

한국판 다차원적 알아차림 척도(K-MAS) 타당화 연구*

강 다 희

전북대학교
심리학과
석사과정

서 장 원†

전북대학교
심리학과
부교수


탈중심화는 자신의 생각이나 감정, 감각 등의 경험을 객관적으로 관찰하는 능력을 의미한다. 탈중심화를 측정하는 기존의 도구들은 이론적 기반이 다소 취약하며 서로 다른 구성요소를 제안하고 있어 혼란을 일으키고 있다. 이에 본 연구에서는 탈중심화에 대한 이론적 분석을 바탕으로 개발된 다차원적 알아차림 척도(Multidimensional Awareness Scale [MAS])를 한국어로 번안하여 타당화하고자 했다. 이를 위해 국내 성인 750명의 응답을 분석에 사용하였다. 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석과 탐색적 구조방정식을 통해 요인구조를 살펴보고, 연령에 따른 측정동일성 검증을 실시하였다. 마지막으로 탈중심화 관련 구성 개념 및 반응 양식과의 상관분석을 통해 수렴 및 변별타당도를 살펴보았으며, 공존타당도를 확인하기 위해 정서조절곤란, 우울, 불안, 심리적 유연성, 삶의 만족도와와의 상관을 분석하였다. 연구결과, 한국판 MAS는 적절한 수준의 내적 일치도를 보였다. 원척도와 달리 4요인 구조가 적합한 것으로 확인되었으며, 연령에 따른 측정동일성이 유지되는 것으로 나타났다. 수렴타당도와 변별타당도, 공존타당도 또한 양호한 것으로 확인되었다.

주요어 : 다차원적 알아차림 척도, 메타 알아차림, 탈중심화된 알아차림, 외부 알아차림, 탐색적 구조방정식

* 이 논문은 한국연구재단 4단계 BK21사업(전북대학교 심리학과)의 지원을 받아 연구되었음
(No.4199990714213).

이 논문의 일부 내용은 2024년 한국건강심리학회 제 68차 동계 학술대회에서 포스터로 발표되었음.

† 교신저자(Corresponding Author) : 서장원 / 전북대학교 심리학과 부교수 / (54899) 전주시 덕진구 백제대로 567 / Tel: 063) 270-2927 / E-mail: jwseo@jbnu.ac.kr

 Copyright ©2025, Clinical Psychology in Korea: Research and Practice
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.

탈중심화(decentering)는 개인의 생각과 감정, 감각을 즉각적이고 객관적인 사건으로 관찰하는 능력을 의미하며, 자신의 즉각적인 경험으로부터 한 발짝 떨어져 나와 그 경험의 본질을 변화시키는 것을 뜻한다. 예를 들어, 탈중심화된 사람은 “나는 우울하다.”라는 표현 대신에 “나는 지금 우울하다고 느끼고 있다고 생각해.”라고 말한다(Safran & Segal, 1990). 탈중심화는 정신병리적 증상 및 정신건강의 향상과 관련이 있으며, 다양한 치료적 접근의 치료 목표가 되기도 한다(Bernstein et al., 2015). 특히, 수용전념치료 (acceptance and commitment therapy [ACT]; Hayes et al., 2012), 마음챙김 기반 인지치료 (mindfulness-based cognitive therapy [MBCT]; Segal et al., 2013), 마음챙김에 근거한 스트레스 완화 (mindfulness-based stress reduction [MBSR]; Kabat-Zinn, 1990) 등의 제 3세대 인지행동치료 접근법에서 명시적인 치료적 목표로 탈중심화를 강조하고 있다.

현재까지 탈중심화 관련 변인들에 대해 연구자마다 서로 다른 구성개념을 사용하고 있다. Bernstein 등(2015)은 기존의 탈중심화 관련 구성개념들을 탐구하여 탈중심화의 메타인지 과정 모델(metacognitive processes model of decentering [MPM])을 제안하였다. MPM에 따르면 메타인지 과정은 ‘메타 알아차림(meta-awareness)’, ‘내적 경험과의 탈동일시(disidentification from internal experience)’와 ‘사고 내용에 대한 줄어든 반응성(reduced reactivity to thought content)’의 세 과정을 포함한다(Bernstein et al., 2015). 메타 알아차림은 주관적인 경험을 알아차리는 것이며, 현재 순간의 경험을 알아차리는 것이다. 예를 들어, “나는 무가치하다.”와 같은 자기비판적인 사고 내용을 인식할 수 있으며, “나는 자기비판적인 생각을 하고 있다.”와 같

이 자기비판적 사고가 일어나는 사고 과정 자체를 알아차릴 수도 있다. 이렇게 메타 알아차림은 사고 내용에 대한 알아차림뿐만 아니라, 사고 과정에 대한 알아차림도 포함한다. 내적 경험과의 탈동일시(이하, 탈동일시)는 사고, 감정, 감각 등의 내적 상태를 자신과 분리된 것으로 경험하는 것을 의미한다. 예를 들어, “나는 슬프다.”와 같이 슬픔이라는 감정에 동일시되지 않고, “나는 슬픔이라는 감정을 경험하고 있다.”와 같이 감정을 자신과 분리된 상태로 경험하는 것을 의미한다. 마지막으로 사고 내용에 대한 줄어든 반응성(이하, 줄어든 반응성)은 사고 내용이 주의, 감정, 동기 등의 정신적 과정에 미치는 영향이 줄어든 것을 의미한다. 예를 들어, “나는 나쁜 엄마다.”라는 생각에 대해 반응성이 낮은 사람은 이 생각으로 인해 자기 비판적 반추, 죄책감 혹은 수치심 등의 부정적 감정이 유발되지 않을 수 있다(Bernstein et al., 2015; Bernstein et al., 2019). Bernstein 등(2015)은 메타 알아차림과 탈동일시, 줄어든 반응성이 서로 상호작용하는 과정을 다음과 같이 설명한다. 먼저, 메타 알아차림은 탈동일시와 줄어든 반응성을 촉진한다. 탈동일시와 줄어든 반응성은 서로 영향을 주고받으며, 탈동일시와 줄어든 반응성은 다시 메타 알아차림을 증진시킨다.

DeMarree와 Naragon-Gainey(2022)는 MPM에서 제안하는 각 구성요소를 측정하는 도구의 부재와 기존 측정 도구들의 타당성을 한계로 지적하였다. 먼저, 메타 알아차림을 측정하는 기존의 도구들은 자신의 내적인 상태와 외부 세계에 대한 알아차림을 서로 분리하지 않고 측정해왔다. 외부 알아차림은 타인에 의해 경험될 수 있으며, 외부 자극에 대한 인식 및 주의를 사회적 상호작용으로 정교화 할 수 있다.

하지만 내부 알아차림은 개인만이 접근 가능하다는 점에서 차이가 있다. 내부 알아차림과 외부 알아차림은 선행 요인이 다를 수 있으며, 서로 다른 결과를 가져올 수 있다. 또한, 탈동일시를 측정하는 기존 도구들은 주로 정방향 문항으로 구성된 반면, 줄어든 반응성은 역방향 문항으로만 구성되어 있다. 채점 방향이 한 방향으로만 구성될 경우, 응답 스타일에 영향을 받을 수 있다. 마지막으로 기존의 탈중심화 척도의 문항들은 부정적인 감정과 생각 또는 부정적인 감정 및 생각 대한 부정적인 반응을 주로 언급한다. 따라서 긍정적인 경험으로부터의 탈중심화에는 잘 적용되지 않을 수 있다. 이러한 한계를 보완하기 위해 Multidimensional Awareness Scale(MAS)이 개발되었으며, MPM에서 제안한 세 가지 구성요소와는 다른 요인들로 구성되었다(DeMarree & Naragon-Gainey, 2022). MAS는 ‘메타 알아차림(meta-awareness)’과 ‘탈중심화된 알아차림(decentered awareness)’, ‘외부 알아차림(external awareness)’을 측정하며, 25개의 문항으로 구성되어 있다. 메타 알아차림은 현재 순간에 일어나는 정신적 활동을 알아차리는 것으로, 내적 경험에 대한 알아차림을 포함한다. 탈중심화된 알아차림은 심리적으로 거리를 두며 알아차리는 것으로, MPM의 탈동일시와 줄어든 반응성에 대한 내용을 포함하고 있다. 마지막으로 외부 알아차림은 현재 순간에 자신 밖의 외부 세계에 대한 알아차림을 의미한다. 지금까지 하나의 요인으로 측정되었던 내적 경험과 외부 세계의 경험에 대한 알아차림은 MAS에서 서로 다른 요인인 것으로 나타났다. 또한 탈중심화된 알아차림의 문항을 정방향 문항과 역방향 문항으로 구성하였다. 이렇게 MAS는 현재 순간의 알아차림의 내용 측면인

내적 경험과 외부 세계의 경험을 측정하면서, 알아차림의 형태 측면인 탈중심화된 알아차림을 측정하는 다차원적인 알아차림 척도이다. 원판 MAS의 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도는 허용 가능한 수준으로 나타났으며, 구성 타당도가 양호한 것으로 확인되었다.

