

신체상 해석편향수정훈련의 신체불만족과 섭식장애 증상에 대한 효과[†]

최 유 리

부산대학교 심리학과 석사졸업

심 은 정[‡]

부산대학교 심리학과 교수

본 연구는 신체불만족 및 섭식장애 증상에 대한 신체상 해석편향수정 훈련의 효과를 검증하였다. 신체불만족 수준이 높은 20대 여성 참여자를 선별하여 실험집단($n=20$)과 통제집단($n=19$)에 무선 할당 하였다. 실험집단은 신체상에 대한 부정 해석 편향을 줄이고 긍정 해석 경향을 촉진하도록 피드백을 제공하는 훈련 프로그램을 실시하였고, 통제집단은 반응에 따른 피드백을 제공하지 않는 활성화 위약 프로그램을 실시하였다. 2주간 4회기 온라인 기반 훈련을 실시하였으며, 신체상에 대한 해석편향과 신체불만족 및 이상섭식행동은 사전, 2회기, 사후 및 추후(훈련 1주일 후)에 평가하였고, 섭식장애 증상은 준거 시점을 고려하여 사전, 사후 및 추후 평가하였다. 반복측정 변량 분석 결과, 실험 집단은 통제집단에 비해 부정 해석편향이 유의하게 감소하였고, 긍정 해석편향이 증가하였으며, 신체불만족 및 이상섭식행동 수준이 감소하였다. Bonferroni 사후검증 결과, 긍정 해석편향 및 신체불만족에 대한 훈련의 효과는 2회기에 나타나 추후까지 유지되었으며, 이상섭식 행동에 대한 훈련 효과는 추후 시점부터 나타났다. 반면 섭식장애 증상은 측정시기와 집단 간 상호작용이 유의하지 않았다. 본 연구 결과는 신체상 해석편향수정 훈련이 부정 해석편향과 신체불만족 및 이상섭식행동 감소와 긍정 해석편향 증가에 효과적일 가능성을 시사한다.

주요어: 인지편향수정, 해석편향, 신체불만족, 섭식장애

[†] 본 원고는 최유리의 석사학위논문(2021)을 수정 및 보완하여 작성하였음.

[‡] 교신저자(Corresponding author): 심은정, (46241) 부산광역시 금정구 부산대학교 63번길 2 부산대학교 심리학과 교수, Tel: 051-510-2159, E-mail: angelasej@pusan.ac.kr

신체불만족(body dissatisfaction)은 체중, 체형, 복부와 같은 자신의 신체에 대한 부정적인 주관적 평가를 의미한다(Stice & Shaw, 2002). 국내 20대 여성의 25.2%는 자신의 외모에 만족한다고 보고하였고, 정상체중 성인 여성의 30.4%가 외모에 불만족(혹은 매우 불만족)하였으며, 19.6%는 자신을 뚱뚱한 편으로 인식하였다(여성가족부, 2016). 선행연구는 신체불만족의 다양한 부정적인 영향을 시사하였다. 예를 들어, 남녀 성인 대상 대규모 조사 연구에서 높은 수준의 신체불만족은 낮은 정신적, 신체적 건강 관련 삶의 질과 더 큰 정신적 고통과 관련 있었다(Griffiths et al., 2016). 또한 청소년 대상 종단 연구에서, 높은 수준의 신체불만족은 10년 후의 우울 증상을 예측했으며(Sharpe et al., 2018), 1년 후의 자살사고 및 자살행동을 예측했다(Perkins & Brausch, 2019).

특히 높은 신체불만족은 신경성 식욕부진증, 신경성 폭식증 및 폭식장애와 같은 섭식장애 발병의 주요 위험요인이다(Dakanalis et al., 2017; Stice, Gau, Rohde, & Shaw, 2017). 건강보험심사평가원 조사(2019)에 따르면 섭식장애로 진료 받은 사람은 2014년 7261명에서 2018년 8316명으로 증가 추세에 있다. 섭식장애는 폭식행동, 자가 유도 구토, 단식, 이뇨제 남용 및 과도한 운동과 같은 증상을 동반하며(APA, 2013), 섭식장애 증상이 있는 대학생들은 그렇지 않은 집단에 비해 훨씬 더 큰 체중 변화를 경험했고, 섭식장애 증상은 2년 6개월 후에도 거의 변화하지 않았다(Mills, Polivy, Mcfarlane, & Crosby, 2012). 따라서 섭식장애의 주요 위험 요인인 신체불만족에 대한 적절한 개입을 통해 임상적 수준의 섭식장애 문제로 이어지지 않도록 예방하는 것이 필요하다.

섭식장애에 대한 인지적 관점은 신체불만족이 높은 이들은 신체상과 관련된 부정적인 도식(e.g. 뚱뚱한, 매력 없는)을 갖고 있고, 이러한 도식이 정보처리 과정에서 일종의 ‘필터’로 작용하여 도식과 일치하는 정보에 선택적으로 주의를 기울이고, 이를 왜곡된 방식으로 처리한다고 가정한다(Siep, Jansen, Havermans, & Roefs, 2010). 이러한 인지적 관점에 기반하여 정보처리 과정의 편향을 수정하는 개입이 시도되었다. 예를 들어 국내 여자 대학생 61명을 대상으로 주의에 초점을 둔 주의 편향수정 훈련은 신체불만족의 수준을 유의하게 감소시키는데 효과적이었다(이경호, 남중호, 양재원, 2019).

또한 선행연구는 정보 처리 과정의 후기 단계인 해석편향에도 주목하였다. 신체상 관련 해석편향은 부정적인 신체상과 관련지어 모호한 자극을 일관되게 부정적으로 해석하는 경향을 말하며(Hirsch, Meeten, Krahé, & Reeder, 2016), 신체불만족 및 섭식장애 관련 요인으로 주목받고 있다. 예를 들어, 모호한 상황이 제시되었을 때 높은 수준의 신체불만족 집단과 섭식장애 집단은 ‘뚱뚱함’ 관련 심상을 더 많이 생각하는 해석편향을 보였다(Williamson, Perrin, Blouin, & Barbin, 2000).

이러한 해석편향의 부정적 영향을 감소시키기 위해 개발된 신체상 해석편향수정 훈련(Cognitive Bias Modification for Interpretation: 이하 CBMI)은 컴퓨터 과제를 사용하여 모호한 신체상 관련 자극에 대한 긍정적인 해석을 증가시키고 부정적인 해석을 감소시키도록 훈련하는 개입으로(Voogd, Wiers, & Salemink, 2017), 최근 신체불만족 및 섭식장애 맥락에 적용되고 있다. 내적 혹은 외적 환경적 사건으로 활성화된 신체상

관련 도식은 입력된 정보의 처리에 관여하며, 주어진 상황에서 개인이 자신의 경험을 해석하는데 영향을 준다. 실제 Gledhill 등(2017)은 신체불만족이 높은 여성 대학생 40명을 대상으로 날씬함과 뚱뚱함에 대한 해석을 수정한 결과 섭식장애 증상 수준의 변화를 관찰하였다. 그러나 CBM-I의 효과는 다소 혼재된 양상을 보였다(Dietel et al., 2020; Korn, Dietel, & Hartmann, 2019; Matheson, Wade, & Yiend, 2018). 예를 들어 정상 집단 123명에게 신체불만족을 유도한 후 외모 관련 자극을 활용한 다회기 CBM-I를 실시한 결과, 긍정적 해석이 증가하였고 신체불만족이 감소하였다(Matheson et al., 2018). 또한 신체불만족 수준이 높은 집단에 4회기 신체상 CBM-I를 실시한 결과, 날씬함-뚱뚱함에 대한 편향된 인식이 유의하게 개선되고 섭식장애 증상이 감소되었으며, 2주 후 추후 평가에서도 효과가 지속되었다(Gledhill et al., 2017). 반면, Korn 등(2019)의 연구에서 정상 집단 97명에게 단일 회기 섭식장애 관련 자극을 활용한 CBM-I를 실시한 결과, 긍정적 해석을 강화하는 조건에서 신체상 관련 부정적 해석이 줄었지만 신체불만족이나 섭식장애 증상의 유의한 향상은 관찰되지 않았다.

