

# 한국판 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향 척도 (Experience of Time Alone Scale) 타당화 연구\*

임 현 주, 안 현 의†

이화여자대학교 심리학과

본 연구는 한국판 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향 척도(ETAS)의 신뢰도와 타당도를 검증하고자 하였다. ETAS는 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향(IA)을 측정하기 위해 Vardy, Y., Day, N. J. S., & Grenyer, B. F. S. (2019)에 의해 개발되었다. ETAS를 타당화하기 위해 먼저, 250명의 성인을 대상으로 예비척도에 대한 문항 번안, 문항 분석, 그리고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 과정에서 문항 분석 및 요인 부하량에 문제가 있었던 7개 문항(IA22, IA24, IA25, IA27, IA28, IA29, IA31)은 제거되었다. 분석 결과 원척도와 동일하게 3개 요인이 추출되었다. 다음으로 150명의 성인을 대상으로 실시한 확인적 요인분석을 통해 3요인 모형이 자료에 적합한 것으로 확인되었다. 3개의 요인 모두 내적합치도가 적합한 것으로 나타났으며, 관련 척도들과의 동시 타당도와 예측 타당도 또한 양호했다. ETAS가 한국 성인 집단에서 IA를 측정하기 위한 타당하고 신뢰로운 척도임을 보여준다. 연구의 시사점, 실제 활용 가능성, 그리고 후속 연구를 위한 제언이 논의되었다.

**주요어:** ETAS, 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향, 척도 타당화, 요인분석

\* 본 연구는 제1저자의 석사학위논문(2023)을 수정·보완한 것임.

† 교신저자(Corresponding Author) : 안현의, 이화여자대학교 심리학과 교수, 서울시 서대문구 대현동 11-1, E-mail : [ahn12@ewha.ac.kr](mailto:ahn12@ewha.ac.kr)

임현주, 이화여자대학교 일반대학원 심리학과 석사 졸업(제1저자)

■ 최초투고일 : 2025년 8월 19일    ■ 심사마감일 : 2025년 9월 23일    ■ 게재확정일 : 2025년 10월 15일

## 1. 서 론

현대사회에서 도시화 및 개인주의 문화가 증가하는 것과 더불어 가구형태가 기존의 3-4인 가구 중심에서 1-2인 가구로 점차 소형화되고 있으며, 특히 1인가구는 전세계적으로 빠르게 증가하는 추세를 보이고 있다(박민진, 김성아, 2022). 우리나라의 경우 1인가구 비율이 다른 나라에 비해 급격한 증가세를 보이고 있는데(박민진, 김성아, 2022), 2012년(33.3%)부터 지속적으로 증가하여 2021년 기준 전체 세대의 40.1%를 차지했다(행정안전부, 2021, 2022).

이처럼 1인가구가 증가하면서 혼자 사는 이들의 심리적 건강에 대한 관심도 증가하고 있다. 만 19세 이상의 성인 2,150명을 대상으로 조사한 연구결과(이명진, 2014)에 따르면 1인가구의 24.9%는 외로움을 느낀다고 보고하였으며, 이는 다인가구의 6.5%보다 약 4배 높은 수치이다. 또한 비자발적 1인가구 역시 빠르게 증가하고 있는데, 이들은 외로움과 사회적 고립의 문제 및 소통의 결여와 같은 정서적인 결핍 문제를 가지고 있다고 보고되었다(이여봉, 2017). 이와 같이 1인가구가 증가함에 따라 사회적 고립과 개인이 느끼는 외로움이 현대 사회에 만연한 심리 사회적 문제로 대두되었다(김미향, 2019). 더욱이 2020년 2월부터 COVID-19가 출현하고 팬데믹이 선포되어 전세계적으로 확진자에 대한 자가격리 조치와 사회적 거리두기가 시행됨에 따라 사람들이 강제적으로 혼자 있게 되는 시간이 증가하면서 개인이 느끼는 외로움과 사회적 고립이 정신건강에 미치는 영향이 더욱 주목받게 되었다. 이후 2022년 4월에 사회적 거리두기는 해제되었지만(보건복지부, 2022), 경기침체와 더불어 1인가구(특히, 비자발적 1인가구)는 지속적으로 증가하고 있으며(민보경, 2022), 2022년 11월 말 영등포구가 1인가구 531명을 대

상으로 실시한 조사에서 1인가구의 생활을 가장 힘들게 하는 것으로 ‘외로움(54.4%)’이 1순위로 꼽혔다.

선행연구들에 따르면 사회적 고립과 외로움은 다양한 정신건강 문제를 일으키며, 개인의 심리적 안녕감에도 영향을 미친다. Beller & Wagner(2018)의 연구에서는 외로움이 삶의 만족도, 긍정 정서, 부정 정서, 그리고 우울을 유의하게 예측하는 것으로 나타났다. Killgore, Taylor, Cloonan, & Dailey(2020a, 2020b)은 코로나 봉쇄정책 시기에 외로움이 우울과 자살사고를 유의하게 예측했으며, 지각된 가족, 친구 및 중요한 가까운 대상으로부터의 돌봄과 지지가 적을수록 더 낮은 회복탄력성을 보였다고 하였다. Lee 등(2022)의 연구에서는 사회적 거리두기가 시행됐을 때 다른 사람과의 교류가 감소한 집단이 교류가 상대적으로 적게 감소한 집단보다 우울 및 불안의 수준이 높은 것으로 나타났다.

그러나 사회적으로 고립되고 외로움을 느끼는 사람들이 모두 정신건강 문제를 경험하는 것은 아니다. Adams, Sanders, & Auth(2004)에 따르면 혼자 사는 사람들에게 외로움이 우울의 잠재적 위험요인일 수는 있지만, 외로움을 경험하는 사람들이 모두 우울감을 경험한 것은 아니었고, Weeks, Michela, Peplau, & Bragg(1980)에 의하면 외로움은 우울과 높은 정적 상관성이 있지만, 우울을 직접적으로 유발하는 것은 아니었다. 이정윤, 김지연과 김민희(2021)에 따르면 사회적 거리두기 행동 지침을 잘 지킬수록 우울 수준이 높은 것으로 나타났으나, 신경증 성향이 낮은 집단에서는 사회적 거리두기 행동 지침을 준수하는 정도가 우울 수준에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과들은 사회적 고립 및 외로움과 정신건강의 관계에 영향을 미치는 다른 변인의 존재에 대해 생각해 볼 수 있게 하는

데, 혼자 있는 시간의 증가와 외로움이 어떤 메커니즘을 통해 정신건강에 영향을 미치는지에 대해서는 연구가 많이 이뤄지고 있지 않은 실정이다 (Stickley & Koyanagi, 2016).

한편, Lewis, Roche, Brown, & Tillman(2023)은 미국에서 COVID-19 봉쇄정책이 시행되고 혼자 있는 시간이 증가하면서, 이 시기에 자살사고를 예측할 수 있는 변인으로 ‘혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향(Intolerance of Aloneness: IA)’을 제시하였다. 연구 결과, IA는 연령과 정신건강 서비스를 받고 있는지 여부를 통제한 상태에서도 유의하게 자살사고를 예측했으며, 대면 교류가 줄어들었을 때 IA 수준이 높은 집단에서만 자살사고를 보고한 사람이 증가하였다. 그리고 이들은 이러한 결과를 바탕으로 대면 교류가 줄어들고 있는 상황에서 IA가 자살 위험군에 대한 정보를 제공해줄 수 있을 것이라고 하였다. 이와 같이, 혼자 있는 시간의 증가와 그에 대한 개인의 주관적 경험이 현대인의 정신건강에 미칠 부정적 영향이 우려되는 상황에서, IA는 이들의 정신건강을 예측할 수 있는 중요한 변수일 수 있다.

이처럼 IA는 연구될 가치가 있는 중요한 변수임에도 불구하고, 국내에서는 IA 대한 연구가 거의 이루어지지 않고 있으며, 이를 측정하는 척도 역시 없다. 따라서 본 연구에서는 Vardy, Day, & Grenyer(2019)이 개발한 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향 척도(Experience of Time Alone Scale: ETAS)를 국내 성인 대상으로 타당화하고자 한다. 본 연구는 한국판 ETAS의 신뢰도와 타당도를 검증함으로써, 혼자 있는 시간과 개인의 정서적·심리적 과정 간 관계를 탐색할 수 있는 기초 자료를 마련하고, 현대사회의 정신건강 위험군에 대한 정보를 제공함으로써 상담 및 임상 장면에서 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

## 2. 이론적 배경

### 1) 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향

IA는 다른 사람이 즉각적인 지지를 제공해줄 수 없을 때, ‘진정시켜주는 대상(양육자 부재 시 그 기능을 해줄 수 있는 대상; soothing other)에 대한 감각을 불러일으키지 못하여 느끼는 무력감에 대한 혼돈스러운 느낌(disorganizing feeling)’을 의미한다(Gunderson, 1996). IA는 주로 경계선 성격장애(Borderline Personality Disorder: BPD)의 핵심적인 특성으로 논의되어 왔으나(Vardy et al., 2019), 이는 주양육자와의 초기 애착에서의 기본적인 실패로 인해 발달되는 심리적 결함으로(Gunderson, 1996), 불안정 애착을 반영하며(Fonagy, Target, Gergely, Allen, & Bateman, 2003), 아증후(subsyndromal) 집단(Zanarini, Frankenburg, Reich, & Fitzmaurice, 2016)을 비롯한 불안 애착과 회피 애착 집단에서도 나타나는 특성이다(Gunderson, 1996; Fonagy et al., 2003).

