

## 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 역할갈등이 소진 및 직무 만족에 미치는 영향: 직무의미창조의 조절된 매개효과\*

전 성 은

강 영 신<sup>†</sup>

전남대학교 심리학과

박사과정

교수

본 연구에서는 전문상담교사의 역할정체성 혼란이 소진 및 직무 만족에 미치는 효과를 살펴 보았다. 전문상담교사의 역할정체성 혼란이 소진 및 직무 만족에 영향을 미치는 경로를 설명 하는 매개변인으로 역할갈등을, 이러한 매개효과를 조절하는 변인으로 직무의미창조를 설정 하였다. 설문조사를 통해 전문상담교사 총 150명의 응답을 수집하여 분석한 결과, 역할정체 성 혼란은 역할갈등 및 소진과 정적 상관, 직무 만족과 부적 상관이 있는 것으로 나타났다. 또한 역할갈등이 역할정체성 혼란과 소진 및 직무 만족의 관계를 매개하는 것으로 나타나, 역할정체성 혼란이 소진 및 직무 만족에 직접적으로 영향을 미치기보다는 역할갈등을 통해 간접적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 변인들의 경로에서 직무의미창조에 의한 조절된 매개효과는 없는 것으로 나타났다. 논의에서는 연구 결과의 함의와 연구의 한계에 대 해 기술하였다.

주요어 : 전문상담교사, 역할정체성 혼란, 역할갈등, 소진, 직무 만족, 직무의미창조

\* 본 원고는 전성은(2021)의 석사학위논문을 수정·보완한 것임.

† 교신저자(Corresponding Author) : 강영신, 전남대학교 심리학과, 광주광역시 북구 용봉로 77

Tel: 062-530-2652, E-mail: lavieenrose@jnu.ac.kr

전문상담교사가 학생들의 건강한 성장발달 지원과 문제행동 예방을 위해 상담 전담인력으로서 학교에 배치되기 시작한 것은 교육현장에서도 드디어 청소년 상담이 이루어지게 되었다는 큰 의미를 지닌다. 2005년 첫 전문상담교사 배치 이후 약 15년이라는 시간이 지났다. 하지만 2020년 기준 전국 상담교사 수는 약 3,600명 정도로 이는 전체 초·중·고등학교들 중 약 30%에만 전문상담교사가 배치되어 있다는 것을 의미한다. 이들 마저도 학교 급(초·중·고등학교) 및 배치 기관 특성(교육청, Wee센터, 특성화 학교, 특수학교 등)에 따라 상이한 업무를 배정받으며 여전히 많은 혼돈과 갈등을 겪고 있다(채현순, 장유진, 2016).

선행연구에 따르면 전문상담교사는 다양한 역할요구들로 인한 직무스트레스, 상담 외 과중한 업무, 이중관계의 어려움 등으로 소진될 확률이 높다(박근영, 임은미, 2014; 연문희, 강진령, 2002; 이현아, 이기학, 2009). 상담자의 소진은 상담자의 치료적 기술과 능력을 감소시키고 상담자가 전문성을 효과적으로 발휘하지 못하도록 방해할 수 있으므로(윤은주, 2009), 전문상담교사의 효과적인 상담을 장려하기 위해서는 소진을 완화할 수 있는 방법을 고안할 필요가 있다.

소진과 더불어 상담자가 경험하는 직무 만족은 내담자에게 제공되는 상담의 질을 결정하는 데 많은 영향을 미치는 요인이다(황경열, 소혜정, 2006). 또한 직무 만족은 조직에 소속된 구성원이 스스로 자기계발을 위해 노력할 수 있도록 촉진함으로써 개인성과에 정적 영향을 미치며(김문숙, 김예실, 이순목, 2014), 만족이 유발하는 긍정적인 정서는 조직시민행동과 같은 전향적이고 도움을 주는 행동과도 연

계된다(George, 1991). 때문에 전문상담교사의 직무 만족에 영향을 주는 요인들에 주목한다면 전문상담교사 제도의 안정적 정착 뿐 아니라, 교육 현장의 효과적인 기능 촉진을 위한 기반 마련에 도움이 될 것이다.

전문상담교사의 소진과 직무 만족에 영향을 주는 요인들을 탐색하기 위해 전문상담교사 제도가 발달 되어 온 과정을 살펴볼 수 있다. 우리나라 학교상담 제도는 한국 상황에 맞는 상담이 무엇인지, 이를 위한 전문상담교사의 역할이 무엇인지에 대한 충분한 논의 없이 양적 성장을 이루어 왔고(이정훈, 2017), 전문상담교사 배치 초기에는 이들을 양성하고 선발하는 과정에도 차이가 있었다. 전문상담교사 초기 구성원은 크게 세 종류로 나눌 수 있다. 첫 번째는 2005년 처음으로 배치되었던 전문상담교사들로, 이들은 다른 교과교사로 근무하다가 180시간의 상담양성과정을 이수하고 1급 전문상담교사 자격증을 취득하여 전문상담교사로 전직한 경우이다. 두 번째는 타 전공 표시과목의 교사자격증을 가지고 있던 사람들이 2005년부터 2008년까지 한시적으로 운영된 일반양성과정을 통해 2급 전문상담교사 자격증을 취득하고 임용고시를 통해 선발된 경우이다. 마지막으로 세 번째는 심리 및 상담 전공자가 교직이수를 통해 2급 전문상담교사 자격증을 취득하고 임용고시를 통해 선발된 경우이다(이지원, 오인수, 2016).

타 과목 교과교사에서 전직하거나, 양성과정을 통해 전문상담교사로 배치된 교사들은 비교적 단기간의 심리 및 상담 교육과정을 거쳐 양성되었음을 알 수 있다. 마찬가지로 심리 및 상담 전공자의 교직이수 과정에서 전공교과목 및 교직과목(이론, 소양, 실습)을 이수하면 전문상담교사 자격증을 취득할 수 있

으며, 상담 실무에 대한 수련 과정은 다소 부족한 실정이다. 이처럼 어떠한 경로로 전문상담교사가 되더라도 그 양성 과정이 충분한 상담수련을 포함하지 못해 전문상담교사의 상담 능력에 대한 의구심을 가지게 할 수 있으며(정진철, 양난미, 2018), 표준화되지 않은 각자의 수련과정 및 과거 교직 경험 여부 등은 전문상담교사의 역할정체성에 대한 혼란을 야기할 가능성이 있다. 예를 들어 전문상담교사로 전직하기 전 교과교사로 근무한 경험이 있는 전문상담교사들은 대집단으로 진행되는 생활지도 활동이 더 활발하게 이루어질 것을 기대하였으며, 상담 지원체제구축(교직원 및 외부기관과의 협조체제 유지) 및 생활지도 영역들에 대한 요구들을 중요한 요인으로 인식하고 있었다(금명자, 2007). 마찬가지로, 본 연구자처럼 교직 근무 경험이 없었던 전문상담교사의 경우 개인상담 활동에 대한 역할이 클 것을 예상하여 전문성 있는 상담 수행에 대한 부담을 느끼는 것을 볼 때, 교직 경험 유무에 따라 역할에 대한 시각과 정체성에 차이가 있음을 느낄 수 있다.

또한 양성과정을 통해 양성된 전문상담교사는 자신감 부족으로 정체성의 혼란을 경험하고, 상담에 대한 회의를 느끼며 소진을 경험하게 되는 위기를 겪음이 보고된 것을 고려할 때(김지정, 이영순, 2014), 전문상담교사의 역할정체성 문제에 주목해야할 필요성이 있다. 그러나 역할정체성 혼란만으로 전문상담교사의 소진 및 직무 만족을 다 설명할 수 있는 것은 아니며, 이를 더욱 폭넓게 이해하기 위해서 서로 상충되는 기대들의 부과로 인해 전문상담교사가 겪게 되는 역할갈등의 영향에 대해서도 살펴볼 필요가 있다. 선행연구에 따르면 전문상담교사의 역할갈등 또한 소진과

직무 만족에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(김정숙, 유금란, 2010; 이현아, 이기학, 2009). 역할정체성 혼란은 전문상담교사 임용 초기부터 발달되어온 특성이므로 변화의 가능성이 높지 않을 수 있으며, 역할정체성 자체를 다루는 것보다는 역할정체성이 소진 및 직무 만족에 이르는 경로에 있는 역할갈등에 대해 개입의 방법을 찾는 것이 효과적일 수 있다.

이와 관련하여 일의 의미와 개인의 자기 주도성을 강조하는 직무의미창조(job crafting)의 개념을 고려해볼 수 있다. 직무의미창조란 스스로 과업의 경계 그리고 직무에 대한 인식 그와 관련하여 다른 사람들과의 상호작용에 변화를 주는 것을 의미한다(Berg, Dutton, & Wrzesniewski 2008; Tims, Bakker, & Derks, 2012). 선행연구에 따르면 직무의미창조 수준이 높을수록 직무소진은 감소하며(Garcia Vargas, 2019), 직무의미창조는 업무몰입, 직무만족, 일의 의미 등을 향상시킨다(김민지, 박용호, 2019). 기대와 다른 일들을 수행하는 전문상담교사 개인이 직장 내에서 바꿀 수 있는 것은 제한적이므로, 전문상담교사 스스로 역할갈등의 영향을 완화할 수 있는 방법으로서 직무의미창조를 연구하는 것은 의미가 있을 것이다.

### 역할정체성 혼란과 소진 및 직무 만족의 관계

정체성(identity)이란 사회적 역할 또는 상황 속에서 자기에게 적용되는 일련의 의미이며(Burke, 1991), 자신 내부에서 일관된 동일성을 유지하는 것과 다른 사람과의 어떤 본질적인 특성을 지속적으로 공유하는 것 모두를 의미한다(Erickson, 1956). 정체성 형성에 있어 에릭

슨(Erickson, 1963)은 자아와 사회와의 관계의 상호작용에 초점을 두었으며, 자아의 뿌리가 개인에게 있는 것이 아니라 사회 조직에 있음을 강조하였다. 사람은 역할과 관련된 상호작용 관계망에 참여하여 역할을 수행하고, 역할에 관한 기대와 역할수행에 근거하여 자기평가를 내면화한 자기개념인 역할정체성을 형성하게 된다(Stryker & Burke, 2000).

전문상담교사는 양성 및 선발 과정의 차이로 인해 스스로가 가지고 있는 역할에 대한 기대와 인식들에 차이가 있으며(금명자, 2007), 임용 당시 불안정한 환경 조건에서 이질적인 역할들을 수행하면서 '자신이 상담자인지, 교사인지' 정체성의 혼란을 경험하기도 한다(김지연, 김동일, 2015). 현재까지 전문상담교사의 역할정체성 혼란을 변인으로 한 양적연구는 진행된 적이 없으며, 본 연구에서는 Burke (1991, 2003)가 제시한 정체성 혼란 개념을 바탕으로 하여, 개인이 역할 안에서 수행하는 정체성이 여러 가지로 겹치게 될 때 겪는 혼란을 역할정체성 혼란(identification confusion)으로 정의하고자 한다.

