

불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감이 걱정에 영향을 미치는 기제: 문제 해결 지향의 매개효과를 중심으로

설 승 원 오 경 자[†]

연세대학교 심리학과

본 연구의 목적은 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감이 걱정에 영향을 미치는 과정에서 문제 해결 지향의 매개 효과를 확인하는 것이다. 또한 남녀 집단을 구분하여 본 연구에서 설정한 문제해결 지향의 완전매개모형과 부분매개 모형들을 비교함으로써 어떤 모형이 현상을 더 잘 설명해 주는지 알아보고, 성별이 문제해결 지향의 역할에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 대학생 및 대학원생 309명(남자 166명, 여자 143명)을 대상으로 불확실성에 대한 인내력 부족, 정서 통제감, 문제해결지향, 걱정 수준을 측정하는 설문 을 실시하였다. 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감이 걱정에 영향을 미치는 과정에서 문제 해결 지향의 매개효과를 확인하기 위해 구조방정식 모형을 이용하여 분석하였다. 전체 집단에서 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감은 모두 문제 해결 지향을 통해 걱정에 영향을 미쳤으나, 두 변인 모두에서 걱정에 이르는 직접 경로 또한 유의미하여 부분매개 모형의 적합도가 가장 양호한 것으로 나타났다. 둘째, 성별을 구분하여 다집단 분석을 실시하였을 때 남자와 여자 집단에 가장 적합한 대안 모형이 서로 다른 것으로 나타났다. 남학생 집단에서는 불확실성에 대한 인내력 부족은 문제해결지향을 매개하지 않고 걱정에 직접 영향을 미쳤으며, 정서 통제감은 문제해결지향을 매개하여 걱정에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 여학생 집단에서는 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감은 모두 문제해결 지향을 통해 걱정에 영향을 미쳤으나, 정서 통제감에서 걱정에 이르는 직접경로 또한 유의하였다. 이러한 결과를 중심으로 본 연구의 시사점, 제한점, 후속연구에 대한 제안을 논의하였다.

주요어 : 불확실성에 대한 인내력 부족, 정서통제감, 문제해결지향, 걱정, 성차

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 오경자 / 연세대학교 심리학과 / 서울시 서대문구 신촌동 134
E-mail : kjoh@yonsei.ac.kr

모든 사람들이 때때로 걱정을 한다(Dugas, Schwartz & Kyllis, 2004). 적절한 수준의 걱정은 개인이 문제 상황에 보다 잘 대처하도록 준비할 수 있게 하고, 문제 해결에 필요한 정보를 적극적으로 탐색하도록 동기를 부여하는 등 적응적인 역할을 한다. 반면, 발생 가능성이 희박한 미래의 사건에 대해 과도하게 걱정하거나, 신변잡기적 소재들에 대해 일일이 걱정하는 경우, 걱정은 개인의 생활에 심각한 부정적 영향을 가져오기도 한다.

다양한 요인들이 높은 걱정수준과 관련된 것으로 보고되어 왔으나, 최근 불확실성에 대한 인내력 부족(Intolerance of Uncertainty: IU)이라는 개념이 걱정이 발생하고 지속되는 데에 보다 근본적인 설명을 제공하는 요인으로 주목받고 있다(Freeston, Rheaume, Letarte, Dugas & Ladouceur, 1994). 불확실성에 대한 인내력 부족은, 사건의 발생 가능성과는 무관하게 부정적인 사건이 일어날 수도 있다는 사실을 지나치게 수용하지 못하는 경향으로 정의 될 수 있다(Dugas, Gosselin, & Ladouceur, 2001). 삶의 많은 측면이 불확실성과 모호성을 수반한다는 사실을 감안할 때 이러한 경향성을 지닌 사람은 일상의 많은 상황에 대한 인내력이 전반적으로 낮고 이로 인해 부정적인 정서 경험에 잦으리라 예상할 수 있다. 실제로 기존의 연구들(김정원과 민병배, 1998; Dugas, Freeston, & Ladouceur, 1997)에서 걱정 수준과 불확실성에 대한 인내력 부족 간의 높은 정적 상관관계가 지속적으로 보고된 바 있으며, 선행 연구들에서 제안된 걱정의 특성들 즉, (1) 모호한 상황을 위협적인 것으로 규정하는 경향성(Butler & Mathews, 1983; Russell & Davey, 1993), (2) 위협을 과대 추정하는 경향성(Butler & Mathews, 1983; Vasey & Borkovec, 1992), 3) 불확실한 상황

에서 부정적인 시나리오를 만들어내는 경향성(Vasey & Borkovec, 1992) 등 또한 불확실성에 대한 인내력 부족과 걱정의 밀접한 관련성을 반영하고 있다.

한편, 걱정을 ‘문제 해결을 위한 손상되고 역기능적인 시도’로 바라보는 연구자들의 관점(Borkovec, 1985; Davey, 1994; Tallis, Davey, & Capuzzo, 1994)에 기반하여 최근 사회적 문제 해결 과정(social problem-solving process)과 걱정 간의 관련성을 알아보고자 하는 연구들이 활발히 진행되고 있다. D’Zurilla와 Nezu(1999)는 문제해결 결과를 좌우하는 두 가지 주요 과정으로 문제 해결 지향(problem orientation)과 문제 해결 기술(problem-solving skills)을 제안한 바 있는데, 일련의 연구들(Davey, 1994; Dugas et al., 1997)에서 문제해결 능력의 두 가지 하위 요인 중 문제 해결 지향이 걱정과 의미 있는 관련성을 지닌다는 사실이 지속적으로 보고되고 있다. 이는 문제 상황에서 쉽게 당황하거나 우울해짐으로써 문제 해결에 직면하지 못하거나 문제 해결에 대한 자신감이 부족하고 동기가 저하된 개인의 특성이 걱정 수준을 높이는 데에 주요하게 기여함을 뜻한다.

그렇다면 선행 연구들에서 걱정과 관련된 주요 요인으로 제안된 불확실성에 대한 인내력 부족과 문제 해결 지향 간에는 어떠한 관계가 있을까? Dugas 등(1997)의 연구에서 걱정과 유의미한 상관 관계를 보이는 변인들, 즉 나이, 성별과 같은 인구학적 변인, 우울과 불안 척도로 측정된 정서 상태, 불확실성에 대한 인내력 부족, 문제해결 지향을 예언 변인으로 하여 단계적 중다회귀분석을 실시한 결과, IU와 문제해결 지향이 모두 걱정과 특이적으로 관련되어 있는 동시에 걱정에 대한 설명량의 일정 부분을 공유한다는 사실이 밝혀

저 두 변인 간의 밀접한 관련성이 시사되었다. 반면, 동일한 연구 절차를 통해 수행된 국내의 연구(김정원과 민병배, 1998)에서는 단계적 중다회귀분석에서 두 변인을 마지막으로 투입하였을 때, 문제해결지향을 먼저 투입한 경우에는 IU의 설명량이 유의하지 않은 것으로 나타나, 걱정 수준을 설명하는 데 있어 문제해결지향이 IU의 영향을 포함하고 있을 가능성이 시사되었다(김정원과 민병배, 1998). 또 다른 연구에서는 불확실성에 대한 인내력 부족과 더불어 정서적 각성에 대한 인내력 부족(intolerance of emotional arousal)이 낮은 정서적 문제 해결 지향과 관련되어 있음을 보고하였다(Dugas, Freeston, Doucet, Provencher, & Ladouceur, 1995). 종합해 보면, 불확실한 상황을 위협적으로 해석하여 부정적인 정서경험을 하거나(intolerance of uncertainty) 정서적 각성에 대한 인내력이 부족한 사람들(intolerance of emotional avoidance)의 경우 문제 상황에서 낮은 정서적 문제 해결 지향(emotional problem orientation)을 보일 가능성이 높는데, 이러한 특성들은 개인의 과도한 걱정 수준(worry level)을 예측하는 것으로 알려져 있다.

본 연구에서는 걱정이 불확실성에 대한 인내력 부족 및 문제 해결 지향과 관련시켜 연구해야 할 개념이라는 전제 하에, 이들 변인 간의 관계를 통해 걱정을 설명하는 데에 일차적인 초점을 맞추고자 한다. 이와 관련하여, 기존에 제안된 걱정 관련 변인들 간의 관계를 규명하고자 하는 시도의 일환으로 불확실성에 대한 인내력 부족과, 문제 해결 지향 간의 관계를 알아보고자 연구들이 있었으나, 두 변인이 걱정에 대한 설명량을 부분적으로 공유한다는 사실을 확인하는 데 그쳤다. 또한 걱정의 기제를 밝히고자 한 기존의 시도들은 주로

걱정의 인지적 측면에 관심을 편중시켜, 인간 기능(human function)의 세 가지 측면 즉 인지, 정서, 행동(Safran & Greenberg, 1998)에 대한 통합적 고려의 필요성을 충족시키지 못하고 있는 것으로 보인다.

이에 비해 Borkovec, Alcaine과 Behar (2004)는 걱정이 개인으로 하여금 불편한 정서 경험을 피할 수 있도록 하는 기능을 한다고 주장하여 정서와 걱정의 관련성을 부각시켰다. 심리적 불편을 야기하는 정서적 자극을 걱정을 통해 인지적으로 회피함으로써 강한 정서를 경험하는 일을 피할 수 있게 되고, 이러한 기능에 의해 역기능적인 걱정이 더욱 촉진되어 반복적으로 걱정을 하게 되는 것이다. 이와 같은 Borkovec의 회피이론과 더불어 걱정에 대한 최근의 개념화 작업들은 정서적 각성에 대한 공포가 부적응적인 걱정에 일정한 영향을 끼칠 수 있음을 제안하고 있으며(Roemer & Orsillo, 2002), 여러 관련 연구들에서도 Mayer와 Salovey (1997)가 제안한 정서 지능의 개념을 수용하는 가운데, 정서적 각성에 대한 인내력 부족(Dugas 등, 1995, 1997), 정서적 각성에 대한 공포(Buhr & Bakerman, 2003), 불안 민감도(Floyd, Garfield, LaSota, 2005, 정서 자각 수준(Novick-Kline, Turk, Mennin, Hoyt, Gallagher, 2005) 등의 정서 변인과 걱정 간의 관련성을 탐색하여, 정서 변인이 높은 걱정 수준을 유의하게 예측하는 것으로 보고한 바 있다. 연구자들(Dugas et al., 1997)은 또한, 문제 해결 지향 척도의 하위 요인 중 정서적 문제 해결 지향에서의 낮은 점수가 ‘문제 상황에서의 즉각적인 정서 반응을 보이는 성향’을 반영한다는 사실을 고려할 때, 정서적 문제해결지향에서의 낮은 점수는 IU의 결과일 뿐만 아니라 정서적 각성에 대한 인내력 부족에 기인하는 바가 있을 것이

라 제안한 바 있다. 이는 IU와 정서적 각성에 대한 인내력 부족이 정서적 문제해결지향과 걱정을 예측하는 데에 있어 상호 가산적인 관계에 있음을 보고한 선행연구(Dugas, freeston, Doucet, Provencher, & Ladouceur, 1995)에 의해 지지된다. 걱정의 정서적 측면 및 정서적 요인과 문제 해결 지향과의 관계에 대한 단서를 제시하는 이러한 연구들은, '자동적인 정서적 각성에 대한 회피기제로서의 걱정'에 초점을 맞춘 Borkovec 등(2004)의 개념화 작업과 함께, 기존 연구들에서 걱정과의 관련성이 검증된 변인들 간의 구체적인 관계를 설정하는 데에 있어서 정서적인 요인이 문제해결지향을 통해 걱정에 영향을 미칠 가능성이 고려되어야 할 필요성을 시사한다. 그러나 이러한 연구들은 걱정과 관련된 변인들을 탐색하고자 하는 최근 시도들의 일환으로 행해져, 기존에 제안된 걱정 관련 변인들과의 체계적 관련성을 모색하기 보다는 단편적인 변인 간의 상관을 알아보는 데에 그쳤다는 한계가 있다. 이러한 한계를 보완하기 위해서는 걱정과 관련된 정서적 변인의 역할을 여타의 인지적 변인들과의 관계 속에서 파악하는 일이 필요할 것이다.