IA에 대해 정신분석 이론가들은 개인이 혼자 있을 때 멸절 불안(annihilation anxiety)을 느끼기 때문일 수 있다고 설명한다(Freud, 1926). 유아는 생후 처음으로 독립적인 욕구를 느끼는데, 이는 궁극적으로 다른 사람에 의해 채워질 수 밖에 없기 때문에 결국 완전한 의존 상태에 놓이게 된다. 유아의 의존성은 지속적인 돌봄과 진정시켜주는 대상이 부재할 경우 내적 불편감과 불안감을 유발하는데, 이 경험이 아동의 무력감 및 압도적인 고통을 담아낼 수 없는 무능력과 결합되어 ‘자기’의 전멸로 느껴질 수 있다(Winnicott, 1958). 아동과 주양육자의 초기 관계가 비일관적이고 불안정하며 주양육자가 보듬어주는 환경(holding environment)을 제공해주지 못할 경우, ‘진정의 내사(soothing introject)’가 일어날 수 없게 된

다. 이 경우, 개인은 진정시켜주는 대상에 대한 정신적 표상을 촉발할 능력이 없기 때문에, 혼자 있을 때 생애 초기에 느낀 무력감을 상기시키는 떨절 불안을 경험하게 된다. 이는 다른 사람으로부터 보살핌을 받고 있다는 증거를 제공받을 때에만 완화되기 때문에(Adler & Buie, 1979) 개인은 혼자 있는 것을 견디기 힘들어하게 된다.

한편, Fonagy(1991)는 IA를 이해하기 위해 정신화(mentalization) 개념을 가져왔다. Fonagy는 아동의 내면 상태에 대한 적절한 반영의 부족을 포함한 정서적으로 조율된 양육의 결핍이 정신화의 결함을 가져올 수 있다고 하였다. 더욱이, 양육자가 아동의 정서적 상태에 대해 지속적으로 정확한 반영을 제공해주지 않거나 아동을 학대할 경우, 아동은 부모의 반응을 내재화하여 악의적이고 비판적인 ‘이질적 자기(alien self)’가 발달하게 되고, 이것이 성인기까지 이어질 수 있다. 이질적 자기는 혼자 있을 때 개인을 내부에서 공격하는데, 이때 개인은 정신화의 결함으로 인해 이질적 자기의 징벌적 생각(punitive thought)이나 느낌들을 현실의 ‘표상’이 아닌 실제적이고 즉각적인 것으로 느끼게 되어 더욱 강렬하게 경험하게 되며, 이로 인해 혼자 있는 시간을 고통스럽게 느끼게 된다(Bateman & Fonagy, 2003).

Vardy(2011)에 의하면 IA에 대한 설명들은 상호 배타적이지 않으며, 이러한 설명들을 종합했을 때 IA를 가장 잘 이해하게 될 것이라고 하였다. 한편, IA는 ‘혼자 있는 것’과 ‘부정적 정서’와 관련된 개념이라는 점에서 외로움과 유사하다고 느낄 수 있다. 그러나, 외로움은 사회적 교류가 가능한지와 상관없이 현재 관계에서 대인관계적 필요(interpersonal needs)가 충족되지 않고 있다는 더 일반적인 감각을 강조하는 반면, IA는 사회적 교류의 부재라는 특정한 맥락하에서 증가되는 심적 고통에 대한 취약성을 의미한다(Lewis et

al., 2023)는 점에서 외로움과 구별된다.

## 2) 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향 척도

본 연구에서 타당화하고자 하는 ETAS는 Vardy 등(2019)이 BPD 환자들의 혼자 있는 시간 동안의 경험을 측정하고, 이를 통해 BPD의 심각도를 평가하기 위한 목적으로 개발한 척도이다. Vardy 등(2019)은 먼저 여성 BPD 환자 12명을 대상으로 혼자 있을 때 어떤 경험을 하는지 조사한 뒤 그들의 응답을 바탕으로 문항들을 제작하였다. 다음으로 BPD 환자 2명과 통제집단 5명을 대상으로 예비척도를 활용한 설문을 실시하여 두 집단 간 점수를 비교하였고 각 집단에게 문항에 대한 피드백을 얻었으며, 의미의 명확성과 임상적 관련성을 평정하여 58문항이 선정되었다. 마지막으로 선정된 58문항을 대상으로 BPD 집단 112명과 통제집단 105명에게 설문을 실시하였고, 탐색적 요인분석을 거쳐 ‘혼자 견디지 못함(cannot cope alone)’, ‘다른 사람으로부터 벗어날 필요가 있음(need to escape from others)’, ‘참을 수 없는 고통에의 몰입(consumed in intolerable distress)’으로 구성된 3요인 모델이 가장 적합함이 증명되었으며, 최종 33문항이 확정되었다. ‘혼자 견디지 못함’은 개인이 기능하거나 편안함을 느끼기 위해 다른 사람이 필요한 정도를 측정한다. ‘다른 사람으로부터 벗어날 필요가 있음’은 관계를 맺는 데에 따르는 요구들과 다른 사람으로부터의 침범, 그리고 다른 사람들과 있을 때의 부정적인 감정들로부터 벗어나기 위해 혼자 있는 시간이 필요한 정도를 측정한다. 이는 ETAS에서 측정하고자 하는 IA의 본래 정의를 직접적으로 반영한다기보다는, BPD 환자들이 실제로 경험하는 양가적 대인관계 특성을 반영한 확장 요인이다. ‘참을 수 없는 고통에의 몰입’은 혼자 있을 때 느껴지는

고통(자살과 자해 생각에 지배되는 것과 무망감이 만연한 것)의 증가와 그에 몰두하는 정도를 측정한다.

ETAS의 내적합치도는 혼자 견디지 못함이 .92, 다른 사람으로부터 벗어날 필요가 있음이 .90, 참을 수 없는 고통에의 몰입이 .88로 나타났고, 이론적으로 관련이 있는 변인과의 상관분석을 통해 타당도를 검증하였다(Vardy et al., 2019). Hurvich (1990)가 개발한 멸절 불안을 측정하는 ‘개정된 Hurvich 경험 척도(Hurvich Experience Inventory-Revised: HEI-R)’와는 .67, Richman & Sokolove (1992)가 개발한 혼자 있을 때의 현상학적 경험을 측정하는 ‘혼자 있는 것과 연상기억 척도(Aloneness and Evocative Memory Scale: AEMS)’에서 혼자 있는 것(aloneness)과는 .42, 연상기억(evocative memory)과는 .28, Berwick 등(1991)이 개발한 정신건강의 5가지 측면(불안, 우울, 긍정 정서, 행동이나 정서 조절의 상실, 심리적 웰빙)을 측정하는 ‘정신건강 척도(Mental Health Inventory-5: MHI-5; 점수가 높을수록 정신건강이 좋다는 것을 의미함)’와는 -.47의 유의한 상관관계가 나타났다.

ETAS는 본래 BPD 환자들의 혼자 있을 때의 경험과 BPD의 심각도를 평가하기 위한 목적으로 만들어진 척도이지만, IA는 앞서 언급했듯이 기본적으로 초기 애착에서의 실패로 인해 발달되는 특성으로, 아증후 집단이나 불안정 애착 성인에게서도 나타날 수 있는 특성이다. 또한, 비임상 집단을 대상으로 ETAS를 활용한 Lewis 등(2023)의 연구에서도 IA가 자살사고를 유의하게 예측하는 것으로 나타났다. 혼자 있는 시간이 증가하고 있는 상황에서 IA는 정신건강을 예측하는 중요한 변인일 수 있으며, 따라서 본 연구에서 타당화하고자 하는 ETAS는 기존에는 측정하지 못했던 IA의 수준을 측정할 수 있다는 점에서 의미가 있다.

더불어 본 연구에서는 ETAS를 타당화한 후, 준거 관련 타당도 중 동시 타당도(concurrent validity)를 검증하기 위하여 IA와 경계선 성격 특성과의 상관관계를 확인할 것이다. 이는 IA가 BPD의 핵심적인 서술적 특징이며(Dazzi, 1998; Gunderson, 1996), BPD의 DSM-5 진단기준 거의 대부분과 연관이 되어있다는(Gunderson & Links, 2008) 선행 연구들을 바탕으로 하였다. 또한 준거 관련 타당도 중 예측 타당도(predictive validity)를 검증하기 위하여 IA가 우울, 불안 및 자살사고를 예측할 수 있는지 확인할 것이다. 이는 IA가 우울, 불안 및 자살사고를 예측하였다는(Lewis et al., 2023; Vardy et al., 2019) 선행 연구들을 바탕으로 하였다.

