

메타분석에 기초한 우울과 불안증상에 대한 ACT(수용-전념치료) 기반 집단상담 효과

이 은 경

송 미 경[†]

서울여자대학교

본 연구는 2005년부터 2018년 2월까지 국내에서 발표된 우울과 불안증상에 대한 수용-전념치료 기반 집단상담의 효과성을 메타분석으로 검증하였다. 연구결과를 살펴보면, 첫째, 우울증상에 대한 16편의 연구에서 산출된 17개의 효과크기를 종합한 평균 효과크기는 -.838로 큰 효과크기로 나타났다. 우울증상에 대한 치료적 효과는 집단구성원이 남녀 혼합인 경우, 대학생/대학원생인 경우, 준임상 집단일 때, 7~8회기로 구성하였을 때, 실시시간이 4주 이하일 때, 주당 2회 실시되었을 때, 회기 시간이 91~120분 일 때, 집단원이 10명 이하인 경우와 무처치 통제집단이었을 때 더 큰 치료효과가 나타났다. 둘째, 불안증상에 대한 19편의 연구에서 산출된 26개의 효과크기를 종합한 결과, 평균 효과크기는 -.789으로 중간크기로 나타났다. 불안증상에 대한 치료적 효과는 남녀혼합 구성, 대학생/대학원생인 경우, 7~8회기, 실시시간은 4주 이하, 주당 회기 수는 1회 또는 2회기, 회기 시간이 91~120분, 집단원이 10명 이하로 구성되었을 때와 무처치 통제집단일 때 더 큰 치료효과가 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 시사점을 논의하였다.

주요어 : 수용전념치료, 메타분석, 우울증상, 불안증상, 조절변인, 효과크기

[†] 교신저자 : 송미경, 서울여자대학교 교육심리학과, (01797) 서울시 노원구 화랑로 621, 50주년기념관 617호, Tel : 02-970-5564, E-mail : songdouce@swu.ac.kr

최근 우리나라는 우울장애 및 불안장애 등 정서적인 고통감을 호소하는 환자들이 급격하게 증가하고 있다. 건강보험심사평가원의 보건의료빅데이터 개방시스템을 통해 우울증 및 불안장애 환자의 증가 추이를 살펴보면, 2017년에 우울증으로 입원 및 외래치료를 받은 인원이 680,169명으로 2013년 591,148명이었던 것과 비교할 때 불과 4년 사이에 약 15%가 상승하였다. 또한, 2017년에 불안장애로 입원 및 외래치료를 받은 환자는 633,862명으로 2013년 525,516명이었던 것과 비교할 때 약 21%가 증가하였다(건강보험심사평가원, 2017). 이 수치는 건강보험을 수급받은 대상만을 포함한 것이므로 사설 상담센터 및 학교 상담센터 등의 상담현장에서 우울 및 불안증상으로 고통을 호소하는 내담자들의 수는 훨씬 많을 것으로 추정할 수 있다. 이렇듯 정서적 고통감을 호소하는 내담자들이 급격하게 증가하면서 효율적으로 우울 및 불안증상에 개입할 수 있는 치료적 방법을 찾고자하는 상담자들의 욕구 또한 상승하고 있다. 이에, 연구자들은 국내에서 실시되고 있는 다양한 치료방법들을 타당성 있게 비교분석하여 내담자의 증상을 경감시킬 수 있는 치료적 변인이 무엇인지 확인하고 치료효과 증진을 위해 체계적인 방안을 모색하고자 노력하고 있다.

국내에서 실시되고 있고, 많은 수의 연구가 보고되고 있는 우울 및 불안증상의 감소에 대한 효과성을 인정받고 있는 근거 기반 치료방법에는 인지행동치료(CBT), 마음챙김 기반 스트레스 감소(MBSR), 마음챙김 기반 인지치료(MBCT), 수용-전념치료(ACT) 등이 있으며, 각 치료적 접근에 근거하여 다양하게 보고되고 있는 개별 치료효과를 체계적으로 분석하는 메타분석 연구가 활발하게 진행되고 있다(조

용래, 노상선, 조기현, 홍세희, 2014; 박선미, 2015; 이해진, 박형인, 2015; 김경희, 2016; 조희현, 이주희, 2017). 우울과 불안 증상에 대한 MBSR과 MBCT를 마음챙김 기반 개입으로 한정하여 치료적 효과성을 메타분석한 조용래 등(2014)의 연구에서는 우울에 대하여 1.018, 불안에 대하여 1.096의 전체효과크기를 보고하였다. 우울과 불안증상에 대한 인지행동치료의 효과성을 메타분석한 결과, 우울에 대한 효과크기는 .77, 불안에 대한 효과크기는 .60이었다(박선미, 2015). 이경희(2017)는 전통적인 CBT가 우울증과 불안장애의 취약성을 감소시켜 치료효과가 나타나는 반면 회복력을 증진시키는 치료적 요소에 대한 관심은 적음을 언급하면서, 수용-전념치료(Acceptance-Commitment Therapy: 이하 ACT)가 심리적 수용을 강화하여 우울과 불안증상의 보호요인으로 회복력을 증진시킴을 입증하였다. 또한, CBT는 경험의 수용보다는 변화에 초점을 두고 있어 비합리적인 신념을 보다 합리적으로 수정하기 위해 더 나은 형태의 경험회피를 체계적으로 훈련하는 반면, ACT는 부정적 정서를 통제하지 않고 기꺼이 경험하면서 수용하는 것을 필수적인 측면이라고 본다(김채순, 2012).

최근 우울 및 불안증상에 대한 효과적인 개입으로 국외에서 각광받고 있는 ACT는 수용과 마음챙김 과정, 전념과 행동변화 과정을 통해 심리적 유연성을 증진시키는 것을 목표로 하는 행동적이고 인지적인 접근이다(Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999). ACT에서는 기존의 주류 심리학의 기본 가정이었던 건강한 것이 정상이고 질병은 비정상이라는 병리에 대한 가정에 동의하지 않으며, 인간이 가지고 있는 심리적 과정은 그 자체가 파괴적이고 역기능적인 결과로 이어질 수 있고 비정상적인 병리

적 과정을 증폭시키거나 악화시킬 수 있다고 보는 ‘파괴적인 정상성 가정(assumption of destructive normality)’을 토대로 인간의 고통을 설명한다. 즉, 심리적 고통은 부정적인 경험 그 자체보다는 통제와 회피과정에 의해 고통에 불필요한 고통을 더하는 것에서 유발된다고 본다. 우울과 불안 등의 고통스런 정서는 인간이라면 누구나 경험할 수 있는 고통임을 가정하면서 우울장애 또는 불안장애 환자의 우울 또는 불안이 정상인과 본질적으로 다르지 않으며 이러한 경험과 어떻게 관계를 맺는지가 다를 뿐이라는 의미이다. 따라서, 우울 또는 불안을 경험할 때 심리적 고통이 가중되는 것은 사적경험을 수용하지 않고 경험회피를 통해 고통에 불필요한 고통을 더하는 것에서 유발된다는 관점을 취하고 있다. 우울 및 불안증상을 호소하는 내담자들이 정서적 고통에 대하여 회피하거나 통제하지 않고 기꺼이 수용할 뿐만 아니라 자신이 원하는 목표와 가치에 따라 행동함으로써 심리적 유연성을 획득하고, 당면한 현실에 적응하여 삶의 장면으로 복귀하는데 ACT가 효과적임이 확인된 바 있다(Forsyth, Parker, & Finlay, 2003; Max & Sloan, 2005; Roemer, Salters, Raffa, & Orsillo, 2005).

우울증상에 대한 ACT의 치료효과에 대한 선행연구를 살펴보면, 국외 연구에서는 우울장애(Zettle & Rains, 1989), 정신건강의학과 외래 청소년 환자들의 우울증(Hayes, Boyd, & Sewell, 2011), 만성 우울증 외래환자(Folke, Parling, & Melin, 2012) 등 우울증으로 진단받은 환자들에 대한 ACT의 효과성이 입증되었다. 또한 연령을 기준으로 성인의 우울증상(Bohlmeijer, Fledderus, Rolo, & Pieterse, 2011) 뿐만 아니라, 청소년의 우울증상 감소에도 효과

적이었다(Hayes, Villatte, Levin, & Hildebrand, 2011). 핵심증상이 우울증이 아닌 경우에도, 스트레스 감소를 위한 치료집단의 우울수준이 통제집단에 비해 유의하게 낮아졌다(Zettle & Hayes, 1986; Bond & Bunce, 2000; Bond & Hayes, 2003). 국내의 ACT 관련 연구에서는 성별에 따라 성인 여성의 우울증 감소(김미하, 손정락, 2011; 양선미, 박경, 2014), 유방암 환자의 우울 및 부정정서 감소 및 수용행동 향상(강민지, 김미리혜, 김정호, 2015), 군병사의 우울로 인한 자살생각 감소(심태경, 2017) 등 남녀 단독 집단에 대한 ACT의 효과성이 보고되었다. 또한, 연령에 따라 초기 성인기인 대학생들의 우울감 개선 및 재발방지에 효과적이었을 뿐만 아니라(이현아, 2010; 조현주, 2012; 오정은, 2015; 이보민, 2016), 청소년의 우울증 감소 및 자기 통제력 향상(김채순, 2012)이 보고된 바 있다. 그 외, 스마트폰 중독을 보이는 대학생들의 우울감 감소 및 자기 통제감을 높였고(하진미, 손정락, 2016), 휴대폰 판매원의 우울감 및 직무소진(김효정, 2015)의 감소가 보고되는 등 핵심증상이 우울증이 아닌 중독 또는 소진 등에서도 ACT의 효과성이 입증되었다.

불안증상과 관련하여 ACT의 효과성을 살펴보면, 국외 선행논문에서는 강박장애(Twohig, Hayes, & Masuda, 2006; Armstrong, Morrison, & Twohig, 2013), 틱장애(Franklin, Best, Wilson, Loew, & Compton, 2011), 일반화된 불안장애(Forman, Herbert, Moirra, Yeomans, & Geller, 2007), 시험불안(Brown et al., 2011), 사회불안(England et al., 2012; Kocovski, Fleming, Hawley, Huta, & Antony, 2013), PTSD(Woidneck, Morrison, & Twohig, 2014) 등 불안장애의 개별 증상군의 치료에 효과적이었다. 국내 연구에

서도 소방공무원의 PTSD 증상 개선(강경화, 2016) 및 사회공포증 감소(김두현, 2015; 김유리, 2016; 이준석, 2016) 등 불안장애 증후군에 효과적임이 지지되고 있다. ACT가 불안 및 불안 통제감을 낮추고, 심리적 안녕감을 높이며(이선영, 안창일, 2012), 발표불안 증상 및 발표불안 사고와 불안민감성을 감소시켰고(김혜은, 김도연, 2012; 김송연, 2013; 김수인, 백지숙, 2013; 김진미, 손정락, 2013), 학군사관 후보생의 불안 및 스트레스 감소(온안국, 손정락, 2017) 등 준임상적 수준에서의 불안감을 감소시키는 데도 효과적임이 보고되고 있다. 대학생을 대상으로 ACT 연구가 활발하게 진행되면서, 대인불안(김미옥, 손정락, 2013; 이규복, 2015), 사회불안(권성일, 2012), 상태 및 특성불안(노지윤, 강혜자, 손정락, 2016), 스마트폰 중독 대학생의 자기조절 및 불안(유화경, 손정락, 2016)이 감소되었고, 뿐만 아니라 청소년의 상태 및 특성불안 감소(김수경, 2013)에도 효과적이었다.

