



대학생의 부정적 정서강도와 우울의 관계: 비정신화를 통한 자기연민의 조절된 매개효과

김용희

광주대학교 심리학과

The Relationship between Negative Affect-Intensity and Depression: Moderated Mediating Effect of Self-Compassion through Non-Mentalization

Yong Hee Kim

Department of Psychology, Gwangju University, Gwangju, Korea

Key messages

본 연구는 대학생의 부정적 정서강도와 우울의 관계를 비정신화가 매개하며, 이 경로를 자기연민이 조절하는지 확인하기 위하여 조절된 매개효과를 검증하였다. 이를 위해 289명의 대학생을 대상으로 정서강도척도, 정신화척도, 자기연민척도, 우울척도를 실시하여 분석하였다. 분석 결과 첫째, 부정적 정서강도와 우울의 관계에서 비정신화의 부분매개효과가 나타났다. 둘째, 조절효과 검증에서 비정신화와 자기연민이 상호작용하여 우울에 영향을 미치는 것으로 드러났다. 셋째, 조절된 매개효과 검증결과, 부정적 정서강도가 비정신화를 통해 우울에 영향을 미치는 과정을 자기연민이 조절하는 조절된 매개효과가 유의미하게 확인되었다. 연구결과를 근거로 우울에 관한 논의 및 제언을 기술하였다.

중심단어: 부정적 정서강도, 우울, 비정신화, 자기연민

This research was supported by a research fund of Gwangju University in 2018.

Received July 20, 2018

Revised September 5, 2018

Accepted September 5, 2018

Corresponding author

Yong Hee Kim

Department of Psychology, Gwangju University, 277 Hyodeok-ro, Nam-gu, Gwangju 61743, Korea
Tel: +82-62-670-2539
Fax: +82-62-670-2539
E-mail: yngkim9@gwangju.ac.kr

ORCID:

Yong Hee Kim
(<http://orcid.org/0000-0001-9355-3453>)

Copyright © 2018 by stress. All rights reserved.

Abstract

Background: The purpose of this study was to examine the moderated mediating effect of self-compassion through non-mentalization on the relationship between negative affect intensity and depression.

Methods: A total of 289 college students participated in this study by completing the following questionnaires: Affect Intensity Measure, Mentalization Questionnaire, Self-Compassion Scale, and The Center for Epidemiological Studies Depression Scale.

Results: First, all variables in this study were statistically significant correlation. Second, partial mediation effect of non-mentalization on the relationship between negative affect intensity and depression were found. Third, moderation effect of self-compassion on the relationship between non-mentalization and depression were found also. Finally, self-compassion moderated the mediating effect of negative affect intensity on depression through non-mentalization.

Conclusions: These results suggest that it is important to enhance students' level of mentalization and self-compassion in order to alleviate their depression. effectively.

Key Words: Negative affect intensity, Non-mentalization, Self-compassion, Depression

서론

우울증은 다양한 생물학적, 심리적 및 사회적 요인으로 설명되며 정서적으로 불안정해질 때 경험하게 되는 대표적인 증상으로 알려져 있다. DSM-5에서 주요 우울 삽화의 진단 기준으로 우울한 기분이 하루 대부분, 또는 거의 매일 2주 이상 지속되는 경우라고 명시하고 있다(APA, 2013). 그리고

최근 들어 우울증을 설명하는 핵심요인으로 정서조절 곤란과 관련되어 연구가 많이 이루어지고 있다(Ehing *et al.*, 2010). 즉 우울증상을 경험하는 이들이 실제 일상생활에서 정서적으로 불안정하고 잦은 정서 변화를 경험한다는 것이다(Angst *et al.*, 2003).

정서를 어떻게 조절할 것인지는 정서를 어떻게 경험하는지에 따라 달라질 수 있다. 이와 같이 정서조절에 중요한 영

향을 미치는 변인으로 정서강도가 있다. 정서강도(affect intensity)는 개인이 경험하는 정서적 사건 속에서 반응성에 따른 개인차로서, 정서를 얼마나 강하게 경험하는가의 정도이다(Larsen *et al.*, 1987). 정서강도는 기질적 측면으로 자율신경계 각성과 관련되어 정서적 자극에 민감하고 강하게 반응한다(Blascovich *et al.*, 1992). 과도한 정서강도는 신체화증상, 조울증, 불안과 같은 심리적 부적응과 관련되어 있다고 알려져 있다(Endler *et al.*, 1990).

