

〈Brief Report〉

## 섭식억제 척도의 개발<sup>\*</sup>

이 민 규<sup>†</sup>

한덕웅

국립서울정신병원 임상심리과

성균관대학교 심리학과

본 연구는 섭식억제 수준을 측정하는 척도를 개발하기 위한 목적으로 이루어졌다. 필자는 Herman과 Polivy(1980)가 개발한 섭식억제척도의 문제점을 개선하여 인지, 정서 및 행동의도의 세 차원으로 이루어진 새로운 척도를 구성하였다. 이 척도의 총 문항 수는 15개 문항이며 각 차원별 5개 문항으로 이루어져 있다. 전국 8개 대학교에 재학중인 여학생 609명을 대상으로 이 척도의 신뢰도, 구성개념타당도 및 준거관련 타당도를 알아보았다. 그 결과, 이 척도의 신뢰도는 Cronbach  $\alpha = .92$ 였으며, 세 차원 모형에 대한 확인적 요인분석결과도 만족스러웠다(RMSEA=.0862, CFI=.932, GFI=.883, NNFI=.918). 그리고 이 척도의 세 가지 차원을 예언변인으로 하고 지난 1년 동안의 음식억제 횟수와 최근 2주 동안의 음식억제 횟수를 각각 46.7%와 32.5%를 설명하였다. 이 연구의 제한점과 앞으로 연구방향이 논의되었다.

주요어 : 섭식억제척도, 섭식억제, 억제된 섭식, 신뢰도, 타당화

\* 본 논문의 일부 내용은 1999년도 한국심리학회 연차학술대회에서 발표되었다.

† 교신저자(Corresponding Author) : 이 민 규 / ☎143-711 서울 광진구 증곡동 30-1 국립서울정신병원 임상심리과 / E-mail: RMK92@chollian.net

섭식을 억제하는 수준을 측정하는데 가장 널리 사용되고 있는 척도로는 Herman, Mack, 및 Polivy가 몇 차례에 걸쳐서 개발한 섭식억제척도를 들 수 있다. Herman과 Mack(1975)은 만성적 섭식억제 수준을 측정하기 위하여 5문항으로 된 척도를 처음 개발한 바 있다. 이 척도의 Cronbach  $\alpha$ 는 .65였다. 그 후 Herman과 Polivy(1975)는 섭식억제 행동과 체중의 변화에 관한 관심을 나타내는 6문항을 추가하여 총 11문항으로 섭식억제척도를 개정하였다. 그 후 현재 사용되고 있는 10문항의 섭식억제척도로 수정하였다(Herman, & Polivy, 1980).

섭식억제자의 섭식행동을 다른 대부분의 이전 연구들은 이 척도를 사용하여 섭식억제 수준을 측정하였다. 그러나 이 섭식억제척도의 문항들을 살펴보면 체중의 변동, 다이어트 횟수, 혼자 있을 때 폭식 행동, 음식에 대한 생각 등과 관련된 문항으로 구성되어 있다. 특히 체중 변동에 관련된 문항이 4문항으로 전체 문항의 40%를 차지하고 있다.

이 척도를 사용한 연구 결과들을 종합해 보면 체중의 변동은 비만 수준과 높은 정적 상관이 있어서, 비만인 사람은 섭식을 억제하지 않더라도 체중 변동이 크기 때문에 Herman과 Polivy의 수정된 섭식억제척도에서 높은 점수를 받게 된다(Wardle, 1986). 또한 이 척도를 사용한 연구들을 보면 원저자들이 처음 이 척도를 개발할 때 의도한 섭식억제의 인지적 측면보다 섭식억제 행동 후에 이 행동들의 결과로 나타나는 체중의 변화를 측정하고 있다. 따라서 섭식억제척도가 인지, 행동 및 섭식억제 행동 후의 체중 감소 등을 포함하기 때문에 척도의 이론적 배경과 실증 연구에서 문제점을 내포하고 있다. 섭식억제 수준과 섭식행동의 관계를 다른 연구들에서 결과가 일관되지 않게 나온 이유들 가운데 이 척도의 구성 성분이 잘 정의되지 못한 점도 그 이유의 하나일 수 있다.

따라서 본 연구에서는 기존 섭식억제척도의 이런 문제점을 개선하고자 한다. 구체적으로 말해서, Herman과 Polivy(1980)가 섭식억제를 “먹고 싶은 충동과 대항해서 싸우는 인지적 노력”으로 정의하고 있다. 이 정의는 음식섭취를 억제하기 위해서 의도적으로

