

## 주의 피드백 인식 및 조절 훈련이 대학생의 주의편향 및 범불안에 미치는 효과\*

김 수 정

심 은 정<sup>†</sup>

부산대학교 심리학과

본 연구는 범불안 성향의 대학생을 대상으로 주의편향 및 범불안 증상에 대한 주의 피드백 인식 및 조절 훈련의 효과를 확인하였다. 범불안장애 척도(GAD-7) 10점 이상 또는 펜실베니아 걱정 질문지 척도(K-PSWQ) 56점 이상이며, 주의편향을 나타내는 범불안 성향의 대학생 31명을 선발하여 주의 피드백 인식 및 조절 훈련(Attention Feedback Awareness and Control Training, A-FACT) 집단( $n = 11$ ), 주의편향수정(Attention Bias Modification, ABM) 집단( $n = 10$ ) 및 활성 위약 통제(Active Placebo Control, APC) 집단( $n = 10$ )에 무선험당하였다. A-FACT 집단은 탐침탐사과제를 이용한 주의편향수정 훈련 시, 개인의 기저반응시간(Baseline Neutral Response time, BNR)을 기준으로 편향 여부에 대한 피드백을 실시간으로 제공받았다. ABM 집단은 기존 ABM 절차와 동일하며, APC 집단은 주의편향을 감소시키기 위한 프로그램이라는 안내는 주어지지만 피드백이 주어지지 않는 탐침탐사과제를 실시하였다. 총 8회기로 구성되어, 주 2회로 4주간 진행되었다. 주의편향수정 훈련의 효과는 주의편향점수(Attention Bias Score, ABS)와 GAD-7, K-PSWQ 및 상태 및 특성 불안 검사(K-STAI) 점수 변화로 평가하였다. 반복측정 변량분석 결과, A-FACT 집단은 ABM 집단과 APC 집단에 비해 ABS가 유의하게 감소하였으며, GAD-7, K-PSWQ 및 K-STAI 점수도 유의하게 감소하였다. 이는 주의편향수정 훈련 시 편향에 대한 피드백을 통해 편향의 여부를 인식시키고 이를 통한 주의의 자기 조절적 통제가 주의편향 및 범불안장애 증상 경감에 효과적일 가능성을 시사한다.

주요어 : 범불안장애, 불안, 주의편향수정 훈련, 주의 피드백 인식 및 조절 훈련

\* 본 원고는 제1저자의 석사학위논문(2019)을 수정 및 보완하여 작성한 것이며, BK 21 플러스 [고령사회 대비 웰에이징 행복심리디자이너 양성 사업단]의 지원을 받아 수행되었음(F19HR31D1802).

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding Author) : 심은정, 부산대학교 심리학과, 부산광역시 금정구 부산대학교 사회관 220호 / Tel: 051-510-2159, E-mail: angelasej@pusan.ac.kr

범불안장애(Generalized anxiety disorder)는 수많은 일상 활동에 대한 과도한 불안과 걱정이 최소한 6개월 이상의 기간 중 상당일 수 지속되며 이런 걱정을 통제하기 어렵고, 불안 증상 및 긴장이 특징적인 장애다(American Psychiatric Association [APA], 2013/2015). 국내 평생유병률은 2.4%, 1년 유병률은 0.4%로 모든 정신 장애들 중 니코틴/알코올 사용장애를 제외하면 특정공포증(5.6%), 주요우울장애(5.0%), 범불안장애 순이다. 평생 유병률도 2006년 1.6%, 2011년 1.9%, 2016년 2.4%로 범불안장애의 유병률은 증가 추세에 있다(보건복지부, 2016). 또한 범불안장애는 다른 불안 장애나 단극성 우울장애 등 높은 동반질환의 비율(91.3%)을 나타내며(박영남, 2003), 특히 사회공포증을 동반한 범불안장애는 더 심각한 기능 손상을 보이며 삶의 만족도를 감소시킨다(Mennin, Heimberg, & Jack, 2000). 범불안장애 증상은 시간에 걸쳐 기록을 나타내며 스트레스 요인에 의해 증상이 악화될 수 있다. 그 결과, 작업 생산성 감소 및 의료 서비스의 사용 증가로 인해 상당한 경제적 비용이 발생한다(Wittchen, 2002). 범불안장애의 높은 유병률 및 부정적 결과에도 불구하고, 범불안장애의 치료에 대한 연구는 다른 정신장애들에 비해 매우 제한적이다(김근향, 2017). 또한 상당수의 범불안장애 환자가 기존 치료에 반응하지 않고 있다(Amir, Beard, Burns, & Bomyea, 2009). 범불안장애는 만성적 장애로, 점진적으로 진행되며 자발적인 완화가 드물어(Lenze et al., 2005) 시의 적절한 개입이 필요하다.

한편 불안장애에 대한 개입으로 주의편향수정(Attention Bias Modification, 이하 ABM) 훈련 프로그램이 주목받고 있다(MacLeod, Rutherford, Campbell, Ebsworthy, & Holker, 2002). 주의편향

이란 위협 자극과 중성 혹은 긍정 자극이 동시에 제시될 때 위협 자극으로 빠르게 시선이 가는 것과 함께 이로부터 쉽게 벗어나지 못하는 것이다. 불안장애의 발현 및 유지를 설명하기 위한 인지모델에서 주의편향은 주목받고 있다. 주의편향과 같은 편향된 정보 처리 과정은 불안 장애의 위험요인이다(Clark & Beck, 2010). 특히 위협 자극에 대한 주의편향은 불안 취약성의 대표적 특징 중 하나이다(MacLeod & Clarke, 2015). 인지 처리 과정에 대한 연구에서 불안장애의 경우 위협 자극과 같은 부정적 정보를 처리할 때 더 큰 인지편향을 보였다(Mathews & MacLeod, 2005). 실제, 다양한 실험 패러다임(i.e. 정서 스트룹 과제, 탐침탐사과제, 공간 단서 과제)을 이용한 172개 연구의 메타분석에서도 불안이 높은 집단은 비불안 통제 집단에 비해 위협 자극에 대한 편향을 나타냈다(Bar-Haim, Lamy, Pergamin, Bakermans-Kranenburg, & Van Ijzendoorn, 2007). 또한 불안에 대한 취약성과 주의편향의 관계는 범불안장애 임상 환자군과 범불안 성향을 지닌 비임상군에서 모두 관찰되었다(MacLeod et al., 2002). 이에 위협 자극에 대한 주의편향은 불안장애의 임상적 개입의 주요 대상이 되어왔다(심상민, 최윤경, 2016).

ABM은 불안의 인지적 모델에 기반한 치료로, 위협-중성 자극 쌍이 제시될 때 항상 중성 자극 뒤에 탐침을 제시함으로써 불필요하게 위협 자극에 머물러 있던 주의를 중성 자극으로 이동하도록 훈련하는 개입방법이다(Bar-Haim, 2010). ABM의 원리는 사진 자극과 탐침의 수반성에 대한 자각 없이 중성 또는 긍정적인 자극에 주의를 기울임으로써 부정적인 위협 자극을 피하도록 훈련하는 것이다(Cristea, Kok, & Cuijpers, 2015). 즉, 전의식 수

준에서 주의를 돌리도록 훈련하여 주의편향의 정도를 완화시키는 개입이다(Bar-Haim, 2010). 선행 연구는 ABM을 통해 위협에 대한 주의편향을 감소시켰을 때, 정서적 취약성도 함께 감소된다고 보고한다(Clarke, Notebaert, & MacLeod, 2014). 예를 들어, 주의편향수정 훈련을 통한 주의편향의 감소는 불안 증상의 완화를 동반하였다(MacLeod & Clarke, 2015). 또한 주의편향수정을 포함한 인지편향수정(Cognitive Bias Modification)은 범불안장애 환자의 상태 불안과 특성 불안에 유의한 효과를 나타냈다(Beard, Weisberg, & Amir, 2011).

그러나 불안장애에 대한 ABM의 효과는 혼재된 결과를 보이고 있다(Beard, Sawyer, & Hofmann, 2012). ABM은 주로 사회불안장애 환자를 대상으로 효과가 검증되었지만(Enock, Hofmann, & McNally, 2014; Klumpp & Amir, 2010) 최근에는 외상 후 스트레스 장애(심상민, 최윤경, 2016), 섭식 절제(restraint) 고위험군(김민지, 김현택, 2017)에서 효과를 확인하였다. 하지만 높은 수준의 불안 증상을 지닌 환자들에게 ABM의 효과를 검증한 11개의 연구를 메타분석 한 결과, 치료 집단과 통제 집단 간 불안 수준은 유의한 차이가 없었으며 집단 내 효과도 경향성 수준이었다(Linetzky, Pergamin-Hight, Pine, & Bar-Haim, 2015). 사회불안장애를 가진 67명의 청소년을 대상으로 ABM의 효과를 검증한 무선통제실험연구에서 사회불안 증상은 유의하게 감소했지만 주의편향과 불안과의 관계는 검증되지 않았다(Pergamin-Hight, Pine, Fox, & Bar-Haim, 2016). 사회불안장애에 대한 ABM의 무선통제실험에서도 훈련 집단과 통제 집단의 시기의 주효과는 유의했지만, 시기와 집단 간의 상호작용은 유의하지 않았다(Carlbring et al., 2012). 또한

대학생 74명을 대상으로 단일 회기 ABM의 효과(Everaert, Mogoşe, David, & Koster, 2015) 및 112명의 사회불안 성향을 지닌 성인을 대상으로 ABM 효과를 반복 검증하려는 시도는 실패했다(Julian, Beard, Schmidt, Powers, & Smits, 2012). 이처럼 주의편향 수정 및 불안 증상 감소에 대한 ABM의 효과에도 불구하고, 지난 몇 년의 ABM 연구의 효과크기는 일관되지 않은 양상이다(Kuckertz & Amir, 2015).

