

한국판 발표불안척도의 신뢰도와 타당도에 관한 연구*

조 용 래[†]

조선대학교
의과대학
신경정신과학 교실

이 민 규

아주대학교
심리학과

박 상 학

조선대학교
의과대학
신경정신과학 교실

본 연구는 발표불안을 측정하기 위해 외국에서 가장 널리 사용되고 있는 'Personal Report of Confidence as a Speaker'를 한국말로 번역하고, 그의 신뢰도 및 타당도를 알아보고자 하였다. 번역된 발표불안척도를 포함한 여러 가지 자기 보고형 검사들을 대학생 212명에게 실시하여 다음과 같은 결과를 얻었다. 문항분석 결과, 총 30개 문항 중 두 개의 문항이 부적절한 것으로 판단되어 나머지 28개 문항들을 최종적으로 선정하여 한국판 발표불안척도를 재구성하였다. 이 척도는 내적 합치도, 반분신뢰도 및 검사-재검사 신뢰도가 매우 높았으며, 공존타당도 역시 높았다. 또한 한국판 발표불안척도는 우울정도와 상관계수보다는 발표불안을 재는 다른 척도인 발표불안위계표와의 상관계수가 더 유의하게 높은 것으로 나타나서 변별타당도가 확인되었다. 요인분석 결과, '발표상황을 즐기'와 '발표상황에 대한 긴장' 등 2개 요인으로 이루어져 있었다. 그러므로, 한국판 발표불안척도는 대학생의 발표불안을 매우 신뢰롭고 타당하게 측정하는 도구라고 결론내릴 수 있다.

사회공포증 (social phobia) 혹은 사회불안 (social anxiety)은 1980년대 들어서면서 부터 많은 연구자와 임상가들의 주목을 받기 시작했으며, 그 이후 오늘날에 이르기 까지 심리학 및 정신의학 분야에서 매우

활발하게 연구되고 있다 (조용래, 1998). 대학생 및 일반 성인을 대상으로 한 조사연구들에 따르면, 사회불안의 하위 유형들 중 발표불안 (speech or public speaking anxiety)¹⁾이 가장 높은 빈도를 차지하고 있

* 이 논문은 1998년도 조선대학교 학술연구비의 지원을 받아 연구되었음.

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 조 용 래 / 조선대학교 부속병원 정신과 광주광역시 동구 서남동 588번지 501-717 / FAX : 062-225-3659 / E-mail : yrcho@mail.chosun.ac.kr

으며, 전체의 약 20% 정도가 발표불안으로 어려움을 겪고 있다고 한다 (조용래, 원호택, 1997; Fremouw & Breitenstein, 1990). 뿐만 아니라, 사회불안 유발 상황들 중 발표상황이 가장 흔한 공포상황이었다는 보고도 있다 (이시형, 1993; 최정훈, 이정운, 1994; Schneier, Johnson, Hornig, Liebowitz, & Weissman, 1992). 더 나아가, 사회공포증으로 분류된 대학생 및 임상 환자들 역시 여러 사회적 위험상황들 중 발표상황에서 심한 불안을 느낀다는 빈도가 제일 높았고, 그들 대다수가 심한 발표불안을 경험한다고 보고하였다 (김은정, 1999; 조용래, 1998; Turner, Beidel, Dancu, & Keys, 1986; Turner, Beidel, & Townsley, 1992).

발표불안은, 연구에서 사용하는 특정한 종속측정지 (예: 질문지; Watson & Friend, 1969)의 점수로 종종 정의하기도 하지만, 다수의 청중들 앞에서 발표하는 상황에 대해 불안을 나타내는 부적응적인 인지적, 생리적 및 행동적 반응들로 일반적으로 정의하고 있다 (Fremouw & Breitenstein, 1990; Paul, 1966). 이러한 발표불안은 다양한 상황에서 나타날 수 있다. 우리나라 대학생들을 대상으로 한 조사연구들 (조용래, 원호택, 1997; 최정훈, 이정운, 1994)을 살펴보면, 수업 시간이나 공식적인 모임에서 여러 사람 앞에서 발표하는 상황, 여러 사람들 앞에서 장기자랑을 하는 상황, 많은 사람들 앞에서 자기 소개를 하는 상황, 수업 시간에 교수님의 지명을 받아 질문에 대답을 해야 하는 상황, 그리고 모임에서 리더나 사회를 맡아 진행을 해야 하는 상황 등이 대표적인 발표불안 유발상황으로 보여진다.

연단공포 (stage fright), 의사소통 염려 (communication apprehension), 청중불안 (audience anxiety), 또는 사회불안과 같은 다양한 용어들이 발표불안을 기술하기 위하여 때로 사용되기도 한다. 그 중 연단공포와 청중불안이라는 용어는 청중 앞에서 발표할 때

경험하는 특정한 불안 또는 공포를 기술한다는 점에서 발표불안과 동의어로 사용될 수도 있을 것 같다.

발표불안을 호소하는 사람들 중 그 정도가 심한 사람들을 선별해 내고 효과적으로 치료해주며 치료효과를 정확하게 측정하기 위해서는 발표불안을 적절하게 잴 수 있는 평가도구가 절실하게 필요하다. 통상 발표불안에 대한 평가는 행동평가의 세가지 전통적인 영역들, 즉 인지적, 생리적 및 행동적 반응들에 대한 측정들로 이루어진다 (Lang, 1969). 이러한 평가도구들 대부분은 지필검사이다. 이 도구들 중에는 세가지 반응양상들을 모두 측정하는 것도 있고, 의사소통 염려와 사회불안이라는 보다 넓은 구성개념을 평가하기 위한 도구들도 있으며, 한가지 반응양상을 평가하기 위해 고안된 도구도 있다 (Fremouw & Breitenstein, 1990). 대표적인 발표불안 측정도구로는 Paul(1966)이 개발한 'Personal Report of Confidence as a Speaker (PRCS)'가 있다. 이 도구는 30개의 문항으로 이루어져 있으며, 가장 최근에 발표하는 동안에 경험했던 인지적, 생리적 및 행동적 반응들을 평가하기 위하여 진위형으로 응답하도록 되어 있는 자기보고형 척도이다. 이 PRCS는 발표경험을 직접 다루고 있다는 점과, 불안의 세가지 반응양상들을 모두 평가할 수 있다는 점에서 발표불안 측정도구로 가장 널리 사용되고 있다 (Fremouw & Breitenstein, 1990). 뿐만 아니라, 발표불안을 완화시키기 위해 고안된 실험적 처치에 민감한 것으로 밝혀져 상담 및 임상심리학 분야의 유사 치료연구에 널리 쓰이고 있다 (Leary, 1991에서 재인용).

