

한국판 발표불안 사고 검사의 신뢰도와 타당도*

조 용 래[†]

한림대학교 심리학과

본 논문은 발표불안과 관련된 부적응적 인지를 측정하기 위하여 최근에 개발된 발표불안 사고 검사 (Speech Anxiety Thoughts Inventory, SATI)의 한국판을 만든 후 그 신뢰도와 타당도를 평가한 세 가지 연구를 소개한 것이다. 한국판 SATI는 원판과 동일하게, 수행부족에 대한 예언과 청중의 부정적 평가에 대한 공포라는 2개의 요인으로 구성되어 있으며, 이 결과는 독립적인 표본에 의해 반복 검증되었다. 한국판 SATI의 내적 합치도는 매우 높았으며, 검사-재검사 신뢰도는 만족스러운 수준이었다. 한국판 SATI의 수렴 및 변별타당도 역시 양호하였을 뿐 아니라, 발표과제에 대한 불안반응을 잘 예언하는 것으로 밝혀졌다. 이 결과들은 한국판 SATI가 발표불안과 관련된 부적응적 인지를 아주 신뢰롭고 타당하게 평가하는 도구임을 시사한다. 끝으로, 발표불안에 대한 연구 및 임상 실제에서 한국판 SATI의 활용방안과 함께, 본 연구의 제한점에 관해 논의하였다.

주요어 : 발표불안, 부적응적 인지, 인지평가, 신뢰도, 타당도

* 이 논문은 한림대학교의 학술연구지원사업 지원연구비에 의하여 연구되었음.

이 연구의 일부 내용은 2004년 한국임상심리학회 춘계학술대회에서 발표되었음.

† 교신저자(Corresponding Author) : 조 용 래 / 한림대학교 심리학과 / 강원도 춘천시 한림대학길 39 번지
FAX : 033-256-3424 / E-mail : yrcho@hallym.ac.kr

발표상황은 여러 사회적 상황들 중 대학생과 지역사회 표본 뿐 아니라 임상 환자들도 가장 흔히 불안을 경험하는 상황이다(조용래, 원호택, 1997; Holt, Heimberg, Hope, & Liebowitz, 1992; Mannuzza et al., 1995; Pollard & Henderson, 1988; Stein, Walker, & Forde, 1996). 이런 발표상황에서 심한 불안을 경험하는 사람들의 유병률은 약 20% (조용래, 원호택, 1997; Pollard & Henderson, 1988) ~ 34% (Stein et al., 1996)로 추정되고 있다.

이러한 발표불안을 포함한 사회불안장애에 대한 여러 현대적 이론들은 이 장애의 발생과 유지과정에서 인지의 중심적 역할을 강조하고 있다(예: Clark & McManus, 2002; Clark & Wells, 1995; Foa, Franklin, & Kozak, 2001; Foa & Kozak, 1986; Leary & Kowalsky, 1995; Rapee & Heimberg, 1997). 이 이론들은 사회불안이 부정적인 자기지각, 다른 사람들의 부정적 평가에 대한 지각 또는 왜곡된 정보처리 등과 밀접히 관련되어 있다고 공통되게 가정하며, 이러한 가정은 많은 경험적 연구들에 의해 지지를 받고 있다.

뿐만 아니라, 사회불안장애와 관련된 부적응적 인지를 표적으로 한 인지행동치료 또는 노출치료들의 임상적 효능과 효과는 국내외의 다양한 성과 연구들에서 일관되게 입증되었다(예: 김은정, 1999; 박기환, 안창일, 2001; 조용래 원호택 표경식, 2000; Chambless, Tran, & Glass, 1997; Clark et al., 2003; Feske & Chambless, 1995; Heimberg & Juster, 1995; Heimberg et al., 1998; Taylor, 1996). 특히, 인지행동치료/노출치료의 변화기제를 밝히고자 한 여러 연구들은 치료동안의 부정적인 인지의 변화, 예컨대 부정적 평가에 대한 두려움 또는 추정된 사회적 부담의 감소가 사회불안장애의 증상완화를 매개할 것이라는 가설을 지지하였다(예: Foa, Franklin, Perry, &

Herbert, 1996; Hofmann, 2004; Lucas & Telch, 1993; Lucock & Salkovskis, 1988; Mattick & Peters, 1988; Mattick, Peters, & Clarke, 1989).

이러한 결과들은 사회불안장애의 이론 및 치료에 관한 연구를 수행하고 그 질을 향상시키는데 있어 사회불안장애의 인지적 측면들을 평가하는 것이 매우 중요함을 시사한다. 이처럼 발표불안과 연관된 인지적 특징들을 평가하는 것이 이론적 연구나 임상 실제에서 매우 중요함에도 불구하고, 현재 이러한 목적을 위해 개발되어 사용되고 있는 평가도구는 소수에 불과한 실정이다. 발표불안과 연관된 인지적 특징들을 평가하기 위해 현재 사용할 수 있는 도구들에는 Personal Report of Confidence as a Speaker (PRCS; Paul, 1966), Self-Statements During Public Speaking (SSPS; Hofmann & DiBartolo, 2000), 그리고 발표불안 자동적 사고 질문지 (조용래, 2000)가 있다. 그나마 사용되고 있는 평가도구들에는 제각기 중요한 제한점이 있다는 지적을 받고 있다.

먼저 PRCS¹⁾는 Gilkinson (1942)이 원래 개발한 도구를 Paul (1966)이 단축형으로 만든 척도이며, 발표에 대한 두려움을 측정하는데 널리 사용되고 있다. 이 척도에 포함되어 있는 문항들 중 발표불안의 인지적 측면을 나타내는 문항은 소수에 불과하며, 평정방법이 진위형으로 되어 있어 그 유용성이 제한된다는 지적이 있다(예: McNeil, Ries, & Turk, 1995).

SSPS는 발표 동안에 경험하는 인지를 긍정적 및 부정적 자기진술의 형식으로 측정하며 각 유형별로 5개의 문항이 포함되어 있어 짧은 시간에 효율적으로 사용할 수 있다는 장점이 있다.

1) 국내에서는 한국판 발표불안척도(Speech Anxiety Scale, SAS)라는 이름으로 개발되었으며 그 신뢰도와 타당도는 우수한 것으로 보고되었다(조용래, 이민규, 박상학, 1999).

그렇지만, 대부분의 문항이 이성과의 상호작용 동안 경험하는 인지적 내용을 측정하기 위해 개발된 Social Interaction Self-Statement Test (SISSST; Glass, Merluzzi, Biever, & Larsen, 1982)에서 뽑아온 문항이기 때문에 발표불안과 연관된 인지적 측면들을 충분히 포괄하지 못한다는 지적을 받고 있다(Glass & Arnkoff, 1994).