이와 같은 ABM의 혼재된 효과에 대해 방법론적 및 이론적 문제의 가능성(Mogg, Waters, & Bradley, 2017) 및 주의편향수정 훈련 시 참가자의 수행에 대한 개별화된 피드백의 부족이 훈련의 효율성을 제한하는 요인일 가능성이 제기되었다(Sanchez, Everaert, & Koster, 2016). 기존의 주의편향수정 훈련은 상향 처리에 주목한 패러다임이 사용되며, 실제 ABM 훈련 시 상향 처리에 해당하는 두뇌 영역이 활성화된다(Eldar & Bar-Haim, 2010). 하지만 주의 그 자체는 다면적이며 상향 및 하향 처리 모두를 통해 설명될 수 있다(Macaluso et al., 2016). 최근 불안의 인지모델은 주의편향의 상향 처리뿐만 아니라 하향 처리 과정에 주목하고 있다. 불안이 높은 사람은 위협 자극을 자동적으로 빠르게 탐지하는 상향 처리(bottom-up)와 탐지된 위협 자극에서 벗어나는 주의 조절(control) 즉, 하향 처리(top-down)의 어려움으로 인해 위협 자극에 대한 주의편향을 나타낸다(Mogg et al., 2017). 즉, 불안에서 위협 관련 지각 및 주의의 과정에 상향 및 하향 처리, 그리고 이들의 상호작용이 작용한다(Sussman, Jin, & Mohanty, 2016). 위협 자극을 선호하는 주의와 같은 비자발적인 상향식(bottom-up) 과정과 주의 조절과 같은 자발적인 하향식(top-down) 과정 간의 상호작용으로 인

해 걱정이 유발된다는 병리학적 걱정의 근거 기반 모델이 제시되기도 하였다(Hirsch & Mathews, 2012). 상향 처리 및 관련 신경 매커니즘은 하향 처리의 영향에 민감하며, 하향 처리는 인간의 시지각에 중요한 역할을 한다. 또한 상향 처리와 대조적으로 하향 처리는 내생적(endogenous)이며, 맥락 또는 목표에 의해 유발된다. 따라서 주의편향수정 훈련에 상향 처리뿐 아니라, 인식과 노력이 필요한 하향 처리 과정을 촉진하는 방법을 추가할 필요성이 제기되었다(Mogg et al., 2017).

더불어 Kuckertz와 Amir(2015)는 기존의 ABM은 모든 참가자들에게 동일한 프로그램을 제공하지만, 향후 주의편향수정 훈련은 개별 참가자에 따라 주의편향을 측정하고 수정하는 상호작용적(interactive)이고 동적(dynamic)인 방식으로 적용되어야 한다고 제안하였다. 이 같은 연구 결과 및 메타분석 간 ABM의 일관되지 않은 효과크기에 주목하여, Bernstein과 Zvielli(2014)는 ABM의 효과를 높이고자 주의 피드백 인식 및 조절 훈련(Attention Feedback Awareness and Control Training, 이하 A-FACT)을 개발하였다. A-FACT는 피드백을 통해 자동적으로 편향된 자신의 주의 할당에 대한 인식 및 주의편향 수정을 목표로 한다. A-FACT는 개인의 편향된 주의 할당에 대해 컴퓨터 화면을 통한 맞춤형 실시간 피드백을 제공한다. A-FACT의 피드백은 자신의 편향된 주의를 인식하여 조절하도록 유도한다. A-FACT 훈련 참가자들은 편향의 정도에 대한 피드백이 나타날 경우, 사진 자극의 내용과 상관없이 균형적으로 주의를 할당하도록 안내받는다. 즉, 실시간으로 주어지는 피드백을 통해 자신의 자동적인 주의편향을 인식함으로써 자기 조절적 주의 통제(self-regulatory attentional control)를 학

습하는 것을 목표로 한다. 또한 Bernstein과 Zvielli(2014)는 개인의 기저반응시간(Baseline Neutral Response time, 이하 BNR)을 측정하여 개인의 편향 없는 반응시간, 즉 개별적인 BNR에 따라 주의편향의 여부 및 정도에 대한 피드백을 제공함으로써 상향 및 하향 인지 조절에 관여할 수 있는 A-FACT를 개발하였다. 피드백을 통한 편향된 주의의 인식은 충분히 유지되고 학습될 것이며, 이는 주의편향의 인지 조절을 촉진하고 편향이 매개된 역기능적 행동(예: 회피 행동)을 개선할 것이라고 제안한다. Bernstein과 Zvielli(2014)는 불안이 높은(STAI-T  $\geq 42$ ) 대학생 중 위협에 대한 주의편향을 나타낸 참가자 40명을 대상으로 단일 회기 A-FACT를 시행하였다. 주의편향의 측정은 탐침탐사과제(MacLeod, Mathews, & Tata, 1986)를 이용하였으며, 개인의 BNR보다 위협 자극에 대한 반응시간이 빠를 경우 피드백이 주어진다. 이 때, 피드백은 주의편향의 여부 및 정도를 그래프로 제시한다. 그 결과, 통제 집단과 비교하여 A-FACT 집단 참가자는 주의편향 점수(Attention Bias Score, ABS)가 유의하게 감소하였다. 또한 A-FACT 집단의 68.2%, 통제 집단의 33.3%는 훈련 후 위협 자극에 대해 0 수준( $ABS < 10ms$ )의 주의편향을 나타냈다. 이는 피드백을 포함한 A-FACT 훈련 시 주의편향의 정도가 통제집단에 비해 크게 감소되었음을 의미한다.

이에 본 연구에서는 피드백을 통한 주의편향의 하향 처리 훈련이 상향처리를 포함한 기존의 주의편향 훈련보다 주의편향 및 범불안장애 증상에 더 큰 효과를 나타낼 것이라는 가정 하에 Bernstein과 Zvielli(2014)의 A-FACT를 실시하고자 한다. Bernstein과 Zvielli(2014)의 A-FACT는 단일회기로 진행되었으나, 이들

은 후속 연구에서 다회기(multi-session)의 효과를 검증할 것을 제안하였다. 이에 본 연구에서는 범불안 성향의 대학생들을 대상으로 총 8회기의 개입을 통해 A-FACT 효과를 검증하며, 활성 위약 통제(Active Placebo Control, 이하 APC) 집단과 함께 기존의 주의편향수정 훈련인 ABM 집단을 통제집단으로 설정하여 개입의 효과를 비교하고자 한다. 더불어 김근향(2017)은 범불안장애에 대한 대다수의 기존 개입 연구가 증상 변화를 일반적인 불안 측정치(e.g., 상태-특성 불안 척도 등)를 통해 확인하여 범불안장애의 핵심 증상인 걱정의 변화를 충분히 반영하지 못한다고 지적하였다. 이에 병리적 걱정에 초점을 맞추어 범불안장애 치료의 효과를 평가할 필요성과 함께 펜실베이니아 걱정 질문지(the Penn State Worry Questionnaire, PSWQ)를 이용할 것을 제안하였다(김근향, 2017). 따라서 본 연구에서 A-FACT 개입이 범불안장애 증상(GAD-7)과 더불어 불안(K-STAI) 및 걱정(K-PSWQ) 증상 개선에도 효과가 있는지 검증하고자 한다.

## 방 법

### 참가자 및 절차

본 연구는 OO 소재 대학의 만 19세~28세의 대학생, 졸업생을 대상으로 진행하였다. 각 대학의 온라인 자유게시판에 모집 공고를 게시하여 참가자를 모집하였다. 모집 공고를 통해 연구 참여 신청을 한 참가자와 1:1로 만나 연구의 목적 및 절차에 대해 설명한 후, 참여 의사를 밝힌 참가자는 서면 동의서를 작성하였다.

연구 참여 희망자 113명 중 범불안장애 7문항 척도(GAD-7) 10점 이상(중등도; Spitzer, Kroenke, Williams, & Löwe, 2006) 또는 펜실베이니아 걱정 질문지(K-PSWQ) 56점 이상(Molina & Borkovec, 1994)을 보인 참가자 38명이 개입 연구에 포함되었다. 이후 탐침탐사과제를 실시하여 2개 이상의 카테고리에서 ABS > 10ms 또는 1개의 카테고리에서 ABS > 20ms으로 위협 자극에 대한 주의편향을 보인 36명의 참가자를 A-FACT, ABM 그리고 APC 세 집단에 12명씩 무선할당하였다. 이 중 4명이 중도 탈락하였으며(A-FACT 집단 1명, ABM 집단 1명, APC 집단 2명), 주의편향점수의 통계적 극단치 1명을 제외한 총 31명의 자료가 최종 분석에 포함되었다. A-FACT 집단 11명(남 2명, 여 9명), ABM 집단 10명(남 2명, 여 8명) 그리고 APC 집단 10명(남 3명, 여 7명)이 회기를 모두 완료하였다. 참가자의 평균 연령은 22.90세(표준편차 = 2.84)이며 여성이 77.42%( $n = 24$ )였다(표 1). 세 집단 간 성비 및 연령에서 유의한 차이가 없었다.

모든 연구 참가자들은 사전 회기에 참여했을 경우 2000원 상당의 상품, 그리고 모든 훈련 프로그램에 참여했을 경우 13,000원 상당 상품을 실험 참가 보상으로 제공받았다.

### 실험 절차

주의편향수정 프로그램은 OO 소재 OO대학교의 실험실에서 1주일에 2회씩 총 8회기로 진행되었으며, 한 회기 당 주의편향수정 프로그램과 질문지 작성에 소요된 시간은 약 20분 내외였다. 8회기의 훈련이 끝난 후 사전검사와 동일한 탐침탐사과제를 실시하여 주의편향 점수를 측정하고, GAD-7, K-PSWQ 및 K-STAI

표 1. 집단 별 참가자의 성비와 연령의 평균 및 표준편차(N = 31)

	A-FACT	ABM	APC	F or $X^2$	p
	(n = 11)	(n = 10)	(n = 10)		
	M(SD) or n (%)	M(SD) or n (%)	M(SD) or n (%)		
연령	22.09(2.12)	23.00(3.09)	23.60(2.46)	.92	.41
성별(여성)	9(81.82)	8(80.00)	7(70.00)	.61	.87
성별(남성)	2(18.18)	2(20.00)	3(30.00)		

질문지도 동일하게 실시하였다. 설문지 작성 및 훈련 과제를 모두 수행한 후 위협 자극으로 인한 불안감을 완화하기 위해 점진적 이완 훈련(Jacobson, 1938)을 시행하였으며, 이후 디브리핑 과정 후 종료하였다. 연구 절차 완료에 약 30분이 소요되었다. APC 집단 참가자들은 실험 참여 후 통제 집단에 대해 설명하고 희망할 경우 A-FACT 훈련을 제공하였다.

