한국심리학회지: 상담 및 심리치료 The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy 2018, Vol. 30, No. 4, 1219-1238

# 정신화, 고통 감내력 및 경험회피의 관계: 정서인식 명확성의 매개된 조절효과\*

김 혜 율 김 영 근<sup>†</sup>

인제대학교

본 연구에서는 정신화와 경험회피의 관계를 고통 감내력이 매개하며, 이 과정을 정서인식 명확성이 조절하는지 확인함으로써 매개된 조절효과를 검증하고자 하였다. 이를 위해 성인 445 명(남 218명, 여 227명)을 대상으로 정신화, 정서인식 명확성, 고통 감내력, 경험회피를 측정하였으며, SPSS 21.0과 SPSS Macro를 사용하여 분석하였다. 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 변인들 간의 상관관계 분석 결과, 정신화, 정서인식 명확성, 고통 감내력 사이에 유의한 정적상관이 있었다. 그리고 경험회피는 다른 변인들과 유의한 부적 상관이 있었다. 둘째, 매개효과 검증 결과, 정신화가 경험회피에 영향을 미치고, 고통 감내력은 정신화와 경험회피 사이를 부분 매개하는 것으로 나타났다. 셋째, 위계적 회귀분석을 통한 조절효과 검증 결과, 정신화와 정험회피 사이를 보통 매개하는 것으로 나타났다. 셋째, 위계적 회귀분석을 통한 조절효과 검증 결과, 정신화와 장성화와 장성하는 기계는 경로에서 고통 감내력이 이를 매개하며, 정신화와 고통 감내력의 관계가 정서인식 명확성에 의해조절되는 것으로 나타나 매개된 조절효과가 확인되었다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구의의의 및 상담 및 심리치료 연구에서의 시사점과 후속 연구의 필요성에 대해 논하였다.

주요어 : 정신화, 정서인식 명확성, 고통 감내력, 경험회피, 매개된 조절효과

<sup>\*</sup> 본 연구는 2018학년도 인제대학교 학술연구조성비 지원으로 수행된 연구이며 제 1저자의 석사학위논문을 수정 및 보완한 것임.

<sup>†</sup> 교신저자 : 김영근, 인제대학교 상담심리치료학과, 경남 김해시 인제로 197 Tel : 055-320-4024, E-mail : ykkim@inje.ac.kr

현대 사회의 문제가 심각해짐에 따라 많은 개인들이 정신질환에 시달리고 있다. 그러나 사회적 편견 속에서 심리적 고통을 쉽게 드러 내기보다는 고통을 숨기거나 회피하고, 스스 로 감내하고 극복하는 것이 요구되는 편이다. 후자의 경우 결국 개인의 심리적 어려움이 만 성화되어 변화가 쉽지 않고, 정신질환으로 이어지는 경우가 증가하고 있다. 이에 따라 심리치료의 필요성이 높아지면서 상담 이론 적 접근에 따른 각각의 치료적 요인에 대한 연구가 이루어지고 있다. 그 중 정신화 (mentalization)는 Fonagy(1991)가 정신분석과 애 착이론에 영향을 받아 제안한 개념으로, 최근 많은 치료자들이 공통적인 치료 효과 요인으 로 주목하고 있다(Allen, Fonagy, & Bateman, 2008). 정신화는 '자기와 타인의 정신 상태에 집중하고, 마음을 이해하고 해석하는 것', '자 기와 타인의 정신 상태를 추론하거나 마음에 근거하여 행동을 해석하는 것'이며, 애착 관계 맥락에서 크게 영향을 받는 역동적인 능력으 로 설명되었다(Allen et al., 2008). 이는 정신화 능력이 양육자와 같이 가까운 대상과의 애착 관계로 인해 내재화된다는 것이다. 이를 통해 개인은 자신의 부정적 감정 상태를 수용 또는 조절하는 능력을 갖게 된다(Bion, 1959). 양육 자가 아이의 고통을 처리해주고, 아이의 정신 상태를 즉각 읽어내면 정신화 능력과 같은 상급 감정 조절 기능을 갖게 된다(Gergely & Watson, 1996). 그러므로 안정애착의 실패에 따른 정신화 능력의 손상은 충동성, 감정조절 의 어려움, 자신과 타인의 마음 상태를 정확 하게 지각하는 능력의 부족 등을 가져올 수 있다(Bateman & Fonagy, 2010).

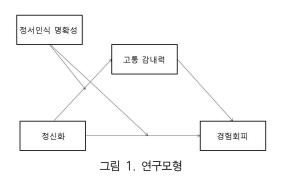
이처럼 안정애착을 기반으로 발달하는 정 신화는 관계적인 측면에서의 정서 담아내기 (containing), 정서의 활성화(emotional activation) 에 중점을 두었다고 볼 수 있다. 만약 부모가 아이 스스로 감당할 수 없는 고통스러운 정서 를 지속적으로 담아낼 수 없을 때, 아이는 아 마도 자신의 고통스러운 정서를 회피하거나 억제할 것이다(Fonagy, Gergely, Jurist, & Target, 2002). 고통스러운 정서를 회피하는 것보다 넓 은 개념인 경험회피(experiental avoidance)는 원 하지 않는 다양한 내적 경험 및 그것을 촉발 하는 상황과의 접촉 가능성을 줄이기 위한 시도들을 의미한다(Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999). 정신화와 경험회피의 관련성에 대해서 직접적으로 연구가 이루어지지는 않았지만, 정신화의 하위개념을 측정하는 척도들을 활용 해 수용과 탈중심화로 정신화를 평가한 선행 연구(이현주, 안명희, 2012;, 김태사, 안명희, 2013)가 있다. 이 때 수용 행동의 점수가 낮을 수록 경험회피의 성향이 크다는 것을 의미하 여, 수용의 역관계인 경험회피와 정신화의 관 계를 유추할 수 있다. 김재형(2014)의 연구에 서 낮은 정신화 수준을 가진 어머니는 친밀한 관계에서 불안정하여 고통스러운 정서에 쉽게 빠지거나, 그러한 감정을 회피하는 전략을 취 한다고 보았다. 이수림과 이문희(2016)는 정서 적 정신화가 어려운 개인은 자신의 이야기를 장황하게 설명으로 늘어놓거나, 진실한 감정 을 회피하거나, 느낌을 공감할 수 없어 정서 적 통찰을 얻기가 어려울 수 있다고 하였다. 정신화에 실패하면, 타인은 물론 자신의 정서, 행동에 대한 지각을 제대로 하지 못하게 되어 고통스러운 감정 상태를 견디기가 어려워(이 수림, 이문희, 2016), 자신과 타인의 정신 상태 를 이해하는 능력의 발달 손상을 가져올 수 있다고 밝히고 있다(Allen et al., 2008; Sharp et al., 2016).

그러므로 정서 경험은 개인에게 사회에 적 응적으로 살아갈 수 있게 하는 일종의 신호인 것이다. 그것의 중요한 의미를 발견하기 위해 서는 고통스럽거나 불쾌한 경험을 회피하지 않고, 직면할 수 있는 용기가 필요하다. 변증 법적 행동치료의 창시자인 Linehan(1993)은 정 서적 고통 자체를 견디어 내는 능력을 의미하 는 고통 감내력(distress tolerance)의 개념을 제안 하였는데, 이는 정신화와 경험회피의 관계에 서 중요한 역할을 할 것으로 여겨진다. 선행 연구에서 고통 감내력과 회피 및 지연행동이 부적 상관이 있는 것으로 밝혀졌으며, 고통 감내력이 낮은 개인들은 주로 경험을 통제하 기 위한 방법으로 경험회피를 사용하는 것으 로 나타났다(박모란, 유성은 2014;, Magidson et al., 2013). 정신화와 고통 감내력의 상관관계에 대한 선행연구(손진희, 2015)에서는 대학생을 대상으로 마음챙김, 정신화, 반추 순으로 고통 감내력과 유의한 상관이 있었다. Rutherford, Booth, Luyten, Bridgett와 Mayes(2015)은 양육에 고통 감내력을 자각하고, 유아있어 높은 수준 의 정신화는 양육자가 자신의 의 고통에 대해 끈기 있는 행동을 보이는 것과 관련이 있다고 하였다. 정신화 증진과 변증법적 행동치료의 고통 감내력 훈련을 위해 심리 교육적 개입을 한 실험(Allen & Fonagy, 2006)에서, 피험자들은 효과적으로 정신화를 할 수 있었고, 정서적 고통의 의미를 찾을 수 있었다. 이러한 결과 들로 미루어보아, 고통 감내력에 정신화 능력 이 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이처럼 고 통 감내력은 심리장애의 재발 및 치료과정 등 다양한 관계에서 영향을 미치는 요인으로 주 목받고 있으나 아직 개념적인 제안 수준에 머 물러 있으며, 고통 감내력을 증진시키는 변인 이나 치료적 개입에 대해서도 아직 연구가 활

