

정서강도와 인지적 회피가 걱정에 미치는 영향*

이 슬 아†

분당서울대병원 정신건강의학과

권 석 만

서울대학교 심리학과

본 연구에서는 걱정의 심리적 과정을 이해하기 위하여 정서강도와 인지적 회피의 역할을 검증하였으며, 환경적 변인으로 부정적 생활 스트레스를 포함하여 걱정과의 관련성을 탐색하였다. 연구 I에서는 서울 소재 대학생 330명을 대상으로 개정판 대학생용 생활 스트레스 척도(LSS-R), 정서강도 척도(AIM), 한국판 인지적 회피 척도(CAQ), 펜실베니아 걱정증상 질문지(PSWQ)와 한국판 CES-D 척도(CES-D)를 실시하고 각 변인 간의 관련성을 탐색하였다. 걱정증상은 부정적 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피와 유의미한 상관을 보였으며, 이 중 정서강도는 걱정증상을 우울증상과 변별하는 변인으로 나타났다. 또한 정서강도는 부정적 생활 스트레스가 걱정에 미치는 영향을 조절하였고, 인지적 회피는 정서강도가 걱정에 미치는 영향을 부분 매개하였는데, 이러한 부분매개효과는 스트레스를 적게 경험하는 집단에서만 유의하게 나타났다. 연구 II에서는 인지적 회피를 실험적으로 조작할 때 나타나는 걱정 및 불안증상의 변화를 탐색하였으며, 정서강도 수준에 따라서 걱정 및 불안증상의 변화량이 다를 것이라는 가설도 검증하였다. 정서강도(AIM) 점수를 기준으로 정서강도 상·하 집단을 각각 30명씩 선발한 후 수용 및 회피 조건에 무선 할당하였고, 수용 및 회피 처치 전후의 걱정증상과 상태불안을 참여자가 평정하게 하였다. 인지적 회피 수준을 감소시키는 수용처치를 받은 참여자는 걱정증상 및 상태불안이 유의미하게 감소하였고, 정서강도가 높은 집단이 정서강도가 낮은 집단에 비하여 더 큰 정도로 걱정증상이 감소하였다. 이러한 결과는 부정적인 생활 스트레스와 같은 환경적 변인과 정서강도, 인지적 회피와 같은 개인 내적 변인이 걱정증상에 영향을 미친다는 것을 시사한다. 그리고 인지적 회피를 감소시키는 수용처치가 걱정 및 불안반응을 감소시킬 수 있음을 시사하였다. 마지막으로 본 연구의 시사점과 제한점 및 후속 연구를 위한 제언에 대하여 논의하였다.

주요어 : 걱정, 범불안장애, 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피, 수용

* 본 논문은 제1저자의 석사 학위논문을 수정 보완한 것임.

† 교신저자(Corresponding Author) : 이슬아 / 분당서울대병원 정신건강의학과 / 경기도 성남시 분당구 구미동 300 분당서울대학교 병원 8층 / Fax : 031-787-4058 / E-mail : diem86@naver.com

걱정(worry)은 대부분의 사람들이 일상적으로 경험하는 보편적인 인지현상이다(Craske, Rapee, Jackel, & Barlow, 1989). 우리가 흔히 경험하는 걱정은 어느 정도 지속된 후 종결되기 때문에, 일상생활에 큰 지장을 초래하거나 학업이나 업무의 수행을 크게 방해하지는 않는다. 그러나 걱정이 지나치게 많은 사람들은 걱정이 시작되면 의식에 침투해 들어오는 생각들을 통제할 수 없다고 느끼며, 부정적인 침투사고를 더 많이 경험하고, 주의집중을 잘 하지 못하여 심각한 정서적 불편감을 경험하게 된다(Borkovec, 1994; Borkovec, Robinson, Pruzinsky, & DePree., 1983). 이처럼 걱정은 대부분의 사람들이 경험하는 보편적인 심리현상으로 존재하지만, 이것이 과도하고 통제 불가능해질 때 병리화된다고 볼 수 있다.

Borkovec 등(1983)은 걱정을 부정적 정서와 관련된 통제불가능한 사고 및 심상의 연쇄로 정의하여 걱정의 부적응적인 측면에 주목하였다. 아울러 이와 같은 걱정이 발생하고 지속되는 기제에 대하여 Borkovec, Ray와 Stöber(1998)는 걱정이 불안과 같은 고통스러운 정서를 회피하는 기제로 사용된다는 걱정의 회피이론(avoidance theory of worry)을 제안한 바 있다. 이에 따르면 걱정은 잠재적인 문제와 관련된 혐오적인 심상을 회피하고 이와 연합된 신체적 불안 반응을 감소시키는 역할을 한다. 실제로 실험에서 공포스러운 심상을 제시하기 전에 걱정을 한 참여자들은 이완시키는 사고나 중성적인 사고를 한 참여자들에 비해 공포스러운 심상에 대해 더 적응 심박률을 보인다(Borkovec & Hu, 1990) 걱정은 혐오적인 심상, 생리적 반응을 회피하는 기제로 사용되는 것으로 여겨진다. 이처럼 걱정은 일시적으로는 부정정서를 조절하는 데 효과적이나, 장

기적으로 보았을 때 걱정은 부정정서의 정상적인 처리를 억제하여 부정정서 및 걱정과정을 더욱 강화하는 역효과를 갖는데(Borkovec, Alcaine, & Behar., 2004), 실제로 끔찍한 영화를 보고 난 후에 걱정을 하게 되면 처음에는 불안이 감소되지만 이후 며칠 동안 침투적 사고가 오히려 증가하는 양상을 보였다(Wells & Papageorgious, 1995). 즉, 걱정은 위협적인 심상에 따른 정서적, 생리적 반응을 사고로 바꾸어 인지적으로 회피하는 기능을 수행함으로써, 단기적으로는 부정정서를 감소시키지만 장기적으로는 부정정서 및 걱정을 유지, 강화시킨다.

이러한 선행 연구를 고려할 때, 걱정에는 부정정서라는 정서적 측면 및 인지적 회피라는 인지적 측면이 함께 개입되는 것으로 여겨진다. 하지만 그 동안 걱정에 관한 대부분의 연구는 주로 인지적인 입장에서 이루어져 왔다. 걱정의 인지적인 측면 및 걱정과 관련된 인지적 변인이 주된 연구 주제로 제시되어 왔는데(Borkovec, 1985; Dugas, Gagnon, Ladouceur, & Freeston, 1998; Wells & Carter, 1999), 현재까지 연구된 대표적인 인지적 특성으로는 왜곡된 위협평가과정 및 위협대처과정(권석만, 유성진, 정지현, 2001), 파국화 사고 경향(Davey & Levy, 1998), 부정적인 문제지향(D'Zurilla, Nezu, & Maydeu-Olivares, 1998), 걱정에 대한 긍정적/부정적 신념(Borkovec & Roemer, 1995; Wells & Carter, 1999), 인지적 회피(Borkovec & Inz, 1990) 등이 있다. 이 중에서 특히 인지적 회피는 걱정의 회피 이론의 중심적인 내용을 담고 있는 만큼 그 중요성이 시사된다. 인지적 회피(cognitive avoidance)는 내적으로 유발된 혐오적인 심상과 두려움을 언어적으로 추상화하여 회피하는 것으로, 걱정을 유지, 강화시킨

다. 인지적 회피에는 여러 전략이 혼용되어 사용되는데, 그동안 주로 연구되어 온 인지적 전략은 불쾌하고 원치 않는 사고를 통제하는 방법인 사고 억제에 국한되어 왔으나, 최근의 연구들은 사고치환(원치 않는 사고를 피하기 위해 덜 위협적인 내용을 생각함), 주의분산(공포스러운 심상을 왜곡하거나 그 상황에서 공포스럽지 않은 요소로 주의를 돌림), 위협적인 자극 자체를 회피하는 전략, 심상보다 언어적 사고를 사용하는 전략 등 인지적 회피를 포괄적으로 다루고 있다(송수정, 김은정, 2009; Sexton & Dugas, 2008). 최근에는 범불안장애 환자들이 사고 억제 외에도 사고 치환, 적극적인 회피 등 여타 인지적 회피 전략을 사용한다고 알려지고 있는 바(Gosselin, Langloss, Freeston, Ladouceur, & Lemay, 2007; Laguna, Harn, Hope, & Bell, 2004; Sexton & Dugas, 2008), 범불안장애의 주증상인 걱정을 유지시키고 강화하는 요인을 살펴보기 위해서는 다양한 인지적 회피 전략을 통합적으로 측정하여 인지적 회피와 걱정 간의 관계를 살펴볼 필요가 있다. 걱정이 많은 사람들이 인지적 회피를 더 많이 보이고 인지적 회피가 걱정을 유의하게 설명한다면, 자신의 내적 경험을 인지적으로 회피하려는 시도를 줄이도록 돕는 것은 걱정을 감소시키는 데 도움이 될 것이다.

앞서 제시한 바와 같이 걱정과 관련된 연구는 주로 인지-행동적 입장에서 실시되었다. 하지만 걱정은 부정정서와 관련된 심상과 자율신경계 각성을 회피하는 인지적 기제로 사용되는 바, 걱정이 많은 사람들이 걱정을 과도하게 하는 것에는 자신의 정서를 고통스럽게 경험하는 것이 선행된다. 이처럼 걱정이 많은 사람들은 고통스러운 정서경험을 회피하기 위하여 걱정을 사용하지만, 기존의 회피 이론만

으로는 왜 이러한 정서경험이 혐오적이어서 회피가 필요한지를 설명할 수 없다(Mennin, Heimberg, Turk, & Fresco, 2005). 또한 최근까지도 걱정이란 회피 전략을 빈번하게 사용하도록 만드는 정서경험에 대해서는 적은 연구만이 이루어졌을 따름이다(Mennin, Heimberg, Turk, & Fresco, 2002). 따라서 사람들이 왜 걱정을 하게 되는지에 대하여 보다 정교하게 이해하기 위해서는 걱정이 많은 사람들이 겪는 정서경험에 대해 탐색해볼 필요가 있다.

Mennin(2004)은 걱정이 많은 사람들의 정서에 초점을 맞추어, 범불안장애의 정서조절장애 모형(emotion dysregulation model of generalized anxiety disorders)을 제안하였다. 이 모형에서는 범불안장애 환자의 정서적 특성으로 높은 정서강도, 낮은 정서이해, 정서에 대한 부정적인 반응성, 부적응적인 정서관리 반응과 같은 네 가지 특성을 제시하였다. 우선 범불안장애 환자들은 강한 부정정서를 다른 사람보다 더 자주 경험하며, 대부분의 사람들에게는 크게 정서를 유발하지 않을 상황에서 정서를 경험하는 경향이 있다(Mennin et al., 2002). 실제로 불안을 유발하는 실험 상황에서 범불안장애 환자들은 통제집단보다 더 큰 수준의 생리적인 불안 증상을 나타내었다(Mennin et al., 2005). 또한 범불안장애 환자들은 분노, 슬픔, 공포, 혐오, 즐거움 등의 일차정서를 확인하는 데 어려움을 지니며, 자신의 정서를 미분화되고 혼란스러우며 압도적인 것으로 경험한다(Mennin et al., 2005). 이러한 낮은 정서이해는 능동적인 대처 및 긍정적인 귀인과 부적인 상관을 나타내며(Gohm & Clore, 2002), 범불안장애 증상과는 정적인 상관을 나타낸다(Mennin, Holaway, Fresco, Moore, & Heimberg, 2007). 아울러 범불안장애 환자들은

정서를 혐오적으로 경험하고 정서가 발생할 때 불안해질 수 있는데(Mennin et al., 2005; Roemer, Salters, Raffa, & Orsillo, 2005), 이렇듯 정서에 대해 부정적으로 반응하는 경향은 범불안장애 증상이 불안·기분증상 증가, 기능적 손상에 미치는 영향을 매개하였다(Farach, Mennin, Smith, & Mandelbaum, 2008). 마지막으로 제기되는 요소는 정서를 부적응적인 방식으로 다루는 것이다. Mennin 등(2002, 2004)은 범불안장애 환자들이 정서를 과도하게 통제하려는 시도를 하여 정서경험을 감소시킨다고 보았다.

