

한국판 정신화된 정서성 단축형 척도 타당화 연구  
- 영유아교사를 대상으로\*

Received: September 26, 2024  
Revised: November 13, 2024  
Accepted: November 20, 2024

김나연<sup>1</sup>, 채진영<sup>2</sup>  
장안초등학교병설유치원 교사<sup>1</sup>, 부산대학교 유아교육과 교수<sup>2</sup>

교신저자: 채진영  
부산대학교 유아교육과,  
부산광역시 금정구  
금강로321번길 63

E-MAIL:  
jychae@pnu.edu

\* 본 논문은 제1저자의 2024년  
석사학위논문을 수정·보완한  
것임



© Copyright 2024, The Korean Journal of  
Developmental Psychology.  
All Rights Reserved.  
This is an Open Access article distributed  
under the terms of the Creative Commons  
Attribution Non-Commercial License(<http://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.

Validation of the Korean Version  
of the Brief-Mentalized Affectivity Scale(K-B-MAS)  
- Aimed at Teachers in Early Childhood Education and Care

Na-Yeon Kim<sup>1</sup>, Jin-Young Chae<sup>2</sup>  
Jangan Elementary School in Pusan/ Kindergarten teacher<sup>1</sup>  
Department of Early Childhood Education, Pusan National University/ Professor<sup>2</sup>

## ABSTRACT

본 연구는 영유아교사를 대상으로 정신화 기반의 정서 조절 능력을 평가하는 정신화된 정서성 단축형 척도(Brief-Mentalized Affectivity Scale; B-MAS)를 국내 타당화하였다. 일반 성인 중에서도 영유아교사의 정신화된 정서성은 교사 개인뿐만 아니라 영유아의 정서 조절, 정신화에 영향을 미친다는 점에서 살펴볼 의미가 있다. 따라서 본 연구에서는 전국의 영유아교사 533명의 온라인 설문을 활용하였으며, 먼저 300명의 설문으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 문항의 공통성과 요인 부하량이 낮은 1개의 문항이 제거되어 K-B-MAS는 11개 문항, 3개의 요인(정서 식별, 정서 처리, 정서 표현)으로 도출되었고, K-B-MAS의 내적 신뢰도는 양호하였다. 다음으로, 나머지 233명의 설문으로 확인적 요인분석을 실시한 결과, K-B-MAS 최종모형의 모형 적합도는 양호한 수준으로 나타났다. K-B-MAS의 타당도 검증을 위해 성인 애착, 공감 능력, 자기자비와의 상관관계를 분석하여, 유의한 관련성을 확인하였다. 본 연구는 B-MAS를 국내 최초로 타당화하여 간편하고 활용도가 높은 도구를 소개함으로써 영유아교사의 정서 조절 능력을 측정할 수 있는 척도를 제시하였다는 점에서 그 의미를 지닌다.

주요어 : 정신화된 정서성, 정서 조절, 정신화, 영유아교사, 타당화

정서 조절 능력은 정서의 자각과 이해, 정서의 수용, 충동적 행동의 통제를 위하여 부정적 정서를 조절하고 행동하는 역량을 의미한다(Gratz & Roemer, 2004). 즉, 정서 조절 능력이란 상황과 맥락을 고려하여 자신의 정서를 인식하고 알맞게 조절하며 표현하는 총체적인 능력을 의미한다. 정서 조절 능력은 개인이 정신적으로 건강한 삶을 살아가는 데 필요하다. 정서 조절을 잘하는 사람은 마주한 상황에 적절히 대처함으로써 행복하고 건강한 삶을 영위할 수 있으나(장정주, 2012), 정서 조절에 어려움을 겪는 사람은 우울, 공격성, 스트레스 장애 등의 정신 병리적 장애, 자살, 충동 범죄 등으로 이어지기도 한다(안명희, 정유선, 2023). 최근 정서 조절이 잘되지 않아 개개인이 마주한 극한의 상황에서 부정적 정서를 적절한 방식으로 해소하거나 표현하지 못하여 사회적 사건으로 이어지기도 하였다. 예를 들어, 강남역 문지마 살인사건, 부부싸움 도중 분노를 조절하지 못해 자식을 밖으로 던져 버린 사건(조홍복, 2023.12.03.), 학부모 악성 민원과 아동학대 고소로 인한 교사의 자살 사건(박연선, 2023.09.08.) 등이 있다. 정서 조절의 어려움으로 많은 사건, 사고가 일어나고 있는 현재, 일반 성인 중에서도 교사의 정서 조절 능력은 개인의 삶뿐만 아니라 학생들과의 상호작용을 통해 학생의 정서 조절 능력과 정신건강에 직·간접적으로 영향을 미친다는 점(조혜진, 박효진, 2012)에서 더할 나위 없이 중요하다.

특히 성장 발달의 최적기이자 민감기에 있는 영유아들과 함께하는 영유아교사에게 정서 조절 능력은 필수적이다. 그 이유는 여성의 경제 활동 증가와 무상교육 및 보육 시행 등 사회적 변화에 따라 영유아들이 생애 초기부터 어린이집, 유치원과 같은 기관에 장시간 체류하며 교육 및 보육을 받고

있어, 부모만큼이나 주 양육자로서 영유아교사의 비중이 커졌기 때문이다. 따라서 영유아교사의 정서 조절 능력은 교사 개인의 정서적으로 건강한 삶뿐만 아니라, 교사의 반응과 모델링을 통해 영유아의 전인적인 성장과 발달에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 그 역할이 중요하지 않을 수 없다. 영유아교사의 정서와 관련된 선행연구를 살펴보면, 교사의 우울감은 교사-유아 간의 갈등적 관계의 원인이 되고 영유아의 문제행동에 영향을 미친다(오지은, 채진영, 2020). 영유아교사의 행복감은 영유아와의 상호작용에 긍정적인 영향을 준다(김연수, 이시자, 2020). 이와 같은 연구를 통해 영유아교사의 정서 상태가 영유아와 교사 간 상호작용의 질에 영향을 주는 것을 예측할 수 있다. 즉, 영유아교사가 정서 조절 능력을 갖추어, 따뜻하고 민감한 상호작용을 제공하여 영유아의 부정적인 정서를 민감하게 파악하고 해결해 주는 일관된 모델링을 보여줄 수 있을 것이며, 이 과정에서 영유아도 스스로 직·간접적인 정서 조절 능력을 기를 수 있을 것이다.

정서 조절 능력의 발달은 영아의 초기 양육자와의 관계적 맥락에서 나타난다. Bowlby(1969/1982)의 애착 이론에 따르면 영유아는 양육자와의 애착 관계에서 경험한 정서적 상호작용을 인지적으로 해석하며, 관계를 바라보는 표상인 내적 작동모델(internal working model)을 형성해 나가게 된다. 이를 통해 영유아는 자신과 타인의 정서를 이해할 수 있게 되고, 자신의 정서를 조절해 보면서 점차 자기조절 능력의 기틀을 세우고 대인관계 능력을 만들어 간다. 즉, 영유아와 양육자 간의 애착 관계가 영유아의 정서 조절 능력과 대인관계 능력의 기초를 형성하는 것에 중요한 역할을 한다고 볼 수 있다.

영유아와 양육자의 애착 관계는 양육자의 정신화

발달과 밀접한 관련이 있다. 정신회(Mentalization)란 자신의 목적, 이유, 소망, 욕구, 신념, 느낌 등에 근거하여 자신과 타인의 행동을 인식하고 해석하는 정신회를 의미한다(Bateman & Fonagy, 2004). 또한 자신과 타인의 행동 이면에 있는 정신회 상태를 추론하거나 마음에 근거하여 행동을 해석하는 것이다(박세미, 2016). 정신회 수준이 높은 부모는 영유아에게 민감한 반응을 보이며 안정 애착 관계를 형성하고, 긍정적인 모델링을 통해 영유아가 정서 조절 능력과 더불어 타인의 마음 상태를 읽을 수 있는 정신회 능력을 기르는 데 도움을 주게 된다. 그러나 정신회 수준이 낮은 부모는 영유아에게 반응적이지 못하고 일관성 없는 양육 태도를 보여 주어 영유아는 불안정 애착을 형성하게 되며, 애착 대상과의 관계에서 긍정적인 내적 표상을 얻지 못하게 되어 올바른 정서 조절 능력과 정신회 능력을 기르지 못하게 된다(Rosen, 2018). 따라서 주 양육자의 정신회 능력은 애착 관계를 통해 영유아의 정서 조절과 정신회 능력에 영향을 미친다고 볼 수 있다. Bowlby는 애착 관계가 대물림되기 때문에 부모를 돕는 것이 곧 유아를 돕는 것이라고 하였다(Parke, 2019). 이는 기관에서 영유아들과 오랜 시간 함께하고 역할 모델이 되어주며 제2의 부모라 불리는 영유아교사가 올바른 정서 조절 능력을 함양하고 정신회 능력을 높일 수 있도록 지원하는 것이 영유아와의 안정적인 애착 형성과 영유아의 정서 조절 및 정신회 능력 신장을 촉진하는 것을 의미한다. 따라서 영유아교사의 정서 조절과 정신회 능력은 교육 분야에서 그 어느 때보다도 강조되고 있으며, 영유아의 건강한 발달로 이어지는 영유아교사의 정서 조절 능력을 점검할 수 있는 척도가 필요한 시점이다.

정서 조절과 정신회 능력 관계의 중요성에도 불

구하고 이를 통합적으로 다룬 척도나 연구는 거의 없을 뿐만 아니라, 특히 영유아교사를 대상으로 하는 정서 조절 연구 또한 많지 않다. 지금까지 국내에서 정서 조절 능력을 측정하기 위해 흔히 사용되어 온 도구는 Salovey와 동료들(1995)의 특질메타기분 척도(Trait Meta-Mood Scale; TMMS), Gratz와 Roemer(2004)의 정서 조절 곤란 척도(Difficulties in Emotional Regulation Scale; DERS)와 Gross와 John(2003)의 정서 조절 질문지(Emotion Regulation Questionnaire; ERQ)가 있다. 먼저, 정서지능을 측정하기 위한 도구로 국내에서 관심을 끌었던 TMMS는 정서에 대한 주의, 정서 인식의 명확성, 기분 개선이라는 총 3개의 하위요인과 21개의 문항으로 구성되어 있다. 정서 조절을 의미하는 '기분 개선'의 문항을 살펴보면 '아무리 기분이 나빠도 좋은 생각을 하려고 노력한다', '때로 슬플 때도 있지만, 나는 대체로 나의 미래를 낙관한다' 등과 같이 문항 대부분은 부정적인 감정을 느낄 때 긍정적으로 변화시키는 회피적 전략의 사용 여부를 측정하고 있다. 이 척도의 한계점은 부정적인 정서에 대한 회피 여부가 정서 조절을 잘하는 것이라고 일반화하기 어렵다는 것이며(조용래, 2007), 정서 조절 과정에 대한 평가가 포함되지 않았다고 볼 수 있다.

