

# 한국판 감정표현 불능증 척도 개발 연구

신현균 원호택

서울대학교 심리학과

본 연구에서는 한국판 감정표현 불능증 척도를 개발하기 위해 20문항 감정표현 불능증 척도(20-Item Alexithymia Scale) 문항들을 기초로 예비 연구를 거쳐 23문항으로 구성된 척도를 제작하고, 이 척도의 심리측정적인 특성을 조사하였다. 356명의 대학생 및 65명의 정신과 환자들을 대상으로 연구한 결과 세 요인 구조가 확인되었는데, 요인 1은 정서를 확인하고 정서와 정서 각성에서 오는 신체 감각 간을 구별하는 능력을 측정하며, 요인 2는 외적으로 지향된 사고를 측정하고 요인 3은 정서를 표현하고 타인과 의사소통하는 능력을 측정한다. 각 요인별 신뢰도를 보면 요인 1과 요인 3의 경우,  $\alpha$  계수, 반분 신뢰도 계수, 검사-재검사 신뢰도, 문항-총점 간 상관 등이 모두 높게 나타났다. 그러나 요인 2의 신뢰도는 충분히 확보되지 못했다. 특히 정신과 환자 집단에서 내적 일관성 신뢰도가 낮게 나타났다. 척도의 타당도를 보면 요인 1은 SCL-90-R의 신체화 척도, 건강 염려증 척도인 Whiteley 지표(WI)와 상관이 크고, 요인 3은 정서 표현성 척도와 부적인 상관을 보이며 신체화 척도와는 정적인 상관을 보여 그 타당도를 확인할 수 있었다. 또한 신체 증상을 많이 보이는 정신과 환자들이 그렇지 않은 환자에 비해 요인 1과 요인 3 점수가 더 높았다. 그러나 요인 2의 타당도는 확인되지 못했다. 마지막으로 앞으로의 연구방향이 논의되었다.

정신 분석적 관점에서 개발된 감정표현 불능증 (alexithymia)이라는 구성 개념은 Sifneos(1972)가 처음 사용하였는데, 이는 그리스어로 '정서를 언어화 하지 못한다'라는 뜻이다. 감정표현 불능증 개념은 고전적인 정신 신체 장애 환자에 대한 임상적 관찰로부터 나왔으며, 오랫동안 이런 환자들은 Freud의 신경증 모델의 관점에서 개념화되었다. 정신 분석적 관점에서 감정표현 불능증이라는 구성 개념은 정서를

인지하는 능력과 정서를 상징적으로 표상하는 능력의 결함을 보여서 정서적 느낌과 신체 감각을 변별하는데서 곤란을 보이는 성격 특징을 지칭한다. 그리고 이는 내적 갈등에 대한 방어로 간주된다. 이들은 정서 표현을 잘 하지 못하며, 이런 경향성은 신체 감각을 정서적 갈등이나 대인 관계 갈등보다는 신체 질병으로 귀인하게 하는데 영향을 줄 수 있다. 즉 자신의 감정 상태와 신체 감각을 잘 구분하지 못해 내적 감정

에 접근하는데 어려움이 있다. 이들은 신체 증상을 지속적으로 호소함으로써 증상의 만성화, 파잉 진찰, 파잉 치료 등을 가져온다. 정신 분석적 관점에서는 이런 환자들에게서 무의식적 정서적 갈등을 확인하고 해석함으로써 신체 증상을 경감시키려 시도하였다.

최근에 Taylor 등(Taylor, 1984; Taylor, Bagby, & Parker, 1991)은 감정표현 불능증인 사람들이 정서 각성 상태를 조절(완화)하는데 필수적인, 정서에 대한 정신적 표상을 구성하는 능력이 결핍되어 있다고 가정하였다. 따라서 상징적 사고 등의 인지 과정을 사용하거나 정서를 언어적으로 의사소통하는 것 등을 통해 정서 조절을 하지 못한다는 것이다. 이처럼 감정표현 불능증인 사람은 심리적인 심성(psychological mindedness)이 부족하므로, 신체화 뿐 아니라 우울, 불안 등의 정서적인 문제를 갖기 쉽다. Taylor는 감정표현 불능증을 고전적인 정신 분석 이론에서 보듯이 불안, 우울에 대한 방어라기 보다는 내적인 정서를 정교화하지 못하는 것, 그리고 정서에 수반되는 신체 감각을 특정 상황과 연결짓지 못하는 문제로 보았다. 즉 방어라기보다는 심리적 결함(deficit)이라는 것이다. 이들은 상징적 사고를 하지 못해서 내적 태도, 감정, 소망, 동기 등을 겉으로 표현하지 못하며, 자신의 감정을 확인하고 기술하지 못할 뿐 아니라 타인의 감정에도 공감적이지 못하다. 자신의 감정을 명명하지 못하기 때문에, 이들은 정서적 각성에서 오는 신체증상이나 다른 정상적인 신체 감각에 초점을 맞추게 되어, 종종 신체적 질병의 신호로 확장하거나 오해석하게 된다(Barsky & Klerman, 1983). 그 결과 이들은 모호하고 자세히 기술될 수 없는 신체증상을 호소하고 건강 염려나 지속적인 신체화를 나타내게 된다고 한다(Borens, Grosse-Schult, Jaensch, & Kortemme, 1977; Cohen, Auld, Demers, & Catchlove, 1985; Lesser, Ford, & Friedman, 1979; Smith, 1983).

Kirmayer(1987)는 감정표현 불능증에 대해 사회문화적인 접근법을 제안하였다. 그는 감정표현 불능증을 정신내적 과정에서의 결함으로 보기보다는, 고통을 의사소통하는 역할을 하는 것으로 보았다. 그에 따르면 감정표현 불능증 행동은 여러 과정의 결과물로

나타날 수 있다. 예를 들면, 낮은 자의식 수준, 언어적, 비언어적 정서 표현의 억제 양식, 뿐 아니라 심리학 용어로 무장한 면담자의 의사소통 방식에서의 문제 때문에도 나타날 수 있다는 것이다. 또한 그에 따르면 감정표현 불능증인 사람들은 정서를 느끼지 못하는 것이 아니라 정서를 상징화하지 못하거나 인지하지 못해 모호하고 미분화된 생리적 반응을 나타내게 된다. Kirmayer(1987)에 의하면 이처럼 정서 표현과 인지적 정교화를 회피하는 경향성은 사회적으로 학습되는 것 같다.