우울과 불안은 공병률이 높고, 사적 사건을 경험회피하여 부정적 정서인 우울 및 불안 등의 고통이 가중된다는 의미에서 공통적인 요소를 가지고 있는 바, Peter, Tom과 Jorge(2017)는 메타분석을 통해 우울과 불안 모두에서 ACT가 효과가 있음을 보고하였다. 중증도 이상의 우울장애 또는 불안장애를 가진 외래 환자를 대상으로 ACT와 CT를 처치한 결과, ACT와 CT 간의 치료효과의 차이는 유의하지 않았지만 CT 처치 집단보다 ACT를 처치한 집단에서 '경험회피'가 두드러지게 낮았다(Forman et al., 2007). 장기 요양시설에 입소하고 있는 우울과 불안증상을 가진 63세 이상의 노인을 대상으로 ACT를 실시한 결과, 우울과 불안이 유의하게 감소하였으며, 8주 후 추후검사에서도

결과는 유지되었다(Dahl, Wilson, & Nilsson, 2004). 국내 연구에서는 박세란과 이훈진(2012)은 ACT기반 가치탐색집단 프로그램을 대학생 대상으로 실시하여 처치집단과 대조집단을 비교한 결과, 통계적으로 유의하지는 않았지만 불안을 측정한 BAI 값은 감소하였고, 우울증상을 측정한 BDI 값은 유의한 감소를 보였을 뿐만 아니라 공변량분석을 통해 처치집단의 우울 변화량이 대조집단보다 유의하게 큰 것으로 보고하였다. 이경희(2017) 역시 우울과 불안증상의 취약요인인 걱정사고와 반추를 감소시키고 회복요인인 수용을 증가시킴으로써 ACT가 우울 뿐만 아니라 불안증상에도 효과적임을 보고하였다.

앞서 언급하였듯이, ACT에 대한 선행연구는 우울증상에 대한 또는 불안증상에 대한 치료적 개입 연구 등 개별적인 증상에 대한 효과성 연구를 비롯하여 우울과 불안을 동반한 다양한 증상군에 대한 치료적 효과 연구들이 축적되면서 국외에서는 ACT의 치료 효과성을 검증하는 메타분석 연구가 활발하게 진행되고 있다. 정신병리에 대한 치료적 효과에 대한 메타분석(Ruiz, 2012)을 비롯하여, 간질, 당뇨, 암, 심혈관 질환 등 신체적인 만성질환을 앓고 있는 환자들을 대상으로 실시된 ACT의 치료 효과성에 대한 메타분석 연구 등이 있다(Graham, Gouick, Krahe, & Gillanders, 2016). ACT를 메타분석한 결과, 불안장애, 우울장애, 중독, 신체화 증상 등에서 중간정도의 효과크기를 보였고, 이는 심리적 플래시보 현상 및 대기자 통제집단보다 유의하게 높았다(A-Tjak et al., 2014). Öst(2008)는 ACT와 DBT, ICBT를 비교하여 메타분석을 진행하였으며, 최근 아동 및 청소년 대상(Coyne, McHugh, & Martinez, 2011)으로 실시된 ACT의 효과성 연구가 증가

하고 있는 추세이다.

한국심리학회지 산하 학술지를 대상으로 ACT를 기반으로 연구한 논문 편수를 확인한 결과, 2010년까지는 2편의 논문이 발표되었던 반면 2010년 이후부터 2017년까지 37편의 논문이 발표되었다. 이 중에서 ACT 기반 집단상담의 효과성 연구가 28편으로 약 76%를 차지하였고, ACT 관련 척도 타당화 연구 2편, 이론적 고찰 연구 2편, 특정 장애에 대한 연구 3편, 기타 2편 등이 나머지를 차지하였다. 정신건강 관련 타학회지 및 학회지에 게재되지 않은 석·박사 학위 논문들을 포함한다면, ACT 관련 연구물의 수는 훨씬 급격한 상승세를 보일 것이다. 이렇듯 국내에서도 2005년 이후로 ACT에 대한 다양한 연구결과들이 축적되고 있으므로 이를 종합하여 치료의 효과성을 검증해보는 것은 매우 중요한 일일 것이다. 그러나, 현재까지 국내에서 ACT의 전반적인 효과성을 메타분석한 선행연구는 극소수이다. 김경희(2016)는 메타분석을 통해 ACT의 효과를 인지적 영역, 심리적 영역, 신체적 행동적 영역으로 범주화하여 효과크기를 측정하였으나 ACT 집단상담 프로그램이 구체적으로 어떤 증상 또는 어떤 영역에서 효과크기를 가지고 있는지 세부적으로 파악하기가 어렵다는 한계가 있다. 또한, 우울과 불안을 종속변인으로 하는 연구들을 대상으로 ACT와 MBSR을 개입 프로그램으로 사용한 집단상담의 전반적인 효과크기 및 효과크기에 영향을 주는 중재변인 즉, 성별, 회기당 시간, 회기 수, 출판년도 등을 비교하여 분석한 조희현과 이주희(2017)의 연구에서는 우울의 경우는 ACT와 MBSR 모두 중간정도의 효과크기를 보였으나, 불안의 경우는 ACT만 중간정도의 효과크기를 가지고 있음을 밝혔다. 메타분석에서 하위집

단간의 효과크기의 차이를 분석하기 위해서는 조절변수 당 최소 10개의 연구가 필요하다고 보는데(황성동, 2014), 조희현과 이주희(2017)가 메타분석에 사용한 ACT 관련 논문은 총 5편으로 우울에서 6개의 효과크기 및 불안에서 5개의 효과크기를 가지고 하위집단분석을 실시하고 있는 바, 이는 최소한의 수를 충족하지 못하고 있어 일반화하여 결과를 받아들이기에는 어려움이 있어 보인다. 게다가, 성별에서는 남성이 빠져있고, 회기 당 시간은 80분을 기준으로 이상 또는 이하로 구분되어 있으며, 회기 수의 경우도 8회기를 기준으로 이상 또는 이하로 구분되는 등 중재변인이 한정되어 있다. 앞서 언급한 두 편의 ACT 관련 메타분석 연구가 ACT에 대한 메타분석을 처음 진행하여 전체적인 효과크기를 확인하고(김경희, 2016), ACT와 MBSR을 비교하여 효과크기를 측정하였다(조희현, 이주희, 2017)는 점에서 의의가 있으나, 우울 및 불안 증상을 가진 내담자를 대상으로 실제 집단상담을 진행할 때 충분히 활용할 수 있는 집단원의 특성 및 집단 운영 특성 등 세부적인 정보를 제공하기에는 미흡한 점이 있으므로 후속 연구를 진행할 필요가 있다. 또한, 이미 국외에서는 ACT의 치료적 효과성에 대한 연구들이 많이 보고되고 있는 바, 국내 학계에서 지속적인 증가추세를 보이고 있는 우울과 불안증상에 대한 ACT 연구 결과물들을 메타분석을 통하여 종합적으로 계량화함으로써 국외연구와 비교하는 것은 중요한 의의가 있을 것으로 여겨진다.

국내·외에서 ACT 관련 연구 중 집단상담 형태로 진행된 연구가 많이 발표되고 있는 것은 ACT를 집단 프로그램으로 적용하였을 때 강점이 있음(Hayes, Follette, & Linchan, 2004)을 기술하였기 때문으로 여겨진다. 즉, ACT는 경

험적인 연습 및 상호작용 과정을 논의하는 것이 중요하며, 집단 구성원의 긍정적인 피드백을 통하여 ACT의 실험을 촉진하는데 도움을 줄 수 있다(Hayes et al., 2004; 홍혜라, 2016에서 재인용). 집단은 고통스럽거나 회피하고 싶은 부적경험을 다루는 등의 강력한 중재가 필요한 경우, 치료적 작업을 위한 토대를 제공한다. 집단 속에서 다른 집단 구성원이 기꺼이 수용하는 모습에서 용기와 동기를 얻을 수 있고, 수용과 탈융합을 위한 사회적 맥락을 제공받는다(홍혜라, 2016). 또한, 개인상담보다 집단상담은 보다 객관적인 피드백의 장을 제공하여 ACT의 핵심적인 치료요소인 수용, 탈융합, 전념행동을 경험하는 과정에서 치료를 방해하는 경험회피 패턴에 대한 자각을 용이하게 한다. 이준석(2016)은 사회불안장애 ACT 집단은 회기 내 노출을 통해 회피했던 상황을 안전한 치료 환경에서 연습을 통해 습관화를 촉진시키며, 아울러 수용과 탈융합을 실제적인 장면에서 적용할 수 있는 최적의 상황을 조성해준다고 강조하였다. 김수경(2013)은 불안 정서를 충분히 경험하고 처리하는 것이 불안 대처 및 공포증 노출치료의 핵심이며, 우울한 기분을 충분히 경험하는 것이 우울한 기분에서 벗어나게 하는 치료적 요인이기에, ACT에서는 경험에 대한 회피가 아닌 ‘기꺼이 경험하기’를 중요한 치료 요인이라고 하였다. 따라서, ACT 기반 집단상담 프로그램은 우울 또는 불안 증상으로 고통받는 내담자가 집단 속에서 기꺼이 경험하기를 연습하면서 다른 집단 구성원에게 모델링이 될 수 있으며, 스스로에게는 고통스러운 내적경험에 대한 노출을 통해 정서적 고통감을 경험하는 것이 위협하거나 삶을 위협하는 것이 아니라는 것을 깨닫도록 도와 현실적인 적응 및 심리적 유연성

을 향상시키는데 효과적일 수 있다.

따라서, 본 연구에서는 우울 및 불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과를 검증한 연구들을 선별하여 우울 및 불안증상의 개선에 있어 효과크기의 정도를 알아보고자 한다. 또한, 우울증상과 불안증상이 ACT 기반 집단상담의 다양한 중재요인(대상자 특성, 운영 특성)에 따라 치료효과에 어떤 차이가 있는지 규명하여 증상에 따라 ACT의 효과를 증진시킬 수 있는 방안을 마련할 수 있는 실용적인 정보를 제공하고자 한다. 이를 위해 2018년 2월까지 출간된 국내학술지 및 학위청구논문을 대상으로 우울과 불안 증상에 대한 ACT 기반 집단상담 연구들에 대하여 메타분석을 실시하였다.

본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

1. ACT에 기반을 둔 집단상담은 우울증상의 개선에 있어 전체 평균 효과크기가 어느 정도인가?

1) 집단상담 프로그램의 대상자 특성별(성별, 연령, 건강상태) 평균 효과크기는 어느 정도인가?

2) 집단상담 프로그램의 운영특성별(회기 수, 실시 기간, 주당 회기 수, 회기 당 시간, 집단원 수, 통제집단 처치유형) 평균 효과크기는 어느 정도인가?

2. ACT에 기반을 둔 집단상담은 불안증상의 개선에 있어 전체 평균 효과크기가 어느 정도인가?

1) 집단상담 프로그램의 대상자 특성별(성별, 연령, 건강상태) 평균 효과크기는 어느 정도인가?

2) 집단상담 프로그램 운영특성별(회기 수, 실시 기간, 주당 회기 수, 회기 당 시간, 집단원 수, 통제집단 처치유형) 평균 효과크기는

어느 정도인가?

