

한국판 정신화된 정서성 척도(K-MAS)의 타당화 연구

안 명 희[†]

정 유 선

서강대학교

본 연구에서는 정서조절과 정서조절과정에 대한 성찰능력을 통합적으로 평가하는 정신화된 정서성 척도 한국판(Korean Mentalized Affectivity Scale, K-MAS)의 요인구조, 신뢰도와 타당도를 확인하였다. 국내 남녀 대학(원)생 총 591명을 대상으로 온라인 설문을 실시하고, SPSS와 Mplus를 사용해 자료를 분석했다. 탐색적 요인분석과 신뢰도를 분석한 연구1(n=341)에서 K-MAS는 원판과 동일하게 정서 식별, 정서 처리 및 정서 표현을 포함한 3요인 구조가 확인되었다. 전체 문항 및 각 하위요인의 내적 일치도는 원척도와 비슷하거나 다소 높은 수준이었다. 연구2(n=250)의 확인적 요인분석 결과 K-MAS의 3요인 구조가 비교적 적절한 모델인 것으로 나왔고, 최종 54문항에 대한 내적 일치도도 높았다. 정서조절곤란, 성찰기능, 삶의 만족도, 그리고 성인애착 척도와와의 상관분석을 통해 수렴 타당도와 준거 관련 타당도를 확인한 결과 역시 양호했다. 원척도 타당화 결과와 다르게 정서식별을 잘 할수록 정서표현을 덜 하는 것으로 나온 요인분석과 요인 간 상관관계 분석결과를 집단주의적 문화적 맥락에서 논의하였다. 본 연구의 의의와 장, 단점, 그리고 후속 연구를 위한 제언을 논의에 포함하였다.

주요어 : 정신화된 정서성, 정서조절, 정신화, 내적 표상체계, 대인관계, 타당도, 신뢰도

[†] 교신저자 : 안명희, 서강대학교 심리학과, 서울특별시 마포구 백범로 35

Tel: 02-705-8114, E-mail: Christine@sognag.ac.kr



Copyright ©2023, The Korean Counseling Psychological Association
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.

정서의 인식, 평가 및 조율을 포함한 의식, 무의식적 심리적 과정인 정서 조절은 정신건강에 중요한 역할을 한다. 정서조절의 실패는 특히 주관적 안녕감의 저하(Schwarzer et al., 2021), 우울(Berking et al., 2014), 불안(Cisler & Olatunji, 2012), 외상후 스트레스 장애(Mazloom et al., 2016), 섭식장애(Svaldi et al., 2012), 경계선 성격장애를 포함한 다양한 성격장애(Axelrod et al., 2011)와 정신증적 장애(Nook et al., 2018)는 물론 자살(Miller et al., 2018; Neacsiu et al., 2018)의 위험요인으로도 지목된다. 상담 장면에서 대면하는 내담자들의 경우 도전적인 과제 수행의 어려움, 의사결정의 곤란, 혹은 대인관계에서 파생된 갈등의 심각도보다 관련된 감정을 다스리는 어려움이 더 큰 경우도 많다. 따라서 내담자의 정서조절 능력을 향상시키는 것은 상담의 핵심 목표이기도 하다. 그런데 내담자들이 호소하는 고통스러운 부적정서의 대부분이 관계적 맥락에 근간을 둔다는 점을 감안하면 성숙한 정서조절능력은 전반적이고 일관된 수준에서 자신과 타인의 관점을 고려하여 대인관계에서 경험하는 불편한 감정을 유연하게 처리하는 능력이라 할 수 있다.

실제 정서조절의 실패가 정서증상으로 이어지는 경로를 탐색한 연구에 따르면 성격이나 정신병리의 위험요인이 되는 정서조절의 실패는 구체적으로 개인의 자기감(sense of self)과 관련된 주관적이고 부정적인 정서의 조절에 실패한 경우를 의미한다. 예를 들면, 자존감에 상처를 입었을 때 느끼는 수치심이나 용납할 수 없는 행동에 따른 죄책감과 같은 주관적 부적 정서를 다루는 어려움과 관련성이 높다(신나라, 유금란, 2021; 윤운영, 2019; Matos et al., 2013; Yalçinkaya-Alkar, 2020). 또한 이와 같은 주관적 정서는 주로 중요한 타인과의 관계

적 맥락에서 촉발된다. 따라서 갈등, 거절과 소외의 경험에서 비롯되는 분노, 상실, 애도, 혹은 통합하지 못하는 양가감정을 해소하지 못하면 정서증상 뿐만 아니라 치명적인 성격적 결함(Scott et al., 2013)과 대인관계문제(강수진, 최영희, 2011; 석애란, 김영근, 2018)를 야기할 수 있다.

한편 정서조절 능력의 결함을 경계선 성격장애와 같은 심각한 정신병리의 원인으로 지목한 Fonagy와 동료들(Fonagy et al., 2002)은 정서조절을 애착의 내적 작동모델에 근거하여 개념화 하면서 경험하는 정서가 무엇인지 인식하고 조율하는 과정에 그 원인과 의미를 헤아릴 수 있는 성찰능력 혹은 정신화 능력의 중요성을 강조했다. 애착의 내적 작동모델이란 자기, 타인, 그리고 자기와 타인의 관계 경험이 심리내적으로 표상화된 심리적 기제로 현재 중요한 타인과의 관계적 맥락에서 경험하는 사고와 감정에 의해 활성화되어 정서조절 과정을 주도한다. 내적작동모델은 체험하는 정서가 심리 내적으로 표상화 되는 일차적 처리 과정(first order processing)에 이어 의식적인 수준에서 다양한 감정을 식별하고 평가하여 적절히 표현하는 이차적 과정(second order processing) 전반에 관여한다(Schwarzer et al., 2021). 예를 들면 심리적으로 위협받을 때 무의식적으로 촉발되는 불안의 정도와 이에 대처하기 위해 애착 대상에게 근접성을 추구하거나 회피하는 방어적 책략의 개인차는 내적 작동모델의 과잉 활성화 혹은 비활성화에 근거한다. 따라서 과잉활성화로 인해 불안과 근접성추구가 높은 애착불안, 비활성화로 인해 불안과 근접성 추구가 낮은 애착회피 유형은 중요한 타인과의 관계에서 파생된 사고와 정서를 조절하여 행동화하는 양상에 차이를 보

이게 된다.

한편 정신화(mentalization)는 개인이 자신과 타인의 사고, 소망, 감정, 신념, 이유 등 의도적인 정신 상태를 바탕으로 자신과 타인의 행동을 암묵적, 명시적으로 해석하는 정신적 과정이다(Bateman & Fonagy, 2004). 정신화는 정서의 자각 혹은 인식(awareness)과 인지적 조망 능력, 자기 초점적 혹은 타인 초점적으로 마음의 상태를 읽을 수 있는 능력을 모두 포함하는 포괄적인 개념인데, 행동의 의미를 파악하고 예측할 수 있게 하는 능력이라는 점에서 성숙한 정서조절의 필수 요건이라고 본다. ‘내가 지금 어떤 감정을 느끼는지’, ‘내 행동에 미치는 영향이 무엇인지’에 대한 이해를 가능케 하는 자기-조망능력, 그리고 상대는 무슨 감정을 느끼는지 왜 그런지를 파악할 수 있는 관계적 조망능력은 자기와 자기의 정서상태, 그리고 타인과 타인의 정서상태에 대한 표상체계 즉, 애착의 이차적 표상체계(secondary representational system)의 발달과 연계되어있다. 정신화 능력은 주 양육자와의 관계 경험을 통해 습득한 자신, 타인 및 대인관계에 대한 기대, 사고, 정서를 조직화하는 내적작동모델의 성숙과 더불어 출현하는 역량인 것이다.

Fonagy와 동료들(Fonagy et al., 2002)에 따르면, 정서조절과 정신화 능력의 발달과정에서 유아의 정서적 필요에 충분히 민감하게 반응하는 부모의 양육태도는 유아로 하여금 강렬한 정서, 특히 부정적 정서경험에 과도하게 압도당하지 않는 조절 능력의 발달을 촉진한다. 유아가 과도하게 스트레스를 받지 않도록 보호해주는 양육적 공감적 돌봄 그 자체가 조절기능을 해, 유아는 점진적으로 스트레스를 촉발하는 정서적 각성 경험에 스스로 대처할 수 있는 자기조절 능력을 키워간다. 그리고

이는 건강한 자기감(sense of self)으로 이어진다. 자기조절 능력, 특히 정서조절 능력이 향상되면서 자기와 타인의 마음의 상태에 대한 이해인 정신화 능력이 생기고, 정신화 능력은 다시 좀 더 성숙한 자기조절이 가능하도록 해준다. 즉, 부모의 정신화 능력은 자녀에 대한 민감한 양육태도를 매개로 자녀의 정서조절 능력에 영향(Ensink et al., 2016)을 미치고, 이는 다시 자녀의 정신화 능력으로 이어진다. 반면 초기 애착대상이 반응적이지 않거나 비밀관적 반응을 하는 경우 애착대상에 대한 일관된 내적 표상을 갖지 못하기 때문에 성숙한 정서조절 능력의 획득이 저해되고, 이는 타인의 마음의 상태를 읽을 수 있는 정신화 능력의 결핍으로 이어진다. 그리고 정신화 능력의 결여는 성숙한 정서조절의 실패로 이어지는 악순환을 거듭한다. 정신화 능력의 결여는 경계선적 성격장애, 반사회적 성격장애, 심각한 우울장애의 발병 혹은 유지에 있어 성장과정에서의 불충분한 양육적인 돌봄과 정서조절의 실패와 더불어 공병요인으로서 결정적 역할을 한다. 때문에 정신화의 함양은 정서조절능력을 증진시켜 치료적 변화를 이끈다(Bateman & Fonagy, 2004; Fonagy & Luyten, 2009). 치료적 효과는 정신화 능력의 습득과정을 마치 모국어를 습득하는 과정과 같은 발달적 성취로 정의하고, 자신과 타인의 정서 상태를 성찰하는 능력을 함양시킴으로써 가능하다.

이처럼 발생학적으로 초기 자기조절능력은 정신화 능력의 발달을 촉진하고, 정신화 능력은 성숙한 정서조절을 가능케 하는 필수 조건이다(Choi-Kain & Gunderson, 2008; Greenberg et al., 2017). 이와 같은 정서조절과 정신화의 상호호혜적 관련성에 주목해 정신화 관련 연구자들은 정신화에 기반한 성숙한 정서조절을

‘정신화된 정서성’(Mentalized Affectivity, MA)이라 명명했다(Fonagy et al., 2002). 그 중 Jurist (2005)는 정신화된 정서성을 정신화 능력에 기반을 둔 정교한 수준의 정서조절 능력이라 정의하고, 이는 체험적 맥락과 대상의 영향을 받아 형성되는 정서에 대한 표상체계에 근간을 두며, 통합적인 자기감(sense of self)의 발달에 결정적 역할을 한다고 설명했다. 그리고 성숙한 수준의 정서조절은 단순히 정서를 정확히 식별하고 이름을 붙이는 인식 능력을 넘어서, 정서의 의미를 과거의 경험적 맥락에서 이해하고, 슬픔과 분노가 혼재하는 복잡한 감정을 느낄 때에 정서를 변별할 수 있으며, 감정에 숨겨진 복선이 있음을 알아차릴 수 있는 능력이라고 정의했다. 이는 과거의 연장선에서 정서를 재평가하여 필요하다면 그 수위를 수정하는 정교한 수준의 조율능력(fine tuning)을 갖는 것을 의미한다(Rinaldi et al., 2021). 그리고 이를 위해서는 평소 감정표현을 하는 방식에 대한 성찰 능력 역시 담보되어 있어야 한다. 이를테면 자신이 힘든 감정을 느낄 때 혼자만 알고 마음속으로 삭히는 편인지 아니면 타인에게 표현을 하는 편인지도 알고 있어야 한다.

