

지각된 불공정성과 자살위험의 관계에서 우울을 통한 긍정적 대인관계의 조절된 매개효과: 성별 분석*

양은정¹⁾ 노해림¹⁾ 박재현²⁾ 전홍진³⁾ 심은정^{1)†}

¹⁾부산대학교 심리학과 ²⁾성균관대학교 의과대학 사회의학교실

³⁾성균관대학교 의과대학 삼성서울병원 정신건강의학과

본 연구는 지각된 불공정성이 우울을 매개하여 자살위험으로 이어지는 관계가 긍정적 대인관계에 따라 달라지는지와 이 관계가 성별에 따라 차이를 보이는지 검증하였다. 이를 위해 2012년 한국종합사회조사(KGSS)의 1,396명의 자료를 분석하였다. 연구 변인은 KGSS 공정성 문항, MINI(The Mini International Neuropsychiatric Interview)의 자살성 모듈, 우울증 선별척도(Patient Health Questionnaire-9), 그리고 심리적 안녕감 척도의 긍정적 대인관계 하위 척도로 평가하였다. PROCESS macro로 검증한 결과, 첫째, 남성의 경우 우울이 지각된 불공정성과 자살위험의 관계를 완전 매개한 반면 여성의 경우 부분 매개하였다. 둘째, 남성의 경우 지각된 불공정성과 우울, 그리고 우울과 자살위험의 관계에 대한 긍정적 대인관계의 조절효과가 유의하지 않은 반면 여성에서는 조절효과가 모두 유의하였다. 셋째, 지각된 불공정성과 자살위험의 관계에서 우울을 통한 긍정적 대인관계의 조절된 매개효과는 여성에서만 유의하였다. 본 연구 결과는 지각된 불공정성을 우울 및 자살위험 개입에서 고려해야 하며, 긍정적 대인관계를 증진하는 개입이 지각된 불공정성이 정신건강 문제에 미치는 부정적 영향을 완화하는데 효과적인 가능성을 시사한다.

주요어 : 지각된 불공정성, 자살위험, 우울, 긍정적 대인관계

* 본 논문은 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 작성된 연구임 (NRF-2018S1A5A2A01037181).

† 교신저자 : 심은정, 부산대학교 심리학과, 부산광역시 금정구 부산대학로 63번길 2
Tel: 051-510-2159, E-mail: angelasej@pusan.ac.kr.

헬조선, 수저계급론 등의 신조어는 한국사회의 사회경제적 불평등 혹은 사회 공정성에 대한 문제의식을 반영하고 있다. 대학생과 직장인 3,171명을 대상으로 한 조사에서 대학생의 90.5%와 직장인의 89.5%가 ‘헬조선’이라는 말에 동의하였고, 동의 사유의 1위는 ‘빈부격차, 부의 불균형(60.4%)’이었다(구희령, 2016). 또한, 전국 19세 이상 남녀 800명을 대상으로 한 조사에서 응답자의 73.6%가 한국사회를 ‘불공정한 편’으로 지각하고 있는 것으로 나타났다(윤희웅, 2010). 2016년 사회통합지수 개발 연구(한국보건사회연구원, 2016)에서도 4점 Likert 척도 상에서 경제/사회적 분배구조의 공정성 2.1점, 취업 기회 2.2점, 성별에 따른 대우 2.4점을 보고하여 한국인의 전반적인 사회에 대한 공정성 인식 수준이 낮은 것으로 나타났다.

선행 연구는 이러한 불평등 혹은 불공정 인식이 특히 정신건강과 관련이 있고, 사회적 불공정성이 특정한 심리적 문제로 발전하는 경로에 대한 이해가 필요하다고 제안한다(Sheppard, 2002). 또한, 세계보건기구(World Health Organization)는 2014년 “정신건강의 사회적 결정요인(Social determinants of mental health)”이라는 보고서를 통해 사회적 불평등이 다수의 정신질환 위험성을 유의하게 높인다고 보고하며, 정신건강 문제의 평가와 개입에서 사회경제적 불평등과 같은 사회적 결정요인을 다루어야 할 필요성을 시사한다.

한편 사회경제적 불평등이 정신건강 문제에 미치는 영향은 사회적 상황이 불공정하다는 개인의 인식과 관련이 있다(Jackson, Kubzansky, & Wright, 2006). 실제로 불공정 인식은 신체 및 정신건강과 관련이 있는 것으로 알려져 있다(Bosma, Gerritsma, Klabbers, & van den Akker,

2012; De Vogli, Ferrie, Chandola, Kivimaki, & Marmot, 2007). 예를 들어, 지각된 불공정성은 고혈압의 가능한 위험요인 중 하나로, 개인이 직장 내 대우에 관하여 불공정하다고 지각하는 것은 확장기 및 수축기 혈압과 유의한 관련이 있었다(Ford, 2014). 또한, 불공정성 인식과 직장인의 건강 간의 관계를 살펴본 메타분석 연구에서 불공정성 인식이 높은 개인이 더 높은 수준의 정신건강 문제를 보였다(Robbins, Ford, & Tetrick, 2012). 직장에서의 불공정성 경험 또한 신체 및 정신건강 문제와 관련이 있었다(Min, Park, Kim, & Min, 2014). 예를 들어, 직장인을 대상으로 한 연구에서 분배와 절차상 공정성은 정서적 고통과 소진을 야기했고, 이는 무단결근, 이직 의도, 직장 내 소외나 알코올 사용 등의 문제로 이어졌다(Howard, & Cordes, 2010). 6,631명의 미국인 대상 연구에서도 불공정한 대우를 빈번하게, 그리고 다양한 영역에서 경험하는 경우, 알코올 문제 위험이 2배에서 많게는 6배까지 높아졌다(Mulia, Ye, Zemore, & Greenfield, 2008). 불공정성 인식은 자살위험과도 유의한 관련이 있는데, 예를 들어 11,052명의 직장 남성을 대상으로 한 호주 남성 건강 중단 연구에 의하면 불공정하게 급여를 받는다는 인식은 더 높은 자살사고와 관련이 있었다(Milner, Currier, Lamontagne, Spittal, & Pirkis, 2017). 직장 외에도 불공정에 대한 전반적 지각은 자살위험과 관계가 있었고, 실제 일상생활에서 경험하는 긴장이 자살 위험성에 미치는 영향을 검증한 연구에서 불공정성 인식은 자살위험 증가와 관계가 있었다(김현정, 황의갑, 2011). 또한, 개인이 자신의 노력과 기술에 비해 받는 대우가 불공정하다고 인식할수록 높은 자살사고를 보였다(이수인, 2016).

이러한 불공정성 인식 또는 지각된 불공정성이 자살과 같은 정신건강 문제에 미치는 부정적 영향을 예방하고 완화하기 위해 지각된 불공정성이 자살위험으로 이어지는 기제를 확인할 필요가 있다. 일부 국내외 선행 연구를 통해 확인된 지각된 불공정성과 자살위험의 관계는 이 두 변인과 각각 모두 관련이 높은 우울이 매개할 가능성이 있다. 예를 들어, 미국, 영국, 스페인 등 8개 국가의 지각된 공정성과 정신적 고통의 관계에 대한 연구에서 높은 수준의 지각된 공정성 수준은 낮은 우울 수준과 관계가 있었다(Scholten, Velten, & Margraf, 2018). 세상이 자신에게 정당하다고 믿을수록 우울 증상이 낮아지는 양상은 홍수 피해자를 대상으로 한 연구에서도 확인되었다(Otto, Boos, Dalbert, Schops, & Hoyer, 2006). 유사한 결과가 국내에서도 보고되었는데, 직장인(김은하, 김수용, 2017)과 대학생(신혜진, 2018) 대상 연구에서 개인이 사는 세상이 정당하지 않다고 믿을수록 우울 수준은 높아졌다. 또한, 우울은 자살위험의 강력한 위험요인으로, 높은 우울은 자살위험 증가와 관련이 있다(박수진, 김종남, 2018; 조영주, 2016; Hunt et al., 2006; Nanayakkara, Misch, Chang, & Henry, 2013; Park et al., 2015). 이러한 선행 연구 결과에 기반할 때, 높은 지각된 불공정성은 우울과 관련이 있으며, 높은 우울 수준이 자살위험 증가로 이어질 가능성을 추론해 볼 수 있다. 즉, 지각된 불공정성이 자살위험과 직접적 관련이 있을 수 있지만 우울을 통해 간접적으로도 관련이 있을 수 있다. 관련하여 이수인(2016)은 본 연구에서 분석한 2012년 KGSS 자료를 사용하여 자살사고에 대한 사회적 영향 요인(가구 총소득, 대우 공정성)과 심리적 영향 요인(가족생활 만족도, 대인관계

등)의 관계를 검증하였다. 그러나 이수인(2016)의 연구는 노력과 기술에 대한 공정성 인식 두 문항만으로 공정성 인식을 측정하였고, 자살사고도 단일 문항으로 측정하였다. 자살위험은 자살사고, 자살계획, 자살시도를 포함하는 개념으로(Barrios, Everett, Simon, & Brener, 2000; Nock et al., 2008), 자살위험의 심각도를 구체적으로 평가하기 위해선 자살사고 외 자살계획 및 자살시도 경험을 종합적으로 고려할 필요가 있다.

한편 지각된 불공정성이 우울 및 자살위험에 미치는 부정적 영향을 완화할 수 있는 조절변인에 대한 이해 또한 상담 및 심리치료에 주요한 정보를 제공할 수 있다. 사회적 지지는 자살위험과 우울의 보호요인으로(Prati, & Pietrantoni, 2010), 높은 수준의 사회적 지지는 다양한 스트레스로 발생하는 부정적인 감정을 경감시켜 우울과 자살위험을 감소시킨다(Lee, Dickson, Conley, & Holmbeck, 2014). 예를 들어, 한 종단 연구에서 이민자가 차별에 대한 스트레스를 더 많이 경험할수록 더 높은 우울을 보였고, 사회적 지지는 차별에 대한 스트레스가 우울로 이어지는 부정적 영향을 감소시켰다(Chou, 2012). 유사하게 장애로 인한 차별 경험이 우울에 미치는 영향은 사회적 지지 수준에 따라 달라졌다(전지혜, 2010). 또한 632명의 대학생을 대상으로 한 연구에서 스트레스가 우울에 미치는 영향은 사회적 지지의 수준에 따라 달라졌다(Wang, Cai, Qian, & Peng, 2014). 더불어 우울이 자살위험에 미치는 영향도 사회적 지지 수준에 따라 차이가 있었다. 예를 들어, 392명의 미국 고등학생을 대상으로 정신건강 선별 평가 자료를 분석한 연구에서 부모의 사회적 지지가 청소년의 우울이 자살사고에 미치는 영향을 유의하게 조절하였다. 즉,

부모의 사회적 지지가 높은 경우, 청소년의 우울이 자살사고를 유의하게 예측하지 못했던 반면 부모의 사회적 지지가 낮은 경우, 우울이 자살사고를 유의하게 예측하였다(Brausch, & Decker, 2014). 124명의 국내 대학 졸업생을 대상으로 취업 스트레스, 우울 그리고 자살사고 간의 관계를 살펴본 연구에서도 높은 수준의 사회적 지지가 우울이 자살에 미치는 부정적 영향을 완충하는 것으로 나타났다(Lim, Lee, Jeon, Yoo, & Jung, 2018).

