

정서적 소진이 상호작용 공정성을 매개하여 조직몰입에 미치는 영향 :자기효능감의 조절된 매개효과를 중심으로***

이진주***, 노윤정****, 박정은*****, 송지훈*****

■ 요약 ■

환경의 변화 속에서 조직구성원의 정서적 상태에 대한 관심과 몰입을 위한 지원은 중요한 요소가 되고 있다. 따라서 본 연구는 411명의 사회복지사를 대상으로 정서적 소진과 조직몰입의 관계에서 상호작용 공정성의 매개효과와 자기효능감의 조절된 매개효과를 검증하는 것을 목적으로 하였다. 연구 결과는 첫째, 정서적 소진은 조직몰입에 부적(-) 영향을 주었으며, 상호작용 공정성은 정서적 소진과 조직몰입 사이의 관계를 부분매개하였다. 둘째, 자기효능감은 정서적 소진이 상호작용 공정성 지각에 미치는 영향을 조절하였다. 마지막으로 정서적 소진과 조직몰입 사이의 관계에서 상호작용 공정성의 매개효과는 자기효능감이 평균보다 높은 집단에서 유의하게 조절되었다. 연구의 결과를 바탕으로 자기효능감이 낮은 구성원들은 상사의 지원과 인정이 지속적인 몰입을 유지하는 역할을 하지만, 자기효능감이 높은 구성원들에게는 조직 차원에서 규범과 직무수행 절차를 제공하는 것이 지속적인 몰입을 유지하는 요소를 규명하였다. 따라서, 본 연구에서는복잡한 변수들간의 관계를 구조적으로 분석 할 수 있다는 방법론적 시사점을 제공하고, HRD 현장에서는 개인 수준에서 정서적 소진과 스트레스를 관리할 수 있는 지원과 조직 수준에서 상사와의 관계를 기반으로 소통할 수 있도록 하는 것이 구성원들의 조직몰입을 유도하는 전략을 수립하는 근거로 실무적 시사점을 제공하였다.

[주제어] 정서적 소진, 상호작용 공정성, 조직몰입, 자기효능감, 조절된 매개효과

* 이 논문은 2018년도 한양대학교 우수논문지원사업의 지원을 받아 수행된 연구임 (HY-2018G)

** 이 논문은 2017 한국교육공학회 춘계학술대회 포스터세션에 발표했던 연구를 수정, 보완한 것임

*** 제1저자, 한국기술교육대학교 능력개발교육원 연구원. pearlee87@gmail.com

**** 공동저자, 한양대학교 교육공학과 박사과정. cindy.yunjeongro@gmail.com

***** 공동저자, 한양대학교 교육공학과 석사과정. jungeun2330@gmail.com

***** 교신저자, 한양대학교 교육공학과 교수. psu.jihoonsong@gmail.com

I. 연구 목적과 필요성

시시각각 변화하는 환경에 빠르게 적응하고, 경쟁적인 환경 속에서 조직구성원의 몰입을 통한 업무 성과 향상은 중요한 화두이다. 또한 글로벌 트렌드와 정부의 변화방향에 따라 공공서비스 분야에 고객지향적 패러다임이 강조되고 사회적으로 사회복지에 대한 요구와 필요성이 높아짐에 따라 사회복지 현장에 적극적인 사회서비스 제공 노력을 요구하고 있다. 사회복지 종사원들은 다양한 환경 속에서 사람을 대면하기 때문에 서비스를 제공하는 업무가 많아짐으로 느끼는 스트레스, 피로감과 상실감이 정서적인 부담과 소진으로 이어져 조직의 성과에 부정적인 영향으로 작용한다고 나타났다(박길태, 서인균, 이연실, 2017).

정서적 소진은 휴먼 서비스 기관에 장시간 근무하는 구성원에게 주로 발생한다. 정서적 소진이 조직차원에서 중요하게 작용하는 이유는 소진을 경험하는 것이 개인 뿐 아니라 조직차원에 부정적인 영향을 미치기 때문이다(안병주, 차민석, 2016). 또한 구성원의 정서적 소진은 조직에 대한 몰입을 저하시키고 이탈행동을 야기하는데, 구체적으로 구성원의 이직의도가 증가하고, 직무 만족도가 하락하는 등의 결과로 나타났다(정환, 이상희, 2017). 이처럼 정서적 소진으로 인한 조직몰입 저하는 조직성과와 관련이 있기 때문에 다양한 분야에서 연구가 이루어지고 있으며(김홍철, 2016; 전영철, 이상희, 2016; Bakker & Heuven, 2006), 복지관련 조직에서도 소진이 조직 구성원들의 몰입에 부정적인 영향을 미치기 때문에 이를 개선하기 위한 관리체계 필요성이 제기되고 있다(임정기, 김교성, 이현주, 2017; 이미정, 2015).

사회복지사의 일에 관한 연구에 따르면, 사회복지사의 업무와 역할은 사회복지의 가치와 관련되어 있으며, 사회복지사는 자신의 일에 대해 사명감과 책임감을 가지고 수행하고 있기 때문에 개인의 정서적 상태인 자기효능감은 개인과 조직의 성과에 영향을 미치는 중요한 요소가 된다(임정기, 김교성, 이현주, 2017; Donovan, Brown, & Mowen, 2004). 또한 사회복지 조직은 인적의존도가 높고 대면하는 고객과의 관계, 구성원간의 상호작용이 중요하게 여겨지는 만큼 조직 내 인적자원관리방안으로 상호작용 공정성은 몰입유도에 중요한 요소가 된다(태동원, 한은하, 김근식, 2013). 기존 선행연구에서 상호작용 공정성은 직무만족, 조직몰입에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌으며(Cropanzano, Bowen, & Gilliland, 2011; Colquitt et al., 2001), 상호작용 공정성은 조직행동분야에서 활발하게 연구되고 있는 변인으로써 조직 내 구성원의 태도 및 행동을 이해하기 위한 개념으로 연구되고 있다(Cropanzano & Rupp, 2003). 실제로 고종욱과 류철(2005)의 연구에서는 구성원이 상사나 동료로부터 자신의 기여와 노력을 인정받지 못해 상호작용 공정성을 부정적으로 지각하게 되면 조직몰입의 하락으로 이어진다고 밝혀졌다. 사회복지사를 대상으로 한 연구결과에서도 공정한 분배뿐만 아니라 상호작용에 대한 지각이 조직몰

입에 직접적으로 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다(정지나, 최낙관, 2011).

한승주와 김동주(2012)의 연구에 따르면 조직구성원의 자기효능감은 중년위기의 지각에 따른 조직몰입과 이직의도에 미치는 영향을 조절하였다. 조직구성원이 개인이 중년위기와 같은 정서적 스트레스에 직면하더라도 스스로 극복하려는 노력과 자신의 직무를 잘 수행할 수 있다고 느끼는 효능감을 통하여 지속적으로 조직에 몰입할 가능성이 높다는 점을 의미한다. 박종철과 윤용보(2013)의 연구에서도 자기효능감이 높은 조직구성원은 자신에 대한 도덕적 의무감과 신뢰를 바탕으로 조직의 성과를 위해 긍정적인 태도를 형성하게 되어 회사 경영 방침을 이행하고, 조직에 몰입한다는 결과를 확인하였다.

이상의 논의에서 정서적 소진으로 인하여 조직에 몰입하지 못하는 현상을 발견하였으며, 정서적 소진의 부정적인 영향을 완화할 수 있는 변인을 탐색하고, 효과적인 지원 방안을 모색할 필요가 있다. 하지만 구성원의 정서적 소진과 관련된 연구들 중 개인 차원의 자기효능감, 나아가 상사와의 관계적 측면까지 포함하여 종합적으로 반영한 연구는 아직 부족한 실정이므로 이를 구체적으로 구명할 필요가 있다.

따라서, 본 연구의 목적은 국내 사회복지사를 대상으로 정서적 소진이 어떠한 매커니즘을 통해 조직 몰입에 영향을 주는지를 탐색하는 것이다. 구체적으로 정서적 소진이 조직몰입에 영향을 미치는 과정에서 상호작용 공정성의 매개효과를 분석하고, 이 매개효과가 자기효능감에 따라 조절되는지를 검증하고자 한다. 이후, 연구결과를 토대로 정서적 소진을 경험하는 조직구성원이 조직에 몰입할 수 있는 방안과 시사점을 제시하고자 한다.

