

## 한국판 상담자용 정신상태 확신 척도(K-CAMSQ) 타당화 연구

송 지 원

한양대학교 러닝사이언스학과  
박사수료

조 한 익<sup>†</sup>

한양대학교 러닝사이언스학과  
교수

본 연구의 목적은 Müller 등(2023)이 개발한 정신상태 확신 척도(The Certainty About Mental States Questionnaire [CAMSQ])를 한국어로 변환한 후, 상담자 집단을 대상으로 타당성을 검증하고 국내 상담 현장에서의 활용 가능성을 탐색하는 데 있다. CAMSQ는 자신 및 타인의 정신상태에 대한 명확한 인식과 해석 능력을 평가하는 자기 보고식 정신화 측정 도구이다. 국내 상담 및 임상 현장에서 활동 중인 상담자를 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였으며, 총 317명의 자료를 최종 분석에 활용하였다. 자료 분석은 SPSS와 AMOS 프로그램을 사용하여 탐색적 및 확인적 요인분석, 상관 분석, 위계적 회귀분석을 단계적으로 수행하였으며, 이를 통해 척도의 요인 구조와 신뢰도 및 타당도를 검증하였다. 분석 결과, 한국판 CAMSQ는 원척도와 동일하게 ‘자기 확신(Self-Certainty [SC])’과 ‘타인 확신(Other-Certainty [OC])’의 2요인 구조가 가장 적합한 모형으로 확인되었으며, 최종적으로 15문항이 확정되었다. 전체 척도의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .91이었고, 하위 요인별 신뢰도는 자기 확신 .90, 타인 확신 .89로 모두 높은 수준이었다. 또한, 정신화 능력, 경계선 성격 특성 및 성격 기능 수준, 애착 유형, 정신건강 등과의 유의한 상관을 통해 구인 타당도와 준거 타당도가 입증되었다. 나아가 기존 정신화 척도를 넘어선 고유한 설명력을 입증함으로써 충분한 타당도 역시 확보되었다. 일련의 검증을 통해, 한국판 CAMSQ가 정신화 이론에 근거하여 정신상태 확신을 타당하게 측정하는 신뢰도가 높은 도구임이 확인되었다. 이는 국내 정신화 연구와 더불어 상담자 훈련과 상담 개입 연구의 기초 자료로 활용될 수 있음을 시사한다. 마지막으로 본 연구의 의의 및 한계 그리고 후속 연구를 위한 제언을 논의에 제시하였다.

주요어: 정신상태 확신, 정신화, CAMSQ, 상담자 정신화 척도, 척도 타당화

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding author): 조한익, (04763) 서울특별시 성동구 왕십리로 222번지 한양대학교 러닝사이언스학과 교수, Tel: 02-2220-1102, E-mail: 1990434@hanyang.ac.kr



Copyright ©2025, The Korean Health 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.

정신상태(Mental states)는 욕구, 감정, 동기, 신념, 바람 등 개인이 의식적 혹은 무의식적으로 경험하는 주관적 심리 현상을 의미하며, 인간은 이를 토대로 자기 자신과 타인의 행동을 이해한다. 정신화(Mentalization)는 인간 행동 이면의 정신상태를 지속적으로 추론하고 해석하는 정신활동이다(Fonagy et al., 2002). Allen 등(2008)은 정신상태에 주의를 기울이고 정신적 자각을 촉진하는 것, 행동 기저에 있는 정신상태를 이해하고 해석하는 과정으로 정신화를 설명하였다. 정신화는 자신과 타인의 정신상태를 표상화하고 활용할 수 있는 능력(capacity, Fonagy & Target, 1997)일 뿐만 아니라, 겉으로 드러난 것 이면의 심리적 차원에서 행동을 이해하려는 경향성(tendency, Fonagy et al., 2012)과 정신상태에 근거하여 행동을 해석하는 정신적 과정(mental process, Bateman & Fonagy, 2004)을 포괄하는 역동적 개념이다. 이처럼 정신화는 대인관계 맥락에서 자기와 타인의 심리 상태를 이해하는 고차원적인 인지·정서 통합 능력이며, 자기 이해, 정서 조절, 공감, 사회적 적응 등을 설명하는 핵심 기제로 제시된다(Allen et al., 2008; Bateman & Fonagy, 2016; Luyten, Campbell et al., 2020). 특히, 이는 고정된 성향이나 기질이 아니라, 스트레스, 각성상태, 애착 관계 등에 민감하게 영향을 받아 상황에 따라 활성화되거나 저하될 수 있는 역동적 개념이다(Allen et al., 2008; Bateman & Fonagy, 2016, 2019).

정신화 이론에 따르면, 정신화 능력은 정서-인지, 자신-타인, 내부-외부, 자동-조절의 네 가지 차원이 상호 연계되어 역동적으로 작동하는 다차원적이고 복합적인 개념이다. 효과적인 정신화를

발휘하기 위해서는 이 네 가지 차원 간의 균형 유지(equilibrium)가 요구되며, 이들을 일관성 있는 전체로 통합하고 맥락에 따라 적절하게 전환할 수 있어야 한다(Fonagy et al., 2012; Gagliardini et al., 2018). 성공적인 정신화는 정서와 인지의 통합을 통해 자신과 타인의 사고 및 정서와 관련된 다양한 시스템 간의 균형 상태이며, 나아가 자신과 타인의 행동을 내면의 정신적 상태에 근거하여 유연하게 이해하고 해석하는 과정이다. 이는 자기 인식을 토대로 내면세계와 외부 현실의 독립성과 상호 연결성을 이해하고, 서로 다른 관점을 수용하며 성찰하는 것을 의미한다(Allen & Fonagy, 2006; Bateman & Fonagy, 2022, 2024). 복잡한 대인관계에서 정신화는 정서적 상호작용을 조율하고 안정적인 관계를 형성하는 데 중요한 역할을 한다(Bateman & Fonagy, 2016). 반면, 안정적인 균형 상태를 잃고 자기-타인 차원 중 어느 한 극단으로 치우쳐 정신화에 실패하는 경우(Bateman & Fonagy, 2016) 비정신화 상태(non-mentalizing)로 이어진다. 이는 정서 조절 및 사회적 인지에 관여하는 일부 공통된 신경학적 기제(neural mechanisms)에 기반한 상호작용(Lieberman, 2007)으로 인해, 대체로 다른 차원에서도 어려움을 동반하거나 상호 악영향을 미치는 경향이 있다(Bateman & Fonagy, 2016).

정신화는 공감, 마음챙김, 마음 이론(Theory of Mind [ToM])과 유사한 구성개념을 공유하지만, 이들과는 질적으로 구분되는 포괄적·통합적 개념이다. 공감은 타인의 정서적 반응에 초점을 두고, 마음 이론은 일반적으로 타인에 대한 정신화와 관련된 인지적 특징(예: 신념·욕구 추론)에 초점을 맞춘다. 마음챙김은 현재 순간 자신의 내면 상태

에 주의를 기울이는 비판단적 수용 태도를 강조하는데, 특히 신체적·정서적 감각 및 경험과 관련된다. 그러나 정신화는 단순한 정서 반응을 넘어 자신과 타인의 심리 상태가 어떤 맥락과 의미에서 비롯되었는지를 추론하고 해석하는 정서와 인지의 통합 과정으로, 이러한 과정은 암묵적·명시적 정신활동을 통해 이루어지며 그 대상에는 타인뿐 아니라 자기 자신도 포함된다(Allen et al., 2008; Bateman & Fonagy, 2006, 2016; Choi-Kain et al., 2009). 또한, 정신화는 현재뿐 아니라 과거와 미래까지를 포괄하는 시간적·심리적으로 보다 확장된 개념이라는 점에서 구별된다(이수림, 이문희, 2018).

정신화는 선천적인 것이 아니라 발달적으로 형성되는 심리적 능력으로, 특히 초기 주 양육자와의 애착 관계(attachment relationship) 속에서 점진적으로 발달한다(Fonagy et al., 1991, 2002; Gergely & Watson, 1996). 양육자의 민감하고 일관적인 정서적 반응은 아동의 심리 상태를 조율하고 의미화함으로써, 아동이 자기 경험을 내면화하고 반영할 수 있는 기반을 제공한다. 이러한 지지적인 양육 환경 하에서 아동의 정신화 능력은 단계적으로 발달하며, 안정 애착은 높은 스트레스 상황에서도 정신화 능력의 지속성 및 회복 탄력성(resilience)을 유지하는데 밀접하게 관련된다. 아동은 초기에는 발달적으로 미분화되고 미성숙한 단계인 비정신화 상태의 패턴을 보이는데, 여기에는 행동의 물리적 결과만을 근거로 정신적 상태를 이해하는 목적론적 상태(teleological mode), 내면의 생각과 외부 현실이 완전히 동일하다고 착각하는 심리적 동일시 상태(psychic equivalence mode), 그리고 내면 경험과 외부 현

실이 분리되어 경험을 현실과 무관하게 다루는 가장 상태(pretend mode)가 포함된다. 아동은 이러한 단계를 거쳐, 4~6세 무렵에 비로소 기본적인 정신화 능력에 도달하게 된다. 정신화가 정서적 환경과 상호작용을 통해 점진적으로 형성되는 발달적 역량이라는 사실은 중요한 함의를 지닌다. 이는 상담자의 정신화는 체계적 훈련과 임상경험을 통해 지속적으로 개발하고 증진할 수 있는 전문적 역량으로 접근할 수 있음을 의미한다. 실제로 정신화 기반 치료(Mentalization-Based Treatment [MBT])에서는 치료자의 정신화 역량을 상담 효과의 핵심 기제로 간주하며, 이를 체계적으로 강화하기 위한 훈련과 평가의 중요성이 점차 강조되고 있다(Bateman & Fonagy, 2016).

상담자에게는 내담자의 정신상태를 비판단적으로 추론하고 그 맥락을 이해함으로써 치료 관계를 형성하고 유지하는 상호주관적 조율 역량이 요구된다(Bateman & Fonagy, 2016). 상담자의 정신화 역량은 내담자의 복합적인 심리 상태를 이해하고 그 의미를 해석하며, 이를 토대로 상담적 개입을 유연하게 조율하는 핵심 기제가 된다. 정신화 역량이 충분히 발달한 상담자는 내담자의 강렬한 정서에 압도되지 않고, 자신의 내면 상태에 대한 확신을 유지하며 정서를 효율적으로 조절하고 조망함으로써, 내담자의 주관적 경험을 더욱 정교하게 이해하고 반영할 수 있다. 이러한 역량은 치료적 관계의 안정성과 개입 효과를 제고하는 필수적 상담 역량이다. 반면, 정신화 역량이 미흡할 경우, 상담자는 내담자의 정서나 행동을 맥락적으로 이해하지 못하고 정신화 실패 또는 비정신화 상태로 빠지기 쉽다. 이에 따라 내담자의 내면세계를 적절히 반영하고 해석하지 못해

상담의 일관성과 질적 수준을 저해할 수 있다. 이러한 맥락에서 정신화는 상담자의 임상적 유능성과 전문성, 윤리적 개입을 뒷받침하는 이론적 토대이자 중요한 구성요소로 작용한다(Bateman & Fonagy, 2016; Luyten, Fonagy et al., 2020). 따라서 상담자의 정신화 능력에 대한 체계적인 평가와 실제 상담 장면에서의 관련성 탐색은 상담의 질적 향상과 전문성 제고를 위한 핵심적인 과정으로 의미 있게 논의될 필요가 있다.

한편, 상담자의 정신화 역량은 항상 안정적으로 유지되는 고정된 특성이 아니라, 관계 맥락적이고 가변적인 특성을 보인다(Luyten, Fonagy et al., 2020). 이 역량은 정서적 압박, 높은 각성(arousal) 수준 및 스트레스와 같은 다양한 내·외적 요인에 의해 일시적으로 불균형을 경험하거나 기능이 급격히 저하될 수 있다(Ensink et al., 2015). 특히 상담자의 불안정한 애착 유형과 자기 확신의 부족은 스트레스 상황에서 탈정신화(de-mentalization)를 유발하여 정신화 실패를 경험하게 하는 주요 취약 요인으로 작용한다(Bateman & Fonagy, 2016; Fonagy & Luyten, 2009; Luyten, Fonagy et al., 2020). Fonagy와 Luyten(2009)은 정신화 실패 양상을 정신화 과잉(hypermatalizing)과 정신화 결핍(hypomentalizing)이라는 두 가지 유형으로 설명하였다. 이후 두 양상 모두가 정신적 문제 및 성격 병리의 주요 위험 요인으로 제시하였다(Fonagy & Luyten, 2016). 정신화 과잉은 상대방의 내면 상태를 지나치게 해석하거나 근거 없이 확신하는 경향을 말한다. 이는 자신이나 타인 행동 이면에 과도한 의미를 부여하고, 자신의 주관적 해석을 객관적 사실로 오인하는 경직된 확신

과 인식의 고착을 수반한다. 정신화 결핍은 타인의 내면 상태를 충분히 고려하지 못하고 외현적 행동이나 반응만을 근거로 판단하는 특징을 지닌다. 그 결과 타인의 복잡한 심리 상태나 맥락, 감정의 미묘한 차이를 인식하는 데 어려움을 겪게 된다. 이러한 정신화 결핍은 경계선 경향, 우울, 충동성과 같은 정서적 취약성과 밀접하게 관련된다(Fonagy & Luyten, 2016). 결과적으로, 상담자의 정신화 실패 양상은 내담자의 내면세계에 대한 해석의 오류나 공감적 공백을 유발한다. 이는 상담자의 정서적 회피 또는 편향된 개입으로 이어지며, 내담자의 정신화 능력을 촉진하지 못하고 오히려 치료 관계의 안정성을 왜곡시킨다. 이러한 실패는 상담의 효과성을 결정적으로 저해하는 핵심 요인이 된다(Bateman & Fonagy, 2019).

