

Effects of a Cognitive Defusion Intervention for Undergraduates with Depressive Symptoms Compared with a Distraction Intervention and Non-Treatment Control Conditions

Aram Han* Yongrae Cho†

Department of Psychology, Hallym University, Chuncheon, Korea

The purpose of the current study was to examine the effects of a cognitive defusion intervention for undergraduates with depressive symptoms. Forty-two undergraduates who showed mild or more severe depression were randomly allocated to one of three conditions: cognitive defusion ($n = 15$), distraction ($n = 15$), or a non-treatment control ($n = 12$). The two active interventions (cognitive defusion and distraction interventions) consisted of three weekly 60- or 90-minute-long sessions. The cognitive defusion intervention group showed significantly greater reductions in the believability of negative automatic thoughts than did the distraction intervention and control groups. Also, the cognitive defusion intervention group showed greater reductions in psychological inflexibility and rumination and greater increases in decentering than the control group. These improvements were maintained at a 2-week follow-up. Effect size analyses indicated that the cognitive defusion intervention group showed larger effect sizes for depressive symptoms and frequency of negative automatic thoughts than the distraction or control groups. In conclusion, these results suggest that cognitive defusion intervention is an effective treatment for undergraduates with depressive symptoms. Lastly, the implications and limitations of this study are discussed.

Keywords: cognitive defusion, depressive symptoms, negative automatic thoughts, psychological inflexibility, rumination, self-referential thoughts

현재까지 인지행동치료는 제1흐름, 제2흐름을 거쳐 제3흐름으로 이어져 왔고, 수용-전념치료(Acceptance and Commitment Therapy, ACT), 변증법적 행동치료(Dialectical Behavior Therapy, DBT), 마음챙김에 기반을 둔 인지치료(Mindfulness-Based Cognitive Therapy, MBCT) 등이 이에 포함된다. 이 치료법들은 모두 심리적인 사건(psychological events)을 직접적으로 변화시키는데 초점을 맞추기 보다는 마음챙김, 수용, 그리고 인지적 탈융합을 통해 개인과 사건 간의 관계를 변화시키고자 한다(Hayes, 2004; Teasdale et

al., 2002). 이 중 최근 주목을 받고 있는 치료인 ACT는 여섯 가지 핵심 치료적 요소(수용, 인지적 탈융합, 맥락으로서의 자기, 현재에 존재하기, 가치, 전념행동)에 초점을 두어 치료를 진행하고, 궁극적으로 심리적 유연성을 증진시키는 것을 목표로 한다. 또한 ACT는 심리적인 건강을 증진시키기 위해 개인의 사적 사건의 기능을 변화시키는 다양한 기법들을 포함하고 있고, 이러한 목적을 위해 특히 사용되는 기법 중 하나는 인지적 탈융합 전략이다(Hayes, Luoma, Bond, Masuda, & Lillis, 2006). 인지적 탈융합은 ACT의 관점에서 원치 않는 내용에 대처하기 위한 대안적인 전략으로, 이는 내담자에게 그들의 생각으로부터 거리를 두도록 가르침으로써 언어의 부정적인 영향을 약화시키도록 한다(Hooper & McHugh, 2013). 즉, 인지적 탈융합을 통해 '생각은 생각일 뿐, 사실이 아니다'라는 점을 강조하며 언어의 기능을 중립화하고 사적 경험과 거리를 둬으로써, 사적 사건과의 관계를 재구성하는 것이다(Oh & Cho, 2014).

*Correspondence to Yongrae Cho, Department of Psychology, Hallym University, 1 Hallimdaehak-gil, Chuncheon, Korea; E-mail: yrcho@hallym.ac.kr

Received Nov 28, 2019; Revised Feb 19, 2020; Accepted Feb 22, 2020

*She now works at Bomnae Hospital, Chuncheon.

This article has been produced in part from the master's thesis of the first author, completed under supervision of the second author.

인지적 탈융합에 관한 선행 연구를 살펴보면, 인지적 탈융합 개입이 부정적인 자기-참조적 사고에 대한 불편감과 이를 사실로 믿는 정도(Masuda, Hayes, Sackett, & Twohig, 2004; Masuda, Twohig et al., 2010), 부정적인 자기 신체상과 관련된 사고에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도(Mandavia et al., 2015)를 감소시키고, 분노감소 및 분노가 해소되었을 때 느껴지는 정확함을 증진시켰다는 연구결과가 보고되었다(Yoo, Hyun, & Lee, 2013). 더불어, Oh와 Cho (2014)의 연구에서는 발표상황에 대한 주관적인 불안 반응의 수준, 부정적인 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도가 유의하게 감소하였다는 결과가 보고되었다. 그러나, 선행연구들에는 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 인지적 탈융합 개입을 단일 회기로 진행하였다는 점이다. 인지적 탈융합 개입을 학습하여 이를 일상생활에 적용하기 위해서는 충분한 연습이 필요하므로 단일회기로 진행되기보다는 다회기로 진행하여 효과와 적용가능성을 높이는 방안이 필요하다. 둘째, 프로그램 종결 후 사후 평가는 실시하였으나 추후 평가는 실시하지 않아 인지적 탈융합 개입의 효과가 유지되는지 확인하지 않았다. 따라서 인지적 탈융합 개입이 개입의 효과를 설명하는 작용기제와 관련된 변인들에도 효과를 보이는지, 그리고 그 효과가 지속적으로 유지되는지 검증하기 위해서는 추후평가를 실시하여 유지효과를 확인할 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 우울증상에 초점을 맞추어 인지적 탈융합 개입을 우울경향 대학생에게 적용함으로써 인지적 탈융합의 효과를 검증하고자 한다. Beck (1967)의 인지모델은 인지도식이 우울증의 심리적 취약성으로 작용한다고 보았고, 우울증과 관련하여 Beck은 임상적 증후군의 다양한 요소들은 인지적인 내용과 과정 모두에서 만연하고 체계적으로 나타나는 부정적인 왜곡의 결과라고 주장하였다(Beck, 1963, 1964, 1967; Hollon & Kendall, 1980). 이러한 점에서 우울경향 대학생의 인지적인 변인에 초점을 맞추어 인지적 탈융합 개입의 효과를 검증하는데 주목할만한 가치가 있겠다. 따라서 본 연구에서는 인지적 탈융합 개입이 우울경향 대학생의 부정적인 자기-참조적 사고와 부정적인 자동적 사고를 각각 사실로 믿는 정도나 정서적 불편감의 정도 등이 감소하는지 그 효과를 검증하는 것이 주요 목적이다. 이와 관련하여, 실생활에 적용가능성을 높이기 위해 인지적 탈융합의 다양한 기법을 제공하고, 회기 내에서 기법에 대한 충분한 이해 및 연습을 통해 인지적 탈융합 기법을 습득하며, 과제를 제시함으로써 회기 중에 배운 기법들을 회기와 회기 사이에 적용해 볼 수 있도록 단일 회기가 아닌 3회기로 구성하였다. 또한 인지적 탈융합 개입의 단기적인 효과와 더불어 이러한 효과가 지속적으로 유지되는지 검증하기 위해 사후 평가 뿐

아니라 프로그램이 종결되고 2주가 경과한 다음에 추후 평가도 함께 진행하였다. 아울러, 인지적 탈융합 개입의 효과를 더 엄격하게 검증하기 위하여, 선행연구들(Masuda et al., 2004; Masuda, Twohig et al., 2010; Oh & Cho, 2014)에서 비교개입조건으로 많이 사용되어 온 사고분산 개입의 내용을 확장한 주의분산 개입조건 및 무처치 통제집단의 결과와 비교 평가하였다.

앞서 살펴본 선행 연구결과들과 문헌에 기초하여, 본 연구에서 검증하고자 하는 가설을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 주의분산 개입조건과 무처치 통제조건에 비해, 인지적 탈융합 개입조건은 우울 경향 대학생들의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도를 더 크게 감소시킬 것이다. 둘째, 주의분산 개입조건에 비해, 인지적 탈융합 개입조건은 우울 경향 대학생들의 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도를 더 크게 감소시킬 것이다.