감정표현 불능증은 고전적인 정신신체 장애 뿐 아니라, 물질 남용, 섭식 장애, 외상후 스트레스 장애 환자들에서도 많이 나타난다. 정신신체 장애 클리닉이나 동통 클리닉에 의뢰된 환자의 47%가 감정표현 불능증의 특징을 보였다(Mendelson, 1982; Smith, 1983). 이들은 심리적 심성이 부족해 심리치료에 효과적이지 못하다고 알려져 있다. 이들은 비록 평소에는 정서 표현이 적지만, 간혹 가다가 과장된 정서 폭발을 보이기도 한다. 또한 정서를 기술하는 데 곤란을 겪으므로 스트레스에 대해 과장된 신체반응을 보인다(Martin, Pihl, Young, Ervin, & Turjman, 1986). 이처럼 외국에서는 감정표현 불능증이 기능적 신체증상과 관련되어 많이 연구되어 왔다. 국내에서는 고경봉(1994)이 내과 입원 환자들 중 71%가 감정 표현, 공상 및 상징적 사고 기능의 결함이 두드러진다고 보고하였다. 송지영, 김태수, 오동재, 윤도준 및 염태호(1994)도 동통 장애 환자를 대상으로 감정표현 불능증을 측정했는데, 동통 환자군에서 44%가 감정표현 불능증이었던 데 비해 정상 대조군에서는 27%가 감정표현 불능증에 속했다.

임상 장면에서는 감정표현 불능증에 대해 오랫동안 연구되어 왔지만 그 본질에 대해서는 별로 알려진 것이 없는데, McDonald와 Prkachin(1990)은 그 이유로 크게 두가지를 들었다. 첫째, 감정표현 불능증이 적절하게 조작적으로 정의되지 못했다는 것이고, 둘째, 그 구성개념의 타당도에 대해 알려진 것이 많지 않다는 것이다. 또 그것이 안정된 성격 특질인지, 상황 의존적인 상태인지(의사 환자 관계의 곤란을 반영하는)에

대해서도 계속 논란이 있어왔다. 그러나 최근 Wise, Mann 및 Randell(1995)과 Salminen 등(1994)은 1년간의 추적 연구 결과, 감정표현 불능증이 비교적 일정하게 유지되는 안정된 성격 구성개념이라고 보고하였다.

지금까지 감정표현 불능증을 평가하기 위해 여러 방식이 개발되었다. 예를 들어, 관찰자 평가 척도, 투사법 검사, 등이 있었으며 자기 보고형 척도로 Schalling-Sifneos Personality Scale (SSPS), MMPI 감정표현 불능증 척도 등이 개발되었다. 그러나 한진희(1993)에 의하면 Rorschach 검사 등의 투사법 척도의 감정표현 불능증 지표들은 상상 과정을 측정하거나, 신뢰롭지 못한 것으로 보인다. 또한 자기보고형 척도들은 내적 일관성이 낮고, 요인 구조도 반복 검증되지 못했다. 그리고 기능적 신체 증상과도 상관되지 않아 타당도의 문제가 있으며, SSPS, MMPI 감정표현 불능증 척도, 관찰자 평가 척도들 간에 상관이 낮았다. 면접으로 평정하는 질문지들도 내적 일관성과 요인 구조의 문제가 평가되지 않았다.

이처럼 감정표현 불능증을 측정하는 방법에 대해 논란이 계속 있어왔는데, Taylor, Ryan 및 Bagby(1985)는 Toronto Alexithymia Scale(TAS)을 개발해 이전의 다른 척도들에서 결핍되어 있는 감정표현 불능증의 심리 측정적인 속성을 확인했다. TAS 문항들은 감정표현 불능증에 대한 문헌들을 개관해서 41개의 문장을 추출해 구성되었다. 그리고 요인 분석 결과 감정표현 불능증 구성개념과 이론적으로 일치하며 경험적으로 추출된 요인에 유의미하게 부하되고, 충분한 문항-총점 상관을 보인 문항들을 선정하여 제작되었다. 후속 연구에서 Bagby, Parker 및 Taylor(1994a)는 상상력 요인과 관련된 문항들을 삭제하고 부가적으로 문항을 첨가하여 20문항짜리 개정판 TAS를 만들었다. 요인 분석 결과 3요인 구조가 자료에 가장 잘 부합하였는데, 요인 1은 정서를 확인하고 정서와 정서 각성에 대한 신체 감각 간을 구별하는 능력을 측정하며, 요인 2는 정서를 타인과 의사소통하는 능력을 측정하고, 요인 3은 외적으로 지향된 사고를 측정한다. Bagby 등(1994b)은 TAS-20의 교차 타당도

를 검증하기 위해 218명의 신경증 환자와 401명의 대학생에게 실시한 결과, 임상 집단과 비임상 집단 모두에서 3요인 구조가 안정되게 반복 검증되었다고 보고하였다. 이 척도는 이양현, 임효덕 및 이종영(1996)과 신현균과 원호택(1996, 미발표)이 번안했지만, 요인 2와 요인 3의 내적 합치도 신뢰도가 낮고 한국 문화에서 이해하기 어려운 문항이 포함되어 있는 등의 문제를 보여, 임상 장면에서 활용하는 데는 문제가 있다.

따라서 본 연구에서는 감정표현 불능증 구성개념을 Bagby 등(1994a)이 제안한 것처럼 3가지 요인으로 구성된 것으로 규정하고 이를 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 한국판 자기 보고형 척도를 개발하고자 한다. 감정표현 불능증을 측정하는데 현재 외국에서 가장 많이 사용되고 있는 개정판 TAS-20을 기초로 하고 신현균 등(1996, 미발표)의 예비연구를 바탕으로 한국판 감정표현 불능증 척도를 제작해 그 신뢰도와 타당도에 대해 알아보려고 한다. 즉 내적 일관성 신뢰도와 검사-재검사 신뢰도를 확인하고, 요인 타당도, 공존 타당도 및 변별 타당도를 알아보겠다. 이 척도는 기능적 신체증상에 영향주는 성격적인 특징을 밝히는데 유용할 뿐 아니라, 최근에 섭식 장애, 알콜 중독 등과도 관련되어 연구되고 있어 임상 장면에서 활용가치가 높을 것으로 보인다.