계획하고 인지적으로 억제된 식사를 결정하는 과정을 포함한다. 이 과정에 정서적 요인도 중요한 섭식억제의 결정요인이 될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 우선 섭식억제 행동이나 섭식억제 행동으로 초래되는 결과와 구분되는 선행 결정 요인들 가운데 중요한 구성개념을 섭식억제의 인지차원, 정서차원 및 행동의 도차원으로 나누었다. 달리 말하자면 본 연구에서는 섭식억제와 관련된 인지, 정서, 행동의도가 다차원적으로 섭식억제 행동에 영향을 미친다고 가정한다. 즉, 섭식억제는 인지라는 하나의 차원보다 정서와 행동의 도라는 차원이 추가로 구성개념에 추가될 때 더 잘 설명될 수 있다. 여기서 인지차원은 음식 억제에 대해서 생각하거나, 먹는 음식에 대한 주의 등 섭식억제에 관련된 생각들을 측정하는 문항으로 구성된다. 또한 정서차원은 섭식억제에서 느끼는 자신의 감정을 측정하는 문항으로 구성된다. 그리고 행동의도차원은 의도적으로 섭식을 억제하려고 노력하는 의도와 관련된다. 이 연구는 이처럼 세 차원으로 이루어진 섭식억제척도를 개발할 목적으로 이루어졌다.

## 방법

### 조사 대상

본 조사는 서울(314명), 충청도(70명), 전라도(112명) 그리고 경상도(140명)에 소재하는 8개 대학교의 여대생 636명을 대상으로 실시되었다. 전체 자료 가운데 각 문항에 하나 이상의 결측치가 있는 자료를 제외한 609명의 자료를 최종 분석 대상으로 하였다. 본 연구에서 조사 대상자를 여대생으로 국한시킨 이유는 섭식억제 문제가 남자보다 여자에게 상대적으로 더 많이 일어나고 있기 때문이다.

### 질문지의 구성 및 문항 선정

#### 섭식억제척도

우선 섭식억제척도의 인지(16문항), 정서(13문항) 그

리고 행동 의도(17문항) 차원을 측정할 수 있는 예비 문항(총 46문항)을 만들었다. 예비문항 구성에서 이민규, 이영호, 박세현, 손창호, 정영조, 홍성국, 이병관, 장필립 및 윤애리(1998)의 한국판 식사태도검사-26, Herman과 Polivy(1980)의 섭식억제척도, Garner(1991)의 식사장애척도-2, Van Strien, Frijters, Bergers 및 Defares(1986)의 Dutch 식사행동 질문지 그리고 Stunkard와 Messick(1985)의 삼요인 식사 질문지를 참고하였다.

인지차원과 행동의도차원에 해당하는 문항은 Likert 7점 척도로 자신과 일치하는 정도를 '전혀 그렇지 않다(0점)'에서 '매우 그렇다(6점)' 사이에 반응하도록 되어 있다. 반면 정서차원에 해당하는 문항은 7점의 미미분 척도로 '내가 음식섭취를 억제하는 행동에 대해 나쁜... 이라는 지문아래 양극에 반대되는 단어가 제시되고 그 사이에서 반응하도록 하였다. 46개 예비문항을 먼저 각 차원 별로 구성개념과 내용상 적절한 문항들을 선정하여 요인분석하였다. 각 차원별로 요인부하량과 신뢰도를 검토하였다. 이어서 세 차원에 해당하는 문항들이 섭식억제척도를 구성하는데 적절한지 알아보기 위하여 문항 선정에 사용되지 않은 다른 표집에 확인적 요인분석을 실시하였다. 마지막으로 이 척도로 음식억제 행동을 어느 정도 설명할 수 있는지를 알아봄으로서 이 척도의 준거관련 타당화를 실시하였다.

### 섭식억제 행동

준거 관련 타당화를 실시하기 위하여 지난 1년과 최근 2주 동안의 섭식억제 행동과 관련된 6개 문항으로 질문하였다. 6개 질문의 측정 방법을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다: ① '지난 2주 동안 의도적으로 한끼 이상 굶 없다'와 ② '지난 2주 동안 먹고 싶은 음식이 있어도 참았다'는 지난 2주 동안 자신의 매일 매일의 식사 행동을 잘 생각해 보고 '어제부터 14일 전까지' 14일 동안 매 날짜마다 그런 행동을 했으면 ○표, 그렇지 않으면 × 표를 네모 칸에 표시하게 하여 ○인 날의 숫자를 세어 측정하였다. ③ 지난 1년 동안 다이어트 시도 횟수와 ④ 지난 2주 동안 다이어트 시도 횟수는 그 횟수를 직접 기록하게 하였

다. 그리고 ⑤ 지난 1년 동안 음식의 억제 횟수와 ⑥ 최근 2주 동안 음식의 억제 횟수는 아주 적다(0점)에서 아주 많다(6점)의 7점 Likert 척도에서 반응하게 하였다. 그리고 질문지 앞부분에 "이 질문지에 나오는 '음식섭취억제(억제된 식사)'라는 말은 체중감소를 위해서 자신이 먹고 싶은 양이나 열량보다 더 적게 먹는 경우를 말합니다."라고 명시해 두었다.