사회적 지지는 보살핌과 사랑을 받고 있고, 자기 자신이 귀하고 가치 있음을 믿도록 하는 정보, 그리고 의사소통과 상호의무의 네트워크에 소속되어 있다고 믿게 하는 정보를 의미한다(Cobb, 1976). 즉, 사회적 지지는 대인관계에서 얻을 수 있는 긍정적 자원으로(Cohen, & Wills, 1985), 이용 가능하거나 도움을 주는 관계의 맥락에서 사람들에게 실제로 제공되는 사회적 자원을 의미한다(Gottlieb, & Bergen, 2010). 한편 긍정적 대인관계는 타인과 따뜻하고 신뢰로운 관계를 가지고, 공감, 애정, 친밀감을 가지는 것 그리고 타인의 복지에 대해 고려하고 인간관계를 주고받음을 이해함을 의미한다(Ryff, 1989). 그리고 이러한 긍정적 사회적 관계는 정서적 지지와 물질적 자원을 제공하여 스트레스를 완화시키는 역할을 한다(Bordogna, & Olivadoti, 2012: 송리라, 이민아, 2016에서 재인용). 이에 본 연구에서는 사회적 지지와 유사한 개념으로 이해될 수 있는 긍정적 대인관계의 조절효과를 검증하고자 한다. 사회적 지지에 대한 선행 연구 결과를 고려할 때 지각된 불공정성과 우울, 우울과 자살위험의 관계는 긍정적 대인관계의 수준에 따라 달라질 가능성이 있다.

한편 여성은 남성보다 정서적으로 더 친밀

한 관계를 유지하고 스트레스 상황에서 사회적 지지자원을 더 활용하며(정은주, 안창일, 2012; Belle, 1987; Kawachi, & Berkman, 2001에서 재인용), 친밀한 관계로부터 더 많은 이득을 얻는다(Elliott, 2001). 이를 고려할 때 우울과 자살에 대한 보호요인으로서 사회적 지지의 효과가 성별에 따라 다를 가능성을 추론해볼 수 있다. 예를 들어, 노인을 대상으로 사회적 지지 경험이 심리 건강에 미치는 영향을 살펴본 연구에서 남성 노인은 사회적 지지를 받을수록 우울감이 낮았던 반면, 여성 노인에서 사회적 지지 경험은 긍정적인 심리적 영향을 미쳤다(백지은, 2010). 또한 636명의 대학생을 대상으로 사회적 지지의 유형(가족, 친구, 연인관계)이 주관적 신체건강 및 우울 증상과 상호작용하는지와 이 관계에서의 성차를 검증한 연구에서 친구지지와 주관적 신체건강의 정적 관계가 여성에서만 유의하였다(Lee, & Dik, 2017). 한 종단 연구에서 초기 시점에서 전반적 사회적 지지는 이후 시점에서의 주요 우울증을 예측하였고, 그 효과는 여성에서 더 강하게 나타났다. 그리고 정서적 지지를 제공하는 사회적 관계의 보호 효과는 남성보다 여성에서 더 큰 것으로 나타났다(Kendler, Myers, & Prescott, 2005). 또한, 유럽 5개국 8,787명을 대상으로 부정적 삶의 사건, 취약성 및 사회적 지지에서의 차이가 우울증 성차를 설명하는지 검증한 연구에서 여성이 부정적 삶의 사건에 더 취약하지는 않지만, 사회적 지지가 없이 삶의 사건에 직면했을 때 사회적 지지가 없는 남성보다 더 취약한 것으로 나타났다(Dalgard et al., 2006). 그리고 부정적 삶의 사건과 사회적 지지 부족은 여성 주요우울장애 환자의 자살을 직·간접적으로 예측한 반면, 남성 주요우울장애 환자의 경우 자살을 간접

적으로 예측하였다(Park et al., 2015). 또한, 청소년을 대상으로 사회적 지지의 완충효과를 확인한 연구에서 우울과 자살 간의 관계에서 친구지지의 완충효과는 남학생보다 여학생에서 더 강하게 나타났다(Fredrick, Demaray, Malecki, & Dorio, 2018).

상기한 선행 연구 결과에 기반하여 본 연구는 지각된 불공정성이 우울을 매개하여 자살 위험에 미치는 영향이 긍정적 대인관계 수준에 따라 달라지는지, 그리고 이 관계에서 성차가 존재하는지 검증하고자 한다. 이를 통해, 지각된 불공정성과 정신건강 문제와의 관계를 이해하고, 지각된 불공정성이 우울 및 자살 등 정신건강 문제에 미치는 부정적 영향을 예방하고 완화하는 상담 및 심리치료 개입의 기초 자료를 제공하고자 한다. 연구 모형은 그림 1에 제시하였으며, 연구 문제는 다음과 같다.

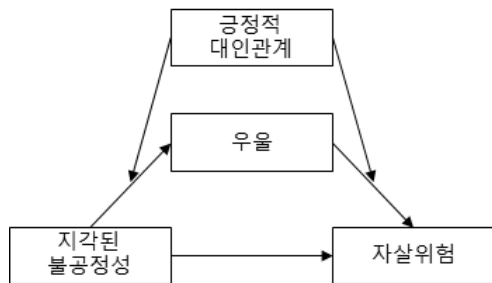


그림 1. 연구 모형

1. 우울은 지각된 불공정성과 자살위험의 관계를 매개하는가?
2. 지각된 불공정성과 우울의 관계, 그리고 우울과 자살위험의 관계는 긍정적 대인관계 수준에 따라 달라지는가? 그리고 긍정적 대인관계의 조절효과가 성별에 따라 차이가 있는가?

3. 지각된 불공정성이 우울을 통해 자살 위험에 미치는 영향은 긍정적 대인관계 수준에 따라 달라지는가? 그리고 이러한 관계는 성별에 따라 차이가 있는가?

방 법

참가자 및 연구 절차

본 연구는 2012년 한국종합사회조사(Korean General Social Survey: KGSS)에 참여한 1,396명의 자료를 분석하였다(응답률 56%) (김지범 등, 2017). KGSS는 전국 만 18세 이상 성인 남녀 대상으로 다단계지역확률표집(multi-stage area probability sampling) 방법을 통해 표본을 추출하였으며, 대면 면접으로 수행되었다.

참가자의 인구통계학적 특성은 표 1과 같다. 참가자의 평균 연령은 50.62(SD=18.20; 범위 18-95)세였다. 참가자 다수가 여성(55.8%), 대졸 이상(37.0%), 기혼(59.8%), 그리고 취업한 상태였다(54.2%). 또한, 참가자의 36.6%가 월평균 가구 총소득을 200만 원 미만으로 보고했으며, 60%가 종교가 있다고 보고했다.

측정 도구

지각된 불공정성

지각된 불공정성은 2012년 KGSS에 포함된 한국사회 공정성에 관한 5문항으로 평가하였다: “한국사회로부터 귀하가 받는 대우는 1) 두뇌(능력); 2) 일과 관련된 기술; 3) 노력; 4) 학력; 그리고 5) 경력에 비하여 어느 정도 공정 또는 불공정하다고 느끼십니까?” 각 문항은 5점 Likert 척도(1=“매우 공정”, 5=“매우

표 1. 참가자의 인구통계학적 특성(N=1396)

	전체	남성	여성
	(N=1396)	(n=617)	(n=779)
	M(SD)/N(%)	M(SD)/n(%)	M(SD)/n(%)
연령	50.62(18.20)	49.23(18.13)	51.72(18.20)
교육수준			
고졸 미만	475(34.0)	160(25.9)	315(40.4)
고졸	405(29.0)	178(28.8)	227(29.1)
대졸 이상	516(37.0)	279(45.2)	237(30.4)
결혼상태			
미혼	561(40.2)	225(36.5)	336(43.1)
기혼	835(59.8)	392(63.5)	443(56.9)
취업상태			
미취업	640(45.8)	217(35.2)	423(54.3)
취업	756(54.2)	400(64.8)	356(45.7)
월평균 가구 총소득			
<200만 원	509(36.6)	201(32.7)	308(39.6)
200만 원 ≤ <400만 원	419(30.1)	188(30.6)	231(29.7)
≥400만 원	464(33.3)	225(36.6)	239(30.7)
종교			
없음	559(40.0)	288(46.7)	271(34.8)
있음	837(60.0)	329(53.3)	508(65.2)

주. * $p < .05$, ** $p < .01$

† . 고졸 미만은 서당한학을 포함함.

‡ . 결혼상태는 기혼(동거 포함), 미혼(사별, 이혼, 별거 포함)으로 분류함.

불공정”)상에서 평정하며, 총점은 5-25점으로 높은 총점이 높은 불공정성 인식을 의미한다. 본 연구에서 지각된 공정성 문항의 Cronbach’s α 는 .86이었다.

자살위험

자살위험은 한국어판 MINI(The Mini

International Neuropsychiatric Interview)의 자살성 모듈로 평가하였다(유상우 등, 2006; Sheehan et al., 1998). 총 6문항으로 구성되며, 각 문항에는 가중치가 부여되어 총점을 산출한다. 지난 1개월 기준으로 평정하며 죽음에 대한 욕구 (“지난 1개월 동안 차라리 죽는 것이 낫다고 생각하든지 죽었으면 하고 바란 적이 있다.”)