### 3. 방법

#### 1) 연구대상

본 연구는 ETAS를 국내 성인을 대상으로 타당화하기 위해 전국의 만 19~39세의 성인을 대상으로 자기보고식 온라인 설문을 실시하였다. 이 연령대는 1인가구의 비율이 가장 높아(통계청, 2024) 상대적으로 혼자 있는 시간이 많을 것으로 예상되며, 사회적 교류 감소에 취약한 것으로 판단되어(보건복지부, 2021) 연구대상으로 선정하였다. 자료 수집은 온라인 조사 전문기관인 인바이트를 통해 이루어졌고, 설문은 약 10-15분 내외로 소요되었으며, 인구통계학적 특성, IA, 경계선 성격 성향, 우울, 불안, 자살사고를 측정하는 척도로 구성되어있다. 441명의 자료 중 불성실하게 응답한 참여자를 제외하고 총 400명의 자료를 분석에 사용하였다. 연구 참여자는 여성 200명, 남성 200명이었고, 평균 연령은 30.43세(SD=5.00)였

다. 주요 변인들의 기술통계치는 <표 1>에 제시되어 있다.

## 2) 측정 도구

### (1) 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향

IA를 측정하기 위해 Vardy 등(2019)이 IA의 수준을 측정하여 BPD의 심각도를 평가하기 위해 개발하고, Lewis 등(2023)이 비임상 집단을 대상으로 타당화한 ETAS를 한국어로 번안하여 사용하였다(<표 2> 참고). 번안 과정으로는 우선 연구자가 1차로 척도를 번역한 뒤, 영어-한국어 이중언어 구사자인 심리학 박사과정 수료자 1인에게 이에 대한 역번역을 의뢰하였다. 이후 원문항, 1차 번역본, 역번역본을 심리학 석사 과정 3명이 비교하며 문항을 매끄럽게 만드는 수정 과정을 거쳤으며, 마지막으로 미국에 장기간 거주한 심리학 전공 교수 1인의 검토 및 자문을 거쳐 문항을 확정하였다. 이 척도는 총 33문항으로 이루어져 있으며, 각 문항은 ‘전혀 아니다(1점)’에서 ‘매우 그렇다(4점)’의 4점 리커트 척도로 구성되어 있다. 하위요인에는 ‘혼자 견디지 못함’, ‘다른 사람들로 부터 벗어날 필요가 있음’, ‘참을 수 없는 고통에 의 몰입’이 있으며, 척도의 총점이 높을수록 IA가 강하다는 것을 의미한다. Vardy 등(2019)과 Lewis 등(2023)의 연구에서 척도의 Chronbach's  $\alpha$  값은 .92였으며, 본 연구에서의 Chronbach's  $\alpha$

값은 .86이었다.

### (2) 경계선 성격특성

경계선 성격특성을 측정하기 위하여 Morey(1991)가 개발한 경계선 성격특성 척도(Personality Assessment Inventory-Borderline Features Scale: PAI-BOR)를 홍상환과 김영환(1998)이 한국어로 번안한 것을 사용하였다. 이 척도는 23문항으로 이루어져 있으며, ‘전혀 아니다(0점)’에서 ‘매우 그렇다(3점)’까지의 4점 리커트 척도로 구성되어 있다. 총점이 높을수록 경계선 성향이 강하다는 것을 의미한다. 본 연구에서의 Chronbach's  $\alpha$  값은 .84였다.

### (3) 우울 및 불안

우울 및 불안을 측정하기 위하여 Lovibond & Lovibond(1995)가 개발한 우울, 불안 및 스트레스 척도-21(Depression Anxiety Stress Scales: DASS-21)를 Lee 등(2019)이 한국어로 번안한 것을 사용하였다. 이 척도는 우울 요인 7문항, 불안 요인 7문항, 스트레스 요인 7문항으로 이루어져 있으며 ‘전혀 해당되지 않는다(0점)’에서 ‘매우 많이 해당된다(3점)’까지의 4점 리커트 척도로 구성되어 있다. 본 연구에서는 우울과 불안 문항만을 사용하였다. 총점이 높을수록 높은 우울과 불안을 경험하고 있음을 의미한다. 본 연구에서의 Chronbach's  $\alpha$  값은 우울 .91, 불안 .91이었다.

<표 1> 주요 변인들의 기술통계치(N=400)

변인	가능한 점수범위	점수범위	평균	표준편차
IA	33~132	38~110	66.16	14.40
경계선 성격특성	0~69	4~54	27.35	9.00
우울	0~21	0~21	4.41	4.69
불안	0~21	0~21	6.27	5.21
자살 사고	0~38	0~32	6.38	6.80

<표 2> 변안된 문항

하위요인	문항 번호	문항 내용
혼자 견디지 못함	IA1	혼자 있을 때면 누군가가 곁에 있으면서 나를 안심시켜주길 바란다.
	IA2	나는 혼자 있을 때 버림받은 느낌이 들어서 다른 사람들과 어떻게든 연락하려고 할 것이다.
	IA3	나는 혼자 있을 때 무엇을 어떻게 해야 할지 모르겠다.
	IA4	나는 혼자 있을 때 나에게 동기부여를 해줄 다른 사람이 곁에 있기를 바란다.
	IA5	나는 혼자 있을 때 나에게 무엇을 하라고 말해줄 사람이 있기를 바란다.
	IA6	나는 혼자 있을 때 간단한 할 일들로부터 압도당하는 느낌을 받고, 그것들을 하기 위해 스스로를 몰아붙여야 한다.
	IA7	나는 혼자 있을 때의 조용함이 무섭다.
	IA8	나는 혼자 있는 것을 회피하기 위해 잠을 잔다.
	IA9	나는 혼자가 되는 것을 피하기 위해 다른 사람을 찾는다.
	IA10	나는 혼자 있을 때의 고통을 견디기 위해 약이나 술이 필요하다.
	IA11	나는 혼자 있을 때 분노가 치밀어 오른다.
	IA12	나는 혼자 있을 때 외로움을 느끼고 다른 사람이 곁에 있었으면 한다.
	IA13	나는 혼자 있을 때 다른 사람이 기분이 나아질 수 있도록 도와주기 전까지 괴로워한다.
	IA14	나는 혼자 있을 때 불안감을 느낀다.
다른 사람으로부터 벗어날 필요가 있음	IA15	혼자 있으면 대인관계 노력을 안해도 돼서 다행이라 여긴다.
	IA16	나는 다른 사람들과 함께 있을 때 예민하고 신경이 날카로워지기 때문에 혼자 있는 시간이 필요하다.
	IA17	나는 다른 사람들의 기대로 인한 압박으로부터 벗어나기 위해 혼자 있는 시간이 필요하다.
	IA18	나는 다른 사람들에게 압도되는 것을 피하기 위해 혼자 있어야 한다.
	IA19	혼자 있는 시간에는 다른 사람들에게 잘못된 말이나 행동을 할까봐 걱정하는 것으로부터 자유롭다.
	IA20	혼자 있을 때는 진짜 나를 가리기 위한 가면을 유지할 필요가 없어서 편하다.
참을 수 없는 고통에의 몰입	IA21	나는 내가 어울리지 못한다고 느끼기 때문에 다른 사람들과 함께 있는 것을 피한다.
	IA22	나는 혼자 있을 때 내가 잘못된 것들에 대해 곱씹는다.
	IA23*	나는 혼자 있을 때 내가 하고 싶은 것들과 나를 위한 일들을 한다.
	IA24	나는 혼자 있을 때 과거에 대한 부정적인 생각들에 사로잡힌다.
	IA25	나는 혼자 있을 때 자살에 대한 생각을 더 많이 한다.
	IA26*	나는 혼자 있을 때 어떤 즐거운 일을 찾아서 할 동기부여가 된다.
	IA27	나는 혼자 있을 때 스스로에게 굉장히 비판적이다.
	IA28	나는 혼자 있을 때면 너무 기분이 안좋아져서 자해를 한다.
	IA29*	나는 혼자 있을 때도 다른 사람들이 나를 신경쓴다는 것을 알고 있다.
	IA30*	나는 혼자 있을 때 마음의 평화와 만족감을 느낀다.
	IA31	나는 혼자 있을 때 내 인생에 희망이 없다고 느낀다.
	IA32*	나는 혼자 있을 때도 여전히 내 삶에 의미와 목적이 있다고 느낀다.
	IA33*	나는 혼자 있을 때 나를 괴롭히는 문제들에 대해 생각하지 않고 다른 일을 할 수 있다.

주: \*은 역채점 문항임

#### (4) 자살사고

자살사고의 정도를 측정하기 위하여 Beck, Kovacs, & Weissman(1979)이 개발한 한국판 Beck의 자살생각 척도(Scale for Suicidal Ideation: SSI)를 박광배와 신민섭(1991)이 한국어로 번안한 것을 사용하였다. 이 척도는 총 19문항으로 이루어져 있으며, 0점에서 2점까지의 3점 리커트 척도로 구성되어 있다. 총점이 높을수록 자살 생각 수준이 높고, 심각하다는 것을 의미한다. 본 연구에서의 Chronbach's  $\alpha$ 값은 .92였다.