## 방 법

### 피험자

연구 대상 집단은 대학생 집단과 정신과 환자 집단이었다. 대학생 집단은 총 356명이었고, 정신과 환자 집단은 기질적 장애와 사고 장애가 있는 환자를 제외한 정신과 외래 및 입원 환자 65명이었다. 환자들의 유병 기간은 1달에서부터 30년까지 평균 43개월(표준편차는 72개월)이었다.

측정도구

한국판 감정표현 불능증 척도. 이 척도는 23문항으로 구성되어 있고 5점 Likert 척도이며 4문항(문항 4, 5, 19, 21)은 채점 방향이 반대인 문항이다. 척도 문항들은 Bagby, Parker 및 Taylor(1994)가 제작한 20-Item Alexithymia Scale(TAS-20)의 문항들을 기초로 구성되었으며 신현균 등(1996, 미발표)의 선행 연구상 나타난 문제점들을 보완해 제작되었다. 즉 선행 연구에서 TAS-20 문항들을 번안해 신뢰도와 타당도를 알아보았는데, 척도의 번안에는 임상 심리학 교수 1인을 포함해 임상 심리학 전공 박사 과정생 2인과 영어권에 10년 이상 거주한 심리학 석사과정생 1인이 참여했다. 먼저 원척도 문항의 의미를 정확하게 유지하도록 번역해 예비문항을 구성한 후, 국문학 전공 박사 과정생 1인에게 문항의 어순이나 표현이 우리말 표현으로 적합하도록 문장을 다듬는데 자문을 구하였다. 이렇게 번안된 척도를 222명의 대학생과 50명의 정신과 환자 집단에 실시한 결과, 문항-총점 간 상관이 낮고 요인의 구성개념과 부합하지 않는 문항들을 삭제하였다. 또한 뜻을 이해하기 어려운 문항들을 쉬운 내용으로 수정하였으며 요인별로 신뢰도를 높이기 위해 새로운 문항들을 첨가하여 23문항으로 구성된 척도를 제작하였다. 원래 Bagby 등(1994)은 '전혀 그렇지 않다'를 1점으로, '매우 그렇다'를 5점으로 표시했지만 본 연구에서는 평정치의 의미와 부합되도록 하기 위해 0점에서 4점으로 표시하였다. 척도 점수는 23문항을 더해서 계산되며 요인별로도 계산된다. 본 연구에서는 편의상 합산한 문항 점수를 문항수로 나누어 평균치를 제시하였다. 이 척도는 3요인으로 이루어져 있는데, 요인 1은 정서를 확인하고 정서와 정서 각성에 대한 신체 감각 간을 구별하는 능력을 측정한다. 요인 2는 외적으로 지향된 사고를 측정하며, 요인 3은 정서를 타인과 의사소통하는 능력을 측정한다.

간이 정신 진단 검사(SCL-90-R)의 신체화 척도. 이 척도는 김광일, 김재환 및 원호택(1984)이 제작한

척도로 개인이 호소하는 임상 증상들을 측정하는 90 문항으로 구성된 자기 보고식 질문지이다. 본 연구에서는 9개 하위 차원 중에서 신체화 척도만을 사용하였으며 12가지 신체 증상을 5점 척도상에 평정하게 되어있다. 이 척도는 개인이 주관적으로 경험하는 신체 증상들의 정도를 측정할 수 있다.

건강 염려증 척도. 본 연구에서는 김영미(1988)가 한국어로 번역해 사용한 유병행동 질문지 중에서 건강 염려증적인 증세의 정도를 측정하는 Whiteley Index(WI)를 다소 수정해 사용하였다. 즉 원문과 의미가 다소 다르게 번역된 몇개의 문항내용을 수정하고 문장을 다듬었다. 수정된 척도의  $\alpha$  계수는 .74였다.

정서 표현성 척도(Emotional Expressivity Scale; EES). 이 척도는 Kring, Smith 및 Neale(1994)이 제작한 척도로 자신의 정서를 외적으로 표현하는 경향성을 6점 척도상에 평정하게 되어 있다. 17문항으로 구성되어 있으며 Kring 등(1994)은 이 척도가 정서 표현 행동의 사회적 의사소통 및 타인의 정서 감지에 유용한 척도라고 하였다. 본 연구에서는 한정원(1997)이 번안한 한국판 척도를 사용하였다. 번안한 척도의  $\alpha$  계수는 .92였다.

자료 수집 및 분석

자료 수집. 대학생 자료는 서울 대학교에서 교양심리학 과목을 수강하는 학생들에게 한국판 감정표현 불능증 척도, SCL-90-R 신체화 척도, 건강 염려증 척도(WI), 및 정서 표현성 척도(EES)를 실시하고 3주 후에 재검사를 실시하여 수집하였다. 총 수집 자료는 356부였으며 검사-재검사 신뢰도를 평가하기 위한 자료는 200부였다. 정신과 환자 자료는 1996년 9월부터 1997년 10월까지 서울시내의 종합 병원 1곳과 개인 병원 1곳, 그리고 춘천시내의 종합 병원 1곳의 정신과에 내원한 외래 환자 및 입원 환자들에게 연구의 목적을 설명하고 참여에 동의한 사람들에게 한국

판 감정표현 불능증 척도, SCL-90-R 신체화 척도, 건강 염려증 척도(WI)를 실시하여 총 65부를 수집하였다.

