

사회불안성향자의 자기관련정보에 대한 주의 폭: 긍정정서의 확장효과를 중심으로*

이 지 현

계명대학교 심리학과 석사 졸업생

윤 혜 영[†]

계명대학교 심리학과 부교수

본 연구에서는 사회불안성향자들을 대상으로 긍정기분을 유도하는 상황에서 자기관련정보에 대한 주의 폭의 변화를 검증하고자 하였다. 대학생 253명을 대상으로 사회적 회피 및 불편감 척도(SADS)를 실시하여 사회불안집단($n = 37$)과 통제집단($n = 35$)을 선별하였다. 모든 참가자들은 긍정기분유도조건과 중립기분유도조건 중 하나에 무작위로 할당되었다. 자서전적 기억을 사용한 기분유도절차 이후에 참가자들의 주의 폭 변화를 확인하기 위하여 Bosmans, Braet, Koster와 De Raedt(2009)이 고안한 수정된 주의 폭 과제를 실시하였다. 자기관련정보인식정확률과 주의 폭 과제에서 산출된 주의 폭 지수를 종속변인으로 하여 집단, 자극, 기분유도조건에 대한 삼원혼합변량분석을 실시하였다. 분석 결과, 통제집단의 경우 긍정기분유도조건에서 자기관련정보와 비자기관련정보 모두에서 주의 폭이 확장되었다. 그러나 사회불안집단의 경우 기분유도조건과 상관없이 자기관련정보인식정확률이 유의하게 높게 나타났으며, 긍정기분을 유도하더라도 주의 폭은 확장되지 않았다. 마지막으로 본 연구의 제한점과 후속 연구를 제언을 논의하였다.

주요어 : 사회불안, 수정된 주의 폭 과제, 기분유도절차, 긍정기분, 자기관련정보

* 본 논문은 제 1저자의 석사학위 논문을 수정 및 보완한 것으로, 일부 내용은 2017년 한국심리학회 연차 학술대회에서 포스터로 발표되었음.

† 교신저자(Corresponding Author) : 윤혜영 / 계명대학교 심리학과 부교수 / (42601) 대구 달서구 달구벌대로 1035 / Tel : 053-580-5498 / E-mail : hoggert1@kmu.ac.kr

우리는 타인과 함께 식사를 하거나 대화를 나누는 일상적인 상황뿐만 아니라 타인의 앞에서 발표를 하거나 수행하는 여러 가지 사회적 상황에 빈번하게 노출된다. 이러한 상황에서 일반 사람들은 보통 경미한 불안, 긴장감 및 두려움을 경험할 수 있으나 사회불안을 가진 개인들은 극심한 불안감과 두려움을 경험하고 그 상황을 회피하고자 한다. 이를 정신장애 진단 및 통계 편람 5판(diagnostic and statistical manual of mental disorders, 5th edition: DSM-5, American Psychiatric Association, 2013)에서는 사회불안장애로 명명하고 있다. 또한 사회불안장애를 지닌 개인들은 우울이나 물질 사용 장애와 같은 이차적인 문제에 상당히 취약하다고 알려져 있다(Fehm, Beesdo, Jacobi, & Fiedler, 2008; Xu et al., 2012).

이에 많은 연구자들은 사회불안장애의 원인과 결과, 증상, 유지 요인 등을 오랜 시간 동안 연구해 왔다(Acarturk, Cuijpers, Van Straten, & De Graaf, 2009; Lépine & Pelissolo, 2000; Mayo-Wilson et al., 2014; Wersebe, Sijbrandij, & Cuijpers, 2013). 그 중에서 Ingram(1990)은 과도한 자기초점적 주의가 사회불안장애에서 상당히 역기능적인 역할을 한다고 주장하였다. 이와 더불어 Clark과 Wells(1995) 역시 사회불안장애의 발생과 유지에 관한 인지적 모델에서 사회불안을 유지시키는데 자기초점적 주의가 주요한 역할을 한다고 제안한 바 있다. 이러한 이론들을 바탕으로 많은 연구들은 사회불안과 자기초점적 주의의 관계를 검증하고자 하였고, 몇몇 연구들은 사회불안을 가진 개인들이 타인에게 평가받는 상황에서 자기초점적 주의가 상당히 증가됨을 검증하였다(Bögels & Lamers, 2002; Mansell, Clark, & Ehlers, 2003; Mansell, Ehlers, Clark, & Chen, 2002; Woody,

Chambless, & Glass, 1997). 또 다른 메타 분석 연구는 자기초점적 주의의 감소가 사회불안 증상의 완화와 관련이 있음을 밝혀냈고 자기초점적 주의가 부정정서와 강한 관련성이 있음을 제안하였다(Mor & Winquist, 2002; Woody et al., 1997).

이와 더불어 주의 네트워크를 사용한 연구에서는 사회불안자들의 기본적인 주의 처리 과정에서 정향주의(orienting)에 결함이 있음을 제안하였고, 이에 일상생활에서도 위협적인 자극을 더 빠르게 탐지하고 주의를 쉽게 전환하지 못하는 주의처리과정의 결함이 있음을 밝혀내었다. 이러한 사회불안자의 주의 경향성과 관련이 있는 개념 중 하나가 ‘주의 폭(Attentional Breadth)’이다(Mor & Winquist, 2002; Schultz & Heimberg, 2008). 주의 폭이란, 지각되고 처리되는 정보의 양을 결정하고 모니터링 기능을 하는 것으로 정의될 수 있는데, 특히 사회불안이 높은 사람들의 경우 부정적인 사회적 단서가 제시될 때에 주의 폭이 큰 폭으로 줄어든다고 알려져 있다(Kasof, 1997; Yoon, Vidaurri, Joormann, & De Raedt, 2015). 특히 사회불안자들은 좁고 초점화된 주의로 인해 주의 폭 과제에서 원거리 자극에 대한 탐지율이 감소되는 등 시공간축면에서 경계 처리 모드가 촉진되는 경향이 있다(Yoon et al., 2015).

한편, 주의 폭은 자극의 속성, 동기 수준 및 각성 수준에 따라 변화될 수 있으며 주의 폭의 변화는 단순히 주의 과정에 영향을 끼치는 것을 넘어 전반적인 인지처리 과정에 영향을 주는 것으로 알려져 있다(Derryberry & Reed, 2003; Gable & Harmon-Jones, 2010; Grol & De Raedt, 2014). 이러한 다양한 요인들 중에서도 자극의 속성 자체가 주의 폭에 영향을 줄

수 있음을 밝힌 여러 가지 연구들이 있다. Johnson, Waugh와 Fredrickson(2010)은 듀센 미소를 더 높은 빈도로 본 개인들이 Posner(1980)에 의해 고안된 사전단서과제(covert attentional orienting)에서 주의가 주어질 위치에서 탈개입하는 능력과 정적인 관련이 있는 것을 발견하여 주의의 유연성이 더욱 높게 측정됨을 증명하였다. 아울러 박선희와 박태진(2011)은 자극의 속성(슬픔, 중립, 긍정)에 따른 시각적 주의 폭의 변화를 살펴보았다. 연구결과 긍정 자극이 제시되는 경우 주의 폭이 확장되는 반면 부정자극이 제시될 때에는 주의 폭이 축소되어 정서가에 따라 주의 폭이 변화될 수 있음을 검증하였다. 이와 더불어 Whitmer와 Gotlib(2013)은 반추적 사고가 증가된 자기초점적 주의와 관련되며 자기관련정보에 대한 편향된 주의를 야기할 수 있다고 제안하였다. 이를 바탕으로 Grol, Hertel, Koster와 De Raedt(2015)는 반추사고 시나리오를 통해 부정적 사건을 반추적으로 사고하도록 유도된 집단이 자기관련정보와 관련된 자극에 대해 주의 폭이 축소됨을 밝혔다.

