

The Efficacy of Mindfulness-based Exposure Therapy on Speech Anxiety and Baseline Depressive Symptom Severity as a Moderator: Compared with Cognitive Behavioral Group Therapy*

Changhyun Lee

Yongrae Cho[†]

Eunhye Oh

Department of Psychology Hallym University

The primary aim of this study was to evaluate the question of whether the efficacy of mindfulness-based exposure therapy (MBET) would be comparable to that of cognitive behavioral group therapy(CBGT). The secondary aim was to examine the role of baseline depressive symptom severity as a moderator in these treatment effects. Sixty participants(male=17) with high speech anxiety were randomly assigned to the MBET($n=20$), CBGT($n=22$), or wait-list control (WL; $n=18$) groups. For 3 weeks, participants in the MBET and CBGT groups completed 6 sessions twice a week. According to the results, the MBET group outperformed the WL group, with no significant difference between the MBET and CBGT groups. These effects were still maintained at one-month follow-up. At post-treatment, on the measures of discomfort of negative self-referential thoughts and believability of these thoughts, the MBET group outperformed the CBGT group among those with a high level of baseline depressive symptoms. In contrast, the CBGT group was superior to the MBET group among those with a low level of baseline depressive symptoms. However, this moderating effect was not observed at follow-up, and on the other outcome measures, it was not observed at post-treatment and follow-up. In conclusion, the findings suggest that mindfulness and acceptance-based treatment may be a viable alternative to the traditional CBGT for speech anxiety and that integration of exposure training into MBET for speech anxiety is particularly important. In addition, this is the first study to identify baseline depressive symptom severity as a moderator for the outcomes of CBGT versus MBET for speech anxiety.

Keywords: speech anxiety, baseline depressive symptoms, mindfulness, exposure, cognitive behavioral group therapy, negative self-referential thoughts

* This paper is taken in part from the master's thesis of the first author, and was presented at the 2015 convention of the Korean Clinical Psychology Association. We would like to thank Sangsun Noh for her consultation about our treatment programs.

† Correspondence concerning this article should be addressed to Yongrae Cho, Department of Psychology, Hallym University, 1 Hallimdaehak-gil, Chuncheon, Gangwon-do, Korea, Fax: 033-256-3424, E-mail: yrcho@hallym.ac.kr

현재 사회불안장애의 치료에서 가장 잘 알려진 모형은 인지적-언어적 과정에 초점을 맞추는 전통적 인지행동치료 모형이며, Clark와 Wells(1995)의 모형과 Rapee와 Heimberg(1997)의 모형이 가장 대표적인 예다. 이 모형들은 Beck, Emery와 Greenberg(1985)의 모형에 기초를 두고 발전되었으며, 왜곡된 인지 내용을 수정하는 인지재구성(cognitive restructuring)이 핵심적인 치료 요소라는 공통점을 가지고 있다. 이 모형들에 기초한 대표적인 치료로 인지행동집단치료(cognitive behavioral group therapy: CBGT; Heimberg, 1991)가 있다. 이는 인지재구성훈련과 회기 내 및 실제 상황에서의 노출(exposure)훈련으로 구성되어 있고, 사회불안장애에 대한 대표적인 증거기반치료로 자리매김할 정도로(Craske et al., 2014), 여러 연구들에서 높은 효과가 보고되었다(Cho, 2000; Feske, Perry, Chambless, Renneberg, & Goldstein, 1996; Kim, 1999; Lee, 1996; Park & Ahn, 2001).

이러한 높은 치료효과에도 불구하고 인지행동집단치료는 참여자들이 높은 비율로 탈락하거나, 임상적으로 유의한 정도의 증상 개선율이 높지 않으며(Hofmann, Schulz, Meuret, Moscovitch, & Suvak, 2006), 치료받은 이후 증상이 다시 악화되는 등 몇 가지의 한계점을 드러냈다(Wolitzky-Taylor, Arch, Rosenfield, & Craske, 2012). 이에 연구자들은 치료의 방법적 측면과 대상적 측면에 각각 초점을 둔 두 가지 새로운 접근을 통해 이러한 한계점을 극복하고자 하였다(Craske et al., 2014).

첫 번째는 치료 대상을 특정하지 않은 채로 치료 방식의 변화를 추구하는 접근으로서, 더욱 효과적인 치료 방법을 개발하는 치료 효능 연구와 관련된다. 이와 관련하여, 주목받고

있는 치료 모형은 마음챙김 및 수용을 핵심 요소로 간주하는 Herbert/Cardaciotto 모형이다 (Herbert & Cardaciotto, 2005). 이 모형은 부정적 인지 내용을 교정하는 것에 중점을 두는 기존 모형과는 다르게, 사고와 감정 등을 포함한 개인의 내적 체험에 대한 자각과 수용을 강조한다. 새로운 모형에서 강조되는 마음챙김, 수용, 인지적 탈융합 중 하나를 치료 요소로 포함한 단일 회기 실험연구에서 처치조건은 통제조건에 비해 발표불안반응을 더 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다(Ha & Cho, 2011; Hofmann, Heering, Sawyer, & Asnaani, 2009; Lee, 2012; Oh & Cho, 2014; Park & Cho, 2006). 다회기로 구성된 치료 연구에서도 치료 전에 비해 유의한 사회불안증상의 감소를 나타내거나 (Dalrymple et al., 2014; Kocovski, Fleming, & Rector, 2009), 대기통제 조건에 비해 유의하게 높은 치료성과를 보이는 것으로 나타났다(Kim & Son, 2013; Kwon & Jung, 2014). 새로운 모형에 기반을 둔 치료와 인지행동집단치료 간의 치료효과를 비교하는 경험적 연구들도 수행되었다. 마음챙김과 수용에 기반을 둔 집단치료(mindfulness and acceptance-based group therapy: MAGT)와 인지행동집단치료 간의 비교에서는 사회불안증상, 지각된 삶의 가치, 반추 등의 변화량이 동등했으며(Kocovski, Fleming, Hawley, Huta, & Antony, 2013), 수용전념치료(acceptance and commitment therapy: ACT) 조건과 인지행동 치료 조건 간 비교에서 사회불안증상 감소는 유의한 차이를 보이지 않았다(Craske et al., 2014). 반면, Koszycki, Benger, Shlik와 Bradwejn (2007)이 일반화된 사회공포증 진단을 받은 참가자들을 대상으로 마음챙김에 기반을 둔 스트레스 감소 프로그램(mindfulness-based stress reduction: MBSR)과 인지행동집단치료를 실시한

결과, 기분과 삶의 질은 두 치료 간에 대등한 치료효과를 보였으나, MBSR을 실시한 집단에 비해 인지행동집단치료를 실시한 집단에서 사회불안증상이 더 많이 호전되었다. 이에 Koszycki 등(2007)은 인지행동집단치료에 명상을 추가하는 방식을 제안하였고, 국내 연구자들이 이를 실제로 적용하였다. 인지행동집단치료에 자비명상 혹은 마음챙김 명상을 추가한 집단과 인지행동집단치료를 단독으로 실시한 집단 간의 치료효과를 비교한 결과, 발표불안의 감소량에서 두 집단은 유의한 차이를 보이지 않았다(Hong, 2014b; Kim, 2009). 연구자들은 연구 결과들을 토대로, 인지행동치료에 대한 유력한 대안으로 마음챙김과 수용에 기반을 둔 치료를 제시하였으며(Craske et al., 2014), 이러한 치료적 틀 안에서 치료 요소 간 가장 적절한 조합을 찾기 위한 부분적 변화를 시도하고 있다.

인지행동집단치료의 제한점을 극복하기 위한 두 번째 접근은 특정 치료 대상에게 더욱 효과적인 치료 방법을 확인하기 위한 목적을 가지며, 대표적인 것이 치료 조절변인(treatment moderator)에 대한 연구이다. 이와 관련된 핵심적인 연구 문제는 ‘누구에게 어떤 치료가 가장 적합한가?’이며, 서로 다른 치료에 차별적 효과를 보이는 환자의 기저선 특징(baseline characteristics)을 찾는 것이 중요한 연구 과제이다(Kraemer, Frank, & Kupfer, 2006). 이러한 기저선 특징을 치료 조절변인이라고 하며, 조절변인을 규명함으로써 특정 치료에 차별적으로 반응하는 하위 집단의 환자들을 확인할 수 있다. 이를 통해, 임상 장면에서 특정 환자에게 가장 적합한 치료 방법을 제시해줄 수 있으므로, 치료 조절변인을 규명하는 것은 임상적으로 매우 중요한 함의를 지닌다(Wolitzky-Taylor

et al., 2012). 불안장애에 대한 치료 조절변인 연구는 주로 인지행동집단치료와 마음챙김 혹은 수용에 기반을 둔 치료 간에 이루어졌으며, 이러한 두 치료 방법과 상호작용하는 기저선 특징으로는 공존 우울증 유무, 우울증상 심각도, 불안민감성 등이 선택되었다. 불안장애 환자들에 대한 치료 연구에서 우울증 공병이 없는 집단에 비해 공병이 있는 집단에서 인지행동치료보다 수용전념치료의 효과가 우수하게 나타났고(Wolitzky-Taylor et al., 2012), 우울증상 수준이 높은 환자에게 인지행동집단치료보다 MBSR의 효과가 우수했다는 연구 결과(Arch & Ayers, 2013)도 보고된 바 있다. 반면, Craske 등(2014)에 의해 수행된 연구에서는 심리적 유연성이 낮은 집단에게 수용전념치료보다 인지행동치료가 더 높은 치료효과를 나타났으나, 공존 우울증과 치료조건과의 상호작용은 유의하지 않은 것으로 보고되었다.

사회불안장애에 대한 치료효과를 개선하기 위한 노력의 일환으로 지금까지 진행되어 온 치료 효능 연구와 조절변인 연구들에는 몇 가지 제한점이 여전히 발견된다. 첫째, 치료 효능 연구들의 제한점으로서, 마음챙김 혹은 수용에 기반을 둔 치료의 효능을 검증하고자 한 연구들 중에 마음챙김을 핵심적인 치료 요소로 포함한 연구는 거의 없는 것으로 생각된다. Koszycki 등(2007)이 사회불안장애 환자들을 대상으로 MBSR을 시행한 결과, 인지행동치료에 비해 유의하게 낮은 치료효과를 나타냈다. 이후에 Kim(2009) 및 Kocovski 등(2013)은 각각 인지행동집단치료와 수용전념치료에 마음챙김 명상을 포함시켜 인지행동집단치료와 대등한 치료효과를 산출하였다. 그러나 두 연구에 포함된 마음챙김 명상은 핵심 치료 요소라기보다 다른 핵심요소를 보완하는 역할만을 수행

한 것으로 보인다. Kim(2009)의 연구에서 마음챙김을 추가한 인지행동집단치료 조건은 매회 기마다 30분간 마음챙김 명상을 추가로 실시한 것 외에는 인지행동집단치료 조건과 프로그램의 내용적 측면에서 차이가 없었으며, 더욱이 발표불안 감소를 위해 마음챙김에 내재된 치료적 요소를 어떻게 적용할 것인지에 대한 구체적 방안이 제시되지 않았다. Kocovski 등(2013)의 연구에서도 사회불안 증상을 감소시키기 위한 이론적 배경과 구체적 적용은 수용전념치료에 기반을 두었으며, 마음챙김 명상은 매회기마다 15분간 반복하여 연습한 후 과제로 제시하는 것으로 그 역할이 제한되었다. 이러한 점들을 감안하면, 사회불안장애를 대상으로 한 선행 치료연구들 중에서 마음챙김 명상을 주된 치료 요소로 포함하여 인지행동치료와 대등한 효과를 보고한 연구는 아직 까지 없다고 할 수 있다. 따라서 마음챙김 명상을 핵심적인 치료 요소로 포함하되, 이를 보완하는 다른 요소를 추가로 결합시킨 형태의 치료 프로그램을 개발하고 이를 경험적으로 검증할 필요가 있다.

