

한국판 우울형용사체크리스트의 신뢰도 및 타당도 연구*

이 영 호[†]

가톨릭대학교 심리학과

본 연구에서는 한국판 우울형용사체크리스트(K-DACL; 이영호, 1993)의 신뢰도와 타당도를 검증하기 위해, 516명의 대학생과 우울증, 불안장애 및 신체형장애를 포함한 215명의 정신과 환자에게 K-DACL, Beck 우울척도, Beck 불안척도 및 무망감우울증척도를 실시하였다. 그 결과 K-DACL의 내적 일관성($\alpha = .92, .93$)과 반분신뢰도($r = .93, .91$)는 높았으며, 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도($r = .36$)는 상당히 낮은 편이었다. 우울 증상들을 측정하는 다른 척도들과의 공준타당도는 상당히 높은 편이었으며($r = .64 - .70$), 불안 증상들을 측정하는 Beck 불안척도와 상관은 상당히 낮은 편이었다($r = .35$). K-DACL이 우울증 집단을 신체형장애 집단이나 정상 집단과 타당하게 변별할 수 있었는데, 정확분류율을 최대화하는 적절한 절단점은 남자 집단에서 20/21점이었으며 여자 집단에서 18/19점이었다. 요인분석을 통해 K-DACL에 '부정적 기분'과 '긍정적 기분'의 두가지 잠재 요인이 존재한다는 점이 시사되었다.

정신장애중 가장 흔하게 발병하고 자주 재발하는 것이 우울증이다. 한편 우울증은 자살로 이어지는 비율이 다른 장애에 비해 상당히 높다. 이러한 이유로 우울증은 정신병리 및 치료 성과 분야에서 가장 많이 연구되어 왔으며, 우울증이나 우울증상을 측정하는 도구들이 계속 개발되어 왔다.

여기에는 Beck 우울척도(Beck Depression Invento-

ry; BDI; Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961)와 Zung(1965)의 자기평정우울척도(Self-rating Depression Scale: SDS) 같은 자기보고형 척도와 Hamilton 우울평정척도(Hamilton Rating Scale for Depression: HRSD; Hamilton, 1965)와 같은 면접평정척도들이 있다. 이 척도들은 우울증의 인지적 증상, 동기적 증상, 정서적 증상, 신체적 증상 및 자존심 저

* 이 연구는 1998년도 가톨릭대학교 일반 연구비의 지원으로 이루어졌음.

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 이 영 호 / 가톨릭대학교 심리학과 경기도 부천시 원미구 역곡2동 산 43-1 420-743 / FAX : 032-340-3276 / E-mail : yhlee@www.cuk.ac.kr

하 등과 같은 제반 증상들을 포괄적으로 측정하려는 목적으로 개발되었다.

이외에도 우울증이나 우울증상을 측정하는 다양한 도구들이 개발되어 연구 및 치료 장면에서 사용되고 있는데, 각 척도별로 측정하는 방법이나 영역이 다르다. 이중 개인의 감정상태를 나타내는 형용사들을 사용하여 현재의 우울정서를 측정하는 Depression Adjective Checklist(DACL; Lubin, 1965)은 일시적인 우울상태를 민감하게 측정하는 도구로 널리 사용되고 있다. DACL은 특히 짧은 시간 간격을 두고 우울정서가 변화하는 것을 측정할 필요가 있는 실험 연구나 치료 성과 연구에 잘 적용되어 왔다. 우리나라에서는 이영호(1993)가 우리말 형용사를 사용하여 우울정서를 측정하는 ‘한국판 우울형용사체크리스트(Depression Adjective Checklist-Korean version)’를 제작하였다. 이 척도는 현재 환자나 대학생을 대상으로 한 우울증 연구에 사용되고 있는데, 그 신뢰도와 타당도에 대한 검증이 아직 미흡한 상태이다. 어떤 척도가 연구나 임상장면에서 사용되기 위해서는 적정 수준의 신뢰도와 타당도가 확인되어야 한다.

이에 본 연구에서는 한국판 우울형용사체크리스트의 신뢰도와 타당도를 검증하고자 한다. 첫째, 신뢰도에서는 이 척도의 문항들이 얼마나 일관성이 있는지는 알아보기 위해 대학생 집단과 정신과 환자 집단에서 내적합치도를 구하고, 짧은 기간 동안 척도 점수가 얼마나 안정적인지를 알아보는 검사-재검사 신뢰도를 구하고자 한다. 둘째, 타당도에서는 우울을 측정하는 다른 척도와 얼마나 관련이 되는지 알아보기 위해 대표적인 우울 측정도구인 Beck 우울척도와 의 공존타당도를 검토하고, 이 척도가 어떤 요인들로 구성되어있는지를 검토하기 위해 요인분석을 통한 구성타당도 검증을 하며, 이 척도가 우울증과 다른 장애를 얼마나 잘 변별하는지를 검토하기 위해 우울증 환자 집단, 다른 신경증 환자 집단, 그리고 정상인 집단에 대한 변별타당도를 검증하고자 한다.

방 법

피험자

수도권 소재 대학교에서 심리학 관련 과목을 수강하고 있는 학생 516명(남자 208명, 여자 308명)과 서울 소재 정신과 의원을 방문한 우울증, 불안장애 및 신체형장애로 진단된 정신과 외래 환자 215명(남자 89명, 여자 126명)을 대상으로 하였다. 정신과 환자 집단은 첫 방문시 정신과 전문의나 임상심리전문가가 면접하면서 DSM-III-R(APA, 1987) 진단기준에 의거한 진단용체크리스트를 사용하여 진단하였다. 우울증 환자는 82명(주요우울증 51명, 감정부전장애 31명), 불안장애 환자는 51명(범불안장애 18명, 공포장애 12

표 1. 환자 집단의 연령, 학력 및 직업별 빈도 분포

	특 성	빈도	백분율
연 령	10대	19	7.6
	20대	81	32.1
	30대	107	46.7
	40대	29	11.5
	50대	5	2.0
학 력	국졸 이하	8	3.2
	중졸 이하	25	10.0
	고졸 이하	118	47.0
	대졸 이하	97	38.6
	대학원	3	1.2
직 업	농업	1	0.4
	공업	14	5.6
	상업	27	10.8
	회사원	61	24.3
	학생	37	14.7
	주부	78	31.1
	교사	6	2.4
	운전	2	0.8
	무직	25	10.0

명, 공황장애 7명, 강박장애 11명, 외상후스트레스장애 1명, 기타 2명), 그리고 신체형장애 환자 82명(신체화장애 11명, 전환장애 24명, 동통장애 9명, 건강염려증 3명, 미분화 신체형장애 25명, 정신생리학적장애 10명)이었다. 진단 집단에 따른 남녀 분포에서는 차이가 없었다, $\chi^2(2)=1.47$, n.s.. 정신과 환자 집단의 연령, 학력 및 직업의 분포는 표 1과 같다.

