

KOREAN JOURNAL OF PSYCHOLOGY: GENERAL

Vol. 42

NO. 1

2023. 3.

한
국
심
리
학
회
지

일
반

ISSN 2734-1127(Online)

한국심리학회지 일반

42권 1호 (2023년 3월)



KOREAN JOURNAL OF PSYCHOLOGY: GENERAL

42
권
1
호

Contents

- Effects of Loving-Kindness & Compassion Meditation (LKCM)
program on Psychological Health: A Meta-Analysis
..... Hui-Yeong Park · Seok-In Yoon
- Future self-continuity and intertemporal choice:
Focusing on components of future self-continuity and moderating variables
..... Jieun Lim · Woo Young Chun
- Recovery paradox of employees:
The investigation of psychological mechanism
between hindrance job stressors and psychological detachment
..... Jae Yoon Chang · Boram Kim · Hyejin Moon

목 차

- 자비명상 프로그램이 심리적 건강에 미치는 효과: 메타분석
..... 박희영 · 윤석인
- 미래 자기 연속성과 시점 간 선택: 미래 자기 연속성의 구성 요소와 영향 변인을 중심으로
..... 임지은 · 전우영
- 직장인의 회복 역설: 방해 스트레스 요인과 심리적 분리 간의 매개 기제 검증
..... 장재윤 · 김보람 · 문혜진

Published by
THE KOREAN PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION

한
국
심
리
학
회

한국심리학회지: 일반		2023년 제42권 제1호
발행처: 한국심리학회	인쇄일: 2023년 3월 25일	
발행인: 최진영(서울대학교)	발행일: 2023년 3월 25일	
주소: (04778) 서울시 성동구 독성로 1길 25 서울숲 한라예코밸리 906호	제작처: 책과공간(02-725-9371)	
전화: 02-567-0102	팩스: 02-738-0104	
홈페이지: https://www.koreanpsychology.or.kr		
편집위원장: 정경미(연세대)		
부편집위원장: 권미경(유태대)	김예나(침례신학대)	김채연(고려대)
신강현(아주대)	유은승(고려사이버대)	이혜진(전남대)
최해연(충북대)		
편집위원: 김빛나(가천대)	김주은(충남대)	김현수(한양대)
송원영(건양대)	양은주(고려대)	윤태웅(인천대)
조성근(충남대)	최은실(가톨릭대)	한유화(충북대)
허창구(대구가톨릭대)		
편집간사: 박영서(연세대)		
‘한국심리학회지: 일반’은 한국심리학회에서 발간하는 학술지로서 연 4회(3월 25일, 6월 25일, 9월 25일, 12월 25일) 간행되며, 심리학 분야의 창의적인 이론연구, 논쟁을 정리하는 개관연구, 심리학의 여러 하위분야의 공통적 관심이 될 수 있는 실증연구, 그리고 측정 및 연구방법론의 논문을 게재합니다. ‘한국심리학회지: 일반’은 학회 회원에게는 무료로 배포하며 비회원에게는 일정한 구독료를 받고 배부합니다. 비회원의 구독 관계는 학회 사무실로 문의바랍니다.		
Vol. 42, No. 1. March 25, 2023		
Korean Journal of Psychology: General by The Korean Psychological Association		
Korean Journal of Psychology: General, issued four times a year, publishes theoretical papers, empirical research crossing subdisciplines, and measurement and research methodology. Inquiries concerning the subscription for the journal and the submission of manuscripts should be sent by e-mail to the Editor, Korean Journal of Psychology: General, edit@kpsy.or.kr		
Editor : Chung Kyong-Mee E-mail: kmchung@yonsei.ac.kr		
Associate Editors : Choi Hae-Yeon, Choi Jong An, Ji Young Choi, Kim Chai-Youn, Jo Seungbin, Kim Hyoun Kyong, Kim Ye-Na, Kwon Mee-Kyoung, Lee hye-Jin, Park Jisun, Shin kang-hyun, Sul Sunhae, Yu Eun-Seung		
Consulting Editors : Kim Bitna, Kim Jooeun, Kim Hyun-soo, Park Sun-Woong, Suk Hye Won, Sohn Youngmi, Song Won-Yeong, Yang Eunjoo, Yoon Tae Woong, Lee Donghoon, Lee su-Ran, Lee Jiyoung, Cho Sungkuen, Choi Eun Sil, Han Yuhwa, Heo Chang-goo		
Editorial assistant : Park Youngseo		
The Korean Psychological Association #906, Seoul Forest Halla Eco Valley, 25 Ttukseom-ro 1-gil, Seongdong-gu, Seoul, S. Korea		
이 학술지는 2022년도 정부재원(교육부)으로 한국연구재단의 지원을 받아 출판되었음.		

「한국심리학회지: 일반」 투고논문 작성 안내
(1) 학회지 게재논문의 성격: 본 지에서는 심리학의 발전에 기여하는 창의적인 이론연구, 논쟁을 정리하는 개관연구, 측정 및 연구방법론 논문, 또는 실증연구를 게재할 수 있다. 실증연구의 경우에는 심리학의 여러 하위분야의 학자들에게 공통적인 관심이 될 수 있는 실증연구들로 게재를 한정한다. 특히, 자기 보고라는 단일 방법에 의한 1회성 설문조사 자료에 기반한 연구(single source, cross-sectional, self-report survey design 연구) 논문은 특별한 경우가 아니라면 심사 대상에서 제외한다. 아울러 다양한 분과학회에 걸쳐 공통 관심사가 되는 주제(예, 학회가 개최하는 학술심포지움의 주제)를 가지고 특집을 꾸밀 수도 있다. 끝으로 해당호에서 논쟁적인(controversial) 글에 대하여 편집위원회 주관하에 논평을 받고 그에 대한 저자의 반론을 실는 것을 시도할 수 있다.
(2) 논문작성의 언어: 한글 논문을 원칙으로 하나 영어 논문도 게재 가능하다.
(3) 논문작성 소프트웨어는 반드시 HWP를 사용한다. 논문작성의 상세 양식은 한국심리학회 저술 <학술논문 작성 및 출판 지침 2판(2012, 박영사)> 과 APA논문 작성 스타일을 따라 작성하며, 2020년 6월부터 투고되는 논문은 참고문헌과 본문 안의 참고문헌 인용 표기를 모두 로마자로 하며 APA 표기법을 따른다.
(4) 모든 연구논문은 150단어(600자) 안팎의 본문앞 초록과 참고문헌뒤 초록, 5개 이내의 주요어를 포함해야 한다. 본문 앞 초록은 본문과 같은 언어를, 참고문헌 뒤 초록은 본문과 다른 언어를 사용한다. 예로서, 본문이 영어논문이면 참고문헌뒤 초록은 한글로 한다. 영문초록은 미국심리학회의 논문 데이터베이스인 ‘PsycINFO’에 실리므로 미국심리학회(APA) 출판 규정에 맞게 쓰여야 한다.
(5) 논문의 길이는 15-20페이지 이내를 권장한다.
(6) 본문은 휴먼명조체 10호 크기로 하고, 장평 95, 자간 -10, 줄간격 160으로 하여 작성한다. 본 학회지의 한 페이지에는 한글로 약 1,800자, 영문으로 약 3,700자(약 500단어)가 들어감을 고려하여 원고를 작성한다.
(7) 그림이나 표가 있는 경우 HWP file에서 본문과 함께 바로 열릴 수 있는 형식으로 작성한다 그림이나 표는 각 페이지의 상단 또는 하단에 밀착한다. 그림은 흑백으로 작성하여 명료하게 인쇄될 수 있어야 하며, 흐린 선, 가는 점선, 계조 흑백(예를 들어, 회색), 색채 등은 인쇄상의 문제가 있으니 피하기로 한다.
(8) 논문의 접수: 한국심리학회지: 일반 논문 투고 시스템(https://kpa.jams.or.kr)에 회원가입 및 로그인하여 투고한다.
(9) 문의사항 접수: 논문 양식과 관련한 질문이 있을 경우에는 편집위원회 이메일로 연락한다. (E-mail: edit@kpsy.or.kr)

한국심리학회지

일 반

제 42 권 제 2 호

한국 성인들의 창의성 신화에 대한 믿음 및 관련 변인 탐색 장재운 · 김소정 · 서희영	87
정렬법을 이용한 범주형 자료의 근사 측정동일성 분석 주영신 · 장승민	119
마음챙김명상과 자비명상이 친사회성 및 반사회성에 미치는 차별적 효과: 국내 연구의 체계적 리뷰 및 메타분석 윤석인 · 박희영	141
개정판 한국 과보호 양육척도(K-POS-2)의 개발 및 타당화 이승아 · 정경미	179
부록 1. 논문게재 관련서류	i
부록 2. 논문작성양식	iii
부록 3. 임원진	vi

한 국 심 리 학 회

한국 성인들의 창의성 신화에 대한 믿음 및 관련 변인 탐색

장 재 윤 김 소 정 서 희 영[†]

서강대학교

창의성의 필요성과 이해에 대한 강조에도 불구하고, 널리 알려져 있지만 과학적 근거가 부족한 창의성에 대한 오해는 창의성 발현에 걸림돌이 되고 있다. 본 연구는 6개국의 참여자들을 대상으로 창의성 신화를 믿는 정도를 파악하고 개인차 변인과의 관계를 살펴본 Benedek 등 (2021)을 기반으로, 국내 참여자(N = 668)의 창의성 신화를 믿는 정도를 조사하여 선행 연구의 결과와 비교하고자 하였다. 나아가 창의성과 관련이 있는 개인차 변인들이 창의성 신화에 대한 믿음과 갖는 관련성을 살펴봄으로써 선행 연구를 재현(조사 1) 및 확장(조사 2)하고자 하였다. 자료 분석 결과, 창의성 신화에 대한 보편적 믿음은 국가에 상관없는 일반적인 현상이라고 한 선행 연구 결과를 재확인하였지만, 문화 간 차이가 뚜렷하게 나타나는 결과도 있었다. 신화를 믿는 정도와 개인차 변인 간의 관계에서 권위주의, 대중적 지식 원천에의 의존은 유의한 정적 상관이 나타났고, 신경증과 경험에 대한 개방성은 유의한 관련성이 나타나지 않았으며, 학습 목표지향성은 유의한 부적 상관이, 수행회피 목표지향성은 유의한 정적 상관이 나타났다. 이러한 결과는 효과적인 창의성 교육 및 발현을 돕는 바람직한 방향 설정을 위해 개인의 창의성에 대한 암묵적 이론의 파악 및 과학적 근거에 기반한 창의성의 이해가 우리 사회에 보다 강화되고 공유될 필요가 있음을 시사하였다.

주요어 : 창의성 신화, 창의성에 대한 편향, 창의성 암묵적 이론, 목표지향성, 성격특성, 권위주의, 문화 간 차이

[†] 교신저자: 서희영, 서강대학교 심리학과, 박사과정, 서울시 마포구 신수동 1

E-mail: sadiesuh@sogang.ac.kr



Copyright © 2023, The Korean Psychological Association. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial Licenses(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

새롭고(novel) 유용한(useful) 아이디어, 산물(products) 및 절차(procedure)를 만들어내는 것(Amabile, 1997; Anderson, Potočnik, & Zhou, 2014)으로 정의되는 창의성은 21세기 가장 중요한 역량의 하나로 강조되며, 과학, 예술, 교육, 비즈니스 및 일상에 이르는 인간 활동의 어떤 영역에서든 발휘될 수 있다. 또한, 개인 창의성은 웰빙(well-being)을 향상시키고(Hirt, Devers, & McCrea, 2008), 이성(異性)에게 매력적으로 보이게 하며(Griskevicius, Cialdini, & Kenrick, 2006), 성공적인 기업가 정신(entrepreneurship)의 핵심 요소이기도 하다(Amabile, 1996).

창의성에 대한 강조는 그것의 본질을 파악하고 정밀한 측정 방법을 찾고자 하는 노력과 다양한 분야에서 창의성이 발현되는 과정을 찾으려는 시도로 이어져 왔다. 그러나 일반인들은 창의성에 대해 잘 알고 있다고 생각하더라도 잘못 이해하고 있는 부분들이 있다. 최근 Benedek 등(2021)은 과학적 근거가 뒷받침되지 않는 창의성에 대한 일반적인 신념(beliefs), 즉 창의성 신화(creativity myths)가 창의성에 미스터리(mystery)를 더한다고 하였다. Guilford(1950)가 미국 심리학회 회장 취임사에서 창의성 연구를 강조한 이후, 많은 연구자들의 노력으로 창의성이란 “일상적이고 평범한 과정을 거쳐 나타나는 비범한 결과(extraordinary result of ordinary process, Sternberg & Lubart, 1996, p.681)”로 이해할 수 있다는 결론에 이르렀으나(Runco, 2001), 여전히 창의성에 대한 오해가 널리 퍼져있고 과학적 근거들이 충분히 공유되지 못하고 있어, 이러한 창의성 신화가 교육 현장이나 직장에서 창의성 발현에 여전히 걸림돌이 되고 있다(Benedek et al., 2021).

본 연구는 두 가지 목적을 가졌다. 첫째, Benedek 등(2021)이 일반인들이 창의성 신화를 믿고 있는 정도(prevalence)와 더불어 관련 변인을 탐색한 연구를 한국 성인들을 대상으로 재현(조사 1; 교사 및 일반 직장인) 및 확장(조사 2; 일반 직장인)하고자 하였다. 특히, 창의성 신화 관련 개인차 변인으로, 조사 1에서는 선행 연구에서 살펴본 개인차 변인(지식의 원천, 권위주의, 신경증)을 포함하여 선행 연구 결과를 재확인하고, 조사 2에서는 조직 맥락에서 창의성의 발현에 영향을 미칠 수 있는 개인차 변인들(창의적 자기 정체성, 경험에 대한 개방성, 목표지향성)을 추가하여 선행 연구를 확장하고자 하였다. 둘째, 한국인 표본에서의 창의성 신화를 믿는 정도를 Benedek 등의 6개국 표본 결과와 비교하여, 한국 표본에서 차별적으로 나타나는 측면이 있는지 탐색적으로 고찰하고자 하였다.

개인이 창의성에 대해 어떤 태도를 형성하는지에 따라 창의적 아이디어나 성취가 촉진되거나 억제될 수 있다(Baas, Koch, Nijstad, & De Dreu, 2015). 창의성에 대한 오해(misconception)와 잘못된 신념이 자신의 창의성 및 타인의 창의성을 평가하는 그릇된 기준이 되거나, 창의성을 발현시키는 인지 과정에 적합한 환경을 조성할 때 잘못된 방향으로 이끌 수 있다(Baas et al. 2015). 예를 들어, 교사가 창의성을 예술과 동의어라고 생각하거나, 선천적으로 타고난 재능이라고 믿는다면, 창의성이 누구에게나 나타날 수 있다는 사실을 간과하게 되며, 학생들의 창의성 개발을 교육목표로 두는 것에 회의적일 수 있다. 또 다른 예로, 창의성이 순간적인 통찰을 통해 발현되는 것이거나 어린이들이 더 창의적이라고 믿는 경우, 창의성을 발휘하는 데 있어 끈기(persistence)와

전문성(expertise)의 주요한 역할(최인수, 1998; Nijstad, De Dreu, Rietzschel, & Baas, 2010; Weisberg, 1986)을 간과하고, 통찰의 순간을 기다리면서 창의성을 발현시킬 기회 자체를 놓칠 수 있다.

Benedek 등(2021)은 창의성 신화를 믿는 정도에서 유의한 국가 간 차이가 나타나지 않은 결과를 근거로 창의성 신화를 믿는 것은 보편적인 현상일 것으로 보았다. 본 연구에서 한국 표본을 대상으로 창의성 신화를 믿는 정도를 조사하여, 그 보편성을 확증하고자 하였다. 다만, 일반 직장인과 교사의 창의성에 대한 강조점이 다를 수 있음을 예상하여, 두 집단에서 신화를 믿는 정도에 서로 다른 양상이 나타나는지 추가로 살펴보고자 하였다. 개인 및 조직 성과와 관련된 창의성을 강조하는 조직 맥락과 달리, 교육 현장의 교사들은 자신의 창의성 보다 학생의 창의적 잠재력 발전에 더 큰 의미를 둔 교육목표에 따라, 이러한 강조점의 차이가 창의성 신화에 대한 믿음의 정도에도 영향을 미치는지 확인하고자 하였다.

창의성 신화

예술을 창의성과 동의어로 보는 ‘art bias’나 창의성과 광기(madness) 간의 연관성을 믿는 ‘mad genius bias’ 등은 오래전부터 있었던 창의성 관련 신화이다(Baas et al., 2015; Kaufman, Bromley, & Colel. 2006; Patston et al., 2018; Sawyer, 2012). 이러한 신화를 바탕으로 창의성을 이해하는 일반적인 암묵적(implicit) 이론은 전문가들의 명시적(explicit) 이론과는 다른 경우가 많다.

Benedek 등(2021)은 창의성에 대한 과학적 근거와 배치되는 일반적인 신념(beliefs)이 널리

퍼져있는 현상을 지적하고, 창의성 신화가 형성 및 유지되는 이유를 두 가지로 제시하였다. 첫째, 창의적인 천재들에 대한 유명한 일화와 같이, 쉽게 떠오르는 극적인 사건들로부터 창의성을 이해하는 것과 같은 가용성 휴리스틱이 작용할 수 있다(Weisberg, 1986). 창의적인 인물에게 갑자기 떠오른 영감의 순간이나 광기 어린 분투와 같은, 사람들의 기억 속에 쉽게 각인되는 극적인 측면들은 사람들의 주의를 끌고 신속하게 인출되는 것이다. 둘째, 복잡한 과학적 연구의 결과를 잘못 해석하거나 지나치게 일반화하거나 단순화하기 때문에 발생할 수 있다. 예를 들어, 인간의 뇌는 전체의 10% 정도만 사용된다거나, 창의성이 우뇌에서 나온다는 생각 등, 과학적 근거가 부족하거나 복잡한 내용 중 기억하기 쉬운 일부 단편적 정보에 근거하여 신화가 형성되는 것이다(Howard-Jones, 2014). 또한, 기저율(base rate)이나 맥락 정보를 무시한 채 과잉 일반화되거나 왜곡된 정보에 의존하여 나타날 수 있다.

Benedek 등(2021)은 창의성 연구 문헌들을 검토하여, 창의성의 정의, 창의적 과정, 창의적 인물의 특성, 그리고 창의적 수행 촉진 방법의 네 범주에서 각각 일반적으로 잘못 알고 있는 15개의 창의성 신화(myth) 문항과 과학적 근거를 바탕으로 한 15개의 창의성 사실(fact) 문항을 엄선하였다(표 1, 2 참조). 그리고 30문항을 사용하여 6개국(미국, 중국, 오스트리아, 독일, 폴란드, 조지아)의 1,261명을 대상으로 각 문항에 동의하는 정도를 조사하여, 창의성 신화 및 정확한 이해의 정도를 파악하였다.

창의성 신화를 믿는 정도는 6개국 참가자에게 일반적으로 나타나는 현상으로, 평균 50% 이상의 참가자들이 신화를 사실로 믿는 것으로 나타났다. 특히 우연을 과대평가하고 어린

이 같은 행동이 창의적이라고 믿는 경향이 강하였다. 참가자의 70% 이상이 아이들이 어른들보다 더 창의적이라거나, 추상 미술과 아이들의 추상적인 그림을 구분하기 어렵다고 응답하였다. 또한, 창의적 결과물은 갑작스럽게 나타난 영감의 결과인 경우가 많다는 문항에 높은 비율로 동의하였다.

반면, 창의성 사실 15문항 중 가장 높은 비율로 동의하지 않은(오해한) 문항은 ‘어느 한 영역에서 남다른 창의적 결과물을 만들어내기 위해서는 적어도 10년간의 연습과 노력이 필요하다’는 문항이었다. 이것은 창의성 발현을 위해서는 상당한 교육 및 훈련(10년 법칙)이 요구된다는 경험적 연구들과 대비되며, 창의성에 있어 통제와 전문성의 역할을 저평가한다는 선행 연구의 지적(Baas et al., 2015)과도 맥을 같이 하는 결과이다.

Benedek 등(2021)이 조사·비교한 6개국 중 아시아 문화권의 국가는 중국이 유일하게 포함되었다. 6개국에서 중국 표본의 차별적인 특징 중의 하나는 앞서 언급한 ‘10년 법칙’ 문항이었는데, 서구에서는 동의율이 가장 낮았지만, 중국 표본에서는 창의성에 ‘인고의 시간’이 필요하다는 사실에 상대적으로 높은 동의를 보였다. 이처럼 전체 평균 수준에서 국가 간 차이는 크지 않았으나, 각 문항 수준에서 국가 혹은 문화적 차이가 드러나는 내용이 있었으며, 그 원인을 고찰해 보는 것에 의의가 있을 것이다. 따라서 본 연구는 한국인 표본의 창의성 신화 및 사실에 대한 믿는 정도를 조사하여 다음과 같은 연구 질문(research question)에 대한 답을 탐색적으로 찾고자 하였다.

연구 질문: 한국 표본의 창의성 신화를 믿

는 정도는 다른 6개국과 유사한가?

개인차 변인 및 가설

Benedek 등(2021)은 창의성 신화를 믿는 정도(prevalence)를 파악하는 것에 더하여, 이러한 믿음과 관련성이 있는 변인들을 탐색하였다. 그 결과, 성별과 연령은 유의한 관련성이 없었고, 교육수준과는 유의한 부적 관계가 나타났다. 즉 교육수준이 낮을수록 신화를 더 믿는 경향성이 나타났다. 또한, 성격특성을 포함한 다양한 개인차 변인들과 지식의 원천(knowledge source)과의 관련성을 확인하였는데, 성격특성 중 신경증과 성실성이 높을수록, 권위주의와 초자연현상에 대한 믿음(belief in paranormal phenomena)이 높을수록 창의성 신화를 더 믿는 것으로 나타났다. 또한, 창의적 자기 정체성(creative self-identity)과 인지 욕구(need for cognition)가 낮을수록, 그리고 지식의 출처로서 서적, 강의, 저널과 같은 권위 있는 출처보다 TV, 소셜미디어, 친구와 같은 접근이 쉬운 출처에 의존할수록 창의성 신화를 더 믿는 것으로 나타났다.

본 연구는 이러한 결과에 근거하여, 첫 번째 조사에서는 교사와 일반 직장인 표본을 대상으로 선행 연구의 변인들 중 일부(신경증, 권위주의, 지식의 원천)의 효과를 가설 설정 없이 재확인하고자 하였다. 더 나아가 두 번째 조사에서는 일반 직장인을 대상으로 조직 장면에서의 창의성과 연관이 깊은 개인차 변인들로, 자기 창의성 지각, 경험에 대한 개방성, 목표지향성(goal orientations) 변인이 창의성 신화를 믿는 정도와 갖는 관련성에 대해 가설을 설정하여 검증하고자 하였다.

첫째, 선행 연구에서는 창의적 자기 정체성

과 창의성 신화를 믿는 정도 사이에 부적 관계를 확인하고, 창의적 자기 정체성이 높은 사람은 스스로를 창의적 인물로 지각하여 창의성과 스스로를 동일시하며, 이는 창의성에 대한 보다 정확한 이해로 이어지는 것으로 해석하였다. 같은 맥락에서 조직 구성원이 스스로 창의적이라고 믿을수록 창의성 신화를 덜 믿을 것으로 예상하고, 자기 창의성 지각(Kettler et al., 2018)과 창의성 신화를 믿는 정도의 관계에 대해 다음과 같이 가설을 설정하였다.

가설 1. *스스로 창의적이라고 믿는 정도를 나타내는 자기 창의성 지각과 창의성 신화를 믿는 정도 사이에는 유의한 부적 관계가 나타날 것이다*

둘째, 경험에 대한 개방성은 상상력, 호기심, 다양한 경험에 대한 열린 태도, 관습에 동조하지 않는 독자적 판단의 정도를 나타내는 개인의 성격특성이다(Costa & McCrae, 1992; McCrae & Costa, 1997). 비록 Benedek 등의 선행 연구에서는 창의성 신화에의 믿음 정도와 유의한 관련성이 나타나지 않았으나, 많은 연구에서 경험에 대한 개방성이 성격 5요인 중 창의성과 가장 관계가 높은 것으로 나타났다(Feist, 1998; Kaufman, 2016). 경험에 대한 개방성이 높을수록 상상력과 지적 호기심으로 다양한 경험을 추구하고자 한다. 또한, 경험에 대한 개방성이 높은 사람과 창의적인 인물의 가장 주목할 공통점은 다양한 관점을 가진다는 것이다(Root-Bernstein et al., 2008). 따라서 경험에 대한 개방성이 높은 사람들의 높은 지적, 호기심, 다양한 관점은 창의성에 대한 보다 유연한 사고 및 정확한 이해로 이어질 것

이다. 따라서 경험에 대한 개방성이 높을수록 창의성 신화를 믿는 정도가 낮을 것으로 예상하고, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2. *경험에 대한 개방성과 창의성 신화를 믿는 정도 사이에는 유의한 부적 관계가 나타날 것이다*

셋째, 개인이 창의성을 이해하는 방식이나 창의성 발현에 대한 태도를 형성하는 데 있어 개인의 성향과 암묵적 이론의 영향을 받을 수 있다(Sternberg, 2015). 따라서 개인의 일반적(global) 성향으로서 목표지향성(Dweck, 1986)이 창의성 신화를 믿는 정도에도 영향을 미칠 수 있다. Dweck과 Leggett(1988)는 지적 능력과 같은 개인의 속성을 자신이 통제할 수 있느냐에 따라 서로 다른 암묵적 이론을 가지며, 동일한 성취 조건에서도 서로 다른 목표지향성을 가진다고 하였다. 학습 목표지향성(learning goal orientation)을 가진 사람은 능력을 노력과 경험을 통해 지속적으로 개발시킬 수 있는 유연한 속성으로 보는 증분이론(incremental theory)을 가진다. 단순히 현재의 능력 수준을 증명하기 보다는 능력을 발전시킬 수 있는 목표를 추구하는 경향이 더 강하게 나타나고, 노력과 경험, 심지어 실수를 통해서도 지속적인 개발이 가능하다고 믿는다. 반면, 수행 목표지향성(performance goal orientation)을 가진 개인은 자신의 지적 능력을 고정적이고 통제할 수 없는 속성으로 보는 실체이론(entity theory)을 가진다. 따라서 수행 목표지향성을 가진 사람은 능력을 개발하기는 어렵다고 보기에 이미 가지고 있는 능력을 검증하고 증명하려는 경향이 강하다.

수행 목표지향성은 수행접근(performance-

approach: 자신이 가진 능력이나 성취를 표출하는 것을 목표로 함)과 수행회피(performance-avoid: 성취 상황을 위협으로 판단하여 자신의 무능함이나 능력이 부족함을 숨기기를 원함)로 구분된다(Elliot & Harackiewicz, 1996). 이러한 수행 목표지향성의 사람들은 자신이 이미 확신하는 것을 하려 하거나 어려운 상황에 놓이면 상황을 모면하려 하며 다른 사람들의 부정적 피드백에 방어적인 자세를 취하는 비적응적인 행동양식을 보인다(Dweck, 1986; Elliot & Harackiewicz, 1996).

본 연구에서는 전반적으로 수행 목표지향성을 가진 사람들은 인간의 내적 역량(예, 지능이나 창의성)에 대해 고정된 관점을 취하므로, 이러한 믿음이 창의성에 대한 관념에도 영향을 미쳐 수행 목표지향성이 높을수록 창의성의 신화를 믿는 정도가 더 강할 것으로 예상된다(수행접근과 수행회피 간의 차이는 탐색적으로 고찰함). 반면, 학습 목표지향성이 높을수록 창의성과 같은 내적 역량에 대한 보다 유연한 생각을 가지므로, 창의성에 대한 경직된 사고의 반영으로 볼 수 있는 창의성 신화의 믿음 정도도 낮을 것으로 예상되어, 따라서 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 3. *학습 목표지향성과 창의성 신화를 믿는 정도 간에는 유의한 부적 관계가 나타날 것이다.*

가설 4. *수행 목표지향성과 창의성 신화를 믿는 정도 간에는 유의한 정적 관계가 나타날 것이다.*

앞서, 개인차 변인들이 창의성 신화와 어떤 관련성을 갖는지에 대한 가설들을 설정하였지

만, 창의성 사실 문항과의 관련성에 대해서는 세부 가설 설정 없이 탐색적으로 살펴보고자 한다. 요약하면, 본 연구는 선행 연구(Benedek et al., 2021)에서 확인한 일반인들의 창의성 신화를 믿는 보편적 현상에 대하여, 한국 성인을 대상으로 일반화 가능성을 재확인하고, 인구통계학적 특성 및 개인차 변인들이 이에 영향을 미치는지 확인하고자 하였다. 나아가 각 문항 수준에서 창의성 신화와 사실을 믿는 정도에 있어 국가별 차이가 드러나는지 비교하여, 문화 차이를 탐색적으로 고찰하고자 하였다.

방 법

연구대상 및 조사절차

본 연구는 인류 대상 실험 연구에 대한 세계 의료 연합(World Medical Association)의 윤리 규정을 준수한 것으로 적시된 Benedek 등(2021) 연구의 재현을 포함한 후속 연구로서, 본 논문은 조사 회사를 통해 두 차례 설문조사를 통해 수집한 자료를 분석한 연구이다. 조사 1은 교사 및 직장인을 대상으로 하였고, 조사 2는 일반 직장인을 대상으로 하였다. 동일방법편향(common method bias)을 방지하기 위해, Podsakoff 등(2012)의 제안에 따라, 모든 설문조사는 시점을 구분하여, 인구통계적 특성 및 개인차 변인들을 먼저 조사하고, 일주일 후에 창의성 신화 및 사실 30문항에 대해 동의하는 정도를 별도로 측정하였다. 자료의 신뢰도 향상을 위해 주의 확인(attention check 문항)¹⁾으로 불성실 응답자를 가려낸 후 최종

1) ‘이 문항에는 ‘틀리다’를 선택해 주시기 바랍니다

참가자(조사 1: $N = 337$, 교사 172명, 직장인 165명; 조사 2: $N = 331$)의 자료를 분석에 활용하였다.

인구통계적 특징은 조사 1의 경우, 남성(173명, 51.34%)과 여성(164명, 48.66%)이 비슷한 비율로 참가하였고, 평균 연령 43.19세($SD = 10.57$)로 40세 이상(210명, 62.31%)이 절반 이상을 차지했으며, 교육수준은 고교졸업(25명, 7.42%), 대학 졸업(222명, 65.88%), 대학원 이상(90명, 26.71%)으로 구성되었다. 조사 2의 경우, 남성(165명)과 여성(166명)이 각각 절반의 비중을 차지하였고, 평균 연령 39.48세($SD = 9.35$)로 30대(106명, 32.02%)와 40대(100명, 30.21%)가 절반 이상을 차지했다. 교육수준은 대학졸업자가 259명(78.25%)으로 가장 많았으며, 직군은 사무직이 215명(64.95%)으로 가장 많은 비중을 차지하였고, 산업군별로는 비교적 참가자가 고르게 분포하고 있어, 국내 여러 산업군별 종사자를 어느 정도 대표하는 것으로 나타났다.

조사에 참여한 교사 및 직장인(조사1과 조사2)의 인구통계적 특성별 참여비율을 부록 I 과 부록 II에 제시하였고, 집단별 연령과 교육 수준, 산업군 및 직군별 분포를 부록 III에 제시하였다.

측정도구

창의성 신화 및 사실

Benedek 등(2021)은 현재 시점에서 사람들이 널리 믿고 있는 창의성에 대한 오해들을 체계적으로 파악하고자, 특히 창의성 신화 관련 문헌들을 검토하여 15개의 창의성 신화 문항을 추출하였다. 이와 더불어 창의성 신화 문항에 잘못 응답한 경우 자료에서 제거하였다.

항에 대한 구조적 응답 편향의 가능성을 방지하고, 창의성에 대한 잘못된 이해뿐만 아니라 창의성에 대한 객관적 사실을 제대로 이해하고 있는지 함께 파악하고자, 창의성 연구에서 확립되고 과학적 근거가 밝혀진 창의성 사실 15문항도 포함하였다. 창의성 신화 및 사실의 총 30문항을 두 명의 이중 언어 사용자로부터 역번역 절차를 거쳐 최종 한국어 조사 문항을 확정하였다.²⁾

선행 연구와 동일하게 창의성 신화와 사실 문항들에 대해 ‘맞다’, ‘틀리다’, ‘모른다’ 중 하나를 선택하도록 하였다. 참가자들이 선택한 응답들을 수치로 환산하기 위해, Benedek 등(2021)이 제시한 절차와 동일하게 ‘맞다(동의)’ = 1점, ‘틀리다(비동의)’ = 0점, ‘모른다’ = 0.5점을 부여하여, 개인별 점수 및 문항별 동의율을 분석에 사용하였다(Benedek 등의 연구에서 ‘모른다’를 확실히 알지도 모르지도 않는 추측(guessing)이라고 보고 0.5점을 부여하였다). 문항별 동의율(approval rate)은 전체 참가자들이 모두 ‘맞다’로 응답하는 경우를 만점(1점 x 참가자 수), 즉, 100%로 봤을 때, ‘맞다’와 ‘모른다’로 응답한 참가자들의 점수를 더한 합계의 비율을 뜻한다. 한편, 상관분석 및 회귀분석에 사용된 개인별 점수는 신화 및 사실 각 15문항에 대한 개인 응답에 따른 점수의 단순 합계였다. 또한, 선행 연구에서와 같이 각 문항에 ‘모른다’로 대답한 응답자들의 점수를 별도의 비율(문항별 ‘모른다’ 점수의 합/만

2) 창의성 사실 문항 중 ‘교사는 창의성의 중요성은 인정하지만, 창의적 특성을 가진 학생을 높게 평가하지는 않는다’ 문항의 경우, 교사 대상 조사에서는 ‘창의성의 중요성을 인정하는 교사라도, 창의적 특성을 가진 학생을 높게 평가하지는 않는다’로 수정하여 표현을 순화하였다.

점)을 계산하여, 동의율의 오차 범위 형태로 문항별 불확실 비율이 함께 나타나게 하였다(그림 1과 2 참조). 이를 통해 각 문항 수준에서 ‘모른다’로 응답한 상대적 비율을 파악할 수 있다. 전체 응답자의 창의성 신화와 사실 각 15문항의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 신화 = .65, 사실 = .73이었다.

지식의 원천

Benedek 등(2021)에 따라, 창의성을 포함한 여러 주제에 대한 과학적 지식을 얻는 다양한 방법을 제시하고, 각 방법을 어느 정도 이용하는지 7점 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 7 = 매우 그렇다)로 응답하게 하였다(이하 7점 척도는 모두 동일). 제시한 지식의 출처는 학술 저널, 강의/워크숍, 도서 및 잡지, TV, 인터넷 및 소셜미디어(SNS), 친구/지인의 여섯 가지로 제시하였다. 탐색적 요인분석(주성분 분석, 직 접오블리민 회전) 결과, 6가지 지식의 원천은 분산의 63%를 설명하는 2요인으로 추출되어 선행 연구와 같은 결과를 나타내었다. 첫 번째 요인은 저널, 강의 및 도서 등 권위 있는 지식의 출처를 반영하였고, 두 번째 요인은 TV, 소셜미디어 및 친구 등의 상대적으로 대중적인 지식의 출처를 반영하였다. 두 요인 간에는 유의한 상관관계가 나타나지 않았다($r = .04, p = .62$). 두 가지 지식의 원천에 대한 각 세 문항의 평균을 분석에 사용하였으며, 권위 있는 원천의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .78, 대중적인 원천은 .59이었다.

권위주의

Rattazzi 등(2007)이 타당도를 확인한 단축형 우익권위주의(short version of Right-Wing Authoritarianism) 문항 중 Kim 등(2019)이 사용

한 7문항(KGSS, 2016)을 사용하였고 7점 척도 상에 응답하였다. 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .85이었다. 부록 III에 사용된 전체 문항들이 제시되어 있다.

신경증 및 경험에 대한 개방성

Goldberg(1999)의 International Personality Item Pool(IPIP)의 신경증(10 문항) 및 경험에 대한 개방성(10문항)을 사용하여, 5점 리커트 척도에 반응하도록 하였다. 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 각각 .90 및 .79였다.

자기 창의성 지각

Kettler, Lamb, Willerson, 및 Mullet(2018)이 사용한 창의성 관련 8개의 특성 문항(‘나는 상상력이 풍부하다’와 같은 6개 긍정 문항과 ‘나는 복잡함보다 간결함을 선호한다’와 같은 2개 역문항)으로 자기 창의성 지각을 측정하였다. 구체적으로, 응답자의 상사, 동료, 후배, 친구, 가족 등이 응답자의 특성을 평가한다면, 각 특성에 대해 그들이 얼마나 동의할지를 5점 리커트 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다)에 반응하도록 하였다. 자기 창의성 지각(8문항)의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .77이었다.

목표지향성

학습 목표지향성, 수행접근 목표지향성, 수행회피 목표지향성의 세 하위요인으로 구성된 VandeWalle(1997)의 척도를 사용하였다. 학습 목표지향성은 5문항, 수행접근 목표지향성과 수행회피 목표지향성은 각 4문항으로 구성되었다. 동의 정도를 5점 리커트 척도에 반응하도록 하였으며, 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 학습 목표지향성 .82, 수행접근 목표지향성 .81,

수행회피 목표지향성 .79이었다.

분석방법

SPSS 22.0을 사용하여 주요 변인의 기술 통계분석, 상관분석, 신뢰도 분석을 하였다. 개인차 변인과 관련된 가설 검증은 위계적 회귀분석을 통해 이루어졌다. 창의성 신화 및 사실을 믿는 정도에 대한 국가별 비교는 선행 연구(Benedek et al., 2021)의 방법을 따라, R package를 사용하여 분석하였다. 한국 표본과 비교하기 위한 선행 연구의 6개국 자료는 online supplementary data(<https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111068>)를 활용하였다. 또한, 한국 표본과 선행 연구의 표본 간의 창의성 신화 및 사실 문항에 대한 응답 분포에서의 차이를 보기 위해 카이 제곱 검증을 하였다.

결 과

창의성 신화와 사실에 대한 동의율 비교

창의성 신화를 믿는 정도

두 번의 조사에서 수집된 한국 표본(N=668)에서 창의성 신화 15문항에 대해 ‘맞다’ 혹은 ‘모른다’로 응답한 동의율은 평균 53%였다(표 1). 이는 선행 연구(Benedek et al., 2021)의 6개국 참가자의 평균 50%보다 약간 높은 수준이다.³⁾

3) 교사와 일반 직장인을 구분하였을 때, 교사는 49%, 직장인은 54%로 나타나 두 집단에서 차이가 다소 있었다. 표본의 정규성이 위배되어 비모수 방법으로 두 집단 간 차이를 검증한 결과, 유의한 차이가 있었다(Mann-Whitney U = 52,500.5,

한국 기준으로 동의율이 높은 순으로 배열된 표 1에는 한국의 동의율과 더불어 선행 연구의 6개국 중 중국을 제외한 5개국(서구, 미국과 유럽)과 중국의 동의율이 제시되어 있다. 한국 자료에서 동의율이 가장 높은 신화 문항은 ‘혼자 생각할 때 보다 여러 사람이 함께 브레인스토밍을 하면 더 많은 아이디어가 나온다(M14)’(82%)였고, 이는 선행 연구와 동일한 결과이다. 다음으로 ‘아이들이 어른들보다 더 창의적이다(M10)’(77%)와 ‘자신의 행위에 완전한 자유(자율)가 주어질 때 사람들은 가장 창의적이다(M15)’(74%)의 순으로 높은 동의율을 보였다. 선행 연구에서는 이 두 문항(M10/M15)의 순서는 달랐으나 두 연구에서 모두 가장 높은 동의율을 보인 세 문항이 동일하게 나타났다. 반면, 동의율이 가장 낮은 문항은 ‘남다른 창의성을 보인 사람에게는 대개 정신 건강 상의 장애가 있다’(16%)였지만, 선행 연구(중국과 서구)에서는 ‘개인의 창의력은 정해져 있으며, 그것은 쉽게 바뀌지 않는다’(평균 = 19%)였다.

표 1에서 보듯이, 세 집단(한국, 중국, 서구 5개국)의 차이를 카이 제곱 검증(‘맞다’, ‘틀리다’, ‘모른다’의 세 선택지에 대한 응답 분포를 비교)을 하였고, 모든 문항에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 표본 크기로 인하여 유의한 효과가 나타난 것으로 볼 때, 효과 크기로서 세 집단 간 차이를 논의하고자, Cramer’s V로 효과 크기를 추정하였다. 이것은 카이 제곱 독립성 검증의 효과 크기로, 2 X 2 행렬 이상의 범주형 변수가 서로 얼마나 강력하게 연관되는지 나타내는 지표이다. 효과 크기의 해석은 자유도(df)에 따라 그 해석이 달라지며, 본 연구의 df = 4의 경우 .05/ .15/ .25 p <.001).

표 1. 창의성 신화에 대한 동의율(Prevalence of creativity myths)

창의성 신화 (Creativity Myths)	동의율(%)			χ^2	<i>p</i>	Cramer's V
	한국	중국	5개국*			
M14. 혼자 생각할 때 보다 여러 사람이 함께 브레인스토밍을 하면 더 많은 아이디어가 나온다.	81.66	84.86	78.82	16.87	.002	.07
M10. 아이들이 어른들보다 더 창의적이다.	77.40	70.91	67.81	26.99	.000	.08
M15. 자신의 행위에 완전한 자유(자율)가 주어질 때 사람들은 가장 창의적이다.	73.95	62.98	71.89	21.09	.000	.07
M1. 창의성은 측정될 수 없다.	72.60	47.12	60.45	78.56	.000	.14
M2. 창의성은 본질적으로 예술과 같은 것이다.	66.17	58.17	35.61	215.78	.000	.24
M4. 대다수의 사람들은 ‘아이들의 추상적인 그림’과 ‘추상 미술’을 구분하지 못할 것이다.	63.70	74.52	61.11	67.52	.000	.13
M5. 창의적 결과물은 갑작스럽게 나타난 영감의 결과인 경우가 많다.	62.05	65.14	56.13	23.64	.000	.08
M6. 창의적인 사고는 주로 우뇌에서 나온다.	53.29	59.13	52.90	42.11	.000	.10
M3. 창의적인 아이디어는 당연히 좋은 것이다.	50.97	46.63	61.06	52.02	.000	.12
M8. 창의성은 보기 드문 선천적 재능이다.	44.69	35.82	27.40	84.83	.000	.15
M7. 창의성은 혼자 하는 활동인 경향이 있다.	38.40	31.97	23.60	64.65	.000	.13
M13. 학교에 오래 다니는 것은 아이들의 창의성에 부정적인 영향을 미친다.	35.48	47.60	49.81	57.84	.000	.12
M9. 개인의 창의력은 정해져 있으며, 그것은 쉽게 바뀌지 않는다.	34.13	12.02	20.94	80.20	.000	.14
M12. 알코올이나 마리화나가 창의적인 아이디어를 얻는 데 도움이 된다.	22.53	29.33	45.44	137.10	.000	.19
M11. 남다른 창의성을 보인 사람에게는 대개 정신건강 상의 장애가 있다.	16.39	43.03	39.08	156.96	.000	.20
전체 평균 동의율	52.89	51.28	50.14	128.51	.000	.18

* 5개국: 독일, 미국, 오스트리아, 조지아, 폴란드. χ^2 N = 1,929, df = 4 each items, df = 60 total

를 각각 small/ medium/ large 효과 크기로 해석한다(Cohen, 1988). 본 연구에서는 중간 정도의 효과 크기인 .15를 기준으로 세 집단 간 차이를 논의하였다.

동의율에 있어 가장 큰 효과 크기를 보여주

는 문항은 ‘창의성은 본질적으로 예술과 같은 것이다(M2)’이다. 한국과 서구 간의 큰 차이를 보이는데, 중국은 한국과 유사하다. 따라서 ‘art bias’가 한국을 포함한 동양 국가들에서 두드러지게 나타남을 시사한다. ‘남다른 창의성

을 보인 사람들에게는 대개 정신건강 상의 장애가 있다(M11)' 문항도 효과 크기가 큰 편으로, 서구 및 중국 대비 한국의 동의율은 상대적으로 낮다. '알코올이나 마리화나가 창의적인 아이디어를 얻는 데 도움이 된다(M12)' 문항도 효과 크기가 큰 편인데, 한국 및 중국은 동의율이 낮은 반면, 서구에서는 상대적으로 높다. 한국과 중국은 마리화나가 금지된 사회적 환경이 반영된 것으로도 보인다. 또한, '창의성은 보기 드문 선천적 재능이다(M8)' 문항도 중간 정도의 효과 크기로 한국이 서구보다 동의율이 더 높아, 창의성이 일반인들에게서는 나

타하기 어려운 현상이라는 인식이 더 강하게 나타난다. 마지막으로, '개인의 창의력은 정해져 있으며, 그것은 쉽게 바뀌지 않는다(M9)' 문항과 '창의성은 측정될 수 없다(M1)' 문항은 모두 .14의 효과 크기로, 전자는 한국이 중국 및 서구보다 더 동의율이 높으며, 후자는 한국과 서구 대비 중국이 매우 동의율이 낮은 특징을 보인다.

한국, 중국, 서구 국가들의 동의율 평균과 더불어 '모른다' 응답을 포함하여 도시한 것이 그림 1이다. 여기서 원점(dot)은 동의율을 나타내며, 원점을 기준으로 좌우 날개는 '모른다'

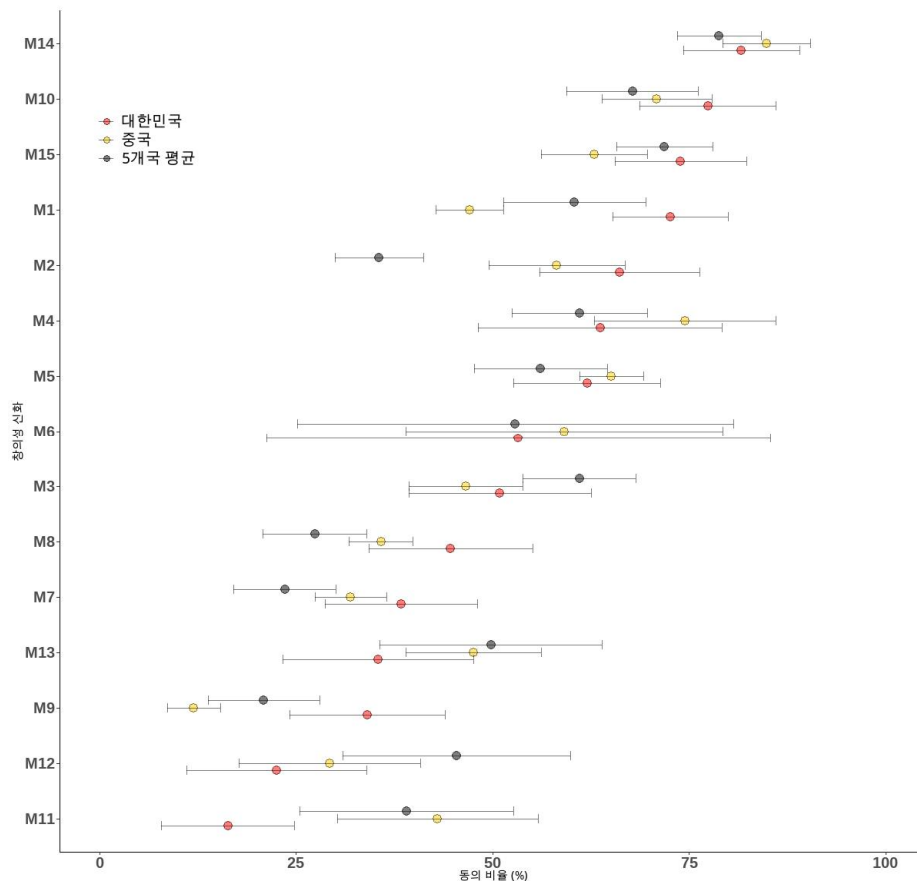


그림 1. 창의성 신화를 믿는 정도의 국가 간 비교 (전체 문항: 표 1 참조)

에 응답한 사람들을 0점으로 처리한 경우와 1점으로 처리한 경우의 범위를 나타낸다. 따라서 짧은 날개는 ‘모른다’ 응답자가 많지 않았다는 것을, 긴 날개는 ‘모른다’ 응답자가 많았다는 것을 의미한다. 그림 1에서 주목할 만한 문항으로, ‘혼자 생각할 때 보다 여러 사람이 함께 브레인스토밍을 하면 더 많은 아이디어가 나온다(M14)’ 문항의 경우 ‘모른다’ 응답이 매우 적게 나타났으며, 반면, ‘창의적인 사고는 주로 우뇌에서 나온다(M6)’ 문항은 세 집단 모두에서 ‘모른다’ 응답이 매우 많은 것으로 나타났다.

