

편집성 척도(Paranoia Scale)의 신뢰도, 타당도 연구

이훈진 · 원호택

서울대학교 심리학과

본 연구는 편집증적 경향을 측정하는 편집성 척도(Paranoia scale)를 제작하여 신뢰도와 타당도를 검증한 것이다. 척도는 20개의 MMPI 문항들로 구성되었으며, 자기보고 질문지 형식으로 제작되었다. 대학생 447명과 정신과 환자 42명에게 새로 제작된 편집성 척도를 실시하였고, 대학생 187명과 환자집단에게는 MMPI-Pa 척도, SCL-90-R-Par 척도를 함께 실시하였다. 그 결과, 충분한 신뢰도와 타당도가 입증되었는데, α 계수, 검사-재검사 신뢰도, 문항-총점간 상관, 문항간 상관, 편집성 척도와 MMPI-Pa, SCL-90-R-Par와의 상관, 환자집단에 대한 변별력 등이 높은 것으로 나타났고, 요인분석 결과는 단일 요인을 시사하였다. 검사의 유용성과 본 연구의 제한점, 앞으로의 연구방향이 논의되었다.

최근 정신병리의 연구 방향은 진단보다는 심리적 장애 현상을 중심으로 이루어지고 있는 추세이며, 이는 Persons(1986)의 주장 이후로 설득력을 더해가고 있다. 그가 심리적 현상 연구의 이점으로 제시한 것 중 하나는 진단집단 내 이질성, 즉 같은 진단을 받은 사람도 심리적 측면에서 서로 이질적일 수 있다는 점을 극복할 수 있다는 것이며, 또다른 이점 중 하나는 임상적 현상과 정상적 현상간의 연속성을 인식할 수 있다는 점이다. 이러한 입장은 환각, 망상 등 정신장애의 핵심적 증상들이 여러 진단군에서 공통적으로 존재한다는 사실과 '정신분열증' 같은 진단중후군의

과학적 타당도가 낮다는 점(Bentall, Jackson, & Pilgrim, 1988)에서도 설득력이 있다. 따라서 정신병리 연구의 앞으로의 방향은 진단분류보다는 중요한 심리적 현상들을 중심으로 이루어질 필요가 있으며, 정상인으로부터 심한 정신장애에 이르기까지 연속선상에서 연구를 진행할 필요가 있다.

이러한 점에서 주목할 필요가 있는 심리적 현상은 편집증적 경향이다. 편집증상은 여러 정신장애 진단군에서 가장 흔하게 나타나면서도 가장 연구가 부족하고 치료도 어려운 증상의 하나이다(Fenigstein, 1994; Oltmanns & Maher, 1988). 또한 정상인으로부터 심

한 편집망상에 이르기까지 연속선상에서 존재한다는 점에서 정상인들을 대상으로한 체계적인 연구가 요구되는 심리적 현상이다. 이러한 연구에는 정상인부터 심한 환자에까지 적용가능한 측정 도구가 필수적이며, 따라서 본 연구에서는 편집증을 연구하는데 사용되는 편집성 척도(Paranoia Scale)를 제작해 그 신뢰도와 타당도를 알아보고자 한다.

본 연구에서 사용한 편집성 척도는 Fenigstein과 Vanable(1992)의 편집성 척도 제작 방식에 따라 제작한 것으로, MMPI에서 뽑아낸 20개의 문항으로 구성되어 있으며, 대학생들을 대상으로 사용하기 위해 제작되었다는 점에서 정상인들을 대상으로한 연구 도구로서 가치가 있다. Smári, Stefánsson 및 Thorgilsson(1994)은 이 척도를 정신분열증 집단에 실시해 타당도를 검증하였다. 본 연구에서는 우리나라 대학생 집단과 환자집단을 대상으로 신뢰도와 타당도를 검증한 후 이들의 자료와 비교하였다.

Fenigstein과 Vanable(1992) 이외에도 MMPI를 이용해 특정 심리적 현상을 측정하는 척도를 제작한 경우는 많았다. 우선 MMPI 소개서 등에서 가장 흔하게 접할 수 있는 Harris-Lingoes 소척도들을 들 수 있고, Wiggins의 내용척도, 최근 Butcher, Graham, Williams 및 Ben-Porath(1990)가 MMPI-2를 사용해 개발한 내용척도가 있다. 국내에서는 임영란(1992)이 내용척도의 타당도를 보고한 바 있다. 그러나 Harris-Lingoes 척도를 제외하고는 편집증 척도가 포함되어 있지 않은 경우가 대부분이다.

이 외에 MMPI 문항들을 DSM-III(APA, 1980) 성격장애 분류에 따라 선별하여 제작한 MMPI 성격장애척도가 있는데, Morey와 Waugh(1985) 그리고 Morey, Blashfield, Webb 및 Jewell(1988)이 그 신뢰도와 타당도를 보고한 바 있으며, 여기에는 편집증적 성격장애를 측정하는 하위척도가 포함되어 있다. 국내에서도 박병관, 김진영, 노주선, 안창일, 신동균 및 박영숙(1991)이 Morey등(1985, 1988)의 척도를 참고하여 DSM-III-R(APA, 1987)에 제시된 11가지 성격장애를 측정하는 척도를 구성하고, 16PF(염태호, 김정규, 1990)와 공유하는 요인을 분석함으로써 예비타

당화 연구를 하였다. 또한 최윤경, 임영란, 박병관, 안창일, 최정윤 및 김재환(1993)은 MMPI 내용척도와 임상척도, 성격장애척도 간의 상관 및 요인분석을 통해 구성타당도를 검증하였다. 노주선과 안창일(1995)은 대학생을 대상으로 MMPI 성격장애 척도의 구성타당도를 검증하였다.

