

평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계: 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기의 매개효과 검증

김 민 선 서 영 석†

연세대학교 교육학과

본 연구에서는 사회불안 관련 이론 및 선행연구를 바탕으로 평가염려 완벽주의가 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기를 매개로 사회불안에 직·간접적인 영향을 미치는 인과적 구조모형을 설정하고, 그 적합도와 개별 변수의 영향력을 살펴보았다. 연구를 위해 서울과 경기도에 소재한 3개의 4년제 대학에 재학 중인 157명의 대학생들로부터 자료를 수집하였다. 구조방정식모형을 통한 자료 분석 결과, 우선 자료가 측정모형에 적합한 것으로 나타났다. 또한 평가염려 완벽주의가 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시 동기를 매개로 사회불안에 영향을 미치는 부분매개모형이 자료에 적합한 것으로 나타났고, 사회불안 변량의 약 76%를 설명하였다. 구체적인 경로계수를 살펴보면, 완벽주의 성향이 강할수록 평가에 대한 두려움은 높고 사회불안 또한 높아지는 것으로 나타났다. 한편, 평가염려 완벽주의에서 자기제시동기로 가는 직접 경로는 유의하지 않았지만, 부정적 평가에 대한 두려움을 매개하여 간접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 예상과 달리, 자기제시동기는 사회불안에 부적인 영향을 미치는 것으로 드러났는데, 자기제시동기의 억제효과를 확인하기 위해 추가적인 분석을 실시하였다. 연구결과를 바탕으로 상담실제에 대한 시사점과 후속연구를 위한 제언을 논의하였다.

주요어 : 평가염려 완벽주의, 사회불안, 부정적 평가에 대한 두려움, 자기제시동기

† 교신저자: 서영석, 연세대학교 교육학과, 서울시 서대문구 신촌동 134번지

Tel: 02-2123-6171, E-mail: seox0004@yonsei.ac.kr

사회불안은 수행 상황 또는 낯선 타인이 주시하는 상황에서 현저하고 지속적으로 두려움을 느끼고, 수치스럽거나 당혹스러운 방식으로 행동할까 두려워하는 인지적, 정서적 반응으로 정의할 수 있다(American Psychiatric Association, 1994). 사회불안은 정도에 따라 수준에서부터 다른 사람을 극도로 피하는 등 다양한 형태로 나타난다(Herbert, Rheingold, & Brandsma, 2001). 특히, 사회불안이 심한 사람들은 타인으로부터 무능력하거나 사회적 능력이 없다는 식의 부정적인 평가를 받게 될 것을 두려워하기 때문에, 익숙하지 않은 과제를 수행해야 하거나 낯선 타인과 상호작용을 해야 하는 상황들을 반복적으로 피하게 된다. Strahan(2003)의 연구에 따르면 대학생의 22%가 사회불안을 경험하는 것으로 나타났는데, 중·고등학교 시절과는 달리 낯선 사람들과의 만남이 잦고, 발표, 그룹 참여, 데이트 등 익숙하지 않은 사회적 상황에 지속적으로 노출되기 때문에 대학생들에게는 사회불안이 중요한 문제가 될 수 있다(Shepherd, 2006). 우리나라 대학생들 또한 중고등학교 시절 입시위주의 경쟁적인 교육풍토에서 제한된 대인관계를 경험했을 가능성이 높고, 타인의 시선 및 평가에 민감할 수밖에 없는 집단주의 문화에 노출되어 있기 때문에, 대학에서의 학업 수행 및 대인관계에서 사회불안을 경험할 가능성이 높을 것으로 예상된다. 비록 대학생을 대상으로 한 통계자료는 아니지만, 국민건강보험공단의 보도 자료에 따르면 사회불안으로 고통받고 있는 사람들이 지난 3년간 53%나 증가했고, 10대에서는 84.9%, 20대에서는 43.4% 증가한 것으로 나타났다(김윤중, 2009에서 재인용). 이렇듯, 사회불안의 잠재적 편만성과 심각성을 고려했을 때, 사회불안에 영향을 미치

는 주요 심리적 요인들을 파악하는 것은 의미 있는 일이라 할 수 있다. 더욱이, 사회불안에 영향을 미치는 심리적 요인들을 통합적으로 고려해서 개별 요인의 상대적 영향력과 변인 간 인과적 관련성을 파악하는 것은 사회불안의 심리적 메커니즘을 구체적으로 드러낸다는 의미뿐만 아니라, 사회불안을 호소하는 대학생들을 상담함에 있어서 개입의 우선순위를 정하는데 유용한 자료를 제공할 것이다. 이에 본 연구에서는 주요 이론과 선행연구를 바탕으로 사회불안에 영향을 미치는 심리적 요인들을 확인하고, 이러한 요인들의 관계를 통합적으로 고려한 구조모형을 설정한 후 그 적합도 및 개별 요인의 상대적 영향력을 확인하고자 하였다.

한편, 본 연구에서는 사회불안을 ‘수행’ 및 ‘사회적 상호작용’과 관련된 불안으로 정의하였다. 과거에는 사회불안을 일상적인 사회적 상황에서 불안을 느끼고 피하려하는 일반화된 유형으로 이해하였지만, 최근 들어 상황의 특성에 따라 사회불안을 하위유형으로 구분해야 한다는 주장이 제기되었다(e.g., Leary & Kowalski, 1995; Turner, Beidel, & Townsley, 1992). 일례로, 정신장애의 진단 및 통계편람(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 4th edition: 이하 DSM IV)에서는 사회불안을 특정 상황에 국한된 불안(예를 들어, 발표불안)과 일반적인 사회적 상황에서 느끼는 사회적 상호작용불안으로 구분하고 있다. 또한, Kessler, Stein, 그리고 Berglund(1998)은 사회불안을 타인과 상호작용을 할 때 느끼는 불안과 타인의 관찰 하에서 발표 등 특정 수행을 할 때 느끼는 불안으로 구분하였다. 이렇듯 사회불안을 대인관계 상황과 수행 상황에서의 불안으로 구분해서 이해해야 한다는 주

장이 지속적으로 제기되어 왔음에도 불구하고, 대부분의 선행연구들은 사회불안을 구분해서 다루지 않았다. 따라서 본 연구에서는 사회불안을 다른 사람과 만나거나 이야기하는 상황에서 느끼는 사회적 상호작용 불안(social interaction anxiety)과 다른 사람이 자신의 수행을 관찰하는 상황에서 느끼는 수행불안(performance anxiety)으로 구분하고 다른 연구변인들과의 관련성을 살펴보았다.

사회불안 관련 선행연구들은 완벽주의, 부정적 평가에 대한 두려움, 자기제시동기 등이 사회불안에 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 우선, 높은 기준 또는 완벽함에 대한 요구, 그리고 수행능력에 대한 의심 등을 포함하는 완벽주의 특성이 사회불안에 영향을 미치는 것으로 나타났다(e.g., Heimberg & Becker, 2002; Heimberg, Juster, Hope & Mattia, 1995). 초기에 완벽주의를 개념화한 학자들에 따르면, 완벽주의자들은 대인관계에서 거절당할 것을 예상하기 때문에 다른 사람의 비판에 매우 민감하게 반응하고(Burns & Beck, 1978), 높은 기대 수준에 도달해야 할 뿐만 아니라 남보다 탁월해야 한다는 경직된 사고를 지니고 있어서 쉽게 불안과 패배감을 느낀다(Burns, 1980). 한편, 초기 연구자들은 완벽주의를 단일한 성격 특성으로 정의하고 완벽주의를 측정함에 있어서도 단일한 특성 및 수행을 평정하였다. 그러나 1990년대 들어 두 계열의 연구자들(Frost, Marten, Lahart, & Resenblate, 1990; Hewitt & Flett, 1991)이 완벽주의를 다차원적인 개념으로 정의하였고, 그 이후 다차원 완벽주의에 대한 연구가 활성화되었다. Frost 등(1990)은 완벽주의를 지나치게 높은 기준을 설정하고 그러한 기준에 도달하지 못했을 때 자신을 비난하는 성향으로 정의하고, ‘실수에 대

한 염려’와 ‘수행에 대한 의심’ 등 다섯 개의 하위요인으로 구성된 다차원 완벽주의 척도(Multidimensional Perfectionism Scale; 이하 FMPS)를 개발하였다. 반면, Hewitt와 Flett(1991)는 사회적 관점에서 완벽주의를 이해하고 자기 지향적 완벽주의, 타인지향적 완벽주의, 그리고 사회부과적 완벽주의 등으로 구성된 다차원 완벽주의 척도(Multidimensional Perfectionism Scale; 이하 HFMP)를 제작하였다. 여기서 ‘자기 지향적 완벽주의’는 스스로에게 높은 기준을 설정하고 그러한 기준을 충족시킬 것을 강조하는 성향을 가리키며, ‘타인지향적 완벽주의’는 타인에게 높은 기준을 부여하는 것을 의미하고, 마지막으로 ‘사회부과적 완벽주의’는 다른 사람들이 자신에게 높은 기준을 부여했다고 믿고 그러한 기준을 만족시키지 못했을 때 스스로를 비난하는 것을 의미한다.