**탐침탐사과제(Dot-probe task)**

주의편향을 측정하기 위해 탐침탐사과제(MacLeod et al., 1986)를 사용하였고, 절차는 그

림 1과 같다. 탐침탐사과제와 훈련 과제에 사용된 위협 자극과 중성 자극 사진은 국제 정서사진체계(the International Affective Picture System: IAPS)의 사진들을 이용하여 구성하였다. IAPS 자극에 대한 한국 대학생의 정서 평가(박태진, 박선희, 2009)를 참고하여 Bernstein과 Zvielli(2014) 연구의 독립 평정자들의 정서가의 값과 일치하도록 위협 자극과 중성 자극을 선택하였다. ABM의 선행연구는 얼굴 표정 사진 자극(Eldar & Bar-Haim, 2010; Eldar et al., 2012)만 제시하였는데, Bernstein과 Zvielli(2014)의 A-FACT는 5개의 범주(i.e. 공격하는 개, 화

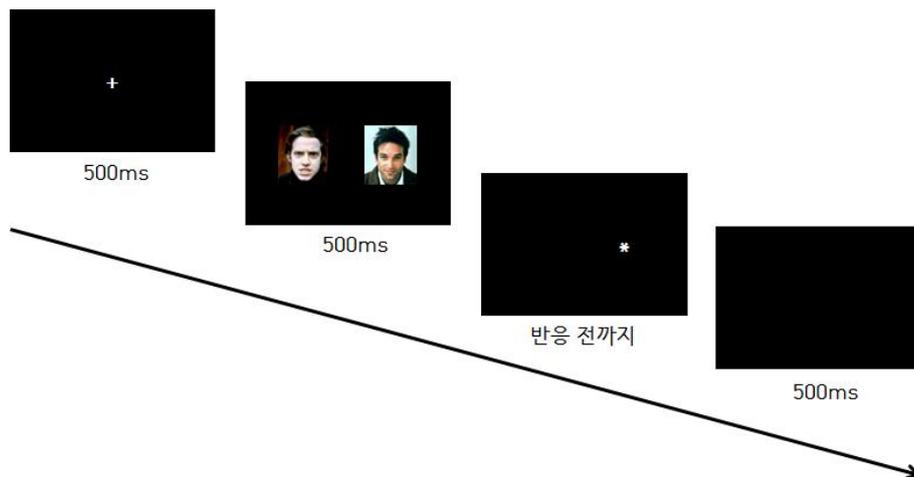


그림 1. 탐침탐사과제 실시 절차

난 얼굴, 공격하는 뱀, 무기, 폭력)의 자극을 제시하여 다양한 범주의 위협 자극에 대한 주의편향수정 훈련을 실시하였다. 이는 범불안 성향 대상자들의 위협 자극에 대한 주의편향 현상의 폭을 포괄적으로 반영하기 위함이다.

우선 20mm X 20mm 크기의 고정점(+)이 500ms 동안 제시되고 이후에 빈 화면이 250ms 동안 제시된다. 이후 63mm X 40mm(238 X 151 픽셀) 크기의 두 개의 사진 자극이 동시에 500ms 동안 제시된다. 한 자극은 고정점의 왼쪽에 제시되고 다른 한 자극은 고정점의 오른쪽에 제시된다. 사진 자극쌍이 사라지고 나면 두 사진이 제시된 위치 중 한 곳에(50% 확률) 지름 2mm의 탐침(\*)이 제시된다. 이때 탐침이 왼쪽에 제시되었을 때는 키보드 자판의 'Z', 오른쪽에 제시되었을 때는 'M'키를 누름으로써 자극에 반응하여야 한다. 참가자들은 우선 고정점을 응시하고, 제시되는 사진 자극을 바라본 후 탐침이 나타나면 가능한 한 빠르고 정확하게 'Z' 또는 'M'키를 누르도록 지시받았다. 총 세 종류의 시행, 즉 일치 시행(Congruent Trials, CT), 불일치 시행(Incongruent Trials, IT) 그리고 중성 시행(Neutral Trials, NT)

이 실시되었다. 일치 시행(CT)은 탐침이 위협 자극의 위치에 나타나는 것이며, 불일치 시행(IT)은 탐침이 중성 자극의 위치에 나타나는 것이다. 중성 시행(NT)은 중성 자극 쌍으로 탐침이 왼쪽과 오른쪽에 동일한 확률로 나타난다. 실험 자극 및 시행 종류의 구성은 표 2에 제시하였다. 전체 시행은 160시행으로 40 CT, 40 IT 및 80 NT 시행으로 이루어져 있으며, 프로그램을 통해 각 시행의 순서를 무선회하였다. 이를 두 블록으로 나누어 한 블록이 끝난 후 휴식 시간이 주어졌다. 참가자들은 훈련 블록 사이에 원하는 만큼 휴식 시간을 가지고 자발적으로 두 번째 블록을 시작하였다.

탐침탐사과제는 E-prime 3.0 프로그램을 이용하여 제작하였고, 실험 자극과 지시문은 15인치 모니터(해상도 1280 X 720) 상에서 검은색 바탕 위에 제시되었다. 참가자들은 모니터와 약 60cm 떨어진 거리에서 반응하였으며 정확하게 반응할 수 있도록 키보드 자판의 'Z'키와 'M'키 위에 해당 글자의 스티커를 부착하였다. 또한 양손을 키보드 위에 올린 후 손가락을 각각 'Z'키와 'M'키 위에 올려두고 반응하도록 지시하였다.

표 2. 실험 자극

절차	자극 세트 <sup>a</sup>	시행 수	위협 자극 수/세트
기준 편향 측정 <sup>b</sup>	A	160 <sup>c</sup>	10
훈련 회기	B (Block 1)	100 <sup>d</sup>	10
(A-FACT, ABM, APC)	C (Block 2)	100 <sup>d</sup>	10
훈련 후 편향 측정 <sup>b</sup>	A	160 <sup>c</sup>	10

주. <sup>a</sup> 각각의 자극 세트(A, B, C)는 총 다섯 개의 위협 카테고리의 위협 자극으로 이루어져 있다 (Bernstein & Zvielli, 2014).

<sup>b</sup> 탐침탐사과제(MacLeod et al., 1986)

<sup>c</sup> 50% 중성 시행

<sup>d</sup> 60% 중성 시행

### 주의편향점수(Attention Bias Score, ABS)

ABS는 탐침탐사과제에서 측정한 반응시간(Response Time, RT)으로 산출한 점수로, 위협 자극의 위치와 탐침의 위치가 불일치한 불일치 시행(IT)의 평균 반응시간에서 위협 자극의 위치와 탐침의 위치가 일치한 일치 시행(CT)의 평균 반응시간을 뺀 값이다( $ABS = IT$ 의 평균 RT -  $CT$ 의 평균 RT). ABS는 주의편향의 양상과 정도를 나타낸다. (+) 점수는 위협 자극으로 주의편향이 나타났으며 점수가 높을수록 주의 편향 수준이 높음을 의미한다. 5개의 위협 자극 범주에서 각각 ABS가 계산되어 총 5개의 ABS가 계산된다. 2개 이상의 카테고리에서  $ABS > 10ms$  또는 1개의 카테고리에서  $ABS > 20ms$ 인 경우 훈련 참가자로 선정된다. 참가자의 총 ABS는 참가자가  $ABS > 10ms$ 을 나타낸 위협 카테고리의 평균 ABS이다.  $10ms$ 의 절단점은 주의편향에 대한 메타분석에서 임상적으로 유의한 주의편향 여부를 평가하기 위해 제시된 수준이다(Bernstein & Zvielli, 2014).

### 기저반응시간(Baseline Neutral Response time, BNR)

BNR은 탐침탐사과제의 중성 시행(NT)의 평균 반응시간이다. NT에서는 위협 자극에 대한 편향이 관찰되지 않기 때문에, NT의 평균 반응시간은 편향이 없는 준거점(reference point)으로 사용된다. 개별 BNR은 A-FACT 집단의 훈련 시 편향 여부에 대한 경험적 준거(empirical reference)가 된다. A-FACT 집단 참가자의 일치 시행(CT)의 반응시간이 개별 BNR보다 빠를 경우 위협자극에 편향된 것으로 간주하여 피드백이 주어진다. 이처럼 A-FACT는 각 참가자의 편향 없는 반응시간을 준거점으로 사용하므로 개별 사례(idiographic) 접근이 가능하다.

### 설문 평가 도구

**범불안장애 7문항 척도(Generalized Anxiety Disorder 7-item, GAD-7).** 범불안장애 증상은 GAD-7로 평가하였다(Spitzer et al., 2006). GAD-7은 7문항으로 구성되어 있으며, 지난 2주 동안 해당 증상의 경험 빈도를 4점 Likert 척도(0 = 전혀 방해받지 않았다, 3 = 거의 매일 방해받았다) 상에서 평정한다. 총점은 21점으로 5점이 경미한 수준, 10점이 중간 수준, 15점이 심각한 수준의 범불안장애다(Spitzer et al., 2006). 이 연구에서 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .92, 본 연구에서는 .84였다.

**펜실베이니아 걱정 질문지(The Korean version of the Penn State Worry Questionnaire, K-PSWQ).** 걱정 수준을 평가하기 위해 한국어판 PSWQ(K-PSWQ)를 사용하였다(Meyer, Miller, Metzger, & Borkovec, 1990; 김정원, 민병배, 1998). PSWQ는 특성 수준의 걱정, 병리적인 걱정의 정도와 과도한 걱정 및 통제 불가능성을 평가한다. 총 16문항으로 5점 Likert 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다) 상에서 평정하며, 총점이 높을수록 걱정 수준이 높음을 의미한다. 56점 이상이 범불안장애의 진단기준에 적합한 점수로 알려져 있다(Molina & Borkovec, 1994; Mennin, Heimberg, Turk, & Fresco, 2005). 김정원과 민병배(1998)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .92, 본 연구에서는 .90였다.

**상태-특성 불안 검사(The Korean version of State-Trait Anxiety Inventory: K-STAI).** 상태 및 특성 불안을 평가하기 위해 한국어판 상태-특성 불안 검사(K-STAI)(한덕용, 이장호, 전경구, 2000)를 사용하였다. “지금 이 순간에”

느끼는 불안 정도를 측정하는 상태 불안 (K-STAI-S) 20문항과 “일상적으로” 느끼는 불안 정도를 측정하는 특성 불안(K-STAI-T) 20문항의 총 40문항으로 이루어져 있다. 4점 Likert 척도(1 = 전혀 아니다, 4 = 매우 그렇다) 상에서 평정하며, 점수가 높을수록 불안 수준이 높음을 의미한다. 한덕웅 등(2000)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .94, 본 연구에서는 .92였다.