기존의 걱정 관련 연구들에서 나타나는 또 다른 제한점은 성별이 걱정을 비롯한 관련 변인들에 미치는 영향을 간과했다는 것이다. 걱정과 문제 해결 지향에서 여자의 점수가 상대적으로 높다는 보고(D'Zurilla, Maydeu-Oliveres, & Kant, 1998; Gosselin, Dugas & Ladouceur, 2002)가 있었으며, 걱정 영역에 있어서도 남자와 여자의 차이가 보고되는 등(Wood, Conway & Dugas, 2000), 성별이 걱정에 체계적인 영향을 미칠 가능성이 시사되었음에도 불구하고 이를 체계적으로 모색하려는 시도는 불충분했던 것으로 보인다. 특히 국내의 연구에서는

성별을 고려한 걱정 연구를 찾아보기 힘들어 한국의 사회적 성별이 걱정에 미치는 영향을 예측하기는 어려운 실정이다. 따라서 걱정 및 그와 관련되는 변인들 간의 관계를 보다 명확히 밝히기 위한 본 연구의 목적을 상기할 때, 성별이 걱정 관련 변인들에 미치는 영향을 검토하는 일은 필수적이라 하겠다.

위와 같은 선행 연구의 시사점 및 제한점을 바탕으로 본 연구에서는 불확실성에 대한 인내력 부족, 문제 해결 지향, 개인의 정서 통제감을 걱정에 영향을 미치는 세 가지 핵심 요인이라고 가정하고, 이러한 요인이 어떠한 과정을 거쳐서 걱정을 유발하는지를 설명하는 한 가지 모형을 설정하고 구조방정식모형(Structural Equation Modeling: SEM)을 통해 이를 검증해 보고자 한다. 또한 이러한 과정에서 성별에 따른 차이가 나타날 가능성을 탐색하고자, 전체 집단에 대한 분석에 이어 남녀 집단을 구분하여 각 집단에 대한 모형 검증을 실시하고자 한다.

IU와 문제 해결 지향은 선행 연구들을 통해 걱정을 예측하는 주요 요인인 동시에 부분적으로 상호 종속적인 개념으로 확인된 바 있다. 문제해결 지향은 특정한 문제 상황을 전제하는 성향이므로, 어느 정도 안정적이지만 상황에 따라 변할 수 있는 상태(state) 개념으로 가정할 수 있을 것이다. 반면, IU는 보다 광범위하고 지속적인 개인의 특성을 반영하는 특질(trait)개념으로 정의되고 있다. 이와 같은 차이를 고려할 때 두 변인이 공유하는 설명량은 문제 해결 지향이 걱정에 대한 IU의 영향을 매개하는 데에 따른 것이라는 가설이 제기된다. 따라서 본 연구에서는 불확실성에 대한 인내력 부족이 낮은 문제 해결 지향을 매개로 걱정에 영향을 미칠 것이라 가정하고 이러한

기제에 영향을 미치는 변인으로서의 정서 통제감의 역할을 확인하고자 한다.

본 연구에서 개인의 정서 통제감을 알아보기 위해 사용하고자 하는 측정 도구인 TMMS는 숙고적인 정서 경험의 질에서 나타나는 개인차를 측정하는 도구(Salovey, Mayer, Goldman, Turvey, & Palfai, 1995)로서 일반적으로 사용되어 왔다. 이 도구는 저자들이 지각된 정서 경험(Perceived Emotional Experience)이라고 명명한 개념, 즉 개인의 실질적인 역량보다는 개인이 자신의 정서 능력에 대해 이해하고 있는 바를 반영한다(Mayer, Caruso et al., 2000; Salovey, Stroud, Woolery, & Epel, 2002). 보다 구체적으로, TMMS는 정서에 대한 주의(지각된 주의), 정서 인식의 명확성(개인의 정서 상태에 대한 지각된 이해의 정도), 정서 개선에의 기대(정서 상태를 조절하는 지각된 능력)와 관련된 개인의 신념을 측정한다. 정서 인식의 명확성은 정서상태를 확인하고 명명(labeling)하는 과정을 포함한다(Scheier & Carver, 1977). 정서 상태가 파악됨에 따라 개인의 내적 자원은 파악된 상황에 대한 대처 과정에 집중할 수 있게 되므로, 자신의 정서를 명확히 인식하는 능력은 정서에서 파생하는 영향을 통제하고, 정서에 대한 건설적인 사고와 행동을 촉진하리라고 예상할 수 있다. 한편, 정서 개선에 대한 기대는 부정적인 정서 상태를 종결하고 긍정적인 정서 상태를 지속시킬 수 있다는 기대를 말한다(김미경, 1998; 이수정, 이훈구, 1997). Franko, Powers, Zuroff 와 Moskowitz(1985)는 정서 조절에 대한 개인의 일반적인 기대치를 “어떤 의도된 외현적 행동이나 인지 과정이 부정적인 정서 상태를 완화시키거나 긍정적인 상태를 유도할 것이라고 기대하는 정도”라고 정의하였다. 즉, 정서 조절에의 기대가 높은

사람은 자신이 선택하고 의도한 인지 행동적 대처 반응에 의해 상황이 개선될 것이라는 기대가 있고, 자신에게 상황을 효율적으로 처리할 수 있는 능력이 있다는 효능감 및 이에 따른 통제감을 지녔을 것이라고 예상할 수 있다.

본 연구에서는 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감이 문제 해결 지향을 통해 걱정을 유발할 것이라는 연구모형을 설정하였으며 이는 그림 1과 같이 도시할 수 있다. 즉 걱정이 많은 사람들은 모호한 상황에 처하게 될 때, 위협을 과대평가하며 정상인 보다 더 많은 통제 욕구를 지각함에도 불구하고, 문제 해결에 대한 지향이 낮기 때문에 상황의 통제 불가능성을 높이고 자신의 지각된 통제력을 낮추어 지속적인 걱정에서 빠지게 될 것이라 예상한다. 이와 더불어 정서 통제감이 낮은 개인 또한 자신의 정서 반응을 혼란스럽고 조절 불가능한 것으로 인식함으로써 문제 상황에 대한 통제감과 개선의 가능성에 대해 부정적인 태도를 갖게 되고, 이로 인해 상황을 개선시키려는 적극적인 노력을 하기보다는 회피적 방략으로써의 걱정을 하게 될 가능성이 높을 것으로 보인다.

모형에 사용된 변인들 중 문제 해결 지향(D'Zurilla, Maydeu-Olivares, & Kant, 1998)과 걱정(Meyer, Miller, Metzger & Borkovec, 1990)에 대해서는 선행 연구에서 남녀 간에 유의한 차이가 보고된 바 있다. 따라서 본 연구의 모형에서 설정한 변인들 간의 관계가 성별에 따라 차이를 보이는 지 탐색할 필요가 있다고 보고, 전체 집단에 대한 모형 검증에 이어 연구자가 설정한 모형을 남학생과 여학생으로 구성된 두 개의 집단에서 각각 모형 검증을 하여 그 결과를 비교하였다.

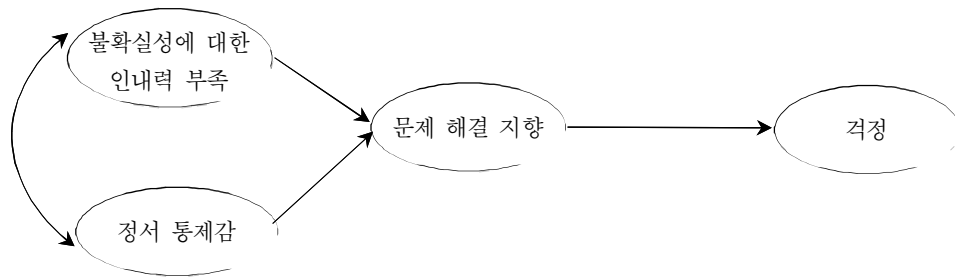


그림 1. 불확실성에 대한 인내력 부족, 정서 통제감, 걱정에 대한 문제해결 지향의 완전매개 모형

연구방법

연구대상

연구의 대상은 서울 Y 대학교의 심리학 전공 및 교양과목을 수강하는 대학생 246명과 인천의 G 의학 전문대학원 1, 2학년 학생 67명으로, 이 중 남자는 167명(53.4%)이었으며 여자는 146명(46.6%)이었다. 참가자의 평균 연령은 남자 22.9세($M=22.87$, $SD=3.58$), 여자 21.8세($M=21.77$, $SD=2.89$)였으며, 참가자 모집 과정에서 별도의 제한은 두지 않았다.

측정도구

걱정 척도(Penn State Worry Questionnaire: PSWQ)

Meyer, Miller, Metzger와 Borkovec(1990)이 개발하였고 김정원과 민병배(1998)가 번안한 것을 사용하였다. 선행 연구 결과 이 척도는 단일 요인으로 구성되어 있으며, 높은 내적 합치도(Cronbach' $\alpha = .91$)를 보이고, 검사-재검사 신뢰도($r = .81$) 뿐 아니라 수렴 타당도 및 변별 타당도가 높은 것으로 나타났다(Meyer et al., 1990). 각 문항은 걱정에 대한 일련의 진술들로 이루어져 있으며 16문항에 대해 자신에

게 적합한 정도를 5점 척도로 평가하도록 하였다. 본 연구의 수집 자료 또한 단일 요인 구조를 따르는 것으로 나타났으며, 내적 합치도(Cronbach' α)는 .92 였다.