다차원 완벽주의 척도를 사용해서 완벽주의와 사회불안의 관계를 탐색한 선행연구들을 살펴보면, 우선 Frost 등(1990)이 개발한 FMPS의 ‘실수에 대한 염려’와 ‘수행에 대한 의심’ 하위요인은 각각 사회불안과 관련된 인지적, 신체적인 반응(Juster et al., 1994), 우울 및 사회불안(Frost, Martin, Lahart, & Rosenblate, 1990) 등 심리적 고통과 관련이 있는 것으로 나타났다. 반면, Hewitt와 Flett(1991)이 개발한 HFMP의 ‘자기 지향적 완벽주의’는 부끄러움, 부정적 평가에 대한 두려움, 사회적 자아존중감과 유의미한 상관이 없었고(Flett, Hewitt, & DeRosa, 1996), 사회불안 집단과 사회불안이 없는 집단을 구분하지 못하는 것으로 나타났다(Alden, Bieling, & Wallace, 1994). 반면, ‘사회부과적 완벽주의’가 높은 사람들은 타인이 자신에게 부여한 높은 기준에 도달하지 못함으로써 발생할 수 있는 사회적인 실패를 두려워하고

(Blankstein, Flett, Hewitt, & Eng, 1993), 외로움, 부끄러움, 부정적 평가에 대한 두려움, 사회적 자아존중감과 관련이 있는 것으로 나타났다(Flett et al., 1996). 이처럼, 완벽주의를 정의하고 평정하는 방식에 따라 완벽주의와 사회불안의 관계가 다르게 나타났음을 알 수 있다. 이러한 한계점을 극복하기 위해 Saboonchi와 Lundh(1997)는 FMPS와 HFMPs를 통합하여 요인분석을 실시하였는데, 그 결과 실수에 대한 염려와 수행에 대한 의심, 그리고 사회부과적인 완벽주의가 하나의 요인으로 통합되는 것으로 나타났다. 연구자들은 이를 ‘평가염려 완벽주의’라 명명하였고, 평가염려 완벽주의가 사회불안과 유의미한 정적 상관이 있음을 보고하였다. 따라서 본 연구에서는 Saboonchi와 Lundh(1997)의 연구에서 도출되고 사회불안과 관련이 있는 것으로 드러난 ‘평가염려 완벽주의’를 완벽주의로 정의하고 사회불안과의 관련성을 살펴보았다.

한편, 자기제시이론(Leary, 1987; Schlenker & Leary, 1982)은 사회불안의 기원 및 기제 등을 설명하는 대표적인 이론 중 하나이다. 자기제시이론은 사회불안의 인지과정에 초점을 맞춰 진행된 선행 연구들이나 자기개념 및 평가와 관련된 선행연구 결과와 통합될 수 있는 유연하고 포괄적인 이론적 틀을 제공해 주는 장점이 있다(정승아, 2004). 이 이론에 따르면, 한 사람의 인상은 타인들로부터의 평가 또는 사회적 대우와 직접적으로 연결되기 때문에, 사람들은 자신이 원하는 인상을 타인에게 전달하고자하며, 그러한 인상을 타인에게 주지 못한다고 지각할 때 불안을 느끼고 사회적 상황을 피하는 경향이 있다(Schlenker, 1980). 특히, 지나치게 높은 기준을 적용해서 자신의 사회적 수행과 타인의 반응을 평가하는 사람

들은 자신의 수행 능력에 대해 끊임없이 의심하기 때문에, 다른 사람들이 기대하고 있는 인상을 주지 못할 것이라 지각하여 지속적으로 사회불안을 경험하게 된다(Leary, 1987; Schlenker & Leary, 1982). 이는 개인이 설정한 높은 기준이나 완벽함에 대한 기대가 자기제시동기에 영향을 미치고, 이러한 자기제시동기는 다시 사회불안 경험에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 자기제시 이론의 포괄성과 유연성에 비해 사회불안과의 관계를 탐색한 실증적인 연구들이 부족하기 때문에, 본 연구에서는 완벽주의 성향이 사회불안에 미치는 영향을 자기제시동기가 매개할 것으로 가정하고 실제 자료를 통해 모형의 적합도를 확인하고자 하였다.

또한, 본 연구에서는 완벽주의가 사회불안에 미치는 영향을 매개하는 변수로서 자기제시동기뿐만 아니라 ‘부정적 평가에 대한 두려움’을 설정하였는데, 그 이유는 다음과 같다. 우선, 완벽주의는 타인들의 부정적인 평가에 대한 염려와 관련이 있는 것으로 나타났다. 예를 들어, 완벽주의 성향이 강한 대학생들은 그렇지 않은 대학생들에 비해 평가에 대한 압력이 존재하는 글쓰기 과제에서 평가에 대한 두려움 등 부정적인 정서를 더 많이 경험하는 것으로 나타났다(Frost et al., 1990). 또한 사회부과적 완벽주의가 높은 사람들은 타인의 비판에 민감하고(Hewitt & Flett, 1991, 1993), 부정적 평가에 대한 두려움이 높은 것으로 나타났다(Flett et al., 1996). 마찬가지로, 실수에 대한 염려와 수행에 대한 의심 같은 완벽주의 특성 또한 부정적 평가에 대한 두려움과 유의미한 정적 상관이 있는 것으로 나타났다(Kawamura, Hunt, Frost, & DiBartolo, 1998). 인지행동모델 또한 수행에 대해 지나치게 높은

기준을 설정하는 완벽주의 성향이 타인으로부터 부정적인 평가를 받을지 모른다는 두려움을 발생시키고, 이로 인해 사회적 상황을 지속적으로 피하게 된다고 가정한다(Rapee & Heimberg, 1997). 경험적 연구에서도 완벽주의가 타인의 부정적 평가에 대한 두려움(Frost & DiBartolo, 2002), 사회적 효능감, 수치심, 그리고 외로움(Flett, Hewitt, & DeRosa, 1996)과 같은 변인들을 매개로 사회불안에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 선행연구결과를 토대로 본 연구에서는 평가염려 완벽주의가 부정적 평가에 대한 두려움에 정적인 영향을 미치고, 부정적 평가에 대한 두려움은 다시 사회불안을 유의미하게 증가시킬 것으로 가정하였다.

한편, 본 연구에서는 완벽주의 성향뿐만 아니라 부정적 평가에 대한 두려움 또한 자기제시동기에 영향을 미칠 것으로 가정하였다. 우선, 타인으로부터 승인을 얻고자 하는 욕구가 강하고 따라서 부정적으로 평가되는 것을 두려워하는 사람들은 자신의 인상을 통제하려는 경향이 강하다는 주장들이 제기되었다(Jones & Tager, 1972; Leary, Barnes, & Griebel, 1986). 실제로, 부정적 평가에 대한 두려움이 강한 사람들은 타인에게 친근하고 매력적으로 보이기 위해 자신의 인상을 통제하거나 원하는 인상을 형성하려는 성향이 강한 것으로 나타났다(Nezlek & Leary, 2002). 이러한 선행연구들을 바탕으로 본 연구에서는 부정적 평가에 대한 두려움이 강할수록 자기제시동기 또한 강할 것으로 가정하였다.