발표불안에 대한 연구 및 치료가 더욱 활발하게 이루어지기 위해서는 발표불안에 대한 정확한 측정이 필수적이다. 그러나, 우리나라에서는 발표불안을 체계적으로, 그리고 포괄적으로 측정할 수 있는 평가도구가 아직 개발되어 있지 않는 형편이다. 따라서 본 연구에서는 한국판 발표불안척도를 제작하기 위하여,

1) 영어의 speech (or public speaking)는 영한사전에서 일반적으로 '연설'이라는 용어로 번역되고 있으나, 본 연구에서는 대학생들이 학교생활이나 단체생활에서 흔히 접하게 되는 장면은 그 성질상 연설상황이라기 보다는 발표상황에 더 가깝다고 생각되어 'speech (or public speaking) anxiety'를 '발표불안'이라고 번역하게 되었다.

Paul(1966)이 개발한 PRCS를 한국말로 번안하여 그 신뢰도와 타당도를 살펴보고자 한다.

방 법

대 상

지방 및 서울 소재 대학교에서 심리학 관련 과목을 수강중인 대학생 212명 (남자 125명, 여자 87명)을 연구 대상으로 하였다. 평균 연령은 만 19.90세 (표준편차 1.93세)였다.

측정도구

발표불안척도 (Speech Anxiety Scale: SAS). 이 척도는 원래 Gilkinson (Leary, 1991에서 재인용)이 발표시간에 대학생들이 보고하는 사회적 공포를 측정하기 위하여 104개 문항으로 개발했던 것을 실시 시간이 제한되어 있을 때 사용할 목적으로 Paul(1966)이 단축형으로 개정한 Personal Report of Confidence as a Speaker (PRCS)를 우리나라 말로 번역한 것이다. 이 도구는 발표상황에서 보이는 인지적, 생리적 및 행동적 반응들을 평가하는 30개의 문항으로 이루어져 있으며, 진위형으로 응답하도록 되어 있다. 30개의 문항 중 받은 “예”, 그리고 나머지 받은 “아니오”라고 응답할 경우 발표불안이 있는 것으로 채점된다. 점수의 범위는 최저 0점부터 최고 30점까지이며, 점수가 높을수록 발표불안 수준이 높다는 것을 의미한다. 원판 PRCS의 내적 합치도 (Cronbach's α)는 .91이었고, 6개월 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .61 ($p < .001$)이었다. 또한 다른 발표불안척도와의 상관관계로 알아본 공준타당도 뿐 아니라, 발표불안 수준을 낮추기 위하여 고안된 실험적 처치에 민감한 것으로 밝혀져 구성타당도 역시 양호하였다.

한국판 SAS는 다음 두가지 단계를 거쳐 제작되었다. 먼저, Paul(1966)이 개발한 원판 PRCS의 문항들을 우리나라 말로 번역하였다. 임상심리학 전공 박사

한명과 제 1저자가 각자 독립적으로 번역한 후에, 번역내용에 차이가 있는 경우 두 사람간의 상호 협의를 거쳤을 뿐 아니라, 미국에서 10여년 이상 살다운 심리학 전공 석사 소지자의 최종 검토과정을 거쳤다. 그리하여 삼자간에 최종 합의에 이른 번역내용들을 채택하였다. 번역은 가능한한 그 의미를 정확하게 전달하면서 동시에 자연스러운 문장이 될 수 있도록 하기 위해 의역을 하는 경우가 있었다. 다음 단계로, 응답방식을 진위형에서 Likert형의 5점 척도 (0점: 전혀 그렇지 않다 ~ 4점: 극히 그렇다)로 변형시켰다. 이를 통해 점수의 분포가 편포되는 것을 피하고 개인간의 차이를 극대화시키고자 하였다.

아울러 한국판 SAS의 타당도를 알아보기 위하여, 다음의 척도들도 함께 사용하였다.

발표불안 위계표. 우리나라 대학생들을 대상으로 조사한 연구 결과들 (조용래, 원호택, 1997; 최정훈, 이정운, 1994)을 토대로, 연구자가 대표적인 발표불안상황 5가지를 선정한 후, 각 상황별로 발표불안을 느끼는 정도, 회피하는 빈도 및 각 상황에서 다른 사람들의 평가에 대해 염려하는 정도를 각각 0점에서 100점까지의 점수로 평정하도록 되어 있다. 이러한 평가법은 사회공포증에 대한 치료효과를 측정하기 위한 선행 연구들에서 흔히 사용하는 방식으로 잘 알려져 있다 (조용래, 1998; 이정운, 최정훈, 1996; Hope, Heimberg, & Bruch, 1995 등). 본 연구에서 사용된 발표불안 위계표의 내적 합치도 (Cronbach's α)는 .92였고, 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .63 ($p < .001$)이었다.

부정적 평가에 대한 두려움 척도-단축형 (Fear of Negative Evaluation-Brief: Brief FNE). 사회불안의 핵심적인 인지내용으로 알려진 타인의 부정적 평가에 대한 공포성향을 측정하기 위하여, 단축형 FNE 척도를 사용하였다. 이 척도는 Watson과 Friend (1969)가 원래 30개의 문항으로 제작한 것에서 Leary (1983)가 전체 점수와 .50 이상의 상관이 있는 문항들만 뽑아서 만든 단축형 척도를 이정운과 최정훈

(1997)이 우리나라 말로 번역한 것이다. 문항 수는 12 문항이며, 원래 진위형으로 되어 있는 척도를 5점 척도로 구성하여 변화에 보다 민감하도록 되어 있다. 따라서 12점에서 60점까지 점수가 분포되며, 점수가 높을수록 부정적 평가에 대한 두려움이 많음을 나타낸다. 단축형 FNE 척도는 내적 합치도 (Cronbach's α)가 .90이었고, 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .75 ($p < .001$)였다. 이정윤과 최정훈(1997)의 연구에서 대학생 집단의 경우 내적 합치도 (Cronbach's α)는 .90이었고, 반분신뢰도는 .93이었으며, 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .80 ($p < .001$)이었다.

사회적 회피 및 불안 척도 III (Social Avoidance and Distress Scale (III): SADS (III)). 이 척도는 Watson과 Friend(1969)가 사회적 상황에서 불안을 경험하는 정도와, 잠재적으로 혐오적인 사회적 상황을 회피하려는 경향을 측정하기 위하여 개발한 자기-보고형 검사로서, 총 28개의 문항으로 되어 있다. 본 연구에서는 이옥정(1988)이 번안한 한국판 SADS의 문항내용에다 조용래와 원호택(1999)이 응답방식, 문항배열 및 지시문의 내용을 바꾼 척도를 사용하였다. SADS는 원래 진위형으로 응답하도록 되어 있으나, 점수의 분포가 편포되는 것을 피하고 개인간의 차이를 극대화시키기 위하여 5점 척도 (0점: 전혀 그렇지 않다 ~ 4점: 극히 그렇다)로 구성되어 사용하였다. 또한 각 문항들을 사회적 불안감 및 사회적 회피행동 등 두가지 하위 척도로 구분한 후 보다 정확히 측정하고 채점하기 위하여 각 하위 척도의 특성에 따라 사회적 불안감의 경우 그 강도를, 그리고 사회적 회피행동의 경우 그 빈도를 측정하도록 지시문을 다소 바꾸었다.

