

우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절과 자기자비의 매개효과*

문 현 정[†]

김 정 규

성신여자대학교 대학원 심리학과

본 연구는 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절과 자기-자비의 매개효과를 검증하였다. 이를 위해서 329명의 대학생 및 대학원생(남자 153명, 여자 176명)이 지연상태척도, CES-D 척도, 정서조절양식 체크리스트, 한국판 자기 자비심 척도를 사용한 설문에 참여하였다. SPSS 18.0과 Mplus 6.12(Muthen & Muthen, 2012)을 활용하여 자료를 분석하였으며, 구조방정식 모형을 사용하여 연구모형의 적합도 및 매개변인의 간접효과를 검증하였고 성별에 따른 다집단분석을 실시하였다. 자료 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 우울과 지연행동은 정적 상관을 보였다. 그리고 회피분산적 정서조절과 우울, 회피분산적 정서조절과 지연행동은 각각 정적 상관을 나타냈다. 반면, 자기-자비와 우울, 자기-자비와 지연행동은 각각 부적 상관을 보였다. 둘째, 남녀집단에 따라 자기-자비와 지연행동의 차이가 유의하였다. 셋째, 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절과 자기-자비가 부분매개하였다. 성별에 따른 다집단분석 결과 남학생집단에서는 우울과 지연행동의 관계에서 자기-자비의 간접효과가 유의하였으나, 회피분산적 정서조절의 간접효과는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 이와 반대로 여학생집단에서는 자기-자비의 간접효과가 유의하지 않은 대신, 회피분산적 정서조절의 간접효과는 유의하게 나타났다. 마지막으로 본 연구의 시사점과 제한점, 그리고 후속연구에 대해 논의하였다.

주요어 : 우울, 지연행동, 회피분산적 정서조절, 자기자비

* 본 논문은 제 1저자의 석사학위 청구논문을 수정·정리한 것으로 2015년 한국임상심리학회 가을학술대회에서 포스터 발표되었음.

† 교신저자(Corresponding Author) : 문현정 / 성신여자대학교 심리학과 / (02844) 서울시 성북구 보문로 34다
길 2 / E-mail : syuria@naver.com

일을 진행할 때 바로 작업에 들어가 충분한 시간 여유를 두고 마무리하는 사람이 있는 반면, 마감시간이 될 때까지 일이나 결정을 미루며 스트레스를 받는 사람이 있다. 후자의 경우 지연행동(procrastination)으로 볼 수 있으며, 이는 일이나 결정을 불필요하고 의도적으로 미루는 경향성으로 정의된다(Ferrari & Nicole, 2014). 일을 미루는 행동은 부정적인 결과가 예상되는 비합리적인 행동이지만 상당수의 사람이 이를 경험하는 것으로 보고되는데, 일반 성인의 경우, 약 20-25%가 스스로 만성적인 지연행동자라고 생각하며(Ferrari, Nicole, 2014; Ferrari, Diaz-Morales, O'Callaghan, Diaz, & Argumedo, 2007; Ferrari, O'Callahan, & Newbegin, 2005), 국내에서는 40% 이상의 대학생들이 시험공부 시에 학업적 지연행동으로 인해 고민하였다(박승호, 서은희, 2005). 지연행동을 단순히 개인의 게으름으로 치부하고 가벼운 문제로 여기기에는 상당히 많은 사람들이 이를 빈번하게 경험하며, 선행연구에 의하면 지연행동이 우울, 불안, 후회, 자기비난, 수치심과 같은 정서적인 면뿐만 아니라 대인관계문제나 낮은 학업 및 직장에서의 성취도와 건강문제에 이르기까지 광범위하게 부적응적인 면과 관련이 있는 것으로 나타났다(김광숙, 김정희, 2007; 윤재호, 2011; 이동귀, 박현주, 2009; Burka & Yuen, 1983; Klingsieck et al, 2012; Solomon & Rothblum, 1984; Stead et al, 2010; Tice & Baumeister, 1997).

이에 지연행동을 설명하기 위해 완벽주의, 부모의 양육, 정서조절양식 등 다양한 변인들이 연구되어 왔는데(김슬기, 박은영, 2018; 백지은, 이승연, 2016; 김수지, 2014), 앞서 언급되었던 우울은 지연행동으로 인한 심리적 불편감으로 일관되게 보고되고 있는 한편, 일부

연구에서는 우울이 지연행동의 결과물로 나타날 뿐 아니라 지연행동을 일으키기도 한다는 순환론적인 관점을 제기하고 있다(홍승일, 현명호, 2005). 송윤희(2012)는 우울이 실패나 무능력과 같은 부정적 인식으로 회피하고 유능감을 손상시키지 않으려는 자기방어적 전략, 즉 자기손상전략을 높이면서 지연행동을 야기할 수 있다고 보았다. 또한 Stöber와 Joormann(2001)는 우울이 걱정을 매개로 지연행동에 영향을 미친다고 보고하였는데, 최근 국내에서 대학생을 상대로 진행된 연구(이지혜, 이수정, 박은혜, 이상민, 2014)에서는 학업에 대한 걱정으로 자기조절이 흐트러지는 경우 학업지연행동이 일어날 가능성이 높아질 수 있음을 시사하였다. 많은 사람들이 우울할 때 아무 것도 하고 싶지 않은 마음을 느끼며, 이로 인해 자신의 일을 제대로 하지 못하여 생활에 지장이 오는 것을 염두에 둘 때(Martell, Dimidjian & Herman-Dunn, 2010), 우울한 상태에서는 지연행동이 쉽게 일어날 수 있어 보이며 이러한 악순환을 끊는 것이 중요해 보인다. 다만 정서가 판단 및 문제 해결에 영향을 미치는 면이 있어 보이나 모든 사람이 그러한 정서를 경험할 시 지연행동과 같은 비합리적인 결정으로 이어지는 것이 아니기 때문에, 우울이 지연행동에 어떠한 과정을 거쳐 영향을 미치는지 살펴보고 지연행동을 보이는 사람에게 개입 시 심리상태의 개선이 지연행동에 유의한 긍정적 영향을 미칠 수 있을지 그 가능성 여부를 탐색해볼 필요가 있어 보인다. 그러나 현재까지 우울과 지연행동을 다룬 연구는 우울이 지연행동의 결과로 나타나는 심리적 불편감의 일종으로 보는 것이 대부분이고, 이러한 순환적 관계에 주목하여 매커니즘을 밝히려는 연구는 부족한 상황이다. 따라

서 본 연구에서는 우울과 지연행동의 매커니즘을 밝혀 그에 따른 개입 가능성을 탐색해보려 한다.

지연행동이 장기적으로는 부정적인 영향을 주나 우울한 사람에게 단기적으로는 자아의 손상을 방지하는 자기 방어적 기제가 될 수 있다는 점을 고려할 때(송윤희, 2012; Ross, Canada & Rausch, 2002), 우울과 지연행동 간의 매커니즘으로 정서조절양식 중 한 가지인 회피를 추론해 볼 수 있다. 이는 사람들이 사용하는 정서조절양식(Emotion regulation style)의 일종으로, 정서조절양식은 부정적인 정서를 감소시키고 긍정적인 정서를 유지하려는 자기 조절적인 다양한 대처, 방략을 의미한다(임민주, 2009). 국내연구에서 윤석빈(1999)은 정서조절양식을 능동적 정서조절, 지지추구적 정서조절, 회피분산적 정서조절의 3가지로 구분하였으며, 상황으로부터의 회피, 주의의 분산 등을 포함하는 회피분산적 정서조절은 신경증 및 부정적 정서성과 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 후속된 연구들에서 회피분산적 정서조절은 우울, 불안, 지연행동과 관련이 있었다(김선희, 2009; 김수지, 2013; 박여정, 2009; 양유진, 정경미, 2008; 유안진, 이점숙, 정현심, 2006). 국외에서는 우울이 심할수록 반추 및 회피 정서조절을 사용하고 지지추구, 문제해결, 인지적 재구성 등을 포함하는 능동적 정서조절은 제한적으로 사용하였다는 연구 결과가 보고된 바 있다(Silk, Steinberg & Morris, 2003). 이상의 연구결과를 바탕으로, 우울한 사람들은 우울감과 더불어 결과에 대한 부정적 예상이나 의지 마비, 동기감소로 인해 심리적으로 불편한 상태이며, 이를 해소하려는 정서조절의 방법으로 회피를 사용한 결과 지연행동을 나타낼 가능성이 높다고 볼 수 있다.

