

## 청소년 대상 단축형 13문항 Marlowe-Crowne 사회적 바람직성 척도의 요인 구조\*

박 중 규<sup>†</sup>

대구대학교 재활심리학과

단축형 Marlowe-Crowne 사회적 바람직성 척도를 507명의 중고생에게 실시하여 구성 요인 및 통계적으로 적합한 이론모형을 규명하였다. 자기-기만과 타인-기만(인상관리)의 2요인 구성모형과 하위요인을 가정하지 않은 1요인 구성모형의 적합도를 비교한 결과, 1요인 모형이 통계적으로 보다 양호한 것으로 판명되었다. 사회적 바람직성은 청소년의 자신감과 .19, 일상생활만족도와는 .23의 유의한 상호상관을 나타냈다. 아울러 사회적 바람직성이 상위 3% 이상에 해당되는 청소년은 그렇지 않은 청소년에 비해 유의하게 높은 자신감과 일상생활만족도를 보고하였다. 1요인 모형의 적합도가 좀 더 양호하게 산출된 것은 문항 수의 제한과 척도내용의 모호성에 근거한 결과였을 수 있으며, 측정도구에 따라 사회적 바람직성의 이론적 구성개념이 상이하게 검증될 가능성을 시사 했다. MC-13 척도는 전체로서 긍정적인 성격특성 및 긍정적 응답 편향을 측정하는 것으로 판단되었으며, 청소년을 대상으로 한 자기보고식 조사의 신뢰도와 타당도 제고에 활용 될 수 있을 것으로 기대되었다. 끝으로 본 연구의 한계와 추후 연구를 위한 제언을 제시하였다.

주요어 : 사회적 바람직성, Marlowe-Crowne, 긍정적 성격특성, 응답 편향

\* 본 연구는 2006년 대구대학교 학술진흥연구비 지원으로 작성된 논문임.

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding Author) : 박중규, 대구대학교 재활심리학과

E-mail : pjksy@daegu.ac.kr

사회적 바람직성은 자기보고형 검사에서 자신 및 타인에게 사회적으로 승인되는 방식으로 반응하려는 태세 또는 편파(Reber, 1995)의 일종이며, 이는 수집된 정보를 왜곡시키고 조사결과와 타당도를 위협하는 가외변인으로 간주되어왔다(Nederhof, 1985). Edwards(1957)는 ‘피험자가 자기를 기술했을 때 사회적으로 보다 바람직한 성격진술문으로 자신을 특징짓고 사회적으로 바람직하지 못한 것은 거부하려는 성향’이라고 이를 정의했다. 모든 심리검사의 측정대상은 자기보고나 외현적 행동관찰에 의해 유추될 수밖에 없는 이론적 대상(구성개념)인 경우가 대부분이기 때문에 피검사자의 의도에 따른 위장된 연출이 가능하며, 인지적 검사보다는 정의적 검사의 결과가 사회적 바람직성의 영향을 더 많이 받는 것으로 알려져 있다(김재은, 1998).

본래 사회적 바람직성을 측정하려면 문항 내용이 사회문화적으로 매우 드물게 나타나는 것이어야 하고, 이에 대한 반응여부는 정신병리 유무 등과는 무관해야 할 것으로 가정되었다(Crowne & Marlowe, 1960). 하지만 사회적 바람직성이 단순히 혼입을 야기하는 것 이상으로 각 개인마다 다르게 나타나는 성격특성의 일종인 승인욕구(need for approval)와 관련이 있다는 주장이 있었다(Reynolds, 1982). 심리검사에 대한 솔직한 응답이 명백히 자신에게 불리할 수 있는 경우에 사회적 바람직성의 영향이 증가한다는 사실이 불법약물 사용자(Johnson & Fendrich, 2005), 데이트 폭력 피해자(Bell & Naugle, 2007), 가정폭력 가해남성(Sugarman & Hotaling, 1997)의 경우 등을 통해 보고된 바 있다. McCrae와 Costa(1983)는 사회적 바람직성 척도점수가 5요인 성격이론의 신경증성 경향성 및 우울, 적개심, 온정성, 충동성, 외향성

등과 유의한 상관이 있다고 하였다. Brody, Wagner, Heinrichsb, Jamesec, Hellhammer & Ehlertb(2000)는 소방관의 경우, 아침의 구강타액 코티졸 수준과 사회적 바람직성은 .28의 상관계수를 보이며, 40세 이하인 경우 대처기제의 위축현상을 반영하는 정신생리적 기능부전 위험지표와도 유의한 상관을 보인다고 하였다.