정서조절과 정신화 능력 모두 감정을 이해하고, 체험하며, 반응하는 과정을 설명하는 핵심적인 요인임에도 불구하고 이처럼 두 요인을 통합적으로 개념화 한 것은 정신화된 정서성이 유일하다. 정신화된 정서성은 정서조절과 정신화를 순환적 과정을 통해 발달하는 상호적 역량으로 설명하기에 각각을 개별적으로 개념화하여 평가해온 기존의 정서조절 혹은 성찰 능력의 정의와 차별화(Rinaldi et al., 2021)된다. 정신화된 정서성을 높이면, 향후 비슷한 관계적 맥락에서 경험하는 익숙한 정서에 예

전과는 다른 방식으로 대처할 수 있다는 점에서 상담 과정에 치유적 함의도 크다. 따라서 정신화된 정서성을 측정하는 고유의 평가도구가 필요하다. 그런데 최근까지는 정신화된 정서성을 평가할 수 있는 도구가 없었다.

정서조절의 경우 대처방식 척도(The Ways of Coping Checklist)(Folkman & Lazarus, 1985)와 같은 정서조절을 위한 대처 행동, 정서조절에 관여하는 다양한 인지적 요인(예, Cognitive Emotion Regulation Questionnaire; CERQ)(Garnefski et al., 2001), 혹은 충동 통제 곤란, 정서에 대한 주의와 자각의 어려움, 정서에 대한 비수용성, 정서적 명료성의 부족, 정서조절 전략에 대한 접근 제한, 목표지향 행동의 결핍 수준(Gratz & Roemer, 2004)을 평가한다. 국내에서 주로 활용되는 도구(김소희, 2004; 조용래, 2007) 역시 (부적)정서조절에 관여하는 인지적 기능, 그리고 현재 시점에서 정서에 주의를 두고 알아차리는 것의 어려움을 평가할 뿐, 정서경험을 외부로 표현하여 소통하는 능력, 그리고 이와 같은 정서조절의 전 과정에 대한 정신화를 평가하지 못한다는 한계가 있다. 일부 하위요인은 낮은 내적 합치도를 보이는 것도 제한점이다.

정신화의 평가는 탈중심화, 정서자각, 수용, 심리적 마음상태, 공감, 혹은 성찰능력(김태사, 안명희, 2013)과 같은 개별 척도들의 총점을 활용하거나, 최근에는 Fonagy와 동료들(2016)이 개발한 성찰기능 질문지(Reflective Functioning Questionnaire: RFQ)가 주로 활용되어 왔다. 정신화를 개별 척도들의 조합으로 평가하는 경우 구성 개념에 대한 합의가 없어 정신화의 개념적 정의에 따라 포함되는 척도가 각기 다를 수 있다. 예를 들어, 김태사와 안명희(2013)는 정신화를 정서자각, 수용, 탈 중심

화, 그리고 성찰능력 척도의 조합으로 측정했고, 박은주(2013)는 정서의식, 탈중심화, 그리고 심리적 마음상태 척도의 조합으로 측정했다. RFQ의 경우는 원래 정신화 능력의 다양한 측면을 평가하기보다는 정신화 능력의 유의미한 결핍을 보이는 경계선 성격장애를 가진 내담자들에게 간단하게 정신화의 결핍의 정도를 측정하기 위해 만든 단축형 선별도구이다. 원래 임상집단을 위한 도구로 개발되었기에 일반 집단이나 학생을 대상으로 실시하는 것을 권장하지 않았다. 자신이나 타인의 마음의 상태가 늘 투명할 수 없기 때문에 정신상태에 대한 확실성 문항에 너무 높은 점수를 받는 것은 자신의 정신화 능력을 과대평가하는 즉, 오히려 정신화 능력이 떨어지는 것일 수도 있다는 가정에 기반 하기에 평정척도는 통상적인 연속변인으로 구성되어있지 않다. 또한 본 도구에서 정신 상태에 대한 확실성은 “다른 사람의 마음속을 잘 파악하는 편이다.” 혹은 “남의 마음을 곧잘 읽는다.”와 같이 타인의 마음 상태에 대한 이해 및 예측 수준을 평가한다. 한편 정신 상태에 대한 불확실성은 “화가 나면 나중에 후회할 말을 곧잘 한다.” 혹은 “불안해지면 다른 사람을 짜증 나게끔 행동하곤 한다.” 와 같이 정신화 능력의 결여가 촉발하는 행동에 대한 인식을 묻는 문항을 포함해 하위요인간의 측정의 초점에 간극도 존재한다. 무엇보다 정서조절 과정에 관여하는 정신화 능력을 측정하지 않는다. 한편 좀 더 포괄적으로 정신화를 측정하는 정신화 척도(Mentalization Scale: Ments)(Dimitrijević et al., 2017)는 자신에 대한 정신화, 타인에 대한 정신화, 정신화 동기를 포함한 3개 하위요인으로 구성되어있다. 하지만 Ments는 관계 맥락에서의 정서에 초점을 두기 보다는 일상에서의

자기와 타인의 기분이나 마음상태에 대한 전반적인 정신화 수준을 평가한다. 그러다 최근 Greenberg와 동료들(2017)이 대인관계 맥락에서 정서를 조절하는 과정에 정신화 능력을 통합적으로 보는 ‘정신화된 정서성 척도’(Mentalized Affectivity Scale: MAS)를 개발하고 타당화 연구를 통해 신뢰도와 타당도를 확인하였다.

MAS는 대인관계 맥락에 초점을 두고, 관계 내에서 경험하는 정서를 인식하고 처리하며 표현하는 과정에서 정신화할 수 있는 능력을 함께 평가 한다는 점에서 기존의 정서조절 평가 도구들과 차별화 된다. 구체적으로, MAS의 정서 식별(Identifying) 하위요인은 정서 인식 능력을 평가해 온 기존 도구들(Gratz & Roemer, 2004; Salovey et al., 1995)과 달리, 단순히 자신이 어떠한 정서를 경험하는지를 명확히 인식하고 명명할 수 있는 능력뿐 아니라, 과거 중요한 관계 경험이 현재 경험하는 정서에 어떠한 영향을 미치는지, 현재 관계가 자신의 감정에 어떠한 영향을 미치는지를 이해할 수 있는 성찰 능력을 함께 평가한다. 정서 처리(Processing) 하위요인은 지금-여기의 대인관계 맥락에서 경험하는 복잡한 정서를 변별하고 조절하는 능력뿐 아니라, 이러한 정서 처리 과정과 경험하는 정서의 의미를 재평가할 수 있는 능력도 평가한다. 또한, 부정적 정서뿐 아니라 긍정적 정서에 대한 조절까지 포괄한다는 점에서도 기존의 정서조절 척도(Gratz & Roemer, 2004)와 차별화된다. 마지막으로, MAS는 경험하는 정서를 대인관계 맥락에서 어떠한 방식으로 표현하는가를 평가하는 정서 표현(Expressing) 문항을 포함하는 유일한 정서조절능력 측정 도구이다. 정서조절은 정서를 인식하고 처리하는 것과 같은 내적인 과정뿐 아니라 경험하는 정서를 표현하고 행동화하는

외적인 과정을 포함한다(Rinaldi et al., 2021). 정서조절을 다차원적으로 평가할 수 있어 국내, 외에서 빈번하게 사용되는 정서조절곤란 척도(DERS)에서는 정서조절의 외적 과정을 목표지향 행동의 결핍 수준을 평가(Gratz & Roemer, 2004)하는데 그쳤다. MAS의 정서 표현 하위요인은 자신이 현재 경험하는 정서를 대인관계 맥락에서 어떠한 방식으로 표현하는지 까지도 평가가 가능하다.

이처럼 MAS는 기존의 정서조절 평가 도구들과 달리 성숙한 형태의 정서조절능력, 즉 경험하는 정서에 머무르며 그 의미를 성찰적으로 이해하고 재평가하는 능력을 평가하는 차별화되는 장점을 갖고 있다. 정신화된 정서성의 차원에서 내담자의 정서조절능력을 평가하는 것은 상담과 심리치료 장면에서 중요한 정보를 제공할 수 있다. 내담자의 현재 어려움에 기여하는 과거 경험을 탐색하도록 도움으로서 자신의 경험을 재구성하고, 지금-여기의 감정을 알아차리는 동시에 사회적 상황에서 적절히 자신의 욕구와 정서를 표현해 내는 능력을 길러주는 것이 내담자 문제 해결과 적응성 촉진에 필수적이기 때문이다. 따라서 대인관계적 맥락에서 정서조절과 정신화 능력을 포괄적으로 평가하는 MAS는 관련 연구와 상담장면에서의 치료적 성과를 평가하는 데 유용할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 국내 대학(원)생을 대상으로 한국판 정신화된 정서성 척도(Korean Mentalized Affectivity Scale: K-MAS)의 요인구조, 신뢰도와 타당도를 검증하였다. 이를 위해 먼저 연구 1에서는 탐색적 요인분석을 통해 요인구조를 확인하고, K-MAS 전체 및 각 하위요인들의 내적 일치도로 신뢰도를 확인하였다. 다음으로, 연구 2에서는 연구 1의 표본과 구

별된 표본을 통해 확인적 요인분석, 요인 간 상관분석을 실시해 요인구조를 확인하고 신뢰도와 문항 구성의 타당도를 검증했다. 그리고 국내에서 정신화 능력을 평가하는 도구로 활용되는 성찰기능척도(RFQ)와 정서조절의 문제를 다차원적으로 평가하는 정서조절 곤란척도(DERS)와의 상관 분석을 통해 수렴 타당도를 검증하였다. 마지막으로 정서의 정신화는 애착에 기반한 대인관계적 맥락에서 체험하는 정서에 대한 내적 표상체계를 반영하고, 삶의 만족도와 같은 긍정적 요인들에 영향을 미친다는 이론적 주장(Dimitrijević et al., 2017; Fonagy et al., 2016; Greenberg et al., 2017; Jurist, 2005)에 근거하여 성인 애착과 삶 만족도 척도를 활용하여 준거 타당도를 확인하였다.

방 법

연구 대상 및 절차

본 연구는 서강대학교 인간대상 연구윤리위원회의 승인(SGUIRB-A-2110-45)을 받아 진행했다. 전국의 대학 및 대학원 온라인 커뮤니티에 홍보 광고문을 게시하고, 자발적으로 참여 의사를 밝힌 대상에게 2021년 11월 온라인으로 설문을 진행했다. 자발적 참여와 철회, 보상, 개인정보 보호, 관련 자료 활용 및 보완 관련 절차를 숙지하고 연구 참여에 동의한 경우에만 설문을 진행했다. 설문은 약 20분 정도 소요되었고, 성실하게 응답한 참여자 모두에게 커피쿠폰을 보상으로 지급했다.

총 596명이 설문에 참여했으며, 불성실한 응답을 한 5명의 자료를 제외하고 남녀 대학

(원)생 총 591명 (N=591)을 대상으로 설문에 응한 순서에 따라 연구1과 연구2로 나누어 진행했다. 연구1에서는 341명(n=341)을 대상으로 탐색적 요인분석과 내적 일치도를 확인했다. 연구2에서는 나머지 250명(n=250)을 대상으로 확인적 요인분석, 요인 간 상관분석, 신뢰도 분석, 수렴 타당도 및 준거 관련 타당도를 검증했다. 연구 1에는 여성 222명(65.1%), 남성 119명(34.9%)이 참여하였는데 이들은 모두 대학생으로 평균나이는 23.29세(표준편차 2.27)이다. 연구2에 포함된 연구 대상의 학력 분포는 대학생이 244명(97.60%), 대학원생이 6명(2.40%)으로, 여성이 152명(60.80%), 남성이 98명(39.20%)이며, 평균연령은 22.51세(표준편차 2.25)로 나와 성비, 연령과 학력 분포가 연구1의 표집과 유사했다.