따라서 본 연구에서는 우울한 사람이 회피분산적 정서조절을 사용하면서 지연행동을 하게 된다는 가설을 검증하여, 우울이 지연행동에 영향을 미치는 매커니즘을 확인하려 한다. 만약 이 가설이 지지된다면 우울한 사람의 지연행동을 줄이기 위해 정서조절양식에 대하여 개입하는 것이 효과적인 가능성이 제시된다.

상기했듯 우울한 사람이 만성적인 지연행동을 보인다면 회피나 반추와 같은 비적응적인 정서조절을 줄이고, 능동적 정서조절과 같이 적응적인 정서조절양식으로 대체하는 것이 효과적인 가능성이 있다. 그렇다면 우울한 사람에게 어떻게 회피적 정서조절 대신 적응적인 정서조절양식을 사용하도록 개입할 것인가라는 의문이 제기될 수 있다. 이와 관련하여 본 연구에서 주목하는 변인은 ‘자기-자비’이다.

자기자비(Self-compassion)는 최근 우울과 관련하여 효과적인 개입으로 자주 다루어지고 있으며(Diedrich, Grant, Hofmann, Hiller & Berking, 2014) 자아존중감의 대안개념으로 주목받고 있다(박선영, 김경미, 2013). 자기-자비는 불교 심리학에서 연유한 것으로, Neff(2003a, 2003b)에 의하면 이는 자기-친절, 보편적 인간성, 마음챙김의 3요소로 구성되며 ‘자비를 나 자신의 내면으로 향하는 것’이라 간략히 정의할 수 있다. 선행 연구에서는 자기-자비가 높을수록 부정적 경험을 수용하는 능력이 높고(정은영, 이선영, 2008), 대인관계 문제 및 심리적 디스트레스 극복에 대한 적응적 특성으로 여겨지며(이은지, 서영석, 2014) 급성 스트레스원에 대한 완충효과를 보이고 불안, 우울과 같은 부정적 정서에 대한 완화효과가 있는 것으로 보고되고 있다(Neff, Kirkpatrick, & Rude, 2007; Raes, 2011; Van Dam, Sheppard, Forsyth &

Earleywine, 2011). 그 밖에도 높은 수준의 자기-자비는 긍정적인 정서와 삶의 만족도, 목표 달성의 높은 수준과 관련이 있으며, 낮은 수준의 반추 및 우울 증상, 자기 비판, 실패공포와도 관계가 있는 것으로 알려져 있다(Barnard & Curry, 2011; Neff et al, 2007; Neff, 2012).

한편, 자기-자비와 지연행동을 다룬 연구는 아직 미비한 수준이다. Williams, Stark와 Foster (2008)의 연구에서 자기-자비의 점수가 낮음에서 중간이었던 대학생들의 지연행동 점수가 가장 높았다. 또, 4개 샘플을 다룬 메타연구를 통해 지연행동이 낮은 자기-자비와 관계가 있었으며, 자기-자비가 스트레스와 지연행동 간의 관계를 매개한다는 결과가 보고되었다(Sirois, 2014). Sirois와 Stout(2011)는 간호사들의 건강행동에 대한 연구에서 지연행동이 자기 비난(Self-blaming)과 관련이 있다고 보고하였다. 자기 비난은 낮은 자기-자비로도 볼 수 있는데, 이는 자기-자비의 하위 요소 중 하나가 자기-친절이며 자신을 무비판적으로 수용하는 것을 의미하므로 자기 비난과 반대라고 볼 수 있다. Sirois(2014)는 자기-자비는 자기 비난이나 자기 비판의 결여를 포함하기 때문에 낮은 자기-자비를 자신에 대해 부정적 평가를 내리는 자세로 개념화하고, 낮은 자기-자비가 지연행동과 관련이 있을 것이라고 보았다. 한편, Allen과 Leary(2010)의 연구에서는 자기-자비 태도가 부정적 사건에 대해 비회피적인 대처를 증가시킨다는 점이 시사되었다. 앞서 본 연구에서는 우울한 사람이 회피적 정서조절을 사용함으로써 지연행동이 늘어날 것이라고 보았는데, 이 가설이 지지된다고 볼 때 위의 선행 연구 결과로부터 우울한 사람이 높은 자기-자비 태도를 사용한다면 낮은 지연행동을 보일 것이라는 추론도 가능하다. 그러나 우울한 상

태에서는 비판적이고 자기 비하적이며 부정적인 자기 평가를 내리고(Van Dam et al, 2011), 우울한 환자들이 자기-자비 태도를 습득하는데 어려움을 보이므로 치료자들의 도움이 필요하다는 점을 염두에 둘 때(Kruger, Altemstein, Baettig, Doerig & Holtforth, 2013) 우울한 사람이 스스로 높은 자기-자비를 보이는 것은 드물며 일반적으로 낮은 자기-자비를 나타낼 것이라고 볼 수 있다. 그 외에 자기-자비가 목표 달성과 스스로의 동기 향상에도 효과가 있었다는 연구결과(Breines & Chen, 2012; Neff, Hsieh & Dejitterat, 2005)도 보고되었다. 따라서 이상의 선행연구를 바탕으로 우울한 사람들은 낮은 자기-자비를 보이고 높은 지연행동을 나타낼 것이라는 가설을 세울 수 있다. 위의 가설이 지지된다면 우울한 사람의 지연행동에 대해서 자기-자비를 활용한 개입 가능성이 제시된다는 임상적 의의가 있다. 또, 자기-자비와 지연행동을 함께 다룬 연구는 국내외 모두 부족한 상황이기에 본 연구가 더욱 필요하다고 본다.

그러므로 본 연구에서는 우울이 회피분산적 정서조절과 자기-자비를 매개로 지연행동에 영향을 미치는 연구 모형을 설정하였다. 이에 따른 연구문제와 가설은 다음과 같다.

연구문제 1. 우울과 지연행동은 어떠한 관계가 있는가?

가설 1. 우울과 지연행동은 정적인 상관을 보일 것이다.

연구문제 2. 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절양식은 어떤 역할을 하는가?

가설 2-1. 우울과 회피분산적 정서조절양식, 회피분산적 정서조절양식과 지연행동은 각각 정적 상관을 보일 것이다.

가설 2-2. 우울은 회피분산적 정서조절양식을 매개로 지연행동에 영향을 미칠 것이다.

연구문제 3. 우울과 지연행동의 관계에서 자기-자비는 어떤 관계가 있는가?

가설 3-1. 우울과 자기-자비, 자기-자비와 지연행동은 각각 부적 상관을 보일 것이다.

가설 3-2. 우울은 자기-자비를 매개로 지연행동에 영향을 미칠 것이다.

측정 도구

지연상태척도(Aitken Procrastination Inventory; API)

지연행동을 측정하기 위해 Aitken(1982)이 대학생의 지연행동을 측정하기 위해 개발한 지연상태척도를 박재우(1998)가 번안한 척도를 사용하였다. 원척도는 리커트식 5점 척도의 19개 문항으로 이루어져 있으나, 18개 문항으로 연구자가 수정한 것을 사용하였다. 원척도의 18번 문항(“나는 대체로 정시에 수업시간에 도착한다.”)은 수업시간에 여유를 두고 일찍 도착하는 사람도 긍정 대답을 할 수 있는 오해의 여지가 있어 삭제하였다. 따라서 원척도에서 1문항을 삭제한 지연행동 척도의 18문항은 학교생활에서 있을 수 있는 일반적인 상황에서의 지연행동을 측정하는 내용으로 구성되어 있으며, 성적과 직접적인 관련이 적은 문항들이다(박재우, 1998). 총 점수가 높을수록 지연행동을 많이 한다는 것을 의미하며, 본 연구에서 전체 척도의 내적 합치도 지수는 .80이었으며, 확인적 요인분석을 통해 살펴본 결과 1요인 모형이 18개 문항들 간의 공분산을 다음과 같이 설명하였다, $\chi^2(132, N=329)=290.37, p<.001, CFI=.880, TLI=.861, RMSEA=.060, 90\% \text{ 신뢰구간}=[.051, .070]$.