주의 폭에 영향을 미치는 주요한 요인 중 하나는 정서이다. Fredrickson(1998, 2000)이 제안한 정서의 확장 및 수립 이론(broaden and build theory)에 따르면, 부정정서와 긍정정서는 인지와 정신생리학적 요인에 영향을 줄 뿐 아니라 정보처리 및 행동 과정에서 기능적 차이가 존재한다. 구체적으로 살펴보면, 긍정정서는 주의를 확장시키는 것뿐만 아니라 다양한 사고 및 행동 레퍼토리를 생산할 수 있게 한다. 이에 반해 부정정서는 주의 폭을 좁혀 외부 정보를 더 깊고 정교하게 처리할 수 있게 하지만, 표적 자극에서 주의를 전환하거나 탈개입하는 것을 어렵게 한다(박선희, 박태진,

2012; Grol, Koster, Bruyneel, & De Raedt, 2014; Fredrickson & Branigan, 2005; Gotlib & Joormann, 2010). 이러한 부정정서의 축소 효과를 검증한 대부분의 연구에 따르면 긍정정서는 작업 기억 능력을 향상시키는 반면 부정정서는 작업 기억 능력의 손상을 예측한다는 사실이 제안되었다(Curci, Lanciano, Soleti, & Rimé, 2013; Moran, 2016; Storbeck & Maswood, 2016). 예를 들어, Guo 등(2020)은 참가자들에게 특정한 동작 움직임(biological motion)을 암기하게 한 이후 음악을 듣고 자서전적 기억을 회상하게 하여 부정정서를 유발시켰을 때 중립 또는 긍정정서가 유발되었을 때보다 작업기억의 용량이 감소하여 회상과제에서 더 적은 정보를 재인했음을 실험적으로 증명하였다.

이와 더불어 긍정정서의 확장 효과를 검증하기 위해 다양한 실험패러다임을 사용한 많은 연구들이 수행되어왔다. 예를 들어 국지형태로 구성된 전역형태의 복합패턴을 제시하여 전역형태와 국지형태를 변별하는 반응시간을 통해 주의 범위를 측정하는 전역/국지처리 과제를 사용한 연구들은 자극의 전체 또는 통합적으로 처리하는 전역처리 과정이 자극의 세부적이고 부분적인 것을 처리하는 국지처리 과정에 비해 긍정기분과 더 많은 관련성이 있다는 사실을 증명했다(Hanif & Fenske, 2020; Ji, Yap, Best, & McGeorge, 2019). 또한, Alexopoulos, Muller, Ric과 Marendaz(2012)은 개인의 이름을 자극을 설정하여 자기관련정보가 주의에 미치는 영향을 검증하였고, 연구결과 자기관련정보가 제시될 때에 주의가 자동적으로 포획되었다. 이를 바탕으로 유도된 정서 상태와 자기관련정보 사이의 상호작용을 검증한 연구가 수행되었고, 결과적으로 긍정정서를 유도했을 때 자기관련정보를 제시하더라도 주의 폭이

확장되었음을 확인할 수 있었다(Grol & De Raedt, 2014). 상기의 연구결과들을 종합해보면, 다양한 요인들이 단독적으로 주의 폭에 영향을 미칠 수 있지만, 서로 상호작용하여 주의 폭을 변화시킬 수 있을 것이라 여겨진다.

뿐만 아니라 자극의 속성이나 유도된 정서 상태 이외에 불안이나 우울과 같은 개인의 정신건강 상태 역시 주의 폭의 변화에 영향을 미친다(Basso, Scheff, Ris, & Dember, 1996). 예를 들어, 불안장애 및 우울장애를 대상으로 진행된 연구결과에 따르면, 정서장애를 가진 개인들은 그렇지 않은 개인들에 비해 주의 폭이 협소하다는 사실이 증명되었다(Grol & De Raedt, 2014; Najmi, Kuckertz, & Amir, 2012). 특히 Wang, Mo와 Fang(2020)은 정서장애와 관련된 주의 과정의 결함에 대한 기전을 실험적으로 증명하였다. 그 결과, 사회불안장애를 가진 개인들의 경우 자극에서 주의자극에 대한 탈개입의 어려움으로 주의 폭이 협소해지는 반면, 우울장애를 가진 개인들은 주의 자원을 분배하고 이를 전반적으로 관리하는 실행기능의 어려움이 있었다. 그러나 정서장애가 있음에도 불구하고, 긍정정서를 유도하는 경우 전역 처리과정이 이루어져 주의 폭이 확장될 수 있음을 검증한 연구도 존재한다. 국내에서 우울집단을 대상으로 하여 긍정정서의 확장 효과를 검증한 연구를 살펴보면, 긍정정서를 유도하는 경우 우울집단이 통제집단과 유사하게 전역처리가 가능하였다(Leem, Lee, & Chang, 2016).

이러한 연구결과는 정서장애를 가진 개인들도 긍정정서를 유도한다면 주의 폭이 확장될 가능성이 있음을 제안하고 있으나 자기초점적 주의 특성을 가진 사회불안자들을 대상으로 이를 실험적으로 검증한 연구는 부족한 실정

이다. 이에 본 연구에서는 사회불안성향자의 주요한 인지적 특성 중 하나인 자기초점적 주의를 고려하여, 각 참가자들에게 자기관련정보와 비자기관련정보를 제시하고 사회불안의 특징적인 주의 폭 양상을 살펴보았다. 이와 동시에 실험적 처치를 통해 긍정기분을 유도한 후 주의 폭이 확장될 수 있는지 알아보고자 하였다. 이를 위해 본 연구에서는 자기관련정보와 비자기관련정보를 중심 자극으로 설정하여 Bosmans 등(2009)이 제안한 수정된 주의 폭 과제를 수행하도록 하였다. 또한 심상을 활용한 기분유도절차를 사용하여 긍정적 기분 변화가 사회불안성향자의 주의 폭을 변화시킬 수 있는지 확인하고자 하였다. 심상을 활용한 기분유도절차의 경우, 자선적 기억을 회상하는 절차를 사용하였는데, 이는 여러 선행 연구들에서 긍정 및 중립기분을 성공적으로 유도시킨 절차로 알려져 있다(Grol & De Raedt, 2014; Yoon et al., 2015). 종합하면 본 연구에서는 수정된 주의 폭 과제를 사용하여 긍정기분의 유도가 집단(통제집단 vs. 사회불안 집단)과 자극의 속성(자기관련정보 vs. 비자기관련정보)에 따라 주의 폭 확장에 미치는 영향이 다른지를 검증하고자 하였다.

방 법

연구대상

지방 소재 사립대학교에 재학 중인 253명에게 사회불안증상을 측정하는 한국판 사회적 회피 및 불편감 척도(Social Avoidance and Distress Scale: 이하 SADS)을 실시하였다. 그 중에서 1표준편차 이상의 점수를 보이는 참가자

를 사회불안집단으로 선별하였고, 이와 같은 선별 기준에 해당하지 않는 학생들은 통제집단으로 선정하였다. 사회불안집단과 통제집단 모두 실험실에 방문한 순서에 따라 무작위로 긍정정서유도조건과 중립정서유도조건에 할당하였다. 사회불안집단의 경우 긍정기분유도집단 25명, 중립기분유도집단 25명이었으며, 통제집단의 경우 긍정기분유도집단 20명, 중립기분유도집단이 20명으로 총 90명의 참가자가 선별되었다.

주의 폭 과제에서 제시된 동심원의 위치를 정확하게 맞춘 비율인 위치확인정확률(proportion of correctly localized targeting stimuli)에서 2표준편차 이상 차이가 나는 참가자는 분석에서 제외하였고 이에 따라 근거리 과제에서 7명, 원거리 과제에서 3명의 참가자가 제거되었다. 또한 기분유도절차에서 중립기분을 유도했을 때, PANAS 긍정 점수가 증가된 참가자 3명과 긍정 기분을 유도했을 때 PANAS 긍정 점수의 변화가 나타나지 않았거나 PANAS 긍정 점수가 오히려 감소된 참여자 5명의 경우에도 실험적 처치가 제대로 이루어지지 않았다고 판단하여 분석에서 제외되어 최종적으로 72명의 자료가 분석에 사용되었다.

측정도구

사회적 회피 및 불편감 척도

본 연구에서는 참가자들의 사회불안 수준을 측정하기 위해 Watson과 Friend(1969)에 의해 개발된 척도를 이정윤과 최정훈(1997)이 번안한 한국판 사회적 회피 및 불편감 척도(Social Avoidance and Distress Scale: 이하 SADS)를 사용하였다. 질문지는 총 28문항으로 구성되어 있

고, 점수가 높을수록 사회적 불편감이 높다는 것을 의미한다. 이정윤과 최정훈(1997)의 논문에서 대학생 집단의 Cronbach's α 는 .93이었고 본 연구에서는 Cronbach's α .94이었다.

부정적 평가에 대한 두려움 척도

본 연구에서는 사회불안자의 부정적 평가에 대한 두려움을 확인하기 위해 Watson과 Friend(1969)가 제작하고 Leary(1983)가 원 척도의 전체 점수와 .50이상의 상관이 있는 문항들만 뽑아 제작한 부정적 평가에 대한 두려움 척도 단축형(The Brief Version of the Fear of Negative Evaluation Scale: 이하 B-FNE)을 사용하였다. 본 연구에서는 이정윤과 최정훈(1997)이 번안한 척도를 사용하였다. 질문지는 총 12문항으로 구성되어 있으며 높은 점수를 받을수록 대인 관계에서 부정적 평가에 대한 두려움이 크다는 것을 나타낸다. 이정윤과 최정훈(1997)이 보고한 대학생 집단의 Cronbach's α 는 .92이었고 본 연구의 Cronbach's α 는 .93이었다.

