한국심리학회지 : 임상
The Korean Journal of Clinical Psychology
2007, Vol. 26, No. 1, 39-56

사후반추사고가 사회적 자기효능감 및 예기불안에 미치는 영향

임 선 영† 최 혜 라 권 석 만
서울아산병원 정신과 서울대학교 심리학과

본 연구에서는 사회적 상황에 대해 부정적인 반추사고를 많이 하는 사람들의 성격 특성을 살펴보고, 사후반추사고가 사회적 자기효능감 및 예기불안에 미치는 영향에 대해 알아보고자 하였다. 연구Ⅰ에서는 Edwards, Rapee와 Franklin(2003)에 의해 개발된 사후반추사고 척도(Post-Event Rumination Scale)를 번안하여 타당화하였다. 사후반추사고는 부정반추 요인과 긍정반추 요인으로 구성되어 있으며, 부정반추 요인만이 사회불안 관련 척도와 높은 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 사회적 상황에 대해 부정반추를 많이 하는 사람들은 사회적 자기효능감이 낮고, 완벽주의 성향이 있으며, 문제해결 자신감 및 통제감이 부족한 것으로 나타났다. 자기 초점적 주의 성향에 대해서는 일반 자기초점 주의와 낮은 관련성을 보인 반면, 자기몰입과는 높은 관련성을 보였다. 또한 부정반추는 우울의 영향을 배제하고도 네 가지 성격특성과 여전히 유의미한 상관을 보여, 우울과 변별되는 특성을 가지고 있음이 시사되었다. 연구Ⅱ에서는 사후반추사고가 예기불안 및 사회적 자기효능감에 미치는 영향에 대해서 살펴보고자 하였다. 연구 결과, 부정적 사후반추사고를 많이 한 집단에서는 예기불안이 증가하고 상태-사회적 자기효능감이 감소한 반면, 적게 한 집단은 반대의 패턴을 보였다. 그러나 예상대로 사후반추조작이 특질-사회적 자기효능감에는 영향을 미치지 않았다. 마지막으로 본 연구의 시사점, 추후 연구 방향을 논의하였다.

주요어 : 사회불안, 사후반추사고, 예기불안, 사회적 자기효능감

† 교신저자(Corresponding Author) : 임선영 / 서울아산병원 정신과 / 서울시 송파구 풍납2동 388-1
TEL : 02-3010-3410 / FAX : 02-485-8381 / E-mail : actrice7@hanmail.net

www.kci.go.kr

기존의 사회공포증에 대한 연구들은 예기 과정이나 사회적 상호작용 안에서 주의 편향, 혹은 사회적 상황 이후의 기억 편향에 대한 연구들이 주를 이뤘다. Clark과 Wells(1995)가 사회공포증의 인지 과정의 마지막 단계로서 사후검토(postmortem)를 제시했지만, 사회공포증의 사후반추사고에 대한 연구는 2000년도에 들어와서 비로소 시작되었으며, 아직까지 대부분의 연구가 사후반추와 사회공포증의 인지적 특성들 간의 관련성을 살펴보는 연구에 한정되어 있다.

사후반추사고(post-event rumination)는 사회공포증 환자가 사회적 상호작용 상황이나 수행상황 이후에 부정적인 반추를 계속하는 인지적 과정을 말한다. 지금까지 반추(rumination)는 주로 우울증의 영역에서 연구되어 왔으나 최근 불안의 영역까지 확대되어 우울한 기분뿐만이 아니라 불안과도 높은 관련성이 있다는 연구 결과들이 보고 되고 있다(Lyubomirsky, Tucker, Caldwell, & Berg, 1999; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1993; Nolen-Hoeksema, 2000).

Clark과 Wells(1995)의 인지 모형에서는 사후반추가 사회불안을 유지시키는 기제로서 중요한 역할을 한다고 제안하였다. 이러한 반추 과정은 불안한 느낌과 부정적 자기-지각이 중심을 이루며, 과거의 사회적 상황을 더욱 부정적으로 기억하게 되는 것이다. 사회공포증 환자들은 사회적 사건 이전에 예기 과정을 거치는데 이 단계에서 그들은 과거의 실패 경험들을 다시 떠올리면서 앞으로의 수행을 부정적으로 예상하여 불안을 가중시키는 악순환을 반복하는 것이다. Rachman, Grüter-Andrew와 Shafran(2000)은 탐색적 연구를 통해 사회불안과 사후반추는 높은 관련성을 보임을 증명하였다. 이들은 또한 사후반추가 침투적이며, 재발성이 있고, 집중력을 떨어뜨리는 특성을 보인다고 제시하였다.

이와 같은 사후반추사고에 대한 탐색적 연구가 진행된 이후로 몇몇 연구자들에 의해 본격적인 연구가 진행되었다. Mellings와 Alden (2000)은 실험 연구를 통해 사후반추가 부정적인 자기관련 정보에 대한 기억회상을 예언한다고 주장하였다. 그러나 Edwards, Rapee와 Franklin(2003)의 연구에서는 사후반추사고가 기억편향과는 관련이 없다는 결과를 보고하였다. 두 연구가 실험 방법 및 측정 대상에서 큰 차이를 보였기 때문에 앞으로 사후반추사고와 기억 편향과의 관련성에 대한 후속 연구들이 뒷받침 되어야 할 것이다.

Abbott과 Rapee(2004)는 실험 연구를 통해서 사후반추사고가 부정적인 자기평가(negative self-appraisal)의 유지와 관련이 있음을 제시하였다. 연구 결과 사회공포증 환자 집단이 통제 집단보다 부정적인 반추를 더 많이 하는 것으로 나타났다. 또한 통제 집단은 일주일 후에 발표에 대해 더욱 긍정적으로 평가한 반면, 사회공포증 집단은 부정적인 평가가 유지되는 모습을 보였다. 이들은 연구를 통해 부정적인 사후반추가 자신의 정신적 표상을 부정적으로 유지하는 데 중요한 요인이 될 것이라고 주장하였다.

사회불안의 영역에서 사후반추에 대한 연구들은 아직 탐색적인 단계에 지나지 않아, 사회불안과 관련된 다른 인지적 혹은 정서적 특징들과의 관련성을 살펴보는 상관연구에 한정되어 있다. 아직까지 사후반추가 사회공포증에 어떤 영향을 미치는지에 대해서 살펴본 연구는 없다고 할 수 있다. Field, Psychol과 Morgan (2004)은 사후반추가 자서전적 기억 회상에 미치는 영향을 살펴봄으로써 사후반추의 기능을 밝히고자 시도하였으나 결과적으로 실패하였

www.kci.go.kr

다. Field 등(2004)은 이러한 결과에 대해서 사회불안이 높은 사람들이 원래 부정적 사후반추 경향이 강하기 때문에 사후반추 조작이 제대로 되지 않았을 것이라고 설명하고 있다. 그러나 실제로 사후반추 조작이 실험에 얼마나 영향을 미쳤는지를 확인할 수 있는 장치가 하나도 없을 뿐 아니라, 참가자들이 선택한 과거의 사회적 상황은 대부분 시간이 흘러 사후반추가 이미 끝난 상황이었을 것이다. 따라서 이미 충분한 사후반추가 이루어진 사회적 상황에 대해 3분간 사후반추 조작을 가하는 것이 기억 회상에 얼마나 영향을 미쳤을지 의심스럽다.

