

정신분열증과 주요 우울장애의 자아기능의 장애 – Rorschach 검사상의 자아 손상 지표를 중심으로 –

채숙희[†] · 조용래 · 박상학 · 김학렬 · 김상훈 · 표경식 · 김정호

조선대병원
정신과

조선대학교 의과대학
신경정신과학 교실

조선대병원
정신과

본 연구는 DSM-IV 진단 기준에 의해 진단된 정신분열증 환자와 주요 우울장애 환자를 대상으로 하여 자아 손상 지표의 타당성 및 임상적 유용성을 밝히고자 하였다. 각 환자군들에게는 Rorschach와 MMPI 검사가 실시되었다. 본 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 자아손상지표를 구성하는 다섯 가지 변인들이 서로 높은 상관이 있었고, 요인분석 결과 단일요인이 추출되었다. 둘째, 가설과 일치되게, 정신분열증 환자들이 주요 우울장애 환자들보다 자아기능의 손상정도가 유의하게 커졌다. 셋째, Barron의 자아 강도 척도와 EII는 유의한 상관을 보이지 않았다. 넷째, 판별 분석 결과, 진단 정확 판별률은 90%였다. 따라서 EII는 정신분열증과 주요 우울장애를 정확하게 변별하였으며, 정신과 환자들의 자아 손상의 정도를 평가하는 도구로 유용하게 사용될 수 있다고 결론 내릴 수 있다.

임상 장면에서 정신과 환자들을 진단하고 치료하는데 있어 환자의 자아 기능(ego function) 혹은 자아 강도(ego strength)를 정확하게 평가하는 것은 매우 중요하다(김재환, 1986; 김중술, 1984a; Bellak, 1973; Perry & Viglione, 1991; Perry, Viglione, & Bruff, 1992). 자아 기능에 대한 정의는 Freud, Hartmann 등

의 연구를 거치면서 더욱 확대되고 정교화되었다. Hartmann (1939, 1958)이 자아 기능을 적응의 개념과 관련지어 논한 이후로 자아 기능을 정의하고 분류하려는 여러 시도들이 있었다.

본 연구에서는 자아 기능에 대한 여러 모델들 중에서 Bellak의 자아기능 연구에 기초가 된 Beres의 자

[†] 교신저자(corresponding Author): 채숙희 / 조선대학교 병원 정신과 광주광역시 동구 서남동 588번지 501-757 /

FAX : 062-225-3659 / E-mail : rcsh.unitel.co.kr

아 평가 모델을 살펴보겠다(Perry & Viglione, 1991; Perry et al., 1992). Beres는 아동 정신분열증에 관한 논의에서 자아 기능을 (1) 현실과의 관계, (2) 방어기능 및 본능적 충동의 조절과 통제, (3) 대상관계, (4) 사고 과정, (5) 자율적 기능, (6) 종합 기능 등으로 나누었다. Bellak, Hurvich, & Gediman (1973)은 그들의 이론에서 '정신분열증적 증후군'이라는 용어를 사용하면서 자아 기능에 의한 접근을 정신분열증 집단에 국한시키지 않고, Kety 등이 주장하는 '정신분열증적 스펙트럼' 개념과 Wolman의 '연속성 가설'을 받아들여 신경증 집단 뿐만 아니라 정상인의 평가에도 확대해서 적용하고 있다 (김재환, 1986). 김재환 (1986)은 이러한 Bellak의 주장을 정신분열증 및 정상인들을 대상으로 경험적으로 검증하여 지지하는 결과를 얻었다. 또 Perry 등 (1991, 1992)은 각각 우울증 및 정신분열증 환자를 대상으로 수행한 두 가지 별개의 연구에서 자아 기능의 요인구조가 두 집단 모두 동일함을 밝혔다. 이와 함께 그들은 정신분열증 집단이 우울증 집단에 비해 자아의 손상 정도 (혹은 자아 기능의 장애 정도)가 더 크다는 사실을 간접적으로 입증했다. 국내에서는 조용래와 김중술 (1993)이 Kernberg의 세 가지 수준의 성격 조직화에 각각 전형적이라고 할 수 있는 정신분열증, 경계선 인격장애 및 신경증적 우울증 집단 등 세 임상집단을 선별하여 각 집단의 자아기능의 장애 정도를 비교한 결과, 예상대로 정신분열증, 경계선 인격장애, 그리고 신경증적 우울증 순으로 자아기능의 장애 정도가 크다는 점을 확인한 바 있다.