한국판 SADS(III)의 내적 합치도 (Cronbach's α)는 .92, 반분신뢰도는 .94 ($p < .001$), 그리고 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .85 ($p < .001$)로서 매우 높았다 (조용래, 원호택, 1999).

사회적 상호작용에 대한 자기 진술 검사 (Social Interaction Self-Statement Test: SISST). 이 검사는 원래 Glass, Merluzzi, Biever, 그리고 Larsen (1982)이 역할연기 형식의 실제 사회적 상호작용을

하는 동안 개인의 머리 속에 떠오른 자동적 사고들을 곧바로 측정하도록 제작된 것이며, 긍정적인 (촉진적인) 자동적 사고를 재는 15개 문항과 부정적인 (억제적인) 자동적 사고를 재는 15개 문항 등 총 30개 문항으로 이루어져 있다. 본 연구에서는 사회공포증의 부정적 및 긍정적인 자동적 사고를 측정하기 위하여 조용래와 김은정 및 원호택(1997)이 원판 SISST의 문항을 우리나라 말로 번역하여 신뢰도와 타당도를 확인한 척도를 사용하였다. 한국판 SISST는 실시를 편리하게 하고 자료 수집을 용이하게 하기 위하여, 실제 사회적 상호작용 (역할연기)이 아닌 가상적인 상황, 즉 우리나라 대학생들이 대인불안을 느낀다고 보고한 빈도가 높은 것으로 밝혀진 '매력적인 여성과 처음 만나 대화를 나누는 상황'을 대표적인 대인불안상황으로 선정하여 지시문에 수록함으로써, 각 자동적 사고에 대해 평정을 하기 전에 그 상황을 생생하게 상상하도록 되어 있다. 이렇게 충분히 상상하도록 한 다음에, 피검사자로 하여금 자신이 그런 사회적 상호작용을 실제로 한다고 상상하는 동안에 각각의 생각들이 얼마나 자주 떠올랐는지 혹은 떠오를 것으로 추측되는지를 5점 척도 (1점: 거의 떠오르지 않았다 ~ 5점: 아주 자주 떠올랐다)에 평정하도록 되어 있다.

한국판 SISST의 내적 합치도 (Cronbach's α)는 긍정형 .85, 부정형 .91, 반분신뢰도는 긍정형 .88 ($p < .001$), 부정형 .92 ($p < .001$), 그리고 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 긍정형 .69 ($p < .001$), 부정형 .72 ($p < .001$)였다 (조용래 등, 1997).

역기능적 신념 검사 (Dysfunctional Beliefs Test: DBT). 이 검사는 조용래와 원호택(1999)이 사회공포증의 인지적 취약성변인으로 알려진 역기능적 신념들을 측정하기 위하여 제작한 것으로서 총 70개의 문항으로 구성되어 있다. 피검사자로 하여금 각 문항들이 본인의 평소 신념과 일치하는 정도나 혹은 각 문항의 내용에 대해 동의 또는 반대하는 정도를 7점 척도 [1점: 전혀 일치 (동의)하지 않는다, 4점: 중간이다, 7점: 전적으로 일치 (동의)한다]상에 평정하도록 되어 있다. 이 검사의 신뢰도, 내용타당도 및 구성타

당도는 매우 양호한 것으로 밝혀졌다. 이 검사는 세 가지 하위척도들로 이루어져 있으며, 개인의 역기능적 신념의 정도를 나타내기 위하여 전체 점수와 세 가지 하위척도 점수를 산출하였다. 전체 역기능적 신념의 정도는 57번 문항의 채점방향을 고려하여 역산한 후 나머지 69개 문항들의 점수와 합산한 전체 점수로 산출하였다.

Beck의 우울척도 (Beck Depression Inventory: BDI). 이 검사는 Beck, Ward, Mendelson, Mock 및 Erbaugh(1961)가 우울증상을 측정하기 위해 개발한 총 21개 문항의 자기보고형 검사이다. 본 연구에서는 이영호와 송종용(1991)에 의해 번역된 한국판 Beck 우울척도를 사용했다. 한국판 Beck 우울척도의 내적 합치도 (Cronbach's α)는 .86이었고, 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .75 ($p < .0001$)였다.

통계적 분석

한국판 SAS의 문항분석을 위하여, 문항-총점 상관 계수 및 발표불안에 대한 문항별 변별력을 알아보았다. 발표불안에 대한 문항별 변별력을 확인하기 위해, 우선 발표불안 위계표의 전체 점수분포에서 평균으로부터 1 표준편차 이상 높은 상위 집단과 1 표준편차 이상 아래로 떨어진 하위 집단으로 연구대상 학생들을 나눈 후, 이들 두 집단이 한국판 SAS의 각 개별 문항들에서 유의한 차이를 보이는 지를 t 검정으로 알아보았다.

한국판 SAS의 신뢰도를 확인하기 위하여 Cronbach's α , 반분신뢰도 및 검사-재검사 신뢰도를 구하였다. 이 척도의 공존타당도를 검증하기 위하여 발표불안 위계표와의 Pearson 상관계수를 구하였다. 이에 더해 사회불안과 관련된 구성개념을 재는 다른 척도들과의 Pearson 상관계수를 알아보았다. 한국판 SAS가 발표불안에 특정한 구성개념만을 재는지, 즉 변별타당도를 확인하기 위하여, 한국판 BDI와의 Pearson 상관 계수 및 부분상관계수 (partial correlation coefficients)를 구하였다. 이와 함께 한국판 BDI와의 Pearson 상관 계수가 한국판 SAS의 신뢰도 및 수렴타당도 계수

양자 모두와 유의한 차이를 보이는 지를 Hotelling's t 검증을 하였다. 마지막으로, 한국판 SAS의 요인구조를 알아보기 위하여 요인분석을 실시하였다. 모든 자료들은 SAS/PC Version 6.04로 통계 처리되었으며, 유의 수준은 .01 미만으로 하였다.