연구 1에서는 국내에 번안되어 사용되고 있는 사후반추사고의 측정 척도가 전혀 없기 때문에, 여러 가지 사회적 상황들 중 가장 흔히 일어나고 상대적으로 높은 사회불안을 유발하는 발표상황에 대한 사후반추의 빈도를 측정할 수 있는 척도를 번안하고 타당화하는 작업을 하였다.

다음으로 연구 2에서는 사회불안의 유지 기제인 사후반추사고가 구체적으로 사회불안에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해 실험실 상황에서 '발표 수행'을 직접 실시한 후 이에 대한 사후반추과정을 조작하고, 발표에 대한 부정적 사후반추사고가 예기불안 및 사회적 자기효능감에 미치는 영향을 살펴보았다.

연구 I. 사후반추사고 척도의 심리측정적 특성

방 법

연구대상

서울시내 학부 대학생 320명이 본 연구에 참여하였다. 남자가 159명, 여자가 161명이었고 전체 참가자의 평균 연령은 21.3세(SD=2.35)였으며, 남녀 간에 유의미한 차이가 없었다. 참가자들은 우선 최근 6개월 이내의 발표 경험을 떠올린 후 사후반추사고 척도 상에 그에 대한 반추의 빈도를 보고하였으며, 사회불안과 관련된 척도 및 성격질문지를 함께 실시하였다.

측정도구

사후반추사고 척도(Post-Event Rumination Scale: PERS).

사회적 상황에 대한 반추사고의 빈도를 측정하는 척도로서, Edwards 등(2003)에 의해 제작된 '사고 질문지(Thought Questionnaire)'를 Abbott과 Rapee(2004)가 발표 상황에 맞게 수정한 것이다. 총 24문항으로 구성되어 있으며, 각 문항에 동의하는 정도에 따라 0(전혀 생각하지 않았다)에서 4(매우 자주 생각했다)까지 5점 척도 상에서 평정하도록 하였다. 본 척도에서는 발표를 한 후 각각의 항목에 해당되는 생각들이 얼마나 자주 떠올랐는지를 묻고 있으며, 15개의 부정 문항과 9개의 긍정 문항으로 이루어져 있다. 두 요인의 내적합치도(Cronbach's α)는 .95 와 .94로 보고 되었다(Abbott & Rapee, 2004). 본 연구에서는 일차로 연구자가 번안하고 이후 임상상담 심리학을 전공하는 박사 과정생 2명의 검토를 거친 이후 한국어와 영어에 능통한 재미교포 2명이 의미상의 차이가 있는지 다시 검토하였다. 최종적으로 심리학 교수가 번안된 문항을 검토하여 연구에 사용하였다.

www.kci.go.kr

사회적 상호작용 불안 척도(Social Interaction Anxiety Scale: SIAS).

Mattick과 Clarke(1998)이 개발한 척도로서 사회적 상호작용을 요구하는 다양한 상황에서의 인지적, 정서적, 행동적 반응을 기술하는 자기 진술문 형식으로 제시되어 있다. 모두 19문항으로 구성되어 있으며 0(전혀 그렇지 않다)에서 4(매우 그러하다)에 이르는 5점 척도 상에서 평정된다. 본 연구에서는 김향숙(2001)이 번안한 한국판 SIAS를 사용하였으며, 내적 합치도는 .88～.94이며 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .92로 보고 되었다.

사회적 공포 척도(Social Phobia Scale: SPS).

Mattick과 Clarke(1998)이 개발한 척도로서 모두 19문항으로 구성되어 있으며, 0(전혀 그렇지 않다)에서 4(매우 그러하다)에 이르는 5점 척도 상에서 평정된다. 문항들은 타인에 의해 관찰되는 상황 혹은 사건 등을 기술한다. 본 연구에서는 김향숙(2001)이 번안한 한국판 SPS를 사용하였으며, 내적 합치도는 .89～.95이며 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .91로 보고 되었다.

부정적 평가에 대한 두려움 척도(Fear of Negative Evaluation Scale: FNE).

Watson과 Friend(1969)가 개발한 진위형 30문항으로 구성된 척도를 Leary(1983)가 전체 점수와 .50이상 상관이 되는 12문항만 뽑아서 단축형을 제작하였다. 본 연구에서는 이정윤과 최정훈(1997)이 번안한 한국판 FNE를 사용하였으며, 이 척도의 내적 합치도는 .90, 4주일 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .80로 보고 되었다.

Beck 우울 척도(Beck Depression Inventory: BDI).

Beck, Ward, Mendalson, Mock와 Erbaugh(1961)가 우울 증상을 측정하기 위해서 개발한 자기보고형 검사이다. 총 21문항이며 항목마다 우울증상의 심한 정도를 기술하는 4문장 중 지난 1주일 동안의 피검자의 경험에 적합한 문장을 선택하도록 되어 있다. 본 연구에서는 이영호와 송종용(1991)이 번안한 척도를 사용하였으며, 내적 합치도는 .98이고 반분 신뢰도는 .91로 보고 되었다.

사회적 자기효능감 척도(Social Self-Efficacy Scale: SSES).

사회적 상호작용 상황이나 수행 상황에 대한 자기효능감을 측정하기 위한 도구이다. 본 연구에서는 조용래와 원호택(1997)이 개발한 기존의 사회적 자기효능감 척도에 5가지 발표불안 상황을 포함시켜 총 13개의 사회적 상황에 대한 자기효능감을 측정하도록 수정된 조명숙과 이영호(2001)의 SSES를 사용하였다. 이 척도의 내적 합치도는 .93이고, 반분 신뢰도는 .94이며, 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .86으로 보고 되었다(조명숙 & 이영호, 2001).

다차원적 완벽주의 척도(Multidimensional Perfectionism Scale: MPS).

이 검사는 다차원적 관점에서 완벽주의를 측정하기 위해 Frost, Marten, Lahart와 Rosenblate(1990)에 의해 개발된 자기보고형 검사이다. 이 검사는 다음의 6개 차원으로 구성된다: 실수에 대한 염려(concern over mistake), 개인적 기준(personal standard), 부모의 기대(parental expectation), 부모의 비난(parental criticism), 수행에 대한 의심(doubt about action), 조직화(organization). Frost

www.kci.go.kr

등(1990)의 연구에서 이 척도의 내적합치도는 .90이었으며, 국내 연구에서는 이정윤과 조영아(2001)가 .89의 내적합치도를 보고하였다.

문제해결 질문지(Problem Solving Inventory: PSI).