측정 도구

한국판 정신화된 정서성 척도 (Korean Mentalized Affectivity Scale: K-MAS)

Greenberg 외(2017)가 제작한 정신화된 정서성 척도(MAS)를 주 저자가 원저자에게 사용 허가를 받은 후, 번역과 역 번역을 하고, 50명의 대학생을 대상으로 예비연구를 실시한 뒤 표현을 다듬었다. 이후 미국에서 생활한 경험이 있는 상담심리 대학원생 3명과 한국계 미국 상담심리학자 2인, 국내 대학 국어전공 교수 1인이 감수하여 총 60문항의 한국판 정신화된 정서성 척도(Korean Mentalized Affectivity Scale, K-MAS)를 완성하였다.

원판 MAS는 ‘정서 식별’(Identification) 24문항, ‘정서 처리’(Processing) 23문항, 그리고 ‘정서 표현’ (Expressing) 하위요인 13문항을 포함한 총 60문항으로 구성되어있다. 7점 리커트

척도로 1점(전혀 그렇지 않다)에서 7점(매우 그렇다)까지 응답하며, 점수가 높을수록 정신화된 정서성이 높은 것이다. 하위요인 별로 정서 식별은 기본적으로는 감정을 알아차리고, 이름을 붙이는 것을 의미한다. 그리고 그 과정에 개인사 즉, 과거 경험과 현재 상황을 고려하는 정도를 평가한다. 정서 식별은 “내가 느끼는 감정이 무엇인지 이해하기 위해 과거를 되돌아보곤 한다.” 혹은 “어린 시절 경험을 이해하는 것이 지금 내가 느끼는 감정을 좀 더 큰 맥락에서 볼 수 있게 해준다.” 등의 문항을 포함한다. 정서 처리는 체험하는 감정의 강도 혹은 기간의 측면에서 변화를 주는 조절 능력을 포함하고, 과거 중요한 타인과의 관계에 비추어 지금-여기에서 경험하는 정서의 의미를 재평가하고, 차별화하여, 정교하게 조율(refining)하는 능력과 이 과정에 대한 성찰의 정도가 포함된다. 정서 처리는 “내 감정을 잘 통제할 수 있다.” “내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다.” “나는 감정이 복잡할 때도 이성적으로 생각할 수 있다.”, “나쁜 감정에 휩쓸려 있을 때 어떻게 대처해야 하는지 알고 있다.” “내 감정을 잘 다스리는 것이 어렵다.”(역채점) 혹은 “감정이 더 정확하도록 조절할 수 있다.” 와 같은 문항을 포함한다. 마지막으로 정서 표현은 생각과 감정을 자기 내부와 소통하여 보유하거나 외부 대상에게 직접적으로 표출하는 등 광범위한 수준에서 표현하는 것을 평가하고, 이와 같은 과정에 대한 정신화의 수준도 평가한다. 이는 “내 감정을 그냥 내 마음에만 담아두곤 한다.” “내가 느끼는 감정에 대해 다른 사람과 이야기 하는 것을 별로 좋아하지 않는다.”(역채점), “내가 뭔가 느끼는 것이 있으면 다른 사람들도 알 수 있게 표현을 할 것이다.” “사람들은

내가 감정표현을 잘한다고 한다.”, 혹은 “내가 느끼는 감정이 어떤 것인지 알고 있지만 의도적으로 겉으로 드러내지는 않는다.”와 같은 문항을 포함한다. Greenberg 외(2017)가 개발 당시 내적 일치도는 정서 식별 .93, 정서 처리 .90, 그리고 정서 표현 .88이었다. Chung과 Ahn(2022)의 연구에서 내적 일치도는 K-MAS 전체가 .93, 하위요인은 정서 식별 .94, 정서 처리 .90, 정서 표현 .82였다.

한국판 정서조절 곤란 척도(Korean Version of Difficulties in Emotional Regulation Scale: K-DERS)

Gratz와 Roemer(2004)가 개발하고 조용래(2007)가 번안, 타당화한 한국판 정서조절 곤란 척도는 충동 통제 곤란, 정서에 대한 주의와 자각의 부족, 정서에 대한 비수용성, 정서적 명료성의 부족, 정서 조절전략에 대한 접근 제한, 목표지향행동 수행의 어려움의 총 6개 하위요인을 포함한다. 정서에 대한 주의와 자각의 부족과 정서적 명료성의 부족을 제외한 나머지 하위요인은 정서를 수용하고 충동을 통제하는 등의 정서 처리과정과 부정적 정서 경험에도 불구하고 목표 지향적 행동을 할 수 있는 능력을 평가한다. 총 36문항을 5점 리커트 척도로 평정하며, 점수가 높을수록 정서조절에 어려움이 큰 것을 의미한다. 조용래(2007)의 연구에서 K-DERS의 전체 내적 일치도는 .92였고, 6개 하위 요인들의 내적 일치도는 .76~.89였다.

한국판 성찰기능 질문지 (Korean Reflective Functioning Questionnaire: K-RFQ)

Fonagy 외(2016)가 개발하고 김홍주와 김은영(2018)이 번안, 타당화한 한국판 성찰기능 질

문지는 총 12문항으로 정신상태에 대한 확실성(예: “다른 사람의 마음속을 잘 파악하는 편이다.”)과 불확실성(예: “화가 나면 나중에 후회할 말을 곧잘 한다.”) 요인을 포함한다. 7점 리커트 척도로 평정한 응답을 0, 0, 0, 1, 2, 3 점으로 변환하여 채점한다. 정신상태에 대한 확실성 요인에서 높은 점수는 자신과 타인의 정신상태에 대한 성찰 능력이 높은 것을, 정신상태에 대한 불확실성 요인에서 높은 점수는 성찰능력의 결함이 심한 것을 의미한다. 김홍주와 김은영(2018)의 연구에서 내적 일치도는 정신상태에 대한 확실성이 .90, 정신상태에 대한 불확실성이 .83이었다.

삶의 만족도 척도 (Satisfaction with Life Scale: SWLS)

Diener 외(1985)가 개발하고 김완석과 김영진(1997)이 번안하고 타당화한 삶의 만족도 척도는 총 5문항으로, 7점 리커트 척도로 평정한다. 김완석과 김영진(1997)의 연구에서 내적 일치도는 .86이었다.

성인애착 척도 (Experience in Close Relationships Scale-Revised: ECR-R)

성인애착은 Brennan, Clark와 Shaver(1998)가 개발하고 Fraley 외(2000)가 개정한 Experience in Close Relationships Scale-Revised(ECR-R)의 한국판(김성현, 2004)으로 측정하였다. 불안애착과 회피애착 차원 각 18문항, 총 36문항을 7점 리커트 척도로 평가하고, 점수가 높을수록 불안애착 혹은 회피애착이 높은 것이다. 김성현(2004)의 연구에서 내적 일치도는 불안 애착이 .89, 회피애착이 .85였다.

자료 분석

SPSS와 Mplus 8.0을 사용하여 연구1과 연구2의 자료를 분석했다. 먼저 연구1에서는 341명을 대상으로 K-MAS 총 60문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시했다. 탐색적 요인분석과정에서는 원판 MAS의 타당화 연구(Greenberg et al., 2017)와 동일하게 요인 부하량이 .40 이하로 나온 문항을 제거했다. 제거된 문항을 제외하고 내적 일치도로 신뢰도를 확인했다. 연구2에서는 연구1에 포함되지 않은 나머지 250명의 자료를 바탕으로 1차 확인적 요인분석을 실시해 요인 부하량이 낮은 문항을 제거한 뒤 최종 문항들을 바탕으로 2차 확인적 요인분석, 요인 간 이변량 상관분석, 신뢰도를 분석했다. 또한 K-RFQ 및 K-DERS와의 상관분석을 통해 수렴 타당도를 확인하고, SWLS과 ECR-R 점수와의 상관분석을 통해 준거관련 타당도를 확인했다.

결 과

연구 1

탐색적 요인분석

Kline(2011)의 제안에 따라 K-MAS 문항들에 대한 정규성 분석 결과 모든 문항들의 왜도와 첨도는 -2에서 2 사이에 있어 정규성 가정을 충족하는 것으로 나왔다. 탐색적 요인분석에서 표본의 적절성을 알려주는 KMO 값은 1에 가까울수록 표본의 상관이 요인분석을 적용하기에 적합하다는 것을 의미하며, .90 이상이면 좋은 적합도로 판단한다(Kaiser, 1974). 본 연구

에서 KMO 값은 .92로 적합성이 좋은 것으로 나왔다. Bartlett의 구형성 검정에서도 본 연구의 자료가 요인분석에 적합한 것으로 나왔다($\chi^2=11237.641$, $df=1770$, $p<.0001$). 베리맥스 회전방식을 사용하여 원척도에서 제안한 3개 요인으로 요인 수를 지정한 후 탐색적 요인분석을 실시한 결과 표 1에 제시한 바와 같은 요인구조가 도출되었다.

K-MAS는 원척도 MAS와 동일한 3 요인구조를 보였다. 설명량 역시 원척도와 유사한 수준으로 나와 1요인(정서 식별)의 설명량이 가장 컸고, 2요인(정서 처리), 그리고 3요인(정서표현) 순이었다. 원판 MAS 타당화 연구(Greenberg et al., 2017)와 마찬가지로 한국판(K-MAS)에 대한 탐색적 요인 분석과정에서 요인 부하량이 .40보다 낮게 나온 문항은 제거했다. 제거된 문항은 정서 식별을 평가하는 1요인 54번 문항 “내가 어떤 감정을 느낄 때 왜 이런 방식으로 느끼는지에 대해 생각해 본 적이 거의 없다.”(역채점), 정서처리를 평가하는 2요인 23번 문항 “내가 더 느끼고 싶은 감정은 더 많이 느끼게 할 수 있다.”, 44번 문항 “불편한 감정을 느끼면, 느끼지 않으려고 마음에서 금방 지워버릴 수 있다.”, 정서 표현을 평가하는 3요인 28번 문항 “내가 느끼는 대로 즉시 행동하는 경향이 있다.”였다. 원척도에서 정서 표현에 해당하는 46번 문항 “어떤 감정을 느끼면 그 감정이 붓물처럼 쏟아져 나온다.”은 2요인에 음으로 부하되어 삭제했다.

1요인은 총 26문항으로 20.33%의 설명량을 보였으며, 원척도 요인의 문항들과 대부분 같은 문항들이 포함되었다. 다만 3번 “나는 사람들이 느끼는 복합적인 감정(complex feelings)도 잘 이해할 수 있다.”, 18번 “동시에 여러 가지 감정을 느낄 때 나는 내가 그런 상태라는 것

표 1. 탐색적 요인분석 ($n=341$)