비록 역할정체성은 아니지만 정체성과 관련된 개념을 활용한 선행연구에서는 전문직 정체성이 높은 전문상담교사가 소진을 덜 경험하고, 전문직 정체성이 낮은 전문상담교사가 상대적으로 소진을 더 경험하는 것으로 나타났다(김정숙, 유금란, 2010). 전문직 정체성의 개념은 전문직에 종사하는 사람이 스스로 전문직업인이라고 내리는 주관적 평가를 말하며(박종우, 1994), 직업정체성의 개념과 혼용되어 사용되기도 한다. 전문직 정체성은 역할에 대한 사회의 기대와 역할 수행에 근거한 평가인 '역할정체성'과는 개념적으로 차이가 있지만, 상담자의 정체성을 살펴보기 위한 변인으로

흔히 사용되어 왔다(e. g., 김정숙, 유금란, 2010; 정은미, 2017; 채현순, 장유진, 2016).

한편 타 직종의 정체성 관련 요인 연구를 살펴보면 사회복지사의 경우 직업정체성이 높을수록 소진의 경험이 감소하였고(안수경, 2000), 시설요양보호사의 경우에도 직업정체성이 소진에 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다(남현주, 이현지, 2016). 이와 같은 결과들을 바탕으로 전문상담교사의 역할정체성 혼란이 소진에 영향을 미칠 가능성을 추론할 수 있다.

전문상담교사의 소진은 심리적 어려움을 겪는 학생들에게 효과적인 상담을 진행할 수 없게 하므로(정은미, 2017), 중요하게 다루어져야 하는 요인이다. 소진(burnout)이란 사람들과의 지속적인 관계 속에서 발생하는 정서적 압박으로, 개인적인 성취감 저하, 감정 고갈, 탈인격화로 인한 냉소주의를 나타내는 부정적인 경험을 포괄한다(Maslach & Jackson, 1981). '개인적 성취감의 저하'는 유능감 및 성취감과 관련된 것으로 더 이상 의미 있는 기여를 할 수 없다고 여기며 자신을 부정하는 것, '감정 고갈'은 정서적인 자원이 고갈되고 에너지가 손실되어 피곤함을 느끼는 것, '탈인격화'는 일에 대한 이상이 감소하고 다른 사람에 대한 반응이 부정적으로 변하는 것으로 정의할 수 있다(Maslach, 1982). 소진된 전문상담교사는 내담자와의 관계에 더 소홀해질 수밖에 없고 무관심해지며 학교상담자로서의 역할을 효과적으로 수행할 수 없으므로, 소진에 영향을 주는 변인을 파악하여 예방하고 관리하는 일은 내담자의 안녕에도 매우 중요하다(차시연, 김윤희, 2018).

선행연구에 따르면 전문상담교사 소진 관련 위험요인으로 학생 관련 스트레스, 동료 및

상급자 관련 스트레스가 있는 것으로 나타났으며(임신일, 2019), 이는 일반교사 및 상담자들의 소진 관련 변인과는 다소 다른 양상이다. 일반교사의 경우 완벽주의, 내현적 자기에, 부적 정동, 직무스트레스, 대인관계 갈등과 소진의 관련성이 높게 나타났으며(이영만, 2016; 차진훈, 2016), 상담자의 경우 신경증, 직무관련 스트레스와 소진의 관련성이 높게 나타났다(김승아, 2016). 이러한 차이는 전문상담교사들의 직무 및 환경적 특수성을 고려하여 소진에 접근해야 함을 시사하고 있다.

한편 직무 만족(job satisfaction)이란 주어진 직무 상황에서 개인과 집단의 목표를 수행해가는 과정에서 개인이 갖게 되는 긍정적인 정서 상태이며, 넓게는 한 개인이 자신의 직무에 대해 가지고 있는 만족으로 정의할 수 있다(최외선, 2003). 교사의 직무에 대한 만족감은 단순히 교사 개인의 만족과 행복에 그치는 것이 아니라 동료 교사와 학부모, 학교, 지역 사회, 그리고 무엇보다 교사가 만나게 될 학생들에게 긍정적인 영향을 주므로(권순보, 유진은, 2019), 전문상담교사의 직무 만족과 관련 있는 요인들에 주목할 필요가 있다. 직무 만족에 대한 선행연구를 살펴보면 전문상담교사가 학교에서 실제 하고 있는 역할활동의 내용이 직무 만족에 영향을 주는 것으로 나타났다(금명자, 정경미, 이미숙, 2009). 구체적으로 전문상담교사는 교정상담, 조정, 상담지원체계 구축 등의 활동을 하면서 업무 만족, 직업 자부심, 상사관계 및 업무환경에 대한 만족이 높아지는 것으로 나타났다(이현아, 이기학, 2009). 타 직종에 대한 선행연구 결과로 사회복지사들의 전문직 정체성은 직무 만족에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며(김성아, 2009; 김소라, 2019), 노인생활시설에

서 근무하는 사회복지사들의 직무 만족 또한 전문직업적 정체성을 강화시킴으로써 향상될 수 있음이 나타났다(차명진, 제석봉, 2009).

### 역할정체성 혼란과 소진 및 직무 만족의 관계에서 역할갈등의 매개효과

역할갈등(role conflict)은 서로 상충되는 기대가 동시에 조직구성원에게 부과되어 일을 수행하는 데 어려움을 겪는 것을 의미한다(Rizzo, House, & Lirtzman, 1970). 또한 역할갈등은 역할담당자의 가치 및 신념과 조직이 기대하는 역할행동 간의 갈등인 '개인-역할 갈등', 처음 역할담당자에게 요구한 역할이 그 다음 요구한 역할과 모순될 때 발생하는 '역할 간 갈등', 역할담당자가 한 사람의 역할전달자로부터 서로 상반되는 역할 수행을 요구받을 때 역할담당자 개인이 갈등을 일으키거나 모순적인 기대에 발생하는 '역할담당자 내 갈등', 한 역할담당자에게 두 사람 이상의 역할전달자가 서로 모순된 기대행동을 요구할 때 발생하는 '전달자 간 갈등'으로 분류할 수 있다(Rizzo, House, & Lirtzman, 1970).

우리나라 학교상담 제도를 살펴보았을 때 전문상담교사는 전통적으로 수행되어 온 교육자로서의 역할에 학교폭력 같은 청소년 현안에 대응하기 위한 치료자적 역할이 단순 접합되면서 역할에 대한 혼란이 가중되고 있다(이정훈, 2017). 앞서 살펴봤던 것처럼 전문상담교사는 상담자로서도 교사로서도 뚜렷하게 자리 잡지 못하는 역할정체성 혼란을 겪으며, 이런 다양한 불일치감은 개인 내적으로 뿐만 아니라 외적으로도 여러 갈등을 야기하여 소진 등의 어려움을 경험하게 한다(김지연, 김동일, 2015).

이와 관련된 국내외 연구 결과를 살펴보면,

먼저 미국의 경우 학교상담자가 대학 상담소나 사설 상담소에 종사하는 상담자에 비해 상담 업무 외의 다중업무 수행으로 인한 역할갈등 및 역할 모호성을 경험하며, 교사와 교직원과의 관계에서 더 많은 스트레스를 받고 있다는 결과들이 보고되었다(Butler & Constantine, 2005; Wilkerson & Bellini, 2006). 또한 역할갈등 및 역할 모호함 수준이 학교상담자의 소진을 설명하는 요인들로 작용하였다(Fye, 2016). 한국의 상담자를 대상으로 한 연구에서도 상담자들이 역할갈등을 경험할 때 심리적 소진의 정도가 유의미하게 높아졌다(유성경, 2002). 마찬가지로 전문상담교사 대상 연구에서도 역할갈등이 소진의 하위 요인 중 무능감과 상관성이 높게 나타났다(김정숙, 유금란, 2010).

다음으로 역할갈등과 직무 만족의 관계에 대한 선행연구 결과를 살펴보면, 학교상담자의 역할갈등, 역할 모호성 등을 통해 직무 만족을 예측할 수 있는 것으로 나타났다(Cervoni & DeLucia-Waack, 2011). 마찬가지로 국내 전문상담교사 대상 연구에서도 역할갈등이 직무 만족에 부정적인 영향을 미침이 확인되었다(이현아, 이기학, 2009).

전문상담교사의 정체성 형성 과정에 대한 연구에서는 전문상담교사들이 불안정한 제도와 정책으로 인해 상담자, 교사, 교육행정직원 등 다양한 역할을 수행하면서 정체성이 뿌리째 흔들리며 혼란을 겪고, 상담에 대한 학교구성원들의 몰이해와 편견을 겪으며 다양하고 반복적인 스트레스가 지속됨을 언급하였다(채현순, 장유진, 2016). 이를 통해 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 역할갈등이 연장선상에 있음을 확인할 수 있으며, 역할갈등이 소진 및 직무 만족에 미치는 영향에 대해서도 유추할 수 있다. 본 연구에서는 역할정체성 혼란

의 개념을 특성 변인으로, 역할갈등의 개념을 과정 변인으로 가정하여 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 소진 및 직무 만족의 관계에서 역할갈등의 간접효과를 살펴보고자 한다. 구체적으로 역할정체성 혼란이 있는 전문상담교사가 역할갈등이 증가할 때 소진되거나 직무 만족이 떨어질 가능성을 짐작할 수 있다.

#### **역할정체성 혼란, 역할갈등과 소진 및 직무 만족의 관계에서 직무의미창조의 조절효과**

역할갈등이 소진 및 직무 만족에 영향을 주는 중요한 기제로 밝혀진다면 이를 완화할 수 있는 변인에 대한 탐색이 뒤따라야 한다. 본 연구에서는 직무의미창조(job crafting)에 초점을 맞추었다. Wrzesniewski와 Dutton(2001)은 자신의 일의 영역을 적극적으로 바꿔나가면서 개인의 일의 정체성과 일의 의미를 변화시키고자 하는 적극적인 행동을 직무의미창조라 개념화하였으며, 과업 경계 변화(changing task boundaries), 인지적 경계 변화(changing cognitive boundaries), 관계적 경계 변화(changing relational boundaries)를 통해 직무의미창조의 개념을 설명하였다. 위의 개념들을 전문상담교사에게 적용해 본다면, 먼저 과업 경계변화는 전문상담교사가 학생들을 지원하기 위해 개인상담 활동에만 집중하는 것이 아니라 집단교육, 예방활동 등으로 직무의 유형 및 범위를 변화시키는 것이다. 인지적 경계변화의 예는 전문상담교사가 학생들의 치료 및 상담자로서 자신의 일을 간주하기보다, 학생들을 교육하고 지도하는 교사로서 자신의 직업을 바라보는 것이다. 관계적 경계변화의 예는 전문상담교사가 학교에서 수행해야 하는 업무나 생활지도에서 관련 부서의 협조를 구하거나 관리자의 조력을 요청하는 등 상호작용방식을 변화하는

것이다. 최근에는 Wezesneski와 Dutton(2001)의 개념을 발전시켜 직무의미창조를 구조적 직무자원 증진(increasing structural job resources), 사회적 직무자원 증진(increasing social job resources), 도전적 직무요구 증진(increasing challenging job demands), 방해적 직무요구 감소(decreasing hindering job demands)로 구분하고 있다(Time, Bakker, & Derks, 2012).

