

## 업무환경 위험요소가 상담자 소진에 미치는 영향: 개인자존감과 집단자존감의 역할\*

장 미 화

유 금 란†

가톨릭대학교

본 연구는 업무환경 위험요소, 개인자존감 및 집단자존감, 상담자 소진간의 구조적 관계를 규명하고자 하였다. 이를 위해 경력 1년 이상의 상담자 243명의 설문자료를 면밀히 분석하였다. 첫째, 변인들의 구조적 관계를 파악하기 위해 업무환경 위험요소와 두 자존감들의 관계를 가정한 연구 모형을 구조방정식 모형으로 검증하였다. 그 결과, 연구모형에서 집단자존감이 상담자소진에 미치는 경로계수가 유의하지 않아 수정을 통하여 최종모형을 도출하였다. 최종 모형에 따르면 업무환경 위험요소는 개인자존감을 매개하여 상담자 소진에 영향을 주었으나, 집단자존감의 매개효과는 나타나지 않았다. 그리고 개인자존감은 집단자존감에 정적 영향을 미쳤으나 이 영향이 소진에까지 미치지지는 못하였다. 둘째, 경력 3년을 기준으로 초심과 경력 상담자로 구분하여 다중집단분석을 통해 최종모형의 적용성을 분석한 결과, 두 집단에서 모두 적합한 것으로 나타났으며, 경력 상담자의 경우 초심 상담자와 비교하여 업무환경 위험요소가 개인 및 집단 자존감에 미치는 부정적 영향력이 적음을 확인하였다. 끝으로 본 연구의 시사점과 제한점을 논의하였다.

주요어 : 개인자존감, 집단자존감, 상담자 소진, 업무환경 위험요소

\* 본 연구는 장미화(2012)의 석사학위논문 중 일부를 요약 수정한 것임.

† 교신저자: 유금란, 가톨릭대학교 심리학과, (420-743) 경기도 부천시 원미구 지봉로 43  
Tel: 02-2164-4271, E-mail: kyu@catholic.ac.kr

상담을 구성하는 주요 삼요소(三要素)는 도움 받는 사람, 도움을 주는 사람, 도움을 받는 사람과 주는 사람간의 관계이다(이장호, 정남운 & 조성호, 1999). 도움을 받는 사람을 내담자, 도움을 주는 사람을 상담자, 이 두 사람간의 관계를 상담 관계라 하며, 이 삼요소의 역동으로 상담성과는 창출된다. 상담성과를 창출하는 데에 상담자가 차지하는 비중에 관한 연구는 오랫동안 주목받아 온 관심 주제 중 하나이다(Beuter, Crago & Arizmendi, 1986; Gurman, 1977). Corey와 Corey(1989)는 상담에서 가장 중요한 도구는 인간으로서의 상담자 자신이며, 가장 강력한 기법은 활기 있게 살아가는 모습과 현실을 직시하는 상담자의 능력이라고 하였고, Skovholt(2001)도 상담자의 자아가 상담 활동의 성패를 좌우한다 하였다. 상담의 효과적인 진행과 내담자의 긍정적 변화에 가장 강력한 영향을 미치는 요인은 상담이론이나 기법이 아니라 상담자 자신이다(윤은주, 2008). 아울러 상담자와 내담자간의 상담관계 또한 상담성과를 결정짓는 중요한 변인으로(Hubble, Duncan, & Miller, 1999) 상담관계의 중요성은 여러 학파의 이론적 차이를 뛰어넘어 상담성과를 위한 필수적 요소로 간주되어 왔는데(Norcross, 2000) 상담관계의 질에 영향을 주는 중요한 요인 역시 상담자이며(Delia, Patrick, 1996) 신뢰로운 상담관계를 맺는 책임은 상담자에게 있다(윤아랑, 정남운, 2011). 즉 상담자는 상담의 구성 삼요소 중 도움을 주는 사람으로서 한 요소일 뿐 아니라 다른 요소인 상담관계에 또한 영향을 미치는 중요한 치료 요인이다. 이렇듯 상담에 있어 상담자의 역할은 매우 중대하나, 내담자를 공감적으로 이해하기 위해 대부분의 경우 상담자가 일방적으로 배려하고 이해해야 하는 관계적 특수성을

지니고 있기에(Skovholt & Ronnestad, 1992) 상담자는 심리적으로 소진될 위험성이 크다. 상담자의 소진은 상호적 관계의 맥락 속에서 내담자에 대한 공감, 존중, 긍정적 느낌 등의 결여가 나타나(Maslach & Jackson, 1981) 결국 상담의 질적 하락을 가져올 수 있을 뿐 아니라, 상담자 개인에게도 불만과 비판의 증대, 병에 대한 저항력의 저하, 일에 대한 비효율성의 증대와 같은 결과를 가져오게 되므로(Veninga & Sparadley, 1981) 소진은 중요하게 다루어져야 할 연구 분야라 하겠다.

소진(burnout)이라는 용어는 1970년대 Frudenberger(1974)의 'staff burn-out'이라는 논문에서 처음 사용되었고, 이후 Chermis(1980), Maslach와 Jackson(1981), Kottler(1993), Skovholt(2001) 등 여러 학자들에 의해 다양하게 정의되었는데 이 중 가장 일반적으로 받아들여지고 있는 개념은 정서적 고갈(emotional exhaustion), 비개인화(depersonalization), 개인적 성취감 감소(diminished personal accomplishment), 이상 3개 차원 구성요인으로 소진을 설명한 Maslach(1981)의 정의이다. 한편 최근 상담자 소진 연구(Lee et al., 2007)에서는 "상담자가 개인적 낙담, 조직 스트레스에 대한 무관심, 신체적·정서적 고갈 때문에 임상적 업무를 적절하게 수행할 수 없는 상태"를 소진이라 정의하였다.

소진에 영향을 미치는 변인에 관한 연구는 초기 개인의 성격이론을 중심으로 개인적 차원에서 시작하여(Sodelfelt, 1995) 후에는 개인을 둘러싼 외부적 환경으로 초점이 옮겨졌다. 윤아랑과 정남운(2011)이 최근 연구추세에 따라 이를 범주화 한 것에 따르면 소진의 원인은 크게 개인적 범주와 환경적 범주로 구별되며, 좀 더 살펴보면 다음과 같다. 개인적 요인으

로는 첫 번째가 인구통계학적 변인으로써 주로 연령, 경력, 결혼, 성별, 교육 수준 등이 포함되고, 두 번째는 직무태도 변인으로써 개인의 기대정도가 포함된다. 마지막은 가장 많이 연구되고 있으며 또한 큰 영향력을 끼치는 변인으로 알려진 성격변인이다. 대표적으로 A형 성격유형, 낮은 자존감, 외부 통제소재, 회피적 대처양식, 신경증 성향, 역기능적 완벽주의 및 낮은 자기위로 능력, 영적 안녕감, 상담자 발달 수준 등이 포함되며 이러한 특성을 지닌 개인들은 더 쉽게 소진되는 경향을 보였다. 한편 환경적 요인은 크게 두 가지로 나눌 수 있는데 하나는 직무 및 역할 특성 변인으로써 내담자 관련 변인과 업무스트레스 변인이 속하며, 다른 하나는 조직 특성 요인으로써 조직의 과정 및 구조가 개인이 직무에 대해 느끼는 감정 및 생각에 어떻게 영향을 미치는가에 초점을 맞춘 것이다. 업무환경에서 스트레스를 많이 경험할수록 심리적으로 소진될 가능성은 높으며(박성호, 2001; 박희현, 2006; Altmaier, & Russell, 1989; Delia & Patrick, 1996; Raquepaw & Miler, 1989), 국내 연구의 경우 상담환경에서 상담자가 역할갈등과 도전감의 상실을 경험할 때 소진의 정도가 의미있게 높았다(유성경, 박성호, 2002).

그렇다면 앞서 언급한 다양한 원인 중 소진을 일으키는 중요한 요인은 무엇일까? 선행연구들에 따르면 소진에 환경적 특성이 영향을 미치는 것은 하지만 개인적 특성이 보다 큰 영향력을 미친다고 보고하고 있다(박정해, 2006; 여선영, 2005; 최혜윤, 정남운, 2003; Arricale, 2001; Freudenberger, 1974). 박희현(2005)의 연구를 살펴보면 소진의 설명력이 심리내적 변인 48%, 환경적 변인 33%로 상담자의 심리내적 변인의 설명력이 보다 높았다. 한편 외부 환

경 요인만으로는 소진을 이해할 수 없다고 보고 내적인 요인의 중요한 역할을 지적인 연구도 있다(Biuhler & Land, 2003; Pines, 2002; Pines, 2004). 일반적으로 같은 조건하에서도 스트레스에 대한 사람들의 반응은 다르게 나타나며(Daley, 1979), 각 상담자마다 가지고 있는 개인적 특성에 따라 같은 상황에서 소진 정도와 반응은 다르다(박희현, 김광웅, 2006) 따라서 직무환경에 대한 반응이나 결과는 개인의 특성에 의해 조정되는 과정으로 이해하는 것이 보다 적절할 것이며(박희현, 2005), 소진의 원인을 분석함에 있어 개인적 요인을 고려함으로써 더 완전한 이해를 추구할 수 있을 것이다(Cherniss, 1980).