분석. 타당도 검증에서는 먼저 한국판 감정표현 불능증 척도의 요인 구조를 확인하기 위해 요인분석을 실시하고 요인별 신뢰도 계수를 구하였다. 내적 일관성 신뢰도 검증을 위해 356명의 대학생 자료와 65명의 정신과 환자 자료에 대해  $\alpha$  계수, Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수를 구했으며, 문항-총점 간 상관을 구했다. 또한 척도의 시간적 안정성을 알아보기 위해 200명의 대학생을 대상으로 검사-재검사 신뢰도 계수를 구하였다. 그리고 이 척도의 공존 타당도를 확인하기 위해 여러 관련 척도들 간의 상관을 구하였다. 감정표현 불능증을 직접적으로 측정할 수 있는 신뢰로운 기존의 도구가 없어, 감정표현 불능증이 신체화, 건강 염려, 정서표현의 곤란 등과 관련된다는 선행 연구 결과들을 토대로, 이들 특성들을 측정하는 척도들과의 상관을 구하였다. 그리고 신체 증상을 많이 보이는 정신과 환자와 신체 증상의 호소가 현저하지 않은 정신과 환자들의 척도 점수를 비교함으로써 척도의 변별 타당도를 확인하였다. 성별, 교육 수준 및 연령에 따른 감정표현 불능증 척도 점수의 차이는 유의미하지 않아 이에 따른 분석은 따로 하지 않았다.

표 1. 한국판 감정표현 불능증 척도의 문항별 요인부하량(N=356)

문항	요인 1	요인 2	요인 3
문항1	.68742	.02103	.15397
문항13	.67790	.12631	.32059
문항6	.67247	.07609	.14893
문항14	.65127	.03052	.05696
문항9	.63768	-.01533	.14024
문항2	.62363	.17300	.50294
문항7	.56364	.01154	.12522
문항3	.47831	.03124	.10572
문항16	.04963	.69526	.04033
문항22	-.03663	.63811	.02256
문항10	.06433	.58749	.04379
문항5	-.01314	.52387	.17295
문항8	.12485	.46288	.18652
문항18	.08900	.39956	.21410
문항15	-.00746	.38874	.08548
문항20	.03284	.33129	.01805
문항19	-.01066	.31986	.29714
문항23	.36035	.21721	.76481
문항21	.10918	.08811	.74647
문항17	.24189	.15847	.65441
문항11	.52933	.23361	.62865
문항12	.05080	.05272	.61605
문항4	.52036	.18601	.60304
고유치	4.80	2.29	1.71
설명변량	20.9%	9.9%	7.4%

## 결 과

### 타당도

#### 척도의 요인구조

대학생 356명의 자료에 대해 주축 분해법(principal axis factoring)을 적용해 요인분석하였으며 Bagby 등(1994)의 선행 연구에서 3요인이 확인되었으므로, 본 연구에서도 3요인을 추출하는 요인분석을 실시하였다. 또한 eigen value 1이상의 기준과 설명 변량을 두 렷하게 추가하는지의 여부도 확인하였다. 원래 Bagby

등(1994)의 연구에서는 요인 1과 요인 2가 .51의 상관을 보였다고 보고하면서도 직각회전(VARIMAX) 방식으로 회전하였다. 그러나 이순목(1995)에 의하면, 요인간 상관이 유의미할 경우에 직각회전하면 자료를 왜곡되게 반영하는 결과를 가져온다고 지적해, 본 연구에서는 사각회전(OBLIMIN)하는 방식을 채택하였다. 요인분석 결과는 표 1에 제시되어 있다. 본 자료의 최종 통계치를 보면 요인 1(정서 각성과 신체감각 간을 구별하는 데서의 곤란)이 고유치 4.80에 전체 변량의 20.9%를 설명하고 요인 2(외적으로 지향된 사고)가 고유치 2.29에 전체 변량의 9.9%를 설명하였으

며, 요인 3(정서를 표현하고 의사소통하는 데서의 곤란)이 고유치 1.71에 전체 변량의 7.4%를 설명해, 3개 요인이 전체 변량의 38%를 설명하였다. Bagby 등(1994)의 연구에서는 두번째 요인이었던 것이 본 연구에서는 세번째 요인이 되었는데, 이는 본 연구의 요인 3(정서를 표현하고 의사소통하는 데서의 곤란)이 요인 1과 .40의 상관을 보여 나타난 결과이다. 두 요인의 상관이 보통 정도이지만 감정표현 불능증 구성개념상 요인 1과 요인 3을 통합하지 않고 별개의 요인으로 제시하였다(이순목, 1995). 표 1을 보면 세 요인에 속하는 문항들의 요인부하량이 모두 .3를 넘어 요인부하량이 유의미하다는 것을 나타내는 전통적인 기준인 .30(Nunnally, 1978)을 모두 넘어선다. 문항 2의 경우, 요인 1과 요인 3 모두에 대해 높은 요인부하량을 보이고 있는데, 문항내용상으로도 Bagby 등(1994)의 연구를 참조할 때 요인 3에 포함시키는 것도 타당할 것으로 생각되어 요인별 점수를 구할 때 요인 1과 요인 3에 이중으로 포함시켰다.

신뢰도

내적 합치도( $\alpha$  계수와 반분 신뢰도)

대학생 집단에서 한국판 감정표현 불능증 척도의  $\alpha$  계수는 .82였고, Spearman-Brown 방식의 반분 신뢰도 계수는 .86으로 나타나 척도의 내적 합치도는

양호한 편이었다. 정신과 환자 집단의 경우  $\alpha$  계수는 .82였고, Spearman-Brown 방식의 반분 신뢰도 계수도 .82였다. 이는 Bagby 등(1994)이 보고한  $\alpha$  계수 .81과 유사하였다.

검사-재검사 신뢰도

대학생 200명을 대상으로 실시한 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .81로 시간적으로 비교적 안정된 특질을 측정한다고 볼 수 있다. 이는 Bagby 등(1994)의 연구에서 나타난 검사-재검사 신뢰도 .77보다 다소 높은 수치이다.

요인별 신뢰도

대학생 집단에서 요인 1(8문항)의  $\alpha$ 는 .83이고, Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수는 .85로 척도문항의 내적 합치도가 높았다. 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .74로 비교적 시간적인 안정성이 있음을 나타낸다. 요인 1에 속하는 문항들의 평균과 표준편차, 그리고 교정된 문항-총점 간 상관은 표 2와 같다. 상관계수가 .47에서 .59에 이르러 내적 합치도가 높음을 알 수 있다. 정신과 환자 집단의 경우  $\alpha$  계수는 .81이었고, Spearman-Brown 방식의 반분 신뢰도 계수는 .77이었다.

