

남자 대학생들의 성역할갈등과 상담 의도와 의 관계: 사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도의 매개 효과*

박 준 호[†]

서 영 석

연세대학교

본 연구에서는 남성들이 상담과 같은 전문적 도움을 구하는 것에 소극적인 이유를 규명하기 위해 서울지역 4년제 7개 대학에 재학 중인 385명의 남학생들을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 구조방정식 모형을 이용하여 성역할갈등과 상담 의도 간 관계에서 세 변수들(사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도)의 매개효과를 검증하였는데, 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 영향을 세 변수들이 부분매개하는 것으로 나타났다. 즉, 성역할갈등이 심할수록 상담에 대한 의도가 높았지만, 성역할갈등이 높을수록 사회적 낙인과 자기 낙인이 높았고, 이러한 사회적 낙인과 자기 낙인은 상담에 대한 태도와 의도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편, 상담 경험 유무에 따라 남학생들을 두 집단으로 구분하여 모형의 적합도를 비교하였는데, 상담 경험이 없는 남자대학생들은 부분매개모형이 자료에 적합한 것으로 나타나, 성역할갈등이 높을지라도 자기 낙인과 사회적 낙인으로 인해 도움추구 행동이 줄어들 수 있다는 점이 밝혀졌다.

주요어 : 성역할갈등, 사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도, 상담 의도

* 본 연구는 박준호(2008)의 석사학위논문을 요약한 것임.

† 교신저자 : 박준호, 연세대학교 교육연구소 연구원, (120-749) 서울시 서대문구 성산로 262 용재관 115호
Tel : 02-2123-3515, E-mail: sbrep@hanmail.net

남성은 여성에 비해 상담 및 심리치료를 덜 이용하는 경향이 있는데, 이것은 비단 미국뿐 아니라 한국에서도 동일하게 나타나는 현상이다(연세대학교 학생생활상담센터, 2007; Cheatham, Shelton, & Ray, 1987; Mond, 2003; University of Maryland Counseling Center, 2007; Vessey & Howard, 1993). 그러나 남성들이 상담 및 심리치료를 덜 이용한다고 해서 여성보다 심리적인 문제가 적음을 의미하는 것은 아니다. 실제로, 남성은 여성에 비해 약물 및 알코올 남용 문제를 더 많이 경험하고, 자살률은 여성에 비해 4배 가까이 높다(Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], 2005; Robertson, 2001). 이는 남성들이 실제로는 심리적으로 매우 심각한 어려움을 겪고 있음에도 불구하고, 이를 대처함에 있어서 상담과 같은 전문적인 도움을 구하지 않음을 시사한다. 왜 남성들은 자신의 심리적인 어려움을 해결하기 위해 전문적인 도움을 구하는 것에 소극적인지를 규명하는 것은, 더 많은 남성들로 하여금 상담 및 심리치료를 이용하도록 하는데 도움이 될 것이다.

상담 및 심리치료 등과 같은 전문적인 도움을 구하는 것과 관련하여 주목을 받아온 남성의 특성 중 하나가 ‘남성 성역할 갈등’이다. 우선, ‘남성 성역할’(male gender role)이란 남성성(masculinity)의 관점에서 사회적으로 정의되는 행동, 기대 및 역할 등을 의미하는데(O’Neil, Good, & Holmes, 1995), 특정한 사회에서 규범적(normative)이라고 여겨지는 남성의 행동을 이해하는데 도움이 된다. 대부분의 사회에서 남성은 문제해결 중심적이고, 논리적으로 사고하며, 위협을 감수하고, 어려운 상황에서도 침착해야 하며, 혼자서 독립적으로 문제를 해결할 것을 성장하면서 배우고 이를 내

재화한다(Levant, 1992). 이렇게 형성된 남성의 성역할은 위반해서는 안 되는 일종의 사회적 규범으로 인식되는데, 위반했을 경우 많은 사회에서 죽음보다 더 나쁜 것으로 여겨진다(Levant, 1992). 이 때, 사회에서 요구하는 성역할을 따르지 않았거나 따를 수 없을 때, 긴장과 스트레스를 느낄 수 있다(O’Neil, 1981b). 특히, 지나치게 남성성을 내면화하도록 강요받을 경우 이는 여성성에 대한 두려움과 억압으로 이어지고, 자신의 감정 노출과 타인의 감정표현에 불편함을 느끼게 되며, 동성애에 대해 두려워하고, 동성 간에 친밀함을 표현하는 것을 불편해하며, 성취와 성공에 대해 집착하고, 심할 경우 건강상의 문제를 갖는 등 부정적 형태로 발전할 수 있다(Moradi, Tokar, Schaub, Jome, & Serna, 2000; O’Neil, 1981b). 이와 같이 남성의 성역할로 인한 부정적인 심리상태를 ‘성역할갈등(gender role conflict)’이라고 한다(O’Neil, 1981b).

남성의 성역할갈등에 관한 연구는 전통적인 남성성과 개인의 적응 간에 중요한 연결 고리를 제공한다는 점에서, 남성의 행동과 심리적 부적응을 예측하는데 유용하다(Good, Robertson, & O’Neil, 1995). 실제로 진행된 경험적인 연구들을 살펴보면, 남성의 성역할갈등은 자존감(Davis & Walsh, 1988; Sharpe & Heppner, 1991), 사회적 친밀감(Sharpe & Heppner, 1991)과 부적 상관을, 불안(Davis & Walsh, 1998; Sharpe & Heppner, 1991), 우울(Good, Robertson, Fitzgerald, & Stevens, 1996; Sharpe & Heppner, 1991), 스트레스(Sharpe, Heppner, & Dixon, 1995), 사회적 친밀에 대한 두려움(Good, Robertson, & O’Neil, 1995)과 정적 상관을 보이는 것으로 나타났다. 이처럼 성역할갈등과 남성의 심리적 안녕(psychological well-being) 간의 부적 상관을 고려

했을 때, 성역할갈등이 심한 남성들은 상담과 같은 전문적인 도움을 더 요청할 것으로 예상된다. 그러나 성역할갈등을 많이 경험하는 남성들이 전문적인 도움을 요청하는 것을 오히려 부정적으로 인식하는 것으로 나타나(최명식, 1995; Blazina & Marks, 2001; Blazina & Watkins, 1996; Good, Dell, & Mintz, 1989; Good & Wood, 1995), 남성의 성역할갈등이 상담에 대한 요구로 이어지지 않음을 보여준다. 이런 결과에 대해 Addis와 Mahalik(2003)은 성역할갈등과 전문적 도움추구행동 사이에 다른 개인 내적 변수들이 개입될 수 있음을 제안했다. 즉, 성역할갈등과 전문적 도움추구 사이에 다른 변수들이 개입되어 남성의 전문적 도움추구를 억압하거나 저해할 수 있다는 것이다.

전문적 도움추구 행동에 영향을 미치는 개인 내적 변수들에 대한 가장 보편적인 접근은 접근요인과 회피요인을 확인하는 것이다. 접근요인은 도움을 구할 가능성을 높이는 요인으로서, 심리적 불편감의 정도, 과거 전문적 도움을 받은 경험, 사회적 지지 등이 여기에 포함된다. 반면, 회피요인은 도움을 추구할 가능성을 낮추는 것으로 자기노출에 대한 불편함, 자기은폐(자신의 심리적 어려움을 남에게 감추려는 것), 낙인 등이 여기에 포함된다. 선행연구들에 따르면, 회피요인이 접근요인보다 전문적 도움추구에 더 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다(신연희, 안현의, 2005; Vogel & Wester, 2003). 특히 회피요인 중 낙인이 중요한 변수로 주목 받아왔는데(Cooper, Corrigan, & Watson, 2003; Corrigan & Matthews, 2003; Kushner & Sher, 1991), 남성들의 전문적 도움추구와 관련해서도 중요한 영향을 미치는 개인 내적 변수임이 밝혀졌다(Timlin-Scalera,

Ponterotto, Blumberg, & Jackson, 2003).

낙인(stigma)은 권력을 가지고 있거나 가지지 못한 관계가 성립되는 상황에서, 개인에게 라벨을 붙여 다른 사람들과 구별하고, 특정한 맥락에서 평가절하하며, 사회적 지위의 손실이 따르고, 개별적 또는 사회구조적인 차별이 발생하는 것을 말한다(Link & Phelan, 2001). Corrigan(2004)은 전문적 도움추구와 관련해서 낙인을 사회적 낙인과 자기 낙인으로 구분하였다. 사회적 낙인(social stigma)이란 전문적인 도움을 받는 것에 대해 일반 사람들이 갖는 부정적인 인식을 말하는데(Vogel, Wade, & Hackler, 2007), 대부분의 연구에서는 사회적 낙인의 영향에 관심을 두었다(Deane & Todd, 1996; Komiya, Good, & Sherrod, 2000; Pederson & Vogel, 2007 재인용). 특히, 인종적으로는 동양인과 히스패닉 계통의 사람들이 백인보다 사회적 낙인을 더 많이 보고하는 것으로 드러나(Whaley, 1997; Angermeyer & Dietrich, 2006 재인용) 한국 사람들에게도 전문적 도움추구와 관련해서 중요한 변수일 가능성이 높는데, 현재까지 성역할갈등과 사회적 낙인과의 관계를 살펴본 연구가 전무하여 연구의 필요성이 제기된다. 사회적 낙인에 비해 상대적으로 최근에 주목받기 시작한 자기 낙인(self-stigma)은 상담 및 심리치료 등의 심리적인 서비스를 구하는 사람들에게 사회가 부여한 부정적인 이미지를 개인이 내재화한 것을 말하는데, 자기 낙인이 존재하면 그 개인은 스스로를 열등하고 부적절하며 허약하다고 지각한다(Corrigan, 2004). 선행연구들에서 사회적 낙인과 자기 낙인은 전문적 도움추구에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났는데(이민지, 손은정, 2007; Komiya et al., 2000; Vogel, Wade, & Haake, 2006; Vogel, Wester, Wei, & Boysen, 2005;