이러한 일관되지 않은 결과는 다음의 요인들과 관련될 가능성이 있다. 먼저 선행연구에서 사용된 패러다임의 특성이다. 신체불만족 및 섭식장애 맥락에 CBM-I를 적용한 대부분의 선행연구에서는 상황을 먼저 제시한 후 단어를 제시하는 패러다임(Dietel et al., 2020; Summers & Cogle, 2018)이나 부호화 및 회상 과제(Williamson et al., 2000) 혹은 문장완성과제(Matheson et al., 2018)를 사용하여 해석편향을 수정하였다. 단어-문

장 연합 패러다임(Word-Sentence Association Paradigm: 이하 WSAP)은 단어 자극을 먼저 제시하여 발생시킨 도식이 이후의 상황 등에 대한 해석에 영향을 준다는 인지이론에 부합하고, 신뢰도 및 타당도가 검증된 패러다임으로 알려져 있다(Martinelli, Holzinger, & Chasson, 2014). 따라서 WSAP의 사용은 CBM-I의 효과를 증가시킬 가능성이 있다.

더불어 CBM-I 적용 시 사용한 자극 특성과 관련이 있을 수 있다. 대부분의 선행연구는 신체상 관련 자극(Dietel et al., 2020)에 사회 정서적 자극(Summers & Cogle, 2018), 자기 가치 자극(Matheson et al., 2018) 혹은 건강 관련 자극(Williamson et al., 2000)을 혼합하여 사용했다. 하지만 Matheson 등(2019)의 체계적 문헌 고찰에 의하면, 다양한 자극을 사용한 접근은 해석편향 변화에 중간에서 큰 효과를 보였지만(자기 가치 자극 $d=1.20$; 사회 정서적 자극 $d=-0.57\sim-0.53$), 섭식장애 증상에는 신체상 관련 자극만이 효과를 보였다($d=-1.30\sim-0.61$). 이에 따라 신체상 관련 자극에 초점을 두는 것은 CBM-I의 효과를 높이는 데 효과적일 수 있다. 또한 신체불만족 및 섭식장애 대상으로 진행된 대부분의 CBM-I연구는 단일 회기로 이루어졌다(Dietel et al., 2020; Korn et al., 2019; Williamson et al., 2000). 그러나 용량-반응 관계 측면에서 회기 수 증가는 편향 변화량과 강도, 효과 지속 기간을 증가시키는데 효과적일 수 있다(Matheson et al., 2019).

이에 본 연구는 신체불만족 수준이 높은 20대 여성을 대상으로 신체불만족 및 섭식장애 증상에 대한 신체상 CBM-I의 효과를 검증하였다. 신체상 관련 자극을 사용한 WSAP를 활용하여 4회기

훈련을 실시하고, 신체상에 대한 해석편향과 신체 불만족 및 섭식장애 증상에 대한 효과를 살펴보았다. 연구 질문은 다음과 같다.

연구 질문1. 신체상 CBM-I는 신체상에 대한 해석편향에 효과가 있는가?

연구 질문2. 신체상 CBM-I는 신체불만족 개선에 효과가 있는가?

연구 질문3. 신체상 CBM-I는 섭식장애 증상 및 이상섭식행동 감소에 효과가 있는가?

방 법

연구대상 및 절차

본 연구는 여자 대학생의 신체불만족 수준이 남자 대학생에 비해 높으며, 더욱 부적응적인 섭식행동을 보인다는 선행연구(Edman, Yates, Aruguete, & DeBord, 2005)에 따라 신체불만족 수준이 높은 만 19세~28세 여성을 대상으로 하였다. 연구 대상자는 서울 및 부산광역시 소재 대학교 교내 온라인 게시판 공고를 통해 모집하였다. 참가를 신청한 78명에게 한국판 체형 만족도 평가지(Body Shape Questionnaire: BSQ)를 실시하여, 한국판 BSQ 타당화 연구에서 제시한 한국 여대생 평균의 1표준편차 이상 점수인 113.9점을 기준으로, 114점 이상인 자를 신체불만족이 높은 집단으로 정의하였다(노영경, 김봉환, 2005). 해당기준을 충족한 48명을 대상으로 연구의 목적과 절차에 관해 설명하였고, 그 중 참가 동의를 제공한 40명에게 무선으로 번호를 부여해 나열한 후, 실험 집단과 통제집단에 각 20명씩 배정하였다.

참가자들은 온라인으로 2주간 총 4회기(주 2회)

로 구성된 신체상 CBM-I를 실시하였고, 4회기 CBM-I는 증상 감소에의 효과가 1주일 정도 지속된다는 선행연구(Mathews, Ridgeway, Cook, & Yiend, 2007)에 따라 본 연구에서도 신체상에 대한 해석편향과 신체불만족 및 이상섭식행동을 사전, 2회기, 사후, 그리고 훈련 1주일 후에 평가하였다. 신체상에 대한 해석편향과 신체불만족 및 이상섭식행동은 사전, 2회기, 사후, 그리고 훈련 1주일 후에 평가하였다. 또한 섭식장애 증상은 응답 준거 시점(i.e. 1개월)을 고려하여 사전, 사후, 훈련 1주일 후에 평가하였다. 참가자들은 사전 예약된 시간에 온라인 기반 실험 프로그램 및 설문지를 실시하였으며, 주변의 방해받지 않을 수 있는 조용한 분위기에서 훈련을 진행하도록 권고하였다. 또한, 2회기 후 훈련 동안의 불편사항과 훈련 지속 여부에 대해 질문하였다. 중단 의사를 밝힌 1명의 참여자(통제집단) 제외한 39명이 모든 훈련 회기를 완료하였다. 사전 설문(BSQ)에 참여한 참가자에게는 1000원 상당의 상품, 그리고 모든 훈련 회기를 완료한 참가자에게는 15,000원의 보상을 지급하였다. 훈련이 모두 완료된 후 참여자들에게 debriefing을 실시하였고, 활성화 위약 훈련을 실시한 통제집단의 참가자에게는 당사자의 의사에 따라 추가 훈련 기회를 제공하였다.

측정도구

한국판 체형 만족도 평가지(BSQ). 신체불만족은 한국판 체형만족도 평가지(BSQ)로 평가하였다(노영경, 김봉환, 2005). 총 34문항으로 체형에 대한 관심 정도를 6점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 6=항상 그렇다; 총점 범위=34~204)로 평정

하였다. 개입 효과를 확인하기 위해 사전 평가에는 원 척도와 동일하게 4주 간격의 응답 기준 지점을 사용하였고, 2회기, 사후, 추후에는 지난 1주를 준거시점으로 응답하도록 하였다. 점수가 높을수록 신체에 대한 관심이 크며 신체불만족이 높음을 의미한다. 노영경과 김봉환(2005)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's α)는 .95, 본 연구에서는 .89였다.

한국판 섭식장애검사-자기보고형 (The Korean Version of Eating Disorder Examination Questionnaire: KEDE-Q). 섭식장애 증상은 한국판 섭식장애검사-자기보고형(KEDE-Q)으로 평가하였다(임수진 외, 2010). 총 22문항으로 체중과 체형에 대한 관심(11문항), 식사제한(5문항), 식사관심(4문항), 체형과 체중 관련 신체상(2문항)의 섭식장애 하위 증상을 측정하였다. 지난 4주 동안 경험하고 느낀 것을 7점 리커트 척도(0=전혀 없었다, 1=1~5일, 2=6~12일, 3=13~15일, 4=16~22일, 5=23~27일, 6=매일; 총점 범위=0~132)로 평정하며, 개입 전, 사후, 및 추후에 평가하였다. 총점이 높을수록 섭식장애 증상 수준이 높은 것을 의미한다. 임수진 등(2010)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's α)는 .93, 본 연구에서는 .82였다.

한국판 섭식태도척도(Korean version of Eating Attitude Test-26: KEAT-26). 이상섭식행동은 한국판 섭식태도척도로 평가하였다(이민규 외, 1998). 총 26문항으로 거식, 폭식증과 음식에 대한 몰두, 섭식통제로 구분되는 이상섭식행동을 6점 리커트 척도(1=전혀 아니다, 6=항상 그렇

다; 총점 범위=26~156)로 평정하였다. 총점이 높을수록 이상 섭식행동을 보이는 경향이 강한 것을 의미한다. 이민규 외(1998)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's α)는 .90, 본 연구에서는 .84였다.

체질량 지수(Body Mass Index: BMI). 선행 연구에서 BMI가 해석편향 수준에 영향을 주는 것으로 시사되어(Brockmeyer et al., 2018; Jansen et al., 2007), 해당 요인의 영향을 통제하기 위해 체질량 지수를 측정하였다. BMI는 W/H^2 (W=체중: 단위는 kg, H=신장: 단위는 cm)공식에 따라 산출되는 값으로 비만 여부를 측정하는데 사용된다(Garrow & Webster, 1985). 이에 따라 참여자들이 보고한 체중 및 신장 정보를 사용하여 BMI를 계산하였다.