전문상담교사의 직업 적응 과정에 대한 선행연구에서는 전문상담교사가 개인적 이상과 현실의 불일치, 학교 조직의 독특성과 상담에 대한 낮은 인식 등으로 인해 소진을 겪지만, 요구를 조정하거나 역할을 조정하고, 목적에 따라 교사들과의 관계 특성을 다르게 하는 등의 노력을 통해 역할에 대한 안정 및 심리적 안정감을 획득하는 것으로 나타났다(김지연, 김동일, 2015). 더불어 전문상담교사의 정체성 형성 과정에 대한 연구에서는 전문상담교사가 임용 당시 혼란을 겪는 것 뿐 아니라, 상담에 대한 주변의 이해 부족과 편견으로 인해 다양하고 반복적인 스트레스가 지속됨을 언급하고 있다(채현순, 장유진, 2016). 동 연구에서 전문상담교사는 내적으로 전문성을 제고하고 외적으로 학교상담 시스템을 변화시키려고 노력하면서 일의 영역과 개인적인 삶의 영역의 균형을 유지함이 나타났다. 이 과정에서 전문상담교사는 자신을 상담실에서 상담하는 교사로만 규정하지 않고 학교상담 체계 및 제도와 정책을 변화시키기 위해 노력하는 조정자 역할까지 자신의 모습으로 수용하였으며, 이 노력의 과정은 직무의미창조, 즉 과업 경계변화와 인지 및 관계적 경계변화 개념을 적용시켜 설명될 수 있을 것이다.

이와 마찬가지로 직무의미창조에 대한 선행 연구를 살펴보면, 직무의미창조는 직무 스트

레스를 완화시키고자 하는 개인차원의 주도적인 노력이며, 정서노동의 부정적 효과를 완화시켰다(김명소, 이민주, 2017). 또한 직무의미창조는 직무과부하 상황에서 서로 호환되지 않는 역할요구에 따른 역할갈등에 해당하는 일-가정 갈등, 소진의 관계에서 완충작용을 하는 것으로 나타났다(황문영, 김병직, 2021). 또한 개인은 직무의미창조를 통해 스스로 과업 및 과업의 의미, 그와 관련된 대인관계 양상을 변화시키면서 심리적 유연성을 얻고, 그로 인해 더 나은 정신 건강상태와 더 높은 직무 만족을 보였다(Bond, Flaxman, & Bunce, 2008; Tims & Bakker, 2010). 이를 바탕으로 IT 종사자, 영업사원 및 유아교사를 대상으로 한 연구들을 살펴봤을 때 직무의미창조는 직무만족에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다(김신혜, 2019; 김준환, 이항, 2017; 이항, 2016).

한편, 역할갈등과 소진에 대한 선행 연구를 살펴보면 전문상담교사의 역할갈등은 소진의 하위요인 중 무능감과만 정적 상관이 나타났다(김정숙, 유금란, 2010). 그리고 역할갈등과 직무 만족에 대해서는 산업체 상담원 대상 연구 결과에서 역할갈등의 하위요인 중 일부인 개인-역할갈등, 역할지체 갈등, 자원부족 갈등, 역할기대갈등만이 직무 만족을 유의하게 설명하는 것으로 나타났다(이현림, 윤경원, 2004).

이처럼 역할갈등의 요인에 따라 소진 및 직무만족에 미치는 영향에 차이가 있다는 점과 직무의미창조가 소진 및 직무만족을 각각 완충하거나 상승시켰다는 선행연구들을 바탕으로, 본 연구에서는 직무의미창조가 역할갈등이 소진 및 직무 만족에 미치는 영향을 조절하는 것으로 가정하였다. 연구모형은 그림 1, 2와 같다.

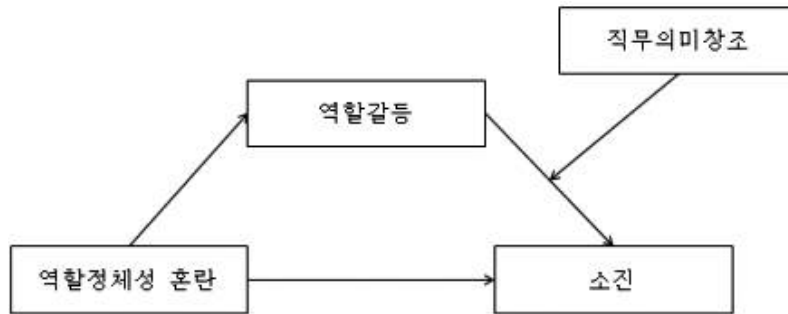


그림 1. 연구모형(소진)

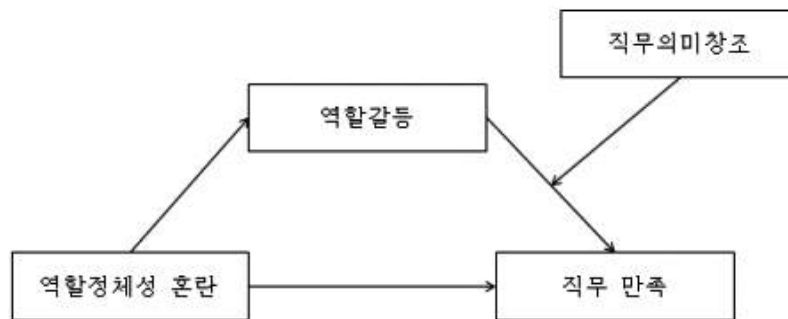


그림 2. 연구모형(직무 만족)

연구가설 1-1. 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 소진의 관계를 역할갈등이 매개할 것이다.

연구가설 1-2. 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 직무만족의 관계를 역할갈등이 매개할 것이다.

연구가설 2-1. 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 소진의 관계에서 역할갈등과 직무의미창조가 조절된 매개효과를 보일 것이다.

연구가설 2-2. 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 직무만족의 관계에서 역할갈등과 직무의미창조가 조절된 매개효과를 보일 것이다.

## 방 법

### 연구 참여자 및 표집 절차

연구 진행에 앞서 연구자가 속한 대학교의 생명윤리심의위원회의 승인을 받았으며(1040198-200114-HR-003-04), 본 연구의 가설검증을 위해 전국의 전문상담교사를 대상으로 설문조사를 실시하였다. 서아림 등(2018)의 연구에서 자기주도적 행위인 직무의미창조를 하기 위해서는 업무과약을 위한 시간이 선행되어야 하므로 연구 참여자를 6개월 이상의 근무경력자로 한정하였다. 본 연구에서도 한 학기 정도의 기간이 지나면 어느 정도의 업무과약이 될 수 있음을 가정하여, 6개월 이상 재



표 1. 참여자의 인구통계학적 정보(N=150)

측정변수	범주	빈도(명)	비율(%)
성별	남성	14	9.3
	여성	136	90.7
연령	20대	35	23.3
	30대	66	44.0
	40대	23	15.3
	50대	24	16.3
	60대 이상	2	1.3
결혼 여부	미혼	73	48.7
	기혼	77	51.3
임용 경로	전직	6	4.0
	임용고시	128	85.3
	기타	16	10.7
학력	학사	59	39.3
	석사재학/수료	13	8.7
	석사졸업	64	42.7
	박사재학/수료	11	7.3
	박사졸업	3	2.0
학부 전공	심리/상담심리	115	64.6
	교육학	15	8.4
	사범계열 교과교육학	28	15.7
	사회복지	9	5.1
석사 이상 전공	기타	11	6.2
	일반대학원 상담/심리	25	25.8
	교육대학원 상담/심리	62	63.9
	사범계열 교과교육학	2	2.1
	교육학	5	5.2
재직 기간	사회복지	2	2.1
	기타	1	1.0
	6개월 이상 - 1년 미만	12	8.0
	1년 이상 - 4년 미만	63	42.0
	4년 이상 - 7년 미만	43	28.7
소속기관	7년 이상 - 10년 미만	18	12.0
	10년 이상	14	9.3
	교육청/교육지원청	9	6.0
	Wee센터	23	15.3
	초등학교(일반)	38	25.3
	중학교(일반)	51	34.0
	인문계 고등학교	14	9.3
	특성화 고등학교	11	7.3
근무형태	과학고/영재고/마이스터고	2	1.3
	특수학교/기타	2	1.4
학교 설립 주체	기관근무	141	94.0
	순회근무	9	6.0
학교 설립 주체	국/공립	105	70.0
	사립	18	12.0

직한 전문상담교사를 대상으로 설문을 실시하였다. 표본 수 결정을 위해 G\*Power 3.1.9.7 프로그램을 이용하였으며 유의수준 .05, 검정력 .95, 효과크기 .15, 예측변수의 수 3을 기준으로 했을 때 분석에 필요한 최소 표본 수는 119명 이었다. 설문에는 총 153명이 참여하였으며, 이 중 설문에 불성실하게 임한 3명의 결과를 제외한 후 최종적으로 150명을 분석에 포함시켰다. 본 연구의 참여자에 대한 인구통계학적 정보는 표 1에 나타나 있다.

설문조사는 온라인 및 오프라인으로 실시하였으며, 설문 문항은 총 140문항으로 개인당 10-15분 정도가 소요되었다. 연구 참여자는 한국전문상담교사 협회 다음카페, 지역별 상담교사 커뮤니티(SNS 어플리케이션)에 연구 홍보 글을 게시하여 모집하였다. 또한 전문상담교사 대상 연수 및 협의회 등의 모임에서 연구 참여자 모집을 진행하였다.

#### 측정도구

##### 역할정체성 혼란

본 연구에서는 역할정체성 혼란을 측정하기 위해 Tompson과 Werner(1997)의 연구를 바탕으로 Jun과 Kyle(2011)이 수정하여 사용한 정체성 혼란 척도를 박승하 등(박승하, 김효미, 윤지인, 2014)이 학생-운동선수 정체성 혼란을 측정하기 위해 사용한 1문항을 활용하였다. 전문상담교사에 맞추어 총 3문항으로 수정하여 사용하였으며, 개인이 가지고 있는 정체성의 차이는 상이한 인지, 감정, 행동패턴을 갖게 하므로(Sluss & Ashforth, 2007) 다음의 문항들로 구성하였다. '교사로서의 역할은 상담자로서의 역할에 방해가 된다고 생각한다(혹은 상담자로서의 역할은 교사로서의 역할에 방해가 된

다고 생각한다)', '교사로서의 역할은 상담자로서의 역할에 방해가 되어 불편하다(혹은 상담자로서의 역할은 교사로서의 역할에 방해가 되어 불편하다)', '교사로서의 역할이 상담자로서의 역할에 방해가 되어 역할수행에 어려움이 있다(혹은 상담자로서의 역할이 교사로서의 역할에 방해가 되어 역할 수행에 어려움이 있다)'. 문항들은 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지 표시하는 5점 Likert 척도이며, 해당 문항과 관련하여 현직 상담교사 3명에게 타당도 평정을 요청하였다. 그 결과 기존의 문항을 바탕으로 '교사로서의 역할이 상담자로서의 역할에 방해가 된다'라는 1문항으로 구성했을 때보다 3문항으로 구성했을 때 역할정체성 혼란을 적절히 측정할 수 있다고 평가하였다. 본 연구에서 해당 척도의 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .93 으로 나타났다.