이들 연구에서 사용된 성격장애척도의 편집증적 성격장애 하위척도는 46문항 또는 27문항으로 구성되어 있으며, 예, 아니오의 이분척도를 사용한 MMPI 답안지에서 뽑아서 채점하는 방식을 취하고 있다. 이 척도들 역시 편집증적 경향을 알아보고 측정하는데 유용한 도구로 여겨지나, 11개 하위척도로 구성된 전체검사의 일부로 사용되며, 검사제작의 목적이 성격장애의 변별 및 진단, 정상인의 성격유형이나 환자의 병전성격 파악에 초점이 맞추어져 있다는 점에서 편집증적 경향만을 간편하게 측정해서 연구에 이용하는데 있어서 어느 정도 유용성이 있는지는 더 연구가 필요하다. 더구나 노주선과 안창일(1995)의 지적처럼 편집증적 성격장애 척도의 경우 정신분열형 성격장애 척도와 겹치는 문항이 많아(편집성척도 27, 정신분열형 성격 28 문항중 15문항이 중복됨) 변별력이 떨어지는 문제가 있다. MMPI의 편집증 척도(Pa 척도)를 그대로 사용하는 경우에도 역시 진단 변별력이 문제가 된다고 알려져 있는데(김중술, 1988; Greene, 1991), 물론 이러한 변별력의 문제들은 심리적 현상보다는 진단을 기준으로 하는데서 생기는 것으로 보인다.

이러한 선행 연구들을 검토해 볼 때 보다 간편하면서도 변별력이 있으며, 정상인에게도 쉽게 적용가능한 편집성 척도가 요구된다. 그럼에도 불구하고 아직 우리 나라에서는 편집성 척도의 제작이나 신뢰도, 타당도에 대한 연구보고가 거의 없다. 본 연구에서 Fenigstein의 방식에 따라 제작된 편집성 척도를 사용하게 된 이유를 몇 가지 들여보면 다음과 같다. 첫째는 간편성으로 20문항의 비교적 경제적인 문항수로 편집증적 경향을 신뢰롭고 타당성 있게 측정할 수 있다는 점이며, 다른 한가지는 5점 척도를 사용하고 있다는 점인데, Likert형 척도가 이분척도에 비해 신뢰도가 높다는 점(이주일, 1988; Garner, 1960; Guil-

ford, 1954)에서 이점이 있다. 또한 처음부터 정상인 연구에 초점을 두고 제작되고, 신뢰도와 타당도가 검증되었다는 점도 강조될만하다.

여기서는 신판 MMPI(김영환, 김재환, 김중술, 노명래, 신동균, 염태호, 오상우, 1989)를 사용해 Fenigstein의 제작방식에 따라 제작된 편집성 척도의 신뢰도와 타당도를 대학생 집단과 정신과 환자집단을 대상으로 검증하였다.

방 법

피험자

대상집단은 대학생 집단과 정신과 환자 집단이었는데, 각각에서 편집성 척도의 신뢰도 타당도가 검증되었다. 편집성 척도의 신뢰도를 알아보고, 요인분석을 하기 위한 대상집단은 대학생 447명이었다. 남녀 비율은 남자 315명(70.5%), 여자 132명(29.5%) 이었으며, 평균 연령은 20.8세 였다. 환자집단은 총 42명(남 27, 여 15)에 평균 연령은 28.36세, 학력은 대졸 18명, 고졸 17명, 중졸 6명, 국졸이하 1명이었다. 편집성 척도의 공존타당도를 알아보기 위해 편집성 척도와 MMPI 편집증 척도(Pa척도), SCL-90-R(김광일, 원호택, 김재환, 1984)의 편집증 척도(PAR)를 대학생 및 환자집단에 실시하였다. 대학생 집단은 평균 연령 20.36세, 남녀 비율은 남자 141명(75.4%), 여자 46명(24.6%), 총 187명이었으며, 정신과 환자 집단은 신뢰도 연구에서와 동일하였다.

정신과 환자 집단은 정신과 전문의와 임상심리전문가의 면담 및 평가에 기초해 분류되었고, 편집증적 경향 유무와 심각성, 망상의 유무 면에서 평정하였다. 또한 진단 분류는 DSM-IV(APA, 1994) 진단 기준에 따라 이루어 졌다. 환자 집단을 진단별로 보면, 편집집단에는 정신분열증 7명, 망상장애 4명, 불안장애 3명, 우울장애 3명, 양극성 정동장애 등 기타 정신병 5명, 성격장애 3명이 포함되었고, 비편집 집단에는 회복기 정신분열증 3명, 우울장애 4명, 신체화 장애 등

기타 신경증 10명이 포함되었다. 편집집단 25명 중 망상 수준의 편집증상을 가진 사람은 18명이었고, 그 중 15명이 피해망상을 나머지 3명은 피해망상을 포함한 혼합 망상을 보였다.

편집성 척도의 검사-재검사 신뢰도를 알아보기 위하여 대학생 176명에게 2주 간격을 두고 편집성 척도를 실시하였는데, 그중 두번 모두 응답하고 빠뜨린 문항이 없는 학생은 118명(남자 88명, 여자 30명) 이었다.

도구 및 절차

편집성 척도 본 연구에 사용된 편집성 척도는 Fenigstein과 Vanable(1992)이 MMPI 문항 중 32개를 선별해 신뢰도, 타당도 연구를 거쳐 확정된 20개의 문항을 기초로 하고 있다. 여기서 사용된 문항은 김영환 등(1989)이 표준화한 신판 MMPI에서 뽑아 사용했으며, Fenigstein과 Vanable(1992)이 사용한 영어 원문과 신판 MMPI의 원문이 일치하지 않는 경우는 Fenigstein의 원문에 따라 약간 수정하였는데, 차이는 비교적 사소한 단어사용의 차이로서 예를 들면, '느껴진다(feel)' 대신에 '믿는다(believe)'를 사용한다던가, '정말(really)' 이라는 강조어를 사용한다던가 하는 것으로서 모두 5문항에서 이러한 차이가 있었다.

