

한국판 지각된 정서 비타당화 척도 (K-PIES) 타당화

김 지 원

가톨릭대학교 심리학과
박사수료

김 경 희[†]

가톨릭대학교 상담심리대학원
조교수

본 연구의 목적은 Zielinski와 Veilleux(2018)가 개발한 지각된 정서 비타당화 척도(Perceived Invalidation of Emotion Scale [PIES])를 한국어로 번안하여 신뢰도와 타당도를 검증하는 것이다. 이를 통해 한국어판 PIES가 국내에서 정서 비타당화 개념을 측정하는 데 적합한 도구인지 경험적으로 확인하고자 하였다. 이를 위해 원척도 개발자의 허가를 받은 후 번역-역번역 과정과 원저자의 검토를 거쳤다. 그다음 한국 성인 450명을 대상으로 PIES의 한국어 버전, 유년기 무효화 척도(ICES-K), 한국판 정서조절곤란 척도(K-DERS), 한국판 우울, 불안, 스트레스 척도(DASS-21), HEXACO-PI-R의 외향성 및 성실성을 조사하였다. 수집된 자료는 SPSS 27과 AMOS 27을 사용하여 내적합치도와 검사-재검사 신뢰도, 요인구조를 확인하고, 위계적 회귀분석을 통해 타당도를 검증하였다. 탐색적 요인분석 결과 한국판 지각된 정서 비타당화 척도는 단일 요인구조가 적합한 것으로 나타났으며, 내적 합치도와 검사-재검사 신뢰도는 준수한 수준을 보였다. 확인적 요인분석 결과 단일 요인구조가 적합함이 재확인되었고, 수렴타당도와 준거타당도, 증분타당도를 확인하였다. 또한 전반적인 측정모형의 적합도 역시 양호한 것으로 나타났다. 결과를 바탕으로 연구의 의의와 한계, 후속 연구를 위한 제언을 논하였다.

주요어 : 정서 타당화, 지각된 정서 비타당화 척도, 타당화

[†] 교신저자 : 김경희, 가톨릭대학교 상담심리대학원 조교수, 서울시 서초구 반포대로 222

Tel : 02-3147-8793, E-mail : kh1022@catholic.ac.kr



Copyright ©2026, The Korean Counseling Psychological Association
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

대인관계에서 자신의 감정을 공유하고 타인으로부터 이해와 공감을 얻고자 하는 것은 인간의 기본적인 욕구이다(Baumeister & Leary, 1995; Zaki & Williams, 2013). 인간은 양육자 및 중요한 타자와의 상호작용 속에서 공동조절(co-regulation) 경험을 축적하며 정서조절 역량을 발달시켜 나간다. 그런데 개인의 정서 표현이 타인에 의해 무시되거나 비판을 받는 등 비타당화 반응이 누적될 경우 정서조절 역량의 발달이 저해될 수 있고 정서조절곤란(emotion dysregulation)과 심리적 어려움이 나타날 수 있다(Linehan, 1993). 이러한 관점은 정서조절 문제가 개인의 정서적 취약성만으로 설명되기보다, 대인관계 맥락에서 반복적인 상호작용을 통해 형성되고 변화될 수 있음을 시사한다. 특히 대인 상호작용에서 정서 반응은 사건 자체보다 그에 대한 개인의 평가(appraisal)에 의해 크게 좌우된다(Schmidt et al., 2010). 따라서 정서 비타당화 역시 반응자의 의도나 행동 자체보다, 개인이 해당 반응을 어떤 메시지로 해석하고 지각했는지에 초점을 두어 측정하고 이해할 필요가 있다. 실제로 지각된 정서 비타당화는 정서조절곤란 및 다양한 정신병리 지표와 유의한 관련을 보이는 것으로 보고되고 있다(이한빛, 이훈진, 2022; Rezaei et al., 2024; Zielinski et al., 2023). 이에 본 연구는 지각된 정서 비타당화를 정서조절곤란 및 심리적 문제와 밀접하게 관련된 대인관계 요인으로 개념화하고, 이를 측정하는 ‘지각된 정서 비타당화 척도(PIES)’의 한국판 신뢰도와 타당도를 검증함으로써 국내 연구 및 상담 장면에서의 활용 가능성을 제시하고자 한다.

Linehan(1993)의 생물사회적 이론(biosocial theory)은 비타당화 환경의 중요성에 대한 체계

적인 설명을 제공한다. 이 이론에 따르면 정서적 취약성을 지닌 개인이 비타당화 환경(invalidating environment)과 상호작용하여 정서조절곤란 문제가 발생하게 된다. 여기서 비타당화 환경이란 개인의 현상학적 욕구와 정서, 신념, 해석 등을 이해하지 못하고, 비판, 무관심, 처벌, 무시, 비난, 무반응을 보임으로써 타당화를 제공하지 않는 환경을 말한다(Fruzzetti et al., 2003). 즉, 개인의 내적 경험은 본질적으로 주관적인 것임에도 불구하고 이를 틀렸다고 부정하거나 부적절하다는 메시지를 전달하는 대인 맥락을 의미하는 것이다. Linehan(1993)에 의하면 비타당화 환경은 일반적으로 개인이 표현하는 부정 정서를 감내해 주지 못하며, 경험에 대한 개인의 관점을 잘못 된 것으로 간주하는 반응을 보이는 것이 특징이다. 또한 개인의 부정적인 감정이 그 사람의 과잉 반응, 과민함, 사건에 대한 왜곡된 관점 등 사회적으로 용납되지 않는 어떤 성격 특성에 그 원인을 귀인하기도 한다. 정서적으로 취약한 개인이 반복적으로 이러한 비타당화 반응을 경험하게 되면 자신의 정서 경험을 신뢰하고 이해하는 능력을 발달시키기 어렵고 내면의 고통을 인식하고 처리하는 방법을 배우지 못한다. 그리하여 개인은 감정을 억제하거나, 타인으로부터 도움이 되는 반응을 이끌어내기 위해 극단적인 정서 표현을 보이게 되어 정서조절곤란이 심화된다. 정서 사회화에 대한 경험적 연구에서 부모나 중요한 타인의 비지지적이고 비타당화적인 반응이 아동 및 청소년의 정서조절곤란과 유의하게 관련된다는 결과(Krause et al., 2003; Morris et al., 2007)가 이러한 설명을 뒷받침한다. 이러한 이론적·경험적 근거를 고려할 때 대인관계 맥락에서 개인이 경험한 비타당화는 정서조절곤란

의 발달과 유지에 기여하는 선행요인으로 주목할 만하다. Linehan(1993)의 비타당화 개념은 개인의 정서뿐 아니라 신념과 해석, 행동 등 사적 경험 전반을 포괄하는 광범위한 개념이다. 이러한 포괄성은 정서조절 문제의 발생 맥락을 이해하는 데 중요한 이론적 틀을 제공하지만, 동시에 특정 심리적 과정이나 변인을 경험적으로 구분하여 측정하는 데에는 한계를 지닌다. 특히 비타당화가 다양한 사적 경험 전반을 포함할 경우, 어떤 경험 영역이 정서 조절곤란과 직접적으로 관련되는지를 명확히 규명하기 어려워진다. 따라서 본 연구에서는 비타당화 개념 전반을 포괄적으로 다루기보다, 척도 타당화라는 연구 목적에 맞게 측정 개념의 정의를 명확하게 하기 위해 개인의 정서 경험과 그에 대한 타인의 반응에 초점을 한정하고자 한다. 이에 따라 본 연구에서는 비타당화 개념 가운데 정서 경험과 관련된 측면에 주목하여 정서 비타당화를 개념화하고자 한다.

정서 비타당화는 ‘개인의 정서 경험이나 표현이 타인으로부터 부정확하거나 부적절한 것으로 평가받는다’고 지각되는 사회적 상호작용’을 의미한다(Zielinski & Veilleux, 2018). 이 개념은 타인의 실제 의도나 행동 자체가 어떠했는지가 아니라, 정서를 표현한 개인이 타인의 반응을 보고 ‘내 감정이 틀리거나 부적절하다’는 메시지로 인식하는 것을 의미한다. 다시 말해 정서 비타당화는 실제 사건에 대한 사실적 판단이 아니라 개인의 주관적 지각을 가리킨다. 이러한 속성은 Reis 등(2017)이 제시한 ‘이해받는 느낌(perceived understanding)’의 개념과도 연결된다. 이들은 타인이 실제로 나를 얼마나 정확히 이해하는가보다, 내가 이해받고 있다고 느끼는 주관적 신념이 관계 만족도 및 심리적 안녕감과 더욱 의미 있는 관련

성을 보인다고 하였다. 이와 마찬가지로 정서 비타당화는 ‘실제로 정서가 무효화되었는지’ 여부보다, 개인이 ‘자신의 감정이 타당하지 않게 평가되었다’고 지각하는 것 자체가 핵심이다. 국내 연구에서는 이 개념이 주로 ‘정서 무효화’(김소은, 송현주, 2018; 유안나, 신성만, 2024)로 번안되어 사용되었다. 그러나 본 연구에서는 ‘정서 비타당화’라는 표현이 개념적 의미를 더 충실히 반영한다고 제안한다. ‘무효화’라는 표현은 정서의 존재 자체를 인정하지 않는 듯한 뉘앙스를 지니는 반면, ‘비타당화’는 정서의 적절성이나 정당성에 대한 부정적 평가를 보다 직접적으로 드러낸다.