사회적 바람직성 척도의 구성요인에 대한 최초의 연구는 Edward(1957)에 의해 제기되었다. 그는 MMPI-L 척도와 유사한 개념으로서 사회적 바람직성을 간주하여 단일요인으로 가정하였고, 긍정적인 반응 편파성의 일종이라고 하였다. 이후, Sackeim과 Gur(1978)가 무의식적 자기-기만(self-deception)과 의식 수준에서의 타인-기만(other-deception)으로 사회적 바람직성의 구성요인을 분류하였고, Paulhus(1984)는 이를 자기기만과 인상관리(impression management) 요인으로 재정의 하였다. 자기기만 요인은 본래적인 사회적 바람직성의 정의에 가까운 개념으로서 부지불식간에 자신을 긍정적으로 묘사하는 경향성이다. 이는 적응(Taylor & Brown, 1988), 낙관(Scheier & Carver, 1985), 자존심(Paulhus, 1991) 등과 연관성이 높았다. 이에 비해 인상관리 요인은 고의적으로 타인에게 자신을 긍정적으로 나타내려는 시도로서 상황적 요구나 일시적인 동기에 따라 다양하게 나타난다(Paulhus, 1991). 국내에서 이루어진 정보라(2005)의 연구에서 Paulhus의 BIRD-7(Balanced Inventory of Desirable Responding-7)을 대학생에게 실시한 결과 사회적 바람직성은 자기-기만적 고양과 인상관리 요인으로 나뉠 수 있다고 하였다. 이에 비해 김용석, 전수미, 이평순(2008)은 가정폭력 가해자로서 수강명령을 받았던 남성을 대상으로 Stober(2001)의 SDS-17

(Social Desirability Scale -17)을 도구로써 조사한 결과, 단일요인을 지지하는 결과를 보고하였으며 사회적 바람직성의 영향으로 가해남성들이 자신의 가정폭력 정도를 축소보고 한다고 했다.

구성개념이 일 요인이라면 Ewards(1957)의 주장처럼 사회적 바람직성은 반응양식(response style) 또는 반응태세(response set)의 일종이며, 이는 측정치 해석에 전반적인 혼입효과를 야기하는 정도로 해석될 수 있다. 반면, 사회적 바람직성이 Paulhus(1991)의 주장처럼 2개 이상의 구성개념으로 이루어진다면, 각각의 하위 요인은 그 나름대로 성격적 특질로서 기능할 수 있을 것이고 차원별로 이해되어야 할 것이다(Helmes & Holden, 2003). 사회적 바람직성과 연관이 깊은 성격적 개념은 억압인데, Furnham과 Petrides, Spencer-Bowdage(2002)는 억압 성격을 규명하는데 사회적 바람직성의 각기 다른 지표들은 차이가 없다고 했다. 이에 비해 Paulhus(1991)는 자기-기만은 정신분석적 방어기제인 무의식적 부인 방어의 개념과 유사하여 고양된 자존감과 연관이 클 것이라고 했고, 이에 비해 인상관리 차원은 의도적인 속임으로써 MMPI의 L척도와 연관성이 크고 사회적 인정을 추구하는 입장 방어의 개념으로 상이할 수 있다고 주장되기도 하였다. 이후 Paulhus(2002)는 사회적 바람직성이 2개의 상위 요인 아래에 각각 하위 요인을 2개씩 갖는 위계적인 구조를 가진 보다 복잡한 체계로서 이기주의적 편견(egoistic bias) 하에 자기-기만적 고양(self-deceptive enhancement)과 작인관리(agency management)의 하위차원이 있고, 도덕적 편견(moralistic bias) 하에 자기-기만적 부인과 교제관리(communion management)의 하위 차원이 있다고 보다 정교화된 모델을 제시하기도 하였

다. 다만 이론적 정교화에도 불구하고 Sackeim과 Gur(1978) 이래로 사회적 바람직성이 크게 자신과 관련된 내용 및 타인과 관련된 내용으로 구성된다는 이론적 가정은 지속된다고 할 수 있다.