둘째, 치료 조절변인 연구와 관련하여, MBSR과 인지행동치료 간 치료 조절변인을 밝힌 연구로는 Arch와 Ayers(2013)에 의해 수행된 연구가 유일하다. 이 연구는 다양한 불안장애를 가진 내담자들이 참가하였으므로, 연구대상이 이질적 특성을 지닌다는 제한점이 있다. 왜냐하면 이질적 집단으로 구성된 연구에서 탐지해낸 조절변인은 특정 불안장애를 가진 사람들에게는 조절효과가 충분히 나타나지 않을 가능성이 있기 때문이다. 치료 조절변인 연구의 궁극적 지향점은 개인화된 치료이므로, 임상적 유용성을 제고하기 위해서는 치료를 적용하는 장애의 범위를 최대한 좁게 잡을 필

요가 있다. 그러나 사회불안을 유발하는 상황 중 가장 빈도가 높은 상황이 발표상황으로 알려져 있음에도 불구하고(Cho & Won, 1997), 발표불안을 가진 내담자에 초점을 두어 마음챙김에 기반을 둔 치치의 조절변인을 규명한 연구는 국내외에서 아직 없는 것으로 알고 있다. 대학생들 중 상당수(약 20%)가 발표불안으로 인해 심리적 괴로움을 겪고 있는 우리나라 현실(Cho & Won, 1997)을 감안한다면, 발표불안이 높은 대학생들을 대상으로 한 치료 효능 및 조절변인 연구가 필요하다고 하겠다.

사회불안장애와 우울증 간의 높은 공병률(Beesdo et al., 2007; Ohayon & Schatzberg, 2010)을 감안하면, 실제 임상장면에서, 두 장애를 공존병리로 가지거나, 최소한 어느 정도의 우울증상을 가진 사회불안장애 내담자를 치료하게 되는 상황을 맞이할 가능성이 높다. 이는 사회불안의 대표적인 하위유형인 발표불안에 대한 치료에도 동일하게 적용될 수 있다. 뿐만 아니라, 사회불안장애의 치료효과에 공존 우울증이 미치는 부적 영향(Erwin, Heimberg, Juster, & Mindlin, 2002; Moscovitch, Hofmann, Suvak, & In-Albon, 2005)이 일관되게 보고되어 왔다. 이러한 점들을 고려해보면, 사회불안장애 또는 발표불안을 가진 내담자를 적절하게 치료하기 위해서는 그의 우울증상 심각도에 대한 고려가 반드시 필요하다고 하겠다. 하지만 이에 대한 연구결과들은 일치하지 않고 있다. Wolitzky-Taylor 등(2012)의 연구에서 수용전념치료 혹은 인지행동치료를 받은 두 집단 간의 치료효과가 공존 우울증 유무에 의해 조절되는 결과가 나타났다. Arch와 Ayers(2013)의 연구에서는 MBSR 및 인지행동집단치료를 실시하여 치료조건 간 기저선 우울증상 심각도의 수준에 따른 조절효과가 나타났다. 반면,

Craske 등(2014)의 연구에서는 공존 우울증이 없는 집단에 비해 있는 집단에서 치료조건과 무관하게 유의하게 낮은 치료효과가 나타나서, 공존 우울증은 조절변인이 아닌 예측변인으로만 작용하는 것으로 보고되었다. 사회불안장애 및 발표불안에 대한 치료에서 우울증상 심각도가 가지는 의미와 중요성에도 불구하고 이처럼 선행 연구들의 결과가 일치하지 않고 있으므로 경험적 연구를 통해 우울증상 심각도의 역할에 대해 검증할 필요가 있다. 특히 Arch와 Ayers(2013)의 연구에서 참가자들의 우울증상 심각도가 높은 경우에 인지행동치료에 비해 MBSR의 효과가 더 우수했던 반면, 우울증상 심각도가 낮은 경우에는 MBSR에 비해 인지행동치료의 효과가 더 높게 나타났다. 따라서 마음챙김에 기반을 둔 치료와 인지행동집단치료가 우울증상 심각도에 의해 차별적 효과를 나타내는지, 그리고 그 양상이 선행 연구와 동일한지 검증할 필요가 있다.

셋째, 선행 연구들에서는 몇 가지 연구방법상의 문제점들이 발견된다. Kim과 Son(2013), Kwon과 Jung(2014)의 연구에서는 대기통제 조건과의 비교만 이루어져 다른 종류의 치료조건(예: 인지행동집단치료)과의 비교가 이루어지지 못했다는 점에서 실험 설계상의 정교함이 부족해 보인다. 따라서 적절한 통제 조건 및 비교치료조건을 사용함으로써 치료효과를 더욱 정확하게 검증할 필요가 있다. 아울러, 연구자가 치료를 직접 진행하여 치료 과정변인을 배제하지 못하였다는 한계를 공통적으로 가지므로 이에 대한 보완책이 필요하다 하겠다. 뿐만 아니라 선행연구들(Arch & Ayers, 2013; Craske et al., 2014; Kocovski et al., 2013; Koszycki et al., 2007; Wolitzky - Taylor et al., 2012)에서 통계분석방법의 문제점이 공통적으로

관찰된다. 치료 효능 연구에서 여러 개의 종속변인을 측정하거나, 치료 조절변인 연구에서 여러 개의 조절변인을 동시에 투입하였는데, 이러한 방법은 1종 오류를 증가시켜 치료 효능을 과대 추정할 위험이 있다. 따라서 1종 오류를 통제할 수 있는 방법론적 보완이 필요하다.

본 연구에서는 발표불안을 가진 대학생들을 대상으로 발표불안을 치료하는 데 있어, 기존의 마음챙김 명상에 노출훈련을 포함하여 새롭게 구성된 마음챙김 기반 치료가 증거기반 치료로 확립된 인지행동집단치료와 효능 면에서 대등한지를 경험적으로 검증하고자 하였다. 다음으로, 마음챙김 기반 치료와 인지행동집단치료가 잠정적 치료 조절변인으로 상정된 기저선 우울증상의 심각도에 따라 발표불안의 감소 정도에 있어 차별적 효과를 나타내는지 살펴보고자 하였다. 이러한 목적을 수행하고 앞서 살펴본 선행 연구들의 제한점을 보완하기 위해 본 연구에서는 다음과 같은 점을 고려하였다.

첫째, 발표불안에 대한 마음챙김 기반 치료를 새롭게 구성하면서, 마음챙김을 핵심적인 치료 요소로 포함하되, 노출을 추가로 결합시켰다. 이 과정에서, 특정 장애보다 넓은 범위의 정서장애를 다루는 데 효과를 보이는 마음챙김에 기반을 둔 개입의 특성(Hofmann, Sawyer, Witt, & Oh, 2010)을 고려하였다. 더불어, 불안장애에 대한 강력한 효과가 있는 치료 기법(Cho, 2001; Norton & Price, 2007)인 동시에, 마음챙김의 공통적인 치료적 기제(Baer, 2003; Kabat-Zinn, 1982; Shapiro, Carlson, Astin, & Freedman, 2006)로 지목된 노출의 특성도 감안하였다. 두 가지 치료 요소에 대한 통합적 고찰을 통해, 기존 MBSR의 핵심 치료 요소인

마음챙김 명상을 1차적 치료 요소로 포함하되, 불안장애에 특히 효과적인 노출훈련을 2차적 요소로 포함하였다. 이로써, 발표불안에 대한 마음챙김 기반 치료를 새롭게 구성하였으며, 본 연구에서는 이를 마음챙김 기반 노출치료라고 이름을 붙였다. 구체적으로는, 마음챙김 명상에 2회기에 걸친 노출훈련을 추가하여 치료 효능을 증진하되, 마음챙김에 기반을 둔 노출훈련을 실시하여 인지행동집단치료와 차별을 두었다. 이러한 점을 감안하면 본 연구의 마음챙김 기반 노출치료는 마음챙김 명상을 단독으로 실시하는 것보다 더 유의하게 발표불안을 감소시킬 것으로 기대될 뿐만 아니라, 기존의 치료들에 비해 마음챙김의 독특한 면을 더욱 잘 드러낼 것으로 기대된다.

둘째, 발표불안이 높은 대학생들을 대상으로 한 조절변인 연구가 현재까지 없었던 점을 감안하여 본 연구에서는 장애의 범위를 좁혀 발표불안에 특정적인 조절변인을 검증해보고자 하였다. 이는 임상장면에서 발표불안이 있는 개인에게 그의 기저선 특징에 적합한 치료 방식을 실제로 적용했을 때, 본 연구의 결과와 일치할 가능성을 더욱 높여줄 것으로 기대된다.

셋째, 본 연구에서는 선행 연구들이 가진 연구설계의 제한점을 보완하여, 순수한 의미의 통제 집단인 대기 조건을 설정하는 것 이외에, 기존에 증거기반치료로 확립된 인지행동집단치료를 비교 조건에 포함하여 실험설계를 더 정교하게 구성하였다. 아울러, 인지행동집단치료 조건과 마음챙김 기반 노출치료 조건 간 치료 효능을 더 염격하게 비교하기 위하여, 치료자와의 접촉 횟수 및 시간, 치료 절차에 대한 신뢰성과 치료효과에 대한 기대 등을 측정함으로써 이러한 불특정 변인들이 치

료효과의 조건 간 차이에 미칠 가능성을 사전에 배제하고자 하였다. 또한, 각각 두 집단으로 구성된 서로 다른 치료조건에 남녀 2명의 치료자들을 교차 할당하여, 치료자의 성별과 유능성에 따른 치료자 변인을 최소화하는 방안을 강구하였다.

위와 같은 점들을 고려하여 본 연구에서는 마음챙김 기반 노출치료의 효능에 대한 검증을 위해 마음챙김 기반 노출치료 조건이 대기 조건에 비해서는 발표불안이 유의하게 더 감소하고 인지행동집단치료 조건과는 발표불안 감소에 있어서 유의한 차이를 보이지 않을 것이라는 첫 번째 가설을 세웠다. 두 번째로는 기저선 우울증상 심각도의 치료 조절변인 역할에 대한 검증을 위해 기저선 우울증상 심각도가 높은 사람들은 인지행동집단치료 조건에 비해 마음챙김 기반 노출치료 조건에서 발표불안이 유의하게 더 감소하고, 기저선 우울증상 심각도가 낮은 사람들은 마음챙김 기반 노출치료 조건에 비해 인지행동집단치료 조건에서 발표불안이 유의하게 더 감소할 것이라는 가설을 세워서 연구를 수행하였다.

방 법

연구 대상

강원도 소재 H 대학교에 재학 중인 학생들을 대상으로 하였다. 대학생 910명에게 발표불안척도 설문지를 실시하였고, 집단치료 참가자를 모집하는 내용의 포스터 및 전단 배포를 통해 참가자를 모집하였다. 집단치료에 참가 신청한 164명 중에서 한국판 발표불안척도(Cho, Lee, & Park, 1999)로 측정한 발표

불안 점수가 대학생 평균보다 0.5 표준편차 높은 점수인 63점 이상을 받은 학생 94명을 선별하여, 마음챙김 기반 노출치료 조건, 인지행동집단치료 조건, 그리고 대기 조건에 각각 33명, 30명, 31명을 무선 할당하였다. 참가 의사자를 밝혔으나, 1회기에 불참한 학생 4명을 제외한 90명(남 28명, 여 62명)이 실험에 실제로 참가하였다. 이 중에서 발표시 최고불안 점수가 50점 미만인 5명의 자료는 제외하였다. 아르바이트 등의 사유로 총 25명이 6회기를 마치기 전에 중도 탈락하여, 이들 30명을 제외한 60명의 자료가 사후 시점의 분석에 포함되었다.

추후검사는 대기 조건에서는 실시하지 않았고, 두 치료조건에 속한 참가자들에게만 실시하였다. 14명이 추후검사에 참여하지 않았고 종결/탈락집단 간 동등성 검증 후 결측자료를 보완한, 총 42명의 자료가 추후 시점의 분석에 포함되었다. 최종분석에 포함된 참가자 60명의 조건별 성별분포와 나이의 평균(표준편차)을 Table 1에 제시하였으며, 결과 분석에 포함된 참가자 60명(남 17명, 여 43명)의 평균 나이는 21.27세(표준편차 1.78세)였다.

Table 1
Demographic Characteristics

Condition	Sex		Age <i>M(SD)</i>
	Male(<i>n</i>)	Female(<i>n</i>)	
MBET	5	15	21.00(2.10)
CBGT	7	15	21.50(1.71)
WL	5	13	22.28(2.27)

Note. MBET = mindfulness-based exposure therapy; CGBT = cognitive behavioral group therapy; WL = wait-list control.