Vogel, Wade, & Hackler, 2007), 이는 사회적 낙인과 자기 낙인이 전문적 도움추구행동을 억제 또는 저해함을 의미한다. 한편, 동일 연구에서 사회적 낙인과 자기 낙인을 동시에 다룬 경우는 많지 않은데(예, 이민지, 손은정, 2007; Vogel, Wade, & Hackler, 2007), 두 변수를 동시에 다룬 경우에도 둘 간의 관계에 대한 입장이 조금씩 달랐다. Vogel 등(2007)은 사회적 낙인이 자기 낙인에 선행하여 간접적으로 전문적 도움추구에 영향을 미치는 것으로 보았으나, 이민지와 손은정(2007)은 사회적 낙인과 자기 낙인이 서로 상호 작용하면서 전문적 도움추구에 직접 영향을 미치는 것으로 보았다. Corrigan(2004) 역시 사회적 낙인과 자기 낙인을 상호 영향을 주고 받는 양방적인 관계로 설정하여 두 변인 모두 전문적 도움추구에 직접적인 영향을 미치는 것으로 보고 있어, 본 연구에서도 두 변수의 관계를 일방적인 전후관계로 보지 않고 상호 작용하면서 전문적 도움추구에 직접 영향을 미치는 것으로 설정하였다.

대부분의 선행연구에서는 전문적 도움추구 ‘태도’ 또는 ‘의도’의 개념을 사용하여 도움추구 ‘행동’을 간접적으로 예측하는 접근을 취해왔다(김주미, 유성경, 2002; 최명식, 1995; Blazina & Watkins, 1996; Fisher & Turner, 1970; Kim, 2007; Ying & Miller, 1992). 본 연구에서도 전문적 도움추구 행동을 예측하는 변수로 상담서비스에 대한 태도와 상담서비스를 받으려는 의도를 사용하여 개인 내적 변수들과의 관련성을 살펴보았다. 특히 ‘합리적 행동이론(theory of reasoned action)’(Ajzen, Timko, & White, 1982)에 근거하여 상담서비스에 대한 태도와 의도 간의 관계를 설정하였다. 이 이론에 따르면, 태도는 의도를 매개로 행동을

간접적으로 예측하며, 의도는 행동을 가장 직접적으로 예측하는 변수이다. 이에 본 연구에서는 행동을 간접적으로 예측하는 변수로 태도를, 행동을 직접적으로 예측하는 변수로 의도를 상정하여 동일 모형에서 통합적으로 보고자 하였다. 아직까지 우리나라 남성들을 대상으로 성역할갈등과 상담 태도 및 상담 의도와 의의의 관계를 연구한 경우가 전무하여 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

한편, 여러 연구에서 전문적 도움추구 행동을 예측할 때 전문적인 도움을 받은 과거 경험을 통제해야 한다는 주장이 제기되었다(Fischer & Farina, 1995; Gonzalez, Alegria, & Prihoda, 2005; Kim, 2007; Vogel, Wester, Wei, & Boysen, 2005). 이는 한 개인의 태도가 경험에 의해 좀 더 행동에 부합되는 방향으로 바뀐다는 일반론적인 주장(Collins & Hoyt, 1972; Regan & Fazio, 1977 재인용) 뿐 아니라, 상담을 경험한 사람들이 이전에 비해 상담서비스에 대한 태도가 긍정적으로 바뀌었다는 연구결과(Fischer & Cohen, 1972; Gelso & McKenzie, 1973; Kligfeld & Hoffman, 1979; Morgan, 1992; Murstein & Fontaine, 1993; Tjihuis, Peters, & Foets, 1990; Fischer & Farina, 1995 재인용)에 근거를 두고 있다. 그럼에도 불구하고 선행 경험이 실제로 통제변수로 다루어진 경우는 많지 않다. 더욱이, 상담 경험 여부로 집단을 나누어 관련 변수들의 영향력을 살핀 연구는 매우 드물다. 따라서, 본 연구에서는 성역할갈등과 상담 의도와 의의의 관계에서 개인내적 변수들과 상담에 대한 태도의 매개 효과를 살펴볼 뿐 아니라, 이러한 구조적 관계를 과거 상담 경험 유무로 집단을 나누어 모형의 적합도를 살펴보았다.

본 연구에서 검정하려는 연구모형은 그림 1

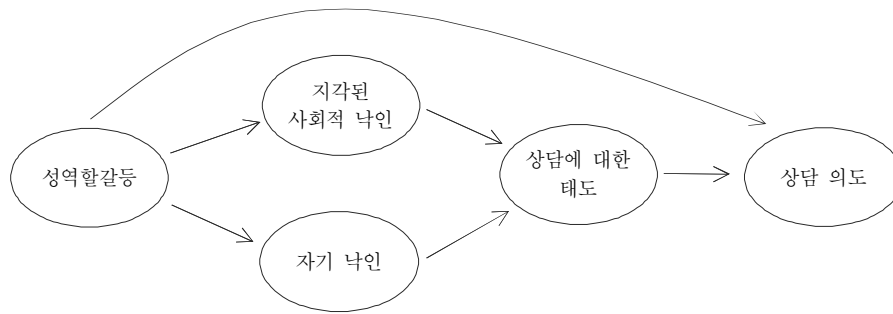


그림 1. 성역할갈등과 상담 의도와와의 관계

과 같다. 우선, 성역할갈등이 우울, 스트레스, 불안과 정적 상관을 보이기 때문에(Davis & Walsh, 1998; Good et al., 1996; Sharpe et al., 1995; Sharpe & Heppner, 1991), 성역할갈등이 상담 의도에 직접적으로 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대했다. 한편, 성역할갈등이 상담에 대한 태도에 직접적인 영향을 미치지 않는 것으로 모형을 설정하였다. 그 이유는 비록 성역할갈등이 상담에 대한 태도에 부정적인 영향을 미친다는 연구들(최명식, 1995; Blazina & Watkins, 1996; Blazina & Marks, 2001; Good et al., 1989; Good & Wood, 1995)이 있지만, 최근 수행된 Pederson과 Vogel(2007)에서 성역할갈등이 상담태도에 직접적인 영향을 행사하지 않는 것으로 나타났기 때문이다. 한편, 남성에게 있어 전문적인 도움을 구한다는 것으로 스스로 약하고, 잠재적으로 무능하다는 것을 의미할 수 있기 때문에(O'Neil, 1981a), 이것은 곧 낙인이 될 수 있다(Timlin-Scalera et al., 2003). 따라서 성역할갈등이 사회적 낙인에 직접적으로 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대했다. 그리고 성역할갈등과 자기 낙인이 정적인 상관관계가 있다는 연구(Pederson & Vogel, 2007)를 근거로 성역할갈등이 자기 낙인에 정적인 영향을 줄 것으로 기대했다. 또한, 사회적 낙

인과 자기 낙인은 상담에 대한 태도와 부적 상관을 보이고 있어(이민지, 손은정, 2007; Pederson & Vogel, 2007; Vogel et al., 2006; Vogel et al., 2007), 본 연구에서도 사회적 낙인과 자기 낙인이 상담에 대한 태도에 부정적인 영향을 미칠 것으로 기대했다. 그리고 상담에 대한 태도는 상담 의도에 선행하며 상담 의도와 정적 상관을 보이므로(이민지, 손은정, 2007; Pederson & Vogel, 2007; Vogel et al., 2007), 상담에 대한 태도가 상담 의도에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대했다. 즉, 본 연구에서는 성역할갈등이 직접적으로는 상담 의도에 긍정적인 영향을 미치지 않지만, 간접적으로는 사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도를 매개로 부정적인 영향을 미칠 것으로 기대했다. 마지막으로, 상담경험 유무에 따라 집단을 비교하였는데, 상담 경험이 없는 사람들에게 비해 상담 유경험자들의 상담에 대한 낙인이 낮다는 연구(Steffl & Proserpi, 1985)를 토대로, 상담 경험이 없는 집단에서 경로계수들이 더 클 것으로 기대했다.

연구방법

연구대상 및 연구절차

본 연구는 서울 소재 7개 4년제 대학교에 재학 중인 남자 대학생들을 대상으로 실시하였다. 총 429명의 자료 중 불성실하게 응답한 44명의 자료를 제외한 385명의 설문지가 자료 분석에 사용되었다. 참여자들의 평균 연령은 22.36세($SD = 3.31$)였으며, 전공별로는 인문대 61명(15.8%), 사회대 63명(16.4%), 법대 97명(25.2%), 자연대 5명(1.3%), 공대 140명(36.4%), 사범대 4명(1.0%), 예술대 2명(0.5%), 기타 13명(3.4%)이었다. 학교별로는 A대학교 25명(6.5%), B대학교 138명(35.8%), C대학교 99명(25.7%), D대학교 55명(14.3%), E대학교 44명(11.4%), F대학교 21명(5.5%), G대학교 3명(0.8%)이었다. 이 중 상담관련 경험(개인 및 집단상담, 심리검사)이 있는 참여자들은 85명(22.1%)이었다.

설문 조사는 강의가 끝난 뒤 참여자들에게 동의를 구하고 실시되었으며, 설문에 대한 응답은 연구 이외의 용도에 사용하지 않을 것임을 주지시켰다. 인구사회학적 문항을 제외한 설문의 총 문항 수는 79문항이었으며, 설문지는 그 자리에서 즉시 회수하였다.