##### 역할갈등

전문상담교사의 역할갈등을 측정하기 위해 Pareek(1994)의 연구를 기초로 채병영(2005)이 수정 및 보완한 역할갈등 척도를 사용하였다. 채병영(2005)의 연구에서는 일반 교사를 대상으로 역할갈등을 측정하였다. 이 척도는 35문항의 5점 Likert 척도이며, 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지 표시하도록 되어 있어 점수가 높을수록 역할갈등을 높게 지각하고 있다는 것을 의미한다. 문항들의 예로 '나는 나의 역할수행에 관하여 여러 교사로부터 상호 모순되는 요구를 받을 때가 있다', '나의 역할 중 무엇이 중요하고, 무엇을 먼저 해야 하는지 분명하게 정해져 있지 않다' 등이 있다. 문항들은 역할갈등을 측정하는 7개의 요인(역할고립갈등, 역할기대갈등, 개인-역할갈등, 역할모호성 갈등, 역할지체 갈등, 역할

간 갈등, 역할과다 갈등)으로 구성되어 있으며 전문상담교사 대상 연구(김아람, 2015)에서 본 척도의 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .95로 나타났다. 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .94 이다.

### 소진

전문상담교사의 소진을 측정하기 위해, Lee 등(2007)이 개발한 상담자 소진 척도(CBI)를 Yu(2007)가 한국 문화에 맞게 타당화한 한국판 상담자 소진척도(Korean Counselor Burnout Inventory: K-CBI)의 문항들을 전문상담교사의 상황에 맞게 적용하여 사용하였다. 총 20문항으로 이루어져 있으며, 문항들의 예로 '전문상담교사라는 직업 때문에 나는 대부분의 시간에서 피곤함을 느낀다', '나는 내답자들에 대해 점차 무뎌져 간다' 등이 있다. 5가지 요인(신체적 피로감, 무능감, 비협조적 업무환경, 내담자 가치 저하, 사생활 악화)을 측정하는 Likert 5점 척도이며, 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지 표시하도록 되어 있다. Yu(2007)의 연구에서 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .92였다. 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )도 .92로 나타났다.

### 직무 만족

직무 만족 정도를 측정하기 위해 Scarpello와 Campbell(1983)의 연구를 기초로 박세영(1993)이 개발한 직무 만족 척도(Job Satisfaction Scale: JSS)를 전문상담교사의 상황에 맞게 적용하여 사용하였다. 이는 총 25문항의 Likert 5점 척도이며 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지 표시하도록 되어 있다. 문항은 영역별 만족에 대한 24문항과, 총체적 직무 만족을 묻는 1문항으로 구성되어 있다. 영역별 만

족의 하위요인으로는 상사, 업무자체, 보상, 동료, 작업조건 요인이 있으며, 문항들의 예로 '맡고 있는 업무량에 대해서 만족한다', '직장 동료와 즐겁고 유쾌하게 지내는 정도에 대해서 만족한다', '업무를 수행하는 데 필요한 도구나 장비가 갖추어진 정도에 대해서 만족한다' 등이 있다. 직장인을 대상으로 한 박세영(1993)의 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .91로 나타났다. 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .95 이다.

### 직무의미창조

Times, Bakker, Derks(2012)가 개발 및 타당화한 직무의미창조 도구를 바탕으로 국내에 맞춰 조주연과 김명소(2014)가 개발 및 타당화한 한국판 잡크래프팅 척도(Job Crafting Scale-Korean: JCS-K)를 사용하였다. 이는 기존의 잡크래프팅 4개 요인에 '인지적 직무자원 증진(Increasing Cognitive Job Resources)'을 추가하여 5개의 하위요인으로 구성된 척도이다. 구조적 직무자원 증진, 사회적 직무자원 증진, 도전적 직무요구 증진, 방해적 직무요구 감소, 인지적 직무자원 증진을 측정하는 본 척도는 총 44문항 Likert 6점 척도로 구성되어 있다. 문항들의 예로 '나는 내 일의 결과가 사회에 조금이라도 기여할 수 있다고 생각하며 보람과 자부심을 가지려고 한다', '나는 상사에게 직무에 대한 조언을 구한다' 등이 있으며, 1점(전혀 그렇지 않다)부터 6점(매우 그렇다)까지 표시하도록 되어 있다. 정규직 직장인들을 대상으로 실시한 조주연과 김명소(2014)의 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .96으로 나타났다. 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .94 이다.

## 분석절차

수집된 자료는 SPSS 24.0 프로그램을 사용하여 다음의 절차를 통해 분석하였다. 첫째, 참여자들의 인구통계학적 특성에 따른 변인의 평균 차이를 살펴보기 위해 독립표본 *t*검정을 실시하였다. 둘째, 변인들 간 관계의 방향을 확인하기 위해 상관분석을 실시하였다. 셋째, 역할정체성 혼란과 소진 및 직무 만족의 관계에서 역할갈등의 매개효과에 대한 가설 검정을 위해 Hayes(2013)의 PROCESS 매크로 프로그램의 부트스트랩(bootstrap) 모형 4번을 적용하였다. 부트스트랩은 신뢰구간이 영(0.00)을 포함하는지의 여부로 효과의 유무를 판단한다. 즉, 신뢰구간이 영을 포함하면 효과가 없는 것으로, 영을 포함하지 않으면 효과가 존재하는 것으로 해석한다. 5,000번 표집 및 95%의 신뢰구간을 계산하도록 설정하였다. 마지막으로, 직무의미창조의 조절된 매개효과를 확인하기 위해 모형 14번을 이용하여 가설을 검증하였다.

분석 시, 변인의 요인들을 분리하지 않고 척도의 전체 평균값을 사용하였다. 또한 Aiken과 West(1991)의 제안에 따라 다중공선성을 줄이고, 계수를 올바르게 산출하기 위해 변인들을 평균-중심화 하였다. 더불어 직무의미창조의 수준은 평균을 기준으로 +1SD는 높은 조건으로, -1SD는 낮은 조건으로 구분하였다. 한편 선행연구에 따르면 결혼여부나 재직기간에 따라 직무의미창조에 차이가 있는 것으로 나타나(김유경, 이혜진, 박형인, 2018; 서아람, 정예슬, 손영우, 2018), 모형 분석에 결혼여부, 재직기간을 공변인으로 설정하여 이들의 영향을 통제된 후에도 모형을 유의미하게 설명할 수 있는지 알아보았다.

## 결 과

### 인구통계학적 변인에 따른 차이

전문상담교사의 역할정체성 혼란, 역할갈등, 소진, 직무 만족, 직무의미창조의 수준이 인구통계학적 변인에 따라 차이가 있는지 알아보기 위해 독립표본 *t*검정을 실시하였다. 인구통계학적 변인 중 성별, 연령, 임용경로, 학력, 전공, 소속기관, 근무형태, 학교설립 주체에 따른 차이는 유의미하지 않았으나, 결혼여부와 재직기간에 따른 차이는 유의미하게 나타났다.

먼저 결혼여부에 따른 변인의 차이는 표 2에 제시되어 있다. 역할정체성 혼란, 역할갈등, 소진, 직무 만족의 경우 결혼여부에 따른 유의한 차이를 보이지 않았으나, 기혼 전문상담교사의 직무의미창조 수준이 미혼 전문상담교사의 직무의미창조 수준보다 유의미하게 높게 나타났다.

다음으로 재직기간에 따른 변인의 차이는 표 3에 제시되어 있다. 직장에서 초기 경력자가 조직생활 및 업무수행에 적응하기 위해서는 최소한 3 ~ 4년의 기간이 소요되며(장서영, 장원섭, 2008), 교사의 경우 지역 및 기관별로 상이하지만 대부분 4년이나 5년 단위 정기전보로 근무지를 이동한다. 때문에 본 연구에서는 재직 6개월 이상 ~ 4년 미만과 재직 4년 이상으로 나누어 재직기간에 따른 변인의 차이를 확인하였다. 직무의미창조 수준은 재직기간에 따라 유의미한 차이를 보였으며, 4년 이상 재직한 전문상담교사의 직무의미창조가 6개월 이상 ~ 4년 미만 근무한 전문상담교사의 직무의미창조보다 유의미하게 높게 나타났다.

표 2. 결혼여부에 따른 변인의 평균, 표준편차 차이

	전체		미혼(N=73)		기혼(N=77)		t	p
	M	SD	M	SD	M	SD		
역할정체성 혼란	3.071	1.047	3.128	1.072	3.017	1.026	.645	.520
역할갈등	2.706	.620	2.793	.603	2.622	.629	1.699	.091
소진	2.529	.692	2.580	.678	2.481	.706	.875	.383
직무 만족	3.393	.705	3.382	.689	3.404	.724	-.192	.848
직무의미창조	4.380	.578	4.277	.558	4.479	.583	-2.168	.032

표 3. 재직기간에 따른 변인의 평균, 표준편차 차이

	전체		6개월 이상 ~ 4년 미만(N=75)		4년 이상 (N=75)		t	p
	M	SD	M	SD	M	SD		
역할정체성 혼란	3.071	1.047	3.107	1.091	3.036	1.007	.415	.679
역할갈등	2.706	.620	2.792	.637	2.619	.594	1.727	.086
소진	2.529	.692	2.621	.696	2.437	.679	1.638	.103
직무 만족	3.393	.705	3.378	.701	3.409	.714	-.272	.786
직무의미창조	4.380	.578	4.286	.587	4.475	.558	-2.017	.046

### 상관분석 결과

본 연구에서 사용한 변인들의 상관, 평균, 표준편차 및 신뢰도는 표 4에 제시되어 있다. Pearson 상관 분석 결과를 살펴보면, 인구통계학적인 변인 중 결혼여부는 재직기간과 유의미한 정적 상관,  $r = .45, p < .01$ , 직무의미창조와 유의미한 정적 상관을 보였다,  $r = .18, p < .05$ . 재직기간 또한 직무의미창조와 유의미한 정적 상관을 보였다,  $r = .23, p < .01$ .

