

정서 마음챙김이 우울성향 여대생의 주의 및 정서상태에 미치는 효과[†]

최 은 경
덕성여자대학교
심리학과 박사과정

김 정 호[‡]
덕성여자대학교
심리학과 명예교수

김 미 리 혜
덕성여자대학교
심리학과 교수

가톨릭의과대학교 은평성모병원
정신건강의학과 임상심리전문가

본 연구는 우울경향집단과 비우울집단이 주의 관련 과제의 수행에서 차이가 있을 것이라는 가정 하에 정서 마음챙김이 우울성향 여대생들의 주의와 정서상태에 미치는 영향을 검증해 봄으로써 정서 마음챙김이 우울장애 발병의 취약성 및 지속성에 미치는 기제를 규명하기 위해 시행되었다. 우선 연구 1에서는 우울경향집단과 비우울집단의 주의 관련과제의 수행차이를 확인하고자 했다. 이를 위해 서울 소재 대학의 여대생을 대상으로 우울경향집단 26명, 비우울집단 12명으로 나누어 각 집단에 정서자극이 없는 주의 관련 인지과제와 정서자극이 있는 주의 관련 인지 과제를 실시했다. 그 결과 우울경향집단에서 부정정서의 편향이 관찰되었으며, 정서 간섭상태의 지속적 주의 또한 낮았다. 연구 2에서는 정서 마음챙김이 우울성향 여대생의 주의 및 정서상태에 미치는 효과를 검증했다. 연구 1의 우울경향집단의 26명을 처치집단 13명과 통제집단 13명으로 나누어, 처치 집단에서는 7주간 정서 마음챙김을 실시했고 통제집단에서는 심리검사와 해석상담을 제공했다. 그 결과 정서 마음챙김을 실시한 집단은 통제 집단에 비해 지속적 주의가 증가하고 부정적 편향이 감소했으며, 부정적 정서간섭 상태의 지속적 주의가 증가되었다. 더불어 정서 상태에 미치는 영향을 검증한 결과, 처치집단의 우울과 불안이 통제 집단에 비해 감소폭이 유의하게 더 컸다. 비우울집단과 비교하기 위한 사후검증 결과, 부정 정서에 대한 주의 편향 및 부정 정서 간섭 상태의 지속적 주의에서 비우울통제 집단과 비슷한 수준으로 변화되었다. 마지막으로 정서 마음챙김의 효과와 본연구의 의의, 추후 연구를 위한 제언이 논의 되었다.

주요어: 정서 마음챙김, 주의 훈련, 정서간섭 과제, 우울성향

[†] 이 논문은 제 1저자의 석사학위 청구논문을 수정 정리한 것임.

[‡] 교신저자(Corresponding author): 김정호, (01369) 서울특별시 도봉구 삼양로 144길 33 덕성여자대학교 심리학과 명예교수, E-mail: jhk@duksung.ac.kr

우울장애는 정신질환에 있어서 가장 높은 유병률을 보이고 재발도 잦은 질병으로 알려져 있다. 흔한 질병인 만큼 증상을 유지시키는 요인에 대한 다양한 모색이 이루어져 왔는데, 우울증의 지속요인을 설명하기 위해 Wells과 Matthew(1994)는 주의 편향과 반추에 주목했다. ‘주의 편향’이란 다양한 정보들 중 특정정보에 대해서만 선택적으로 주의를 기울이는 것이며(Gotlib & MacCann, 1984; Klieger & Cordner, 1990), ‘반추’는 자신의 고통에 반복적이고 수동적인 초점을 맞추는 것으로 자신의 증상과 그 합의 및 결과에 대해 지속적으로 반복적인 주의를 기울이는 것을 말한다(Nolen-Hoeksema, 1991). 즉, 우울 관련 정보에 선택적으로 주의를 많이 기울이고 자신의 우울증상에 반복적으로 주의를 기울이는 특성이 우울장애의 취약성과 지속성에 영향을 준다는 것이다. 인지과정에 있어서 첫 번째 단계로 알려진 ‘주의(Attention)’는 인지과정 전반에 다양한 영향을 미치게 되는데(Baddeley, 1998), 인간의 의식은 작업용량의 범위가 한정되어 있기 때문에 특정 정보에 인지 자원을 빼앗기면 주어진 과제에 가용할 수 있는 자원이 감소하게 된다. 그중에도 정서는 외적인 정보의 입력과 처리과정에서 우리의 인지구조 전반에 쉽게 영향을 미치게 되어 정보처리의 흐름과 결과를 통제해 정보처리의 우선권을 부여하고 주의 기제를 변화시킨다(최문기, 2005). 우울장애를 가진 사람이 부정적 정보에 대한 주의 편향을 보이는 것 역시 부정적인 정서에 몰두하거나 집착하여 한정되어 있는 주의 자원을 모두 자신의 우울 증상에 쓰는 부적응적인 인지 기제가 고착화 되는 것이며 이것이 결국 우울증상을 지속시키는 요인으로 설명이 된다(Wells &

Matthews, 1994; Williams, Mathews, & MacLeod, 1996). 주의 편향을 측정하기 위해 가장 널리 사용되는 정서 스트룹 과제는 부정단어, 중성단어, 긍정단어가 무선적으로 제시되면 피험자는 단어의 의미는 무시하고 단어에 칠해진 색상에 대해 반응하도록 되어있는 과제인데, 우울장애 환자는 부정단어 중에서도 특히 우울관련 단어들에서 반응 시간이 느려지는 현상이 관찰되며, 정서 자극 제시시간이 길어질수록 편향 현상이 심화된다(제갈은주, 안창일, 2012; 최문기, 2005; Gotlib & Cane, 1987). 이는 정서 장애를 보이지 않는 피험자들에게서는 관찰되지 않는 현상이며(McKenna & Sharma, 1995), 메타분석을 통해서도 높은 효과크기로 이 같은 현상이 검증되었다(Epp, Dobson, Dozois, & Frewen, 2012). 즉, 우울 장애의 주의 편향적 특성이 우울장애의 병인과 증상유지에 중요한 역할을 하는 것으로 추측되기에 우울증에게서 관찰되는 특징적인 주의현상을 치료하는 것은 우울장애의 증상의 정도와 지속을 막는 데에 중요한 역할을 하게 될 것이다.

한편 우울장애의 재발 방지를 목적으로 개발된 ‘마음챙김을 기반으로 한 인지치료(Mindfulness-Based Cognitive Therapy: MBCT)’는 치료 기제로서 주의통제 능력의 개선이 제안된 바 있다(Teasdale, Segal, & Williams, 1995). 마음챙김은 자신의 경험을 있는 그대로 바라보는 순수한 상위주의(bare meta-attention)를 말하는데, 자신의 경험을 비판단적으로 지각하는 특수한 주의 훈련으로, 그 경험은 감각, 정서, 인지, 동기, 행동 등이 될 수 있다(김정호, 2011, 2014, 2016, 2020). 특히 마음챙김의 대상을 정서에 초점 맞춘 정서 마음챙김은 일반적인 마음챙김과 기본적으로 동

일한 방식이나, 자신의 정서대해 비판단적으로 있는 그대로 바라보는 것을 말한다(김정호, 2001, 2016, 2020).

MBCT를 포함하는 선행연구들에서는 개입 프로그램들이 다양한 치료적 요소를 포함한 경우들이 많은데, 우울증에서 보이는 정서와 관련된 주의 문제를 해결하는 것이 증상 개선의 중요한 요소로 작용한다면, 작동 기제를 보다 명확히 하기 위해 마음챙김의 대상을 정서에 초점을 맞추어 정서 마음챙김을 진행할 필요가 있다고 판단된다. 즉, 우울 증상에 수반하는 다양한 부정 정서에 대한 비판적이고 평가적인 생각을 내려놓는 반복적인 훈련을 통해 주의의 유연성과 반응 조절 능력을 향상시킴으로서 정서와 관련된 주의 네트워크의 개선을 유도하는 것이 우울장애에 특유한 역기능적 주의패턴을 변화시키는 데 도움이 될 것이다. 보다 구체적으로, 자신의 정서가 어떠한지 그대로 떨어져서 관찰하는 순수한 상위 알아차림을 통해 정서에 대한 탈동일시가 일어나 우울에 편향된 주의를 개선하는데 도움을 줄 것이며, 반추를 차단하여 우울을 감소시키거나 예방하는 효과를 갖게 된다(김정호, 2022; Teasdale et al., 1995). 또한 정서와 관련된 신체 감각에 주의를 주는 명상훈련을 통해 자동화된 주의가 소거되고, 주의를 통제하는 능력을 강화함으로써 반추의 감소에 효과적일 수 있다. 우울장애는 선택적 주의나 지속적 주의와 같은 일반적인 주의기능에 결함이 발생된다고 알려져 있는데(Cohen et al., 1982; Degl'Innocenti, Ågren, & Bäckman, 1998), 우울이라는 정서상의 문제의 후속적인 효과로 주의력 문제를 초래하는 것으로 알려져 있으며, 주의기능을 포함하는 인지기능의 장애가 부정적인

치료 결과와도 관련이 있는 것으로 알려져 있다 (Keller, Leikauf, Holt-Gosselin, Staveland, & Williams, 2019).

그러나 현재까지 우울증에 대한 마음챙김의 효과를 검증하는 대부분의 연구는 내성법이나 자기 보고식 검사와 같은 회고적 측정법을 이용했기 때문에 작동기제를 알아보는 데는 한계를 가지기에, 본 연구에서는 보다 객관적인 기법을 적용시켜 정밀하고 수량화가 가능한 전산화된 주의과제를 이용하여 주의 관련 인지과제의 오류율(Error rate)과 반응시간(Reaction Time: RT)을 측정하여 치료의 효과성을 검증하고자 한다. 아울러 우울장애는 주의기능 저하가 일반적인 증상중 하나로 알려져 있다(Chamberlain & Sahakian, 2006; Pan et al., 2019). 이러한 점에서 우울경향자의 일반적인 주의특징을 살펴보기 위해 ‘정서간섭이 없는 주의 관련 인지과제’를 실시하고, 정서편향과 관련한 특징적인 주의특성을 확인하기 위해 ‘정서간섭이 있는 주의 관련 인지과제’를 함께 측정 해보고자 하며 하위 요소는 그림 1과 같다.

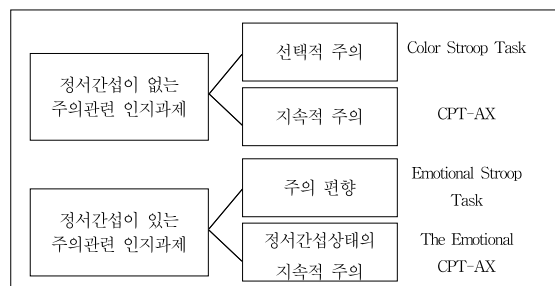


그림 1. 주의(Attention)의 측정치

연구 1에서는 우울 경향이 있는 참가자들의 주의와 관련된 인지기능의 결함 여부를 확인하기 위해 정서적 간섭이 없는 과제와 정서적 간섭이

있는 과제를 실시하여 두 집단 간 차이를 비교했다. 더 나아가, 연구 2에서는 정서 마음챙김을 통한 위 측정치들의 변화를 확인하고, 그 변화의 정도를 비우울집단과 비교하여 분석했다. 이를 통해 우울장애의 일반적인 주의개선 효과와 함께 증상 유지에 관여하는 특징적인 주의특성의 변화를 살펴 우울장애의 지속을 변화시키는 작동기제를 규명하고, 정서 마음챙김을 통한 주의기능의 변화의 정도를 살펴보고자 한다.