Marlowe-Crowne의 사회적 바람직성 척도(이하 MC 척도)는 원래 33문항으로 개발되었다. 각 문항의 내용이 명백히 바람직한 것이기는 하였지만, 사실 상 그렇게 행동하기란 확률적으로 매우 어려운 내용으로 구성된 것이다(Crowne & Marlowe, 1960). Reynolds(1982)는 MC 척도를 13문항으로 단축하였으며, 이를 MC-13형으로 명명하였다. 박중규(2002)는 번안된 MC-13형 중 11문항을 이용하여 중고생을 대상으로 조사했을 때 MMPI-L척도와 .56 ( $p < .01$ )의 유의한 상관을 보이며, 탐색적 요인분석결과 3개 요인으로 구분될 수 있으며, 내용상으로는 2개 요인구분을 지지한다는 예비적 결과를 보고한 바 있다.

한국에는 대학생 및 중년 성인을 대상으로 한 사회적 바람직성 척도의 개발은 보고되고 있으나, 청소년을 대상으로 한 사회적 바람직성 척도의 적용은 미비된 상황이다. MC-13은 매우 간략한 도구로서 현장 활용성이 높을 것으로 기대되는데, 본 연구는 청소년을 대상으로 MC-13 사회적 바람직성 척도의 이론적 구성개념이 1요인 또는 2요인인지를 확인하고 이의 현장 활용 가능성을 타진하고자 했다.

## 방 법

### 연구대상

D광역시 소재 중고교에서 학급별로 질문지

를 시행하여 자료를 수집하였다. 회수된 530명의 자료 중에서 불성실 응답이 의심되는 자료 23부를 제외하고 총 507명(남 209명, 여 298명)의 자료를 토대로 분석하였다. 이중 중학 2, 3학년은 338명, 고 1, 2학년은 169명이었다.

#### 연구도구

##### MC-13 사회적 바람직성 척도

Reynolds(1982)가 33문항의 Marlowe-Crowne 척도를 요인분석과 문항 내적일치도 검증을 통해 13문항으로 축소한 것을 박중규(1999)가 번역하였고, 청소년을 대상으로 예비연구를 보고하였다(2002). 각 문항은 진위형으로 제시되고 사회적 바람직성 방향에 응답하면 1점을, 그렇지 않으면 0점을 부여한다. MC-13 중에서 11개 문항을 대상으로 청소년에게 시행한 결과 내적일치도는 .60, MMPI의 L척도와 상관계수는 .56으로 보고되었다. 본 연구에서는 13문항의 내적일치도는 .58이었다.

##### 한국판 청소년용 웰니스 척도의 자신감

홍대우(2008)가 보고한 한국판 청소년용 웰니스 척도 중에서 자신감 요인을 이루는 10문항으로서 Cronbach's  $\alpha$ 는 .85이다. 문항 예는 “나는 뭐든지 할 수 있다는 자신감이 있다.”, “나는 모든 일에 적극적이고 긍정적이다.”, “나는 미래를 위해 필요한 지식과 기술을 적극적으로 배운다.” 등이다. 본 연구대상의 응답을 기초로 한 Cronbach's  $\alpha$ 는 .76이었다.

##### 일상생활만족도 평정

류연지(1996)가 번안한 Satisfaction With Life Scale(SWLS)의 5문항을 7점 척도로 보고하도록

한 척도와 유사하게 본 연구를 위해 7문항에서 응답자의 기분을 11점 척도(0점 대단히 불만족 ~ 10점 대단히 만족)로 응답하게 하였다. 각 문항은 학교 선생님과의 관계, 나의 성적, 외모, 친구 관계, 부모님과의 관계, 형제와의 관계, 내 생활 전반에 대한 만족감이다. 점수범위는 0점에서 70점이며, 본 연구에서 평균값은 43.58점(SD=11.40), Cronbach's  $\alpha$ 는 .76이었다.