발히 진행되지 않았다(서장원, 권석만 2015a, 2015b; 정지현, 2015). 경험회피와 고통 감내력의 관계에 대한 연구 또한 부족한 실정이며 (박영례, 2016), 정신화 기반 치료 역시 치료적효과가 있다고 검증되었으나 그 과정 변인에 대한 연구는 매우 부족하다(이수림, 이문희 2014). 따라서 본 연구에서는 정신화와 경험회피의 관계에서 고통 감내력을 매개변인으로확인하려고 한다.

본 연구에서 설정한 변인들은 정서를 조절 하는 과정에 초점을 두었다고 볼 수 있다. 정 서조절과정에서 중요한 초기 단계는 정서인식 이다. 정서인식을 통해 이후의 과정이 잘 진 행될 수 있으며 최종적으로 적절한 정서조절 전략을 선택할 수 있다(Salovey, Stroud, Woolery, & Epel, 2002). 고통 감내력은 정서조절곤란의 하위요소로 볼 수 있으며(Leyro, Zvolensky, & Bernstein, 2010), 명확한 정서인식이 효과적인 정서조절을 위한 전제가 되어야 한다(이서 정, 현명호, 2008). 정서인식 명확성(emotional clarity)은 스스로 자신의 정서 상태를 이해하고 처리하는 능력과 동시에 자신과 타인의 구체 적인 정서를 명확하게 인식하고 설명하는 능 력을 말한다(박우리, 2016). 정신화가 애착과 관련되어 억제되어 있거나, 정서적 각성 상태 가 지나치게 높을 때는 치료 초기 과정에서 상담자가 내담자의 마음 상태 관점에서 이해 하려는 태도로 내담자 정서적 능력에 초점을 맞추는 것이 중요하다. 또한 정신화에는 발달 단계가 있어, 정신화가 진행되고 나서도 개인 에게 힘든 상황이 닥쳤을 때는 이전의 모드로 후퇴할 수도 있다(반건호, 2013). 그 중 가장모 드는 일종의 유사 정신화(pseudo-mentalization)라 고 볼 수 있으며(Bateman & Fonagy, 2012), 타 인의 마음을 이해하는 것을 넘어서 지나치게 확신하는 것이다. 예를 들어 반사회적 성격장 애 환자는 정신화의 여러 측면 중 인지적 과 정에 능숙하여 인지통찰을 통해 타인의 내적 상태를 읽는데 능숙하다(Bateman, Bolton, & Fonagy, 2013). Dolan과 Fullam의 연구(2004)에서 반사회적 성격장애 또는 정신증을 가진 범죄 자 집단에게 정신화와 비슷한 개념이지만 인 지적인 면에 초점을 둔 마음이론 능력(이수림, 이문희, 2014)을 측정했을 때, 그들의 마음이 론 능력은 비교적 손상되지 않았으며 범죄 행 동 방식을 유지하는 데에 적응적이기까지 했 다. 그러나 이들의 고통 감내력에 대한 연구 에서는 비교적 다른 심리적 장애 집단에 비해 고통 감내력 수준이 비교적 낮게 나타났다 (Daughters, Sargeant, Bornovalova, Gratz, & Lejuez, 2008). 또한 고통을 지나치게 견디는 현상인 고통 과잉 감내 역시 결국 부적응적 증상을 유발하는데, 아직 이에 대한 충분한 설명이 이루어지지 않았다(서장원, 권석만, 2015b). 이 처럼 높은 정신화가 높은 고통 감내력만을 예 측하지 않을 것으로 보고, 이들 관계를 보완 하는 조절변인을 탐색할 필요가 있다. 비록 정신화와 고통 감내력 사이의 조절변인이 검 증된 바가 없으나, 선행연구와 이론적 근거를 바탕으로 본 연구에서는 정서인식 명확성을 조절변인으로 선정하였다. 단일한 정서변인보 다도 두 개 이상의 정서변인의 유기적 작용을 살펴보아야 한다는 제안(Gohm, 2003; 최해연, 2008)이 있으며, 정서인식 명확성은 적응적 기 제로 작용하여 연구마다 일관된 결과를 보인 다(이경희, 김봉환, 2010).

만약 개인이 유사 정신화 상태 또는 애착 트라우마를 가졌을 때, 개인의 애착을 자극하 면 감정 각성의 결과로 정신화가 방해받을 수 있다(Bateman & Fonagy, 2010). 따라서 상담 장 면에서 정서적 경험의 신체적인 면에 집중하 여 인지적 이해와 정서적 경험이 통합될 수 있도록 해야 한다(Bateman & Fonagy, 2012). 즉, 내담자가 자신의 경험에 초점을 맞추고, 느낌 을 인식하면서도 느낌 속에 머무를 수 있는 경험이 함께 이루어져야 되는 것이다. 이처럼 정신화와 정서인식 명확성의 상호작용이 고통 감내력에 미치는 영향과 정신화가 고통 감내 력을 거쳐 경험회피에 미치는 영향을 검증한 다면, 치료적 계획을 세우는 데에 있어 도움 을 줄 수 있을 것이라고 여겨진다. 따라서 본 연구에서는 정신화와 고통 감내력, 경험회피 의 매개효과와 정서인식 명확성의 조절효과를 검증하고, 매개된 조절효과라는 종합적인 모 형을 검증함으로써 각 변인들의 영향을 통합 적으로 살펴보고자 하였다. 특히 변인들의 특 성을 관계적인 맥락에서 봄으로써, 상담 개입 의 관점에 대한 시사점을 탐색해보고자 하였 다. Gratz와 Tull(2011)이 고통 감내력에 대해 제안한 자기 조절 자원 모델에 의하면 고통을 감내하는 과정에는 용량이 한정되어 있는 일 종의 자원이 필요하다고 했으며, 고갈된 자기 조절 자원은 공감이나 사회적 지지 같은 다른 요소들에 의하여 채워지기도 한다(Schmeichel & Baumeister, 2004). 이는 타인과의 관계가 고통 감내력의 증진에 영향을 미칠 수 있음을 시사 한다. 김영근(2015)은 내담자가 상담 장면에서 고통스러운 정서에 지나치게 압도될 때 조절 해나가는 과정을 상담자가 함께 함으로써 내 담자가 자신이 느끼는 정서를 의미화 할 수 있으며, 이러한 과정을 통해 내담자는 고통스 러운 경험을 견디어 더 이상 피하거나 억압하 지 않을 수 있다고 하였다. 정서적 교류 관계 에 대한 신뢰가 부족할 때, 경험회피가 일어 날 수도 있다(Mearns & Thorne, 2012). 예를 들



어 자신의 경험에만 몰두하고, 의존하는 경우 에는 표면적으로는 내적 경험을 회피하지 않 는 것처럼 보일 수 있으나 오히려 자신만 오 로지 인정하는 '나 중심'으로, 사회적으로 연관 될 기회는 갖지 못하는 것 또한 경험회피의 맥락일 수 있다(Mearns, 2006). 즉, 경험회피로 인한 심리적 어려움을 감소시키기 위해 사회 적, 관계적 맥락을 고려할 필요가 있다. 이처 럼 본 연구에서 다루고자 하는 변인들은 관계 적·정서적 측면에 중점을 두었으며, 각각 애착 이론, 변증법적 행동치료 등 각기 다른 이론 에서 개념이 제안되었으나 상담적 개입에 의 미 있을 것으로 시사되는 변인들을 설정하였 다. 즉, 정신화가 고통 감내력을 매개로 경험 회피에 영향을 미치는 매개효과를 가정하였다. 또한 이러한 매개효과를 정서인식 명확성이 조절할 것을 가정하였다. 이러한 매개된 조절 효과를 연구모형으로 설정하였으며, 그림 1과 같다. 심리치료의 효과성과 관련이 높은 변인 들 위주로 그 관계를 탐색해봄으로써 치료적 효과를 높일 수 있는 상담 개입 방안의 근거 를 마련해보고자 한다.