다음으로, 국내에서 100회 이상 인용될 만큼 빈번하게 사용되고 있는 척도인 DERS는 정서 조절 능력의 부족을 평가하는 도구로, 하위요인은 충동 통제 곤란, 정서에 대한 주의와 자각 부족, 정서에 대한 비수용성, 정서적 명료성의 부족, 정서 조절 전략에 대한 접근 제한과 목표지향 행동의 어려움이라는 총 6개의 하위요인과 35개의 문항으로 구성되어 있다. DERS는 주로 부정 정서를 경험하는 동안 정서 조절 곤란의 정도를 측정하기 위해 대부

분의 문항이 ‘나는 화가 나거나 기분이 나쁘면...’과 같다. 그러나 부정 정서를 느끼지 않는 것이 곧 긍정 정서를 느낀다고 볼 수 없으며, 긍정 정서를 유지하거나 조절하는 것에 대한 어려움을 평가하는 항목들이 포함되지 않았다는 점에서 정서 조절의 다차원적이고 통합적인 범위를 다루지 못하였다.

마지막으로, ERQ는 정서 조절 질문지로 인지적 재해석과 정서 표현 억제라는 총 2개의 하위요인과 10개의 문항으로 구성되어 있다. ERQ의 문항은 긍정 정서와 부정 정서를 모두 다루고 있으며, 정서를 바꾸거나 표현하는 전략을 측정한다. ‘나는 유쾌한 기분을 많이 느끼고 싶을 때 그 상황에 대한 나의 생각을 바꾼다’, ‘나는 기분이 드러나지 않도록 잘 조절한다’와 같이 정서 표현과 정서 처리의 과정은 포함되어 있으나, 현재 느끼고 있는 정서를 인식하거나 복잡한 정서를 변별하는 부분이 나타나지 않고 있다(Rinaldi, 2021). 즉, 자신의 정서를 명명하고 과거의 정서적 경험이 현재에 어떻게 영향을 주고 있는지 살펴보는 성찰 과정이 누락되었다는 한계점이 있다.

요약하면, 흔히 사용되고 있는 정서 조절 능력 도구들은 대인관계 맥락이나 개인의 현재 상황, 과거 정서적 경험 등을 무시한 채 대부분 개인의 부정적 정서를 소거하거나 긍정적 정서로 변화시키는 데 초점을 두고 있다. 그러나 정서는 주관적인 특성이 강하기 때문에 현재 개인이 처한 환경, 과거의 정서적 경험에 따라 각기 다른 방식으로 해석될 수 있다는 점에서 단순히 부정 정서 조절의 여부를 살펴보는 것을 통해 개인의 정서 조절 능력을 측정한다고 보기는 어렵다. 따라서 개인이 처한 상황과 맥락에 맞게 고려하고 통합적인 정서 조절 능력을 평가할 수 있는 측정 도구의 필요성이 대두되었다.

이러한 필요성에 의해 개발된 정신화된 정서성

척도(Mentalized Affectivity Scale; MAS)는 정신화 기반의 정서 조절 능력을 총체적으로 평가한다. Jurist(2005)가 정신화와 정서 조절 능력 간의 상호보완적인 관계를 인지하여 정신화된 정서성(Mentalized Affectivity; MA)이라는 개념을 처음 소개하였고, 이를 바탕으로 Greenberg와 동료들(2017)이 MAS 척도를 개발하였다. 이는 정서를 인식하고 처리하는 내적인 과정, 정서를 표현하고 행동화하는 외적인 과정을 모두 포함하고 있다(Rinaldi, 2021). MAS는 3개의 하위요인으로 이루어져 있으며, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석 결과 76문항에서 16문항이 제거되어 총 60문항으로 구성되어 있다. 하위요인별로 자세히 살펴보면, 현재 경험하고 있는 정서를 인식하고 명명하며, 과거의 정서적 경험이 현재의 정서에 어떻게 영향을 미치는지 성찰적으로 평가하는 ‘정서 식별’ 24문항(예: 주변 상황과 맥락을 고려해서 내 감정을 이해할 수 있다), 복잡한 정서를 변별하고 조절하며 재평가하는 ‘정서 처리’ 23문항(예: 나는 내 감정을 잘 다스리려고 노력한다), 대인 관계적 맥락에서 어떻게 표현하고자 하는지 평가하는 ‘정서 표현’ 13문항(예: 내 감정을 표현하는 게 적절하지 않을 때는 그냥 나만 알고 넘어가는 게 가능하다)이 있다. 7점 리커트 척도로 이루어져 있으며, 점수가 높을수록 정신화된 정서성이 높음을 의미한다. MAS는 정서 식별, 정서 처리, 정서 표현 등 정서 조절과 관련된 세 가지 요인에 상위인지적 사고의 정신화 개념을 합친 최초의 도구라는 점에서 의의가 있다.

국외에서는 정신화된 정서성에 대한 관심이 증가하여 일본, 독일, 스페인, 이란, 터키, 러시아 등 여러 나라에서 번역되어 사용되고 있다(Herrmann, et al., 2018; Lahousen & Kapfhammer, 2019).

표 1. MAS 요인분석 방법

	MAS 원척도	K-MAS 한국	I-MAS 이탈리아
탐색적 요인분석	주성분 분석	언급하지 않음	공통요인분석- 주축요인추출법
회전 방식	배리맥스	배리맥스 최대우도법	직접 오블리민 최대우도법
확인적 요인분석	실시하지 않음	CFI=.56, TLI=.54, RMSEA=.09	RMSEA=.058 SRMR=.074
KMO	0.95	0.92	0.84
variance	43%	42.97%	45.7%
하위요인	3요인	3요인	5요인
문항 개수	60문항	54문항	35문항
위계 구조	배리맥스	실시하지 않음	배리맥스

특히, 이탈리아와 이란은 정신화된 정서성에 대한 관심이 높아 MAS를 타당화하여 자국 실정에 적합한 도구로 사용하고 있다. 국내에서는 안명희와 정유선(2023)이 번안하고 타당화(Korean version of Mentalized Affectivity Scale; K-MAS)한 이후 정신화된 정서성 관련 연구가 이루어지기 시작하였다. 국내·외에서 타당화가 이루어진 MAS 간 요인분석을 비교한 결과는 표 1과 같다. 원척도인 MAS, 이탈리아에서 타당화 한 I-MAS, 한국에서 타당화 한 K-MAS 모두 탐색적 요인분석 방법, 회전 방식, 확인적 요인분석 방법에서 차이가 있었으며, 결과로 나타난 요인 구조와 문항 개수에서도 차이를 보였다. 구체적으로 살펴보면, 요인 구조를 추출하기 위한 탐색적 요인분석에는 주성분 분석(Principal Component Analysis; PCA)과 공통요인분석(Common Factor Analysis; CFA)이 있다. 주성분 분석의 목적은 많은 수의 변수를 적은 수의 주요 성분으로 줄이는 자료의 축소에 있으며,

요인 구조 해석이 비교적 간편하고 요인분석을 시험적으로 수행하고자 할 때 효율적이다(강현철, 2013, 서원진 등, 2018). 특히 기존의 이론이나 모델이 존재하지 않을 때 추천하는 방식(Williams, 2010)이라는 점에서 정신화된 정서성 척도를 개발한 Greenberg와 동료들(2017, 2021)이 주성분 분석으로 탐색적 요인분석을 시행하였을 것으로 추측된다. 이와 달리 공통 요인분석의 목적은 자료 축소와 더불어 많은 변수를 공통으로 포함하는 요인을 추출하는 것이며(서원진 등, 2018), 요인 적재량 산출에 있어 주성분 분석보다 더 정확하다는 의견이 있다(정선호, 서상윤, 2013). 공통 요인분석 중 주축 요인 추출법은 수집된 자료의 대상을 모집단으로 가정하나, 최대우도법은 수집된 자료의 대상을 표본이라 가정한다는 점에서 차이가 있다. 사회과학 분야에서는 모집단을 대상으로 표본을 모으는 경우가 드물다는 점에서 주축 요인 추출법 보다는 최대우도법이 적절하다고 보는 의견(서원진

등, 2018)이 있다. 선행 타당화 연구의 요인분석 방법과 요인분석에 관한 여러 의견을 통해, 개발 및 타당화 연구에서는 각각의 연구자가 연구에 맞는 요인분석 방법을 적절히 선택하여도 된다는 것을 알 수 있다.

국가 간 하위요인과 문항의 차이를 보이기도 하는데 Jurist와 Sosa(2019)는 이에 대하여 개인이 속한 문화가 정서 조절과 정신화 자기 자전적 기억을 연결하는 것에 많은 영향을 주기 때문이라고 보았다(Rinaldi, 2021). 이는 국가의 문화적 특징이 정신화된 정서성에 영향을 주어 MAS 하위요인을 나누는 기준에 차이가 발생할 수 있음을 시사한다. MAS는 정신화 능력을 기반으로 정서를 성찰하고, 재평가하며 표현하는 방식을 총체적으로 평가할 수 있는 유일한 도구라는 점에서 의미가 있다. 그러나 김예린(2023)이 지적한 바와 같이 문항이 많으면 참여자의 집중도가 떨어지고 결측치가 발생하게 되어 신뢰도가 낮아질 확률이 높다. 이와 더불어 국

내 연구 및 임상 현장에서도 참여자의 부담감을 줄이고, 검사의 실용성을 높이기 위해 단축형 검사 개발에 대한 요구가 높아지고 있다(송연주, 하문선, 2021).