자아 기능 혹은 자아 강도를 평가하는 방법에는 여러 가지가 있지만, 통상 임상적 면접법과 전통적인 심리검사에 의한 접근이 사용되고 있다. 심리검사 도구들을 사용해서 자아 기능을 평가하고자 하는 시도들은 주로 심리검사 배터리 (김재환, 1986; 흥명아, 1990; Bellak, 1973), Weschsler 지능 검사와 Rorschach 검사 (정애자, 1990), MMPI의 자아강도 척도 (Barron, 1953), Rorschach 검사 단독 (김중술, 1984a, 1984b; Harder 등, 1988; Klopfer et al., 1954), Rorschach 검사와 MMPI의 자아 강도 척도(신민섭,

1984; Perry & Viglione, 1991), 그리고 TAT (Herron, Guido, & Kantor, 1965) 등을 통해 자아 기능을 측정하고자 했다. 이런 심리검사 도구중 단일 검사로는 Rorschach 검사가 가장 많이 사용되고 있다.

Perry와 Viglione (1991)은, Beres의 자아 평가 모델을 토대로, Rorschach 검사의 5가지 반응 지표들로 구성된 자아 손상 지표 (Ego Impairment Index, 이하 EII라 약칭함)를 새롭게 개발했다. Perry와 Viglione 이 개발한 자아 손상 지표를 살펴보면, 첫 번째 측정 치는 형태질이 나쁜 반응들의 합 (Sum FQ-)으로서 주로 지각적 부정확성 혹은 현실 검증력의 장애를 평가한다. 두 번째 변인은 Exner가 정신분열증의 사고 장애를 측정하기 위해 제시한 여섯 가지 특별점수들의 가중치의 합이다 (WSUM6). 세 번째 변인은 심한 정신장애 환자들이 종종 보이는 것으로서 억압과 같은 자아의 방어 기능이 실패했을 때 나타나는 원초적인 내용 혹은 충동과 관련된 주제를 측정한다. 네 번째 변인은 대상 관계 및 타인에 대한 관심을 재는 것으로 알려진 Rorschach 검사의 반응 지표들을 Perry 와 그의 동료들이 새롭게 재구성한 것이다 (poor : good human experience). 다섯 번째 변인은 왜곡된 인간 운동 반응 (M-)이다. 지금까지 살펴본 Perry 등 의 연구 결과들은 (1) EII를 통해 정신과 환자들의 자아 기능의 장애 정도를 타당하고 신뢰롭게 측정할 수 있다는 점, (2) 자아 손상의 수준을 알게 됨으로써 갑작 진단의 정확성을 높일 수 있다는 점, (3) EII에 의해 평가되는 자아 손상의 수준이 약물치료의 치료 결과에 대한 예후적인 정보를 제공해 줄 수 있다는 점, 그리고 (4) 동일한 진단일지라도 자아의 손상 정도에 따라 치료적 접근이 달라져야 할 필요성이 있다는 점을 시사해 준다.

지금까지 이루어진 EII의 타당도 및 임상적 유용성에 관한 선행 연구들을 개관해 볼 때, 두 가지 주요 정신장애인 정신분열증과 주요 우울장애를 자아기능의 장애 정도 면에서 직접 비교한 연구는 없는 실정이다. 이에 따라 본 연구는 EII의 타당성과 임상적 유용성을 확인하기 위해서, 첫째, DSM-IV의 진단기준에 의해 진단된 정신분열증 환자들이 주요 우울장애

환자들에 비해 EII상에 나타나는 자아기능의 장애 정도가 더 클 것이라는 가설을 검증하고자 하였다. 둘째, EII를 구성하는 5가지 변인들이 정신분열증과 주요 우울장애를 잘 변별하는지를 알아보려고 하였다. 셋째, MMPI의 여러 가지 척도들 (자아강도 척도를 포함하여)과 EII와의 상관 관계를 검토해 보고자 하였다.