대학생 집단에서 요인 2(9문항)의  $\alpha$ 는 .73이었고 Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수는 .77이었

표 2. 요인 1의 문항 평균(표준편차)과 교정된 문항-총점 간 상관(N=356)

문항	평균(표준편차)	교정된 문항-총점 상관
1. 내가 어떤 감정을 느끼고 있는지 자주 혼동한다.	1.73(.96)	.56
2. 내 기분(감정)을 적절한 말로 표현하기가 어렵다.	1.97(1.01)	.49
3. 의사들조차도 이해하지 못하는 신체감각을 느낀다.	1.15(1.01)	.47
6. 기분이 상했을 때는 내가 슬픈건지, 두려운건지, 화가 난건지 분간이 안된다.	1.54(1.01)	.58
7. 내 몸에서 느껴지는 감각 때문에 종종 당황하게 된다.	1.20(.95)	.55
9. 나는 참으로 알 수 없는 감정(기분)을 느낀다.	1.71(.96)	.59
13. 내 속마음을 모르겠다.	1.58(.97)	.58
14. 내가 왜 화가 났는지 모르는 때가 종종 있다.	1.53(1.00)	.56

표 3. 요인 2의 문항 평균(표준편차)과 교정된 문항-총점 간 상관(N=356)

문항	평균(표준편차)	교정된 문항-총점 간 상관
5. 인생사의 여러 문제를 표면적으로 봐 넘기기보다는 꼼꼼히 분석하는 것을 더 좋아한다.	1.60(1.02)	.46
8. 무슨일이 있을때 왜 그런일이 일어났는지를 알아보기보다는 그냥 그런가보다 하고 넘긴다.	1.54( .96)	.41
10. 진지한 소설책보다는 가볍게 읽을 수 있는 주간지나 스포츠 신문을 더 좋아한다.	1.79(1.08)	.49
15. 다른 사람들의 기분(감정)이 어떤지 알아보는 것보다는 일상 행동에 대해 대화하는 것을 더 좋아한다.	1.75( .86)	.34
16. 인간 심리를 다루는 드라마보다는 가벼운 오락쇼를 보는것을 더 좋아한다.	1.46( .94)	.56
18. 영화나 연극이 인간의 내면세계를 상징적으로 보여줄 때 이해하기 어렵다.	1.63( .82)	.34
19. 어떤 문제가 생겼을 때 내 감정상태를 잘 파악하면 문제 해결에 도움이 된다.	1.44( .85)	.26
20. 영화를 볼 때 일일이 그 의미를 이해하려 하면 재미가 없어진다.	1.37( .99)	.28
22. 한 개인의 인생역정을 섬세하게 보여주는 다큐멘터리 보다는 액션 영화나 오락 영화를 더 좋아한다.	1.68( 1.06)	.51

다. 요인 2의 문항들의 교정된 문항-총점 간 상관은 표 3과 같다. 상관계수는 .26에서 .56에 이르렀고 문항 19번과 20번을 제외하고는 .30을 넘어서 내용상 일관성은 비교적 양호한 편이었다. 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .77로 비교적 시간적 안정성이 있었다. 정신과 환자 집단의 경우  $\alpha$  계수는 .60이었고, Spearman-Brown 방식의 반분 신뢰도 계수도 .60으로

다소 낮게 나타났다.

대학생 집단에서 요인 3(7문항)의  $\alpha$ 는 .85였고 Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수는 .86으로 내적 합치도가 높게 나타났다. 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .79였다. 요인 3의 문항들의 교정된 문항-총점 간 상관은 표 4와 같다. 상관계수가 .48에서 .70에 이르러 내적 합치도가 매우 높음을 알 수 있다.

표 4. 요인 3의 문항 평균(표준편차)과 교정된 문항-총점 간 상관(N=356)

문항	평균(표준편차)	교정된 문항-총점 간 상관
2. 내 기분(감정)을 적절한 말로 표현하기가 어렵다.	1.97(1.01)	.56
4. 내 기분을 쉽게 말로 표현할 수 있다.	2.03( .88)	.64
11. 다른 사람에 대한 내느낌을 말로 나타내기가 힘들다.	1.90( .96)	.64
12. 다른 사람들은 내가 감정표현을 별로 안한다고 생각한다.	2.12(1.13)	.48
17. 친한 친구에게도 내 감정을 쉽게 표현하기 어렵다.	1.66(1.07)	.57
21. 나는 내 감정을 다른 사람들에게 쉽게 내보일 수 있다.	2.26(1.01)	.62
23. 나는 평소에 내 감정을 잘 표현하지 못한다.	1.94( .95)	.69

정신과 환자 집단의 경우  $\alpha$  계수는 .84였고, Spearman-Brown 방식의 반분 신뢰도 계수는 .85였다.

공존 타당도

선행 연구들에서 감정표현 불능증이 정서 표현의 곤란 및 신체화 증상과 관련된다는 것이 시사되었으므로, 본 연구에서는 신체화 경향을 측정하는데 많이 사용되고 있는 SCL-90-R의 신체화 척도와 건강염려증 척도(WI) 그리고 정서 표현성 척도(EES)와의 상관을 구함으로써 공존 타당도를 확인하였다. 그 결과가 표 5에 제시되어 있다. 표 5를 보면, 대학생 집단의 경우, 한국판 감정표현 불능증 척도는 정서 표현성 척도와 유의미한 부적 상관이 있으며, 신체화 척도와 건강 염려증 척도와는 유의미한 정적 상관을 보여 척도의 공존 타당도가 양호함을 나타냈다. 또한 감정표현 불능증 척도가 요인별로 서로 다른 심리적 특성을 측정하고 있으므로, 각 요인별로 분석할 필요성을 제시한 연구들(Kirmayer & Robbins, 1993)에 따라서, 각각의 요인과 여러 관련된 척도들 간의 상관을 구한 결과도 표 5에 제시되어 있다. 총점보다 요인 1의 점수가 신체화 척도 및 건강 염려증 척도보다 더 높은 상관을 보이고 있다. 또한 요인 3은 신체화 척도와는 유의미한 상관이 없지만 정서 표현성 척도와 부적인 상관이 높게 나타나 그 타당성을 보여주었다. 요인 2는 신체화나 건강 염려 등과 상관이 낮은 것으로 나타났다.

