Korean Journal of Clinical Psychology
2021. Vol. 40, No. 2, 115-129

Original Article
© 2021 Korean Clinical Psychology Association
https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001
eISSN 2733-4538

Differences Between Self-Referential Attention Bias and Memory Bias According to Early Adult Social Anxiety Levels

Dasun Kim[1,2] Jong-Sun Lee[2†]

[1]Department of Pediatric Psychology at Severance Hospital, Seoul; [2]Department of Psychology, Kangwon National University, Chuncheon, Korea

The present study aimed to investigate self-referential attention bias and memory bias according to social anxiety levels in early adulthood. Participants ($N = 110$) were divided into four groups: high social anxiety (HSA), middle social anxiety (MSA), low social anxiety (LSA), and healthy control (HC). Attention bias was measured using spatial cueing task, and memory bias was measured using a source monitoring task. Stimuli of the tasks were presented under three conditions for the tasks: self-reference (SR1), perception of self by others (SR2), and other-reference (OR). Disengagement bias scores (DBS) were used as an attention bias. Conditional Source Identification Measure (CSIM) was used to measure the ability to recognize the source of the words learned and guess indicator (g) was used to measure the ability to guess the source of words not learned. According to the attention task results, the HSA group had difficulty disengaging attention (DBS) from negative stimuli at SR2 compared to the HC group. In the memory task, the MSA group showed higher accuracy for positive stimulus of OR than the HC group (CSIM). This reflects the result that, unlike the HC group that avoided positive stimulus of OR, the MSA group showed no attention bias. The clinical significance of the findings in this study on the relationship between attention and memory processing in social anxiety groups was discussed by introducing self-referential conditions.

Keywords: social anxiety, self-referential attention bias, self-referential memory bias, spatial cueing task, source monitoring task

서 론

건강한 사람은 타인이 보는 자신의 모습보다 스스로를 더 긍정적으로 생각하는 자기 긍정 편향(positive self-bias)을 보인다(K. M. Kim & Yi, 2010; Sanz, 1996). 이것은 외부의 부정적 평가로부터 자기를 보호하는 자연스러운 현상으로(Conway & Pleydell-Pearce, 2000), 심리적 안정에 긍정적 영향을 준다(Taylor, Lerner, Sherman, Sage, & McDowell, 2003). 그러나 사회불안(social anxiety)이 있는 사람은 타인이 자신을 부정적으로 평가할 것으로 예측하여, 타인으로부터 부정적인 평가나 판단이 예상되는 사회적 상황에서 불안이 높아진다(American Psychological Association, 2013; Clark & Wells, 1995). 이런 자기 부정 편향(negative self-bias)은 심할 경우 우울증으로 발전되거나 자살 시도로 이어질 수 있어 개인의 일상생활 적응에 심각한 손상을 유발할 수 있다(Danneel et al., 2019).

국내 사회불안장애의 일 년 유병률은 2.5%로 불안장애 중 가장 높은 비율을 차지하고, 특히 초기 성인기인 18세에서 29세 사이에 발병하는 사람의 비율은 전체의 40%에 이를 정도로 높은 비율을 차지한다(J. P. Hong et al., 2017). 아울러 장애로 진단될 정도가 아니어도 일반 대학생의 40%가 사회적 상황에서 불안과 불편감을 호소할 만큼, 사회불안은 초기 성인기에서 매우 흔한 증상이다(Pilkonis & Zimbardo, 1979). 대인관계가 본격적으로 활발해지는 20대의 성인들에게 불안, 홍조, 떨림과 같은 사회불안 증상은 부정적

†Correspondence to Jong-Sun Lee, Kangwon National University, 1 Gangwondaehak-ro, Chuncheon, Republic of Korea; E-mail: jongsunlee@kangwon.ac.kr

Received Oct 16, 2020; Revised Mar 02, 2021; Accepted Mar 03, 2021

This work was supported by the National Research Foundation of Korea (NRF) grant funded by the Korea government (MSIT) (No. 2018R1C1B5043272).

으로 평가될 것이라는 공포심으로 사회불안 증상을 악화시킬 뿐 아니라, 사회적 상황에서의 회피 행동(Clark & Wells, 1995)을 증가시키므로 사회적 기술 습득을 방해하고 친구 관계에서의 친밀감 저하(Rodebaugh, 2009)와 같은 중요한 영역에서의 부정적인 영향을 초래한다.

사회불안의 인지모델은 '부정적 자기상(negative self-image)'이 사회불안의 발생과 유지에 핵심 요인이라고 설명한다(Clark & McManus, 2002; Clark & Wells, 1995; Rapee & Heimberg, 1997). 생애 초기 관계에서의 외상 경험은 부정적 자기상의 형성에 결정적 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Beck, 1996; Sim & Kweon, 2013). 예를 들어 어린 시절 주 양육자나 중요한 타인과의 관계에서 지속적으로 부정적인 경험(거절당하거나 따돌림과 같이 비난 받은 경험)을 하면 '나는 사랑 받을 가치가 없다', '다른 사람들은 나를 비난할 것이다'와 같은 부정적인 핵심 신념(core belief)을 기저로 한 인지 도식(cognitive schema)이 형성될 수 있다(Beck. 1996; Oh & Yang, 2003; Sim & Kweon, 2013). 부정적 인지 도식은 기억, 내적 언어 그리고 자기상과 같은 다양한 형태로 존재하여 외상과 관련된 촉발 사건에 민감하게 반응하도록 동기화된다(Beck, 1996; Young, 1990). 인지모델에서는 사회불안이 있는 사람들의 경우 사회불안이 없는 사람들과 비교하여 '타인이 자신을 부정적으로 평가할 것'이라는 도식이 비교적 쉽게 촉발되므로, 부정적 평가를 받을 수 있는 내·외부적 자극에 우선 주의(attention)를 할당하여 내적으로는 떨림, 홍조, 식은땀 등의 신체적 불안 증상에, 외적으로는 자신과 관련된 사회적 위협 자극에 편향된 주의를 나타낸다고 설명한다. 이러한 위협 자극에 대한 주의 증가는 상황을 더욱 부정적으로 해석하게 만들어, 이후에도 자신과 관련된 부정적이고 왜곡된 기억의 인출을 강화한다(Clark & Wells, 1995; Rapee & Heimberg, 1997). 흥미로운 점은 부정적 평가 뿐만 아니라(Hirsch & Clark, 2004), 긍정적인 평가에 대해서도 일반인과는 다른 반응 양상을 보인다는 것이다(J. Y. Kim, Lee, & Park, 2018; Weeks, Heimberg, Rodebaugh, & Norton, 2008). 예컨대, 사회불안 집단과 건강 집단에게 긍정적 평가를 보여주고 이에 대한 기여도를 물었을 때, 자신의 기여를 높게 평가한 건강 집단과 달리 사회불안 집단은 타인의 기여를 더 높게 평가하였다(Weeks, 2010). 즉, 사회불안 집단은 부정적 자기상에 맞지 않는 긍정적 평가를 쉽게 받아들이지 못하고 타인의 기여로 귀인 하는 편향을 보인 것이다. 결과적으로 사회불안이 있는 사람은 자기 관련 인지 처리 과정에서 긍정적 평가는 부정하고 부정적 평가만을 자신과 연관 짓는 편향으로 인해 자기상 개선(updating)의 기회조차 어렵게 만드는 악순환을 반복하게 된다.

불안은 인지편향 중 하나인 주의편향(attention bias)과 높은 상관을 보이는데, 주의 처리 과정에 불안이 미치는 영향은 시간 흐름에 따라 크게 초기와 후기 단계로 나누어 볼 수 있다(Cisler & Koster, 2010; Corbetta & Shulman, 2002). 우선 초기에는 즉각적이고 자동적(automatic)인 반응을 유도하는 편도체(amygdala) 활성화로 인해 위협 자극에 빠른 주의 개입(engagement)이 일어난다. 반면, 후기에는 불안을 조절하기 위한 전략적(strategic)이고 의도적인 판단에 따라 내측 전전두피질(medial prefrontal cortex)이 활성화되어 자극으로부터 주의 탈개입(disengagement)과 다른 자극으로의 주의 회피(avoidance)를 시도하게 된다(Cisler & Koster, 2010; Corbetta & Shulman, 2002; LeDoux, 2000). 사회불안 집단을 대상으로 진행된 주의편향 연구들은 위협 자극에 초기 주의 개입 및 후기 주의 회피 편향을 모두 확인한 경우가 있는 반면(Mogg, Philippot, & Bradley, 2004; Vassilopoulos, 2005), 일부 단계의 주의편향만 확인된 경우도 존재한다. 예컨대, 위협 자극에 초기 주의 개입 편향만 보이거나(Asmundson & Stein, 1994), 후기 단계의 주의편향만 확인한 일부 연구는 위협 자극에 대한 주의 탈개입의 지연(Gotlib, Krasnoperova, Yue, & Joormann, 2004; H. J. Koo & Kwon, 2015; LeMoult & Joormann, 2012) 혹은 주의 회피만 확인한 결과를 보고했다(Chen, Clarke, MacLeod, & Guastella, 2012; Mansell, Clark, Ehlers, & Chen, 1999).

최근 연구들은 사회불안 주의편향의 핵심으로 주의 탈개입(disengagement) 지연 과정에 주목하였다(Amir, Elias, Klumpp, & Przeworski, 2003; Buckner, Maner, & Schmidt, 2010; Gamble & Rapee, 2010, H. J. Koo & Kwon, 2015; Moriya & Tanno, 2007). 중립 표정과 분노 표정을 50%씩 섞어 만든 모호한 얼굴 자극을 제시한 Koo와 Kwon (2015)의 주의편향 연구에서 사회불안집단은 통제집단과 달리 자극에 초기 주의 개입은 보이지 않고 주의 탈개입 지연만 보였다. 사회불안 집단에게 '수치스러운', '불안한'과 같이 자신과 연관 지을 수 있는 사회적 위협 단어를 제시한 연구에서도, 자극으로부터 주의 탈개입의 지연을 보인다는 것을 확인하였다(Amir et al., 2003; Moriya & Tanno, 2007). 이는 모호한 시각 자극 뿐만 아니라 단어와 같이 시각 자극보다 상대적으로 위협 유발 정도가 낮은 정보를 접했을 때도, 즉각적인 주의편향이 유발되기보다 자극에 대한 내적 평가 과정이 중요하게 작용할 수 있음을 시사하는 결과일 수 있다(as cited in H. J. Koo & Kwon, 2015). 사회불안은 인지모델에서 설명한대로 부정적 자기상과 일치하는 자극에 편향된 주의 처리 경향을 보인다(Rapee & Heimberg, 1997). 특히 선행연구들은 주의 탈개입에서의 반응시간 지연을 내부 도식과 자극이 일치하는지를 확인하는 과정으로 이해하고(Gamble & Rapee, 2010), 지연 시간이 길어질수록 위협 정도가 과지각 되어 불안 유발에 더욱

https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001

영향을 주는 것으로 보았다(Buckner et al., 2010). 이와 더불어 자기 참조적 과정과 후기 주의 처리 과정이 동일한 내측 전전두 피질(medial prefrontal cortex) 부위 활성화를 보여준다는 연구 결과는 이 두 변인 간 유의한 관련이 있음을 뒷받침한다(Gutchess & Kensinger, 2018). 종합하면, 사회불안의 주의 탈개입 지연이 외부 자극과 부정적 자기상 간 상호작용에 중요한 요소로 작용한다는 것을 유추해볼 수 있으나, 앞선 연구들에서는 이를 확인하기 위한 자기 참조적 자극을 직접적으로 제시하지 못했기 때문에 이를 실험적으로 증명할 필요성이 있다.