창의성 사실에 대한 이해

창의성 사실 15문항의 경우 한국 참가자들은 평균적으로 69%의 동의율로 나타났으며(표 2), 선행 연구의 6개국 평균(68%)과 유사한 수준이었다. 한국 표본에서 가장 높은 동의율을 보인 사실 문항은 선행 연구와 동일하게 ‘여러 방식으로도 문제해결이 안 되는 경우, 잠시 휴식을 취한 후 다시 시작해보는 것이 도움이 된다(F13)’(93%)이다. 가장 동의율이 낮은 문항은 ‘첫 번째로 떠오른 아이디어는 최상의 아이디어가 아닌 경우가 많다(F6)’(44%)인데, 중국 표본에서도 이 문항의 동의율이 가장 낮았으나(30%), 서구 5개국의 경우는 ‘대개 어느 한 영역에서 남다른 창의적인 결과를 만들어내기 위해서는(예, 성공적인 소설을 출판하기 위해서는) 적어도 10년 동안의 의도적인 연습과 노력이 필요하다(F10)’(33%)였다.

또한, 신화 문항에서와 같이 한국, 중국, 서구 5개국 표본을 효과 크기로써 비교하였다. 가장 효과 크기가 큰 문항은 ‘창의적인 것으로 간주되기 위해서는 새로울 뿐만 아니라 유용하거나 적절해야 한다(F1)’로, 창의성 정의의

두 기준에서 유용성을 강조하는 정도에 있어 한국 및 중국과 서구 5개국 간에는 큰 차이가 있음을 알 수 있다. ‘뇌에서의 알파 활동(10 헤르츠)은 창의적인 사고에 있어 중요한 역할을 한다(F7)’ 문항에서는 중국이 서구 국가들 및 한국과 큰 차이로 높은 동의율을 보인다. 다음으로, ‘대개 어느 한 영역에서 남다른 창의적인 결과를 만들어내기 위해서는(예, 성공적인 소설을 출판하기 위해서는) 적어도 10년 동안의 의도적인 연습과 노력이 필요하다(F10)’ 문항에서는 한국 및 중국이 서구 5개국보다 훨씬 높은 동의율을 보인다. 반면, ‘첫 번째로 떠오른 아이디어는 최상의 아이디어가 아닌 경우가 많다(F6)’ 문항 동의율은 서구, 한국, 중국 순으로 중국과 서구 5개국 간에 비교적 큰 차이가 나타났다. ‘남성이 창의적 특성을 보이면 잠재적 이성 파트너에게 매력도가 올라간다(F12)’ 문항은 중국이 매우 높은 동의율을 보이며, ‘긍정적인 기분은 창의적인 아이디어를 얻는 데 도움이 된다(F14)’ 문항은 한국과 중국이 서구 5개국보다 더 높은 동의율을 보인다. 마지막으로, ‘일반적으로 남자와 여자는 창의성에 있어 차이가 없다(F11)’ 문항은 한국이 중국 및 서구 5개국보다 더 높은 동의율을 보인다.

창의성 신화 문항에서처럼, 사실 15문항에 대해 한국, 중국, 서구 국가들의 동의율 평균과 더불어 ‘모른다’ 응답을 고려하여 도시한 것이 그림 2이다. 그림 1의 신화 문항에 대한 경향성과 유사하게 그림 2에서 주목할 점으로, 가장 높은 동의율을 보인 F13 문항의 경우에는 ‘모른다’ 응답이 매우 적다는 것을 알 수 있다. 반면, F7 문항은 ‘모른다’ 응답률이 매우 높는데, 일반인들에게는 친숙하지 않은 신경과학 관련 지식을 요하는 것이어서 그런 결과

표 2. 창의성 사실에 대한 동의율(Prevalence of creativity Fact)

창의성 사실 (Creativity Facts)	동의율(%)			χ^2	p	Cramer's V
	한국	중국	5개국*			
F13. 여러 방식으로든 문제해결이 안 되는 경우, 잠시 휴식을 취한 후 다시 시작해보는 것이 도움이 된다.	93.26	98.80	96.44	28.98	.000	.09
F14. 긍정적인 기분은 창의적인 아이디어를 얻는 데 도움이 된다.	91.62	94.95	78.02	110.30	.000	.17
F8. 창의적인 사람들은 대개 새로운 경험에 대해 더 개방적이다.	86.38	94.47	85.90	17.35	.002	.07
F1. 창의적인 것으로 간주되기 위해서는 새로운 뿐만 아니라 유용하거나 적절해야 한다.	81.06	70.19	41.31	304.31	.000	.28
F5. 일반적으로 창의적인 아이디어는 기억 속 정보가 새로운 방식으로 결합되어서 나오는 것이다.	80.31	93.03	81.43	28.81	.000	.09
F15. 직장에서 창의적 성과에 대해 보상을 해주면 창의성이 향상된다.	75.45	86.78	76.31	19.07	.001	.07
F3. 창의적인지 아닌지에 대한 판단은 당시의 시대 정신과 사회적 규범에 달려 있다.	73.20	81.49	81.10	20.73	.000	.07
F11. 일반적으로 남자와 여자는 창의성에 있어 차이가 없다.	71.26	52.88	58.50	63.87	.000	.13
F4. 창의성은 수학적 사고의 중요한 한 부분이다.	63.02	82.45	62.77	50.27	.000	.11
F7. 뇌에서의 알파 활동(10 헤르츠)은 창의적인 사고에 있어 중요한 역할을 한다.	61.60	79.09	57.17	198.52	.000	.23
F12. 남성이 창의적 특성을 보이면 잠재적 이성 파트너에게 매력도가 올라간다.	58.38	88.70	72.46	129.13	.000	.18
F2. 교사는 창의성의 중요성은 인정하지만, 창의적 특성을 가진 학생을 높게 평가하지는 않는다.*	55.09	52.64	61.87	33.15	.000	.09
F10. 대개 어느 한 영역에서 남다른 창의적인 결과를 만들어내기 위해서는(예, 성공적인 소설을 출판하기 위해서는) 적어도 10년 동안의 의도적인 연습과 노력이 필요하다.	51.65	61.54	32.62	133.99	.000	.19
F9. 창의적인 사람들은 대개 지능이 더 높다.	51.35	74.04	56.51	68.01	.000	.13
F6. 첫 번째로 떠오른 아이디어는 최상의 아이디어가 아닌 경우가 많다.	43.56	30.29	52.09	140.81	.000	.19
전체 평균 동의율	69.15	76.09	66.30	176.79	.000	.21

* 5개국: 독일, 미국, 오스트리아, 조지아, 폴란드 χ^2 N = 1,929, df = 4 each items, df = 54 total

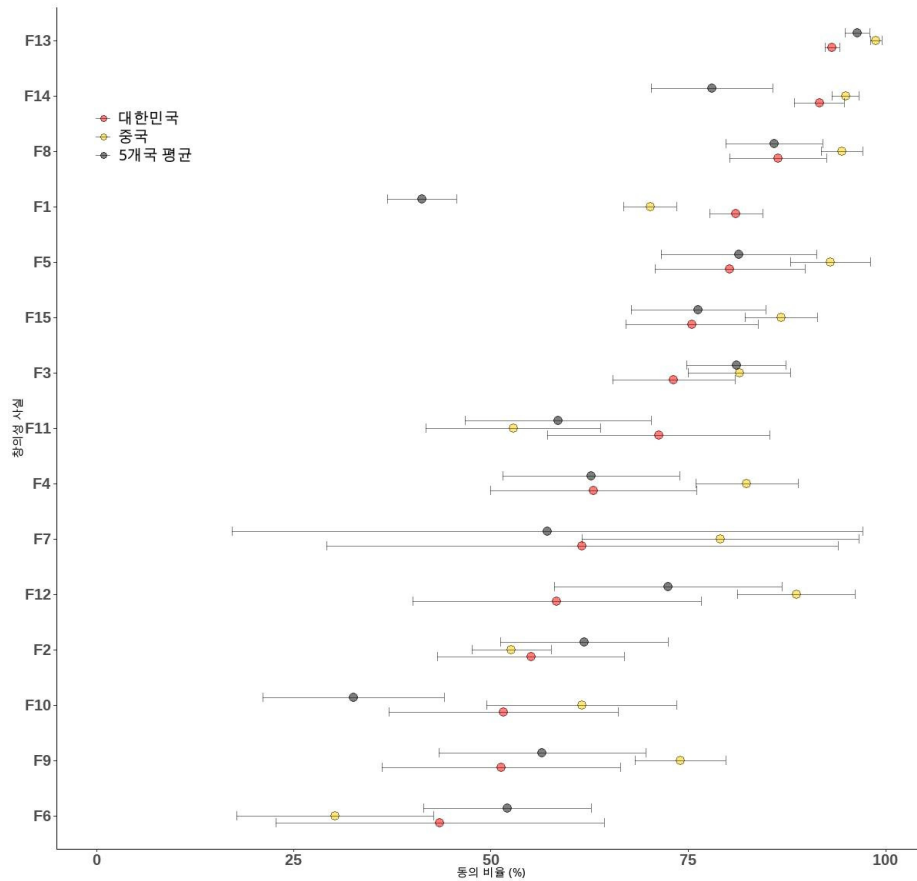


그림 2. 창의성 사실 이해 정도의 국가 간 비교 (전체 문항: 표 2 참조)

가 나타난 것으로 보인다. 더불어, F6, F9, F12 문항도 ‘모른다’ 응답 비율이 다소 높다. F11 문항의 경우에는 한국 표본에서 ‘모른다’ 응답 비율이 높은 편이다. 전반적으로 중국 표본에서 ‘모른다’ 응답 비율이 낮은 경향성이 엿보인다.

창의성 신화와 사실: 개인차 변인과의 관계

창의성 신화 및 사실 문항에 대한 동의율에서 한국 표본과 선행 연구 표본의 결과를 비

교한 것에 이어서, 본 연구의 두 번째 연구 주제인 창의성 신화에 대한 믿음과 개인차 변인들 간의 관계를 다음과 같이 살펴보았다.

선행 연구 재현

교사 및 직장인을 대상(조사 1)으로 창의성 신화와 사실의 개인별 점수 및 개인차 변인과의 상관관계를 표 3에 제시하였다.

인구통계 변인과 창의성 신화 점수 간 상관계수를 살펴보면, 성별, 연령, 및 교육수준 모두 유의한 관련성이 나타나지 않았다. 단, 교

표 3. 기술통계 및 상관계수: 조사 1(교사 및 직장인 표본 $n = 337$)

	성별 ^a	연령 ^b	교육 ^c	지식 권위	지식 대중	권위 주의	신경증	신화	사실
신화	.07	.00	-.05	-.12 [*]	.19 ^{**}	.19 ^{**}	.09		
사실	.00	.19 ^{**}	.07	.09	.11 [*]	-.06	-.07	.44 ^{**}	
평균	.49	43.19	16.24	4.46	4.86	3.69	3.63	7.74	10.40
SD	.50	10.57	1.99	1.26	.93	1.17	1.09	2.51	2.48

* $p < .05$ ** $p < .01$ ^a성별 (남성 = 0, 여성 = 1) ^b연령(만 나이) ^c교육: 총수학 연수(예, 대졸 = 16년)

사와 직장인을 분리하여 별도의 상관분석을 실시했을 때, 교사의 경우 나이가 많을수록($r = .19, p < .05$), 교육수준이 높을수록($r = .18, p < .05$) 신화를 더 믿는 경향이 나타났다. 반면, 직장인은 유의하지 않으나 부적 상관이나 나타나 나이가 많을수록($r = -.06, p = .47$), 교육수준이 높을수록($r = -.09, p = .24$) 신화를 덜 믿는 상반된 경향성이 나타났다. 나이와 교육수준에서 두 집단의 상관계수 간 유의한 차이가 있는지 확인하기 위해 종속 표본의 상관계수 차이 검정(Steiger, 1980)을 실시한 결과 유의한 차이가 나타났다(나이 $Z = 2.27, p < .05$, 교육수준 $Z = 2.51, p < .05$).

신경증과 창의성 신화를 믿는 정도 사이에는 선행 연구와 달리 유의한 관계가 나타나지 않았다($r = .09, p = .08$). 권위주의의 경우, 권위주의적 성향이 강할수록 창의성 신화를 더 믿는 유의한 정적 상관이 나타났다($r = .19, p < .01$), 두 집단을 구분하였을 때 교사 집단에서만 유의한 결과가 나타났다($r = .38, p < .01$; 직장인 $r = -.07, p = .40$). 지식을 얻는 원천의 경우, 선행 연구에서와 같이, 권위 있는 지식의 원천에 의존할수록 신화를 덜 믿는 유의한 부적 상관($r = -.12, p = .03$), 대중적인 원천에 의존할수록 신화를 더 믿는 유의한

정적 상관($r = .19, p < .01$)이 나타났다. 다만, 교사와 직장인 집단을 별도로 분석했을 때, 유의한 상관이 나타나지 않는 직장인 집단과 달리, 교사의 경우 대중적인 지식의 원천에 의존하는 경우 신화를 더 믿는 유의한 정적 상관($r = .27, p < .01$)이 보다 강하게 나타났고, 권위 있는 원천의 경우에는 유의한 관계가 나타나지 않았다($r = .04, p = .61$). 창의성 신화와 사실을 믿는 정도 사이에는 선행 연구의 결과와 동일하게 유의한 정적 상관($r = .44, p < .01$)이 나타났다.

요약하면, 전체적으로 성별, 연령, 교육수준은 창의성 신화를 믿는 정도와 유의한 상관이 나타나지 않았고, 대중적인 지식의 원천에 의존할수록, 권위주의적 성향이 강할수록 창의성 신화를 더 믿는 경향이 나타났다. 선행 연구와 차이가 나타나는 부분은 한국 표본에서는 교육수준의 영향이 유의하지 않은 것이다. 이는 한국 참가자 대부분이 대졸 이상으로 개인차가 크지 않기(변산이 작기) 때문인 것으로 추측된다. 또한, 교사와 직장인의 두 집단에서 차이를 보이는 경우가 자주 나타났는데, 인구통계 변인 및 개인차 변인의 영향은 교사 집단에서 더 뚜렷하게 나타났다.

가설검증

국내 기업에 종사하는 일반 직장인을 대상으로 실시한 두 번째 조사에서의 상관계수를 표 4에 제시하였다. 선행 연구 및 조사 1과는 달리, 남성보다 여성인 경우($r = .12, p < .05$), 나이가 적을수록($r = -.12, p < .05$) 창의성 신화를 더 믿는 유의한 정적 상관이 나타났다. 한편, 조사 1에서 교사 집단은 나이와 창의성 신화 믿음 간의 정적 관계가 나타나고, 직장인 집단은 유의한 상관이 나타나지 않은 것과 달리, 조사 2의 직장인 집단은 나이가 많을수

록 신화를 덜 믿는 부적 관계가 나타났다. 교육수준은 여전히 유의한 관계가 나타나지 않았다.

개인차 변인으로, 자기 창의성 지각($r = -.12, p < .05$) 및 경험에 대한 개방성($r = -.12, p < .05$), 학습 목표지향성($r = -.16, p < .01$)이 낮을수록 신화를 더 믿는 유의한 부적 상관이 나타났고, 수행회피 목표지향성이 높을수록 신화를 더 믿는 정적 상관($r = .24, p < .01$)이 나타났다. 다만, 수행접근 목표지향성($r = -.02, p = .71$)은 유의한 상관을 보이지

표 4. 기술통계 및 상관계수: 조사 2(직장인 표본 $n = 331$)

	성별 ^a	연령 ^b	교육 ^c	자기 창의성	개방성	학습 목표	수행 접근	수행 회피	신화	사실
신화	.12*	-.12*	-.04	-.12*	-.12*	-.16**	-.02	.24**		
사실	.02	.06	.12*	.06	.08	.09	.10	-.01	.29**	
평균	.50	39.48	15.54	3.0	3.19	3.24	3.25	2.68	10.34	8.13
SD	.50	9.35	1.74	.53	.50	.65	.68	.73	1.77	2.01

* $p < .05$ ** $p < .01$ ^a성별 (남성 = 0, 여성 = 1) ^b연령(만 나이) ^c교육: 총수학 연수(예, 대졸 = 16년)

표 5. 창의성 신화를 종속변수로 개인차 변인들의 회귀계수

	β	t	p
1 단계			
성별	.12	2.2	.03
연령	-.12	-2.17	.03
교육	-.03	-.48	.63
2 단계			
자기창의성	-.09	-1.5	.14
개방성	-.08	-1.41	.16
학습목표	-.13	-2.3	.02
수행접근	-.01	-.24	.81
수행회피	.21	3.96	<.001

않았다.

선행 연구와 동일하게, 조사 2에서의 개인차 변인들과 창의성 신화를 믿는 정도와의 관련성에 대한 가설검증을 위해, 위계적 회귀분석을 시행하였다. 1단계에서 인구통계학적 특성(성별, 연령, 교육수준)을 투입하여 통제하고, 2단계에서 개인차 변인을 하나씩 투입하는 분석 절차를 반복하였고, 결과는 표 5에 제시되어 있다.

분석 결과, 인구통계학적 특성을 통제했을 때, 자기 창의성 지각은 창의적 신화를 믿는 정도와 유의한 부적 관련성이 나타나지 않아 가설 1이 기각되었다. 경험에 대한 개방성 역시 창의적 신화를 믿는 정도와 유의한 관련성이 나타나지 않아 가설 2도 기각되었다. 상관분석에서 두 변인은 창의성 신화를 믿는 정도와 유의한 부적 상관을 보였으나, 통제변인들이 투입된 경우 음의 회귀 계수(자기 창의성 지각 $\beta = -.09, p = .14$; 경험에 대한 개방성 $\beta = -.08, p = .16$)를 보였으나, 유의수준에 이르지지는 못하였다.

목표지향성과 창의성 신화를 믿는 정도의 관계에서, 학습 목표지향성($\beta = -.13, p = .02$)은 유의한 부적 관련성이 나타나 가설 3이 지지되었다. 다만, 가설 4의 경우 수행접근 목표지향성($\beta = -.01, p = .81$)은 유의하지 않았고, 수행회피 목표지향성($\beta = .21, p < .001$)은 유의한 정적 관련성이 나타나 부분적으로 지지되었다.

창의성 사실

창의성 사실 문항과 개인차 변인들과의 관계를 추가로 살펴보았다. 앞서 표 1과 2의 상관분석에서, 창의성 사실에 대한 정확한 이해 정도는 성별과는 관련성이 없고, 조사 1에서

연령이, 조사 2에서 교육수준이 유의한 정적 관련성을 보였다. 조사 1에서 대중적인 지식 원천에 의존할수록 사실 점수가 높았을 뿐, 조사 1과 2의 개인차 변인들과는 유의한 관련성이 나타나지 않았다.

논 의

창의성이 발현되는 데 있어 걸림돌 중의 하나는 창의성에 대해 정확하게 알고 있지 못하다는 것이다. 더 심각한 것은 ‘알고 있다고 생각하지만, 잘못 이해하고 있는 것이 많다’는 점이다. 일반인들이 가지고 있는 과학적인 근거가 부족한 창의성에 대한 신념들(creativity myth)이 창의성을 단순히 신비로운 현상으로만 생각하게 한다. 본 연구는 Benedek 등(2021)의 선행 연구에서 나타난 일반 성인들의 창의성 신화(myth)에 대한 믿음 정도가 한국인 표본에서도 유사하게 나타나는지 조사하고, 창의성 신화 믿음과 관련된 개인차 변인들의 효과를 재현 및 확장하고자 하였다. 전체적으로 창의성 신화와 사실을 믿는 정도는 일부 문항에서는 뚜렷한 차이가 나타났으나, 한국을 포함한 7개국의 전체적인 경향성은 유사하였으며, 이를 통해 창의성 신화를 믿는 것은 국가에 상관없이 일반적인 현상임을 확인할 수 있었다.

국가별 비교

한국 표본의 조사 결과를 선행 연구의 6개국(독일, 미국, 오스트리아, 조지아, 중국, 폴란드) 중에서 서구 국가로 분류되는 5개국과 중국을 구분하여 선행 연구에서 제시한 방법으

로 세 집단의 문항별 동의율(표 1, 2)과 ‘모른다’로 응답한 불확실 포함 비율(그림 1, 2)을 탐색적으로 비교하였다. 세 집단 간 차이의 유의한 효과 크기를 기준으로 중간 이상의 차이가 나타나는 문항들과 세 집단 모두에서 공통적인 특징을 나타내는 문항을 중심으로, 창의성 신화 및 사실의 믿음과 이해 수준에서 나타나는 문화간 차이를 함께 살펴보고자 하였다. 즉, 창의성에 대해 널리 알려진 편향 및 과학적 사실에 대한 이해 수준이 7개국에서 유사하게 나타나는지 혹은 특징적인 차이가 드러나는지를 선행 연구의 발견과 연결지어 살펴보았다.

우선, 7개국 모두에서 ‘혼자 생각할 때 보다 여러 사람이 함께 브레인스토밍을 하면 더 많은 아이디어가 나온다(M14)’(82%)라는 신화 문항의 동의율이 80%가 넘는 정도로 가장 높았다. 일반인들에게 창의적 아이디어 생성 기법으로 브레인스토밍이 널리 알려져 있고, 실제로 창의적 아이디어 발상이나 문제해결 방안을 찾고자 할 때 많이 사용되는 것이기에 이것의 효과에 대한 믿음이 강한 것으로 보인다. 그러나 면대면(face to face) 브레인스토밍의 효과성에 대해서는 실제 현장에서의 경험과 실험실 연구 결과 간에는 상당한 불일치가 있다. 현장에서의 기대와는 달리, 경험적인 연구 결과들은 산출 방해(production blocking) 등의 영향으로 일관되게 집단보다는 개인적으로 아이디어를 생성하는 것(명목집단, nominal group)이 훨씬 더 생산적임을 보여주었다(Diehl & Stroebe, 1991). 다만, 변형적 형태인 브레인라이팅(brainwriting)이나 전자브레인스토밍 등은 면대면 브레인스토밍의 약점을 극복할 수 있는 것으로 알려져 있다(장재윤, 2000; Paulhus & Kenworthy, 2019).

둘째, 한국 표본에서 가장 동의율이 낮은 신화 문항은 ‘남다른 창의성을 보인 사람에게는 대개 정신건강 상의 장애가 있다(M11)’(16%)였다. 서구 사회에 아직 남아있는 창의적 천재와 광기 간의 관계를 가정하는 ‘mad genius’ 관점이 한국인들에게는 거의 보이지 않음을 알 수 있다. 서구에서는 18세기 후반 낭만주의의 영향으로 진지한 창의적 활동(적어도 예술 영역)에서 광기나 정신적 고통이 필요한 요건이라는 믿음이 낭만주의자들로부터 생겨났다(Glăveanu & Kaufman, 2019). 낭만주의가 최고조에 이르렀을 때 광기는 필연적인 것으로 생각하였고, 이러한 고정관념이 오늘날에도 남아있다. 반면, 동양에서 창의성은 그 자체로 선하고 도덕적인 것이라는 믿음이 강하다(Niu & Sternberg, 2006).

신화 문항에 대한 세 집단(한국, 중국, 서구 5개국) 간 동의율 비교에서 가장 두드러지게 나타난 결과는 ‘창의성은 본질적으로 예술과 같은 것이다(M2)’ 문항에서 나타난 차이인데, 한국과 중국은 서구 나라들보다 ‘art bias’가 더 높게 나타났다(특히, 한국 표본에서 교사보다 직장인에게 이 편향이 더 두드러지게 나타났다). 이 결과가 시사하는 바는 창의성이 예술 분야에 한정된 역량으로 보는 협소한 관점을 가진다는 것이며, 그로 인해 일상적인 창의성(everyday creativity)이나, 예술 이외의 거의 모든 영역에서 창의력이 요구된다는 점을 인식하지 못하는 결과로 이어질 수 있다. 이것은 ‘창의성은 보기 드문 선천적 재능이다(M8)’의 동의율(45%)이 서구 5개국의 평균인 27%보다 두 배 가까이 높다는 점에서도 한국인들의 창의성에 대한 관념은 일반인들에게는 발현되기 어려운 것으로 보는 시각이 상대적으로 강하다는 것을 알 수 있다. 또한, 한국 표본에서

‘창의성은 측정될 수 없다(M1)’는 믿음(66%)이 강한 점은 창의성에 대한 신비로운 생각을 드러내는 것일 수 있다. 마지막으로, ‘개인의 창의력은 정해져 있으며 그것은 쉽게 바뀌지 않는다(M9)’에 대해서도 34%만이 동의하였으나, 21%인 서구 5개국보다는 높은 수준으로 상대적으로 결정론적 관점이 강하다는 것을 나타낸다. 다만 중국은 12%로 상당히 낮았는데, 이는 Niu와 Kaufman(2013)이 창의성을 보는 관점에 있어 중국인과 미국인을 비교하면서, 중국인들은 미국인들보다 창의성은 변화될 수 있는(육성될 수 있는) 것으로 보는 경향이 강하다고 하였는데, 그와 어느 정도 일치하는 결과로 보인다.

다음으로 창의성 사실 문항에서 국가별 동의율을 비교해보면, 가장 두드러지게 차이가 난 문항이 ‘창의적인 것으로 간주되기 위해서는 새로움 뿐만 아니라 유용하거나 적절해야 한다(F1)’였다. 한국과 서구 5개국 간에는 거의 두 배 차이가 났다(81% 대 41%). 이 문항은 창의성 정의에서의 두 기준인 새로움(novelty)과 유용성/적절성(usefulness/appropriateness)에 대한 이해 정도를 보는 것이다. 다만, 서구의 개인주의 문화에서는 창의성에서 표준에서 벗어나는 독창적 사고가 강조되는 반면, 동양의 집합주의 문화에서 창의적 행동은 사회문화적 규범과 전통을 지키고 이어나가는 것임이 강조된다. 또한, 동양에서 창의적 활동은 항상 선(善, goodness)을 포용하고 있으며, 선은 전체 사회에의 기여를 지향해야 하기에 창의적 성취에서 선이 새로움보다 더 강조된다(Niu & Sternberg, 2006). 따라서 위의 결과는 서구의 창의성 개념에서는 새로움(독창성)이 가장 중요한 정의적 속성이지만, 동양에서는 그렇지 않음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 또한,

Bechtoldt 등(2010)의 연구에서 네덜란드 참가자들은 브레인스토밍에서 최선을 다하라는 지시를 받으면 아이디어의 독창성(새로움)이 증가하였지만, 한국 참가자들은 아이디어의 유용성이 증가함을 보여주었다.⁴⁾ 따라서 Erez와 Nouri(2010)는 전반적으로 서구의 개인주의적 사회 규범은 어떤 산물이 창의적인 것으로 판단되는가에 있어 유용성보다는 독창성을 더 우선시하는 반면, 동양의 집합주의적 사회 규범은 독창성보다는 유용성을 더 우선시한다고 보았다.

문화 간 차이를 보여주는 또 다른 사실 문항은 ‘10년 법칙’에 해당하는 F10 문항이다. 이 문항에 대해 한국과 중국은 서구 5개국보다 두 배에 이를 정도로 더 높은 동의율을 보이는데, 이것은 서구 문화의 창의성에 대한 개념에서는 독창성과 더불어 최종 산물(final products)이 강조되지만, 동양 문화는 상대적으로 기교(skill)와 과정(process)이 강조된다는 견해(Kozbelt & Durmysheva, 2007)와 일치한다. 동양에서는 절차탁마(切磋琢磨)라는 표현이 상징하듯이 창조 과정에서의 지속적인 몰입을 강조하며, 과거 전통의 단절이나 파괴가 아닌 전통적 관념의 재해석에 더 무게를 둔다.

또한, ‘긍정적인 기분은 창의적인 아이디어를 얻는데 도움이 된다(F12)’의 경우 동양의 두 나라가 서구 5개국보다 더 높은 동의율을 보였는데, 이 또한 18세기 이후의 낭만주의의

4) 일부 다른 결과도 있다. 창의성의 암묵적 이론 측면에서 Paletz와 Peng(2008)이 중국인, 일본인, 미국인들의 창의성의 개념에 있어 적절성과 새로움의 상대적인 중요성을 조사하였을 때 세 문화 모두에서 새로움이 중요하였지만, 창의성의 평가에 있어 적절성은 중국인보다 미국인과 일본인에게서 더 중요한 것으로, 그리고 창의적 산물에 있어 더 바람직한 것으로 간주되었다.

영향으로 창의성과 광기 간의 밀접한 연관성에 대한 믿음에서 파생된 우울이나 자살 충동과 같은 부정적 정서의 연관성을 떠올린 결과로 보인다.

끝으로 창의성 신화와 사실 문항에 대한 응답을 종합적으로 고려해 볼 때 신경과학(neuroscience) 관련 문항인 ‘창의적인 사고는 주로 우뇌에서 나온다(M6)’와 ‘뇌에서의 알파 활동(10 헤르츠)은 창의적인 사고에 있어 중요한 역할을 한다(F7)’에서 7개국 모두 ‘모른다’를 응답한 ‘불확실’ 비율이 매우 높았다. 이는 창의성의 신경과학 지식에 대한 이해 수준이 국가 간 유사하다는 것을 보여준다(단, 중국의 경우 뇌의 알파 활동에 대한 이해가 두드러지게 높고 불확실 비율도 상대적으로 낮았다).

Benedek 등(2021)의 선행 연구에서는 6개국을 조사하였고, 국가 변인은 신화 문항에 대한 동의율의 전체 변인의 3%만을 설명하기에 무시해도 될 수준으로 국가 간 차이가 별로 없다고 하였다. 그러나 한국인 표본이 포함된 본 연구와의 비교를 통해 볼 때, 여러 신화 및 사실 문항들에서 한국과 서구 국가들 간에는 뚜렷한 차이가 있음을 보여준다. 향후 창의성에 대한 이해에서의 이런 동서양 차이에 대한 재검증 및 원인을 체계적으로 탐구하는 후속 연구가 필요하다.

개인차 변인과의 관계

창의성 신화와 사실을 믿는 정도와 개인차 변인 간의 관계를 살펴본 결과, Benedek 등(2021)의 연구에서와 다르게 한국 표본에서는 연령이 유의한 관련성을 보였다. 다만, 교사와 직장인이 각각 다른 방향을 나타냈는데, 교육 수준을 통제했을 때, 직장인은 연령이 낮을수

록, 교사는 높을수록 신화를 더 믿는 경향이 나타났다. 연령을 경력의 의미로 이해했을 때, 일반 직장인은 경력이 오래될수록 창의성 신화를 덜 믿는 반면, 교사는 경력이 오래될수록 신화를 더 믿는 경향성이 있는 것으로 볼 수 있다. 또한, 선행 연구와 달리, 교사 집단의 경우에는 대중적인 원천에 의존하는 경우에 신화를 더 믿는 결과를 보인 점도 주목할 만하다(교사 및 직장인 각각에서 연령과 두 종류의 지식 원천 의존 정도 간의 상관은 모두 유의하지 않았다, $r = .03 \sim .09$).

신화에 대한 믿음에 유의한 영향을 미칠 것으로 가정한 자기 창의성 지각과 경험에 대한 개방성은 유의한 관련성을 보여주지 못하였다. 선행 연구(Benedek et al., 2021)의 경우 인구통계 변인을 통제했을 때 자기 정체성은 신화를 믿는 정도와 유의한 부적 관련성이 나타났으나, 한국 직장인의 경우 두 변인 모두 유의하지 않았다.

본 연구에서 추가한 개인차 변인 중 인구통계 변인들의 효과를 제거한 후 창의성 신화를 믿는 정도를 유의하게 예측하는 변인은 학습 목표지향성이었고, 학습 목표지향성이 높을수록 창의성과 같은 내적 역량에 대한 보다 유연한 생각을 가지므로, 창의성에 대한 경직된 사고의 반영으로 볼 수 있는 창의성 신화를 믿는 정도도 낮을 것이라는 가설이 지지된 것이다. 또한, 수행 목표지향성 중에는 수행회피 목표지향성이 유의한 예측변인으로 나타났다. 학습 목표지향성(learning goal orientation)을 가진 사람은 증분이론(incremental theory)을 바탕으로 자신의 능력이 지속적으로 개발될 수 있다는 유연한 믿음을 가지기에 능력을 발전시킬 수 있는 목표를 추구하는 경향이 강하다. 즉, 이러한 성장 마인드셋(growth mindset)을 가

진 사람들은 창의성에 대한 근거 없는 신화의 제물이 되지 않음을 나타낸다. 반면, 자신의 무능력을 피하는 것에 초점을 맞추는 수행회 피 목표지향성의 사람들은 실패할 수도 있는 성취 상황에서 쉽게 벗어나려 하고, 다른 사람들의 비판에 방어적인 자세를 취하는 비적응적인 행동양식을 보이기에 창의성에 대해서도 근거 없는 정보에 더 영향을 받는 것으로 보인다(Dweck, 1986; Elliot & Harackiewicz, 1996). 따라서 성장 마인드셋의 제고가 창의성에 대한 정확한 이해에 도움이 될 수 있을 것이며, 최근 Burnette 등(2022)은 메타분석을 통해 성장 마인드셋의 증진을 위한 개입이 어느 정도 효과가 있음을 보여주었다.

이러한 연구 결과로 볼 때 한국 또는 동아시아인들의 창의성 신화 믿음 정도는 경험에 대한 개방성보다는 목표지향성(goal orientations)과 더 관련이 있을 것으로 추측된다. 후속 연구에서 두 문화권의 표본을 대상으로 두 변인을 모두 측정하여 이를 확인할 수 있을 것이다.

실용적 시사점

창의성에 대한 암묵적 이론과 같이, Baas 등(2015)은 사람들은 창의성에 대한 일반적 신념을 형성하며, 이러한 신념이 창의성에 대한 정의 및 평가에 직접적인 영향을 미친다고 하였다. 또한, 신념은 창의적 사고를 촉진하거나 억제하는 인지 과정(cognitive process), 마음 상태(mind states) 및 환경(circumstances)과도 밀접한 관련이 있다고 보았다. 따라서 창의성에 대한 정확한 이해가 필요하다는 맥락에서, 본 연구는 다음과 같은 실용적 시사점을 가진다.

첫째, 과학적 근거에 의하면 창의성은 이

중의 인지 과정(flexibility vs persistence), 정서 상태(positive vs negative), 동기 성향(approach vs avoidance) 및 환경적 특성(relaxed vs focused/pressured)에 의해 모두 발현될 수 있지만, 일반인들은 양면성 중 유연한 사고(flexibility), 긍정적(positive) 정서 상태, 접근(approach) 동기 및 편안한(relaxed) 상황에 의해서만 창의성이 촉진된다는 강한 신념을 가지고 있다(Baas et al., 2015). 문제는 사람들이 이러한 일반적인 신념을 바탕으로 창의적인 조건과 상황을 추구하려고 한다는 점이다(Sternberg, 1985). 예를 들어, 기업 경영자들이 편안히 쉴 수 있는 사내 휴게실을 만들어주면 구성원들의 창의적 문제 해결 능력이 함양될 것이라고 기대하거나, 부모들이 시간이 오래 걸리고 비용 대비 효과가 의심스러운 창의력 프로그램에 등록시키기만 하면 자녀의 창의성이 향상될 것으로 기대하게 될 수 있다. 따라서 어떤 분야에서든지 창의성을 개발하기 위해서는 이중 과정의 균형 잡힌 시각으로서 양손잡이 관점이 필요하다.

둘째, 한국 표본에서 전반적으로 창의성은 보기 드문 선천적 재능이라고 믿으며, 개인의 창의력은 고정되어 쉽게 바뀌지 않는다고 믿는 경향이 높은, 이른바 천재 편향(genius bias)이 강하게 나타났다. 창의성에 대한 잘못된 신념에 바탕을 둔 교육, 조직의 운영 및 창의성 개발의 노력은 현실에서 무시할 수 없는 유·무형의 손실을 초래할 수도 있으므로, 창의성 및 그것의 발현과 관련된 정확한 이해와 지식을 갖는 것이 개인의 창의적 잠재력을 효과적으로 실현하는 데 중요하다. 본 연구의 결과를 통해 교육 현장을 포함한 조직 내 창의성 함양을 위한 방향 설정에 있어 창의성 신화와 사실을 제대로 이해할 필요가 있음을 알 수 있다.

셋째, 한국 표본에서 창의적인 결과물을 갑작스럽게 나타나는 영감의 결과로 잘못 믿고 있으며(62%), 창의적인 작업이 적어도 10년 동안의 의도적인 연습과 노력이 필요하다는 사실에 대한 동의율이 52%에 머문 점도 주목할 필요가 있다. 이러한 믿음으로 인해 창의적 결과물을 생산하는 데 요구되는 인고의 시간을 기다리지 못하고, 빠르고 질 낮은 결과만을 얻는 것에 그칠 가능성이 있다. ‘99%의 땀과 1%의 영감이 필요하다’는 에디슨이 기자에게 한 금언이 다시금 강조되어야 할 것이다. 에디슨은 기자가 자신의 말을 ‘노력’이 강조되는 것으로 잘못 기술하였다고 하면서 ‘영감’의 중요성을 다시금 강조하였으나, 영감이 떠오르기 위해서는 오랜 기간의 숙성이 필요하며, 바로 이 숙성의 기간이 땀의 시기인 것이다. 무엇보다 그는 일을 일로 생각하지 않고, 모든 일을 재미있는 놀이로 생각했다는 점이 강조되어야 할 것이다. 즉 창의성에 있어 오랜 기간의 땀의 기반에는 내적 동기가 있다 (Amabile, 1996).

마지막으로, 학교 장면에서 교사의 창의성에 대한 오해는 학생의 창의성 개발에 영향을 미칠 수 있으므로 창의성에 대해 잘못 이해할수록 미치는 부정적 영향은 더 커질 수 있다. 더구나 본 연구에서 교사의 연령과 교육수준이 높을수록 창의성 신화의 믿음 정도가 더 높은 예상 밖의 결과가 나온 점에 주목할 필요가 있으며 이에 대한 후속 연구가 필요하다. 그리고 팀이나 조직 창의성에서의 리더의 믿음도 같은 맥락에서 중요할 것이다. 리더는 팀과 조직에 직접적이고 유의한 영향력을 행사하므로 리더가 창의성 신화와 사실을 정확히 이해하는 것은 리더 자신의 창의성 발휘뿐만 아니라 구성원들의 창의적 사고와 행동

의 혁신 가능성을 높여주며, 이는 조직의 성과 향상에 기여할 것이다(Haselhuhn, Wong, & Ormiston, 2022).

연구의 한계 및 제언

본 연구는 다음과 같은 제한점을 가진다. 첫째, 본 연구에서의 한국인 표본은 성별이나 연령 등의 측면에서는 비교적 고른 분포를 보이나, 교사를 포함하여 모두 직장인들을 대상으로 한 점과 대부분의 참가자가 대졸 이상의 교육수준을 가진 점은 표본의 대표성에서 다소 제약이 있을 수 있다. 향후 연구에서 직장 여부 및 교육수준을 고려한 좀 더 다양한 표본을 대상으로 추가 조사해볼 필요성도 있다. 둘째, 본 연구의 일부 결과는 비교문화적 관점에서 한국 및 중국 표본을 서구 5개국과 비교하는 내용을 담고 있는데, 서구 5개국 중에서 터키와 유사하게 동유럽과 서아시아의 접점에 있는 나라인 조지아가 유럽 국가에 포함될 수 있는지 논란이 될 수도 있다. 지리상으로는 아시아에 속하는 영토가 대부분이지만, 인종, 역사, 종교(기독교 정교회), 문화적으로 유럽에 가깝기에 동유럽으로 분류하며 대한민국 외교부에서는 유럽으로 분류한다(스탈린도 조지아 출신이다). 다만, 향후 창의성의 암묵적 이론에 대한 동양과 서양 간의 비교를 ‘신화’ 관점에서 비교하는 연구를 할 때, 보다 체계적인 국가 선정이 필요할 것으로 보인다. 마지막으로, 본 연구는 선행 연구의 재현 및 6개국과의 비교를 위해 동일 문항 및 동일 응답 척도를 사용하였으나, 향후 연구에서는 각 문항에 대해 동의 정도를 Likert형 척도로 측정함으로써 다양한 모수적 통계분석을 해볼 수 있을 것이다.

참고문헌

- 장재윤. (2000). 전자 브레인스토밍: 집단 창의성 기법으로서의 허와 실. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 14(3), 79-108.
<https://api.semanticscholar.org/CorpusID:146188211>
- 최인수. (1998). 창의성을 이해하기 위한 여섯 가지 질문. *한국심리학회지: 일반*, 17(1), 25-47.
<http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE06367925>
- Amabile, T. M. (1996). *Creativity in context: Update to "The social psychology of creativity."* Boulder, CO: Westview Press.
- Amabile, T. M. (1997). Motivating creativity in organizations: On doing what you love and loving what you do. *California Management Review*, 40, 39-58.
<https://doi.org/10.2307/41165921>
- Anderson, N., Potočník, K., & Zhou, J. (2014). Innovation and creativity in organizations: A state-of-the-science review, prospective commentary, and guiding framework. *Journal of Management*, 40(5), 1297-1333.
<https://doi.org/10.1177/0149206314527128>
- Baas, M., Koch, S., Nijstad, B. A., & De Dreu, C. K. W. (2015). Conceiving creativity: The nature and consequences of laypeople's beliefs about the realization of creativity. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 9, 340-354.
<https://doi.org/10.1037/a0039420>
- Bechtoldt, M. N., De Dreu, C. K., Nijstad, B. A., & Choi, H. S. (2010). Motivated information processing, social tuning, and group creativity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99(4), 622-637.
<https://doi.org/10.1037/a0019386>
- Benedek, M., Karstendiek, M., Ceh, S., Grabner, R., Krammer, G., Lebuda, I., Silvia, P., Cotter, K., Li, Y., Martskvishvili, K., & Kaufman, J. (2021). Creativity myths: Prevalence and correlates of misconceptions on creativity. *Personality and Individual Differences*, 182, Article 111068.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111068>
- Burnette, J. L., Billingsley, J., Banks, G. C., Knouse, L. E., Hoyt, C. L., Pollack, J. M., & Simon, S. (2022). A systematic review and meta-analysis of growth mindset interventions: For whom, how, and why might such interventions work?. *Psychological Bulletin*. Advance, online publication.
<https://doi.org/10.1037/bul0000368>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). Four ways five factors are basic. *Personality and Individual Differences*, 13(6), 653-665.
[https://doi.org/10.1016/0191-8869\(92\)90236-I](https://doi.org/10.1016/0191-8869(92)90236-I)
- Diehl, M., & Stroebe, W. (1991). Productivity loss in idea-generating groups: Tracking down the blocking effect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(3), 392.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.3.392>
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(10), 1040.
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.41.10.1040>

- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95(2), 256-273.
<https://doi.org/10.1037/0033-295X.95.2.256>
- Elliot, A. J., & Harackiewicz, J. M. (1996). Approach and avoidance achievement goals and intrinsic motivation: A mediational analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 461-475.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.461>
- Erez, M., & Nouri, R. (2010). Creativity: The influence of cultural, social, and work contexts. *Management and Organization Review*, 6(3), 351-370.
<https://doi.org/10.1111/j.1740-8784.2010.00191.x>
- Feist, G. J. (1998). A meta-analysis of personality in scientific and artistic creativity. *Personality and Social Psychology Review*, 2, 290-309.
https://doi.org/10.1207/s15327957pspr0204_5
- Glăveanu, G. P., & Kaufman, J. C. (2019). Creativity: A historical perspective. In J. C. Kaufman & R. J. Sternberg (Eds.) *The Cambridge Handbook of Creativity* (pp. 9-26). NY: Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/9781316979839>
- Goldberg, L. R. (1999). A broad-bandwidth, public domain, personality inventory measuring the lower-level facets of several five-factor models. In I. Mervielde, I. Deary, F. De Fruyt, & F. Ostendorf (Eds.), *Personality Psychology in Europe*, 7(1), 7-28. Tilburg, the Netherlands: Tilburg University Press.
- Griskevicius, V., Cialdini, R. B., & Kenrick, D. T. (2006). Peacocks, Picasso, and parental investment: The effects of romantic motives on creativity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91, 63-76.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.91.1.63>
- Haselhuhn, M. P., Wong, E. M., & Ormiston, M. E. (2022). Investors respond negatively to executives' discussion of creativity. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 171, 104155.
<https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2022.104155>
- Hirt, E. R., Devers, E. E., & McCrea, S. M. (2008). I want to be creative: exploring the role of hedonic contingency theory in the positive mood-cognitive flexibility link. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(2), 214-230.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.94.2.94.2.214>
- Howard-Jones, P. A. (2014). Neuroscience and education: Myths and messages. *Nature Reviews Neuroscience*, 15(12), 817-824.
<https://doi.org/10.1038/nrn3817>
- Kaufman, J. C. (2016). *Creativity 101* (2nd. ed.). Springer Publishing Co.
- Kaufman, J. C., Bromley, M. L., & Cole, J. C. (2006). Insane, poetic, lovable: Creativity and endorsement of the "Mad Genius" stereotype. *Imagination, Cognition and Personality*, 26(1), 149-161.
<https://doi.org/10.2190/J207-3U30-R401-446J>
- Kettler, T., Lamb, K. N., Willerson, A., & Mullet, D. R. (2018). Teachers' perceptions of creativity in the classroom. *Creativity Research Journal*, 30(2), 164-171.
<https://doi.org/10.1080/10400419.2018.1446503>
- Kim, J., Kang, J-H., Kim, S-H., Kim, C., Park, W., Lee, Y-K., Choi, S., Choi, S., & Kim, S.

- (2019). Korean General Social Survey 2003-2018. Seoul: Korea: Sungkyunkwan University. <http://kgss.skku.edu>
- Kozbelt, A., & Durmysheva, Y. (2007). Lifespan creativity in a non-western artistic tradition: A study of Japanese Ukiyo-e printmakers. *International Journal of Aging & Human Development*, 65(1), 23-51. <https://doi.org/10.2190/166N-6470-1325-T341>
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. 1997. Conceptions and correlates of Openness to Experience. In R. Hogan, J. Johnson, & S. Briggs (Eds.), *Handbook of personality psychology*: 825-847. San Diego, CA: Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-012134645-4/50032-9>
- Nijstad, B. A., De Dreu, C. K. W., Rietzschel, E. F., & Baas, M. (2010). The dual-pathway to creativity model: Creative ideation as a function of flexibility and persistence. *European Review of Social Psychology*, 21, 34-77. <https://doi.org/10.1080/10463281003765323>
- Niu, W., & Kaufman, J. C. (2013). Creativity of Chinese and American cultures: A synthetic analysis. *The Journal of Creative Behavior*, 47(1), 77-87. <https://doi.org/10.1002/jocb.25>
- Niu, W., & Sternberg, R. J. (2006). The philosophical roots of Western and Eastern conceptions of creativity. *Journal of Theoretical and Philosophical Psychology*, 26, 18-38. <https://doi.org/10.1037/h0091265>
- Paletz, S. B. F., & Peng, K. (2008). Implicit theories of creativity across cultures: Novelty and appropriateness in two product domains. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 39(3), 286-302. <https://doi.org/10.1177/0022022108315112>
- Patston, T. J., Cropley, D. H., Marrone, R. L., & Kaufman, J. C. (2018). Teacher implicit beliefs of creativity: Is there an arts bias?. *Teaching and Teacher Education*, 75, 366-374. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.08.001>
- Paulhus, P. B., & Kenworthy, J. B. (2019). Effective brainstorming. In P. B. Paulus & B. A. Nijstad (Eds.), *The Oxford handbook of group creativity and innovation*: 287-305. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780190648077.013.17>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., & Podsakoff, N. P. (2012). Sources of method bias in social science research and recommendations on how to control it. *Annual Review of Psychology*, 63(1), 539-569. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-120710-100452>
- Rattazzi, A. M. M., Bobbio, A., & Canova, L. (2007). A short version of the Right-Wing Authoritarianism (RWA) Scale. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 1223-1234. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.03.013>
- Root-Bernstein, R., Allen, L., Beach, L. Bhadula, R., Fast, J., Hosey, C., Kremkow, B., Lapp, J. Lonc, K., Pawelec, K., Podufaly, A., Russ, C., Tennant, L, Vrtis, E., & Weinlander, S. (2008). Arts foster scientific success: Avocations of Nobel, National Academy, Royal Society, and Sigma Xi members. *Journal of the Psychology of Science and Technology*, 1, 51-63.
- Runco, M. A. (2001). Introduction to the special issue: Commemorating Guilford's 1950

- presidential address. *Creativity Research Journal*, 13, 245-245.
https://doi.org/10.1207/S15326934CRJ1334_01
- Sawyer, R. K. (2012). *Explaining creativity: The science of human innovation*. New York, NY: Oxford University Press
- Steiger, J. H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. *Psychological Bulletin*, 87, 245-251.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.87.2.245>
- Sternberg, R. J. (1985). Implicit theories of intelligence, creativity, and wisdom. *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, 607-627.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.49.3.607>
- Sternberg, R. J. (2015). Still Searching for the Zipperump a Zoo: A Reflection After 40 Years. *Child Development Perspectives*, 9(2), 106-110. <https://doi.org/10.1111/cdep.12113>
- Sternberg, R. J., & Lubart, T. I. (1996). Investing in creativity. *American Psychologist*, 51(7), 677-688. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.51.7.677>
- VandeWalle, D. (1997). Development and validation of a work domain goal orientation instrument. *Educational and Psychological Measurement*, 57(6), 995-1015.
<https://doi.org/10.1177/0013164497057006009>
- Weisberg, R. (1986). *Creativity: Genius and other myths*. WH Freeman/Times Books/Henry Holt & Co.
- 1차원고접수 : 2022. 11. 23.
2차원고접수 : 2023. 03. 03.
최종게재결정 : 2023. 03. 20.