는 1점, 자해(“자해하고 싶은 적이 있었다.”) 2 점, 자살사고(“자살에 대하여 생각한 적이 있었다.”) 6점, 자살계획(“자살을 계획한 적이 있었다.”) 10점, 그리고 자살시도(자살시도를 했 습니까?) 10점으로 채점하며, 평생 자살 시도 (“평생 동안 자살 시도를 한 번이라도 한 적이 있다.”)는 4점으로 채점된다(Sheehan et al., 1998). 총점은 0-33점으로 세 수준으로 자살위험을 분류한다: 저위험(1-5); 중등도위험(6-9); 그리고 고위험(10점 이상). 본 연구에서 한국 어판 MINI의 Cronbach's α 는 .74이었다.

우울

우울은 우울증 선별척도(Patient Health Questionnaire-9: PHQ-9)로 평가하였다(Spitzer, Kroenke, & Williams, 1999). 총 9개 문항으로 2 주간 경험한 우울 증상(“일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 없음”, “가라앉은 느낌, 우울 감, 혹은 절망감” 등)을 4점 Likert 척도(0=“전 혀 없었다”, 3=“거의 매일”)상에서 평정한다. 총점 범위는 0-27점으로, 총점에 따라 경도 (5-9), 중등도(10-14), 중고도(15-19), 고도 우울 (20점 이상)로 분류한다(Kroenke, Spitzer, & Williams, 2001). 박승진, 최혜라, 최지혜, 김건 우, 홍진표(2010)에서 PHQ-9의 Cronbach's α 는 .81였고, 본 연구에서는 .84이었다.

긍정적 대인관계

긍정적 대인관계는 Ryff(1989)의 심리적 안녕감 척도(Psychological Well-Being Scales)의 긍정적 대인관계 하위 척도 7문항으로 평가하였다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1=“매우 그렇 다”, 5=“전혀 그렇지 않다”)상에서 평정하였다. 긍정적으로 진술된 두 문항은(“가족이나 친구들과 친밀한 대화를 나누는 것을 즐긴

다.”, “내 친구들은 믿을 수 있고, 그들도 나를 믿을 수 있다고 생각한다.”) 역코딩하며, 총점이 높을수록 긍정적 대인관계 수준이 높음을 의미한다(Ryff, 1989). 김명소, 김혜원, 차 경호(2001)에서 긍정적 대인관계 하위 척도의 Cronbach's α 는 .72였고, 본 연구에서는 .80이었다.

분석방법

연구 자료는 SPSS 23.0과 PROCESS macro 3.1로 분석하였다. 인구통계학적 변인 및 연구 변인의 기술통계 및 상관관계를 분석하였다. 또한, 성별에 따른 연구 변인 수준의 차이를 확인하기 위해 t 검정 및 카이제곱검정을 실시 하였다. 불필요한 통제변인은 통계 검증력을 감소시키고 측정치를 편향시킬 수 있다(Becker, 2005). 따라서 종속변인 및 매개변인과 유의한 상관을 보인 인구통계학적 변인만 PROCESS macro의 공변량 항에 투입하여 모형을 검증하였다. 성별에 따른 조절된 매개효과 연구모형은 Preacher, Rucker와 Hayes(2007)의 제안대로 1 단계 단순매개효과(model 4), 2단계 단순조절효과(model 1), 그리고 3단계에서 조절된 매개효과(model 58) 모형을 순차적으로 검증하였다. 각 모형의 통계적 유의성은 95% 신뢰도 구간에서 무작위로 5,000개의 표본재추출을 통한 부트스트래핑(bootstrapping)을 사용하여 검증하였고, 조절변인의 양상을 확인하기 위해 단순 기울기 분석(simple slope analysis)을 실시하였다. 존슨-네이만 기법(Johnson-Neyman technique)은 회귀모형의 상호작용을 분석하는 방법으로 상호작용효과 해석을 돕기 위해 추가적으로 사용된다. 단순 기울기 분석은 조절변인의 전체 값 중에서 자의적으로 선택한 일부 값($M \pm 1SD$

혹은 백분위)에서의 독립변인과 종속변인의 관계만을 나타낸다. 반면 존슨-나이만 기법을 사용하는 경우, 조절변인의 전체구간에서 독립변인과 종속변인의 관계를 확인할 수 있다는 장점이 있다(Hayes, 2013). 따라서 본 연구는 조절변인의 연속선상에서 종속변인에 대한 독립변인의 조건부 효과의 유의한 영역을 확인하기 위해 존슨-나이만 기법을 시행하였다.

조절변인과 상호작용 항의 다중공선성을 보완하는 평균중심화(mean-centering)는 실제 변인간의 공차를 크게 변화시키지 않는 것으로 알려진 바(Hayes, Glynn, & Huges, 2012; Sheih, 2011), 평균중심화는 실시하지 않았다.

결 과

연구 변인의 기술통계 및 상관

연구 변인의 기술통계는 표 2와 같다. 카이제곱검정 결과, 자살위험군 분류에서 성별에 따라 유의한 차이가 있었다($\chi^2=12.02, p<.01$). 구체적으로 저위험군에서 여성(16.8%)이 남성(11.5%)보다 비율이 높았다. 우울 역시 성별에 따라 유의한 차이가 있었으며($\chi^2=12.28, p<.05$), 여성이 남성에 비해 높은 수준의 우울을 보였다($t=-3.00, p<.01$). 구체적으로 남성(62.2%)이 여성(56.2%)보다 우울없음의 비율이 높았던 반면, 여성(11.3%)은 남성(6.5%)보다 중

표 2. 연구 변인의 기술통계 (N=1396)

	전체 (N=1396)	남성 (n=617)	여성 (n=779)	t or χ^2
	M(SD) or N(%)	M(SD) or n(%)	M(SD) or n(%)	
지각된 불공정성	14.67(3.84)	14.71(3.97)	14.65(3.73)	0.30
자살위험	1.85(5.04)	2.10(5.49)	1.66(4.64)	1.59
위험없음	1028(73.6)	458(74.2)	570(73.2)	
저위험	202(14.5)	71(11.5)	131(16.8)	12.02**
중등도위험	101(7.2)	53(8.6)	48(6.2)	
고위험	65(4.7)	35(5.7)	30(3.9)	
우울	4.64(4.71)	4.22(4.73)	4.98(4.67)	-3.00**
우울없음	822(58.9)	384(62.2)	438(56.2)	
경도	373(26.7)	163(26.4)	210(27.0)	
중등도	128(9.2)	40(6.5)	88(11.3)	12.28*
중고도	58(4.2)	22(3.6)	36(4.6)	
고도	15(1.1)	8(1.3)	7(0.9)	
긍정적 대인관계	25.30(4.85)	25.32(4.75)	25.28(4.93)	0.14

주. * $p<.05$, ** $p<.01$

† . 지각된 불공정성 총점: 5-25점; 자살위험: 0-33점; 우울: 0-27점; 긍정적 대인관계: 7-35점

등도 우울 수준의 비율이 높았다.

성별 상관분석 결과는 표 3에 제시하였다. 남성의 경우 월평균 가구 총소득은 자살위험과 부적 상관을 보였다($r=-.10, p<.05$). 즉, 월평균 가구 총소득이 높을수록 자살위험이 낮

아졌다. 교육수준, 결혼상태, 월평균 가구 총소득은 남성과 여성 모두에서 우울과 부적 상관을 보였다(교육수준: 남: $r=-.10, p<.05$, 여: $r=-.14, p<.01$, 결혼상태: 남: $r=-.08, p<.05$, 여: $r=-.09, p<.05$, 월평균 가구 총소득: 남: $r=-.14,$

표 3. 성별에 따른 연구 변인 간의 상관분석, 왜도 및 첨도

	남성 (N=617)										왜도	첨도	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			
1. 연령	-												
2. 교육수준	-.56**	-											
3. 결혼상태	.55**	-.21**	-										
4. 취업상태	-.04	.12**	.29**	-									
5. 월평균 가구 총소득	-.45**	.34**	.01	.33**	-								
6. 종교유무	.06	.03	.09*	.05	.03	-							
7. 지각된 불공정성	-.02	-.00	.03	.12**	-.09*	.05	-					-0.07	0.22
8. 자살위험	.02	-.07	-.07	.01	-.10*	.06	.12**	-				3.84	16.23
9. 우울	.02	-.10*	-.08*	-.02	-.14**	.08	.15**	.40**	-			1.64	3.06
10. 긍정적 대인관계	-.16**	.17**	-.01	.04	.19**	.05	-.13**	-.22**	-.35**	-		-0.34	-0.02
여성 (N=779)													
1. 연령	-												
2. 교육수준	-.76**	-											
3. 결혼상태	-.07*	.28**	-										
4. 취업상태	-.17**	.19**	.16**	-									
5. 월평균 가구 총소득	-.52**	.44**	.34**	.24**	-								
6. 종교유무	.22**	-.13**	.01	.01	.06	-							
7. 지각된 불공정성	-.06	.02	.08*	.00	-.01	-.01	-					-0.13	0.23
8. 자살위험	-.02	-.06	-.02	.02	-.06	.04	.16**	-				5.64	25.22
9. 우울	.06	-.14**	-.09*	-.04	-.13**	-.00	.15**	.35**	-			1.10	0.77
10. 긍정적 대인관계	-.07*	.14**	-.02	.09*	.13**	.07	-.20**	-.16**	-.29**	-		-0.47	0.11

주. * $p<.05$, ** $p<.01$

† . 결혼, 취업, 종교와 다른 변인 사이의 상관 계수는 점 이연상관계수(Point biserial correlation coefficient)임.

‡ . 교육수준, 종교유무, 결혼 및 취업상태, 그리고 월평균 가구 총소득 간의 상관계수는 파이계수(Phi coefficient) 및 Cramer의 V계수(Cramer's v coefficient)임.

$p < .01$, 여: $r = -.13, p < .01$). 즉, 교육수준이 낮을수록, 미혼일수록 그리고 월평균 가구 총소득이 낮을수록 우울 수준이 높아졌다. 향후 분석에서 종속변인과 매개변인과 유의한 상관을 나타낸 교육수준, 결혼상태, 월평균 가구 총소득을 통제변인으로 투입하였다.