일련의 연구들은 정서 비타당화 반응이 개인의 정서적 및 심리적 적응에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 먼저, 아동기에 부모로부터 지각한 정서 비타당화 경험은 성인기의 만성적인 정서 억제를 증가시키고 심리적 고통에 영향을 미치며(Krause et al., 2003), 비자살적 자해와도 관련되는 것으로 보고되었다(Holden et al., 2021). 또한 아동기에 부모의 정서 비타당화 반응을 높게 지각할수록 정서 조절 역량이 저하되고, 이로 인해 성인기 정서적 섭식(emotional eating)이 증가하는 것으로 나타났다(Braden et al., 2021). 한편 일부 연구들은 특정 상호작용 맥락에서 제공되는 비타당화 반응이 개인의 정서·생리적 반응에 미치는 영향을 직접 검증하였다. 예를 들어, Vangronsveld와 Linton(2012)은 타당화 및 비타당화 반응을 실험적으로 조작한 결과, 비타당화 조건에서 분노와 좌절이 증가함을 보고하였다. 또한 Shenk와 Fruzzetti(2011)는 비타당화 피드백이 심박수와 피부전도 수준을 증가시키는 등 생리적 스트레스 반응을 강화함을 발견하였다. 이러한 연구들은 비타당화 반응이 개

인의 정서·생리적 반응에 유의한 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 특히 상호작용 상황에서 경험되는 비타당화가 개인에게 실제로 어떻게 지각되고 해석되는지에 따라 그 영향이 달라질 수 있다는 점에서, 성인의 현재 대인관계 맥락에서 지각된 정서 비타당화를 독립적으로 측정하고 그 관련성을 검증할 필요성이 제기된다. 그러나 기존에 활용되어 온 정서 비타당화 관련 척도들은 아동기 시점의 경험을 회상하여 응답하게 한다는 점, 그리고 부모와의 관계에 국한되어 있다는 한계를 지닌다. 예를 들어, Invalidating Childhood Environment Scale(ICES; Mountford et al., 2007)은 부모의 반응을 회상하는 방식으로 문항이 구성되어 있어, 성인이 현재의 다양한 관계에서 자신의 정서 표현이 부적절하거나 과장된 것으로 지각되는 정도를 측정하는 데에는 제한이 있다. Socialization of Emotion Scale(SES; Krause et al., 2003) 역시 부모의 정서사회화 반응을 중심으로 구성되어 성인의 현재 경험을 평가하기에는 부적합하다. 또한 The Illness Invalidity Inventory(3*I; Kool et al., 2010)는 만성 질환 등 특정 건강 문제 맥락에서의 비타당화를 측정하도록 개발되어 일반적 대인관계 상황으로 확장하여 적용하는 데 한계가 있다. 이처럼 기존 도구들은 특정 발달 시기나 맥락에 편중되어, 성인이 현재 대인관계에서 경험하는 지각된 정서 비타당화 수준을 직접적이고 일관되게 평가하기 어렵다. 정서 비타당화는 부모 이외에도 연인·배우자·친구·직장 동료 등 다양한 중요 관계에서 발생할 수 있으며, 이러한 현재 관계에서의 경험은 개인의 심리적 적응과 대인관계 만족, 안녕감과 밀접하게 연결될 수 있다.

이러한 배경에서 Zielinski와 Veilleux(2018)가

지각된 정서 비타당화 척도(PIES)를 개발하였다. 이는 기존 측정 도구의 한계를 극복하려는 시도로, 다음과 같은 특징을 지닌다. 첫째, 아동기 경험이나 부모의 반응에 국한되지 않고 성인의 현재 대인관계 맥락에서 정서 비타당화를 측정한다. 둘째, 단순히 정서 표현이 무시되거나 거절되는 수준을 넘어 정서의 타당성을 부정 당한다는 지각에 초점을 맞춘다. 셋째, 관찰자 평가가 아닌 개인의 지각된 경험을 측정한다. 이는 동일한 객관적 사건이라도 개인이 이를 어떻게 해석하고 정서적으로 받아들이는지에 따라 관계 만족도와 심리적 안녕감이 달라질 수 있다는 점에서, 주관적 경험의 고유한 영향을 포착할 수 있게 한다(Reis et al., 2017). 또한 개인의 주관적 지각을 예측 변인으로 사용하는 경우, 이것이 그 사람 내면의 심리적 경험과 인지 과정을 직접 반영하기 때문에 심리적 상태와 행동을 더 정확히 예측할 수 있다. 반면 관찰자 평가는 외부 시점에서 포착한 객관적 행동에 한정되어 개인의 내면 경험이나 미묘한 정서 변화를 반영하지 못하는 경우가 많아, 주관적 관점이 예측 변인으로서 더 깊고 독립적인 설명력을 갖는다(Funder, 1999, Reis et al., 2017). PIES는 단일요인 구조를 갖고 있으며, 정서조절곤란과 불안, 우울, 및 대인관계 문제와 유의미한 상관을 보였다(Zielinski & Veilleux, 2018; Zielinski et al., 2023). 또한 임상군과 비임상군을 구분할 수 있는 변별력을 보여주었으며 대인관계 적응 및 심리 건강의 변화를 예측하는 타당성도 보고되었다(Zielinski & Veilleux, 2018). 이와 더불어 PIES는 10문항으로 문항 길이가 짧아 응답하는 사람의 피로도를 줄일 수 있다는 장점이 있다. PIES를 활용한 연구들에서는 지각된 정서 비타당화의 특성 및 관련 결과가

다음과 같이 보고되었다. 정서 비타당화를 높게 지각하는 사람은 일상에서 긍정적 정서를 덜 경험하고 부정적 정서와 스트레스를 더 강하게 느끼는 경향이 있었고, 이는 특히 사회적 상황에서 두드러지게 나타났다(Zielinski et al., 2023). 또한 정서 비타당화는 기존의 정서 조절곤란이나 정서 반응성 같은 요인을 통제 한 뒤에도 우울과 불안을 독립적으로 설명하는 변인으로 나타나, 심리적 고통의 고유한 위험 요인임이 밝혀졌다(Schreiber & Veilleux, 2022). 커플을 대상으로 한 연구에서는 개인이 느끼는 정서 비타당화가 자신뿐 아니라 파트너의 관계 만족의 저하와 관련되며, 특히 여성의 경우 그 파급력이 더 크게 작용한다는 결과도 제시된 바 있다(Brandao, 2024). 이러한 연구들은 현재 관계에서 지각된 정서 비타당화가 개인의 정신건강과 관계의 질에 영향을 미치는 변인임을 일관되게 보여준다.

해외 연구 동향과는 달리 국내에서는 정서 비타당화를 주로 유년기 부모의 비타당화 반응에 대한 지각을 중심으로 다루어 왔다. 예를 들어 구본용과 송지숙(2019)은 한국 청소년을 대상으로 한국형 유년기 무효화 환경 척도(ICES-K)를 타당화하였고, 부모의 비타당화 반응에 대한 지각이 고통감내력 및 자아존중감과 유의한 관련이 있음을 확인하였다. 또한, 유년기 무효화 경험은 청소년의 정서조절곤란에 영향을 미치는 것으로 보고되었으며(박영미, 2023), 여대생 및 성인 자녀 표본에서도 부모의 정서 비타당화가 불안 민감성, 고통감내력, 내면화 문제, 불안 및 신체화 증상과 연결되는 결과가 축적되어 왔다(김소은, 송현주, 2018; 김해술, 손영미, 2020). 이러한 연구들은 정서 비타당화의 발달적 영향을 이해하는 데 기여해 왔으나, 성인의 현재 관계 맥락에서

지각되는 정서 비타당화 경험을 직접 측정하고 그 고유한 역할을 검증하는 연구는 상대적으로 부족하다. 유년기 경험과 현재 대인관계에서의 지각은 서로 관련될 수 있으나, 개념적·측정학적으로 구별되는 구성개념이며(Zielinski & Veilleux, 2018), 아동기 회상 척도만으로는 성인의 실제 관계(연인·배우자·친구·직장 동료 등)에서 경험되는 비타당화의 맥락성과 차이를 직접적으로 포착하기 어렵다. 나아가 현재 관계에서의 지각되는 정서 비타당화 경험을 측정하더라도 그 경험이 어떤 의미로 해석되고 보고되는지는 문화적 규범에 의해 달라질 수 있으므로, 문화 맥락을 고려한 측정 도구의 적절성 검토가 필요하다. 한국과 같은 집단주의 문화에서는 사회적 조화와 관계 유지를 중시하는 규범이 정서 표현의 허용 범위와 해석 방식에 영향을 미칠 수 있다(Markus & Kitayama, 1991; Matsumoto et al., 2008). 이러한 문화적 규범과 정서 표현에 대한 타인의 반응 양식으로 인해, 정서 표현에 대한 동일한 반응이라도 개인이 그것을 정서 비타당화로 지각하는 정도는 서구권과 다르게 나타날 수 있다. 따라서 서구에서 개발된 척도의 문항이 한국 문화에서도 동일한 방식으로 기능하며 동일한 구성개념을 반영한다고 전제하기 어렵기 때문에, 한국 표본에서 PIES의 요인구조와 준거 관련 타당도 등을 검증하는 한국판 척도의 타당화 작업이 요구된다.

이러한 필요성을 바탕으로 본 연구에서는 Zielinski와 Veilleux(2018)가 개발한 지각된 정서 비타당화 척도(PIES)를 한국어로 번안하고, 성인의 현재 대인관계 맥락에서 지각되는 정서 비타당화를 측정하는 도구로서의 신뢰도와 타당도를 검증하고자 한다. 한국판 PIES의 심리 측정적 적절성이 확보된다면, 국내에서 정서

비타당화의 역할을 검증하는 실증연구의 기반을 마련할 것으로 기대된다. 예를 들어 한국 표본에서 정서 비타당화가 정서조절곤란 및 다양한 심리적 적응 지표와 어떤 관련을 보이는지, 그리고 이 관련성을 어떤 개인내적·대인관계 요인이 매개·조절하는지 탐색할 수 있을 것이다. 또한 PIES는 비타당화에 대한 개인의 지각을 측정하므로 상담 장면에서 내담자가 가진 대인관계에서의 인지적 특성을 사례 개념화하고, 상담 전후의 변화를 모니터링하는 지표로 활용될 수도 있다. 정서 비타당화 경험이 개인의 해석과 기대에 의해 구성된다는 점에서, PIES는 인지적 재평가 및 대인관계 재구조화를 위한 임상적 단서를 제공할 수 있다. 이에 따라 본 연구의 목적을 달성하기 위한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 한국판 지각된 정서 비타당화 척도의 요인 구조는 어떠한가?

연구문제 2. 한국판 지각된 정서 비타당화 척도의 신뢰도와 타당도는 적절한가?