자기 관련 기억편향 또한 사회불안 유지의 중요한 요소로 작용한다. 사회불안이 있는 사람은 부정적 자기상과 관련된 정보를 선별적으로 추출하여 점진적으로 자기 참조적 기억(self-referential memory)을 왜곡하거나 부정적으로 재구성하게 되는데(Conway, Singer, & Tagini, 2004; Y. Hong & Cho, 2010), 이는 건강한 사람들이 보이는 기억에서의 긍정적 자기 편향과는 반대되는 과정이다(K. M. Kim & Yi, 2010; Sanz, 1996). 그러나 이론적 배경과는 달리, 주로 외현기억을 측정한 선행연구들은 사회불안의 자기 참조적 기억에서 건강한 사람과의 차이를 발견하지 못하였다(Sanz, 1996; Mansell & Clark, 1999). Sanz (1996)는 사회불안 집단에게 자기 참조조건의 정서 단어(나와 관련된 단어)를 학습시킨 후 자유 회상을 하게 했을 때, 건강 집단 만큼이나 자기 관련 긍정 단어에 높은 회상률을 보여준다는 것을 발견하였고, Mansell과 Clark (1999)도 발표 상황을 제시하지 않은 상태에서는 사회불안 집단도 자기 참조조건의 긍정 단어 회상률이 건강한 사람들 만큼 높다는 결과를 확인하였다. 선행연구에서 유의하지 않은 결과가 나온 것은 과제 패러다임에 사회불안의 특성이 충분히 반영되지 않았기 때문일 수 있다(Kalenzaga & Jouhaud, 2018; K. S. Koo & Koo, 2019; Mitte, 2008; Yeung & Fernandes, 2019). 선행연구에서 유의하지 않은 결과의 또 다른 가능성으로 다른 불안 집단과 달리 사회불안 집단에서는 재인편향이 확인된다는 점을 들 수 있다(Mitte, 2008). 일반적으로 불안에 따른 기억편향은 재인(recognition)보다 회상(recollection) 과정과 더 관련된 것으로 알려져 있으나, Mitte (2008)는 메타 분석 연구를 통해 사회불안 집단에서만 재인편향이 확인되는 것을 발견하였다(Mitte, 2008). 국내에서도 실험을 통해 고사회불안 집단에서 사회적 상황 이후 자기 평가에 대한 부정적 재인편향을 확인하였다(M. J. Kim & Cho, 2015). 사회불안이 있는 사람들은 타인의 부정적 평가를 피하고자 의도적으로 자신에 대한 부정적 정보 인출은 억제하고 긍정적 정보는 촉진시키는 긍정적 자기 제시 동기(self-presentation; Schlenker & Leary, 1982)를 보인다(K. S. Koo & Koo, 2019). 따라서 회상 과제에 비해 충분한 단서가 제공되는 재인 과제는 의도적인 인출 조작이 상대적으로 어렵기 때문에 사회불안의 기억편향 측정에 더 적합했음을 유추해 볼 수 있다(Kalenzaga & Jouhaud, 2018). 실제로 한 연구에서는 사회불안 집단이 회상 과제와 달리 재인 과제에서 위협 간섭 자극(new item)에 대한 재인율이 높다는 결과를 확인할 수 있었다(Ryan et al., 2019). 따라서 부정적 평가를 피하고자 하는 의식적인 동기가 비교적 덜 개입하는 재인 과제에서 사회불안의 부정적 자기상에 따른 기억편향 측정이 더욱 유리할 것으로 추측해 볼 수 있다.

최근 Kalenzaga와 Jouhaud (2018)는 사회불안의 자기 참조적 과정이 기억편향에 미치는 영향을 확인하였다. 연구자는 사회불안 수준에 따라 고, 저로 나누고 두 사회불안 집단과 건강 집단에게 정서가 및 사회불안 관련도를 평정한 성격 특성 단어들(긍정, 부정, 중립 정서)을 나(self), 타인이 보는 나(perception of self by others), 그리고 타인(other) 참조조건과 연관된 것으로 제시하면서 학습 시킨 뒤, 자유 회상과 재인을 통해 해당 단어를 기억하도록 지시하였다. 참조조건은 관찰 대상과 관찰 주체에 따라 나뉘는데, '나'는 관찰 대상과 관찰 주체 모두 자기이지만, '타인이 보는 나'는 관찰 대상은 자기이고 관찰 주체는 타인으로 남이 자기를 볼 때 어떻게 볼 것 같은 지 내가 추측한 모습을 의미한다. 타인은 관찰 대상이 타인이며 관찰 주체는 참가자 본인이 된다. 재인 과제는 간섭 단어(new item)와 학습 단어를 랜덤 순서로 보여주며 기억 여부에 따라, "Remember, Know, Guess" 중 한 가지를 선택하게 하였다. 연구자는 자기 참조적 과정에 민감한 것으로 알려진 Remember를 연구의 주요 초점으로 삼았으며, 학습보다는 기존 지식이 주도된 친숙성(familiarity) 반응인 Know 및 추측에 따른 반응 Guess를 구분하여 분석하였다(as cited in Kalenzaga & Jouhaud, 2018). 그 결과, 회상 과제는 집단 간 차이가 없었으나, 재인 과제의 Remember 반응에서 고사회불안 집단이 건강 집단보다 타인이 보는 나 참조조건의 부정 단어에 대한 재인이 긍정 단어보다 유의하게 많은 결과를 보여주었다. 즉, 재인 과제를 통해 사회불안 기억편향의 핵심 요인이 타인이 보는 나 참조조건일 수 있다는 것을 확인하였다. 그러나 재인한 단어의 참조조건은 참가자가 직접 변별한 것이 아니라, 연구자가 참조조건별로 재인된 단어 수를 세어보는 방식을 통해 출처 변별률을 측정했기 때문에, 연구 결과의 타당성에 문제를 제기 할 수 있다.

기억이 부호화되었던 참조조건을 변별하는 능력을 출처감찰(source monitoring)이라 하며, 이를 기반으로 내적 도식에 따른 기억 왜곡의 정도를 측정한다(Johnson, Hashtroudi, & Lindsay, 1993; J. D. Lee & Lee, 2017a). 예를 들어, '사람들은 내게 자주 비판을 한다'라는 내적 도식을 가지고 있는 사람이 친구가 다른 사람을 비판했던 과거의 기억을 떠올릴 때, 다른 사람이 아닌 자신에 대한 비판

으로 잘못 기억하는 경우가 생기는데 이러한 오기억을 측정하는데 출처 감찰이 적용될 수 있다. Bayen, Nakamura, Dupuis와 Yang (2000)은 출처감찰에서 도식에 따른 기억편향을 신뢰롭고 타당한 방식으로 측정하기 위해 Batchelder와 Riefer (1990)가 고안한 '다항 처리 과정 모형(multinomial process tree model of source monitoring, MPT 모형)'에 기반한 계산법을 제시하였다. 여러 수식이 있으나, 대표적으로 출처변별 정확률(Single-source Conditional source Identification Measure, CSIM)과 추측 지표(probability of guessing, g)를 들 수 있다(Bayen et al., 2000; Bell, Mieth, & Buchner, 2020; J. D. Lee & Lee, 2017a). CSIM은 학습한 자극이 참조한 조건을 정확히 변별한 정도를 측정하며, 일반인을 대상으로 한 연구를 통해 도식 편향을 측정하는 가장 일반적이고 신뢰로운 지표로 알려져 있다(J. D. Lee & Lee, 2017a). g는 학습한 적 없는 간섭 자극을 특정 참조조건에서 본 것으로 추측하는 편향의 정도를 측정하며, 선행연구에서는 부정 편향된 자기 도식이 특징인 신경증적 수준의 정신 장애에서 변별력 있는 수식으로 활용될 수 있다고 보았다(J. D. Lee & Lee, 2017a). 따라서, 사회불안의 자기 도식에 따른 기억편향을 측정하는데 CSIM과 g를 활용하면 보다 타당한 결과치를 얻을 수 있을 것으로 예상 할 수 있다.

종합하면, 사회불안에서의 위협 자극에 대한 주의편향 및 기억편향은 수많은 선행연구를 통해 반복 검증됐음에도 불구하고, 사회불안의 핵심 기제로 알려진 부정적 자기상이 주의와 기억편향에 미치는 영향을 조사한 연구는 여전히 부족한 실정이다. 최근 자기 참조적 과정에 대한 메타 분석 연구를 통해 자기 참조적 과정이 주의 과정과 개인의 신념과 관련된 기억 인출에 동시적인 영향을 미친다는 점이 밝혀졌음에도(Gutchess & Kensinger, 2018), 국내에서는 아직까지 사회불안이 있는 사람들의 자기 참조적 과정이 주의 및 기억 과정에 미치는 영향을 함께 살펴본 연구가 매우 희소하다. 따라서 본 연구는 초기 성인기 사람들에게 자기 참조적 자극을 제시하여 주의편향 및 기억편향에 사회불안수준에 따른 집단 간 차이가 존재하는지 살펴보고자 한다. 먼저, 선행연구에 따라 사회불안 특징을 반영한 것으로 예상되는 타인이 보는 나 참조조건을 포함, 세 가지 참조조건(나, 타인이 보는 나, 타인)을 주의편향 및 기억편향 과제 모두에 제시하였다. 구체적으로 주의편향 측정에는 주의편향 과제인 공간단서 과제를 연구에 맞게 수정하여 자기 도식 편향이 관여하는 것으로 알려진 후기 주의 처리 과정을 살펴보았고, 기억편향은 출처감찰 패러다임을 통해 유의한 결과를 도출할 수 있다는 가능성을 선행연구를 통해 확인한 바, 본 연구에 맞게 수정한 출처감찰과제 및 MPT 모형에 따른 계산법을 사용하여 선행연구의 한계점을 보완하고자 하였다. 따라서 본 연구의 가설은 아래와 같다.