발표불안 자동적 사고 질문지는 집단치료에 참가한 사회불안장애 내담자 및 일반 대학생들이 발표불안을 경험하는 동안 떠올랐다고 보고한 부정적인 자동적 사고들로 예비 문항을 구성한 후 요인분석을 사용하여 개발되었다. 총 32개의 문항으로 이루어져 있으며, 각 문항별로 개인이 경험한 빈도를 평정하도록 되어 있다. 이 검사는 발표불안에 특징적인 부정적인 인지내용을 잘 반영하는 검사로 간주되나, 이중적 의미로 해석될 소지가 있는 문항이 일부 포함되어 있다는 문제점이 있다 (Cho, Smits, & Telch, 2004). 즉, 내용상 애매한 문항 (예: 내가 이 발표를 잘 하지 못해서 사람들이 날 바보스럽게 본다면 결국 난 혼자가 되는게 아닐까?)과 인지적 오류의 종류가 애매한 문항 (예: 앞에 나가면 또 목소리가 떨릴 것 같은데, 그렇다고 하지 않을 수도 없고 큰일이다)이 포함되어 있다. 아울러, 이 척도에서 채택한 빈도 평정방법은 응답자의 선택적인 기억 편파 (selective memory bias)에 쉽게 영향을 받을 수 있다는 제한점 (Clark, 1988)이 있다.

이상과 같이 살펴본 기존 측정도구들의 제한점을 보완한 Speech Anxiety Thoughts Inventory (SATI; Cho et al., 2004)가 최근에 개발되었다. 이 검사는 우리나라 말로 된 발표불안 자동적 사고 질문지를 기초로 이중적 의미로 해석될 소지가 있는 문항들과 평정방법 등을 개선하여 영문판으로 제작되었으며, 요인구조가 반복검증 되었을 뿐 아니라, 내적 일치도, 검사-재검사 신뢰도, 수

렴 및 변별타당도, 그리고 치료적 변화에 대한 민감성 등이 우수한 것으로 보고되었다. 이러한 맥락에서 본 연구는 SATI가 국내에서 발표불안에 관한 이론적 연구와 임상 실체에 활용되는데 기여하고자 이 검사의 한국판을 만들어 그 신뢰도와 타당도를 다각적으로 확인해 보는데 목적이 있다.

연구 1

최근에 개발된 발표불안 사고 검사 (SATI)의 한국판을 만들어 그 요인구조와 내적 일치도를 알아보았다.

방 법

연구 대상

지방 소재 대학교에 재학 중인 대학생 413명 (남 158명, 여 254명, 무응답 1명)이 연구 1에 참가하였다. 참가자들의 평균 연령은 20.57세(표준편차 1.95세)였다.

검사 제작절차

먼저, 발표불안 사고검사(SATI)의 23개 문항을 우리나라 말로 번역하였다. SATI의 번역과정에는 SATI의 제작자이며 임상심리학 전공의 심리학과 교수인 저자와 미국에 소재한 대학교 심리학과에서 임상심리학 전공 박사과정을 수료한 후 인턴으로 수련 중인 대학원생이 참여하였다. 이 두 사람이 독립적으로 각 문항들을 번역한 후 상호 협의하는 과정을 거쳤으며 의견이 다를 경우 합

게 상의한 후 최종 합의에 이른 내용을 최종적으로 선정하였다.

다음으로, 지시문은 SATI의 기초가 된 발표불안 자동적 사고 질문지의 제한점으로 지적된 빈도평정방법 대신에 각 문항별로 사실로 믿는 정도를 평정하는 방법으로 바꾸었다. 즉, 지시문에는 “귀하가 어떤 발표상황에 처해있을 때 일반

적으로 드는 생각에 기초해서 솔직하게 답하여 주시기 바랍니다. 각 문항들을 주의 깊게 읽은 후 각 문항에 대해 귀하가 사실이라고 믿는 정도에 따라”로 실려 있으며, 각 문항별로 5점 Likert형의 척도(1점: 사실이라고 전혀 믿지 않는다 ~ 5점: 사실이라고 완전히 믿는다)로 응답하도록 되어 있다.

표 1. 한국판 SATI의 요인형태계수 행렬

문 항	요인 1	요인 2
1. 나는 발표도중 말문이 막힐 거야.	.764(.758)	.000(.003)
2. 내 발표는 청중들에게 좋은 인상을 심어주지 못할 거야.	.748(.735)	.012(.006)
3. 내 발표는 두서가 없을 것이다	.844(.769)	-.097(-.002)
4. 나는 남들만큼 발표를 잘 하지 못할 거야.	.895(.909)	-.127(-.105)
10. 내 이름이 불려질 때 무슨 말을 해야 할지 모를 거야.	.546(.656)	.261(.131)
12. 내가 하는 말이 어리석게 들릴 거야.	.503(.575)	.303(.222)
15. 내 불안한 마음을 잘 추스르지 못할 거야.	.545(.515)	.280(.322)
17. 내가 하는 행동이 청중들에게 어색하게 비춰질 거야	.542(.683)	.251(.119)
18. 나는 좋은 발표를 하지 못할 거야.	.881(.963)	-.097(-.142)
19. 나는 발표를 다 끝내지 못할 거야.	.393(.651)	.255(.015)
20. 아무 생각도 안 나고 머리 속이 텅 빌 것 같다.	.432(.709)	.295(-.015)
22. 나에게 발표하라고 시킬까봐 걱정된다.	.432(.619)	.337(.107)
23. 사람들의 질문에 제대로 대답을 하지 못할 거야.	.562(.725)	.250(.037)
5. 다른 사람들이 내 발표에 주의를 기울이지 않을 때 나를 시원찮다고 생각할까봐 걱정된다.	.248(.104)	.494(.651)
6. 내가 발표를 못한다면 청중들이 나를 부정적으로 기억할 거야.	.126(-.016)	.605(.753)
7. 내 목소리가 떨리면 큰일이다	.184(.021)	.521(.680)
8. 내가 실수하면 청중들이 나를 바보라고 생각할 거야	.247(.205)	.576(.591)
9. 내가 이 상황에서 불안해하면 청중들이 나를 좋아하지 않을 거야.	.029(.009)	.721(.692)
11. 내가 발표를 잘 못하면 청중들이 나를 멀리할 거야	.330(.291)	.453(.472)
13. 사람들이 나를 똑똑하지 않다고 생각하면 끄찍할 것이다.	-.127(-.060)	.776(.629)
14. 내가 발표할 때 실수하면 끄찍할 거야.	.082(-.006)	.694(.730)
16. 사람들이 내가 긴장되어 있다는 것을 눈치 채면 끄찍할 것이다.	.109(.182)	.671(.592)
21. 청중들의 인정을 받으려면 발표를 잘 해야 돼.	-.117(-.053)	.645(.576)

주. SATI = Speech Anxiety Thoughts Inventory. 굵은 글씨로 표시된 수치는 해당 요인에 높은 부하를 보임을 의미하며, 괄호 속의 수치는 연구 2의 결과를 나타냄.