측정도구

성역할갈등

연구참여자들의 성역할갈등을 평정하기 위해 한국어 성역할갈등척도(K-Gender Role Conflict Scale)를 사용하였다. 한국어 성역할갈등척도는 O'Neil, Helms, Gable, David과 Wrightsman(1986)이 개발한 Gender Role Conflict Scale-I을 김지현, 황매향, 유정이(2003)가 타당화한 척도이다. O'Neil 등(1986)은 과거의 O'Neil(1981a, 1981b, 1982)의 연구를 기반으로 리커트 6점 척도의

역체점 문항이 없는 총 37개 문항을 확정했는데, 척도는 1) 성공, 권력, 경쟁, 2) 감정 억제, 3) 남성 간 애정행동 억제, 4) 일과 가족관계 간의 갈등 등 4요인으로 구성된다(각 요인별 신뢰도는 .75 ~ .84, 검사-재검사 신뢰도는 .72 ~ .86). 점수가 높을수록 성역할갈등 정도가 크다는 것을 의미하는데, '감정을 표현하는 것은 남들에게 약점을 드러내는 것처럼 느껴진다,' '일이나 공부 때문에 여가 시간이나 가족들과의 시간을 충분히 갖지 못한다'와 같은 문항들로 구성되어 있다. 서구 남성들을 대상으로 한 연구에서 성역할갈등은 남성들의 심리적 부적응을 잘 예측하는 것으로 드러났다(Good et al., 1995; Thompson et al., 1992). 김지현 등(2003)이 한국 대학생들을 대상으로 한 문화적 타당화 연구에서, 남성 성역할 스트레스 척도(윤진, 최정훈, 김영미, 1989)와 정적 상관($r = .46$)을 보였으며, 전체 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .85였다.

본 연구에서는 KMO 값(Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy)이 .85($p < .001$)로 요인분석을 실시할 수 있음이 확인되었고, 스크리검사 결과 적절한 요인 수는 4개로 나타났다. 주축요인추출법(Principal Axis Factoring)을 사용하여 4요인을 사각 회전하였을 때, 각 문항의 요인 부하량이 7번 문항(.26)을 제외하고, .32를 상회하였다. 본 연구에서는 모든 문항을 사용하였으며, 전체 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .88, 각 요인별 신뢰도는 성공, 권력, 경쟁 .85, 감정 억제 .80, 남성 간 애정행동 억제 .58, 일과 가족관계 간의 갈등 .73으로 나타났다.

상담에 대한 지각된 사회적 낙인

본 연구에서는 상담에 대한 사회적 낙인을

측정하기 위해 Stigma Scale for Receiving Psychological Help(SSRPH; Komiya et al., 2000)를 사용하였다. 이 도구는 대학생들을 대상으로 제작되었고, 역채점 문항 없이 총 5문항으로 구성되어 있다. 점수가 높을수록 상담을 받는 것과 관련하여 사회적 낙인을 더 많이 지각하고 있음을 의미한다. 문항의 예로, ‘그가 상담(심리치료)을 받고 있다는 것을 알게 되면 사람들은 그 사람을 덜 우호적으로 볼 것이다’가 있다. Komiya 등(2000)의 연구에서 전체 문항의 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .72였으며, 상담에 대한 태도와는 부적 상관($r = -.40$)을 보였으며(Komiya et al., 2000), 자기 낙인과는 정적 상관($r = .46 \sim .48$)을 보였다. 본 연구에서는 이민지와 손은정(2007)의 연구에서 역번역기법을 사용하여 번안한 문항들을 사용했는데, 이민지와 손은정(2007)의 연구에서 전체 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .78이었다. 본 연구에서 총 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .75였다.

상담에 대한 자기 낙인

본 연구에서는 상담에 대한 자기 낙인을 측정하기 위해 Self-Stigma of Seeking Help Scale(SSOSH; Vogel et al., 2006)을 사용하였다. 대학생들을 대상으로 제작된 이 척도는 총 10개 문항으로 구성되어 있으며, 5개 문항이 역채점 문항이다. 리커트 5점 척도로 평정하며, 점수가 높을수록 상담을 받는 것에 대해 자기 낙인이 심하다는 것을 의미한다. 문항의 예로, ‘상담자의 도움을 요청한다면 내가 열등하다고 느낄 것 같다’가 있다. Vogel 등(2006)의 연구에서 10문항의 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .91이었으며, 각 문항별 요인 부하량이 .50을 상회하였다. 검사-재검사 신뢰도(2주 후)는 .72였

으며, 상담에 대한태도(ATSPPH-S)($r = -.53 \sim -.63$), 상담 의도(ISCI)($r = -.32 \sim -.34$)와는 부적 상관을, 지각된 사회적 낙인(SSRPH)($r = .46 \sim .48$)과는 정적 상관을 보였다(Vogel, 2006). 한국에서는 이민지와 손은정(2007)이 역번역기법을 사용하여 문항들을 번안하였으며, 대학생 대상의 연구에서 전체 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .83이었다. 본 연구에서는 이민지와 손은정(2007)이 번안한 척도를 사용하였으며, 본 연구에서의 전체 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .80으로 나타났다.

상담에 대한 태도

연구참여자들의 상담에 대한 태도를 측정하기 위해 Attitudes Toward Seeking Professional Psychological Help Scale(ATSPPH; Fischer & Farina, 1995)을 사용하였다. 원래 ATSPPH는 Fischer와 Turner(1970)가 29개 문항으로 제작한 척도였으나, 4개의 요인이 안정적이지 못해 Fischer와 Farina(1995)가 10개 문항으로 간소화하여 다시 제작한 척도이다. 이 과정에서 정신병원과 관련된 내용은 제외되었고, 성별, 시간 등과 관련된 용어의 변경이 있었다. 문항들은 4점 리커트척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 4점 = 매우 그렇다)로 평정하는데, 점수가 높을수록 상담에 대한 태도가 긍정적임을 의미한다. 문항의 예로, ‘만약 내가 현재 심각한 정서적인 위기를 겪고 있다면 상담으로 안정을 찾을 것이라고 확신 한다’가 있다. 척도 제작 시 전체 문항의 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .84였고, 기존 29문항으로 구성된 척도와는 유의미한 상관($r = .87$)을 보였다.

국내에서는 29개 문항으로 구성된 원척도를 사용한 연구가 주를 이루고 있으나, 본 연구

에서는 Fischer와 Farina(1995)가 간소화한 10개 문항을 역번역 작업을 거쳐 사용하였다. 본 연구에서 총 10개 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .70으로 나타났다.

상담 의도

연구참여자들의 상담 의도를 측정하기 위해 Cash, Begley, McCown과 Weise(1975)가 개발하고 Robertson과 Fitzgerald(1992)가 수정한 Intentions to Seek Counseling Inventory(ISCI)를 사용하였다. ISCI는 총 17개의 문항목으로 구성되어 있는데, 응답자는 각각의 문항 목록(예, 진로선택, 대인관계문제, 발표불안, 시험불안)을 지니고 있다고 가정하고 얼마나 기꺼이 상담을 받을지를 6점 리커트척도 상에 평정한다. 문항의 총합이 클수록 여러 심리적인 문제에 대해 상담을 받을 의도가 높음을 의미한다. 선행연구에서 ISCI의 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .84 ~ .89로 나타났으며(Kelly & Achter, 1995; Cepeda-Benito & Short; 1998), 자기은폐(Kelly & Achter, 1995), 상담에 대한 태도(ATSPPH) (Kelly & Achter, 1995; Cepeda-Benito & Short; 1998)와 정적 상관($r = .18 \sim .36$)을 보였다. 본 연구에서 전체 문항에 대한 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .84로 나타났다.

연구결과

분석절차

우선, 추정해야할 모수의 수를 줄이기 위해 요인부하량에 따라 각 잠재변수 별로 문항꾸러미를 제작하였고, 관측변수 간 상관계수와 각 관측변수의 평균 및 표준편차를 산출하였

다. 이들 분석에 사용된 통계 프로그램은 SPSS 15.0이다. 관측변수들이 해당 잠재변수를 적절하게 측정하는지를 확인하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였고, 연구모형이 표본자료의 공분산구조에 적합한지를 검정하였다. 모수의 추정과 모형 검정에 사용된 프로그램은 Amos 7.0이다. 또한 간접효과 크기를 보다 정확하게 추정하기 위해 부트스트랩(Bootstrap)을 사용하였다. 마지막으로, 상담경험 유무에 따라 연구변수들에 차이가 있는지를 확인하기 위해 t -검정을 실시하였으며, 집단 별로 최적의 구조모형을 선정하였고, 집단 별 경로계수를 확인하였다.

기술 통계

표 1에 각 변수 간의 상관, 평균값, 표준편차를 제시하였다. 각 변수들은 누락 문항 없이 사용되었으며, 성역할갈등은 37 ~ 222점, 사회적 낙인은 5 ~ 20점, 자기 낙인은 10 ~ 40점, 상담에 대한 태도는 10 ~ 40점, 상담 의도는 17 ~ 68점 범위에서 분포한다. 사회적 낙인 및 자기 낙인 두 변수와 상담 의도 간의 관계를 제외하고 각 변수 간 유의미한 상관이 있었다($p < .05$).