결 과

문항분석

한국판 SAS의 문항분석을 위하여, 먼저 문항-총점 상관계수를 구하였다. 그 결과는 표 1에 나와 있다. 표 1에서 보면, 문항 13 ($r = .03$)과 문항 14 ($r = .16$) 양자 모두 총점과의 상관계수가 유의하지 않았다. 그 반면에, 문항 2가 $r = .26$ ($p < .001$)으로서 다소 낮기는 했으나, 다른 대부분의 문항들은 총점과의 상관계수의 범위가 .36 ~ .71 ($p < .001$)로서 높은 편이었다.

다음으로, 발표불안에 대한 한국판 SAS의 각 문항별 변별력을 확인해 보았다. 이를 위하여, 발표불안 위계표의 전체 점수분포에서 평균으로부터 1 표준편차 (85점) 이상 높은 상위 집단 (발표불안 高 집단, $N = 38$)과 1 표준편차 (37점) 아래로 떨어진 하위 집단 (발표불안 低 집단, $N = 38$)으로 연구대상 학생들을 나눈 후, 이들 두 집단이 한국판 SAS의 각 개별 문항들에서 유의한 차이를 보이는 지를 t 검정으로 알아보았다. 두 집단의 문항별 평균, 표준편차 및 t 검증 결과는 표 2에 나와 있다. 표 2에서 보듯이, 문항 13과 문항 14 양자 모두 두 집단간에 유의한 차이를 보이지 않았으나, 이 두 문항을 제외한 다른 모든 문항들은 유의한 차이를 보였다. 즉 채점이 반대로 되는 문항들에서는 발표불안 高 집단이 발표불안 低 집단에 비해 유의하게 낮은 점수를 보인 반면, 응답한 그대로 채점이 되는 문항들에서는 반대의 패턴을 보였다.

이러한 두가지 분석 결과를 고려할 때, 한국판 SAS의 30개 문항 중 문항 13과 문항 14는 발표불안을 재

표 1. 한국판 발표불안척도의 각 문항별 문항-총점 상관계수

문 항 번 호 및 내 용	상관계수
1. 대중 앞에서 발표할 기회를 즐거운 마음으로 기다린다*	.62
2. 연단 위에 있는 물건들을 만지려고 할 때 손이 떨린다	.26
3. 발표할 내용을 잊어버릴까 봐 두렵다	.48
4. 내가 청중들에게 말할 때 그들이 우호적인 것으로 보인다*	.56
5. 발표 준비를 하는 동안, 나는 불안하다	.57
6. 발표를 끝낼 때, 나는 즐거운 경험을 했다고 느낀다*	.54
7. 나는 몸동작을 많이 사용하거나 목소리를 표현력 있게 내는 것을 싫어한다	.41
8. 나는 청중 앞에서 발표할 때, 생각이 혼란되고 뒤죽박죽된다	.57
9. 청중들을 대하는 것이 두렵지 않다*	.69
10. 발표하기 직전에는 신경이 예민해지지만, 금방 두려움을 잊고 그 경험을 즐긴다*	.64
11. 나는 아주 자신있게 발표할 것이라고 예상한다*	.69
12. 발표를 하는 동안 나는 아주 침착하다고 느낀다*	.54
13. 발표 내용을 잊어버릴 경우에 대비하여 연단 위에 설 때는 메모 지참하는 것을 선호한다†	.03
14. 내 발표에 대해 청중들이 나타내는 반응을 관찰하기 좋아한다*†	.16
15. 나는 친구들과는 유창하게 말하지만, 연단 위에 서면 할 말이 생각나지 않는다	.64
16. 발표를 하는 동안 나는 긴장되지 않고 편안하게 느낀다*	.59
17. 나는 대중 앞에서 발표하는 것을 즐기지도 않지만, 특별히 두려워하지도 않는다*	.57
18. 가능하다면 대중 앞에서 발표하는 것을 피한다	.65
19. 청중들을 쳐다볼 때 그들의 얼굴이 흐릿하게 보인다	.43
20. 여러 사람들 앞에서 발표하려고 애쓴 후에는 내 자신이 싫어진다	.36
21. 나는 발표 준비하는 것을 즐긴다*	.51
22. 나는 청중을 대할 때 정신이 또렷해진다*	.64
23. 나는 발표할 때 말을 잘 한다*	.61
24. 나는 발표하러 일어서기 직전에 땀이 나고 떨린다	.49
25. 내 자세가 긴장되고 부자연스럽게 느껴진다	.55
26. 여러 사람들 앞에서 발표하는 동안 나는 두렵고 긴장된다	.67
27. 발표할 기회는 즐겁다고 생각한다*	.64
28. 내 생각을 표현할 정확한 말들을 차분하게 찾기가 어렵다	.47
29. 대중 앞에서 발표한다고 생각하면 겁난다	.71
30. 나는 청중 앞에 서면 정신이 맑아지는 느낌이 든다*	.64

* 반대로 채점되는 문항임 † 문항분석 결과 척도의 재구성과정에서 제외된 문항임

기에는 부적절한 문항으로 판단되었다. 따라서 이후 분석에서는 이 두 문항을 제외하고 28개 문항으로 된 한국판 SAS에 관한 자료를 제시하였다.

0001)였다.

다른 척도들과의 상관관계

신뢰도

문항 13과 문항 14를 제외한 후 28개 문항으로 된 한국판 SAS의 신뢰도를 알아본 결과, 내적 합치도 (Cronbach's α)는 .94였고, 반분신뢰도는 .94 ($p < .0001$), 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .84 ($p < .$

전체 학생들이 28개 문항으로 된 한국판 SAS에서 받은 총점의 평균은 54.12이며 표준편차는 16.87이었다. 이 척도와, 사회불안과 관련된 구성개념을 재는 다른 척도들간의 상관계수를 구하였다. 그 결과는 표 3과 같다. 표 3에서 보듯이, 한국판 SAS는 발표불안 위계표와 $r = .68$ ($p < .0001$)로서 높은 상관을 보이

고 있다. 특히 발표불안 위계표에서 수업시간이나 공식적인 모임에서 발표하는 상황과는 $r = .72$ ($p < .0001$)라는 아주 높은 상관을 보이고 있다.

또한 한국판 SAS는, 부정적 평가에 대한 공포성향을 평가하는 단축형 FNE 척도 ($r = .42$, $p < .0001$) 및 사회불안과 연관된 역기능적 신념의 정도를 재는 역기능적 신념검사 ($r = .44$, $p < .0001$)와 높은 상관을 보이고 있다. 역기능적 신념검사의 경우 특히 사회적 자기에 대한 부정적 개념을 재는 하위 척도 1

과의 상관 ($r = .45$, $p < .0001$)이 높았다. 그리고 사회불안 및 회피정도를 재는 한국판 SADS(III) ($r = .45$, $p < .0001$) 및 사회불안과 연관된 부정응적인 자동적 사고의 빈도를 측정하는 한국판 SISST 전체 점수 ($r = .57$, $p < .0001$)와의 상관도 역시 유의하게 높았다.