### 3) 자료 분석

본 연구에서는 분석을 위해 400명의 연구 대상자를 두 집단으로 무선 할당된 뒤, 첫 번째 집단( $N=250$ )을 대상으로 예비척도 문항분석과 탐색적 요인분석을 실시하였고, 두 번째 집단( $N=150$ )을 대상으로 본 척도 문항분석과 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석에는 SPSS 23.0과 Mplus 8.0을 사용하였으며, 분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 예비척도의 33개 문항들을 대상으로 문항분석을 실시하였다. 둘째, 자료가 요인분석에 적합한지 평가하기 위해 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 표본 적합도와 Bartlett의 구형성 검정을 확인하였다. 이후 주축 요인 추출을 사용한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 이 과정에서 고유치(eigenvalue)와 누적분산비율, 스크리 도표를 토대로 요인 개수를 결정하였다(Cattell, 1966). 요인회전 방식으로는 요인 간 상관을 가정하는 사각회전 방식인 Promax를 사용하였고, kappa 값으로 4를 부여하였으며(Hendrickson & White, 1964), 문항별로 요인부하량을 살펴보았다. 셋째, 문항분석과 탐색적 요인분석 결과에 기초해 최종적으로 확정된 본 척도의 26개 문항들을 대상으로 문항분석을 실시하였다. 넷째, 본 척도의 요인 모형이 적합한

지 확인하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였고, 추정법으로는 최대우도법(Maximum Likelihood)을 사용하였다. 모형의 적합도를 확인하기 위해  $\chi^2$ , CFI(Comparative Fit Index), TLI(Turker-Lewis Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation) 지수를 확인하였고, 문항별로 요인부하량을 살펴보았다. 마지막으로 본 척도의 준거 관련 타당도 중 동시 타당도를 검증하기 위해 IA와 경계선 성격특성 간의 상관을 검토하였으며, 준거 관련 타당도 예측 타당도를 검증하기 위해 IA를 독립변수로 하고, 우울, 불안 및 자살사고를 종속변수로 한 단순 회귀분석을 실시하였다.

## 4. 결 과

### 1) 예비척도의 문항분석

예비척도의 문항이 양호한지 살펴보기 위해 먼저 각 문항의 평균과 표준편차를 분석하였다. 평균이 1.5 미만이거나 3.5를 초과하는 경우와 문항의 표준편차가 0.7 이하인 경우 문항의 양호도가 좋지 않은 것으로 판단하여 삭제를 고려하였다(탁진국, 2007). 예비척도의 모든 문항의 평균은 1.37~3.23, 표준편차는 0.75~0.98의 범위에 속하는 것으로 나타났다. 표준편차의 경우에는 양호도가 괜찮았지만, IA10, IA28 문항의 평균이 1.5 미만으로 나타나 삭제를 고려하였다.

다음으로, 다변량 정규성을 확인하기 위해 각 문항의 왜도와 첨도를 살펴보았다. 왜도의 절댓값이 3을 초과하지 않고, 첨도의 절댓값이 8을 초과하지 않아야 정규분포로 가정할 수 있다는 Kline(2016)의 기준을 따랐다. 예비척도의 모든 문항의 왜도는  $-0.79 \sim 2.02$ , 첨도는  $-0.89 \sim 3.21$ 의 범위

에 속하는 것으로 나타나 다변량 정규성이 확보되었다고 판단하였다.

마지막으로, 예비척도의 문항-하위요인 총점 간 상관과 하위요인 및 특정 문항 제거 시 내적합치도를 분석하였다. 문항-하위요인 총점 간 상관계수가 .2 이상인 경우 문항의 양호도가 적절한 것으로 판단하였다(Gable & Wolf, 2012). 분석 결과, 문항-하위요인 총점 간 상관은 -.215~.780의 범위에 속하는 것으로 나타났고, IA29 문항에서 -.215의 상관이 나타나 삭제할 것을 고려하였다. 하위요인별 내적합치도는 .745~.930의 범위에 속하여 하위요인을 측정함에 있어 각 문항들이 적절한 것으로 나타났으며, 전 문항의 내적합치도는 .923로 나타났다. 그리고 문항 제거 시 내적합치도는 IA29 문항을 제거할 경우 참을 수 없는 고통에의 몰입 하위요인의 내적합치도가 .745에서 .810로 상승하는 것으로 나타났다.

문항들의 분석 통계치들을 검토해본 결과, IA29 문항의 문항-하위요인 총점 간 상관이 양호도 기준에 부합하지 못했으며, 문항 제거 시 내적합치도가 상승하여 삭제하기로 결정하였다.

## 2) 탐색적 요인분석

문항분석 결과에 따라 32개 문항에 대하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 앞서 양호도 기준에 부합하지 못했으나 삭제하지 않았던 문항들은 고유치와 누적분산비율, 요인부하량을 종합적으로 검토하여 결정하기로 하였다.

탐색적 요인분석을 실시하기 전, 자료가 요인분석에 적합한지 살펴보기 위해 KMO 표본 적합도와 Bartlett의 구형성 검정을 확인하였다. KMO 값은 .50 이상이면 요인분석에 적합한 것으로 해석되며(김계수, 2010), Bartlett의 구형성 검정은 유의확률이 작아 영가설이 기각될 때 요인분석에

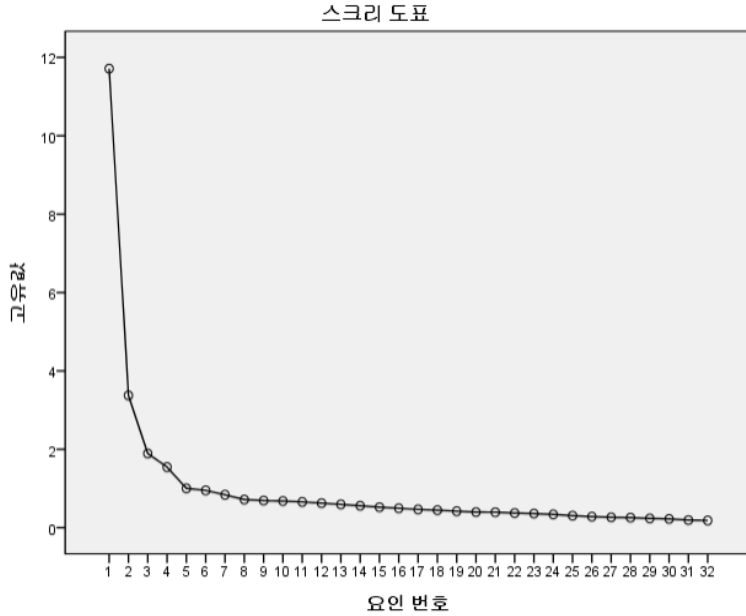
적합한 모델이라고 볼 수 있다(송지준, 2009). 자료의 KMO 표본 적합도는 .939, Bartlett의 구형성 검정 유의확률은 .000으로 요인분석에 적합한 것으로 나타났다.

다음으로 예비척도의 요인구조를 확인하기 위해 탐색적 요인분석을 실시하였다. 유효한 요인의 수를 결정하기 위해 고유치, 누적분산비율, 그리고 스크리 도표를 살펴보았다. 고유치가 1이 넘는 개수만큼 요인을 추출해야 한다는 Kaiser(1960)의 기준과 누적분산비율은 적어도 5~60% 정도가 되는 선에서 요인을 추출하는 것이 좋다는 기준을 따랐다(Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010). 분석 결과, 요인이 3개일 때 고유치가 1.892, 누적분산비율이 53%으로 나타나 원척도와 동일하게 3요인이 적절한 요인의 수로 고려되었으며, 그 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 이와 더불어 스크리 도표의 경우, 그래프에 직선을 그었을 때, 직선을 기준으로 기울기의 변화를 보이는 지점에서 요인의 수를 정한다(Cattell, 1966). <그림 1>에 제시된 스크리 도표에서 볼 수 있듯이 요인 수는 3-4개가 적절한 것으로 확인되었다. 이 같은 통계치들을 종합적으로 고려하여 최종적으로 요인의 수를 원척도와 동일하게 3개로 결정하였다.

다음으로 각 문항의 요인부하량을 살펴보았다. 요인부하량은 .3 이상이면 적절하다는 기준에 따랐다(Crocker & Algina, 1986). 또한 서로 다른 정의 차원에 걸쳐있는 문항은 문제가 있는 것으로 판단하여, 원래 속해야 하는 요인에의 부하량과 다른 요인에의 부하량을 비교하여 문항의 삭제를 고려하였다. 분석 결과, 요인 1에 더 높은 부하량을 보이는 IA28, IA31 문항과 요인 2에 더 높은 부하량을 보이는 IA22, IA24, IA25, IA27 문항을 삭제하기로 결정하였다. 예비척도의 요인부하량은 <표 4>에 제시되어 있다.