현재까지 국내 탈중심화 관련 구성개념을 측정하는 척도는 주로 치료 프로그램의 치료 효과를 검증하기 위한 도구로 활용되어 왔으며, 개인차 특성 차원에서 다른 연구는 상대적으로 부족하다. 또한 연구대상이 제한적으로 선정되어, 연구 결과를 일반화하는 데 한계가 있다. 이에 본 연구는 알아차림을 다차원적으로 측정하는 MAS를 한국어로 번안하고, 이를 다양한 연령층에 적용하여 개인차 특성으로서 활용할 수 있는 타당한 측정 도구를 마련하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 한국판 MAS에서 원판 MAS와 동일한 요인 구조가 유지되는지 검토하고자 했다. 또한, 원판 MAS처럼 내적 경험에 대한 알아차림과 외부 세계에 대한 알아차림이 개별 요인으로 나타나는지 확인하고자 했다. 이를 위해 국내 성인을 대상으로 한국판 MAS의 내적 일치도와 요인 구조, 연령에 따른 측정동일성을 분석하고, 수렴 및 변별 타당도와 공존 타당도를 검토하였다.

방 법

연구대상

본 연구는 만 19세 이상의 성인 남녀 800명(남자 400명, 여자 400명)을 대상으로 실시되었다. 연구 참여자들은 연령에 따른 측정동일

표 1. 한국판 MAS의 인구특성학적 정보 (N = 750)

구분	빈도 (%)	구분	빈도 (%)	구분	빈도 (%)
연령		학력		종교	
만 19 - 34세	179 (23.9)	중학교 졸업	6 (0.8)	무교	426 (56.8)
만 35 - 49세	186 (24.8)	고등학교 졸업	150 (20.0)	기독교	150 (20.0)
만 50 - 64세	190 (25.3)	대학교 졸업	594 (79.2)	천주교	80 (10.7)
만 65세 이상	195 (26.0)			불교	91 (12.1)
				원불교	3 (0.4)

성 검증을 위해 만 19-34세의 청년층, 35-49세의 중년층, 50-64세의 장년층 그리고 65세 이상의 고령층으로 각 연령층별 200명씩 할당하였다. 마할라노비스 거리(Mahalanobis distance)를 활용하여 유의수준 $p < .001$ 기준에 따라 이상치로 판단된 데이터를 제거하였다. 최종적으로 750명(남자 376명, 여자374명)의 자료를 분석에 사용하였으며, 이들의 연령 범위는 19세에서 80세였다($M = 49.5$, $SD = 15.1$). 세부적인 인구특성학적 정보는 표 1에 제시하였다.

연구 절차

본 연구는 전북대학교 생명윤리심의위원회 (Institution Review Board [IRB])의 승인을 받아 진행되었다(File No. JBNU IRB 2024-06-042-001). 온라인 조사 전문기관을 통해 설문조사를 실시하였으며, 참여자들은 연구 참여에 대한 동의를 한 후 설문에 응답하였다. 설문조사에 응답한 참여자들은 소정의 포인트를 지급받았다.

측정도구

한국판 다차원적 알아차림 척도(Korean-Multidimensional Awareness Scale [K-MAS])

MAS는 DeMarree와 Naragon-Gainey(2022)가 개발한 알아차림의 내용과 형태 측면을 다차원적으로 측정하는 25개의 문항으로 구성된 자기보고형 척도이다. 여기에는 ‘메타 알아차림(meta-awareness [MA])’, ‘탈중심화된 알아차림(decentered awareness [DA])’ 그리고 ‘외부 알아차림(external awareness [EA])’을 측정하는 문항들이 포함되어 있다. 각 문항은 일상생활에서 알아차림의 경험 정도를 7점 척도(1점 = 매우 그렇지 않다, 7점 = 매우 그렇다)상에서 평정하도록 되어 있다.

한국판 MAS의 개발 절차는 다음과 같다. 한국판 MAS의 번안을 위해 원저자에게 동의를 구한 후, 심리학 석사과정생 2명이 번역 및 역번역 과정을 통해 원문항의 의미가 왜곡되지 않도록 원척도의 문항들을 한국어로 번역하였다. 번역된 문항은 심리학과 교수인 임상 심리전문가와 함께 검토하여 최종 문항을 결정하였다.

탈중심화 척도(Experiences Questionnaire [EQ])

Fresco와 Moore 등(2007)이 개발한 EQ는 탈

중심화를 측정하는 11개의 문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 김빛나, 임영진, 권석만 (2010)이 번안하고 타당화 한 한국판 EQ를 사용하였다. 각 문항은 5점 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 5점 = 거의 항상 그렇다)로 평정하며, 점수가 높을수록 탈중심화의 정도가 크다는 것을 의미한다. 한국판 EQ의 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 .78로 받아들일만한 수준으로 나타났으며(김빛나 외, 2010), 본 연구에서 내적 일치도는 .92이었다.

한국판 5요인 마음챙김 단축형 척도(Five Facet Mindfulness Questionnaire Short Form [FFMQ-SF])

Baer 등(2006)이 개발한 FFMQ는 마음챙김을 측정하는 문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 정문주 등(2017)이 타당화한 한국판 FFMQ의 단축형 척도를 사용하였다. 한국판 단축형 FFMQ는 비자동성(nonreactivity), 관찰(observing), 자각행위(acting with awareness), 기술(describing), 비판단(nonjudging of experience) 5가지 하위 요인으로 구성되어 있다. 7점 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 7점 = 항상 그렇다)로 평정하며, 각 요인 별 3문항으로 총 15문항으로 구성되어 있다. 정문주 등(2017)에서 단축형 FFMQ의 전체 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 .76이었고, 본 연구에서 단축형 FFMQ의 전체 내적 일치도는 .83이었다.

한국판 단축형 다차원적 심리적 유연성 척도(Multidimensional Psychological Flexibility Inventory Short Form [MPFI-24])

Rolfs 등(2018)이 개발한 MPFI는 수용전념치료의 심리적 유연성과 경직성을 평가하는 자기보고형 척도이다. 김예리(2024)가 타당화한

MPFI-24는 MPFI에서 12개의 하위 요인 별로 2 문항씩 구성된 총 24문항의 MPFI 단축형이다. MPFI-24는 6점 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 6점 = 항상 그렇다)로 평정한다. 본 연구에서는 12개의 하위 요인 중 심리적 유연성의 '탈융합'과 심리적 경직성의 '융합'을 측정한다. MPFI-24의 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 탈융합은 .87, 융합은 .86이었으며(김예리, 2024), 본 연구에서 탈융합은 .86, 융합은 .87로 나타났다.