이와 같은 범불안장애의 정서조절장애 모형에 대하여, Mennin 등(2007)은 범불안장애, 사회불안장애, 주요우울장애 환자를 대상으로 하여 모형의 각 요소를 경험적으로 검증하였다. 이에 따르면, 사회불안장애 및 주요우울장애와의 중첩을 통제한 후에도 높은 정서강도 및 부적응적인 정서관리반응은 범불안장애를 유의하게 예언하였다(Mennin et al., 2007). 이러한 결과는 다른 사람보다 정서를 강렬하게 느끼며, 이를 적절하게 다루지 못하고 과도하게 통제하려는 시도가 특히 범불안장애를 잘 설명함을 시사한다.

정서강도는 개인이 전형적으로 정서를 경험하는 정도로서, 정서적인 사건에 대한 각성수준 및 반응성으로 정의된다(Larsen & Diener, 1987). 이러한 정서강도는 다양한 정신장애와 유의미한 관련성이 있다고 밝혀져 왔는데, 높은 정서강도가 신체화 증상, 신경증, 우울증상과 관련되고(Flett, Blankstein, & Obertynsk, 1996), 정서강도 점수가 높은 사람들은 조울증 발병 위험 척도 상에서 보다 높은 점수를 받았다(Williams, 1989). 하지만 다른 한편으로는 높은 강도로 정서를 경험하는 사람들이 낮은

강도로 정서를 경험하는 사람들보다 활동성과 사회성이 높고, 신체감각이 예민하고, 다양한 정서성을 추구하며, 외향성이나 정서적 안정성과 같은 적응적인 특성을 많이 보였고, 주관적인 안녕감이 높았다는 연구도 존재하는 바(이주일, 황석현, 한정원, 민경환, 1997), 정서강도의 효과는 긍정적으로, 혹은 부정적으로 상반되게 나타나고 있다. 이러한 혼재된 결과는 정서강도와 심리적 적응 및 부적응의 관계에서 다른 변인들이 영향을 미칠 가능성을 시사한다.

Kring과 Werner(2004)는 강한 정서를 느끼는 것 자체는 병리적이지 않지만, 그러한 정서를 적절하게 조절하지 못한다면 강한 정서가 병리적으로 변화할 수 있다고 제안한 바 있다. 이를 토대로 생각해볼 때, 정서강도 외에 정서를 회피하려는 시도가 함께 개입될 때 심리적 부적응으로 이어질 수 있음을 추론해볼 수 있다. 정서를 강하게 느끼는 사람은 그러한 정서를 더욱 회피하려는 경향을 보이는데, 정서강도와 정서에 대한 회피는 심리적 부적응에도 영향을 미친다(이지영, 2009; Catanzaro, 1997; Flett et al., 1996; Larsen & Diener, 1987). 정서강도가 부정적인 임상적 결과에 영향을 미침에 있어서 정서를 회피하려는 조절 전략이 매개역할을 하며(Lynch, Robins, Morse, & MorKrouse, 2001), 우울과 정적 상관을 보이는 정서강도가 대처양식의 변량을 통제하고 난 후에는 유의미한 상관을 보이지 않았다(조성은, 오경자, 2007)는 연구 결과를 볼 때, 높은 정서강도 자체가 심리적 부적응에 직접적으로 영향을 미치기보다는 정서강도가 높을 때 부적응적인 정서조절방략을 보다 더 자주 선택하게 되어 심리적 부적응이 발생할 것이라고 생각할 수 있다.

이상으로 제시된 연구 결과를 통합하여 생각해볼 때, 걱정이 많은 사람들은 부정적인 정서를 다른 사람에 비하여 강렬하게 느끼며, 이에 따르는 고통을 감소시키고자 인지적인 기제를 통해 부정정서를 회피 및 통제하고자 한다고 볼 수 있다. 이 때 정서를 강렬하게 느끼는 경향은 높은 정서강도로 볼 수 있으며, 정서를 부적응적으로 관리하는 전략 역시 인지적 회피와 상통하는 바, 이러한 측면을 모두 고려할 필요가 있다.

앞서 언급하였듯, 그 동안 걱정에 대한 연구는 주로 인지적 입장에서 이루어져왔으나, 최근의 연구들은 정서적 측면에 초점을 맞추어 범불안장애를 재개념화 하고 있다. 그러나 현재까지 걱정과 관련된 인지적 특성과 정서적 특성을 함께 살펴본 연구는 부족한 상황이므로, 본 연구에서는 앞서 제시되었던 정서강도, 인지적 회피를 포함하여 걱정과 관련된 정서적·인지적 특성을 통합적으로 고려하고자 한다. 그리고 심리적 부적응은 개인 내적 변인이나 환경적 변인의 단독적인 영향으로 발생하기보다는 둘 간의 상호작용으로 발생한다는 취약성-스트레스 모형(Zubin & Spring, 1977)에 기초하여, 정서강도 및 인지적 회피와 같은 개인 내적 변인 외에 부정적인 생활 스트레스 변인을 연구에 포함하여 걱정과의 관계를 탐색하였다. 또한 걱정과 우울 간에는 높은 수준의 상관성이 존재하고(Meyer, Miller, Metzger, & Borkovec, 1990) 불안과 우울 사이에도 공존성이 높으므로(권석만, 1996), 앞서 제시하였던 변인들이 걱정 및 우울과 어떠한 관련을 맺고 있는지 살펴봄으로써 걱정증상과 우울증상 간의 변별을 시도하였다.

따라서 본 연구에서는 걱정과 관련된 선행 연구를 통합하여 개인 내적 특성(정서강도, 인

지적 회피) 및 부정적 생활 스트레스가 걱정에 미치는 영향을 확인하고, 실험상황에서 인지적 회피 수준을 조작한 후 걱정의 변화량을 관찰하여 치료적 시사점을 얻고자 하였다.

이에 연구 1에서는 부정적 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피와 걱정증상 간의 관련성을 탐색하고, 이러한 변인들이 독립적으로, 또는 상호작용하여 걱정증상을 설명하는 정도를 알아보았다. 이 때 이러한 변인들과의 관련성에 의하여 걱정증상이 우울증상과 변별될 수 있는지도 추가적으로 탐색하였다. 연구 2에서는 연구 1을 통해 영향력이 확인될 것으로 기대되는 인지적 회피를 실험적으로 조작하였을 때, 걱정 및 불안증상이 감소될 것이라는 가설을 검증하였다. 그리고 이 때 정서강도의 정도에 따라 처치효과에 차이가 있을 것이라고 가정하였다. 연구 2에서는 정서에 대한 인지적 회피를 감소시키기 위하여 수용 및 전념치료(Acceptance and Commitment Therapy)에 기초한 수용처치를 도입하여, 그 효과를 인지적 회피를 유지시키는 조건과 비교하였다.

연구 I. 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피와 걱정의 관계

방 법

참가자

서울 소재 대학교에서 심리학 관련 과목을 수강하는 학부생 330명을 대상으로 설문지를 실시하였다. 설문은 간단한 오리엔테이션과 함께 수업시간 중에 실시되었으며, 실시 중간

에 질문이 있을 때 답변할 수 있도록 연구자가 실시과정 동안 그 자리에 있었다. 설문지의 응답에는 20분가량이 소요되었다. 수집된 설문지 중 결측치가 있거나 불성실하게 응답한 자료를 제외한 총 310명의 자료가 분석에 활용되었다. 응답자의 평균 연령은 21.01세(표준편차 2.23)로 범위는 18세에서 29세였으며, 이 중 남성이 175명(56.5%), 여성이 135명(43.5%)이었다.

측정도구

개정판 대학생용 생활스트레스 척도(Life Stress Scale-Revised: LSS-R)

대학생을 대상으로 일상생활에서 경험하는 부정적인 생활사건을 측정하기 위하여 전경구와 김교현(1991)이 개발하였다. 본 연구에서는 전경구, 김교현, 이준석(2000)이 개정한 개정판 대학생용 생활스트레스 척도를 사용하였다. 척도는 총 50개의 문항으로 구성되어 있으며, 문항마다 경험빈도와 중요도를 각각 0점(전혀)에서 3점(자주/매우) 사이에서 평정하도록 되어 있다. 총점의 범위는 0점에서 300점으로 총점이 높을수록 스트레스의 정도가 심함을 의미한다. 본 연구에서의 내적 일관성(Cronbach's α)은 .96이었다.

정서강도 척도(Affect Intensity Measure: AIM)

정서를 강하게 경험하는 정도에 대한 만성적인 경향성을 측정하기 위하여 Larsen과 Diener(1987)에 의하여 개발된 도구로서, 본 연구에서는 한정원(1997)의 번안판을 옥수정(2001)이 수정한 것을 사용하였다. 총 40문항으로 구성되어 있으며, 각 문항에 동의하는

정도를 1점(전혀 아니다)에서 6점(항상 그렇다) 사이에서 평정하도록 되어 있다. 총점의 범위는 40점에서 240점으로 총점이 높을수록 정서를 강렬하게 경험함을 의미한다. 본 연구에서의 내적 일관성(Cronbach's α)은 .90이었다.

한국판 인지적 회피 질문지(the Korean Version of the Cognitive Avoidance Questionnaire: CAQ)

내적으로 유발된 혐오적인 심상을 인지적으로 회피하는 데 사용되는 다양한 인지적 회피 전략을 측정하는 척도이다. Gosselin 등(2002)이 프랑스어로 개발하였고, 최근 Sexton과 Dugas(2008)가 영어판으로 번안 및 타당화하였다. 본 연구에서는 송수정과 김은정(2009)에 의해 번안된 한국판 인지적 회피 질문지를 사용하였다. 본 척도는 총 25개의 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항에 동의하는 정도를 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다) 사이에서 평정하도록 되어 있다. 총점의 범위는 25점에서 125점으로 총점이 높을수록 인지적 회피 경향이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적 일관성(Cronbach's α)은 .93이었다.

펜실베이니아 걱정증상 질문지(Penn State Worry Questionnaire: PSWQ)

범불안장애의 주요 증상인 만성적이며 통제 불가능한 걱정의 빈도 및 강도를 평가하는 자기보고형 검사로서, Meyer, Miller와 Borkovec(1990)에 의해 개발되었다. 본 연구에서는 김정원과 민병배(1998)에 의해 번안된 검사를 사용하였다. 척도는 총 16문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다) 사이에서 평정하도록 되어 있다. 총점의 범위는 16점에서 80점 사이이며,

총점이 높을수록 걱정이 많음을 의미한다. 이 척도의 내적 일관성(Cronbach's α)은 .91, 검사-재검사 신뢰도는 .85로 보고되고 있다. 본 연구에서의 내적 일관성(Cronbach's α)은 .93이었다.

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

CES-D는 Radloff(1977)가 우울을 측정하기 위하여 개발한 척도로서, 본 연구에서는 전경구, 최상진, 양병창(2001)이 개발한 통합적 한국어판 CES-D를 사용하였다. 이 척도는 우울과 관련된 행동, 신체, 인지 증상들을 측정하는 20 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 0점(극히 드물게)에서 3점(거의 대부분) 사이에서 평정하도록 되어 있다. 총점의 범위는 0점에서 60점으로 총점이 높을수록 우울의 정도가 심함을 의미하며, 미국판 CES-D의 경우에는 16점을 기준으로 정상인과 우울 환자의 구분을 시도한다(전경구 등, 2001). 본 연구에서의 내적 일관성(Cronbach's α)은 .90이었다.

