

한국판 정신분열형 양가감정 척도(K-SAS)의 개발

연세대학교 의과대학 정신과학교실,¹ 연세대학교 의과대학 의학행동과학연구소²
 이유진¹ · 석정호^{1,2} · 전종희² · 안석균^{1,2} · 김재진^{1,2} · 이홍식^{1,2}

Development of Korean Version of Schizotypal Ambivalence Scale(K-SAS)

Yu Jin Lee, MD¹, Jeong Ho Seok, MD^{1,2}, Jong Hee Jeon, MD²,
 Suk Kyo An, MD^{1,2}, Jae-Jin Kim, MD^{1,2} and Hong Shick Lee, MD^{1,2}

Department of Psychiatry,¹ Yonsei University College of Medicine, Seoul,
 Institute of Behavioral Science in Medicine,² Yonsei University College of Medicine,
 Severance Mental Health Hospital, Gwangju, Korea

Objectives : The present study investigated the reliability and validity of Korean version of schizotypal ambivalence scale, which was developed to measure ambivalence in schizotypy, a latent personality organization that provides the liability for the development of schizophrenia.

Methods : The psychometric properties of the K-SAS in a sample of 348 normal healthy controls were obtained. Subjects with various range of age and education level of male and female were included in order to investigate the correlation of these demographic variables with the scores of K-SAS.

Results : The internal consistency of the scale was 0.85 and split-half reliability was 0.84. The factor analysis revealed four factors which were labeled as ambivalence on identity, decision, love and outcome, respectively. There were significant main effects for age, gender, and education level. In other words, being older, male, and having more years of education had negative effects on the scale score ($p < 0.05$). These main effects were also valid after the interaction between these demographic factors was excluded through ANCOVA.

Conclusion : The Korean version of schizotypal ambivalence scale was a valid tool for measuring ambivalence in schizophrenia. It was found that being older, male, and having more years of education had negative effects on the scale score, and these effects should be considered when using this scale. (J Korean Neuropsychiatr Assoc 2005; 44(1):58-64)

KEY WORDS : Schizotypal ambivalence scale · Reliability · Validity.

서 론

양가감정(ambivalence)이란 용어는 Bleuler¹⁾가 정신분열병의 핵심적인 증상 중 하나로 규정 지으면서 처음 생겨났다. Bleuler가 정의한 양가감정에는 세가지 종류가 포함되어 있는데, 첫 번째는 자발적(voluntary) 양가감정으로 무언가를 해야 할지 말아야 할지를 놓고 의식 차원에

서 갈등하는 양가감정을 뜻하였다. 두 번째는 지적(intellectual) 양가감정으로 어떤 경험에 대해 동시에 다른 해석이 언어적 또는 인지적으로 표현되는 경우를 지칭하였다. 세 번째 정서적(emotional) 양가감정은 한 대상에 대해 사랑과 증오를 동시에 느끼는 경우로, Bleuler¹⁾는 이를 가장 병적인 것으로 보았다.

그러나 Bleuler가 양가감정을 정신분열병의 중요한 정신병리로 규정한지 90여 년이 지난 오늘날까지도 정신분열병 환자의 양가감정은 정확한 실체나 중요성이 과학되지 않은 채로 머물러 있다.²⁾ 이렇게 된 가장 큰 이유는 양가감정이란 용어가 여러 곳에서 서로 다른 의미로 사용되면서 그 정의 자체가 모호해졌는데 있다.³⁾ 양가감정은 Freud에 의해서도 언급되었는데, 그는 생과 사의 본능(life and death instincts)이 충분히 통합되지 않은 경우 양가

접수일자 : 2004년 9월 23일 / 심사완료 : 2004년 11월 25일

Address for correspondence

Jae-Jin Kim, M.D. Institute of Behavioral Science in Medicine, Yonsei University College of Medicine, Severance Mental Health Hospital, 696-6 Tanbul-dong, Gwangju 464-100, Korea

Tel : +82.31-760-9402, Fax : +82.31-761-7582

E-mail : jaejim@yonsei.ac.kr

본 연구는 보건복지부 보건의료기술진흥사업의 지원에 의하여 이루어진 것임(03-PJ1-PG3-20500-0048).