### 자료분석

먼저 전체 조사 자료를 무작위 방법으로 문항선정을 위한 표본(N=305)과 교차타당화를 위한 표본(N=304)의 2개 표본으로 나누었다. 구성개념 타당도를 알아보기 위해서 먼저 탐색적 요인분석을 하였다. 그런 후 문항 선정에 사용되지 않은 조사 대상자의 자료를 사용하여 확인적 요인분석을 함으로써 구성개념의 교차타당화를 하였다. 그리고 준거관련 타당화 전략을 사용하여 섭식억제척도의 세 차원들이 지난 1년과 최근 2주 동안의 음식 억제와 관련된 행동들을 설명하는 정도를 동시회귀분석으로 알아보았다. 마지막으로 최종 선정된 문항을 기초로 내적일치도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )를 산출하여 각 하위 차원의 신뢰도를 살펴보았다.

자료분석에 사용된 통계프로그램은 SPSS 10.0 for Windows였다.

### 결과

#### 문항선정

섭식억제척도의 세차원의 구성개념에 적합한 내용을 먼저 선정하여, 선정된 문항들로 요인분석과 신뢰도 검증을 하였다. 요인분석의 모형은 공통요인 모형이었고, 기초구조의 추출방법으로 주축분해방법을 사용하였으며, 공통분은 중다상관제곱차(SMC)로 추정하였다. 요인수를 정할 때는 누적분산비율과 해석 가능성을 고려하여 요인 수를 결정하였다. 또한 요인의

해석을 용이하게 하기 위하여 Varimax 방법으로 직교 회전시켰다. 차원별 요인분석 결과와 신뢰도 계수를 살펴보면 다음과 같다.

#### 인지차원.

16개의 예비문항을 내용 분석한 결과 5개 문항이 구성개념에 적합하다고 판단되었다. 따라서 이 5문항을 요인분석하고 신뢰도를 산출하였다. 표 1에 요인분석 결과와 신뢰도계수가 제시되어 있다. 표 1에서 보는바와 같이, MSA가 .77로 나타났다. MSA(Measure of Sampling Adequacy)는 요인분석을 하려는 변인들간의 상관계수를 제곱하여 합한 값과 이를 변인들의 부분상관계수를 제곱하여 합한 값을 비교하는 지수로서, Kaiser(1974)는 .50 이하 일 때 요인분석을 해서는 되지 않는(unacceptable) 수준, .50~.59는 비참한(miserable) 수준, .60~.69는 보통(mediocre) 수준, .70~.79는 중간(middling) 수준, .80~.89는 가치있는(meritorious) 수준, .90 이상은 놀라운(marvelous)수준이라는 제안에 비추어 볼 때 본 연구에 사용된 분석자료의 MSA .77은 요인분석을 하기에 적절한 상관행렬이라고 할 수 있다.

요인분석 결과를 보면 한 요인이 추출되었으며 설명 변량은 1.98로 전체변량의 39.6%를 설명하였다. 신뢰도 분석에서 Cronbach  $\alpha$  가 .75로 나타났다. 이 결과들은 인지차원의 신뢰도가 만족스러우며 단일 요인구조임을 시사한다.

#### 정서차원.

인지차원과 마찬가지로 정서차원에 해당하는 13개의 예비문항 가운데 이 차원의 구성개념에 적합하다고 판단된 5개 문항을 선정하여 요인분석과 신뢰도 검증을 하였다. 표 2에 요인분석 결과와 신뢰도계수가 제시되어 있다. 표 2에서 보는바와 같이, MSA가 .79로 요인분석하기에 적절한 상관행렬을 보였고, 한 요인이 추출되었다. 설명 변량은 2.92로 전체변량의 58.4%를 설명하였다. 신뢰도 분석에서 Cronbach  $\alpha$  가 .87로 나타났다.

#### 행동의도차원.

17개의 행동 의도 차원 예비문항 가운데 이 차원의 구성개념에 적합한 5개 문항을 선정하여 요인분석과 신뢰도 검증을 하였다. 표 3에 요인분석 결과와 신뢰

표 1. 인지차원 문항의 요인부하량 및 신뢰도 계수

문 항	요 인		신뢰도 계수	
	부하량	공통분 상관	총점-문항 제거시 $\alpha$	자기문항 $\alpha$
v3 먹고 있는 음식에 대해서 신경을 쓴다	0.79	0.63	0.65	0.65
v27 나는 몸매를 위해서 먹지 말아야 할 음식을 자주 생각한다	0.71	0.50	0.61	0.67
V2 음식을 억제해야 한다는 생각이 수시로 떠오른다	0.68	0.47	0.55	0.69
v15 일상적으로 먹는 음식의 칼로리를 잘 알고 있다	0.45	0.20	0.39	0.74
v24 어떤 음식을 먹을지에 대해서 많은 시간을 들여서 생각한다	0.43	0.18	0.37	0.75
요인의 설명변량			1.98	( $\alpha = 0.75$ )
Kaiser의 표집적절성 : Over-all MSA = 0.77				