주요 연구 변인 간에도 유의한 상관관계를 보였다. 지각된 불공정성은 자살위험(남: $r = .12, p < .01$, 여: $r = .16, p < .01$) 및 우울(남: $r = .15, p < .01$, 여: $r = .15, p < .01$)과 정적 상관을 보였다. 즉, 지각된 불공정성이 높아질수록 자살위험 및 우울이 높아졌다. 자살위험은 우울과 정적 상관(남: $r = .40, p < .01$, 여: $r = .35, p < .01$), 긍정적 대인관계와는 부적 상관(남: $r = -.22, p < .01$, 여: $r = -.16, p < .01$)을 보였다. 즉, 우울이 높을수록 자살위험이 높아지며, 긍정적 대인관계 수준이 높을수록 자살위험이 낮아지는 양상을 보였다. 또한, 우울은 긍정적 대인관계와 부적 상관을 보였으며(남: $r = -.35, p < .01$, 여: $r = -.29, p < .01$), 이는 긍정적 대인관계 수준이 낮을수록 우울이 높아짐을 의미한다.

지각된 불공정성과 자살위험의 관계에서 우울의 매개효과

우울이 지각된 불공정성과 자살위험의 관계를 매개하는지 검증한 결과는(model 4) 그

림 2와 같다. 먼저 남성에서, 지각된 불공정성 수준이 높을수록 우울이 높아졌고($b = 0.18, p = .00$), 우울의 증가는 자살위험의 증가와 유의한 관련이 있었다($b = 0.44, p = .00$). 지각된 불공정성이 우울의 증가를 통해 자살위험을 증가시키는 간접효과($b = 0.08$)의 부트스트래핑 결과, 부트스트랩 신뢰구간[0.03, 0.13]이 0을 포함하고 있지 않아 지각된 불공정성이 우울을 거쳐 자살위험에 미치는 간접효과가 유의한 것으로 나타났다. 반면 자살위험에 대한 지각된 불공정성의 직접효과는 부트스트랩 신뢰구간[-.02, .19]이 0을 포함하여 유의하지 않았다($b = 0.08, p = .11$).

여성의 경우, 지각된 불공정성 수준이 높을수록 우울이 높아졌고($b = 0.20, p = .00$), 높은 우울은 자살위험의 증가와 유의한 관련이 있었다($b = 0.33, p = .00$). 지각된 불공정성이 우울의 증가를 통해 자살위험을 증가시키는 간접효과($b = 0.07$)의 부트스트래핑 결과, 부트스트랩 신뢰구간[0.03, 0.12]이 0을 포함하고 있지 않아 지각된 불공정성의 간접효과가 유의한 것으로 나타났다. 또한, 남성과 달리 여성에서 자살위험에 대한 지각된 불공정성의 직접효과가 유의하게 나타났다($b = 0.13, p = .00$). 즉, 지각된 불공정성이 우울의 효과를 배제하고도 높은 자살위험과 관련이 있었다.

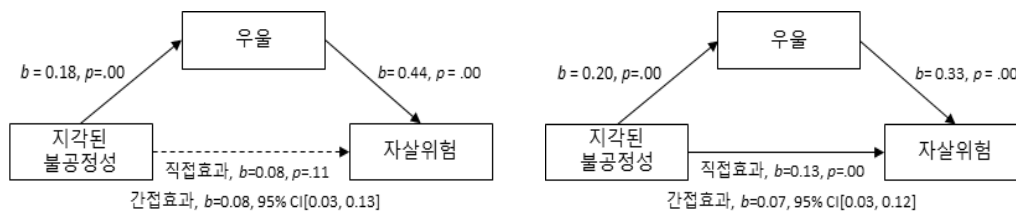


그림 2. 남성(왼쪽, $n = 614$)과 여성(오른쪽, $n = 778$)에서 우울의 단순 매개효과

주. b : 비표준화 회귀계수

지각된 불공정성과 우울 및 우울과 자살위험의 관계에서 긍정적 대인관계의 단순 조절 효과

다음으로 지각된 불공정성과 우울의 관계에서 긍정적 대인관계의 조절효과(model 1)를 검증하였다. 남성의 경우, 지각된 불공정성과 긍정적 대인관계의 상호작용 항이 유의하지 않았다($b=-0.01, p=.46$). 우울과 자살위험의 관계에서도 우울과 긍정적 대인관계의 상호작용 항이 유의하지 않았다($b=-0.01, p=.10$). 즉, 남성에서 지각된 불공정성과 우울, 그리고 우울과 자살위험의 관계는 긍정적 대인관계 수준에 따라 조절되지 않았다.

여성의 경우, 지각된 불공정성과 우울의 관계에서 긍정적 대인관계의 조절효과를 분석한 결과, 지각된 불공정성과 긍정적 대인관계의 상호작용 항이 유의하였다($b=-0.03, p=.00$). 또한, 우울과 자살위험의 관계에서 긍정적 대인관계의 조절효과 검증 결과, 우울과 긍정적 대인관계의 상호작용 항이 유의하였다($b=-0.03, p=.00$). 이는 여성에게서 지각된 불공정성과 우울, 그리고 우울과 자살위험의 관계가 긍정적 대인관계 수준에 따라 조절됨을 의미

한다.

긍정적 대인관계의 조절 양상에 대한 단순 기울기 검증결과는 그림 3과 같다. 먼저 지각된 불공정성이 우울에 미치는 효과크기는 긍정적 대인관계 평균 하, 평균, 평균 상 집단에서 각각 .28, .14, -.01로 나타났다. 특히, 긍정적 대인관계 수준이 평균보다 높은 집단에서는 지각된 불공정성이 우울에 미치는 효과가 유의하지 않았다. 이는 높은 긍정적 대인관계 수준이 지각된 불공정성이 우울에 미치는 부정적 영향을 완화함을 의미한다. 다음으로 우울과 자살위험의 관계에서도 긍정적 대인관계의 수준이 높아질수록 우울이 자살위험에 미치는 효과크기가 .43, .29, .15로 감소하여, 높은 긍정적 대인관계 수준이 우울이 자살위험에 미치는 부정적 영향을 완화함을 의미한다.

존슨-나이만 기법을 통해 조건부 효과의 유의성 영역을 확인한 결과, 긍정적 대인관계가 28점 이상부터 지각된 불공정성과 우울의 관계가 유의하지 않았고($b=0.06, p=.26$), 32.20점부터 우울과 자살위험의 관계가 유의하지 않았다($b=0.09, p=.10$).

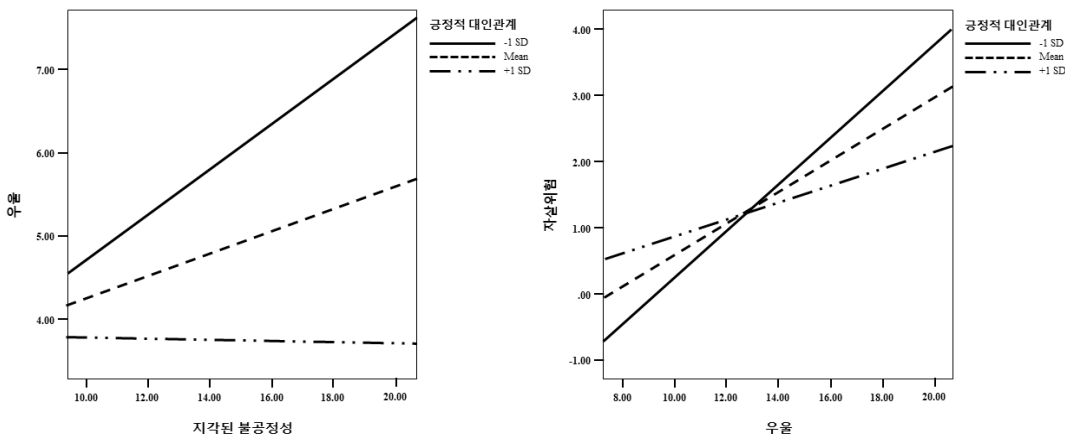


그림 3. 여성에서 긍정적 대인관계의 조절효과 ($n=778$)

긍정적 대인관계의 조절된 매개효과

지각된 불공정성이 우울을 통해 자살위험에 영향을 미치는 관계가 긍정적 대인관계에 의해 조절되는지(model 58) 검증한 결과는 표 4와 같다. 남성의 경우, 2단계 분석에서 지각된 불공정성과 우울, 우울과 자살위험의 관계에서 조절효과가 유의하지 않아 3단계 조절된 매개분석을 진행하지 않았다.

여성에서 조절된 매개효과 유의성을 검증한 부트스트래핑 결과는 표 4와 같다. 긍정적 대인관계의 수준이 높아질수록 자살위험에 미치는 지각된 불공정성의 조건부 간접효과 크기가 .11, .04, .00으로 감소하였다. 특히 긍정적 대인관계 수준이 평균 이상인 경우 지각된

불공정성의 조건부 간접효과가 유의하지 않았다. 이는 지각된 불공정성이 우울을 통해 자살위험에 미치는 간접효과 크기가 긍정적 대인관계의 수준에 따라 완화되며, 긍정적 대인관계가 평균 이상일 경우 지각된 불공정성과 자살위험과의 관련성이 유의하지 않음을 의미한다.

논 의

본 연구는 지각된 불공정성이 우울을 통해 자살위험에 미치는 영향을 긍정적 대인관계가 조절하는지 검증하고 이 관계에서 성차를 확

표 4. 여성에서 조절된 매개효과 결과 및 긍정적 대인관계 수준에 따른 조건부 간접효과 결과 (n=778)

변인	<i>b</i>	<i>se</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	LLCI	ULCI
종속변인 : 우울						
상수	-0.48	3.43	-.14	.89	-7.20	6.25
지각된 불공정성	0.87	.22	4.02	.00	.44	1.29
긍정적 대인관계	0.20	.13	1.49	.14	-.06	.45
지각된불공정성×긍정적 대인관계	-0.03	.01	-3.43	.00	-.05	-.01
종속변인 : 자살위험						
상수	-4.46	1.41	-3.15	.00	-7.23	-1.68
지각된 불공정성	0.11	.04	2.54	.01	.02	.19
우울	0.97	.13	7.45	.00	.71	1.22
긍정적 대인관계	0.12	.05	2.70	.01	.03	.21
우울×긍정적 대인관계	-0.03	.01	-5.17	.00	-.04	-.02
긍정적 대인관계	간접효과	BootSE	BootLLCI	BootULCI		
-1SD(20.35)	.11	.04	.05	.20		
M(25.28)	.04	.02	.01	.07		
+1SD(30.21)	.00	.01	-.02	.02		

주. 교육수준, 결혼, 월평균 가구 총소득은 통제변인으로 투입됨.