지금까지 살펴본 사회불안 관련 이론적 주장 및 선행연구 결과들을 종합하면, 완벽주의 성향이 강할수록 사회불안을 느낄 가능성이 높고(e.g., Heimberg et al., 2002; Heimberg, et

al., 1995; Saboonchi & Lundh, 1997), 완벽주의 성향은 자기제시동기를 매개로 사회불안에 영향을 미칠 것으로 추정되며(Leary, 1987; Schlenker & Leary, 1982), 평가에 대한 두려움은 완벽주의 성향과 사회불안의 관계를 매개하고(Frost & DiBartolo, 2002), 평가에 대한 두려움은 자기제시동기에 영향을 미친다(Nezlek & Leary, 2002)고 요약할 수 있다. 즉, ‘완벽주의 → 부정적 평가에 대한 두려움 → 자기제시동기 → 사회불안’이라는 네 가지 심리적 요인들의 관련성에 대한 논리적 추론이 가능하다. 지금까지 살펴본 선행연구들은 어떤 심리적 요인이 사회불안에 영향을 미치는지, 그리고 어떤 변수가 완벽주의와 사회불안의 관계에서 매개변수로서 기능하는지를 단편적으로 확인하였다. 그러나 사회불안에 영향을 미치는 심리적 요인들이 다양하고, 요인들 사이에 존재하는 인과적 관련성이 실증적 연구를 통해 드러났거나 관련 이론에서 추정되었기 때문에, 사회불안에 영향을 미치는 심리적 요인들을 보다 통합적으로 고려하여 그들의 구조적 관련성을 파악하는 것이 필요하다고 생각된다. 사회불안에 영향을 미치는 요인들의 통합적 관계모형을 설정하고 검증하는 일은 관련 이론 및 임상적 실제에 다음과 같은 시사점을 지닌다. 우선, 사회불안을 유발하는 인지, 정서, 동기 관련 심리적 요인들의 선후 관련성을 파악하여 사회불안의 심리적 메커니즘을 확인할 수 있을 것이다. 이는 사회불안의 내적 작동 기제들에 대한 보다 통합적이고 체계적인 이해를 가능케 하는 일이라 사료된다. 또한, 통합적인 구조모형 검정을 통해 사회불안에 대한 개별 변수의 상대적 영향력을 파악함으로써, 사회불안을 호소하는 내담자를 상담할 때 보다 중점적으로 다루어야 할 요인들

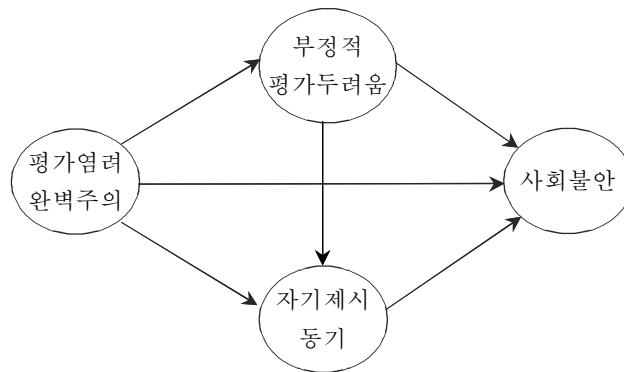


그림 1. 연구모형

을 확인할 수 있을 것이다. 이는 사회불안에 대한 개입전략 수립 시 상담의 초점을 어디에 두어야 하는지에 대한 보다 실제적인 정보를 제공할 것이다. 예를 들어, 매개변인들을 설정한 이후에도 여전히 완벽주의 성향이 사회불안에 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다면, 상담자는 내담자의 완벽주의적인 사고패턴, 특히 인지적 오류를 파악하고 수정하는 일에 초점을 두어야 할 것이다. 반면, 평가에 대한 두려움 또는 자기제시동기 등의 매개변수가 완벽주의의 영향을 완전 매개하는 것으로 드러난다면, 상담자는 내담자의 사회불안을 다룸에 있어서 내담자의 완벽주의 그 자체보다는 내담자가 지닌 부정적 평가에 대한 두려움과 이상적인 모습만을 제시하려는 동기를 이해시키고 수정하는 작업에 더 많은 노력을 기울여야 할 것이다.

이에 본 연구에서는 완벽주의가 사회불안에 영향을 미치는 과정에서 ‘부정적 평가에 대한 두려움’과 ‘자기제시동기’를 매개변수로 설정하고, 구조방정식모형을 통해 모형의 적합도와 개별 경로의 유의성을 확인하고자 하였다. 선행연구를 통해 완벽주의가 사회불안에 직접적인 영향을 미치는 것으로 드러났고, 부정적

평가에 대한 두려움과 자기제시 동기가 매개변수로서 역할을 한다는 이론 또는 연구결과들이 존재하기 때문에, 본 연구에서는 부분매개 모형을 연구모형으로 설정하고 적합도를 확인하였다(그림 1). 구체적인 연구가설은 다음과 같다. 첫째, 평가염려 완벽주의는 사회불안에 직접적인 정적 영향을 미칠 것이다. 둘째, 평가염려 완벽주의는 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기를 매개로 사회불안에 영향을 미칠 것이다. 즉, 평가염려 완벽주의가 높을수록 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기가 높고, 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기가 높을수록 사회불안이 높을 것이다. 셋째, 부정적인 평가에 대한 두려움은 자기제시 동기에 유의미한 정적 영향을 미칠 것이다.

연구방법

연구대상 및 절차

본 연구에는 서울과 경기도에 소재한 4년제 대학(S대학, H대학, Y대학) 재학생 157명(남

85, 여 72)이 참여하였다. 참여자들의 평균연령은 21세($SD = 2.21$)였으며, 전공은 공학계열 90명(57.7%), 법학계열 26명(16.7%), 인문계열 9명(5.8%), 기타전공 32명(19.8%)으로 구성되었다. 총 200부의 설문지를 배부하여 183부가 수거되었고, 이 중 불성실하게 응답한 26명을 제외한 총 157명의 설문지를 자료 분석에 사용하였다. 설문은 수업시간을 할애하여 진행되었고, 검사 소요시간은 약 15-20분이었다.

측정도구

평가염려 완벽주의

본 연구에서는 완벽주의를 ‘평가염려 완벽주의’로 정의하고, 이를 측정하기 위해 대표적인 완벽주의 척도들의 하위요인들을 사용하였다. 즉, Hewitt과 Flett(1991)의 다차원적 완벽주의 척도(HFMPS)의 하위요인인 ‘사회부과적 완벽주의’와 Frost 등(1990)의 다차원적 완벽주의 척도(FMPS) 하위요인인 ‘수행에 대한 의심’과 ‘실수에 대한 염려’를 사용하였다. 우선, 사회부과적 완벽주의를 측정하기 위해 HFMP를 한기연(1993)이 번안한 것을 사용하였다. 이 척도는 총 15문항으로 구성되어 있고(예, “남이 내게 기대하는 것을 맞추기 어렵다”, “내가 성공하지 못하더라도 사람들은 나를 괜찮은 사람으로 생각한다”), 7점(1 = 전혀 아니다, 7 = 매우 그렇다) 리커트 척도로 평정한다. Hewitt과 Flett(1991)의 연구에서 HFMP의 하위요인들은 심리적 어려움과 상관이 있는 것으로 나타났으며, 하위요인들의 문항간 내적합치도(Cronbach's alpha)는 각각 .87로 나타났다. 고희경과 현명호(2009)의 연구에서 내적합치도는 .71이었으며, 본 연구에서의 내적합치도는 .72로 나타났다.

Frost 등(1990)의 FMPS 척도는 총 6개의 하위요인 35 문항으로 구성되어 있는데, 본 연구에서는 두 개의 하위요인(수행에 대한 의심, 실수에 대한 염려)만을 사용하였다. 실수에 대한 염려(Concern Over Mistake: 이하 CM)는 총 9문항으로 구성되어 있으며, 실수의 영향력에 대한 지나친 걱정과 그러한 실수를 개인적인 실패로 여기는 정도를 측정한다. 수행에 대한 의심(Doubts About Actions: 이하 DA)은 총 4문항으로 구성되어 있으며, 특정한 일을 끝마칠 수 있는 개인의 능력을 의심하는 정도를 측정한다. 문항들은 5점(1 = 매우 동의하지 않는다, 5 = 매우 동의한다) 리커트 척도로 평정한다. Wu와 Wei(2008)의 연구에서 각 척도의 내적 합치도는 .76, .89로 나타났으며, 대학생들을 대상으로 한 Slaney 등(2001)의 연구에서 우울과 .41, .48의 정적 상관을 보이는 것으로 나타났다. 본 연구에서의 내적합치도(Cronbach's α)는 실수에 대한 염려 .82, 수행에 대한 의심 .80으로 나타났다. 본 연구를 위해 역번역과정을 거쳐 FMPS를 번안하여 사용하였다.

부정적 평가에 대한 두려움

참여자들의 부정적 평가에 대한 두려움을 측정하기 위해, Watson과 Friend(1969)가 30문항으로 제작한 것을 Leary(1983)가 전체점수와 .50이상의 상관을 보인 12문항만을 뽑아 단축형으로 제작한 부정적 평가에 대한 두려움 척도(Fear of Negative Evaluation Scale: FNE)를 이정윤과 최정훈(1997)이 번안한 것을 사용하였다. 참여자들은 각각의 문항을 5점 리커트 형식(1 = 전혀 아니다, 5 = 매우 그렇다)으로 평정하며, 점수가 높을수록 부정적 평가에 대한 두려움이 높음을 의미한다. 이정윤과 최정훈(1997)의 연구에서 내적합치도는 .90, 4주간

검사-재검사 신뢰도는 .80이었다. 본 연구에서 의 내적 합치도는 .75로 나타났다.