#### 주의편향수정 프로그램

모든 참가자에게 그들이 위협 자극에 주의 편향을 나타냈다는 것과 위협 자극에 의해 영향을 받은 주의편향을 감소시키기 위해 고안된 과제를 수행할 것이라고 안내하였다. 과제는 최대한 빠르고 정확하게 반응하도록 지시하였다.

#### A-FACT

A-FACT 집단 참가자들에게는 자신의 주의 할당에 대해 피드백이 제공될 것이라고 안내하였다. 피드백은 때때로 주어질 것이며, 각 피드백은 오직 이전의 단 한 번의 시행과 관련이 있다고 안내하였다. 주의편향을 감소시키기 위해 주어지는 피드백을 통해 그들의 주의를 자극의 내용에 관계없이 모든 시각 자극에 균형적인 방법으로 할당하도록 지시하였다.

표 3. 연구 절차: 실험 과제

집단	중성 자극 : 위협 자극 뒤에 나타나는 탐침의 비율	과제
A-FACT	50 : 50	
ABM	100 : 0	탐침
APC	50 : 50	탐사과제

실험 자극과 실험 과제는 표 2와 표 3에 각각 제시하였다.

참가자들은 두 개의 역균형화된 훈련 블록 (100 시행/블록)을 수행한다. 한 블록은 20 CT, 20 IT 및 60 NT 시행이 무작위로 나타나며 최대 40개의 피드백이 주어진다. 첫 번째 블록과 두 번째 블록의 차이점은 제시되는 사진 자극이다. 참가자들은 훈련 블록 사이에 원하는 만큼 휴식 시간을 가지고 자발적으로 두 번째 블록을 시작하였다.

#### 피드백 계산 및 제시

우선 참가자 각각의 기저반응시간(Baseline Neutral trial mean Response time, 이하 BNR)이 계산된다. 기저선 측정 시 수행했던 탐침탐사 과제의 시행(i.e. CT, IT, NT) 중 중성 시행(NT)은 중성 자극쌍이 나타나는 것으로 “편향 없음”의 준거점으로 사용된다. 중성 시행(NT)의 평균 반응시간은 개인의 BNR으로 A-FACT 훈련 조건에서 피드백의 기준이 된다. 피드백은 일치 시행(CT)의 반응시간이 개인의 BNR보다 빠른 경우 제시된다. 오시행(i.e. 탐침의 위치와 일치하지 않은 반응)의 경우 피드백이 주어지지 않는다.

피드백은 3000ms 동안 제시되며 이후 1500ms 동안 빈 화면이 제시된다. 이후 다음 시행의 고정점이 제시되고 1개의 NT 시행 이후 CT 또는 IT 시행이 제시된다. 이는 피드백 제시의 예측 가능성을 방지하고, CT 시행의 피드백 이후 다음 CT 또는 IT 시행에 대한 집중도를 높이기 위한 것이다. 피드백 제시 절차는 그림 2와 같다.

#### ABM과 APC

ABM은 탐침이 항상 중성 자극 위치에 제

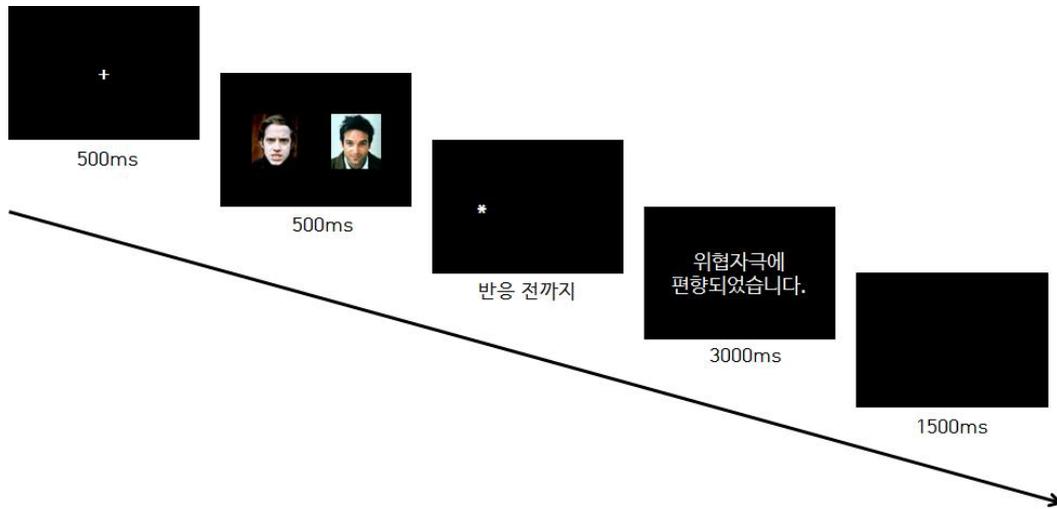


그림 2. A-FACT 피드백 제시 절차

시되며, 주의편향 여부에 대한 피드백이 주어지지 않는다는 점을 제외한 모든 절차는 A-FACT 조건과 동일하다. APC는 주의편향 여부에 대한 피드백이 주어지지 않는다는 점을 제외한 모든 절차는 A-FACT 조건과 동일하다.

#### 자료분석

자료 분석은 Windows용 SPSS 23.0을 사용하였다.

세 집단(A-FACT, ABM, APC)의 성비 및 연령의 사전 동질성은 카이제곱 검정으로 검증하였다. 성별은 3개의 셀의 기대 빈도가 5보다 작았기 때문에 카이제곱 검증의 기본 가정을 충족하지 못하여 Fisher의 정확검증을 실시하였다. 주의편향점수(ABS), GAD-7, K-PSWQ 및 K-STAI 점수의 사전 동질성은 일원변량분석(One-way ANOVA)으로 검증하였다.

측정 시기에 따른 훈련 집단 간 차이를 검증하기 위해 반복측정 변량분석(Repeated Measure ANOVA)을 실시하였다[ABS, 2참가자

내 변인: 사전, 사후) X 3(참가자 간 변인: A-FACT, ABM, APC); 범불안장애 관련 증상 점수, 6(참가자 내 변인: 사전, 2, 4, 6, 8회기, 사후) X 3(참가자 간 변인: A-FACT, ABM, APC)]. 또한 사전, 4회기 및 사후의 변화를 보기 위해 각 집단별로 대응표본  $t$  검증을 실시하였다.

주의를 반영한다고 볼 수 없는 극단치 (200ms 이하 또는 1500ms 이상의 반응시간)(Bernstein & Zvielli, 2014)는 분석에서 제외하였다.

## 결 과

### 사전 동질성 검증

세 집단(A-FACT, ABM, APC)의 주의편향 점수(ABS), GAD-7, K-PSWQ 및 K-STAI 점수의 사전 동질성 검증 결과 세 집단의 ABS, GAD-7, K-PSWQ, K-STAI-T 및 K-STAI-S의 점

표 4. 집단 간 사전 동질성 검증 결과

	A-FACT	ABM	APC	$F_{(2, 28)}$	$p$
	( $n = 11$ )	( $n = 10$ )	( $n = 10$ )		
	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$		
ABS	30.17 (11.50)	29.46 (14.28)	28.59 (12.44)	.04	.96
GAD-7	10.18 (3.40)	9.90 (3.38)	10.90 (3.38)	.23	.79
K-PSWQ	65.00 (2.97)	66.10 (5.95)	61.80 (5.51)	2.06	.15
K-STAI-T	61.09 (4.95)	62.70 (3.02)	57.90 (6.50)	2.37	.11
K-STAI-S	54.00 (8.34)	51.90 (7.28)	52.90 (3.82)	.13	.88

주. SD= Standard deviation

수는 유의한 차이가 없었다(표 4).

#### A-FACT 개입의 효과

##### 주의편향점수(ABS)

반복측정 변량분석 실시 결과 ABS에 대한 측정 시기의 주효과와,  $F_{(1, 28)} = 28.10, p < .001, \eta^2 = .50$ , 측정 시기와 집단 간의 상호작용 효과가 모두 유의하였다(표 5),  $F_{(2, 28)} = 4.90, p < .05, \eta^2 = .26$ . 이는 개입 전후의 ABS 차이가 집단에 따라 다르게 나타났다는 것을 의미한다(그림 3). 각 훈련 집단 내에서 측정 시기의 주효과 분석 결과, A-FACT 집단은 측정 시기에 따라 ABS가 유의하게 감소하였다,  $F_{(1, 10)} = 54.93, p < .001, \eta^2 = .85$ . ABM 집단은 측정 시기와 ABS의 주효과의 경향성이 관찰되었으며,  $F_{(1, 9)} = 4.15, p = .07$ , APC 집단은 측정 시기에 따라 ABS가 유의하게 감소하지 않았다,  $F_{(1, 9)} = 1.50, p = .25$ .

개입 전후의 변화를 보기 위해 각 집단별 대응표본  $t$  검증 실시 결과, A-FACT 집단은 개입 후 ABS가 유의하게 감소하였다,  $t_{(10)} = 7.41, p < .001, \text{Cohen's } d = 1.99$ . ABM 집단은 개입 후 ABS 감소의 경향성,  $t_{(9)} = 2.04, p = .07, \text{Cohen's } d = 0.83$ , APC 집단은 개입 후 ABS가 유의하게 감소하지 않았다,  $t_{(9)} = 1.22, p = .25$ . 각 집단의 개입 전후 변화량이 다른지 확인하고자 사전 및 사후 ABS 차이 값으로 일원변량분석 결과, 집단 간 ABS 변화량의 유의한 차이가 나타났다,  $F_{(2, 28)} = 4.90, p < .05$ . Bonferroni 사후검증 결과, A-FACT 집단이 APC 집단보다 개입 전후 ABS 변화량이 유의하게 컸다(평균차 = 18.54,  $p < .05$ ).