표 5. 대학생의 한국판 감정표현 불능증 점수, EES 점수, WI 점수 및 SCL-90-R 신체화척도 점수 간 상관(N=338)

	요인1 점수	요인2 점수	요인3 점수	총점
SCL-90-R	.35***	-.04	.10	.20***
WI	.38***	.10	-.10	.28***
EES	-.09	-.09	-.68***	-.42***

\*\*\* P<.001 수준에서 유의미

정신과 환자 집단의 경우, 척도 간 상관이 표 6에

제시되어 있다. 환자 집단에서는 총점, 요인 1 점수 및 요인 3 점수가 신체화 경향과 상관이 크게 나타났다. 또한 총점과 요인 1 점수는 건강 염려증 척도와도 유의미한 상관을 보였다.

표 6. 정신과 환자의 한국판 감정표현 불능증 점수, WI 점수 및 SCL-90-R 신체화 척도 점수 간 상관(N=65)

	요인1 점수	요인2 점수	요인3 점수	총점
SCL-90-R	.48***	.10	.42***	.49***
WI	.31*	.12	.10	.28*

\*\*\* P<.001 수준에서 유의미

\* P<.05 수준에서 유의미

변별 타당도

신체화 증상을 많이 보이는 정신과 환자와 신체화 증상이 적은 정신과 환자의 감정표현 불능증 척도 평균을 비교한 결과가 표 7에 제시되어 있다. 환자 집단은 SCL-90-R의 신체화 척도 점수 60점을 기준으로 신체화 집단과 기타 정신과 환자 집단으로 나누었다. 신체화 집단의 SCL-90-R 신체화 척도 점수 평균은 69.39(SD=6.90)였고, 비교 집단의 점수 평균은 46.79(SD=6.42)였다. 두 집단의 감정표현 불능증 척도 점수를 비교한 결과, 신체화 증상이 많은 환자 집단이 다른 환자 집단에 비해 총점, 요인 1 점수 및 요인 3 점수가 유의미하게 더 높았다. 즉 p<.001 수준에서 유의미한 집단 간 차이를 보였다.

표 7. 집단별 한국판 감정표현 불능증 척도 점수 평균(표준편차)

	신체화 집단 (N=31)	기타 정신과환자 집단 (N=34)
총점	2.09(.51)	1.56(.45)
요인 1 점수	2.15(.80)	1.51(.76)
요인 2 점수	1.79(.59)	1.62(.51)
요인 3 점수	2.45(.71)	1.62(.87)



## 논 의

본 연구의 목적은 감정표현 불능증을 측정하는 한국판 자기 보고형 질문지를 개발해 그 신뢰도와 타당도를 알아보는 것이었다. 이 척도는 Bagby, Parker 및 Taylor(1994)가 제작한 20문항 감정표현 불능증 척도(20-Item Alexithymia Scale ; TAS-20)에 기초해 제작되었으며 신현균 등(1996, 미발표)의 선행연구 결과를 토대로 일부 문항을 삭제하고 수정 또는 첨가해서 제작되었다. 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 요인 타당도를 보면, 본 연구 결과, Bagby 등(1994)의 연구 결과와 유사하게 3요인 구조가 확인되었다. 즉 요인 1은 정서를 확인하고 정서와 정서 각성에서 오는 신체 감각 간을 구별하는 능력을 측정하고, 요인 2는 외적으로 지향된 사고를 측정하며, 요인 3은 정서를 표현하고 타인과 의사소통하는 능력을 측정한다. 본 연구에서는 요인 1과 요인 3의 상관을 고려함으로써, Bagby 등(1994)의 연구에서는 두번째로 설명변량이 컸던 요인(정서를 타인과 의사소통하는 능력)이 본 연구에서는 세번째 요인으로 그 설명변량이 감소했다는 것이 차이가 있었다. 즉 정서를 확인하고 정서와 정서 각성에서 오는 신체 감각 간을 구별하는 능력은 정서를 표현하는 능력과 상당히 관련되어 있고 중복되는 경향이 시사된다. 따라서 요인 3이 고유의 설명변량을 크게 추가시키지 못함을 알 수 있다. 그러나 감정 표현 능력 및 이를 의사소통하는 능력은 개념상 그 자체로 중요한 성격특성을 나타내며, 본 연구에서 신뢰도와 타당도도 비교적 양호한 바, 두 요인을 통합하지 않고 별개의 요인으로 두었다.

전체 척도의 내적 일관성 신뢰도  $\alpha$ 는 .82였고, Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수는 .86이었으며 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .81로 시간적인 안정성이 있는 것으로 나타났다. 정신과 환자 집단의 경우에도  $\alpha$ 가 .82, 반분 신뢰도 계수도 .82로 내적 합치도가 높았다.

각 요인별로 내적 일관성 신뢰도와 시간적 안정성 신뢰도를 살펴보면, 요인 1의  $\alpha$ 는 .83이고, Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수는 .85이며 교정된 문

항-총점 간 상관은 .47에서 .59에 이르러 내적 합치도가 높았다. 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .74로 비교적 시간적인 안정성이 있는 것으로 나타났다. 정신과 환자 집단의 경우에도  $\alpha$ 가 .81, 반분 신뢰도 계수가 .77로 내적 합치도가 높았다.

요인 2의  $\alpha$ 는 .73이었고 Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수는 .77이었으며 교정된 문항-총점 간 상관이 .26에서 .56에 이르렀다. 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .77로 비교적 시간적인 안정성이 있는 것으로 나타났다. 정신과 환자 집단의 경우에는  $\alpha$ 가 .60, 반분 신뢰도 계수도 .60으로 내적 합치도가 다소 낮았다.

요인 3의  $\alpha$ 는 .85였고 Spearman-Brown 방식의 반분신뢰도 계수는 .86이었으며, 교정된 문항-총점 간 상관은 .48에서 .70에 이르러 내적 합치도가 양호하였다. 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .79로 나타나 시간적 안정성이 비교적 유지되었다. 정신과 환자 집단의 경우에는  $\alpha$ 가 .84, 반분 신뢰도 계수는 .85였다. 이런 결과는 Bagby 등(1994)의 연구에서 요인 1의  $\alpha$ 가 .78, 요인 2(본 연구의 요인 3)는 .75, 요인 3(본 연구의 요인 2)은 .66이었던 데 비해 더 높은 수치이다. 따라서 한국판 감정표현 불능증 척도의 내적 합치도 신뢰도는 비교적 양호한 것으로 나타났다.