##### 통계적 분석방안

사회적 바람직성의 구성요인에 대한 선행연구에서 제기된 1요인 및 2요인 모형에 입각하여 1요인 모형의 경우 전체 문항이 사회적 바람직성을 구성하는 것으로, 2요인 경우에는 13문항이 자기-기만과 인상관리(타인-기만) 차원으로 나뉘는 것으로 가정하였다. 박중규(2002)에서와 같이 최대우도법, 사각회전, 2개 요인 지정의 탐색적 요인분석을 한 후, 그 결과를 기초로 AMOS 7.0을 이용하여 1요인 및 2요인 모형의 적합도를 산출하여 두 가지 이론모형의 적합도를 비교하였다.

부가적으로 한국판 청소년용 웰니스 척도의 자신감 하위척도 및 생활만족도와 상충상관 및 상위 3% 수준의 높은 사회적 바람직성을 보이는 청소년들이 자신감 및 생활만족도에서 그렇지 않은 청소년에 비해 통계적으로 차이를 보이는지 검증하였다.

#### 결 과

MC-13 척도의 반응분포 및 13개 전체 문항에서 해당문항을 제외한 Cronbach's  $\alpha$ 는 표와

표 1. MC-13 응답백분율 및 해당문항 제외 시 Cronbach  $\alpha$  계수

MC-13 문항	응답 백분율		$\alpha$ if item deleted
	예	아니오	
1. 남이 잘 된 것이 매우 부러웠던 적이 있다. (N)	92	8	.57
2. 내 뜻대로 하지 못할 때, 가끔씩 나는 분하게 느낀다.(N)	79	21	.56
3. 나에게 무엇을 부탁하는 사람들 때문에 가끔 짜증이 난다. (N)	58	42	.55
4. 내 능력이 너무 부족하다고 생각해서 어떤 일을 포기한 적이 있다.(N)	62	38	.56
5. 다른 사람이 격려해주지 않는다면, 간혹 내일을 처리하기가 힘들 것이다.(N)	51	49	.56
6. 나는 다른 사람을 이용해 먹은 경우가 몇 번 있다. (N)	43	57	.56
7. 누구와 얘기하건 간에 나는 항상 잘 들어주는 사람이다. (Y)	23	77	.58
8. 실수를 했을 때 나는 항상 기꺼이 실수를 인정하려고 한다 (Y)	25	75	.57
9. 다른 사람의 기분을 상하게 하는 말을 일부러 한 적은 없다. (Y)	46	54	.56
10. 나는 항상 예의 바르며 심지어는 내 마음에 들지 않는 사람한테도 그렇다. (Y)	32	68	.58
11. 사람들이 내 생각과 아주 다른 얘기를 할 때에도 지루하게 느낀 적이 없다. (Y)	37	63	.58
12. 뒷사람이 옳다는 것을 알면서도 반발심을 느낀 적이 있다.(N)	71	29	.56
13. 용서하거나 잊어버리지 못하고 때로 복수하려고 한 적이 있다. (N)	58	42	.54

( ) 안은 채점방향임.

같았다.

13개 문항 중에서 해당문항을 제외하였을 경우 전체 내적일치도 계수의 변화가 큰 경우는 나타나지 않았다. 다만 예상과 달리 3, 5, 6, 9, 13번 문항은 응답백분율에서 뚜렷한 방향성이 나타나지 않으며, 6번 문항의 경우에는 사회적 바람직성 방향으로 응답한 연구대상자가 오히려 더 많기도 하였다. 이러한 응답양상 탓인지 전체 내적일치도 계수는 다소 낮은 .58 이었다. 13개 문항에 대한 탐색적 요인분석 결과의 Scree 도표는 그림 1에 제시하였다.

2요인을 가정한 탐색적 요인분석에서 3, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13문항이 제 1요인을 구성

하면서 변량 10.89%를 설명했다. 문항내용들은 대인관계에서의 인상관리 및 타인-기만의 내용들로 구성되었다. 그 외, 1, 2, 4, 5문항이 하나의 요인으로 묶였는데, 이는 자기-기만의 내용에 잘 부합되었으며, 이는 3.45%의 설명 변량을 나타냈다.

1요인과 2요인의 요인분석 적합도 모형은 그림 2와 3에 제시하였으며, 편의상 표준화 회귀계수를 그림에 표기하였다.