이에 더하여, 부정적인 자동적 사고의 빈도와 함께, 선행 연구들에서 우울 수준과 유의한 상관을 나타내는 것으로 보고된 반추, 탈중심화 등(Na & Yoo, 2019)을 수용전념치료의 과정변인 지표로 상정하여 이에 대한 인지적 탈융합 개입의 효과도 알아보하고자 하였다. 아울러, 수용전념치료를 통해 우울수준이 감소하고 심리적 안녕감 수준이 증진됨을 밝힌 연구(Moon, 2006)를 참고하여 인지적 탈융합이 우울, 정신적 웰빙, 적응기능곤란 등의 정신건강변인에도 효과를 미치는 지를 탐색해보고자 하였다.

방 법

연구 대상

강원도 소재의 대학교에 재학 중인 대학생 443명을 대상으로 프로그램에 참가를 희망하고, 한국판 역학연구센터용 우울척도(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D)의 점수가 16점, 즉 우울수준이 경도 이상인 참가자 52명이 선별되었다. 초기 집단을 구성하는 과정에서 참가자들을 집단에 무작위로 할당하였으나 이 과정에서 참가자의 개인 일정(예: 아르바이트, 동아리 모임 등)과 치료 일정의 불일치로 인해 참여가 어려운 경우 무처치 통제 집단으로 할당하는 약간의 조정과정을 거쳤다. 그 결과, 인지적 탈융합 개입조건 17명, 주의분산 개입조건 15명, 무처치 통제조건 20명으로 구성되었다. 인지적 탈융합 개입조건에서 두 명이 개인사정(예: 학교 일정, 가정 사정 등)을 이유로 중도 탈락하였고(중도 탈락을 11.56%), 무처치 통제조건에서 여덟 명이 참여 의사 철회를 이유로 사후 및 추후 측정에 참여하지 않았으며(중도 탈락을 40%), 이들은 이후 분석에 포함되지 않았다. 사전, 사후, 추후 측정까지 완료하여 결과 분석에 포함된 참가자는 총 42명(남자 16명, 여자 26명)

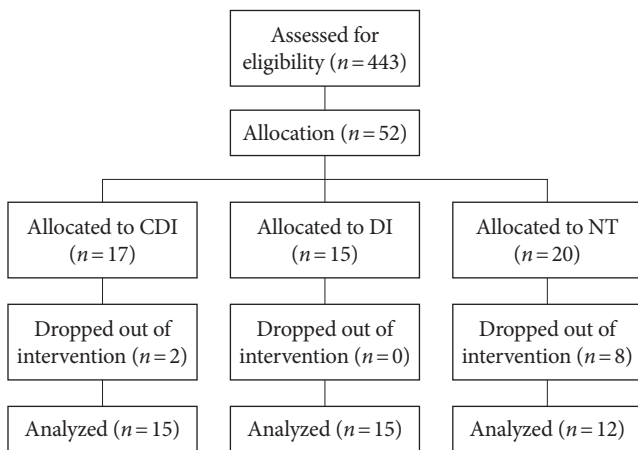


Figure 1. Flowchart of participants.
 Note. CDI=Cognitive Defusion Intervention, DI=Distraction Intervention, NT=Non-Treatment.

이었다(Figure 1). 이들의 평균 나이는 22.33세(표준편차 2.19세)였고, CES-D 점수의 평균은 26.02점(표준편차 8.11점)이었다. 각 집단 참가자들의 나이는 세 집단(인지적 탈융합 개입조건 평균 나이 22세, 표준편차 2.17 vs. 주의분산 개입조건 평균 나이 22.93세, 표준편차 2.37세 vs. 무처치 통제조건 평균 나이 22세, 표준편차 2.00) 간에 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한 참가자들의 CES-D 점수 역시 세 집단(인지적 탈융합 개입조건 평균 점수 23.47점, 표준편차 8.15 vs. 주의분산 개입조건 평균 점수 27.93점, 표준편차 9.11 vs. 무처치 통제조건 평균 점수 26.83점, 표준편차 6.34) 간에 유의한 차이가 나타나지 않았다. 연구 참가에 대한 보상과 관련하여, 인지적 탈융합 개입조건과 주의분산 개입조건의 경우 3회기와 추후 설문지 작성을 모두 마친 참가자들에게는 동일하게 5천원 상당의 상품권을 제공하였고, 무처치 통제조건의 경우 추후 설문지 작성까지 모두 마친 참가자에게 3천원 상당의 커피 쿠폰을 제공하였다. 본 연구는 연구자들이 소속된 기관 내의 생명윤리심의위원회(IRB)로부터 승인(HIRB-2017-087)을 받은 후에 진행되었다.

개입 프로그램

인지적 탈융합 개입 프로그램과 주의분산 개입 프로그램 모두 3회기(회기 당 60-90분)로 진행되었다. 각 회기는 주제 설명, 교육, 실습 활동, 과제 부여 등으로 구성되었다. 무처치 통제집단의 참가자들은 아무런 개입을 받지 않고 같은 시점에 평가만 실시하였다. 프로그램 일정은 참가자의 일정을 고려하여 진행되었으며, 만약 참가자의 개인 사정으로 인해 불참했을 경우, 보충회기를 실시하였다. 두 프로그램(인지적 탈융합, 주의분산)은 모두 임상심리전문가 자격증을 소지한 교신저자의 지도하에 실시되었다.

인지적 탈융합 개입 프로그램

본 연구에서 실시한 인지적 탈융합 개입 프로그램은 Moon (2006)의 연구를 참고하여 우울경향을 나타내는 참가자들에 적용하여 구성하였다. 구체적인 프로그램은 구성은 다음과 같다.

1회기는 프로그램의 소개와 더불어 우울 및 인지적 탈융합에 대한 기초 교육으로 이루어져 있다. 또한 ‘우유 연습’, ‘생각에 이름 붙이기’, ‘기록지 작성 연습하기’ 실습을 진행하였고, 이를 통해 인지적으로 융합되어 있는 언어의 힘을 이해하고, 생각과 감정 등에 융합되는 것과 탈융합되는 것의 차이를 충분히 이해할 수 있도록 하였다. 이 과정에서 자신의 부정적인 자동적 사고를 발견하고 이를 실습에 적용하도록 하였다. 더불어, 1회기가 종료된 후 회기 내에서 실습한 인지적 탈융합 기법을 일상생활에서 연습을 해 볼 수 있도록 ‘기록지 작성 연습하기’를 과제로 제시하였다.

2회기는 자신의 경험을 있는 그대로 관찰하고, 자신의 부정적인 생각 및 감정을 수용할 수 있도록 하는 데 목표를 두었고, 이를 위해, ‘경험 물체화 하기’, ‘다르게 소리내기’, ‘기술 vs. 평가’ 실습을 진행하였다. 1회기와 마찬가지로 2회기가 종료된 후 ‘기록지 작성 연습하기’를 과제로 제시하였다.

3회기의 목표는 자신이 그동안 자주 사용해 왔던 부정적인 언어 습관에 대해 알아보고 이러한 언어의 영향을 이해하는 데 있다. 이를 위해, ‘그러나 vs. 그리고’, ‘흐르는 시냇물 위에 낙엽 띄우기’ 실습을 진행하였고, 이전 회기 동안 다루었던 내용을 복습하고 소감을 나누는 후 프로그램을 마무리 하였다.

주의분산 개입 프로그램

주의분산 프로그램의 1회기 목표는 우울과 주의분산에 대해 이해하는 것이며, 이를 위해 부정적인 생각과 감정이 들 때 다른 자극에 집중하는 방법을 통해 주의분산 원리에 대해 충분히 이해할 수 있도록 하였다. 이를 위해 Oh와 Cho (2014)의 연구를 참고하여 30초 동안 ‘단순 기하학 모형 생각하기’를 실시하였고, Kim (2013)의 연구를 참고하여 생각과 감정을 배제한 ‘일상적 글쓰기’실습을 진행하였다. 더불어, 1회기가 종료된 후 회기 내에서 실습한 내용을 일상생활에서 연습을 해 볼 수 있도록 ‘일상적 글쓰기’를 과제로 제시하였다.