가설 1. 주의편향과제에서 사회불안집단은 타인이 보는 나 참조조건에 정서 자극이 제시될 때, 건강 집단과 달리 부정 자극에 주의 탈개입의 어려움을 보일 것이다.

가설 2-1. 기억편향과제에서 사회불안집단은 타인이 보는 나 참조조건의 정서 자극에 대해 건강 집단과 달리 출처변별률(CSIM)에서 부정 편향을 보일 것이다.

가설 2-2. 기억편향과제에서 사회불안집단은 타인이 보는 나 참조조건의 정서 자극에 대해 건강 집단과 달리 추측 지표(g)에서 부정 편향을 보일 것이다.

방 법

연구대상

경기도, 인천광역시, 그리고 강원도 지역의 만 19–29세의 성인을 대상으로 온·오프라인 모집 공고를 하였다. 이후 연구에 자발적으로 참여 의사를 밝힌 사람들을 대상으로 온라인 설문지를 통해 사회불안장애 및 우울장애 외의 정신과적 장애 진단 이력이 있거나 현재 정신과 약물치료를 받고 있는지를 '예/아니오' 체크란에 응답하도록 하였으며, 예에 응답한 사람만 참가 가능함을 안내하였다. 실험 참가자에게는 사회적 회피 및 불편감 척도(K-SADS), 한국판 역학연구센터 우울척도(CES-D)를 온라인 실시하였다. 121명이 연구에 참여하였으나, 무성의한 응답과 3표준편차가 넘는 데이터를 제거하는 과정에서 11명의 데이터가 제외되어 총 110명이 분석에 사용되었다. 아울러 여러 연구에서 사회불안은 연속적이고 광범위한 스펙트럼으로 집단 내에서도 증상의 수준에 따라 나타나는 특성이 다를 수 있음을 언급하고 있는 바(McNeil, 2001; Kashdan, 2007), 사회불안 경향자들 간 차이를 더욱 상세히 살펴보기 위해 Lee와 Choi (1997)가 제시한 집단 구분법을 활용하여 네 집단 간 차이를 살펴보았다. 구체적으로 K-SADS의 63점 이하를 건강 집단(n = 21, 19%), 64점부터 81점 사이를 저사회불안 집단(n = 37, 34%), 82점부터 98점 사이를 중간사회불안 집단(n = 32, 29%), 99점부터 140점 사이를 고사회불안 집단(n = 20, 18%)으로 구분하였다.

측정도구

자기보고식 척도

한국판 사회적 회피 및 불편감 척도(Korean Social Avoidance and Distress Scale, K-SADS)

다양한 사회적 상황에서 불안을 경험하는 정도와 잠재적으로 혐오적인 사회적 상황을 회피하려는 경향을 측정하여 집단 간 구분

https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001

을 위해 Watson과 Friend (1969)가 개발한 척도를 Lee와 Choi (1997)가 번안한 총 28문항의 한국판 사회적 회피 및 불편감 척도(K-SADS)를 사용하였다. 하위요인은 "사회적 상황 회피 및 타인과 어울리는 상황에서의 심리적 불편감", "낯선 사람들과 처음 어울리는 상황에서의 불안감"으로 나뉜다. 점수가 높을수록 사회불안 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적 일치도 계수(Cronbach's α)는 .93이었다.

한국판 역학연구센터 우울 척도(The Center for Epidemiologic Studies–Depression Scale, CES–D)

Radloff (1977)가 개발한 역학연구센터 우울 척도(CES-D)를 국내 타당화 및 번안한 것을 사용해 우울 수준을 측정하였다(Chon, Choi, & Yang, 2001). 우울한 기분, 무가치감, 절망감, 식욕상실, 수면 장애 등을 포함한 20개 문항의 자기보고식 설문지이며, 지난 일주일 동안 경험한 빈도에 따라 각 문항에 대해 4점 척도(1일 이하, 2–3일, 3–4일, 5일 이상)로 측정하였다. 사회불안 점수가 높을수록 우울 점수도 상승하는 경향성을 보이므로 본 연구에서 CES-D는 통제변인으로 사용되었다. 연구에서의 내적 일치도 계수(Cronbach's α)는 .87이었다.

자기 참조적 주의편향 및 기억편향 측정

단어 타당화

단어 자극은 사회불안관련 선행연구에서 사용한 정서(긍정, 부정) 단어 및 중립 단어를 참고하여 선별한 뒤, 임상 및 상담심리 전공 대학원생 7인에게 7점 리커트 척도(0점: 매우 부정–6점: 매우 긍정)를 통해 정서가 평정을 진행하였다(Jang & Lee, 2020; Pishyar, Harris, & Menzies, 2004; Shin & Hyun, 2007). 정서가를 통해 가장 적합하다 판단된 단어들을 참조조건 별로 5개씩 선별하였다(예: 긍정; 평온한, 부정; 수치스러운). 주의편향 과제에는 본 시행용 총 45개의 단어(긍정, 부정, 중립 각 15개)와 5개의 연습용 중립 단어가 사용되었고, 기억편향 과제에는 주의편향 과제에 사용되었던 45개 시행 단어가 학습 단어로 제시되고, 추가로 간섭 단어 45개가 동일한 타당화 과정을 거친 후 제시되었다.

주의편향 측정– 공간단서과제(Spatial Cueing Task)

선행연구의 공간단서과제(Spatial Cueing Task; Fox, Russo, Bowles, & Dutton, 2001)를 본 연구에 맞게 수정하여 참조조건별 주의편향을 측정하였다. 공간단서과제는 주의 개입, 주의 탈개입 지연 및 주의 회피 편향을 측정할 수 있도록 제작된 과제로, 본 연구에서는 참조조건별 주의편향의 정도를 측정하기 위해 단어가 참조하는 대상 조건을 화면 상단에 제시하였다. 총 세 가지 참조조건이 사용되었다: 나, 타인이 보는 나, 타인. 각 참조조건은 화면 상단 중앙에 제시되며, 참조조건별로 안내 페이지를 통해 제시 단어가 참조하는 조건(즉, 단어가 수식하는 대상)과의 관계를 설명하였다. 구체적인 시행을 살펴보면, 먼저 검은 화면의 왼쪽과 오른쪽에 직사각형이 제시되고, 이 중 한 곳에 자극 단어(긍정, 부정, 중립 단어 중)가 일정 시간(500 ms) 동안 제시된 뒤 사라진다(Figure 1). 잠시 뒤 왼쪽과 오른쪽의 직사각형 중 한 곳에 탐침(+)이 제시되는데, 이때 참가자

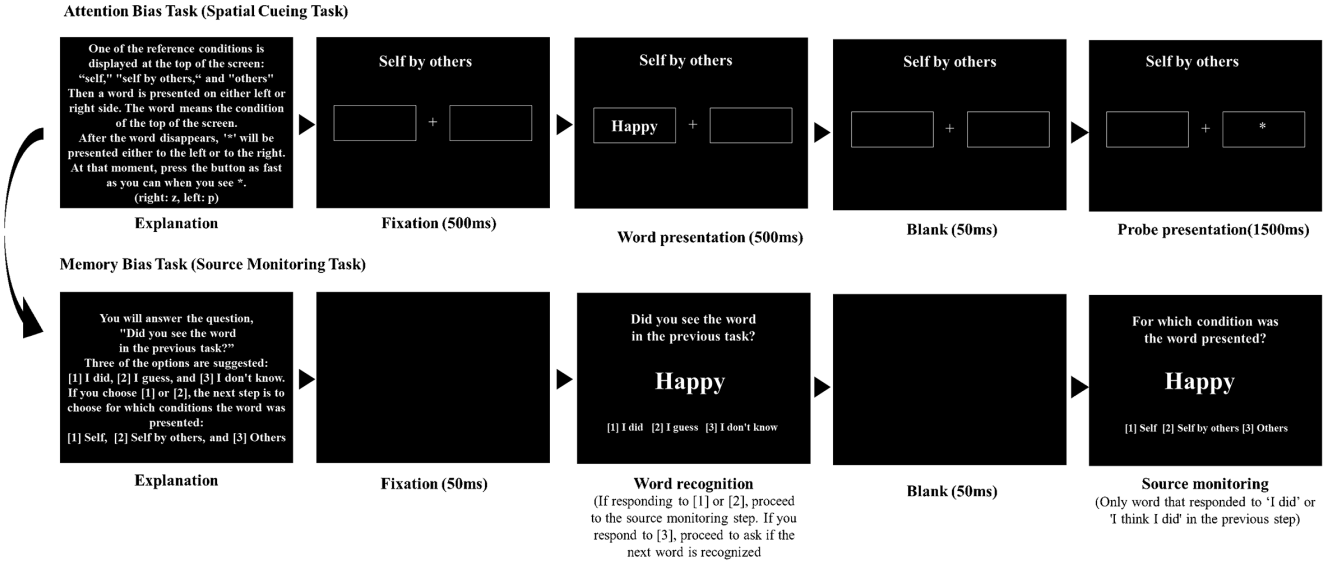

Figure 1. *Examples of spatial cueing task for measuring attention bias (above) & source monitoring task for measuring memory bias (below).*

는 가능한 빨리 탐침 위치에 해당하는 키를 누르도록 한다. 시행은 참조조건별로 90회씩 총 275번의 시행이 진행되었다(연습 시행 5회 포함). 자극의 제시 시간은 기존 연구들이 후기 주의 처리 과정 측정에 사용한 시간 중에서도(100 ms–600 ms), 다수의 연구에서 사용한 500 ms를 조건으로 채택하였다(Cisler & Koster, 2010). 또 피로도 누적과 연습 효과가 결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해 참가자별로 나(A), 타인이 보는 나(B), 타인(C)의 제시 순서를 역조건화(ABC, ACB, BAC, BCA, CAB, CBA)하여 다르게 제시하였다. 따라서 첫 번째 참가자부터 여섯 번째 참가자의 참조조건 제시 순서가 다르고, 일곱 번째 참가자와 첫 번째 참가자의 제시 순서가 같아지게 되었다. 과제는 e-prime 2.0으로 제작되었다.