모형 검증 과정에서는 본 연구의 통계 방법상, 단일 요인으로 구성된 걱정 잠재 변수를 1개의 표시 변수로 설정할 수 없어서 2개의 표시 변수로 나누어 측정 모형에 사용하였다. 즉, 16개의 문항을 각각 8개씩 묶어 'WQF1'(문항1-8) 'WQF2'(문항 9-16)라는 2개의 표시 변수를 구성하였다

불확실성에 대한 인내력 척도(Intolerance of Uncertainty Scale: IUS)

불확실한 상황의 영향, 미래 예측에 대한 기대, 미래에 대한 통제 노력 등에 대한 진술을 포함하는 27문항의 진술로 구성되어 있으며, 각 진술에 대해 자신에게 적합한 정도를 4점 척도로 평정하도록 고안되었다. 본 연구에서 사용한 척도는 Freeston 등(1994)에 의해 프랑스에서 개발되어 Buhr 와 Dugas(2001)가 영문판으로 번역하여 타당도 검증한 척도를 최혜경(1997)이 번안한 것으로, 최혜경(1997)의 연구에서는 내적 합치도는 .93으로 보고되어 있다. 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach' α)는 .89 였다.

본 척도에 대한 Freeston 등(1994)의 요인 분석에서는 총 4개 요인이 도출되었는데, 요인 1은 “모호성을 수용하기가 힘들고 모호성을 회피해야 한다는 생각”, 요인 2는 “개인의 모호성이 부정적 특정 생각을 반영한다는 생각”, 요인 3은 “모호성과 관련된 좌절감”, 요인 4는 “모호성이 스트레스를 유발한다는 생각”으로 나타났다. 그러나 본 연구의 수집 자료는 이러한 요인 구조를 따르지 않고, 단일 요인에 반 이상의 문항이 편중되어 있는 것으로 나타났다.

요인 분석 결과에 따라 측정 지표를 구성할 경우 각 지표를 구성하는 문항 수의 차이로 인해 측정 모델의 왜곡이 발생하여 측정구조의 모델 적합도가 심각하게 손상되었다. 따라서 보다 적합한 측정 구조를 구성하기 위해 항목묶기(item parceling)를 사용하여 각 측정 지표의 문항 수 차이로 인한 영향을 최소화하고자 하였다. 즉 전체 27개 문항을 4분하여 “IUF1”(문항 1-7), “IUF2”(문항 8-14), “IUF3”(문항 15-21), “IUF4”(문항 22-27)라는 4개의 표시 변수를 구성하였다.

문제 해결 지향 척도(Problem Orientation Scale: POS)

D’Zurilla와 Nezu(1990)가 개발하였고 김영미와 김중술(1992)이 번안한 사회적 문제 해결 척도(Social Problem Solving Inventory: SPSI)를 구성하는 두 개의 주요 척도는 문제 해결 지향 척도(Problem Orientation Scale: POS)와 문제 해결 기술 척도(Problem Solving Skill Scale: PSSS)이다. 선행연구들에서 걱정 수준은 문제 해결 기술과는 무관하며 문제 해결 방식과 관련된 것으로 보고 있어서 본 연구에서는 문제 해결 지향 척도만을 사용하고자 한다. 각 문항은

문제 해결이 요구되는 상황에서 문제 해결에 긍정적이거나 부정적인 행동적, 인지적, 정서적 반응 방식들을 나타내는 자기 기술들로 이루어져 있다. 인지적 하위 척도(문항 예: ‘문제가 생겼을 때 거기에는 해결책이 있다고 믿는다’, ‘문제가 생기면 그것을 잘 해결하지 못했을 때 생길 수 있는 피해나 손해를 자꾸 생각하게 된다’)에서 점수가 낮을수록 자신의 문제 해결 능력을 부정적으로 판단하고 문제 해결에 대한 자신감이 부족한 경우이며, 정서적 하위 척도(문항 예: ‘중요한 문제를 해결해야 할 때는 다급해지고 두려워진다’, ‘중요한 문제를 해결해야 할 때면 기분이 우울해지고 움직이기 싫어진다’)에서의 낮은 점수는 문제 상황에서 해결책을 찾기 보다는 즉각적인 정서 반응이 우선하는 경우이다. 행동적 하위 척도(문항 예: ‘문제가 발생하면 바로 해결하지 않고 가능한 한 미뤄둔다’, ‘문제를 해결하기보다는 그 문제를 피하느라 더 많은 시간을 보내는 것 같다’)에서는 점수가 낮을수록 문제 해결을 회피하거나 미루는 등의 반응을 나타내는 것을 의미한다(Dugas 등, 1997). 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach' α)는 .93 이었다.

정서 인식의 명확성과 정서 개선에의 기대(Trait Meta-Mood Scale: TMMS)

TMMS는 Mayer와 Gaschke(1998)의 연구를 참조하여 Salovey, Mayer, Goldman, Turvey와 Palfai(1995)가 개발하였다. 지속적이고 안정적인 정서 인식의 개인차를 측정하기 위한 척도로 하위 요인은 정서에 대한 주의, 정서 인식의 명확성, 정서 개선에 대한 기대 3가지로 구분되며 총 48문항으로 이루어져 있다. 세 가지 하위 척도 중 정서인식 명확성과 정서 개선에 대한 기대는 개인의 심리적 안녕을 예측하는

주요 변인이며, 구체적인 인지 기능과도 밀접하게 관련되어 있는 것으로 나타난 반면, 정서에 대한 주의(attention) 하위 요인은 적응적 측면과 부적응적 측면을 동시에 가지는 중립적인 요인으로 보고된 바 있다(Lische tzke, & Eid, 2003). 이에 본 연구에서는 TMMS의 타당화에 관한 연구(이수정과 이훈구, 1997)에서 주요 요인구조로 확인된 21문항 중 정서인식의 명확성 11문항과 정서개선에의 기대 5문항, 총 16문항을 사용하였다. 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach' α)는 .68 이었다.

연구절차

서울 Y 대학의 심리학 전공 및 교양 수업을 수강하는 학생들 중 본 연구에 참가를 신청한 학생 246명과, 인천 K 의학전문대학원 1, 2학년 학생들 67명을 대상으로 걱정 증상 질문지, 불확실성에 대한 인내력 부족 질문지, 문제 해결 지향 척도, 정서 인식 명확성과 정서 개선에 대한 기대 척도로 이루어진 총 89문항의 설문지에 대한 설문을 실시하였다. 연구 설명 및 설문 응답, 차후 연구 결과 확인 방법을 안내하는 데에 약 30분이 소요되었다.

자료 분석

자료의 전반적인 기술 통계 및 상관관계 분석, 변량 분석을 시행하기 SPSS 12.0을 사용하였다. 또한 본 연구 가설에서 제안한 모형의 적합도를 검증하기 위하여 AMOS 4.0을 이용하여 구조방정식 모형을 시행하였다.

구조 방정식 모형 접근법에는 모형의 적합도를 평가하기 위한 여러 적합도 지표들이 있다. 이들 여러 가지 적합도 지표는 각각이 서

로 다른 특성을 가지며, 대개 표본 크기의 민감도와 모델의 간명성에 따른 영향을 반영하는지의 여부, 해석 기준이 명확한 지에 따라 구분해 볼 수 있다. 이에 따라 적합도 지수는 일반 부합치(GFI: Goodness of Fit Index)와 함께 비교 부합치(CFI: Comparative Fit Index), 표준 부합치(Normed Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 사용하였다. 일반적으로 부합치들은 .90이상이면 합당한 모형으로 보며, RMSEA는 .05미만이면 좋은 모형, .08보다 작으면 합당한 모형, .10보다 크면 나쁜 모형으로 본다(홍세희, 2000). 카이제곱 검증은 카이 제곱 값이 표본의 크기와 다변량 정상성에 민감하기 때문에 부합도 지수로 적절하지 않다는 지적(홍세희, 2000)이 있어 본 연구의 모형 적합도 평가에는 사용하지 않았다.

연구결과

주요 변인들의 평균 및 상관관계

전체 응답자의 불확실성에 대한 인내력 부족, 정서 통제감, 문제 해결 지향, 걱정수준과 관련된 척도들의 평균 점수와 표준편차는 표 1과 같다. 주요 변인들에서 남녀 집단 간에 유의미한 차이가 있는지를 알아보기 위해서 t-test를 실시하였다. 검증 결과 정서 통제감에서만 남녀 집단 간에 차이가 있었으며, 나머지 변인들에서는 성차가 유의하지 않았다. 정서인식에서는 여학생($M=57.17$)의 점수가 남학생($M=55.85$)에 비해 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 나타났다, $t=-1.99, p<.05$.

각 변인들 간의 상관을 전체 집단 및 남자

표 1. 주요 변인들의 평균 및 표준 편차

변인	전체 (N=309)	남학생 (n=166)	여학생 (n=143)	t
걱정	52.29(10.20)	52.26(10.08)	52.33(10.37)	-.065
문제를 해결 지향	79.68(16.61)	79.38(17.16)	80.03(16.00)	-.339
불확실성에 대한 인내력 부족	63.20(9.90)	63.26(10.18)	63.12(9.58)	.123
정서 통제감	56.46(5.87)	55.85(5.30)	57.17(6.41)	-1.99*

주. () 안의 수치는 표준편차를 나타냄. * $p < .05$

와 여자 집단 각각에 대하여 분석하였으며, 분석 결과를 표 2와 3에 제시하였다. 전체집단 및 남학생과 여학생 집단 모두에서 걱정은 문제 해결 지향($r = -.578$ - $r = -.548$ - $r = -.617$, $p < .001$), 정서 통제감($r = -.273$ - $r = -.282$, $p < .001$)

- $r = -.271$, $p < .01$)과 유의한 부적 상관을 보였고, 불확실성에 대한 인내력 부족($r = .543$ - $r = .614$ - $r = .460$, $p < .001$)과는 유의한 정적 상관을 보였다. 문제 해결 지향은 불확실성에 대한 인내력 부족($r = -.601$ - $r = -.641$ - $r = -.547$, p

표 2. 전체 집단의 주요변인들 간의 상관

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. WQF1	1.000										
2. WQF2	.856***	1.000									
3. PO_C	-.492***	-.503***	1.000								
4. PO_E	-.581***	-.576***	.733***	1.000							
5. PO_B	-.424***	-.390***	.623***	.643***	1.000						
6. IUF1	.469***	.457***	-.515***	-.504***	-.408***	1.000					
7. IUF2	.491***	.506***	-.534***	-.542***	-.394***	.840***	1.000				
8. IUF3	.408***	.458***	-.469***	-.502***	-.375***	.535***	.570***	1.000			
9. IUF4	.414***	.421	-.505***	-.563***	-.434***	.636***	.699***	.657***	1.000		
10. EPF1	-.070	-.112	.195**	.155**	.181**	-.153**	-.144*	-.160**	-.168**	1.000	
11. EPF2	-.343***	-.301***	.272***	.263***	.159**	-.193**	-.133*	-.154**	-.127*	.088	1.000

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

WQF1: PSWQ척도의 1요인, WQF2: PSWQ척도의 2요인

PO_C: 인지적 문제 해결 지향, PO_E: 정서적 문제 해결 지향, PO_B: 행동적 문제 해결 지향

IUF1: IUS 척도의 1요인, IUF2: IUS척도의 2요인, IUF3: IUS척도의 3요인, IUF4: IUS척도의 4요인

EPF1: 정서인식 명확성, EPF2: 정서조절 기대

표 3. 전체 집단의 주요변인들 간의 편상관

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. WQF1	1.000							
2. WQF2	.782***	1.000						
3. IUF1	.227***	.210***	1.000					
4. IUF2	.237***	.258***	.768***	1.000				
5. IUF3	.146*	.220***	.350***	.385***	1.000			
6. IUF4	.109	.123**	.472***	.552***	.509***	1.000		
7. EPF1	.044	-.011	-.056	-.004	-.074	-.075	1.000	
8. EPF2	-.234***	-.175**	-.048	.042	-.008	.043	.040	1.000

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

<.001)과 유의한 부적 상관을 보였고, 정서 통제감($r=.302$ - $r=.380$, $p<.001$ - $r=.226$, $p<.01$)과는 유의한 정적 상관을 나타냈다. 불확실성에 대한 인내력 부족은 정서 통제감($r=-.223$, $p<.001$ - $r=-.264$, $p<.01$ - $r=-.185$, $p<.05$)과 유

의한 부적 상관을 보였다.