치료 프로그램

마음챙김 기반 노출치료 및 인지행동집단치료 프로그램 모두 총 6회기(주당 2회기씩, 회기 당 120분씩, 총 12시간)로 구성된 교육 및 실습 중심의 구조화된 프로그램이었으며, 각 회기를 주제설명, 교육, 실습활동, 과제부여 등으로 구성하였다. 치료조건별로 두 집단씩, 그리고 한 집단에는 8~10명이 참가하였다. 2명(남자 1명, 여자 1명)의 치료자가 투입되었고, 한 명은 제3 저자로서, 임상심리전공 석사 과정을 졸업하고, 사)한국명상학회의 T급 명상 치유 전문가 자격증과 임상심리전문가 자격증을 소지하였다. 다른 한 명은 제1 저자로서, 임상심리전공 석사 과정에 재학 중인 상태로 T급 명상치유 전문가 자격에 필요한 교육과 수련을 이수하여 자격증 취득을 앞두고 있었다. 두 치료자 모두 R급 명상치유 전문가와 임상심리전문가 자격증을 소지한 임상심리학 교수의 지도감독을 받으며 프로그램을 진행하였다.¹⁾

마음챙김 기반 노출치료와 인지행동집단치료는 치료 구성요소를 제외한 회기, 시간, 집단원의 수 등에서는 동일하였다. 인지행동집단치료는 부정적인 자동적 사고의 내용을 탐색하여 이를 평가하고 교정하는 것을 발표불안에 대처하는 핵심적인 전략으로 채택하였다. 이와 대조적으로, 마음챙김 기반 노출치료는 참가자들이 그들의 사고뿐만 아니라 신체감각, 감정, 행동에도 주의를 집중하여 이를 알아차리고 수용하도록 함으로써 인지행동집단치료에 비해 더욱 다양한 영역의 체험을 다룰 수

1) T급 전문가 취득 후, 200시간의 실습 및 지도 등을 포함한 소정의 추가과정 이수를 통해 R급 전문가로 승격됨.

있도록 안내하였다. 하지만 부정적 사고에 대해서는 체험에 대한 관찰의 형태로 탐색만을 실시하고, 평가 및 교정을 실시하지 않았다. 즉, 마음챙김 기반 노출치료가 일관되게 개인의 전반적인 체험에 대해 비판단적 태도로 단지 알아차리는 것만을 강조한 반면, 인지행동집단치료는 인지적 측면에 집중하여 타당한 판단의 중요성을 강조하였다.

마음챙김 기반 노출치료

본 연구에서 개발하여 실시한 마음챙김 기반 노출치료는 Cho(2012), 그리고 Segal, Williams와 Teasdale(2002)의 매뉴얼에 바탕을 두되, 발표불안에 초점을 두고 노출훈련을 새롭게 포함하여 구성하였다.

이 치료의 절차를 회기별로 간단히 소개하면 다음과 같다.

1회기(치료목표 설정): 사전 측정을 위한 실험을 진행한 후, 자신이 설정해온 목표(사전 과제)를 6회기 동안 달성할 수 있는 구체적이고 측정 가능한 목표로 재설정하였다.

2회기(발표불안과 마음챙김에 대한 심리교육, 호흡명상과 정좌명상 1 실습): 발표불안의 특성과 마음챙김에 기반을 둔 치료에서 가정하는 발표불안의 원인 및 대처법에 대한 심리교육을 실시한 뒤, 호흡명상과 신체감각에 대한 마음챙김을 연습하는 정좌명상 1에 대한 실습을 진행하였다. 실습 후, 자신이 체험한 것을 실습지에 정리하도록 하였다.

3회기(호흡명상과 정좌명상 1 복습, 정좌명상 2 실습): 호흡명상과 정좌명상 1을 다시 한번 실습한 후, 정좌명상 2에 대한 교육 후에 실습을 진행하였다. 자신에게 매순간 체험하는 신체감각, 생각, 충동을 피하거나, 다른 체험으로 바꾸려 하지 않고, 주의깊게 관찰하면

서 있는 그대로 체험하도록 격려하였다. 실습 후에는 명상 중 체험들이 어떻게 생겨나고, 변해서, 사라졌는지를 자세하게 기록하도록 하였다.

4-5회기(마음챙김에 기반을 둔 노출훈련): 발표를 앞두고 불안이 유발되는 상황에서, 자신의 생각, 신체감각 및 감정의 강도를 스스로 평정하고, 그동안 배운 마음챙김의 기법을 통해 이러한 체험들에 대한 대처전략을 각자 수립하였다. 발표 전 1분 동안 마음챙김 명상을 하였고, 발표 중에 마음챙김을 유지하도록 안내하였다. 발표 후에는 발표 동안의 최고 불안 및 종료 불안 지수를 평정하고, 자신의 목표 달성 정도와 신체감각, 생각, 감정, 목표 행동에 대해 마음챙김을 얼마나 활용했는지를 평정하도록 한 후, 다른 참가자들의 피드백을 청취하였다.

6회기(전체 내용 복습 및 소감 나누기): 사후 측정을 위한 실험을 진행한 후, 회기별 내용을 복습하였다. 집단치료를 진행하면서 배운 점과 변화된 점을 다른 참가자들과 나누도록 하였다.

인지행동집단치료

인지행동집단치료의 구성 및 절차는 기본적으로 Heimberg(1991)의 인지행동집단치료의 매뉴얼에 바탕을 두었으며, 구체적으로는 Cho(2001)의 발표불안에 대한 인지행동집단치료 프로그램을 본 연구 목적에 맞게 약간 수정해서 사용하였다. 치료 구성요소는 그대로 유지하였으나, 회기 수를 6회로 단축하면서 회기별 내용을 수정하였다.

1회기는 마음챙김 기반 노출치료와 동일한 방식으로 시행하였다.

2회기(심리교육 및 부정적인 자동적 사고

탐색): 인지행동치료에서 가정하는 발표불안의 원인과 대처법에 대한 심리교육을 실시한 뒤, 최근 자신이 가장 불안을 느꼈던 발표 상황을 떠올리도록 한 후, 그 상황에서 자신이 느꼈던 생각과 감정을 실습지를 통해 정리하도록 하였다. 이를 바탕으로 자신의 부정적인 자동적 사고를 탐색해보는 실습을 진행하였다.

3회기(인지적 오류 찾기, 자동적 사고 교정): 부정적인 자동적 사고 속에 내포된 5가지의 대표적인 인지적 오류를 소개하고, 지난 회기에 찾았던 자신의 자동적 사고 속에 어떤 인지적 오류가 있는지를 찾아보는 인지훈련기록지 작성 실습을 진행하였다. 또한, 각각의 인지적 오류를 교정할 수 있는 치료적 질문을 제시하였으며, 이를 바탕으로 부정적인 자동적 사고를 타당한 사고로 교정할 수 있도록 안내한 후, 사고기록지 작성 실습하였다.

4-5회기(인지재구성에 기반을 둔 노출훈련): 자신이 설정한 모의노출 상황에서의 불안정도, 그 상황에서 떠오른 부정적인 자동적 사고와 이를 사실로 믿는 정도를 작성한 후, 부정적 사고에 대처하는 타당하고 유연한 사고를 찾아낼 수 있도록 안내하였다. 참가자가 발표하는 동안, 타당한 사고를 통해 불안을 다스릴 수 있도록 안내하였다. 발표 후에는 발표 동안의 최고 불안 지수 및 종료 불안 지수를 평정하였고, 발표 전의 자동적 사고를 사실로 믿는 정도를 평정하여 발표 전에 비해 얼마나 감소했는지에 대해 평가하였다. 마지막으로, 스스로 생각하는 목표 달성을 정도를 평정하도록 한 후, 집단원들의 피드백을 청취하였다.

6회기는 마음챙김 기반 노출치료 조건과 동일한 방식으로 시행하였다.

측정도구

한국판 (특질)발표불안 척도(Speech Anxiety Scale: SAS)

이 검사는 발표상황에서 나타나는 인지적, 생리적 및 행동적 측면의 불안반응들을 평가하기 위해 Paul(1966)이 개발한 Personal Report of Confidence as a Speaker(PRCS)를 Cho 등(1999)이 우리나라 말로 번역하여 발표불안척도(SAS)로 이름을 붙인 것이다. 총 30개 문항 중 문항분석에서 부적절한 것으로 밝혀진 두 개의 문항(13, 14번 문항)을 제외한 총 28개 문항의 점수들이 합산된 전체 점수가 특질발표불안점수로 사용된다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 시기별로 각각 사전 .78, 사후 .86, 추후 .85이었다.

한국판 CES-D 척도(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale: CES-D)

이 검사는 우울증의 지역사회 역학 조사용으로 미국 국립정신보건 연구원(National Institute of Mental Health)에 의해 개발된 자기 보고형 우울 척도이다. 총 20개의 문항으로 구성되어 있으며, 높은 타당도와 내적 일치도가 입증되어 있다. 본 연구에서는 기준에 개발된 세 가지의 한국판 CES-D를 기초로 하여 Chon, Choi와 Yang(2001)이 개발한 통합적 한국판 CES-D를 사용하였다. 본 연구에서는 기저선 우울증상 심각도 측정을 위해 사용하였고, 수집된 자료에서 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .88이었다.

한국판 (상태) 발표불안 사고 검사(Speech Anxiety Thoughts Inventory-State: SATI-S)

이 척도는 Cho, Smits와 Telch(2004)가 개발한

자기 보고형 검사로, 발표불안과 관련된 부정적 사고내용을 측정하는 23개의 문항으로 이루어져 있고, 각 문항에 대해 사실로 믿는 정도에 따라 5점 Likert형의 척도에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 Cho(2004)가 우리나라 말로 번역하여 신뢰도와 타당도를 확인한 한국판 SATI를 사용하였으며, 연구 목적에 맞게 발표 직전인 당시 상황에서 각 문항에 기재된 사고 내용이 사실로 믿어지는 정도를 평정하도록 지시문을 일부 변경하였다. 전체 합산 점수를 사용하였으며, 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 시기별로 각각 사전 .93, 사후 .97, 추후 .96이었다.

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

이 평가지는 Masuda, Feinstein, Wendell과 Sheehan(2010)이 제작한 것으로서, 참가자들이 자신과 관련된 부정적 사고를 대표하는 단어를 기록하고, 이에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도를 Visual Analog Scale (VAS)에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 이 평가지를 Oh와 Cho(2014)가 우리나라 말로 번안한 것을 사용하였다. VAS는 10cm의 수평선에 참가자들이 체크를 하고, 자료 분석 시에는 자로 그 길이를 채어 해당 점수를 활용하는 방식이다.

발표시 최고 불안(Peak Anxiety)

이 척도는 발표 동안 경험했던 최고의 불안 수준을 0점(전혀 불안하지 않았다)부터 100점(대단히 불안했다) 사이의 척도에 평정하도록 했고, 발표 직후에 바로 측정하였다.

발표시 종료 불안(Ending Anxiety)

이 척도는 발표가 끝날 무렵 경험했던 불안 수준을 0점(전혀 불안하지 않았다)부터 100점(대단히 불안했다) 사이의 척도에 평정하도록 했고, 발표 직후에 바로 측정하였다.

한국판 수행불안 행동목록(Behavior Checklist for Performance Anxiety: BCPA)

Checklist for Performance Anxiety: BCPA)

이 척도는 발표하는 동안 참가자들이 경험했던 행동적 및 신체적 불안반응의 정도를 평가하기 위하여 Mahone, Bruch와 Heimberg(1993)가 만든 것을 Cho(2007)가 수정 보완하여 개발한 것으로 발표 동안 다른 사람들이 자신을 어떻게 보았을지를 0점에서 6점까지의 Likert형 척도에 평정하도록 되어 있다. 총 15문항으로 구성되어 있고, 본 연구에서는 전체 합산 점수를 사용하였다. 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 시기별로 각각 사전 .84, 사후 .91, 추후 .94이었다.

치료기대 질문지

이 질문지는 Borkovec과 Nau(1972)에 의해 제작된 질문지에 기초하여 Rodebaugh(2004)가 만든 것을 Cho(2007)가 우리나라 말로 번안한 것으로, 각 문항별로 0점에서 10점까지의 Likert형 척도에 평정하도록 구성되어 있다. 본 연구에서 사용된 두 종류의 치료에 대해 각 치료의 논리성, 치료가 성공할 가능성, 다른 사람에게 자신이 받은 치료를 추천할 자신감 정도의 3문항 점수를 합산하여 분석에 사용하였다. 본 연구에서 이 질문지의 내적 합치도 (Cronbach's α)는 .72이었다.