주의편향 계산

주의편향 점수는 탐침에 반응하는 데 걸린 시간을 토대로 계산되었다. 제시 자극과 탐침 위치가 동일한 시행을 타당 시행이라 하는데, 이는 초기 주의 처리 과정의 주의 개입 편향 점수(Engagement Bias Score, EBS)를 산출하는 데 사용되고, 반대로 탐침이 자극과 반대 위치에 제시되는 비타당시행은 주의 탈개입 편향 점수(Disengagement Bias Score, DBS) 산출에 사용된다. 본 연구에서는 후기 주의 처리 과정에 초점을 두고있어 DBS만 분석하였다. 해석에서는 DBS의 값이 양수일 경우, 특정 자극에 대한 주의 탈개입의 어려움을 시사하고, 음수는 주의회피 경향을 의미한다. 구체적인 계산 식은 아래와 같다.

DBS = 정서 자극 비타당 시행 평균 반응 시간 –
중립 자극 비타당 시행 평균 반응 시간

간섭 과제– 숫자 거꾸로 말하기(Digit Span Backward, DSB)

K-WAIS-IV의 작업기억 소검사 중 하나인 숫자 거꾸로 말하기를 작업기억의 개인차를 측정하고 기억편향 측정 과제 실시 이전의 지연과제로써 사용하였다. DSB는 연구자가 불러주는 일련의 숫자들을 듣고 불러준 순서의 반대로 숫자를 따라 말하는 과제이다. 본래 중지규칙이 있지만, 연구에서는 지연효과를 위해 끝까지 진행하였으며, 시행 시간은 약 3분 정도 소요되었다.

기억편향 측정– 출처감찰과제(Source Monitoring Task)

자기 참조적 기억편향을 측정하기 위해 선행연구에서 사용한 출처감찰과제(Bayen et al., 2000; J. D. Lee & Lee, 2017b)와 재인 과제(Kalenzaga & Jouhaud, 2018)를 참고하여 본 연구의 목적에 맞게 통합 및 수정하였다(Figure 1). 먼저 기억이 참조한 출처 정보를 묻는 출처감찰과제는 일반적으로 학습-간섭-출처 감찰의 세 단계로 구성된다. 본 연구에서는 학습 단계를 주의편향 측정에 제시되었던 참조조건별 단어로 대체하였다. 간섭 과제는 숫자 거꾸로 말하기를 활용하였다. 출처감찰 단계는 항목 재인과 출처변별의 두 단계로 나누어 측정의 정확성을 높이고자 하였다. 먼저 주의편향 과제에서 본 단어의 기억 여부를 묻는 항목 재인을 진행하였다(Bell et al., 2020; Kalenzaga & Jouhaud, 2018). 이때 단어 제시 순서는 간섭 단어와 함께 무작위로 제시되었다. 참가자들은 단어를 보고, “이전 과제에서 본 단어입니까?” 질문에 “기억한다, 알 것 같다, 모른다”의 세 가지 조건 중 하나를 부호화하도록 요청받았다(Kalenzaga & Jouhaud, 2018; Mitte, 2008). 이 중, 기억한다와 알 것 같다로 응답한 단어에만 다음 단계인 출처변별 단계를 진행하였고, 모른다고 응답한 경우에는 다음 단어에 대한 항목 재인을 진행하였다. 출처변별 단계는 단어의 출처가 어느 참조조건에서 제시되었는지를 측정한 것으로 해당 단어가 세 가지 참조조건(나, 타인이 보는 나, 타인) 중 어느 조건에서 제시되었는지를 선택하도록 했다(K. M. Kim & Yi, 2010). 예컨대, 참가자가 ‘창피한’이라는 단어를 재인했다면, 다음 화면에서 ‘이 단어를 어느 조건에서 보았습니까?’라는 질문에 나, 타인이 보는 나, 타인의 세 가지 옵션 중 하나를 선택하도록 제시하였다. 과제는 공간단서 과제와 동일한 e-prime 2.0로 제작되었다.

기억편향 계산

출처변별 정확률(Single-Source Conditional Source Identification Measure, CSIM)은 학습한 단어의 출처를 정확히 변별한 경우를 의미하고, 추측 지표(Probability of Guessin, g)는 학습한 적 없는 간섭 자극을 보았다고 확신하여 특정 출처로 추측하는 편향을 의미한다. 재인한 단어에 대한 기억편향은 이 두 계산식(CSIM, g)을 통해 확인하였다. 두 값 모두 범위는 0부터 1까지이며, 높을수록 해당 참조조건에 대한 도식적 신념의 영향력이 강하다는 의미로 볼 수 있다(J. D. Lee & Lee, 2017a). 아울러 기억편향 계산을 위해 MPT 모형의 4 (자극 출처)×4 (실제 참가자 반응) 빈도표를 사용하였다(Supplementary Materials 1). 표의 Yij의 ‘i’는 단어의 실제 출처이고 ‘j’는 참가자가 해당 단어에 보인 참조조건 반응이다(Batchelder & Riefer, 1990). MPT 모형은 재인 정확률과 별개로 도식에 따른 출처 감찰에서의 편향을 자세히 측정할 수 있다(J. D. Lee & Lee, 2017a). 아울러 집단 간 차이가 단순 기억 능력의 차이에 따라 발생하는 것이 아님을 확인하기 위해 전체 반응에 대한 재인 정확률(학습 단어 정반응수+간섭 단어 정기각수/전체 반응수)과 CSIM를 기반으로 계산된 평균 출처변별 정확률인 Average Conditional Source Identification Measure (ACSIM)를 함께 분석하였다. 자세한 계산식은 Supplementary Materials 2에 제시하였다.

https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001

연구절차

본 연구는 강원대학교 생명윤리위원회(Institutional Review Board, IRB)의 승인(KWNUIRB-2019-12-010-001)을 받은 후 진행되었다. 자발적 실험 참여를 원하는 만 19–29세 사이의 성인이 참여 의사를 밝히면, 실험실 방문 이전에 온라인을 활용해 자기보고식 검사(K-SADS, CES-D)를 진행하였다. 이후 실험실에서 두 개의 컴퓨터 과제와 하나의 지연과제를 시행하였다. 먼저, 연구 진행 절차 설명을 듣고 서면 동의서를 작성한 후, 컴퓨터 앞에 앉아 주의편향 과제를 시행하였다. 연습 시행을 통해 참가자가 과제를 이해하고 실시에 어려움이 없다는 것이 확인되면 진행하였으며 약 10분이 소요되었다. 이어서 지연과제인 숫자 거꾸로 말하기를 약 3분간 실시한 다음, 기억편향 과제를 10분간 진행하였다. 기억편향 과제도 이전과 같이 연습 문항을 실시하고 참가자가 별도의 어려움을 보이지 않으면 진행하였다. 연구자는 실험을 진행 하는 동안 과제에 대한 설명 시간 외에는 참가자가 반응하는 데 부담을 느끼지 않도록 시야 밖에서 대기하였다. 모든 실험 과제가 끝나면 디브리핑 시간을 약 5분간 가지고 참가에 대한 감사의 의미로 사례 제공 후 실험을 종료하였다. 위의 모든 과제를 시행하는데 약 30분 정도 소요되었다.

자료분석

본 연구에서는 자기 참조적 주의편향과 기억편향에서의 집단 간 차이 분석을 위해 IBM SPSS 24.0 프로그램을 사용하였다. 먼저 데이터 클리닝 과정에서 무성의한 응답과 3표준편차를 넘어가는 데이터를 포함하는 11명이 제외되었다. 전체 집단의 인구통계학적 특성을 보기 위해 나이, 성별, 학력, 직업에 대한 분석에는 빈도분석과 χ^2 test를 실시하고, 집단 구분의 적절성 확인을 위해 K-SADS, CES-D, DBS에 대한 집단 간 단순 분산분석(ANOVA)을 실시하였다. 주의편향과 기억편향 분석은 집단 간(고사회불안, 중간사회불안, 저사회불안, 건강 집단)×집단 내(정서가: 부정, 긍정, 참조조건: 나, 타인이 보는 나, 타인) 차이분석을 위해 우울(CES-D)을 공변량으로 사용한 삼원 혼합 공분산분석(Three-way mixed ANCOVA)을 하였다. 데이터는 정적 편포 보정을 통한 정규성 확보를 위해 자연 log로 변환하였다. 아울러 분석에 앞서 Mauchly의 구형성 검정을 통해 주의편향과 기억편향 데이터의 구형성 가정이 모두 충족됨을 확인하였다.

결 과

집단 간 동질성 차이 검증

네 집단의 인구통계학적 특성인 나이, $\chi^2 = 5.21$, $p = .517$, 직업, $\chi^2 = 10.23$, $p = .329$, 최종학력, $\chi^2 = 11.36$, $p = .252$, 에 대해서는 통계적으로 유의한 차이가 없었으나, 성별, $\chi^2 = 10.24$, $p = .017$, 에서는 차이를 보여 주었으며, 구체적으로 건강 집단과 고사회불안 집단 간 차이가 유의하였다. CES-D, DBS에서의 집단 간 차이가 있는지 살펴보았으나 유의한 차이는 없었다, 각각 $F(3,106) = 2.13$, $p = .101$, $F(3,106) = 1.87$, $p = .140$. 그러나 사회불안 점수가 높아짐에 따라 CES-D 점수도 상승하는 경향을 보였으므로, $r = .228$, $p = .017$, 우울을 통제하기 위해 CES-D를 주의편향과 기억편향 분석에 공변인으로 사용하였다. 각 집단의 참가자 특성의 평균과 표준편차는 Table 1에 제시하였다.