FNE가 단일 요인으로 구성되어 있기 때문에, 본 연구에서는 부정적 평가에 대한 두려움을 구인하기 위해 Russell, Kahn, Spoth, 그리고 Altmaier(1998)의 제안에 따라 세 개의 꾸러미¹⁾로 측정변수를 설정하였다. 이 때, 문항꾸러미들이 해당 잠재변수를 같은 수준에서 반영할 때 꾸러미 효과가 최대화된다는 Russel 등의 주장에 근거하여, 각 꾸러미들이 잠재변수에 동일한 부하량을 갖도록 문항들을 묶었다. 이를 위해, FNE 12문항에 대해 요인을 1개로 지정한 탐색적 요인분석을 실시한 후, 문항들을 요인부하량에 따라 순서를 매겼다. 잠재변수에 대한 각 꾸러미의 평균 요인부하

1) 일반적으로 구조방정식에서는 단일 요인으로 이루어진 잠재변수를 측정하기 위해 각 문항에 대한 응답을 바탕으로 “문항꾸러미(item parcel)”를 제작하여 각 꾸러미 값을 잠재변수 구인에 사용한다. 이러한 방법이 각 문항을 측정변수로 사용할 때보다 더 효과적이라는 주장은 여러 연구자들에 의해 지속적으로 제기되어 왔다. 첫째, 구조방정식 모형에서 사용되는 최대우도법 절차는 기본적으로 자료의 정규분포를 가정하고 있는데, 각 문항을 측정변수로 사용할 경우 이 가정을 위반하기 쉽다. 둘째, 잠재변수를 구인하기 위해 개별 문항들을 사용할 경우 모형의 적합도를 추정하기 위해 많은 모수를 추정해야 한다. 즉, 1개의 측정변수를 추정하기 위해서 최소 5사례가 필요한데, 문항의 수가 많을수록 모수추정을 위해 필요한 사례수가 부족할 가능성이 높다. 마지막으로, 개별 문항을 사용하는 것보다 꾸러미를 사용할 경우 개별 문항이 지닌 독특한 특성에 의해 결과가 왜곡되는 단점을 줄일 수 있다. 따라서 본 연구에서는 하나의 요인으로 구성된 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기 잠재변수를 측정하기 위해 각각 3개의 꾸러미를 제작하여 측정변수로 사용하였다.

량을 동일하게 만들기 위해 가장 높은 부하량을 지닌 문항과 가장 낮은 요인부하량을 지닌 문항들을 짝으로 묶어 꾸러미에 할당하였다. 그 결과, 문항 6, 10, 1, 11은 꾸러미 1로, 문항 9, 7, 12, 8은 꾸러미 2로, 문항 3, 4, 5, 2는 꾸러미 3으로 각각 묶였다. 꾸러미 1, 2, 3의 내적 합치도는 각각 .69, .65, .67로 나타났다. 이렇게 만들어진 3개의 꾸러미를 잠재변수인 부정적 평가에 대한 두려움을 측정하는 측정변수로 사용하였다. 도출된 측정 변수들 간의 상관, 평균 및 표준편차는 표 1에 제시하였다.

자기제시동기

본 연구에서는 김남재(1998)가 제작한 자기제시동기 척도(Self-Presentational Motivation Scale: SPMS)를 사용하였다. 이 척도는 사회적 상황에서 타인으로부터 인정받고 싶은 욕구를 측정하는 총 27문항으로 구성되어 있다. 참여자들은 5점 리커트 형식(1 = 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다)으로 문항을 평정하는데, 점수가 높을수록 자기제시동기가 높음을 의미한다. 정승아와 오경자(2005)의 연구에서 내적합치도는 .94로 나타났고, 본 연구에서는 .93으로 나타났다. 자기제시동기 역시 단일 요인으로 구성되어 있기 때문에, 본 연구에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 마찬가지로 3개의 꾸러미를 제작하여 측정변수로 사용하였다. 그 결과, 문항 22, 16, 20, 9, 6, 1, 23, 27은 꾸러미 1, 문항 18, 12, 1, 5, 2, 8, 19, 3, 24, 26은 꾸러미 2, 문항 17, 14, 7, 21, 4, 3, 11, 15, 25는 꾸러미 3으로 각각 묶였다. 꾸러미 1, 2, 3의 내적합치도는 각각 .72, .77, .79로 나타났다.

사회적 상호작용 불안

사회적 상호작용 불안을 측정하기 위해

Matticks와 Clarke(1998)가 개발한 사회적 상호 작용 불안척도(Social Interaction Anxiety Scale: SIAS)를 김향숙(2001)이 번안한 것을 사용하였다. 이 척도는 총 19문항으로 구성되어 있으며, 사회적 상호작용 과정에서 겪는 불안 정도를 측정한다. 참여자들은 5점 리커트 형식(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다)으로 문항을 평정하며, 점수가 높을수록 사회적 상호작용에서 불안을 많이 느끼는 것을 의미한다. 김향숙(2001)의 연구에서 내적 합치도는 .92로 나타났고, 본 연구에서는 .91로 나타났

수행불안

본 연구에서는 수행불안을 측정하기 위하여 Mattick과 Clarke(1998)가 개발한 사회 공포증 척도(Social Phobia Scale: SPS)를 김향숙(2001)이 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 이 척도는 총 20문항으로 구성되어 있으며, 사회적 인 상황 특히 다른 사람들이 주시하는 상황에서 특정한 수행을 할 때 느끼는 불안 정도를 측정한다. 참여자들은 5점 리커트 형식(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 매우 그렇다)으로 문항을 평정하며, 점수가 높을수록 수행 상황에서의 불안이 높음을 의미한다. 김향숙(2001)의 연구에서 내적 합치도는 .92로 보고되었으며, 본 연구에서는 .94로 나타났다.

자료 분석

본 연구에서는 구조적 관계모형의 적합도와 매개변수들의 간접 효과의 유의성을 검증하기 위해 AMOS 7.0 프로그램을 사용하였다. 이때, Anderson과 Gerbing(1998)의 제안을 따라 우선 확인적 요인분석을 통해 측정모형이 자

료에 적합한지를 검증하였고, 다음으로 연구에서 설정한 구조모형이 자료에 적합한지를 확인하였다. 최대우도법을 사용하여 모수치를 추정하였고, 모형의 적합도를 판단하기 위해 χ^2 뿐만 아니라 다음과 같은 적합도 지수를 함께 고려하였다(Hu & Bentler, 1999): the Comparative Fit Index(CFI: .95 이상일 경우 모형의 적합도가 좋은 것으로 해석한다); Incremental Fit Index(IFI: .95 이상일 경우 모형의 적합도가 좋은 것으로 해석한다); the Root-Mean-Square Error of Approximation(RMSEA; .06 이하일 경우 모형의 적합도가 좋은 것으로 해석한다); the Standardized Root-Mean-Square Residual(SRMR; .08 이하일 경우 모형의 적합도가 좋은 것으로 해석한다). Hu와 Bentler(1999)는 다른 적합도 지수보다 CFI, SRMR, 그리고 RMSEA 지수가 표본의 비정상성에 민감하지 않기 때문에 모형의 적합도를 확인할 때 이 지표들을 살펴봐야 한다고 언급하였다.

결 과

기술 통계

측정변수 간 상관과 각 변수의 평균 및 표준편차를 표 1에 제시하였다. 전체적으로 평가염려 완벽주의, 부정적 평가에 대한 두려움, 자기제시동기, 그리고 사회불안 간에는 정적인 상관이 있는 것으로 나타났다. 그러나 평가염려 완벽주의 하위척도 중 수행의심만이 자기제시동기와 정적인 상관이 있는 것으로 나타났다. 한편, 본 연구에서 사용한 최대우도 추정방법은 자료의 다변량 정규성을 가정하는데, 측정변수들의 첨도와 왜도의 절대값이 각

표 1. 측정변수 간 상관, 평균, 표준편차, 척도, 왜도(N = 157)

변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	M	SD	첨도	왜도
평가염려 완벽주의															
1. 사회부과적 완벽주의	-											55.94	9.18	-.05	-.32
2. 실수염려 완벽주의	.42**	-										46.95	12.16	-.00	.26
3. 수행의심 완벽주의	.44**	.44**	-									32.60	8.14	-.25	.27
부정적 평가에 대한 두려움															
4. 평가두려움 1	.31**	.41**	.45**	-								14.94	4.62	1.56	.74
5. 평가두려움 2	.20*	.34**	.33**	.63**	-							12.30	2.25	.42	-.86
6. 평가두려움 3	.14	.29**	.27**	.66**	.41**	-						8.02	1.98	1.24	.58
자기제시동기															
7. 자기제시동기 1	-.09	.06	.36**	.45**	.33**	.33**	-					18.66	4.18	-.04	.12
8. 자시제시동기 2	-.07	.11	.33**	.41**	.36**	.33**	.80**	-				25.12	5.37	-.05	.18
9. 자시제시동기 3	-.04	.16	.35**	.40**	.37**	.32**	.80**	.83**	-			24.80	5.48	.22	-.19
사회불안															
10. 상호작용 불안	.49**	.38**	.52**	.55**	.40**	.25**	.22*	.15	.17	-		43.48	12.25	-.43	.52
11. 수행불안	.41**	.37**	.51**	.51**	.30**	.16	.30**	.13	.13	.71**	-	38.32	13.00	-.32	.72

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

각 2와 7을 넘지 않는 것으로 나타나 정규성 가정을 충족한 것으로 결론짓고 최대우도법을 사용하였다(West, Finch, & Curran, 1995).