선행변인인 역할정체성 혼란은 역할갈등과 정적 상관,  $r = .52, p < .01$ , 소진과 정적 상

관을 보였고,  $r = .83, p < .01$ , 직무 만족과 부적 상관,  $r = -.68, p < .01$ , 직무의미창조와도 부적 상관을 보였다,  $r = -.35, p < .01$ . 다음으로 매개변인인 역할갈등은 소진과 정적 상관,  $r = .50, p < .01$ , 직무 만족과 부적 상관,  $r = -.40, p < .01$ , 직무의미창조와도 부적 상관을 보였다,  $r = -.22, p < .01$ . 마지막으로 결과변인 중 소진은 직무의미창조와 부적 상관,  $r = -.37, p < .01$ , 직무 만족은 직무의미창조와 정적 상관이 있는 것으로 나타났다,  $r = .44, p < .01$ .

표 4. 주요 변인의 상관계수 및 신뢰도

변인	1	2	3	4	5	6	7
1. 결혼여부	-						
2. 재직기간	.447**	-					
3. 역할정체성 혼란	-.053	-.032	(.940)				
4. 역할갈등	-.138	-.157	.519**	(.933)			
5. 소진	-.072	-.113	.829**	.500**	(.919)		
6. 직무 만족	.016	-.010	-.683**	-.400**	-.668**	(.950)	
7. 직무의미창조	.175*	.228**	-.353**	-.224**	-.367**	.436**	(.941)

주.  $N = 150$ . 결혼여부(0 = 미혼; 1 = 기혼)는 더미코딩 후 양분(point-biserial)상관. 대각선 괄호 안의 값은 변인의 신뢰도를 나타냄. \*  $p < .05$  \*\*  $p < .01$ .

역할정체성 혼란과 소진 및 직무 만족의 관계에서 역할갈등의 매개효과

표 5와 같이 역할정체성 혼란은 소진에 정적인 방향으로 유의한 영향을 미쳤다,  $b = .33$ ,  $t = 6.97$ ,  $p < .001$ . 또한 역할정체성 혼란은 역할갈등에 정적인 방향으로 영향을 미

쳤다,  $b = .30$ ,  $t = 7.35$ ,  $p < .001$ . 역할정체성 혼란을 예측변인으로 그리고 역할갈등을 매개변인으로 함께 투입한 결과, 역할정체성 혼란이 소진에 미치는 회귀계수가 감소하여 더 이상 유의하지 않았으므로,  $b = .06$ ,  $t = .06$ ,  $ns$ . 역할정체성 혼란과 소진의 관계에서 역할갈등이 완전매개 하였다고 볼 수 있다.

표 5. 역할정체성 혼란과 소진의 관계에서 역할갈등의 매개효과

단계	예측변인	준거변인	$b$	$SE_b$	$t$	$F$	$R^2$
1	결혼여부		.004	.110	-.036		
	재직기간	소진	-.061	.051	-1.196	17.039***	.259
	역할정체성 혼란		.328	.047	6.965***		
2	결혼여부		-.075	.096	-.777		
	재직기간	역할갈등	-.065	.045	-1.459	20.088***	.292
	역할정체성 혼란		.304	.041	7.347***		
3	결혼여부		.062	.071	.867		
	재직기간	소진	-.004	.033	-.120		
	역할정체성 혼란		.063	.036	1.765	82.578***	.695
	역할갈등		.875	.061	14.389***		

주.  $N = 150$ . \*\*\*  $p < .001$ .

표 6. 역할정체성 혼란의 간접효과에 대한 bootstrapping 분석(소진)

변인	<i>b</i>	<i>SE<sub>b</sub></i>	95% 신뢰구간 (bootstrap with bias correction)	
			LLCI	ULCI
역할갈등	.266	.037	.196	.338

주. *N* = 150. LLCI = 신뢰구간 하한선, ULCI = 신뢰구간 상한선

표 6과 같이, 역할갈등의 하한값은 .196, 상한 값은 .338으로 신뢰구간에서 0을 포함하지 않아 간접효과가 유의하였다.

표 7에는 역할정체성 혼란과 직무 만족 사

이에서 역할갈등의 매개효과를 확인한 결과가 제시되어 있다. 역할정체성 혼란은 직무 만족에 부적인 방향으로 유의한 영향을 미쳤다, *b* = -.27, *t* = -5.28, *p* < .001. 또한 역할정체성

표 7. 역할갈등과 직무 만족의 관계에서 역할정체성 혼란의 매개효과

단계	예측변인	준거변인	<i>b</i>	<i>SE<sub>b</sub></i>	<i>t</i>	<i>F</i>	R <sup>2</sup>
1	결혼여부		.008	.119	.070		
	재직기간	직무 만족	-.017	.055	-.299	9.310***	.161
	역할정체성 혼란		-.270	.051	-5.275***		
2	결혼여부		-.075	.096	-.777		
	재직기간	역할갈등	-.065	.045	-1.459	20.088***	.292
	역할정체성 혼란		.304	.041	7.341***		
3	결혼여부		-.049	.094	-.522		
	재직기간	직무 만족	-.067	.044	-1.518	33.906***	.483
	역할정체성 혼란		-.037	.047	-.781		
	역할갈등		-.768	.081	-9.516***		

주. *N* = 150. \*\*\* *p* < .001.

표 8. 역할정체성 혼란의 간접효과에 대한 bootstrapping 분석(직무 만족)

변인	<i>b</i>	<i>SE<sub>b</sub></i>	95% 신뢰구간 (bootstrap with bias correction)	
			LLCI	ULCI
역할갈등	-.233	.045	-.326	-.150

주. *N* = 150. LLCI = 신뢰구간 하한선, ULCI = 신뢰구간 상한선

혼란은 역할갈등에 정적인 방향으로 영향을 미쳤다,  $b = .30, t = 7.34, p < .001$ . 역할정체성 혼란을 예측변인으로 그리고 역할갈등을 매개변인으로 함께 투입한 결과, 직무 만족에 대한 역할정체성 혼란의 회귀계수가 감소하여 더 이상 유의하지 않았으므로,  $b = -.37, t = .05, ns$ . 역할정체성 혼란과 직무 만족의 관계에서 역할갈등이 완전매개 하였다고 볼 수 있다. 표 8과 같이, 역할갈등의 하한값은  $-.326$ , 상한값은  $-.150$ 으로 신뢰구간에서 0을 포함하지 않아 간접효과가 유의하였다.

역할정체성 혼란이 소진 및 직무 만족에 이르는

관계에서 직무의미창조의 조절된 매개효과

는 표 9에 제시된 바와 같이, 역할정체성 혼란은 역할갈등에 유의한 영향을 미쳤으나,  $b = .30, p < .001$ , 매개변인인 역할갈등과 직무의미창조의 상호작용효과는 유의하지 않았다,  $b = .09, ns$ . 또한, 직무의미창조의 조절된 매개지수는 신뢰구간에 영을 포함하여,  $b = .03, 95\% CI [-0.02, 0.07]$ , 유의하지 않았다. 즉, 역할갈등이 소진에 미치는 영향이 직무의미창조 수준에 따라 유의미하게 달라지지 않았다.

표 10에 제시된 바와 같이, 역할정체성 혼란은 역할갈등에 유의한 영향을 미치며,  $b =$

표 9. 직무의미창조에 의해 조절된 매개모형 결과(소진)

준거변인	예측변인	$R^2$	$b$	95% LLCI	95% ULCI	
역할갈등	결혼여부		-.075	-.265	.116	
	재직기간	.292***	-.065	-.154	.023	
	역할정체성 혼란		.304***	.222	.385	
소진	결혼여부		.065	-.074	.204	
	재직기간		-.001	-.067	.065	
	역할정체성 혼란	.705***	.063	-.007	.133	
	역할갈등		.833***	.708	.958	
	직무의미창조		-.116	-.235	.002	
전체	역할갈등 × 직무의미창조		.089	-.048	.225	
	직접효과	N/A	.063	-.007	.133	
	간접효과	직무의미창조 낮음		.237	.162	.314
		직무의미창조 중간	.003	.253	.183	.323
		직무의미창조 높음		.268	.194	.340
조절된 매개지수 (유의도 검정 없음)	N/A	.027	-.022	.070		

주.  $N = 150$ .  $b =$  비표준화 회귀계수, LLCI = 신뢰구간 하한선, ULCI = 신뢰구간 상한선;

\*\*\*  $p < .001$ .



표 10. 직무의미창조에 의해 조절된 매개모형 결과(직무 만족)

준거변인	예측변인	R <sup>2</sup>	b	95% LLCI	95% ULCI	
역할갈등	결혼여부	.292***	-.075	-.265	.116	
	재직기간		-.065	-.154	.023	
	역할정체성 혼란		.304***	.222	.385	
직무 만족	결혼여부	.539***	-.071	-.249	.107	
	재직기간		-.091*	-.175	-.007	
	역할정체성 혼란		-.026	-.115	.063	
	역할갈등		-.681***	-.840	-.522	
	직무의미창조		.316***	.165	.467	
	역할갈등 × 직무의미창조		-.025	-.199	.149	
전체	직접효과	N/A	-.026	-.115	.063	
	간접효과	.000	직무의미창조 낮음	-.202	-.306	-.089
			직무의미창조 중간	-.207	-.295	-.125
			직무의미창조 높음	-.211	-.297	-.137
	조절된 매개지수 (유의도 검정 없음)	N/A	-.008	-.103	.038	

주. N = 150. b = 비표준화 회귀계수, LLCI = 신뢰구간 하한선, ULCI = 신뢰구간 상한선;

\* p < .05, \*\*\* p < .001.

.30,  $p < .001$ , 조절변인인 직무의미창조는 직무 만족에 정적 영향을 미쳤지만,  $b = .32$ ,  $p < .001$ , 역할갈등과 직무의미창조의 상호작용항이 직무 만족에 유의한 영향을 미치지 않았다,  $b = -.03$ , *ns*. 또한, 직무의미창조의 조절된 매개지수는 신뢰구간에 영을 포함하여,  $b = -.01$ , 95% CI [-0.10, 0.04], 유의하지 않았다. 즉, 역할갈등이 직무 만족에 미치는 영향이 직무의미창조 수준에 따라 유의미하게 달라지지 않았다.

## 논 의

본 연구의 목적은 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 소진 그리고 직무 만족의 관계를 역할갈등이 매개하는지, 그리고 매개효과가 직무의미창조에 의해 조절되는지를 알아보고자 한 것이었다. 자료는 온라인 및 서면 설문조사 방식으로 수집하였으며, 최종 분석에는 전문상담교사 150명의 자료가 사용되었다.