측정절차 및 측정시기

우울증상 심각도는 치료 전에 1회 측정하였고, 특질발표불안, 발표불안 자동적 사고, 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감, 자기-참조적 부정적 사고를 사실로 믿는 정도, 발표시 최고불안 및 종료불안, 지각된 수행불안행동은 두 치료조건에서 치료 전, 종결시(치료 시작 후 3주 경과), 그리고 추수 평가(종결시점에서 1개월 후)의 3번에 걸쳐 측정하였다. 대기 조건의 경우, 선발 당시와 3주 후 총 2번 측정하였다. 치료기대 질문지는 2회기(심리교육이 포함된 회기) 종료 후 실시하였다.

분석방법

SPSS 18.0 통계 프로그램을 이용하여, 사전 측정치에서 치료조건 간 차이가 유의한지 알아보기 위해 각 종속측정치에 대해 일원분산 분석, 독립표본 t 검증, 카이제곱 검증을 수행하였다.

추후 시점에서 발생한 결측자료에 대해서는 결측이 무선으로 발생한 것을 확인한 후, Mplus 통계 프로그램을 이용하여 다중대체법 (Multiple Imputation)을 통해 결측값을 보완하였다. 다중대체법은 부트스트래핑 알고리즘에 기반을 둔 최대우도법을 사용하는 방법으로서 분산, 공분산 및 표준오차의 과소추정 문제에 있어서 단일대체법(Single Imputation) 절차에 비해 우수한 방법으로 알려져 있다(Hong, 2014a).

이후, 각 치료조건 내에서의 사전-사후 및 사전-추후 간의 효과크기를 알아보기 위해 Cohen(1988)의 d 값을 산출하였다. 각 치료조건 간 치료효과 차이를 살펴보기 위하여 반복측

정 분산분석(Repeated Measures ANOVA)을 실시한 후, 홀름-본페로니 방법을 이용해서 조정된 유의확률을 적용하였다. 다음으로, 치료 반응률을 산출하였다. 치료 연구에서 널리 사용되고 있는 Jacobson과 Truax(1991)가 제시한 방법을 이용해서 모든 참가자의 사전-사후 및 사전-추후 간의 신뢰로운 변화지표(Reliable Change Index: RCI)를 구한 후, 조건별로 반응률의 차이 여부를 평가하기 위해 카이제곱 검증을 사용하였다.

마지막으로, 잠정적인 치료 조절변인으로 상정된 기저선 우울증상 심각도와 치료조건 간의 상호작용효과를 검증하기 위하여 사후 및 추후에 측정한 7개 종속측정치를 종속 변인으로 하여 위계적 중다회귀분석을 수행하였다. 위계적 중다회귀분석의 1단계에서는 예측 변인으로 사전에 측정한 종속측정치를, 2단계에서는 치료조건과 우울증상 심각도를 각각 투입하였으며, 3단계에서는 치료조건과 우울증상 심각도의 상호작용항을 중다회귀방정식에 투입하였다. 다중공선성 문제를 방지하기 위해 우울증상 심각도는 평균 중심화를 시킨 점수를 사용하였으며, 이 점수와 치료조건을 곱한 점수를 상호작용항에 투입하였다(Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003).

한편, 1종 오류의 통제에 대해서는, Holm(1979)에 의해 고안된 홀름-본페로니 방법 (Holm-Bonferroni method 혹은 Holm's step-down procedure)을 적용하여, 선행 연구들의 문제점을 보완하였다. 이 방법은, 1종 오류를 통제하기 위해 본페로니 검증(Bonferroni test)을 사용할 때, 검증력이 과다하게 손상되는 단점을 보완하기 위해 Holm(1979)이 개발한 방법으로서, 수정된(Modified) 본페로니 검증법 중에서 가장 널리 사용되며, 본페로니 검증보다 더

정교한 방법으로 평가받고 있다. 아울러, 여러 조절변인들을 동시에 투입하여 생기는 1종 오류의 문제를 막기 위해 단일 조절변인(기저선 우울증상 심각도)만을 투입하였다. 이처럼 방법론적 측면에서 기존 연구에 비해 더욱 엄격하게 치료 효능 및 조절효과의 유의도를 검증하여 연구 결과에 대한 내적 타당도를 제고하고자 하였다.

결과

사전 동등성 검증

세 조건 간의 사전 동등성 검증 결과, Table 2에서 보듯이, 조건 간 성별분포 및 연령의 차이는 유의하지 않았다[성별 $\chi^2(2, N=60)=0.97, ns$; 연령 $F(2, 57)=1.91, ns$]. 치료 전에 측정한 우울증상 심각도와 2회기에 측정된 치료 기대 수준에서도 치료조건 간 유의한 차이가 나타나지 않았다[우울증상 심각도 $F(2, 57)=0.97, ns$; 치료 기대 수준 $t(40)=1.83, ns$]. 아울러, 치료가 주어지기 전에 평가한 종속측정 치들의 평균 및 표준편차는 Table 2에 사전점수로 제시되어 있으며, 모든 변인에서 치료조건 간 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이 결과는 세 조건이 사전 동등성을 갖추었으며, 본 연구에서 참가자들이 세 조건에 성공적으로 무선 할당되었음을 나타낸다.

조건 간 치료 완료율 비교

사후검사 시점에서 각 조건별 치료 완료율은 마음챙김 기반 노출치료 조건 66.7%(20/30명), 인지행동집단치료 조건 75.9%(22/29명), 대기 조건 58.1%(18/31명)였다. 대기 조건을 제외하고 실시된 추후검사 시점에서 완료율은 마음챙김 기반 노출치료 조건 40.0% (12/30명), 인지행동집단치료 조건 55.2% (16/29명)였다.

각 치료조건 간 치료 완료율 차이를 검증하기 위해 사후/추후 시점에서 각각 카이제곱 검증을 수행한 결과, 전체 세 조건에서의 사전-사후 완료율 차이 및 두 치료조건에서의 사후-추후 완료율 차이는 모두 유의하지 않았다[세 조건 사전-사후 $\chi^2(2, N=90)=2.14, ns$; 두 조건 사후-추후 $\chi^2(12, N=42)=0.76, ns$].

각 조건별로 탈락이 무선적으로 발생한 것인지 다음과 같이 확인해 보았다. 먼저, 카이제곱 검증 및 Fisher's exact test를 사용하여 사후/추후 종결 집단과 사후/추후 탈락 집단 간의 성별차이를 검증한 결과, 성별의 차이는 유의하지 않았다[사후 종결 / 탈락 집단 $\chi^2(1, N=42)=0.00, ns$].

Table 2
Baseline Analyses

Measure	MBET (n=20)	CBGT (n=22)	WL (n=18)	Statistic
	<i>M</i>	<i>M</i>	<i>M</i>	
	(<i>SD</i>)	(<i>SD</i>)	(<i>SD</i>)	
Age	21.00 (2.10)	21.50 (1.71)	22.28 (2.27)	1.91 ^a
Male(<i>n</i>)	5	7	5	0.24 ^b
Depressive Symptoms	17.75 (8.12)	20.64 (10.00)	22.06 (11.06)	.97 ^a
Treatment Expectancy	21.35 (2.28)	22.64 (2.28)	-	1.83 ^c

Note. MBET = mindfulness-based exposure therapy; CBGT = cognitive behavioral group therapy; WL = wait-list control.

a, b, and c represent *F*, χ^2 , and *t*, respectively.

$N = 90) = .41, ns$; 추후 종결 / 탈락 집단 $\chi^2(1, N=42) = .11, ns$].

다음으로, 참가자들의 나이와, 사전 시점에서 측정된 우울증상 심각도, 그리고 각 종속 측정치들(특질발표불안, 발표불안 자동적 사고, 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도, 발표시 최고불안 및 종료불안, 지각된 수행불안행동)이 사후 종결/탈락 집단 간 및 추후 종결 / 탈락 집단 간에 유의한 차이를 보이는지를 확인하기 위해 독립표본 t 검증을 수행한 결과, 유의하지 않았다. 또한 추후 시점에서 다중대체법에 의해 결측자료가 보완된 완전자료와 그렇지 않은 불완전자료 간 유의한 차이가 발견되지 않았다.²⁾

이러한 결과를 종합하면, 사후 및 추후의 두 시점에서 탈락자가 무선적으로 발생한 것으로 볼 수 있겠다.

조건내 비교

특질발표불안(trait speech anxiety), 발표불안 자동적 사고(speech anxiety automatic thoughts), 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도(discomfort of negative self-referential thoughts; DNSRT, believability of negative self-referential thoughts; BNSRT), 발표시 최고불안 및 종료불안(peak anxiety, ending anxiety), 지각된 수행불안행동 (perceived performance anxiety behaviors)이 각 조건별로 측정시기에 따른 유의한 변화를 나타내는지를 살펴보기 위하여 대응표본 t 검증을 실시한 결과와 Cohen(1988)의 d 값을 Table 3에

2) 지면 관계상, 검증 결과에 대한 통계치를 생략함.

제시하였다. Table 3에서 알 수 있듯이, 대기 조건에서는 모든 변인에서 사전-사후 측정치 점수들 간에 유의한 차이가 발견되지 않았다. 반면에, 마음챙김 기반 노출치료 조건과 인지 행동집단치료 조건에서는 사전-사후 및 사전-추후 점수들 간의 유의한 차이가 관찰되었으며, 모두 큰 수준의 효과크기를 보였다. 아울러, 1개월 후 추후평가 시점까지 치료효과가 유지되는 것으로 나타났다.

마음챙김 기반 노출치료 조건과 대기 조건 간의 비교

치료조건과 측정시기가 각 종속측정치에 미치는 효과가 유의한지를 검증하기 위하여 치료조건(2: 마음챙김, 대기) \times 측정시기(2: 사전, 사후)로 설정한 반복측정 분산분석을 수행하였다(Table 4). 홀름-본페로니 방법(Holm, 1979)에 의해 조정된 유의확률을 적용한 결과, 모든 종속측정치들에서 치료조건과 측정시기의 상호작용효과가 유의하였다[특질발표불안 $R(1, 36) = 12.33, p < .01, p\eta^2 = .26$; 발표불안 자동적 사고 $R(1, 36) = 13.90, p < .001, p\eta^2 = .28$; 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감 $R(1, 36) = 16.91, p < .001, p\eta^2 = .32$; 자기-참조적 부정적 사고를 사실로 믿는 정도 $R(1, 36) = 21.02, p < .01, p\eta^2 = .37$; 발표시 최고불안 $R(1, 36) = 8.57, p < .001, p\eta^2 = .19$; 발표시 종료불안 $R(1, 36) = 17.74, p < .001, p\eta^2 = .33$; 지각된 수행불안 행동 $R(1, 36) = 26.02, p < .001, p\eta^2 = .42$].

아울러, 마음챙김 기반 노출치료 조건에 가해진 치료의 효과크기를 나타내는 부분에타제곱($p\eta^2$)이 대부분의 변인에서 큰 수준($p\eta^2 = .14$)의 두 배 가량의 효과크기를 보였다. 이

Table 3
Pre-Post and Pre-F/up Paired T-Test Results and Within-Subject Effect Size for Each Outcome Measure

Variable	MBET(n=20)				CBGT(n=22)				WL(n=18)	
	Pre-Post		Pre-F/up		Pre-Post		Pre-F/up		Pre-Post	
	<i>t</i>	<i>d</i>	<i>t</i>	<i>d</i>	<i>t</i>	<i>d</i>	<i>t</i>	<i>d</i>	<i>t</i>	<i>d</i>
Trait Speech Anxiety	4.30***	0.96	4.52***	1.01	5.81***	1.24	5.57***	1.25	0.45	0.11
Speech Anxiety										
Automatic Thoughts	4.59***	1.03	4.79***	1.07	4.62***	0.99	6.38***	1.43	0.75	0.18
DNSRT	6.42***	1.44	3.74**	0.84	3.97***	0.85	3.74**	0.84	1.16	0.27
BNSRT	6.43***	1.44	3.86**	0.86	6.56***	1.40	7.46***	1.67	0.89	0.21
Peak Anxiety	3.95***	0.88	7.76***	1.74	5.11***	1.09	7.89***	1.77	1.59	0.37
Ending Anxiety	6.31***	1.41	4.51***	1.01	5.23***	1.12	4.63***	1.04	0.93	0.22
Perceived Performance	8.71***	1.95	9.67***	2.16	7.80***	1.66	8.99***	2.01	1.68	0.40
Anxiety Behaviors										

Note. DNSRT = discomfort of negative self-referential thoughts; BNSRT = believability of negative self-referential thoughts. MBET = mindfulness-based exposure therapy; CBGT = cognitive behavioral group therapy; WL = wait-list control.