방 법

연구참여자

연구 목적을 달성하기 위하여 20세 이상의 성인 남녀 총 450명을 표집하였다. 표집은 온라인 리서치 업체에서 보유한 패널 중 자발적으로 연구 참여에 지원하여 본 연구 내용에 대한 설명에 동의한 자들을 대상으로 설문을 실시하였다. 연구 참여자의 분포를 살펴보면, 남성은 135명(30.0%), 여성은 315명(70.0%)이었고, 연령은 20대가 112명(24.9%), 30대가 113명(25.1%), 40대가 113명(25.1%), 50대가 112명

(24.9%)이었다. 또한, 학력은 대졸이 318명(70.7%)으로 가장 많았고, 고졸이 73명(16.2%), 대학원졸 이상이 59명(13.1%) 순으로 나타났다.

연구절차

PIES 타당화를 위해 원칙도 개발자인 Melissa J. Zielinski에게 한국판 제작을 위한 척도 번안 및 타당화 연구 진행의 허가를 구했다. 원저자의 허가를 받은 후 상담심리학 박사 학위 소지자 1인이 PIES 원칙도를 한국어로 번역했다. 한국어로 번역된 PIES는 미국에서 6년간 수학하고 한국에서 상담심리학으로 석사학위를 취득하여 한국어와 영어에 능통한 1인, 그리고 한국 대학에서 영어영문학을 전공하고 상담심리학으로 석사 학위를 취득한 1인, 총 2인이 번역의 적절성을 교차 검토하였다. 그다음 미국에서 고등학교와 대학교를 졸업한 한국 출생 영어 전문 강사 1인이 역번역을 진행했다. 이렇게 생성된 번역문과 역번역문을 사용하여 본 연구의 연구자들이 문항별 내용의 동등성을 검토하였다. 본 연구진이 검토를 완료한 이후 원저자인 Zielinski 박사에게 역번역된 척도를 이메일로 전송하여 검토를 요청하였고, 전반적으로 적절하게 번역되었음을 확인받았다.

다음으로 온라인 리서치 업체에 의뢰하여 연구 참여에 동의한 자들을 대상으로 설문을 실시하였다. 참여자는 총 450명이었으며 참여자들은 설문 응답을 완료한 후 연구 참여에 대한 보상으로 리서치 업체에서 제공하는 소정의 적립금을 받았다. 수집된 450명의 자료는 두 집단에 무선험당하여 표본 1($n=200$)과 표본 2($n=250$)를 구성하였다. 이와 같은 무선

할당을 활용한 방식은 객관적으로 요인구조를 파악할 수 있도록 돕는다(Perez-Rojo et al., 2018). 표본 1을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하였으며, 해당 표본에서 남성이 58명(29.0%), 여성이 142명(71.0%), 평균 연령은 35.6세($SD=9.9$)였다. 표본 2의 자료로 확인적 요인분석과 타당도 분석을 실시하였고, 이 중 남성은 77명(30.8%), 여성은 173명(69.2%), 표본의 평균 연령은 36.1세($SD=10.4$)였다. 검사-재검사 신뢰도 분석을 실시하기 위해 전체 연구 참가자 450명 중에서 2차 설문 참여에 동의한 자 100명을 표집하였고, 1차 설문 종료일로부터 4주 후 K-PIES에 응답하도록 요청하였다. 이들 중 남성이 33명(33.0%), 여성이 67명(67.0%), 평균 연령은 35.9세($SD=10.1$)였다.

측정도구

한국판 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES)

본 연구에 사용된 PIES는 중요한 타인으로 부터 자신의 감정이 무시되거나 잘못되었다고 느낀 경험을 측정하기 위해 Zielinski와 Veilleux (2018)가 개발한 것으로, Likert 5점 척도(1= 거의 그렇지 않다, 5= 거의 언제나 그렇다)의 10문항으로 구성된 자기보고식 측정도구이다. 대표 문항으로는 “내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내 감정을 반영해주거나 맞춰주지 않는 것 같다. 예를 들면 사람들은 내가 슬플 때 나와 슬픔을 나누지 않거나, 내가 행복할 때 나와 행복을 나누지 않는다.”, “내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 ‘극복하거나’, ‘받아들이고 넘어가길’ 바란다.” 등이 있다. PIES는 단일 요인으로 구성되어 있다. Zielinski와 Veilleux(2018)의 연구에서 보고된 Cronbach's α 는 .94였고, 본 연구에

서의 Cronbach's α 는 .93으로 나타났다.

유년기 무효화 척도(ICES-K)

유년기 무효화 환경 척도는 Mountford 등 (2007)이 Linehan(1993)의 무효화된 환경 개념을 바탕으로 개발한 척도이다. 본 연구에서는 구분용과 송지숙(2019)이 번안하고 수정하여 타당화한 한국형 척도를 사용하였으며, 총점이 높을수록 부모의 무효화에 대한 인식이 높아진다. 총 12개의 문항들은 Likert 5점 척도(1= 전혀 그렇지 않다, 5= 항상 그렇다)로 측정된다. 개발 당시 이 척도의 Cronbach's α 는 부 .80, 모 .77이고, 구분용과 송지숙(2019)의 연구에서 Cronbach's α 는 .91이었다. 본 연구에서의 전체 Cronbach's α 는 .92, 하위요인인 어머니의 유년기 무효화 반응은 .88, 아버지의 유년기 무효화 반응은 .88로 나타났다.

한국판 정서조절곤란 척도(K-DERS)

정서조절곤란의 수준을 측정하기 위해 Gratz와 Roemer(2004)가 개발하고 조용래(2007)가 한국어판으로 번안 및 타당화한 K-DERS를 사용하였다. 이 척도는 정서에 대한 비수용성, 정서적 명료성의 부족, 충동통제곤란, 정서에 대한 주의와 자각 경향, 정서조절전략에 대한 접근 제한, 목표지향행동의 어려움의 6개 하위요인이며 총 35개 문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 대해 5점 척도(1=거의 그렇지 않다, 5=거의 언제나 그렇다)로 평정하게 되며, 합산 점수가 높을수록 정서조절곤란의 정도가 더 크다는 것을 의미한다. 조용래(2007)의 연구에서 보고된 전체 Cronbach's α 는 .92, 충동통제곤란이 .89, 정서에 대한 주의/자각 부족이 .83, 정서에 대한 비수용성이 .87, 정서적 명료성 부족이 .76, 정서조절전략에 대한 접근

제한이 .79, 목표지향행동 수행 어려움이 .86이었다. 본 연구에서의 전체 Cronbach's α 는 .94, 하위요인인 충동통제곤란의 Cronbach's α 는 .89, 정서에 대한 주의/자각 부족은 .85, 정서에 대한 비수용성은 .92, 정서적 명료성 부족은 .81, 정서조절전략에 대한 접근 제한은 .86, 목표지향행동 수행 어려움은 .84로 나타났다.

한국판 우울, 불안 및 스트레스

척도(DASS-21)

DASS-21(Henry & Crawford, 2005)은 DASS(Lovibond & Lovibond, 1995)의 단축형으로, 세 개의 하위영역인 우울, 불안, 스트레스로 구성되어 있다. 각 하위영역은 7문항씩 포함되어 총 21문항으로 구성되어 있다. 척도는 4점 척도로(0= 나에게 전혀 적용되지 않는다, 3= 나에게 대부분 적용된다) 이루어져 있다. 각 하위영역의 점수 범위는 0점에서 21점까지이며 점수가 높을수록 우울, 불안, 스트레스가 높음을 나타낸다. DASS-21은 높은 신뢰성을 가지고 있으며, 다른 불안과 우울 척도와 높은 수렴 타당성을 나타낸다(Henry & Crawford, 2005). 본 연구는 DASS-21 한국어판(Lee et al., 2019)을 사용하였다. Lee 외(2019)의 연구에서 431명을 대상으로 한 한국판 DASS-21의 Cronbach's α 는 우울 .81, 불안 .84, 스트레스 .85, 전체 .93이었다. 본 연구에서의 전체 Cronbach's α 는 .96, 하위요인인 우울의 Cronbach's α 는 .92, 불안은 .89, 스트레스는 .88로 나타났다.

단축형 외향성·성실성 척도(HEXACO-PI-R)

외향성과 성실성을 측정하기 위하여 Ashton과 Lee(2009)가 개발하고 번안한 HEXACO Personality Inventory-Revised(HEXACO-PI-R) 단축형의 한국어 버전에서 외향성과 성실성에 해

당하는 문항을 사용하였다. HEXACO-PI-R은 정직/겸손성, 정서성, 외향성, 원만성, 성실성, 개방성을 측정하는 자기보고식 검사로, 각 요인별 10문항씩 총 60문항으로 구성되어 있고 Likert식 5점 척도(1= 전혀 그렇지 않다, 5= 매우 그렇다)에 평정하도록 구성되어 있다. Ashton과 Lee(2009)의 연구에서 지역사회 성인 표본 734명을 대상으로 한 자료에서 외향성의 Cronbach's α 는 .73, 성실성은 .76이었고, 본 연구에서는 외향성이 .85, 성실성은 .76으로 나타났다.

자료 분석

본 연구에서는 SPSS 27과 AMOS 27을 활용하여 450명의 자료를 분석하였다. 먼저 기술통계 분석을 통해 표본의 분포를 확인하였다. 다음으로 Zielinski와 Veilleux(2018)와 동일하게 450명의 자료를 표본 1과 표본 2로 임의 분할하였다. 표본 1의 200명을 대상으로 탐색적 요인분석을 먼저 실시하여 요인구조를 확인한 후, 표본 2의 250명을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하여 도출된 요인구조의 적합도를 검증하였다. 동일 시점에 수집된 자료를 무선 분할하여 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 각각 실시한 이유는 다음과 같다. 전체 자료를 반복적으로 사용하여 요인구조를 도출하고 다시 동일 자료에 적합시키는 방식보다, 도출된 구조가 다른 하위 표본에서도 일관되게 나타나는지를 확인하기 위한 절차이다. 독립 표본을 활용한 검증이 보다 엄밀한 방법으로 간주될 수 있으나, 본 연구에서는 무선 분할을 통해 요인구조의 재현 가능성을 점검하고자 하였다. 이후 타당도를 검증하기 위해 지각된 정서 비타당화, K-ICES, K-DERS,

DASS-21(우울, 불안, 스트레스), HEXACO-PI-R의 외향성 및 성실성의 상관관계를 분석하였다. 마지막으로 위계적 회귀분석을 실시하여 지각된 정서 비타당화가 ICES-K를 통제한 이후에도 우울, 불안 및 스트레스를 추가로 설명하는지를 확인함으로써 증분타당도를 검증하였다.