도 구

본 연구에서는 한국판 우울형용사체크리스트, Beck 우울척도, Beck 불안척도(Beck Anxiety Inventory; Beck, Epstein, Brown, & Steer, 1988), 그리고 무망감우울증척도(이영호, 1993)를 사용하였다.

① 한국판 우울형용사체크리스트

한국판 우울형용사체크리스트는 현재의 우울정서를 측정하기 위해 저자가 개발한 척도이다(이영호, 1993). 이 체크리스트는 우울한 기분을 나타내는 21개의 형용사와 긍정적인 기분을 나타내는 11개의 형용사를 피험자에게 제시하고 현재의 기분을 잘 나타내는 형용사에는 ○표, 그렇지 않은 형용사에 ×표 하도록 되어있다. 이 척도의 점수는 ○표로 반응한 우울 형용사의 개수에 ×로 반응한 긍정 형용사의 개수를 합하여 계산되며, 점수가 높을수록 우울한 기분의 수준이 높은 것이다. 가능한 총점의 범위는 0점에서 32점까지이다.

이 척도를 개발하기 위해 저자는 일차적으로 국어 사전(동아출판사 편집부 편, 1976)에서 기분이나 감정을 나타내는 형용사 280개를 뽑았다. 이 형용사들 중 잘 사용되지 않거나 뜻의 이해가 어려운 형용사들을 제외하여 132개의 형용사를 선택하였다. 이 형용사들을 21명의 심리학을 전공하는 대학원생들에게 우울 기분을 나타내는 정도를 7점척도로 평정하게 하였다. 이 평정 절차에서 우울 기분을 나타내는 정도가 높은 62개의 형용사를 선택하여, 긍정적 기분을 나타내는 형용사 34개를 포함시켜 총 96개의 형용사로 이루어진 예비 척도를 구성하였다. 이 척도를 우

울증 환자 38명과 환자 집단과 성별, 연령 및 학력이 대응된 정상인 51명에게 실시하였다. 각 문항별로 우울증 집단과 정상인 집단간의 반응빈도 차이를 카이자승 검증하여 .01 수준 이상에서 두 집단간 차이를 보인 형용사들을 최종 문항으로 선택하였다. 최종적으로 선정된 문항은 우울 형용사 21개와 긍정 형용사 11개로 총 32개였다.

② Beck 우울척도

이 척도는 Beck등(1961)이 우울증상을 측정하기 위해 개발한 21문항의 자기보고식 척도이다. 모든 문항이 4지선다형으로 구성되었으며, 우울증상의 정도에 따라 한 문항에서 0점에서 3점까지 채점하도록 되어 있다. 총점의 범위는 0점에서 63점까지이다. 본 연구에서는 이영호와 송종용(1991)이 번안한 한국판 Beck 우울척도를 사용하였다. 본 연구에서 얻어진 이 척도의 평균 점수는 정상 대학생 집단($n=516$)에서 11.09(표준편차=7.09)이었으며, 정신과 환자 집단($n=215$)에서 21.12(표준편차=10.27)이었다. 내적합치도 계수는 정상 대학생 집단($n=516$)에서 .86이었으며, 정신과 환자 집단($n=215$)에서는 .87이었다.

③ Beck 불안척도

이 척도는 Beck등(1988)이 불안증상의 심각성 정도를 측정하기 위해 개발한 자기보고식 척도이다. 총 21문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 4점척도(0점: 전혀느끼지 않았다, 1점: 조금 느꼈다, 2점: 상당히 느꼈다, 3점: 심하게 느꼈다)로 구성되어 있으며, 총점의 범위는 0점에서 63점이다. 본 연구에서는 권석만(1992)이 번안한 것을 사용하였다. 본 연구에서 얻어진 이 척도의 평균 점수는 정상 대학생 집단($n=203$)에서 16.70(표준편차=9.88)이었으며, 내적합치도 계수는 .91이었다.

④ 무망감우울증척도

이 척도는 이영호(1993)가 우울증에 대한 무망감 이론을 기초로 하여, 무망감우울증의 정도를 측정하기 위해 개발한 척도이다. 총 20문항으로 구성되어

있으며, 각 문항은 4점척도로 되어 있다. 총점의 범위는 0점에서 60점이다. 본 연구에서 얻어진 이 척도의 평균 점수는 정상 대학생 집단($n=313$)에서 15.53(표준편차=9.88)이었으며, 내적합치도 계수는 .92였다. 무망감우울증 증상의 네가지 차원인 인지적 증상, 동기적 증상, 정서적 증상, 그리고 자존심 저하 차원에 따라 4가지 하위 척도로 구성되어 있으며, 각 하위 척도에 5문항씩 포함되어 있다. 각 하위 척도의 총점의 범위는 0점에서 15점이다. 본 연구에서 얻어진 하위 척도별 내적합치도 계수는 각각 .81, .83, .75, .81이었다.

절 차

정상 대학생 집단은 두 집단으로 나누어, 한 집단(313명)은 강의 시간중에 한국판 우울형용사체크리스트, Beck 우울척도 및 무망감우울증척도를 묶은 소책자를 실시하였다. 다른 한 집단(203명)은 2주 간격을 두고 2회에 걸쳐 질문지를 실시하였다 시기 1에는 한국판 우울형용사체크리스트, Beck 우울척도 및 Beck 불안척도를 실시하였으며, 시기 2에는 한국판 우울형용사체크리스트를 실시하였다.