실험 자극

단어-문장 연합 패러다임(WSAP)에 사용되는 단어 및 모호한 시나리오 자극은 신체상 관련 부정, 중성 단어 및 모호한 시나리오 자극을 활용한 WSAP의 신뢰도 및 타당도를 검증한 Martinelli 등(2014)의 연구에서 사용된 자극을 다음의 절차를 거쳐 번역하여 사용하였다. 먼저 부정, 중성 단어 및 시나리오 조합(영문)을 임상심리전공 대학원생 2명이 독립적으로 번역하여, 통합 번역본을 작성한 후 또 다른 임상심리전공 대학원생 2명이 독립적으로 역번역을 실시하였다. 그리고 임상심리전공 대학원생 1명이 원본과 역번역본의 의미 유사도 평정을 실시(7점 척도; 1=전혀 유사하지 않다~7=매우 유사하다)하여 4점 이하인 자극 3쌍

에 대한 추가 수정을 실시하였다. 이후 20대 여성 20명에게 신체불만족 척도(BSQ)를 실시하였다 ($M=107.8$, $SD=26.18$). 그 중 신체불만족 수준이 높은($BSQ \geq 114$) 10명을 대상으로 ($M=130.6$, $SD=10.35$) 단어-시나리오의 관련성을 응답하게 한 후, 신체불만족 상황과 얼마나 관련된 단어-시나리오 조합인지를 평정하게 하여 4점 이상(7점 척도; 1=전혀 관련 없다~7=매우 관련 있다)인 자극을 채택하였다. 이후 한국 상황에 맞지 않는 부분을 최종 수정하였다(e.g. ‘에어브러시-당신은 지나치게 마른 모델들로 꼭 찬 잡지를 훑어봅니다.’ 조합에서 에어브러시는 한국 맥락에 맞지 않아 제거). 최종적으로 부정 단어-시나리오 조합 23쌍, 중성 단어-시나리오 조합 21쌍, 총 44쌍을 사용하였다.

변안된 단어-시나리오 조합 예시는 부정 조합 “똥똥한-당신은 강의실에 들어갔고, 두 여자들이 당신을 보며 웃습니다.”, “죄책감이 드는-가족과 저녁식사를 할 때, 당신은 한 그릇을 더 먹습니다.”와 같고, 중성 조합 예시는 “걱정하는-친구 중 한명이 최근에 매우 말라진 것을 알게 됩니다.”, “실수-친척은 당신이 평소에 입는 것보다 두 사이즈 큰 셔츠를 생일 선물로 사줍니다.”와 같다.

실험 과제

신체상 해석편향 측정 및 수정 훈련을 위해 WSAP를 사용하였고(Martinelli et al., 2014), 모든 실험 과제는 PsychoPy v3.0프로그램을 이용하여 제작되었다.

신체상 해석편향 측정

신체상 해석편향 측정 절차는 그림1과 같다. 신체상 해석편향 측정 실험의 각 시행은 4단계로 이루어진다(Beard & Amir 2008; Beard & Amir, 2009; Summers & Cogle, 2018). 먼저 고정점(+)이 컴퓨터 스크린에 500ms동안 제시된 후 사라진다. 이는 참여자에게 주의를 향하도록 하여 시행이 시작함을 경고하는 것이다. 이후 신체상과 관련된 중성 혹은 긍정 해석(e.g. 걱정하는)이나 부정 해석(e.g. 죄책감이 드는)이 가능한 단어가 500ms 동안 제시되었다 사라진 후, 모호한 시나리오 상황이 나타난다(‘친구 중 한명이 최근에 매우 말라진 것을 알게 됩니다.’, ‘가족과 저녁식사를 할 때, 당신은 한 그릇을 더 먹습니다.’). 이는 참여자들이 문장을 다 읽었음을 나타내는 스페이스바를 누르기 전까지 제시된다. 이후 참여자들은 단어와 시나리오가 관련된 정도를 키보드 숫자 키를 사용하여 6점 척도(1=전혀 관련 없다. 2=관련 없다. 3=약간 관련 없다. 4=약간 관련 있다. 5=관련 있다. 6=매우 관련 있다.)로 평정한다. 신체상 해석편향 측정 프로그램은 연습시행 5시행 이후 본시행이 실시되었으며, 본 시행은 부정 시행 23시행, 중성 시행 21시행으로 총 49시행으로 구성되었다.

신체상 해석편향 점수는 부정 해석편향 점수와 긍정 해석편향 점수로 나누어 산출되었다. 그 중 부정 해석편향 점수는 부정 단어-시나리오 조합의 관련성 평정 점수의 합(6점 척도; 점수 범위 23~138)으로 정의하고, 긍정 해석편향 점수는 중성 단어-시나리오 조합의 관련성 평정 점수의 합(6점 척도; 점수 범위 21~126)으로 정의하여 산출되었

다(Martinelli et al., 2014). 더 높은 해석편향 점수는 단어와 모호한 시나리오 간에 부정적 혹은 긍정적 해석을 더 많이 한 것을 뜻한다(Martinelli et al., 2014).

신체상 CBM-I

신체상 CBM-I의 실험 절차는 그림 2와 같고 해석편향 측정 방법과 유사하다. 신체상 관련 단어와 시나리오를 앞서의 방식대로 제시 후, 단어

와 시나리오의 관련성을 평정한다. 이때 참여자는 단어와 시나리오가 관련 있으면 키보드의 'D'키를, 관련 없으면 'L'키를 눌러야 하며, 이후 실험집단은 해당 반응에 따라 보다 긍정적 해석을 훈련하기 위해 “맞았습니다.” or “틀렸습니다.”로 구분되는 피드백을 제공받는다(Gonsalves, Whittles, Weisberg, & Beard, 2019). 실험집단은 신체상 해석편향을 수정하기 위해 단어 혹은 시나리오 조합에 대해 중성(혹은 긍정)해석을 한 경우나 부정 해석을 하지 않은 경우(i.e. 중성 조합에서 관련

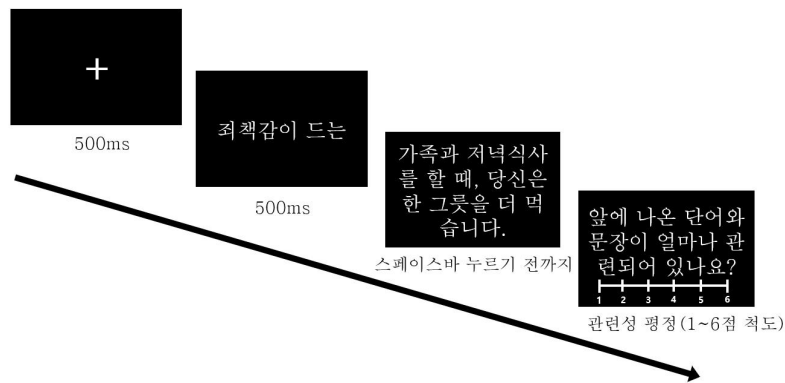


그림 1. 신체상 해석편향 측정 실험 절차

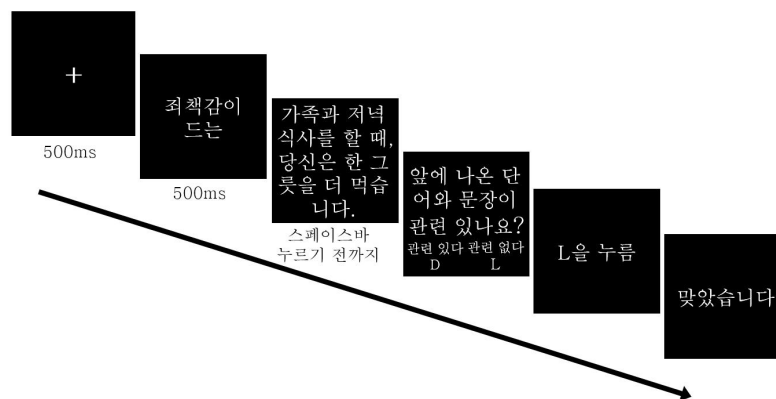


그림 2. 신체상 CBM-I 실험 절차: 긍정적 피드백

있다고 한 경우, 부정조합에서 관련 없다고 한 경우) 긍정적 피드백을 받고, 부정해석을 한 경우나 중성(혹은 긍정)해석을 거부한 경우(즉, 부정 조합에서 관련 있다고 한 경우, 중성 조합에서 관련 없다고 한 경우) 부정적 피드백을 받았다(Amir & Taylor, 2012). 이와 달리 통제집단은 섭식장애 집단에 CBM-I와 피드백이 없는 CBM-I를 실시하여 그 효과의 차이를 확인한 Dietel 등(2020)의 선행연구를 참조하여, 각 쌍의 단어-시나리오 조합의 반응에 따른 별도의 피드백을 제공하지 않는 활성화 위약 훈련을 실시하였다. 신체상 해석편향의 수정을 위해 부정 단어-시나리오 조합 23쌍과 중성 단어-시나리오 조합 21쌍, 44쌍이 2번 제시되어 총 88시행 실시되었다. 실험집단과 통제집단에 제공한 자극 및 시행 수는 동일하였다.