측정모형 검증

구조모형 분석에 앞서 측정모형에 대한 확인적 요인분석 결과 측정모형이 자료에 적합한 것으로 나타났다: $\chi^2(38, N = 157) = 93.158, p < .01$; CFI = .94; IFI = .94; SRMS = .06; RMSEA = .09(90% 신뢰구간 = .07-.11). 비록 RMSEA 지수가 Hu와 Bentler(1999)가 제안한 수용범위를 벗어났지만, Brown과 Cudeck(1993)이 제시한 .10 이하를 충족했기 때문에

측정모형이 자료에 적합한 것으로 결론지었다. 한편, 평가염려 완벽주의 하위요인들은 .58-.80의 요인 부하량을 보였으며, 부정적 평가에 대한 두려움 하위요인들은 .72-.92의 요인부하량을, 자기제시동기는 .88-.91, 사회불안은 .81-.88의 요인부하량을 지닌 것으로 나타났다. 요인부하량은 모두 $p < .001$ 수준에서 유의하였다. 따라서 11개의 측정변수로 4개의 이론적 잠재변수를 구인한 것이 타당함을 알 수 있다.

구조모형 검증

구조모형을 분석한 결과, 모형이 자료에 적

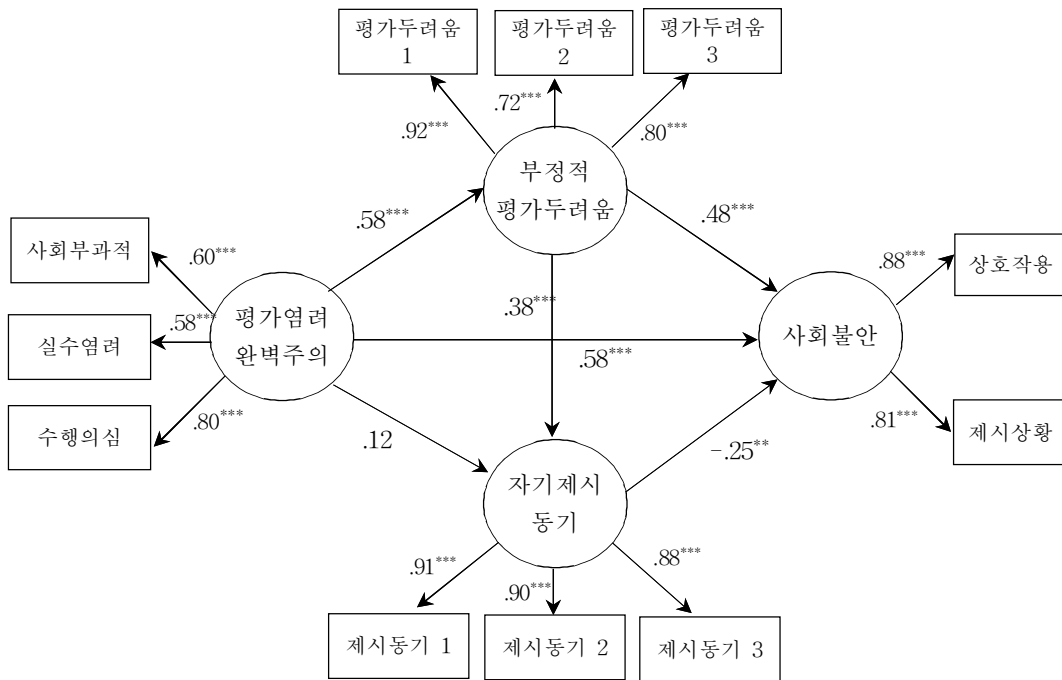


그림 2. 연구모형(N = 157). ** $p < .01$. *** $p < .001$.

합한 것으로 나타났다: $\chi^2(38, N = 157) = 93.15, p < .01$; CFI = .94, IFI = .95, SRMS = .07, RMSEA = .10. 한편, 평가염려 완벽주의, 부정적 평가에 대한 두려움, 그리고 자기제시동기는 사회적불안 변량의 약 76%를 설명하는 것으로 나타났다. 또한 그림 2에서 볼 수 있듯이, 평가염려 완벽주의에서 자기제시동기로 가는 경로를 제외한 모든 직접 경로가 $p < .01$ 수준에서 유의하였다.

한편, 자기제시동기가 사회적불안에 미치는 직접효과($\beta = -.25, p < .01$)는 측정모형에서의 두 잠재변수 간 상관계수($r = .15, p > .05$)와 정반대의 부호를 지닌 것으로 나타났다. 이렇듯, 변수 간 상관이 없음에도 불구하고 매개모형 검정 시 관계가 유의하게 나타나거나 관계의 방향이 정반대로 나타날 때 억제효

과(suppression effect)가 있음을 시사한다(Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2002). 특히, 독립변수가 종속변수에 미치는 직접효과와 매개효과가 정반대의 부호를 지닐 경우 억제효과가 존재할 가능성이 높다(Tzelgov & Henik, 1991). 본 연구에서도 독립변수(평가염려 완벽주의, 부정적 평가에 대한 두려움)가 사회적불안에 미치는 직접효과는 정적이지만, 매개변수(자기제시동기)가 사회적불안에 미치는 직접효과가 부적이기 때문에 평가염려 완벽주의와 부정적 평가에 대한 두려움의 간접효과는 부적일 수밖에 없다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같은 방식으로 자기제시동기의 억제효과를 확인하였다. 우선, 독립변수(완벽주의, 평가에 대한 두려움)가 종속변수(사회불안)에 미치는 직접효과가 증가하는지를 확인하였다. 일반적으로 독립변

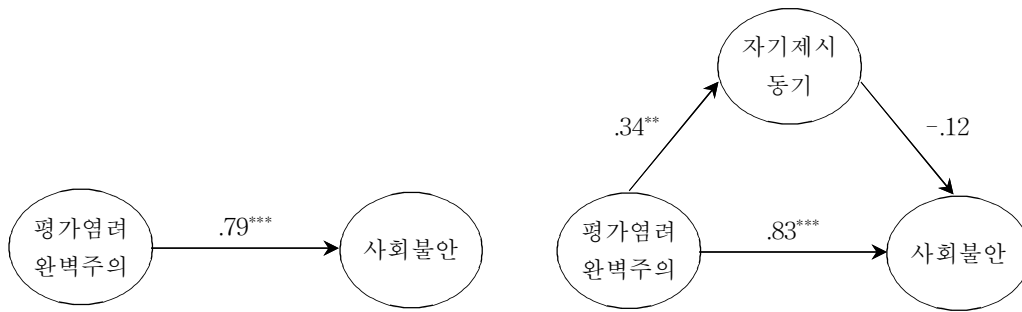


그림 3. 자기제시동기의 억제효과 검증. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

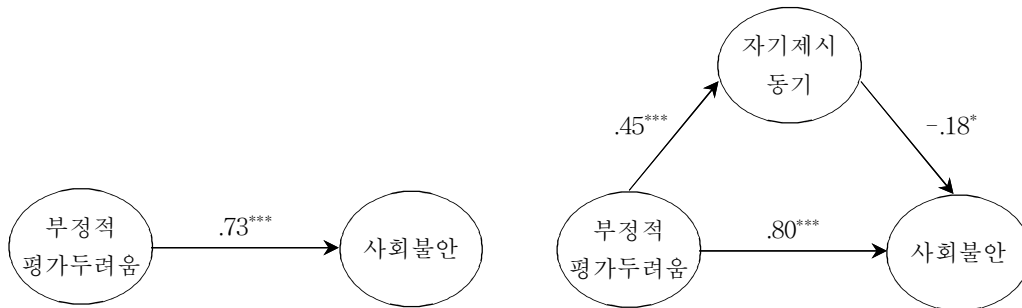


그림 4. 자기제시동기의 억제효과 검증. * $p < .05$. *** $p < .001$.