인구통계학적 변인, 직무태도 변인, 성격변인으로 범주화되는 개인적 요인 가운데 소진에 영향을 미치는 주요한 요인으로는 성격변인을 꼽을 수 있고(윤아랑, 정남운, 2011), 이중 대표적 특성 가운데 하나가 자존감(self-esteem)이다. 앞서 언급한 박희현(2005)의 소진 연구에서도 심리내적 변인 중 상담자의 자존감은 가장 높은 설명량을 보였다. 자존감은 소진에 유의한 영향을 미치며(윤부성, 2000; Freudenberger, 1974), 자존감이 높은 사람일수록 소진을 덜 경험하였다(Farber & Heifetz, 1982; Freudenberger, 1974; Maslach, 1982). 또한 낮은 자존감은 소진의 진행단계와 긍정적인 상관관계를 보였다(Golembiewski & Kim, 1989). 소진에서 자존감은 중요한 예언인자이며 자존감은 소진의 중요 매개 역할을 한다(Byrne, 1999; 이재일, 2011 재인용; Edelwich et al, 1980, Golebiewski, 1989, Maslach, 1982). 자존감은 소진연구뿐 아니라 그동안 심리·상담분야에서 가장 많이 연구되어져 왔고 지금도 꾸준히 연구되고 있는 변인이며, 수많은 선행연구

들에서 인간의 적응과 정신건강에 직·간접적으로 유의미한 영향을 주는 변인으로 보고되어 왔다(이자영, 남숙경, 이미경, 이지희, 이상민, 2009; 이주리, 2008; 최미례, 이인혜, 2003; Cole & Turner, 1993).

전통적으로 자존감에 관한 연구는 자신에 대한 주관적인 평가(Rosenberg, 1965)인 개인자존감에 대한 연구를 중심으로 진행되어 왔으며 최근에는 자신이 속한 집단의 가치나 중요성에 대한 평가인 집단자존감에 대한 관심 또한 증대되고 있다. Tajfel(1982)은 사회정체감 이론에서 개인의 자아개념을 개인적 정체감(Personal identity)과 사회적 정체감(social identity)의 두 측면으로 구분하여 설명하였는데, 같은 맥락에서 1992년 Lahtanen과 Crocker는 자존감을 개인자존감(Personal self-esteem)과 집단자존감(Collective self-esteem)으로 설명하였다. ‘상담자로서의 자존감’은 심리적 건강의 핵심이며(Gover, 1991), 상담자들의 집단자존감과 집단정체감의 역할은 능률적인 상담자가 되는데 있어서 도움을 준다(Yu 등, 2007). 또한 집단자존감은 업무환경 위험요소와 심리적 소진과의 관계에서 매개역할을 나타냈는데(임정임, 2012; Kim, 2012; Yu, 2008), 이는 집단자존감이 심리적 소진을 예방하고 줄이는데 효과적인 변인임을 시사한다. 서구사회에 비하여 상대적으로 보다 집단주의적이라 알려진 우리사회에서 집단의식이 사람들의 감정, 신념, 행동에 미치는 영향이 더욱 중요해 짐(김혜숙, 1993)을 고려해 볼 때, 또한 개인의 능력도 중시되지만 남과의 조화로운 인간관계와 타인의 인정이 중시되는 집단주의적 가치가 우리사회에 존재함(차재호, 정지원, 1993)을 고려할 때, 우리나라 상담자들의 소진을 이해함에 있어 집단자존감을 살펴보는 연구는 더욱 필요하다

하겠다. 한편 개인자존감과 집단자존감의 관계를 살펴본 선행 연구들의 결과는 이 두 변인이 서로 관련이 있음을 시사하고 있다. 김혜숙(1994)의 연구에서는 개인자존감과 집단자존감이 상당한 정도의 상관관계(.44)를 보였으며, Luhtanen과 Crocker(1992)의 연구에서도 이들 두 변인간의 상관관계는 .34로 나타났다. 또한 김지경, 박수애, 이훈구(1999)의 연구에서 개인자존감은 일반적 집단자존감 뿐 아니라 구체적인 집단(대학, 성, 소집단)에 대한 집단자존감에서도 유의한 정적 상관을 보였다.

한편 상담자 소진에 있어 인구통계학적 요인 가운데 주목할 것은 상담자 경력이다(윤아랑, 2012) 상담자 소진 내용을 질적 분석한 연구(최윤미, 양난미, 이지연, 2002)와 상담경력 과 상담자 소진과의 관계를 살핀 연구(이자영, 남숙경, 박희락, 김동현, 이미경, 이상민, 2008)에서 상담 경력에 따라 소진 양상의 차이가 나타났고, 경력이 쌓일수록 소진을 덜 경험(최혜영, 1994; 최혜운 등, 2003, Maslach et al, 2001)한다는 보고도 있다. 그 외에도 상담자의 경력은 상담자의 반응, 사례개념화 수준, 역전이 관리 능력 등과 유의미한 관련성이 있으므로 상담자 소진 관련 연구에 있어 경력에 따른 구분은 필요하다(윤아랑, 2012).

소진에 영향을 미치는 주요 변인으로 개인자존감을 꼽을 수 있으며, 개인자존감과 집단자존감의 유지, 형성이 밀접하게 관련되어 있음을 고려하였을 때, 상담자 소진에 있어 어떤 자존감이 더 영향력을 미치는지, 혹은 두 자존감이 어떻게 상호작용할 가능성이 있는지에 대하여 살펴볼 필요가 있겠다. 그러나 이러한 중요성에도 불구하고 상담자 소진을 다룬 연구 중 개인자존감과 집단자존감을 함께 다룬 국내연구는 부족하다. 본 연구에서 주요

관심의 대상이 되는 것은 개인자존감과 집단자존감 간의 관계이며, 업무환경 위험요소가 어떠한 경로로 자존감을 통해 상담자 소진에 영향을 미치는지에 대해 분석하고자 한다.

**연구문제 1.** 업무환경 위험요소는 어떤 경로를 통해 상담자 소진에 영향을 미치게 되는가? 업무환경 위험요소, 개인자존감 및 집단자존감이 어떤 과정을 통해 상담자 소진에 영향을 미치는지 살펴보기 위해 다음과 같은 네 가지 이론적 배경을 토대로 가설모형을 설정하였다. 첫째, 업무환경 위험요소는 상담자 소진에 직접적인 영향을 미친다(박성호, 2001; 박희현, 2006). 둘째, 업무환경 위험요소는 개인자존감을 통해 상담자 소진에 간접적인 영향을 미친다. 이는 개인자존감이 정서적 스트레스가 되는 외적 요인들을 조절하는 데 영향을 주며(Edelwich et al, 1980; Golebiewski, 1989; Maslach, 1982) 개인자존감이 심리적 부적응 변인들의 조절 또는 매개 변인으로 작용한 연구(최미래, 이인혜, 2003)를 적용한 것이다. 셋째, 업무환경 위험요소는 집단자존감을 통해 상담자 소진에 간접적인 영향을 미친다(Yu, 2008). 넷째, 개인자존감이 집단자존감에 영향을 준다(김지경, 박수애, 이훈구, 1999). 이와 같은 가설을 토대로 설정한 가설모형의 구체적인 구조는 그림 1과 같다.

**연구문제 2.** 가설모형은 초심자 및 경력자 집단에 공통적으로 사용할 수 있는가? 또한 업무환경 위험요소, 개인자존감, 집단자존감, 심리적 소진 정도에 집단 간 잠재평균차이가 나타나는가?

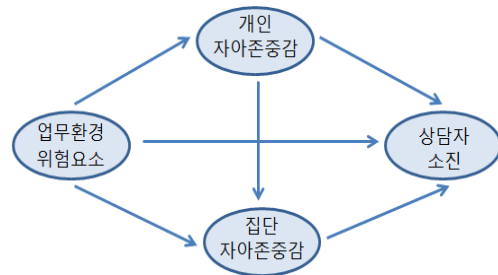


그림 1. 가설모형

## 방 법

### 연구대상

본 연구는 상담자의 개인자존감과 집단자존감 및 상담자 소진에 관한 연구로서, 상담을 시작한지 1년 이상의 상담자들을 대상으로 설문 실시하였다. 연구대상에 제한을 둔 것은 일을 시작한 지 1년에서 2년이 되면서부터 소진을 경험하기 시작한다는 연구 결과를 참고하였기 때문이다(Freudenberger, 1975). 본 연구는 2011년 한국상담심리학회 학술대회 개최 당일과 서울 및 경기도에 위치한 공공기관상담실, 상담전문기관 및 대학부설상담센터 등에서 상담자를 대상으로 설문을 실시하였으며, 총 380부를 배부하여 249부 회수, 이 중 무성의하거나 경력이 미달하는 자료 총 6부를 제외한 243명의 자료가 분석에 사용되었다. 본 연구에 참여한 상담자는 남자가 20명(8.2%), 여자가 223명(91.8%)이었으며, 연령 분포는 23세에서 59세의 범위였다(평균 37.47세, 표준편차 8.24). 상담경력은 평균 4.99년(표준편차 4.40)이었고, 근무기관은 대학부설상담센터가 73명(30.0%)이고, 전문상담기관 66명(27.2%), 공공기관상담실 41명(16.9%), 중고등학교 상담실 36명(14.8%), 기타가 27명(11.1%)이었다.