연구 1

연구 1에서는 우울경향집단과 비우울집단이 주의 과제에서의 수행차이를 확인하기 위하여 정서 간섭이 없는 주의 관련 인지과제와 정서간섭이 있는 주의 관련 인지과제를 나누어 실시했다. 우선 정서 간섭이 없는 주의 관련 인지과제 중 선택적 주의 및 지속적 주의의 수행차이를 확인한다. 또한 정서 간섭이 있는 주의 관련 인지과제에서는 우울경향집단이 비우울집단에 비해 부정정서에 주의 편향이 관찰되는지 확인하고, 정서간섭상태의 지속적 주의의 수행차이를 검증해 보고자 한다.

방 법

참가자

서울 소재 대학의 여대생을 대상으로 통합적 한국판 CES-D(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale)를 실시했고, 임상에서 질환 단위로서의 주요우울장애 일차 선별진단에

가장 적합한 절단점으로 알려져 있는 25점(조맹제, 김계희, 1993)을 기준으로 우울경향집단을 구성했다. 그 결과 총 31명의 학생이 참여자로 확정되었다. 비우울집단은 척도에서 측정하는 최저점으로 채점된 참가자는 제외하고, 가장 낮은 점수로 측정된 학생들 순서대로 참여의사를 재확인했다. 그 결과 총 15명의 학생을 모집했으나, 4명의 참가자가 개인 사유로 인해 중도에 검사를 중단했고 정신과 약물을 복용한 1명, 개인 상담을 진행한 1명과 참가자내 평균반응시간의 3SD 이상의 차이를 보인 2명은 이상값(outlier) 처리하여 분석에서 제외하여 최종적으로 우울경향집단 26명, 비우울집단 12명, 총 38명이 분석 대상이 되었다. 각 집단의 CES-D 평균 및 표준편차는 우울경향집단 30.19±4.95점, 비우울집단 10.50±2.91점이었다. 참가자의 평균연령은 우울경향집단은 22.31±2.31세이고 비우울집단은 21.42±2.35세였다. 두 집단의 연령에 차이가 있는지 확인하기 위해 독립표본 *t* 검증을 실시한 결과, *t* 통계값은 1.10, 유의확률은 .551로 유의수준 .05에서 연령 간 유의한 차이는 없는 것으로 분석되었다.

측정도구

통합적 한국판 CES-D(Korean version of the Center for Epidemiological Studies-Depression Scale: K-CES-D). Radloff(1977)가 지난 1주일 동안의 우울증상 빈도를 측정하기 위하여 개발한 척도를 진경구, 최상진, 양병창(2001)이 타당화한 한국형 K-CES-D를 사용했다. 총 20문항의 4점 척도로 되어있으며, 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach's *α*)는 .90이었다.

정신건강 척도(Symptom Check List: SCL-90-R). Derogatis(1977)에 의해 개발된 간 이 정신진단검사를 김광일, 김재환, 원호택(1984)이 한국판으로 표준화한 척도로 본 연구에서는 우울과 불안 문항을 추출하여 사용했다. 지난 일주일 동안 경험한 증상의 정도에 따라 4점 척도로 평정하며, 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach's α)는 우울 .93, 불안 .92이었다.

정서빈도척도. 긍정정서와 부정정서를 측정하기 위해 김정호 등(2008)이 사용한 정서빈도척도를 사용했다. 4가지의 긍정정서(친밀감, 기쁨, 만족감, 자부심) 및 4가지의 부정정서(불안, 화남, 우울, 죄의식)를 지난 한달 동안 경험한 빈도를 7점 척도로 평정하도록 했는데, 본 연구에서는 연구자가 평정기간을 1주일로 수정하여 사용했다. 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach's α)는 긍정정서 .74, 부정정서 .86이었다.

실험도구

색상 스트룹 과제(Color Stroop Task). 색상 스트룹 과제에서 사용된 단어는 네 가지의 색 단어(“빨강”, “초록”, “파랑”, “노랑”)을 사용했다. 자극은 네 가지의 잉크색깔(빨강, 초록, 파랑, 노랑)로 제시되었다. 각각의 색깔은 RGB 색상표에서 빨강, 초록, 파랑, 노랑에 해당하는 값인 RGB(255,0,0), RGB(0,255,0), RGB(0,0,255), RGB(255,255,0)으로 설정하여 제시했다. 단어의 일치시행은 각 색깔별로 42개 씩(42개×4가지 색=168개)이었으며, 불일치 시행은 각 색깔 별로 6개씩(6개×4가지 색=24개) 제시되었다. Kane과 Engle(2003)의

연구에서 일치시행의 비율이 증가될수록 습관화된 반응이 유도되어 불일치시행에서의 목표자극을 유지하기 어려워지고 이는 스트룹 간섭을 증가시킬 수 있기에 일치시행의 비율을 70%, 불일치 시행의 비율을 30%로 구성하여 총 192회의 수행과제를 설정했으며, 각 단어는 500ms, 1000ms, 1500ms의 시간으로 무선적 제시되었다. 단어 제시 후에는 곧바로 바탕색과 같은 검정색 빈 화면(Blank)이 제시되었고, 기대 효과를 피하기 위해, 시행 간 간격(Intertrial interval: ITD)이 1000ms, 1500ms, 2000ms의 시간으로 무선적으로 제시되었다. 과제는 컴퓨터의 모니터와 색깔 스티커가 부착된 숫자 키패드(7-빨강, 8-초록, 4-노랑, 5-파랑)를 사용하여 시행되었다. 피험자는 색깔 단어의 의미를 무시하고 가능한 한 빠르게 제시된 단어에 입혀진 색깔을 키보드에서 누르도록 지시받았다. 연습 시행을 포함한 총 시행 시간은 약 8분이었고 종속 측정치로는 오류율(일치, 불일치, 전체)과 반응시간(일치, 불일치, 전체)이 사용되었으며, 각 지표의 측정 방법 및 측정 요인은 표 1에 제시했다.

연속 수행 과제(Continuous Performance Task-AX version: CPT-AX). 본 연구에서는 Multi-Health-Systems Inc(1995)에서의 CPT3.0의 CPT-AX 패러다임을 이용했다. 자극은 검정 배경에 흰색 알파벳 자극이 제시되었으며, 각 자극은 영어 알파벳 중 A, B, C, D, E, F, G, H, I, J, K, L, M, N, O, T, X, Y, Z(총 19개)가 무작위로 제시되고, 단서자극 'A'가 나온 다음 탐침 자극 'X'가 제시되는 경우(AX시행)만 반응키를 누르도록 되어있다. 즉, A가 단서(cue)이고 X가 탐침자극

(probe)이 된다. 다른 탐침 자극이 제시되거나(AY 시행), 다른 단어가 주어질 때(BX시행) 또는 단어 자극과 탐침자극 모두 과제와 관련이 없을 때(BY 시행)는 반응해서는 안 되는 과제이다. 반응은 숫자 키패드(0-반응키)를 사용하여 입력하도록 했다. 각 자극의 제시 시간은 200ms이었으며, ITI는 1000ms, 1500ms, 2000ms의 시간이 무선적으로 제시되었다. 총 2개의 블록(block)이 제시되었고 블록 당 시행은 100개였다. 본 연구는 오류율과 더불어 Sostek, Buchsbaum과 Rapoport 등(1980)의 신호 탐지 이론(Signal detection theory: SDT)에 따라 민감도(d')를 분석했다. 연습시행을 포함한 총 시행 시간은 약 10분이었다. 종속 측정치로는 오류율(오경보, 누락, 전체)과 민감도(d')가 사용되었으며, 각 지표의 측정 방법 및 측정요인은 표 1에 제시했다.

정서 스트룹 과제(Emotional Stroop Task). 제갈은주, 안창일(2012)이 실시한 정서 스트룹 과제를 그대로 사용했다. 정서 스트룹 과제에서 사용된 단어는 Lim과 Kim(2005)의 연구에서 실시한 단어 목록의 한글판을 저자로부터 제공 받았다. 단어는 긍정단어, 중성단어, 부정단어 각 6개씩을 묶어 정서가 평균이 비슷한 세 개의 세트로 구성되었고, 이 중 두 개의 세트가 실험에 사용되는 자극으로 순서 효과를 피하기 위해 각 세트는 피험자에게 무선적으로 실시했다. 부정단어는 우울 장애 환자의 기분 관련 단어를 선정한 것이며, 각 목록의 단어들은 한국어 빈도 사전(Yonsei University, 1998)에 따라 길이와 빈도를 고려하여 짝을 맞춘 것이다. 실험에는 빨강, 파랑, 노랑, 초록의 네 가지 색상이 사용되었다. 각 시행에서 사

용된 자극의 설정은 본 연구의 색상 스트룹 검사와 같다. 각 단어는 500ms, 1000ms, 1500ms의 시간이 무선적으로 제시되었고, 단어 제시 후에는 곧바로 단어와 같은 길이의 기호 “#”로 단어를 차폐했다. 기대 효과를 피하기 위해, ITI는 무선적으로 제시되었다. 과제는 컴퓨터의 모니터와 색깔 스티커가 부착된 숫자 키패드를 사용하여 시행되었다. 각 단어는 4가지의 색으로 한번 씩 제시되어 총 144회 시행되었으며, 피험자는 단어의 의미를 무시하고 가능한 빠르게 제시된 단어의 색깔을 키보드에서 누르도록 지시받았다. 연습시행을 포함한 총 시행 시간은 약 8분이었다. 종속 측정치로는 반응시간이 사용되었으며, 각 지표의 측정 방법 및 측정요인은 표 1에 제시했다.

정서 연속 수행 과제(The Emotional Continuous Performance Task-AX: The Emotional CPT-AX). Chiew와 Braver(2010)가 개발한 정서 연속 수행검사를 연구자가 수정하여 실시했다. 단서자극(A)은 “행복”과 “슬픔”이라는 단어가 제시되었으며, 탐침자극(X)은 연구자가 IAPS로부터 인간의 정서적 얼굴 표정(웃는 얼굴, 슬픈 얼굴)이 나타난 사진으로 Lang, Bradley와 Cuthbert(1999)의 연구에서 나타난 정서가를 비슷하게 맞추어 각각 10장씩 무선적으로 제시되었다. 반응은 Lyons, Budynek과 Akamatsu(1999)에서 사용된 슬픈 표정과 웃는 표정의 동양 여자 사진을 동시에 왼쪽과 오른쪽에 제시했으며, 각 표정의 위치는 반응 시 마다 무선적으로 변경되어 제시되었다. 슬픔조건과 행복조건 각각의 블록(Blocks)을 2번 씩 총 4회 실시했으며 기대효과 및 순서효과를 피하기 위해 각 블록은 무선으로

배치하여 실시했다. 피험자는 슬픔조건에서는 “슬픔”이라는 단서 이후에 “슬픔을 나타내는 사진”이 나올 경우에만 슬픈 표정을 누르고, 나머지는 모두 웃는 표정을 누르도록 지시받았다. 반대로 행복 조건에서는 “행복”이라는 단서 이후에 “행복을 나타내는 사진”이 나올 경우에만 웃는 표정을 누르고, 나머지는 모두 슬픈 표정을 누르도록 지시받았다. 단서(A)와 탐침(X)은 750ms로 제시되었으며 반응을 위한 얼굴 표정은 1500ms동안 제시되었다. 반응은 키패드(z-왼쪽, m-오른쪽)를 사용하여 입력되었다. 목표(AX)시행과 비목표(AY, BX, BY)는 무선적으로 제시되었고, 구체적으로 70개의 AX, 10개의 AY, 10개의 BX, 10개의 BY로 구성되어 있다. 슬픔조건의 자극 제시는 그림

2와 같고, 행복조건은 그와 반대로 제시되었다(슬픔↔행복). 연습시행을 제외한 검사의 소요시간은 약 10분이었다. 종속측정치로는 각 조건의 오류율과 반응시간이 사용되었으며, 각 지표의 측정 방법 및 측정요인은 표 1에 제시했다.

