

# 유기불안과 성인초기 관계중독 경향 간 관계에서 고통감내력과 정서조절곤란의 이중매개효과\*

## The Dual Mediating Effects of Distress Tolerance and Difficulties in Emotion Regulation on the Relationship between Abandonment Anxiety and Relationship Addiction During Early Adulthood

1차원고접수: 2025.07.09. 수정원고접수: 2025.08.28. 최종게재결정: 2025.09.21.

김민수<sup>1</sup> · 김연수<sup>2</sup>

<sup>1</sup>전주대학교 일반대학원 상담심리학과, 석사

<sup>2</sup>전주대학교 상담심리학과, 부교수

Kim, Minsu<sup>1</sup>

Kim, Yeonsoo<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Dept. of Counseling Psychology, Graduate School of Jeonju University

<sup>2</sup>Dept. of Counseling Psychology, Jeonju University

**국문초록** 본 연구에서는 유기불안이 관계중독 경향에 미치는 영향을 고통감내력과 정서조절곤란이 매개하는지 살펴보고자 하였다. 이를 위해 친밀한 대인관계 형성과 유지가 주요 발달과업 중 하나인 성인 초기 남녀를 대상으로 유기불안 척도, 관계중독 척도, 고통감내력 척도, 정서조절곤란 척도로 구성된 온라인 설문을 실시하였다. 수집된 388명의 자료를(남 179명, 여 209명) 기술통계 및 Pearson 적률상관분석과 PROCESS macro model 4, 6을 사용해 분석하여 매개효과를 검증하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 유기불안이 관계중독 경향에 미치는 영향에서 고통감내력의 부분매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 둘째, 유기불안이 관계중독 경향에 미치는 영향에서 정서조절곤란의 부분매개효과가 유의하였다. 셋째, 유기불안이 관계중독 경향에 미치는 영향에서 고통감내력, 정서조절곤란 각각의 부분매개효과 뿐만 아니라 순차매개효과도 유의한 것으로 나타났다. 본 연구는 유기불안이 관계중독 경향에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란의 이중매개효과를 검증함으로써 유기불안을 느끼며 관계중독을 경험할 경우, 부정적 정서 조절의 필요성을 시사한다.

**주요어** 유기불안, 관계중독, 고통감내력, 정서조절곤란

**Abstract** The present study aims to examine whether distress tolerance and difficulties in emotion regulation mediate the relationship between abandonment anxiety and relationship addiction. An online survey was conducted among emerging adults, an age group in which close relationship formation is known to be particularly salient, using standardized measures of abandonment anxiety, relationship addiction, distress tolerance, and difficulties in emotion regulation. Data from 388 participants (179 male, 209 female) were analyzed using descriptive statistics, Pearson's correlation analysis, and PROCESS macro models 4 and 6 to test for mediation effects. The main findings are as follows. First, distress tolerance was found to partially mediate the relationship between abandonment anxiety and relationship addiction. Second, difficulties in emotion regulation showed a significant partial mediating effect in the same relationship. Third, both individual and sequential mediating effects of distress tolerance and difficulties in emotion regulation were statistically significant. These results suggest that individuals with high abandonment anxiety may be more susceptible to relationship addiction, and that this vulnerability is exacerbated by low distress tolerance and poor emotion regulation. Therefore, interventions aimed at improving emotional regulation capacities may be essential for individuals experiencing both attachment anxiety and addictive relational patterns.

**Keywords** *abandonment anxiety, relationship addiction, distress tolerance, difficulties in emotion regulation*

\* 이 논문은 제1저자의 석사학위논문(2025)과 2025년 생활과학 분야 춘계공동학술대회에서 발표한 포스터논문의 일부를 수정 · 보완한 것임.

**Corresponding to** 김연수 (Kim, Yeonsoo)

전주대학교 사회과학대학 상담심리학과, 부교수 (Dept. of Counseling Psychology, Jeonju University) E-mail. yskim17@jj.ac.kr

Copyright © 2025 The Korean Association of Human Development. All rights reserved.

## I. 서론

### 1. 연구의 필요성 및 목적

인간은 출생 순간부터 사회적 존재로 수많은 사람과 관계를 맺게 되며, 건강한 관계를 통해 발달하고 정서적 안정감을 느끼는 것이 필요하다. 이러한 타인과 맺는 관계에서 경험하는 정서적 교류와 상호작용은 인간 발달과 성장에 있어 매우 중요하다.

전생애 발달에 걸쳐 어떤 단계에서든 관계 형성은 중요하지만, 특히 성인 초기는 타인과 친밀감을 경험하고 자신의 존재를 확인하며 성숙한 대인관계를 형성해 가는 것이 주요한 발달 과업이다(Erikson, 1968). 이 시기에 건강한 대인관계를 형성하는 것은 인격적 성숙에 영향을 미칠 뿐만 아니라 성인 후기의 사회적 적응과도 밀접하게 연관되어 있다(Vaillant, 2012). 반면에 대인관계에서 친밀감을 경험하지 못한 성인은 이를 충족시키기 위해 자신의 심리적 건강까지 해치며 인간관계를 유지하려는 모습을 보인다(김지민, 홍혜영, 2016; 장석진, 연문희, 2009). 이처럼 친밀한 대상에게 과도하게 의존하거나 지나치게 집착하는 부적응적 대인관계 양상을 관계중독이라는 개념으로 설명할 수 있다(Martin, 1994).

관계중독(relationship addiction)이란 자신에게 부정적인 영향을 주는 관계임에도 불구하고 끊어내지 못하고 집착하며 자신의 정서, 인지 및 행동 조절에 곤란을 겪는 것을 의미한다(Martin, 1994). 관계중독 경향을 가진 사람들은 대인관계가 없는 상황에 극심한 외로움과 불안감을 느끼며 홀로 남겨지는 것에 대한 두려움을 가지고 있다(박소연, 장유진, 2024; 최연화, 2012). 이로 인해 자신의 모습은 점점 잃어가고 맹목적으로 상대방에게 매달리며 중독된 듯한 상태에 빠지게 된다(이지원, 이기학, 2014). 그로 인해 상대방에게 과도한 집착을 보이며 관계를 유지하려 하고(손승희, 2017), 자칫 교제 폭력 가해 및 피해와도 관련될 위험이 높다(김은지, 하정희, 2024; 정오영, 장석진, 2022).

여러 연구들은 관계중독을 일으키는 주요 원인으로

어린 시절 주 양육자와 형성된 불안정 애착을 보고하고 있다(김지연, 심혜원, 2016; 손승희, 2019; 이지원, 이기학, 2014). 불안정 애착을 경험한 사람들은 유기도식을 형성하게 되어 중요하게 생각하는 대상이 언제 떠날지 모른다는 불안감과 심리적 결핍을 느낀다(이은지, 김은석, 2024; Batholomew & Horowitz, 1991). 최근에는 유기도식으로부터 형성된 유기불안이 관계중독에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구가 진행되었다(김소리, 2021; 노연민, 홍정순, 2023; 배진영, 한유진, 2022; 이정민, 2024).

유기불안(abandonment anxiety)이란 실제 대상의 부재와는 상관없이 심리적 차원에서 일어나는 것으로, 대상의 사랑을 상실하거나 대상으로부터 버림받을 것 같은 두려움에서 기인한 불안이다(오남경, 이영순, 2015). 유아기에 주 양육자로부터 거절 및 방임과 같은 부정적 양육을 경험했을 때 애착 대상의 사랑을 잃거나 버림받을 것 같은 두려움인 유기불안을 느끼게 된다(오남경, 2017). 유기불안을 느끼는 사람들은 대인관계에서도 상대방으로부터 버림받을 것 같은 두려움과 불안감 및 고통을 경험하게 되며 관계를 유지하기 어려워지고, 친밀감을 느끼는 대상에게 버림받지 않으려 과도한 집착을 보이게 된다(Simpson & Rholes, 2017).