정신과 환자 집단은 첫 번째 외래 방문시 DSM-III-R 진단 준거에 따라 진단을 확인한 후 우울증, 불안장애, 또는 신체형장애에 해당되는 환자들에게 한국판 우울형용사체크리스트와 Beck 우울척도를 실시하였다.

분석방법

내적합치도는 Cronbach α 계수를 구하고, 검사-재검사 신뢰도와 공존 타당도는 상관계수를 통해 구하였다. 변별타당도는 전체점수 평균의 진단집단간 차이를 변량분석을 통해 검증하고 각 문항별로는 변별타당도 지수를 산출하였다. 우울증 집단을 비우울증 집단과 진단 분류할 수 있는 적절한 절단점을 찾기 위해 남자 집단과 여자 집단의 자료 각각에서 정확한 분류율(correct classification rates)과 민감도(sensitivi-

ty)를 최대화하는 점수를 구했다. 또한 정상 대학생 집단과 정신과 환자 집단의 자료를 각각 요인분석하여 구성타당도를 검증하였다.

결 과

기술적 통계치 및 신뢰도

한국판 우울형용사체크리스트의 평균은 정상 대학생 집단($n=516$)에서 14.83(표준편차=7.97)이며, 정신과 환자 집단($n=215$)에서 21.34(표준편차=7.66)이었다. 정상 대학생 중 남자 집단($n=208$)의 평균은 14.55(표준편차=8.14)이고 여자 집단($n=308$)의 평균은 15.02(표준편차=7.86)로 남녀 집단간의 차이가 유의미하지 않았다, $F(1, 514)=0.43$, n.s.. 정신과 환자 중 남자 집단($n=89$)의 평균은 21.38(표준편차=8.12)이고 여자 집단($n=126$)의 평균은 21.32(표준편차=7.36)로 남녀 집단간의 차이가 유의미하지 않았다, $F(1, 213)=0.004$, n.s..

한국판 우울형용사체크리스트의 내적합치도 계수(Cronbach α)는 정상 대학생 집단에서 .92($n=516$)이었으며, 정신과 환자 집단에서 .93($n=215$)이었다. Spearman-Brown 공식으로 교정한 반분신뢰도는 정상 대학생 집단에서 .93이었으며, 정신과 환자 집단에서는 .91이었다. 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도 계수는 .36($n=203$)으로 .01 수준에서 유의미하였다.

공존타당도

한국판 우울형용사체크리스트와 Beck 우울척도간의 상관계수는 정상 대학생 집단($n=516$)에서 .64($p<.001$)이며, 정신과 환자 집단($n=215$)에서 .70($p<.001$)이었다

한국판 우울형용사체크리스트와 Beck 불안척도간의 상관계수는 정상 대학생 집단($n=203$)에서 .35($p<.01$)이었다. 한국판 우울형용사체크리스트와 무망감우울증척도간의 상관계수는 정상 대학생 집단($n=313$)에

서 .66($p < .001$)이었다. 한국판 우울형용사체크리스트와 무망감우울증척도의 인지적 증상, 정서적 증상, 동기적 증상 및 자존심저하 증상 차원과의 상관계수는 각각 .54, .66, .58, .54로 모두 .001 수준에서 유의미하였다.

변별타당도

정신과 환자 집단의 각 진단 집단별 한국판 우울형용사체크리스트 점수 평균이 표 2에 제시되어있다. 이 점수의 세 진단 집단간 평균차이는 유의미하였다, $F(2, 212) = 10.74, p < .001$. Scheffe 중다비교를 통해 두 집단씩 비교한 결과, 우울증 집단(평균=23.88)과 신체형장애 집단(평균=18.59)간 평균 차이는 유의미하였으나($p < .001$), 우울증 집단과 불안장애 집단(평균=21.71)간 평균 차이는 유의미하지 않았다($p = .25$). 한편 불안장애 집단과 신체형장애 집단간 평균 차이는 유의미한 경향이 있었다($p = .06$).

표 2. 진단 집단별 우울형용사체크리스트 점수의 평균 및 표준편차

집 단	평 균	표준편차	인 원
우 울 증	23.88	5.93	82
불안장애	21.71	7.42	51
신체형장애	18.59	8.48	82
계	21.34	7.67	215

각 문항의 변별력을 확인하기 위해 우울증 환자 집단을 '2'로 나머지 환자 집단을 '1'로 무의미 코딩한 것을 집단 변인 점수로 하여 각 문항 점수와 상관, 즉 변별타당도 지수를 구하였다. 표 3에 각 문항의 변별타당도 지수가 제시되어 있다. 정상 대학생 집단에서는 Beck 우울척도 16점 이상($n=130$)을 우울 집단으로 15점 미만($n=386$)을 비우울 집단으로 하여 우울 집단을 '2'로 비우울 집단을 '1'로 무의미코딩한 다음 각 문항 점수와의 상관을 구했다. 표 3에서와 같이 정상 대학생 집단 중 우울 집단과 비우울 집단간 변별타당도 지수는 모든 문항에서 .001 수준에서 유의미

하였다. 한편 정신과 환자 집단 중 우울증 집단과 나머지 집단간 변별타당도 지수는 32 문항 중 16문항만이 유의미하였다.