방 법

문헌 검색

2005년부터 2018년 2월 말까지 국내에서 발표된 ACT에 기반을 둔 집단상담 프로그램 효과 연구 학위논문 및 학술지 논문을 분석 대상으로 하였다. 연구 자료는 KISS(한국학술정보서비스시스템)와 RISS(학술연구정보서비스)를 활용하여 ‘수용전념치료’, ‘수용전념’, ‘수용’, ‘전념행동’, ‘ACT’을 검색어로 사용하였다. 검색된 연구물이 인터넷 상으로 확인이 불가능한 경우, 해당 도서관에 신청하여 원문을 확인하는 절차를 가졌다. 연구물의 선정 과정은 Cochran Collaboration에서 제시하는 절차에 따

라 실시하였다(Higgins, 2011). 즉, KISS에서 135편, RISS에서 691편, 총 826편이 수집되었고, RISS와 KISS에 중복된 문헌 359편을 제거한 후 남은 문헌수는 549편이었다. 초등학생 또는 노인을 대상으로 한 논문, 부모와 자녀를 함께 처치대상으로 한 논문 등 대상자가 부적합한 연구물, 개인상담 및 심리교육 프로그램 등 집단상담이 아닌 경우, 사례분석 등 질적 연구를 배제한 결과 108편의 연구물이 선별되었다. 이 중 논문 우울과 불안 증상이 중속변인이 아닌 44편을 제외하고, 실험집단과 통제집단의 평균, 표준편차, 사례수가 제시되지 않는 등 독립변인과 중속변인간의 관계를 파악할 수 없거나 통제집단이 없는 단일집단 실험 연구, 부모 연계 프로그램 등 34편을 제거한 후 최종적으로 본 연구의 자료선정 기준에 충족되는 30편이 메타분석에 포함되었다(그림 1).

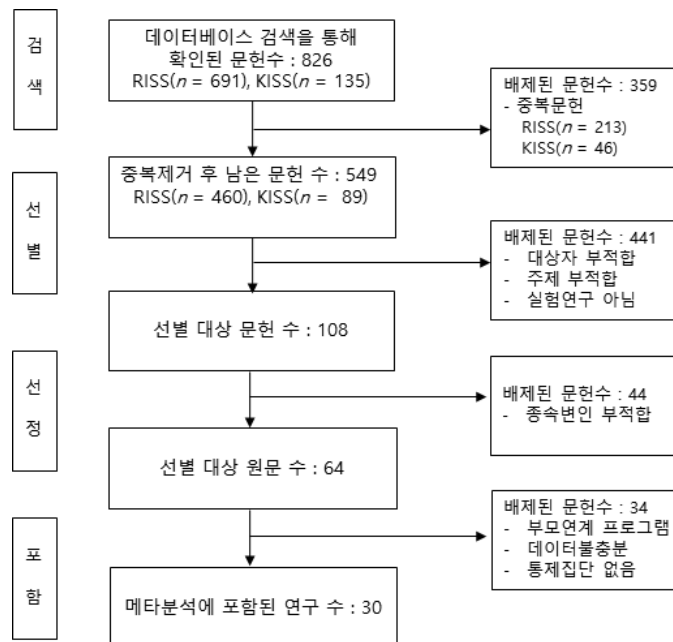


그림 1. PRISMA FLOWCHART

포함 및 배제 기준

자료의 선정기준은 체계적 문헌고찰에서 기술하는 기본형식 PICO(Participants, Intervention, Comparison, Outcomes)에 따라 정하였다(표 1). 즉, (1) ACT에 기반을 둔 집단상담 프로그램을 활용한 실험 연구, (2) 실험집단과 통제집단으로 구성된 개입 형태, (3) 효과크기를 측정하는데 필요한 데이터가 충분히 제시된 경우, (4) 종속변인이 우울 또는 불안 증상이고 사전과 사후에 측정된 경우 등이다.

최종 분석에 사용된 연구 30편에서 우울증상과 불안증상의 측정도구는 다음과 같다. 우울증상 척도에는 한국판 우울증검사(Korean Depression Scale-30), Beck Depression Inventory

(BDI), Center for Epidemio-logic Studies Depression Scale(CES-D)가 포함되었다. 불안증상 척도에는 Beck Anxiety Inventory(BAI), State-Trait Anxiety Inventory(STAI), Social Anxiety and Distress Scale(SADS), Korean-Speech Anxiety Scale (K-SAS), Social Interaction Anxiety Scale(SIAS), Interaction Anxiousness Scale(IAS) 등이 포함되었다.

코딩

표 1의 기준을 충족하는 논문들을 저자와 출판연도로 분류하였으며, 메타분석의 분석대상은 연구자들이 수행한 연구물들이므로 해당 논문의 연구자들이 주로 설정한 연구대상을

표 1. PICO chart

연구 특징	선정 기준	배제 기준
	실험 연구	질적 연구
연구 종류	직접적인 실험 처치 대상자의 사전 사후 효과가 검증된 연구	
연구 대상	청소년, 대학생/대학원생, 성인을 대상으로 한 연구 직접적인 실험 처치 대상자의 사전 사후 효과가 검증된 연구	초등학생을 대상으로 한 연구 노인을 대상으로 한 연구 연구대상자의 부모 또는 자녀와 부모 함께 실험처치를 한 연구
중재	집단상담 프로그램 ACT 기반 개입 프로그램	개인상담, 교육 프로그램 ACT에 기반하지 않은 프로그램
비교중재	실험집단과 통제집단이 있는 연구	단일집단 실험 연구
결과	실험집단과 통제집단의 평균(M), 표준편차(SD), 사례 수(N)가 제시된 논문	독립변인과 종속변인의 관계를 파악할 수 없는 연구 (사후검사의 평균과 표준편차를 제시하지 않은 연구, 사전검사와 사후검사간의 차이만을 제시한 연구)
	종속변인이 우울증상 또는 불안증상을 나타내는 변인	

본 메타분석의 연구대상 분류기준으로 사용하였다. 대상자 특성과 운영 특성에 따른 조절변인은 우울과 불안증상에 대한 메타분석 연구를 수행한 선행연구들을 참고하여 유목화하여 코딩하였다. 즉, 출판연도(조용래 등, 2014; 이해진, 박형인, 2015; 김경희, 2016), 증상의 종류 및 참가자 성별(조용래 등, 2014; 박선미, 2015; 이해진, 박형인, 2015; 조희현, 이주희, 2017), 참가자 연령(조용래 등, 2014; 박선미, 2015; 이해진, 박형인, 2015; 김경희, 2016), 참가자의 건강상태(이해진, 박형인, 2015; 박선미, 2015), 개입의 회기 수(박선미, 2015; 조희현, 이주희, 2017), 주당 회기 수 및 회기당 시간(박선미, 2015), 통제집단 유형(조용래 등, 2014; 박선미, 2015; 이해진, 박형인, 2015)등을 코딩하였다. 청소년 대상 집단상담 프로그램의 효과성을 메타분석한 연구(하지연, 신성만, 2016)에서 실시 기간 및 집단원수에 따라 효과크기가 차이가 있음을 보고하고 있어 본 연구의 조절변인으로 포함시켜 코딩하였다. 따라서, 본 연구에서는 출판연도, 증상의 종류(우울증상, 불안증상)를 비롯하여 대상자 특성에 따른 조절변인으로는 참가자 성별(혼합, 남성만, 여성만), 참가자 연령(청소년, 대학생/대학원생, 성인), 참가자의 건강상태(건강, 준임상, 임상)를 포함하였고, 운영 특성에 따른 조절변인으로는 개입의 회기 수(6회 이하, 7~8회, 9~10회), 실시 기간(4주 이하, 5~8주, 9~10주), 주당 회기 수(1회, 2회), 회기당 시간(60분 이하, 61~90분, 91~120분, 121분 이상), 집단원 수(10명 이하, 11~20명, 21~30명, 31명 이상), 통제집단 유형(대기자, 무처치, 적극적 통제)등을 포함하였다. 건강상태의 경우, 건강한 상태는 임상적 집단을 받은 적이 없고 선별검사가 필요없는 건강한 정상인을 대상으로

한 경우이고, 임상 상태는 우울장애, 불안장애 등 진단기준에 충족하는 증상을 가진 대상이며, 준임상 상태는 진단명은 없지만 해당 증상 척도의 절단점을 초과하는 등 중증도의 증상 심각도를 가진 대상이다. 준임상 집단의 예를 들자면, 사회불안 수준이 집단의 상위 20%인 경우를 말한다. 이는 많은 국내연구가 준임상 집단을 대상으로 실시되었고(이해진, 박형인, 2015), 증상의 경중에 따라 치료 효과에 대한 함의가 다를 것이므로 본 연구에서는 집단참여자의 건강상태를 건강, 준임상, 임상으로 코딩하였다.

연구별 코딩은 메타분석 연구과정을 훈련받은 상담심리학 박사과정생인 연구자 1인과 상담심리학 석사 1인이 교차 코딩하였고, 상담 및 임상심리학 전공 교수 1인에게 검토 및 지도를 받았다.

분석

Microsoft office Excel 2010 프로그램을 이용하여 개별 연구에서 확인할 수 있는 정보를 정리 및 코딩 하였으며, 그 값을 기초로 하여 Biostat. Inc에서 만든 메타분석 전문프로그램인 CMA 3.0(Comprehensive Meta-analysis Version 3)을 사용하여 메타분석을 실시하였다.

우울증상과 불안증상 측정치에 대한 ACT에 기반한 집단상담의 효과크기는 각 연구별로 두 집단 사후검사 차이로 계산하였다. 본 연구에서는 Glass의 효과크기(effect size: ES)를 산출하였는데(황정규, 1998), 표본이 큰 연구와 작은 연구가 섞여 있을 경우 적은 사례수의 효과크기가 과대평가되는 경향이 있다는 한계가 있다. 이에, 본 연구에서는 작은 표본 크기로 인한 편파를 교정할 수 있는 Hedges' g 를

효과크기로 사용하였다. Hedges' g 값은 작은 (small, 0.2), 중간 (medium, 0.5), 큰 (large, 0.8) 효과크기로 해석된다(황성동, 2014). 이와 함께, 표준오차 (standard error, SE), 95%의 신뢰구간 (confidence interval), 효과크기 z 값과 그 유의도가 분석에 포함되었다. 메타분석연구에 있어 연구 간의 이질성에 대한 가정을 채택하는지 여부에 따라 고정효과모형과 무선평과모형으로 구분하여 분석하게 된다(Borenstein, Hedges, Higgins, & Rothstein, 2009). 본 연구의 경우, 조절효과가 있을 것으로 가정하였으므로 무선평과모형(random-effect model)을 적용하여 분석을 진행하였다. 조절효과를 파악하기 위해 조절변인이 범주형인 경우는 하위집단분석(subgroup analysis)을, 조절변인이 연속변인인 경우는 메타회귀분석(meta-regression analysis)을 실시하였다. 조절효과 탐색을 위하여 포함된 연구의 동질성을 통계적으로 검증해주는 Q 값을 사용하였다. Q 값이 유의하면 포함된 연구가 동질하지 않다는 의미로, 조절변인이 있을 수 있는 가능성을 내포하는 것이다(Borenstein et al., 2009). 또한, 조절효과 탐색을 위하여 총 분산에 대한 실제분산 비율(%)를 나타내는 I^2 도 함께 측정하였다. I^2 가 25%이면 이질성이 작은 것으로, 50%이면 중간 크기 정도로, 75% 이상 되면 이질성이 매우 큰 것으로 해석한다. 즉, I^2 수치가 클수록 조절변인의 가능성을 암시한다(Borenstein et al., 2009). 마지막으로 출판편향 여부를 검증하기 위해 Funnel plot을 확인하였고, Egger's 절편검증(Egger, Smith, Schneider, & Minder, 1997)과 Duval과 Tweedie (2000)의 절단과 보충(trim-and-fill) 기법을 이용하여 출판편향의 정도를 확인하였다.