문항	요인 부하량		
	1	2	3
1. 나는 어릴 적 경험이 내가 현재 느끼는 감정에 어떻게 영향을 미치는지에 대해 종종 생각한다.	.566	-.139	.111
3. 나는 사람들이 느끼는 복합적인 감정(complex feelings)도 잘 이해할 수 있다.	.461	.430	-.027
4. 감정적으로 힘든 상황이 되면 예전에 도움이 되었던 방법들을 활용한다.	.524	.304	.052
5. 과거의 관계가 현재 내가 느끼는 감정에 어떻게 영향을 미치는 지가 보인다.	.688	.045	.054
8. 왜 내가 다른 사람들에 비해 특정 감정을 더 자주 느끼는지 그 이유가 알고 싶다.	.508	-.325	.050
13. 내가 느끼는 감정들이 무엇인지 이해해 나가는 것은 현재 진행형이다.	.549	.035	.137
17. 어린 시절 경험을 이해하는 것이 지금 내가 느끼는 감정을 좀 더 큰 맥락에서 볼 수 있게 해준다.	.714	.096	.153
18. 동시에 여러 가지 감정을 느낄 때 나는 내가 그런 상태라는 것을 잘 알아차린다.	.594	.437	-.071
19. 현재 내가 느끼는 감정을 이해하기 위해 과거 경험을 되새겨 본다.	.631	.017	.060
29. 내가 왜 이런 감정을 느끼는지 이유를 알면 나에게 도움이 된다.	.664	.215	.130
30. 나는 내가 느끼는 감정에 반복되는 패턴이 있는 것을 알고 있다.	.611	-.058	-.047
34. 내가 느끼는 감정에 숨어있는 복선들을 이해하려고 노력한다.	.635	.057	.069
35. 나의 솔직한 감정을 인정하는 것은 내게 중요한 일이다.	.659	.221	-.032
36. 내가 느끼는 감정이 어디에서 비롯된 것인지 대개는 알아낼 수 있다.	.586	.446	-.079
38. 현재 나의 감정 상태나 상황을 이해하기 위해 과거를 되돌아보곤 한다.	.797	-.062	.101
39. 내가 느끼는 감정이 무엇인지 이해하기 위해 사람들이 나에게 대해 뭐라고 하는지 들을 용의가 있다.	.543	.172	-.082
43. 내가 느끼는 감정들이 정확히 무엇인지 궁금하다.	.573	-.163	-.002
47. 내가 느끼는 감정이 정확히 무엇인지 알기 위해 노력한다.	.711	.220	-.025
48. 내가 주로 생각하고 느끼는 방식에 영향을 준 어린 시절 경험을 정확히 집어낼 수 있다.	.614	.073	-.117
50. 내 감정을 이해하는데 다른 사람들의 감정적 경험을 생각해 보는 것이 도움이 된다.	.609	.059	-.092
51. 현재 나의 대인관계에 내 과거의 관계가 어떻게 영향을 미치는지 알 수 있다.	.728	.184	.004
52. 가족 관계에서의 역동이 나의 감정에 어떻게 영향을 미쳤는지를 생각해 보는 것이 도움이 된다.	.740	.126	.055
53. 나 자신을 더 잘 이해하는데 도움이 되기 때문에 나에게 대한 타인의 시각에 개방적이다.	.514	.285	-.041
55. 내 행동에 영향을 주었던 삶의 주요 사건들에 대해 이해하는 것은 중요하다.	.725	.118	.132
59. 주변 상황과 맥락을 고려해서 내 감정을 이해할 수 있다.	.584	.471	.097
60. 내가 이런 저런 감정으로 복잡할 때, 나는 내가 그런 상태라는 것을 파악할 수 있다.	.551	.435	.020
2. 나는 다른 사람들에게 내가 느끼는 감정을 정확하게 표현할 수 있다.	.274	.594	-.263

표 1. 탐색적 요인분석 ($n=341$)

(계속)

문항	요인 부하량		
	1	2	3
6. 나는 감정이 복잡할 때도 이성적으로 생각할 수 있다.	.213	.593	.207
7. 나는 내 감정을 적절한 순간이 될 때까지 참았다가 행동화할 수 있다.	.264	.565	.297
9. 나는 내 감정을 잘 다스리려고 노력한다.	.442	.458	.319
11. 나쁜 감정에 휩싸였을 때 어떻게 대처해야 하는지 알고 있다.	.196	.624	.087
12. 내가 왜 이러한 감정을 느끼는지 그 이유를 알고 있을 때가 많다.	.362	.429	-.018
14. 나는 내가 느끼는 감정이 정확히 무엇인지 헷갈릴 때가 많다.*	-.113	.584	-.212
15. 내 감정이 더 정확하도록 조절 할 수(adjust)가 있다.	.278	.603	-.074
16. 내 감정을 잘 다스리는 것이 어렵다.*	-.094	.699	-.007
22. 내가 느끼는 “기본 감정”(공포, 분노, 슬픔, 기쁨, 놀람)이 어떤 감정인지 정확히 명명할 수 있다.	.322	.654	.029
24. 내 감정을 잘 통제할 수 있다.	.137	.678	.118
25. 내 감정을 다른 사람들에게 표현할 때는 말이 앞뒤가 안 맞고 엉켜서 나온다.*	-.054	.617	-.197
26. 나는 좋은 감정을 느낄 때, 어떻게 하면 그 좋은 느낌을 그대로 유지할 수 있는지 알고 있다.	.313	.592	-.088
27. 내가 느끼고 싶지 않은 감정은 느끼지 않도록 통제가 가능하다.	.042	.414	-.150
33. 내 감정이 진정 어떤 것인지 알아차리는데 까지 시간이 걸린다.*	-.172	.520	-.285
40. 사람들에게 내 감정을 표현하려고 하면 잘 알아듣지 못하고 혼란스러워 한다.*	.042	.528	-.032
42. 내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다.	.472	.604	.059
56. 대화 중에는 내가 어떤 감정을 느끼고 있는지 알아차리지 못한다.*	.126	.482	-.123
58. 나는 깊이 생각하지 않고도 내가 느끼는 감정이 뭔지 쉽게 알아차릴 수 있다.	.305	.527	-.150
10. 나의 복잡한 감정에 대해서 이야기 하는 게 어렵다.*	.024	.523	.505
20. 내 감정을 표현하는 게 적절하지 않을 때는 그냥 나만 알고 넘어가는 게 가능하다.*	.304	.279	.506
21. 내 감정을 그냥 마음에만 담고 두곤 한다.*	.107	-.114	.707
31. 사람들은 내가 감정표현을 잘 한다고 한다.	.263	.254	.607
32. 내가 느끼는 감정에 대해 다른 사람과 이야기 하는 것을 별로 좋아하지 않는다.*	-.076	-.208	.666
37. 내가 어떤 감정을 느낄 때 다른 사람들에게 말하고 싶지 않다.*	-.046	-.174	.666
41. 가끔은 내 감정을 내 마음속에만 간직하는 것이 좋다.	.274	-.058	.608
45. 내가 느끼는 감정이 어떤 것인지 잘 알고 있지만 의도적으로 겉으로 드러내지는 않는다.*	.099	.231	.611
49. 내가 뭔가 느끼는 것이 있으면 다른 사람들도 알 수 있게 표현을 할 것이다.	.377	.352	.434
57. 나는 내가 느끼는 감정에 대해 직접적으로 말하기보다 예들러 표현하는 것이 더 편하다.*	.173	-.310	.459

주. *는 역채점 문항

을 잘 알아차린다.”, 59번 “주변 상황과 맥락을 고려해서 내 감정을 이해할 수 있다.” 그리고 60번 “내가 이런저런 감정으로 복잡할 때, 나는 내가 그런 상태라는 것을 파악할 수 있다.”는 원척도에서는 정서 처리에 해당하는 2요인에 속했다.

2요인은 총 19문항으로 15.17%의 설명량을 보였다. 대부분 원척도의 정서처리요인과 동일한 문항들이 포함되었는데, 3개의 문항이 다르게 나왔다. 9번 “나는 내 감정을 잘 다스리려고 노력한다.”는 원척도에서 정서 식별인 1요인이었고, 2번 문항 “나는 다른 사람들에게 내가 느끼는 감정을 정확하게 표현할 수 있다.”는 원척도에서는 정서 표현 처리 요인이었다.

7.47%의 설명량을 보인 3요인은 원척도에서는 총 13문항을 포함하나 본 연구에서 28번 문항 “내가 느끼는 대로 즉시 행동하는 경향이 있다.”가 낮은 부하량으로 삭제되고, 2번 “나는 다른 사람들에게 내가 느끼는 감정을 정확하게 표현할 수 있다.”가 정서 처리 요인으로 묶였다. 10번 문항 “나의 복잡한 감정에 대해서 이야기 하는 게 어렵다.”(역채점)는 원척도에서 정서 표현이었으나, 본 연구에서는 2요인 정서 처리에 조금 더 높게 부하되는 것

으로 나왔다. 다만 본 문항의 경우 2요인(.523)과 3요인(.505)문항의 부하량이 크게 차이 나지 않으며, 문항의 내용이 개념적으로 정서 표현에 해당하므로 3요인으로 유지하였다.

신뢰도 분석

한국판 정신화된 정서성 척도(K-MAS)의 신뢰도 검증을 위해 탐색적 요인분석 결과를 반영한 총 55문항 전체와 각 하위요인의 내적 일치도(Cronbach α)를 확인했다(표 2). 원척도와 한국판의 Cronbach α 계수를 표 2에 제시하였다. K-MAS 전체 문항의 신뢰도는 .93이며, 하위요인별로 정서 식별 .94, 정서 처리 .90, 정서 표현 .80으로 나와 양호한 내적 일치도를 보였다.

연구 2

확인적 요인분석

탐색적 요인분석 결과로 도출된 총 55문항의 3요인 모델에 대해 최대우도법으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 구조방정식 모형의

표 2. 원판 MAS와 K-MAS의 내적 일치도

척도	K-MAS 문항 수	원판 MAS 문항 수	K-MAS Cronbach α	원판 MAS Cronbach α
K-MAS	55	60	.93	-
식별	26	24	.94	.93
처리	19	23	.90	.92
표현	10	13	.80	.88

주. K-MAS $n=341$, 원판 MAS $N=2,840$

적합도는 일반적으로 CFI와 TLI가 .95 이상이면 좋은 적합도(Bentler, 1999)로 보며, RMSEA가 .10이하면 보통 적합도, .08이하면 괜찮은 적합도, .05 이하면 좋은 적합도(close fit)로 평가한다(Browne & Cudeck, 1992; Hu & Bentler, 1999). 그런데 본 연구의 모형과 같은 과대판별 모형에서 좋은 적합도를 가지는 것은 거의 불가능하기에 표본 크기에 영향을 받지 않아 이론모형을 일관되게 평가하는 RMSEA(이해리, 조한익, 2006)를 고려하여 적합도를 판단

(Kaplan, 2009)하는 것이 적절하다. 1차 확인적 요인분석 결과 56번 문항 “대화 중에 내가 어떤 감정을 느끼고 있는지 알아차리지 못한다.”(역채점)은 요인 부하량이 통계적으로 유의하지 않은 수준으로 낮아 삭제했다. 56번 문항을 제외한 총 54문항으로 2차 확인적 요인분석을 실시한 결과 모형의 적합도는 $\chi^2=4292.949(df=1374, p<.0001)$, CFI=.56, TLI=.54, RMSEA=.09로 나왔는데, RMSEA가 .10이하임으로 보통 적합도를 보였다. 각 문항의 요인부

표 3. 확인적 요인분석 (n=250) 결과 및 최종문항

MAS 문항 번호	K-MAS 문항 번호	요인	문항	표준화 계수	S.E.	p
1	1	식별	나는 어릴 적 경험이 내가 현재 느끼는 감정에 어떻게 영향을 미치는지에 대해 종종 생각한다.	.626	.041	.000
3	3	식별	나는 사람들이 느끼는 복합적인 감정(complex feelings)도 잘 이해할 수 있다.	.485	.051	.000
4	4	식별	감정적으로 힘든 상황이 되면 예전에 도움이 되었던 방법들을 활용한다.	.607	.043	.000
5	5	식별	과거의 관계가 현재 내가 느끼는 감정에 어떻게 영향을 미치는 지가 보인다.	.637	.040	.000
8	8	식별	왜 내가 다른 사람들에 비해 특정 감정을 더 자주 느끼는지 그 이유가 알고 싶다.	.509	.049	.000
13	13	식별	내가 느끼는 감정들이 무엇인지 이해해 나가는 것은 현재 진행형이다.	.598	.043	.000
17	17	식별	어린 시절 경험을 이해하는 것이 지금 내가 느끼는 감정을 좀 더 큰 맥락에서 볼 수 있게 해준다.	.677	.037	.000
18	18	식별	동시에 여러 가지 감정을 느낄 때 나는 내가 그런 상태라는 것을 잘 알아차린다.	.519	.049	.000
19	19	식별	현재 내가 느끼는 감정을 이해하기 위해 과거 경험을 되새겨 본다.	.670	.037	.000
29	27	식별	내가 왜 이런 감정을 느끼는지 이유를 알면 나에게 도움이 된다.	.583	.044	.000
30	28	식별	나는 내가 느끼는 감정에 반복되는 패턴이 있는 것을 알고 있다.	.480	.051	.000
34	32	식별	내가 느끼는 감정에 숨어있는 복선들을 이해하려고 노력한다.	.580	.044	.000