결과 및 논의

요인분석

한국판 SATI의 문항들의 요인구조를 알아보기 위하여 주축 분해법을 사용하였다. 그 결과, 고유치가 1 이상인 요인은 3개로 나왔으나, 요인의 해석가능성을 고려하여 2개의 요인이 의미 있는 것으로 판단되었다. 요인의 개수를 2개로 지정해 준 후 주축분해법과 사각회전법($\text{delta} = 0$)으로 다시 요인분석을 하였다. 요인 1의 고유치는 11.28, 요인 2의 고유치는 1.74였으며, 이 두 요인은 모두 합쳐서 문항 전체변량의 56.64%를 설명하였다. 요인 1에는 문항 4(“나는 남들만큼 발표를 잘 하지 못할 거야”)를 포함하여 13개의 문항이 높게 부하되었으며, 요인 2에는 문항 13(“사람들이 나를 똑똑하지 않다고 생각하면 끔찍할 것이다”)을 포함하여 10개의 문항이 높게 부하되었다(표 1 참조). 이것은 원판 SATI를 사용하여 나온 연구 결과(Cho et al., 2004)와 동일하며, 요인 1은 “수행 부족에 대한 예언”, 그리고 요인 2는 “청중의 부정적 평가에 대한 공포”로 이름 붙여졌다. 두 요인간의 상관은 $r=.65$ 였다.

문항 타당도와 내적 일치도

조정된 문항-총점 상관계수는 .47부터 .74까지의 범위에 속할 정도로 모두 유의미하였으며, 이는 문항 타당도가 적절함을 시사한다. Cronbach α 계수는 전체 척도가 .95, 척도 1이 .93, 그리고 척도 2가 .90이었고, 반분신뢰도는 전체 척도가 .92, 척도 1이 .91, 그리고 척도 2가 .87이었다.

연구 2

연구 1에서 보고된 한국판 SATI의 요인구조가 독립적인 대학생 표본을 통해 수집된 자료에서 반복 검증되는지 여부와, 내적 합치도, 검사-재검사 신뢰도, 그리고 수렴 및 변별타당도를 검토해 보았다.

방 법

연구 대상

지방 소재 대학교에 재학 중인 대학생 373명(남 162명, 여 215명, 무응답 6명)이 연구 2에 참가하였다. 전체 참가자들의 평균 연령은 21.11세(표준편차 2.81세)였다. 이 중에 23명과 새로 독립적으로 표집된 67명을 합친 총 90명(남 25명, 여 65명, 평균 연령 21.88세, 표준편차 2.41세)은 2주 간격으로 한국판 SATI를 두 번 작성하였고 다른 57명(남 11명, 여 46명, 평균 연령 21.96세, 표준편차 4.69세)은 8주 간격으로 한국판 SATI를 두 번 작성하였다.

측정도구

연구 1에서 제작된 한국판 SATI와 함께 다음 측정도구들을 사용하였다.

한국판 발표불안검사(Speech Anxiety Scale, SAS)

이 척도는 원래 Gilkinson(1942)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 조용래 등(1999)이 한국말로 번역한 검사이다. 이 도구는 발표상황

에서 보이는 인지적, 생리적 및 행동적 불안증상들을 평가하는 30개의 문항으로 이루어져 있으며, 원래 진위형으로 응답하도록 되어 있다. 한국판 SAS는 문항분석 결과 두 개의 문항이 부적절한 것으로 밝혀져 이 두 문항이 제외된 총 28개의 문항들로 이루어져 있으며, 점수의 분포가 편포되는 것을 피하고 개인간의 차이를 극대화시키기 위하여 응답방식을 진위형에서 Likert형의 5점 척도(0점: 전혀 그렇지 않다 ~ 4점: 극히 그렇다)로 변형시켜 사용하도록 되어 있다. 이 척도의 신뢰도와 공존타당도는 높았고, 변별타당도 역시 양호하였으며(조용래 등, 1999), 인지행동치료 후의 변화를 민감하게 측정하는 것으로 밝혀졌다(조용래, 2001).

한국판 발표동안의 자기진술(Self-Statements During Public Speaking, SSPS) 척도

이 척도는 발표 동안 경험되는 부정적 및 긍정적 자기진술의 정도를 평가하기 위하여 개발된 총 10개 문항으로 된 자기보고형 검사이며(Hofmann & DiBartolo, 2000), 본 연구에서는 연구자에 의해 우리나라 말로 번역된 한국판 검사가 사용되었다. 부정형 및 긍정형 하위척도에 해당되는 문항이 각각 5개씩 있으며, 각 문항에 동의하는 정도를 6점 Likert 척도 상에 평정하게 되어 있다. 본 연구의 자료로 분석한 한국판 SSPS의 내적 일치도(Cronbach's α)는 전체 척도 .78, 긍정형 하위척도 .63, 그리고 부정형 하위척도 .72였다.

한국판 부정적 평가에 대한 두려움 척도-단축형(Fear of Negative Evaluation-Brief: Brief FNE)

사회불안의 핵심적인 인지내용으로 알려진 타인의 부정적 평가에 대한 공포성향을 측정하기 위하여, 한국판 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 번안한 것이다. 문항 수는 12 문항으로 되어 있고, 원래 진위형으로 되어 있는 척도를 5점 척도로 구성하여 개인차를 보다 민감하게 포착하도록 변경되었다. 대학생 집단을 대상으로 한 연구(이정운, 최정훈, 1997)에서 한국판 단축형 FNE 척도의 내적 일치도는 높았으며, 4주간의 검사-재검사 신뢰도 역시 양호하였다.

한국판 Liebowitz 사회불안척도(Liebowitz Social Anxiety Scale, LSAS)

24가지의 각 사회적 상황별로 개인이 경험한 불안(두려움) 정도와 회피빈도를 임상가가 면접을 통해 평정하도록 원래 개발되었으나(Liebowitz, 1987), 후속 연구들에서는 자기보고형 검사로도 사용되고 있다(예: Baker, Heinrichs, Kim, & Hofmann, 2002; Fresco et al., 2001). 본 연구에서는 연구자가 자기 보고형으로 된 원판 LSAS를 몇 가지 점에서 보완한 후 우리나라 말로 번역하여 사용하였다. 먼저 한 문항 속에 두 가지 상황이 한꺼번에 포함되어 있는 2개의 문항(예: 소규모 회의 중 앉은 자리에서 의견을 발표하거나 많은 사람들이 참석한 회의에서 일어나서 발표하기)을 4개의 문항으로 나누었으며, 여러 연구들(예: 김은정, 1999; 조용래, 1998; Di Nardo & Barlow, 1988)에서 사회불안장애가 있는 내담자들이 흔히 불안을 경험하는 상황으로 보고한 4가지 사회적 상황(예: 약간 아는 사람을 만나는 상황, 상대방의 부탁이나 제의를 거절하기)을 추가하여 총 30가지 상황으로 문항을 구성하였다. 다음으로, 원판 LSAS에 빠져있어 제한점(Clark et al., 1997)으로 지적되었던 사회불안의 인지적 양상 - 각 상

황에서 타인(들)의 평가에 대해 걱정한 정도 -을 평가할 수 있도록 하위 척도를 보완하였다. 따라서 30가지 사회적 상황에 대하여 두려움(불안)을 경험한 정도, 회피한 빈도, 그리고 타인의 평가를 걱정한 정도를 각각 4점 Likert 척도에 평정하도록 되어 있다. 본 연구의 자료로 분석한 한국판 LSAS의 각 하위척도별 내적 일치도(Cronbach's α)는 두려움 척도 .94, 회피 척도 .91, 그리고 평가 걱정 척도 .94였다.