A Study on the Prevalence and Correlates of Creativity Myths among Korean Participants

Jae Yoon Chang Sojeong Kim Hui Young Suh

Sogang University

Despite the emphasis on the need for, and the understanding of, creativity, creativity myths widely known but devoid of scientific evidence are still hindering the realization of creativity. This study examined the prevalence of creativity myths among South Korean participants ($N = 668$) via two online surveys measuring different variables and compared the results to those of previous study (Benedek et al., 2021) which revealed the pervasive unfounded assumptions and biases concerning creativity across 6 countries. In addition, this study examined whether individual differences (demographic characteristics, source of knowledge, authoritarianism, perception of self-creativity, openness to experience, and goal orientations) presumably relevant to creativity have significant relationships with belief in creativity myths to replicate (Survey 1) and expand (Survey 2) the findings of the previous study. Results showed that South Korean participants also had stronger beliefs in creativity myths in general (53%). While this confirms previous research suggesting that universal belief in creativity myths is a cross-national phenomenon, it also revealed clear cross-cultural differences between Western countries and South Korea. Furthermore, the belief in creativity myths was related to age, reliance on undependable sources, authoritarianism, and learning and performance avoidance goal orientations. These results of this study suggested that the investigation of implicit theories about individual creativity and the understanding of creativity based on scientific evidence need to be strengthened and shared among children and adults in our society for effective creativity education and releasing the creative potentials of our society.

Key words : creativity myths, creativity bias, implicit theory of creativity, Big 5 personality, goal orientations, authoritarianism, cross-cultural difference

부 록

부록 I. 인구통계학적 특성 - 조사 1

구분		교사		직장인		구분	직장인		
		명	%	명	%		명	%	
성별	남성	89	51.74%	84	50.91%	제조/화학	38	23.03%	
	여성	83	48.26%	81	49.09%		서비스업	32	19.39%
연령대 (만나이)	20-29세	9	5.23%	39	23.64%	산업군	건설업	21	12.73%
	30-39세	33	19.19%	46	27.88%		IT/웹/통신	20	12.12%
	40-49세	63	36.63%	49	29.70%		기타 ^b	20	12.12%
	50세 이상	67	38.95%	31	18.79%		의료/제약/복지	17	10.30%
교육 수준 ^a	고교졸업	0	0.00%	25	15.15%	유통/무역/운송	13	7.88%	
	대학졸업	100	58.14%	122	73.94%	미디어/디자인	2	1.21%	
	대학원이상	72	41.86%	18	10.91%	공공기관/협회	2	1.21%	
총경력	1-5년	20	11.63%	54	32.73%	직군	사무관리직	101	61.21%
	6-10년	19	11.05%	27	16.36%		생산기능직	11	6.67%
	11-15년	35	20.35%	38	23.03%		영업판매직	18	10.91%
	16-20년	33	19.19%	27	16.36%		전문기술직	21	12.73%
	21-25년	22	12.79%	12	7.27%		연구개발직	11	6.67%
	26년 이상	43	25.00%	7	4.24%		기타	3	1.82%

^a 교육수준: 총수학 연수(ex. 대졸 = 16년) ^b기타 산업군: 교육업, 금융업 포함.

부록 II. 인구통계학적 특성 - 조사 2

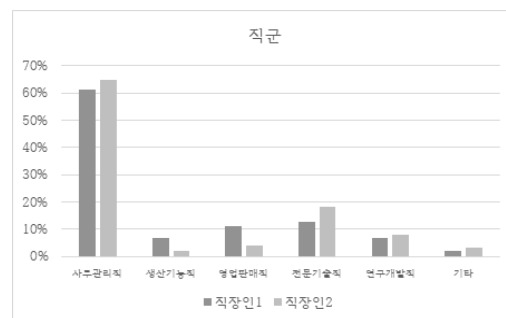
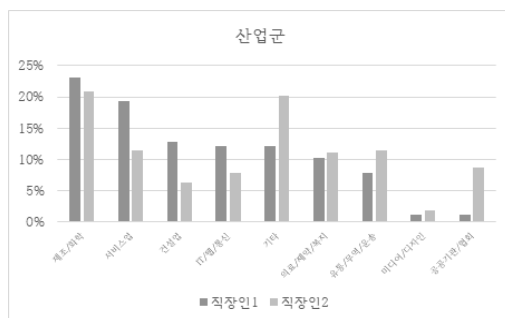
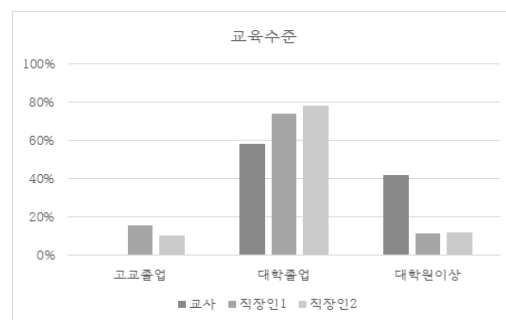
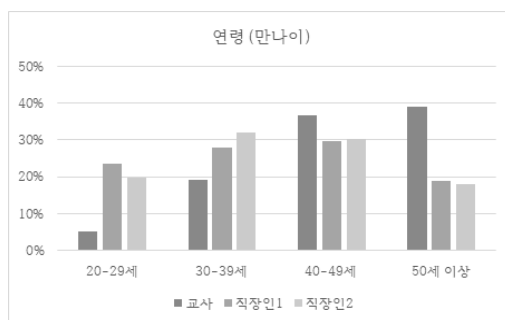
구분		명	%	구분		명	%
성별	남성	165	49.85%	연령대 (만나이)	20-29세	65	19.64%
	여성	166	50.15%		30-39세	106	32.02%
산업군	서비스업	38	11.48%		40-49세	100	30.21%
	제조/화학	69	20.85%		50세 이상	60	18.13%
	의료/제약/복지	37	11.18%	교육수준 ^a	중고교	33	9.97%
	유통/무역/운송	38	11.48%		대학	259	78.25%
	건설업	21	6.34%		대학원	39	11.78%
	교육업	34	10.27%	총경력	1-5년	78	23.56%
	IT/웹/통신	26	7.85%		6-10년	69	20.85%
	미디어/디자인	6	1.81%		11-15년	63	19.03%
	은행/금융업	8	2.42%		16-20년	59	17.82%
	공공기관/협회	29	8.76%		21년 이상	62	18.73%
	기타	25	7.55%	직군	사무관리직	215	64.95%
직급	사원급	87	26.28%		생산기능직	6	1.81%
	대리급	100	30.21%		영업판매직	13	3.93%
	과장급	55	16.62%		전문기술직	60	18.13%
	차장급	34	10.27%		연구개발직	26	7.85%
	부장급	41	12.39%		기타	11	3.32%
	임원급	14	4.23%				

^a 교육수준: 총수학 연수(ex. 대졸 = 16년)

부록 III. 표본의 연령, 교육수준, 산업군 및 직군의 기술통계와 분포

연령(만나이)	N	Mean	SD	Min	Max
교사	172	46.46	9.89	24.00	63.00
직장인1	165	39.78	10.20	22.00	62.00
직장인2	331	39.48	9.35	23.00	65.00

교육(총년수)	N	Mean	SD	Min	Max
교사	172	17.13	1.67	14.00	27.00
직장인1	165	15.32	1.89	12.00	22.00
직장인2	331	15.54	1.74	10.00	23.00



부록 IV. 개인차 변인들의 문항

권위주의

우리나라를 망쳐놓고 있는 극단주의를 제압할 강력한 지도자가 필요하다.

정부 권력에 비판적인 사람들은 국민들을 쓸데없이 혼란스럽게 만들 뿐이다.

사회 혼란을 일으키는 사람들과 싸워 나라를 옳은 길로 되돌려놓기 위해서라면 무력 사용도 정당화될 수 있다.

우리나라에 진정으로 필요한 것은 폭넓은 인권 보장이 아니라 좀 더 강력한 법질서이다.

권위에 대한 순종과 존경은 우리 아이들이 배워야 할 가장 중요한 덕목이다.

우리의 가치관과 법질서를 보존하기 위해서는 사회의 문제 집단들을 강력히 척결해야 한다.

우리나라에 가장 필요한 것은 국가 지도층의 인도에 잘 따르는 질서정연한 국민들이다.

신경증

거의 언제나 느긋한 편이다. (-)

우울함을 거의 느끼지 않는다.(-)

마음이 쉽게 심란해진다.

걱정을 많이 하는 편이다.

쉽게 불안해진다.

화를 잘 내는 편이다.

감정의 기복이 심한 편이다.

기분의 변화가 심하다.

쉽게 짜증이 난다.

자주 우울해진다.

자기 창의성 지각

나는 창의적이다.

나는 복잡함보다 간결함을 선호한다.(-)

나는 새로운 것을 배우고 모르는 것을 묻는 것을 주저하지 않는다.

나는 상상력이 풍부하다.

나는 내성적이고 실용적이다.(-)

나는 새로운 아이디어를 잘 떠올린다.

나는 남들과 다른 방식으로 일을 처리한다.

나는 새로운 경험에 대해 개방적이다.

경험에 대한 개방성

- 나는 좋은 아이디어를 낼 때가 많다.
 - 나는 상식이나 어휘를 많이 아는 편이다.
 - 나는 추상적인 개념을 이해하기 어려울 때가 많다.(-)
 - 나는 상상력이 풍부하다.
 - 나는 추상적인 관념에는 별 관심이 없다.(-)
 - 나는 상상력이 풍부하지 못한 편이다.(-)
 - 나는 이해가 빠른 편이다.
 - 나는 어려운 단어를 많이 사용한다.
 - 나는 깊은 생각에 잠길 때가 많다.
 - 내 머릿속은 여러 가지 아이디어로 가득 차 있다.
-

목표지향성

학습 목표지향성

- 나는 많이 배울 수 있는 도전적인 일이라면 기꺼이 선택한다.
- 나는 새로운 기술과 지식을 향상시킬 수 있는 기회를 찾곤 한다.
- 나는 새로운 기술을 배울 수 있는 도전적이고 어려운 과업을 즐긴다.
- 업무 능력의 개발은 위험도 감수할 만큼 나에게 중요하다.
- 나는 높은 수준의 능력과 재능을 요구하는 상황에서 일하는 것을 선호한다.

수행접근 목표지향성

- 나와 비슷한 지위에 있는 다른 사람들보다 더 나은 수행을 할 수 있음을 보여주려고 한다.
- 다른 사람들에게 내 능력을 증명하려면 어떻게 해야 하는지 파악하려고 애쓴다.
- 사람들이 내가 일을 얼마나 잘하는지를 알게 되는 상황을 즐긴다.
- 다른 사람들에게 나의 능력을 증명해 보일 수 있는 일을 하고 싶다.

수행회피 목표지향성

- 나는 다른 사람들에게 능력 부족이 드러날 가능성이 있는 일은 회피할 것이다.
 - 나는 새로운 기술을 배우는 것보다 능력이 부족하다는 것을 감추는 것이 더 중요하다.
 - 능력이 모자라다는 것이 드러날까 봐 새로운 책임을 맡는 것이 걱정된다.
 - 내가 잘하지 못할 것 같은 일은 회피하는 편이다.
-

정렬법을 이용한 범주형 자료의 근사 측정동일성 분석*

주 영 신

성균관대학교 심리학과 / 박사과정

장 승 민†

성균관대학교 심리학과 / 교수

요인모형을 이용한 측정동일성 분석에는 다집단 확인적 요인분석이 주로 사용되어왔다. 전통적인 관점에서는 측정동일성이 성립한다고 결론을 내리기 위해 비교 집단이나 시점 사이에 요인구조와 측정모수가 차이가 없이 완전히 동일하다는 근거가 필요하다. 그러나 집단의 수가 많은 경우 이와 같은 조건은 지나치게 엄격하거나 비현실적이 되기도 한다. 근사 측정동일성(approximate measurement invariance)은 비교 집단의 개수가 많을 때 이들 사이의 측정동일성을 현실적으로 검토하기 위해 제안된 완화된 형태의 측정동일성을 의미한다. 근사 측정동일성을 분석하는 주요 절차인 다집단 확인적 요인분석의 정렬법은 주로 연속형 측정 변수에 대한 요인모형을 다수 국가 간에 비교하는 데 사용되어 왔다. 반면 연령에 따른 측정동일성의 분석은 주로 다집단 확인적 요인분석을 이용하여 둘 또는 셋으로 구분된 연령 집단을 비교하는 방식으로 수행되어 왔다. 그러나 연령에 따른 측정동일성의 분석에도 연령 집단을 세분한 다수의 연령 집단에 대해 근사 측정동일성을 적용할 수 있다. 본 연구는 근사 측정동일성의 개념과 필요성, 분석 모형에 대해 논의하고 정렬법을 이용하여 심리검사의 연령에 따른 근사 측정동일성을 분석하는 방법과 절차를 예시하였다. 특히 범주형 자료에 대한 측정동일성 및 근사 측정동일성 분석에서의 개념적 유사점과 차이점을 논의하였으며 다집단 확인적 요인분석과 정렬법을 이용하여 인지기능 평가를 위한 검사인 K-MMSE 검사점수의 26개 연령 집단에 대한 측정동일성 및 근사 측정동일성을 분석하였다. 이를 통해 전통적인 측정동일성과 비교하여 근사 측정동일성 분석의 유용성을 강조하고 범주형 자료의 근사 측정동일성 분석과 관련된 논의사항들을 정리하였다.

주요어 : 범주형 변수의 요인분석, 다집단 확인적 요인분석, 근사 측정동일성, 정렬법, K-MMSE

* 본 논문은 2022년 4월 한국심리측정평가학회에서 발표되었음.

† 교신저자: 장승민, 성균관대학교 심리학과, 서울특별시 종로구 성균관로 25-2, Tel: 02-760-0692

E-mail: jahngs@skku.edu



Copyright © 2023, The Korean Psychological Association. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial Licenses(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

측정동일성(measurement invariance)은 같은 수준의 속성을 가지는 대상을 측정한 결과가 이 속성과 무관한 조건으로 인해 달라지지 않는 것을 의미한다(Meredith, 1993; Millsap, 2011). 예를 들어 어떤 척도를 이용한 우울의 측정이 성별에 대해 측정동일성을 가지면 우울 수준이 같은 남성과 여성은 이 척도에서 동일한 검사점수를 얻을 것이다. 서로 다른 조건 사이의 측정동일성은 해당 조건에서 얻은 측정 자료를 비교·분석하여 평가할 수 있다. 일반적으로 심리학 연구에서 측정동일성의 분석은 서로 다른 집단이나 시점에서 동일한 도구에 의해 측정된 검사점수 또는 잠재변수를 같은 의미로 해석하고 비교하는 것이 타당한지를 판단하기 위해 수행된다. 따라서 측정변수나 잠재변수에 대한 분석 결과를 집단 간에 비교할 때는 이들 사이에 측정동일성이 성립하는지를 먼저 검토하는 것이 중요하다(Vandenberg & Lance, 2000).

측정동일성의 분석에는 같은 측정지표들(예, 척도 문항 점수)에 대한 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis, CFA)을 여러 집단에 동시에 적용하여 비교하는 다집단 CFA(Jöreskog, 1971)가 널리 사용된다. 다집단 CFA를 사용하면 측정지표와 요인 관계의 동일성(요인동일성, factorial invariance)이 집단 간에 성립하는지를 확인할 수 있다. 측정지표와 요인의 관계는 요인구조와 측정모수들(예, 요인부하량, 절편 등)에 의해 결정되는데 이 요소들의 동일성을 일정한 순서에 따라 단계적으로 평가하여 요인동일성의 수준을 결정할 수 있다(Meredith, 1993; Vandenberg & Lance, 2000).

전통적인 의미에서 요인부하량이나 절편과 같은 측정모수의 동일성은 각 지표변수의 측정모수의 값이 집단 간에 완전히 일치하는 것

을 의미한다. 표본 자료를 이용한 분석에서 완전한 측정동일성(exact measurement invariance)은 모든 집단에서 측정모수가 동일하다는 제약이 부여된 모형의 카이제곱(χ^2)과 이러한 제약이 부여되지 않은 모형의 카이제곱의 차이가 통계적으로 유의하지 않을 때 지지된다. 그러나 카이제곱 검정은 표본 크기에 민감하기 때문에 집단 사이에 모수 추정값의 차이가 매우 작더라도 표본 크기가 크면 집단 간에 차이가 없다는 영가설을 쉽게 기각하며 이러한 경향은 추정모수의 개수가 많을수록 더욱 강하게 나타난다. 따라서 지표변수가 많을수록 측정모수의 개수도 비례하여 증가하는 다집단 CFA에서 높은 수준의 완전한 측정동일성을 지지하는 결과를 얻기는 쉽지 않다(Cheung & Rensvold, 2002; Herzog et al., 2007; Kenny & McCoach, 2003).

이러한 이유로 표본 크기가 큰 자료에 대해 측정동일성을 분석할 때는 카이제곱 대신에 CFI나 RMSEA와 같은 근사적합도지수의 차이에 근거하여 동일성의 수준을 결정하는 방식을 사용하기도 하며(Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002), 일부 문항의 측정모수를 동일성 제약 없이 자유롭게 추정하도록 허용하는 부분 측정동일성(partial measurement invariance)을 적용하기도 한다(Byrne et al., 1989). 그러나 측정동일성 분석 시 다양한 상황에 공통적으로 적용할 수 있는 근사적합도지수를 활용한 단일한 규칙은 없으며 지표변수의 속성에 따라 판단 기준이 달라질 수도 있다(Sass et al., 2014). 또한 부분 측정동일성은 분석 절차와 순서가 명료하지 않고 임의적이어서 측정동일성을 평가하는 절차로 한계가 있다. 특히 비교 집단의 수가 많아지면 추정모수의 개수가 크게 증가하게 되며 이 경우 측정동일성을 평

가하는 일반적 절차나 그에 대한 보완적 절차의 한계점이 더 두드러진다.

Asparouhov와 Muthén(2014)은 비교 집단의 수가 많아 측정모수의 개수가 많고 표본 크기가 큰 등의 이유로 완전한 측정동일성을 충족하기 어려운 경우에 적용할 수 있는 덜 엄격한 의미의 측정동일성으로 근사 측정동일성(approximate measurement invariance)의 개념을 제안하였다.¹⁾ 전통적인 의미의 측정동일성과 달리 근사 측정동일성은 측정모수 간의 근소한 차이를 허용한다. 다집단 CFA에 대한 정렬법(alignment method)은 이러한 근사 측정동일성 모형을 추정하고 분석하기 위해 사용되는 절차이다. 정렬법은 먼저 형태 동일성만 가정된 다집단 CFA에서 각 집단의 측정모수를 추정 한 후 이들이 서로 유사한 값을 갖도록 변환한다. 이는 자료를 설명하는 모형의 본질은 동일하게 유지한 채 잠재변수의 척도를 조정하는 재모수화를 통해 측정모수들의 차이를 줄이는 방법이다. 근사 측정동일성과 정렬법은 주로 대규모 서베이 자료를 국제적으로 수집하여 국가 간 특성을 비교하는 연구에 많이 적용되어왔다(Lomazzi, 2018; Marsh et al., 2018; Munck et al., 2018; Son et al., 2019).

정렬법은 국가 간 비교 외에도 다른 분야에 유용하게 적용될 수 있는데 그중 하나가 발달적 변화와 관련된 심리검사의 연령에 따른 측정동일성 분석이다. 심리검사나 심리척도의

연령에 따른 측정동일성 분석은 임의의 연령 기준으로 구분된 둘 또는 셋 정도의 연령 집단에 대해 다집단 CFA를 수행함으로써 이루어지는 것이 일반적이다. 그러나 이런 방식의 연령 집단 구분은 측정 도구와 대상의 연령에 따른 측정동일성에 관한 논리적·이론적 근거에 의한 것이라기보다는 표본 크기가 충분치 않거나 분석 절차를 단순화할 수 있다는 등의 현실적 이유 또는 편의적인 이유에 의한 경우가 많다. 따라서 표본 크기가 충분하고 이론상이나 분석상 다른 이유가 없다면 연령 집단을 세분하여 다수의 연령 집단에 걸쳐 총합하게 측정동일성을 검토한다면 연령에 따른 검사점수 또는 요인평균의 차이에 대한 해석을 더욱 명확하게 할 수 있다.

정렬법을 이용한 근사 측정동일성 분석은 지표변수가 연속형 변수이고 요인과 선형적 관계를 맺는다고 가정된 맥락에서 주로 적용되어왔다. 그러나 심리학을 비롯한 행동과학 분야에서 잠재변수를 측정하기 위해 사용되는 측정변수는 등간의 속성을 가지는 연속형 변수가 아니고 순서가 있으면서도 범주적으로 구분되는 순서 범주형(ordered-category) 변수 또는 이분형(dichotomous) 변수인 경우가 흔하다. 지표변수가 범주형인 경우에도 측정동일성 분석은 다집단 CFA를 이용하거나 정렬법을 사용할 수 있다. 그러나 범주형 변수에 대한 정렬법을 이해하기 위해서는 범주형 변수에 대한 요인모형과 다집단 CFA에 대한 이해가 전제되어야 한다. 범주형 변수에 대한 요인모형은 식별을 위한 척도 설정 방식, 측정동일성의 요소, 추정법과 분석 절차 등에서 연속형 변수에 대한 요인모형과 다른 점이 많다.

본 연구는 많은 집단 사이의 측정동일성을 평가하기 위해 제안된 근사 측정동일성의 개

1) 요인동일성은 측정동일성을 정의하는 한 가지 방법으로 엄밀한 의미에서 둘은 동의어가 아니다(Meredith, 1993). 그러나 근사 측정동일성에 관한 문헌에서는 근사 요인동일성이라는 용어가 사용되고 있지 않다. 따라서 이 글에서도 근사 요인동일성이라는 용어가 더 적절한 맥락에서도 이를 근사 측정동일성으로 통합하여 사용하였다.

념과 필요성을 논의하고 다집단 CFA의 정렬법이 어떻게 근사 측정동일성을 모델링하고 평가하는지를 소개하였다. 특히 주로 국가 간 비교 연구 등에 활용되는 정렬법을 연령에 따른 측정동일성을 분석하고 평가하는 데에 확장하여 적용하였다. 또한 연속형 지표변수의 측정모형을 정렬하는 절차에 대한 논의를 범주형 자료의 측정모형으로 확장하고 실제 분석 예시를 통해 이 절차가 어떻게 적용될 수 있는지를 보였다.

다음 절에서는 먼저 측정동일성의 개념과 다집단 CFA를 이용한 측정동일성 분석 절차를 요약하고 이 절차의 제한점을 논의하였다. 이어서 다집단 CFA의 해가 정렬을 통해 어떻게 근사 측정동일성을 최대화하고 분석하는지, 정렬법의 원리와 절차를 개략하였다. 다음으로 범주형 변수에 대한 다집단 CFA의 특징을 요약하고 정렬법이 이러한 자료에 어떻게 적용될 수 있는지를 논의하였다. 끝으로 6,500명 이상의 장노년을 대상으로 수집한 패널자료에 포함된 심리검사(K-MMSE)의 문항 점수를 사용하여 범주형 변수에 대한 다집단 CFA와 정렬법이 연령에 따른 근사 측정동일성 분석에 어떻게 적용될 수 있는지 예시하였다.

측정동일성 분석과 근사 측정동일성

다집단 CFA를 이용한 측정동일성 분석과 근사 측정동일성

다집단 CFA(Jöreskog, 1971)는 여러 집단에 동일한 요인구조를 가진 측정모형을 설정하여 모수를 추정하고 모형 적합도를 평가한다. 지표변수가 연속형 변수이고 잠재변수와 선형적

관계를 가정할 때 다집단 CFA 모형은 식 (1)과 같이 표현한다.

$$y_{ipg} = \nu_{pg} + \lambda_{pg}\eta_{ig} + \epsilon_{ipg} \quad (1)$$

집단 g 에 속하는 개인 i 에 대해, 변수 p 의 관찰값 y_{ipg} 는 절편 ν_{pg} , 요인부하량 λ_{pg} 를 가중치로 하는 요인점수 η_{ig} , 그리고 오차 ϵ_{ipg} 의 합으로 결정된다. 다집단 CFA의 기본 모형은 각 문항의 측정모수인 절편, 요인부하량, 오차분산(σ_{pg}^2)을 집단별로 추정한다.

다집단 CFA에서 지표변수와 요인의 관계를 결정하는 요소들의 집단 간 동일성은 전형적으로 (1) 요인구조의 동일성, (2) 요인부하량의 동일성, (3) 절편의 동일성의 순서로 평가한다.²⁾ 먼저 동일한 요인구조를 가지는 식 (1)의 다집단 CFA 모형이 분석 자료에 부합하면, 즉 모형 카이제곱 검정에 의해 완전 적합 가설이 기각되지 않거나 근사적합도지수가 기준에 부합하면 이들 사이에는 가장 낮은 수준의 동일성인 형태 동일성이 충족된다. 다집단 CFA를 이용하여 더 높은 수준의 측정동일성을 확인할 때에는 동일성 제약의 수준이 낮은 모형과 높은 모형을 비교한다. 이때 두 모형의 카이제곱의 차이($\Delta\chi^2$)가 통계적으로 유의하지 않으면 더 높은 수준의 동일성이 지지되고 유의

2) 이상의 세 가지 요소의 동일성은 집단 간에 요인의 분산, 공분산, 평균이나 지표변수의 평균을 비교할 때 요구되는 동일성과 관련된다. 이외에도 오차 분산/공분산의 동일성을 추가로 평가할 수 있으나 이것의 중요성과 필요성에 대해서는 학자들마다 이견이 있다(Gregorich, 2006; Little, 2013). 이 글에서는 잠재변수의 분석과 관련된 요인동일성을 다루며 오차 분산의 동일성에 대한 논의는 포함하지 않았다.

하면 지지되지 않는다. 요인구조의 동일성과 더불어 요인부하량의 동일성이 충족되면 더 높은 수준의 동일성인 약한 동일성이 성립한다. 여기에 절편의 동일성이 추가로 충족되면 더 높은 수준인 강한 동일성이 성립한다. 다집단 CFA에서 약한 동일성 이상의 요인 동일성이 성립하면 잠재변수의 분산과 공분산의 집단 간 차이, 강한 동일성 이상의 요인동일성이 성립하면 잠재변수의 평균의 집단 간 차이를 타당하게 분석할 수 있다 (Brown, 2015).

측정동일성의 수준을 확인하기 위한 카이제곱 차이 검정은 표본 크기가 클 때 영가설을 쉽게 기각하여 측정동일성의 수준을 더 낮게 결론을 내리게 하는 경향이 있다(Cheung & Rensvold, 2002). 이러한 이유로 측정동일성의 수준을 결정할 때에는 모형 간 카이제곱의 차이가 아니라 CFI나 RMSEA와 같은 근사적합도 지수의 차이를 참조하는 방법이 많이 사용된다. 대규모 표본에서는 근사적합도지수가 나빠지는 정도인 ΔCFI 가 .01보다 작거나(Cheung & Rensvold, 2002), $\Delta RMSEA$ 가 .015 이하(Chen, 2007)이면 더 높은 수준의 측정동일성 모형을 채택하는 것이 권장된다. 그러나 표본 크기와 집단 간 표본 크기의 균형, 비동일성의 패턴 등에 따라 요구되는 기준이 다르고 특히 표본 크기가 작을 때는 더 엄격한 기준이 요구된다(예, $\Delta CFI < .005$, $\Delta RMSEA < .010$, Chen, 2007).

측정동일성을 집단 사이에 측정모수 값의 완전한 일치로 정의하는 방식은 집단의 수가 많을 때에는 적용이 어렵다. 예를 들어 다수 집단의 측정동일성 분석이 대표적으로 적용되는 국가 간 비교의 경우, 국가마다 가지고 있는 고유한 문화적, 사회적 특징으로 인해 심

리적 구성개념을 측정하는 검사도구의 측정동일성이 수많은 국가 간에 완전하게 일치하기는 매우 어려우며 측정동일성이 집단 간 잠재평균의 비교가 가능한 수준까지 확립되는 사례는 매우 드물다(Muthén & Asparouhov, 2018; Van de Schoot et al., 2015).

이러한 이유로 분석집단이 많은 경우 비교를 위해 요구되는 측정동일성을 덜 엄격하게 정의하는 근사 측정동일성(approximate measurement invariance)의 개념이 제안되었다(Asparouhov & Muthén, 2014; Muthén & Asparouhov, 2014). 근사 측정동일성은 측정모수의 완전한 일치를 동일성의 기준으로 요구하지 않고 집단 간 측정모수들의 차이가 수용 가능한 수준이라면 근사적으로 동일하다고 간주한다. 근사 측정동일성을 평가하는 절차로 가장 널리 사용되는 방법이 정렬법이다(Asparouhov & Muthén, 2014).

정렬법을 이용한 근사 측정동일성 분석

정렬법은 측정모수에 대한 동일성 제약 없이 다집단 CFA의 형태 동일성 모형에서 추정된 각 집단의 측정모수의 차이가 최소화되도록 변환하고 정렬하는 절차이다. 정렬 후의 모형은 정렬 전의 모형에서 요인분산과 요인평균의 척도를 조정한 모형으로 두 모형은 수학적으로 동일하다. 같은 모형에서 요인의 척도를 조정하면 각 지표변수의 측정모수인 요인부하량과 절편도 그에 따라 달라진다. 정렬법에서 수행되는 변환은 집단 간 측정모수의 차이의 총량이 최소가 되도록 각 집단의 요인 척도를 조정한 재모수화를 의미한다. 이는 탐색적 요인분석에서 요인부하량의 형태가 단순 구조에 가깝도록 요인을 회전하는 것과 유사

하다(Asparouhov & Muthén, 2014).

정렬법의 과정을 좀 더 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 먼저 각 집단의 요인평균(α_g)과 요인분산(ψ_g)을 각각 0과 1로 고정하고 모든 지표변수의 요인부하량과 절편을 자유롭게 추정하는 다집단 CFA의 기저 모형(M0)을 추정한다. M0에서 추정된 집단 g 의 변수 p 에 대한 절편과 요인부하량을 각각 $\nu_{pg,0}$, $\lambda_{pg,0}$ 이라고 할 때, 요인평균과 요인분산을 각각 α_g 와 ψ_g 로 변환하면 이 절편과 요인부하량은 각각 아래와 같이 변환된다.

$$\lambda_{pg,1} = \frac{\lambda_{pg,0}}{\sqrt{\psi_g}} \quad (2)$$

$$\nu_{pg,1} = \nu_{pg,0} - \alpha_g \frac{\lambda_{pg,0}}{\sqrt{\psi_g}} \quad (3)$$

각 지표변수에 대해 모든 집단 쌍의 요인부하량의 비동일성과 절편의 비동일성을 더하는 과정을 모든 지표변수에 대해 수행하면 측정모수의 불일치의 총량을 수량화할 수 있다. 이를 식으로 나타내면 아래 식 (4)와 같다.

$$F = \sum_p \sum_{g_1 < g_2} w_{g_1, g_2} f(\lambda_{pg_1,1} - \lambda_{pg_2,1}) + \sum_p \sum_{g_1 < g_2} w_{g_1, g_2} f(\nu_{pg_1,1} - \nu_{pg_2,1}) \quad (4)$$

총 손실함수 F 가 최소화될 때까지 α_g 와 ψ_g 를 반복적으로 변화시키면서 측정모수를 정렬한다. 이때 모든 집단의 측정모수에 대해 성분손실함수(component loss function, CLF) f 가 먼저 수행되며, 그 후 F 를 통해 집단 간 측정

모수의 차이가 줄어든다(Asparouhov & Muthén, 2014). w 는 f 의 가중치로 집단의 표본 크기가 클수록 F 에 더 많이 기여한다.

식 (4)의 최소화를 통해 첫 번째 집단을 제외한 나머지 집단에서 α_g 와 ψ_g 가 추정되면 집단 간에 α_g , ψ_g 의 비교가 가능해진다. 모형의 식별을 위해 모든 집단의 요인분산의 곱은 1이 되도록 제약한다. 이때 참조집단의 요인평균은 0이 되도록 제약하거나(FIXED) 제약하지 않을(FREE) 수 있다.

각 집단의 측정모수들이 정렬된 후에는 집단에 따라 어떤 모수가 근사적으로 동일한지 혹은 그렇지 않은지 판단하기 위해 각 집단의 모수의 차이를 통계적으로 평가하는 분석이 수행된다. 먼저 근사적으로 동일한 집단을 묶기 위해 초기 세트(집단 쌍)를 선택한 후 이 세트의 평균과 각 집단의 모수의 차이에 대해 통계적 유의성을 판단하여 동일성 집단의 세트를 갱신·확장한다. 이 과정은 더 이상 근사적으로 동일한 집단이 늘어나지 않을 때까지 반복된다(Asparouhov & Muthén, 2014).

정렬법의 분석 결과를 통해 측정동일성을 다각적으로 평가할 수 있다. 첫째, Muthén과 Asparouhov(2014)는 정렬법 분석 결과에서 근사적으로 동일하지 않은 집단의 비율이 25% 이하인 경우에는 정렬 과정이 적절히 이루어진 것이며 결과를 신뢰하고 사용할 수 있다고 하였다. 이를 통해 분석의 전반적인 타당성을 검토할 수 있다. 둘째, 정렬 합치 함수(fit function)를 이용하여 측정모수 및 지표변수별로 부적합(misfit)의 크기를 구할 수 있다. 정렬 합치 함수는 정렬 후 남아 있는 부적합의 정도를 뜻하여 0에서 멀수록 비동일성이 큰 것을 의미한다. 마지막으로 R^2 은 M0에서 모수

의 변산성이 정렬 과정에서 변화하는 요인평균 및 요인분산의 변산성에 의해 흡수되는 정도를 의미한다(Asparouhov & Muthén, 2014; Muthén & Asparouhov, 2018). R^2 이 클수록 정렬이 효율적이었다고 해석할 수 있다.

범주형 자료의 측정동일성 분석

범주형 변수를 위한 확인적 요인분석

표준적인 CFA에서 지표변수가 연속형 변수라면 잠재변수와 지표변수의 관계가 선형적으로 가정되며 지표변수 사이의 선형적 관련성을 나타내는 공분산행렬이 분석에 사용된다. 최대우도법은 표본공분산행렬 S 와 모형에 의해 예측되는 예측공분산행렬 $\hat{\Sigma}$ 간의 차이를 나타내는 합치 함수(fit function)를 가장 작게 만드는 모수들의 조합을 추정한다(Kline, 2016).

지표변수가 범주형일 때 CFA에서의 측정동일성은 각 지표변수의 특정 응답 범주를 선택할 확률이 집단마다 다르지 않고 서로 동일한 것을 의미한다(Millsap, 2011). 따라서 범주형 변수의 측정모형에서 지표-요인 관계는 선형적으로 표현되지 않고 비선형적으로 표현된다(Edwards et al., 2012). 또한 지표변수가 범주형일 경우 이 변수는 정규분포할 수 없다.

다변량 정규성을 가정할 수 없는 범주형 지표변수의 경우 표본 공분산행렬은 이들 사이의 관계를 적절히 반영하지 못한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 범주형 지표변수 y 의 반응 범주의 기저에 연속형 변수 y^* 가 존재한다고 가정하고 CFA 모형을 추정할 수 있다. y^* 는 잠재반응변수(latent response variable,

Muthén, 1984)라고 부르며 해당 지표변수의 특정 범주에 응답하도록 하는 잠재적 특성의 양(amount)으로 정의된다. 이렇게 하면 범주형 지표변수 y 대신 연속형 잠재반응변수 y^* 간의 공분산행렬을 추정하고 이에 대한 요인 분석을 수행할 수 있다. 이때 잠재반응변수 사이의 상관은 지표변수 y 가 이분형이라면 사분상관으로, 다분형이라면 다분상관으로 추정한다. 이러한 과정을 통해 요인과 범주형 지표변수 y 간의 비선형적 관계를 연속형 잠재반응변수 y^* 와 요인의 선형적 관계로 대체한다.

범주형 지표변수 y 와 잠재반응변수 y^* 간의 관계는 응답 반응의 비율을 고려하여 분계점 τ 에 의해 매개된다. 예를 들어, 세 개의 응답 범주 1, 2, 3을 가진 문항 y 가 있을 때 y^* 가 τ_1 을 넘지 않는다면 y 의 값은 1이 되며, y^* 가 τ_1 보다 크지만 τ_2 과 같거나 작을 경우에는 2가 되고, τ_2 보다 큰 경우는 3이 된다. 이처럼 분계점은 응답 범주가 구분되는 잠재반응변수 상의 경계를 의미하며 어떤 문항의 응답 범주의 수가 m 개일 경우 $m-1$ 개가 추정된다.

이처럼 연속형 변수의 공분산행렬이나 범주형 변수의 잠재반응변수의 상관행렬을 이용하여 모형을 추정하는 방법을 제한정보 추정법이라고 부른다. 범주형 CFA에서는 모형의 식별을 위해 잠재반응변수에도 척도를 설정해야 한다. 잠재반응변수의 척도설정 방법은 델타 척도화(Delta scaling)와 세타 척도화(Theta scaling) 두 가지가 있다. 델타 척도화는 모든 잠재반응변수의 분산을 고정(예, 1)하고 세타 척도화는 각 잠재반응변수의 오차분산을 고정(예, 1)한다(Kline, 2016).

잠재반응변수를 사용하는 범주형 CFA의 추정치는 자료의 분포 특성을 반영하는 가중행렬을 사용하는 가중최소제곱(weighted least squares, WLS)을 사용할 수 있다. 그러나 WLS의 안정적인 추정을 위해서는 가중행렬의 계산을 위해 매우 큰 표본 크기가 필요하며(Muthén & Kaplan, 1992), 카이제곱 통계량이 과대추정되거나 표준오차가 과소추정되는 문제가 있다(Dolan, 1994). 이에 대한 대안으로 평균 및 분산 조정 가중 최소제곱(mean-and variance-adjusted least squares, WLSMV) 추정이 널리 사용되는데 이 추정법은 WLS에 사용하는 가중행렬의 대각 요소만 사용하는 Diagonal WLS의 한 형태로 표본 크기가 충분히 크다면 다양한 종류의 범주형 변수에서 비교적 정확한 추정 결과를 제공하는 것으로 보고되었다(Muthén & Kaplan, 1985, 1992).

한편 공분산행렬이나 상관행렬과 같은 요약자료 대신 전체 자료를 이용하여 CFA를 추정하는 경우 이를 완전정보 추정이라고 한다. 범주형 자료 CFA의 완전정보 추정에서는 제한정보 추정과는 달리 잠재변수와 지표변수 사이의 비선형적 관계를 직접적으로 설정한다. 이때에는 요약자료를 사용하지 않기 때문에 표본 공분산행렬과 모형에서 예측된 공분산행렬 간의 차이를 비교하는 절차가 없기 때문에 모형 적합도 통계량이나 근사적합도지수를 산출할 수 없다. 측정동일성 분석에서는 모형 적합도에 대한 평가를 할 수 있다는 점에서 일반적으로 완전정보 추정보다 제한정보 추정이 선호되지만 잠재변수의 조절효과나 요인 부하량에 대한 상호작용 등을 포함하는 특수한 모형의 경우에는 제한정보 추정이 불가하고 완전정보 추정만을 사용해야 하는 경우도 있다.

범주형 자료의 측정동일성 분석과 정렬법

범주형 자료의 CFA를 다집단 분석으로 확장하여 측정동일성을 분석할 때는 연속형 변수에서의 절차와 유사한 방식으로 수행한다. 형태 동일성 모형부터 강한 동일성 모형까지 요인구조 및 측정모수에 동일성 제약을 부여한 후 분석하여 각 모형의 적합도 통계량 및 근사적합도지수가 수용 가능한지 확인 후 모형 간의 비교를 통해 요인모형의 측정동일성 수준을 판단한다. 다만 범주형 자료에서의 강한 동일성 모형은 절편이 아닌 분계점의 동일성을 의미한다는 점에서 차이가 있다.

범주형 자료의 다집단 CFA를 사용한 측정동일성의 평가도 연속형 자료와 마찬가지로 카이제곱 통계량과 근사적합도지수를 이용할 수 있는데 이를 위해서는 제한정보 추정이 필요하다. 지표변수의 정규분포 가정이 타당하지 않은 경우 CFA에 대한 카이제곱 검증에는 Satorra와 Bentler(2001)의 보정 계수(correction factor)를 사용하여 보정된 χ^2 과 $\Delta\chi^2$ 검증을 적용할 수 있다. 그러나 WLSMV 추정에서는 공분산행렬에 대한 보정까지 필요하기 때문에 $\Delta\chi^2$ 검증에 대한 계산이 매우 복잡하여 Mplus와 같은 프로그램에서는 이를 위해 별도의 옵션(DIFFTEST)을 제공한다.

그러나 WLSMV 추정에서의 $\Delta\chi^2$ 검증도 대표본에서 영가설 기각에 민감하기 때문에(French & Finch, 2006; Sass et al., 2014) 연속형 자료의 다집단 CFA의 평가 방법과 마찬가지로 근사적합도지수의 차이를 이용하여 측정동일성의 수준을 평가하는 방법이 제안되었다. Rutkowski와 Svetina(2017)는 범주형 CFA의 측정동일성 분석에서 근사적합도지수의 절단점을

제안하였다. 구체적으로는 $\Delta\chi^2$ 과 함께 고려하되 형태 동일성과 약한 동일성 모형의 RMSEA 차이값($\Delta RMSEA$)이 .05보다 작을 경우에는 약한 동일성 모형 채택, 그리고 약한 동일성과 강한 동일성 모형의 $\Delta RMSEA$ 가 .01보다 작을 때에는 강한 동일성 모형을 채택할 수 있다고 하였다. ΔCFI 의 절단값 또한 함께 제시하였으나, 선행 연구에서 CFI는 여러 가지 조건에서 예상 밖의 범위가 나타나거나 모형을 오탐지한 경우가 많아 권장되지 않는다.

범주형 자료의 정렬법 분석에는 제한정보 추정법 대신 완전정보 추정법이 사용된다. 주로 MLR(robust maximum likelihood) 또는 MLF(maximum likelihood with standard error approximation using the first-order derivative) 추정이 사용된다. 범주형 자료를 위한 정렬법에서는 식 (4)의 총 손실함수 F 에 절편(ν_p) 대신 변수 p 의 c 번째 분계점(τ_{pc})이 들어가는 아래의 식 (5)를 최소화하도록 요인부하량과 분계점을 정렬한다.

$$F = \sum_p \sum_{g_1 < g_2} w_{g_1, g_2} f(\lambda_{pg_1, 1} - \lambda_{pg_2, 1}) + \sum_p \sum_c \sum_{g_1 < g_2} w_{g_1, g_2} f(\tau_{pcg_1, 1} - \tau_{pcg_2, 1}) \quad (5)$$

범주형 자료에서 완전정보를 사용하는 추정 은 곧 문항 단위의 관찰값을 지표변수로 하는 비선형 요인분석 모형을 뜻하므로 IRT 모형과 같은 의미를 가진다(Asparouhov & Muthén, 2022). IRT 모형을 다집단 분석으로 확장하면 집단에 따라 문항의 난이도 및 변별도 모수에 차이가 존재하는지 확인할 수 있다. 이는 구조방정식모형의 측정동일성 분석에 상응하는

개념이며, 만약 집단 사이에 난이도나 변별도 모수가 다르다면 차별문항기능(Differential Item Functioning, DIF)이 있다고 해석한다(Woods, 2009; Woods & Grimm, 2011).

범주형 자료에 대한 근사 측정동일성 분석의 예시

분석자료

근사 측정동일성 분석의 예시를 위하여 고령화연구패널조사(KLoSA)의 2018년 수집 자료 중 K-MMSE 검사의 문항 점수를 사용하였다. 전체 표본 6,940명 중 393명의 K-MMSE 문항 응답에서 결측이 확인되었다. 이들 중 모든 검사 문항에 응답하지 않은 386명의 자료를 제외한 6,554명의 자료가 측정동일성 분석에 사용되었다. 이 중 여성은 3,792명(57.9%)이었고 연령의 범위는 55세에서 102세, 평균은 69.4세(SD=9.9)였다.

표 1. K-MMSE의 측정 영역 및 점수 범위

영역	점수 범위	
	수정 전	수정 후*
기억등록	0-3	0-2
시간지남력	0-5	0-2
장소지남력	0-5	0-2
주의집중 및 계산	0-5	0-4
기억회상	0-3	0-3
언어	0-8	0-4
시각적 구성	0-1	0-1

*분석을 위해 응답자가 매우 적은 일부 점수 범주를 통합

K-MMSE(Kang et al., 1997)는 MMSE (Mini-Mental State Examination, Folstein et al., 1975)의 한국어판으로 초기 단계의 치매 환자들을 선별하기 위해 지남력, 기억력, 주의집중력, 언어능력을 포함한 인지기능의 여러 영역을 짧은 시간에 측정하는 검사이다. 각 영역 점수 범위는 0-1부터 0-8까지 다양하며 영역 점수를 합산한 총점으로 검사점수를 산출한다. K-MMSE의 측정 영역과 영역별 점수 범위는 표 1과 같다.

노화는 일반적으로 인지기능을 저하시킨다고 알려져 있으며 장년기 이후에는 연령이 높을수록 MMSE의 검사점수가 낮게 나타난다(Crum et al., 1993; Kim et al., 1997). 그러나 연령 증가에 따른 MMSE 점수의 감소를 노화에 따른 인지기능의 저하를 보여주는 명백한 경험적 근거로 해석하기 위해서는 MMSE 점수가 서로 다른 연령에 대해 측정동일성을 가진다는 것이 전제되어야 한다.