Fenigstein에 따르면 문항의 선별기준은 첫째 그 동안 사용되었던 MMPI 편집반응 척도들에서 최소한 1번 이상 사용되었으며, Magaro(1980)와 DSM-III(1980) 및 DSM-III-R(1987)에 제시된 다음의 다섯 가지 편집증 측면과 관련되는 문항으로 하였다: (1) 다른 사람이나 외부의 힘이 자신의 행동에 영향을 주려하거나 자신의 생각을 통제한다는 신념; (2) 다른 사람들이 자신에게 적대적이라는 신념; (3) 사람들이 자신에 대해 얘기하거나, 언급하거나, 지켜보고 있다는 신념; (4) 다른 사람의 동기에 대한 의심이나 불신; (5) 악의, 분개, 빈정대는 느낌 등이다. 또한 표현이 애매한 문항이나 명백하게 정신병적인 내용의 문항은 제외되었다.

최종선발된 20문항을 MMPI 임상척도별로 보면, 편

집중 척도에 채점되는 문항이 10문항인데, 이 중 4문항은 F에도, 다른 2문항은 Pd에도 채점되며, 또다른 3문항은 세 가지 MMPI 척도상에 채점된다. 나머지 10 문항 중에는 F, Hy 척도에 채점되는 문항이 2문항, F척도로 채점되는 문항이 2문항, Mf와 Si척도로 채점되는 것이 1문항, Mf, F 척도에 채점되는 것이 1문항, F, Si척도에 채점되는 것이 1문항, Si와 K에 채점되는 것이 1문항, F, PD 척도에 채점되는 것이 1문항이었다. 그리고 나머지 한 문항은 임상척도로 채점되지 않는 문항이었다. 모든 문항은 0(전혀 그렇지 않다)에서 4(항상 그렇다)까지의 5점 척도 상에서 응답하도록 되어 있다.(표 1 참조)

MMPI-Pa척도 편집성 척도의 타당도를 확인하기 위해 MMPI의 Pa 척도 40문항을 실시하였다. 문항 내용은 신판 MMPI(김영환 등, 1989)의 해당 문항과 동일하였다.

SCL-90-R PAR척도 김광일 등(1984)이 표준화한 간이정신진단검사(SCL-90-R)의 편집중 척도 6문항을 뽑아 실시하였다. 역시 문항은 원척도와 동일하였으며, 단지 6문항만 따로 뽑아 실시한 점만 달랐다.

절차 대학생 집단의 경우 수업시간을 이용해 질문지를 집단으로 실시하였고, 환자집단은 대학병원 및 종합병원, 개인병원 정신과에 외래, 또는 입원 치료를 받고 있는 환자들에게 개별적으로 질문지를 주고 완성하도록 했으며, 편집중과 망상이 있는지의 여부, 진단명 등은 정신과 전문의와 임상심리전문가가 평정하였다.

분 석

신뢰도 검증을 위해 447명의 대학생 자료 및 환자 집단 자료를 대상으로, α 계수, 집단별 문항-총점간 상관, Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수, 문항간 상관을 구하였고, 타당도 검증을 위해 요인분석을 하였다. 환자 집단의 경우도 동일한 분석을 했으

나, 표본의 크기가 작으므로 참고 자료로만 제시하였다. 또한 대학생 118명의 자료를 대상으로 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도를 구하였다. 환자집단은 편집중상 유무를 기준으로 편집 집단과 비편집 집단으로 나누어 집단간 차이검증을 하였고, 편집성 척도의 판별력을 알아보기 위해 편집환자 집단과 비편집환자 집단, 각 진단집단을 대상으로 판별분석(discriminant analysis)을 하였다. 대부분의 측정치에서 성별이나 진단에 따른 차이는 없었으므로, 성별과 진단은 따로 분석하지 않았다.

결 과

신뢰도

α 계수와 반분신뢰도

대학생 집단과 환자집단의 α 계수와 반분신뢰도 계수를 보면 대학생 집단의 경우 $\alpha = .88$ 이었고, Spearman-Brown 반분신뢰도는 .87로 높았다. 참고로, 환자집단의 경우는 $\alpha = .92$, 반분신뢰도는 .95로서 대학생 집단보다 높았다. 대학생 집단과 환자집단 모두 Fenigstein과 Vanable(1992)이 보고한 α 계수 .84보다 상당히 높은 것이다.

문항-총점간 상관 및 문항간 상관

편집성 척도의 교정된 문항-총점간 상관(corrected item-total correlation)을 문항별로 알아 본 결과는 표 1과 같다. 표 1을 보면 대학생 집단의 경우 교정된 문항-총점간 상관이 .33에서 .64까지 걸쳐 있어서 상당히 높은 편이었으며, 평균 .49였다. 이는 Fenigstein과 Vanable(1992)이 보고한 .27에서 .51, 평균 .42보다 높은 것으로 내적합치도가 높음을 보여주고 있다. 환자 집단의 경우는 .37에서 .82, 평균 .59로 대학생 집단과 Fenigstein 등(1992)의 자료보다 훨씬 높았다. 참고로, 문항간 상관의 평균은 대학생 집단이 .27, 환자 집단 .37로 나타났으며, 부적 상관을 갖는 문항은 전혀 없었다. 따라서 문항간 상호상관에서도 내적합치