표 2. 정서차원 문항의 요인부하량 및 신뢰도 계수

문 항	요 인		신뢰도 계수	
	부하량	공통분	총점·문항	자기문항
			상관	제거시 $\alpha$
A2 나쁘다 - 좋다	0.81	0.66	0.75	0.84
A13 만족스럽다 - 불만스럽다	0.78	0.61	0.72	0.84
A10 비호의적이다 - 호의적이다	0.77	0.59	0.71	0.84
A11 긍정적이다 - 부정적이다	0.75	0.57	0.70	0.85
A1 유쾌하다 - 불쾌하다	0.70	0.49	0.64	0.86
요인의 설명변량		2.92	$(\alpha = 0.87)$	
Kaiser의 표집적절성 : Over-all MSA = 0.79				

표 3. 행동의도차원 문항의 요인부하량 및 신뢰도 계수

문 항	요 인		신뢰도 계수	
	부하량	공통분	총점·문항	자기문항
			상관	제거시 $\alpha$
v14 체중을 조절하기 위해서 식사 때 일부러 적은 양을 먹으려고 노력한다	0.86	0.74	0.81	0.90
v18 체중 증가를 막기 위해서 의도적으로 식사를 억제하려고 노력한다	0.85	0.73	0.81	0.90
v10 체중이 늘지 않도록 식사 사이에는 간식하지 않으려고 노력한다	0.85	0.72	0.80	0.90
v11 체중 때문에 저녁 식사 후에는 아무것도 먹지 않으려고 노력한다	0.82	0.67	0.78	0.90
V6 식사 때 먹고 싶은 양보다 적게 먹으려고 노력한다	0.80	0.64	0.76	0.91
요인의 설명변량		3.49	$(\alpha = 0.92)$	
Kaiser의 표집적절성 : Over-all MSA = 0.89				

도계수가 제시되어 있다. 표 3에서 보는바와 같이, MSA가 .89로 요인분석하기에 적절한 상관행렬을 보였고, 한 요인이 추출되었다. 설명 변량은 3.49로 전체변량의 69.8%를 설명하였다. 신뢰도 분석에서 Cronbach  $\alpha$ 가 .92로 나타났다.

세 차원으로 이루어진 이 설식억제척도의 전체 신뢰도 계수는  $\alpha = .91$ 로 만족스러웠다.

#### 확인적 요인 분석(세 차원 모형검증)

설식억제척도가 이론적으로 가정한 세 차원으로 이루어져 있는지를 알아보기 위하여 문항선정과정에서 선택된 문항, 즉 각 차원 당 5문항 씩 총 15개 문항으로 교차타당화 집단을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석도구로는 WINDOWS LISREL 8.12a

표 4. 설식역제척도의 모형 검증에 사용한 공변량행렬 (15문항)

	v2	v4	v16	v33	v40	a1	a2	a10	a11	a13	v6	v11	v12	v15	v19
3.2128															
1.7591	2.8213														
1.2880	1.3508	2.5109													
0.8332	1.0258	0.8626	2.6074												
1.6265	1.3747	1.4096	1.1649	2.9074											
0.6957	0.4281	0.5437	0.0961	0.5022	2.3030										
0.7958	0.4053	0.4138	0.0464	0.6052	1.5112	2.1964									
1.2081	0.8108	0.6194	0.3607	1.0394	1.1979	1.4859	2.3280								
1.3906	0.8338	0.7100	0.3414	1.0858	1.3078	1.6034	2.0034	2.51334							
0.7345	0.3854	0.2600	0.0176	0.5650	1.4569	1.5187	1.5638	1.68233	2.56207						
1.9040	1.6213	1.1957	0.6417	1.4125	0.6153	0.7799	1.0094	1.10579	0.64067	2.67215					
1.5640	1.4599	1.4069	0.6373	1.2821	0.6903	0.6856	0.9988	1.01691	0.55892	1.79411	2.80064				
2.1508	1.6254	1.3398	0.6639	1.4497	0.9023	0.9110	1.2215	1.28590	0.88809	2.00062	2.30539	3.37655			
1.7877	1.5484	1.1621	0.7796	1.3071	0.5867	0.6874	1.0359	1.05290	0.55216	1.84385	1.75964	2.13309	2.62759		
1.7825	1.6240	1.2659	0.8705	1.4007	0.5797	0.6662	1.0164	1.06135	0.56110	1.76532	1.72314	2.00500	2.06786	2.74554	

표 5. 세 차원 설식역제척도의 확인적 요인분석

적합도 지수							
$\chi^2$	df	RMSEA	ECVI	RMR	Standardized RMR	GFI	
286.628	87	0.0862	1.141	0.152	0.0582	0.883	
적합도 지수							
AGFI	PGFI	NFI	NNFI	PNFI	CFI	IFI	RFI
0.839	0.640	0.906	0.918	0.751	0.932	0.933	0.887

주: RMSEA: ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION ECVI: EXPECTED CROSS-VALIDATION INDEX  
 RMR: ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL STANDARDIZED RMR: STANDARDIZED ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL  
 GFI: GOODNESS OF FIT INDEX AGFI: ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX  
 PGFI: PARSIMONY GOODNESS OF FIT INDEX NFI: NORMED FIT INDEX NNFI: NON-NORMED FIT INDEX  
 PNFI: PARSIMONY NORMED FIT INDEX CFI: COMPARATIVE FIT INDEX IFI: INCREMENTAL FIT INDEX  
 RFI: RELATIVE FIT INDEX

를 사용하였으며, 공변량행렬 자료로 최대우도추정법 (Maximum Likelihood Estimation)으로 가설 모형을 검증하였다. 분석에 사용된 공변량행렬이 표 4에, 그리고 확인적 요인분석 결과가 표 5에 제시되어 있다.