이러한 다 문항 척도의 한계점을 보완하고자 척도의 원저자인 Greenberg와 동료들(2021)은 일반인을 대상으로 정신화된 정서성 단축형 척도(Brief-Mentalized Affectivity Scale; B-MAS)를 수정 및 타당화 하였다. 기존의 60개 문항 중 요인별 핵심적인 문항을 선정하기 위해 주요 성분분석을 하였다. 요인부하량이 높고 교차 부하량의 가능성이 적은 문항, 문항 간 낮은 상관관계를 보이는 문항, 역 채점을 포함한 문항, 하위요인과 문항 간에 높은 상관관계를 보이는 문항을 고려하여 전문가의 검토 후 정서 식별, 정서 처리, 정서 표현 3개의 요인별 4개의 문항씩 추출하여 총 12개의 문항으로 구성하였다. 국외에서 타당화가 이루어진 B-MAS 간 요인분석을 비교한 결과는 표 2와

표 2. B-MAS 요인분석 방법

	B-MAS	I-B-MAS	P-B-MAS
	원척도	이탈리아	이란
탐색적 요인분석	주성분 분석	언급하지 않음	실시하지 않음
회전 방식	배리맥스	프로맥스	실시하지 않음
		최대우도법	언급하지 않음
확인적 요인분석	실시하지 않음	CFI=.921, TLI=.989, SRMR=.067 RMSEA=.077	CFI=.92, NFI=.89 RMSEA=.06, NNFI=.90 AGFI=.96, GFI=.97
KMO	0.79	0.814	기술되어 있지 않음
variance	61%	61.87%	기술되어 있지 않음
하위요인	3요인	3요인	3요인
문항 개수	12문항	12문항	11문항
위계 구조	실시하지 않음	실시하지 않음	언급하지 않음

같다. 원척도인 B-MAS, 이탈리아에서 타당화한 I-B-MAS, 이란에서 타당화한 P-B-MAS 역시 모두 탐색적 요인분석, 회전 방식, 확인적 요인분석, 문항 개수에서는 차이를 보였으나, 요인 구조는 3개의 하위요인으로 동일하였다. 이전에 언급한 바와 같이 요인분석 방법에 대해서는 여러 의견이 있음을 확인할 수 있다. 또한, 척도들 간의 문항 구성의 차이를 보이는데, 이는 국내 타당화를 통해 문화적 차이 유무에 대해 살펴볼 필요가 있음을 시사한다. 국외에서는 정신화된 정서성에 대한 많은 관심으로 MAS와 더불어 B-MAS가 타당화되어 활용되고 있는 단계이지만, 국내에서는 아직 B-MAS를 타당화 한 연구가 이루어지지 않아 척도가 연구와 임상 분야에서 활발히 활용되지 못하고 있는 현실이다. 따라서 본 연구에서 B-MAS를 국내 실정에 맞게 타당화 한다면 다 문항에 대한 참여자의 부담을 줄이고 높은 집중도로 인하여 결측치가 적을 것으로 예상되며, 국내 여러 연구의 정서 조절 관련 변인으로써 활용도가 높을 것으로 예측된다.

이상의 검토 내용을 바탕으로 본 연구는 Greenberg와 동료들(2021)의 B-MAS를 국내 영유아교사를 대상으로 타당화 하고자 한다. 이를 위해 안명희와 정유선(2023)이 번역-역 번역 과정을 거쳐 국내 타당화 한 MAS에서 B-MAS에 해당하는 문항을 추출하여 사용하였다. 기술통계 분석을 통해 문항의 정규분포와 양호도를 확인하고, 탐색적 및 확인적 요인분석을 통해 요인 구조를 살펴보고자 한다. 이후 신뢰도 및 준거 타당도를 검증할 것이며, 성인 애착, 공감 능력, 자기자비 세 변인과의 상관관계를 살펴볼 것이다. 구체적으로 살펴보면 정신화된 정서성은 양육자와의 애착 관계를 통해 형성된다는 점에서 성인 애착과의 관련성을 보이며, 영유아가

성장하면서 자신의 정서 상태를 따뜻하게 돌아줄 수 있는 자기자비적 태도와 자신의 정서 경험을 바탕으로 타인의 마음을 추론하여 이해할 수 있는 공감 능력을 길러나가게 된다는 점에서 정서 조절과의 연관성이 있을 것으로 예상된다. 이러한 목적으로 얻어진 결과는 영유아에게 영향을 미치는 교사의 정신화된 정서성을 측정하여 영유아교사의 정서 조절 관련 연구에 학문적 관심을 불러일으킬 수 있을 것이다. 본 연구의 타당화 대상이 영유아교사라는 특수 집단이기는 하지만 교사도 일반 성인에 해당한다는 점을 고려해 볼 때 이후 연구에서는 일반 성인에게도 확대 적용할 수 있을 것으로 예상된다. 이와 더불어 국내·외 정신화된 정서성 척도를 비교·분석하여 추후 여러 국가에서 진행될 정신화된 정서성 연구의 기초 자료가 될 수 있을 것으로 기대된다. 이러한 목적을 위해 다음과 같은 연구 문제를 설정하였다.

**연구 문제 1.** 한국판 정신화된 정서성 단축형 척도(K-B-MAS)의 요인 구조는 어떠한가?

**연구 문제 2.** 한국판 정신화된 정서성 단축형 척도(K-B-MAS)의 신뢰도와 타당도는 어떠한가?

**연구 문제 3.** 한국판 정신화된 정서성 단축형 척도(K-B-MAS)의 성인 애착, 공감 능력, 자기자비 간의 상관은 어떠한가?

## 방 법

### 연구대상

본 연구는 전국의 유치원, 어린이집에 재직 중인 교사 580명을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, 그 가운데 불성실한 응답을 제외한 533명의 자료를 최종 분석하였고, 연구 대상자의 사회인구학적 배경은 표 3과 같다. 본 연구의 응답자 중 526명(98.7%)은 여성이었으며, 30대가 298명(55.9%)으로 가장 많았다. 교사의 학력은 4년제 대학 졸업이 320명(60.2%)으로 가장 많은 응답 항목을 차지하

였다. 또한 교사 경력은 3~5년 미만이 172명(32.3%), 지역은 경기도가 133명(25.0%), 근무 기관 유형은 국공립 어린이집이 140명(26.3%), 담당 학급 연령은 유아반(3-5세)이 312명(58.5%)으로 가장 많이 분포하고 있다.

### 연구도구

#### 정신화된 정서성 단축형 척도

영유아교사의 정신화된 정서성을 측정하기 위해

표 3. 연구 대상자의 사회인구학적 배경 (n=533)

구분	항목	N(%)	구분	항목	N(%)	
성별	남	7(1.3)	담당 학급 연령	영아반(0-2세)	148(27.8)	
	여	526(98.7)		유아반(3-5세)	312(58.5)	
연령	만 20~30세	177(33.2)		영아 혼합반	19(3.6)	
	만 31~40세	298(55.9)		유아 혼합반	50(9.4)	
	만 41세 이상	58(10.9)		기타	4(0.7)	
교사 경력	1년 미만	8(1.5)		근무 기관 소재지	강원	60(11.3)
	1~3년 미만	47(8.8)			경기	133(25.0)
	3~5년 미만	172(32.3)			경상	92(17.3)
	5~8년 미만	160(30.0)			서울	91(17.1)
	8~10년 미만	121(22.7)			전라	61(11.4)
	10~15년 미만	25(4.7)	제주		27(5.0)	
	15년 이상	0(0)	충청		69(12.9)	
교사 학력	고등학교 졸업	5(0.9)	근무 기관 유형	국공립 유치원	134(25.1)	
	2·3년제 대학 졸업	147(27.6)		사립 유치원	79(14.8)	
	4년제 대학 졸업	320(60.2)		가정 어린이집	21(3.9)	
	대학원 이상	61(11.3)		국공립 어린이집	140(26.3)	
				민간 어린이집	131(24.6)	
		직장 어린이집		21(3.9)		
		기타	7(1.3)			

Greenberg와 동료들(2021)이 개발한 정신화된 정서성 단축형 척도(Brief-Mentalized Affectivity Scale; B-MAS)를 사용하였다. 각 문항은 별도의 번역 절차를 거치지 않고, 안명희와 정유선(2023)이 번역-역 번역 과정을 거쳐 국내 타당화 한 MAS에서 B-MAS에 해당하는 문항을 찾아 사용하였다. 과거의 정서 경험이 현재의 정서를 이해하는 것에 어떻게 영향을 미치는지 성찰적으로 평가하는 정서 식별(Identifying emotions)과 관련된 4문항(예: '내가 느끼는 감정이 정확히 무엇인지 알기 위해 노력한다'), 복잡한 정서를 변별하고 조절하며 재평가하는 정서 처리(Processing emotions)와 관련된 4문항(예: '내 감정이 더 정확하도록 조절할 수가 있다'), 대인 관계적 맥락에서 어떻게 표현하고자 하는지를 평가하는 정서 표현(Expressing emotions)과 관련된 4문항(예: '사람들은 내가 감정표현을 잘한다고 한다')으로 구성되어 있다. 이는 요인별로 4문항씩, 총 12문항이고 7점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 7=매우 그렇다)로 평정되며 부정적 문항에 대해서는 역 채점하였다. 점수가 높을수록 정신화된 정서성이 높음을 의미하며 본 연구에서의 신뢰도는 정서 식별 .72, 정서 처리 .64, 정서 표현 .66이었고, 전체 신뢰도는 .82였다.

### 성인 애착 척도

준거 타당도를 확인하기 위해 Fraley, Waller와 Brennan 등(2000)이 개발한 성인 애착 검사인 친밀 관계 경험-개정판(Experiences in Close Relationships-Revised; ECR-R)을 김성현(2004)이 번안하고 확인적 요인분석과 문항 반응을 통해 타당화한 도구를 사용하였다. 하위요인은 대인관계에서 거절과 버림받음에 대한 두려움과 타인 의존성을 나타내는 불안 애착 관련 18문항(예: '다른

사람들의 사랑을 잃을까 봐 두렵다'), 대인관계에서 사람들 간의 친밀함에 대해 지속해서 불편해하는 것을 나타내는 회피 애착 관련 18문항(예: '다른 사람들이 내게 가까워지려고 하면 불편하다')으로 구성되어 있다. 이는 총 36문항이고 7점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 7=매우 그렇다)로 평정되며, 부정적 문항에 대해서는 역 채점하였다. 하위요인별 점수가 높을수록 불안정한 애착을 의미하고, 점수가 낮을수록 연인과의 관계에서 안정적인 애착을 지니고 있음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도는 불안 .92, 회피 .90이었다.