##### 범불안장애 증상

개입 전후 GAD-7의 평균과 표준편차는 표 5에 제시하였다. GAD-7의 측정 시기의 주효과는 유의한 반면,  $F_{(5, 140)} = 37.14, p < .001, \eta^2$

표 5. 개입 전후 ABS 및 범불안 증상 점수의 기술 통계

	집단	개입 전	개입 후	시기 <i>F</i>	집단 <i>F</i>	시기 × 집단 <i>F</i>
		<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )			
ABS	A-FACT	30.17	7.26	28.10***	1.84	4.90*
	( <i>n</i> = 11)	(11.50)	(7.25)			
	ABM	29.46	17.61			
	( <i>n</i> = 10)	(14.28)	(13.09)			
	APC	28.59	24.22			
	( <i>n</i> = 10)	(12.44)	(9.77)			
GAD-7	A-FACT	10.18	3.73	37.14***	.57	.42
	( <i>n</i> = 11)	(3.40)	(1.85)			
	ABM	9.90	4.30			
	( <i>n</i> = 10)	(3.38)	(1.64)			
	APC	10.90	6.00			
	( <i>n</i> = 10)	(3.38)	(2.79)			
K-PSWQ	A-FACT	65.00	48.91	46.03***	2.12	6.89***
	( <i>n</i> = 11)	(2.97)	(5.86)			
	ABM	66.10	56.40			
	( <i>n</i> = 10)	(5.95)	(6.65)			
	APC	61.80	58.80			
	( <i>n</i> = 10)	(5.51)	(5.27)			
K-STAI-T	A-FACT	61.09	48.55	19.56***	3.74*	3.60***
	( <i>n</i> = 11)	(4.95)	(6.17)			
	ABM	62.70	55.30			
	( <i>n</i> = 10)	(3.02)	(4.45)			
	APC	57.90	56.30			
	( <i>n</i> = 10)	(6.51)	(6.18)			
K-STAI-S	A-FACT	54.00	42.82	11.83***	.22	1.85
	( <i>n</i> = 11)	(8.34)	(6.66)			
	ABM	51.90	45.70			
	( <i>n</i> = 10)	(7.28)	(8.26)			
	APC	52.90	47.80			
	( <i>n</i> = 10)	(12.09)	(8.40)			

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

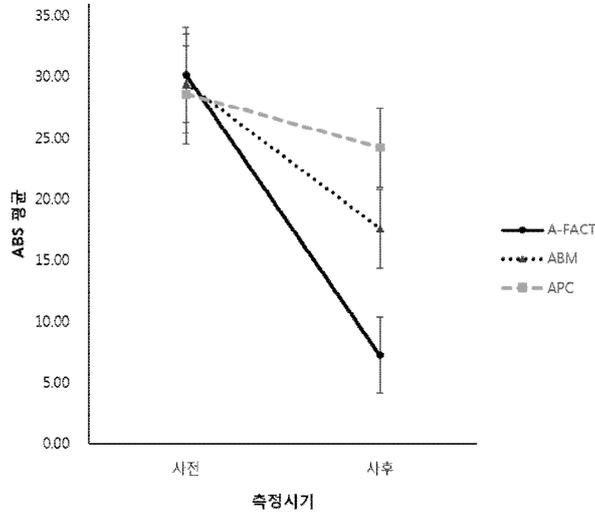


그림 3. 개입 전후 ABS의 변화

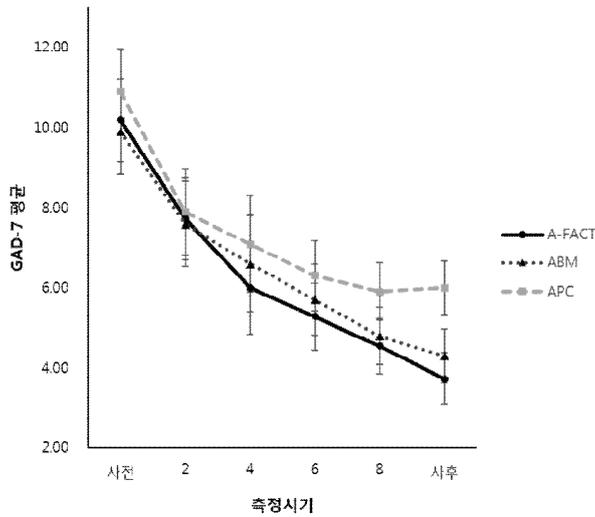


그림 4. 개입 전후 GAD-7의 변화

= .57, 측정 시기와 집단 간의 상호작용 효과는 유의하지 않았다,  $F_{(10, 140)} = .42, p = .86$ . 이는 모든 집단에서 개입 전후 범불안장애 증상 점수가 유의하게 낮아졌다는 것을 의미한다(그림 4). 개입 전후의 변화를 보기 위해 각 집단별 대응표본  $t$  검증 실시 결과, 모든 집단

에서 개입 후 범불안장애 증상 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $t_{(10)} = 8.83, p < .001$ , Cohen's  $d = 1.90$ ; ABM:  $t_{(9)} = 3.96, p < .01$ , Cohen's  $d = 1.66$ ; APC:  $t_{(9)} = 3.74, p < .01$ , Cohen's  $d = 1.45$ . 사전 회기에서 4회기 시점까지 변화를 대응표본  $t$  검증 실시 결과, 모

든 집단에서 사전 회기에 비해 4회기의 범 불안장애 증상 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $t_{(10)} = 5.59, p < .001$ , Cohen's  $d = 1.90$ ; ABM:  $t_{(9)} = 3.23, p < .05$ , Cohen's  $d = 0.98$ ; APC:  $t_{(9)} = 4.09, p < .01$ , Cohen's  $d = 1.12$ .

또한 4회기 및 사후 두 시점의 변화가 유의한지 보고자 대응표본  $t$  검증 실시 결과, A-FACT 집단은 4회기에 비해 사후의 범불안장애 증상 점수가 감소하는 경향성을 나타냈으며,  $t_{(10)} = 2.04, p = .07$ , ABM 집단은 4회기에 비해 사후의 범불안장애 증상 점수가 유의하게 감소하였다,  $t_{(9)} = 3.45, p < .01$ , Cohen's  $d = 1.53$ . APC 집단은 4회기에 비해 사후의 범불안장애 증상 점수가 유의하게 감소하지 않았다,  $t_{(9)} = 1.07, p = .31$ . 각 집단의 개입 전후 변화량의 차이를 확인하고자 사전, 사후 범불안장애 증상 점수 차이에 대한 일원변량 분석 결과, 모든 집단의 개입 전후 범불안장애 증상 점수 변화량에 유의한 차이가 없었다.  $F_{(2, 28)} = .45, p = .64$ .

### 걱정 증상

개입 전후 K-PSWQ의 평균과 표준편차를 표 5에 제시하였다. K-PSWQ의 측정 시기의 주효과는 유의하였으며,  $F_{(5, 140)} = 46.03, p < .001, \eta^2 = .62$ , 그리고 측정 시기와 집단 간의 상호작용 효과가 유의하였다,  $F_{(10, 140)} = 6.89, p < .001, \eta^2 = .33$ . (그림 5). 각 훈련 집단 내에서 측정 시기의 주효과를 분석한 결과, A-FACT 집단과 ABM 집단은 측정 시기에 따라 걱정 증상 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $F_{(5, 50)} = 37.25, p < .001, \eta^2 = .79$ ; ABM:  $F_{(5, 45)} = 17.49, p < .001, \eta^2 = .66$ . APC 집단은 측정 시기에 따라 걱정 증상 점수가 유의하게 감소하지 않았다,  $F_{(5, 45)} = 1.84, p = .12$ . 각 집단별 대응표본  $t$  검증을 실시 결과, A-FACT 집단과 ABM 집단은 개입 후 걱정 증상 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $t_{(10)} = 13.14, p < .001$ , Cohen's  $d = 5.42$ ; ABM:  $t_{(9)} = 4.60, p < .01$ , Cohen's  $d = 1.63$ . 사전 및 4회기 두 시점의 변화가 유의한지 알아보려고 대응표본  $t$  검증 실시 결과,

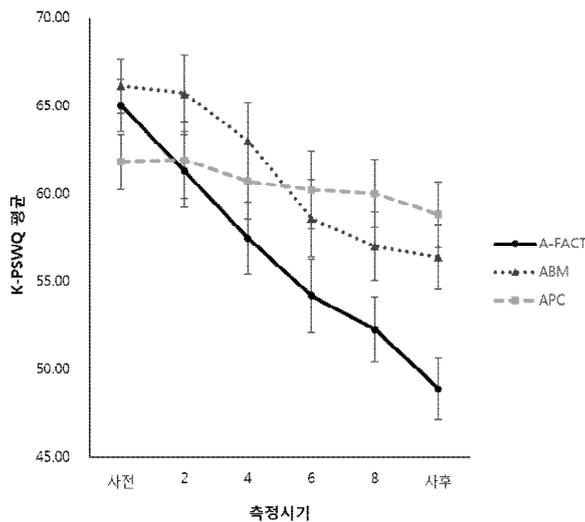


그림 5. 개입 전후 K-PSWQ의 변화

A-FACT 집단과 ABM 집단은 사전에 비해 4회기의 걱정 증상 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $t_{(10)} = 3.96, p < .01$ , Cohen's  $d = 2.54$ ; ABM:  $t_{(9)} = 2.35, p < .05$ , Cohen's  $d = 0.52$ . APC 집단은 사전에 비해 4회기의 걱정 증상 점수가 유의하게 감소하지 않았다,  $t_{(9)} = 1.04, p = .33$ . 또한 4회기 및 사후 두 시점의 변화가 유의한지 보고자 대응표본  $t$  검증 실시 결과, A-FACT 집단과 ABM 집단은 4회기에 비해 사후의 걱정 증상 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $t_{(10)} = 5.53, p < .001$ , Cohen's  $d = 0.98$ ; ABM:  $t_{(9)} = 4.85, p < .01$ , Cohen's  $d = 1.37$ . 반면 APC 집단은 4회기에 비해 사후의 걱정 증상 점수가 유의하게 감소하지 않았다,  $t_{(9)} = 1.51, p = .17$ . 사전, 사후 걱정 증상 점수의 차이 값으로 일원변량분석을 한 결과, 집단 간 걱정 증상 점수의 변화량은 유의한 차이가 나타났다,  $F_{(2, 28)} = 17.06, p < .001$ . Bonferroni 사후검증 결과, A-FACT 집단과 APC 집단 간 유의한 차이가 나타났으며(평균차 = 13.09,  $p < .001$ ), A-FACT 집단과 ABM 집단

사이에서도 유의한 차이가 나타났다(평균차 = 6.39,  $p < .05$ ). 이는 ABM 집단과 APC 집단에 비해 A-FACT 집단의 개입 전후 걱정 증상 점수 변화량이 유의하게 크다는 것을 의미한다.