통계적 분석

통계적 분석은 SPSS for Windows(version 12.0)를 사용하였다. 먼저 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피, 걱정 및 우울의 관계를 탐색하

기 위하여 상관분석을 실시하였으며, 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피가 걱정을 잘 설명하는지를 검증하기 위하여 위계적 회귀분석을 사용하였다. 이어서 생활 스트레스와 걱정의 관계에 대한 정서강도의 조절효과를 검증하기 위하여 단계적 회귀분석을 실시하고, 정서강도와 걱정의 관계에 대한 인지적 회피의 매개효과를 검증하기 위하여 중다회귀분석을 실시하였다.

결과 및 논의

연구 1에 참여한 참여자 310명이 개정판 대학생용 생활스트레스 척도(LSS-R), 정서강도 척도(AIM), 한국판 인지적 회피 질문지(CAQ), 펜실베니아 걱정증상 질문지(PSWQ), 한국판 CES-D 척도(CES-D)에 응답한 내용을 분석하였다. 표 1에는 연구 1에서 사용한 척도들의 평균과 표준편차를 제시하였다. 본 연구에서는 정상 대학생을 연구 대상으로 선정하였기 때문에 걱정증상 질문지 점수의 평균은 그리 높지 않았다. 그러나 참여자들의 걱정증상 질문지 점수는 대체로 정규분포를 이루었으며, 점수의 범위는 18점에서 80점에 이르러 걱정의 정도가 심하지 않은 사람부터 걱정의 정도가

표 1. 연구 1에서 사용한 척도들의 평균 및 표준편차(N=310)

척도	평균	표준편차
개정판 대학생용 생활스트레스 척도(LSS-R)	66.21	37.15
정서강도 척도(AIM)	146.36	21.63
한국판 인지적 회피 질문지(CAQ)	62.89	16.67
펜실베니아 걱정증상 질문지(PSWQ)	46.80	12.87
한국판 CES-D 척도(CES-D)	14.99	9.27

심한 사람까지 피험자 표집이 비교적 잘 이루어졌다.

관련 변인들 간 상관관계

다음으로 표 2에는 연구 1에서 사용된 척도들 간의 상관계수를 제시하였다. 상관분석 결과, 걱정증상 점수는 부정적인 생활 스트레스($r=.354, p<.01$), 정서강도($r=.327, p<.01$), 인지적 회피($r=.316, p<.01$)와 모두 통계적으로 유의미한 정적인 상관을 나타내었다. 우울 증상 점수는 부정적인 생활 스트레스($r=.535, p<.01$), 인지적 회피($r=.342, p<.01$)와는 통계적으로 유의미한 정적인 상관을 보였지만, 정서강도와는 유의미한 상관을 나타내지 않았다, $r=.055, ns$.

이러한 상관 분석 결과는 걱정이 많은 사람들이 부정적인 생활 스트레스를 많이 경험하고, 동일한 사건에도 정서를 강렬하게 경험하며, 부정적인 감정을 경험할 때 이를 인지적으로 회피하려는 경향이 높음을 시사한다. 한편 우울한 사람들은 걱정이 많은 사람과 유사하게 부정적인 생활 스트레스를 많이 경험하고 부정정서를 경험할 때 이를 인지적으로 회

피하려는 경향은 높지만, 어떠한 사건에 대하여 정서를 더 강렬하게 경험하지는 않는 것으로 보인다. 이처럼 걱정이 많은 사람들과 우울한 사람들은 정서강도라는 정서적인 특성에서 변별되는 결과를 나타내었다.

이러한 결과는 선행연구에서 범불안장애 환자들이 정상통제집단, 사회불안장애, 주요우울장애, 섭식장애환자보다 유의하게 높은 정서강도를 보였던 것과 일치한다(Mennin et al., 2005). 이처럼 걱정과 우울이 정서강도에서 서로 다른 관계양상을 보인 것은 정서강도와 각성 간의 관련성 때문으로 여겨진다(Blascovich et al., 1992; Eisenberg et al., 1991; Larsen & Diener, 1987). 각성 차원과 정서가 차원으로 정서를 분류한 Russell(1980)의 원형모형에서 불안은 고각성 부정정서, 우울은 저각성 부정정서로 분류된다는 점을 볼 때(Russell & Carroll, 1999), 정서강도와 걱정, 우울 간의 변별적인 관련성은 이해할 만한 것이다.

부정적 생활스트레스, 정서강도, 인지적 회피가 걱정에 미치는 영향

다음으로는 앞서 걱정증상과 유의미한 상관

표 2. 연구 1에서 사용한 척도들 간의 상관계수(N=310)

척도	PSWQ	CES-D	LSS-R	AIM
CES-D	.471**			
LSS-R	.354**	.535**		
AIM	.327**	.055**	.183**	
CAQ	.316**	.342**	.258**	.252**

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

PSWQ : 펜실베니아 걱정증상 질문지, CES-D : 한국판 CES-D, LSS-R : 대학생 생활 스트레스 척도, AIM : 정서강도 척도, CAQ : 인지적 회피 질문지

표 3. 걱정증상 점수를 종속변인으로 한 회귀모형

예언변인	β	R^2	ΔR^2	F	ΔF
단계 1		.125	.125	44.00***	44.00***
LSS-R	.354***				
단계 2		.191	.071	37.50***	27.24***
LSS-R	.304***				
AIM	.272***				
단계 3		.221	.032	30.22***	12.79***
LSS-R	.262***				
AIM	.231***				
CAQ	.190***				

*** $p < .001$.

LSS-R : 대학생 생활 스트레스 척도, AIM : 정서강도 척도, CAQ : 인지적 회피 질문지

을 나타내었던 부정적 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피가 걱정증상을 유의미하게 예언할 수 있는지를 알아보고, 각각의 변인이 걱정증상을 예언하는 정도를 알아보기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였다(표 3).

위계적 회귀분석 모형에 걱정증상과 높은 상관을 보인 순서대로 부정적 생활 스트레스(LSS-R), 정서강도(AIM), 인지적 회피(CAQ) 점수를 투입한 결과, 부정적 생활 스트레스는 걱정증상의 12.5%를 설명하였고, 정서강도를 추가하였을 때는 걱정증상의 7.1%를 더 설명할 수 있었으며, 인지적 회피를 추가할 경우에는 걱정증상의 3.2%를 더 설명할 수 있었으며($p=.001$, all), 부정적 생활 스트레스($\beta=.262$, $p<.001$), 정서강도($\beta=.231$, $p<.001$), 인지적 회피($\beta=.190$, $p<.001$) 순으로 걱정증상을 잘 설명하였다.

이상의 결과에서 나타나듯, 부정적 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피는 모두 걱정에 유의한 영향을 미치며, 각 변인은 상호 관련

성을 보이고 있다. 그러므로 이러한 변인들이 걱정에 미치는 영향을 정교하게 탐색하기 위해서는 걱정에 영향을 미치는 변인들 사이의 관계를 보다 정교하게 살펴볼 필요성이 제기된다.

이에 따라서 본 연구에서는 우선 부정적 생활 스트레스와 걱정과의 관계에 있어서 정서강도가 조절효과를 보일 것이라고 가정하였다. 일반적으로 조절변인은 독립변인이 종속변인에 미치는 영향력을 증가 혹은 감소시키는 변인으로 가정된다. 앞서 제시된 바와 같이, 걱정을 주증상으로 하는 범불안장애 환자군이 정상통제집단, 사회불안장애, 주요우울장애, 섭식장애 환자군에 비해 정서를 더욱 강렬하게 경험하는 정도가 높았고(Mennin et al., 2005), 본 연구의 상관분석 결과에서도 부정적 생활 스트레스가 걱정, 우울증상과 모두 유의한 관련성을 보인 반면 정서강도는 걱정증상과만 관련되었던 점을 볼 때, 정서강도에 따라 부정적 생활 스트레스가 걱정에 미치는 영

향이 달라질 수 있을 가능성이 시사된다. 또한 최근 조절변인과 매개변인을 정의하는 기준을 종합적으로 정리한 Kraemer, Kiernan, Essex와 Kupfer(2008)에 따르면, 조절변인은 독립변인에 선행하고 독립변인과 상관이 낮거나 없으며 독립변인과의 상호작용이 존재한다. 이러한 기준을 본 연구에 적용하면, 정서강도는 기질적인 특성(Larsen & Diener, 1987)이므로 일상에서 겪는 부정적인 생활 스트레스 사건에 선행할 수 있는 개념이며, 부정적 생활 스트레스와 유의미하지만 낮은 상관($r=.183, p<.01$)을 보여 조절변인의 기준을 충족시킨다고 볼 수 있다. 아울러 심리적 부적응이 발생함에 있어서 개인적 취약성과 환경적 특성이 상호작용한다는 점을 볼 때, 정서강도를 개인적 취약성 변인으로, 부정적 생활 스트레스를 환경적 특성으로 설정할 경우 두 변인 간 상호작용 효과가 나타날 수 있음을 가정할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 부정적 생활 스트레스가 걱정에 미치는 영향을 정서강도가 조절할 것이라 가정하고 단계적 회귀분석을 통해 이를 검증하였다.

두 번째로는 인지적 회피가 정서강도와 걱정 간의 관계를 매개할 것이라 가정하였다. 물론 한국판 인지적 회피 질문지(이하 한국판 CAQ)를 변인, 타당화한 연구에서 7주 간격의 검사-재검사 신뢰도가 .71로 보고된 점을 볼 때 인지적 회피에는 시간에 걸쳐 안정적인 특질로 기능하는 면이 있다. 하지만 인지적 회피는 특성적인 측면 외에 상황에 따라 변화하는 상태적 측면을 동시에 지닌 변인으로서, 실제로 많은 선행연구에서는 인지적 회피가 혐오적 정서 및 사건을 경험한 후에 촉발되는 상태적인 특성이라 보았다. 이에 인지적 회피를 실험적으로 조작하여 그 효과를 검증하였

고(Becke, Rinck, Roth, & Margraf, 1998; Krohne & Hock, 2008), 한국판 CAQ로 측정된 인지적 회피가 불확실성에 대한 인내력과 걱정, 지각된 통제력과 걱정 사이에서 매개역할을 한다는 점을 검증하기도 하였다(김지혜, 현명호, 2011). 또한 독립변인과의 상관이 존재하며 독립변인이 매개변인보다 선행하는 경우 매개변인으로 가정해볼 수 있으므로(Kraemer et al., 2008), 정서강도와 인지적 회피 간 유의미한 상관이 나타난 결과를 통해($r=.252, p<.01$), 인지적 회피가 정서강도와 걱정 사이에서 매개변인으로 기능할 수 있음을 가정할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 부정적 생활 스트레스와 걱정의 관계에서 정서강도의 조절효과를 탐색하고, 정서강도와 걱정의 관계에서 인지적 회피의 매개효과를 탐색하였다.

부정적인 생활 스트레스와 걱정 간의 관계에서 정서강도의 조절효과 검증

우선적으로 부정적 생활 스트레스와 걱정 간의 관계에서 정서강도의 조절 효과를 검증하였다. 단계적 회귀분석 결과, 단계 1에서 부정적 생활 스트레스는 걱정 변량의 12.5%를 통계적으로 유의미하게 설명하였고($p<.001$), 정서강도를 추가하였을 때는 걱정 변량의 7.1%가 추가로 설명되었으며($p<.001$), 부정적 생활 스트레스와 정서강도의 상호작용 변인을 추가할 경우에는 걱정 변량의 1.7%가 추가로 설명되어($p<.05$), 부정적 생활 스트레스와 걱정의 관계에서 정서강도의 조절효과가 검증되었다(표 4, 그림 1).