정신화 실패와 관련하여 선행 연구는 정신상태에 대한 적절한 확신의 중요성을 강조한다. 적절한 확신은 자기 이해 및 정서 조절과 밀접하게 관련된 것으로 보고되었으며(Fonagy et al., 2016), 국내 연구(차혜명, 2018)에서도 정신상태 확신은 자기 인식, 감정 인식, 자기표현, 자기 통제와 유의한 정적 상관을 나타냈다. 이러한 결과는 정신상태에 대한 확신이 정서 및 인지적 자기 기능을 반영함을 시사한다. 그러나 적정 수준을 넘어선 과도한 확신이나 극단적인 불확실성은 모두 병리적인 정신화 실패의 양상으로 규정된다. 이러한 양극단의 실패는 경계선 성향, 정서 조절 곤란, 대인관계 문제(Müller et al., 2023; Fonagy et al., 2016)뿐만 아니라, 외상후 스트레스 장애(PTSD), 불안장애 및 우울(Fonagy et al., 2002; Heim et al., 2008; Luyten et al., 2012; Luyten, Campbell et al., 2020), 물질 중독 장애, 반사회적 성격장애,

섭식장애, 자해 행동 등 다양한 임상적 문제와 광범위하게 연관되는 것으로 확인되었다(Bateman & Fonagy, 2012; Bateman et al., 2013; Bouchard et al., 2008; Philips et al., 2012; Taubner et al., 2011).

정신화 실패가 다양한 임상적 문제의 핵심 기제로 확인되면서, 이에 개입하기 위해 정신화 기반 치료(MBT)가 개발되었다. MBT는 Fonagy와 동료들(Bateman & Fonagy, 2006; Fonagy & Bateman, 2006)이 경계성 성격장애(Borderline Personality Disorder [BPD]) 환자의 치료 과정에서 이론적 토대와 임상적 적용을 정립하며 시작되었다. 이후 MBT는 임상적 유효성이 꾸준히 입증됨에 따라 반사회성 성격장애, 섭식장애, 자해, 약물 중독, 스트레스, 대인관계 문제 등 다양한 심리·행동적 어려움에 적용되며 그 범위가 확장되고 있다(Bateman & Fonagy, 2013; Fonagy et al., 2016; Philips et al., 2018). 나아가 정신화는 모든 심리치료의 공통 효과 요인으로 평가되며(Allen et al., 2008), 부정적 사고나 정서적 압도, 자기 손상 행동 등을 조절하는 데 중요한 역할을 한다는 점에서 임상적 주목을 받고 있다(이정하 외, 2022). 최근에는 이러한 중요성에 힘입어 상담자 훈련 및 슈퍼비전 영역으로도 MBT의 적용이 확대되고 있다(Luyten, Fonagy et al., 2020). 상담자가 정신화 능력을 훈련할 때, 치료의 효과성과 신뢰 관계의 안정성이 함께 향상되는 것으로 밝혀졌다(Fonagy et al., 2016). 이는 내담자의 정서 및 주관적 경험에 대한 상담자의 조율 능력이 정신화 역량과 긴밀하게 연결됨을 시사한다. 특히 전이 반응, 분노, 이상화화 같은 내담자의 강렬한 정서에 적절히 대처하는 데 있어 상담자의 정신화

기반 심리 역량이 필수적임을 시사하는 결과이다. 따라서 상담자의 정신화 역량을 점검하고 실패 양상을 탐색할 수 있는 실증적 연구의 필요성이 제기된다(Ensink et al., 2015; Rizq & Target, 2010; Taubner et al., 2013). 이를 바탕으로 상담자의 정신화 역량을 체계적으로 측정하고, 그 결과를 훈련과 개입에 반영할 수 있는 타당한 평가 도구의 개발과 검증이 중요한 실천 과제로 대두되고 있다.

현재까지 개발된 정신화 측정 도구들은 정신화의 성공 및 실패 양상이나 다차원적 구조를 반영하여 개발되었다. 국외 주요 자기 보고식 도구로는 Fonagy 등(2016)의 성찰 기능 척도(Reflective Functioning Questionnaire [RFQ]), Hausberg 등(2012)의 정신화 질문지(Mentalization Questionnaire [MZQ]), Dimitrijević 등(2017)의 정신화 척도(the Mentalization Scale [MentS]), Luyten 등(2017)의 부모 성찰 기능 척도(Parental Reflective Functioning Questionnaire [PRFQ]), Gagliardini 등(2018)의 정신화 불균형 척도(Mentalization Imbalances Scale [MIS])가 있다. RFQ는 평정형 척도의 단점을 보완한 도구로, 정신상태에 대한 확실성(Certainty about Mental States)과 불확실성(Uncertainty about Mental States)의 두 가지 하위 요인으로 구성된다. MZQ는 임상 집단을 대상으로 정신화 실패의 주요 양상(자기성찰 거부, 정서 인식/조절 실패, 심적 동등성 상태)을 반영하여 정신화 능력을 측정한다. MentS는 일반 성인과 BPD 환자 집단을 대상으로 자신/타인에 대한 정신화, 정신화 동기의 세 가지 하위 요인으로 구성된다. PRFQ는 0~5세 자녀를 둔 부모의 정신화 능력을 평가하며, 정신상

태 불투명성 인식, 관심과 호기심, 비정신화 상태를 반영한 세 가지 하위 요인으로 핵심 특성을 측정한다. MIS는 정신화의 불균형 양상을 반영하는 여섯 가지 하위 요인(자기, 타인, 인지적, 정서적, 외부적, 자동적 불균형)으로 구성된다.

국내 연구는 주로 임상 및 일반 성인 집단을 대상으로 정신화 수준을 평가하거나 정신화 기반 프로그램의 효과성을 탐색하는 데 초점을 두고 있다(이수진, 김은석, 2021; 이정하 외, 2022; 조소영, 김진숙, 2024). 국내에서 자체 개발된 정신화 측정 도구로는 황주연(2011)의 자기성찰 척도, 신효미(2016)의 부모 성찰 척도, 박세미와 정남운(2019)의 심리화 척도가 대표적이다. 자기성찰 척도(황주연, 2011)는 자기와 타인의 성찰 능력을 평가하며, 자기 이해/탐색, 타인 이해/탐색의 네 가지 하위 요인으로 구성된다. 부모 성찰 척도(신효미, 2016)는 부모의 성찰 능력을 자녀 이해, 부모 역할 이해, 행동 인식의 세 가지 하위 요인으로 측정한다. 심리화 척도(박세미, 정남운, 2019)는 정신화의 성공 유형(자기 및 타인 성찰)과 비정신화 유형(타인의 마음에 대한 확신, 정서 자각 실패, 경직된 사고)을 네 가지 하위 요인으로 측정한다.

선행 연구를 종합해 볼 때, 실제 상담 현장에 종사하는 상담자의 정신화 역량을 구조화된 틀에서 실증적으로 평가하거나, 정신화 실패의 특성을 분석한 연구는 아직 미흡한 실정이다. 특히 상담자의 정신화 실패는 상담 장면에서 비정신화 개입으로 직결될 수 있으며, 이는 상담의 효과성과 윤리적 개입의 정당성 모두를 위협한다(Bateman & Fonagy, 2016). 따라서 상담자의 정신화 능력을 체계적인 도구를 활용하여 평가하

고, 그 결과를 바탕으로 정신화 실패의 특성을 이해하려는 시도는 상담자의 자기 이해 증진과 전문성 개발을 위해 학문적·실천적으로 시급히 요구된다.

최근 Müller와 동료들(2023)은 개인이 자신과 타인의 정신상태에 대한 확신 수준을 평가하는 자기 보고식 척도인 정신상태 확신 척도(Certainty About Mental States Questionnaire [CAMSQ])를 개발하였다. 이 도구는 ‘자기 확신’과 ‘타인 확신’의 2요인 구조로 구성되며, 정신화의 과잉 또는 결핍 양상을 측정할 수 있도록 구조화되었다. 원척도 개발 및 타당화 연구에서는 독일과 미국 2개국에서 일반 성인 표본을 대상으로 실시되었으며, 문화 간 구조적 타당성이 확인되었다. 이 연구에서는 자기 확신이 타인 확신보다 높거나 비슷할 때, 심리적으로 건강한 정신화 프로파일로 나타났다. 반면, 자기와 타인 확신 간의 불균형이 클수록 성격 병리와 밀접한 관련이 있었으며 특히, 자기 정신상태에 대한 확신이 낮을수록 거의 모든 성격 병리 및 심리적 고통 지표와 연관되었는데 이는 정신화 결핍의 특성과 일치하는 결과였다. 진정한 정신화(Genuine Mentalizing)는 정신상태를 추론할 때 확신 수준이 중간 정도인 상태로(Bateman & Fonagy, 2019; Fonagy et al., 2016), 자신의 정신화 능력 즉, 지각된 정신화 능력에 대한 겸손하고 과신하지 않는 태도로 설명될 수 있다(Müller et al., 2023; Müller & Luyten., 2023).

CAMSQ는 정신화 실패(과잉 및 결핍)의 양상(Fonagy & Luyten, 2009)을 측정 가능하도록 구조화한 점에서 이론적 기여가 크다. 특히 정신상태에 대한 추론 확신이라는 메타인지 수

준의 기능을 평가할 수 있다는 점에서 정신화 개념을 다차원적으로 접근하는 기존 척도들과 구별된다. 그러나 이 척도가 서구 문화권에 기반하여 개발된 만큼, 한국 문화적 특성을 고려한 타당화 과정이 필수적이다(최일우, 최영우, 2002; Hofstede, 2001; Markus & Kitayama, 1991). 이에 본 연구는 CAMSQ를 한국어로 변환한 도구를 활용하여, 상담자 집단을 대상으로 도구의 요인 구조, 신뢰도 및 타당도를 검증하고자 하였다. 특히 상담자는 내담자와의 치료적 관계 맥락에서 내담자의 심리 상태를 이해하고 자신의 내적 경험을 성찰해야 하는 고유한 전문적 책무를 지닌다. 정신화 역량이 애착 관계를 통해 형성되고 발달해 가는 관계적 능력인 점을 고려할 때, 내담자의 심리적 안정감을 증진하고 치료적 애착을 형성해야 하는 상담자의 정신화 역량은 더욱 특별한 의미를 지닌다. 따라서 본 연구는 상담자의 전문적 역할 수행의 기초가 되는 정신화 역량을 실질적으로 평가하고, 현장 적합성과 실용성을 높이고자 그 범위를 실제 상담 및 임상 현장으로 확장하였다.

아울러 본 연구는 정신상태 확인과 정신화 실패 및 주요 심리적 특성 간의 관련성을 검토함으로써, 한국판 CAMSQ의 임상적 활용 가능성을 평가하고 상담자의 자기 이해와 전문성 향상에 기여할 수 있는 타당한 측정 도구임을 입증하고자 한다. 궁극적으로 본 연구는 정신화 기반 평가 및 개입의 문화적 적합성을 확보하고, 한국 상담자의 정신화 능력이 심리적 적응과 상담 장면 내 역동에 미치는 영향을 통합적으로 이해할 수 있는 기초 자료를 제공하는 데 그 목적이 있다. 이에 본 연구는 다음과 같은 연구 문제를 설정하고

연구를 수행하였다.

연구 문제 1. 한국판 상담자용 정신상태 확인 척도(K-CAMSQ)의 요인 구조는 적절한가?

연구 문제 2. 한국판 상담자용 정신상태 확인 척도(K-CAMSQ)의 신뢰도와 타당도는 적절한가?

## 방 법

### 연구 대상

국내 성인(만 19세 이상) 상담자 집단을 대상으로 온라인 설문조사를 수행하였다. 초기 참여자는 상담 관련 학회 및 대학원 네트워크를 통해 모집되었으며, 이후 초기 참여자에게 설문 링크를 동료 및 지인에게 전달하도록 요청하는 눈덩이 표집(snowball sampling) 방식을 사용하여 표집을 확장하였다. 연구 참여자 모집 공고에는 연구 목적, 참여 자격, 소요 시간, 참여 절차 및 보상 등이 명시되었다. 모든 참여자는 익명성 보장 및 연구 참여에 대한 동의 과정을 거쳐 자발적으로 설문에 응했으며, 연구 참여 철회 및 문의를 위한 연구자의 연락처가 함께 제공되어 자율성이 보장되었다. 철회 시 응답은 저장되지 않고 어떠한 불이익 없이 종료되도록 설계되었고, 중복 응답 방지를 위해 온라인 설문 응답은 1인 1회로 제한되었으며, 설문 완료 시 모바일 기프트콘이 개별 보상으로 지급되었다. 연구는 2025년 2월부터 4월까지 진행되었고, 총 317명의 응답을 수집하였다. 수집된 자료 중 기준에 부합하지 않거나 불성실 응답은 확인되지 않아 최종 317명의 자료가 분석에 사용되었다. 타당도 분석을 수행하기 위해 탐색적

표 1. 연구 대상의 인구통계학적 정보

변수	구분	빈도(명)	백분위(%)	변수	구분	빈도(명)	백분위(%)
성별	여성	282	89.0	학력	대졸	19	6.0
	남성	34	10.7		대학원(석사재학)	2	0.6
	기타	1	0.3		대학원(석사수료)	6	1.9
연령	20대	15	4.7		대학원(석사졸업)	209	65.9
	30대	97	30.6		대학원(박사재학)	2	0.6
	40대	123	38.8		대학원(박사수료)	42	13.3
	50대	73	23.0		대학원(박사졸업)	37	11.7
	60대	9	2.9	혼인 상태	미혼	123	38.8
	서울	151	47.7		기혼	186	58.7
거주 지역	경기·인천	126	39.8		이혼	5	1.6
	경상도	22	6.9		사별	3	0.9
	충청도	11	3.5	종교	무교	130	41.1
	전라도	3	0.9		기독교	106	33.4
	강원도	3	0.9		천주교	59	18.6
	세종	1	0.3		불교	21	6.6
월 소득 수준	200만원 이하	63	19.9		영성주의	1	0.3
	200~300만원 이하	128	40.4	자녀 수	0명	168	53.0
	300~500만원 이하	91	28.7		1명	58	18.3
	500~700만원 이하	26	8.2		2명	86	27.1
	700만원 이상	9	2.8		3명 이상	5	1.6

요인분석에서 최소 300명 이상의 응답자가 바람직하다는 선행 연구(Tabachnick & Fidell, 1996; Tinsley & Tinsley, 1987)의 제안에 근거할 때, 본 연구는 적합한 표본 크기 조건을 충족한 것으로 판단된다. 표본은 여성 282명(89.0%), 남성 34명(10.7%), 기타 1명(0.3%)이고, 연령대는 40대 123명(38.8%), 30대 97명(30.6%), 50대 73명(23.0%), 20대 15명(4.7%), 60대 9명(2.9%) 순으로 구성되었다. 참여자의 평균 연령은 만 43.4세( $SD=8.744$ )로 만 26~67세까지 참여하였다. 연구 참여자의 인구통계학적 정보는 표 1에 자세히 제시하였다.