표 2에 보듯이, 1요인 모형이 2요인 모형보다 양호한 모형으로 판단되었다. RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)에서 1요인 모형은 좋은 적합도, 2요인 모형도 보통이상의 적합도에 해당되는 결과였지만, 1요인 모

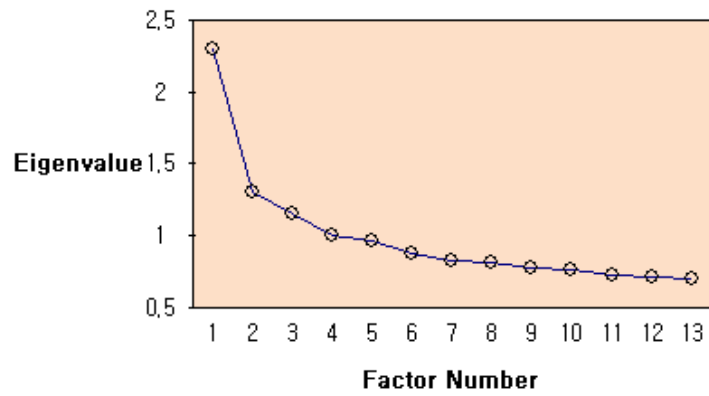


그림 1. MC-13 탐색적 요인분석의 Scree 도표

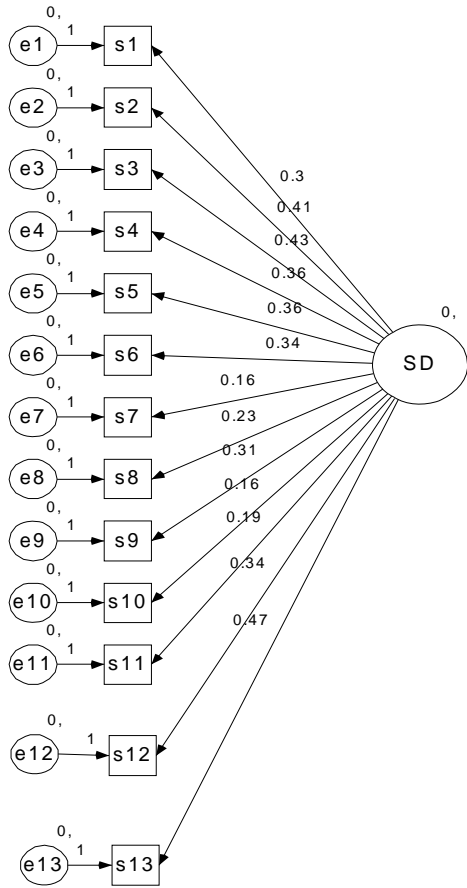


그림 2. 1요인 모형의 표준화 회귀계수

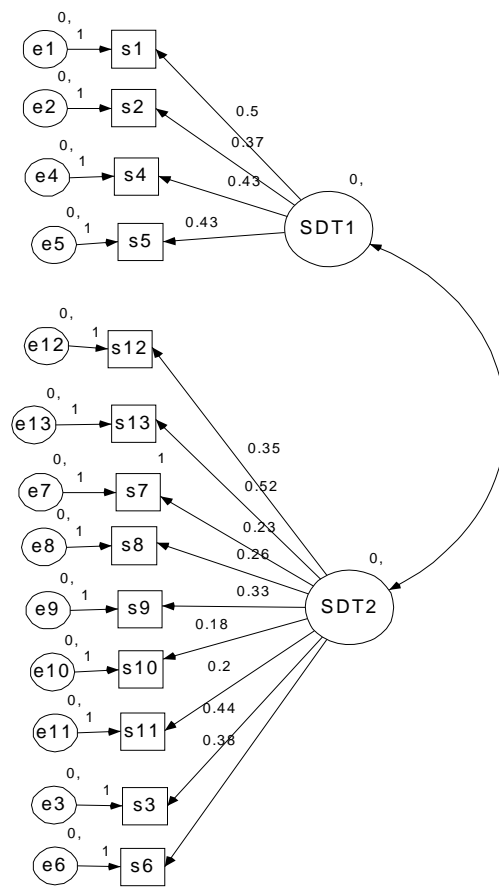


그림 3. 2요인 모형의 표준화 회귀계수

표 2. 모형의 적합도 비교

	$\chi^2$	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA
1요인	101.37 ( <i>df</i> =65, <i>p</i> =.003)	.73	.62	.88	.82	.87	.03
2요인	203.25 ( <i>df</i> =65, <i>p</i> =.000)	.45	.23	.55	.31	.51	.07