자료 분석

실험집단과 통제집단의 사전 점수에 대한 동질성 검증을 실시한 후, 신체상 CBM-I의 효과를 검증하기 위해 편향 점수, 신체불만족, 그리고 이상 섭식행동은 4(시점: 사전, 2회기 후, 사후, 추후) X 2(집단: 실험, 통제) 반복측정 변량분석(Repeated Measure Analysis of Variance: 이하 RM-ANOVA)을 실시하였다. 섭식장애 증상은 3(시점: 사전, 사후, 추후) X 2(집단: 실험, 통제) RM-ANOVA를 실시하였다. BMI가 해석편향 수준에 영향을 줄 수 있다는 선행연구 결과에 기반하여 (Brockmeyer et al., 2018; Pop, 2016), 이를 분석에서 통제변인으로 투입하였다. 상호작용이 유의한 경우 Bonferroni 사후 검증을 실시하였다. 이때 편향 점수와 신체불만족 및 이상섭식행동은

사전-2회기, 사전-사후, 사전-추후, 2회기-사후, 2회기-추후, 사후-추후 간 사후 검증을 실시하였으며, $\alpha/6(0.008)$ 수준으로 조정된 유의도 수준으로 해석하였다. 섭식장애 증상은 사전-사후, 사전-추후, 사후-추후 간 사후검증을 실시하였으며 $\alpha/3(0.017)$ 수준으로 조정된 유의도 수준으로 해석하였다. 상호작용이 유의하지 않은 경우, 집단별 측정 시기에 따른 변화를 확인하기 위해 대응표본 t 검증을 실시하였다. 본 연구 결과 및 유사 선행연구 결과에 대한 효과크기(Cohen's d)는 황성동과 심성률(2018)이 제시한 방법에 따라 실험집단의 사전-사후 평균, 표준편차 및 사전-사후간의 상관관계 계수를 이용하여 구하였다. CBM-I연구에 대한 체계적 문헌고찰에서 제시한 기준에 따라 $0.15 \leq d < 0.40$ 는 작은 효과크기, $0.40 \leq d < 0.75$ 는 중간 효과크기, $0.75 \leq d < 1.10$ 는 큰 효과크기, $1.10 \leq d < 1.45$ 는 매우 큰 효과크기로 정의하였다 (Matheson et al., 2019). 개입 효과 검증을 위한 표본 크기(M)는 GPower3.1을 이용해 RM-ANOVA, 검증력 80%, 효과크기 중간(0.25), 집단 수 2, 측정횟수 4회, 예상 상관지수 0.5로 설정하여 분석한 결과, 총 24명이 필요한 것으로 나타났고, 예상 탈락률 30% 및 온라인 실시로 인한 추가 탈락률을 고려하여 40명을 모집하였다 (Erdfelder, Faul, & Buchner, 1996). 모든 분석은 SPSS 25.0으로 시행하였다.

결 과

참여자의 인구통계학적 특성

전체 참여자의 평균 연령은 21.51세($SD=1.99$)였

으며, 평균 BMI는 21.88($SD=3.27$)로 정상체중군이 가장 많았고($n=26$, 66.7%), 과체중 및 비만군은 9명(23.1%)이었다. 또한 대다수($n=33$, 84.6%)는 4년제 대학 재학 혹은 휴학생이었고 나머지는 4년제 대학 혹은 대학원 졸업생이었다. 집단 간 사전 동질성 검증 결과, BMI와 교육 수준의 집단 간 차이는 유의하지 않았지만, BMI $t=0.03$, $p=.09$; 교육 수준 $\chi^2=3.53$, $p=.14$, 연령 차이는 유의했다, $t=-2.45$, $p<.05$. 이에 모든 분석에서 연령을 통제 변인으로 투입하였다. 또한 두 집단 간 부정 해석편향 점수, 긍정해석편향 점수, 신체불만족, 섭식장애 증상, 이상섭식행동 점수에 대한 독립표본 t 검증 결과 모든 변인에서 집단 간 유의한 차이는 없었다. 집단 간 인구통계학적 특성 및 사전 동질성 검증 결과는 표 1에 제시하였다.

신체상 CBM-I의 효과

각 시행 별 신체상 해석편향 측정 프로그램 평균 반응시간을 기준으로 극단값은 관찰되지 않아 총 39명의 데이터(실험집단; $n=20$, 통제집단; $n=19$)가 분석에 포함되었다. 측정시기 별 각 점수의 평균 및 표준편차는 표2에 제시하였다.

부정 해석편향 점수에 대한 효과

부정 해석편향 점수에 대한 신체상 CBM-I의 효과를 검증한 결과, 측정 시기 주효과는 유의하지 않았으며, $F_{(3,105)}=0.31$, $p=.75$, $\eta^2=.01$, 집단의 주효과 및 측정시기와 집단 간 상호작용은 유의하였다, $F_{(1,35)}=6.19$, $p<.05$, $\eta^2=.15$; $F_{(3,105)}=15.18$, $p<.001$, $\eta^2=.303$. 이는 측정시기에 따른 부정해석편향 점수의 변화가 집단에 따라 차이가

표 1. 집단 간 인구통계학적 특성 및 사전 동질성 검증 결과

| 변인 | 실험 ($n=20$) | 통제 ($n=19$) | t or χ^2 | p |
|----------|-----------------------|-----------------------|--------------------|------|
| | $M(SD)$ or $N(\%)$ | $M(SD)$ or $N(\%)$ | | |
| 연령 | 20.80(1.15) | 22.26(2.40) | -2.45 | <.05 |
| BMI | 21.90(4.04) | 21.87(2.32) | 0.03 | .09 |
| 교육수준 | | | | |
| 4년제 재/휴학 | 19(48.7%) | 14(35.9%) | 3.53 | .17 |
| 4년제 졸 | 1(2.6%) | 4(10.3%) | | |
| 대학원 졸 | 0(0.0%) | 1(2.6%) | | |
| 부정해석편향점수 | 97.10(12.58) | 93.05(14.31) | 0.94 | .57 |
| 긍정해석편향점수 | 84.05(9.87) | 80.05(10.84) | 1.21 | .59 |
| 신체불만족 | 141.85(16.88) | 145.21(18.71) | -0.59 | .36 |
| 섭식장애증상 | 77.60(23.38) | 83.11(13.95) | -0.89 | .10 |
| 이상섭식행동 | 76.10(22.56) | 72.58(28.12) | -0.43 | .57 |

주. 점수 범위: 부정 해석편향 점수=23~138, 긍정 해석편향 점수=21~126, 신체불만족=34~203, 섭식장애증상=0~132, 이상섭식행동=26~156

표 2. 훈련 전후 점수 변화

| | | 사전 | 2회기 | 사후 | 추후 |
|--------|------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | | <i>M(SD)</i> | <i>M(SD)</i> | <i>M(SD)</i> | <i>M(SD)</i> |
| 부정해석편향 | 실험집단 | 97.10(12.58) | 83.30(21.99) | 72.40(24.18) | 71.00(23.55) |
| | 통제집단 | 93.05(14.31) | 96.32(17.77) | 92.26(16.56) | 94.74(16.09) |
| 긍정해석편향 | 실험집단 | 84.05(9.87) | 97.35(11.09) | 99.40(15.67) | 99.65(11.37) |
| | 통제집단 | 80.05(10.84) | 85.26(12.60) | 82.37(10.77) | 83.84(9.81) |
| 신체불만족 | 실험집단 | 141.85(16.88) | 129.45(17.34) | 121.75(16.94) | 116.90(24.25) |
| | 통제집단 | 145.21(18.71) | 142.05(14.97) | 138.00(13.69) | 139.53(12.79) |
| 섭식장애증상 | 실험집단 | 77.60(23.38) | | 64.65(26.91) | 60.05(28.39) |
| | 통제집단 | 83.11(13.95) | | 72.26(27.55) | 70.11(25.65) |
| 이상섭식행동 | 실험집단 | 76.10(22.56) | 74.75(24.39) | 73.10(23.05) | 68.25(24.27) |
| | 통제집단 | 72.58(28.12) | 72.53(28.44) | 71.21(26.58) | 72.79(28.04) |

있음을 의미한다.