### 특성 불안

개입 전후 K-STAI-T의 평균과 표준편차는 표 5에 제시하였다. K-STAI-T의 측정 시기의 주효과와,  $F_{(5, 140)} = 19.56, p < .001, \eta^2 = .41$ , 집단의 주효과,  $F_{(2, 28)} = 3.74, p < .05, \eta^2 = .21$ , 모두 유의하였다. 측정 시기와 집단 간의 상호작용 효과도 유의하였다,  $F_{(10, 140)} = 3.60, p < .001, \eta^2 = .20$ . 이는 측정 시기에 따른 특성 불안 점수가 집단에 따라 다르게 나타났다는 것을 의미한다(그림 6). 측정 시기와 집단 간의 상호작용이 유의하므로 각 훈련 집단 내에서 측정 시기의 주효과를 분석한 결과, A-FACT 집단은 측정 시기에 따라 특성 불안 점수가 유의하게 감소하였다,  $F_{(5, 50)} = 16.53, p < .001, \eta^2 = .62$ . ABM 집단과 APC 집단은 측정 시기에 따른 특성 불안 점수 변

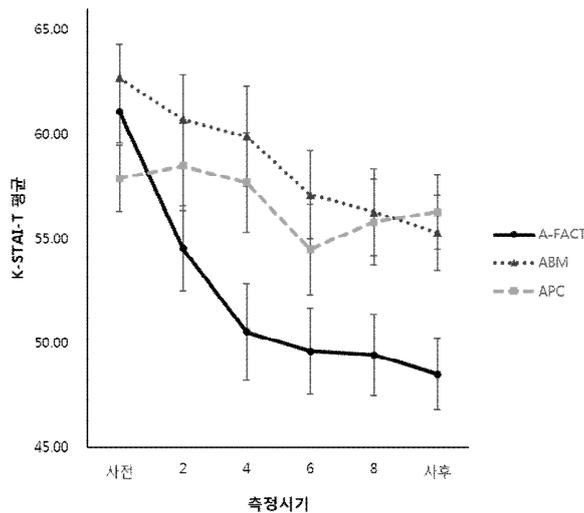


그림 6. 개입 전후 K-STAI-T의 변화

화가 유의하였다, ABM:  $F_{(5, 45)} = 5.43, p < .01, \eta^2 = .38$ ; APC:  $F_{(5, 45)} = 2.80, p < .05, \eta^2 = .24$ . 개입 전후의 변화를 보기 위해 각 집단별로 대응표본  $t$  검증 실시 결과, A-FACT 집단과 ABM 집단은 개입 후 특성 불안 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $t_{(10)} = 7.59, p < .001, \text{Cohen's } d = 2.54$ ; ABM:  $t_{(9)} = 5.41, p < .001, \text{Cohen's } d = 2.45$ . APC 집단은 개입 후 특성 불안 점수의 감소가 유의하지 않았다,  $t_{(9)} = 1.12, p = .29$ . 사전 및 4회기 두 시점의 변화가 유의한지 알아보기로 대응표본  $t$  검증 실시 결과, A-FACT 집단은 사전에 비해 4회기의 특성 불안 점수가 유의하게 감소하였다, ABM:  $t_{(10)} = 4.43, p < .01, \text{Cohen's } d = 2.13$ . ABM 집단과 APC 집단은 사전에 비해 4회기의 특성 불안 점수가 유의하게 감소하지 않았다, ABM:  $t_{(9)} = 1.18, p = .27$ ; APC:  $t_{(9)} = .23, p = .82$ . 또한 4회기 및 사후 두 시점의 변화가 유의한지 보고자 대응표본  $t$  검증 실시 결과, A-FACT 집단은 4회기에 비해 특성 불안 점수가 유의하게 감소하지 않았다,  $t_{(10)} = 1.01, p = .34$ . ABM 집단은 4회기에 비해 사후의 특성 불안 점수가 유의하게 감소하였으며,  $t_{(9)} = 2.39, p < .05, \text{Cohen's } d = 0.69$ , APC 집단은 4회기에 비해 사후의 특성 불안 점수가 유의하게 감소하지 않았다,  $t_{(9)} = 1.28, p = .23$ . 사전, 사후 특성 불안 점수의 차이 값으로 일원 변량분석을 한 결과, 집단 간 특성 불안 점수의 변화량은 유의한 차이가 나타났다,  $F_{(2, 28)} = 13.49, p < .001$ . Bonferroni 사후검증 결과, A-FACT 집단과 APC 집단 간 유의한 차이가 나타났으며(평균차 = 10.95,  $p < .001$ ), ABM 집단과 APC 집단 사이에서도 유의한 차이가 나타났으며(평균차 = 5.80,  $p < .05$ ). 이는 APC 집단에 비해 A-FACT 집단과 ABM 집단이 개

입 전후 특성 불안 점수의 변화량이 유의하게 크다는 것을 의미한다.

### 상태 불안

K-STAI-S의 측정 시기의 주효과는 유의하였고,  $F_{(5, 140)} = 11.83, p < .001, \eta^2 = .30$ , 측정 시기와 집단 간의 상호작용 효과는 유의하지 않았다(표 5),  $F_{(5, 140)} = 1.85, p = .08$ . 즉 모든 집단에서 개입 전후 상태 불안 점수가 유의하게 낮아졌다(그림 7). 개입 전후의 변화를 보기 위해 각 집단별 대응표본  $t$  검증 실시결과, A-FACT 집단과 ABM 집단은 개입 후 상태 불안 점수가 유의하게 감소하였다, A-FACT:  $t_{(10)} = 5.79, p < .001, \text{Cohen's } d = 1.34$ ; ABM:  $t_{(9)} = 2.81, p < .05, \text{Cohen's } d = 0.85$ . APC 집단은 개입 후 상태 불안 점수 감소의 경향성이 나타났다,  $t_{(9)} = 2.13, p = .06$ . 사전 및 4회기 두 시점의 변화가 유의한지 알아보기로 대응표본  $t$  검증을 실시한 결과, A-FACT 집단은 사전에 비해 4회기의 상태 불안 점수가 유의하게 감소하였다,  $t_{(10)} = 2.94, p < .05, \text{Cohen's } d = 0.90$ . ABM 집단은 사전에 비해 4회기의 상태 불안 점수가 유의하게 감소하지 않았다,  $t_{(9)} = .94, p = .37$ . APC 집단은 사전에 비해 4회기의 상태 불안 점수가 유의하게 감소하였다,  $t_{(9)} = 2.42, p < .05, \text{Cohen's } d = 0.37$ . 또한 4회기 및 사후 두 시점의 변화가 유의한지 보고자 대응표본  $t$  검증 실시 결과, 모든 집단에서 상태 불안 점수가 유의하게 감소하지 않았다, A-FACT:  $t_{(10)} = 1.79, p = .10$ ; ABM:  $t_{(9)} = 1.62, p = .14$ ; APC:  $t_{(9)} = .27, p = .79$ . 각 집단의 개입 전후 변화량이 다른지 확인하고자 사전, 사후 상태 불안 점수의 차이 값으로 일원변량분석을 한 결과, 모든 집단의 개입 전후 상태 불안 점수 변화량에 유의한 차이가

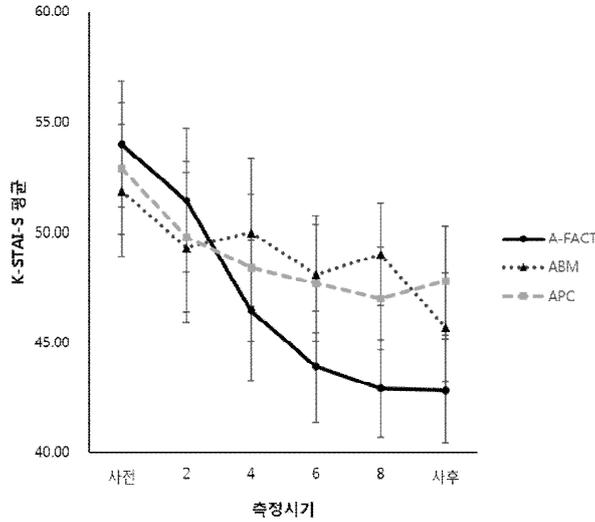


그림 7. 개입 전후 K-STAI-S의 변화

없었다,  $F_{(2, 28)} = 2.29, p = .12$ .

## 논 의

A-FACT는 개인의 기저반응시간에 따라 피드백을 제공함으로써, 참가자의 주의편향을 측정하고 이에 대한 피드백을 제공하여 주의편향 조절을 촉진하는 상호작용적이고 동적인 개입으로, 자신의 자동적 주의편향을 인식함으로써 자기 조절적 주의 통제(self-regulatory attentional control)를 촉진하고자 한다. 본 연구는 A-FACT의 주의편향점수(ABS)와 범불안장애 관련 증상(GAD-7, K-PSWQ 및 K-STAI) 경감에 대한 효과를 검증하였고, 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 주의편향점수(ABS)는 A-FACT 집단에서만 유의하게 감소하였고, ABM 집단은 ABS가 감소하는 경향성을 나타냈다. 본 연구의 결과는 A-FACT 집단의 ABS의 유의한 감소

를 통해 불안의 유지에 주요한 하향 처리(top-down), 즉 주의 조절(control) 어려움의 완화가 주의편향의 감소와 관련이 있을 것이라는 선행 연구의 가설을 지지한다(Mogg et al., 2017). 새로운 주의 조절 훈련 패러다임은 주의를 이동하는 자기 조절 통제력(self-regulatory control)을 최대한 활용하기 위해 맞춤형 피드백을 제공함으로써 주의편향수정 훈련의 효과를 향상시킬 수 있다(Sanchez et al., 2016).