이 검사는 문제해결 상황에서 적절히 행동하는 경향, 일반적인 문제해결 기술, 통제 소재 등을 측정하기 위해 Heppner와 Peterson (1982)에 의해 개발된 자기 보고형 질문지이다. 질문지는 다음의 세 하위척도로 구성된다: 문제해결 자신감(problem solving confidence), 접근-회피 방식(approach-avoidance style), 개인적 통제감(personal control). 이 척도는 명칭과 관련하여 해석상에 오해의 소지가 많기 때문에, 설순호(2004)의 연구에서처럼 문제해결 자신감을 '문제해결 자신감 부족'으로, 개인적 통제감을 '개인적 통제감 부족'으로, 접근-회피 척도를 '회피-접근' 척도로 명명하였다. 각 하위척도의 내적합치도는 .85, .84, .72이며, 총 문항에 대한 내적합치도는 .90이고, 2주 간격 검사-재검사 신뢰도는 .82～.89로 보고 되었다(Heppner & Peterson, 1982).

자기초점 주의 성향 질문지(Dispositional Self-Focused Attention in Social situation: DSFAS).

이 질문지는 사회적 상황에서 나타나는 자기초점 주의 성향을 측정하기 위한 것으로, 기존에 사회불안을 유지, 강화한다고 알려져 온 자기초점적 주의를 방어적 자기초점 주의와 비방어적 자기초점 주의로 구분하고자 이지영과 권석만(2005)에 의해 제작되었다. 이 질문지는 자신에게 주의를 기울이는 정도를 측정하는 일반적 자기초점 주의 성향 척도와 자기몰입 척도로 구성되어 있다. 총 30문항으로, 일반 자기초점 주의 하위척도 21문항과 자기몰입 하위척도 9문항으로 구성되어 있다. 하위 척도들의 내적 합치도는 각각 .79와 .94로 보고 되었다.

결 과

PERS의 요인구조와 내적합치도

PERS의 24문항에 대하여 요인분석을 실시하였다. 이 척도를 사용한 선행연구들에서 두 하위 요인 간 상관이 유의미하지 않은 것으로 보고 되었기 때문에, 요인들 간에 직교함을 가정하였다(Abbott & Rapee, 2004; Edwards et al., 2003). 따라서 최대우도(Maximum Likelihood) 방법에 의해 요인을 추출하였고, Varimax 회전 방식을 사용하였다. 요인의 개수를 미리 지정하지 않고 요인고유치(eigenvalue)가 1 이상인 요인을 모두 추출할 경우에, 4개의 공통 요인이 나왔으며(8.88, 4.24, 1.43, 1.22), 이는 전체 변량의 약 59%를 설명하였다. 하지만 선행 연구들에서 2요인 구조를 보고하였고, Scree Plot에서의 고유치의 하락정도 및 누적분산 비율, 해석가능성 등을 종합하여 보았을 때, 요인의 개수는 2개로 정해지는 것이 가장 적절한 것으로 판단되었다.

따라서 우선 2개 요인을 지정하여 최대우도 방법의 요인 추출과, 직교회전 방식에 의한 요인 회전을 수행하였을 때, 문항들은 비교적 정확하게 2요인 구조로 나뉘었으며, 두 요인은 전체 변량의 50.71%를 설명하였다. 요인분석 결과를 표 1에 제시하였다.

요인 1에는 발표에 대한 부정적 반추 문항들이 포함되었으며, 고유치 6.48로 전체 변량

www.kci.go.kr

표 1. PERS의 요인분석 결과

문항	내 용	1요인	2요인
13	나는 어리석어 보였을 것이다.	**.779**	-.141
10	나는 바보 같았다(바보같이 굴었다).	**.774**	-.233
7	나는 불안해 보였을 것이다.	**.740**	-.224
12	이런 상황에서 항상 잘 못한다.	**.730**	-.206
23	나는 나쁜 인상을 주었을 것이다.	**.717**	-.171
16	나는 실패자처럼 느껴졌다.	**.715**	-.188
9	발표가 형편없었다.	**.706**	-.169
1	매우 불안했다.	**.694**	-.163
2	실수를 많이 했다.	**.688**	-.206
20	나는 어색함을 느꼈다.	**.665**	-.170
22	심장이 매우 빨리 뛰었다.	**.594**	-.020
6	청중이 호의적이지 않았다.	**.478**	.023
15	나는 나 자신을 상당히 의식하고 있었다.	**.435**	.330
5	내가 발표한 주제가 별로 좋지 않았다.	**.364**	-.033
19	나는 자신감 있어 보였을 것이다.	-.249	**.861**
18	나는 확신에 찬 인상을 주었다.	-.223	**.845**
8	나는 발표를 잘 이끌어갔다.	-.158	**.806**
21	나는 좋은 인상을 주었을 것이다.	-.094	**.803**
4	자신감이 있었다.	-.260	**.777**
3	발표를 잘 했다.	-.163	**.764**
11	이런 상황을 즐겼다.	-.202	**.646**
14	일이 순조롭게 지나갔다.	-.168	**.632**
17	내가 발표한 주제는 흥미로웠다.	-.047	**.577**
24	청중이 내 발표에 대해 무슨 생각을 했는지 궁금하다.	.254	**.361**
고유치		6.484	5.687
설명변량		27.015%	23.695%

중 27.02%를 설명하였다. 부정반추 요인은 주로 다른 사람의 평가에 대한 두려움이나 자신의 수행 및 상태에 대한 지각을 반영하고 있다.

요인 2에는 발표에 대한 긍정적 반추 문항들이 포함되었으며, 고유치 5.69로 전체 변량

www.kci.go.kr

표 2. 사후반추사고 척도와 사회불안 척도의 평균 및 표준편차(N=320)

	평균	표준편차
사후반추사고 척도(PERS)		
부정반추	16.28	9.14
긍정반추	17.93	7.43
사회적 상호작용 불안 척도(SIAS)	41.10	11.63
사회적 공포 척도(SPS)	36.38	10.95
부정적 평가에 대한 두려움 척도(FNE)	26.38	6.22
Beck 우울 척도(BDI)	7.97	6.77

중 23.70%를 설명하였다. 긍정반추 요인은 '나는 자신감 있어 보였을 것이다(문항19)', '나는 좋은 인상을 주었을 것이다(문항 21)', '발표를 잘 했다(문항3)'와 같은 문항들로 이루어져 있다. 단, '청중이 내 발표에 대해 무슨 생각을 했는지 궁금하다(문항24)'는 선행 연구에서는 부정반추 요인에 속하는 문항이었으나 본 연구에서는 반대로 긍정반추 요인으로 분류되었으므로 이 문항은 제외하기로 하였다.

PERS의 2요인 구조에서 각 요인의 내적합치도를 확인한 결과 부정반추 요인의 Cronbach α는 .91이고, 긍정반추 요인의 Cronbach α는 .93이었다.

PERS와 사회불안 관련 척도와의 상관

PERS와 사회불안 관련 척도 및 우울 척도의 평균 및 표준편차는 표 2에 제시되어 있다. PERS의 수렴 타당도를 확인하기 위해 각각의 하위 요인과 사회불안 관련 척도인 SIAS, SPS, FNE 간에 상관계수를 구하였다(표 3 참조). 그리고 반추가 우울과 높은 관련성을 갖고 있기 때문에, 우울 척도인 BDI를 함께 실시하여 우울을 통제한 후 상관을 살펴보고자 하였다.