## 측정도구

### 개인자아존중감 척도(Self-Esteem Scale)

Rosenberg(1965)가 개발한 개인자존감 척도를 전병제(1971)가 번안한 것을 사용하였다. 이 척도는 개인의 가치, 자신감, 만족도, 자신에 대한 존중감, 그리고 자신에 대한 비하를 포괄적으로 측정하도록 고안된 자기보고식 검사로 긍정적인 자존감 5문항과 부정적 자존감 5문항으로 구성되어 있다. 각 문항의 응답은 '거의 그렇지 않다'(1점)에서 '항상 그렇다'(4점)까지의 리커트(Likert) 척도로 측정되며 부정적인 문항은 반대로 처리하여 점수범위는 10~40점까지로, 점수가 높을수록 자존감이 높음을 의미한다. Rosenberg(1965)의 연구에서 신뢰도 계수 Cronbach's  $\alpha = .85 \sim .88$ 까지 나타났고, 본 연구에서 척도의 신뢰도 계수는 Cronbach's  $\alpha = .84$  이었다.

### 집단자아존중감 척도(Collective Self-Esteem Scale: CSES)

Luhtanen 과 Crocker(1992)가 개발한 집단자존감척도(CSES: Collective Self-Esteem Scale)를 김혜숙(1994)이 번안한 것을 토대로 하되, 척도에서 집단이름을 '상담자 집단'으로 수정함으로써 집단 범주를 제한하여 집단자아존중 정도를 측정하였다. 이 척도는 멤버십 CSES (membership CSES), 사적 CSES(private CSES), 공적 CSES(public CSES), 정체적 CSES(identity CSES) 등 4개의 하위요인을 포함하고 있으며, 각각 4문항씩 총 16문항으로 긍정적 문항과 부정적 문항이 반반으로 구성되어 있다. 각 문항의 응답은 '전혀 아니다'(1점)에서 '언제나 그렇다'(5점)까지의 리커트(Likert) 척도로 측정되며 부정적인 문항은 반대로 처리하여 점수범위는

16~80점까지로, 점수가 높을수록 집단자존감이 높은 것을 의미한다. 김혜숙(1994)의 연구에서 신뢰도 계수 Cronbach's  $\alpha = .87$ 이었고, 본 연구에서는 멤버십 CSES .78, 사적 CSES .75, 공적 CSES .75, 정체적 CSES .69로 나타났다.

### 상담자 소진 척도(Korean Counselor Burnout Inventory; K-CBI)

Counselor Burnout Inventory(CBI, Lee et al., 2007)를 Yu(2007)가 타당화한 한국판 상담자 소진 척도(Korean Counselor Burnout Inventory; K-CBI)를 사용하였다. K-CBI의 문항들은 직무 소진의 다양한 수준을 보여주는 감정과 행동 특성을 나타내고 있으며 신체적 피로감, 무능감, 비협조적 직무환경, 내담자 가치 저하, 사생활 악화 등 5개의 하위요인으로 이루어져 있다. 각 요인별로 4문항씩 총 20문항으로 구성되어 있으며, 각 문항의 응답은 '전혀 아니다'(1점)에서 '언제나 그렇다'(5점)까지의 리커트(Likert) 척도로 측정되며 점수범위는 20~100점까지로, 점수가 높을수록 상담자 소진 수준이 높음을 의미한다. Yu(2007)의 연구에서 신뢰도 계수 Cronbach's  $\alpha = .92$ 이었고, 본 연구에서는 신체적 피로감 .83, 무능감 .82, 비협조적 직무환경 .78, 내담자 가치저하 .75, 사생활 악화 .79로 나타났다.

### 업무환경 위험요소

Jayarathne와 Chess(1981)의 질문지를 윤부성(2000)이 번안한 것을 사용하였다. 이 척도는 상담자들이 근무하고 있는 상담실의 업무환경 특성을 측정하기 위해 개발된 것으로 도전, 역할갈등, 역할 모호성, 업무과다 등 4개의 하위요인으로 구성되며 총 19문항이다. 여기서 '도전'이란 업무에 대한 자율성과 능력개발의

기회를 의미하는 것으로 상담 및 관련 업무가 상담자에게 얼마나 도전이 되고 적절한 자극을 주고 있는지를 측정한다. ‘역할갈등’이란 조직 내 직무 수행상의 각종 요구가 개인적인 기준 또는 직무요건들과 불일치하고 상반된 둘 이상의 역할수행의 갈등을 의미한다. ‘역할 모호성’이란 개인이 역할을 어떻게 수행해야 하는가에 대하여 충분한 정보가 주어지지 않을 때 나타나는 역할수행의 불확실성을 의미한다. 마지막으로 ‘업무과다’란 개인에게 주어진 시간과 능력을 초과하는 업무량을 의미한다. 각 문항의 응답은 ‘전혀 그렇지 않다’(1점)에서 ‘매우 그렇다’(5점)까지의 리커트(Likert) 척도로 측정되며 ‘도전’ 6문항 중 5문항과 ‘역할 모호성’ 전체문항을 반대로 처리하여 점수 범위는 19~95점까지이며, 점수가 높을수록 업무환경 위험요소 수준이 높다는 것을 의미한다. 윤부성(2000)의 연구에서 신뢰도 계수 Cronbach's  $\alpha = .60 \sim .84$ 이었고, 본 연구에서는 도전 .67, 역할갈등 .70, 역할 모호성 .81, 업무과다 .84로 나타났다.

#### 절차

본 연구의 설문조사는 약 2주간에 걸쳐 실시되었다. 설문지는 상담자의 개인자존감에 관한 질문지, 상담자 소진에 관한 질문지, 상담자 집단자존감에 관한 질문지, 업무환경 위험요소를 측정하기 위한 질문지, 인구통계학적 특성에 관한 질문지 순으로 구성하였다.

(사) 한국상담심리학회 관계자 및 상담사들의 동의를 얻어 2011년 한국상담심리학회 학술대회 개최 당일 직접 배부·회수였고, 그 외 대학원, 대학부설 학생상담센터, 전문상담기관에 우편(전자우편 포함)과 직접 방문을 통

하여 배부 및 회수하였다. 전체 질문지 응답에 소요된 시간은 약 15분 정도이며, 응답률은 65.5%였다.

#### 분석방법

본 연구에서는 SPSS windows 18.0을 이용하여 기술적인 통계 부분을 살펴보고, 각 척도의 신뢰도 검증을 위해 내적 합치도 계수인 Cronbach's  $\alpha$ 를 산출하였다. 또한 개인자존감, 집단자존감, 업무환경 위험요소, 심리적 소진간의 관련성을 알아보기 위한 선행분석으로 Pearson 적률상관계수(r)를 산출하였다.

한편 경로분석을 통한 모형 평가를 위해 Amos 18.0을 사용하였다. 경로모형을 검증하기에 앞서 각 변인들이 측정하는 하위 측정 변인들이 적절하게 이론 변인들을 측정하는지 알아보기 위하여 확인적 요인분석(CFA; Confirmatory Factor Analysis)을 실시하였으며, 연구자가 선행이론에 근거하여 연구모형을 설정한 후 적합성을 확인하고 모델이 자료에 잘 적합하지 않을 경우 더 나은 적합도를 지니고 또한 실질적으로 의미있는 모델을 찾기 위한 모델생성전략(model generating strategy)을 택했다. 아울러 모형의 적합도(fit)를 적절하게 평가하기 위하여 모형과 자료 간의 일치 정도를 나타내주는  $\chi^2$  값과 함께 여러 가지 적합도 지수(fit index)를 이용하였다. 이는  $\chi^2$  검정이 전집 오류가 적은 좋은 모형도 영가설의 내용이 너무 엄격하여 쉽게 기각되는 문제와 동일한 모형이 표본의 크기에 따라 민감하게 영향을 받는 문제점을 갖고 있으므로(홍세희, 2001), 다른 적합도 지수들을 함께 고려하여야 하기 때문이다(성태제, 2007). 이에 이론모형이 얼마나 자료를 잘 설명하는가를 보여주는 상

대적 적합도 지수인 CFI(Comparative Fit Index)와 모델의 간명도를 결합하여 특정한 TLI(Tucker & Lewis Index), 절대적 적합도 지수 중 신뢰구간을 설정할 수 있는 장점을 지닌 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 모형평가 기준으로 삼았다. TLI와 CFI는 둘 다 표본의 크기에 영향을 받지 않는 값들이며 .90이상이면 좋은 적합도로 볼 수 있고(홍세희, 2000), RMSEA의 경우 RMSEA < .05이면 좋은 적합도(close fit), RMSEA < .08이면 괜찮은 적합도(reasonable fit)로 간주할 수 있다(Browne, Cudeck, 1993).