결 과

본 연구에 사용된 총 30편의 연구물 중 일부는 동일한 참가자에 대해 우울과 불안증상의 연구결과를 모두 측정한 경우가 있었으며, 우울과 불안증상 둘 중 하나의 연구결과만 제시하는 경우도 있었다. 따라서, 한 편의 논문에서 여러 개의 연구결과를 제시한 경우에 각각의 통계치가 서로 다른 표본으로부터 얻어진 값이라면 독립적인 개별 연구로 간주하여 각각의 효과크기를 계산하였다(조용래 등, 2014). 최종적으로 우울증상에 대해서는 16개의 연구에서 17개의 효과크기, 그리고 불안증상에 대해서는 19개의 연구에서 26개의 효과크기가 산출되었다.

메타분석의 결과가 표 2부터 표 5에 결과변인의 순서대로 제시되어 있다. 각 결과변인에 대한 실험집단과 통제집단 간 차이가 주효과와 조절효과로 나뉘어서 정리되어 있다. 조절효과분석의 하위집단 중에는 한 개의 연구만이 포함된 경우가 간혹 있었다. 메타분석을 실시하기 위해서 두 개 이상의 연구가 필요하지만, 하위집단을 대상으로 하는 조절변인 분석에서 독자의 이해를 돕기 위해 한 개의 연구에 해당되는 수치도 제시하였다(이혜진, 박형인, 2015).

우울증상

우울증상 주효과 및 조절효과 크기

실험집단이 통제집단에 비해 우울점수가 더 낮게 나타났고 유의하였다($k=17$, $g=-.838$, $z=.177$, $p<.001$ (표 2). 측정오차를 고려하더라도 실질적으로 치료 효과가 있음이 나타났지만, 포함된 연구 간의 이질성이 나타나고 있

표 2. 실험집단과 통제집단 간 비교-우울

주효과	k	Hedges' g	표준오차SE	95%신뢰구간		z	Q	I ²
				하한값	상한값			
우울	17	-0.838	0.177	-1.185	-0.492	-4.744***	48.130***	66.757
조절효과 - 성별								
혼합	12	-0.861	0.114	-1.085	-0.636	-7.518***	40.144***	72.780
남성	2	-0.129	0.270	-0.658	0.400	-0.479	0.021	.000
여성	2	-0.541	0.307	-1.143	0.061	-1.761	1.061	5.729
조절효과 - 연령								
성인	6	-0.412	0.178	-0.760	-0.063	-2.313	3.223	.000
대학/대학원생	8	-0.853	0.151	-1.150	-0.557	-5.635***	31.852***	78.024
청소년	2	-1.215	0.253	-1.711	-0.719	-4.803***	4.866	79.448
조절효과 - 건강상태								
건강	5	-0.305	0.153	-0.604	-0.005	-1.992	3.148	.000
준임상	11	-1.104	0.134	-1.366	-0.842	-8.254***	28.221**	64.566
임상	1	-0.314	0.378	-1.055	-0.426	-0.832	.000	.000
조절효과 - 회기 수								
6회기이하	2	-0.255	0.328	-0.898	0.389	-0.775	0.803	.000
7~8회	10	-0.922	0.142	-1.199	-0.644	-6.507***	27.736**	67.551
9~10회	5	-0.615	0.146	-0.902	-0.328	-4.199***	15.047**	73.417
조절효과 - 실시기간								
4주 이하	6	-0.887	0.151	-1.183	-0.591	-5.869***	9.422	46.934
5~8주	8	-0.599	0.169	-0.930	-0.267	-3.541***	30.576***	77.106
9~10주	2	-0.529	0.215	-0.950	-0.107	-2.456	4.913	79.647
조절효과 - 주당 회기 수								
1회	7	-0.564	0.159	-0.877	-0.252	-3.540***	23.771**	74.760
2회	8	-0.866	0.136	-1.133	-0.600	-6.366***	20.406*	65.696
조절효과 - 회기당 시간								
60분이하	2	-0.836	0.236	-1.298	-0.374	-3.547***	8.462**	88.183
61~90분	3	-0.119	0.237	-0.583	-0.345	-0.502	3.093	35.335
91~120분	9	-0.905	0.134	-1.169	-0.642	-6.735***	26.144**	69.400
121분이상	1	-0.785	0.676	-2.110	0.541	-1.160	.000	.000
조절효과 - 집단원수								
10명이하	8	-1.052	0.192	-1.429	-0.675	-5.472***	23.859**	70.661
11~20명	6	-0.448	0.161	-.763	-0.133	-2.788**	16.673**	70.011
21~30명	3	-0.781	0.158	-1.091	-0.471	-4.931***	1.602	.000
조절효과 - 통제집단 유형								
대기자	4	-0.799	0.171	-1.134	-0.463	-4.669***	2.111	.000
무처치	12	-0.752	0.121	-0.990	-0.514	-6.196***	41.338***	73.390
적극적통제	1	0.377	0.523	-0.647	1.402	0.722	.000	.000

주. Hedges' g 양수 : 실험집단 수치>통제집단 수치, Hedges' g 음수 : 실험집단 수치<통제집단 수치. *p<.05, **p<.01, ***p<.001.

어 조절변인의 확인이 필요하였다($Q=48.130$, $p<.001$, $I^2=66.757$).

집단 구성원의 특성에 따른 분석 결과를 살펴보면, 참가자들의 성별 분석 결과에서 남녀 혼합인 경우 실험집단의 우울이 통제집단의 우울보다 유의하게 낮게 나타났고($k=12$, $g=-.861$, $z=-7.518$, $p<.001$), 여성만으로 이루어진 연구($k=2$, $g=-.541$, $z=-1.761$, m) 및 남성만으로 이루어진 연구($k=2$, $g=-.129$, $z=-.479$, m)에서는 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하지 않았다. 연령별은 대학생 및 대학원생의 경우에 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하게 나타났다($k=8$, $g=-.853$, $z=-5.635$, $p<.001$). 그러나, 성인만으로 구성된 연구의 경우는 유의한 효과크기를 보이지 않았다($k=6$, $g=-.412$, $z=2.313$ m). 집단원들의 건강상태를 구분한 결과, 임상집단으로 구성된 연구는 단 한 개 밖에 없었다. 준임상 집단으로 구성되었을 경우가 가장 큰 효과크기의 차이를 보였다($k=11$, $g=-1.104$, $z=-8.254$, $p<.001$), 건강 집단에서는 유의한 효과크기를 보이지 않았다($k=5$, $g=-.305$, $z=-1.992$, m).

우울증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 운영 특성에 따라 회기 수, 실시 기간, 주당 회기 수, 회기 당 시간, 집단원 수, 통제집단 유형 등을 분석한 결과, 7~8회기로 프로그램이 구성되었을 경우가 실험집단의 우울이 통제집단의 우울보다 유의하게 낮게 나타났고($k=10$, $g=-.922$, $z=-6.507$, $p<.001$), 9~10회기로 구성되었을 경우에도 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하게 나타났다($k=5$, $g=-.615$, $z=-4.199$, $p<.001$). 그러나 6회기 이하로 구성되었을 경우에는 유의한 효과크기를 보이지 않았다($k=2$, $g=.255$, $z=-.775$, m). 실시 기간 분석 결과에서 4주 이하로 실시된 경우가 집단

간 차이가 유의하였고($k=6$, $g=-.887$, $z=-5.869$, $p<.001$). 5~8주 동안 실시된 경우에도 유의한 결과를 보였다($k=8$, $g=-.599$, $z=-3.541$, $p<.001$). 주당 실시된 회기 수의 경우, 주당 2회 실시($k=8$, $g=-.866$, $z=-6.366$, $p<.001$) 및 주당 1회 실시($k=7$, $g=-.564$, $z=-3.540$, $p<.001$) 모두 유의한 집단 간 차이를 보였다. 프로그램 회기 당 시간의 경우, 91~120분으로 구성되었을 경우가 가장 효과크기가 컸고($k=9$, $g=-.905$, $z=-6.735$, $p<.001$), 60분 이하로 구성되었을 경우도 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하게 나타났다($k=2$, $g=-.836$, $z=-3.547$, $p<.001$). 그러나 61~120분으로 구성되었을 경우에는 유의한 효과크기를 보이지 않았다($k=3$, $g=-.119$, $z=.502$, m). 집단원의 수는 10명 이하가 가장 효과적이었고($k=8$, $g=-1.052$, $z=-5.472$, $p<.001$), 21~30명인 경우($k=3$, $g=-.781$, $z=-4.931$, $p<.001$) 및 11~20명인 경우($k=6$, $g=-.448$, $z=-2.788$, $p<.005$) 각각 중간 정도의 효과크기에 해당하며 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하게 나타났다. 통제집단 유형에서 적극적 통제로 구성된 연구는 단 한 개 밖에 없었고, 대기자로 통제집단이 구성되었을 경우가 가장 효과적이었다($k=4$, $g=-.799$, $z=-4.669$, $p<.001$). 무처치일 경우에도 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하게 나타났다($k=12$, $g=-.752$, $z=6.196$, $p<.001$).

우울증상 메타회귀분석

우울증상에 대한 연구의 효과크기에 대해 출판연도와 ACT 기반 프로그램의 개입 회기 수를 예측변인으로 하여 각각 메타회귀분석을 수행하였다(표 3). 예측변인이 출판연도인 경우, 기울기 추정 값이 .073으로 최근에 출판된 연구결과일수록 효과크기가 크게 보고되는 경

표 3. 우울증상에 대한 연구들의 메타회귀분석

예측변인	추정값(slope)	SE	하한값	상한값	z	p
출판년도	0.073	0.047	-0.020	0.165	1.54	0.124
개입 회기 수	-0.099	0.094	-0.284	0.086	-1.05	0.294

향이 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 예측변인이 집단 회기수인 경우, 통계적으로 유의하지는 않았으나 집단상담이 1회가 늘어날수록 .099씩 효과크기가 감소하는 것으로 나타났다.

우울증상 연구들의 출판편향 분석

우울증상을 대상으로 한 연구들의 출판편향을 Trim과 Fill 방법으로 분석한 결과(그림 2), 출판편향이 나타나지 않았다. Egger's 절편검증에서도 출판편향은 나타나지 않았으며 ($t=1.936, p=.036$), Duval과 Tweedie의 교정값은 0개로 교정 전 효과크기 $- .72811$ 이 교정 후에도 동일하였다. 즉, 본 연구에 포함되지 않고

누락된 연구가 없으며, 메타분석을 통해 분석한 측정치가 출판편향의 오류에 영향을 받지 않았음이 나타났다.

불안증상

불안증상의 주효과 및 조절효과 크기

실험집단이 통제집단에 비해 불안점수가 더 낮게 나타났고 통계적으로 유의하였다($k=26, g=-.789, z=-2.929, p<.001$). 분석에 포함된 연구들 간에 동질성이 보장되지 않아 조절변인을 확인하였다($Q=287.309, p<.001, I^2=91.299$) (표 4).