표 1. 문항별 교정된 문항-총점간 상관

문	항	대학생 집단	환자 집단	MMPI* 척도명
1.	나에게 원한을 품고 있는 사람이 있다	.53	.55	Pd, Pa
2.	누군가 나를 미행하는 것처럼 느낄 때가 있다	.43	.67	F, Pa
3.	나는 이유없이 벌 받은 때가 자주 있었다고 생각한다	.55	.41	Pa, Sc, Ma
4.	내 생각을 훔쳐가서 자기 것으로 삼으려는 사람이 있다	.47	.40	F
5.	나의 부모와 가족들은 필요 이상으로 내 흠을 잡는다	.44	.57	F, Pd
6.	사람들은 남의 일에 진정한 관심을 갖지 않는다	.35	.44	F
7.	확실히 내 팔자는 사납다	.54	.37	Pd, Pa, Sc
8.	사람들은 이득이 된다면 다소 옳지 못한 수단도 쓸 것이다	.43	.63	K, Hy, Pa
9.	남이 나에게 잘해줄 때는 숨은 의도가 있지 않나 생각하곤 한다	.59	.58	F, Hy
10.	아무도 믿지 않는 것이 가장 안전하다	.56	.49	F, Hy
11.	종종 낯선 사람들이 나를 훔잡듯이 쳐다보는 것 같다	.64	.72	Mf, Si
12.	사람들이 친구를 사귀는 것은 대개 자신에게 이로운 것 같기 때문이다.	.41	.46	Mf, F
13.	누군가 내 생각에 영향을 끼치려고 애쓰고 있다	.33	.59	F, Pa
14.	분명히 남들이 내 말을 하고 있을 것이다	.43	.79	Pd, Pa
15.	사람들은 대개 속으로는 싫어하면서도 남을 돕는 척한다	.59	.69	F, Pa
16.	예상외로 친하게 구는 사람들을 경계하는 편이다	.41	.61	F, Pa
17.	사람들이 나에게 대해서 모욕적이고 매정한 말을 한다	.58	.82	Pa
18.	사람들은 종종 나를 실망시킨다	.52	.56	K, Si
19.	어디를 가나 사람들이 나를 지켜보는 것 같아서 괴롭다	.50	.80	채점안됨
20.	단지 자기들이 먼저 생각해 내지 못했다고 해서 나의 좋은 생각을 시기하는 사람들을 흔히 본다.	.44	.56	F, Si
	평	균	.49	.59

* MMPI 척도명이란 각 문항이 MMPI 상에서 어떤 척도로 채점되는 지를 나타낸 것임.

도가 있는 것으로 나타났다.

검사-재검사 신뢰도.

대학생 118명에게 2주 간격으로 편집성 척도를 실

시한 결과 두 시점의 검사 총점간 상관은 .87로서 높았다. 따라서 시간적 안정성을 보였다. 참고로 Fenigstein과 Vanable(1992)의 경우는 6개월 간격으로 실시해서 .70의 상관을 얻었다.

타당도

집단간 평균 차이 검증

대학생 집단과 비편집환자 집단, 편집환자 집단간의 편집성 척도, MMPI-Pa 척도, SCL-90-R-PAR 척도 평균 및 그 차이의 t-검증 결과가 표 2에 제시되어 있다. 표 2를 보면 편집성 척도의 경우 세 집단간에 차이를 보여 집단간 구분에 가장 효과적임이 시사되며, MMPI-Pa 척도와 SCL-90-R-PAR 척도는 대학생 집단과 비편집 환자 집단에서 차이가 나오지 않았고, 편집집단과 이 두 집단간에는 차이가 있었다. 이 결과는 편집성 척도의 민감성을 시사하는 것이다. 대학생 집단이 비편집환자 집단보다 편집성 척도 점수가 높은 점이 특징인데, 이는 비편집환자 집단이 지나치게 방어적이거나 부인하는 경향이 강했을 수도 있고, 비편집 환자 집단에 속하는 환자 중 정신병적 상태이거나 통찰이 결여되어 있는 경우가 많아서 나타난 결과일 수도 있다. 또한 공포, 불안, 신체 증상 등 환자에게 주관적으로 보다 급박한 고통에 직박한 결과일

수도 있다. 또다른 가능성은 대학생 집단이 대인관계와 관련된 스트레스가 많아서(원호택, 이명선, 김순진, 1989) 편집증적 경향이 높게 나타난 것일 수도 있다.

척도간 상관

본 연구에서 사용된 편집성 척도, MMPI-Pa 척도, SCL-90-R-PAR 척도는 모두 편집증상의 수준을 측정하는 자기보고형 질문지이므로, 이 세 척 간의 높은 상관은 공존 타당도의 지표가 될 수 있다. 여기서는 대학생 187명 자료와 환자집단 42명의 자료로 나누어 각각 세 척도간 상관을 구하였다. 그리고 편집성 척도와 MMPI-Pa 척도간에 10문항의 중복이 있으므로 그 효과를 제거하기 위해 겹치는 10문항을 편집척도에서 제외한 상태에서의 상관도 구하였다. 그 결과가 표 3에 제시되어 있다.