불확실성에 대한 인내력 부족과 문제 해결 지향 간의 상관이 높으므로, 불확실성에 대한 인내력 부족과 다른 변인들 간의 관계를 살펴 보기 위해 문제해결 지향을 통제한 후 변인

표 4. 남녀 집단의 주요변인들 간의 상관(왼쪽 아래: 남, 오른쪽 위: 여)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. WQF1		.851***	-.535***	-.566***	-.471***	.402***	.396***	.380***	.349***	-.047	-.383***
2. WQF2	.862***		-.561***	-.583***	-.409***	.377***	.408***	.447***	.401***	-.087	-.323***
3. PO_C	-.456***	-.456***		.686***	.581***	-.478***	-.508***	-.508***	-.509***	.158	.262**
4. PO_E	-.596***	-.571***	.768***		.601***	-.446***	-.497***	-.502***	-.536***	.508	.234**
5. PO_B	-.384***	-.374***	.659***	.680***		-.291***	-.298***	-.340***	-.345***	.071	.183*
6. IUF1	.527***	.522***	-.544***	-.546***	-.501***		.823***	.576***	.597***	-.135	-.221**
7. IUF2	.576***	.590***	-.555***	-.577***	-.477***	.853***		.607***	.669***	-.093	-.105
8. IUF3	.433***	.470***	-.444***	-.502***	-.404***	.508***	.545***		.689***	-.097	-.180*
9. IUF4	.477***	.439***	-.502***	-.587***	-.518***	.672***	.726***	.639***		-.099	-.130
10. EPF1	-.095	-.138	.233**	.248**	.278***	-.168*	-.193*	-.215**	-.244**		.141
11. EPF2	-.303***	-.283***	.285***	.297***	.130	-.169*	-.162*	-.137	-.128	.017	

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

표 5. 남녀 집단의 주요변인들 간의 편상관(왼쪽 아래: 남, 오른쪽 위: 여)

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. WQF1		.768***	.156	.116	.080	.015	.023	-.290**
2. WQF2	.791***		.096	.104	.161	.072	-.022	-.206*
3. IUF1	.318***	.316***		.757***	.414***	.439***	-.084	-.102
4. IUF2	.367***	.395***	.774***		.438***	.520***	-.033	.053
5. IUF3	.197*	.259**	.302***	.345***		.547***	-.039	-.039
6. IUF4	.207**	.162*	.498***	.577***	.482***		-.044	.028
7. EPF1	.064	.003	-.004	-.038	-.093	-.096		.111
8. EPF2	-.162	-.139	-.007	.021	.015	.047	-.050	

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

간의 관계를 확인하였다. 분석 결과를 표 4와 5에 제시하였다.

문제 해결 지향을 통제한 후 편상관 분석을 실시하였을 때, 단순 상관 분석에서와는 달리 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감 간의 상관이 전체 집단과 남녀 집단 모두에서 유의하지 않았다($r = -.054$ - $r = -.029$ - $r = -.075$, $p > .05$). 불확실성에 대한 인내력 부족과 걱정 간의 상관은 여학생 집단에서만 유의하지 않았으며($r = -.186$, $p > .01$), 전체 집단과 남학생 집단에서는 여전히 유의한 것으로 나타났다($r = -.301$ - $r = -.410$, $p < .001$). 한편, 불확실성에 대한 인내력 부족을 통제한 후에는 문제 해결 지향과 걱정, 문제 해결 지향과 정서 통제감 간의 상관이 전체 집단과 남녀 집단 모두에서 유의하였다.

매개모형 검증

측정 모형 검증

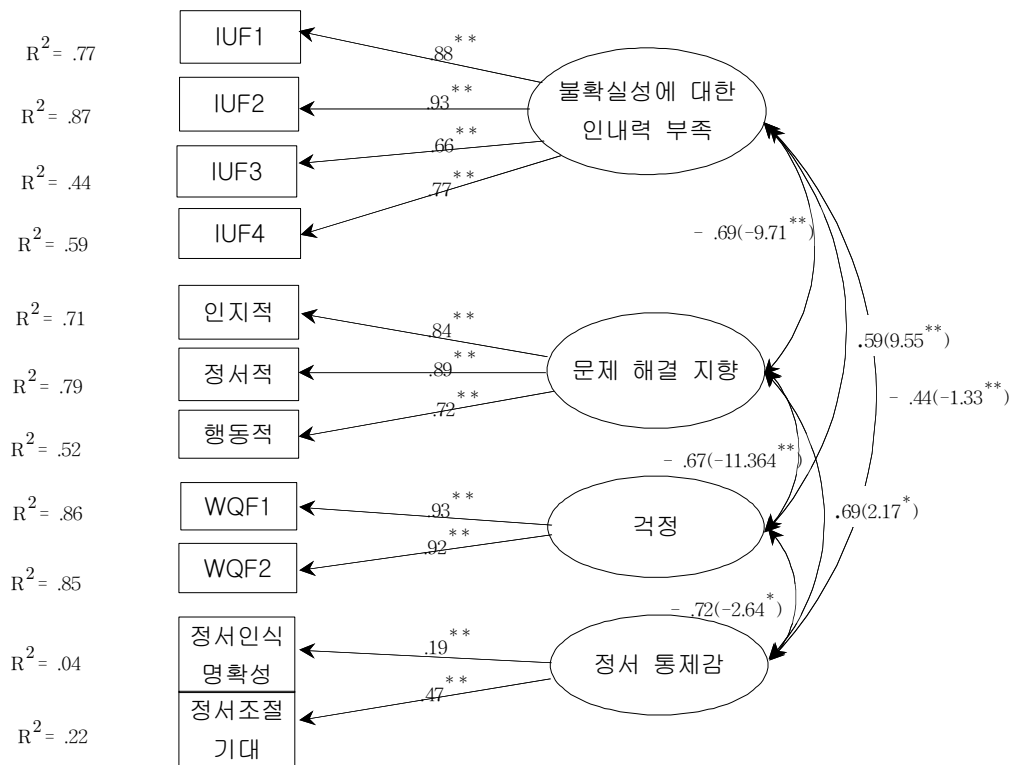
이론 변인으로 설정된 불확실성에 대한 인

내력 부족, 문제 해결 지향, 걱정, 정서 통제감의 측정 구조를 검증하였다. 전체 집단을 대상으로 측정 구조를 검증한 결과가 그림 2에 제시되어 있다.

전체 집단 및 성별에 따라 구분한 두 집단의 각각에 대해 측정모형의 적합도를 검증한 결과가 표 6에 제시되어 있다. 전체 집단($\chi^2(df=38, N=309)=119.86$, $p=.000$; GFI=.930; TLI=.940; CFI=.959; NFI=.941; RMSEA=.084) 및 남학생 집단($\chi^2(df=38, N=166)=79.61$, $p=.000$; GFI=.918; TLI=.947; CFI=.963; NFI=.933; RMSEA=.081)과 여학생 집단($\chi^2(df=38, N=143)=134.81$, $p=.001$; GFI=.911; TLI=.944; CFI=.961; NFI=.922; RMSEA=.078) 모두에서 측정모형의 적합도는 문제 되지 않을 정도의 수준인 것으로 나타났다.

구조 모형 검증

불확실성에 대한 인내력 부족 및 정서 통제감이 문제 해결 지향을 매개 변인으로 걱정에 영향을 미칠 것이라고 가정한 이론 구조 모형



(경로계수는 표준화된 계수 * $p < .05$, ** $p < .01$)

그림 2. 본 연구에 사용된 측정모형: 전체 집단

표 6. 측정모형의 적합도

	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>GFI</i>	<i>TLI</i>	<i>CFI</i>	<i>NFI</i>	<i>RMSEA</i>
전체집단	119.86	38	.000	.930	.940	.959	.941	.084
남자	79.61	38	.000	.918	.947	.963	.933	.081
여자	134.81	38	.001	.911	.944	.961	.922	.078

을 검증하였으며, 대안모형으로서 불확실성에 대한 인내력 부족 및 정서통제감이 걱정에 직접적으로 영향을 미친다는 부분매개 모형들을 검증하여 완전매개 모형과 비교하였다. 또한 불확실성에 대한 인내력 부족 및 정서 통제감이 문제 해결 지향을 매개로 걱정에 영향을 미치는 과정이 성별에 따라 다른 양상을 보이

는지 알아보기 위해 전체 집단을 대상으로 한 모형 검증에 이어 남녀 집단을 나누어 모형 검증을 실시하였다.

전체 집단에서의 모형의 적합도를 표 7에 제시하였다. 전체 집단의 완전매개모형을 검증하였을 때, 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감 각각에서 문제 해결지향에 이르

표 7. 전체 집단에서의 모형별 적합도 지수

	χ^2	df	p	GFI	TLI	CFI	NFI	RMSEA
완전매개모형	136.921	40	.000	.922	.933	.951	.933	.089
대안모형1	127.761	40	.000	.927	.939	.956	.937	.084
대안모형2	134.881	40	.000	.922	.934	.952	.934	.088
대안모형3	123.377	39	.000	.928	.940	.957	.940	.084

는 경로가 유의하지 않은 것으로 나타났으며 적합도가 적절하지 않았다, $\chi^2(df=40, N=309) = 136.921, p=.000$; GFI=.922; TLI=.933; CFI=.951; NFI=.933; RMSEA=.089.)