P* < .05. *P* < .01. ****P* < .001.

결과들은 다양하게 측정된 발표불안에 대한 효능이 대기 조건에 비해 마음챙김 기반 노출 치료 조건에서 훨씬 크다는 점을 나타낸다.

마음챙김 기반 노출치료 조건과 인지행동집단 치료 조건 간의 비교

먼저, 각 치료조건 간 분산의 동일성을 가정하기 위해 Mauchly 검증 방법을 사용하여 구형성 검증을 수행하였다. 그 이후, 치료조건 (2: 마음챙김, 인지행동) × 측정시기(3: 사전, 사후, 추후)로 설정한 반복측정 분산분석을 수행하였다(Table 4). 분석 결과, 모든 종속측정치들에서 치료조건의 주효과와, 치료조건과 측정시기의 상호작용효과 둘 다 유의하지 않았다. 이는 마음챙김 기반 노출치료와 인지행동집단치료가 서로 대등한 수준의 치료 효능을 나타낼 가능성을 시사한다.

사후, 추후)로 설정한 반복측정 분산분석을 수행하였다(Table 4). 분석 결과, 모든 종속측정치들에서 치료조건의 주효과와, 치료조건과 측정시기의 상호작용효과 둘 다 유의하지 않았다. 이는 마음챙김 기반 노출치료와 인지행동집단치료가 서로 대등한 수준의 치료 효능을 나타낼 가능성을 시사한다.

임상적으로 유의한 변화를 보인 내담자 비율 사전-사후-추후 시점에서 측정된 특질발표

Table 4

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

Variable	Condition	Pre-treatment	Post-treatment	Follow-up	Condition	Time	C × T	Effect size
		M(SD)	M(SD)	M(SD)	F	F	F	partial η^2
Trait Speech Anxiety	MBET	80.40(12.32)	66.75(13.14)	66.97(14.54)				
	CBGT	79.59(10.36)	63.77(13.88)	63.33(16.33)	.47	42.90***	.32	
	WL	73.72(9.96)	73.00(10.02)	-	.00	15.24***	12.33**	.26
Speech Anxiety Automatic Thoughts	MBET	80.65(18.35)	55.90(25.62)	57.18(24.04)				
	CBGT	71.59(14.34)	53.68(14.84)	49.10(12.61)	1.80	41.90***	.87	
	WL	74.72(15.58)	72.89(14.64)	-	1.03	18.70***	13.90***	.28
DNSRT	MBET	7.92(1.92)	4.62(1.97)	5.15(2.14)				
	CBGT	6.90(2.32)	4.48(2.45)	4.69(2.31)	1.30	26.80***	.55	
	WL	6.67(2.16)	6.17(1.95)	-	.07	31.23***	16.91***	.32
BNSRT	MBET	7.86(1.70)	4.66(2.37)	4.88(2.93)				
	CBGT	7.37(2.12)	4.25(2.26)	3.89(2.16)	1.26	49.45***	.36	
	WL	6.76(1.72)	6.43(1.51)	-	.42	31.48***	21.02**	.37
Peak Anxiety	MBET	76.00(11.42)	52.50(21.24)	41.38(21.02)				
	CBGT	73.18(10.86)	52.05(20.51)	44.52(19.04)	.00	39.15***	.33	
	WL	67.22(14.06)	63.06(12.96)	-	.03	15.92***	8.57***	.19
Ending Anxiety	MBET	61.00(17.74)	31.50(18.14)	29.67(20.72)				
	CBGT	57.73(21.37)	27.73(17.98)	27.21(19.71)	.92	33.02***	.01	
	WL	50.56(23.13)	46.94(24.80)	-	.17	29.02***	17.74***	.33
Perceived Performance Anxiety Behaviors	MBET	52.50(21.24)	25.75(16.58)	25.70(16.49)				
	CBGT	47.27(13.04)	23.27(12.84)	20.13(13.96)	1.48	99.67***	.34	
	WL	45.33(11.00)	40.33(15.40)	-	.74	54.97***	26.02***	.42

Note. DNSRT = discomfort of negative self-referential thoughts; BNSRT = believability of negative self-referential thoughts; MBET = mindfulness-based exposure therapy; CBGT = cognitive behavioral group therapy; WL = wait-list control.

The upper line and lower line of the F values represents the result of analysis of MBET compared with CBGT and WL, respectively.

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

불안, 발표불안 자동적 사고, 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감, 자기-참조적 부정적 사고를 사실로 믿는 정도, 발표시 최

고불안, 발표시 종료불안, 지각된 수행불안행동에 대하여, RCI를 이용하여 각 치료조건별로 신뢰로운 수준의 치료적 변화를 보인 참가

자의 비율을 산정하였다. 그 결과, 두 치료조건은 평균 54.6%의 동일한 치료 반응률을 나타냈고, 대기 조건은 평균 16.7%의 치료 반응률을 나타냈다(Table 5). 아울러, 카이제곱 검증

Table 5
Pre-Post and Pre-F/up Response Rate for Each Condition and Chi-Square Test Results

Variable	Assessment Point	Response Rate(%)			χ^2		
		MBET (n=20)	CBGT (n=22)	WL (n=18)	MBET vs WL	CBGT vs WL	MBET vs CBGT
Trait Speech	Pre-Post	50.0 (10/20)	40.9 (9/22)	5.6 (1/18)	9.10**	6.60**	0.35
	Pre-F/up	50.0 (10/20)	68.2 (15/22)				1.44
Speech Anxiety	Pre-Post	50.0 (10/20)	36.4 (8/22)	11.1 (2/18)	6.63*	3.37†	0.80
	Pre-F/up	40.0 (8/20)	45.5 (10/22)				0.13
Automatic Thoughts	Pre-Post	45.0 (9/20)	27.3 (6/22)	11.1 (2/18)	4.68*	0.64	2.30
	Pre-F/up	50.0 (10/20)	27.3 (6/22)				2.30
DNSRT	Pre-Post	55.0 (11/20)	45.5 (10/22)	27.8 (5/18)	1.96	2.90†	0.87
	Pre-F/up	50.0 (10/20)	68.2 (15/22)				1.44
BNSRT	Pre-Post	50.0 (10/20)	68.2 (15/22)	16.7 (3/18)	5.30*	13.16***	2.30
	Pre-F/up	80.0 (16/20)	77.3 (17/22)				0.05
Peak Anxiety	Pre-Post	50.0 (10/20)	54.6 (12/22)	27.8 (5/18)	2.88†	1.32	2.38
	Pre-F/up	65.0 (13/20)	59.1 (13/22)				0.16
Ending Anxiety	Pre-Post	70.0 (14/20)	68.2 (15/22)	16.7 (3/18)	10.90***	10.62***	0.02
	Pre-F/up	80.0 (16/20)	77.3 (17/22)				0.05

Note. DNSRT = discomfort of negative self-referential thoughts; BNSRT = believability of negative self-referential thoughts; MBET = mindfulness-based exposure therapy; CBGT = cognitive behavioral group therapy; WL = wait-list control.

† $p < .10$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

결과, 대부분의 종속측정치에서 두 치료조건 간 반응률 차이는 유의하지 않았으나, 두 치료조건 모두 대기 조건에 비해서 반응률이 유의하게 높았다(Table 5). 따라서 발표불안을 임상적으로 유의한 수준으로 감소시키는 데 있어서 두 치료는 서로 대등한 수준의 효과를 나타냈다고 하겠다.

기저선 우울증상 심각도의 조절효과

사후 시점에서 측정된 특질발표불안, 발표불안 자동적 사고, 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도, 발표시 최고불안 및 종료불안, 지각된 수행불안행동을 종속변인으로 하여 위계적 중다회귀분석을 수행하였다. 홀름-본페로니 방법(Holm, 1979)에 의해 조정된 유의확률을 적용한 결과, 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도에 대해서 치료조건과 우울증상 심각도의 상호작용효과가 유

의하였다(정서적 불편감 $R^2=0.35$, $\beta=-0.47$, $p<0.01$, $f^2=0.31$; 사실로 믿는 정도 $R^2=0.36$, $\beta=-0.40$, $p<0.01$, $f^2=0.21$). Cohen's f^2 을 이용하여 산출한 상호작용의 효과크기는 둘 다 중간에서 큰 수준 사이로 나타났다.

다음으로 상호작용효과가 유의하게 나온 두 종속측정치에 대한 치료조건과 우울증상 심각도의 상호작용 양상을 더 구체적으로 살펴보기 위해, 각 예측변인별 비표준화된 회귀계수와 상수를 토대로 원점수 회귀방정식을 구성해보았다. 분석 결과, 참가자의 우울증상 심각도가 높을수록 인지행동집단치료에 비해 마음챙김 기반 노출치료에서 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도가 더 유의하게 감소하는 양상을 보였다. 반면, 참가자의 우울증상 심각도가 낮을수록 마음챙김 기반 노출치료에 비해 인지행동집단치료에서 두 변인이 더 유의하게 감소하는 양상을 보였다(Figure 1).

하지만 특질발표불안, 발표불안 자동적 사

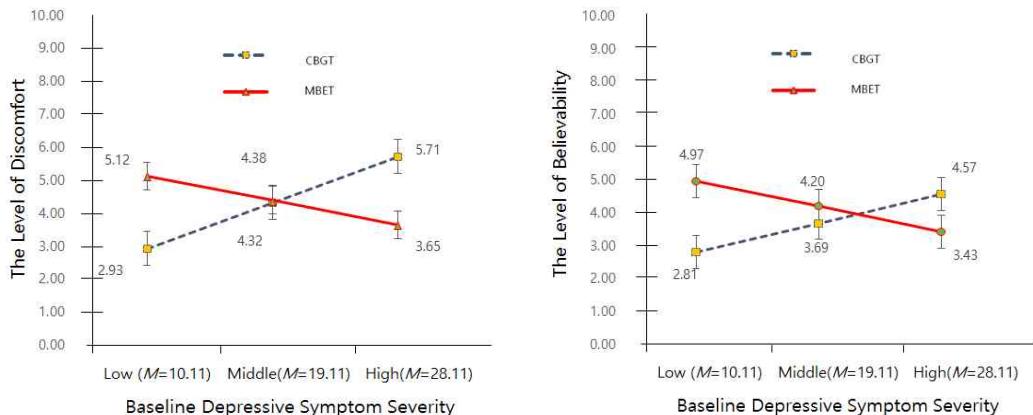


Figure 1. Interaction effects of treatment conditions and depressive symptom severity on discomfort and believability of negative self-referential thoughts.

Note. MBET = mindfulness-based exposure therapy; CBGT = cognitive behavioral group therapy; WL = wait-list control.

Baseline depressive symptoms severity in CBGT and MBET groups: $M(SD) = 19.11(9.00)$.

고, 발표시 최고불안, 발표시 종료불안, 지각된 수행불안행동에 대해서는 치료조건과 우울증상 심각도의 상호작용효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

추후 시점에서 측정된 종속측정치들에 대한 위계적 중다회귀분석을 수행한 결과, 모든 변인에서 치료조건과 우울증상 심각도의 상호작용효과는 유의하지 않았다.

논 의

본 연구는 기존 MBSR의 주요한 구성요소인 마음챙김 명상에 노출훈련을 추가로 포함시켜 발표불안에 대한 마음챙김 기반 노출치료 프로그램을 개발하고, 이 프로그램이 사회불안장애에 대한 증거기반치료로 이미 확립된 인지행동집단치료와 효능 면에서 대등한지를 경험적으로 검증하고자 하였다. 아울러, 잠정적 치료 조절변인으로 상정된 기저선 우울증상 심각도에 따라 마음챙김 기반 노출치료와 인지행동집단치료가 발표불안의 감소 정도에 있어서 차별적 효과를 나타내는지 검증하고자 하였다. 본 연구의 결과들을 각 연구문제별로 나누어 살펴보고, 본 연구의 의의와 제한점에 관해 논의하였다.