연구 결과, 역할정체성 혼란은 결혼여부와 재직기간을 통제하고도 소진에 정적 영향, 직무 만족에 부적 영향을 미쳤다. 또한 매개효

과를 검정한 결과 역할갈등이 역할정체성 혼란과 소진 및 직무 만족 간 관계를 완전히 매개하는 것으로 나타났다. 일부 선행연구들에서는 정체성 관련 요인이 소진 및 직무만족에 직접적으로 영향을 주는 것으로 설명되고 있으나(김성아, 2009; 김소라, 2019; 남현주, 이현지, 2016; 안수경, 2000), 본 연구결과를 통해서 개인 내적인 변인에 해당하는 역할정체성 혼란이 직접적으로 소진과 직무 만족에 영향을 미치는 것이 아니라, 환경과의 상호작용 속에서 경험하는 역할갈등을 거쳐 소진과 직무 만족에 영향을 미침을 확인할 수 있었다. 이는 역할정체성 혼란과 역할갈등이 소진 및 직무 만족에 영향을 준다고 보고한 결과들과 일치하는 것이다(김지연, 김동일, 2015; 채현순, 장유진, 2016).

그러나 조절된 매개효과에 대한 검정 결과 역할갈등과 소진 및 직무 만족 간 관계에서 직무의미창조의 조절효과가 유의하지 않아 가설이 지지되지 않았다. 조절된 매개가 유의하지 않은 것에 대한 대안적 해석들은 다음과 같다. 먼저, 역할갈등이 소진 및 직무 만족에 미치는 효과가 직무의미창조의 영향을 받지 않고 비교적 일관되게 나타난 것으로 해석할 수 있다. 이를 바꾸어 말하면, 소진 및 직무 만족에 대한 역할갈등의 주효과가 상대적으로 강한 것으로 설명할 수 있다.

두 번째로 검정력 부족으로 인해 조절효과가 유의하지 않았을 가능성이 있다. 만약 역할갈등과 소진 및 직무 만족의 관계에서 직무의미창조가 조절효과를 갖기는 하지만 효과가 상대적으로 크지 않다면, 효과크기를 탐지하기 위해 더 큰 표본이 필요할 것이다(Champoux & Peter, 1987). 본 연구의 참여자는 150명으로 그렇게 큰 표본이라고 볼 수 없다.

따라서 역할갈등과 소진 및 직무 만족의 관계에서 직무의미창조의 조절효과가 드러나지 않았을 수 있다.

세 번째로 직무의미창조의 하위요인별 양상의 차이로 인한 영향을 추론해 볼 수 있다. 이와 관련된 직접적인 선행연구 결과는 없지만 직무의미창조는 조직풍토의 영향을 받는다는 것을 고려할 때(안혜정, 이승연, 2020), 교직사회의 특수성이 직무의미창조의 하위요인에 차별적인 영향을 미쳤을 가능성을 짐작해 볼 수 있다. 공직사회는 안정된 일자리, 노후보장 등과 같은 직업선택 동기가 강하여, 내재적 동기가 직무의미창조에 강한 영향을 주는 반면, 폐쇄적, 위계적 문화 또한 강하여 하급자들의 업무권한 혹은 자율성이 부족하기 마련이다(강나을, 김민영, 박성민, 2019). 전문상담교사들이 속해 있는 교직사회 또한 공직사회에 포함되며, 주도적으로 직무를 설계하고 업무의 주도권을 행사하기에는 다소 어려움이 따른다.

본 연구에서 사용한 직무의미창조 척도의 하위요인 중 인지적 직무자원 증가는 자신이 수행하는 직무의 의미나 과업의 목적을 변화시키는 것을 의미하며(조주연, 김명소, 2014), 이러한 개인의 인지가공을 통해 전문상담교사는 소진을 줄이거나 직무 만족을 증진시킬 수 있을 것이다. 반면에 하위요인 중 방해적 직무요구 감소는 인지적 직무자원 증가의 개념과 다소 차이가 있으며 소진과 직무 만족에 다른 양상의 영향을 줄 수 있다. 방해적 직무요구 감소는 감당하기 힘든 직무요구의 방해적 요소가 증가하지 않도록 줄이는 것으로(Tims, Bakker, & Derks, 2012), 이를 직무요구와 자원으로 직무탈진을 설명하는 Hobfoll(1989)의 자원보존(conservation of resources)이론과 연결

지어 설명할 수 있다. 자원보존이론을 바탕으로 하면 개인의 노력이 자원 획득에 아무런 도움이 되지 않는다면 손실 과정을 통해 개인의 직무탈진 정도가 더욱 심해질 수 있다 (Boswell, Olson-Buchanan, LePine, 2004). 즉, 전문상담교사가 방해적 직무요구를 감소시키려고 노력하더라도 공직사회의 폐쇄적이고 비자율적인 분위기로 인해 개인 스스로 방해적 직무 요구들을 감소하기 어렵거나, 이를 극복한다고 해도 개인의 성장에 도움이 되지 않을 수 있다. 그래서 이와 같은 노력이 오히려 소진을 심화시키거나 직무 만족을 저하시킬 가능성을 고려해야 한다. 이와 관련하여 직무의미창조의 하위요인에 대한 Tims 등(2012)의 연구에서 방해적 직무요구 감소는 직무열의, 직무수행과 같은 준거들과 부적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그리고 동 연구에서 방해적 직무요구 감소는 직무의미창조의 다른 하위요인들과의 상관이 비교적 낮게 나타나 방해적 직무요구 감소가 독립적인 요소에 해당할 가능성도 제기하였다. 국내의 연구에서도 마찬가지로 방해적 직무요구 감소를 제외한 나머지 4개 요인 간 상관은 높았지만, 방해적 직무요구 감소와 나머지 4개 요인과의 상관은 비교적 낮게 나타나, 방해적 직무요구 감소가 독립적인 요소에 해당할 가능성을 시사하였다 (조주연, 김명소, 2014). 이를 바탕으로 본 연구에서도 방해적 직무요구 감소가 직무의미창조의 다른 하위요인들과 상이한 양상으로 소진 및 직무 만족에 영향을 미쳤을 가능성에 대해 추론할 수 있다.

이를 확인하기 위해 직무의미창조의 하위요인별로 조절된 매개 검정을 추가적으로 실시하였을 때, 방해적 직무요구 감소가 역할갈등과 소진 간 관계를 조절하였고, 본 연구모형

인 조절된 매개가 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 방해적 직무요구 감소가 높을 경우 역할갈등이 소진에 미치는 영향이 더 강해지는 양상을 보였다. 방해적 직무요구 감소 이외의 하위요인으로는 조절효과가 나타나지 않았으며, 직무 만족에 대해서도 조절효과가 유의하지 않았다. 이와 같이 하위요인별 양상 및 차별적 영향의 가능성을 통해 본 연구의 가설이 지지되지 않은 이유를 추측할 수 있으나, 추후 직무의미창조의 하위요인별 영향에 대한 실증적 연구를 바탕으로 한 설명이 필요할 것으로 사료된다. 그러나 단일차원에서 직무의미창조 자체의 효과를 살펴보았을 때 직무의미창조는 소진에 부적 영향, 직무 만족에 정적 영향을 주는 것으로 나타났으며 이는 선행연구들의 결과와 일치하는 것이다(김민지, 박용호, 2019; Garcia Vargas, 2019).

한편, 전문상담교사의 재직기간과 결혼여부에 따라 직무의미창조에 차이가 있었다. 재직기간이 4년 이상인 전문상담교사가 4년 미만의 전문상담교사보다 직무의미창조가 높게 나타났다. 직장인을 대상으로 한 선행연구를 살펴보면 재직기간은 직무의미창조와 정적 상관이 나타났으며(서아림, 정예슬, 손영우, 2018), 동 연구에서 자기주도적 행위인 직무의미창조를 위해서는 선행적인 업무파악을 위한 시간이 필요함을 언급하였다. 이러한 점을 본 연구 결과에 적용하여 해석해보면, 전문상담교사 개인이 자신이 맡은 직무의 정체성과 의미를 변화시키고자 하는 적극적인 행동을 하게 되기까지는 일정 기간의 재직 기간이 필요함을 설명할 수 있다.

그리고 기혼인 전문상담교사가 미혼의 전문상담교사보다 직무의미창조가 높게 나타났는데, 직장인 대상 선행연구를 살펴보았을 때

본 연구 결과처럼 미혼의 경우 직무의미창조 수준이 더 낮은 것으로 나타났다(김유경, 이혜진, 박형인, 2018). 연구 결과와 선행연구를 바탕으로 했을 때 기혼자의 가정에 대한 책임이 직무에 임하는 태도와 행동을 통해 직무의미창조에 영향을 주었을 가능성을 유추해 볼 수 있다.

비록 직무의미창조의 조절된 매개효과에 대한 가설은 지지되지 않았더라도, 본 연구는 다음과 같은 의의를 제공한다. 첫째, 전문상담교사의 소진 및 직무 만족에 영향을 주는 정체성 및 역할과 관련된 변인에 대해 연구한 점에 의의가 있다. 전문상담교사의 정체성, 전문성, 그리고 현장의 배치와 업무에 대해서는 아직 구체적인 법령이나 규정이 없으며(이종환, 2019), 이로 인해 전문상담교사들은 여전히 혼란과 갈등에 시달리고 있다. 전문상담교사의 소진은 학생들에게 제공되는 상담서비스의 질적·양적 저하로 이어지므로, 이를 예방하기 위한 현장 전문가들의 관심과 제도적 보완이 시급한 실정이다. 선행연구들에서는 역할갈등과 소진의 관계, 혹은 역할갈등과 소진의 관계에서 전문직 정체성이나 직업정체성의 효과를 확인하였지만 본 연구에서는 역할정체성 혼란이라는 개념을 사용하여 소진 및 직무 만족에 미치는 영향을 파악하였다. 연구 결과 전문상담교사의 소진과 직무 만족이 단지 역할정체성 혼란에 의해서만 설명되는 것은 아니며 역할갈등을 통해 소진과 직무 만족에 영향을 주는 것으로 나타났다.

이를 바탕으로 전문상담교사의 역할정체성 혼란을 해결하기 위해 양성 과정을 보완할 필요성을 강조할 수 있을 것이다. 또한 본 연구 결과를 전문상담교사에 대한 개인 및 외부의 다양한 기대들의 통일을 위한 방안 마련을 위

한 근거로 활용할 수 있을 것이다. 구체적으로 전문상담교사의 역할에 대한 직무표준 마련이나, 학교 관리자의 인식 제고 방안과 이에 대한 효과 검증, 직무에 대한 분명한 역할 규정을 포함한 신규연수 과정 개발 등 실효성 있는 후속 연구들이 진행된다면 전문상담교사의 소진 예방과 직무 만족 증진에 더욱 도움이 될 것이다.

둘째, 학생들의 마음건강을 돌보는 전문상담교사의 소진을 완화하고 직무 만족을 증진시킬 수 있는 요인으로서 직무의미창조의 영향을 확인하였다는 데 의의가 있다. 본 연구에서 설정한 가설과는 다르게 직무의미창조의 조절된 매개효과는 나타나지 않았지만, 역할갈등 수준과 별개로 직무의미창조가 높으면 직무의미창조가 낮을 때보다 소진이 더 낮고, 직무 만족이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 추후 전문상담교사의 소진을 극복하거나 예방하고, 직무 만족을 증진시키기 위한 수단으로 직무의미창조를 활용할 수 있는 가능성을 확인한 것이다.