결 과

기술통계치

전체 조사 대상자의 문항별 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 등의 기술통계치를 검토하였고, 분석결과는 표 1과 같다. 각 문항의 평균 범위는 1.65에서 2.90, 표준편차 범위는 1.01에서 1.10으로 나타났다. 요인분석에 앞서 문항의 정규성 검증을 위해 왜도와 첨도를 확인하였다. 모든 문항의 최소값은 1, 최대값은 5이

며, 왜도(skewness)가 절대값 3보다 작고, 첨도(kurtosis)가 절대값 8보다 작으므로 정규성 가정을 충족하였다고 볼 수 있다(Kline, 2005; West et al., 1995).

탐색적 요인분석(EFA)

앞서 무선할당으로 구성한 두 표본 중, 표본 1($n=200$)의 자료로 탐색적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석은 최대우도법(maximum likelihood) 방식으로 요인을 추출하고, 회전방식으로 직접 오블리민(direct oblimin)을 이용하였다. 고유치와 스크리검정(scree test)을 고려하여, 요인의 수를 결정하고자 하였다. 우선 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 표준 적합도 검증과 Bartlett 검정으로 구형성 검증을 실시한 결과, 표 2와 같이 KMO 적합성 지수는 .93, Bartlett 검정치는 $(36)=1293.45$, $p<.001$ 로 나타나 요인분석에 적합한 것으로 나타났다(Kaiser, 1974; Bartlett, 1951). 그림 1의 스크리검정 결

표 1. 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES)의 기술통계치 ($n=450$)

문항번호	평균	표준편차	왜도	첨도
1	2.00	1.10	.83	-.33
2	2.90	1.08	-.12	-.89
3	1.96	1.06	.81	-.35
4	1.65	1.01	1.44	1.07
5	1.79	1.01	1.11	.37
6	2.14	1.04	.47	-.87
7	1.86	1.02	.94	-.13
8	1.80	1.02	1.17	.49
9	1.88	1.06	.94	-.18
10	1.79	1.06	1.15	.29

표 2. 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES)의 KMO-Bartlett 검정 결과

($n=200$)

표준형성 적절성의 Kaiser-Meyer-Olkin 측도		.93
Bartlett의 구형성 검정	근사 카이제곱	1293.45
	자유도	.36
	유의확률	.000

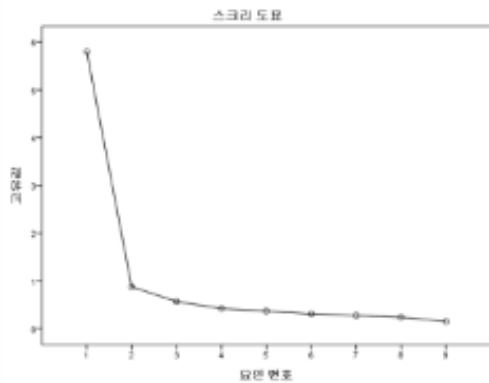


그림 1. 스크리 도표

과를 볼 때, 1~2요인까지의 고유값(eigenvalue)이 급격히 감소하였으나, 그 이후부터는 감소폭이 현저히 줄어들었음을 확인하였다. 고유값이 작아진 직전까지의 요인 수를 의미 있는 요인 수로 판단하며(Hayton et al., 2004), 고유값이 1 이상인 요인도 1개 이므로, 기존의 단일 요인구조가 적합한 것으로 나타났다. 더불어, 모든 문항의 요인부하량이 .50이상, 공통성이 .30이상을 기준으로 할 때(신회진, 2015), 1개 문항(2. 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 ‘극복하거나’ ‘받아들이고 넘어가길’ 바란다.)의 공통성이 .18로 나타나 본 분석에서 제외하였다. 최종 9개 문항에 대한 탐색적 요인분석 결과 설명되는 총 변량은 60.38%였다(표 3).

확인적 요인분석(CFA)

본 연구에서 탐색적 요인분석을 통하여 도출된 단일 요인구조가 지지되는지 검토하기 위하여, 무선분할한 표본 2의 250명의 자료로 확인적 요인분석을 실시하였다. 모형 적합도는 $(26)=60.26$, $p<.001$, $TLI=.98$, $CFI=.98$, $RMSEA=.07$ 로 나타나 단일요인 구조가 적절하게 부합하였다(표 4). 적합도 해석 기준으로 $RMSEA$ 의 경우, .06이하는 매우 좋은 것으로, .06~.08은 좋은 적합도로 해석한다(Hu & Bentler, 1999). 또한 TLI 와 CFI 의 경우 .90이상이면 좋은 적합도로 간주한다(Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973). 확인적 요인분석 모형은 그림 2와 같으며, 단일 요인 모형의 표준화 회귀계수를 확인하였을 때 모든 문항의 표준화 요인적재량이 .50이상(.68~.90범위)으로 나타나 각 문항이 해당 잠재요인을 적절하게 반영하는 것으로 확인되었다(표 5).

신뢰도 분석

한국판 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES)의 신뢰도를 확인하기 위해 표본 2를 대상으로 전체 문항의 내적합치도를 확인하였다. 알파 계수는 .70~.80이면 양호한 수준으로, .80~.90이면 우수한 수준으로 판단한다. 지각된 정서 비타당화 척도의 Cronbach's alpha는

표 3. 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES)의 탐색적 요인분석 ($n=200$)

문항	요인 부하량	공통성
10. 다른 사람들은 내 감정들이 중요하지 않다고 느끼게 만든다.	.90	.81
8. 다른 사람들은 내 편을 들어주지 않거나, 내가 어떻게 느끼는지에 동의하지 않는다.	.89	.80
5. 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 나를 진지하게 받아들이지 않는다.	.83	.69
9. 다른 사람들은 내 방식대로 감정을 느끼는 것이 괜찮은 것이 아니라고 느끼게 한다.	.80	.64
3. 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 말하려는 것을 듣고 싶어 하지 않는 것처럼 보인다.	.80	.63
4. 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 나를 깔보거나 판단한다.	.77	.60
7. 다른 사람들은 내가 감정을 표현할 때 나에게 화를 내거나 속상해한다.	.71	.50
2. 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내 감정을 반영해주거나 맞춰주지 않는 것 같다. 예를 들면 사람들은 내가 슬플 때 나와 슬픔을 나누지 않거나, 내가 행복할 때 나와 행복을 나누지 않는다.	.65	.43
6. 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 실제로 어떤 감정을 느껴야 하는지를 말하거나 던지지 암시한다.	.58	.34
2. 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 ‘극복하거나’ ‘받아들이고 넘어가길’ 바란다.	.43	.18
아이겐값(eigenvalue)		5.43
공통분산(%)		60.38
누적분산(%)		60.38

표 4. 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES)의 확인적 요인분석 결과 ($n=250$)

	χ^2	df	CMIN/DF	TLI	CFI	RMSEA
연구모형(1요인 9문항)	60.26	26	2.32	.98	.98	.07

.95로 나타나, 적합한 수준의 신뢰도를 보였다 (DeVellis & Thorpe, 2021). 추가로 문항 2를 제외한 문항 1부터 문항 10까지 각 문항을 제거한 경우 내적신뢰도 계수는 .94~.95로 나타나

각 문항 제거 시에 척도 신뢰도의 변동 폭은 미미하였다. 따라서 9개 문항 모두를 포함시키는 것이 타당한 것으로 판단하였다.

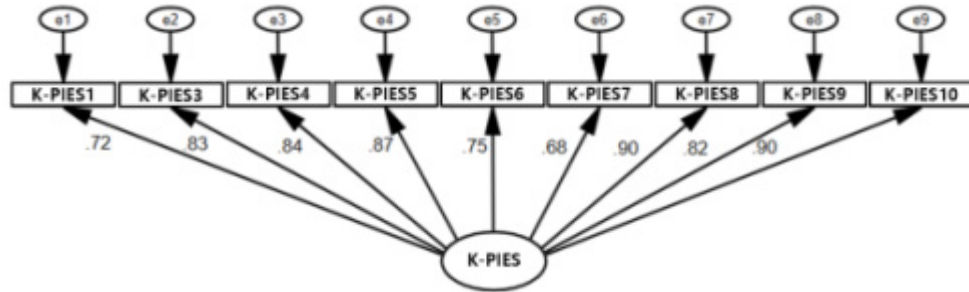


그림 2. 지각된 정서 비타당화 척도의 모형과 표준화 계수

표 5. 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES)의 표준화 요인적재량

문항	표준화 요인적재량
문항 1	.72
문항 3	.83
문항 4	.84
문항 5	.88
문항 6	.75
문항 7	.68
문항 8	.90
문항 9	.82
문항 10	.90

타당도 분석

본 연구에서는 원척도 개발 연구와 동일하게 수렴 및 변별타당도, 공인타당도, 증분타당도를 검증하였다. 이를 위해 사용한 척도와 그 선정 근거는 다음과 같다. 수렴타당도 검증을 위하여 유년기 무효화 환경 척도(ICES-K)를 선정하였다. ICES-K에서 측정하는 유년기 부모의 비타당화 반응은 K-PIES와 개념적으로 밀접한 관련성을 지니고 있으면서도 시간 차원에서 구별되는 특성을 가지고 있다. ICES-K는 과거 아동기 시절 지각한 타인의 반응에

대한 회고를 측정하는 반면, K-PIES는 현재 시점에서 자신과 관계를 맺는 대상의 반응에 대한 지각을 측정한다. 두 척도 모두 정서 무효화라는 공통된 개념적 기반을 공유하고 있어, K-PIES의 수렴타당도 검증을 위한 준거 척도로 적절할 것으로 판단하였다.