K-MMSE의 검사점수가 다양한 연령에서 측정동일성을 가지는지를 확인하기 위해서 20개 이상의 가급적 많은 수의 연령 집단을 구성하여 분석을 수행하였다. 먼저 출생 연도별로 하나의 연령 집단을 구성하되 다집단 CFA가 적절히 수행될 수 있도록 집단 표본의 크기가 150보다 작은 경우에는 둘 이상의 연령 집단을 하나로 묶었다(Kline, 2005; Yoon & Lai, 2018). 하지만 이렇게 구성한 일부 연령 집단에서 일부 영역의 점수 범주에서는 사례 수가 너무 작아 분석이 수행될 수 없었다. 예를 들어 330명으로 구성된 55세 연령 집단에서 시간지남력 점수의 분포는 0점-0명, 1점-0명, 2점-3명, 3점-9명, 4점-6명, 5점-293명이었고 장소지남력 점수의 분포는 0점-0명, 1점-1명, 2점-1명, 3점-1명, 4점-16명, 5점-292명이었다. 이런

경우 해당 연령 집단에서 모든 점수 범주 사이의 분계점을 추정할 수 없다. 이러한 경우에는 분석이 수행될 수 있도록 모든 연령 집단에서 각 점수 범주의 사례 수가 최소 3이 되도록 일부 영역 점수의 범주를 통합하였다. 예를 들어 시간지남력과 장소지남력은 원래 0점에서 5점까지 여섯 개의 범주로 구분되었던 것을 0점에서 3점을 하나로 묶어 0점으로, 4점은 1점으로, 5점은 2점으로 변환하여 세 개의 범주를 가지도록 수정하였다. 마찬가지로 기억등록과 주의집중 및 계산은 0점과 1점, 언어는 0점에서 4점까지를 하나의 범주로 묶었다. 이렇게 수정된 각 영역의 점수 범위는 표 1에서 확인할 수 있다.³⁾

이렇게 각 영역의 점수 범주를 수정한 후에도 특정 연령 집단에서 두 개의 영역 점수가 교차하는 범주의 빈도가 0으로 나타나는 경우(예, 시간지남력과 장소지남력이 모두 0점인 경우)가 있었다. 즉, 빈도가 0인 교차 범주의 조합에 따라 다분상관이나 분계점이 추정되지 않는 연령 집단이 있었다. 이러한 경우에는 빈도가 0인 교차 범주의 발생을 줄이기 위해 두 개의 연령 집단을 하나로 통합하였다(예, 55-56세). 자료 변환의 기준을 정리하면 (1) 각 집단의 최소 표본은 150명 이상이 되게 하고, (2) 이렇게 구성한 연령 집단에서 영역별 각 응답범주의 최소 빈도는 3 이상이 되도록 빈도가 작은 범주는 통합하였다. 그리고 (3) 각 영역 간 교차범주에서 빈도가 0인 경우가 있으면 추가적으로 인접 연령과 통합하였다. 이러한 과정을 거쳐 표 1, 표 2와 같이 분석자

3) 범주형 자료에 대한 CFA에서는 응답 범주의 교차빈도가 0 또는 매우 작은 수인 경우 일부 범주를 통합하는 방법이 흔히 사용된다(Rutkowski et al., 2019; Tennant et al., 2004).

표 2. 연령 단위 집단 구성 및 표본 수

연령 집단	N	연령 집단	N	연령 집단	N	연령 집단	N
55-56세	633	68세	230	75세	193	82세	154
57-58세	518	69세	209	76세	219	83-84세	251
59-60세	502	70세	214	77세	220	85-86세	161
61-62세	483	71세	205	78세	182	87-88세	156
63-64세	451	72세	211	79세	191	89세 이상	228
65-66세	431	73세	189	80세	179		
67세	170	74세	178	81세	182		

료를 구성하였다.

분석절차

K-MMSE의 영역 점수를 나타내는 7개의 지표변수에 대한 단일 요인 모형에 대해 이 요인이 서로 다른 연령 집단에서 측정동일성을 가지는지 확인하기 위해 다집단 CFA와 정렬법을 각각 실시하였다. 요인모형의 지표변수로는 7개의 영역별 점수를 사용하였다. 응답범주 통합 후 시각적 구성은 두 개, 기억등록, 시간지남력, 장소지남력은 세 개, 기억등록은 네 개, 주의집중 및 계산과 언어는 다섯 개의 응답범주를 가지기 때문에 순서범주형 지표변수로 다루었다.

다집단 CFA 모형은 제한정보법인 WLSMV로 추정하여 모형 적합도의 비교를 통해 측정동일성 수준을 평가하였다. 요인의 척도는 참조집단(첫 번째 연령 집단)의 요인분산을 1로 고정하여 설정하였으며, 나머지 연령 집단의 요인분산을 추정하기 위해 기억등록(참조지표)의 요인부하량이 모든 집단에서 같도록 제약하였다. 각 지표변수의 잠재반응변수의 척도는 참조집단에서 잠재반응변수의 잔차분산을

1로 고정하여 설정하였다(세타 척도화). 나머지 집단에서는 잔차분산이 자유롭게 추정될 수 있도록 각 지표변수의 첫 번째 분계점이 모든 집단에서 동일하도록 제약하였다. 그리고 참조집단의 요인평균은 0으로 고정하고 나머지 집단의 요인평균이 추정될 수 있도록 기억등록의 두 번째 분계점이 모든 집단에서 같게 제약하였다. 이러한 제약은 순서범주형 변수에 대한 다집단 CFA 모형의 식별을 위한 최소한의 제약으로 이를 통해 형태 동일성 모형을 설정하였다. 형태 동일성 제약에 각 요인부하량이 전체 연령 집단에서 동일성을 가지는 제약을 추가하여 약한 동일성 모형을 설정하였다. 마지막으로 약한 동일성 제약에 각 분계점이 전체 연령 집단에서 동일성을 가지는 제약을 추가하여 강한 동일성 모형을 설정하였다.

순서범주형 변수의 요인모형에 대한 정렬법 분석은 제한정보법을 사용할 수 없어 완전정보법인 MLR로 추정하였다(Muthén & Muthén, 1998-2020). 먼저 모든 집단의 요인 평균을 고정하지 않고 측정모수를 정렬하는 자유(FREE)정렬을 실시하였다. 이 결과에서 요인평균이 가장 0에 가까웠던 18번째 집단을 참조집단으

표 3. 다집단 CFA를 이용한 측정동일성 평가(WLSMV 추정)

모형	χ^2	df	CFI	SRMR	RMSEA	$\Delta\chi^2*$	Δdf	$\Delta RMSEA$
형태동일성	1256.4***	364	.970	.065	.099 [.093, .105]			
약한동일성	1487.9***	514	.968	.070	.087 [.082, .092]	344.3***	150	-.012
강한동일성	1847.4***	764	.964	.075	.075 [.071, .079]	418.6***	250	-.012

*WLSMV 추정 사용 시 Mplus에서 제공하는 DIFFTEST를 이용하여 얻은 값

로 재설정하여 이 집단의 요인평균을 0, 요인 분산을 1로 두고 측정모수를 정렬하는 고정(FIXED) 정렬을 다시 실시하였다. 모든 분석은 Mplus 8.4로 수행되었다.

다집단 CFA 분석결과

단일 요인 모형에 대한 26개 연령 집단의 형태 동일성 모형은 χ^2 검정에 의한 완전 적합 가설은 기각되었으나 근사적합도지수 CFI(.970)와 SRMR(.065)은 적합한 수치를 보였다. 다집단 분석에서 집단이 20개 이상 많을 때 RMSEA(.099)는 큰 값을 나타내는 경향이 있다는 점을 고려하여 완화된 기준(예, .10 이하)을 적용하면 형태 동일성을 충족한 것으로 판단할 수 있다(Rutkowski & Svetina, 2014).

형태 동일성 모형과 약한 동일성 모형의 비교($\Delta\chi^2(150)=344.3***, p<.001$)와 약한 동일성 모형과 강한 동일성 모형의 비교($\Delta\chi^2(250)=418.6***, p<.001$)는 요인부하량과 절편의 완전한 측정동일성을 지지하지 않았다. 근사적합도지수의 비교에 의한 동일성 평가는 Rutkowski와 Svetina(2017)가 제안한 범주형 CFA의 기준을 참고하였다. ΔCFI 의 경우 두 비

교 모두에서 .01보다 작은 감소를 보였다. $\Delta RMSEA$ 의 경우에는 오히려 제약이 큰 모형이 제약이 작은 모형에 비해 낮은 수치를 보였다. 따라서 근사적합도지수의 변화량을 기준으로 할 때는 다집단 CFA에서 강한 동일성이 성립한 결과로 해석할 수 있다.

정렬법 분석결과

Muthén과 Asparouhov(2014)의 경험적 규칙에 근거하면 표 4에서 모든 요인부하량은 비동일하다고 식별된 모수가 없었으며 분계점은 주의집중 및 계산, 언어, 시각적 구성 영역에서 비동일성이 발생하였다. 이들의 평균 비동일성 비율은 7.75%로 기준인 25%보다 작으므로 정렬 결과는 신뢰할 수 있었다.

모수별 비동일성의 비율은 측정모수 또는 지표변수 단위의 정렬 합치 함수(fit function contribution)와 함께 해석할 수 있다. 지표변수 단위의 총 정렬 합치 함수는 정렬 후 해당 변수가 가진 전반적인 비동일성의 정도를 의미한다. 표 4에서 주의집중 및 계산, 언어 영역의 총 정렬 합치 함수는 각각 -834.44, -700.759로 다른 영역에 비해 상대적으로 컸다.

표 4. 정렬법을 이용한 측정동일성 평가(MLR 추정)

변수	비동일 집단의 비율(%)	정렬 합치 함수	R^2	정렬 전 분산	정렬 후 분산
총 정렬 합치 함수: -494.959					
시간	TIME	0	-195.892	.174	.797
지남력	TIME\$1	0	-166.814	.551	3.515
	TIME\$2	0	-132.253	.741	2.793
총 정렬 합치 함수: -474.558					
공간	PLACE	0	-156.77	.234	.123
지남력	PLACE\$1	0	-168.572	.94	1.634
	PLACE\$2	0	-149.216	.949	1.156
총 정렬 합치 함수: -428.466					
기억등록	REGIS	0	-152.905	0	.101
	REGIS\$1	0	-132.876	.951	2.095
	REGIS\$2	0	-142.685	.946	1.686
총 정렬 합치 함수: -834.44					
주의집중 및 계산	ATTEN	0	-150.672	.408	.153
	ATTEN\$1	15(15,18,21,23)	-201.202	.899	2.060
	ATTEN\$2	8(15,16)	-185.233	.927	1.743
	ATTEN\$3	0	-147.585	.975	1.299
	ATTEN\$4	0	-149.748	.974	1.329
총 정렬 합치 함수: -590.192					
기억회상	RECAL	0	-149.551	.162	.115
	RECAL\$1	0	-168.656	.86	2.930
	RECAL\$2	0	-125.736	.971	2.049
	RECAL\$3	0	-146.249	.958	2.056
총 정렬 합치 함수: -700.759					
언어	LAN	0	-155.194	.194	.767
	LAN\$1	0	-159.427	.814	7.239
	LAN\$2	0	-131.275	.877	5.142
	LAN\$3	0	-118.046	.936	4.909
	LAN\$4	4(22)	-136.817	.902	4.140
총 정렬 합치 함수: -324.146					
시각적 구성	DRAW	0	-167.403	.34	.415
	DRAW\$1	4(21)	-156.743	.909	3.578

주. \$ 기호가 없는 모수는 요인부하량을 의미하며 \$ 뒤의 숫자는 각 지표변수의 분계점을 나타냄.

그리고 측정모수 단위의 정렬 합치 함수는 주의집중 및 계산 영역의 첫 번째, 두 번째 분계점(ATTEN\$1, ATTEN\$2; -201.202, -185.233), 언어 영역의 네 번째 분계점(LAN\$4; -136.817), 시각적 구성 영역의 분계점(DRAW\$1; -156.743)과 같이 비동일한 집단이 식별된 모수들의 값이 상대적으로 컸다.

한편 요인부하량의 R^2 은 0에서 .4 사이의 범위를 보였으며 분계점에서는 대부분 1에 가까웠다. 또한 요인부하량은 전반적으로 정렬 전후의 분산의 차이가 크지 않았으나 분계점은 상대적으로 전후 차이가 컸다. 따라서 요인부하량은 정렬 전후 변산성의 차이가 작았으나, 분계점은 연령 집단 사이의 변산성이 정렬 과정을 통해 많이 감소하였다.

한편 비동일한 집단의 비율, 정렬 합치 함수, R^2 의 관계가 불일치하게 나타나는 모수들도 있었다. 언어 영역의 첫 번째 분계점(LAN\$1)은 비동일한 집단이 없었으나 정렬 합치 함수의 값은 비동일한 집단이 존재하는 언어 영역의 네 번째 분계점(LAN\$4)보다 크게 나타났다. 이와 같은 현상이 발생하는 원인은 다음과 같이 유추할 수 있다. 먼저 정렬 후 후속 분석 중 동일한 집단을 분류하는 과정에

서 통계적 유의성이 탐지될 수 있는 충분한 표본 크기에 도달하지 못했을 가능성이 있다 (Byrne & van de Vijver, 2017). 다른 이유로는 소수의 비동일한 집단이 식별되는 추정 원리상 집단에 따라 전반적으로 비슷한 수준의 비동일성이 존재할 경우 상대적으로 큰 수준의 비동일성을 가진 집단은 잘 탐지되지 않았을 수 있다. 위 내용을 종합하면 요인부하량은 본래 집단에 따라 비동일성이 크지 않았을 것으로 예상되며, 분계점은 집단에 따라 차이가 컸으나 정렬 과정을 통해 비동일성이 상당 수준 개선되었다고 할 수 있다. 그림 1은 다집단 CFA의 강한 동일성 모형과 정렬법에서 추정된 각 연령 집단의 요인평균을 산점도로 제시한 것으로, 두 분석에서 추정된 요인평균 간 상관은 .99로 거의 흡사하였다.

논 의

본 논문에서는 다수 집단을 비교할 때 적용할 수 있는 완전한 동일성의 완화된 형태인 근사 측정동일성의 개념을 소개하고, 다수의 연령 집단에 대해 정렬법을 적용하여 범주형 자료의 분석절차를 예시하였다. 완전한 측정동일성을 평가하는 범주형 다집단 CFA에서는 측정동일성의 수준에 따라 동일성 제약을 상이하게 부여한 모형 간의 $\Delta\chi^2$ 검증과 근사 적합도지수를 이용한 비교를 통해 측정동일성의 수준을 결정한다. 반면 정렬법에서는 측정모수의 정렬을 통해 집단 간 비동일성이 개선되었으며 분석결과를 통해 비동일성의 개선 정도와 정렬 과정의 효율성을 평가할 수 있다. 따라서 정렬 후 얻어진 요인모수를 이용해 집단 간 요인평균, 요인분산의 비교가 가능하며

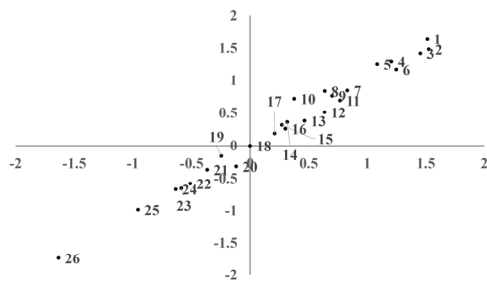


그림 1. 다집단 CFA의 강한 동일성 모형과 정렬법으로 추정된 집단별 요인평균의 산점도. 숫자는 표 2의 연령 집단의 순서를 나타냄

동시에 일부 집단에서 근사적으로 동일하지 않은 모수를 확인할 수 있다.

근사 측정동일성에서는 측정동일성 성립 여부에 대한 결론을 내리기 위한 통계적 검증의 측면보다는 집단에 따라 유사한 모수 세트를 얻기 위해 모수를 제약하는 모형화(modeling)의 측면을 강조한다. 분석과정에서도 다집단 CFA는 측정동일성의 수준에 따른 모형을 분석 후 비교하여 측정동일성의 수준을 평가하지만 정렬법에서는 각 집단의 모수들이 근사적으로 동일해지도록 형태 동일성 모형에서 요인부하량, 절편(또는 분계점)의 정렬이 동시에 수행된다. 따라서 근사적으로 동일하다는 가정 하에 잠재변수 간의 구조적 관계를 분석하거나 잠재변수의 요인평균 및 분산을 비교하는 목적으로 활용될 수 있다. 한편 범주형 자료의 정렬법은 IRT 모형에 상응하기 때문에 문항 단위에서 동일성을 위반하는 모수를 찾는 탐색적인 도구가 될 수 있다(Luong & Flake, 2022). 그러므로 완전한 동일성이 확립되기 어려운 자료에서 비동일성에 대한 파악과 근사 동일성을 가진 모형을 동시에 추정할 수 있으며, 자료에서 비동일성을 유발하는 원인에 대한 예상이나 정보가 있는 경우 특히 도움이 될 것이다. 또한 정렬법에서의 다수 집단은 주로 국가 비교 연구에 많이 적용되어 왔으나 다수 기업을 비교하거나 본 논문과 같이 연령 집단을 비교하는 맥락에도 사용할 수 있다. 특히 연령 집단을 비교할 때 중단자료를 적절히 활용한다면 연령에 따른 발달적 변화를 정확하게 추정하는 데에도 유용할 것이다.

대규모 자료에 적합한 측정동일성 분석에 대해서는 오랜 시간동안 논의되어 왔다. 최근 이러한 문제를 다룰 수 있는 베이지안 구조방정식 모형, 베이지안 다층 확인적 요인분석

모형 등 새로운 방법이 제안되었다(Asparouhov & Muthén, 2014; Muthén & Asparouhov, 2013, 2018). 그러나 이를 적용한 연구들은 대부분 연속형 자료를 다루고 있다(Byrne & van de Vijver, 2017; Ciecuch et al., 2018; Lomazzi, 2018; Munck et al., 2018). 범주형 다집단 CFA를 응용한 근사 측정동일성 분석의 소개는 범주형 지표변수의 특성을 적절히 반영하면서도 비교 집단이 많은 대규모 자료에서 근사 측정동일성 분석의 유용성을 확대할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 분석절차를 예시하는 과정에서 패널 자료를 일부 재구성하여 사용하였다. 따라서 분석결과는 응답범주를 재구성했을 때의 결과이며 원 범주에 대한 분석결과와는 다를 수 있다. 그러나 예시분석이 범주형 자료에서 근사 측정동일성 분석의 표준적인 사례임을 고려했을 때 결과를 이해하고 해석하는데에는 문제가 없다. 따라서 본 연구를 바탕으로 추후 연구자들이 정렬법을 이용한 근사 측정동일성 분석 시 참고자료로 활용할 수 있을 것이다.

참고문헌

- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495-508.
<http://doi.org/10.1080/10705511.2014.919210>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2022). Multiple group alignment for exploratory and structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 30(2), 1-23.
<http://doi.org/10.1080/10705511.2022.2127100>

- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research (2nd ed.)*. New York, NY: Guilford Publications.
<http://www.guilford.com/books/Confirmatory-Factor-Analysis-for-Applied-Research/Timothy-Brown/9781462515363>
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. O. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456-466.
<http://doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.456>
- Byrne, B. M., & van de Vijver, F. V. D. (2017). The maximum likelihood alignment approach to testing for approximate measurement invariance: A paradigmatic cross-cultural application. *Psicothema*, 29(4), 539-551.
<http://doi.org/10.7334/psicothema2017.178>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504.
<http://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255.
http://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cieciuch, J., Davidov, E., Algesheimer, R., & Schmidt, P. (2018). Testing for approximate measurement invariance of human values in the European Social Survey. *Sociological Methods & Research*, 47(4), 665-686.
<http://doi.org/10.1177/0049124117701478>
- Crum, R. M., Anthony, J. C., Bassett, S. S., & Folstein, M. F. (1993). Population-based norms for the Mini-Mental State Examination by age and educational level. *Journal of the American Medical Association*, 269(18), 2386-2391.
<http://doi.org/10.1001/jama.1993.03500180078038>
- Dolan, C. V. (1994). Factor analysis of variables with 2, 3, 5 and 7 response categories: A comparison of categorical variable estimators using simulated data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 47(2), 309-326.
<http://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1994.tb01039.x>
- Edwards, M. C., Wirth, R. J., Houts, C. R., & Xi, N. (2012). Categorical data in the structural equation modeling framework. In R. Hoyle (Eds.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 195-208). New York, NY: The Guilford Press.
<http://www.guilford.com/books/Handbook-of-Structural-Equation-Modeling/Rick-Hoyle/9781462544646>
- Folstein, M. F., Folstein, S. E., & McHugh, P. R. (1975). "Mini-mental state": a practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, 12(3), 189-198.
[http://doi.org/10.1016/0022-3956\(75\)90026-6](http://doi.org/10.1016/0022-3956(75)90026-6)
- French, B. F., & Finch, W. H. (2006). Confirmatory factor analytic procedures for the determination of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 13(3), 378-402.
http://doi.org/10.1207/s15328007sem1303_3

- Gregorich, S. E. (2006). Do self-report instruments allow meaningful comparisons across diverse population groups? Testing measurement invariance using the confirmatory factor framework. *Medical Care*, 44(11 Suppl 3), S78-S94.
<http://doi.org/10.1097/01.mlr.0000245454.12228.8f>
- Herzog, W., Boomsma, A., & Reinecke, S. (2007). The model-size effect on traditional and modified tests of covariance structures. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 361-390.
<http://doi.org/10.1080/10705510701301602>
- Jöreskog, K. G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36(4), 409-426.
<http://doi.org/10.1007/BF02291366>
- Kang, Y., Na, D. L., & Hahn, S. (1997). A validity study on the Korean Mini-Mental State Examination (K-MMSE) in dementia patients. *Journal of the Korean Neurological Association*, 15(2), 300-308.
<http://www.jkna.org/journal/view.php?number=4088>
- Kenny, D. A., & McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 10(3), 333-351.
http://doi.org/10.1207/S15328007SEM1003_1
- Kim, H., Kim, E., & Na, D. (1997). Naming deficits in patients with dementia of the Alzheimer type: Error analysis of Korean version-Boston naming test. *Journal of Korean Neurology*, 15(5), 1012-1021.
<http://www.jkna.org/journal/view.php?number=4172>
- Kline, R. B. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. California: SAGE publications.
<http://methods.sagepub.com/book/psychological-testing>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.)*. New York, NY: Guilford publications.
<http://www.guilford.com/books/Principles-and-Practice-of-Structural-Equation-Modeling/Rex-Kline/9781462551910>
- Little, T. D. (2013). *Longitudinal structural equation modeling*. New York, NY: Guilford publications.
<http://www.guilford.com/books/Longitudinal-Structural-Equation-Modeling/Todd-Little/9781462510160>
- Lomazzi, V. (2018). Using alignment optimization to test the measurement invariance of gender role attitudes in 59 countries. *Methods, Data, Analyses: A Journal for Quantitative Methods and Survey Methodology*, 12(1), 77-103.
<http://doi.org/10.12758/mda.2017.09>
- Luong & Flake (2022). Measurement invariance testing using confirmatory factor analysis and alignment optimization: A tutorial for transparent analysis planning and reporting. *Psychological Methods*, Advance online publication.
<http://doi.org/10.1037/met0000441>
- Marsh, H. W., Guo, J., Parker, P. D., Nagengast, B., Asparouhov, T., Muthén, B., & Dicke, T. (2018). What to do when scalar invariance fails: The extended alignment method for multi-group factor analysis comparison of

- latent means across many groups. *Psychological Methods*, 23(3), 524-545.
<http://doi.org/10.1037/met0000113>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis, and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543.
<http://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. New York, NY: Taylor & Francis Group.
<http://www.taylorfrancis.com/books/mono/10.4324/9780203821961/statistical-approaches-measurement-invariance-roger-millsap>
- Munck, I., Barber, C., & Torney-Purta, J. (2018). Measurement invariance in comparing attitudes toward immigrants among youth across Europe in 1999 and 2009: The alignment method applied to IEA CIVED and ICCS. *Sociological Methods & Research*, 47(4), 687-728.
<http://doi.org/10.1177/0049124117729691>
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49(1), 115-132.
<http://doi.org/10.1007/BF02294210>
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2013). BSEM measurement invariance. *Mplus web notes*, 17, 1-48.
<http://www.statmodel.com/examples/webnotes/webnote17.pdf>
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2014). IRT studies of many groups: the alignment method. *Frontiers in Psychology*, 5, 978.
<http://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00978>
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2018). Recent methods for the study of measurement invariance with many groups: Alignment and random effects. *Sociological Methods & Research*, 47(4), 637-664.
<http://doi.org/10.1177/0049124117701488>
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189.
<http://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45(1), 19-30.
<http://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>
- Muthén, L., & Muthén, B. (1998-2020). *Mplus: Statistical analysis with latent variables user's guide 8.0*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
<http://www.statmodel.com/HTML/UG/introV8.htm>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of large-scale international surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57.
<http://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2017). Measurement invariance in international surveys: Categorical indicators and fit measure performance. *Applied Measurement in Education*, 30(1), 39-51.

- <http://doi.org/10.1080/08957347.2016.1243540>
 Rutkowski, L., Svetina, D., & Liaw, Y. L. (2019). Collapsing variables and measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 26(5), 790-802.
<http://doi.org/10.1080/10705511.2018.1547640>
- Sass, D. A., Schmitt, T. A., & Marsh, H. W. (2014). Evaluating model fit with ordered categorical data within a measurement invariance framework: A comparison of estimators. *Structural Equation Modeling*, 21(2), 167-180.
<http://doi.org/10.1080/10705511.2014.882658>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.
<http://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Son, S., Kim, H., & Hong, S. (2019). Measurement invariance testing using random effects model for many groups: Multilevel confirmatory factor analysis (ML CFA) and multilevel factor mixture modeling (ML FMM). *Korean Journal of Psychology: General*, 38(2), 185-218.
<http://dx.doi.org/10.22257/kjp.2019.6.38.2.185>
- Tennant, A., Penta, M., Tesio, L., Grimby, G., Thonnard, J. L., Slade, A., Lawton, G., Simone, A., Carter, J., Lundgren-Nilsson, A., Tripolski, M., Ring, H., Biering-Sørensen, F., Marincek, C., Burger, H., & Phillips, S. (2004). Assessing and adjusting for cross-cultural validity of impairment and activity limitation scales through differential item functioning within the framework of the Rasch model: The PRO-ESOR project. *Medical Care*, 42(1), I37-I48.
<http://doi.org/10.1097/01.mlr.0000103529.63132.77>
- Van de Schoot, R., Schmidt, P., De Beuckelaer, A., Lek, K., & Zondervan-Zwijnenburg, M. (2015). Editorial: Measurement invariance. *Frontiers in Psychology*, 6, 1064.
<http://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01064>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
<http://doi.org/10.1097/01.mlr.0000103529.63132.77>
- Woods, C. M. (2009). Evaluation of MIMIC-model methods for DIF testing with comparison to two-group analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 44(1), 1-27.
<http://doi.org/10.1080/00273170802620121>
- Woods, C. M., & Grimm, K. J. (2011). Testing for nonuniform differential item functioning with multiple indicator multiple cause models. *Applied Psychological Measurement*, 35(5), 339-361.
<http://doi.org/10.1177/0146621611405984>
- Yoon, M., & Lai, M. H. (2018). Testing factorial invariance with unbalanced samples. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(2), 201-213.
<http://doi.org/10.1080/10705511.2017.1387859>

1차원고접수 : 2023. 03. 07.

최종게재결정 : 2023. 04. 06.

Analysis of Approximate Measurement Invariance of Categorical Indicators Using Alignment

Youngshin Ju

Seungmin Jahng

Department of Psychology, Sungkyunkwan University

Multiple-group confirmatory factor analysis (CFA) has been widely used to analyze measurement equivalence using factor models. Traditionally, in order to conclude that measurement equivalence exists, it is necessary to have evidence that the factor structure and measurement parameters, such as factor loadings are completely identical, with no differences across target groups or measurement occasions. However, when the number of groups is large, these conditions can become overly stringent or impractical. Approximate measurement invariance is a relaxed form of measurement invariance and proposed to practically examine measurement invariance between many groups. Alignment is a widely used procedure for analyzing approximate measurement invariance and has been used to compare measurement models with continuous indicator between many countries. On the other hand, the analysis of measurement invariance of test scores across ages reflecting developmental changes in psychological attributes has been mainly conducted by comparing two or three small age groups using multiple-group CFA. However, in the analysis of measurement invariance across ages, approximate measurement invariance can be applied to ages that are divided into a large number of age groups. The current study discusses the idea, necessity, and analytical model of approximate measurement invariance and illustrates the analysis of the approximate measurement invariance of psychological tests over time using the alignment method. In particular, we discussed the conceptual similarities and differences between measurement invariance and approximate measurement invariance for factor models with categorical data, and introduced the analytical process of measurement invariance and approximate measurement invariance for 26 age groups of K-MMSE test scores, a test for assessing cognitive function, using multiple-group CFA and the alignment method. Based on the results of the analysis, the implications of approximate measurement invariance versus traditional measurement invariance were explained, and discussions related to analysis of approximate measurement invariance with categorical data were summarized.

Key words : categorical confirmatory factor analysis, multiple group confirmatory factor analysis, approximate measurement invariance, Alignment, K-MMSE

부 록

(1) 다집단 확인적 요인분석을 위한 Mplus 코드 - 강한 동일성 모형

TITLE: MG CFA

DATA: FILE = mmse2018.csv;

VARIABLE: NAMES = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN group;
USEVARIABLE = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN group;
CATEGORICAL = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN;
GROUOPING = group (1=A 2=B 3=C 4=D 5=E 6=F 7=G 8=H 9=I 10=J
11=K 12=L 13=M 14=N 15=O 16=P 17=Q 18=R 19=S 20=T
21=U 22=V 23=W 24=X 25=Y 26=Z);
MISSING = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN(999);

ANALYSIS: ESTIMATOR = WLSMV;
PARAMETERIZATION = THETA;
DIFFTEST = WEAK_THETA.DAT;
STARTS = 20;

MODEL: f1 BY REGIS* (a)
RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN;
[REGIS\$1] (b);
[REGIS\$2] (c);

MODEL A: {f1@0}; f1@1; ! 참조집단의 요인척도설정
REGIS@1 RECAL@1 DRAW@1 TIME@1 PLACE@1 ATTEN@1 LAN@1;
! 잔차분산 고정

(2) 범주형 자료의 정렬법을 위한 Mplus 코드

TITLE: Alignment

DATA: FILE = mmse2018.csv;

VARIABLE: NAMES = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN group;
USEVARIABLE = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN group;
CATEGORICAL = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN;
CLASSES = C(26);
KNOWNCLASS IS C(group = 1-26);
MISSING = REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN(999);

ANALYSIS: TYPE = MIXTURE;
ESTIMATOR = MLR;
ALIGNMENT = FIXED(18); ! 요인평균이 0에 가까운 18번 집단의 요인평균 고정
! 요인분산만 제약할 경우 FREE로 기재
ALGORITHM = INTEGRATION;

MODEL: %OVERALL%
f1 BY REGIS RECAL DRAW TIME PLACE ATTEN LAN;

OUTPUT: ALIGN;

마음챙김명상과 자비명상이 친사회성 및 반사회성에 미치는 차별적 효과: 국내 연구의 체계적 리뷰 및 메타분석

윤 석 인

박 회 영*

경희대학교 한의학과 학술연구교수

본 연구에서는 마음챙김명상과 자비명상이 일반 성인의 친사회성 및 반사회성에 미치는 효과를 살펴보기 위해 2022년 10월 3일까지의 국내 학술지 논문 및 학위논문 38편을 선정하여 메타분석을 실시하였다. 세 집단 연구 등을 고려했을 때 마음챙김명상 프로그램 연구는 24편이었으며, 자비명상 프로그램 연구는 19편이었다. 마음챙김명상 연구와 자비명상 연구 각각에 대해 연구의 질 평가를 수행하였으며, 친사회성 및 반사회성 각각에 대한 명상별 효과크기를 종합하였다. 조절변인으로는 출판 여부, 통제집단 유형, 준임상군 여부, 연령, 집단 성비, 총 개입시간(분), 총 개입회기(회), 총 개입기간(주)을 설정하였다. 메타분석 결과, 마음챙김명상은 반사회성 개선에 큰 효과크기를 보였지만, $g = 0.876$, 친사회성에 대해서는 유의한 효과크기를 보이지 않았다, $g = 0.407$. 반면, 자비명상은 친사회성 증진에 중간 정도의 효과크기를 보였지만, $g = 0.699$, 반사회성에 대해서는 유의한 효과크기를 보이지 않았다, $g = 0.163$. 본 연구에서는 친사회성 및 반사회성에 대한 명상 유형별 차별적 효과에 대해 논의하였다. 조절효과분석 결과, 모든 경우에서 의미 있는 조절변인을 찾을 수 없었다. 추가적으로 친사회성의 하위범주(예: 공감, 연결성, 용서, 자비심) 각각에 대한 명상 유형별 효과크기를 탐색적으로 종합하였다. 그 결과 자비명상은 친사회성의 모든 하위범주 개선에 중간 정도의 효과크기를 보였지만, $g_s = 0.534 \sim 0.795$, 마음챙김명상은 자비심 개선에만 작은 효과크기를 보였다 $g_s = -0.026 \sim 0.473$. 반사회성에 대한 마음챙김명상 연구는 출판 편향 위험이 높은 것으로 나타났지만, 나머지 경우에는 출판 편향 위험이 높지 않은 것으로 나타났다. 논의에서는 연구 결과를 해석하고 시사점 및 한계점을 다루었다.

주요어 : 마음챙김명상, 자비명상, 친사회성, 반사회성, 체계적 리뷰, 메타분석

* 교신저자: 박회영, 경희대학교 한의학과 학술연구교수, (05269) 서울특별시 강동구 동남로75길 29 세종빌딩 706호, E-mail: jadegreen8@naver.com



Copyright © 2023, The Korean Psychological Association. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial Licenses(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

친사회성(prosociality)은 친절이나 관용, 협력, 공감 등 자신이 아닌 다른 사람들이나 사회 전체를 위해 의도된 행동이나 행위를 의미한다(Eisenberg & Mussen, 1989). 이러한 친사회적 행동에는 다양한 동기적 상태가 수반되며, 대표적으로 보상이나 답례를 바라지 않고 타인의 행복을 증진시키려는 이타적 동기가 있다. 이러한 동기는 공감적 관심과 같은 정서 상태에 기반하는 것으로 여겨진다(Batson & Powell, 2003). 반사회성(antisociality)은 타인의 권리와 감정을 무시하고 사회적 규범과 규칙을 위반하는 행동 패턴을 말하며, 공격적인 행동, 충동성뿐만 아니라 적대감, 공감과 후회의 결여 등을 포함한다(APA, 2013). 이처럼 친사회성과 반사회성은 사회적 맥락에서 개인의 행동, 태도, 동기 및 정서를 아우르는 것으로 해석할 수 있다.

친사회성과 반사회성 모두 개인의 적응 및 사회질서의 유지에 있어 중요한 기능을 한다. 친사회성은 사회적 조화와 통합의 핵심요소일 뿐만 아니라(Penner et al., 2005), 개인의 대인관계 능력을 향상시키고(Impett et al., 2005), 타인으로부터 사회적 지지를 얻는 데 유용할 수 있다(Crocker & Canevello, 2008; S. H. Park, 2015). 반면 반사회성은 타인을 향한 폭력, 사회적 규칙의 미준수, 공감 능력의 부족, 자기중심적이고 착취적인 대인관계와 관련되며(APA, 2013), 범죄행위와도 밀접한 관련성을 지니기 때문에(Fazel et al., 2002) 주변인과 사회 전체에 심각한 부정적 영향을 미칠 수 있다.

마음챙김명상은 초기불교 전통에 기반한 대표적인 수련 방법으로 현재 순간의 경험에 비판단적으로 주의를 기울이는 훈련이다(Tang et al., 2015). 마음챙김명상은 의학, 심리학 등 여

러 영역에서 개인의 건강 증진을 위한 방법으로 활용되고 있다. 초기에 마음챙김명상은 만성통증 환자의 스트레스 감소 및 통증 조절을 위한 표준화된 프로그램(예: Mindfulness-Based Stress Reduction; MBSR)으로 개발되어 임상 장면에서 활용되었다(Kabat-Zinn, 1990). 이후로는 우울장애 환자의 재발 방지(예: Mindfulness-Based Cognitive Therapy; MBCT) 또는 물질사용장애 환자의 중독 재발 방지(예: Mindfulness-Based Relapse Prevention; MBRP)를 위한 목적으로 다양한 프로그램이 개발되어 임상 장면에서 활용되고 있다(Bowen et al., 2009; Teasdale et al. 2000).

자비명상 또한 마음챙김명상과 마찬가지로 불교에서 유래된 수련법으로, 불교적 전통에서는 악덕(분노, 원한 등)에서 스스로를 보호하고 공덕을 쌓으며, 타인에 대한 이타심을 배양하고, 궁극적으로 모든 존재와의 연결성을 깨닫기 위한 훈련이다(Cho, 2014; Misan, 2015). 최근에 자비명상은 상담 및 심리치료 장면에서 적극적으로 활용되고 있다. 대표적으로 해외에서 개발된 자비명상 기반 표준화된 프로그램으로는 Gilbert(2009)의 자비중심치료(Compassion Focused Therapy; CFT)와 Jazaieri 등(2013)의 자비 계발 수행(Compassion Cultivation Training; CCT), Neff와 Germer(2013)의 마음챙김 자기자비 프로그램(Mindful Self-Compassion; MSC)을 예로 들 수 있다.

마음챙김명상과 자비명상은 수련목적과 방법에서 차이점이 있다(Gim et al., 2014). 수련 목적에서, 마음챙김명상은 탈중심화 및 거리두기를 통해 자기조절 또는 현실에 부합하는 관점의 변화를 지향한다. 반면 자비명상은 자신이나 다른 존재에 대한 긍정적이고 친사회적인 정서, 태도, 행동을 계발하는 것을 강조

한다. 수련방법에서, 마음챙김명상은 감각, 감정, 생각 등 몸과 마음의 실제적인 경험에 대한 비판단적이고 수용적인 알아차림을 강조한다. 반면 자비명상은 집중명상의 한 유형으로서 자신과 다른 존재들을 향한 자비로운 기원 또는 자비 심상화와 같은 집중 기법을 중요한 방법으로 사용한다. 이처럼 마음챙김명상과 자비명상은 목적과 방법에서 분명한 차이를 보이는 수련법이라고 할 수 있다.

다수의 선행연구는 이러한 마음챙김명상과 자비명상이 모두 친사회성을 높이고 반사회성을 개선할 수 있음을 제안하고 있다. 실제로 선행연구들은 마음챙김명상이 공감, 사회적 연결감, 도움행동과 같은 친사회성을 증진시키고(예: Aspy & Proeve, 2017; Condon et al., 2013; Shapiro et al., 1998) 공격성, 분노, 양갈음, 편향과 같은 반사회성을 감소시킨다는 것을 보여주었다(예: Berry et al., 2023; Braun et al., 2020; DeSteno et al., 2018; Karremans et al., 2020; Kim & Jeon, 2014; Lueke & Gibson, 2015; Robins et al., 2012). 이와 유사하게 선행연구들은 자비명상 또한 공감, 사회적 연결감, 도움행동 등 친사회성을 증진시킬 수 있으며(예: Ashar et al., 2016; Chen et al., 2021; Hutcherson et al., 2008; Leiberg et al., 2011; Park, 2023), 분노, 공격성과 같은 반사회성을 개선시킨다는 것을 보여주었다(예: Grodin et al., 2019; Kang et al., 2014; Morley et al., 2016; Park & Gim, 2015).

한편 몇몇 선행연구들은 친사회성 또는 반사회성에 대한 마음챙김명상 및 자비명상의 효과에 대해 상반된 관점을 제안하기도 한다(Schindler & Frieze, 2022; Zhou et al., 2022). 구체적으로, Schindler와 Frieze(2022)에 따르면 마음챙김명상이 친사회성을 증가시킨다는 확정

적인 결론을 내리기는 어렵다. 마음챙김명상이 친사회적 행동을 높이는 기제는 집행조절 능력의 증가 및 자기중심성 감소에 따른 공감의 증가, 두 가지로 요약된다. 하지만 집행조절 능력이 친사회적 행동을 높이는 과정에 대한 명확한 설명이 부재하며, 마음챙김명상이 실제로 자기중심성을 감소시키는지에 대한 결과도 비일관적인 것으로 나타났다(Schindler & Frieze, 2022). 게다가 마음챙김이 관찰자적인 상태라는 점을 고려한다면, 마음챙김명상이 친사회성을 증가시킨다고 보기는 더더욱 어렵다(Schindler & Frieze, 2022). 또 다른 예로, 자비명상이 반사회성을 개선시키는 효과는 친사회성에 대한 효과만큼 명확하지 않을 수 있다. 자비명상은 수련 과정 중에 특정 대상을 향한 자비로운 기원을 보내는 경우가 많으며, 이는 직접적으로 친사회성과 관련이 있다(Zhou et al., 2022). 반면, 반사회성에 대한 자비명상의 효과는 긍정정서를 통해 부정정서를 억압하는 것과 같이 간접적인 방식으로 작용하기 때문에 반사회성에 대해서는 유의한 효과가 나타나지 않을 수 있다(Zhou et al., 2022).

종합하면, 마음챙김명상과 자비명상이 친사회성 및 반사회성에 미치는 효과성에 대한 결론은 여전히 잠정적인 상태이며, 더 많은 실증연구 및 이러한 실증연구 결과들에 대한 체계적인 종합이 필요하다. 그럼에도 불구하고 친사회성 및 반사회성 각각에 대한 두 명상의 효과를 종합적으로 살펴본 연구는 거의 존재하지 않는다. Berry 등(2020)은 마음챙김명상이 친사회성 및 반사회성에 미치는 효과를 메타분석하였다. Bibeau 등(2016)은 자비명상이 친사회성에 미치는 효과를 고찰하였다. Donald 등(2019)은 마음챙김명상과 자비명상 각각이 친사회성에 미치는 효과를 메타분석하였다.

이처럼 선행연구들은 마음챙김명상 또는 자비명상이 친사회성 또는 반사회성에 미치는 효과를 각각 따로 고찰 및 메타분석한 경우가 대다수였으며, 마음챙김명상과 자비명상이 친사회성 및 반사회성에 미치는 효과를 종합적으로 고려한 경우는 많지 않았다. 상이한 특징을 지닌 마음챙김명상과 자비명상이 친사회성과 반사회성에서 어떤 양상으로 효과를 보이는지 종합적으로 살펴본다면, 두 명상의 공통점 또는 차이점을 심도 있게 파악하는 데에 도움이 될 수 있을 것이다. 나아가 사회적 영역에 대한 마음챙김명상과 자비명상의 공통적 또는 차별적 효과를 이해하는 것은 실제 적용 현장에서 목적에 부합하는 프로그램을 구성하기 위한 근거가 될 수 있을 것이다.

이에 본 연구는 친사회성 및 반사회성에 대한 마음챙김명상 및 자비명상 프로그램의 효과를 양적 연구종합인 메타분석(meta-analysis)을 통해 살펴보고자 하였다. 본 연구의 첫 번째 목적은 국내에서 수행된 마음챙김명상 프로그램과 자비명상 프로그램이 친사회성과 반사회성에 미치는 전반적인 효과를 계량화하고 체계적으로 분석하는 것이다. 본 연구에서 마음챙김명상은 현재 순간의 내적 경험을 있는 그대로 알아차리는 훈련으로 정의되었다. 이에 따라 점이나 심상과 같은 개념적인 것이 아닌 호흡, 감각과 같은 실제적인 경험을 관찰 대상으로 삼는 훈련이 마음챙김명상에 포함되었다. 한편, 자비명상은 자비심을 일으키기 위해 심상화 또는 기원의 문구를 읊는 등 다양한 기법을 활용한 훈련으로 정의되었다. 나와 타인의 평등성을 숙고하는 명상도 자비심을 기르기 위한 목적으로 판단하여 자비명상으로 분류하였다. 마음챙김-자기자비 프로그램의 경우, 자신의 내적 경험을 따뜻하고 친절한 태

도로 수용하도록 지시하는 경우가 있다(예: 애정어린 호흡). 비판단적 태도와 수용적 태도는 개념적으로 구분될지라도 경험적으로는 유사하다고 판단하여, 해당 경우는 마음챙김명상으로 분류되었다. 본 연구에서 친사회성은 타인의 이득을 증진시키는 것과 관련된 정서, 태도 및 행동으로 정의되었다. 이때, 가족, 친척, 가까운 친구 등 가까운 타인을 대상으로 하는 친사회성은 배제되었다. 나아가 사회적 지지나 긍정적 대인관계 등 사회성 지표는 친사회성보다는 친사회성의 결과 또는 개인적 수준의 안녕감 지표에 가깝다고 판단하여 배제하였다. 한편, 반사회성은 타인의 이득을 해치는 것과 관련된 정서, 태도 및 행동으로 정의되었다. 친사회성과 마찬가지로, 가족, 친척, 가까운 친구 등 가까운 타인을 대상으로 하는 반사회성은 배제되었다. 대인관계 문제와 같은 사회성 지표는 반사회성보다는 반사회성의 결과 또는 개인적 수준의 안녕감 지표에 가깝다고 판단하여 배제하였다.

두 번째 연구 목적은 친사회성과 반사회성에 대한 두 명상의 연구별 효과크기가 동질한지, 만약 이질적이라면 어떤 연구 특성에 따라 개별연구의 효과크기가 달라지는지 조절변인을 규명하는 것이다. 본 연구에서 확인하고자 하는 조절변인은 다음과 같다. ① 출판 여부: 효과크기가 상대적으로 큰 연구들이 학술지로 출간되었을 수 있다(Hong, 2013). ② 통제집단의 유형: 통제집단으로 무처치 통제 혹은 대기자 통제집단을 활용했는지(이하 수동적 통제집단), 혹은 다른 개입을 활용했는지(이하 적극적 통제집단)에 따라 효과크기가 달라지는지 확인한다. ③ 준임상군 여부: 프로그램 참가자가 일반인이었는지, 특정 기준에 부합하여 선별된 준임상군인지에 따라 프로그램

효과크기가 달라지는지 탐색적으로 확인한다. ④ 프로그램 참가자들의 평균 연령 및 ⑤ 집단 성비: 프로그램 참가자의 기본적인 특징에 따른 프로그램 효과크기 차이를 탐색적으로 확인한다. ⑥ 총 개입시간(분), ⑦ 총 개입회기(회), ⑧ 총 개입기간(주): 반응-용량관계를 확인한다. 마음챙김명상 프로그램의 경우, ⑨-1 자비명상 포함 여부: 자비명상을 프로그램에 포함했는지에 따라 친사회성 및 반사회성에 대한 효과가 달라지는지 탐색적으로 확인한다. 자비명상 프로그램의 경우, ⑨-2 자비의 대상: 타인에 대한 친절함과 연민에 초점을 맞춘 타인자비 중심 프로그램이 자기에 대한 친절함과 연민을 강조하는 자기자비 중심 프로그램보다 친사회성 및 반사회성을 더 향상시키는 지 탐색적으로 확인한다.

이러한 연구목적에 따라, 본 연구에서 다루고자 하는 주요 연구문제는 다음과 같다.

1-1. 마음챙김명상 프로그램은 친사회성 증진 및 반사회성 개선에 효과적인가? 전반적인 효과크기는 어느 정도인가?

1-2. 마음챙김명상 프로그램 연구들의 효과크기는 이질적인가? 만약 이질적이라면 어떤 연구 특성에 따라 효과크기에서 차이가 나타나는가?

2-1. 자비명상 프로그램은 친사회성 증진 및 반사회성 개선에 효과적인가? 전반적인 효과크기는 어느 정도인가?

2-2. 자비명상 프로그램 연구들의 효과크기는 이질적인가? 만약 이질적이라면 어떤 연구 특성에 따라 효과크기에서 차이가 나타나는가?

방 법

연구 수집 및 선정 과정

학술정보검색사이트 Research Information Sharing Service(RISS), Koreanstudies Information Service System(KISS)를 이용하여 검색 당일인 2022년 10월 3일까지의 국내 학술지 논문 및 학위논문을 검색하였다. RISS에서는 ‘(자비|자애|사무량심|연민|마음챙김|위빠사나|위빠사나|통찰) (명상|프로그램|훈련|개입|치료) (공감|연결|이타|친사회|대인관계|사랑|용서| 분노|적개|편견|편향|공격성)’과 같은 검색식을 사용하였고, 논문의 제목 또는 초록을 대상으로 검색하였다. KISS에서는 ‘자비’, ‘자애’, ‘사무량심’, ‘연민’, ‘마음챙김’, ‘위빠사나’, ‘위빠사나’, ‘통찰’과 ‘명상’, ‘프로그램’, ‘훈련’, ‘개입’, ‘치료’라는 키워드를 각각 조합해서 검색하였으며, 논문의 제목을 대상으로 검색하였다.

표 1은 연구 대상자(Participants), 개입(Intervention), 비교 집단(Comparisons), 연구 결과(Outcomes), 연구 설계(Study design)를 의미하는 PICOS에 따라 포함 및 배제 기준을 정리한 것이다. 이 외에도 효과크기를 분석하기 위한 자료가 불충분한 경우(예: 통제집단의 측정치가 누락됨) 분석에 포함시키지 않았다.