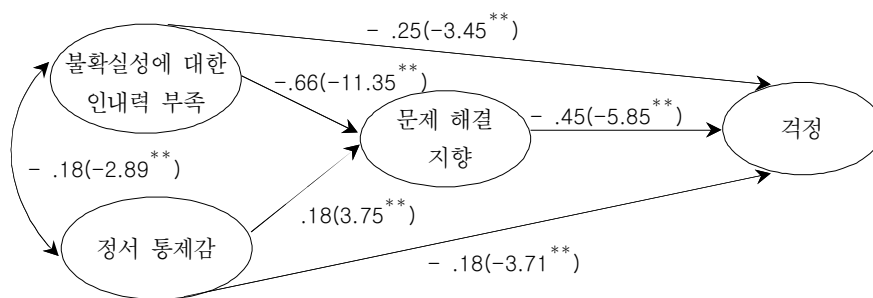
불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정예 영향을 미치는 직접경로를 추가한 대안모형 1 ($\chi^2(df=40, N=309)=127.761, p=.000$; GFI=.927; TLI=.939; CFI=.956; NFI=.937; RMSEA=.084)을 검증한 결과, 불확실성에 대한 인내력 부족에서 문제해결 지향에 이르는 경로가 유의하지 않았고, 적합도가 양호한 수준에서 벗어나는 것으로 나타났다.

정서통제감에서 걱정으로의 직접 경로를 추가한 대안모형 2($\chi^2(df=40, N=309)=134.881, p=.000$; GFI=.922; TLI=.934; CFI=.952; NFI=.934; RMSEA=.088)에서는 모든 경로가 유의하게 나타났으나, 적합도가 양호하지 못한 수준

으로 나타났다. 불확실성에 대한 인내력 부족에서 걱정으로의 직접 경로와 정서 통제감에서 걱정으로의 직접 경로를 모두 추가한 대안모형 3을 검증한 결과, 모든 경로가 유의하였으며, RMSEA 값이 양호한 수준에서 다소 벗어났으나 그 밖의 적합도 지수들이 모두 양호한 값을 보여 가장 적합한 모형으로 나타났다. 전체 집단에서 가장 적합한 모형으로 지지된 대안모형 3의 경로계수를 그림 3에, 측정구조와 이론 구조의 경로계수 및 t 검증치를 표 8에 표시하였다.

남녀 집단 분석

측정 구조 검증에서 남녀를 구분하였을 때 적합도 값이 향상되었다는 점과, 문제해결지향을 통제한 남녀 집단의 편상관 분석에서



(경로계수는 표준화된 계수 ** p< .01)

그림 3. 전체 집단의 지지된 이론 모형: 대안모형3

표 8. 전체 집단에서 지지된 모형(대안모형 3)의 경로계수와 t 검증치 및 오차변량

				비표준화 계수	표준화 계수	t 검증치	오차변량 (이텔릭체 표시변량)
<u>측정구조</u>							
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF1		1.00	0.88		3.92
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF2		1.33	0.93	22.63	3.95
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF3		0.39	0.66	13.14	2.75
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF4		0.46	0.77	16.71	1.96
문제해결지향	→	인지적 문제해결지향		1.00	0.84		6.28
문제해결지향	→	정서적 문제해결지향		1.61	0.89	17.66	10.20
문제해결지향	→	행동적 문제해결지향		1.37	0.72	13.78	25.66
정서통제감	→	정서 인식 명확성		1.00	0.19		18.21
정서통제감	→	정서 조절 기대		2.01	0.47	2.40	9.95
걱정	→	WQF1		1.00	0.93		3.10
걱정	→	WQF2		1.21	0.92	20.73	5.07
<u>이론구조</u>							
불확실성에 대한 인내력부족	→	문제 해결 지향		-0.69	-0.66	-11.35	5.00
불확실성에 대한 인내력부족	→	걱정		0.31	0.24	3.45	7.53
정서 통제감	→	문제 해결 지향		0.23	0.18	3.75	
정서 통제감	→	걱정		-0.17	-0.18	-3.71	
문제 해결 지향	→	걱정		-0.75	-0.45	-5.85	
<u>공변량</u>							
불확실성에 대한 인내력부족	↔	정서 통제감		-0.20	-0.18	-2.89	

IUF1: IUS 척도의 1요인, IUF2: IUS척도의 2요인, IUF3: IUS척도의 3요인, IUF4: IUS척도의 4요인,
WQF1: PSWQ척도의 1요인, WQF2: PSWQ척도의 2요인

두 집단이 상이한 양상을 보인 점을 고려하여 각 집단에 보다 적합한 구조 모형이 있을 가능성을 탐색하고자 집단 별 모형 검증을 실시하였다.

이를 위하여 성별에 따른 모형의 이론적 구조의 동등성을 검증하기 위해 성별 간의 형태 동일성과 측정 동일성 검증을 실시하였다.

본 연구에서는 남자와 여자 두 집단 간 이론 구조가 같은지를 검증하고자 남녀 집단을 구분하여 다집단 분석을 실시하였다(홍세희, 2001; 허정, 홍세희, 유성경, 2005).

남자와 여자 집단 자료를 대상으로 어떠한 동일화 제약도 가하지 않은 기초모형 분석을 통해 형태 동일성을 검증하였다. 검증한 결과

같이 $\chi^2(df=76)=150.534$, TLI가 .946, RMSEA가 .053 으로 양호한 값을 나타내었다.

측정동일성 검증을 위해 두 집단의 요인계수가 같다고 가정한 모형과 아무런 제약을 가하지 않은 모형간의 χ^2 차이 검증을 한 결과, 두 모형 간 $\chi^2_{diff} = 4.358$, 자유도의 차이값은 7로 $\alpha = .05$ 수준에서 통계적으로 유의미하지 않았다. 측정동일성과 형태동일성이 검증됨에 따라 전체 집단을 대상으로 검증 한 바 있는 완전매개모형과 대안모형 1, 2, 3을 남녀 집단 각각에 대해 검증하였다.

남자 집단

남자 집단에서의 모형의 적합도를 표 9에 제시하였다. 남자 집단의 완전매개모형을 검증하였을 때, 불확실성에 대한 인내력 부족에서 문제 해결 지향에 이르는 경로가 유의하지

않은 것으로 나타났으며 적합도가 적절하지 않았다, $\chi^2(df=41, N=166)=98.34$, $p=.000$; GFI=.902; TLI=.932; CFI=.949; NFI=.917; RMSEA=.092.)

불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정에 영향을 미치는 직접경로를 추가한 대안모형 1 ($\chi^2(df=40, N=166)=81.94$, $p=.000$; GFI=.914; TLI=.949; CFI=.963; NFI=.931; RMSEA=.080)을 검증한 결과 적합도가 양호하였으며, 완전매개모형과 비교했을 때, 모형의 적합도 향상이 통계적으로 유의하여 직접경로를 시사하였다, $\chi^2_{diff}(1)=16.405$, $p<.001$. 그러나 완전매개모형에서와 같이 불확실성에 대한 인내력 부족에서 문제 해결 지향에 이르는 경로는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

정서 통제감에서 걱정으로의 직접 경로를 추가한 대안모형 2($\chi^2(df=40, N=166)=106$.

표 9. 남자 집단에서의 모형별 적합도 지수

	χ^2	df	p	GFI	TLI	CFI	NFI	RMSEA
완전매개모형	98.343	41	.000	.902	.932	.949	.917	.092
대안모형1	81.938	40	.000	.914	.949	.963	.931	.080
대안모형2	106.496	40	.000	.893	.919	.941	.910	.100
대안모형3	88.302	39	.000	.909	.939	.957	.926	.088

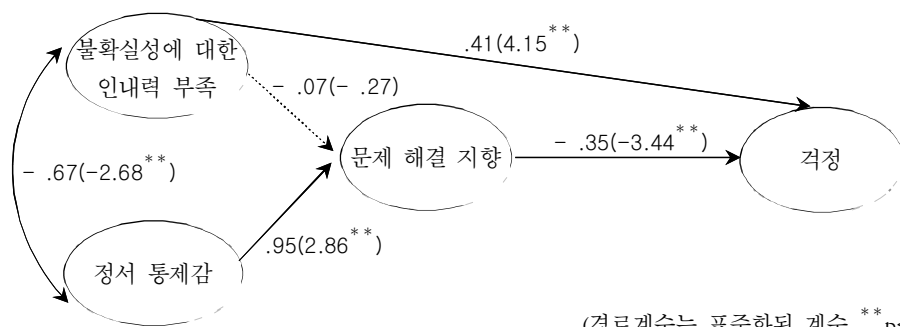


그림 4. 남학생 집단의 지지된 이론 모형: 대안 모형1

496, $p=.000$; GFI=.893; TLI=.919; CFI= .941; NFI=.910; RMSEA=.100)를 완전매개 모형과 비교했을 때, 모형의 적합도를 오히려 저하시켰으며, 이때의 적합도는 수용하기 어려운 수준으로 나타났다. 불확실성에 대한 인내력 부족에서 걱정으로의 직접 경로와 정서 통제감

에서 걱정으로의 직접 경로를 모두 추가한 대안모형 3을 검증한 결과, 적합도가 양호하지 않았다. 남자 집단에서 가장 적합한 모형으로 지지된 대안모형 1의 경로계수를 그림 4에, 측정 구조와 이론 구조의 경로 계수 및 t 검증치를 표 10에 제시하였다.

표 10. 남자 집단에서 지지된 모형(대안모형 1)의 경로계수와 t 검증치 및 오차변량

				비표준화 계수	표준화 계수	t 검증치	오차변량 (이탈릭체 표시변량)
<u>측정구조</u>							
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF1		1.00	0.89		3.85
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF2		1.29	0.94	18.02	3.44
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF3		0.38	0.62	9.04	3.42
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF4		0.43	0.79	13.05	1.74
문제해결지향	→	인지적 문제해결지향		1.00	0.85		6.15
문제해결지향	→	정서적 문제해결지향		1.65	0.91	14.22	8.60
문제해결지향	→	행동적 문제해결지향		1.38	0.75	11.06	23.13
정서통제감	→	정서 인식 명확성		1.00	0.11		16.56
정서통제감	→	정서 조절 기대		1.08	0.15	2.54	10.49
걱정	→	WQ1		1.00	0.93		2.86
걱정	→	WQ2		1.24	0.93	15.64	4.78
<u>이론구조</u>							
불확실성에 대한 인내력부족	→	문제 해결 지향		-0.07	-0.07	-0.27	0.00
불확실성에 대한 인내력부족	→	걱정		0.46	0.41	4.15	9.43
정서 통제감	→	문제 해결 지향		3.26	0.95	2.86	
정서 통제감	→	걱정		-	-		
문제 해결 지향	→	걱정		-0.38	-0.35	-3.44	
<u>공변량</u>							
불확실성에 대한 인내력부족	↔	정서 통제감		-3.01	-0.67	-2.68	

IUF1: IUS 척도의 1요인, IUF2: IUS척도의 2요인, IUF3: IUS척도의 3요인, IUF4: IUS척도의 4요인,
WQF1: PSWQ척도의 1요인, WQF2: PSWQ척도의 2요인

여자 집단

여자 집단에서의 완전매개모형과 대안모형1, 2와 3의 모형 적합도를 표 11에 제시하였다. 여자 집단의 완전매개 모형을 검증하였을 때, 정서통제감에서 문제 해결 지향에 이르는 경로가 유의하지 않은 것으로 나타났으며 적합도가 양호하지 않았다, $\chi^2(df=40, N=143)=79.61, p=.000$; GFI=.904; TLI=.939; CFI=.956; NFI=.914; RMSEA=.081.