## 방 법

## 연구 대상

본 연구에서는 전국의 만 18세 이상의 성인 400명을 연구대상으로 설정하여 온라인 리서 치 회사에 의뢰하였다. 온라인 리서치 회사에 의뢰한 인원 400명에서 11.25%를 추가해 총 445명에게 설문조사를 실시하였다. 수집된 데 이터인 총 445명의 자료를 분석하였다. 연구 참여자들의 성별은 남성이 218명(49%), 여성이 227명(51%)이었으며 연구 참여자들의 연령은 20대가 107명(24%), 30대가 107명(24%), 40대가 116명(26.1%), 50대가 115명(25.8%)이었다. 연구 참여자들의 거주 지역은 서울 149명(33.5%), 부산 33명(7.4%), 대구 22명(4.9%), 인천 30명 (6.7%), 광주 9명(2%), 대전 13명(2.9%), 울산 7명(1.6%), 경기도 110명(24.7%), 강원도 7명 (1.6%), 충청북도 11명(2.5%), 충청남도 9명(2%) 전라북도 5명(1.1%), 전라남도 6명(1.3%), 경상 북도 9명(2%), 경상남도 20명(4.5%), 제주도 3 명(0.7%), 세종 2명(0.4%)이었다.

## 측정 도구

#### 정신화

정신화를 성찰적 기능(reflective function)으로 조작적으로 정의한 Peter Fonagy의 이론을 근거로 하여, 정신화 성공과 실패 유형의 특징에 따라서 정신화 능력을 측정하는 박세미(2016)가 개발한 자기보고식 심리화(정신화) 척도(Self-Rated Mentalization Questionnaire: SRMQ)를 사용하였다. 자기 및 타인 성찰, 타인의 마음에 대한 확신, 정서 자각 실패, 경직된 사고에 관한 4개 하위영역으로 구분하여 정신화능력을 측정하고 있다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서부터 '매우 그렇다(5점)'까지

평정하는 Likert 척도이며 역채점 문항을 포함하여 점수가 높을수록 정신화 능력이 높은 것을 의미한다. 박세미(2016)의 연구에서 Cronbach's a는 .85였으며, 본 연구에서의 Cronbach's a는 .84로 나타났다.

#### 정서인식 명확성

Salovey, Mayer, Goldman, Turvey Palfai(1995) 가 개발하고, 이수정과 이훈구(1997)가 번안 하여 타당화한 특질-상위 기분 척도(Trait Meta-Mood Scale: TMMS)를 사용하였다. 이 척 도의 하위요인으로는 정서에 대한 주의(5문 항), 정서인식의 명확성(11문항), 정서개선에 대한 기대(5문항)이며 총 21문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 정서인식 명확성과의 관 런성이 적은 정서개선에 대한 기대를 제외한 선행연구(이하나 2006)에서처럼, 정서에 대한 주의 5문항과 정서인식 명확성 11문항 총 16 문항을 사용하였다. '거의 그렇지 않다(1점)'부 터 '거의 항상 그렇다(5점)'까지 평가하도록 하 는 Likert 척도이며 역채점 문항을 포함하여 점수가 높을수록 정서인식 명확성이 높은 것 을 의미한다. 이수정과 이훈구(1997)의 연구에 서 Cronbach's α는 .84였으며 본 연구에서의 Cronbach's α는 .79로 나타났다.

## 고통 감내력

Simons와 Gaher(2005)가 개발한 고통 감내력 척도를 박성아(2010)가 번안 및 타당화한 척도 를 사용하였다. '조절', '감내력과 몰두', '평가' 세 가지 하위요인인 총 15문항으로 재구성되 었다. '전혀 그렇지 않다(1점)'부터 '매우 그렇 다(5점)'까지 평가하도록 하는 Likert 척도이며 점수가 높을수록 고통 감내력이 낮은 것을 의 미하나, 본 연구에서는 결과 해석의 편의를 위해 모든 문항을 역채점하여, 점수가 높을수록 고통 감내력이 높은 것을 의미한다. 박성아(2010)의 연구에서 Cronbach's a는 .91이였으며 본 연구에서의 Cronbach's a는 .92로 나타났다.

#### 경험회피

본 연구에서는 경험회피를 측정하기 위 해 수용-행동 질문지Ⅱ(Acceptance & Action Questionnaire-Ⅱ)를 이용하였다. 수용-행동 질문 지는 수용전념치료에서 경험회피와 이에 대응 하는 개념인 수용의 수준을 측정하기 위하여 개발한 검사 도구이다. Bond와 동료들(2011)은 AAQ-I의 문제점을 보완하고 이를 해결하기 위해 수용-행동 질문지(AAQ-Ⅱ)를 제작하였다. AAQ-Ⅱ는 10문항으로 구성되었고, 기존의 AAQ-16과 높은 상관을 나타내면서 기존 척도 보다 더 간결하여 심리 측정적인 측면에서 볼 때 연구와 치료 장면에서 AAQ-Ⅱ를 쓰는 것 이 더욱 안전한 것으로 보고되고 있다. 각 문 항은 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '항상 그렇다 (7점)'의 Likert 척도로 평정하도록 되어있다. 역채점 문항을 포함하여 점수가 높을수록 경 험회피가 높은 것을 의미한다. 국내에서는 허 재홍, 최명식과 진현정(2009)의 연구에서 한국 어판 수용-행동 질문지Ⅱ의 신뢰도 검증 및 타당화 연구가 이루어졌으며, 해당 연구에서 Cronbach's a는 .85로 나타났다. 본 연구에서의 Cronbach's a는 .82로 나타났다.

#### 분석 방법

본 연구에서 수집된 자료는 IBM SPSS 21 및 PROCESS Macro를 사용하여 다음과 같이 분석을 실시하였다. 첫째, 변인들의 기술통계 분석 및 척도의 신뢰도 분석을 하였다. 둘째, 변인들 간의 관련성을 살펴보기 위해 Pearson 적률상관분석을 실시하였다. 셋째, Baron과 Kenny(1986)의 매개된 조절효과 모형을 확장하 여 Muller, Judd, & Yzerbyt(2005)가 제안한 통합 모형 및 단계적 접근법에 따라 매개된 조절효 과를 분석하였다. Muller 등(2005)의 단계적 접 근법에 따르면 1단계에서 독립변수와 종속변 수 관계에서 조절효과가 있는 경우 매개된 조 절효과로 구분하게 된다. 이를 확인하기 위하 여 먼저 독립변수인 정신화와 종속변수인 경 험회피의 관계에서 정서인식 명확성의 조절효 과가 유의미한지 검증하였다. 다음으로, 독립 변수인 정신화와 매개변수인 고통 감내력의 관계에서 정서인식 명확성의 조절효과가 있는 지 검증하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하 였으며, PROCESS macro에서 model 1을 이용하 여 조절효과의 유의성을 검증하였다. 그 다음, 정신화가 고통 감내력을 통해 경험회피에 미 치는 영향에 대한 매개모형의 검증을 위해서 Preacher와 Hayes(2004)가 제안한 방법에 따라 PROCESS Macro에서 model 4를 이용하여 매개 효과를 검증하였다. 간접효과의 유의성 분석 을 위해 Hayes(2012)가 개발한 PROCESS Macro

부트스트랩 신뢰구간 설정방법을 이용하였다. 부트스트랩 방법은 간접효과에 대한 단일의 추론검정과 경로모형 검증이 함께 이루어진다 는 장점이 있다. 부트스트랩 표본은 10,000번 추출하였다.