수와 종속변수 사이에 매개변수를 설정하면 매개변수가 독립변수와 종속변수의 관계를 일부분 또는 전부를 설명하기 때문에, 결과적으로 독립변수와 종속변수의 상관의 크기는 줄어든다. 그러나 독립변수와 종속변수 사이에 제 삼의 변수를 투입했을 때 독립변수와 종속변수 간 상관이 오히려 커질 수 있는데, 이 경우 억제효과가 있음을 시사한다(MacKinnon, Krull & Lockwood, 2000). 따라서 자기제시동기를 매개변수로 투입하기 전과 후에 독립변수의 직접효과가 증가하는지를 확인하였다. 그림 3과 4에서 볼 수 있듯이, 평가염려 완벽주의와 부정적 평가에 대한 두려움이 사회불안에 미치는 직접효과는 자기제시동기를 매개변수로 투입한 이후 더 증가하는 것으로 나타났

다. 한편, 자기제시동기의 억제효과가 우연한 표집으로 인해 발생했을 가능성이 있기 때문에(MacKinnon et al., 2000), 부트스트랩 절차를 사용하여 자기제시동기의 매개효과에 대한 신뢰구간을 산출하였다(표 2). 이를 위해 Shrout와 Bolger(2002)가 제안한 절차에 따라 원 자료 ($N = 157$)에서 무선표집으로 생성된 10,000개의 자료 표본을 모수추정에 사용하였고, 신뢰구간은 95%로 설정하였다. 그 결과 모든 간접효과의 경로계수가 $p < .05$ 수준에서 유의했을 뿐 아니라, 95% 신뢰구간에서의 간접효과 크기가 0을 포함하지 않았다(표 2). 이는 자기제시동기로 인한 매개효과, 즉 억제효과가 우연한 표집의 결과가 아님을 의미한다.

표 2. 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기의 간접효과

경로	직접효과	간접효과(95% 신뢰구간)	총효과
평가염려 완벽주의→부정적 평가두려움	.58***		.58***
평가염려 완벽주의→자기제시동기	.12	.22**(.10~.41)	.34*
평가염려 완벽주의→사회불안	.58**	.20*(.05~.39)	.78***
부정적 평가두려움→자기제시동기	.38**		.38**
부정적 평가두려움→사회불안	.48**	-.09**(-.21~-.03)	.39**
자기제시동기→사회불안	-.25**		-.25**

주. N = 157. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

간접효과 검증

표 2에 제시된 것처럼, 평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시 동기의 간접효과($\beta = .20$, $p < .05$)는 유의한 것으로 나타났다. 표 2에 나타난 변수들의 직접효과와 간접효과를 고려했을 때, 가설 1(평가염려 완벽주의는 사회불안에 직접적으로 정적인 영향을 미칠 것이다)과 가설 3(부정적 평가에 대한 두려움은 자기제시 동기에 정적인 영향을 미칠 것이다)은 지지되었다. 그러나 완벽주의가 자기제시동기에 미치는 직접효과가 유의하지 않았고 자기제시동기 또한 사회불안에 부적적인 영향을 미치는 것으로 드러나, 가설 2(평가염려 완벽주의는 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시 동기를 매개로 사회불안에 영향을 미칠 것이다)는 부분적으로 지지되었다.

논 의

본 연구에서는 사회불안 관련 이론 및 선행 연구를 바탕으로 완벽주의와 사회불안의 관계

를 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기가 매개하는 인과적 구조모형을 설정하고 모형의 적합도를 확인하였다. 연구결과를 바탕으로 주요 시사점을 논하면 다음과 같다.

첫째, 완벽주의 성향이 강할수록 부정적 평가에 대한 두려움이 많은 것으로 나타났는데, 이는 기존의 선행연구(Flett et al., 1996; Frost & DiBartolo, 2002; Frost et al., 1990; Kawamura, Hunt, Frost, & DiBartolo, 1998)와 일치하는 결과이다. 완벽주의자들은 어려서부터 사랑과 인정을 받기 위해서는 부모의 높은 기대에 맞추어야 하고 자신의 수행에 대해 비난이나 비판을 받아서는 안 된다고 생각하는데, 결국 완벽해야만 인정받을 수 있다는 비합리적인 신념을 지니게 된다(Wei et al., 2004). 이들은 결국 대학생이 되어서도 타인들로부터 인정받기 위해 행동하고 부정적인 평가를 받을까 염려하게 된다(Wu & Wei, 2008). 한편, 본 연구에서는 부정적 평가에 대한 두려움이 강할수록 사회불안 또한 높아지는 것으로 나타났다. 이는 사회불안의 기저에 타인들로부터 부정적인 평가를 받을지도 모른다는 역기능적 신념이 자리하고 있다는 Leary와 Kowalski(1995)의 견해와 일치한다. 타인들로부터 부정적으로 평가

받는 것을 두려워하는 것은 수용 또는 거절당하는 것과 직접적으로 연관되기 때문에, 결국 사회불안을 증가시키게 된다. 또한 본 연구에서는 완벽주의가 평가에 대한 두려움을 매개로 사회불안에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이 또한 선행연구(Frost & DiBartolo, 2002)와 일치하는 것이다. 즉, 완벽주의 성향은 사회불안에 직접적으로 영향을 미칠 뿐 아니라, 평가에 대한 두려움을 유발하여 결국 사회불안을 야기함을 의미한다.

둘째, 완벽주의는 자기제시동기에 직접적인 영향을 미치지 않았지만, 평가에 대한 두려움을 통해 간접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 완벽주의 성향이 강한 사람들이 타인들로부터 승인이나 인정을 받고 싶은 욕구가 강하다는 자기제시동기 이론(Leary, 1987; Leary, Kowalski, & Campbell, 1988; Segrin, 1996)과 부분적으로 일치하는 것이며, 부정적인 평가에 대한 두려움이 자기제시동기에 정적인 영향을 미친다는 선행연구(Nezlek & Leary, 2002)와 일치한다. 즉, 완벽주의 성향이 강할수록 타인들로부터 부정적으로 평가받는 것을 두려워하고, 결국 다른 사람들이 원할 것으로 기대되는 이상적인 모습을 보여주고 싶은 동기를 강화시키는 것을 의미한다. 이는 완벽주의 성격특성의 심리적 메커니즘을 보여주는 것인데, 극단적이고 비합리적인 사고로 구성된 완벽주의 성향이 정의적인 측면(평가에 대한 두려움)을 유발시키고, 이러한 정의적인 측면은 다시 이상적인 모습만을 보여주려는 동기적인 측면에 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

한편, 자기제시동기는 사회불안에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자기제시동기가 높을수록 사회불안이 커진다고 가정

한 자기제시동기 이론(Leary, 1987; Schlenker & Leary, 1982)과 이를 경험적으로 입증한 국내 선행연구(박소영, 2005; 박주영, 2004; 유하나, 2006)와 정반대되는 결과이다. 또한 자기제시동기가 사회불안에 영향을 미치지 않는 것으로 드러난 선행연구(김남재, 2004; 김민경, 2008)와도 일치하지 않는다. 비록 본 연구가 선행연구와는 달리 구조적 관계모형의 틀 안에서 자기제시동기와 사회불안의 관계를 파악하였지만, 부적의 경로계수가 산출된 것은 예상 밖의 결과라 할 수 있다. 이러한 결과가 단순히 통계적 허구인지, 아니면 우연한 표집의 결과인지를 확인하기 위해 추가로 분석을 실시하였다. 그 결과, 자기제시동기를 매개변수로 설정했을 때 독립변수(완벽주의, 부정적 평가에 대한 두려움)가 사회불안에 미치는 직접효과가 증가했고, 매개효과 또한 95% 신뢰구간에서 유의한 것으로 나타나 자기제시동기가 억제효과를 지닐 가능성을 시사하였다. 자기제시동기가 억제효과를 지닌다는 것이 무엇을 의미하는지 현재로서는 정확한 해석을 하기가 어렵다. 그러나 자기제시동기 이론 및 선행 연구결과를 토대로 다음과 같은 해석이 가능하다. 우선, 자기제시이론에서는 상황에 따라 자기제시동기의 수준이 다를 수 있다고 가정한다. 즉, 평가를 포함하고 있는 상황인지, 그러한 평가로 인해 발생할 결과가 얼마나 중요한지, 그리고 그 상황에서 인정받고 싶은 욕구가 얼마나 강한지에 따라 자기제시동기 수준이 달라지기 때문에, 자기제시동기를 논할 때는 상황의 특수성을 고려해야 한다는 것이다(Leary & Kowalski, 1995). 이는 특정 상황에서 자기제시동기가 사회불안에 영향을 미칠 가능성이 높음을 의미한다. 실제로, 타인들로부터 평가를 받는다고 지각하는 상황에서 자