### 공감 능력 척도

본 연구에서 준거 타당도를 확인하기 위해 Davis(1983)의 대인관계 반응성 척도(Interpersonal Reactivity Index; IRI)를 강일 등(2009)이 국내에서 타당화 한 한국어판 IRI를 이용하여 측정하는 도구를 사용하였다. 이 척도는 타인의 감정을 인식하고 이해하며 반응하는 정도를 의미하는 공감 능력을 측정하기 위해 널리 사용되고 있다. 이 척도는 4개 하위요인별로 7문항씩 총 28문항으로 구성되어 있다. 타인의 심리적 관점을 수용하는 경향을 의미하는 관점수용(예: '나는 어떤 결정을 내리기 전에 나의 결정에 반대하는 모든 사람의 입장을 고려하려고 노력한다'), 상상력을 발휘하여 가상 인물들의 감정과 행동을 실제처럼 느낄 수 있는 경향에 관한 상상하기(예: '나는 좋은 영화를 볼 때, 아주 쉽게 주인공의 입장이 되어 생각할 수 있다'), 불행을 겪는 사람들에 대한 염려와 공감하는 경향을 평가하는 공감적 관심(예: '다른 사람이 이용당하는 것을 보면, 그들을 보호하고 싶은 느낌이 든다'), 자신의 불안감에 의해 대인관계에서 느끼는 불편감을 다른 개인적 고통(예: '나는 때때로 매우 감정적

인 상황에서 아무것도 할 수 없다는 무력감이 든다')으로 이루어져 있다. 5점 Likert 척도(1=나를 잘 표현하지 못하는 문장이다, 5=나를 아주 잘 표현한 문장이다)로 평정되며, 부정적 문항에 대해서는 역 채점하였다. 원저자인 Davis(1980)의 제안에 따라 서로 부적 상관을 보이는 하위요인이 있는 점을 고려하여 점수를 모두 합한 총점이 아닌 요인별로 합산하여 공감 능력을 측정하였다. 점수가 높을수록 관점수용, 상상하기, 공감적 관심과 개인적 고통 또한 높음을 의미하며, 본 연구에서의 신뢰도는 관점수용 .64, 상상하기 .68, 공감적 관심 .69, 개인적 고통 .74이었다.

#### 자기자비 척도

본 연구에서 준거 타당도를 확인하기 위해 Neff (2003)가 개발하고 김경의 등(2008)이 한국인 대학생들을 대상으로 타당화한 한국판 자기자비 척도(Korean version of the Self Compassion; K-SCS)를 사용하였다. 하위요인으로 자신과 타인에게 친절을 베푸는 자기 친절(예: '나는 정말로 힘든 시기를 겪을 때, 내게 필요한 돌봄과 부드러움으로 나를 대한다')과 그 반대개념인 자기비판(예: '나는 내 자신의 결점과 부족한 부분을 못마땅하게 여기고 비난하는 편이다')이 각각 5문항으로 이루어져 있다. 실패의 경험에서 자신을 비판하고 비교하기보다 누구나 경험하는 것으로 인지하는 보편적 인간성(예: '나는 상황이 나에게 좋지 않게 돌아갈 때, 그러한 어려움은 모든 사람이 겪는 인생의 한 부분이라고 여긴다')과 상반된 개념인 고립(예: '나는 내 부족한 점을 생각하면 세상과 단절되고 동떨어진 기분이 든다'), 고통스러운 순간 자신의 마음과 생각에 적당한 거리를 두어 있는 그대로 비판적인 고찰을 하는 마음챙김(예: '나는 어떤 일 때

문에 마음이 상하거나 화가 날 때는, 감정의 평정을 유지하려고 노력한다')과 반대개념인 과잉 동일시(예: '나는 나에게 중요한 어떤 일에서 실패하면, 내 능력이 부족하다는 느낌에 사로잡힌다')가 각각 4문항으로 구성되어 있다. 이 척도는 6개의 하위요인, 총 26문항으로 구성된 5점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 평정된다. 총점이 높을수록 영유아교사의 자기자비가 높은 것을 의미한다. 이 척도의 하위요인별 신뢰도는 자기-친절 .66, 자기-비판 .76, 보편적 인간성 .63, 고립 .72, 마음챙김 .69, 과잉-동일시 .71이었으며 전체 신뢰도는 .90이었다.

#### 연구절차

본 연구는 연구 참여자의 윤리적 보호를 위하여 P 대학교의 생명윤리위원회(Institutional Review Board; IRB)로부터 연구승인(PNU IRB/2024\_12\_HR)을 받아 자료를 수집하였다. 참여자의 자발적 참여를 유도하기 위해 온라인 커뮤니티에 설문지를 탑재하였다. 연구를 진행하기에 앞서 연구의 필요성, 목적, 절차, 철회 방법, 개인정보보호와 익명처리 등에 대해 설명하고 동의한 대상자에 한하여 동의서를 받았고 설문이 완료된 후 소정의 사례를 제공하였다. 예비조사는 B 지역의 현직 영유아교사 30명을 임의 표집하여 2024년 2월 16일~23일까지 실시하였고, 이탈자 및 매끄러운 해석, 중복된 표현과 같은 교사들의 의견을 수렴하여 문항 수정 후 설문지를 완성하였다.

#### 자료분석

한국판 정신화된 정서성 단축형 척도의 타당화

검증을 위해 SPSS 27.0과 Amos 27.0을 이용하였고 다음과 같이 분석하였다. 첫째, 자료의 정규성을 확인하기 위해 문항별 평균, 표준 편차, 왜도, 첨도를 살펴보고 문항의 양호도를 확인하기 위해 문항-전체 상관, 문항 제거 시 내적 합치도를 산출하여 검토하였다. 이후 533명 중 무선 할당한 300명을 대상으로 요인분석에 적합한 자료인지 확인하기 위해 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin; KMO)의 표본 적합성 지수, Bartlett의 구형성 검증 통계치를 산출하여 확인하였다. 둘째, 요인 구조를 추출하기 위해 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis; EFA)으로 최대우도법과 직접 오블리민 회전을 사용하였다. 셋째, 신뢰도 검증을 위하여 척도의 내적 합치도 지수인 Cronbach's  $\alpha$ 를 산출하였으며 원척도인 B-MAS, 이탈리아의 I-B-MAS와 비교하였다. 하위요인 간 관련성을 살펴보기 위해 요인 간 상관관계를 살펴보았다. 넷째, K-B-MAS 요인 구조의 타당도를 검증하기 위해 나머지 233명의 자료를 대상으로 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; CFA)을 실시하였다. 확인적 요인분석으로 최대우도법을 사용하였으며, 요인 구조의 적합도를 확인하기 위해  $\chi^2$ 값, CFI, TLI, SRMR, RMSEA 값을 함께 살펴보았다. 또한 국외 B-MAS 척도들과의 차이점을 알아보기 위해 B-MAS, I-B-MAS와의 요인 및 문항을 비교하였다. 다섯째, K-B-MAS의 준거 타당도를 검증하기 위하여 관련 변인들(성인 애착, 공감 능력, 자기자비)과의 상관관계를 살펴보고자 Pearson의 적률상관계수 분석을 시행하였다.

## 결 과

### 기술 통계분석

문항의 정규성 분포와 문항의 양호도를 확인하기 위해 K-B-MAS의 12개 문항을 분석하였다. 모든 문항의 평균(4.40~5.36)은 1 미만 6.5를 초과하지 않았으며, 표준편차(1.05~1.67)는 .7 이하의 값에 해당하지 않았다(탁진국, 2007). 왜도(-.96~-.31)와 첨도(-1.01~1.30)의 절대값이 각각 3, 7 미만으로 나타나 자료가 정규분포 기준을 충족하는 것으로 판단하였다(Curran et al, 1996). 또한, 문항-전체 상관, 문항 제거 시 내적 합치도를 산출한 결과, 문항과 총점 간 상관 관계가 .30 이하인 문항이 없었으며(Field, 2013), 특정 문항이 제거될 경우 전체 신뢰도인 .82보다 더 높아지지 않아 문항의 양호도가 적절한 것으로 판단하여 모든 문항을 분석에 활용하였다.

### 탐색적 요인분석

K-B-MAS의 요인 구조를 확인하기 위해 300명을 대상으로 탐색적 요인분석을 하였다. 먼저, 요인분석을 하는 것이 적절한지를 알아보기 위해 KMO 표준적합도와 Bartlett 구형성 검정 지표를 확인하였다. KMO 값은 .8 이상이면 양호, .9 이상이면 우수하고, 1에 가까울수록 요인분석을 시행하는 것이 적합한다(서원진 등, 2018 재인용), K-B-MAS의 KMO 값은 .832로 요인분석에 적합하다고 할 수 있다. Bartlett의 구형성 검정 지수는  $\chi^2=1166.683(df=66, p<.001)$ 으로 나타나 요인분석이 가능한 공통 요인이 있는 것으로 확인되었다.