분석 결과를 고려할 때, 부정적 생활 스트레스($\beta=.311, p<.001$)와 정서강도($\beta=.265, p<.001$)가 각기 독립적으로 걱정증상에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 부정적 스트레스와 정서강

표 4. 부정적 생활 스트레스와 걱정의 관계에서 정서강도의 조절효과 검증

예언변인	B	β	R^2	ΔR^2	F
단계 1			.125		44.00***
생활 스트레스	.122	.354***			
단계 2			.196	.071***	37.50***
생활 스트레스	.105	.304***			
정서강도	.162	.272***			
단계 3			.214	.017***	27.71***
생활 스트레스(A)	.108	.311***			
정서강도(B)	.157	.265***			
A×B	-.002	-.132*			

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

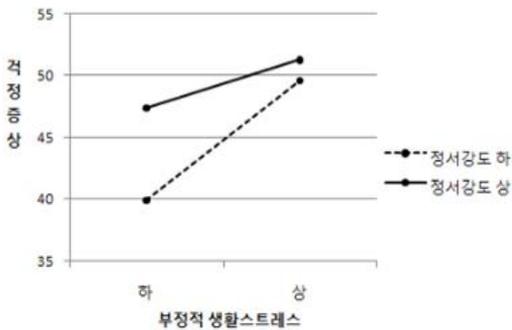


그림 1. 생활 스트레스와 정서강도의 상호작용 효과

도가 상호작용하여 걱정증상에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다, $\beta = -.132, p < .05$. 부정적 생활 스트레스와 정서강도가 상호작용한다는 결과를 볼 때, 정서강도가 높은 사람들은 부정적인 생활 스트레스의 정도에 의해 걱정수준이 크게 영향을 받지 않았지만 정서강도가 낮은 사람들은 부정적인 생활 스트레스의 정도에 의해 걱정수준이 크게 영향을 받음을 알 수 있었다. 즉, 걱정에 대한 기질적 취약성인 정서강도 수준이 높은 사람들은 외적인 촉발요인이 없더라도 기본적인 걱정수준이 높은

반면, 정서강도 수준이 낮은 사람들은 기본적인 걱정수준은 높지 않지만 외적인 촉발요인이 발생하면 이에 영향을 많이 받는 것으로 보인다. 따라서 걱정이 많은 사람들에게 대한 치료적 개입을 모색할 때, 정서강도 수준에 따라 다르게 개입할 필요가 있다. 예컨대, 정서강도가 낮은 사람에게는 현재 겪고 있는 스트레스를 관리할 수 있는 기술을 훈련하도록 돕는 것이 중요할 것이며, 정서강도가 높은 사람들에게는 스트레스 관리 기술 외에도 강하게 느끼는 정서를 적절하게 조절할 수 있는 방안을 습득하도록 돕는 것이 중요할 것이라 여겨진다.

정서강도와 걱정 간 관계에서 인지적 회피의 매개효과 검증

다음으로는 정서강도가 걱정이 미치는 영향을 인지적 회피가 매개할 것이라고 가정하고 중다회귀분석을 실시하였다. 분석 결과, 인지적 회피 정도는 정서강도와 걱정증상의 관계를 부분매개하였다(표 5, 그림 2). 추가적으로

표 5. 정서강도와 걱정 간 관계에서 인지적 회피의 매개효과

단계	변인	B	β	R ²	F
단계 1 (독립→매개)	AIM→CAQ	.194	.252***	.064	20.91***
단계 2 (독립→종속)	AIM→PSWQ	.195	.327***	.107	36.91***
단계 3 (독립, 매개→종속)	AIM→PSWQ	.157	.264***	.165	30.41***
	CAQ→PSWQ	.193	.250***		

*** $p < .001$.

PSWQ : 펜실베니아 걱정증상 질문지, AIM : 정서강도 척도, CAQ : 인지적 회피 질문지

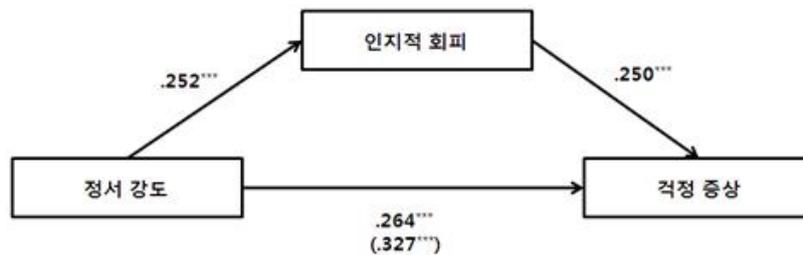


그림 2. 정서강도와 걱정 간 관계에 대한 인지적 회피의 매개모형

주. 경로 값은 표준화된 회귀계수 β 값으로, 괄호 안은 매개변인 투입 이전의 회귀계수임.

Sobel test를 실시하여 통계적 유의미성을 검증한 결과에서도 부분매개효과는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다($Z=3.26, p<.01$). 따라서 정서강도는 걱정증상에 직접적인 영향을 미치기도 하지만 정서경험을 인지적인 방식으로 회피하는 매개과정을 통하여 걱정에 간접적인 영향을 미치기도 하는 것으로 이해된다. 즉, 기질적으로 강한 정서강도를 지닌 사람은 강하게 경험하는 정서를 인지적으로 회피하는 전략을 습득하게 되며, 이러한 인지적 회피 과정을 통해 걱정증상이 증가되는 것이라고 해석할 수 있을 것이다.

이어서 앞서 걱정증상을 설명함에 있어서 부정적 생활 스트레스와 정서강도의 상호작용

효과가 검증되었으므로, 스트레스 수준에 따라서 인지적 회피가 정서강도와 걱정 간의 관계를 매개하는 효과에 차이가 나타나는지를 살펴보았다. 이를 위하여 부정적 생활 스트레스 점수의 중앙값(median)을 기준으로 스트레스 상·하 집단을 구분하고, 각 집단을 대상으로 정서강도와 걱정 간의 관계에서 인지적 회피의 매개효과를 검증하였다.

먼저 스트레스 상 집단을 대상으로 정서강도와 걱정 간의 관계에서 인지적 회피의 매개효과를 검증한 결과, 정서강도는 인지적 회피($\beta=.121, m$), 걱정증상에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다($\beta=.144, m$). 즉, 스트레스를 많이 경험하는 사람들에게는 정서강

표 6. 스트레스 하 집단의 정서강도와 걱정 간 관계에서 인지적 회피의 매개효과

단계	변인	B	β	R ²	F
단계 1 (독립→매개)	AIM→CAQ	.224	.301***	.091	15.34***
단계 2 (독립→종속)	AIM→PSWQ	.236	.431***	.186	35.15***
단계 3 (독립, 매개→종속)	AIM→PSWQ CAQ→PSWQ	.200 .157	.367*** .214***	.218	22.54***

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

PSWQ : 펜실베니아 걱정증상 질문지, AIM : 정서강도 척도, CAQ : 인지적 회피 질문지

도가 걱정증상에 직접적인 영향을 미치지도 않았으며, 인지적 회피의 매개과정을 거치지도 않는 것으로 밝혀졌다.

다음으로는 스트레스 하 집단을 대상으로 정서강도와 걱정 간 관계에서 인지적 회피의 매개효과를 검증하였다(표 6). 그 결과, 스트레스를 적게 경험하는 사람들에게서 인지적 회피 정도는 정서강도와 걱정증상의 관계를 부분매개하며, 이 효과는 통계적으로 유의하였다($Z=2.31, p<.05$). 이러한 결과는 스트레스를 많이 경험하는 사람들에게서는 정서를 강하게 경험하는 경향성이 걱정에 직접적인 영향을 미치지 않고 인지적 회피를 통한 간접적인 영향 역시 미치지 않지만, 스트레스를 적게 경험하는 사람들에게서는 정서를 강하게 경험하는 경향성이 걱정증상에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라 인지적으로 회피하는 과정을 통하여 간접적으로도 걱정증상에 영향을 미친다는 점을 시사한다. 즉, 스트레스 사건이 많을 때에는 정서강도에 관계없이 걱정을 많이 경험하지만, 스트레스 사건이 적을 때에는 정서를 강하게 경험하는 개인의 기질적인 경향성에 따라 걱정증상을 차별적으로

경험하며, 이는 정서를 인지적인 방식으로 회피하는 과정을 통하여 매개되는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과를 통하여 개인이 현재 경험하는 스트레스 사건과 정서강도에 따라서 걱정에 대하여 달리 개입할 필요성이 시사되었다.

연구 II. 수용 및 회피처치가 걱정에 미치는 영향

연구 1에 따르면, 인지적 회피는 정서강도가 걱정에 미치는 영향을 부분매개하였다. 이에 따라서 연구 2에서는 인지적 회피 조작이 걱정증상 및 상태불안의 변화에 영향을 미칠 것이라고 가정하고 이를 검증하였다.

최근 인지행동치료의 제3동향에서는 심리적 경험의 내용이나 형태 자체가 심리적 장애의 유무를 결정하는 것이 아니라, 특정한 심리적 경험을 대하는 태도가 심리적 부적응에 영향을 미친다고 제시한다(Strosahl, Hayes, Wilson, & Gifford, 2004). 즉, 불안, 우울 등의 부정 정서를 경험하는 것 자체가 문제가 아니라 이를

회피하고 통제하려고 시도하는 것이 문제를 야기한다는 것이다(Forsyth & Eifert, 2005).

따라서 본 연구에서는 강렬한 정서경험 자체가 문제라기보다는 정서경험을 수용하지 못하고 회피하는 것이 문제의 본질이라고 보고, 인지적 회피 수준의 조작에 따라 변화하는 걱정 및 불안증상을 실험적 방법을 통하여 검증하고자 하였다. 이 때 정서강도 정도에 따라 부정정서를 처리하는 심리적 부담이 다를 수 있기에, 정서강도 수준에 따른 걱정 및 불안 증상의 변화량 차이를 검증하였다.

방 법

참가자

연구 1의 참여자 330명 가운데 정서강도 척도(AIM) 점수의 상위 30%와 하위 30%에 속하는 사람들 중에서 각각 30명을 무선 표집하여 정서강도 상 집단, 정서강도 하 집단을 구성하였다. 정서강도 상 집단과 정서강도 하 집단은 다시 회피 조건과 수용 조건으로 각기 15명씩 무선 할당되었다. 이 중 질문에 모두 중간으로 응답한 1명, 처치 조건을 전혀 따르지 않았다고 응답한 2명을 포함한 총 3명을 분석에서 제외하였다.

최종 분석 대상인 57명 중 남성은 32명(56.1%), 여성은 25명(43.9%)이었다. 참여자의 평균 연령은 전체 20.44세(표준편차 1.98)였으며, 연령의 범위는 18~24세였다. 정서강도 상·하 집단 간 남녀 수 및 처치 조건 간 남녀 수에는 유의미한 차이가 없었으며, $\chi^2(1) = 0.02, ns$, both, 집단 간의 연령 차 및 처치 조건 간의 연령 역시 유의미한 차이가 없었다,

각각 $t(55) = -0.63, t(55) = -0.57, ns$.

측정도구

개정판 대학생용 생활스트레스 척도(Life Stress Scale-Revised: LSS-R)

연구 1에서 사용한 척도와 동일하다.

정서강도 척도(Affect Intensity Measure: AIM)

연구 1에서 사용한 척도와 동일하다.

한국판 인지적 회피 질문지(the Korean Version of the Cognitive Avoidance

Questionnaire: CAQ)

연구 1에서 사용한 질문지와 동일하다.

펜실베이니아 걱정증상 질문지(Penn State Worry Questionnaire: PSWQ)

연구 1에서 사용한 질문지와 동일하다.

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

연구 1에서 사용한 척도와 동일하다.