각 연구에서 수행된 개입이 마음챙김명상 프로그램인지 자비명상 프로그램인지를 판별하기 위해 마음챙김명상과 자비명상 각각이 프로그램 내에 포함된 비중을 고려하였다. 마음챙김명상 프로그램은 개입 내에 포함된 명상 중에서 마음챙김명상의 비중이 2/3 이상인 경우이며, 자비명상 프로그램은 개입 내에 포함된 명상 중에서 자비명상의 비중이 1/3 이상인 경우이다. 자비명상 프로그램을 판별하기 위한 자비명상의 비중이 마음챙김명상에

표 1. 메타분석 연구의 선정기준

구분	포함 기준	배제 기준
연구 대상자 (Participants)	<ul style="list-style-type: none"> 건강한 성인을 대상으로 한 연구 임상적으로 심각한 증상이 아니라 경향성을 보이는 대상에게 진행한 연구 	<ul style="list-style-type: none"> 임상적으로 진단된 표본을 대상으로 한 연구
개입 (Intervention)	<ul style="list-style-type: none"> 마음챙김명상 프로그램 (프로그램의 주요 구성요소가 명상이며, 명상 중에서 마음챙김명상의 배분이 2/3 이상이어야 함) 자비명상 프로그램 (프로그램의 주요 구성요소가 명상이며, 명상 중에서 자비명상의 배분이 1/3 이상이어야 함) 	<ul style="list-style-type: none"> 총 1시간 미만 개입 및 가정수련만 진행한 경우 명상 외 다른 심리치료기법이 핵심으로 포함된 경우 (예: CBT, 예술치료 등)
비교 집단 (Comparisons)	<ul style="list-style-type: none"> 수동적 통제집단 (대기통제·무처치 집단) 적극적 통제집단 	<ul style="list-style-type: none"> 통제집단이 없는 연구
연구 결과 (Outcomes)	<ul style="list-style-type: none"> 친사회성 (공감, 연결성, 자비심, 용서 등) 반사회성 (분노, 적대감, 공격성 등) 	<ul style="list-style-type: none"> 가까운 타인(예: 가족, 친척, 친한 친구 등)에 대한 친사회성 또는 반사회성 개인적 웰빙과 관련된 사회적 자원이나 네트워크 (예: 사회적지지, 긍정적 대인관계, 대인관계 문제 등)
연구 설계 (Study design)	<ul style="list-style-type: none"> 실험 및 유사실험조사설계(randomized and quasi-experimental designs) 	<ul style="list-style-type: none"> 질적연구 및 리뷰연구

비해 다소 낮게 설정된 것은 자비명상 프로그램 내의 구성요소로 자비명상만 단일하게 사용하는 경우가 드물기 때문이다. 일반적으로, 자비명상은 집중명상과 마음챙김명상과 함께 구성된다(예: Cho et al., 2014; Jazaieri et al., 2013; Neff & Germer, 2013). 집중명상은 수련 초기 부족한 주의 집중력 배양에 도움이 되며 (Germer et al., 2012; Hölzel et al., 2011), 마음챙김명상은 자기와 타인에 대한 자비명상을 수행할 때 올라올 수 있는 감정에 대한 평정심 또는 다양한 대상에 대한 평등심을 기를 수 있는 토대가 된다(Yoon & Gim, 2020). 이렇듯 집중명상과 마음챙김명상의 비중을 고려하

여 본 연구에서는 자비명상 프로그램 내 자비명상의 비율을 상대적으로 낮게 상정하였다. 이때, 선정된 연구에서 전체 명상 시간 대비 마음챙김명상 및 자비명상 시간을 구체적으로 산출할 수 있는 경우에는 시간 배분을 기준으로 각 명상의 비중을 판단하였으며, 그렇지 않은 경우에는 회기 별로 구성된 전체 명상 개수 대비 마음챙김명상 및 자비명상 개수에 따라 각 명상의 비중을 판단하였다.

연구의 검색은 1저자와 2저자가 나누어 진행하였고 중복 제거 후 남은 문헌으로 1차 선정 및 2차 선정을 수행하였다. 1차 선정에서는 제목과 초록을 바탕으로 PICOS에 적합한

문헌을 선정하였다. 2차 선정에서는 본문을 바탕으로 PICOS에 적합한 문헌을 선정하였다. 전반적인 연구 선정 과정은 두 연구자가 독립적으로 진행하였으며, 불일치한 부분에 대해서는 논의를 통해 일치시켰다. 해당 연구자들은 명상 및 심리학 분야의 박사이자 (사)한국명상학회의 명상지도전문가 T(2)급 자격 및 다년의 명상 수련과 2 ~ 3년 정도의 명상지도 경력을 지녔다.

분석 대상 연구의 질 평가

연구에서 비뚤림(bias)이란 연구결과를 왜곡하는 문헌고찰 또는 일차연구의 설계, 수행, 또는 분석의 체계적인 결함 또는 제한점을 의미한다(S. Y. Kim, et al., 2021). 비뚤림 위험 평가란 분석에 포함된 연구들이 이러한 비뚤림에 있어 취약한 정도, 다시 말해 연구들의 결과가 얼마나 신뢰롭고 타당한지를 평가하는 것이다. 본 연구에서는 비뚤림 위험 평가를 위해 무작위배정연구 질평가 도구(Cochrane Risk of Bias; RoB)와 비무작위연구 질평가 도구(Risk of Bias Assessment tool for Non-randomized Studies; RoBANS)를 사용하였다. RoB는 무작위 대조군 연구(Randomized Controlled Trials; RCT)의 질을 평가하기 위해 사용되었다. RoB는 (1) 무작위 배정순서 생성, (2) 배정순서 은폐, (3) 연구참여자 및 연구자에 대한 눈가림, (4) 결과 평가에 대한 눈가림, (5) 불충분한 결과자료, (6) 선택적 보고, (7) 그 외 비뚤림, 일곱 가지 항목에 대해 각각 비뚤림 위험이 ‘낮음’, ‘높음’, ‘불확실’ 중 하나를 선택함으로써 연구의 질을 평가한다. 본 연구에서는 (7) 그 외 비뚤림 항목을 고려하지 않았다. RoBANS는 비-무작위대조군 연구(Non-Randomized Controlled

Trials; nRCT)의 질을 평가하기 위해 사용되었다. RoBANS는 (1) 대상군 비교가능성, (2) 대상군 선정, (3) 교란변수, (4) 노출 측정, (5) 평가자의 눈가림, (6) 결과 평가, (7) 불완전한 결과자료, (8) 선택적 결과 보고, 여덟 가지 항목에 대해 각각 비뚤림 위험이 ‘낮음’, ‘높음’, ‘불확실’ 중 하나를 선택함으로써 연구의 질을 평가한다.

객관성 및 신뢰성을 담보하기 위해 두 명의 연구자가 독립적으로 개별 연구들의 질을 평가하였으며, 불일치 항목에 대해서는 논의를 통해 일치시키는 과정을 거쳤다.

자료 코딩

위에서 선별한 논문을 대상으로, 저자, 출판연도, 종속변인, 척도, 개입(마음챙김명상/자비명상), 집단별 사전·사후 평균 및 표준편차, 집단별 표본 수 등을 코딩하였다. 종속변인은 본 연구의 가설에 따라 ‘종속변인-대범주(친사회성/반사회성)’로 재코딩되었다. 동일한 표본에서 동일한 구성개념에 대해 측정한 결과는 하나의 효과크기로 통합하였다(예: Park(2022)의 연구에서 ‘정서적 공감’과 ‘자비심’, ‘이타심’, ‘이타행동’, ‘암묵적 이타성’은 모두 친사회성으로 통합하여 코딩; Kim과 Chang(2007)의 연구에서 ‘신체적공격성’과 ‘언어적공격성’, ‘분노’, ‘적대감’은 모두 반사회성으로 통합하여 코딩). 조절변인으로 출판 여부(학술지/학위논문), 통제집단 유형(수동적/적극적), 준임상군 여부(일반인/준임상군), 연령, 집단 성비, 총 개입시간(분), 총 개입회기(회), 총 개입기간(주)을 코딩하였다. 마음챙김명상 프로그램 연구는 자비명상 포함 여부(포함/미포함)를, 자비명상 프로그램 연구는 자비의 대상(자기자비/타인자

비/자기&타인)을 추가 조절변인으로 코딩하였다. 자비의 대상을 코딩할 때는 다음의 기준에 따랐다. 전체 자비명상 중 자기자비명상의 비중이 2/3을 초과했을 경우는 자기자비로, 자기자비명상의 비중이 1/3 이하일 경우는 타인자비로, 자기자비명상의 비중이 1/3 초과 2/3 이하일 경우는 자기&타인으로 코딩하였다. 자기자비명상의 비중은 전체 자비명상 중 자기자비명상이 차지하는 시간 또는 횟수에 따라 계산되었다.

자료 코딩은 1저자와 2저자가 독립적으로 실시하였으며, 자료 코딩이 불일치하는 경우에는 재확인 작업을 거쳐 오류를 수정하거나 1저자와 2저자 간의 토의를 통해 일치시켰다.

분석방법

Comprehensive Meta-Analysis 3.0(CMA, Borenstein et al., 2013)에 있는 여러 효과크기 계산법을 사용하여 개별 연구의 효과크기를 계산하였다. 효과크기는 표본수가 작을 때 나타날 수 있는 편파를 교정해주는 Hedges' g 를 사용하였다(Hedges & Olkin, 1985). Hedges's g 가 0.20 이상 0.50 미만일 경우에는 작은 효과크기로, 0.50 이상 0.80 미만일 경우에는 중간 정도 효과크기로, 0.80 이상일 경우에는 큰 효과크기로 해석된다(Cohen, 1988).

본 메타분석은 포함된 개별 연구들이 서로 다른 특성을 갖는다고 보고 연구 간 이질성을 가정하였다. 따라서 고정효과모형이 아닌 무선효과모형을 사용하여 요약 효과크기를 추정하였다. 단, 표본수가 매우 작을 경우 연구 간 변량 추정의 정확도가 떨어지므로 무선효과모형 사용에 어려움이 있을 수 있다(Borenstein et al., 2009). 따라서 효과크기가 10개 미만인

종속변인의 경우에는 고정효과모형을 사용하였다.

메타분석을 수행할 때 필요한 최소 연구수를 계산하기 위해 검증력 분석을 수행하였다(Borenstein et al., 2009). 포함된 연구들의 집단별 평균 표본수는 약 20명이었으며, 중간 정도 효과크기($d = 0.50$)를 가정했을 때, 고정효과모형에서 연구 3편의 효과크기 합성은 양측 검증으로 .78의 검증력을, 4편의 효과크기 합성은 양측검증으로 .88의 검증력을 지니는 것으로 나타났다. 일반적으로 .80의 검증력을 권장하기 때문에(Chase & Tucker, 1976), 연구가 최소 4편이 있었을 때 효과크기 합성을 수행했다.

연구의 이질성은 Q 값과 I^2 를 사용하여 확인하였다. Q 값은 효과크기의 총 분산 중 오차분산의 비율을 반영하는 통계치로, χ^2 검증을 통해 이질성의 유의성을 판별한다. I^2 값은 효과크기의 총 분산 중 실제 효과크기 분산의 비율이며, 0% 이상 20% 미만일 때 동질한 것으로, 20% 이상 50% 미만일 때 낮은 이질성, 50% 이상 75% 미만일 때 중간 정도의 이질성, 75% 이상일 때 높은 이질성을 지닌 것으로 여겨진다(Huedo-Medina et al., 2006).

연구 간 이질성이 나타날 경우 이질성을 유발하는 조절변인을 파악하기 위해 하위집단 분석(subgroup analysis)과 메타회귀분석(meta-regression analysis)을 수행하였다. 변인 당 연구수가 10편 이상일 경우에 분석을 수행하였으며(Hwang, 2014), 조절변인이 범주형일 때는 하위집단분석을, 연속형일 경우에는 메타회귀분석을 수행하였다.

마지막으로, 선정된 연구의 프로그램이 높은 효과크기를 지녔기 때문에 학술지로 출판되었는지 등을 확인하기 위해 출판 편향

(publication bias)을 검증하였다. Hong(2013)에 따르면, 연구의 출판 가능성은 연구의 표본 수에 따라 차이가 나타날 수 있다. 일반적으로 대형 표본일 경우에는 통계적 유의성과 관계없이 출판되는 반면, 표본 수가 적은 경우에는 통계적으로 유의한 연구만 출판되고, 유의하지 않은 연구는 결측될 가능성이 있다. 본 연구에서는 출판 편향을 확인하기 위해 깔때기 그림(Funnel plot)과 Trim & Fill 방법, Egger의 절편검증을 사용하였다.

결 과

연구 선정 결과

총 38편의 연구가 분석에 포함되었다. 문헌 검색과 논문 선정 과정의 상세 내용은 PRISMA 가이드라인(Moher et al., 2009)에 따라 그림 1에 기술하였다.

Gim 등(2014), Heo(2019), Park(2022), Yoon과 Gim(2022)의 경우 두 개의 명상 프로그램과 한 개의 통제집단으로 구성된 세 집단 설계로, 각각의 개입과 통제집단을 비교하는 것으로 분할하여 메타분석을 수행하였다. Lee와 Gim(2017)의 경우 마음챙김명상 프로그램과 자비명상 프로그램을 비교하는 두 집단 설계로, 각각의 프로그램이 개입 또는 통제집단으

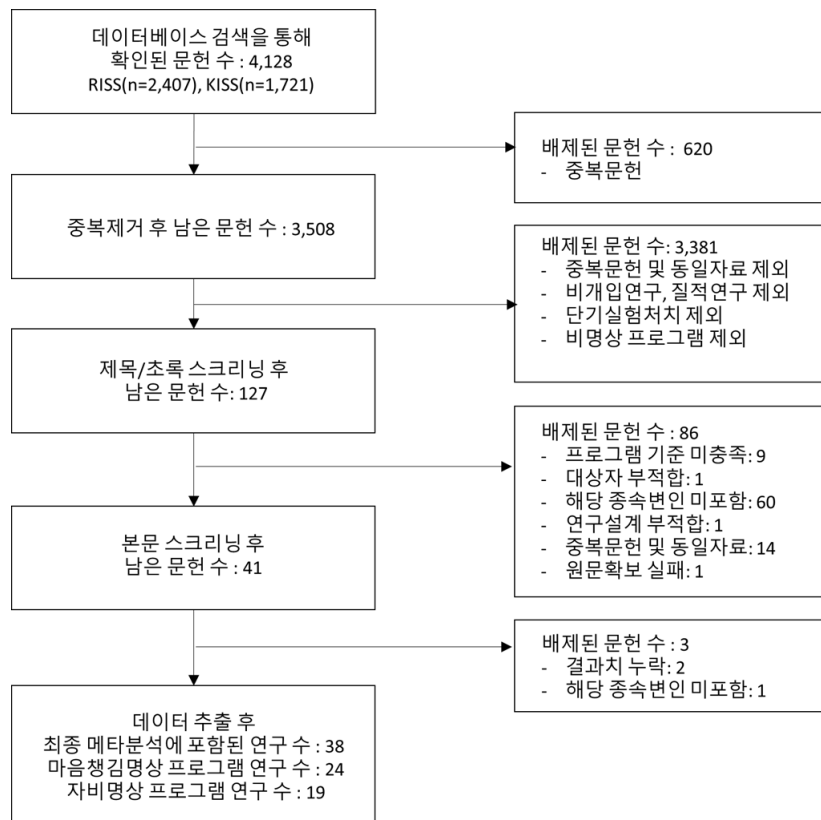


그림 1. PRISMA 가이드라인에 따른 문헌 검색 순서도

표 2. 포함된 연구의 특성

	마음챙김명상 ($k=24$)	자비명상 ($k=19$)
전체 표본 수 (M, SD)	517 (21.54, 13.03)	303 (15.95, 6.42)
출판 여부		
학술지	14	7
학위논문	10	12
통제집단 유형		
수동적 통제	18	17
적극적 통제 ¹⁾	6	2
준임상군 여부		
일반인	23	14
준임상군	1	5
연령 (SD)	28.86 (10.40)	29.46 (11.78)
집단 성비		
여성 단독	7	2
남성 단독	1	0
혼성	14	17
불명	2	0
총 개입시간 (분; SD)	726.09 (301.93)	763.06 (295.14)
총 개입회기 (회; SD)	8.73 (3.67)	7.56 (1.25)
총 개입기간 (주; SD)	7.60 (1.73)	6.94 (2.04)
탈락률 (%; SD)	17.25 (13.31)	12.93 (12.82)
자비명상 포함 여부		
포함	12	-
미포함	11	-
불명	1	-
자비의 대상		
자기자비	-	3
타인자비	-	7
자기&타인	-	7
불명	-	2

¹⁾ 적극적 통제집단의 유형: 마음챙김 수용전념 프로그램 2건, 마음챙김명상, 자비명상, 법회 프로그램, 토론, 상담기술 교육, 인성교육 각 1건

로 번갈아 비교되는 경우를 고려하여 메타분석을 수행하였다. 이에 따라, 본 메타분석에 포함된 마음챙김명상 프로그램 연구는 총 24 건이었으며, 자비명상 프로그램 연구는 총 19 건이었다. 포함된 연구의 특성은 표 2에 요약되었으며, 개별 연구의 특성은 부록에 자세히 기술하였다.

분석 대상 연구의 질 평가 결과

마음챙김명상 연구 4편의 RCT 연구의 질을 평가하였으며, 그 결과를 그림 2에 제시하였다. (1) 무작위 배정순서 생성과 (2) 배정순서 은폐에서 모든 연구는 구체적인 절차를 보고하지 않았다. (3) 연구참여자 및 연구자에 대한 눈가림에서 모든 연구는 비뚤림 위험이 높았다. 이는 프로그램 연구의 특성상 연구자의 맹검 설계가 불가능하기 때문으로 여겨진다. (4) 결과 평가에 대한 눈가림에서 적극적 통제 집단과 비교된 1편의 연구를 제외하고, 대부분의 연구는 비뚤림 위험이 높았다. 적극적 통제집단과 비교되는 경우 위약효과가 실험군 및 대조군에서 동일하게 나타날 것으로 예상되므로 맹검 실패가 자기보고식 설문 응답에 미칠 영향은 높지 않을 것으로 판단하였다. (5) 불충분한 결과자료에서 2편의 연구는 비뚤

림 위험이 높았으며, 나머지 2편의 연구는 결측치 및 탈락 사유를 명확하게 보고하지 않았다. (6) 선택적 보고에서 모든 연구는 비뚤림 위험이 낮았다.

자비명상 연구 3편의 RCT 연구의 질을 평가하였으며, 그 결과를 그림 3에 제시하였다. (1) 무작위 배정순서 생성과 (2) 배정순서 은폐에서 모든 연구는 구체적인 절차를 보고하지 않았다. (3) 연구참여자 및 연구자에 대한 눈가림에서 모든 연구는 비뚤림 위험이 높았다. (4) 결과 평가에 대한 눈가림에서 2편의 연구는 비뚤림 위험이 낮았으며, 1편의 연구는 비뚤림 위험이 높았다. (5) 불충분한 결과자료에서 1편의 연구는 비뚤림 위험이 높았으며, 2편의 연구는 결측치 및 탈락 사유를 명확하게 보고하지 않았다. (6) 선택적 보고에서 모든 연구는 비뚤림 위험이 낮았다.

마음챙김명상 연구 20편의 nRCT 연구의 질을 평가하였으며, 그 결과를 그림 4에 제시하였다. (1) 대상군 비교가능성과 (6) 결과 평가, (8) 선택적 결과 보고에서 대부분의 연구들은 비뚤림 위험이 낮았다. 반면, (2) 대상군 선정과 (3) 교란변수, (4) 노출 측정, (5) 평가자의 눈가림에서 대부분의 연구들은 비뚤림 위험이 높았다. (7) 불완전한 결과 자료에서는 3편의 연구만이 비뚤림 위험이 낮았으며, 대부분의

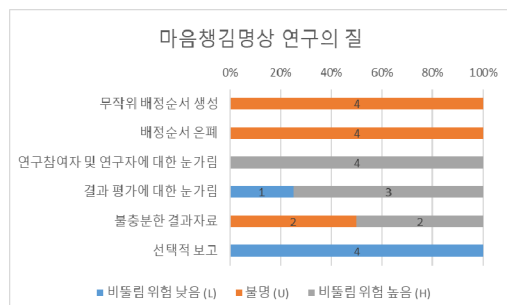


그림 2. 마음챙김명상 연구의 RoB 평가

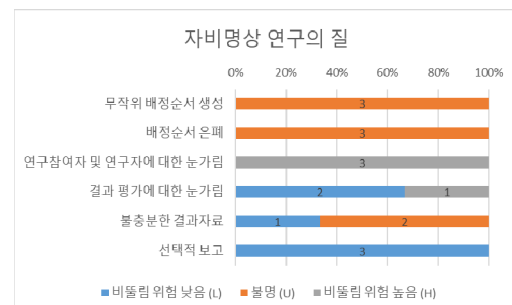


그림 3. 자비명상 연구의 RoB 평가

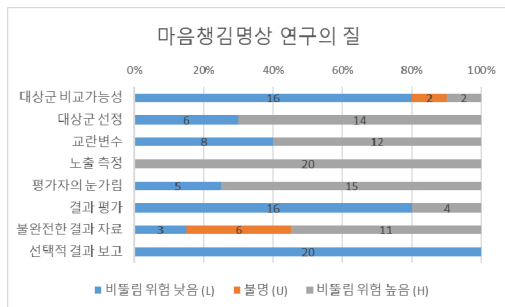


그림 4. 마음챙김명상 연구의 RoBANS 평가

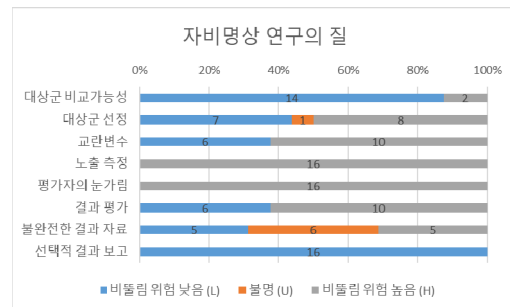


그림 5. 자비명상 연구의 RoBANS 평가

연구들은 비뚤림 위험이 높거나 결측치 및 탈락 사유를 명확하게 보고하지 않았다.

자비명상 연구 16편의 nRCT 연구의 질을 평가하였으며, 그 결과를 그림 5에 제시하였다. (1) 대상군 비교가능성과 (8) 선택적 결과 보고에서 대부분의 연구들은 비뚤림 위험이 낮았다. 반면, (3) 교란변수와 (4) 노출 측정, (5) 평가자의 눈가림, (6) 결과 평가에서 대부분의 연구들은 비뚤림 위험이 높았다. (2) 대상군 선정에서 7편의 연구는 비뚤림 위험이 낮았지만, 8편의 연구는 비뚤림 위험이 높았다. 나머지 1편의 연구는 대상군 선정 절차가 같은지 확인할 수 없었다. (7) 불완전한 결과 자료에서 5편의 연구만이 비뚤림 위험이 낮았으며, 대부분의 연구들은 비뚤림 위험이 높거나 결측치 및 탈락 사유를 명확하게 보고하지 않았다.

마음챙김명상 프로그램의 효과

친사회성과 반사회성에 대한 마음챙김명상 프로그램의 요약 효과크기 및 이질성을 각각 분석하였고, 그 결과를 표 3에 기술하였다. 마음챙김명상 프로그램은 친사회성에 대해 유의한 효과크기를 보이지 않았지만, $g = 0.407$, $k = 13$, 95% CI [-0.075, 0.888], 반사회성에 대해서는 큰 효과크기를 보였다, $g = 0.876$, $k = 13$, 95% CI [0.539, 1.212].

친사회성과 반사회성에 대한 마음챙김명상 프로그램의 이질성을 분석한 결과, 친사회성과 반사회성 모두에 대해 이질성이 있는 것으로 나타났다, 친사회성: $Q(12) = 88.902$, $p < .001$, $I^2 = 86.502$; 반사회성: $Q(12) = 32.945$, $p < .001$, $I^2 = 63.576$. 이어서 친사회성과 반사회성에서 나타난 마음챙김명상 프로그램의 이질성을 설명하기 위해 하위집단분석과 메타회

표 3. 마음챙김명상 프로그램의 요약 효과크기 및 이질성

변인	k	g	se	신뢰구간		z	Q	I^2
				하한	상한			
친사회성	13	0.407	0.246	-0.075	0.888	1.654	88.902***	86.502
반사회성	13	0.876	0.172	0.539	1.212	5.099***	32.945***	63.576

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

귀분석을 수행하였다.

하위집단분석 결과를 표 4에 제시하였다. 마음챙김명상 프로그램이 친사회성에 미치는 효과는 출판 여부, 통제집단 유형, 집단 성비, 자비명상 포함 여부에 따라 유의하게 달라지지 않았다, 출판 여부: $z = -0.379, p = .704$; 통제집단 유형: $z = -0.232, p = .818$; 집단 성비: $z = 1.889, p = .059$; 자비명상 포함 여부: $z = 0.340, p = .734$. 준임상군 여부의 경우 준임상군 대상 연구의 수가 부족하여 분석을 수행하지 않았다.

마음챙김명상 프로그램이 반사회성에 미치는 효과는 출판 여부, 통제집단 유형, 집단 성비, 자비명상 포함 여부에 따라 유의하게 달라지지 않았다, 출판 여부: $z = 0.378, p = .441$; 통제집단 유형: $z = 1.191, p = .234$; 집단 성비: $z = 1.749, p = .080$; 자비명상 포함 여부: $z = 0.340, p = .734$. 준임상군 여부의 경우 준임상군 대상 연구의 수가 부족하여 분석을 수행하지 않았다.

메타회귀분석 결과를 표 5에 제시하였다. 마음챙김명상 프로그램이 친사회성에 미치는 효과는 연령, 총 개입시간(분), 총 개입회기(회), 총 개입기간(주)의 영향을 받지 않았다, 연령: $b = 0.034, p = .354$; 총 개입시간(분): $b = 0.001, p = .224$; 총 개입회기(회): $b = 0.093, p = .072$; 총 개입기간(주): $b = 0.236, p = .170$.

마음챙김명상 프로그램이 반사회성에 미치는 효과는 총 개입회기(회), 총 개입기간(주)의 영향을 받지 않았다, 총 개입회기(회): $b = -0.205, p = .181$; 총 개입기간(주): $b = -0.068, p = .645$. 한편, 총 개입시간(분)이 많을수록 마음챙김명상 프로그램이 반사회성을 덜 개선시켰다, $b = -0.002, p = .028$. 연령의 경우 연

구의 수가 부족하여 분석을 수행하지 않았다.

마음챙김명상 프로그램의 분석 결과에 편향이 있는지 확인하기 위해 출판 편향 분석을 수행하였다. 그림 6과 7은 친사회성, 반사회성에 대한 마음챙김명상 프로그램의 깔때기 그림 및 Trim & Fill 분석 결과를 나타낸다. 깔때기 그림에서 x축은 효과크기를, y축은 표준오차, 즉 연구의 표본 수를 반영한다고 볼 수 있다. 흰색 원은 본 연구에 포함된 연구를 의미하고 검은색 원은 결측된 것으로 여겨지는 연구를 Trim & Fill 방법을 사용해 새로이 추정된 평균을 중심으로 채워 넣은 것을 의미한다. 친사회성과 반사회성 모두 흰색 원이 다소 오른쪽으로 치우쳐 있는 모습을 보이며 각각 2, 4개의 연구가 채워졌다. 즉, 친사회성과 반사회성에서 출판 편향이 의심된다고 할 수 있다.

Trim & Fill 방법을 사용하여 효과크기를 교정한 결과, 친사회성은 교정 전 효과크기가 0.259였고 교정 후에는 0.082로 줄어들며 작은 효과크기에서 효과가 없는 것으로 나타났다¹⁾. 반사회성은 교정 전 효과크기가 0.719였고 교정 후에는 0.529로 다소 줄었지만 중간 정도의 효과크기를 그대로 유지하였다. 단, 여기서 Trill & Fill 방법은 평균 효과크기를 실제로 수정하려는 목적이 아니라 전체 효과에 대한 결측 데이터의 영향을 분석, 확인하기 위한 것

1) Kepes 등(2012)에 의하면, Trim & Fill 방법은 고정효과모형을 사용하는 것을 추천한다. 무선효과모형은 표본의 분산에서 동질성을 부정확하게 추정하며(Terin et al., 2003), 고정효과모형에 비교하여 부정확한 표본에 너무 많은 가중치를 준다 고(Sutton, 2005) 연구들이 제언하기 때문이다. 때문에, 이상에서 무선효과모형으로 계산했던 효과크기와 여기서 고정효과모형으로 계산한 효과크기가 다소 상이한 값을 보이는 것은 자연스럽다.

표 4. 마음챙김명상 프로그램 연구들의 하위집단별 요약 효과크기 및 하위집단분석 결과

종속	조절	하위범주	<i>k</i>	<i>g</i>	<i>se</i>	<i>z</i>	<i>z</i> 검증	<i>p</i>	<i>Q</i> 검증	<i>df</i>	<i>p</i>
친 사 회 성	출판 여부	학술지	8	0.339	0.122	2.786**	-0.379	.704	-	-	-
		학위논문	5	0.169	0.129	1.309					
	통제집단 유형	수동적 통제	8	0.109	0.114	0.957	-0.232	.818	-	-	-
		적극적 통제	5	0.484	0.140	3.455***					
	준입	일반인	13	0.407	0.246	1.654	소집단별 연구 수가 부족하여 분석을 수행하지 않음				
	상군 여부	준입상군	0	-	-	-					
	집단 성비	여성 단독	2	0.916	0.210	4.354***	1.889	.059	-	-	-
		남성 단독	0	-	-	-					
		혼성	10	0.291	0.278	1.048	0.340	.734	-	-	-
		자비포함 여부	포함	6	0.218	0.124					
		미포함	6	0.457	0.135	3.376***					
반 사 회 성	출판 여부	학술지	8	0.682	0.119	5.754***	-0.768	.441	-	-	-
		학위논문	5	0.808	0.183	4.414***					
	통제집단 유형	수동적 통제	10	1.008	0.206	4.902***	1.191	.234	-	-	-
		적극적 통제	3	0.525	0.189	2.779**					
	준입	일반인	12	0.837	0.176	4.740	소집단별 연구 수가 부족하여 분석을 수행하지 않음				
	상군 여부	준입상군	1	1.454	.498	2.918**					
	집단 성비 ¹⁾	여성 단독	5	0.936	0.188	4.970***	1.749	.080	-	-	-
		남성 단독	1	0.601	0.353	1.702					
		혼성	6	0.532	0.131	4.062***	-0.283	.779	-	-	-
		자비포함 여부	포함	7	0.814	0.144					
		미포함	6	0.633	0.137	4.603***					

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ ※ 하위집단이 2개인 경우 *z*검증을 수행하였고, 3개 이상인 경우 *Q*검증을 수행함※ 하위집단별 연구 수가 10편 미만인 경우 요약 효과크기(*g*) 계산에 고정효과모형을 적용

※ 하위집단별 연구 수가 3편 이하인 경우 통계적 검증력이 낮기 때문에 요약 효과크기의 해석 시 주의가 필요함

¹⁾ *z*검증 값은 남성 단독 결과를 제외한, 여성 단독과 혼성, 두 집단을 비교한 결과임

이므로 해석에 주의할 필요가 있다.

Egger의 절편검증은 깔대기 그림과 함께 오류의 존재 유무를 확인할 수 있는 방법이다. 깔대기 그림의 비대칭을 통계적 분석을 통해 나타낸 방법이라고 볼 수 있다. Egger의 절편

검증 결과 친사회성에서는 출판 편향이 유의하지 않았지만, $p = .129$, 반사회성에서는 출판 편향이 유의하였다, $p < .001$.

표 5. 마음챙김명상 프로그램 연구들의 메타회귀분석 결과

	예측변인	k	추정값(slope)	se	하한값	상한값	z	p
친사회성	연령	10	0.034	0.037	-0.038	0.106	0.93	.354
	총 개입시간(분)	12	0.001	0.001	-0.001	0.002	1.22	.224
	총 개입회기(회)	11	0.093	0.052	-0.008	0.195	1.80	.072
	총 개입기간(주)	10	0.236	0.172	-0.101	0.572	1.37	.170
반사회성	연령	6	연구 수가 부족하여 분석을 수행하지 않음					
	총 개입시간(분)	13	-0.002	0.001	-0.003	-0.000	-2.19	.028
	총 개입회기(회)	13	-0.205	0.153	-0.505	0.095	-1.34	.181
	총 개입기간(주)	12	-0.068	0.148	-0.358	0.222	-0.46	.645

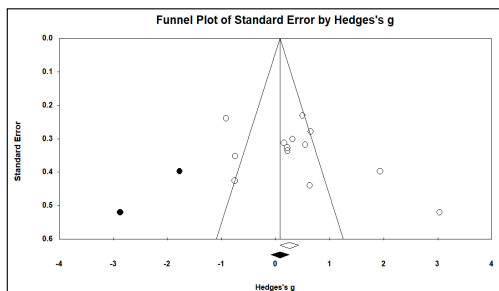


그림 6. 친사회성에 대한 마음챙김명상 연구의 출판 편향

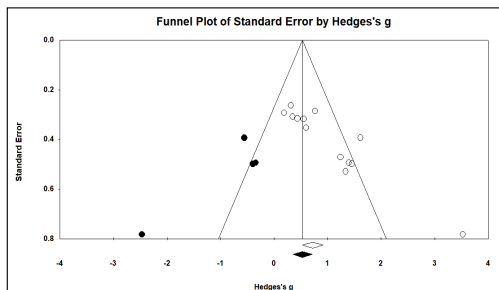


그림 7. 반사회성에 대한 마음챙김명상 연구의 출판 편향

자비명상 프로그램의 효과

친사회성과 반사회성에 대한 자비명상 프로그램의 요약 효과크기 및 이질성을 각각 분석하였고, 그 결과를 표 6에 기술하였다. 자비명상 프로그램은 친사회성에 대해 중간 정도의 효과크기를 보였지만, $g = 0.699$, $k = 17$, 95% CI [0.461, 0.938], 반사회성에 대해서는 유의한 효과크기를 보이지 않았다, $g = 0.163$, $k = 4$, 95% CI [-0.088, 0.413].

친사회성과 반사회성에 대한 자비명상 프로그램의 이질성을 분석한 결과, 친사회성에서만 이질성이 있는 것으로 나타났다, 친사회성: $Q(16) = 38.177$, $p = .001$, $I^2 = 58.090$; 반사회성: $Q(3) = 0.436$, $p = .933$, $I^2 = 0.000$. 이어서 친사회성에서 나타난 자비명상 프로그램의 이질성을 설명하기 위해 하위집단분석과 메타회귀분석을 수행하였다.

하위집단분석 결과를 표 7에 제시하였다. 자비명상 프로그램이 친사회성에 미치는 효과는 출판 여부, 통제집단 유형, 준입상군 여부, 자비대상에 따라 유의하게 달라지지 않았다, 출판 여부: $z = -1.176$, $p = .238$; 통제집단 유

표 6. 자비명상 프로그램의 요약 효과크기 및 이질성

변인	<i>k</i>	<i>g</i>	<i>se</i>	신뢰구간		<i>z</i>	<i>Q</i>	<i>I</i> ²
				하한	상한			
친사회성	17	0.699	0.122	0.518	0.822	5.748***	38.177**	58.090
반사회성	4	0.163	0.128	-0.088	0.413	1.274	0.436	.000

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

※ 변인 당 연구 수가 10편 미만인 경우 고정효과모형을 적용

표 7. 자비명상 프로그램 연구들의 하위집단별 요약 효과크기 및 하위집단분석 결과

종속	조절	하위범주	<i>k</i>	<i>g</i>	<i>se</i>	<i>z</i>	<i>z</i> 검증	<i>p</i>	<i>Q</i> 검증	<i>df</i>	<i>p</i>	
친 사 회 성	출판 여부	학술지 학위논문	6 11	0.508 0.806	0.131 0.152	3.877*** 5.312***	-1.176	.238	-	-	-	
	통제 집단 유형	수동적 통제 적극적 통제	15 2	0.731 0.516	0.134 0.207	5.452*** 2.499*	0.613	.542	-	-	-	
	준임 상군 여부	일반인 준임상군	12 5	0.743 0.655	0.152 0.134	4.878*** 4.894***	0.481	.631	-	-	-	
	집단 성비	여성 단독 남성 단독 혼성	1 0 15	1.518 - 0.677	0.401 - 0.127	3.784*** - 5.318***	소집단별 연구 수가 부족하여 분석을 수행하지 않음					
	자비 대상	자기 타인 자기&타인	3 6 7	1.054 0.718 0.541	0.209 0.122 0.120	5.034*** 5.875*** 4.517***	-	-	1.935	2	.380	

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

※ 하위집단이 2개인 경우 *z*검증을 수행하였고, 3개 이상인 경우 *Q*검증을 수행함

※ 하위집단별 연구 수가 10편 미만인 경우 요약 효과크기(*g*) 계산에 고정효과모형을 적용

※ 하위집단별 연구 수가 3편 이하인 경우 통계적 검증력이 낮기 때문에 요약 효과크기의 해석 시 주의가 필요함

형: $z = 0.613$, $p = .542$; 준임상군 여부: $z = 0.481$, $p = .631$; 자비대상: $Q(2) = 1.935$, $p = .380$. 집단 성비의 경우 여성 단독 연구의 수

가 부족하여 분석을 수행하지 않았다. 메타회귀분석 결과를 표 8에 제시하였다. 자비명상 프로그램이 친사회성에 미치는 효과

표 8. 자비명상 프로그램 연구들의 메타회귀분석 결과

	예측변인	<i>k</i>	추정값(slope)	<i>se</i>	하한값	상한값	<i>z</i>	<i>p</i>
친사회성	연령	16	0.008	0.011	-0.014	0.030	0.70	.483
	총 개입시간(분)	16	0.001	0.001	-0.000	0.002	1.24	.215
	총 개입회기(회)	16	0.064	0.116	-0.162	0.291	0.56	.578
	총 개입기간(주)	16	0.058	0.067	-0.073	0.189	0.86	.387

는 연령, 총 개입시간(분), 총 개입회기(회), 총 개입기간(주)의 영향을 받지 않았다, 연령: $b = 0.008$, $p = .483$; 총 개입시간(분): $b = 0.001$, $p = .215$; 총 개입회기(회): $b = 0.064$, $p = .578$; 총 개입기간(주): $b = 0.058$, $p = .387$.

자비명상 프로그램의 분석 결과에 편향이 있는지 확인하기 위해 출판 편향 분석을 수행하였다. 그림 8과 9는 친사회성, 반사회성에

대한 마음챙김명상 프로그램의 깔때기 그림 및 Trim & Fill 분석 결과를 나타낸다. 친사회성과 반사회성 모두에서 좌우가 비교적 균등하여 그림 상에서 출판 편향은 나타나지 않았다.

Trim & Fill 방법을 사용하여 효과크기를 교정한 결과, 친사회성과 반사회성 모두에서 교정 전과 교정 후의 효과크기 변화가 없었다.

Egger의 절편검증은 깔때기 그림과 함께 오류의 존재 유무를 확인할 수 있는 방법이다. 깔때기 그림의 비대칭을 통계적 분석을 통해 나타낸 방법이라고 볼 수 있다. Egger의 절편 검증 결과 친사회성과 반사회성 모두에서 출판 편향이 유의하지 않았다, 친사회성: $p = .132$; 반사회성 $p = .697$.

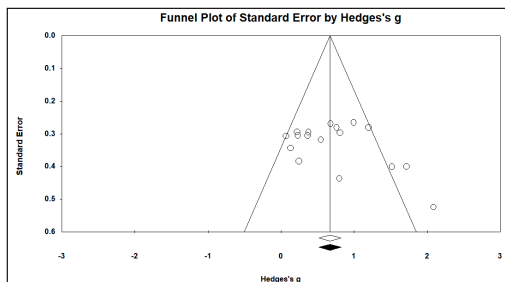


그림 8. 친사회성에 대한 자비명상 연구의 출판 편향

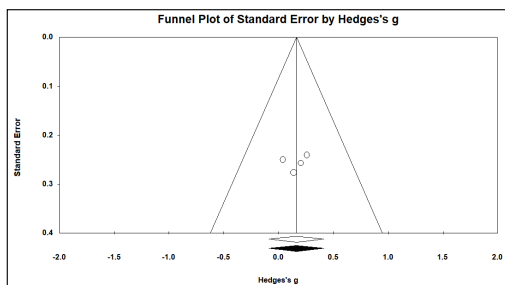


그림 9. 반사회성에 대한 자비명상 연구의 출판 편향

공감, 연결성, 용서, 자비심에 대한 탐색적 분석

탐색적인 수준에서 친사회성의 하위범주별 개입의 요약 효과크기를 계산하였으며, 그 결과를 표 9에 제시하였다. 공감에 미치는 마음챙김명상 프로그램의 효과크기는 유의하지 않았지만, $g = -0.026$, $k = 7$, 95% CI [-0.241, 0.190], 자비명상 프로그램의 효과크기는 중간 정도 수준으로 유의하였다, $g = 0.534$, $k = 8$, 95% CI [0.314, 0.755]. 연결성에 미치는 마음

표 9. 친사회성의 하위범주별 개입의 요약 효과크기

개입	변인	k	g	se	신뢰구간		z
					하한	상한	
마음챙김명상	공감	7	-0.026	0.110	-0.241	0.190	-0.233
	연결성	2	연구 수가 부족하여 분석을 수행하지 않음				
	용서	0	연구 수가 부족하여 분석을 수행하지 않음				
	자비심	8	0.473	0.118	0.242	0.704	4.011***
자비명상	공감	8	0.534	0.113	0.314	0.755	4.746***
	연결성	6	0.795	0.131	0.539	1.051	6.083***
	용서	2	연구 수가 부족하여 분석을 수행하지 않음				
	자비심	13	0.665	0.156	0.358	0.971	4.253***

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

※ 변인 당 연구 수가 10편 미만인 경우 고정효과모형을 적용

챙김명상 프로그램의 효과크기는 연구의 수가 부족하여 분석을 수행하지 않았지만, 자비명상 프로그램의 효과크기는 중간 정도 수준으로 유의하였다, $g = 0.795$, $k = 6$, 95% CI [0.539, 1.051]. 용서에 미치는 마음챙김명상 프로그램과 자비명상 프로그램의 효과크기는 모두 연구의 수가 부족하여 분석을 수행하지 않았다. 자비심에 미치는 마음챙김명상 프로그램과 자비명상 프로그램의 효과크기는 각각 작은 수준, 중간 수준에서 모두 유의하였다, 마음챙김명상: $g = 0.473$, $k = 8$, 95% CI [0.242, 0.704]; 자비명상: $g = 0.665$, $k = 13$, 95% CI [0.358, 0.971].

논 의

본 연구는 국내 마음챙김명상 프로그램과 자비명상 프로그램이 친사회성과 반사회성에 미치는 효과를 메타분석을 통해 정량적으로

종합해보았다. 그 결과는 아래와 같이 정리할 수 있다.

첫째, 마음챙김명상 프로그램은 4편의 RCT와 20편의 nRCT가 있었으며, 자비명상 프로그램은 3편의 RCT와 16편의 nRCT가 있었다. RoB와 RoBANS를 통해 연구의 질을 평가한 결과, 마음챙김명상 프로그램 및 자비명상 프로그램 모두 다음과 같은 양상이 나타났다. 먼저 RCT 연구의 경우, 선택적 결과 보고 항목을 제외한 다른 영역들에서 비뚤림 위험이 다소 높거나 불명인 것으로 나타났다. 특히 무작위 배정순서 생성 및 배정순서 은폐 항목의 경우 모든 RCT 연구들이 언급을 하지 않아 RCT를 제대로 수행했는지에 대해 확인할 수 없었다. nRCT 연구의 경우, RCT 연구들에 비해 상대적으로 비뚤림 위험이 낮은 것으로 나타났다지만, 여전히 대상군 선정이나 교란변수, 노출 측정, 평가자의 눈가림, 불완전한 결과 자료 항목에서 비뚤림 위험이 높은 연구들이 많았다. 정리하자면, 마음챙김명상 및 자비명

상 프로그램 연구들은 RCT를 수행했다고 보고했어도 그 상세한 방식에 대해서는 불충분하게 기술한 경우가 많았다. nRCT 연구에서는 집단에 따라 참여자 모집 전략이 다르거나 교란변수에 대한 고려가 부족하였고, 적극적 통제집단을 배치하여 요구특성을 통제하는 것 등의 결과평가자에 대한 눈가림을 하려는 시도가 부족하였다. 이와 같은 항목들에 대해서는 엄밀한 실험 설계 및 상세한 보고를 통해 명상 연구의 신뢰성과 타당성을 높일 필요가 있을 것이다.

둘째, 국내 마음챙김명상 프로그램은 친사회성을 유의하게 개선시키지 않았다. 이는 마음챙김명상이 친사회성에 작은 정도이지만 유의한 효과크기를 보였던 Berry 등(2020)의 연구 및 중간 정도의 효과크기를 보였던 Donald 등(2019)의 연구와는 대비되는 결과이다. Donald 등(2019)에서는 어떤 연구가 마음챙김명상의 범주인지, 아니면 다른 범주에 속하는지에 대한 정보가 분명하지 않으며 ACT(수용전념치료, Acceptance and Commitment Therapy)와 리트릿에 대한 연구가 섞여 있어 비교가 어렵다. Berry 등(2020)의 연구는 21편 중 13편이 단회기 실험처치였기에 상태 측정치를 사용한 반면, 본 연구는 특질 측정치만을 결과로 종합하였다는 차이가 있다. 상태와 달리 특질은 상대적으로 안정적인 성질을 가정하기 때문에, 특질 측정치를 메타분석한 본 연구에서는 마음챙김명상 프로그램의 효과가 상대적으로 낮게 나타난 것일 수 있다.

친사회성의 하위 범주에 대한 마음챙김명상 프로그램의 효과크기를 탐색적으로 살펴본 결과, 공감에 대해서는 유의한 효과크기를 보이지 않았다. 현재 많은 연구들이 공감에 대한 마음챙김명상의 효과성을 지지하고 있지만(예:

Hu et al., 2022; Lim et al., 2015; Lv et al., 2021), 공감의 하위요인에 따라 마음챙김명상의 효과가 달라진다는 연구들도 존재한다(예: Cooper et al., 2020). 마음챙김명상은 대상의 상태를 있는 그대로 이해하는 인지적 공감을 높일 수 있지만, 타인의 감정에 동조하는 정서적 공감은 마음챙김명상 특유의 거리를 두고 바라보는 특성으로 인해 오히려 역상관의 관계가 나올 수 있다(예: Park & Gim, 2019). 반면, 마음챙김명상 프로그램은 자비심을 작은 효과크기지만 유의하게 증가시켰다. 이는 마음챙김 및 정서 훈련 기반 프로그램이 타인의 고통에 대한 자비로운 반응을 유발시켰던 Kemeny 등(2012)의 연구 결과와 일치한다. 이러한 결과들은 마음챙김명상이 친사회성의 범주에 따라 차별적인 효과를 보일 수 있음을 시사한 Park(2023)의 연구와 맥락을 같이 한다.

셋째, 국내 마음챙김명상 프로그램은 반사회성 개선에 대해 높은 효과크기를 보였다. 이는 앞서 친사회성에 대해서는 마음챙김명상의 효과가 유의하지 않았던 것과 대조된다. 이러한 결과는 마음챙김명상이 반사회성 개선에 대해 중간 정도의 효과크기를 지녔다고 보고한 Berry 등(2020)의 연구와 비교될 수 있다. 이는 Berry 등(2020)의 연구와 본 연구가 사용했던 종속측정치의 범주에 따른 차이일 수 있다. 본 연구는 분노, 공격성, 적대감과 같은 변인들이 반사회성으로 범주화되었으며, 주로 분노라는 정서적 변인이 큰 비중을 차지했다. 반면 Berry 등(2020)에서의 연구들은 모두 외현적으로 드러나는 행동측정치를 사용했다. 정서적 변화보다는 행동적 변화의 역치가 높기에 Berry 등(2020)의 연구는 본 연구보다 효과크기가 낮았을 수 있다.