## 결 과

### 모형분석을 위한 기술통계

측정변수와 잠재변수들의 평균과 표준편차, 척도 및 왜도, 그리고 변수 간 상관계수는 표 1에 제시된 바와 같다. 심리적 소진은 연령, 경력, 개인자존감 및 집단자존감과 통계적으로 유의하게 부적 상관, 업무환경 위험요소와는 유의하게 정적 상관을 보였다. 한편 업무환경 위험요소는 개인자존감 및 집단자존감과 유의한 부적 상관을, 개인자존감과 집단자존감은 통계적으로 유의한 정적 상관을 보였다. 또한 측정 변수들의 왜도와 첨도를 살펴본 결과, 각각 절대값 2, 7을 넘지 않아 정규성 가정을 충족하는 것으로 결론 짓고 최대우도법을 사용하여 자료를 분석하였다.

### 측정모형 검증

본 연구에서 설정한 모형을 검증함에 앞서,

각 측정변인들(indicators)이 적절하게 이론변인을 나타내는지 알아보고자 확인적 요인분석을 실시하였다(Anderson & Gevbing, 1988). 그 결과, 전반적인 모형의 적합도가 만족스럽지 못한 수준으로 나타났다,  $\chi^2(df=98, N=243)=369.059, p=.000; TLI=.797; CFI=.834; RMSEA=.107$ . 검토결과 측정변인에 대한 요인부하량(factor loading)은 모두 .4 이상으로 적합한 수렴타당도(송지준, 2011)가 확보되었으나, 업무환경 위험요소와 상담자소진의 상관계수가 .875임을 확인하였다. 상관계수가 .800 이상일 경우 다중공선성의 가능성이 있다고 판단할 수 있으므로(Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998) 개념적으로 중첩되는 상담자 소진의 하위요인 ‘비협조적 직무환경(.634)’과 업무환경 위험요소의 하위요인 ‘업무과다(.476)’가 제외함으로써 판별타당도를 확보하고 다시 측정 모형을 검증하였다. 그 결과 측정 모형의 적합도가 적절한 수준으로 나타났다,  $\chi^2(df=71)=168.341, p=.000; TLI=.907; CFI=.927; RMSEA=.075$ .

### 가설모형 검증 및 수정모형 도출

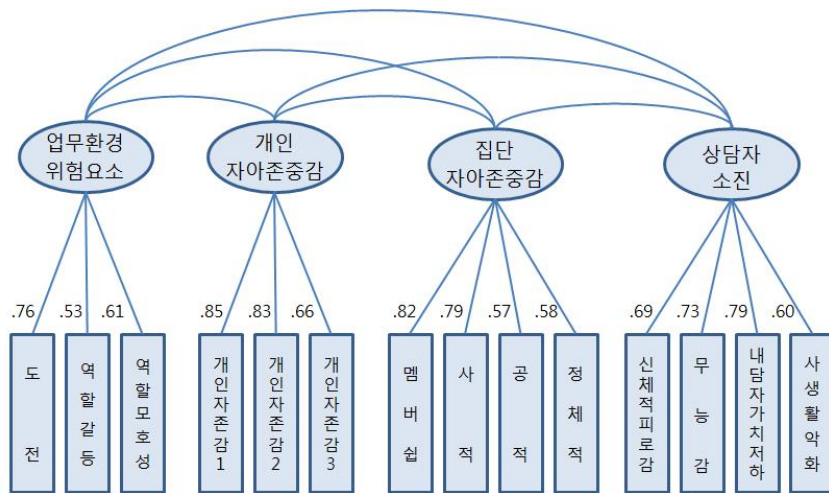
가설모형을 검증한 결과는 표 2와 같고, 모형적합도가 적합한 것으로 나타났다. 그러나 모형의 모수추정치를 살펴본 결과, 집단자존감이 상담자 소진에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다( $B=-.191, \beta=-.232$ ). 추가 지수를 검토 한 결과, 집단자존감이 상담자 소진에 미치는 경로를 제거한 경로모형(수정모형)을 검증한 결과 모형적합도가 적합한 것으로 나타났다. 또한 모형의 모수추정치를 살펴본 결과 업무환경 위험요소가 개인자존감 및 집단자존감, 상담자 소진에 미치는 영향이 통계적으로 유의했으며 개인자존감이 집단자존



표 1. 속성변수 간 상관, 평균값, 표준편차, 왜도, 첨도

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	M	SD	왜도	첨도	
1. 연령	.37	.23	.28	.39	.36	.36	.39	.34	.14	.14	.24	-.24	-.14	-.22	-.10	-.22	-.21	-.26	.01	-.15	-.04	-.16	-.16	37.47	8.24		
2. 경력		.35	.38	.32	.36	.38	.33	.30	.05	.15	-.21	-.10	-.20	.05	-.15	-.11	-.39	.02	-.15	-.05	-.17	-.05	-.17	4.99	4.40		
3. 개인자준감 1			.70	.54	.66	.55	.44	.26	.27	.50	-.26	-.14	-.31	-.04	-.24	-.30	-.45	-.18	-.41	-.28	-.42	-.42	13.08	1.59	.36	.31	
4. 개인자준감 2				.54	.66	.50	.44	.36	.31	.48	-.33	-.22	-.32	-.19	-.36	-.31	-.42	-.27	-.32	-.25	-.41	-.38	1.35	-.05	.54		
5. 개인자준감 3					.83	.41	.34	.31	.16	.40	-.21	-.16	-.31	-.15	-.28	-.20	-.35	-.12	-.30	-.19	-.33	-.33	8.90	1.65	.01	-.44	
6. 개인자준감 합						.57	.47	.34	.26	.53	-.31	-.20	-.37	-.15	-.33	-.35	-.47	-.22	-.40	-.28	-.44	-.44	31.57	3.75			
7. 병의원 CSRS							.62	.36	.48	.80	-.39	-.31	-.39	-.16	-.42	-.34	-.56	-.18	-.54	-.26	-.48	-.48	13.38	2.16	.01	-.19	
8. 사적 CSRS								.54	.47	.84	-.40	-.31	-.36	-.08	-.34	-.25	-.40	-.26	-.45	-.26	-.42	-.42	16.26	2.10	-.34	.36	
9. 공적 CSRS									.56	.73	-.32	-.15	-.38	-.05	-.28	-.12	-.29	-.21	-.29	-.19	-.28	-.28	13.22	2.07	-.46	.53	
10. 정취적 CSRS										.74	-.37	-.11	-.31	-.08	-.28	-.18	-.25	-.10	-.32	-.14	-.26	-.26	13.32	2.11	-.48	.58	
11. 집단자준감 합											-.48	-.25	-.46	-.12	-.42	-.20	-.48	-.24	-.52	-.27	-.46	-.46	62.20	6.60			
12. 도전												.40	.46	.29	.70	.39	.35	.47	.46	.34	.53	.53	13.81	3.21	.28	.16	
13. 역할만족													.31	.48	.80	.32	.38	.52	.39	.30	.45	.45	14.01	3.58	.25	-.75	
14. 역할만족성														.11	.56	.31	.23	.26	.35	.23	.34	.34	5.80	2.12	.40	-.23	
15. 업무만족															.72	.43	.38	.40	.25	.45	.40	.40	13.17	3.97	.31	-.09	
16. 업무환경 위험요소 합																.50	.33	.64	.50	.48	.66	.66	48.81	9.24			
17. 심리적 피로감																	.50	.41	.51	.55	.59	.59	10.11	2.70	-.20	-.02	
18. 무능력																		.34	.57	.40	.40	.40	10.30	2.42	-.24	-.07	
19. 비협조적 피로환경																			.46	.52	.52	.52	7.90	2.74	.34	-.11	
20. 내담자 가치제하																				.43	.56	.56	8.35	2.17	.18	.21	
21. 사생활 침해																							10.30	2.68	-.14	-.20	
22. 상담자 소진 합																								48.38	9.77		

주: N = 243. 상관의 절대값이 .15와 같거나 클 때  $p < .05$ 에서 유의함; .16과 같거나 클 때  $p < .05$ 에서 유의함; 개인자준감 1, 2, 3 = 개인자준감 점수를 세 가지 무리미로 계산한 것

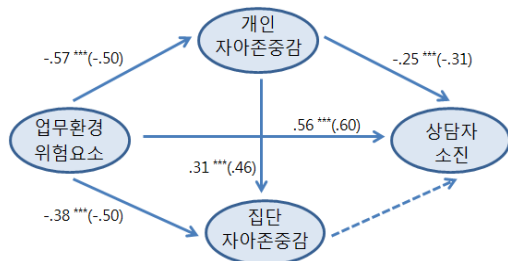


주. 측정 변수에 관한 오차항 생략.

그림 2. 확인적 요인분석 모형과 표준화 계수

표 2. 가설모형의  $\chi^2$ 검정 결과 및 적합도 지수

	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA(90% 신뢰구간)
가설모형	168.341	71	.907	.927	.075 (.061-.090)
수정모형	169.984	72	.907	.927	.075 (.060-.090)



주. 오차항 생략.