한편 유기불안과 관계중독 간 관련성을 살펴본 국내 연구에서는 유기불안이 관계중독에 미치는 영향도 밝혀졌지만(배진영, 한유진, 2022), 다양한 변인들이 매개될 수 있음이 보고되었다. 구체적으로 유기불안으로 인해 발생한 불안감을 해소하기 위해 부적응적 방어기제를 사용하는 것은 관계중독을 일으키며(노연민, 홍정순, 2023), 유기불안이 자기자비를 통해 관계중독에 영향을 미쳤다(김소리, 2021). 이러한 연구 결과들은 유기불안이 관계중독 경향을 일으키는 주요한 변인이며, 그 사이를 매개하는 변인들도 존재하기에 유기불안과 관계중독 간 관계가 복잡할 수 있음을 시사한다.

앞서 기술한 바와 같이 심리적 차원에서 일어나는 유기불안과 관계중독 경향 간 관련성에 영향을 미칠 수 있는 매개변인을 포함하여 추가 검증해야 개인의 심리적 특성이 어떻게 관계중독으로 이어지는지를 명

확히 파악할 수 있다. 유기불안을 느끼는 사람들은 대인관계에서 불안, 우울 등 부정적 정서를 경험하고 관계에 대해 집착하게 되며, 폭식이나 타인 비난과 같은 부적응적 행동을 보인다(이하람, 2016). 이와 관련하여 Stopa, Thorne, Waters와 Preston(2001)은 유기불안이 불안 등 부정적 정서를 일으키는 주요 원인 중 하나임을 밝혔다. 이러한 결과는 유기불안을 느끼는 사람들이 부정적 정서를 경험할 가능성이 높으며, 이렇게 유발된 부정적 정서를 조절하는 능력이 필요하다는 것을 보여준다. 따라서 본 연구에서는 다양한 심리적 문제와 관련되어 있고, 부정적 정서를 다루는 능력이라고 알려진(Leyro, Zvolensky, & Bernstein, 2010) 고통감내력을 매개변인으로 설정하고자 한다.

고통감내력(distress tolerance)이란 내적으로 고통스러운 경험을 견뎌내는 능력으로서, 불쾌한 경험과 정서 상태에 머물며 견뎌내는 과정을 포함한다(Simons & Gaher, 2005). 고통감내력은 불안과 같은 부정적 정서와 부적 상관성이 있었고, 심리적 안녕감과 유의한 정적 상관성이 있었다(정지현, 권석만, 2013). 이러한 고통감내력이 낮은 사람들은 심리적 불편감을 해소하기 위해 관계중독을 비롯한 여러 중독 행위와 관련성이 있는 것으로 나타났다(서장원, 권석만, 2015; McHugh et al., 2011). 또한 유기에 대한 불안감은 부정적 정서를 다루는 고통감내력을 낮추는 요인임이 밝혀졌다(김진영, 2016; 배진영, 한유진, 2022; 이은지, 김은석, 2024). 이러한 연구 결과를 바탕으로 유기에 대한 불안감이 직접적으로 관계중독에 영향을 미칠 수도 있지만 관계중독에 영향을 미칠 수 있는 또다른 경로도 존재할 가능성을 생각할 수 있을 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 유기에 대한 불안감이 고통감내력을 낮추어 심리적 고통을 회피하고자 관계에 집착하는 양상인 관계중독 경향을 높일 수 있다고 가정하였다. 또한 고통감내력이 관계중독으로 이어지는 보다 구체적인 경로를 탐색하기 위해 또다른 매개변인을 포함하고자 하였다. 고통감내력은 그 자체로도 관계중독에 영향을 미치지만, 고통감내력이 낮아지면 부정적 정서를 조절하는 것에 어려움을 겪어(Vujanovic et al., 2013) 관계중독에 영향을

미칠 수 있기 때문이다. 이와 같은 연쇄적인 매개효과가 확인된다면 관계중독 경향이 강한 개인에 대한 개입을 고려할 때 보다 다양한 방안 마련이 가능하다는 점에서도 의미가 있을 것이다.

앞서 기술한 바와 같이 본 연구에서는 유기불안과 관계중독 간 관계를 매개하는 변인으로 고통감내력에 더하여 정서 조절에 지속적으로 어려움을 겪어 심리적 문제를 경험할 수 있는 상태인 정서조절곤란을 함께 살펴보고자 한다. 정서조절곤란(difficulties in emotion regulation)이란 정서를 명료하게 표현하는 능력, 자신의 정서에 대한 주의집중과 수용, 목표를 수행하기 위해 정서를 효율적으로 조절하는 전략 등에서 어려움과 곤란을 겪는 것을 의미한다(Gratz & Roemer, 2004). 정서조절능력은 안정적인 대인관계 형성에 영향을 미치며(권진희, 김해란, 2017), 정서조절에 어려움을 겪으면 대인관계 상황에서 안정성을 얻지 못하고 심리적 불편감을 해소하기 위해 관계에 집착하는 양상을 보일 수 있다(김성주, 정윤경, 2024; 김용희, 2006; 이지원, 이기학, 2014). 선행 연구에서 정서조절곤란은 관계중독에 영향을 미치는 것으로 나타났고(김보연, 라수현, 2024; 김의현, 박수정, 김다솜, 김영근, 2023), 정서조절곤란 정도가 높을수록 중독의 위험성 또한 높은 것으로 나타났다(김세광, 홍혜영, 2018; Charland, 2007).

유기불안과 정서조절곤란의 관계를 살펴본 선행 연구에 따르면 유기도식이 형성된 사람들은 정서를 조절하는 것이 어려우며(Luecken & Appelhans, 2005), 이로 인해 부정적 정서를 경험하는 강도와 지속시간이 증가된다(전형주, 강지현, 2022). 결과적으로 유기불안을 느낄수록 정서조절에 곤란을 겪을 가능성이 높다(노연민, 홍정순, 2023; 배선영, 이인수, 2018). 고통감내력과 정서조절곤란의 관련성을 살펴보면 고통감내력은 회피적 대처나 정서조절의 어려움과 연관되어 있으며(Vujanovic, Bonn-Miller, Potter, Marshall & Zvolensky, 2011), 고통감내력이 낮은 사람들은 부정적 정서를 처리하는 것에 곤란을 겪고 회피하는 방식으로 대처한다(Leyro et al., 2010). 국내 연구에서도 고통감내력이 정서조절곤란 정도와 상관성이 있음이 밝혀졌다(이은영, 이

창현, 2024).

종합하면, 유기불안이 직접적으로 관계중독 경향에 미치는 것과 더불어 불안감으로 인해 심리적 고통을 견디는 능력인 고통감내력이 낮아지고 이로 인해 정서 조절이 어려워져 불안감을 해소하기 위해 관계에 집착하는 양상인 관계중독 경향에 영향을 미칠 가능성이 높다고 가정할 수 있다. 이에 따라, 본 연구에서는 친밀한 대인관계의 형성과 유지가 주요 발달과업이라 할 수 있는 만 19 ~ 34세 성인 초기 남녀를 대상으로 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란의 매개효과를 확인하고자 한다. 이를 통해 유기불안을 느끼는 사람들이 관계중독 경향을 보이는 특성을 이해할 수 있도록 돕고, 관계중독을 일으키는 핵심 원인을 검증하고자 한다. 또한, 상담 장면에서 유기불안을 느끼며 관계중독 경향을 보이는 내담자는 상담으로부터 버려질 것 같은 불안감을 적절히 해소하지 못해 연애 행위 자체에 중독되어 파트너를 자주 교체하거나, 친밀한 상대를 소유하고자 하는 욕구로 인해 상대를 갈망하며 집착하거나, 친밀한 관계에서 부정적인 경험을 하더라도 관계를 종결하지 못하고 유지하는 행동을 보인다(김하늘, 유제민, 2017). 따라서 유기불안이 관계중독 경향을 일으키는 과정에서 불안감과 심리적 고통을 조절하는 것과 밀접하게 관련된 고통감내력과 정서조절곤란이라는 매개변인에 초점을 맞춘다면 관계중독 경향을 완화시킬 수 있는 근거를 제시할 수 있을 것이다. 예컨대 본 연구의 결과를 토대로 유기불안 경험으로 인해 관계중독 경향이 강한 개인에 대해 고통감내력을 높이는 개입프로그램을 적용하거나 정서조절이 곤란한 상황을 인식하고 대처하도록 하는 등 다양한 개입이 가능할 것이다.