2회기는 다양한 자극을 이용한 주의분산 기법을 학습하는 데 초점을 두었고, 이를 위해, ‘영상 시청’ 실습을 진행하였다. 여기서 사용될 자연 영상을 선정하기 위해 심리학과 대학원생들에게 영상의 내용이 얼마나 부정적 또는 긍정적인지 정도를 평정하도록 하였다. 그 결과, 비교적 중립적인 ‘별 헤는 밤 타임 랩스’, ‘거제도 일출 타임 랩스’ 두 영상이 선정되었다. 또한 ‘글 읽기’실습을 진행하였고, 여기

서 사용된 자료는 '전원생활(2017년 9월호)' 잡지에서 발췌하여 『졸깃하면서도 은은한 향이 살아 있는 맛 '사리 꽃전』, 『세계인이 찾는 신비스런 경관 '제주 화산섬과 용암동굴』, 『타박타박 걸으며 만나는 아름다운 우리 성 '남한산성 & 수원화성』, 『줄이고 줄여 풍요롭게 사는 디자인, 작은 것이 아름답다』의 주제 중 참가자가 한 가지 주제를 선정하여 입도록 안내하였다. 1회기와 마찬가지로 2회기가 종료된 후 '일상적 글쓰기'를 과제로 제시하였고, 그 외 회기 내에서 배운 영상시청, 음악감상 등의 방법을 일상생활에서 적용해 보도록 안내하였다. 3회기는 이전 회기와 동일하게 다양한 자극을 이용한 주의분산 기법을 학습하는 데 목표를 두었다. 이를 위해, '음악 감상' 실습이 진행되었고, 여기서 사용될 음악을 선정하기 위해 심리학과 대학원생들에게 음악이 얼마나 부정적 또는 긍정적인지 정도를 평정하도록 하였다. 그 결과, 'Kian의 꽃이 피다', 'Isao Sasaki의 Butterfly In The Rain' 두 음악이 선정되었다. 마지막 실습은 Cho (2007)의 연구를 참고하여 '등교길 상상하기로, 학교 정문 혹은 후문부터 시작하여 각 참가자들이 강의를 듣는 학교 건물까지 가는 길을 세세하게 상상하도록 지시하였다. 그 후, 이전 회기 동안 다루었던 내용을 복습하고 소감을 나누는 후 프로그램을 마무리 하였다.

측정도구

부정적인 자동적 사고 척도(Automatic Thoughts Questionnaire-Negative, ATQ-N)

이 척도는 부정적인 자동적 사고의 빈도를 측정하기 위해 Hollon과 Kendall (1980)이 개발하였고, 본 연구에서는 Kwon과 Yun (1994)이 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 총 30문항으로 구성된 자기보고식 검사로, 각 문항은 0점에서 4점까지의 5점 Likert 척도로 평정되며 점수가 높을수록 응답자의 부정적인 자동적 사고의 빈도가 높음을 의미한다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .95였다. 또한 본 연구의 목적에 맞게, Moon (2006)의 연구를 참고하여, 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도(believability)를 함께 평정하도록 하기 위하여 ATQ-N를 수정보완하였다. 총 30문항으로 구성된 자기보고식 검사로, 각 문항은 0점에서 4점까지의 5점 Likert척도로 평정되며 점수가 높을수록 응답자의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .96이었다.

자기-참조적 부정적 사고 평가지(Self-Relevant Negative Thought Assessment Sheet, SRNTAS)

이 척도는 Masuda, Feinstein, Wendell과 Sheehan (2010)이 제작한

것을 Oh와 Cho (2014)가 우리나라 말로 번안한 것을 사용하였다. 참가자들이 자신과 관련된 부정적 사고를 대표하는 단어를 기록하고, 이에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도를 Visual Analog Scale (VAS)에 각각 평정하도록 되어 있는 것을 본 연구에서는 0-100점 사이에서 평정하도록 수정 실시하였다.

수용과 행동 질문지 제2판(Acceptance and Action uestionnaire-II, AAQ-II)

이 척도는 심리적 유연성 부족 정도를 측정하기 위해 Bond 등 (2011)이 개발하였고, 본 연구에서는 Heo, Choi와 Jin (2009)이 타당화한 척도를 사용하였다. Heo 등(2009)의 한국판 AAQ-II 연구에서 문항분석 결과, 두 문항(1, 10번)이 제외되었으나 본 연구에서는 원저자의 제안대로 7개의 문항을 사용하였다. 각 문항은 1점에서 7점까지의 7점 Likert척도로 평정되며 점수가 높을수록 심리적 유연성이 부족한 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .85였다.

반추적 반응양식 척도(Ruminative Response Scale, RRS)

이 척도는 우울한 기분이 들 때 사용하는 반추적 반응양식의 정도를 측정하기 위하여 Nolen-Hoeksema (1987)가 개발하였고, 본 연구에서는 Kim과 Oh (1994)가 번안한 척도를 사용하였다. 총 22문항으로 구성된 자기보고식 척도로, 각 문항은 1점에서 4점까지의 4점 Likert척도로 평정되며 점수가 높을수록 반추적 반응양식의 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .85였다.

경험 질문지(Experiential Questionnaire, EQ)

이 척도는 탈중심화(decentering)하는 정도를 측정하기 위해 Fresco 등(2007)이 개발하였고, 본 연구에서는 Kim, Lim과 Kwon (2010)이 타당화한 척도를 사용하였다. 총 11문항으로 구성되어 있고, 각 문항은 1점에서 5점까지의 5점 Likert척도로 평정되며, 점수가 높을수록 응답자의 탈중심화 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .85였다.

역학연구센터용 우울척도(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D)

이 척도는 Radloff (1977)가 개발하였고, 본 연구에서는 기존에 개발된 세 가지 한국판 CES-D를 기초로 하여 Chon, Choi와 Yang (2001)이 개발한 통합적 한국판 CES-D를 사용하였다. 총 20개의 문항으로 구성된 자기 보고식 검사로, 각 문항은 0점에서 3점까지

의 4점 Likert척도에 평정하도록 되어 있으며, 점수가 높을수록 우울 수준이 높음을 나타낸다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .83이었다.

일과 사회적응척도(Work and Social Adjustment Scale, WSAS) 이 척도는 직장, 가족관계, 사회활동, 여가 활동 등을 수행하는 능력을 측정하기 위해 Marks (1986)가 개발하였고, 본 연구에서는 Jang (2013)이 번안한 것을 사용하였다. 총 5문항으로 구성된 자기 보고식 검사로, 각 문항은 0점에서 8점까지의 9점 Likert척도로 평정하도록 되어있다. 20점 초과는 중등도 또는 더 심각한 정신병리적 문제를 나타내며 10-20점은 심각한 임상적 증상과 관련성이 적으나 상당한 기능장애와 연관되고, 10점 미만은 무증상을 의미한다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .76이었다.

단축형 정신적 웰빙척도(Mental Health Continuum Short-form, MHC-SF)

이 척도는 정신적 웰빙(정서적, 심리적 및 사회적 웰빙)을 측정하기 위해 Keyes (2002)이 개발하였으며, 본 연구에서는 Lim, Ko, Shin과 Cho (2012)가 타당화한 척도를 사용하였다. 총 14문항으로 구성된 자기보고식 검사로, 각 문항은 1점에서 6점까지의 6점 Likert척도로 평정되며 점수가 높을수록 응답자의 정신적 웰빙 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .83이었다.

치료기대 질문지

이 척도는 개입 절차의 논리성, 치료가 성공할 가능성, 다른 사람에게 치료법을 추천할 자신감의 정도를 측정하기 위하여 Borkovec과 Nau (1972)가 개발한 것에 기초하여 Rodebaugh (2004)가 만든 단축형 질문지이다. 본 연구에서는 Cho (2007)가 한국어로 번안한 것을 사용하였고, 총 세 문항을 0점으로부터 10점까지의 11점 척도 상에 평정하도록 되어있으며, 점수가 높을수록 치료가 논리적이고 성공적일 것이라 확신하고 다른 사람에게 추천할 자신감의 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서는 두 개입조건 간 치료에 대한 기대 수준에서 차이가 있을 경우, 고유한 개입효과를 검증하는 데 한계가 있으므로 이를 검토하기 위해 사용하였다.

측정 절차 및 측정 시기

프로그램의 효과를 검증하기 위해 시작 시점(사전), 프로그램 종료 후 3일 시점(사후), 프로그램 종료 후 2주 시점(추후) 총 3회에 걸쳐

평가를 실시하였다. 그리고 무처치 통제조건의 참가자들도 두 개입 프로그램(인지적 탈융합, 주의분산) 참가자들과 동일한 설문지를 총 3회 작성하였다. 두 개입 프로그램(인지적 탈융합, 주의분산)에서는 무처치 통제조건과 달리 1회기에 각자의 부정적인 자기-참조적 사고를 탐색하고, 이에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도를 측정하였다.