넷째, 국내 자비명상 프로그램은 친사회성

증진에 대해 중간 정도의 효과크기를 보였다. 이는 자비명상이 친사회성 증진에 대해 중간 정도의 효과크기를 보였다고 보고한 Donald 등(2019)의 연구 결과와 유사하다. 친사회성의 하위 범주에 대한 자비명상 프로그램의 효과 크기에 대해 탐색적으로 살펴본 결과, 공감과 연결성, 자비심에 대해서 모두 중간 정도의 효과크기를 보였다. 이 결과는 자비명상이 어떤 유형의 친사회성이든 안정적으로 증가시킨다는 것을 시사한다.

다섯째, 국내 자비명상 프로그램은 반사회성을 유의하게 개선시키지 않았다. 이는 앞서 자비명상 프로그램이 친사회성을 유의하게 증가시킨다는 것과 대조된다. 이러한 결과는 자비명상이 반사회성을 유의하게 개선시킨다고 보고한 Zhou 등(2022)의 연구와도 대조된다. 구체적으로 Zhou 등(2022)의 연구 결과를 살펴보면, 자비명상은 낙인찍힌 대상에 대한 편향을 유의하게 감소시킨 반면, 부정정서(예: 분노, 적개감)에는 유의한 개선 효과를 보이지 않았다. 본 연구에 포함된 변인들이 분노, 적개감 등의 부정정서인 것을 고려하면, Zhou 등(2022)의 세부적인 결과와 유사하다고 볼 수 있다. 반사회성의 세부 범주에 대한 자비명상의 효과에 대해서는 추가적인 연구가 더 필요할 것이다.

앞선 결과들을 정리해보면, 마음챙김명상과 자비명상이 친사회성 및 반사회성에 미치는 영향은 서로 다르다는 것을 의미한다. 실제로 선행연구들은 이러한 차이가 나타나는 이유에 대해 명상의 유형 및 변인별로 설명을 하고 있다. Schindler와 Friese(2022)는 친사회성 증진을 위해서는 친사회적 동기가 중요한데, 마음챙김명상은 동기적 상태라기보다는 관찰적이고 수용적인 상태이기 때문에 친사회성과 큰

관련이 없다고 보았다. 한편 반사회성, 특히 분노에 대한 마음챙김명상의 효과는 비교적 명백한 것으로 볼 수 있다(Wright et al., 2009). Wright 등(2009)에 따르면, 마음챙김명상은 분노 관련 자극에 대해 비판단적인 태도로 바라보게 하여 자기인식을 증가시키고, 이는 개인에게 행동을 선택할 여지를 만들어준다. 또한 마음챙김명상은 모든 현상이 영구적이지 않다는 것을 알게하여 불쾌한 내적 자극에 대한 수용성을 증가시킬 수 있다. 또한 이완을 통해 개인의 정서적 각성가를 줄임으로써 분노를 개선할 수 있다.

한편 Zhou 등(2022)은 자비명상이 친사회성과 관련이 높고 반사회성과는 관련이 적다고 제안하였다. 자비명상은 일반적으로 수련 과정 중에 대상에 대한 긍정적인 기원을 보내는 경우가 많은데, 이는 직접적으로 친사회성과 관련이 있다고 할 수 있다(Zhou et al., 2022). 반면 반사회성에 대한 자비명상의 효과는 긍정정서를 통해 부정정서를 억압하는 것과 같이 보다 간접적인 방식으로 작용하기 때문에(Zhou et al., 2022), 반사회성에 대해서는 유의한 효과가 드러나지 않을 수 있다. 또한 Zhou 등(2022)의 연구에 따르면, 자비명상은 낙인찍힌 대상에 대한 편향을 줄이는 데에는 효과적이었으나 분노 및 적개감 같은 부정정서를 줄이진 못하였다. 추후 연구는 반사회성의 세부 범주에 따라 자비명상의 효과가 달라지는지 조사할 필요가 있다.

여섯째, 마음챙김명상 프로그램은 친사회성과 반사회성 모두에서 상당한 이질성을 지닌 것으로 나타났다. 자비명상 프로그램은 친사회성에서 상당한 이질성을 지닌 것으로 나타났다지만, 반사회성에 대해서는 이질성이 유의하지 않았다. 이질성이 유의하게 나타난 경우

에 대해 다양한 조절효과분석을 수행해보았지만, 의미있는 조절변인은 찾을 수 없었다. 유일하게 개입시간(분)이 많을수록 반사회성에 대한 마음챙김명상의 효과가 줄어들었으나, 이는 극단치의 영향으로 여겨진다. 실제로 극단치에 해당하는 연구 1편(J. A. Park, 2015)을 제외하였을 때 해당 효과크기가 유의하지 않은 수준으로 떨어진 것을 확인하였다.

일곱째, 마음챙김명상과 자비명상의 출판편향을 확인한 결과, 반사회성에 대한 마음챙김명상의 효과에서만 출판 편향이 의심되었다. 본 연구에서 반사회성에 대한 마음챙김명상의 효과는 $g = 0.876$ 으로 큰 효과크기를 보였으나, 출판 편향으로 인해 다소 과대 추정되었을 가능성이 있다는 것을 고려해야 할 것이다. 한편, 반사회성에 대한 마음챙김명상 연구들의 출판 편향 의심은 조절효과분석에서 출판 여부에 따른 학술지와 학위논문의 요약 효과 크기 차이가 유의하지 않았던 것과 상반되어 보일 수 있다. 그러나 출판 편향의 개념 자체가 학술지와 학위논문의 구분만을 의미하는 것은 아니므로, 정면으로 모순되는 결과는 아니라고 할 수 있다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 마음챙김명상과 자비명상이 친사회성 및 반사회성에 미치는 차별적 효과를 밝혔다. 구체적으로, 마음챙김명상은 친사회성 증진보다는 반사회성 개선에 효과가 있었고, 자비명상은 반사회성 개선보다는 친사회성 증진에 효과가 있었다. 이러한 결과는 마음챙김 명상이 탈중심화를 통한 정서조절을 지향하는 한편, 자비명상은 긍정적이고 친사회적인 자원을 개발하는 것이 주된 목표라는 선행연구의 주장과 일치하며(Gim et al., 2014), 마음챙김명상과 자비명상이 수련목적 및 방법에서 분명히 구

분되는 명상법임을 시사한다. 나아가 본 연구 결과는 친사회성과 반사회성에 대한 개입을 할 때 어떤 명상을 활용하는 것이 더 적절할지에 대한 초기 근거자료가 될 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구는 국내에서 수행된 명상 연구의 질을 전반적으로 확인했다는 의의가 있다. 본 연구에 선정된 RCT 연구들은 연구의 질이 낮거나 불명인 경우가 많았으며, nRCT 연구들도 일부 항목을 제외하고 연구의 질이 낮거나 불명인 경우가 많았다. 이는 국내에서 수행된 명상 연구의 질이 전반적으로 낮다는 것을 시사한다. 연구의 질은 연구 결과의 타당성 및 신뢰성에 영향을 미친다. 명상 연구의 특성상 어쩔 수 없이 높은 비뚤림 위험을 수반하는 항목(예: 눈가림)이 있을 수 있으나, 그 외의 영역(예: 무작위 배정순서 생성 및 배정순서 은폐, 교란변수, 불완전한 결과자료)에 대해서는 보다 엄밀한 연구 설계 및 충실한 결과 보고가 필요할 것이다.

이러한 시사점에도 불구하고, 본 연구는 몇 가지의 한계점을 지니고 있다.

첫째, 본 메타분석은 마음챙김명상과 자비명상을 직접 비교한 연구들의 효과크기를 종합한 것이 아니라는 점에서 한계가 있다. 본 연구에서는 사회적 변인에 대한 마음챙김명상과 자비명상의 차별적 효과를 보여주었다. 하지만 이는 연구 설계가 다른 개별 연구에서 통제집단 대비 마음챙김명상 또는 자비명상의 효과크기를 종합한 것으로, 마음챙김명상과 자비명상을 직접 비교한 것이 아닌, 간접적으로 비교한 것에 해당한다. 개별 연구마다 참가자 특성, 진행자 특성, 중재 기간, 측정 도구 등 구체적인 연구 설계가 다르기 때문에, 본 연구에서 나타난 사회적 변인에 대한 명상

간 차별적 효과는 명상 유형에 의한 것이 아닌, 통제되지 못한 가외 변인에 의한 것일 수 있다. 하지만 마음챙김명상과 자비명상을 직접 비교한 연구 설계는 메타분석을 수행하기에 상대적으로 부족한 상황이다. 추후 연구에서는 마음챙김명상과 자비명상을 직접 비교하는 실증연구가 더 많이 수행되어야 할 것이며, 이를 바탕으로 추가적인 연구 종합이 필요할 것이다.

둘째, 본 연구에서는 친사회성 및 반사회성에 대한 두 명상 프로그램의 효과에 영향을 미치는 유의한 조절변인을 찾아내지 못하였다. 반사회성에서 개입시간(분)이 많을수록 마음챙김명상의 효과가 줄어드는 것을 발견했으나, 극단치의 영향일 가능성이 있어 사실상 의미가 있는 결과로 보기 힘들었다. 추후 연구들은 본 연구에서 고려했던 조절변인 외에도 보다 다양한 변인을 탐색할 필요가 있을 것이다. 예를 들면, 명상 프로그램에 있어 가정수련이 중요하다고 할 수 있으므로 참가자들이 얼마나 가정수련을 충실히 수행하는지를 종합하여 살펴볼 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구에서 수행한 프로그램의 특성에 대한 코딩은 어느 정도 주관성이 섞여 있을 가능성이 존재한다. 프로그램의 구성요소별 개입시간과 그 특징에 대한 기술이 부족한 연구들이 상당수 있었기 때문에 연구자들의 주관에 의존하여 코딩을 수행한 측면이 있다. 특히 해당 프로그램에서 자기자비의 비중이 얼마나 되는지, 해당 프로그램이 마음챙김명상 프로그램인지 자비명상프로그램인지에 대해 코딩을 할 때, 구성요소별로 정확한 시간이 나와 있지 않은 경우 단순히 구성요소의 횟수를 따져 판단을 내렸다. 비록 나름대로의 기준을 세우고 일관적인 코딩을 하고자 노력

하였고 두 명의 연구자들이 독립적으로 코딩을 수행하여 주관성을 보완하고자 하였으나, 프로그램의 실제 특징과 연구자들의 코딩 사이에 차이가 있을 가능성이 존재한다고 할 수 있을 것이다.

참고문헌

- * 표가 있는 논문은 본 연구를 위한 메타분석에 포함된 참고문헌임.
- *Ahn, J., & Gim, W. S. (2016). The Effects of Loving-kindness and Compassion Meditation Practice on Prejudicial Attitudes and Altruism toward an Ethnic Minority Group in Korea. *Korean Journal of Meditation*, 6(2), 1-15.
<http://www.riss.kr/link?id=A105805376>
- *Ahn, M. N. (2017). *The Effect of Mindfulness-Based Stress Reduction Program on Nurses' Stress, Burnout, Sleep and Happiness*. [Unpublished doctoral dissertation, Eulji University].
<http://www.riss.kr/link?id=T14636251>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)*. American psychiatric association.
- *An, Y. G., Chang, H. K., Baik, K. I., Kim, D. G., Lee, K., & Chang, M. S. (2011). Development of Mindfulness for Pregnant Women (MPW) Program and its Psychological Efficacy. *The Korean Journal of Cognitive and Biological Psychology*, 23(3), 321-337.
<http://doi.org/10.22172/cogbio.2011.23.3.002>
- Ashar, Y. K., Andrews-Hanna, J. R., Yarkoni, T., Sills, J., Dimidjian, S., & Wager, T. D. (2016). Effects of compassion meditation on a

- psychological model of charitable donation. *Emotion*, 16(5), 691-705.
<https://doi.org/10.1037/emo0000119>
- Aspy, D. J. & Proeve, M. (2017). Mindfulness and loving-kindness meditation: Effects on connectedness to humanity and to the natural world. *Psychological reports*, 120(1), 102-117.
<https://doi.org/10.1177/0033294116685867>
- *Bae, J. H. (2012). *The Effects of Compassionate Imagery Program on Psychological Well-being and Depression of College Student*. [Unpublished master's thesis, Yeungnam University].
<http://www.riss.kr/link?id=T12737067>
- *Bae, S. (2017). *The Effects of Awareness Training for Trainee Counselors on the Counseling Outcomes*. [Unpublished doctoral dissertation, Dankook University].
<http://www.riss.kr/link?id=T14477968>
- Batson, C. D. & Powell, A. A. (2003). Altruism and Prosocial Behavior. *Handbook of psychology: Personality and Social Psychology*, 5, 463-484.
<https://doi.org/10.1002/0471264385.wei0519>
- Berry, D. R., Hoerr, J. P., Cesko, S., Alayoubi, A., Carpio, K., Zirzow, H., Walters, W., Scram, G., Rodriguez, K., & Beaver, V. (2020). Does mindfulness training without explicit ethics-based instruction promote prosocial behaviors? A meta-analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 46(8), 1247-1269.
<https://doi.org/10.1177/0146167219900418>
- Berry, D. R., Wall, C. S., Cairo, A. H., Plonski, P. E., Boman, L. D., Rodriguez, K., & Brown, K. W. (2023). Brief Mindfulness Instruction Predicts Anonymous Prosocial Helping of an Ostracized Racial Outgroup Member. *Mindfulness*, 14, 378-394.
<https://doi.org/10.1007/s12671-022-02058-4>
- Bibeau, M., Dionne, F., & Leblanc, J. (2016). Can compassion meditation contribute to the development of psychotherapists' empathy? A review. *Mindfulness*, 7, 255-263.
<https://doi.org/10.1007/s12671-015-0439-y>
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to Meta-analysis*. John Wiley & Sons.
- Borenstein, M., Hedges, L., Higgins, J., & Rothstein, H. (2013). *Comprehensive Meta-analysis* (Version 3) [Computer software]. Biostat.
- Bowen, S., Chawla, N., Collins, S. E., Witkiewitz, K., Hsu, S., Grow, J., Clifasefi, S., Garner, M., Douglass, A., Larimer, M. E., & Marlatt, A. (2009). Mindfulness-based relapse prevention for substance use disorders: A pilot efficacy trial. *Substance abuse*, 30(4), 295-305.
<https://doi.org/10.1080/08897070903250084>
- Braun, S. S., Cho, S., Colaianne, B. A., Taylor, C., Cullen, M., & Roeser, R. W. (2020). Impacts of a mindfulness-based program on teachers' forgiveness. *Mindfulness*, 11, 1978-1992.
<https://doi.org/10.1007/s12671-020-01413-7>
- Chase, L. J., & Tucker, R. K. (1976). Statistical power: Derivation, development, and data-analytic implications. *The Psychological Record*, 26(4), 473-486.
<https://doi.org/10.1007/BF03394413>
- Chen, H., Liu, C., Cao, X., Hong, B., Huang, D. H., Liu, C. Y., & Chiou, W. K. (2021). Effects of loving-kindness meditation on doctors' mindfulness, empathy, and

- communication skills. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(8), 4033. <https://doi.org/10.3390/ijerph18084033>
- *Cho, H. J., Noh, J. A., Lee, H. Y., Jung, S. J., & Hyun, M. H. (2014). The Effect of Mindful Lovingkindness-Compassion Program (MLCP) on the Self Growth for Novice Counselor. *Korean Journal of Youth Studies*, 21(12), 25-47.
<https://www.riss-kr.openlink.khu.ac.kr/link?id=A104557354>
- Cho, H. J. (2014). The implication in psychotherapy of lovingkindness and compassion meditation. *Cognitive Behavior Therapy in Korea*, 14(1), 123-143.
<https://www.earticle.net/Article/A225866>
- *Cho, Y. S. (2018). The effect of Mindful Self-Compassion program on counselor's compassion fatigue, compassion satisfaction, burnout. *Korean Journal of Meditation*, 8(1), 45-65. <http://www.riss.kr/link?id=A105246375>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.)*. Lawrence Earlbaum Associates.
- Condon, P., Desbordes, G., Miller, W. B., & DeSteno, D. (2013). Meditation increases compassionate responses to suffering. *Psychological science*, 24(10), 2125-2127.
<https://doi.org/10.1177/0956797613485603>
- Cooper, D., Yap, K., O'Brien, M., & Scott, I. (2020). Mindfulness and empathy among counseling and psychotherapy professionals: A systematic review and meta-analysis. *Mindfulness*, 11, 2243-2257.
<https://doi.org/10.1007/s12671-020-01425-3>
- Crocker, J., & Canevello, A. (2008). Creating and undermining social support in communal relationships: The role of compassionate and self-image goals. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(3), 555-575.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.95.3.555>
- DeSteno, D., Lim, D., Duong, F., & Condon, P. (2018). Meditation inhibits aggressive responses to provocations. *Mindfulness*, 9, 1117-1122.
<http://dx.doi.org/10.1007/s12671-017-0847-2>
- Donald, J. N., Sahdra, B. K., Van Zanden, B., Duineveld, J. J., Atkins, P. W., Marshall, S. L., & Ciarrochi, J. (2019). Does your mindfulness benefit others? A systematic review and meta analysis of the link between mindfulness and prosocial behaviour. *British Journal of Psychology*, 110(1), 101-125.
<https://doi.org/10.1111/bjop.12338>
- Eisenberg, N., & Mussen, P. H. (1989). *The roots of prosocial behavior in children*. Cambridge University Press.
- Fazel, S., Vassos, E., & Danesh, J. (2002). Prevalence of epilepsy in prisoners: systematic review. *British Medical Journal*, 324, 1495.
<https://doi.org/10.1136/bmj.324.7352.1495>
- *Gawk, M. O. (2009). *Effects of Sati meditation on teacher's psychological tranquility, efficacy, and empathy ability*. [Unpublished master's thesis, Kyungseong University].
<http://www.riss.kr/link?id=T11791081>
- Germer, C. K., Siegel, R. D., & Fulton, P. R. (2012). *Mindfulness and Psychotherapy*. (Kim, J. S. Trans.). Hakjisa. (Original work published 2005)
- Gilbert, P. (2009). Introducing compassion-focused

- therapy. *Advances in psychiatric treatment*, 15(3), 199-208.
<https://doi.org/10.1192/apt.bp.107.005264>
- *Gim, W. S., Shin, K. H., & Kim, K. (2014). Differences and Similarities in the Effects of Two Meditation Methods: Comparing Loving-Kindness and Compassion Meditation with Mindfulness Meditation. *Korean Journal of Health Psychology*, 19(2), 509-531.
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2014.19.2.004>
- Grogin, J., Clark, J. L., Kolts, R., & Lovejoy, T. I. (2019). Compassion focused therapy for anger: A pilot study of a group intervention for veterans with PTSD. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 13, 27-33.
<https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2019.06.004>
- Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). *Statistical Methods for Meta-analysis*. Academic Press.
- *Heo, J. M. (2019). *The Role of Impartiality in Loving-Kindness and Compassion Meditation: Focusing on Loving-Kindness and Compassion Extensibility*. [Unpublished doctoral dissertation, Ajou University].
<http://www.riss.kr/link?id=T15095200>
- Hölzel, B. K., Lazar, S. W., Gard, T., Schuman-Olivier, Z., Vago, D. R., & Ott, U. (2011). How does mindfulness meditation work? Proposing mechanisms of action from a conceptual and neural perspective. *Perspectives on Psychological Science*, 6(6), 537-559.
<https://doi.org/10.1177/1745691611419671>
- Hong, S. H. (2013). *Theory and Application of Meta-analysis*. S&M Research Group.
- Hu, Z., Wen, Y., Wang, Y., Lin, Y., Shi, J., Yu, Z., ... & Wang, Y. (2022). Effectiveness of mindfulness-based interventions on empathy: A meta-analysis. *Frontiers in Psychology*, 13, 992575.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.992575>
- Huedo-Medina, T. B., Sánchez-Meca, J., Marin-Martinez, F., & Botella, J. (2006). Assessing heterogeneity in meta-analysis: Q statistic or I^2 index?. *Psychological Methods*, 11(2), 193.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.11.2.193>
- *Huh, J. (2018). *The Effectiveness of a Mindful Self-Compassion(MSC) Group Program for College Students with Interpersonal Problems*. [Unpublished master's thesis, Sogang University].
<https://www.riss.kr/link?id=T14692651>
- Hutcherson, C. A., Seppala, E. M., & Gross, J. J. (2008). Loving-kindness meditation increases social connectedness. *Emotion*, 8(5), 720.
<https://doi.org/10.1037/a0013237>
- Hwang, S. D. (2014). *Easy-to-understand meta-analysis*. Hakjisa.
- Impett, E. A., Gable, S. L., & Peplau, L. A. (2005). Giving up and giving in: The costs and benefits of daily sacrifice in intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(3), 327-344.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.89.3.327>
- *Jang, C. S. (2018). *Effects of the Four Immeasurables Meditation on Compassion, Psychological well-being, Empathic ability and Quality of Sleep of Middle-aged Buddhist Women*. [Unpublished master's thesis, Nungin University].
<http://www.riss.kr/link?id=T15127003>
- Jazaieri, H., Jinpa, G. T., McGonigal, K., Rosenberg, E. L., Finkelstein, J.,

- Simon-Thomas, E., Cullen, M., Doty, J. R., Gross, J. J., & Goldin, P. R. (2013). Enhancing compassion: A randomized controlled trial of a compassion cultivation training program. *Journal of Happiness Studies*, 14(4), 1113-1126.
<https://doi.org/10.1007/s10902-012-9373-z>
- *Jeun, H. S., & Son, C. N. (2012). The Effects of Mindfulness-Based Cognitive Therapy on Dysfunctional Anger. *The Korean Journal of Health Psychology*, 17(3), 589-608.
<http://doi.org/10.17315/kjhp.2012.17.3.003>
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living*. Delta.
- *Kang, J., & Cho, E. (2019). The Effects of Mindfulness-Based Employee Assistance Programs on Stress Response and Social Support of Customer Contact Workers. *The Journal of Humanities and Social Science*, 10(1), 465-479.
<http://dx.doi.org/10.22143/HSS21.10.1.33>
- Kang, Y., Gray, J. R., & Dovidio, J. F. (2014). The nondiscriminating heart: lovingkindness meditation training decreases implicit intergroup bias. *Journal of Experimental Psychology: General*, 143(3), 1306.
<https://doi.org/10.1037/a0034150>
- Karremans, J. C., van Schie, H. T., van Dongen, I., Kappen, G., Mori, G., van As, S., ten Bokkel, I. M., & van der Wal, R. C. (2020). Is mindfulness associated with interpersonal forgiveness? *Emotion*, 20(2), 296-310.
<https://doi.org/10.1037/emo0000552>
- Kemeny, M. E., Foltz, C., Cavanagh, J. F., Cullen, M., Giese-Davis, J., Jennings, P., Rosenberg, E. L., Gillath, O., Shaver, P. R., Wallace, B. A., & Ekman, P. (2012). Contemplative /emotion training reduces negative emotional behavior and promotes prosocial responses. *Emotion*, 12(2), 338-350.
<https://doi.org/10.1037/a0026118>
- Kepes, S., Banks, G. C., McDaniel, M., & Whetzel, D. L. (2012). Publication bias in the organizational sciences. *Organizational Research Methods*, 15(4), 624-662.
<https://doi.org/10.1177/1094428112452760>
- *Kim, D. J. (2020). *Effects of Loving-kindness Based Insight Meditation on the Self-compassion, Mindfulness, Depression, Anger and Psychological Well-being of Middle-aged Women*. [Unpublished master's thesis, Nungin University].
<http://www.riss.kr/link?id=T15693870>
- *Kim, E. (2015). *The Effects of the Mindfulness-Based Cognitive Therapy on Mindfulness and Anger Expression of University Students*. [Unpublished master's thesis, Kyungpook National University].
<http://www.riss.kr/link?id=T13847438>
- *Kim, H. K. (2014). *Development of the Threefold Study Scale & the Effect of Threefold Study Practice Program*. [Unpublished doctoral dissertation, Seoul University of Buddhism].
<http://www.riss.kr/link?id=T13391329>
- *Kim, J. G. (2017). The Effects of Loving-Kindness Meditation Intervention with Tea on the Mindfulness, Resilience, and Stress of College Students. *Journal of Korea Academia-Industrial Cooperation Society*, 18(4), 75-85.
<https://doi.org/10.5762/KAIS.2017.18.4.75>
- *Kim, J. M. (2011). Effects of Mindfulness-Based

- Cognitive Therapy (MBCT) on empathy. *The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy*, 23(1), 27-45.
<http://www.riss.kr/link?id=A104227587>
- *Kim, J. M., & Jeon, M. A. (2014). The Effects of mindfulness based course on the personal development of the university students. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 33(4), 833-849.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2014.33.4.010>
- *Kim, K. (2017). *The Effect of Mindful Loving-kindness Compassion Program on the Anger Expression and Anger Rumination for University Students*. [Unpublished master's thesis, Sogang University].
<http://www.riss.kr/link?id=T14372562>
- *Kim, K. (2021). *The Effects of the Mindful Compassion-based Healthy Relationships Program (MCHR)*. [Unpublished doctoral dissertation, Ajou University].
<http://www.riss.kr/link?id=T15915777>
- *Kim, K. W., & Chang, H. K. (2007). *The Effect of Mindfulness-based Stress Reduction-Korea on Anxiety and Aggression: In the University Student*. *The Korean Journal of Stress Research*, 15(1), 43-49. <http://www.riss.kr/link?id=A99949842>
- Kim, S. Y., Park, D. A., Seo, H. J., Shin, S. S., Lee, S. J., Jang, B. H., Cha, Y. J., Choi, M. Y., Park, J. Y., & Suh, Y. S.. (2021). *NECA's guidance for assessing tools of risk of bias*. National Evidencebased Healthcare Collaborating Agency.
- *Lee, E. S. (2018). *The Effect of Compassionate Mind Training for Counselor on Counselor's Burnout, Compassion Fatigue and Fear of Compassion*. [Unpublished doctoral dissertation, Seoul University of Buddhism].
<http://www.riss.kr/link?id=T14678313>
- *Lee, H., & Gim, W. S. (2017). Effects of a Meditation-based Training for College Students on Group Cohesion and Group Satisfaction: Comparing Loving-kindness and Compassion Meditation and Mindfulness Meditation. *Korean Journal of Meditation*, 7(2), 47-61.
<http://www.riss.kr/link?id=A105779875>
- *Lee, S. J. (2014). *The Effects of Loving-Kindness and Compassion Meditation: Altruism and Well-being*. [Unpublished doctoral dissertation, Ajou University].
<http://www.riss.kr/link?id=T13549100>
- *Lee, S. J., Park, D. H., & Gim, W. S. (2011). Effects of Mindfulness on Empathy. *Korean Journal of Meditation*, 2(1), 47-61.
<http://www.riss.kr/link?id=A105790432>
- *Lee, Y. G., Chang, M. S., & Yoon, B. S. (2013). The Effects of the Korean Mindfulness-Based Stress Reduction (K-MBSR) Program on Self-absorption, Emotional Regulation, Psychological Symptom and Mindfulness Level in Defensive Self-focused Attention Individuals. *The Korean Journal of Health Psychology*, 18(1), 35-52.
<http://doi.org/10.17315/kjhp.2013.18.1.003>
- Leiberg, S., Klimecki, O., & Singer, T. (2011). Short-term compassion training increases prosocial behavior in a newly developed prosocial game. *PloS One*, 6(3), e17798.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0017798>
- Lim, D., Condon, P., & DeSteno, D. (2015). Mindfulness and compassion: An examination of mechanism and scalability. *PloS one*, 10(2),

- e0118221.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0118221>
- Lueke, A., & Gibson, B. (2015). Mindfulness meditation reduces implicit age and race bias: The role of reduced automaticity of responding. *Social Psychological and Personality Science*, 6(3), 284-291.
<https://doi.org/10.1177/1948550614559651>
- Lv, Y., Qiao, X., Leng, J., Zheng, Y., & Guo, Q. (2021). Mindfulness promotes online prosocial behavior via cognitive empathy. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(13), 7017.
<https://doi.org/10.3390/ijerph18137017>
- *Ma, J. (2022). *Mind Diet: A Meditation-Based Program for the Development of Self-regulation*. [Unpublished doctoral dissertation, Ajou University].
<http://www.riss.kr/link?id=T16088828>
- Misan., Kim, J. S., Cha, S. Y., Lee, J. G., & Park, S. H. (2015). *Compassion, the seed or fruit of enlightenment?*. (C. U. Park, H. J. Yoon, & J. K. Han, Eds.). Unjusa.
- Moher, D., Liberati, A., Tetzlaff, J., Altman, D. G., & Prisma Group. (2009). Preferred reporting items for systematic reviews and meta-analyses: the PRISMA statement. *PLoS Medicine*, 6(7), e1000097.
<https://doi.org/10.7326/0003-4819-151-4-200908180-00135>
- Morley, R. M., Terranova, V. A., Cunningham, S. N., & Kraft, G. (2016). Self-compassion and predictors of criminality. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 25(5), 503-517.
<https://doi.org/10.1080/10926771.2015.1107170>
- *Nam, J. H., & Park, H. S. (2020). The effect of a loving-kindness and compassion meditation program on the empathy, emotion, and stress of nursing college students. *The Journal of Korean Academic Society of Nursing Education*, 26(3), 311-321.
<https://doi.org/10.5977/jkasne.2020.26.3.311>
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2013). A pilot study and randomized controlled trial of the mindful self compassion program. *Journal of Clinical Psychology*, 69(1), 28-44.
<https://doi.org/10.1002/jclp.21923>
- Park, E. H., & Gim, W. S. (2015). The Effects of Loving-kindness and Compassion Meditation-Based Program on youth at risk's Self-esteem, Impulsivity, Aggression. *Korean Journal of Meditation*, 5(1), 17-32.
<http://www.riss.kr/link?id=A105830322>
- *Park, H. Y. (2022). *The Differential Effect and Mechanisms of Loving-kindness & Compassion Meditation (LKCM) and Mindfulness Meditation (MM) on the Development of Altruism*. [Unpublished doctoral dissertation, Ajou University].
<http://www.riss.kr/link?id=T16089531>
- Park, H. Y. (2023). Limited Effects of Mindfulness Meditation on Altruism: Differential Effects of Lovingkindness-Compassion Meditation and the Mechanisms. *Korean Journal of Health Psychology*, 28(2), 481-513.
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2023.28.2.012>
- Park, H. Y., & Gim, W. S. (2019). Differential effect mechanisms of the mindfulness and loving-Kindness & compassion on altruistic behavior: Focusing on cognitive empathy and

- affective empathy. *The Korean Journal of Health Psychology*, 24(1), 273-291.
<http://www.riss.kr/link?id=A106104509>
- *Park, J. A. (2015). *The Effects of Body Scan Meditation Program on Stress Response of Adult Women*. [Unpublished master's thesis, Kyonggi University].
<http://www.riss.kr/link?id=T13863120>
- *Park, J. M., & Choi, I. R. (2016). The Effect of K-MBSR Program on Stress, Stress Coping Style, Depression, Anger and Sleep of Middle Aged Women. *Journal of Korean Academy of Nursing*, 46(2), 194-206.
<http://dx.doi.org/10.4040/jkan.2016.46.2.194>
- Park, S. H. (2015). Does compassion benefit me and my neighbor?. In C. U. Park, H. J. Yoon, & J. K. Han (Eds.). *Compassion, the seed or fruit of enlightenment?*. (pp. 259-302). Unjusa.
- *Park, S. H., Sung, S. Y., & Misan. (2016). A Mixed-Methods Study of the Psychological process of Loving-Kindness Meditation and its Effects on Heart-Smile Meditation Participants. *The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy*, 28(2), 395-424.
<http://www.riss.kr/link?id=A103659580>
- Penner, L. A., Dovidio, J. F., Piliavin, J. A., & Schroeder, D. A. (2005). Prosocial behavior: Multilevel perspectives. *Annual Review of Psychology*, 56, 365-392.
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.56.091103.070141>
- Robins, C. J., Keng, S. L., Ekblad, A. G., & Brantley, J. G. (2012). Effects of mindfulness based stress reduction on emotional experience and expression: A randomized controlled trial. *Journal of clinical psychology*, 68(1), 117-131.
<https://doi.org/10.1002/jclp.20857>
- Schindler, S., & Frieze, M. (2022). The relation of mindfulness and prosocial behavior: What do we (not) know?. *Current Opinion in Psychology*, 44, 151-156.
<https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.09.010>
- Shapiro, S. L., Schwartz, G. E., & Bonner, G. (1998). Effects of mindfulness-based stress reduction on medical and premedical students. *Journal of behavioral medicine*, 21(6), 581-599.
<https://doi.org/10.1023/A:1018700829825>
- *Song, Y. M. (2022). *Development of the Mindfulness and Compassion-based Burnout Prevention Meditation Program (MCBP)*. [Unpublished doctoral dissertation, Ajou University].
<http://www.riss.kr/link?id=T16088827>
- Tang, Y. Y., Hölzel, B. K., & Posner, M. I. (2015). The neuroscience of mindfulness meditation. *Nature Reviews Neuroscience*, 16(4), 213-225. <https://doi.org/10.1038/nrn3916>
- Teasdale, J. D., Segal, Z. V., Williams, J. M. G., Ridgeway, V. A., Soulsby, J. M. & Lau, M. A. (2000). Prevention of relapse/recurrence in major depression by mindfulness-based cognitive therapy. *Journal of consulting and clinical psychology*, 68(4), 615-623.
<https://doi.org/10.1037/0022-006X.68.4.615>
- Wright, S., Day, A., & Howells, K. (2009). Mindfulness and the treatment of anger problems. *Aggression and Violent Behavior*, 14(5), 396-401.
<https://doi.org/10.1016/j.avb.2009.06.008>
- *Yang, D. M. (2012). *The Effect of Mindfulness*

- Meditation on the New Generation Soldiers to Control Their Anger*. [Unpublished master's thesis, Dongguk University].
<http://www.riss.kr/link?id=T12778876>
- *Yong, H. C. (2008). *A Effects of Mindfulness-Based Cognitive Therapy: Centering on Psychological Traits of Mothers with Handicapped Children*. [Unpublished doctoral dissertation, Daegu University].
<http://www.riss.kr/link?id=T11293164>
- Yoon, S. I., & Gim, W. S. (2020). Three Meanings of Insight Into the Non-Self and Psychotherapeutic Implications: Phenomenological Qualitative Research. *Korean journal of health psychology*, 25(5), 861-890.
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2020.25.5.002>
- *Yoon, S. I., & Gim, W. S. (2022). Does Mindfulness Meditation Change Perspective on the Self?. *The Korean Journal of Health Psychology*, 27(2), 333-356.
<http://doi.org/10.17315/kjhp.2022.27.2.009>
- Zhou, J., Lang, Y., Wang, Z., Gao, C., Lv, J., Zheng, Y., Gu, X., Yan, L., Chen, Y., Zhang, X., Zhao, X., Luo, W., Chen, Y., Jiang, Y., Li, R., & Zeng, X. (2022). A meta-analysis and systematic review of the effect of loving-kindness and compassion meditations on negative interpersonal attitudes. *Current Psychology*, 2022, 1-15.
<https://doi.org/10.1007/s12144-022-03866-6>

1차원고접수 : 2023. 05. 10.

최종게재결정 : 2023. 06. 15.

Differential Effects of Mindfulness Meditation and Loving-kindness & Compassion Meditation on Prosociality and Antisociality: A Systematic Review and Meta-Analysis of Korean Studies

Seok-In Yoon

Hui-Yeong Park

Department of Korean medicine, Kyung Hee University

In this study, in order to examine the effects of mindfulness meditation (MM) and loving-kindness & compassion meditation (LKCM) on healthy adult's prosociality and antisociality, a meta-analysis was conducted by selecting 38 Korean articles and dissertations up to October 3, 2022. Considering the three-arm design studies, 24 studies on MM and 19 studies on LKCM were selected. The quality of the study was evaluated for each of the MM study and the LKCM study, and the effect size of each meditation for prosociality and antisociality was synthesized. As moderating variables, publication status, control group type, semi-clinical group status, age, sex ratio within group, total intervention time (minutes), total intervention sessions (session), and total intervention period (weeks) were set. As a result of the meta-analysis, MM showed a large effect size in improving antisocial behavior, $g = 0.876$, but showed no significant effect size for prosociality, $g = 0.407$. In contrast, LKCM showed a moderate effect size in enhancing prosociality, $g = 0.699$, but showed no significant effect size for antisociality, $g = 0.163$. In this study, the differential effects of each type of meditation on prosociality and antisociality were discussed. As a result of the moderating effect analysis, all moderators were not significant. Additionally, the effect size of each type of meditation for each subcategory of prosociality (e.g., empathy, connectedness, forgiveness, and compassion) was synthesized. As a result, LKCM showed moderate effect sizes in enhancing all subcategories of prosociality, $g_s = 0.534 \sim 0.795$, but MM showed a small effect size only compassion, $g_s = -0.026 \sim 0.473$. Studies of MM on antisociality were found to be at high risk of publication bias, whereas the rest of the cases were not at high risk of publication bias. In the discussion, the results of the study were interpreted and implications and limitations were addressed.

Key words : Mindfulness Meditation, Loving-kindness & Compassion Meditation, Prosociality, Antisociality, Systematic Review, Meta-Analysis

부 록

최종 분석 대상 연구의 특징

No.	연구자 (출판연도)	출판 여부	연구 구설계	참가자	연령	집단성비	진행자 (자격정보)	게임 (프로그램명) [n]	치치량	통제집단 (프로그램명) [n]	자비명상 포함여부	자비의 대상	종속변인 (중범주)	종속변인 (대범주)	
1	Ahn & Gim (2016)	학술지	RCT	대학생	불명	혼성	연구자 본인 (명상지도(T급))	자비명상 (자비명상 프로그램) [10명]	360분 / 6회기 / 3주	적극적 통제 (토론) [10명]	-	타인	이타행동 (도움)	친사회성	
													자비심		
													이타행동 (기부)		
													연민적사랑		
2	Ahn, M. N. (2017)	학위 논문	nRCT	간호사	불명	여성 단독	연구자 본인 (마음챙김명상 프로그램 지도자과정)	마음챙김명상 (마음챙김명상 프로그램) [15명]	500분 / 10회기 / 5주	수동적 통제 [15명]	포함	-	공격성	반사회성	
													분노		
3	An et al. (2011)	학술지	nRCT	임산부	30.46	여성 단독	불명 (불명)	마음챙김명상 (임산부를 위한 한국형 마음챙김 명상프로그램) [22명]	720분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [22명]	포함	-	적대감	반사회성	
													-		
4	Bae, J. H. (2012)	학위 논문	nRCT	대학생	22.2	혼성	연구자 본인 (불명)	자비명상 (자애 이미지 프로그램) [7명]	800분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [7명]	-	자기	사회적연결감	연결성	친사회성
5	Bae, S. (2017)	학위 논문	nRCT	상담수련생	불명	여성 단독	연구자 본인·보조진행 (수행지도원사)	마음챙김명상 (상담자 알아차림 훈련) [10명]	480분 / - / -	적극적 통제 (상담기술 교육) [12명]	미포함	-	공감-내담자 평정	공감	친사회성
6	Cho et al. (2014)	학술지	nRCT	초보상담사	25.91	혼성	연구자 본인 (임상 및 상담실리 진문가, 명상지도(?))	자비명상 (마음챙김 자비 프로그램(MLCP)) [12명]	960분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [10명]	-	자기	공감	공감	친사회성
7	Cho, Y. S. (2018)	학술지	nRCT	상담사	46.85	혼성	불명 (불명)	자비명상 (마음챙김-자기자비 프로그램(MSC)) [11명]	960분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [11명]	-	자기	공감피로 공감만족	공감	친사회성
8	Gawk, M. O. (2009)	학위 논문	nRCT	교사	43	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (사파명상 프로그램) [26명]	675분 / - / -	수동적 통제 [26명]	포함	-	공감	공감	친사회성

(계속 1)

No.	연구자 (출판연도)	출판 여부	연구 설계	참가자	연령	집단상비	진행자 (자격정보)	개입 (프로그램명) [n]	처치량	통제집단 (프로그램명) [n]	자비명상 포함여부	자비의 대상	종속변인 (중범주)	종속변인 (대범주)
9-1	Gim et al. (2014)-A	학술지	nRCT	대학생	23.07	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (자비명상) [18명]	640분 / 8회기 / 8주	적극적 통제 (마음챙김 수용전념 집단 프로그램) [22명]	포함	-	적대감 공감 연민적사랑 자비심	반사회성 친사회성
9-2	Gim et al. (2014)-B	학술지	nRCT	대학생	23.07	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (마음챙김명상) [18명]	640분 / 8회기 / 8주	적극적 통제 (마음챙김 수용전념 집단 프로그램) [22명]	포함	-	적대감 공감 연민적사랑 자비심	반사회성 친사회성
10-1	Hoo, J. M. (2019)-A	학위 논문	nRCT	대학생 (차별경험)	21.15	혼성	연구자 본인 (명상지도(T급))	자비명상 (행동자비명상 프로그램) [16명]	360분 / 6회기 / 4주	수동적 통제 [17명]	-	타인	호감도 평등의도 연민적사랑 이타행동의도	연결성 친사회성 자비심
10-2	Hoo, J. M. (2019)-B	학위 논문	nRCT	대학생 (차별경험)	21.09	혼성	연구자 본인 (명상지도(T급))	자비명상 (자비명상 프로그램) [16명]	360분 / 6회기 / 4주	수동적 통제 [17명]	-	타인	호감도 평등의도 연민적사랑 이타행동의도	연결성 친사회성 자비심
11	Huh, J. (2018)	학위 논문	nRCT	대학생 (대인관계 문제경험)	23.71	혼성	연구자 본인 (MSC 프로그램 6개월 교육 및 수련)	자비명상 (마음챙김-자기자비 프로그램) [21명]	960분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [20명]	-	자기& 타인	개인적고통 관점취하기 공감적관심 상성하기	친사회성 공감
12	Jung, C. S. (2018)	학위 논문	nRCT	중년여성 불자	55.82	여성 단독	연구자 본인 (자비명상 수련 지도자과정(1년))	자비명상 (사부관심명상 프로그램) [11명]	1080분 / 9회기 / 9주	수동적 통제 [11명]	-	자기& 타인	타인자비 공감	자비심 공감

(계속 2)

No.	연구자 (출판연도)	출판 여부	연구 설계	참가자	연령	집단성비	진행자 (자격정보)	개입 (프로그램명) [n]	처치량	통제집단 (프로그램명) [n]	자비명상 포함여부	자비의 대상	종속변인 (중범주)	종속변인 (대범주)	
13	Jaun & San (2012)	학술지	nRCT	대학생	불명	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (본노조절 MBCT) [9명]	960분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [10명]	미포함	-	특성본노 본노표출 본노억제	반사회성	
14	Kang & Gho (2019)	학술지	nRCT	근로자	불명	불명	독립된 진행자 (마음챙김 명상전문가)	마음챙김명상 (마음챙김 기반 근로자 지원 프로그램) [19명]	480분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [17명]	포함	-	본노	반사회성	
15	Kim, D. J. (2020)	학위 논문	nRCT	중년여성	불명	여성 단독	불명 (명상지도자?)	자비명상 (자애불찰명상) [16명]	960분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [18명]	-	타인	특성본노 본노표출 본노억제	반사회성	
16	Kim, E. (2015)	학위 논문	RCT	대학생	불명	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (마음챙김 명상에 기반한 인지치료(MBCT 변형)) [8명]	1200분 / 10회기 / 5주	수동적 통제 [8명]	포함	-	특성본노 본노표출 본노억제	반사회성	
17	Kim, H. K. (2014)	학위 논문	nRCT	원불교도, 심리치유 종사자, 성인	43.7	여성 단독	연구자 본인-공동진행 (삼학수행 전문가)	마음챙김명상 (삼학수행 프로그램) [44명]	1200분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [14명]	미포함	-	자비심 연결성	자비심 연결성	친사회성
18	Kim, J. G. (2017)	학술지	RCT	대학생	22.58	혼성	연구자 본인-보조진행 (불명)	자비명상 (자비명상 프로그램) [15명]	800분 / 10회기 / 10주	수동적 통제 [15명]	-	불명	공격성 본노	반사회성	
19	Kim, J. M. (2011)	학술지	nRCT	대학생	22.5	혼성	연구자 본인 (불명)	마음챙김명상 (마음챙김에 기초한 인지치료(MBCT)의 정서조절 훈련 프로그램) [10명]	960분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [11명]	포함	-	공감	공감	친사회성
20	Kim & Jeon (2014)	학술지	nRCT	대학생	불명	혼성	불명 (임상심리?), 마음챙김 훈련 수행(7년)	마음챙김명상 (마음챙김에 기초한 인성교육 강좌) [66명]	불명 / 24회기 / 12주	적극적 통제 (인성교육) [66명]	포함	-	사회적연결감	연결성	친사회성

(계속 3)

No.	연구자 (출판연도)	출판 여부	연구 설계	참가자	연령	집단상비	진행자 (자격정보)	개입 (프로그램명) [n]	처치량	통제집단 (프로그램명) [n]	자비명상 포함여부	자비의 대상	종속변인 (종류주)	종속변인 (대별주)
												연민적사랑	자비심	친사회성
21	Kim, K. (2017)	학위 논문	nRCT	대학생 (분노경향)	21.69	혼성	연구자 본인 (명상심리(2))	자비명상 (마음챙김-자비 프로그램) [11명]	720분 / 6회기 / 6주	수동적 통제 [11명]	-	자기& 타인	본노표출 본노억제 본노반추	- - - 반사회성
22	Kim, K. (2021)	학위 논문	nRCT	대학생 (대인관계 문제경향)	21.65	혼성	연구자 본인 (상담심리(1급), 명상지도(1급))	자비명상 (건강한 관계를 위한 마음챙김 자비명상 기반 프로그램) [16명]	960분 / 8회기 / 4주	수동적 통제 [15명]	-	자기& 타인	연민적사랑 사회적연결감	자비심 연결성
23	Kim & Chang (2007)	학술지	nRCT	대학생	23.01	혼성	연구자 본인 (불명)	마음챙김명상 (K-MBSR 단축형 프로그램) [35명]	720분 / 6회기 / 6주	수동적 통제 [42명]	미포함	-	연어려움격성 본노 적대감	- - - 반사회성
24	Lee, E. S. (2018)	학위 논문	nRCT	상담사	36.83	혼성	연구자 본인 (상담심리(1급), 명상수행 경력(15년))	자비명상 (상담자를 위한 자비로운 마음훈련) [16명]	1440분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [13명]	-	자기& 타인	공감피로 자비불안	공감 자비심
25-1	Lee & Gim (2017)-A	학술지	RCT	대학생	22.5	혼성	연구자 본인 (명상지도(1급))	자비명상 (자비명상 프로그램) [13명]	375분 / 5회기 / 5주	적극적 통제 (마음챙김명상 프로그램) [13명]	-	자기& 타인	연민적사랑	자비심
25-2	Lee & Gim (2017)-B	학술지	RCT	대학생	22.5	혼성	연구자 본인 (명상지도(1급))	마음챙김명상 (마음챙김명상 프로그램 [13명])	375분 / 5회기 / 5주	적극적 통제 (자비명상 프로그램) [13명]	미포함	-	연민적사랑	자비심
26	Lee, S. J. (2014)	학위 논문	nRCT	대학생	22.04	혼성	연구자 본인 (명상지도(1급), 상담심리(2급))	자비명상 (자비명상 프로그램) [23명]	720분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [31명]	-	자기& 타인	도움행동 기부 동정 도움의도	자비심 자비심 친사회성
27	Lee et al. (2011)	학술지	nRCT	대학생	불명	불명	불명 (명상지도(2))	마음챙김명상 (마음챙김 훈련) [21명]	750분 / 10회기 / 10주	수동적 통제 [26명]	불명	-	공감	공감

(계속 4)

No.	연구자 (출판연도)	출판 여부	연구 설계	참가자	연령	집단성비	진행자 (자격정보)	게임 (프로그램명) [n]	처치량	통제집단 (프로그램명) [n]	자비명상 포함여부	자비의 대상	종속변인 (중범주)	종속변인 중속변인 (대범주)
28	Lee et al. (2013)	학술지	nRCT	대학생 (방어적 자기초점주의 경향)	21	혼성	연구자 본인 (명상지도(T급))	마음챙김명상 (한국형 마음챙김에 기반한 스트레스 감소 프로그램(K-MBSR) [9명])	760분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [9명]	포함	-	적대감	- 반사회성
29	Ma, J. (2022)	학위 논문	nRCT	대학생	21.62	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (마인드 다이어트 프로그램) [34명]	1500분 / 10회기 / 불명	수동적 통제 [34명]	포함	-	이타행동	자비심 친사회성
30	Nam & Park (2020)	학술지	nRCT	대학생	20.81	혼성	연구자 본인 (명상지도(T급))	자비명상 (자비명상 프로그램) [19명]	720분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [20명]	-	타인	공감	공감 자비심 친사회성
31-1	Park, H. Y. (2022)-A	학위 논문	nRCT	성인	24.37	불명	불명 (불명)	자비명상 (자비명상 프로그램) [17명]	480분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [17명]	-	타인	자비심 이타행동 암묵적이타성	자비심 친사회성
31-2	Park, H. Y. (2022)-B	학위 논문	nRCT	성인	24.37	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (마음챙김명상 프로그램) [17명]	480분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [17명]	미포함	-	자비심 이타심 이타행동 암묵적이타성	자비심 친사회성
32	Park, J. A. (2015)	학위 논문	RCT	성인여성	불명	여성 단독	연구자 본인 (불명)	마음챙김명상 (바디스캔명상 프로그램) [18명]	300분 / 5회기 / 5주	수동적 통제 [18명]	미포함	-	분노	- 반사회성
33	Park & Choi (2016)	학술지	RCT	중년여성	54.3	여성 단독	연구자 본인.보조진행 (명상지도(2))	마음챙김명상 (K-MBSR) [26명]	960분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [26명]	미포함	-	특성분노 분노표출 분노억제	- 반사회성

(계속 5)

No.	연구자 (출판연도)	출판 여부	연구 설계	참가자	연령	집단상비	진행자 (자격정보)	개입 (프로그램명) [n]	처치량	통제집단 (프로그램명) [n]	자비명상 포함여부	자비의 대상	종속변인 (중범주)	종속변인 (대범주)
34	Park et al. (2016)	학술지	nRCT	성인	48.97	혼성	불명 (불명)	자비명상 (자메이스명상) [16명]	불명 / - / -	수동적 통제 [20명]	-	불명	연민적사랑	자비심
													사회적연결감	연결성
													관계성	친사회성
													용서	용서
35	Song, Y. M. (2022)	학위 논문	nRCT	도움전문가	42.74	혼성	연구자 본인 (명상지도(T급))	자비명상 (마음챙김과 자비심 기반 직무소진 예방 명상프로그램) [37명]	720분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [39명]	-	자기& 타인	자비심	자비심
													연민만족	연민만족
													공감적관심	공감적관심
													개인적고통	공감
36	Yang, D. M. (2012)	학위 논문	nRCT	균인	불명	남성 단독	불명 (불명)	마음챙김명상 (분노조절을 위한 마음챙김 명상 프로그램) [20명]	480분 / 8회기 / 8주	적극적 통제 (비회 프로그램) [20명]	포함	-	분노표출	반사회성
													분노억제	분노억제
37	Yong, H. C. (2008)	학위 논문	nRCT	강제아동 어머니	불명	여성 단독	불명 (불명)	마음챙김명상 (강제아동 부모를 위한 마음챙김명상에 기초한 인지치료(MBCT)) [12명]	960분 / 8회기 / 불명	수동적 통제 [14명]	미포함	-	적대감	반사회성
38-1	Yoon & Gim (2022)-A	학술지	nRCT	성인	26.13	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (마음챙김명상) [24명]	480분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [22명]	포함	-	연민적사랑	자비심
38-2	Yoon & Gim (2022)-B	학술지	nRCT	성인	24.93	혼성	불명 (불명)	마음챙김명상 (집중명상) [23명]	480분 / 8회기 / 8주	수동적 통제 [22명]	미포함	-	연민적사랑	자비심

주. 명상지도(R급, T급): (사)한국명상학회 명상지도전문가 자격; 명상지도(?): 정확한 자격 정보가 나와있지 않으나 명상심리전문가라고 보고
고한 경우. 상담심리(1급, 2급): (사)한국상담심리학회 상담심리사 자격; 임상심리(?): 정확한 자격 정보가 나와있지 않으나 임상심리전문가라고 보고한 경우

개정판 한국 과보호 양육척도(K-POS-2)의 개발 및 타당화*

이 승 아

연세대학교 심리학과 / 박사후연구원

정 경 미†

연세대학교 심리학과 / 교수

본 연구에서는 고등학생용 한국 과보호 양육척도(Korean Parental Overprotection Scale, K-POS; Chung & Yoon, 2015) 중 일부 하위 요인(체면 중시, 동일시)의 낮은 내적 일치도를 개선하고, 고등학생과 대학생 집단에 모두 활용 가능한 개정판 한국 과보호 양육척도(K-POS-2)를 개발 및 타당화하고자 하였다. 연구 1단계에서는 문헌 고찰과 사용자의 의견 수렴, 전문가의 내용 타당도 평가를 거쳐 총 29문항의 예비 척도를 도출하고, 고등학생 880명을 대상으로 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 거쳐 총 15문항의 4요인(성취 지향, 통제, 체면 중시, 동일시) 구조를 재확인하였다. 2단계로 대학생 총 993명을 모집하고 다집단 확인적 요인분석을 통해 고등학생과 대학생 집단에서 K-POS-2의 측정 동일성이 유지되는지 검증한 결과, 측정 동일성이 확인되었다. 마지막으로 고등학생 100명과 대학생 100명을 대상으로 K-POS-2의 타당도를 검증한 결과, K-POS-2는 기존 과보호 척도, 그리고 한국 문화에 특수적인 과보호 척도와 높은 상관을 보였으며, 일반적이고 바람직한 양육 태도를 측정하는 척도들과는 낮은 상관을 보고하여 높은 수렴 타당도와 변별 타당도를 가진 것으로 확인되었다. 본 연구 결과는 K-POS-2가 심리측정적 특성과 유용성 측면에서 원척도에 비해 더욱 개선되었음을 보여준다.