## 2. 연구문제

연구문제 1. 유기불안과 관계중독, 고통감내력, 정서조절곤란은 서로 상관이 있는가?

연구문제 2. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력이 매개하는가?

연구문제 3. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란이 매개하는가?

연구문제 4. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란이 순차적으로 매개하는가?

## II. 연구방법

### 1. 연구대상

본 연구는 만 19 ~ 34세 성인 초기에 해당하는 전국 남녀 410명을 대상으로 온라인 설문을 진행하였다. 이 중 불성실 응답자 22명을 제외한 총 388명의 자료가 분석에 포함되었다.

성별 분포는 전체 388명 중 남성 179명(46.1%), 여성 209명(53.9%)이다. 나이는 만 19 ~ 23세 69명(17.8%), 만 24세 ~ 29세 173명(44.6%), 만 30 ~ 34세 146명(37.6%)이었다. 최종 학력은 고등학교 졸업 80명(20.6%), 전문대학교(2,3년제) 졸업 71명(18.3%), 대학교(4년제 이상) 졸업 222명(57.2%), 대학원 졸업 15명(3.9%)으로 나타났다. 연구참여자들의 직업은 대학생 76명(19.6%), 대학원생 22명(5.7%), 취업준비생 44명(11.3%), 직장인 229명(59.0%), 자영업자 8명(2.1%), 무직 9명(2.3%)이었다.

거주지는 서울 114명(29.4%), 경기/인천 105명(27.1%), 대전/세종/충청도 56명(14.4%), 부산/대구/울산/경상도 56명(14.4%), 광주/전라도 53명(13.7%), 강원도 3명(0.8%), 제주 1명(0.3%) 순으로 높았다. 본 연구의 참여자들이 중요하게 생각하는 관계는 애인 103명(26.5%), 친구 200명(51.5%), 배우자 79명(20.4%), 직장 동료(혹은 선후배) 6명(1.5%)으로 보고되었다.

### 2. 측정도구

#### 1) 관계중독 척도

관계중독 경향을 측정하기 위해 이인재와 양난미(2020)

가 개발하고 타당화한 관계중독 척도(Relationship Addiction Scale; RAS)를 사용하였다. 해당 척도는 4가지의 하위 요인으로 이루어져 있으며 통제결여 4문항(예. 관계 경험에서 오는 감정 기록을 조절하고자 노력했지만 번번이 실패한다), 금단 4문항(예. 관계 속에 있지 않을 때면 공허하다), 갈망 4문항(예. 하루종일 관계에 대해 생각한다), 손상 4문항(예. 관계를 맺거나 유지하기 위해 직업적/학업적 활동을 줄이거나 역할 수행의 어려움을 겪는다)으로 총 16문항이다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다’(1점)부터 ‘매우 그렇다’(5점)로 평정되는 Likert 5점 척도로 구성되어 있으며 점수가 높을수록 관계중독 수준이 높음을 의미한다. 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .91, 통제결여 .76, 금단 .77, 갈망 .74, 손상 .70이었다.

## 2) 유기불안 척도

유기불안을 측정하기 위해 오남경과 이영순(2015)이 개발하고 타당화한 유기불안 척도(Abandonment Anxiety Scale)를 사용하였다. 본 척도는 3개의 하위요인으로 구성되어 있으며 유기감 10문항(예. 주변 사람들이 다 떠나고 나 혼자 남게 될까 봐 걱정이 된다), 거절/거부하기 9문항(예. 누군가를 진정으로 신뢰하는 것이 어렵다), 의존/매달리기 8문항(예. 나는 내가 결정하는 것보다 누군가가 하라는 대로 하는 것이 편하다)으로 총 27문항이다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다’(1점)부터 ‘매우 그렇다’(5점)로 평정되는 Likert 5점 척도로 구성되어 있으며 점수가 높을수록 스트레스 상황에서 유기불안을 경험하는 정도가 강함을 의미한다. 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .93, 유기감 .89, 거절/거부하기 .84, 의존/매달리기 .82이었다.

## 3) 고통감내력 척도

고통감내력을 측정하기 위해 Simons와 Gaher(2005)가 개발한 척도를 박성아(2010)가 번안하고 타당화한 고통감내력 척도(Distress Tolerance Scale; DTS)를 사용하였다. 본 척도는 3가지 하위요인으로 조절 3문항

(예. 고통스러운 감정을 멈추기 위해 무슨 일이든 할 것이다), 감내력 및 몰두 5문항(예. 고통스러운 감정이 너무 강렬한 나머지 거기에 완전히 압도된다), 평가 7문항(예. 다른 사람들은 고통스러운 감정을 나보다 잘 견뎌내는 것 같다), 총 15문항으로 구성되어 있다. 문항 중 6번 문항을 제외하고 전부 역채점 문항으로 이루어져 있다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다’(1점)부터 ‘매우 그렇다’(5점)로 평정되는 Likert 5점 척도로 이루어져 있으며 점수가 높을수록 고통을 감내하는 능력이 높음을 의미한다. 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .87, 조절 .63, 감내력 및 몰두 .79, 평가 .72이었다.

## 4) 정서조절곤란 척도

정서조절곤란을 측정하기 위해 Gratz와 Roemer(2004)가 개발한 정서조절곤란 척도(Difficulties in Emotion Regulation Scale; DERS)를 조용래(2007)가 번안하고 타당화한 한국판 정서조절곤란 척도(Korean version of Difficulties in Emotion Regulation Scale; K-DERS)를 사용하였다. 원척도는 총 36문항으로 이루어져 있으나, 조용래(2007)의 문항 분석 및 요인분석 연구에서 예상과 반대 방향으로 나온 한 문항을 제외한 총 35개의 문항이 사용되었고, 본 연구에서도 이와 동일한 척도를 사용하였다. 본 척도의 하위요인은 총 6가지이며 충동 통제곤란 6문항(예. 나는 화가 나거나 기분이 나쁘면, 자제하지 못한다), 정서에 대한 주의/자각 부족 5문항(예. 나는 내 감정에 주의를 기울인다), 정서에 대한 비 수용성 6문항(예. 나는 화가 나거나 기분이 나쁘면, 그렇게 느끼는 것에 대해 부끄럽게 느낀다), 정서적 명료성 부족 5문항(예. 내가 어떻게 느끼고 있는지를 알지 못한다), 정서조절전략 접근 제한 8문항(예. 나는 화가 나거나 기분이 나쁘면, 결국에는 내가 아주 우울하게 느낄 것이라고 믿는다), 목표지향행동 수행 어려움 5문항(예. 나는 화가 나거나 기분이 나쁘면, 일을 끝마치기가 어렵다)으로 구성되어 있다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다’(1점)부터 ‘매우 그렇다’(5점)로 평정되는 Likert 5점 척도로 구성되어 있다. 이 중 10문항은 역채점을 하여 총점이 높을수록 정서조절곤란의 정도가 더 높음

을 의미한다. 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .88, 충동통제곤란 .82, 정서에 대한 주의/자각 부족 .70, 정서에 대한 비수용성 .85, 정서적 명료성 부족 .75, 정서 조절전략 접근 제한 .85, 목표지향행동 수행 어려움 .76 이었다.