마음챙김 기반 노출치료의 효능

본 연구의 첫 번째 연구문제는 발표불안 수준이 높은 대학생들을 대상으로 하여 마음챙김 기반 노출치료와 인지행동집단치료가 효능 면에서 대등한가였다. 먼저, 조건 내 비교 결과, 두 치료조건에서 수집된 모든 종속변인의 사전-사후 측정치 차이 및 사전-추후 측정

치 차이가 유의하였다. 반면, 대기 조건에서는 3주 동안 측정된 모든 변인에서 유의한 변화가 일어나지 않았다. 이 결과들은 3주 동안에 특질발표불안 등이 자발적으로 호전되지는 않으며, 두 치료조건 모두 발표불안의 반응들을 개선하는 데 있어 효과적인 개입일 가능성을 시사한다.

다음으로 치료조건 간 비교 결과, 마음챙김 기반 노출치료 조건은 대기 조건에 비해 7개 종속측정치가 더 유의하게 감소되었으며, 인지행동집단치료 조건과는 유의한 차이를 보이지 않아서 본 연구의 첫 번째 가설이 지지되었다. 나아가, 치료효과가 최소 1개월 동안 유지됨을 확인하였다. 이러한 결과는 기존 MBSR의 주요한 치료 요소인 마음챙김 명상에 노출훈련을 포함하여 새롭게 고안된 마음챙김 기반 노출치료가 인지행동집단치료와 대등한 수준의 효능을 나타낸을 시사한다. 아울러, 내담자의 참가 회기 수와 시간, 치료 전 측정한 치료에 대한 신뢰성 및 치료적 변화에 대한 기대의 정도 같은 치료과정변인들에서 두 치료조건 간 차이가 유의하지 않았고, 주 치료자에 따른 치료효과 차이도 유의하지 않았다. 따라서 두 가지 치료의 효능에 관한 결과가 치료과정변인들에 기인한다고 주장하기는 어렵다고 생각한다.

본 연구의 발표불안의 감소 정도에서 마음챙김 기반 노출치료가 인지행동집단치료와 대등한 효능을 나타낸 것은 인지행동치료와 마음챙김 혹은 수용에 기반을 둔 치료 간 치료효능 차이를 비교한 선행 연구들(Arch et al., 2013; Crake et al., 2014; Kocovski et al., 2013; Wolitzky-Taylor et al., 2012)과 일치하는 결과이다. 이는 발표불안에 대한 치료방법으로 마음챙김 기반 노출치료가 인지행동집단치료에 대

한 하나의 대안이 될 수 있음을 시사한다.

또한 인지행동집단치료에 비해 MBSR이 사회불안증상을 감소시키는데 있어 덜 효과적이었던 연구 결과(Koszycki et al., 2007)와 두 치료조건 간 유의한 차이가 발견되지 않은 본 연구 결과를 비교해보면, 노출훈련을 포함시켜 새롭게 고안한 치료가 마음챙김 명상만을 실시한 기존의 치료보다 우수한 치료 효능을 발휘할 가능성을 나타낸다. 이는 마음챙김 명상에 노출훈련을 포함하는 것이 임상장면에서 추가적인 치료 이득을 얻을 수 있음을 시사한다. 하지만, Kim(2013)의 연구에서 수용기반노출치료와 단순 노출치료는 발표불안증상의 감소에서 유의한 차이를 보이지 않았다. 이와 비슷하게, Treanor(2012)의 연구에서도 노출훈련을 단독으로 실시한 조건과 노출훈련에 마음챙김 명상을 결합한 조건 간에 발표불안증상 감소의 유의한 차이가 발견되지 않았다. 즉, 다른 치료 요소에 노출을 추가하면 치료효과가 증가하였으나, 노출에 다른 치료 요소를 포함했을 때는 치료효과가 증가하지 않았다.

그렇다면 노출훈련을 포함한다는 것은 어떠한 의미가 있는 것일까? 이와 관련하여, 노출치료 단독의 치료효과가 노출치료에 인지치료가 결합되었을 때의 효과와 유의한 차이를 보이지 않았다는 불안장애에 대한 메타분석 결과(Norton & Price, 2007)와, 노출훈련을 적용하는 맥락상 차이를 고려해야 한다는 제안(Craske et al., 2014)이 주목된다. 전자는 노출훈련을 포함하는 것의 결과적 측면 - 양적 차이 - 을, 후자는 과정적 측면 - 질적 차이 - 을 나타내는 것으로 생각된다. 즉, 상이한 치료조건 간에서 기존 치료 구성요소에 노출훈련을 포함시키는 것은 결과적 측면에서 치료 효능

의 양적 차이를 좁히는 반면, 과정적 측면에서 기존 치료 요소 간 질적 차이는 심화되거나 혹은 최소한 여전히 남아있는 것으로 보인다. 노출훈련을 단독으로 실시한 조건에 비해 노출훈련에 수용 혹은 마음챙김 명상을 결합시킨 조건에서 탈융합 혹은 소거학습 수준이 유의하게 향상되었다는 선행 연구의 결과(Kim, 2013; Treanor, 2012)는 이러한 질적 차이를 시사한다. 본 연구에서 수행된 마음챙김 기반 노출치료가 Koszycki 등(2007)의 연구에서 수행된 MBSR에 비해 우수한 치료 효능을 발휘하고, 이와 더불어 우울증상 심각도에 의한 조절효과가 나타난 것은 둘 다 노출훈련의 효과에 기인한 것으로 보인다. 조절효과에 대해서는 다음 장에서 기술하도록 하겠다.

더 나아가, RCI를 이용해서 각 치료조건별로 신뢰로울 정도로 변화를 보인 참가자의 비율을 산정한 결과, 두 치료조건은 평균 54.6%, 대기 조건은 평균 16.7%로 나타났다. 아울러 대부분의 종속측정치에서 두 치료조건 간 차이는 유의하지 않았으나, 대기 조건과의 차이는 유의하였는데, 이는 기존 선행 연구들과 일치하는 결과이다(Arch et al., 2012; Craske et al., 2014; Wolitzky-Taylor et al., 2012). Koszycki 등(2007)에 의해 수행된 연구에서는 MBSR 조건의 치료 반응률이 인지행동집단치료 조건의 절반을 약간 상회하는 수준에 불과하였으나, 본 연구에서 노출훈련을 포함하여 새롭게 구성한 마음챙김 기반 노출치료는 인지행동집단치료와 대등한 수준의 치료 반응률을 나타냈다. 이는 본 연구에서 마음챙김 명상에 노출훈련을 포함시킨 것이 발표불안을 신뢰로운 수준으로 감소시키는 데 있어서도 의미 있게 기여했을 가능성을 시사한다.

치료 조절변인으로서 우울증상 심각도

두 번째 연구문제는 잠정적 치료 조절변인으로 상정된 기저선 우울증상 심각도에 따라 마음챙김 기반 노출치료와 인지행동집단치료가 발표불안 감소 정도에 있어서 차별적 효과를 나타내는가였다. 연구 결과, 기저선 우울증상 심각도가 높은 참가자들은 인지행동집단치료 조건에 비해 마음챙김 기반 노출치료 조건에서 종결 후 측정된 부정적 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도라는 두 종속측정치가 더욱 유의하게 감소하였다. 대조적으로, 기저선 우울증상 심각도가 낮은 참가자들은 마음챙김 기반 노출치료 조건에 비해 인지행동집단치료 조건에서 종결 후 시점에 측정된 부정적 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도가 유의하게 더 감소했다. 따라서 본 연구에서 상정한 두 번째 가설이 부분적으로 지지되었다. 이러한 결과는 우울증상 심각도가 높을수록 마음챙김 기반 노출치료가, 우울증상 심각도가 낮을수록 인지행동집단치료가, 부정적 자기-참조적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도의 감소에 더 효과적임을 시사한다. 반면, 나머지 종속측정치(특질발표불안, 발표불안 자동적 사고, 발표시 최고불안, 발표시 종료불안, 지각된 수행불안 행동)에 대한 두 치료의 효과는 우울증상 심각도에 의해 조절되지 않았다. 이와 같이 일부 종속측정치에서만 우울증상 심각도에 의한 조절효과가 나타난 이유를 탐색하기 위하여 각 종속측정치의 사전-사후 감소량 간의 상관분석을 실시하였다. 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감과 이를 사실로 믿는 정도의 감소량은 서로 강한 상관을 보였으나

다른 변인들의 감소량과의 상관은 유의하지 않았는데, 이 결과는 이 두 가지 측정치가 다른 측정치들과 비교해서 발표불안의 다소 상이한 측면을 측정할 가능성을 시사한다. 그렇다면 어떠한 특정 측면에 대한 조절효과가 나타난 것일까? 조절효과가 나타난 두 변인은 발표와 관련된 사고에 대한 정서적 불편감 혹은 사실로 믿는 정도와 같이 사고를 매개로 한 속성을 측정한다. 반면, 다른 종속변인들은 발표관련 불안의 정서적 또는 행동적/신체적 측면을 측정한다. 요약하면, 두 치료와 발표불안 감소 정도 간의 관계를 우울증상의 심각도가 조절할 때, 그 조절효과는 발표불안의 다른 측면들보다는 발표불안관련 사고의 측정치들에서만 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 우울증상 심각도를 조절변인으로 상정한 Arch와 Ayers(2013)의 연구와 본 연구 간의 공통점과 차이점에 대해 살펴보겠다. 공통점으로는 두 연구 모두 마음챙김에 기반을 둔 치료를 적용했다는 점, 우울증상 심각도에 의한 조절효과가 나타난 점, 조절효과의 크기가 비슷한 점(상호작용항이 포함된 단계 $\Delta R^2 = .16$, 본 연구에서 $\Delta R^2 = .20$)을 들 수 있다. 차이점은 Arch와 Ayers(2013)의 연구에서는 마음챙김 명상을 단독으로 적용했으나, 본 연구에서는 마음챙김 명상에 노출훈련을 추가시켰다는 점이다. 아울러, Arch와 Ayers(2013)의 연구에서는 사후 시점에서는 우울증상 심각도에 의한 조절효과가 나타나지 않다가 3개월 추후 시점에서 조절효과가 발견된 반면, 본 연구에서는 사후 시점에서 조절효과가 나타났다가 1개월 추후 시점에서는 조절효과가 소실된 점을 들 수 있다. 시점에 따른 차이가 발생한 이유와 관련하여, Arch와 Ayers(2013)의 연구에서 비록 노출훈련이 포함되지 않았지만,

종료 후 3개월이 경과하는 동안 다양한 생활 장면에서 불안유발 상황에 노출되었을 가능성이 높고, 그동안 배운 마음챙김을 자연스럽게 불안유발상황에 적용했을 가능성이 있다. 반면, 본 연구에서는 비록 치료 프로그램에 노출훈련을 포함시켜 치료를 받는 동안 모의노출이나 실제 노출을 경험했으나, 치료 종료 후에는 오히려 발표상황에 노출될 기회가 적은 편이었다(방학 중이거나 학기 중 발표가 거의 없는 기간). 즉, 두 연구에서 불안유발 상황에 노출되는 시기가 서로 달랐으며, 조절효과가 발생한 시기의 차이는 노출 빈도의 차이에 기인했을 가능성이 있는 것으로 생각된다.

아울러, 상황에 따른 유연한 대처의 중요성을 강조하는 대처유연성 가설(Cheng, 2001)을 바탕으로 본 연구에서 나타난 조절효과의 치료적 및 병리적 측면을 살펴보겠다. 먼저 치료적 측면을 살펴보면, 마음챙김 기반 노출치료 조건에서 다양한 영역(생각, 감정, 신체감각, 행동)의 체험을 골고루 다루도록 안내한 것과 대조적으로, 인지행동집단치료 조건에서는 인지 영역을 치료적 개입의 주된 대상으로 삼았다. 그러므로 부적응적 인지에 대한 집중적 대처 면에서는 인지행동집단치료가 더 우수하였으나, 다양한 영역의 체험들을 다루면서 자신이 잘 다룰 수 있는 영역과 그렇지 못한 영역들을 고려하여 유연하게 대처하는 측면에서는 마음챙김 기반 노출치료가 더 우수 할 것임을 추론할 수 있다. 마음챙김 기반 노출치료가 다양한 영역의 체험을 다룰 수 있었다는 점은 참가자들이 치료과정에서 실제로 적용했다고 스스로 보고한 아래 내용들을 통해서 확인되었다. 참가자들은 감정("불안감, 긴장감을 알아차리고 있는 그대로 바라보았다"), 신체감각("손이 떨리거나 목소리가 떨리는 것

에 신경 쓰기보다 발표 내용에 집중하려고 노력하였다"), 생각("‘발표를 망치고 말 거야.’라는 부정적 판단들을 알아차리고 흘려보냈다"), 그리고 행동("내가 말끝을 흐리고 있다는 사실을 알아차리고 말을 끝까지 하려고 노력하였다") 영역들 중에서 마음챙김 전략을 각자 자신이 잘 다룰 수 있는 영역에 적용하고, 그렇지 않은 영역에는 일단 보류하는 식으로 대처한 것으로 보인다. 이는 마음챙김 기반 노출치료가 개인별 특성에 따라 발표불안에 대해 유연하게 대처할 수 있도록 구성되었음을 시사한다.