방법

연구 대상

1994년 6월부터 1999년 5월 사이 조선대 병원 정신과에 입원하였거나 외래로 내원하여 심리검사를 받은 환자들로서 두 집단으로 나누어졌다. 첫 번째 집단은 정신분열증 환자 20명 (남자 10명, 여자 10명), 두번째 집단은 주요 우울장애 환자 20명 (남자 12명, 여자 8명)이었다. 각 집단은 DSM-IV를 기준으로 한 정신과 의사의 최종 진단과 심리검사에 근거한 진단이 정확히 일치하는 것을 원칙으로 했다. 교육 수준 (우울증 환자군 M = 11.65년, 정신분열증 M = 12.20년) 및 연령 (우울증 환자군 M = 32.70년, 정신분열증 M = 29.65년)은 두 집단간에 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

검사 도구, 실시자 및 채점자

대부분의 환자들에게 종합 심리검사를 실시하였으며, 소수의 환자에게는 지능검사를 제외한 심리검사 배터리를 실시하였다. MMPI의 자아 강도 (ES) 척도는 68개의 문항으로 된 Barron (1953)의 척도를 사용하였다. 검사 실시자는 임상심리전문가 1명과 임상 심리학 석사학위를 취득한 후 조선대병원 정신과에서 임상심리 전문가 과정을 수련중인 임상심리 레지던트 1명 등 총 2명이었으며, 채점자는 조선대병원 정신과에서 수련중인 임상심리 레지던트 2명으로 모든 검사 사례에 대해서 임상심리전문가의 지도 감독을 받

고 있는 사람들이었다. 따라서, 본 연구에서 검사의 실시 및 채점자는 임상심리전문가 1명과 임상심리 레지던트 2명 등 총 3명이었다. 채점이 끝난 후 채점자 간 신뢰도를 확인하기 위해 20명의 자료 (정신분열증 10명, 주요 우울장애 10명)에 대하여 채점자 2명이 각각 독립적으로 채점하였다. 각 변인에 대한 채점자 간 일치도 (inter-scorer reliability)를 살펴보면, 1) Sum FQ-, r = .99, 2) WSUM6, r = .84, 3) 내용변인, r = .99, 4) M-, r = .99, 5) 불량한 인간 경험 변인, r = .96, 6) 양질의 인간 경험 변인, r = .92 등으로 두 채점자간 일치도가 매우 높았다.

EII 점수의 산출 공식

EII 점수를 산출하는 공식을 구하기 위해서 EII를 구성하는 5가지 변인에 대하여 주성분 분석법을 사용하였으며, 그 결과로 얻어진 요인점수 계수는 표 1과 같다. 표 1을 보면, 반응 수가 하나의 변인으로 들어가 있는데, 이는 선형회귀를 통해 EII에 대한 반응 수의 영향을 각 변인들로부터 제거하기 위해서였다 (조용래, 김중술, 1993).

EII의 산출 공식은 각 변인의 표준 점수에 해당 요인 점수 계수를 곱하여 합산한 것이다. 이를 방정식으로 나타내면, $EII = .285 \times (Z \text{ Sum FQ-}) + .255 \times (Z \text{ WSUM6}) + .188 \times (Z \text{ Depressed Contents}) + .199 \times (Z \text{ M-}) + .211 \times (Z \text{ po-Zgo}) + .253 \times (Z \text{ } \emptyset \text{ of R})$ 과 같다.

표 1. EII 구성 요소들의 요인 점수 계수

구성 요소	요인점수 계수
Sum FQ-	.285
WSUM6	.255
Contents	.188
M-	.199
Zpo - Zgo	.211
\emptyset of R	.253

결과

1. EII의 각 변인들 간의 상관관계 분석 및 요인분석
결과

EII를 구성하는 각 변인들의 상호 관련성은 표 2와 같다. 두 집단을 모두 포함해서 주축 분해법(principal axis factoring)으로 요인분석을 한 결과, 단일 요인이 추출되었다. 이 요인의 고유치는 2.55로서 전체 변량의 51%를 설명하는 것으로 나타났다. 각 변인의 요인 부하량은 표 3에 나와있다.