II. 이론적 배경 및 가설

1. 정서적 소진과 조직몰입

소진은 다른 사람을 대하는 직업군에 종사하는 개인에게 발생하는 것으로, 정서적으로 지친 상태나 냉소적 증후군을 말한다(Freudenberger, 1974). 이후 Maslach와 Jackson(1986)은 소진을 정서적 소진, 비인간화, 개인적 성취감 저하라는 3가지 요인으로 개념화하였다. 첫째, 정서적 소진(emotional exhaustion)은 정서적으로 고갈된 느낌이 증가하는 것으로 더 이상 사람들에게 해줄 수 있는 것이 없다고 느끼는 상태이다. 둘째, 비인간화(depersonalization)는 관계의 대상자에게 부정적이고 냉소적인 태도로 대하고 거리감을 두는 것을 말한다. 셋째, 개인의 성취감 저하(reduced personal accomplishment)는 자신의 직무에 대해 스스로 부정적으로 평가하는 경향을 나타내며 자신의 업무에 만족감을 느끼지 못하는 것이다. 일반적으로 휴먼서비스 기관의

종사자들이 장시간에 걸쳐 사람들과 빈번한 감정적 반응을 하게 되어, 그 과정에서 발생하는 정서적 피로감 및 정신적 스트레스의 결과로 정서적 소진이 유발된다(조상은, 양해술, 2010). 정서적으로 소진된 구성원은 직무 만족감이 떨어지고, 근무태만, 결근, 이직 등의 현상을 보이게 된다. 따라서 정서적 소진은 직무수행에 대한 만족감과 조직몰입을 저하시키며, 잠정적으로는 개인과 조직 상호 간의 부정적인 결과를 초래 할 수 있다(이인석, 박문수, 정무관, 2007).

조직몰입(organizational commitment)은 개인이 조직의 목표와 가치를 동일시하고, 이를 달성하기 위해 노력하는 것으로 (1) 조직의 목표와 가치에 대한 강한 신뢰와 인정, (2) 조직의 목표 달성을 위한 자발적인 의지, (3) 조직의 구성원으로 남아있고 싶은 강한 욕구라는 세 가지 측면으로 정의된다(Porter & Smith, 1970; Steers & Porter, 1983). 이후 Allen과 Meyer(1996)는 조직몰입을 정서적 몰입(affective commitment), 지속적 몰입(continuance commitment), 규범적 몰입(normative commitment)의 세 가지 개념으로 구분하였다. 본 연구는 사회복지사를 대상으로 하고 있으며, 사회복지사들은 다른 조직구성원에 비해 조직에 대한 애착 및 소명감을 강하게 느낀다(이봉재, 2018). 따라서 정서적으로 소진된 구성원이 조직에 남아야 한다는 의무감이나 금전적 가치에 초점을 맞추기보다 조직의 목표와 가치를 동일시 여기고 신뢰와 인정의 개념을 더 잘 반영할 수 있는 Porter와 Smith(1970)의 개념을 적용하였다.

정서적 소진과 조직몰입 간의 관계를 다룬 선행연구들을 살펴보면, 정서적 소진을 경험한 구성원은 조직에 대한 부정적인 감정을 갖게 되며 조직몰입을 감소시킨다(송지준, 2011; Kahill, 1988; Maslach & Jackson, 1981). 또한 조직에 대한 충성심이 높은 조직원이라도 과도한 업무량과 개인의 희생이 요구되는 상황이 지속되면, 심리적 부담과 고립감을 느껴 조직에 대한 몰입이 감소하게 된다. Halbesleben과 Bowler(2007)의 연구에서도 정서적 소진이 직무만족을 저하시키고 조직몰입을 방해한다고 밝혔으며, 구체적으로 개인의 성취동기를 감소시키고 직무 성과에도 부정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 본 연구의 대상인 사회복지사들은 장시간의 대면업무에서 감정적인 반응을 빈번하게 보이므로 정서적 소진으로 인한 조직에 대한 몰입 저해와 직무만족 등에 미치는 부정적인 영향을 밝히는 데에 적합한 특성을 가지고 있다(Kalliath, O'driscoll, & Gillespie, 1998; King & Sethi, 1997). 이러한 결과는 국내 연구에서도 확인되는 바와 같이, 경찰공무원의 업무능력신념과 소진이 직무만족감에 미치는 부정적인 영향에 대한 연구 결과와 일치한다(안도희, 박윤지, 2014). 이상의 논의를 바탕으로 정서적 소진과 조직몰입 사이의 관계를 살펴보고자 하며, 아래와 같은 가설을 설정하였다.

가설 1. 구성원의 정서적 소진은 조직몰입에 부적(-) 영향을 미칠 것이다.

2. 상호작용 공정성의 매개효과

조직 내 공정성은 조직 구성원이 기울이는 노력으로부터 받는 대우의 공정한 정도를 말한다(Colquitt, 2001; Colquitt et al., 2001). 상호작용 공정성(interactional justice)은 조직 내 의사결정 과정이나 절차의 실행과정에서 구성원이 받은 관계적인 대우에 대한 개인의 지각이다(Bies & Moag, 1986; Cropanzano & Rupp, 2003). 대인관계에서 발생하는 공정성은 존중과 예의와 같은 공정한 행위를 행하는 사람에 의해 발생하는 인간적인 행위들을 포함하며, 이러한 행위는 서로의 인지, 정서 및 행동적 반응에 영향을 준다(Tyler & Bies, 1990). 그러므로 조직의 구성원들은 자신이 존중받는다고 느끼고, 의사결정 과정에 대한 정당한 설명이 제공되었을 때 공정하다고 지각한다.

상호작용 공정성 지각에 대한 연구는 조직 내 공정성의 역할을 중심으로 연구되었고, 구성원의 상호작용 공정성 지각이 조직몰입, 이직의도, 과업성과, 지식공유 등 구성원의 태도와 행동에 중요한 영향을 미치는 것을 확인하였다(박종주, 류지원, 2006, Colquitt et al., 2001, Cohen-Charash & Spector, 2001). 또한 손승연, 박희태, 윤석화(2003)에 의하면 상호작용 공정성 지각은 구성원의 과업 성과에 중요한 역할을 하며, 조직 내 공정성을 지각한 구성원들은 다른 구성원들에 비해 더 높은 성과를 보이는 것으로 나타났다. 한편, 조직 구성원들이 공정성을 지각하지 못할 경우, 조직에 대해 부정적인 태도를 형성하며 리더에 대한 신뢰와 믿음이 좌절로 이어져 조직이탈, 직무태만이 발생하였다(손태원, 공도훈, 여경태, 2014). 따라서 상호작용 공정성은 구성원들이 공정성을 어떻게 판단하고 지각하는지에 따라 구성원의 태도와 행동에 영향을 미치는 중요한 변수이다.

본 연구에서의 사회복지사들은 고객과의 상호작용이 잦은 인적서비스 업무로 인해 육체적 업무 과부하, 감정 표현의 제한 등으로 스트레스를 받으며, 이 스트레스를 관리할 수 있는 적절한 지원이 없는 상태가 지속될 경우 정서적으로 소진한 상태가 된다(Demerouti et al., 2001). 특히, 사회복지사들은 직무특성 요인에 의해 역할 갈등·과도한 업무량으로 불신, 상실감, 무기력함 등의 정서적 소진을 느끼게 된다(김미숙, 2004). 앞서 언급한 바와 같이 정서적 소진은 업무로 인하여 몸과 마음이 지쳐있는 상태로, 직무요구를 충족시키기 위하여 필요한 정서적, 정신적 에너지가 고갈되었음을 반영하는 개념이다(Maslach & Jackson, 1981). 정서적 소진을 경험한 구성원은 조직에서 자신의 가치를 평가할 때(Lind & Tyler, 1988), 상사나 동료로부터 자신의 기여와 노력을 인정받지 못하였다고 느끼면 상호작용 공정성을 부정적으로 지각하게 된다. 요약하면 구성원이 정서적으로 소진된 상태에서 자신의 가치를 인정받지 못하면 상호작용 공정성에 대해 부정적으로 지각하는 태도를 형성하게 되며, 그 결과 조직몰입의 하락으로 이어질 것이다(고종욱, 류철, 2005; 고종욱, 서상혁, 2003). 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2. 구성원의 상호작용 공정성 지각은 정서적 소진과 조직몰입 사이의 관계를 매개할 것이다.

3. 자기효능감의 조절효과

자기효능감(self-efficacy)은 주어진 상황에서 특정한 업무를 성공적으로 수행하고자 할 때 필요한 특정 능력에 대한 개인의 확신이나 자신감이다(Bandura, 1982). 또한 자기효능감은 구성원이 직무를 실행해 나가는 자신의 능력에 대한 믿음이며, 성공적으로 업무를 수행할 수 있도록 하는 긍정적인 심리태도이다(Luthans et al., 2007).