감정이 생긴다고 하였다.⁴⁾ Freud는 양가감정을 정신분열병의 증상으로 한정 지우지 않으면서, 의식되지 않는 감정에 초점을 두는 등 Bleuler보다 용어의 의미를 좀 더 제한하여 사용하였다.⁵⁾ 이에 비해 Meehl⁶⁾은 양가감정을 정신분열병의 유전적 소인이 있는 상태인 정신분열형(schizotypal)의 핵심 증상 중 하나로 설명하였다. Meehl의 견해는 Bleuler의 관점을 받아들이기는 했지만, 정신분열병의 발병위험성이 높은 개인들의 특성에 이론적 관심을 더 집중한 점에서 달랐다. 더 나아가 정신질환 증상으로서의 양가감정도 정신분열병에서 뿐 아니라 우울증,^{7,8)} 강박적 인격장애,⁹⁾ 경계성 인격장애¹⁰⁾ 등에서도 언급되었다.

한편 양가감정은 일상생활에서 정상인도 경험할 수 있는 감정으로 그 사회적, 발달적, 인지적인 의미에 대한 연구도 발표되면서 더욱 그 의미가 확대되었다. 최근 들어서는 양가감정은 개인에 국한된 현상이 아니라, 사회적인 개념으로 확대되어 사용되는 경향도 생겨났다. 예를 들어 Earle과 Harris¹¹⁾는 사회적 역할은 한 개인의 정체성을 규정짓고 사회생활을 체계화하는데 중요한 요소인데 그 역할이 필수가 아닌 선택이 되면 분명 혼란이 생길 것이라는 점을 지적하면서, 이런 현상을 ‘사회적 심리적 양가감정(social psychological ambivalence)’으로 명명하였고, 특히 역할 변화가 빠르게 일어나고 있는 현대사회의 여성에서 잘 나타난다고 하였다.

양가감정의 의미가 모호해진 또 다른 이유에는 이를 정확히 측정할 객관적 도구가 없었다는 데에도 있다.²⁾ 이를 극복하기 위해 Raulin은 양가감정을 자기보고식 척도로 측정될 수 있는 성격 특성이라고 보고 1984년 Intense Ambivalence Scale(IAS)를 개발한 바 있다. 이 척도에서 양가감정의 의미는 Meehl의 Manual for use With Checklist of Schizotypic Signs¹²⁾에서 규정한 ‘한 대상이나 활동에 대해 좋은 감정과 나쁜 감정이 동시에 강하게 존재하는 상태’라는 정의를 근거로 하였다. 이 척도는 반복적인 질문 항목 개발과정과 면접연구 등을 통해 양가감정 측정에 유효한 도구임이 입증되었다. 그러나 실제로 이 척도를 정신질환 환자들에게 시행해 본 결과, 정상인들에 비해 정신분열병 환자들에서 양가감정이 높게 나타나기는 했지만 우울증 환자들에서는 더 높게 나타나기는 결과가 관찰되었다. 그래서 Raulin은 이 척도 결과를 해석할 때 우울증의 정도를 반드시 고려해야 한다고 하였다.

한편 Raulin은 두 환자군에서의 양가감정의 특성이 질적으로 다름을 발견하였다. 즉, 우울증 환자들에서 나타나는 양가감정은 정서적으로 강렬하고 긍정적인 감정에서 부정적인 감정으로의 변화 경향인 반면, 정신분열병 환자들에서

나타나는 양가감정은 좀 더 무미건조하고 상반되는 감정이 동시에 일어난다는 특징이 있다고 하였다. 이에 따라 그는 IAS의 항목들 중 정신분열병 환자의 양가감정에 더 특이한 것으로 조사된 항목만을 뽑고 또한 추가로 항목을 만들어 새롭게 재구성한 정신분열형 양가감정 척도(Schizotypal Ambivalence Scale, SAS)를 개발하였다.^{13,14)}