Bonferroni 사후검증 결과, 통제 집단에서는 모든 시점 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않은 반면 실험집단에서는 사전-2회기 $p < .01$, 사전-사후 $p < .001$, 사전-추후 $p < .001$, 2회기-사후 $p < .01$, 2회기-추후 $p < .001$ 점수 간 유의한 차이가 나타났다. 하지만 사후-추후의 점수 간 차이는 유의하지 않았다 $p = 1.00$. 즉, 사전 > 2회기 > 사후 = 추후 순으로 변화하였다(그림 3). 부정 해석편향에 대

한 신체상 CBM-I의 효과는 2회기에서 나타나기 시작하여, 사후까지 지속적으로 변화하며 개입의 효과가 1주일 후까지 유지되었다. 실험집단의 사전-사후 부정 해석편향 점수에 대한 효과크기(Cohen's d)는 1.13이었다.

긍정 해석편향 점수에 대한 효과

긍정 해석편향 점수에 대한 신체상 CBM-I의

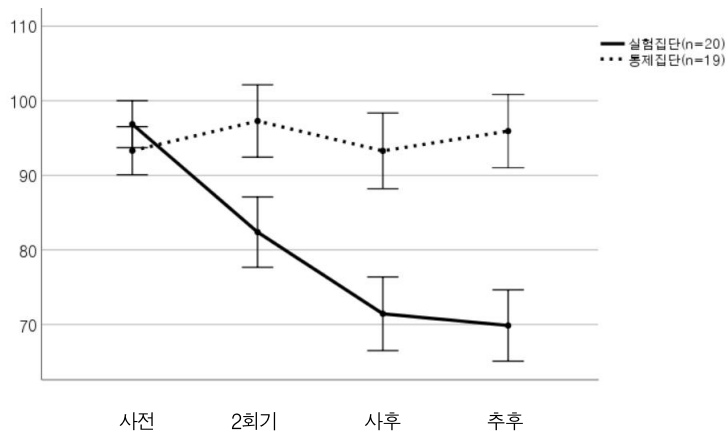


그림 3. 부정 해석편향 점수의 변화

효과를 검증한 결과, 측정 시기 주효과는 유의하지 않았지만, $F_{(3,105)}=0.18, p=.87, \eta^2=.01$, 집단의 주효과 및 측정시기와 집단 간 상호작용은 유의하였다, $F_{(1,35)}=28.34, p<.001, \eta^2=.45$; $F_{(3,105)}=4.63, p<.01, \eta^2=.12$. 이는 측정시기에 따른 긍정 해석편향 점수의 변화가 집단에 따라 차이가 있음을 의미한다.

Bonferroni 사후검증 결과, 통제집단에서는 모든 시점 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않은 반면 실험집단에서는 사전-2회기 $p<.001$, 사전-

-사후 $p<.001$, 사전-추후 $p<.001$ 점수 간 유의한 차이가 나타났다. 하지만 2회기-사후 $p=1.00$, 2회기-추후 $p=1.00$, 사후-추후 $p=1.00$ 점수 간 차이는 유의하지 않았다. 즉, 사전<2회기≒사후≒추후 순으로 변화했다(그림 4). 긍정 해석편향에 대한 신체상 CBM-I의 효과는 2회기에서 나타나기 시작하여 개입의 효과가 사후, 1주일 후까지 유지되었다. 실험집단의 사전-사후 긍정 해석편향 점수에 대한 효과크기(Cohen's d)는 1.05였다.

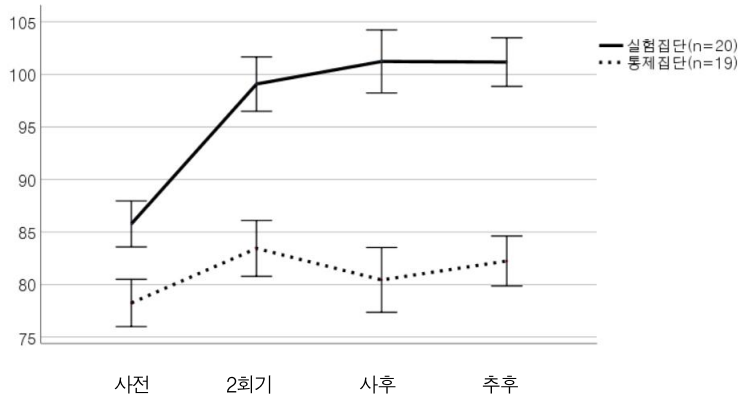


그림 4. 훈련전후 긍정 해석편향 점수의 변화

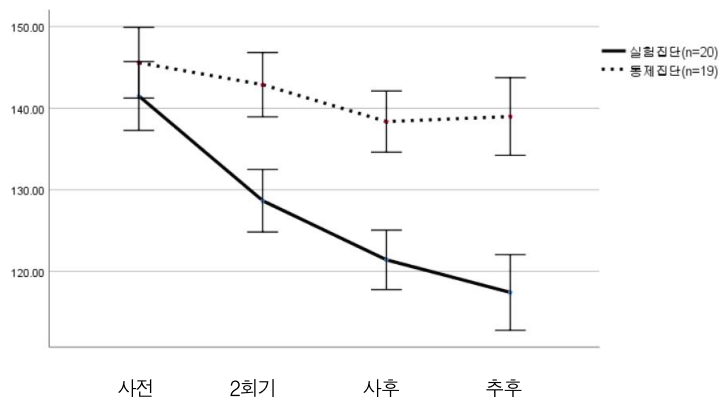


그림 5. 훈련전후 신체불만족 점수의 변화

신체불만족 점수에 대한 효과

신체불만족 수준에 대한 신체상 CBM-I의 효과를 검증한 결과, 측정 시기 주효과는 유의하지 않았지만, $F_{(3,105)}=1.86, p=.17, \eta^2=.05$, 집단의 주효과 및 측정시기와 집단 간 상호작용은 유의하였다, $F_{(1,35)}=7.03, p<.05, \eta^2=.17$; $F_{(3,105)}=4.80, p<.05, \eta^2=.12$. 이는 측정시기에 따른 신체불만족 수준의 변화는 집단에 따라 차이가 있음을 의미한다.

Bonferroni사후검증 결과, 통제집단에서는 모든 시점 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않은 반면 실험집단에서는 사전-2회기 $p<.001$, 사전-사후 $p<.001$, 사전-추후 $p<.001$, 및 2회기-추후 $p<.05$, 점수 간 유의한 차이가 나타났다. 하지만 2회기-사후 $p=.09$, 사후-추후 $p=.47$ 점수 간 차이는 유의하지 않았다. 즉, 사전>2회기≐사후≐추후 순으로 변화했다(그림 5). 신체불만족에 대한 신체상 CBM-I의 효과는 2회기에서 나타나기 시작하여 개입의 효과가 사후, 1주일 후까지 유지되었다. 실험집단의 사전-사후 신체불만족 수준에 대

한 효과크기(Cohen's d)는 1.25였다.

섭식장애 증상 점수에 대한 효과

섭식장애 증상에 대한 신체상 CBM-I의 효과를 검증한 결과, 측정 시기 주효과는 유의하지 않았고, $F_{(2,70)}=0.06, p=.86, \eta^2=.01$, 집단의 주효과 및 측정시기와 집단 간 상호작용도 유의하지 않았다, $F_{(1,35)}=1.18, p=.28, \eta^2=.03$; $F_{(2,70)}=0.42, p=.57, \eta^2=.01$.

집단별 훈련 전후의 섭식장애 증상 점수의 차이 검증을 위한 대응표본 t 검증 결과, 실험집단에서 사전보다 사후에 섭식장애 증상 점수가 유의하게 감소하였으며, $t_{(19)}=4.28, p<.001$, 통제집단에서는 유의한 차이가 없었다, $t_{(18)}=1.62, p=.122$. 또한 실험집단에서 나타난 훈련 효과가 추후까지 유지되는지 확인하기 위한 대응표본 t 검증 결과 사후와 추후 점수의 차이가 유의하였다, $t_{(19)}=2.12, p<.05$. 실험집단의 사전-사후 섭식장애 증상 점수에 대한 효과크기(Cohen's d)는 1.25였다.