다음으로 연구 참여자의 상담 관련 자격 보유 현황 및 경력 등을 살펴보았다. 보유 자격은 2급(52.7%)과 1급(47.0%)이 대부분을 차지하였으며,

상담심리사 2급(25.9%), 청소년상담사 2급(23.9%), 상담심리사 1급(15.2%)의 자격 보유 비율이 상대적으로 높았다. 상담 경력을 살펴보면, 5년 이상 경력을 가진 참여자가 과반 수 이상(60.6%)을 차지하였고, 10년 이상의 숙련 상담자도 일정 비율(13.2%) 포함되어 있었다. 또한, 400 사례 이상 상담을 진행한 상담 경력자가 136명(42.9%)으로 나타났다. 이러한 결과는 연구 표본이 전문 상담 인력 집단으로 구성되었음을 시사한다(표 2).

### 측정 도구

**정신상태 확신 척도(The Certainty About Mental States Questionnaire [CAMSQ]).**



표 2. 연구 대상의 보유 자격 및 경력 현황

(N=317)

변수	구분	빈도(명)	백분위(%)	변수	구분	빈도(명)	백분위(%)
보유 자격 급수	1급	149	47.0	보유 자격 개수	1개	95	30.0
	2급	167	52.7		2개	105	33.1
	3급	1	0.3		3개	101	31.9
보유 자격 종류 (중복 응답)	상담심리사 1급	102	15.2		4개	14	4.4
	상담심리사 2급	174	25.9		5개	2	0.6
	전문상담사 1급	19	2.8	소속 기관	사설 기관	81	25.6
	전문상담사 2급	10	1.5		대학	57	18.0
	청소년상담사 1급	35	5.2		청소년 기관	37	11.7
	청소년상담사 2급	160	23.9		학교(초/중/고)	35	11.0
	청소년상담사 3급	2	0.3		공공 기관	34	10.7
	임상심리 전문가	2	0.3		상담 기관 운영	22	6.9
	임상심리사 1급	32	4.8		기업	20	6.3
	임상심리사 2급	89	13.3		병원 및 의원	16	5.0
	전문상담교사 1급	13	1.9		복지 기관	5	1.6
	전문상담교사 2급	27	4.0		프리랜서	5	1.6
	기타	6	0.9		군부대	4	1.3
상담 경력	1년 미만	4	0.5		비영리 단체	1	0.3
	1~3년 미만	39	5.2	진행한 상담 사례 수	50~100사례 미만	83	26.2
	3~5년 미만	82	11.0		100~400사례 미만	98	30.9
	5~10년 미만	93	12.4		400~700사례 미만	70	22.1
	10년 이상	99	13.2		700사례 이상	66	20.8

Müller와 동료들(2023)이 개발한 CAMSQ 척도를 원저자의 허가를 받고 본 연구에서 한국판으로 번안한 척도를 사용하였다. 이 척도는 ‘자기 확신(Self-Certainty [SC])’과 ‘타인 확신(Other-Certainty [OC])’의 2개 요인으로 구성된 총 20문항의 정신화 측정 도구이다. 각 문항에 대해 1 (전혀 그렇지 않다)에서 7(항상 그렇다)까지의 7점 Likert 척도로 평정한다. 문항의 구체적인 예로는 ‘나는 내 감정을 이해한다’, ‘나는 내 행동에 대한 이유를 알고 있다’, ‘내 행동으로 내가 무엇을 성취하려 하는지 알고 있다’, ‘나는 다른 사람들이 어떤 일에 어떻게 반응할지 알고 있다’, ‘나는 상대방이 믿을만한 사람인지 알고 있다’ 등이

있다. Müller 등(2023)의 연구에서 보고된 합성 신뢰도 지수(McDonald’s  $\omega$ )는 미국 연구에서는 자기 확신 .89, 타인 확신 .88, 독일 연구에서는 자기 확신 .88, 타인 확신 .87이었다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach’s  $\alpha$ )는 자기 확신 .90, 타인 확신 .89로 나타났고, 전체 척도의 신뢰도는 .91이었다.

**성인 애착 유형 척도(Revised Adult Attachment Scale [RAAS]).** Collins와 Read (1990)가 개발한 성인 애착 척도를 김정민 등(1991)이 번안 및 타당화한 한국어판을 사용하였다. 불안 애착(6문항), 회피 애착(6문항), 안정 애착(6문항)

유형의 3요인으로 구성된 총 18문항의 척도이다. 각 문항에 대해 1(전혀 그렇지 않다)에서 5(매우 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 평정한다. 각 하위 요인의 총점이 높을수록 해당 애착 유형의 특성이 강함을 나타낸다. 문항의 구체적인 예로는 ‘나는 친밀한 관계에서 편안함을 느낀다’, ‘나는 다른 사람에게 버림받는 것이 두렵다’, ‘나는 다른 사람에게 의존하는 것이 불편하다’ 등이 있다. 김정민 등(1991)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 불안 애착 .88, 회피 애착 .79, 안정 애착 .75이었다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 불안 애착 .93, 회피 애착 .84, 안정 애착 .88이었고, 척도의 전체 신뢰도는 .91이었다.

**경계선 성격 특성 척도(Personality Assessment Inventor Borderline Features Subscale [PAI-BOR]).** Morey(1991)가 개발한 성격 평가 척도(Personality Assessment Inventor [PAI])의 11개 임상 척도 중 경계선 성격 특성을 측정하는 PAI-BOR을 홍상황과 김영환(1998)이 한국어로 번안하여 타당화한 버전을 사용하였다. 정서적 불안정성(6문항), 정체감 문제(6문항), 부정적 대인관계(5문항), 자기 손상(6문항)의 4요인을 평가한다. 문항의 구체적인 예로는 ‘매우 친한 사람과 떨어져 지내는 것을 감당하기 어렵다’, ‘내 기분은 매우 갑작스럽게 변한다’, ‘때때로 공허하다는 느낌이 든다’ 등이 있다. 각 문항은 0(전혀 그렇지 않다)에서 3(매우 그렇다)까지의 4점 Likert 척도로 평정되며, 점수가 높을수록 경계선 성격 특성이 강하며, 총점 범위는 0-69점이다. 일반적으로 39점 이상은 임상적으로 유의한 수준

으로 판되며, 36-38점은 경계선 성향이 약간, 39-42점은 상당 수준, 43점 이상은 매우 높은 수준을 의미한다. 홍상황과 김영환(1998)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .84였다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 정서적 불안정성 .74, 정체감 문제 .71, 부정적 대인관계 .51, 자기 손상 .71이었고, 척도의 전체 신뢰도는 .87이었다.

**간이정신건강진단검사 단축형-18(Brief Symptoms Inventory-18 [BSI-18]).** 정신건강을 측정하기 위한 도구로 Derogatis(2001)가 SCL-90-R의 9가지 증상 차원 척도 중 신체화, 우울, 불안의 3가지 하위 척도를 간소화 과정을 거쳐 표준화한 척도인 BSI-18을 박기쁨 등(2012)이 한국판으로 타당화한 도구를 사용하였다. 박기쁨 등(2012)의 연구에서는 우울, 불안, 신체화, 공황 4요인 모형이 제안되기도 했지만, 본 연구는 원척도 모형인 3요인(우울, 불안, 신체화) 구조를 채택하여 사용하였다. 척도는 총 18문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 0(전혀 아니다)에서 4(매우 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 평정된다. 문항의 구체적인 예로는 ‘숨쉬기가 거북하다’, ‘매사에 관심과 흥미가 없다’, ‘공포에 휩싸이는 때가 있다’ 등이 있다. 박기쁨 등(2012)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .89였다. 본 연구의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 신체화 .84, 우울 .86, 불안 .86이었고, 척도의 전체 신뢰도는 .93이었다.

**한국판 정신화 척도(Korean Version of The Mentalization Scale [K-MentS]).** Dimitrijević

등(2017)이 개발한 MentS 척도를 이수립과 이문희(2018)가 한국어로 번안하고 타당화한 K-MentS를 사용하였다. 이 척도는 자신에 대한 정신화(7문항), 타인에 대한 정신화(12문항), 정신화 동기(6문항)의 3요인으로 구성되어 있으며 총 25문항이다. 문항의 구체적인 예로는 ‘나는 내가 느끼는 감정을 쉽게 설명할 수 있다’, ‘나는 다른 사람의 감정을 알아차릴 수 있다’, ‘누군가의 행동을 이해하려면 그 사람의 생각, 소망, 감정을 알아야 한다’ 등이 있다. 각 문항은 1(전혀 그렇지 않다)에서 5(매우 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 평가되며, 점수가 높을수록 정신화 능력이 우수한 것으로 해석된다. 이수립 등(2018)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .88이었다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 자신에 대한 정신화 .82, 타인에 대한 정신화 .83, 정신화 동기 .77이었고, 척도의 전체 신뢰도는 .90이었다.

**한국판 성찰 기능 척도(Korean The Reflective Functioning Questionnaire [KRFG]).** Fonagy 등(2016)이 개발한 성찰 기능 척도(RFG)를 차혜명(2018)이 한국어로 번안하고 타당화한 KRFG를 사용하였다. 이 척도는 정신상태에 대한 확실성과 정신상태에 대한 불확실성의 2개 요인으로 구성되어 있으며 총 12문항이다. 문항의 구체적인 예로는 ‘다른 사람이 어떻게 생각하고 느끼는지 헷갈릴 때가 많다’, ‘종종 격한 감정이 일어나 생각이 흐려진다’, ‘남의 마음을 곧잘 읽는다’ 등이 있다. 각 문항은 1(전혀 그렇지 않다)에서 7(매우 그렇다)까지의 7점 Likert 척도로 평가된다. 높은 점수는 각각 과잉 정신화와 정신화 결핍을 나타내는 것으로 해석된다.

차혜명(2018)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 정신상태에 대한 확실성 .88, 정신상태에 대한 불확실성 .72였다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 정신상태에 대한 확실성 .86, 정신상태에 대한 불확실성 .83로 나타났고, 척도의 전체 신뢰도는 .88이었다.

### 단축형 성격 기능 수준척도(Level of Personality Functioning Scale-Brief Form [LPFS-BF]).

성격 기능의 손상 정도를 측정하기 위하여 Zimmerman 등(2015)이 개발하고 간소화한 단축형 성격 기능 수준 척도(LPFS-BF)를 번안하여 사용하였다. 원척도를 전문번역가 1인과 영어 능통자 1인이 각각 한국어로 번안 후 연구팀(상담심리학 전공 박사수료 이상 4명)에서 평정(7점 척도) 및 수정·보완하는 과정을 거쳤다. 이후 수정안을 이중 언어 능통자에게 의뢰하여 번역-역번역 과정을 거쳐 문화적 차이가 나타나는 문항들을 재수정하였다. 연구팀의 2차 검증을 거친 후 최종 한국어판을 구성하여 본 연구에 사용하였다. LPFS-BF는 DSM-5(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition)의 성격 기능 손상 모델을 기반으로 성격 병리의 정도를 평가하기 위한 도구로, 자기 기능(Self Functioning)과 대인관계 기능(Interpersonal Functioning)의 2요인 구조, 총 12문항으로 구성된다. 자기 기능(6문항)은 자아 정체성(identity)과 자기 지향성(self-direction)을 평가하고, 대인관계 기능(6문항)은 공감 능력(empathy)과 친밀감(intimacy)을 평가한다. 문항의 구체적인 예로는 ‘나는 종종 다른 사람들이 나와 다른 의견을 가질 때 참기 힘들다’, ‘나는

나 자신에게 비현실적인 요구를 자주 한다' 등이 있다. 각 문항은 0(전혀 그렇지 않다)에서 3(매우/항상 그렇다)까지의 4점 Likert 척도로 평정한다. 총점은 0~48점 사이에 위치하며, 높은 점수는 성격 기능의 손상이 심각하다는 것으로 해석된다. Zimmerman 등(2015)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .80이었다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 자기 기능 .87, 대인 관계 기능 .83이었고, 척도의 전체 신뢰도는 .91이었다.