관련 구성 개념들과의 상관을 통해 검증한 공존 타당도도 양호한 것으로 나타났다. 즉 한국판 감정표현 불능증 척도는 정서 표현성 척도와 유의미한 부적 상관이 있으며, 신체화 척도와 건강 염려증 척도와는 유의미한 정적 상관을 보였다. 또한 각 요인별로 분석한 결과, 대학생의 경우, 요인 1 점수가 신체화 척도 및 건강 염려증 척도와와의 상관이 크고, 요인 3 점수는 정서 표현성 척도와 부적으로 상관이 커 그 타당성이 확인되었다. 정신과 환자 집단의 경우에도 요인 1과 요인 3 점수가 신체화 경향 및 건강 염려 경향과 상관이 큰 것으로 나타났다.

신체 증상을 많이 호소하는 정신과 환자와 그렇지 않은 정신과 환자의 척도 점수를 비교한 결과, 전자가 척도 총점, 요인 1 점수 및 요인 3 점수에서 더 높은 점수를 보여 변별 타당도도 확인되었다. Bagby

등(1994)의 연구에서는 총점 61점 이상을 감정표현 불능증으로, 51점 이하를 감정표현 불능증이 아닌 것으로 절단점을 제시했는데, 본 연구와는 문항수와 채점 방식의 차이로 인해 직접 비교는 어렵다(연구 방법 참조). 그러나 본 연구에서 정신과 환자의 경우 전체 척도의 평균 점수는 42점(SD= 12점)(본 연구의 채점방식으로 계산된 평균 1.82(SD=.54)에 문항수를 곱한 값)으로, 평균에서 1표준 편차 이상의 경우를 감정표현 불능증으로 해석할 때, Bagby 등이 평정수치를 1-5점으로 했지만 본 연구에서는 0-4점으로 한 것을 감안한다면, Bagby 등(1994)이 제시한 절단점과 유사한 결과를 보인다. 참고로 본 연구에서 정신과 환자 집단의 요인 1점수 평균은 15점(SD= 7점), 요인 2점수 평균은 12점(SD= 5점), 요인 3점수 평균은 14점(SD= 6점)이었다. 대학생의 경우 전체 척도의 평균 점수는 39점(SD= 10점), 요인 1점수 평균은 12점(SD= 5점), 요인 2점수 평균은 14점(SD= 5점), 요인 3점수 평균은 14점(SD= 5점)이었다.

본 연구 결과, 감정표현 불능증은 비교적 안정된 성격 특징인 것으로 보이며, 한국판 감정표현 불능증 척도가 자신의 정서상태를 정확하게 인식하지 못하고 정교화하지 못하며 이를 표현하지 못하는 경향을 비교적 신뢰롭고 타당하게 측정한다고 볼 수 있다. 특히 요인 1 점수는 신체화 척도나 건강 염려증 척도와의 상관이 크고, 신체화를 많이 보이는 환자와 기타 정신과 환자를 잘 구별해 줄 수 있어서 정서와 신체 감각을 잘 변별하지 못하는 경향성이 신체화와 관련된다는 것을 뒷받침하고 있다. Kirmayer와 Robbins(1993)의 연구에서도 요인 1은 정신과 과거력, 우울 증상, 신체 증상, 그리고 질병 인지와 정적인 상관을 보였다. 그에 따르면, 신체 감각을 정서 도식에 맞추지 못하고 정서와 신체 감각을 혼동하는 것이 신체 자각을 증가시킬 수 있다. 그리고 신체에 대해 주의가 증가됨으로써 많은 정상적인 미약한 감각에 대해 주목하게 만들어 신체증상을 호소하게 만들 수 있다. 요인 3은 정서 표현성 척도와 유의미한 부적 상관을 보여 그 구성개념의 타당도를 보여주었다. 또한 대학생 집단에서는 신체화와 상관이 없는 것으로 나타났

지만 정신과 환자 집단에서는 신체 증상 호소와의 상관이 크고, 신체 증상을 많이 호소하는 환자와 기타 정신과 환자 간에 유의미한 점수 차이를 보이는 바, 실제로 신체 증상을 나타내는 환자들의 경우에는 정서를 잘 표현하지 못하고 이를 의사소통하지 못하는 특성이 뚜렷하게 나타났다.

그러나 두번째 요인인 외현적으로 지향된 사고, 즉 상징화하지 못하고 추상적으로 사고하지 못하는 경향성을 측정하는 데는 다소의 문제가 있었다. 특히 정신과 환자를 대상으로 할 때 내적 일관성 신뢰도가 낮았다. 또한 신체화 경향이나 건강 염려 경향과도 상관을 보이지 않았다. 따라서 요인 2의 신뢰도와 타당도에 대해 더 많은 연구가 필요할 것으로 시사된다. 즉 외적으로 지향된 사고를 직접적으로 나타내는 여러 구성 개념들 간의 관련성을 알아보는 연구가 더 필요할 것이다.

본 연구 결과, 요인 1과 요인 3의 신뢰도와 타당도는 양호하지만 요인 2의 신뢰도와 타당도에 대해서는 추가 연구가 필요할 것으로 보인다. 또다른 후속 연구에 대한 시사점을 살펴보면, 감정표현 불능증을 연구하는데서 자기 보고형 척도의 타당도를 직접적으로 밝히기 위해서는 이 척도에서 높은 점수를 받는 사람들이 낮은 점수를 받은 사람들에 비해 정서적 정보와 비정서적 정보를 다르게 처리하는지를 정서적 스트룹 과제나 회상과제 및 얼굴 표현 연구 등을 통해 연구해볼 필요가 있을 것이다. 또한 이런 성격 특성과 기능적 신체화, 섭식장애, 및 물질 남용 장애 등 여러 정신병리와의 관련성을 밝히는 연구를 통해 심리치료에 대한 시사점도 제공할 수 있을 것이다.