자기 참조적 주의편향

참조조건에 따른 정서가별 주의 탈개입 점수(DBS)의 집단 차이

참조조건에 따른 정서가별 DBS의 집단 차이를 확인하기 위해 집단×정서가×참조조건의 삼원 혼합 공분산분석(Three-way mixed ANCOVA)을 실시하였다. 분석 결과, 집단, 정서가, 참조조건의 주효과는 유의한 차이를 보이지 않았으나, all Fs < 1.24, all ps > .05, 정서가×집단의 상호작용 효과, $F(3,106) = 2.87$, $p = .04$, 삼원 상호작용에 유의한 차이가 있음을 확인하였다, $F(6,212) = 2.97$, $p = .035$. 좀 더 구체적으로 참조조건별 정서가와 집단의 단순 상호작용에 대

Table 1. *Means (SDs) for Demographics and Psychometric Data (N = 110)*

	HC ($n = 21$)	LSA ($n = 37$)	MSA ($n = 32$)	HSA ($n = 20$)	χ^2/F
Age[a]	24.81 (2.5)	24.19 (2.5)	23.31 (2.3)	23.4 (2.5)	5.21
Gender: Male/Female[a,b]	13/8	12/25	11/21	3/17	10.24*
K-SADS[c]	54.05 (5.52)	71.32 (4.67)	89.28 (4.52)	105.75 (5.74)	438.724***
CES-D	6.38 (7.32)	9.68 (8.83)	10.84 (7.52)	12.25 (7.52)	2.13
DSB	8.62 (2.69)	9.81 (2.6)	10.31 (2.75)	10.05 (2.44)	1.87

Note. HC = Healthy control group; LSA = Low social anxiety group; MSA = Middle social anxiety group; HSA = High social anxiety group; K-SADS = Social Avoidance and Distress Scale; CES-D = Depression Scale; DSB = Digit-Span-Backward (K-WAIS-IV).
[a]These were analyzed by χ^2. [b]The difference between HSA and HC was significant. [c]There were significant differences among all groups.
*$p < .05$, ***$p < .001$.

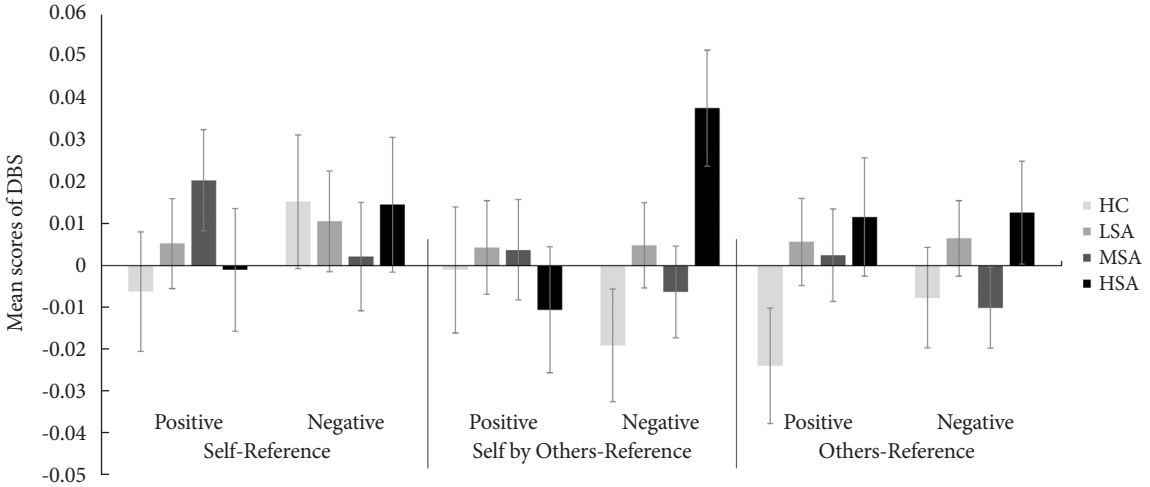

Figure 2. *Mean scores of DBS (Disengagement Bias Score) by group and reference conditions. A positive DBS means difficulty disengaging attention from one stimulus and shifting; a negative DBS means quick avoidance of attention from stimulus; zero means no attention bias existed. Standard errors are represented in the figure by the error bars attached to each column.*
Note. HC = Healthy control group; LSA = Low social anxiety group; MSA = Middle social anxiety group; HSA = High social anxiety group.

해 분석한 결과, 나와 타인 참조조건에서는 유의한 차이가 없었으나, 각각 $F(3,106) = 1.48$, $p = .224$, $F(3,106) = .93$, $p = .427$, 타인이 보는 나 참조조건에서 정서가×집단의 상호작용이 유의하였다, $F(3,106) = 3.19$, $p = .027$. 타인이 보는 나 참조조건의 긍정 자극에서는 유의한 차이가 없었으나, $F(3,106) = 0.25$, $p = .266$, 부정 자극에서 집단 간 차이가 있는 것으로 나타났다, $F(3,106) = 3.24$, $p = .025$. Bonferroni 사후검증을 통해 타인이 보는 나 참조조건의 부정 자극에서 고사회불안 집단($M = .04$)은 건강 집단($M = -.02$)에 비해 DBS가 높은 것으로 나타났다. 즉, 고사회불안 집단은 건강 집단과 달리 타인이 보는 나 참조조건에서 제시된 부정 자극에 대해 주의 탈개입의 어려움을 보여주었다(Figure 2).

자기 참조적 기억편향

재인단계에서 '기억한다'와 '알 것 같다'로 반응한 값의 출처변별 능력을 합하여 기억편향 측정에 사용하였다. 그 결과, 재인과 출처변별 능력에서 집단에 따른 차이가 없음이 확인되었다, 각각 $F < .15$, $p = .93$, $F < .54$, $p = .66$. 각 집단별 자극의 정서가와 참조조건에 따른 CSIM과 g의 그래프는 Figure 3에 제시하였다.

출처변별 정확률(CSIM)의 집단 차이

CSIM의 집단 차이를 확인하기 위해 집단X정서가X참조조건의 삼원 혼합 공분산분석(Three-way mixed ANCOVA)을 실시하였다. 분석 결과, 집단, 정서가, 참조조건의 주효과와 정서가×집단, 참조조건×집단, 정서가×참조조건의 상호작용은 유의하지 않았으나, all Fs < 1.09, all ps > .05, 정서가×참조조건×집단의 삼원 상호작용이 확인되었다, $F(6, 212) = 2.43$, $p = .027$. 이를 구체적으로 알아보기 위해, 참조조건에 따른 정서가×집단의 단순 상호작용을 분석한 결과, 나와 타인이 보는 나 참조조건에서는 정서가와 집단의 유의한 상호작용이 나타나지 않았으나, 각각 $F(3,106) = 1.18$, $p = .322$. $F(3,106) = 1.73$, $p = .166$, 타인 참조조건에서 정서×집단의 상호작용이 경향성 수준에서 확인되었다, $F(3,106) = 3.38$, $p = .054$. 사후검증에서 부정 자극에 따른 집단 간 차이는 확인되지 않았으나, $F(3,106) = 1.08$, $p = .360$, 긍정 자극에 따른 집단 간 차이가 확인되었다, $F(3,106) = 3.38$, $p = .021$. 구체적으로, 타인 참조조건에서 긍정 자극에 대해 정확히 변별하는 비율은 중간사회불안 집단($M = .42$)이 건강 집단($M = .26$)에 비해 유의하게 높은 것으로 나타났다.

추측 지표(g)의 집단 차이

g에 대해 집단×정서가×참조조건의 삼원 혼합 공분산분석(Three-way mixed ANCOVA)을 실시한 결과, 집단, $F(3,106) = 0.88$, $p = .454$, 에서는 유의한 차이가 확인되지 않았으나, 정서, $F(1,106) = 3.98$, $p = .049$, 참조조건, $F(2,212) = 5.15$, $p = .007$, 주효과에서 유의한 차이가 확인되었다. 또 정서가×집단, 참조조건×집단의 상호작용 효과는 유의하지 않았지만, $F(1,106) = 1.4$, $p = .234$, $F(6,212) = 1.01$, $p = .422$, 정서가×참조조건의 상호작용이 확인되었다, $F(2,212) = 15.23$, $p = .001$. 대응 표본 t-검증 결과, 전체 참가자들은 학습 한적 없는 단어를 나 참조조건으로 응답한 경우가 긍정 단어($M = .11$)가 부정 단어($M = .07$)보다 많았으며, $t(110) = 5.24$, $p = .000$,

https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001

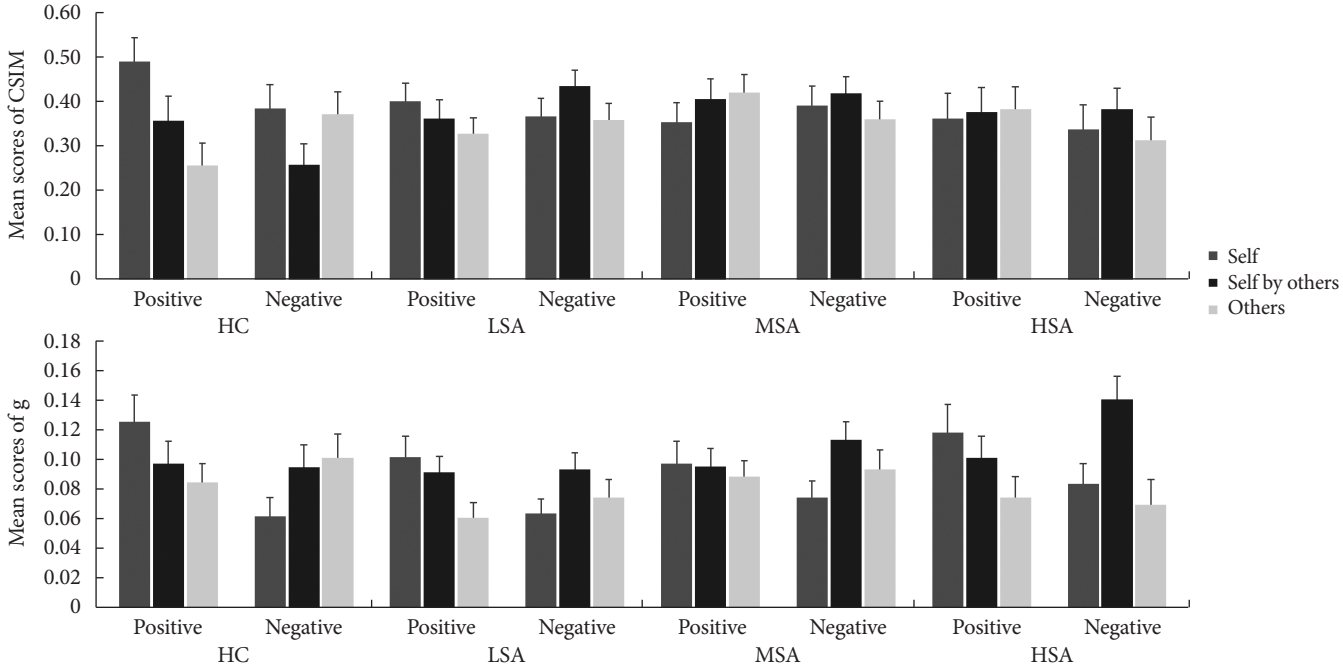

Figure 3. *Mean scores of CSIM (above) and g (below) by reference conditions and valence of stimuli. Standard errors are represented in the figure by the error bars attached to each column.*
Note. HC = Healthy control group; LSA = Low social anxiety group; MSA = Middle social anxiety group; HSA = High social anxiety group.