표 5에서 보는 바와 같이, 대표적인 합치도 지수들을 살펴보면 RMSEA가 .0862이고 표준화된 RMR도 .0582였다. 그리고 CFI가 .932이고 GFI도 .883으로 나

타났다. 이 합치도 지수들은 만족스러운 수준으로 이 설식역제척도가 세 차원 모형임을 자료가 잘 지지해 주었다.

#### 준거관련 타당화: 설식역제 행동의 설명

각 차원이 5문항으로 이루어진 3차원 설식역제척도

표 6. 설식역제의 인지, 정서 및 행동의도 차원과 설식역제 행동들간의 상관계수

설식역제 행동	설식역제 척도의 차원		
	인지	정서	행동의도
1. 지난 2주 동안 의도적으로 한끼 절기	.23***	.13***	.31***
2. 지난 2주 동안 먹고 싶은 음식 참기	.21***	.17***	.25***
3. 지난 1년 동안 다이어트 시도 횟수	.33***	.10*	.27***
4. 지난 2주 동안 다이어트 시도 횟수	.06	.06	.04
5. 지난 1년 동안 음식의 억제 횟수(7점 척도)	.63***	.35***	.63***
6. 최근 2주 동안 음식의 억제 횟수(7점 척도)	.48***	.30***	.55***

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

표 7. 섭식억제의 인지, 정서 및 행동의도 차원으로 섭식억제 행동을 설명한 결과

준거변인	예측변인의 $\beta$				$R^2$	$p$
	인지	정서	행동의도			
1. 지난 2주 동안 의도적으로 한끼 짖기	.005	.02	.30***	.094	.000	
2. 지난 2주 동안 먹고 싶은 음식 참기	.05	.08	.18**	.067	.000	
3. 지난 1년 동안 다이어트 시도 횟수	.27***	-.01	.08	.109	.000	
4. 지난 2주 동안 다이어트 시도 횟수	.08	.05	-.04	.007	.398	
5. 지난 1년 동안 음식의 억제 횟수(7점 척도)	.35***	.12***	.32***	.467	.000	
6. 최근 2주 동안 음식의 억제 횟수(7점 척도)	.14**	.11***	.41***	.325	.000	

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

가 섭식억제 행동을 설명하는 정도를 알아보기 위하여 지난 1년과 최근 2주 동안 음식억제와 관련된 6개 행동을 준거변인으로 하는 동시회귀분석을 실시하였다. 섭식억제척도와 섭식억제 행동들간의 상관계수가 표 6에 제시되어 있고 회귀분석 결과가 표 7에 제시되어 있다. 표 7에서 보는 바와 같이, 최근 2주동안의 다이어트 시도 횟수를 제외한 나머지 섭식억제와 관련된 행동을 유의하게 설명하였다.

구체적으로 살펴보면, 지난 1년 동안 실제 음식을 억제한 횟수는 이 세 차원의 측정치에 의해서 46.7%로 유의하게 설명되었다,  $F(3, 605)=179.40, p=.000$ . 지난 1년 동안 음식 억제 횟수를 각 차원이 독자적으로 설명하는 변량을 세부적으로 보면, 인지차원이 가장 중요한 차원이었고 다음이 행동의도, 그리고 정서

차원이 상대적으로 가장 덜 중요한 차원이었다. 그리고 이 세 차원의 측정치가 최근 2주 동안의 음식억제 횟수를 설명하는 변량은 32.5%로 유의하였다,  $F(3, 605)=89.25, p=.000$ . 세 차원이 지난 2주 동안의 짖은 기간 동안 이루어진 실제 음식의 섭취 억제행동을 독자적으로 설명하는데 행동 의도가 가장 중요한 차원이었고, 다음이 인지, 정서차원의 순서로 나타났다.

이 세 차원의 측정치가 다이어트 시도 횟수를 설명하는 변량은 음식억제 횟수보다 상대적으로 적었다. 구체적으로 보면 이 세 차원의 측정치가 지난 1년 동안의 다이어트 시도 횟수를 10.9% 설명하였으며,  $F(3, 605)=20.70, p=.000$ , 세 차원 가운데 인지차원만 유의하였다. 지난 2주 동안의 다이어트 시도횟수의 .07%를 설명하여 유의하지 않았다,  $F(3, 605)=.99, n.s.$

표 8. 섭식억제척도의 기술통계치

차원	평균	표준편차	표준오차	신뢰도 계수
인지 차원	11.66	6.15	.25	.78
정서 차원	16.76	6.38	.26	.89
행동의도차원	11.65	7.40	.29	.92
전체	40.21	16.14	.65	.91

또한 이 세 차원의 측정치가 지난 2주 동안 의도적으로 한끼를 굽는 행동과 먹고 싶은 음식을 참는 행동을 각각 9.4%와,  $F(3, 605)=19.97, p=.000$ , 6.7%를,  $F(3, 605)=13.66, p=.000$ , 설명하였다. 이 두 행동의 설명에는 행동의도차원만 유의하게 기여하였다.