인하였다. 본 연구의 주요결과는 다음과 같다.

첫째, 우울은 지각된 불공정성과 자살위험의 관계를 매개하였다. 남성의 경우, 우울의 완전 매개효과가 유의하였고, 이는 남성에서 지각된 불공정성이 우울 수준을 높이고, 이를 통해 자살위험이 증가하는 것을 의미한다. 여성의 경우, 우울의 부분 매개효과가 유의하였고, 이는 지각된 불공정성이 직접적으로 자살위험과 관련이 있을 뿐 아니라, 우울 수준을 높이는 것을 통해 간접적으로도 자살위험을 높일 수 있음을 시사한다. 전반적으로 본 연구에서 확인된 지각된 불공정성과 우울 및 자살위험의 관계는 유관 선행 연구 결과와 부합하는 결과이다. 예를 들어, 83개의 연구를 메타 분석한 연구에서 불공정성 인식은 우울을 포함하는 정신건강 문제와 관련이 있었다 (Robbins et al., 2012). 유사하게 미국, 영국 등 8개국 참가자를 대상으로 한 연구에서 지각된 공정성 인식은 불안과 스트레스의 강력한 예측인자였다(Scholten et al., 2018). 국내 연구에서도 세상이 정당하다고 지각할수록 우울 증상은 낮아지는 양상을 보였다(김은하, 김수용, 2017). 불공정성을 높게 지각할수록 자살위험이 증가하는 관계 또한 선행 연구 결과와 부합하였다(김현정, 황의갑, 2011; Milner et al., 2017). 여성의 경우, 지각된 불공정성이 자살위험과 직접적으로 관련이 있었다. 이는 부분적으로 여성이 고용이나 임금 등에서 사회적으로 불공정한 상황에 노출될 가능성이 더 높은 것과 관련이 있을 수 있다(Sheppard, 2002). 7,007명의 근로자를 포함한 한국 근로환경조사(Korean Working Conditions Survey: KWCS) 결과, 직장에서의 불공정 경험은 남성과 여성 근로자 모두에서 불안/우울 위험 증가와 관련이 있었고, 여성 근로자에서 관련성이 더 높았다

(Min et al., 2014). 관련하여 1,878명의 미국 청소년을 대상으로 한 연구는 소득 불평등과 우울의 관계에서의 성차를 확인하였다. 높은 소득 불평등 지역에 거주하는 여자 청소년은 높은 우울 증상을 나타낸 반면 남자 청소년에서는 이 관계가 확인되지 않았다(Pabayo, Dunn, Gilman, Kawachi, & Molnar, 2016).

한편 상대적 박탈감(Relative deprivation) 이론은 지각된 불공정이 정신건강 문제로 이어지는 기제를 이해하는 데 도움이 될 수 있다. 이 이론에 의하면 개인은 다른 사람들과 비교하여 자신의 사회적 지위를 주관적으로 평가한다. 자신의 기대와 실제 욕구 충족 간에 차이를 인식하고, 바라는 사회적 자원을 가진 사람들이 자신이 그 기회를 얻는 것을 저해한다고 인식할 때, 개인은 불공정한 사회적 상황에 대한 부정적 감정을 체험하게 된다(Bernstein, & Crosby, 1980; Corning, 2000). 실제 선행 연구는 주요 인구통계학적 변인 및 심리적 변인을 통제한 후에도 주관적 상대적 박탈감이 우울과 관련이 있음을 확인하였다(Beshai, Mishra, Meadows, Parmar, & Huang, 2017). 5,925명의 중국 대학생을 대상으로 한 연구에서도 상대적 박탈감이 우울과 유의한 정적 상관을 보였고, 자살 또한 상대적 박탈감과 관련이 있었다(Zhang, & Tao, 2013). 또한, 선행 연구는 박탈감과 자신의 삶에 대한 통제감 상실(Loveless, 2013), 무망감(Clements, Sabourin, & Spiby, 2004), 무력감(Bosma, Schrijvers, & Mackenbach, 1999), 우울, 불안, 망상(Eibner, Sturn, & Gresenz, 2004) 등의 부정적 정서 반응과의 관계를 시사한다. 그리고 683명의 대학생들을 대상으로 한 연구에서 세상이 정당하다는 믿음은 지각된 박탈감과 낮은 안녕감과 관련을 매개하였다(Wickham, Shryane, Lyons,

Dickins, & Bentall, 2014).

둘째, 긍정적 대인관계가 지각된 불공정성과 우울 그리고 우울과 자살위험의 관계가 긍정적 대인관계에 따라 달라지는지 검증하였다. 그 결과, 남성에서는 긍정적 대인관계의 조절효과가 유의하지 않은 반면 여성에서는 긍정적 대인관계의 조절효과가 지각된 불공정성과 우울, 우울과 자살위험의 관계에서 모두 유의하였다. 조건부 영역의 유의성을 확인한 존슨-네이만 결과에 따르면 여성의 경우, 긍정적 대인관계가 높은 경우 지각된 불공정성이 우울로 가는 경로와 우울이 자살위험으로 가는 경로가 유의하지 않았다. 즉, 긍정적 대인관계 수준이 높은 경우 지각된 불공정성이 우울 수준 증가로 이어지지 않았다. 이는 여성의 경우 긍정적 대인관계가 지각된 불공정성이 우울에 미치는 부정적 영향과 우울이 자살위험에 미치는 부정적 영향을 완화하는 보호요인으로 작용할 가능성을 시사한다. 이는 지각된 불공정성과 관련이 있는 개념인 차별에 대한 스트레스가 우울에 미치는 영향을 높은 수준의 사회적 지지가 감소시킨다(전지혜, 2010; Chou, 2012)는 선행 연구 결과의 맥락에서 이해할 수 있다. 또한 우울이 자살에 미치는 부정적 영향을 긍정적 대인관계가 감소시킨다는 선행 연구 결과와도 부합하였다(이인정, 2011). 본 연구 결과는 여성의 경우 지각된 불공정성이 우울, 그리고 우울이 자살로 이어지는 위험을 감소시키는데 긍정적 대인관계가 도움이 될 가능성을 시사한다. 한편 긍정적 대인관계의 보호효과는 여성에게서만 유의하였다. 이는 부분적으로 여성이 남성에 비해 정서적으로 더 친밀한 관계를 유지하고 스트레스 상황에서 사회적 지지자원을 더 활용한다는 선행 연구의 맥락에서 이해할 수 있다(Belle, 1987;

Kawachi, & Berkman., 2001에서 재인용). 한편 선행 연구는 사회적 지지를 제공받는 경험이 오히려 부정적인 반응을 유발할 수도 있는데, 특히 사회적 지지의 수혜자에게 무능감을 유발할 수 있고 자율성을 감소시킬 수 있다고 제안한다(Lu, & Argyle, 1992). 실제 65세 이상 남녀 노인들의 사회적 지지 제공 및 수혜 경험과 심리적 건강 간의 관계를 살펴본 연구에서 여성 노인에게 사회적 지지 제공 및 수혜 경험은 긍정적인 심리적 영향을 미쳤다. 반면, 남성 노인은 사회적 지지를 제공하는 경우에는 긍정적인 심리적 영향을 받았지만, 사회적 지지를 받는 경우 우울이 높아졌다(백지은, 2010). 또 다른 연구에서는 부부 관계의 지지적 측면이 남성보다는 여성의 정신건강과 더 강한 연관성을 지닌 것으로 보고된 바 있다(Belle, 1983; Kawachi, & Berkman, 2001에서 재인용). 또한, 정서적 지지를 제공하는 메시지에 대한 민감성 및 효과와 관련하여 전반적으로 남녀 모두 유사하게 평정했으나, 여성이 남성보다 더 호의적으로 평정하는 경향이 있었다(Kunkel, & Burleson, 1999; Burleson, 2003에서 재인용). 그리고 주요우울장애에 영향을 미치는 요인에서 여성은 대인관계 실패가 주요 우울장애로 이어지는 경로에 더 큰 영향을 미치는 반면 남성은 목표성취의 실패나 자기 가치감 하락이 경로에 더 큰 영향을 미쳤다(Kendler, & Gardner, 2014)는 연구 결과를 고려할 때 긍정적 대인관계의 보호 효과가 대인관계의 영향을 많이 받는 여성의 우울 증상 완화에 더 효과적이었을 가능성을 시사한다. 또한, 선행 연구는 긍정적 대인관계가 자살에 미치는 영향에 성차가 존재할 가능성을 시사한다. 중국, 한국, 말레이시아 등 6개 아시아 국가 성인을 대상으로 자살과 부정적 삶의 사

건 및 사회적 지지의 관계를 성별로 분석한 연구에서 사회적 지지가 여성의 자살에는 직접적인 영향을 미쳤던 반면 남성의 자살에는 직접적인 영향을 미치지 않았다(Park et al., 2015). 유사하게 배우자의 존재와 가족 관련 요인이 중년기 남성의 자살사고에는 유의한 영향을 주지 않은 반면, 여성의 경우 유의하였다(엄현주, 전체정, 2014). 그러나 일본 연구에서는 남성의 사회적 신뢰 수준이 높을수록 자살률이 감소하는 양상을 확인하였다(Okamoto, Kawakami, Kido, & Sakurai, 2013). 또한 1993년부터 1994년까지 일본 공중보건센터(Japan Public Health Center) 코호트 연구의 설문조사에 참여한 78,632명의 참가자를 2005년까지 매년 추적조사한 전향적(prospective) 연구 결과, 높은 사회적 지지가 남성과 여성 모두에서 자살의 보호요인인 것으로 나타났다(Poudel-Tandukar et al., 2011). 이러한 선행 연구 결과에서의 비밀관성을 고려할 때 남성에서 유의하지 않았던 긍정적 대인관계의 조절효과를 좀 더 신중하게 해석해야 할 필요성을 시사한다.