타인이 보는 나 참조조건으로 응답한 경우는 부정 단어(M = .11)가 긍정 단어(M = .1)보다 더 높은 것을 확인하였다, $t(110) = -2.01$, $p = .047$. 한편 집단×정서가×참조조건의 삼원상호작용 효과는 확인되지 않았다, $F(6,212) = 1.14$, $p = .34$.

논 의

본 연구는 국내 초기 성인기 사람들을 대상으로 사회불안 수준에 따른 자기 참조적 주의편향과 기억편향의 집단 간 차이를 살펴보았다. 이를 위해 주의편향은 세 참조조건(나, 타인이 보는 나, 타인)을 제시한 공간단서과제를 실시하였으며, 특히 자기 도식 편향이 관여하는 것으로 알려진 후기 주의 처리 과정의 주의 탈개입 편향 점수(DBS)를 구체적으로 살펴보았다. 기억편향은 자극이 참조한 출처의 판단 정확성을 측정하는 출처감찰과제를 본 연구에 맞게 수정하여 자기 도식에 따른 기억편향 정도를 확인하였다. 기억편향 지표는 학습한 단어의 출처를 정확히 변별한 정도를 측정하는 출처변별 정확률(CSIM)과 새롭게 제시된 단어를 특정 참조조건에서 봤다고 오반응한 정도를 측정하는 추측 지표(g)를 사용하였다. 연구 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

DBS의 집단 간 차이를 살펴본 결과, 타인이 보는 나 참조조건에 부정 자극이 제시될 때 고사회불안 집단은 건강 집단과 달리 주의 탈개입의 어려움을 보여 가설 1이 부분적으로 지지되었다. 이는 사회불안의 부정적 자기상과 주의 탈개입 지연의 관련성을 언급한 선행연구의 주장과 일치하는 결과이다(Buckner et al., 2010; Gamble & Rapee, 2010; H. J. Koo & Kwon, 2015). 특히 타인이 보는 나 참조조건이 고사회불안 집단의 주의 탈개입 지연에 중요한 요소로 작용하였음을 알 수 있다. 타인이 보는 나 참조조건은 타인의 시선에서 자신을 심상화한 3인칭 조망의 '관찰하는 자기(observing self)'를 반영한 것으로, 사회불안이 있는 사람이 관찰하는 자기 조망을 취하면 부정적 자극에 대한 주의편향이 심해진다는 기존의 연구 결과와 맥락을 같이한다(Choi & Choi, 2014; Libby & Eibach, 2002). 또 건강한 사람과 달리 심한 사회불안이 있는 사람들은 자신에게 초점을 두고 있을 때도 타인의 생각이나 느낌을 추측하는 과정과 관련된 배내측 전전두피질(ventro-medial prefrontal cortex), 측두-두정 연결부위(lateral parietal junction), 측두엽극(temporal pole) 영역의 활성화를 보여주어, 사회불안의 관찰하는 자기 조망과 내측 전전두피질(mPFC)이 관여하는 후기 주의처리 과정의 관련성을 뒷받침 한다(Boehme et al., 2015; Frith & Frith, 2003). 따라서, 결과는 부정적 자기상과 주의 탈개입 지연 간 관계를 직접 검증함과 동시에, 사회불안이 심할수록 3인칭 조망에서 형성된 부정적 자

기상(타인이 보는 나)이 핵심 요인으로 작용할 수 있음을 확인한 결과라 할 수 있다.

다음으로 가설 2-1에 출처변별 정확률(CSIM)에서 타인이 보는 나 참조조건의 부정 자극에 대해서는 집단 간 차이가 발견되지 않아 가설이 기각되었다. 그러나 다른 참조조건에서 집단 간 차이를 확인하였는데, 타인 참조조건의 긍정 자극에 대해 중간사회불안 집단이 건강 집단보다 CSIM이 더 높은 것으로 나타났다. 즉, 중간 정도의 사회불안이 있는 사람들은 건강한 사람들에 비해 타인 관련 긍정 자극을 더 정확히 변별했다는 것이다. Weeks (2010)는 사회불안이 있는 사람들은 건강한 사람들에 비해 긍정적 평가를 자기보다 타인 귀인 하는 경향이 있다고 언급하였다. 특히 타인 긍정 편향이 고사회불안 집단과 구분되는 중간사회불안 집단 고유의 특성일 가능성을 고려해볼 수 있다. Kashdan (2007)는 사회불안 스펙트럼과 긍정성에 관한 메타 분석 연구를 통해 임상 수준의 고사회불안 집단과 준임상 수준의 사회불안 집단을 구분 짓는 특성이 긍정 자극에 대한 반응성 감소일 수 있음을 제안하였다. 타인의 표정 자극에 대한 재인 과제를 시행한 연구에서도 중간사회불안 집단은 고사회불안 집단보다 행복한(HAPPY) 얼굴을 더 빨리 재인하였다(Silvia, Allan, Beauchamp, Maschauser, & Workman, 2006). 따라서 본 연구의 결과를 통해 준임상 수준의 사회불안에서 나타난 타인 긍정성은 임상 수준의 사회불안과 구분 짓는 특성일 수 있음이 시사되었다. 그러나 본 연구에서 확인한 타인의 긍정 속성 변별 정확율이 실제 '중간 사회불안' 집단의 고유 특성인지에 대해서는 동일 과제를 통한 반복 검증의 필요성이 시사된다. 한편, 기억편향 출처변별 정확률은 주의편향 과제에 사용되었던 자극의 참조 출처를 묻는 반응값에서 산출된다. 집단별 주의편향 값을 확인했을 때, 중간사회불안 집단만 타인 긍정 자극에 대한 주의편향 값이 0인 것으로 나타났는데, 이 값은 주의편향이 없음을 의미한다. 반면, 건강 집단은 -.02로 자극으로부터 주의회피 경향성이 확인되었다. 본 연구에서 중간사회불안 집단이 건강 집단보다 타인의 긍정 자극에 대한 출처변별 정확율이 유의하게 높게 나타난 것은 자극에 대한 회피나 탈개입 등의 편향이 없는 경향성을 보인 것에서 기인했을 가능성이 있을 것으로 추측된다. 이는 특정 자극에 대한 주의편향이 추후 기억 인출의 출처 변별 정확성에 영향을 미친다는 것을 간접적으로 보여주는 결과임을 시사한다.

기억편향 추측지표(g)에서도 타인이 보는 나 참조조건에서 정서가와 집단에 따른 유의한 차이가 발견되지 않아 가설 2-2가 기각되었으나, 집단별 특이성을 살펴보았을 때, 고사회불안 집단에서 새롭게 제시된 부정 단어를 타인이 보는 나 참조조건에서 학습했다고 반응한 정도는 Figure 3의 그래프를 통해 가시적인 확인이 가능할 만큼 두드러지게 편향된 응답 특성을 보였다. 집단 내의 참조조건별 차이를 살펴보았을 때도 건강 집단, 저사회불안 집단, 중간사회불안 집단은 유의한 차이를 보이지 않았으나, 각각 $F(2,40) = 2.48$, $p = .097$, $F(2,72) = 2.50$, $p = .089$, $F(2,62) = 2.61$, $p = .082$, 고사회불안 집단에서는 참조조건 간 유의한 차이를 보여주었다, $F(2,38) = 5.98$, $p = .006$. 특히, 고사회불안 집단은 타인 조건보다 타인이 보는 나 참조조건에서 학습하지 않은 부정 자극을 보았다고 오판단한 응답비율이 더 높게 나타났다, $t(19) = 3.49$, $p = .002$. 이는 CSIM에서는 확인되지 않고 g에서만 발견된 특징으로 g가 고사회불안 집단의 자기도식에 따른 기억편향 측정에 유용할 수 있다는 의미로운 결과일 수 있으나, 집단 내 분석으로만 확인되는 부분이므로 보완된 후속 연구를 통해 명확히 검증되어야 할 것이다.

결과 해석과 관련하여 본 연구에는 몇 가지 제한점이 존재한다. 첫째, 사회적 상황에서의 불안과 회피 경향성을 조사한 설문지(K-SADS)는 사회불안의 특성 중 상태 불안을 중심으로 한 단편적인 척도로 이 기준에 따른 집단 구분이 결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 따라서 집단 구분에 유용한 다양한 척도들(예, SPS, SIAS; Yoon & Kwon, 2013; FNE, J.Y. Lee & Choi, 1997) 및 임상적 진단 도구(예, SCID-I)를 활용한 집단 선별을 진행하여 결과를 재검증해 볼 필요가 있다. 둘째, 기억편향 과제에서 기억한다와 알 것 같다의 반응 값을 선행연구처럼 나누어 분석하지 못한 점을 들 수 있다. 두 옵션의 반응 수가 각각의 분석을 진행할 수 있을 만큼 충분한 표집이 되지 않았기 때문인데, 이는 기억편향 관련 가설 기각에도 영향을 미쳤을 것으로 사료된다. 따라서 후속 연구에서는 제시 단어 수를 늘려 반응 표집이 충분히 될 수 있도록 과제의 수정이 진행될 필요가 있다. 마지막으로 참조조건에 제시된 단어 자극의 한계점을 들 수 있다. 먼저, 단어들이 자기 참조적 과정 반영에 효과적인지를 파악하기 위해 타당화 과정에서 자기 관여 정도를 확인해볼 필요성이 있으나, 본 연구에서는 사회불안과 관련된 성격 단어들에 대한 단순 정서가 평정만 진행되었으므로 결과 해석에 제한점이 될 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 단어 선별 및 타당화 과정에서 이를 확인할 필요가 있다. 또 과제에서 의도한 타인 참조조건은 '나와 상관없는 불특정 다수 혹은 외부인'이지만, '나에게 부정적 평가를 하는 사람' 혹은 '가까운 지인' 등으로 오해할 소지가 있다. 사회불안이 있는 사람들의 사회불안 증상은 친한 사람보다 주로 아는 사람 정도의 타인에 의해 유발된다는 결과도 있으므로(Jeon & Lee, 2017), 타인에 대한 정의를 실험 실시 전 충분한 설명을 통해 개념을 명료히 제시해야 할 것이다.