\*\*\*  $p < .001$ , ( )는 표준화 경로계수

그림 3. 최종 모형(수정모형) 경로계수

감에 미치는 영향 또한 통계적으로 유의하였다. 따라서 본 연구에서는 수정모형을 최종 구조모형으로 선택하였다(그림 3). 한편 가설모형의 경우 집단자존감이 상담자 소진에

미치는 경로가 유의하지 않았으나, 모형적합도가 적합하였으며 다른 경로는 모두 통계적으로 유의하였으므로 점선으로 처리하였다.

비표준화 계수(B)와 C.R.(Critical Ratio)을 통해 최종 구조모형의 모수에 대한 추정치를 분석하고 가설을 검증하였고, 표준화된 계수( $\beta$ )를 통해 모형의 효과성을 분석했다. 최종모형의 모수추정치는 모든 경로에서  $p < .001$  수준에서 통계적으로 유의미했으며 그 결과는 그림 3에 제시하였다.

상담자 소진에 업무환경 위험요소, 개인자존감, 집단자존감이 어떻게 영향을 미치는지 구체적으로 이해하기 위해 부트스트랩핑(bootstrapping) 방법을 사용하여 각 변인들 간

표 3. 최종 모형의 경로계수 효과분해 (N=243)

경로			인과적 효과		
			직접효과	간접효과(95% 신뢰구간)	총효과
업무환경 위험요소	→	개인자존감	-.502		-.502
업무환경 위험요소	→	집단자존감	-.496	-.229(-.34, -.14)	-.725
업무환경 위험요소	→	상담자 소진	.597	.153( .08, .47)	.750
개인자존감	→	상담자 소진	-.305		-.305
개인자존감	→	집단자존감	.456		.456

경로계수의 효과를 분해하였다(표 3). 업무환경 위험요소는 상담자 소진에 직접적 영향을 미침과 동시에 개인자존감을 경유하여 간접적 영향까지 동시에 미친다는 것을 알 수 있다.

초심 상담자와 경력 상담자 간의 경로차이

국내 연구의 경우 초심 상담자의 경력을 3년 정도로 정의하고 있는 것을 참고하여(정경빈, 2009) 본 연구에서도 이 기준을 따라 3년 이하의 상담자를 초심 상담자로, 그 이상의 경력을 가진 상담자를 경력 상담자로 구분하여 다중집단분석(multi-group analysis)을 실시함으로써 경력에 따른 소진의 차이가 있는지 확인하였다. 다중집단분석은 측정모델이나 구조모델에서 한 집단의 모수치가 다른 집단의 모수치와 동일하지를 검증하고자 할 때 이용된다(배병렬, 2009). 본 연구에서는 초심 상담자 118명, 경력 상담자 125명, 총 243명이 분석대상이 되었다.

우선 초심 상담자와 경력 상담자 각 집단이 측정변인에 대해 동일한 수준으로 지각하고 있는지 확인하기 위하여, 두 경로의 계수의 크기가 같다는 제약을 두고 틀린 등가제약 모델(equal constrained model)과 계수에 대해 제약을 가하지 않은 자유모델(free model)의 적합도를 살펴보았다. 그 결과는 두 모형에서 모두  $\chi^2$ 의 값이  $df$ 보다 높게 나타났으며, 그 외 지수도 양호함을 확인하였다(표 4). 모형 간의  $\Delta\chi^2$ 값은 9.025로  $\Delta df$ 보다 낮고, 유의확률은 .53으로 유의수준  $p < .05$ 에서 통계적으로 유의하지 않았다. 두 모형간의 유의적인 차이가 없다는 것은 두 집단이 측정변인들에 대하여 동일하게 인식하였음(우종필, 2009)을 뜻하므로, 다중집단분석이 가능함이 확인되었다.

이에 경력에 따른 집단 간의 다중집단분석을 실시하였고, 이를 통해 구해진 초심 상담자 집단과 경력 상담자 집단 간의 경로계수는 표 5와 같다. 경력 상담자 집단의 경우 모든 경로에서 통계적으로 유의했으나, 초심 상담

표 4. 상담경력에 따른 자유모형과 제약모형의 측정동일성검증

	$\chi^2$	$df$	TLI	CFI	RMSEA(90% 신뢰구간)
자유모형	259.715	144	.889	.912	.058(.046-.069)
제약모형	268.739	154	.897	.913	.056(.044-.067)

표 5. 초심·경력 상담자 집단의 최종모형 경로계수

모수			B	$\beta$	SE	C.R.
업무환경 위험요소 → 개인자존감	초심		-.905	-.644	.218	-4.156***
	경력		-.346	-.352	.111	-3.122**
업무환경 위험요소 → 상담자 소진	초심		.748	.657	.221	3.38***
	경력		.531	.588	.105	5.038***
개인자존감 → 상담자 소진	초심		-.117	-.144	.128	-0.912
	경력		-.347	-.376	.090	-3.844***
업무환경 위험요소 → 집단자존감	초심		-.819	-.757	.235	-3.488***
	경력		-.218	-.375	.066	-3.319***
개인자존감 → 집단자존감	초심		.156	.203	.120	1.302
	경력		.334	.565	.076	4.427***

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

자 집단의 경우 개인자존감과 상담자 소진의 경로계수와 개인자존감과 집단자존감의 경로계수가 유의하지 않았다. 업무환경 위험요소에서 개인자존감의 경로계수는 초심 상담자는  $\beta = -.644$ , 경력 상담자는  $\beta = -.352$ 로 큰 부적 효과를 보였고, 업무환경 위험요소에서 집단자존감의 경로계수 또한 초심 상담자와 경력상담자가 각각  $\beta = -.757$ ,  $\beta = -.375$ 로 큰 부적 효과를 보였다. 반면 업무환경 위험요소와 상담자 소진의 경로에서는 초심상담자가  $\beta = .657$ , 경력 상담자가  $\beta = .588$ 로 큰 정적 효과를 나타냈다.

초심 상담자 집단과 경력 상담자 집단 간 경로계수의 차이가 통계적으로도 유의미한 수준의 차이인지 확인하기 위하여 5개의 경로계수 각각에 대해  $\chi^2$ 변화량( $\Delta\chi^2/df$ )을 계산하였다.  $\chi^2$ 의 변화량이 3.84이상이면  $p < .05$ 에서 통계적으로 유의하다고 보며,  $\chi^2$ 의 변화량의 유의적 차이는 두 집단 간에 경로 차이가 있음을 의미한다. 분석결과 초심상담자와 경력

상담자는 업무환경 위험요소가 개인자존감에 가는 경로( $\Delta\chi^2/df=5.990$ )와 업무환경 위험요소가 집단자존감에 가는 경로( $\Delta\chi^2/df=9.555$ )에서 유의미한 차이를 나타냈다. 경력 상담자의 경우 업무환경 위험요소가 개인자존감과 집단자존감에 미치는 부정적 영향력이 초심 상담자와 비교하여 통계적으로 유의하게 적었다. 즉 경력은 업무환경 위험요소가 개인자존감 및 집단자존감에 주는 효과를 조절하는 역할을 보였다.

#### 초심 상담자와 경력 상담자 잠재평균 분석

경력에 따라 잠재변인 별 평균차이가 나타나는지 알아보기 위해 초심 상담자와 경력 상담자 집단 간 잠재평균분석을 실시하였다. 잠재평균분석은 ANOVA와 같이 평균값을 직접 비교하는 방법에 비하여 각 변인 간의 측정오차를 고려할 수 있는 장점을 지녔으나, 모형의 형태 동일성(configural invariance), 측정 동일

표 6. 경력에 따른 동일성 검증 적합도 지수

	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA (90% 신뢰구간)
모형 1: 기저모델	259.715	144	.889	.912	.058 (.046-.069)
모형 2: 측정 동일화 제약 모델	268.739	154	.897	.913	.056 (.044-.067)
모형 3: 측정 및 절편 동일화 제약 모델	322.412	168	.873	.883	.062 (.052-.072)
모형 4: 측정, 절편 및 요인분산동일화 제약 모델	328.212	172	.875	.881	.061 (.051-.071)

표 7. 모형간 비교를 통한 동일성 검증

	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	p	$\Delta TLI$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$
모형 2-모형 1: 측정동일성	9.024	10	.529	.008	.001	-.002
모형 3-모형 2: 절편동일성	53.673	14	.000	-.024	-.030	.006
모형 4-모형 3: 요인분산동일성	5.760	4	.217	.002	-.002	-.001

성(metric invariance), 절편 동일성(scalar invariance)이 모두 성립되어야 한다(Hong et al., 2003). 이에 잠재평균분석에 앞서 표 6과 같이 경력에 따른 동일성 검증 적합도를  $\chi^2$ , TLI, CFI, RMSEA의 지수로 산출하였다.

