

## Reliability and Validity of the Korean-Persecution and Deservedness Scale

**Hyunseok Ko**

Department of Liberal Studies  
Korea Air Force Academy

**Bin-Na Kim<sup>†</sup>**

Department of Psychology  
Seoul National University

There has been considerable academic interest in research on different subtypes or static manifestations of paranoia, as exemplified by the suggestion of Trower and Chadwick(1995). Although the perceived deservedness of persecution has been regarded as the distinguishing feature of punishment paranoia, none of the existing scales included a measure of deservedness. The main purpose of the present study is to translate and examine reliability and validity of the Persecution and Deservedness Scale(PaDS) originally developed by Melo, Corcoran, Shryane and Bentall(2009) in order to assess both the persecutory thinking and the perceived deservedness of persecution. In an undergraduate sample (N=290), the K-PaDS showed acceptable internal consistency and the modified two-factor model (Persecution(P) factor, Deservedness(D) factor) fitted the data best in confirmatory factor analysis. In addition, the K-PaDS demonstrated convergent validity with other measures of paranoid symptoms. Both P and D factors showed significant correlation with concurrent measures of self-concept, self-esteem and negative emotion (depression, anxiety, and anger), thereby proving preliminary construct validity of the K-PaDS. However, the D factor failed to demonstrate its unique relationship with “Bad Me” characteristics of punishment paranoia in terms of self-concept or depression. Lastly, other limitations of the current study and suggestions for future research were discussed.

*Keywords: subtype of paranoia, self-concept, reliability, validity, factor structure*

---

<sup>†</sup> Correspondence concerning this article should be addressed to Bin-Na Kim, Department of Psychology, Seoul National University, (151-746) 16M-313 Gwanak-ro 1 Gwanak-gu Seoul. Fax: 880-6429, E-mail: shine-binna@hanmail.net

최근 20여 년간 편집증 연구 내에서는 하위 유형과 관련한 연구들이 많은 관심을 받아왔다(Combs, Penn, Chadwick, Trower, Michael, & Basso, 2007; Tiernan, Tracey, & Shannon, 2014). 이는 피해의식 외에 우울증과 유사한 요소를 함께 나타내는 편집증의 하위유형이 존재한다는 이론적 제안 및 임상적 관찰에 기초하였다(Garety & Freeman, 1999; Zigler & Glick, 1988). 대표적으로 Trower와 Chadwick(1995)의 편집증 하위유형 분류는 상당수의 후속 연구들을 촉발시켰다. 이들은 편집증을 “타인을 비난하면서, 타인이 나쁘고 자신은 피해자”로 지각하는 유형인 피해(persecution) 또는 “불쌍한 나(poor me, 이하 PM)” 편집증과 “타인이 나쁘지만, 자신도 나쁘다고 보기 때문에 자신을 박해하는 것이 정당한 것”으로 보는 유형인 처벌(punishment) 또는 “나쁜 나(bad me, 이하 BM)” 편집증으로 분류하였다(Trower & Chadwick, 1995, p. 265). 이들은 두 가지 유형의 편집증이 모두 자기에 대한 위협에 대처하는 수단으로써 발전되지만, 그러한 자기 개념의 위협에 대하여 동의하는지(처벌 편집증) 또는 동의하지 않는지(피해 편집증)에 따라 다르다고 하였다. 또한 이들은 두 하위유형이 자기와 애착 경험에 있어서도 다를 것으로 가정하였다. 피해 편집증은 편집증의 기저에 불안정한(insecure) 자기가 내재해 있으며, 불안-불안정(anxious-insecure) 애착 표상을 가질 것으로, 처벌 편집증은 소외된(alienated) 자기 및 회피(avoidant) 애착과 관련될 것으로 보았다.

국내에서도 편집증의 하위유형에 대한 연구들이 진행되었다. Lee(2002)는 자기개념이 편집증 하위유형에 핵심 변인이라는 가설을 검증하면서, 군집 분석을 통하여 높은 적대감과 부정적 타인개념에서는 공통되지만, 자기개념

수준에 따라 구분되는 두 개의 하위집단을 보고하였다. 이 중 자기개념이 상대적으로 부정적인 편집증 하위집단은 자기개념이 긍정적인 하위집단에 비하여 긍정 사건을 외부로 귀인하고 우울 수준이 높은 경향을 보여, Trower와 Chadwick(1995)의 처벌 편집증과 유사한 특징을 나타냈다. 나아가 Lee(2002)는 치료적 측면에서 하위집단의 구분이 임상적 의미를 지닐 수 있으며, 자기개념이 부정적인 하위집단은 일차적으로 부정적인 자기개념과 낮은 자존감을 중점적으로 치료하는 것이 유용할 수 있다고 제안하였다. 이후 자기개념과 귀인양식에 따라 구분한 두 개의 편집증 하위유형 간의 차이를 살펴보는 후속 연구들이 국내에서도 진행되었다(Choi, 2006; Um & Park, 2008).

한편, Bentall, Corcoran, Howard, Blackwood와 Kinderman(2001)은 편집증 환자들의 자존감과 귀인 양식이 안정된 것이 아니라 상당한 변동성을 갖고 있다는 점에 주목하여 개정된 귀인 이론을 제안하면서, 귀인과 자기표상이 서로 영향을 주는 역동적인 과정을 “귀인-자기표상 사이클(attribution-self presentation cycle)”이라는 용어로 표현하였다. 특히 Bentall 등(2001)은 피해 편집증과 처벌 편집증의 설명에도 귀인-자기 표상 사이클이 적용될 수 있을 것으로 생각하였으며, 두 하위유형이 동일한 메커니즘의 다른 양상을 반영하는 것으로 가정하였다. 처벌 편집증의 경우, 최근의 실패나 부정 사건의 경험으로 인해 부정적 자기도식이 활성화된 상태로 낮은 자존감에 대한 외부 귀인이 가능하지 않은 상태에서 발생한다는 것이다. 이들은 다른 연구자들이 범주적인 하위유형을 주장한 것과는 달리, 편집증 환자들이 시간에 걸쳐 두 상대적 양상 사이를 오가는 것으로 가정하였으며, 후속 연구들을 통하여 이러한

가설을 입증해 오고 있다(Melo & Bentall, 2010, 2013; Melo, Taylor, & Bentall, 2006). 편집증의 하위유형을 다룬 연구들은 대부분 일시에 자료를 수집하는 횡단적 설계에 의한 것으로, 시간에 따른 변화를 포착해내지 못한다는 한계가 있으며, 이러한 점에서 Bentall 등 (2001)이 반복 측정을 통하여 시간에 따라 한 개인 내에서 피해 편집증과 처벌 편집증적 특징이 변화하는 양상을 밝힌 것은 일보 진전한 점이라고 생각된다.

이와 같이 편집증의 하위유형 내지는 상태적 양상의 구분에 대한 다수의 연구들이 진행되어 오는 과정에서 처벌 편집증에서 자신이 박해받는 것에 대한 마땅함(deservedness)이 중요한 요소로 논의되어 왔으나, 적절한 측정도구가 마련되어 있지 않다는 한계가 있었다. 선행 연구들은 연구자가 피해망상의 내용 분석을 통하여 집단을 구분하거나(Chadwick, Trower, Juusti-Butler, & Maguire, 2005), 단일 VAS(visual analogue scale) 상의 응답 지점을 측정치로 사용해 왔다(Melo et al., 2006). 그러나 연구자의 주관에 의한 평가나 단일 문항에 의한 평정은 측정의 신뢰도가 문제가 될 수 있다.