직접 오블리민 회전을 이용한 최대우도법으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과는 표 4와 같다. 고유값이 1 이상인 요인이 3개이며, 설명된 총분산은

표 4. K-B-MAS 문항들에 대한 탐색적 요인분석 결과 (n=300)

번호	문항	요인			
		1	2	3	
8	내가 뭔가 느끼는 것이 있으면 다른 사람들도 알 수 있게 표현을 할 것이다.	.814			
3	사람들은 내가 감정표현을 잘한다고 한다.	.617			정서
12	내 감정을 그냥 마음에만 담아 두곤 한다.	.611			표현
7	내가 느끼는 감정에 대해 다른 사람과 이야기하는 것을 별로 좋아하지 않는다.	.589			
6	내가 느끼는 복합적인 감정을 이해하려고 노력한다.		.779		
1	내가 느끼는 감정이 정확히 무엇인지 알기 위해 노력한다.		.725		정서
4	현재 나의 감정 상태나 상황을 이해하기 위해 과거를 되돌아보곤 한다.		.593		식별
10	내가 어떤 감정을 느낄 때 왜 이런 방식으로 느끼는 지에 대해 생각해 본 적이 거의 없다.		.525		
5	내 감정을 잘 다스리는 것이 어렵다.			.719	
2	나쁜 감정에 휩싸였을 때 어떻게 대처해야 하는지 알고 있다.			.606	정서 처리
9	내 감정을 잘 통제할 수 있다.			.546	
11	내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다.	.304	.193	.184	제거
고유값		4.412	1.730	1.003	
설명량(%)		36.765	14.413	8.357	
누적 설명량(%)		36.765	51.178	59.535	

59.54%였고, 스크리 도표는 원칙도와 동일하게 3 번째 이후 고유값의 크기가 1 이하로 평균화되어 3 개까지가 의미 있는 요인으로 확인되었다. 또한, 문항이 적절히 묶였는지 확인하기 위해 12개 문항의 문항별 요인부하량과 공통성을 살펴보았다. 문항의 요인 부하량이 .30 이상일 경우 우수한 문항이라고 보며, 하나의 문항이 두 요인에 있어 .30을 넘거나 요인부하량의 차이가 .10보다 작은 경우 교차 부하 된 것으로 판단하여 삭제할 수 있다(서원진 등, 2108). 그러나 선행연구인 MAS, B-MAS,

K-MAS에서는 요인부하량의 기준값을 엄격하게 .40으로 하였다. 문항의 공통성의 경우 최소 .30 이상의 값을 가져야 한다(Kim, 2023). K-B-MAS의 11번 문항('내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다')이 요인부하량과 공통성의 기준에 부합하지 못하였고 나머지 문항들은 기준에 적합하였다. K-B-MAS는 문항의 정규성 분포를 확인하고 척도가 다변량정규분포 가정에 충족한다고 판단하여 최대우도법으로 탐색적 요인분석을 하였지만, 그 결과 11번 문항이 제거 대상이 되었다.

문항들의 공통성이 낮을 경우 최대우도법 보다는 주축요인추출법 사용을 제안한 장승민(2015)의 의견에 따라 직접 오블리민 회전을 이용한 주축요인추출법으로 탐색적 요인분석을 재 실시한 결과 또한 11번 문항이 기준에 미치지 못하였고 제거되었다.

탐색적 요인분석을 통해 확인된 3개의 요인 명을 정하기 위해 원척도인 B-MAS의 요인 구조와 문항들을 비교하였다. K-B-MAS의 요인 1은 4개의 문항(8번 문항, 3번 문항, 12번 문항, 7번 문항)으로 구성되어 있으며, B-MAS의 정서 표현과 똑같은 문항들로 이루어져 있어 정서 표현이라는 하위 요인 명을 유지하기로 하였다. 요인 2는 총 4개의 문항(6번 문항, 1번 문항, 4번 문항, 10번 문항)으로 이루어졌으며, B-MAS의 정서 식별과 똑같은 문항들로 K-B-MAS에서도 정서 식별이라는 하위 요인을 유지하여도 무리가 없을 것으로 예상할 수 있다. 요인 3은 총 3개의 문항(5번 문항, 2번 문항, 9번 문항)으로, 제거된 11번 문항 외에는 B-MAS와 같은 문항 구성으로 이루어져 있어 K-B-MAS에서도 정서 처리라는 하위요인 명을 지속하고자 하였다. 이러한 탐색적 요인분석의 결과로 K-B-MAS는 B-MAS와 비교하였을 때 제거된 1개의 문항을 제외하고는 동일한 요인 구조와 문항 구

성을 이루었으며, 최종 3개의 요인과 11개의 문항으로 확정하였다.

### 신뢰도 분석과 상관 분석

K-B-MAS 척도의 신뢰도를 검증하기 위하여 내적 합치도 계수인 Cronbach's  $\alpha$ 를 산출하였다(표 5). 하위요인별 내적 합치도는 정서 식별 .76, 정서 처리 .70, 정서 표현 .77로 나타났으며, 모두 기준인 .60을 넘어 양호한 내적 일치도를 보였으며 전체 신뢰도는 .82였다. 이는 B-MAS, I-B-MAS의 신뢰도와 비교하였을 때 정서 처리, 정서 표현의 신뢰도는 낮았으나, 정서 식별 요인의 신뢰도가 상대적으로 높았고, 모두 기준 이상의 양호한 신뢰도를 보였다. K-B-MAS의 요인 간 관련성을 파악하기 위하여 하위요인 간 상관관계 분석을 한 결과, 정서 식별과 정서 처리( $r=.35, p<.01$ ), 정서 식별과 정서 표현( $r=.34, p<.01$ )은 보통 수준의 상관관계를 보이며, 정서 처리와 정서 표현( $r=.53, p<.01$ )은 높은 수준의 상관관계를 보였다. K-B-MAS의 하위요인별 신뢰도가 기준을 넘어 양호한 수준이며, 서로 유의미한 정적 상관관계를 보이는 K-B-MAS는 비교적 안정적인 도구임을 확인하였다.

표 5. K-B-MAS, B-MAS, I-B-MAS의 신뢰도

하위요인	B-MAS (n=978)		I-B-MAS (n=389)		K-B-MAS (n=300)	
	문항 수	Cronbach's $\alpha$	문항 수	Cronbach's $\alpha$	문항 수	Cronbach's $\alpha$
정서 식별	4	.69	3	.69	4	.76
정서 처리	4	.80	4	.80	3	.70
정서 표현	4	.82	5	.82	4	.77

### 확인적 요인분석

탐색적 요인분석을 통해 선정된 3개의 하위요인, 11개의 문항에 대해서 나머지 233명의 자료로 확인적 요인분석을 하였다. Amos 27.0을 이용하여 분석하였으며, 요인 추출 방법은 최대우도법을 사용하였다. 모형의 적합도 평가를 위해  $\chi^2$ 값을 살펴 보았으며,  $\chi^2$  검정이 통계적 유의성을 검증할 수 있는 측정치이긴 하나 표본크기에 영향을 받기 때문에 CMIN/DF 값, RMSEA, SRMR, CFI, TLI를 함께 검토하였다.  $\chi^2$ 값은 100보다 작을수록 양호한 적합도를 의미하고 CMIN/DF 값은 2에서 5 범위 사이의 값이 적합하며, RMSEA는 .05 ~ .08 정도면 우수한 적합도, .10 이하는 수용할만한 최소한의 적합도(박순조, 김영근, 2022)이다. SRMR은 .05 보다 낮으면 우수하고, .08 정도는 수용 가능하며(Hooper. et al, 2008), CFI, TLI 값은 .90 이상이면 양호한 적합도이며 1에 가까울수록 적합성이 매우 우수하다고 여겨진다(박순조, 김영근, 2022). 본 연구의 모형은 CFI와 TLI가 .90보다 낮았지만, SRMR과 RMSEA는 허용할만한 적합도를 보였다(표 6). K-MAS의 국내 타당화 연구에서 낮은 모형적합도 지수에 대하여, 과대 판별 모형에서는 좋은 적합도를 가지는 것이 어렵기 때문에 표본의 크기에 영향을 받지 않는 RMSEA를 고려하여 적합도를 판단해야 한다는 정유선, 안명희의 의견(2023)을 고려하였을 때, K-B-MAS의 RMSEA는 .90에 해당하여 기준에 적합하여 양호하다고 판단된다. 또한 타당화 연구에서 모형의 적합도를 높이

기 위해 문항을 바꾸어 수정 모형을 사용하기보다, 개별 문항 수준의 정보를 얻고자 문항을 무시 않는다는 의견(이지현, 김수영, 2016)에 따라 측정 변수 그대로 사용하였다.

확인적 요인분석의 결과로 요인 모형은 그림 1과 같으며, 모수 수정치는 표 7과 같다. 정서 식별의 표준화 계수 값은 .477 ~ .680 사이의 값을 보이며, 정서 처리의 표준화 계수 값은 .331 ~ .882였고, 정서 표현의 표준화 계수 값은 .560 ~ .608에 해당하였다. 측정 변수의 모든 C.R.(critical ratio)값이 통계적으로 유의미하게 나타났으며 모든 문항이 .001 수준에서 유의하였다. 확인적 요인 분석 후 K-B-MAS와 B-MAS, I-B-MAS의 요인별 문항을 비교한 결과, K-B-MAS, I-B-MAS는 원칙

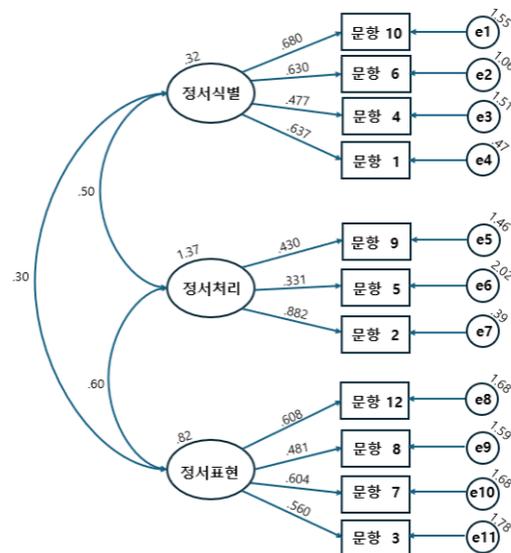


그림 1. K-B-MAS의 확인적 요인 모형

표 6. K-B-MAS의 모형 적합도 지수

(n=233)

$\chi^2$	$\chi^2/df$	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
118.641	2.894	.090	.0690	.853	.803

표 7. 확인적 요인분석의 모수 추정치

(n=233)

하위요인	문항	비표준화 계수	표준화 계수	S.E.	C.R.
정서 식별	문항 10	2.03	.680	.265	7.644***
	문항 6	1.47	.630	.201	7.287***
	문항 4	1.17	.477	.199	5.879***
	문항 1	1.00	.637		
정서 처리	문항 9	.49	.430	.095	5.201***
	문항 5	.42	.331	.101	4.223***
	문항 2	1.000	.882		
정서 표현	문항 12	1.099	.608	.188	5.850***
	문항 8	.77	.481	.150	5.118***
	문항 7	1.09	.604	.186	5.832***
	문항 3	1.000	.560		

\*\*\*p<.001.