한국판 역학연구센터 우울증 척도

본 연구에서는 참가자들의 우울수준을 확인하기 위하여 Radloff(1977)가 제작한 역학연구센터 우울증 척도(the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale: 이하 CES-D)를 전경구, 최상진, 양병창(2001)이 표준화한 한국판 역학연구센터 우울증 척도를 사용하였다. 질문지는 총 20문항으로 구성되어 있고, 척도의 점수가 높을수록 주관적 우울감의 정도가 심각함을 의미한다. 전경구 등(2001)의 연구에서 Cronbach's α 는 .91이었고, 본 연구에서 Cronbach's α 는 .91이었다.

자기초점적 주의 성향 척도

본 연구에서는 사회불안집단의 자기초점적 주의 성향을 확인하기 위해 권석만과 이지영(2005)이 개발한 자기초점적 주의 성향 척도(Scale for Dispositional Self-focused Attention in Social situation: 이하 SDSAS)를 사용하였다. 이 척도는 ‘일반적 자기초점적 주의 성향’과 ‘자기몰입’의 두 가지 하위 척도로 구분되는데, 일반적 자기초점적 주의(Scale for Dispositional Self-focused Attention in Social situation-flow, SDSASN)는 자신에게 주의를 기울이는 정도를 측정하며, 자기몰입(Scale for Dispositional Self-focused Attention in Social situation-flow, SDSASF)은 자신의 특정 측면에 주의를 과도하게 계속해서 기울이며 자신의 다른 측면이나 외부에 주의를 쉽게 돌리기 어려운 성향을 측정한다. 권석만과 이지영(2005)의 연구에서 각 하위 척도의 Cronbach's α 는 .94, .74이었고 본 연구에서는 각각 .93, .83이었다.

수정된 한국판 정적정서 및 부정적정서 척도

본 연구에서는 기분유도절차 전후로 참가자들의 기분변화를 측정하기 위해 Watson, Clark과 Tellegen(1988)이 고안한 정적정서 및 부정적정서 척도(The Positive Affect and Negative Affect Schedule: 이하 PANAS)를 박홍성과 이정미(2016)가 타당화한 수정된 한국판 정적정서 및 부정적정서 척도(PANAS-Revised)를 사용하였다. 본 연구의 경우, 긍정기분유도절차 이후 정서변화를 확인하는 것이 목적이었으므로, 정적정서를 측정하는 10 문항만을 사용하였다. 이 척도의 점수가 높을수록 정적정서를 더 많이 경험함을 의미한다. 박홍성과 이정미(2016)의 논문에서 Cronbach's α 는 .86이었고, 본 연구에서 정적정서 Cronbach's α 는 .83이었다.

실험재료

기분유도절차

참가자들의 기분변화를 유도하기 위해 선행 연구에서 사용한 자서전적 기억을 활용한 기분유도절차를 사용하였다(Grol & Raedt, 2014). 참가자들은 약 1분간 자신의 눈으로 상황을 보는 장 관점(예: 1인칭 관점)으로 심상을 떠올리는 연습과제를 수행한 후 할당된 조건의 기분유도절차를 약 5분간 수행하였다(Holmes, Coughtrey, & Connor, 2008). 선행연구와 같이 긍정기분유도절차에서는 Mike Oldfield의 “Music of the spheres” track 2, 3, 5, 6을, 중립기분유도절차에서는 Chopin의 “Waltzes Nos. 11, 12”를 이어폰으로 들려주어 기분을 유도하였다. 긍정기분유도조건의 경우 “지금부터는 1주일 이전에 있었던 즐거운 일을 기억하시면 됩니다. 00씨가 지금 가장 행복할 수 있는 기억이어야 합니다. 자신의 눈으로 상황을 본다고 생각해 보세요. 어떤 것을 볼 수 있나요?”라고 질문하였으며, 중립기분유도조건의 경우 “지금부터는 1주일 이전에 있었던 아무런 감정도 느껴지지 않는 일을 기억하시면 됩니다. 00씨의 기분을 좋게 하거나 나쁘게 하지 않는 기억이어야 합니다.”라고 지시하였다. 두 조건 모두 기억이 떠오른 후 자신의 눈으로 상황을 본다고 생각한 후, 신체적 감각이나 감정에 대해 이야기하도록 지시하였다.

측정과제

주의 폭 과제

본 연구에서는 주의 폭을 측정하기 위해 Bosmans 등(2009)이 고안한 주의 폭 과제(attentional breadth task)를 사용하였다. 최근 주

의 폭 연구에서 사용되어 온 수정된 주의 폭 과제에의 경우 중심 자극과 주변 자극이 동시에 제시되는 이중 과제로, 과제 수행 시 참가자들이 과제가 어떤 것을 측정하는지 알기 어렵기 때문에 비교적 암묵적으로 주의 폭을 측정할 수 있다(Grol et al., 2014). 아울러 자극의 속성을 자기관련정보와 비자기관련정보로 설정하였는데, Nuttin(1985)이 제안한 이름 효과를 바탕으로 하여 자기관련정보를 참가자의 이름으로 설정하였고, 비자기관련정보는 여성에게는 ‘서윤’, 남성에게는 ‘민준’이라는 이름을 제시하였다. 이는 대법원가족관계등록 시스템을 참고하여 선정했는데, 2016년도에 가장 많이 작명된 이름으로 20대인 대학생들에게 비교적 덜 친숙한 이름이라고 판단하여 비자기관련정보로 설정하였다.

주의 폭 과제는 다음과 같이 제작되었다. 매 시행마다 ‘준비’ 메시지가 검은 화면 중간에 제시된 후 참가자가 준비가 되면 자판을 눌러 과제 화면으로 넘어가게 된다. 이후 중심 자

극 주변으로는 2cm지름의 회색 동심원 16개가 제시된다. 근거리에 위치한 8개의 동심원은 중심 자극으로부터 4.5cm 떨어져 있고, 원거리에 위치한 8개의 동심원은 중심 자극으로부터 11.2cm 떨어져서 제시된다. 즉, 감지 가능한 8방위의 축 중 하나에 두 쌍(근거리, 원거리)의 회색 점이 16개 배열된다. 그 다음으로 화면 중앙에 참가자 자신의 이름 혹은 비자기관련 이름(서윤/민준)이 제시된다. 이와 동시에 16개의 동심원 중 하나에 표적이 되는 지름 1.3cm의 검은색 원이 68ms동안 제시된다. 이후 참가자들에게 자기관련 이름과 비자기관련 이름 중 무엇을 보았는지 선택하는 과제(정보인식 과제)를 실시하게 되며, 마지막으로 검은색 원의 위치를 숫자로 맞추는 위치확인 과제를 실시하게 된다.

본 연구에서는 안구의 단속적 눈 움직임을 고려하여, 모든 자극의 제시 시간은 68ms로 고정하였다(Ball, beard, Roenker, Miller, & Griggs, 1988). 각각 96건의 시행으로 구성된 2개의 블

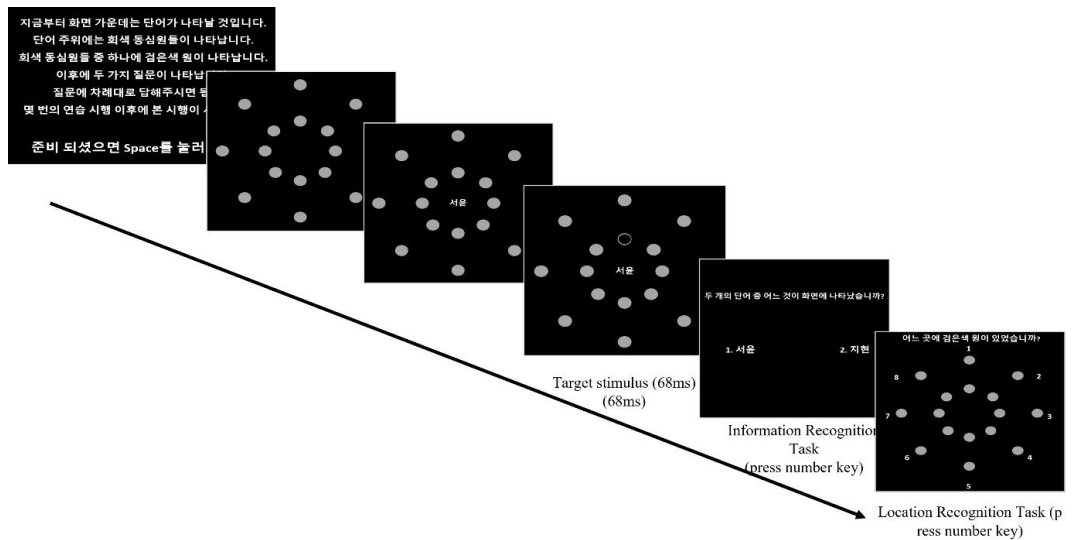


그림 1. 주의 폭 과제

록으로 무작위 제시되었으며, 약 20분간 총 192건의 시행이 실시되었다. 본 연구에서 사용한 주의 폭 과제 절차를 그림 1에 도식화하였다.