둘째, 범불안장애 증상 점수(GAD-7)와 상태 불안 점수(K-STAI-S)는 모든 훈련 집단에서 유의하게 감소하였다. 이는 개입의 효과 이외에 다른 메커니즘이 작용을 했을 가능성을 시사한다. APC 집단은 활성 위약 통제집단으로 치료에 대한 기대효과가 나타났을 수 있다. 사전 및 사후의 범불안장애 증상 점수의 변화를 검증한 결과, 모든 집단에서 개입 후 범불안장애 증상 점수가 유의하게 감소하였지만, 효과크기는 A-FACT, ABM, 그리고 APC 순이었다. 사전 및 사후의 상태 불안 점수 변화를

검증한 결과, A-FACT 집단과 ABM 집단은 상태 불안 점수가 유의하게 감소하였으며, 효과 크기는 A-FACT, ABM 순으로 나타났다. 이는 ABM에 피드백 제공이 추가된 A-FACT가 범불안장애 증상과 상태 불안 감소에 더 효과적일 가능성을 시사한다. 이는 범불안장애의 유지에 주의가 역할을 하며, 이러한 주의 메커니즘의 변화가 불안 증상(i.e. STAI, BDI-II, WDQ, PSWQ) 감소에 효과적이라는 결과와 일치한다(Amir et al., 2009).

셋째, 걱정 증상 점수(K-PSWQ)는 A-FACT 집단과 ABM 집단에서 유의하게 감소하였다. 효과크기는 A-FACT 집단( $\eta^2 = .79$ )이 ABM 집단( $\eta^2 = .66$ )보다 더 큰 것으로 나타났다. 개입 전후 변화량에서도 A-FACT 집단은 ABM 집단과 유의한 차이가 나타났다(평균차 = 6.39,  $p < .05$ ). 이는 피드백을 통해 편향의 여부를 인식하고 편향의 조절을 학습하는 A-FACT가 전의식 수준에서 이루어지는 ABM보다 범불안장애의 핵심 증상인 걱정의 감소에 더 효과적일 가능성을 시사한다. 이는 범불안장애의 근거기반치료는 범불안장애의 핵심 증상인 병리적 걱정에 초점을 맞추어 치료 효과를 평가할 필요성을 제기한 바 있다. 본 연구의 결과는 주의편향수정 훈련이 범불안장애의 핵심 증상인 병리적 걱정의 수준을 경감하는 데 효과가 있음을 시사한다(김근향, 2017).

마지막으로 특성 불안 점수(K-STAI-T)가 A-FACT 집단과 ABM 집단에서 유의하게 감소하였다. 이는 ABM을 포함한 인지편향수정(Cognitive Bias Modification, CBM) 훈련이 범불안장애 환자의 상태 불안과 특성 불안의 감소에 유의한 효과를 보인 선행연구 결과와 일치한다(Beard et al., 2011). 또한 A-FACT 집단은

사전에 비해 4회기의 특성 불안 점수가 유의하게 감소하였지만, ABM 집단은 유의하게 감소하지 않았다. 반면 A-FACT 집단에서 4회기에 비해 사후의 특성 불안 점수는 유의하게 감소하지 않아, ABM에 비해 A-FACT에서 특성 불안 감소가 비교적 빠르게 나타나며, 4회기가 적정 회기수일 가능성을 시사한다.

요약하면, ABM 집단과 APC 집단에 비해 A-FACT 집단은 주의편향점수(ABS)와 특성 불안 점수(K-STAI-T)가 유의하게 감소하였다. A-FACT 집단과 ABM 집단에서 모두 범불안장애 증상 점수(GAD-7), 걱정 증상 점수(K-PSWQ) 및 상태 불안 점수(K-STAI-S)가 유의하게 감소하였으나, A-FACT의 효과크기가 ABM보다 더 크게 나타났다. 이는 피드백을 통한 인식 및 자기 조절이 주의편향과 범불안장애 증상 경감에 효과적이며, 정서와 연관된 자기 조절 훈련이 불안 등의 부적응적 증상과 연관이 있다는 선행연구와 일치한다(Eisenberg, Spinrad, & Eggum, 2010). 또한 마음챙김, 탈중심, 거리두기 등 다양한 메타인지 연구에서 내부 상태를 인식하는 능력의 긍정적인 효과를 확인한 것과 일치한다(Kross & Ayduk, 2011; Tacón, McComb, Caldera, & Randolph, 2003). 실제 자신의 내부 상태에 대한 인식을 촉진하는 명상은 주의 할당 방식에 영향을 미치는 인지적 조절 상태(cognitive control state)를 촉진한다(Colzato, Sellaro, Samara, Baas, & Hommel, 2015).

피드백의 기제 및 효과는 바이오피드백(김현택, 이지하, 2007), 뉴로피드백(천은진, 2013) 및 비디오피드백(김지원, 박경, 2011) 등에 다양하게 적용되고 있다. 사회불안장애를 위한 인터넷 기반 개입 프로그램인 “Talk to Me”에서도 중성 자극에 주의를 집중하라는 피드백을 제공하였는데, 이러한 피드백 제공은 대중

앞에서 말하기와 관련된 두려움과 회피 수준의 유의한 감소와 관련이 있었다(Botella, Hofmann, & Moscovitch, 2004). 국내에서는 사회불안 경향의 대학생 45명을 대상으로 한 연구에서 주의편향점수 및 사회불안 증상의 감소에 대한 피드백의 효과를 검증하였다(김도현, 조현주, 2018). ABM 훈련 시 정반응과 오반응에 대한 피드백이 주어졌으며, 피드백을 제공받은 집단에서만 주의편향점수와 우울 점수가 감소하였다. 그러나 피드백이 주어진 집단과 주어지지 않은 집단 간 사회불안 증상(i.e. 사회적 상호작용 불안, 사회적 회피 및 불편감, 부정적 평가에 대한 두려움)의 유의한 차이가 관찰되지 않았다. 이 연구는 ABM 훈련 시 수행의 정확성에 대한 피드백이 제공되어 편향 여부에 대한 피드백을 제공하는 A-FACT와는 다르지만, 피드백 제공이 주의편향수정 훈련의 효과 증진에 효과적일 가능성을 시사한다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 제한점 내에서 고려될 필요가 있다.

첫째, 본 연구는 기본적으로 Bernstein과 Zvielli(2014)의 재현(replication) 연구이나, 기술적 한계로 인해 편향의 정도에 대한 피드백을 제시하지 못하고, 편향 여부에 대한 피드백만 제시되었다. 둘째, 주의편향의 측정 및 피드백 방법은 탐침탐사과제 방법론에 국한되었다. 향후 연구는 주의편향 측정 및 훈련에 이용되고 있는 다른 패러다임(e.g., 공간 단서 과제, 시각 탐색 과제)에서 A-FACT 효과의 일반화 가능성을 검증할 필요가 있다(Bernstein & Zvielli, 2014). 셋째, 본 연구에서는 자기보고 질문지의 반복측정을 통해 증상의 변화를 측정하였다. 자기보고는 사회적 바람직성의 영향을 받는다. 불안은 인지편향 및 생리적 흥분과 관련 있으므로(Rozenman, Vreeland, &

Piacentini, 2017) 생리적 표지자(physiological marker)를 통한 측정을 통해 자기보고의 한계를 보완하는 것이 필요하다. 예를 들어, 최근 연구에서 위협 자극에 대한 피부전도반응(Skin Conductance Response)은 디스트레스를 강력하게 예측하였다(Fox, Cahill, & Zougkou, 2010).

상기 제한점에도 불구하고, 본 연구는 범불안장애에 대한 개입으로서 A-FACT의 임상적 적용 가능성을 검증한데 의의가 있다. A-FACT는 인터넷 혹은 스마트폰 애플리케이션 기반으로도 구현 가능하며, 비용과 접근성 차원에서 효율적일 수 있다. 또한 본 연구에서는 원래 단일 회기였던 A-FACT를 8회기의 다회기 개입으로 실시하여 최적의 효과를 얻을 수 있는 회기를 확인한 결과, 특성 불안의 경우 4회기만으로도 효과가 나타날 가능성을 확인하였다. 이는 A-FACT가 범불안 성향 대상자의 주의편향과 범불안장애 관련 증상의 감소에 효율적이고 효과적인 개입일 가능성을 시사한다.

## 참고문헌

- 김근향 (2017). 범불안장애의 근거기반심리 치료. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 36(4), 494-508.
- 김도현, 조현주 (2018). 주의편향 수정훈련에 대한 피드백이 사회불안에 미치는 영향. *청소년학연구*, 25(4), 77-104.
- 김민지, 김현택 (2017). 섭식 절제, 섭식 장애 위험 수준에 따른 고칼로리 음식에 대한 주의편향과 뇌 활동 분석. *한국 HCI 학회 학술대회*, 1051-1054.
- 김정원, 민병배 (1998). 걱정과 불확실성에 대

- 한 인내력 부족 및 문제해결 방식의 관계. 한국심리학회 학술대회 자료집, 1998(1), 83-92.
- 김지원, 박 경 (2011). 사회불안 아동의 역할극에 대한 비디오 피드백이 자기-평가에 미치는 영향. 한국심리학회지: 일반, 30(4), 995-1010.
- 김현택, 이지하 (2007). 바이오피드백의 심리학적 활용. 한국심리학회 학술대회 자료집, 2007(1), 94-95.
- 박영남 (2003). 우울장애와 불안장애의 공유 특성. 생물치료정신의학, 9(1), 118-128.
- 박태진, 박선희 (2009). IAPS 자극에 대한 한국대학생의 정서 평가. 인지과학, 20(2), 183-195.
- 보건복지부 (2016). 2016년도 정신질환실태 조사. 보건복지부 삼성서울병원.
- 심상민, 최윤경 (2016). 주의편향 수정훈련이 유사외상장면의 침습에 미치는 효과. 인지행동치료, 16(3), 347-364.
- 천은진 (2013). 우울 및 불안 장애를 중심으로 본 성인 정신과 환자에서의 뉴로피드백 치료. 생물치료정신의학, 19(2), 85-92.
- 한덕웅, 이장호, 전검구 (2000). Spielberger. 상태-특성불안검사 YZ 형 실시와 사용설명서. 서울: 학지사.
- American Psychiatric Association (2015). 정신질환의 진단 및 통계편람 제 5 판 [Diagnostic and statistical manual of mental disorders Fifth edition]. (권준수 등 역). 서울: 학지사. (원전은 2013에 출판).
- Amir, N., Beard, C., Burns, M., & Bomyea, J. (2009). Attention modification program in individuals with generalized anxiety disorder. *Journal of Abnormal Psychology, 118*(1), 28-33.
- Bar-Haim, Y., Lamy, D., Pergamin, L., Bakermans-Kranenburg, M. J., & Van Ijzendoorn, M. H. (2007). Threat-related attentional bias in anxious and nonanxious individuals: a meta-analytic study. *Psychological Bulletin, 133*(1), 1-24.
- Bar-Haim, Y. (2010). Research review: attention bias modification (ABM): a novel treatment for anxiety disorders. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 51*(8), 859-870.
- 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.
- Beard, C., Weisberg, R. B., & Amir, N. (2011). Combined cognitive bias modification treatment for social anxiety disorder: a pilot trial. *Depression and Anxiety, 28*(11), 981-988.
- Bernstein, A., & Zvielli, A. (2014). Attention Feedback Awareness and Control Training (A-FACT): Experimental test of a novel intervention paradigm targeting attentional bias. *Behaviour Research and Therapy, 55*, 18-26.
- Botella, C., Hofmann, S. G., & Moscovitch, D. A. (2004). A self-applied, Internet-based intervention for fear of public speaking. *Journal of Clinical Psychology, 60*(8), 821-830.
- Carlbring, P., Apelstrand, M., Sehlin, H., Amir, N., Rousseau, A., Hofmann, S. G., & Andersson, G. (2012). Internet-delivered attention bias modification training in individuals with social anxiety disorder-a double blind randomized controlled trial. *BMC*