처벌 편집증의 구분된 요소를 직접적으로 측정할 수 있는 도구의 개발은 최근 Melo, Corcoran, Shryane과 Bentall(2009)에 의해서야 이루어졌다. Persecution and Deservedness Scale(이하 PaDS)는 피해의식을 측정하는 10문항의 P 소척도와 그러한 박해를 받는 것에 대한 마땅함을 측정하는 10문항의 D 소척도로 이루어져 있다. 또한 편집증이 경미한 수준에서부터 심각한 피해망상에 이르기까지 연속선상에 나타나는 심리적 현상임을 고려하여, 임상군과 비임상군 모두에서 사용될 수 있도록 개발되었

다. P 소척도의 문항들은 믿을 수 없고 악의를 가진 타인이 자신에게 가할 수 있는 위협에 대한 내용들로 구성되어 있으며(예: “나는 다른 사람들이 나에게 대해 음모를 꾸밀지도 모른다고 걱정하는 때가 있다”), 0~4점의 5점 척도 상에 평정하도록 되어 있다. Melo 등 (2009)은 P 소척도에서의 평균 점수를 응답자가 경험하는 피해의식의 측정치인 P요인으로 보았다. D 소척도는 P 소척도의 각 문항에 뒤따르도록 되어 있으며, 바로 직전에 응답한 P 소척도 문항의 내용이 본인에게 마땅하게 느껴지는 정도를 묻는 것이다(예: “다른 사람들이 당신에 대해 해가 될 음모를 꾸미는 것이 당신에게는 마땅하다고 느끼니까?”). D 소척도는 대응되는 P 소척도 문항에 대한 응답이 2점 이상인 경우에만 평정하도록 되어 있으며, D 소척도의 응답이 최소한 3개 이상인 경우에만 D 소척도의 평균 점수인 D요인을 계산한다. Melo 등(2009)은 두 소척도의 관계에 대하여, P 소척도에서 높은 점수를 얻더라도 원칙적으로는 D 소척도에서는 높거나 또는 낮은 점수를 얻는 것이 모두 가능하다는 점에서 P와 D 소척도가 서로 개념적으로 독립적일(orthogonal) 것으로 가정하였다. 이들의 연구에서 PaDS는 적절한 신뢰도를 갖고 있으며, 우울 및 다른 편집증 척도와 상관을 분석을 통하여 타당도가 있는 것으로 확인되었다. 또한 P 소척도와 D 소척도는 비임상 학생 집단에서는 약 .3의 정적 상관이 있었으나, 편집증 환자 집단에서는 상관이 없었다. 더불어 비임상 집단과 비교하였을 때, 환자 집단의 P 소척도 점수는 유의미하게 높았으나 D 소척도 점수는 더 낮은 것으로 나타나, 임상 집단의 편집증적 사고는 처벌 편집증보다 피해 편집증에 가까울 가능성을 시사했다.

기존에 국내에서 주로 사용되어온 편집증 척도는 Lee와 Won(1995a)의 편집성 척도(Paranoia Scale), MMPI의 Pa 척도(Han et al., 2006), 또는 간이정신진단검사(SCL-90-R)의 편집증 척도(Kim, Won, & Kim, 1984) 등이다. 이와 같은 척도들은 실시가 비교적 간편하면서도 변별력이 있는 장점을 가진 자기보고식 척도들이지만, 이들 척도들은 주로 피해 편집증과 관련된 내용들로 이루어져 있으며, 피해의식의 마땅함을 측정할 수 있는 별도의 문항들이 포함되어 있지 않다는 한계점이 있다.

또한 유럽 문화권에서 개발된 PaDS가 한국 표본에도 일반화될 수 있는지도 연구가 필요할 것이다. Melo 등(2009)은 영국과 포르투갈의 대학생 및 영국의 환자 집단을 대상으로 PaDS를 개발하였다. 이들의 연구에서 포르투갈 학생들에 비하여 영국 학생들의 P와 D 소척도 점수가 모두 더 높은 경향이 있었다. 이에 앞서 Combs 등도 자신들의 편집성 척도 점수를 백인과 아프리카계 미국인들 사이에서 비교해 보았으며, 아프리카계 미국인들의 편집증 점수가 더 높은 경향이 있음을 보고한 바 있다(Combs, Penn, & Fenigstein, 2002). 이와 같이 문화권에 따라 척도의 속성이 다르게 적용될 가능성이 있으며, PaDS가 아시아권 문화권에 속하는 한국에서 어떠한 심리측정적 속성을 갖는지를 비교해 볼 필요가 있을 것이다.

따라서 본 연구의 주목적은 편집증에서 피해의식과 마땅함을 별도로 측정할 수 있는 도구인 PaDS를 국내에서 예비 타당화하고, 그 심리측정적 속성을 탐색하는 것이다. 이를 위하여 PaDS의 문항들을 국문으로 번안하여 대학생 집단에 실시하고, 척도의 신뢰도와 요인구조를 살펴볼 것이다. 또한 기존의 편집증 척도 및 자기 관련 개념, 부적 정서와 이론적

으로 예상되는 방식으로 상관관계를 맺고 있는지를 분석함으로써 타당도를 확인하고자 한다.

## 방 법

### 연구 대상

본 연구에는 서울 소재 4년제 대학교에 재학 중인 학부생 298명이 참여하였으며, 설문은 온라인 참여 방식으로 이루어졌다. 이를 위하여 학부의 심리학 교양 수업을 수강하는 학생들의 연구 참여를 목적으로 운영되는 과내 온라인 시스템에 본 설문 조사의 목적과 내용, 연구참여자의 권리 등을 안내하였다. 연구 주제에 관심을 가지고 연구 참여에 자발적으로 동의한 학생들이 Google 설문양식에 접속하여 응답하였으며, 설문을 완료하는 데에는 약 25분이 소요되었다. 설문 조사를 완료한 학생들은 연구 참여에 대한 보상으로 소정의 연구 참여 점수를 부여 받았다. 이 중 설문에 불성실하게 응답하였거나 외국인 교환학생으로 확인된 8명의 설문을 제외한 290명(남자 173명, 여자 117명)의 자료를 분석에 사용하였으며, 연구참여자의 평균 연령은 20.5세(표준편차 2.04)였다.

### 측정 도구

#### Persecution and Deservedness Scale(PaDS)

Melo 등(2009)이 개발한 PaDS를 본 연구에서 번안하여 사용하였다. PaDS는 편집증의 '불쌍한 나(poor me)' 성향을 측정하는 *persecution* 소척도(이하 P 소척도) 10문항과 '나쁜 나(bad

me) 성향을 측정하는 *deservedness* 소척도(이하 D 소척도) 10문항으로 구성되어 있으며, 5점 척도(0점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 전적으로 그렇다) 상에서 평정한다. PaDS는 기존 척도와는 다소 차별화된 방식으로 P요인과 D요인을 평정한다. 구체적으로 P요인을 측정하는 문항이 제시되고, 그 문항에 수반되는 D요인 문항이 연이어 제시되는데, 원저자들은 P요인에서 2점 이상 응답하는 경우에만 수반되는 D요인 문항을 평정하도록 하였다. 원저자들이 이러한 방식을 채택한 이유는 기본적으로 편집증 성향이 없는 사람에게서 D 점수를 얻는 것이 적절치 않다고 판단하였기 때문이다. 하지만 이러한 방식을 사용할 경우 상당히 많은 자료를 분석에 포함하지 못하는 문제가 생긴다.<sup>1)</sup> 따라서 본 연구에서는 이러한 문제점을 방지하기 위해 P 소척도 문항의 점수에 상관없이 D 소척도의 문항도 모두 응답하는 방식을 사용하여 연구를 진행하였다.