정보인식정확률 및 주의 폭 지수 산출

본 연구에서는 자기관련정보 및 비자기관련 정보에 대한 정보인식정확률을 산출하기 위하여 정보인식과제에서 참가자 자신의 이름과 비자기관련 이름(서운/민준)을 구분하여, 각 자극을 제대로 판단한 경우 1, 잘못 판단한 경우 0으로 총점을 합산한 후 시행수로 나누어 계산하였다. 1에 가까울수록 제시된 정보를 보다 정확하게 인식했음을 의미한다.

또한 주의 폭의 확장 및 축소를 검증하기 위해 Bosmans(2009)등이 제안한 주의 폭 지수를 사용하였다. 주의 폭 지수는 근거리 위치 확인정확률에서 원거리 위치확인정확률을 빼 값으로 산출되었다. 주의 폭 지수가 높게 나타날수록 주의 폭이 축소됨을 의미하고, 반대로 주의 폭 지수가 낮을수록 주의 폭이 확장되었음을 의미한다.

연구절차

실험참가자로 선정된 사회불안집단과 통제 집단은 실험실에서 할당된 조건에 따라 음악을 듣고 심상을 사용한 기분유도절차를 실시하였다. 조작점검을 위해 기분유도절차 전후로 기분변화를 확인할 수 있는 PANAS척도를 실시하였으며, 이후 참가자는 진행자의 지시에 따라 약 15분간 주의 폭 과제를 실시하였다. 마지막으로 연구목적과 주제를 설명하는 디브리핑 과정을 가졌다.

통계분석

참가자들의 인구통계학적 특성과 사전검사 및 기분 상태의 동질성을 검증하기 위해 χ^2 검증과 F 검증을 실시하였고, 기분 유도 절차를 통한 기분 변화가 집단 별로 차이가 있었는지 확인하기 위해 집단과 기분유도조건을 피험자 간 요인으로, 시기를 피험자 내 요인으로 설정하고 PANAS 긍정척도 값을 종속변인으로 하여 $2 \times 2 \times 2$ 삼원혼합변량분석을 실시하였다. 또한 자기관련정보인식정확률과 주의 폭 지수를 종속변인으로 설정하고 집단과 기분유도조건을 피험자 간 요인으로, 자극의 속성을 피험자 내 요인으로 하여 $2 \times 2 \times 2$ 삼원혼합변량분석을 실시하였다. 상호작용 효과가 발생했을 경우, 단순주효과분석을 실시하였다.

결 과

집단 간 사전 동질성 검증

집단 별로 참가자들의 인구통계학적 특성과 사전검사 설문지에서 차이를 확인하기 위해 χ^2 검증 및 F 검증을 실시하고 그 결과를 표 1에 제시하였다. 통제집단과 사회불안집단의 성별 및 연령 차이는 통계적으로 유의하지 않았으나, $\chi^2(1, N = 72) = .14, ns$; $F(1, 68) = .73, ns$. 사회불안(SADS)과 부정적 평가에 대한 두려움(B-FNE), 우울 수준(CES-D)에서 유의한 차이를 나타냈다, $F(3, 72) = 48.49, p < .001$, $F(3, 68) = 48.42, p < .001$, $F(3, 68) = 18.79, p < .001$. 일반적인 자기초점주의(SDSASN)에서는 통제집단과 사회불안집단의 차이가 없었으나, $F(3, 68) = .23, ns$, 자기몰입(SDSASF)에서는

표 1. 집단 간 연령 및 사전검사 점수에 대한 동질성 검증

	통제집단		사회불안집단		F/χ^2	Sbeffe
	1. 중립기분 (n=19)	2. 긍정기분 (n=16)	3. 중립기분 (n=18)	4. 긍정기분 (n=19)		
성별 ^a (M:F)	9:10	3:13	4:14	3:16	0.14	1=2=3=4
나이 ^b	21.32 (2.54)	20.06 (1.65)	20.17 (5.20)	20.79 (1.78)	0.12	1=2=3=4
SADS ^b	71.37 (12.20)	70.75 (9.65)	104.45 (12.45)	104.00 (11.83)	48.49***	1,2<3,4
B-FNE ^b	32.63 (6.02)	34.13 (5.92)	49.78 (5.41)	48.37 (4.88)	48.42***	1,2<3,4
CES-D ^b	10.26 (5.81)	9.69 (5.07)	27.34 (9.83)	21.79 (11.21)	18.79***	1,2<3,4
SDSASN ^b	28.95 (4.73)	29.38 (5.49)	29.45 (5.41)	28.05 (6.88)	0.23	1=2=3=4
SDSASF ^b	42.26 (10.09)	43.25 (11.27)	64.67 (17.16)	61.16 (18.60)	11.24***	1,2<3,4

note. 평균 (표준편차)

SADS = Social Avoidance and Distress Scale, B-FNE = The Brief Version of the Fear of Negative Evaluation Scale, CES-D = the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, SDSASF = Scale for Dispositional Self-focused Attention in Social situation-flow, SDSASN = Scale for Dispositional Self-focused Attention in Social situation-normal.

^a χ^2 검증 결과, ^b t 검증 결과. *** $p < .001$.

두 집단 간 차이가 나타났다, $F(3, 68) = 11.24, p < .001$. 즉, 연령과 성별은 두 집단 모두 유사하게 구성되었으며, 우울이나 사회불안 증상, 자기몰입에서 두 집단이 유의하게 구분되었다.

조작점검

각 집단에서 기분유도처치 전, 후로 긍정기분의 평균 차이가 통계적으로 유의할 것인지

검증하기 위해 집단과 기분유도조건을 집단 간 요인으로 시기를 집단 내 요인을 설정하여 혼합변량분석을 실시하였다. 결과는 표 2에 제시한 바와 같이, 집단, 조건, 시기의 삼원상호작용효과는 유의하지 않았다. 집단의 주효과는 경향성이 나타났고, $F(1, 68) = 9.88, p < .10$, 조건의 주효과는 유의하게 나타났으며 $F(1, 68) = 14.16, p < .001$, 시기에 따른 주효과는 유의하지 않았다, $F(1, 63) = 1.95, ns$. 기분유도조건과 시기의 상호작용은 유의하였으

표 2. 집단, 기분유도조건과 시기에 대한 PANAS 긍정정서 혼합변량분석 결과

		통제집단		사회불안집단		F						
		중립 기분 (n=19)	긍정 기분 (n=16)	중립 기분 (n=18)	긍정 기분 (n=19)	집단 (A)	조건 (B)	시기 (C)	집단 x 조건 (A x B)	집단 x 시기 (A x C)	조건 x 시기 (B x C)	집단 x 조건 x 시기 (A x B x C)
PANAS (긍정)	기저선	32.63 (4.03)	31.75 (5.48)	27.73 (3.90)	28.16 (5.74)	9.88 [†]	14.16 ^{***}	1.95	1.15	1.20	37.24 ^{***}	.54
	처치 후	29.00 (5.10)	35.81 (5.14)	24.61 (6.77)	34.84 (7.35)							

note. [†] $p < .10$, ^{***} $p < .001$.

며, $F(1, 68) = 37.24, p < .001$, 기분유도조건과 시기의 상호작용 효과를 보다 구체적으로 확인하기 위해 단순주효과분석을 실시하였다. 그 결과, 긍정기분유도조건의 경우 처치 후 시기에 대한 주효과가 유의하게 나타나 긍정기분이 증가함을 확인하였고, $F(1, 33) = 31.74, p < .001$, 중립기분유도조건의 경우에도 시기에 대한 주효과가 유의하게 나타나 긍정기분이 감소하였음을 확인하였다, $F(1, 35) = 10.09, p < .05$. 이러한 결과는 사회불안집단과 통제집단 모두 긍정기분유도조건에서만 처치 후 긍정기분이 증가했음을 의미한다.