연구방법

연구 대상

본 연구의 대상은 전국 4년제 대학 및 대학원에 재학 중인 학생으로, 온라인 및 오프라인 공고를 통하여 모집하였다. 이는 과제나 시험 등이 주기적으로 있는 대학생 및 대학원생이 지연행동을 측정하는데 적절하다고 판단하였기 때문이며, 참여자들은 웹페이지에 게시된 온라인 자기보고식 설문조사를 실시하였다. 응답을 한 총 336명 중 실제로는 대학에 다니고 있지 않다고 보고한 일반인의 설문과 불성실한 응답 및 무응답을 포함한 설문을 제외하고 총 329명의 표본을 분석에 사용하였다. 연구대상의 인구학적 특성을 살펴보면, 남자 153명(46.5%), 여자 176명(53.5%)으로 평균 연령은 24.40세($SD=4.44$)로 나타났다. 연구 대상을 학생 유형에 따라 살펴보면 대학생 210명(63.8%), 대학원생 119명(36.2%)이 본 연구에 참여하였다. 마지막으로 본 연구의 모든 절차는 성신여자대학교 기관생명윤리위원회(IRB, SSWUIRB2014-050)의 승인 하에 실시되었다.

한국판 CES-D(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; CES-D)

우울 수준을 측정하기 위해 미국 국립정신보건 연구원에서 개발한 척도를 전경구, 최상진, 양병창(2001)이 통합하여 개발한 통합적 한국판 CES-D를 사용하였다. 20문항으로 리커트식 4점 척도로 이루어져있으며 총 점수가 높을수록 우울 수준이 높음을 의미한다. 본

연구에서 전체 척도의 내적 합치도 지수는 .91 이었으며, 1요인 모형은 20개 문항들 간의 공분산을 다음과 같이 설명하였다, $\chi^2(158, N=329)=322.55, p<.001, CFI=.939, TLI=.926, RMSEA=.056, 90\% \text{ 신뢰구간}=[.047, .065]$.

정서조절양식 체크리스트(Emotion Regulation Checklist, ERC)

정서조절양식을 측정하기 위해 윤석빈(1999)이 개발한 정서조절양식 체크리스트를 임전옥(2003)이 수정한 척도를 사용하였다. 리커트식 5점 척도로 이루어져 있으며, 총 25문항 중 능동적 정서조절에 관한 8문항, 지지추구적 정서조절에 관한 8문항, 회피분산적 정서조절을 측정하는 9문항으로 구성되어있다. 본 연구의 분석을 위해 전체 척도를 설문조사에서 사용한 후 그 중 회피분산적 정서조절의 9문항의 결과를 연구에 활용하였다. 본 연구에서 회피분산적 정서조절양식 척도문항의 내적합치도는 .69였으며 1요인 모형이 9개 문항들 간의 공분산을 다음과 같이 설명하였다, $\chi^2(25, N=329)=61.24, p<.001, CFI=.912, TLI=.873, RMSEA=.066, 90\% \text{ 신뢰구간}=[.045, .088]$.

한국판 자기 자비심 척도(Korean Self-Compassion Scale; K-SCS)

자기-자비를 측정하기 위해 Neff(2003b)가 개발한 것을 김경의 등(2008)이 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 리커트식 5점 척도의 26문항으로 이루어져있으며 자기 친절, 자기 비판, 보편적 인간성, 고립, 마음챙김, 과잉동일시의 6개 하위 요인으로 구성되어 있다(김경의 외, 2008). 총 점수가 높을수록 자기-자비 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 전체 척도의 내적 합치도는 .89였으며, 6요인 모

형이 26개 문항들 간의 공분산을 다음과 같이 설명하였다, $\chi^2(280, N=329)=594.99, p<.001, CFI=.909, TLI=.895, RMSEA=.058, 90\% \text{ 신뢰구간}=[.052, .065]$.

자료 분석

본 연구에서는 우울과 지연행동, 회피분산적 정서조절, 자기-자비 간의 관계를 알아보기 위해 구조방정식을 사용하였으며, 그에 앞서 다음과 같은 분석을 진행하였다. 첫째, Spss 18.0을 사용하여 주요변인들의 기술통계 분석을 실시하였다. 그리고 성별에 따른 차이를 확인하기 위한 독립 t-test와 측정변인들 간의 상관분석을 실시하였다. 그런 후, Mplus 6.12를 사용하여 구조방정식의 2단계, 확인적 요인분석과 경로분석을 실시하였다. 마지막으로 통계적 유의성 검증을 위해 부트스트랩 절차를 거쳐 간접효과를 확인하였다.

한편, 문항이 과도하게 많은 모형이나 구조방정식 모형의 경우 측정변인으로 개별 문항보다 문항꾸러미(Item parceling)를 사용하는 것이 모형적합도 면에서 더 안정적이라는 선행 연구(오숙영, 2017; 이지현, 김수영, 2016)에 따라 측정변인들을 구성하기 위해서 문항꾸러미 방법을 사용하였다. 우선 잠재변인에서 단일 요인으로 가정된 후 최대우도법을 사용하였고, Kistton과 Widaman(1994)의 제안에 따라 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그리고 요인부하량 순으로 문항을 정렬한 후, 요인부하량이 큰 문항과 작은 문항을 묶는 방식을 통해 각 묶음마다 요인부하량 평균이 비슷하게 만들었다. 그리고 각 잠재변인별로 4개의 지표를 생성하여 사용하였다. 다만 자기-자비 변인의 경우, 척도의 하위요인이 구성되어 있기 때문에

문항꾸러미를 사용하지 않았다. 한국판 자기 자비심 척도에서는 6요인 구조가 더 적합하다는 선행연구 결과(김경의 외, 2008)에 따라 자기-친절, 보편적 인간성, 마음챙김, 자기-판단, 고립, 과잉 동일시로 이루어진 6개의 지표를 사용하였다.

결 과

상관분석 및 기술통계

잠재변인 간의 상관분석 결과와 변인들의 평균, 표준편차, 왜도와 첨도를 표 1에 제시하였다. 그 결과, 우울은 지연행동, 회피분산적 정서조절과 유의한 정적 상관이 있었으나, $r=.21, p<.01$, 자기-자비와는 유의한 부적 상관을 보였다, $r=-.60, p<.01$. 지연행동은 회피분산적 정서조절과 유의한 정적 상관을 보였고, $r=.20, p<.01$, 자기-자비와는 유의한 부적 상관이 있었다, $r=-.35, p<.01$. 한편, 자기-자비는 지연행동, 우울과 각각 유의한 상관이 나타나,

$r=-.35 \sim -.60, p<.01$, 다중공선성을 나타내지 않는지 확인해보았다. 지연행동을 준거변인으로 설정하여 우울, 회피분산적 정서조절, 자기-자비 변인의 VIF 지수를 살펴보았을 때, 모든 변인에서 VIF 지수는 1.04에서 1.59까지로 나타나 다중공선성이 우려할 수준이 아니라고 판단하였다.

각 변인의 정규성을 살펴보기 위해 왜도와 첨도를 분석하였다. 모든 변인이 왜도에서 -.45에서 .60을 보여 ± 2 을 넘지 않았고 첨도에서 -.19에서 .30까지 나타내며 ± 7 을 넘지 않아, 정규분포 가정이 충족되었다.