표 2. EII 구성 요소들간의 상관 행렬

	1	2	3	4	5
SumFQ-		WSUM6	Contents	M-	Human Experience
2	.714**				
3	.321*	.187			
4	.469**	.304	.226		
5	.443**	.310	.493**	.328*	--

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

표 3. EII 구성 요소들의 요인 부하량

구성 요소	요인 부하량
Sum FQ-	.903
WSUM6	.661
Contents	.440
M-	.513
Human Experience	.579
고유치	2.55
설명변량	51%

2. 각 집단별 자아 기능의 장애 정도 비교

각 집단별 EII 평균과 표준 편차, 그리고 t 검증 결과는 표 4에 제시되어 있다. 가설과 일치되게, 자아 기능의 장애 정도는 정신분열증 집단 ($M = .668$)이 주요 우울장애 집단 ($M = -.668$)에 비해 유의미하게

쳤다($p < .001$).

표 4. 집단간 자아 손상 정도 비교

EII	정신분열증		주요 우울장애		t
	평균	표준편차	평균	표준편차	
	.668	1.093	-.668	.467	-5.026***

*** $p < .001$

3. 자아 기능의 장애 정도와 MMPI 척도들간의 상관 관계 분석

EII 점수로 측정된 자아기능의 장애 정도와 MMPI의 임상, 타당도 및 특수척도들간의 상관관계는 표 5와 같다. 표 5를 보면, EII 점수는 MMPI의 2, 3, 0번 척도와 유의미한 부적 상관을 보였으며, 9번 척도와 유의미한 정적 상관을 보였으나, 나머지 척도들과는 유의미한 상관을 보이지 않았다. 또한 EII 점수와 MMPI의 ES 척도간의 상관은 $r = .15$ 로서 유의미하지 않았다.

표 5. EII와 MMPI 소검사들간의 상관(ES 포함)

MMPI	상관계수
L	.050
F	.270
K	-.164
1	-.241
2	-.470**
3	-.352*
4	-.201
5	.227
6	.180
7	-.113
8	.095
9	.379*
0	-.340*
Es	.115

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

4. 자아 손상 지표의 임상적 변별력

EII의 5가지 변인들이 두 집단을 어느 정도 변별해 주는지를 알아보기 위해 5개의 변인을 판별변인으로 하고, 두 진단을 집단 변인으로 하여 판별함수 분석을 시행했다. 표 6에서 보듯이 판별함수의 정준 상관계수는 .701이고, 이는 통계적으로 유의한 수준이었다. 판별함수에 대한 집단별 평균은 표 7과 같다.

표 9. 분류 결과

실제집단	사례수	예언집단	
		주요 우울장애	정신분열증
주요 우울장애	20	19(95%)	1(5.0%)
정신분열증	20	3(15%)	17(85%)
정확하게 '집단'별로 판별할 확률 : 90.0%			

표 6. 판별함수

함수	고유치	정준상관계수	Wilk'L	χ^2	자유도	유의도
1	.965	.701	.509	23.982	5	.000

표 7. 판별함수상의 두 집단 중심값

집 단	함수 1
정신분열증	.958
주요우울장애	-.958

각 판별 함수에 대한 판별변인들의 기여도를 알아보기 위해서, 표 8에 제시된 바와 같이 표준화된 판별함수 계수를 구하였다. 그 결과, 5가지 변인들 중 Sum FQ-, WSUM6의 순으로 기여도가 가장 컸다.

표 8. 표준화된 정준 판별함수

요인	함수 1
Sum FQ-	.679
WSUM6	.265
CONTENT	.137
M-	.110
Human Experience	.204

판별함수에 의해 판별함수 분석을 시행한 결과는 표 9와 같다. 전체 진단 정확 판별률은 90%로서 각 사례의 집단 분류가 비교적 정확한 것으로 나타났다.