이처럼 의미의 모호성과 측정도구의 제한성으로 인해 양가감정에 대한 연구가 정체를 보이기는 했지만 최근 들어 새로운 조명을 받으며 측정도구들이 개발되고 있다. 그러나 국내에서는 이에 대한 체계적 연구가 진행되고 있지 못하고, 이를 위해 사용할 마땅한 도구도 없는 형편이다. 이에 본 연구의 일차적 목적은 정신분열형 양가감정 척도의 한국판을 개발하고 그 신뢰도와 타당도를 검증하는데 있다. 또한 Raulin이 원척도를 개발할 때 20대 초반의 제한적 집단에서만 데이터를 수집하여 신뢰도를 검증함으로써 대상 특성에 따른 척도 점수의 변화를 알 수 없었다는 점에 주목하여, 나이, 성별, 교육수준 등이 다양한 대상자들로부터의 결과를 비교분석함으로써 향후 이 척도를 사용함에 있어 인구학적 특성에 따라 어떤 점이 고려되어야 하는지 알아보기 하였다.

방법

SAS의 번역 승인 및 번역 과정

원척도 SAS는 총 19문항으로 구성된 질문으로, 피검자는 ‘예’ 또는 ‘아니오’로 대답하도록 되어 있고, 채점은 ‘예’라고 답한 항목 수의 합으로 하는 척도이다. 원척도 SAS의 한국형을 개발하여 연구용으로 사용하는데 대해 원개발자 Raulin으로부터의 승인을 얻었다. 원척도의 초벌 한글 번역은 영어권에서 살다가 온 이중언어 사용자인 정신과 의사가 포함된 연구팀 3명이 공동으로 수행하였다. 초벌 번역안을 영어를 모국어로 하는 전문 번역인에게 의뢰하여 역번역하였고, 연구팀에서 이를 다시 원척도와 비교 검토하여 이차 한글본을 작성하였다. 또 이를 이용해 의과대학 학생 15명을 대상으로 예비설문조사를 함으로써 이해가 어렵거나 의미 전달이 정확하지 않은 항목을 조정한 후 최종안을 마련하였다.

설문조사

일반인 370명을 대상으로 하였고, 그 중 불안증(13명)이나, 우울증(6명), 기타(3명) 등의 정신과 병력이 있는 사람을 제외한 348명에 대한 설문 결과가 분석 자료로 이용되었다. 이들의 성별은 남자가 160명으로 45.97%, 여

자는 188명으로 54.02%를 차지했다. 대상자들의 기타 인구학적 특성은 Table 1과 같다.

자료 분석

통계처리는 SPSS version 11.5를 이용하였다. 척도의 내적 일관성의 신뢰도를 알아보기 위하여 Cronbach's α 계수를 산출하여 평가하였으며, 척도의 요인구조를 확인하고 구성 타당도(construct validity)를 알아보기 위하여 Varimax회전의 주 성분(principal component) 추출방법을 사용한 요인분석을 실시하였다. 나이, 성별, 교육수준과 척도 점수 평수와의 상관성을 보기 위해 Pearson과 Spearman 상관분석을 시행하였다. 각 나이 그룹간의 비교를 위해서는 ANOVA를 시행하였고, 나이, 교육수준 그룹간의 차이와 각 나이 그룹 내에서 성별의 비교를 위해서는 독립표본 T-검정법을 이용하였다. 각 변수간의 상호작용 및

척도와의 상관관계는 ANCOVA를 이용해 분석하였다. 모든 통계의 유의수준은 0.05 미만으로 하였다.

결 과

척도 신뢰도

본 연구에 사용된 척도의 내적 일관성에 대한 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 0.85였고 반분 신뢰도는 0.84였다. 개별 문항과 총점간의 상관계수(item-scale correlation)는 18번 문항의 0.29를 제외하고는 0.40부터 0.60 까지의 범위에 속하였다(Table 2).