<표 3> 예비척도의 고유치 및 누적분산 비율(N=250)

요인 수	고유치	고유치 차이	분산 비율	누적분산 비율
3	1.892	.347	5.913	53.060



<그림 1> 스크리 도표

<표 4> 예비척도의 요인부하량(N=250)

문항	요인 1	요인 2	요인 3
IA1	.690	-.084	-.134
IA2	.813	-.165	-.022
IA3	.621	-.002	.229
IA4	.512	.063	-.038
IA5	.575	.148	.019
IA6	.558	.256	.089
IA7	.844	-.035	-.075
IA8	.763	.035	-.039
IA9	1.043	-.330	-.257
IA10	.808	-.132	-.032
IA11	.616	.088	.070
IA12	.635	-.005	-.017
IA13	.676	.096	.036
IA14	.685	.142	-.021

문항	요인 1	요인 2	요인 3
IA15	-.277	.560	.057
IA16	.100	.611	-.129
IA17	.223	.548	-.314
IA18	.194	.634	.019
IA19	-.066	.746	-.165
IA20	-.050	.703	-.379
IA21	.014	.691	.099
IA22	-.001	.491	.130
IA23	.244	-.210	.475
IA24	.245	.460	.280
IA25	.348	.384	.133
IA26	-.151	-.038	.615
IA27	.259	.485	.268
IA28	.722	.022	-.065
IA30	.247	-.463	.500
IA31	.504	.328	.136
IA32	-.085	.036	.649
IA33	-.199	.051	.632

주: 문항 묶음된 문항은 음영 처리함

### 3) 본 척도의 문항분석

본 척도의 문항이 양호한지 살펴보기 위해 앞서 진행했던 예비척도 문항분석의 절차와 기준에 따라 문항분석을 실시하였다. 먼저 26개 문항의 평균과 표준편차, 왜도, 첨도를 분석하였다. 모든 문항의 평균은 1.21~3.32, 표준편차는 0.56~1.00의 범위에 속하는 것으로 나타났다. IA7, IA8, IA10, IA11, IA13 문항의 평균이 1.5 미만으로 나타났고, IA10, IA11, IA13 문항은 표준편차도 0.7 이하로 나타나 양호도 기준을 만족하지 못하였으나, 앞서 진행되었던 탐색적 요인분석의 요인부하량을 통해 문항의 설명력이 확보된 바 있다. 그러므로 이후 기타 양호도 검증결과를 추가적으로 살펴보면서 문항의 삭제 여부를 결정하기로 판단하였다. 모든 문항의 왜도는 -.877~2.832, 첨도는 -1.062~7.329의 범위에 속하는 것으로 나타나 다

변량 정규성이 확보된 것으로 판단하였다(Kline, 2016).

다음으로, 본 척도의 문항-하위요인 총점 간 상관과 하위요인 및 특정 문항 제거 시 내적합치도를 분석하였다. 분석 결과, 문항-하위요인 총점 간 상관은 .568~.768의 범위에 속하는 것으로 나타나 양호도가 확보되었다. 또한, 하위요인별 내적합치도는 .730~.908로 하위요인을 측정함에 있어 각각의 문항들이 적절한 것으로 나타났으며, 전체 문항의 내적합치도는 .859로 나타났다. 그리고 문항 제거 시 내적합치도가 상승하는 문항은 없는 것으로 확인되었다.

문항들의 분석 통계치들을 검토해본 결과, IA7, IA8, IA10, IA11, IA13 문항의 기타 값들이 양호도 기준에 부합하였으므로 해당 문항들이 IA를 적절하게 측정하고 있다고 판단되었기 때문에 문항을 제거하지 않기로 결정하였다.

#### 4) 확인적 요인분석

탐색적 요인분석을 통해 3요인 모형을 가정하였기에, 연구자가 가정한 요인 구조가 적합한지 살펴보기 위하여 확인적 요인분석을 실시하였고, 모형의 적합도를 살펴보기 위해  $\chi^2$ , CFI, TLI, RMSEA 지수를 확인하였다.

$\chi^2$ 검정통계량의 경우, 3요인 모형에서  $\chi^2_M=571.69$ ,  $df_M=296$ ,  $p<.001$ 로 영가설이 기각되었다. 그러나  $\chi^2$ 는 표본 크기에 민감하므로 표본 크기가 클수록  $\chi^2$  값이 커지기 때문에(Brannick, 1995) 다른 적합도 지수들을 추가적으로 고려하였다. CFI와 TLI는 .90 이상일 때 좋은 수치이지만(Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973), .80 이상이면 수용 가능한 것으로 보기도 한다(Browne & Cudeck, 1993;

Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2009). 분석 결과, 3요인 모형의 CFI 값은 .832, TLI 값은 .816으로 나타났다. RMSEA는 .05 이하일 때 좋은 적합도(close fit), .08 이하일 때 괜찮은 적합도(resonable fit), 그리고 .10 미만인 경우 보통의 적합도(mediocre fit)로 판단한다(Browne & Cudeck, 1993). 분석 결과, RMSEA 값은 .079(90% 신뢰 구간에서 .069~.088)로 나타났다.

여러 적합도 지수들을 종합한 결과, 본 척도의 3요인의 모형 적합도가 수용 가능한 것으로 판단되어 최종적으로 원칙도와 동일하게 3요인 모형을 선택하기로 하였다. 분석 결과는 <표 5>에 제시되어 있다.

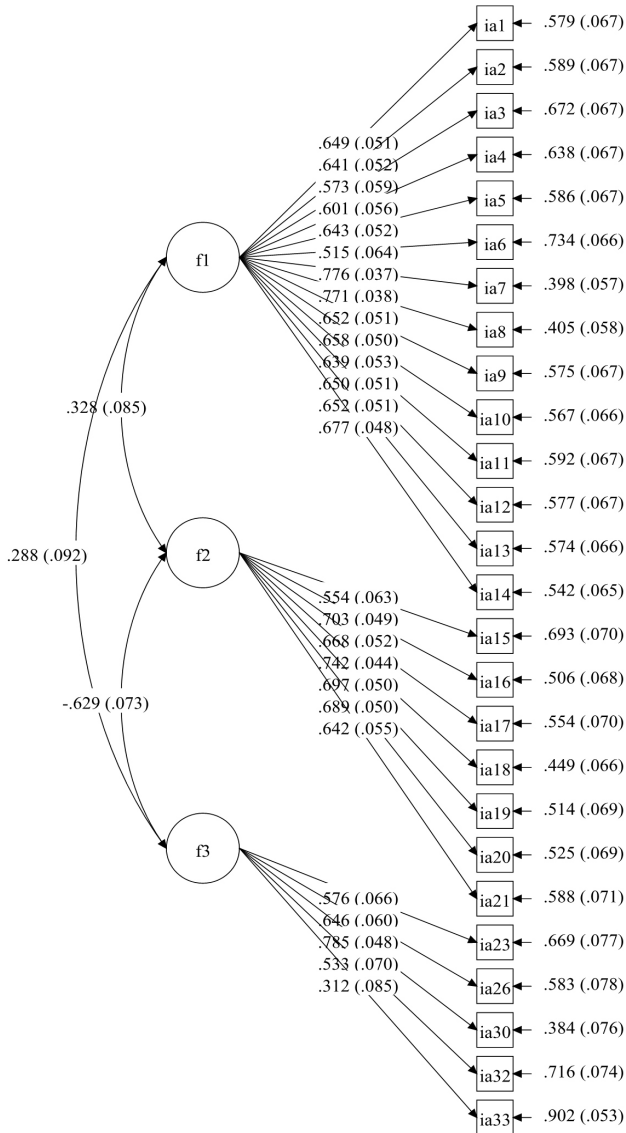
3요인 모형의 경로도 요인부하량은 <표 5>와 <그림 2>에 제시되어 있다. 본 연구에서는 표준

<표 5> 최종척도 3요인 모형의 모수추정치(N=150)

하위요인	문항	비표준화 요인부하량	표준화된 요인부하량	표준오차
혼자 견디지 못함	IA1	1.000	.649*	.051
	IA2	.994	.641*	.052
	IA3	.772	.573*	.059
	IA4	.905	.601*	.056
	IA5	.872	.643*	.052
	IA6	.726	.515*	.064
	IA7	.948	.776*	.037
	IA8	.971	.771*	.038
	IA9	.909	.652*	.051
	IA10	.696	.658*	.050
	IA11	.621	.639*	.053
	IA12	.992	.650*	.051
	IA13	.705	.652*	.051
	IA14	.910	.677*	.048
다른 사람들로부터 벗어날 필요가 있음	IA15	1.000	.554*	.063
	IA16	1.312	.703*	.090
	IA17	1.292	.668*	.052
	IA18	1.411	.742*	.044
	IA19	1.425	.697*	.050
	IA20	1.381	.689*	.050
	IA21	1.136	.642*	.055

하위요인	문항	비표준화 요인부하량	표준화된 요인부하량	표준오차
참을 수 없는 고통에의 몰입	IA23	1.000	.576*	.066
	IA26	1.246	.646*	.060
	IA30	1.515	.785*	.048
	IA32	1.117	.533*	.070
	IA33	.669	.312*	.085
적합도 지수	$\chi^2 = 571.69 (df = 296, p < 0.01)$ , CFI = .832, TLI = .816, RMSEA = .079 (90% CI .069 ~ .088)			

\* $p < .01$



<그림 2> 최종 척도의 확인적 요인 모형

화된 요인부하량이 .3 이상이어야 한다는 기준을 따랐다(Crocker & Algina, 1986). 분석 결과, 모든 요인부하량이 .312~.785 사이의 범위에 속하는 것으로 나타났으며 모든 문항이  $p < .01$  수준에서 유의했다. 따라서 모든 문항이 척도의 개념을 적절하게 측정하는 것으로 판단하였고, 26 문항을 그대로 유지하기로 결정하였다.