한편 이전의 선행연구들에서 정서강도와 심리적 부적응과의 관계가 일관되지 않게 나타나는 것은 긍정정서와 부정정서를 구분하지 않기 때문에 그 결과가 혼재되어 있을 수 있다. 긍정정서와 부정정서는 부적 상관을 보이지만 동일 차원의 양극이 아니며 독립된 차원이다. 특히 이들간의 상관이 강하지 않기에 두 차원을 구분하지 않았을 때, 연구결과가 달라질 수 있다는 점이다(Rubin *et al.*, 2012). 이에 따라 본 연구에서는 우울에 영향을 미치는 부정적 정서강도만을 분석하고자 한다.

한편 정서강도 그 자체가 병리를 유발하기 보다는 정서강도가 높은 개인이 회피나 억제같은 부적응적 대처전략을 많이 사용하기 때문에 우울이나 불안증상을 경험한다는 주장도 있다(Jung MS *et al.*, 2012). 따라서 강한 정서 경험 이후에 뒤따르는 대처 양식이나 인지적 조절양식에 대한 개인차가 우울증상에 더 기여할 것으로 예상된다. 최근 정서조절에 중요한 영향을 미치는 변인으로 정신화가 주목받고 있다(Kim YH, 2017). 정신화(mentalization)란 생각이나 감정과 같은 심리적 상태로 자신과 타인의 행동을 지각하고 이해하는 능력을 말한다(Fonagy *et al.*, 2015). 유사한 개념으로 마음이론(theory of mind), 공감(empathy), 성찰능력(reflective function)으로 심리치료와 상담에서 중요한 변인이다(Kim YH, 2017). 정신화는 애착경험의 영향을 받고 알려져 있는데, 불안정한 애착경험은 부정적인 도식으로 발전되며 왜곡된 신념체계의 작동으로 인해 타인의 입장에서 생각하거나 타인의 마음을 추론하는 능력이 정상적으로 발달되지 못하는 비정신화(non-mentalization)로 나타난다(Fonagy, 1991). 따라서 이 능력은 자의식, 자율성, 자기존중감, 정서조절, 우울, 불안, 경계선 성격특성 등 다양한 정신병리와 같은 결정적 요소들과 긴밀하게 관련되어 있다(Cassam, 1994).

Fonagy *et al.*(1997)은 비정신화 상태를 두가지로 구분하였는데, 해리상태와 유사하게 구체적인 현실과 자신이 전혀 상관없게 지각하는 가장모드(pretend mode)와 자신의 생각이나 감정을 현실과 동등하게 지각하는 동등성모드(equivalent mode)이다. 특히 동등성모드는 세상에서 일어나는 것은 마음에서 일어나는 것과 같다고 경험하는 것으로, 심리적 표상은 외적 현실과 구분되지 않고, 심리상태는 실재로 경험된다. 즉 마음에서 일어나는 악몽이나 부정적 생각, 편집적 사고가 현실처럼 느껴지는 것이 이에 해당된다. 동등성모드와 같은 비정신화는 삶에서 부적응이나 우울과 같은 정서조절의 문제를 만들어 낼 뿐 아니라 다양한 정신병리를

유발한다(Fonagy, 2001). 한편 이러한 결과를 근거로 본 연구에서는 비정신화를 동등성모드로 측정하고자 한다.

이러한 비정신화가 우울로 이어지는 관계에서 완충역할을 하는 변인의 탐색이 필요한 시점이다. 다시 말해 비정신화와 우울의 관계에서 부적으로 조절을 할 수 있는 변인은 심리치료 현장에서 중요할 수 있다. 요사이 역기능적 행동이나 정서조절에 긍정적 영향을 미치는 변인으로 자기연민 연구가 증가하고 있다. 원어로 “self-compassion”은 Neff(2003)가 제안한 개념으로 자신에 대한 사랑과 연민이 삶의 질이나 심리적 기능에 긍정적 영향을 미친다는 것이다. 원래 불교에서 “연민(compassion)”은 “자(慈), 비(悲), 희(喜), 사(捨)”의 사무량심(四無量心)중 비(悲)에 해당하는 것으로 “모든 생명있는 존재의 고통을 가엽게 여기고 고통에서 벗어나도록 도와 주려는 마음”이다(Kim YS *et al.*, 2015). 국내에서는 자기연민이 자기자비로 많이 번역되어 사용되고 있다.

Neff(2003)는 자기연민의 세가지 요소로 자기자신에 대한 친절, 자신의 고통스러운 경험이 자신만의 경험이 아니라 인간의 공통적인 경험이라는 점, 이러한 고통스러운 경험을 동일시하지 말고 마음챙김하는 것으로 특징을 삼았다. 이는 인간은 누구나 고통을 가지고 있다는 고통의 일반성(고, 苦)과 개인이 독립적으로 존재하는 것이 아니라 모든 것이 연결된다는 점(무아, 無我), 모든 것은 변화한다는 점(무상, 無常)과 함께 불교철학의 주요 개념인 삼법인과 관련되어 보인다. 최근 연구에서 자기연민은 사회불안, 우울, 학대경험, 중독과 같은 다양한 병리를 완화시키거나 완충시키는 매개 또는 조절변인으로 유의한 결과가 나타나고 있다(Park JH, 2018; Park SH, 2018; Seo SM, 2018).