한국판 Beck 우울척도 (Beck Depression Inventory, BDI)

BDI는 Beck 등이 정서적, 인지적, 동기적, 그리고 생리적 영역을 포괄한 우울증상을 측정하기 위해 개발한 총 21개 문항의 자기보고형 검사이다(Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961; Beck, Rush, Shaw, & Emery, 1979). 본 연구에서는 이영호와 송종용(1991)에 의해 우리나라 말로 번역된 한국판 Beck 우울척도를 사용했다. 이 검사는 각 항목마다 우울증상의 심한 정도를 기술하는 네 문장 중 지난 1주일 동안의 피검사자의 경험에 적합한 한 문장을 선택하도록 되어 있으며, 점수가 높을수록 더 심한 우울을 보이는 것으로 해석된다. 본 연구에서 사용된 한국판 BDI의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .92, 반분신뢰도는 .88이었다.

결과 및 논의

요인구조의 교차 타당화 (표 1)

주축 분해법으로 한국판 SATI의 23개 문항을 요인분석한 결과, 고유치가 1 이상인 요인의 개수가 3개로 나왔으나 요인의 해석가능성을 고려할

때 2개의 요인이 의미있는 것으로 판단되었다. 연구 1과 동일하게, 요인 수를 2개로 지정해 준 후 주축분해법과 사각회전법(delta=0)으로 요인분석을 다시 한 결과, 요인 1의 고유치는 11.46, 요인 2의 고유치는 1.78이었으며, 이 두 요인은 모두 합쳐서 문항 전체변량의 57.55%를 설명하였다. 요인 1과 요인 2의 문항 구성은 연구 1의 결과와 동일하였다. 두 요인간의 상관은 $r=.72$ 였다.

문항 타당도와 신뢰도

교정된 문항-총점 상관계수는 .46부터 .77까지의 범위에 속할 정도로 모두 유의미하였으며, 이는 문항 타당도가 적절함을 시사한다. Cronbach의 α 계수는 전체 척도가 .95, 척도 1이 .94, 그리고 척도 2가 .89였으며, 반분신뢰도는 전체 척도가 .93, 척도 1이 .94, 그리고 척도 2가 .85였다. 2주간격의 검사-재검사 신뢰도를 확인해 본 결과 전체 척도는 $r = .90$ ($p < .001$), 척도 1은 $r = .78$ ($p < .001$), 척도 2는 $r = .73$ ($p < .001$)이었다. 8주간격의 검사-재검사의 경우, 전체 척도는 $r = .63$ ($p < .001$), 척도 1은 $r = .67$ ($p < .001$), 척도 2는 $r = .62$ ($p < .001$) 였다.

수렴 및 변별타당도(표 2)

한국판 SATI 전체 점수는 한국판 LSAS²⁾, SAS 및 SSPS 부정형과 높은 상관을 보였으며, 단축형 FNE 및 SSPS 긍정형과도 중등도의 상관을 보였

2) 선행 연구(Safren et al., 1999)에 기초하여 한국판 LSAS에서 발표상황으로 분류될 수 있는 문항들(문항 2, 6, 15, 16, 20, 25, 29)을 합산한 점수와 한국판 SATI의 전체 및 두 하위척도 점수들간의 상관계수는 각각 순서대로 .72, .72, .61(모두 $p < .001$)이었다.

표 2. 한국판 SATI의 평균 (표준편차) 및 다른 척도들과의 상관계수

척도	평균(표준편차)	SSPS-P	SSPS-N	SAS	LSAS	단축형 FNE	BDI
SATI-1	26.28(9.47)	-.50	.69	.75	.69	.49	.49
SATI-2	20.80(7.20)	-.27	.51	.49	.62	.55	.44
SATI-T	47.03(15.51)	-.44	.66	.69	.71	.56	.50

주. SATI = Speech Anxiety Thoughts Inventory; SSPS-P = Self-Statements During Public Speaking-Positive; SSPS-N = Self-Statements During Public Speaking-Negative; SAS = Speech Anxiety Scale; LSAS = Liebowitz Social Anxiety Scale; FNE = Fear of Negative Evaluation; BDI = Beck Depression Inventory. 표본의 크기는 각 변인별로 걸쳐 치 때문에 전체 표본과 상이함 (N의 범위 = 364 ~ 378). 모든 상관계수는 .001 수준에서 유의미함.

다. 한국판 SATI의 하위척도 2와 한국판 SSPS 긍정형 간의 상관관계가 다소 낮았다는 점을 제외하면, 한국판 SATI의 두 하위척도 역시 전체 척도와 마찬가지로 발표불안 또는 일반적인 사회불안을 재는 다른 척도들과 높은 상관을 보였다.

다음으로, 발표불안과는 개념적으로 구분되는 우울 정도를 재는 한국판 BDI와의 단순상관계수와 부분상관계수를 구하였다. 그 결과, 한국판 SATI는 한국판 BDI와 유의미한 상관을 보였다. 이 두 척도들간의 유의미한 상관은 원래 우울과 발표불안간의 상관 때문에 나왔을 가능성이 있다(조용래, 2000). 실제로, 본 연구에서 한국판 BDI와 SAS간에는 $r = .44$ ($p < .001$)로서 유의미한 상관을 보였다. 그리하여 이러한 상관관계를 통계적으로 통제된 후에도 한국판 SATI와 BDI가 유의미한 상관을 보이는 지를 검토해 보았다. 한국판 SAS를 통제변인으로 지정한 후 한국판 SATI와 BDI와의 부분상관을 계산한 결과, 두 변인간의 부분상관이 여전히 유의하기는 했지만 그 정도가 많이 감소하였다(partial $r = .29$, $p < .001$). 이에 비해, 한국판 BDI를 통제변인으로 지정한 후 계산한 한국판 SATI와 SAS간의 부분상관은 여전히 높은 것으로 밝혀졌다(partial $r = .61$, $p < .001$).