표 3을 보면, 우선 대학생 집단의 경우 세 척도간에 유의한 상관이 있음을 알 수 있으며, 편집성 척도는 MMPI-Pa보다는 SCL-90-R-PAR과의 상관이 높았다. 환자집단의 경우 전반적인 상관도가 대학생 집단

표 2. 대학생 집단과 비편집 환자집단, 편집 환자집단의 편집성 척도, MMPI-Pa 척도, SCL-90-R-PAR 척도의 평균과 t-검증 결과 (괄호 안은 표준편차)

척도명	대학생 집단	비편집환자 집단	편집환자 집단
편집성 척도	24.02 (6.16) ^{a*}	14.64 (8.28) ^b	30.80 (13.82) ^c
MMPI-Pa	11.69 (3.61) ^b	12.06 (2.75) ^a	17.00 (4.29) ^b
SCL-90-R-PAR	5.83 (3.86) ^a	3.47 (2.29) ^b	8.50 (4.20) ^b

* 각 첨자는 집단간 차이를 나타냄

표 3. 집단별 편집성 척도, MMPI-Pa 척도, SCL-90-R-PAR 척도간 상관계수(괄호 안은 편집성 척도와 MMPI-Pa 척도간의 중복 문항을 제외한 후의 상관)

척도명	대학생 집단			환자 집단		
	편집성 척도	MMPI-Pa	SCL-PAR	편집성 척도	MMPI-Pa	SCL-PAR
편집성 척도		.46*(.39*)	.63*(.61*)		.77*(.70*)	.75*(.82*)
MMPI-Pa			.47*			.70*

* : p < .001

보다 크게 높았으며, 이는 환자집단이 대학생집단보다 편집적 특성 면에서 안정적이고 일관적이며, 포괄적임을 보여준다. 요약하면, 두 집단의 자료는 편집성 척도의 공존타당도를 입증해주고 있다. 편집성 척도와 MMPI-Pa 척도간의 중복 문항을 제외한 후의 상관도 크게 낮아지지 않았으며, 동일 수준에서 유의해 역시 편집성 척도의 공존타당도를 뒷받침하고 있다.

편집성 척도의 요인구조

대학생 447명의 자료를 주축분해법(principal axis factoring)을 적용해 요인분석한 결과 단일 요인을 시사하는 결과를 얻었다. 본 자료의 최종통계치를 보면, 요인 1만이 고유치 5.68에 전체 변량의 28.4%를 설명하였고, 나머지 요인들은 고유치 1을 넘지 못해 단일 요인이 시사되었다. 기초통계치에서는 고유치(eigenvalue) 1이상인 요인은 4개가 추출되었으나, 요인 1이 고유치 6.26에 전체변량의 31.3%를 설명하였고, 요인 2는 고유치 1.55에 7.7%, 요인 3은 고유치 1.24에 6.2%, 요인 4는 고유치 1.05에 5.3%를 설명해, 대부분의 변산이 요인 1에 의해 설명되고 나머지 세 요인은 크게 기여하지 못하는 것으로 나타나 역시 단일요인을 강력하게 시사하고 있다. Fenigstein과 Venable(1992)의 자료에서는 요인 1이 전체 변량의 25%를 설명하였고, 요인 2는 7%를 설명하였다. 참고로 환자집단 자료를 분석해 본 결과, 고유치 1 이상의 4 요인 중, 요인 1이 고유치 8.05에 전체변량의 40.2%를 설명하고 있어, 역시 단일요인을 시사했고, 나머지 3개 요인의 설명량은 대학생집단의 기초통계치와 유사했다.

이와 같은 결과와, 제한된 성격영역을 측정할 때(특히 동질적 요인이 포함된 경우)는 요인분석 시에 회전이 적절하고 의미 있는 결과를 제공하지 못한다는 Hogan과 Nicholson(1988)의 주장, 회전을 시키지 않은 경우 표집에 걸쳐 일관된 결과가 나왔으나 회전시킨 경우는 표집마다 다른 결과가 나왔다는 Fenigstein과 Venable(1992)의 결과를 종합해 볼 때 본 연구에서도 회전시키지 않은 기초통계치를 사용해 문항별 요인부하량을 제시하는 것이 타당한 것으로 보인다.

표 4. 편집성 척도 문항별 요인부하량(기초통계치)

문항번호	요인 1	요인 2	요인 3	요인 4
1	.5707	.1681	-.1464	-.2038
2	.4755	.2892	-.1441	-.2049
3	.5940	.2028	-.2470	-.0890
4	.5011	.2778	.1302	-.0417
5	.4637	-.0221	-.0568	-.0650
6	.3849	-.2798	-.0948	.1614
7	.5881	-.1130	-.2924	.1272
8	.4541	-.0912	.0248	.1379
9	.6476	-.2263	.2260	-.3483
10	.6036	-.3313	.0496	.0131
11	.6852	.1299	-.0156	.1166
12	.4412	-.1677	.3107	.0440
13	.3614	.3016	.3452	.0874
14	.4646	.2916	.1398	.0451
15	.6253	-.1846	.0515	.0892
16	.4520	-.2856	.0524	-.2668
17	.6375	.0166	-.3033	.0271
18	.5567	-.2040	.0143	.1698
19	.5304	.1817	.0192	.2077
20	.4660	.1521	.1803	.0575

* 최종통계치에서는 요인 1만이 고유치 1이상임.

다. 표 4는 기초통계치 상의 문항별 요인부하량을 보여주고 있다.

표 4를 보면 모든 문항이 요인 1에 .36이상의 부하량을 보이고 있는데, 이는 부하량이 의미 있음을 나타내는 전통적 기준인 .30(Nunnally, 1978)을 훨씬 넘는 것이다. 또한 요인 1 이외의 요인에 .30 이상의 부하량을 보인 문항은 12, 13 두 문항뿐이었는데, 이 문항들 역시 요인 1의 부하량이 가장 컸다. 따라서 요인부하량에서도 편집성 척도가 단일요인을 측정하는 척도임이 시사되고 있다. 참고로 varimax 방식으로 회전시킨 후 나온 요인간의 상관은 표 5와 같다.