척도의 구성 타당도

본 연구에 사용된 척도의 요인구조와 구성 타당도를 알아보기 위한 요인분석결과, 4개의 요인이 산출되었다. 첫

Table 1. Demographic data of subjects

		N	Mean	SD	Range
Age (years)	Total	348	28.3	9.1	18-61
	Male	160	30.0	7.8	18-55
	Female	188	27.0	9.9	18-61
Education (years)	Total	348	13.7	2.2	9-18
	Male	160	14.2	2.3	9-18
	Female	188	13.2	2.1	9-18

SD : standard deviation

Table 2. Endorsement rates Korean version of schizotypal ambivalence scale (K-SAS)

p	r	Item	Contents
0.28	0.49	1	평소 즐겨하던 활동조차 싫어한다고 느낄 때가 흔히 있다.
0.16	0.48	2	내 생각과 느낌은 항상 모순되는 것 같다.
0.29	0.57	3	인간으로서 내 가치에 대한 느낌이 계속해서 오락가락 하고 있다.
0.27	0.55	4	어떤 일을 하고 싶은 마음과 하기 싫은 마음이 동시에 드는 경우가 아주 흔하다.
0.49	0.60	5	어떤 결정을 내리려고 할 때 이 쪽과 저 쪽 사이에서 심하게 갈팡질팡 할 것 같다.
0.12	0.46	6	주위 사람들이 계속해서 변하기 때문에 나의 느낌이 어떤지 알기가 불가능하다.
0.57	0.55	7	항상 내 자신에 대해 매우 자신 있어 하면서도 동시에 매우 자신 없어 하는 것 같다.
0.35	0.56	8	하고 싶은 것을 결정하기가 항상 어려운 것 같다.
0.29	0.43	9	대부분의 사람들은 나보다 쉽게 자기 자신의 감정에 대해 아는 것 같다.
0.52	0.41	10	사랑과 미움은 동반되는 경향이 있다.
0.31	0.40	11	사랑은 절대로 아주 오래 지속되지 않는 것 같다.
0.19	0.48	12	사람들과 가까워지면 가까워질수록 그들의 결점에 점점 더 짜증이 난다.
0.27	0.51	13	누구나 사랑하는 사람에 대해서 숨겨진 원망을 많이 갖고 있다.
0.16	0.44	14	애정이 분노로 바뀌는 일이 흔하다고 느껴왔다.
0.21	0.52	15	사랑을 경험할 때면 언제나 상당한 좌절감이 동반 되었다.
0.23	0.41	16	누군가를 사랑하게 되면 미움도 끼어들어 방해가 될 거라고 생각한다.
0.37	0.45	17	부끄러움 때문에 다른 사람들의 칭찬을 받아들이기가 종종 어렵다.
0.17	0.29	18	오래 동안 해오던 일을 끝마칠 때면 대체로 회의가 든다.
0.40	0.54	19	내 진정한 관심사가 무엇인지 확신할 수 있게 될지 모르겠다.

p : proportion of subjects endorsing the item, r : item-scale correlation

번째 요인은 자신의 정체성(Identity)에 관한 양가감정을 반영하며(요인 1) 두번째 요인은 자신의 동기와 결정(decision)에 관한 양가감정을 반영하며(요인 2), 세번째 요인은 사랑(love)에 있어서의 양가감정을 반영하며(요인 3), 네번째 요인은 업적(outcome)에 대한 양가감정을 반영한다(요인 4). 각 요인에 대한 고유값(eigen value)은 요인 1이 4.54, 요인 2가 1.50, 요인 3이 1.37, 요인 4가 1.04였으며, 각 요인에 의하여 설명된 변이는 순서대로 각각 24%, 8%, 7%, 5%로서 이들 요인은 항목간 전체변량의 44.4%를 설명하였다. 각 문항의 요인 부하량은 .369~.614였다(Table 3).

사회인구학적 변수와 척도 점수와의 상관관계

조사대상자 전체의 척도 점수 평균은 5.7 ± 4.0 (range 0~

Table 3. Rotated component matrix in factor analysis*

Items	Component and factor loadings			
	Factor 1 (identity)	Factor 2 (decision)	Factor 3 (love)	Factor 4 (outcome)
SAS4	.700			
SAS3	.664			
SAS2	.653			
SAS6	.628			
SAS1	.478			
SAS12	.381			
SAS8		.642		
SAS5		.631		
SAS7		.630		
SAS17		.605		
SAS9		.537		
SAS19		.457		
SAS15			.614	
SAS13			.594	
SAS16			.590	
SAS11			.588	
SAS14			.553	
SAS10			.383	
SAS18				.751

* : Rotation method : Varimax with Kaiser normalization, Extraction method : Principal component