#### 편집성 척도

Fenigstein과 Venable(1992)이 제작한 편집증 척도를 Lee와 Won(1995a)이 번안하여 타당화한 척도를 사용하였다. 편집성 척도는 피해의식을 중심으로 하는 편집증 증상에 관한 20개의 문항으로 구성되어 있으며, 5점 척도 상에서 응답한다. Lee와 Won의 연구(1995a)에서 내적 합치도는 .88, 검사-재검사 신뢰도는 .87로 나타났다. 본 연구에서의 내적 합치도는 .89로 나타났다.

1) Melo 등(2009)의 연구에서 전체 608명 중 269명만이 분석대상에 포함되었으며, D요인을 측정하는 문항은 많은 결측치로 인해  $\alpha$  계수를 산출하지 못하였다.

#### PDP 이날로그 척도(Perceived Deservedness of Persecution)

Melo, Tylor와 Bentall(2006)이 편집증에서 ‘나쁜 나(bad me)’ 성향을 변별하기 위해 고안한 방식을 사용하였다. PDP는 자신이 다른 사람들로부터 박해를 받는 것을 얼마나 마땅하게 여기는지를 12cm 척도 상에서 응답하는 방식으로, 숫자가 클수록 ‘나쁜 나’ 성향의 편집증을 반영한다. 본 연구에서는 결과 해석의 용이성을 위해 Melo 등(2006)이 사용했던 12점 구간을 10점 구간으로 변경하여 사용하였다.

#### 한국판 Zung 우울 척도(Zung Self-Rating Depression Scale; SDS)

Zung(1965)이 개발한 척도로 Lee와 Song(1991)이 번안한 척도를 사용하였다. SDS는 우울증의 정서, 생리적 증상, 심리적 증상을 기술한 20개의 문항으로 구성되어 있으며, 4점 척도 상에서 증상의 정도를 평정한다. Lee와 Song(1991)의 연구에서 반분 신뢰도는 .73-.74, 내적 합치도는 .79-.80이었으며, 본 연구에서의 내적 합치도는 .87였다.

#### 상태-특질불안 척도(State-Trait Anxiety Inventory; STAI)

특질불안을 측정하기 위해 Spielberger, Gorsuch와 Lushene(1970)이 개발한 STAI를 Kim(1978)이 번안한 척도를 사용하였다. STAI는 총 40문항으로 구성되어 있으며, 5점 척도(1:전혀 그렇지 않다, 5:매우 그렇다) 상에서 상태 불안 및 특질 불안 정도를 평정한다. 본 연구에서는 특질 불안을 측정하는 20문항만을 사용하였으며, 내적 합치도는 .93으로 나타났다.

**공격성 질문지(Korean-Agression Questionnaire; K-AQ)**

Seo와 Kwon(2002)이 개발한 한국판 공격성 질문지(K-AQ)는 신체적 공격성, 언어적 공격성, 분노감, 적대감의 하위요인으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 분노감을 측정하는 5문항을 사용하였으며, 내적 합치도는 .82로 나타났다.

**자존감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale; RSES)**

Rosenberg(1965)가 개발한 RSES를 Lee와 Won(1995b)이 번안한 것을 사용하였다. 자기개념의 평가적인 요소를 측정하는 RSES는 특정 영역에 국한되지 않는 전반적인 자존감을 측정하는 10문항으로 이루어져 있으며, 문항 예는 ‘나는 내가 적어도 다른 사람만큼은 가치 있는 사람이라고 느낀다.’ 등과 같다. 5점 척도(1:전혀 그렇지 않다, 5:매우 그렇다) 상에서 평정하며, 한국판 척도의 내적 합치도와 본 연구에서의 내적 합치도는 모두 .89로 나타났다.

**자기개념 질문지**

Lee(1997)가 자기개념을 측정하기 위해 제작한 척도를 사용하였다. 자기개념 질문지는 신체, 도덕, 성격, 가정, 사회, 능력의 6개 영역에서의 자기개념을 7점 척도 상에서 평정하며, 영역별 5문항으로 구성되어 있다. Lee(1997)의 연구에서 내적 합치도는 .92, 검사-재검사 신뢰도는 .81이었으며, 본 연구에서의 내적 합치도는 .93으로 나타났다.

**자존감 안정성 척도(Stability of Self-Esteem Scale; SSES)**

Jang과 Shin(2011)이 시간과 상황에 걸친 자존감의 안정성을 측정하기 위해 Rosenberg 자존감 척도 및 경험적인 방법에 기초하여 개발한 SSES를 사용하였다. SSES는 단일 요인으로 총 10문항으로 구성되어 있으며, 문항 예는 ‘내가 생각하는 나의 가치는 자주 변화한다.’ 등과 같다. 5점 척도(1:전혀 그렇지 않다, 5:매우 그렇다) 상에서 각 문항에 동의하는 정도를 평정하며 원저자들의 연구에서 SSES의 내적 합치도는 .92, 검사-재검사 신뢰도는 .72였고, 본 연구에서의 내적 합치도는 .89로 나타났다.

**절차 및 자료 분석**

본 연구에서 PaDS의 번안 및 예비 타당화는 크게 세 단계로 진행되었다. 먼저 척도의 번안으로 원 척도의 주 개발자인 Richard P. Bentall(personal communication, August 4, 2014)로부터 번안 허가를 받은 후 일차적으로 문항을 번안하였다. 다음으로 원 척도와 한국어의 의미를 최대한 같게 하기 위해 영미권 대학에서 심리학을 전공한 대학원생에게 감수를 받았으며, 최종적으로 이중 언어를 구사하는 영어 전문가의 역번역 과정을 거쳐 척도를 번안하였다.

2단계에서는 척도의 신뢰도를 확인하고, 확인적 요인분석을 통해 요인구조를 살펴보았다. 척도의 신뢰도는 내적 합치도 계수인 cronbach  $\alpha$ 와 문항-총점 간 상관을 통해 확인하였다. 확인적 요인분석은 PaDS가 피해의식과 마땅함의 2요인으로 이루어져 있다는 Melo 등(2009)의 주장을 재확인하기 위해 이루어졌다. 특히 본

연구에서는 문항 구조상 D요인 문항 내용이 P요인 문항에 수반되어 있는 점을 고려하여 오차항 간의 상관성이 있는 모형을 연구 모형으로 설정하였다. 구조방정식 모형에서 적합도 지수를 해석하기 위한 기준으로 RMSEA(root mean square error of approximation)가 .05보다 작은 경우는 적합도가 좋은 것으로, .05에서 .08 사이는 양호한 적합도로, .10 이상인 경우는 수용하기 어려운 것으로 해석하며(Browne & Cudeck, 1992), NNFI(non-normed fit index; Tucker & Lewis, 1973)와 CFI(comparative fit index; Bentler, 1990)는 .90 이상인 경우 좋은 적합도로 해석한다.