연구 3

한국판 SATI의 예언타당도를 검증하기 위하여, 연구 3을 수행하였다. 즉, 한국판 SATI로 측정된 발표 관련 부정적인 사고가 발표과제 동안의 불안반응을 잘 예측하는 지를 경험적으로 확인해 보기 위하여 이 척도의 점수에 기초하여 대학생들을 양극단의 두 집단으로 분류한 후 이 두 집단간에 발표과제에 대한 불안반응수준을 비교해 보았다.

방법

연구 대상

한국판 SATI를 완성한 대학생 151명(남 64명, 여 87명) 중 다음 기준에 맞는 42명을 선발하였다. 한국판 SATI의 전체 점수에서 상 하위 15%에 각각 해당하는 점수(순서대로 64점, 32점)를 기준으로 한국판 SATI 고 집단 21명(남 9명, 여 12명), 저 집단 21명(남 9명, 여 12명)을 선발하였다. 이들의 평균 연령은 20.57세(표준편차 2.17세)였으며, 두 집단간의 연령 차이는 유의미하지 않았다.

측정도구

한국판 SATI 외에, 참가자가 즉석 발표과제를 수행하기 전과 후의 불안반응의 정도 및 수행수준을 측정하기 위하여 다음과 같은 다양한 도구들을 사용하였다.

한국판 Beck 불안척도 (Beck Anxiety Inventory, BAI)

이 척도는 불안증상의 정도를 측정하기 위해 Beck, Epstein, Brown과 Steer(1988)가 개발한 총 21개 문항의 자기 보고형 검사로서, 불안을 경험한 정도를 0점에서 3점까지 Likert 척도 상에 평정하도록 되어 있다. 한국판 BAI(조용래, 김은정 2004; Kwon, 1992)의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .94이고, 반분신뢰도는 .90이었다. 본 연구에서는 지시문을 연구의 목적에 맞게 약간 수정하여 사용하였다. 원판 BAI의 지시문에서는 '오늘을 포함한 지난 한 주 동안에 경험한 불안증상의 정도에 대해 묻지만, 본 연구에서는 '발표 직전에(또는 발표하는 동안) 귀하가 경험하십니까 또는 경험했던 불안증상의 정도'에 관해 묻는 식으로 문장을 바꾸었다. 이렇게 지시문을 수정한 한국판 BAI를 발표 직전과 직후에 사용하였다.

수행불안에 대한 행동 목록(Timed Behavior Checklist for Performance Anxiety, TBCL)

발표 동안 피험자들이 경험했던 불안관련 행동의 정도를 평가하기 위하여, Mahone, Bruch와 Heimberg(1993)가 만든 척도이며 본 연구에서는 이해경(1998)이 우리나라 말로 번역한 것을 사용하였다. 총 12개 문항으로 된 자기 보고형 검사이며, 1점에서 4점까지 Likert 척도 상에 평정하도록 되어 있다.

주관적 불편감 지표(Subjective Unit of Discomfort Scale, SUDS)

발표 직전에 측정된 예상불안, 불안의 관찰가능성, 불안관찰이 끔찍한 정도 및 수행기대와, 발표 직후에 측정된 불안의 관찰가능성, 불안관찰이 끔찍한 정도, 그리고 수행수준에 대한 자기 지각 및 청중 지각 등을 각각 0점(전혀 ... 않다)부터 100점(대단히 ... 하다) 사이의 척도에 평정하도록 하였다.

발표시간 (speech duration)

피험자가 자신이 선택한 주제에 관해 얼마나 오랫동안 발표하는 지를 알아보기 위해 발표 시간을 측정하였다. 이 측정치는 발표불안이 심해질 경우 일종의 도피행동 처럼 발표를 끝까지 하지 못하고 중간에 그만둘 것이라는 견해(예: Smits, Powers, Wimmer, Cho, & Telch, 2003)에 근거한 것이다.

절차

발표 시작 약 1주일 전에 한국판 SATI 를 실시하였으며, 참가자들의 동의를 받았다. 발표 당일 실험실에 도착하면 기저선 불안수준을 측정하기 위하여 수정된 한국판 BAI를 작성토록 하였고 이어서 연구 목적을 설명해 준 후 발표주제 (예: 낙태, 안전벨트 착용법규, 건강보험제도, 학교에서의 체벌, 사형제도; Hofmann & DiBartolo, 2000) 를 선택하게 하여 3분간 발표 준비를 시켰다. 다음에는 수정된 한국판 BAI 등 발표 직전의 불안 관련 척도들을 작성하도록 한 후, 실험실에서 설치되어 있는 비디오카메라 및 일방투시경 뒤에 있는 청중을 향해 5분 동안 발표토록 하였다³⁾.

3) 피험자에게는 본인의 발표수행을 평가하기 위해 일방투시경 뒤에 5명의 대학원생들이 있다고 설명

발표가 끝난 후에는 발표불안관련 척도들을 작성하도록 하였으며, 마지막으로 연구에 관한 사후 설명을 해 주었다.

결과 및 논의

수정된 한국판 BAI로 세 번에 걸쳐 측정된 불안수준, 수행불안에 대한 행동 목록, 그리고 발표 직전과 직후에 SUDS로 측정된 여러 반응양상들을 종속변인으로, 그리고 집단 (한국판 SATI의 고, 저)을 독립변인으로 설정한 후 중다변인 변량분석 (MANOVA)을 수행하였다. 그 결과, 집단의 주효과가 유의미하였다, Wilks' Lambda = .27, $F(13, 28) = 5.98$, partial $\eta^2 = .74$, $p = .000$. 이와 동일하게, 한국판 BAI로 측정된 기저선 불안수준을 통제변인으로 투입하여 중다변인 공변량분석 (MANCOVA)을 수행했을 때에도 집단의 주효과는 유의미한 것으로 밝혀졌다, Wilks' Lambda = .36, $F(12, 28) = 4.16$, partial $\eta^2 = .64$, $p = .000$. 다음으로, 각 종속변인별로 집단간 차이가 유의미한지를 검증하기 위하여 단일변인 변량분석 (ANOVA)을 수행하였으며, 그 결과로 나온 구체적인 수치는 표 3에 제시되어 있다.⁴⁾

임상적 증상 수준

한국판 BAI로 측정된 기저선, 발표직전 및 발

하였으나, 실제로는 실험보조를 맡은 1명의 대학원생이 있었다.

- 4) 한국판 BAI로 측정된 기저선 불안수준을 공변인으로 하여 연구 3의 다른 종속변인들에 대해 공변량분석(ANCOVA)을 수행하여 나온 구체적인 통계적 수치는 지면관계상 생략하였으며, 필요할 경우 교신저자에게 문의하기 바람.