Table 4. Correlations of K-SAS score with subjects' demographic factors

	Variable	N	Mean	SD	df	t value/ F value	p value
Age	≤ 24	165	7.3	3.7	2	$F = 29.64$	<0.01
	25~34	88	4.8	4.0			
	≥ 35	95	3.9	3.4			
Sex	Male	160	4.8	4.0	346	$t = -3.91$	<0.01
	Female	188	6.5	3.9			
Education (years)	<16	226	6.7	3.9	346	$t = 6.48$	<0.01
	≥ 16	122	3.9	3.7			

17)이었다. 성별 및 나이, 교육수준별로 소집단으로 나누어 척도 점수를 비교해본 결과, 모든 변인에서 소집단 간에 척도 점수 평균에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다 (Table 4). 즉, 남자의 척도 점수 평균은 4.8 ± 4.0 로 여자의 척도 점수 평균 6.5 ± 3.9 에 비해 유의하게 낮았다. 또 나이가 많을수록 점수가 낮아지는 경향을 보였고, 학력이 높아져도 점수가 낮아지는 경향을 보였다.

각 연령집단을 ANOVA로 비교한 결과를 다시 사후검정 하였더니 '24세 이하'는 다른 연령 집단과 유의한 차이를 보이지만, '25~34세'와 '35세 이상' 간에는 차이가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

각 변수간의 상호작용

사회인구학적 변인들이 각기 점수에 미치는 영향을 고려하여 본 척도의 점수를 ANCOVA를 통해 나이, 성별, 교육수준 등의 변수를 보정한 상태에서 비교하였다. 그 결과 나머지 두 변수를 통제한 후에도 세 변수 모두 척도 점수와의 상관관계가 유의하게 나타났다(나이 $p<0.01$, 성별 $p=0.02$, 학력 $p=0.01$).

나이 집단별 성별 차이

나이 집단에 따라 다시 성별로 나누어 분석해 본 결과 '24세 이하'는 남자 50명, 여자 115명으로 각각 6.7 ± 3.8 , 7.6 ± 3.7 의 점수를 보였다. '25~34세'는 남자 63명, 여자 25명으로 각각 4.8 ± 4.2 , 4.6 ± 3.6 의 점수를 보였고, '35세 이상'은 남자 47명, 여자 48명으로 각각 2.9 ± 3.0 , 4.8 ± 3.6 의 점수를 보였다. '24세 이하'와 '25~34세'에서는 남녀 차이가 나타나지 않았고($p=0.14$, 0.82) '35세 이상' 연령 집단에서만 남녀 차이가 유의하게 나타났다($p=0.01$) (Fig. 1).

나이 집단별 학력 차이

나이 집단에 따라 다시 교육수준을 나누어 분석해 본 결과 '25~34세'에서 교육수준 16년 미만인 대상자는 36명,

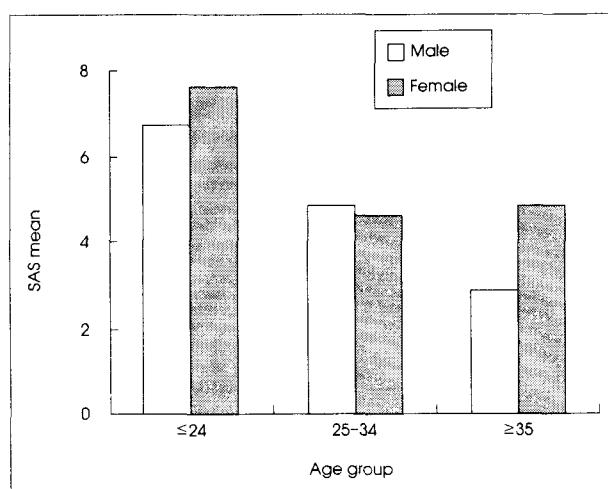


Fig. 1. Comparison of K-SAS score between gender within age group.