**자존감 척도(Rosenberg self-esteem scale [RSES]).** 자존감 수준을 측정하기 위해 Rosenberg(1965)가 개발하고 이훈진과 원호택(1995)이 번안한 RSES 척도를 사용하였다. 본 연구에서는 성인 집단에서 신뢰도와 타당도가 확인된 배하나 등(2014)의 연구에서 사용한 설문지를 활용하였다. 이 도구는 자존감의 긍정적, 부정적 문항으로 구성된 총 10문항의 척도이다. 문항의 구체적인 예로는 '나는 내 자신에 대하여 대체로 만족한다', '나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다' 등이 있다. 각 문항은 1(전혀 그렇지 않다)에서 5(항상 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 평정하며, 역채점 문항(3, 5, 8, 9, 10번)이 포함된다. 점수가 높을수록 자존감의 정도가 높은 것을 의미한다. 배하나 등(2014)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .90이었다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .90으로 나타났다.

## 연구절차

본 연구의 번안 절차는 다수의 타당화 연구에서 사용되는 타 문화권 척도 번안 방법으로 번역-역 번역의 절차를 밟았다(김은석, 2023; 안명희, 정유선, 2023; 이수림, 이문희, 2018; 이문희, 이수림, 2019). 우선, 연구에 앞서 이메일을 통해 척도 사용에 대한 원저자의 허가를 받았다. 원저자의 동의하에 2개 하위 요인에 대한 20문항 전체를 전문 번역가 2인이 한국어로 각각 번역하였다. 이후 상담심리 전공 박사수료 이상 4인으로 구성된 연구팀이 번역의 적합성을 7점 척도로 평정하여 4점 이하의 문항은 수정·보완하는 과정을 거쳐 초안을 구성하였다. 초안을 7점 척도로 2차 평정(5년 이상 영어권 거주 경험자 2인) 및 수정·보완을 거쳐 2차 안을 완성하였다. 이후 상담심리학 전공자이면서 5년 이상 영어권 거주 경험이 있는 이중 언어 구사자의 역 번역을 거쳤다. 이를 연구팀에서 원척도와 비교하여 문항 간 차이를 최소화하도록 2차 평정 및 수정을 진행하였다. 본 과정을 통해서 문화적으로 부적절하거나 번역상 문화적 차이가 발생한 문항을 조정하여 3차 안을 구성하였다. 이 구성안을 상담심리학 전공 교수의 최종 검토 과정을 거쳐 한국판 CAMSQ를 완성하였다. 한국판 CAMSQ의 최종안을 이메일로 원저자에게 다시 전달하여 최종 한국판에 대한 원칙도 연구팀의 사용 승인을 받은 후 연구에 사용하였다.

## 자료분석

한국판 상담자용 CAMSQ의 타당화 및 신뢰도

검증을 목적으로 하여, 다음과 같은 통계분석 절차를 거쳐 자료를 분석하였다. 모든 분석은 SPSS version 29.0 및 AMOS version 27.0을 사용하여 수행되었다. 첫째, 자료의 정규성 및 이상치를 확인하기 위해 기술통계 분석을 시행하였다. 각 문항에 대한 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 확인하였으며, 왜도는 절댓값 2, 첨도는 절댓값 7을 기준으로 정규성 여부를 판단하였다(Kline, 2011; West et al., 1995). 둘째, K-CAMSQ의 잠재적 요인 구조를 탐색하기 위해 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis [EFA])을 실시하였다. 요인추출 방식은 최대우도추정법(Maximum Likelihood), 회전방식은 직접 오블리민 회전 (Direct Oblimin)을 적용하였다. 요인의 수는 고유값 1 이상 및 스크리 도표(Scree plot)를 통해 결정하였으며, 문항제거 기준은 요인 부하량이 .40 미만이거나 교차 부하량 차이가 .20 미만으로 설정하였다. 셋째, 탐색적 요인분석 결과 도출된 측정 모형의 구조적 적

합성을 검증하기 위해 확인적 요인분석(CFA)을 실시하였다. 모형의 적합도 평가는  $\chi^2$ 통계량, RMR(Root Mean square Residual), RMSEA(Root Mean square Error of Approximation), GFI(Goodness of Fit Index), CFI(Comparative Fit Index), NFI(Normed Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index) 등의 지수를 활용하여 이루어졌으며, 간명 적합도 평가 지수인 PGFI(Parsimony Goodness of Fit Index), PNFI(Parsimony Normed Fit Index), PCFI(Parsimony Comparative Fit Index)도 함께 고려하였다. CFA(Confirmatory Factor Analysis) 결과를 바탕으로 수렴 및 변별 타당도를 검토하였다. 수렴 타당도는 각 문항의 요인 적재치 .50 이상, 평균분산 추출 값(AVE) .50 이상, 구성개념 신뢰도(CR) .70 이상의 기준에 따라 판단하였고(Hair et al., 2010), 변별 타당도는 요인 간 상관 계수, Fornell과 Larcker(1981)의 기준과 HTMT

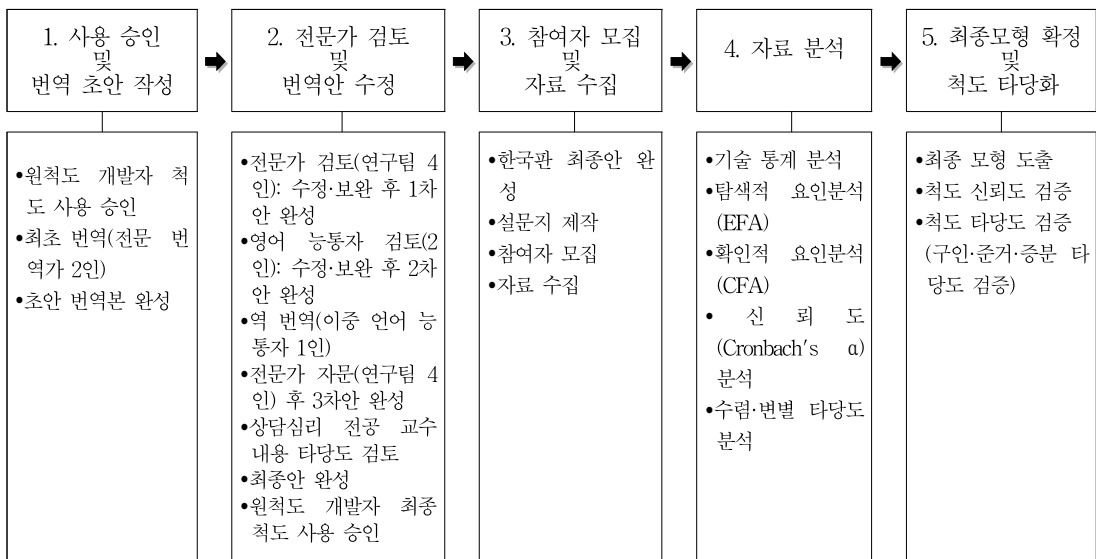


그림 1. K-CAMSQ 타당화 연구 절차

(Heterotrait-Monotrait Ratio)지표를 함께 검토하였다(Henseler et al., 2015). 넷째, 정신화 능력(K-MentS), 성찰 기능(KRFG), 성격 병리(PAI-BOR), 성격 기능 수준(LPFS-BF), 애착 유형(RAAS), 정신건강(BSI-18), 자존감(RSES) 등과의 Pearson 상관분석을 실시하여 K-CAMSQ의 구인 타당도 및 준거 타당도를 확인하였다. 마지막으로 위계적 회귀분석을 실시하여 K-CAMSQ의 증분 타당도를 검토하였다. 이와 같은 다단계 분석 절차를 통해 K-CAMSQ의 요인 구조, 신뢰도 및 타당도를 검증하였다. 본 연구의 절차는 그림 1과 같다.

## 결 과

### 탐색적 요인분석

한국판 CAMSQ의 요인 구조를 확인하고자 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis [EFA])을 실시하였다. 분석에 앞서 수집된 자료의 정규성을 확인하기 위해 각 문항의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 산출하였다. 그 결과, 전체 문항의 평균은 5.29, 표준 편차는 0.96으로 나타났다. 왜도는 -0.73, 첨도는 1.04로 모두 기준치(왜도 절댓값 2, 첨도 절댓값 7)를 초과하지 않아 정규성 가정을 충족하는 것으로 판단하였다(Curran et al., 1996; Kline, 2011).

요인분석의 적합성을 평가하기 위해 KMO (Kaiser-Myers-Olkin)와 Bartlett의 구형성 검정을 실시하였다. KMO 값은 1에 가까울수록 자료들의 상관이 요인분석을 실시하기에 적절하다고 판단하며, .90 이상이면 좋음, .80 이상이면 양호하

다고 본다(Kaiser, 1974). Bartlett의 구형성 검정은 수집된 자료들의 상관행렬이 단위행렬이어야 영가설이 기각되어 요인분석을 위한 자료로서 적합하다고 본다. 결과적으로 KMO 값은 .92로 매우 좋은 적합성을 보였으며, Bartlett의 검정값도 유의하게 나타났다( $\chi^2=2555.58$ ,  $df=105$ ,  $p<.001$ ). 이는 측정 변수들 간 상관관계가 있다는 대립가설이 채택되고, 요인구조가 없다는 영가설이 기각되어, 본 자료가 요인분석에 적합한 데이터임을 시사한다.

K-CAMSQ의 요인 구조를 파악하기 위하여 본 연구에서는 탐색적 요인분석(EFA)을 수행하였으며, 신뢰할 만한 요인 수를 추정하는 기준은 고유값(eigenvalue) 1.0 이상, 스크리 도표(scree plot)를 활용하였다(Kaiser, 1960). 스크리 도표 분석은 작아진 직전까지의 요인 수를 의미 있는 요인의 수로 보고, 그래프의 기울기가 급격히 줄어드는 지점을 기준으로 판단하였다(Hayton et al., 2004). 요인 추출 방법으로는 최대우도추정법(Maximum Likelihood)을 사용하였고, 요인 간 상관관계를 고려하여 회전방식은 직접 오블리민 회전(Direct Oblimin)을 적용하였다. 최대우도추정법은 자료의 정규성을 전제로 하는데, 본 연구에서 수집된 자료는 정규성 조건을 충족하므로 분석 방법으로 적절하다고 판단하였다(Curran et al., 1996).

요인분석에서는 각 측정변수들의 잠재변수에 대해 가지는 회귀계수인 요인 부하량(factor loading)의 값이 높을수록 측정변수가 해당 잠재 요인과의 관계가 강하다는 것을 의미하며, 잠재구조의 설명력이 우수함을 나타낸다. 일반적으로 요인 부하량이 .30 이상일 경우 적절한 문항이라고 볼 수 있고(Crocker & Algina, 1986), 하나의 문

항이 두 요인 이상에 .30을 넘는 요인 부하량을 갖거나 요인 부하량의 차이가 .10을 넘지 않을 때 교차 부하(cross loading)되었다고 볼 수 있다 (Costello & Osborne, 2005). 본 연구에서는 집중 타당도와 변별 타당도 확보를 위해 Hair 등(2010), Tabachnick과 Fidell(2007)이 제안한 주 요인의 요인 부하량이 .40 이상, 요인 간 부하량 차이가 .20 이상이면 교차 부하의 문제가 없다는 기준에 따라 판단하였다(노경섭, 2019; 배병렬, 2017; 최창호, 유연우, 2017).

이상의 기준에 따라 1차 탐색적 요인분석을 실시한 결과 고유값 1.0 이상을 만족시키는 요인은

총 2개로 추출되었다. 이중 요인 부하량이 .40 이하이면서 주 요인과의 부하량 차이가 .20 미만인 문항들이 발견되어 하나씩 순차적으로 제거하면서 재분석을 반복 수행하였다. 이 과정에서 6번 문항(‘나는 모임에서 누군가가 어색해하는 것을 알 수 있다.’), 18번 문항(‘나는 다른 사람이 내 이야기를 지루해하는지 알 수 있다.’), 20번 문항(‘나는 어려운 상황에서 내게 가장 좋은 결정이 무엇인지 알고 있다.’), 13번 문항(‘내가 왜 어떤 주제에 대해 강한 의견을 가지고 있는지 알고 있다.’), 2번 문항(‘나는 다른 사람의 마음이 자신과 평온한 상태인지 알 수 있다.’)이 차례로 제거되었다.

표 3. K-CAMSQ의 탐색적 요인분석 결과

(N=317)

구분	문항	요인 부하량		내적 합치도
		1	2	
자기 확신	5. 내 행동으로 내가 무엇을 성취하려 하는지 알고 있다.	.83	.13	.90
	9. 나는 내 감정을 이해한다.	.78	-.02	
	11. 나는 내 장점(미덕)이 무엇인지 알고 있다.	.74	-.04	
	4. 나는 특정한 것들이 왜 나를 행복하게 하는지 이해한다.	.74	.07	
	16. 나는 내 행동에 대한 이유를 알고 있다.	.73	-.07	
	14. 나는 기분이 나쁠 때, 왜 그런지 그 이유를 알고 있다.	.72	-.05	
	1. 내 마음속 가장 깊은 나의 소망과 욕구를 알고 있다.	.64	-.10	
타인 확신	7. 나는 내가 왜 특정한 것에 관심 있는지 알고 있다.	.56	-.07	.89
	10. 나는 다른 사람들이 생각을 숨기고 있을 때 알아챌 수 있다.	.13	.88	
	8. 나는 다른 사람들이 솔직한 의견을 말하지 않을 때 알아챌 수 있다.	-.07	.87	
	12. 나는 다른 사람들이 단지 분위기를 맞추기 위해 재밌는 척하는 것인지 알 수 있다.	.03	.79	
	17. 다른 사람들이 누군가를 이용하려고 하는 것을 나는 알아볼 수 있다.	-.05	.71	
	3. 나는 다른 사람들이 어떤 일에 어떻게 반응할지 알고 있다.	-.11	.62	
	19. 나는 상대방의 얼굴을 보면, 그가 어떤 기분인지 알 수 있다.	-.12	.61	
	15. 나는 상대방이 믿을만한 사람인지 알고 있다.	-.23	.47	
	고유값(Eigen value)	6.84	2.16	
설명력(Pct of Var)		45.63	14.39	.91 (전체)
누적 설명력(Cum Pct)		45.63	60.01	

주. 각 문항의 최대 요인 부하량은 볼드체로 표시함.