분석방법

본 연구에서 수집된 자료는 SPSS 21.0 통계 프로그램을 이용하여 분석되었다. 먼저, 세 집단 간 사전 동등성을 확인하기 위해 사전검사에 대해 독립 표본 *t*검증, 일원 분산분석(one-way ANOVA)과 카이제곱 검증(chi-square analysis)을 실시하였다. 또한, 인지적 탈융합 개입 프로그램의 효과를 주의분산 개입 프로그램, 무처치 통제조건과 비교검증하기 위하여, 3 (조건: 인지적 탈융합 개입조건, 주의분산 개입조건, 무처치 통제조건) × 3 (측정시기: 사전, 사후, 추후) 혼합 반복측정 분산분석(mixed repeated measures ANOVA)을 실시하였다. 다만, 자기 참조적 사고에 대한 정서적 불편감과 그 사고를 사실로 믿는 정도에 대한 인지적 탈융합 개입과 주의분산 개입 간의 효과 검증을 위해서는 2 (조건: 인지적 탈융합 개입조건, 주의분산 개입조건) × 3 (측정시기: 사전, 사후, 추후) 혼합 반복측정 분산분석(mixed repeated measures ANOVA)을 적용하였다. 분석 결과, 상호작용효과가 유의한 경우, 단순주효과 검증과 사후검증을 수행하였다. 사후검증에서는 유의확률 .05를 쌍별 비교의 수로 나눠서 산출된 교정한 Bonferroni방법을 사용하였다. 또한 Mauchly 검증 방법을 사용하여 구형성 검증을 수행하였고, 구형성 가정이 위배되었을 경우 ϵ 값이 .75 미만이면 Greenhouse-Geisser를, .75 이상이면 Huynn-Feldt 방식으로 수정하여 값을 기술하였다. 더불어, 본 연구에서 각 변인별 효과크기를 살펴보기 위하여, 변량 분석을 통해 η_p^2 (작은 효과 = .01; 중간 효과 = .06; 큰 효과 = .14; Cohen, 1988)을 구하였다. 또한, 각 조건 간 효과크기를 살펴보기 위하여, Hedges의 *g* 값을 산출하였다. 이 값은 일반적으로 표본크기가 작을 경우 Cohen(1988)의 *d* 값을 대체하여 흔히 사용되고 있다 (Hedges & Olkin, 1985).

결 과

세 집단 간 사전 동등성 검증

개입 전에 평가된 종속변인들이 세 집단 간 사전 동등성을 갖추었는지 검증해 보았다(Table 1). 검증 결과, 인지적 탈융합 개입조건, 주의분산 개입조건, 무처치 통제조건 간 모든 측정 변인에서 유의

Table 1. Baseline Analyses

Variable	Cognitive Defusion (<i>n</i> = 15)	Distraction (<i>n</i> = 15)	Non-Treatment (<i>n</i> = 12)	<i>F</i> or <i>t</i>
Believability of negative automatic thoughts	51.00 (22.71)	59.73 (28.60)	52.33 (24.52)	.502
Frequency of negative automatic thoughts	49.07 (17.08)	58.13 (26.69)	54.75 (22.68)	.621
Emotional discomfort of self-referential thoughts	75.44 (12.72)	76.50 (17.38)	-	-.190
Believability of self-referential thoughts	71.96 (18.39)	77.66 (15.44)	-	-.919
Psychological inflexibility	25.93 (7.30)	27.47 (9.59)	27.00 (8.08)	.130
Rumination	51.07 (9.77)	54.33 (11.81)	52.50 (11.10)	.338
Decentering	29.47 (6.03)	28.00 (6.33)	27.00 (8.30)	.447
Depressive symptoms	23.47 (8.15)	27.93 (9.11)	26.83 (6.34)	1.236
Functional impairment	15.93 (8.08)	15.27 (8.54)	14.92 (2.84)	.071
Mental well-being	40.13 (8.62)	40.67 (11.39)	39.33 (5.93)	.071
Expectation for treatment	7.22 (1.38)	6.60 (.76)	-	1.532

한 차이를 보이지 않았다. 치료기대 수준 역시 인지적 탈융합 개입 조건과 주의분산 개입조건 간에 유의한 차이를 보이지 않았다. 따라서 개입조건 간 사전 동등성이 확인되었다.

인지변인들에 대한 인지적 탈융합 개입의 효과 검증

측정 시기별(사전, 사후, 추후)로 세 조건 참가자들의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도 및 빈도, 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도의 평균과 표준편차 및 통계적 검증 결과는 Table 2에 제시되어 있다.

먼저, 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도를 종속변인으로 하여 개입조건(3)×측정시기(3) 혼합 반복측정 분산분석을 실시한 결과, 개입조건과 측정시기의 상호작용이 유의하였으며, 효과크기는 큰 수준을 나타냈다, $F(3.535, 68.938) = 2.71, p < .05, \eta_p^2 = .12$, (Figure 2). 상호작용효과를 자세히 분석하기 위해 각 시기 및 조건별로 단순 주효과 분석을 실시하였다. 시기에 따른 단순 주효과 분석 결과, 사후시기에서 인지적 탈융합 개입조건-주의분산 개입조건, 인지적 탈융합 개입조건-무처치 통제조건 및 주의분산 개입조건-무처치 통제조건 간 차이가 유의하지 않았다, 각각 $p = .739, p = .390, p > .999$. 추후 시기에서는 인지적 탈융합 개입조건-주의분산 개입조건, 인지적 탈융합 개입조건-무처치 통제집단 간 차이가 유의하였고, 모두 $p < .05$, 주의분산 개입조건-무처치 통제집단 간 차이는 유의하지 않았다, $p > .999$. 다음으로, 조건에 따른 단순 주효과 분석 결과, 인지적 탈융합 개입조건에서는 시기 간 유의한 차이가 있었으나, $p < .01$, 주의분산 개입조건과 무처치 통제조건에서는 시기 간 차이가 유의하지 않았다, 각각 $p = .080, p = .981$. 시기에 따라 인지적 탈융합 개입조건에서의 효과를 더욱 명확하게 검증하기 위하여 사후 검증을 수행한 결과, 사전검사보다 사후검사와 추후검사 점수가 각각 유의하게 감소하였으나, $p < .05, p < .01$, 사후검

사와 추후검사 간 차이는 유의하지 않았다, $p = .297$. 이러한 결과는 인지적 탈융합 개입이 주의분산 개입과 무처치 통제조건에 비해 추후에 참가자들의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도를 감소시키는 데 있어 더 큰 효과를 보였음을 나타낸다.

부정적인 자동적 사고의 빈도를 종속변인으로 하여 개입조건(3)×측정시기(3) 혼합 반복측정 분산분석을 실시한 결과, 측정시기의 주효과는 유의하였으나, 개입조건의 주효과는 유의하지 않았다. 개입조건과 측정시기의 상호작용 또한 유의하지 않았다.

다음으로, 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감을 종속변인으로 하여 개입조건(2)×측정시기(3) 혼합 반복측정 분산분석을 실시한 결과, 개입조건과 측정시기의 주효과는 유의하였으나, 개입조건과 측정시기의 상호작용은 유의하지 않았다. 또한 자기-참조적 사고를 사실로 믿는 정도를 종속변인으로 하여 개입조건(2)×측정시기(3) 혼합 반복측정 분산분석을 실시한 결과, 개입조건과 측정시기의 주효과는 유의하였으나, 개입조건과 측정시기의 상호작용은 유의하지 않았다.