표 3. 각 문항의 변별타당도 지수

문항번호	문항내용	정신과 환자 집단	정상 대학생 집단
1	가뿐하다	.10	.25***
2	따뜻하다	.12	.24***
3	맥빠진다	.02	.31***
4	어수선하다	.12	.27***
5	우울하다	.23***	.31***
6	막막하다	.07	.31***
7	뿌듯하다	.12	.22***
8	침울하다	.22***	.36***
9	든든하다	.21**	.18***
10	죽고싶다	.20**	.37***
11	허탈하다	.13	.30***
12	비참하다	.16*	.38***
13	시원하다	.14*	.17***
14	편하다	.15*	.29***
15	울적하다	.23***	.37***
16	넋더리난다	.09	.33***
17	슬프다	.06	.28***
18	홀가분하다	.19**	.20***
19	절망적이다	.16*	.26***
20	서글프다	.18**	.28***
21	외롭다	.21**	.33***
22	좋다	.25***	.27***
23	무기력하다	.18**	.34***
24	개운하다	.12	.21***
25	멍하다	.20**	.24***
26	허무하다	.10	.26***
27	의기소침하다	.08	.28***
28	허전하다	.14*	.28***
29	쉴쉴하다	.10	.33***
30	부드럽다	.11	.22***
31	느긋하다	.12	.23***
32	맥없다	.09	.27***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

문항 5, 문항 8, 문항 15 및 문항 22는 .001 수준에서 유의미한 변별타당도 지수를 보였고, 문항 9, 문항 10, 문항 18, 문항 20, 문항 21, 문항 23 및 문항 25는 .01 수준에서 유의미한 변별타당도 지수를 보였

으며, 문항 12, 문항 13, 문항 14, 문항 19 및 문항 28은 .05 수준에서 유의미한 변별타당도 지수를 보였다.

우울증 진단을 위한 절단점 결정

우울증 진단을 위한 우울형용사체크리스트의 절단점을 정하기 위해 우울증 집단과 정상 대학생 집단,

그리고 우울증 집단과 비우울증 환자 집단의 점수 분포를 비교하였다. 비교 집단의 크기를 우울증 집단과 비슷하게 하여 비교하는 것이 긍정오류(false positive)와 부정오류(false negative)가 균형잡힌 절단점을 얻는데 도움이 되기 때문에, 정상 대학생 집단 516명의 자료 중에서 82명의 자료를 무선했출하여 비교 집단으로 하였고 비우울증 환자 집단은 신체형장애 환자

표 4. 진단 집단별 우울형용사체크리스트 총점의 빈도 분포

점수	집단	정상 대학생 집단		우울증 집단		신체형장애 집단	
		남자	여자	남자	여자	남자	여자
0		1	1			1	
1		2	1			1	1
2		1	1				1
3			2				
4			2			1	
5		1					1
6		2	1			1	1
7		1	2				1
8					1	1	
9		2	2		1	1	1
10		2	6			1	
11		2				2	2
12			5	1	1	2	1
13		1	1			1	1
14		1	1	1		3	3
15			1	1	3	2	2
16		3	1		1	1	2
17			3		2		4
18		2	3				3
19		1	1	1	6		2
20		2	1		1	2	2
21		2	2	3	2	1	1
22			2		7	2	2
23			2	5	4		
24		2	2	2	4		
25			4	2			2
26			1		2	3	4
27			3	4	3	1	1
28				1	1	2	1
29				1	1	3	3
30				1	4	2	3
31			1	1	4		2
32		1	1	6	4		1
계		29	53	30	52	34	48

82명의 자료를 비교 집단으로 하였다. 각 진단 집단과 정상 대학생 집단의 우울형용사체크리스트 총점의 남녀별 빈도 분포는 표 4와 같다. 우울증 집단과 비교 집단을 가장 효율적으로 변별할 수 있는 절단점(cut-off score)을 남녀 집단에서 각각 구하였다. 선정 한 절단점을 가지고 우울증 집단과 비교 집단을 예측하였을 때의 정확분류율, 민감도 및 특정도(specificity)가 표 5에 제시되어 있다.

남자의 경우 정확분류율이 최대인 절단점은 정상 대학생 집단과 비교에서는 정확분류율 .85를 보인 20/21점이었으며, 신체형장애 집단과의 비교에서는

정확분류율 .72를 보인 20/21점과 22/23점이었다. 민감도를 살펴보면, 신체형장애 집단과의 비교에서 20/21점을 절단점으로 한 경우가 .87로 22/23점을 절단점으로 한 경우의 .77보다 높았다. 따라서 정상 대학생 집단과 비교와 신체형장애 집단과 비교 모두에서 20/21점을 절단점으로 선택하는 것이 가장 적절하였다. 절단점으로 20/21점을 채택하였을 때, 정상 대학생 집단과의 비교에서는 특정도가 .83, 긍정예언력(positive predictive power)이 .84, 부정예언력(negative predictive power)은 .86이었으며, 카파(κ)값은 .70이었다. 신체형장애 집단과의 비교에서는 특정도가

표 5. 각 절단점에 따른 정확분류율, 민감도 및 특정도

집단	분류	사례수	절단점	긍정 오류	부정 오류	정확분류율	민감도	특정도
남자	우울증-정상 대학생	59	17/18	10	3	.78	.90	.66
			18/19	8	3	.81	.90	.72
			19/20	7	4	.81	.87	.76
			20/21	5	4	.85	.87	.83
			21/22	3	7	.83	.77	.90
			22/23	3	7	.83	.77	.90
			23/24	3	12	.75	.60	.90
	우울증-신체형장애	64	17/18	16	3	.70	.90	.53
			18/19	16	3	.70	.90	.53
			19/20	16	4	.69	.87	.53
			20/21	14	4	.72	.87	.59
			21/22	13	7	.69	.77	.62
			22/23	11	7	.72	.77	.68
			23/24	9	12	.67	.60	.74
여자	우울증-정상 대학생	105	16/17	26	7	.69	.87	.51
			17/18	23	9	.70	.83	.57
			18/19	20	9	.72	.83	.62
			19/20	19	15	.68	.71	.64
			20/21	18	16	.68	.69	.66
			21/22	16	18	.68	.65	.70
			22/23	14	25	.63	.52	.74
	우울증-신체형장애	100	16/17	31	7	.62	.87	.35
			17/18	27	9	.64	.83	.44
			18/19	24	9	.67	.83	.50
			19/20	22	15	.63	.71	.54
			20/21	20	16	.64	.69	.58
			21/22	19	18	.63	.65	.60
			22/23	17	25	.58	.52	.65

.59, 긍정예언력이 .65, 부정예언력은 .83이었으며, 카파(κ)값은 .45이었다.