표직후 불안증상 수준이 두 집단간에 유의미한 차이를 보이는지를 검증한 결과, 한국판 SATI로 분류된 부정적 사고 고 집단이 저 집단에 비해 불안증상의 수준이 모두 유의미하게 더 높은 것으로 밝혀졌다.

인지적 증상 수준

발표 직전에 측정된 본인의 불안을 청중들이 알아차릴 가능성과 이를 알아차렸을 경우 끔찍하게 지각하는 정도, 그리고 발표 직후에 측정된 자신의 불안을 청중들이 알아차렸을 가능성과 이를 알아차렸을 경우 끔찍하게 지각하는 정도는 한국판 SATI 저 집단에 비해 고 집단에서 유의미하게 더 높았다. 이와 함께, 발표 직전에 한국판 SATI 고 집단은 저 집단에 비해 자신의 수행수준을 더 낮게 예상하였으며, 발표 직후에는 한국판 SATI 고 집단이 저 집단에 비해 자신의 수행수준을 본인 스스로 더 낮게 지각하였고, 청중들 역시 더 부정적으로 평가할 것이라고 보고하였다.

행동적 증상 수준

발표불안의 행동적 측면을 반영하는 것으로 간주되는 불안관련 행동적 증상측정치와 발표시간에서 두 집단간 차이가 유의미한지를 검증한 결과, 한국판 SATI 고 집단이 저 집단에 비해 발표동안 불안관련 행동적 증상을 더 많이 경험하였으며, 발표시간은 더 짧은 것으로 밝혀졌다.

임상적, 인지적 및 행동적 측정치들에서 밝혀진 연구 3의 결과들이 기저선 불안증상 수준의 영향을 받을 가능성이 있으므로, 이러한 영향을 통계적으로 통제하기 위하여 기저선 불안증상 수준을 통제변인으로 한 공변량분석(ANCOVA)을

표 3. 한국판 SATI로 분류된 두 집단간의 발표과제에 대한 불안반응 비교

척도	SATI 저 집단 (N = 21)		SATI 고 집단 (N = 21)		F
	평균	표준편차	평균	표준편차	
기저선 K-BAI	2.86	3.24	10.33	8.47	14.27***
발표 전 K-BAI	5.62	5.22	21.71	11.45	34.38***
발표 후 K-BAI	6.48	5.85	23.62	15.35	22.86***
발표 전 예상불안	52.38	21.66	80.95	10.91	29.15***
발표 전 불안관찰가능성	51.90	16.92	74.76	17.50	18.52***
발표 전 불안관찰부담	21.43	19.31	57.62	25.78	27.18***
발표 전 수행기대	58.57	15.26	29.05	19.98	28.97***
발표 후 불안관찰가능성	46.67	27.63	76.19	18.30	16.67***
발표 후 불안관찰부담	19.05	22.34	54.76	27.50	21.34***
발표 후 수행자기지각	46.67	17.98	30.48	25.00	5.81*
발표 후 수행청중평가	46.67	17.13	25.24	23.79	11.22**
발표 후 행동목록	10.62	6.04	20.62	6.71	25.77***
발표시간 (단위: 분)	3.59	1.46	2.13	.79	16.29***

주. SATI = Speech Anxiety Thoughts Inventory; K-BAI = Korean version of the Beck Anxiety Inventory.

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

추가로 수행하였다. 그 결과, 발표 직후에 측정된 수행수준에 대한 자기지각과 청중들의 평가지각에서만 두 집단간의 차이가 유의미하지 않았을 뿐, 다른 대부분의 종속측정치들에서는 두 집단간의 차이가 여전히 유의미한 것으로 밝혀졌다.

종합 논의

발표불안에 대한 기존 측정도구들의 제한점을 보완하여 최근에 개발된 Speech Anxiety Thoughts Inventory(SATI)를 우리나라 말로 번역하여 한국

판으로 만든 후 그 신뢰도와 타당도를 다각적으로 확인해 보기 위하여 세 가지 연구를 수행하였다.

먼저, 원판 SATI 및 그 기초가 된 발표불안 자동적 사고 질문지가 요인분석에 기초하여 개발되었다는 점을 고려하여, 한국판 SATI의 요인구조를 살펴보았다. 그 결과, '수행부족에 대한 예언'과 '타인의 부정적 평가에 대한 공포'라는 2개의 요인이 추출되었으며, 이러한 요인구조는 독립된 다른 표본에서도 반복 검증되었다. 본 연구에서 밝혀진 한국판 SATI의 요인구조와 각 요인별 문항구성은 원판 SATI와 동일하였다. 각 요인을 구성하고 있는 문항들을 구체적으로 살펴

보면, 요인 1은 발표동안의 수행 저하나 남들 눈에 띄기 쉬운 불안관련 행동을 지레짐작하고 자기 자신을 비하하는 내용들로 구성되어 있는데 비해, 요인 2는 자신의 실수나 불안이 노출되는 것을 청중의 거절과 무시로 확대해석(재앙화)하는 내용들로 이루어져 있다. 다시 말해, 사고내용 면에서는 주로 자기 자신에 대한 부정적 평가(자기비하)와 타인의 부정적 평가에 대한 두려움으로, 그리고 인지오류 면에서는 대체로 수행부족이나 불안관련 행동의 발생가능성에 대한 과잉추정(overestimated likelihood)과 그러한 결과가지는 부담을 청중의 부정적 평가와 같이 과장되게 해석하는 것(exaggerated negative valence)으로 분류될 수 있다. 이러한 점은 사회불안/사회불안장애에서 타인의 부정적 평가에 대한 두려움과 부정적인 자기평가의 역할을 강조한 인지적 모형(예: Clark & Wells, 1995; Hartman, 1983) 뿐 아니라, 사회적 위협사건의 발생확률에 대한 과도한 추정과 그러한 사건의 부담에 대한 과장된 해석을 사회불안장애의 일차적인 인지적 왜곡으로 상정한 Foa와 Kozak (1986)의 인지이론과 일치된다.

본 연구에서 한국판 SATI는 전체 척도와 두 하위척도 모두 내적 일치도가 아주 높고, 검사-재검사 신뢰도가 만족스러운 수준이었다. 특히 검사-재검사 신뢰도의 경우, 2주 간격에서는 물론이고 비교적 긴 시간이라 할 수 있는 8주의 시간 경과에도 불구하고 대체로 만족스러운 상관을 보여 한국판 SATI는 비교적 안정된 심리적 특성을 지닌다고 하겠다.

아울러, 한국판 SATI는 발표불안을 특정하게 평가하는 것으로 알려진 기존의 다른 척도들, 그 중에서 특히 발표불안과 관련된 부정적인 인지를 측정하는 한국판 SSPS의 부정형 하위척도와 높은 상관을 보였다. 반면에, 발표불안과는 다른

구성개념인 우울정도를 재는 한국판 BDI와는 상관관이 낮은 것으로 나왔다. 이러한 점은 한국판 SATI의 수렴 및 변별타당도가 양호하다는 점을 나타낸다.