집단 구성원의 특성에 따른 분석 결과를 살

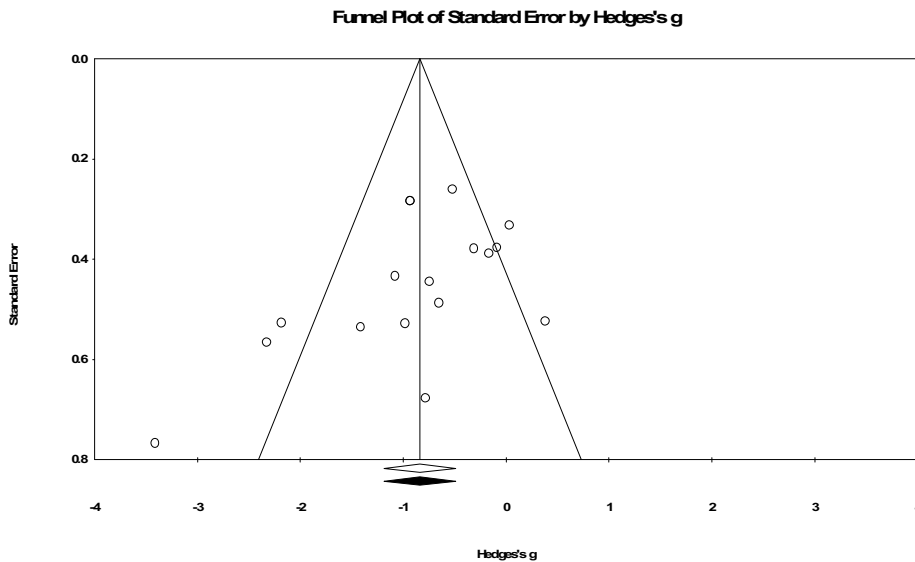


그림 2. 우울증상 연구들에 대한 Trim과 Fill 방법 결과

표 4. 실험집단과 통제집단 간 비교-불안

주효과	<i>k</i>	Hedges' <i>g</i>	표준오차 SE	95%신뢰구간		<i>z</i>	<i>Q</i>	<i>I</i> ²
				하한값	상한값			
불안	26	-0.789	0.269	-1.317	-0.261	-2.929***	287.309***	91.299
조절효과 - 성별								
혼합	20	-0.491	0.081	-0.649	-0.332	-6.064***	211.096***	90.999
남성	2	-4.234	0.481	-5.177	-3.292	-8.805***	1.868	46.465
여성	4	-0.438	0.294	-1.013	0.138	-1.490	15.147**	80.194
조절효과 - 연령								
성인	2	0.099	0.434	-0.751	0.949	0.229	12.137***	91.761
대학/대학원생	21	-0.725	-0.090	-0.901	-0.549	-8.063***	252.038***	92.065
청소년	3	-0.232	0.159	-0.542	0.079	-1.459	13.253**	84.909
조절효과 - 건강 상태								
건강	1	0.207	0.332	-0.445	0.858	0.622	.000	.000
준입상	25	-0.628	0.079	-0.783	-0.473	-7.931***	281.346***	91.470
조절효과 - 회기 수								
6회기 이하	1	0.560	0.306	-0.040	1.160	1.828	.000	.000
7~8회	18	-0.715	0.100	-0.912	-0.518	-7.118***	142.388***	88.061
9~10회	7	-0.568	0.130	-0.823	-0.312	-4.358***	129.632***	95.358
조절효과 - 실시 기간								
4주 이하	10	-0.599	0.126	-0.846	-0.352	-4.754***	33.527***	73.156
5~8주	11	-0.554	0.139	-0.827	-0.282	-3.985***	142.528***	92.984
9~10주	5	-0.591	0.136	-0.858	-0.325	-4.347***	111.192***	96.403
조절효과 - 주당 회기 수								
1회	14	-0.586	0.100	-0.781	-0.391	-5.886***	235.702***	94.485
2회	12	-0.578	0.121	-0.816	-0.340	-4.762***	51.605***	78.684
조절효과 - 회기당 시간								
61~90분	7	-0.339	0.175	-0.683	0.004	-1.936	26.221***	77.118
91~120분	19	-0.641	0.086	-0.809	-0.473	-7.481***	258.698***	93.042
조절효과 - 집단원수								
10명 이하	11	-0.911	0.168	-1.240	-0.581	-5.420***	32.996***	69.694
11~20명	7	-0.767	0.163	-1.085	-0.448	-4.717***	111.587***	94.623
21~30명	8	-0.388	0.102	-0.589	0.188	-3.794***	134.030***	94.777
조절효과 - 통제집단 유형								
대기자	15	-0.352	0.094	-0.535	-0.168	-3.758***	100.959***	86.133
무처치	9	-1.623	0.158	-1.932	-1.314	-10.294***	119.892***	93.327
적극적 통제	2	0.495	0.264	-0.022	1.013	1.876	0.172	.000

주. Hedges' *g*양수 : 실험집단 수치>통제집단 수치, Hedges' *g*음수 : 실험집단 수치<통제집단 수치. **p*<.05, ***p*<.01, ****p*<.001.

해보면, 참가자들의 성별 분석 결과에서 남성만으로 이루어진 연구에서 실험집단의 불안이 통제집단의 불안보다 유의하게 낮게 나타났지만($k=2$, $g=-4.234$, $z=-8.805$, $p<.001$), 분석에 사용된 효과크기가 2개이므로 결과 해석에 유의할 필요가 있다. 남녀 혼합 집단의 경우도($k=20$, $g=-.491$, $z=-6.064$, $p<.001$) 유의한 결과를 보였다. 그러나 여성만으로 이루어진 연구($k=4$, $g=-.438$, $z=-1.490$, ns)에서는 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하지 않았다. 연령별로는 대학생 및 대학원생이 가장 큰 효과크기를 보였다($k=21$, $g=-.725$, $z=8.063$, $p<.001$). 성인만으로 구성되었을 경우에도 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하게 나타났지만($k=2$, $g=.099$, $z=12.137$, $p<.001$). 그러나 청소년 경우는 실험집단과 통제집단 간의 평균차이가 유의하지 않았다($k=3$, $g=-.232$, $z=-1.459$, ns). 참가자들의 건강상태 분석 결과에서 임상집단으로 구성된 연구는 없었고, 건강집단은 단 한 개의 연구가 포함되었다. 준임상 집단으로 구성되었을 경우, 실험집단과 통제집단 간 불안의 평균차이가 유의하였다($k=25$, $g=-.628$, $z=-7.931$, $p<.001$).

ACT 기반 집단상담 프로그램의 운영 특성에 따라 회기 수, 실시 기간, 주당 회기 수, 회기 당 시간, 집단원 수 및 통제집단 유형 등을 분석한 결과, 7~8회기로 프로그램이 구성되었을 경우가 실험집단의 불안이 통제집단의 불안보다 유의하게 낮게 나타났고($k=18$, $g=-.715$, $z=-7.118$, $p<.001$), 9~10회기로 구성되었을 경우에도 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하였다($k=7$, $g=-.568$, $z=-4.358$, $p<.001$). 실시기간 분석결과, 4주 이하로 실시된 경우가 집단 간 차이가 유의하였고($k=10$, $g=-.599$, $z=-4.754$, $p<.001$), 5~8주 동안 실시

된 경우($k=11$, $g=-.554$, $z=-3.985$, $p<.001$) 및 4주 이하로 실시된 경우에도 유의한 결과를 보였다($k=10$, $g=-.559$, $z=-4.754$, $p<.001$). 주당 실시된 회기 수의 경우, 주당 1회 실시($k=14$, $g=-.586$, $z=-5.886$, $p<.001$) 및 주당 2회 실시($k=12$, $g=-.578$, $z=-4.762$, $p<.001$) 모두 유의한 집단 간 차이를 보였다. 프로그램 회기당 시간의 경우, 한 회기가 91~120분으로 구성되었을 경우가 효과크기가 유의미하였고($k=19$, $g=-.641$, $z=-7.481$, $p<.001$), 61~90분으로 구성되었을 경우에는 유의한 효과크기를 보이지 않았다($k=7$, $g=-.339$, $z=-1.936$, ns). 집단원의 수는 10명 이하가 가장 효과적이었고($k=11$, $g=-.911$, $z=-5.420$, $p<.001$), 11~20명인 경우에도 중간정도의 효과크기를 보였다($k=7$, $g=-.767$, $z=-4.717$, $p<.001$). 21~30명으로 구성되었을 경우에도 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하게 나타났지만($k=8$, $g=-.388$, $z=-3.794$, $p<.001$). 무처치 통제집단에서 실험집단의 불안이 통제집단의 불안보다 유의하게 낮았고($k=9$, $g=-1.623$, $z=-10.294$, $p<.001$), 대기자 통제집단의 경우에도 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하였다($k=15$, $g=-.352$, $z=-3.758$, $p<.001$). 그러나 적극적 통제로 구성된 통제집단의 경우는 실험집단과 통제집단 간 평균차이가 유의하지 않았다($k=2$, $g=.495$, $z=1.876$, ns).

불안증상 메타회귀분석

출판연도와 ACT 기반 집단상담의 회기 수를 각각의 예측변인으로 메타회귀분석을 실시하였다(표 5). 불안증상 연구들에 대해 출판연도를 예측변인으로 분석한 결과, 통계적으로 유의하지는 않았지만 기울기 추정 값이 -.025로 최근에 출판된 연구물의 결과일수록 효과

표 5. 불안증상에 대한 연구들의 메타회귀분석

예측변인	추정값(slope)	SE	하한값	상한값	z	p
출판년도	-0.025	0.048	-0.120	0.070	-0.52	0.602
개입 회기 수	-0.144	0.070	-0.281	-0.008	-2.07	0.038

크기가 작게 보고되는 경향이 나타났다. 또한, 집단상담의 회기 수를 예측변인으로 메타회귀 분석을 한 결과, 집단상담이 1회기 늘어날수록 효과크기가 .144씩 감소하는 것으로 나타났다. 통계를적으로 유의하지는 않았다.

불안증상 연구들의 출판 편향 분석

불안증상을 대상으로 한 연구들의 출판편향을 Trim과 Fill 방법으로 분석한 결과(그림 3), 출판편향이 나타나지 않았다. Egger's 절편 검증에서도 출판편향은 나타나지 않았으며 ($t=1.316, p=.100$), Duval과 Tweedie의 교정값은 0개로 교정 전 효과크기 -0.58293 이 교정 후에도 동일하였다.

논 의

본 연구는 2005년부터 2018년 2월까지 발표된 국내 학술지 및 학위논문 중, 우울증상에 ACT 기반 집단상담을 실시한 16편의 연구와 불안증상에 ACT 기반 집단상담을 실시한 19편을 대상으로 메타분석을 진행하였다.

우울증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 17개 효과크기를 종합한 평균 효과크기는 $-.838(p<.001)$ 이며, ACT 기반 집단상담이 우울증상의 개선에 높은 정도의 효과가 있음을 알 수 있다. 이는 Cohen(1988)이 제시한 효과크기를 해석하는 일반적인 해석 기준, 즉 누적 표준화된 분포 U_3 에 의하면, 정상분포곡선 상