변별타당도 검증을 위해서 HEXACO-PI-R에서 측정하는 성격 요인인 외향성과 성실성을 선정하였다. 외향성과 성실성은 비교적 안정적이고 일관된 개인차 변인이다. 반면 K-PIES로 측정하는 지각된 정서 비타당화는 대인지각 및 특정 맥락에서의 경험을 포착하는 것이기에 K-PIES와 성격 요인은 낮은 상관을 보일 것이라 예상하였다. 공인타당도 검증을 위해서는 한국판 우울, 불안 및 스트레스 척도(DASS-21)와 한국판 정서조절곤란 척도(K-DERS)를 선정하였다. 선행 연구들에서 지각된 정서 비타당화가 우울, 불안 및 스트레스와 같은 심리적 고통의 주요 예측 요인임이 일관되게 확인되어 왔다. 또한 Linehan(1993)의 생물사회적 이론에서도 정서 비타당화는 정서 조절곤란의 핵심 원인으로 작용한다고 설명한다. 따라서 K-PIES 점수가 이들과 유의한 관련성을 보이기를 확인하여 공인타당도를 검증하고자 하였다.

마지막으로 증분타당도 검증을 위해 우울,

불안 및 스트레스를 종속변인으로 투입하고, 1 단계에서 ICES-K 점수를, 2단계에는 K-PIES 점수를 투입하여 추가적인 설명량을 확인하였다. 이를 통해 K-PIES가 유년기 정서 무효화의 설명력을 통제한 이후에도 심리적 고통에 대한 고유한 설명력을 지니는지를 검증하였다.

수렴 및 변별타당도, 공인타당도

K-PIES의 수렴 및 변별타당도, 공인타당도를 확인하기 위하여 우울, 불안 및 스트레스, 정서조절곤란, HEXACO-PI-R의 외향성 및 성실성과의 상관분석을 실시하였고 그 결과를 표 5에 제시하였다. 지각된 정서 비타당화는 유년기에 지각한 부모의 비타당화 반응을 나타내는 ICES-K점수와 유의한 정적 상관을 보였다($r=.49, p<.001$). 또한 지각된 정서 비타당화는 어머니에 대한 ICES-K점수와도 정적 상관을($r=.51, p<.001$), 아버지에 대한 ICES-K점수와도 정적상관을 보이는 것으로 나타났다($r=.37, p<.001$). 지각된 정서 비타당화는 정서조절곤란 총 점수와도 유의한 정적 상관을 보였다($r=.51, p<.001$). 그리고 정서조절곤란의 하위요인인 충동통제곤란($r=.39, p<.001$), 정서에 대한 주의/자각 부족($r=.38, p<.001$), 정서에 대한 비수용성($r=.40, p<.001$), 정서적 명료성의 부족($r=.43, p<.001$), 정서조절전략에 대한 접근 제한($r=.45, p<.001$), 목표지향행동 수행의 어려움($r=.22, p<.001$)과도 정적 상관을 보이는 것으로 나타났다. 다음으로 지각된 정서 비타당화와 DASS-21 총점은 유의한 정적 상관을 보였고($r=.40, p<.001$) 하위요인인 우울($r=.38, p<.001$), 불안($r=.40, p<.001$), 스트레스($r=.35, p<.001$)와도 정적 상관을 보이는 것으로 나타났다. 마지막으로, 지각된 정서 비

타당화는 외향성($r=-.19, p<.001$), 성실성($r=-.18, p<.01$)과 부적 상관을 보이는 것으로 나타났다.

증분타당도

우울, 불안 및 스트레스에 대하여 한국판 지각된 정서 비타당화가 ICES-K의 설명량을 넘어 독립적인 설명량을 갖는지를 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하여 증분타당도를 검증하였다. 우울, 불안 및 스트레스 각각을 종속변인으로 투입하고 ICES-K의 하위요인들(즉, 어머니의 비타당화 반응과 아버지의 비타당화 반응)을 1단계에, 지각된 정서 비타당화를 2단계에 투입하였다. 분석 결과는 표 6에 제시하였다. Durbin - Watson 통계량은 1.85~1.92로, 2에 근접한 값을 보여 잔차의 독립성 가정에 대한 문제는 없다고 볼 수 있으며, 분산팽창지수(VIF)도 모두 10 미만으로 나타나, 변인들 간의 다중공선성 문제가 없는 것으로 판단되었다. 우울에 대한 회귀모형은 1단계($F=67.41, p<.001$)와 2단계($F=60.31, p<.001$)에서 모두 통계적으로 유의했으며, K-PIES 점수를 2단계에서 추가했을 때, 설명량이 약 5.7% 증가하였고 이는 통계적으로 유의하였다($t=5.97, p<.001$). 또한 불안에 대한 회귀모형 역시 1단계($F=54.05, p<.001$), 2단계($F=58.56, p<.001$)에서 모두 유의하였고, K-PIES가 약 8.8%의 독립적인 설명량을 보였다($t=7.39, p<.001$). 다음으로 스트레스에 대한 회귀모형 역시 1단계($F=45.74, p<.001$)와 2단계($F=43.41, p<.001$)에서 모두 유의하였으며, K-PIES가 약 5.6%의 독립적인 설명량을 보였다($t=5.69, p<.001$).

표 6. 변인 간 상관계수 (n=250)

	1	2	2-1	2-2	3	3-1	3-2	3-4	3-5	3-6	4	4-1	4-2	4-3	5	6
1	-															
2	.49***	-														
2-1	.51***	.89***	-													
2-2	.37***	.89***	.58***	-												
3	.51***	.47***	.41***	.42***	-											
3-1	.39***	.37***	.34***	.31***	.83***	-										
3-2	.38***	.32***	.24***	.33***	.51***	.20***	-									
3-3	.40***	.31***	.28***	.27***	.83***	.62***	.17***	-								
3-4	.43***	.34***	.27***	.33***	.76***	.57***	.42***	.62***	-							
3-5	.45***	.47***	.44***	.41***	.86***	.77***	.23***	.72***	.55***	-						
3-6	.22***	.31***	.28***	.28***	.71***	.69***	.19***	.51***	.40***	.65***	-					
4	.40***	.39***	.34***	.33***	.71***	.62***	.20***	.62***	.54***	.72***	.54***	-				
4-1	.38***	.40***	.36***	.35***	.67***	.55***	.23***	.57***	.52***	.68***	.52***	.94***	-			
4-2	.40***	.36***	.31***	.33***	.63***	.54***	.18***	.56***	.49***	.64***	.42***	.94***	.82***	-		
4-3	.35***	.34***	.30***	.31***	.69***	.65***	.13***	.62***	.49***	.70***	.57***	.94***	.81***	.83***	-	
5	-.19***	-.28***	-.29***	-.21***	-.30***	-.15***	-.25***	-.22***	-.20***	-.27***	-.22***	-.31***	-.41***	-.20***	-.25***	-
6	-.18***	-.14***	-.14***	-.10***	-.27***	-.27***	-.19***	-.16***	-.22***	-.17***	-.23***	-.21***	-.22***	-.21***	-.17***	.15***

주. 1: 한국판 지각된 정서 비타당화 척도(K-PIES), 2: 유년기 무효화 환경(ICES-K), 2-1: ICES-K(모), 2-2: ICES-K(부), 3: 정서조절곤란(K-DERS), 3-1: 충동 통제곤란, 3-2: 정서에 대한 주의/자각 부족, 3-3: 정서에 대한 비사용성, 3-4: 정서적 명료성 부족, 3-5: 정서조절전략에 대한 접근 제한, 3-6: 목표지향 행동 수행 어려움, 4: DASS-21, 4-1: DASS-우울, 4-2: DASS-불안, 4-3: DASS-스트레스, 5: 외향성, 6: 성실성, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

표 7. 우울, 불안 및 스트레스에 대한 위계적 회귀분석

($n=250$)

종속변인		독립변인	R^2	ΔR^2	B	SE	β	t
우울	1단계	ICES-K(모)	.23***	.06***	.09	.03	.17	3.15**
		ICES-K(부)			.11	.03	.21	4.08**
	2단계	K-PIES	.28***		.18	.03	.28	5.97***
불안	1단계	ICES-K(모)	.19***	.09***	.06	.03	.13	2.39*
		ICES-K(부)			.08	.02	.17	3.25***
	2단계	K-PIES	.28***		.20	.03	.35	7.39***
스트레스	1단계	ICES-K(모)	.17***	.06***	.08	.03	.15	2.64***
		ICES-K(부)			.07	.03	.15	2.87***
	2단계	K-PIES	.22***		.16	.03	.28	5.69***

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

검사-재검사 신뢰도

본 연구의 표본 중 100명을 대상으로 4주 후에 재검사를 실시하여 1차 자료와 2차 자료의 급내상관계수(Intraclass Correlation Coefficient [ICC])를 구하여 검사-재검사 신뢰도를 확인했다. ICC의 범위는 0에서 1이고, .40~.59는 보통(fair), .60~.74는 양호(good), .75이상은 매우 양호(excellent)로 규정한다(Cicchetti, 1994). ICC 분석 결과 .77로 매우 양호 수준인 것으로 나타났다.

논 의

본 연구는 Zielinski와 Veilleux(2018)가 개발한 지각된 정서 비타당화 척도(PIES)를 한국판으로 번안 및 타당화하여 국내에서의 적용 가능성을 확인하고자 하였다. 이를 위해 한국인을 대상으로 자료를 수집하고, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하여 한국판 지각

된 정서 비타당화 척도의 요인구조를 확인하였다. 또한 신뢰도와 수렴타당도, 변별타당도, 공인타당도 및 증분타당도를 검증하였다. 본 연구의 주요 결과를 논의하면 다음과 같다.