판별분석

각 척도의 판별력을 알아보기 위해 편집집단을 1, 비편집집단을 2로 놓고 각 척도와의 상관을 구한 결

표 5. 요인간 상관행렬표

	요인 1	요인 2	요인 3	요인 4
요인 1	.5799	.5316	.4718	.3969
요인 2	-.5121	.4351	.5527	-.4928
요인 3	-.2315	-.6154	.6336	.4078
요인 4	.5897	-.3865	.2638	-.6582

과, 편집성 척도는 $r=-.58$, MMPI-Pa 척도는 $r=-.61$, SCL-90-R-PAR 척도는 $r=-.58$ 로 세 척도가 거의 같은 상관을 보였다.

다음으로 각 척도를 독립변인으로 하고 편집집단, 비편집집단을 집단변인으로 해 판별분석을 했는데, 그 결과 편집성 척도는 전체 문항을 모두 독립변인으로 한 경우 평균 92.86%의 정확 판별율을 보였다. 그러나 실제 검사를 사용할 경우 총점만을 주로 사용하므로 총점을 사용해 분석하는 것이 보다 타당하다. 편집성 척도의 총점만 가지고 예언했을 때는 78.57%의

판별율을 보였다. MMPI-Pa와 SCL-90-R-PAR 척도 총점의 경우 각각 71.43%와 76.19%의 정확판별율을 보여, 편집성 척도가 편집집단, 비편집집단 판별에 보다 유용함이 드러났다. Wilks' Lambda와 Chi-square 검증 결과에서도 유사한 시사할 얻을 수 있는데, Chi-square 검증 결과, 편집척도 총점을 사용한 경우가 MMPI-Pa 척도나 SCL-90-R-PAR 척도에 비해 Wilks' Lambda 값도 가장 작고 Chi-square 값의 유의도도 높아 가장 유의미한 집단변별을 해주는 것으로 나타났다.(표 6 참조) 각 척도별 판별율과 Chi-square 검증 결과를 표 6에 제시하였다.

다음으로 진단명을 기준으로 했을 때의 판별력을 알아보기 위해, 정신분열증, 망상장애, 우울증, 불안장애 네 진단집단을 대상으로 판별분석한 경우는 편집성 척도만이 $\chi^2(3) = 8.92$ $p < .05$ 로 유의미 했으며, SCL-90-R-PAR 척도와 MMPI-Pa 척도의 경우는 유의하지 않았다. 그렇지만 편집성 척도도 판별분류율에 있어서는 정신분열증 40%, 망상장애 25%, 우울증

표 6. 각 척도별 판별율과 Wilks' Lambda 및 Chi-square 결과(괄호 안은 인원 수)

척도명	실제 집단	예언된 집단	
		편집집단	비편집집단
편집성 척도 (전체문항)	편집집단	96.0%(24/25)	4.0%(1/25)
	비편집집단	11.8%(2/17)	88.2%(15/17)
	평균	92.86%	
Wilks' Lambda = .3491 $X^2(20) = 31.58$ $P < .05$			
편집성 척도(총점)	편집집단	72.0%(18/25)	28.0%(7/25)
	비편집집단	11.8%(2/17)	88.2%(15/17)
	평균	78.57%	
Wilks' Lambda = .6493 $X^2(1) = 17.06$ $P < .001$			
SCL-90-R-PAR(총점)	편집집단	60.0%(15/25)	40.0%(10/25)
	비편집집단	0% (0/17)	100.0%(17/17)
	평균	76.19%	
Wilks' Lambda = .9169 $X^2(1) = 3.43$ $P < .07$			
MMPI-Pa(총점)	편집집단	68.0%(17/25)	32.0%(8/25)
	비편집집단	17.6%(3/17)	82.4%(14/17)
	평균	71.43%	
Wilks' Lambda = .8920 $X^2(1) = 4.52$ $P < .05$			

단 85%, 불안집단 100%, 평균 62.68%로 상당히 낮은 편이었으며, MMPI-Pa와 SCL-90-R-PAR은 각각 34.78%, 39.13%에 머물렀다. 더구나 8개의 진단집단 모두를 대상으로 한 경우는 세 척도 모두 평균 판별율 26.19%이하로 극히 낮았다. 따라서 진단명을 기준으로 한 경우는 편집성 척도를 비롯한 모든 척도의 판별력이 낮았다. 이는 진단명을 기준으로 연구하는 것의 한계를 다시한번 보여주는 것이다.

논 의

본 연구는 편집증상을 측정하는 자기보고형 질문지인 편집성 척도(Paranoia Scale)를 제작하여 그 신뢰도와 타당도를 중심으로 척도의 심리측정적 특성을 알아본 것이다. 그 주요 결과들을 요약하고, 결과와 관련된 여러 시사점들을 논의하면 다음과 같다.

우선 신뢰도 면에서 α -계수는 대학생 집단 .88, 환자 집단 .92로 만족할 만한 수준이었으며, Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도도 대학생 집단 .87, 환자 집단 .95로서 높았다. 이는 이 척도와 같은 방식으로 Fenigstein과 Venable(1992)이 제작한 척도에서 나온 $\alpha = .84$ 보다 높은 것이다. 문항 총점간 상관도 대학생 집단 .33에서 .64, 평균 .49, 환자집단 .37에서 .82, 평균 .59로 상당히 높았다. 문항간 상호상관은 대학생 집단에서 평균 .27, 환자집단 .37로 나타났다. 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .87로서 높은 시간적 안정성을 보여주었다. 따라서 전반적으로 신뢰도 연구 결과는 척도의 내적합치성과 시간적 안정성이 충분히 높음을 시사하고 있고, Fenigstein과 Venable(1992)이 보고한 자료보다 높았다. 편집성 척도가 아닌 우울증 척도들에 대한 국내 연구(이영호, 송종용, 1991)에서 보고된 α -계수들을 보면 Beck 우울척도(BDI) .65-.85, Zung우울척도(SDS) .73-.80, MMPI-Dep 척도 .74-.78이었으며, 문항 총점간 상관도 최소 -.17에서 최대 .71까지로, 본 연구에서 나온 편집성 척도의 신뢰도가 비교적 높은 것임을 알 수 있다.