초심 상담자와 경력 상담자 집단간 모형 비교를 통한 동일성 검증은 표 7에 제시한 바와 같다. 측정 동일성을 제약한 모형 2와 제약하지 않은 모형 1의 차이는  $\chi^2=9.024(p > .05)$ 으로 통계적으로 유의하지 않아 측정 동일성이 확보되었다. 측정 및 절편 동일성을 제약한 모형 3과 측정 동일성을 제약한 모형 2의 차이는  $\chi^2=53.673(p < .001)$ 으로 통계적으로 유의하였다. 그러나 모형 적합도 평가에서  $\chi^2$  검증과 마찬가지로  $\chi^2$  차이검증도 표본의 크기에 영향을 많이 받는 문제점을 가지고 있으므로(Anderson & Gerbing, 1988), 표본크기에 영향을 비교적 덜 받는 TLI, CFI, RMSEA를 고려해야 한다는 홍세희 등(2005)의 기준을 따라 추

가적으로 지수들을 검토하였더니  $\Delta TLI=-.024$ ,  $\Delta CFI=-.030$ ,  $\Delta RMSEA=.006$ 으로 큰 차이가 없었으므로 절편 동일성이 검증되었다고 보았다. 측정, 절편 및 요인분산 동일성을 제약한 모형 4와 측정 및 절편 동일성을 제약한 모형 3의 차이는  $\chi^2=5.760(p > .05)$ 으로 통계적으로 유의하지 않아 요인분산 동일성이 확보되었다.

형태동일성, 측정 동일성 및 절편 동일성이 모두 충족되었으므로 잠재평균을 분석하였다. 잠재평균분석에서 요인의 평균은 직접적 추정 이 불가능하며, 한 집단의 잠재평균을 0으로 고정된 상태에서 다른 집단의 잠재평균을 추정하는 것만 가능하다(배병렬, 2009). 이에 본 연구에서는 초심상담자 집단을 0으로 설정하고, 경력 상담자 집단의 잠재평균을 측정하였으며 잠재평균 비교 및 잠재평균 차이를 해석하기 위해 Becker(1999)가 개발한 프로그램을 이용하여 Cohen의 효과크기( $d$ )를 산출하였다 (<http://www.uccs.edu/~faculty/lbecker/>). Cohen(1988)

표 8. 초심 상담자와 경력 상담자 집단 간 잠재평균 및 효과크기 분석

잠재변인	초심 상담자	경력 상담자	효과크기( <i>d</i> )
업무환경 위험요소	0	-.409***	-.042
개인자존감	0	.195	.182
집단자존감	0	.030	.082
상담자 소진	0	-.059	.182

의 제시 기준에 따르면 *d*값이 .2 이하이면 효과크기가 작은 것으로 .5면 중간 수준으로 .8 이상으로 큰 것으로 해석된다. 분석결과 경력 상담자가 초심 상담자에 비해 업무환경 위험요소에서 유의미하게 낮은 것으로 나타났으나 (표 8), Cohen의 효과 크기에 미루어 보았을 때 *d*=-.042로 그 차이는 미미한 수준이었다. 그 외 개인자존감, 집단자존감, 상담자 소진에서는 집단 간 잠재평균의 차이가 유의하지 않았다. 다시 말해 전반적으로 초심 상담자와 경력 상담자 간 잠재변인 수준의 차이는 거의 나타나지 않았다.

### 논 의

본 연구는 경력 1년 이상의 상담자들을 대상으로 업무환경 위험요소, 개인자존감 및 집단자존감이 어떠한 경로를 통해 상담자 소진에 영향력을 미치는지 탐색하고자 하는데 주목적이 있으며, 이를 통하여 상담자 소진을 예방하고 개입의 근거를 마련하고자 하였다. 본 연구의 결과를 토대로 하여 몇 가지 논의를 해보면 다음과 같다.

첫째, 개인자존감, 집단자존감, 업무환경 위험요소가 상담자 소진에 미치는 영향력을 분석하기 위한 선행분석으로 상관분석을 실시한

결과 업무환경 위험요소는 상담자 소진과 정적인 상관, 개인자존감 및 집단자존감은 상담자 소진과 부적인 상관이 있는 것으로 나타났다. 이는 상담자 소진을 예방하는데 있어 개인자존감과 집단자존감이 깊은 관계가 있음을 의미한다. 또한 개인자존감과 집단자존감은 정적인 상관을 보였는데 이는 두 자존감이 밀접한 관련이 있다고 해석된다.

둘째, 업무환경 위험요소, 개인자존감 및 집단자존감이 어떤 경로를 통해 상담자 소진에 영향을 주는지 구조적 관계를 확인하였다. 그 결과 업무환경 위험요소는 직접적으로 상담자 소진에 영향을 미치고, 동시에 개인자존감을 매개하여 간접적으로 소진에 영향을 주었으며, 개인자존감은 집단자존감에 유의한 영향을 미쳤다. 반면 업무환경 위험요소는 집단자존감을 매개하여 상담자 소진에 영향을 주지 않았다. 이는 집단자존감을 단독으로 투입하였을 경우 상담자 소진과 부적 상관을 보인 연구들 (임정임, 2012; Kim, 2012; Yu, 2008)의 집단자존감의 매개효과와 일치하지 않는 결과이다. 한편 김혜숙(1994)의 연구에서 개인자존감과 집단자존감이 높은 상관을 보인 것과 Crocker와 Luhtanen(1990)의 연구에서 이 개인은 자존감을 높이하고자 할 뿐만 아니라 집단자존감도 높이하고자 할 것이라는 보고와 맥을 같이하여 본 연구에서도 개인자존감이 집단자존감에 유

의미한 정적 영향을 주었으나, 그 영향력이 상담자 소진에까지 미치지 못했다.

서구사회에 비해 상대적으로 보다 집단주의적이라고 알려져 있는 우리 사회에서 집단의식이 사람들의 감정, 신념, 행동에 미치는 영향이 더욱 중요해 짐(김혜숙, 1993)을 가정해 보았을 때 다소 예상 밖의 결과라 하겠으나 크게 두 측면으로 사료할 수 있겠다. 하나는 개인자존감과 집단지위가 집단자존감에 미치는 영향에 관한 연구(김지경, 박수애, 이훈구, 1999)를 근거하여 이해할 수 있다. 그 연구에 따르면 개인은 개인자존감을 형성, 유지한 방식과 동일한 방식으로 집단자존감을 형성하고 유지함으로써 결국 개인이 갖고 있는 개인자존감과 일관되게 자신이 속해있는 여러 집단 범주들에 대해 하나의 통합된 느낌과 자부심을 갖게 된다고 보고하였다. 그리고 여러 집단에 대한 집단자존감을 통합하는 데 중심 역할을 하는 것이 개인자존감이라 하였다. 자존감이라는 큰 틀 안에서 개인자존감과 집단자존감이 존재하며, 이 두 자존감은 함께 공유하는 부분이 상당히 많다고 추측되며, 개인자존감이 집단자존감을 아우르는 보다 포괄적인 개념이라고도 생각해 볼 수 있겠다. 이에 개인자존감과 집단자존감을 함께 투입하여 경로 분석을 한 결과 양쪽으로 분산되어 소진에 영향을 미치는 것이 아니라 좀 더 영향력이 큰 개인자존감 쪽으로 효과성이 모인 것으로 해석해 볼 수 있다.

다른 하나는 직무환경 특성을 측정하는 업무환경 위험요소와 자신이 속한 집단의 가치나 중요성에 대한 평가인 집단자존감이 밀접하게 연관되어있기 때문에 판별타당도가 낮아 짐으로, 집단자존감이 상담자 소진에 미치는 영향력이 유의미하지 않게 나왔을 가능성을

고려해 볼 수 있다. 업무환경이란 것은 결국 상담자가 속한 조직의 특성에 대한 인지(Jayarathne & Chess, 1981)이며, 집단자존감도 조직과 관련하여 개인이 형성하는 주관적 평가(Crocker & Luhtanen, 1990)이다. 이에 반하여 개인자존감은 조직과는 구별되어 자신이 갖고 있는 특질들을 바탕으로 내린 자신에 대한 주관적인 평가다(어주경, 1999; Mussen, Conger, Kagan & Huston, 1984). 그렇기에 업무환경 위험요소와 개인자존감 및 집단자존감을 동시 투입하여 상담자 소진을 살펴보았을 때, 직무환경 위험요소가 조직과는 좀 더 구별된 개념인 개인자존감을 매개하여 상담자 소진에 미치는 영향력은 뚜렷했던 반면, 큰 틀에서 조직이라는 개념을 포함하기에 비슷한 성격을 지닌 집단자존감은 그 영향력이 상대적으로 다소 약해짐으로 집단자존감을 매개하는 경로는 유의하지 않아졌을 가능성을 추측해 볼 수 있겠다.

셋째, 초심 상담자와 경력 상담자는 개인자존감, 집단자존감, 상담자 소진 수준에서 통계적으로 유의한 차이가 없었으며, 업무환경 위험요소에서 경력 상담자가 초심 상담자에 비해 유의미하게 낮기는 하였으나 그 차이는 미미한 수준이었다. 즉, 전반적으로 초심 상담자와 경력 상담자 간 잠재변인 수준의 차이가 거의 나타나지 않았다. 한편, 경력 상담자의 경우 업무환경 위험요소가 개인자존감과 집단자존감에 미치는 부정적 영향력이 초심 상담자의 경우보다 통계적으로 유의하게 적었다. 이는 상담 경력에 따라 업무환경 위험요소가 개인자존감 및 집단자존감이 다르게 영향을 미친다고 볼 수 있다.