집단 간 평균차이

인구통계학적 변인인 성별에 따라 측정변인들의 차이가 있는지 확인하기 위하여 독립 t-test를 실시하였고 결과를 표 2에 제시하였다. 그 결과, 지연행동($t(322)=-2.14, p<.05$)과 자기-자비($t(320)=2.55, p<.05$)에서 성별에 따른 차이가 유의하였다. 여학생은 남학생보다 더 높은 지연행동을 보였으며, 더 낮은 자기-자비 수준

표 1. 주요 변인 간 상관, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도

변인	1	2	3	4
1. 우울	-			
2. 지연행동	.36**	-		
3. 회피분산적 정서조절	.21**	.20**	-	
4. 자기-자비	-.60**	-.35**	-.18**	-
평균	.88	2.74	2.28	3.14
표준편차	.49	.48	.45	.58
왜도	.60	.23	.14	-.45
첨도	.02	-.15	-.19	.30

** $p<.01$

표 2. 남녀 집단 간 측정변인의 평균 차이

	남성		여성		t
	평균	표준편차	평균	표준편차	
우울	.82	.47	.93	.49	-1.94
지연행동	2.68	.47	2.79	.48	-2.14*
회피분산적 정서조절	2.29	.46	2.28	.44	.22
자기-자비	3.22	.44	3.06	.61	2.55*

* $p < .05$

을 보였다. 따라서 본 연구에서는 먼저 전체 집단을 대상으로 모형을 검정한 후, 성별에 따른 다집단분석을 추가로 실시하였다.

측정모형 검증(확인적 요인분석)

구조모형을 분석하기에 앞서 모형의 적합도를 알아보기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석 결과, 측정모형은 자료에 적합하지 않았다, $\chi^2(129, N=329)=549.33, p < .001, CFI=.845, TLI=.816, RMSEA=.100, 90\%$ 신뢰구간=[.091, .108]. 측정모형의 적합도가 기준치에 미달하여 자기-자비 변인에서 방법효과를 가정하는 방법을 사용해 모형을 수정하였다. 하나의 척도에 긍정문항과 부정문항이 함께 구성되어 있을 경우에 역문항의 고유요인들 간 공분산을 설명하는 방법요인을 가정하면 심리적 구성개념을 과대추정하거나 과소추정하는 오류를 줄일 수 있다(최수미, 조영일, 2013). 자기-자비는 자기 친절, 보편적 인간성, 마음챙김, 자기 비판, 고립, 과잉 동일시의 하위요인을 사용한 6개 측정변인으로 구인된다. 이 중 자기 비판과 고립, 과잉 동일시는 자기-자비의 반대적 개념으로 역문항으로 구성되어 있으며 이들 측정변인의 공분산이 높았다. 따

라서 역문항으로 구성된 자기 비판, 고립, 과잉 동일시 측정변인의 공분산을 방법요인으로 설명하도록 수정하였다. 수정모형으로 확인적 요인분석을 실시한 결과, 수정된 모형은 자료에 적합한 것으로 나타났다, $\chi^2(123, N=329)=311.44, p < .001, CFI=.930, TLI=.913, RMSEA=.068, 90\%$ 신뢰구간=[.059, .078].

전체집단의 구조모형 검증

본 연구의 가설에 따라 부분매개를 가정한 연구모형, 자기-자비 변인의 방법효과를 가정하여 수정한 부분매개모형(경쟁모형1), 자기-자비 변인의 방법효과를 가정하여 수정한 완전매개모형(경쟁모형2)을 대상으로 구조모형 분석을 실시하였다(표 3). 그 결과, 연구모형은 적합도가 양호하지 않았다, $\chi^2(130, N=329)=564.07, p < .001, CFI=.840, TLI=.811, RMSEA=.101, 90\%$ 신뢰구간=[.092, .109]. 그러나 경쟁모형1은 적합도가 양호하였다, $\chi^2(126, N=329)=344.44, p < .001, CFI=.919, TLI=.902, RMSEA=.073, 90\%$ 신뢰구간=[.063, .082]. 경쟁모형2 역시 적합도가 양호한 것으로 나타났다, $\chi^2(127, N=329)=355.71, p < .001, CFI=.919, TLI=.898, RMSEA=.074, 90\%$ 신뢰구간=[.065,

표 3. 전체집단에 대한 연구모형과 경쟁모형1, 경쟁모형2의 적합도

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	90% 신뢰구간
연구모형	564.07	130	.840	.811	.101	.092 - .109
경쟁모형1	344.44	126	.919	.902	.073	.063 - .082
경쟁모형2	355.71	127	.919	.898	.074	.065 - .083

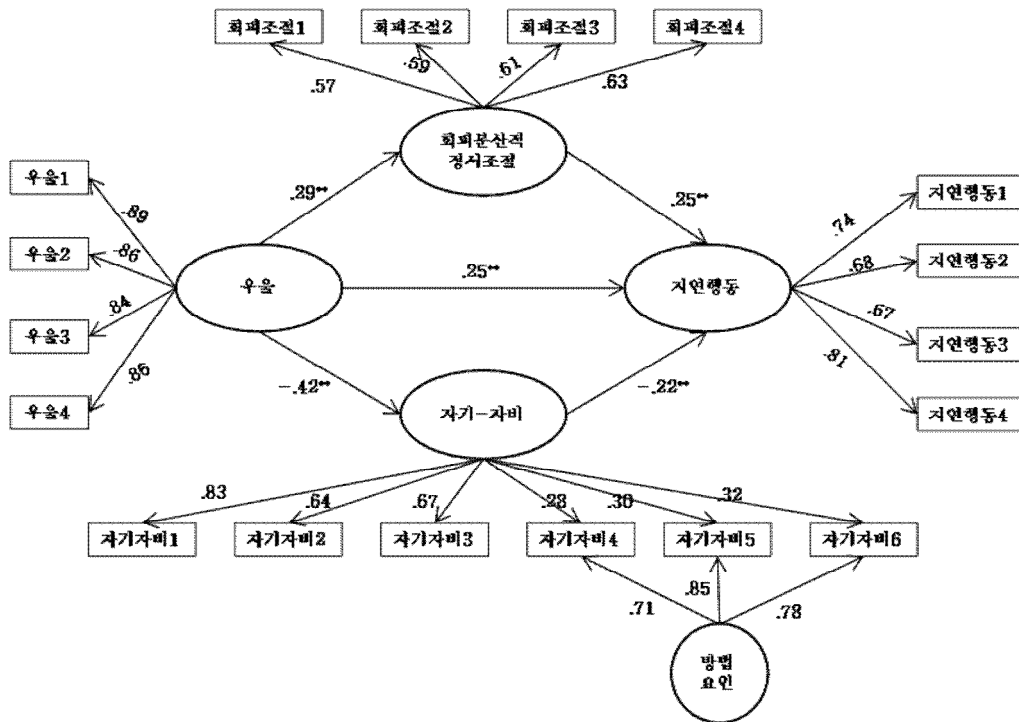


그림 1. 최종모형

.083). 경쟁모형1과 경쟁모형2가 적합도에 있어 차이가 있는지 확인하기 위해 χ^2 차이검정을 실시하였다. 그 결과, 두 모형은 적합도에서 차이가 있었다, $\Delta\chi^2(1, N=329)=11.27, p<.001$. 경쟁모형1의 변인간 경로계수는 모두 유의한 것으로 나타나, 경쟁모형1을 본 연구의 최종모형으로 채택하였다(그림 1).

전체집단의 매개효과 유의성 검증

구조모형에서 매개변인들의 간접효과가 통계적으로 유의한지 확인하기 위해 부트스트랩 절차를 실시하였고 결과를 표 4에 제시하였다. Shrout와 Bolger(2002)에 따르면 95% 신뢰구간에서 0이 포함되지 않으면 유의도 .05 수준에서 유의미한 것으로 판단할 수 있다. 검증 결

표 4. 부트스트랩 절차를 통한 간접효과 검증

독립변인	매개변인	종속변인	간접효과	95%신뢰구간	
				최저치	최고치
우울 →	회피분산적 정서조절 →	지연행동	.06	0.00	0.12
우울 →	자기-자비 →	지연행동	.09*	0.02	0.17

* $p < .05$

과, 회피분산적 정서조절의 간접효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 자기-자비의 간접효과는 통계적으로 유의하게 나타났다.