걱정주제에 대한 질문지

이 검사는 유성진(2000)에 의해 개발된 걱정주제에 대한 인지평가 질문지를 수정한 것이다. 피험자에게 걱정 및 불안을 유발하기 위해 최근 가장 걱정하는 것에 대하여 가능하면 자세하게 기술하도록 하였다. 이는 McLaughlin, Borkovec과 Sibrava(2007)의 걱정유발방법을 수정하여 사용한 것으로, 자신이 현재 가장 걱정하는 주제 세 가지를 쓰도록 하여 걱정을 유발하게 되어 있다. 사전걱정과 사후걱정을

측정한 결과, 이 방법은 효과적으로 걱정을 유발하는 것으로 나타났다(McLaughlin, Mennin, & Farach, 2007). 본 연구에서는 최근에 가장 걱정하는 것에 대하여 주제의 수에 제한을 두지 않고 자유롭게 적도록 함으로써 걱정을 유발하였다.

전반적 걱정

보고한 걱정 주제에 대해 처치 전후에 걸쳐서, ‘지금 이 순간 얼마나 걱정하고 있는지’를 0-100점의 WVAS(worry visual-analog scale) 상에서 평정하도록 하였다. 참여자들은 현재의 걱정 정도에 대하여 0점(전혀 걱정하지 않는다)에서 100점(매우 걱정한다) 사이에서 평정하였다.

상태불안 질문지(State-Trait Anxiety Inventory Form Y: STAI-Y)

이 검사는 상태불안을 측정하는 자기보고형 검사로서 Spielberger, Gorsuch와 Lushene(1970)에 의해 개발되었다. 총 20개의 문항으로 구성되어 있으며, 4점 척도 상에서 평정하도록 구성되어 있다. 본 연구에서는 한덕웅, 이장호, 전겸구(1996)에 의해 번안된 척도를 사용하였다. 이들에 따르면 이 검사의 내적 일관성은 .92이고, 2개월 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .41이었다. 본 연구에서는 0점(전혀 아니다)에서 8점(매우 그렇다)까지 9점 척도 상에서 평정하도록 수정하여 사용하였다. 본 연구에서의 내적 일관성(Cronbach's α)은 .94(처치 전), .96(처치 후)이었다.

절차

먼저 실험 전에 정서강도 척도(AIM)를 실시

하여 정서강도 점수의 상위 30%, 하위 30% 기준에 부합하는 학생들을 무선 표집하여 실험자가 개별적으로 연락을 취하였다. 그 중 실험에 동의한 참여자들을 회피조건, 수용조건에 무선으로 할당하여 실험을 실시하였다.

우선 참여자가 실험 장소에 도착하면 실험에 대한 안내를 실시한 후 실험 참가에 대한 동의서를 작성하도록 하였다. 그 후에 걱정주제에 대한 질문지를 사용하여 최근에 경험한 걱정주제를 가능하면 자세하게 보고하도록 한 후, 그 주제에 대해 현 시점에서 얼마나 걱정하고 있는지를 측정하는 문항(WVAS)과 현재의 상태적인 불안을 측정하는 상태불안 질문지(STAI-Y)에 응답하도록 하였다. 여기까지는 두 집단에서 모두 동일하게 진행되었다.

이후 실험자는 처치조건에 따라 인지적 회피에 대한 조작을 실시하였다. 수용조건에서는 방금 전에 보고한 걱정주제와 관련된 생각이나 감정이 떠오를 때마다 이를 수용하도록 하여 인지적 회피 수준을 낮추고자 한 반면, 회피조건에서는 방금 전에 보고한 걱정주제와 관련된 생각을 지속하도록 하여 인지적 회피 수준을 높게 유지하고자 하였다. 전체 실험 절차를 그림 3에 도식화하여 제시하였다.

수용조건

수용조건에서의 처치는 Hayes와 Smith(2005/2010)에서 기술된 ‘흐르는 시냇물 위에 나뭇잎 띄우기’ 방법을 활용하여 구성하였다. 이 방법은 걱정과 관련된 생각이나 감정이 떠오를 때마다 시냇물의 나뭇잎 위에 쓰고 나서 그 나뭇잎이 흘러가는 것을 관찰하는 것이다. 이 때 중요한 것은 나뭇잎의 속도나 나뭇잎에 쓰인 내용을 변화시키려고 하지 않고 있는 그대로 흘러가는 나뭇잎을 관찰하는 것이다. 또

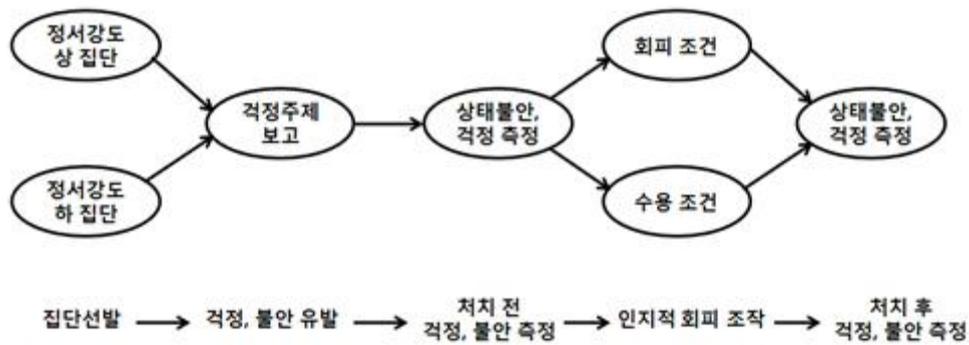


그림 3. 연구 2의 실험절차

한 참여자가 걱정 관련 생각, 감정이 적힌 나뭇잎으로부터 주의를 돌리는 주의분산법을 사용하지 않고 심리적 수용을 할 수 있도록, 마음이 다른 곳에 가 있을 경우에는 그 마음을 알아차린 후 다시 나뭇잎을 관찰하도록 지시하였다.

회피조건

걱정주제와 관련된 생각을 지속하게 되면 걱정거리에 대하여 ‘~하면 어떡하지?’라는 반복적인 내면적인 질문을 하게 되고, 이처럼 모호한 불확실성을 표현하는 사고를 통하여 자신이 현재 겪고 있는 심리적 경험을 회피하게 된다(Butler, 1994). 따라서 회피조건의 처치는 앞서 적었던 걱정주제와 관련된 생각을 계속해나가도록 하는 것으로 구성하였다.

각 집단의 처치 이후에 참여자는 인지적 회피 조작이 잘 이루어졌는지를 측정하는 문항, 보고하였던 걱정주제에 대하여 현 시점에서 얼마나 걱정하고 있는지에 대한 문항(WVAS)과 상태불안 질문지(STAI-Y)에 응답하였다. 실험을 끝낸 참여자에게는 본 연구의 목적에 대하여 간략한 사후설명을 실시하였다.

결과 및 논의

처치조건 간의 사전동질성 분석

먼저 수용조건과 회피조건의 사전동질성 분석을 위하여 연구 2의 수용조건($N = 29$), 회피조건($N = 28$)에 참여한 사람들의 인구통계학적 특성을 비교하였다. 성별에 있어서는 두 조건 모두 남성 편향적인 경향이 있었으나 조건 간에 통계적으로 유의미한 차이가 없었으며, $\chi^2(1)=0.02, ns$, 조건 간의 연령 역시 유의미한 차이가 없었다, $t(55)=-0.57, ns$. 또한 수용조건과 회피조건이 인지적 회피 조작을 가하기 이전 상태에서 서로 동질적이었는지 여부를 확인하기 위하여 독립표본 t 검정을 실시하였다(표 7). 그 결과 수용조건과 회피조건은 실험 이전 사전측정을 통해 수집된 생활 스트레스, 정서강도, 인지적 회피, 걱정, 우울 측정치와 실험 당일에 측정한 처치 전의 걱정 및 불안 평정치에서 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다. 즉, 수용조건과 회피조건의 참여자들은 처치 전에 동질적인 것으로 검증되었다.

표 7. 사전 측정치들의 평균, 표준편차 및 처치 조건 간 차이 검증

측정도구	수용조건		회피조건		t
	평균	표준편차	평균	표준편차	
정서강도 상 집단					
스트레스(LSS-R)	65.57	32.43	71.00	33.62	.44
정서강도(AIM)	177.79	15.16	175.27	14.83	-.45
인지적 회피(CAQ)	72.00	15.41	65.47	7.95	-1.42
걱정(PSWQ)	58.43	12.91	57.60	11.93	-.18
우울(CES-D)	13.21	10.96	15.13	9.15	.51
처치 전 걱정	73.57	14.99	68.00	25.41	-.73
처치 전 상태불안	74.86	32.77	76.80	26.43	.18
정서강도 하 집단					
스트레스(LSS-R)	60.73	32.34	50.92	36.75	-.75
정서강도(AIM)	121.00	13.49	118.46	15.41	-.47
인지적 회피(CAQ)	55.87	12.14	56.85	21.18	.15
걱정(PSWQ)	42.73	11.39	37.69	11.75	-1.15
우울(CES-D)	13.00	10.80	11.85	6.49	-.34
처치 전 걱정	62.67	21.87	60.00	25.82	-.30
처치 전 상태불안	72.00	26.66	75.85	28.69	.37

조작검증

연구 2에서 수용조건의 참여자들에게는 걱정거리와 관련된 생각이나 감정이 떠오를 때마다 이를 수용하도록 하고, 회피조건의 참여자들에게는 최근 가장 걱정하는 것에 대하여 계속해서 반복적으로 생각하도록 하여 인지적 회피 경향성을 조작하였다. 본 실험에서 이러한 조작이 제대로 이루어졌는지를 알아보기 위해 실험 참여자로 하여금 실험 마지막에 조작을 검증하는 질문에 응답하도록 하였다. 이 때 조작 검증 질문은 “실험을 하는 동안 걱정거리와 관련된 생각을 하려고 노력하

셨습니까?”로 구성하였고, 0점(전혀 그렇지 않다)에서 100점(매우 그렇다) 사이에서 평정할 수 있었다.

수용조건과 회피조건 간 조작검증 측정치의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t 검정을 시행한 결과, 회피조건의 참여자들은 수용조건의 참여자들에 비하여 실험을 하는 동안 걱정거리와 관련된 생각을 하려고 더 많이 노력하였다, $t(55)=2.81, p<.01$. 이러한 결과는 인지적 회피 조작이 잘 이루어졌음을 의미한다.

처치효과 검증

수용조건의 사전-사후 측정치 차이 비교

수용조건에 참여한 29명을 대상으로 각각 사전측정(처치 전), 사후측정(처치 후) 시기에 수집한 전반적 걱정, 상태불안 측정치의 평균과 표준편차를 정서강도 상·하 집단 별로 표 8에 제시하였다. 또한 동일한 참여자에게서 반복 측정된 자료가 측정시기에 따른 차이를 보이는지를 알아보기 위하여 대응표본 *t* 검정을 실시한 후, 실험적 처치가 종속측정치들의 변화에 미친 영향을 보다 명료하게 살펴보기 위해 Cohen(1988)의 *d*값을 산출하였다(표 8).

결과적으로 수용조건의 참여자 전체를 대상으로 하여 전반적 걱정 점수와 상태불안 점수 모두 사전-사후 측정치를 비교하였을

때, 통계적으로 유의미한 차이가 나타나[걱정: $t(28)=5.84, p<.001, d=1.09$, 불안: $t(28)=2.96, p<.01, d=.56$], 실험적 처치의 효과가 통계적으로 유의미한 것으로 밝혀졌다.