셋째, 긍정적 대인관계의 조절효과가 유의하였던 여성을 대상으로 긍정적 대인관계의 조절된 매개효과를 검증한 결과, 지각된 불공정성이 우울을 매개하여 자살위험을 높이는 양상이 대인관계 수준에 따라 달라짐을 확인하였다. 즉, 긍정적 대인관계 수준이 높을수록 지각된 불공정성이 우울을 거쳐 자살위험에 미치는 경로의 효과가 감소하였다. 특히, 긍정적 대인관계가 높은 경우 지각된 불공정성이 자살위험으로 이어지는 경로가 유의하지 않았다. 관련하여 미국과 영국의 대단위 역학 조사에서 관련 정신질환이나 인구학적 변인들을 통제한 이후에도 사회적 지지는 낮은 평생 자

살시도 위험과 관련이 있었다(Kleiman, & Liu, 2013). 유관 선행 연구 결과와 본 연구의 결과는 긍정적 대인관계가 지각된 불공정성이 자살위험 증가로 이어질 위험을 감소시키는 보호요인으로서 작용할 가능성을 시사한다.

본 연구 결과는 우울 및 자살위험에 대한 상담 및 심리치료에 다음과 같은 시사점을 제시한다.

첫째, 본 연구에서 확인된 지각된 불공정성과 자살위험의 유의한 관계는 우울이나 자살과 같은 정신건강 문제의 평가와 개입에서 사회 불공정 인식을 고려해야 할 필요성을 시사한다. 특히, 자살은 2017년 사망원인통계에서 나타난 것처럼 10-30대에서 사망원인 1위, 40-50대에서 2위를 차지하는(통계청, 2018) 등 심각한 사회문제이자 정신건강 문제이다. 본 연구 결과는 이러한 중대한 정신건강 문제인 자살위험의 평가 및 개입에서 개인 특성 요인을 넘어서 지각된 불공정과 같은 사회적 영향을 받는 요인을 고려할 필요성을 시사한다. 또한, 지각된 불공정성과 자살위험의 관계에서 우울의 매개효과는 지각된 불공정성이 자살위험에 이르는 경로에서 우울을 적극적으로 평가하고 개입해야 할 필요성을 시사한다.

한편 현재로서는 불공정 인식 완화에 효과적인 치료 개입 전략에 대해선 알려진 바가 거의 없다. 그러나 선행 연구는 불공정 인식이 신체 및 정신건강에 영향을 미치게 되는 인지적 과정으로 상실에 대한 과도한 초점, 비난 귀인, 또는 파국적 사고 경향성을 지적하는데(Sullivan, Scott, & Trost, 2012), 이러한 인지적 과정 수정에 초점을 둔 인지치료 접근을 고려해 볼 수 있다. 또한, 선행 연구는 마음챙김 명상이 기본적으로 통제 불가능하다고 인식하는 상황이나 조건에 대처하는 과정을 도울 수

있다고 제안한다(Sullivan et al., 2012). 관련하여 차별 경험과 건강에 대한 한 고찰 연구도 차별 경험이 건강에 미치는 영향을 대처하는 유용한 전략으로 마음챙김을 제안한다(Lewis, Coghburn, & Williams, 2015). 실제 다양한 인종 배경을 지닌 605명의 성인 대상으로 한 연구에서 차별 경험이 우울 증상에 미치는 부정적 영향이 높은 마음챙김 기질을 지닌 개인에게서는 완화된 양상을 보였고, 마음챙김의 우울 증상에 대한 완충효과는 긍정적 정서의 영향을 고려한 이후에도 유의하게 나타나, 마음챙김의 고유한 이점을 시사하였다(Brown-Iannuzzi, Adair, Payne, Richman, & Fredrickson, 2014). 그리고 김은하, 김도연, 김수용(2016)은 상담자가 내담자가 세상이 자신에게 정당하지 않다고 지각한다는 것을 인식하고, 지각된 불공정에 대한 내담자의 다양한 감정(예. 무기력, 좌절)을 탐색하고 표현하도록 돕고, 내담자 문제의 원인이 되는 사회적 요인에 주목하여 내담자와 이에 대한 대응전략을 함께 수립해나가는 것이 필요하다고 제안한다.

둘째, 본 연구에서 긍정적 대인관계의 조절 효과 및 조절된 매개효과는 여성에서만 유의하였다. 여성의 경우 긍정적 대인관계 증진이 지각된 불공정성이 우울이나 자살위험으로 이어질 가능성을 감소시키는데 효과적일 가능성을 시사한다. 관련하여 사회적 지지는 자살위험 예방에 도움이 될 수 있다. 실제 대학생이 자살하는 이유와 자살하지 않는 이유를 탐색한 한 연구에서 가족, 친구, 애인과 같은 지지해주는 사람이 있는 것이 자살을 선택하지 않는 이유 중 하나였다(이혜선 등, 2012). 또한 자살 예방 전략에 대한 메타분석 연구는 자살 행동이나 자살사고 위험이 있는 개인에게 전화 지지와 다른 형태의 접촉 그리고 정서적

지지를 제공할 것을 권고하고 있다(Van der Feltz-Cornelis et al., 2011).

그러나 남성의 경우 전통적 성역할과 관련된 정서적 비표현성(unexpressiveness)과 도움추구에 대한 거부감(Möller-Leimkühler, 2003)을 고려한 사회적 지지 제공이 필요할 수 있다. 예를 들어, 여성성이 정서적 지지 추구하고 관련이 있는 반면 남성성은 실질적 지지 추구하고 관련이 있었다(Reevy, & Maslach, 2001). 실제 지난 12개월간 중대한 스트레스 사건을 경험한 남성들을 자살시도를 한 집단과 하지 않은 집단으로 구분하여 비교한 결과 자살시도를 한 남성들은 자신들이 받을 수 있는 지지가 적다고 인식했고, 가장 힘든 스트레스 사건 이후 그들이 받은 지지에 덜 만족하였다. 또한, 구체적인 도움과 자신의 가치에 대한 확인(reassurance)이 가장 중요한 유형의 지지인 것으로 나타났다(Houle, Mishara, & Chagnon, 2005).

그러나 본 연구의 결과는 다음의 제한점 내에서 고려되어야 한다.

첫째, 본 연구에서 분석한 KGSS는 횡단 연구 설계로, 연구 변인 간 인과관계에 대한 명확한 추론을 할 수 없으며, 종단 연구를 통해 연구 변인 간 인과관계 및 기제를 재검증할 필요가 있다. 예를 들어, 우울이 불공정 인식을 높일 가능성도 배제할 수 없다. 실제 우울한 사람일수록 부정적으로 사회비교를 하는 경향이 있었고, 이것이 높은 사회적 불평등 인식과 관련이 있었다(이웅, 임란, 2014). 둘째, 본 연구는 응답자 우울이나 자살과 같은 민감한 질문을 포함하고 있다(송인덕, 조성겸, 2013). 따라서 사회적 바람직성이 연구 결과에 영향을 주었을 가능성을 배제할 수 없다. 셋째, 본 연구는 전반적 대인관계에 중점을 두어 배우자, 자녀, 부모 친구 등과 같은 다양한

사회적 관계의 존재를 고려하지 않았다. Prati와 Pietrantonio(2010)는 모든 종류의 사회적 지지가 동일하게 정신건강과 관련 있는 것은 아니라고 하였다. 예를 들어, 친구지지가 가족이나 중요한 타인의 지지보다 더 낮은 우울과 밀접하게 관련이 있었다(Jensen et al., 2014). 대학생 집단에서 스트레스와 우울의 관계를 친구지지는 유의하게 조절한 반면 부모지지의 조절효과는 유의하지 않았다(박영배, 장은희, 2013). 또한, 친구 관계보다는 이웃 관계가 독거노인의 우울과 자살사고의 관계를 조절하였다(황정우, 이강욱, 김정유, 이동하, 김두명, 2017). 이는 대인관계 유형에 따라 우울과 자살에 미치는 영향이 다를 수 있음을 시사하며, 향후 연구에서 다양한 유형의 사회적 관계가 지각된 불공정성과 우울, 우울과 자살위험의 관계에 미치는 영향을 검증할 필요가 있다. 넷째, 본 연구에서는 불공정성에 대한 주관적 인식을 평가하였다. 불공정함에 대한 주관적 인식이 정신건강 문제의 더 정확한 예측인자로 확인되었으나(Pinel, 1999), 후속 연구에서는 불공정을 확인할 수 있는 객관적 지표를 함께 고려하는 것이 필요하다. 마지막으로, 본 연구는 불공정성 인식과 우울 및 자살위험 간의 관계에서 부정정서를 고려하지 못하였다. 예를 들어, 불공정 인식이 분노나 좌절, 불안과 같은 부정 정서로 이어져 우울 및 자살위험을 높일 수 있다. 실제, 불공정성 인식은 분노, 불안과 같은 부정정서를 유발하며(Robbins et al., 2012), 이는 우울 및 자살위험과 관련이 있다. 예를 들어, 분노는 높은 수준의 우울과 유의한 관련이 있었다(Besharat, Nia, & Farahani, 2013). 또한, 한국의료패널 8차(2008-2013년) 참가자 6,037명을 대상으로 한 연구에서 좌절감은 자살충동과 밀접한 관계가 있었다(조아라,

강보라, 서영주, 길은하, 오희영, 2018). 미국 동반이환 조사(National Comorbidity Survey-Replication)의 5,692명을 대상으로 한 연구에서는 분노 경험이 일생동안의 자살 사고, 계획, 시도를 예측하였다. 그리고 국내 5개 도시의 2,964명 대상 연구에서도 분노가 자살사고를 유의하게 예측하였다(Jang et al., 2014). 이러한 선행 연구를 고려할 때, 후속 연구에서는 불공정성 인식과 우울 및 자살위험 간의 관계의 연결기제로 부정정서의 역할을 검증할 필요가 있다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 전국 단위 표본을 대상으로 지각된 불공정성과 자살위험 간의 관계에서 우울의 매개효과와 긍정적 대인관계의 조절효과를 확인한 것에 의의가 있다. 본 연구의 결과는 우울과 자살위험의 평가 및 개입에서 불공정성 인식을 고려해야 할 필요성을 시사한다. 또한, 사회 불공정 개선을 위한 사회적 및 정책적 노력과 더불어 긍정적 대인관계의 증진이 지각된 불공정성이 우울이나 자살위험에 미치는 부정적 영향을 완화하는데 효과적일 가능성을 시사한다.

참고문헌

- 구희령 (2016, 07, 01). 대학생도 직장인도 90%가 “헬조선 맞다”...‘금수저-흙수저’사회가 이유 1위. 중앙일보. <https://news.joins.com/article/20249142>에서 2018, 10, 02 자료 얻음.
- 김명소, 김혜원, 차경호 (2001). 심리적 안녕감의 구성개념분석. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 15(2), 19-39.