절차

실험 참가자가 실험실로 들어오면 먼저, 심리검사(K-CES-D, SCL-90-R, 긍정정서 및 부정정서 척도 등)를 실시했고, 심리검사를 마친 후에 실험 참가자는 차폐실로 안내되어 실험이 진행되었다. 본 연구의 실험 프로그램은 Super Lab 4.5를 이용했고 측정을 위한 자극은 15.6인치 크기의 모니터

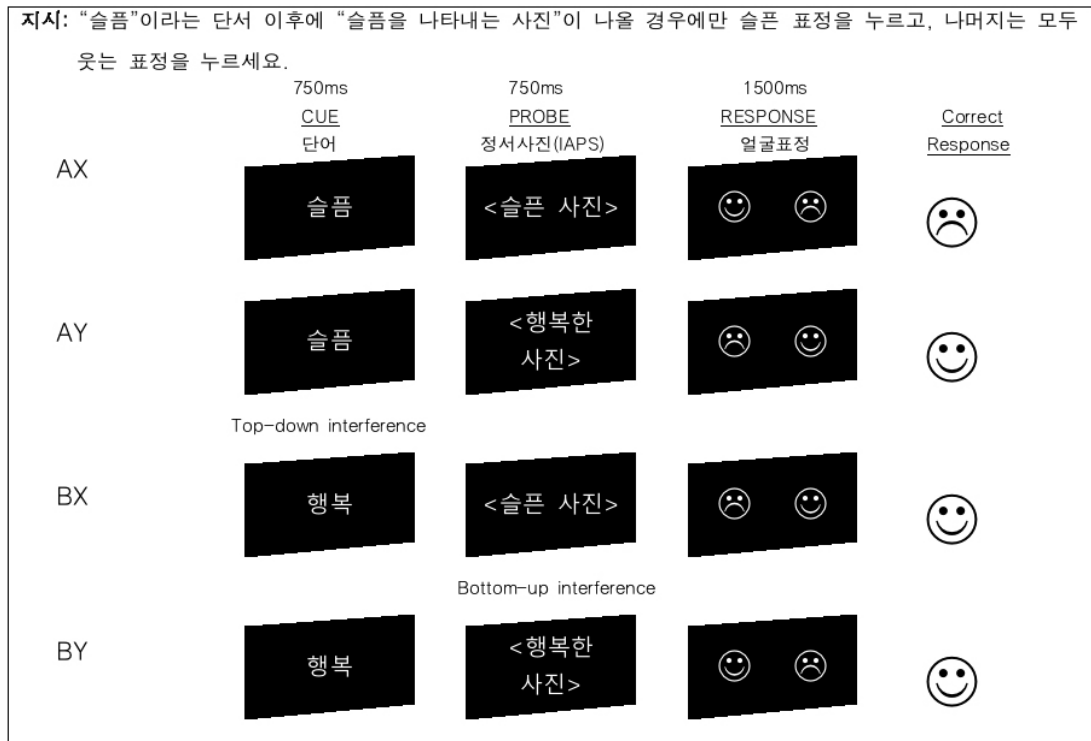


그림 2. 정서 연속 수행 과제 자극제시 예(슬픔조건)

표 1. 전산화된 주의관련 과제의 세부 분석지표

분석 지표		측정 방법		측정 요인
색상	오류율 (%)	일치 자극 오류율	$\frac{\text{일치 자극의 오류 수}}{\text{전체 일치 자극 수}} * 100$	선택적 주의 (selective attention)
		불일치 자극 오류율	$\frac{\text{불일치 자극의 오류 수}}{\text{전체 불일치 자극 수}} * 100$	
		전체 오류율	$\frac{\text{전체 오류 수}}{\text{전체 자극 수}} * 100$	
스트림	반응시간 (ms)	일치 자극 반응시간	일치 자극이 제시될 때 색상에 정확하게 반응하는 시간의 평균	인지적 갈등에 대한 주의 전환 (attention shifting)
		불일치 자극 반응시간	불일치 자극이 제시될 때 색상에 정확하게 반응하는 시간의 평균	
		전체 반응시간	전체 자극에서 색상에 정확하게 반응하는 시간의 평균	
연속 수행 과제	오경보 오류율 (commission error rate) (%)	비표적자극에 반응 했을 때 $\frac{\text{비표적자극에 대한 부정확 반응 수}}{\text{제시된 비표적 자극의 실제 수} - \text{비표적자극에 대한 예측 반응 수}} * 100$		충동성과 탈억제 (disinhibition)
	누락 오류율 (omission error rate) (%)	표적자극에 반응하지 않았을 때 $\frac{\text{표적자극에 대한 부정확 반응 수}}{\text{제시된 표적 자극의 실제 수} - \text{표적자극에 대한 예측 반응 수}} * 100$		부주의 (inattention)
	전체 오류율 (%)	$\frac{\text{오경보 오류 수} + \text{누락 오류 수}}{\text{제시된 자극 수}} * 100$		지속적 주의 (sustained attention)
	민감도(d')	오경보 비율에 대한 정반응의 비율로 목표자극을 비목표 자극으로부터 변별해 내는 정도를 측정		주의집중, 각성 유지
정서 스트림	부정단어 반응시간 (ms)	부정단어 자극 조건에서 색상에 정확하게 반응하는 시간의 평균		부정정서 간섭에 대한 주의 전환 (attention shifting)
	중성단어 반응시간 (ms)	중성단어 자극 조건에서 색상에 정확하게 반응하는 시간의 평균		중성자극 간섭에 대한 주의 전환 (attention shifting)
	긍정단어 반응시간 (ms)	긍정단어 자극 조건에서 색상에 정확하게 반응하는 시간의 평균		긍정정서 간섭에 대한 주의 전환 (attention shifting)
	전체 반응시간 (ms)	전체 자극 색상에 정확하게 반응하는 시간의 평균		간섭자극에 대한 주의 전환 (attention shifting)
정서 연속 과제	행복 / 슬픔 조건 오류율 (%)	AX	$\frac{\text{AX시행의 누락 및 오경보 오류 수}}{\text{전체 AX시행 수}} * 100$	-
		AY	$\frac{\text{AY시행의 누락 및 오경보 오류 수}}{\text{전체 AY시행 수}} * 100$	Top-down 간섭
		BX	$\frac{\text{BX시행의 누락 및 오경보 오류 수}}{\text{전체 BX시행 수}} * 100$	Bottom-up 간섭

율 (%)	BY 오류율 (%)	$\frac{BY\text{시행의 누락 및 오경보 오류 수}}{\text{전체 } BY\text{시행 수}} * 100$	-
	전체 오류율	$\frac{\text{전체 누락 및 오경보 오류 수}}{\text{전체 시행 수}} * 100$	긍정/부정 정서간섭상태의 지속적 주의 (sustained attention)
행복/슬픔조건 전체 반응시간(ms)		행복/슬픔조건에서 각 자극에 정확하게 반응하는 시간의 평균	긍정/부정 정서간섭상태의 지속적 주의 (sustained attention)

터에서 제시 되었으며 참가자와 모니터 간의 거리는 40-50cm를 유지했다. 진행은 연구자를 포함하여 2명의 대학원생이 실시요강에 따라 표준적인 절차로 이루어졌으며 개별 실시 되었다. 검사 실시 전 감기약과 같은 항히스타민계 약물의 복용 여부를 확인했고, 복용 시 검사를 미루었다. 참가자의 반응은 키보드와 숫자키보드를 통해 수집했다. 실험은 정서 간섭을 최소화하기 위해 (1)정서 간섭이 없는 주의관련 인지과제(색상 스트룹 과제, CPT-AX과제 그리고 (2)정서 간섭이 있는 주의 관련 인지과제(정서 스트룹 검사, 정서 CPT-AX과제) 순서로 실시했다. 순서효과를 배제하기 위해 각 검사의 하위 검사는 무선적으로 제시했다. 각 측정은 과제를 충분히 이해한 후 진행할 수 있도록 정/오답 피드백이 제시되는 연습과제를 3분 이상 실시한 후 진행 되었다. 두 개의 과제가 끝나면 3분간의 휴식을 했다. 모든 과제를 수행하는데 40분정도가 소요되었다. 참가자의 반응은 정답(Correct: C), 오답(Error: E), 무응답(No Response: NR) 및 피험자 자기수정(Self Correct: SC)으로 구성된다. SC는 참가자가 오답반응 후 즉각적으로 정답으로 수정한 경우로 E로 처리했다. 각 시행(Trial)별 반응 시간은 1/1000초(ms) 단위로 수집되었으며, 정반응(Correct response)의 반응시간만을 분석에 사용했다.

분석방법

본 연구에서 수집한 자료 분석은 SPSS 19.0 통계프로그램을 사용했는데, 심리 및 주의 측정치의 우울경향집단과 비우울집단에 따른 차이를 검증하기 위해 각 집단의 사전 검사 점수를 가지고 비모수 검정인 맨 휘트니 검정(Mann-Whitney test)을 실시했다.

결과 및 논의

우울경향집단이 비우울집단과 측정치 별로 차이가 있는지 검증하기 위해 비우울집단의 표본 크기가 작다는 점을 고려한 비모수 검정 결과는 표 2와 같다.

첫째, 선택적 주의를 측정한 색상 스트룹 과제의 오류율에서 두 집단 간의 차이가 없었다, $U=106.50, ns$.

둘째, 지속적 주의를 측정한 CPT-AX과제의 전체 오류율($U=54.00, p<.01$) 및 민감도(d' ; $U=53.00, p<.01$)에서 두 집단 간에 유의한 차이가 있었다. 즉, 우울경향집단이 비우울 집단에 비해 전체 오류율이 높고 민감도는 더 낮아, 우울경향 집단이 비우울집단에 비해 지속적 주의력이 낮음이 확인되었다.

셋째, 주의 편향을 측정하기 위해 단어 유형과 정서 조건에 따라 집단과 차이가 있는지를 확인하기 위해 F 검증을 실시한 결과는 다음과 같다. 먼저 단어 유형을 알아보면, 정서 스트룹의 경우 단어 유형과 집단의 상호작용 효과가 유의했다, $F(1,37)=5.69, p<.05$. 세부적으로 살펴보면, 부정단어에서 우울경향집단이 비우울집단보다 반응시간이 유의하게 길었으며, $U=69.00, p<.01$, 다른 유형의 단어에서는 두 집단 간 반응시간 차이는 유의하지 않았다. 즉, 우울경향집단에서 부정단어에 대한 주의 편향이 관찰되었다. 이어서 정서 조건을 알아보면, 정서 스트룹의 경우 정서 조건과 집단의 상호작용 효과가 유의했다, $F(1,36)=6.39, p<.05$. 세부적으로 살펴보면, 슬픔조건에서 우울경향집단이 비우울집단보다 반응시간이 유의하게 길었으며, $U=39.00, p<.001$, 행복 조건에서는 두 집단 간 반응시간 차이는 유의하지 않았다. 즉, 우울경향집단에서 슬픔조건에 대한 주의 편향이 관찰되었다.