### 5) 준거 관련 타당도 분석

#### (1) 동시 타당도

ETAS의 동시 타당도를 검증하기 위하여 PAI-BOR의 하위요인인 정서적 불안정성, 정체감 문제, 부정적 대인관계, 자기 손상과의 상관관계를 분석하였다. 분석 결과, IA는 PAI-BOR의 모든 하위요인과 유의한 정적 상관이 나타나고 있어 동시 타당도를 확보하였다고 볼 수 있다. 분석 결과는 <표 6>에 제시되어 있다.

#### (2) 예측 타당도

ETAS의 예측 타당도를 검증하기 위해 ETAS와 DASS-21, SSI간의 단순회귀분석을 실시하였다. 우울 점수의 분산에 대한 IA의 설명량( $R^2$ )은 약 53% ( $F_{(1,49)}=16.4386, p < .001$ )로 나타났으며, IA는 우울을 정적으로 유의하게 예측했다( $\beta=.725, p < .001$ ). 불안 점수의 분산에 대한 IA의 설명량( $R^2$ )은 약 49%( $F_{(1,49)}=139.515, p < .001$ )로 나타났으며, IA는 불안을 정적으로 유의하게 예측했다( $\beta=.697, p < .001$ ). 자살사고 점수의 분산에 대한 IA의 설명량( $R^2$ )은 약 22% ( $F_{(1,49)}=40.515, p < .001$ )로 나타났으며, IA는 자살사고를 정적으로 유의하게 예측했다( $\beta=.464, p < .001$ ). 결론적으로, IA가 우울, 불안 및 자살사고를 유의하게 예측할 수 있는 예측 타당도를 가지고 있다는 것을 확인할 수 있다. 분석 결과는 <표 7>에 제시되어 있다.

<표 6> PAI-BOR과 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향의 상관분석(N=150)

	혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향
정서적 불안정성	.572*
정체감 문제	.611*
부정적 대인관계	.479*
자기 손상	.679*

\* $p < .01$

<표 7> 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향 척도와의 단순 회귀분석 결과(N=150)

	B	SE	$\beta$	t	R ( $\Delta R^2$ )	F
우울	.308	.024	.725	12.821**	.526 (.523)	164.386**
불안	.320	.027	.697	11.812**	.485 (.482)	139.515**
자살 사고	.286	.045	.464	6.365**	.215 (.210)	40.515**

\*\* $p < .001$

## 5. 논 의

본 연구는 Vardy 등(2019)이 개발한 ETAS 33문항을 변안하고 국내 성인 남녀를 대상으로 타당화하여, ETAS가 우리나라 성인들의 혼자 있는 것을 견디지 못하는 성향(Intolerance of Aloneness: IA)을 타당하고 신뢰롭게 측정하는지 확인하고자 하였다. 연구의 절차와 결과는 다음과 같다. 400명의 연구 대상자를 두 집단으로 무선 할당된 뒤 첫째, 250명을 대상으로 예비척도 문항의 문항분석을 위해 평균과 표준편차, 왜도와 첨도, 문항-하위요인 총점 간 상관과 내적합치도를 살펴보았다. 분석 결과 IA10, IA18 문항의 평균이 1.5 미만으로 나타났으나, 다른 양호도 기준은 만족하여 탐색적 요인분석의 결과를 통합적으로 고려한 뒤 결정하기로 하였고, IA29 문항의 경우 문항-하위요인 총점 간 상관이 양호도 기준을 만족하지 못하였으며 문항 제거 시 내적합치도가 상승하는 것으로 나타나 해당 문항을 삭제하기로 결정하였다.

둘째, 예비척도 32문항을 대상으로 탐색적 요인 분석을 진행하였다. 탐색적 요인분석을 통해 얻은 고유치 값, 누적분산비율, 스크리 도표를 고려했을 때, 예비척도의 요인구조는 원척도와 동일하게 3요인 구조가 적합한 것으로 확인되었다. 따라서 본 연구에서도 3요인 구조를 그대로 수용하기로 결정하였다. 요인부하량을 살펴본 결과 IA22, IA24, IA25, IA27, IA28, IA31 문항은 원래 속해야 하는 요인에의 부하량보다 다른 요인에의 부하량이 더 큰 것으로 나타나 삭제를 결정하였다.

셋째, 150명을 대상으로 3요인 구조의 26문항으로 구성된 본 척도의 문항분석을 위해 평균과 표준편차, 왜도와 첨도, 문항-하위요인 총점 간 상관과 내적합치도를 살펴보았다. 분석 결과 IA7, IA8, IA10, IA11, IA13 문항의 평균이 1.5 미만

으로 나타났고, IA10, IA11, IA13 문항은 표준편차도 0.7 이하로 나타났으나, 탐색적 요인분석의 요인부하량을 통해 문항의 설명력이 확보되었으므로 기타 양호도 검증결과를 추가적으로 살펴보면서 문항의 삭제 여부를 결정하기로 판단하였다.

넷째, 3요인 구조가 본 척도에 적합한지 확인하기 위해 확인적 요인분석을 진행하였다. 분석 결과, 모든 문항의 요인부하량이 .3 이상으로 양호한 것으로 나타났으며, 모형의 적합도도 양호한 것으로 나타나 26문항의 3요인 모형을 최종적으로 확정하였다(CFI=.832, TLI=.816, RMSEA=.079).

다섯째, 최종 확정된 3요인 모형을 대상으로 준거 관련 타당도 중 동시 타당도와 예측 타당도를 검증하였다. 먼저 동시 타당도를 검증하기 위해 경계선 성격특성 척도와의 상관관계를 살펴보았다. 분석 결과 IA는 경계선 성격특성 척도의 모든 하위요인들과 유의한 정적 상관을 보였다. 이러한 결과는 IA가 BPD의 핵심적 특성이며(Dazzi, 1998; Gunderson, 1996), 혼자 있는 것에 대한 두려움과 이를 견디지 못하는 것이 BPD의 DSM-5 진단기준 거의 대부분과 연관이 되어있다는(Gunderson & Links, 2008) 선행연구들과 일치하는 결과이다. 따라서 본 척도의 동시 타당도가 확보되었다고 판단하였다.

마지막으로 준거 관련 타당도 중 예측 타당도를 검증하기 위해 IA를 독립변인으로, 우울, 불안 및 자살사고를 종속변인으로 하여 단순회귀분석을 실시하였다. 분석 결과 IA는 우울, 불안 및 자살사고를 유의하게 정적으로 예측하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 IA가 개인의 우울과 불안을 예측했으며(Vardy, 2011; Vardy et al., 2019), 대면교류가 줄어든 상황에서 개인의 자살사고를 예측했다는(Lewis et al., 2023) 선행연구와 일치하는 결과이다. 따라서 본 척도의 예측 타당도가 확보되었다고 판단하였다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 국내에서는 1인가구의 가파른 증가와 함께(김형균, 2019) 그것이 가지는 사회적 위험의 의미에 주목하기 시작하면서 혼자 있는 시간의 증가가 정신건강에 미치는 영향에 관한 연구가 많이 이루어지고 있다. 그러나, 그것이 어떤 메커니즘을 통해 정신건강에 영향을 미치는지에 대해서는 연구가 많이 이뤄지고 있지 않은 실정이다. 이에 본 연구에서는 Lewis 등(2023)이 혼자 있는 시간의 증가가 정신건강에 영향을 미치는 메커니즘을 설명할 수 있는 개인의 특성으로 제시한 IA에 대해 살펴보고, 이것이 국내의 비임상 집단에서도 유의하게 우울, 불안 및 자살사고를 예측한다는 것을 확인하였다. 따라서 본 연구는 혼자 있는 시간이 증가하고 있는 현대사회에서 개인의 정신건강을 유의하게 예측할 수 있는 변인으로써 IA를 소개했다는 점에서 의의가 있다. 또한, BPD 증상의 지속 기간에 대해 연구한 Zanerini 등(2016)에 따르면, IA는 다른 급성 장애 표지들이 사라진 이후에도 계속 지속되는 안정적인 특성이라고 하였으며, Gunderson(1996)의 연구에서는 IA 수준이 높은 사람들의 경우, 분리에 대한 부적응적 반응들은 치료 시작 후 1년 이내에 개선될 수 있지만, 그러한 행동들의 이면에 있는 심리적 결함이 호전되기 위해서는 그보다 훨씬 더 오랜 기간이 걸릴 것이라고 하였다. 따라서 IA 수준이 높은 내담자의 경우 단기 상담은 효과가 없을 수 있으며, IA로 인한 부정적인 영향들을 개선하기 위해서는 장기간의 상담을 요할 수 있다.