불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정에 미치는 직접 경로를 추가한 대안모형 1에서는 불확실성에 대한 인내력 부족에서 걱정에 이르는 직접경로와 정서통제감에서 문제 해결 지향에 이르는 경로가 유의하지 않았으며, 모형의 적합도가 적절하지 않았다, $\chi^2(df=39, N=143)=77.61, p=.000$; GFI=.904; TLI=.936; CFI=.955; NFI=.914; RMSEA=.083.

정서통제감이 걱정에 영향을 미치는 직접 경로를 추가한 대안모형 2에서는 모든 경로가 유의하였으며, 모형의 적합도가 양호하였다, $\chi^2(df=40, N=143)=71.21, p=.002$; GFI=.911; TLI=.950; CFI=.963; NFI=.921; RMSEA=.074. 대안모형 2를 완전 매개모형과 비교했을 때, 모형의 적합도 향상 정도가 통계적으로 유의하여, 문제 해결 지향의 매개 효과와 더불어 정서 통제감에서 걱정으로의 직접경로가 시사되었다, $\chi^2_{diff}(1)=6.442, p<.05$.

불확실성에 대한 인내력 부족에서 걱정으로의 직접 경로와 정서 통제감에서 걱정으로의 직접 경로를 모두 추가한 대안모형3을 검증한 결과, 적합도가 양호하였으나($\chi^2(df=39, N=143)=71.01, p=.001$; GFI=.911; TLI=.947; CFI=.962; NFI=.922; RMSEA=.076) 불확실성에 대

표 11. 여자 집단에서의 모형별 적합도 지수

	χ^2	df	p	GFI	TLI	CFI	NFI	RMSEA
완전매개모형	77.653	40	.000	.904	.939	.956	.914	.081
대안모형1	77.609	39	.000	.904	.936	.955	.914	.083
대안모형2	71.211	40	.002	.911	.950	.963	.921	.074
대안모형3	71.007	39	.001	.911	.947	.962	.922	.076

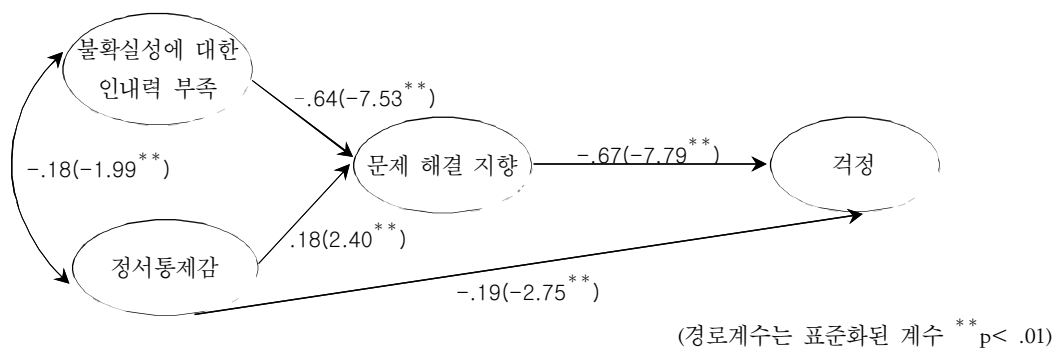


그림 5. 여학생 집단의 지지된 이론 모형: 대안모형 2

표 12. 여자 집단에서 지지된 모형(대안모형 2)의 경로계수와 t 검증치 및 오차변량

				비표준화 계수	표준화 계수	t 검증치	오차변량 (이탈릭체 표시변량)
<u>측정구조</u>							
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF1		1.00	0.86		4.04
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF2		1.38	0.91	13.95	4.68
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF3		0.42	0.72	9.80	1.95
불확실성에 대한 인내력 부족	→	IUF4		0.50	0.76	10.69	2.17
문제해결지향	→	인지적 문제해결지향		1.00	0.83		6.24
문제해결지향	→	정서적 문제해결지향		1.53	0.85	10.91	12.37
문제해결지향	→	행동적 문제해결지향		1.35	0.68	8.49	28.33
정서통제감	→	정서 인식 명확성		1.00	0.17		20.32
정서통제감	→	정서 조절 기대		4.16	0.83	0.90	4.53
걱정	→	WQF1		1.00	0.93		3.30
걱정	→	WQF2		1.17	0.92	14.22	5.45
<u>이론구조</u>							
불확실성에 대한 인내력부족	→	문제 해결 지향		-0.67	-0.64	-7.53	0.60
불확실성에 대한 인내력부족	→	걱정		-	-	-	
정서 통제감	→	문제 해결 지향		0.98	0.18	2.40	
정서 통제감	→	걱정		-1.34	-0.19	-2.75	8.94
문제 해결 지향	→	걱정		-0.78	-0.67	-7.79	
<u>공변량</u>							
불확실성에 대한 인내력부족	↔	정서 통제감		-0.54	-0.18	-1.99	

IUF1: IUS 척도의 1요인, IUF2: IUS척도의 2요인, IUF3: IUS척도의 3요인, IUF4: IUS척도의 4요인,
WQF1: PSWQ척도의 1요인, WQF2: PSWQ척도의 2요인

한 인내력 부족에서 걱정으로의 직접경로는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

여자 집단에서 가장 적합한 모형으로 지지된 대안모형 2의 경로계수를 그림 5에, 측정구조 및 이론 구조의 경로계수 및 t 검증치를 표 12에 제시하였다.

논 의

본 연구의 목적은 사람들이 걱정을 하는 구체적인 기제를 밝히는 것으로, 불확실성에 대한 인내력 부족 및 정서 통제감이 걱정에 영향을 미치는 데에 있어 문제 해결 지향이 갖는 매개 효과를 알아보고자 하였다. 이를 위해 불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정에 직

접적으로 정적인 영향을 미치기 보다는 낮은 정서 통제감과 함께 문제 해결 지향을 매개로 하여 걱정에 간접적인 영향을 미칠 것이라는 가설을 설정하고 구조 방정식 모형검증을 통해 이를 확인해 보았다. 이와 더불어 문제 해결 지향의 매개 효과가 성별에 영향을 받는지 알아보기 위해 남녀 집단을 구분하여 모향 검증을 실시하였다.

상관 분석을 통해 알아본 변인들 간의 관계는 기존의 연구 결과들을 지지하였다. 본 연구에서도 가정한 바와 같이 문제 해결 지향은 걱정과 높은 부적 상관을 보였다. 이는 문제 해결을 저해하는 개인의 동기적 측면, 즉 자신의 능력에 대한 부정적인 평가나 자신감 부족, 통제감 결여, 회피적 태도와 같은 개인의 성향이 걱정 수준을 예언하는 데에 있어 중요한 변인임을 의미한다. 정서 통제감 또한 걱정 수준과 부적인 상관을 나타내었으나 문제 해결 지향을 통제한 편상관 분석에서는 남자의 경우 유의한 상관을 보이지 않았으며, 여자의 경우에도 관련의 강도가 감소하여 유의수준이 조정되었다. 불확실성에 대한 인내력 부족은 걱정과 문제 해결 지향 모두와 높은 상관을 나타내었는데, 문제 해결 지향 통제시 걱정과의 상관이 각 성별에서 정서 통제감과 상반되는 방식으로 나타났다. 즉 여자 집단에서는 관련의 강도가 현저히 감소하여 유의수준이 조정된 데에 비하여, 남자 집단에서는 문제 해결 지향을 통제했을 때에도 불확실성에 대한 인내력 부족과 걱정 간에 중간 정도의 상관이 보고되어 두 변인이 여전히 중요한 관련성을 지니는 것으로 나타났다.

상관 분석에서 나타난 성별 간 차이는 각 변인들의 평균이 남녀 집단에서 크게 다르지 않게 나타났다는 점을 고려할 때 더욱 주목할

만하다. 평균차이 분석 결과, 불확실성에 대한 인내력 부족, 문제 해결 지향 및 걱정 수준에서는 남녀 집단 간에 유의미한 차이가 없었다. 정서 통제감에서 유일하게 유의미한 차이가 나타나 여자의 정서 통제감이 남자에 비해 높은 것으로 보고되었으나, 실제 점수 차이를 살펴볼 때, 이 또한 해석에 주의를 기울일 만한 수준은 아닌 것으로 판단된다. 이러한 결과는 여성이 남성보다 문제 해결 지향이 낮고 (D'Zurilla et al., 1998; Gosselin et al., 2002; Robichaud et al., 2003). 걱정 수준이 높다는 기존의 연구(Lewinsohn et al., 1998; McCann et al., 1991; Stavosky & Borkovec, 1988)와는 상반되는 결과이다. 개별 변인의 점수가 다르지 않음에도 성별에 따라 문제 해결 지향의 매개효과가 다르다는 본 연구의 결과는 성차와 관련하여 걱정을 연구하는 데에 있어 표면적으로 보고된 증상의 수준 뿐 아니라 그것의 발생 기전을 이해하는 일이 중요함을 시사한다.

구조 방정식 모형 검증 결과, 전체 집단에서는 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감으로부터 걱정에 이르는 직접 경로가 추가된 모형에서 문제해결지향의 부분매개효과가 있는 것으로 검증되었다. 선행 연구에서 걱정 관련 변인들에서의 성차가 부분적으로 시사되었고, 본 연구의 편상관 분석 결과에서 또한 문제 해결 지향의 매개 효과에서 성별의 영향이 시사되었으므로, 성별 구분을 하여 각 집단에 보다 적합한 모형을 찾고자 다집단 검증을 실시하였다. 문제 해결 지향의 매개 효과는 성별에 따라 다르게 나타났다. 여자 집단에서는 불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정으로 이어지는 경로에서 문제 해결 지향의 완전매개 효과가 확인되었다. 이는 불확실한 상황을 부정적으로 해석하고 이에 대한 인내

력이 낮을수록 문제 해결을 저해하는 부정적인 문제해결 지향을 내면화하게 되고, 이로 인해 걱정이 유발된다는 것으로 문제해결 지향의 매개 효과에 대한 본 연구의 가설이 타당한 것으로 확인되었다. 그러나 남자 집단의 경우 불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정으로 이어지는 과정에서 문제 해결 지향을 통한 매개 경로는 유의하지 않았고, 불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정에 직접적으로 영향을 미치는 경로가 더 중요한 것으로 나타났다. 정서 통제감과 걱정과의 관계에서 또한 남녀 집단이 다른 것으로 나타났는데, 남자 집단의 경우 정서 통제감이 문제 해결 지향을 통해 걱정에 이르는 경로만이 유의하여 완전매개모형이 지지된 반면, 여자 집단의 경우 문제 해결 지향을 통해 매개되는 경로 외에 정서 통제감과 걱정과의 직접 경로도 유의하였다. 즉, 남녀 집단 각각에서 지지된 모형을 그림으로 도시하였을 때, 두 모형은 수평축을 기준으로 서로 상하 대칭에 가까운 양상으로 나타났다. 이는 전체 집단에서 지지된 대안 모형이, 뚜렷이 대별되는 특징을 지닌 남녀 집단의 모형이 혼재된 형태일 가능성을 시사하는데, 성별을 구분하였을 때 모형의 적합도 수치가 향상된 것 또한 이러한 이유가 작용한 것이라 생각해 볼 수 있다.