타당도 측면에서 편집성 척도는 대학생 집단과 편

집환자 집단, 비편집환자 집단을 구분하는데 효과적인 것으로 밝혀졌으며, 편집증적 경향을 측정하는 다른 척도, 즉 MMPI-Pa척도와 SCL-90-R-PAR척도와 의 공존타당도도 높은 것으로 나타났다. 편집환자 집단, 비편집환자 집단, 대학생 집단간의 구분과 관련하여 우선 검토된 것은 세 집단이 편집성 척도 평균에서 다른 지의 여부였는데, 세 집단간에 편집성 척도 평균에서 유의미한 차이가 있었다(편집환자 집단, 대학생 집단, 비편집환자 집단 순으로). 여기서 한가지 논의가 필요한 결과는 비편집환자 집단보다 대학생 집단의 평균이 유의미하게 높았다는 점이다. 이는 우리나라의 경우 대학생 집단이 인간관계와 관련된 스트레스를 심하게 겪는다는 점(원호택 등, 1989)에서 대학생 시기에 편집증적 경향이 증가된 결과일 수도 있고, 비편집환자 집단이 편집증적 경향에 대해 강하게 부인하거나 통찰이 결여되어 있기 때문일 수도 있다. 또는 공포, 불안, 신체적 고통 등 다른 보다 급박한 증상(흔히는 자기자신에게 집중하게 만드는) 때문에 대인관계적 측면에 대한 관심이 줄어든 결과일 수도 있다. 어쨌든 이는 좀더 연구가 필요한 문제로 보인다.

요인분석 결과는 단일요인을 강력히 시사하는 결과가 나왔는데, 우선 기초통계치(기초구조)상의 고유치면에서도 요인 1이 6.26인데 비해 다른 요인들은 1.5미만이고, 최종 통계치 상에는 요인 1 이외의 다른 요인은 고유치가 1을 넘지 못했다. 이는 단일요인을 시사하는 것으로, 편집성 척도가 동질적인 한가지 특질을 측정하고 있음을 시사한다. 이 결과는 제한된 성격 영역을 측정할 때(특히 동질적 요인을 측정할 경우)는 요인분석시에 회전이 적절하고 의미 있는 결과를 제공하지 못한다는 Hogan과 Nicholson(1988)의 주장과 Fenigstein과 Venable(1992)의 결과에서도 설득력이 있다. 그렇지만 본 연구가 이루어진 표본이 아닌 다른 표본의 경우도 같은 결과가 나올지를 검증할 필요가 있으며, 전반적인 교차타당화(cross validation)가 요구된다.

편집성 척도의 판별력에 대한 검증에서도, 편집성 척도는 편집집단과 비편집집단을 변별하는데 효과적임이 밝혀졌다. 전체 문항을 사용할 경우 평균 92.86%

의 높은 정확판별율을 보였고, 총점만 사용할 경우도 78.57%의 비교적 높은 정확판별율을 보였다. 그리고 이는 MMPI-Pa의 71.43%, SCL-90-R-PAR의 76.19%보다는 높은 것이다. 그러나 대부분의 경우 총점을 기준으로 집단변별을 한다는 점에서는 총점 사용시 편집집단의 28%, 비편집 집단의 11.8%를 잘못 분류한다는 것은 문제가 될 수 있다.

다음으로 진단과 관련하여, MMPI-Pa 척도와 MMPI 성격장애척도의 편집증적 성격장애 등 대부분의 편집증 척도가 진단집단을 변별하는데는 효과적이지 못한다(김중술, 1988; 노주선, 안창일, 1995; Greene, 1991), 이는 편집증상이 여러 진단군에 걸쳐 공통적으로 나타난다는 점(Fenigstein, 1994; Oltmanns & Maher, 1988)과 정신과적 진단이 과학적 타당도가 낮다는 점(Bentall et al., 1988; Persons, 1986)을 간과한 채 진단명을 기준으로 연구했기 때문으로 보인다. 본 연구 자료에서도 환자집단을 진단을 기준으로 나눈 후 편집성 척도의 변별력을 알아본 결과 25%에서 60%사이의 판별율에 머물렀다. 따라서 진단명 보다는 심리적 현상을 중심으로 연구할 때 망상이나 편집증, 환각 등 중요한 현상들에 대한 이해가 가능하다는 Persons(1986)의 입장을 지지하는 것이다.

지금까지 언급되지 않은 측면 중에서 본 연구의 제한점으로 들 수 있는 것을 몇 가지 살펴보면 다음과 같다. 우선 환자집단의 경우 표집의 크기가 충분치 않아 척도개발 연구로서는 많은 제한점이 있다는 점이다. 따라서 본 연구의 자료는 주로 대학생 집단에 대한 자료로서 타당성을 가진다고 볼 수 있다. 또한가지 제한점은 MMPI-Pa와 SCL-90-R-PAR 이외의 다른 척도들, 특히 우리 나라에서 이미 소개되어 있는 MMPI성격장애척도의 편집증적 성격장애 하위척도와 의 관련성이 연구되지 않았다는 점이다. 물론 MMPI-Pa와 SCL-90-R-PAR 척도가 가장 널리 사용되는 척도이긴 하나 성격장애척도와 의 관련성을 연구하는 것도 앞으로의 중요한 과제로 여겨진다. 또 본 연구에서 얻어진 자료가 표집에 따른 오차를 많이 포함하고 있을 수 있으므로, 전반적인 신뢰도, 타당도 자료에 대한 교차타당화가 요구된다. 특히 판별분석 자료

의 경우 교차타당화 과정이 필수적이다.