첫째, 탐색적 요인분석 결과, K-PIES는 원척도와 동일하게 단일 요인 구조가 적절한 것으로 나타났다. 또한 최대우도법 방식으로 추출한 요인과 스크리검정 결과를 고려할 때, 단일 요인 구조가 가장 합리적인 것으로 판단되었다. 그러나 원척도와 달리 K-PIES 총 10문항 중 2번 문항(내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 ‘극복하거나’ ‘받아들이고 넘어가길’ 바란다.)은 요인부하량 .50이상, 공통성 .30 이상이라는 기준을 충족하지 못해 제외하였다. 이는 문항 내용이 다양한 방식으로 해석될 가능성을 포함하고 있기 때문일 수 있다. 2번 문항 외 다른 문항들은 주로 타인의 무시, 비동의, 감정에 대한 판단, 비수용적 태도로 대체로 부정적인 반응을 담고 있다. 이에 반해, 2번 문항은 ‘극복하거나’ ‘받아들이라’는 표현이 개인에 따라서는 감정을 공유

한 자에 대한 비타당화 반응으로 비취지기 보다는 일종의 충고나 권유처럼 호의적인 의도로 받아들여질 수 있다. 또는 정서 표현의 억제제를 미덕으로 간주하는 한국 특유의 사회문화적 규범에 일치하는 표현으로 간주될 수도 있다. 이러한 이유로 2번 문항은 다른 문항들과의 구조적 일관성이 떨어지는 결과를 보였을 가능성이 있다. 다음으로 2번 문항을 제외한 9개 문항에 대해 확인적 요인분석을 실시한 결과, 탐색적 요인분석에서 도출된 단일 요인구조가 적합한 것으로 나타났다. K-PIES의 문항들은 표준화 회귀계수가 모두 .70을 상회하여 잠재변수를 잘 나타내는 것으로 확인되었다.

둘째, K-PIES의 내적합치도와 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도 지수가 모두 매우 양호한 수준임을 확인하였다. 이는 K-PIES 9개 문항들이 모두 일관되게 구성개념을 측정하고 있으며, K-PIES로 측정되는 개인의 지각은 시간의 변화에 비교적 안정적인 속성임을 시사한다.

셋째, 수렴타당도 검증을 위해 ICES와 K-PIES의 상관관계를 확인한 결과, K-PIES 점수는 유년기 무효화 반응과 정적 상관을 보였으며, 하위요인인 어머니의 무효화 반응 및 아버지의 무효화 반응에 대한 지각 모두와 정적 상관을 보이는 것으로 나타났다. 이는 아동기 부모의 무효화 경험이 성인기의 현재 정서 비타당화 지각과 유의하게 관련된다는 선행연구(Zielinski & Veilleux, 2018)와 일치한다. 선행연구에서는 양육자가 보인 비지지적·비타당화적 반응이 이후 정서 처리 방식과 대인관계 지각에 장기적으로 연결될 수 있다는 점이 보고된 바 있다(Krause et al., 2003; Mountford et al., 2007). 즉, 본 연구 결과는 인생 초기 부모의 비타당화 반응이 이후 대인관

계에서 타인의 정서적 반응을 해석하는 틀로 내면화될 가능성을 보여준다. 이러한 결과 해석은 발달적·대인관계 이론과도 부합한다. 초기의 반복적 사회 경험은 타인의 정서적 반응성과 반응성에 대한 지식으로 학습되며, 이후 개인이 내면화한 대인관계 지식은 새로운 관계에서의 상호작용 경험을 지각하고 해석하는 방식에 영향을 미칠 수 있다(Sullivan, 2013). 이러한 대인관계 경험이 정서조절 방식과 심리적 적응에 영향을 미친다는 점은 국내 연구에서도 보고된 바 있으며, 이는 초기 관계 경험이 이후 정서 처리 및 대인관계 지각에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다(김혜원, 유성경, 2017). 관계 맥락에서 유사한 상호작용이 반복되면 관계 도식(relational schema)이 형성되고, 이 도식은 이후의 사회적 상황과 타인의 행동을 해석하는 데 작동한다(Baldwin, 1992). 같은 맥락에서 정신역동적 접근은 타인의 행동에 대한 개인의 기대와 예측이 과거 중요한 대상과의 관계 경험에서 형성되며, 이러한 기대가 현재의 사고·정서·행동과 긴밀히 연결된다고 본다(Levenson et al., 2023). 따라서 본 연구에서 확인된 ICES와 K-PIES의 정적 관련성은 성인기의 정서 비타당화 지각이 단지 현재 관계의 단발적 사건에 의해 결정되기보다, 초기 관계 경험에서 형성된 관계 표상/도식이 현재 대인관계 상황을 해석하는 과정과 연결될 수 있음을 뒷받침한다. 한편, K-PIES로 측정된 지각된 정서 비타당화는 성격 요인인 외향성 및 성실성과 낮은 수준의 부적 상관을 보였다. 즉, 지각된 정서 비타당화는 외향성 및 성실성과 일부 변량을 공유하지만 그 정도가 낮게 나타난 것이다. 외향성 및 성실성이 정서조절에 대한 효능감, 삶의 만족과도 관련된다는 점에서(Aghababaei & Arji, 2014; Filosa et al.,

2019), 외향성이나 성실성이 높은 경우 타인의 반응을 덜 부정적으로 해석하여 지각된 비타당화 수준이 낮아질 가능성이 있다. 이러한 관점에서 보면 외향성 및 성실성이 지각된 정서 비타당화 수준과 부분적으로 연관될 수 있지만, 상관의 강도가 낮은 수준이며 K-PIES가 대인관계 상황에서의 정서 경험에 대한 인식을 측정한다는 점에서 별개의 구성개념으로 보는 것이 타당하다. 이러한 결과들은 K-PIES의 수렴타당도와 변별타당도를 지지한다.

다음으로 공인타당도를 검증하기 위하여 정서조절곤란, 우울, 불안 및 스트레스와의 상관관계를 살펴보았다. 검토한 결과, K-PIES로 측정한 지각된 정서 비타당화는 정서조절곤란과 유의한 정적 상관을 보였고, 우울, 불안, 스트레스와도 유의한 정적 상관을 나타냈다. 특히 지각된 정서 비타당화는 정서조절곤란의 하위요인 중에서도 정서적 명료성 부족 및 정서조절 전략에 대한 접근 제한과 상대적으로 높은 상관을 보였다. 이는 타인이 자신의 정서를 부적절하게 평가한다고 지각할수록, 자신의 정서를 명확히 인식하고 효과적으로 조절하기 어려울 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 정서조절곤란이 정서적 고통의 주요 기제로 작용하고 특히 우울과 밀접하게 관련된다는 국내 연구 결과(주혜선 등, 2014)와 맥을 같이 한다. 따라서 본 연구에서 확인된 정서 비타당화와 정서조절곤란 간의 관련성은 정서적 고통으로 이어질 수 가능성을 시사한다. 본 연구의 결과는 Linchan(1993)의 생물사회적 이론과도 개념적으로 부합한다. 이 이론에 따르면 반복적인 비타당화 경험은 개인이 자신의 정서 경험을 신뢰하고 이해하는 학습을 저해하여, 정서의 인식·명명 및 조절 능력 발달에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 즉 자신이

경험한 정서가 틀리거나 부적절하다는 메시지를 타인으로부터 반복적으로 받게 될 경우, 개인은 정서를 회피·억제하거나 또는 반대로 조절되지 않은 방식으로 표출하는 등 비효율적 조절 패턴을 사용할 가능성이 높아질 수 있다. 따라서 K-PIES가 정서조절곤란뿐 아니라 우울·불안·스트레스와 유의한 정적 상관을 보인 본 연구 결과는, 지각된 정서 비타당화가 정서적 고통 및 정서조절곤란과 관련된 구성개념임을 보여주며 K-PIES의 공인타당도를 지지한다.

마지막으로 증분타당도 검증 결과, K-PIES는 우울, 불안 및 스트레스에 대한 유년기 무효화 환경의 설명력을 통제한 후에도 우울에는 5.7%, 불안에는 8.8%, 스트레스는 5.6%의 추가 설명력을 보였다. 이는 K-PIES가 아동기 무효화 경험과 구별되는 성인기의 현재 관계에서 지각된 정서 비타당화를 포착하며, 이러한 지각이 우울·불안·스트레스 증상에 고유하게 관련됨을 시사한다. 따라서 본 결과는 성인 표본에서 유년기 회상 지표만으로는 설명되지 않는 대인관계 맥락의 현재 경험을 평가하는 데 K-PIES가 유용한 도구가 될 수 있음을 보여주며, K-PIES의 증분타당도를 지지한다.

본 연구의 의의와 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 그간 상담심리 분야에서 지각된 정서 비타당화가 중요한 구성개념으로 간주되어 왔으나 국내에 적합한 측정도구가 없었던 점에 주목하였다. 그리하여 한국인을 대상으로 한국판 지각된 정서 비타당화 척도를 타당화함으로써, 추후 국내에 지각된 정서 비타당화에 대한 실증 연구를 촉진하는 데 기여하였다. 본 연구에서 타당화한 K-PIES는 Zielinski와 Veilleux(2018)의 원척도 연구와 일관

되게 지각된 정서 비타당화 수준을 측정하는 것이 임상적으로 의미가 있음을 확인하였다. 상대방의 실제 행동이나 의도를 객관적으로 평가하는 것이 아닌, 개인의 주관적인 관점을 측정한다는 점이 본 척도의 특징이다. 성격장애가 대인관계 맥락에서 편향된 해석 및 추론과 관련이 있다는 것은 여러 문헌에서 뒷받침되고 있다(Barnow et al., 2009; Trotta et al., 2021). K-PIES가 자기보고식 척도라는 점은 개인의 주관적 관점에서 나타나는 취약성을 포착하는 데 적합한 측정 방식이라 할 수 있다.