걱정에 이르는 과정에서 이러한 남녀 차이가 나타난 이유로는 다음과 같은 가능성을 생각해 볼 수 있다. 첫째, 불확실성에 대한 인내력 부족이 남자 집단에서는 직접 걱정 수준을 증가시키는 데에 반해 여자 집단에서는 낮은 문제 해결 지향을 매개로 걱정에 영향을 미친다는 본 연구의 결과는, 문제 해결에 대한 긍정적 평가 및 자신감에 있어서 남자가 여자보다 더 높은 점수를 보인다는 연구 결과들

(Brems & Johnson, 1989)과 걱정에 대한 긍정적 신념, 즉 걱정을 통해 부정적인 결과를 예방할 수 있으리라는 믿음과, 걱정이 문제의 해결책을 찾기 위한 긍정적인 행위라는 믿음을 포함하는 이러한 신념이 여자집단에 비해 남자집단에서 걱정과 높은 상관을 보인다는 보고(Robichaud, Dugas & Conway, 2003)와 관련되어 있을 가능성이 있다. 이러한 선행 연구 결과를 염두에 두고 본 연구의 결과를 살펴보면, 불확실성에 대한 상황에 대한 인내력이 낮은 남자는 문제 상황을 해결하려는 자신감과 동기가 고조된 가운데 대처 방략으로서의 걱정을 하게 될 가능성이 여자에 비해 높다고 볼 수 있을 것이다. 걱정에 대한 긍정적 신념 및 문제 해결에 대한 자신감이 실제 문제 해결에 있어서 더 나은 수행을 가져오는지와는 무관하게, 이는 문제 해결에 대한 높은 지향과 관련되어 있으므로, 불확실성에 대한 인내력 부족이 문제 해결에 대한 낮은 지향으로 이어질 것이라는 본 연구의 가설과는 다른 과정을 따르게 되는 것이다. 한편, 여자의 경우 걱정이 문제 해결에 효과적으로 기여할 것이라는 기대를 가지고 걱정을 하기 보다는 불확실한 상황을 과도하게 부정적이고 위협적으로 지각함에 따라, 문제 상황에 대한 통제감과 자신감이 낮아지고 문제 해결에 대한 동기가 저하되는 낮은 문제 해결 지향이 인지적 회피 방략(Borkovec, Robinson, Pruzinsky & Depree 1983)으로서의 걱정을 야기하는 것으로 보인다. 이는 걱정 영역에 따른 성차에서 자신감 부족 쟁점과 관련된 걱정이 여자에게서 더 높은 것으로 보고된 연구 결과(Robichaud et al., 2003)에 의해서도 지지된다고 볼 수 있다.

둘째, 불확실성에 대한 인내력 부족과는 달리, 정서 통제감이 걱정에 미치는 영향에 있

어서 문제 해결 지향의 매개 효과는 남녀 집단 모두에서 유의한 것으로 나타나 본 연구의 가설을 지지하였으나, 여자 집단에서는 추가적으로 정서 통제감에서 걱정에 이르는 직접 경로가 유의하였는데, 이는 성별에 따라 요구되는 성 역할 및 사회적, 발달적 요구의 차이에 의해 나타난 성차일 가능성이 있는 것으로 보인다. 일반적으로 기대되는 성 역할의 특성상 남자는 성취 지향적이 되기 쉽고, 여자는 관계 지향적이 되기 쉽다(Blatt & Maroudas, 1992). 남녀의 걱정에 대한 최근 연구에서도 남자가 성취 및 재정과 관련 쟁점에 대해 걱정하도록 기대되는 것에 비해 여자는 대인 관계와 관련된 쟁점에 대해 더 걱정한다는 보고가 있었다(Wood et al., 2000). 이러한 선행 연구 결과들은 남녀의 통제 욕구 및 통제 노력이 각기 다른 영역에 집중되어 있을 가능성을 시사한다. 불확실성에 대한 인내력 부족 척도는 내용 상 관계적 측면 보다는 자신과 상황을 체계적으로 조직화하고 통제하는 것에 대한 태도 관련되어 있어 남성에게 요구되는 사회적 역할과 보다 밀접히 관련되어 있어 보인다. 반면 정서 통제감 변인은 자신의 감정을 명확히 인식하고 이를 조절할 수 있다고 인식하는 정도를 반영하고 있어, 성취나 재정보다는 관계적 측면에 집중된 여성의 사회적 역할과 더 긴밀한 관련성을 가질 것으로 보인다. 각 집단이 자신의 사회적 역할에 부합하는 영역에서 보다 자신감을 가지고 지속적인 통제 혹은 개선의 노력을 기울일 것이라 가정할 때, 이러한 고조된 동기가 남자 집단에서는 불확실성에 대한 인내력 부족으로부터 걱정에 이르는 직접경로에 반영되었을 가능성이 있으며, 여자 집단에서는 정서 통제감에서 걱정으로 이어지는 직접 경로에 반영된 것으로 생각해

볼 수 있을 것이다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 불확실성에 대한 인내력 부족, 문제 해결 지향, 정서 통제감과 같이 기존 연구에서 걱정과 관련하여 중요한 것으로 지적된 변인들 간의 인과적 관련성을 설정하고 이를 확인함으로써, 걱정에 이르는 기제를 보다 세부적으로 밝히는 역할을 하였다. 최근 독립적인 개념으로서의 걱정에 대한 관심이 고조되면서 걱정을 예측하는 주요 변인들에 대한 여러 제안들이 이루어지고 있으나, 개개의 변인과 걱정의 관련성을 검증하거나, 두 관련 변인 간의 관계를 알아보는 데에 머물렀다는 한계가 있다. 이에 비해 본 연구는 걱정과 관련된 주요 변인들 간의 인과적인 관련성을 확인하고, 문제 해결 지향의 매개 효과를 검증하는 과정을 통해 불확실성에 대한 인내력 부족과 정서 통제감이 걱정으로 이어지는 과정을 문제 해결 지향이 부분적으로 매개한다는 세부 과정을 파악하였다. 남자 집단에서 불확실성에 대한 인내력 부족이 걱정으로 이어지는 경로에 대한 문제 해결 지향의 매개 효과가 유의하지 않은 이유에 대한 가능성을 위해서 추가적인 연구가 필요할 것이다.

둘째, 걱정 관련 변인들에 대한 기존의 연구들에서는 성별을 구분하지 않은 경우가 많았고, 구분하더라도 단일 변인의 평균 점수 차이나, 두 변인 간의 상관을 통해서만 집단 간의 차이를 알아보는 데 그쳤다. 이에 비해 본 연구에서는 각 변인의 평균 점수 차이가 유의하지 않은 경우에도 남녀 집단에 따라 걱정이 야기되는 기제가 다름을 밝혀, 성별이 걱정이 야기되는 기제에 보다 체계적으로 관여함을 시사하였다. 구체적으로 남녀의 어떠

한 특성이 이러한 차이를 유발하는지를 밝히기 위해서는 다른 성별 관련 요인들과의 관련성을 알아볼 필요가 있으며 이에 대한 추후 연구가 요구된다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구에 대한 제안은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 단기 횡단적 연구로 불확실성에 대한 인내력 부족 및 정서 통제감과 문제 해결 지향, 걱정과의 관계에서 인과관계나 선후 관계에 대한 설정은 가설적인 것이다. 특히 불확실성에 대한 인내력 부족이나 정서 통제감이 걱정에 영향을 미치는 과정 뿐 아니라 역의 과정, 즉 걱정이 많은 사람이 불확실성에 대한 인내력 부족이나 낮은 정서 통제감을 경험할 가능성이 높다는 점 역시 배제하기 어렵다. 따라서 본 연구에 사용된 변인들 간의 인과적 관계는 장기 종단적 연구를 통해 확인할 필요가 있을 것이다.

둘째, 본 연구는 특정 지역의 대학생 및 대학원생만을 대상으로 하였기 때문에 연구 결과를 임상 집단을 비롯한 다른 집단에 일반화하는 데에는 제한이 따른다. 걱정 경험이 청소년을 대상으로 한 연구(Laugesen & Dugas, 2000)와 성인을 대상으로 한 연구(Wisocki, 1988)에서 다르게 보고되고 있다는 점과, 성별에 의한 인지적 변인에 있어서의 편차가 사회적 분위기의 변화에 따라 점차 감소하고 있다는 점(Feingold, 1988)등을 고려할 때, 걱정 연구에서는 연령과 해당 사회의 성역할에 대한 요구를 고려하는 일이 필수적이라 여겨진다. 따라서 후속 연구에서는 보다 다양한 집단을 대상으로 변인들 간의 관계를 알아볼 필요가 있을 것이다.

셋째, 본 연구에 사용된 측정 방법이 모두 자기 보고식 질문지였다는 점에서 야기되는 한계가 있다. 걱정은 편향된 정보 처리와 관

련된다는 연구들(권석만, 유성진, 정지현, 2001; Ruscio & Borkovec, 2004)이 있어 왔다는 점을 고려할 때, 높은 걱정 수준을 보이는 사람의 보고는 개인의 주관적인 지각에 의한 것으로 걱정에 의해 편파적으로 처리된 정보일 가능성이 높다. 따라서 자기보고 이외의 실험적 접근이나 대안적 연구 방법을 함께 사용하면 자료의 신뢰성과 객관성을 높일 수 있을 것이다.

넷째, 본 연구에서 걱정을 설명하기 위해 제한한 변인들 즉, 불확실성에 대한 인내력 부족, 문제 해결 지향 및 정서 통제감이 중요한 관련 변인을 모두 포함하고 있다고는 볼 수 없다. 예컨대, Davey, Tallis와 Capuzzo (1996)는 걱정의 유용성에 대한 신념 및 걱정의 부정적 결과에 대한 신념이 걱정을 악화시키는 데에 기여할 수 있음을 주장하고 있으며, Robichaud 등(2003)은 문제해결지향과 더불어 사고억제 경향에서의 차이가 남자와 여자의 걱정 수준에서의 차이를 예측한다고 제안하고 있다. 앞으로의 연구에서는 걱정에 관여하는 인지 및 정서 변인들이 보다 다양하게 모색되고, 이들 변인 간의 관계와 상호작용 효과에 대한 연구가 필요할 것으로 보인다.