성별에 따른 다집단분석

남녀 집단에 따라 구조모형이 차이를 보이는지 확인하기 위하여 우선 형태동일성을 검증하였다(표 5). 남학생 집단에서는 경쟁모형1과 경쟁모형2의 적합도가 양호한 수준으로 나타났으며, 두 모형의 적합도 간에 유의한 차이가 있었다, $\Delta\chi^2(1, N=153)=2.79, p < .01$. 그러므로 경쟁모형1(수정된 부분매개모형)을 최적모형으로 선택하였다. 여학생 집단에서도 경쟁모형1과 경쟁모형2의 적합도가 양호한 수준이었고 두 모형 간의 적합도에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다, $\Delta\chi^2(1,$

$N=176)=7.04, p < .001$. 따라서 여학생 집단에서도 경쟁모형1(수정된 부분매개모형)을 최적모형으로 선택하였다. 남학생 집단과 여학생 집단 모두에서 경쟁모형1(수정된 부분매개모형)이 자료를 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다기 때문에 형태동일성이 가정되었다. 다음으로 측정동일성을 확인하였다. 이를 위해 모형에서 잠재변인의 요인 적재치가 동일하다는 제약을 둔 측정 동일성 모형과 동일성 제약을 두지 않은 기저모형을 비교하였다(표 6). 두 모형의 χ^2 차이 값은 20.85이고 자유도 차이 값은 16이므로 유의도 수준 .05에서 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았다. χ^2 차이 검증은 표본 크기의 영향을 많이 받는다는 단점이 있기에 측정동일성 모형의 RMSEA, TLI 값이 기저모형에 비해 나빠지지 않는지 추가로 확인해보았다(홍세희, 황매향, 이은설, 2005).

표 5. 남학생, 여학생 집단의 가설모형, 경쟁모형1, 경쟁모형2 적합도

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	90% 신뢰구간
남자-연구모형	339.84	130	.838	.809	.103	.089 - .116
남자-경쟁모형1	244.32	126	.909	.889	.078	.064 - .093
남자-경쟁모형2	247.11	127	.907	.888	.079	.064 - .093
여자-연구모형	392.28	130	.818	.786	.107	.095 - .119
여자-경쟁모형1	257.68	126	.909	.889	.077	.064 - .090
여자-경쟁모형2	264.72	127	.905	.885	.078	.065 - .092

표 6. 기저모형, 측정동일성 모형, 구조동일성 모형 적합도

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	90% 신뢰구간
기저모형	465.93	246	.920	.900	.074	.063 - .084
측정동일성 모형	486.77	262	.918	.904	.072	.062 - .082
구조동일성 모형	531.47	275	.906	.896	.075	.066 - .085

측정동일성 모형이 기저모형에 비해 RMSEA 값이 .72로 좋아졌고, TLI도 .904로 좋아졌기 때문에 동일화 제약은 기각되지 않으며 측정동일성이 성립하였다. 그리고 형태동일성과 측정동일성이 성립되었기 때문에, 구조동일성 검증을 하였다. 측정동일성 모형과 각 집단의 경로계수가 동일하다는 동일화 제약을 둔 구조동일성 모형을 비교하였다(표 6). 두 모형의 χ^2 차이 값은 44.69이고 자유도 차이 값은 13으로 유의도 수준 .01에서 통계적으로 유의한 차이를 나타냈다. 또한 구조동일성 모형의 RMSEA 값은 측정동일성 모형에 비해 .075로 나빠졌고, TLI 값도 .896 수준으로 하락하였기 때문에 남녀집단 간 구조동일성은 성립되지 않았다. 남녀집단에서 형태동일성, 측정동일성은 성립되었지만 구조동일성이 성립되지 않았다는 결과는, 각 집단에서 구조모형의 경로과

정이 다르다는 사실을 시사한다. 때문에 남녀 집단으로 나누어 구조모형의 경로계수를 살펴 보았다(그림 2). 제시된 경로계수에서 위의 수치는 남학생 집단, 아래에 제시된 수치는 여학생 집단의 경로계수를 의미한다.

남학생 집단에서 경로계수를 확인한 결과, 우울이 지연행동으로 가는 직접적인 경로와 회피분산적 정서조절에서 지연행동으로 가는 경로는 통계적으로 유의하지 않았으나, 우울이 자기-자비를 통해 지연행동으로 가는 경로는 유의한 것으로 나타났다. 여학생 집단에서는 우울이 회피분산적 정서조절을 통해 지연행동으로 가는 경로와 우울과 지연행동의 직접적인 경로가 유의하게 나타났다. 그러나 자기-자비에서 지연행동으로 가는 경로는 유의하지 않았다.

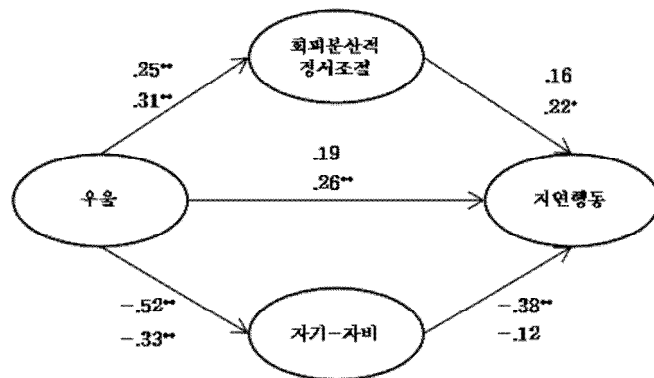


그림 2. 남녀집단의 경로 계수

표 7. 남녀집단에 따른 부트스트랩 절차의 간접효과 검증

집단	경로	간접효과	95%신뢰구간	
			최저치	최고치
남학생	우울 → 회피분산적 정서조절 → 지연행동	0.04	0.00	0.15
	우울 → 자기-자비 → 지연행동	0.18*	0.07	0.39
여학생	우울 → 회피분산적 정서조절 → 지연행동	0.07*	0.01	0.21
	우울 → 자기-자비 → 지연행동	0.04	-0.02	0.13

* $p < .05$

성별에 따른 매개효과 분석

남녀 집단에 따른 구조모형에서 매개효과가 통계적으로 유의한지 확인한 결과를 표 7에 제시하였다. 남학생 집단에서 회피분산적 정서조절의 간접효과는 통계적으로 유의하지 않았으나($\beta=.04$), 자기-자비의 간접효과는 유의한 것으로 나타났다($\beta=.18, p<.05$). 이와 반대로 여학생 집단에서는 회피분산적 정서조절의 간접효과가 통계적으로 유의하게 나타났으며($\beta=.07, p<.05$), 자기-자비의 간접효과는 유의하지 않았다($\beta=.04$).

논 의

본 연구에서는 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절과 자기-자비가 매개효과를 보이는지 구조모형을 통해 검증해보았다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 관련 변인들과의 상관관계를 살펴본 결과 우울과 지연행동은 유의한 정적 상관을 보였다. 이는 우울 수준이 높은 사람은 지연행동도 많이 경험함을 의미한다. 이는 높은 지연행동 수준과 높은 우울 수준의 관련성을

언급한 선행연구들(곽유미, 2010; 김광숙, 2007; 홍승일, 2005; Stöber & Joormann, 2001)과 일치하는 맥락의 결과로, 지연행동과 우울간의 상관이 없거나 매우 낮다는 결과(김환, 1999; 양병한, 2005)의 선행연구와는 반대된다.

한편, 회피분산적 정서조절양식은 우울과 지연행동 각각에서 유의한 정적 상관이 있었다. 이는 스트레스 상황이 생겼을 때 무시해 버리거나 막연히 문제 상황이 나아질 것이라고 기대하는 행동, 애써 상관없는 다른 일에 집중하며 문제를 잊으려고 노력하는 행동이 많이 보이는 사람에게서 높은 수준의 지연행동 및 우울을 볼 수 있을 것이라고 해석된다. 이러한 결과는 회피분산적 정서조절이 높을수록 우울이 높고(김선희, 2009; 박여정, 2009), 지연행동을 높게 보인다(김수지, 2013; 박명희, 2008; 백승순, 2014)는 선행연구의 결과와 일치한다.

반대로 자기-자비는 우울과 지연행동 각각에서 유의한 부적 상관을 보였다. 즉 우울한 사람과 지연행동을 많이 하는 사람은 자기 자신에 대해 비판적이며, 실패경험이나 자신의 단점을 수용하기 힘들어하고, 부정적 감정에 사로잡혀 실패경험에 과잉동일시하는 경향을 보인다고 해석할 수 있다. 이것은 우울 수준

이 높을수록 자기-자비 수준이 낮다고 보고한 선행연구(노상선, 조용래, 최미경, 2014; 조현주, 현명호, 2011)와 우울한 정서에서는 자기 자신에게 비판적이고 비난하는 특성이 있기 때문에 자기-친절을 하위요소로 둔 자기-자비가 낮다고 보고한 선행연구(Van Dam et al, 2011)와 일치하는 결과이다. 또한 높은 수준의 지연행동이 낮은 수준의 자기-자비와 관련이 있다는 선행연구(Sirois, 2013; Williams et al, 2008)의 결과와도 일치한다.