주요어 : 개정판 한국 과보호 양육척도, K-POS-2, 과보호 양육, 한국 문화특수적 과보호

* 이 논문은 2022학년도 연세대학교 박사후연구원 지원사업의 지원에 의하여 작성된 것임
(과제 번호: 2022-12-0026).

† 교신저자: 정경미, 연세대학교 심리학과, (03722) 서울특별시 서대문구 연세로 50
Tel: 02-2123-2448, E-mail: kmchung@yonsei.ac.kr



Copyright © 2023, The Korean Psychological Association. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial License(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

부모의 관심과 보호는 개인의 건강한 발달과 성장에 필수불가결한 요소이다. 그러나 자녀의 연령과 심리사회적 발달 단계에서 요구되는 수준을 넘어서는 과도한 도움과 개입, 즉 과보호적인 양육은 오히려 역기능적일 수 있다. 과보호 양육의 영향을 탐색하는 연구들은 1980년대 이후에 태어난 밀레니얼 세대(millennial generation)가 대학에 진학하기 시작한 2000년대부터 본격적으로 사회적, 학문적 관심을 받기 시작했다. 자녀의 인생에 지나치게 개입하고 도움을 주는 부모들을 지칭하는 ‘헬리콥터 부모(Cline & Fay, 2006)’, ‘잔디깎이 부모(Lythcott-Haims, 2015)’는 사회적으로 만연한 과보호 양육을 일컫는 신조어이다. 그 배경에는 높은 경제력과 교육 수준을 지닌 중산층 이상의 소규모 가족이 증가하면서 부모가 자녀에게 더 많은 시간과 에너지를 쏟게 된 사회적 요인(Hershatter & Epstein, 2010)과 함께 부모의 높은 불안(Cooklin et al., 2013), 거부적 양육 경험(Kim et al., 2005), 자녀의 높은 정서적 반응성(Rubin et al., 1999) 등 개인적 요인이 상호 작용하는 것으로 알려져 있다.

과보호 양육의 개념을 정의한 연구들을 살펴보면, 자녀의 연령과 발달에 필요한 수준 이상의 과도한 통제와 도움이 핵심 특징이라는 데 의견이 일치한다. 그러나 과보호 양육을 포괄적으로 정의하는 데 있어서는 연구자마다 차이가 있다. 예컨대, Levy(1943)는 과보호를 관대하고 너그러운 양육과 차별되는 ‘부족하거나 과도한 통제, 자녀를 아기처럼 돌보는 행동’으로 정의한 반면, Padilla-Walker와 Nelson(2012)은 과보호 양육이 애정과 같은 긍정적인 요소를 포함한다고 주장하며 ‘정서적 지지, 과도한 도움과 개입, 자율성 제한’등의 하위 요소로 정의하였다. 이처럼 상이한 개념

정의와 다양한 이론적 배경은 현재까지 국내와 해외에서 개발된 다양한 과보호 척도들(Chung & Chang, 2008; Kins & Soenens, 2013; LeMoyne & Buchanan, 2011; Parker et al., 1979; Schiffrin et al., 2014; Segrin et al., 2012)에 반영되었다.

현재까지 자녀가 지각하는 과보호 양육을 측정하기 위해 개발된 척도 중 가장 대표적인 것은 1970년대 후반에 개발되어 국내외에서 널리 쓰인 부모-자녀 결합점사(Parental Bonding Instrument, PBI; Parker et al., 1979)이다. PBI는 과보호를 애정 및 돌봄과 상반되는 통제적인 양육으로 정의한다. PBI는 오랫동안 널리 사용된 척도인 까닭에 축적된 선행 연구들을 토대로 결과의 비교와 해석이 가능하다는 장점이 있으나, 통제 중심의 문항으로만 구성되어 과보호 양육의 특징과 양상을 복합적으로 파악하기는 어렵다는 제한점이 있다. 반면에 2000년대 이후 개발된 척도들은 과보호 양육의 다차원적인 특성을 반영하는 것이 특징이다. 예컨대, Multidimensional Overprotective Parenting Scale(Kins & Soenens, 2013)은 과보호 양육을 ‘선제적 문제 해결’, ‘아기 취급’, ‘사생활 침해’, ‘과도한 정서 반응’과 같은 하위 요소로 나누고 있다. 한편, 과보호가 자녀의 안녕에 대한 관심이나 높은 애정과 같은 긍정적인 의도에서 비롯된다는 관점을 반영한 척도들도 있다. 대표적인 예로 Segrin과 동료들(2012)이 개발한 척도에는 자녀에게 독립적으로 문제를 해결할 권한을 부여하지 않는 ‘낮은 자녀 자기 주도’요인과 함께, 많은 조언을 주고 감정 조절을 돕는 긍정적인 측면이 반영된 ‘조언 및 정서 관리’요인도 포함되었다. 이처럼 최근 10년간 개발된 척도들은 과보호 양육을 다양한 요인이 복합적으로 작용하는 형

태로 개념화함으로써, 과보호 양육에 대한 심층적인 연구를 가능하게 한다. 이러한 척도들은 공통적으로 양호한 구성 타당도와 신뢰도를 지니고 있는데, 일부는 한국어로 번안되어 신뢰도와 타당도가 검증되었다(Chae et al., 2016; Kang & Lee, 2017).

다양한 이론적 개념을 바탕으로 한 척도들을 통해 과보호 양육의 다양한 측면을 탐색할 수 있게 된 것은 장점이나, 일반화 차원에서는 제한점이 지적되고 있다. 예를 들어, ‘헬리콥터 양육 측정도구(Schiffrin et al., 2014)’나 ‘헬리콥터 부모역할 지각 척도(LeMoyne & Buchanan, 2011)’는 한국에서도 사용되고 있으나, 백인 대학생을 대상으로 개발되었기 때문에 타 문화권의 부모-자녀 관계를 탐색하는데 다소 제한적인 측면이 있다(Kang & Lee, 2017; Schiffrin et al., 2014). 부모의 양육 태도와 이에 대한 자녀의 인식에는 필연적으로 그 문화와 사회에서 중시하는 가치와 특성이 반영되어 서로 다른 양상으로 나타날 수 있기 때문이다(Harkness & Super, 2002). 일반적으로 서구 사회와 비교하여 아시아에서는 유교 사상과 집단주의 문화 등의 영향으로 부모가 자녀 중심적이면서도 권위적이고(Shin & Wong, 2013), 부모-자녀 간 관계가 더 밀착되어 있다(Rothbaum et al., 2002).

그중에서도 한국과 중국을 포함한 동아시아 권에서 나타나는 과보호 양육 양상에는 과도한 개입과 통제뿐만 아니라, 자녀의 학업과 성취를 강조하고, 타인과 비교하거나 체면을 중시하는 특성이 있는 것으로 보고된다(Han, 2016; Leung et al., 2018). 이러한 양상이 반영된 대표적인 척도로 Chinese Overparenting Scale(Leung & Shek, 2019)이 있다. 해당 척도의 하위 요인을 살펴보면 ‘지나친 모니터링’, ‘자

녀에 대한 개입’처럼 기존 과보호 척도들과의 공통 요인 이외에 ‘지나친 학문적 성취 강조’, ‘자녀의 성취와 타인의 비교’, ‘과도한 일일계획 부과’와 같은 문화 특수적 요인들이 포함되어 있다. 한편, 국내에서도 문화 특수적 측면을 반영한 척도들이 개발되어 타당화를 거친 바 있다. Chung과 Chang(2008)의 ‘한국 어머니 과보호 척도’와 Chung과 Yoon(2015)이 개발한 ‘한국 과보호 양육척도’가 대표적이다.

한국 과보호 양육 척도(Korean-Parental Overprotection Scale; K-POS)는 한국의 문화 특수적 양육 태도인 성취와 체면 중시 요인에 대한 문항을 포함하고, 부모와 자녀, 교사 등 서로 다른 집단이 지각하는 과보호 양육 태도에 대한 정보를 반영하여 개발되었다(Chung & Yoon, 2015). K-POS는 총 15개 문항, 4개의 하위 요인(통제, 동일시, 성취 지향, 체면 문화)으로 이루어져 있으며, 대부분 어머니의 양육 태도만을 측정하는 척도들과 다르게 아버지의 과보호 양육 태도도 함께 측정하는 것이 특징이다. 자녀 양육을 위한 아버지의 역할이 점점 더 강조되는 가운데, 아버지가 어머니와 차별된 역할로 자녀에게 독립적인 영향을 미치며(McKinney & Renk, 2008), 부모나 자녀의 성별에 따라 과보호가 자녀의 심리사회적 발달에 미치는 영향이 달라짐(Kouros et al., 2017; Rousseau & Scharf, 2015)을 고려할 때, 과보호의 영향에 대한 포괄적이고 세부적인 분석이 가능한 장점이 있다. 일례로 K-POS를 활용하여 과보호 양육의 영향을 탐색한 선행 연구(Yoon & Chung, 2014)에 따르면 아버지의 과보호 양육은 대학생 자녀의 부정행위에 유의한 영향을 미치지 않은 반면, 어머니가 체면 중시적이고 동일시 경향이 높은 과보호 양육 태도를 가지고 있다고 보고한 대학생들은 그렇지 않

은 집단에 비해 부정행위를 더 많이 했다.

한편, K-POS 개발 이후 다양한 선행 연구에서 지적된 보완점은 다음과 같다. 첫째, 하위 요인에서 보고된 낮은 내적 일치도이다. K-POS 개발 시 전체 문항에 대한 내적 일치도(Cronbach's α)는 부모 각각 .75와 .77으로 양호한 수준이었으나, 하위 요인 중 동일시 요인에서는 부모 각각 .43과 .50으로 낮은 내적 일치도가 보고되었다. 이는 3문항이라는 적은 문항 수와 관련된 것으로 생각되는데, 평행분석법을 사용하여 추출된 4요인 구조의 전반적 합치도가 매우 좋은 수준이었으므로 최종 문항에 포함되었으나 재확인의 필요성이 제기되었다. 후속 연구들을 살펴보면, Seo(2016)의 연구에서 동일시 요인의 내적 일치도 계수는 부모 모두 .48, 체면 중시 요인은 부모 각각 .70과 .63으로 보고되었고, Yoon과 Chung(2014)의 연구에서 동일시는 부모 각각 .49와 .48, 체면 중시는 .63와 .51로 역시 낮은 수준이었다.

둘째로, K-POS는 고등학생을 대상으로 개발되었으나, 보다 넓은 연령대에 적용 가능한 척도의 필요성이 제기되었다. 특히 20대 초반 대학생 시기는 ‘성인 모색기(emerging adulthood)’라는 새로운 발달 단계로 제안될 만큼(Arnett, 2000) 청소년기와 성인기 사이의 과도기적 특성이 두드러진다. 이 시기 대학생들은 부모로부터 독립을 추구하지만, 사회경제적 제약으로 인해 성인으로서의 완전한 과업 수행이 어렵다는 점에서 과보호 양육에 취약한 집단으로 볼 수 있다. 이에 다수의 해외 과보호 척도들은 대학생과 성인을 대상으로 개발되었다(LeMoyne & Buchanan, 2011; Schiffrin et al., 2014). 해당 집단에 대한 과보호의 영향을 탐색할 필요성과 관심이 높으므로, 한국 문화적 특성을 반영하여 개발된 K-POS를 대

학생 집단을 대상으로 표준화한다면, 그 유용성이 더욱 확대될 것이다.

본 연구는 K-POS를 보완한 개정판 한국 과보호 양육 척도(K-POS-2)를 개발 및 타당화하는 목적으로 실시되었다. 세부 목적은 다음과 같다. 첫째, 총 4개의 하위 요인 중 2개인 체면 중시와 동일시 요인에서 보고된 낮은 내적 일치도를 개선하는 것이다. 둘째, 고등학생을 대상으로 개발된 기존 척도를 보완하여 고등학생과 대학생 및 초기 성인 집단에 모두 활용 가능한 과보호 척도를 개발하는 것이다. 이에 본 연구에서는 3단계에 걸쳐 자료 수집 및 분석을 수행하였다. 우선 1단계에서는 K-POS-2의 예비 문항을 제작하고 고등학생을 대상으로 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하여 요인 구조를 도출하였다. 2단계에서는 다집단 확인적 요인분석을 통해 K-POS-2가 고등학생과 대학생 모두에서 공통적으로 사용될 수 있는지 측정 동일성을 검증하였다. 마지막으로 3단계에서는 K-POS-2의 수렴 및 변별 타당도와 검사-재검사 신뢰도를 확인했다.

방 법

연구 대상

연구 대상은 개정판 척도의 요인 구조 도출을 위한 고등학생 집단, 측정 동일성 검증을 위한 대학생 집단, 그리고 K-POS-2의 수렴 및 변별 타당도와 신뢰도 확인을 위해 추가로 모집한 고등학생과 대학생 집단으로 구성된다.

우선, 1단계에서는 연구자 소속 대학의 생명 윤리심의위원회에서 승인(7001988-201809-HR-

391-05)을 받아 인천 소재 1개 고등학교 재학생을 대상으로 총 880명의 연구 참여자를 모집했다. 참여자 중 남학생은 449명(51.0%), 여학생은 431명(49.0%)이었다.

2단계에서는 서울 소재 8개 대학교의 온라인 커뮤니티 사이트를 통해 총 993명의 연구 참여자를 모집하였다(7001988-201909-HR-381-06). 참여자 중 남자는 395명(39.8%), 여자는 598명(60.2%)이었다. 각 사이트에 연구 참여 모집 문건을 게시하고, 예비 척도의 온라인 링크(www.qualtrics.com)를 업로드하여 참가자가 연구 설명문을 읽고 서면 동의 후 설문에 응답하는 방식이었다.

마지막으로, 수렴 및 변별 타당도와 검사-재검사 신뢰도 검증을 위해 온라인 설문 전문기관¹⁾을 통해 전국 단위로 고등학생과 대학생을 각 100명씩 모집했다(7001988-202002-HR-757-04). 고등학생 100명 중 남자는 45명(45.0%), 여자는 55명(55.0%)이었고, 대학생 100명 중 남자는 39명(39.0%), 여자는 61명(61.0%)이었다.

연구 절차 및 분석 방법

개정판 척도 제작 및 타당화를 위한 본 연구의 세부 절차는 1단계로 예비 문항의 개발, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 통한 요인 구조 도출, 2단계로 다집단 확인적 요인분석을 통한 측정 동일성 검증, 3단계로 K-POS-2의 수렴 및 변별 타당도와 검사-재검사 신뢰도를 확인하는 순서로 진행되었다.

예비 문항의 개발

K-POS의 체면 중시와 동일시 하위 요인에

서 반복적으로 낮은 내적 신뢰도가 보고되었고, 문항 표현상 해석의 어려움이 지적됨에 따라 다음과 같은 절차를 통해 예비 문항을 제작했다. 1차로 전문가의 피드백, 척도 사용자의 의견, 그리고 문헌 조사를 바탕으로 문항과 해당 요인 간의 관련성, 또는 표현 및 단어의 명확성을 고려하여 체면 중시와 동일시 요인에 대해 각각 15개씩 총 30개의 후보 문항을 제작했다. 예를 들어, 동일시 요인의 ‘본인의 성공보다는 나의 성공을 우선시 하신다’는 자녀에 대한 애정이나 헌신으로 지각될 수 있어 의미가 모호하다는 전문가의 의견에 따라 ‘나의 성공을 본인의 성공이라고 생각하신다’라는 문항을 추가했고, 체면 중시 중 ‘본인의 생각보다는 언론 매체나 주변 정보에 따라 의사결정을 하신다’는 문항은 자녀에 대한 의사결정 시 타인의 기준이나 시선을 우선시하여 자녀의 감정이나 욕구를 억제하는 양육 태도가 충분히 반영되지 않았다는 의견에 따라 ‘나와 관련된 의사결정 시 주변의 시선이나 이미지를 중요하게 고려하신다’라는 후보 문항을 새로 만들었다. 또한, 자녀와 동일시하거나 체면을 중시함으로써 자녀의 심리적 자율성을 제한하는 모습을 강조한 ‘내가 부모님의 결정을 당연히 따를 거라고 기대하신다(동일시)’, ‘다른 사람에게 어떻게 비춰질지 생각해서 행동하라고 말씀하신다(체면 중시)’ 등의 새로운 문항들도 추가했다.

후보 문항 1차 제작 후, 과보호 양육 관련 연구를 수행하거나 척도 개발 경험이 있는 심리학 교수 및 전문가 5인에게 5점 리커트 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 5점: 매우 그렇다)를 이용해 후보 문항의 내용 타당도를 평가받았다. 그리고 타당도 평가 결과를 바탕으로 전체 30문항 중 평균이 3.5점 이상인 체면 중

1) (주)데이터 스프링 코리아
(<https://www.d8spring.com/ko>)

표 1. 동일시와 체면 하위 요인 후보 문항의 내용 타당도 평가 결과

요인	후보 문항	점수
동일시	1 이루지 못한 꿈을 내가 이뤄주기를 바라신다*	3.80
	2 내가 슬프거나 기쁠 때 나보다 더 슬프거나 기뻐하신다	3.20
	3 나의 성공을 본인의 성공이라고 생각하신다*	4.20
	4 내가 당연히 부모님과 같은 가치관을 가졌을 것이라고 여기신다*	3.60
	5 내가 부모님의 결정을 당연히 따를 거라고 기대하신다*	3.80
	6 나의 실패를 본인의 실패로 생각하신다*	4.80
	7 나에 관한 중요한 결정을 모두 본인이 하려고 하신다*	3.60
	8 내가 잘못된 일에 대해 대신 책임을 지려고 하신다	3.40
	9 내 문제를 모두 해결해주려고 하신다*	3.60
	10 내가 부모님과 다른 의견을 말하면 인정하지 않으신다	2.80
	11 나를 당신의 분신으로 여기신다*	4.40
	12 당신의 삶보다 내 삶에 더 많이 신경을 쓰신다	3.40
	13 본인보다 나를 더 아끼시는 것 같다	3.20
	14 나의 행복은 곧 부모님의 행복이다	3.40
	15 나의 모든 것을 알고 있다고 생각하신다	3.40
체면 중시	1 나와 관련된 좋지 않은 일은 다른 사람들에게 숨기거나 거짓으로 돌려대신다*	4.20
	2 본인의 기준보다 다른 사람들의 기준을 더 중요시하신다	2.60
	3 다른 사람들에게 내가 한 일을 과장되게 자랑하신다	3.20
	4 나에 대해서 남들에게 실제보다 부풀려 이야기하실 때가 있다	3.40
	5 나에 대해 자랑하는 것을 좋아하신다	3.20
	6 주변 사람과 나를 자주 비교하신다	3.20
	7 의사결정 시 주변의 시선이나 이미지를 중요하게 고려하신다*	4.00
	8 다른 사람들에게 어떻게 비춰질지 생각해서 행동하라고 말씀하신다*	4.00
	9 내 행동이나 성취가 기대에 미치지 못하면 다른 사람들 보기에 부끄러워하신다*	4.60
	10 내 주변 사람들이 나보다 좋은 평가를 받으면 기분이 상하신다*	3.60
	11 내가 다른 사람들보다 우월하거나 최고가 되기를 바라신다	3.00
	12 내가 일류 대학이나 회사에 들어가야 한다고 강조하신다	2.80
	13 내가 돈을 많이 벌거나 사회적으로 인정받는 직업을 갖기를 바라신다	2.80
	14 나에 대한 다른 사람들의 평가에 민감하시다*	3.80
	15 내가 남부럽지 않게 생활할 수 있도록 경제적 지원을 아끼지 않으신다	2.60

주. * 선별 문항

시 6문항과 동일시 8문항을 선별했다. 선별된 문항 내용과 내용 타당도 평가 결과는 표 1과 같다. 그리고 최종적으로 K-POS 원척도 문항 15개와 새로 선별된 체면 중시와 동일시 요인의 후보 문항 14개를 합해 총 29문항의 예비 척도를 구성했다. 본 연구에서는 전체 4개의 하위 요인 중 지속적으로 낮은 일치도가 보고된 두 개의 요인에 대해서만 예비 문항을 제작했는데, 이는 기존 척도의 단점을 보완하는 동시에, 원척도와 기존 척도 간의 연속성을 유지시키는 장점이 있다. 즉, K-POS를 활용하여 과보호 양육 태도의 영향을 탐색한 선행 연구 결과들을 사장시키지 않고 기존 연구 결과를 바탕으로 추가적인 가설 수립 및 검증이 가능하다.

탐색적 요인분석

요인분석을 위해 고등학생을 대상으로 총 29문항의 예비 척도에 대한 응답을 일주일간 수집했다. 참가자들은 각 문항에 5점 리커트 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 5점: 매우 그렇다)로 자신이 지각하는 부모의 과보호 양육 태도 수준을 평정하였다. 본 연구에서는 아버지와 어머니의 양육 태도에 대한 응답을 함께 측정했으며, 참가자에 따라 부모 모두에 대해 답하거나 한쪽에 대해서만 응답하였다.

수집된 고등학생 880명의 자료 중 결측치가 있거나 불성실한 응답을 포함한 76명의 자료를 제외한 총 804명(부모 모두 응답 698명, 어머니만 응답 84명, 아버지만 응답 22명)의 자료를 탐색적 요인분석($n = 398$)과 확인적 요인분석($n = 406$)에 무선 배분하였다. 두 집단 모두 요인분석의 신뢰도 확보에 권장되는 표본 수인 300명 이상의 조건을 충족했으며 (Tabachnick & Fidell, 2007), Widaman(2012)이 제

안한 최소 5:1 이상의 참가자 대 변인 비율을 만족했다.

먼저 예비 척도의 요인 구조를 확인하기 위해 IBM SPSS Window 26.0을 사용하여 탐색적 요인분석을 실시했다. 요인 수 결정에는 총 29 문항에 대해 스크리 도표와 평행 분석(Horn, 1965) 방법을 사용했다. 스크리 도표는 요인 수 추정을 위한 대표적인 절차 중 하나이며, 보다 신뢰로운 방법으로 평행 분석이 권장된다(Preacher & MacCallum, 2003). 평행 분석 시에는 O'Connor(2000)가 제시한 SPSS 명령문을 사용했다. 요인 추출 단계에서는 주축 요인 추출법(principal axis factoring)과 사각 회전의 일종인 직접 오블리민(direct oblimin) 방법을 사용했고, 리커트 척도 개발을 위한 탐색적 요인 분석 방법(Jahng, 2015) 및 선행 연구들을 참고하여 아버지와 어머니 자료 모두에서 공통성 .40 이상, 요인 부하량 최소 .30 이상, 요인 간 부하량 차이가 .10 이상인 문항들을 선별하여 K-POS-2의 요인 구조를 산출했다. 신뢰도 검증을 위해서는 전체 문항 및 하위 요인의 내적 일치도(Cronbach's α)를 확인하였다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석에 이어서 요인 구조의 적합도를 검증하기 위해 IBM AMOS Window 26.0을 사용하여 확인적 요인분석을 실시했다. 최대 우도법(Maximum likelihood)을 가정하고 χ^2 통계량과 TLI(Tucker-Lewis Index), CFI (Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), SRMR(Standardized Root Mean Square Residual) 지수를 산출했다.

다집단 확인적 요인분석

고등학생과 대학생 집단 간에 K-POS-2의 측

정 동일성이 성립되는지 확인하기 위해 연구 2단계에서는 대학생에게 K-POS-2를 실시하고, IBM AMOS Window 26.0을 사용하여 다집단 확인적 요인분석(multi-group confirmatory factor analysis)을 실시했다. 수집된 대학생 총 993명의 자료 중 온라인 설문 사이트 접속이 중단되어 응답을 완료하지 못한 23명, 결측치가 많고 성실하지 않은 참여자 14명의 자료를 제외한 956명(부모 모두에 대해 응답 875명, 어머니만 응답 62명, 아버지만 응답 19명)의 자료를 분석에 사용했다. 다집단 확인적 요인분석은 다른 집단 간에 요인 구조의 일반화 가능성을 교차 검증하기 위한 것으로, 형태 동일성, 요인부하량 동일성, 절편 동일성, 요인 분산 및 공분산 동일성 제약 등을 순차적으로 가한 모형의 적합도 지수들을 이전 모형과 비교하는 방식으로 진행된다(Cheung & Rensvold, 2002). 모형 적합도 비교 시, χ^2 차이에 대한 검정은 표본 크기에 민감하다는 지적이 있으므로(Meade et al., 2008) RMSEA와 CFI의 차이 값인 Δ RMSEA와 Δ CFI를 살펴보았다.

수렴 및 변별 타당도와 신뢰도 검증

본 연구의 3단계에서는 K-POS-2의 수렴 및 변별 타당도와 신뢰도를 확인하였다. 우선 고등학생 100명과 대학생 100명을 대상으로 K-POS-2와 부모 과보호 양육 태도를 측정하는 기존 척도인 부모-자녀 결합 형태검사(Parker et al., 1979)의 과보호 하위 척도, 한국 어머니 과보호 척도(Chung & Chang, 2008), 청소년이 지각한 일반적인 양육 태도를 측정하는 척도(Huh, 2004)를 실시하였다. IBM SPSS Window 26.0을 사용하여 K-POS-2와 한국 어머니 과보호 척도, PBI의 과보호 하위 요인 간의 상관 분석을 실시하여 수렴 타당도를 확인했으며,

K-POS-2와 청소년이 지각한 부모 양육 행동 척도 간의 상관을 분석하여 K-POS-2가 애정, 합리적 설명, 감독 등과 같은 일반적인 양육 행동과 다른 차원의 양육 태도를 측정하는지 변별 타당도를 확인했다.

검사-재검사 신뢰도는 모집된 참가자 200명 중에서 재검사에 동의한 고등학생 50명과 대학생 50명을 선착순으로 선발하고, 1차 설문 이 완료된 지 2주 후 K-POS-2를 재 실시하는 방법으로 측정되었다. 이 중에서 일부 응답을 누락한 고등학생 3명의 자료를 제외한 총 97명(남자 35명, 여자 62명)의 자료를 분석에 사용했다. 고등학생 47명 중 남자는 16명(34.0%), 여자는 31명(66.0%)이었고, 대학생 50명 중 남자는 19명(38%), 여자는 31명(62%)이었다. 분석은 IBM SPSS Window 26.0을 사용하여 2주 간격으로 실시한 K-POS-2의 총점과 하위 요인별 점수들 간 상관관계를 살펴보았다.

연구 도구

개정판 한국 과보호 양육척도

본 연구의 1단계에서 예비 문항 개발과 요인 분석을 통해 도출된 개정판 한국 과보호 양육척도(K-POS-2) 15문항을 사용했다.

한국 어머니 과보호 척도

K-POS-2와 한국의 문화적 가치 요인이 반영된 기존 과보호 척도의 수렴 타당도 확인을 위해 한국 어머니 과보호 척도(Chung & Chang, 2008)를 실시했다. 이 척도는 과잉 기대, 자율성 저해, 과잉 통제, 과잉 보호 및 불안, 과잉 애정의 5개 요인당 5문항씩 총 25문항으로 구성된다. 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(매우 그렇다)의 4점 척도로 어머니

양육 태도를 평정하며, 총점은 25~100점이다. Chung과 Chang(2008)의 연구에서 내적 일치도는 과잉 기대, 자율성 저해, 과잉 통제, 과잉 보호 및 불안, 과잉 애정 요인의 순서로 .90, .88, .96, .84, .64였고, 본 연구에서는 .84, .86, .80, .89, .67였다.

부모-자녀 결합형태 검사

K-POS-2와 기존에 널리 쓰이는 과보호 척도 간의 수렴 타당도를 확인하기 위해, 자녀가 지각한 부모의 양육 태도를 돌봄(care)와 과보호(overprotection)의 두 가지 차원으로 측정하는 부모-자녀 결합형태 검사(Parental Bonding Instrument, PBI; Parker et al., 1979)를 실시했다. PBI는 각 문항에 대해 0점(전혀 그렇지 않다)에서 3점(매우 그렇다)까지 4점 척도로 평정하며, 총점의 범위는 0~75점이다. 본 연구에서는 Song(1992)이 번안한 척도 25문항 중 연구의 목적상 과보호 차원의 13문항만 사용했다. Song(1992)의 연구에서 내적 일치도는 부모 각각 .87과 .88이었고, 본 연구에서는 .82와 .84였다.

부모 양육 행동 척도

K-POS-2가 부모의 애정이나 적절한 수준의 감독을 넘어서는 과보호 양육 태도를 반영하는지 변별 타당도를 검증하기 위해 Huh(2004)가 청소년을 대상으로 개발한 부모 양육 행동 척도를 실시했다. 본 척도는 4점 척도(1점: 전혀 아니다, 4점: 매우 그렇다)의 총 43문항으로 이루어져 있으며(총점 범위: 43~172점), 애정, 합리적 설명, 학대, 과잉 간섭, 과잉 기대, 감독, 방치, 비밀관성의 8개 요인으로 분류된다. 본 연구에서는 수렴 타당도 검증을 위한 한국 어머니 과보호 척도의 하위 요인과 중복되는

과잉 간섭과 과잉 기대를 제외한 나머지 6개 요인의 30문항만 사용했다. Huh(2004)의 연구에서 요인별 내적 일치도는 .68 ~ .86이었으며, 본 연구에서는 .76 ~ .89이었다.

결 과

탐색적 요인분석

수집한 자료가 요인분석에 적합한지 검증한 결과, KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 값은 아버지 기준 .876, 어머니 기준 .879로, 요인 추출을 위한 문항 간 상관관계 패턴이 양호한 수준이었다. 또한 Bartlett의 구형성 검증 결과는 아버지 $\chi^2 = 2357.861$, $p < .001$, 어머니 $\chi^2 = 2170.771$, $p < .001$ 로 보고되어 요인분석 모형에 적합한 것으로 나타났다.

요인 수 추출을 위해 스크리 도표를 살펴본 결과, 아버지와 어머니의 자료 모두에서 요인 수 4를 기점으로 기울기가 크게 변화했으며, 평행 분석 결과, 95% 기준선(Longman et al., 1989)을 초과하는 실제 고유값의 수 역시 아버지와 어머니 모두에서 원척도와 동일하게 4 요인으로 나타났다. 총 29개 문항 중 공통성 .40 이하인 문항들을 먼저 순차적으로 제거한 결과, 아버지 자료에서 2차에 걸쳐 체면 중시와 동일시 요인의 10개 예비 문항, 어머니 자료에서는 4차에 걸쳐 14개의 예비 문항이 탈락했다. 참고로 어머니 자료에서 성취 지향 요인의 2개 문항(문항 1 = .398, 문항 13 = .344)과 통제 요인의 1개 문항(문항 2 = .368)은 공통성이 .40 이하였으나, 요인 부하량이 .50 이상으로 양호한 수준이고, 해당 문항을 제거하는 것은 원척도의 4개 요인 중 체면 중

표 2. 탐색적 요인분석의 추출요인 고유치, 분산비율 및 요인 부하량

요인			고유치, 분산비율 및 요인 부하량	
			아버지	어머니
고유치			5.928	1.251
분산비율(%)			39.521	8.338
누적 분산비율(%)			39.521	8.338
성취지향	1	나에게 내 능력 이상의 성취를 기대하신다	.718	.632
	5	나의 성적이 기대에 못 미치면 실망하신다	.670	.592
	9	나의 사회적 성공과 성취를 중요하게 생각하신다	.647	.718
	13	교육이 성공의 길이라고 생각하신다	.661	.502
고유치			1.815	1.648
분산비율(%)			12.101	10.990
누적 분산비율(%)			51.621	19.328
통제	2	나의 귀가 시간에 대해 엄격하시다	.590	.562
	6	내가 무슨 일을 하든 부모님의 허락을 받기 원하신다	.605	.496
	10	내가 누구와 어디에서 무엇을 하는지 항상 확인하신다	.847	.863
	14	전화 또는 문자로 내가 하는 일을 수시로 확인하신다	.763	.693
고유치			1.352	5.590
분산비율(%)			9.011	37.268
누적 분산비율(%)			60.633	56.596
체면중시	25	나와 관련된 의사결정 시 주변의 시선이나 이미지를 중요하게 생각하신다	-.617	.623
	27	내 행동이나 성취가 기대에 미치지 못하면 다른 사람들 보기에 부끄러워하신다	-.686	.781
	28	내 주변 사람들이 나보다 좋은 평가를 받으면 기분이 상하신다	-.748	.729
	29	나에 대한 다른 사람들의 평가에 민감하시다	-.669	.693
고유치			1.075	1.032
분산비율(%)			7.165	6.881
누적 분산비율(%)			67.798	63.477
동일시	18	내가 당연히 부모님과 같은 가치관을 가졌을 것이라고 여기신다	-.775	-.640
	19	내가 부모님의 결정을 당연히 따를 거라고 기대하신다	-.783	-.898
	21	나에 관한 중요한 결정을 모두 본인이 하려고 하신다	-.404	-.540

시와 동일시 요인의 문항만 대체하려는 연구 목적에 부합하지 않으므로 그대로 유지했다. 이후 남은 아버지 자료의 19문항, 어머니 자료의 15문항은 모두 각 요인에 대한 부하량이 .40이상, 요인 간 부하량 차이가 .10 이상이었다. 이에 부모 공통으로 선별된 15문항으로 K-POS-2의 요인 구조를 산출했으며, 패턴 행렬에 기반한 각 문항의 요인 부하량, 요인별 고유치, 분산비율은 표 2에 제시했다.

추출된 4요인은 원칙도와 동일하게 ‘성취 지향’, ‘통제’, ‘체면 중시’, ‘동일시’로 명명했다. 본 연구에서 수정·보완된 체면 중시와 동일시 요인을 중점적으로 살펴보면, 우선, 체면 중시 요인은 자녀의 양육에 있어 타인의 시선이나 평가를 중시하는 4개의 문항으로 구성되어 있으며, ‘타인의 평가를 의사결정의 잣대로 삼으신다’, ‘내가 중요한 시험의 성적이 낮거나 시험에서 떨어지면 다른 학부모나 친척과의 접촉을 피하신다’ 등의 기존 문항 대신 자녀와의 관계 및 양육에서 나타나는 체면 중시 행동을 보다 강조한 문항들이 추가되었다. 한편, ‘동일시’ 요인은 자녀를 독립된 존재로 인정하지 않거나 부모 자신과 동일시하는 모습과 관련된 3문항으로 구성된다. 원칙도의 ‘나를 위해 어렵고 힘든 일을 대신해 주신다’, ‘부모님 자신에 대한 비판보다 나에 대한 비

판을 더 참지 못 하신다’와 같은 문항이 삭제되고, 자녀를 자신과 동일시함으로써 자녀의 욕구나 자율성을 침해하는 모습을 강조한 문항들이 포함되었다.

탐색적 요인분석 결과에서 흥미로운 점은 부모 간 고유치가 높은 순서에 차이가 있다는 것이다. 아버지에게서는 성취 지향이, 어머니에게서는 체면 중시가 가장 높은 고유치를 가진 요인으로 확인되었는데, 이는 과보호 양육이 부모에게서 각각 다른 양상으로 나타날 가능성을 의미한다. 추가적으로 아버지 자료에서 체면 중시와 동일시 요인, 어머니 자료에서는 동일시 요인의 요인 부하량이 모두 음수인 것을 볼 수 있는데, 이는 요인분석 시 요인 간의 상관이 존재함을 가정하는 사각 회전의 특성에 기인한 것으로 생각된다. 즉, 요인이 4개인 K-POS-2의 구조상 4차원의 좌표 안에서 해당 요인과 나머지 요인과의 관계로 인해 음수로 나타나는 것으로 이해할 수 있다.

전체 문항 및 하위 요인의 신뢰도 검증을 위해 내적 일치도 확인 결과, 전체 문항에 대한 내적 일치도는 부모 각각 .89, .88이었으며, 성취 지향 .81, .74, 통제 .81, .78, 체면 중시 .82, .81, 동일시 .80, .81로 나타났다. 원칙도 개발 시 체면 중시 요인의 내적 일치도가 부모 각각 .59/.56, 동일시 요인은 .43/.50으로 낮

표 3. K-POS와 K-POS-2의 내적 일치도 비교

요인	K-POS		K-POS-2	
	아버지	어머니	아버지	어머니
성취 지향	.66	.68	.81	.74
통제	.70	.77	.81	.78
체면 중시	.59	.56	.82	.81
동일시	.43	.50	.80	.81

게 보고된 것에 비해 양호한 수준으로 개선되었음을 알 수 있다(표 3).

확인적 요인분석

탐색적 요인분석에 이어, 나머지 406명의 자료를 이용하여 아버지와 어머니 각각에 대해 확인적 요인분석을 실시했다. 분석 결과로 도출된 전반적 합치도 지수는 표 4와 같다. 결과를 살펴보면 부모 모두에서 TLI와 CFI가 .90 이상으로 좋은 적합도의 기준(Vandenberg

& Lance, 2000)을 만족하였으며, RMSEA와 SRMR는 아버지의 경우 .074와 .066, 어머니의 경우 .064와 .052로, 선행 연구에서 제시된 .08 기준(Hu & Bentler, 1999)을 넘지 않는 수준으로 양호했다. 확인적 요인분석에 따른 세부 결과는 그림 1에 제시하였다. 각 하위 요인에 대한 관찰 변수의 요인 계수들이 부모 모두에서 .54에서 .88로 높은 편으로 나타나 수렴 타당도가 있음을 확인했으며, 하위 요인 간의 상관 계수는 .37에서 .66으로, 요인 간의 변별 타당도를 만족하는 기준으로 제안된 .70 이하

표 4. K-POS-2 문항의 전반적 합치도 지수

K-POS-2	요인 수	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA (90% CI)	SRMR
아버지	4	214.90	84	.93	.94	.067 (.056-.078)	.056
어머니	4	181.85	84	.94	.95	.055 (.044-.066)	.047

주. CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standard Root Mean Residual

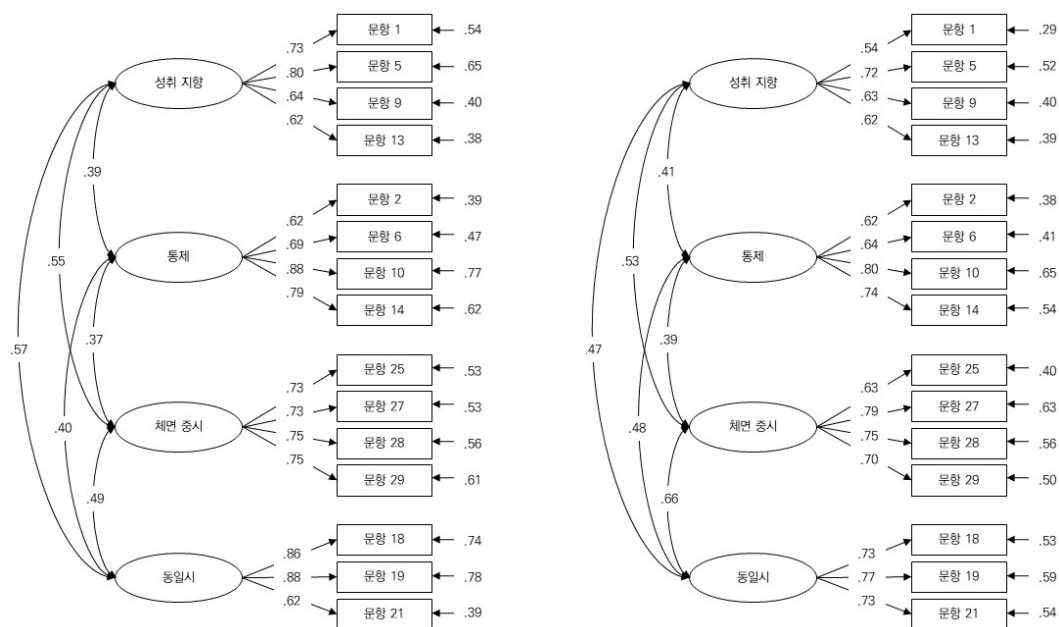


그림 1. K-POS-2의 확인적 요인분석 세부 지수 (좌: 아버지=, 우: 어머니)

(Kline, 2011)를 만족하였다.

다집단 확인적 요인분석

K-POS-2의 요인 구조가 고등학생과 대학생 집단 간에 동일하게 유지되는지 확인하기 위해 다집단 확인적 요인분석을 실시한 결과는 표 5와 같다. 우선 아버지의 경우, K-POS-2의 형태 동일성 제약 모형의 적합도가 우수한 수준($\chi^2(168) = 928.20, p < .001, RMSEA = 0.53, CFI = .930$)이었다. 측정단위 동일성 제약 단계에서 $\Delta RMSEA$ 는 $-.001$, ΔCFI 는 $-.001$ 로, $RMSEA$ 가 $.015$ 이상 증가하거나, CFI 가 $.01$ 이상 감소할 경우 측정 동일성이 성립되지 않는 것으로 판단하는 Chen(2007)의 기준을 충족하여 측정 동일성이 성립되는 것으로 판단되었다. 이어서 측정원점 동일성 제약 단계($\Delta RMSEA = .001, \Delta CFI = -.009$)와 요인분산 및 공분산 동일성 제약 단계($\Delta RMSEA = .001, \Delta CFI = -.004$)에서도 마찬가지로 측정 동일성이

성립되었다. 어머니에 대한 응답 분석 결과에서도 형태 동일성 제약 모형의 적합도가 우수한 수준이었으며($\chi^2(168) = 687.77, p < .001, RMSEA = 0.42, CFI = .950$), 측정단위 동일성 제약 단계($\Delta RMSEA = -.001, \Delta CFI = -.001$), 측정원점 동일성 제약 단계($\Delta RMSEA = .004, \Delta CFI = -.005$), 요인분산 및 공분산 동일성 제약 단계($\Delta RMSEA = .001, \Delta CFI = -.002$)에서 측정 동일성의 기준에 부합하였다. 따라서 K-POS-2의 요인 구조가 고등학생과 대학생 집단에서 동일하게 유지되었으며, 척도가 두 집단 간에 동일한 의미로 해석된다고 볼 수 있다.