한국판 정적 정서 및 부정 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule [PANAS])

Watson 등(1988)이 개발한 PANAS는 정적 정서와 부정 정서를 측정하기 위해 개발되었다. 한국판 PANAS는 이유정(1995)이 번안하고, 이현희 등(2003)이 수정한 도구를 사용하였다. 총 20문항으로 이루어져 있으며, 정적 정서와 부정 정서 각각 10문항으로 구성되어 있다. 각 문항이 자신에게 해당되는 정도를 5점 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 5점 = 매우 많이 그렇다)로 평정하도록 되어 있다. Watson 등(1988)의 연구에서는 시간 구조를 달리해서 정서를 측정했으며, 본 연구에서는 '지난 한 달 동안'의 정서만을 측정하였다. 이현희 등(2003)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 정적 정서와 부정 정서 각각 .84과 .87로 나타났으며, 본 연구에서 내적 일치도는 정적 정서는 .91, 부정 정서는 .93로 나타났다.

간편형 한국어 성격 5요인 척도(Big Five Inventory [BFI])

John과 Srivastava(1999)가 개발한 BFI는 신경증(neuroticism), 외향성(extraversion), 개방성

(openness), 성실성(conscientiousness), 친화성 (agreeableness)으로 구성되어 있다. 김지현 등 (2011)이 타당화한 간편형 한국어 BFI는 각 요 인별 3문항씩 총 15문항으로 구성되어 있으며, 5점 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 - 5점: 매우 그렇다)로 평정한다. 간편형 한국어 BFI의 내 적 일치도(Cronbach's alpha)는 신경증 .75, 외향 성 .74, 개방성 .82, 성실성 .75, 친화성 .67이었 으며, 본 연구에서 내적 일치도는 신경증 .82, 외향성 .77, 개방성 .84, 성실성 .77, 친화성 .69 로 나타났다.

단축형 Marlowe-Crowne 사회적 바람직성 척도(Marlowe-Crowne Social Desirability Scale [MC-13])

Reynolds(1982)가 13문항으로 단축한 Marlowe-Crowne 척도를 박중규(2000)가 번안한 단축형 Marlowe-Crowne 사회적 바람직성 척도를 사용 하였다. 총 13문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 진위형으로 제시되고 사회적 바람직성 방향에 응답하면 1점(예), 그렇지 않으면 아니 오 0점(아니오)을 부여한다. Reynolds(1982)의 연 구에서 MC-13의 내적 일치도는 Kuder-Richardson Formula 20(KR-20)의 계수로 산출되어 .76으로 보고되었으며, 본 연구에서의 내적 일치도 (Cronbach's alpha)는 .71로 나타났다.

단축형 정서조절곤란 척도(Brief Version of the Difficulties in Emotional Regulation Scale [DERS-16])

DERS-16은 정서조절곤란의 정도를 평가하 기 위해 Gratz와 Roemer(2004)가 개발한 총 36 개의 문항을 Bjureberg 등(2016)이 16개 문항으 로 단축한 검사이다. 정서에 대한 비수용성(3 문항), 목표지향행동 수행의 어려움(3문항), 충

동통제곤란(3문항), 정서조절전략 접근 제한(5 문항) 그리고 정서적 명료성 부족(2문항)으로 구성되어 있다. 각 문항은 5점 척도(1점 = 전 혀 그렇지 않다, 5점 = 매우 많이 그렇다)로 평정한다. 본 연구에서는 Bjureberg 등(2016)의 DERS-16 척도와 조용래(2007)가 번안한 한국판 DERS를 참고하여 총 16개의 문항만을 사용하 였다. DERS-16의 내적 일치도(Cronbach's alpha) 는 .92로 보고되었으며, 본 연구에서 내적 일 치도는 .96으로 나타났다.

한국어판 수용-행동 질문지 II (Korean Acceptance and Action Questionnaire-II [K-AAQ-II])

심리유연성을 측정하기 위해 Bond 등(2011) 이 개발하고 허재홍 등(2009)이 번안 및 타당 화한 K-AAQ-II를 사용하였다. 총 8개의 문항 으로 구성되어 있으며, 7점 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 7점 = 항상 그렇다)로 평정한다. K-AAQ-II의 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 .85로 나타났으며, 본 연구에서는 .90으로 나타 났다.

한글판 우울증 선별 도구(Patient Health Questionnaire-2 [PHQ-2])

PHQ-2는 간단하게 우울증을 선별하기 위한 자기보고형 검사로, Spitzer 등(1999)이 개발하 고, 신재현 등(2013)이 국내에 표준화하였다. 한국판 점수형 PHQ-2는 4점 척도(0점 = 전혀 없다, 3점 = 거의 매일)로 평정한다. 한국판 점수형 PHQ-2의 내적 일치도(Cronbach's alpha) 는 .94이었으며, 본 연구에서 내적 일치도는 .80으로 나타났다.

우울, 불안, 스트레스 척도(Depression,

Anxiety, Stress Scales [DASS-21]

DASS-21은 부정적인 정서 증상인 우울, 불안, 스트레스 상태를 측정하기 위해 개발되었으며, Henry와 Crawford(2005)가 21개의 문항으로 단축하였다. 본 연구에서는 차은석 등(2007)이 번안한 한국판 DASS-21에서 불안 증상의 7문항만을 사용하였으며, 각 문항은 4점 척도(0점 = 전혀 적용되지 않음, 3점 = 매우 많이, 항상 적용됨)로 평정한다. 차은석 등(2007)에서 DASS-21의 불안의 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 .80이었으며, 본 연구에서 불안의 내적 일치도는 .89으로 나타났다.

삶의 만족 척도(Satisfaction with Life Scale [SWLS])

SWLS는 Diener 등(1985)이 삶에 대한 만족도를 평가하기 위해 개발한 자기 보고형 검사이다. 조명환과 차경호(1998)가 번안하고, 김정호(2007)가 더 자연스럽게 수정한 문항을 사용하였다. 7점 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 7점 = 매우 그렇다)로 평정하며, 총 5문항으로 구성되어 있다. 김정호(2007) 연구에서 SWLS의 내적 일치도(Cronbach's alpha)는 .84이었으며, 본 연구에서는 .92로 나타났다.

자료 분석

한국판 MAS의 신뢰도를 확인하기 위해 내적 일치도 Cronbach's alpha 값을 산출하였다. 다음으로 MAS의 요인구조를 확인하기 위해 750명 중 375명의 자료를 이용해 탐색적 요인 분석(exploratory factor analyses [EFA])을 실시하였다. EFA 결과를 바탕으로 다른 375명의 자료를 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis [CFA])과 탐색적 구조방정식에 활용하여 요

인구조의 적절성을 확인하였다. 탐색적 구조방정식(exploratory structural equation modeling [ESEM])은 CFA와 전통적인 EFA의 장점을 통합한 접근법으로 CFA의 교차 적재가 0이어야 한다(zero cross-loadings)는 엄격한 가정을 완화하며, EFA의 요인 적재 행렬(factor loading matrix)의 회전을 적용할 수 있다(이순목 등, 2016; Asparouhov & Muthén, 2009). 타겟 회전(target rotation)을 적용한 ESEM은 사전에 설정된 모델을 검증하는 방법으로, 주요 요인 적재(primary factor loadings)를 지정하면서도 교차 적재는 자유롭게 추정할 수 있도록 한다(Marsh et al., 2014). 모형의 적합도는 comparative fit index(CFI), Tucker-Lewis index(TLI), root mean square error of approximation(RMSEA)와 standardized root mean square residual(SRMR) 지표를 검토하였다. CFI와 TLI는 .90 이상이면 합당한 모형으로 간주하며(Hu & Bentler, 1999), SRMR과 RMSEA는 .10미만일 때 수용 가능한 모형으로 볼 수 있다(Schermelleh-Engel et al., 2003).

본 한국판 MAS가 다양한 연령 집단에서 동일하게 해석될 수 있음을 검증하기 위해 측정동일성 검증을 실시하였다. 측정동일성의 정도는 형태동일성, 요인부하량동일성, 절편동일성, 잠재평균 분석의 단계로 살펴보았다. 모형이 자료에 부합하는지를 검증하기 위해 각 단계별로 CFI의 변화량을 평가하여 검증하였다. 모형들을 비교하였을 때 CFI의 변화량이 .01 이하이면 측정동일성이 성립된다고 보았다(Chen, 2007).