표 2. 한국판 발표불안척도의 각 문항별 평균, 표준편차, t 검증 결과

문 항	발표불안 低 집단		발표불안 高 집단		t 값
	평균	표준편차	평균	표준편차	
문항 1	1.79	1.23	.61	.68	-5.18***
문항 2	.84	.75	1.47	.86	3.40*
문항 3	1.21	.70	2.26	.83	5.97***
문항 4	2.37	.67	1.21	.78	-6.94***
문항 5	1.16	.72	2.45	1.03	6.32***
문항 6	2.71	.87	1.39	1.03	-6.03***
문항 7	.42	.60	1.29	1.11	4.24***
문항 8	.82	.61	1.95	1.09	5.59***
문항 9	2.24	1.08	.58	.79	-7.64***
문항 10	2.34	.94	1.16	.89	-5.66***
문항 11	2.45	.86	.92	.82	-7.92***
문항 12	1.92	.85	.89	.89	-5.13***
문항 13	1.92	1.17	2.16	1.13	.90
문항 14	1.84	.97	1.76	1.05	-.34
문항 15	.87	.78	2.11	1.06	5.80***
문항 16	1.63	1.05	.42	.64	-6.06***
문항 17	2.37	.88	1.29	.93	-5.19***
문항 18	.97	.88	2.34	1.07	6.07***
문항 19	.61	.86	1.42	1.24	3.33*
문항 20	.29	.61	.95	.90	3.73**
문항 21	1.68	1.16	.66	.88	-4.34***
문항 22	1.42	.98	.53	.76	-4.45***
문항 23	2.03	1.05	.61	.75	-6.76***
문항 24	.84	1.00	2.05	1.06	5.11***
문항 25	1.08	.71	2.39	.92	6.99***
문항 26	0.84	.75	2.37	.94	7.80***
문항 27	2.03	1.10	.66	.97	-5.75***
문항 28	1.05	.87	2.18	.90	5.59***
문항 29	.68	.87	2.29	.93	7.77***
문항 30	1.54	1.12	.50	.65	-4.91***

* $p < .01$, ** $p < .001$, *** $p < .0001$

표 3. 한국판 발표불안척도와 다른 척도들간의 상관계수

척도명	위계표	FNE	SADS	SISST-P	SISST-N	DBT1	DBT2	DBT3	DBT-t	BDI
SAS	.68***	.42***	.45***	-.40***	.46***	.45***	.29***	.31***	.44***	.34***

주. SAS: 한국판 발표불안척도

위계표: 발표불안위계표, FNE: 부정적 평가에 대한 두려움 척도-단축형

SADS: 한국판 사회적 회피 및 불안척도(Ⅲ),

SISST: 한국판 사회적 상호작용에 대한 자기진술검사 (P: 긍정형, N: 부정형)

DBT 역기능적 신념검사, BDI: 한국판 Beck 우울척도

*** $p < .0001$

변별타당도

한국판 SAS가 발표불안만을 특정하게 재는 것인지, 즉 변별타당도가 양호한 지를 확인해 보기 위하여, 먼저 발표불안과는 개념적으로 구분되는 우울의 정도를 재는 한국판 BDI와의 Pearson 상관계수 및 부분상관계수를 구하였다. 한국판 SAS는 한국판 BDI와 $r = .34$ ($p < .0001$)로서 유의한 상관을 보였다. 이 두가지 척도간의 유의한 상관은, 원래 우울과 발표불안 간의 상관 때문에 나왔을 가능성이 있다. 실제로 본 연구에서 한국판 BDI는 발표불안 위계표와 $r = .28$ ($p < .0001$)로서 유의한 상관을 보였다. 그리하여 이러한 상관관계를 통계적으로 통제한 후에도 한국판 SAS와 한국판 BDI간의 상관이 여전히 유의한 지를 알아보았다. 이를 위해, 발표불안 위계표를 통제변인으로 하여 한국판 BDI와 한국판 SAS간의 부분상관계수를 구하였다. 그 결과, 한국판 BDI는 한국판 SAS와의 부분상관이 $partial\ r = .20$ ($p < .01$)으로서 통계적으로 유의하기는 했지만 그 정도가 많이 감소되었다. 그 반면에, 한국판 BDI를 통제변인으로 했을 경우에, 한국판 SAS는 발표불안 위계표와 $partial\ r = .65$ ($p < .0001$)으로서 여전히 높은 부분상관을 유지하였다. 특히 발표불안 위계표에서 수업시간이나 공식적인 모임에서 발표하는 상황과는 $partial\ r = .70$ ($p < .0001$)이라는 아주 높은 부분상관을 보이고 있다.

다음으로, 중다특성-중다방법 행렬에 기초한 방법 (Campbell & Fiske, 1959)을 적용하였다. 한국판 SAS

의 검사-재검사 신뢰도 ($r = .84$, $p < .0001$)를 신뢰도 계수, 그리고 발표불안이라는 동일한 구성개념을 재는 것으로 알려진 발표불안 위계표와 한국판 SAS간의 상관계수 ($r = .68$, $p < .0001$)를 수렴타당도 계수로 하여 이 두가지 값들이 한국판 SAS와 한국판 BDI와의 Pearson 상관계수인 변별타당도 계수와 유의한 차이를 보이는 지를 Hotelling's t 검증으로 알아보았다. 그 결과, 한국판 SAS의 신뢰도 및 수렴타당도 계수 양자 모두 변별타당도 계수에 비해 유의하게 높았다 [각각 순서대로, $t(209) = 11.91$, $p < .0001$; $t(209) = 5.81$, $p < .0001$].

요인구조

한국판 SAS의 내적 구조를 파악하기 위하여, 문항 13과 문항 14를 제외한 후 28개 문항에 대해 주축 요인분석 (principal axis factor analysis)을 실시하였다. 요인분석을 통해 Scree 검사를 한 결과, 고유치 1.0 이상인 요인이 2개가 나왔으며, 그 결과는 그림 1에 제시되어 있다. 고유치의 하락 정도 및 해석가능성 등을 종합적으로 고려하더라도 2개의 요인이 적절한 것으로 판단되었다. 이 결과를 근거로 요인 수를 2개로 지정해 준 후 다시 주축 분해법 및 사각회전법 (orthoblique rotation; HKP = .3)으로 요인분석을 실시하였다.