둘째, Vardy et al.(2019)이 개발한 ETAS를 한국판으로 번안 및 타당화하여 국내의 성인을 대상으로 활용할 수 있는지 검증하였다는 점에서 의의가 있다. 현재 국내에서는 IA에 대한 연구가 많이 이루어지지 않고 있으며, 이를 측정할 수 있는 척도 역시 존재하지 않는다. 이런 상황에서 비

슷한 성비의, 상대적으로 혼자 있는 시간이 많을 것으로 예상되며, 사회적 교류 감소에 취약한 연령대인 20-30대를 대상으로 설문 조사를 진행하고 ETAS를 타당화하여 국내에서 사용하기에 신뢰할 만한 도구로 소개한 것은 IA에 대한 이해의 폭을 넓히는 데 일조한 것으로 볼 수 있다. 앞서 언급했듯이 IA는 혼자 있는 시간이 증가하는 상황에서 개인의 정신건강을 예측할 수 있는 중요한 변인으로, 사회의 흐름으로 미루어 보았을 때 이에 대한 지속적인 학문적 관심이 필요할 것으로 보인다. 그러므로 본 연구가 IA에 대한 연구의 기초가 됨으로써 이와 연관된 국내 연구들이 활성화되고, 현대사회의 정신건강 위험군에 대한 정보를 제공함으로써 상담 및 임상 장면에서도 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 또한, 본 척도의 문항들은 임상 및 상담 장면에서 임상적 유용성이 있을 것이다. 예를 들어 ‘나는 혼자 있을 때의 고통을 견디기 위해 약이나 술이 필요하다’, ‘나는 혼자 있는 것을 피하기 위해 잠을 잔다’ 같은 경우, 심리치료 장면에서 추가적인 탐색이 필요할 것으로 여겨질 것이며, 이처럼 ETAS의 사용은 치료를 향상시키고 치료의 방향성을 제시할 수 있을 것이다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 연구대상자의 연령을 만 19~39세로 제한하였기 때문에 연구 결과를 성인 전체로 일반화하기 어려울 수 있다. ETAS는 성인을 대상으로 개발된 척도이나, 모든 연령대의 성인을 대상으로 조사를 실시하는 데에는 많은 시간과 비용이 소요되기 때문에 본 연구에서는 상대적으로 혼자 있는 시간이 많을 것으로 예상되며, 사회적 교류 감소에 취약한 20대와 30대를 대상으로 연구를 진행하였다. 또한, 이는 혼자 있을 때의 경험을 보다 분명하게 보고할 수 있는 맥락을 확보하기 위함이었다. 그러나 후속 연

구에서는 더 다양한 연령대의 연구대상자들을 대상으로 본 척도의 타당도를 검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 ‘참을 수 없는 고통에의 몰입’ 요인의 탐색적 요인분석 결과 임상적 병리를 반영하는 IA22, IA24, IA25, IA27, IA28, IA31 문항이 3번째 요인에 부하되지 않는 것으로 나타나 이에 대한 논의가 필요하다. 먼저 IA22, IA24, IA27, IA31 문항은 우울의 핵심적인 요소인 반추사고와 무망감(김소정 외, 2013; Abramson, Metalsky, Alloy, 1989; American Psychiatric Association [APA], 2013)을 측정하는 문항들이고, IA25, IA28 문항은 자살사고와 자해를 측정하는 문항들이다. 그러나, <표 1>에서 확인할 수 있듯이 본 연구의 연구대상자들의 우울 점수 평균은 4.41로 우울이 없는 수준이고(Lovibond & Lovibond, 1995), 이는 비임상 집단을 대상으로 한 선행 연구들에서 나타난 우울 점수의 평균보다 낮은 수준이었다(박정민, 2020; 안병훈 외, 2009). 또한 자살사고 점수의 평균도 6.38로 낮은 수준이었다(Shin, Park, Oh, & Kim, 1990). 이렇듯 연구대상자들이 전반적으로 우울한 집단이 아니며, 병리적 증상 수준이 낮은 특성이 있기 때문에 본 연구에서 우울과 자살 및 자해 관련 문항들이 3번째 요인으로 묶이지 않았을 것으로 추측된다. 따라서 후속 연구에서는 더 다양하고 더 큰 크기의 표본을 대상으로 위 문항들의 요인부하량이 어떻게 나타나

는지 확인할 필요가 있다.

셋째, 본 연구에서 ‘다른 사람들로부터 벗어날 필요가 있음’과 ‘참을 수 없는 고통에의 몰입’ 간 부적 상관이 나타난 것에 대한 논의가 필요하다. 본 척도는 BPD 환자들을 대상으로 개발되었는데, 이들은 다른 사람들과 있을 때 압도당하고 과민해지는 경험을 하기 때문에 혼자 있는 것을 고통스러워하면서도 동시에 다른 사람들로부터 벗어나고 싶어한다(Gunderson & Lyons-Ruth, 2008). 반면 비임상 집단의 경우, 다른 사람들과 함께 있을 때 이러한 경험을 하지 않기 때문에(Vardy et al., 2019), 혼자 있을 때 고통스러운 감정과 생각에 몰입하는 사람일수록 다른 사람들과 함께 있는 시간을 더 편안하게 느낄 수 있다. <표 1>에서 확인할 수 있듯이 본 연구 참여자들의 경계선 성격특성 점수 평균은 27.35로 낮은 수준(홍상환, 김영환, 1998)이었으며, 이러한 특성으로 인해 두 요인 간 부적 상관이 나타난 것으로 해석된다. ETAS는 본래 임상 집단을 대상으로 개발된 척도이기 때문에 비임상 집단에서는 이처럼 요인 간 상관이 달라질 수 있음을 고려해야 하며, 따라서 본 연구 결과 해석에는 이러한 제한점이 있다. 다만 비임상 집단에서 두 요인 간 관계를 살펴본 연구는 거의 없기 때문에 후속 연구에서는 비임상 집단을 대상으로 두 요인 간 어떠한 상호작용이 나타나는지 구체적으로 확인할 필요가 있다.

## 참 고 문 헌

- 김계수 (2010). <AMOS 18.0 구조방정식 모형 분석>. 서울: 한나래출판사.
- 김미향 (2019.12.22). “외로움은 새 사회적 질병”...남몰래 외로운 젊은이들. 한겨레. [On-line, Available: [https://www.hani.co.kr/arti/society/society\\_general/921664.html](https://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/921664.html)]
- 김소정 외 (2013). 한국판 반추적 반응 척도(K-RRS)의 확인적 요인분석: 우울장애 환자를 대상으로. <인지행동치료>, 13(1), 133-147.

- 김형균 (2019, 겨울). 1인가구 증가에 대한 세계의 대응. <국제사회보장리뷰>, 2019, 5-15.
- 민보경 (2022). 1인가구의 행복 분석. <국회미래연구원>, 48.
- 박광배 · 신민섭 (1991). 고등학생의 지각된 스트레스와 자살생각. <Korean Journal of Clinical Psychology>, 10(1), 298-314.
- 박민진 · 김성아 (2022). 1인가구의 외로움과 사회적 고립 및 정신건강 문제의 특성과 유형: 서울시 1인가구를 중심으로. <보건사회연구>, 42(4), 127-141.
- 박정민 (2020). 한국판 과거 연애 관계 사고 척도(Positive and Negative Ex-Relationship Thoughts Scale) 타당화. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문 (미간행).
- 보건복지부 (2021.01.11). 2021년 코로나19 국민 정신건강 실태조사 분기별 결과 발표. [On-line], Available: [https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503010100&bid=0027&act=view&list\\_no=365582&tag=&nPage=228](https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503010100&bid=0027&act=view&list_no=365582&tag=&nPage=228)
- 보건복지부 (2022.04.18). 사회적 거리두기 조치 약 2년 1개월만에 해제 손씻기, 환기 · 소독 등 일상 속감염 차단을 위한 생활방역 수칙 준수 더욱 중요. [On-line], Available: [https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503010100&bid=0027&act=view&list\\_no=371078&tag=&nPage=2](https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503010100&bid=0027&act=view&list_no=371078&tag=&nPage=2)
- 송지준 (2009). <논문 작성에 필요한 SPSS/AMOS 통계분석방법>. 파주: 21세기사.
- 안병훈 외 (2009). 정신과 외래 우울증 환자에서 분노 경험. <생물치료정신의학>, 15(2), 148-154
- 영등포구 (2022.12.19). 혼자 살기 힘든 이유...빈곤, 위급 상황 우려, 외로움 순. [On-line] Available: <https://www.ydp.go.kr/www/selectBbsNttView.do?bbsNo=45&nttNo=365810&pageUnit=10&key=2868&pageIndex=23>
- 이명진 (2014). 한국의 1인가구 형성과 현황. <제1회 갈등관리 포럼 자료집>, 3-16.
- 이여봉 (2017). 1인가구의 현황과 정책과제. <보건복지포럼>, 252, 64-77.
- 이정윤 · 김지연 · 김민희 (2021). 사회적 거리두기가 우울감에 미치는 영향: 외로움의 매개효과와 신경증 성향의 조절효과. <인문사회 21>, 12(3), 1239-1253.
- 탁진국 (2007). <심리검사: 개발과 평가방법의 이해>. 서울: 학지사.
- 통계청 (2024). 2023년 인구주택총조사 결과. [On-line], Available: [https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=203&act=view&list\\_no=431972](https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=203&act=view&list_no=431972)
- 행정안전부 (2021). 1인세대 사상 처음으로 40% 돌파. [On-line], Available: [https://www.mois.go.kr/frt/bbs/type010/commonSelectBoardArticle.do?bbsId=BBSMSTR\\_000000000008&nttId=87575](https://www.mois.go.kr/frt/bbs/type010/commonSelectBoardArticle.do?bbsId=BBSMSTR_000000000008&nttId=87575)
- 행정안전부 (2022). 2022 행정안전통계연보. [On-line], Available: [https://www.mois.go.kr/synap/skin/doc.html?fn=BBS\\_202209290510253880&rs=/synapFile/202303/&synapUrl=%2Fsynap%2Fskin%2Fdoc.html%3Ffn%3DBBS\\_202209290510253880%26rs%3D%2FsynapFile%2F202303%2F&synapMessage=%EC%A0%95%EC%83%81](https://www.mois.go.kr/synap/skin/doc.html?fn=BBS_202209290510253880&rs=/synapFile/202303/&synapUrl=%2Fsynap%2Fskin%2Fdoc.html%3Ffn%3DBBS_202209290510253880%26rs%3D%2FsynapFile%2F202303%2F&synapMessage=%EC%A0%95%EC%83%81)
- 홍상황 · 김영환 (1998). 경계선 성격장애 척도의 타당화 연구: 대학생을 중심으로. <Korean Journal of Clinical