마지막으로 다른 변인들과의 관계를 분석하기 위해 피어슨 상관계수(Pearson's *r*)를 산출하였으며, 분석에는 Jamovi 2.6.13을 사용하였다. MAS의 각 하위요인과 탈중심화 관련 변인들

과의 상관관계 분석을 통해 수렴 타당도를 확인하였다. 수렴 타당도 확인을 위한 탈중심화 관련 변인으로 탈중심화 척도(EQ), 5요인 마음챙김 단축형 척도(FFMQ-SF), 단축형 다차원적 심리적 유연성 척도(MPFI-24)를 사용하였다. 성격 및 반응 양식과의 상관 분석을 통해 변별 타당도를 확인하였으며, 간편형 한국어 성격 5요인 척도(BFI), 정적 정서 및 부적 정서 척도(PANAS), 사회적 바람직성 척도(MC-13)를 사용하였다. 공존 타당도 확인을 위해 정서 조절곤란 척도(DERS-16), 수용-행동 질문지Ⅱ(K-AAQ-Ⅱ), 우울증 선별 도구(PHQ-2), 우울, 불안, 스트레스 척도(DASS-21)와 삶의 만족도 척도(SWLS)를 사용하였다. 상관계수가 .1 이상이면 작은 상관관계, .3 이상이면 중등도의 상관관계, .5 이상이면 강한 상관관계로 해석한다(Cohen, 1988).

결 과

내적 일치도

한국판 MAS의 내적 일치도를 확인하기 위

해 Cronbach's alpha 계수를 산출하였다. 그 결과, 하위요인의 내적 일치도는 .81에서 .89로 나타나 내적 일치도가 양호한 것으로 확인되었다. 이는 원판 MAS의 내적 일치도와 비교했을 때 한국판 MAS의 내적 일치도는 유사한 수준이며(표 2), 한국판 MAS의 전체 내적 일치도는 .92로 양호한 것으로 나타났다.

요인 구조

한국판 MAS의 요인 구조를 확인하기 위해 탐색적 요인분석(EFA), 확인적 요인분석(CFA)과 탐색적 구조방정식(ESEM)을 실시하였다. 요인의 수는 평행 분석(parallel analysis)을 실시하여, 원판 MAS와 함께 해석 가능성을 고려하여 결정하였다. EFA는 R 4.4.0 psych package (Revelle, 2021)를 사용하였다. 요인 구조는 Geomin 사각회전(oblique rotation)을 적용하여 요인 추출방법으로는 최대우도법(maximum likelihood)을 사용해 요인을 추출하였다. EFA를 통해 얻어진 결과를 바탕으로 R 4.4.0의 lavaan package(Rosseel, 2012)를 사용한 CFA와 esem package(Prokofieva et al., 2024)의 목표 회전(target rotation) ESEM을 실시하였다. ESEM을

표 2. 원판 MAS와 한국판 MAS의 하위 요인별 내적 일치도 및 기술통계 (N = 750)

하위척도	내적 일치도		평균		표준편차		
	원판	한국판	원판	한국판	원판	한국판	
MA	.81	.89	5.209 - 5.445	4.79	0.691 - 0.889	0.803	
DA	.89	DA-r	.87	3.886 - 4.472	4.30	0.978 - 1.154	1.03
		DA-f	.83		4.49		0.803
EA	.84	.81	5.357 - 5.809	4.94	0.907 - 1.118	0.842	

주. MAS = Multidimensional Awareness Scale; MA = meta-awareness; DA = decentered awareness; DA-r = decentered awareness reverse-coded items; DA-f = decentered awareness forward-coded items; EA = external awareness.

표 3. 한국판 MAS의 탐색적 구조방정식(ESEM) 결과 (n = 375)

번호	문항	MA	DA-r	DA-f	EA
13	나는 나의 감정이 나타날 때 그 감정을 관찰할 수 있다.	.78	.12	.07	-.09
10	나는 어떤 감정이 생겼을 때 그 감정을 알아차린다.	.75	-.02	-.01	.17
2	나는 나의 생각과 감정이 어떻게 오고 가는지 알아차린다.	.69	.17	.07	-.02
5	나는 어떤 감정이나 생각을 경험할 때 그것을 알아차린다.	.59	-.09	.13	.12
23	나는 어떤 생각이 스쳐가는지 대체로 안다.	.52	-.02	.27	.09
21	나는 나의 감정이 변하면 알아차린다.	.52	-.04	.22	.18
7	나는 나의 생각이나 감정과 힘겹게 씨름한다. (r)	.01	.83	.00	.05
8	나는 종종 나의 생각에 “사로잡혀” 그것을 객관적으로 볼 수 없다. (r)	-.06	.74	.12	.15
24	나의 내적 경험(생각, 감정, 감각)은 나를 매우 불편하게 한다. (r)	.01	.71	.06	.09
9	나는 나를 괴롭게 하는 것들에 대해 계속 생각한다. (r)	-.17	.68	.29	.02
25	나는 나의 감정을 객관적으로 보는 것이 어렵다. (r)	.21	.65	.02	.11
4	나는 종종 생각에 깊이 빠진다. (r)	-.16	.59	.00	-.23
1	나는 나의 생각에 언제 귀 기울여야 하고 언제 그렇게 하지 않아도 되는지 모르겠다. (r)	.32	.59	-.13	.07
19	나는 나의 생각에 사로잡히지 않고 그 생각을 관찰한다.	.01	.04	.74	.04
20	나는 내가 어떤 감정을 느끼는지 이해하기 위해 내 몸의 감각에 주의를 기울인다.	.11	-.06	.66	.04
17	나는 생각과 감정에 휩쓸리지 않고 그것을 경험한다.	.00	.12	.63	.09
18	어떤 생각이나 느낌이 나에게 도움이 되지 않을 때, 나는 그것을 놓아 버릴 수 있다.	.05	.10	.63	.01
15	나는 현재의 감정이 나를 압도하게 두지 않는다.	.16	.17	.41	-.04
11	나는 어떤 것에 대해 흥분하지 않고 생각할 수 있다.	.33	.22	.34	-.09
12	나는 나의 주변에 주의를 기울이지 않는다. (r)	-.20	.17	-.04	.82
14	나의 친구들은 내가 주변에서 일어나는 일을 의식하지 못한다고 말한다. (r)	.02	.16	-.16	.70
22	나는 주변을 간과하는 경향이 있다. (r)	-.09	.24	-.13	.65
16	나는 주위의 광경과 소리에 주의를 기울인다.	.06	-.24	.27	.56
3	밖을 걸을 때, 지나가는 사람들과 풍경이 눈에 들어온다.	.16	-.18	.11	.50
6	나는 보통 내 주위에서 무슨 일이 일어나고 있는지 알아차린다.	.38	-.08	.06	.42
Factor Covariances					
	MA	-			
	DA r	.176	-		
	DA f	.361	.754	-	
	EA	.482	.574	.472	-

주. 굵게 표시된 값은 요인부하량의 절대값이 .30 이상임.

MA = meta-awareness; DA = decentered awareness; DA-r = decentered awareness reverse-coded items; DA-f = decentered awareness forward-coded items; EA = external awareness.

통한 요인 부하량 결과는 표 3에 제시하였다.

분석 결과, 원척도의 3요인 구조와 달리 4요인 구조가 지지되는 것으로 확인되었다. 4요인 구조는 메타 알아차림(meta-awareness [MA]), 외부 알아차림(external awareness [EA]), 탈중심화된 알아차림(decentered awareness [DA])의 역방향 문항(DA reverse-coded items [DA-r])과 정방향 문항(DA forward-coded items [DA-f])으로 구성되었다. 4요인 구조의 CFA 결과 모형적합도 지수는 CFI = .864, TLI = .848, RMSEA = .076, SRMR = .093으로 나타났다. CFI와 TLI가 .90보다 작아, ESEM을 통해 모형 적합도 지수를 검토했다. ESEM 결과 모형적합도 지수는 CFI = .960, TLI = .943, RMSEA = .082, SRMR = .034로 나타났으며, CFI와 TLI가 개선되어 한국판 MAS의 4요인 구조가 수용 가능한 모형으로 확인되었다.