### 3. 연구절차

본 연구는 연구자의 소속기관에 설치된 생명윤리위원회로부터 연구 승인(jjIRB-241126-HR-2024-1106)을 받은 후 2024년 12월 10일부터 12월 17일까지 전국 만 19 ~ 34세 성인 남녀를 대상으로 자료를 수집하였다. 연구대상자 모집은 구글 폼을 통해 온라인 설문지를 제작하여 대학생 커뮤니티(에브리타임), SNS(네이버 카페, 인스타그램, 카카오톡 오픈채팅)에 모집문건과 설문링크, QR코드를 제시하여 온라인 설문(구글 폼)으로 자료를 수집하였다. 윤리규정 준수를 위하여 본 연구의 목적과 비밀보장에 대한 원칙을 안내하였으며, 개인정보 수집과 이용, 연구 참여에 동의한 성인 남녀를 대상으로 설문조사를 실시하였다. 응답 소요 시간은 25분 내외였으며, 참여자들에게는 소정의 모바일 커피 쿠폰이 지급되었다.

### 4. 자료분석

본 연구에서는 유기불안과 관계증독의 관계에서 고통감내력과 정서조절곤란의 매개효과를 알아보기 위해 SPSS 29.0과 PROCESS macro v4.3을 이용하여 분

석하였다. 구체적인 분석방법과 절차는 다음과 같았다. 첫째, 연구대상의 인구통계학적 특성을 알아보기 위해 빈도분석을 실시하였다. 둘째, 각 측정도구의 신뢰도를 검증하기 위해 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )를 산출하였다. 셋째, 주요 변인 간 관계성을 파악하기 위해 Pearson 적률상관분석을 실시하였다. 넷째, 유기불안과 관계증독의 관계에서 고통감내력과 정서조절곤란 각각의 매개효과를 확인하기 위해 PROCESS macro model 4를 사용해 분석하였다. 다섯째, 유기불안과 관계증독의 관계에서 고통감내력과 정서조절곤란의 순차매개효과를 확인하기 위해 PROCESS macro model 6을 사용했으며 매개효과의 통계적 유의성 검증을 위해 부트스트래핑(bootstrapping)을 실시하였다.

## III. 결과 및 해석

### 1. 주요변인의 기술통계 및 상관관계 분석

본 연구에서는 주요 변인들의 기술통계를 확인하기 위해 Pearson 적률상관분석을 실시하였다. 상관분석 결과와 평균, 표준편차, 왜도, 첨도는 표 1에 제시되어 있다. 분석 결과 변인들 간에는 유의한 상관이 있는 것으로 나타났다. 유기불안은 정서조절곤란( $r = .74, p < .01$ ), 관계증독( $r = .78, p < .01$ )과 유의한 정적 상관, 고통감내력( $r = -.77, p < .01$ )과는 유의한 부적 상관이 있었다. 고통감내력은 정서조절곤란( $r = -.78, p < .01$ ), 관계증독( $r = -.77, p < .01$ )과 유의한 부적 상관으로

표 1. 측정변인들의 상관관계 및 평균, 표준편차

( $N = 388$ )

|           | 1      | 2      | 3      | 4    |
|-----------|--------|--------|--------|------|
| 1. 유기불안   | 1      |        |        |      |
| 2. 관계증독   | .78**  | 1      |        |      |
| 3. 고통감내력  | -.77** | -.77** | 1      |      |
| 4. 정서조절곤란 | .74**  | .71**  | -.78** | 1    |
| <i>M</i>  | 2.94   | 2.71   | 3.11   | 2.81 |
| <i>SD</i> | 0.71   | 0.80   | 0.71   | 0.69 |
| 왜도        | - 0.31 | - 0.34 | 0.25   | 0.03 |
| 첨도        | 0.21   | - 0.55 | 0.17   | 0.17 |

\*\*  $p < .01$ .

나타났다. 정서조절곤란은 관계중독( $r = .71, p < .01$ )과 유의한 정적 상관인 것으로 나타났다. 마지막으로 자료의 정규성을 확인하기 위해 Curran, West, Finch와 Appelbaum(1996)가 제시한 왜도(skewness < 2)와 첨도(kurtosis < 7)의 기준을 참고했을 때, 모든 변인의 왜도와 첨도가 기준값보다 작아 정규분포 조건을 충족한다고 볼 수 있다.

## 2. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력의 매개효과

유기불안이 고통감내력을 거쳐서 관계중독에 영향을 미치는지 검증하고자 PROCESS macro model 4를 이용해 회귀분석을 실시하였다. 또한 변인 간 간접효과의 통계적 유의성을 확인하기 위해 부트스트랩을 사용하여 신뢰구간에서 모수 추정에 사용하기 위한 5,000개의 표본을 생성하였다. 추정치에 대한 95% 신뢰구간의 상한값과 하한값 사이에서 0을 포함하지 않을 때 통계적으로 유의한 효과를 미치는 것으로 판단하며(Hesterberg, 2011), 자료 분석 결과 95% 신뢰구간 내에서 0을 포함하지 않으므로 변인 간 간접효과가 있는 것으로 확인되었다. 유기불안을 독립변인, 관계중독을 종속변인으로 설정하고, 고통감내력을 매개변인으로 설정하였다(표 2 참조).

구체적으로 유기불안은 관계중독에 유의미한 정적 영향을 미치고 있다( $\beta = .78, p < .001$ ). 반면에 유기불안은 고통감내력에 유의미한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta = -.77, p < .001$ ). 또한 고통감내력은

관계중독에 유의미한 부적 영향을 보였다( $\beta = -.43, p < .001$ ). 마지막으로 유기불안이 고통감내력을 통해 관계중독에 미치는 간접효과 경로( $\beta = .22, 95\% \text{ CI } [.16, .28]$ )도 유의한 것으로 나타났다. 따라서 고통감내력은 유기불안이 관계중독에 미치는 영향을 부분 매개하는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 유기불안 수준이 높을수록 고통감내력의 수준이 낮아지게 되어 관계중독이 높아지는 것을 의미한다.

## 3. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란의 매개효과

유기불안이 정서조절곤란을 거쳐서 관계중독에 영향을 미치는지 검증하고자 PROCESS macro model 4를 이용해 회귀분석을 실시하였다. 또한 변인 간 간접효과의 통계적 유의성을 확인하기 위해 부트스트랩을 사용하여 신뢰구간에서 모수 추정에 사용하기 위한 5,000개의 표본을 생성하였다. 유기불안을 독립변인, 관계중독을 종속변인으로 설정하고, 정서조절곤란을 매개변인으로 설정하였다(표 3 참조).