마지막으로 정서간섭 상태의 지속적 주의를 측정하는 정서 CPT-AX과제에서는 슬픔조건의 전체 오류율이 집단 간 유의한 차이가 있었다, $U=19.50, p<.001$. 세부적으로 살펴보면, 하위 요인으로는 슬픔조건의 AY 오류율($U=67.00, p<.01$)과 BX오류율($U=43.00, p<.001$)에서 유의한 차이가 있었다. 행복 조건에서는 두 집단 간 오류율의 차이는 유의하지 않았다. 또한 우울경향 집단이 슬픔조건에서의 전체 반응시간이 유의하게 길었으며, $U=39.00, p<.01$, 다른 조건에서는 두 집단 간 반응시간 차이가 유의하지 않았다. 즉, 지속적 주의를 측정하는 과제에서도 우울경향집단에서 슬픔조건에서 지속적 주의를 더욱 저하되는 주의

편향이 관찰되었다.

선행 연구들과 달리 본 연구에서는 선택적 주의에서 두 집단 간의 차이가 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 우울장애에서 보이는 선택적 주의 기능의 결함은 본 연구 참가자들에게는 크게 나타나지 않음을 확인할 수 있었다. 이는 본 연구에 참여한 참가자들이 임상적 우울장애가 아닌 우울 경향을 가진 여대생들이었기 때문일 수도 있겠고, 우울증의 스트룹 과제의 수행저하가 선택적 주의 기능의 직접적인 저하가 아닌, 정신속도의 지연과 같은 기본적인 인지기능의 기능 저하로 인해 발생하는 현상임을 밝힌 Kertzman 등(2010)의 연구를 지지하는 결과일 수 있을 것으로 보인다. 한편 지속적 주의를 측정하는 과제에서는 두 집단에서 차이가 있었는데, 이는 우울장애에서 보이는 부정적인 정서에 대한 편향과 반추가 습관화되면 역기능적 사고습관이 만들어져 결과적으로는 주의를 장시간 유지 하는데 어려움을 겪는 것으로 보인다(Van Vugt, van der Velde, & ESM-MERGE Investigators, 2018; Wells & Matthews, 1996).

실제 정서간섭이 있는 주의 과제에서는 우울경향집단이 비우울집단에 비해 부정정서에서만 유의하게 긴 반응시간을 보여 우울경향집단에서 부정정서에 대한 주의편향이 관찰되었다. 또한 정서간섭 상태의 지속적 주의를 측정하는 과제에서도 우울경향집단은 비우울집단에 비해 슬픔조건에서 지속적 주의를 유의하게 낮았다. 이러한 특징은 우울을 가지고 있는 사람들이 부정정서에 대해 주의를 편향되어 있고, 부정정서를 통제하는데 어려움을 겪어 주의를 지속하는 능력 또한 손상된 것으로 해석할 수 있다. 다만 연구 1의 집단 간

표 2. 우울 집단 및 비우울집단에 따른 주의과제 사전 측정치의 평균과 표준 편차 및 차이검증 결과

변인	우울경향집단 (<i>n</i> =26)	비우울집단 (<i>n</i> =12)	<i>U</i> ^a	<i>p</i>		
	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)				
색상 스트룹						
선택적 주의	일치 자극 오류율	0.85(0.84)	0.50(0.66)	119.50	.256	
	불일치 자극 오류율	4.49(5.52)	3.82(7.21)	124.00	.327	
	전체 오류율	1.30(1.00)	0.91(1.12)	106.50	.121	
	일치 자극 반응시간	720.74(89.52)	708.14(77.46)	150.50	.865	
	불일치 자극 반응시간	965.49(156.05)	909.50(138.36)	121.50	.279	
	전체 반응시간	751.33(95.35)	733.31(82.26)	144.50	.718	
CPT-AX						
지속적 주의	오경보 오류율	1.21(1.44)	0.35(1.23)	96.50*	.030	
	누락 오류율	3.33(4.00)	0.28(0.96)	75.50*	.010	
	전체 오류율	1.85(1.46)	0.33(0.88)	54.00**	.001	
	민감도(<i>d'</i>)	4.07(0.38)	4.49(0.22)	53.00**	.001	
정서 스트룹						
주의 편향	부정단어 반응시간	998.07(180.48)	849.16(105.96)	69.00**	.005	
	중성단어 반응시간	950.38(174.24)	857.89(108.85)	96.50	.061	
	긍정단어 반응시간	952.82(169.54)	857.71(102.39)	99.00	.076	
정서 CPT-AX						
정서 간섭 상태의 지속적 주의	행복 조건	AX 오류율	8.68(9.27)	5.72(9.20)	106.50	.114
		AY 오류율	28.46(24.12)	13.33(15.60)	99.00	.062
		BX 오류율	17.69(18.18)	6.67(13.03)	101.50	.060
		BY 오류율	18.46(23.95)	11.67(15.86)	134.00	.453
		전체 오류율	12.54(7.23)	7.17(9.20)	76.50**	.012
	슬픔 조건	AX 오류율	9.01(7.21)	5.24(4.36)	107.50	.124
		AY 오류율	36.92(23.79)	13.33(15.57)	67.00**	.004
		BX 오류율	71.54(16.17)	31.67(27.58)	43.00***	.000
		BY 오류율	25.38(19.23)	15.00(17.32)	103.00	.074
		전체 오류율	20.07(5.44)	9.67(4.74)	19.50***	.000
	행복조건 전체 반응시간	2947.04(120.42)	2875.33(145.60)	111.00	.158	
	슬픔조건 전체 반응시간	2985.23(106.35)	2803.32(118.94)	39.00***	.000	

주. ^a Mann-Whitney *U* test

p*<.05, *p*<.01, ****p*<.001.

표본 크기의 차이가 큰 편으로 통계적 유효성에 한계가 있을 수 있기에 추후 이 부분을 보완한 추가적인 연구가 필요할 수 있겠다.

연구 2

정서 마음챙김이 주의 및 정서상태에 미치는 영향을 확인하기 위해, 연구 2를 실시했다. 8회기

의 정서 마음챙김을 실시했고, 사전과 사후에 연구 1의 측정치들이 어떻게 변화되는지를 확인했다. 연구 2의 가설은 다음과 같다.

가설 1. 우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 선택적주의 관련 인지과제의 수행이 더 향상될 것이다.

가설 2. 우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 지속적 주의 관련 인지과제의 수행이 더 향상될 것이다.

가설 3. 우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 부정정서 자극 조건에 대한 주의 편향이 더 감소할 것이다.

가설 4. 우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 정서간섭 상태의 지속적 주의를 검증하는 과제의 수행이 더 향상될 것이다.

가설 5. 우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 정서 상태(우울, 불안, 부정정서 및 긍정정서)가 더 개선될 것이다.

방 법

참가자

연구 1의 우울경향집단 26명 모두는 정서 마음챙김 프로그램을 희망한 여대생들이었으며, 참여 의사를 밝힌 순서에 따라 처치집단 13명 통제집단 13명으로 나누었다. 참여자들의 평균연령은 처치집단은 23.23±2.42세, 통제집단은 21.38세±1.85세였다. 모든 참여자들은 연구 참여에 대한 윤리적 내용 및 차후 보상에 대해 고지 받았고 모든 측정이 끝난 후 연구에 대한 차후 설명문과 소정의

상품권을 제공했다. 정서 마음챙김을 하지 않은 통제집단의 경우에는 심리검사에 따른 해석 상담을 제공했다.

처치 전 우울 처치집단과 우울 통제집단의 동질성 여부를 확인하기 위하여, 두 집단의 인구 통계학적 변인 및 우울 선별검사와 우울, 불안, 부정정서, 긍정정서, 마음챙김, 수용, 정서인식의 명확성, 선택적 주의, 지속적 주의, 주의 편향, 정서간섭 상태의 지속적 주의의 사전 측정치에 대해 χ^2 -검증 및 독립표본 t -검증을 시행했다(유의수준 .05, 양방검증). 분석 결과 연령($t=2.19, p<.05$), 정서 CPT-AX의 하위요인인 슬픔조건 AY 오류율($t=-2.55, p<.05$) 및 슬픔조건 전체 오류율($t=0.02, p<.05$)에서 집단 간의 유의한 차이를 보였다. 그 외의 다른 측정치에서는 집단 간의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 집단 간에 유의한 차이를 보인 연령 변인과 관련하여, 본 연구의 참가자들은 모두 20대 초중반으로 신경학적으로 주의기능이 완성되는 초기성인기에 속하고, 선행 연구들도 주의기능에 급격한 차이를 나타내는 연령을 20~30대 초기성인기와 60대 이상의 고령과 비교할 경우로 보기에(McAvinue et al., 2012), 특별히 본 연구 참가자들의 연령차이가 혼재변인으로서 영향을 줄 가능성은 낮은 것으로 판단된다.

측정도구

마음챙김 5요인 척도(Five Facet Mindfulness Questionnaire: FFMQ). Baer, Smith, Hopkins Krietemeyer 및 Toney(2006)가 개발한 다차원적 마음챙김 척도를 원두리와 김교현(2006)이 번안하고 타당화한 것을 사용했다. 5요인으로

나누어진 마음챙김은 비자동성(nonreactivity), 관찰(observing), 자각행위(acting with awareness), 기술(describing)과 비판단(nonjudging)으로 구성 되어있다. 전체 39문항의 7점 척도로 이루어져있 으며, 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach's α) 는 .85이었다.

심리적 수용 척도(Acceptance & Action Questionnaire-16: AAQ-16). Hayes와 Strosahl(2004)이 개발했고 문현미(2006)가 번안한 16문항의 한국판 수용 및 행동 질문지를 사용했다. 문항은 내적 사건을 기꺼이 경험하려는 경향을 측정하는 '기꺼이 경험하기'요인과 원치 않는 내적 사건에도 불구하고 행동을 수행하는 능력을 측정하는 '수용 행동하기'요인의 두 요인으로 구성 된다. 각 문항은 7점 척도로 평정하도록 되어있으며, 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .79이었다.

정서인식 명확성 척도(Trait Meta Mood Scale: TMMS). Salovey, Mayer, Goldman, Turvey와 Palfai(1995)이 개발한 특질 초기분 척도를 이수정과 이훈구(1997)가 번안하여 타당화한 척도를 사용했다. 정서인식의 개인차를 측정하기 위한 것으로 하위 요소는 정서에 대한 주의, 정서 인식의 명확성, 정서기대이며, 본 연구에서는 정서 인식의 명확성 11문항만을 추출하여 사용했다. 각 문항은 4점 척도로 평정하게 되어있으며, 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .88이었다.

통합적 한국판 CES-D 연구 1과 동일함.

정신건강 척도 연구 1과 동일함.

정서빈도척도 연구 1과 동일함.

실험도구 및 절차

연구 1과 동일함.