근래 연구들은 우울의 발생원인이 단일한 변인으로 설명되기 보다는 여러 변인들이 상호작용하는 것이라고 제안하고 있다(Rapee *et al.*, 2004). 따라서 앞서 논의된 바를 기반으로 본 연구에서는 우울의 발생 원인으로 부정적 정서강도와의 관계를 보다 면밀히 파악하기 위해 단순히 매개효과나 조절효과를 검증하기보다 이를 통합적으로 포괄하는 모형을 활용하였다. 이 연구는 부정적 정서강도가 높은 사람들이 비정신화를 거쳐 우울에 영향을 미치는 지 알아보려 하였다. 선행연구에 따르면, 정서강도가 높은 사람들은 비정신화와 같은 부적응적 정서조절을 많이 사용하다 보니 우울로 이어진다고 하였다. 하지만 비정신화에 따른 우울수준을 조절해 주는 변인이 있을 것으로 가정할 수 있다. 따라서 이 연구의 목적은 부정적 정서강도로 인해 비정신화로 이어질 때 자기연민이 우울 수준을 조절하는 조절된 매개효과를 가지는지 검증하는 것이다(Fig. 1).

연구방법

1. 연구 설계

이 연구는 대학생을 대상으로 부정적 정서강도와 비정신화, 자기연민과 우울간의 관계를 알아보기 위해 실시되었다.

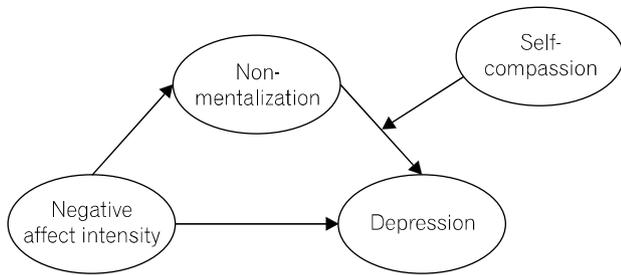


Fig. 1. Moderated mediating effect of self-compassion through non-mentalization.

2. 연구 대상

연구대상자는 4년제 대학교에 재학 중인 총 300명의 대학생이었다. 이 중 불성실하게 응답한 자료를 제외하고 분석에 총 289개의 자료가 사용되었다. 남성은 117명으로 40.48%에 해당되었고, 여성은 172명으로 59.51%에 해당되었다. 평균 연령은 20.95세($SD=2.39$)로, 범위는 18세부터 29세였다.

3. 연구 도구

1) 정서강도(Affect Intensity Measure: AIM)

이 척도는 개인이 경험하는 정서의 강도를 측정하기 위해 Larsen(1984)이 개발한 정서강도 질문지(Affect Intensity Measure)를 Ok SJ(2001)이 타당화한 것을 사용하였다. 본 척도의 하위 요인은 부정적 정서강도와 긍정적 정서강도로 전체 40문항이며 Likert식 6점 척도로 “전혀 아니다(1점)”에서부터 “항상 그렇다(6점)” 사이에서 평정하였다. 본 연구에서는 부정적 정서강도 16문항을 사용하였으며, 총점이 높을수록 부정적 정서강도가 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적 합치도는 .71이었다.

2) 정신화(Mentalization Questionnaire: MZQ)

본 연구에서는 비정신화를 측정하기 위해 Hausberg *et al.*(2012)이 개발한 정신화 질문지(Mentalization Questionnaire)를 Choi HA *et al.*(2014)가 번안하고 타당화한 것을 사용하였다. 본 척도의 하위요인은 거부적 자기조망, 정서인식, 정신적 동등모드, 정서조절로 전체 15문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 정신적 동등모드(4문항)를 채점하여 사용하였다. 1점(전혀 그렇지 않다)~5점(매우 그렇다)의 5점 Likert식 척도로 평정되며, 전체 점수가 높을수록 정신화 능력이 낮은 것으로 해석된다. 본 연구에서 비정신화의 내적 합치도는 .77로 나타났다.