이차적 결과 분석

측정 시기별(사전, 사후, 추후)로 세 조건 참가자들의 심리적 유연성 부족, 반추, 탈중심화 수준, 우울증상, 적응기능곤란, 정신적 웰빙의 평균과 표준편차 및 통계적 검증 결과는 Table 2에 제시되어 있다. 수용전념치료의 과정변인들에 해당하는 모든 종속측정치들에서 개입조건과 측정시기의 상호작용이 유의하였으며, 효과크기는 큰 수준을 나타냈다(심리적 유연성 $F(4, 78) = 3.18, p < .05, \eta_p^2 = .14$; 반추 $F(4, 78) = 4.25, p < .01, \eta_p^2 = .18$; 탈중심화 $F(3.769, 73.492) = 4.31, p < .01, \eta_p^2 = .18$). 상호작용효과를 자세히 분석하기 위해 조건에 따른 단순 주효과 분석 결과, 심리적 유연성의 경우, 인지적 탈융합 개입조건, 주의분산 개입조건에서는 시기 간 차이가

Table 2. Means (SDs) for Each Outcome Measure at Time Point and Repeated Measures ANOVA Results

Variable	Condition	Pre	Post	F/up	Condition	Time	C×T
		M (SD)	M (SD)	M (SD)	F	F	F
Believability of negative automatic thoughts	CDI	51.00 (22.71)	34.07 (28.12)	27.20 (17.56)	2.152	5.993**	2.712*
	DI	59.73 (28.60)	46.33 (28.41)	54.73 (26.98)			
	NT	52.33 (24.52)	51.17 (29.20)	51.67 (29.35)			
Frequency of negative automatic thoughts	CDI	49.07 (17.08)	28.13 (19.52)	25.40 (16.75)	2.489	18.522***	1.652
	DI	58.13 (26.69)	46.53 (26.52)	45.07 (28.86)			
	NT	54.75 (22.68)	49.00 (28.25)	44.58 (25.88)			
Emotional discomfort of self-referential thoughts	CDI	75.44 (12.72)	42.31 (19.38)	35.99 (21.84)	8.421**	33.433***	3.588
	DI	76.50 (17.38)	59.84 (14.76)	56.44 (16.89)			
	NT	71.96 (18.39)	34.64 (18.14)	30.08 (20.20)			
Believability of self-referential thoughts	CDI	71.96 (18.39)	34.64 (18.14)	30.08 (20.20)	8.674**	39.556***	3.106
	DI	77.66 (15.44)	57.02 (24.19)	53.86 (25.09)			
	NT	25.93 (7.30)	21.87 (6.14)	17.73 (6.14)			
Psychological inflexibility	CDI	25.93 (7.30)	21.87 (6.14)	17.73 (6.14)	2.068	4.063*	3.177*
	DI	27.47 (9.59)	23.00 (7.21)	23.47 (9.30)			
	NT	27.00 (8.08)	26.42 (11.07)	29.58 (13.16)			
Rumination	CDI	51.07 (9.77)	43.07 (10.62)	39.27 (9.03)	2.857	6.319**	4.250**
	DI	54.33 (11.81)	50.87 (9.92)	48.93 (11.89)			
	NT	52.50 (11.10)	51.92 (12.47)	55.42 (17.33)			
Decentering	CDI	29.47 (6.03)	33.60 (8.60)	36.07 (6.90)	5.143**	1.853	4.305**
	DI	28.00 (6.33)	29.80 (5.83)	30.27 (5.80)			
	NT	27.00 (8.30)	25.75 (9.11)	23.33 (7.91)			
Depressive symptoms	CDI	23.47 (8.15)	15.60 (5.03)	13.87 (6.01)	5.054*	11.040***	1.546
	DI	27.93 (9.11)	23.40 (12.15)	21.27 (10.93)			
	NT	26.83 (8.11)	26.67 (8.76)	24.17 (10.57)			
Functional impairment	CDI	15.93 (8.08)	9.93 (6.48)	9.53 (8.63)	.437	6.847**	1.141
	DI	15.27 (8.54)	13.87 (7.55)	12.67 (8.78)			
	NT	14.92 (2.84)	12.75 (7.88)	12.67 (7.84)			
Mental well-being	CDI	40.13 (8.62)	45.53 (9.37)	43.93 (11.49)	4.142*	.143	3.893**
	DI	40.67 (11.39)	41.13 (11.67)	42.07 (11.51)			
	NT	39.33 (5.93)	31.67 (8.00)	31.92 (8.19)			

Note. CDI = Cognitive Defusion Intervention, DI = Distraction Intervention, NT = Non-Treatment.
 * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

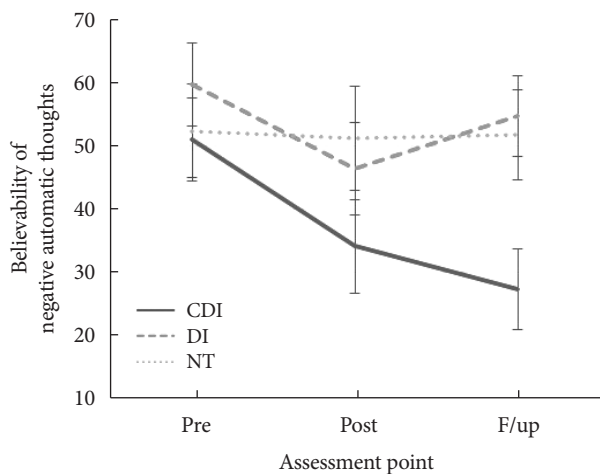


Figure 2. Change in believability of negative automatic thoughts between groups.

유의하였으나, 각각 $p < .01$, $p < .05$, 무처치 통제조건에서는 시기 간 차이가 유의하지 않았다, $p = .795$. 시기에 따라 인지적 탈융합 개입 조건, 주의분산 개입조건에서의 효과를 더욱 명확하게 검증하기 위하여 사후검증을 수행한 결과, 인지적 탈융합 개입조건에서는 사전검사와 사후검사, 사후검사와 추후검사 점수가 유의하게 감소하였으나, $p < .01$, 사전검사와 사후검사, 사후검사와 추후검사 간 차이는 유의하지 않았다, 각각 $p = .108$, $p = .134$. 주의분산 개입조건에서는 사전검사와 사후검사, 사전검사와 추후검사, 사후검사와 추후검사 간 차이가 모두 유의하지 않았다, 각각 $p = .066$, $p = .317$, $p > .999$.

반추의 경우, 인지적 탈융합 개입조건에서는 시기 간 유의한 차이가 있었으나, $p < .001$, 주의분산 개입조건, 무처치 통제조건에서는 시기 간 차이가 모두 유의하지 않았다, 각각 $p = .105$, $p = .439$. 시기에 따라 인지적 탈융합 개입조건에서의 효과를 더욱 명확하게 검

Table 3. Between-Subject Effect Size (ES) for Each Outcome Measure

Variable	Cognitive Defusion Distraction		Cognitive Defusion Non-Treatment		Distraction Non-Treatment	
	Post	F/up	Post	F/up	Post	F/up
Believability of negative automatic thoughts	0.43	1.21	0.60	1.04	0.17	0.11
Frequency of negative automatic thoughts	0.79	0.83	0.88	0.90	0.09	0.02
Emotional discomfort of self-referential thoughts	1.02	1.05	-	-	-	-
Believability of self-referential thoughts	1.05	1.04	-	-	-	-
Psychological inflexibility	0.17	0.73	0.53	1.20	0.38	0.55
Rumination	0.76	0.92	0.77	1.21	0.09	0.45
Decentering	0.52	0.91	0.89	1.73	0.54	1.02
Depressive symptoms	0.84	0.84	1.60	1.24	0.30	0.27
Functional impairment	0.56	0.36	0.40	0.38	0.15	0.00
Mental well-being	0.42	0.16	1.58	1.18	0.93	1.00

증하기 위하여 사후검증을 수행한 결과, 인지적 탈융합 개입조건에서는 사전검사보다 사후검사에, 사전검사보다 추후검사에 유의하게 점수가 감소하였다. 각각 $p < .01$, $p < .001$. 그러나, 사후검사와 추후검사 간 차이는 유의하지 않았다, $p = .166$.

탈중심화의 경우, 인지적 탈융합 개입조건에서는 시기 간 유의한 차이가 있었으나, $p < .05$, 주의분산 개입조건, 무처치 통제조건에서는 시기 간 유의한 차이가 나타나지 않았다, 각각 $p = .258$, $p = .169$. 시기에 따라 인지적 탈융합 개입조건에서의 효과를 더욱 명확하게 검증하기 위하여 사후 검증을 수행한 결과, 사전검사에 비해 추후검사의 점수가 유의하게 증가하였다, $p < .01$. 그러나, 사전검사와 사후검사, 사후검사와 추후검사 간 차이는 유의하지 않았다, 각각 $p = .061$, $p = .196$.

다음으로, 정신건강변인에 해당하는 종속 측정치 중 우울증상, 적응기능곤란에서는 개입조건과 측정시기의 상호작용이 유의하지 않았다. 정신적 웰빙에서는 상호작용이 유의하였으나, $F(4, 78) = 3.89$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .17$, 세부적으로 살펴보면 무처치 통제 조건에서 정신적 웰빙 수준이 사전에 비해 사후, 추후 시기에 더 저하되었으며, 인지적 탈융합 개입이 정신적 웰빙 수준을 향상시키는 데에는 뚜렷한 효과를 보이지 않았다.