이상에서 편집성 척도 제작과 그 신뢰도 및 타당도에 대한 본 연구의 결과를 요약하고, 그 시사점과 제한점에 대해 논의하였다. 요약하면, 본 연구 자료는 진단명보다는 심리적 장애 현상을 중심으로 연구하는 것이 적절하다는 전제하에, 이상 및 임상심리학 영역에서 가장 중요한 심리적 현상 중 하나인 편집증을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 척도를 개발하고, 그 신뢰도와 타당도가 만족스럽게 입증되었다는 점에서 의미가 있다. 또한 편집증적 경향을 이해하고 치료하는 과정에서 많은 도움이 될 수 있을 것이다. 특히 편집증적 경향을 정상적 신념에서 심각한 망상적 사고에 이르는 연속선상에서 접근하고 연구하는데 필수적인 척도를 개발했다는 점에서 앞으로 많은 연구를 가능케 할 것으로 기대된다. 물론 척도 자체의 신뢰도, 타당도에 대한 지속적인 검증과 교차타당화도 요망된다.

참고문헌

- 김광일 · 원호택 · 김재환. (1984). 간이정신진단검사 (SCL-90-R) 실시요강. 서울: 중앙정성출판부.
- 김영환 · 김재환 · 김중술 · 노명래 · 신동균 · 염태호 · 오상우. (1989). 다면적 인성검사 실시요강. 한국가이던스.
- 김중술. (1988). 다면적 인성검사. 서울: 서울대학교출판부.
- 노주선 · 안창일. (1995). MMPI 성격장애 척도의 구조분석: 정상인을 대상으로. 임상심리학회편 하계학술대회 발표원고. 서울: 편자.
- 박병관 · 김진영 · 노주선 · 안창일 · 신동균 · 박영숙. (1991). MMPI 성격장애척도와 16PF검사 구조분석: 성격장애척도 타당화 예비연구. 한국심리학회지: 임상, 10, 55-75.
- 염태호 · 김정규. (1990). 성격요인검사: 실시요강과 해석방법. 서울: 한국심리적성연구소.
- 원호택 · 이명선 · 김순진. (1989). 서울대생의 스트레

- 스 실태 조사. *학생연구*, 24, 80-92.
- 이영호 · 송종용. (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 10, 98-113.
- 이주일. (1988). 이분척도와 Likert형 7점 척도의 신뢰도, 타당도, 반응양식의 비교: 자기검색척도와 자기의식척도를 대상으로. 서울대학교 석사학위 청구논문. 서울: 저자.
- 임영란. (1992). 신판 MMPI 한국형 내용척도의 타당화 연구. 고려대학교 석사학위 청구논문. 서울: 저자.
- American Psychiatric Association. (1980). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders(3rd ed.)*. Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association. (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders(3rd ed. rev.)*. Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders(4rd ed.)*. Washington, DC: Author.
- Bentall, R.P., Jackson, H.F., & Pilgrim, D. (1988). Abandoning the concept of schizophrenia: Some implications of validity arguments for psychological research into psychotic phenomena. *British Journal of Clinical Psychology*, 27, 303-324.
- Fenigstein, A. (1994). Paranoia. In V.S. Ramachandran(Eds). *Encyclopedia of Human Behavior*. (Vol. 3) San Diego: Academic Press, Inc.
- Fenigstein, A., & Vanable, P.A. (1992). Paranoia and self-consciousness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62, 129-138.
- Garner, W.R. (1960). Rating scales, discriminability, and information transmission. *Psychological Review*, 67, 343-352.
- Greene, R.L. (1991). *The MMPI-2/MMPI: An interpretive manual*. Needham Heights: Allyn and Bacon.
- Guilford, J.P. (1954). *Psychometric Methods*. New York: McGraw-Hill.
- Hogan, R., & Nicholson, R.A. (1988). The meaning of personality test scores. *American Psychologist*, 43, 621-626.
- Magaro, P.A. (1980). *Cognition in schizophrenia and paranoia: The interpretation of cognitive process*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Morey, L.C., Blashfield, R.K., Webb, W.W., & Jewell, J. (1988). MMPI scales for DSM-III personality disorders: A preliminary validation study. *Journal of Clinical Psychology*, 44, 47-50.
- Morey, L.C., Waugh, M.H., & Blashfield, R.K. (1985). MMPI scales for DSM-III personality disorders: Their derivation and correlates. *Journal of Personality Assessment*, 49, 245-251.
- Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory(2nd ed.)*. New York: McGraw-Hill.
- Oltmanns, T.F., & Maher, B.A. (Eds) (1988). *Delusional Beliefs*. New York: Wiley.
- Persons, J.B. (1986). The advantages of studying psychological phenomena rather than psychiatric diagnoses. *American Psychologist*, 41, 1252-1260.
- Smàri, J., Stefànsson, S., & Thorgilsson, H. (1994). Paranoia, self-consciousness, and social cognition in schizophrenics. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 387-399.

A Study of the Reliability and the Validity of the Paranoia Scale

Hoon-Jin Lee and Hotaek Won

Seoul National University

This study investigated the reliability and validity of the Paranoia scale, which was developed for measuring paranoid tendency. It was composed of 20 self-report items from MMPI. The Paranoia scale was administered to 447 college students and 42 psychiatric patients. Among them 187 college students and psychiatric patients were asked to complete the MMPI-Pa scale and the SCL-90-R-PAR scale as well as the Paranoia scale. Results indicated that the Paranoia scale has sufficient reliability and validity. Item-total correlations, α -coefficients, test-retest reliability, inter-item correlations, and all correlations between the paranoid measures were respectably high and significant. And the results of factor analysis suggested single factor. The usefulness of the scale, limitations, and implications for future study were discussed.