정서 마음챙김

본 연구에서는 우울 처치집단의 참가자에게 8 회기의 정서 마음챙김을 집단 형식으로 일주일에 1-2회(60분/회)씩 총 7주간에 걸쳐 실시했다. 1회 기에 정서 마음챙김에 대한 강의와 일지 작성요 령에 대한 전반적인 교육이 진행되었고, 매주 한 주간의 정서 마음챙김 수행에 대한 피드백, 수행 과정 중에 생기는 궁금증에 대한 질의응답과 소 감을 공유했다. 정서 마음챙김 수행을 돕기 위한 도구로서, 신아영, 김정호, 김미리혜(2010)의 연구 에서 사용한 대표 정서단어 8쌍으로 구성된 정서 마음챙김 카드와 함께 보다 다양한 정서단어 30 쌍으로 이루어져있는 정서 마음챙김 일지를 사용 했다. 각 쌍은 5점 척도로 구성되어 있으며, 긍정 정서 혹은 부정정서를 어느 정도의 강도로 경험 하고 있는지 기록 할 수 있도록 되어있다. 또한 목록에 포함되지 않았지만 참가자가 마음챙김하 고 싶은 정서 단어가 있으면 참가자가 직접 기록 하도록 했다. 수행의 구체적인 방법으로는 수시로 지금 자신의 정서와 몸에서 느껴지는 감각을 함 께 알아차림 하도록 했다. 특히 몸 중에 얼굴에서 느껴지는 감각을 관찰할 수 있도록 했는데, 얼굴 표정은 정서를 반영할 뿐만 아니라 정서를 형성

하는데 영향을 주며, 자신의 정서를 바라보는데 도움을 주기 때문이다(Abelson & Serfat, 1962; Strack, Martin, & Stepper, 1988). 이렇게 알아차림한 자신의 정서를 정서 마음챙김 카드나 정서 마음챙김 일지에 기록하도록 했으며, 날짜, 시간, 상황, 소감도 함께 작성하도록 했다. 정서 마음챙김 카드는 하루에 3번 이상 사용하는 것을 원칙으로 했고, 일주일에 3번 정도는 정서 마음챙김 일지를 작성하도록 했다. 정서 마음챙김 훈련을 지속할 수 있도록 정서 마음챙김 카드를 분산시켜 놓고 눈에 띄는 곳에 놓아두고, 연구자가 참가자들에게 정서 카드 이미지(image)와 정서 마음챙김과 관련한 글귀를 하루 2~3번씩 문자(text message)로 전송하여 문자를 확인할 때마다 실시할 수 있도록 했다. 또한 정서 마음챙김에 도움이 되는 글들이 수록되어 있는 자료집과 얼굴 마음챙김과 몸 마음챙김 멘트가 녹음되어 있는 음성파일을 제공했다. 정서 마음챙김에 대한 지도는 마음챙김 명상에 대한 전문적인 교육과정을 이수한 본 연구의 연구자가 했고, 교육내용과 참가자들의 명상일지는 건강심리전문가인 교신저자의 지도 감독 하에 진행했다.

처치 점검

정서 마음챙김 처치 여부를 점검하기 위해 정서 마음챙김의 정도를 5요인 마음챙김, 심리적 수용 및 정서 인식의 명확성 능력으로 간주하고 변량분석을 실시했다. 각 측정치별 평균과 표준편차는 표 3과 같다. 그 결과 마음챙김($F(1,24)=6.74, p<.05$), 심리적 수용($F(1,24)=17.31, p<.001$) 및 정서인식의 명확성($F(1,24)=6.71, p<.001$)에서 집단

과 시기의 상호작용이 통계적으로 유의함을 확인했다. 따라서 우울 처치집단은 정서 마음챙김을 잘 습득한 것으로 판단된다.

분석방법

본 연구에서 실시된 프로그램 실시 전과 실시 후에 측정치들의 변화를 비교하기 위하여, 집단과 시기를 독립변인으로 하는 반복측정 다변량 분산분석(Repeated Measure MANOVA)을 실시했다. 다만 사전 측정치에서 동질성이 확보되지 않아 효과에 영향을 미칠 것으로 추정되는 측정치들은 공변인으로 투입하여 다변량 공분산 분석(Repeated Measure MANCOVA)을 수행했다. 또한 사후 측정치를 우울 집단과 비우울집단을 비교하기 위하여 다변량 분산분석을 실시하고, 변화량이 집단 간 유의한 차이가 있는지 알아보기 위해 사후 검증을 실시했다. 사후 검증으로는 Scheffé 검증을 실시했다.

결과 및 논의

연구 2에서는 연구 1의 우울 처치집단이 정서 마음챙김 이후 주의에서 어떠한 변화를 가져오는지 검증했으며, 그 결과는 다음과 같다.

선택적 주의에 대한 정서 마음챙김의 효과 검증

정서 마음챙김 훈련 이후 선택적 주의의 오류율 및 반응시간의 변화를 확인하기 위해, 사전-사후시기에 따른 집단 간 변량분석을 실시했다. 각 측정치별 평균과 표준편차는 표 3과 같다. 그 결

과 색상 스트룹 과제에 오류율을 이용한 선택적 주의 측정에서 모든 측정치의 상호작용 및 주효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 색상 스트룹 과제의 반응시간에서는 일치 자극 반응시간 ($F(1,24)=7.31, p<.05$), 불일치 자극 반응시간 ($F(1,24)=7.67, p<.01$), 전체 자극 반응시간 ($F(1,24)=9.20, p<.01$)에서 시기의 주효과만 통계적으로 유의했다. 즉, 두 집단 모두 반응시간이 짧아지는 효과를 보였다. 따라서 ‘우울 처치집단은

우울 통제집단에 비해 선택적 주의 관련 인지 과제의 수행이 향상될 것이다.’는 가설 1은 지지되지 않았다.

지속적 주위에 대한 정서 마음챙김의 효과 검증

정서 마음챙김 훈련 이후 지속적 주위의 변화를 확인하기 위해, 사전-사후시기에 따른 집단 간 변량분석을 실시했다. 각 측정치별 평균과 표준편

표 3. 주의 및 정서 변인의 처치 전-후 평균과 표준편차

변인	우울 처치집단($n=13$)		우울 통제집단($n=13$)		
	사전 $M(SD)$	사후 $M(SD)$	사전 $M(SD)$	사후 $M(SD)$	
선택적 주의	일치 자극 오류율	0.82(0.79)	0.73(0.74)	0.87(0.92)	1.37(1.22)
	불일치 자극 오류율	4.81(6.77)	3.21(4.55)	4.17(4.17)	5.13(4.86)
	전체 오류율	1.32(1.20)	1.04(0.79)	1.28(8.12)	1.84(1.45)
	일치 자극 반응시간	708.07(87.04)	679.77(65.76)	733.40(93.66)	695.71(72.45)
지속적 주의	불일치 자극 반응시간	945.60(169.75)	885.70(152.75)	1203.63(985.38)	909.07(103.52)
	전체 반응시간	737.76(95.89)	704.96(73.04)	764.90(96.68)	721.03(71.21)
	오경보 오류율	1.32(1.48)	0.77(1.32)	1.10(1.45)	1.32(1.89)
	누락 오류율	3.58(4.60)	3.33(7.33)	3.08(3.46)	4.10(4.12)
정서 자극에 따른 주의	전체 오류율	2.00(1.53)	1.54(2.07)	1.69(1.47)	2.15(1.57)
	민감도(d')	4.04(0.37)	4.20(0.40)	4.10(0.41)	3.40(0.40)
	정서 스트룹 부정단어 반응시간	1022.17(242.54)	852.78(82.19)	973.96(88.19)	969.81(77.90)
	정서 CPT-AX 슬픔조건 반응시간	2990.68(122.89)	2857.06(135.77)	2979.78(91.64)	2958.90(121.06)
정서 상태	AX 오류율	7.25(5.54)	3.52(3.33)	10.77(8.42)	5.27(6.26)
	슬픔 AY 오류율	26.15(23.64)	20.00(16.33)	47.69(19.22)	46.15(22.19)
	조건 BX 오류율	69.23(19.34)	40.00(29.44)	73.85(12.61)	69.23(13.20)
	오류율 BY 오류율	23.07(22.87)	12.30(13.01)	27.69(15.36)	10.77(13.20)
우울(SCL-90-R)	전체 오류율	17.69(3.73)	8.92(5.07)	22.46(5.95)	16.31(5.59)
	우울(SCL-90-R)	25.62(7.63)	17.15(8.04)	24.08(9.98)	22.08(9.55)
	불안(SCL-90-R)	19.00(8.00)	10.08(4.17)	13.69(8.08)	12.00(4.17)
	부정정서(정서빈도척도)	17.92(4.23)	15.54(3.99)	17.31(3.73)	15.00(4.47)
치치 점검	긍정정서(정서빈도척도)	15.31(4.42)	18.31(4.87)	14.77(3.90)	15.00(4.76)
	전체 마음챙김	157.08(15.50)	180.85(13.37)	151.69(17.39)	156.00(16.24)
	전체 심리적 수용	55.85(8.35)	72.00(7.21)	63.46(14.15)	62.54(13.21)
	정서인식의 명확성	36.69(5.92)	41.38(5.40)	35.00(8.95)	37.62(6.62)

치는 표 3과 같다. CPT-AX 과제의 오류율을 이용한 지속적 주의 측정에서, 오류율의 하위 요인은 시기와 집단 간 상호작용이 유의하지 않았지만, 전체 오류율은 시기와 집단 간 상호작용이 통계적으로 유의함을 확인했다, $F(1,24)=5.43, p<.05$. 또한 민감도(d')에 있어서도 시기와 집단 간 상호작용이 통계적으로 유의함을 확인했다, $F(1,24)=8.47, p<.01$. 따라서 ‘우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 지속적 주의의 수행이 향상될 것이다.’는 가설 2는 지지되었다.

부정적 자극의 주의 편향에 대한 정서 마음챙김의 효과 검증

정서 마음챙김 훈련 이후 부정적 자극의 주의 편향의 변화를 확인하기 위해, 집단 간 변량분석을 실시한 결과, 정서 스트룹 과제의 부정단어에 따른 반응시간을 이용한 측정에서, 시기와 집단 간 상호작용이 유의함을 확인했다, $F(1,24)=4.81, p<.05$. 각 측정치별 평균과 표준편차는 표 3과 같다. 그 결과 정서 CPT-AX과제의 슬픔조건에 따른 반응시간을 이용한 측정에서, 시기와 집단 간 상호작용이 통계적으로 유의했다, $F(1,24)=7.71, p<.01$. 따라서 ‘우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 부정 정서 자극 조건의 주의편향이 개선될 것이다.’는 가설 3은 지지되었다.

정서간섭상태의 지속적 주의에 대한 정서 마음챙김의 효과 검증

정서 마음챙김 훈련 이후 정서간섭 상태의 지속적 주의의 측정치의 변화를 확인하기 위해, 사

전 측정치에서 집단 간 차이가 관측된 정서 CPT-AX과제의 전체 오류율과 AY오류율의 사전 측정치를 공변인으로 투입하여, 집단에 따른 사후 점수의 공변량분석을 실시했다. 각 측정치별 평균과 표준편차는 표 3과 같다. 그 결과 정서 CPT-AX과제의 슬픔조건에 따른 오류율을 이용한 측정에서, 전체 오류율에서 집단 간의 차이가 통계적으로 유의했다, $F(1,22)=4.83, p<.05$. 정서 간섭 수준에 따른 주의력의 변화를 확인한 결과 하향식 간섭(Top-down interference)을 측정하는 AY오류율($F(1,22)=4.17, p=.053$)과 상향식 간섭(Bottom-up interference) 및 측정하는 BX오류율($F(1,22)=4.25, p=.051$)은 집단 간의 차이가 유의수준에 근접했다. 따라서 ‘우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 정서간섭상태의 지속적 주의를 검증하는 인지 과제 수행이 향상될 것이다.’는 가설 4는 지지되었다.