각 요인에 대한 해석의 지침은 먼저 구조계수 (상관계수) 행렬 (표 4)에서 상관계수가 .40 이상인 문항들을 채택하였다. 이 기준을 적용할 경우 두가지 요

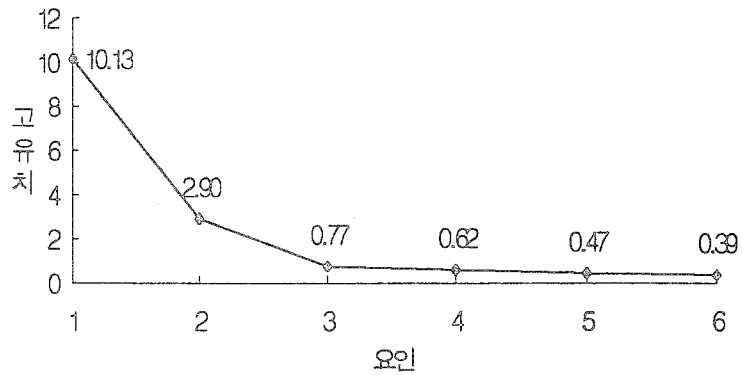


그림 1. 한국판 발표불안척도의 28개 문항들에 대한 요인들의 고유치 (Scree 검사)

표 4. 한국판 발표불안척도의 요인구조계수(상관계수)행렬

문항 번호	요인 1	요인 2
1	.76	
2		.40
3		.62
4	.60	
5		.68
6	.66	
7		.46
8		.64
9	.70	
10	.75	
11	.81	
12	.62	
15	-.54	.58
16	.73	
17	.55	
18	-.56	.58
19		.58
20		.48
21	.69	
22	.76	
23	.64	
24		.70
25		.76
26		.74
27	.82	
28		.65
29		.77
30	.73	

인을 동시에 반영하는 문항들 (문항 9, 문항 15, 문항 17, 문항 18, 문항 23, 문항 26, 문항 29)이 있었는데, 그럴 경우에는 이 문항들의 형태계수 (표준회귀 계수)를 고려하였다. 그 결과, 다른 5개의 문항들과는 달리 우열을 가리기 힘들었던 문항 15 및 문항 18의 경우 형태계수가 .35 이상으로서 두 요인의 해석에 양자 모두 반영시켰다. 이처럼 요인구조계수행렬에서는 두가지 요인에 모두 부하되었지만, 요인형태계수를 고려할 때 5가지 문항들이 각 요인의 해석에 배제된 것은 요인 1과 요인 2의 상관계수가 -.40으로서 다소 높는데 기인한다.

요인 1은 ‘발표할 기회는 즐겁다고 생각한다’ (문항 27), ‘나는 발표할 기회를 아주 자신있게 대한다’ (문항 11), ‘대중 앞에서 발표할 기회를 즐거운 마음으로 기다린다’ (문항 1), ‘나는 청중을 대할 때 정신이 또렷해진다’ (문항 22), ‘발표하기 직전에는 신경이 예민해지지만, 금방 두려움을 잊고 그 경험을 즐긴다’ (문항 10) 등의 16개 문항들로 구성되어 있으며, ‘발표 상황을 즐겁’을 반영하는 내용들로 이루어져 있다. 요인 2는 ‘대중 앞에서 발표한다고 생각하면 겁난다’ (문항 29), ‘내 자세가 긴장되고 부자연스럽게 느껴진다’ (문항 25), ‘여러 사람들 앞에서 발표하는 동안 나는 두렵고 긴장된다’ (문항 26), ‘나는 발표하러 일어서기 직전에 땀이 나고 떨린다’ (문항 24), ‘발표 준비를 하는 동안, 나는 불안하다’ (문항 5) 등의 14개 문항들로 구성되어 있으며, ‘발표상황에 대한 긴장’을 반영하는 내용들로 이루어져 있다.

각 요인의 설명변량을 살펴보면, 두 요인간의 공유변량은 18.77%였으며, 다른 요인과 공유하지 않는 독자변량은 요인 1이 38.30%, 그리고 요인 2가 28.93%였다. 그리고 요인 1과 요인 2는 한국판 SAS의 전체 변량 중 86%를 설명하는 것으로 나타났다.

논 의

본 연구는 사회불안의 하위 유형들 중 발표불안이 가장 높은 빈도를 차지한다는 점과, 사회적 상황들 중

발표상황이 가장 대표적인 불안유발상황이라는 점에 착안하여, 우리나라에서 발표불안을 신뢰롭게 타당하게 평가할 수 있는 도구를 개발하고자 하였다. 이를 위하여, 외국에서 가장 널리 쓰이고 있는 Personal Report of Confidence as a Speaker (PRCS)를 한국말로 번역하여 한국판 발표불안척도를 제작한 후, 그의 신뢰도와 타당도를 확인하였다.

PRCS의 30개 문항들에 대한 문항분석 결과, 두 개의 문항(문항 13과 14)은 문항-총점 상관계수가 매우 낮았을 뿐 아니라, 발표불안 수준이 높은 집단과 낮은 집단을 유의하게 변별하지 못해 문항의 변별력이 떨어지는 것으로 나타났다. 이 결과를 토대로, 문항 13과 14는 발표불안을 재기에는 부적절한 문항들로 판단되어 PRCS의 30개 문항 중 나머지 28개 문항들만 가지고 한국판 발표불안척도를 재구성하였다.

28개 문항으로 된 한국판 발표불안척도의 신뢰도는 내적 합치도 (Cronbach's α)와 반분신뢰도 공히 .94였고, 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도가 .84로서 매우 높았다. 따라서 한국판 발표불안척도는 매우 신뢰롭고 안정된 척도라고 할 수 있다. 원판 PRCS는 내적 합치도 (Cronbach's α)가 .91이었고, 한 학기 간격의 검사-재검사 신뢰도가 .61이었다 (Paul, 1966). 검사-재검사 신뢰도의 경우 검사 간격에 차이가 있어 두 척도를 직접 비교하기 위해서는 추후 연구가 필요하겠지만, 내적 합치도 면에서는 한국판 발표불안척도가 원판 PRCS와 거의 일치하였다.

한국판 발표불안척도의 공준타당도를 알아보기 위하여, 선행 연구들에서 발표불안을 타당하게 재는 척도로 많이 사용해 온 발표불안 위계표와의 Pearson 상관계수를 구한 결과 $r = .68$ 로서 높은 상관을 보였다. 특히 발표불안 위계표를 구성하는 상황 중 대표적인 발표상황으로 볼 수 있는 ‘수업시간이나 공식적인 모임에서 발표하는 상황’에 대한 불안수준(불안정도, 회피빈도 및 평가염려정도)과는 $r = .72$ 라는 높은 상관을 보였다. 원판 PRCS 역시 관련 척도들과 높은 상관을 보였는데, 특히 청중불안척도와 $r = .84$, 그리고 S-R Inventory of Anxiousness의 발표 하위척도와는 $r = .72$ 였다 (Leary, 1991에서 재인용). 따라

서 한국판 발표불안척도는 원판 PRCS와 마찬가지로 공존타당도가 양호하다고 하겠다.