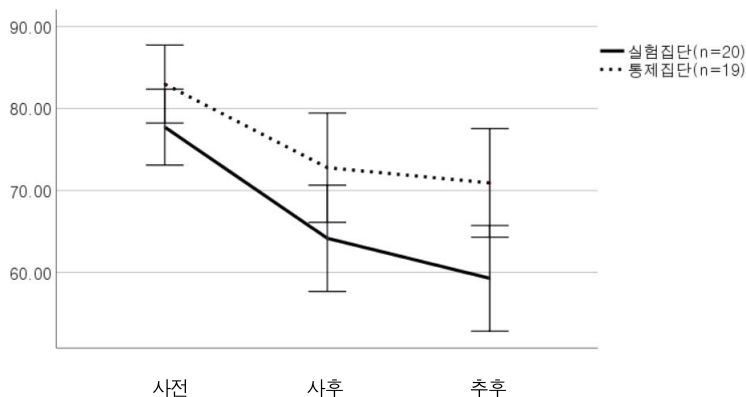


그림 6. 훈련전후 섭식장애증상 점수의 변화

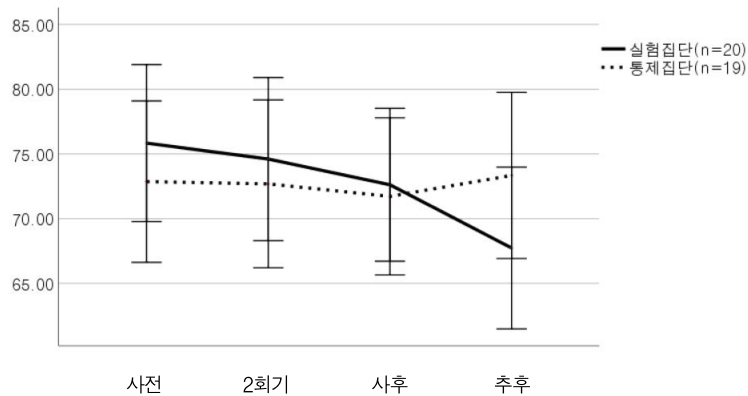


그림 7. 훈련전후 이상섭식행동 점수의 변화

이상섭식행동 점수에 대한 효과

이상섭식행동 점수에 대한 신체상 CBM-I의 효과를 검증한 결과, 측정 시기 및 집단 주효과는 유의하지 않았다, $F_{(3,105)}=0.22$, $p=.87$, $\eta^2=.01$; $F_{(1,35)}=0.00$, $p=1.00$, $\eta^2=.00$. 그러나 측정시기와 집단 간 상호작용은 유의했다, $F_{(3,105)}=2.84$, $p<.05$, $\eta^2=.08$. 이는 측정시기에 따른 이상섭식행동 점수의 변화는 집단에 따라 차이가 있음을 의미한다.

또한 측정시기와 집단 간 상호작용에 대한 Bonferroni사후검증 결과, 통제집단에서는 모든 시점 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다. 반면 실험집단의 사전-추후 $p<.01$, 2회기-추후 $p<.01$ 점수 간 차이는 유의했고, 사전-2회기 $p=1.00$, 사전-사후 $p=1.00$, 2회기-사후 $p=1.00$, 사후-추후 $p=1.14$ 점수 간 차이는 유의하지 않았다. 즉, 사전 \approx 2회기 \approx 사후 $>$ 추후 순으로 변화했다(그림 7). 이상섭식행동에 대한 신체상 CBM-I의 효과는 훈련 1주일 후 나타났다. 실험집단의 사전-사후 이상섭식행동 점수에 대한 효과크기(Cohen's

d)는 0.30였다.

논 의

본 연구는 신체불만족 수준이 높은 20대 여성을 대상으로 4회기 온라인 기반 신체상 CBM-I를 실시하여 신체상에 대한 해석편향과 신체불만족 및 섭식장애 증상 경감에 대한 효과를 검증하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 신체상 CBM-I가 신체상에 대한 해석편향에 미치는 효과를 확인한 결과, 부정 해석편향을 감소시켰고 긍정 해석편향을 증가시켰으며, 큰 효과크기가 확인되었다, 부정 Cohen's $d=1.13$, 긍정 Cohen's $d=1.05$. 이는 Matheson 등(2018)이 문장 완성과제를 활용하여 긍정 해석편향에 대한 중간 정도의 효과크기, Cohen's $d=.66$ 에 비해 더 높은 효과 수준이며, 부호화 및 회상 과제 혹은 문장-단어 연합 패러다임을 활용한 선행연구 결과와 유사한 수준이었다(Matheson et al., 2019; Summers & Cogle, 2018; Williamson et al., 2000). 이러한 결과는 WSAP를 활용한 신체상 관련 해석편향에 대한 CBM-I의 효과가 적어도 기

존 다른 패러다임을 활용한 개입 효과보다 더 효과적인 가능성을 시사한다.

둘째, 신체상 CBM-I를 실시한 결과, 신체불만족이 감소하였으며, 이에 대한 큰 효과를 보였다, Cohen's $d=1.25$. 이는 체중관련 단어에 주의를 유도한 결과 비만에 대한 두려움 혹은 노출에 대한 두려움과 같은 신체불만족의 하위요인에서 유의한 변화를 관찰하지 못한 이경호 등(2019)연구 결과와는 상이하다. 이러한 결과는 정보처리 과정의 초기 단계에 해당하는 주의를 수정하는 것보다 후기 단계에 해당하는 해석 수정이 신체불만족 감소에 효과적인 가능성을 시사한다. 그러나 본 연구는 주의 편향 수정과 해석편향 수정의 효과에 대한 비교 연구를 수행하지 않았으므로 해석에 신중을 기하는 것이 필요하며, 이에 대한 추가 연구가 필요하다. 또한 본 연구는 선행연구와 달리 다회기 CBM-I를 실시하였기 때문에, 신체불만족에 중간 정도의 효과크기, Cohen's $d=0.61$ 를 관찰한 선행연구(Matheson et al., 2018)나 신체불만족 및 외모 관련 자존감의 유의한 향상을 관찰할 수 없었던 선행연구(Korn et al., 2019)에 비해 증가된 효과크기를 관찰할 수 있었다. 실제 본 연구에서 2회기 후 중간 정도의 효과크기(Cohen's $d=1.15$)가 관찰된 것에 비해 4회기 후 더 큰 효과크기(Cohen's $d=1.25$)가 관찰된 것은 이러한 가능성을 뒷받침한다.

셋째, 섭식장애 증상에서 측정시기 별 집단 간 차이는 유의하지 않았지만, 실험집단에서 사전보다 사후에 섭식장애 증상 점수의 유의한 감소가 확인되었고 중간 정도의 효과크기(Cohen's $d=0.56$)가 관찰되었다. 선행연구는 신체상에 대한 해석편향과 섭식장애 증상 간의 관련성을 시사하

였다(Misener & Libben, 2017; Gledhill et al., 2017). 예를 들어, 신체 사이즈 판단을 향상시키는 훈련 프로그램 결과 섭식장애 증상에 큰 효과크기, Cohen's $d=1.13$ 가 관찰되었다(Gledhill et al., 2017). 반면 본 연구에서는 활성화 위약 훈련을 실시한 통제집단과 실험집단 간 섭식장애 증상 점수의 차이가 없었다. 이는 몇 가지 이유로부터 기인했을 수 있다. 먼저 본 연구의 집단 특성이 기인했을 수 있다. 본 연구는 신체불만족이 높은 사람들을 대상으로 하였기 때문에, 섭식장애 고위험 집단이 거의 절반($n=19$)에 해당했다. 더불어 섭식장애 고위험 집단을 제외한 집단($n=20$; 실험집단 $n=12$, 통제집단 $n=8$)에 대한 반복측정 변량 분석 결과, 측정시기와 집단 간 상호작용이 유의한 점, $F_{(2,34)}=10.462$, $p<.001$ 과 섭식장애의 주된 특성인 이상섭식행동의 변화가 개입 종료 일주일 후에 나타나기 시작했다는 점을 고려할 때, 섭식장애 고위험 집단의 섭식장애 증상 감소에 2주간 4회기 기간이 효과를 내는데 부족했을 가능성이 있다. 다음으로 본 연구에서는 활성화 위약 훈련을 실시한 통제집단에서도 섭식장애 증상이 감소하는 양상이 관찰되었다. 즉, 통제집단이 훈련에 대한 기대로 섭식장애 증상을 변화시켰기 때문에, 실험집단과의 비교에서 집단 간 차이가 나타나지 않았을 수 있다.