마지막으로 3단계에서는 PaDS의 수렴타당도 및 구성타당도를 검증하였다. PaDS의 수렴타당도는 기존에 사용되어온 편집증 척도들과의 상관분석을 통하여 확인하였다. PaDS의 구성타당도 검증은 이론적으로 편집증과 관련이 있는 자존감, 자기개념, 자존감 안정성 등 자기개념 변인과 부적 정서와의 상관계수 확인을 통해 이루어졌다.

수집된 자료는 통계 소프트웨어 SPSS 18.0과 AMOS 18.0을 이용하여 분석하였다.

## 결 과

### 기술통계

먼저 PaDS의 기술통계치는 Table 1과 같다. 본 연구의 대상인 한국 대학생 표본은 P 소척도 점수의 평균(P 요인)은 1.05, D 소척도 점수의 평균(D 요인)은 0.72로 나타났다. 이 점수는 정상 집단에서 산출된 점수이기 때문에 각 점수가 편집증 성향을 반영하지 않는 것일

Table 1  
Descriptive Statistics of the PaDS across Different Samples

Sample	Factor	Mean	SD
Korean undergraduates (N=290)	P factor	1.05	.67
	D factor	0.72	.54
UK undergraduates (N=318)	P factor	1.18	.78
	D factor	1.14	.87
Portugal undergraduates (N=290)	P factor	0.81	.67
	D factor	0.63	.71
UK paranoid patients (N=45)	P factor	2.82	.69
	D factor	0.56	.83

Note. Descriptive statistics for UK and Portugal samples were quoted from Melo et al. (2009).

수도 있다. 따라서 이를 확인하기 위해 일표본 *t* 검증을 실시한 결과, P요인과 D요인 모두 0과 유의미하게 다른 것으로 나타났다 ( $p < .01$ ). 한편, 비교의 목적을 위해 Melo 등 (2009)의 선행연구에서 보고된 다른 집단들의 PaDS 기술통계치를 Table 1에 함께 제시하였다.

### 신뢰도

PaDS의 신뢰도를 확인하기 내적 합치도(cronbach  $\alpha$ ) 분석을 실시하였다(Table 2). 먼저 P 소척도 10문항의 내적 합치도는 .85, D 소척도 10문항의 내적 합치도는 .86으로 나타났으며, 각 문항을 삭제했을 때도 나머지 문항의 내적 합치도가 크게 향상되는 경우는 없었다. 문항-총점 간 상관계수에서도 대부분의 문항이 .50~.69로 적절한 수준을 보였으나 P 소척도 2번, 10번 문항과 D 소척도 10번 문항은

Table 2  
*Item Contents and Reliability of the PaDS (N = 290)*

No.	Item	Cronbach $\alpha$ of the factor	Cronbach $\alpha$ if the item deleted	Item-to-total correlation
1	There are times when I worry that others might be plotting against me.	.85	.82	.65
2	I often find it hard to think of anything other than the negative ideas others have about me.		.85	.38
3	My friends/others often tell me to relax and stop worrying about being deceived or harmed.		.84	.50
4	Every time I meet someone for the first time, I'm afraid they've already heard bad things about me.		.82	.69
5	I'm often suspicious of other people's intentions towards me.		.82	.67
6	Sometimes, I just know that people are talking critically about me.		.83	.58
7	There are people who think of me as a bad person.		.83	.53
8	People will almost certainly lie to me.		.83	.53
9	I believe that some people want to hurt me deliberately.		.83	.60
10	You should only trust yourself.		.85	.34
1-1	Do you feel like you deserve others to plot against you?	.86	.84	.56
2-1	Do you feel like you deserve people to have negative ideas about you?		.83	.63
3-1	Do you feel like you deserve being deceived or harmed?		.85	.51
4-1	Do you feel like you deserve to have people hearing bad things about you?		.83	.65
5-1	Do you feel like you deserve people having bad intentions towards you?		.83	.67
6-1	Do you feel like you deserve people to talk critically about you?		.84	.57
7-1	Do you feel like you deserve people to think of you as a bad person?		.84	.60
8-1	Do you feel like you deserve people to lie to you?		.84	.56
9-1	Do you feel like you deserve people to hurt you deliberately?		.84	.60
10-1	Do you feel like you deserve to have no one you can trust?		.86	.31



문항-총점 상관계수가 다소 낮은 .3 수준을 보였다. 하지만 본 연구에서 측정 문항의 외관 타당도를 검토한 결과, 해당 문항이 구성개념을 측정하는데 적합하다고 판단되었기 때문에 이를 포함한 후 연구를 진행하였다. 모든 문항의 문항-총점 간 상관은  $p < .01$  수준에서 유의하였는데, 이는 PaDS가 피해의식과 그에 대해 마땅하게 여기는 정도를 일관되게 측정함을 보여주는 결과이다.

**확인적 요인분석**

PaDS가 원저자인 Melo 등(2009)이 개념적으로 설계한 것과 같이 서로 다른 특성을 가진 P요인과 D요인의 2요인으로 이루어져 있는지를 확인하기 위해 구조방정식 모형을 이용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 특히 본 연구에서는 척도 설계 상 D요인 문항 내용이 P요인 문항에 수반되어 있는 점을 고려하여 오차항(error term) 간에 상관이 있는 모형을 연구모형으로 설정하였다. 즉, 구조방정식 모형에서 P 소척도와 D 소척도 1번 문항의 오차항 간에 상관을 가정한 것이 본 연구의 모형

이며, 이를 수정된 2요인 모형으로 지칭하였다. 이와 비교되는 첫 번째 경쟁모형으로는 오차항 간 상관을 가정하지 않은 단순 2요인 모형을 상정하였다. 또한 P요인과 D요인이 상관계수가  $.66(p < .01)$ 으로 높게 나타났기 때문에 단일 요인일 가능성을 확인하기 위해 단순 1요인 모형을 두 번째 경쟁모형으로, 오차항 간 상관을 가정한 수정된 1요인 모형을 세 번째 경쟁모형으로 분석에 포함하였다.

AMOS 18.0을 이용하여 최대우도법(maximum likelihood)으로 요인을 추정하고, 확인적 요인 분석을 실시한 결과는 Table 3과 같다. 수정된 2요인 모형은 모든 적합도 지수가 수용할 만한 수준이었으나(CFI=.931, NNFI=.918, RMSEA=.061), 단순 2요인 모형, 수정된 1요인 모형, 그리고 단순 1요인 모형은 모든 적합도 지수가 수용할 수 없는 수준으로 나타났다. 특히 수정된 2요인 모형과 수정된 1요인 모형은 상호간에 포함되지(nested) 않기 때문에 두 모형의 적합도 지수를 비교하기 위해 교차타당도 지수(ECVI; expected cross-validation index)를 확인하였다. ECVI는 낮을수록 좋으며(Browne & Cudeck, 1989, 1993), 수정된 2요인 모형의

Table 3  
Fit Indices from the Confirmatory Factor Analyses (N = 290)

	$\chi^2$	df	CFI	NNFI	RMSEA	ECVI
Modified 2 factor model (research model)	322.225	159	.931	.918	.061	1.641
Simple 2 factor model	852.892	169	.729	.695	.118	3.373
Modified 1 factor model	676.251	160	.795	.757	.106	2.824
Simple 1 factor model	1011.749	170	.666	.627	.131	3.916

Note. CFI = comparative fit index; NNFI = non-normed fit index; RMSEA = root mean square error of approximation; ECVI = expected cross-validation index. Modified models are the ones in which the correlation between error terms was added into the corresponding simple models.