### 섭식억제척도의 차원별 기술통계치

새로 개발된 섭식억제척도를 각 차원별로 평균, 표준편차 및 신뢰도 계수를 표 8에 제시하였다. 섭식억제척도는 각 문항에 대해서 0점~6점까지의 점수가 주어지며, 총점의 범위는 0점부터 90점까지다. 전체 609명의 자료에서 계산된 섭식억제척도의 평균은 40.21(표준편차: 16.14/평균의 표준 오차: .65)이며 T점수 70에 해당하는 원점수는 72점으로 이 점수 이상을 얻는 사람은 섭식억제 수준이 높다고 할 수 있다.

### 논의

본 연구에서는 국내외에서 섭식의 억제 수준을 측정하는데 가장 널리 사용되고 있는 척도인 Herman과 Polivy(1980)의 섭식억제척도의 문제점을 개선한 새로운 다차원적 섭식억제척도를 개발하였다. Herman과 Polivy(1980)가 개발한 섭식억제척도의 문제점들을 개선하기 위하여 먼저 섭식억제 행동이나 섭식억제 행동으로 초래되는 결과와 구분되는 선행 결정 요인들 가운데 중요한 구성개념으로 섭식억제의 인지차원, 정서차원 및 행동의도차원으로 나누었다. 달리 말하면 본 연구에서는 섭식억제와 관련된 인지, 정서, 행동의도가 실제 섭식의 억제 행동에 영향을 미친다고 가정하고 이 세 차원으로 이루어진 섭식억제척도를 개발하였다. 먼저 한국 여대생 609명을 대상으로 수행된 본 연구의 중요한 결과를 요약하면 다음과 같다.

새로 개발된 섭식억제척도의 신뢰도를 보면, 15개 문항으로 이루어진 섭식억제척도(15문항)의 전체 신뢰도는 Cronbach  $\alpha=.92$ 였으며, 각 차원별 신뢰도를 볼 때 인지차원  $\alpha=.78$ , 정서차원  $\alpha=.89$ , 행동의도

차원  $\alpha=.92$ 로 만족스러웠다. 이 내적일관성 계수는 섭식억제척도를 다른 이전 연구들에서 나온 결과(표 9)와 비교해서 아주 높은 신뢰 수준이다.

섭식억제척도가 이론적으로 가정한 세 차원으로 이루어져 있는지를 알아보기 위하여 확인적 요인분석을 실시한 결과에서 나온 대표적인 부합도 지수들을 살펴보면 다음과 같다.  $\chi^2$  통계치는 이론적으로 가정된 모형이 관찰된 자료에 얼마나 잘 합치한지를 검증하지만 이 통계치는 사례수에 민감하다(Bentler & Bonnet, 1980; Byrne, 1989). 따라서 어떤 연구자들은  $\chi^2$  값을 보고는 하되 합치도의 주지수로 사용하지 말 것을 제안한다(Hoyle & Panter, 1995). RMSEA(Root Mean Square Error Of Approximation)는 표집 자료로 전집 자료를 추정할 때의 오차를 나타내는 지수로, 이 값이 .05이하면 자료의 합치도가 좋고, .05~.08이면 중간정도의 합치도를 나타내며 .10보다 크면 자료가 모형에 잘 맞지 않음을 나타낸다(Browne & Cudeck, 1993; MacCallum, Brown, & Sugawara, 1996). CFI(Comparative Fit Index; Bentler, 1990)는 0에서 1사이의 값을 가지며 .90이상일 때, 자료가 가설 모형과 합치함을 나타낸다(Byrne, 1994; Hoyle & Panter, 1995). RMR(Root Mean Square Residual)은 모형으로 설명되지 않는 가설자료와 관찰 자료간 상관의 평균을 나타낸다. 이 값이 적을 때, 가설 모형이 자료와 합치함을 나타낸다(Hu & Bentler, 1995). ECV (Expected Cross-Validation Index)는 모형의 교차타당도의 기대값으로 상이한 두 모형을 비교해서 작은 값일수록 합치도가 좋은 모형으로 해석된다(Browne & Cudeck, 1993). 따라서 본 연구에서 산출된 대표적인 합치도 지수들이 적절하다. 즉, RMSEA가 .10을 넘지 않으며, 표준화된 RMR도 .05에 가깝다. 또한 CFI가 .90을 넘고 있으며 GFI도 .90에 가깝다. 이 결과들은 섭식억제척도의 세 차원 모형을 자료가 잘 반영해주고 있음을 시사한다.