이에 더해, 한국판 발표불안척도는 일반적인 사회불안척도인 한국판 SADS (Ⅲ)와 $r = .45$ 로 유의한 상관을 보였다. 이와 마찬가지로, 원판 PRCS도 또한 대인관계불안척도와 $r = .63$ 의 상관을 보였다 (Leary, 1991에서 재인용). 이로 보아 발표불안은 일반적인 사회불안 수준과 중등도 또는 그 이상의 상관이 있다고 말할 수 있다.

본 연구에서는 한국판 발표불안척도의 구성타당도를 확인해 보기 위하여, 다음과 같은 세가지 방법을 사용하였다. 첫째, 사회불안과 관련된 인지적 내용을 재는 측정도구들과의 상관계수를 구했다. 한국판 발표불안척도는, 타인의 부정적 평가에 대한 공포성향을 평가하는 단축형 FNE 척도와 $r = .42$ 의 상관을 보였다. 타인의 부정적 평가에 대한 공포는 사회불안의 핵심적인 인지적 내용이며, 사회공포증을 효과적으로 치료하기 위해서는 다른 어떤 인지변인들보다도 부정적 평가에 대한 공포를 감소시키는 것이 매우 중요하고 필수적이라고 선행 연구들 (조용래, 1998; 이정운, 최정훈, 1996; Beck, Emery, & Greenberg, 1985; Ingram & Kendall, 1987)은 보고하고 있다.

또한 사회불안과 관련된 역기능적 신념의 정도를 재는 역기능적 신념점사와는 $r = .44$, 사회불안과 연관된 부적응적인 자동적 사고의 빈도를 측정하는 한국판 SISST의 전체 점수와는 $r = .57$ 이라는 비교적 높은 상관을 보이고 있다. 사회공포증에 대한 인지이론 (조용래, 1999; Beck et al, 1985)에 의하면, 역기능적 신념은 사회공포증을 야기할 소지가 있는 인지도식의 내용으로서 뿐 아니라, 위협적인 사회적 상황에 의해 촉발될 경우 사회공포증을 유발하는 인지적 취약성 변인으로 간주된다. 그리고 부적응적인 자동적 사고는 역기능적인 인지도식이 위협적인 사회적 상황에 의해 활성화됨으로써 결과되는 인지적 산물의 내용이며, 역기능적 신념과 사회공포증상간을 매개하는 역할을 매개변인으로 알려져 있다. 이와 같이 상관관계로 알아본 본 연구의 결과들은, 발표불안이 사회불안의 대표적인 하위 유형이라는 점을 고려할 때,

사회공포증에 대한 인지이론의 관점에서 한국판 발표불안척도의 구성타당도가 양호함을 시사한다.

둘째, 발표불안과 개념적으로 구분되는 우울의 정도를 재는 척도와와의 비교를 통해 한국판 발표불안척도의 변별타당도를 검토하였다. 우선, 발표불안과 우울간의 상관을 확인해 본 결과, 한국판 발표불안척도는 한국판 BDI와 $r = .34$ 로 유의한 상관을 보였다. 이 두가지 척도들간의 상관이 유의하게 나온 이유가 원래 발표불안과 우울간에 상관이 있기 때문에 나왔을 가능성이 있으므로 (조용래, 1998), 이를 통계적으로 통제된 후에도 동일한 결과를 보이는 지를 검토해 보았다. 발표불안 위계표를 통제변인으로 하여 한국판 발표불안척도와 한국판 BDI간의 부분상관을 구한 결과, 통계적으로 유의미하기는 했지만 그 정도가 많이 감소되었다 (*partial* $r = .20$). 반면에, 한국판 BDI를 통제변인으로 한 후에도 한국판 발표불안척도와 발표불안 위계표간의 부분상관계수는 여전히 높았다 (*partial* $r = .65$).

더 나아가, 중다특성-중다방법 행렬에 기초한 방법을 사용하여 한국판 발표불안척도의 변별타당도를 알아보았다. 한국판 발표불안척도의 신뢰도 계수 (검사-재검사 신뢰도) 뿐 아니라 발표불안 위계표와의 수렴타당도 계수는 한국판 BDI와의 변별타당도 계수에 비해 유의하게 높은 것으로 드러났다. 원판 PRCS의 경우 다른 발표불안척도들과는 높은 상관을 보였는데 비해, MMPI의 L 척도와 통계적으로 유의하기는 했지만 낮은 상관 ($r = -.13$)을 보였다 (Leary, 1991에서 재인용). 따라서 이러한 결과들은 한국판 발표불안척도의 변별타당도를 경험적으로 지지하는 증거로 해석할 수 있다.

셋째, 한국판 발표불안척도의 내적 구조를 파악하기 위하여, 요인분석을 하였다. 요인분석 결과, 한국판 발표불안척도는 ‘발표상황을 즐김’과 ‘발표상황에 대한 긴장’이라는 2 요인구조로 이루어져 있었다. 두 요인간에는 다소 높은 상관이 있었으며, 이 두 요인들은 전체 변량의 86%를 설명하는 것으로 밝혀졌다. 원판 PRCS의 경우 현재로서는 요인분석 결과가 알려져 있지 않은 실정이기 때문에, 두 척도들을 요인

구조라는 면에서 직접적으로 비교하기는 힘들다고 하겠다. 따라서 한국판 발표불안척도에 대한 요인분석 결과는 발표상황에 대한 긍정적인 반응과 부정적인 반응이 단일 차원의 양극단이라기 보다는 서로 다른 차원을 이루고 있으며, 양자 모두 발표불안이라는 상위 구성개념을 잘 반영하고 있다는 점을 의미한다. 따라서 이러한 세가지 방법들을 사용하여 얻어진 결과들은 한국판 발표불안척도의 구성타당도가 양호함을 일관되게 지지한다고 하겠다.

본 연구에는 추후 연구를 통해 보완하여야 할 점이 있다. 먼저, PRCSS의 30개 문항들에 대한 문항분석을 하는 과정과 이를 통해 최종적으로 확정된 한국판 발표불안척도의 타당도를 확인하는 과정에서 동일한 대학생 자료를 사용하였다. 이러한 제한점을 보완하기 위해서는, 다른 새로운 대학생 집단을 대상으로 한 연구에서도 본 연구의 결과가 교차타당화되는 지를 확인해 볼 필요가 있다. 뿐만 아니라, 연구대상이 대학생들에 국한되어 있다는 점에서, 본 연구의 결과를 중, 고교생이나 일반 성인들에게 일반화하는 데에는 주의가 요망된다. 더 나아가, 발표공포증을 진단하거나 연구에 적합한 피험자를 선발하는데 한국판 발표불안척도를 사용하기 위해서는 체계적으로 표집된 좀 더 많은 수의 학생들을 대상으로 한 추가적인 연구가 요망된다. 그럼으로써 이 척도의 평균과 표준편차 등을 구한 후 해당 표본에 적절한 분할점을 마련할 필요가 있을 것이다.