국내 및 국외에서 상담자를 대상으로 직무의미창조의 효과를 검증한 연구는 진행된 적이 없으며, 특히 한국 전문상담교사에게 있어서 직무의미창조의 개념을 적용하는 것은 큰 의의가 있다. 학교 및 소속기관에서 독립적인 역할을 수행해야 하는 전문상담교사 개인이 바꿀 수 있는 것은 극히 제한적이다. 본 연구를 바탕으로 전문상담교사가 직무의미창조를 통해 스스로 업무에 대한 인식을 바꾸거나 업무와 관련된 대인관계 양상을 변화시키면서 심리적 유연성을 얻을 수 있다면 소진 예방과 직무 만족 향상에 큰 도움이 될 것이다. 한편, 직무의미창조에 대한 선행연구에 따르면 직무의미창조는 과업수행 및 적응수행과 정적 관

계가 있는 것으로 나타났으며(유태용, 이채령, 2016), 직무의미창조 혼란 결과 부정 정서가 감소하고 자기효능감, 성장기회인식, 리더-구성원관계 인식이 높아진 것으로 나타난 실험 연구 결과도 있다(Heuvel, Demerouti, & Peeters, 2015). 선행연구들과 본 연구 결과를 참조하여 추후 전문상담교사의 소진 예방을 위한 직무의미창조 증진 연구 및 프로그램을 개발하는 등의 실용성 있는 활용을 기대해 볼 수 있다.

그러나 논의에서 언급된 조절된 매개효과가 유의하지 않은 이유에 대한 해석들을 고려했을 때, 직무의미창조의 하위요인 중 방해적 직무요구 감소 요인의 활용에 대한 고민이 선행되어야 할 것이다. 자원보존이론을 바탕으로 했을 때 전문상담교사가 겪는 방해적 직무요구에 대해서는 개인의 대처가 역효과를 일으킬 수 있으므로, 환경적 개선을 통한 해결을 고려해볼 수 있다. 예를 들어 교육청 및 조직 차원에서 학교상담 컨설팅 및 전문상담교사에 대한 관리자 인식 개선 등을 통해 방해적 직무요구를 감소시키는 방법을 고안해 볼 수 있다. 또한 선행연구들에서 직무의미창조의 하위요인 중 방해적 직무요구 감소가 독립적인 요인일 가능성이 나타났으므로, 추후 직무의미창조 척도에 대한 재검증 및 하위요인에 대한 후속 연구가 필요할 것으로 보인다. 더불어, 결혼유무에 따른 직무의미창조의 차이에 대한 실증적 설명을 위해 추후 일-가정 균형 및 가족의 직장생활 지지, 이직의도 등의 영향을 포함한 연구를 제안하는 바이다.

한편, 개인의 경험이 정체성 발달에 중요한 역할을 한다는 점을 가정했을 때, 역할갈등 경험이 역할정체성 혼란을 가져올 가능성에 대해서도 고려해 볼 수 있다. 이와 더불어, 연구에서 측정 도구로 사용한 역할정체성 혼란

척도는 전문상담교사가 상담자로서의 역할과 교사로서의 역할을 수행하는 데 따르는 혼란을 측정하고 있지만, 두 역할 간 방해가 되는 부분들로 인한 갈등 및 스트레스 또한 내포하고 있을 가능성이 있다. 이러한 점들을 고려하여 추후 연구에서는 전문상담교사의 역할정체성 혼란에 대해 더욱 정교하게 측정할 수 있는 척도에 대한 고찰과 더불어, 역할정체성 혼란과 역할갈등 간 관계의 방향과 구조에 대해 보다 심층적으로 파악해볼 것을 제안하는 바이다.

본 연구에서는 다음과 같은 제한점이 존재한다. 먼저 연구 조사가 진행된 시기가 연구 결과에 영향을 주었을 가능성이 있다. 연구 표집이 실시된 2020년의 학교 현장은 코로나 19의 대유행으로 인해 이전의 학교 현장의 모습과 다소 차이가 있었다. 코로나19가 유행하는 동안 대부분 학교에서는 등교 인원을 제한하고 학년별로 대면 수업과 온라인 수업을 번갈아가며 실시하였다. 이로 인해 학교 상담실의 운영에도 변화가 있었다. 예를 들어 기존의 대면상담 업무가 채팅, 전화, 화상 등의 방식으로 진행되거나 전문상담교사들이 감염병 예방을 위한 추가적인 활동들(일시적 관찰실 근무, 발열체크 업무 담당 등)을 수행하게 되는 경우들도 있었다. 이는 기존의 전문상담교사 역할과 업무들과는 상이한 양상으로, 재직 기간이 상대적으로 낮은 전문상담교사들의 경우 역할정체성 혼란이나 소진이 높게 나타났을 가능성이 있다. 본 연구의 표본에 대한 기술통계치를 살펴봤을 때도 6개월 이상 1년 미만 재직자들의 역할정체성 혼란, 소진의 평균이 더 오래 재직한 전문상담교사보다 상대적으로 높게 나타났다.

또한 본 연구는 단일 시점에서의 횡단연구

로 진행되어 엄밀히 따지면 변인 간 인과관계를 논할 수 없다. 후속 연구에서는 종단연구를 통해 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 소진의 인과관계 규명 및 변인들의 고도화된 평정이 필요할 것이다.

더불어 본 연구는 150명의 전문상담교사의 설문 실시 결과로 분석을 진행하였으므로 보편적인 전문상담교사에 대한 결과로 일반화하기 어려울 것으로 사료된다. 특히 본 연구 참여자의 50%가 4년 미만 재직 한 전문상담교사로 나타났다. 전문상담교사로서 근무한 경력이 얼마 되지 않아 역할정체성 혼란이 소진 및 직무 만족에 영향을 주는 양상이 다르게 나타나 연구 결과에 영향을 주었을 가능성도 배제할 수 없다. 연구 참여자인 전문상담교사의 소속 기관과 재직 경력 등이 다양하므로 추후 여러 특성들을 포괄할 수 있는 후속 연구를 제안하는 바이다.

이러한 제한점에도 불구하고 본 연구는 전문상담교사의 역할정체성 혼란과 역할갈등, 소진, 직무 만족에 대한 이해를 돕는 자료로서 의미를 부여할 수 있다. 또한 본 연구 결과를 바탕으로 전문상담교사의 소진을 완화하고 직무 만족을 증진하기 위해 전문상담교사의 역할 재정립 및 명료화, 그리고 직무의미창조의 활용을 위한 기반을 마련하는 데 일조할 수 있을 것이다.

### 참고문헌

강나을, 김민영, 박성민 (2019). 공무원의 직업 가치인식이 잡 크래프팅과 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구. *현대사회와 행정*, 29(1), 197-234.

강진령, 손현동, 조은문 (2005). 중학교 상담교사의 역할에 대한 요구 분석. *청소년상담연구*, 13(2), 61-74.

권순보, 유지은 (2019). Elastic Net을 통한 교사의 직무만족도 관련 변수 탐색. *열린교육연구*, 27(3), 1-23.

금명자 (2007). 전문상담교사의 학교상담자 역할에 대한 기대와 예상의 차이. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 19(4), 843-861.

금명자, 정경미, 이미숙 (2009). 전문상담교사의 상담활동과 직무 만족도. *중등교육연구*, 57(3), 113-132.

김명소, 이민주 (2017). 상사에 대한 정서노동이 직무태도에 미치는 영향: 직무의미창조(Job Crafting)의 조절효과. *한국산학기술학회논문지*, 18(9), 167-176.

김문숙, 김예실, 이순목 (2014). 정서노동과 직무관련 변수들 간 관계: 메타분석(MetaAnalysis). *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 27(4), 683-720.

김민지, 박용호 (2019). 잡크래프팅에 관한 통합적 문헌 고찰: 국내 양적연구를 중심으로. *한국콘텐츠학회논문지*, 19(11), 234-246.

김성아 (2009). 사회복지사의 전문직 정체성이 직무 만족 및 직무성공에 미치는 영향 연구. 석사학위논문, 목원대학교 산업정보대학원.

김소라 (2019). 사회복지사의 전문직업적 정체성이 서비스지향성 및 직무만족에 미치는 영향. 석사학위논문, 숭실대학교 교육대학원.

김승아 (2016). 상담자 소진과 개인 및 환경변인 간의 상관관계 메타분석: 보호 및 위험변인 중심으로. 경북대학교 석사학위논문.

김신혜 (2019). 유아교사의 성인애착 및 잡크래

- 프팅이 직무만족도에 미치는 영향. 부경대학교 석사학위논문.
- 김아람 (2015). 전문상담교사의 역할갈등이 역전이 행동에 미치는 영향: 자기효능감 및 정서조절능력의 조절효과를 중심으로. 석사학위논문. 한국교원대학교 교육대학원.
- 김유경, 이혜진, 박형인 (2018). 직장인의 역할과부하와 직무열의의 관계: 심리적 분리의 매개효과와 잡 크래프팅과 결혼 여부 및 성별의 조절효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 31(1), 249-279.
- 김정숙, 유금란 (2010). 전문상담교사의 역할갈등과 소진의 관계에서 전문직 정체성의 조절효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(1), 53-69.
- 김준환, 이 항 (2017). 영업사원의 잡크래프팅과 적응적 판매행동이 직무만족 및 영업성과에 미치는 영향. 상업교육연구, 31(2), 135-158.
- 김지연, 김동일 (2015). 전문상담교사의 직업적응과정 연구. 상담학연구, 16(1), 73-93.
- 김지정, 이영순 (2014). 전문상담교사의 적응과정. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 26(3), 223-246.
- 남현주, 이현지 (2016). 시설요양보호사의 직무스트레스와 슈퍼비전, 소진과의 관계: 직업정체성의 매개효과. 노인복지연구, 71(3), 9-28.
- 박근영, 임은미 (2014). 전문상담교사의 소진경험에 대한 개념도 연구. 중등교육연구, 62(1), 171-198.
- 박승하, 김효미, 윤지인 (2014). 학생-운동선수 역할 정체성 혼란, 사회적지지 및 대처행동의 관계. 한국체육과학회지, 23(1), 795-806.
- 박세영 (1993). 종업원의 분배원칙 선호와 직무만족. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 6, 55-91.
- 박종우 (1994). 사회사업가의 전문직업적 정체성 연구. 서울대학교 대학원 박사학위 논문.
- 서아림, 정예슬, 손영우 (2018). 잡크래프팅과 과업정체성이 일의 의미에 미치는 영향: 조직지원인식의 조절된 매개효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 31(1), 149-173.
- 안수경 (2003). 사회복지사의 전문직업적 정체성과 재교육 및 소진과의 관계에 관한 연구: 서울시 사회복지관의 근무자를 중심으로. 동국대학교 대학원 석사학위논문.
- 안혜정, 이승연 (2020). 유치원 교사의 잡 크래프팅과 조직풍토, 수업 자율성 및 교수몰입의 구조적 관계. 한국교원교육연구, 37(3), 285-312.
- 연문희, 강진령 (2002). 학교상담: 21세기의 학생생활지도. 서울: 양서원.
- 유성경 (2002). 상담환경의 위험요소, 지각된 사회적 지지가 상담자의 심리적 소진에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 14(2), 389-400.
- 유태용, 이채령 (2016). 성격이 과업수행과 적응수행에 미치는 영향: 직무가공(job crafting)의 매개효과와 리더 임파워링 행동의 조절효과. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 29(4), 607-634.
- 윤수진 (2018). 직무의미창조 척도의 타당도 비교연구: JCQ-K와 JCS-K을 중심으로. 호서대학교 석사학위 논문.
- 윤은주 (2009). 상담자의 소진(burnout)에 대한 체험분석. 상담학연구, 10(4), 1855-1871.
- 이영만 (2016). 교사의 심리적 소진 관련 변인에 대한 메타분석. 교사교육연구 55(4),