정서적으로 소진한 구성원은 직무 만족감이 떨어지고, 직무태만, 이직, 결근 등의 현상을 보이게 된다. 따라서 조직에서는 구성원이 정서적으로 편안함을 느낄 수 있도록 해주고, 사회적 관계망의 일부에 속한다고 느끼도록 해주는 대인관계와 같은 사회적 지지를 통해(Cohen & Willis, 1985) 직무 스트레스나 소진을 극복할 수 있는 긍정적인 자원을 제공할 필요가 있다(이동명, 2008). 그러나 과도한 업무량과 개인의 희생이 요구되는 상황이 지속되면 소진을 경험한 구성원은 조직에 대한 충성심이 높더라도 심리적 부담과 고립감을 지각하게 된다(임창희, 2014). 조직 내 관계에서 얻을 수 있는 사회적 지지를 받지 못한다는 지각은 곧 상호작용 공정성에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

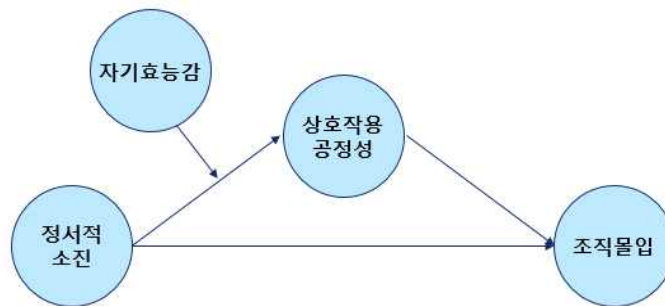
자기효능감은 스트레스에 대한 지각과 반응에 영향을 주며, 인간의 사고, 동기, 행동에 중요한 영향을 미치게 된다(Bandura et al., 2001). 자기효능감이 높은 사람들은 어려운 과제에 당면했을 때에도 극복하고자 노력하며, 자신의 직무에 대한 자긍심과 보람을 느낀다. 또한 구성원의 자발적인 관심과 노력으로 발휘되어 훌륭한 성과를 낼 수 있다고 믿는다(Stajkovic & Luthans, 1998). Skaalvik과 Skaalvik(2014, 2017)에 의하면 정서적 소진을 경험한 사람은 자기효능감과 부정적인 영향관계를 갖지만, 자기효능감이 환경적 기회와 장애를 어떻게 인식하느냐에 따라 동기유발을 높이고 스트레스와 소진을 줄이는 것으로 확인되었다. 실제로 Donovan, Brown 그리고 Mowen(2004)의 연구에서는 자기효능감의 긍정적인 심리태도가 스트레스나 정서적 소진으로 인한 부정적인 결과를 개선시키는 중요한 요소임을 밝혔다. 따라서 자기효능감이 높은 구성원은 정서적으로 소진됨을 느끼더라도 긍정적인 태도와 인식을 통해 부정적인 결과를 개선시킬 가능성이 높아지기 때문에 자기효능감이 높을수록 정서적 소진이 상호작용 공정성에 미치는 부적(-) 영향력이 완화될 것으로 예상된다. 지금까지의 논의를 통해 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 3. 구성원의 자기효능감이 높을수록 정서적 소진이 상호작용 공정성에 미치는 부적(-) 영향이 더 완화될 것이다.

이상에서 논의한 바와 같이 자기효능감이 정서적 소진이 상호작용 공정성에 미치는 영향을 조절한다면, 구성원의 자기효능감은 정서적 소진과 조직몰입 사이의 상호작용 공정성의 매개 효과에도 영향을 미칠 것이다. 구체적으로 정서적 소진을 경험한 구성원은 조직에 대한 부정적인 감정을 갖게 되며 조직몰입을 감소시킨다는 선행연구를 통해(송지준, 2011; Kahill, 1988; Maslach & Jackson, 1981) 상호작용 공정성의 매개효과를 자기효능감이 조절할 것이라는 가설을 뒷받침할 수 있다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 4. 구성원의 자기효능감은 상호작용 공정성 지각의 정서적 소진과 조직몰입 간 매개효과를 조절할 것이다.

따라서 조절된 매개효과(moderated mediation effect)를 통해 변수간의 관계를 구명하고자 하며, 도출된 가설을 바탕으로 다음 [그림 1]과 같은 연구모형을 설정하였다.



[그림 1] 연구 모형

Ⅲ. 연구 방법

1. 자료수집 및 연구대상

본 연구는 총 528명의 사회복지사를 대상으로 설문지를 배포하였으며 그 중 464부가 수거되었다(수거율 87%). 수거된 설문지 중 자료가 미비하거나 한 문항이라도 응답하지 않은 불성실한 응답(missing value) 12부와 Z score, 마할라노비스 거리(Mahalanobis D^2)로 이상치(outlier) 41부를 제거하여 최종 분석에 사용된 데이터는 411부이다.

2. 측정도구

본 연구에 사용된 설문지는 총 29개의 설문 문항과 인구통계학적 문항으로 구성되었다. 연령과 성별 등 통제변인을 제외한 모든 변인을 측정하기 위하여 리커트 5점 척도(1 = 전혀 아님, 5 = 매우 그러함)를 사용하였다. 자기보고 형식의 응답을 통해 응답자로부터 얻어진 점수가 사용되었으며, 각 변인의 측정도구의 구성은 다음과 같다.

가. 정서적 소진

구성원의 정서적 소진은 말라크 소진 측정도구(MBI: Maslach Burnout Inventory)에서 측정대상과 구성개념이 가장 본 연구의 대상자에 적합한 MBI-Human Services Survey(MBI-HSS) 7개 문항을 사용하였다(Maslach & Jackson, 1981). ‘내가 맡은 일을 하는 데 있어서 정서적으로 지쳐 있음을 느낀다’ 등의 문항으로 구성되어 있으며 Cronbach의 α 는 .89이다.

나. 상호작용 공정성

본 연구에서는 사회복지사들의 정서적 소진에 따른 조직몰입의 관계를 연결해주는 매개변인으로 상호작용 공정성에 초점을 맞추고 있다. 따라서 조직의 구조적인 제도를 통한 분배와 절차적 공정성이 아니라 구성원간의 관계에서 발생하는 상호작용 공정성을 측정하였다. 왜냐하면 사회복지사들이 수행하는 직무에서 비롯되는 심리적인 소진은 개인의 정서적인 상태이므로 조직에 몰입하는 데 영향을 주는 메커니즘으로 상사와의 관계를 통한 인정과 보상 같은 공정성 지각을 고려할 수 있기 때문이다. Moorman(1991)의 공정성 중 상호작용 공정성에 대한 6개의 측정문항은 ‘나의 상사는 나를 정중하게 대해준다’, ‘나의 상사는 나에게 예의를 갖추어서 대우해 준다’ 등으로 구성되어 있으며 Cronbach의 α 는 .93이다.

다. 조직몰입

조직몰입은 Porter와 Smith(1970)의 OCQ(Organizational Commitment Questionnaire) 문항을 사용하였다. 본래 조직몰입을 측정하기 위한 설문지 OCQ는 원래 15개의 문항으로 만들어졌으나(Mowday, Porter, & Steers, 1982), 부정문으로 표현된 6개의 문항이 조직몰입보다 조직에 남아 있으려는 의도에 대한 질문이기 때문에 제거되어 현재는 9개의 문항으로 구성된 조직몰입 설문지가 더욱 보편적으로 사용되고 있다(Riketta, 2002).

본 연구에서 다루고자 하는 구성원의 조직몰입은 특정한 조직에서 조직의 목표와 가치를 동

일시하고, 이를 달성하기 위하여 노력하는 것이다(Porter & Smith, 1970; Steers & Porter, 1983). ‘나는 내가 근무하고 있는 조직의 성공을 위해 조직이 기대하는 이상의 노력을 기울이고 있다’, ‘나는 친구들에게 내가 근무하는 조직이 노력을 바쳐 일할 만큼 훌륭한 조직이라고 자신있게 말할 수 있다’ 와 같은 문항을 포함하여 9개의 문항으로 구성되었으며 측정도구의 Cronbach의 α 는 .82 ~ .93이다(Mowday, Porter, & Steers, 1982).