3) 자기연민(The Self-Compassion Scale: SCS)

본 연구에서는 자기연민을 측정하기 위해 Neff(2003)가 개발한 자기연민 척도를 Kim KY *et al.*(2008)이 번안한 한국판 자기자비 척도(K-SCS)를 사용하였다. 척도는 자기친절과 자기비난(10문항), 보편적 인간성과 고립(8문항), 마음챙

김과 과잉동일시(8문항)로 3개의 하위척도에 두 개씩 대립되는 쌍을 이루는 6개 하위 요인으로 구성되어 있다. 전체 26문항이고 리커트 5점 척도(1점, ‘전혀 그렇지 않다’, 5점, ‘항상 그렇다’)이다. 척도를 Kim KY *et al.*(2008)의 연구에서 내적 합치도(cronbach’s α)는 .81로 나타났고, 본 연구에서 전체 내적 합치도는 .87였다.

4) 우울(The Center for Epidemiological Studies Depression Scale: CES-D)

CES-D (Radloff, 1977)는 일반인들의 우울 수준을 측정하기 위해 미국 정신보건연구원(NIMH)에서 제작한 척도로, 성인과 청소년을 대상으로 신뢰도와 타당도가 검증되었다(Garrison *et al.*, 1991). 본 연구에서는 Cho MJ *et al.*(1993)가 번안한 한국판 CES-D를 사용하였다. 이 척도는 총 20문항이며 3점 리커트 척도로 0점 ‘전혀 아니다’에서 3점 ‘아주 많이 그렇다’로 분류되며 총점은 60점이다. 점수가 높을수록 우울감이 높음을 나타낸다. Radloff(1977)는 우울 감정, 긍정적 감정, 신체 및 행동둔화 및 대인관계로 요인구조를 제시하였다. 본 연구에서는 총점을 사용하였으며, 내적 합치도(cronbach’s α)는 .91이었다.

4. 연구 방법

1) 연구절차

광주광역시 소재 대학에 재학 중인 대학생들을 대상으로 연구에 대해 설명한 후 서면으로 연구 참여동의서를 작성하였다. 동의서에 서명한 300명의 대학생들을 대상으로 설문지를 실시하였다. 이들 중 누락된 응답이 많거나, 지나치게 극단치에 편중되어 응답한 자료로 분류된 11부를 제외하고 총 289명의 자료가 최종적으로 분석되었다.

2) 분석 방법

수집된 자료는 SPSS Statistics 22.0과 SPSS Process Macro 프로그램을 사용하여 분석을 실시하였다. 첫째, 연구대상자들의 일반적 특성을 살펴보기 위해 기술통계 및 상관분석을 실시하였다. 둘째, 비정신화의 매개효과를 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였으며(Baron *et al.*, 1986), Hayes(2013)의 부트스트래핑 방법으로 간접효과의 유의성을 검증하였다. 셋째, 자기연민의 조절효과를 분석하기 위해 위계적 중다회귀분석을 사용하여 상호작용 효과를 검증하였다(Aiken *et al.*, 1991). 이 때 독립변수와 조절변수의 경우 평균중심화를 이용하였고, 조절변수의 조건값에 따른 단순회귀선의 유의성을 검증하였다. 마지막으로, 조절된 매개모형을 검증하기 위해 Hayes(2013)가 제작한 Macro를 활용하여 자기연민 수준에 따라서 부정적 정서강도가 비정신화를 매개로 우울에 미치는 영향을 추정하여 매개효과와 조절효과의 결과를 종합하여 분석하였다.

결 과

1. 기술통계

본 연구에서 살펴볼 주요 변인들의 평균과 표준편차와 상관관계를 알아보기 위해 분석을 실시하였으며 Table 1과 같다. 그 결과, 모든 변인들 사이에 유의한 상관관계가 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 부정적 정서강도는 비정신화($r=.42, p<.01$), 자기자비($r=-.43, p<.01$), 우울($r=.45, p<.01$)과 모두 유의한 상관을 보였다. 즉 부정적 정서강도가 높을수록 비정신화와 우울이 높고, 자기자비는 낮았다. 비정신화도 자기자비($r=-.42, p<.01$), 우울($r=.49, p<.01$)과 유의한 상관이 나타났다. 본연구에서 변인들의 왜도와 첨도는 절대값이 1을 넘지 않았기 때문에 모두 정규성 가정을 충족하는 것으로 확인되었다(Kline, 2010).

2. 매개효과 분석

부정적 정서강도가 비정신화를 통해 우울에 미치는 매개 모형을 검증한 결과는 Table 2와 같다. Baron *et al.*(1986)의 매개효과 분석 단계에 따르면, 독립변수를 부정적 정서강도로, 종속변수를 우울로 한 1단계에서 회귀계수는 .45 ($p<.01$)이었다. 종속변수를 비정신화로 설정한 2단계에서 회귀계수는 .42 ($p<.01$)로 나타났다. 독립변수를 부정적 정서강도와 비정신화로, 종속변수를 우울로 한 3단계의 결과 독립변수의 회귀계수가 .29 ($p<.01$), 매개변수의 회귀계수가 .36 ($p<.01$)으로 나타났다. 결과적으로 부정적 정서강도의 회귀계수가 감소하고, 독립과 매개 변수의 회귀계수가 모두 유의미하므로, 부분 매개효과가 나타났다.