집단, 기분유도조건과 자극에 따른 자기관련정보인식정확률의 차이 검증

근거리 주의 폭 과제에서 제시된 자기관련정보 및 비자기관련정보를 맞춘 비율로 계산되는 정보인식정확률을 종속변인으로 설정하고, 집단 및 기분유도조건을 피험자 간 요인으로 자극을 피험자 내 요인으로 설정하여 2(집단: 통제집단, 사회불안집단) x 2(조건: 긍정, 중립) x 2(자극: 자기관련정보, 비자기관련정보) 혼합변량분석을 실시하고, 결과를 표

3에 제시하였다.

그 결과 조건의 주효과는 유의하지 않았으나 $F(1, 68) = .12, ns$, 집단과 자극의 주효과는 유의하였다, $F(1, 68) = 7.78, p < .05$, $F(1, 68) = 19.65, p < .001$. 또한 세 개의 이원상호작용과 하나의 삼원상호작용 중 집단(통제집단, 사회불안집단)과 자극(자기관련정보, 비자기관련정보)의 이원상호작용효과만이 유의하였다 $F(1, 68) = 19.65, p < .001$. 이에 이원상호작용효과를 자세하게 살펴보기 위해서 단순주효과분석을 실시하였고 분석결과는 그림 2에 도식화하였다. 사회불안집단의 경우 기분유도조건과 무관하게 자기관련정보인식정확률이 유의하게 높았으나 $F(1, 33) = 5.50, p < .05$, 통제집단의 경우 자기관련정보인식정확률과 비자기관련정보인식정확률의 차이가 유의하지 않았다 $F(1, 35) = 1.92, ns$. 이러한 결과는 사회불안집단의 경우 기분유도조건과 상관없이 자기관련정보에 대한 인식정확률이 더 높음을 의미한다.

원거리 주의 폭 과제의 정보인식정확률에 대해 실시한 2(집단: 통제집단, 사회불안집단) x 2(조건: 긍정, 중립) x 2(자극: 자기관련정보, 비자기관련정보) 혼합변량분석을 결과, 주

표 3. 집단, 기분유도조건과 자극의 정보인식정확률 혼합변량분석 결과

	통제집단		사회불안집단		F						
	중립 기분	긍정 기분	중립 기분	긍정 기분	집단	조건	자극	집단 x 조건	집단 x 자극	조건 x 자극	집단 x 조건 x 자극
	(n=19)	(n=16)	(n=18)	(n=19)	(A)	(B)	(C)	(A x B)	(A x C)	(B x C)	(A x B x C)
자기관련 정보	.96 (.04)	.93 (.05)	.97 (.05)	.95 (.05)	7.78**	.12	215.490***	.94	19.65***	3.11*	2.61
자극속성 비자기관련 정보	.77 (.11)	.83 (.09)	.71 (.13)	.69 (.12)							

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

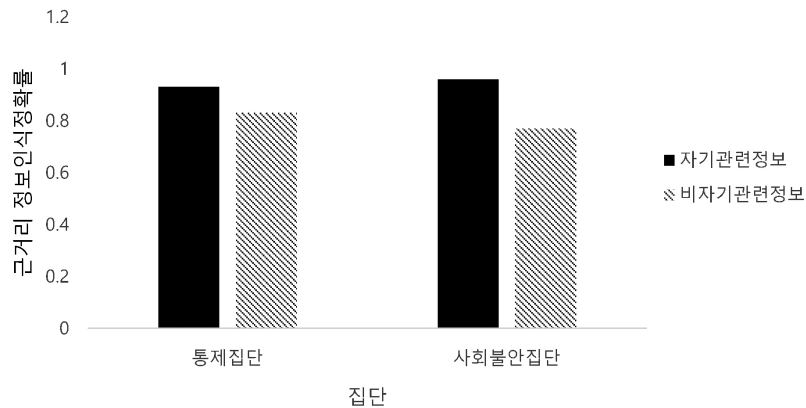


그림 2. 집단과 자극 간 근거리 정보인식정확률 차이

효과와 상호작용효과 모두 유의하지 않았다.

긍정기분 유도 후 집단 간 주의 폭 지수 변화 검증

근거리 위치확인정확률에서 원거리 위치확인정확률을 뺀 값으로 계산되는 주의 폭 지수를 종속변인으로 설정하고 집단 및 기분유도조건을 피험자 간 요인으로 자극을 피험자 내 요인으로 설정하여 2(집단: 통제집단, 사회불안집단) x 2(조건: 긍정, 중립) x 2(자극: 자기관련정보, 비자기관련정보) 혼합변량분석을

실시하고, 결과를 표 4에 제시하였다.

그 결과 집단과 조건의 주효과는 유의하지 않았으나 $F(1, 68) = .70, m, F(1, 68) = .23, m$. 자극의 주효과에서 경향성이 나타났다, $F(1, 68) = 3.68, p < .10$. 또한 세 개의 이원상호작용과 하나의 삼원상호작용 중 집단(통제집단, 사회불안집단)과 기분유도조건(긍정, 중립)의 이원상호작용효과만이 유의하였다, $F(1, 68) = 5.45, p < .05$. 이에 이원상호작용효과를 자세하게 살펴보기 위해서 단순주효과분석을 실시하였고, 분석결과는 그림 3에 도식화하였다. 단순주효과분석결과, 긍정기분을 유도한 경우

표 4. 집단, 기분유도조건과 자극의 주의 폭 지수 혼합변량분석 결과

	통제집단				사회불안집단				F			
	중립 기분	긍정 기분	중립 기분	긍정 기분	집단	조건	자극	집단 x 조건	집단 x 자극	조건 x 자극	집단 x 조건 x 자극	
	(n=19)	(n=16)	(n=18)	(n=19)	(A)	(B)	(C)	(A x B)	(A x C)	(B x C)	(A x B x C)	
자극속성												
자기관련 정보	.40 (.18)	.25 (.19)	.38 (.22)	.43 (.22)	3.68	2.47	3.68 [†]	5.45 ^{**}	2.48	.03	.07	
비자기관련 정보	.40 (.21)	.23 (.25)	.29 (.24)	.34 (.26)								

note. [†] $p < .10$. ^{**} $p < .01$.

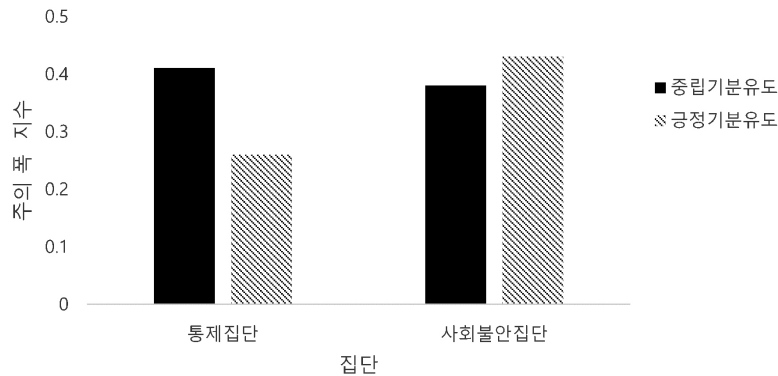


그림 3. 집단과 조건 간 주의 폭 지수의 차이

에서만 사회불안집단과 통제집단이 주의 폭 축소 지수의 차이가 유의하였다, $F(1, 33) = 6.31, p < .05$. 사회불안집단의 경우 기분유도 조건 간 주의 폭 지수에서 유의한 차이가 나타나지 않았으나 $F(1, 35) = .45, ns$, 통제집단의 경우 긍정기분을 유도한 조건에서 중립기분유도조건에 비해 주의 폭 지수가 유의하게 낮아졌다 $F(1, 33) = 6.01, p < .05$. 이러한 결과는 제시된 정보의 종류와 상관없이, 긍정기분을 유도했을 경우 통제집단에서만 주의 폭이 확장되었음을 의미한다.