라. 자기효능감

자기효능감은 GSE(General Self-Efficacy) 7개 문항을 본 연구의 대상인 사회복지사의 특성에 적합하게 수정하여 사용하였다(Chen, Gully, & Eden, 2001). ‘나는 내 능력으로 내가 맡은 모든 업무를 처리할 수 있다’, ‘나는 앞으로 이 회사에 적응해 나가는데 별 문제가 없을 것이라 생각한다’, ‘내가 계획을 세울 때면 나는 그것을 이룰 수 있다고 확신한다’ 와 같은 문항을 포함하고 있으며 Cronbach의 α 는 .76 ~ .89이다(Chen, Gully, & Eden, 2001).

3. 분석방법

본 연구는 SPSS 21.0과 Lisrel 8.8을 사용하였고, 측정문항의 신뢰도(reliability)와 연구모형의 타당도(validity)를 확인하기 위하여 제시한 변인들의 요인분석을 통해 신뢰도 계수인 Cronbach의 α 를 산출하여 평가하였으며, 상관분석과 확인적 요인분석을 실시하였다.

본 연구에서 설정한 조절된 매개효과는 정서적 소진이 상호작용 공정성을 통하여 조직몰입에 이르는 매개모형에서 확인할 수 있는 간접효과의 크기가 자기효능감의 수준에 따라 달라짐을 의미한다. 첫째, 구성원의 정서적 소진이 조직 내 상호작용 공정성을 경유하여 조직몰입에 영향을 미치는 매개효과는 SPSS PROCESS Macro model 4를 통해 검증하였으며 매개효과의 통계적 유의성은 부트스트래핑을 통하여 신뢰구간에 따라 확인하였다(Preacher, Rucker, & Hayes, 2007). 추가적으로, 부분매개하는지 완전매개하는지를 확인하기 위하여 Baron과 Kenny(1986)가 제시하는 3단계 매개효과 분석으로 검증하였다. 둘째, 조절된 매개효과는 조절변인의 수준에 따라 매개효과가 강화되는지, 약화되는지와 관련이 있다. 따라서 절차적으로 매개효과가 있는지를 규명한 뒤, 조절효과가 있음을 보여줌으로써 간접효과가 조절될 것이라는 가설을 설정하였기 때문에 실증적인 분석 절차에 조절효과 검증을 포함하였다. 마지막으로 조절된 매개효과의 공식적인 검증은 Preacher, Rucker 그리고 Hayes(2007)가 제시하는 PROCESS Macro model 7을 사용하였다. 조절된 매개의 공식적인 검증(formal test)을 통하여 조절된 매개지수의 신뢰구간이 0을 포함하는지, 포함하지 않는지를 확인하였다(Preacher & Hayes, 2004; Preacher, Rucker, & Hayes, 2007).

IV. 분석결과

1. 기술통계분석

본 연구는 사회복지사의 정서적 소진이 상호작용 공정성 지각을 매개하여 조직몰입에 미칠 때 자기효능감이 조절하는지를 자기효능감의 조절된 매개효과를 살펴보고, 조직 구성원의 자기효능감과 상호작용 공정성을 증진시킴으로써 조직에 몰입할 수 있게 하는 방안을 모색하기 위해 시도되었다.

이러한 연구의 목적을 달성하기 위하여 528명을 대상으로 설문지를 배포하였으며 최종적으로 411부의 데이터를 분석에 사용하였다. 이하에서는 본 연구 참여자들의 일반적인 특성을 확인하기 위하여 빈도분석을 실시하였으며, <표 1>에 제시하였다.

<표 1> 연구 대상자의 인구통계학적 특성 (n=411)

	구분	빈도	비율(%)
성별	① 여성	283	68.9
	② 남성	128	29.7
연령	① 29세 이하	106	25.8
	② 30~39세	165	40.1
	③ 40~49세	96	23.4
	④ 50~59세	22	5.4
학력	① 고졸	2	0.5
	② 전문대졸	18	4.4
	③ 대졸	357	86.9
	④ 대학원 이상	28	6.8

2. 변인의 신뢰도와 타당도 분석 및 연구모형의 평가

가설 검증에 앞서 본 연구에 사용된 측정도구의 신뢰도는 내적일치도 계수인 Cronbach의 α 값을 구하였다. 정서적 소진의 7개 문항의 신뢰도 Cronbach의 α 는 .917, 상호작용 공정성 7개 문항의 신뢰도 Cronbach의 α 는 .905, 조직몰입 9개 문항의 신뢰도 Cronbach의 α 는 .895, 자기효능감을 측정한 7개 문항의 신뢰도는 Cronbach의 α 는 .867로 나타났다. 일반적으로 Cronbach의 α 계수가 .70 이상이면 측정도구가 신뢰성을 확보하였다고 판단하므로(배병렬,

2015; Kerlinger & Lee, 2000), 본 연구에 사용된 측정문항이 일관적으로 각 변인을 측정하고 있는 것을 확인할 수 있다. 본 연구에 사용된 변인들의 평균, 표준편차와 상관관계는 <표 2>에 제시하였다. 상관관계에 의해 다중공선성(multicollinearity)이 발생하였는지를 확인하기 위하여 분산팽창지수(VIF: Variance Inflation Factor)를 확인하였다. 분산팽창지수가 10 이상일 경우, 다중공선성을 의심할 수 있는데 VIF 값이 1.069~1.120로 나타나 변인 간에는 다중공선성이 발생하지 않았다.

<표 2> 변인의 평균, 표준편차, 상관관계

구분	평균	표준편차	1	2	3	4
1. 정서적 소진	3.640	.668	(0.917)			
2. 상호작용 공정성	2.906	.546	-.183***	(0.905)		
3. 조직몰입	3.189	.470	-.456***	.364***	(0.895)	
4. 자기효능감	3.370	.572	-.297***	.284***	.433***	(0.867)

*** $p < .005$

본 연구에서 사용한 측정 도구들은 사전연구를 통해 측정도구의 신뢰도와 타당도가 검증되었기 때문에 탐색적 요인분석(EFA: Exploratory Factor Analysis)은 실시하지 않았다. 확인적 요인분석(CFA: Confirmatory Factor Analysis) 결과, 요인분석 결과 요인적재량(factor loading)이 .60 이상이면 타당하다고 볼 수 있는데(Bagozzi & Yi, 1988), 본 연구의 잠재변인을 설명하는 측정 문항들의 요인적재량을 분석한 결과 .71~.91로 나타났다. 평균분산추출(AVE: Average Variance Extracted)과 구성개념 신뢰도(CR: Construct Reliability)를 확인하였으며, <표 3>에 제시하였다. 조직몰입과 자기효능감의 평균분산 추출이 다른 변인들에 비해 다소 낮게 나타났지만 구성개념 신뢰도의 경우 .7을 기준으로 하고 있으며 평균분산추출은 .5를 기준으로 하므로(Fornell & Larcker, 1981), 모든 측정변인이 잠재변인의 개념을 잘 반영하고 있는 것으로 확인되었다.

<표 3> 확인적 요인분석 결과

Variance	Indicator	Estimate		SE	t	AVE	C.R
		B	β				
정서적 소진	정서적 소진1	1.000	.743	.257	-	.614	.917
	정서적 소진2	1.004	.753	.247	15.345		
	정서적 소진3	.977	.723	.277	14.697		
	정서적 소진4	1.174	.839	.161	17.290		
	정서적 소진5	1.235	.808	.192	16.583		
	정서적 소진6	1.213	.842	.158	17.347		
	정서적 소진7	1.341	.769	.231	15.705		

상호작용 공정성	상호작용 공정성1	1.000	.775	.225	-	.619	.905
	상호작용 공정성2	.731	.557	.443	11.450		
	상호작용 공정성3	.961	.730	.270	15.585		
	상호작용 공정성4	1.201	.858	.142	19.003		
	상호작용 공정성5	1.147	.840	.160	18.513		
	상호작용 공정성6	1.240	.911	.089	20.437		
조직 몰입	조직몰입1	1.000	.491	.509	-	.491	.895
	조직몰입2	1.846	.773	.227	9.838		
	조직몰입3	1.399	.618	.382	8.820		
	조직몰입4	1.368	.655	.345	9.099		
	조직몰입5	1.901	.800	.200	9.984		
	조직몰입6	1.808	.772	.228	9.836		
	조직몰입7	1.817	.768	.232	9.813		
	조직몰입8	1.502	.645	.355	9.025		
	조직몰입9	1.780	.727	.273	9.575		
자기 효능감	자기효능감1	1.000	.815	.185	-	.492	.867
	자기효능감2	1.059	.847	.153	19.225		
	자기효능감3	.941	.784	.216	17.429		
	자기효능감4	.781	.678	.322	14.511		
	자기효능감5	.757	.519	.481	10.600		
	자기효능감6	.909	.723	.277	15.720		
	자기효능감7	.719	.444	.556	8.914		

본 연구에서 연구자들이 설정한 연구모형과 수집된 데이터 사이의 모델 적합도는 <표 4>에 제시하고 있다. 구체적으로 Lisrel 8.8을 사용하여 확인적 요인분석을 실시하였으며 χ^2 값을 확인하였다($\chi^2/df = 3.08$). 본 연구의 GFI는 0.834로 나타났다. 즉, 본 연구의 측정모형은 데이터에 의해 분산의 약 83%가 설명 되어질 수 있음을 의미한다. CFI, TLI값이 .9 이상이면 좋은 적합도로, RMSEA 값이 .08 이하이면 적합하다고 판단할 수 있으므로(Browne et al., 1993; Hair et al., 1998), 본 연구의 모형은 적합한 것으로 확인되었다.