구체적으로 살펴보면 유기불안은 관계중독에 유의미한 정적 영향을 미치고 있다( $\beta = .78, p < .001$ ). 또한 유기불안은 정서조절곤란에 유의미한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta = .74, p < .001$ ). 또한 정서조절곤란은 관계중독에 유의미한 정적 영향을 보였다( $\beta = .30, p < .001$ ). 마지막으로 유기불안이 정서조절곤란을 통해 관계중독에 미치는 간접효과 경로( $\beta = .15, 95\% \text{ CI } [.09, .21]$ )도 유의한 것으로 나타났다. 따라서 정서

표 2. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력의 매개효과

| 독립변수      | 종속변수                | <i>B</i>       | <i>SE</i> | $\beta$ | <i>t</i>  | <i>R</i> | <i>R</i> <sup>2</sup> | <i>F</i>  |
|-----------|---------------------|----------------|-----------|---------|-----------|----------|-----------------------|-----------|
| 유기불안      | 관계중독<br>(총효과)       | .52            | .02       | .78     | 24.33***  | .78      | .61                   | 592.09*** |
| 유기불안      | 고통감내력               | -.43           | .02       | -.77    | -23.94*** | .77      | .59                   | 573.11*** |
| 유기불안      | 관계중독                | .30            | .03       | .45     | 9.85***   | .82      | .68                   | 406.08*** |
| 고통감내력     |                     | -.52           | .06       | -.43    | -9.35***  |          |                       |           |
| Bootstrap | <i>Effect</i>       | <i>Boot SE</i> |           | LL95%CI |           | UL95%CI  |                       |           |
| 고통감내력     | 간접효과에 대한 부트스트랩 검증결과 |                |           |         |           |          |                       |           |
|           | .22                 | .03            |           | .16     |           | .28      |                       |           |

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

표 3. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 정서조절곤란의 매개효과

| 독립변수      | 종속변수                | <i>B</i>       | <i>SE</i> | $\beta$ | <i>t</i> | <i>R</i> | <i>R</i> <sup>2</sup> | <i>F</i>  |
|-----------|---------------------|----------------|-----------|---------|----------|----------|-----------------------|-----------|
| 유기불안      | 관계중독<br>(총효과)       | .52            | .02       | .78     | 24.33*** | .78      | .61                   | 592.09*** |
| 유기불안      | 정서조절곤란              | .93            | .04       | .74     | 21.69*** | .74      | .55                   | 470.40*** |
| 유기불안      | 관계중독                | .37            | .03       | .56     | 12.33*** | .80      | .65                   | 350.08*** |
| 정서조절곤란    |                     | .16            | .02       | .30     | 6.58***  |          |                       |           |
| Bootstrap | <i>Effect</i>       | <i>Boot SE</i> |           | LL95%CI |          | UL95%CI  |                       |           |
| 정서조절곤란    | 간접효과에 대한 부트스트랩 검증결과 |                |           |         |          |          |                       |           |
|           | .15                 | .03            |           | .09     |          | .21      |                       |           |

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

조절곤란은 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에 부분 매개하는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 유기불안 수준이 높을수록 정서조절곤란의 수준이 높아지게 되어 관계중독이 높아지는 것을 의미한다.

#### 4. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란의 순차매개효과

본 연구의 가설 중 하나는 유기불안이 고통감내력과 정서조절곤란을 순차적으로 거쳐 관계중독에 영향을 미치는지 확인하는 것이었다. 이를 위해 유기불안을 독립변인, 관계중독을 종속변인으로 설정하고, 고통감내력을 첫번째 매개변인, 정서조절곤란을 두번째 매개변인으로 설정하여 PROCESS macro model 6을 이용해 이중매개분석을 실시하였다. 매개분석 결과는 표 4에 제시하였다.

구체적으로 살펴보면, 유기불안은 관계중독에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며( $\beta = .78, p < .001$ ), 고통감내력에는 유의한 부적 영향을 미치는

것으로 나타났( $\beta = -.77, p < .001$ ). 정서조절곤란에 미치는 영향을 알아보기 위해 유기불안과 고통감내력을 동시에 투입하였을 때, 각각 유기불안은 유의한 정적 영향( $\beta = .35, p < .001$ ), 고통감내력은 유의한 부적 영향( $\beta = -.51, p < .001$ )을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 유기불안, 고통감내력, 정서조절곤란을 관계중독에 동시 투입하였을 때, 유기불안( $\beta = .40, p < .001$ )과 정서조절곤란( $\beta = .13, p < .001$ )은 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났고, 고통감내력( $\beta = -.36, p < .01$ )은 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 최종모형에서 변인 간 간접효과의 통계적 유의성을 확인하기 위해 부트스트랩을 사용하여 신뢰구간에서 5,000개의 표본을 생성하여 모수 추정에 사용하였다. 추정치에 대한 95% 신뢰구간의 상한값과 하한값 사이에서 0을 포함하지 않을 때 통계적으로 유의한 효과를 미치는 것으로 판단하며(Hesterberg, 2011), 부트스트랩을 실시한 결과는 표 5에 제시하였다. 모든 경로에서 95% 신뢰구간 내 0을 포함하고 있지 않아 해당 모형 변인 간 간접효과가 있는 것으로 확인되었

표 4. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란의 순차매개효과검증

| 독립변수   | 종속변수   | B     | SE   | $\beta$ | t         | R <sup>2</sup> | F         |
|--------|--------|-------|------|---------|-----------|----------------|-----------|
| 유기불안   | 관계중독   | .52   | 0.02 | .78     | 24.33***  | .61            | 592.09*** |
| 유기불안   | 고통감내력  | -.43  | 0.18 | -.77    | -23.94*** | .60            | 573.11*** |
| 유기불안   | 정서조절곤란 | .43   | 0.06 | .35     | 7.31***   | .65            | 365.23*** |
| 고통감내력  |        | -1.16 | 0.11 | -.51    | -10.85*** |                |           |
| 유기불안   |        | .27   | 0.03 | .40     | 8.35***   |                |           |
| 고통감내력  | 관계중독   | -.44  | 0.06 | -.36    | -6.92***  | .68            | 277.83*** |
| 정서조절곤란 |        | .07   | 0.23 | .13     | 2.75**    |                |           |

\*\* $p < .01$ . \*\*\* $p < .001$ .

표 5. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란의 간접효과 검증

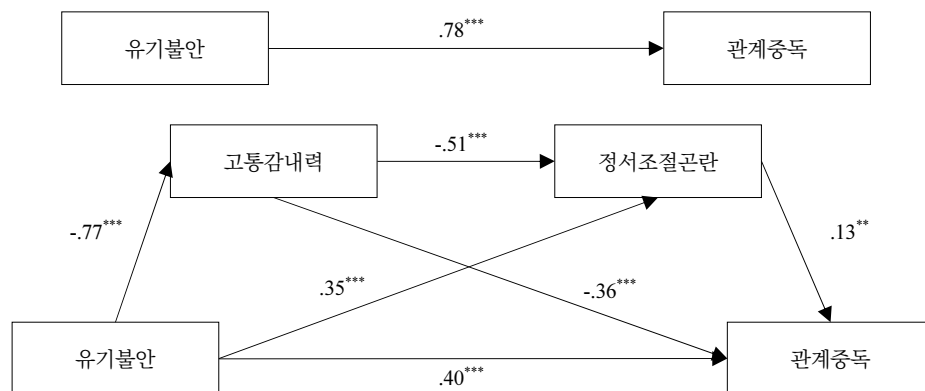
| 구분   | 경로                           | B   | SE   | $\beta$ | 95% 신뢰구간 |       |
|------|------------------------------|-----|------|---------|----------|-------|
|      |                              |     |      |         | LLCI     | ULCI  |
| 총효과  | 유기불안 → 관계중독                  | .52 | 0.02 | .78     | 0.480    | 0.565 |
| 직접효과 | 유기불안 → 관계중독                  | .27 | 0.03 | .40     | 0.206    | 0.334 |
| 간접효과 | 총 간접효과                       | .25 | 0.04 | .38     | 0.183    | 0.323 |
|      | 유기불안 → 고통감내력 → 관계중독          | .19 | 0.04 | .28     | 0.117    | 0.255 |
|      | 유기불안 → 정서조절곤란 → 관계중독         | .03 | 0.02 | .04     | 0.002    | 0.071 |
|      | 유기불안 → 고통감내력 → 정서조절곤란 → 관계중독 | .04 | 0.02 | .05     | 0.004    | 0.068 |

다. 유기불안이 고통감내력을 통해 관계중독에 미치는 간접효과 경로( $\beta = .28$ , 95% CI [.117, .255])가 유의한 것으로 나타났으며, 정서조절곤란을 매개로 관계중독에 미치는 간접효과 경로( $\beta = .04$ , 95% CI [.002, .071])도 유의한 것으로 나타났다. 마지막으로 유기불안이 고통감내력과 정서조절곤란을 순차적으로 매개하여 관계중독에 이르는 간접효과 경로( $\beta = .05$ , 95% CI [.004, .068])도 유의하였다(그림1 참조).