ECVI가 수정된 1요인 모형보다 낮기 때문에 최종적으로 수정된 2요인 모형을 채택하였다.

수렴타당도

PaDS가 해당 구성개념을 적절히 측정하는 지 수렴타당도를 확인하기 위해 기존에 편집증을 측정하기 위해 사용되었던 척도와 상관 분석을 실시하였다(Table 4). 먼저 P 소척도의 준거 변인으로는 Lee와 Won(1995a)이 편집증의 피해의식 측면을 측정하기 위해 제작 및 타당화한 편집성 척도를 분석에 이용하였다. 한편, PaDS는 편집증의 마땅함 측면을 측정하기 위해 개발된 최초의 척도이기 때문에 D 소척도의 준거 변인을 선정하는데 다소 어려움이 있

었다. 따라서 이에 대한 차선책으로 본 연구에서는 Melo 등(2006)이 편집증의 ‘나쁜 나’ 성향을 측정하기 위해 사용한 PDP 아날로그 척도를 준거 변인으로 사용하였다.

상관분석 결과에서 P 소척도는 동일한 구성개념을 측정하는 기존의 편집성 척도와 .73의 높은 정적 상관을 보였으며( $p < .01$ ), PDP 아날로그 척도와도 유의미한 정적 상관을 보였다( $r = .45, p < .01$ ). D 소척도는 동일한 구성개념을 측정하는 PDP 아날로그 척도와는 .59의 높은 정적 상관을( $p < .01$ ), 편집성 척도와는 상대적으로 낮지만 유의한 정적 상관을 나타냈다( $r = .48, p < .01$ ). P 소척도와 D 소척도가 해당 준거변인과 각기 높은 정적 상관을 보인 결과는 PaDS의 수렴타당도를 입증하는 결과로 해

Table 4  
Correlations between the PaDS and Other Variables (N = 290)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. P subscale	1									
2. D subscale	.66**	1								
3. Persecution	.73**	.48**	1							
4. PDP analogue	.45**	.59**	.37**	1						
5. RSES	-.48**	-.26**	-.49**	-.23**	1					
6. Self-concept	-.51**	-.34**	-.56**	-.29**	.78**	1				
7. SSES	-.48**	-.29**	-.49**	-.15**	.55**	.49**	1			
8. Depression	.54**	.34**	.59**	.25**	-.65**	-.71**	-.52**	1		
9. Anxiety	.54**	.34**	.60**	.22**	-.64**	-.70**	-.60**	.77**	1	
10. Anger	.36**	.18**	.34**	.05	-.27**	-.25**	-.36**	.33**	.35**	1
Mean	10.49	7.16	43.14	1.96	38.42	156.51	29.04	39.54	50.85	13.21
SD	6.67	5.43	11.39	1.31	6.66	23.23	7.93	8.47	12.24	4.49

Note. P and D subscale = PaDS; Persecution = Persecution Scale; PDP analogue = Perceived Deservedness of Persecution scale; RSES = Rosenberg Self-Esteem Scale; Self-concept = Self-Concept Questionnaire; SSES = Stability of Self-Esteem Scale; Depression = Zung Self-Rating Depression Scale; Anxiety = State-Trait Anxiety Inventory; Anger = Korean-Aggression Questionnaire.

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

Table 5  
Difference Test between the P, D Subscales and Criteria Variables (N=290)

PaDS	Criterion variable		Difference	t <sub>Difference</sub>
	Persecution	PDP analogue		
P subscale	.73	.45	.28	6.447**
D subscale	.48	.59	-.11	-2.194*

Note. Difference = Difference values between the correlation coefficients in comparison; Persecution = Persecution Scale; PDP analogue = Perceived Deservedness of Persecution scale.

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

석할 수 있다. 또한 Chen과 Popovich(2002)가 제안한 방법에 따라 상관계수 차이검증을 실시한 결과(Table 5), P 소척도는 PDP 아날로그 척도보다 편집성 척도와 유의미하게 더 강한 상관을 나타냈으며( $t(287)=6.447, p<.01$ ). D 소척도는 편집성 척도보다 PDP 아날로그 척도와 더 강한 상관을 나타냈다( $t(287)=-2.194, p<.05$ ). 이는 P 소척도와 D 소척도가 편집증의 피해의식 측면과 마땅함 측면을 차별적으로 측정함을 보여주는 결과이다.

구성타당도: 자기 관련 변인 및 부적 정서와의 상관

다음으로 편집증과 개념적으로 밀접한 관련이 있는 변인들과의 상관분석을 통해 PaDS의 구성타당도를 확인하고자 하였다. 먼저 자기 관련 변인들과 상관분석을 실시한 결과, Table 4와 같이 P 소척도는 자존감과 부적 상관을( $r=-.48, p<.01$ ), 그리고 자기개념의 모든 하위 영역과도 유의미한 부적 상관을 보였으며(신체  $r=-.36$ ; 도덕  $r=-.37$ ; 성격  $r=-.50$ ; 가정  $r=-.36$ ; 사회  $r=-.38$ ; 능력  $r=-.48$ ), 자존감 안정성과도 부적 상관( $r=-.49, p<.01$ )을 보였다. D 소척도 또한 P 소척도와 유사한 패턴을 나타냈다. 즉,

D 소척도도 자존감( $r=-.26$ ), 자기개념(신체  $r=-.21$ ; 도덕  $r=-.31$ ; 성격  $r=-.30$ ; 가정  $r=-.29$ ; 사회  $r=-.21$ ; 능력  $r=-.20$ ), 자존감 안정성( $r=-.29$ ) 모두와 유의한 부적 상관을 보였으나, 그 관련성은 P 소척도에 비하여 작았다.

또한 부적 정서와의 상관분석에서 P 소척도는 우울( $r=.54, p<.01$ ), 불안( $r=.54, p<.01$ ), 분노감( $r=.36, p<.01$ ) 모두와 유의한 정적 상관을 나타냈다. D 소척도도 우울( $r=.34, p<.01$ ), 불안( $r=.34, p<.01$ ), 분노감( $r=.18, p<.01$ ) 모두와 유의한 정적 상관을 나타냈지만, 그 상관의 크기는 P 소척도에 비하여 작았다.

## 논 의

본 연구는 편집증에서 피해의식과 그 피해의식이 마땅한 것으로 느껴지는 정도를 별도로 측정할 수 있는 PaDS를 번안하여 그 신뢰도와 타당도를 확인하였다. 이로써 편집증의 하위유형 내지는 상태적 양상의 구분과 치료에 있어 중요하게 고려될 수 있는 요소로 언급되어 온 마땅함의 측면을 별도로 측정할 수 있는 수단을 마련하였다는 점에서 의의가 있다.