자기제시동기가 높은 사람들은 그렇지 않은 사람들에 비해 상태불안이 더 높은 것으로 나타났다(김남재, 2004). 이러한 이론적 주장과 선행연구결과를 고려했을 때, 본 연구에서 드러난 자기제시동기의 억제효과는 본 연구가 진행된 상황적 특성에 기인한 것으로 해석할 수 있다. 즉, 수업 중 설문에 참여하는 일은 자신의 행위를 평가받겠다고 느낄만한 상황이 아니다. 따라서 이런 상황에서는 완벽주의 및 부정적 평가에 대한 두려움이 사회불안에 미치는 영향을 자기제시동기가 억제하여 상대적으로 사회불안이 감소했을 가능성이 있다. 반면, 자신의 수행을 평가받는 상황이거나 타인과 교류해야 하는 상황에서는 자기제시동기가 독립변수의 영향을 억제하기 보다는 오히려 사회불안에 정적인 영향을 미쳐 결국 사회불안이 증가할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 후속연구를 통해 평가 여부 및 그 정도에 따라 자기제시동기의 역할이 달라지는지를 확인할 필요가 있다.

본 연구는 상담실제에 다음과 같은 시사점을 제공한다. 본 연구에서 대학생들은 완벽주의 성향이 강할수록 부정적인 평가에 대한 두려움이 크고, 부정적 평가에 대한 두려움이 클수록 사회불안 또한 높은 것으로 나타났다. 이는 사회불안을 호소하는 대학생들을 상담할 때, 완벽주의 성향이 어떤 경로를 거쳐 사회불안을 유발하는지를 이해하도록 돕는 것이 중요함을 시사한다. 즉, 지나치게 실수할 것을 걱정하고, 일을 수행하는 자신의 능력을 의심하며, 다른 사람들이 부어했다고 생각하는 높은 기준을 충족시키지 못했을 때 스스로를 비난하는 완벽주의 성향이 오히려 부정적인 평가에 대한 두려움을 발생시키고, 결국 과도한 불안을 느끼게 한다는 것을 이해시키는 것이

필요하다. 이와 함께 상담자는 내담자의 완벽주의 성향에 내재된 비현실적이고 극단적인 인지적 오류 및 비합리적 사고들을 보다 합리적이고 현실적이며 기능적인 사고로 대체시키는 개입전략을 사용할 수 있을 것이다. 이 과정에서 내담자는 타인의 평가에 지나치게 초점을 두는 자신의 인지적 패턴과 타인의 높은 기대에 부응하기 위해서는 완벽한 모습을 보여줘야 한다는 비합리적인 신념을 보다 현실적인 사고로 대체할 수 있을 것이다. 이를 통해, 사회적 상황이나 수행상황에서 타인들로부터 부정적인 평가를 받을 것이라는 두려움이 감소될 수 있고, 이상적인 모습만을 보여주려는 욕구 또한 감소시킬 수 있을 것이다. 선행 연구들 또한 역기능적인 사고를 수정하는 것이 사회불안을 감소시키는 데 효과가 있다고 보고하고 있다(예, Lucock & Salkovskis, 1988). 또한, 부정적 평가에 대한 두려움이 사회불안에 직접적인 영향을 미친다는 점을 고려했을 때, 두려움의 내용 및 발생 기제를 확인하고 체험할 수 있는 정서기법(예, 빈의자기법)이나 두려움 자체를 감소시킬 수 있는 행동기법(예, 체계적 둔감법)을 적용하는 것도 효과적인 개입전략이 될 수 있을 것이다. 한편, 사회불안을 호소하는 내담자는 수행 및 대인관계에 대한 이상적인 기준과 평가에 대한 두려움, 그리고 사회불안의 다양한 측면들을 상담자와의 관계에서도 드러낼 가능성이 높다. 이때, 상담자는 지지적이고 수용적인 치료적 관계를 수립함으로써, 내담자는 안전한 상담관계에서 자신이 생각했던 것과는 달리 실수가 용인되고 부정적 평가가 아닌 긍정적 수용의 피드백을 제공받음으로써 지금까지 지녀온 완벽주의적 사고와 그로인한 두려움 및 사회불안이 부적절함을 깨닫는 교정적 정서경

험을 제공할 수 있을 것이다. 이렇듯 내담자는 안전한 상담관계에서 교정적 정서경험을 습득할 수 있을 뿐 아니라, 이를 일상적인 관계나 수행상황에 적용할 수 있을 것이다.

본 연구의 제한점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 서울과 경기도 소재 3개 대학 학생들을 대상으로 실시했기 때문에, 연구결과를 우리나라의 모든 대학생들에게 일반화하는 데 한계가 있다. 또한, 청소년 및 성인에게도 연구결과를 동일하게 적용하는 데 한계가 있기 때문에, 다양한 연령대 및 교육배경을 지닌 사람들을 대상으로 한 후속연구가 필요하다. 둘째, 본 연구에서는 외국에서 개발된 척도들을 사용해서 연구변인을 측정하였는데, 우리나라처럼 타인의 기대나 평가에 민감하게 반응하는 집단주의 문화에서는 이러한 구성개념들의 내용 및 요소가 서양의 그것과 다를 가능성이 매우 높다. 따라서 후속연구를 통해 우리나라의 사회문화적인 특수성을 반영하는 측정도구들을 개발하고 타당화하는 작업이 이루어져야 할 것이다. 셋째, 후속연구에서는 자기제시동기뿐 아니라 자기제시에 대한 효능감 또한 함께 살펴볼 필요가 있다. 자기제시 이론(Leary, 1995; Schlenker & Leary, 1990)에서는 이 두 변인 간 차이가 사회불안에 영향을 미친다고 가정하는데, 김민경(2008)의 연구에서도 자기제시 동기는 사회불안을 유의하게 예측하지 못한 반면 자기제시동기와 효능감의 차이는 사회불안에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로, 완벽주의와 사회불안의 관계에서 공적 자의식이 미치는 영향을 탐색할 필요가 있다. 예를 들어, Saboonchi와 Lundh(1997)의 연구에서 공적 자의식이 평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계를 매개하는 것으로 나타났다.

공적 자의식은 사람들과의 관계에서 보이는 자신의 모습에 대한 지각으로, 완벽주의 성향이 강한 사람들은 외부로 드러나는 자신의 모습에 지나치게 주의를 기울이고 이는 결국 사회불안을 증가시킬 수 있다. 공적 자의식은 자기제시동기와도 관련이 있는데, 정승아(2004)는 자기제시동기가 사회불안에 직접적인 영향을 미치기 보다는 자의식을 매개로 간접적인 영향을 미칠 수 있다고 언급하였다. 따라서 후속연구에서는 자기제시 동기뿐만 아니라 공적 자의식의 매개효과 또한 함께 살펴볼 필요가 있다.

참고문헌

- 고희경, 현명호 (2009). 완벽주의와 분노 표현 양상 간 관계에서의 인지적 대처전략의 매개효과 검증. 한국심리학회지: 임상, 28(1), 97-116.
- 김남재 (1998). 대인불안에 대한 자기제시 동기와 자기제시 기대의 관계. 서울대학교 대학원 박사학위 논문.
- 김남재 (2004). 자기제시 동기와 대인간 평가가 사회불안에 미치는 영향. 한국심리학회지: 임상, 23(3), 677-695.
- 김민경 (2008). 내면화된 수치심이 사회불안에 미치는 영향: 자기제시동기, 자기제시기대, 정서표현갈등의 매개효과 검증. 전남대학교 석사학위 논문.
- 김윤중 (2009. 3. 24). 세상이 무서워 나, 집에만 있을래. 동아일보.
- 김향숙 (2001). 사회공포증 하위 유형의 기억 편향. 서울대학교 석사학위 논문.
- 박소영 (2005). 완벽주의가 대인불안에 미치는 영