반면 이상섭식행동의 경우 측정시기별 집단 간 유의한 차이가 확인되었다. 선행연구는 인지적 차원과 섭식행동의 관계에 대해 여러 가능성을 시사하였다. 예를 들어, 신체상에 대한 해석편향수정 훈련 후 폭식 증상의 감소가 관찰된 연구도 있었지만(Summers & Cogle, 2018), 인지편향 수정 전후 제공한 음식에 대한 섭취량 변화가 관찰되

지 않은 연구도 있었다(이경호 외, 2019). 이에 따라 본 연구에서 이상섭식행동의 변화를 검토한 결과, 이상섭식행동의 변화가 4회기 훈련 1주일 후부터 나타나기 시작한 것을 확인하였다. 이러한 결과는 해석편향과 같은 인지 변화가 행동 변화로까지 이어졌을 가능성을 시사한다.

또한 본 연구에서는 신체불만족이 섭식장애의 다른 위험 요인의 영향을 매개하는 변인으로 검증된 선행 연구 결과에 기반하여(이상선, 오경자, 2004; 차보경, 2017), 신체불만족의 역할을 확인하기 위해 각 변인의 사전-사후 변화량에 대한 상관분석을 실시하였다. 그 결과 신체상에 대한 해석편향의 변화량은 신체불만족의 변화량과 유의한 상관이 있었으며, 부정 해석편향: $r=.557, p<.001$; 긍정 해석편향: $r=-.551, p<.001$, 신체불만족의 변화량은 이상섭식행동 변화량 및 섭식장애 증상 변화량과 유의한 상관이 있었다 $r=.449, p<.01$; $r=.418, p<.01$. 이러한 결과는 신체상에 대한 해석편향이 감소할수록 신체불만족이 감소하며, 신체불만족이 감소할수록 이상섭식행동과 섭식장애 증상도 감소할 가능성을 시사한다. 반면 신체상에 대한 해석편향의 변화량과 이상섭식행동 및 섭식장애 증상 점수의 변화량 간의 유의하지 않은 상관 $r=.288, p=.08$; $r=.273, p=.09$ 은 신체불만족이 신체상에 대한 해석편향과 이상섭식행동 및 섭식장애 증상 간의 매개 변인일 가능성을 시사한다. 본 연구에서는 적은 표본 수로 인한 검증력 문제로 해당 가설을 직접 검증할 수 없었으나, 향후 연구에서는 이를 검증할 필요가 있다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 신체불만족이 높은 20대 여성을 대상으로 진행되어 해당 개입이 타

집단에게도 효과가 있을 지는 검증할 필요가 있다. 예를 들어, 최근 신체상과 관련된 문제와 섭식장애는 남성에게서도 대두되고 있기 때문에(건강보험심사평가원, 2019), 남성 대상으로도 CBM-I의 효과가 있는지 확인할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 신체불만족에 대한 해석편향을 평가하고 측정하기 위해 단어-문장 연합 패러다임(WSAP) 신뢰도 및 타당도 연구(Martinelli et al., 2014)에서 사용한 자극을 번역-역번역 절차를 거쳐 사용하였으나, 자극의 수가 부족해 반복 제시하여, 연습효과가 나타났을 수 있다. 더불어 본 연구는 CBM-I로 인한 변화가 실제 행동 변화로 이어지는지 확인하지 못했다. 예를 들어, 주의편향수정 연구(이경호 외, 2019)에서 섭식행동의 변화를 확인하기 위해 훈련 전 후에 음식(e.g. 과자)을 제공한 후 섭취량 변화를 확인하였던 것과 같이 훈련의 행동적 성과 지표를 향후 연구에서 추가 검증할 필요가 있다.

상기 제한점에도 불구하고, 본 연구는 신체불만족이 높은 집단에 WSAP 패러다임을 인용한 신체상 CBM-I를 실시하여 신체상에 대한 해석편향과 신체불만족 및 이상섭식행동에의 효과를 검증하였다. 선행연구에 대한 체계적 문헌고찰 결과, 신체불만족과 섭식장애 맥락에 CBM-I를 진행한 대부분의 연구들은 단일 회기를 실시하였다. 하지만 신체상과 관련된 문제는 만성화 된 경우가 많다는 점에서 다회기 훈련의 유용성을 제안한 선행연구(Allen, Mulgrew, Rune, & Allen, 2018; Loughnan, Mulgrew, & Lane, 2015)와 더불어 효과적인 회기 수에 대한 메타분석 결과, 단회기보다 회기가 많을수록 CBM-I의 효과가 커졌다는 점을 고려하여(Beard, Sawyer, & Hofmann, 2012;

Menne-Lothmann et al., 2014), 다회기 훈련을 실시하였다. 그 결과, 부정 해석편향과 달리 긍정 해석편향과 신체불만족은 2회기까지 유의한 향상이 나타났고, 이후에는 효과가 유지되는 양상을 보였다. 따라서 시간적 비용 측면에서 신체불만족에 대한 CBM-I는 2회기 실시로도 효과적일 가능성이 있다. 그러나 이 결과만으로는 2회기 훈련만으로 감소된 신체불만족이 유지되는지, 추후 시점까지 훈련을 계속하였기 때문에 유지되었는지 알 수 없기에 이에 대한 후속 연구가 필요하다. 그럼에도 이상섭식행동의 변화가 추후 시점(4회기 훈련 일주일 후)에 나타나기 시작한 결과는 회기수의 용량-반응 효과를 시사한다. 인지편향 수정 치료는 참여자가 직접 수행할 수 있는 경제적 치료로(Cristea, Mogoase, David, & Cuijpers, 2015), 본 연구는 신체불만족 및 섭식장애의 예방 및 치료적 개입에 적용 가능한 비용 효과적인 온라인 기반 훈련의 효과를 확인한데 의의가 있다.

참 고 문 헌

- 건강보험심사평가원 (2019). 최근 5년간 연도별 거식증 폭식증 환자 현황. 보건 의료빅데이터개방시스템 <http://opendata.hira.or.kr/op/opc/olapMfmIntrsInsl nfo.do>에서 2020년 11월 17일 검색.
- 노영경, 김봉환 (2005). 상담 일반: “체형 만족도 평가지 (Body Shape Questionnaire: BSQ)”의 타당화 연구 -여대생을 중심으로. *상담학연구*, 6(4), 1163-1174.
- 여성가족부 (2016). 양성평등실태조사: 자신의 외모와 체형에 대한 인식. 통계청 https://kosis.kr/stat Html/statHtml.do?orgId=154&tblId=DT_154021_N02 6&conn_path=12 에서 2020년 11월 17일 검색.
- 이경호, 남종호, 양재원 (2019). 체중자극에 대한 주의수 정이 신체불만족과 섭식행동에 미치는 영향. *한국 심리학회지: 건강*, 24(4), 891-908.
- 이민규, 이영호, 박세현, 손창호, 정영조, 홍성국, ... 윤 에리 (1998). 한국판 식사 태도검사-26 (The Korean Version of Eating Attitudes Test-26: KEAT-26) 표준화 연구 1: 신뢰도 및 요인분석. *한국정신신체의학*, 6(2), 155-175.
- 이상선, 오경자 (2004). 몸매와 체중에 근거한 자기 평가와 신체 불만족이 여대생의 이상 섭식행동에 미치는 영향. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 23(1), 91-106.
- 임수진, 이영호, 허시영, 이민규, 최영민, 김민숙, 김 울리 (2010). 한국판 식사장애 검사-자기보고형 (KEDE-Q). *한국심리학회지: 건강*, 15(2), 345-355.
- 차보경 (2017). 성인초기여성의 섭식장애에 영향을 미치는 요인에 관한 경로 분석. *Journal of Nutrition and Health*, 50(6), 615-623.
- 황성동, 심성률 (2018). 메타분석 forest plot에서 네트워크 메타분석까지. 서울: 한나래아카데미.
- Allen, L., Mulgrew, K. E., Rune, K., & Allen, A. (2018). Attention bias for appearance words can be reduced in women: Results from a single-session attention bias modification task. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 61, 97 - 13.
- American Psychiatric Association (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders(5th ed.), Washington, DC.
- Amir, N., & Taylor, C. T. (2012). Interpretation training in individuals with generalized social anxiety disorder: A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 80(3), 497 - 511.
- Beard, C., & Amir, N. (2008). A multi-session interpretation modification program: Changes in interpretation and social anxiety symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 46(10), 1135-1141.