둘째, 성별에 따른 우울, 지연행동, 회피분산적 정서조절, 자기-자비의 차이를 살펴본 결과, 자기-자비와 지연행동 수준에서 성차가 나타났다. 우선 여학생 집단은 남학생 집단에 비해 자기-자비 수준이 더 낮은 것으로 나타났다. 이는 여성이 남성보다 낮은 자기-자비 수준을 보인 선행연구(Neff, Hsieh, & Dejithirath, 2005)의 결과와 일치한다. 여성의 자기-자비 수준이 남성에 비해 유의미하게 낮게 나타난 이유를 본 연구의 결과만으로는 명확히 추론하기 어렵다. 다만 여성이 남성보다 자기 자신에게 더 비판적인 경향을 보이고, 이러한 자기 비판적 성향은 자기-자비의 반대개념인 상에 있기 때문이라는 Neff(2003a)의 주장을 생각해볼 때 후속 연구에서 이 부분을 다루어 볼 필요가 있다. 한편, 여학생 집단은 남학생 집단보다 더 지연행동을 많이 보고하였다. 이것은 여학생이 더 높은 지연행동을 보고했다는 선행연구(유지원, 강명희, 김은희, 2013)와 맥락을 같이 한다고 볼 수 있다. 본 연구의 결과에서 지연행동의 성차가 나타난 이유는 아래의 논의사항에서 함께 살펴보겠다.

셋째, 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절양식과 자기-자비의 부분매개효과가 확인되었으며, 이러한 결과는 성별 집단

에 따라 차이를 보였다. 보다 구체적으로 살펴보면, 전체 집단의 분석에서 우울이 회피분산적 정서조절과 자기-자비를 통해 지연행동으로 가는 각각의 경로가 유의하였다. 그러나 남녀집단에 따라서 분석했을 때, 성별에 따라 우울과 지연행동의 매커니즘에서 차이가 나타났다. 즉, 남학생 집단에서는 우울이 회피분산적 정서조절을 통해 지연행동으로 가는 경로와 우울과 지연행동 간의 직접적인 경로가 유의하지 않았으나 여학생 집단에서는 유의하게 나타났다. 반면 여학생 집단에서 우울이 자기-자비를 통해 지연행동으로 가는 경로가 유의하지 않은 대신, 남학생 집단에서는 유의하게 나타났다. 이 같은 결과는 남녀가 우울과 지연행동의 매커니즘에서 차이를 보인다는 점을 반영한다. 즉, 여학생은 우울한 상황에서 직면한 문제를 능동적으로 해결하기 보다는 단순히 회피하거나 무시하는 방식으로 행동하기 쉽고, 지연행동을 높게 보고할 것이라고 생각할 수 있다. 앞서 여학생 집단에서 지연행동을 더 많이 보고한 점은, 성별집단에 따라 우울과 지연행동의 직접적인 경로에 차이가 있었다는 부분과 관련이 높아 보인다. 즉, 여학생은 우울한 상태 그 자체만으로도 지연행동으로 이어질 수 있으나 남학생은 단지 우울한 기분만으로는 지연행동을 하지 않으며, 우울한 상태에서 낮은 자기-자비, 즉 자신에 대한 비판적인 태도와 실패경험이나 고통스런 상황으로 인한 비수용적인 태도, 고립감을 느끼게 되면서 지연행동을 하게 된다고 볼 수 있기 때문이다.

넷째, 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절보다 자기-자비의 역할이 더 크게 작용하는 것으로 나타났다. 전체 집단에서 우울이 지연행동으로 가는 경로에서 회피분산

적 정서조절의 매개효과($\beta=.06$)는 통계적으로 유의하지 않았으나, 자기-자비의 매개효과($\beta=.09, p<.05$)는 통계적으로 유의하게 나타났다. 또, 회피분산적 정서조절은 자기-자비에 비해 작은 간접 효과를 보였다. 이는 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절보다 자기-자비의 역할이 더 크게 작용함을 시사한다.

본 연구가 지니는 의의와 시사점을 살펴보면 다음과 같다. 본 연구에서는 우울과 지연행동의 과정을 밝혀내었다. 특히 지연행동과 관련하여 거의 다루어진 바가 없는 자기-자비 변인을 사용하면서 지연행동, 자기-자비 연구의 기초자료를 새롭게 제공하였다. 그리고 우울과 지연행동의 관계에서 회피분산적 정서조절과 자기-자비가 매개한다는 본 연구의 결과는 이후 우울한 사람이 지연행동을 보이는 상황에서 치료자가 어떤 식으로 개입해야할지 방향을 제공하는 데 의의가 있다. 즉, 우울한 정서에 있는 사람에게 자기-자비의 수준을 높여 스스로에게 따뜻하고 자비로운 시각과 태도를 가지게 하거나 정서조절 방식을 바꿀 수 있도록 개입할 수 있을 것이다. 이러한 개입은 우울감으로 나타날 수 있는 이차적인 문제들- 본 연구에서는 지연행동-에 긍정적인 효과를 나타낼 것이라고 기대할 수 있다.

연구의 제한점과 후속연구에 대한 제언을 살펴보면 다음과 같다. 우선 본 연구에서는 보다 정확한 모형 설정과 높은 모형적합도를 위해 문항꾸러미를 사용하였으며, 이 과정에서 척도의 일차원성을 확인하고자 Kishton과 Widaman(1994)의 제안에 따라 탐색적 요인분석을 이용하였다. 다만 선행연구 중 실제로 척도가 다차원이더라도 탐색적 요인분석을 사용 시 일차원성으로 결과가 나타날 위험이 언

급되고 있는 바, 이에 한계점이 존재한다. 한편, 본 연구는 온라인 설문조사를 통해 자료를 수집하였기 때문에 온라인 연구 특성에 따른 일반화의 한계가 있을 수 있다. 즉, 컴퓨터나 모바일 기계 및 SNS 사용에 익숙하지 않은 사용자는 참여하지 않았을 것이라고 볼 수 있다. 현대의 20대 및 30대는 모바일 사용이 보편적이며 컴퓨터 사용율도 높기 때문에 그런 한계점은 어느 정도 보완될 수 있을 것이라고 생각되나, 추후 이러한 한계점을 보완하기 위해 면담이나 실험 설계를 통한 연구가 필요할 것으로 보인다. 또한 본 연구는 우울증 환자가 아닌 일반 대학생 및 대학원생을 대상으로 실시하였기 때문에 본 연구 결과를 우울증 임상군에 적용하여 이해한다면 한계가 있을 수 있다. 그러므로 추후 임상군과 일반집단을 대상으로 한 연구에서 본 연구의 결과를 재확인할 필요가 고려된다.

한편, 본 연구를 통해 자기-자비가 우울과 지연행동 간의 매개역할을 한다는 것은 확인되었으나, 자기-자비와 지연행동 간의 좀 더 구체적인 후속연구가 필요할 것으로 생각된다. 특히 선행연구의 결과에서처럼 자기-자비가 비회피적인 대처를 줄이게 하여 지연행동을 감소시키는 것인지, 자기-자비와 정서조절 간의 어떠한 관계가 있는지 좀 더 탐색할 필요가 있다. 본 연구에서 자기-자비가 회피분산적 정서조절에 미치는 경로는 확인하지 않았기 때문에 제시하지 않았다. 그러나 기존 선행연구에 따르면 자기-자비는 부정적 사건에 정서조절에 긍정적인 영향을 미쳐 회피적이지 않은 방식으로 대처하게 하였다(Allen, Leary, 2010; Leary, Tate, 2007). 따라서 이 부분에 대해서는 추후 연구가 더 필요하다고 여겨진다. 또한 자기-자비가 완벽주의를 매개로 지연행

동에 영향을 미칠 수도 있다. 자기-자비는 완벽주의에서 나타날 수 있는 자기 비판적 특성과 자신의 결함을 수용하지 못하는 특성과 반대선상에 있다. 때문에 자기-자비가 이러한 완벽주의를 완화시키기 때문에 지연행동에서 긍정적인 효과가 나타날 수도 있다. 이와 관련하여 박세란, 이훈진(2013)은 우울한 사람이 자기-자비로 인해 자기비판에 대한 두려움 없이 자신을 바라볼 수 있게끔 정서적인 안정감을 얻는다고 주장하였다. 따라서 추후에 자기-자비와 지연행동에 관한 더 구체적인 연구가 필요하다고 본다.