감정표현 불능증을 연구하는데 또 하나 고려해야 할 점은 감정표현 불능증이 연령, 교육, 사회 경제적 수준, 지능 등의 사회 인구 통계학적 변인의 영향을 받을 수 있다는 것이다. Taylor(1985)는 TAS와 이들 인구 통계학적 변인 간의 낮은 상관을 보고했지만, Kirmayer와 Robbins(1993)의 연구에서는 감정표현 불능증이 고연령 및 낮은 교육수준과 상관이 있었다. 본 연구에서는 연령, 교육 수준, 및 성별에 따른 척도 점수의 차이가 나타나지 않았지만, 본 연구의 표본수가

적고 표본의 대표성이 보장되지 않은 문제가 있어, 앞으로 이에 대한 연구도 필요할 것으로 보인다.

## 참고문헌

- 고경봉(1994). 신체화의 개념과 기전. 신경 정신과 제 2차 회원 연수 교육.
- 김광일, 김재환, 원호택(1984). 간이정신진단검사 실시요강. 서울:중앙적성출판사.
- 김영미(1988). 만성 동통 경험군의 성격특성. 연세대학교 석사학위 청구논문.
- 송지영, 김태수, 오동재, 윤도준, 염태호(1994). 동통을 가진 신체형장애 환자에서 감정표현능력과 압통역치. 정신신체의학, 2(1), 69-79.
- 이순목(1995). 요인분석 I - Exploratory Factor Analysis를 중심으로 -. 서울, 학지사.
- 이양현, 임효덕, 이종영(1996). 한국판 20항목 Toronto 감정표현불능증 척도(TAS-20R)의 개발과 타당도. 신경정신의학, 35(4), 888-899.
- 한정원(1997). 정서표현성이 건강 및 주관적 안녕에 미치는 영향. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 한진희(1993). Alexithymia의 평가. 정신의학, 18(2), 77-99.
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J.(1994a). The twenty-Item Toronto Alexithymia Scale-I. Item Selection and Cross-validation of The Factor Structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(1), 23-32.
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J.(1994b). The twenty-Item Toronto Alexithymia Scale-II. Convergent, Discriminant, and Concurrent Validity. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(1), 33-40.
- Barsky, A. J., & Klerman, G. L.(1983). Overview: Hypochondriasis, bodily complaints, and somatic styles. *American Journal of Psychiatry*, 140, 273-283.
- Borens, R., Grosse-Schult, E., Jaensch, W., & Kortemme, K. H.(1977). Is alexithymia but a social phenomenon? *Psychotherapy and Psychosomatics*, 28, 193-198.
- Cohen, K., Auld, F., Demers, L., & Catchlove, R. (1985). The development of a valid and reliable projective measure(the objectively scored Archetypal9 Test). *Journal of Nervous and Mental Disease*, 173, 621-627.
- Kirmayer, L. J.(1987). Languages of Suffering and Healing: Alexithymia as a Social and Cultural Process. *Transcultural Psychiatric Research Review*, 24, 119-136.
- Kirmayer, L. J., & Robbins, J. M.(1993). Cognitive and Social Correlates of the Toronto Alexithymia Scale. *Psychosomatics*, 34(1), 41-52.
- Kring, A. M., Smith, D. A., & Neale, J. M.(1994). Individual differences in dispositional expressiveness: Development and validation of the emotional expressivity scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 934-949.
- Lesser, I. M., Ford, C. V., & Friedman, C. T. H. (1979). Alexithymia in somatizing patients. *General Hospital Psychiatry*, 1, 256-261.
- Martin, J. B., Pihl, R. O., Young, S. V., Ervin, F., & Turjman, A.(1986). Alexithymia and stress: Physiological and affective parameters. *Canadian Psychology*, 26(a), 331.
- McDonald, P. W., & Prkachin, K. M.(1990). The Expression and Perception of Facial Emotion in Alexithymia: A Pilot Study. *Psychosomatic Medicine*, 52, 199-210.
- Mendelson, G.(1982). Alexithymia and chronic pain: Prevalence, correlates and treatment results. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 37, 154-164.
- Nunnally, J. B.(1978). *Psychometric theory(2nd ed.)*. New York : McGraw-Hill.
- Salminen, J. K., Saarijarvi, S., Aairela, E., &

- Tamminen, T.(1994). Alexithymia-state or trait? One-year follow-up study of general hospital psychiatric consultation out-patients. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(7), 681-685.
- Sifneos, P. E.(1972). *Short-Term Psychotherapy and Emotional Crisis*. Cambridge, Mass, Harvard University Press.
- Smith, G. R.(1983). Alexithymia in medical patients referred to a consultation service. *American Journal of Psychiatry*, 140, 99-101.
- Taylor, G. J.(1984). Alexithymia: Concept, Measurement, and Implications for Treatment. *American Journal of Psychiatry*, 141(6), 725-732.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A.(1991). The Alexithymia Construct : A Potential Paradigm for Psychosomatic Medicine. *Psychosomatics*, 32(2), 153-164.
- Taylor, G. J., Ryan, D. P., & Bagby, R. M.(1985). Toward the development of a new self-report alexithymia scale. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 44, 191-199.
- Wise, T. N., Mann, L. S., & Randell, P.(1995). The Stability of Alexithymia in Depressed Patients. *Psychopathology*, 28(4), 173-176.

## **A Study on the development of the Korean Alexithymia Scale**

**Hyun-Kyun Shin    Hotaek Won**

Department of Psychology, Seoul National University

This study investigated the psychometric properties of the Korean Alexithymia Scale. The scale was based on the 20-item Alexithymia Scale and consisted of 23 items. The scale was administered to 356 college students and 65 psychiatric patients.

The results of factor analysis suggested 3 factor structures. The first factor measures the ability to identify emotion and to discriminate between emotion and somatic sensations. The second factor measures externally oriented thinking. And the third factor measures the ability to express and communicate emotion. Alpha-coefficient, test-retest reliability, and item-total correlation of factor 1 and factor 3 were high for two groups. But internal consistency of factor 2 was insufficient, particularly in psychiatric patients.

The concurrent validity and the discriminant validity of factor 1 and factor 3 were high. The correlations of factor 1 with somatization scale of SCL-90-R and WI were high. And the correlations of factor 3 with somatization scale of SCL-90-R and EES were also high. But the validity of factor 2 was insufficient. Finally the implications for future study were discussed.