- Psychiatry*, 12(1), 66.
- Clark, D. A., & Beck, A. T. (2010). Cognitive theory and therapy of anxiety and depression: Convergence with neurobiological findings. *Trends in Cognitive Sciences*, 14(9), 418-424.
- Clarke, P. J., Notebaert, L., & MacLeod, C. (2014). Absence of evidence or evidence of absence: reflecting on therapeutic implementations of attentional bias modification. *BMC Psychiatry*, 14(1), 8.
- Colzato, L. S., Sellaro, R., Samara, I., Baas, M., & Hommel, B. (2015). Meditation-induced states predict attentional control over time. *Consciousness and Cognition*, 37, 57-62.
- Cristea, I. A., Kok, R. N., & Cuijpers, P. (2015). Efficacy of cognitive bias modification interventions in anxiety and depression: meta-analysis. *The British Journal of Psychiatry*, 206(1), 7-16.
- Eisenberg, N., Spinrad, T. L., & Eggum, N. D. (2010). Emotion-related self-regulation and its relation to children's maladjustment. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6, 495-525.
- Eldar, S., Apter, A., Lotan, D., Edgar, K. P., Naim, R., Fox, N. A., ... & Bar-Haim, Y. (2012). Attention bias modification treatment for pediatric anxiety disorders: a randomized controlled trial. *American Journal of Psychiatry*, 169(2), 213-230.
- Eldar, S., & Bar-Haim, Y. (2010). Neural plasticity in response to attention training in anxiety. *Psychological Medicine*, 40(4), 667-677.
- Enock, P. M., Hofmann, S. G., & McNally, R. J. (2014). Attention bias modification training via smartphone to reduce social anxiety: A randomized, controlled multi-session experiment. *Cognitive Therapy and Research*, 38(2), 200-216.
- Everaert, J., Mogoase, C., David, D., & Koster, E. H. (2015). Attention bias modification via single-session dot-probe training: Failures to replicate. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 49, 5-12.
- Fox, E., Cahill, S., & Zougkou, K. (2010). Preconscious processing biases predict emotional reactivity to stress. *Biological Psychiatry*, 67(4), 371-377.
- Hirsch, C. R., & Mathews, A. (2012). A cognitive model of pathological worry. *Behaviour Research and Therapy*, 50(10), 636-646.
- Jacobson, E. (1938). Progressive muscle relaxation. Interview Behaviour. *Journal of Abnormal Psychology*, 75(1), 18.
- Julian, K., Beard, C., Schmidt, N. B., Powers, M. B., & Smits, J. A. (2012). Attention training to reduce attention bias and social stressor reactivity: an attempt to replicate and extend previous findings. *Behaviour Research and Therapy*, 50(5), 350-358.
- Klumpp, H., & Amir, N. (2010). Preliminary study of attention training to threat and neutral faces on anxious reactivity to a social stressor in social anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 34(3), 263-271.
- Kross, E., & Ayduk, O. (2011). Making meaning out of negative experiences by self-distancing. *Current Directions in Psychological Science*, 20(3), 187-191.
- Kuckertz, J. M., & Amir, N. (2015). Attention bias modification for anxiety and phobias:

- current status and future directions. *Current Psychiatry Reports*, 17(2), 9.
- Lenze, E. J., Mulsant, B. H., Mohlman, J., Shear, M. K., Dew, M. A., Schulz, R., ... & Reynolds, C. F. (2005). Generalized anxiety disorder in late life: lifetime course and comorbidity with major depressive disorder. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 13(1), 77-80.
- Linetzky, M., Pergamin-Hight, L., Pine, D. S., & Bar-Haim, Y. (2015). Quantitative evaluation of the clinical efficacy of attention bias modification treatment for anxiety disorders. *Depression and Anxiety*, 32(6), 383-391.
- Macaluso, E., Noppeney, U., Talsma, D., Vercillo, T., Hartcher-O'Brien, J., & Adam, R. (2016). The curious incident of attention in multisensory integration: bottom-up vs. top-down. *Multisensory Research*, 29(6-7), 557-583.
- MacLeod, C., & Clarke, P. J. (2015). The attentional bias modification approach to anxiety intervention. *Clinical Psychological Science*, 3(1), 58-78.
- MacLeod, C., Mathews, A., & Tata, P. (1986). Attentional bias in emotional disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 95(1), 15-20.
- MacLeod, C., Rutherford, E., Campbell, L., Ebsworthy, G., & Holker, L. (2002). Selective attention and emotional vulnerability: assessing the causal basis of their association through the experimental manipulation of attentional bias. *Journal of Abnormal Psychology*, 111(1), 107-123.
- Mathews, A., & MacLeod, C. (2005). Cognitive vulnerability to emotional disorders. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1, 167-195.
- Mennin, D. S., Heimberg, R. G., & Jack, M. S. (2000). Comorbid generalized anxiety disorder in primary social phobia: symptom severity, functional impairment, and treatment response. *Journal of anxiety disorders*, 14(4), 325-343.
- Mennin, D. S., Heimberg, R. G., Turk, C. L., & Fresco, D. M. (2005). Preliminary evidence for an emotion dysregulation model of generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 43(10), 1281-1310.
- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the penn state worry questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 28(6), 487-495.
- Mogg, K., Waters, A. M., & Bradley, B. P. (2017). Attention bias modification (abm): review of effects of multisession ABM training on anxiety and threat-related attention in high-anxious individuals. *Clinical Psychological Science*, 5(4), 698-717.
- Molina, S., & Borkovec, T. D. (1994). The Penn State Worry Questionnaire: Psychometric properties and associated characteristics. In G. C. L. Davey & F. Tallis (Eds.), *Worrying: Perspectives on theory, assessment and treatment* (pp. 265-283). New York: Wiley.
- Pergamin-Hight, L., Pine, D. S., Fox, N. A., & Bar-Haim, Y. (2016). Attention bias modification for youth with social anxiety disorder. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 57(11), 1317-1325.
- Rozenman, M., Vreeland, A., & Piacentini, J.

- (2017). Thinking anxious, feeling anxious, or both? Cognitive bias moderates the relationship between anxiety disorder status and sympathetic arousal in youth. *Journal of Anxiety Disorders*, 45, 34-42.
- Sanchez, A., Everaert, J., & Koster, E. H. (2016). Attention training through gaze-contingent feedback: Effects on reappraisal and negative emotions. *Emotion*, 16(7), 1074-1085.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Lowe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092-1097.
- Sussman, T. J., Jin, J., & Mohanty, A. (2016). Top-down and bottom-up factors in threat-related perception and attention in anxiety. *Biological Psychology*, 121, 160-172.
- Tacón, A. M., McComb, J., Caldera, Y., & Randolph, P. (2003). Mindfulness meditation, anxiety reduction, and heart disease: a pilot study. *Family & Community Health*, 26(1), 25-33.
- Wittchen, H. U. (2002). Generalized anxiety disorder: prevalence, burden, and cost to society. *Depression and Anxiety*, 16(4), 162-171.
- 원고접수일 : 2019. 06. 22.  
수정원고접수일 : 2019. 08. 19.  
최종게재결정일 : 2019. 08. 19.

## **Effect of Attention Feedback Awareness and Control Training on Attention Bias and Generalized Anxiety Symptoms in college students**

**Su Jung Kim**

**Eun-Jung Shim**

Department of Psychology, Pusan National University

This study examined the effect of Attention Feedback Awareness and Control Training(A-FACT) on attention bias and generalized anxiety symptoms in college students. A total of 31 college students with at least 10 points on the Generalized Anxiety Disorder 7-item (GAD-7) scale or at least 56 points on the Korean version of the Penn State Worry Questionnaire (K-PSWQ) with attention bias were randomly assigned to one of three groups: A-FACT( $n = 11$ ), Attention Bias Modification (ABM)( $n = 10$ ) and Active Placebo Control (APC)( $n = 10$ ). Participants in A-FACT group received real-time feedback on attention bias based on their Baseline Neutral Response time(BNR) during A-FACT using a dot probe task. Participants in the ABM group received standard ABM, and those in the APC performed a dot probe task that they were informed was a program to reduce attention bias, but feedback was not provided. A total of eight sessions was conducted twice a week over a 4-week period. After every two sessions, GAD-7, K-PSWQ and K-STAI were rated. The effect of attention bias modification training was rated by changes in the Attention Bias Score(ABS), and in GAD-7, K-PSWQ and K-STAI scores. The results of repeated measure ANOVA indicated that the A-FACT group showed a significant decrease in ABS as well as in GAD-7, K-PSWQ and K-STAI scores compared to the other groups. Current results suggest that self-regulatory control of attention, that is, recognition of bias through feedback in A-FACT, may be effective in alleviating attention bias and generalized anxiety symptoms by recognizing bias through feedback on bias in attention bias modification training.

*Key words* : *generalized anxiety disorder, anxiety, attention bias modification training, attention feedback awareness and control training*