- Psychology>, 17(1), 259-271.
- Abramson, L. Y., Metalsky, G. I., & Alloy, L. B. (1989). Hopelessness depression: A theory-based subtype of depression. *Psychological Review*, 96(2), 358-372.
- Adams, K. B., Sanders, S., & Auth, E. A. (2004). Loneliness and depression in independent living retirement communities: risk and resilience factors. *Aging & Mental Health*, 8(6), 475-485.
- Adler, G., & Buie, D. H., Jr. (1979). Aloneness and borderline psychopathology: the possible relevance of child development issues. *The International Journal of Psycho-Analysis*, 60(1), 83-96.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5 (R)) (5th ed.)*. American Psychiatric Association Publishing.
- Bateman, A. W., & Fonagy, P. (2003). The development of an attachment-based treatment program for borderline personality disorder. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 67(3), 187-211.
- Beck, A. T., Kovacs, M., & Weissman, A. (1979). Assessment of suicidal intention: the Scale for Suicide Ideation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47(2), 343-352.
- Beller, J., & Wagner, A. (2018). Disentangling loneliness: differential effects of subjective loneliness, network quality, network size, and living alone on physical, mental, and cognitive health. *Journal of Aging and Health*, 30(4), 521-539.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Berwick, D. M. et al. (1991). Performance of a five-item mental health screening test. *Medical Care*, 29(2), 169-176.
- Brannick, M. T. (1995). Critical comments on applying covariance structure modeling. *Journal of Organizational Behavior*, 16(3), 201-213.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cattell, R. B. (1966). The Scree Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to Classical and Modern Test Theory*. Orlando: Holt, Rinehart and Winston.
- Dazzi, S. (1998). Some thoughts concerning borderline pathology and fear of aloneness. *The Journal of the American Academy of Psychoanalysis*, 26(1), 69-84.
- Fonagy, P. (1991). Thinking about thinking: some clinical and theoretical considerations in the treatment of a borderline patient. *The International Journal of Psycho-Analysis*, 72(Pt 4), 639-656.
- Fonagy, P., Target, M., Gergely, G., Allen, J. G., & Bateman, A. W. (2003). The developmental roots of borderline personality disorder in early attachment relationships: A theory and some evidence. *Psychoanalytic Inquiry*, 23(3), 412-459.

- Freud, S. (1926). Inhibitions, symptoms and anxiety. In J. Strachey, & A. Freud (Eds.), *The standard edition of the complete psychological works of Sigmund Freud* (pp. 77-175). London, England: The Hogarth Press.
- Gable, R. K., & Wolf, M. B. (2012). *Instrument Development in the Affective Domain: Measuring Attitudes and Values in Corporate and School Settings*. Berlin, German: Springer Science & Business Media.
- Gunderson, J. G. (1996). The borderline patient's intolerance of aloneness: insecure attachments and therapist availability. *The American Journal of Psychiatry*, 153(6), 752-758.
- Gunderson, J. G., & Links, P. S. (2008). *Borderline Personality Disorder: A Clinical Guide (2nd ed.)*. Arlington: American Psychiatric Publishing.
- Gunderson, J. G., & Lyons-Ruth, K. (2008). BPD's interpersonal hypersensitivity phenotype: A gene-environment-developmental model. *Journal of Personality Disorders*, 22(1), 22-41.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2009). *Multivariate data analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Hendrickson, A. E., & White, P. O. (1964). Promax: A quick method for rotation to oblique simple structure. *The British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 17(1), 65-70.
- Hurvich, M. (1990). Hurvich Experience Inventory-Revised. [Unpublished Scale]. In press.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141-151.
- Killgore, W. D. S., Taylor, E. C., Cloonan, S. A., & Dailey, N. S. (2020a). Loneliness: A signature mental health concern in the era of COVID-19. *Psychiatry Research*, 290, 113117.
- Killgore, W. D. S., Taylor, E. C., Cloonan, S. A., & Dailey, N. S. (2020b). Psychological resilience during the COVID-19 lockdown. *Psychiatry Research*, 291, 113216.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling (Fourth: TD Little, Ed.)*. New York: The Guilford Press.
- Lee, E. H. et al. (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.
- Lee, J. H. et al. (2022). Perceived changes in social contact during COVID-19 pandemic in the United States. *Personal Relationships*, 29(1), 59-76.
- Lewis, K. C., Roche, M. J., Brown, F., & Tillman, J. G. (2023). Intolerance of aloneness as a prospective predictor of suicidal ideation during COVID-19. *Journal of Affective Disorders Reports*, 11, 100469.
- 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.
- Morey, L. C. (1991). *Personality assessment inventory*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Richman, N. E., & Sokolove, R. L. (1992). The experience of aloneness, object representation, and evocative memory in borderline and neurotic patients. *Psychoanalytic Psychology*, 9(1), 77-91
- Shin, M. S., Park, K. B., Oh, K. J., & Kim, Z. S. (1990). A study of suicidal ideation among high school students: the structural relation among depression, hopelessness, and suicidal ideation. *The Korean Journal of Clinical Psychology*, 9(1), 1-19.
- Stickley, A., & Koyanagi, A. (2016). Loneliness, common mental disorders and suicidal behavior: Findings from a general population survey. *Journal of Affective Disorders*, 197, 81-87.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Vardy, Y. (2011). *The experience of aloneness in borderline personality disorder*. Unpublished doctoral dissertation, University of Wollongong.
- Vardy, Y., Day, N. J. S., & Grenyer, B. F. S. (2019). Development and validation of an experience of time alone scale for borderline personality disorder. *PloS One*, 14(5), e0217350.
- Weeks, D. G., Michela, J. L., Peplau, L. A., & Bragg, M. E. (1980). Relation between loneliness and depression: a structural equation analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(6), 1238.
- Winnicott, D. W. (1958). The capacity to be alone. *The International Journal of Psycho-Analysis*, 39, 416.
- Zanarini, M. C., Frankenburg, F. R., Reich, D. B., & Fitzmaurice, G. M. (2016). Fluidity of the subsyndromal phenomenology of borderline personality disorder over 16 years of prospective follow-up. *The American Journal of Psychiatry*, 173(7), 688-694.

## Validation of the Korean Version of the Experience of Time Alone Scale

Hyunju Yim, Hyun-Nie Ahn

Ewha Womans University, Department of Psychology

This study aimed to examine the validity and reliability of the Korean version of the Experience of Time Alone Scale (ETAS). The scale was developed by Vardy, Y., Day, N. J. S., & Grenyer, B. F. S. (2019) to measure intolerance of aloneness (IA). In a preliminary study, the Korean version of ETAS was validated with 250 adults through item translation, item analysis, and exploratory factor analysis. Seven items (IA22, IA24, IA25, IA27, IA28, IA29, IA31) were discarded due to problems identified in item analysis and factor loadings. Three factors were extracted from the items, which were consistent with those of the original scale. The results of confirmatory factor analysis in a sample of 150 adults showed that the three-factor model fit the data. All three factors showed adequate internal consistency. Concurrent validity and predictive validity were good with other related scales. These results indicate that the ETAS is a valid and reliable scale for measuring IA in the Korean adult population. The implications, practical use, and suggestions for future research are discussed.

*Keywords: ETAS, Intolerance of Aloneness, Scale Validation, Factor Analysis*