#### IV. 논의 및 결론

본 연구는 유기불안이 성인초기의 관계중독 경향에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란의 매개효과를 확인함으로써 관계중독 경향에 영향을 미치는 기제를 구체적으로 탐색하고자 하였으며, 초기 성인을 대상으로 한 상담 장면에서 관계중독을 효과적으로 다룰 수 있는 개입의 방향성을 제시하고자 하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같았다. 첫째, 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력이 매개하는지 살펴본 결과, 부분매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 유기불안이 관계중독에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라, 부정적 정서를 견디게 하는 고통감내력을 매개로 하여 부분적으로도 영향을 미친다는 것을 보여준다. 이는 유기불안과 관계중독 간 정적 상관을 보고한 선행 연구(김소리, 2021; 박혜원, 김영근, 2019; 이정민, 2024)와 일치하는 결과이다. 또한 타인에게 버려질 것 같은 두려움이 고통을 견디게 하는 능력을 낮추어 관계에 집착하게 되는 양상을 보고한 연구 결과와도(김진영, 2016; 배진영, 한유진, 2022; 이은지, 김은석, 2024) 맥을 같이 한다. 위 연구들을 종합하여 본 연구의 결과를 살펴보면 유기에 대한 불안감을 해소하기 위해 관계에 집착하게 될 수 있고, 유기불안이 심리적 고통을 견디는 능력을 낮추게 하여 부정적 정서를 적절히 다루지 못해 타인에게 집착하는 양상인 관계중독을 심화시키는 것으로 해석할 수 있다.



\* $p < .05$ . \*\* $p < .01$ . \*\*\* $p < .001$ .

그림 1. 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란의 이중매개효과

둘째, 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 정서 조절곤란이 매개하는지 살펴본 결과, 부분매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 유기불안이 관계중독에 직접 영향을 미칠 뿐만 아니라, 정서 조절에 어려움을 겪는 상태인 정서조절곤란을 매개로 하여 부분적으로도 영향을 미치는 것을 보여준다. 이는 유기불안을 느끼는 사람들은 정서를 조절하는 것이 어려워 관계중독으로 이어질 수 있다는 연구(노연민, 홍정순, 2023; 배선영, 이인수, 2018) 결과와 일치한다. 한편 자신에게 중요한 대상으로부터 버려질 것 같은 두려움을 느끼는 사람들은 외로움, 불안 등 부정적 정서를 타인과의 관계를 통해 해결하고 심리적 안정감을 얻으려고 한다(Adams & Robinson, 2001). 그러므로 힘들게 관계를 벗어나더라도 부정적 정서를 조절하기 어려워하고 지속적으로 그러한 정서를 느끼기 때문에 다시 관계에 집착하는 모습을 보인다(Fisher, 2014). 본 연구의 결과는 상담 장면에서 유기불안을 느끼며 관계중독을 나타내는 내담자에 대한 치료적 개입의 일환으로, 불안을 느낄 때 타인과의 관계에 집착하는 방법으로 해소하기보다 자신이 느끼고 있는 부정적 정서를 알아차리고, 정서를 효율적으로 조절하도록 도와주는 것이 도움이 될 수 있음을 시사한다.

셋째, 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란이 순차적으로 매개하는지 살펴본 결과, 유기불안이 관계중독에 미치는 영향에서 고통감내력과 정서조절곤란 각각의 부분매개효과뿐만 아니라 순차매개효과도 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 유기불안이 고통감내력을 낮추게 되고(김진영, 2016; 배진영, 한유진, 2022), 낮아진 고통감내력이 정서를 조절하기 어렵게 만들며(이은영, 이창현, 2024), 정서조절곤란 정도가 높아질수록 관계중독 성향이 증가한다(김보연, 라수현, 2024; 김의현 등, 2023)는 연구 결과들과 일맥상통한다. 다시 말해 본 연구에서는 유기불안과 관계중독 간 관계에서 정서 조절과 관련되었다고 알려진 고통감내력과 정서조절곤란의 매개효과를 검증함으로써 유기불안에서 관계중독으로 가는 경로에서 정서 조절의 필요성을 확인하였다. 이를 통해 유기불안

이 관계중독 경향을 일으키는 과정에서 적절하게 정서 조절 방법을 학습한다면 관계중독 경향의 위험성이 낮아질 수 있다는 것을 밝혔다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 유기불안과 관계중독 경향 간 관계에서 고통감내력과 정서조절곤란을 매개변인으로 투입하여 유기불안과 관계중독 경향 간 관계를 구체적으로 살펴보았다. 선행 연구(김보연, 라수현, 2024; 김의현 등, 2023; 김진영, 2016; 노연민, 홍정순, 2023; 배선영, 이인수, 2018; 배진영, 한유진, 2022; 이은영, 이창현, 2024; 이은지, 김은석, 2024)에서 부분적으로 검증되었던 변인 간 관련성을 종합적으로 확인하여 유기불안이 고통을 견디는 능력을 저하하고, 정서 조절을 어렵게 하여 관계중독에 이르는 경로를 확인하였다. 이를 통해 부정적 정서를 견디고 조절하는 능력이 관계중독에 중요하다는 것을 확인했다는 점에 의의가 있다.

둘째, 상담 장면에서 관계중독 경향을 보이는 성인 초기 내담자에게 치료적 개입시, 유기불안을 다루는 것 외에도 부정적 정서를 견디고 조절하는 능력을 올리는 것도 필요함을 확인했다. 선행 연구에서 관계중독은 어린 시절 주 양육자와의 불안정 애착에서 비롯된 부정적 초기 대상관계나 유기도식으로 형성된 유기불안이 원인임이 보고되어 왔다(김지연, 심혜원, 2016; 박혜원, 김영근, 2019; 손승희, 2019; 이지원, 이기학, 2014). 이러한 연구들은 교정적인 관계 경험을 통해 유기에 대한 불안감을 느끼는 유기도식을 수정하거나 안정적인 대인관계 재경험을 통해 관계중독이 완화됨을 제시한다. 그러나 심리와 관련한 도식에 대한 대부분의 기억이나 불안감은 단기간의 치료적 개입으로 완전히 사라지는 것이 어려우므로(Young, Klosko & Weishaar, 2006) 이러한 개입에는 한계가 있을 수 있다. 따라서 유기에 대한 불안감이 상승할 때, 이 불안감을 단순히 회피하려는 시도뿐만 아니라 이를 인식하고 적절히 조절하는 능력을 증진하는 방법을 배우는 것도 관계중독을 완화할 수 있는 또 하나의 개입 방법이 될 것이다. 이에 더하여 유기불안으로 인해 정서 조절에 어려움을 겪는 것은 중독 문제와도 관련이 있기에(김세광, 홍혜영, 2018;

Charland, 2007), 부정적 정서를 적절하게 조절하는 방법도 함께 배우는 것이 도움이 될 것이다. 본 연구에서는 유기불안을 느낄 때 불안감으로만 타인에게 집착하는 양상을 보이는 것이 아니라 유기불안이 부정적 정서를 견디는 힘을 약해지게 만들고, 정서 조절에 어려움을 겪어 타인과의 관계 경험을 통해 이를 해소하려는 것을 밝혀냈다. 이를 통해 유기불안을 느끼며 관계중독을 호소하는 내담자에게 유기불안과 관계중독 자체에 개입하는 것 외에도 고통감내력을 증진하여 부정적 정서를 적절히 조절하는 것도 필요함을 시사한다. 따라서 본 연구는 유기불안을 느끼며 관계중독 경향을 보이는 사람들을 대상으로 고통감내력 증진 프로그램이나 합리적 정서 조절과 관련한 프로그램을 계획하고 시행하는 후속 연구의 근거 자료로 활용될 수 있다.