추가적으로, 앞서 제시한 통계적 검증 결과에 대한 이해를 돕기 위하여 각 종속변인들에 대한 사후와 추후시기에서 각각 개입조건 간 효과크기를 계산하였다. 이를 위하여 Hedges의 g 값을 산출하여 Table 3에 제시하였다.

논 의

본 연구에서는 수용전념치료의 여섯 가지 핵심 치료요소 중 인지적 탈융합 개입을 단독으로 구성하고, 이를 우울경향 대학생에게 적용하여 그 효과를 검증하고자 하였다. 구체적으로, 우울경향 대학생의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도 및 빈도, 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도를 완화하는 데 인지적 탈융합 개입이 효과적임을 검증하고자 하였다. 이에 더해, 이 개입이 심리적 유연성 부족, 반추, 우울증상 및 적응기능곤란을 감소시키고, 정신적 웰빙, 탈중심화 수준을 증진시키는데 효과적임을 탐색해보고자 하였다.

먼저, 인지적 탈융합 개입이 참가자들의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도를 감소시키는 데 있어 주의분산 개입과 무처치 통제집단에 비해 효과적이었다. 이와 달리, 부정적인 자동적 사고의 빈도에서는 개입조건과 측정시기에 따른 변화가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 일반 성인에게 ACT를 적용하여 효과를 검증한 Moon (2006)의 연구에서도 부정적인 자동적 사고에 대한 믿음 수준에서의 감소가 추후평가까지 유지되었던 반면, 부정적인 자동적 사고의 빈도는 사후 및 추후 평가에서 변화가 없었던 결과와 일맥상통한다. 또한 Kim (2011)의 연구에서도 마찬가지로, 발표불안 수준이 높은 대학생에게 인지적 탈융합 개입을 적용했을 때 주의분산 조건에 비해 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도는 감소하였으나 부정적인 자동적 사고의 빈도에서는 차이가 유의하지 않았다. 이러한 연구 결과들을 종합해보면, 인지적 탈융합 개입이 부정적인 자동적 사고가 떠오르는 빈도를 감소시키는 데에는 다른

개입조건과 차이가 없었으나, 부정적인 자동적 사고가 떠오르더라도 이러한 사고가 사실이 아님을 알고 생각을 단지 생각으로 바라볼 수 있는 능력의 증가에는 인지적 탈융합 개입이 효과적임을 시사한다고 해석할 수 있겠다. 다시 말해, 인지적 탈융합 개입이 강조하는 효과, 즉 '생각은 생각일 뿐 사실이 아님'을 믿는 정도가 증가되었음을 경험적으로 지지하였으며, 문제 되는 사적 경험의 형태(form)나 빈도(frequency)를 수정하는 것이 아닌 기능(function)을 수정하는 것을 ACT의 치료 목표로 삼는다는 점(Masuda, Feinstein et al., 2010)을 뒷받침하는 결과라고 할 수 있다.

다음으로, 인지적 탈융합 개입 프로그램을 실시할 경우, 무처치 통제집단에 비해 심리적 유연성 부족 정도가 더 많이 감소하는 것으로 밝혀졌다. 이와 같은 결과는 부정적인 생각이나 감정 등의 사적인 경험이 떠오를 때, 이에 융합되지 않으면서 사적인 경험들을 통제하거나 회피하려는 시도가 줄어들게 되고 수용하고자 하는 태도가 증진되는 것이라 해석할 수 있다. 인지적 탈융합과 수용은 ACT의 여섯 가지 핵심 치료적 요소들로, Hayes와 Strosahl (2004)가 말했듯, 한 요소가 발생할 경우 다른 요소들이 연쇄적으로 발생하는 상당히 상호의존적인 관계라는 것을 뒷받침하는 결과라고 할 수 있다.

인지적 탈융합 개입 프로그램을 적용하였을 때, 무처치 통제집단에 비해 반추의 정도 역시 더 많이 감소하는 것으로 나타났다. 우울한 사람들은 사적인 사건에 지나치게 집중하여, 자신과 분리시키지 못하고 사로잡히는 경향이 있는데, 이는 우울증상을 유지하고 악화시키는 요인(Nolen-Hoeksema, 1991)이라고 알려져 있을 정도로 우울과 매우 밀접한 관계에 놓여 있다. 이러한 결과들을 종합적으로 고려해 볼 때, 향후 우울증상에 대한 인지적 탈융합 개입 프로그램의 작용 기제로 반추의 매개효과에 관한 연구가 필요하긴 하지만, 인지적 탈융합 개입 프로그램이 반추의 개선을 통해 우울증상을 감소시킬 가능성을 가늠해보게 한다.

이에 더해, 인지적 탈융합 개입은 무처치 통제집단에 비해 탈중심화의 정도를 증가시키는 것으로 밝혀졌다. 이는 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도가 줄어든 결과와 유사하게, 부정적인 생각이나 감정이 떠오를 때 이를 사실이라고 믿고 빠져들거나 휩싸이기보다는 이러한 경험들을 자기 자신과 분리시켜 객관적으로 바라볼 수 있는 능력이 증진되었음을 나타낸다. 즉, 개인과 사적인 사건 간의 관계를 변화시킨 결과라고 할 수 있다.

한편, 변량분석 결과에서는 유의한 효과를 보이지는 않았으나, 조건 간 효과크기를 분석해 본 결과, 인지적 탈융합 개입은 부정적인 자동적 사고의 빈도와 우울증상에서 다른 두 조건에 비해 사후 및 추후에 높은 효과크기를 보였다. 하지만, 적응기능곤란 수준을

낮추고 정신적 웰빙을 높이는 데에는 별 효과적이지 않은 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과들은 본 연구에 사용된 인지적 탈융합 개입의 '적용범위'를 명확하게 제시해준다. 인지적 탈융합 개입은 사적인 사건이 발생하였을 때 사적인 사건과의 관계를 변화시켜 심리적 유연성, 탈중심화 수준을 증진하고, 참가자들에게 중요한 부정적 사고를 사실로 믿는 정도나 빈도, 그러한 정서적 불편감의 정도, 그리고 반추와 우울증상을 개선하는 데 효과적임을 시사한다. 하지만, 일(공부), 집안 일, 사회적 여가활동, 개인적 여가 활동, 그리고 친밀한 관계를 향상시키는 것, 그리고 정신적 웰빙과 같은 긍정적인 측면을 더욱 증진시키고, 적응기능 곤란을 개선하는 데에는 단지 3회기로 이루어진 인지적 탈융합 개입만으로 한계가 있는 것으로 생각된다.

추가적으로, 측정시기에 따른 우울증상과 정신적 웰빙 수준의 상관관계를 알아보았다. 그 결과, 사전시기에는 -.05로 상관관이 유의하지 않았으나, 사후 및 추후시기에는 각각 -.59, -.41로 두 변인 간 상관관은 모두 유의하였다. 후자의 결과들은 우울증상과 정신적 웰빙 간 유의미한 부적 상관($r = -.50, p = .01$)을 보였다는 Noh와 Cho (2015)의 연구와, 우울증상이 포함된 심리적 증상과 정신적 웰빙 간의 상관관이 $-.43 (p < .001)$ 이라는 전국 일반인 표본 대상 연구(Lim et al., 2012)와 일치한다. 아울러, 본 연구에서 우울수준이 감소됨과 동시에 정신적 웰빙의 수준이 높아진 사례 수와 우울수준은 감소되었으나 정신적 웰빙 수준에서는 변화가 없는 사례 수를 추가로 분석해 보았다. 인지적 탈융합개입조건인 경우, 우울수준이 감소됨과 동시에 정신적 웰빙의 수준이 높아진 사례 수는 10명(사전-사후), 9명(사전-추후)이었고, 우울수준에서만 감소가 나타난 사례 수는 3명(사전-사후), 4명(사전-추후)이었다. 다음으로, 주의분산의 경우 우울수준이 감소됨과 동시에 정신적 웰빙의 수준이 높아진 사례 수는 8명(사전-사후), 7명(사전-추후)이었고, 우울수준에서만 감소가 나타난 사례 수는 3명(사전-사후), 3명(사전-추후)이었다. 마지막으로, 무처치 통제집단의 경우 우울수준이 감소됨과 동시에 정신적 웰빙의 수준이 높아진 사례 수는 0명(사전-사후), 3명(사전-추후)이었고, 우울 수준에서만 감소가 나타난 사례 수는 5명(사전-사후), 3명(사전-추후)이었다.