그 결과, 구성개념들의 주 요인 요인 부하량이 모든 문항에서 .40 이상, 요인 간 부하량 차이가 모두 .20 이상으로 나타나서 집중 타당도와 판별 타당도가 확보되었다. 이상과 같이 판단기준을 모두 충족하여 한국판 CAMSQ는 원척도와 동일한 2요인 구조를 가진 총 15문항을 최종 도출하였다.

정신화 능력이 복합적이고 다차원적인 개념임을 고려하여, 2요인 구조 외에도 3요인 및 4요인 대안 모형을 설정하여 모형 적합도를 비교하였다. 그러나 추가 요인으로 분류했을 경우 일부 요인에 문항이 불균형적으로 분포하였으며, 적합도 지표 또한 수용 기준치를 충족하지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 원척도의 이론적 토대를 유지하면서 국내 상담자 집단에서 안정적으로 적용될 수 있는 2요인 모형을 가장 적합한 구조로 최종 채택하였다. 1요인은 원척도의 ‘자기 확신’ 요인으로 8문항이 최종 도출되었으며, 45.63%의 설명력을 나타냈다. 1요인은 원척도의 요인 문항들과 비교하여 13번, 20번 2개 문항이 제거되었다. 2요인은 원척도의 ‘타인 확신’ 요인으로 최종 7문항이 도출되었으며, 14.39%의 설명력을 나타냈다. 원척도 요인의 문항들과 비교하여 2번, 6번, 18번 총 3개 문항이 제거된 구조로 나타났다. 최종적으로 ‘자기 확신’ 요인 8문항, ‘타인 확신’ 요인 7문항이 포함된 총 15문항의 2요인 구조가 도출되었으며, 원척도와 동일한 요인 구조를 확인하였다. 최종 모형의 타당성 검증을 위한 신뢰도 분석 결과, 각 요인의 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 자기 확신

.90, 타인 확신 .89로 나타났고, 척도의 전체 신뢰도는 .91이었다(표 3).

### 확인적 요인분석

탐색적 요인분석(EFA) 결과로 도출된 2요인 구조의 타당성을 살펴보기 위해 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis [CFA])을 실시하였다. 첫째, 모형 전체의 적합도를 확인하기 위해  $\chi^2$  검정을 실시한 결과,  $\chi^2=315.01(df=89, p<.001)$ 로 나타나 모형의 전반적인 적합도가 통계적으로 유의하였다.  $\chi^2/df$  값이 2.98로 확인되어 3 이하이면 비교적 모형 적합도가 양호하다는 기준에 충족하였다(Kline, 2011). 둘째, 절대 적합도 지표인 RMR, RMSEA를 검토한 결과, 각각 .05, .08로 나타나 일반적으로 제시되는 수용 기준( $RMR \leq .05$ ,  $RMSEA \leq .08$ )을 충족하였다(최창호, 유연우, 2017; Hu & Bentler, 1999). 셋째, 모형의 설명력을 나타내는 상대 적합도 지표인 GFI, AGFI, CFI, NFI, TLI를 검토하였다. 그 결과, GFI .89, CFI .93, NFI .90, TLI .92로 확인되어 기준치(.90 이상)에 근접하거나 초과하였다(홍세희, 2000; Hair et al., 2010). 이는 연구모형의 설명력이 적절함을 시사한다. 간명 적합도 지수(Parsimonious Fit Index)는 PGFI .66, PNFI .76, PCFI .79로 모두 기준치(.50 이상)를 충족하여 모형의 간결성과 설명력 역시 확보되었다(Marsh et al., 2004). 이상의 분석 결과는 표 4에 자세히 제시되었다.

표 4. K-CAMSQ의 모형적합도 지수

( $N=317$ )

구분	절대 적합지수					증분 적합지수						
	$\chi^2$	$df$	$\chi^2/df$	$p$	GFI	AGFI	RMSEA	RMR	NFI	IFI	CFI	TLI
연구모형	315.01	89	2.98	.001	.89	.86	.08	.05	.90	.93	.93	.92



## 구인 타당도 검증(수렴 및 변별 타당도)

확인적 요인분석(CFA)결과, K-CAMSQ 각 문항의 표준화 요인 부하량은 .60~.81로 나타나 모든 항목이 기준치인 .50 이상을 충족하였으며, 비표준화 회귀계수 또한 모두 통계적으로 유의하였다( $p<.001$ ). 이는 각 문항이 해당 요인의 구성개념을 적절히 반영하고 있음을 시사하며, 전반적으로 수렴 타당도(Convergent Validity)가 확보되었음을 보여준다.

또한, 요인 1과 요인 2의 평균분산 추출 값(AVE)은 각각 .53와 .54, 구성개념 신뢰도(CR)는 각각 .90과 .89로 확인되어 각각 기준치(AVE $\geq$ .50, CR $\geq$ .70)를 만족하였다(Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2010). 이러한 결과는 K-CAMSQ가 수렴 타당도 기준을 충족함을 나타낸다.

변별 타당도는 Fornell과 Larcker(1981)의 기준과 HTMT(Henseler et al., 2015) 지표를 통해 다각도로 검토하였다. Fornell과 Larcker(1981)의 기준에 따라 요인 간 상관계수와 AVE 제곱근을 비교한 결과, 요인 간 상관계수는 .57로 일반적으로 제시되는 변별 타당도의 수용기준인 .30~.80의 범위 내에 있으며(노경섭, 2019), AVE 제곱근(요인 1: .73, 요인 2: .73)은 요인 간 상관계수(.57) 보다 높아, 두 요인 간의 변별 타당도가 확보된 것으로 판단된다. HTMT 값 또한 .60으로 일반적으로 제시되는 기준치(.85 미만)를 충족하였다. 이와 같은 결과는 K-CAMSQ의 두 요인이 서로 개념적으로 구별됨을 지지하며, 모형의 변별 타당도가 확보된 것으로 판단된다(표 5).

또한, K-CAMSQ는 한국판 정신화 척도(K-MentS)와 성찰 기능 척도(KRFG)와의 상관

표 5. K-CAMSQ의 확인적 요인분석 결과

(N=317)

구분	$\beta$	SE	C.R	AVE	CR	HTMT	$r$
자기 확인	→ 문항 1	0.70***					
	→ 문항 4	0.70***	0.08				
	→ 문항 5	0.74***	0.09				
	→ 문항 7	0.60***	0.08				
	→ 문항 9	0.80***	0.08	.53	.90		
	→ 문항 11	0.77***	0.09				
	→ 문항 14	0.75***	0.08				
	→ 문항 16	0.77***	0.08			.60	.57
타인 확인	→ 문항 3	0.69***					
	→ 문항 8	0.81***	0.09				
	→ 문항 10	0.79***	0.10				
	→ 문항 12	0.77***	0.10	.54	.89		
	→ 문항 15	0.61***	0.09				
	→ 문항 17	0.74***	0.10				
	→ 문항 19	0.69***	0.09				

주.  $\beta$ : 표준화 계수, AVE=평균분산 추출값, CR=구성개념 신뢰도,  $r$ =상관계수.

\*\*\* $p<.001$ .

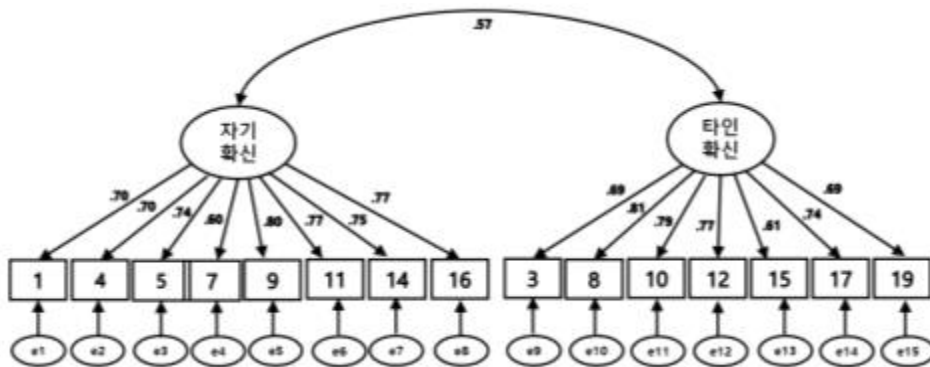


그림 2. K-CAMSQ 연구모형 검증

분석 결과를 통해 수렴 및 변별 타당도가 추가적으로 확인되었다. 구체적으로 수렴 타당도 검증 결과, K-CAMSQ의 ‘자기 확신’ 요인은 K-MentS의 ‘자신에 대한 정신화’ 요인과 높은 정적 상관( $r=.69, p<.001$ )을 보였고, ‘타인 확신’ 요인 역시 K-MentS의 ‘타인에 대한 정신화’ 요인과 유의한 정적 상관( $r=.58, p<.001$ )을 나타냈다. 아울러, KRFG의 ‘정신상태 확실성’ 요인과의 유의한 정적 상관( $r=.65, p<.001$ )이 확인되어, K-CAMSQ가 정신화 이론의 핵심 개념을 타당하게 포착하고 있음을 입증하였다. 한편, K-CAMSQ는 KRFG의 ‘정신상태 불확실성’ 요인과는 유의한 부적 상관( $r=-.49, p<.001$ )을 보였다. 이러한 결과는 본 척도가 정신화 상태와 정신화 실패 상태를 성공적으로 변별하여 측정하고 있음을 의미하며, K-CAMSQ의 변별 타당도를 뒷받침하는 근거로 해석된다.

### 준거 타당도 및 증분 타당도 검증

본 연구에서는 K-CAMSQ의 준거 타당도를 검토하기 위하여, 원척도 개발 연구(Müller et al.,

2023)의 참고 기준(성격 병리, 성격 기능, 정신건강, 자존감)을 따랐으며, 국내 선행 연구에서 지속적으로 보고된 정신화와 애착 간의 밀접한 관련성(이문희, 이수림, 2018; 차혜명, 2018)을 추가로 고려하였다. 이에 따라 성격 병리(PAI-BOR), 성격 기능 수준(LPFS-BF), 애착 유형(RAAS), 정신건강(BSI-18), 자존감(RSES) 척도를 준거 변인으로 설정하고, Pearson 상관분석을 통해 준거 타당도를 검증하였다. 나아가 K-CAMSQ의 독립적인 설명력을 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하여 증분 타당도를 검토하였다.

첫째, K-CAMSQ와 성격적 특성 및 기능과의 연관성을 검토한 결과, 경계선 성격 특성(PAI-BOR) 및 성격 기능 수준(LPFS-BF)과의 유의한 부적 상관을 확인하였다. 구체적으로, K-CAMSQ는 PAI-BOR( $r=-.38, p<.001$ ) 및 LPFS-BF의 하위요인인 자기 기능 손상, 대인관계 기능 손상( $r=-.44\sim-.51, p<.001$ ) 등 성격적 특성 관련 척도와 모두 부적 상관으로 나타났다.

둘째, K-CAMSQ는 애착 유형(RAAS)과도 유의한 상관성을 나타냈다. 불안 애착( $r=-.40, p<.001$ ) 및 회피 애착( $r=-.23, p<.001$ )과는 유의한

부적 상관을, 안정 애착과는 유의한 정적 상관을 보였다( $r=.39, p<.001$ ).

셋째, 임상적 타당도를 검토하기 위해 K-CAMSQ와 정신건강(BSI-18) 및 자존감 척도(RSES)와의 관계를 탐색하였다. 분석 결과, K-CAMSQ는 우울( $r=.32, p<.001$ ), 불안( $r=.28, p<.001$ ), 신체화( $r=.25, p<.001$ )와 유의한 부적 상관을 보였으며, 자존감(RSES)과는 유의한 정적 상관( $r=.54, p<.001$ )을 나타냈다. 구체적으로 ‘자기 확인’ 요인은 정신건강 지표인 신체화, 우울, 불안과 자존감 모두 유의한 관련성을 보인 반면, ‘타인 확인’ 요인은 우울, 불안, 자존감과는 유의한 상관성이 나타났으나, 신체화와는 유의한 상관관계가 확인되지 않았다.