마지막으로, 정신화와 고통 감내력 사이를 정서인식 명확성이 조절하고, 정신화가 고통 감내력을 거쳐 경험회피에 영향을 미치는 매 개효과가 유의한지에 대한 매개된 조절효과를 검증하기 위하여 Preacher, Rucker과 Hayes(2007) 이 제안한 조건부과정분석 절차를 따라서 단 일모형에 조절모형과 매개모형을 통합하고 Hayes(2015)가 제시한 SPSS Macro에서 model 8 을 이용하여 매개된 조절효과 연구모형을 분 석하였다.

## 결 과

#### 상관관계 및 평균과 표준편차

본 연구에서 사용한 측정 변인 간 상관과 평균, 표준편차를 표 1에 제시하였다. 표 1에 의하면, 모든 변인간의 상관관계는 통계적으

₩ 1	츠전벼이	가 상관분석	및 평규	표주펴차
<i>-1</i> 4 I	. = 0 - 1	1 077	* 0.11.	#1 TIM

	1	2	3	4
정신화				
정서인식 명확성	.44***			
고통 감내력	.46***	.36***		
경험회피	44***	46***	69***	
M	70	54.64	41.58	35.47
SD	7.28	7.53	9.83	8.07

주. \*\*\*p<.001. 1 정신화, 2 정서인식 명확성, 3 고통 감내력, 4 경험회피

로 유의미하게 나타났다. 정신화와 고통 감내력은 정적 상관, 즉 정신화가 높을수록 고통 감내력도 높다는 유의미한 상관을 나타냈다. 이는 대학생을 대상으로 고통 감내력 예측 요인을 살펴본 선행 연구(손진희, 2015)를 지지하는 결과이다. 고통 감내력과 경험회피 간에는 유의미한 부적 상관이 나타났으며, 이는 정서적 고통 감내력이 낮을수록 경험회피가 높다는 선행 연구(박영례, 2016; 안계훈, 2014; 장선경, 2016; Magidson et. al., 2013)의 결과와 맥을 함께 하다.

정신화와 경험회피의 관계에서 정서인식 명확 성의 조절효과 검증

정신화와 경험회피의 관계에서 정서인식 명확성의 조절효과가 유의한지 확인하기 위하여, Aiken과 West(1991)가 제안한대로 위계적회귀분석을 실시하였다. 우선 다중공선성의문제를 해결하기 위하여 각 변인의 점수를 평균중심화 한 뒤 상호작용항을 투입하여 분석하였다. 표 2를 보면, 정신화와 정서인식 명확성의 상호작용항을 투입한 결과, 통계적으로유의한 변화가 나타났다( $\Delta R^2$ =.015, p<.01). 즉, 정신화가 경험회피에 미치는 영향이 정서인식 명확성의 수준에 따라 달라진다고 할 수있다.

정신화와 경험회피의 관계에서 고통 감내력의 매개효과 검증

정신화가 경험회피에 미치는 영향에서 고통 감내력의 매개효과 검증을 위해 Preacher와 Hayes(2004)가 제안한 방법에 따라 PROCESS Macro(model 4) 분석 절차를 사용하여 검증하였다. 예측변인 X가 결과변인 Y에 미치는 간접효과(ab)와 직접효과(c')에 해당되는 이들의 표준화된 계수는 그림 2에서 시각적으로 확인할 수 있으며, 아래의 회귀식을 통해서 총효과(total effect: c)를 추정한다. 총효과(c)는 간접효과(ab)와 직접효과(c')의 합산 값으로 산출할 수 있다.

회귀식 1:  $M = i_1 + \alpha X + e_M$ 

회귀식 2:  $Y = i_2 + c'X + bM + e_Y$ 

회귀식 3:  $Y = i_3 + cX + e_Y$ 

(X: 예측변인, M: 매개변인, Y: 결과변인,

*i*: 회귀상수, *e*: 추정오차)

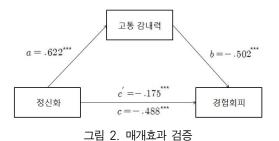


표 2. 정신화와 경험회피의 관계에서 정서인식 명확성의 조절효과

종속변수	독립변수	В	t	$\Delta R^2$	F
경험회피	정신화	358	-7.085***	.088	54.472***
	정서인식 명확성	255	-4.400***	.000	J4.4/2
	정신화×정서인식 명확성	021	-3.086**	.015	9.525**

주. \*\*p<.01, \*\*\*p<.001.

매개분석 결과, 정신화가 고통 감내력을 거쳐 경험회피에 간접적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 정신화가 경험회피에 미치는 직접효과 경로계수 c'는 -.175( $\phi$ <.001)로 나타나 매개모형의 직접효과는 유의한 것으로 나타났다. 다음으로 정신화가 고통 감내력에 미치는 경로계수 a는 .622( $\phi$ <.001)로 통계적으로 유의하였고, 고통 감내력이 경험회피에 미치는 경로계수 b는 -.502( $\phi$ <.001) 또한 통계적으로 유의한 결과를 보여주었다. 마지막으로 간접효과(ab)는 아래에 있는 표 3에서 보는 바와 같이 ab는 -.313( $\phi$ <.001)로 나타났다. 간접효과의 유의성은 PROCESS Macro를 이용한 부트스트랩 방법으로 살펴본 결과, 신뢰구간 내0을 포함하지 않아 유의한 것으로 나타났다.

정신화와 고통 감내력의 관계에서 정서인식 명확성의 조절효과 검증

본 연구에서는 먼저 다중공선성을 줄이기

위해 변인들을 평균 중심화(centering)한 후, 정 신화와 고통 감내력의 관계가 정서인식 명확 성의 수준에 따라 달라지는지를 검증하기 위 해 조절변수의 상호작용항을 구성하여 위계적 회귀분석을 실시하였다(Aiken & West, 1991). 단계 1에서는 독립변수를, 단계 2에서는 조절 변수를, 단계 3에서는 독립변수와 조절변수를 곱한 상호작용 항을 투입하여 분석하였다. 그 결과를 표 4에 제시하였다.

정신화, 정서인식 명확성과 고통 감내력의 관계를 알아보기 위한 위계적 회귀분석 결과, 표 4에서 3단계의  $R^2$ 의 변화량이 통계적으로 유의미하게 나타나, 전체 설명량은 25.6%로 전 단계와 비교하여 1.3%만큼 설명량이 증가하였다( $R^2$ =.256,  $\Delta R^2$ =.013, p<.01). 즉 정신화가 고통 감내력에 미치는 영향은 정서인식 명확성에 의해 조절된다고 할 수 있다. 다음으로 조절효과의 유의성을 검증하기 위하여 Hayes(2015)의 PROCESS Macro(model 1)를 사용하였다. 또한 정서인식 명확성의 효과가 어떠

표 3. 효과분해와 유의성 검증

	В	SE	LLCI	ULCI
총효과(c)	488***	.047	581	395
직접효과 $(c^\prime)$	175***	.043	259	092
간접효과( <i>ab</i> )	313***	.035	390	246

주. \*\*\*\*p<.001

표 4. 정신화와 고통 감내력의 관계에서 정서인식 명확성의 조절효과

종속변수	독립변수	В	t	$\Delta R^2$	F
고통 감내력	정신화	.541	8.557	.031	17.974***
	정서인식 명확성	.144 1.983	.051	17.9/4	
	 정신화×정서인식 명확성	.023	2.721	.013	7.406**

주. \*\*p<.01, \*\*\*p<.001.