연령에 따른 측정동일성 검증

한국판 MAS의 연령에 따른 측정동일성 검증을 위해 연령층을 청년층(19-34세), 중년층(35-49세), 장년층(50-64세) 그리고 고령층(65세 이상)으로 나누어 살펴보았다. 먼저, 형태동일

성 검증(configural invariance)을 실시하여 MAS의 요인구조가 연령층에 따라 동일하게 나타나는지 확인하였다. 그 결과, CFI = .915, TLI = .879, RMSEA = .069, SRMR = .037로 나타나 TLI를 제외한 다른 모형적합도 지수는 모두 양호한 수준이었다. 다음으로 요인부하량동일성을 확인한 결과, $\Delta CFI = -.008$ 로 요인부하량동일성이 지지되었으며, 이는 연령 집단 간에 관측변수의 요인부하량이 동일하다는 것을 의미한다. 요인부하량동일성이 지지되어 다음 단계인 절편동일성 검증을 실시하였다. 절편동일성 검증 결과, $\Delta CFI = -.006$ 로 집단 간 측정변수의 절편이 동일한 것으로 해석할 수 있다.

형태동일성, 측정동일성, 절편동일성이 모두 지지되어 잠재평균 분석을 실시하였다. 잠재평균의 차이에 대한 효과크기 분석에는 Cohen's *d*의 효과크기를 확인하였다. Cohen's *d*는 *d* 값이 .20 이상이면 작은 효과크기로 해석하고, .50 이상이면 중간 정도, .80 이상은 큰 효과크기인 것으로 해석한다(Cohen, 1988). 본 연구에서는 만 19-34세의 청년층을 잠재평균 0으로 고정하여 다른 연령층의 잠재평균값을 추정하였다. 먼저, 35-49세의 중년층과의 평균

표 4. 측정동일성 검증 결과

측정동일성	모형적합도 검증				모형비교 검증
	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ΔCFI
형태 동일성	.915	.879	.069	.037	
요인부하량 동일성	.923	.915	.057	.057	.008
절편 동일성	.917	.912	.061	.059	-.006
잠재평균 분석	.916	.912	.058	.064	.000

주. CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean square residual.

차이는 0.14-0.22로 나타났으며, 효과크기(*d*)의 절대값은 .13-.23으로 나타났다. 만 50-64세의 장년층과의 평균 차이는 -0.06-0.02로 나타났으며, 효과크기(*d*)의 절대값은 .01-.06로 나타났다. 만 65세 이상의 고령층과의 평균 차이는 -0.35-0.15로 나타났으며, 효과크기(*d*)의 절대값은 .12-.27로 나타났다. 잠재평균 분석 결과, 외부 알아차림 요인에서 청년층과 고령층 간 유의미한 평균 차이가 나타났으나($p < .001$), 효과크기(*d*)는 작은 수준으로(.27) 실질적인 연령 차이는 크지 않은 것으로 해석된다. 이 외의 요인에서는 통계적으로 유의한 평균 차이가 나타나지 않아, 전반적으로 연령에 따른 잠재평균의 차이는 제한적인 수준인 것으로 보인다.

수렴 타당도

한국판 MAS의 수렴 타당도를 검증하기 위해 MAS의 각 하위 요인과 탈중심화 척도(EQ), 5요인 마음챙김 단축형 척도(FFMQ-SF), 단축형

다차원적 심리적 유연성 척도(MPFI-24)의 하위 요인 중 탈융합 및 융합과의 상관계수를 산출하였다. 구체적인 상관계수의 결과표는 표 5에 제시하였다. MAS의 하위요인 중, 현재 경험하는 내적 경험을 알아차리는 MA와 외부 세계의 경험을 알아차리는 EA는 FFMQ의 하위 요인 관찰(observing)과의 높은 상관을 기대했다. MAS의 하위요인 DA는 탈중심화, FFMQ의 비판단 및 비자동성, MPFI의 융합 및 탈융합과의 높은 상관을 기대했다. 상관계수 분석 결과, FFMQ의 관찰과 MA는 강한 정적 상관을 보였으며, EA와는 중등도의 정적 상관을 보였다. DA의 역방향 문항은 EQ, FFMQ의 비판단 및 비자동성 그리고 MPFI의 융합, 탈융합과 대체로 중등도에서 강한 상관을 보였다. DA의 정방향 문항의 경우, EQ, FFMQ의 비자동성, MPFI의 탈융합과 강한 정적 상관을 보였다. 하지만 FFMQ의 비판단과는 유의한 상관을 보이지 않았으며, MPFI의 융합과도 낮은 상관을 보였다.

표 5. 한국판 MAS 하위 요인별 EQ, FFMQ, MPFI와의 상관 ($N = 750$)

Scale	EQ	FFMQ				MPFI		
		Ob	NJ	NR	Act	Lab	Def	Fuse
MA	.63***	.55***	.08*	.62***	.33***	.67***	.42***	-.22***
DA-r	.44***	.13***	.47***	.40***	.69***	.28***	.34***	-.63***
DA-f	.72***	.49***	.06	.71***	.32***	.62***	.55***	-.25***
EA	.39***	.41***	.20**	.35***	.51***	.43***	.21***	-.37***

주. MA = meta-awareness; DA-r = decentered awareness reverse-coded items; DA-f = decentered awareness forward-coded items; EA = external awareness; EQ = Experiences Questionnaire; FFMQ = Five Facet Mindfulness Questionnaire; Ob = FFMQ observing; NJ = FFMQ nonjudging of experience; NR = FFMQ nonreactivity; Act = FFMQ acting with awareness; Lab = FFMQ labeling of experience; MPFI = Multidimensional Psychological Flexibility Inventory-Short Form (MPFI-24); Def = MPFI defusion; Fuse = MPFI fusion.

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

변별 타당도

성격 및 반응 양식을 측정하는 도구를 사용하여 변별 타당도를 검증하고자 했다. 이를 위해 간편형 한국어 BFI와 정적 정서 및 부적 정서 척도(PANAS), 사회적 바람직성 척도(MC-13)와의 상관계수를 분석하였다(표 6). MAS의 모든 하위 요인은 BFI의 외향성과 낮은 상관을 보였으며, 친화성 및 개방성과는 작거나 중간 정도의 상관을 보였다. BFI의 성실성, 정적 정서(PA)와는 작거나 중등도의 상관을 보였다. 사회적 바람직성과 MAS의 하위 요인 MA, EA는 낮은 상관이 나타났으며, DA와는 중등도의 상관을 보였다. 이러한 상관관계 양상은 DeMarree와 Naragon-Gainey(2022)의 연구 결과와도 일치하는 내용이다. 또한, DA와 부적 정서(NA), BFI의 신경증과의 강한 부적 상관을 예상했다. 분석 결과, DA의 역방향 문항과 부적 정서, 신경증은 강한 상관이 나타났다. 반면, DA의 정방향 문항은 작거나 중간 정도의 상관을 보였다.

공존 타당도

MAS의 공존 타당도를 검증하기 위해 정서 조절곤란, 정신병리적 증상 및 웰빙과의 피어슨 상관계수를 산출하였다(표 7). 정서조절곤란 척도(DERS-16), 수용-행동 질문지Ⅱ(K-AAQ-Ⅱ), 우울증 선별 도구(PHQ-2), 우울, 불안, 스트레스 척도(DASS)의 불안 요인과 삶의 만족도 척도(SWLS)를 사용하였다. DA의 역채점 문항은 정서조절의 어려움과 강한 부적 상관이 나타났으며, 우울 및 불안과도 강한 부적 상관을 보였다. 심리적 유연성과 강한 정적 상관이 나타났으며, 삶의 만족도와는 중등도의 정적 상관이 나타났다. 반면, DA의 정방향 문항은 정서조절의 어려움과 중간 정도의 상관, 우울 및 불안과는 낮은 상관을 보였다. 심리적 유연성, 삶의 만족도와는 중등도의 상관으로 나타났다. DA의 역방향 문항과 비교했을 때 DA 정방향 문항은 관련 변인들과 상대적으로 낮은 상관을 보였다.