- 김은하, 김도연, 김수용 (2016). 정당한 세상에 대한 믿음이 일반 성인들의 화병 증상에 미치는 영향: 분배공정성과 절차공정성을 중심으로. *상담학연구*, 17(5), 25-45.
- 김은하, 김수용 (2017). 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음이 일반 성인들의 우울 증상에 미치는 영향: 내외통제성을 통한 공동체 의식의 조절된 매개효과. *상담학연구*, 18(1), 1-22.
- 김지범, 강정환, 김석호, 김창환, 박원호, 이윤석, 최슬기, 김솔이 (2017). *한국종합사회조사 2003-2016*. 서울: 성균관대학교 출판부.
- 김현정, 황의갑 (2011). 자살 위험성에 영향을 미치는 요인-애그뉴의 일반긴장이론을 중심으로. *한국범죄학*, 5(1), 75-110.
- 박수진, 김종남 (2018). 초기 성인의 우울과 자살사고의 관계: 지각된 짐스러움, 좌절된 소속감의 매개효과 및 삶의 이유의 조절효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 30(3), 877-908.
- 박승진, 최혜라, 최지혜, 김건우, 홍진표 (2010). 한글판 우울증 선별도구(Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9)의 신뢰도와 타당도. *대한불안학회지*, 6(2), 119-124.
- 박영례, 장은희 (2013). 대학생의 스트레스가 우울에 미치는 영향: 사회적 지지의 조절효과를 중심으로. *성인간호학회지*, 25(5), 549-558.
- 백지은 (2010). 남성노인과 여성노인의 사회적 지지 경험이 심리적 건강에 미치는 영향. *한국심리학회지: 여성*, 15(3), 425-445.
- 송리라, 이민아 (2016). 아동기 트라우마 경험과 성인기 우울의 관계. *한국인구학*, 39(2), 1-24.
- 송인덕, 조성겸 (2013). 서베이 모드와 사회적 바람직함 편향: 민감한 주제에 대한 전화면접, 대면 면접, 온라인 서베이 응답 비교. *조사연구*, 14(2), 165-199.
- 신혜진 (2018). 정당한 세상에 대한 믿음이 대학생의 우울에 미치는 영향에서 낙관성과 인지적 유연성의 매개효과. *학습자중심교과교육연구*, 18(5), 413-437.
- 엄현주, 전해정 (2014). 중년기 남녀의 자살생각에 관한 예측요인. *정신보건과 사회사업*, 42(2), 35-62.
- 유상우, 김영신, 노주선, 오강섭, 김찬형, 남궁기, 김세주 (2006). 한국판 Mini International Neuropsychiatric Interview 타당도 연구. *대한불안학회지*, 2(1), 50-55.
- 윤희웅 (2010, 10, 12). [KSQI의 여론스코프]“우리 사회는 불공정” 74%. 주간경향. <http://www.weekly.khan.co.kr/khnm.html?mode=view&artid=201010061816051>에서 2018, 10, 02 자료 얻음.
- 이웅, 임란 (2014). 박탈경험과 불평등인식의 관계연구: 우울의 매개효과 검증. *보건사회연구*, 34(4), 93-122.
- 이수인 (2016). 자살생각에 대한 사회적 영향요인과 심리적 영향요인의 통합적 접근. *민주사회와 정책연구*, 30(0), 104-139.
- 이인정 (2011). 노인의 우울과 자살생각의 관계에 대한 위기사건, 사회적 지지의 조절효과. *보건사회연구*, 31(4), 34-62.
- 이혜선, 김성연, 박일, 강여정, 이지영, 권정혜 (2012). 대학생의 자살관련생각과 행동의 원인 및 자살을 선택하지 않은 이유. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 24(3), 703-728.
- 전지혜 (2010). 장애차별경험과 장애인의 우울

- 감의 관계 연구. *정신보건과 사회사업*, 35, 51-80.
- 정은주, 안창일 (2012). 직장인의 직무 스트레스와 스트레스 대처 전략에 관한 성차 연구. *여성연구*, 82, 137-162.
- 조아라, 강보라, 서영주, 길은하, 오희영 (2018). 중산층 한국인의 생애주기별 자살 충동경험과 위험요인: 비교의식과 관련된 사회심리적 특성을 중심으로: 8차 한국의료패널 자료분석. *지역사회간호학회지*, 29(1), 1-10.
- 조영주 (2016). 대학생의 지각된 스트레스, 실존적 안녕, 우울 및 자살 사고의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 28(3), 801-827.
- 통계청 (2018). 2017년 사망원인통계. http://www.kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/2/1/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=370710&pageNo=1&rowNum=10&navCount=10&currPg=&sTarget=title&sTxt=에서 2018, 10, 02 자료 얻음.
- 한국보건사회연구원 (2016). 사회통합지수 개발 연구. <https://www.kihasa.re.kr/web/publication/research/view.do?menuId=44&bid=12&ano=2143> 에서 2018, 10, 02 자료 얻음.
- 황정우, 이강욱, 김정유, 이동하, 김두명 (2017). 동거 및 독거노인의 우울이 자살사고에 미치는 영향과 대인관계의 조절효과. *정신보건과 사회사업*, 45(1), 36-62.
- Barrios, L. C., Everett, S. A., Simon, T. R., & Brener, N. D. (2000). Suicide ideation among US college students associations with other injury risk behaviors. *Journal of American College Health*, 48(5), 229-233.
- Becker, T. E. (2005). Potential problems in the statistical control of variables in organizational research: A qualitative analysis with recommendations. *Organizational Research Methods*, 8(3), 274-289.
- Bernstein, M., & Crosby, F. (1980). An empirical examination of relative deprivation theory. *Journal of Experimental Social Psychology*, 16(5), 442-456.
- Beshai, S., Mishra, S., Meadows, T. J., Parmar, P., & Huang, V. (2017). Minding the gap: Subjective relative deprivation and depressive symptoms. *Social Science & Medicine*, 173, 18-25.
- Besharat, M. A., Nia, M. E., & Farahani, H. (2013). Anger and major depressive disorder: The mediating role of emotion regulation and anger rumination. *Asian Journal of Psychiatry*, 6(1), 35-41.
- Bosma, H., Gerritsma, A., Klabbers, G., & van den Akker, M. (2012). Perceived unfairness and socioeconomic inequalities in functional decline: The Dutch SMILE prospective cohort study. *BMC Public Health*, 12(1), 818-823.
- Bosma, H., Schrijvers, C., & Mackenbach, J. P. (1999). Socioeconomic inequalities in mortality and importance of perceived control: Cohort study. *BMJ*, 319(7223), 1469-1470.
- Brausch, A. M., & Decker, K. M. (2014). Self-esteem and social support as moderators of depression, body image, and disordered eating for suicidal ideation in adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 42(5), 779-789.
- Brown-Iannuzzi, J. L., Adair, K. C., Payne, B. K., Richman, L. S., & Fredrickson, B. L. (2014).

- Discrimination hurts, but mindfulness may help: Trait mindfulness moderates the relationship between perceived discrimination and depressive symptoms. *Personality and Individual Differences*, 56, 201-205.
- Burleson, B. R. (2003). The experience and effects of emotional support: What the study of cultural and gender differences can tell us about close relationships, emotion, and interpersonal communication. *Personal Relationships*, 10(1), 1-23.
- Chou, K. L. (2012). Perceived discrimination and depression among new migrants to Hong Kong: The moderating role of social support and neighborhood collective efficacy. *Journal of Affective Disorders*, 138(1-2), 63-70.
- Clements, C. M., Sabourin, C. M., & Spiby, L. (2004). Dysphoria and hopelessness following battering: The role of perceived control, coping, and self-esteem. *Journal of Family Violence*, 19(1), 25-36.
- Cobb, S. (1976). Social support as a moderator of life stress. *Psychosomatic Medicine*, 38(5), 300-314.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310-357.
- Corning, A. F. (2000). Assessing perceived social inequity: A relative deprivation framework. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(3), 463-477.
- Dalgard, O. S., Dowrick, C., Lehtinen, V., Vazquez-Barquero, J. L., Casey, P., Wilkinson, G., Ayuso-Mateos, J. L., Page, H., Dunn, G., & The ODIN Group. (2006). Negative life events, social support and gender difference in depression - A multinational community survey with data from the ODIN study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 41(6), 444-451.
- De Vogli, R., Ferrie, J. E., Chandola, T., Kivimäki, M., & Marmot, M. G. (2007). Unfairness and health: Evidence from the Whitehall II study. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(6), 513-518.
- Eibner, C., Sturn, R., & Gresenz, C. R. (2004). Does relative deprivation predict the need for mental health services. *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 7(4), 167-175.
- Elliott, M. (2001). Gender differences in causes of depression. *Women & Health*, 33(3-4), 183-198.
- Ford, M. T. (2014). Perceived unfairness at work, social and personal resources, and resting blood pressure. *Stress and Health*, 30(1), 12-22.
- Fredrick, S. S., Demaray, M. K., Malecki, C. K., & Dorio, N. B. (2018). Can social support buffer the association between depression and suicidal ideation in adolescent boys and girls? *Psychology in the Schools*, 55(5), 490-505.
- Gottlieb, B. H., & Bergen, A. E. (2010). Social support concepts and measures. *Journal of Psychosomatic Research*, 69(5), 511-520.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford Press.
- Hayes, A. F., Glynn, C. J., & Hude, M. E. (2012). Cautions regarding the interpretation of regression coefficients and hypothesis tests in linear models with interactions.