표 3. 확인적 요인분석 ($n=250$) 결과 및 최종문항

(계속 1)

MAS 문항 번호	K-MAS 문항 번호	요인	문항	표준화 계수	S.E.	p
35	33	식별	나의 솔직한 감정을 인정하는 것은 내게 중요한 일이다.	.656	.038	.000
36	34	식별	내가 느끼는 감정이 어디에서 비롯된 것인지 대개는 알아낼 수 있다.	.546	.047	.000
38	36	식별	현재 나의 감정 상태나 상황을 이해하기 위해 과거를 되돌아 보곤 한다.	.727	.032	.000
39	37	식별	내가 느끼는 감정이 무엇인지 이해하기 위해 사람들이 나에게 대해 뭐라고 하는지 들을 용의가 있다.	.551	.047	.000
43	41	식별	내가 느끼는 감정들이 정확히 무엇인지 궁금하다.	.531	.048	.000
47	43	식별	내가 느끼는 감정이 정확히 무엇인지 알기 위해 노력한다.	.682	.036	.000
48	44	식별	내가 주로 생각하고 느끼는 방식에 영향을 준 어린 시절 경험을 정확히 집어낼 수 있다.	.405	.055	.000
50	46	식별	내 감정을 이해하는데 다른 사람들의 감정적 경험을 생각해 보는 것이 도움이 된다.	.592	.044	.000
51	47	식별	현재 나의 대인관계에 내 과거의 관계가 어떻게 영향을 미치는지 알 수 있다.	.563	.046	.000
52	48	식별	가족 관계에서의 역동이 나의 감정에 어떻게 영향을 미쳤는지를 생각해 보는 것이 도움이 된다.	.666	.038	.000
53	49	식별	나 자신을 더 잘 이해하는데 도움이 되기 때문에 나에게 대한 타인의 시가에 개방적이다.	.403	.055	.000
55	50	식별	내 행동에 영향을 주었던 삶의 주요 사건들에 대해 이해하는 것은 중요하다.	.603	.043	.000
59	53	식별	주변 상황과 맥락을 고려해서 내 감정을 이해할 수 있다.	.501	.050	.000
60	54	식별	내가 이런 저런 감정으로 복잡할 때, 나는 내가 그런 상태라는 것을 파악할 수 있다.	.470	.052	.000
2	2	처리	나는 다른 사람들에게 내가 느끼는 감정을 정확하게 표현할 수 있다	.602	.044	.000
6	6	처리	나는 감정이 복잡할 때도 이성적으로 생각할 수 있다.	.697	.037	.000
7	7	처리	나는 내 감정을 적절한 순간이 될 때까지 참았다가 행동화할 수 있다.	.684	.038	.000
9	9	처리	나는 내 감정을 잘 다스리려고 노력한다.	.575	.046	.000
11	11	처리	나쁜 감정에 휩싸였을 때 어떻게 대처해야 하는지 알고 있다.	.687	.038	.000
12	12	처리	내가 왜 이러한 감정을 느끼는지 그 이유를 알고 있을 때가 많다.	.520	.050	.000
14	14	처리	나는 내가 느끼는 감정이 정확히 무엇인지 헷갈릴 때가 많다.*	.211	.065	.001

표 3. 확인적 요인분석 (n=250) 결과 및 최종문항

(계속 2)

MAS 문항 번호	K-MAS 문항 번호	요인	문항	표준화 계수	S.E.	p
15	15	처리	내 감정이 더 정확하도록 조절 할 수(adjust)가 있다.	.724	.034	.000
16	16	처리	내 감정을 잘 다스리는 것이 어렵다.*	.381	.059	.000
22	22	처리	내가 느끼는 “기본 감정”(공포, 분노, 슬픔, 기쁨, 놀람)이 어떤 감정인지 정확히 명명할 수 있다.	.569	.047	.000
24	23	처리	내 감정을 잘 통제할 수 있다.	.699	.037	.000
25	34	처리	내 감정을 다른 사람들에게 표현할 때는 말이 앞뒤가 안 맞고 엉켜서 나온다.*	.237	.064	.000
26	25	처리	나는 좋은 감정을 느낄 때, 어떻게 하면 그 좋은 느낌을 그대로 유지할 수 있는지 알고 있다.	.584	.046	.000
27	26	처리	내가 느끼고 싶지 않은 감정은 느끼지 않도록 통제가 가능하다.	.598	.045	.000
33	31	처리	내 감정이 진정 어떤 것인지 알아차리는데 까지 시간이 걸린다.*	.197	.065	.002
40	38	처리	사람들에게 내 감정을 표현하려고 하면 잘 알아듣지 못하고 혼란스러워 한다.*	.193	.065	.003
42	40	처리	내가 느끼는 다양한 감정들이 무엇인지 구분할 수 있다.	.522	.050	.000
58	52	처리	나는 깊이 생각하지 않고도 내가 느끼는 감정이 뭔지 쉽게 알아차릴 수 있다.	.550	.048	.000
10	10	표현	나의 복잡한 감정에 대해서 이야기 하는 게 어렵다.*	.528	.052	.000
20	20	표현	내 감정을 표현하는 게 적절하지 않을 때는 그냥 나만 알고 넘어가는 게 가능하다.*	.470	.056	.000
21	21	표현	내 감정을 그냥 마음에만 담고 두곤 한다.*	.682	.041	.000
31	29	표현	사람들은 내가 감정표현을 잘 한다고 한다.	.320	.063	.000
32	30	표현	내가 느끼는 감정에 대해 다른 사람과 이야기 하는 것을 별로 좋아하지 않는다.*	.653	.043	.000
37	35	표현	내가 어떤 감정을 느낄 때 다른 사람들에게 말하고 싶지 않다.*	.757	.035	.000
41	39	표현	가끔은 내 감정을 내 마음속에만 간직하는 것이 좋다.	.672	.042	.000
45	42	표현	내가 느끼는 감정이 어떤 것인지 잘 알고 있지만 의도적으로 겉으로 드러내지는 않는다.*	.524	.053	.000
49	45	표현	내가 뭔가 느끼는 것이 있으면 다른 사람들도 알 수 있게 표현을 할 것이다.	.283	.065	.000
57	51	표현	나는 내가 느끼는 감정에 대해 직접적으로 말하기보다 예들러 표현하는 것이 더 편하다.*	.536	.052	.000

주. *는 역채점 문항

하량과 K-MAS 최종문항 및 문항번호를 표 3에 제시하였다. 적상관을 보였다.

신뢰도 분석

요인 간 상관분석

표 4에 제시한 바와 같이 한국판 정신화된 정서성 척도(K-MAS)의 3개 하위요인 간 상관분석 결과 K-MAS 전체는 정서 식별($r=.80, p<.0001$), 정서 처리($r=.76, p<.0001$), 정서 표현($r=.27, p<.0001$)과 유의한 정적 상관을 보였다. 정서 식별과 정서 처리($r=.32, p<.0001$), 정서 처리와 정서 표현($r=.17, p<.01$)은 유의한 정적 상관을 보였다. 원척도 MAS에서는 세 개 요인 간 상관 계수가 .22~.24의 유의한 정적 상관을 보인 것과 달리 본 연구에서는 정서 식별과 정서 표현($r=-.15, p<.05$)이 유의한 부

한국판 정신화된 정서성 척도(K-MAS)의 신뢰도 검증을 위해 최종 54문항 전체와 각 하위요인의 내적 일치도(Cronbach α)를 확인했다. 원척도와 한국판의 Cronbach α 계수를 표 5에 제시하였다. K-MAS 전체 문항의 신뢰도는 .90이며, 하위요인별로 정서 식별 .93, 정서 처리 .87, 정서 표현 .81로 나와 양호한 내적 일치도를 보였다.

수렴 타당도

한국판 정신화된 정서성 척도(K-MAS)와 한

표 4 . K-MAS의 요인 간 상관 ($n=341$)

	K-MAS	식별	처리	표현
K-MAS				
식별	.80***			
처리	.76***	.32***		
표현	.27***	-.15*	.17**	

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

표 5. 원판 MAS와 K-MAS의 내적 일치도

척도	K-MAS 문항 수	원판 MAS 문항 수	K-MAS Cronbach α	원판 MAS Cronbach α
K-MAS	54	60	.90	-
식별	26	24	.93	.93
처리	18	23	.87	.92
표현	10	13	.81	.88

주. K-MAS $n=250$, 원판 MAS $N=2,840$

국판 정서조절 곤란 척도(K-DERS), 한국판 성찰 기능 질문지(K-RFQ)와의 상관분석을 실시하였다. 표 6에 제시한 바와 같이 K-MAS 총점은 K-DERS 총점($r=-.41, p<.0001$) 및 K-DERS의 6개 하위요인 점수와 모두 유의한 부적 상관($r=-.16\sim-.64$)을, K-RFQ의 정신 상태에 대한 확실성 하위요인 점수와 유의한 정적 상관($r=.49, p<.0001$)을 유의미한 상관을 보여, K-MAS가 정서조절과 정신화를 측정하는 다른 척도들과 유사한 특성을 측정하는 것으로 나타났다. 하위요인별로 K-MAS의 정서 식별은 K-DERS의 정서에 대한 주의와 자각의 부족 하위요인과 유의한 부적 상관($r=-.60, p<.0001$)을, K-RFQ의 정신상태에 대한 확실성($r=.45, p<.0001$)과 불확실성($r=.43, p<.0001$) 하위요인 모두와 유의한 정적 상관을 가졌다. K-MAS의 정서 처리는 K-DERS 총점($r=-.70, p<.0001$) 및 6개 하위요인과 모두 높은 부적 상관($r=-.39\sim-.63, p<.0001$), K-RFQ의 정신상태에 대한 확실성 요인과는 유의한 정적 상관($r=.40, p<.0001$), K-RFQ의 정신상태에 대한

불확실성 요인과는 유의한 부적상관($r=-.23, p<.0001$)으로 나왔다. K-MAS의 정서 표현은 K-DERS 총점($r=-.26, p<.0001$) 및 정서에 대한 주의와 자각의 부족을 제외한 5개 하위요인($r=-.16\sim-.27, p<.01$), 그리고 K-RFQ의 정신상태에 대한 불확실성 하위 요인과 유의한 부적 상관($r=-.21, p<.01$)을 보였다.

준거 관련 타당도

한국판 정신화된 정서성 척도(K-MAS)와 관련 구성 개념들을 반영하는 정도를 파악하기 위해 성인 애착 척도(ECR-C) 및 삶 만족도 척도(SWLS)와의 상관관계를 분석하였다(표 7). K-MAS 총점($r=.49, p<.0001$)과 정서 식별($r=.32, p<.0001$), 처리($r=.47, p<.0001$), 표현($r=.49, p<.0001$) 하위차원 모두 SWLS와 유의한 정적 상관을 보여, 선행연구들(Greenberg et al., 2017; Rinaldi et al., 2021)과 일치하는 결과를 보였다. ECR-R 총점은 K-MAS 총점($r=-.37, p<.0001$) 및 정서 처리($r=-.56, p<.0001$)와 정서

표 6. K-MAS와 K-DERS, K-RFQ의 상관 (n=250)

	K-MAS	식별	처리	표현
K-DERS	-.41***	-.02	-.70***	-.26***
K-DERS_정서에 대한 주의와 자각 부족	-.64***	-.60***	-.59***	-.11
K-DERS_정서적 명료성 부족	-.46***	.07	-.53***	-.27***
K-DERS_정서조절 전략에 대한 접근 제한	-.28***	.08	-.48***	-.23***
K-DERS_정서에 대한 비수용성	-.16*	.12	-.39***	-.16**
K-DERS_충동 통제 곤란	-.26***	.09	-.63***	-.17**
K-DERS_목표지향행동 수행의 어려움	-.20***	.08	-.46***	-.24***
K-RFQ_정신상태에 대한 확실성	.49***	.45***	.40***	-.05
K-RFQ_정신상태에 대한 불확실성	.13	.43***	-.23***	-.21**

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

표 7. K-MAS와 ECR-R, SWLS의 상관 ($n=250$)

	K-MAS	식별	처리	표현
성인애착	-.37***	.02	-.56***	-.45***
애착 불안	-.15*	.16*	-.43***	-.21**
애착 회피	-.49***	-.14*	-.45***	-.54***
삶 만족도	.49***	.32***	.47***	.20**

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

표현($r = -.45, p < .0001$) 요인과 유의한 부적 상관을 보였다. 애착 불안과 K-MAS 총점($r = -.15, p < .05$) 및 정서 처리($r = -.43, p < .0001$)와 정서 표현($r = -.21, p < .01$) 하위요인 점수는 유의한 부적 상관, 정서 식별은 애착 불안과 유의한 정적 상관($r = .16, p < .05$)을 보였다. 애착 회피와 K-MAS 총점($r = -.49, p < .0001$) 및 K-MAS의 정서 식별($r = -.14, p < .05$), 처리($r = -.45, p < .0001$), 표현($r = -.54, p < .0001$) 하위 요인 점수 간에는 유의한 부적 상관이 나왔다.