뿐만 아니라, 한국판 SATI의 점수에 기초하여 분류된 높은 부정적인 사고 집단은 낮은 집단에 비해 발표과제 전후로 측정된 임상적, 인지적 및 행동적 양상 모두에서 유의미하게 높은 불안반응을 보였다. 이 결과들은 한국판 SATI가 발표과제 동안 높은 수준의 불안반응을 보일 사람들을 사전에 예측할 수 있다는 점, 다시 말해 한국판 SATI의 예언타당도가 우수함을 시사한다.

이러한 발견들에 기초할 때, 한국판 SATI는 발표불안에 관한 이론적 연구와 임상 실제에 활용될 수 있는 유용한 도구로 생각된다. 먼저, 다양한 형태의 이론적 연구에 한국판 SATI를 활용할 수 있다. 이를테면, 발표불안의 발생, 지속 및 변화과정에서 부정적 인지의 역할, 예컨대 매개역할 또는 중재역할을 구체적으로 밝히고자 하는 연구에 기여할 수 있다. 이와 함께, 정신병리에 대한 인지적 접근에서 나온 '인지적 내용-특정성 가설(cognitive content-specificity hypothesis)', 즉 특정한 정신병리나 심리적 장애는 주로 그 고유한 인지적 내용에 따라 결정된다는 가설(Beck, 1976; Clark & Beck, 1989)이 발표불안에도 적용되는지를 검증하는 연구에도 사용할 수 있다. 다음으로 임상 실제에서 다양한 용도로 활용될 수 있다. 치료효과를 인지적 측면에서 평가하기 위한 치료성과 측정치로, 그리고 발표불안을 호소하는 내담자의 주된 사고특징을 구체적으로 파악하는데 뿐 아니라 이를 기초로 각 내담자의 특정한 사고특징에 맞게 치료계획을 세우는데 중요한 도구로 사용될 수 있다.

본 연구에는 제한점과 앞으로의 연구를 통해 보완해야할 점이 있다. 첫째, 본 연구에 참여한

대상은 대학생 집단에 국한되어 있다. 따라서 본 연구의 결과들이 지역사회 표본이나 임상표본을 대상으로 했을 때에도 반복 검증되는 지를 확인해 볼 필요가 있다. 둘째, 임상적으로 유용한 측정도구로서 한국판 SATI가 갖추어야 할 조건으로 이 척도가 치료 동안 나타나는 인지적 변화를 민감하게 탐지하는 지를 검증해야 하는 과제가 아직 남아 있다.

이러한 제한점에도 불구하고, 한국판 SATI는 발표불안과 관련된 인지적 특징을 평가하는데 있어 매우 신뢰롭고 타당한 도구임을 시사하며, 앞으로 국내에서 발표불안이나 사회불안장애에 대한 이론적 연구, 평가 및 치료 실체에 널리 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김은정 (1999). 사회공포증집단의 사회적 자기처리 및 안전행동. 서울대학교 일반대학원 박사학위 청구논문.
- 박기환, 안창일 (2001). 사회공포증의 인지행동집단치료 효과에 대한 연구. 한국심리학회지: 임상, 10, 98-113.
- 이영호, 송종용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. 한국심리학회지: 임상, 10, 98-113.
- 이정윤, 최정훈 (1997). 한국판 사회공포증 척도 (K-SAD, K-FNE)의 신뢰도 및 타당도 연구. 한국심리학회지: 임상, 16, 251-264.
- 이혜경 (1998). 사회공포증에서 나타나는 인지적 특성이 수행불안에 미치는 영향. 고려대학교 일반대학원 석사학위 청구논문.
- 조용래 (1998). 역기능적 신념과 부적응적인 자동적 사고가 사회공포증상에 미치는 영향. 서울대학교 일반대학원 박사학위 청구논문.
- 조용래 (2000). 발표불안에 대한 인지적 평가: 자동적 사고 질문지의 개발 및 타당화. 한국심리학회지: 임상, 19, 831-851.
- 조용래 (2001). 발표불안에 대한 인지행동집단치료의 효과. 한국심리학회지: 임상, 20, 399-411.
- 조용래, 김은정 (2004). 한국판 불안통계 질문지의 심리측정적 속성. 한국심리학회지: 임상, 23, 503-519.
- 조용래, 원호택 (1997). 사회불안에 대한 인지적 평가: 사회적 상호작용에 대한 자기효능감 척도의 개발과 타당화 연구. 심리학의 연구문제, 4, 397-434.
- 조용래, 원호택, 표경식 (2000). 사회공포증에 대한 집단인지치료의 효과. 한국심리학회지: 임상, 19, 181-206.
- 조용래, 이민규, 박상학 (1999). 한국판 발표불안 척도의 신뢰도와 타당도에 관한 연구. 한국심리학회지: 임상, 18, 199, 165-178.
- Baker, S. L., Heinrichs, N., Kim, H., & Hofmann, S. G. (2002). The Liebowitz Social Anxiety Scale as a self-report instrument: A preliminary psychometric analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 701-715.
- Beck, A. T. (1976). *Cognitive therapy and the emotional disorders*. New York: New American Library.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.
- 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.
- Chambless, D. L., Tran, G. Q., & Glass, C. R. (1997).