참고문헌

- 김미경 (1998). 정서 주의력, 정서인식의 명확성, 부정적 기분조절 기대치가 도움추구 행동에 미치는 영향. 연세대학교 심리학과 석사학위 논문.
- 김정원, 민병배 (1998). 걱정과 불확실성에 대한 인내력 부족 및 문제해결방식과의 관계. 한국심리학회 연차학술발표대회 논

- 문집. 한국심리학회.
- 권석만, 유성진, 정지현 (2001). 걱정이 많은 사람들의 인지적 특성: 위협평가와 위협 대처에서의 인지적 편향과 과묵적 사고 경향. *한국심리학회지: 임상*, 20(3), 467-487.
- 이수정과 이훈구 (1997). TMMS척도에 대한 타당화 연구, *사회심리학회지: 사회*, 11(1)
- 최혜경 (1997). 만성적 근심이 문제해결에 미치는 역기능적 효과. 중앙대학교 박사학위 논문.
- 하정, 홍세희, 유성경 (2005). 아동-청소년용 한국형 남녀평등의식검사(KGES-AC)타당화. *한국심리학회지: 일반*, 24(2), 105-127.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- 홍세희 (2001). 임상심리학 이론의 경험적 검증을 위한 최신 연구방법론: 구조방정식 모형을 이용한 매개모형과 잠재평균 모형의 분석, *한국임상심리학회 워크샵 자료집*.
- Blatt, S. J., & Maroudas, C. (1992). Convergence of psychoanalytic and cognitive behavioral theories of depression. *Psychoanalytic Psychology*, 9, 157-190.
- Borkovec, T. D.(1985). Worry: a potentially valuable concept. *Behavior Research and Therapy*, 23, 481-482.
- 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 practice*(pp. 77-108). New York: The Guilford Press.
- Borkovec, T. D., Robinson, E., Pruzinsky, T., & Depree, J. A. (1983). Preliminary exploration of worry: some characteristics and processes. *Behavior Research and Therapy*, 21, 9-16.
- Brems, C. & Johnson, M. E. (1989). Problem solving appraisal and coping style: the influences of sex-role orientation and gender. *The Journal of Psychology*, 123(22), 187-194.
- Buhr, K., & Davina Bakerman, D. (2003). The role of emotional arousal and intolerance of uncertainty in understanding worry. 37th Annual convention of the Association for the Advancement of Behavior Therapy, Boston, MA.
- Buhr, K, Dugas, M. J. (2002). The intolerance of uncertainty scale: psychometric properties of the English version. *Behavior Research and Therapy*, 40, 931-945.
- Butler, G., & Mathews, A. (1983). Cognitive processes in anxiety. *Advances in Behavior Research and Therapy*, 5, 551-565.
- Davey, G. C. L. (1994). Pathological worrying as exacerbated problem solving. In G. C. L. Davey & F. Tallis(Eds.), *Worrying: perspectives on theory, assessment and treatment*. Chichester, England: Wiley.
- Davey, G. C. L., Tallis, F., & Capuzzo, N. (1996). Beliefs about the consequences of worrying. *Cognitive Therapy and Research*, 20, 499-520.
- Dugas, M. J., Freeston, M. H., Doucet, C., Provencher, M. & Ladouceur, R. (1995, November). *Intolerance of uncertainty and thought suppression in worry*. Paper presented at the annual meeting of the Association of

- Advancement of Behavior Therapy, Washington, DC.
- Dugas, M. J., Freeston, M. H., & Ladouceur, R. (1997). Intolerance of uncertainty and problem orientation in worry. *Cognitive Therapy & Research*, 21, 593-606.
- Dugas, M. J., Gosselin, P., & Ladouceur, R. (2001). Intolerance of uncertainty and worry: Investigating narrow specificity in a non-clinical sample. *Cognitive Therapy and Research*, 25, 551-558.
- Dugas, M. J., Schwartz, A., & Kyllis, F. (2004). Intolerance of uncertainty, worry, and depression. *Cognitive Therapy and Research*, 28, 835-842.
- D'Zurilla, T. J., Maydeu-Olivares, A., & Kant, G. I. (1998). Age and gender differences in social problem-solving ability. *Personality and Individual Differences*, 25, 241-252.
- D'Zurilla, T. J., & Nezu, A. M. (1990). Development and Preliminary Evaluation of the Social-Problem-Solving Inventory. *Psychological Assessment*, 2(2), 156-163.
- Feingold, A. (1988). Cognitive gender differences are disappearing. *American Psychologist*, 43, 95-103.
- Floyd, M., Garfield, A., & LaSota, M. T. (2005). Anxiety sensitivity and worry. *Personality and Individual Differences*, 38, 1223-1229.
- Franko, D. L., Powers, T. A., Zuroff, D. C., & Moskowitz, D. S. (1985). Children and affect: Strategies for self-regulation and sex differences in sadness. *American Journal of Orthopsychiatry*, 55, 210-219.
- Freeston, M. H., Rheaume, J., Letarte, H., Dugas, M. J., & Ladouceur, R. (1994). Why do people worry? *Personality and Individual Differences*, 17, 791-802.
- Gosselin, P., Dugas, M. J., & Ladouceur, R. (2002). *Worry and social problem solving: the role of negative problem orientation*. Manuscript submitted for publication.
- Laugesen, N., & Dugas, M. J. (2000). *Behavioral and cognitive correlates of worry in adolescents*. Poster session presented at the annual meeting of the Association for Advancement of Behavior Therapy, New Orleans, LO.
- Lewinsohn, P. M., Gotlib, I. H., Lewinsohn, M., Seeley, J. R., & Allen, N. B. (1998). Gender differences in anxiety disorders and anxiety symptoms in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 107, 109-117.
- Lischetzke, T., & Eid, M. (2003). Is attention feeling beneficial or detrimental of affective well-being? Mood regulation as a moderator variable. *Emotion*, 3(4), 361-377.
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? In P. Salovey & D. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: Educational implications* (pp.3-31). New York: Basic Books.
- McCann, S. J. W., Stewin, L. L., & Short, R. H. (1991). Sex difference, social desirability, masculinity, and the tendency to worry. *The Journal of Genetic Psychology*, 152, 295-301.
- 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, 487-495.

- Novick-Kline, P., Turk, C. L., Mennin, D. S., Hoyt, E. A., & Gallagher, C. L. (2005). Level of emotional awareness as a differentiating variable between individuals with and without generalized anxiety disorder. *Anxiety Disorders*, 19, 557-572.
- Roemer, L., & Orsillo, S. M. (2002). Expanding our conceptualization of and treatment for generalized anxiety disorder: Integrating mindfulness/acceptance-based approaches with existing cognitive behavioral models. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 9, 54-68.
- Robichaud, M., Dugas, M. J., & Conway, M. (2003). Gender differences in worry and associated cognitive-behavioral variables. *Anxiety Disorders*, 17, 501-516.
- Ruscio, A. M., & Borkovec, T. D. (2004). Experience and appraisal of worry among high worriers with and without generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1469-1482.
- Russell, M., & Davey, G. C. L. (1993). The relationship between life events measures and anxiety and its cognitive correlates. *Personality and Individual Differences*, 14, 317-322.
- Safran, J. D. & Greenberg L. S. (1998). Hot cognitions and psychotherapy processes: An information-processing/ ecological approach. In J. D. Safran(ed.), *Widening the scope of cognitive therapy*(pp.107-144). New York: Jason Aronson.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S., Turvey, C., & Palfai, T. (1995). Emotional attention, clarity and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. In J. Pennebaker (Ed.), *Emotion, disclosure, and health* (pp.125-154). Washington, DC: American Psychological Association.
- Salovey, P., Stroud, L. R., Woolery, A.m & Epel, E. S. (2002). Perceived emotiona intelligence, stress reactivity, and symptom reports: Further explorations using the Trait Meta-Mood Scale. *Psychology and Health*, 17, 611-627.
- Scheier, M. F.,& Carver, C. S. (1977). Self- focused attention and the experience of emotion: Attraction, repulsion, elation, and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 35, 625-636.
- Stavosky, J. M., & Borkovec, T. D. (1988). The phenomenon of worry: theory, research, treatment and its implications for women. *Women and Therapy*, 6, 77-95.
- Tallis, F., Davey, G. C. L., & Cappuzo, N. (1994). The phenomenology of nonpathological worry: a preliminary investigation. In G. C. L. Davey, & Tallis (Eds.), *Worrying: perspectives on theory, assessment, and treatment*. Chichester, England: Wiley.
- Vasey, M. W., & Borkovec, T. D. (1992). A catastrophizing assessment of worrisome thoughts. *Cognitive Therapy and Research*, 16, 505-520.
- Wisocki, P. A. (1988). Worry as a phenomenon relevant to the elderly. *Behavior Therapy*, 19, 369-379.
- Wood, W. J., Conway, M., & Dugas, M. J. (2000). *Perceived worry and gender differences: do people perceive women as worrying more than*

men? Poster session presented at the annual meeting of the Canadian Psychological Association, Ottawa, Canada.

원고접수일 : 2007. 9. 9.

게재결정일 : 2008. 2. 18.

The mechanism of the influence of intolerance of uncertainty and perceived emotion controllability on worry: Mediating effect of problem orientation

Seol Seung Won

Oh kyung Ja

Department of Psychology, Yonsei University

The purpose of this study was to investigate the effects of intolerance of uncertainty and perceived emotion controllability on worry, and identify the role of problem orientation as mediator variable. Also, gender effect on the role of problem orientation was examined. The sample consisted of 143 female and 166 male university students who completed the questionnaire about intolerance of uncertainty, perceived emotion controllability, problem orientation and worry. The results were as follows. First, the structural equation model analyzing the partial mediating effect of problem orientation on the influence of intolerance of uncertainty and perceived emotion controllability on worry fit in total group. Problem orientation mediated the paths from both intolerance of uncertainty and perceived emotion controllability to worry. In addition, the direct paths from both intolerance of uncertainty and perceived emotion controllability was also significant. Second, gender differences were observed in the model when data were analysed separately for the male and female group. In male group, problem orientation mediated the path from perceived emotion controllability to worry, but path from intolerance of uncertainty to problem orientation was not significant. In case of intolerance of uncertainty, only the direct path to worry was significant. On the other hand, in female group, problem orientation mediated paths from both intolerance of uncertainty and perceived emotion controllability to worry. In addition, the direct path from emotion controllability to worry was also significant. Implications and limitations of this study were discussed along with the suggestions for future research.

Key words : intolerance of uncertainty, emotion controllability, problem orientation, worry, gender difference