정서상태에 대한 정서 마음챙김의 효과 검증

정서 마음챙김 이후 우울과 불안 수준 및 부정 정서와 긍정정서의 변화를 확인하기 위해, 사전-사후시기에 따른 집단 간 변량분석을 실시하였다. 각 측정치별 평균과 표준편차는 표 3과 같다. 그 결과 우울의 집단과 시기의 상호작용이 통계적으로 유의함을 확인했다, $F(1,24)=4.39, p<.05$. 또한 불안의 집단과 시기의 상호작용이 통계적으로 유의했다, $F(1,24)=5.40, p<.01$. 그러나 부정정서($F(1,24)=0.00, ns$) 및 긍정정서($F(1,24)=2.55, ns$)의 시기에 따른 집단 간 상호작용은 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 ‘우울 처치집단은 우울 통제집단에 비해 정서 상태가 개선될 것이다.’는

표 4. 비우울 통제집단, 우울 처치집단, 우울 통제집단의 사후 측정치의 평균과 표준편차 및 변량분석 결과

변인	비우울	우울	우울	F	scheffé	
	통제집단(<i>n</i> =12)	처치집단(<i>n</i> =13)	통제집단(<i>n</i> =13)			
	사후 <i>M</i> (<i>SD</i>)	사후 <i>M</i> (<i>SD</i>)	사후 <i>M</i> (<i>SD</i>)			
색상 스트룹						
선택적 주의	일치 오류율	0.55(0.74)	0.73(0.74)	1.37(1.22)	2.74	
	불일치 오류율	2.77(5.98)	3.21(4.55)	5.13(4.86)	0.76	
	전체 오류율	0.82(1.27)	1.04(0.79)	1.84(1.45)	2.53	
	일치 반응시간	647.07(69.88)	679.77(65.76)	695.71(72.45)	1.58	
	불일치 반응시간	788.13(108.39)	885.70(152.75)	909.07(103.52)	1.58	
	전체 반응시간	664.27(73.42)	704.96(73.04)	721.03(71.21)	3.31	
CPT-AX						
지속적 주의	오경보 오류율	0.71(0.96)	0.77(0.94)	1.32(1.89)	0.79	
	누락 오류율	1.39(2.23)	3.33(7.33)	4.10(4.12)	0.94	
	전체 오류율	0.92(1.00)	1.54(2.07)	2.15(1.57)	1.82	
	민감도(<i>d</i>)	4.32(0.38)	4.20(0.40)	4.00(0.40)	2.45	
정서 스트룹						
주의 편향	부정단어 반응시간	852.62(120.30)	852.78(82.19)	969.81(77.90)	6.56*	a=b<c
	중성단어 반응시간	843.97(114.97)	892.39(89.91)	911.87(69.86)	1.76	
	긍정단어 반응시간	835.32(115.47)	854.53(108.72)	916.72(86.75)	2.12	
정서 CPT-AX						
정서 자극에 따른 주의 통제력	AX 오류율	1.43(1.93)	2.86(2.86)	4.40(4.61)	2.45	
	행복 조건 AY 오류율	10.00(15.95)	10.76(15.53)	24.62(21.84)	2.66	
	BX 오류율	5.00(9.05)	1.54(5.54)	12.31(19.22)	2.41	
	BY 오류율	3.33(7.78)	6.15(17.09)	6.15(9.61)	0.22	
	전체 오류율	2.83(2.33)	3.85(6.00)	7.38(4.11)	6.70**	a=b<c
슬픔 조건	AX 오류율	2.86(2.43)	3.52(3.33)	5.27(6.26)	1.03	
	AY 오류율	6.67(9.85)	20.00(16.33)	46.15(22.19)	17.50***	a=b<c
	BX 오류율	26.67(19.69)	40.00(29.44)	69.23(13.20)	12.50***	a=b<c
	BY 오류율	8.33(13.37)	12.31(13.01)	10.77(13.20)	0.29	
	전체 오류율	6.67(4.29)	8.92(5.07)	16.31(5.59)	12.74***	a=b<c
행복조건 전체 반응시간	2734.52(77.29)	2840.53(124.73)	2807.60(89.40)	3.66*	a<c<b	
슬픔조건 전체 반응시간	2753.44(74.80)	2857.07(135.77)	2958.89(121.06)	10.06***	a<b<c	
정서 상태	우울	8.75(6.15)	17.38(8.16)	20.38(10.86)	6.00**	a<b<c
	불안	6.25(3.82)	10.08(4.17)	12.00(6.72)	4.07*	a<b<c
	부정정서	10.33(3.50)	15.00(3.99)	15.54(4.47)	6.24**	a<b<c
	긍정정서	20.08(3.90)	18.31(4.87)	15.00(4.76)	4.06*	a>b>c

주. a=비우울 통제집단, b=우울 처치집단, c=우울 통제집단
 p*<.05, *p*<.01, ****p*<.001.

가설 5는 부분 지지되었다.

사후 측정치에 대한 집단 간 차이 검증

다음은 우울 처치집단의 변화가 집단 간(비우울 통제집단, 우울 처치집단, 우울 통제집단)에 유의한 차이를 보이는 지 알아보기 위해 사후 측정치에 대한 변량 분석을 실시했다. 또한 세 집단 중 어느 집단 간에 차이가 유의한지를 알아보기 위해 *Scheffé* 검증을 실시한 결과는 표 4와 같다.

세 집단 중 어느 집단 간에 차이가 유의한지를 알아보기 위한 *Scheffé* 검증 결과, 부정정서는 비우울 통제집단이 나머지 두 집단(우울 처치집단, 우울 통제집단)과 유의한 차이를 보였다. 부정단어의 반응시간, 행복조건 전체오류율, 슬픔조건에서 AY오류율, BX오류율 및 전체오류율은 우울 통제집단이 나머지 두 집단(비우울 통제집단, 우울 처치집단)과 유의한 차이를 보였다. 또한 우울, 불안, 슬픔조건 전체 반응시간에서는 비우울 통제집단, 우울 처치집단, 우울 통제집단 순으로 유의한 집단 간 차이가 있었다. 긍정정서의 경우 우울 통제집단, 우울 처치집단, 비우울 통제집단 순으로 집단 간 차이가 있었다. 행복조건 전체반응 시간은 비우울 통제집단, 우울 통제집단, 우울 처치집단 순으로 집단 간 차이가 있었다.

이러한 결과를 종합하면, 정서 마음챙김은 선택적 주의에 영향을 미치지 않는 것으로 보아, 일반적인 주의기능을 직접적으로 개선시킨다기보다 부정적 정서정보의 편향을 완화시켜 지속적 주의를 증가시키는 데 도움이 되는 것으로 보인다. 또한 정서 마음챙김은 부정적 정보에 대해 편향되거나, 그것을 반추하는 것을 막아 부정적 정서를

처리하는 능력을 개선시키는 작용을 하는 것으로 보인다. 정서 마음챙김은 정서에 대한 비판단적 주의를 함양하는 훈련이다. 그러므로 이러한 훈련을 통해 우울증의 취약성과 지속성에 영향을 미친다고 알려진 인지특징을 완화하는데 도움이 될 것으로 보인다.

전체 논의

본 연구는 정서 마음챙김이 우울성향 여대생들의 주의와 정서상태에 미치는 영향을 검증해 봄으로써, 정서 마음챙김이 우울증의 취약성 및 지속성에 미치는 기제를 규명하기 위해 시행되었다.

본 연구에서 우울 처치집단은 선택적 주의력을 측정하는 과제에서 오류율 및 반응시간의 유의한 변화가 관찰되지 않았다. 이는 우울장애를 진단받은 환자군을 대상으로 한 선행 연구들과는 상이한 결과인데, Dong과 Zhang(2023)과 Verhoeven, Vrijzen, van Oostrom, Speckens와 Rinck(2014)의 연구에서는 마음챙김 훈련을 시행한 우울 처치집단에 있어서 스트룹 과제의 반응시간이 유의하게 감소하였다. 한편 일반인을 대상으로 한 Moore와 Malinowski(2009)의 연구에서는 마음챙김 수행 이후 색상 스트룹 과제의 수행이 향상된 반면, 그 밖의 다른 연구에서는 유의한 차이를 내지 않았고(Alexander et al, 1989; Wenk-Sormaz, 2005) 선택적 주의를 측정하기 위해 다양한 인지과제를 사용한 Jensen, Vangkilde, Frokjaer와 Hasselbalch(2012)의 연구에서는 색상 스트룹 과제에서는 효과를 검증하지 못했지만, 다른 선택적 주의의 측정치들에서는 수행의 향상이 관찰되었다. 본 연구의 참가자들이 임상적으로 우울장애를

진단받는 환자군이 아닌 우울경향집단이라는 점에서 임상적 우울 정도의 차이에 따라 연구 결과가 다소 상이하게 나타났을 가능성을 배제할 수 없는데, 추후에는 우울의 정도를 중심으로 보다 세부적인 분석을 해보는 것이 필요할 것으로 보인다. 또한 본 연구의 사전측정치에서 색상스트룹 과제가 비우울집단과의 비교에서도 차이가 없었다는 점에서 측정도구로 사용된 색상 스트룹 과제가 두 집단의 차이를 비교하는데 덜 민감한 도구였을 수 있고, 이에 천장효과(ceiling effect)에 의해 효과성이 나타나지 않았을 가능성을 배제할 수 없어 추후 연구에서는 보다 민감한 도구를 이용하여 측정해 볼 필요가 있겠다.

지속적 주의력을 측정할 과제에서는 우울 처치 집단이 우울 통제집단에 비해 오류율 및 민감도(d')에서 유의한 효과를 보였다. Schmertz, Anderson과 Robins(2009)의 연구에서는 자기보고식으로 측정된 마음챙김의 특성과 주의 지속력은 정적상관이 있었기에 정서 마음챙김 훈련을 통해 주의 지속력을 높일 수 있는 가능성을 제언했다. 본 연구에서는 실제 정서 마음챙김 훈련을 통해 지속적 주의가 개선될 수 있는 가능성을 발견했다는 데 의미가 있다. 특히, 우울장애에 있어서 주의 집중력의 문제와 같은 인지 기능상의 결함은 삽화기와 더불어 관해기에도 지속되는 특징을 보이는데(Trichard et al., 1995) 정서 마음챙김을 통해 주의 지속력의 개선을 확인했다는 점은 우울 장애의 신경인지기능상의 문제를 해결하는데 도움을 줄 수 있다는 점을 시사한다. 마음챙김은 변화하는 경험의 대상에 대해 주의를 집중하는 과정이 포함되어 있다(김정호, 2004). 즉, 정서 마음챙김의 ‘알아차림’을 통해 지금-여기에서 일어나

는 모든 현상을 관찰함으로써 주의 집중을 향상시킬 수 있었을 것으로 보인다. 이와 더불어 정서 마음챙김 훈련을 통해 정서정보의 역기능적인 인지적 처리에 대한 주의 자원의 가용성이 감소되었기 때문에 지속적 주의가 증가되었을 가능성이 있다(Segal et al., 2004).

