analysis. Seoul: EducationScience Books; 2000.
4) Watson D, Clark LA, Tellegen A. Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. J Pers Soc Psychol 1988;54:1063-1070.
5) Lee HH, Kim EJ, Lee MK. A validation study of Korean positive and negative affect schedule: The PANAS scales. Korean J Clin Psych 2003;22:935-946.
6) Beck AT, Steer RA. Beck depression inventory manual. San Antonio: Psychological Corporation;1993.
7) Lee YH, Song JY. A study of the reliability and the validity of the BDI, SDS, and MMPI-D Scales. Korean J Clin Psychol 1991;10:98-113.
8) Anderson JC, Gerbing DW. Structural equation modeling in practice: a review and recommended two-step approach. Psychol Bull 1988; 103:411-423.
9) Bae RB. Structural Equation Modeling With AMOS 7: Basic Concepts, Applications. Seoul: ChungRam Books;2007.
10) Sung TJ. Item Analysis : Theory and Practice. Seoul: Hakjisa;1996.
11) Ebel RL. Measuring educational achievement. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall;1965.
12) Hong SH. The criteria for selecting appropriate fit indices in structural equation modeling and their rationales. Korean J Clin Psychol 2000; 19:161-177.
13) Ryan RM, Frederick C. On energy, personality, and health: subjective vitality as a dynamic reflection of well-being. J Pers 1997;65:529-565.
14) Diener E. Subjective well-being. Psychol Bull 1984;95:542-575.
15) Ryff CD. Psychological well-being in adult life. Curr Direct Psychol Sci 1995;4:99-104.
16) Salovey P, Mayer JD. Emotional intelligence. Imaging Cogn Person 1990;9:185-211.
17) Peterson C, Seligman MEP. Character strengths and virtues: A handbook and classification. New York: Oxford University Press;2004.
18) Lopes PN, Brackett MA, Nezlek JB, Schütz A, Sellin I, Salovey P. Emotional intelligence and social interaction. Pers Soc Psychol Bull 2004;30:1018-1034.
19) Der Foo M, Elfenbein HA, Tan HH, Aik VC. Emotional intelligence and negotiation: the tension between creating and claiming value. Intern J Confl Manag 2004;15:411-429.
20) Costa PT, McCrae RR. Neo PI-R professional manual. Vol 396. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources;1992.
21) Keyes CL, Shmotkin D, Ryff CD. Optimizing well-being: the empirical encounter of two traditions. J Pers Soc Psychol 2002;82:1007-1022.
22) White K, Lehman DR. Culture and social comparison seeking: the role of self-motives. Pers Soc Psychol Bull 2005;31:232-242.
23) Diener E, Diener M, Diener C. Factors predicting the subjective well-being of nations. J Pers Soc Psychol 1995;69:851-864.
24) Goleman D. What Makes a Leader? In: Porter LW, Angle HL, Allen RW, editors. Organizational Influence Processes. 2nd ed. New York: ME Sharpe;2003. p.229-241.
25) Kang SH. Reliability. Seoul : Kyoyook Book;2004.
26) Crawford CB. Determining the number of interpretable factors. Psychol Bull 1975;82:226-237.
27) Zwick WR, Velicer WF. Comparison of five rules for determining the number of components to retain. Psychol Bull 1986;99:432-442.