여자의 경우 정확분류율이 최대인 절단점은 정상 대학생 집단과 비교에서는 정확분류율 .72를 보인 18/19점이었으며, 신체형장애 집단과의 비교에서는 정확분류율 .67을 보인 18/19점이었다. 절단점을 18/19점으로 하였을 때, 민감도가 .83으로 적절한 수

준이었다. 따라서 정상 대학생 집단과 비교와 신체형장애 집단과 비교 모두에서 18/19점을 절단점으로 선택하는 것이 가장 적절하였다. 절단점으로 18/19점을 채택하였을 때, 정상 대학생 집단과의 비교에서는 특정도가 .62, 긍정예언력이 .68, 부정예언력은 .79이었으며, 카파(κ)값은 .44이었다. 신체형장애 집단과의 비교에서는 특정도가 .50, 긍정예언력이 .64, 부정예

표 6. 각 문항의 요인부하량(.35 이상만 표기하였음)

문항번호	정신과 환자 집단		정상 대학생 집단	
	요인 1	요인 2	요인 1	요인 2
1		.70		.68
2	.53	.54		.48
3	.36	(.36)	.46	(.42)
4	.69		.40	
5	.47		.60	
6		.62	.62	
7	.67			.60
8		.62	.68	(.36)
9	.44			.71
10	.62		.62	
11	.55		.71	
12			.73	
13		.63		.70
14		.67		.65
15	.71		.62	
16	.49		.52	
17	.61		.68	
18		.63		.73
19	.46		.62	
20	.67		.69	
21	.60		.66	
22		.68		.79
23	.51	(.36)	.46	
24		.70		.75
25	.37		.50	
26	.60		.70	
27	.59		.47	
28	.57		.66	
29	.64		.69	
30		.62		.67
31		.49		.58
32	.47	(.40)	.51	(.42)
설명변량	21.70%	16.96%	24.88%	18.86%

언력은 .73이었으며, 카파(κ)값은 .33이었다.

요인분석

우울형용사체크리스트의 요인구조를 확인하기 위해 정상 대학생 집단과 정신과 환자 집단에서 각각 요인분석을 실시하였다. 주성분분석 결과, 두 집단 모두에서 고유가(eigenvalue)가 1 이상인 요인이 6개로 나타났다. 6개 요인의 고유가는 정상 대학생 집단에서는 각각 9.58, 2.79, 1.65, 1.43, 1.17, 1.09이었으며, 정신과 환자 집단에서는 10.22, 3.78, 1.60, 1.37, 1.22, 1.06이었다. 두 집단 모두에서 2요인에서 3요인으로 증가할 때 고유가가 급격하게 줄어들어서, 2요인으로 요인수를 고정시키고 주성분분석을 통해 요인을 추출하여 varimax 방식으로 회전시켰다. 이리하여 얻은 2요인에 대한 각 문항의 요인부하량이 표 6에 제시되어 있다.

정상 대학생 집단과 정신과 환자 집단 모두에서 요인 1에 포함되는 21개 문항은 모두 우울형용사였으며 요인 2에 포함되는 11개 문항은 모두 긍정형용사였다. 다시 말해 형용사의 유인가에 따라 요인이 나누어졌다. 두 요인 모두에 요인부하량이 .35 이상인 문항은 정상 대학생 집단의 경우에 문항 3, 문항 23, 문항 32였으며, 정신과 환자 집단의 경우에 문항 3, 문항 8, 문항 32였다. 각 요인이 설명하는 변량은 정상 대학생 집단의 경우 요인 1이 21.70%를 설명하고 요인 2가 16.96%를 설명하여 2개의 요인이 설명하는 총 변량은 전체 변량의 38.66%였다. 정신과 환자 집단의 경우에는 요인 1이 24.88%, 요인 2가 18.86%로 전체 변량의 43.74%를 설명하였다.

논 의

본 연구는 우울 정서 상태를 측정하려는 목적으로 제작된 한국판 우울형용사체크리스트의 신뢰도와 타당도를 정상 대학생 집단과 정신과 환자 집단을 대상으로 검토하였다. 그 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 우리나라 대학생 집단의 한국판 우울형용사체크리스트 점수 평균은 14.83이었다. 미국에서 Lubin (1965, 1981)이 만든 DACL이나 다른 나라에서 미국판을 번역하여 사용하는 우울형용사체크리스트는 모두 32문항으로 되어있어서 가능한 점수의 범위가 0점에서 32점이다. 한국판 우울형용사체크리스트도 32문항으로 같은 범위의 점수를 얻을 수 있다. 따라서 본 연구에서 얻은 결과를 외국에서 사용되고 있는 DACL에 대한 연구 결과와 직접 비교할 수 있다. 본 연구에서 얻어진 평균 점수는 미국 대학생 집단의 평균이 8.04이고(Lubin, 1981), 브라질 학생을 대상으로 실시한 포르투갈어판 DACL의 평균이 10.49에서 10.75이고(DeSouza, Lubin, & Zanelli, 1994), 캐나다의 정상 성인을 대상으로 실시한 프랑스어판 DACL의 평균이 6.92에서 7.45이고(Beckingham, Coutu-Wakulczyk, & Lubin, 1993), 중국어판의 10.77(Chu, Lubin, & Sue, 1984), 스페인어판의 6.55(Lubin, Schoenfeld, Rinck, & Millham, 1980), 그리고 이스라엘판의 9.74(Lomranz, Lubin, Eyal, & Medini, 1981)과 비교한다면 상당히 높은 점수이다. 이같은 결과는 우리나라 정상 성인의 Beck 우울척도의 점수나 청소년 집단의 Y-DACL(Youth Depression Adjective Check List: Sung, Lubin, & Yi, 1992) 점수가 외국어의 대응집단의 점수에 비해 아주 높은 것과도 일치되는 결과이다. 우리나라 사람들이 외국인들에 비해 우울 측정지에서 높은 점수를 얻는 것에 대해서는 여러 가지 설명들이 제시되고 있으나, 현재로서는 이에 대한 체계적인 연구가 이루어지지 않았기 때문에 상세한 논의를 하는 것은 의미가 없다. 이에 대한 체계적인 접근의 첫 번째 단계는 영어로 된 척도와 우리말로 된 척도간에 생길 수 있는 언어문화적인 차이를 영어와 우리말을 같이 사용하는 재미교포 집단을 대상으로 검증하는 것이다. 만일 이에서 차이가 없다면 우리나라 사람들이 외국인들에 비해 더 우울하다고 보고하는 것으로 간주하고 그 이유에 대해 단계적으로 검토해 나가야 할 것이다.