- Predictors of response to cognitive-behavioral group therapy for social phobia. *Journal of Anxiety Disorders*, 11, 221-240.
- Cho, Y., Smits, J. A. J., Telch, M. J. (2004). The Speech Anxiety Thoughts Inventory: Scale development and preliminary psychometric data. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 13-25.
- Clark, D. A. (1988). The validity of measures of cognition: A review of the literature. *Cognitive Therapy and Research*, 12, 1-20.
- Clark, D. A., & Beck, A. T. (1989). Cognitive theory and therapy of anxiety and depression. In P. C. Kendall & D. Watson (Eds.), *Anxiety and depression: Distinctive and overlapping features* (pp. 379-411). San Diego: Academic Press.
- Clark, D. A., Ehlers, A., McManus, F., Hackman, A., Fennell, M., Campbell, H., et al., (2003). Cognitive therapy versus fluoxetine in generalized social phobia: A randomized placebo-controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71, 1058-1067.
- Clark, D. M., & McManus, F. (2002). Information processing in social phobia. *Biological Psychiatry*, 51, 92-100.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 69-93). New York: Guilford Press.
- Clark, D. B., Feske, U. Masia, C. L., Spaulding, S. A., Brown, C., Mammen, O., Shear, M. K. (1997). Systematic assessment of social phobia in clinical practice. *Depression and Anxiety*, 6, 47-61.
- DiNardo, P. A., & Barlow, D. H. (1988). *The Anxiety Disorders Interview Schedule-Revised (ADIS-R)*. Albany, NY: Graywind.
- Feske, U., & Chambless, D. L. (1995). Cognitive behavioral versus exposure only treatment for social phobia: A meta-analysis. *Behavior Therapy*, 26, 695-720.
- Foa, E. B., Franklin, M. E., & Kozak, M. J. (2001). Social phobia: An information-processing perspective. In S. G. Hofmann & P. M. DiBartolo (Eds.), *From social anxiety to social phobia: Multiple perspectives* (pp. 268-280). Boston: Allyn and Bacon.
- Foa, E. B., Franklin, M. E., Perry, K. J., Herbert, J. D. (1996) Cognitive biases in generalized social phobia. *Journal of Abnormal Psychology*, 105, 433-439.
- Foa, E. B., & Kozak, M. J. (1986). Emotional processing of fear: Exposure to corrective information. *Psychological Bulletin*, 99, 20-35.
- Fresco, D. M., Coles, M. E., Heimberg, R. G., Liebowitz, M. R., Hami, S., Stein, M. B., & Goetz, D. (2001). The Liebowitz Social Anxiety Scale: A comparison of the psychometric properties of self-report and clinician-administered formats. *Psychological Medicine*, 31, 1025-1035.
- Gilkinson, H. (1942). Social fears as reported by students in college speech classes. *Speech Monography*, 9, 141-160.
- Glass, C. R., & Arnkoff, D. B. (1994). Validity issues in self-statement measures of social phobia and social anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 32, 255-267.
- 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.
- Hartman, L. M. (1983). A metacognitive model of social anxiety: Implications for treatment. *Clinical Psychology Review*, 3, 435-456.
- Heimberg, R. G., & Juster, H. R. (1995). Cognitive-behavioral treatments: Literature review. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 261-309). New York: Guilford.
- Heimberg, R. G., Liebowitz, M. R., Hope, D. A., Schneier, F. R., Holt, C. S., Welkowitz, L. A., et al. (1998). Cognitive-behavioral group therapy vs. phenelzine therapy for social phobia: 12-week outcome. *Archives of General Psychiatry*, 55, 1133-1141.
- Hofmann, S. G. (2004). Cognitive mediation of treatment change in social phobia. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 72, 392-399.
- Hofmann, S. G., & DiBartolo, P. M. (2000). An instrument to assess self-statements during public speaking: Scale development and preliminary psychometric properties. *Behavior Therapy*, 31, 499-515.
- Holt, C. S., Heimberg, R. G., Hope, D. A., & Liebowitz, M. R. (1992). Situational domains of social phobia. *Journal of Anxiety Disorders*, 6, 63-77.
- Kwon, S. (1992). *Differential roles of dysfunctional attitudes and autonomic thoughts in depression: An integrated cognitive model of depression*. Unpublished doctoral dissertation, Queensland University, Australia.
- 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., & Kowalsky, R. M. (1995). *Social anxiety*. New York: Guilford Press.
- Liebowitz, M. R. (1987). Social phobia. *Modern Problems in Pharmacopsychiatry*, 22, 141-173.
- Lucas, R. A., & Telch, M. J. (1993, November). Group versus individual treatment of social phobia. *Paper presented at the annual meeting of the Association for Advancement of Behavior Therapy*, Atlanta, GA.
- Lucock, M. P., & Salkovskis, P. M. (1988). Cognitive factors and its treatment. *Behaviour Research and Therapy*, 26, 297-302.
- Mahone, E. M., Bruch, M. A., & Heimberg, R. G. (1993). Focus of attention and social anxiety: The role of negative self-thoughts and perceived positive attributes of the other. *Cognitive Therapy and Research*, 17, 209-224.
- Mannuzza, S., Schneier, F. R., Chapman, T. F., Liebowitz, M. R., Klein, D. F., & Fyer, A. J. (1995). Generalized social phobia: Reliability and validity. *Archives of General Psychiatry*, 52, 230-237.
- Mattick, R. P., & Peters, L. (1988). Treatment of severe social phobia: Effects of guided exposure with and without cognitive restructuring. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 251-260.
- Mattick, R. P., Peters, L. & Clarke, J. C. (1989). Exposure and cognitive restructuring for social phobia: A controlled study. *Behavior Therapy*, 20, 3-23.
- McNeil, D. W., Ries, B. J., & Turk, C. L. (1995).

- Behavioral assessment: Self- and other-report, physiology, and overt behavior. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 202-231). New York: Guilford.
- Paul, G. L. (1966). *Insight versus desensitization in psychotherapy*. Stanford: Stanford University Press.
- Pollard, C. A., & Henderson, J. G. (1988). Four types of social phobia in a community sample. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 176, 440-445.
- Rapee & Heimberg (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety of social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 741-756
- Safren, S. A., Heimberg, R. G., Horner, K. J., Juster, H. R., Schneier, F. R., and Liebowitz, M. R. (1999). Factor structure of social fears: The Liebowitz Social Anxiety Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 13, 253-270.
- Smits, J. A. J., Powers, M. B., Wimmer, M., Cho, Y., & Telch, M. J. (2003). *Facilitating public speaking fear for reduction by increasing the salience of disconfirmatory evidence*. Poster presented at the Annual Convention of the Association for Advancement of Behavior Therapy.
- Stein, M. B., Walker, J. R., & Forde, D. R. (1996). Public speaking fears in a community sample: Prevalence, impact on functioning, and diagnostic classification. *Archives of General Psychiatry*, 53, 169-174.
- Taylor, S. (1996). Meta-analysis of cognitive-behavioral treatment for social phobia. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 27, 1-9.
- Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical psychology*, 33, 448-457.

원고접수일 : 2004. 9. 20

게재결정일 : 2004. 10. 29

The Reliability and Validity of A Korean Version of the Speech Anxiety Thoughts Inventory

Yongrae Cho

Department of Psychology, Hallym University

This article describes three studies examining the psychometric characteristics of a Korean version of the Speech Anxiety Thoughts Inventory (K-SATI) - an instrument recently developed to measure maladaptive cognitions associated with speech anxiety. In Study 1, factor analyses of the K-SATI revealed a two-factor solution - "prediction of poor performance" and "fear of negative evaluation by audience", respectively. In Study 2, the two-factor structure was replicated. In addition, the results revealed high internal consistency, satisfactory test-retest reliability over both two- and eight-week periods, and good convergent and discriminant validity. In Study 3, the scale demonstrated its predictive value for anxious responding to a public speaking task. These findings suggest that the K-SATI is a highly reliable, valid measure to assess negative cognitive features of speech anxiety. Lastly, the utilization of the K-SATI in the research and clinical practice of speech anxiety as well as the limitations of the present studies were discussed.

Keywords : *Speech anxiety, maladaptive cognitions, cognitive assessment, reliability, validity*