이러한 결과를 보다 자세히 살펴보기 위하여, 수용조건의 참여자들을 정서강도 상·하 집단으로 나누어 추가 분석하였다. 그 결과, 수용조건 중 정서강도 상 집단의 참여자들의 전반적 걱정 점수 및 상태불안 점수의 사전-사후 측정치 사이에서 통계적으로 유의미한 차이[걱정: $t(14)=5.01, p<.001, d=1.36$, 불안: $t(14)=3.27, p<.01, d=.94$]가 나타나, 유의미한 처치효과가 검증되었다. 한편, 수용조건 중 정서강도 하 집단의 참여자들은 전반적 걱정 점

표 8. 수용조건의 사전-사후 측정치의 차이 검증 및 효과크기(*d*)

측정치		사전	사후	<i>t</i>	<i>d</i>
전체					
전반적 걱정	평균	67.93	47.24	5.84***	1.09
	(표준편차)	(19.34)	(21.03)		
상태불안	평균	73.38	57.72	2.96**	.56
	(표준편차)	(29.26)	(23.16)		
정서강도 상 집단					
전반적 걱정	평균	73.57	45.71	5.01***	1.36
	(표준편차)	(14.99)	(19.50)		
상태불안	평균	74.86	50.29	3.27**	.94
	(표준편차)	(32.77)	(20.45)		
정서강도 하 집단					
전반적 걱정	평균	62.67	48.67	3.61**	.93
	(표준편차)	(21.87)	(22.95)		
상태불안	평균	72.00	64.67	1.05	.27
	(표준편차)	(26.66)	(24.04)		

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

수의 사전-사후 측정치 간에는 통계적으로 유의미한 차이를 보였고 그 효과크기 또한 컸지만($d=.93$, $t(13)=3.61$, $p<.01$), 상태불안 점수의 사전-사후 측정치 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다, $t(13)=1.05$, *ns*. 이러한 결과를 볼 때, 수용조건에서 인지적 회피를 저하시킨 후 걱정 및 상태불안이 감소될 것이라는 가설은 지지되었으며, 이는 정서강도가 높은 집단에서 더욱 그러하였다. 이는 인지적 회피를 감소시키는 처치가 걱정 및 상태불안에 효과적인 임상적 개입방법이 될 수 있음을 시사하는 결과였다.

회피조건의 사전-사후측정치 차이 비교

회피조건에 참여한 28명을 대상으로 사전측

정(처치 전), 사후측정(처치 후) 시기에 수집한 전반적 걱정, 상태불안 측정치의 평균과 표준편차를 정서강도 상·하 집단 별로 표 9에 제시하였다. 또한 동일한 참여자에게서 반복측정된 자료가 측정시기에 따른 차이를 보이는지를 알아보기 위하여 대응표본 *t* 검정을 실시한 후, 효과크기를 살펴보기 위해 Cohen's *d* 값을 산출하여 그 결과를 표 9에 함께 제시하였다.

통계분석 결과, 회피조건 참여자 전체를 대상으로 사전-사후 측정치를 비교하였을 때, 상태불안에서만 통계적으로 유의미한 차이를 보였으며($t(27)=-2.39$, $p<.05$, $d=-.50$), 전반적 걱정 점수의 사전-사후 측정치 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다, $t(27)=-.54$, *ns*. 이는 연

표 9. 회피조건의 사전-사후 측정치의 차이 검증 및 효과크기(*d*)

측 정 치		사전	사후	<i>t</i>	<i>d</i>
전체					
전반적 걱정	평균	64.29	66.07	-.54	-.10
	(표준편차)	(25.45)	(22.99)		
상태불안	평균	76.36	87.11	-2.39*	-.50
	(표준편차)	(26.98)	(31.61)		
정서강도 상 집단					
전반적 걱정	평균	68.00	64.67	.73	.19
	(표준편차)	(25.41)	(23.26)		
상태불안	평균	76.80	87.80	-1.50	-.40
	(표준편차)	(26.43)	(32.68)		
정서강도 하 집단					
전반적 걱정	평균	60.00	67.69	-1.75	-.49
	(표준편차)	(25.82)	(23.51)		
상태불안	평균	75.85	86.31	-2.07	-.58
	(표준편차)	(28.69)	(31.66)		

* $p<.05$.

구 2에서 실시한 회피처치를 통해 참여자의 상태불안만이 유의미하게 증가하였다는 것을 나타낸다.

이러한 결과를 보다 자세히 살펴보기 위하여, 회피조건의 참여자들을 정서강도 상·하 집단으로 나누어 추가 분석하였다. 그 결과, 회피조건의 정서강도 상·하 집단 모두 전반적 걱정 점수 및 상태불안 점수의 사전·사후 측정치에서 통계적으로 유의미한 차이를 나타내지 않았다.

집단 및 처치조건이 걱정, 불안에 미치는 효과

앞서 나타난 결과에 따르면 인지적 회피 수준을 유지시키는 회피처치는 상태불안에서만 유의미한 변화를 가져왔으나, 인지적 회피 수준을 감소시키는 수용처치는 처치 이전에 비해 처치 이후에 걱정 및 불안을 유의미하게 감소시켰다. 이러한 결과는 정서강도 상·하 집단을 나누어 분석하였을 때도 대체로 유사하게 나타났다. 여기서는 걱정 및 불안의 변화에 있어서 집단(정서강도 상·하)과 처치조건(수용조건·회피조건)이 어떠한 효과를 미치는지를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 수용조건과 회피조건에서 수집된 전반적 걱정 및 상태불안 측정치의 사전측정치와 사후측정치 사이의 차이를 사용하여, 처치 전후의 변화량을 계산하였다.

집단 및 처치조건이 걱정 에 미치는 효과

집단(정서강도 상·하) 및 처치조건(수용조건·회피조건)이 전반적 걱정의 변화에 미치는 주효과 및 상호작용 효과를 살펴보기 위하여 이원분산분석 교차설계(two-way ANOVA crossed design)를 실시한 후, 효과크기를 살펴보

기 위해 partial η^2 값을 산출하였다. 전반적 걱정의 변화량에 대한 집단(정서강도 상·하) 및 처치조건(수용조건·회피조건)의 주효과는 유의미하였으나[집단: $F(1, 53)=7.21, p<.05, \text{partial } \eta^2=.12$, 처치조건: $F(1, 53)=24.87, p<.001, \text{partial } \eta^2=.12$], 집단과 처치조건의 상호작용효과는 유의미하지 않았다, $F(1, 53)=.09, ns$.

다음으로는 이러한 결과를 시각적으로 명료하게 살펴보기 위하여 그림 4에 그래프를 제시하였다. 이 때 결과를 보다 정교하게 살펴보기 위하여, 전반적 걱정의 처치전후 변화량에 대한 집단 간 차이와 처치조건 간 차이를 검증하는 일원분산분석(one-way ANOVA)을 실시하였다. 먼저 전반적 걱정 변화량의 집단 간 차이를 분석한 결과, 집단에 따라서 전반적 걱정의 변화량에 통계적으로 유의미한 차이가 나타났다($F(1, 55)=4.16, p<.05, \text{partial } \eta^2=.07$). 특히 수용조건에서 정서강도 상·하 집단 간 유의미한 차이가 나타났으며, $F(1, 27)=4.27, p<.05$, 회피조건에서는 집단 간 차이가 유의미하지 않았다, $F(1, 26)=2.99, ns$. 이는 회피처치를 받은 후에는 정서강도 수준에 따라 걱정감소량에 유의미한 차이가 없었으나,

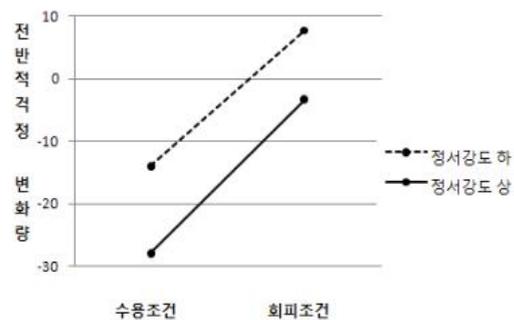


그림 4. 정서강도 상·하 집단이 수용 및 회피조건에서 나타난 전반적 걱정의 변화

수용처치를 받았을 때는 정서강도가 높은 집단이 정서강도가 낮은 집단에 비해 걱정감소량이 유의미하게 더 컸음을 의미한다.

다음으로 전반적 걱정 변화량의 처치조건 간 차이를 분석한 결과, 처치조건에 따라 전반적 걱정의 변화량에 통계적으로 유의미한 차이가 나타났다($F(1, 55)=21.51, p<.001, \text{partial } \eta^2=.281$). 이는 정서강도 상·하 집단에서 모두 검증되었으므로(정서강도 상 집단: $F(1, 27)=11.80, p<.01, \text{partial } \eta^2=.30$, 정서강도 하 집단: $F(1, 26)=13.76, p<.01, \text{partial } \eta^2=.35$), 정서강도에 관계없이 수용처치 자체가 걱정을 감소시키는 효과가 큰 것으로 해석될 수 있다.

집단 및 처치조건이 상태불안에 미치는 효과

집단(정서강도 상·하) 및 처치조건(수용조건·회피조건)이 상태불안의 변화에 미치는 주효과 및 상호작용 효과를 살펴보기 위하여, 이원분산분석 교차설계(two-way ANOVA crossed design)를 실시하고, 효과크기를 살펴보기 위해 partial η^2 값을 산출하였다. 그 결과, 상태불안의 변화량에 대한 처치조건(수용조건·회피조건)의 주효과는 유의미하였으나($F(1, 53)=14.91, p<.001, \text{partial } \eta^2=.22$), 집단(정서강도 상·하)의 주효과 및 집단과 처치조건 간의 상호작용 효과는 유의미하지 않았다, 집단: $F(1, 53)=1.46, ns$, 집단*처치조건: $F(1, 53)=1.65, ns$.

다음으로는 이러한 결과를 시각적으로 명료하게 살펴보기 위하여 그림 5에 그래프를 제시하였다. 이 때 결과를 보다 정교하게 살펴보기 위해서, 상태불안의 변화량에 대한 집단 간 차이와 처치조건 간 차이를 검증하는 일원분산분석(one-way ANOVA)을 실시하였다. 먼저 상태불안 변화량의 집단 간 차이를 분석한 결

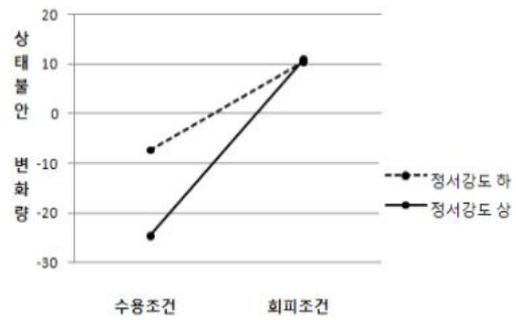


그림 5. 정서강도 상·하 집단이 수용 및 회피조건에서 나타난 상태불안의 변화

과, 집단에 따라 상태불안의 변화량에 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다, $F(1, 55)=.84, ns$. 수용조건과 회피조건을 각기 나누어 분석하였을 때도 여전히 정서강도 상·하 집단 간 차이는 유의미하지 않았다, 정서강도 상 집단: $F(1, 27)=2.82, ns$, 정서강도 하 집단: $F(1, 26)=0.00, ns$.

다음으로 상태불안 변화량의 처치조건 간 차이를 분석한 결과, 처치조건에 따라서 상태불안의 변화량에 통계적으로 유의미한 차이가 나타났다, $F(1, 55)=14.34, p<.001, \text{partial } \eta^2=.21$. 처치조건 간 차이는 정서강도 상 집단에서 유의미하였으나($F(1, 27)=11.45, p<.01, \text{partial } \eta^2=.30$), 정서강도 하 집단에서는 유의미하지 않았다, $F(1, 26)=4.00, ns$. 이러한 결과는 수용처치가 정서강도가 높은 사람들에게는 상태 불안을 감소시키는 효과가 크지만, 정서강도가 낮은 사람들에게는 유의한 효과를 가지지 못하는 것으로 해석될 수 있다.

종합 논의

본 연구는 걱정이 많은 사람들의 정서적 특

성과 인지적 특성에 기초하여 걱정증상과 범불안장애를 이해하고, 이에 효과적으로 개입할 수 있는 방안을 모색하기 위한 것이었다. 본 연구에서는 걱정의 정의 및 걱정의 회피이론을 개관하고, 걱정과정을 이해하기 위하여 정서강도와 인지적 회피의 역할을 통합적으로 검토하였다.