종합논의

본 연구에서는 정신화에 근거한 성숙한 정서조절 능력인 정신화된 정서성을 평가하는 한국판 정신화된 정서성 척도(Korean Mentalized Affectivity Scale, K-MAS)의 요인구조, 신뢰도 및 타당도를 검증했다. K-MAS는 정서 식별(Identifying emotions), 정서 처리(processing emotions), 정서 표현(expressing emotions) 하위 척도로 구성되어 있다. 원판 MAS는 과거 대인관계적 맥락에서 형성된 표상체계인 애착의 내적작동모델이 현재의 정서 경험을 해석하고, 자신의 존재 및 경험에 대해 새로운 의미를 부여(Rinaldi et al., 2021) 한다고 가정한다. 즉,

정서조절을 과거부터 미래까지의 자기(self)를 통합적으로 인식하여 조절하는 포괄적 자기조절의 개념으로 접근한다. 또한, 부정적 정서뿐 아니라 긍정적 정서를 인식, 유지, 조절하는 능력을 포함하며 정서 경험을 이해하고 이를 적절한 방식으로 타인과 의사소통할 수 있는 능력까지 포함한다. 그리고 이와 같은 정서조절 과정에 대한 성찰의 정도를 평가한다는 점에서 정서조절을 보다 포괄적이고 정교하게 평가할 수 있다. 기존의 정서조절 평가도구는 대인관계적 맥락에 대한 고려가 적거나 정신화를 측정하지 않으며, 기존의 정신화 평가도구는 정서조절 과정에 초점을 두지 않거나 단축형 선별도구가 있을 뿐이다. 따라서 본 연구에서는 국내 대학(원)을 대상으로 대인관계적 맥락에서 정서조절과 정신화를 통합적으로 평가할 수 있는 자기보고형 평가도구인 한국판 정신화된 정서성 척도의 유용성을 확인하고자 하였다.

본 연구대상 총 591명중 연구1에서는 341명의 자료를 바탕으로 탐색적 요인분석을 실시하고 신뢰도를 분석하였다. 탐색적 요인분석 결과, K-MAS는 원척도 MAS와 동일한 3 요인 구조(정서 식별, 정서 처리, 정서 표현)로 설명량 역시 원척도와 유사한 수준으로 나왔다. 총 26문항으로 구성된 정서 식별의 설명량이

가장 컸고, 19문항을 포함하는 정서 처리, 그리고 가장 적은 문항(10문항)을 가진 3요인 정서표현으로 나왔다.

요인 분석과정에서 정서 처리 요인이었던 4개 문항이 본 연구에서는 정서 식별 요인으로 묶였다. 3번 “나는 사람들이 느끼는 복합적인 감정(complex feelings)도 잘 이해할 수 있다.”, 18번 “동시에 여러 가지 감정을 느낄 때 나는 내가 그런 상태라는 것을 잘 알아차린다.”, 59번 “주변 상황과 맥락을 고려해서 내 감정을 이해할 수 있다.”, 60번 문항 “내가 이런 저런 감정으로 복잡할 때 나는 내가 그런 상태라는 것을 파악할 수 있다.”를 포함한다. 원칙도에서 해당 문항들은 얼마나 잘 하고 있느냐(“I am good at...”) 즉, 즉각적인 인식, 식별을 넘어 의미에 대한 재평가를 잘 하는 정도를 반영하는 문항으로 정서 처리의 유능성을 평가한다. 따라서 정서처리 문항들은 얼마나 잘 처리 하고 있는 가를 묻기 위해 좀 더 명확한 수식어(예: “이성적으로”, “rationally”, “정확히” “accurately”, 혹은 “전체적으로”, “completely”)가 포함되어있다. 하지만 식별요인으로 묶인 해당 4문항은 이와 같은 수식어가 포함되지 않은, 정서를 파악하고, 이해하는 것 자체를 묻는 문항으로 기술되어있다.

한편 본 연구에서 정서 처리 요인으로 나온 9번 문항 “나는 내 감정을 잘 다스리려고 노력한다.”는 원칙도에서는 정서 식별 요인이다. 하지만 해당 문항은 정서 처리 요인으로 묶인 다른 문항들과 비슷하게 정서를 얼마나 “잘” 통제하고 수정하는가를 보는 문항으로 해석된 것 같다. 비슷한 맥락으로 원칙도에서 정서 표현 요인이었던 2번 문항 “나는 다른 사람들에게 내가 느끼는 감정을 정확하게 표현할 수 있다.”도 한국판에서는 정서 처리 요인으로 나

왔다. 본 문항 역시 “정확하게”라는 수식어가 의사소통 측면보다는 다양한 정서 경험을 변별하는 유능감을 평가했을 가능성이 있다.

요인분석에서 “어떤 감정을 느끼면 그 감정이 붓물처럼 쏟아져 나온다.”(역채점)는 원칙도에서는 정서 표현 요인이었으나, 한국판에서는 정서 처리 요인(46번)에 음으로 부하되었다. 원 척도의 본 문항 “If I feel something, it often comes pouring out of me.”도 감정이 강하게 분출되는 것을 기술하나, 역채점 문항이 아니다. 해당 문항은 요인부하량이 낮아 제외했는데 본 연구의 대상자들은 본 문항의 의미를 감정의 수위 조절에 실패한 것으로 해석한 것으로 보여, 개념적으로나 방향성도 원칙도와 다르게 나온 것으로 보였다.

연구 2의 확인적 요인분석을 통해 확정된 총 54문항 3요인 K-MAS의 요인 간 상관분석 결과 K-MAS 총점과 세 개의 하위요인은 각각 정적으로 유의한 상관을 보였다($r=.27\sim.80$). 정서 식별과 정서 처리 그리고 정서 처리와 정서 표현 간($r=.17\sim.32$)에는 유의한 정적 상관이 보였는데 이는 원칙도에서 동일한 하위요인 간 상관($r=.22\sim.24$)과 유사하거나 높다. 그런데 정서 식별과 정서 표현은 원칙도($r=.24$)에서와 달리 한국판에서는 유의한 부적 상관($r=-.15$)을 보였다. 본 도구에서 정서 식별은 지금-여기에서 체험하는 감정의 근원이 가족의 관계 역동을 포함한 과거 경험에서 비롯될 수 있다는 인식, 감정 이면에 숨겨진 복선이 있다는 인식, 복합적인 감정을 느낄 때 변별 하여 명명할 수 있는 능력, 그리고 반복되는 감정의 패턴이 있는지 파악하는 능력을 반영한다. 본 연구 결과 정서 식별 점수가 높을수록 정서 표현 점수가 오히려 낮아졌다. 한국판 K-MAS의 정서 표현에 해당하는 문항은

“사람들은 내가 감정표현을 잘한다고 한다.”, 혹은 “내가 뭔가 느끼는 것이 있으면 다른 사람들도 알 수 있게 표현할 것이다.”, “가끔은 내 감정을 내 마음속에만 간직하는 것이 좋다.”(“Sometimes it is good to keep my emotions to myself.”)(역채점)와 “내가 어떤 감정을 느낄 때 다른 사람들에게 말하고 싶지 않다.”(역채점)를 포함하는데, 10문항 중 7문항이 역채점 문항이다. 구체적으로, 자신의 감정을 타인에게 표현할 의향이 있고, 표현을 잘하며, 역채점 문항의 경우, 직접 말하기보다 에둘러 표현하는 것이 편하지 않을수록, 자기 감정을 자기 마음속에만 간직하는 것이 좋지 않을수록 정서 표현 점수가 높아진다. 즉, 느끼는 감정을 다른 사람에게 이야기하는 것을 좋아할수록, 마음에만 담아두거나 에둘러 표현하지 않고 직접적으로 소통할수록 정서 표현을 잘하는 것으로 해석된다. 그런데 본 연구에 참여한 국내 청년들은 과거의 경험적 맥락에 비추어 현재 느끼는 정서 경험을 인식, 식별하고, 복잡한 감정을 변별하는 능력이 높을수록, 직접적으로 소통하고 싶어 하거나 표현하는 정도는 오히려 낮아졌다.

본 도구가 근간을 두는 정신화된 정서성 이론에서 정서의 식별, 처리, 그리고 표현 과정은 각각 과거 관계적 맥락에서 형성된 자기와 타인, 그리고 관계 관련 사고와 정서를 조절하는 표상체계 혹은 애착의 내적 작동모델의 활성화를 가정한다. 또한 이와 같은 표상체계를 근간으로 발달하는 성찰 능력을 가정한다. 따라서 정서의 식별, 처리와 표현은 유기적으로 연관된 과정으로 본다. 원관 타당화 연구에서는 하위 요인 간 정적 상관을 보여 이와 같은 가정을 지지했다. 즉, 자신의 생각과 정서를 적극적으로 표현하는 것을 적응적이라

여기는 서구의 개인주의적 문화(Kim & Ko, 2007; Markus & Kitayama, 1991; Oyserman, Coon, & Kimmelmeier, 2002; Tsai & Levenson, 1997; 이은경, 서은국, 2009에서 재인용)에서는 MAS의 정서표현 소척도 점수가 높을수록 정서 표현을 잘하는 것이다. 그런데 한국판에서는 정서 식별을 잘 할수록 표현을 적게 하는 것으로 나왔다.

Aival-Naveh와 동료들(2019)은 정신화에 대해서도 문화적 차이를 고려해야 한다고 주장하며, 개인주의적인 서구 사회에서는 정신화가 주로 자기(self) 지향적인 것에 반해, 동양의 집단주의 문화권에서는 타인을 이해하는 것을 목적으로 하는 정신화 능력이 먼저 발달한다고 하였다. 우리나라는 유교적 집단주의를 근간으로 하는 문화로, 체면과 공손함을 중시하고 관계성을 중시하기에 타인에 대한 배려는 중요한 덕목이며 이에 바탕이 되는 것이 자신의 욕구에 대한 억제이다(최해연, 민경환, 2007). 즉, 어린 시절부터 가족의 평화와 조화를 어지럽힐 수 있는 감정을 숨기도록 사회화되는 경향(조공호, 1997)이 있고, 집단주의 문화의 영향으로 감정표현을 자제하는 것이 미덕(Leong, 1992; Uba, 1994; 서영석, 2005에서 재인용)이다. 이러한 문화적 환경 속에서 특히 정서표현 능력은 서구의 개인주의 문화에서와는 다른 의미를 지닐 수 있다. 따라서 후속연구를 통해 정서 식별과 정서 표현 간 부적상관을 보인 본 연구결과를 횡 문화적 관점에서 탐색할 필요가 있다. 한편, 급속도로 서구화된 국내 사회문화적 추세를 감안 할 때 본 연구 대상의 대부분을 차지하는 국내 20대 대학(원)생들이 실제 느끼는 감정을 여과 없이 표현하는 것을 부적절한 것으로 여기는지는 역시 확인할 필요가 있다. 후속연구에서는 다양한

연령대로 표집을 확대해 본 연구결과를 확인하면 좋겠다.