PaDS는 적절한 신뢰도를 갖고 있으며, 피해 의식을 측정하는 P요인과 자신이 박해받는 것이 마땅하게 느껴지는 정도를 측정하는 D요인 간에 측정오차 상관을 가정한 수정된 2요인 구조를 갖는 것으로 나타났다. PaDS는 D 소척도의 문항에 P 소척도의 문항 내용이 포함되는 독특한 구조를 갖고 있다. 상당한 내용을 공유하는 문항들의 경우 측정오차를 공유하기 때문에, 상관된 측정오차가 설명되지 않을 경우 추정치가 편향될 수 있다(Bollen, 1989; Fresco et al., 2007; Rubio & Gillespie, 1995). 이론에 근거한 측정오차 상관을 설정한 것은 단지 통계적으로 측정 오차 간 상관을 결정하는 것과는 다르며, P 소척도와 D 소척도 간에 문항 내용의 교집합이 존재하는 PaDS의 독특한 구조를 정확히 반영하기 위한 시도이다. 또한 상당한 요인 간 상관에도 불구하고, 1요인 구조에 비하여 2요인 구조의 적합도 지수들이 모두 우수한 것으로 나타난 결과는 PaDS가 피해의식뿐만 아니라 마땅함이라는 별도의 구성 요소를 갖고 있다는 점을 보여준다고 할 수 있다. 원저자들은 개념적으로 2요인 구조를 설계하고 PaDS를 제작하였으나, 그 요인 구조를 통계적으로 확인한 적은 없었다(Melo et al., 2009). 따라서 본 연구는 PaDS의 요인 구조에 대한 경험적 자료를 제공하는 첫 번째 연구라는 의의가 있다.

기존 편집증 척도들과의 상관 분석 시, P요인은 피해의식을 중심으로 하는 편집성 척도와 D요인은 '나쁜 나' 개념을 측정하는 PDP 아날로그 척도와 상대적으로 상관이 더 높게 나타나 밀접한 연관은 있지만 각기 다른 구성 개념을 측정하는 것으로 여겨진다. 부가적으로 특기할만한 사항은 PaDS의 P 소척도는 총 10문항으로, 기존의 편집성 척도에 비하여 문

항 수가 1/2에 불과하다는 점이다. 그럼에도 불구하고 PaDS와 자존감, 자기개념, 자존감 안정성, 우울, 불안, 분노감 등 관련 개념과의 상관의 크기는 20문항의 편집성 척도와 유사한 수준으로, 편집증의 피해의식을 경제적으로 측정할 수 있는 척도로 활용될 수 있을 것으로 생각된다.

편집증에서 자기개념과 자존감의 문제는 많은 관심을 받아온 주제이며, PaDS의 P요인과 D요인 모두 기존의 편집증 척도와 유사하게 부정적인 자기개념 및 낮고 불안정한 자존감과 상관이 있는 것으로 나타났다(Lee & Won, 1995a; Melo & Bentall, 2010; Melo et al., 2006; Thewissen et al., 2011). 편집증을 심리학적으로 설명하는 정신역동적 및 인지적 이론들은 편집 증상을 낮은 자존감에 대한 자기 고양적 방어로 가정하였으며, 편집 집단이 자기와 관련된 위협 자극에 주의 및 기억 편향을 보인 다거나, 편집증이 부정적인 자기개념과 방어적 귀인 편향의 결과라는 가설들을 검증해 왔다(Bentall, Kaney, & Bowen-Jones, 1995; Lee, 1997, 1998; Lee, Kim, & Shin, 2003; Um & Park, 2008). 또한 편집 집단에서는 평균적인 자존감 수준뿐만 아니라 자존감 수준의 변동 폭도 중요한 함의를 가질 수 있으며, 자존감 변동 폭이 큰 불안정한 자존감을 나타낸다는 결과들도 보고된 바 있다(Melo & Bentall, 2010; Thewissen, Bentall, Lecomte, van Os, & Myin-Germeys, 2008).

다음으로 PaDS의 P요인과 D요인은 분노, 우울, 불안 등 부적 정서와 모두 정적 상관을 갖는 것으로 나타났다. 편집증에 대한 전통적 이론들은 편집 성향을 가진 사람들이 자신의 분노를 다른 사람에게 투사함으로써 피해의식을 형성하게 된다고 가정하거나, 편집증이 우

울과 기저의 원인은 같으나 다른 방어적 경향을 보이는 일종의 위장된 우울이라고 주장함으로써, 부적 정서가 편집증의 발생에 관련성을 가짐을 시사해 왔다(Cameron, 1963; Zigler & Glick, 1988). 또한 불안은 임상 장면에서 피해의식이나 피해망상에 수반되는 것으로 흔하게 관찰되는 부적 정서이다. 편집 성향이 우울 및 분노와 정적 상관을 갖는다는 결과는 선행 연구들에서도 일관되게 관찰되어 왔으며(Chadwick et al., 2005; Lee, 2000), 본 연구 결과도 이와 맥락을 함께 한다. 더불어 최근 경험 표집법을 활용한 Thewissen 등(2011)의 연구에서는 횡단적으로는 모든 종류의 부적 정서가 편집 성향과 상관을 가지며, 시간적 선후 관계를 고려할 시 불안의 증가가 편집 삽화의 발생을 예측하는 것으로 나타났다.

이상과 같이 PaDS의 P요인과 D요인은 전반적으로 해당 개념을 타당하게 측정하는 것으로 여겨지나, D요인의 차별적인 속성에 관해서는 의문의 여지가 있는 것으로 생각된다. D요인의 경우 상관의 방향이 P요인과 모두 일치했으며, 상관 계수의 크기가 P요인에 비하여 작은 경향이 있었다. 특히 D요인이 처벌 편집증의 독특한 측면인 '나쁜 나'를 반영하기 위한 것이라면 우울이나 자기개념과 자존감 등에서 P요인과 차별되는 결과를 보일 것으로 예상되었으나, 본 연구에서 얻어진 결과는 이러한 예상에 부합하지 않았다. 다만 타 변인들과의 상관을 고려할 때, 단일 문항으로 피해의식의 마땅함을 측정하는 PDP 아날로그 척도에 비하여 측정적 속성은 상대적으로 더 나은 것으로 생각된다. 또한 요인분석 결과는 D요인이 P요인과는 다른 개별적인 변인임을 시사하였다. PaDS의 원 저자인 Melo 등(2009)은 D요인의 경우 자료수집 시 많은 결측치로

인하여 신뢰도 등 기본적인 심리측정적 속성을 보고하지 못하였고, 타 변인들과의 상관도 제시하지 않았다. 따라서 D요인의 특성에 관한 결론을 내리기 위해서는 추후 추가적인 연구를 통한 확인이 필요할 것으로 생각된다.