문항 꾸러미(item parcels)

본 연구에서는 Russel, Kahn, Spoth와 Altmaier (1998)의 권유에 따라 4개의 하위요인으로 구성된 성역할갈등척도를 제외한 나머지 척도들을 각각 세 개의 관측 변수(문항 꾸러미)로 묶었다. 문항 꾸러미를 제작한 이유는, 개별 문항에 대한 반응이 다변량 정규성 가정을 위반하기 쉽다는 단점을 여러 문항으로 구성된 꾸

표 1. 변수 간의 상관, 평균값, 표준편차

변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	M	SD
1	—	.27**	.74**	.50**	.71**	.32**	.27**	-.11*	.23**	129.86	21.84
2		—	.17**	.04	.15**	.34**	.23**	-.05	.10	51.69	7.41
3			—	.36**	.34**	.23**	.25**	-.14	.17**	40.11	10.07
4				—	.24**	.19**	-.19**	-.06	.11**	11.42	3.90
5					—	.14**	.11*	-.02	.23**	21.98	5.64
6						—	.46**	-.29**	.04	11.44	2.76
7							—	-.36**	.07	25.50	6.16
8								—	.12*	26.49	4.23
9									—	38.70	8.93

주. 1. 성역할갈등이며, 하위 요인으로 2. 성공, 권력, 경쟁, 3. 감정 억제, 4. 남성 간 애정행동 억제, 5. 일과 가족관계 간의 갈등이 있다. 6. 사회적 낙인, 7. 자기 낙인, 8. 상담에 대한 태도, 9. 상담 의도
 N = 385. * $p < .05$. ** $p < .001$.

러미를 사용함으로써 줄일 수 있고, 추정할 모수(parameter)의 수를 줄일 수 있으며, 또한 개별 문항의 독특한 특성에 의해 결과가 왜곡되는 단점을 줄일 수 있어 결국 모형의 적합도가 증가되기 때문이다. 이 때, 문항 꾸러미들이 해당 잠재 변수를 같은 수준에서 반영할 때 꾸러미 효과가 최대화 된다는 Russel 등(1998)의 주장에 근거하여, 각 척도의 꾸러미들이 잠재변수에 동일한 부하량을 갖도록 문항들을 묶었다. 이를 위해, 각 척도별로 요인을 1개로 지정한 탐색적 요인분석을 실시한 후, 문항들을 요인부하량에 따라 순서를 매겼다. 잠재변수에 대한 각 꾸러미의 평균 요인 부하량을 동일하게 만들기 위해 가장 높은 부하량을 지닌 문항과 가장 낮은 요인 부하량을 지닌 문항을 짝으로 묶어 꾸러미에 할당하였다. 도출된 관측 변수들 간의 상관, 평균값 및 표준편차는 표 2에 제시하였다.

매개효과 검정을 위한 측정모형

Anderson과 Gerbing(1988)의 권유에 따라 구조모형 검정에 앞서 측정 모형에 대한 확인적 요인분석을 실시하였으며, Amos 7.0에서 최대우도법을 사용하였다. 본 연구에서는 모형의 적합도를 확인하기 위해 RMSEA, TLI, IFI, CFI 등 네 개의 지표를 사용하였다. RMSEA와 TLI는 모형오류와 간명성을 동시에 고려하고 IFI와 CFI는 모형오류를 측정하는데, CFI가 모형의 간명성을 고려하지 않기 때문에 홍세희(2000)의 제안대로 TLI와 RMSEA를 함께 사용하였다. RMSEA의 경우 .10보다 작거나 같으면 자료에 잘 적합하다고 판단할 수 있으며, .05보다 작거나 같으면 자료에 매우 적합한 것으로 볼 수 있다(Steiger, 1990). IFI는 .90보다 크거나 같으면 좋은 적합도를(Garson, 2008), TLI와 CFI는 .90보다 크거나 같으면 좋은 적합도를 갖는 것으로 간주한다(배병렬, 2007).

표 2. 16개 관측 변수 간의 상관, 평균값, 표준편차

변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	M	SD
1	-	.17	.04	.15	.34	.25	.27	.15	.21	.20	.00	-.04	-.08	.09	.07	.09	51.69	7.41
2		-	.36	.34	.12	.15	.28	.14	.20	.28	-.13	-.11	-.09	.14	.13	.19	40.11	10.07
3			-	.24	.12	.14	.20	.25	.08	.16	.05	-.10	-.10	.08	.11	.09	11.42	3.90
4				-	.12	.07	.17	.11	.03	.12	-.01	-.00	-.05	.21	.12	.28	21.98	5.64
5					-	.52	.53	.22	.29	.24	-.04	-.18	-.09	-.01	.01	-.01	2.44	.90
6						-	.58	.35	.37	.33	-.18	-.25	-.21	.00	.00	-.02	4.54	1.22
7							-	.34	.37	.38	-.21	-.26	-.26	.06	.11	.08	4.46	1.27
8								-	.53	.60	-.14	-.24	-.19	.03	.15	.12	6.81	2.09
9									-	.65	-.35	-.34	-.30	-.06	-.02	-.05	8.07	2.19
10										-	.23	-.25	-.24	.06	.11	.12	10.61	2.92
11											-	.47	.48	.06	.05	.06	7.70	1.67
12												-	.55	.13	.08	.18	8.23	1.68
13													-	.09	.07	.07	10.56	1.84
14														-	.66	.67	11.12	2.93
15															-	.69	13.42	3.71
16																-	14.15	3.45

주. 1, 2, 3, 4는 성역할갈등척도의 하위 요인들로, 1. 성공, 권력, 경쟁, 2. 감정 억제, 3. 남성 간 애정행동 억제, 4. 일과 가족관계 간의 갈등이다. 5, 6, 7은 지각된 사회적 낙인을 세 개의 하위 요인으로 묶은 것이며, 8, 9, 10은 자기 낙인, 11, 12, 13은 상담에 대한 태도, 14, 15, 16은 상담 의도를 세 개의 하위 요인으로 묶은 것이다.

$N = 385$. 상관 계수 $|r| \geq .10, p < .05$; $|r| \geq .14, p < .01$.

모든 잠재변수간 상관관계를 표시하고 확인 적 요인분석을 실시한 결과, 측정모형이 자료에 적합한 것으로 나타났다: $\chi^2(94, N = 385) = 188.433, p = .000, RMSEA = .051, IFI = .951, TLI = .937, CFI = .951$. 성역할갈등척도는 성공, 권력, 경쟁 요인(.27)을 제외한 나머지 하위 요인들이 .49 ~ .68의 요인 부하량을 보였으며, 지각된 사회적 낙인은 .65 ~ .80의 요인 부하량을, 자기 낙인은 .69 ~ .83, 상담

에 대한 태도는 .63 ~ .72, 상담 의도는 .80 ~ .84의 요인 부하량을 보였다. 잠재 변수에 대한 측정 변수의 부하량은 모두 $p < .05$ 수준에서 유의했다. 또한, 각 하위 요인 별 일변량 정규성 검토에서, Finch와 West(1997)가 제안한 일변량 왜도 절대값 2, 일변량 첨도 절대값 7을 넘지 않아 각 하위 요인이 정규분포를 이룬다고 할 수 있다.

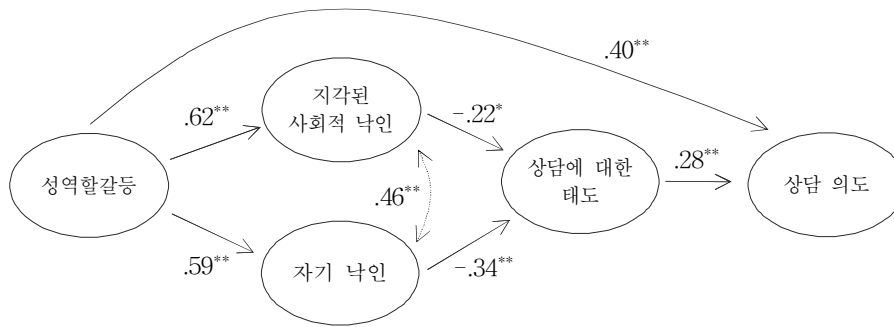


그림 2. 최종 모형. $N = 385$. * $p < .05$. ** $p < .001$.

매개효과 검정을 위한 구조모형

측정모형 검정 시 사용했던 최대우도법과 적합도지수를 사용하여 연구모형의 구조모형을 검정한 결과, 모형이 자료에 적합한 것으로 나타났다: $\chi^2(98, N = 385) = 253.799, p = .000, RMSEA = .064, IFI = .921, TLI = .902, CFI = .920$. 모형과 경로계수는 그림 2에 제시하였다.

부트스트랩(Bootstrap)

자료에 적합한 것으로 확인된 매개모형에서 변수들의 간접효과가 통계적으로 유의한지를 알아보기 위해, Shrout와 Bolger(2002)의 권유에 따라 부트스트랩(Bootstrap) 절차를 사용하였다. 부트스트랩 절차는 통계 추정치의 유의수준을 결정하는 방법으로 이해할 수 있는데(Efron & Tibshirani, 1993), MacKinnon, Lockwood, Hoffman, West와 Sheets(2002)는 LISREL program 등이 보고하는 간접효과의 표준오차가 부정확하다는 연구결과를 보고하였고, 이에 Shrout와 Bolger(2002)는 간접효과의 표준오차에 대한 보다 정확한 추정치를 계산하기 위한 방법으로 부트스트랩 절차를 제안한 바 있다. 부트스트랩

실행을 위해 원 자료($N = 385$)에서 무선 표집으로 생성된 10,000개의 자료 표본이 모수 추정에 사용되었으며, 신뢰구간은 95%에서 설정되었다. 모든 직간접효과의 경로계수는 $p < .05$ 수준에서 유의한 것으로 나타났다(표 3).