한국심리학회지: 상담 및 심리치료

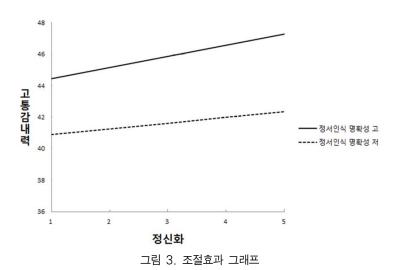


표 5. 정서인식 명확성의 수준에 따른 조절효과

정서인식 명확성	В	SE	t	LLCI	ULCI
M-1SD	.360	.082	4.399***	.199	.521
Mean	.533	.063	8.502***	.410	.657
M+1SD	.707	.096	7.333***	.517	.896

주. \*\*\*\*p<.001

한 형태로 나타나는지를 보기 위해 평균 및  $\pm 1SD$ 의 세 집단으로 나누어 단순회귀선의 기울기의 유의성을 검증하였다. 그리고 정서 인식 명확성이 높은 수준일 때와 낮은 수준일 때 정신화와 고통 감내력의 관계 변화를 그래 프로 제시하였으며 그림 3과 같다. 그림 3에서 정서인식 명확성이 높은 수준일 때 정신화와 고통 감내력의 관계는 더 증가함을 알 수 있다. 즉 정서인식 명확성의 크기가 증가할수록 정신화가 고통 감내력에 미치는 효과가 더 커진다는 것을 의미한다. 조절효과 유의성 검증 결과는 표 5에서와 같이 모두 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 또한 부트스트랩 유의수준 검증에서도 신뢰구간 내 0을 포함하

지 않아 조절효과의 크기도 유의한 것으로 확인되었다. 이러한 분석 결과는 정신화가 높을 수록 고통 감내력이 높을 수 있는데, 정서인식 명확성이 낮은 집단보다 높은 집단에서의 고통 감내력이 유의미하게 더 높아질 수 있다고 할 수 있다. 즉, 정서인식 명확성의 수준이정신화를 통한 고통 감내력의 증가를 조절하고 있음을 알 수 있다.

### 매개된 조절효과 검증

앞서 Muller 등(2005)이 제안한 조절회귀모형 과 단순매개모형을 결합한 통합분석모형에 따라 정신화와 경험회피의 관계에서의 고통 감

표 6. 매개된 조절효과 분석 결과

	종속변수: 고통 감내력					
	b	se	t	LLCI	ULCI	
상수	-2.101	.514	-4,091***	-3.1101	-1.0916	
정신화 $(a_1)$	.541	.063	8.557***	.4171	.6658	
정서인식 명확성 $(a_2)$	.144	.073	1.983*	.0013	.2864	
정신화×정서인식 명확성 $(a_3)$	.023	.008	2.721**	.0064	.0396	
$R^2$			.25	56		
F		50.464***				
			종속변수: 경험회	피		
	b	se	t	LLCI	ULCI	
상수	.464	.342	1.359	2077	1.1360	
정신화( $c_1$ )	109	.045	-2.448*	1971	0215	
고통 감내력(b)	459	.031	-14.740***	5198	3975	
정신화×정서인식 명확성 $(a_4)$	010	.006	-1.842	0212	.0007	
$R^2$			.52	29		
F			123.7	87***		

주. \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001.

내력의 매개효과, 정신화와 경험회피 및 고통 감내력의 관계에서 정서인식 명확성의 조절 효과가 유의함을 확인하였다. 다음으로 본 연 구의 연구모형을 검증하기 위해 Preacher 등 (2007)이 제안한 조건부과정분석 절차를 따라 Hayes(2015)가 제시한 SPSS Macro(model 8)를 통 해 매개된 조절효과를 분석하는 방법을 이용 하였다. 그 결과는 표 6과 같다.

표 6의 결과에 따르면, 정신화와 정서인식 명확성의 상호작용 효과는 고통 감내력에 유의한 영향을 미치며(t=2.721, p<.01), 정신화와 고통 감내력이 경험회피에 미치는 영향은 각각 t=-2.488(p<.05), t=-14.740(p<.001)로 유의한 영향을 미쳤다. 즉 정신화는 고통 감내력

을 통해 경험회피의 감소와 유의한 관계를 맺고 있는데, 이러한 관계는 정서인식 명확성에 의해 조절되고 있다는 것이다. 그러나 정신화와 경험회피의 관계에서 정서인식 명확성의조절효과가 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이는 독립변수와 종속변수의 관계에서 직접조절효과가 줄어들어 유의미하지 않게 된 것으로, 완전 매개된 조절효과라고 볼 수 있다. 이러한 조건부 간접효과의 검증을 위해 Hayes (2012)의 SPSS PROCESS Macro(model 8)를 활용하여 10,000번의 부트스트래핑 표본 추출을 통해 조건부 간접효과에 대한 95% 신뢰구간들을 산출하였다. 결과는 표 7과 같다.

구체적으로는 정서인식 명확성이 평균보다

표 7 점	선서인식	명확성의	수준에	따른	조거부	간접효과
-------	------	------	-----	----	-----	------

정서인식 명확성	b	SE	ILCI	ULCI
M-1SD	181	.044	267	098
Mean	268	.036	342	203
M+1SD	355	.059	474	246

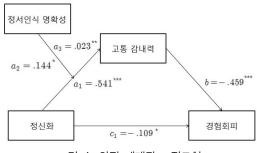


그림 4. 완전 매개된 조절모형

1SD 낮은 집단은 매개효과가 1단위 증가할 때 경험회피가 -.181만큼 감소하고, 정서인식 명확성 평균 집단은 매개효과가 1단위 증가할 때 경험회피가 -.268만큼 감소하며, 정서인식 명확성이 평균보다 1SD 높은 집단은 매개효과가 1단위 증가할 때 경험회피가 -.355만큼 감소한다. 따라서 정서인식 명확성이 평균보다 1SD 높은 집단에서 기울기가 가장 가파르게 나타나 조절효과의 크기가 높음을 알 수 있다. 또한 세 집단 모두 PROCESS Macro를 이용한 부트스트랩 방법으로 살펴본 결과, 신뢰구간 내 0을 포함하지 않아 유의한 것으로 나타났다. 따라서 결과모형은 그림 4와 같다.

#### 논 의

본 연구의 목적은 인간이 고통스러운 경험 을 극복하도록 하는 애착, 인지행동, 정서적 요인 및 과정 등을 통해 상담의 효과성을 높일 수 있는 통합적인 요인 및 방안을 탐색하고자 하였다. 그러기 위해 먼저, 정신화가 고통 감내력을 통해 경험회피에 영향을 줄 것이라는 매개모형을 검증하였다. 또한 매개모형에서 정신화와 고통 감내력의 관계를 정서인식 명확성이 조절하는 조절효과 모형을 검증하였다. 그리고 정신화, 고통 감내력, 경험회피의 매개효과에서 정서인식 명확성이 간접효과를 조절하여 경험회피에 영향을 미치는지에대한 매개된 조절효과 모형을 검증하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 정신화가 고통 감내력을 매개로 하여 경험회 피에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 고통 감내력의 부족이 부적응적인 회피적 대 처 전략의 중요한 동인이라는 선행연구 결과 를 지지하는 것이다(Mchugh, Reynolds, Leyro, & Otto, 2013; Simons & Gaher, 2005). 또한 정신 화가 고통 감내력을 높일 수 있다는 연구 결 과는, 타인과의 안정적인 애착관계 및 질적인 상호작용의 조화를 통해서 정신화와 같은 상 징 기능의 발달이 이루어지고, 그로 인해 고 통 감내력과 같은 개인의 적응적인 감정 조절 의 기능도 내재화 될 수 있다는 의미다. 정 신화 능력은 일차 대상과의 안정적 애착 관 계를 통해 발달적으로 획득되는데(Fonagy et. al., 2002), 이 시기에 습득하지 못했다 하더라 도 이후 가까운 타인이나 상담자가 정신적 대

리인이자 마음을 탐색해 볼 수 있는 대상이되어 주는 경험을 함으로써 습득이 가능하다는 점은, 정신화 능력이 초기 경험에 의해 내면화된 애착도식을 변화 시킬 수 있는 중요한요인으로 볼 수 있게 한다(Fonagy & Target, 2005). 이는 상담자의 정신화와 내담자의 정신화가 함께 상호작용을 함으로써 치료 성과를가져올 수 있음을 시사한다(이수림, 이문희, 2014).