본 연구의 이론적 및 치료적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 걱정과 관련된 개인적 취약성과 환경적 스트레스를 모두 고려하여 걱정증상을 이해하고자 하였다. 이를 통하여 개인적 취약성(정서강도)에 따라 스트레스가 걱정에 미치는 영향이 달라질 수 있으므로, 이에 적절한 치료적 개입이 필요하다는 점이 시사되었다. 이러한 결과는 심리적 부적응에 영향을 미치는 변인들을 보다 포괄적으로 이해하였다는 점에서 의미가 있다.

둘째, 본 연구는 걱정과 관련된 정서적 특성 및 인지적 특성을 통합적으로 탐색하였다. 기존의 연구들은 걱정에 관련된 인지적 특성에 주로 초점을 맞추거나(권석만 등, 2001; Borkovec, 1985; Borkovec & Inz, 1990; Borkovec & Roemer, 1995; Davey & Levy, 1998; Dugas et al., 1998; D'Zurilla et al., 1998; Wells & Carter, 1999), 걱정과 관련되는 정서적 특성에 초점을 맞추어 범불안장애를 개념화하였다(Mennin, 2004; Mennin et al., 2002; Mennin et al., 2005; Mennin et al., 2007). 그러나 걱정의 회피이론(Borkovec et al., 1998)에서 시사되듯, 인지적 특성이나 정서적 특성이 걱정에 단독으로만 관여하는 것이 아니라 정서적·인지적 특성이 모두 관여하는 것으로 여겨진다. 그러나 현재까지 정서적 특성과 인지적 특성을 통합적으로 고려한 연구는 거의 존재하지 않았기 때문에, 본 연구에서는 걱정과 관련된 정서적 특

성과 인지적 특성을 함께 탐색하였다. 그 결과 정서강도와 인지적 회피는 독립적으로 걱정에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 강렬한 정서를 느끼는 것이 인지적으로 회피하려는 전략을 활성화하여 걱정을 유발한다는 결과를 얻었다(정서강도와 걱정 간의 관계에서 인지적 회피의 부분매개효과 검증). 이는 정서강도가 정서에 대한 회피전략을 통해 심리적 부적응으로 이어진다는 Lynch 등(2001)의 결과와 일치하는 것으로, 심리적 부적응을 감소시키기 위해서는 강한 정서에 대한 개입과 함께 정서를 회피하는 경향에 개입해야 할 필요성이 시사되었다.

셋째, 본 연구는 실험을 통해 인지적 회피 수준을 조작함으로써, 인지적 회피가 걱정증상 및 상태불안에 미치는 효과를 실험적으로 입증하였다. 실험 결과 인지적 회피 수준을 감소시키는 수용처치가 걱정증상 및 상태불안을 유의미하게 감소시켰던 바, 인지적으로 회피하는 경향을 다루는 개입은 걱정을 감소시키는 데 효과적인 방법이 될 수 있다. 이는 심리적 경험 자체보다 심리적 경험을 대하는 태도에 초점을 맞추어, 회피나 통제보다는 수용의 태도를 강조하는 심리치료의 최근 동향과 일치하는 결과로서(Hayes et al., 1999), 기질적으로 정서강도가 높을지라도 정서를 회피하는 측면에 치료적으로 개입한다면 심리적 문제로 발전되는 악영향을 방지할 수 있으리라 여겨진다.

넷째, 연구 2의 결과 정서강도의 수준에 따라 수용처치가 걱정에 미치는 영향력의 정도에 차이가 나타났는데, 이를 통해 선행 연구에서 정서강도가 심리적 건강에 상이한 영향을 미친다고 보고되었던 이유가 일부 설명될 수 있다. 본 연구 결과, 수용처치를 통해 인지

적 회피를 낮추었을 때 정서를 강렬하게 느끼는 사람들이 정서를 강하게 느끼지 않는 사람들보다 걱정증상이 유의하게 더 큰 정도로 감소하였으며, 사후에 측정된 걱정 및 불안 점수도 더 낮은 경향이 있었다(정서강도 상: 사후 걱정=45.71, 사후 불안=50.29, 정서강도 하: 사후 걱정=48.67, 사후불안=64.29). 이러한 결과를 볼 때, 다양한 정서를 강렬하게 느끼는 경우 감정을 회피하고자 부적응적으로 시도할 때에는 심리적인 부적응이 높아질 수 있겠으나, 자신이 느끼는 감정을 정확하게 인식하고 수용하고자 노력한다면 다채로운 정서를 강하게 느끼는 경향이 있더라도 오히려 심리적으로 안정될 가능성이 시사된다.

마지막으로 본 연구의 한계점과 후속 연구를 위한 제언을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 임상 집단이 아닌 대학생 집단을 대상으로 진행하였기 때문에, 본 연구의 결과를 일반화하는 데 제약이 있다. 범불안장애 임상집단을 대상으로 실시한 Meyer 등(1990)의 연구에 따르면, 심각한 범불안장애 환자들의 펜실베니아 걱정증상 질문지(PSWQ) 점수의 평균은 64.1점이며, 경미한 범불안장애 환자들의 펜실베니아 걱정증상 질문지(PSWQ) 점수의 평균은 52.3점이었다. 그러나 연구 참여자들의 평균은 46.8점으로 임상적 수준에 미치지 못하였기에, 본 연구의 결과를 임상 집단에 일반화하는 것에는 한계가 있을 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 범불안장애 임상 집단을 대상으로 하여 연구 결과를 반복 검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 정서강도와 인지적 회피를 중심으로 걱정과의 관련성을 검토하였으나, 후속 연구에서는 걱정과 관련되는 다른 정서적·인지적 특성을 추가적으로 검토할 필

요가 있다. 이 때 선행연구에서 걱정과 관련성이 높은 것으로 검토되었던 파국화 사고 경향(Davey & Levy, 1998) 걱정에 대한 긍정적/부정적 신념(Wells & Carter, 1999), 문제해결에 대한 어려움(D'Zurilla et al., 1998) 등의 인지적 특성과 낮은 정서명료성, 정서에 대한 공포(Mennin et al., 2005)와 같은 정서적 특성을 포함시킬 필요가 있다. 특히 선행연구에서 정서에 대한 공포는 인지적 회피와 걱정 간의 관계를 유의하게 매개하였으므로(Olatunji, Moretz, & Zlomke, 2010), 후속 연구에서는 정서강도, 인지적 회피와 함께 정서에 대한 공포를 검토하여야 한다.

셋째, 연구 2에서 실험적으로 조작한 회피 처치가 연구 1에서 측정된 인지적 회피를 충분히 반영하지 못하였을 가능성이 있다. 연구 1에서 입증된 바와 같이 인지적 회피가 정서강도와 걱정 간의 관계를 부분 매개한다면, 연구 2에서 정서강도가 높은 집단을 대상으로 인지적 회피를 높게 유지시키는 회피조작을 하였을 시 걱정이나 불안 점수가 증가해야 한다. 그러나 연구 결과, 상태 불안은 통계적으로 유의미하지는 않으나 증가하는 경향을 보이지만[회피조건 내 정서강도 상 집단: 사전 상태불안=76.80, 사후 상태불안=87.80, $t(27)=-1.50$, $d=-.40$], 걱정 점수는 통계적으로 유의한 차이가 없었고 점수 상으로도 오히려 감소하는 양상을 보였다[회피조건 내 정서강도 상 집단: 사전 걱정=68.00, 사후 걱정=64.67, $t(27)=.73$, $d=.19$]. 이러한 결과는 연구 2에서 사용된 회피 처치가 연구 1에서 광범위하게 측정된 인지적 회피를 충분히 반영하지 못했던 문제 때문일 수 있다. 정서강도에 따른 본 연구에서 사용한 회피처치는 Butler(1994)의 연구결과에 기초하여, 걱정주제와 관련된 생각

을 지속하도록 함으로써 심리적 경험을 회피하도록 하였다. 그러나 연구 1에서 측정된 인지적 회피에는 심상보다 언어적 사고를 사용하는 전략(연구 2에서 걱정을 지속하게 하여 불안을 회피하는 처치) 외에도 사고억제(불쾌하고 원치 않는 사고를 통제), 사고치환(원치 않는 사고를 피하기 위해 덜 위협적인 내용을 생각함), 주의분산(공포스러운 심상을 왜곡하거나 그 상황에서 공포스럽지 않은 요소로 주의를 돌림), 위협적인 자극 자체를 회피하는 전략 등을 포함하여 포괄적으로 인지적 회피를 다루고 있다. 이를 고려할 때 연구 2에서 인지적 회피를 높게 유지시키는 처치가 충분한 효과를 내지 못하여 연구 1, 2의 결과가 불일치하는 방향으로 도출되었을 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 걱정이 많은 사람들이 주로 사용하는 인지적 회피 기제가 무엇인지를 구체적으로 밝히고, 실제로 인지적 회피 수준을 조작할 때에도 활용할 필요가 있겠다.

넷째, 본 연구에서 실시된 수용처치가 정서에 대한 회피 및 통제 경향을 감소시키는 것 외에 이완효과를 가져왔을 가능성이 있다. 즉, 수용처치에서는 눈을 감고 걱정과 관련된 감정과 생각이 떠오를 때마다 천천히 흘러가는 시냇물 위의 나뭇잎에 쓰도록 하였는데, 이 처치는 나뭇잎 위에 적힌 걱정 관련 감정, 생각에 지속적으로 주의를 기울이며 수용하도록 돕는 것 외에 평화로운 자연환경을 상상하면서 불안과 걱정을 감소되는 이완효과를 가져올 가능성이 있다. 따라서 본 연구의 결과가 수용의 효과인지 이완의 효과인지를 명확히 밝히기 어려우므로, 후속 연구에서는 이완 조건(예: 평화로운 자연환경에서 편안하게 휴식하는 모습을 상상하도록 하는 처치)을 통제집

단으로 추가하여 수용조건, 회피조건, 이완조건 간의 차이를 살펴볼 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구 결과만으로는 연구에서 실시한 처치의 효과가 걱정증상 및 상태불안을 감소시키는 데 지속적인 효과를 보일지를 검증할 수 없다. 따라서 후속 연구에서는 정서를 인지적인 방법을 통해 회피하려는 경향을 수정하는 장기적인 훈련을 실시하고, 사전·사후·추후 평가를 통해 개입효과의 지속성을 검증할 필요가 있다.

참고문헌

- 권석만 (1996). 우울과 불안의 관계: 유발 생활 사건과 인지내용에 있어서의 공통점과 차이점. *심리과학*, 5(1), 13-38.
- 권석만, 유성진, 정지현 (2001). 걱정이 많은 사람의 인지적 특성: 위협평가와 위협대처에서의 인지적 편향과 파국적 사고경향. *한국심리학회지: 임상*, 20(3), 467-487.
- 김정원, 민병배 (1998). 걱정과 불확실성에 대한 인내력 부족 및 문제해결방식과의 관계. *한국심리학회 연차학술발표대회 논문집*. 한국심리학회.
- 김지혜, 현명호 (2011). 불확실성에 대한 인내력 및 지각된 통제력이 걱정에 미치는 영향: 인지적 회피의 매개효과 검증. *한국심리학회지: 임상*, 30(4), 1149-1164.
- 송수정, 김은정 (2009). 한국판 인지적 회피 질문지의 타당화 연구. *한국심리학회지: 임상*, 28(2), 515-531.
- 옥수정 (2001). 억압적 성격 성향자의 정서적 특성과 정서 조절 전략. *서울대학교 석사학위 청구논문*.