논 의

자아 기능의 장애 정도에 대한 평가는 각 환자에 대한 진단의 정확성을 높이고 치료 및 예후에 관한 정보를 알려준다는 점에서 상당히 가치 있고 중요하다고 할 수 있다. 이러한 측면에서 본 연구는 선행연구 (조용래와 김중술, 1993; Perry et al., 1991, 1992)를 바탕으로 Rorschach 검사상의 자아 손상 지표 (EII)의 타당도와 임상적 유용성을 확인하기 위하여, DSM-IV의 진단 기준에 의해 진단된 정신분열증 환자군과 주요 우울장애 환자군을 대상으로 하여 연구하였다.

먼저, 자아 손상 지표 (EII)를 구성하고 있는 5가지 변인 (Sum FQ-, WSUM6, Contents, M-, Human experience)들간의 상호관련성과 요인 구조를 알아보았다. 그 결과, 각 변인들간의 상관이 .19에서 .71에 이르는 다양한 범위의 상관을 보였다. 그리고 본 연구에서는 자아손상 지표를 구성하는 요소들에含まれ되어 있는 요인을 추출하기 위하여 선행 연구들 (조용래와 김중술, 1992; Perry et al., 1991, 1992)과 달리 주축분해법을 사용하였다. 이렇게 한 이유는 사회과학에서는 주성분분석보다는 공통요인분석이 이론적으로 더 합당하다는 주장 (이순묵, 1995; 홍세희, 1999; Kruskal, 1978)을 고려해서였다. 요인 분석 결과, 선행 연구들 (조용래와 김중술, 1993; Perry et al.,

1991, 1992)과 일치되게 단일 요인이 얻어졌다. 이처럼 선행 연구들 (조용래, 김중술, 1993; Perry et al., 1991, 1992)과는 달리 주성분분석법 대신에 본 연구에서는 주축 분해법으로 요인을 추출하였고, 연구 대상의 수가 적을 뿐 아니라 서로 상이한 집단을 대상으로 했음에도 불구하고, 자아 손상 지표가 단일 요인으로 반복 검증되었다는 사실은 자아기능의 장애라는 요인이 여러 임상 표집에 걸쳐 견고한 요인임을 시사해 준다. 다만 이 단일 요인의 설명변량은 조용래와 김중술 (1993)의 연구에서 66.4%였고, Perry와 Viglione의 연구 (1992)에서는 57.8%였는데 비해, 본 연구에서는 51%로서 상대적으로 적은 편이었다. 이러한 결과가 요인추출방법의 차이 때문에 나온 결과인지를 알아보기 위해 본 연구의 자료에 주성분분석법을 적용한 결과, 설명변량이 50.62%으로 주축 분해법의 결과와 거의 동등하였다. 이로 보아 본 연구에서 요인의 설명변량이 다른 연구들에 비해 다소 적게 나온 것은 표본의 크기가 작기 때문 (이순록, 1995)이거나 또는 비교적 극단적인 두 집단을 하나의 연구대상으로 합했기 때문일 가능성이 있다 (McCall, 1980).

또한 자아 손상 지표에 대한 채점자간 일치도 (r 의 범위 = .84~.99)가 매우 높았으며, 이는 선행 연구들과 거의 비슷한 결과이다 (조용래, 김중술, 1993; Perry & Viglione, 1991). 이러한 결과는 환자들의 자아 기능의 장애 정도가 자아 손상 지표에 의해 객관적으로 평가될 수 있음을 나타내 준다.

다음으로, 정신분열증과 주요 우울장애 환자의 자아 기능의 장애 정도를 비교해 보았다. 연구 결과, 임상적 및 경험적 보고와 일치되게 정신분열증 환자 집단이 주요 우울장애 환자 집단보다 유의미하게 자아 손상의 정도가 커졌다. 이러한 결과는 본 연구의 가설을 지지해 주고 있으며, 또한 집단별로 각각 다르게 산출된 EII의 공식을 이용하여 정신분열증과 주요 우울 집단을 간접 비교한 Perry 등 (1992)의 연구와, 정신분열증과 신경증적 우울집단을 대상으로 동일한 공식을 적용하여 두 집단을 직접 비교한 조용래와 김중술 (1993)의 연구와도 일치되는 결과이다. 이러한 결과는 Wolman의 정신 병리에 대한 연속성 가설을

지지할 뿐만 아니라, Bellak의 자아 기능 모델 및 성격 구조에 대한 Kernberg (1984)의 접근과도 잘 합치되는 것으로 생각된다.