한편 이 척도로 지난 1년 동안의 음식억제 행동을 예측한 결과 46.7%를 설명하였고, 최근 2주 동안의 음식억제 행동의 설명량은 32.5%였다. 이 결과를 Laessle, Tuschl, Kotraus 및 Pirke(1989)의 연구에서 Herman과 Polivy의 섭식억제척도로 실제로 먹은 음식

표 9. 섭식억제척도를 다른 연구에서 나온 신뢰도: 내적 일관성 계수

연구자	사례수	일관성계수	표집의 특징
본 연구	609	.92	여자 대학생
Allison 등(1992)	823	.83	정상체중 대학생
Allison 등(1992)	78	.72	비만 대학생
Allison 등(1992)	901	.82	정상체중 대학생+비만 대학생
Laessle 등(1989)	60	.78	정상체중 여자, 18-30세
Ruderman(1983)	89	.86	정상체중 여자대학생
Ruderman(1983)	58	.51	비만 여자대학생
Johnson 등(1983)	51	.79	정상체중
Johnson 등(1983)	58	.50	비만인 비다이어터
Johnson 등(1983)	27	.83	비만인 다이어터
Johnson 등(1986)	26	.57	신경성 폭식증, 16-41세
Klem 등(1990)	497	.78	대학생
Klem 등(1990)	124	.68	비만인 대학생
Klem 등(1990)	373	.78	정상체중 대학생

의 칼로리 섭취량을 0.2%설명한 결과와 비교해 볼 때, 본 연구에서 새로 개발된 다차원 섭식억제척도는 음식섭취 억제 행동의 예측력을 높다고 볼 수 있다. 그러나 이들의 연구와 본 연구의 결과를 비교할 때 예측변인이 다르다는 제한이 있다.

또한 세 차원들이 음식억제 행동을 예측하는데 각각 독자적으로 기여한 정도를 보면, 지난 1년 동안의 음식억제 행동의 경우 인지차원의 기여도가 가장 높았고 ( $\beta=.35$ ,  $p<.001$ ), 다음으로 행동의도차원 ( $\beta=.32$ ,  $p<.001$ ), 정서차원 ( $\beta=.12$ ,  $p<.001$ ) 순이었다. 최근 2주 동안의 음식섭취의 억제 행동을 예측했을 때 행동의도차원의 기여도가 가장 높았으며 ( $\beta=.41$ ,  $p<.01$ ), 다음으로 인지차원 ( $\beta=.14$ ,  $p<.01$ ), 정서차원 ( $\beta=.11$ ,  $p<.01$ ) 순이었다. 이 결과는 장기적 음식섭취의 억제 행동을 인지차원의 영향력이 커졌으며 단기적 음식억제 행동에는 행동의도가 상대적으로 더 중요한 차원임을 시사한다. 그러나 이 해석에는 다음과 같은 제한점이 따른다. 본 연구에서 지난 1년 동안의 음식 섭취량을

측정할 때 주관적으로 평가했다. 따라서 섭식억제 수준의 평정과 1년간 실제 음식억제 수준의 평정이 장기간의 기억에 의존되기 때문에 평정범위가 매우 유사해서 두 변인간의 상관이 높았을 수 있다. 반면 지난 2주간의 섭식행동에서는 실제로 섭취한 행동이 비교적 정확히 기억되기 때문에 인지차원보다 행동의도 차원의 예측력이 더 높았을 수 있다. 이 논의는 장차 종단적 조사 연구를 통해서 검토할 필요가 있다.

한편 이 척도를 타당화할 때 본 연구에서는 준거관련 행동을 지난 1년과 최근 2주 동안의 음식 억제와 관련된 행동으로 측정한 일이 제한점일 수 있다. 앞으로 이 척도가 섭식억제 행동을 보다 잘 예측할 수 있는 도구임을 밝히기 위해서는 섭식억제척도를 먼저 실시한 다음, 2주 또는 1년 후에 섭식억제 행동을 측정하여 이 척도의 예측력을 알아보는 종단적 방법을 사용하는 타당화 전략이 필요하다.

본 연구의 또 다른 제한점은 여자대학생만을 대상으로 조사를 수행한 점이다. 따라서 앞으로 일반인

남자와 여자, 그리고 섭식장애를 보이거나 비만인 사람을 대상으로 섭식억제척도의 타당성을 검증함으로써 더 일반화된 결론을 제시할 수 있다.

섭식억제척도를 구성하는 차원들 가운데 행동의도를 측정하는 문항들에 관련된 제한점이 있다. 전통적으로 행동의도(behavioural intentions)란 개인이 행동을 얼마나 할 생각(작정)인지에 대한 주관적 확률 판단을 말한다(Conner, & Norman, 1996, p.134). 그러나 본 연구에서 행동의도를 측정할 때 '노력한다'라는 표현을 사용하였다. 따라서 반응자들이 행동의도를 실제 행동에 가까운 개념으로 지각할 가능성이 있다. 앞으로의 연구에서는 행동의도 측정치로 어떤 표현이 적절한지에 검토해 볼 필요가 있다. 구체적으로 말해서 행동의도를 측정할 때 '노력한다', '의도한다', '~할 작정이다', '계획이다', '하고싶다', '원한다', '기대한다' 등의 표현 가운데 어느 용어가 적절한지, 이 표현들이 행동의도를 측정하는데 유사하게 사용될 수 있는지에 대해서 장차 연구가 필요하다.