한편, 본 연구의 정신과 환자 집단의 우울형용사체크리스트 점수의 평균은 21.34이었다. 이 점수는 최

근의 외국 연구(예, Beckingham et al., 1993; Lubin, Whitlock, Dale, Riesenmy, & DeSouza, 1996)에서 우울증 환자의 DACL 점수 평균이 16점에서 19점 정도로 나타났으며, 비우울증 환자 집단의 평균이 12점 정도인 것에 비한다면 상당히 높은 점수이다. 본 연구의 우울증 집단의 우울형용사체크리스트 점수의 평균은 23.88로 더 높다. 이에 관해서는 정신과 환자들을 대상으로 한 후속 연구들을 통해 좀더 검토될 필요가 있다.

둘째, 대학생 집단과 환자 집단 모두에서 남녀간 우울형용사체크리스트 평균 점수의 차이가 없었다. 이 결과는 일반적으로 여자가 남자에 비해 더 높은 우울 정도를 보이고 Beck 우울척도와 같은 우울측정치들에서도 더 높은 점수를 보인다는 이전의 연구 결과들(예, 이영호, 1993)과 일치하지 않는다. 본 연구에서 얻어진 다른 우울 측정치들에서의 성차를 살펴 보면, Beck 우울척도의 경우 대학생 집단에서는 남자 집단(평균=10.81)과 여자 집단(평균=11.27)간에 차이가 없었으나, 환자 집단에서는 남자 집단(평균=18.87)에 비해 여자 집단(평균=21.69)이 더 높은 점수를 보였다($p<.05$). 또한 무망감우울증척도의 경우 대학생 집단에서 남자 집단(평균=14.02)에 비해 여자 집단(평균=17.84)이 더 높은 점수를 보였다($p<.01$). 이같이 다른 우울측정치와는 달리 한국판 우울형용사체크리스트에서만 남녀간의 차이가 나지 않은 것은 이 척도의 특성에 기인하는 것으로 간주할 수 있으며, 이에 대해서는 앞으로의 연구를 통해 밝혀져야 할 것이다.

셋째, 한국판 우울형용사체크리스트의 문항들간의 내적 일관성을 알아보는 Cronbach α 와 반분신뢰도가 적절한 수준이었다. Cronbach α 가 대학생 집단과 환자 집단에서 각각 .92와 .93, 반분신뢰도가 .93과 .91로, 외국에서 사용되고 있는 DACL(DeSouza et al., 1994)이나 우리나라에서 사용되고 있는 Beck 우울척도, SDS, MMPI-D 등 다른 우울측정치들에 비해 다소 높은 편이었다(이영호, 송중용, 1991). 한편 2주간격의 검사-재검사 신뢰도는 .36으로 시간에 따른 안정성의 면에서는 보통 수준에 속하였다. 이는 본 체크리스트가 일시적인 정서 상태를 측정하는 척도라는

점에서 적절한 수준의 신뢰도를 보인 것이라 할 수 있다. 1주 간격으로 측정한 한국판 Y-DACL의 검사-재검사 신뢰도도 .26로 비슷한 정도를 나타냈으며(Sung et al., 1992), 1주 간격의 DACL 영어판의 검사-재검사 신뢰도도 비슷한 수준(.19 - .24)을 나타냈다(Lubin & Himelstein, 1976).

Lubin(1965)이 제작하였던 DACL은 모두 7개의 동형 척도로 구성되어 있으며, 이중 4개(A, B, C, D형)은 “지금 어떻게 느끼는가?”라는 지시를 주어 현재의 우울 상태(state)를 측정하는 척도이며, 3개(E, F, G형)은 “일반적으로 어떻게 느끼는가?”라는 지시를 주어 일반적인 우울 특성(trait)을 측정하는 척도이다. 본 연구에서 사용한 체크리스트는 현재의 우울 상태를 측정하는 목적으로 고안되었으나, 지시문을 바꾸어 제시하면 일반적인 우울 특성을 측정하는 도구로 사용될 가능성이 있다. 추후 연구에서 특성을 측정하는 지시문을 주었을 때 검사-재검사 신뢰도가 증가하는지를 검토할 필요가 있겠다.

넷째, 우울 증상을 측정하는 다른 척도들과의 공준타당도가 적절한 수준이었다. Beck 우울척도와와 상관이 대학생 집단과 환자 집단에서 각각 .64, .70이었으며, 무망감우울증척도와와 상관이 .66이었다. 이같은 결과는 외국 연구들에서 나타난 BDI와의 상관이 .38에서 .66 정도였던 것(Christenfeld, Lubin, & Satin, 1978; Lubin, 1965)에 비해 다소 높은 공준타당도를 나타내는 것이다.

무망감우울척도의 하위 차원과의 상관도 .54에서 .66으로 상당히 높은 편인데, 이는 본 체크리스트가 정서적 증상을 포함한 우울증의 여러 증상 차원들과도 관련된다는 것을 나타내 주는 결과이다. 한편 불안 측정하는 Beck 불안척도와 상관이 .35로 우울 척도에 비해 낮았는데, 이는 불안과 우울이 공유하는 부분이 있지만 서로 고유한 부분이 있다는 점을 감안할 때 적절한 수준의 상관계수라 할 수 있다.