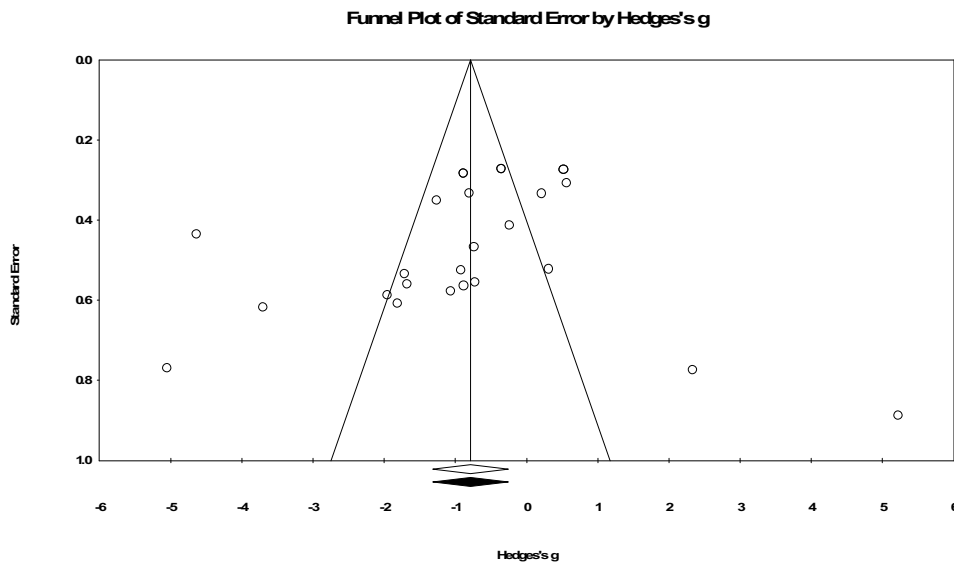


그림 3. 불안증상 연구들에 대한 Trim과 Fill 방법 결과

에서 집단상담을 실시하지 않은 경우의 평균 점수를 50%라고 가정하였을 때, ACT 기반 집단상담을 실시한 경우 평균이 통제집단 분포에서 79%에 해당됨을 의미함으로 우울증상에 대하여 ACT 기반 집단상담을 실시한 경우는 그렇지 않은 경우보다 29%만큼 효과가 있다고 해석할 수 있다. 또한, Rosenthal과 Rubin(1983)이 제시한 실험집단과 통제집단의 성공률을 비교하는 Bionomial Effect Size Display(BESD)로 살펴보면, 통제집단의 성공률이 31%인 반면, 실험집단의 성공률은 68%라고 볼 수 있다(황성동, 2014). ACT 효과를 인지적 영역, 정서적 영역, 행동적 영역으로 범주화하여 메타분석을 실시한 김경희(2016)의 연구에서 정서적 영역의 효과크기를 .904로 보고하고 있는 것과 유사한 결과이지만, 정서적 영역에 어떤 부분을 포함하고 있는지에 대한 구체적인 언급이 없고 메타분석에 포함된 연구들로 추정해 볼 때, 양육 스트레스, 발표 불안, 직무스트레스 등 다양한 정서를 포함하여 ACT의 치료적 효과의 정도를 직접적으로 비교하기에는 어려움이 있다. 본 연구결과에서 나타난 우울증상에 대한 큰 효과크기는 Haker, Stone과 MacBeth(2016)의 메타분석 연구에서 우울증상에 대해 39개의 효과크기를 산출한 후 전체 평균효과크기($d=.90, p<.001$)를 보고한 것에 의해 지지된다.

우울증상에 대한 ACT의 치료적 효과를 대상자 특성에 따라 조절효과를 살펴본 결과, 성별이 남녀 혼합으로 구성되었을 경우와 연령이 대학생/대학원생인 경우 가장 큰 효과크기가 나타났다. 특히, 우울증상에 대한 ACT의 효과가 건강 집단($g=-.305$)보다 준임상 집단($g=-1.104$)에서 유의미하게 더 컸으며, 이는 심리적·신체적 증상을 호소하는 집단과 그렇지

않은 집단으로 구분하여 ACT의 효과를 메타 분석한 김경희(2016)의 연구에서도 증상이 있는 집단($g=.930$)에서 효과크기가 더 컸다는 것과 유사한 결과이다. 또한, 집단 운영특성에 따라 조절효과를 살펴본 결과, 전체 회기가 7~8회로 운영된 경우, 실시 기간이 4주 이하로 운영된 경우, 주당 2회 운영된 경우, 회기당 91~120분 정도 운영된 경우, 집단원이 10명 이하인 경우, 통제집단 유형이 무처치인 경우가 우울증상에 대한 ACT의 치료적 효과가 더 컸다. 따라서, 우울증상에 대한 ACT 기반 집단상담 프로그램을 구성할 경우, 집단 대상자를 선정함에 있어 남녀 혼합으로 구성하는 것이 효과적이며, 대학생/대학원생과 같은 초기 성인기 연령의 대상자 그리고 우울장애 수준까지는 아니어도 두드러지게 우울증이 있는 경우가 ACT 기반 집단상담에 효과적임을 알 수 있다. 또한, 집단을 운영함에 있어 주당 2회로 전체회기가 7-8회기로 운영되어 전체 실시기간이 4주 이하로 운영하도록 집단을 계획하고, 전체 집단원이 10명 이하로 소규모로 구성하는 것이 ACT 기반 집단상담으로 우울증상을 호전하는데 중요 조절변인임을 확인하였다.

출판년도와 회기 수가 우울증상에 대한 ACT 집단상담의 효과에 미치는 영향을 메타 회귀 분석한 결과, 우울증상에 대한 ACT 집단상담 프로그램의 효과는 출판년도와 회기수에 영향을 받지 않음이 밝혀졌다. 즉, ACT 기반 집단상담 효과성을 보고한 연구들 중 최근에 출판된 연구일수록 우울증상을 개선하는데 더 큰 효과크기가 보고되고 있는 경향이 있으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한, 집단상담의 회기 수가 1회기 증가할수록 효과크기가 감소하는 경향이 있었으나 통계적으로 유

의하지는 않았다. 이는 기존 연구(조희현, 이주희, 2017)에서 우울증상에 대한 ACT의 효과 크기를 출판년도에 대해 메타회귀분석한 결과 통계적으로 유의하지 않았음을 보고한 것과 일치한다. 그러나, 김경희(2016)가 33편의 연구물에서 183개의 효과크기를 종합하여 출판년도에 대해 메타회귀분석을 한 결과, 최근에 출판된 연구일수록 효과크기가 유의미하게 증가한다고 보고한 것과는 상반된다. 이는 김경희(2016)의 연구는 2006년부터 2016년까지의 연구들을 포함하고 있는 반면, 조희현과 이주희(2017)의 연구에서 사용된 5편은 2011년부터 2015년 사이에 출판된 것이며, 본 연구의 경우도 우울증상 관련 연구논문이 2011년부터 2017년으로 한정되어 있어 출판년도의 분포 범위의 차이로 인해 메타회귀분석이 유의하지 않았던 것으로 여겨진다. 차후 우울증상에 대한 ACT 기반 집단상담 연구가 증가된 후, 출판년도에 대한 효과크기의 영향을 재검토하는 것이 필요하겠다. 또한 회기 수의 경우, 본 연구에서 사용된 우울증상에 대한 ACT 기반 집단상담 프로그램은, 주로 8회 또는 10회기로 구성된 경우가 많았으므로, 차후 ACT 기반 집단상담 프로그램의 구성이 다양하게 진행된 후 회기 수의 증가에 따른 효과크기의 변화를 검증하는 것이 필요하겠다.

불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과성을 살펴보면, 산출된 26개의 효과크기를 종합한 평균 효과크기는 $-0.789(p < .001)$ 으로 ACT 기반 집단상담이 불안증상의 개선에 효과가 있음을 알 수 있다. 이는 Cohen(1988)의 누적 표준화된 분포 U_3 에 의하면, 정상분포곡선 상에서 집단상담을 실시하지 않은 경우의 평균점수를 50%라고 가정하였을 때, 불안증상에 대하여 ACT 기반 집단상담을 실시한 경우

평균이 통제집단 분포에서 76%에 해당됨을 의미함으로 우울증상에 대하여 ACT 기반 집단상담을 실시한 경우는 그렇지 않은 경우보다 26%만큼 효과가 있다고 해석할 수 있다. 또한, Rosenthal과 Rubin(1983)이 제시한 실험집단과 통제집단의 성공률을 비교하는 Bionomial Effect Size Display(BESD)로 살펴보면, 통제집단의 성공률이 33%인 반면, 실험집단의 성공률은 66%라고 볼 수 있다(황성동, 2014 본 연구에서는 중간정도의 효과크기가 나타났으나, 기존 연구(Haker et al., 2016; 조희현, 이주희, 2017)는 큰 효과크기를 보고하고 있어 효과크기가 다소 차이가 있다. 불안증상에 대한 5개의 효과크기를 계산하여 가중 평균한 효과크기를 $-1.101(p < .001)$ 로 보고한 조희현과 이주희(2017)의 연구와 비교해보면, 본 연구의 전체 평균 효과크기는 상대적으로 작다. 그러나, 조희현과 이주희(2017)의 연구에서 사용된 효과크기는 5개로 개수가 충분히 확보되지 못하였을 뿐만 아니라 효과크기의 추정치에 출판편차가 관여될 가능성이 있음을 밝히고 있는 바, 과대추정 되었을 소지가 있어 보인다. 또한, 최근 대규모로 실시된 Haker 등(2016)의 메타분석 연구와 비교해 보면, 불안증상에 대한 28개 효과크기에 대한 전체평균 효과크기($d = .90, p < .001$)와 본 연구의 효과크기가 유사하게 나타나고 있다. 효과크기는 표준편차의 단위로 표시된 것이어서 어떤 연구 간에도 비교할 수 있으며(Beeson & Robey, 2006; 황성동, 2014에서 재인용), Cohens' d 는 0.1에서 0.3을 작은 크기로, 0.4에서 0.7을 중간 크기로, 0.8에서 1.0을 큰 효과크기로 본다(Cohen, 1988). Haker 등(2016)에서 보고하는 .90은 Cohens' d 값으로 효과크기를 계산한 것인 반면, 본 연구에서는 Hedges' g 로 효과크기를 측정하였다. Hedges와

Olkin(1985)은 d 를 g 로 변환하는 교정변수(J)는 항상 1.0보다 작고, 이로 인해 g 값은 항상 d 값보다 작고 g 의 분산 역시 d 의 분산보다 작다고 언급하고 있는 바, 본 연구에서 밝혀진 불안증상에 대한 전체효과크기 g 는 .789로 중간크기에 해당하나, d 값에서 g 값으로의 변환에 의해 작아진 수치임을 감안한다면 본 연구와 Haker 등(2016)의 연구에서의 효과크기가 크게 차이가 없는 것으로 볼 수 있겠다. 다만, 그들의 연구(Haker et al., 2016)에서는 DSM-IV에 근거하여 불안장애(사회불안장애, 강박장애, 공황장애, 특정 공포증 등)로 진단된 연구들을 상당부분 포함하고 있는 반면, 본 연구에 포함된 불안증상은 대부분 준임상 집단에 해당하고 있는 바, 불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과가 증상이 심각한 불안장애 뿐만 아니라 준임상적 수준의 불안증상까지 포괄적으로 효과적임을 알 수 있다.

불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과성을 대상자 특성으로 구분하면, 집단원의 구성이 남녀혼합으로 구성된 경우와 연령이 대학생/대학원생인 경우 치료 효과가 더 컸다. 우울증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과성을 높이는 조절변인에서는 준임상 집단에서 치료 효과크기가 더 컸던 것처럼 불안증상에서도 준임상 집단의 효과크기가 유의하게 컸다. 그러나, 불안증상의 경우 건강한 집단에 해당하는 효과크기가 1개여서 적어도 효과크기가 2개 이상은 되어야 통계적 해석의 의미가 있으므로(황성동, 2014), 준임상 집단과의 효과크기를 비교분석하는데는 제약점이 있다. 불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과성을 높이는 대상자 특성 조절변인들과 우울증상에 대한 대상자 특성 조절변인들이 거의 동일함으로 우울증상 또는 불안증상 등 정서

적 고통감에 대한 ACT 기반 집단상담을 구성할 경우, 증상이 없는 건강한 집단보다는 핵심증상이 임상수준에 해당하고 남녀혼합으로 구성된 대학생/대학원생을 대상으로 진행할 경우 치료적 효과가 높아짐을 알 수 있다. 집단 운영 특성으로 구분하였을 때, 7~8회기로 운영된 경우, 실시 기간이 4주 이하로 운영된 경우, 주당 1회 또는 2회로 운영된 경우, 한 회기가 91~120분으로 운영된 경우, 집단원이 10명 이하로 운영된 경우, 그리고 무처치 통제집단으로 운영된 경우 치료효과가 컸다. 이는 주당 회기수가 1회인 경우와 2회인 경우가 모두 효과적임을 보고하고 있는 것을 제외하고는 우울증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과성을 높이는 운영특성에 대한 조절변인과 동일하다. 또한, 출판년도와 프로그램 회기 수를 예측변인으로 하여 불안증상에 대한 연구들을 메타회기 분석한 결과, 출판년도와 회기 수 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 기존 연구(조희현, 이주희, 2017)에 의해 지지되는 바이며, 최근에 출판된 연구에서 불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담 프로그램의 효과성이 더 높게 나타나는 경향성이 있으나 통계적으로 유의한 수준은 아니었고, 회기 수가 1회 증가할수록 치료적 효과성이 감소함이 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 조용래 등(2014)의 메타분석 연구에서는 불안증상에 대한 마음챙김 기반 집단상담 프로그램의 효과성이 회기 수가 1회 늘어날수록 효과크기가 $0.213(p=0.35)$ 가 증가함을 보고하고 있는 바, 본 연구의 결과가 치료적 개입이 다름에서 기인한 것인지 또는 본 연구에서 메타분석에 사용된 연구물의 회기 수가 주로 7~8회기에 밀집되어 있기 때문인지 등을 고려하여 추후 불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 연구물

이 더 많이 축적된 후 재검토할 필요가 있겠다.