<표 4> 측정모형의 적합도

Fit indices	χ^2	df	RMSEA	SRMR	CFI	GFI	NFI
Measurement model	1143.188	371	0.073	0.088	0.955	0.834	0.934

3. 상호작용 공정성의 매개효과

Preacher와 Hayes(2004)의 PROCESS Macro model 4를 통해 상호작용 공정성 지각이 정서적 소진과 조직몰입 사이의 관계를 매개하는지를 검증하였다. 10,000개의 부트스트래핑 표본에 입각하여 95% 신뢰구간을 추정하였다. <표 5>에 요약한 대로 검증 결과 신뢰구간 [-.0709 ~

-0.175] 내에 0이 포함되지 않아 상호작용 공정성의 매개효과는 통계적으로 유의하였다. 따라서 가설 2는 지지되었다.

<표 5> 상호작용 공정성의 매개효과의 부트스트래핑 결과

매개변인	매개효과 계수	SE(Boot)	95% 신뢰구간	
			Boot LLCI	Boot ULCI
상호작용 공정성	-.041	.014	-.0709	-.0175

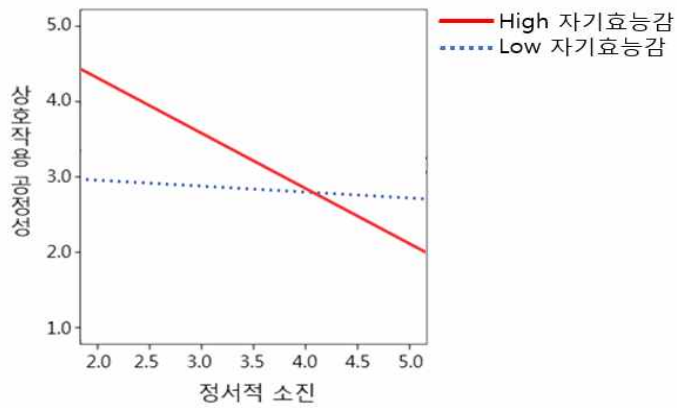
추가적으로, Baron과 Kenny(1986)의 위계적 회귀분석을 실시하여 완전매개하는지 부분매개하는지를 검증하였다. 위계적 회귀분석을 실시한 결과 정서적 소진이 조직몰입에 미치는 직접효과($\beta = -.461, SE = .036, p < .001$)는 정서적으로 소진함에 따라 조직몰입 수준도 낮아지는 부적(-) 효과로 나타났다. 따라서 가설1은 지지되었다. 상호작용 공정성이 매개하였을 때 조직몰입에 미치는 영향도 부적(-)으로 유의하였다($\beta = -.411, SE = .034, p < .001$). 효과의 크기를 비교하였을 때, 상호작용 공정성은 정서적 소진과 조직몰입 사이에 부분매개하는 것을 확인하였다.

4. 자기효능감의 조절효과

본 연구에서 설정한 연구모형과 가설에 따라 앞의 단계에서 구성원의 상호작용 공정성이 정서적 소진과 조직몰입 사이의 관계를 부분매개함을 확인하였으며, 이러한 매개효과가 자기효능감의 수준에 따라 조절되는지를 규명하기 위하여 PROCESS Macro를 사용하여 조절된 매개효과(conditional indirect effect)를 검증하였다(Preacher, Rucker, & Hayes, 2007). PROCESS Macro를 사용하면 이러한 매개효과가 조절변인인 자기효능감의 수준에 달려있는지의 여부를 평가할 수 있다.

자기효능감의 조절된 매개효과를 분석하기에 앞서 구성원의 자기효능감 수준이 높을수록 정서적 소진이 상호작용 공정성에 미치는 부적(-) 영향이 완화되는지를 검증하기 위한 조절효과를 도식화하면 위의 [그림 2]와 같다.

먼저, 자기효능감은 정서적 소진과 상호작용 공정성의 관계를 유의미하게 조절하는 것을 확인하였다($R^2 = .085, \Delta R^2 = .078, p = .0003$). [그림 2]와 같이 자기효능감이 높은 집단에서 정서적으로 소진할수록 상호작용 공정성을 부정적으로 지각하는 영향은 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 자기효능감이 높은 집단에서 정서적 소진하였을 때 상호작용 공정성에 대한 부정적인 지각을 완화할 것이라는 가설 3은 기각되었다. 구체적으로 자기효능감의 평균을 기준으로 높은 집단과 낮은 집단으로 나누어 본 결과, 자기효능감이 낮은 집단에서는 통계적으로 유의하지 않았다($\beta = -.037, 95\% CI [-.144, .070]$). 하지만 자기효능감이 높은 집단에서는 95% 신뢰구간



[그림 2] 자기효능감의 조절효과

에 0이 포함되지 않아 통계적으로 유의하였다($\beta = -.307$, 95% CI [-.446, -.168]).

자기효능감의 조절된 매개효과는 평균의 자기효능감을 기준으로 집단을 나누어 검증하였으며 검증 결과는 <표 6>에 제시하였다. 결과적으로 자기효능감의 값이 높아짐에 따라 조건부 간접효과가 감소하는 것이 확인되었다. 자기효능감이 평균보다 낮은 집단에서는 정서적 소진이 상호작용 공정성 지각을 경유하여 조직몰입에 미치는 영향을 유의하게 조절하지 못하기 때문에(95% CI [-.0256, .0375]) 자기효능감이 간접효과를 조절하지 못하였으나, 자기효능감이 평균보다 높은 집단에서는 -.0604 단위만큼(95% CI [-.1025, -.0242]) 조절한다고 해석할 수 있다. 즉, 자기효능감이 높아질수록 상호작용 공정성의 매개효과가 낮아지며, 조절된 매개효과가 존재한다는 것을 의미한다.

<표 6> 조건부 간접효과 분석 결과

매개변인	자기효능감	Effect	Boot SE	Boot LLCI	Boot ULCI
상호작용 공정성	- 1 SD	.0058	.0159	-.0256	.0375
	.0000	-.0273	.0130	-.0551	-.0032
	+ 1 SD	-.0604	.0198	-.1025	-.0242

조절된 매개지수(index of moderated mediation)의 검정을 통하여 조절된 매개효과(Hayes, 2015)의 분석결과는 <표 7>에 제시하였으며, 조절된 매개지수(-.0705)는 95%의 신뢰구간 [-.1290, -.0239]에 0이 포함되지 않으므로 조절된 매개효과가 유의하게 나타났다(Preacher, Rucker, & Hayes, 2007). 따라서 가설 4는 지지되었다.

<표 7> 자기효능감의 조절된 매개효과와 부트스트래핑 결과

매개변인	조절된 매개효과 계수	SE(Boot)	95% 신뢰구간	
			Boot LLCI	Boot ULCI
상호작용 공정성	-.0705	.0264	-.1269	-.0236

V. 결론 및 제언

1. 연구결과 요약

본 연구는 궁극적으로 조직구성원들이 정서적 상태를 파악하고 구성원들 간의 상호작용과 관계개선을 통해 조직에 몰입할 수 있는 방안을 찾고자 수행되었다. 구체적으로 구성원의 정서적 소진의 결과변인으로 조직몰입을 설정하였고, 상호작용 공정성을 매개변인으로 설정하여 정서적 소진이 조직몰입에 영향을 미치는 메커니즘을 규명하였다. 특히 개인의 긍정심리자본인 자기효능감의 수준에 따라서 차이가 있는지를 조절된 매개효과로 분석하였으며 아래와 같은 결과를 도출하였다.