- Communication Methods and Measures*, 6(1), 1-11.
- Houle, J., Mishara, B. L., & Chagnon, F. (2005). Can social support help prevent men from suicide attempt?. *Santé mentale au Québec*, 30(2), 61-83.
- Howard, L. W., & Cordes, C. L. (2010). Flight from unfairness: Effects of perceived injustice on emotional exhaustion and employee withdrawal. *Journal of Business and Psychology*, 25(3), 409-428.
- Hunt, I. M., Kapur, N., Robinson, J., Shaw, J., Flynn, S., Bailey, H., Meehan, J., Bickley, H., Parsons, R., Burns, J., Amos, T., & Appleby, L. (2006). Suicide within 12 months of mental health service contact in different age and diagnostic groups: National clinical survey. *The British Journal of Psychiatry*, 188(2), 135-142.
- Jackson, B., Kubzansky, L. D., & Wright, R. J. (2006). Linking perceived unfairness to physical health: The perceived unfairness model. *Review of General Psychology*, 10(1), 21-40.
- Jang, J. M., Park, J. I., Oh, K. Y., Lee, K. H., Kim, M. S., Yoon, M. S., Ko, S. H., Cho, H. H., & Chung, Y. C. (2014). Predictors of suicidal ideation in a community sample: Roles of anger, self-esteem, and depression. *Psychiatry Research*, 216(1), 74-81.
- Jensen, M. P., Smith, A. E., Bombardier, C. H., Yorkston, K. M., Miro, J., & Molton, I. R. (2014). Social support, depression, and physical disability: Age and diagnostic group effects. *Disability and Health Journal*, 7(2), 164-172.
- Kawachi, I., & Berkman, L. F. (2001). Social ties and mental health. *Journal of Urban health*, 78(3), 458-467.
- Kendler, K. S., & Gardner, C. O. (2014). Sex differences in the pathways to major depression: A study of opposite-sex twin pairs. *American Journal of Psychiatry*, 171(4), 426-435.
- Kendler, K. S., Myers, J., & Prescott, C. A. (2005). Sex differences in the relationship between social support and risk for major depression: A longitudinal study of opposite-sex twin pairs. *American Journal of Psychiatry*, 162(2), 250-256.
- Kleiman, E. M., & Liu, R. T. (2013). Social support as a protective factor in suicide: Findings from two nationally representative samples. *Journal of Affective Disorders*, 150(2), 540-545.
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. W. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613.
- Lee, C. Y. S., & Dik, B. J. (2017). Associations among stress, gender, sources of social support, and health in emerging adults. *Stress and Health*, 33(4), 378-388.
- Lee, C., Dickson, D. A., Conley, C. S., & Holmbeck, G. N. (2014). A closer look at self-esteem, perceived social support, and coping strategy: A prospective study of depressive symptomatology across the transition to college. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 33(6), 560-585.
- Lewis, T. T., Cogburn, C. D., & Williams, D. R. (2015). Self-reported experiences of discrimination and health: scientific advances,

- ongoing controversies, and emerging issues. *Annual Review of Clinical Psychology*, 11, 407-440.
- Lim, A. Y., Lee, S. H., Jeon, Y., Yoo, R., & Jung, H. Y. (2018). Job-seeking stress, mental health problems, and the role of perceived social support in university graduates in Korea. *Journal of Korean Medical Science*, 33(19), e149-e162.
- Loveless, M. (2013). The deterioration of democratic political culture: Consequences of the perception of inequality. *Social Justice Research*, 26(4), 471-491.
- Lu, L., & Argyle, M. (1992). Receiving and giving support: Effects on relationships and well-being. *Counselling Psychology Quarterly*, 5(2), 123-133.
- Milner, A., Currier, D., LaMontagne, A. D., Spittal, M. J., & Pirkis, J. (2017). Psychosocial job stressors and thoughts about suicide among males: A cross-sectional study from the first wave of the ten to men cohort. *Public Health*, 147, 72-76.
- Min, J. Y., Park, S. G., Kim, S. S., & Min, K. B. (2014). Workplace injustice and self-reported disease and absenteeism in South Korea. *American Journal of Industrial Medicine*, 57(1), 87-96.
- Möller-Leimkühler, A. M. (2003). The gender gap in suicide and premature death or: Why are men so vulnerable?. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 253(1), 1-8.
- Mulia, N., Ye, Y., Zemore, S. E., & Greenfield, T. K. (2008). Social disadvantage, stress, and alcohol use among Black, Hispanic, and White Americans: Findings from the 2005 US National Alcohol Survey. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 69(6), 824-833.
- Nanayakkara, S., Misch, D., Chang, L., & Henry, D. (2013). Depression and exposure to suicide predict suicide attempt. *Depression and Anxiety*, 30(10), 991-996.
- Nock, M. K., Borges, G., Bromet, E. J., Alonso, J., Angermeyer, M., Beautrais, A., Bruffaerts, R., Chiu, W. T., de Girolamo, G., Gluzman, S., de Graaf, R., Gureje, O., Haro, J. M., Huang, Y., Karam, E., Kessler, R. C., Lepine, J. P., Levinson, D., Medina-Mora, M. E., Ono, Y., Posada-Villa, J., & Williams, D. (2008). Cross-national prevalence and risk factors for suicidal ideation, plans and attempts. *British Journal of Psychiatry*, 192(2), 98-105.
- Okamoto, M., Kawakami, N., Kido, Y., & Sakurai, K. (2013). Social capital and suicide: An ecological study in Tokyo, Japan. *Environmental Health and Preventive Medicine*, 18, 306-312.
- Otto, K., Boos, A., Dalbert, C., Schops, D., & Hoyer, J. (2006). Posttraumatic symptoms, depression, and anxiety of flood victims: The impact of the belief in a just world. *Personality and Individual Differences*, 40(5), 1075-1084.
- Pabayo, R., Dunn, E. C., Gilman, S. E., Kawachi, I., & Molnar, B. E. (2016). Income inequality within urban settings and depressive symptoms among adolescents. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 70(10), 997-1003.
- Park, S., Sulaiman, A. H., Srisurapanont, M.,

- Chang, S. M., Liu, C. Y., Bautista, D., Ge, L., Chua, H. C., & Hong, J. P. (2015). The association of suicide risk with negative life events and social support according to gender in Asian patients with major depressive disorder. *Psychiatry Research*, 228(3), 277-282.
- Pinel, E. C. (1999). Stigma consciousness: The psychological legacy of social stereotypes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(1), 114-128.
- Poudel-Tandukar, K., Nanri, A., Mizoue, T., Matsushita, Y., Takahashi, Y., Noda, M., Inoue, M., & Tsugane, S. (2011). Social support and suicide in Japanese men and women-The Japan Public Health Center (JPHC)-based prospective study. *Journal of Psychiatric Research*, 45(12), 1545-1550.
- Prati, G., & Pietrantonio, L. (2010). The relation of perceived and received social support to mental health among first respondents: A meta-analytic review. *Journal of Community Psychology*, 38(3), 403-417.
- 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.
- Reevy, G. M., & Maslach, C. (2001). Use of social support: Gender and personality differences. *Sex Roles*, 44(7-8), 437-459.
- Robbins, J. M., Ford, M. T., & Tetrick, L. E. (2012). Perceived unfairness and employee health: A meta-analytic integration. *Journal of Applied Psychology*, 97(2), 235-272.
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological, well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069-1081.
- Scholten, S., Velten, J., & Margraf, J. (2018). Mental distress and perceived wealth, justice and freedom across eight countries: The invisible power of the macrosystem. *Plos One*, 13(5), 1-20.
- Sheehan, D. V., Lecrubier, Y., Sheehan, K. H., Amorim, P., Janavs, J., Weiller, E., ... & Dunbar, G. C. (1998). The mini-international neuropsychiatric interview (MIND): The development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. *Journal of Clinical Psychiatry*, 59, 22-33.
- Sheih, G. (2011). Clarifying the role of mean centering in multicollinearity of interaction effects. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 64(3), 462-477.
- Sheppard, M. (2002). Mental health and social justice: Gender, race and psychological consequences of unfairness. *British Journal of Social Work*, 32(6), 779-797.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., & Williams, J. B. W. (1999). Validation and utility of a self-report version of Prime-MD: The PHQ primary care study. *JAMA*, 282(18), 1737-1744.
- Sullivan, M. J., Scott, W., & Trost, Z. (2012). Perceived injustice: A risk factor for problematic pain outcomes. *Clinical Journal of Pain*, 28(6), 484-488.
- Van der Feltz-Cornelis, C. M., Sarchiapone, M., Postuvan, V., Volker, D., Roskar, S., Grum, A. T., Carli, V., McDaid, D., O'Connor, R.,

- Maxwell, M., Ibelshäuser, A., Van Audenhove, C., Scheerder, G., Sisask, M., Gusmão, R., & Hegerl, U. (2011). Best practice elements of multilevel suicide prevention strategies. *Crisis*, 32, 319-333.
- Wang, X., Cai, L., Qian, J., & Peng, J. (2014). Social support moderates stress effects on depression. *International Journal of Mental Health Systems*, 8, 41-45.
- Wickham, S., Shryane, N., Lyons, M., Dickins, T., & Bentall, R. (2014). Why does relative deprivation affect mental health? The role of justice, trust and social rank in psychological wellbeing and paranoid ideation. *Journal of Public Mental Health*, 13(2), 114-126.
- World Health Organization. (2014). *Social determinants of mental health*. https://www.who.int/mental_health/publications/gulbenkian_paper_social_determinants_of_mental_health/en/에서 2018, 10, 02 자료 얻음.
- Zhang, J., & Tao, M. (2013). Relative deprivation and psychopathology of Chinese college students. *Journal of Affective Disorders*, 150(3), 903-907.

원 고 접 수 일 : 2018. 10. 08

수정원고접수일 : 2019. 01. 08

게 재 결 정 일 : 2019. 02. 25

Moderated Mediation Effect of Positive Relationships in the Relationship between Perceived Injustice and Suicide Risk through Depression: Gender Analyses

Eun Jung Yang¹⁾

Hae Lim Noh¹⁾

Jae-Hyun Park²⁾

Hong Jin Jeon³⁾

Eun-Jung Shim¹⁾

¹⁾Department of Psychology, Pusan National University

²⁾Department of Social and Preventive Medicine, Sungkyunkwan University School of Medicine

³⁾Department of Psychiatry, Depression Center, Samsung Medical Center, Sungkyunkwan University School of Medicine

This study examined whether depression mediates the relationship between perceived injustice (PI) and suicide risk (SR), and whether this relationship differs based on gender and positive relationships. Data from 1,396 participants in the 2012 Korean General Social Survey (KGSS) were analyzed. Measures included KGSS PI items, the MINI suicidality module, the PHQ-9, and the Positive Relations with Others subscale of the PWBS. PROCESS Macro analysis indicated that while depression fully mediated the relationship between PI and SR in men, it only partially mediated it in women. In men, positive relationships did not moderate the relationship between PI and depression or between depression and SR, while it moderated both relationships in women. Finally, the moderated mediation effect of positive relationships was only significant for women. The results suggest that PI and gender should be considered in depression and suicide intervention, and that promoting positive relationships could mitigate some of the negative effects of PI on mental health.

Key words : perceived injustice, suicidal risk, depression, interpersonal relationships