- 441-459.
- 이정훈 (2017). 학교상담자의 역할 갈등이 역량 인식에 미치는 영향 연구. *고려대학교 교육대학원 석사학위논문*.
- 이종한 (2019). 전문상담교사: 과거, 현재, 그리고 미래. *한국심리학회 학술대회 자료집*, 110-110.
- 이지원, 오인수 (2016). 전문상담교사의 전문성 발달 경험에 관한 현상학적 연구. *상담학 연구*, 17(4), 351-372.
- 이항 (2016). IT기업 종사자의 감성능력과 잡 크래프팅이 직무만족과 직무성공에 미치는 영향. *e-비즈니스연구*, 17(5), 117-135.
- 이현림, 윤경원 (2004). 산업체 상담원의 역할 갈등 및 직무스트레스가 직무성공에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 16(2), 309-325.
- 이현아, 이기학 (2009). 전문상담교사의 직무스트레스요인과 직무 만족도, 심리적 소진의 관계. *한국심리학회지: 학교*, 6(1), 83-102.
- 임신일 (2019). 전문상담교사의 소진관련 요인 메타연구. *교육종합연구*, 17(1), 117-139.
- 장서영, 장원섭 (2008). 대졸 초기경력자의 조직적응에 관한 질적 연구. *Andragogy Today*, 11(3), 105-138.
- 정은미 (2017). 전문상담교사의 전문직 정체성과 소진의 관계에서 전문상담교사 효능감의 매개효과. *가톨릭대학교 상담심리대학원 석사학위논문*.
- 정진철, 양난미 (2018). 전문상담교사의 전문성 발달에 대한 개관연구. *상담학연구*, 19(4), 47-70.
- 조주연, 김명소 (2014). 직무의미창조(Job Crafting) 척도 개발 및 타당화 연구. *호서대학교 대학원 박사학위 논문*.
- 차명진, 제석봉 (2009). 노인생활시설 사회복지사들의 직무 및 조직특성과 직무 만족도의 관계에서 전문직업적 정체성의 매개효과. *한국노년학*, 29(2), 669-682.
- 차시연, 김윤희 (2018). 학교상담자의 직무스트레스와 소진 간 관계에서 자기연민과 회복탄력성의 이중 매개효과. *한국심리학회지: 학교*, 15(2), 265-286.
- 차진훈 (2016). 학교교사 소진 관련 변인에 대한 메타분석. *경북대학교 대학원 석사학위논문*.
- 채병영 (2005). *고등학교 교사의 역할갈등, 학교조직풍토, 자아효능감과 직무 만족의 관계*. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 채현순, 장유진 (2016). 전문상담교사의 전문직 정체성 형성 과정에 관한 질적 연구. *한국교원교육연구*, 33(4), 167-192.
- 최외선 (2003). *정신지체학교 교사의 직무스트레스와 직무 만족도와의 상관관계연구*. 대구대학교 교육대학원 석사학위 논문.
- 황경열, 소혜정 (2006). 재활상담자의 직무스트레스와 직무만족도에 관한 연구. *지체중복건강장애연구*, 47(1), 107-124.
- 황문영, 김병직 (2021). 직무과부하가 번아웃에 미치는 영향: 일-가정갈등의 매개효과와 잡크래프팅의 조절효과를 중심으로. *기업경영리뷰*, 12(2), 301-319.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Berg, J. M., Dutton, J. E., & Wrzesniewski, A. (2008). What is job crafting and why does it matter.? Retrieved from the website of Positive Organizational Scholarship on October, 25, 2020.



- Bond, F. W., Flaxman, P. E., & Bunce, D. (2008). The influence of psychological flexibility on work redesign: Mediated moderation of a work reorganization intervention. *Journal of Applied Psychology, 93*, 645-654.
- Boswell, W. R., Olson-Buchanan, J. B., LePine, M. A. (2004). Relations between stress and work outcomes: The role of felt challenge, job control, and psychological strain. *Journal of Vocational Behavior, 64*(1), 165-181.
- Burke, P. J. (1991). Identity Process and Social Stress. *American Sociological Review, 56*(6), 836-849.
- Burke, P. J., T. J. Owens, R. T. Serpe., & P. A. Thoits (2003), *Advances in identity theory and research*, New York, NY: Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- Butler, S. K., & Constantine, M. G. (2005). Collective self-esteem and burnout in professional school counselors. *Professional School Counseling, 9*, 55-62.
- Champoux, J. E., & Peters, W. S. (1987). Form, effect size and power in moderated regression analysis. *Journal of Occupational Psychology, 60*, 243-255.
- Cervoni, A., & DeLucia-Waack, J. (2011). Role conflict and ambiguity as predictors of job satisfaction in high school counselors. *Journal of School Counseling, 9*(1), 30-60.
- Corey, M. S., & Corey, G. (2002). *Becoming a helper*. Pacific Grove, CA: Brooks/Cole
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). *The satisfaction with life scale*. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75.
- Erikson, E. H. (1956). The problem of ego identity. *JAPA, 4*, 56-121.
- Erickson, E. H. (1963). *Childhood and society*. (2nd Eds.) NY: Norton.
- Fye, J. (2016). *The impact of implementing the American School Counselor Association(ASCA) National Model and related factors on school counselors' level of burnout*. Doctoral dissertation, Kent State University.
- Garcia Vargas J. F. (2019). *The Relationship between job crafting and burnout: the moderated mediation effect of job involvement and growth need strength*. Master's thesis, Gyeongsang National University.
- George, J. M. (1991). State or trait: Effects of positive mood on prosocial behaviors at work. *Journal of Applied Psychology, 76*. 299-307.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York, NY: The Guilford Press.
- Heuvel, M., Demerouti, E., & Peeters, M. C. (2015). The job crafting intervention: effects on job resources, self efficacy, and affective well being. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 88*(3), 511-532.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist, 44*(3), 513-524.
- Jun, J. H., & Kyle, H. T. (2011). The effect of identity conflict/facilitation on the experience of constraints to leisure and constraint negotiation. *Journal of Leisure Research, 43*(2), 176-204.
- Lee, S. M., Baker, C. R., Cho, S. H., Heckathorn,

- D. E., Holland, M. W., Newgent, R. A., Ogle, N. T., Powell, M. L., Quinn, J. J. & Wallace, S. L. (2007). Development and initial psychometrics of the counselor burnout inventory. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 40(3), 142-154.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). *The Maslach Burnout Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. New York: Prentice Hall.
- Pareek, U. (1994). *Making organizational roles effective*. New Delhi: Tata McGraw Hill.
- Rizzo, J. R., House, R. J., & Lirtzman, S. I. (1970). Role conflict and ambiguity in complex organizations. *Administrative Science Quarterly*, 15, 150-163.
- Scarpello, V., & Campbell, J. P. (1983). Job satisfaction: Are all the parts here? *Personnel Psychology*, 36, 577-600.
- Sluss, D. M. & B. E. Ashforth (2007), Relational identity and identification: Defining ourselves through work relationships, *Academy of Management Review*, 32(1), 9-32.
- Stryker, S., & Burke, P. J. (2000), The Past, Present, and Future of an Identity Theory, *Social Psychology Quarterly*, 63(4), 284-297.
- Tims, M., & Bakker, A. B. (2010). Job crafting: Towards a new model of individual job redesign. *South Africa Journal of Industrial Psychology*, 36, 1-9.
- Tims, M., Bakker, A. B., & Derks, D. (2012). Development and validation of the job crafting scale. *Journal of Vocational Behavior*, 80(1), 173-186.
- Tompson, H. B., & Werner, J. M. (1997). The impact of role conflict/facilitaion on core and discretionary behaviors: Testing a mediated model. *Journal of Management*, 23(4), 583-601.
- Weiss, D. J., Dawis, R. V., England, G. W., & Lofquist, L. H. (1967). *Manual for the Minnesota satisfaction questionnaire*. Minneapolis Industrial Center, Univ. of Minnesota.
- Wilkerson, K., & Bellini, J. (2006). Intrapersonal and Organizational Factors Associated With Burnout Among School counselors. *Journal of Counseling & Development*, 84, 440-450.
- Wrzesniewski, A., & Dutton, J. E. (2001). Crafting a job: Revisioning employees as active crafters of their work. *Academy of Management Review*, 26(2), 179-201.
- Yu, K. (2007). *Development of a culturally valid counselor burnout inventory in Korean counselors*. Unpublished doctoral dissertation, University of Arkansas.
- 원 고 접 수 일 : 2021. 05. 10.  
수정원고접수일 : 2021. 07. 05.  
최종게재결정일 : 2021. 08. 11.

## The Effects of Role Identification Confusion and Role Conflicts on Burnout and Job Satisfaction among Professional School Counselors: The Moderated Mediation Effect of Job Crafting

Seong-Eun Jeon

Young-Shin Kang

Department of Psychology, Chonnam National University  
Doctor's Student

Professor

This study was conducted to determine if the relationships between role identification confusion and burnout and between role identification confusion and job satisfaction are mediated by role conflict and whether job crafting moderates the mediating the relationships between role conflict and burnout and between role conflict and job satisfaction. A total of 150 professional school counselors completed a survey about role identification confusion, role conflict, burnout, job satisfaction, and job crafting. The results of a correlation analysis showed that the relationship between role identification confusion and burnout was statistically significantly positive, the relationship between role identification confusion and job satisfaction was statistically significantly negative, and that role conflict mediated the relationships between role identification confusion and burnout and between role identification confusion and job satisfaction. However, the moderated mediation effect of job crafting in these relationships was not statistically significant. This paper discusses this study's limitations and suggestions for further research.

*Key words* : professional school counselors, role identification confusion, role conflict, burnout, job satisfaction, job crafting