표 3. 사후반추사고 척도와 사회불안 척도들 간의 상관(N=320)

	사후반추사고 척도 (PERS)	
	부정 반추	긍정 반추
사회적 상호작용 불안 척도(SIAS)	.488**	-.151**
사회적 공포 척도(SPS)	.504**	-.128*
부정적 평가에 대한 두려움 척도(FNE)	.442**	.023
Beck 우울 척도(BDI)	.423**	-.207**

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

PERS의 부정반추 요인은 사회적 상호작용 불안 척도(SIAS)와 .488의 상관을, 사회적 공포 척도(SPS)와 .504의 상관을 보였다. 부정적 평가에 대한 두려움 척도(FNE)와도 .442의 높은 상관을 보였다. 이처럼 부정반추가 사회불안 관련 척도들과 상당히 높은 상관을 보였으며, 예상했던 대로 우울 척도와도 .423의 높은 상관을 보였다.

선행 연구들에서 반추는 우울과 높은 관련성을 갖고 있다고 보고 되어 왔기 때문에 사후반추가 불안이 아닌 단순히 우울의 영향에 의한 것으로 해석될 가능성을 고려해야 한다.

표 4. 우울을 통제했을 때 척도들 간의 상관(N=320)

	사후반추사고 척도(PERS)	
	부정 반추	긍정 반추
SIAS	.393**	-.097
SPS	.412**	-.067

** $p < .01$

www.kci.go.kr

표 5. 사회불안(SIAS)을 통제했을 때 척도들 간의 상관(N=320)

	사후반추사고 척도(PERS)	
	부정 반추	긍정 반추
BDI	.274**	-.157**

** $p < .01$

따라서 우울 점수를 통제한 후 사회불안 관련 척도들과의 상관을 살펴볼 필요가 있다. 우울을 통제한 결과 부정반추는 사회불안 관련 척도들과 .4 정도의 여전히 높은 정적 상관을 보였다(표 4 참조). 이에 반해 긍정반추 요인은 사회불안 관련 척도들과 유의미하지만 매우 낮은 부적 상관을 보였으며, 우울을 통제한 후에는 어떤 사회불안 관련 척도와도 유의미한 상관을 보이지 않았기 때문에 사회불안과는 밀접한 관련성이 없는 것으로 보였다. 더불어 사회불안을 통제했을 때 사후반추와 우울간의 부분상관을 살펴보기 위해 사회불안 관련 척도들(SIAS, SPS)을 통제했을 때 우울과 부정 반추와의 상관은 .3 미만의 상대적으로 낮은 상관을 보였다(표 5 참조). 이러한 결과들은 사후반추사고 척도가 우울과는 변별되는 특성을 가지고 있음을 지지한다.

사후반추사고와 성격질문지와의 상관

PERS의 부정반추 요인과 4가지 성격특성 질문지 사이의 관련성을 살펴본 결과, 부정반추 점수는 사회적 자기효능감 점수와 중등도의 부적 상관을 보였으며, 다면적 완벽주의, 문제해결 자신감, 자기 초점적 주의 성향과는 모두 정적 상관을 보였다(표 6 참조).

우선 다면적 완벽주의 척도의 경우, 전체 문항의 점수를 모두 합산한 점수와 부정반추와의 상관이 .246으로 나왔으며, 조직화를 제외한 나머지 다섯 개의 하위 차원에서 정적 상관을 보였다(조직화와는 유의미하지 않은 정적 상관을 보였다). 그 중에서도 실수에 대한 염려, 부모의 비난, 수행에 대한 의심 하위 척도와 .3이상의 상관을 보였으며, 개인적 기준 및 부모의 기대 하위 척도는 유의미한 상관을 보이지 않거나 .15정도의 매우 낮은 상관을 보였다. 이는 타인의 부정적 평가에 대한 두려움을 핵심 특징으로 하는 사회불안과의 높은 관련성을 시사하기도 한다. 다음으로 부정반추와 문제해결 질문지의 하위차원간의 상관을 살펴보면, 문제해결 하위차원 중에서 문제해결 자신감 부족 및 개인적 통제감 부족

표 6. 사후반추사고와 성격질문지 간의 상관계수(N=320)

	PERS-N	SSES	MPS	PSI	일반적 자기초점 주의
사회적 자기효능감(SSES)	-.412**				
완벽주의(MPS)	.246**	.045			
문제해결 질문지(PSI)	.334**	-.427**	-.160**		
일반적 자기초점 주의	.188**	.184**	.452**	-.343**	
자기몰입	.505**	-.273**	.514**	.165**	.494**

** $p < .001$

PERS-N : 사후반추사고 척도의 부정반추 요인 총점

www.kci.go.kr

하위차원과는 .3 이상의 비교적 높은 상관을 보이는 반면, 회피-접근 방식 하위차원과는 매우 낮은 상관을 보였다. 이는 사회적 상황에 대한 부정반추를 많이 하는 사람들이 문제해결에 대한 자신감이 부족하고 상황에 대한 통제력을 낮게 지각하지만, 문제해결 상황에 대해서 뚜렷하게 회피적이지는 않음을 시사하는 결과이다.

자기 초점적 주의 성향과 부정반추 간의 상관을 살펴보면, 부정반추 점수가 자기몰입과는 .505의 상당히 높은 정적 상관을 보이는 반면, 일반 자기초점 주의와는 .188의 낮은 정적 상관을 보였다. 자기몰입은 자신의 특정 측면에 과도하게 몰입하여 외부로의 주의전환이 어려운 성향으로서 사회불안이 높은 사람들이 흔히 보이는 특성인 반면, 일반 자기초점 주의는 자신의 다른 측면이나 외부에 주의를 쉽게 전환시킬 수 있는 적응적인 성향을 의미한다. 따라서 부정적 사후반추사고를 많이 하는 사람들은 사회적 상황에서 과도한 자기몰입을 함으로써 사회불안을 일으킬 가능성이 높다고 할 수 있다.

사후반추사고와 우울증상의 변별을 위한 부분상관분석

부정반추와 우울증상 사이의 공통요인을 배제하고, 각 증상과 네 가지 성격특성 사이

표 7. 성격특성 질문지와 부정적 사후반추사고(PERS-N) 및 우울(BDI)과의 상관계수와 부분상관계수 (N=320)

	PERS-N		BDI	
	상관	부분상관	상관	부분상관
사회적 자기효능감(SSES)	-.412**	-.348**	-.251**	-.093
완벽주의(MPS)	.246**	.125**	.328**	.255**
실수에 대한 염려(CM)	.324**	.200**	.369**	.270**
개인적 기준(PS)	.089*	.030	.145**	.119
부모의 기대(PE)	.147**	.057	.230**	.187**
부모의 비난(PC)	.308**	.182**	.365**	.272**
수행에 대한 의심(DA)	.323**	.168**	.440**	.354**
조직화(O)	.013	-.012	.058	.057
문제해결 질문지(PSI)	.334**	.231**	.329**	.219**
문제해결 자신감 부족	.361**	.255**	.347**	.228**
접근-회피 방식	.126	.100	.099	.048
개인적 통제감 부족	.394**	.252**	.455**	.345**
일반적 자기초점 주의	.188**	.163**	.083	.007
자기몰입	.505**	.397**	.417**	.261**

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

www.kci.go.kr

의 독립적인 상관관계를 알아보기 위해 부분상관 분석을 실시하고, 그 결과를 표 7에 제시하였다.