표 6. 한국판 MAS 하위 요인별 PANAS, BFI, MC-13과의 상관 (N = 750)

Scale	PA	NA	BFI					MC-13
			Cons	Neurot	Open	Ext	Agr	
MA	.38***	-.20***	.45***	-.29***	.38***	.14***	.28***	.23***
DA-r	.26***	-.60***	.24***	-.68***	.38***	.14***	.10**	.46***
DA-f	.41***	-.20***	.40***	-.36***	.40***	.13**	.33***	.33***
EA	.20***	-.36***	.37***	-.36***	.21***	.07	.25***	.28***

주. MA = meta-awareness; DA-r = decentered awareness reverse-coded items; DA-f = decentered awareness forward-coded items; EA = external awareness; PA = positive affect (PANAS); NA = negative affect (PANAS); BFI = Big Five Inventory; Cons = conscientiousness; Neurot = neuroticism; Open = openness; Ext = extraversion; Agr = agreeableness; MC-13 = Marlowe-Crowne Social Desirability Scale.

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

표 7. 한국판 MAS 하위 요인별 DERS, 우울, 불안, AAQ, SWLS와의 상관 (N = 750)

Scale	DERS-16	PHQ-2	Anx	AAQ- II	SWLS
MA	-.27***	-.24***	-.17***	.38***	.37***
DA-r	-.63***	-.50***	-.47***	.76***	.36***
DA-f	-.31***	-.22***	-.14***	.42***	.40***
EA	-.39***	-.32***	-.39***	.49***	.19***

주. MA = meta-awareness; DA-r = decentered awareness reverse-coded items; DA-f = decentered awareness forward-coded items; EA = external awareness; DERS-16 = Difficulties in Emotional Regulation Scale-16; PHQ-2 = Patient Health Questionnaire-2; Anx = anxiety subscale of the Depression Anxiety Stress Scales-21 (DASS-21); AAQ- II = Acceptance and Action Questionnaire- II; SWLS = Satisfaction with Life Scale.

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

논 의

본 연구에서는 탈중심화에 대한 이론적 분석을 바탕으로 개발된 다차원적 알아차림 척도(MAS)를 한국어로 번안하여 타당화하고자 했다. 이를 위해 만 19세 이상의 성인을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하여 750명의 응답을 자료 분석에 활용하였다. 먼저, 한국판 다차원적 알아차림 척도의 신뢰도를 분석하였다. 전체 척도와 하위 척도 모두 Cronbach's alpha 계수를 통해 확인한 내적 일치도가 양호한 것으로 나타나, 문항들이 메타 알아차림(MA), 탈중심화된 알아차림(DA)과 외부 알아차림(EA)을 일관되게 측정하는 것으로 확인되었다.

한국판 MAS의 요인 구조를 확인하기 위해 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석과 탐색적 구조방정식을 실시하였다. 한국판 MAS는 4요인 구조가 적합한 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 원판 MAS의 요인 분석 결과와는 불일치하는 결과이다. 원판 MAS에서는 DA가 하나의 요인으로 구성되었으나, 본 연구에서는 정방향 문항과 역방향 문항이 각각 별개의 요인

으로 분리되어 나타났다. 이러한 차이는 요인 분석에서 정방향 문항과 역방향 문항이 서로 다른 요인으로 추출되는 경향과 관련이 있다(안정원, 이순목, 2015; Magazine et al., 1996). 따라서, 본 연구에서 나타난 결과는 역방향 문항과 정방향 문항이 혼합되어 발생하는 방법효과(method effect)에 의한 것으로 해석될 수 있다. 한국판 MAS에서 20번 문항(“나는 내가 어떤 감정을 느끼는지 이해하기 위해 내 몸의 감각에 주의를 기울인다.”)은 DeMarree와 Naragon-Gainey(2022)의 연구 결과와 달리, DA의 정방향 문항과 같은 요인으로 확인됐다. 20번은 문항 내용에 몸의 감각(sensations in my body)을 직접적으로 명시한 유일한 문항이다. Hanley 등(2017)의 연구에서 FFMQ의 관찰과 비자동성은 다차원 신체 자각 척도(Multidimensional Assessment of Interoceptive Awareness [MAIA])와 강한 연관성을 보였다. 신체 감각을 알아차리는 것과 MAS의 하위 요인 MA, DA는 밀접한 관련이 있는 것으로 보인다(김완석 등, 2016; Hanley et al., 2017). 특히, 20번 문항은 감정이라는 내적 경험을 이해하는 MA의 요소와, 이러한 이해를 위해 감각에 주

의를 기울이는 DA의 태도를 동시에 포함하고 있어 두 하위 요인 간의 개념적 경계를 모호하게 만들 수 있다. 따라서, 해당 문항은 MA와 DA의 개념이 중첩되는 내용을 담고 있으며, 이러한 문항의 모호성으로 인해 MA가 아닌 DA로 분류된 것으로 보인다.

연령에 따른 한국판 MAS의 측정동일성 검증을 한 결과, 청년층, 중년층, 장년층 그리고 고령층의 집단에서 측정동일성이 유지되는 것으로 나타났다. 한국판 MAS의 수렴 타당도를 검증하기 위해 탈중심화 관련 변인들과 상관계수를 확인한 결과, 수렴 타당도가 양호한 것으로 확인되었다. 성격 및 반응 양식과의 상관 분석을 통해 변별 타당도 또한 양호한 것으로 나타났다. 정서 조절, 정서적 증상과 웰빙을 측정하는 도구와의 상관분석을 통해 공존 타당도를 확인하였다. 따라서 한국판 MAS가 알아차림의 정도를 타당하게 측정하는 도구임을 보여준다. 하지만 DA 정방향 문항의 경우, 수렴 및 공존 타당도를 확인하기 위한 몇 개의 변인들과 낮은 상관을 보였다. 특히, DA의 수렴 타당도를 확인하기 위해 사용된 FFMQ의 비판단 요인과는 $r = .067$ 로 유의미한 상관을 보이지 않았다. 원두리와 김교현(2006)의 한국판 FFMQ 타당화 연구에서 비판단 요인은 관련 변인들과 유의한 상관을 보이지 않았으며, FFMQ의 다른 네 요인들과는 다른 양상이 나타났다. 이에 연구자들은 한국에서 비판단 요인을 다른 마음챙김 요인들과 비교적 독립된 개념으로 보거나, 비판단 문항에 대한 재검토가 필요할 수 있음을 언급하였다. 이러한 점을 고려했을 때, 본 연구에서도 비판단 요인의 특성이 일부 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 또는 원판과 달리, 20번 문항이 한국판 MAS에서는 DA의 정방향 문항에 해당하

는 요인으로 나타난 점과 관련 있을 수 있다. 이를 확인하기 위해, 20번 문항을 제외한 DA 정방향 요인과 다른 변인들의 상관분석을 추가로 실시하였다. 분석 결과, 관련 변인들과의 상관관계수가 대체로 더 높아졌으며, 최소 .006에서 최대 .015까지 증가했다. 그러나 여전히 .4 미만으로, 낮은 수준에 머물렀다. 본 연구에서 DA 하위 요인에서 정방향 문항과 역방향 문항이 서로 다른 요인구조로 나타났으며, 특히 DA 정방향 문항은 관련 변인들과의 상관관계에서도 역방향 문항과는 다른 양상을 보였다. 따라서 한국판 MAS를 활용할 때, DA의 정방향과 역방향 문항을 구분하여 사용하는 것이 바람직할 수 있으며, 특히 정방향 문항은 사용 및 해석에 주의가 필요함을 시사한다.