논 의

본 연구의 목적은 통제집단과 비교했을 때, 긍정기분을 유도한 상황에서 사회불안경향자의 주의 폭이 확장될 수 있는지 검증하고, 동시에 자기관련정보에 주의가 고정되는 사회불안경향자의 주의 폭에 영향을 줄 수 있는 자극의 속성을 알아보는 것이었다. 본 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

본 연구에서는 다른 선행연구들과 비교하기 위해 Bosmans(2009)등이 고안한 주의 폭 지수를 산출하여 기분유도조건 및 자극의 특성에

따른 집단 간 주의 폭 차이를 검증하였다. 그 결과 사회불안집단의 경우 근거리 정보를 처리하는 과정에서 기분유도조건과 상관없이 자기관련정보에 대한 인식정확률이 가장 높게 나타났다. 또한 통제집단의 경우 자극의 속성과 상관없이 긍정기분을 유도했을 때, 주의 폭이 확장되는 결과가 도출되었다. 이는 Fredrickson(1998, 2000)의 긍정정서의 확장효과와 일치되게 사회불안 수준이 높지 않은 통제집단의 경우 긍정기분이 유도되면 자극의 속성과 무관하게 처리할 수 있는 정보의 범위가 확장될 수 있음을 뜻하는 결과이다. 그러나 사회불안집단의 경우 긍정기분이 유도되어도 주의 폭에서 유의한 변화가 나타나지 않았고, 이러한 현상은 자기관련정보나 비자기관련정보 모두에서 나타났다.

이에 사회불안집단에서 주의 폭 확장 효과가 나타나지 않은 이유에 대해서 고찰해보면 다음과 같다. Najmi 등(2012)이 임상집단과 통제집단의 주의 폭 변화 양상을 살펴보기 위해 주의 폭 과제(attention scope task)를 사용하여 수행한 연구에 따르면, 사회불안집단의 경우 화면의 넓은 영역에서 좁은 영역으로 자극의 위치가 변화될 때 위치정확률이 우울집단 및 통제집단과 유의한 차이가 나타나지 않아 주의 폭을 축소시키는 데에 뚜렷한 손상이 없는 것으로 나타났다. 그러나 사회불안이 높은 개인일수록 화면의 좁은 영역에서 넓은 영역으로 자극의 위치가 변화될 때 위치정확률이 상당히 저조하게 나타나 통제집단 및 우울집단에 비해 주의를 확장시키는 능력 자체에 결함이 있음이 밝혀졌다. 이러한 결과는 사회불안 성향을 가진 사람들의 경우, 우울집단과 비교하더라도 기본적으로 주의를 확장시키는 능력 자체에 결함이 있음을 시사한다. 이러한 주의

특성으로 인해 본 연구에서 사회불안집단의 경우 긍정기분을 유도하더라도 주의 폭 확장이 어려웠던 것으로 생각된다. 아울러 본 연구의 정보인식정확률 분석에서 자극의 주효과가 상당히 높게 나타난 점과 더불어 사회불안집단의 경우 기분유도조건과 상관없이 자기관련정보인식정확률이 통제집단에 비해 유의하게 높았던 점을 감안했을 때, 사회불안자의 주요한 인지적 특성인 과도한 자기초점적 주의가 주의 폭 확장을 방해했을 가능성을 고려해 볼 수 있다.

한편, 통제집단에서만 긍정정서의 주의 폭 확장 효과가 나타난 이유에 대해서도 몇 가지 가능성을 고려해 볼 수 있다. 가장 우선적으로 고려해 볼 수 있는 것은 통제집단과 사회불안집단에게 유도된 긍정정서의 성질이 동일하지 않을 수 있다는 점이다. 일반적으로 긍정정서의 경우, 인지적 유연성을 가능하게 만들며, 사고-행동 레퍼토리를 증가시킬 수 있는 것으로 알려져 있다(Paul, Pourtois, van Steenberg, & Dreisbach, 2021). 그러나 주의 폭에서 긍정정서의 확장효과를 조사한 Rowe, Hirsh와 Anderson (2007)의 연구에서, 긍정기분이 주의 폭을 확장시켰으나 목표지향적 과제를 진행하는 동안 주의를 산만하게 만들 수 있는 등, 긍정기분이 무조건적으로 주의 폭을 확장시키는 것은 아님이 밝혀진 바 있다.

Taylor, Bendall과 Thompson(2017)의 논문에서는 긍정정서가 시각적 주의 폭을 항상 확장시키는 것은 아님을 다양한 증거를 들어 주장하였으며, Lacey, Wilhelm과 Gable (2021)은 주의 폭의 변화를 정서가 기반의 모델(Motivation-based model of attentional scope)로 설명하는 것이 아니라 동기 기반의 모델(Motivation-based model of attentional scope)로 설명할 필요가 있

다고 제안하였다. 실제로 Gable과 Harmon-Jones(2008)는 고양이 비디오 보기와 같이 낮은 동기 부여와 관련된 긍정적 감정은 시각적 주의를 넓히는 반면, 맛있는 디저트의 비디오 보기와 같은 높은 동기 부여와 관련된 긍정적 감정은 시각적 주의를 좁히는 경향이 있음을 검증하였다. 긍정정서의 각기 다른 각성 수준이 주의과정에 다르게 영향을 미친다는 정서의 동기차원모델(Motivational dimensional model of affect: MDM) 역시 동일한 주장을 하고 있는데, 동기 강도가 낮은 긍정정서는 주의 범위를 넓히고, 동기 강도가 낮은 긍정정서는 주의 범위를 좁히게 된다. 즉, 오락이나 만족, 평온함과 같이 동기 강도가 낮은 긍정정서나 목표를 달성한 이후에 찾아오는 긍정정서는 인지적 유연성을 증가시키고, 전역처리를 선호하여 주의 폭이 확장되는 반면, 흥분, 욕망, 열정 혹은 목표 전에 경험하는 높은 각성을 동반한 긍정정서는 인지적 유연성을 감소시키고 국지처리를 선호하여 주의 폭을 좁히게 된다는 것이다.

이를 본 연구의 결과와 연결시킨다면, 자서전적 기억 내에서 긍정정서를 떠올리는 기분 유도과정이 통제집단과 사회불안집단에게 다르게 작용했을 가능성을 고려해 볼 수 있다. 1주일 전에 있었던 가장 즐거웠던 일을 떠올릴 때 일반적인 사람들은 “과제 후 경험하는 만족스러운 긍정정서”로 이를 지각하고 이러한 각성수준이 인지적 유연성을 증가시켜 주의 폭을 확장시킨 반면, 사회불안집단은 가장 즐거운 일을 떠올리는 긍정정서 상황에서도 더 잘해야 한다는 열망이나 앞으로 잘해야만 한다는 목표 전 긍정정서(pre-goal positive affect)로 경험되었을 가능성이 있다. 실제로 사회불안장애의 자전적 기억에 대한 연구에서 사회

불안집단은 긍정기억과 부정기억 모두에서 정상통제집단에 비해 더 느리게 기억이 인출되는 경향이 관찰되었으며, 보다 모호하고 포괄적인 방식으로 기억을 인출하여 긍정단서와 관련된 사건에서 구체적인 사건을 덜 보고하는 양상이 관찰되었다(김현기, 안정광, 권정혜, 2015; 윤혜영, 2013). 이러한 연구결과를 고려했을 때, 본 연구에 참여한 사회불안경험자들의 긍정기분은 통제집단이 경험하는 만족감이나 평온함과 다르게 경험되었을 수 있으며, 이러한 특성이 주의 폭 확장을 방해했을 가능성이 크다. 그러나 긍정적인 자전적 기억 유도 절차가 집단에 따라 동기나 각성 수준이 다르게 영향을 미치는지에 대해서는 추후 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 제시되었던 자극의 종류에 관한 것이다. 본 연구에서 사용된 자극은 자기관련정보로 참가자 본인의 이름으로 제시되며 비자기관련정보로 타인의 이름을 제시하였다. 이는 Nuttin(1985)의 이름효과(Name effect)를 고려한 것이지만, 선행 연구에서는 이니셜만 제시하였고 본 연구에서는 한글로 된 이름 전체를 제시했다는 차이가 있다. 실제 Grol과 De Raedt(2014)의 연구에서 나타난 원거리 위치확인정확률의 평균은 .45였으나 본 연구에서는 긍정정서를 유도하더라도 .35수준으로 나타나 정확률이 낮게 나타났다. 이를 고려하면 이니셜에 비해 한글로 된 이름을 처리하는 것이 과제의 난이도를 높였을 가능성이 있다. 그러나 자신의 이름으로 설정된 자기관련정보는 성공적으로 주의를 포획했기 때문에 이후 연구에서는 제시 시간을 68ms보다 더 길게 제시하거나 원거리에 있는 회색동심원들의 위치를 중심 자극 쪽으로 더

가까이 두어 과제의 난이도를 조절한다면 자기관련 자극에 대한 주의 폭의 변화를 보다 구체적으로 확인할 수 있을 것으로 여겨진다.