Kline(1998)에 따르면, 경로계수의 절대값이 .10 보다 작으면 작은 효과, .10에서 .50 사이면 중간 효과, .50 이상이면 큰 효과라고 볼 수 있다. 이를 바탕으로 각 경로의 효과 크기를 살펴보면 다음과 같다. 우선, 직접적인 경로에서 성역할갈등은 상담 의도에 중간 정도의 효과($\beta = .40$)를 미치고 있고, 지각된 사회적 낙인($\beta = .62$)과 자기 낙인($\beta = .59$)에는 큰 효과를 미치는 것으로 나타났다. 또한, 지각된 사회적 낙인과 자기 낙인은 각각 상담에 대한 태도에 중간 정도의 효과를 지녔고, 상담에 대한 태도 역시 상담 의도에 중간 정도의 효과를 미치고 있었다. 간접적인 경로에서는, 성역할갈등이 상담 의도에 -.09의 간접효과를 미친 반면, 상담에 대한 태도에는 -.34의 간접효과를 지닌 것으로 드러났다. 한편, 사회적 낙인과 자기 낙인은 상담 의도에 각각 -.06, -.09의 간접효과를 지닌 것으로 드러났다(표 3).

위의 결과를 종합하면, 성역할갈등이 상담

표 3. 직접효과와 간접효과 표준화 회귀계수 및 통계적 유의도

독립변수	매개변수	종속변수	표준화 회귀계수 β	표준오차	유의도 (양측검정)
성역할갈등 →		사회적 낙인	.62	.11	.00
성역할갈등 →		자기낙인	.59	.10	.00
성역할갈등 →		의도	.40	.09	.00
사회적 낙인 →		태도	-.22	.08	.02
자기낙인 →		태도	-.34	.08	.00
태도 →		의도	.28	.07	.00
사회적 낙인 →	태도→	의도	-.06	.03	.02
자기낙인 →	태도→	의도	-.09	.03	.00
성역할갈등 <	사회적 낙인 >	태도	-.34	.07	.00
	자기낙인				
성역할갈등 <	사회적 낙인 >	태도→	-.09	.04	.00
	자기낙인	의도			

주. 사회적 낙인은 지각된 사회적 낙인을, 태도는 상담에 대한 태도, 의도는 상담 의도를 의미한다.

태도에 미치는 영향을 지각된 사회적 낙인과 자기 낙인이 완전 매개하고, 성역할갈등은 상담 의도에 직접적으로 영향을 미치기도 하지만, 한편으론 지각된 사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도를 매개로 상담 의도에 간접적인 영향을 미침을 알 수 있다.

상담 경험에 따른 집단 비교

상담 또는 심리검사 등을 받아본 경험이 있는 집단과 경험이 없는 집단 간에 차이가 있는지를 확인하는 분석을 실시하였다. 우선, 두 집단이 변수들에서 차이가 있는지를 확인하기 위해 독립표본 *t*-검정을 실시하였으며, 두 집단의 연구모형의 적합도를 확인 한 뒤, 측정 동일성(metric equivalence)을 확인하였다. 별도로 설정된 경쟁 모형이 없어 형태동일성(configural

equivalence) 검정은 실시하지 않고 측정동일성만을 검정하였다.

집단간 차이 검정 및 연구모형 적합도

표 4에서 볼 수 있듯이, 성역할갈등을 제외한 나머지 변수들에서 두 집단 간에 통계적으로 유의한 차이가 드러났다($p < .05$). 상담 경험이 있는 집단은 경험이 없는 집단에 비해 사회적 낙인 및 자기 낙인이 낮은 반면, 상담에 대한 태도와 상담 의도는 높은 것으로 나타났다. 따라서 상담 경험에 따라 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 직접효과가 다를 것으로 기대했으며, 사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도 등의 매개변수가 미치는 영향 또한 다를 것으로 예상했다.

측정 동일성 검정에 앞서 두 집단의 연구모형 적합도를 검정하였다. 우선, 상담 경험이

표 4. 독립표본 t-검정 결과

변수	t	df	유의도 (양측검정)	차이 (평균)	차이 (오차)
성역할갈등	2.20	383	.27	2.95	2.67
사회적 낙인	3.82	383	.00	.94	.33
자기낙인	3.41	383	.00	2.54	.74
상담에 대한 태도	-4.35	383	.00	-2.21	.50
상담 의도	-2.13	383	.03	-2.33	1.09

주. 차이는 선행 경험이 없는 집단에서 선행 경험이 있는 집단의 수치를 뺀 값이다.

N = 385. 경험 없음 n = 300. 경험 있음 n = 85.

없는 집단의 연구모형의 적합도는 $\chi^2(98, N = 300) = 214.625, p = .000, RMSEA = .063, IFI = .919, TLI = .899, CFI = .917$ 로 나타났으며, 상담 경험이 있는 집단의 경우, 연구모형은 $\chi^2(98, N = 85) = 125.434, p = .000, RMSEA = .058, IFI = .947, TLI = .933, CFI = .945$ 의 적합도를 보여, 두 집단 모두 연구모형이 자료에 적합한 것으로 나타났다.

측정동일성 검증

두 집단 모두 연구모형이 자료에 적합한 것으로 확인되었기 때문에, 그 다음 절차로 잠재변수와 측정변수의 관계를 나타내는 측정모형이 두 집단에서 동일한지를 확인하였다. 이를 위해, 두 집단에 걸쳐 요인부하량이 동일하다고 제약을 가한 모형과 제약을 가하지 않은 모형을 비교하였는데, χ^2 차이 검정 결과 두 모형 간에 유의한 차이가 있는 것으로 드러났다: $\chi^2(14) = 77.901, p < .05$. 모형 적합도 지수 비교에서도, 등가 제약모형은 $RMSEA = .047, IFI = .910, TLI = .894, CFI = .908$ 의 적합도를, 등가 비제약모형은 $RMSEA = .044, IFI = .926, TLI = .907, CFI = .924$ 의 적합도

를 보여 두 모형 간에 차이가 있는 것으로 드러났다. 즉, 두 집단은 같은 잠재변수를 측정하고 있지 못하므로 동일 모형을 사용해서 두 집단 간에 경로계수가 차이가 있는지를 비교하는 것은 무의미하다. 따라서 집단별로 최종 모형에 대해 부트스트랩 절차(신뢰수준 95%, 자료표본 N = 10,000)를 적용하여 직접효과와 간접효과의 크기를 산출하였다.

두 집단의 최종 모형과 표준화 경로계수를 그림 3에 제시하였다. 우선, 그림 3A에서 볼 수 있듯이, 상담 경험이 없는 집단의 경우 모든 직접 경로들의 표준화계수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 간접효과를 살펴보면, 성역할갈등이 상담 태도에 미치는 간접효과 크기는 $-.30(p < .001)$, 사회적 낙인이 상담 의도에 미치는 간접효과 크기는 $-.04(p < .05)$, 자기 낙인이 상담 의도에 미치는 간접효과는 $-.08(p < .001)$, 마지막으로 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 간접효과 크기는 $-.08(p < .001)$ 로 나타났다. 즉, 성역할갈등과 상담 의도와의 관계에서 지각된 사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도가 매개변수의 역할을 하는 것으로 나타났다.

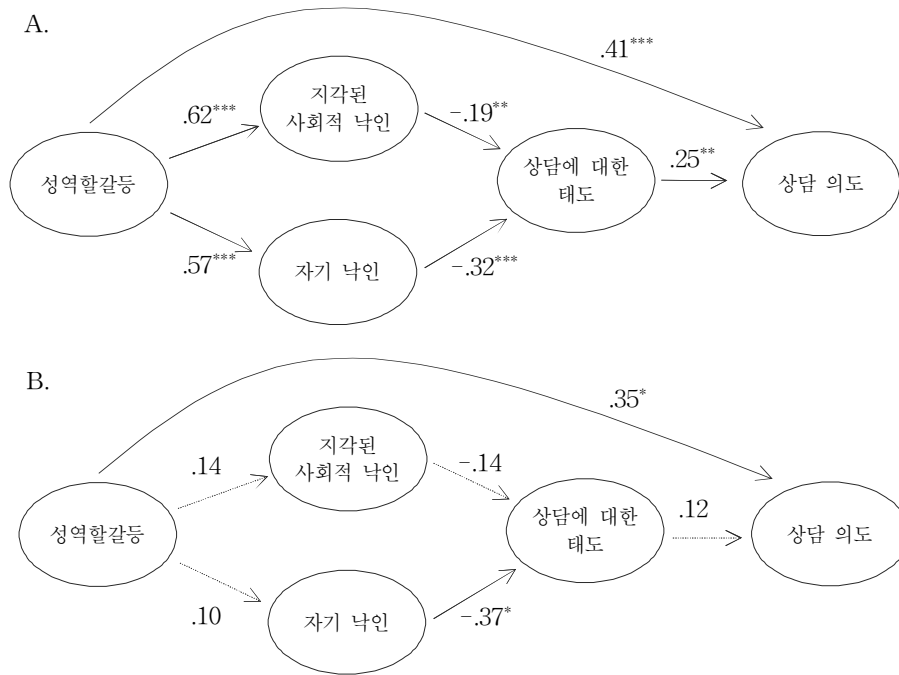


그림 3. 상담 경험에 따른 두 집단의 최종 모형

주. A는 상담 경험이 없는 집단. B는 상담 경험이 있는 집단. B에서 점선은 통계적으로 유의하지 않은 경로임.