그 다음에는, Rorschach 검사와 함께 임상 장면에서 많이 사용되고 있는 MMPI의 여러 척도들과 EII의 상관 관계를 알아보았다. EII는 MMPI의 2, 3, 0번 척도와 유의미한 부적 상관이 있었고, 9번 척도와 유의미한 정적 상관이 있었다. 본 연구에서 EII가 MMPI의 9번 척도와 유의미한 정적 상관을 보인 것은 기존 연구들 (조용래, 김중술, 1993; Perry et al., 1992)과 일치하는 결과이나, 나머지는 다소 상이한 결과이다. 조용래와 김중술 (1993)의 연구에서, EII와 MMPI의 2, 3, 0번 척도들은 본 연구와 마찬가지로 부적 상관을 보였지만 유의미하지는 않았다. 이러한 결과는 연구 대상인 환자군들의 임상적 특징이 다르기 때문에 나왔을 수도 있으므로, 이 부분에 관해 보다 정확한 결론을 내리기 위해서는 다양한 유형의 환자군을 다수 표집한 후 연구들이 요망된다. 한편, 조용래와 김중술 (1993)의 연구에서 K 척도는 유의한 부적 상관을 보였는데, 본 연구에서는 부적 상관을 보였으나 유의미하지는 않았다. 또한 EII와 Barron의 자아 강도 척도 (ES)와는 유의미한 상관이 나타나지 않았다. 이는 Perry 등 (1992)의 연구 결과나 이상은과 김이영 (1987)의 결과와 차이가 있다. 하지만, 조용래와 김중술 (1993)의 연구 및 Cheri와 Nancy (1995)의 연구 결과와는 일치한다. 이는 Barron의 자아 강도 척도가 정상 집단과 정신 장애 집단간에는 차이가 있으나, 정신장애 집단들 사이 즉 정신병과 신경증 사이에는 차이가 나지 않는다는 Crumpton 등의 연구 및 Stein과 Chu의 연구 결과와 합치된다 (이상은과 김이영, 1987). 이러한 결과들을 종합적으로 고려할 때 Rorschach 검사의 반응 척도들로 구성된 자아 손상 지표에 비해 MMPI로 측정되는 Barron의 자아 강도 척도 (ES)는 정신병을 포함한 정신과 환자들에 적용할 경우 타당도와 임상적 유용성의 측면에서 제한적일 가능성이 있다고 하겠다.

마지막으로, 자아 손상 지표의 진단적 변별력에 대해 검증하였다. 그 결과, 판별함수에 의한 전체 정확

판별률은 90%로서 자아 손상 지표가 두 진단군을 비교적 정확히 판별하는 것으로 나타났다. 이는 선행 연구들 (Beck et al., 1962; Spitzer et al., 1979)에서 보고된 동일 사례에 대한 두 명의 정신과 의사가 보인 평균 진단 일치율 (65-70%)에 비해 매우 높으며, 조용래와 김중술 (1993)의 연구에서 보고된 판별률 (85%)에 비해서도 약간 높은 결과이다.

본 연구에는 몇 가지 제한점 및 앞으로의 연구에서 더 보완해야 할 점이 있다. 첫째, 주요 우울장애 환자들을 두 가지 하위 집단, 즉 정신증적 양상이 있는 집단과 없는 집단으로 구분하여 각 집단의 자아 기능의 장애 정도를 직접 비교하지 못했다는 점이다. 사실 본 연구자들도 이런 문제를 규명할 의도가 있었으나, DSM-IV에 의한 진단과 종합 심리검사 진단이 정확히 일치하는 군을 기준으로 사용하여 집단을 선정하기에는 사례수가 너무 부족하였다. 따라서 앞으로의 연구에서는 주요 우울장애 환자군을 정신증상이 있는 집단과 없는 집단으로 구분하여 비교할 필요가 있다.