본 연구는 MAS가 알아차림의 내용(메타 알아차림과 외부 알아차림)과 형태(탈중심화된 알아차림)를 구분하여 측정하는 다차원적 구조를 갖추고 있음을 확인하였다. 원칙도와 동일하게 한국판 MAS에서도 메타 알아차림(MA)과 외부 알아차림(EA)이 서로 구별되는 요인으로 나타났으며, 이는 내적 경험과 외적 경험에 대한 알아차림이 서로 독립적인 구성 개념임을 시사한다. 알아차림의 내용(메타 알아차림과 외부 알아차림)과 형태(탈중심화된 알아차림)를 구분하여 측정하는 한국판 MAS는 다차원적 구조를 갖추고 있음을 확인하였다. 한국판 MAS를 통해 알아차림 경험을 다차원적 구성으로 측정할 수 있으며, 알아차림의 다양한 양상과 함께 탈중심화의 메타인지 과정을 이해하는 데 활용될 수 있다. 한국판 MAS를 통해 개인의 알아차림 특성을 파악함으로써 개별화된 임상적 개입 및 치료 목표 설정이 가능하며, 향후 심리치료 및 중재 장

면에서 적용할 수 있다. MA는 자신의 내적 경험을 어느 정도 인식하는지를 평가할 수 있어, 자기 인식 및 주의 조절 능력을 이해하는데 도움을 줄 수 있다. EA는 주변 환경의 자극이나 사회적 단서를 파악하고, 사람들과의 관계를 파악하는 능력과 관련이 있어, 대인관계 문제나 환경에 대한 민감성을 이해하는데 활용될 수 있다. DA는 내용 측면의 알아차림이 치료적 효과를 갖기 위해 필요한 능력으로, 치료적 개입에 있어 핵심적인 형태 측면의 알아차림이다. 이처럼 각 하위 요인에 따른 개인의 알아차림 특성을 보다 정교하게 이해함으로써, 개인에 대한 이해와 함께 맞춤형된 치료적 접근이 가능할 것이다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 온라인 설문조사를 통해 자료를 수집했기 때문에, 인터넷 사용에 익숙한 표본이 수집되었을 가능성이 높다. 따라서 전체 성인에게 본 연구의 결과를 일반화하기에는 어려움이 있다. 둘째, 본 연구에서는 정신질환 진단 여부나 임상적 상태에 대한 정보를 추가로 수집하지 않았다. 원판 MAS에서는 기분 장애 혹은 불안 장애로 진단된 개인과 진단을 받지 않은 개인 간의 점수를 비교하여, DA와 EA 하위 요인에서 유의미한 점수차를 발견하였다. 임상적 증상이 주요 변인으로 작용한 선행 연구를 고려할 때, 향후 연구에서는 임상적 상태에 대한 정보를 수집하여 임상 집단을 분석에 포함할 필요가 있다. 셋째, 하위 요인 중 EA의 타당도를 검증할 수 있는 지표가 부족하다. 현재까지 MA와 EA는 구별되지 않는 하나의 요인으로 측정되어 왔으며, 특히 EA의 고유한 타당성을 확인하는 데 어려움이 있었다. 따라서 EA의 타당성을 보다 명확히 할 후속 연구가 필요한 것으로 보인다. 본 연구는 몇

가지 제한점을 가지고 있지만, 한국판 MAS는 다양한 연령층을 대상으로 알아차림 경험을 신뢰롭게 측정하는 도구임을 확인했다는 점에서 의의가 있다.

참고문헌

- 김빛나, 임영진, 권석만 (2010). 탈중심화가 내부초점적 반응양식과 우울증상에 미치는 영향. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 29(2), 573-596.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2010.29.2.014>
- 김예리 (2024). 스트레스와 우울의 관계에서 심리적 유연성 및 경직성의 차별적 역할 [석사학위논문, 서울대학교 대학원]. dCollection.
<http://www.dcollection.net/handler/snu/000000182867>
- 김완석, 심교린, 조옥경 (2016). 한국판 다차원 신체자각척도(K-MAIA): 개발과 타당화. *스트레스 研究*, 24(3), 177-192.
<https://www.stressresearch.or.kr/journal/view.php?doi=10.17547/kjsr.2016.24.3.177>
- 김정호 (2007). 삶의 만족 및 삶의 기대와 스트레스 및 웰빙의 관계: 동기상태이론의 적용. *한국심리학회지건강*, 12(2), 325-345.
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2007.12.2.003>
- 김지현, 김복환, 하문선 (2011). 간편형 한국어 BFI(Big Five Inventory) 타당화 연구. *인간 이해*, 32(1), 47-65.
<https://kiss.kstudy.com/ExternalLink/Ar?key=2980444>
- 박중규 (2000). 아동의 방해적 문제행동에 대한 인지-행동적 부모훈련과 행동적 부모

- 훈련의 치료효과 비교 [박사학위논문, 연세대학교 대학원]. RISS.
<https://www.riss.kr/link?id=T7756127>
- 신재현, 김희철, 정철호, 김정범, 정성원, 조현주, 정성훈 (2013). 한글판 우울증 선별 도구(Patient Health Questionnaire-2)의 표준화 연구. *신경정신의학*, 52(3), 115-121.
<https://scholar.kyobobook.co.kr/article/detail/4050026330425?dbid=edskyo&an=edskyo.4050026330425&text=Full+Text%28%EC%8A%A4%EC%BD%9C%EB%9D%BC%29>
- 안정원, 이순목 (2015). 조직몰입 3요소 모형의 내적구조 검토: 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)의 적용. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 28(4), 795-827.
<https://doi.org/10.24230/ksiop.28.4.201511.795>
- 원두리, 김교현 (2006). 한국판 5요인 마음챙김 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 11(4), 871-886.
<https://accesson.kr/healthpsy/v.11/4/871/18675>
- 이순목, 윤창영, 이민형, 정선호 (2016). 탐색적 요인분석: 어떻게 달라지나?. *한국심리학회지: 일반*, 35(1), 217-255.
<https://doi.org/10.22257/kjp.2016.03.35.1.217>
- 이유정 (1995). 성격특질이 기분의 수준 및 변화성에 미치는 영향 [미간행 박사학위논문, 중앙대학교 대학원]. 중앙대학교.
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부정적 정서 척도 (Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 22(4), 935-946.
<https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART000888817>
- 정문주, 채은영, 류영수, 강형원 (2017). 한국판 5요인 마음챙김 단축형 척도 타당화 연구. *동의신경정신과학회지*, 28(3), 207-215.
<https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=3547838>
- 정희정, 황성훈 (2025). 긍정 및 부정 정서에 대한 조절과 양극성 장애 경향성의 관계에서 반추적 반응양식과 탈중심화의 상반된 매개효과. *미래사회*, 16(1), 41-64.
<https://doi.org/10.22987/jifso.2025.16.1.41>
- 조명환, 차경호 (1998). 삶의 질에 대한 국가간 비교. 집문당.
<https://www.aladin.co.kr/shop/wproduct.aspx?ItemId=71873>
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26(4), 1015-1038.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2007.26.4.012>
- 차은석, 박미연, 김가애 (2008). 과제중 유·무 및 성별에 따른 대학생의 체형인식, 신체활동정도, 정신건강, 건강생활행태. *대한임상건강증진학회지*, 8(4), 245-255.
<https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001307849>
- 허재홍, 최명식, 진현정 (2009). 한국어판 수용-행동 질문지Ⅱ 신뢰도 및 타당도 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 21(4), 861-879.
<https://accesson.kr/kcpa/v.21/4/861/25310>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438.
<https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Baer, R.A., Smith, G.T., Hopkins, J., Krietemeyer,