표 8. B-MAS, I-B-MAS, K-B-MAS 요인별 문항 비교

번호	문항	K-B-MAS	B-MAS	I-B-MAS
8	내가 뭔가 느끼는 것이 있으면 다른 사람들도 알 수 있게 표현을 할 것이다.	정서 표현	정서 표현	정서 표현
3	사람들은 내가 감정표현을 잘한다고 한다.	정서 표현	정서 표현	정서 표현
12	내 감정을 그냥 마음에만 담아 두곤 한다.	정서 표현	정서 표현	정서 표현
7	내가 느끼는 감정에 대해 다른 사람과 이야기하는 것을 별로 좋아하지 않는다.	정서 표현	정서 표현	정서 표현
6	내가 느끼는 복합적인 감정을 이해하려고 노력한다.	정서 식별	정서 식별	정서 식별
1	내가 느끼는 감정이 정확히 무엇인지 알기 위해 노력한다.	정서 식별	정서 식별	정서 식별
4	현재 나의 감정 상태나 상황을 이해하기 위해 과거를 되돌아보곤 한다.	정서 식별	정서 식별	정서 표현
10	내가 어떤 감정을 느낄 때 왜 이런 방식으로 느끼는 지에 대해 생각해 본 적이 거의 없다.	정서 식별	정서 식별	정서 식별
5	내 감정을 잘 다스리는 것이 어렵다.	정서 처리	정서 처리	정서 처리
2	나쁜 감정에 휩싸였을 때 어떻게 대처해야 하는지 알고 있다.	정서 처리	정서 처리	정서 처리
9	내 감정을 잘 통제할 수 있다.	정서 처리	정서 처리	정서 처리
11	내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다.	제거	정서 처리	정서 처리

도인 B-MAS와 동일한 3개의 요인으로 나타났으나 문항 구성에서 차이를 보였다. K-B-MAS에서 제거된 1개의 문항은 B-MAS와 I-B-MAS에서 정서 처리로 묶였으며, I-B-MAS에서 정서 표현으로 묶인 문항은 B-MAS와 K-B-MAS에서 정서 식별로 묶였다(표 8).

### 준거 타당도

K-B-MAS 척도의 타당성을 확인하기 위해 성인애착 척도인 ECR-R(김성현, 2004), 공감 능력 척도인 K-IRI(강일 등, 2009), 자기자비 척도인 K-SCS(김경의 등, 2008)와 Pearson 상관관계 분석을 실시하였다. K-B-MAS의 3개 하위요인과 성인 애착의 2개 하위요인, 공감 능력의 4개 하위요인, 자기자비 전체 평균 점수와의 상관관계 결과는 표 9와 같다. 상관관계 분석 결과, K-B-MAS의 정서 식별, 정서 처리, 정서 표현은 성인 애착의 회피와 불안과 공감 능력의 개인적 교통과 유의미한 부적 상관관계를 보였으며, 공감 능력의 관점수용, 상상하기, 공감적 관심과 자기자비 전체 평균 점수와는 유의미한 정적 상관관계가 나타났다. 이를 통해 K-B-MAS 척도의 준거 관련 타당도가 양호하다는 것을 확인하였다.

## 논 의

본 연구는 영유아교사를 대상으로 Greenberg와 동료들(2021)의 정신화된 정서성 단축형 척도(Brief-Mentalized Affectivity Scale; B-MAS)를 타당화하고자 수행되었다. 영유아교사라는 특정 집단을 대상으로 한 이유는 영유아교사가 직업적 특

정상 전인적 발달 시기의 영유아에게 정서적 모델이 되고 영유아의 정서 조절 능력에 큰 영향을 미친다는 점에서, 영유아교사의 정서 조절 능력을 살펴보는 것이 중요하다고 보았기 때문이다. 따라서 전국의 영유아교사 533명을 대상으로 설문조사를 실시함으로써 K-B-MAS의 신뢰도와 타당도를 검증하였다. 연구의 결과를 요약하고 이것을 선행 연구의 맥락에서 논의하면 다음과 같다. 첫째, 최대우도법과 직접 오블리민 회전을 사용한 탐색적 요인분석 결과 K-B-MAS는 원칙도인 B-MAS와 동일하게 3개의 하위요인으로 나타났으며, 1개의 문항이 제거되어 총 11개의 문항이 적합한 것으로 나타났다. 기술통계 분석에서 왜도 및 첨도의 기준치를 충족하여 문항들이 다변량 정규분포 가정을 따르는 것을 확인한 후 최대우도법을 사용하였으나 1개의 문항이 낮은 공통성을 보였다. 이에 주축 요인 추출법과 직접 오블리민 회전으로 탐색적 요인 분석을 재실시 하였으나 해당 문항의 요인부하량과 공통성에는 큰 차이를 보이지 않아 제거되었다. 제거된 문항을 제외하고는 원칙도인 B-MAS와 동일한 요인 구조, 문항 구성을 보였다. 이를 자세히 살펴보면, K-B-MAS의 요인 1은 총 4개의 문항으로 이루어져 있으며, 대인 관계적 맥락에서 자신이 느끼는 정서를 어떻게 표현하고자 하는지를 평가하는 문항들로 구성되었다. 이는 B-MAS와 문항 수 및 문항 내용이 같아 '정서 표현'이라는 원칙도의 하위요인 명을 그대로 사용하였다. K-B-MAS의 요인 2에는 총 4개의 문항이 있으며, 자신이 느끼는 현재의 정서를 과거의 경험과 현재 상황을 고려하여 인식하고 명명하는 정도를 평가하는 '정서 식별'로 B-MAS와 문항 수 및 문항 내용이 일치하여 하위요인 명을 유지하였다. K-B-MAS의 요인 3은 총 3개의 문항으로 구성되어 있다. 자신이 느낀 감정

표 9. K-B-MAS와 준거 관련 타당도 척도 간의 상관관계

(n=233)

		K-B-MAS		
		정서 식별	정서 처리	정서 표현
성인 애착	불안	-.548**	-.524**	-.550**
	회피	-.242**	-.300**	-.565**
공감 능력	관점수용	.434**	.401**	.354**
	상상하기	.316**	.229**	.302**
	공감적 관심	.468**	.364**	.434**
	개인적 고통	-.260**	-.402**	-.210**
자기자비	전체	.341**	.470**	.360**

\*\*p<.01.

의 강도나 수준을 조절하는 정도와 복잡한 정서를 변별하는 능력을 평가하는 '정서 처리'로 제거된 11번 문항을 제외하고는 B-MAS와 동일한 문항으로 구성되어 하위요인 명을 그대로 사용하였다.

이탈리아에서 타당화 한 I-B-MAS의 경우 원척도인 B-MAS와 같은 3개의 요인과 12개의 문항으로 나타났지만, B-MAS, K-B-MAS에서 정서 식별로 묶인 문항이 I-B-MAS에서는 정서 표현으로 묶여 차이를 보였다. K-B-MAS에서 제거된 1개의 문항과 I-B-MAS에서 다른 하위요인으로 묶인 1개의 문항을 제외하고는 두 척도는 원척도인 B-MAS와 요인 수 및 문항 구성에서 있어 일치함을 보였다. 이탈리아, 한국 두 국가의 타당화 연구 결과에서는 각각 1개의 문항을 제외하고는 요인 구조나 문항 수가 원척도와 현저히 차이를 보이지 않았다는 점에서, B-MAS의 타당화가 이루어진 국가를 기준으로 보면 B-MAS는 해당 국가 문화의 영향을 크게 받지 않는 척도라고 할 수 있다.

한편, K-B-MAS에서 B-MAS, I-B-MAS와 차이를 보이는 11번 문항('내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다')은 K-B-MAS

에서 낮은 요인부하량과 공통성으로 제거되었으나 B-MAS, I-B-MAS에서는 정서 처리의 하위 문항에 해당하였다. K-B-MAS에서 11번 문항이 제거된 이유로 먼저, 원척도 문항의 의미를 언어적으로 충분히 표현하지 못하였을 가능성이 있다. 제거된 11번 문항을 자세히 살펴보면 'I am good at distinguishing between different emotions that I feel'은 K-MAS에서 '내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다'로 번역되어 사용되었다. 제거된 11번 문항과 유사한 문장 구조를 가진 9번 문항 'I am good at controlling my emotions'는 K-MAS에서 '내 감정을 잘 통제할 수 있다'고 번역되었다는 점을 고려한다면, 제거된 11번 문항을 '나는 내가 느끼는 다양한 감정들을 잘 구별할 수 있다'로 번역하여 사용했다면 또 다른 결과가 나타났을 수도 있을 것이라 예상된다. K-B-MAS 설문지를 작성하는 과정에서 문항 번역에 대한 고민이 있었으나, K-MAS는 타당화를 통해 국내에서 타당도와 신뢰도를 입증한 연구의 문항이므로 그 결과를 존중하는 의미에서 그대로 사용하였다.

다음으로, 엄격한 요인부하량을 적용하기였기 때문이라는 가능성이 있다. 최대우도법을 사용한 탐색적 요인분석 결과, 제거된 문항 11번의 요인부하량은 .304이었다. 이는 문항의 요인부하량이 .30 이상일 경우 우수한 문항이라고 볼 수 있다(서원진 등, 2108)는 기준을 따른다면 충족하여 제거되지 않고 해당 요인을 대표하는 문항으로 사용할 수 있었다. 그러나 MAS, K-MAS, B-MAS에서 사용한 .40이라는 엄격한 요인부하량의 기준에 따라 두 번의 탐색적 요인분석 끝에 제거하였다. 즉, 최대우도법으로 탐색적 요인분석을 한 경우 일반적인 요인부하량의 기준에 따라 11번 문항을 포함할 수 있었으나 K-B-MAS는 MAS, K-MAS, B-MAS에서는 요인부하량의 기준을 .40으로 엄격하게 보았다는 점을 참고하여, 본 연구에서도 엄격한 기준을 적용하였으며 문항 11번을 삭제하였다.

한편, K-MAS의 탐색적 요인분석 중에 요인부하량이 낮아 제거되었던 10번 문항('내가 어떤 감정을 느낄 때 왜 이런 방식으로 느끼는 지에 대해 생각해 본 적이 거의 없다')은 K-B-MAS에서 정서 식별의 문항으로 묶였으며, B-MAS, I-B-MAS에서도 동일하게 유지되었다. 그러나 10번 문항은 Greenberg와 동료들(2021)이 B-MAS를 수정 및 타당화 하기 위해 MAS의 60문항들 중 엄선한 12 문항(요인부하량이 .55를 넘으며 교차 부하 되지 않은 문항, 문항 간 낮은 상관관계를 보이는 문항, 하위요인과 문항 간 상관이 높은 문항, 역 채점 문항)에 해당하며, K-B-MAS에서도 10번 문항의 적절함을 검증하여 그대로 사용하였다.