둘째, 정신분열증 집단의 하위 집단별로 EII 상의 차이를 살피지 못했다는 것이다. EII의 구성 요소 중 'WSUM6' 와 'M-'는 Exner의 '정신분열증 지표'에 속하며, 특히 정신분열증의 양성 증상과 관련성이 를 것으로 생각된다. 뿐만 아니라, 편집형 정신분열증 집단에 비해 비편집형 정신분열증 집단이 EII로 측정한 자아 기능의 장애 정도가 더 크다고 보고한 선행 연구도 있다(Perry 등, 1992). 따라서 추후 연구에서는 자아기능의 장애 정도라는 면에서 정신분열증의 하위 유형별로 비교해 보거나 또는 정신분열증 환자들 중 양성 증상이 우세한 집단과 음성 증상이 우세한 집단을 비교해 볼 필요가 있다. 또한 정신분열증을 하위 집단들로 나눈 후에, 이러한 하위 집단들과 다른 정신과적 장애(예: 주요 우울장애 등) 집단들간을 비교 평가해 볼 필요도 있겠다.

셋째, 치료의 영향 및 장애의 회복 정도에 따라 EII 상의 변화를 비교하지 못했다는 것이다. 본 연구에서는 연구 대상자의 선발 과정에서 임상 진단과 심리검사 진단이 일치하는 환자들, 즉 특정 진단에 해당될 정도로 현재 증상이 뚜렷한 환자만을 대상으로 했

다. 하지만 현재 그 진단에 해당되는 뚜렷한 증상이 있는 환자라는 점에서 환자 선발의 전반적인 기준을 적용했으나, 치료의 경과에 따른 각 환자들간의 차이와 같은 세부 사항을 충분히 고려하지 못하였다. 또한 같은 진단에 해당되는 환자의 경우에도 정신과 입원 환자와 외래 환자를 구분해서 비교해 보는 것이 병의 심각도(severity)에 따른 EII의 차이를 확인하는데 도움이 될 것이다. 이를 위해서는 연구를 진행하기 전에 미리 치료의 유형 및 치료 기간 등의 변인들을 체계적으로 고려하여 연구를 진행할 필요가 있겠다. 뿐만 아니라, 치료 전후의 EII를 비교함으로써 치료 효과를 보다 객관적으로 평가할 수 있을 것이다.

본 연구 결과, 몇 가지 제한점에도 불구하고, 정신분열증 집단이 주요 우울장애 집단에 비해 EII로 측정한 자아 기능의 장애 정도가 더 크다는 점과, EII는 정신과 환자의 진단, 치료 및 예후 평가에 가치 있는 정보를 제공해 준다고 결론 내릴 수 있다.

참고문헌

- 김재환 (1986). Bellak의 모형에 따른 자아기능의 연구. 서울대학교 대학원 박사학위 청구논문.
- 김중술 (1984a). 조울증 환자의 인지기능의 장애. 정신의학보 8, 50-54.
- 김중술 (1984b). 사고장애척도(TDI)의 타당도 연구. 정신의학보 8, 129-133.
- 신민섭 (1984). 자아강도의 강·약과 장의존성·독립 성과의 관계에서 Rorschach 반응상의 1차 과정적 사고 표현 및 통제. 서울대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 이상은, 김이영 (1987). 정신과 환자의 자아 강도에 관한 연구-Barron의 자아 강도 척도를 이용한. 정신의학 26, 177-187.
- 이순목 (1995). 요인분석 I. 서울, 학지사.
- 정애자 (1990). 사고장애 척도와 특성. 서울, 성원사.
- 조용래, 김중술 (1993). 정신분열병, 경계선 인격장애 및 우울증 환자의 자아기능의 장애 정도 비교.