넷째, 한국판 CAMSQ의 증분 타당도를 확인하기 위해 기존 정신화 척도(K-MentS)를 통제 변

수로 설정하고 위계적 회귀분석을 실시하였다. 1단계에서는 K-MentS를 통제 변수로 투입하여 기본적인 설명력을 검증하고, 2단계에서 K-CAMSQ를 독립변수로 추가하여 성격 특성(PAI-BOR), 성격 기능 수준(LPFS), 정신건강 지표(BSI), 자존감(RSES), 애착 유형(RAAS)을 종속변수로 설정하고 증분 설명량( $\Delta R^2$ )을 평가하였다. 분석 결과, K-CAMSQ는 성격 기능 수준, 자존감, 불안 애착 변인에서 기존 척도(K-MentS)를 넘어서는 유의한 독자적인 설명력이 확보되었다. 구체적으로, 자존감의 경우, 모형 1에서 40%의 설명력을 보였고( $R^2=.40, F=104.73, p<.001$ ), 모형 2에서는 약 3%p 증가한 43%의 설명력을 보여 유의하게 향상되었다( $\Delta R^2=.03, \Delta F=13.48, p<.001$ ). 성격 기능 수준의 경우, K-MentS가 전체 분산의 43%를 설명한 모형 1( $R^2=.43, F=237.04, p<.001$ )에

표 6. K-CAMSQ의 증분 타당도 검증을 위한 위계적 회귀분석 결과

(N=317)

종속 변수	투입모형 (독립변수)	B	SE	$\beta$	t	F(p)	$R^2$	adj. $R^2$	$\Delta R^2$
1. 자존감(RSES)	모형 1	0.93	0.06	0.63	14.44	104.73***	.40	.40	
	모형 2	0.72	0.09	0.49	8.42	77.09***	.43	.42	.03
2. 성격기능(LPFS)	모형 1	-3.08	0.20	-0.66	-15.40	237.04***	.43	.43	
	모형 2	-2.65	0.27	-0.57	-9.88	122.98***	.44	.44	.01
3. 경계선 성격특성 (PAIBOR)	모형 1	-1.77	0.18	-0.48	-9.67	93.55	.23	.23	
	모형 2	-1.51	0.25	-0.41	-6.11	48.21	.24	.23	.01
4. 정신건강(BSI)	모형 1	-1.95	0.22	-0.44	-8.79	77.32	.20	.20	
	모형 2	-1.82	0.21	-0.41	-6.06	38.80	.20	.19	.00
5. 애착유형(RAAS)									
5-1. 불안 애착	모형 1	-0.86	0.12	-0.39	-7.51	31.11***	.16	.16	
	모형 2	-0.48	0.15	-0.22	-3.18	26.13***	.20	.19	.04
5-2. 회피 애착	모형 1	-0.72	0.10	-0.40	-7.65	58.54	.16	.15	
	모형 2	-0.82	0.13	-0.45	-6.40	29.89	.16	.16	.00
5-3. 안정 애착	모형 1	0.73	0.07	0.51	10.39	107.96	.26	.25	
	모형 2	0.65	0.10	0.45	6.82	54.93	.26	.25	.00

주. 모형 1=K-MentS만 투입, 모형 2=K-MentS+K-CAMSQ 투입 결과임.

\*\*\* $p<.001$ .

표 7. K-CAMSQ와 주요 연구 변인 간 상관관계

(N=317)

	1	1-1	1-2	2	3	3-1	3-2	4	5	5-1	5-2	6	6-1	6-2	6-3	7	7-1	7-2	7-3	8
1. 한국판 CAMSQ	-																			
1-1. 자기 인식	.86***	-																		
1-2. 타인 인식	.88***	.53***	-																	
2. 정신화(K-MentS)	.67**	.75***	.44***	-																
3. 성찰 기능(KRFG)	.66***	.58***	.56***	.67***	-															
3-1. 정신상태 확실성	.66***	.48***	.65***	.54***	.86***	-														
3-2. 정신상태 불확실성	-.49***	-.52***	-.35***	-.63***	-.89***	-.53***	-													
4. 경계선 성격특성	-.38**	-.43***	-.24***	-.48***	-.55***	-.29***	.65***	-												
5. 성격 기능 수준	-.51***	-.59***	-.31***	-.66***	-.66***	-.43***	.70***	.73***	-											
5-1. 자기기능 손상	-.51***	-.61***	-.30***	-.63***	-.64***	-.42***	.69***	.67***	.93***	-										
5-2. 대인관계기능 손상	-.44***	-.51***	-.27***	-.58***	-.58***	-.39***	.62***	.69***	.94***	.74***	-									
6. 애착 유형	-.44***	-.50***	-.28***	-.55***	-.54***	-.34***	.58***	.65***	.69***	.63***	.66***	-								
6-1. 불안 애착	-.40***	-.41***	-.30***	-.39***	-.50***	-.31***	.54***	.67***	.59***	.55***	.54***	.78***	-							
6-2. 회피 애착	-.23***	-.28***	-.12***	-.40***	-.32***	-.18***	.37***	.39***	.48***	.43***	.46***	.81***	.36***	-						
6-3. 안정 애착	.39***	.48***	.21***	.51***	.41***	.31***	-.41***	-.41***	-.53***	-.47***	-.52***	-.73***	-.30***	-.56***	-					
7. 정신건강	-.32***	-.41***	-.17***	-.44***	-.44***	-.21***	.54***	.64***	.64***	.65***	.54***	.55***	.46***	-.56***	-.40***	-				
7-1. 신체화	-.25***	-.36***	-.09***	-.38***	-.34***	-.14***	.44***	.53***	.50***	.50***	.43***	.41***	.34***	.40***	-.29***	.88***	-			
7-2. 우울	-.32***	-.38***	-.19***	-.42***	-.42***	-.24***	.47***	.59***	.60***	.61***	.51***	.52***	.41***	.31***	-.41***	.88***	.62***	-		
7-3. 불안	-.28***	-.35***	-.15***	-.39***	-.41***	-.17***	.52***	.58***	.60***	.62***	.50***	.52***	.45***	.38***	-.36***	.92***	.75***	.70***	-	
8. 자존감	.54***	.60***	.36***	.63***	.62***	.44***	-.64***	-.67***	-.80***	-.80***	-.71***	-.67***	-.58***	.39***	.54***	-.67***	-.49***	-.67***	-.60***	-
Cronbach's $\alpha$	.91	.90	.89	.90	.88	.86	.83	.87	.91	.87	.83	.91	.93	.84	.88	.93	.84	.86	.86	.90
평균(M)	5.31	5.65	4.92	4.05	4.78	4.64	4.92	1.03	.66	.56	.76	2.42	2.65	2.58	2.02	.83	.63	.96	.90	3.90
표준편차(SD)	0.64	0.66	0.82	0.45	0.89	0.96	1.09	0.42	0.49	0.51	0.54	0.64	1.01	0.83	0.65	0.66	0.68	0.79	0.76	0.66

주. 정신상태 불확실성과 안정애착은 역채점하여 합성점수 산출함.

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

비해, K-CAMSQ를 추가한 모형 2에서의 설명력이 44%로 1.0%P 유의하게 증가하였다 ( $\Delta R^2=.01$ ,  $\Delta F=5.52$ ,  $p<.05$ ). 불안 애착의 경우에도 모형 1에서의 설명력은 16%였으나( $R^2=.16$ ,  $F=31.11$ ,  $p<.001$ ), 모형 2에서는 20%로 유의하게 증가하여 약 4%P의 추가적인 설명력이 확인되었다 ( $\Delta R^2=.04$ ,  $\Delta F=13.66$ ,  $p<.001$ ). 이는 K-CAMSQ가 자존감, 성격 기능 수준, 불안 애착의 주요 예측 변인으로 독립적인 기여를 한다는 것을 입증한다. 한편, 본 연구에서는 경계선 성격 특성, 정신 건강 지표, 회피 및 안정 애착에서는 K-CAMSQ의 추가 설명력이 통계적 수준에서 유의하지 않았다. 모든 회귀 모형에서 공차(TOL)는 .10 이상, 분산 팽창 계수(VIF)는 10 미만으로 나타나 다중 공선성의 문제는 발견되지 않았다. 이상의 검증을 통해 K-CAMSQ가 기존 정신화 척도와는 차별화된 영역, 특히 성격 기능 수준, 자존감, 불안 애착을 설명하는 데 있어 독립적인 예측 변인으로서 증분타당도와 활용 가능성이 확인되었다. 구체적인 결과는 표 6과 표 7에 제시되었다.

## 논 의

본 연구는 정신상태에 대한 확인 수준을 측정하는 CAMSQ를 한국어로 변안하고, 상담자용 K-CAMSQ의 요인 구조, 신뢰도 및 타당도를 체계적으로 검증함으로써, 정신화를 구조화된 방식으로 측정할 수 있는 도구의 타당성과 국내 상담 현장에서의 활용 가능성을 탐색하였다. 이를 위해 국내 상담 및 임상 현장에서 활동 중인 상담자 317명의 자료를 분석에 활용하여, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석, 상관분석과 위계적 회귀분

석을 단계적으로 수행하여 검증하였다. 그 결과를 바탕으로, 도구의 이론적 적합성과 실천적 활용 가능성을 중심으로 주요 연구 결과 및 의의를 다음과 같이 논의하였다.

첫째, 탐색적 및 확인적 요인분석 결과, K-CAMSQ는 ‘자기 확인’과 ‘타인 확인’의 2요인 구조가 가장 적합한 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 독일과 미국 두 문화권에서 개발 및 검증된 원척도(Müller et al., 2023)의 구조와 일치하는 것으로, 한국 상담자 집단에서도 동일한 요인 구조가 안정적으로 재현되었음을 입증한다. 이는 정신상태에 대한 확인이라는 메타 인지적 특성이 문화적 맥락을 초월하여 비교적 안정적으로 측정될 수 있음을 시사한다. 확인적 요인분석 결과, 모형 적합도 지수(CFI, TLI, RMSEA 등)가 모두 수용 판단 기준을 충족하였다. 더 나아가, 각 하위 요인의 요인 부하량, 구성개념 신뢰도(CR), 평균 분산 추출 값(AVE)은 구인 타당도의 수용 기준에 부합하였으며, Fornell과 Larcker(1981) 기준 및 HTMT 지표를 활용한 변별 타당도 역시 확보되었다. 이러한 일련의 결과들은 K-CAMSQ가 구조적 안정성과 개념적 타당성을 갖춘 신뢰할 수 있는 도구임을 확인해 준다.

둘째, K-CAMSQ는 기존 정신화 척도인 한국판 정신화 척도(K-MentS)와 한국판 성찰 기능 척도(KRFG)와의 유의미한 상관관계를 통해 이론적 모델에 부합하는 구인 타당도를 확보하였다. 구체적으로 K-CAMSQ의 하위 요인인 ‘자기 확인’과 ‘타인 확인’은 K-MentS의 ‘자신에 대한 정신화’, ‘타인에 대한 정신화’, ‘정신화 동기’ 모든 요인과 유의한 정적 상관을 보였다. 이는 자기 및 타인에 대한 정신상태 확인 수준이 전반적인 정신화

역량과 밀접하게 연관되어 있음을 시사하며, K-CAMSQ가 정신화라는 상위 개념을 측정하는데 있어 수렴 타당도를 갖추었음을 입증한다. KRFG와의 상관분석에서도 일관된 결과가 도출되었다. K-CAMSQ는 KRFG의 ‘정신상태에 대한 확실성’ 요인과 강한 정적 상관을, ‘정신상태에 대한 불확실성’ 요인과는 강한 부적 상관을 나타냈다. 이 결과는 정신상태에 대한 확신이 성찰 기능과 동일한 정신화 이론의 개념적 기반 위에서 작동함을 보여준다. 특히, KRFG의 ‘정신상태에 대한 불확실성’은 K-CAMSQ의 ‘타인 확신’ 요인보다 ‘자기 확신’ 요인에서 더 강한 부적 상관을 보였다. 이는 낮은 자기 확신은 성찰의 어려움 및 정신화 실패와 강하게 연관된다는 점을 시사한다. 이러한 발견은 원척도 개발 연구(Müller et al., 2023)에서 보고된 ‘자기 정신상태에 대한 낮은 확신과 정신화 실패 간의 관련성’을 본 연구에서도 지지함으로써, K-CAMSQ의 이론적 타당성을 더욱 확고히 한다.

셋째, K-CAMSQ는 이론적으로 연관성이 예상되는 다양한 외적 준거 변인들(경계선 성격장애 특성, 성격 기능 수준, 애착 유형, 정신건강, 자존감)과 모두 유의한 상관관계를 보여줌으로써 준거 타당도를 성공적으로 검증하였다. 이는 K-CAMSQ가 측정하는 정신화 역량이 심리적 적응의 핵심적 요소임을 뒷받침한다. 구체적으로 K-CAMSQ의 ‘자기 확신’ 요인은 경계선 성향, 성격 기능 수준, 불안 및 회피 애착, 정신건강 지표(불안, 우울, 신체화)와 일관되게 유의한 부적 상관을 보였고, 안정 애착 및 자존감과는 유의한 정적 상관을 나타냈다. 이러한 결과는 자기 확신이 낮을수록 정신화 실패로 인한 안정된 정체감 형

성 실패, 자기 손상감, 정서 조절의 어려움, 불안정 애착, 정서적 고통에 더욱 취약함을 보여준다. 반대로 자기 확신 수준이 높을수록 성격적 건강성, 내면의 안정된 정체성, 정서 조절, 안정 애착, 높은 자존감과 같은 적응적 지표와 밀접히 연결됨을 의미한다. ‘타인 확신’ 요인 역시 성격 기능 손상, 불안 애착, 정체감 문제, 부정적 대인관계 지표들과는 부적 상관을, 안정 애착 및 자존감과는 정적 상관을 나타내어 대인관계 맥락에서의 정신화 역량을 반영함을 확인시켜 준다. 다만, ‘타인 확신’ 요인은 우울, 불안, 자존감과 유의한 상관을 보였지만, 신체화 증상과는 유의한 관련성이 확인되지 않았다. 이는 타인 확신이 전반적인 정서적 적응의 내면적 처리와는 밀접히 관련되지만, 정서가 신체 증상으로 전환되는 과정과는 상대적으로 독립적이거나 약한 연관성을 지님을 시사한다.