부정적 자극에 대한 주의 편향을 측정할 과제에서는 정서 마음챙김 이후에 정서 스트룹 과제의 부정단어 조건과 정서 CPT-AX과제의 부정 정서 조건에서 유의한 감소를 보였다. 즉, 정서 마음챙김이 부정정서정보에 대한 주의 편향을 감소시키는데 효과적이었다. 이러한 감소는 비우울집단과의 사후 측정치의 비교에서도 비우울집단 수준으로 수치가 감소되었다는 점에서 의미가 있다. 정서 마음챙김은 분별심 없는 순수한 상위주의(bare meta-attention)를 훈련함으로써 마음이 무상(無常)하다는 현상, 즉 고정되어 있지 않고 늘 변화한다는 것을 깨닫게 하는데 도움이 된다(김정호, 2001, 2022). 그 과정을 통해 우울 성향 여대생은 우울에 매몰되지 않게 됨으로써 부정적 정서의 정보처리를 개선하는데 도움을 받는 것으로 보인다. 다만 두 과제의 변화량의 상관은 유의하지 않았는데, $r=-.06$, ns , 그 원인으로 두 과제가 서로 다른 인지 처리방식을 측정하고 있을 가능성을 추측해 볼 수 있다. 기존 연구에서 우울장애 환자의 경우 정서스트룹 과제에서 자극 제시시간이 길수록 부정단어의 편향이 더 크게 발생하는데, 이는 우울증 환자가 부정단어를 보다 정교한 수준에서 인지적 처리를 한다는 것을 반영한다(제갈은주, 안창일, 2012). 반면 정서 CPT-AX과제에서는 사진 자극이 제시됨으로 보다 자동화된 전 주의(pre-attention) 처리방식이 사용될 가능성이

있는데 이는 정서 스트룹 과제와 부정단어의 반응시간의 변화량과 슬픔조건의 정서 CPT-AX과제의 AY반응시간의 변화량과는 상관이 유의하게 나타났다는 점($r=.58, p<.05$)에서 이러한 추측을 강화할 수 있다. 하향식 간섭(Top-down interference)의 AY반응시간은 상향식 간섭(Bottom-up interference)의 BX반응시간에 비해 보다 상위 수준의 인지적 갈등이 발생된다(Chiew & Braver, 2010). 그래서 두 과제의 상관을 통해 정서 스트룹 과제의 반응시간이 정서 CPT-AX과제에 비해 보다 인지적 처리를 사용하는 과제일 가능성을 추측해 볼 수 있는 것이다. 또 다른 가능성으로는 정서 스트룹 과제의 사전 및 사후 측정치의 상관은 유의하지 않았으나, $r=.26, ns$, 정서 CPT-AX의 사전 사후 측정치의 상관은 유의했다, $r=.68, p<.001$. 이러한 원인으로서는 정서 스트룹 과제의 경우 사건의 표준편차가 사후와 비교했을 때 다소 크다는 점에서 사전에 정서단어에 대한 정보처리의 개인 차이가 존재했을 가능성을 추측해 볼 수 있다. 그렇기 때문에 추후 연구에서는 과제가 측정하는 요인을 보다 명확히 하고, 충분한 사례수를 확보하여 결과를 도출해 낼 필요가 있다.

정서간섭 상태의 지속적 주의의 측정치는 사후에 집단 간의 유의한 차이를 보였다. 이는 우울 처치집단이 우울 통제집단에 비해 정서 간섭을 보다 잘 통제하게 된 것으로 보인다. 특히 본 측정치는 사후에 비우울집단과 비슷한 수준으로 변화 되었다는 점에서 의미 있었다. 이는 앞선 가설 2의 색상 스트룹 과제의 인지적 간섭을 통제하는데 유의한 결과를 도출하지 못한 것과는 다른 결과이다. 정서 마음챙김이 인지적 간섭의 통제 보

다 정서적 간섭을 통제하는데 보다 효과적이었을 것이라는 가능성을 추론할 수 있다.

마지막으로, 정서 마음챙김에 참여한 우울 처치 집단은 우울 통제집단에 비해 우울과 불안의 유의한 감소가 있었고, 이는 강태영, 김정호(2008), 박슬기, 김정호, 김미리혜(2020), 안정미, 김미리혜, 김정호(2013), 한초롱, 김정호, 김미리혜(2019)의 선행 연구 결과와 일치한다. 그에 반해 부정정서 및 긍정정서는 통계적으로 유의한 차이가 관찰되지 않았다. 우울과 불안은 대학생들의 정신건강을 예측하는 핵심정서로 작용한다(김상욱, 전영자, 2013). 특히 본 내담자들은 우울과 불안을 가장 불편한 정서로 인식하고 있었다는 점에서 본 변인의 효과는 정서 마음챙김이 대학생들의 정신건강에 도움이 될 수 있다는 가능성을 시사한다. 부정정서와 긍정정서의 변화는 관찰되지 않았는데, 이것은 검사에서 측정하는 정서가 광범위했을 가능성이 있기 때문에 추후에는 정서를 측정하는 다른 척도를 활용해 보는 것을 고려해 볼 수 있겠다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구에서 고려해야 할 사항은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 통제 집단 외에 별도의 처치가 들어간 비교집단(placebo group)을 두지 않았다. 또한 정서 마음챙김에 대한 진행을 본 연구의 연구자가 했다는 점과 실험집단의 경우 참가자와 연구자와의 만남 횟수가 더 빈번했다는 점에서 참가자의 기대효과나 요구 특성을 통제하지 못했다. 이러한 점을 보완하여 정서 마음챙김의 효과 외에 발생할 수 있는 비특이성 효과에 대한 통제가 이루어져야 할 것이다. 둘째, 본 연구의 참여자 선별과 분류에 있어서 서울 시내 1개 여자대학에서만 이루어졌기

때문에 학교 특성과 성별이 가외변인으로 작용했을 가능성을 배제할 수 없어 연구 결과를 일반화 하는데 제약이 따를 것으로 보인다. 셋째, 본 연구 들에서 실시한 과제들은 실험 당시의 피험자의 상태에 따라 민감하게 반응했다. 실제 2명의 학생이 참가자내 평균값에서 3SD가 넘는 반응시간을 보여 분석에서 제외했는데 추후에는 이러한 영향을 통제하기 위해 실험시간대를 동일하게 하거나 실험 처치 직전 피로도를 측정하는 기타 검사를 실시하여 분석에 활용할 필요가 있다. 넷째, 본 연구의 참가자는 우울과 함께 높은 불안을 보였다. 정서 스트룹 과제의 경우 우울환자와 불안환자는 다른 자극에서 반응한다는 기존 연구가 있다 (Bradley, Mogg, Millar, & White, 1995). 그렇기 때문에 본 연구가 우울 성향의 인지편향을 나타 내는 것인지 불안 성향의 인지 편향이 혼입된 것인지 알 수 없다. 추후 연구는 보다 구조화된 진단 면접과 검사를 통해 보완하고, 본 연구의 결과를 지나치게 일반화하여 해석하지 않도록 주의를 기울여야 할 것이다.

이러한 제한점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 점에서 의의를 갖는다. 첫째, 우울장애의 지속 요인 대한 기존 연구들은 우울 환자는 우울증을 지속시키는 특정한 주의방식이 있을 것이라고 했다. 본 연구는 비우울집단과 우울경향집단을 비롯하여 마음챙김 처치 및 통제집단에게 정서간섭이 없는 주의과제와 정서간섭이 있는 주의과제를 동시에 실시하여 분석한 최초의 연구로 우울의 지속 및 취약요인을 규명하고 재발 및 만성화와 관련 있는 치료 기제를 통합적으로 이해할 수 있는 유용한 정보를 제공했다는 점에서 의의를 갖는다. 둘째, 본 연구는 보다 객관적인 반응행동을

측정하여, 기존의 마음챙김 명상의 효과 검증에서 사용된 자기보고식 검사의 한계를 보완했다는 점이다. 마음챙김이 임상적으로 유용한 점은 이미 알려진 사실이다. 하지만 이러한 유용성이 객관적으로 관찰 가능한 측정치로 검증되었다는 것은 보다 과학적인 근거로서 활용할 수 있음을 시사한다. 셋째, 마음챙김의 효과를 검증하는 기존의 연구는 많았지만, 주의 기제에 대한 연구가 적었다. 본 연구는 주의를 측정하는 다양한 인지과제를 통해 정서 마음챙김의 효과를 검증했다. 정서 마음챙김이 정서정보에 대한 주의를 개선할 수 있음이 검증된 점은 마음챙김의 우울증을 개선하는 치료적 원리를 이해하는데 기여했다는 점에서 의의가 있다. 추후에 충분한 자료를 수집한 후 다양한 통계방법을 적용한다면, 마음챙김이 우울증을 개선하는데 미치는 작용기제에 관한 보다 상세한 정보를 얻을 수 있을 것이다. 넷째, 본 연구는 비우울집단과 비교를 통해 보다 정밀한 해석을 가능하게 했다. 사전에 비우울집단과 차이를 보이고 있는 주의를 측정치를 확인하고, 정서 마음챙김이 미치는 효과를 검증했다. 이후 사후측정치를 비우울집단과 비교함으로써 정서 마음챙김을 통해 비우울집단과 유사한 수준으로 감소된 변인들을 확인할 수 있었다. 이러한 과정을 통해 정서 마음챙김이 우울경향집단의 주위에 의미 있는 호전을 불러왔다는 것을 확인할 수 있었다. 마지막으로 주의를 고차인지활동의 중심에 있으며, 정서 문제를 포함한 다양한 정신장애(ADHD, 불안장애 등)에서 손상되기 쉬운 변인으로 작용한다. 이러한 점에서, 마음챙김 훈련을 통해 주의기능을 향상시킬 수 있는 가능성의 발견은 정신 장애의 다양한 분야에서 이익을 가져올 수 있는 잠

재성을 밝혀냈다고 할 수 있겠다. 추후 마음챙김 연구에서는 행동 측정을 동반한 신경계의 측정을 더 정교화 하고, 비교 처치집단(active-training control group)을 포함하여 연구한다면 보다 확장된 결과를 도출해 낼 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강태영, 김정호 (2008). 정서 마음챙김을 통한 스트레스 관리프로그램 개발을 위한 예비연구: 지역사회 주민을 대상으로. *사회과학연구*, 14, 147-156.
- 김광일, 김재환, 원호택 (1984). 간이 정신진단검사 요강. 서울: 중앙적성출판사.
- 김상욱, 전영자 (2013). 대학생의 자아분화, 자아존중감과 정신건강간의 관계- 우울, 불안을 중심으로. *한국생활과학회: 총복가정학회지*, 22(4), 539-558.
- 김정호 (2001). 체계적 마음챙김을 통한 스트레스관리: 정서 마음챙김을 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 23-58.
- 김정호 (2004). 마음챙김이란 무엇인가: 마음챙김의 임상적 및 일상적 적용을 위한 제언. *한국심리학회지: 건강*, 9(2), 511-538.
- 김정호 (2011). 마음챙김 명상 멘토링: 행복을 늘리고 상처를 치유하는 마음의 기술. 서울: 불광출판사.
- 김정호 (2014). 스무살의 명상책. 서울: 불광출판사.
- 김정호 (2016). 마음챙김 명상 매뉴얼: 이해, 성장, 행복을 위한 프로젝트. 서울: 솔과학.
- 김정호 (2020). 마음챙김 긍정심리 훈련(MPPT) 워크북: 행복과 성장을 위한 8주 마음공부. 서울: 불광출판사.
- 김정호 (2022). 일상의 마음공부: 쉽게 풀어 쓴 MPPT. 서울: 부크크.
- 김정호, 임성건, 김선주, 유제민, 서경현, 김미리혜, 공수자 (2008). 긍정정서와 부정정서의 정서경험유형. *대한스트레스학회지*, 16, 343-350.
- 문현미 (2006). 심리적 수용 촉진 프로그램의 개발과 효과: 수용-전념 치료 모델을 중심으로. 가톨릭대학교 대학원 석사학위 논문.
- 박슬기, 김정호, 김미리혜 (2020). 정서 마음챙김 명상이 기능성 소화불량증 경향 여대생들의 상복부 소화기 증상, 스트레스, 우울 및 불안에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 25(5), 911-928.
- 신아영, 김정호, 김미리혜 (2010). 정서 마음챙김이 여자 대학생의 정서인식의 명확성, 인지적 정서 조절과 스트레스 및 웰빙에 미치는 효과. *한국심리학회지: 건강*, 15(4), 635-652.
- 안정미, 김미리혜, 김정호 (2013). 정서 마음챙김이 정신분열병 외래환자의 정서와 증상 및 삶의 질에 미치는 효과. *인지행동치료*, 13, 193-210.
- 원두리, 김교현 (2010). 경험논문: 5요인마음챙김, 의미 부여 및 자율적 행동 조절이정서적 웰빙에 미치는 영향에 대한 관계모형: 일상 재구성법으로 알아본 주부의 일상경험에 대한 분석. *한국심리학회지: 건강*, 15(1), 107-122.
- 이수정, 이훈구 (1997). Trait Meta-Mood Scale의 타당화에 관한 연구: 정서 지능의 하위요인에 대한 탐색. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 11(1), 95-116.
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D의 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76.
- 제갈은주, 안창일 (2012). 정서 스트룹 과제에서 나타나는 우울증 환자들의 인지편향 현상. *한국심리학회지: 일반*, 31(1), 111-126.
- 조맹제, 김계희 (1993). 주요 우울증 환자 예비 평가지 The center for epidemiologic studies depression scale(CES-D)의 진단적 타당성 연구. *신경정신의학*, 32, 381-399.
- 최문기 (2005). 주의편향 효과 분석을 중심으로 한 정서 장애에 대한 정보처리학적 접근. *한국심리학회지: 일반*, 24(1), 217-238.
- 한초롱, 김정호, 김미리혜 (2019). 정서 마음챙김 기반 폭식 개선 프로그램이 폭식경향 여대생의 부정정서, 고통 감내력, 정서적 섭식 및 폭식행동에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 24(2), 393-411.