- 유성진 (2000). 걱정이 많은 사람들의 성격 및 인지적 특성: 위협에 대한 재평가가 걱정에 미치는 영향. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 이주일, 황석현, 한정원, 민경환 (1997). 정서의 체험 및 표현성이 건강과 심리적 안녕에 미치는 영향. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 11(1), 117-140.
- 이지영 (2009). 정서강도와 정서조절방략의 관계. 한국심리학회지: 임상, 28(4), 1217-1226.
- 전경구, 김교현, 이준석 (2000). 개정판 대학생용 생활 스트레스 척도 개발 연구. 한국심리학회지: 건강, 5(2), 316-335.
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. 한국심리학회지: 건강, 6, 59-76.
- 조성은, 오경자 (2007). 정서인식의 명확성, 정서강도, 정서주의력과 스트레스 대처 및 우울과의 관계. 한국심리학회: 건강, 12(4), 797-812.
- 한덕웅, 이장호, 전경구 (1996). Spielberger의 상태-특성 불안검사 Y형의 개발. 한국심리학회지: 건강, 1(1), 1-14
- 한정원 (1997). 정서 표현성이 건강 및 주관적 안녕에 미치는 영향. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- Becker, E. S., Rinck, M., Roth, W. T., & Margraf, J. (1998). Don't worry and beware of white bears: Thought suppression in anxiety patients. *Journal of Anxiety Disorders*, 12, 39-55.
- Blascovich, J., Brennan, K., Tomaka, J., Kelsey, R. M., Hughe, P., & Coad, M. L. (1992). Affect intensity and cardiac arousal. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 164-174.
- Borkovec, T. D. (1985). Worry: a potentially valuable concept. *Behaviour Research and Therapy*, 23, 481-482.
- Borkovec, T. D. (1994). The nature, functions, and origins of worry. In G. C. L. Davey & F. Tallis (Eds.), *Worrying: Perspectives on theory, assessment and treatment*, (pp.29-50). Chichester, England: Wiley.
- Borkovec, T. D., Alcaine, O., & Behar, E. (2004). Avoidance theory of worry and generalized anxiety disorder. In R. G. Heimberg, C. L. Turk & D. S. Mennin (Eds.), *Generalized anxiety disorder: Advances in research and its treatment*. New York: Guilford Press.
- Borkovec, T. D., & Hu, S. (1990). The effect of worry on cardiovascular response to phobic imagery. *Behaviour Research and Therapy*, 28, 69-73.
- Borkovec, T. D., & Inz, J. (1990). The nature of worry in generalized anxiety disorder: A predominance of thought activity. *Behaviour Research and Therapy*, 28, 153-158.
- Borkovec, T. D., & Ray, W. J. & Stöber, J. (1998). Worry: a cognitive phenomenon intimately linked to affective, physiological, and interpersonal behavioral processes. *Cognitive Therapy and Research*, 22(6), 561-576.
- Borkovec, T. D., Robinson, E., Pruzinsky, T., & DePree, J. A. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy*, 21(1), 9-16.
- Borkovec, T. D., & Roemer, L. (1995). Perceived functions of worry among generalized anxiety disorder subjects: Distraction from more emotionally distressing topics. *Journal of*

- Behavior Therapy & Experimental Psychiatry*, 26, 25-30.
- Butler, G. (1994). Treatment of worry in generalized anxiety disorder. In Davey, G. C. L., & Tallis, F. (Eds.), *Worrying: perspectives on theory, assessment and treatment*. Chichester, England: Wiley.
- Catanzaro, S. J. (1997). Mood regulation expectancies, affect intensity, dispositional coping, and depressive symptoms: A conceptual analysis and empirical reanalysis. *Personality and Individual Differences*, 23(6), 1065-1069.
- Craske, M. G., Rapee, R. M., Jackel, L., & Barlow, D. H. (1989). Qualitative dimensions of worry in DSM-III-R generalized anxiety disorder subjects and nonanxious controls. *Behaviour Research and Therapy*, 27, 397-402.
- Davey, G. C. L., & Levy, S. (1998). Catastrophic worrying: Personal inadequacy and a perseverate iterative style as features of the catastrophizing process. *Journal of Abnormal Psychology*, 107(4), 576-586.
- Diener, E., Larsen, R. J., Levin, S., & Emmons, R. A. (1985). Frequency and intensity: The underlying dimensions of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 1253-1265.
- Dugas, M. J., Gagnon, F., Ladouceur, R., & Freestone, M. H. (1998). Generalized anxiety disorder: A preliminary test of a conceptual model. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 215-226.
- D'Zurilla, T. J., Nezu, A. M., & Maydeu-Olivares, A. (1998). *Manual for the Social Problem-Solving Inventory-Revised*. North Tonawanda, New York: Multi-Health Systems.
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., Schaller, M., Miller, P. A., Carlo, G., Poulin, R., Shea, C., & Shell, R. (1991). Personality and socialization correlates of vicarious emotional responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 459-471.
- Farach, F. J., Mennin, D. S., Smith, R. L. & Mandelbaum, M. (2008). The impact of pretrauma analogue GAD and posttraumatic emotional reactivity following exposure to the september 11 terrorist attacks: A longitudinal study. *Behavior Therapy*, 39, 262-276.
- Flett, G. I, Blankstein, K. R., & Obertinsky, M. (1996). Affect intensity and components of emotional style. *Personality and Individual Differences*, 9, 185-186.
- Gohm, L., & Clore, G. L. (2002). Four latent traits of emotional experience and their involvement in well-being, coping, and attributional style. *Cognition and Emotion*, 16, 495-518.
- Gosselin, P., Langlois, F., Freeston, M. H., Ladouceur, R., Laberge, M., & Lemay, D. (2007). Cognitive variables related to worry among adolescents: Avoidance strategies and faulty beliefs about worry. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 225-253
- Hayes, S. C., & Smith, S. (2005). *Get out of your mind & into your life*, Oakland, CA: New Harbinger Publications. (문현미와 민병배 공역. 《마음에서 빠져나와 삶 속으로 들어가라: 새로운 수용전념치료》. 서울: 학지사, 2010.)
- Hayes, S. C., Strosahl, K., & Wilson, K. G.

- (1999). *Acceptance and Commitment Therapy: An experiential approach to behavior change*, New York: Guilford Press.
- Kraemer, H. C., Kiernan, M., Essex, M., & Kupfer, D. J. (2008). How and why defining moderators and mediators differ between the Baron & Kenny and MacArthur approaches. *Health Psychology, 27*(2), 101-108.
- Kring, A. M., & Werner, K. H. (2004). Emotion regulation and psychopathology. In P. Philippot, & R. S. Feldman (Eds.), *The regulation of emotion*, (pp.359-385). New York: Laurence Erlbaum.
- Krohne, H. W., & Hock, M. (2008). Cognitive avoidance, positive affect, and gender as predictors of the processing of aversive information. *Journal of Research in Personality, 42*(6), 1572-1584.
- Laguna, L. B., Harn, L. S., Hope, D. A., & Bell, C. (2004). Chronic Worry as Avoidance of Arousal. *Cognitive Therapy and Research, 28*, 269-281.
- Larsen, R. J., & Diener, E. (1987). Affect intensity as an individual differences characteristic: A review. *Journal of Research in Personality, 21*, 1-39.
- Lynch, T. R., Robins, C. J., Morse, J. Q., & MorKrause, E. D. (2001). A mediational model relating affect intensity, emotion inhibition, and psychological distress. *Behavior Therapy, 32*, 519-536.
- McLaughlin, K. A., Borkovec, T. D., & Sibrava, N. J. (2007). The effects of worry and rumination on affect states and cognitive activity. *Behavior Therapy, 38*, 23-38.
- Mennin, D. S. (2004). Emotion regulation therapy for generalized anxiety disorder, *Clinical Psychology and Psychotherapy*.
- Mennin, D. S., Heimberg, R. G., Turk, C. L., & Fresco, D. M. (2002). Applying an emotion regulation framework to integrative approaches to generalized anxiety disorder. *Clinical Psychology: Science and Practice, 9*, 85-90.
- Mennin, D. S., Heimberg, R. G., Turk, C. L., & Fresco, D. M. (2005). Preliminary evidence for an emotion dysregulation model of generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy, 43*, 1281-1310.
- Mennin, D. S., Holaway, R. M., Fresco, D. M., Moore, M. T., & Heimberg, R. G. (2007). Delineating components of emotion and its dysregulation in anxiety and mood psychopathology. *Behavior Therapy, 39*, 284-302.
- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy, 28*(6), 487-495.
- Olatunju, B. O., Moretz, M. W., & Zlomke, K. R. (2010). Linking cognitive avoidance and GAD symptoms: The mediating role of fear of emotion. *Behaviour Research and Therapy, 48*, 435-441.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*, 385-401.
- Roemer, L., Salters, K., Raffa, S. D., & Orsillo, S.

- M. (2005). Fear and avoidance of internal experience in GAD: Preliminary tests of a conceptual model. *Cognitive Therapy and Research*, 29, 71-88.
- Russell, J. A., & Carroll, J. M. (1999). On bipolarity of positive and negative affect. *Psychological Bulletin*, 125, 3-30.
- Sexton, K. A., & Dugas, M. J. (2008). The Cognitive Avoidance Questionnaire: Validation of the English translation. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 355-370.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press, Inc.
- Wells, A., & Carter, K. (1999). Preliminary tests of a cognitive model of generalized anxiety disorder. *Behaviour Research Therapy*, 37, 585-594.
- Wells, A., & Papageorgiou, C. (1995). Worry and the incubation of intrusive images following stress. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 579-583.
- Williams, D. G. (1989). Neuroticism and extraversion in different factors of the Affect Intensity Measure. *Personality and Individual Differences*, 10, 1095-1100.
- Zubin, J., & Spring, B. (1977). Vulnerability: A new view of schizophrenia. *Journal of Abnormal Psychology*, 86, 103-126.
- 원고접수일 : 2013. 8. 14.
수정원고접수일 : 2014. 1. 16.
게재결정일 : 2014. 2. 16.

The Influence of Affect Intensity and Cognitive Avoidance on Worry

Seul-Ah Lee

Department of Psychiatry
Seoul National University, Bundang Hospital

Seok-Man Kwon

Department of Psychology
Seoul National University

This study was conducted to investigate factors influencing worry. To establish the role of negative life stress, affect intensity, and cognitive avoidance in worry, two studies were carried out. Study 1 explored the relationships among negative life stress, affect intensity, cognitive avoidance, and worry. To accomplish this, 330 undergraduate students were asked to complete Life Stress Scale-Revised(LSS-R), Affect Intensity Measure (AIM), Cognitive Avoidance Questionnaire (CAQ), Penn State Worry Questionnaire (PSWQ), and Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D). Worry was significantly correlated with life stress, affect intensity, and cognitive avoidance. Affect intensity distinguished high-worriers from depressive people. Furthermore, life stress, affect intensity, and cognitive avoidance significantly predicted worry. Affect intensity had a moderating effect on the relationship between life stress and worry, while cognitive avoidance had a mediating effect on the relationship between affect intensity and worry, especially in the low life stress group. Study 2 was designed to test the hypothesis that worry and anxiety could be reduced by manipulating cognitive avoidance, as well as to investigate whether a specific reduction in the level of worry and anxiety could distinguish a high affect intensity group from a low affect intensity group. Specifically, a high affect intensity group (N=30) and low affect intensity group (N=30) were selected based on the AIM score. Respondents were then randomly assigned to either an acceptance condition or avoidance condition experiment group and asked to answer the pre- and post-experiment questionnaire. Acceptance significantly reduced worry and anxiety, with a greater reduction occurring in the high affect intensity group than in low affect intensity group. Overall, cognitive avoidance, especially affect intensity, is significantly related to worry and acceptance of aversive inner experience may be an effective clinical intervention in worry.

Key words : Worry, Generalized anxiety disorder, Life stress, Affect intensity, Cognitive avoidance, Acceptance