부정반추와 우울증상은 서로 간의 공통요인을 배제하지 않았을 때, 네 가지 성격특성과의 상관이 비슷한 양상을 보였다. 그러나 우울점수를 통제하고 부정반추 점수와 성격특성 질문지 간의 상관을 구했을 때는, 여전히 사회적 자기효능감과 유의미한 부적 상관을 보였으며, 완벽주의, 문제해결 질문지, 두 가지 자기 초점적 주의 성향 모두와 유의미한 정적 상관을 보였다. 이에 반해 우울증상의 경우 부정반추 점수를 통제했을 때, 완벽주의와 문제해결 질문지와는 유의미한 정적 상관을 보였지만, 사회적 자기효능감과 일반적 자기초점 주의와는 유의미한 상관을 보이지 않았다. 그리고 자기몰입 점수와 유의미한 상관을 보였지만 사후반추사고의 부분상관계수와 비교했을 때 상대적으로 우울증상 보다는 부정반추가 자기몰입과 더 관련성이 높음을 알 수 있다. 따라서 우울은 일반적인 문제 상황에 대해 무력감을 느끼고 염려를 하는 성격특성과 관련이 있는 반면, 사후반추사고는 사회적 상황이라는 좀 더 구체적인 상황에 대해 자신감이 없고 그런 상황에서 더욱 자기 자신에게 몰입되는 성격특성과 더욱 관련이 있다는 것을 알 수 있다.

연구Ⅱ. 사후반추가 예기불안 및 사회적 자기효능감에 미치는 영향

방 법

참가자

본격적인 실험을 위해 이들 320명 중 사후반추사고 척도(PERS)의 부정반추 점수 상위 30%와 하위 30%에 속하는 사람들을 표집 하였다. 상위, 하위 집단은 다시 대기 조건과 주의분산 조건으로 15명씩 무선 할당되었다. 이들 중 조작 확인 시 사후반추 및 주의분산 조작이 제대로 되지 않은 사람들의 자료는 제외시켰다. 남자와 여자가 각각 30명(50%)이었고, 실험 참가자의 평균연령은 20.17세(SD= 1.79)였다.

측정도구

사후반추사고 척도(Post-Event Rumination Scale: PERS).

연구Ⅰ과 동일하며, 집단을 선발하기 위해서 부정반추 하위척도만을 사용하였다. 그리고 사후반추과정 조작 확인을 위해서 본 실험의 맥락에 적합하지 않은 두 항목(문항5, 6)을 제외시키고 문항의 순서를 변경하여 사용하였다.

상태불안 질문지(State Anxiety Inventory Form Y: STAI-S).

이 검사는 상태불안을 측정하는 자기보고형 검사로서 Spielberger, Gorsuch와 Lushene(1970)에 의해 개발되었다. 이 검사는 모두 20개 문항에 대해 4점 척도 상에서 평정하도록 구성되어 있다. 본 연구에서는 한덕웅, 이장호, 전겸구(1996)에 의해 번안된 척도를 사용하였다. 이들에 따르면 이 검사의 내적합치도는 .92이고, 2개월 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .41이었다. 본 연구에서는 0점에서 4점까지 5점 척도 상에 평정하도록 수정하여 사용하였다.

www.kci.go.kr

사회적 자기효능감 질문지(Social Self-Efficacy Scale: SSES).

포괄적인 사회적 상황에 대한 특질 개념의 사회적 자기효능감을 측정하기 위하여 SSES의 13문항 중 4개의 수행 상황 관련 문항과 3개의 대인 상호작용 관련 문항으로 수정하여 사용하였다. 처치 전과 후의 내적 합치도는 각각 .84와 .87로 나왔다. 이 척도는 상태-사회적 자기효능감과 구분하기 위해서 SSES-T로 명명하였다.

상태-사회적 자기효능감 질문지.

실험실 상황에서 수행하게 될 발표에 대한 자기효능감을 측정하기 위해서 SSES를 단일 문항으로 수정하여 사용하였다. 즉, '잠시 후에 하게 될 발표를 얼마나 잘 할 수 있다고 생각하는지'에 대해 11점 척도 상에 평정하도록 하였다. 이 척도의 내적 합치도는 .92로 나왔으며, 본 연구에서는 특질-사회적 자기효능감 척도(SSES-T)와 구분하기 위해 SSES-S로 명명하였다.

실험 절차

실험 2주전 사후반추사고 척도(PERS)를 실시하여 부정반추 상위 30%와 하위 30%에 속하는 사람 중 각각 30명씩을 표집하였다. 우선 참가자들은 발표 대기 시간동안 상태불안 질문지, 상태-사회적 자기효능감 질문지 및 특질-사회적 자기효능감 질문지를 실시하였다. 발표는 카메라 앞에서 이루어 졌으며, 대학생의 이성 관계에 대해 3분간 실시하도록 하였다. 발표가 끝난 후 각 집단의 참가자들은 다음 두 가지 조작 조건에 할당되었다. 대기 조건에서는 자리에 앉아 5분간 대기하도록 지시하였고, 주의분산 조건에서는 5분간 테트리스를 하도록 지시하였다. 5분이 지난 후 가상의 2차 발표 과제를 예고하여 예기불안을 조장한 후 앞서 실시한 질문지를 다시 한 번 실시하였다. 마지막으로 조작 확인을 위하여 수정된 사후반추사고 질문지를 함께 실시하도록 하였다.

결 과

조작 검증(manipulation check)

본 실험은 참가자들 중 일부에게는 발표 후 대기하도록 하고, 다른 일부에게는 주의분산 과제를 시킴으로써 사후반추 경향성을 조작하였다. 이러한 조작이 제대로 이루어졌는지를 알아보기 위하여 실험 마지막에 사후반추 질문지를 실시하였다. 부정적 사후반추 점수가 2SD를 벗어나는 참가자의 데이터를 제외한 결과 사후반추 상 집단 내의 대기 조건에 할당된 참가자는 15명, 주의분산 조건에 할당된 참가자는 14명이 남았고, 사후반추 하 집단에서는 대기 조건에 할당된 참가자가 14명, 주의전환 조건에 할당된 참가자가 12명이 남았다. 이들의 데이터를 제거하기 전과 제거 한 후의 결과를 비교했을 때 별다른 차이는 없었다.

사후반추 상 집단의 경우 대기 조건에 비해 주의분산 조건에서 유의미하게 낮은 사후반추 빈도를 보고하였다, $t(27)=3.295$, $p<.01$. 이에 반해 사후반추 하 집단에서는 조작 조건 간에 사후반추 빈도의 차이가 없었다, $t(24)=-.443$, $p=.66$.