- Beard, C., & Amir, N. (2009). Interpretation in social anxiety: When meaning precedes ambiguity. *Cognitive Therapy and Research*, 33(4), 406-415.
- Beard, C., Sawyer, A. T., & Hofmann, S. G. (2012). Efficacy of attention bias modification using threat and appetitive stimuli: A meta-analytic review. *Behavior Therapy*, 43(4), 724-740.
- Brockmeyer, T., Anderle, A., Schmidt, H., Feby, S., Wünsch-Leiteritz, W., Leite ritz, A., & Friederich, H. C. (2018). Body image related negative interpretation bias in anorexia nervosa. *Behaviour Research and Therapy*, 104, 69-73.
- Cristea, I. A., Mogoase, C., David, D., & Cuijpers, P. (2015). Practitioner review: Cognitive bias modification for mental health problems in children and adolescents: A meta-analysis. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 56(7), 723-734.
- Dakanalis, A., Clerici, M., Bartoli, F., Caslini, M., Crocamo, C., Riva, G., & Carrà, G. (2017). Risk and maintenance factors for young women's DSM-5 eating disorders. *Archives of Women's Mental Health*, 20(6), 721-731.
- Dietel, F. A., Zache, C., Bürkner, P. C., Schulte, J., Möbius, M., Bischof, A., ... & Buhlmann, U. (2020). Internet based interpretation bias modification for body dissatisfaction: A three armed randomized controlled trial. *International Journal of Eating Disorders*, 53(6), 972-986.
- Edman, J. L., Yates, A., Aruguete, M. S., & DeBord, K. A. (2005). Negative emotion and disordered eating among obese college students. *Eating Behaviors*, 6(4), 308-31.
- Erdfelder, E., Faul, F., & Buchner, A. (1996). GPOWER: A general power analysis program. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 28(1), 1-11.
- Garow, J. S., & Webster, J. (1985). Quetelet's index (W/H²) as a measure of fatness. *International Journal of Obesity*, 9(2), 147-153.
- Gledhill, L. J., Cornelissen, K. K., Cornelissen, P. L., Penton Voak, I. S., Munafò, M. R., & Tovée, M. J. (2017). An interactive training programme to treat body image disturbance. *British Journal of Health Psychology*, 22(1), 60-76.
- Gonsalves, M., Whittles, R. L., Weisberg, R. B., & Beard, C. (2019). A systematic review of the word sentence association paradigm (WSAP). *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 64, 133-148.
- Griffiths, S., Hay, P., Mitchison, D., Mond, J. M., McLean, S. A., Rodgers, B., ... & Paxton, S. J. (2016). Sex differences in the relationships between body dissatisfaction, quality of life and psychological distress. *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 40(6), 518-522.
- Hirsch, C. R., Meeten, F., Krahé, C., & Reeder, C. (2016). Resolving ambiguity in emotional Disorders: The nature and role of interpretation biases. *Annual Review of Clinical Psychology*, 12, 281 - 305.
- Jansen, A., Smeets, T., Boon, B., Nederkorn, C., Roefs, A., & Mulken, S. (2007). Vulnerability to interpretation bias in overweight children. *Psychology and Health*, 22(5), 561-574.
- Jones, E. B., & Sharpe, L. (2017). Cognitive bias modification: A review of meta-analyses. *Journal of Affective Disorders*, 223, 175-183.
- Korn, J., Dietel, F. A., & Hartmann, A. S. (2019). An experimental Study on the Induction of an Eating Disorder-Specific Interpretation Bias in Healthy Individuals: Testing the Interpretation Modification Paradigm for Eating Disorders (IMP-ED). *Cognitive Therapy and Research*, 43(6), 1097-1108.
- Koster, E. H., Fox, E., & MacLeod, C. (2009).

- Introduction to the special section on cognitive bias modification in emotional disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 118(1), 1-4.
- Loughnan, S. A., Mulgrew, K. E., & Lane, B. R. (2015). Attention bias modification produces no changes to appearance-related bias, state or trait body dissatisfaction in nonclinical women. *Health Psychology Open*, 2(2), 1-8.
- Martinelli, M. K., Holzinger, J. B., & Chasson, G. S. (2014). Validation of an interpretation bias assessment for body dissatisfaction. *Body Image*, 11(4), 557-561.
- Matheson, E., Wade, T. D., & Yiend, J. (2018). A new cognitive bias modification technique to influence risk factors for eating disorders. *International Journal of Eating Disorders*, 51(8), 959-967.
- Matheson, E., Wade, T. D., & Yiend, J. (2019). Utilising cognitive bias modification to remedy appearance and self-worth biases in eating disorder psychopathology: A systematic review. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 63, 101482. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2019.101482>.
- Mathews, A., Ridgeway, V., Cook, E., & Yiend, J. (2007). Inducing a benign interpretational bias reduces trait anxiety. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 38(2), 225-236.
- Menne-Lothmann, C., Viechtbauer, W., Höhn, P., Kasanova, Z., Haller, S. P., Drukker, M., ... & Lau, J. Y. (2014). How to boost positive interpretations? A meta-analysis of the effectiveness of cognitive bias modification for interpretation. *PloS One*, 9(6), e100925. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0100925>.
- Mills, J. S., Polivy, J., McFarlane, T. L., & Crosby, R. D. (2012). The natural course of eating pathology in female university students. *Eating Behaviors*, 13(4), 297-304.
- Misener, K., & Libben, M. (2017). Risk for eating disorders modulates interpretation bias in a semantic priming task. *Body Image*, 21, 103-106.
- Perkins, N. M., & Brausch, A. M. (2019). Body dissatisfaction and symptoms of bulimia nervosa prospectively predict suicide ideation in adolescents. *International Journal of Eating Disorders*, 52(8), 941-949.
- Pop, C. (2016). Self-Esteem and Body Image Perception in a Sample of University Students. *Eurasian Journal of Educational Research*, 6(4), 31-44.
- Sharpe, H., Patalay, P., Choo, T. H., Wall, M., Mason, S. M., Goldschmidt, A. B., & Neumark-Sztainer, D. (2018). Bidirectional associations between body dissatisfaction and depressive symptoms from adolescence through early adulthood. *Development and Psychopathology*, 30(4), 1447-1458.
- Siep, N., Jansen, A., Havermans, R., & Roefs, A. (2010). Cognitions and emotions in eating disorders. *In Behavioral Neurobiology of Eating Disorders*, 6, 17-33.
- Stice, E., & Shaw, H. E. (2002). Role of body dissatisfaction in the onset and maintenance of eating pathology: A synthesis of research findings. *Journal of Psychosomatic Research*, 53(5), 985-993.
- Stice, E., Gau, J. M., Rohde, P., & Shaw, H. (2017). Risk factors that predict future onset of each DSM-5 eating disorder: Predictive specificity in high-risk adolescent females. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(1), 38-51.
- Summers, B. J., & Coughle, J. R. (2018). Effects of an appearance-focused interpretation training intervention on eating disorder symptoms.

- Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 46(6), 676-689.
- Voogd, E. L., Wiers, R. W., & Salemink, E. (2017). Online visual search attentional bias modification for adolescents with heightened anxiety and depressive symptoms: A randomized controlled trial. *Behaviour Research and Therapy*, 92, 57-67.
- Williamson, D. A., Perrin, L., Blouin, D. C., & Barbin, J. M. (2000). Cognitive bias in eating disorders: Interpretation of ambiguous body-related information. *Eating and Weight Disorders*, 5, 143-151.

원고접수일: 2021년 2월 28일

논문심사일: 2021년 3월 29일

게재결정일: 2021년 4월 23일

Effects of Body Image Interpretation Bias Modification Training on Body Dissatisfaction and Eating Disorder Symptoms

Yu-Ri Choi

Eun-Jung Shim

Department of Psychology, Pusan National University

This study investigated effects of body image interpretation bias modification training on body dissatisfaction and eating disorder symptoms. Female participants in their 20s with a high level of body dissatisfaction were selected and randomly assigned to a training group ($n=20$), and a control group ($n=19$). The training group received training and feedback on body image interpretation while the control group performed an active placebo program. Participants received four online-sessions over two weeks. Body image interpretation bias, body dissatisfaction, and abnormal eating behavior were measured at baseline, after two sessions, post-training, and at follow-up. And Eating disorder symptoms were measured at baseline, post-training, and follow-up. Results from RM-ANOVA indicated that the training group had significantly increased positive interpretation bias, and decreased negative interpretation bias, levels of body dissatisfaction and abnormal eating behavior compared to the control group. Bonferroni results showed that the effect of training on positive interpretation bias and body dissatisfaction appeared in both two sessions. Such effect was maintained until follow-up. The effect of training on abnormal eating behavior began to appear during the follow-up. In the case of eating disorder symptoms, the interaction between the time of measurement and groups was not significant. These findings suggest that body image interpretation bias modification training is likely to be effective in reducing negative interpretation bias, body dissatisfaction, and abnormal eating behavior. It is also effective in increasing positive interpretation bias.

Keywords: cognitive bias modification, interpretation bias, body dissatisfaction, eating disorder