본 연구의 결과들을 종합적으로 고려할 때, 한국판 발표불안척도는 우리나라 대학생들의 발표불안을 매우 신뢰롭고 타당하게 측정하는 도구라고 결론내릴 수 있다. 따라서 이 척도는 앞으로 발표불안을 주제로 한 많은 이론적 연구, 임상 실제 및 치료효과에 대한 평가 등에 크게 기여할 수 있을 것으로 생각된다.

참고문헌

- 김은정 (1999). 사회공포증집단의 사회적 자기처리 및 안전행동. 서울대학교 박사학위 청구논문.
- 이시형 (1993). 대인공포증. 서울, 일조각.
- 이영호, 송종용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도와 타당도에 관한 연구. 한국심리학회지: 임상, 10, 98-113.
- 이옥정 (1988). 대인불안에서 주의 방향이 Stroop 과제 수행에 미치는 영향. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 이정운, 최정훈 (1996). 사회불안증에 대한 인지행동 치료와 노출치료의 효과연구. 한국심리학회 창립 50주년 '96 연차학술대회 학술발표논문집, 583-598.
- 이정운, 최정훈 (1997). 한국판 사회공포증 척도 (K-SAD, K-FNE)의 신뢰도 및 타당도 연구. 한국심리학회지: 임상, 16, 251-264.
- 조용래 (1998). 역기능적 신념과 부적응적인 자동적 사고가 사회공포증상에 미치는 영향. 서울대학교 박사학위 청구논문.
- 조용래 (1999). 역기능적 신념과 사회공포증상간의 관계에서 부적응적인 자동적 사고의 매개효과 검증: 구조방정식 모델 접근법을 사용하여. 한국심리학회지: 임상, 18, 17-36.
- 조용래, 김은정, 원호택 (1997). 대인불안에 대한 인지적 평가 II: 한국판 사회적 상호작용에 대한 자기 진술검사의 신뢰도와 타당도에 관한 연구. 한국심리학회지: 임상, 16, 233-249.
- 조용래, 원호택 (1997). 대인불안에 대한 인지적 평가: 한국판 사회적 상호작용에 대한 자기효능감 척도의 개발과 타당화에 관한 연구. 심리학의 연구문제, 제 4호, 397-434.
- 조용래, 원호택 (1999). 사회공포증에 대한 인지적 평가 (III): 역기능적 신념검사의 개발 및 타당화. 한국심리학회지: 임상, 18, 141-162.
- 최정훈, 이정운 (1994). 사회적 불안에서의 비합리적 신념과 상황요인. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 6, 21-47.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M. J., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General*

- Psychiatry*, 4, 561-571.
- Beck, A. T., Emery, G., & Greenberg, R. L. (1985). *Anxiety disorders and phobias: A cognitive perspective*. New York: Basic Books.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Fremouw, W. J., & Breitenstein, J. L. (1990). Speech anxiety. In H. Leitenberg (Ed.), *Handbook of social and evaluation anxiety* (pp.455-474). New York: Plenum Press.
- Glass, C. R., Merluzzi, T. V., Biever, J. L., & Larsen, K. H. (1982). Cognitive assessment of social anxiety : development and validation of a self-statement questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6, 37-55.
- Hope, D. A., Heimberg, R. G., & Bruch, M. A. (1995). Dismantling cognitive-behavioral group therapy for social phobia. *Behavior Research & Therapy*, 33, 637-650.
- Ingram, R. E., & Kendall, P. C. (1987). The cognitive side of anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 11, 523-536.
- Lang, P. J. (1969). The mechanics of desensitization and the laboratory study of human fear. In C. Franks (Ed.), *Assessment and status of the behavior therapies*. New York: McGraw-Hill.
- Leary, M. R. (1983). A brief version of the Fear of Negative Evaluation Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 9, 371-375.
- Leary, M. R. (1991). Social anxiety, shyness, and related constructs. In J. P. Robinson, P. R. Schaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp.161-194). New York: Academic Press.
- Paul, G. L. (1966). *Insight versus desentization in psychotherapy*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Rapee, R. M. (1995). Descriptive psychopathology of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Leibowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneider (Eds.), *Social Phobia: Diagnosis, Assessment, & treatment* (pp.41-66). New York: Guilford Press.
- Schneier, F. R., Johnson, J., Honig, C. D., Leibowitz, M. R., & Weissman, M. M. (1992). Social phobia: Comorbidity and morbidity in an epidemiologic sample. *Archives of General Psychiatry*, 49, 282-288.
- Turner, S. M., Beidel, D. C., Dancu, C. V., & Keys, D. J. (1986). Psychopathology of social phobia and comparison to avoidant personality disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 95, 389-394.
- Turner, S. M., Beidel, D. C., & Townsley, R. M. (1992). Social phobia: A comparison of specific and generalized subtypes and avoidant personality disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 101, 326-331.
- Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 448-457.
- 원고접수일 1999. 5. 21
수정원고접수일 1999. 9. 3
게재결정일 1999. 11. 12 ■

A Study on the Reliability and Validity of the Korean Version of Speech Anxiety Scale

Yong-Rae Cho

Department of
Neuropsychiatry
College of Medicine
Chosun University

Min-Kyu Lee

Department of
Psychology
Ajou University

Sang-Hag Park

Department of
Neuropsychiatry
College of Medicine
Chosun University

The aims of the present study are both to construct the Korean version of an instrument which has been world-widely used to measure speech anxiety and to examine its reliability and validity. The 'Personal Report of Confidence as a Speaker' was translated into Korean. Several self-report inventories including the Korean version of Speech Anxiety Scale (K-SAS) were administered to 212 college students. Item analyses of their responses on K-SAS indicated two of 30 items weren't appropriate, and thus 28 items were finally selected to construct K-SAS. K-SAS is highly reliable in terms of internal consistency, split-half reliability, and test-retest reliability, and also has good concurrent validity. It was more strongly correlated with Speech Anxiety Hierarchy, another Speech Anxiety Scale than with the Korean version of Beck Depression Inventory; therefore, this supports good discriminat validity of K-SAS. Factor analysis reveals that K-SAS has two factors labeled 'Enjoyment of Speech Situation' and 'Tension of Speech Situation'. In conclusion, K-SAS appears to be a highly reliable, valid measure to assess speech anxiety in college students.