A: $n = 300$. B: $n = 85$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

한편, 상담 경험이 있는 집단에서는 예상과는 달리, 두 가지 직접효과(성역할갈등이 상담 의도에 미치는 직접효과, 자기 낙인이 상담 태도에 미치는 직접효과)만이 통계적으로 유의했을 뿐, 나머지 모든 직간접효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

논 의

본 연구의 주요 목적은 남자대학생들의 성역할갈등과 상담에 대한 의도 간의 관계가 사회적 낙인, 자기 낙인, 상담에 대한 태도 등에

의해 매개되는지를 확인하는 것이었다. 우선, 남성의 성역할갈등은 직접적으로 상담 의도에 긍정적인 영향을 미쳤는데, 이것은 미국 남자 대학생들을 대상으로 한 Pederson과 Vogel(2007)의 연구결과와 일치한다. 즉, 남성의 성역할갈등이 높을수록 상담을 받으려는 의도가 높은 것을 의미하는데, 이는 남자 대학생들에게 있어서 성역할갈등이 상담에 대한 접근 요인이 될 수 있음을 시사한다. 반면, 남성의 성역할갈등은 간접적으로는 매개변수들을 통해 상담 의도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 드러났다. 즉, 남자대학생들의 성역할갈등이 클수록 상담서비스에 대한 사회적 낙인을 더 많이

지각하였고, 스스로에게 부여하는 낙인 또한 컸으며, 이는 결국 상담에 대한 태도에 부정적인 영향을 미쳐 상담을 받으려는 의도를 감소시키는 것으로 드러났다. 한편, 본 연구에서 상담에 대한 태도와 상담 의도 간 상관이 낮은 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 합리적 행동이론에서 주장하는 것처럼 두 변수가 서로 독립적인 개념이라는 증거로 해석할 수 있다.

이렇듯, 남성의 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 직접효과와 간접효과와 방향이 서로 다르다는 사실은, 남성들이 성역할갈등으로 인해 심리적인 어려움을 겪고 있음에도 불구하고 전문적인 상담서비스를 구하지 않는 이유를 이해하는 데 중요한 단서를 제공한다. 한편으로 심리적 스트레스인 성역할갈등이 심할수록 상담과 같은 전문서비스를 더 이용할 것으로 예상되지만, 성역할갈등은 사회적 낙인과 자기 낙인 등의 매개변수에 영향을 미쳐 결국 상담 의도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 상담에 대한 회피요인인 사회적 낙인과 자기 낙인은 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 긍정적인 영향을 저해하는 억제변수(suppressor variable)의 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. Cohen과 Cohen(1975)은 독립변수 A와 종속변수 B 사이에 위치하여 A가 B에 미치는 원래의 영향과 반대되는 방향으로 영향을 미치도록 하는 제 삼의 변수 C를 억제변수라 하였고, 특히 이런 경우를 부정적 억제(negative net suppress)라 하였다(Krus & Wilkinson, 1986 재인용). 본 연구에서는 사회적 낙인과 자기 낙인이 상담에 대한 태도에 부정적인 영향을 미치고, 이는 다시 상담 의도를 감소시켜 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 원래의 긍정적인 영향을 억제한 것으로 파악된다. 이러한 연구결과는 남성의 성역할

갈등과 상담추구행동 간 관련성을 파악할 때 다양한 개인 내적 변수들을 통합적으로 고려할 필요성을 강조한다.

한편, 상담 경험에 따라 집단을 구분하여 모형의 적합도를 검정한 결과, 두 집단에 동일 모형을 적용할 수가 없어 집단 간에 경로계수를 비교하는 것이 무의미했다. 이는 상담 경험 유무에 따라 성역할갈등과 상담 의도 간의 관계에서 작용하는 개인 내적 변수들의 영향을 차별적으로 고려해야 함을 시사한다. 즉, 상담 경험이 없는 집단에 대해서는 앞서 논의된 내용을 동일하게 적용할 수 있으나, 유경험 집단에 대해서는 다른 관점에서의 논의가 필요하다. 상담 경험이 있는 집단에서는 두 개의 직접 효과(성역할갈등 → 상담 의도, 자기 낙인 → 상담에 대한 태도)를 제외한 나머지 직간접효과들이 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 특히, 회피요인인 사회적 낙인과 자기 낙인의 매개효과가 유의하지 않았는데, 이는 상담 경험이 있는 남성들의 경우 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 긍정적인 영향을 사회적 낙인과 자기 낙인이 억제하지 않음을 의미한다. 즉, 상담 경험이 있는 남성들은 성역할갈등이 심할수록 상담서비스를 이용할 가능성이 그만큼 높은 것으로 해석할 수 있다. 이러한 해석의 타당성은 상담 경험에 따라 집단을 구분하여 변수들의 평균값을 비교한 결과에 의해서도 간접적으로 뒷받침 된다. 성역할갈등은 집단간에 유의한 차이가 없었던 반면, 나머지 변수들에서는 유의한 차이가 드러났다. 즉, 상담 유경험자들은 무경험자들에 비해 사회적 낙인과 자기 낙인이 적은 반면, 상담에 대한 태도와 의도는 더 높았다. 이 결과는, 상담 경험이 있는 남성들의 사회적 낙인과 자기 낙인의 수준이 낮기 때문에

이러한 회피요인들이 성역할갈등이 상담 의도에 미치는 영향을 억제하지 않았다고 추측해 볼 수 있다.

그렇다면, 왜 상담 경험이 있는 남성들은 사회적 낙인과 자기 낙인의 수준이 낮은 것일까? 두 가지 가능성을 함께 고려해 볼 수 있다. 한 가지 가능성은 실제로 상담을 받고 난 후 상담에 대한 사회적 낙인과 자기 낙인이 줄었고, 결국 상담에 대한 태도와 상담 의도가 보다 더 긍정적으로 변한 것으로 추측해 볼 수 있다. 이런 추측은 상담을 경험한 사람들이 이전에 비해 상담서비스에 대한 태도가 긍정적으로 바뀌었다는 연구결과(Fischer & Cohen, 1972; Gelso & McKenzie, 1973; Kligfeld & Hoffman, 1979; Morgan, 1992; Murstein & Fontaine, 1993; Tijhuis, Peters, & Foets, 1990; Fischer & Farina, 1995 재인용)에 의해 설득력을 지닌다. 또 다른 가능성은 원래부터 상담서비스를 이용하는 것에 대해 사회적 낙인 및 자기 낙인을 덜 지각하는 사람들이 상담에 대한 태도 또한 긍정적이며, 결국 심리적인 문제가 있을 때 상담을 받은 것으로 해석할 수 있다. 이러한 해석은 상관연구가 지니는 제한점, 즉 통제를 가하지 않은 상태에서 자연적으로 발생하는 변수들의 상관을 살핀 연구에서는 변수들 간의 일방적 인과관계뿐 아니라 양방적 인과관계 또한 배제할 수 없다는 한계점에 기인한다.

본 연구결과는 상담실제와 관련해서 다음과 같은 시사점을 지닌다. 우선 본 연구에서 재차 확인한 것처럼, 상담서비스와 관련된 사회적 낙인과 자기 낙인은 상담에 대한 태도와 의도에 부정적인 영향을 미쳤다. 이는 심리적인 문제로 전문가의 도움을 구하는 행위 자체가 남성들에게는 전통적인 남성성(독립성, 목

적·과업·활동 지향성)에 위반되는 행위로 받아들여지기 때문에, 하나의 위협으로 간주될 수 있음을 의미한다(Robertson, 2001). 따라서 상담을 받는 행위가 자신의 성역할을 위협하는 것이 아님을 인식하도록 도와준다면, 사회적 낙인이나 자기 낙인에 대한 염려가 줄어들어 심리적 어려움에 처한 많은 남성들이 상담 및 심리치료를 이용할 수 있을 것이다. 예를 들어, 상담서비스가 남성들의 성역할을 위협하는 행위가 아니라 오히려 안전하고 효과적인 대안일 수 있음을 교육·세미나·워크숍 등을 통해 지속적으로 홍보하는 방법이 있을 것이다. 더욱이, 이런 어려움을 극복하고 상담소를 방문한 남성이라 할지라도 상담 과정을 시작하는 데에는 또 다른 어려움이 뒤따른다(McCarthy & Holliday, 2004). 예를 들어, 상담을 받으러 온 행위가 개인적인 실패라고 느낄 수 있는데, 전문적인 도움추구행동과 관련해서 남성들이 느낄 수 있는 과도한 수치심이나 자기비하, 망설임 등을 상담 장면에서 언급하고 다룸으로써 상담에 대한 편견과 선입견을 줄여 상담에 대한 태도와 동기수준에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이다. 또한, 좀 더 근본적인 수준에서 성역할 사회화와 관련된 성역할갈등을 점진적으로 줄이는 방법을 고려해 볼 수 있을 것이다. 성역할갈등은 사회화 과정을 통해 아주 어린 시절부터 시작되며 쉽게 바뀌지 않는다. 따라서 Addis와 Cohane (2005)이 제안한 것처럼, 심리교육프로그램을 통해 정서적 표현(예, 우는 것)과 도움추구행동이 남성에게도 용납되는 건강한 행위임을 아동, 부모, 그리고 교사들에게 지속적으로 교육시킬 필요가 있다. 또한, 사회적으로 규정한 남성의 성역할을 맹목적으로 주입시키거나 받아들일 때 파생되는 부작용과 개인의 심리적

고통을 주지시킴으로써, 보다 통합적이고 전인적인 개인의 성장을 도모할 수 있을 것이다.