다음으로 조작에 따른 부정적 사후반추가 측정치의 변화를 매개하였는지 알아보기 위해 sobel test를 실시하였다. 부정반추가 통제되었

www.kci.go.kr

을 때 1차 상태불안이 2차 상태불안을 예언하는 정도(β=.682, p<.001)가 통제하지 않았을 때보다 적은 것으로 나타났으며(β=.849, p<.001), sobel test 결과 부정적 사후반추의 매개효과가 유의미한 것으로 나타났다, z=3.13, p<.01. 상태-사회적 자기효능감의 경우 부정반추가 통제되었을 때 1차 효능감이 2차 효능감을 예언하는 정도(β=.724, p<.001)가 통제되지 않았을 때보다 적은 것으로 나타났으며(β=.852, p<.001), sobel test 결과 부정적 사후반추의 매개효과가 유의미한 것으로 나타났다, z=2.37, p=.05. 따라서 조작에 의한 사후반추가 예기불안 및 상태-사회적 자기효능감에 영향을 미쳤음을 확인하였다.

사후반추 조작에 의한 상태불안의 변화

1차와 2차의 상태불안 점수의 평균 및 표준편차가 표 8에 제시되어 있다. 조작 전 사후반추 상 집단의 상태불안 점수가 하 집단의 점수보다 유의미하게 높았으며, t(53)=5.525, p<.01, 조작 조건 간에는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다, 상집단: t(27)=1.248, p=.22; 하집단: t(24)=.764, p=.98.

사후반추 조작에 따른 상태불안의 변화량에 대한 변량분석 결과는 표 9에 제시되어 있다. 종속측정치는 2차 상태불안 점수에서 1차 상태불안 점수를 뺀 값으로 계산 되었다. 사후반추 상-하 집단 간 차이는 사후반추 조작에 의해 그 효과가 상쇄되어 유의미한 차이를 보이지 않았지만, F(1,51)=.126, p=.72, 조작 조건 간에는 유의미한 차이를 보였다, F(1,51)=5.612, p<.05. 상태불안 변화량에 대한 집단과 조작의 상호작용 효과 역시 유의미하였다, F(1,51)=4.736, p<.05.

상호작용 효과를 검증하기 위해 단순 주효과 분석을 실시한 결과 사후반추 상 집단에서는 조작조건별 차이가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으나, F(1,27)=7.585, p<.0, 하 집단에서는 유의미한 차이를 보이지 않았다, F(1,24)=.035, p=.85.

표 8. 상태불안의 평균 및 표준편차

		대기 조건		주의분산 조건	
		1차	2차	1차	2차
사후반추 상집단 (N=29)	평균	40.73	44.87	35.29	30.71
	(표준편차)	(11.56)	(12.61)	(11.95)	(8.05)
사후반추 하집단 (N=26)	평균	23.14	23.06	20.17	21.27
	(표준편차)	(9.76)	(8.34)	(10.06)	(9.77)

표 9. 상태불안의 변화량에 대한 변량분석 결과 (N=55)

변량원	자승화	자유도	평균자승화	F
집단	6.311	1	6.311	.126
조작	281.141	1	281.141	5.612*
집단×조작	237.263	1	237.263	4.736*
오차	2554.936	51	50.097	

* p < .05

사후반추 조작에 의한 사회적 자기효능감의 변화

1차와 2차의 상태 사회적 자기 효능감 점수의 평균 및 표준편차가 표 10에 제시되어 있다. 조작 전 사회적 자기효능감 점수를 살펴보면, 사후반추 상 집단이 하 집단보다 상태-사회적 자기효능감 점수가 유의미하게 낮았으

www.kci.go.kr

표 10. 상태-사회적 자기효능감의 평균 및 표준편차

		대기 조건		주의분산 조건	
		1차	2차	1차	2차
사후반추 상집단 (*N*=29)	평균	3.47	2.87	4.07	4.71
	(표준편차)	(.30)	(.32)	(.31)	(.33)
사후반추 하집단 (*N*=26)	평균	5.50	5.50	5.47	5.60
	(표준편차)	(.29)	(.31)	(.30)	(.32)

표 11. 상태-사회적 자기효능감의 변화량에 대한 변량분석 결과

변량원	자승화	자유도	평균자승화	*F*
집단	.006	1	.006	.056
조작	6.006	1	6.006	12.991**
집단×조작	4.591	1	4.591	8.444**
오차	29.731	51	.583	

** p <.01

며, $t(53)=-5.663$, $p<.01$, 집단 내 조작 조건 간에는 통계적으로 유의미한 차이는 보이지 않았다.

사후반추 조작에 따른 상태-사회적 자기효능감의 변화량에 대한 변량분석 결과는 표 11에 제시되어 있다. 사후반추 상-하 집단 간에는 유의미한 차이를 보이지 않았으며, $F(1,51)=.010$, $p=.92$, 조작 조건 간에는 유의미한 차이를 보였다, $F(1,51)=10.302$, $p<.01$. 집단과 조작의 상호작용 효과 역시 유의미하게 나타났다, $F(1,51)=7.875$, $p<.01$.

상호작용 효과를 검증하기 위해 단순 주효과 분석을 실시한 결과 사후반추 상 집단에서는 조작조건별 차이가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으나, $F(1,27)=14.510$, $p<.01$, 하 집단에서는 유의미한 차이를 보이지 않았다, $F(1,24)=.121$, $p=.73$. 사후반추가 특질-사회적 자기효능감에 미치는 영향에 대해 살펴본 결과, 두 집단 모두 특질-사회적 자기효능감 변화량에 유의미한 차이를 보이지 않았으며, $F(1,51)=1.606$, $p=.21$, 조작 조건 간에도 유의미한 차이를 보이지 않았다, $F(1,51)=.102$, $p=.75$. 또한 집단과 조작의 상호작용 효과도 없는 것으로 나타났다, $F(1,51)=.072$, $p=.79$.

사후반추 상 집단의 조작에 의한 사후반추 빈도와 측정치들 간의 상관

발표가 끝난 후 사후반추 조작과정 동안 사후반추를 한 정도가 실제로 다음번 수행에 대한 예기 불안 및 자기 효능감과 얼마나 관련성이 있는지 알아보기 위해 측정치들 간의 상