먼저, 정서적 소진이 조직몰입에 미치는 부적(-) 영향은 선행연구의 결과와 일치하였다(고보경, 정현주, 전재균, 2013; 고종식, 황진수, 2010; 김미숙, 2004; 김종길, 2013). 조직몰입과 관련된 연구에서는 조직지원, 직무만족, 임파워먼트 등의 변인과 함께 조직몰입을 향상시키기 위하여 정적(+) 영향을 줄 수 있는 선행요인들과 연구가 주를 이루었다. 하지만 본 연구에서는 물리적, 제도적 지원도 중요하지만 구성원이 가지는 정서적 상태가 조직몰입에 부적(-) 영향을 준다는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 구성원이 정서적으로 지치지 않도록 팀, 조직적 수준에서의 지원을 확장할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서 정서적 소진이 조직몰입의 관계에서 상호작용 공정성의 부분매개 효과를 확인하였다. 즉, 정서적으로 소진하더라도 상호작용 공정성을 경유함으로써 조직에 대한 몰입도가 급락하지 않도록 관리할 수 있다. 구체적으로 사회적인 인정과 상사의 공정한 대우와 같은 사회적 지지를 통하여 구성원들이 몰입할 수 있음을 시사한다. 사회적 지지가 구성원의 조직몰입에 미치는 긍정적인 연구 결과는 현대의 조직 구성원들이 사회적 보상을 물질적 보상보다 조직몰입에 더 영향을 주었다는 선행연구(유영현, 2007)와 같은 결론을 제시하고 있다.

셋째, 정서적 소진과 상호작용 공정성의 관계에서 자기효능감의 조절효과를 검증한 결과, 자기효능감의 수준이 높을수록 정서적 소진이 상호작용 공정성에 미치는 부적(-) 영향이 강화되는 것으로 나타났다. 본 연구에서 자기효능감이 높은 구성원들이 소진하였을 때 상호작용 공정성에 대한 지각이 더 크게 감소하는 이유는 정서적 소진의 원인을 자신이 아니라 관계에서

발생하는 불공정한 대우에서 찾고자 하기 때문이라고 해석할 수 있다(Adams, 1965; Bies & Moag, 1986). 따라서 자기효능감이 높은 구성원들은 조직 내 의사결정 과정과 절차에 참여를 통해 정서적으로 소진하더라도 조직의 신뢰와 지지로부터 공정성을 지각할 수 있도록 만드는 것이 중요할 것이다.

마지막으로, 정서적 소진에 따른 상호작용 공정성을 매개하여 조직몰입에 미치는 영향이 자기효능감의 수준에 따라 다르게 나타나 조절된 매개효과가 검증되었다. 구체적으로 자기효능감이 높은 사람은 정서적으로 소진할수록 상호작용 공정성을 자기효능감이 낮은 사람보다 더욱 부정적으로 지각하여 조직몰입에 대한 부정적인 영향을 강화하는 것으로 나타났다. 반대로 자기효능감이 낮은 사람들에게서는 조절된 매개효과가 통계적으로 유의하지 않았다.

2. 시사점 및 의의

본 연구의 학문적 시사점은 조직 구성원들의 조직몰입을 높여주는데 있어 주요한 관계적 매개요소가 상호작용 공정성이라는 것과 매개효과의 강도와 방향을 조절하는 주요한 변인이 자기효능감이라는 것을 확인함으로써 연구 영역을 확장하는데 기여하였다는 점이다. 이러한 결과를 바탕으로 다음과 같은 시사점을 도출하였다.

첫째, 본 연구는 조직몰입을 강화하는 요인을 연구했던 선행연구들과 다르게 조직몰입에 부정(-) 영향을 주는 정서적 소진과의 관계를 확인하였다. 정서적 소진은 오래도록 지속되어온 과도한 업무 스트레스로 인해 긴장, 초조, 피로 등으로 압박감이 심해지면서 탈진된 상태를 말한다(Maslach, 2003). HRD분야에서는 구성원이 정서적으로 소진하였을 때 조직에 부정적인 영향으로 나타나지 않도록 조직 구성원들의 정서적 소진이 조직 유효성과 관련된 다양한 변수와의 관계를 밝히고, 정서적 소진을 예방할 수 있는 방안을 모색하고자 하였다(고보경, 정현주, 전재균, 2013; 고종식, 황진수, 2010; 김광지, 2011). 본 연구는 구성원이 정서적으로 소진한 상태일 때, 조직몰입을 유지할 수 있도록 부정적인 영향을 완화시키는 변인들을 탐색하였다는 점에서 의의가 있다.

둘째, 본 연구에서는 자기효능감의 수준에 따라 정서적 소진과 상호작용 공정성에 미치는 영향의 강도가 조절되었는데 구체적으로 자기효능감의 수준이 높을 때 부정(-) 영향이 더욱 강화하였다. 이러한 결과는 자기효능감에 대한 긍정적인 효과를 분석하는 연구가 주를 이루었던 선행연구와 차별화된다. 선행연구에서 자기효능감은 긍정적인 심리자본 중의 하나로 조직몰입에 긍정적인 영향을 미친다고 하였으나(박종철, 윤용보, 2013; 황승배, 김동주, 2012), [그림 2]와 같이 본 연구의 결과에서는 오히려 자기효능감이 높은 사람들에게서 부정(-) 영향이 더 강화되었다. 즉, 이미 높은 수준의 업무로 인해 정서적 스트레스와 압박을 느끼는 경우, 상사가 더 많은 직무자율성을 부여하는 것이 역효과로 작용할 수 있다는 선행연구와 유사한 결과로

보인다(김상수, 방호진, 2014). 이러한 결과는 자기효능감이 높은 사회복지사들이 정서적으로 소진한 경우, 소진의 원인을 직무수행에 대한 자신감이나 보람 등 본인에게서 찾기보다 상사의 불공정한 태도와 직무에 대한 적절한 지침을 제공받지 못하여 느끼는 불공정함에서 찾고자 하기 때문이라고 해석할 수 있다.

셋째, 본 연구는 조절된 매개효과를 통해 변인 사이의 구조적 관계를 규명하였다. 선행연구에서는 조절된 매개지수를 제시하지 않는 경우가 있는데 조절된 매개효과와 통계적인 유의성은 조건부 간접효과의 공식적인 검정을 통해 이루어져야한다(Preacher, Rucker, & Hayes, 2007). 연구의 결과, 자기효능감이 높은 집단에서 정서적으로 소진하였을 때 조직몰입에 미치는 부정(-) 영향이 더 강화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자기효능감이 지나치게 강할 경우 자기 과신과 같은 부작용으로 나타날 수 있다는 내용과 일치한다(Vancouver et al., 2002). 즉, 자기효능감이 조직 내에서 긍정적으로 작용하기 위해서는 무조건적인 권한 위임이나 직무에 대한 자율성을 부여하는 것이 아니라 어느 정도 조직 수준의 규범과 직무수행 절차를 제공해야 자기효능감의 부작용을 방지할 수 있다고 해석할 수 있다. 따라서 사회복지사의 업무와 역할은 사회복지에 대한 가치와 관련 있으며, 그들의 일에 대한 의미와 사명감과 관련 되기 때문에(임정기, 김교성, 이현주, 2017), 자신의 직무에 대한 자부심을 가지고 몰입할 수 있도록 하는 환경을 구축해야 할 것이다.

조직 내 다양한 환경과 상황에서 직무를 수행할 때 구성원의 정서적 소진은 개인이 통제하기에 어려움이 많은 것이 현실이므로 이를 현장에 적용하기 위하여 아래와 같은 실무적 시사점을 도출하였다. 먼저 사회복지사의 경우 직무의 특성상 다양한 현장접점에서 많은 사람들과 장시간을 보내기 때문에 심리적 갈등 및 스트레스를 경험할 가능성이 더 크다(Lee & Ok, 2012). 따라서, 조직 관리자들은 구성원들의 정서적 소진을 사전에 최소화 시킬 수 있는 방안을 모색해야 할 것이다. 구체적으로 업무 중에 겪게 되는 정서적인 스트레스를 줄이는 조직 내부의 시스템 개발에 관심을 가지고, 심리상담센터, 멘토링 제도 등 다양한 프로그램을 통해 구성원들의 정서적 상태에 대한 지속적인 관리가 필요하다.