넷째, 위계적 회귀분석을 통해 K-CAMSQ의 충분 타당도를 검증한 결과, 본 도구는 기존 정신화 척도(K-MentS)를 보완하는 유의한 추가 설명력을 갖는 것으로 확인되었다. 이는 K-MentS만으로는 충분히 설명되지 않는 정신화의 핵심 차원을 K-CAMSQ가 포착하여 측정함으로써, 정신화 관련 임상적 예측력을 향상시킬 수 있는 독립적 기여도를 지님을 시사한다. 구체적으로, K-CAMSQ는 성격 기능 수준, 자존감, 애착 유형 중 불안 애착을 예측하는 데 있어 기존 척도를 능가하는 통계적으로 유의한 추가 설명량을 보여주었다. 이러한 결과는 정신상태 확신이 자기와 타인에 대한 인식과 정서 조절 과정을 통해 성격적 적응 수준, 자기 가치감, 애착 및 대인관계 패턴과 같은 정신화의 핵심 구

성 요소를 민감하게 반영하는 것으로 해석된다. 나아가 이는 K-CAMSQ가 정신화의 자기-타인 확인 차원을 포괄하여 임상적 예측력 및 설명력을 증진시키는 충분 타당도를 확보했음을 시사한다. 반면, 경계선 성격 특성, 전반적 정신 건강, 애착 유형 중 회피, 안정 애착에서는 K-CAMSQ 투입 후 설명력의 변화가 관찰되었으나, 통계적으로 유의한 수준에 도달하지는 못했다. 이는 K-CAMSQ가 포괄적인 수준의 정신화 능력 또는 광범위한 심리적 병리보다 더 구체적이고 정교한 정신화 평가 지표임을 의미한다. 따라서 K-CAMSQ는 개인의 정신화 역량을 세밀하게 평가하고, 기존 정신화 척도만으로는 확인하기 어려웠던 심리적 적응 수준과 임상적 위험 요인을 설명하는 데 유용한 도구로 활용될 수 있다.

종합적으로, 본 연구는 K-CAMSQ가 정신상태에 대한 확인이라는 정신화의 핵심 구성개념을 구조화하여 측정할 수 있는 신뢰할 만하고 타당한 도구임을 확인하였다. 특히 낮은 정신상태 확인이 성격 및 심리·정서적 취약성과 연관된다는 본 연구의 결과는 원칙도 개발 연구(Müller et al., 2023)의 결과와 일치하였고, 낮은 정신화 능력이 개인의 취약성과 연결됨을 보고한 국내 선행 연구(이수림, 이문희, 2018; 차혜명, 2018)와 개념적으로 수렴된다. 이러한 일치된 결과는 K-CAMSQ가 정신화 실패와 관련된 심리·정서적 취약성을 민감하게 반영하는 구조화된 평가 지표로서의 임상적 가치를 뒷받침한다.

본 연구는 K-CAMSQ의 요인 구조와 타당성을 국내 상담자 집단을 대상으로, 최초로 검증했다는

점에서 중요한 학문적 의의를 지닌다. K-CAMSQ는 자기와 타인의 정신상태 확인을 구분하여 측정하는 차별화된 정신화 측정 도구로서, 상담자의 정신화 실패 양상을 심층적으로 탐색할 수 있는 이론적 기반을 마련한다. 또한, K-CAMSQ가 자존감, 성격 기능 수준, 애착 안정성과 같은 심리적 적응 변인들과 유의한 관련성을 보임으로써, 정신화가 이들 변인과 이론적으로 밀접하게 연결된 핵심 기제임을 실증적으로 확인하였다. 이러한 결과는 K-CAMSQ의 임상적 타당성과 유용성을 뒷받침하는 근거가 되며, 상담 현장 및 연구에 기여할 수 있는 잠재력을 갖는다. 특히 K-CAMSQ는 상담자의 정신화 역량 평가, 훈련, 수퍼비전 및 개입 설계 등 전문성 개발 및 역량 강화 영역 전반에 걸쳐 활용 가능한 구체적이고 실증적인 근거를 마련했다는 점에서 핵심적 가치를 지닌다. 이는 상담자의 심리적 취약성을 파악하는 진단 도구로 기능할 뿐 아니라, 맞춤형 역량 강화 전략을 수립함으로써 상담 현장에서 상담자의 유능성을 제고하는데 기여할 수 있다. 구체적으로 K-CAMSQ는 ‘자기 확인’ 요인을 통해 파악된 내적 취약성을 보완하기 위한 자기 정신화 증진 및 정서 조절 훈련 설계의 기틀을 마련해 준다. 또한 ‘타인 확인’ 요인에 기반하여 대인관계 불안이나 관계 스트레스와 같은 관계적 취약성을 보완할 수 있는 수퍼비전 및 타인 정신화 역량 강화 프로그램 설계의 근거를 제시한다. 이러한 차별화된 개입은 상담자의 전문적 기능과 심리적 적응을 통합적으로 향상시키는 데 기여할 것이다. 더 나아가, 본 연구에서 확인된 심리적 적응 변인(자존감, 애착 안정성 등)과의 밀접한 관련성은 개인의 적응 및 심리적 건강 증진 과정에서 정신화의 역

할을 시사하며, 이는 건강심리학적으로도 다각적인 학술적 함의를 지닌다. K-CAMSQ는 자존감 향상, 정서 조절 및 스트레스 관리, 관계 역량 향상 프로그램 등과 같은 실제 개입 장면에서 유용한 평가 도구로 폭넓게 활용될 수 있을 것이다.

본 연구의 한계와 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 원칙도의 개발 목적과 달리 일반 성인이 아닌 상담자 집단을 대상으로 진행되었다는 점에서 결과 해석과 일반화에 제한이 따른다. 상담자는 직업적 특성상 정신화 능력에서 일반 집단과 차이를 보일 수 있으므로, 향후 연구에서는 다양한 직업, 연령, 사회적 배경을 포함한 표본을 통해 일반화 가능성을 확보할 필요가 있다. 나아가, 정신화 실패 양상이 두드러지는 임상 집단(예: 성격장애, 애착 불안, 정서 조절 곤란 등)을 포함한 연구는 K-CAMSQ의 타당성과 임상적 활용 가능성을 더욱 정교하게 검토할 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구는 온라인 자기보고 방식의 횡단적 설계에 기반하므로 정신화라는 역동적이고 관계 맥락적인 속성을 실제 상호작용 장면에서 평가하지 못했다는 한계를 지닌다. 정신화는 대인관계, 정서, 애착 맥락에 민감하게 작동하는 심리 기제이므로(Bateman & Fonagy, 2016; Fonagy et al., 2002), 단일 시점에서 수집된 자기보고 자료만으로는 실제 정신화 역량을 온전히 포착하는 데 한계가 있다. 후속 연구에서는 수퍼바이저나 내담자 평가와 같은 관찰자 자료를 포함하여 평가 방식을 다변화할 필요가 있으며, K-CAMSQ로 측정된 정신화 역량이 실제 상담 역량 및 치료 성과에 미치는 실증적 영향력을 검증하는 작업이 요구된다. 셋째, 본 연구에서는 K-CAMSQ 점수 해석을 위한 임상적 참고 기준

이 제시되지 못했으며, 이는 향후 연구에서 체계적으로 확립해야 할 과제로 남아 있다. 이러한 한계는 K-CAMSQ의 특성이라기보다 정신화 개념이 지닌 복잡성과 역동성에서 기인한다. 즉, 정신화는 단순히 점수의 높고 낮음만으로 임상적 수준을 단정하기 어려우며, 특히 자기-타인 확신 간의 불균형은 정신화 실패의 핵심적 패턴으로 나타날 수 있다(Müller et al., 2023). 따라서 K-CAMSQ 점수를 해석할 때는 절대적 수치보다 자기와 타인 확신 간의 상대적 균형과 방향성에 주목하는 것이 타당하다. 후속 연구에서는 다양한 집단을 대상으로 정신화 불균형 패턴과 임상적 해석 기준을 규명하여, 척도 해석의 신뢰성과 정신화 기반 개입의 실제적 활용성을 강화할 필요가 있다. 넷째, 본 연구는 눈덩이 표집 방식을 사용하여 연구 참여자를 모집하였으므로, 동일한 네트워크 내에서 참여자가 확장되는 특성상, 특정 집단이나 특성이 과대 표본으로 추출되거나 일부 집단이 충분히 반영되지 못했을 가능성이 있다. 따라서 후속 연구에서는 표본의 대표성 확보를 위한 무선 표집이나 다양한 표집 경로의 활용, 또는 표집 대상 확대가 도움이 되겠다.

결론적으로, 본 연구는 한국적 문화 특수성을 반영하여 국내 상담자 집단을 대상으로 K-CAMSQ의 타당성을 성공적으로 검증하였다. 이를 통해 서구권에서 개발된 척도의 국내 적용에 대한 문화적 적합성을 확보했다는 점에서 국내 상담 연구의 외연을 확장하였다.

K-CAMSQ는 정신화 기반 심리치료, 상담 사례 개념화, 상담자 훈련 및 슈퍼비전 등 다양한 임상 및 실무 영역에서 이론과 실재를 아우르는 객관적 지표로 폭넓게 활용될 수 있을 것이다. 본 연



구를 토대로 향후 정신화 측정 도구에 대한 문화적 타당화 및 일반화 연구 등이 지속적으로 축적된다면, 국내 상담 및 심리치료 현장에서 정신화 연구 분야의 근거 기반 실천 전략 및 적용 가능성을 한층 강화할 수 있을 것으로 기대된다.

## 참 고 문 헌

- 김은석 (2023). 한국판 정신화 불균형 척도 타당화. 발달지원연구, 12(1), 71-93. <https://doi.org/10.22839/adb.2023.12.1.71>
- 김정민, 장은주, 박광배 (1991). 연애 중인 커플의 애착성향비교: 선택가설에 대한 검증. 한국심리학회 연차학술발표대회 자료집, 423-432.
- 노경섭 (2019). 제대로 알고 쓰는 논문 통계분석: SPSS & AMOS(개정증보판). 한빛아카데미.
- 박기쁨, 이상우, 장문선 (2012). 대학생 집단을 통한 단축형 간이정신진단검사-18(BSI-18)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 임상, 31(2), 507-521. <https://doi.org/10.15842/kjcp.2012.31.2.006>
- 박세미, 정남운(2019). 자기보고식 심리화 척도의 개발과 타당화. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 31(3), 929-965. <https://doi.org/10.23844/kjcp.2019.08.3.1.3.929>
- 배병렬 (2017). AMOS 24 구조방정식 모델링. 청람.
- 배하나, 최삼욱, 유제춘, 이종선, 최경숙 (2014). 성인에서의 한글판 로젠버그 자기존중감 척도의 신뢰도와 타당도 연구. 기분과 마음, 12(1), 43-49.
- 신효미 (2016). 영유아기 부모성찰 척도개발. 놀이치료연구, 19(4), 405-422. <https://doi.org/10.17641/KAPT.19.4.7>
- 안명희, 정유선 (2023). 한국판 정신화된 정서형 척도(K-MAS)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 35(2), 413-440. <https://doi.org/10.23844/kjcp.2023.05.35.2.413>
- 이수림, 이문희 (2018). 한국판 정신화 척도(Korean Version of The Mentalization)의 타당화. 상담학연구, 19(5), 117-135. <https://doi.org/10.15703/kjc.19.5.201810.117>
- 이수진, 김은석 (2021). 정신화 기반 치료의 연구동향과 추후과제. 사회과학연구논총, 37(2), 135-181. <https://doi.org/10.16935/ejss.2021.37.2.005>
- 이문희, 이수림 (2019). 한국판 모(母) 정신화 척도의 타당화. 재활심리연구, 26(1), 137-157.
- 이정하, 김지원, 하현주 (2022). 정신화기반치료의 치료체계와 근거: 체계적 문헌 고찰. 한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제, 8(1), 1-45. <https://doi.org/10.15842/cprp.2022.8.1.001>
- 이훈진, 원호택(1995). 자기개념과 편집증적 경향. 심리과학, 4(2), 15-29.
- 조소영, 김진숙 (2024). 정신화 측정도구의 신뢰도 메타분석. 상담학연구, 25(3), 91-113. <https://doi.org/10.15703/kjc.25.3.202406.91>
- 차혜명 (2018). 한국형 성찰 기능척도의 타당화 연구: 초기방임과 경계선 성격성향 간의 관계에서 유기도식과 정신화의 역할을 중심으로 [박사학위논문, 경북대학교].
- 최창호, 유연우 (2017). 탐색적요인분석과 확인적요인분석의 비교에 관한 연구. 디지털융복합연구, 15(10), 103-111. <https://doi.org/10.14400/JDC.2017.15.10.103>
- 최일우, 최영우 (2002). 문화와 자아개념의 유연성. 성격 및 사회심리학 회보, 28(11), 1508-1517. <https://doi.org/10.1177/014616702237578>
- 황주연 (2011). 자기성찰 척도개발 및 자기관과 자기성찰, 안녕감간의 경로모형 검증 [박사학위논문, 가톨릭대학교].
- 홍상황, 김영환 (1998). 임상: 경계선 성격장애 척도의 타당화 연구: 대학생들을 중심으로. 한국심리학회지: 임상, 17(1), 259-271.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거: 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정 기준과 그 근거. 한국심리학회지: 임상, 19(1), 161-177.
- Allen, J. G., & Fonagy, P. (2006). *The Handbook of*