다음으로, 병리적 측면에서 볼 때, 우울증상은 사회불안증상에 동반될 가능성이 높고, 동반될 경우 사회불안증상만 가진 경우에 비해 증상의 심각도나 기능 정도 등 여러 면에서 더욱 부정적인 양상을 나타낸다(Bruce et al., 2005; Kim, Cho, & Lee, 2000; Norton, Temple, & Pettit, 2008; Wilson & Rapee, 2005). 이와 함께, 사회불안장애 환자를 치료할 때 우울증상 심각도가 치료효과에 부정적인 영향을 끼쳤다는 점(Erwin et al., 2002; Feske et al., 1996)을 고려해볼 때, 우울증상 심각도가 높은 참가자들은 심각도가 낮은 참가자에 비해 정서적 장애의 측면에서 더욱 복잡하고 부정적일 수 있는 반면에, 우울증상 심각도가 낮은 참가자들은 심각도가 높은 참가자에 비해 정서적 장애의 양상이 비교적 단순하다고 볼 수 있다.

앞서 살펴본 치료적 측면과 병리적 측면을 함께 고려하면 각 치료의 특징과 본 연구의 결과에 대한 이해를 높일 수 있을 것으로 생각된다. 즉, 마음챙김 기반 노출치료는 다양한 영역의 체험을 다룰 수 있고 개인 특성에 적합한 유연한 대처가 가능하지만 인지적 측면에 대한 집중도는 약하기 때문에 정서적 장애

의 양상이 복잡한 참가자에게 도움이 되지만, 단순한 정서장애 양상을 가진 참가자에게는 오히려 인지에 대한 선택적 집중을 저하시킨 것으로 판단된다. 이와 대비되게, 인지행동집단치료는 정서장애 양상이 단순한 참가자에게는 인지에 대한 선택적 집중 측면에서 도움이 되었으나, 복잡한 정서장애 양상을 가진 참가자에게는 그들에게 필요한 대처 유연성을 제공하는 데 다소 부족함이 있었던 것으로 해석 할 수 있겠다.

치료적 및 방법론적 의의

본 연구는 치료적 및 연구방법론의 측면에서 몇 가지 의의가 있다. 첫째, 본 연구의 결과는 마음챙김 및 수용에 기반을 둔 치료가 사회불안장애에 대한 증거기반치료로 널리 인정받고 있는 인지행동치료의 유력한 대안이 될 수 있는 가능성을 제시했다는 점에서 큰 의의가 있다. 특히, 발표불안을 치료하는데 있어 마음챙김에 기반을 둔 치료에 노출훈련을 포함시켜야 할 필요성 및 그 경험적 근거를 제공하였다. 본 연구에서 마음챙김 명상에 노출훈련을 결합시킨 결과, MBSR을 단독으로 적용한 Koszycki 등(2007)의 연구와 달리, 인지행동집단치료와 대등하게 우수한 치료 효능을 보였다. 이처럼 마음챙김 명상과 노출훈련을 통합시키고자 한 시도는 불안장애를 위한 더 효과적인 치료 구성요소 간 조합을 찾아내려는 시도뿐만 아니라(Hong, 2014b; Kim, 2009; Kocovski et al., 2013; Koszycki et al., 2007), 마음챙김 명상에 의해 향상된 주의자각능력이 불안반응에 대한 역조건 형성을 증진한다는 Treanor(2012)의 주장과도 일치하는 것으로 볼 수 있다. Treanor(2012)의 주장에 따르면, 마음

챙김 명상과 함께 수행하는 노출훈련은 주의자각 증진의 맥락에서 수행되는 것임을 시사하는 바, 이는 가치전념행동의 맥락에서 노출훈련을 수행하는 것으로 알려진 수용전념치료(Craske et al., 2014)와 상이한 측면으로 볼 수 있다. 마음챙김 기반 노출치료 조건에서 수행된 노출훈련이 포함한 주의자각의 맥락은 본 연구 참가자들의 공통적인 피드백(예: 목소리가 작아지려고 하는 순간에 이를 알아차렸다; 발표 중 당황하거나 아무 생각이 나지 않을 때, 잠시 멈춰 내가 당황하고 있다는 것을 알아차린다 등)에서도 확인할 수 있었다. 이러한 점들을 고려해 볼 때, 향후 사회불안장애의 치료에 대한 임상 실제 및 치료효과 연구에서는 기존의 마음챙김 명상에 노출훈련을 체계적으로 결합시킨 치료적 접근을 시도해 볼 필요가 있으며, 그 과정에서 본 연구에서의 치료효과가 반복검증되는지 경험적으로 확인해 볼 필요가 있다. 무엇보다도 마음챙김에 의해 증진된 주의자각이 노출훈련과 어떠한 방식으로 상호작용하여 치료 효능을 증진시키는 역할을 하는지에 대해서, 그리고 그 과정에서 수용이 노출훈련과 상호작용하는 방식과는 어떤 공통점과 차이점을 보이는지를 규명하는 기제 연구가 필요하다.

둘째, 발표불안에 대한 인지행동치료와 마음챙김에 기반을 둔 새로운 치료 간의 조절변인을 일부 규명하였으며, 이 결과에 기초하여 내담자의 기저선 우울증상 심각도를 고려한 맞춤식 치료를 제공하면 치료효과가 더 높아질 가능성을 제시하였다. 특히 본 연구는 다양한 불안장애에 걸친 치료 조절변인을 규명한 기존 연구(Arch & Ayers, 2013; Wolitzky-Taylor et al., 2012)의 단점을 보완하여 특정 장애에 대한 치료 조절변인을 규명하였다는 점

에서 치료의 유용성이 높다고 할 수 있겠다. 아울러, 인지행동치료를 통해 사회불안장애를 치료하는 임상가들에게 가장 큰 장애물로 알려진 공존병리 문제(McAleavy, Castonguay, & Goldfried, 2014)를 다루는 데 있어서, 본 연구의 결과는 임상적 유용성을 증진하는 데 기여할 것으로 보인다. 치료 장면에서 임상가들이 가장 어려움을 호소한 공존병리 중에서 우울이 47.8%로 가장 높은 비율을 차지하므로, 우울증상 심각도에 따른 차별적인 치료적 개입은 사회불안과 우울증의 공존병리로 인한 치료적 어려움을 경감시키는 데 많은 도움을 줄 것으로 기대된다.

셋째, 본 연구는 연구방법론의 측면에서 정교하게 설계되어 연구 결과에 대한 내적 타당도를 높였다. 치료 효능 및 조절효과의 유의도를 검증하는데 있어서 홀름-본페로니 방법(Holm, 1979)을 적용하여, 선행 연구들에 비해 더 엄격하게 그 유의성을 검증하였다. 또한, 예측변인 간 상호작용을 고려하지 않고 여러 예측변인을 사용한 기존 연구들(Arch & Ayers, 2013; Craske et al., 2014; Wolitzky-Taylor et al., 2012)의 단점을 보완하기 위해 단일 예측변인을 사용하여 1종 오류의 발생 가능성을 통제하였다. 이와 더불어, 대기 조건뿐만 아니라 증거기반치료로 확립된 인지행동치료를 비교 조건에 포함시켜 연구 설계 측면에서 기존 연구들의 제한점을 보완하였으며, 치료 종료 후 추적검사를 실시하여 치료효과의 유지 여부를 확인하였다.

제한점과 향후 보완점

본 연구가 안고 있는 몇 가지 제한점과 앞으로의 연구를 통해 보완해야 할 점들은 다음

과 같다. 첫째, 참가자들을 선별할 때, 진단적 면접을 통해 발표불안이 높은 학생들을 선발하지 않고, 자기보고식 설문지만을 이용해 선별하였다. 참가자가 실제 발표상황에서 느끼는 주관적 불안은 객관적 검사 결과와 불일치할 가능성이 있으므로, 추후에는 구조화된 면접 도구를 사용하여 임상가가 평정하는 방법을 추가하여 참가자 선별절차를 더 정교하게 진행할 필요가 있겠다.

둘째, 선행 연구들에 비해 참가자 수가 적었고, 1개월 추수회기에서는 다수의 탈락자가 발생하여 조절효과 검증에 한계가 있었다. 이러한 점은 본 연구의 결과를 해석하는 데 다소의 제한점을 준다. 여러 종속측정치들 중에서 자기-참조적 부정적 사고에 대한 정서적 불편감 및 이를 사실로 믿는 정도라는 개인 고유의 사고와 관련된 측정치들에서만 조절효과가 발견된 이유가 참가자 수에 기인한 것인지, 아니면 각 치료의 고유한 특성에 기인한 것인지에 대해서 본 연구의 결과만으로는 판단하기가 어렵다. 따라서 향후 연구에서는 더 많은 수의 내담자를 포함하여 본 연구와 동일한 결과를 보이는지를 검토해 볼 필요가 있다.

셋째, 본 연구의 참가자들은 4년제 일반 대학생들에 국한되어 있다. 따라서 향후 사회불안장애 진단을 받은 환자집단이나 지역사회 표본을 대상으로 했을 때에도 본 연구와 동일한 결과가 나오는지를 살펴볼 필요가 있다. 특히 본 연구에서는, 특질발표불안척도 점수를 이용해 발표불안 수준이 높은 참가자들을 선별할 때, 일반적으로 사용되는 평균에서 1표준편차 이상의 기준이 아닌, 평균보다 0.5표준편차 이상의 기준으로 학생들을 선발하였으므로, 연구 결과를 일반화하는 데 있어 한계점을 가진다. 따라서 향후에는 평균보다 1

표준편차 혹은 그 이상의 발표불안수준을 지닌 임상집단에 대한 연구가 보완될 필요가 있다.

넷째, 발표불안의 여러 측면들을 측정하는 도구들을 사용하기는 했지만, 이를 모두 자기 보고형 검사에 국한되어 있다는 것을 제한점으로 들 수 있다. 따라서 향후 연구에서 치료 효과를 더 신뢰롭고 타당하게 검증하기 위해 서는 생리적 측정치를 포함한 측정방법을 사용하여 다차원적으로 평가해야 할 필요성이 있다. 또한 연구 목적에 대해 알지 못하는 제3의 임상가에 의한 평정을 실시할 필요가 있겠다.