둘째, K-B-MAS는 전체 신뢰도 계수의 기준을 넘어 신뢰할 수 있는 척도로 볼 수 있었다. K-B-MAS의 요인 간의 관련성을 알아보기 위하여 Pearson의 적률상관계수 분석을 한 결과

K-B-MAS의 하위요인 간 유의미한 정적 상관관계를 보여, 하위요인 서로 관련성이 있음이 증명되었다.

셋째, K-B-MAS의 요인 구조 적합성을 확인하기 위해 나머지 233명의 자료로 확인적 요인분석을 하였다. 그 결과 CMIN/DF, RMSEA, SRMR은 기준에 적합하였고, CFI, TLI 값은 근사치를 보였다. K-MAS를 타당화한 정유선, 안명희(2023)의 의견에 따라 표본크기에 영향받지 않는 RMSEA를 고려한다면 K-B-MAS 측정 모형은 양호하다고 볼 수 있다. K-B-MAS는 B-MAS, I-B-MAS, P-B-MAS보다 비교적 낮은 수준의 적합도 지수를 보였으나, K-MAS보다 상당히 높은 문항 적합도 지수를 보였다.

넷째, 선행연구에서 정신화된 정서성과 밀접한 관련이 있을 것으로 예상된 성인 애착, 공감 능력, 자기자비와 유의한 수준의 상관이 확인되어 척도의 준거 타당도 역시 검증되었다. 자세히 살펴보면 먼저, K-B-MAS는 성인 애착의 하위요인인 불안과 회피와 모두 유의미한 부적 상관을 보였다. 이러한 결과는 K-B-MAS가 K-MAS의 연구 결과에 부분적으로 지지한다고 볼 수 있다. 정신화된 정서성의 하위요인인 정서 처리와 정서 표현이 각각 성인 애착의 하위요인과 유의미한 부적 관계를 보인다는 점에서 일치하지만, K-MAS의 하위요인인 정서 식별은 성인 애착의 하위요인인 회피 애착과는 유의미한 부적 관계를 보였고 불안 애착과는 유의미한 관계를 보이지 않았다. 이에 대해 K-MAS는 불안 애착이 높은 경우 부정적인 정서에 사로잡혀 과도하게 몰입하게 되어 정서 식별이 높아질 수 있다고 보았다. K-B-MAS의 정서 식별과 성인 애착의 불안 애착은 중간보다 높은 수준의 부적 상관관계를 보이는데 이는 영유아와의 애착 관계를 형성하고,

영유아의 정서를 민감하게 인지해야 하는 영유아교사의 직업적 특성이 영향을 끼쳤을 가능성을 고려해 볼 수 있다. 교사의 정신화된 정서성과 성인 애착의 관계를 살펴본 연구는 매우 미흡하지만, 정신화된 정서성의 기반인 정신화와 성인 애착을 포함하는 애착과의 관계를 살펴본 연구는 있다. 본 연구는 어머니의 정신화 능력이 자녀와의 애착 관계에 영향을 준다고 밝힌 최성미(2021)의 연구와 맥을 같이 한다. 즉, 높은 정신화 수준의 주 양육자는 영유아와의 안정 애착 관계를 잘 형성한다는 의미이다. 영유아는 안정적인 안전기지 역할을 하는 애착 관계 속에서 자신만의 내적 작동모델을 재구성하며, 정서 조절 능력과 정신화를 길러 정신화된 정서성의 기초를 형성해 나간다. 즉, 영유아교사의 정신화와 애착 관계는 영유아의 애착 관계와 정신화에 영향을 주는 것을 알 수 있다. 또한 어린 시절 안정적인 애착을 경험 한 교사는 이후 교사-유아 관계에 있어 긍정적 영향을 미친다는 연구 결과(김혜성, 채진영, 2024; 이가영, 채진영, 2016)를 통해 영유아교사의 높은 정신화된 정서성과 안정 애착은 영유아와의 관계에 긍정적인 영향을 주어 영유아의 안정 애착 형성과 정신화된 정서성을 증진할 수 있는 변인임을 시사한다.

다음으로, K-B-MAS는 공감 능력의 하위요인 중 관점수용, 상상하기, 공감적 관심과 유의한 정적 관계를, 개인적 고통과는 유의한 부적 관계를 보였다. 이는 이탈리아에서 타당화 한 정신화된 정서성 단축형 척도(I-B-MAS)에서 정신화된 정서성과 공감 능력이 유의미한 상관관계가 있다는 연구의 결과와 일치한다. 또한, 정신화 측정 도구라고 여겨지는 반영적 기능이 공감 능력과 유의한 정적 상관을 보였다는 연구 결과(차혜명, 2017)를 미루어 보았을 때, 정신화가 높을수록 공감 능력도 높다는

것을 예측할 수 있다. 따라서 정신화를 기반으로 하는 정신화된 정서성 또한 공감 능력과의 상관관계가 있다고 판단된다. 이는 영유아교사의 정신화된 정서성이 증진된다면 영유아에 대한 교사의 공감 능력에도 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상되며 이는 영유아에 대한 온정적인 반응과 질 높은 교육으로 이어질 수 있을 것이다.

마지막으로, K-B-MAS의 하위요인과 스트레스를 받는 상황에서 자기 자신을 보호하려는 태도인 자기자비는 유의미한 정적 상관관계를 보였다. 이는 자기자비가 높을수록 정서를 변별하고 이해하며 적응적인 방식으로 정서를 표출하는 능력이 높음을 시사한 연구 결과(김경의 등, 2008)를 지지한다. 즉, 자신이 느끼는 정서를 적절하게 인식하고 조율하며 상황에 맞게 표현할 수 있는 능력인 정신화된 정서성을 가진 영유아교사는 자신이 처한 부정적 상황 속에서도 정서 상태에 매몰되지 않고 적당한 거리를 유지하며, 자신의 정서를 변별하며 균형 잡힌 정서적 조망을 할 수 있는 자기자비적 태도를 보일 가능성이 크다. 또한 성인 애착과 자기자비 간의 부적 관계를 보인 연구 결과(최인숙, 채진영, 2020)를 통해 불안 애착과 회피 애착이 높은 영유아교사는 자기자비 수준이 낮음을 알 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 정신화된 정서성과 성인 애착 간의 상관관계가 있음을 고려할 때, 높은 정신화된 정서성을 가진 영유아교사는 영유아와 안정 애착 관계를 형성할 가능성이 크고, 안정 애착 관계 속에서 영유아는 자기자비적 태도를 보일 가능성이 클 것이다. 성인 애착과 자기 자비, 성인 애착과 정신화 간의 유의미한 관계를 통해 K-B-MAS의 타당도를 확인할 수 있다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 국내 타당화 되어 있지 않던 Greenberg(2021)의 정신화된

정서성 단축형 척도(B-MAS)를 타당화 하여 60문항의 한국형 정신화된 정서성 척도(K-MAS)에 비해 참여자의 부담감을 줄이고, 척도의 활용도를 높여 간편하게 측정할 수 있는 도구를 소개했다는 점에서 의미가 있다. 특히, 영유아교사를 대상으로 하였는데, 이는 일반 성인보다 영유아 교사의 말과 행동은 성장과 발달의 민감기에 해당하는 영유아들에게 지대한 영향을 주기 때문에 영유아교사의 정서 조절 능력이 더욱 중요함을 시사한다. 따라서 영유아교사를 대상으로 B-MAS를 타당화하여 유아교육 관련 다양한 현장 연구에 사용될 뿐만 아니라, 영유아교사의 정신화된 정서성의 중요성을 부각하고자 하였다.

둘째, 국내·외 정신화된 정서성 타당화 척도를 간략히 비교하고 분석해 보았다는 점에서 의미가 있다. 현재 국외에서는 MAS와 B-MAS를 이탈리아와 이란에서 타당화 하였고, 국내에서는 K-MAS가 타당화되었으나, 아직 B-MAS를 타당화 한 연구는 없는 실정이었다. 본 연구에서는 B-MAS의 타당화 뿐만 아니라 국내·외 MAS, B-MAS 척도의 요인 구조, 문항 내용 등을 함께 비교하여, K-B-MAS의 타당화 연구의 기초로 사용하였다. 본 연구 또한 추후 타 문화권에서 진행될 B-MAS 타당화 연구에 비교 및 분석할 자료를 제공하였다는 점에서 의미가 있다. 이후 다른 국가에서 진행될 후속 연구에서도 국가 혹은 문화적 차이를 비교하는 연구를 진행한다면, 질 높은 정신화된 정서성 척도 연구의 기반이 될 수 있을 것으로 예상된다.

이러한 학문적 의의에도 불구하고 본 연구가 지니는 몇 가지 제한점이 있었으며 그에 따른 제언을 제시하고자 한다. 첫째, 연구 대상자의 성비가 불균형하다는 점이다. 영유아교사라는 직업적 특성상 여성의 비율이 압도적이었으나, K-B-MAS가 성비

가 고르게 표집된 B-MAS와 I-B-MAS의 요인 구조나 문항 내용에서 큰 차이를 보이지 않다는 점에서, 다른 연구에서도 충분히 사용될 수 있을 것으로 예상된다. 그러나 직업적 특성에서 오는 차이가 있을 수도 있다는 점에서, 추후 연구에서는 성비를 비롯하여 다양한 직군, 지역, 연령을 고려하고 표집을 확대하여 본 연구와 비교한다면 의미가 있을 것이다. 또한 본 연구에서는 3개의 변인에 대한 준거 타당도를 확인하였으나, 정신화된 정서성의 변인 특성을 고려하여 변별타당도, 예언타당도, 증분타당도 등의 검증을 통해 척도의 신뢰성을 높이는 것도 의미가 있을 것이다.