비정신화의 매개효과가 통계적으로 유의미한지 확인하기 위해 SPSS Macro를 통해 부트스트래핑을 실시하여 재검증하였다. 이는 표본의 정규분포를 가정하지 않고 무선표본을

Table 1. Correlation, mean, SD, skewness and kurtosis

Variable	1	2	3	4
1. Negative affect intensity	1			
2. Non-mentalization	.42**	1		
3. Self-compassion	-.43**	-.42**	1	
4. Depression	.45**	.49**	-.59**	1
Mean	58.75	8.72	80.33	40.16
SD	10.13	4.32	14.32	12.31
Skewness	.24	-.16	-.13	.53
Kurtosis	.33	-.45	-.32	.15

** $p<.01$.

Table 2. Mediation effect of non-mentalization

Step		β	t	R^2 (Adjusted R^2)
1	Negative affect intensity → Depression	.45	8.41**	.19
2	Negative affect intensity → Non-mentalization	.42	7.89**	.17
3	Negative affect intensity → Depression	.29	5.36**	.30
	Non-mentalization	.36	6.68**	

** $p<.001$.

재추출하여 계산하므로, 검증력이 높다고 알려져 있다 (Preacher *et al.*, 2007). 매개효과 크기는 .186이고, 95% 신뢰구간에서 하·상한값은 각각 .126, .261으로 0을 포함하지 않으므로 매개효과가 유의미하다고 할 수 있다(Table 3).

3. 조절효과 분석

비정신화가 우울에 영향을 미치는 관계에서 자기연민의 수준에 따라 우울이 달라질 수 있는지 알아보기 위해 조절효과를 확인하기 위해 Aiken *et al.*(1991)가 제안한 방법에 따라 중다회귀분석을 실시하였다. 그 결과 Table 4와 같이 상호작용항의 투입은 .02만큼의 유의미한 R^2 변화량을 가져왔다. 이는 비정신화가 우울에 미치는 영향이 자기연민 수준에 따라 달라진다는 것을 의미한다.

Aiken *et al.*(1991)에 따라 조절변수의 어떤 조건에서 상호작용 효과가 나타나는지 알아보기 위해 조절변수의 특정 값(-1SD, 평균, +1SD)에서 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과, Table 5와 같이 비정신화에서 1SD 낮은 조건, 평균 조건, 1SD 높은 조건에서 모두 유의한 것으로 나타났다. 이는 모든 조건에서 비정신화와 우울의 관계를 자기연민이 유의미하게 조절함을 의미한다.

또한 자기연민이 높은 집단의 경우, 비정신화에 따른 우울 수준의 차이가 상대적으로 적었지만, 낮은 자기연민 집단의 경우, 비정신화에 따른 우울 수준의 차이가 상대적으로 증가하는 것으로 나타났다.

Table 3. Mediation effect of non-mentalization (bootstrapping)

Variable	b	SE	95%	
			LLCI	ULCI
Non-mentalization	.1864	.0343	.1268	.2614

LLCI: the lower limit of the 95% confidence interval of the moderate effect, ULCI: the upper limit of the 95% confidence interval of the moderate effect.

Table 4. Moderating effect of self-compassion

	1step	2step	3step
Non-mentalization (x)	.48**	.28**	.29**
Self-Compassion (m)		-.47**	-.47**
$x \times m$			-.11*
R^2	.23	.41	.43
ΔR^2		.18	.02

* $p<.05$ ** $p<.01$.

유사한 맥락에서, 비정신화가 낮을 때는 세 집단의 우울점수가 비슷한 반면에, 비정신화가 높을 때는 세 집단의 우울 점수에 차이가 많은 것으로 나타났는데, 특히 자기연민이 높을 때 우울 점수가 가장 낮고, 자기연민이 낮은 집단의 우울이 가장 높은 것으로 확인되었다(Fig. 2).