- J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment, 13*(1), 27-45.
<https://doi.org/10.1177/1073191105283504>
- Bernstein, A., Hadash, Y., & Fresco, D. M. (2019). Metacognitive processes model of decentering: Emerging methods and insights. *Current Opinion in Psychology, 28*, 245-251.
<https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2019.01.019>
- Bernstein, A., Hadash, Y., Lichtash, Y., Tanay, G., Shepherd, K & Fresco, D. M. (2015). Decentering and related constructs: A critical review and meta cognitive processes model. *Perspectives on Psychological Science, 10*(5), 599-617. <http://www.jstor.org/stable/44281924>
- Bjureberg, J., Ljótsson, B., Tull, M. T., Hedman, E., Sahlin, H., Lundh, L.-G., Bjärehed, J., DiLillo, D., Messman-Moore, T., Hellner Gumpert, C., & Gratz, K. L. (2016). Development and validation of a brief version of the difficulties in emotion regulation scale: the DERS-16. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 38*(2), 284-296.
<https://doi.org/10.1007/s10862-015-9514-x>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy, 42*(4), 676-688.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- 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.
<https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
<https://utstat.toronto.edu/~brunner/oldclass/378f16/readings/CohenPower.pdf>
- DeMarree, K. G., & Naragon-Gainey, K. (2022). Individual differences in the contents and form of present-moment awareness: The multidimensional awareness scale. *Assessment, 29*(3), 583-602.
<https://doi.org/10.1177/1073191120986605>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment, 49*(1), 71-75.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Fresco, D. M., Moore, M. T., van Dulmen, M. H.M., Segal, Z. V., Ma, S. H., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2007). Initial psychometric properties of the Experiences Questionnaire: Validation of a self-report measure of decentering. *Behavior Therapy, 38*(3), 234-246.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.08.003>
- 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, 26*(1), 41-54.
<https://doi.org/10.1023/B:JOB.0000007455.08539.94>

- Hanley, A. W., Mehling, W. E., & Garland, E. L. (2017). Holding the body in mind: Interoceptive awareness, dispositional mindfulness and psychological well-being. *Journal of psychosomatic research*, 99, 13-20.
<https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2017.05.014>
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2012). *Acceptance and commitment therapy: The process and practice of mindful change* (2nd ed.). The Guilford Press.
<https://psycnet.apa.org/record/2012-00755-000>
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 44(2), 227-239.
<https://doi.org/10.1348/014466505X29657>
- Hu, L., & 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>
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The big five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of Personality: Theory and Research* (2nd ed., pp. 102-138). The Guilford Press.
<https://psycnet.apa.org/record/1999-04371-004>
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain, and illness*. Bantam Dell.
<https://ird.mcu.ac.th/wp-content/uploads/2021/07/Full-Catastrophe-Living-PDFDrive-.pdf>
- Magazine, S. L., Williams, L. J., & Williams, M. L. (1996). A confirmatory factor analysis examination of reverse coding effects in Meyer and Allen's Affective and Continuance Commitment Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 56(2), 241-250.
<https://doi.org/10.1177/0013164496056002005>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85-110.
<https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Naragon-Gainey, K., & DeMarree, K. G. (2017). Decentering attenuates the associations of negative affect and positive affect with psychopathology. *Clinical Psychological Science*, 5(6), 1027-1047.
<https://doi.org/10.1177/2167702617719758>
- Prokofieva, M., Stavropoulos, V., & Zarate, D. (2024). *Esem: Exploratory structural equation modeling (ESEM)*. GitHub.
<https://github.com/maria-pro/esem>
- Revelle, W. (2021). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University.
<https://personality-project.org/r/psych/>
- Reynolds, W. M. (1982). Development of reliable and valid short forms of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 38(1), 119-125.
[https://doi.org/10.1002/1097-4679\(198201\)38:1](https://doi.org/10.1002/1097-4679(198201)38:1)

- <119::AID-JCLP2270380118>3.0.CO;2-I
- Rolffs, J. L., Rogge, R. D., & Wilson, K. G. (2018). Disentangling components of flexibility via the hexaflex model: Development and validation of the multidimensional psychological flexibility inventory (MPFI). *Assessment, 25*(4), 458-482.
<https://doi.org/10.1177/1073191116645905>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1-36.
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Safran, J. D., & Segal, Z. V. (1990). *Interpersonal process in cognitive therapy*. Jason Aronson.
<https://psycnet.apa.org/record/1990-97853-000>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research, 8*(2), 23-74.
<https://doi.org/10.23668/psycharchives.12784>
- Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2013). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression* (2nd ed.). The Guilford Press.
<https://psycnet.apa.org/record/2012-17302-000>
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., & Williams, J. B. (1999). Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: the PHQ primary care study. *JAMA, 282*(18), 1737-1744.
<https://doi.org/10.1001/jama.282.18.1737>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(6), 1063-1070.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- 원고접수일 : 2025. 06. 17.
수정원고접수일 : 2025. 08. 06.
게재확정일 : 2025. 08. 11.

Validation of the Korean-Multidimensional Awareness Scale*

Dahee Kang¹⁾

Jang-Won Seo^{2)†}

¹⁾Department of Psychology, Jeonbuk National University, M.A.

²⁾Department of Psychology, Jeonbuk National University, Associate Professor

Decentering refers to the ability to objectively observe one's thoughts, emotions, and sensory experiences. Existing measures of decentering have theoretical limitations and propose different conceptual components. This study aimed to validate the Korean version of the Multidimensional Awareness Scale (K-MAS). For this purpose, responses from 750 Korean adults were included in the analysis. The factor structure was examined using exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, and exploratory structural equation modeling. Measurement invariance across age groups was also tested. Finally, convergent and discriminant validity were assessed by analyzing correlations with constructs related to decentering and response styles. Concurrent validity was examined based on correlations with difficulties in emotion regulation, depression, anxiety, psychological flexibility, and life satisfaction. The results demonstrated adequate internal consistency. A four-factor structure was identified as the best fit, and measurement invariance across age groups was supported. The scale demonstrated satisfactory levels of convergent, discriminant, and concurrent validity.

Keywords : *Multidimensional Awareness Scale, meta-awareness, decentered awareness, external awareness, exploratory structural equation modeling*

* The research received funding from the Brain Korea 21 fourth project of the Korea Research Foundation(Jeonbuk National University, Psychology Department no.4199990714213).

A part of this paper was presented in a poster session at the 68th Winter Conference of the Korean Health Psychological Association in 2024.

† Corresponding Author: JangWon Seo / Department of Psychology, Jeonbuk National University Associate Professor / (54899) 567 Baekje-daero, Deokjin-gu, Jeonju, Korea / Tel: 063-270-2927 / E-mail: jwseo@jbnu.ac.kr

부록

한국판 다차원적 알아차림 척도 (K-MAS)

번호	문항
1	나는 나의 생각에 언제 귀 기울여야 하고 언제 그렇게 하지 않아도 되는지 모르겠다. *
2	나는 나의 생각과 감정이 어떻게 오고 가는지 알아차린다.
3	밖을 걸을 때, 지나가는 사람들과 풍경이 눈에 들어온다.
4	나는 종종 생각에 깊이 빠진다. *
5	나는 어떤 감정이나 생각을 경험할 때 그것을 알아차린다.
6	나는 보통 내 주위에서 무슨 일이 일어나고 있는지 알아차린다.
7	나는 나의 생각이나 감정과 힘겹게 씨름한다. *
8	나는 종종 나의 생각에 “사로잡혀” 그것을 객관적으로 볼 수 없다. *
9	나는 나를 괴롭게 하는 것들에 대해 계속 생각한다. *
10	나는 어떤 감정이 생겼을 때 그 감정을 알아차린다.
11	나는 어떤 것에 대해 흥분하지 않고 생각할 수 있다.
12	나는 나의 주변에 주의를 기울이지 않는다. *
13	나는 나의 감정이 나타날 때 그 감정을 관찰할 수 있다.
14	나의 친구들은 내가 주변에서 일어나는 일을 의식하지 못한다고 말한다. *
15	나는 현재의 감정이 나를 압도하게 두지 않는다.
16	나는 주위의 광경과 소리에 주의를 기울인다.
17	나는 생각과 감정에 휩쓸리지 않고 그것을 경험한다.
18	어떤 생각이나 느낌이 나에게 도움이 되지 않을 때, 나는 그것을 놓아 버릴 수 있다.
19	나는 나의 생각에 사로잡히지 않고 그 생각을 관찰한다.
20	나는 내가 어떤 감정을 느끼는지 이해하기 위해 내 몸의 감각에 주의를 기울인다.
21	나는 나의 감정이 변하면 알아차린다.
22	나는 주변을 간과하는 경향이 있다. *
23	나는 어떤 생각이 스쳐가는지 대체로 안다.
24	나의 내적 경험(생각, 감정, 감각)은 나를 매우 불편하게 한다. *
25	나는 나의 감정을 객관적으로 보는 것이 어렵다. *

* 역채점 문항