결과를 바탕으로 연구의 임상적 의의는 다음과 같다. 첫째, 국내 초기 성인기를 대상으로 사회불안의 자기 관련 후기 주의편향의

https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001

특성을 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 선행연구는 사회불안 집단이 부정 자극에 대해 후기 주의 탈개입에 어려움을 보인다는 것은 확인하였으나, 이를 유발하는 요소로 언급된 부정적 자기상과의 직접적인 관련성은 조사하지 않았다. 따라서 본 연구는 사회불안의 인지적 특성을 반영한 자기 참조조건을 도입하여, 고사회불안 집단이 특히 타인이 보는 나 참조조건에서 주의 탈개입의 어려움을 보인다는 것을 확인하였다. 즉, 사회불안이 심할수록 실재하는 타인의 부정적 평가뿐만 아니라 내재화된 타인 관점에서의 부정적 자기상이 유의미한 영향을 미친다는 것을 확인하였다.

둘째, 회상만 측정하는 기존 기억과제와 달리 재인 단계를 포함하는 출처감찰 과제를 본 연구에서 활용함으로써 사회불안 집단의 자기 관련 기억편향 측정 범위를 더 세분화하여 살펴볼 수 있었다. 재인 단계를 포함하지 않았던 과제를 사용한 선행연구(Sanz, 1996; Mansell & Clark, 1999)에서는 사회불안이 없는 통제 집단과 사회불안 집단 간 자기 관련 부정적 기억에 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 이는 보고하고 싶은 기억만 떠올릴 수 있는 회상 과제의 특징으로 인한 결과일 수 있다(D'Argembeau et al., 2005). 반대로 재인 과제는 충분한 인출 단서를 제공함으로써 인위적인 반응 통제가 어려울 수 있는데, 실제로 재인 과제를 사용한 선행연구에서는 사회불안과 사회불안이 없는 통제집단 간 자기 관련 부정 편향에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다(Kalenzaga & Jouhaud, 2018; M. J. Kim & Cho, 2015; Ryan et al., 2019). 그러나 기존연구는 자기 참조조건 제시 방법이 간접적이거나, 사용된 계산법의 근거가 모호한 타당성의 문제가 있었다. 따라서 본 연구에서는 참조조건을 직접 제시하는 출처감찰 패러다임과 타당성이 입증된 MPT 모형을 도입하여 측정 방법에서의 한계점을 보완하였다.

마지막으로 자기 참조적 인지 처리에 주의와 기억 과정이 별개로 진행되는 것이 아니라, 상호 작용하는 형태로 작용할 수 있음을 미루어 볼 때(Abraham et al., 2013; Gutchess, & Kensinger, 2018), 이에 대한 가설을 추후 연구에서 검토해 볼 수 있겠다. 가령, 자기초점화된 주의편향 수정 훈련(예: Jang & Lee, 2020)이나 심상 재구성을 통한 긍정적 자기상 강화(예: H. K. Kim, Ahn, & Kwon, 2015) 등의 치료적 개입이 자기 관련 주의 및 기억 처리 과정에 어떤 영향을 미치는지 자기감찰과제를 사용하여 살펴볼 수 있을 것이다.

Author contributions statement

DSK, a graduate student at Kangwon National University, who is now a clinical psychology intern in the Department of Pediatric Psychology at Severance Hospital, analyzed data, and led manuscript preparation, contributed to conception and design, conducted data collection and analysis, and drafted the manuscript.

JSL, an associate professor at Kangwon National University, served as the principal investigator of the research grant and supervised all the research process. All authors provided critical feedback, participated in the revision of the manuscript and approved the final submission.

References

Abraham, A., Kaufmann, C., Redlich, R., Hermann, A., Stark, R., Stevens, S., & Hermann, C. (2013). Self-referential and anxiety-relevant information processing in subclinical social anxiety: an fMRI study. *Brain Imaging and Behavior, 7*, 35-48.

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.).Washington, DC: American Psychiatric Publication.

Amir, N., Elias, J., Klumpp, H., & Przeworski, A. (2003). Attentional bias to threat in social phobia: Facilitated processing of threat or difficulty disengaging attention from threat? *Behaviour Research and Therapy, 41*, 1325-1335.

Asmundson, G. J., & Stein, M. B. (1994). Selective processing of social threat in patients with generalized social phobia: Evaluation using a dot-probe paradigm. *Journal of Anxiety Disorders, 8*, 107-117.

Batchelder, W. H., & Riefer, D. M. (1990). Multinomial processing models of source monitoring. *Psychological Review, 97*, 548.

Bayen, U. J., Nakamura, G. V., Dupuis, S. E., & Yang, C. L. (2000). The use of schematic knowledge about sources in source monitoring. *Memory & Cognition, 28*, 480-500.

Beck, A. T. (1996). Beyond belief: A theory of modes, personality, and psychopathology. In P. M. Salkovskis (Ed.), *Frontiers of cognitive therapy* (p. 1-25). New York: The Guilford Press.

Bell, R., Mieth, L., & Buchner, A. (2020). Source attributions for detected new items: Persistent evidence for schematic guessing. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 1407-1422.

Boehme, S., Ritter, V., Tefikow, S., Stangier, U., Strauss, B., Miltner, W. H., & Straube, T. (2015). Neural correlates of emotional interference in social anxiety disorder. *PLoS One, 10*, e0128608.

Buckner, J. D., Maner, J. K., & Schmidt, N. B. (2010). Difficulty disengaging attention from social threat in social anxiety. *Cognitive Therapy and Research, 34*, 99-105.

Chen, N. T., Clarke, P. J., MacLeod, C., & Guastella, A. J. (2012). Biased attentional processing of positive stimuli in social anxiety disorder: An eye movement study. *Cognitive Behaviour Therapy, 41*, 96-107.

Choi, S. E., & Choi, H. S. (2014). Effects of visual perspectives and construal level on Social Anxiety. *Korean Journal of Health Psychology, 19*, 283-301.

Chon, K. K., Choi, S. C., & Yang, B. C. (2001). Integrated adaptation

of CES - D in Korea. *Korean Journal of Health Psychology, 6*, 59-76.

Cisler, J. M., & Koster, E. H. (2010). Mechanisms of attentional biases towards threat in anxiety disorders: An integrative review. *Clinical Psychology Review, 30*, 203-216.

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. *Social phobia: Diagnosis, Assessment, and Treatment, 41*, 22-23.

Conway, M. A., & Pleydell-Pearce, C. W. (2000). The construction of autobiographical memories in the self-memory system. *Psychological Review, 107*, 261.

Conway, M. A., Singer, J. A., & Tagini, A. (2004). The self and autobiographical memory: Correspondence and coherence. *Social Cognition, 22*, 491-529.

Corbetta, M., & Shulman, G. L. (2002). Control of goal-directed and stimulus-driven attention in the brain. *Nature Reviews Neuroscience, 3*, 201-215.

Danneel, S., Nelemans, S., Spithoven, A., Bastin, M., Bijttebier, P., Colpin, H., . . . Goossens, L. (2019). Internalizing problems in adolescence: Linking loneliness, social anxiety symptoms, and depressive symptoms over time. *Journal of Abnormal Child Psychology, 47*, 1691-1705.

D'Argembeau, A., Collette, F., Van der Linden, M., Laureys, S., Del Fiore, G., Degueldre, C., . . . Salmon, E. (2005). Self-referential reflective activity and its relationship with rest: A PET study. *Neuroimage, 25*, 616-624.

Fox, E., Russo, R., Bowles, R., & Dutton, K. (2001). Do threatening stimuli draw or hold visual attention in subclinical anxiety? *Journal of Experimental Psychology: General, 130*, 681.

Frith, U., & Frith, C. D. (2003). Development and neurophysiology of mentalizing. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. *Series B: Biological Sciences, 358*, 459-473.

Gamble, A. L., & Rapee, R. M. (2010). The time-course of attention to emotional faces in social phobia. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 41*, 39-44.

Gotlib, I. H., Krasnoperova, E., Yue, D. N., & Joormann, J. (2004). Attentional biases for negative interpersonal stimuli in clinical depression. *Journal of Abnormal Psychology, 113*, 127.

Gutchess, A., & Kensinger, E. A. (2018). Shared mechanisms may support mnemonic benefits from self-referencing and emotion. *Trends in Cognitive Sciences, 22*, 712-724.

Hirsch, C. R., & Clark, D. M. (2004). Information-processing bias in social phobia. *Clinical Psychology Review, 24*, 799-825.

Hong, Y., & Cho, H. (2010). Review of the cognitive model of Social Phobia and empirical research. *Journal of Emotional & Behavioral Disorder, 26*, 293-316.

Hong, J. P., Lee, D. W., Ham, B. J., Lee, S. H., Sung, S. J., & Yoon, T. (2017). *The survey of mental disorders in Korea* (MOHW Publication No. 11-1352000-000564-13). Seoul: Ministry of Health and Welfare. Retrieved from http://www.mohw.go.kr/upload/viewer/skin/doc.html?fn=1493191278238_20170426162121.pdf&rs=/upload/viewer/result/202105/

Jang, H. B., & Lee, J. S. (2020). Do effects of Attention Bias Modification training depend on Working Memory capacity for social anxiety symptoms? *Korean Journal of Clinical Psychology, 39*, 242-256.

Jeon, H. J., & Lee, H. J. (2017). The self and other representations and self-focus attributes of college students with social anxiety with concerns for offending others. *Clinical Psychology in Korea: Research and Practice, 3*, 67-94.

Johnson, M. K., Hashtroudi, S., & Lindsay, D. S. (1993). Source monitoring. *Psychological Bulletin, 114*, 3.

Kalenzaga, S., & Jouhaud, V. (2018). The self-reference effect in memory: An implicit way to assess affective self-representations in social anxiety. *Memory, 26*, 894-903.

Kashdan, T. B. (2007). Social anxiety spectrum and diminished positive experiences:Theoretical synthesis and meta-analysis. *Clinical Psychology Review 27*, 348-365.