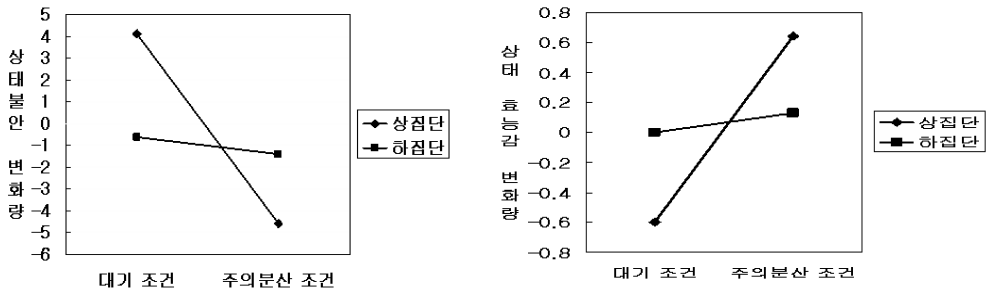

그림 1. 대기 및 주의분산 조건에서 나타낸 상태불안의 변화와 상태-사회적 자기 효능감의 변화

www.kci.go.kr

표 12. 사후반추 상 집단의 사후반추 빈도와 측정치 변화량 간의 상관

	사후반추	상태불안
상태불안	.486**	
상태-사회적 자기효능감	-.425*	-.555**

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

관을 살펴보았다(표 12 참조). 사후반추 상 집단의 경우 사후반추 빈도와 상태불안의 변화량 간에는 .486의 높은 정적 상관을 보였고, 사회적 자기효능감의 변화량과는 -.425의 높은 부적 상관을 보였다. 이는 실험 조작에 의한 부정반추가 다음번 수행에 대한 예기불안의 증가와 사회적 자기효능감의 감소에 영향을 미쳤음을 지지하는 결과이다. 그러나 사후반추 하 집단의 경우 측정치들의 변화가 거의 없었기 때문에 사후반추 빈도와 상태불안, 혹은 사후반추 빈도와 상태-사회적 자기효능감 간에 유의미한 상관을 보이지 않았다.

논 의

본 연구에서는 사후반추사고가 사회불안에 미치는 영향에 대해서 살펴보았다. 연구 Ⅰ에서는 사회적 상황에 대한 반추사고의 빈도를 측정하기 위해 Edwards 등에 의해 개발된 사후반추사고 척도(PERS)를 번안하고 이를 타당화하는 작업을 하였다. PERS는 부정반추와 긍정반추 요인으로 나뉘었으며, 부정반추 요인은 다른 사회불안 관련 척도들과 높은 정적 상관을 보였고, 우울점수를 통제한 후에도 여전히 높은 상관을 보여 양호한 수렴타당도를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이에 반해 긍정반추 요인은 사회불안 관련 척도들과 유의미하지만 매우 낮은 부적 상관을 보였으며, 우울점수를 통제한 후에는 유의미한 상관을 보이지 않았다. 이는 긍정반추가 사회불안과는 관련성이 없거나 낮은 것으로 보고한 선행 연구들과 일치하는 결과이다(Abbott & Rapee, 2004; Edwards et al., 2003).

사회적 수행에 대해 부정적 반추를 많이 하는 사람들은 사회적 자기효능감이 떨어지고, 문제 해결에 대한 자신감과 통제감이 부족하였으며, 완벽주의 성향을 가지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이들은 자신의 높은 기대수준을 만족시키려는 동기보다는 자신의 수행에 대한 의심과 타인의 비난에 대한 두려움 때문에 완벽주의 성향을 나타나는 것으로 보인다(이정윤, 조영아, 2001; Juster et al., 1996). 또한 부정적 사후반추사고는 일반적 자기초점 주의보다는 병리적인 자기몰입 성향과 더 큰 관련성을 보였다. 부정적 사후반추사고를 많이 하는 사람들은 우울한 사람들보다 사회적 상황에 대처할 수 있는 자신의 능력에 대한 자신감이 낮고, 사회적 상황 안에서 자신에게 과도하게 몰입을 하여 높은 사회불안을 경험하는 것으로 시사된다.

연구 Ⅱ에서는 사회적 수행에 대해 부정적인 사후반추를 많이 할수록 다음번 수행에 대한 예기불안이 증가하고 사회적 자기효능감이 감소할 것이라는 연구자의 가설이 지지되었다. 부정적 사후반추를 많이 하는 사람들은 예상대로 대기 시 부정적 사후반추를 많이 하였으며, 1차에 비해 2차 발표에 대한 예기불안이 증가하고 사회적 자기효능감이 감소하였다. 반대로 주의분산을 시켰을 때는 부정적 사후반추를 적게 하였으며, 이것이 예기불안을 감소시키고 상태-사회적 자기효능감을 증가시키

www.kci.go.kr

는 역할을 하였다. 이에 반해 부정적 사후반추를 적게 하는 사람들은 조작 조건에 상관없이 예기불안 및 사회적 자기효능감에 변화를 보이지 않는 것으로 나타났다. 이는 부정적 사후반추를 원래 거의 하지 않기 때문에 주의분산 조작 효과가 없었던 것이다. 특질-사회적 자기효능감의 경우 부정적 사후반추의 빈도와 상관없이 조작에 따른 차이를 보이지 않았다.

지금까지 반추적 반응 양식이 우울한 기분에 미치는 영향에 대해서는 많은 연구들이 이루어졌지만 사회적 상황에 대한 사후반추사고가 사회불안에 미치는 영향에 대해서는 밝혀진 바가 없었다. 본 연구에서는 부정적인 사후반추사고가 사회적 수행에 대한 사회적 자기효능감을 떨어뜨리고 예기불안을 증가시키는 역할을 한다는 것을 실험적 방법론을 통해 증명하였다. 사후반추사고의 기능을 밝히는데 실패한 Field 등(2004)의 연구에서는 과거의 수행상황을 떠올리게 하여 그 상황에 대한 사후반추를 조작한데 반해, 본 연구에서는 동일한 수행에 대한 사후처리 조작을 하기 위해, 실험실 상황에서 실제로 발표를 수행하도록 하였다. 또한 대부분의 실제 사회적 상황이 그렇듯이 직접적인 피드백을 제공하지 않음으로써 자연스런 사후처리과정을 관찰하였다. 실제 사회적 상황에서는 대부분 뚜렷한 긍정 혹은 부정의 피드백이 없기 때문에, 사회불안이 높은 사람들의 경우에는 불안이 낮은 사람들보다 자신의 수행에 대해 더욱 부정적으로 평가하며, 이는 부정적 사후반추과정을 거쳐 실패 상황으로 장기기억 속에 저장된다.

본 연구의 제한점으로는 우선 임상 집단이 아닌 대학생 집단을 대상으로 이루어졌다는 점이다. 대학생 집단 중에 부정적 사후반추사고 경향성이 높은 사람들을 대상으로 연구를 실시하였기 때문에 사회공포증 진단을 받은 환자집단에까지 본 연구의 결과를 일반화하기는 어렵다. 따라서 임상 집단을 대상으로 반복 검증될 필요가 있다. 두 번째로, 본 연구에서 사용한 사후반추사고 척도는 여러 사회적 상황 중 발표상황에 대한 반추사고의 빈도를 측정하는 도구이다. 실험실 상황에서 설정한 사회불안 유발 상황 또한 발표상황이었다. 따라서 본 연구의 결과를 모든 사회적 상황으로 일반화시키는 데에는 한계가 있다. 사회불안을 유발하는 사회적 상황이 매우 다양하기 때문에 사회적 상황의 범위나 종류에 따라 하위유형을 구분하기도 한다(박선영, 2003; Heimberg et al., 1990; Kesseler et al., 1998). 또한 Kendall (1978)은 상태불안 반응을 예언하는 결정적인 요인은 상황변인이기 때문에 사회불안 연구에서 상황을 고려하는 것이 매우 중요하다고 하였다. 따라서 사회적 상호작용 상황을 비롯한 여러 다양한 사회적 상황에 대한 사후반추사고의 기능을 밝히는 후속 연구들이 필요하다. 마지막으로, 주의분산 과제로 테트리스를 사용하였는데, 테트리스는 집중력을 요하는 게임으로서 주의분산을 유도하는 데는 효과적이었지만 동시에 오락적 요소가 포함되어 있다. 따라서 예기불안을 감소시키고 발표에 대한 자기효능감을 높이는데 이러한 오락적 요소가 어떤 역할을 하는지, 그리고 다른 종류의 주의분산 과제도 효과가 있는지에 대해서 알아볼 필요가 있다.