둘째, 사회불안집단으로 분류한 본 연구의 연구대상자는 SADS점수의 1표준편차 이상 대학생 집단이었다. 사회불안집단의 SADS 점수 평균이 104.22($SD = 11.97$)와 B-FNE 점수 평균이 49.05($SD = 5.12$)로 이정윤과 최정훈(1997)이 제시한 절단점인 99점, 42점을 상회하고 있으나, 이 점수가 임상적으로 진단되는 사회불안장애 환자에게 해당한다고 보기는 어렵다. 또한 CES-D점수가 25점 이상인 참가자들도 포함시켰기 때문에 우울수준의 영향을 완전히 배제한 채, 사회불안의 주의 폭 변화를 연구하지 못했다는 한계가 있을 수 있다. 그러나 사회불안장애와 우울장애는 공병률이 높은 편으로 우울로 인한 영향은 연구결과를 일반화하는데 도움이 될 가능성이 있을 수 있다. 향후 연구에서는 통제집단과 사회불안집단으로 연구대상을 구분하는 것이 아니라, 우울 수준이 낮은 사회불안집단과 우울 수준이 높은 사회불안집단으로 연구대상을 좀 더 세분화하여 긍정정서와 주의 폭 변화의 관계를 연구하는 것이 더 바람직할 것으로 생각된다.

셋째, 본 연구에서 종속변인으로 사용한 주의 폭 지수의 경우 계산이 용이하고 다른 선행연구들과 결과들을 비교하기 위해 설정되었으나 근거리 위치확인정확률이 낮은 경우 주의 폭이 확장된 것으로 해석되기 때문에 오해의 소지가 있어 보인다. 이에 종속변인으로 설정한 주의 폭 지수 외에 연구를 확장시켜 고차적인 인지적인 과정을 측정할 수 있는 종속변인을 설정한다면 긍정정서의 확장효과를 더욱 잘 설명할 수 있을 것으로 생각된다. 확장된 사고능력과 높아진 창의력을 측정할 수

있는 인지적 과제에 대한 수행능력을 측정하여 종속변인으로 사용한다면, 긍정정서와 인지적 유연성의 관계를 함께 확인할 수 있을 것이다(Fredrickson & Branigan, 2005; Leem et al., 2016).

마지막으로, 주의 폭을 조작하기 위해 다양한 과제를 사용했던 Ji 등(2019)의 연구나 큰 그림을 보도록 지시하는 Gu, Yang, Li, Zhou와 Gao(2017)의 연구에 따르면, 국지적 처리에 비해 전역적 처리를 할 수 있도록 주의 폭을 조작하였을 때 개인의 행복 수준이 더 높아지고 우울감이나 슬픔이 감소되었다. 이는 긍정적 기분을 유도했을 때 주의 폭이 확장될 뿐만 아니라, 전역적이고 포괄적인 주의 초점이 긍정적 기분을 유도할 수도 있음을 시사하는 결과로, 정서와 주의 폭의 연결이 상호적이고 양방향적일 수 있음을 시사한다. 추후 연구에서는 정서와 주의 폭의 관계를 보다 포괄적으로 살펴볼 수 있는 실험 절차의 개발이 필요할 것으로 여겨진다.

이러한 여러 가지 제한점에도 불구하고 본 연구에는 몇 가지 의의가 있다. 국내에서 처음으로 사회불안집단을 대상으로 하여 수정된 주의 폭 과제를 사용해 주의 폭 양상을 검증하였다는 것이다. 이와 더불어 사회불안자의 주의 폭에 영향을 줄 수 있는 자극의 특성을 실험적으로 밝혀냈었으며 긍정정서의 확장효과가 사회불안에 의해 제한됨과 더불어 자극의 특성에 의해 제한될 수 있음을 검증하였다.

참고문헌

김현기, 안정광, 권정혜. (2015). 사회불안 집단과 비사회불안 집단의 자기상에 따른 자

- 서전적. 기억의 변화. 한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제, 1(1), 21-41.
- 대법원전자가족관계등록시스템 (2015). 가족관계등록 통계자료.
<http://efamily.scourt.go.kr/st/StFrStatcsInq.do>에
서 2017, 3, 10 인출.
- 박선희, 박태진. (2011). 전역/국지처리 과제에
서 정서자극이 시각적 주의범위에 미치는
영향. 한국심리학회지: 인지 및 생물, 23
(1), 139-151.
- 박선희, 박태진. (2012). 유도된 기분의 정서가
와 각성수준이 전역/국지처리에 미치는 영
향. 한국심리학회지: 인지 및 생물, 24(1),
1-18.
- 박홍석, 이정미. (2016). 정적정서 부적정서 척
도(PANAS)의 타당화. 한국심리학회지: 일
반, 35(4), 617-641.
- 윤혜영. (2013). 긍정적, 부정적 자기상이 사회
불안장애의 자서전적 기억 인출에 미치는
영향. 인지행동치료, 13(1), 107-131.
- 이정윤, 최정훈. (1997). 한국판 사회공포증 척
도 (K-SAD, K-FNE)의 신뢰도 및 타당도
연구. Korean Journal of Clinical
Psychology, 16(2), 251- 264.
- 이지영, 권석만. (2005). 자기초점적 주의 성향
척도의 개발. Korean Journal of
Clinical Psychology, 24(2), 451-464.
- 전겸구, 최상진, 양병창. (2001). 통합적 한국판
CES-D 개발. 한국심리학회지: 건강, 6(1),
59-76.
- Acarturk, C., Cuijpers, P., van Straten, A., & de
Graaf, R. (2009). Psychological treatment
of social anxiety disorder: a meta-analysis.
Psychological medicine, 39(2), 241-254.
- Alexopoulos, T., Muller, D., Ric, F., & Marendaz,
C. (2012). I, me, mine: Automatic attentional
capture by self related stimuli. *European
Journal of Social Psychology*, 42(6), 770 - 779
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic
and statistical manual of mental disorder-5th
edition (DSM-5)*. Washington, D.C: American
Psychiatric Association.
- Ball, K. K., Beard, B. L., Roenker, D. L., Miller,
R. L., & Griggs, D. S. (1988). Age and
visual search: Expanding the useful field of
view. *Journal of the Optical Society of America,
A, Optics, Image & Science*, 5(12), 2210 - 2219.
- Basso, M. R., Schefft, B. K., Ris, M. D., &
Dember, W. N. (1996). Mood and
global-local visual processing. *Journal of the
International Neuropsychological Society*, 2(3), 249
- 255.
- Bögels, S. M., & Lamers, C. T. J. (2002). The
causal role of self-awareness in blushing-
anxious, socially-anxious and social phobic
individuals. *Behaviour Research and Therapy*,
40(12), 1367 - 1384.
- Bosmans, G., Braet, C., Koster, E., & De Raedt,
R. (2009). Attachment security and attentional
breadth toward the attachment figure in
middle childhood. *Journal of Clinical Child and
Adolescent Psychology*, 38(6), 872 - 882.
- 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: The
Guilford Press.
- Curci, A., Lanciano, T., Soleti, E., & Rimé, B.
(2013). Negative emotional experiences arouse

- rumination. and affect working memory capacity. *Emotion*, 13(5), 867 - 880.
- Derryberry, D., & Reed, M. A. (2003). Information processing approaches to individual differences in emotional reactivity. In R. J. Davidson, K. R. Scherer, & H. H. Goldsmith(Eds.), *Handbook of affective sciences* (pp. 681-697). New York: Oxford University Press.
- Fehm, L., Beesdo, K., Jacobi, F., & Fiedler, A. (2008). Social anxiety disorder above and below the diagnostic threshold: prevalence, comorbidity and impairment in the general population. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 43(4), 257-265.
- Fredrickson, B. L. (1998). What good are positive emotions?. *Review of general psychology*, 2(3), 300-319.
- Fredrickson, B. L. (2000). Cultivating positive emotions to optimize health and well-being. *Prevention & treatment*, 3(1), 1-25.
- Fredrickson, B. L., & Branigan, C. (2005). Positive emotions broaden the scope of attention and thought action repertoires. *Cognition & emotion*, 19(3), 313-332.
- Gable, P. A., & Harmon-Jones, E. (2008). Approach-motivated positive affect reduces breadth of attention. *Psychological Science*, 19(5), 476-482.
- Gable, P. A., & Harmon-Jones, E. (2010). The effect of low versus high approach-motivated positive affect on memory for peripherally versus centrally presented information. *Emotion*, 10(4), 599-603.
- Gotlib, I. H., & Joormann, J. (2010). Cognition and depression: Current status and future directions. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6(1), 285-312.
- Grol, M., & De Raedt, R. (2014). Effects of positive mood on attentional breadth for emotional stimuli. *Frontiers in Psychology*, 5, Article 1277.
- Grol, M., Hertel, P. T., Koster, E. H. W., & De Raedt, R. (2015). The effects of rumination induction. attentional breadth for self-related information. *Clinical Psychological Science*, 3(4), 607 - 618.
- Grol, M., Koster, E. H., Bruyneel, L., & De Raedt, R. (2014). Effects of positive mood on attention broadening for self-related information. *Psychological Research*, 78(4), 566-573.
- Guo, Y., Li, W., Lu, X., Xu, X., Qiu, F., Shen, M., & Gao, Z. (2020). Emotional states affect the retention of biological motion in working memory. *Emotion*, 20(8), 1446-1461.
- Gu, L., Yang, X., Li, L. M. W., Zhou, X., & Gao, D. G. (2017). Seeing the big picture: Broadening attention relieves sadness and depressed mood. *Scandinavian journal of psychology*, 58(4), 324-332.
- Hanif, A., & Fenske, M. J. (2020). Changes in the breadth of visual-spatial attention affect subsequent mood. *PsyArXiv*.
<https://doi.org/10.31234/osf.io/g8s7c>.
- Holmes, E. A., Coughtrey, A. E., & Connor, A. (2008). Looking at or through rose-tinted glasses? Imagery perspective and positive mood. *Emotion*, 8(6), 875-879.
- Ingram, R. E. (1990). Self-focused attention in