아울러 본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 사회정체성 이론(Tajfel, 1972)과 이 이론을

발전시킨 자기범주화 이론(Turner, 1985)에서 개인의 정체성(identity)을 개인정체성(personal identity)과 사회정체성(social identity)으로 구분하여 설명하였다. 같은 맥락에서 Crocker와 Luhtanen(1990)가 자존감 역시 개인자존감과 집단자존감으로 구분하여 설명하였으나 이 두 자존감을 함께 살펴봄으로써 이들이 각각 어떻게 소진에 영향을 주고 있는지를 살펴본 연구는 부재하다. 따라서 본 연구는 상담자 소진에서 개인자존감과 집단자존감의 매개효과를 경험적으로 제시하고, 개인자존감과 집단자존감에 대한 이론적 이해의 폭을 넓혔다는 데 의의가 있다.

둘째, 업무환경 위험요소, 개인자존감 및 집단자존감이 상담자 소진에 영향을 주는 구조적 관계의 확인을 통하여 소진을 완충하는 보호요인으로 개인자존감만 유의한 영향을 미친다는 소진 경로를 탐색한 점이다. 초심 상담자와 경력 상담자 간 경로모형의 차이는 없었으며, 두 집단 간 각 변인들의 수준의 차이가 미미함도 확인할 수 있었다. 그 동안 많은 연구에서 상담자 소진을 유발하거나 예방하는 경로의 탐색이 필요하다고 주장되어 왔지만(권이경, 2005; 박정혜, 2006; 윤아랑, 정남운, 2011) 국내 상담자들의 소진을 예방하는 경로에 대한 연구는 미진했다. 이러한 상황에서 개인자존감의 매개효과를 경험적으로 검증함으로써 상담자 소진 예방 경로를 밝혔다는 데 의의가 있으며, 차후 상담자 성장을 위한 훈련 프로그램 및 상담자 소진 예방·개입 프로그램에 상담자의 개인자존감에 보다 더 초점을 두어야 할 필요성을 시사하고 있다. 가령 학회 차원의 전문가 교육 시 전문성 강화를 위한 프로그램 뿐 아니라 개인자존감과 관련된 교육 및 집단상담 등이 포함된다면 상담의

가장 중요한 도구인 상담자(Corey & Corey, 1989)의 소진을 좀 더 효과적으로 예방함으로써 내담자에게 보다 질 높은 서비스를 제공할 수 있을 것이다. 아울러 수퍼비전 상황에서 수퍼바이저는 좀 더 공감적이고, 지지적인 수퍼비전을 통하여 수퍼바이저의 자존감 고양에 초점을 두어야 할 필요가 있겠다. 또한 상담자 스스로는 상담의 보다 효과적인 진행과 내담자의 긍정적인 변화를 위하여 타인 중심의 사고 뿐 아니라 고유한 인간으로서 자신의 존재와 가치를 인식하고 향상할 수 있도록 노력해야 하겠다.

마지막으로 본 연구의 제한점 및 후속 연구들을 위한 제안은 다음과 같다. 첫째, 기존 연구들이 개인자존감과 집단자존감을 구분하여 독립적으로 살펴보았을 때 각각의 자존감은 업무환경 위험요소와 상담자 소진 간의 매개효과를 보였으나, 본 연구에서 두 자존감을 함께 넣어 경로모형을 탐색했을 때는 개인자존감만 매개효과를 나타냈다. 따라서 개인자존감과 집단자존감의 상호작용 및 역할에 대한 보다 명확한 이해를 위하여 좀 더 구체적인 후속 연구가 계속 되어야 할 것이다. 아울러 집단자존감과 업무환경 위험요소가 모두 조직이나 집단과 밀접하게 관련되어 있어 판별타당도가 낮아짐으로 집단자존감이 상담자 소진에 미치는 영향력이 유의미하지 않게 나왔을 가능성을 고려해 볼 수 있기에 소진의 보호요인이나 개인 관련 독립변인들과 함께 살펴보는 후속 연구가 필요할 것이다.

둘째, 본 연구의 응답자들은 경력이 골고루 분포해 있거나 하나 1년 무렵의 사람들이 많았다. 집단자존감의 경우 경력의 영향을 받을 수 있고, 또한 경력은 상담자 소진에도 영향을 미치는 강력한 변인일 수 있다. 최근 소진



과 경력이 단순한 선형관계가 아닌 10년을 기점으로 말굽형(∩)형의 관계를 밝힌 연구(이자영 등, 2008)도 있었다. 그러므로 보다 많은 대상자들을 표집하여 다집단 분석을 해볼 것을 제안한다.

셋째, 집단자존감 척도를 ‘상담자 집단’으로 제한하여 연구를 실시하였으나, 여러 상담분야에서 다양한 영역의 자격증(예. 상담심리사, 놀이치료사, 미술치료사 등)을 지닌 대상들이라는 한계점이 있다. 따라서 각기 다른 영역에 대한 집단자존감을 측정하였기 때문에 집단을 보다 구체적으로 명확하게 제한하는 연구와 함께 상담자 전반에 관한 후속연구들을 제안한다.

넷째, Kelloway(1998)와 Kline(2005) 등에 따르면 구조방정식을 활용한 연구를 수행하기 위해서는 최소한 100명 이상의 표집 크기가 필요하며 아울러 추정 변수의 수를 포함한 모형의 복잡성이 고려되어야 한다. 본 연구의 대상자 수는 구조방정식을 활용한 분석이 가능한 수준의 크기이기는 하나 안전성이 높은 수준이라 보기는 어렵다. 아울러 잠재평균 분석에 있어 차이검증을 통한 모형간 동일성은 확보되었으나, 일부 적합도 지수가 충족되지 못한 부분은 해석에 있어 유의해야 할 부분이다. 또한 자기보고식 질문을 통한 연구이기에 각 변인의 측정과 관련하여 제한점이 있으므로 일반화하여 활용하거나 해설하는데 있어서 주의를 요구한다.

### 참고문헌

권이경 (2004). 상담종결경험, 사회적지지, 자기 효능감이 놀이치료자의 심리적 소진에 미치

는 영향. 숙명여자대학교 대학원 석사학위 논문.

김명아 (2010). 집단자존감과 역전이 관리능력이 초심 상담자의 심리적 소진에 미치는 영향. 가톨릭대학교 상담심리대학원 석사학위 논문.

김주환, 김민규, 홍세희 (2009). 구조방정식 모형으로 논문쓰기. 서울: 커뮤니케이션북스.

김지경, 박수애, 이훈구 (1999). 개인자아존중감과 집단지위가 집단자존감에 미치는 영향. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 13(1), 53-63.

김혜숙 (1994). 한국 집단자아존중 척도. 한국심리학회지: 사회, 8, 103-116.

박성호 (2001). 상담의 직무환경에서의 위험요소와 사회적 지지가 상담자의 심리적 소진에 미치는 영향. 이화여자대학교 석사학위 논문.

박정해 (2006). 상담자의 자기위로능력, 영적안녕 및 상담자발달수준과 심리적 소진의 관계. 가톨릭대학교 상담심리대학원 석사학위 논문.

박희현 (2005). 아동상담자의 의욕상실(burnout) 요인 연구. 숙명여자대학교 박사학위 논문.

박희현 (2006). 상담자의 의욕상실 관련변인 고찰. 놀이치료연구, 10(1), 19-34.

박희현, 김광웅 (2006). 아동상담자의 의욕상실에 대한 상담자 개인적 특성의 영향. 아동학회지, 27(3), 29-51.

배병렬 (2009). 구조방정식모델링: 원리와 실제. 서울: 청람.

성태제 (2007). 알기 쉬운 통계분석: 기술통계에 서 구조방정식모형까지. 서울: 학지사.