아울러 자기-자비를 높이는 것이 우울감과 지연행동 양측에 긍정적인 효과가 있을 것이라고 기대되는 상황에서 구체적으로 어떤 훈련이나 방법을 통해 자기-자비를 활용하는 것이 효과적일지 알아보는 후속연구가 필요하겠다. 특히 Kriger et al.(2013)의 연구자가 언급했듯이 우울감이 높아진 상태에서는 타인의 도움 없이 자기-자비를 높게 유지하는 것이 어려울 수 있다. 이와 관련하여, 노상선, 조용래(2015)의 국내에서 개발한 자기-자비 함양 프로그램을 활용한 사례연구에서 우울을 포함한 불안 등 부적 정서와 스트레스 반응이 감소하였고, 백소영, 하현주, 권석만(2018)의 연구에서는 자기-자비 심상을 처치한 집단에서 자기-자비 변화량과 사회불안의 변화량 간의 유의한 부적 상관을 확인한 바 있다. 국내 연구 중 자기-자비에 초점을 맞춘 개입을 다루는 연구는 아직 미비한 수준이며 그 처치의 효과성에 대한 검증도 더 필요하다고 보는 바, 자기-자비를 치료적 도구로 활용하기 위한 후속연구가 이루어져야 하겠다.

참고문헌

- 곽유미 (2010). 대학생의 완벽주의와 학업적 지연행동의 관계 우울의 매개효과. 석사학위논문, 전남대학교 대학원.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기 자비척도의 타당화 연구. 한국심리학회지: 건강, 13(4), 1023-1044.
- 김광숙, 김정희 (2007). 꾸물거림과 성격의 5요인, 자기효능감, 자기존중감 및 우울의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 19(4), 933-947.
- 김선희 (2009). 부모-자녀 의사소통이 우울감에 미치는 영향_ 정서인식의 명확성과 정서조절양식을 매개로. 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원.
- 김수지 (2014). 능동-수동 지연행동 유형에 따른 심리적 특성: 정서조절양식의 조절효과. 석사학위논문, 서강대학교 대학원.
- 김슬기, 박은영 (2018). 대학생의 평가염려 완벽주의와 학업지연행동의 관계: 수치심과 부적응적 인지조절전략의 매개효과. 한국심리학회지: 학교, 15(3), 287-306.
- 김 환 (1999). 학업적 꾸물거림에서 실패공포가 과제 제출 행동 지연에 미치는 영향. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.
- 노상선, 조용래 (2014). 경계선 성격장애 성향자에 대한 자기자비 함양 프로그램의 적용: 사례연구. 한국임상심리학회지: 임상심리 연구와 실제, 1(1), 65-93.
- 노상선, 조용래, 최미경 (2014). 대학생의 자기자비와 생활 스트레스가 자살생각에 미치는 영향: 반추와 우울증상의 매개 역할. Korean Journal of Clinical Psychology, 33(4), 735-754.

- 박명희 (2008). 위험회피 기질과 부모의 심리적 통제가 만성적 자연행동에 미치는 영향: 자기결정성의 매개효과와 인지적 정서조절전략의 조절효과. 석사학위논문, 충북대학교 대학원.
- 박선영, 김경미 (2013). 병사의 지각된 스트레스 및 괴롭힘 피해경험과 우울의 관계: 자기 자비의 조절효과. 상담학연구, 14(6), 3691-3707.
- 박세란, 이훈진 (2013). 자존감, 자기자비와 심리적 부적응 및 불안감의 관계. Korean Journal of Clinical Psychology, 32(1), 123-139.
- 박승호 서은희 (2005). 여자 대학생들의 학업적 자연행동의 실태 및 원인분석. 敎育學研究, 43(2), 115-134.
- 박여정 (2009). 청소년의 정서인식의 명확성과 우울증상의 관계에서 정서조절양식의 매개효과. 석사학위논문, 숙명여자대학교 대학원.
- 박재우, 권정혜 (1998). 과제의 자아 위협도와 완벽주의가 과제 자연행동에 미치는 영향. 한국심리학회 포스터 발표 논문집, 105-119.
- 배성우, 신원식 (2005). CES-D 척도(the center for epidemiologic studies-depression scale)의 요인구조 분석: 확인적 요인분석 방법의 적용. 보건과 사회과학, 18, 165-190.
- 백소영, 하현주, 권석만 (2018). 자기자비가 사회불안에 미치는 영향: 사회불안수용의 매개효과 및 자기자비 처치효과 탐색. Korean Journal of Clinical Psychology, 4(3), 337-357.
- 박승순 (2014). 지각된 부모의 심리적 통제와 자연행동의 관계: 심리적 반발심, 정서조절양식의 매개효과. 석사학위논문, 광운대학교 대학원.
- 백지은 (2016). 부모의 심리적 통제와 중학생 자녀의 학업자연행동의 관계에서 사회부과적 완벽주의와 실패공포의 매개효과. 한국심리학회지: 학교, 13(1), 99-122.
- 송윤희 (2012). 대학 이러닝 학습자의 완벽주의, 우울, 시험불안, 자기손상전략이 학업 자연에 미치는 영향. 학습자중심교과교육연구, 12(4), 209-229.
- 양병한 (2005). 자기효능감, 우울 및 불안과 자연경향 간의 관계. 인문논총, 12, 89-110.
- 양유진, 정경미 (2008). 어머니의 양육태도가 청소년 우울에 미치는 영향: 회피적 정서조절과 정서인식의 명확성을 매개요인으로. Korean Journal of Clinical Psychology, 27(3), 669-688.
- 오숙영 (2017). 확인적 요인분석과 구조방정식 모형분석에서 다차원 척도에 대한 다양한 문항묶음방법 적용연구. 교육방법연구, 29(2), 313-345.
- 유안진, 이점숙, 정현심 (2006). 또래 애착과 정서조절 양식이 청소년의 우울에 미치는 영향. 한국가정관리학회, 24(1), 31-41.
- 유안진, 이점숙, 정현심 (2006). 정서조절양식과 부모 애착이 청소년의 생활만족에 미치는 영향. 아동학회지, 27(1), 167-181.
- 유지원, 강명희, 김은희 (2013). 이러닝 강의를 수강하는 대학생의 학업자연행동에 영향을 미치는 요인들의 관계 규명. 한국컴퓨터교육학회, 16(1), 81-95.
- 윤석빈 (1999). 경험하는 정서의 종류와 선행 사건에 따른 정서조절 양식의 차이. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.
- 윤재호 (2011). 지연동기 척도 개발 및 지연동기와 심리적 부적응간 경로 모형 연구. 박사