4. 조절된 매개효과 분석

조절된 매개모형은 매개모형과 조절모형이 결합된 모형으로, 앞서 매개효과와 조절효과가 존재하는 것을 검증하였다. 다음으로 조절된 매개효과를 분석하였다. Table 6에 제시된 바와 같이, 먼저 부정적 정서강도는 비정신화에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며($t=7.89, p<.01$), 부정적 정서강도와 자기연민의 상호작용효과도 유의했다($t=-2.57, p<.05$). 따라서 매개변수인 비정신화가 종속변수인 우울에 영향을 미치는 경로에서 조절변수인 자기연민의 수준에 따

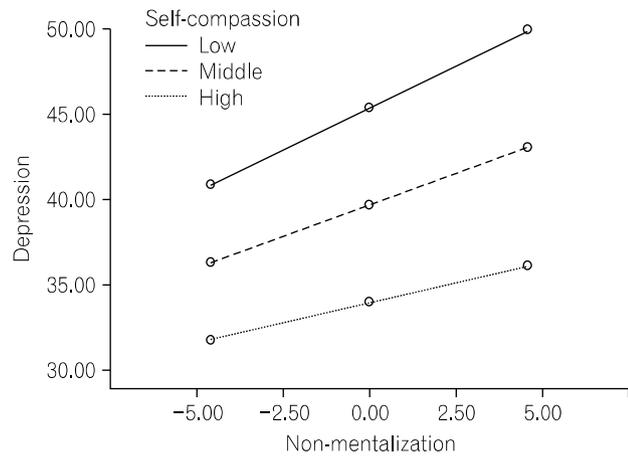


Fig. 2. Interaction effect of non-mentalization and self-compassion.

라 우울의 값이 달라질 수 있음이 확인되었다.

조절분석에서 조절변인의 평균값 및 평균값 $\pm 1SD$ 값에서 단순회귀선의 유의성을 확인함으로써 조절효과 유의성을 검증한 바와 같이, 조절된 매개효과 유의성을 검증하기 위해 부트스트래핑 방법을 활용해 분석했으며, 그 결과는 다음과 같다. 자기연민값이 작을수록 조건부 간접효과 값이 커지는 것으로 나타났다(.18, .12, .06). 또한 비정신화 값의 평균 및 평균값 $\pm 1SD$ 값에서 신뢰구간에 모두 0이 포함되지 않아 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

이는 부정적 정서강도가 높을수록 비정신화의 가능성이 높고, 정신화가 이루어지지 않을수록 우울을 경험할 가능성이 높다는 매개효과를 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 자기연민에 따라 부정적 정서강도, 비정신화, 우울의 경로에서 나타나는 효과가 유의미하게 조절될 수 있음을 의미하며, 자기연민의 수준이 낮을수록 부정적 정서강도와 우울 사이에서 비정신화의 매개효과가 더 커진다는 것을 시사한다.

고찰

본 연구는 우울과 관련이 있는 것으로 알려진 부정적 정서강도가 어떠한 경로를 통해 이러한 정동장애의 발달에 영향을 미치는지에 대해 탐색적으로 살펴보았다. 이를 위해 부정적 정서강도가 비정신화를 통해 우울에 영향을 줄 것이라는 매개모형을 검증하였다. 또한 비정신화가 자기연민과 상호작용하여 우울을 예측하는지에 대한 조절효과 모형을 검증하였다. 마지막으로 부정적 정서강도와 비정신화, 우울 사이의 매개모형에서 비정신화와 자기연민이 상호작용하여 우울에 영향을 끼치는지 대해 조절된 매개모형을 통해 검증하였다.

연구결과 첫째, 부정적 정서강도와 우울의 관계에서 비정

Table 5. Verification of simple regression corresponding to self-compassion

	b	se	t	95%		
				LLCI	ULCI	
Self-Compassion	-1SD	1.1289	189	5.96**	.756	1.501
	Average	.8163	.140	5.81**	.540	1.092
	+1SD	.5038	.192	2.61**	.124	.883

Table 6. Moderated mediating effect of self-compassion

	b	se	t
Dependent variable: Non-mentalization			
Constant	-10.577	1.359	-7.778**
Negative affect intensity	.179	.022	7.89**
Dependent variable: Depression			
Constant	27.853	3.702	7.522**
Negative affect intensity	.199	.062	3.21**
Non-mentalization	.679	.144	4.704**
Self-compassion	-.366	.043	-8.367**
Non-mentalization×Self-compassion	-.022	.008	-2.571*

* $p<.05$, ** $p<.01$.