- 향: 자기제시동기와 자기제시기대를 중심으로. 카톨릭대학교 석사학위 논문.
- 박주영 (2007). 자기개념 수준에 따라 대인관계상황이 자기초점화주의와 불안에 미치는 효과. 전남대학교 석사학위 논문.
- 유하나 (2006). 청소년의 자기제시동기와 자기효능감이 사회불안에 미치는 영향: 고등학생을 중심으로. 카톨릭대학교 석사학위 논문.
- 이정윤, 최정훈 (1997). 한국판 사회공포증 척도(K-SAD, K-FNE)의 신뢰도 및 타당도 연구. 한국심리학회지: 임상, 16(2), 251-265.
- 정승아 (2004). 자기불일치가 사회불안에 영향을 미치는 지계: 자의식의 매개효과와 자기제시동기의 중재효과. 연세대학교 석사학위 논문.
- 정승아, 오경자 (2005). 자기 불일치가 사회불안에 영향을 미치는 지계: 자의식의 매개효과와 자기제시 동기의 중재효과. 한국심리학회: 임상, 24, 887-901.
- 한기연 (1993). 다차원적 완벽성: 개념, 측정 및 부적응과의 관련성. 고려대학교 박사학위 논문.
- Alden, L. E., Bieling, P. J., & Wallace, S. T. (1994). Perfectionism in an interpersonal context. A self-regulation analysis of dysphoria and social anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 297-315.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and Statistical manual of mental disorders* (4th ed.). Washington, DC: Author.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Blankstein, K. R., Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Eng, A. (1993). Dimensions of perfectionism and irrational fears: An examination with the Fear Survey Schedule. *Personality and Individual Differences*, 15, 323-328.
- Brawon, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long(Eds.), *Testing structural equation models* (pp.136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Burns, D. (1980). *Feeling good: The new mood therapy*. New York: Avon Books.
- Burns, D., & Beck, A. (1978). Cognitive-behavior modification of mood disorder. In J. Foreyt & D. Rathjen (Eds.), *Cognitive behavior therapy, research, and application* (pp.109-134). New York: Plenum.
- Cohen, J., Cohen, P., Aiken, L. S., & West, S. G. (2002). *Applied multiple regression correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., & DeRosa, T. (1996). Dimensions of perfectionism, psychosocial adjustment, and social skills. *Personality and Individual Differences*, 20, 143-150.
- Frost, R. O., & DiBartolo, P. M. (2002). Perfectionism, anxiety, and obsessive-compulsive disorder. In G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp.341-371). Washington, DC: American Psychological Association.
- Frost, R. O., Martin, P. A., Lahart, C.,

- Rosenblatte, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449-468.
- Heimberg, R. G., & Becker, R. E. (2002). *Nature and treatment of social fears and phobias*. New York: Guilford Press.
- Heimberg, R. G., Juster, H. R., Hope, D. A., & Mattia, J. I. (1995). Cognitive-behavioral group treatment: Description, case presentation, and empirical support. In MB Stein (Ed.), *Social phobia: Clinical and research perspectives* (pp.293-321). Washington, DC: American Psychiatric Press.
- Herbert, J. D., Rheingold, A. A., & Brandsma, L. L. (2001). Assessment of social anxiety and social phobia. In S. G. Hofmann & P. M. DiBartolo (Eds.), *From social anxiety to social phobia: multiple perspectives* (pp.20-45). Boston: Allyn & Bacon.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(3), 456-470.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jones, S. C., & Tager, R. (1972). Exposure to others, need for social approval, and reactions to agreement and disagreement from others. *Journal of Social Psychology*, 86, 111-120.
- Juster, H. R., Heimberg, R. G., Frost, R. O., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Faccenda, K. (1996). Social phobia and perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 21, 403-410.
- Kawamura, K. Y., Hunt, S. L., Frost, R. O., & DiBartolo, P. (1998). *Perfectionism, anxiety and depression: Are the relationships independent?* Poster presented at the meeting of the Association for the Advancement of Behavior Therapy, Washington, DC.
- Kessler, R. C., Stein, M. B., & Berglund, P. (1998). Social phobia subtype in the National Comorbidity Survey. *American Journal of Psychiatry*, 155, 63-69.
- Leary, M. R. (1983). A brief version of the fear of negative evaluation scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 9, 371-375.
- Leary, M. R. (1987). A self-presentational model for the treatment of social anxieties. In J. E. Maddux, C. D. Stoltenberg, & R. Rosenwein (Eds.), *Social processes in clinical and counseling psychology*. New York: Springer-Verlag.
- Leary, M. R., Barnes, B. D., & Griebel, C. (1986). Cognitive, affective, and attributional effects of potential threats to self esteem. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 4, 461-474.
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1990). Impression management: A literature review and two-component model. *Psychological Bulletin*, 107, 34-47.
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1995). *Social anxiety*. New York: The Guilford Press.
- Leary, R. M., Kowalski C. D., & Campbell (1998). Self-presentational concerns and social anxiety: The role of generalized impression expectancies. *Journal of Research in Personality*, 22, 308 - 321.
- Lucock, M. P. and Salkovskis, P. M. (1988).

- Cognitive factors in social anxiety and its treatment. *Behaviour Research and Therapy*, 26, 297-302.
- MacKinnon, D. P., Krull, J. L., & Lockwood, C. M. (2000). Equivalence of the mediation, confounding, and suppression effect. *Prevention Science*, 1, 173-181.
- Mattick, R., & Clarke, J. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 455 - 470.
- Nezlek, B. j., & Leary, R. M. (2002). Individual differences in self-presentational motives in daily social interaction. *Psychological Bulletin*, 28, 211-223.
- Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 741-756.
- Russell, D. W., Kahn, J. H., Spoth, R. S., & Altmaier, E. M. (1998). Analyzing data from experimental studies: A latent variable structural equation modeling approach. *Journal of Counseling Psychology*, 45, 18-29.
- Saboonchi, F., & Lundh, L. (1997). Perfectionism, self-consciousness and anxiety. *Personality and Individual Differences*, 22(6), 921-928.
- Schlenker, B. R. (1980). *Impression management: The self-concept, social identity, and interpersonal relations*. Monterey, CA: Brooks/Cole.
- Schlenker, B. R., & Leary, M. R. (1990). Social anxiety and self-representation: A conceptualization and model. *Psychological Bulletin*, 92, 647-669.
- Segrin, C. (1996). The relationship between social skills deficits and psychosocial problems: A test of a vulnerability model. *Communication Research*, 23, 425 - 250.
- Shepherd, R. M. (2006). Volitional strategies and social anxiety among college students. *College Quarterly*, 9(4). 10-26.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7, 422-445.
- Slaney, R. B., Rice, K. G., Mobley, M., Trippi, J., & Ashby, J. S. (2001). The revised Almost Perfect Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 130-145.
- Strahan, E. Y. (2003). The effects of social anxiety and social skills on academic performance. *Personality and Individual Differences*, 34, 347-366.
- Turner, S. M., Beidel, D. C., & Townsley, R. M. (1992). Social phobia: A Comparison of specific and generalized subtypes and avoidant personality disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 101, 326-331.
- Tzelgov, J., & Henik, A. (1991). Suppression situations in psychological research: Definitions, implications, and applications. *Psychological Bulletin*, 109, 524-536.
- Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 448-457.
- Wei, M., Mallinckrodt, B., Russel, D. W., & Abraham, W. T. (2004). Maladaptive perfectionism as a mediator and moderator between adult attachment and depressive mood. *Journal of Counseling Psychology*, 51,

- 201-212.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies,” in Rick H. Hoyle (ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Newbury Park, CA: Sage.
- Wu, T. F., & Wei, M. (2008). Perfectionism and negative mood: The mediating roles of validation from others versus self. *Journal of Counseling Psychology, 55*(2), 276-288.

1차원고접수 : 2009. 07. 20.

수정원고접수 : 2009. 09. 14.

최종게재결정 : 2009. 11. 18.

The Relation between Evaluative Concern Perfectionism and Social Anxiety: Testing the Mediating Effects of Fear of Negative Evaluation and Self-Presentational Motivation

Min-Sun Kim

Young Seok Seo

Yonsei University

This study examined the possible mediating effects of fear of negative evaluation and self-presentational motivation on the relation between evaluative concern perfectionism and social anxiety. A convenience sample of 157 students from three universities was employed. First, the measurement model yielded evidence of good fit. In addition, analyses of the structural model supported the indirect pathways of fear of negative evaluation and self-presentational motivation, as well as the direct effect of evaluative concern perfectionism. About 76% of variance in social anxiety was explained by evaluative concern perfectionism, fear of negative evaluation, and self-presentational motivation. High perfectionism and high fear of negative evaluation then led to greater social anxiety. Unlike expectations, self-presentational motivation had negative effects on social anxiety, which led to additional analyses to examine the possible suppression effects of self-presentational motivation. Implications for counseling practice and future research are discussed.

Key words : *evaluative concern perfectionism, social anxiety, fear of negative evaluation, self-presentational motivation.*