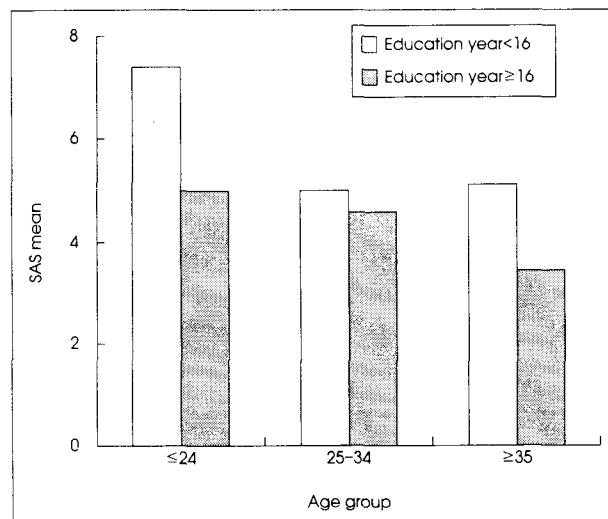


Fig. 2. Comparison of K-SAS score between education groups within age group.

16년 이상인 대상자는 52명으로 각각 5.0 ± 3.8 , 4.6 ± 4.2 의 점수를 보였다. ‘35세 이상’에서 교육수준 16년 미만인 대상자는 26명, 16년 이상인 대상자는 69명으로 각각 5.1 ± 3.8 , 3.4 ± 3.2 의 점수를 보였다. ‘25~34세’에서는 교육수준에 따른 차이가 나타나지 않았고($p=0.61$), ‘35세 이상’ 연령 집단에서만 교육수준에 따른 차이가 유의하게 나타났다($p=0.04$). ‘24세 이하’는 165명으로 거의 모두 (164명)가 교육수준이 16년 미만(평균점수 7.4 ± 3.7)이어서 16년 이상 1명(척도 점수 5점)과 통계적 비교분석은 하지 않았다(Fig. 2).

각 문항별 긍정반응 비율

각 문항별 긍정반응 비율을 연령별로 산출한 결과는

Table 5. Comparison of endorsement rates among age groups

Item	≤24	25-34	≥35	p value
1	0.39	0.26	0.16	<0.01
2	0.24	0.11	0.06	<0.01
3	0.47	0.19	0.09	<0.01
4	0.39	0.23	0.13	<0.01
5	0.65	0.48	0.25	<0.01
6	0.19	0.10	0.02	<0.01
7	0.67	0.53	0.45	<0.01
8	0.45	0.30	0.25	<0.01
9	0.33	0.23	0.27	0.19
10	0.58	0.45	0.51	0.16
11	0.39	0.24	0.26	0.02
12	0.25	0.15	0.15	0.06
13	0.35	0.26	0.16	<0.01
14	0.24	0.09	0.11	<0.01
15	0.31	0.16	0.09	<0.01
16	0.26	0.23	0.21	0.63
17	0.48	0.28	0.28	<0.01
18	0.16	0.19	0.17	0.83
19	0.53	0.28	0.29	<0.01
N	165	88	95	

Table 5와 같았다. 9번, 10번, 12번, 16번, 18번 문항을 제외한 나머지 문항 모두가 연령 집단별로 통계적으로 유의한 차이를 보였다.

고 찰

본 연구에서는 양가감정을 정량적으로 측정하는 자가보고형 척도인 정신분열형 양가감정 척도의 한국판을 개발할 목적으로 이를 변안하여 정상 성인들에게 시행함으로써 신뢰도 및 타당도를 검증하여 보았다. 한국판 정신분열형 양가감정 척도의 내적 일관성의 신뢰도 계수는 0.85로, 이는 Kwapisil 등¹⁴⁾의 연구에서 구하여진 원안의 신뢰도 계수 0.84와 유사한 값이었다. 또한 개별 문항과 총점간의 상관계수도 18번 문항을 제외하고는 원안과 유사하게 0.40부터 0.60로 나타났다. 한국판 정신분열형 양가감정 척도의 내적 신뢰도 계수와 반분 신뢰도, 개별 문항과 총점간의 상관계수는 본 척도가 신뢰도가 높은 안정적인 도구임을 시사해 준다. 일반적으로 새로운 척도의 타당도를 측정하기 위해서는 같은 특성을 측정하는 기존의 척도를 동시에 시행하여 비교하는 것이 보편적이지만 본 연구에 이용된 원척도의 경우 비교 타당도를 조사할 기존의 척도가 없었다. 이에 따라 본 연구는 구성 타당도를 검증하기 위하여 요인분석을 실시한 결과, 자기(self)에 대한 양가감