신화의 유의한 매개효과를 확인하였다. 이 결과는 부정적 정서강도를 강하게 경험할수록 비정신화를 형성하고, 이로 인해 우울을 발달시킬 수 있음을 의미하고, 부정적 정서강도를 강하게 경험할수록 다양한 부적응을 포함한 심리적 장애를 야기할 수 있다고 한 Jung MS *et al.*(2012)의 주장을 지지하는 결과이다. 그리고 정서강도가 높은 사람들이 부적응적인 인지적 정서조절전략을 많이 사용하고 우울도 높은 것으로 나타난 Jin EY(2018)의 연구 결과와 일치하는 것으로 나타났다. Jung MS *et al.*(2012)에 따르면 정서강도 자체가 문제가 되기 보다는 이들이 주로 사용하는 부적응적인 전략이 우울의 심화에 영향을 준다고 하였다. 본 연구에서는 이들이 주로 사용하는 비정신화가 우울증상 악화에 영향을 주는 것으로 나타났다. 정신화가 잘 이루어지면 자신의 심리상태에 대해 거리를 두면서 심리상태와 현실을 구분할 수 있는 성찰할 수 있는 능력이 생기므로 우울 완화에 도움을 줄 수 있음을 시사한다. 이러한 결과는 대학생의 우울감을 낮추기 위해서는 정신화 능력을 강화시킬 필요가 있음을 살펴보았다는 점에서 의의를 가질 수 있을 것이다.

둘째, 비정신화와 우울의 관계에서 자기연민의 조절효과를 확인하였다. 결과를 좀 더 자세히 살펴보면, 전반적으로 자기연민을 많이 보일수록 더 낮은 우울을 보였다. 즉, 자기연민이란 자신에게 일어난 부정적 사건에 대해 친절하게, 객관적으로 거리를 두고 바라보는 기제로서 자신의 한계나 부정적 측면을 긍정적으로 수용하는 한가지 방편으로 기능한다. 이 연구에서 자기연민의 수준에 따라 집단을 나누어 조절효과를 분석한 결과는 자기연민이 낮은 집단의 경우, 비정신화가 높아짐에 따라 우울 수준이 상대적으로 더 증가하는 것으로 나타났다. 비정신화가 낮은 기저선 상태에서 세 집단의 우울점수의 차이가 상대적으로 적은데 비해, 비정신화가 높은 기저선 상태에서는 세 집단의 우울 점수에 차이가 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 높은 비정신화 집단일 경우 자기연민이 우울감소에 더 큰 조절효과를 보인다는 것을 의미한다. 따라서 이전 연구에서 자기연민의 기분 조절효과가 나타난 것과 일치하는 결과이다.

자기연민의 조절효과는 비정신화와 우울 관계에서 나타났을 뿐만 아니라 정서강도가 비정신화를 통해 우울에 영향을 미치는 매개모형에서도 나타났기 때문에 조절효과의 내용은 아래 기술한다.

셋째, 부정적 정서강도가 비정신화를 통해 우울에 영향을 미치는 관계에서 자기연민의 조절된 매개효과를 확인하였다. 구체적으로, 부정적 정서강도가 비정신화를 통해 우울에 미치는 간접효과는 자기연민이 낮거나 평균이거나 높은 수준인 집단에서 모두 유의하게 나타났고, 특히 자기연민이 낮은 집단에서 우울 증가가 더 큰 것으로 나타났다. 자기연민이 낮을수록 부정적 정서강도가 비정신화를 통해 우울에 미치는 영향력이 강해졌다. 다시말해, 연민이 낮을수록 높은 비정신화 수준에 의한 우울의 증가폭이 커지는 반면, 자기연민이 높을수록 부정적 정서강도가 비정신화를 통해 우울로 이어지는 경로의 영향력이 약해지는 결과가 나왔다. 이는 부

정적 정서강도가 정신화를 통해 우울에 미치는 간접효과가 자기연민 수준에 따라 달라질 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 우울에 있어 자기연민이 강한 영향을 미친다는 선행 연구와 일치하며, 대학생의 경우 정서강도가 강하고, 비정신화 성향이 있더라도, 자기연민적 태도를 가지는 것이 우울 조절에 영향을 줄 수 있음을 시사한다. Yu YH *et al.*(2010)는 생활스트레스 수준이 높을 때, 자기연민이 완충역할을 하여 우울증상을 낮출 수 있다고 하여, 자기연민이 우울에 대한 보호 요인으로 기능할 수 있음을 밝혔다. Neff(2003) 역시 자기연민이 문제중심 대처전략 및 적응적인 정서중심전략과 정적 상관을 보인다는 결과에 기초하여 자기연민이 유용한 정서 조절전략의 하나로 기능한다고 주장했다.

종합하면 본 연구는 우울에 관여하는 여러 가지 변인들 간의 관계에 대해 살펴보고, 이에 이르게 되는 경로에서 독립변수, 매개변수 및 조절변수를 밝히고, 치료적 의의를 제안했다는 점에서 연구의 의미가 있겠다. 특히 우울 발생의 다양한 경로를 탐색하고 통합적으로 살펴봄으로써, 매개변인이나 조절변인을 각각 살펴본 것과 달리, 정서강도와 우울 사이에서 정신화의 매개효과와 자기연민의 조절효과를 통합적으로 검증했다는 점에서 의미를 갖는다. 본 연구가 갖는 이러한 의의와 함께 제한점과 미래 연구에 대한 제언은 다음과 같다.