다섯째, 본 체크리스트가 우울증 환자를 진단적으로 적절하게 변별할 수 있는지를 검토한 결과, 우울증을 변별하는 도구로서의 타당도가 입증되었다. 우선, 정신과 환자 집단에서 우울증과 다른 신경증 집

단을 잘 변별할 수 있다는 점이 진단 집단간 평균 차이가 검증에서 나타났다. 특히 신체형장애와 우울증을 잘 변별하였다. 그러나 불안장애와 우울증을 변별하는데에는 한계를 보였다. 불안장애중 우울형용사체크리스트 점수 평균이 가장 높은 집단인 강박장애 집단을 제외한 나머지 불안장애 환자들의 점수 평균은 20.65로 변량분석 결과 우울증 집단과 .01 수준에서 유의미한 평균 차이를 보였다. 이같은 결과는 대부분의 신경증 환자 집단과 우울증 환자 집단을 변별하는 도구로 본 체크리스트가 사용될 수 있는 가능성을 시사하는 것이다.

각 문항의 변별력을 검토하기 위해, 정신과 환자 집단과 대학생 집단에서 변별타당도지수를 산출하였다. 정상 대학생 집단에서는 Beck 우울척도 16점 이상을 우울증으로 간주하고 16점 이하인 집단과 사이의 변별타당도지수를 계산한 결과, 모든 문항의 변별타당도지수가 유의미하였다. 정신과 환자 집단에서는 우울증 집단과 나머지 집단을 변별하는 정도를 나타내는 변별타당도지수를 계산한 결과, 16문항에서 변별타당도지수가 유의미하였다. 본 체크리스트가 우울증 환자와 정상인을 잘 변별하는 문항들을 선정하여 제작되었기 때문에 이같은 결과를 나타낸 것으로 생각된다. 척도 제작시 사용되었던 표집과 유사한 정신인과 우울증 환자 또는 정상 우울 집단에 대한 변별력은 모든 문항에서 높지만, 척도 제작시 사용되었던 표집과 다른 비우울 정신과 환자 집단과 우울증을 변별해 내는데에는 일부 문항들이 변별력이 떨어지는 결과를 나타낸 것이라 할 수 있다. 이 결과는 다른 환자 집단을 대상으로 반복 검증될 필요가 있다.

여섯째, 우울형용사체크리스트가 우울증을 진단하는 도구로 사용될 수 있는지 탐색하기 위해 우울증을 가장 잘 변별할 수 있는 절단점을 남자 집단과 여자 집단에서 각각 찾았다. 그 결과 남자 집단에서는 20/21점이 가장 적절한 절단점으로 선정되었다. 즉 21점 이상인 경우에 우울증으로 진단할 때 적절한 민감도를 유지하면서 정확분류율이 최대가 되었다. 여자의 경우에는 18/19점이 적절한 절단점으로 채택되었다. 이 절단점들은 미국의 정신과 환자들을 대상으

로 한 연구들(Lubin & van Whitlock., 1993; Lubin et al., 1996)에서 보고된 DACL의 절단점들에 비해 상당히 높은 점수들이다. 이 연구들에서 보고된 절단점은 12/13점에서 16/17점 범위에 해당되었다. 이 연구들에서 얻어진 정확분류율은 .57에서 .76의 범위에 해당되었는데, 이에 비해 본 연구에서 얻어진 정확분류율(.67, .72, .72, .85)이 다소 높은 편이다. 본 연구에서 얻어진 민감도 역시 .83과 .87로 외국의 두 연구들에서 얻어진 민감도(.61에서 .84)에 비해 높은 편이었다. Lubin등의 연구(1996)에서 보고된 DACL을 통한 진단분류의 카파값이 .33에서 .47의 범위에 해당되었던 것에 비교하여 본 연구에서 얻어진 카파값(.33, .44, .45, .70)은 다소 높은 편이었다.

본 연구에서 실시된 Beck 우울척도를 사용하여 우울증 집단을 정상 대학생 집단과 신체형장애 집단과 가장 잘 변별하는 절단점을 찾은 결과, 남자 집단에서는 13/14점이었으며 여자 집단은 14/15점이었다. 이 절단점은 이영호와 송종용의 연구(1991)에서 얻어진 15/16점에 비해 1점 또는 2점이 낮은 점수이다. Beck 우울척도를 사용한 정확분류율은 남자 집단에서 .69와 .80이었으며, 여자 집단에서 .71과 .86이었는데, 이는 우울형용사체크리스트를 이용한 정확분류율과 거의 같은 정도였다. 한편 Beck 우울척도를 사용하였을 때 민감도가 .96에서 .97까지의 범위에 해당되었으며, 이는 우울형용사체크리스트를 사용하였을 때보다 높은 편이었다. 특정도의 경우에는 Beck 우울척도가 남자 집단이 .62와 .44, 여자 집단이 .75와 .44인데 비해, 우울형용사체크리스트가 각각 .83, .59, .62, .50으로 다소 높은 편이었다. 이 결과는 Beck 우울척도를 사용하여 우울증을 진단하는 것에 비해 우울형용사체크리스트를 사용하여 우울증을 진단하는 것이 정확분류율에서는 차이가 나지 않으나, 우울형용사체크리스트를 사용한 진단이 긍정오류의 비율은 더 낮아지고 부정오류의 비율은 더 높아질 수 있다는 점을 말해준다. 다시 말해 Beck 우울척도에 비해 우울형용사체크리스트가 우울증 환자를 우울증이라고 진단할 가능성은 낮지만, 우울증이 아닌 사람을 우울증이라고 진단할 가능성은 높다.

마지막으로, 요인분석을 통해 32 문항으로 구성된 우울형용사체크리스트의 요인구조가 우울형용사 21 문항과 긍정형용사 11 문항으로 된 이 요인 모델로 잘 설명될 수 있다는 결과를 얻었다. 이 결과는 정상 대학생 집단과 정신과 환자 집단에서 똑같이 나타났으며, 남녀 집단의 자료를 각각 요인분석하였을 때에도 마찬가지였다. 이러한 결과는 외국 연구들(예, Roth & Lubin, 1981; Whitlock, Lubin, & Noble, 1995)에서 얻어진 DACL의 요인분석의 결과와 일치하는 것이다. 앞에서 언급한 외국의 연구들에서 이 요인 모델에 의해 설명되는 변량이 전체의 31.0%에서 36.3%의 범위에 해당되는 것에 비교하여 본 연구에서는 정상 대학생 집단에서 38.66%, 정신과 환자 집단에서 43.74%로 더 많은 변량이 설명되었다. 이러한 결과는 앞으로 특성이 다른 여러 집단에서 교차타당화될 필요가 있겠다.