종합적으로 살펴보면, 우울 및 불안 증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 효과는 각각 중간 정도 이상의 효과크기였고, 우울증상과 불안 증상 간 효과크기 간에 유의한 차이는 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우울증상 또는 불안과 우울증상이 혼재된 경우에 대한 ACT 메타분석 결과, 중간크기 이상의 효과크기를 보고한 국외 연구(Öst, 2008; Powers, Zum, & Emmelkamp, 2009; Ruiz, 2012)의 결과와 일치한다. 따라서, ACT에 기반한 집단상담이 우울과 불안증상을 호전시키는데 효과적인 개입이 될 수 있음을 시사한다. 상담 및 임상장면에서 만나는 내담자들이 우울과 불안증상을 공병하고 있는 경우가 많으므로, ACT 기반 집단상담 프로그램이 비단 우울과 불안증상 뿐만 아니라 다양한 심리적 증상을 개선하는데 효과적일 수 있을 것으로 기대된다.

우울증상과 불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 치료효과를 높이는 조절변인들을 비교해 보면, 남녀혼합으로 구성된 경우, 집단 구성에 있어 7~8회기, 4주 이하의 실시기간, 주당 2회, 회기 당 91~120분 정도, 집단원이 10명 이하, 무처치 통제집단 등이 공통으로 해당되었다. 이는 1986년부터 2013년 9월까지 연구된 60편의 ACT 연구를 메타분석한 결과, 집단원 중 여성 비율의 평균이 67.9($SD=23.7$), 평균 치료기간이 9.6주($SD=6.4$), 평균 회기 수가 9.0회기($SD=7.8$)로 보고된 Öst(2014)의 연구 결과와 유사하다. 이러한 결과는 ACT 기반 집단 상담의 효과성을 증대하기 위해서는 집단 구성 특성이 중요함을 시사한다.

본 연구의 제한점에 관해 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 집단 참가자들이

다른 종류의 증상을 동반하고 있는지 여부와 무관하게 우울증상과 불안증상에 개별적으로 초점을 맞추어 연구를 진행하였으므로, ACT 기반 집단상담의 효과를 일반화 할 때는 이러한 점을 고려할 필요가 있다. 둘째, 문헌 검색 결과 아동 또는 노인 대상의 연구가 성인이나 청소년을 대상으로 한 연구들에 비해 현저하게 적어 본 연구 대상에서 아동 및 노인 대상 연구가 배제되었다. 추후 아동 또는 노인을 대상으로 ACT 기반 집단상담 효과를 밝히는 연구들이 더 많이 축적된다면 이에 대한 메타분석 연구를 진행하는 것이 필요하겠다. 셋째, 본 연구에서는 개입 전·후의 측정치를 비교한 효과크기를 분석하였으므로 ACT 기반 집단상담의 효과가 집단 상담 종결 이후에도 지속되는지 여부를 밝힐 수 없다는 한계점이 있다. 본 연구에서의 분석 대상 논문들 중 소수의 경우만 집단상담 종결 이후 추수 결과를 제시하고 있어 치료효과의 유지에 대해 검증하는데 어려움이 있었다. 따라서, ACT 기반 집단상담이 종결된 후에도 장기적인 치료 효과가 유지되는지 여부를 확인할 수 있도록 지속적인 연구가 수행될 필요가 있다. 넷째, 본 연구에서 프로그램 진행자의 전문성 정도에 따른 효과를 검증하고자 시도하였으나, 각 연구에서 서술된 내용을 통해 프로그램 진행자의 수련정도와 기간을 충분히 파악할 수 없어 진행자의 특성에 따른 치료효과에 대한 분석이 실시될 수 없었다. 향후 발간되는 연구에서는 이러한 요인들이 추후 보완되어 ACT 효과를 종합할 수 있는 메타연구가 이루어질 필요가 있겠다.

본 연구는 몇 가지에서 의의 및 시사점을 갖고 있다. 첫째, 상담 및 임상현장에서 최근 관심이 급상승하고 있으며, 다수의 논문이 발

표되고 있는 ACT 기반 집단상담에 관한 연구들을 종합하여 그 효과크기를 계량화하였다는 점과 학회지에 게재된 논문 뿐만 아니라 학위 청구논문도 포함하여 분석함으로써 출판편향 없이 결과를 산출하였다는 점에서 의의가 있다. 본 메타분석 연구는 향후 ACT 기반 집단상담 연구 분야의 발전 및 후속 연구를 위한 토대가 될 것으로 기대된다. 둘째, 본 연구는 우울증상과 불안증상에 대한 ACT 기반 집단상담의 적용 범위 및 확장 가능성에 관한 통합적인 정보를 제공해 줄 수 있다. 우울 및 불안증상 등 증상의 특성에 따라 개입의 효과크기가 어떻게 다른지 구체적으로 파악함으로써 비단 우울증상 또는 불안증상 뿐만 아니라 다양한 심리적 증상들이 우울 또는 불안을 공유하고 있는 경우가 많으므로 ACT를 여러 증상들에 효과적으로 적용할 수 있도록 실제적 시사점을 제공하였다는데 의미가 있다. 셋째, 기존에 국내에서 실시된 ACT 메타분석 연구에 비하여 집단원 특성 및 집단 운영특성에 따른 조절변인을 다각적으로 분석함으로써 치료적 효과의 차이를 구체적으로 파악하여 추후 ACT 집단상담 프로그램을 구상하고 대상을 선별하는데 가이드라인을 제공하였다는 점에서 의의를 갖는다.

참고문헌

- * 표가 있는 것은 메타분석에 포함된 참고문헌임.
- * 강경화 (2016). 수용전념치료(ACT)가 소방공무원들의 외상 후 스트레스 증상, 불안 통제감, 수용행동 및 심리적 안녕감에 미치는 효과. 전북대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 강민지, 김미리혜, 김정호 (2015). 수용전념치료가 유방암 환자의 부정정서, 수용 및 삶의 질에 미치는 효과에 대한 예비연구. 한국심리학회지: 건강, 20(1), 17-34.
- 건강보험심사평가원 (2017). 보건의료빅데이터 개방시스템. <http://opendata.hira.or.kr> 에서 검색.
- * 권성일 (2012). 수용전념치료 프로그램이 사회불안 수준이 높은 대학생의 심리적 적응에 미치는 효과에 관한 단기 종단 연구. 계명대학교 일반대학원 석사학위논문.
- 김경희 (2016). 수용전념치료(ACT)프로그램 효과의 메타분석에 대한 융합연구. 한국융합학회논문지, 7(5), 145-153.
- * 김두현 (2015). 수용전념치료가 사회공포증 경향이 있는 대학생의 사회불안, 거절 민감성 및 경험회피에 미치는 효과. 전북대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 김미옥, 손정락 (2013). 수용전념치료(ACT)가 대학생의 대인 불안, 스트레스 대처 방식 및 사회적 자기효능감에 미치는 효과. 한국심리학회지: 건강, 18(2), 301-321.
- * 김미하, 손정락 (2011). 수용전념 집단치료가 발달장애아동 어머니의 심리적 안녕감과 우울에 미치는 효과. 한국심리학회지: 임상, 30(1), 207-223.
- * 김송언 (2013). 발표불안 감소를 위한 수용기반 노출 치료 프로그램의 개발 및 효과 검증. 아주대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 김수경 (2013). 명상집단치료가 상태불안과 특성불안을 경험하는 청소년들의 불안민감성 및 불안통제감 향상에 미치는 효과: 수용-전념치료와 알아차림명상을 중심으로. 명상심리상담, 9, 67-77.

- * 김수인, 백지숙 (2013). 대학생의 발표불안에 대한 수용전념 집단치료의 효과-인지적 탈융합기법을 중심으로. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 25(1), 19-40.
- * 김유리 (2016). 수용전념치료(ACT)가 사회불안과 내현적 자기애가 높은 대학생들의 내현적 자기애, 사회불안, 내면화된 수치심 및 수용행동에 미치는 효과. 전북대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 김진미, 손정락 (2013). 수용 전념 치료(ACT)가 발표불안이 있는 대학생의 사회적 회피와 자기-초점적 주의에 미치는 효과. 한국심리학회지: 건강, 18(2), 267-283.
- * 김채순 (2012). 수용전념 및 인지행동 심리치료 프로그램이 청소년의 우울, 심리적 수용 및 자기통제에 미치는 영향. 창원대학교 일반대학원 박사학위논문.
- * 김혜은, 김도연 (2012). 수용전념 치료가 불안사고 및 불안민감성, 수용적 태도에 미치는 효과: 발표불안을 중심으로. 한국심리학회지: 건강, 17(2), 299-310.
- * 김효정 (2015). 수용전념치료 프로그램이 휴대폰 판매원의 우울, 직무소진 및 자기 효능감에 미치는 효과. 경성대학교 임상약학보 건대학원 석사학위논문.
- * 노지윤, 강혜자, 손정락 (2016). 수용-전념치료(ACT)가 과도하게 걱정하는 대학생들의 걱정증상, 상태 및 특성불안, 불확실성에 대한 인내력, 정서 조절 및 경험회피에 미치는 영향. 한국심리학회지: 건강, 21(4), 909-923.
- 박선미 (2015). 심리우울과 불안증상에 대한 인지행동치료에 기반을 둔 개입 효과의 메타분석. 경성대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 박세란, 이훈진 (2012). ACT 기반 가치탐색 집단 프로그램의 효과연구. 인지행동 치료, 12(1), 1-20.
- * 심태경 (2017). 군병사의 대인민감성, 죄질된 소속감, 부정적 자기초점, 우울이 자살생각에 미치는 영향과 수용-전념을 기반으로 한 치료 프로그램의 효과. 경성대학교 대학원 박사학위논문.
- * 양선미, 박 경 (2014). 발달장애아동의 어머니를 위한 수용전념 집단치료 및 자기자비의 효과. 한국심리치료학회지, 6(1), 27-47.
- * 오정은 (2015). 수용-전념치료(ACT)가 우울한 평가염려 완벽주의 대학생의 완벽주의, 자기 비난, 이분법적 사고 및 우울에 미치는 효과. 전북대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 온안국, 손정락 (2017). 수용전념치료가 학군사관 후보생의 스트레스, 불안 및 수용에 미치는 효과에 대한 예비연구. 디지털융복합연구, 15(10), 261-268.
- * 유화경, 손정락 (2016). 수용전념치료(ACT)가 스마트폰 중독을 보이는 대학생의 스마트폰 중독 수준, 자기 조절 및 불안에 미치는 효과. 디지털융복합연구, 14(2), 415-426.
- * 이경희 (2017). 우울과 불안증상 취약성개입에 대한 예비연구: 인지행동치료와 수용전념치료의 비교. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(1), 32-53.
- * 이규복 (2015). 수용전념치료가 대인불안이 있는 대학생의 주장성과 대인불안에 미치는 효과. 전북대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 이보민 (2016). 수용전념치료(ACT)가 불안에