정의 측면을 반영하는 요인과 대상(object)에 대한 양가 감정의 측면을 반영하는 요인으로 분류할 수 있었다. 하지만, Raulin의 척도 개발 논문에서는 요인분석에 대한 언급이 없어 원안의 구성요인과의 비교는 할 수 없었다. 이 밖에도, Raulin의 척도 개발 시의 신뢰도 및 개별 문항과 총점간의 상관계수(item-scale correlation)과 본 연구 결과의 비교, 그리고 정신과 전문의의 신중한 번역과정으로 보면 타당도(face validity) 및 내용 타당도(content validity)를 보완하였다.

기존의 Kwapis 등¹⁴⁾의 연구에 의하면 정신분열형 양가 감정 척도의 점수는 성별이나 인종에 따라 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는다고 하였다. 그러나 Kwapis의 연구는 대학생(평균 연령 18.8±0.9)만을 대상으로 하였기 때문에 이 결과를 다양한 사회인구학적 대상에게 적용하기에는 한계가 있다. 저자들은 이 점에 주목하여 본 연구에서는 나이, 성별, 교육수준 등의 사회인구학적 변수가 척도 점수에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해 다양한 연령대와 교육수준의 남녀를 대상으로 조사를 시행하였다. 그 결과 나이, 성별, 교육수준의 세 변수에 따라 척도 점수가 모두 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 다시 각 변수와 척도의 관계를 알기 위해 ANCOVA를 시행한 결과, 나머지 두 변수를 통제하였을 때도 여전히 유의한 상관관계가 있다고 나왔다. 즉, 젊을수록 양가감정 척도 점수가 높고, 학력이 낮을수록 높으며, 여자가 남자보다 높은 점수를 보였다.

'24세 이하'와 '25~34세'는 성별이나 교육수준과 상관없이 점수가 높게 나왔는데 특히 '24세 이하' 그룹은 사후검정에서 다른 연령층과 차이가 유의한 것으로 나타났다. Kett¹⁵⁾이 저서에서 언급하였듯이 청소년기는 '우유부단의 시기(time of indecision)'라고 할 만큼 정체성 혼란으로 인한 스트레스가 많은 시기이다. 이는 '24세 이하' 그룹에서 어떤 결정을 내릴 때나(문항 5) 자아상(문항 7)이나 미래(문항 19)에 대해 쉽게 양가감정을 느끼는 것으로 나타난 본 연구 결과에서도 유추할 수 있겠다.

여자가 남자보다 척도 점수가 유의하게 높은데 대하여, 나이 집단에 따라 다시 분석해 본 결과 젊은 연령대에서는 차이가 없었고 35세 이상 연령 집단에서는 여자가 남자보다 유의하게 높았다. 이러한 결과는 양가감정 척도 점수에 남녀 간 차이가 없다고 한 Kwapis 등¹⁴⁾의 결론은 잘못된 것이고, 그러한 오류는 그들의 연구가 단지 젊은 연령만을 대상으로 했기 때문에 발생했음을 시사한다. 여성은 일반적으로 호르몬이나 출산의 영향, 학습된 무기력, 남자보다 높은 빈도의 사회심리학적 스트레스 등으로 인

해 우울증의 위험이 높은데¹⁶⁾ 우울증은 높은 양가감정과 관련이 있다.¹⁷⁾ 또한 여성들의 사회 진출이 늘어나면서 자신의 정체성이나 능력에 대한 갈등이 늘어감에 따라 일상 생활에서 느끼는 양가감정이 증가할 수 있고¹⁸⁾ 이런 특성이 본 연구에서 35세 이상 여성에서의 높은 척도 점수에 반영된 것으로 해석된다.

또한 35세 이상 연령 집단에서만 교육수준에 따른 차이가 유의하게 있는 것으로 나타났다. 교육수준이 높을수록 사회경제적으로 안정이 되었을 것이고 이에 따라 양가감정을 덜 느낄 것이라고 추측할 수 있다. 성별에 따른 차이나 교육수준에 따른 차이가 젊은 연령에서는 나타나지 않다가 중년이 되면 나타난다는 본 연구의 결과는 젊은 층에서의 비교적 높은 수준의 양가감정이 나이가 들어감에 따라 남자일수록, 교육수준이 높을수록 빨리 완화되어 감에 비해, 여자일수록, 교육수준이 낮을수록 그 완화가 더딜음을 말해준다.