연구 1($n=341$)의 탐색적 요인분석을 통해 부하량이 낮은 5문항을 제외한 K-MAS의 55문항에 대한 신뢰도 검증 결과 K-MAS 전체문항과 하위 척도가 높은 내적 일치도를 보였다. 연구 1과 구별된 표본으로 진행된 연구 2($n=250$)에서 확인적 요인분석을 통해 확정된 최종 54문항에 대한 K-MAS 전체문항과 하위 척도의 신뢰도 또한 양호했다. 따라서 K-MAS가 국내 성인을 대상으로 정신화된 정서조절 능력을 신뢰롭게 평가하는 것으로 보인다.

K-MAS의 수렴 타당도를 확인하기 위해, 정신화에 근거한 성숙한 정서조절 능력을 측정하는 본 도구가 정서조절 능력의 부족을 평가하는 K-DERS, 그리고 성찰능력을 평가하는 K-RFQ와 관련이 있는지를 확인했다. 분석 결과, 먼저 K-MAS 총점이 높을수록 즉, 정신화된 정서성이 높을수록 전반적인 정서조절곤란 수준(K-DERS 총점)이 낮았다. 하위요인간 상관도 대부분 예측한 수준으로 나왔는데 K-MAS의 정서 식별 요인은 K-DERS의 정서에 대한 주의와 자각 부족과 유의한 부적 상관을 보였다. K-DERS의 나머지 하위요인들이 정서를 수용하고 충동을 통제하는 등의 정서 처리에 대한 인지적 어려움과 부정적 정서 경험에도 불구하고 목표 지향적 행동을 할 수 있는 정도 즉, 정서 식별 이후의 처리 과정에 관여하는 역량의 결핍을 측정하기 때문으로 보인다. 실제 K-MAS의 정서 처리요인은 K-DERS 총점 및 6개 하위요인과 모두 유의한 부적 상관을 보였다. 경험한 정서를 내적 혹은 외적으로 의도적으로 의사소통하는 정도를 평가하는 K-MAS의 정서 표현요인도 K-DERS 총점과 정서에 대한 주의와 자각 부족을 제외한 나머

지 5개 하위 요인인 정서적 명료성 부족, 전략접근 제한, 정서에 대한 비수용성, 충동통제 곤란, 목표지향 행동의 어려움과 부적 상관을 보였다.

다음으로, K-MAS 총점 즉, 전반적인 정신화된 정서성은 K-RFQ의 정신상태에 대한 확실성 요인과 유의한 정적 상관을 보였다. 하위요인 수준에서 K-MAS의 정서 처리는 K-RFQ의 정신상태에 대한 확실성과는 유의한 정적 상관, 불확실성과는 유의한 부적 상관을 보였다. K-MAS의 정서 표현은 정신상태에 대한 불확실성과 유의한 부적 상관이 있었다. 그리고 K-MAS의 정서 식별은 K-RFQ의 정신상태에 대한 확실성 및 불확실성과도 유의한 정적 상관을 보였다. 성찰기능 척도(K-RFQ)의 정신상태에 대한 확실성 요인은 타인의 마음상태에 대한 이해와 예측 수준을 평가한다. 반면, 정신상태에 대한 불확실성 요인은 “불안해지면, 다른 사람을 짜증나게끔 행동 하곤 한다.”, “화가 나면 나중에 후회할 말을 곧잘 한다.”와 같이 자신과 타인의 정신상태에 대한 성찰의 결여로 인해 초래되는 것으로 가정하는 부정적 정서 경험을 행동화하는 정도를 평가한다. 즉, 자신의 정서 경험을 성찰하고 이해하는 능력의 결여를 직접적으로 평가하기보다 초래된 부정적 정서의 강도와 빈도를 조절하여 적절하게 표현하는 능력의 결여를 평가한다. 본 연구에서는 K-MAS의 정서 식별 능력이 좋아질수록 자신과 타인의 마음의 상태를 헤아리지 못해 초래된 부정적 정서 경험과 이를 행동으로 표출하는 경향으로 평가한 정신상태에 대한 불확실성도 높아졌다. 관련해서 K-RFQ 타당화 연구(김홍주, 김은영, 2018)에서는 정신상태에 대한 불확실성이 높을수록 불안, 우울이 심해졌다고 보고 했다. 원판 타당화 연구

(Greenberg et al., 2017)에서도 신경증과 기분장애 집단에서 정서 식별이 높게 나왔으나 정서 처리는 낮게 나온 점을 들어 부적 정서가 심할수록 정서에 과잉 집중하지만 이는 유능한 조절능력으로 이어지지 않는다고 했다. 본 수렴타당도 결과는 이들 선행연구와 맥을 같이 한다.

원칙도 개발 및 타당화 연구를 한 Greenberg와 동료들(2017)은 정서 처리를 정서를 바꾸고(modulate), 정교하게 조율하며(refine), 조절하는(regulate) 과정으로 정의했다. 그리고 이와 같은 정서 처리 능력은 자신의 감정에 대해서 생각해 보는 경향성을 반영하기에 정신화를 잘하는 능력과 가장 직접적으로 관련되었다고 주장했다. 본 연구에서도 정서 처리는 K-RFQ의 정신상태에 대한 확실성과는 정적으로, 그리고 불확실성 요인과는 부적으로 유의한 상관을 보였고, 전반적인 정서조절의 어려움을 반영하는 K-DERS 총점과도 부적 상관을 보였으며 상관의 정도도 매우 높았다. K-MAS 역시 정신화된 정서성이론(Greenberg, et al., 2017)에서 가장 핵심적 하위 요인으로 가정한 정서 처리 과정을 신뢰롭고 타당하게 측정하는 것으로 나왔다.

준거 타당도를 확보하기 위해 성인애착(ECR-R), 삶 만족도(SWLS)와 K-MAS와의 관련성을 분석한 결과, 먼저 K-MAS 총점, 정서 식별, 정서 처리와 정서 표현 하위 요인은 ECR-R 총점, 애착 불안과 애착 회피 모두와 유의한 부적 상관을 보였다. 이와 같은 결과는 본 도구가 가정하는 이론적 가정 즉, 정서 식별, 처리, 그리고 표현 과정은 중요한 대인관계적 맥락에서 형성, 유지되는 애착의 내적 작동모델의 핵심인 정서조절관련 표상체계에 근거한다는 정신화된 정서성의 이론적 가정

(Fonagy et al., 2002; Jurist, 2005)을 지지한다. 한편, 하위요인 수준에서 정서 식별은 애착 불안과 정적 상관, 애착 회피와는 부적 상관을 보였다. 이는 애착 불안은 고통에 과도하게 주의를 두면서 강박적으로 집착하고 몰두하는 성향(Mikulincer, 1998; Silva et al., 2012)이 높고, 애착 회피는 특유의 방어적 태도로 내적 경험에 대한 자각 수준이 낮다(Collins et al., 2006)는 애착 이론가들의 주장과 맥을 같이 한다. 본 연구에서도 애착 불안이 높을수록 즉, 자신의 부정적 정서 경험에 과도하게 집중하는 성향이 심할수록 정서 식별 점수가 높아졌고, 정서 경험을 적절하게 처리하고 표현하는 것에는 어려움이 있는 것으로 나왔다. 한편 애착 회피가 높을수록 정서 식별이 낮아져, 자신의 정서 경험을 이해하고 그 원인을 지각하는 것에 어려움이 있고, 정서를 개선하고 강도를 조절할 수 있는 처리 능력, 그리고 자신의 정서 경험을 관계 내에서 표현하는 전반적인 능력도 낮게 나왔다. 이와 같은 결과는 기존의 애착 관련 연구에서 드러나는 애착 회피 특유의 정서조절(Collins et al., 2006)을 반영하는 것으로 보인다. 애착 불안은 정서 처리와, 애착 회피는 정서 표현 하위요인과 각각 (부적)상관이 가장 높은 것으로 나왔다. 본 연구결과는 K-MAS가 성인애착의 유형별 차이를 구체적으로 탐색하는데도 유용한 도구일 수 있음을 시사한다. 한편 본 도구는 내담자가 초기 애착관계에서 형성한 자기조절 능력에 근간이 되는 내적 작동모델이 지금-여기, 대인관계적 맥락에서 경험하는 정서를 인식하고, 평가하는 과정에서 그 의미를 되새기는데 관여한다는 정신화된 정서성 이론의 가정을 타당하고 신뢰롭게 반영하는 것으로 보인다. 따라서 K-MAS는 초기 부모-자녀 관계를 포함

한 대인 관계적 맥락에서의 경험의 영향을 정서의 차원에서 구체적으로 파악하게 해줄 수 있다.

정신화된 정서성 관련 연구자들(Fonagy et al., 2016; Greenberg et al., 2017; Jurist, 2005)은 정신화된 정서성의 향상이 삶의 만족도와 같은 긍정적 요인에 영향을 미친다고 주장했는데 K-MAS와 삶의 만족도(SWLS)와의 상관분석 결과 K-MAS 세 하위요인 모두 SWLS 총점과 정적 상관을 보였다. 원판 타당화 연구에서는 정서 처리와 정서 표현이 높을수록 삶의 만족도가 높았고, 이탈리아판 MAS 타당화 연구 결과는 본 결과와 동일했다. 하위요인 수준에서는 정서 처리가 삶의 만족도와 상관이 가장 높았다. 본 결과는 정신화된 정서성의 저하가 정신병리의 위험요인이며, 정신화된 정서성이 높을수록 주관적 안녕감이 높아지는 것으로 나온 선행연구(Dimitrijević et al., 2017; Fonagy et al., 2016; Greenberg et al., 2017; Jurist, 2005)와 일치한다.

상담 장면에서 내담자의 정서 조절 능력과 이 과정에 동원되는 정신화 능력을 구체적으로 파악하는 것은 의뢰 문제의 원인과 영향력, 증상의 심각도, 그리고 치료적 목표 설정과 예후를 평가하는 데에도 중요하다. 기존의 정서조절 관련 평가 도구들은 정서조절의 인지적 측면, 부정적 정서의 조절, 혹은 정서조절의 결핍을 평가한다는 한계가 있다. 이들 도구들은 대인관계 맥락에서의 정서조절 능력은 평가하지 않으며, 주로 각성된 정서 경험에 대한 즉각적 처리 및 조절 능력(Fonagy et al., 2002)을 평가한다. 정신화를 측정하는 평정 척도 역시 대인관계적 맥락에서의 정신화를 다루지 않거나, 임상집단을 대상으로 개발된 단축형 선별도구가 있어 상담장면에 주로 의뢰

되는 일반 성인에게 유용한 객관적 평가 도구가 없었다. 따라서 본 연구결과는 정서 조절과 정신화 능력이 낮은 내담자의 상담 과정에서 효과검증 도구로서 K-MAS의 활용도를 가늠해 볼 수 있게 한다. 원판 MAS는 정서 조절과 정신화를 통합한 정신화된 정서성을 측정하는 최초의 자기보고형 도구로 신뢰도와 타당도가 확보되었다(Greenberg et al., 2017). 본 연구 결과 한국판(K-MAS) 역시 국내 표본을 대상으로 정신화된 정서성을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 도구인 것으로 보인다. 원판과 유사하게 하위요인 수준에서는 정서 처리가 정신화된 정서성을 가장 잘 반영하는 요인으로 나와 단축형으로 정서 처리문항을 활용하는 가능성도 고려해 볼 수 있겠다.