- Abelson, R. P., & Sermat, V. (1962). Multidimensional scaling of facial expression. *Journal of Experimental Psychology*, *63*, 456-554.
- Alexander, C. N., Langer, E. J., Newman, R. I., Chandler, H. M., & Davies, J. L. (1989). Transcendental meditation, mindfulness, and longevity: An experimental study with the elderly. *Journal of Personality and Social Psychology*, *57*, 950-964.
- Baddeley, A. (1998). Working memory, *Comptes Rendus de L'Academie des Sciences. Sciences de la Vie*, *321(2/3)*, 167-173.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, *13*, 27-45.
- Bradley, B. P., Mogg, K., Millar, N., & White, J. (1995). Selective processing of negative information: Effects of clinical anxiety, concurrent depression, and awareness. *Journal of Abnormal Psychology*, *104(3)*, 532-536.
- Chamberlain, S. R., & Sahakian, B. J. (2006). The neuropsychology of mood disorders. *Current Psychiatry Reports*, *8(6)*, 458-463.
- Chiew, K. S., & Braver, T. S. (2010). Exploring emotional and cognitive conflict using speeded voluntary facial expressions. *Emotion*, *10(6)*, 842-854.
- Cohen, R. M., Weingartner, H., Smallberg, S. A., Pickar, D., & Murphy, D. L. (1982). Effort and cognition in depression. *Archives of General Psychiatry*, *39(5)*, 593-597.
- Degl'Innocenti, A., Ågren, H., & Bäckman, L. (1998). Executive deficits in major depression. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *97(3)*, 182-188.
- Derogatis, L. R., & Cleary, P. A. (1977). Confirmation of the dimensional structure of the SCL 90: A study in construct validation. *Journal of Clinical Psychology*, *33(4)*, 981-989.
- Dong, M., Li, Y., & Zhang, Y. (2023). The effect of mindfulness training on executive function in youth with depression. *Acta Psychologica*, *235*, 103888. doi: 10.1016/j.actpsy.2023.103888
- Epp, A. M., Dobson, K. S., Dozois, D. J., & Frewen, P. A. (2012). A systematic meta-analysis of the Stroop task in depression. *Clinical Psychology Review*, *32(4)*, 316-328.
- Gotlib, I. H., & McCann, C. C. (1984). Construct accessibility and depression: An examination of cognitive and affective factors. *Journal of Personality and Social Psychology*, *54*, 917-924.
- Gotlib, I. H., & Cane, O. B. (1987). Construct accessibility and clinical depression: A longitudinal investigation. *Journal of Abnormal Psychology*, *96*, 199-204.
- Hayes, S. C., & Strosahl, K. D. (2004). *A Practical Guide to Acceptance and Commitment Therapy*(Eds.). New York: Springer.
- Jensen, C. G., Vangkilde, S., Frokjaer, V., & Hasselbalch, S. G. (2012). Mindfulness training affects attention—Or is it attentional effort? *Journal of Experimental Psychology: General*, *141(1)*, 106-123.
- Kane, M. J., & Engle, R. W. (2003). Working-memory capacity and the control of attention: the contributions of goal neglect, response competition, and task set to Stroop interference. *Journal of Experimental Psychology: General*, *132(1)*, 47-70.
- Keller, A. S., Leikauf, J. E., Holt-Gosselin, B., Staveland, B. R., & Williams, L. M. (2019). Paying attention to attention in depression. *Translational Psychiatry*, *9(1)*, 279-290.
- Kertzman, S., Reznik, I., Hornik-Lurie, T., Weizman, A., Kotler, M., & Amital, D. (2010). Stroop

- performance in major depression: selective attention impairment or psychomotor slowness?. *Journal of Affective Disorders, 122*(1-2), 167-173.
- Klieger, D. M., & Cordner, M. D. (1990). The Stroop task as a measure of construct accessibility of depression. *Personality and Individual Differences, 11*, 19-28.
- Lang, P. J., Bradley, M. M., & Cuthbert, B. N. (1999). *International affective picture system (IAPS): Instruction manual and affective ratings* (Technical Report A-4). Gainesville, FL: The Center for Research in Psychophysiology, University of Florida, USA.
- Lim, S. L., & Kim, J. H. (2005). Cognitive processing of emotional information in depression, panic and somatoform disorder. *Journal of Abnormal Psychology, 114*, 50-61.
- Lyons, M. J., Budynek J., Akamatsu, S. (1999). Automatic classification of single facial images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence, 21*(12), 1357-1999.
- McAvinue, L. P., Habekost, T., Johnson, K. A., Kyllingsbæk, S., Vangkilde, S., Bundesen, C., & Robertson, I. H. (2012). Sustained attention, attentional selectivity, and attentional capacity across the lifespan. *Attention, Perception, & Psychophysics, 74*, 1570-1582.
- McKenna, F. P., & Sharma, D. (1995). Intrusive cognitions: an investigation of the emotional Stroop task. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 21*(6), 1595-1607.
- Moore, A., & Malinowski, P. (2009). Meditation, mindfulness and cognitive flexibility. *Consciousness and Cognition, 18*, 176-186.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology, 100*(4), 569-582.
- Pan, Z., Park, C., Brietzke, E., Zuckerman, H., Rong, C., Mansur, R. B., . . . & McIntyre, R. S. (2019). Cognitive impairment in major depressive disorder. *CNS Spectrums, 24*(1), 22-29.
- Radloff, L. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*, 385-401.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. In J. W. Pennebaker (Ed.), *Emotion, disclosure, & health* (pp. 125-154). Washington, D.C.: American Psychological Association.
- Schmertz, S. K., Anderson, P. L., & Robins, D. L. (2009). The relation between self-report mindfulness and performance on tasks of sustained attention. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 31*(1), 60-66.
- Segal, Z. V., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2004). Mindfulness-Based Cognitive Therapy: Theoretical Rationale and Empirical Status. In S. C. Hayes, V. M. Follette, & M. M. Linehan (Eds.), *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive-behavioral tradition* (pp. 45-65). New York: The Guilford Press.
- Sostek, A. J., Buchsbaum, M. S., & Rapoport, J. L. (1980). Effects of amphetamine on vigilance performance in normal and hyperactive children. *Journal of Abnormal Child Psychology, 8*, 491-500.
- Strack, R., Martin, L. L., & Stepper, S. (1988). Inhibiting and facilitating conditions of the human smile: a nonobtrusive test of the facial feedback hypothesis. *Journal of Personality and*

- Social Psychology*, 54, 768-777.
- Teasdale, J. D., Segal, Z. V., & Williams, J. M. G. (1995). How does cognitive therapy prevent depressive relapse and why should attentional control (mindfulness) training help? *Behaviour Research and Therapy*, 33, 25-39.
- Trichard, C., Marinot, J. L., Alagille, M., Masure, M. C., Hardy, P., Ginestet, D & Féline, A. (1995). Time course of prefrontal lobe dysfunction in severely depressed in-patients: a longitudinal neuropsychological study. *Psychological Medicine*, 25(1), 79-85.
- Van Vugt, M. K., van der Velde, M., & ESM MERGE Investigators. (2018). How does rumination impact cognition? A first mechanistic model. *Topics in Cognitive Science*, 10(1), 175-191.
- Verhoeven, J. E., Vrijzen, J. N., van Oostrom, I., Speckens, A. E., & Rinck, M. (2014). Attention effects of mindfulness-based cognitive therapy in formerly depressed patients. *Journal of Experimental Psychopathology*, 5(4), 414-424.
- Wells, A., & Matthews, G. (1994). *Attention and emotion: A clinical perspective*. Hove, UK: Erlbaum.
- Wells, A., & Matthews, G. (1996). Modeling cognition in emotional disorder: The S-REF model. *Behaviour Research and Therapy*, 32, 867-870.
- Williams, J. M. G., Mathews, A., & MacLeod, C. (1996). The emotional stroop task and psychopathology. *Psychological Bulletin*, 120, 3-24.
- Wenk-Sormaz, H. (2005). Meditation can reduce habitual responding. *Alternative Therapies in Health and Medicine*, 11(2), 42-58.
- Yonsei University. (1998). *Modern Korean word frequency dictionary*. Seoul, Korea: Yonsei University Press.
- 원고접수일: 2023년 7월 26일
 논문심사일: 2023년 8월 9일
 게재결정일: 2024년 1월 16일

The Effects of Emotion-focused Mindfulness on Attentional Processing and Emotional States in Female University Students with Depressive Symptoms

Eun-Kyung Choi^{1,2} Jung-Ho Kim¹ Mirihae Kim¹
¹Department of Psychology, Duksung Women's University
²Department of Psychiatry, Eunpyeong St. Mary's Hospital

The purpose of this study was to examine (a) the effects of emotion-focused mindfulness on the emotional states of depressed female university students and (b) the role of attention as a mechanism underlying this process. To do so, female university students located in Seoul were recruited and categorized as depressed and non-depressed. Depressed participants were assigned to either a treatment group or a control group. The emotion-focused mindfulness was administered to the treatment group 1-2 times a week, for approximately 60 minutes per session. Treatment lasted for a total of 8 sessions. The main treatment components of the program included emotion-focused mindfulness education, practice, and feedback. Depression, anxiety, and positive and negative emotions were assessed at pretest and posttest for each group. Participants' levels of attention-control were also measured using selective attention, sustained attention, emotional bias, and emotional interference stimulations. Data from 13 depressed participants from the treatment group, 13 depressed participants from the control group, and 12 non-depressed participants were analyzed. The treatment group showed a greater reduction in depression and anxiety scores compared to the control group; they also showed increased sustained attention, decreased attentional bias of negative emotions, and were better able to control emotional interference compared to the control group. Notably, attention bias toward negative emotional words and attention control based on the emotional interference stimulation changed to a level similar to that of the non-depressed control group. However, there were no significant differences among groups in terms of negative emotions, positive emotions, and selective attention. The utility of this emotion-focused mindfulness, its implications, and areas for future research are also discussed.

Keywords: Emotion-focused Mindfulness, Attention Training, Emotional Interference Task, Depressive Symptoms