둘째, 정신화와 고통 감내력의 관계에서 정 서인식 명확성의 조절효과 검증 결과 유의미 하게 나타나, 정서인식 명확성 수준에 따라 정신화와 고통 감내력의 관계가 달라지는 것 을 확인하였다. 따라서 정서인식 명확성이 높 을수록 정신화가 높으면 고통 감내력이 더욱 높아진다는 것을 확인하였다. 이는 정신화 능 력에서 인지적・정서적 과정의 통합이 필요하 다는 주장(Bateman et al., 2013)과 맥을 같이 하고, 특히 자기-정서적(self-affective)과정에 대 한 이해도 수반되어야 함을 알 수 있다. 이는 정서인식 명확성이 낮은 경우에 고통 감내력 은 유의미한 부적 상관을 보인다는 결과와도 같은 맥락이다(Vujanovic, Bonn-Miller, Bernstein, McKee, & Zvolensky, 2010). 따라서 서론에서 제기했듯 유사 정신화 또는 고통 과잉 감내와 같이 정서적 경험의 의미화 과정이 부족할 때, 명확한 정서 인식이 중요하다고 볼 수 있다.

셋째, 매개된 조절효과 검증 결과 정서인식 명확성이 '정신화 → 고통 감내력 → 경험회 피'의 매개모형에 대해 조절효과를 가지는 것 으로 확인되었다. 즉, 정신화가 경험회피에 미 치는 영향에서 고통 감내력의 매개효과가 정 서인식 명확성의 수준에 따라 영향을 받음으 로써, 매개된 조절효과가 유의한 것으로 나타 났다. 이는 정서인식 명확성이 단순히 정신화 와 고통 감내력의 관계를 조절할 뿐만 아니라, 정신화가 고통 감내력을 통해 경험회피에 미 치는 영향력을 전체적으로 조절할 수 있음을 의미한다. 정서에 대한 명확한 인식이 부족하 면 강렬한 정서의 체험에 있어 정서에 압도되 고, 이성적인 사고 판단을 어렵게 할 뿐만 아 니라 기분을 능동적으로 조절하는 것이 어려 워진다(감수안, 민경환, 2006).

본 연구 결과가 가지는 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 검증한 매개된 조절모형은 선행 연구가 부족한 정신화, 정서인식명확성, 고통 감내력, 경험회피의 관계를 포괄적, 상호적으로 설명하였다는 것에 의의가 있다. 이로써 본 연구의 결과는 이들 변인들의관계를 이해하는 틀을 제시하였다. 개인마다고통을 감내하는 능력에는 차이가 존재하는데(안계훈, 2014), 본 연구를 통해 정신화가 고통감내력의 개인차에 미치는 영향이 유의미함을확인하였다.

둘째, 20대~50대를 연구 대상자로 설정하여 연구 결과를 좀 더 일반화하고자 하였다. 성인을 대상으로 한 고통 감내력 예측 변인에 대한 정신화 연구는 부족한 실정이며, 국내에서는 대학생을 대상으로 하여 정신화와 고통 감내력의 상관관계를 살펴본 연구(손진희, 2016)가 유일하다. 선행연구보다 폭넓은 연령층의 성인들을 대상으로 기존의 연구가 부족했던 정신화, 정서인식 명확성, 고통 감내력 및 경험회피와 같은 역동적이고 적응적인 기제들의 관계를 살펴봄으로써, 성인들의 정신건강 증진에 대한 개입으로 활용할 수 있다는점에 의의가 있다.

셋째, 정신화와 고통 감내력의 관계를 파악 함으로써 상담 개입에 있어 관계의 형성 및 정서 경험에 대한 접촉의 증진이 내담자가 고 통스러운 감정을 견딜 수 있도록 돕는 것이 중요할 수 있음을 확인하였다는 데에 의의가 있다. 정신화 능력은 정서인식 명확성이 높아 지고 낮아짐에 따라서 달라질 수 있는 가변적 이라는 점을 통해서 상담 개입시 치료적 관계 를 토대로 지금-여기에 집중하는 것이 내담자 에게 도움이 될 수 있다고 볼 수 있다. 고통 감내력의 경우 기존의 연구에서 주로 행동적 고통 감내력이나 부적응적 정서 및 병리와의 관련성에서 매개효과를 다루었다. 본 연구에 서는 정신화와 정서적 고통 감내력, 정서인 식 명확성, 경험회피를 변인으로 설정함으로 써 관계적·정서적 맥락에 보다 초점을 두었 다. 본 연구에서 검증한 변인들의 매개된 조 절효과를 통해 개인의 안정적인 애착 관계 형 성 및 정서적 경험 촉진이 관계적인 차원에서 이루어질 때, 정서 조절 및 적응적 대처 등의 가능성을 파악하였다. 이는 상담 장면에서 내 담자의 정신화 능력, 고통 감내력, 정서인식 명확성을 치료적 개입으로 활용할 수 있음을 시사한다. 특히 독립변인인 정신화는 정신분 석 이론과 애착이론의 통합적 개념으로서 관 계를 기반으로 하며, 매개변인인 고통 감내력 또한 환경적 지지나 다양한 활동 및 수행 등 을 통해 높일 수 있는 가변적인 특성이므로 본 연구의 결과를 토대로 내담자의 상태 및 변화 과정에 대한 이해에 적용을 할 수 있다. 이를 통해 관계를 통한 내담자의 심리적 변화 를 도모하여 성찰적·정서적인 경험의 통합을 촉진한다면, 내담자 안에 좀 더 일관되고 안 정된 자기감(sense of self)을 키워 주는 상담의 방향에 대한 시사점을 제안할 수 있을 것이다. 내담자는 불쾌하고 고통스럽지만 의미 있는 정서적 신호를 상담자-내담자의 치료적 관계 를 통해 자신의 느낌과 경험을 보다 더 명확

히 이해하고자 노력할 수 있게 되고, 고통스러운 감정을 직면하고 견뎌내는 과정을 통해 내담자는 경험회피를 줄일 수 있을 것이다(김영근, 2016). 심리적 증상을 감소시키는 것만을 목표로 하는 문제 중심적 접근보다는 그러한 과정을 내담자가 스스로 탐색하고 이해할수 있도록 도울 수 있는 치료적 관계의 중요성을 토대로, 각기 다른 이론의 접점이 될수있는 변인들로써 정서적인 면에 초점을 맞추어, 상담 이론에서의 변인을 다각적으로 보고자 하였다.

본 연구가 지니는 상담심리학적 함의는 다음과 같다.

이때까지 정신화와 경험회피의 관계에 대한 연구가 미비하며, 고통 감내력을 높여 경험회피를 감소시키는 관계에 대한 연구도 활발하게 진행되었다고 보기 어렵다. 따라서 본 연구의 매개효과 검증을 통해 정신화가 고통 감내력을 거쳐 경험회피를 줄이는 것에 대한 자료를 제공하는 것으로 볼 수 있다. 정신화 능력이 경험회피에 미치는 영향에 있어 고통 감내력이 매개하고, 이는 정서인식 명확성이 조절한다는 것은 안정적인 애착 관계 안에서 정서적 의미를 체험하면서 변화할 수 있다는 점을 시사한다.