- clinical disorders: Review and a conceptual model. *Psychological Bulletin*, 107(2), 156 - 176.
- Johnson, K. J., Waugh, C. E., & Fredrickson, B. L. (2010). Smile to see the forest: Facially expressed positive emotions broaden cognition. *Cognition and Emotion*, 24(2), 299-321.
- Ji, L.-J., Yap, S., Best, M. W., & McGeorge, K. (2019). Global processing makes people happier than local processing. *Frontiers in Psychological*, 10, Article 670, <https://doi.org/10/3389/fpsyg.2019.006.70>
- Kasof, J. (1997). Creativity and breadth of attention. *Creativity Research Journal*, 10(4), 303-315.
- Lacey, M. F., Wilhelm, R. A., & Gable, P. A. (2021). What is it about positive affect that alters attentional scope?. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 39, 185-189.
- Leary, M. R. (1983). A brief version of the Fear of Negative Evaluation Scale. *Personality and social psychology bulletin*, 9(3), 371-375.
- Leem, A-R., Lee, J-H., & Chang, M-S. (2016). The effects of broadening positive emotion on attention, cognition and self-complexity in the depression group. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 35(4), 734-746. [Korean Literature]
- Lépine, J. P., & Pelissolo, A. (2000). Why take social anxiety disorder seriously?. *Depression and Anxiety*, 11(3), 87-92.
- Mansell, W., Clark, D. M., & Ehlers, A. (2003). Internal versus external attention in social anxiety: An investigation using a novel paradigm. *Behaviour research and therapy*, 41(5), 555-572.
- Mansell, W., Ehlers, A., Clark, D., & Chen, Y. P. (2002). Attention to positive and negative social-evaluative words: Investigating the effects of social anxiety, trait anxiety and social threat. *Anxiety, Stress & Coping*, 15(1), 19-29.
- Mayo-Wilson, E., Dias, S., Mavranzouli, I., Kew, K., Clark, D. M., Ades, A. E., & Pilling, S. (2014). Psychological and pharmacological interventions for social anxiety disorder in adults: a systematic review and network meta-analysis. *The Lancet Psychiatry*, 1(5), 368-376.
- Mor, N., & Winquist, J. (2002). Self-focused attention and negative affect: A meta-analysis. *Psychological bulletin*, 128(4), 638 - 662
- Moran, T. P. (2016). Anxiety and working memory capacity: A meta-analysis and narrative review. *Psychological bulletin*, 142(8), 831-864.
- Najmi, S., Kuckertz, J. M., & Amir, N. (2012). Attentional impairment in anxiety: inefficiency in expanding the scope of attention. *Depression and anxiety*, 29(3), 243-249.
- Nuttin Jr, J. M. (1985). Narcissism beyond Gestalt and awareness: The name letter effect. *European Journal of Social Psychology*, 15(3), 353-361.
- Paul, K., Pourtois, G., van Steenbergen, H., Gable, P., & Dreisbach, G. (2021). Finding a balance: modulatory effects of positive affect on attentional and cognitive control. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 39, 136-141.
- Posner, M. I. (1980). Orienting of attention. *Quarterly journal of experimental psychology*, 32(1), 3-25.

- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied psychological measurement*, 1(3), 385-401.
- Rowe, G., Hirsh, J. B., & Anderson, A. K. (2007). Positive affect increases the breadth of attentional selection. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(1), 383-388.
- Schultz, L. T., & Heimberg, R. G. (2008). Attentional focus in social anxiety disorder: Potential for interactive processes. *Clinical psychology review*, 28(7), 1206-1221.
- Storbeck, J., & Maswood, R. (2016). Happiness increases verbal and spatial working memory capacity. where sadness does not: Emotion, working memory and executive control. *Cognition and Emotion*, 30(5), 925-938.
- Taylor, A. J., Bendall, R. C. A., & Thompson, C. (2017). Positive emotion expands visual attention...Or maybe not... *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 8(4), 521-535.
- Wang, H., Mo, C., & Fang, F. (2020). Dissociated deficits in attentional networks in social anxiety and depression. *Science China Life Sciences*, 63(2), 1071-1078.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
- Wersebe, H., Sijbrandij, M., & Cuijpers, P. (2013). Psychological group-treatments of social anxiety disorder: a meta-analysis. *PLOS ONE*, 8(11), e79034. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0079034>
- Woody, S. R., Chambless, D. L., & Glass, C. R. (1997). Self-focused attention in the treatment of Social phobia. *Behaviour research and therapy*, 35(2), 117 - 129.
- Whitmer, A. J., & Gotlib, I. H. (2013). An attentional scope model of rumination. *Psychological Bulletin*, 139(5), 1036-1061.
- Xu, Y., Schneier, F., Heimberg, R. G., Princisvalle, K., Liebowitz, M. R., Wang, S., & Blanco, C. (2012). Gender differences in social anxiety disorder: Results from the national epidemiologic sample on alcohol and related conditions. *Journal of anxiety disorders*, 26(1), 12-19.
- Yoon, K. L., Vidaurri, D. N., Joormann, J., & De Raedt, R. (2015). Social anxiety and narrowed attentional breadth toward faces. *Emotion*, 15(6), 682-686.

원고접수일 : 2021. 10. 14.

수정원고접수일 : 2022. 01. 20.

게재결정일 : 2022. 01. 27.

Attentional Breadth for Self-related Information in Social Anxiety Tendency: The Expansion Effect of Positive Emotion*

Lee Ji Hyeon

Keimyung University, Master's graduate

Yoon Hye Yeong[†]

Keimyung University, professor

This study investigated whether the attentional breadth of social anxiety tendency in induced positive mood changes when self-related information is presented. A total of 72 participants were included in the study; selected and grouped based on their scores on the Social Avoidance and Distress Scale (SADS). While 37 participants with scores of 2standard deviation or more constituted the experimental group, 35 participants with scores of 2standard deviation or less constituted the control group. The participants were randomly assigned to either a positive or neutral mood induction condition. After the mood induction procedure was completed, using autobiographical memory, participants devised by Bosmans, Braet, Koster and De Readt(2009) was implemented to confirm the change in participants' attentional breadth. Therefore, a three-way ANOVA was performed using the self-related information recognition accuracy and attentional breadth index (ANI) calculated in the attention breadth task as dependent variables. As a result of the analysis, regarding the control group, self-related information recognition accuracy and ANI decreased while attentional breadth expanded according to the positive mood condition in the control group. However, in the social anxiety group, self-related information recognition accuracy and ANI condition changed significantly according to the mood induction. The breadth of attention did not expand, even when positive emotions were induced. Finally, the limitations of this study and suggestions for future studies were discussed.

Key words : social anxiety, modified attentional breadth task, mood induction, positive emotion, self-related Information

* This research was based on the first author's master's thesis, and the part of this paper was published in poster session presented at the 71th Conference of Korean Psychological Association, 17th-19th August 2017

[†] Corresponding Author : Yoon Hye Yeong / Department of Psychology, Keimyung University / 1095 Dalgubeoldaero, Daegu, 41566, Korea / Tel : +82 53 5805498 / E-mail : hogert1@kmu.ac.kr