이상에서 논의한 제한점에도 불구하고 본 연구는 3차원성을 가정하고 개발된 섭식억제 척도의 요인 타당도, 준거관련 타당도 및 내적 신뢰도의 측면에서 Herman과 Polivy의 척도가 지난 측정의 문제점을 크게 개선했다. 또한 실제 섭식행동의 예측에서 다양한 실제 섭식행동을 예측하는데 유용하게 사용할 수 있음을 보여주었다.

### 참고문헌

- 이민규 · 이영호 · 박세현 · 손창호 · 정영조 · 홍성국 · 이병관 · 장필립 · 윤애리(1998). 한국판 식사태도검사-26(The Korean Version of Eating Attitude Test-26: KEAT-26) 표준화 연구 I: 신뢰도 및 요인분석. 정신신체의학, 6 (2), 155-175.
- Allison, D. B., Kalinsky, L. B., & Gorman, B. S. (1992). The comparative psychometric properties of three measures of dietary restraint. *Psychological Assessment*, 4, 391-398.

- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariances structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models*, 136-162. Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.
- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Conner, M., & Norman, P. (1996). *Predicting health behavior: research and practice with social cognition models*. Buckingham: Open university press.
- Garner, D. M. (1991). *Eating Disorder Inventory-2 manual*. Odessa, Fl: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Herman, C. P., & Mack, D. (1975). Restrained and unrestrained eating. *Journal of Personality*, 43, 647-660.
- Herman, C. P., & Polivy, J. (1975). Anxiety, restraint, and eating behavior. *Journal of Abnormal Psychology*, 84, 666-672.
- Herman, C. P., & Polivy, J. (1980). Restrained eating. In A. J. Stunkard(ED.), *Obesity* (pp.208-225). Philadelphia: Saunders.
- Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Johnson, W. G., Corrigan, S. A., Grusco, A. H., & Schlundt, D. G. (1986). Restraint among bulimic women. *Addictive Behaviors*, 11, 351-354.
- Johnson, W. G., Lake, L., & Mahan, J. M. (1983).

- Restrained eating: Measuring an elusive construct. *Addictive Behaviors*, 11, 351-354.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometric* 39, 31-36.
- Klem, M. L., Klesges, R. C., Bene, C. R., & Mellon, M. W. (1990). A psychometric study of restraint: The impact of race, gender, weight and marital status. *Addictive Behaviors*, 15, 147-152.
- Laesle, R. G., Tuschl, R. J., Waadt, S., & Pirke, K. M. (1989). The specific psychopathology of bulimia nervosa : A comparison with restrain and unrestrained (normal) eaters. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 57, 772-775.
- MacCallum, R. B., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149.
- Ruderman, A. J., & Christensen, H. C. (1983). Restraint theory and its applicability to over weight individuals. *Journal of Abnormal Psychology*, 92, 210-215.
- Stunkard, A. J., & Messick, S. (1985). The Three Factor Eating Questionnaire to measure dietary restraint, disinhibition and hunger. *Journal of Psychomatic Research*, 29, 71-83.
- Van Strien, T., Frijters, J. E. R., Bergers, G. P. A., & Defares, P. B. (1986). The Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ) for assessment of restrained, emotional, and external eating behavior. *International Journal of Eating Disorders*, 5, 295-315.
- Wardle, J. (1986). The assessment of restrained eating. *Behavior Research and Therapy*, 24, 213-215.

원고 접수일 : 2001. 7. 14.

수정원고접수일 : 2001. 8. 31.

게재 결정일 : 2001. 10. 28.

## Development of Restrained eating scale

Rhee, MinKyu

Hahn, Doug-Woong

Department of Clinical Psychology  
Seoul National Mental Hospital

Department of Psychology  
Sungkyunkwan University

This study was attempted to develop a restrained eating scale which improves the Herman and Polivy's restraint scale. A 15-item scale was developed to measure restrained eating level. The scale, consisting of cognition, affect and intention to behavior dimension, was administered to 609 female university students. Major results are as follows. The reliability(Cronbach's alpha) to cognition dimension was .78, the affect .89, intention to behavior .92, and the global scale .92. In confirmatory factor analysis, three dimension model was fitted( $\text{RMSEA}=.0862$ ,  $\text{CFI}=.932$ ,  $\text{GFI}=.883$ ,  $\text{NNFI}=.918$ ). Furthermore, in the criterion related validation, this scale explained 46.7% of the last 1 year's restraint eating behaviors and 32.5% of the last 2 weeks' restrained eating behaviors. The limitations of this study and future directions for further study were discussed.

Keywords : Restrianeed eating scale, Eating restraint, Restrained eating, Reliability, Validation