- 학위논문, 가톨릭대학교 대학원.
- 이동귀, 박현주 (2009). 대처양식 집단에 따른 꾸물거림 및 정신건강의 차이. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 23(2), 43-57.
- 이은지, 서영석 (2014). 불안전 성인애착(애착불안, 애착회피)과 대인관계 문제 및 심리적 디스트레스의 관계: 자기자비와 낙관적 성향의 매개효과 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(2), 413-442.
- 이지현, 김수영 (2016). 문항묶음: 원리의 이해와 적용. *한국심리학회지: 일반*, 35(2), 327-353.
- 이지혜, 이수정, 박은혜, 이상민 (2014). 대학생의 지연동기와 학업지연행동 간의 관계: 자기조절의 매개효과. *한국심리학회지: 학교*, 11(3), 479-497.
- 임민주 (2009). 정서표현의 양가성과 정서조절 양식이 삶 만족도에 미치는 영향. 석사학위논문, 가톨릭대학교 대학원.
- 임전옥, 장정숙 (2003). 정서인식의 명확성, 정서조절양식과 심리적 안녕의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 15(2), 259-275.
- 조진옥 (2012). 자기고양 편향과 정서회피분산전략이 지연행동에 미치는 영향. 석사학위논문, 가톨릭대학교 대학원.
- 조현주, 현명호 (2011). 자기비판과 우울관계에서 지각된 스트레스와 자기 자비 효과. *한국심리학회지: 건강*, 16(1), 49-62.
- 최수미, 조영일 (2013). 부정문항이 포함된 척도의 요인구조 및 방법효과 검증과 남녀 간의 차이 비교: Rosenberg 자기존중감 척도를 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 32(3), 571-589.
- 홍세희, 황매향, 이은설 (2005). 청소년용 여성진로장벽 척도의 잠재평균 분석. *교육심리연구*, 19(4), 1159-1177.
- 홍승일, 현명호 (2005). 지연경향성과 심리적 불편감의 관계에서 자기효능감, 대처방식, 과제의 자아위협도의 효과. *한국심리학회지: 일반*, 24(1), 259-277.
- Aitken, M. E. (1982). A Personality profile of the college student procrastinator. Doctoral dissertation. University of Pittsburgh.
- Allen, A. B., & Leary, M. R. (2010). Self-compassion, stress, and coping. *Social and Personality Psychology Compass*, 4(2), 107-118.
- Barnard, L. K., & Curry, J. F. (2011). Self-compassion: Conceptualizations, correlates, and interventions. *Review of General Psychology*, 15, 289-303.
- Beck, A. T. (1997). *Cognitive therapy of depression*. The Guilford Press.
- Breines, J. G., Chen, S. (2012) Self-Compassion Increases Self-Improvement Motivation. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38(9), 1133-1143.
- Burka, J. B., & Yuen, L. M. (1983). *Procrastination: Why you do it, what to do about it*. Reading, PA: Addison-Wesley.
- Diedrich, A., Grant, M., Hofmann, S. G., Hiller, W., Berking, M. (2014). Self-compassion as an emotion regulation strategy in major depressive disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 58, 43-51.
- Ferrari, J. R., Diaz-Morales, J. F., O'callaghan, J., & Argumedo, K. D. D. (2007). Frequent behavioral delay tendencies by adults: International prevalence rates of chronic procrastination. *Journal of Cross-Cultural*

- Psychology*, 38, 458-464.
- Ferrari, J. R., Landreth, Nicole. (2014). "Guess I Am a Procrastinator": Self and Other Perceptions among Rural US Citizens, *North American Journal of Psychology*, 16(1), 121-128.
- Ferrari, J. R., O'Callaghan, J., & Newbegin, I. (2005). Prevalence of procrastination in the United States, United Kingdom, and Australia: Arousal and avoidance delays among adults. *North American Journal of Psychology*, 7, 2-6.
- Kishton, J. M., Widaman, K. (1994). Unidimensional versus domain representative parceling of questionnaire items: An empirical example. *Educational and Psychological Measurement*, 54(3), 757-765.
- Klingsieck, K. B., Fries, S., Horz, C., & Hofer, M. (2012). Procrastination in a distance university setting. *Distance Education*, 33, 295-310.
- Krieger, T., Altenstein, D., Baettig, I., Doerig, N. & Holtforth, M. G. (2013). Self-Compassion in Depression: Associations With Depressive Symptoms, Rumination, and Avoidance in Depressed Outpatients. *Behavior Therapy*, 44, 501-513.
- Leary, M. R., & Tate, E. B. (2007). The multi-faceted nature of mindfulness. *Psychological Inquiry*, 18, 251-255.
- Martell, C. R., Dimidjian, S., Herman-Dunn, R. (2010). *Behavioural Activation for Depression: A Clinician's Guide*. The Guilford Press.
- Neff, K. D., (2003a). Self-compassion: an alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self Identity*, 2(2), 85-102.
- Neff, K. D. (2003b). Development and validation of a scale to measure selfcompassion. *Self and Identity*, 2, 223-250.
- Neff, K. D., Hseih, Y., & Dejithirath, K. (2005). Self-compassion, achievement goals, and coping with academic failure. *Self and Identity*, 4, 263-287.
- Neff, K. D., Kirkpatrick, K. L., & Rude, S. S. (2007). Self-compassion and adaptive psychological functioning. *Journal of Research in Personality*, 41, 139-154.
- Neff, K. D., & McGeehee, P. (2010). Self-compassion and psychological resilience among adolescents and young adults. *Self and Identity*, 9, 225-240.
- Raes, F. (2011). The Effect of Self-Compassion on the Development of Depression Symptoms in a Non-clinical Sample. *Mindfulness*, 2, 33-36.
- Ross, S. R., Canada, K. E., & Rausch, M. K. (2002). Self-handicapping and the five factor model of personality: Mediation between neuroticism and conscientiousness. *Personality and Individual Differences*, 32, 1173-1184.
- Silk, J. S., Steinberg, L., & Morris, A. S. (2003). Adolescents' emotion regulation in daily life: links to depressive symptoms and problems behavior. *Child Development*, 74, 1869-1880.
- Shrout, P. E. & Bolger, N. (2002) Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychol. Methods* 7, 422-445.
- Sirois, F. M. (2014). Procrastination and Stress: Exploring the Role of Self-compassion. *Self and Identity*, 13(2), 128-145.
- Sirois, F. M. & Stout, D. (2011). *When knowing*

- better doesn't mean doing better: Understanding the roles of procrastination and self-blame in the health and well-being of nurses.* Paper presented at the 7th Biennial Conference on Procrastination, Amsterdam, The Netherlands.
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: frequency and cognitive behavioural correlates. *Journal of Counseling Psychology, 31*, 504-510.
- Stead, R., Shanahan, M. J., & Neufeld, R. W. J. (2010). "I will go to therapy eventually": Procrastination, stress, and mental health. *Personality and Individual Differences, 49*, 175-180.
- Stöber, J., & Joormann, J. (2001). Worry, procrastination, and perfectionism: Differentiating amount of worry, pathological worry, anxiety, and depression. *Cognitive Therapy & Research, 25*(1), 49-60.
- Tice, D. M., & Baumeister, R. F. (1997). Longitudinal study of procrastination, performance, stress, and health: The costs and benefits of dawdling. *Psychological Science, 8*, 454-458.
- Van Dam, N. T., Sheppard, S. C., Forsyth, J. P., & Earleywine, M. (2011). Self-compassion is a better predictor than mindfulness of symptom severity and quality of life in mixed anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders, 25*, 123-130.
- Williams, J. G., Stark, S. K., & Foster, E. E. (2008). The relationships among self-compassion, motivation, and procrastination. *American Journal of Psychological Research, 4*(1), 37-44.
- 원고접수일 : 2018. 12. 18.
수정원고접수일 : 2019. 02. 13.
게재결정일 : 2019. 02. 13.

Mediating Effect of Emotional Regulation Style (avoidant/distractive Regulation Style) and Self-Compassion on the Relationship Between Depression and Procrastination

HyunJeong Moon

Jungkyu Kim

Department of Psychology, The Graduate School of Sungshin Women's University

This study investigated the mediation effect of self-compassion and avoidant/distractive regulation style on the relationship between depression and procrastination. A total of 329 Korean undergraduate and graduate students(153 men, 176 women) participated in the study. Students completed the Aitken Procrastination Inventory, CES-D, Emotion Regulation Checklist, and the Korean version of the Self-Compassion Scale. SPSS 18.0 and Mplus 6.0 programs were used for the statistical analysis. Structural equation models(SEM) were used with data in order to test the validity research model, and multigroup analyses were performed for investigations into the differences in the interest models by gender. The results were as follows. First, depression was positively correlated with procrastination, and avoidant/distractive regulation style was positively correlated with depression and procrastination. However, self-compassion was negatively correlated with depression and procrastination. Second, there were significant differences by gender in the mean scores of procrastination and self-compassion and model fits. Third, Avoidant/distractive regulation style and Self-compassion partially mediated the relationship between depression and procrastination. Finally, the implications and limitations of this study and future research directions were discussed.

Key words : depression, procrastination, avoidant/distractive regulation style, self-compassion