형만이 .90에 근접하는 기본적합도 수치들을 나타냈다. 아울러 큰  $\chi^2$  값 때문인지, NFI .73 및 RFI .62 의 만족스럽지 못한 양상으로 1요인 모형도 통계적으로 충분히 만족스럽지는 못했다. 다만 1요인 모형이 2요인 모형에 비교할 때 상대적으로 양호하다고 할 수 있었다.

청소년을 대상으로 MC-13 사회적 바람직성 척도는 평균 5.61, 표준편차 2.44, 중앙값6.0, 정적편포도 .35(그림 4)를 나타냈으며, 한국판 청소년용 웰니스 척도의 자신감과  $r = .19, p < .01$ , 일상생활만족도 평정과는  $r = .23, p < .01$  의 유의한 상관을 나타냈다. 사회적 바람직성 점수가 상위 3% 내외에 해당되는 11점 이상인 17명과 11점 미만인 나머지 인원을 비교했을 때, 웰니스 자신감의 경우 사회적 바람직성 상위 3% 집단은 평균 31.88점, 미만집

단은 28.02점을 나타내어 통계적으로 매우 유의한 차이를 보였다,  $t=2.38, df=505, p=.02$ . 일상생활만족감 평정의 경우에도 상위3% 집단은 평균 51.47점이나 미만집단은 43.31점으로 통계적으로 유의한 차이를 보였다,  $t=2.93, df=503, p=.01$ .

### 논 의

MC-13형 단축형 사회적 바람직성 척도는 중고교 청소년을 대상으로 전체 총점으로서 자기-고양 및 자기-기만, 타인-기만의 내용구분 없이 혼재된 1요인 모형의 통계적 적합도가 2요인 모형에 비해 양호하였다. 아울러 사회적 바람직성은 자신감 및 일상생활 만족도

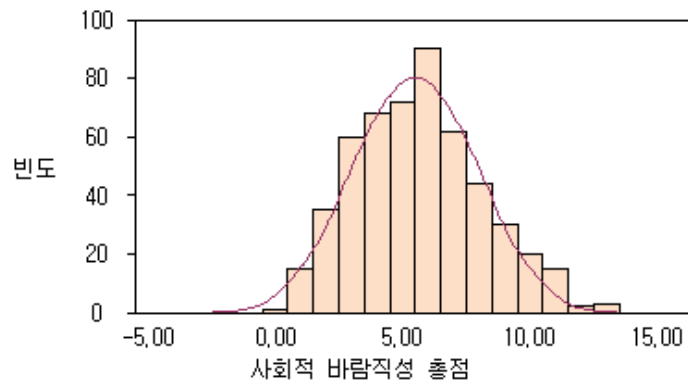


그림 4. 사회적 바람직성 총점 분포

와 유의한 상관이 있었다. 또한 사회적 바람직성이 상위 3%에 해당되는 응답자의 경우에는 그렇지 않은 응답자에 비해서 뚜렷하게 자신감 및 일상생활 만족도를 높게 나타냄으로써 자신을 특성을 긍정적으로 보고하는 청소년이 사회적 바람직성도 높게 나타냄을 보여 주었다.

박중규(2002)가 시행한 탐색적 요인분석의 결과로는 MC-13의 구성요인이 적어도 2개 내지는 3개의 하위요인일 수 있음이 제기되었고, 그림 1의 Scree 도표에서도 1요인 외에 2, 3, 4 요인까지 고유값(eigenvalue)이 1.0을 상회함으로써 3 또는 4요인 모형까지도 고려의 여지가 있을 수 있었다. 이러한 다요인의 가능성은 이미 Paulhus(2002)에서 제기된 바 있다.