- 정신의학, 18(1), 36-49.
- 홍명아 (1990). 정신분열병의 양성 증상과 음성 증상에 따른 인지기능 손상의 양상-심리검사 베타리의 반응 특성을 중심으로. 서울대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 홍세희 (1999). 문항반응이론과 요인분석을 이용한 척도개발 및 타당화. 99년도 임상심리학회 3차 workshop 자료집.
- Barron, F. (1953). An ego strength scale which predicts response to psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 17, 327-333.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J. E., & Erbaugh, J. K. (1962). Reliability of psychiatric diagnosis: a study of consistency of clinical judgements and ratings. *American Journal of Psychiatry* 19, 351-357.
- Bellak, L., & Goldsmith, L. A. (1984). *The broad-scope of ego function assessment*(Eds). New York: John Wiley & Sons.
- Bellack L., Hurvich, N., & Gediman, H. K. (1973). Ego function in schizophrenics, neurotics, and normal: A systematic study of conceptual, diagnostic, and therapeutic aspects. New York: John Wiley & Sons.
- Cheri, A. & Nancy, K. B. (1995). The Rorschach Ego Impairment Index in Heterogeneous Psychiatric Patients. *Journal of Personality Assessment*, 65(3), 408-414.
- Exner, J. E. Jr. (1986). *The Rorschach: A Comprehensive System*, 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.
- Harder, D. W., Greenwald, D. F., Ritzler, B. A., Strauss, J. S., & Kokes, R. F. (1988). The Last-Weiss Rorschach ego strength scale as a prognostic measure for psychiatric inpatients. *Journal of Personality Assessment*, 52, 106-115.
- Hartmann, H. (1939). *Essays on ego psychology*: Selected problems in psychoanalytic theory. New York: International Universities Press.
- Hartmann, H. (1958). *Ego psychology and the problem of adaptation*. New York: International Universities Press.
- Herron, W. G., Guido, S. M., & Kantor, R. Z. (1965). Relations among ego strength measures. *Journal of Clinical Psychology*, 21, 403-404.
- Kernberg, O. (1984). *Severe personality disorders: Psychotherapeutic strategies*. N. H., Yale University Press.
- Klopfer, B., Ainsworth, M. D., Klopfer, W. G., & Holt, R. R. (1954). *Developments in the Rorschach techniques*, Vol 1. New York: World Book.
- Kruskal, J. B. (1978). Factor analysis and principal components: Bilinear methods. In W. H. Kruskal & J. M. Tanur (Eds.). *International encyclopedia of statistics*. Free Press.
- McCall, R. B. (1980). Fundamental statistics for psychology. Harcourt Brace Jovanovich Press.
- Perry, W., & Viglione, D. (1991). The Ego Impairment Index as a Predictor of Outcome in Melancholic Depressed Patients Treated with Tricyclic Antidepressants. *Journal of Personality Assessment*, 56, 487-501.
- Perry, W., Viglione, D., & Braff, D. (1992). The Ego Impairment Index and Schizophrenia: A validation study. *Journal of Personality Assessment*, 59, 165-175.
- Spitzer, R. J., Forman, J., & Nee, J. (1979). DSM-III field trials: Initial interrater diagnostic reliability. *American Journal of Psychiatry*, 136, 815-817.

원고접수일 1999. 8. 2

수정원고접수일 1999. 11. 26

제재결정일 1999. 12. 3 ■

Ego Impairments in Patients with Schizophrenia and Major Depressive Disorder

- A validation study on the Ego Impairment Index of the Rorschach -

Yong-Rae Cho, Sang-Hag Park, Hak-Ryul Kim, Sang-Hoon Kim, Kung-Sik Pyo

Department of Neuropsychiatry, College of Medicine, Chosun University

Suk-Hi Choi, Jung-Ho Kim

Department of Psychiatry, Chosun University Hospital

This study was designed to ascertain the validity and clinical utility of the Ego Impairment Index (EII) in two groups of major depressive disorder and schizophrenia diagnosed with the DSM-IV. Two groups of patients were tested by the Rorschach and the MMPI. The results were as follows: 1) The EII components were significantly interrelated and a single factor was derived from the factor analysis. 2) As hypothesized, the degree of ego impairment was greater in patient's with schizophrenia than those with major depressive disorder. 3) Barron's ego strength scale of the MMPI was not significantly correlated with the index. 4) As results of discriminant function analysis, the correct discriminating mean power of this discriminant function was 90%. Therefore, this results offer support for the use of the EII as an empirical means of assessing the degree of ego impairment.