본 연구의 결과를 해석하는 데 있어서는 다음과 같은 제한점들을 유의해야 할 것이다. 첫째, 본 연구는 일반 대학생을 대상으로 한 예비적 연구의 성격을 지닌다. 편집증이 연속 선상의 심리적 현상으로 연구될 수 있으며, 원저자들도 PaDS를 임상 집단 및 비임상 집단에서 모두 사용가능한 척도로 개발하였다는 점에서는 대학생 집단 및 아임상 집단을 대상으로 하는 연구가 정당화될 수 있다. 그렇지만 PaDS가 임상 집단에서 어떠한 속성을 갖는지를 비교하기 위해서는 피해망상을 가진 환자 집단을 대상으로 한 연구가 반드시 필요할 것이다. 둘째, 본 연구는 횡단적 연구이며, 본 연구에서 얻어진 상관분석의 결과를 인과적으로 해석할 수 없다. 일례로 낮은 자존감으로 인한 부적 정서가 편집 증상을 유발하는가와 같은 방향성의 문제에 대해서 본 연구는 직접적인 답을 제공할 수 없다. 또한 설문에 응답한 연구참여자의 생활 속에서 어떠한 생활 사건이 연구참여자가 보고한 피해의식에 영향을 미쳤는지 등을 고려할 수 없다. 이러한 측면에서는 실생활에서 반복 측정을 통하여 시간적 선후 관계 및 상황적 요소를 고려한 설계의 연구가 필요할 것이다(Thewissen et al., 2008, 2011).

셋째, 앞서 논의한 바와 같이 D요인의 속성에 관해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다. D요인의 특성에 관하여, 후속 연구에서 Melo 등(2013)은 처벌 편집증에서 나타나는 피해의식의 마땅함은 고정되어 있는 하위 유형적 특

성을 띄기보다는 변화 가능한 현상적 특성이 라는 점을 보고하면서, 처벌 편집증 상태는 낮은 자존감과 관련되고, 사람들이 이러한 느낌을 피하기 위해 상당히 동기화되는 불안정한 상태임을 시사한 바 있다. 또한 두 개의 연구에서 D요인 점수는 임상 집단에 비하여 통제 집단에서 절대값이 높게 나타나고 있는데(Melo & Bentall, 2013; Melo et al., 2009), 편집증이 임상적인 정신증의 수준에 이룰수록 피해의식과 관련된 자기 비난이 점차 사라지게 되거나 거부될 가능성이 있다. 더불어 종단적으로 볼 때, 이전 시점에서 피해 편집증 이면서 자존감이 낮은 경우가 다음 번 측정 시에 처벌 편집증으로의 이동을 예측했다는 점도 특기할 만 하다. D요인의 특성은 횡단적 설계 및 단순 상관분석을 통해서도 확인하기 어려운 복잡한 현상일 가능성이 있는 것으로 생각되며, 추후 연구에서는 종단적인 반복 측정, 타 변인들과의 영향을 주고받는 선후 관계를 고려하여 설계해야 할 필요가 있을 것으로 여겨진다.

위와 같은 제한점에도 불구하고, 본 연구는 편집증에서 비난과 박해가 마땅한 것으로 느껴지는 정도를 별도로 측정할 수 있을 뿐만 아니라, 기존의 편집성 척도에 비하여 문항 수가 적어 피해의식적 사고를 경제적으로 측정할 수 있는 PaDS를 국문으로 번안하여 그 신뢰도와 타당도를 탐색한 첫 번째 연구이다. 이로써 편집증 내에 존재하는 다양한 특성을 종합적으로 측정할 수 있는 기초적인 수단이 마련되었다는 의의가 있을 것이다. 또한 추후 PaDS를 활용하여 환자 집단을 대상으로 한 연구 또는 반복 측정 설계를 활용한 후속 연구들을 통하여, 편집증 내에서 작용하는 복합적인 심리적 과정에 대한 심도 있는 탐구가 이

루어질 수 있기를 기대한다.

## References

- Bentall, R. P., Corcoran, R., Howard, R., Blackwood, N., & Kinderman, P. (2001). Persecutory delusions: A review and theoretical integration. *Clinical Psychology Review, 21*, 1143-1192.
- Bentall, R. P., Kaney, S., & Bowen-Jones, K. (1995). Persecutory delusions and recall of threat-related, depression-related, and neutral words. *Cognitive Therapy and Research, 19*, 445-457.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*, 238-246.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equation with latent variables*. Oxford: John Wiley & Sons.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37*, 62-83.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research, 21*, 230-258.
- 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.
- Cameron, N. (1963). *Personality development and psychopathology*. Boston: Mifflin Company.
- Chadwick, P. D. J., Trower, P., Juusti-Butler,

- T.-M., & Maguire, N. (2005). Phenomenological evidence for two types of paranoia. *Psychopathology*, 38, 327-333.
- Chen, P. Y., & Popovich, P. M. (2002). *Correlation: Parametric and nonparametric measures*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Choi, H. Y. (2006). *Hostility, guilt and shame of punishment paranoid tendency group*. (Unpublished master's thesis). Chonnam National University, Gwangju, Korea.
- Combs, D. R., Penn, D. L., Chadwick, P., Trower, P., Michael, C. O., & Basso, M. R. (2007). Subtypes of paranoia in a nonclinical sample. *Cognitive Neuropsychiatry*, 12, 537-553.
- Combs, D. R., Penn, D. L., & Fenigstein, A. (2002). Ethnic differences in subclinical paranoia: An expansion of norms of the Paranoia Scale. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 8, 248.
- Fenigstein, A., & Venable, P. A. (1992). Paranoia and self-consciousness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62, 129-138.
- Fresco, D. M., Moore, M. T., van Dulmen, M. H. M., Segal, Z. V., Ma, S. H., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2007). Initial psychometric properties of the experiences questionnaire: Validation of a self-report measure of decentering. *Behavior Therapy*, 10, 1-13.
- Garety, P., & Freeman, D. (1999). Cognitive approaches to delusions: A critical review of theories and evidence. *British Journal of Clinical Psychology*, 38, 113-154.
- Han, K. H., Lim, J. Y., Min, B. B., Lee, J. H., Moon, K. J., & Kim, Z. S. (2006). Korean MMPI-2 standardization study. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 25, 533-564.
- Jang, J. W., & Shin, H. C. (2011). Development of Self-Esteem Stability Scale. *The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy*, 23, 635-654.
- Kim, G. I., Won, H. T., & Kim, J. H. (1984). *Symptom Checklist-90-Revised manual*. Seoul: Joongangjeoksung Press.
- Kim, J. T. (1978). *The relationship between trait anxiety and social tendency - based on Spielberger's STAI*. (Unpublished master's thesis). Korea University, Seoul, Korea.
- Lee, H. J. (1997). *Self-concept and attributional style in paranoia* (Unpublished doctoral dissertation). Seoul National University, Seoul, Korea.
- Lee, H. J. (1998). The self-concepts, the other-concepts, and attributional styles in paranoia and depression. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 17, 105-125.
- Lee, H. J. (2000). The relationships of paranoia and depression to the mode of anger expression. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 19, 427-438.
- Lee, H. J. (2002). Exploration of the subtypes of paranoia according to the level of the self-concept. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 21, 479-486.
- Lee, H. J., & Won, H. T. (1995a). A Study of the reliability and the validity of the Paranoia Scale. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 14, 83-94.
- Lee, H. J., & Won, H. T. (1995b, June). *An exploratory study of the relationship between paranoid tendency, self-concept and self-consciousness*.