둘째, 본 연구에서는 유년기 무효화 환경(ICES)의 설명력을 통제한 후에도 K-PIES가 우울, 불안, 스트레스와 추가적인 설명력을 지닌다는 것을 확인하였다. 이를 통해 성인기의 현재 관계에서 지각된 정서 비타당화가 심리적 고통과 연결될 수 있는 고유한 대인 요인임을 밝혔다. 또한 K-PIES가 정서조절곤란과 유의한 정적 관련을 보이며, 특히 정서적 명료성 부족 및 정서조절 전략 접근 제한과의 관련성이 두드러짐을 확인하였다. 이는 Zielinski와 Veilleux(2018)의 결과를 한국 표본에서 재현·확장한 것으로, 심리적 문제를 이해할 때 생애 초기 경험뿐 아니라 현재 대인관계에서의 상호작용과 그에 대한 지각을 함께 고려할 필요가 있음을 보여준다. 이로써 향후 연구에서는 유년기와 성인기의 현재 대인관계 지각을 개별적으로 고려함으로써 정서조절곤란과 정신병리, 안녕감과의 관계를 보다 세분화한 모델을 경험적으로 검증할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구 결과를 고려해보면 K-PIES는 상담 장면에서 내담자가 현재 관계에서 경험하는 정서 비타당화의 수준을 파악하고, 대인관계 맥락에서 증상과 연관될 수 있는 위험

요인을 평가하며 사례 개념화하는 데 활용될 수 있다. 예를 들어, 상담 초기 K-PIES 수준을 통해 내담자가 반복적으로 자신의 감정이 무시되거나 축소되는 것으로 지각하는 대인관계 맥락을 확인하고, 그러한 지각이 내담자의 정서조절 패턴이나 심리적 고통과 어떻게 연결되는지에 대한 임상적 가설을 수립할 수 있다. 이를 기반으로 상담자는 내담자의 현재 대인관계에서 정서표현이 어떤 반응을 이끌어내는 지, 그리고 그 과정에서 어떠한 상호작용 패턴과 결과가 반복되는지를 구체적으로 탐색할 수 있다. 이를 바탕으로 상담자는 내담자로 하여금 대인관계 회복 전략(예: 정서표현 기술, 지지적 의사소통 훈련 등)을 습득하도록 돕거나, 자기보호를 위해 관계의 경계 설정 또는 관계 종결을 지원함으로써 문제의 만성화를 예방하는 데 기여할 수 있다. 이러한 실제적 적용의 근거 마련을 위해 향후 연구에서는 지각된 정서 비타당화와 다양한 정신병리 증상 및 심리적 취약성 간의 관계를 종단적으로 검증하고, 지각된 정서 비타당화의 영향을 완충하는 변인을 탐구하는 것이 필요하다. 결론적으로 본 연구는 K-PIES의 타당화를 통해 후속 연구의 출발점을 마련했다는 점에서 의의가 있다.

본 연구의 제한점 및 추후 연구에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 동일 시점에 수집된 자료를 무선편할하여 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하였다는 점에서 방법론적 제한이 있다. 이상적인 척도 개발 및 변인 절차에서는 1차 탐색적 분석 이후 문항 수정 및 보완 과정을 거쳐, 시기를 달리한 독립 표본에서 재검증하는 것이 보다 바람직하다. 본 연구에서는 탐색적 요인분석 결과 2번 문항이

낮은 공통성을 보여 최종 모형에서 제외되었으나, 동일 시점 자료를 사용하였기 때문에 해당 문항을 문화적 맥락에 맞게 수정한 뒤 새로운 표본에서 재검증하는 절차를 수행하지 못했다. 이는 변안 척도의 구조적 안정성과 문화적 적합성을 보다 엄밀하게 확인할 기회를 제한하였다는 점에서 한계로 볼 수 있다. 향후 연구에서는 수정된 문항을 포함한 척도를 시기를 달리하여 수집한 독립 표본에서 재검증함으로써 요인구조의 안정성과 내용 타당성을 더욱 정교하게 검토할 필요가 있다.

둘째, 연구대상 측면에서 본 연구는 한국 성인을 대상으로 하였으며, 20대부터 50대까지 성별·연령·지역 분포를 균형 있게 확보하고자 하였다. 그러나 60대 이상의 고령층은 포함되지 않았기 때문에 해당 연령대까지 연구 결과를 일반화하는 데 한계가 있다. 또한, 원 척도가 18세 이상 69세 이하 성인을 대상으로 개발되었다는 점을 고려할 때, 향후 연구에서는 보다 폭넓은 연령층을 대상으로 타당화 검증을 수행하여 발달적 관점에서 시기별 변화와 차이를 확인할 필요가 있다. 아울러 여러 임상 집단을 대상으로 척도의 임상적 적용 가능성을 추가적으로 탐색하는 것도 중요할 것이다.

셋째, K-PIES 척도의 변안 및 타당화 과정에서 한 개 문항이 낮은 요인부하량으로 인해 삭제되었다. 해당 문항은 원척도에서는 지각된 정서 비타당화 경험을 반영하도록 고안되었으나, 번역 과정에서 의미가 충분히 전달되지 못하거나 다소 다른 측면을 반영하는 것으로 해석될 가능성이 있다. 이러한 이유로 본 연구에서는 척도의 구조적 안정성을 고려하여 해당 문항을 최종 척도에서 제외하였다. 그러나 원 문항의 의미를 고려할 때, 향후 연구에

서는 원래의 문항 의미와 동등하면서도 한국 문화의 맥락에서 적절히 이해될 수 있는 표현으로 재번안하여 검증하는 과정이 필요하다. 이를 통해 해당 문항이 지각된 정서 비타당화 경험을 보다 정확히 반영할 수 있는지 확인함으로써 척도의 내용 타당성을 강화할 수 있을 것이다.

넷째, 본 연구에서는 우울, 불안 및 스트레스, 정서조절곤란 척도를 활용하여 지각된 정서 비타당화와 정신건강 간의 관련성을 검증하였다. 본 연구에서는 포함하지 못했으나, 여러 연구에서 지각된 정서 비타당화가 경계선 성격 특성, 심각한 정신질환의 증상 악화, 섭식장애의 만성화 등 다양한 정신건강 문제에 고유한 설명력을 지닌다고 보고되고 있다(Haslam et al., 2008; Sells et al., 2008; Woodberry et al., 2008). 최근 국내 연구에서도 경계선 성격 특성이 높은 집단이 정서 인식 및 처리에 독특한 양상을 보임이 확인된 바 있다(정의석, 김은하, 2022). 따라서 향후 K-PIES 연구에서도 이러한 다양한 임상 지표와의 연관성을 추가로 탐색함으로써 척도가 정신건강 평가 도구의 하나로써 활용될 수 있는지를 검증하는 것이 필요하다.

마지막으로, 본 연구의 기술통계 결과에 따르면 전반적으로 정서 비타당화는 낮은 수준으로 보고되는 경향이 나타났다. 이는 일반 성인 표집의 특성을 반영하는 결과일 수 있으나, 이러한 분포에서는 단순한 평균 수준의 해석뿐 아니라 정서 비타당화 여부를 구분할 수 있는 절단점 설정 가능성에 대해서도 고려해 볼 필요가 있다. 본 연구에서는 척도의 구조적 타당화와 관련 변인과의 관계 검증에 초점을 두었기 때문에 임상적 구분을 위한 절단점 설정이나 집단 간 변별타당도 검증을 수행

하지 않았다. 향후 연구에서는 임상 집단을 포함한 다양한 표집을 통해 정상 집단과 임상 집단 간 점수 분포 차이를 비교하고, 정서 비타당화 수준을 판별하는 분할 점수의 타당성을 경험적으로 검증하는 작업이 이루어질 필요가 있다. 이를 통해 K-PIES의 임상적 활용 가능성을 보다 정교하게 탐색할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 구본용, 송지숙 (2019). 한국형 유년기 무효화 환경 척도(ICES-K) 타당화. *청소년학연구*, 26(10), 157-180.
- 김소은, 송현주 (2018). 여대생의 폭식행동 성향에 따른 부모의 정서무효화가 고통 감내력에 미치는 영향: 불안 민감성의 매개효과. *인문사회* 21, 9(5), 689-704.
- 김해솔, 손영미 (2020). 부모의 감정불인정이 대학생의 정신건강에 미치는 영향: 부정적 정서인념과 정서인식의 이중매개효과. *청소년학연구*, 27(9), 81-108.
- 김혜원, 유성경 (2017). 부모의 성인애착과 양육행동의 관계에서 정서조절곤란, 결혼불만족의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(1), 199-226.
- 박영미 (2023). 청소년의 유년기 무효화환경과 정서조절곤란의 관계에서 마음챙김의 조절효과. *사회심리발달연구*, 4(2), 101-118.
- 신희진 (2015). 학령기 후기 아동의 삶의 질 및 자아존중감에 영향을 미치는 요인. *한국자료분석학회지*, 17(1), 485-499.
- 유안나, 신성만 (2024). 후기청소년이 지각한 정서 무효화와 자해 간의 관계: 스트레스의 매개효과를 중심으로. *청소년학연구*, 31(7), 39-64.
- 이한빛, 이훈진 (2022). 부모의 정서적 불인정과 표출 정서가 내면화 및 외현화 문제에 미치는 영향. *한국심리학회지: 발달*, 35(2), 157-179.
- 정의석, 김은하 (2022). 경계선 성격장애 성향 대학생들의 정서 인식: 모의 실험 상황에서 긍정 기분과 부정 기분 유도를 통하여. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 34(4), 1201-1228.
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *한국심리학회지: 임상*, 26(4), 1015-1038.
- 주혜선, 이나빈, 민문경, 안현의 (2014). 대학생의 우울증상 진행경로에 미치는 정서조절 곤란과 외상 기억 특성의 효과: 잠재성장모형을 통한 단기종단연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(3), 617-636.
- Aghababaei, N., & Arji, A. (2014). Well-being and the HEXACO model of personality. *Personality and Individual Differences*, 56, 139-142.
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2009). The HEXACO-60: A short measure of the major dimensions of personality. *Journal of Personality Assessment*, 91(4), 340-345.
- Baldwin, M. W. (1992). Relational schemas and the processing of social information. *Psychological Bulletin*, 112(3), 461-484.
- Barnow, S., Stopsack, M., Grabe, H. J., Meinke, C., Spitzer, C., Kronmüller, K., & Sieswerda, S. (2009). Interpersonal evaluation bias in borderline personality disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 47(5), 359-365.