본 연구의 제한점을 토대로 후속연구에 대한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구가 서울지역 대학생들을 대상으로 자료를 수집했기 때문에 연구결과를 모든 대학생들에게 일반화하기 어려운 한계가 있다. 특히, 지방 중소도시가 더욱 보수적인 점을 고려할 때 성역할갈등, 사회적 낙인, 자기 낙인의 수준이 다를 것으로 예상되며, 결국 상담 태도 및 의도에 미치는 영향 또한 다를 것으로 예상된다. 후속연구에서는 보다 다양한 지역과 연령층(일반 성인 및 청소년)을 대상으로 연구를 진행할 필요가 있다. 특히, 청소년들의 경우 비자발적인 내담자가 많기 때문에(양미진, 이영희, 2006), 그들의 성역할 갈등과 사회적 낙인, 그리고 자기 낙인의 수준이 어떤 방식으로 상담에 대한 태도와 의도에 영향을 미치는지를 탐색하는 것은 의미 있는 일이라 생각된다. 둘째, 본 연구 결과 성역할갈등에서 상담 의도에 미치는 정적인 직접효과가 부적인 간접효과보다 큰 것으로 드러났는데, 이러한 결과를 토대로 성역할 갈등이 높을수록 반드시 상담에 대한 의도가 높다고 해석할 수는 없다. 즉, 성역할갈등이 상담의도에 미치는 전체효과가 중간 정도의 크기임을 감안할 때, 본 연구에서 고려하지 않은 다른 변수들(예, 심리적 고통의 정도)이 상담 의도에 영향을 미칠 가능성이 높기 때문이다. 따라서, 후속 연구에서는 상담의도에 영향을 미치는 다양한 변수들을 함께 고려할 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서는 선행연구에서와 마찬가지로 전문적 도움 추구 행동을 예측하는 변수로 상담에 대한 태도와 상담 의도를 사용하였는데, 특히 도움추구 행동을 직접적으로 예측하는 변수로 상담

의도를 설정하였다. 더욱이, 본 연구에서는 연구 참여자들에게 목록에 제시된 문제들을 지니고 있다고 가정하고 상담에 대한 의도를 평정하게 했는데, 가정에 의한 의도는 실제 의도와 거리가 있을 수 있고, 또한 실제로 상담에 대한 의도가 있다고 하더라도 반드시 도움추구 행동으로 이어진다고 가정할 수는 없다. 따라서 후속연구에서는 상담에 대한 ‘의도’가 아닌 실제 ‘행동’을 종속변수로 고려해야 할 것이다. 비록 본 연구에서 상담 경험 유무에 따라 집단 간 차이를 살펴보았으나, 앞서 언급했던 것처럼 두 집단에서 발생한 차이가 상담 경험에 의한 것인지 아니면 본래 지니고 있었던 개인적 특성에 의한 것인지 명확하지 않았다. 따라서 후속연구에서는 실제로 상담 서비스를 받으려 온 남성들과 상담서비스를 이용하지 않는 남성들을 비교하는 것이 의미가 있을 것이다. 일례로, 상담서비스를 받으려 온 남자대학생들을 대상으로 본 연구에서 측정 한 주요 연구변수들을 측정하고, 이를 상담 서비스를 이용하지 않는 일반 남자대학생들의 그것과 비교하는 연구를 진행할 수 있을 것이다. 이 때, 상담이 본격적으로 진행되어 상담에서의 경험 자체가 상담에 대한 느낌과 태도에 영향을 미치기 전에 연구변수들의 수준과 관련성을 파악한다면, 무엇이 남성들로 하여금 실제로 상담과 같은 전문적인 도움을 추구하도록 만드는지를 보다 명확히 이해할 수 있을 것이다. 한편, 본 연구에서 고려하지 않았던 다른 주요 매개변수들을 함께 포함시킬 필요가 있다. 예를 들어, 성역할갈등이 심리적 고통을 증가시키고(Blazina, Pisecco, & O'Neil, 2005), 심리적 고통은 전문적 도움추구를 결정하는 주요 원인(Cepeda-Benito & Short, 1998)이라는 선행 연구결과들을 고려할 때, 후속연구

에서는 심리적 고통을 매개변수로 채택하여 전문적인 도움추구 행동을 설명하는 것이 필요하다.

참고문헌

- 김주미, 유성경 (2002). 전문적 도움추구 행동에 영향을 미치는 심리적, 문화적 요인. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 14(4), 991-1002.
- 김지현, 황매향, 유정이 (2003). 한국어 성 역할 갈등 척도. *아시아교육연구*, 4(3), 25-41.
- 배병렬 (2007). 구조방정식 모델링. 서울: 청람.
- 신연희, 안현의 (2005). 전문적 도움추구 행동에서 접근요인과 회피요인의 상대적 중요성 고찰. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(1), 177-195.
- 양미진, 이영희 (2006). 질적 분석을 통한 비자발적 청소년 내담자의 상담지속요인 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 18(1), 1-20.
- 연세대 학생생활상담센터 (2007). 2007학년도 신입생 실태조사. 연세대학교.
- 윤진, 최정훈, 김영미 (1989). 성역할 고정관념과 남성의 스트레스와의 관계(I). *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 4(2), 70-83.
- 이민지, 손은정 (2007). 낙인과 전문적 도움추구 의도 간의 관계: 전문적 도움추구 태도의 매개 효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 19(4), 949-966.
- 최명식 (1995). 남성 성역할 갈등이 도움추구태도에 미치는 영향: 우울과 자아존중감과의 관계를 중심으로. 연세대학교 대학원 석사학위 논문.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- Addis, M. E., & Cohane, G. H. (2005). Social scientific paradigms of masculinity and their implications for research and practice in men's mental health. *Journal of Clinical Psychology*, 61(6), 633-647.
- Addis, M. E., & Mahalik, J. R. (2003). Men, masculinity, and the contexts of help seeking. *American Psychologist*, 58(1), 5-14.
- Ajzen, I., Timko, C., & White, J. B. (1982). Self-monitoring and the attitude-behavior relation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(3), 426-435.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Angermeyer, M. C., & Dietrich, S. (2006). Public beliefs about and attitudes towards people with mental illness: A review of population studies. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 113(3), 163-179.
- Blazina, C., & Marks, L. I. (2001). College men's affective reactions to individual therapy, psychoeducational workshops, and men's support group brochures: The influence of gender-role conflict and power dynamics upon help-seeking attitudes. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 38(3), 297-305.
- Blazina, C., Pisecco S., & O'Neil, J. M. (2005). An adaptation of the gender role conflict scale for adolescents: Psychometric issues and correlates with psychological distress. *Psychology*

- of *Men & Masculinity*, 6(1), 39-45.
- Blazina, C., & Watkins, C. E., Jr. (1996). Masculine gender role conflict: Effects on college men's psychological well-being, chemical substance usage, and attitudes toward help-seeking. *Journal of Counseling Psychology*, 43(4), 461-465.
- Cash, T. F., Begley, P. J., McCown, D. A., & Weise, B. C. (1975). When counselors are heard but not seen: Initial impact of physical attractiveness. *Journal of Counseling Psychology*, 22(4), 273-279.
- Cepeda-Benito, A., & Short, P. (1998). Self-concealment, avoidance of psychological services, and perceived likelihood of seeking professional help. *Journal of Counseling Psychology*, 45(1), 58-64.
- Cheatham, H. E., Shelton, T. O., & Ray, W. J. (1987). Race, sex, causal attribution, and help-seeking behavior. *Journal of College Student Personnel*, 28(6), 559-568.
- Cohen, J., & Cohen, P. (1975). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. New York: Wiley.
- Collins, B. E., & Hoyt, M. F. (1972). Personal responsibility-for-consequences: An integration and extension of the "forced compliance" literature. *Journal of Experimental Social Psychology*, 8(6), 558-593.
- Cooper, A. E., Corrigan, P. W., & Watson, A. C. (2003). Mental illness stigma and care seeking. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 191(5), 339-341.
- Corrigan, P. (2004). How stigma interferes with mental health care. *American Psychologist*, 59(7), 614-625.
- Corrigan, P. W., & Matthews, A. K. (2003). Stigma and disclosure: Implications for coming out of the closet. *Journal of Mental Health*, 12(3), 235-248.
- Davis, F., & Walsh, W. B. (1988). *Antecedents and consequents of gender role conflict: An empirical test of sex role strain analysis*. Paper presented at the 96th Annual Convention of the American Psychological Association, Atlanta, GA.
- Deane, F. P., & Todd, D. M. (1996). Attitudes and intentions to seek professional psychological help for personal problems or suicidal thinking. *Journal of College Student Psychotherapy*, 10(4), 45-59.
- Efron, B., & Tibshirani, R. (1993). *An introduction to the bootstrap*. New York: Chapman & Hall/CRC.
- Finch, J. F., & West, S. G. (1997). The investigation of personality structure: Statistical models. *Journal of Research in Personality*, 31(4), 439-485.
- Fischer, E. H., & Cohen, S. L. (1972). Demographic correlates of attitudes toward seeking professional help. *Journal of Counseling and Clinical Psychology*, 39(1), 70-74.
- Fischer, E. H., & Farina, A. (1995). Attitudes toward seeking professional psychological help: A shortened form and considerations for research. *Journal of College Student Development*, 36(4), 368-373.
- Fischer, E. H., & Turner, J. L. (1970). Orientations to seeking professional help: Development and research utility of an attitude scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 38(4), 411-418.