지금까지 우울 및 불안, 경계선 성격장애 등의 정서적 문제와 폭식, 음주, 비행 등의 행동적 문제에서 고통 감내력과 경험회피의 관련성을 살펴본 연구들은 있지만, 정서적 고통 감내력을 증진시키는 변인을 탐색하여 경험회피를 감소시키는 과정을 살펴본 예는 본 연구가 처음이다. 고통 감내력을 증진시키는 변인으로는 안정 애착과 연결되어온 정신화와 그리고 정서 처리 과정 상 첫 번째 단계에 속하는 정서인식 명확성이 정신화와 상호작용하여

고통 감내력에 미치는 영향을 파악함으로써 상담 현장에서 고통 감내력을 증진시키고 경 험회피를 줄일 수 있는 개입방법에 대한 기초 적인 자료를 마련하고자 하였다.

또한 본 연구가 지니는 제한점 및 추후 연 구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 사용된 질문지는 자기보고식 질문지이므로 측정방법에 제한이 있다. 사회적으로 바람직한 방향으로 응답하는 경향, 문항의 오해석 등의 오류를 범할 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 이를 보완하기 위한 개인 면담이나 실험연구를 통해 검증해 보아야할 것이다.

둘째, 모든 변인들을 동일한 시기에 자기 보고식으로 측정한 연구이기 때문에 이들의 인과관계에 대해 정확한 결론을 내리기 어렵 다. 이후 연구에서는 변인들 간의 시간적 순 서를 고려한 종단 연구 또는 실험 연구를 통 해 이들의 인과관계를 명확히 설명할 필요가 있다.

셋째, 정신화와 경험회피의 관계에서 매개 변인과, 정신화와 고통 감내력의 관계에서 조 절변인을 탐색했으나 더 많은 매개 및 조절변 인이 있을 것이다. 또한 정서 중심적으로 초 점을 두어 그 과정을 설명했기 때문에 보다 더 다각적인 관점으로 매개변인과 조절변인을 탐색해보아야 할 것이다.

넷째, 정신화 능력이 단지 양육자의 적절한 반영과 안정적인 애착에 의해서만 발달하는 것이 아니라, 부정적인 경험 또한 이에 영향을 미친다는 연구도 있다. 예를 들어, 감정이 얽힌 갈등은 안정 애착이 주는 긍정적인 감정 만큼이나 정신화 능력의 발달을 빠르게 촉진한다(Newton, Reddy, & Bull, 2000). 이것은 정신화가 관계적인 영향을 포함하며 그것의 상

당 부분이 안정 애착과 관련이 있지만, 결코 단일 모델로 설명될 수 없다는 것을 보여준다. 따라서 정신화 능력의 발달에 미치는 관계의 영향은 하나의 경로라기보다 특정 맥락에 따라 다른 특성을 지닌 것으로 이해해야 한다 (Hughes & Leekham, 2004). 본 연구에서는 정신화 능력이 안정적인 애착 환경에서 발달하는 경로만을 보고 상담에서의 의의를 제공하고자 하였다. 따라서 정신화의 발달에 영향을 미치는 다양한 요인들과도 함께 탐색을 해볼 필요 가 있다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 일반인의 정신건강에 있어 중요한 요인으로써의 정신화와 고통 감내력 및 정서인식 명확성의 관계를 살펴보아 상담의 범이론적(pan-theoretical) 관점으로 통합을 시사했음에의의가 있다. 특히 부적 정서를 견디는 능력이 일반적인 정신건강에 영향을 미치는 점을고려할 때, 심리적 문제 예방과 증상 해결에관한 관점에 대해 정보 제공이 될 수 있을 것이다.

#### 참고문헌

김수안, 민경환 (2006). 자신의 감정에 압도된 사람들의 성격, 정서특성 및 주관적 안녕 감. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 20(3), 45-66.

김영근 (2015). 인간의 고통스러운 경험과 치 유에 관하여. 인간·환경·미래, (15), 37-66.

김영근 (2016). 치료적 관계 안에서의 내담자 의 변화와 성장. 인간·환경·미래, (17), 111-142.

- 김재형 (2014). 어머니의 불안정 성인애착이 자 녀양육태도에 미치는 영향: 정신화 능력과 지각된 배우자 지지를 중심으로. 서강대학 교 대학원 석사학위논문.
- 김태사, 안명희 (2013). 불안정 성인애착이 심 리적 역경 후 성장에 미치는 영향: 자기 대상과 정신화의 매개효과. 한국심리학회 지: 상담 및 심리치료 25(4), 853-871.
- 박모란, 유성은 (2014). 외상 경험이 있는 대학 생들의 다차원적 경험회피와 외상 후 성 장의 관계. 인지행동치료, 14(3), 435-453.
- 박성아 (2010). 경계선 성격장애 성향자의 정서에 대한 두려움과 고통감내력. 서울대학교 석사학위논문.
- 박세미 (2016). 자기보고식 심리화(정신화) 척도 의 개발과 타당화. 가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 박영례 (2016). 고통 감내력이 주관적 안녕감에 미치는 영향: 경험회피의 매개효과. 가톨릭 대학교 상담심리대학원 석사학위논문.
- 박우리 (2016). 부정 정서조급성과 고통 감내력 이 섭식통제 상실에 미치는 영향: 정서인식 명확성의 조절효과. 서울대학교 대학원 석 사학위논문.
- 반건호 (2013). 애착이론으로부터 정신화까지: 배경과 임상적 의의. 한국정신분석학회, 24(1), 9-20.
- 서장원, 권석만 (2015a). 고통 감내력과 심리장 애: 경험적 연구 개관. 한국심리학회지: 일 반, 34(2), 397-427.
- 서장원, 권석만 (2015b). 고통을 견디는 과정에 대한 이론적 고찰: 정동적 판단 모델의 개발. 한국심리학회지: 일반, 34(3), 641-666.
- 손진희 (2015). 고통 감내력의 예측요인: 마음챙

- 김, 반추, 정신화. 서울여자대학교 특수치 료전문대학원 석사학위논문.
- 안계훈 (2014). 정서적 고통 감내력과 불확실성 에 대한 인내력 부족이 걱정 증상에 미치는 영향: 경험회피의 매개효과, 아주대학교 대학원 석사학위논문.
- 이경희, 김봉환 (2010). 정서표현양가성과 정서 조절이 대인관계에 미치는 영향. 한국심리 학회지: 상담 및 심리치료, 22(2), 369-384.
- 이서정, 현명호 (2008). 정서인식의 명확성과 인지적 정서조절이 정신건강에 미치는 영 향. 한국심리학회지: 건강, 13(4), 887-905.
- 이수림, 이문희 (2014). 상담 및 심리치료 성과 의 효과적 핵심 요인: 정신화(mentalizing) 의 이해와 적용. 인간연구. (27), 95-139.
- 이수림, 이문희 (2016). 부모의 비정신화가 자 녀와의 관계 및 자녀의 성격 형성에 미치 는 영향. 경희대학교 사회과학연구원: 사회 과학연구, 42(1), 147-175.
- 이수정, 이훈구 (1997). Trait Meta-Mood Scale의 타당화에 관한 연구: 정서지능의 하위 요 인에 대한 탐색. 한국심리학회지: 사회 및 성격. 11(1), 95-116.
- 이하나 (2006). 정서인식의 명확성, 정서의 표현 및 갈등과 대인불안의 관계: 자아탄력성의 매개효과 검증. 연세대학교 대학원 석사학 위논문.
- 이현주, 안명희 (2012). 어머니의 불안정 성인 애착이 부정적 정서 및 심리적 통제에 미 치는 영향: 정신화 능력과 부정적 정서의 매개효과. 한국심리학회지: 여성, 17(3), 413-434
- 장선경 (2016). 청소년의 부적응적 완벽주의와 정서적 고통감내력이 걱정에 미치는 영향: 경험회피의 매개효과. 인천대학교 교육대

- 학원 석사학위논문.
- 정지현 (2015). 고통 감내력과 정신건강의 관계: 주관적·행동적 고통 감내력이 우울 및 불안에 미치는 영향. 서울대학교 박사학위논문.
- 최해연 (2008). 정서표현에 대한 갈등과 억제 연구. 서울대학교 박사학위논문.
- 허재홍, 최명식, 진현정 (2009). 한국어판 수용-행동 질문지 2 신뢰도 및 타당도 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 21(4), 861-878.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). Multiple regression: Testing and interpreting interaction.