참고문헌

김향숙 (2001). 사회공포증 하위 유형의 기억편향. 서울대학교 석사학위청구논문.

www.kci.go.kr

박선영 (2003). 사회불안 유발상황의 구분 및 사회불안 하위유형의 차별적 특성. 서울대학교 석사학위청구논문.

설순호 (2004). 걱정과 강박사고에 대한 인지적 평가와 통제방략. 서울대학교 석사학위청구논문

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, 254-264.

이정윤, 조영아 (2001). 사회공포증과 완벽주의의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(2), 93-104.

이지영, 권석만 (2005). 자기초점적주의 성향 척도의 개발: 사회적 상황을 중심으로. 한국심리학회지: 임상, 24(2), 451-464

조명숙, 이영호 (2001). 부정적인 사회적 사건의 발생확률 판단 및 부담 정도 판단과 사회적 상황에서의 자기효능감이 사회불안에 비치는 영향. 한국심리학회지: 임상, 20(1), 93-103.

조용래 (2000). 발표불안에 대한 인지적 평가: 자동적 사고 질문지의 개발 및 타당화. 한국심리학회지: 임상, 19(4), 831-851.

조용래, 원호택 (1997). 사회불안에 대한 인지적 평가: 사회적 상호작용에 대한 자기효능감 척도의 개발과 타당도에 대한 연구. 심리학의 연구문제, 4, 397-434.

한덕웅, 이장호, 전겸구 (1996). Spielberger의 상태-특성 불안검사 Y형의 개발. 한국심리학회지: 건강, 1(1), 1-14.

Abbott, M., & Rapee, R. (2004). Post-event rumination and Negative self- Appraisal in social phobia before and after treatment. *Journal of Abnormal Psychology*, *113*, 136-144.

Edwards, S., Rapee, R., & Franklin, J. (2003). Post-event rumination & Recall bias for a social performance event in high and low socially anxious individuals. *Cognitive Therapy and Research*, *27,* 603-617.

Field, A. P., Psychol, C., & Morgan, J. (2004). Post-event processing and the retrieval of autobiographical memories in socially anxious individuals. *Journal of Anxiety Disorders*, *18,* 647-663.

Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimension of perfectionism. *Cognitive therapy and Research*, *14(5)*, 449-468.

Heimberg, R. G., Hope, D. A., Dodge, C. S., & Becker, R. E. (1990). DSM-Ⅲ-R subtypes of social phobia: Comparison of generalized social phobics and public specking phobics. *The Journal of Nervous and Mental disease, 178*, 172-179.

Heppner, P. P., & Peterson, C. H. (1982). The development and implication of a personal problem solving inventory. *Journal of Counseling Psychology*, *29*, 66-75.

Juster, H. R., Heimberg, R. G., Frost, R. O., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Faccenda, K. (1996). Social phobia and perfectionism. *Personality and individual Differences*, *21(3),* 403-410.

Kendall, P. C., & Ingram, R. E. (1987). The cognitive side of anxiety. *Cognitive Therapy and Research, 11,* 523-536.

Kessler, R. C., Stein, M. B., & Berglund, P.

www.kci.go.kr

(1998). Social phobia subtypes in the National Comorbidity Survey. *American Journal of Psychiatry*, *155,* 613-619.

Leary, M. R. (1983). *Understanding social anxiety: Social, personality and clinical perspectives.* Beverley Hills, CA:Sage.

Lyubomirsky, S., Tucker, K. L., Caldwell, N. D., & Berg, K. (1999). Why ruminators are poor problem solvers: clues from the phenomenology of dysphoric rumination. *Journal of Personality and Social Psychology*, *77,* 1041-1060.

Mattick, R. P., & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measure of social phobia and Scrutiny and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 36,* 455-470.

Mellings, T., & Alden, L. (2000). The effects of self-focused, rumination and anticipatory processing. *Behaviour Research and Therapy*, *38*, 243-257.

Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/ depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, *109,* 504-511.

Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1993). Effects of rumination and distraction on naturally occurring depressed mood. *Cognition and Emotion, 7(6),* 561-570.

Rachman, S., Grüter-Andrew, J., & Shafran, R. (2000). Post-event processing in social anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 38,* 611-617.

Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory.* Palo Alto, C.A.: Consulting Psychologists Press.

Wells, A., Clark, D. M., Salkovskis. P., Ludgate, J., Hackmann, A., & Gender, M. (1995). Social phobia: The role of in-situation safety behaviors in maintaining anxiety and negative beliefs. *Behaviour Therapy, 26*, 53-161.

원고접수일 : 2006. 5. 29.
게재결정일 : 2006. 11. 16.

www.kci.go.kr

한국심리학회지 : 임상
The Korean Journal of Clinical Psychology
2007, Vol. 26, No. 1, 39-56

The Influence of Post-Event Rumination on Social Self-Efficacy & Anticipatory Anxiety

Sun-Young Im Hye-Ra Choi Seok-Man Kwon

Department of Psychiatry
Asan Medical Center

Department of Psychology
Seoul National University

This study purposed to examine the personality characteristics of those who engage in negative rumination about social situation and to investigate the influences of post-event rumination on social self-efficacy and anticipatory anxiety. In Study Ⅰ, the Post-Event Rumination Scale(PERS) was translated and tested for reliability and validity. The scale could be divided into 'negative rumination' and 'positive rumination' components, and only 'negative rumination' factor proved to be significantly correlated with social anxiety. Furthermore, negative rumination was significantly correlated to the following personality characteristics: social self-efficacy, perfectionism and self-absorption. Post-event rumination can be distinguished from depression because it still showed a significant correlation with all the personality characteristics after their relations with depression were partialled out. Study II was designed to determine whether post-event rumination affects anticipatory anxiety and social self-efficacy. For this purpose, both 'high negative-PER' group and 'low negative-PER' group were distributed into two different experimental conditions, waiting condition and distraction condition. The result of this experiment showed that the negative ruminations of social performances induce the increase of anticipatory anxiety and the reduction of state-like social self-efficacy. However, the trait-like self social-efficacy was not affected by the experimental manipulation. These findings suggest that post-event rumination plays a significant role in maintaining and exacerbating social anxiety by increasing anticipatory anxiety and reducing social self-efficacy.

Keywords : social anxiety, post-event rumination, anticipatory anxiety, social self-efficacy

www.kci.go.kr