반면 선행연구(박중규, 2002)에 비해 2배 이상의 사례수로부터 도출된 결론은 탐색적 요인분석의 결과로부터의 기대와는 달리 1요인 모형에 보다 부합되는 결과였다. MC-13에 대한 청소년의 응답분포에서 전체 중 5개의 문항이 뚜렷한 응답방향을 나타내지 않았고, 6번 문항은 청소년기 규범행동으로써 57%가 사회적으로 바람직한 방향으로 응답하기도 하였다. 이러한 결과는 이론적으로 사회적 바람직성이 자기기만과 타인기만으로 나눌 수 있다는 가정과 달리 문항내용의 구분이 실제로는 나타나지 않은 결과라고 할 수 있었다. 이는 김용석 등(2008)의 연구에서 사용된 SDS-17 사회적 바람직성 척도의 경우에도 16개의 적은 문항, 응답방향의 모호성, 문항 내용구분의 불명료성과 관련하여 통계적으로는 단일 요인 모형에 부합되는 결과가 나타난 것과 비슷한 양상이라고 판단되었다. 통계적으로 1요인 모형의 적합도가 좀 더 양호하게 산출된 것은 문항 수의 제한과 척도내용의 모호성에 근거

했을 수 있으며, 이는 문항간 내적일치도가 .58 이라는 점에서도 추론될 수 있는 상황이었다. 결론적으로 BIRD-7 같이 다수의 문항으로 구성된 사회적 바람직성 척도로부터 산출된 다요인 모형은 소수 문항으로 구성된 도구에서는 반복검증 되지 못하는 것 같았다.

사회적 바람직성이 극단적으로 높게 나타난 상위 3% 수준의 응답자들이 긍정적인 특성이 라고 할 수 있는 자신감과 일상생활만족도에서 나머지 응답자들에 비해 유의하게 높은 점수를 나타낸 것은 우선은 사회적 바람직성 자체가 긍정적인 성격특성을 반영한다는 선행연구(Paulhus, 1991; Scheier & Carver, 1985; Reynolds, 1982)와 같은 맥락에서 해석될 수 있다. 하지만, 이는 또한 김용석 등(2008)이 지적한대로 자신에게 불리한 응답상황에서 명백하게 긍정적인 반응편파를 나타내는 경향성일 수도 있다. 이는 자기보고형 성격검사나 조사를 통한 자료의 해석 시에 사회적 바람직성을 염두에 두고 극단적인 반응편향 자료의 해석에는 주의를 두어야만 함을 의미하는 것이다.

13개 문항으로 구성된 단축형 MC-13 사회적 바람직성 척도를 청소년에게 실시한 결과 통계적으로는 2요인 모형보다는 단일구성요인을 지지하는 결과가 산출되었다. 이는 청소년의 경우 일반 성인과는 다소 상이하게 사회적 바람직성의 자기기만과 타인기만의 2개 차원을 구분하여 경험하지는 않음을 시사하는 결과일 수도 있다. 반면 본 연구결과는 13개 문항의 측정도구가 갖는 심리측정적 한계 탓에 나타난 것 일 수도 있다. 아울러 극단적으로 상승된 사회적 바람직성을 보고하는 청소년은 긍정적 성격적 특성으로써 또한 의도적인 긍정편향으로써 그렇지 않은 청소년에 비해 높은 자신감과 일상생활만족도를 보고하는 양상



이었다.

사회적 바람직성의 구성요인에 대해서는 보다 광범위한 연구자료가 필요할 것으로 판단 되었으며, 청소년기의 특성을 반영하는 보다 타당한 척도의 개발도 중요한 과제라고 판단 되었다. 잠정적으로 본 연구결과는 청소년용 조사연구에서 조사결과의 신뢰도와 타당도를 위협하는 사회적 바람직성을 측정하고 통제하는데 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