  Newbury Park, CA: Sage.
- Allen, J. G., & Fonagy, P. (Eds.). (2006). *The handbook of mentalization-based treatment*. England: John Wiley & Sons Press.
- Allen, J. G., Fonagy, P. & Bateman, A. W. (2008). *Mentalizing in Clinical Practice*. Arlington: American, Psychiatric Pub.
- Bateman, A., Bolton, R., & Fonagy, P. (2013).
  Antisocial personality disorder: A mentalizing framework. The Journal of Lifelong Learning in Psychiatry, 11(2), 178-186.
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2010). Mentalization based treatment for borderline personality disorder. *World Psychiatry*, 9(1), 11-15.
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2012). Borderline personality disorder. In A. Bateman & P. Fonagy (Eds.), *Handbook of mentalizing in mental health practice* (pp. 273-288). Washington DC: American Psychiatric Association.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in

- social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality & Social Psychology, 51*(6), 1173-1182.
- Bion, W. R. (1959). Attacks on linking. International Journal of Psycho-Analysis, 40, 308-315.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior therapy*, 42(4), 676-688.
- Daughters, S. B., Sargeant, M. N., Bornovalova, M. A., Gratz, K. L., & Lejuez, C. W. (2008). The relationship between distress tolerance and antisocial personality disorder among male inner-city treatment seeking substance users. *Journal of Personality Disorders*, 22(5), 509-524.
- Dolan, M., & Fullam, R. (2004). Theory of mind and mentalizing ability in antisocial personality disorders with and without psychopathy. *Psychological medicine*, 34(6), 1093-1102.
- Fonagy, P. (1991). Thinking about think: Some clinical and theoretical considerations in the treatment of a borderline patient. *The International Journal of Psychoanalysis*, 72(4), 639-656.
- Fonagy, P., Gergely, G., Jurist, E., & Target, M. (2002). Affect Regulation, Mentalization and the Development of the Self. New York: Other Press.
- Fonagy, P., & Target, M. (2005). Bridging the transmission gap: An end to an important mystery of attachment research? *Attachment*

- and Human Development, 7(3), 333-343.
- Gergely, G., & Watson, J. (1996). The social biofeedback model of parental affect-mirroring. International Journal of Psycho-Analysis, 77(6), 1181-1212.
- Gohm, C. L. (2003). Mood regulation and emotional intelligence: Individual differences. Journal of Personality and Social Psychology, 84(3), 594-607.
- Gratz, K. L., & Tull, M. T. (2011). Borderline personality disorder. Distress tolerance: Theory, research, and clinical applications. New York: Guilford Press.
- Hayes, A. F. (2012). PROCESS: A versatile computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling [White paper]. Retrieved from http://www.afhayes.com/public/process2012.pdf.
- Hayes, A. F. (2015). PROCESS macro를 활용 한 매개분석·조절분석 및 조절된 매개분석 [Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis, 1st ed.]. (이형권역). 경기: 신영사(원전은 2013에 출판).
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). Acceptance and Commitment Therapy: An experiential approach to behavior change. New York: Guilford Press.
- Hughes, C., & Leekam, S. (2004). What are the links between theory of mind and social relations? Review, reflections and new directions for studies of typical and atypical development. *Social Development*, 13(4), 590-619.
- Leyro, T. M., Zvolensky, M. J., & Bernstein, A. (2010). Distress tolerance and

- psychopathological symptoms and disorders: a review of the empirical literature among adults. *Psychological bulletin*, 136(4), 576.
- Linehan, M. M. (1993). Skiils training manual for treating borderline personality disorder. New York: Guilford Press.
- Magidson, J. F., Listhaus, A. R., Seitz-Brown, C. J., Adnerson, K. E., Lindberg, B., Wilson, A., & Daughters, S. B. (2013). Rumination mediates the relationship between distress tolerance and depressive symptoms among substance users. *Cognitive Therapy and Research*, 37(3), 1-10.
- McHugh, R. K., Reynolds, E. K., Leyro, T. M., & Otto, M. W. (2013). An examination of the association of distress intolerance and emotion regulation with avoidance. *Cognitive Therapy and Research*, 37(2), 363-367.
- Mearns, D. (2006). Person-centered therapy: A leading edge. Master class presentation, London and elsewhere.
- Mearns, D., Thorne, B. (2012). 인간중심 상담의 임상적 적용 [Person-centered counseling in action]. (주은선 역). 서울: 학지사(원전은 2007에 출판).
- Muller, D., Judd, C. M., & Yzerbyt, V. Y. (2005). When moderation is mediated and mediation is moderated. *Journal of Personality* and Social Psychology, 89(6), 852-863.
- Newton, P., Reddy, V., & Bull, R. (2000).

  Children's everyday deception and performance on false belief tasks. *British Journal of Developmental Psychology*, 18(2), 297-317.
- Preacher, K. J., Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects

- in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers, 36*(4), 717-731.
- Preacher, K. J., Rucker, D. D., & Hayes, A. F. (2007). Addressing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions. *Multivariate behavioral research*, 42(1), 185-227.
- Rutherford, H. J., Booth, C. R., Luyten, P., Bridgett, D. J., & Mayes, L. C. (2015). Investigating the association between parental reflective functioning and distress tolerance in motherhood. *Infant Behavior and Development*, 40, 54-63.
- 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. *Emotion, disclosure, & health, 14,* 125-154.
- Salovey, P., Stroud, L. R., Woolery, A., & Epel, E. S. (2002). Perceived emotional intelligence, stress reactivity, and symptom reports: Further explorations using the trait Meta-Mood Scale. *Psychology & Health*, 17(5), 611-627.

- Schmeichel, B. J., & Baumeister, R. F. (2004). Self-regulatory strength. New York: Guilford Press.
- Sharp, C., Venta, A., Vanwoerden, S., Schramm, A., Ha, C., Newlin, E., & Fonagy, P. (2016).
  First empirical evaluation of the link between attachment, social cognition and borderline features in adolescents. *Comprehensive psychiatry*, 64, 4-11.
- Simons, J. S., & Gaher, R. M. (2005). The Distress Tolerance Scale: Development and validation of a self-report measure. *Motivation and Emotion*, 29(2), 83-102.
- Vujanovic, A. A., Bonn-Miller, M. O., Bernstein, A., McKee, L. G., & Zvolensky, M. J. (2010). Incremental validity of mindfulness skills in relation to emotional dysregulation among a young adult community sample. Cognitive Behaviour Therapy, 39(3), 203-213.

원 고 접 수 일 : 2018. 05. 17 수정원고접수일 : 2018. 07. 18 게 재 결 정 일 : 2018. 10. 09 한국심리학회지: 상담 및 심리치료

The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy

2018, Vol. 30, No. 4, 1219-1238

The Relationship Among Mentalization,

Distress Tolerance, and Experiential Avoidance:

Mediated Moderation Effect of Clarity of Emotion Recognition

Hyeyul Kim

Youngkeun Kim

Inje University

The purpose of this study was to examine how emotional clarity and distress tolerance affect the relationship between mentalization and experiential avoidance. For this purpose, 445 adults were asked to complete questionnaires and the data were analyzed using SPSS 21.0. First, correlation analysis indicated that mentalization, emotional clarity, and distress tolerance were positively correlated. Second, mediation analysis showed that the relationship between mentalization and experiential avoidance was partially mediated by distress tolerance. Third, hierarchical regression analysis showed that emotional clarity mediated the effect of mentalization on distress tolerance. Emotional clarity also mediated the relationship between mentalization on experiential avoidance distress tolerance. Implications for counseling practice and future research are discussed.

Key words: mentalization, emotional clarity, distress tolerance, experiential avoidance, mediated moderating effect

www.kci.go.kr