본 연구의 제한점과 추후 연구를 통해 보완해야 할 사항은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서의 연구대상이 CES-D에서 16점 이상으로 우울수준이 경도 이상인 대학생에 국한되어 있으므로, 다른 집단들에 본 연구결과를 일반화 할 때 주의를 요한다. 따라서 향후 연구에서는 우울증상을 호소하는 지역사회 표본이나 지속성 우울장애 등으로 진단된 임상환자 표본을 대상으로 진행하여도 동일한 결과가 나타날지 검증해볼 필요가 있겠다.

둘째, 프로그램 진행자의 편향을 줄이기 위하여 인지적 탈융합 개입조건, 주의분산 개입조건 모두 사전에 만들어진 프로토콜에 기반하여 진행하였으나, 모든 프로그램을 저자들 중 한 명이 운영하였기 때문에 프로그램 진행자의 변인이 결과에 의도치 않은 영향을 미쳤을 가능성을 배제할 수 없다. 따라서, 추후 연구에서는 연구목적 및 연구가설을 알지 못하는 진행자가 동일한 프로토콜에 기반하여 각 프로그램을 운영을 해도 유사한 결과가 나오는지 확인을 해 볼 필요가 있겠다.

셋째, 집단 구성과 관련된 사항으로, 인지적 탈융합 개입의 효과를 검증하기 위해 주의분산 개입, 무처치 통제집단을 비교 조건으로 사용하였으나 참가자들의 일정 조율의 한계로 인해 참가자들을 세 집단에 철저하게 무선적으로 할당하지 못했다는 점이다. 이에 더하여, 적극적인 개입조건들에 비해 무처치 통제조건에 할당된 참가자들의 중도탈락율이 상대적으로 높은 편이었다. 이는 대학생표본을 대상으로 한국내의 다른 선행연구(Nam, Cho, & Noh, 2019)에서 통제조건으로 상정된 4회기의 스트레스 관리 교육조건(중도탈락률 40.63%)과 비슷한 수치이며, 무처치 통제조건에 할당된 참가자들의 연구에 대한 기대나 동기수준의 저하 등과 관련되어 있을 가능성을 추정해볼 수 있다. 따라서 본 연구에 끝까지 참여하지 않은 무처치 통제조건의 참여자들에게 본 연구의 결과를 일반화하는 데에는 주의를 요한다. 이에 더하여, 본 연구의 참가자들이 연구에 실제로 참여하는 시간에 차이가 있는 점을 고려하여, 실험이 모두 끝난 후에 무처치 통제조건의 참가자들에게 제공된 보상이 인지적 탈융합조건이나 주의분산 개입 조건 참가자들에게 제공된 보상에 비해 있어 다소 작았다. 이러한 요인이 무처치 통제조건 참가자들의 탈락율에 영향을 주었을 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 이러한 점들을 모두 고려할 때, 본 연구에서 인지적 탈융합 개입과 주의분산 개입 간 유의미한 차이가 나타나지 않은 결과에 대해서는 일반화 가능성이 크게 제한될 수 있겠으며, 추후 연구에서는 더 철저한 무선할당 절차를 통해 집단을 구성하고, 또 무처치 통제조건에 할당된 참가자들의 기대나 동기수준을 유지하거나 높일 수 있는 방안을 찾아서 적용할 필요가 있겠다. 아울러, 우울증상이나 부정적인 자동적 사고의 빈도 측정치의 경우 변량분석 결과와 조건 간 효과크기의 결과가 상이한 것은 각 조건별 참가자 수가 비교적 적었다는 점과 관련이 있을 가능성을 고려할 때, 향후 각 조건별로 더 많은 참가자를 모집한 후에 본 연구에서 다른 이슈들에 관해서 추가로 검토할 필요가 있다.

넷째, 개입의 효과를 검증하기 위해 사용한 도구는 모두 자기보고식 검사들이었다. 개입의 효과를 더 다양하고 정확하게 검증하기 위해 전문가에 의한 구조화된 임상 면담, 생리적 측정치 등을 사용

하여 개입의 효과를 검증할 필요가 있겠다.

다섯째, 본 연구에서는 개입이 종료되고 2주가 지난 시점에 추후 검사를 진행하여 개입의 효과가 장기간 지속되는 지의 여부에 대해 검증하지 못했다. 따라서 프로그램 종결 후 적어도 1개월 이상 경과한 후에도 인지적 탈융합 개입의 효과가 장기적으로 지속되는 지 검증할 필요가 있겠다.

여섯째, 모든 회기와 측정이 종료된 후, 각 집단의 참가자들에게 프로그램에 대한 평가를 요청했을 때, 인지적 탈융합 개입 프로그램 참가자는 '기법' 위주로 평가를 했던 반면, 주의분산 개입 프로그램 참가자는 주로 치료 진행자 혹은 집단 구성원과의 '상호작용'에 대한 평가가 주를 이루었다. 예를 들어, 주의분산 개입에 속한 참가자들은 주로 "다른 사람의 이야기도 들어볼 수 있고, 제 이야기도 귀 기울여 들어 주시며 소통하는 과정 자체가 도움이 되었습니다", "우울감이란 나만이 가지고 있는 것이 아니라 겉 깨달았습니다", "누군가에게 털어놓기만 해도 한결 가벼워짐을 느꼈습니다"와 같이 보고하였다. 두 개입 프로그램 모두 우울경향 대학생들의 심리적인 어려움을 다루기 위해 만든 것이므로 진행과정에서 공감과 경청을 배제할 수 없었는데, 이러한 수준이 두 개입 프로그램 간에 상이할 경우 결과에 일정 부분 영향을 주었을 가능성이 있다. 따라서 향후 연구에서는 이러한 점을 통제하거나 동일한 수준으로 맞추어 각 프로그램을 진행함으로써 각 개입 프로그램의 본질적인 차이를 더 명확하게 규명할 필요가 있다.

이러한 여러가지 제한점들이 있음에도 불구하고, 본 연구는 몇 가지 측면에서 의의가 있다. 첫째, ACT의 여섯 가지 핵심 치료 요소 중 인지적 탈융합 개입만으로도 우울경향 대학생의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도, 심리적 유연성 부족, 탈중심화, 반추 및 우울증상이 개선됨을 확인할 수 있었다. 대부분의 변인들은 인지내용과 ACT의 치료과정 변인들이라는 점(Fresco et al., 2007; Hayes et al., 2006; Nolen-Hoekseman, 1991)을 고려할 때, 앞으로 인지적 탈융합 개입의 장점을 잘 활용할 경우 다른 정신건강변인들(예: 적응기능곤란, 정신적 웰빙 등)에게 까지 그 효과를 확장할 수 있는 유망한 개입일 것으로 기대된다. 둘째, 본 연구에서 우울경향 대학생들을 대상으로 하여 인지적 탈융합 개입이 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도를 감소시키는 데 효과적임을 확인한 점은 우울증상을 경험하는 참가자의 부정적인 자기 참조적 사고를 사실로 믿는 정도를 감소시키는 데 인지적 탈융합이 효과적이라고 보고한 Masuda, Feinstein 등(2010)의 연구와도 유사하다. 이러한 본 연구의 결과는 우울 경향이 있는 대학생이 자신에게 떠오르는 부정적인 사고는 사실이 아니라는 점을 인식하는 데 효과적임을 한 번 더 입증한 것으로 볼 수 있다. 셋째, 본 연구에서 인지적 탈융

합 개입은 비교적 짧은 3회기만으로도 효과가 종결 2주 후까지 유지될 수 있음을 경험적으로 입증했다는 점에서 주목할 만하다. 마지막으로, 본 연구에서 사용된 인지적 탈융합 기법은 한 번 학습하고 나면 실생활에서 활용하기가 매우 쉽다. 따라서 개입 상황 뿐만 아니라 광범위한 실생활에서의 적용가능성이 높다는 점에서 그 의미가 크다고 할 수 있겠다.