### 참고문헌

- 김용석, 전수미, 이평순 (2008). 한국어판 사회적 바람직성척도의 신뢰도와 타당도 평가-가정폭력 가해 남성을 대상으로-. *사회복지연구*, 38, 5-32.
- 김재은 (1998). 심리검사의 활용. 서울: 중앙적성출판사; 45.
- 박중규 (1999). 아동의 방해적 문제행동에 대한 인지-행동적 부모훈련과 행동적 부모훈련의 치료효과 비교. 연세대학교 박사학위 청구논문.
- 박중규 (2002). 청소년용 사회적 바람직성 척도개발을 위한 예비 연구, *인제의학*, 23(4), 493-500.
- 정보라 (2005). 사회적 바람직성의 구인 탐색. 이화여자대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 홍대우 (2008). 청소년 웰니스 척도 개발 및 웰니스 프로그램의 효과. 경북대학교 박사학위 청구논문.
- Bell, K. M., & A. E. Naugle. (2007). Effects of social desirability on students self-reporting of partner abuse perpetration and victimization. *Violence and Victims*, 22(2), 243-256.
- Brody, S., Wagner, D., Heinrichsb, M., Jamesec, A., Hellhammer, D., & Ehlertb, U. (2000). Social desirability scores are associated with higher morning cortisol levels in firefighters. *Journal of Psychosomatic research*, 49, 227-228.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 24, 349-454.
- Edwards, A. L. (1957). *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Furnham, A., Petrides, K. V., Sarah Spencer-Bowdage. (2002). The effects of different types of social desirability on the identification of repressors. *Personality and Individual Differences*, 33, 119-130.
- Helmes, E., & Holdne, R. R. (2003). The construct of social desirability: one or two dimensions? *Personality and Individual Differences*; in press.
- Johnson, T., & M. Fendrich. (2005). Modeling sources of self-report bias in a survey of drug use epidemiology. *Annual Epidemiology*, 15, 381-389.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1983). Social desirability scales: more substance than style. *Journal Con Clinical Psychology*, 51, 882-888.
- Nederhof, A. J. (1985). Methods of coping with social desirability bias: a review. *European Journal of Social Psychology*, 15, 263-80.
- Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 598-609.

- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver., & L. S. Wrightsman. (Eds.), *Measurement of Personality and Social Psychological Attitudes*(pp.17-59). New York: Academic Press.
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The revolution of a Construct In H. I. Braum, D. N. Jackson, & D. E. Wiley. (Eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement*(pp.49-69). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Reber. (1995). Dictionary of Psychology. (2nd Eds.). Penguin: London; p.730-731.
- Reynolds, W. M. (1982). Development of reliable and valid short forms of the Marlowe Crowne Social Desirability Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 38, 119-125.
- Sackeim, H. A., & Gur, R. (1978). Self-deception, self-confrontation, and consciousness. In G. E. Schwartz, & D. Sharirom. (Eds.), *Consciousness and self-regulation: advances in research, Vol 2*, New York: Plenum: p.139-197.
- Scheier, C. A., & Carver, C. S. (1985). Optimism, coping, and health Assessment and implications of generalized outcome expectations. *Health Psychology*, 4, 219-247.
- Stober, J. (2001). The social desirability scale-17 (SDS-17): Convergent validity, discriminant validity, and relationship with age. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(3), 222-232.
- Sugarman, D. B., & G. T. Hotaling. (1997). Intimate violence and social desirability: A meta-analytic review. *Journal of Interpersonal Violence*, 12(2), 275-290.
- Taylor, S. E., & Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social-psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin*, 103, 193-210.
- 원고접수일 : 2009. 10. 31.  
게재결정일 : 2009. 11. 30.

## The Constructs of the Marlowe Crowne 13 Items Social Desirability Scale in Korean Adolescence

Joong-Kyu Park

Daegu University

The purpose of this study is to identify the constructs of 13 items Marlowe-Crowne social desirability(SD) scale in Korean adolescence. 507 adolescent students conducted this scale with a confidence inventory and self-rated daily life satisfaction scale. The results showed 1 factor model was superior to 2 factors model which assumed self-deception and other-deception(impression management) in confirmatory factor analysis with AMOS 7.0. SD showed significant correlation with confidence .19, and daily satisfaction .23 on each. Adolescents who scored upper 3% SD score showed higher results in confidence and daily satisfaction significantly compared to the other 97% students. It means MC-13 SD score had somewhat different interpretation in relation to positive personality traits or response bias tendency. It showed the meaning of SD were changeable with its' measurement devices. If the SD scale have few items and somewhat nonobvious item contents, it would be likely to show 1 factor construct compared to the SD scales have a few items and more obvious items. Lastly we discussed the limits of this study and the suggestions for facilitating more studies for the SD.

*Key words* : social desirability, Marlowe-Crowne, positive personality traits, response bias