- Mentalization-Based Treatment*. John Wiley & Sons.
- Allen, J. G., Fonagy, P., & Bateman, A. W. (2008). *Mentalizing in clinical practice*. American Psychiatric Publishing.
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2004). Psychotherapy for borderline personality disorder: *Mentalization based treatment*. Oxford University Press.
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2006). Mentalization-based treatment for borderline personality disorder. *American Journal of Psychiatry*, 163(9), 1511-1517.
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2012). Mentalization Based Treatment for Borderline Personality Disorder. *World Psychiatry*, 9(3), 195.
- Bateman, A., Bolton, R., & Fonagy, P. (2013). Antisocial personality disorder: A mentalizing framework. *FOCUS: The Journal of Lifelong Learning in Psychiatry*, 11(2), 178-186. <https://doi.org/10.1176/appi.focus.11.2.178>
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2013). Mentalization-Based Treatment. *Psychoanalytic Inquiry*, 33(7), 595-613. <https://doi.org/10.1080/07351690.2013.835170>
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2016). *Mentalization-based treatment for personality disorders: A practical guide*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/med:psych/9780199680375.001.0001>
- Bateman, A. W., & Fonagy, P. (2019). *Mentalization-based treatment for personality disorders: A practical guide*. Oxford University Press.
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2022). The expanding scope of mentalization-based treatments. *American Journal of Psychotherapy*, 75(1), 1-6. <https://doi.org/10.1176/appi.psychotherapy.20220012>
- Bateman, A., Fonagy, P. (2024). 임상 실무에서의 정신화하기 핸드북 [Handbook of Mentalizing in Mental Health Practice, 2ed] (이성직, 김미례, 김은영, 김종수, 박승민, 신선임, 안윤경, 이자명, 정대겸, 조난숙, 조화진, 최바울, 홍상희, 역). 서울: 학지사. (원전은 2019에 출판)
- Bouchard, M. A., Target, M., Lecours, S., Fonagy, P., Tremblay, L. M., & Schachter, A. (2008). Mentalization in adult attachment narratives: Reflective functioning, mental states, and affect elaboration compared. *Psychoanalytic Psychology*, 23(1), 47-66. <https://doi.org/10.1037/0736-9735.25.1.47>
- Choi-Kain, L. W., Gunderson, J. G., Western, D., Zanarini, M. C., & Lyons-Ruth, K. (2009). Reflective functioning in patients with borderline personality disorder. *Journal of Personality Disorders*, 23(1), 42-61. <https://doi.org/10.1521/pe.2009.23.1.42>
- Collins, N. L., & Read, S. J. (1990). Adult attachment, working models, and relationship quality in dating couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(4), 644-663. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.4.644>
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(7). <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Harcourt.
- Curran, P. J., West, S., & Finch, J. F. (1996). The Robustness of Test Statistics to Nonnormality and Specification Error in Confirmatory Factor Analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- Derogatis, L. R. (2001). *Brief Symptom Inventory (BSI)-18: Administration, scoring and procedures manual*. NCS Pearson, Inc.
- Dimitrijević, A., Hanak, N., Vukosavljević-Gvozden, T., & Jolić-Marjanović, Z. (2017). The

- Mentalization Scale (MentS): A self-report measure for the assessment of mentalizing capacity. *Journal of Personality Assessment*, 99(5), 535-545. <https://doi.org/10.1080/00223891.2016.1236343>
- Ensink, K., Normandin, L., Target, M., Fonagy, P., Sabourin, S., & Berthelot, N. (2015). Mentalization in children and mothers in the context of trauma: An initial study of the validity of the Child Reflective Functioning Scale. *British Journal of Developmental Psychology*, 33(2), 203-217. <https://doi.org/10.1111/bjdp.12079>
- Fonagy, P., Steele, M., Steele H., Moran, G. S., & Higgitt, A. C. (1991). The capacity for understanding mental states: The reflective self in parent and child and its significance for security of attachment. *Infant mental health journal*, 12(3), 201-218. <https://doi.org/10.1111/j.1468-6445.2007.00693.x>
- Fonagy, P., & Target, M. (1997). Attachment and reflective function: Their role in self-organization. *Development and Psychopathology*, 9(4), 679-700. <https://doi.org/10.1017/S0954579497004071>
- Fonagy, P., Gergely, G., Jurist, E. J., & Target, M. (2002). *Affect regulation, mentalization, and the development of the self*. Karnac Press.
- Fonagy, P. & Bateman, A. (2006). Mechanisms of change in Mentalization Based Therapy of borderline personality disorder. *Journal of Clinical Psychology*, 62(4), 411-430. <https://doi.org/10.1002/jclp.20231>
- 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. <https://doi.org/10.1017/S0954579409990150>
- Fonagy, P., Bateman, A., & Luyten, P. (2012). Introduction and overview. In A. W. Bateman & P. Fonagy (Eds.), *Handbook of mentalizing in mental health practice* (pp. 3-42). American Psychiatric Publishing, Inc. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9781585624122.im03>
- Fonagy, P., & Luyten, P. (2016). A multilevel perspective on the development of borderline personality disorder. In D. Cicchetti (Ed.), *Developmental psychopathology* (3rd ed., Vol. 3, pp. 726-792). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781119125556.devpsy307>
- Fonagy, P., Luyten, P., Moulton-Perkins A., Lee Y-W., Warren F., & Howard S. (2016). Development and Validation of a Self-Report Measure of Mentalizing: The Reflective Functioning Questionnaire. *PLoS ONE*, 11(7), e0158678. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Gagliardini, G., Gullo, S., Caverzasi, E., Boldrini, A., Blasi, S., & Colli, A. (2018). Assessing mentalization in psychotherapy: First validation of the Mentalization Imbalances Scale. *Psychopathology*, 21(3), 164-177. <https://doi.org/10.4081/ripppo.2018.339>
- Gergely, G., & Watson, J. S. (1996). The social biofeedback theory of parental affect-mirroring. *International Journal of Psycho-Analysis*, 77(6), 1181-1212. <https://doi.org/10.1023/A:1009899313271>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis* (7th Ed.). NJ: Prentice Hall.
- Hausberg, M. C., Schulz, H., Piegler, T., Klug, K., Lahmann, C., & Loew, T. (2012). Is a self-rated

- instrument appropriate to assess mentalization in patients with mental disorders? Development and first validation of the mentalization questionnaire (MZQ). *Psychotherapy Research*, 23(5), 589-601. <https://doi.org/10.1080/10503307.2012.709325>
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Heim, C., Newport, D. J., Mletzko, T., Miller, A. H., & Nemeroff, C. B. (2008). The link between childhood trauma and depression: Insights from HPA axis studies in humans. *Psychoneuroendocrinology*, 33(6), 693-710. <https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2008.03.008>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hofstede, G. (2001). Culture's recent consequences: Using dimension scores in theory and research. *International Journal of Cross Cultural Management*, 1(1), 11-30. <https://doi.org/10.1177/147059580111002>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and psychological measurement*, 20(1), 141-151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000118>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). The Guilford Press.
- Lieberman, M. D. (2007). Social cognitive neuroscience: A review of core processes. *Annual Review of Psychology*, 58, 259-289. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.58.110405.081410>
- Luyten, P., van Houdenhove, B., Lemma, A., Target, M., & Fonagy, P. (2012). A mentalization-based approach to the understanding and treatment of functional somatic disorders. *Psychoanalytic Psychotherapy*, 26(2), 121-140. <https://doi.org/10.1080/02668734.2012.678061>
- Luyten, P., Fonagy, P., Lowyck, B., & Vermote, R. (2012). The assessment of mentalization. In A. Bateman & P. Fonagy (Eds.), *Handbook of mentalizing in mental health practice* (pp. 43-65). American Psychiatric Association.
- Luyten, P., & Fonagy, P. (2017). The Reflective Functioning Questionnaire (RFQ). [Webpage]. Retrieved from <http://www.ucl.ac.uk/psychoanalysis/research/rfq>
- Luyten, P., Mayes, L. C., Nijssens, L., & Fonagy, P. (2017). The parental reflective functioning questionnaire: Development and preliminary validation. *PLoS ONE*, 12(5), e0178354. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0178354>
- Luyten, P., Campbell, C., Allison, E., & Fonagy, P. (2020). The mentalizing approach to psychopathology: State of the art and future directions. *Annual Review of Clinical Psychology*, 16, 297-325. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-071919-015355>
- Luyten, P., Fonagy, P., Lemma, A., & Target, M. (2020). A mentalization-based approach to psychological interventions. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 27(5), 653-669. <https://doi.org/10.1111/cpp.12400>

- org/10.1002/cpp.2507
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Cultural variation in the self-concept. In J. Strauss (Ed.), *The self: Interdisciplinary approaches* (pp. 18-48). Springer. [https://doi.org/10.1007/978-1-4684-8264-5\\_2](https://doi.org/10.1007/978-1-4684-8264-5_2)
- Marsh, H. W., Wen, Z., & Hau, K. T. (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological Methods*, 9(3), 275-300. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.3.275>
- Morey, L. C. (1991). *Personality Assessment Inventory: Professional manual*. Psychological Assessment Resources.
- Müller, S., Wendt, L. P., & Zimmermann, J. (2023). Development and validation of the Certainty About Mental States Questionnaire (CAMSQ): A self-report measure of mentalizing oneself and others. *Assessment*, 30(3), 651-674. <https://doi.org/10.1177/10731911211061280>
- Müller, S., & Luyten, P. (2023). Hypermentalizing and hypomentalizing: Exploring the psychometric properties of the CAMSQ. *Journal of Clinical Psychology*, 79(4), 1-17. <https://doi.org/10.1002/jclp.23275>
- Philips, B., Kahn, Z., & Bateman, A. (2012). Efficacy of mentalization-based treatment for borderline personality disorder. *Journal of Personality Disorders*, 26(5), 711-725. <https://doi.org/10.1521/pedi.2012.26.5.711>
- Philips, B., Wennberg, P., Konradsson, P., & Franck, J. (2018). Mentalization-based treatment for concurrent borderline personality disorder and substance use disorder: A randomized controlled feasibility study. *European Addiction Research*, 24(1), 1-8. <https://doi.org/10.1159/000485564>
- Rizq, R., & Target, M. (2010). "We had a constant battle": The role of attachment status in counseling psychologists' experiences of personal therapy: Some results from a mixed-methods study. *Counselling Psychology Quarterly*, 23(4), 343-369. <https://doi.org/10.1080/09515070.2010.534327>
- Rosenberg, M. (1965). *Rosenberg Self-Esteem Scale* (RSES). APA PsycTests. <https://doi.org/10.1037/t01038-000>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1996). *Using multivariate statistics* (3rd ed.). Harper Collins.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Allyn & Bacon, Pearson Education.
- Taubner, S., White, L. O., Zimmermann, J., Fonagy, P., & Nolte, T. (2011). Mentalizing in young people with depression and self-harm. *Psychopathology*, 44(4), 229-234. <https://doi.org/10.1159/000323385>
- Taubner, S., White, L. O., Zimmermann, J., Fonagy, P., & Nolte, T. (2013). Attachment-related mentalization moderates the relationship between psychopathic traits and proactive aggression in adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(6), 929-938. <https://doi.org/10.1007/s10802-013-9736-x>
- Tinsley, H. E. A., & Tinsley, D. J. (1987). Uses of factor analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 34(4), 414-424. <https://doi.org/10.1037/h0085002>
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56-75). Sage Publications, Inc.
- Zimmerman, M., Ruggero, C. J., Chelminski, I., Young, D., & Rosenstein, L. K. (2015).

Development and validation of a brief version of  
the Level of Personality Functioning Scale.  
*Journal of Personality Disorders*, 29(4), 491-503.  
[https://doi.org/10.1521/pedi\\_2014\\_28\\_153](https://doi.org/10.1521/pedi_2014_28_153)

원고접수일: 2025년 8월 18일

논문심사일: 2025년 9월 10일

게재결정일: 2025년 11월 18일

한국심리학회지: 건강  
The Korean Journal of Health Psychology  
2026. Vol. 31, No. 1, 235 - 265

---

# Validation Study of the Korean Version of the Certainty About Mental States Questionnaire (K-CAMSQ) in Counselors

JIWON SONG

HANIK JO

Department of Learning Sciences, Hanyang University

This study aimed to translate the Certainty About Mental States Questionnaire (CAMSQ; Müller et al., 2023) into Korean, validate it with a sample of counselors, and assess its applicability in Korean counseling practice. The CAMSQ is a self-report measure that evaluates how clearly and confidently individuals understand their own and others' mental states. Data were gathered through an online survey involving counselors in counseling and clinical settings, with responses from 317 participants analyzed. To assess the factor structure, reliability, and validity of the scale, we conducted exploratory and confirmatory factor analyses, correlation analyses, and hierarchical regression analyses using SPSS and AMOS. The results indicated that the Korean version of the CAMSQ is best represented by a two-factor structure—Self-Certainty (SC) and Other-Certainty (OC)—which aligns with the original scale, retaining a total of 15 items. The full scale demonstrated strong internal consistency (Cronbach's  $\alpha=.91$ ), with subscale reliabilities of .90 for Self-Certainty and .89 for Other-Certainty. Additionally, construct and criterion validity were supported by significant correlations with mentalization, borderline personality features, personality functioning, attachment styles, and mental health indicators. These findings affirm that the Korean CAMSQ is a reliable and valid tool for assessing certainty about mental states based on mentalization theory. The scale may prove to be a valuable resource for research on mentalization, as well as for counselor training and intervention studies in Korea. Finally, the study discusses its implications, limitations, and suggestions for future research.

*Keywords:* certainty about mental states, mentalizing, CAMSQ, counselor mentalization, scale validation