- Psychology*, 35(1), 79-90.
- Garson, D. (2008). *Structural equation modeling*. Retrieved June 3, 2008, from <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/structur.htm>.
- Gelso, C. J., & McKenzie, J. D. (1973). Effect of information on students' perceptions of counseling and their willingness to seek help. *Journal of Counseling Psychology*, 20(5), 406-411.
- Gonzalez, J. M., Alegria, M., & Prihoda, T. J. (2005). How do attitudes toward mental health treatment vary by age, gender, and ethnicity/race in young adults? *Journal of Community Psychology*, 33(5), 611-629.
- Good, G. E., Dell, D. M., & Mintz, L. B. (1989). Male role and gender role conflict: Relations to help seeking in men. *Journal of Counseling Psychology*, 36(3), 295-300.
- Good, G. E., Robertson, J. M., Fitzgerald, L. F., & Stevens, M. (1996). The relation between masculine role conflict and psychological distress in male university counseling center clients. *Journal of Counseling & Development*, 75(1), 44-49.
- Good, G. E., Robertson, J. M., & O'Neil, J. M. (1995). Male gender role conflict. *Journal of Counseling and Development*, 43(1), 3-10.
- Good, G. E., & Wood, P. K. (1995). Male gender role conflict, depression, and help seeking: Do college men face double jeopardy? *Journal of Counseling & Development*, 74(1), 70-75.
- Kelly, A. E., & Achter, J. A. (1995). Self-concealment and attitudes toward counseling in university students. *Journal of Counseling Psychology*, 42(1), 40-46.
- Kim, B. S. K. (2007). Adherence to Asian and European American cultural values and attitudes toward seeking professional psychological help. *Journal of Counseling Psychology*, 54(4), 474-480.
- Kligfeld, M., & Hoffman, K. I. (1979). Medical student attitude toward seeking professional psychological help. *Journal of Medical Education*, 54(8), 617-621.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Komiya, N., Good, G. E., & Sherrod, N. B. (2000). Emotional openness as a predictor of college students' attitudes toward seeking psychological help. *Journal of Counseling Psychology*, 47(1), 138-143.
- Krus, D. J., & Wilkinson, S. M. (1986). Demonstrating properties of suppressor variables using propositional calculus. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 18, 21-24.
- Kushner, M. G., & Sher, K. J. (1991). The relation of treatment fearfulness and psychological serviceutilization: An overview. *Professional Psychology: Research & Practice*, 22(3), 196-203.
- Levant, R. F. (1992). Toward the reconstruction of masculinity. *Journal of Family Psychology*, 5(3 & 4), 379-402.
- Link, B. G., & Phelan, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual review of Sociology*, 27, 363-85.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., Hoffman, J. M., West, S. G., & Sheets, V. (2002). A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects. *Psychological*

- Methods*, 7(1), 83-104.
- McCarthy, J., & Holliday, E. L. (2004). Help-seeking and counseling within a traditional male gender role: An examination from a multicultural perspective. *Journal of Counseling & Development*, 82, 25-30.
- Mond, M. (2003). *Counseling center 2002-2003 annual report and data summary*. John Hopkins Counseling Center. Retrieved June 3, 2008, from <http://www.jhu.edu/~ccenter>.
- Moradi, B., Tokar, D. M., Schaub, M., Jome, L. M., & Serna, G. S. (2000). Revisiting the structural validity of the gender role conflict scale. *Psychology of Men & Masculinity*, 1(1), 62-69.
- Morgan, K. S. (1992). Caucasian lesbians' use of psychotherapy: A matter of attitude? *Psychology of Women Quarterly*, 16(1), 127-130.
- Murstein, B. I., & Fontaine, P. A. (1993). The public's knowledge about psychologists and other mental health professionals. *American Psychologist*, 48(7), 839-845.
- O'Neil, J. M. (1981a). Male sex-role conflicts, sexism, and masculinity: Psychological implications for men, women, and the counseling psychologist. *Counseling Psychologist*, 9(2), 61-81.
- O'Neil, J. M. (1981b). Patterns of gender role conflict and strain: The fear of femininity in men's lives. *Personnel and Guidance Journal*, 60, 203-210.
- O'Neil, J. M. (1982). Gender role conflict and strain in men's lives: Implications for psychiatrists, psychologists, and other human service providers. In K. Solomon & N. Levy (Eds.), *Men in transition: Theory and therapy* (pp.5-40). New York: Plenum Press.
- O'Neil, J. M., Good, G. E., & Holmes, S. (1995). Fifteen years of theory and research on men's gender role conflict: New paradigms for empirical research. In R. F. Levant & W. S. Pollack (Eds.), *A new psychology of men* (pp.164-206). New York: Basic Books.
- O'Neil, J. M., Helms, B. J., Gable, R. K., David, L., & Wrightsman, L. S. (1986). Gender-role conflict scale: College men's fear of femininity. *Sex Roles*, 14(5 & 6), 335-350.
- Organization for Economic Cooperation and Development [OECD]. (2005). Suicide rates, mortality, males and females, 2002. *Health at a Glance*. Retrieved June 3, 2008, from <http://www.oecd.org>.
- Pederson, E. L., & Vogel, D. L. (2007). Male gender role conflict and willingness to seek counseling: Testing a mediation model on college-aged men. *Journal of Counseling Psychology*, 54(4), 373-384.
- Regan, D. T., & Fazio, R. (1977). On the consistency between attitudes and behavior: Look to the method of attitude formation. *Journal of Experimental Social Psychology*, 13(1), 28-45.
- Robertson, J. M. (2001). Counseling men in college settings. In G. R. Brooks & G. E. Good (Eds.), *A new handbook of psychotherapy and counseling with men* (pp.146-169). San Francisco: Jossey-Bass.
- Robertson, J. M., & Fitzgerald, L. F. (1992). Overcoming the masculine mystique: Preferences for alternative forms of assistance

- among men who avoid counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 39(2), 240-246.
- Russell, D. W., Kahn, J. H., Spoth, R., & Altmaier, E. M. (1998). Analyzing data from experimental studies: A latent variable structural equation modeling approach. *Journal of Counseling Psychology*, 45(1), 18-29.
- Sharpe M. J., & Heppner, P. P. (1991). Gender role, gender-role conflict, and psychological well-being in Men. *Journal of Counseling Psychology*, 38(3), 323-330.
- Sharpe, M. J., Heppner, P. P., & Dixon, W. A. (1995). Gender role conflict, instrumentality, expressiveness, and well-being in adult men. *Sex Roles*, 33(1 & 2), 1-18.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422-445.
- Stefl, M. E., & Prospero, D. C. (1985). Barriers to mental health service utilization. *Community Mental Health Journal*, 21(3), 167-178.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180.
- Thompson, E. H., Pleck, J. H., & Ferrera, D. L. (1992). Men and masculinities: Scales for masculinity ideology and masculinity-related constructs. *Sex Roles*, 27(11 & 12), 573-607.
- Tijhuis, M. A. R., Peters, L., & Foets, M. (1990). An orientation toward help-seeking for emotional problems. *Social Science Medicine*, 31(9), 989-995.
- Timlin-Scalera, R. M., Ponterotto, J. G., Blumberg, F. C., & Jackson, M. A. (2003). A grounded theory study of help-seeking behaviors among white male high school students. *Journal of Counseling Psychology*, 50(3), 339-350.
- University of Maryland Counseling Center (2007). *Counseling Center Annual Report 2006-2007*. University of Maryland Counseling Center. Retrieved June 3, 2008, from <http://www.counseling.umd.edu>.
- Vessey, J. T., & Howard, K. I. (1993). Who seeks psychotherapy? *Psychotherapy*, 30(4), 546-553.
- Vogel, D. L., Wade, N. G., & Haake, S. (2006). Measuring the self-stigma associated with seeking psychological help. *Journal of Counseling Psychology*, 53(3), 325-337.
- Vogel, D. L., Wade, N. G., & Hackler, A. H. (2007). Perceived public stigma and the willingness to seek counseling: The mediating roles of self-stigma and attitudes toward counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 54(1), 40-50.
- Vogel, D. L., & Wester, S. R. (2003). To seek help or not to seek help: The risks of self-disclosure. *Journal of Counseling Psychology*, 50(3), 351-361.
- Vogel, D. L., Wester, S. R., Wei, M., & Boysen, G. A. (2005). The role of outcome expectations and attitudes on decisions to seek professional help. *Journal of Counseling Psychology*, 52(4), 459-470.
- Whaley, A. L. (1997) Ethnic and racial differences in perceptions of dangerousness of persons with mental illness. *Psychiatric Services*, 48, 1328-1330.
- Ying, Y., & Miller, L. S. (1992). Help-seeking

behavior and attitude of Chinese Americans regarding psychological problems. *American Journal of Community Psychology*, 20(4), 549-557.

원 고 접 수 일 : 2008. 8. 18

수정원고접수일 : 2008. 12. 25

게 재 결 정 일 : 2009. 2. 9

Gender Role Conflict and Willingness to Seek Counseling in Male University Students: Testing the Mediating Roles of Social Stigma, Self-Stigma and Attitudes toward Seeking Counseling

Juno Park

Young Seok Seo

Yonsei University

To get a better understanding of why men are reluctant to seek professional help for their psychological distress, the authors examined 3 mediators (social stigma and self-stigma associated with seeking counseling and attitudes toward seeking counseling) regarding the link between gender role conflict and willingness to seek counseling by using structural equation modeling with data from 385 male university students. Results indicated that this link was partially mediated by these 3 factors. That is, men experiencing greater gender role conflict were more likely to have high social stigma and self-stigma; high social stigma and high self-stigma then led to less positive attitudes and subsequently to less willingness to seek counseling. In addition, the relationships among the study variables were different for those with previous counseling experience than those without previous counseling experience. For those without previous counseling experience, the partially mediating model was fit to the data, whereas for those with previous counseling experience indirect effects were not significant.

Key words : *gender role conflict, social stigma, self-stigma, attitudes toward seeking counseling, willingness to seek counseling*