- 착 대학생의 우울, 반추, 무조건적 자기수용 및 불안 애착에 미치는 효과. 전북대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 이선영, 안창일 (2012). 불안에 대한 수용-전념 치료의 치료과정 변인과 치료효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 24(2), 223-254.
- * 이준석 (2016). 수용 전념치료가 사회불안 대학생의 사회불안 증상과 삶의 질에 미치는 효과: 사회불안 수용의 매개효과. 아주대학교 일반대학원 석사학위논문.
- * 이현아 (2010). 수용-전념 집단 프로그램이 부모의 문제음주를 경험한 대학생의 자아존중감, 스트레스, 우울 및 수용에 미치는 효과. 전북대학교 일반대학원 석사학위논문.
- 이혜진, 박형인 (2015). 마음챙김 기반 치료의 효과: 메타분석. 한국심리학회지: 임상, 34(4), 991-1038.
- 조용래, 노상선, 조기현, 홍세희 (2014). 우울과 불안증상에 대한 마음챙김에 기반을 둔 개입의 효과-메타분석. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 24(2), 223-254.
- * 조현주 (2012). 자애명상 기반 수용전념치료 프로그램 개발과 효과: 우울경향 대학생 을 중심으로. 한국심리학회지: 일반, 33(4), 903-931.
- 조희현, 이주희 (2017). 마음챙김 명상의 메타 분석-ACT와 MBSR 중심으로. 스트레스 학회, 25(2), 69-74.
- 하지연, 신성만 (2016). 청소년 인터넷중독 집단상담 프로그램 효과에 관한 메타분석: 적용이론과 구성요소를 중심으로. 한국심리학회지: 일반, 35(1), 191-216.
- * 하진미, 손정락 (2016). 수용전념치료(ACT)가 우울과 스마트폰 중독 수준에 미치는 효과. 한국심리학회지: 중독, 1(1), 1-16.
- 황성동 (2014). 알기 쉬운 메타분석의 이해. 서울: 학지사.
- 황정규 (1998). Meta-Analysis의 이론과 방법 (경험과학적 연구 결과의 종합을 위하여). 서울: 성곡학술재단.
- 홍혜라 (2016). 수용-전념 집단상담프로그램이 아동의 분노와 우울에 미치는 효과. 서울교육대학교 교육대학원 석사학위논문.
- Armstrong, A. B., Morrison, K. L., & Twohig, M. P. (2013). *A preliminary investigation of acceptance and commitment therapy for adolescent obsessive-compulsive disorder*. Utah: Utah State University Press.
- A-Tajk, J. G., David, M. L., Morina, N., Powers, M. B., Smits, J. A., & Emmelkamp, P. M. (2014). A meta-analysis of the efficacy of acceptance and commitment therapy and psychical health problems. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 85(1), 30-36.
- Beeson, P. M., & Robey, R. R. (2006). Evaluating single treatment research: lessons learned from the aphasia literature. *Neuropsychology Review*, 16(4), 161-169.
- Bohlmeijer, E. T., Fledderus, M., Rolo, T. A., & Pieterse, M. E. (2011). Efficacy of an early intervention based on acceptance and commitment therapy for adults with depressive symptomatology: Evaluation in a randomized controlled trial. *Behavior Research and Therapy*, 49(1), 62-67.
- Bond, F. W., & Bunce, D. (2000). Mediators of change in emotional-focused and problem-focused worksite stress management intervention. *Journal of Consulting and Clinical*

- Psychology*, 5(1), 156-163.
- Bond, F. W., & Hayes, S. C. (2003). The role of acceptance and job control in mental health, job satisfaction, and work performance. *Journal of Applied Psychology*, 88(6), 1057-1067.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J., & Rothstein, H. (2009). *An introduction to meta-analysis*. New York: John Wiley & Sons.
- Brown, L. A., Forman, E. M., Herbert, J. D., Hoffman, K. L., Yuenm, E. K., & Goetter, E. M. (2011). A randomized controlled trial of acceptance-based behavior therapy and cognitive therapy for test anxiety: a pilot study. *Behavior Modification*, 35(1), 31-53.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.)*. Hillsdale, NY: Lawrence Erlbaum Associates.
- Coyne, L. W., McHugh, L., & Martinez, E. R. (2011). Acceptance and commitment therapy (ACT): Advance and applications with children, adolescents, and families. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 20(2), 379-399.
- Dahl, J., Wilson, K. G., & Nilsson, A. (2004). Acceptance and commitment therapy and the treatment of persons at risk for long-term disability resulting from stress and pain symptoms: a preliminary randomized trial. *Behavior Therapy*, 35(4), 785-801.
- Duval, S., & Tweedie, R. (2000). Trim and fill: A simple funnel-plot-base method of testing and adjusting for publication bias in meta-analysis. *Biometrics*, 56(2), 455-463.
- Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in meta-analysis detected by simple, graphical test. *British Medical Journal*, 315(7109), 629-634.
- England, E. L., Herbert, J. D., Forman, E. M., Rabin, S. J., Juarascio, A., & Goldstein, S. P. (2012). Acceptance-based exposure therapy for public speaking anxiety. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 1(1), 66-72.
- Folke, F., Parling, T., & Melin, L. (2012). Acceptance and commitment therapy for depression: a preliminary randomized clinical trial for unemployed on long-term sick leave. *Cognitive Behavior Press*, 19(4), 538-594.
- Forman, E. M., Herbert, J. D., Moirta, E., Yeomans, P. D., & Geller, P. A. (2007). A randomized controlled effectiveness trial of acceptance and commitment therapy and cognitive therapy for anxiety and depression. *Behavior Modification*, 31(6), 772-799.
- Forsyth J. P., Parker, J. D., & Finlay, C., G. (2003). Anxiety sensitivity, controllability and experiential avoidance and their relation to drug choice and addiction severity in a residual sample of substance-abusing veterans. *Addictive Behaviors*, 28(5), 851-870.
- Franklin, M. E., Best, S. H., Wilson, M. A., Loew, E., & Compton, S. N. (2011). Habit reversal training and acceptance and commitment therapy for tourette syndrome: a pilot project. *Journal of Development and Physical Disabilities*, 23(1), 46-60.
- Graham, C. D., Gouick, J., Krahe, C., & Gillanders, D. (2016). A systematic review of the use of acceptance and commitment therapy(ACT) in chronic disease and long-term conditions. *Clinical Psychology Review*, 46,

- 46-58.
- Haker T., Stone, P., & MacBeth, A. (2016). Acceptance and commitment therapy-do we know enough? Cumulative and sequential meta-analyses of randomized controlled trials. *Journal of Affective Disorders, 190*, 551-565.
- Hayes, S. C., Boyd, C. P., & Sewell, J. (2011). Acceptance and commitment therapy for treatment of adolescent depression; a pilot study in a psychiatric outpatient setting. *Mindfulness, 2011*(2), 86-94.
- Hayes, S. C., Follette, V. M., & Linehan, M. M. (Eds.). (2004). *Mindfulness and acceptance*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: an experiential approach to behavior change*. New York; Guilford.
- Hayes S. C., Villatte, M., Levin, M., & Hildebrand, M. (2011). Open, aware, and active: contextual approaches as an emerging trend in the behavioral and cognitive therapies. *Annual Review of Clinical Psychology, 7*(1), 141-168.
- Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). *Statistical selection effect in meta-analysis*. New York: Academic Press.
- Higgins, J. (2011). *Cochran handbook for systematview of intervention*. Chichester, UK: Wiley.
- Kocovski, N. L., Fleming, J. E., Hawley, L. L., Huta, V., & Antony, M. M. (2013). Mindfulness and acceptance-based group therapy versus traditional cognitive behavior group therapy for social anxiety disorder: a randomized controlled trial. *Behavior Research and Therapy, 51*(12), 889-989.
- Max, B. P., & Sloan, D. M., (2005). Posttraumatic dissociation and experiential avoidance as predictor of posttraumatic stress symptomatology. *Behavior Research and Therapy, 43*(5), 569-583.
- Öst, L. G. (2008). Efficacy of the third wave of behavioral therapies: a systematic review and meta- analysis. *Behavior Research and Therapy, 46*(3), 296-321.
- Öst, L. G. (2014). Efficacy of the third wave of behavioral therapies: an updated systematic review and meta-analysis. *Behavior Research and Therapy, 61*, 105-121.
- Peter, A. S., Tom, M., & Jorge, E. E. (2017). A systematic review of randomized controlled trials using Acceptance and Commitment therapy as an intervention in the management of non-malignant, chronic pain in adult. *International Journal of Osteopathic Medicine, 24*, 18-31.
- Powers, M. B., Zum, M. B., & Emmelkamp, P. M. G. (2009). Acceptance and commitment therapy: a meta-analytic review. *Psychotherapy and Psychosomatics, 78*(2), 73-80.
- Roemer, L., Salters, K., Raffa, S., & Orsillo, S. M., (2005). Fear and avoidance of internal experiences in GAD: Preliminary treats of a conceptual model. *Cognitive Therapy and Research, 29*(1), 71-88.
- Rosenthal, R., & Rubin, P. (1983). The “file drawer problem” and tolerance for null results. *Psychological Bulletin, 86*(3), 638-641.
- Ruiz, F. J. (2012). Acceptance and commitment therapy versus traditional cognitive behavior

- therapy: a systematic review and meta-analysis of current empirical evidence. *International Journal Psychology & Psychological Therapy*, 12, 333-357.
- Twohig, M. P., Hayes, S. C., & Masuda, A. (2006). Increasing willingness to experience obsessions: acceptance and commitment therapy as a treatment for obsessive-compulsive disorder. *Behavior Research and Therapy*, 37(1), 3-13.
- Woidneck, M. R., Morrison, K. L., & Twohig, M. P. (2014). Acceptance and commitment therapy for the treatment of posttraumatic stress among adolescents. *Behavior Modification*, 38(4), 451-476.
- Zettle, R. D., & Hayes, S. C. (1986). Dysfunctional control by client verbal behavior: the context of reason giving. *The Analysis of Verbal Behavior*, 4(1), 30-38.
- Zettle, R. D., & Rains, J. DC. (1989). Group cognitive and contextual therapies in treatment of depression. *Journal of Clinical psychology*. 45(3), 438-445.

원 고 접 수 일 : 2018. 05. 31

수정원고접수일 : 2018. 07. 06

게 재 결 정 일 : 2018. 07. 25

Effectiveness of ACT-based Group Counseling for Depression and Anxiety: A Meta-Analysis

Eunhyeong Lee

Mikyung Song

Seoul Women's University

The purpose of this meta-analysis was to estimate the effect size of ACT-based group counseling for depression and anxiety symptoms. Meta-analysis was performed using 16 studies on depressive symptoms and 17 studies on anxiety symptoms. First, the average effect size of ACT-based group counseling program for depression was $-.883$, respectively large; and, the average effect size of ACT-based group counseling program for anxiety was $-.789$, respectively moderate. Effect sizes varied according to moderators including age, gender, health status, number of sessions, experimental period, times per term, time per session, type of control group, and published year. Depression and anxiety symptoms were most largely mediated when ACT-based counseling was conducted with less than 10 participants during an experimental period of 4 weeks, 7-8 times per term, and 91-120 minutes sessions. Implications of these findings are discussed.

Key words : ACT, meta-analysis, depression, anxiety, moderator, effective size