수렴 및 변별 타당도

K-POS-2와 한국 어머니 과보호 척도, PBI, 부모 양육 행동 척도의 총점 및 하위 요인 점수 간 상관을 분석한 결과는 표 6과 같다. 우선, K-POS의 어머니 척도와 한국 어머니 과보

표 5. K-POS-2 요인 구조에 대한 다집단 확인적 요인분석 결과

동일성 제약	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	RMSEA	CFI	$\Delta RMSEA$	ΔCFI
아버지							
형태(측정틀)	928.20	168	.000	.053	.930		
요인부하(측정단위)	946.92	179	.000	.052	.929	-.001	-.001
절편(측정원점)	1053.96	194	.000	.052	.920	.001	-.009
요인분산 및 공분산	1106.59	204	.000	.052	.916	.001	-.004
어머니							
형태(측정틀)	687.77	168	.000	.042	.950		
요인부하(측정단위)	705.98	179	.000	.041	.949	-.001	-.001
절편(측정원점)	876.63	194	.000	.045	.934	.004	-.005
요인분산 및 공분산	908.16	204	.000	.045	.932	.001	-.002

주. RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index

표 6. K-POS-2와 타 척도 간 상관관계

	K-POS-2									
	고등학생 (부/모)					대학생 (부/모)				
	총점	성취 지향	통제	체면 중시	동일시	총점	성취 지향	통제	체면 중시	동일시
한국 어머니 과보호 척도										
총점	.77**	.63**	.58**	.62**	.65**	.75**	.51**	.63**	.63**	.64**
과잉 기대	.81**	.81**	.50**	.69**	.63**	.77**	.71**	.51**	.67**	.64**
자율성 저해	.40**	.30**	.25*	.39**	.39**	.41**	.25*	.30**	.40**	.37**
과잉 통제	.76**	.50**	.77**	.57**	.62**	.75**	.47**	.81**	.51**	.59**
과잉 보호	.63**	.50**	.44**	.50**	.61**	.65**	.40**	.58**	.52**	.61**
과잉 애정	.41**	.37**	.34**	.28**	.33**	.33**	.12	.21*	.41**	.31**
PBI 과보호										
	.64**	.47**	.54**	.57**	.52**	.67**	.48**	.59**	.51**	.58**
	.56**	.35**	.46**	.45**	.56**	.70**	.41**	.64**	.58**	.62**
부모 양육 행동 척도										
감독	.20	.10	.30**	.18	.07	.35**	.27**	.44**	.25*	.11
	.26**	.20	.34**	.09	.20*	.05	-.03	.17	.02	-.03
비일관성	.52**	.39**	.33**	.49**	.47**	.50**	.39**	.38**	.46**	.39**
	.52**	.42**	.35**	.47**	.44**	.67**	.46**	.56**	.58**	.56**
합리적 설명	-.05	.01	.11	-.11	-.19	.02	.01	.22*	-.03	-.21*
	.00	-.02	.12	.01	-.13	-.18	-.17	-.08	-.07	-.28**
애정	-.09	-.05	.06	-.15	-.18	-.17	-.08	.05	-.24*	-.35**
	-.14	-.08	.04	-.18	-.28**	-.37**	-.25*	-.26**	-.33**	-.35**
학대	.40**	.31**	.17	.45**	.37**	.41**	.32**	.35**	.37**	.28**
	.37**	.24*	.23*	.45**	.27**	.33**	.18	.29**	.32**	.26**
방치	.27*	.14	.11	.34**	.30**	.35**	.27**	.19	.37**	.32**
	.30**	.18	.08	.40**	.33**	.44**	.23*	.32**	.45**	.40**

주. 한국 어머니 과보호 척도와의 상관은 K-POS-2의 어머니 척도만 해당;

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

호 척도의 총점 간 상관은 고등학생은 .77, 대학생은 .75로 나타나 두 척도가 전반적으로 유사한 개념을 측정할 가능성이 높은 것으로 판단되었다. 하위 요인 간 상관을 살펴보면,

가장 유사한 개념을 측정하는 것으로 생각되는 K-POS-2의 성취 지향과 한국 어머니 과보호 척도의 과잉 기대, K-POS-2의 통제와 한국 어머니 과보호 척도의 과잉 통제 간 상관

.71 ~ .81로 매우 높았다. 또한 K-POS-2는 국외에서 널리 쓰이는 과보호 척도인 PBI와 두 집단 모두에서 중간에서 다소 높은 수준의 상관(고등학생 부: $r = .64$, 모: $r = .56$, 대학생 부: $r = .67$, 모: $r = .70$)을 보여, 기존 과보호 양육 척도들과의 수렴 타당도가 양호한 수준으로 보고되었다.

변별 타당도를 살펴보면, 고등학생과 대학생 집단 모두에서 K-POS-2의 통제 요인은 부모가 자녀의 학교 생활이나 교우 관계 등 전반적인 생활에 대해 인지하는 ‘감독’ 요인과 낮거나 유의하지 않은 상관을 보였으며, K-POS-2의 충점 및 하위 요인은 자녀 행동을 지도하는 데 있어서 명확하고 합리적인 기준을 일관적으로 적용하고 적절한 보상이나 훈육을 사용하는 ‘합리적 설명’ 요인, 자녀에게 친밀감을 나타내며 자녀의 요구를 민감하게 들어주는 ‘애정’ 요인과도 유의하지 않거나 매우 낮은 상관을 보였다. 이러한 결과들은 K-POS-2가 측정하는 과보호 양육 태도가 자녀의 발달 단계나 요구 수준에 맞춘 통제와 훈육, 애정과는 명확하게 변별되는 개념임을 시사한다.

검사-재검사 신뢰도

고등학생을 대상으로 한 K-POS-2의 2주 검사-재검사 신뢰도는 총 15문항에 대해 부모 각각 .80과 .86으로 보고되었다. 각 하위 요인 별로는 성취 지향은 .75과 .79, 통제는 .65과 .80, 체면은 .76과 .73, 동일시는 .74와 .77로 모두 양호한 수준이었다. 대학생 집단에서 검사-재검사 신뢰도는 전체 문항에 대해 부모 각각 .77과 .75, 성취 지향은 .58과 .66, 통제 .73과 .81, 체면 중시 .70과 .62, 동일시 .66와 .56으

로, 성취 지향과 동일시 요인에서는 상대적으로 다소 낮았으나 전반적으로 양호한 수준이었다.

논 의

본 연구에서는 한국 과보호 양육척도(K-POS)를 보완하여 일부 요인의 낮은 신뢰도를 개선하고, 척도의 대상 연령대를 확대하여 고등학생뿐만 아니라 대학생 집단에도 활용 가능한 개정판 척도(K-POS-2)를 개발 및 타당화하였다.

구체적으로 본 연구에서는 체면 중시와 동일시 요인의 후보 문항과 원척도 문항을 합쳐 총 29문항의 예비 척도를 도출하고, 고등학생 880명을 대상으로 응답을 수집했다. 요인분석 결과, K-POS-2는 원척도와 동일하게 총 15문항, 4요인이었으며 부모 모두에서 높은 내적 일치도와 양호한 수준의 적합도가 보고되어 한국 문화 특수적인 과보호 양육의 4가지 요인 구조가 재확인되었다. 이어서 고등학생과 대학생 간에 K-POS-2의 측정 동일성이 유지되는지 확인한 결과, 측정 동일성 기준에 부합하였다. 더불어 K-POS-2는 해외 과보호 척도 및 한국의 문화 특수적 과보호 양육 척도와는 높은 상관, 일반적이고 바람직한 양육 태도를 측정하는 척도들과는 낮은 상관을 보여 양호한 수렴 및 변별 타당도를 보고하였으며, 2주의 검사-재검사 신뢰도도 양호한 수준이었다. 본 연구 결과에 따른 시사점은 다음과 같다.

첫 번째로, 자녀가 지각하는 부모의 과보호 양육 행동을 측정하는 신뢰로운 도구를 수정 보완 및 타당화했다는 점이다. 원척도에서 문제점이 지적되었던 체면 중시 요인의 낮은 내

적 일치도(부모 각각 .59와 .56)는 K-POS-2에서는 .82와 .81, 동일시 요인은 부모 각각 .43과 .50이던 것이 .80과 .81으로 높게 개선되었다. 더불어 K-POS-2는 PBI 등 지금까지 널리 사용되어 온 과보호 척도와 높은 상관을 보고한 반면, 일반적이고 바람직한 양육 행동을 측정하는 척도들과는 낮은 상관을 보여 높은 타당성이 확인되었다. 앞서 논의한 바와 같이 과보호 양육은 정의가 다양하며, 수용과 개입처럼 서로 상반되어 보이는 행동들이 혼합되어 연구에 어려움이 있다고 지적되었다(Park, 1998). 과보호 양육의 개념화가 어려운 이유 중 하나는 자녀에 대한 개입과 통제는 그 자체가 아니라 적정 수준 이상일 때 역기능적이기 때문이다. 즉, 어느 정도의 통제가 적절하고, 그렇지 않은지는 부모나 자녀의 개인적 특성, 사회문화적 배경 등에 따라 다르므로 개념화가 어렵다. 비슷한 맥락에서 과보호 양육과 자녀에 대한 애정도 구분이 쉽지 않은데, 두 가지 모두 자녀에 대한 높은 수준의 개입과 염려를 동반하기 때문이다(Hudson & Rapee, 2001). 일부 학자들은 애정이 적은 부모일수록 과보호하기 쉽다고 주장하는 반면(Nelson et al., 2011; Parker et al., 1979), 과보호가 자녀의 안전과 성취를 도우려는 부모의 선의와 애정에서 비롯된다는 견해도 있으며(Locke et al., 2012; Schiffrin et al., 2014), 자녀 역시 이러한 이유로 과보호를 애정으로 지각할 가능성이 있다. 실제로 지각된 과보호 양육 행동과 부모의 애정 간에 정적 상관관계가 보고되며(Hesse et al., 2018), 특히 한국 문화에서는 자녀가 부모의 과도한 통제와 개입을 애정 표현으로 인식하기 쉬웠다(Kwon et al., 2017; Lee & Kang, 2018). 따라서 자녀의 독립과 자율성을 촉진하는 적절한 통제와 훈육, 애정 등의 긍

정적인 양육 행동과는 구분되는 역기능적 양육 태도를 측정하는 과보호 척도의 개발이 더욱 중요하다. 이러한 측면에서 본 연구로 확인된 K-POS-2와 적응적 양육 행동 간의 낮은 상관은 K-POS-2가 유사한 구성 개념들을 변별하는 타당도 높은 척도임을 시사한다.

둘째, K-POS-2는 청소년기와 초기 성인 집단에 모두 활용 가능하며, 원척도에 비해 유용성이 더욱 확대되었다. 초기 성인기인 대학생 시기는 독립된 개인으로서 문제해결과 의사결정 능력을 습득하는 중요한 시기이다. 그러나 과보호 양육은 자녀의 자율성과 독립성을 저해하는 것이 가장 큰 특징으로, 과보호 양육이 심리사회적 발달에 부정적인 영향을 미치는 근본적인 이유도 바로 이것이다(Moilanen & Lynn, 2019). 이에 해외에서는 대학생 및 성인 자녀를 대상으로 과보호 양육의 영향을 탐색하는 연구가 활발하며, 척도 개발도 이 연령대에 초점이 맞춰져 있다(LeMoyné & Buchanan, 2011; Schiffrin et al., 2014). 그러나 국내 과보호 척도들(Chung & Chang, 2008; Chung & Yoon, 2015)은 모두 중, 고등학생을 대상으로 개발된 까닭에, 대학생 및 성인을 대상으로 한 연구에서는 이 척도들을 그대로 사용하거나(Kim & Yang, 2018; Yoon & Chung, 2014), 해외 척도를 번역해서 사용하였다(Choi, 2015; Kim & Park, 2019; Yoo et al., 2018). 따라서 K-POS-2를 통해 한국 성인이 지각하는 부모의 과보호 양육 태도를 측정할 수 있을 뿐만 아니라, 청소년과 성인을 대상으로 한 연구 결과들을 비교하고 일반화하기가 쉬워질 것으로 기대된다.

다만, K-POS-2의 검사-재검사 신뢰도를 도출한 결과, 대학생 집단에서는 일부 요인(성취 지향, 동일시)에서 .56 ~ .66의 다소 낮은 신

뢰도가 보고되었다. 일반적으로 낮은 검사-재검사 신뢰도는 불명확한 문항 내용, 응답자의 상태 변화, 적은 문항 수 등과 관련이 있는데 (Weng, 2004), 고등학생에서는 모든 하위 요인에서 우수한 검사-재검사 신뢰도가 보고되었음을 고려할 때, 가장 먼저 응답자의 상태와 관련된 두 집단 간 차이를 원인으로 고려해 볼 수 있다. 한국 사회에서 고등학생의 생활은 대학 입시에 초점을 두고 있으며, 부모를 포함한 대인관계와 여가 등 학업 이외의 활동이 매우 제한적이다(Oh, 2010). 그에 비해 대학생은 보다 자유로운 환경에서 다양한 사람들과 관계를 맺고 폭넓은 경험을 하며, 그 결과 주변인과 자기 자신에 대한 인식이나 태도, 믿음에 자주 변화를 경험한다(Arnett, 2000). 따라서 본인이 지각하는 부모의 과보호 양육에 대해 일관된 시각을 유지하기 어려울 가능성이 있다. 낮은 검사-재검사 신뢰도가 보고된 요인의 문항들을 살펴보면 ‘교육이 성공의 길이라고 생각하신다’, ‘내가 당연히 부모님과 같은 가치관을 가졌을 것이라고 여기신다’와 같이 자녀가 인식하는 부모의 가치관이나 태도를 묻는 문항들이 포함되어 있는데, 이는 상대적으로 높은 검사-재검사 신뢰도가 보고된 통제와 체면 중시의 문항들이 부모의 외현적인 특정 행동에 초점을 둔 것과 비교된다(예: 내가 누구와 어디에서 무엇을 하는지 항상 확인하신다). 그러나 설문 도구가 복합적이고 다면적인 개념을 측정할 때 검사-재검사 신뢰도가 다소 낮아질 수 있고(Cohen et al., 1996), 본 연구의 목적이 청소년과 초기 성인에 모두 적용 가능한 척도를 개발하는 것임을 고려할 때, 해당 결과는 수용 가능한 수준으로 생각된다.

셋째, K-POS-2는 부모 모두에게 공통된 문

항으로 구성되어 아버지와 어머니의 과보호 양육이 자녀에게 미치는 영향을 비교할 수 있는 장점이 있다. 이는 원척도에 이어 본 개정판 척도에서도 유지된 특성으로, 다음과 같은 몇 가지 배경과 관련된다. 우선, 맞벌이 가구 및 한부모 가정의 증가, 양육에 대한 인식의 변화로 인해 아버지가 주 양육자로 참여하는 경우가 급격하게 늘어나고 있기 때문이다. 현재까지의 과보호 척도들을 살펴보면, 부모-자녀 결합 검사(Parker et al., 1979) 및 일부는 부모 모두에 대해 응답하게 되어 있으나, 본 척도와 유사하게 한국 문화에 특수적인 과보호 양상을 측정하는 타 척도(Chung & Chang, 2008)는 어머니에 대해서만 응답하게 되어 있다. 이에 비해 K-POS-2는 부모 모두에 대해 응답이 가능하여 한 가정 안에서 부모의 양육 행동을 비교하거나, 아버지에 대해서만 응답할 수 있는 경우에도 사용이 가능하다. 두 번째는 아버지와 어머니의 양육 행동이 자녀에게 미치는 영향이 서로 독립적이기 때문이다. 특히 부모의 성별에 따라 과보호 양육의 영향이 달라진다는 선행 연구들은 부모 모두에게서 공통적으로 지각되는 과보호 양상을 측정할 필요성을 시사한다. 예를 들면, 일부 연구에서 어머니의 과보호가 자녀의 우울 증상 및 낮은 자기 통제를 예측했으나(Mandara & Pikes, 2008), 아버지의 과보호는 자녀에게 따뜻하게 느껴지고, 과제 수행 상황에서의 낮은 스트레스 수준과 연관성을 보였다(Sideridis & Kafetsios, 2008). 이러한 연구 결과들을 보다 명확하게 해석하고 직접적으로 비교하기 위해서는 부모 모두의 과보호 양육 태도를 측정할 수 있는 도구가 필수적이다.

이에 본 연구에서는 요인분석 시 부모 모두에게서 각 요인에 대한 부하량 .40 이상, 요인

간 부하량 차이가 .10 이상인 공통 문항들로 척도를 구성하였다. 이러한 절차는 원칙도 개발 시 지적된 바와 같이(Chung & Yoon, 2015), 부모의 과보호 양육 행동을 모두 측정함으로써 효율성을 증가시키는 반면, 다수의 문항을 탈락시켜 낮은 신뢰도를 초래하는 단점이 있다. 그러나 K-POS-2는 원칙도와 동일한 총 15개 문항으로도 전체 척도와 요인별 내적 일치도가 모두 상당히 개선되었다. 특히 동일시 요인은 3개의 적은 문항임에도 부모 각각 .80과 .81의 높은 내적 일치도를 보고하였다. 이는 문헌 고찰, 사용자 집단의 피드백, 전문가의 내용 타당도 평가 등 다양한 방법으로 요인과 문항 간의 관련성을 검토하고, 문항 표현의 명확성을 높인 데에서 기인한 것으로 보인다. 일반적으로 설문 척도는 양호한 수준의 신뢰도와 타당도를 유지하는 선에서 문항 수가 적을수록 설문에 소요되는 시간과 에너지, 응답자의 피로도가 감소된다. 따라서 K-POS-2는 부모의 과보호 양육 행동을 모두 측정하는 동시에, 간편하게 사용할 수 있는 안정적이고 타당한 척도로서 그 활용도가 높다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제안은 다음과 같다. 첫째, 요인분석과 다집단 분석 자료 수집 시, 참가자를 서울 및 수도권 1개 고등학교와 8개 대학에서 각각 편의 표집하여 결과의 일반화에 의문이 제기될 수 있다. 그러나 참가자가 800명 이상으로 요인분석에 충분한 수를 충족하였으며, 마지막 단계에서 전국의 고등학생과 대학생을 대상으로 도출된 개정판 척도의 신뢰도와 타당도를 확인하는 절차를 통해 이러한 제한점을 보완하였다. 또한, 본 연구가 척도의 일부 문항을 보완하기 위한 목적으로 실시되었으며, 일반적으로 과보호 양육이 중산층 이상의 교육 및 경제 수

준을 지닌 부모들에서 더 빈번함(Locke et al., 2012; Nelson et al., 2011)을 고려할 때, 수도권 대도시에서 소재한 학교에서 모집된 참가자들이 개정판 척도 개발을 위한 대상 집단으로서 대표성이 부족하다고 보기는 어렵다. 그러나 척도의 개발 및 타당화에 있어서 엄격한 방법의 적용은 중요하며, 문항 개발 단계에서부터 전국 규모의 표집을 통해 일반화 가능성에 대한 의문을 최소화할 필요가 있다. 또한, 연구 결과의 일반화와 관련하여, 부모의 과보호 양육 행동이 지역의 사회적 환경, 부모의 직업이나 경제적 수준, 교육 환경 등 다양한 사회적 요인에 따라 과보호 수준이나 구체적인 양상에 차이가 있는지 살펴보는 것도 흥미로운 연구 주제가 될 수 있을 것이다.

둘째, K-POS-2는 원칙도와 동일하게 자녀가 지각한 부모의 과보호 양육 행동만을 측정하였다. 본 척도는 과보호 양육 척도가 자녀에게 미치는 영향을 탐색하기 위해 개발되었다는 점에서 자녀가 지각하는 양육 행동에 초점을 두었으나, 같은 양육 행동에 대해서도 부모와 자녀 간에 인식의 차이가 있다. 예를 들면, 부모는 자녀의 생활을 모니터링하는 행동을 자녀를 보호하는 방식으로 인식했지만, 자녀들은 이를 침습적이고 통제적이라고 보는 경향이 있었으며(Pettit et al., 2001), 부모들은 강화나 합리적 설명과 같이 긍정적인 훈육 방식을 더 많이 사용한다고 보고하는 데 반해, 그 자녀들은 부모가 소리 지르기나 처벌과 같은 부정적 훈육 방식을 더 많이 사용한다고 응답했다(De Los Reyes & Kazdin, 2005). 따라서 추후 연구에서는 부모의 보고에 따른 과보호의 양육 행동을 측정하고, 자녀의 응답과 비교함으로써 과보호 양육의 원인과 특성에 대한 이해를 높일 수 있을 것으로 생각된다.

마지막으로, K-POS-2는 부모의 과보호 양육 행동을 함께 측정하지만, 향후 연구에서는 아버지와 어머니에게 각각 차별적으로 나타나는 과보호 양육 행동을 탐색하거나, 이를 측정하는 척도를 제작하는 방안을 제안할 수 있겠다. 앞서 논의한 바와 같이, 자녀의 양육을 어머니가 담당한다는 편견이 사라진 지 오래이며, 부모가 자녀의 발달에 미치는 고유한 영향과 그 기제를 개별적으로 탐색해야 할 필요성이 널리 인식되어왔다. 본 연구 결과에 따르면 과보호 양육 행동을 설명하는 데 있어서 아버지는 성취 지향적 태도가, 어머니는 체면 중시 요인이 가장 중요하게 작용하였다. 따라서 한 가정에서 아버지와 어머니가, 그리고 둘 중 한부모만 있는 경우 각각 다른 과보호 양육 양상이 나타날 수 있을 것으로 생각되며, 이를 세부적으로 탐색함으로써 부모-자녀 간 상호작용의 특성과 자녀의 심리사회적 발달 기제에 대한 풍부한 정보를 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: A theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist*, 55(5), 469-480.
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.5.469>
- Chae, M. O., Yim, S. Y., Lee, Y. H., Kim, J. H., & Oh, J. (2016). Reliability and validity of the Korean version of the Helicopter Parenting Scale. *Child Health Nursing Research*, 22(3), 207-214.
<https://doi.org/10.4094/chnr.2016.22.3.207>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504.
<https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Choi, M. H. (2015). The effects of helicopter parental rearing attitudes on friendship and sense of community of children among undergraduate students: Focus on mediator effects of ego-identity. *GRI Review*, 17(2), 181-205.
<http://www.riss.kr/link?id=A100970006>
- Chung, E. Y., & Chang, S. S. (2008). The development of overprotection scale based on teenagers' perception of their mothers. *The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy*, 20(2), 293-312.
<http://www.riss.kr/link?id=A104153592>
- Chung, K. M., & Yoon, J. L. (2015). Development and validation of the Korean-Parental Overprotection Scale: For high school students. *The Korean Journal of School Psychology*, 12(1), 1-26.
<https://doi.org/10.16983/kjsp.2015.12.1.1>
- Cline, F., & Fay, J. (2006). *Parenting with love and logic: Teaching children responsibility* (2nd ed.). Colorado Springs, Co:NavPress.
<https://www.navpress.com/p/parenting-with-love-and-logic/9781631469060>
- Cohen, R. J., Swerdlik, M. E., & Phillips, S. M. (1996). *Psychological testing and assessment: An*

- introduction to tests and measurement* (3rd ed.). Mayfield Publishing Co.
<https://psycnet.apa.org/record/1996-97180-000>
- Cooklin, A. R., Giallo, R., D'Esposito, F., Crawford, S., & Nicholson, J. M. (2013). Postpartum maternal separation anxiety, overprotective parenting, and children's social-emotional well-being: Longitudinal evidence from an Australian cohort. *Journal of Family Psychology*, 27(4), 618-628.
<https://doi.org/10.1037/a0033332>
- 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(4), 483-509.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.131.4.483>
- Han, J. G. (2016). A influence of parents'academic achievement pressure and overprotective attitudes on the test anxiety of high school female students. *Asian Journal of Education*, 17(3), 153-169.
<http://www.riss.kr/link?id=A102088946>
- Harkness, S., & Super, C. M. (2002). Culture and parenting. In M. H. Bornstein (Ed.), *Handbook of parenting: Biology and ecology of parenting* (pp. 253-280). Mahwah, NJ: Erlbaum.
<https://psycnet.apa.org/record/2002-02628-009>
- Hershatter, A., & Epstein, M. (2010). Millennials and the world of work: An organization and management perspective. *Journal of Business and Psychology*, 25, 211-223.
<https://doi.org/10.1007/s10869-010-9160-y>
- Hesse, C., Mikkelsen, A. C., & Saracco, S. (2018). Parent-child affection and helicopter parenting: Exploring the concept of excessive affection. *Western Journal of Communication*, 82(4), 457-474.
<https://doi.org/10.1080/10570314.2017.1362705>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
<https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hudson, J. L., & Rapee, R. M. (2001). Parent-child interactions and anxiety disorders: An observational study. *Behaviour Research and Therapy*, 39(12), 1411-1427.
[https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(00\)00107-8](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(00)00107-8)
- Huh, M. Y. (2004). A study for the development and validation of an inventory for parenting behavior perceived by adolescents. *The Korean Journal of Youth Counseling*, 12(2), 170-189.
<http://www.riss.kr/link?id=A102573740>
- Jahng, S. (2015). Best practices in exploratory factor analysis for the development of the Likert-type scale. *The Korean Journal of Clinical Psychology*, 34(4), 1079-1100.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2015.34.4.010>
- Kang, S., & Lee, J. (2017). Validation of the Korean version of the Helicopter Parenting Scale for an expanded age range of young adults. *Journal of Family Relations*, 22(2), 3-25.
<http://dx.doi.org/10.21321/jfr.22.2.3>

- Kim, G. Y., & Park, J. H. (2019). Perceived helicopter parenting and depression among Korean university students: The mediating effect of assertiveness. *Korean Journal of Child Studies*, 40(4), 165-177.
<https://doi.org/10.5723/kjcs.2019.40.4.165>
- Kim, K. M., Park, B. H., & Kim, Y. H. (2005). A study of intergenerational transmission of childhood maltreatment: A comparison of mothers of children with emotional disorder and mothers of normal children. *The Journal of Play Therapy*, 9(1), 23-37.
<http://www.riss.kr/link?id=A103938415>
- Kim, K. W., & Yang, S. (2018). Testing the relationship of maternal overprotection to social anxiety in emerging adulthood: Dual mediating effects of dysfunctional belief and anxiety control. *The Korean Journal of Developmental Psychology*, 31(3), 139-161.
<https://doi.org/10.35574/KJDP.2018.09.31.3.139>
- Kins, E., & Soenens, B. (2013). *Generation me and its helicopter parents*. Paper presented at the 16th European Conference on Developmental Psychology, Lausanne, Switzerland.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. NewYork: Guilford Press.
<https://psycnet.apa.org/record/2010-18801-000>
- Kouros, C. D., Pruitt, M. M., Ekas, N. V., Kiriaki, R., & Sunderland, M. (2017). Helicopter parenting, autonomy support, and college students' mental health and well-being: The moderating role of sex and ethnicity. *Journal of Child and Family Studies*, 26, 939-949.
<https://doi.org/10.1007/s10826-016-0614-3>
- Kwon, K. A., Yoo, G., & De Gagne, J. C. (2017). Does culture matter? A qualitative inquiry of helicopter parenting in Korean American college students. *Journal of Child and Family Studies*, 26, 1979-1990.
<https://doi.org/10.1007/s10826-017-0694-8>
- Lee, J., & Kang, S. (2018). Perceived helicopter parenting and Korean emerging adults' psychological adjustment: The mediational role of parent-child affection and pressure from parental career expectations. *Journal of Child and Family Studies*, 27, 3672-3686.
<https://doi.org/10.1007/s10826-018-1193-2>
- LeMoyné, T., & Buchanan, T. (2011). Does "hovering" matter? Helicopter parenting and its effect on well-being. *Sociological Spectrum*, 31(4), 399-418.
<https://doi.org/10.1080/02732173.2011.574038>
- Leung, J. T., & Shek, D. T. (2019). Hierarchical factor analysis and factorial invariance of the Chinese overparenting scale. *Frontiers in Psychology*, 10, 1873.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01873>
- Leung, J. T., Shek, D. T., & Ng, L. S. (2018). Over-parenting from the perspectives of Chinese parents and youths. *International Journal of Child and Adolescent Health*, 11(3), 315-325.
<https://www.proquest.com/scholarly-journals/over-parenting-perspectives-chinese-parents/docview/2188902439/se-2?accountid=15179>
- Levy, D. M. (1943). *Maternal overprotection*. New York: Columbia University Press.
<https://psycnet.apa.org/record/1943-04306-000>

- Locke, J. Y., Campbell, M. A., & Kavanagh, D. (2012). Can a parent do too much for their child? An examination by parenting professionals of the concept of overparenting. *Journal of Psychologists and Counsellors in Schools*, 22(2), 249-265.
<https://doi.org/10.1017/jgc.2012.29>
- Longman, R. S., Cota, A. A., Holden, R. R., & Fekken, G. C. (1989). A regression equation for the parallel analysis criterion in principal components analysis: Mean and 95th percentile eigenvalues. *Multivariate Behavioral Research*, 24(1), 59-69.
https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2401_4
- Lythcott-Haims, J. (2015). *How to raise an adult: Break free of the overparenting trap and prepare your kid for success*. New York: Henry Holt and Co.
<https://psycnet.apa.org/record/2015-22917-000>
- Mandara, J., & Pikes, C. L. (2008). Guilt trips and love withdrawal: Does mothers' use of psychological control predict depressive symptoms among African American adolescents. *Family Relations*, 57, 602-612.
<https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2008.00526.x>
- McKinney, C., & Renk, K. (2008). Differential parenting between mothers and fathers: Implications for late adolescents. *Journal of Family Issues*, 29, 806-827.
<https://doi.org/10.1177/0192513X07311222>
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568-592.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568>
- Moilanen, K. L., & Lynn Manuel, M. (2019). Helicopter parenting and adjustment outcomes in young adulthood: A consideration of the mediating roles of mastery and self-regulation. *Journal of Child and Family Studies*, 28, 2145-2158.
<https://doi.org/10.1007/s10826-019-01433-5>
- Nelson, L. J., Padilla-Walker, L. M., Christensen, K. J., Evans, C. A., & Carroll, J. S. (2011). Parenting in emerging adulthood: An examination of parenting clusters and correlates. *Journal of Youth and Adolescence*, 40, 730-743.
<https://doi.org/10.1007/s10964-010-9584-8>
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32(3), 396-402.
<https://doi.org/10.3758/BF03200807>
- Oh, M. S. (2010). A comparative study on the time use of Korean students. *Korean Journal of Comparative Education*, 20(4), 229-330.
<http://www.riss.kr/link?id=A82427812>
- Padilla-Walker, L. M., & Nelson, L. J. (2012). Black hawk down?: Establishing helicopter parenting as a distinct construct from other forms of parental control during emerging adulthood. *Journal of Adolescence*, 35(5), 1177-1190.
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2012.03.007>
- Park, A. C. (1998). A note on the over-protection for childrearing in its developmental psychological aspects. *The Korean Journal of the Human Development*, 5(1), 53-73.

- <https://scholar.kyobobook.co.kr/article/detail/4050025381309>
- Parker, G., Tupling, H., & Brown, L. B. (1979). A parental bonding instrument. *British Journal of Medical Psychology*, 52(1), 1-10.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8341.1979.tb02487.x>
- Pettit, G. S., Laird, R. D., Dodge, K. A., Bates, J. E., & Criss, M. M. (2001). Antecedents and behavior problem outcomes of parental monitoring and psychological control in early adolescence. *Child Development*, 72(2), 583-598.
<https://doi.org/10.1111/1467-8624.00298>
- Preacher, K. J., & MacCallum, R. C. (2003). Repairing Tom Swift's electric factor analysis machine. *Understanding Statistics*, 2(1), 13-43.
https://doi.org/10.1207/S15328031US0201_02
- Rothbaum, F., Rosen, K., Ujiie, T., & Uchida, N. (2002). Family systems theory, attachment theory, and culture. *Family Process*, 41(3), 328-350.
<https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.2002.41305.x>
- Rousseau, S., & Scharf, M. (2015). "I will guide you" The indirect link between overparenting and young adults' adjustment. *Psychiatry Research*, 228(3), 826-834.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2015.05.016>
- Rubin, K. H., Nelson, L. J., Hastings, P., & Asendorpf, J. (1999). The transaction between parents' perceptions of their children's shyness and their parenting styles. *International Journal of Behavioral Development*, 23(4), 937-957.
<https://doi.org/10.1080/016502599383612>
- Schiffman, H. H., Liss, M., Miles-McLean, H., Geary, K. A., Erchull, M. J., & Tashner, T. (2014). Helping or hovering? The effects of helicopter parenting on college students' well-being. *Journal of Child and Family Studies*, 23, 548-557.
<https://doi.org/10.1007/s10826-013-9716-3>
- Segrin, C., Woszidlo, A., Givertz, M., Bauer, A., & Taylor Murphy, M. (2012). The association between overparenting, parent child communication, and entitlement and adaptive traits in adult children. *Family Relations*, 61(2), 237-252.
<https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2011.00689.x>
- Seo, G. H. (2016). The effect of mother's overprotection on teenage girls' self-control (Master's thesis). Yonsei University, Seoul.
<http://www.riss.kr/link?id=T14004284>
- Shin, M., & Wong, Y. J. (2013). Beyond the tiger mom: Asian American parenting and parent-child relationships. In P. Barberis & S. Petrakis (Eds.), *Parenting: Challenges, practices and cultural influences* (pp. 103-122). Hauppauge, NY: Nova Science.
<https://www.researchgate.net/publication/284282747>
- Sideridis, G. D., & Kafetsios, K. (2008). Perceived parental bonding, fear of failure and stress during class presentations. *International Journal of Behavioral Development*, 32(2), 119-130.
<https://doi.org/10.1177/0165025407087210>
- Song, J. Y. (1992). The development of the Parental Bonding Instrument-Korean Version: Evaluation of the test reliability and validity. *Journal of the Korean Neuropsychiatric Association*, 31(5), 979-992.
<http://www.riss.kr/link?id=A1996116>

- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Experimental designs using ANOVA*. Belmont, CA: Thomson/Brooks/Cole.
<https://www.researchgate.net/publication/259465542>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
<https://doi.org/10.1177/10944281003100>
- Weng, L. J. (2004). Impact of the number of response categories and anchor labels on coefficient alpha and test-retest reliability. *Educational and Psychological Measurement*, 64(6), 956-972.
<https://doi.org/10.1177/0013164404268674>
- Widaman, K. F. (2012). Exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis. In H. Cooper, P. M. Camic, D. L. Long, A. T. Panter, D. Rindskopf, & K. J. Sher (Eds.), *APA handbook of research methods in psychology, Vol. 3. Data analysis and research publication* (pp. 361-389). American Psychological Association.
<https://doi.org/10.1037/13621-018>
- Yoo, G., Ki, N. H., & Yang, D. (2018). Mothers' helicopter parenting and subjective well-being. *Journal of Life-span Studies*, 8(2), 89-107.
<http://www.riss.kr/link?id=A106262655>
- Yoon, J. L., & Chung, K. M. (2014). The relationship between the level of perceived parental over-protectiveness and college students' morality. *Korean Journal of Culture and Social Issues*, 20(4), 307-328.
<http://www.riss.kr/link?id=A104600258>

1차원고접수 : 2023. 04. 28.

2차원고접수 : 2023. 06. 12.

최종게재결정 : 2023. 06. 16.

Development and Validation of the Revised Korean-Parental Overprotection Scale (K-POS-2)

Seung Ah Lee

Kyong-Mee Chung

Department of Psychology, Yonsei University

The purpose of this study was to improve the low internal consistency of two sub-scales of the Korean-Parental Overprotection Scale (K-POS), namely ‘face culture’ and ‘identification’, and to validate the revised scale for both high school and college students. In the first step of the study, an initial pool of 29 items was developed through a literature review, focus group interviews, and content validity evaluations. The K-POS-2, consisting of 15 items with a four-factor structure (achievement orientation, control, face culture, and identification), was confirmed through exploratory and confirmatory factor analyses with 880 high school students. Secondly, the validation of K-POS-2 was extended by conducting multi-group confirmatory factor analysis on a sample of 993 college students. The findings from this analysis further supported the measurement equivalence of the scales between the high school student group and the college student group. The K-POS-2 was also examined for convergent and discriminant validities and test-retest reliability with a sample of 100 high school students and 100 college students. The results showed that the K-POS-2 had a high correlation with the Parental Bonding Instrument (Parker et al., 1979) and another Korean cultural-specific overprotection scale, while exhibiting low correlations with scales that measured general parenting behaviors. These findings suggest that the K-POS-2 has been significantly improved in terms of its psychometric properties and usefulness compared to the original scale. The limitations and recommendations for future research were also discussed.

Key words : Korean-Parental Overprotection Scale-2 (K-POS-2), parental overprotection, Korean cultural-specific overprotection

연구자 윤리 서약 및 저작권 이양에 대한 동의서

제1조 저작물의 표시

논문 제목: _____

제2조 저작재산권의 양도

- ① 저자(들)는 본 논문에 대한 저작재산권 전부를 한국심리학회에게 양도한다.

제3조 저작재산권을 양도한 후의 저자의 권리 행사

- ① 저자(들)는 본 논문의 내용으로 특허권 출원, 실용신안권 출원, 디자인권 설정등록, 상표 설정등록을 할 수 있다. 저자는 이 경우를 제외하고는 본 논문을 상품화하기 위하여 논문에 대한 권리를 영리단체에 양도할 수 없다.
- ② 저자(들)는 교육 또는 개인의 연구 등 개인적인 목적으로 사용하기 위해 논문의 전부 또는 일부를 복제하고 배포할 수 있다.
- ③ 저자(들)는 논문의 전부 또는 일부를 본인의 개인 웹사이트, 저자가 소속된 기관 및 단체의 웹사이트, 연구비를 지원한 단체의 웹사이트에 게재하고 배포할 수 있다.
- ③ 위 사항에 대한 이용은 한국심리학회에서 학술지를 발행한 후에 가능하다.

제4조 보증 및 책임

- ① 본 동의서에 서명함으로써 저자는 다음 사항에 보증한 것으로 본다.
- 1) 저자(들)는 본 논문에 실질적이고 지적인 공헌을 하였으며 논문의 내용에 대하여 공적인 책임을 공유한다.
 - 2) 논문이 기존에 다른 곳에 공표되지 않았으며 본 학술지에만 제출한 것이다.
 - 3) 논문 내용에 타인을 비방하거나 불법적 문장이 없으며, 타인의 권리를 침해하거나, 피해를 입힐 수 있는 내용이 포함되어 있지 않다.
 - 4) 만약 저작권이 있는 타인의 논문에서 발췌된 내용이 포함된 경우, '갑'은 그 권리자에게 허락을 받거나 적절한 인용의 범위 내에서 출처를 표시하고 이용한다.
- ② 본 저작물의 내용이 제3자의 권리를 침해하여 학회 또는 제3자에 대하여 손해를 끼친 경우에는 저자가 그 책임을 진다.

	성 명	소 속	이 메 일
제 1 저자			
제 2 저자			
제 3 저자			
제 4 저자			
제 5 저자			

- ※ 논문에 기술된 순서대로 모든 저자의 성명, 소속, 이메일을 기재하여 주십시오.
- ※ 본 위원회에서 수신한 교신저자의 투고 이메일은 모든 저자들이 연구자 윤리서약 및 저작권
이양에 대한 동의서에 서명날인한 것으로 간주합니다.
- ※ 심사료와 게재료에 대한 규정을 모든 저자가 확인해주십시오. [관련규정 아래 붙임]
- ※ 교신저자에게는 다른 공동저자들과 이 저작권 동의서에 기술된 모든 사실을 투고 전에 반드시 알릴 책임이 있습니다.

2023. . .

한국심리학회 귀하

논문작성 양식

작성양식은 한국심리학회에서 기획하여 출판한 “학술논문 작성 및 출판 지침 2판(2012, 박영사)”에 따른다. 그 출판 지침의 일부를 아래에 소개한다. 영문 작성의 경우 미국심리학회에서 출판한 최근 지침에 따른다.

1. 기본 사항

제목 및 초록은 1단 편집, 본문은 2단 편집 (단 간격 5.0mm)

단, 심사용 논문에서의 본문은 1단 편집도 무방하나, 게재 확정 후에는 반드시 2단으로 제출

편집용지: A4

용지 여백: 위쪽 37mm, 아래쪽 38mm

왼쪽 35mm, 오른쪽 35mm

머리말 13mm, 꼬리말 12mm

용지 방향: 좁게

문단모양: 문단 시작은 두 칸(한 글자)만큼 띄고 시작.

줄간격 160%

마침표 다음: 한 칸 띄도록 (두 칸이 아님)

본문, 참고문헌: 휴먼명조, 10호, 보통모양

국문초록, 영문초록: 휴먼명조, 9호, 보통모양

쪽수 표시

2. 세부 형식

제목	*휴먼명조, 16호, 진하게, 가운데 [‘제목’ 다음에 두 줄 띄우십시오]
국문초록 시작	*휴먼명조, 9호, 보통모양, 양쪽 혼합, 첫 칸을 띄지 않고 시작 문단모양: 왼쪽 3, 오른쪽 3 [‘국문초록’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
주요어	*중고딕, 9호, 보통모양 [‘주요어’ 다음에 두 줄 띄우십시오]
본문 시작	*휴먼명조, 10호, 보통모양, 양쪽 혼합, 문단 첫줄은 두 칸 띄고 시작 여기서부터 2단 시작 (좌우 양단으로 편집함. 단 간격은 5mm)
본문소제목	*중고딕, 10호, 진하게, 양쪽 혼합 [‘본문소제목’이 끝나면 한 줄 띄우십시오]

방 법	*휴먼명조, 11호, 진하게, 가운데 [‘ 방 법 ’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
연구대상, 측정도구, 절차 등	*중고딕, 10호, 진하게, 양쪽 혼합, 좌측 첫째 칸에서 시작 [‘연구대상, 측정도구, 절차’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
연구대상, 측정도구, 절차의 내용	*휴먼명조, 10호, 보통모양, 양쪽 혼합, 첫 칸을 띄우고 시작 [‘연구대상, 측정도구, 절차의 내용’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
결 과	*휴먼명조, 11호, 진하게, 가운데 [‘ 결 과 ’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
결과의 내용	*휴먼명조, 10호, 보통모양, 양쪽 혼합, 첫 칸을 띄우고 시작
표 1. 표 제목	*중고딕, 9호, 보통모양, 표 제목은 표의 위쪽 좌측에, 제목이 길어서 두 줄 이상을 차지하는 경우에는 들여쓰기나 내어쓰기를 하지 않고 그대로 표기
그림 1. 그림 제목	*중고딕, 9호, 보통모양, 그림 제목은 그림 아래쪽 좌측에
논 의	*휴먼명조, 11호, 진하게, 가운데 [‘ 논 의 ’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
참고문헌	*휴먼명조, 11호, 진하게, 가운데 [‘ 참고문헌 ’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
참고문헌의 내용	*휴먼명조, 10호, 보통모양, 양쪽 혼합, 문단 첫 줄부터 여백; 왼쪽 여백 0, 오른쪽 여백 0 첫째줄; 내어쓰기 4 정렬; 양쪽 혼합
[영문초록]	
영문제목	*휴먼명조, 16호, 진하게, 가운데, 페이지를 바꾸어서 시작 [‘ 영문제목 ’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
영문초록시작	*휴먼명조, 9호, 보통모양, 양쪽 혼합 문단모양: 왼쪽 3, 오른쪽 3 [‘영문초록시작’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
<i>Keywords:</i>	*휴먼명조, 9호, 이탤릭체, 양쪽 혼합, 첫 칸을 띄지 않고 시작 문단모양: 왼쪽 3, 오른쪽 3 [부록이 있을 경우 페이지를 바꾸십시오]
부 록	*휴먼명조, 11호, 진하게, 가운데 [‘ 부 록 ’ 다음에 한 줄 띄우십시오]
부록의 제목	*휴먼명조, 10호, 진하게, 가운데 (부록이 여러 개인 경우 부록마다 일련번호를 붙임)
부록의 내용	*휴먼명조, 9호, 보통모양, 양쪽 혼합

3. ANOVA(Analysis of Variance) 결과에 대한 제시

평이한 다원설계(factorial design)까지는 본문에 풀어쓰고 유의한 경우 유의하지 아니한 경우 모두 F ,

df , p , MSE , 및 효과크기(η^2 , ω^2 , d , f 등)를 제시한다. 그러나 설계가 복잡해질수록(예: 집단내/집단간, 위계적 설계 등) 분석의 전문성을 살리는 차원에서 ANOVA표를 제시한다. 이 때 MSE 를 제외한 SS 와 MS 는 생략하되 효과크기는 반드시 제시한다. ANOVA표의 예시는 아래와 같다.

(ANOVA표의 예시)

변산원	df	F	η^2	p
<u>집단간</u>				
인지(A)	2	.80	.05	.52
감정(B)	1	5.57*	.14	.03
AxB	2	1.64	.18	.20
집단내 오차(S/AB)	30	(20.05)		
<u>집단내</u>				
시점(C)	4	1.52	.05	.20
CxA	6	2.52*	.22	.03
CxB	3	3.98**	.26	.01
CxAxB	6	0.30	.02	.70
집단내 오차(CxS/AB)	120	(1.40)		

주. 괄호안의 수치는 오차제곱평균(MSE)을 나타냄.

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

4. 편집다지인 적용 후 검토 시 주의사항

저자의 수정사항을 파란색 또는 붉은색 글씨로 표시한다. 단, 파일의 환경이나 서체 등은 그대로 두고 내용 수정만 한다.

5. 저자의 이름과 소속

투고하는 원고에 저자의 인적사항이 포함되지 않도록 주의한다. 투고 시 저자 정보, 사사표기 및 연구지원 정보, 학위논문의 출판에 대한 알림은 저작권 이양 동의서 양식 투고 신청서에 기록하며 투고하는 원고에서 생략한다. 게재 확정 후 편집단계에서 저자 이름과 소속 정보를 원고에 기록한다.

한국심리학회 임원진

운 영 위 원

회 장	최진영 (서울대학교 심리학과)
부 회 장	정우현 (충북대학교 심리학과)
부 회 장	정윤경 (가톨릭대학교 심리학과)
총 무 이 사	김호영 (전북대학교 상담심리학과)
홍 보 이 사	박혜연 (동덕여자대학교 교양대학)
정 보 이 사	김제중 (덕성여자대학교 심리학과)
재 무 이 사	원성두 (대구가톨릭대학교 심리학과)
대 외 이 사 1(국내)	양재원 (가톨릭대학교 심리학과)
대 외 이 사 2(국외)	김향숙 (서강대학교 심리학과)
학 외 이 사	윤세리 (법무법인 율촌)

상임위원장

편집위원회	정경미 (연세대학교 심리학과)
윤리위원회	홍영오 (한국형사법무정책연구원)
학술위원회	정우현 (충북대학교 심리학과)
심리검사심의위원회	서동기 (한림대학교 심리학과)
학회발전기획위원회	민병배 (마음사랑)
자격제도위원회	최윤경 (계명대학교 심리학과)
공공정책위원회	이수정 (경기대학교 범죄심리학과)
심리학회보편집위원회	곽세열 (부산대학교 심리학과)
재난심리위원회	최현정 (충북대학교 심리학과)
심리서비스법위원회	최진영 (서울대학교 심리학과)
학문후속세대교류위원회	안우영 (서울대학교 심리학과)
홍보위원회	박혜연 (동덕여자대학교 교양대학)
국제교류위원회	김향숙 (서강대학교 심리학과)

임시위원장

법률자문위원회	김상준 (법무법인 HWANG&C)
심리학R&D지원위원회	최준식 (고려대학교 심리학부)
자살예방및위기관리위원회	고선규 (임상심리전문가 그룹 마인드웍스)

당연직이사

전임학회장

장은진 (한국침례신학대학교 상담심리학과)

감사

운영감사

박중규 (대구대학교 심리학과)

재무감사

최기홍 (고려대학교 심리학과)

분과학회장

제 1 분과 임상심리학회

조현주 (영남대학교 심리학과)

제 2 분과 상담심리학회

양난미 (경상국립대학교 심리학과)

제 3 분과 산업및조직심리학회

정승철 (가톨릭대학교 심리학과)

제 4 분과 사회및성격심리학회

전우영 (충남대학교 심리학과)

제 5 분과 발달심리학회

송현주 (연세대학교 심리학과)

제 6 분과 인지및생물심리학회

정상철 (연세대학교 심리학과)

제 7 분과 문화및사회문제심리학회

허태균 (고려대학교 심리학과)

제 8 분과 건강심리학회

배성만 (단국대학교 심리치료학과)

제 9 분과 여성심리학회

한영주 (한국상담대학원대학교)

제 10 분과 소비자·광고심리학회

성용준 (고려대학교 심리학과)

제 11 분과 학교심리학회

정은정 (명지대학교 상담심리학과)

제 12 분과 법심리학회

최이문 (경찰대학교 행정학과)

제 13 분과 중독심리학회

조성민 (마음산책 심리상담센터)

제 14 분과 코칭심리학회

이은경 (명지대학교 청소년지도학과)

제 15 분과 심리측정평가학회

김수영 (이화여자대학교 심리학과)

제 16 분과 디지털심리학회

신민섭 (서울의대 정신과학교실)