송지준 (2011). 논문작성에 필요한 SPSS/Amos

- 통계분석방법. 경기: 21세기사.
- 어주경 (1999). 저소득층 가족의 경제적 어려움이 아동의 자존감에 미치는 영향. 연세대학교 박사학위 논문.
- 여선영 (2005). 아동상담자의 자아탄력성 및 사회적 지지와 심리적 소진과의 관계. 숙명여자대학교 대학원 석사학위 논문.
- 우종필 (2009). 구조방정식 모델에서의 매개효과 및 조절효과 적용. 2009 AMOS Day 세미나 자료집.
- 유성경, 박성호 (2002). 상담환경의 위험 요소, 지각된 사회적 지지가 상담자의 심리적 소진에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 14(2), 389-400.
- 윤아랑, 정남운 (2011). 상담자 소진: 개관. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 23(2), 231-256.
- 윤부성 (2000). 아내학대 관련기관 상담원의 소진에 미치는 영향에 관한 연구. 이화여자대학교 석사학위 논문.
- 윤은주 (2008). 상담자의 소진(burnout)에 대한 체험분석. 숙명여자대학교 박사학위 논문.
- 이영준 (1991). 다변량 분석. 서울: 석정.
- 이자영, 남숙경, 박희락, 김동현 (2008). 상담경력과 상담자소진과의 관계: 한국과 미국 상담자 비교연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(1), 23-42.
- 이주리 (1994). 아동의 역량지각과 관련변인들 간의 인과모형분석. 대한가정학회지, 32(4), 193-208.
- 이자영, 남숙경, 박희락, 김동현, 이미경, 이상민 (2008). 상담경력과 상담자 소진과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(1), 23-42.
- 이장호, 정남운, 조성호 (1999). 상담심리학의 기초. 서울: 학지사.
- 임정임 (2012). 청소년동반자의 성격 5요인과 직무환경위험요인과 심리적 소진의 관계에서 소명의식과 집단자존감의 매개효과. 이화여자대학교 대학원 석사학위 논문
- 전병제 (1974). 자아개념 측정 가능성에 관한 연구. 연세논총, 11, 109-129.
- 정경빈 (2009). 초보상담자의 스트레스 경험에 대한 질적연구. 가톨릭대학교 석사학위 논문.
- 차재호, 정지원 (1993). 현대 한국 사회에서의 집합주의. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 7(1), 150-163.
- 최미례, 이인혜 (2003). 스트레스와 우울의 관계에 대한 자아존중감의 중재효과와 매개효과. 한국심리학회지: 임상, 22(2), 363-383.
- 최윤미, 양난미, 이지연 (2002). 상담자 소진 내용의 질적 분석. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 14(3), 581-598.
- 최혜운 (2002). 상담자의 완벽주의 성향, 사회적 지지와 심리적 소진. 가톨릭대학교 석사학위 논문.
- 최혜운, 정남운 (2002). 상담자의 완벽주의 성향, 사회적 지지와 심리적 소진. 한국심리학회지: 건강, 8(2), 279-300.
- 홍세희 (2000). 구조방정식 모형의 적합도 지수 선정 기준과 그 근거. 한국심리학회지: 임상, 19(1), 161-177.
- 홍세희 (2001). 구조방정식 모형의 기초와 응용, 워크샵 교재. *Departments of Education and Psychology, University of California, Santa Barbara*.
- Arricale, F. (2001). *A study of burnout of counselors*

- in college counseling centers*. Doctoral Dissertation, The State University of New Jersey.
- Beutler, L. E., Crago, M., & Arizmendi, T. G. (1986). Therapist variables in psychotherapy process and outcome. In Garfield S. L. & Bergin A. E. (Ed.). *Handbook of Psychotherapy and Behavior Change(3rd)*, 257-310. New York: Wiley & Sons.
- Bühler, K. E., & Land, T. (2003). Burnout and personality in intensive care: An empirical study. *Hospital Topics: Research and Perspectives in Healthcare*, 81, 5-12.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Cole, D. A. & Turner, H. E. (1993). Models of cognitive mediation and moderation in child depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 271-281.
- Crocker, J., & Luhtanen, R. (1990 a). Collective self-esteem and ingroup bias. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 55-66.
- Crocker, J., & Luhtanen, R., Baine, B., & Broadna, S. (1994). Collective self-esteem and psychological wellbeing among white, Black, and Asia college students. *Personality and Psychological Bulletin*, 20, 503-513.
- Cherniss, C. (1980). *Staff burnout: Job stress in the human services*. Beverley Hills: Sage Publications.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, Lawrence Erlbaum.
- Corey, M. S., & Corey, G. (1989). *Becoming a helper*. Pacific Grove, CA: Brooks.
- Daley, (1979). *Preventing Worker Burnout in child welfare..* Child welfare.
- Delia, C., & Patrick, T. (1996). Stress in clinical psychologists. *The International Journal of Social Psychiatry*, 42, 141-149.
- Edelwich, A., & Brodsky, D. (1980). *Burnout: Stage of disillusionment in the helping profession*. NY : Pergamon Press.
- Farber, B. A., & Heifetz, L. J. (1982). The process and dimensions of burnout in psychotherapists. *Professional Psychology: Research & Practice*, 13, 293-301.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burnout. *Journal of Social Issues*, 30, 150-165.
- Freudenberger, H. J. (1975). The Staff burnout syndrome in alternative institutions. *Psychotherapy*, 12, 73-82.
- Golembiewski, R. T. & Kim. (1989). A note on Leiter's study: HIGHLIGHTING TWO MODELS OF BURNOUT, *Group & Organization Studies*, 14(1).
- Gover, J. (1991). Building self-esteem. *ERIC Information service*, No.373, 298.
- Gurman, A. S. (1977). Therapist and patient factors influencing the patient's perception of therapeutic conditions. *Psychiatry*, 40, 16-24.
- Hubble, M. A., Duncan, B. L., & Miller, S. D. (1999). *The heart and Soul of Change*. American Psychological Association. Washington DC.
- Jayarathne, S., & Chess, W. A. (1981). *Job satisfaction and burnout in social work*. NY: Fergamon.
- Kim, B. S., Omizio, M. M. (2005). Asian and European American cultural values, Collective self-esteem, acculturative stress, cognitive flexibility, and general self-efficacy among

- asian american college students. *Journal of Counseling Psychology*, 52(3), 412-419.
- Kottler, J. A. (1993). *On being a therapist* (rev.de.). San Francisco, Co: Jossey-Bass.
- Lee, S. M., Baker, C. R., Cho, S. H., Heckathorn, D. E., Holland, M. W., Newgent, R. A., et al. (2007). Development of a new instrument for measuring burnout in professional counselors. *Measurement and Evaluation Counseling and Development*, 40(3), 142-154.
- Luhtanen, R., & Crocker, J. (1990). A collective self-esteem scale: Self-evaluation of one's social identity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18(3), 301-318.
- Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. New York: Prentice Hall.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). *The Maslach Burnout Inventory*. Research edition. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Mussen, P. H., Conger, J. J., Kangn J. & Huston, A. C. (1984). *Child Development and personality (6th Ed)*, New York: Harper & Row Pub.
- Norcross, J. C. (2000). Psychotherapist self-care: Practitioner-tested, research-informed strategies. *Professional Psychology: Research and Practice*, 31(6), 710-713.
- Pines, A. M. (2002). Teacher burnout: A psychodynamics existential perspective. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 8, 121-140.
- Pines, A. M. (2004). Adult attachment styles and their relationship to burnout: A preliminary, cross cultural investigation. *Work & Stress*, 18, 66-80.
- Raquepaw, J. M., & Miller, R. S. (1989). Psychotherapist burnout: A componential analysis. *Professional Psychology: Research & Practice*, 20, 32-36.
- Rosenberg, M. (1962). *Society and adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Skovholt, T. M. (2001). *The Resilient practitioner*. MA: Allyn & Bacon.
- Skovholt, T. M., & Ronnestad, M. H. (1992). Themes in therapist and counselor development. *Journal of Counseling and Development*, 70, 505-515.
- Tajfel, H. (1982). Social psychology of intergroup relations. *Annual Review of Psychology*, 33, 1-39.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.
- University of Colorado Colorado springs. (n. d.) <http://www.uccs.edu/~faculty/lbecker/>.
- Youngsin Kim (2012). Music therapists' job satisfaction, collective self-esteem, and burnout. *The Arts in Psychotherapy*, 29(1), 66-71.
- Yu, K. (2007). *A Cross-cultural Validation Study on Counselor Burnout: A Korean Sample*. Unpublished doctoral dissertation, University of Arkansas, Arkansas, U.S.A.
- Yu, K. (2008). The Role of Counselor's Collective Self-esteem in the Relationship between Job Satisfaction and Counselor Burnout. *교육방법 연구*, 20(1), 197-213.
- Veninga, R. L. & Sparadley, J. P. (1981). *The Word-Stress Connection*, 6-13. Boston: Little, Brown.

1차 원고접수 : 2013. 06. 30.

수정원고접수 : 2013. 08. 29.

최종게재결정 : 2013. 09. 23.

## **The Effect of Occupational Stress on Counselor Burnout: The Role of Personal Self-Esteem and Collective Self-Esteem.**

**Mi Hwa Jang                      Kumlan Yu**

The Catholic University of Korea

The current study examined the mediating role of personal self-esteem and collective self-esteem, in the relationship between counselor's burnout and occupational stress. For the purpose of the study, 243 counselors completed a questionnaire packet including the occupational stress, personal self-esteem, collective self-esteem and burnout. The Correlation analysis, structural equation modeling and multi-group analysis were used by using SPSS 18.0 program and Amos 18.0 program. The results indicated that personal self-esteem partially mediated on the relationship between occupational stress and burnout, but collective self-esteem did not. The multi-group analysis showed that the final model can be used both novice and experienced counselors groups in the same way. When counselors have high level of personal self-esteem, they experience low level of burnout. The result indicated that personal self-esteem could be a preventive factor for counselor's burnout. Finally, the limitations of this study and the implications for future research were discussed.

*Key words* : *personal self-esteem, collective self-esteem, counselor burnout, occupational stress*