본 연구의 경우 한 지역의 대학에 재학하는 대학생을 대상으로 자료를 수집하였기 때문에 더 많은 지역의 대학생을 대상으로 한 연구가 필요하다. 비정신화나 자기연민의 특성을 고려할 때, 청소년과 성인과 같이 다양한 연령층이나 성별을 고려한 연구도 필요해 보인다. 둘째, 본 연구에서 비정신화의 개념을 동등성 모드의 질문지로 측정하였다. 비정신화는 동등성 모드 이외에도 가장 모드나 거부적 조망 등의 하위 변인들이 존재한다. 또한 비정신화의 측정은 질문지뿐만 아니라 대면 면접 등 다양한 방식을 통해 측정이 가능하다. 따라서 후속연구에서는 다양한 하위 변인과 측정방식을 활용하는 것도 필요하다. 셋째, 본 연구에서는 정서와 관련된 변인으로 우울을 검증하였다. 그러나 불안, 분노와 같은 다양한 부정적 정서뿐만 아니라 행복감, 만족감과 같은 긍정적 정서 변인도 포함하여 이를 살펴보는 통합적 모델을 검증할 것이 권고된다.

Conflicts of interest

The author declared no conflict of interest.

References

- Aiken, L.S., West, S. & Reno, R. (1991). *Multiple regression*. CA:Sage.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5)*. Washington, DC: American Psychiatric Pub.
- Angst, J., Gamma, A., Endrass, J. (2003). Risk factors for bipolar and depression spectra. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 108, 15-19. doi:10.1034/j.1600-0447.108.s418.4.x.
- Baron, R.M., Kenny, D.A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182. doi:10.1037//0022-3514.51.6.1173.
- Blaschovich, J.L., Brennan, K.E., Tomaka, J.O. *et al.* (1992). Affect intensity and cardiac arousal.

- Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 164-174. doi:10.1037//0022-3514.63.1.164.
- Byeon JY, Choi YK (2016). Emotional clarity and response intensity of juvenile delinquent. *Korean Journal of Youth Studies*, 23, 361-385. doi:10.21509/kjys.2016.01.23.1.361.
- Ehring, TH., Tuschen-Caffier, BR., Schnulle, JE. et al. (2010). Emotion regulation and vulnerability to depression. *Emotion*, 10, 563-572. doi:10.1037/a0019010.
- Endler, NS. & Parker, JD. (1990). State and trait anxiety, depression and coping style. *Australian Journal of Psychology*, 42, 207-220. doi:10.1080/00049539008260119.
- Fonagy, PE. & Campbell, CH. (2015). Bad blood revisited. *British Journal of Psychotherapy*, 51, 229-250. doi:10.1111/bjp.12150.
- Fonagy, P. (1991). Thinking about thinking. *International Journal of Psychoanalysis*, 72, 1-18.
- Grant, KE., Compas, BE., Thurm, AE., et al. (2004). Stressors and child and adolescent psychopathology. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 33, 412-425. doi:10.1207/s15374424jccp3302_23.
- Hayes, AF. (2013). *Introduction to mediation, moderation and conditional process analysis*. NY: The Guilford Press.
- Jung MS, Cho HJ (2012). Relationships between emotional intensity and depression. *Journal of Family and Counseling*, 2, 31-42.
- Kim YH (2017). Verification of mediator effect of adult attachment from the aspect of relation among mentalization and dysfunctional anger expression attitude and depression. *Korean Journal of Youth Studies*, 24, 223-251. doi:10.21509/kjys.2017.10.24.10.223.
- Kim YS, Park DH, Shin GH (2015). Self-compassion, other-compassion, mindfulness, and quality of life. *The Korean Journal of Health Psychology*, 20, 605-621. doi:10.17315/kihp.2015.20.3.007
- Larsen, R.J, Diener, ED. (1987). Affect intensity as an individual difference characteristic. *Journal of Research in Personality*, 21, 1-39. doi:10.1016/0092-6566(87)90023-7.
- Neff, KD. (2003). Development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2, 223-250. doi:10.1080/15298860309027.
- Park JH (2018). The effect of perfectionistic self-presentation on social anxiety of adolescents. Dongduk women's university graduate school.
- Park SH (2018). The effect of parentification experience and internalized shame of university students on depression. Catholic university graduate school.
- Rapee, RM., Spence, SH. (2004). The etiology of social phobia. *Clinical Psychology Review*, 24, 737-767. doi:10.1016/j.cpr.2004.06.004.
- Seo SM (2018). The relationship between experience of childhood emotional abuse and shame: Mediating effect of self-compassion. Ajou university graduate school.