둘째, 본 연구결과 정서적 소진이 상호작용 공정성을 경유하였을 때 조직몰입에 미치는 부정(-) 효과가 자기효능감이 높은 집단에서 더 강화되었다. 이러한 자기효능감의 부정(-) 효과는 Vancouver 등(2002)의 연구에서 제기된 바와 일치한다. 따라서 현장의 HRD실무자들은 구성원들의 자기효능감 정도를 파악하여 구성원들과 잦은 소통기회를 갖고 서로의 생각과 목표를 공유 할 수 있는 환경을 조성해야 한다. 또한 적절한 규범 및 공정한 평가와 인력관리 체계로 조직에 대한 신뢰를 구축하고 구성원의 자발적 이타 행동을 줄여 조직몰입을 높일 수 있도록 해야 한다.

3. 한계점 및 제언

본 연구는 몇 가지 한계점을 가지고 있으며 이를 개선하기 위한 향후 연구들이 필요하다.

첫째, 본 연구는 현실적으로 제한된 제도적 지원과 물질적 지원으로 인해 정서적으로 소진이 큰 사회복지사를 대상으로 연구한 것에 의의가 있으나, 본 연구의 대상은 사회복지사로 한정되어 있기 때문에 유사한 대민업무를 수행하는 서비스업종으로 일반화할 수 있는지에 대한 추후 연구가 필요하다.

둘째, 분석에 사용된 데이터는 응답자의 자기보고(self-report)에 의해 수집되어 동일방법편향(CMB: Common Method Bias)이 발생하였을 가능성이 있다. 이를 개선하기 위하여 추후 연구에서는 보다 정교한 방법을 고려할 필요가 있다. 구체적으로, 자료를 수집하는 원천(source)을 다르게 하거나, 자료수집 시점에 차이를 두어 자기보고로 인해 발생하는 응답편향을 최소화할 수 있다(박원우 등, 2007; Podsakoff et al., 2003).

마지막으로 자기효능감의 수준에 따른 조절된 매개효과를 검증하여 높은 수준의 자기효능감을 가진 사람들의 통계적 유의성을 확인하였다. 하지만, 자기효능감이 지나칠 경우 자기 과신으로 이어져 부작용을 초래할 수 있다는 우려가 제기됨에 따라(Vancouver et al., 2002), 어느 정도의 수준에서 자기효능감이 부정적인 영향을 줄 수 있는지에 대한 조건을 탐색해 볼 필요가 있다. 또한, 개인이 자신에 대한 직무를 자율적으로 수행할 가능성이 더 큰 스타트업이나 프리랜서를 대상으로 향후 각각의 변인들 사이의 관계가 다르게 나타날 수 있는지를 밝혀낼 수 있는 후속연구가 필요하다.

참고문헌

- 고보경·정현주·전재균 (2013). 항공사 승무원의 감정노동과 직무만족 및 직무성과와의 관계에서 감정소진의 매개효과. *관광레저연구*, 25(8), 337-353.
- 고종식·황진수 (2010). 직무소진이 직무만족과 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구. *산업경제연구*, 23(1), 523-545.
- 고종욱·류철 (2005). 분배, 공식절차 및 상호작용 공정성이 호텔종사자의 직무만족, 조직몰입 및 상사신뢰에 미치는 상대적 영향력에 대한 연구. *관광학연구*, 29(4), 193-212.
- 고종욱·서상혁 (2003). 분배 및 절차공정성이 지방공무원의 직무태도에 미치는 영향. *한국지방자치학회보*, 15(4), 117-136.
- 김광지 (2011). 호텔 식음료종사원의 감정노동이 직무소진에 미치는 영향. *외식경영연구*, 14(4), 27-44.
- 김미숙 (2004). 사회복지인력의 소진이 이직의도에 미치는 영향. *한국사회복지행정학*, 6(2), 27-55.
- 김상수·방호진 (2014). 직무요구, 직무통제와 직무스트레스의 관계에서 임파워링 리더십의 조절효과에 대한 연구. *조직과 인사관리연구*, 33(3), 95-120.
- 김종길 (2013). 경찰공무원의 감정노동이 직무소진에 미치는 영향. *사회과학연구*, 20(1), 71-90.
- 김홍철 (2016). 클라이언트관련 스트레스가 사회복지사의 소진에 미치는 영향에 관한 연구. *한국사회복지행정학*, 18(3), 1-28.
- 박길태·서인균·이연실 (2017). 사회복지사의 조직몰입이 소진에 미치는 영향: 직무스트레스의 매개효과. *인문사회21*, 8(4), 379-402.
- 박원우·김미숙·정상명·허규만 (2007). 동일방법편의 (Common Method Bias)의 원인과 해결 방안. *인사조직연구*, 15(1), 89-133.
- 박종주·류지원 (2006). 공무원의 조직공정성 지각이 조직유효성과 행정서비스 품질에 미치는 영향: 전라북도 일반직 공무원과 경찰공무원의 비교를 중심으로. *지방정부연구*, 10(1), 25-47.
- 박종철·윤용보 (2013). 호텔종사원의 대인관계 스트레스에 따른 자기효능감이 조직몰입 및 직무성과에 미치는 영향. *관광연구저널*, 27(3), 327-347.
- 배병렬 (2015). (SPSS/Amos/LISREL/SmartPLS에 의한) 조절효과 및 매개효과분석. 서울: 청람.
- 손승연·박희태·윤석화 (2013). 상호작용 공정성과 과업성과. *인사조직연구*, 21(3), 229-260.
- 손태원·공도훈·여경태 (2014). 조직공정성 유형별 불공정성 인식이 반응행동(EVLN)에 미치는 영향. *조직과 인사관리연구*, 33(1), 25-67.

- 송지준 (2011). 서비스산업 종사원의 감정부조화, 소진, 조직몰입간의 구조적 관계: 콜센터 상담직원을 중심으로. *고객만족경영연구*, 13(2), 103-123.
- 안도희·박윤지 (2014). 업무능력신념과 소진이 경찰공무원의 직무만족감에 미치는 영향. *HRD 연구*, 18(1), 103-119.
- 안병주·차민석 (2016). 소진과 이직의도가 조직시민행동에 미치는 영향: 일-가정갈등의 조절효과. *산업경제연구*, 29(1), 411-433.
- 유영현 (2007). 보상유형별 조직몰입에 관한 연구: 경찰공무원을 중심으로. *인적자원관리연구*, 14(1), 129-148.
- 이동명 (2008). 정서노동 및 사회적 지지가 항공사 객실승무원의 소진에 미치는 영향 연구. *관광학연구*, 32(2), 213-231.
- 이미정 (2015). 공공조직 감정노동 종사자의 직무소진과 조직몰입의 관계: 조직지원의 조절효과 및 조직지원인식의 매개효과 검증. 석사학위논문. 서울대학교 대학원.
- 이봉재. (2018). 사회복지사들이 지각하는 직장 내 무례함이 이직의도에 미치는 영향. *사회과학 연구*, 34(1), 35-55.
- 이인석·박문수·정무관 (2007). 직무소진의 영향요인에 관한 연구. *대한경영학회지*, 20(6), 2879-2900.
- 임정기·김교성·이현주 (2017). 사회복지사는 무슨 일을 하는가? 사회복지사의 과업과 역할에 대한 지향과 현실. *한국사회복지행정학*, 19(2), 209-242.
- 임창희 (2014). 정서고갈과 이직의도의 관계에 미치는 조직커밋먼트와 조직시민행동의 매개 역할. *인적자원관리연구*, 21(2), 1-26.
- 전영철·이상희 (2016). 비정규직 종사원의 감정노동이 직무소진, 직무만족 및 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구: 경기남부 외식업체를 중심으로. *한국콘텐츠학회논문지*, 16(10), 226-234.
- 정지나·최낙관 (2011). 사회복지담당공무원의 조직몰입 결정요인에 관한 구조적 관계 연구. *한국자치행정학보*, 25(3), 195-222.
- 정환·이상희 (2017). 외식서비스산업 종사원의 감정노동과 직무성과와의 관계: 사회적지원의 조절역할을 중심으로. *호텔경영학연구*, 26(2), 139-151.
- 조상은·양해술 (2010). 콜센터 상담원의 감정소진이 고객지향성 및 직무만족에 미치는 영향. *한국콘텐츠학회논문지*, 10(6), 386-403.
- 황승배·김동주 (2012). 중년위기 지각이 조직몰입과 이직의도에 미치는 영향: 자기효능감과 사회적 지원의 조절효과. *조직과 인사관리연구*, 38(4), 59-98.
- Adams, J. (1965). Inequity in social exchange. In L. Berkowitz (Ed.). *Advances in experimental social psychology* (pp. 267-299). New York: Academic Press.

- Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1996). Affective, continuance, and normative commitment to the organization: An examination of construct validity. *Journal of Vocational Behavior, 49*(3), 252-276.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science, 16*(1), 74-94.
- Bakker, A. B., & Heuven, E. (2006). Emotional dissonance, burnout, and in-role performance among nurses and police officers. *International Journal of Stress Management, 13*(4), 423-440.
- Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist, 37*(2), 122-147.
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (2001). Self-efficacy beliefs as shapers of children's aspirations and career trajectories. *Child Development, 72*(1), 187-206.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(6), 1173-1182.
- Bies, R. J., & Moag, J. (1986). Interactional justice: Communication criteria of fairness. In B. H. Sheppard, R. J. Lewicki, & M. H. Bazerman (Eds.), *Research on Negotiations in Organizations* (pp. 83-99). Greenwich, CT: JAI Pres,
- Browne, M. W., Cudeck, R., Bollen, K. A., & Long, J. S. (1993). Alternative ways of assessing model fit. *Sage Focus Editions, 154*, 136-136.
- Cohen-Charash, Y., & Spector, P. E. (2001). The role of justice in organizations: A meta-analysis. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 86*(2), 278-321.
- Chen, G., Gully, S. M., & Eden, D. (2001). Validation of a new general self-efficacy scale. *Organizational Research Methods, 4*(1), 62-83.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin, 98*(2), 310-357.
- Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology, 86*(3), 386.
- Colquitt, J. A., Conlon, D. E., Wesson, M. J., Porter, C. O., & Ng, K. Y. (2001). Justice at the millennium: A meta-analytic review of 25 years of organizational justice research. *Journal of Applied Psychology, 86*(3), 425-445.
- Cropanzano, R., & Rupp, D. E. (2003). An overview of organizational justice: Implications for

- work motivation. In L. W. Porter, G. A. Bigley, & R. M. Steers (Eds.), *Motivation and Work Behavior* (pp. 82-94). Boston, MA: McGraw-Hill.
- Cropanzano, R., Bowen, D., & Gilliland, S. (2011). The management of organizational justice. *Academy of Management Perspectives, 2*(4), 34-48.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology, 86*(3), 499-512.
- Donavan, D. T., Brown, T. J., & Mowen, J. C. (2004). Internal benefits of service-worker customer orientation: Job satisfaction, commitment, and organizational citizenship behaviors. *Journal of Marketing, 68*(1), 128-146.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research, 18*(3), 382-388.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues, 30*(1), 159-165.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (1998). *Multivariate Data Analysis* (5th ed.). Prentice hall Upper Saddle River, NJ.
- Halbesleben, J. R., & Bowler, W. M. (2007). Emotional exhaustion and job performance: The mediating role of motivation. *Journal of Applied Psychology, 92*(1), 93-106.
- Hayes, A. F. (2015). An index and test of linear moderated mediation. *Multivariate behavioral research, 50*(1), 1-22.
- Kahill, S. (1988). Symptoms of professional burnout: A review of the empirical evidence. *Canadian Psychology/Psychologie canadienne, 29*(3), 284-297.
- Kalliath, T. J., O'driscoll, M. P., & Gillespie, D. F. (1998). The relationship between burnout and organizational commitment in two samples of health professionals. *Work & Stress, 12*(2), 179-185.
- Kerlinger, F. N., & Lee, H. B. (2000). Survey research. In F. N. Kerlinger, & H. B. Lee (Eds.), *Foundations of Behavioral Research* (4th ed.) (pp. 599-619). Orlando: Harcourt, Inc.
- King, R., & Sethi, V. (1997). The moderating effect of organizational commitment on burnout in information systems professionals. *European Journal of Information Systems, 6*(2), 86-96.
- Lee, J. J., & Ok, C. (2012). Reducing burnout and enhancing job satisfaction: Critical role of hotel employees' emotional intelligence and emotional labor. *International Journal of Hospitality Management, 31*(4), 1101-1112.

- Lind, E. A., & Tyler, T. R. (1988). *The social psychology of procedural justice*. New York, NY: Plenum Press
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., & Norman, S. M. (2007). Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel Psychology, 60*(3), 541-572.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1986). *Maslach burnout inventory manual* (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior, 2*(2), 99-113.
- Maslach, C. (2003). Job burnout: New directions in research and intervention. *Current Directions in Psychological Science, 12*(5), 189-192.
- Moorman, R. H. (1991). Relationship between organizational justice and organizational citizenship behaviors: Do fairness perceptions influence employee citizenship? *Journal of Applied Psychology, 76*(6), 845-855.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Steers, R. M. (1982). *Employee-organization linkage: The psychology of commitment absenteeism, and turn over*. London: Academic Press, Inc.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology, 88*(5), 879-903.
- Porter, L. W., & Smith, F. J. (1970). *The etiology of organizational commitment*. Unpublished paper, University of California, Irvine.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, 36*(4), 717-731.
- Preacher, K. J., Rucker, D. D., & Hayes, A. F. (2007). Addressing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions. *Multivariate Behavioral Research, 42*(1), 185-227.
- Riketta, M. (2002). Attitudinal organizational commitment and job performance: A meta-analysis. *Journal of Organizational Behavior, 23*(3), 257-266.
- Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2014). Teacher self-efficacy and perceived autonomy: Relations with teacher engagement, job satisfaction, and emotional exhaustion. *Psychological Reports, 114*(1), 68-77.
- Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2017). Motivated for teaching? Associations with school goal structure, teacher self-efficacy, job satisfaction and emotional exhaustion. *Teaching and*

Teacher Education, 67, 152-160.

Stajkovic, A. D., & Luthans, F. (1998). Self-efficacy and work-related performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 124(2), 240-261.

Steers, R. M., & Porter, L. W. (1983). Employee commitment to organizations. *Motivation and Work Behavior*, 99, 441-451.

Tyler, T. R., & Bies, R. J. (1990). Beyond formal procedures: The interpersonal context of procedural justice. In J. S. Carroll (Ed.), *Applied social psychology and organizational settings* (pp. 77-98). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Vancouver, J. B., Thompson, C. M., Tischner, E. C., & Putka, D. J. (2002). Two studies examining the negative effect of self-efficacy on performance. *Journal of Applied Psychology*, 87(3), 506-516.

논문접수 2018. 03. 31 / 수정 2018. 05. 19 / 게재확정 2018. 05. 23

- 이진주: 한양대학교 교육공학과에서 석사(교육공학)를 취득하였음. 현재 한국기술교육대학교 능력개발교육원에 재직 중이며, 주요 연구 관심분야는 학습조직, 인적자원 개발, 성과평가임.
- 노윤정: 현재 한양대학교 교육공학과에서 박사과정에 재학 중이며 주요 연구관심 분야는 교수설계, LMS, 기업교육 관련 주제임.
- 박정은: 현재 한양대학교 교육공학과 석사과정에 재학 중이며 주요 연구관심 분야는 조직공정성, 업무열의, 조직몰입 등에 관한 주제임.
- 송지훈: 현재 한양대학교 교육공학과 교수로 재직 중이고, 2008-2015년까지 미국 오클라호마 주립대와 텍사스 주립대학교 HRD 교수로 재직했음. 학습조직, 조직문화, 창의성 등 다양한 분야에 15여편의 SSCI급 저널을 포함해서, 70여편의 논문을 게재하였음.

Abstract

The influence of interactional justice on emotional exhaustion and organizational commitment: Moderated mediation effect of self-efficacy

Lee, Jinju (Hanyang University)
Ro, Yunjeong (Hanyang University)
Park, Jungeun (Hanyang University)
Song, Jihoon (Hanyang University)

The purpose of this study is to analyze mediating effect of interactional justice(IJ) to explain the relation between emotional exhaustion(EE) and organizational commitment(OC) and moderated mediating effect of social workers' self-efficacy(SE) was examined. As results, first, EE showed negative effect on OC; and IJ was found to be a significant mediating factor to explain the relationship between EE and OC. Second, SE was found to be a significant moderating variable. Finally, the mediating path of EE on the path of OC through the IJ was moderated by the level of social workers' SE. In these perspectives, we suggested that leaders' recognition could be the most important factor for sustaining work engagement of the employees who have the lower level of self-efficacy. In contrast, for the employees who have higher level of self-efficacy, providing work-related norms and procedures at the organization level could be the more important promoting factor for their work engagement. Current research used moderated mediating analysis to examine complex structure among the behavioral variables; and practically, based on the results HRD practitioners should applied situationally different strategies to improve employees' commitment.

[Keywords] Emotional exhaustion, Interactional justice, Organizational commitment, Self-efficacy, Moderated mediating effect