한편 본 연구의 참여자는 수도권에 거주하는 일반 대학(원)생이다. 원척도 타당화 연구에서는 다양한 연령층의 성인을 대상(Greenberg et al., 2017)으로 MAS 점수의 유의한 차이를 통해 임상 집단과 일반 집단을 변별할 수 있었다. 따라서 후속연구를 통해 다양한 연령층의 성인과 임상 집단으로 표집을 확대해 관련 연구 도구 및 정신병리 선별과 상담 효과검증 도구로서 K-MAS의 유용성을 재확인할 필요가 있다. 본 연구에서는 주요 변인에 대한 유의한 성별의 차이는 없었다. 하지만 본 연구 대상은 여성의 성비가 남성에 비해 약간 높은 편이다. 선행연구(장정주, 김정모, 2008; Nolen-Hoeksema, 2012; Pajulo et al., 2018)에서는 정신화와 정서조절, 특히 정서의 표현과 소통과정에 성별에 따른 차이를 보고하기도 한다. 따라서 후속연구를 통해 심리내적과정에 대한 성찰과 정서의 표현과 소통과정에 성별의 차이가 있는지를 확인하면 좋겠다.

참고문헌

- 강수진, 최영희 (2011). 성인애착이 대인관계능력에 미치는 영향-정서조절양식과 사회불안을 매개변인으로. *인간발달연구*, 18(3), 53-68.
- 김성현 (2004). 친밀 관계 경험 검사 개정판 타당화 연구: 확증적 요인분석과 문항반응 이론을 중심으로. 서울대학교 석사학위논문.
- 김소희 (2004). 스트레스 사건, 인지적 정서 조절 전략과 심리적 안녕감 간의 관계. 가톨릭대학교 석사학위논문.
- 김완석, 김영진 (1997). 주관적 안녕 척도: 공동생활 및 활동과의 연관. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 3(1), 61-81.
- 김태사, 안명희 (2013). 불안정 성인애착이 심리적 역경 후 성장에 미치는 영향. 자기대상과 정신화의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 25(4), 853-871.
- 김홍주, 김은영 (2018). 한국판 청소년 성찰기 능력도 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 30(2), 297-316.
- 박은주 (2013). 성인애착과 대인관계 외상 후 성장의 관계: 정신화 능력의 매개효과. 서강대학교 석사학위논문.
- 서영석 (2005). 내담자의 정서표현에 대한 상담자의 인식: 비교 문화 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(2), 335-351.
- 석애란, 김영근 (2018). 아동기 정서적학대경험이 대인관계문제에 미치는 영향: 정서인식 명확성과 정서조절곤란의 매개효과. *아시아교육연구*, 19(2), 305-329.
- 신나라, 유금란 (2021). 대학생의 상실경험이 우울에 미치는 영향: 정서조절양식의 조절효과. *사회과학연구*, 60(3), 129-147.
- 윤운영 (2019). 대학생의 청소년기 상실경험에 대한 정서표현과 부정적 정서조절 전략이 우울에 미치는 영향: 자존감의 매개효과. *한국콘텐츠학회논문지*, 19(4), 315-325.
- 이은경, 서은국 (2009). 정서억제와 주관적 안녕감: 문화 비교 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 23(1), 131-146.
- 이해리, 조한익 (2005). 한국 청소년 탄력성 척도의 개발. *한국청소년연구*, 16(2), 161-206.
- 장정주, 김정모 (2008). 정서적 지각, 표현, 및 정서표현에 대한 양가성과 대인관계간의 관계에 대한 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 20(3), 697-714.
- 조궁호 (1997). 문화유형과 정서의 차이: 한국인의 정서 이해를 위한 시론. *심리과학*, 6, 1-43.
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *한국심리학회지: 임상*, 26(4), 1015-1038.
- 최해연, 민경환 (2007). 한국판 정서표현에 대한 양가성 척도의 타당화 및 억제 개념들 간의 비교 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 21(4), 71-89.
- Aival-Naveh, E., Rothschild-Yakar, L., & Kurman, J. (2019). Keeping culture in mind: A systematic review and initial conceptualization of mentalizing from a cross-cultural perspective. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 26(4), e12300.
- Axelrod, S. R., Perepletchikova, F., Holtzman, K., & Sinha, R. (2011). Emotion regulation and substance use frequency in women with substance dependence and borderline personality disorder receiving dialectical behavior therapy. *The American journal of drug*

- and alcohol abuse*, 37(1), 37-42.
- Bateman, A. W., & Fonagy, P. (2004). Mentalization-based treatment of BPD. *Journal of personality disorders*, 18(1), 36-51.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological bulletin*, 107(2), 238-246.
- Berking, M., Wirtz, C. M., Svaldi, J., & Hofmann, S. G. (2014). Emotion regulation predicts symptoms of depression over five years. *Behaviour research and therapy*, 57, 13-20.
- Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998). Self-report measurement of adult attachment. In J. A. Simpson & W. S. E. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships* (pp. 46-76). New York : Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258.
- Choi-Kain, L. W., & Gunderson, J. G. (2008). Mentalization: Ontogeny, assessment, and application in the treatment of borderline personality disorder. *American Journal of Psychiatry*, 165(9), 1127-1135.
- Chung, Y. S., & Ahn, C. M. (2022). *Parental psychological control and depression among Korean young adults: the mediating role of vulnerable narcissism and mentalized affectivity*. APA Convention 2022, Poster presentation. Minneapolis, Aug 4.
- Cisler, J. M., & Olatunji, B. O. (2012). Emotion regulation and anxiety disorders. *Current psychiatry reports*, 14(3), 182-187.
- Collins, N. L., Guichard, A. C., Ford, M. B., & Feeney, B. C. (2006). Responding to need in intimate relationships: Normative processes and individual differences. In M. Mikulincer & G. S. Goodman (Eds.), *Dynamics of romantic love: Attachment, caregiving, and sex* (pp. 149 - 189). New York : Guilford Press.
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of personality assessment*, 49(1), 71-75.
- Dimitrijević, A., Hanak, N., Dimitrijević, A., & Marjanović, Z. (2017). The mentalization scale(Ments):A self-report measure for the assessment of mentalizing capacity. *Journal of personality as essment*, 100, 268-280
- Ensink, K., Normandin, L., Plamondon, A., Berthelot, N., & Fonagy, P. (2016). Intergenerational pathways from reflective functioning to infant attachment through parenting. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, 48(1), 9.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1985). If it changes it must be a process: study of emotion and coping during three stages of a college examination. *Journal of personality and social psychology*, 48(1), 150-170.
- Fonagy, P., Gergerly, G., Jurist, E., & Target, M. (2002). *Affect regulation, mentalization, and the development of the self*. New York : Other Books.
- Fonagy, P., & Luyten, P. (2009). A developmental, mentalization-based approach to the understanding and treatment of borderline personality disorder. *Development and*

- psychopathology*, 21(4), 1355-1381.
- Fonagy P., & Luyten P., Moulton-Perkins A., Lee Y-W., Warren F., Howard S. Ghinai R., Fearon P., Lowyck, B. (2016). Development and validation of a self-report measure of mentalizing: the reflective functioning questionnaire. *PLoS One*, 11(7): e0158678.
- Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. (2000). An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of personality and social psychology*, 78(2), 350-365.
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30(8), 1311-1327.
- 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.
- Greenberg, D. M., Kolasi, J., Hegsted, C. P., Berkowitz, Y., & Jurist, E. L. (2017). Mentalized affectivity: A new model and assessment of emotion regulation. *PloS one*, 12(10), e0185264.
- 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.
- Jurist, E. L. (2005). Mentalized affectivity. *Psychoanalytic Psychology*, 22, 426-444.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Kaplan, D. (2009). *Structural Equation Modeling: Foundations and extensions* (2nd ed.). Thousand Oaks.
- Kline, R. B. (2011). Convergence of structural equation modeling and multilevel modeling. In M. Williams (Ed.), *Handbook of methodological innovations* (pp. 562-589). London: Sage
- Matos, M., Pinto Gouveia, J., & Costa, V. (2013). Understanding the importance of attachment in shame traumatic memory relation to depression: The impact of emotion regulation processes. *Clinical psychology & psychotherapy*, 20(2), 149-165.
- Mazloom, M., Yaghubi, H., & Mohammadkhani, S. (2016). Post-traumatic stress symptom, metacognition, emotional schema and emotion regulation: A structural equation model. *Personality and Individual Differences*, 88, 94-98.
- Mikulincer, M. (1998). Attachment working models and the sense of trust: An exploration of interaction goals and affect regulation. *Journal of personality and social psychology*, 74(5), 1209-1224.
- Miller, A. B., McLaughlin, K. A., Busso, D. S., Brueck, S., Peverill, M., & Sheridan, M. A. (2018). Neural correlates of emotion regulation and adolescent suicidal ideation. *Biological psychiatry: cognitive neuroscience and neuroimaging*, 3(2), 125-132.
- Neacsiu, A. D., Fang, C. M., Rodriguez, M., & Rosenthal, M. Z. (2018). Suicidal behavior and problems with emotion regulation. *Suicide and Life Threatening Behavior*, 48(1), 52-74.

- Nolen-Hoeksema, S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: The role of gender. *Annual review of clinical psychology*, 8, 161-187.
- Nook, E. C., Sasse, S. F., Lambert, H. K., McLaughlin, K. A., & Somerville, L. H. (2018). The nonlinear development of emotion differentiation: Granular emotional experience is low in adolescence. *Psychological science*, 29(8), 1346-1357.
- Pajulo, M., Tolvanen, M., Pyykkönen, N., Karlsson, L., Mayes, L., & Karlsson, H. (2018). Exploring parental mentalization in postnatal phase with a self-report questionnaire (PRFQ): Factor structure, gender differences and association with sociodemographic factors. The Finn Brain Birth Cohort Study. *Psychiatry Research*, 262, 431-439.
- 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), e0249272.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: exploring emotional intelligence using the trait meta-mood scale. In J. W. Pennebaker (Ed.), *Emotion, disclosure, & health* (pp. 125-154). Washington, DC :American Psychological Association.
- Schwarzer, N.-H., Nolte, T., Fonagy, P., & Gingelmaier, S. (2021). Mentalizing and emotion regulation: Evidence from a nonclinical sample. *International Forum of Psychoanalysis*, 30(1), 34-45
- Scott, L. N., Kim, Y., Nolf, K. A., Hallquist, M. N., Wright, A. G., Stepp, S. D., ... & Pilkonis, P. A. (2013). Preoccupied attachment and emotional dysregulation: specific aspects of borderline personality disorder or general dimensions of personality pathology?. *Journal of personality disorders*, 27(4), 473.
- Silva, C., Soares, I., & Esteves, F. (2012). Attachment insecurity and strategies for regulation: When emotion triggers attention. *Scandinavian journal of psychology*, 53(1), 9-16.
- Svaldi, J., Griepenstroh, J., Tuschen-Caffier, B., & Ehring, T. (2012). Emotion regulation deficits in eating disorders: a marker of eating pathology or general psychopathology?. *Psychiatry research*, 197(1-2), 103-111.
- Yalçınkaya-Alkar, Ö. (2020). Is self esteem mediating the relationship between cognitive emotion regulation strategies and depression?. *Current Psychology*, 39(1), 220-228.

원 고 접 수 일 : 2022. 08. 16
수정원고접수일 : 2023. 01. 16
계 재 결 정 일 : 2023. 04. 04

A Validation Study of the Korean Version of the Mentalized Affectivity Scale (K-MAS)

Christine Myunghee Ahn

You Sun Chung

Sogang University

This study examined the psychometric properties of the Korean version of the Mentalized Affectivity Scale (MAS), an integrative measure of mentalization and emotion regulation. Data from 591 undergraduate and graduate students recruited online were analyzed using SPSS and Mplus. In Study 1 (n=341), the EFA revealed three factors (identifying, processing, and expressing) as in the original MAS. Internal consistency of total items and sub-factors were similar or better than the MAS. In Study 2 (n=250), the fit indices for the 3-factor model in the CFA were appropriate. Internal consistency of the final 54 items was high. K-MAS had good concurrent and criterion validity with reflective functioning, difficulty with emotion regulation, satisfaction with life, and adult attachment. Cross-cultural implications regarding different factor loadings and subscale level correlations between Identifying and Expressing subscales were discussed. Strengths and limitations of the current findings and suggestions for future study are also discussed.

Key words : mentalized affectivity, mentalization, affect regulation, interpersonal relationship, validity, reliability