본 연구의 결과를 요약하면, 한국판 우울형용사체크리스트는 내적일관성의 면에서 신뢰로우며, 우울기분 상태의 변화를 민감하게 반영해 주는 척도이다. 또한 우울증상을 측정하는 다른 도구들과 높은 상관을 보이는 한편 불안증상을 측정하는 도구와는 어느 정도 변별이 되는 타당한 척도이다. 나아가 우울증과 다른 정신장애를 감별하는 도구로 타당하게 사용될 수 있다는 가능성이 시사되었다. 따라서 우울증의 진단 및 평가에 중요한 도구로 사용될 수 있으며, 우울증의 치료 성과 연구에 효과적으로 사용될 수 있을 것이다.

본 연구에서 얻어진 결과들이 다른 연령이나 학력을 가진 인구 전집에도 일반화될 수 있는지 검토하기 위해 보다 많은 연구들이 이루어져야 할 것이다. 또한 본 연구에서는 한국판 우울형용사체크리스트가 현재의 상태를 측정하는 도구로 사용되는 것에 대한 신뢰도 및 타당도를 검증하였는데, 지시문을 달리 하여 우울 특성을 측정하는 도구로 사용될 수 있는 가능성에 대한 탐색도 필요하다.

참고문헌

- 권석만 (1992). *Differential roles of dysfunctional attitudes and automatic thoughts in depression: An integrated cognitive model of depression*. Queensland 대학교 박사학위 논문.
- 동아출판사 편집부 편. (1976). *동아 국어대사전*. 서울: 동아출판사.
- 이영호 (1993). 귀인양식, 생활사건, 사건귀인 및 무망감과 우울의 관계: 공변량구조모형을 통한 분석. 서울대학교 박사학위 논문.
- 이영호, 송종용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 10권 1호, 98-113.
- APA (1987). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 3rd ed.-revised*. Washington, D. C.: American Psychiatric Association.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 893-897.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Beckingham, A. C., Coutu-Wakulczyk, G., & Lubin, B. (1993). French language validation of the DACL and MAACL-R. *Journal of Clinical Psychology*, 49, 685-695.
- Christenfeld, R., Lubin, B., & Satin, M. (1978). Concurrent validity of the Depression Adjective Check Lists in a normal population. *American Journal of Psychiatry*, 135, 582-584.
- Chu, C. R. L., Lubin, B., & Sue, S. (1984). Reliability and validity of the Chinese Depression Adjective Check Lists. *Journal of Clinical Psychology*, 40, 1409-1413.
- DeSouza, E. R., Lubin, B., & Zanelli, J. (1994).

- Norms, reliability, and concurrent validity measures of the portuguese version of the depression adjective check lists. *Journal of Clinical Psychology*, 50, 208-215.
- Hamilton, M. (1965). A rating scale for depression. *Journal of Neurology, Neurosurgery and Psychiatry*, 12, 56-62.
- Lomranz, J., Lubin, B., Eyal, N., & Medini, G. (1981). A Hebrew version of the Depression Adjective Check Lists. *Journal of Personality Assessment*, 45, 380-384.
- Lubin, B. (1965). Adjective checklists for measurement of depression. *Archives of General Psychiatry*, 12, 57-62.
- Lubin, B. (1981). *Depression Adjective Check Lists: Manual*(2nd ed.). San Diego, CA: Consulting Psychologists Press.
- Lubin, B., & Himelstein, P. (1976). Reliability of Depressive Adjective Check Lists. *Perceptual and Motor Skills*, 3, 1037-1038.
- Lubin, B., Schoenfeld, L. S., Rinck, C., & Millham, J. (1980). Reliability and validity of the Spanish Depression Adjective Check Lists: Psychiatric patients and normals. *Interamerican Journal of Psychology*, 13, 53-55.
- Lubin, B., van Whitlock, R., Dale, T. M., Riesenmy, K. R., & DeSouza, E. (1996). Further study of the diagnostic and screening efficiency of the ST-Depression Adjective Check Lists. *Journal of Clinical Psychology*, 52, 26-31.
- Roth, A. V., & Lubin, B. (1981). Factors underlying the Depression Adjective Check Lists. *Educational and Psychological Measurement*, 41, 383-387.
- Sung, H., Lubin, B., & Yi, J. (1992). Reliability and validity of the Korean Youth Depression Adjective Check List(Y-DACL). *Adolescence*, 27, 527-533.
- Van Whitlock, R., Lubin, B., & Noble, E. (1995). Factor structure of the state and trait versions of the Depression Adjective Check Lists. *Journal of Clinical Psychology*, 51, 614-625.
- Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12, 63-70.
- 원고접수일 1999. 3. 20
수정원고접수일 1999. 9. 9
게재결정일 1999. 11. 24 ■

A Study of the Reliability and Validity of the Depression Adjective Check List-Korean Version

Young-Ho Lee

The Catholic University of Korea

To test the reliability and validity of the Depression Adjective Check List-Korean version(K-DACL; Lee, 1993), 516 college students and 215 psychiatric patients including depression, anxiety disorders and somatoform disorders completed the K-DACL, BDI, BAI and Hopelessness Depression Scale(HDS; Lee, 1993). Internal consistency of the K-DACL was high($\alpha=.92, .93$), split-half reliability was high($r=.93, .91$), and test-retest reliability was moderately low($r=.36$) as expected. Concurrent validity estimates between K-DACL and BDI and HDS were moderately high($r=.64 - .70$) and the estimates between K-DACL and BAI was moderately low($r=.35$) as expected. The diagnostic efficiency of the K-DACL was good in differentiating depression group from somatoform disorder and normal group. Optimal cut-off score of the K-DACL was 20/21 in males and 18/19 in females. The factor analysis supported the existence of two underlying factors, 'negative moods' and 'positive moods', which was robust across sex and diagnosis.