본 연구의 제한점은 주로 대학생과 직장인을 대상으로 시행되어 비교적 고학력이 상당수 차지한다는 점이다. 또한 후 임상적으로 활용하기 전에 환자를 대상으로 한 연구를 통해 변별 타당도를 검증할 필요가 있고, 원문 척도의 개발 목표인 정신분열병의 유전적 소인 측정 여부를 알기 위해서는 유전적 소인을 측정할 수 있는 다른 척도가 시행되어야 하겠고 장기간 추적 관찰이 뒷받침되어야 예측 타당도와 동시 타당도가 증명이 될 것이다.

결 론

한국판 정신분열형 양가감정 척도는 신뢰도와 타당도를 갖춘 도구이고 추후 정신분열병 환자에서 양가감정 측정에 유용하게 사용할 수 있을 것으로 판단된다. 나이가 젊거나 여성하거나 교육수준이 낮을수록 척도 점수가 높은 경향을 보였는데 이 척도를 시행할 때 이러한 인구학적 특성의 영향을 결과 해석에 참고할 필요가 있겠다.

중심 단어 : 정신분열형 양가감정 척도 · 신뢰도 · 타당도.

REFERENCES

- 1) Bleuler E. The fundamental symptoms. In: Bleuler E, Dementia Praecox or the Group of Schizophrenias. New York, International University Press; 1950 (Original work published 1911).
- 2) Raulin ML. Development of a scale to measure intense ambivalence. J Consult Clin Psychol 1984;52:63-72.
- 3) Raulin ML, Brenner V. Ambivalence. In: CG Costello (Ed), Symptoms of schizophrenia. New York, Wiley;1993. p.201-226.
- 4) Freud S. The ego and the id. Standard Edition;1923. 19, p.3-66.
- 5) Freud S. Totem and taboo. Standard Edition;1913. 13, p.1-161.
- 6) Meehl PE. Schizotaxia, schizotypy, schizophrenia. Am Psychologist

- 1962;17:827-838.
- 7) Abraham K. Notes on the psycho-analytical investigation and treatment of manic-depressive insanity and allied conditions. In: E. Jones, editor. Selected papers of Karl Abraham. London: Hogarth Press;1911. p.137-156.
 - 8) Abraham K. A short study of the development of the libido, viewed in the light of mental disorders. In: E. Jones, editor. Selected papers of the Karl Abraham. London: Hogarth Press;1924. p.418-501.
 - 9) Salzman L. The obsessive personality: Origins, dynamics and therapy. New York, Science House;1968.
 - 10) Kemberg OF. Severe personality disorders: Psychotherapeutic strategies. New Haven, Yale University Press;1984.
 - 11) Earle JR, Harris CT. Modern women and the dynamics of social psychological ambivalence. Psychology Women Quarterly 1985;9: 65-80.
 - 12) Meehl PE. Manual for use with checklist of schizotypic signs (Report PR-73-5). Minneapolis, University of Minnesota, Research Laboratories of the Department of Psychiatry;1964.
 - 13) Raulin ML. Schizotypal Ambivalence Scale. Available from ML Raulin, Psychology Department, SUNY Buffalo, Buffalo, NY 14260;1986.
 - 14) Kwapil TR, Mann MC, Raulin ML. Psychometric Properties and Concurrent Validity of the Schizotypal Ambivalence Scale. J Nerv Ment Dis 2002;190:290-295.
 - 15) Kett JF. Rites of passage. New York, Basic Books;1977.
 - 16) MacQueen G, Chokka P. Special issues in the management of depression in women. Can J Psychiatry 2004;49:27S-40S.
 - 17) Kwapil TR, Raulin ML, Midthun JC. A ten-year longitudinal study of intense ambivalence as a predictor of risk for psychopathology. J Nerv Ment Dis 2000;188:402-408.
 - 18) Sincoff JB. The Psychological Characteristics of Ambivalent People. Clinical Psychology Review 1990;10:43-68.