References

- Arch, J. J., & Ayers, C. R. (2013). Which treatment worked better for whom? Moderators of group cognitive behavioral therapy versus adapted mindfulness based stress reduction for anxiety disorders. *Behaviour Research and Therapy*, 51, 434-442.
- Arch, J. J., Eifert, G. H., Davies, C., Plumb, C., Rose, R. D., & Craske, M. G. (2012). Randomized clinical trial of cognitive behavioral therapy (CBT) versus acceptance and commitment therapy (ACT) for mixed anxiety disorders. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 80, 750-765.
- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10, 125-143.
- Beck, A. T., Emery, G., & Greenberg, R. L. (1985). *Anxiety disorders and phobias: A cognitive perspective*. New York: Basic Books.
- Beesdo, K., Bittner, A., Pine, D. S., Stein, M. B., Höfler, M., Lieb, R., & Wittchen, H. U. (2007). Incidence of social anxiety disorder and the consistent risk for secondary depression in the first three decades of life. *Archives of General Psychiatry*, 64, 903-912.
- Borkovec, T. D., & Nau, S. D. (1972). Credibility of analogue therapy rationales. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 3, 257-260.
- Bruce, S. E., Yonkers, K. A., Otto, M. W., Eisen, J. L., Weisberg, R. B., Pagano, M., ... Keller, M. B. (2005). Influence of psychiatric comorbidity on recovery and recurrence in generalized anxiety disorder, social phobia, and panic disorder: A 12-year prospective study. *American Journal of Psychiatry*, 162, 1179-1187.
- Chambless, D. L., Tran, G. Q., & Glass, C. R. (1997). Predictors of response to cognitive-behavioral group therapy for social phobia. *Journal of Anxiety Disorders*, 11, 221-240.
- Cheng, C. (2001). Assessing coping flexibility in real-life and laboratory settings: A multimethod approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80, 814-833.
- Cho, Y. (2000). The effects of group cognitive therapy for social phobia. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 19, 181-206.
- Cho, Y. (2001). Exposure therapy for anxiety disorders: Critical analysis, mechanisms of action, and improvements. *Korean Journal of Psychology*, 20, 229-257.
- Cho, Y. (2004). The reliability and validity of a

- Korean version of the speech anxiety thoughts inventory. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 23, 1109-1125.
- Cho, Y. (2007). The effects of video feedback on public speaking anxiety: Moderators and mediators. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26, 293-322.
- Cho, Y. (2012). Effects of and mechanisms of changes in a group mindfulness-based emotion regulation intervention for improving psychological health: Mediating roles of emotion dysregulation and mindfulness. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 31, 773-799.
- Cho, Y., Chai, C., & Choi, Y. (2009). The roles of experiential avoidance and mindful attention awareness in depressive and anxiety symptoms and in well-being. *Korean Journal of Psychology*, 28, 1135-1154.
- Cho, Y., Lee, M., & Park, S. (1999). A study on the reliability and validity of the Korean version of speech anxiety scale. *Korean Journal of Psychology*, 18, 165-178.
- Cho, Y., Smits, J. A., & Telch, M. J. (2004). The speech anxiety thoughts inventory: Scale development and preliminary psychometric data. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 13-25.
- Cho, Y., & Won, H. (1997). Cognitive assessment of social anxiety: A study on the development and validation of the social interaction self-efficacy scale. *Psychological Issues*, 4, 397-434.
- Chon, K., Choi, S., & Yang, B. (2001). Integrated adaptation of CES-D in Korea. *Korean Journal of Health Psychology*, 6, 59-76.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 69-73). New York: Guilford Press.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbawn.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied Multiple Regression/Correlation for the Behavioral Sciences* (3rd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbawn.
- Craske, M. G., Niles, A. N., Burkland, L. J., Wolitzky-Taylor, K. B., Vilardaga, J. C. P., Arch, J. J., Saxbe, D. E., & Lieberman, M. D. (2014). Randomized controlled trial of cognitive behavioral therapy and acceptance and commitment therapy for social phobia: Outcomes and moderators. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 82, 1034-1048.
- Dalrymple, K. L., Morgan, T. A., Lipschitz, J. M., Martinez, J. H., Tepe, E., & Zimmerman, M. (2014). An integrated, acceptance - based behavioral approach for depression with social anxiety: Preliminary results. *Behavior Modification*, 38, 516-548.
- Erwin, B. A., Heimberg, R. G., Juster, H., & Mindlin, M. (2002). Comorbid anxiety and mood disorders among persons with social anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 19-35.
- Feske, U., Perry, K. J., Chambless, D. L., Renneberg, B., & Goldstein, A. J. (1996). Avoidant personality disorder as a predictor

- for treatment outcome among generalized social phobics. *Journal of Personality Disorders*, 10, 174-184.
- Ha, K., & Cho, Y. (2011, July). *The effect of acceptance on anxiety responses to a public-speaking situation: Roles of negative social self concept and trait speech anxiety*. Paper presented at the 3rd Asian Cognitive Behavior Therapy Conference Abstracts, Seoul, Korea
- Heimberg, R. G. (1991). A manual for conducting cognitive-behavioral group therapy for social phobia. Unpublished manuscript.
- Herbert, J. D., & Cardaciotto, L. A. (2005). An acceptance and mindfulness-based perspective on social anxiety disorder. In S. M. Orsillo & L. Roemer (Eds.), *Acceptance and mindfulness-based approaches to anxiety* (pp.189-212). New York: Springer US.
- Hofmann, S. G., Heering, S., Sawyer, A. T., & Asnaani, A. (2009). How to handle anxiety: The effects of reappraisal, acceptance, and suppression strategies on anxious arousal. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 389-394.
- Hofmann, S. G., Sawyer, A. T., Witt, A. A., & Oh, D. (2010). The effect of mindfulness-based therapy on anxiety and depression: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 78, 169-183.
- Hofmann, S. G., Schulz, S. M., Meuret, A. E., Moscovitch, D. A., & Suvak, M. (2006). Sudden gains during therapy of social phobia. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 687-697.
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6, 65-70.
- Hong, S. (2014a). Latent growth model for change analysis. Advanced research methodology workshop series 27. S & M Research Group.
- Hong, S. (2014b). *Effects of Cognitive Behavioral Group Therapy and Self Compassion Meditation Cognitive Behavioral Group Therapy for Speech Anxiety of the Female University Students*. (Unpublished master's thesis). University of Duksung Women's, Seoul, Korea.
- Jacobson, N. S., & Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59, 12-19.
- Kabat-Zinn, J. (1982). An outpatient program in behavioral medicine for chronic pain patients based on the practice of mindfulness meditation: Theoretical considerations and preliminary results. *General Hospital Psychiatry*, 4, 33-47.
- Kim, E. (1999). *Social self-processing and safety behaviors in social phobics*. (Unpublished doctoral dissertation). University of Seoul, Seoul, Korea.
- Kim, J., Cho, Y., & Lee, M. (2000). A comparative study on the self - concepts of university students with social anxiety and depression. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 19, 1-15.
- Kim, J., & Son, C. (2013). Effects of acceptance and commitment therapy(ACT) on social avoidance and self-focused attention or college student with speech anxiety. *Korean Journal of Health Psychology*, 18, 267-283.
- Kim, S. (2009). *A Comparison of effectiveness between*

- cognitive - behavioral group therapy(CBGT) and mindfulness - meditation - added CBGT for undergraduates with speech anxiety. (Unpublished master's thesis). University of Chungbuk, Cheongju, Korea.
- Kim, S. (2013). *A study on the development and effectiveness of acceptance based exposure therapy program for public*. (Unpublished master's thesis). University of Ajou, Seoul, Korea.
- Kocovski, N. L., Fleming, J. E., Hawley, L. L., Huta, V., & Antony, M. M. (2013). Mindfulness and acceptance-based group therapy versus traditional cognitive behavioral group therapy for social anxiety disorder: A randomized controlled trial. *Behaviour Research and Therapy*, 51, 889-898.
- Kocovski, N. L., Fleming, J. E., & Rector, N. A. (2009). Mindfulness and acceptance-based group therapy for social anxiety disorder: An open trial. *Cognitive and Behavioral Practice*, 16, 276-289.
- Koszycki, D., Benger, M., Shlik, J., & Bradwejn, J. (2007). Randomized trial of a meditation-based stress reduction program and cognitive behavior therapy in generalized social anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 2518-2526.
- Kraemer, H. C., Frank E., & Kupfer, D. J. (2006). Moderators of treatment outcomes: Clinical, research, and policy importance. *The Journal of the American Medical Association*, 296, 1286-1289.
- Kwon, S., & Jung, H. (2014). Effects of the acceptance and commitment therapy program on psychological adjustment of university students with a high level of social anxiety. *Cognitive Behavior Therapy in Korea*, 14, 145-164.
- Lee, G. (2012). *The effect of mindfulness on social anxiety and post-event rumination*. (Unpublished master's thesis). University of Ajou, Suwon, Korea.
- Lee, J. (1996). *A comparative study of the cognitive-behavioral and exposure therapy for social anxiety*. (Unpublished doctoral dissertation). University of Yonsei, Seoul, Korea.
- Mahone, E. M., Bruch, M. A., & Heimberg, R. G. (1993). Focus of attention and social anxiety: The role of negative self-thoughts and perceived positive attributes of the other. *Cognitive Therapy and Research*, 17, 209-224.
- 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.
- McAleavey, A. A., Castonguay, L. G., & Goldfried, M. R. (2014). Clinical experiences in conducting cognitive-behavioral therapy for social phobia. *Behavior therapy*, 45, 21-35.
- Moscovitch, D. A., Hofmann, S. G., Suvak, M. K., & In-Albon, T. (2005). Mediation of changes in anxiety and depression during treatment of social phobia. *Journal of consulting and clinical psychology*, 73, 945-952.
- Norton, P. J., & Price, E. C. (2007). A meta-analytic review of adult cognitive-behavioral treatment outcome across the anxiety disorders.

- The *Journal of Nervous and Mental Disease*, 195, 521-531.
- Norton, P. J., Temple, S. R., & Pettit, J. W. (2008). Suicidal ideation and anxiety disorders: Elevated risk or artifact of comorbid depression? *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 39, 515-525.
- Oh, E., & Cho, Y. (2014). Effects 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.
- Ohayon, M. M., & Schatzberg, A. F. (2010). Social phobia and depression: Prevalence and comorbidity. *Journal of Psychosomatic Research*, 68, 235-243.
- Park, K., & Ahn, C. (2001). The Outcome of cognitive-behavioral group treatment for social phobia. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 20, 1-18.
- Park, S., & Cho, Y. (2006, May). *The effect of acceptance-based treatment on speech anxiety reduction in college students*. Paper presented at the 1st Asian Cognitive Behavior Therapy Conference Abstracts, Hong Kong, China.
- Paul, G. L. (1966). *Insight vs. desensitization in psychotherapy: An experiment in anxiety reduction*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 741-756.
- Rodebaugh, T. L. (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.
- Segal, Z. V., Williams, J. M., & Teasdale, J. D. (2002). Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse. New York: Guilford Press.
- Shapiro, S. L., Carlson, L. E., Astin, J. A., & Freedman, B. (2006). Mechanisms of mindfulness. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 373-386.
- Treanor, M. (2012). *The impact of mindfulness on exposure and extinction processes in social anxiety*. (Unpublished doctoral dissertation). University of Massachusetts, Boston. USA.
- Wilson, J. K., & Rapee, R. M. (2005). Interpretative biases in social phobia: Content specificity and the effects of depression. *Cognitive Therapy and Research*, 29, 315-331.
- Wolitzky-Taylor, K. B., Arch, J. J., Rosenfield, D., & Craske, M. G. (2012). Moderators and non-specific predictors of treatment outcome for anxiety disorders: A comparison of cognitive behavioral therapy to acceptance and commitment therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 80, 786-799.

Received October 29, 2015

Revised March 30, 2016

Accepted April 18, 2016

발표불안에 대한 마음챙김 기반 노출치료의 효능 및 조절변인으로서의 기저선 우울증상 심각도: 인지행동집단치료와의 비교

이 창 현 조 용 래 오 은 혜

한림대학교 심리학과 · 한림응용심리연구소 · 한림대학교 학생생활상담센터

본 연구는 마음챙김 기반 노출치료와 인지행동집단치료의 효능을 비교하고, 기저선 우울증상의 심각도에 따라 두 치료가 발표불안의 감소 정도에 차별적 효과를 나타내는지 검증하고자 하였다. 두 가지 치료조건과 대기 조건 등 세 조건에 발표불안이 높은 남녀 대학생 60명(남학생 17명)을 무선 할당하여 3주간 매주 2회기씩 총 6회기에 걸친 치료 프로그램을 진행하고, 치료 종결 1개월 후에 추수검사를 실시하였다. 연구 결과, 첫째, 마음챙김 기반 노출치료(20명)는 대기 조건(18명)에 비해 발표불안을 감소시키는데 있어 더 효과적이었으나 인지행동집단치료(22명)와 비교할 때에는 유의한 차이를 보이지 않았으며, 이러한 효과는 종결 후 1개월이 지난 시점까지 유지되었다. 둘째, 참가자들의 기저선 우울증상 심각도가 높은 경우 마음챙김 기반 노출치료가 종결 후의 자기-참조적인 부정적 사고 관련 측정치들에서 더 효과적이었으나, 참가자들의 기저선 우울증상 심각도가 낮은 경우 인지행동집단치료가 종결 후의 자기-참조적인 부정적 사고 관련 측정치들에서 더 효과적이었다. 따라서 이 결과들은 마음챙김 및 수용에 기반을 둔 치료가 발표불안에 대한 전통적 인지행동치료의 적절한 대안이 될 수 있을 가능성, 마음챙김에 기반을 둔 치료에 노출훈련이 포함될 필요성, 그리고 치료 조절변인으로서 내담자의 우울증상 심각도를 고려한 맞춤식 치료를 제공할 수 있는 근거를 제시한다.

주요어: 발표불안, 기저선 우울증상, 마음챙김, 노출, 인지행동치료, 자기-참조적인 부정적 사고