마지막으로 본 연구의 한계점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 만 19 ~ 34세 성인 초기 대상으로만 진행되었으므로, 연구 결과를 성인기 전체로 일반화하기 위해서는 추가적 정보가 필요할 것이다. 또한 본 연구에서는 남녀 성차에 따른 결과를 살펴보지 않았다. 따라서 후속 연구에서는 중년기, 노년기 등 다양한 연령대를 포함해도 본 연구 결과가 반복되는지 검증함과 더불어 남녀 성차에 따른 차이가 있는지를 살펴보는 것이 임상적 의의가 있을 것이다.

둘째, 본 연구는 유기불안, 관계중독, 고통감내력, 정서조절곤란 정도를 측정하기 위해 자기보고식 온라인 설문을 진행하였다. 온라인 설문이기에 사회적 바람직성, 주변 환경, 개인의 지각 정도, 기분 등 여러 요소들로 인해 객관적으로 응답하지 않았을 가능성을 배제하기 어렵다. 따라서 후속 연구에서는 면담, 관찰법 등 한계점을 보완할 수 있는 연구 방법을 통해 자료를 수집할 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 관계중독을 병리적인 중독 증상 또는 상태로 보지 않고 일반인 대상으로 진행하였다. 관계중독은 인지, 정서적으로 부정 영향을 미치며 대인관계에 여러 문제를 일으킬 수 있는 위험 요인으로 연구되지만(Sanches & John, 2019), 본 연구에서는 대인관계 상황에서 관계에 집착하며 여러 어려움을 겪는 관

계중독 경향성을 측정한 것이다. 또한 본 연구에서 사용한 관계중독 개념은 관계 자체에 주목하여 다소 모호할 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 임상 장면에서 있는 환자들 대상으로 본 연구모형이 적용될 수 있을지 추가적으로 검증할 필요가 있음과 동시에 연인관계나 친구관계 같은 특정 관계에 주목하여 관계중독의 개념을 정립할 필요가 있다.

이와 같은 제한점에도 불구하고 본 연구는 유기불안과 관계중독 경향 간 관계에서 정서 조절과 관련된 변인인 고통감내력과 정서조절곤란의 매개효과를 봄으로써 유기불안과 관계중독 경향 간 관계에서 정서 조절의 필요성을 확인하였다. 따라서 본 연구의 결과가 상담장면에서 유기불안을 느끼며 관계중독 경향을 보이는 내담자에게 부정적 정서를 조절하고 견디는 능력을 증진하는 것이 필요하다는 근거 자료로 활용될 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 권진희, 김해란 (2017). 단절 및 거절도식과 대인관계 문제에서 정서표현양가성과 부적응적 정서조절방략의 매개효과. *청소년시설환경*, 15(1), 13-24.
- 김보연, 라수현 (2024). 대학생의 자기분화가 관계중독에 미치는 영향: 정신화로 조절된 정서조절곤란의 매개효과. *상담학연구*, 25(3), 21-42.  
<https://doi.org/10.15703/kjc.25.3.202406.21>
- 김성주, 정운경 (2024). 코로나 시기 대학생의 애착 안정성: 성인애착 유형과 정서조절, 어머니의 정서적 가용성을 중심으로 한 단기 종단 연구. *인간발달연구*, 31(2), 39-56.  
<https://doi.org/10.15284/kjhd.2024.31.2.39>
- 김세광, 홍혜영 (2018). 내현적 자기애가 관계중독에 미치는 영향: 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 매개효과. *한국콘텐츠학회 논문지*, 18(8), 392-407.  
<https://doi.org/10.5392/jkca.2018.18.08.392>
- 김소리 (2021). 성인초기 유기불안과 관계중독의 관계에서 자기자비의 매개효과. *한국콘텐츠학회 논문지*, 21(1), 579-589.  
<https://doi.org/10.5392/JKCA.2021.21.01.579>
- 김용희 (2006). 애착과 신체화의 관계에 대한 자기개념 변인의 매개효과. *한국심리학회지: 건강*, 11(1), 25-36.