References

- Beck, A. T. (1963). Thinking and depression: I. Idiosyncratic content and cognitive distortions. *Archives of General Psychiatry*, 9, 324-333.
- Beck, A. T. (1964). Thinking and depression: II. Theory and therapy. *Archives of General Psychiatry*, 10, 561-571.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Clinical, experimental, and theoretical aspects*. New York, NY: Hoeber, 1967.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Capenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., . . . Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42, 676-688.
- Borkovec, T. D., & Nau, S. D. (1972). Credibility of analogue therapy rationales. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 3, 257-260.
- Cho, Y. R. (2007). The effects of video feedback on public speaking anxiety: Moderators and mediators. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26, 293-322.
- 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.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum Associates.
- Fresco, D. M., Moore, M. T., van Dulmen, M. H., Segal, Z. V., Ma, S. H., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2007). Initial psychometric properties of the experiences questionnaire: Validation of a self-report measure of decentering. *Behavior Therapy*, 38, 234-246.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35, 639-665.
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes, and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1-25.
- Hayes, S. C., & Strosahl, K. D. (2004). *A practical guide to acceptance and commitment therapy*. New York: Springer Science & Business Media.
- Hedges, H., & Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. Orlando, FL: Academic Press.
- Heo, J. H., Choi, M. S., & Jin, H. J. (2009). Study on the reliability and validity of Korean translated Acceptance-Action Questionnaire-2. *Korean Journal of Counseling and Psychotherapy*, 21, 861-878.
- Hollon, S. D., & Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an automatic thoughts questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 4, 383-395.
- Hooper, N., & McHugh, L. (2013). Cognitive defusion versus thought distraction in the mitigation of learned helplessness. *The Psychological Record*, 63, 209-218.
- Jang, A. L. (2013). *The effects of cognitive behavior therapy for nursing college students with irritable bowel syndrome*. (doctoral dissertation). Retrieved from http://www.riss.kr/search/detail/DetailView.do?p_mat_type=be54d9b8bc7cdb09&control_no=3fdfb86511e43508ffe0bdc3ef48d419
- Keyes, C. L. M. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of Health and Social Behavior*, 43, 207-222.
- Kim, B. N., Lim, Y. J., & Kwon, S. M. (2010). The role of decentering in the relationship between rumination and depressive symptoms. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 29, 573-596.
- Kim, E. J., & Oh, K. J. (1994). Cognitive and behavioral factors associated with persistence of depressive symptoms: 3 months' follow-up study. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 13, 1-19.
- Kim, K. P. (2011). *The effects of cognitive defusion techniques on negative automatic thought and anxiety response of speech anxiety*. (Master's thesis). Retrieved from http://www.riss.kr/search/detail/DetailView.do?p_mat_type=be54d9b8bc7cdb09&control_no=05999dd73232cd58ffe0bdc3ef48d419
- Kim, S. K. (2013). *The effects of expressive writing treatment and resilience on depressive symptoms and posttraumatic stress symptoms of traumatized college students*. (Master's thesis). Retrieved from http://www.riss.kr/search/detail/DetailView.do?p_mat_type=be54d9b8bc7cdb09&control_no=02e99f5ca62c9d55ffe0bdc3ef48d419
- Kwon, S. M., & Yun, H. K. (1994). Development and utilization of a Korean version of the Automatic Thoughts Questionnaire. *Student Research (Seoul National University)*, 29, 10-25.
- Lim, Y. J., Ko, Y. G., Shin, H. C., & Cho, Y. R. (2012). Psychometric evaluation of the mental health continuum-short form (MHC-SF) in South Koreans. *Korean Journal of Psychology: General*, 31, 369-386.
- Mandavia, A., Masuda, A., Moore, M., Mendoza, H., Donati, M. R., & Cohen, L. L. (2015). The application of a cognitive defusion technique to negative body image thoughts: A preliminary analogue investigation. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 4, 86-95.
- Marks, I. (1986). *Behavioural psychotherapy*. Bristol, UK: John Wright.
- Masuda, A., Feinstein, A. B., Wendell, J. W., & Sheehan, S. T. (2010).

- Cognitive defusion versus thought distraction: A clinical rationale, training, and experiential exercise in altering psychological impacts of negative self-referential thoughts. *Behavior Modification*, 34, 520-538.
- Masuda, A., Hayes, S. C., Sackett, C. F., & Twohig, M. P. (2004). Cognitive defusion and self-relevant negative thoughts: Examining the impact of a ninety year old technique. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 477-485.
- Masuda, A., Twohig, M. P., Stormo, A. R., Feinstein, A. B., Chou, Y. Y., & Wendell, J. W. (2010). The effects of cognitive defusion and thought distraction on emotional discomfort and believability of negative self-referential thoughts. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41, 11-17.
- Moon, H. M. (2006). *Development and validation of the program for facilitation of psychological acceptance based on acceptance & commitment therapy model*. (Doctoral dissertation). Retrieved from http://www.riss.kr/search/detail/DetailView.do?p_mat_type=be54d9b8bc7cdb09&control_no=e50ae5f32cd97011ffe0bdc3ef48d419
- Na, Y. J., & Yoo, S. K. (2019, August). *Testing the mediator effect of mindfulness, decentering, brooding on relationship between college student's job-seeking stress and depression*. Paper presented at the 73rd annual meeting of the Korean Psychological Association, Seoul, Korea.
- Nam, S. A., Cho, Y. R., & Noh, S. S. (2019). Efficacy of a mindfulness-based intervention for smartphone overuse, functional impairment, and mental health among undergraduate students at risk for smartphone addiction and the mediating role of self-regulation. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 38, 29-44.
- Noh, S. S., & Cho, Y. R. (2015). The relationship of mental health to suicidal behavior in the elderly based on the complete mental health model. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 34, 1059-1078.
- Nolen-Hoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: Evidence and theory. *Psychological Bulletin*, 101, 259-282.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 569.
- Oh, E. H., & Cho, Y. R. (2014). Effect of cognitive defusion and psychological flexibility on reduction in anxiety responses to a public-speaking situation and attentional bias among undergraduate students. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 33, 341-364.
- 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.
- Rodebaugh, L. T. (2004). I might look OK, but I'm still doubtful, anxious, and avoidant: The mixed effects of enhanced video feedback on social anxiety symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1435-1451.
- Teasdale, J. D., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., Williams, S., & Segal, Z. V. (2002). Metacognitive awareness and prevention of relapse in depression: Empirical evidence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 70, 275.
- Yoo, J. A., Hyun, M. H., & Lee, S. J. (2013). The effects of cognitive defusion techniques on anger control. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 32, 683-698.

국문초록

우울경향 대학생에 대한 인지적 탈융합 개입의 효과: 주의분산 개입 및 무처치 통제조건과의 비교

한아람·조용래

한림대학교 심리학과

본 연구는 인지적 탈융합 개입이 우울경향 대학생의 인지변인(부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도 및 빈도, 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도), 수용전념치료의 과정변인(심리적 유연성 부족, 반추, 탈중심화), 정신건강변인(우울증상, 적응기능곤란, 정신적 웰빙)을 개선하는 데 효과적인지 검증하고자 하였다. 이를 위해 정도 이상의 우울한 대학생 42명을 인지적 탈융합 개입조건($n=15$), 주의분산 개입조건($n=15$), 무처치 통제집단($n=12$)에 무선 할당하였다. 인지적 탈융합, 주의분산 개입조건은 3회기(주 1회, 회기 당 60-90분)로 진행되었다. 모든 참가자들을 대상으로 사전, 종결 후 3일 시점, 그리고 종결 후 2주 시점에 관련 척도들을 실시하였다. 분석 결과, 인지적 탈융합 개입이 참가자들의 부정적인 자동적 사고를 사실로 믿는 정도를 감소시키는데 있어 주의분산 개입과 무처치 통제집단에 비해 효과적이었다. 또한 심리적 유연성 부족, 반추 수준을 감소시키고 탈중심화 수준을 증진하는 데 있어 무처치 통제집단에 비해 효과적이었다. 이러한 효과는 종결 2주 후에도 지속되는 것으로 밝혀졌다. 조건 간 효과크기를 분석한 결과, 인지적 탈융합 개입은 다른 두 조건들에 비해서 우울증상과 부정적인 자동적 사고의 빈도에서 큰 효과크기를 보였다. 결론적으로, 본 연구의 결과들은 인지적 탈융합 개입이 우울경향 대학생들을 위한 유용한 효과적인 개입임을 시사한다.

주요어: 인지적 탈융합, 우울증상, 부정적인 자동적 사고, 심리적 유연성 부족, 반추, 자기-참조적 사고