- Bartlett, M. S. (1951). The effect of standardization on a χ^2 approximation in factor analysis. *Biometrika*, 38(3/4), 337-344.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117(3), 497-529.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Braden, A., Anderson, L., Redondo, R., Watford, T., Emley, E., & Ferrell, E. (2021). Emotion regulation mediates relationships between perceived childhood invalidation, emotional reactivity, and emotional eating. *Journal of Health Psychology*, 26(14), 2937-2949.
- Brandão, T. (2024). Perceived emotional invalidation, psychological distress and relationship satisfaction in couples: An actor-partner interdependence mediation analysis. *Psychological Reports*, 129(4), 2964-2985.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290.
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2021). Scale development: *Theory and applications* (5th ed.). Sage.
- Filosa, L., Formella, Z. S., & Crea, G. (2019). Personality and emotional self-efficacy: The relationship between HEXACO's emotionality, extraversion and conscientiousness with regulatory emotional self-efficacy belief. *Seminare. Poszukiwania naukowe*, 40(4), 81-91.
- Fruzzetti, A. E., Shenk, C., Mosco, E., & Lowry, K. (2003). Emotion regulation. In W. O'Donohue, J. E. Fisher, & S. C. Hayes (Eds.), *Cognitive behavior therapy: Applying empirically supported techniques in your practice* (pp. 152-159). John Wiley & Sons, Inc.
- Funder, D. C. (1999). *Personality judgment: A realistic approach to person perception*. Elsevier.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(1), 41-54.
- Haslam, M., Mountford, V., Meyer, C., & Waller, G. (2008). Invalidating childhood environments in anorexia and bulimia nervosa. *Eating Behaviors*, 9(1), 48-58.
- 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.
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS 21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 44(2), 227-239.
- Holden, R. R., Lambert, C. E., La Rochelle, M., Billet, M. I., & Fekken, G. C. (2021). Invalidating childhood environments and

- nonsuicidal self injury in university students: Depression and mental pain as potential mediators. *Journal of Clinical Psychology*, 77(3), 722-731.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kaiser, H. F. (1974). An Index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Kline, T. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Sage.
- Kool, M. B., Van Middendorp, H., Lumley, M. A., Schenk, Y., Jacobs, J. W. G., Bijlsma, J. W. J., & Geenen, R. (2010). Lack of understanding in fibromyalgia and rheumatoid arthritis: the Illness Invalidation Inventory (3*1). *Annals of the Rheumatic Diseases*, 69(11), 1990-1995.
- Krause, E. D., Mendelson, T., & Lynch, T. R. (2003). Childhood emotional invalidation and adult psychological distress: The mediating role of emotional inhibition. *Child Abuse & Neglect*, 27(2), 199-213.
- Lee, E. H., Moon, S. H., Cho, M. S., Park, E. S., Kim, S. Y., Han, J. S., & Choi, J. H. (2019). The 21-item and 12-item versions of the depression anxiety stress scales: psychometric evaluation in a Korean population. *Asian Nursing Research*, 13(1), 30-37.
- Levenson, H., Gay, V., & Binder, J. L. (2023). *Deliberate Practice and Psychodynamic Therapy*. American Psychological Association.
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. Guilford Press.
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224-253.
- Matsumoto, D., Yoo, S. H., & Nakagawa, S. (2008). Culture, emotion regulation, and adjustment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(6), 925-937.
- Morris, A. S., Silk, J. S., Steinberg, L., Myers, S. S., & Robinson, L. R. (2007). The role of the family context in the development of emotion regulation. *Social Development*, 16(2), 361-388.
- Mountford, V., Corstorphine, E., Tomlinson, S., & Waller, G. (2007). Development of a measure to assess invalidating childhood environments in the eating disorders. *Eating Behaviors*, 8(1), 48-58.
- Pérez-Rojo, G., Martín, N., Noriega, C., & López, J. (2018). Psychometric properties of the CASP-12 in a Spanish older community dwelling sample. *Aging & Mental Health*, 22(5), 700-708.
- Reis, H. T., Lemay Jr, E. P., & Finkenauer, C. (2017). Toward understanding understanding: The importance of feeling understood in relationships. *Social and Personality Psychology Compass*, 11(3), e12308.
- Rezaei, M., Paripishbar, Z., & Khazaei, S. (2024).

- Validation of perceived invalidation of emotion scale (PIES) in Iranian populations. *Discover Psychology*, 4, 197.
- Schmidt, S., Tinti, C., Levine, L. J., & Testa, S. (2010). Appraisals, emotions and emotion regulation: An integrative approach. *Motivation and Emotion*, 34(1), 63-72.
- Schreiber, R. E., & Veilleux, J. C. (2022). Perceived invalidation of emotion uniquely predicts affective distress: Implications for the role of interpersonal factors in emotional experience. *Personality and Individual Differences*, 184, 111191.
- Sells, D., Black, R., Davidson, L., & Rowe, M. (2008). Beyond generic support: Incidence and impact of invalidation in peer services for clients with severe mental illness. *Psychiatric Services*, 59(11), 1322-1327.
- Shenk, C. E., & Fruzzetti, A. E. (2011). The impact of validating and invalidating responses on emotional reactivity. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 30(2), 163-183.
- Sullivan, H. S. (2013). *The interpersonal theory of psychiatry*. Routledge.
- Trotta, A., Kang, J., Stahl, D., & Yiend, J. (2021). Interpretation bias in paranoia: a systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychological Science*, 9(1), 3-23.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Vangronsveld, K. L., & Linton, S. J. (2012). The effect of validating and invalidating communication on satisfaction, pain and affect in nurses suffering from low back pain during a semi structured interview. *European Journal of Pain*, 16(2), 239-246.
- 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.
- Woodberry, K. A., Gallo, K. P., & Nock, M. K. (2008). An experimental pilot study of response to invalidation in young women with features of borderline personality disorder. *Psychiatry Research*, 157(2-3), 169-180.
- Zaki, J., & Williams, W. C. (2013). Interpersonal emotion regulation. *Emotion*, 13(5), 803-810.
- Zielinski, M. J., & Veilleux, J. C. (2018). The Perceived Invalidation of Emotion Scale (PIES): Development and psychometric properties of a novel measure of current emotion invalidation. *Psychological Assessment*, 30(11), 1454-1467.
- Zielinski, M. J., Veilleux, J. C., Fradley, M. F., & Skinner, K. D. (2023). Perceived emotion invalidation predicts daily affect and stressors. *Anxiety, Stress, & Coping*, 36(2), 214-228.
- 원 고 접 수 일 : 2026. 01. 07
수정원고접수일 : 2026. 03. 26
게 재 결 정 일 : 2026. 04. 21

Validation of the Korean Version of the Perceived Invalidation of Emotion Scale (K-PIES)

Jiwon Kim¹⁾

Kyung Hee Kim²⁾

¹⁾Department of Psychology, The Catholic University of Korea / PhD candidate

²⁾Graduate School of Counseling Psychology, The Catholic University of Korea / Assistant Professor

The purpose of this study was to translate and validate the Korean version of the Perceived Invalidation of Emotion Scale (K-PIES), originally developed by Zielinski and Veilleux (2018), and to examine perceived emotional invalidation in Korea. Following permission from the original authors, translation and back-translation were conducted with their review. The K-PIES was administered to 450 Korean adults, along with the ICES-K, K-DERS, DASS-21, and the Extraversion and Conscientiousness subscales of the HEXACO-PI-R. Using SPSS 27 and AMOS 27, reliability, factor structure, and construct validity were examined, with hierarchical regression analysis used to evaluate incremental validity. Exploratory factor analysis supported a single-factor structure with acceptable internal consistency and test-retest reliability. Confirmatory factor analysis supported the single-factor model, and convergent, criterion-related, and incremental validities were established. The overall measurement model demonstrated good fit. Finally, the implications, limitations, and directions for future research are discussed.

Key words : Emotion Validation, Perceived Invalidation of Emotion Scale (PIES), Scale Validation, K-PIES

부록: 한국판 지각된 정서 비타당화 척도

당신이 정기적으로 연락하는(적어도 주1회 이상 연락하는) 사람들과의 관계를 잠시 생각해보세요. 상대방에게 당신이 느낀 감정을 말할 때, 그 사람들이 어떻게 반응하는지 떠올려보세요. 가족, 친구, 애인, 직장 동료, 지인과의 관계를 생각해 볼 수 있습니다. 그런 다음, 지난 한 달 동안 다음의 각 문항 내용을 당신이 얼마나 경험했는지를 선택하세요.

문항	거의 그렇지 않다 (0~10%)	때때로 그렇다 (11~35%)	대략 반쯤 그렇다 (36~65%)	대부분 그렇다 (66~90%)	거의 언제나 그렇다 (91~100%)
1 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내 감정을 반영해주거나 맞춰주지 않는 것 같다. 예를 들면 사람들은 내가 슬플 때 나와 슬픔을 나누지 않거나, 내가 행복할 때 나와 행복을 나누지 않는다.	1	2	3	4	5
2 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 말하려는 것을 듣고 싶어 하지 않는 것처럼 보인다.	1	2	3	4	5
3 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 나를 깔보거나 판단한다.	1	2	3	4	5
4 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 나를 진지하게 받아들이지 않는다.	1	2	3	4	5
5 내가 느끼는 감정을 공유할 때, 다른 사람들은 내가 실제로 어떤 감정을 느껴야 하는지를 말하거나 던지지 암시한다.	1	2	3	4	5
6 다른 사람들은 내가 감정을 표현할 때 나에게 화를 내거나 속상해한다.	1	2	3	4	5
7 다른 사람들은 내 편을 들어주지 않거나, 내가 어떻게 느끼는지에 동의하지 않는다.	1	2	3	4	5
8 다른 사람들은 내 방식대로 감정을 느끼는 것이 괜찮은 것이 아니라고 느끼게 한다.	1	2	3	4	5
9 다른 사람들은 내 감정들이 중요하지 않다고 느끼게 만든다.	1	2	3	4	5