Kim, J. Y., Lee, H. J., & Park, S. J. (2018). The relationship between negative interpretation of positive evaluation and social anxiety. *Clinical Psychology in Korea: Research and Practice, 4*, 157-186.

Kim, H. K., Ahn, J. K., & Kwon, J. H. (2015). Do images of the self affect the retrieval of autobiographical memories? *Clinical Pychology in Korea: Research and Practice, 1*, 21-41.

Kim, M. J., & Cho, H. J. (2015). Cognitive processes of the social anxiety group after Social Performance Anxiety: degree of Post-event processing. *The Korean Journal of Health Psychology, 20*, 329-346.

Kim, K. M., & Yi, D. J. (2010). Self-positivity bias in self-referential source memory. *The Korean Journal of Social and Personality Psychology, 24*, 47-61.

Koo, H. J., & Kwon, J. H. (2015). Attentional bias in social anxiety : Differential effect of threat-induced engagement, disengagement and avoidance. *Korean Journal of Clinical Psychology, 34*, 707-746.

Koo, K. S., & Koo, H. J. (2019). The relationship between Internalized Shame and social anxiety: The mediating effects of Interpretation Bias of positive social events. *Cognitive Behavior Therapy in Korea, 19*, 505-524.

Schlenker, B. R., & Leary, M. R. (1982). Social anxiety and self-presentation: A conceptualization model. *Psychological Bulletin, 92*, 641-669.

LeDoux, J. E. (2000). Emotion circuits in the brain. *Annual Review of Neuroscience, 23*, 155-184.

Lee, J. Y., & Choi, J. H. (1997). A study of the reliability and the validity of the Korean versions of Social Phobia Scales (K-SAD, K-FNE). *Korean Journal of Clinical Psychology, 16*, 251-264.

Lee, J. D., & Lee, H. J. (2017a). Differences in Source-monitoring task performance based on levels of negative automatic thoughts.

https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001

Korean Journal of Clinical Psychology, 36, 630-641.

Lee, J. D., & Lee, H. J. (2017b). An overview of Source monitoring: Concept, assessment, and Schema Bias. *Korean Journal of Psychology: General, 36*, 397-420.

LeMoult, J., & Joormann, J. (2012). Attention and Memory Biases in social anxiety disorder: The role of comorbid depression. *Cognitive Therapy and Research, 36*, 47-57.

Libby, L. K., & Eibach, R. P. (2002). Looking back in time: self-concept change affects visual perspective in autobiographical memory. *Journal of Personality and Social Psychology, 82*, 167.

Mansell, W., & Clark, D. M. (1999). How do I appear to others? Social anxiety and processing of the observable self. *Behaviour research and therapy, 37*, 419-434.

Mansell, W., Clark, D. M., Ehlers, A., & Chen, Y. P. (1999). Social anxiety and attention away from emotional faces. *Cognition & Emotion, 13*, 673-690.

Mitte, K. (2008). Memory bias for threatening information in anxiety and anxiety disorders: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin, 134*, 886.

Mogg, K., Philippot, P., & Bradley, B. P. (2004). Selective attention to angry faces in clinical social phobia. *Journal of Abnormal Psychology, 113*, 160.

Moriya, J., & Tanno, Y. (2007). Attentional disengagement from socially threatening stimuli in social anxiety. *The Japanese Journal of Cognitive Psychology, 4*, 123-131.

Oh, K. J., & Yang, Y. R., (2003). Psychological mechanism associated with the development and maintenance of social anxiety in adolescence 2: A 6 month follow-up study. *Korean Journal of Clinical Psychology, 22*, 577-597.

Pilkonis, P. A., & Zimbardo, P. G. (1979). The personal and social dynamics of shyness. *Emotions in Personality and Psychopathology*, 131-160.

Pishyar, R., Harris, L. M., & Menzies, R. G. (2004). Attentional bias for words and faces in social anxiety. *Anxiety, Stress & Coping, 1*, 23-36.

Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*, 385-401.

Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behaviour Research and Therapy, 35*, 741-756.

Rodebaugh, T. L. (2009). Social phobia and perceived friendship quality. *Journal of Anxiety Disorders, 23*, 872-878.

Sanz, J. (1996). Memory biases in social anxiety and depression. *Cognition & Emotion, 10*, 87-106.

Shin, M. H., & Hyun, M. H. (2007). Time-course of attentional bias for threatening stimulus in Anxiety-prone individual. *Korean Journal of Psychology: General, 26*, 207-223.

Silvia, P. J., Allan, W. D., Beauchamp, D. L., Maschauer, E. L., & Workman, J. O. (2006). Biased recognition of happy facial expressions in social anxiety. *Journal of Social and Clinical Psychology, 25*, 585-602.

Sim, H. J., & Kweon, H. S., (2013). The relation between childhood interpersonal trauma exposure and social anxiety in college students: The mediating effect of internalized shames. *Korea Journal of Counseling, 14*, 3709-3722.

Taylor, S. E., Lerner, J. S., Sherman, D. K., Sage, R. M., & McDowell, N. K. (2003). Portrait of the self-enhancer: Well adjusted and well liked or maladjusted and friendless? *Journal of Personality and Social Psychology, 84*, 165.

Vassilopoulos, S. P. (2005). Social anxiety and the vigilance-avoidance pattern of attentional processing. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy, 33*, 13.

Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 33*, 448.

Weeks, J. W. (2010). The disqualification of positive social outcomes scale: A novel assessment of a long-recognized cognitive tendency in social anxiety disorder. *Journal of Anxiety Disorders, 24*, 856-865.

Weeks, J. W., Heimberg, R. G., Rodebaugh, T. L., & Norton, P. J. (2008). Exploring the relationship between fear of positive evaluation and social anxiety. *Journal of Anxiety Disorders, 22*, 386-400.

Yeung, R. C., & Fernandes, M. A. (2019). Social anxiety enhances recognition of task-irrelevant threat words. *Acta Psychologica, 194*, 69-76.

Yoon, H. Y., & Kwon, J. H. (2013). The efficacy of cognitive behavior therapy for social anxiety disorder:changes in the attentional bias and the implicit self-esteem. *Cognitive Behavior Therapy in Korea, 13*, 211-234.

Young, J. E. (1990). Cognitive therapy for personality disorders: A schema-focused approach. Sarasota. FL: Professional Resource Exchange, Inc.

국문초록

초기 성인기 사회불안 수준에 따른 자기 참조적 주의편향 및 기억편향에서의 차이

김다선[1,2] · 이종선[2]

[1]연세대학교 의과대학 세브란스병원 소아심리실, [2]강원대학교 심리학과

본 연구에서는 자기 참조적 주의편향과 기억편향이 사회불안 수준에 따라 차이를 보이는지 살펴보았다. 성인 참가자 110명은 고사회불안, 중간사회불안, 저사회불안, 건강 집단으로 구분되었다. 주의편향은 공간단서과제, 기억편향은 출처감찰과제를 사용하여 탐색되었다. 과제의 자극 참조조건은 나, 타인이 보는 나 및 타인의 세 대상을 제시하였다 주의편향은 연구의 관심에 따라 후기 주의 과정의 주의 탈개입 편향 점수(DBS)를 사용했다. 기억편향은 출처감찰 패러다임 수식 중 학습 단어 출처 판단 정확 능력을 측정하는 출처변별 정확률(CSIM)과 비학습 단어의 출처 추측을 측정한 추측 지표(g)를 사용했다. 그 결과, 고사회불안 집단은 건강 집단과 달리 타인이 보는 나 참조조건에서 부정 자극으로부터 주의 탈개입에 어려움을 보였다. 기억편향에서는 중간사회불안 집단이 건강 집단보다 타인 참조조건의 긍정 자극에 대한 출처 변별 정확률이 높게 나타났다(CSIM). 이는 해당 자극에서 주의 회피 경향을 보였던 건강 집단과 달리 중간사회불안 집단은 어떠한 주의편향도 나타내지 않았던 결과를 반영하는 것임을 시사한다. 자기 참조조건을 도입하여 사회불안 집단의 주의와 기억 처리 과정의 관계에 대한 본 연구 결과의 임상적 의의를 논의하였다.

주요어: 사회불안, 자기 참조적 주의편향, 자기 참조적 기억편향, 공간단서과제, 출처감찰과제

https://doi.org/10.15842/kjcp.2021.40.2.001

Supplementary Materials 1. *Response Frequency of MPT for Each Reference Condition*

Reference	Response			
	A	B	C	N
A	Y_{AA}	Y_{AB}	Y_{AC}	Y_{AN}
B	Y_{BA}	Y_{BB}	Y_{BC}	Y_{BN}
C	Y_{CA}	Y_{CB}	Y_{CC}	Y_{CN}
N	Y_{NA}	Y_{NB}	Y_{NC}	Y_{NN}

Note. MPT = Multinomial process tree model of source monitoring; A = Self-reference; B = Self by others-reference; C = Other-reference.

Supplementary Materials 2. *Formula of CSIM and g for Each Reference Condition*

$CSIM_A$	=	$\frac{Y_{AA}}{Y_{AA} + Y_{AB} + Y_{AC}}$	CSIM of A	(1)
$CSIM_B$	=	$\frac{Y_{BB}}{Y_{BB} + Y_{BA} + Y_{BC}}$	CSIM of B	(2)
$CSIM_C$	=	$\frac{Y_{CC}}{Y_{CC} + Y_{CA} + Y_{CB}}$	CSIM of C	(3)
ACSIM	=	$\frac{\frac{Y_{AA}}{Y_{AA}+Y_{AB}+Y_{AC}}+\frac{Y_{BB}}{Y_{BB}+Y_{BA}+Y_{BC}}+\frac{Y_{CC}}{Y_{CC}+Y_{CA}+Y_{CB}}}{3}$	Average of CSIMs	(4)
g_A	=	$\frac{Y_{NA}}{Y_{NA} + Y_{NB} + Y_{NC} + Y_{NN}}$	g of A	(5)
g_B	=	$\frac{Y_{NB}}{Y_{NA} + Y_{NB} + Y_{NC} + Y_{NN}}$	g of B	(6)
g_C	=	$\frac{Y_{NC}}{Y_{NA} + Y_{NB} + Y_{NC} + Y_{NN}}$	g of C	(7)

Note. CSIM = Single-Source Conditional Source Identification Measure; ACSIM = Average of Single-Source Conditional Source Identification Measure; g = Probability of Guessing; A = Self-reference; B = Self by others-reference; C = Other-reference.