- Paper submitted to the 95<sup>th</sup> Annual Conference of Korean Psychological Association, Seoul (277-290).
- Lee, M. W., Kim, Z. S., & Shin, M. S. (2003). Attentional bias and attributional style of people with paranoid tendency threatened to self-concept. *Korean Journal of Clinical Psychology, 22*, 71-91.
- Lee, Y. H., & Song, J. Y. (1991). A study of the reliability and the validity of the BDI, SDS, and MMPI-D scales. *Korean Journal of Clinical Psychology, 10*, 98-113.
- Melo, S., & Bentall, R. (2010). Coping in subclinical paranoia: A two nations study. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 83*, 407-420.
- Melo, S., & Bentall, R. (2013). 'Poor me' versus 'Bad me' paranoia: The association between self beliefs and the instability of persecutory ideation. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 86*, 146-163.
- Melo, S., Corcoran, R., Shryane, N., & Bentall, R. P. (2009). The persecution and deservedness scale. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 82*, 247-260.
- Melo, S. S., Taylor, J. L., & Bentall, R. P. (2006). 'Poor me' versus 'bad me' paranoia and the instability of persecutory ideation. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 79*, 271-287.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent child*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rubio, D. M., & Gillespie, D. F. (1995). Problems with error in structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 2*, 367-378.
- Seo, S. G., & Kwon, S. M. (2002). Validation study of the Korean version of the Aggression Questionnaire. *Korean Journal of Clinical Psychology, 21*, 487-501.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the state-trait anxiety inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Thewissen, V., Bentall, R. P., Lecomte, T., van Os, J., & Myin-Germeys, I. (2008). Fluctuations in self-esteem and paranoia in the context of daily life. *Journal of Abnormal Psychology, 117*, 143-153.
- Thewissen, V., Bentall, R. P., Oorschot, M., van Lierop, T., van Os, J., & Myin-Germeys, I. (2011). Emotions, self esteem, and paranoid episodes: An experience sampling study. *British Journal of Clinical Psychology, 50*, 178-195.
- Tiernan, B., Tracey, R., & Shannon, C. (2014). Paranoia and self-concepts in psychosis: A systematic review of the literature. *Psychiatry Research, 216*, 303-313.
- Trower, P., & Chadwick, P. (1995). Pathways to defense of the self: A theory of two types of paranoia. *Clinical Psychology: Science and Practice, 2*, 263-278.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 38*, 1-10.
- Um, H. S., & Park, K. H. (2008). Attributional styles, reasoning biases in persecutory paranoia and punishment paranoia. *Cognitive Behavior Therapy in Korea, 8*, 57-73.
- Zigler, E., & Glick, M. (1988). Is paranoid



schizophrenia really camouflaged depression?

*American Psychologist*, 43, 284-290.

Zung, W. W. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12, 63-70.

Received March 20, 2015

Accepted July 2, 2015

## 한국판 Persecution and Deservedness Scale의 신뢰도와 타당도

고 현 석

공군사관학교 인문학과

김 빛 나

서울대학교 심리학과

편집증 내에 구분되는 하위유형 또는 상태적 양상이 존재한다는 다수의 연구들이 진행되어 왔다. 이 중에서 우울증과 유사한 요소를 함께 나타내는 처벌 편집증에서는 피해의식이 자신에게 마땅한 것으로 느끼는 점이 중요한 요소인 것으로 논의되어 왔으나, 적절한 측정 도구가 마련되어 있지 않았다. 본 연구의 주 목적은 피해의식과 마땅함을 별도로 측정할 수 있도록 Melo 등(2009)에 의해 개발된 Persecution and Deservedness Scale(PaDS)를 번안하여 신뢰도와 타당도를 확인하는 것이다. 이를 위하여 290명의 대학생 집단에서 PaDS와 기존의 편집증 척도들, 그리고 관련 개념인 자존감, 자기개념, 자존감 안정성, 부정 정서를 측정하는 척도들을 실시하고, 한국판 PaDS의 신뢰도와 요인구조, 수렴 및 구성타당도를 살펴보았다. 한국판 PaDS는 적절한 신뢰도를 갖고 있었으며, 확인적 요인분석 결과 수정된 2요인 구조가 자료에 잘 부합하는 것으로 나타나, 피해의식을 측정하는 P요인과 그 마땅함을 측정하는 D요인으로 구성되어 있는 것이 확인되었다. 또한 한국판 PaDS는 기존의 편집증 척도들과 유의미한 정적 상관을 나타냈으며, 각기 개념적으로 유사한 척도와 상대적으로 더 높은 상관을 보여, 수렴 타당도가 입증되었다. 아울러 한국판 PaDS는 이론적으로 예상되는 방식으로 자기 관련 변인 및 부정 정서와 유의미한 상관관계를 보였는데, P요인과 D요인은 모두 부정적인 자기개념, 낮고 불안정한 자존감, 우울, 불안 및 분노와 관련이 있었다. 이와 같이 PaDS는 전반적으로 해당 개념을 타당하게 측정하는 도구로 여겨지나, 처벌 편집증과 관련된 것으로 간주된 D요인의 차별적 속성에 관해서는 기존의 이론적 예상에 부합하는 결과를 얻지 못하였으며, 이에 대해서는 추가적인 연구를 통한 확인이 필요할 것으로 생각된다. 마지막으로 본 연구의 기타 한계점과 후속 연구를 위한 제언에 대하여 논의하였다.

주요어: 편집증 하위유형, 자기개념, 신뢰도, 타당도, 요인구조

Appendix A  
Korean Translation of the PaDS

No.	Item
1	나는 다른 사람들이 나에게 대해 음모를 꾸밀지도 모른다고 걱정하는 때가 있다.
1-1	다른 사람들이 당신에 대해 해가 될 음모를 꾸미는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
2	나는 종종 다른 사람들이 나에게 대해서 부정적인 내용 외의 다른 생각을 한다고 믿기 힘들다.
2-1	사람들이 당신에 대해 부정적으로 생각하는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
3	나의 친구나 지인들은 종종 나에게 진정하고, 사기를 당하거나 해를 입는 것에 대해 그만 걱정하라고 말한다.
3-1	사기를 당하거나 해를 입는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
4	내가 누군가를 처음으로 만날 때마다, 그들이 이미 나에게 대해 나쁜 이야기들을 들었을까봐 두렵다.
4-1	사람들이 당신에 대한 나쁜 이야기를 듣는 것이 당신은 마땅하다고 느껴집니까?
5	나는 종종 나를 향한 다른 사람들의 의도가 의심스럽다.
5-1	사람들이 당신에게 나쁜 의도를 가지고 있는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
6	때때로, 나는 다른 사람들이 나에게 대해 비판적으로 말하고 있다는 것을 그냥 알고 있다.
6-1	사람들이 당신에 대해 비판적으로 말하는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
7	나를 나쁜 사람이라고 생각하는 사람들이 있다.
7-1	사람들이 당신을 나쁜 사람이라고 생각하는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
8	사람들은 나에게 거의 확실히 거짓말을 할 것이다.
8-1	사람들이 당신에게 거짓말을 하는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
9	나는 어떤 사람들이 나를 의도적으로 해하고 싶어 한다고 믿는다.
9-1	사람들이 당신을 의도적으로 다치게 하는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?
10	당신은 오직 당신 자신만 믿어야 한다.
10-1	당신이 믿을 수 있는 사람은 아무도 없다는 것이 당신에게는 마땅하다고 느껴집니까?