둘째, 본 연구에서는 영유아교사를 대상으로 12개 문항의 자기 보고식 척도로 타당화 연구를 진행하여 국내에서 K-B-MAS의 활용한 연구의 기반을 마련하였다. 그러나 정신화된 정서성이 자신의 과거 경험, 대상이 처한 상황과 맥락을 충분히 고려할 수 있는 능력을 포함하는 점을 고려하였을 때, 추후 척도를 활용한 연구에서는 면담을 통해 문항에 관한 연구 참여자의 과거 경험, 현재의 생각을 알아보는 것도 의미 있을 것이다. 즉, 자기 보고식 척도라는 양적 연구와 더불어 면담이라는 질적 연구가 함께 이루어진다면 척도의 타당성을 뒷받침해 줄 것으로 예측된다. 또한 적은 문항 수의 단축형 척도라는 점에서 영유아교사의 정서 조절 능력을 측정하고 증진하기 위해 개발된 프로그램의 사전 및 사후 검사로 유용하게 사용 할 수 있을 것이다.

## Conflict of Interest

No potential conflict of interest relevant to this article was reported.

## 참고문헌

- 강 일, 기선완, 김성은, 정범석, 황지희, 송지은, 김지웅 (2009). 한국어판 대인관계 반응성 척도의 신뢰도 및 타당도 연구. **신경정신의학**, **48**(5), 352-358.
- 강현철 (2013). 구성타당도 평가에 있어서 요인분석의 활용. **대한간호학회지**, **43**(5), 587-594.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구: 대학생들 중심으로. **한국심리학회지: 건강**, **13**(4), 1023-1044.
- 김성현 (2004). **친밀 관계 경험 검사 개정판 타당화 연구: 확증적 요인분석과 문항 반응 이론을 중심으로**. 석사학위논문, 서울대학교.
- 김연수, 이시자 (2020). 유아교사의 행복감과 교사-유아 상호작용의 관계에서 전문성인식의 매개효과. **미래유아교육학회지**, **27**(4), 211-232.
- 김예린 (2023). **한국판 단축형 고독동기 척도의 타당화**. 석사학위논문, 중앙대학교.
- 김혜성, 채진영 (2024). 유아교사의 아동기 애착 경험이 유아-교사 관계에 미치는 영향. **교원교육**, **40**(2), 99-122.
- 박세미 (2016). **자기보고식 심리화(정신화)척도의 개발과 타당화**. 석사학위논문, 가톨릭대학교.
- 박순조, 김영근 (2022). 한국판 복합비탄척도의 타당화 연구. **상담학연구**, **23**(3), 199-220.
- 박연선 (2023. 09. 08). 초등교사 또 자살...“악성 민원 시달리다”. KBS 뉴스, <https://news.kbs.co.kr/news/pc/view/view.do?ncd=7769018&ref=A>에서 2023년 12월 3일 인출.
- 서원진, 이수민, 김미리혜, 김제중 (2018). 탐색적 요인분석 연구의 현황과 제언. **사회과학연구**, **29**(1), 177-193.
- 송연주, 하문선 (2021). 대학생의 신경증과 우울 간 관계에서 정서조절과 관계중독의 매개효과. **청소년학연구** **28**(2), 1-29.
- 안명희, 정유선 (2023). 한국판 정신회된 정서성 척도(K-MAS)의 타당화 연구. **한국심리학회지: 상담 및 심리치료**, **35**(2), 413-440.
- 오지은, 채진영 (2020). 영유아교사의 우울이 사회 지능에 미치는 영향에서 공감능력의 병렬다중 매개효과. **유아교육학논집**, **24**(6), 149-173.
- 이가영, 채진영 (2016). 유아교사의 애착히스토리가 유아-교사관계에 미치는 영향. **한국보육지원학회지**, **12**(5), 1-16.
- 이지현, 김수영 (2016). 문항묶음: 원리의 이해와 적용. **한국심리학회지: 일반**, **35**(2), 327-353.
- 장승민 (2015). 리커트 척도 개발을 위한 탐색적 요인분석의 사용. **한국심리학회지: 임상**, **34**(4), 1079-1100.
- 장정주 (2012). 정서자각과 정서표현이 정서조절과 공감에 미치는 영향. **정서.행동장애연구**, **28**(1), 147-170.
- 정선호, 서상운 (2013). 주성분분석과 공통요인분석에 대한 비교연구: 요인구조 복원 관점에서. **한국통계학회**, **26**(2), 933-942.
- 정옥분, 정순화, 황현주 (2009). **애착과 발달**. 서울: 학지사.
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. **한국임상심리학회**, **26**(4), 1015-1038.
- 조홍복 (2023.12.03). **부부싸움에 화난다며 6개월 딸 15층서 던져 살해한 비정한 엄마**. 조선일보 <https://m.news.nate.com/view/20231203n0>

- 3726?mid=m03에서 2023년 12월 3일 인출.
- 조혜진, 박효진 (2012). 유아교사의 정서조절책략과 직무소진 및 직무만족의 관계에서 정서지능의 조절효과. *미래유아교육학회지*, 19(4), 231-248.
- 차혜명 (2017). **한국형 성찰기능척도의 타당화연구: 초기방임과 경계선 성격성향간의 관계에서 유기도식과 정신화의 역할 중심으로**. 박사학위논문, 경북대학교.
- 최성미 (2021). **모(母)의 정신화 능력과 애착 안정성이 유아의 유치원 적응에 미치는 영향**. 석사학위논문, 울산대학교.
- 최인숙, 채진영 (2020). 영유아교사의 친밀관계경험이 우울에 미치는 영향에서 자기자비의 매개효과. *한국보육지원학회지*, 16(5), 201-218.
- 탁진국 (2007). **심리검사: 개발과평가방법의이해**. 학지사. (원본 발간일, 2007).
- Bateman, A. W., & Fonagy, P. (2004). Mentalization-based treatment of BPD. *Journal of personality disorders*, 18(1), 36-51.  
<https://doi.org/10.1521/pedi.18.1.36.32772>
- Bowlby, J. (1969/1982). *Attachment and loss: Vol. 1. Attachment(2nd ed.)*. New York: Basic Books.
- Curran, P., J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to normality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.  
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- Fonagy, P., Gergely, G., & Jurist, E. L. (2018). **정서조절, 정신화 그리고 자기의 발달(황민영 역)**. 서울: 학지사. (원본 발간일, 2018).
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional Assessment of Emotion Regulation and Dysregulation: Development, Factor Structure, and Initial Validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 28(1), 41-54.
- Greenberg, DM., Kolasi, J., Hegsted, CP., Berkowitz, Y., & Jurist, E. L. (2017). Mentalized affectivity: A new model and assessment of emotion regulation. *PLoS ONE*, 12(10).  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0185264>
- Greenberg, DM., Rudenstine, S., Alaluf, R., & Jurist, E. L. (2021). Development and validation of the brief mentalized affectivity scale: evidence from cross sectional online data and an urban community based mental health clinic. *Journal of Clinical Psychology*, 77(11), 2638-2652.  
<https://doi.org/10.1002/jclp.23203>
- Herrmann, AS., Beutel, ME., Gerzymisch, K., Lane, RD., Pastore-Molitor, J., Wiltink, J. (2018) The impact of attachment distress on affect-centered mentalization: an experimental study in psychosomatic patients and healthy adults. *PLoS ONE* 13(4).  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0195430>
- Lahousen, T., Unterrainer, H. F., &

- Kapfhammer, H. P. (2019). Psychobiology of attachment and trauma—some general remarks from a clinical perspective. *Frontiers in Psychiatry, 2019*(10), 9–14. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00914>
- Liotti, M., Spitoni, G. F., Lingiardi, V., Marchetti, A., Speranza, A. M., Valle, A., ... & Giovanardi, G. (2021). Mentalized affectivity in a nutshell: validation of the Italian version of the brief-mentalized affectivity scale (B-MAS). *PLoS ONE, 16*(12). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0260678>
- Lotfi, M., Sharifi Fard, S. A., Amini, M., & Zolgharnein, M. (2023). Investigating the psychometric properties of the persian version of the mentalized affectivity scale in students: *A descriptive study. Journal of Rafsanjan University of Medical Sciences, 21*(12), 1229–1248. <https://doi.org/10.52547/jrums.21.12.1229>
- Jurist, E. L. (2005). Mentalized affectivity. *Psychoanalytic Psychology, 22*(3), 426–444. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0185264>
- Jurist, E., & Sosa, M. P. (2019). Commentary on mentalization and culture. *Clinical Psychology: Science and Practice, 26*(4). <https://doi.org/10.1111/cpsp.12302>
- Karen, S. Rosen. (2022). **사회정서발달**. (유미숙 등 역) 서울: 시그마 프레스. (원본 발간일, 2018).
- Rinaldi, T., Castelli, I., Greco, A., Greenberg, D. M., Jurist, E., Valle, A., & Marchetti, A. (2021). The mentalized affectivity scale (MAS): development and validation of the italian version. *PLoS ONE, 16*(4). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0249272>
- Ross, D. Parke. (2019). **발달심리학 거장들의 핵심이론 연구**. (이민희 등 역) 서울: 학지사. (원본 발간일, 2004).

## Validation of the Korean Version of the Brief-Mentalized Affectivity Scale(K-B-MAS) - Aimed at Teachers in Early Childhood Education and Care

Na-Yeon Kim<sup>1</sup>

Jin-Young Chae<sup>2</sup>

Jangan Elementary School in Pusan/ Kindergarten teacher<sup>1</sup>

Department of Early Childhood Education, Pusan National University/ Professor<sup>2</sup>

This study validated the Brief-Mentalized Affectivity Scale (B-MAS) for use among early childhood education teachers in Korea. Mentalized affectivity is crucial for both teachers' well-being and children's emotional regulation, making it an important area of research. An online survey was conducted with 533 homeroom teachers from kindergartens and daycare centers. After performing confirmatory factor analysis on 300 participants, one item with low factor loadings was removed, resulting in the Korean version of the Brief-Mentalized Affectivity Scale(K-B-MAS) which includes 11 items across three factors: Identifying emotions, Processing emotions, and Expressing emotions. Confirmatory factor analysis (CFA) was performed on 233 participants, confirming a good model fit. Construct validity was supported through significant correlations with adult attachment, empathy, and self-compassion. This study is the first to validate and apply the B-MAS in Korea, providing a simple and practical tool for assessing early childhood teachers' emotional regulation abilities.

*Keywords* : mentalized affectivity, affect regulation, mentalization, early childhood education teacher, validity