- 김은지, 하정희 (2024). 초기 성인의 관계중독과 데이트폭력 피해의 관계: 기본심리욕구와 분노억제의 매개효과. *청소년학연구*, 31(4), 57-84.  
<https://doi.org/10.21509/KJYS.2024.04.31.4.57>
- 김의현, 박수정, 김다솜, 김영근 (2023). 애착불안이 관계중독에 미치는 영향: 거부민감성과 정서조절곤란의 매개효과. *재활심리연구*, 30(1), 133-150.  
<https://doi.org/10.35734/karp.2023.30.1.007>
- 김지민, 홍혜영 (2016). 대학생의 내현적 자기애가 이성관계 만족도에 미치는 영향: 관계진술성의 매개효과. *청소년 시설환경*, 14(3), 37-49.
- 김지연, 심혜원 (2016). 불안정 성인애착이 관계중독에 미치는 영향: 이성관계 갈등해결 전략의 매개효과를 중심으로. *청소년학연구*, 23(2), 73-100.
- 김진영 (2016). 유기불안이 경계선 성격장애 성향에 미치는 영향: 고통감내력 부족의 매개효과. *전북대학교 대학원 석사학위논문*.
- 김하늘, 유제민 (2017). 성인애착, 유기도식 및 중독성격과 관계중독성 집착행동과의 관계. *청소년학연구*, 24(9), 485-507.  
<https://doi.org/10.21509/KJYS.2017.09.24.9.485>
- 노연민, 홍정순 (2023). 대학생의 유기불안과 관계중독의 관계에서 정서조절곤란과 투사의 매개효과. *청소년상담연구*, 31(1), 109-133.  
<https://doi.org/10.35151/kyci.2023.31.1.006>
- 박성아 (2010). 경계선 성격장애 성향자의 정서에 대한 두려움과 고통감내력. *서울대학교 대학원 석사학위논문*.
- 박소연, 장유진 (2024). 병리적 자기애와 관계중독의 관계: 고통감내력과 공허감의 매개효과. *학습자중심교과교육연구*, 24(10), 597-613.  
<https://doi.org/10.22251/jlcci.2024.24.10.597>
- 박혜원, 김영근 (2019). 부정적 초기 대상관계, 분리-개별화, 유기불안, 관계중독의 구조적 관계. *아시아교육연구*, 20(2), 569-589.  
<https://doi.org/10.15753/aje.2019.06.20.2.569>
- 배선영, 이인수 (2018). 유기불안이 결혼만족도에 미치는 영향: 자기분화를 통한 정서조절곤란의 조절된 매개효과. *상담학연구*, 19(5), 317-336.  
<https://doi.org/10.15703/kjc.19.5.201810.317>
- 배진영, 한유진 (2022). 성인초기 미혼남녀의 유기불안이 관계중독에 미치는 영향 -자아분화와 고통감내력을 매개변인으로-. *한국생애놀이치료학회지*, 5(2), 21-42.  
<https://doi.org/10.54880/klpta.5.2.21>
- 서장원, 권석만 (2015). 고통을 견디는 과정에 대한 이론적 고찰: 정동적 판단 모델의 개발. *한국심리학회지: 일반*, 34(3), 641-666.  
<https://doi.org/10.22257/kjp.2015.09.34.3.641>
- 손승희 (2017). 아동기외상과 관계중독의 관계에서 내면화된 수치심의 매개효과 검증: 여자대학생을 중심으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(3), 743-763.  
<https://doi.org/10.23844/kjcp.2017.08.29.3.743>
- 손승희 (2019). 불안애착과 관계중독의 관계에서 삶의 의미와 고통감내력의 매개효과. *청소년학연구*, 26(8), 109-133.  
<https://doi.org/10.21509/KJYS.2019.08.26.8.109>
- 오남경 (2017). 유기불안, 미성숙한 방어기제, 그리고 경계선적 성격특성의 관계. *재활심리연구*, 24(1), 17-28.
- 오남경, 이영순 (2015). 유기불안 척도의 개발과 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 27(4), 905-929.
- 이은영, 이창현 (2024). 교정공무원의 지각된 통제감과 직무소진의 관계: 고통감내력과 정서조절곤란의 순차이중매개효과. *교정연구*, 34(1), 129-155.  
<https://doi.org/10.14819/krscs.2024.34.1.5.129>
- 이은지, 김은석 (2024). 대학생의 유기/불안정 도식과 관계중독의 관계: 외로움과 고통감내력의 매개효과. *청소년상담연구*, 32(1), 75-95.  
<https://doi.org/10.35151/kyci.2024.32.1.004>
- 이인재, 양난미 (2020). 관계중독 척도개발 및 타당화. *한국심리학회지: 건강*, 25(2), 311-336.  
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2020.25.2.001>
- 이정민 (2024). 복합외상과 관계중독의 관계에서 유기불안의 매개효과. *한국콘텐츠학회 논문지*, 24(6), 517-526.  
<https://doi.org/10.5392/JKCA.2024.24.06.517>
- 이지원, 이기학 (2014). 불안정애착 및 심리적 고통이 관계중독에 미치는 영향: 지지추구적 정서조절양식의 조절된 매개효과 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(1), 65-95.
- 이하람 (2016). 유기불안이 관계중독에 미치는 영향: 부적응적 정서조절방략의 매개효과. *전북대학교 대학원 석사학위논문*.
- 장석진, 연문희 (2009). 애착이론에 근거한 집단상담 프로그램이 대학생의 대인관계 문제 및 능력에 미치는 효과. *상담학연구*, 10(4), 2031-2054.  
<https://doi.org/10.15703/kjc.10.4.200912.2031>
- 전형주, 강지현 (2022). 연애 중인 대학생의 유기불안이 우울과 분노에 미치는 영향: 부적응적 정서조절방략의 매개효과. *생애학회지*, 12(1), 95-121.  
<https://doi.org/10.30528/jolss.2022.12.1.005>
- 정오영, 장석진 (2022). 부정적 양육 태도, 내현적 자기애, 관계중독 성향, 데이트폭력 가해 행동의 구조적 관계. *학습자중심교과교육연구*, 22(15), 425-438.  
<https://doi.org/10.22251/jlcci.2022.22.15.425>
- 정지현, 권석만 (2013). 고통 감내력과 심리적 건강의 관계: 탈중심화와 회피적 대처의 매개효과. *한국심리학회지: 임상*, 32(3), 627-647.  
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2013.32.3.009>
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *한국심리학회지: 임상*, 26(4), 1015-1038.  
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2007.26.4.012>
- 최연화 (2012). 대학생의 자아분화, 성인애착, 관계중독과

- 친밀한 관계에 대한 두려움 간의 관계. *상담학연구*, 13(2), 689-704.  
<https://doi.org/10.15703/kjc.13.2.201204.689>
- Adams, K. M., & Robinson, D. W. (2001). Shame reduction, affect regulation, and sexual boundary development: Essential building blocks of sexual addiction treatment. *The Journal of Treatment & Prevention*, 8(1) 23-44.  
<https://doi.org/10.1080/10720160127559>
- Batholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(2), 226-244.
- Charland, L. C. (2007). Affective neuroscience and addiction. *The American Journal of Bioethics*, 7(1), 20-21.  
<https://doi.org/10.1080/15265160601064066>
- Curran, P., West, S., Finch, J., & Appelbaum, M. I. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and crisis* (No. 7). New York, NY: Norton.
- Fisher, H. (2014). Broken hearts: The nature and risks of romantic rejection. In *Romance and sex in adolescence and emerging adulthood* (pp. 3-28). New York: Psychology Press.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(1), 41-54.  
<https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
- Hesterberg, T. (2011). Bootstrap. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 3(6), 497-526.  
<https://doi.org/10.1002/wics.182>
- Leyro, T. M., Zvolensky, M. J., & Bernstein, A. (2010). Distress tolerance and psychopathological symptoms and disorders: A review of the empirical literature among adults. *Psychological Bulletin*, 136(4), 576-600.  
<https://doi.org/10.1037/a0019712>
- Luecken, L. J., & Appelhans, B. (2005). Information-processing biases in young adults from bereaved and divorced families. *Journal of Abnormal Psychology*, 114(2), 309-313.  
<https://doi.org/10.1037/0021-843X.114.2.309>
- Martin, G. (1994). 좋은 것도 중독이 될 수 있다. 임금선 (역). 서울: 생명의 말씀사. (원본 발간일, 1990)
- McHugh, R. K., Daughters, S. B., Lejuez, C. W., Murray, H. W., He aron, B. A., Gorka, S. M., & Otto, M. W. (2011). Shared variance among self-report and behavioral measures of distress intolerance. *Cognitive Therapy and Research*, 35(3), 266-275.  
<https://doi.org/10.1007/s10608-010-9295-1>
- Sanches, M., & John, V. P. (2019). Treatment of love addiction: Current status and perspectives. *The European Journal of Psychiatry*, 33(1), 38-44.  
<https://doi.org/10.1016/j.ejpsy.2018.07.002>
- Simons, J. S., & Gaher, R. M. (2005). The Distress Tolerance Scale: Development and validation of a self-report measure. *Motivation and Emotion*, 29(2), 83-102.  
<https://doi.org/10.1007/s11031-005-7955-3>
- Simpson, J. A., & Rholes, W. S. (2017). Adult attachment, stress, and romantic relationships. *Current Opinion in Psychology*, 13, 19-24.  
<https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.04.006>
- Stopa, L., Thorne, P., Waters, A., & Preston, J. (2001). Are the short and long forms of the Young Schema Questionnaire comparable and how well does each version predict psychopathology scores?. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 15(3), 253-272.
- Vaillant, G. E. (2012). *Triumphs of experience: The men of the Harvard Grant Study*. Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press.
- Vujanovic, A. A., Bonn-Miller, M. O., Potter, C. M., Marshall, E. C., & Zvolensky, M. J. (2011). An evaluation of the relation between distress tolerance and posttraumatic stress within a trauma-exposed sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 33(1), 129-135.  
<https://doi.org/10.1007/s10862-010-9209-2>
- Vujanovic, A. A., Hart, A. S., Potter, C. M., Berenz, E. C., Niles, B., & Bernstein, A. (2013). Main and interactive effects of distress tolerance and negative affect intensity in relation to PTSD symptoms among trauma-exposed adults. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35(2), 235-243.  
<https://doi.org/10.1007/s10862-012-9325-2>
- Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M. E. (2006). *Schema therapy: A practitioner's guide*. New York: Guilford press.